

Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie

Jahrgang
Volume **15**

Heft
Fascicule **1–2**



2009

Bulletin de la Société Suisse d'Anthropologie

Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie

Herausgegeben von der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie (SGA). Publiziert seit 1995.
Unterstützt von der Akademie der Naturwissenschaften Schweiz (SCNAT).

Bulletin de la Société Suisse d'Anthropologie

Edité par la Société Suisse d'Anthropologie (SSA). Publié depuis 1995.
Supporté par l'académie suisse des sciences naturelles (SCNAT).

Redaktion/Rédaction

Christine Cooper, Bern (Chefredaktorin)

Christina Papageorgopoulou, Mainz

Scientific Board

Kurt W. Alt, Mainz

Jesper Boldsen, Odense

Thomas Böni, Zürich

David Bulbeck, Canberra

Joachim Burger, Mainz

Rethy Chhem, London, Ontario

Alfred Czarnetzki, Tübingen

Georges Descœudres, Zürich

Alexander Fabig, Rostock

Paolo Francalacci, Sassari

Birgit Großkopf, Göttingen

Gisela Grupe, München

Miriam Noël Haidle, Tübingen

Winfried Henke, Mainz

Estelle Herrscher, Marseille

Israel HersHKovitz, Tel Aviv

Ariane Kemkes, Scottsdale

Christiane Kramar, Genève

Christian Lanz, Zürich

François Mariéthoz, Sion

Wolfgang Müller, London

Geneviève Perréard Lopreno, Genève

Iris Ritzmann, Zürich

Brigitte Röder, Basel

Hartmut Rothe, Göttingen

Bruce M. Rothschild, Youngstown

Carel van Schaik, Zürich

Elisabeth Stephan, Konstanz

Susi Ulrich-Bochsler, Bern

Ursula Wittwer-Backofen, Freiburg i. Br.

Erscheinungsweise/Fréquence de parution:

Das Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie erscheint in der Regel zweimal pro Jahr (Frühjahr, Herbst). Beide Hefte bilden zusammen einen Band.

Le Bulletin de la Société Suisse d'Anthropologie paraît deux fois par an (printemps et automne). Deux cahiers constituent un volume.

Bezugsort/Abonnement:

Kassier SGA/Comptable SSA: Martin Häusler, Zürich. E-mail: mfh@aim.unizh.ch

Preis dieser Nummer/Prix de ce numéro: 25.00.- CHF

Jahresabonnement/Abonnement annuel: 50.00.- CHF

Für Mitglieder der SGA ist das Bulletin im Jahresbeitrag inbegriffen.

Les membres de la SSA reçoivent gratuitement le bulletin.

Umschlag/Couverture:

Fotografie von/Photographie de: Musée National d'Histoire et d'Art, Luxembourg.

Ansicht der Kirche Grevenmacher mit der Verzeichnung der Fundstellen.

Herstellung/Impression:

Books4you, Brno, CZ

Jahrgang/Volume 15, Heft/Fascicule 1–2, 2009

Erscheinungsdatum/Parution: Juli/Juillet 2010

ISSN 1420-4835

Inhaltsverzeichnis / Table of contents

Originalarbeiten / Original articles

FRANK SIEGMUND

Der Maskulinitätsindex und statistische Verfahren zur Prüfung auf Unterschiede in den Geschlechteranteilen frühmittelalterlicher Populationen

[Masculinity index and the statistical improvement of a balanced or unbalanced secondary sex ratio in early medieval Europe] 5

ZUZANA OBERTOVÁ, MARTIN MENNINGER, JOACHIM WAHL, CHRISTIANE BIS-WORCH

Zu den Kinderbestattungen im mittelalterlichen Grevenmacher (Luxemburg) – Anthropologische Auswertung der Skelettreste

[On the children's burials in medieval Grevenmacher (Luxemburg) – anthropological investigation of the skeletal remains] 19

Vorträge an der SGA-Jahrestagung 2009 / Lectures at the SGA annual meeting 2009

AUDREY GALLAY

L'environnement bio-culturel estimé d'après les modalités de croissance des individus immatures. L'exemple de la population inhumée entre le VII–VIIIe et le XVIIIe siècle AD à l'Eglise Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse)

[The bio-cultural environment as assessed by the growth of immature individuals. The example of the population buried at the Saint-Félix church (Presinge, Geneva, Switzerland) between the VII-VIII and XVIII c. AD.] 33

FRANK SIEGMUND, CHRISTINA PAPAGEORGOPOULOU

Upgrading calculation methods for age estimation from cranial sutures in 594 crania from the Poschiavo ossuary 45

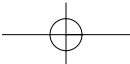
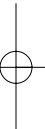
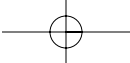
GERALDINE D'EYRAMES, FRANK SIEGMUND, CHRISTINA PAPAGEORGOPOULOU

Discriminant function analysis versus morphognostic sex determination of 637 crania from the Poschiavo ossuary 57

SANDRA PICHLER, THOMAS DOPPLER, BRIGITTE RÖDER

Prähistorische Familien in der archäologischen Literatur der Schweiz: ein Abbild der ehemaligen Realität?

[Prehistoric Families in Swiss Archeological Publications: Do they reflect past realities?] 65



Der Maskulinitätsindex und statistische Verfahren zur Prüfung auf Unterschiede in den Geschlechteranteilen frühmittelalterlicher Populationen

[Masculinity index and the statistical improvement of a balanced or unbalanced secondary sex ratio in early medieval Europe]

FRANK SIEGMUND

Seminar für Ur- und Frühgeschichte, Universität Basel

Zusammenfassung

Das Geschlechterverhältnis einer Population wird häufig im Maskulinitätsindex (MI) ausgedrückt. Der Beitrag zeigt auf, dass Prozentwerte und ihre Konfidenzintervalle helfen, die Abweichungen von der Erwartung eines ausgewogenen Verhältnisses besser darzustellen. Als Entscheidungshilfe, ab wann Abweichungen statistisch signifikant sind, wird der χ^2 -Anpassungstest herangezogen. Für die empfohlenen Verfahren wird erläutert, wie und mit welchen Hilfsmitteln sie korrekt errechnet werden können. Wie eine Überprüfung zeigt, gibt es keine Hinweise auf Laboreffekte bei den anthropologischen Geschlechtsbestimmungen. An einer Sammlung von 67 frühmittelalterlichen Populationen aus der Schweiz, Süd- und Westdeutschland wird aufgezeigt, dass das Geschlechterverhältnis bei der überwiegenden Mehrheit der Gräberfelder den biologischen Erwartungen entspricht. Die wenigen signifikanten Abweichungen bedürfen weiterer Forschung, sie gehen vermutlich auf geschlechtsspezifisch unterschiedliche Sterberisiken in der Kindheit und Jugend zurück. Ein Ausblick auf andere Kulturen oder Epochen zeigt, dass dort teilweise deutlich grössere Abweichungen vom ausgewogenen Verhältnis vorliegen.

Schlüsselwörter: Maskulinitätsindex, Merowingerzeit, Demographie, Methoden, Chi-Quadrat-Test

Summary

The sex distribution of a population is known as Masculinity Index (MI). The purpose of this paper is to show how the frequencies and the confidence interval of the percentages can better represent probable deviations from a balanced secondary sex ratio (SSR). The χ^2 -goodness-of-fit test is used to point out whether such deviations are statistically significant. The methodology of such calculations is presented. A sample of 67 early medieval populations from Switzerland and southern and western Germany has been collected. In the majority of the cemeteries the sex distribution represents the normal biological proportion. There is no evidence of influence from various laboratories on the sex determination. The few statistically significant differences should be investigated further; they probably indicate differences of death risk in the early childhood or adolescence between males and females. Examples from other cultures and epochs show that there are indeed significant deviations from a balanced SSR in the sex distribution.

Keywords: Masculinity index, Early Medieval Europe, demography, statistical methods, chi-square test

Einleitung

Bei Auswertungen anthropologischer Bestimmungen von archäologischem Skelettmateriale werden regelhaft die Summen der geschlechtsbestimmbaren erwachsenen Individuen mitgeteilt. Oft wird diese Bilanz ergänzt um die Ermittlung des Maskulinitätsindex (MI). Er wird errechnet als: $(\text{Männer/Frauen}) \times 100$,

alternativ wird als Bezugssumme statt 100 die Zahl 1'000 gesetzt (Herrmann *et al.* 1990, p 310; Ulrich-Bochsler 1997, p 21). Als zu erwarten gilt die Zahl 100 (oder eben 1'000), wovon der Index üblicherweise mehr oder weniger stark abweicht. Problematisch ist die Bewertung dieser Abweichung, wofür der Index selbst keine Hilfen bietet. Bei kleinen Populationen wird man vernünftigerweise grössere Abweichungen als durch den

Zufall möglich tolerieren, bei grösseren Populationen wird man dazu neigen, geringere Abweichungen zu erwarten. Ein solch' intuitives Vorgehen bleibt jedoch unbefriedigend.

Vereinfacht erwarten wir für die üblichen Gräberfeldpopulationen einen Männeranteil von etwa 50 Prozent bzw. einen MI von 100. Tatsächlich liegt der Anteil von männlichen Individuen unter den Lebendgeborenen (*secondary sex ratio, SSR*) im neuzeitlichen Mitteleuropa bei 51,35%, d.h. auf 100 Mädchen werden 105,55 Knaben geboren (Tab. 1 oben; weitere, bestätigende Daten bei Ulrich-Bochsler 1997, p 34 f.). Zwar konnte mehrfach gezeigt werden, dass es in Ausnahmesituationen (Krieg, Notzeiten: z.B. Fukuda *et al.* 1998; Catalano und Bruckner 2006; Kemkes 2006; grundlegend: Trivers und Willard 1973) kurzfristige Abweichungen von dieser Relation gab, doch gibt es keinen Grund für die Annahme, dass das Verhältnis im frühen Mittelalter dauerhaft grundsätzlich anders war als Heute. Da alle Geborenen irgendwann auch sterben, müssten alle Skelettpopulationen diese Geschlechterrelation aufweisen.

Der Artikel untersucht, um welche statistischen Instrumente man den MI ergänzen kann, um klare Entscheidungshilfen zu gewinnen, wann eine Geschlechterrelation als auffallend bezeichnet werden kann. Auf dieser methodischen Grundlage werden mögliche Laboreffekte bei den Bestimmungen überprüft und das Verhältnis zwischen der archäologische Bestimmung des sozialen Geschlechts ('gender') und den anthropologischen Bestimmungen des biologischen Geschlechts ('sex'). An einer umfangreichen Sammlung frühmittelalterlicher Populationen wird die zeitübliche Geschlechterrelation und signifikante Abweichungen herausgearbeitet und mit Sammelserien anderer Perioden (Bandkeramik, Schnurkeramik, Frühbronzezeit) verglichen.

Material

Im Vordergrund des Artikels steht eine Methodendiskussion. Um die methodische Diskussion anschaulich zu machen, wurden fünfzehn gut publizierte frühmittelalterliche Gräberfelder aus der Schweiz mit insgesamt 1'145 Männern und 1'030 Frauen zusammengestellt, an den wir Daten und Zahlen detailliert betrachten (Tab. 2). Den Kern der Untersuchung bildet eine systematische Zusammenstellung aller gut publizierten und nicht zu kleinen Populationen des frühen Mittelalters aus der Schweiz, Süd- und Westdeutschland, also den wesentlichen Siedlungsräumen von Alemannen und

Franken. Im Ergebnis stehen 67 frühmittelalterliche Gräberfelder mit insgesamt 5'192 anthropologisch bestimmten Männern (51,5%) und 4'889 Frauen (48,5%) zur Verfügung (Liste 1). Soweit möglich, wurden diese Serien den Standorten bzw. Schulen zugeordnet, die für die anthropologische Bestimmung verantwortlich zeichnen, so dass Laboreffekte untersucht werden können (vgl. Liste 1). Zu neun grösseren und auch archäologisch gut bearbeiteten Gräberfeldern (Basel-Kleinhüningen, Beffendorf, Dittenheim, Kirchheim unter Teck, München-Aubing, Pliening, Stetten, Weingarten, Westheim; vgl. Liste 1) werden zusätzlich die Individualdaten erhoben und die archäologischen Bestimmungen des sozialen Geschlechts anhand der Grabbeigaben mit den anthropologischen Bestimmungen des biologischen Geschlechts verglichen (n=1'125 Individuen). Zum weiteren Vergleich dienen einige Sammelserien, und zwar synchron von Slawen und Awaren (Tab. 6), und diachron von altneolithischen, schurkeramischen und frühbronzezeitlichen Populationen (Tab. 7) sowie von mittelalterlichen und neuzeitlichen Kirchhöfen der Schweiz (Tab. 8–9).

Methoden

Prozentzahlen und Konfidenzintervalle

Ein an Stelle des Maskulinitätsindex statistisch korrekteres Vorgehen ist die Berechnung der prozentualen Anteile von Frauen- und Männergräbern sowie die Mitteilung des Konfidenzintervalls. Das Konfidenzintervall beschreibt jene Spanne, in der mit 95%iger Sicherheit der tatsächliche Anteil in der Grundgesamtheit liegt. Ist die Stichprobe gross, fällt das Intervall kleiner aus, ist die Stichprobe klein, fällt das Intervall breiter aus. Für die Ermittlung der Intervalle können für unsere Fragestellung statt der Formeln für unendliche Grundgesamtheiten (Sachs und Hedderich 2006, p 254 Formel 6.28) die Schätzformeln für endliche Grundgesamtheiten angewendet, die zu etwas engeren Intervallen führen (Sachs und Hedderich 2006, p 254 Formel 6.32). Als endliche Grundgesamtheit setzen wir die Anzahl aller ergrabenen Individuen ein, d.h. inklusive der Subadulten und der geschlechtsunbestimmten Erwachsenen (vgl. Tab. 2). Ersatzweise kann bei unvollständig erfassten Gräberfeldern auch die geschätzte Grösse des ganzen Gräberfeldes eingesetzt werden – wobei die Unterschiede zur ersten Variante klein sind. Da wir relative Häufigkeiten um 0,5 untersuchen (genauer: 0,45–0,55), sind diese Formeln bei Stichprobengrössen ab 50 Beobachtungen hinreichend.

Bei kleineren Stichproben werden sie ungenau und bessere Berechnungen sehr aufwendig, weshalb wir die einschlägigen Tabellenwerke konsultieren, um dort die exakten Werte zu entnehmen (z.B. Wissenschaftlichen Tabellen Geigy: Lentner 1980, p 89–102; Rohlf und Sokal 1995, p 92–105 Tab. P; gute Alternative: Weber 1986, p 619 ff. Taf. 22a). Da in den Tabellenwerken Listen für endliche Grundgesamtheiten fehlen, wendet man die Tabellen für unendliche Grundgesamtheiten an. Da die Konfidenzintervalle für endliche Grundgesamtheiten enger ausfallen als diejenigen für unendliche Grundgesamtheiten, runden wir die den Tabellen entnommenen Werte mit Zehntelprozenten auf ganze Prozente, und zwar stets nach innen auf den beobachteten Prozentwert hin. Ebenso werden bei Stichproben kleiner 100 grundsätzlich keine Zehntelprozente mehr angegeben, sondern auf ganze Zahlen gerundet.

Der χ^2 -Anpassungstest

Mit einem sog. χ^2 -Anpassungstest (Sachs und Hedderich 2006, p 333 f.; Bortz und Lienert 2003, p 67 ff.; Rohlf und Sokal 1995a, p 724–743 “model III”) vergleichen wir die beobachtete Häufigkeit der Geschlechter gegen die Erwartung eines Männeranteiles von 51,35% und eines Frauenanteiles von 48,65%. Aus dem Vergleich der Beobachtungen und der Erwartungen errechnet sich die Prüfgrösse χ^2 . Ist diese kleiner als 3,841 (oder 6,635), sind die Beobachtungen noch mit der These zufälliger Abweichungen vereinbar, ist die Prüfgrösse grösser als der Schrankenwert von 3,841 (oder 6,635), liegt eine überzufällige Abweichung vor. Die Wahl von 3,841 oder 6,635 als Schwellwert hängt mit der angestrebten Entscheidungssicherheit zusammen: “3,841” steht für ein Irrtumsrisiko von 5%, “6,635” für ein geringeres Irrtumsrisiko von 1%. Da das χ^2 -Verfahren als konservativ gilt, d.h. lange an der Nullhypothese “die Unterschiede sind allein zufallsbedingt” festhält, darf in der Archäologie und der auf Gräberfelder zielenden Anthropologie die 5%-Schranke als die meist angemessenere gelten.

Der einfache χ^2 -Test kann ab einer Summe von ca. 40–60 geschlechtsbestimmten Individuen sicher angewendet werden, für noch kleine Populationen scheinen Modifikationen nötig. Die ältere Literatur empfahl, bei kleinen Populationen mit einer Gesamtheit von etwa 20 bis 60 Individuen ein leicht modifiziertes χ^2 -Verfahren einzusetzen, nämlich nach Yates die sog. Kontinuitäts- oder Stetigkeitskorrektur (z.B. Weber 1986, p 194; Hartung 2002, p 414; Bortz und Lienert 2003, p 68), die in der Praxis zu einer leichten Verminderung des χ^2 -Wertes führt und damit zu stärker konservativen

Entscheidungen. Doch nach neueren Studien sind diese Korrekturen nicht notwendig (Sachs und Hedderich 2006, p 483; Rohlf und Sokal 1995a, p 737). Für sehr kleine Populationen mit weniger als 20 Individuen ist jedoch das einfache Verfahren nicht mehr hinreichend, weshalb man dann einen sog. exakten Test nach Fisher für eine 4-Felder-Tafel rechnet (Sachs und Hedderich 2006, p 481; Bortz und Lienert 2003, p 82 ff.), der ab 6 Individuen – weniger dürfen es nicht sein – verwendet werden darf. Für mehr als 20 Individuen bleiben wir beim o.g. einfachen Anpassungstest.

Ergebnisse

Bei den frühmittelalterlichen Gräberfeldern aus der Schweiz liegt kaum ein Maskulinitätsindex bei exakt 100, kaum ein Männeranteil bei exakt 50% (Tab. 2). Während der Index allein wenig Orientierung gibt, helfen die Konfidenzintervalle weiter. Sie umschliessen meist auch den Wert 50%, weshalb in diesen Fällen trotz der Abweichung des beobachteten Prozentwerts ein Männeranteil von 50% in der dahinter stehenden realen Population möglich bleibt. Für Bonaduz, Elgg, Oerlingen und Schleithen liegen die Konfidenzintervalle jedoch vollumfänglich jenseits oder diesseits der 50%, weshalb hier ein tatsächlich unerwartet hoher Männer- bzw. Frauenanteil vorzuliegen scheint. Überprüft man diesen Eindruck mit Hilfe des χ^2 -Anpassungstest (Tab. 3), erweisen sich die Geschlechteranteile für Bonaduz, Oerlingen und Schleithen als statistisch signifikant abweichend vom biologisch zu erwartenden Muster.

Für unsere umfangreiche Stichprobe von Alemannen und Franken des frühen Mittelalters ergeben sich insgesamt 5'192 Männer (51,5%) und 4'889 Frauen (48,5%), somit ein kollektiver Maskulinitätsindex von 106,2. Gemäss dem χ^2 -Anpassungstest ist die Abweichung zur biologischen Erwartung sehr klein ($\chi^2 = 0,094$), d.h. vernachlässigbar. Hinsichtlich der anthropologischen Geschlechtsbestimmung ergeben sich keine signifikanten Laboreffekte. Für Tab. 4 wurden jene Labore ausgewählt, die mit insgesamt mehr als 1'000 geschlechtsbestimmten Individuen und mehr als fünf Populationen in unserer Stichprobe vertreten sind. Die untereinander vielfältig verwobene Deutschschweiz mit den Standorten Basel, Bern und Zürich haben wir dabei als ein Labor betrachtet. Die resultierenden Summen (Tab. 4) sind mit einem χ^2 -Test für eine Mehrfeldertafel berechnet, das resultierende χ^2 liegt unterhalb der Signifikanzschwelle.

Für neun Gräberfelder (Basel-Kleinhüningen, Beffendorf, Dittenheim, Kirchheim unter Teck, München-Aubing, Pliening, Stetten, Weingarten, West-

heim) mit insgesamt 1'125 Beobachtungen vergleichen wir individuell die anthropologische und die archäologische Geschlechtsbestimmung, wobei hinsichtlich der Anthropologie ein stark vereinfachtes Modell mit "Mann" statt "Mann sicher", "Mann wahrscheinlich", ... angewendet wird. In 95% aller Beobachtungen ergeben sich gleichgerichtete Befunde (601 Männer, 467 Frauen). Nur insgesamt 24 biologische Männer (2%) und 33 biologische Frauen (3%) wären gemäss der Grabbeigaben anders zuzuordnen. Ein χ^2 -Test zeigt, dass die leicht unterschiedliche Frequenz für Männer (24) und Frauen (33) statistisch nicht signifikant ist.

Die systematische Anwendung des χ^2 -Anpassungstests mit der Erwartung der biologisch üblichen Geschlechterrelation auf unsere 67 frühmittelalterlichen Gräberfelder zeigt für 52 Populationen (78%) nur geringe und nicht signifikante Abweichungen. Nur 15 Populationen (22%) zeigen statistisch signifikante Abweichungen. Signifikant zu viele biologische Männer gibt es in Anderten, Bonaduz, Fridingen, Giengen, Oerlingen, Rübenach, Schelklingen und Weiding, signifikant zu viele biologische Frauen in Altenerding, Grosskuchen, Neresheim, Peigen, Schleithelm, Straubing Bajuwarenstasse und Wyhl.

Diskussion

Methodik

Der Maskulinitätsindex und der Prozentwert beschreiben zwar die vorgefundene Geschlechterrelation exakt, doch erst die den Prozentwerten hinzugefügten Konfidenzintervalle veranschaulichen transparent, wie weit die möglichen tatsächlichen Anteile in den dahinter stehenden Grundgesamtheiten streuen könnten (Tab. 2). Die Konfidenzintervalle wurden früher gerne nach Clopper und Pearson ermittelt, eine heute veraltete Schnellschätzung (Sachs und Hedderich 2006, p 259 f.), deren Intervalle sehr weit ausfallen und somit kaum aussagekräftig sind. Besser geeignet sind die hier gewählten exakteren Berechnungen z.B. nach den Formeln bei Sachs und Hedderich (2006, 254 Formel 6.28), die heute mit einer Tabellenkalkulation recht einfach realisiert werden können. Doch auch für diese Intervalle bleibt die Frage offen, inwieweit die Abweichungen interpretierbar sind.

Als statistisches Testverfahren zur Klärung der Frage, ob die beobachteten Abweichungen und Unterschiede auch signifikant sind oder noch durch Zufall entstehen können, bietet sich bei Prozentzahlen der Binomialtest an. Da die Unterschiede jedoch in unserem Fall relativ nahe bei 50% liegen, wären für

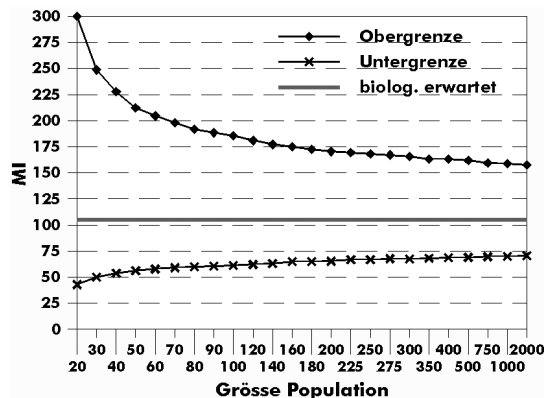


Abb. 1: Obere und untere Grenzwerte des Maskulinitätsindex (MI) zu verschiedenen modellhaften Populationsgrössen, jenseits derer der MI signifikant vom biologischen Erwartungswert abweicht würde. MI-Werte im Bereich zwischen den beiden Kurven sind nicht auffällig.

Binomialtests recht hohe Fallzahlen erforderlich, die von vielen Gräberfeldpopulationen nicht erreicht werden. Gemäss Sachs und Hedderich (2006, p 351 Tab. 7.15) sollten etwa 300 Beobachtungen minimal zur Verfügung stehen, für kleinere Population bietet der Binomialtest kein Instrumentarium. Daher wird hier an Stelle von Prozentzahlen auf der Basis der tatsächlich gezählten Häufigkeiten mit einem χ^2 -Verfahren überprüft, das auch kleine Populationen adäquat behandelt.

Der hier vorgeschlagene Weg kann im Methodenvergleich wieder auf den Maskulinitätsindex zurückgeführt werden. Zu diesem Zweck wurde mit Hilfe der χ^2 -Anpassungstests für eine exemplarische Reihe von Populationsgrössen jeweils die maximale und die minimale Häufigkeit an Männern ermittelt, die gerade noch mit der Hypothese des Zufalls vereinbar wäre, und dazu die entsprechenden Werte des MI ermittelt. Abb. 1 zeigt die graphische Umsetzung unter der Annahme der biologisch üblichen Relation. MI-Werte, die in den Bereich zwischen den beiden Linien fallen, aber nicht exakt den Wert 105,55 (bzw. 1'055,5) aufweisen, sind zufallsbedingt möglich, Werte, die ausserhalb der beiden Grenzlinien liegen, sind signifikant. Die resultierende Spanne erscheint als sehr breit – was letztlich ein Artefakt des Berechnungsmodus des Maskulinitätsindex ist, bei der zwei einander tendenziell sehr ähnliche Grössen dividiert werden, so dass vor allem Werte nahe 100 entstehen.

Hinsichtlich der Quellenkritik hat die Untersuchung gezeigt, dass es keine signifikanten Laboreffekte gibt

(Tab. 4). Ob die geringen Divergenzen (5,1%) zwischen anthropologischer und archäologischer Geschlechtsbestimmung auf tatsächliche Fehlbestimmungen in Anthropologie oder Archäologie zurückgehen, auf Verwechslungen im Magazin, auf Erfassungsfehler o.ä. wird nicht weiter untersucht. Der Befund ist hinreichend, um die hohe Übereinstimmung beider Ansätze zu belegen und die denkbare These von systematischen Bestimmungsfehlern erneut zu verwerfen.

Merowingerzeit

Der hier an Individualvergleichen erarbeitete Befund einer hohen Deckung von anthropologischer und archäologischer Geschlechtsbestimmung kann nicht ohne Weiteres verallgemeinert werden. In Tab. 5 werden auf Populationsniveau zwei Vergleichsfälle herangezogen: (a) eine flächendeckende Zusammenstellung der fränkischen Gräberfelder vom deutschen Niederrhein aus dem Raum Köln und rheinabwärts, die alle Gräber dieser Region nach archäologischen Kriterien klassifiziert (soziales Geschlecht; Siegmund 1998, 495–513 Liste 3). (b) Eine Zusammenstellung von Klaus G. Kokkotidis und Jürgen Richter (1991, 236 Tab. 3, nur Bestimmung "B"), die archäologische Geschlechtsbestimmung für 15 frühmittelalterliche Gräberfelder aus der Schweiz und Deutschland tabellieren, wobei im Gegensatz zur Stichprobe (a) der Schwerpunkt im alemannischen Siedlungsraum liegt. Wie die Zahlen in Tab. 5 ausweisen, weichen die Ergebnisse für die Populationen insgesamt, d.h. jenseits des Paarvergleichs auf Individualniveau, zum Teil deutlich von der biologischen Erwartung zugunsten der Männer ab. Die Abweichung der von Kokkotidis und Richter (1991) zusammengestellten Serien ist statistisch hochsignifikant. Die Grabbeigaben neigen dazu, vor allem alemannische Männer etwas häufiger als Frauen auch sozial in ihrem Geschlecht zu charakterisieren. In unserer Stichprobe von 67 rein anthropologisch bestimmten frühmittelalterlichen Gräberfeldern aus der Schweiz sowie West- und Süddeutschland weisen 15 Populationen (22%) gegenüber der biologisch üblichen Relation statistisch signifikante Abweichungen auf. Oft handelt es sich bei diesen Serien um kleine Ausschnitte deutlich grösserer Gräberfelder (z.B. Rübenach, dazu Henke und Nedder 1981) oder um kurzzeitig belegte Nekropolen mit demographisch nicht stabilen Serien (z.B. Grosskuchen und Wyhl, dazu Czarnetzki 1987, Obertová 2008). Daneben deuten sich jedoch Muster an, die weiterer Untersuchungen wert wären, insbesondere der erhöhte Frauenanteil auf mehreren der grossen ostalemannischen (auch: "bajuwarischen") Gräberfelder (Altenerding, Peigen, Straubing Bajuwarenstrasse).

Die bei Alemannen und Franken bis auf Ausnahmen übliche ausgewogene Geschlechterrelation ist kein Allgemeinbefund, wie ein (fast) synchroner Vergleich zeigt. Innerhalb des frühen Mittelalters stehen nach Osten hin für Awaren (6.–8. Jh.) und Slawen (7.–9. Jh.) zahlreiche Vergleichsdaten aus Körpergräberfeldern zur Verfügung (Grefen-Peters 1987, 155 ff. Tab. 5). Dabei unterscheiden sich Awaren und Slawen hinsichtlich des Geschlechterverhältnisses kaum, beide zeigen ein Überwiegen von Frauen unter den Erwachsenen (48,4% Männer zu 51,6% Frauen n. Grefen-Peters a.a.O.). Ein Vergleich mit dem biologischen Erwartungswert (Tab. 6) zeigt deutliche Unterschiede. Die awarischen Serien weisen nach den anthropologischen Bestimmungen einen signifikant erhöhten Frauenanteil auf.

Ältere und jüngere Populationen

Als diachronen Vergleich zeigt Tab. 7 Sammelserien des Alt- und Mittelneolithikums aus Mitteleuropa (ca. 5'500–4'500 v.Chr.), der Schnurkeramik (ca. 2'600–2'200 v.Chr.) und der Frühbronzezeit (ca. 2'200–1'700 v.Chr.). Während die Geschlechterrelation der ersten Ackerbauern und Viehzüchter sehr nahe an der biologischen Erwartung und den Zahlen der Merowingerzeit liegt, bieten Schnurkeramik und Bronzezeit signifikante Abweichungen. Da wir nach unseren quellenkritischen Tests systematische Bestimmungsfehler für unwahrscheinlich halten, dürften diese Unterschiede zwischen biologischer Erwartung und Geschlechterrelation der Erwachsenen vor allem in der anthropologisch schwer fassbaren unterschiedlichen Sterblichkeit von Knaben und Mädchen in Kindheit und Jugend liegen, zu der es heute in Mitteleuropa dank einer Gleichbehandlung nicht kommt (Tab. 1 unten).

Für einen Ausblick in das Mittelalter und die Neuzeit nutzen wir Daten und Thesen von S. Ulrich-Bochsler; sie hat den Anteil von Frauen- und Männergräbern an frühmittelalterlichen bis neuzeitlichen Gräberfeldern der Schweiz systematisch untersucht (Ulrich-Bochsler 1997). Tab. 8 beruht auf ihren Daten und fokussiert auf das Früh- und Hochmittelalter. Anders als bei den Ortsgräberfeldern (vgl. auch Tab. 2) zeigen die Kircheninnenbestattungen der Merowingerzeit signifikant mehr Männer, während sich danach die Geschlechterrelation der Kirchenbestattungen des Hoch- und Spätmittelalters wieder auf das Übliche einpendelt. In der Frühphase der Bestattungen auf einem Kirchhof (bei oder in einer Kirche) werden also bevorzugt Männer innerhalb des Kircheninneren bestattet, was im Hoch- und Spätmittelalter offenbar wieder egalisiert wird. Bei den neuzeitlichen Bestattungen (Tab. 9) wiederholt sich der Befund: bei den Innenbestattungen überwiegen

Männer. Das dann auf dem Kirchhof ausserhalb der Kirche zu erwartende Mehr an Frauenbestattungen lässt sich kaum nachweisen, da diese Bestattungsareale meist stark gestört sind und daher nur ausnahmsweise auch archäologisch ergraben werden.

Insgesamt führt die vorgeschlagene Methodik bei der Betrachtung der Geschlechterrelation zu statistisch gesicherten historischen Ergebnissen oder weiterführenden Fragen.

Anmerkung

Für wertvolle Anregungen und Diskussionen danke ich Wenke Hoyer, Christina Papageorgopoulou, Tanya Uldin und Sandra Viehmeier sowie den Reviewern.

Praktische Hinweise zu den Berechnungen: Eine fertige, einfache (Microsoft) Excel-Tabelle oder (OpenOffice) Calc-Tabelle für die Berechnung eines chi-Quadrat-Anpassungstests wird vom Autor auf Nachfrage elektronisch versandt: <Frank.Siegmund@unibas.ch>. – Das hier verwendete Verfahren zur Berechnung der Konfidenzintervalle für endliche Populationen grösser 50 findet sich online u.a. unter <http://home.ubalt.edu/ntsbarsh/Business-stat/otherapplets/ConfIntPro.htm> [15.6.2009]. – Alle hier durchgeführten Berechnungen lassen sich bestens mit dem OpenSource-Programm "R" durchführen; lädt man den sog. R-Commander, findet man unter "Statistik", "Kontingenztabellen", "Analyse einer selbst eingegebenen Kreuztabelle" sogar einen direkten Weg zum Ziel ohne weitere Kenntnisse von R (Quelle: <http://cran.r-project.org/> [15.6.2009]). – Das WWW bietet zahlreiche Möglichkeiten, die nötigen Berechnungen online auszuführen, eine sehr nützliche Übersicht findet sich unter: <http://statpages.org/> [15.6.2009]; aus diesem Fundus habe ich gute Erfahrungen gemacht insbesondere mit den Projekten "OpenEpi" und "SISA". Besonders nützlich für die chi-Quadrat-Anpassungstests ist GraphPad, da dort optional die Erwartungswerte direkt als Prozente eingegeben werden können (<http://graphpad.com/quickcalcs/index.cfm>, dort weiter unter "categorical data" zu "chi-square ..." oder "Fisher's ..." [15.6.2009]).

Literatur

- Abels B-U, Gaebele H, Schröter P 1972. *Die menschlichen Skelettreste aus dem Reihengräberfriedhof von Donzdorf, Kr. Göppingen*. In: Neuffer EM. *Der Reihengräberfriedhof von Donzdorf, Kr. Göppingen*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 2. Komm. Müller & Gräff. Stuttgart, 109-118.
- Alt KW, Vach W 2004. *Verwandtschaftsanalyse im alemannischen Gräberfeld von Kirchheim/Ries*. Basler Hefte zur Archäologie 3. ArchäologieVerlag. Basel.
- Anonymus (Institut für Anthropologie der Universität Mainz) 1993. In: Melzer W. *Das fränkische Gräberfeld von Saffig, Kreis Mayen-Koblenz*. Internationale Archäologie 17. M. Leidorf. Buch am Erlbach.
- Bach H 1975. *Zur Anthropologie der Schnurkeramiker II*. In: Bach A, Bach H, Gall W, Feustel R, Teichert M. *Beiträge zur Kultur und Anthropologie der mitteldeutschen Schnurkeramiker II*. Alt-Thüringen 13: 43-107.
- Bärwald R 1993. In: Bachran W. *Das alamannische Reihengräberfeld von Schwangau, Landkreis Ostallgäu*. Phil. Diss. Mainz.
- Bauer C 1999. In: Renate Wörner. *Das alamannische Ortsgräberfeld von Oberndorf-Beffendorf, Kreis Rottweil*. Materialhefte zur Archäologie 44. Theiss. Stuttgart, 148-149.
- Bauermeister W 1955. *Die menschlichen Reste des fränkischen Reihengräberfriedhofes in Köln-Müngersdorf*. In: Fremersdorf F. *Das fränkische Gräberfeld Köln-Müngersdorf. Germanische Denkmäler der Völkerwanderungszeit* 6. W. de Gruyter. Berlin, 55-63.
- Bay-Schuller R 1976. *Die anthropologische Bearbeitung des menschlichen Skelettmaterials des fränkischen Friedhofes am Bernerring in Basel*. In: Martin M. *Das fränkische Gräberfeld von Basel-Bernerring*. Basler Beiträge zur Ur- und Frühgeschichte 1. Basel, 317-355.
- Bill J, Etter H 1981. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld vom "Runden Büchel" in Balzers*. Jahrbuch des Historischen Vereins für das Fürstentum Liechtenstein 81: 15-80.
- Birner AH, Ziegelmayr G 1992. In: Schabel A. *Das bajuwarische Gräberfeld von Weiding, Gde. Polling, Ldkr. Mühldorf*. Kreismuseum. Mühldorf a. Inn.
- Bortz J, Lienert GA 2003. *Kurzgefasste Statistik für die klinische Forschung: Leitfaden für die verteilungsfreie Analyse kleiner Stichproben*. 2. Auflage. Springer. Berlin.
- Brunner JA 1972. *Die frühmittelalterliche Bevölkerung von Bonaduz: eine anthropologische Untersuchung*. Schriftenreihe des Rätischen Museums Chur 14. Chur.
- Buchvaldek M, Koutecký D 1970. *Vikletice: ein schnurkeramisches Gräberfeld*. Praehistorica 3. Universita Karlova. Praha.
- Bulla A 1995. *Untersuchungen zur Frage der geschlechtsspezifischen Beigabenausstattung bandkeramischer Gräber Mitteleuropas unter besonderer Berücksichtigung der Inventare anthropologisch bestimmter Frauenbestattungen*. Phil. Diss. Göttingen.

- Burger-Heinrich E 2001. *Die menschlichen Skelettreste aus dem Gräberfeld von Munzingen, Stadt Freiburg*. In: Groove AM. *Das alamannische Gräberfeld von Munzingen / Stadt Freiburg*. Materialhefte zur Archäologie 54. Theiss. Stuttgart, 347–424.
- Catalano R, Bruckner T 2006. *Secondary sex ratios and male lifespan: damaged or culled cohorts*. Proceedings of the National Academy of the United States of America 103: 1639–1643.
- Creel N 1966. *Die Skelettreste aus dem Reihengräberfeld Sontheim an der Brenz (Kreis Heidenheim)*. In: Neuffer-Müller C. *Ein Reihengräberfriedhof in Sontheim an der Brenz (Kr. Heidenheim)*. Veröffentlichungen des Staatlichen Amtes für Denkmalpflege A 11. Silberburg. Stuttgart, 73–103.
- Cueni A 2004. *Die menschlichen Skelettreste aus dem frühmittelalterlichen Gräberfeld von Baar*. In: Horisberger B, Müller K, Cueni A, Rast-Eicher A. *Bestattungen des 6./7. Jh. aus dem frühmittelalterlichen Gräberfeld Baar ZG - Zugerstrasse*. Jahrbuch der Schweizerischen Gesellschaft für Ur- und Frühgeschichte 87: 163–214.
- Czarnetzki A 1983. In: Neuffer-Müller C. *Der alamannische Adelsbestattungsplatz und die Reihengräberfriedhöfe von Kirchheim am Ries (Ostalbkreis)*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 15. Theiss. Stuttgart.
- Czarnetzki A 1978. In: Paulsen P, Schach-Döriges H. *Das alamannische Gräberfeld von Giengen an der Brenz, Kreis Heidenheim*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 10. Komm. Müller & Gräff. Stuttgart.
- Czarnetzki A 1976. In: Müller HF. *Das alamannische Gräberfeld von Hemmingen (Kreis Ludwigsburg)*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 7. Komm. Müller & Gräff. Stuttgart.
- Czarnetzki A 1987. *Vorläufiger anthropologischer Bericht über die Skelettreste aus dem merowingerzeitlichen Gräberfeld von Heidenheim-Großkuchen "Gassenäcker"*. In: Heege A. *Grabfunde der Merowingerzeit aus Heidenheim-Großkuchen*. Materialhefte zur Vor- und Frühgeschichte 9. Theiss. Stuttgart, 193–208.
- Dresely V 2004. *Schnurkeramik und Schnurkeramiker im Taubertal*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 81. Theiss. Stuttgart.
- Dollhopf K-D 2003. *Die frühmittelalterlichen Skelettfunde aus der Gemarkung Tübingen*. In: Morrissey C. *Die frühmittelalterlichen Grabfunde Tübingens: ein Baustein zur Frühgeschichte der Stadt*. Theiss. Stuttgart, 90–97.
- Eble J 1955. *Die Reihengräberskelette von Nusplingen*. Diss. Tübingen.
- Fukuda M et al. 1998. *Decline in sex ratio at birth after Kobe earthquake*. Human Reproduction 13: 2321–2322.
- Gerling C, Francken M 2007. *Das linearbandkeramische Gräberfeld von Schwetzingen*. Archäologische Informationen 30 (1): 43–50.
- Genz U 1982. In: Koch U. *Die fränkischen Gräberfelder von Barga und Berghausen in Nordbaden*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 12. Theiss. Stuttgart.
- Genz U 1971. In: Fingerlin G. *Die alemannischen Gräberfelder von Güttingen und Merdingen in Südbaden*. Germanische Denkmäler der Völkerwanderungszeit A 12. W. de Gruyter. Berlin.
- Glowatzki G 1971. *Skelettreste aus den Gräbern*. In: Christlein R. *Das alamannische Gräberfeld von Dirlwang bei Mindelheim*. Materialhefte zur bayerischen Vorgeschichte 25. Lassleben. Kallmünz: 44–50.
- Gombay F 1976. *Die frühmittelalterliche Bevölkerung des schweizerischen Mittellandes*. Juris. Zürich.
- Grefen-Peters S 1987. *Anthropologische und zoologische Auswertung*. In: Daim F. *Das awarische Gräberfeld von Leobersdorf, NÖ. Studien zur Archäologie der Awaren 3,2*. Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaften. Wien, 79–323.
- Haebler K, Zintl S, Grupe G 2006. *Lebensbedingungen und Mobilität im frühmittelalterlichen Perlach*. Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie 12 (2): 47–62.
- Hahn R 1993. *Die menschlichen Skelettreste aus den Gräberfeldern von Neresheim und Kössingen, Ostalbkreis*. In: Knaut M. *Die alamannischen Gräberfelder von Neresheim und Kössingen, Ostalbkreis*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 48. Theiss. Stuttgart, 357–428.
- Hahn R 1992. In: Schmid D. *Das alamannische Gräberfeld von Schelklingen, Alb-Donau-Kreis*. Fundberichte aus Baden-Württemberg 17 (1): 441–519.
- Hahn R, Kunter M 2001. In: Koch U. *Das alamannische Gräberfeld bei Pleidelsheim*. Forschungen und Berichte zur Denkmalpflege in Baden-Württemberg 60. Theiss. Stuttgart.
- Hauser U 1938. *Anthropologische Untersuchungen des alamannischen Gräberfeldes von Oerlingen (Zürich)*. Diss. Zürich.
- Helmuth H 1996. *Anthropologische Untersuchungen zu den Skeletten von Altenerding*. In: Helmuth H, Ankner D, Hundt H-J. *Das Reihengräberfeld von Altenerding in Oberbayern II. Anthropologie, Damaszierung und Textilfunde*. Germanische Denkmäler der Völkerwanderungszeit A 18. Mainz, 1–143.
- Helmuth H 1984. In: Sage W. *Das Reihengräberfeld von Altenerding in Oberbayern I*. Germanische Denkmäler der Völkerwanderungszeit A 14. Ph. von Zabern. Berlin.
- Henke W, Nedder K-H 1981. *Zur Anthropologie der fränkischen Bevölkerung von Rübenach*. Bonner Jahrbücher 181: 395–419.
- Herrmann B et al. 1990. *Prähistorische Anthropologie: Leitfaden der Feld- und Labormethoden*. Springer. Berlin.
- Hertrich I, Ziegelmayer G 1998. *Tabellarische Übersicht zu Alter und Geschlecht der Toten*. In: Dannheimer H. *Das baiuwarische Reihengräberfeld von Aubing, Stadt*

- München 1: Einleitung, Grabungsbefunde, Katalog. Veröffentlichung der Prähistorischen Staatssammlung München. Theiss. Stuttgart, 37–52.
- Hitzeroth HW 1965. *Morphogenetische Untersuchung der Schretzheimer Reihengräber*. Anthropologischer Anzeiger 29: 96–107.
- Hitzeroth HW 1963. *A morphogenetic study of the Alemanne skeletons exhumed at Schretzheim, Germany, with special reference to the skull*. Diss. Pretoria.
- Hoff M 1973. *Der merowingerzeitliche Reihengräberfriedhof von Bischoffingen*. Diss. Freiburg i.Br.
- Hollak B, Kunter M 2001. *Die menschlichen Skelettreste aus dem frühmittelalterlichen Gräberfeld von Eichstetten am Kaiserstuhl*. In: Sasse B. *Ein frühmittelalterliches Reihengräberfeld bei Eichstetten am Kaiserstuhl*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 75. Theiss. Stuttgart, 441–474.
- Hotz G 2002. *Demographie und Gesundheitssituation der Bevölkerung*. In: Burzler A et al. *Das frühmittelalterliche Schleitheim – Siedlung, Gräberfeld und Kirche*. Schaffhauser Archäologie 5. Baudepartement des Kantons Schaffhausen, Kantonsarchäologie. Schaffhausen, 331–359.
- Hügenell-Reinhardt I 1998. In: Haas-Gebhard B. *Ein frühmittelalterliches Gräberfeld bei Dittenheim (D)*. *Europe médiévale 1*. Editions Monique Mergoïl. Montagnac, 133–236.
- Hug E 1940. *Die Schädel der frühmittelalterlichen Gräber aus dem solothurnischen Aaregebiet in ihrer Stellung zur Reihengräberbevölkerung Mitteleuropas*. Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie 38 (3): 359–528.
- Imhof AE 1990. *Lebenserwartungen in Deutschland vom 17. bis 19. Jahrhundert*. VCH Acta humaniora. Weinheim.
- Kaufmann B 1992. In: Giesler-Müller U. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld von Basel-Kleinhüningen: Katalog und Tafeln*. Basler Beiträge zur Ur- und Frühgeschichte 11 B. Habegger. Basel.
- Kaufmann B 1978. *Die anthropologische Untersuchung des frühmittelalterlichen Gräberfeldes von Reinach BL, Rankhof*. In: Furger A R. *Die ur- und frühgeschichtlichen Funde von Reinach BL*. Basler Beiträge zur Ur- und Frühgeschichte 3. Habegger. Derendingen, 94–103.
- Kaufmann B, Schoch M 1983. *Ried - Mühleholzli: Ein Gräberfeld mit frühmittelalterlichen und hallstattzeitlichen Bestattungen – Anthropologie*. Archéologie Fribourgeoise 1b. Universitätsverlag Freiburg Schweiz. Freiburg.
- Kemkes A 2006. *Secondary sex ratio variation during stressful times: The impact of the French Revolutionary Wars on a German parish (1787–1802)*. American Journal of Human Biology 18: 806–821.
- Kirchberg I 1976. *Der merowingerzeitliche Reihengräberfriedhof von Sasbach am Kaiserstuhl*. Diss. Bremen.
- Konieczka P, Kunter M 1999. *Die menschlichen Skelettreste aus dem alamannischen Gräberfeld von Stetten an der Donau (Kreis Tuttlingen)*. In: Weis M. *Ein Gräberfeld der späten Merowingerzeit bei Stetten an der Donau*. Materialhefte zur Archäologie in Baden-Württemberg. Theiss. Stuttgart, 238–327.
- Kokkotidis KG, Richter J 1991. *Gräberfeld-Sterbetafel*. Archäologische Informationen 14 (2): 219–241.
- Kramp P 1939. *Die bajuvarischen Reihengräberskelette vom Riegeranger in München-Giesing*. Anthropologischer Anzeiger 14.
- Lange G 1987. *Die Skelette des Gräberfeldes von Moos-Burgstall*. In: von Freeden, U. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld von Moos-Burgstall, Ldkr. Deggendorf, in Niederbayern*. Berichte der Römisch-Germanischen Kommission 68: 579–597.
- Langenegger E 1994. *Anthropologischer Bericht*. In: Windler R. *Das Gräberfeld von Elgg und die Besiedlung der Nordostschweiz im 5.–7. Jahrhundert*. Archäologische Monografien der Zürcher Denkmalpflege 13. Komm. Fotorotar. Zürich, 178–185.
- Langenscheidt F 1985. *Methodenkritische Untersuchungen zur Paläodemographie am Beispiel zweier fränkischer Gräberfelder*. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft Sonderheft 2. Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung. Wiesbaden.
- Lehmann D 2001. *Anthropologische Untersuchung der Toten am Laiberg*. In: Joppek W (Hrsg.). *Gräberfeld am Laiberg: merowingerzeitliche Gräber in Wittendorf*. Schwarzwaldverein. Loßburg, 82–121.
- Lehmann D, von Freeden U 2005. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld von Peigen, Gem. Pilsting, Lkr. Dingolfing-Landau*. Schriftenreihe des Niederbayerischen Archäologiemuseums Landau 2. Landau.
- Lentner C 1980. *Wissenschaftliche Tabellen Geigy*. 8. Auflage. Ciba-Geigy AG. Basel.
- Melzer W 1983. *Das fränkische Gräberfeld von Saffig, Kreis Mayen-Koblenz*. Internationale Archäologie 17. M. Leidorf. Rahden.
- Meny T 1941. *Alemannische Reihengräberschädel aus Mengen (Baden): Grabungsabschnitt 1932–1936*. Berichte der Naturforschenden Gesellschaft zu Freiburg i.Br. 38 (2): 167–206.
- Muth H 1978. *Osteologie und Sozialanthropologie: Anthropologische Untersuchungen an den Skeletten aus dem Reihengräberfeld von Fridingen, Kreis Tuttlingen*. Diplomarbeit Hamburg.
- Obertová Z 2008. *The early medieval Alamannic population at Horb-Altheim (450–510 A.D.)*. BioArchaeologica 4. M. Leidorf. Rahden.
- Röhrer-Ertl O 1991. *Das alemannische Reihengräberfeld Donaueschingen – Tafelkreuz (6. bis 8. Jahrhundert n. Chr.)*. Schriften des Vereins für Geschichte und Naturgeschichte der Baar 37: 127–214.
- Rösing FW et al. 1997. In: Olaf Däcke F. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld von Kirchheim / Teck Flur "Rauner": Die Ausgrabung von 1970*. Phil. Diss. Marburg.

- Rösing FW 1975. *Die fränkische Bevölkerung von Mannheim – Vogelstang (6.–7. Jh.) und die merowingerzeitlichen Germanengruppen Europas*. Biol. Diss. Hamburg.
- Rohlf FJ, Sokal RR 1995a. *Biometry: the principles and practice of statistics in biological research*. 3rd edition. W. H. Freeman and Company. New York.
- Rohlf FJ, Sokal RR 1995b. *Statistical tables*. 3rd edition. W. H. Freeman and Company. New York.
- Sachs L, Hedderich J 2006. *Angewandte Statistik*. Zwölfte Auflage. Springer. Berlin.
- Schlunk H-J 1934. *Die Knochenfunde aus dem alamannischen Friedhof Hailfingen, Rottenburg O.A.* Diss. Tübingen.
- Schröter P 1994. In: Reiß R. *Der merowingerzeitliche Reihengräberfriedhof von Westheim (Kreis Weißenburg-Gunzenhausen)*. Wissenschaftliche Beibände zum Anzeiger des Germanischen Nationalmuseums 10. Verlag des Germanischen Nationalmuseums. Nürnberg.
- Schröter P 1966. In: Christlein R. *Das alamannische Reihengräberfeld von Marktoberdorf im Allgäu*. Materialhefte zur bayerischen Vorgeschichte 21. Lassleben. Kallmünz.
- Schultz M 1996. *Ergebnisse der paläopathologischen Untersuchung an den menschlichen Skeletten auf dem merowingischen Reihengräberfeld von Kleinlangheim*. In: Pescheck C. *Das fränkische Reihengräberfeld von Kleinlangheim, Lkr. Kitzingen / Nordbayern*. Germanische Denkmäler der Völkerwanderungszeit A 17. Ph. von Zabern. Mainz, 177–213.
- Siegmund F 1998. *Merowingerzeit am Niederrhein. Die frühmittelalterlichen Funde aus dem Regierungsbezirk Düsseldorf und dem Kreis Heinsberg*. Rheinische Ausgrabungen 34. Rheinland-Verlag. Köln.
- Simon C 1982. *Nécropole de Sézégny (Avusy, Genève), nécropole de Thoiry (Ain, France): Etude anthropologique et paléodémographique*. Archives suisses d'anthropologie générale 46: 77–174.
- Spatz H 1999. *Das mittelnolithische Gräberfeld Trebur, Kreis Groß-Gerau*. Materialien zur Vor- und Frühgeschichte von Hessen 19. Selbstverlag des Landesamtes für Denkmalpflege Hessen. Wiesbaden.
- Trivers RL, Willard DE 1973. *Natural selection of parental ability to vary the sex ratio of offspring*. Science 179: 90–92.
- Ulrich-Bochsler S 1997. *Anthropologische Befunde zur Stellung von Frau und Kind in Mittelalter und Neuzeit*. Schriftenreihe der Erziehungsdirektion des Kantons Bern / Archäologischer Dienst. Bern.
- Ulrich-Bochsler S 2007. *Anthropologische Rekonstruktion einer frühmittelalterlichen Bevölkerung aus dem Berner Seeland*. In: Kissling C, Ulrich-Bochsler S. *Kallnach-Bergweg: Das frühmittelalterliche Gräberfeld und das spätrömische Gebäude*. Rub Media. Bern, 113–176.
- Ulrich-Bochsler S, Meyer L 1990. *Anthropologische Untersuchungen des frühmittelalterlichen Gräberfeldes von Köniz-Buchsli*. In: Bertschinger C, Ulrich-Bochsler S, Meyer L. *Köniz-Buchsli 1986: Der römische Gutshof und das frühmittelalterliche Gräberfeld*. Staatlicher Lehrmittelverlag. Bern, 71–95.
- Wahl J 1995. In: Roth H, Theune C. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld bei Weingarten (Kr. Ravensburg) 1. Katalog der Grabinventare*. Forschungen und Berichte zur Vor- und Frühgeschichte in Baden-Württemberg 44/1. Theiss. Stuttgart.
- Wotzka H-P 1989. *Die Männergräber von Schretzheim: eine quantitative Studie*. Hammaburg NF 9: 119–156.
- Ziegelmayr G 1997. In: Codreanu-Windauer S. *Plening im Frühmittelalter*. Materialhefte zur bayerischen Vorgeschichte A 74. Lassleben. Kallmünz.

Adresse:

Frank Siegmund
Seminar für Ur- und Frühgeschichte
Stapfelberg 7
CH-4001 Basel
Switzerland
Tel.: ++41 61 267 23 42
E-Mail: Frank.Siegmund@unibas.ch

Received: March 9, 2009

Accepted: June 22, 2009

Liste 1: Nachweise zur Stichprobe Gräberfelder Merowingerzeit

Ort / Gräberfeld	Männer	Frauen	MI	Publikation
Altenerding	360	410	87,80	Helmuth 1984, 1996
Anderten	59	26	226,92	Meier-Welser 1975
Baar-Zugerstrasse	12	5	240,00	Cueni 2004
Balzers	33	38	86,84	Bill und Etter 1981
Bargen	12	17	70,59	Genz 1982
Basel-Bernerring	20	18	111,11	Bay 1976
Basel-Kleinhüning	79	82	96,34	Kaufmann 1992
Beffendorf	78	62	125,81	Bauer 1999
Berghausen	18	17	105,88	Genz 1982
Bischoffingen	21	18	116,67	Hoff 1973
Bonaduz	269	190	141,58	Brunner 1972
Bülach	110	104	105,77	Gombay 1976
Dirlawang	10	9	111,11	Glowatzki 1971
Dittenheim	71	60	118,33	Hügenell-Reinhardt 1998
Donzdorf	21	19	110,53	Abels <i>et al.</i> 1997
Eichstetten	91	107	85,05	Hollack und Kunter 2001
Elgg	70	51	137,25	Langenegger 1994
Eltville	169	176	96,02	Langenscheidt 1985
Fridingen	162	110	147,27	Muth 1987
Giengen	25	10	250,00	Czarnetzki 1978
Grosskuchen	5	15	33,33	Czarnetzki 1987
Hailfingen	61	57	107,02	Schlunk 1934
Hemmingen	13	23	56,52	Czarnetzki 1976
Horb-Altheim	22	32	68,75	Obertová 2008
Kallnach	54	48	112,50	Ulrich-Bochsler 2006
Kirchheim /Ries	168	146	115,07	Czarnetzki 1983; Alt und Vach 2004
Kirchheim /Teck	61	56	108,93	Rösing 1997
Kleinlangheim	75	90	83,33	Schulz 1996
Köniz-Buchsi	25	19	131,58	Ulrich-Bochsler und Meyer 1990
Kösing	36	28	128,57	Hahn 1993
Langenlonsheim	144	148	97,30	Langenscheidt 1985
Mannheim-Vogelst.	178	180	98,89	Rösing 1975
Marktoberdorf	31	30	103,33	Schröter 1966
Mengen	55	55	100,00	Meny 1941
Merdingen	82	80	102,50	Genz 1971
Moos-Burgstall	18	11	163,64	Lange 1987
München-Aubing	197	186	105,91	Hertrich und Ziegelmayer 1998
München-Giesing	68	51	133,33	Kramp 1939
Müngersdorf	13	10	130,00	Bauermeister 1955
Munzingen	108	110	98,18	Burger-Heinrich 2001
Neresheim	67	93	72,04	Hahn 1993
Nusplingen	72	50	144,00	Eble 1955
Oerlingen	35	19	184,21	Hauser 1938
Peigen	60	85	70,59	Lehmann und von Freeden 2005
Perlach	16	13	123,08	Haebler <i>et al.</i> 2006
Pleidelsheim	122	120	101,67	Hahn und Kunter 2001
Pliening	50	37	135,14	Ziegelmayer 1997
Reinach Rankhof	9	9	100,00	Kaufmann 1978
Ried-Mühlehölzli	31	31	100,00	Kaufmann und Schoch 1983
Rübenach	23	8	287,50	Henke und Nedder 1981
Saffig	83	59	140,68	Anonymus (Mainz) 1993
Sasbach	18	19	94,74	Kirchberg 1976
Schelklingen	17	5	340,00	Hahn 1992
Schleithelm	155	202	76,73	Hotz 2002
Schretzheim	72	72	100,00	Hitzeroth 1963, 1965; vgl. Wotzka 1989
Schwangau	64	51	125,49	Bärwald 1993
Sezegnin	197	178	110,67	Simon 1982
Solothurn	46	36	127,78	Hug 1940
Sontheim	31	30	103,33	Creel 1966
Stetten	96	71	135,21	Konieczka und Kunter 1999
Straubing Baj.	287	321	89,41	Schröter 1994
Tübingen Stadt	11	12	91,67	Dollhopf 2003
Unterthürheim	87	83	104,82	Schröter 1988
Weiding	48	27	177,78	Birner und Ziegelmayer 1992
Weingarten	256	230	111,30	Wahl 1995
Westheim	43	38	113,16	Schröter 1994
Wittendorf	52	43	120,93	Lehmann 2001
Wyhl	12	24	50,00	Obertová 2008

Maskulinitätsindex und statistische Verfahren

	♂	♀
Lebendgeburten Schweiz 1970-2007 nach: Bundesamt für Statistik, am 17.11.'08 unter http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/01/02.html	1'541'850 51,34%	1'461'339 48,66%
Lebendgeburten 1986-2005 in Deutschland nach: Deutsches Statistisches Bundesamt, unter www.destatis.de [17.11.'08]	8'139'211 51,35%	7'711'347 48,65%
Deutschland 17.-19. Jahrhundert (Imhof 1990, 69 Tab. 3)	70'066 51,35%	66'385 48,65%
Kohorte alle 20- bis 30-Jährigen in der Schweiz (Quelle wie oben)	455'400 50,03%	454'900 49,97%
Kohorte alle 20- bis 30-Jährigen in Deutschland (Quelle wie oben)	4'969'000 51,1%	4'754'000 48,9%

Tab. 1: Neuzeitliche Vergleichsdaten für die Geschlechterrelation in Mitteleuropa anhand der Anzahl der Lebendgeburten sowie der Kohorte der 20- bis 30-Jährigen.

	Männer	Frauen	Gesamt	MI	Anteil Männer mit Konfidenzintervall
Baar-Zugerstrasse (Cueni 2004, 175)	12	5	25	240,0	71 % (45–86 %)
Balzers (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 4)	33	38	71	86,8	46 % (34,6–58,7 %)
Basel-Bernerring (Bay-Schuller 1976, 317 ff.)	20	18	44	111,1	53 % (37–68 %)
Basel-Kleinhüningen (Kaufmann 1992, passim)	79	82	278	96,3	49,1% (43,7–54,4 %)
Bonaduz (Brunner 1972)	269	190	710	141,6	58,6 % (55,8–61,4 %)
Bülach (Gombay 1976, 15 Tab. 1)	110	104	295	105,8	51,4 % (47,7–55,2 %)
Elgg (Langenegger 1994, 178 ff.)	70	51	193	137,3	57,8 % (52,1–63,7%)
Kallnach (Ulrich-Bochsler 2006)	54	48	171	112,5	52,9 % (46,3–59,6 %)
Köniz-Buchsli (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 4)	25	19	44	131,6	57 % (42–71 %)
Oerlingen (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 4)	35	19	54	184,2	65 % (50,6–77,3 %)
Reinach-Rankhof (Kaufmann / Schoch 1983)	9	9	18	100,0	50 % (27–73 %)
Ried / Mühlehölzli (Kaufmann / Schoch 1983)	31	31	99	100,0	50 % (41,5–58,5 %)
Schleitheim (Hotz 2002, 331 ff. u. 62 Abb. 43)	155	202	581	76,7	43,4 % (40,1–46,8 %)
Sézegnin (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 3)	197	178	375	110,7	52,5 % (47,3–57,7 %)
Solothurn (Sammelserie) (Hug 1940)	46	36	82	127,8	56 % (44,7–67,1 %)
insgesamt 15 Populationen	1'145	1'030	3'040	111,2	52,6% (51,5–53,8%)

Tab. 2: Frühmittelalterliche Gräberfelder der Schweiz mit Anzahl der anthropologisch bestimmten Erwachsenen, Maskulinitätsindex (MI), dem prozentualen Anteil der Männer und den zugehörigen Konfidenzintervallen. Die Anzahl in der Spalte "gesamt" bezeichnet die Anzahl der insgesamt vorhandenen Individuen, d.h. inklusive der Subadulten und der unbestimmbaren Erwachsenen.

	Männer	Frauen	χ^2 zu 51,35% ♂, 48,65% ♀ bzw. MI 105,55
Baar-Zugerstrasse (Cueni 2004, 175)	12	5	1,32 *
Balzers (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 4)	33	38	0,67
Basel-Bernerring (Bay-Schuller 1976, 317 ff.)	20	18	0,02
Basel-Kleinhüningen (Kaufmann 1992, passim)	79	82	0,34
Bonaduz (Brunner 1972)	269	190	9,67
Bülach (Gombay 197, 15 Tab. 1)	110	104	0,00
Elgg (Langenegger 1994, 178 ff.)	70	51	2,05
Kallnach (Ulrich-Bochsler 2006)	54	48	0,10
Köniz-Buchsli (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 4)	25	19	0,53
Oerlingen (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 4)	35	19	3,92
Reinach-Rankhof (Kaufmann 1978)	9	9	0,01 *
Ried / Mühleholzli (Kaufmann / Schoch 1983)	31	31	0,05
Schleitheim (Hotz 2002, 331 ff. u. 62 Abb. 43)	202	155	8,99
Sézegnin (Ulrich-Bochsler 1997, Tab. 3)	197	178	0,21
Solothurn (Sammelserie) (Hug 1940)	46	36	0,74

Tab. 3: Geschlechterrelationen an anthropologisch untersuchten Gräberfeldern der Merowingerzeit aus der Schweiz (wie Tab. 2) im Vergleich zur biologisch erwarteten Relation. Signifikante chi-Quadrat-Werte sind fett gesetzt. – (*) Der Unterschied zwischen beobachtet und erwartet ist auch gemäss einem exakten Test nach Fisher nicht signifikant.

	Männer	Frauen	Summe
Schweiz (Basel, Bern, Zürich)	958	861	
	930,5	888,5	1'819
	χ^2 0,81	χ^2 0,85	
Mainz	818	751	
	802,6	766,4	1'569
	χ^2 0,29	χ^2 0,31	
Tübingen / Stuttgart	1'177	1'123	
	1176,6	1123,4	2'300
	χ^2 0,00	χ^2 0,00	
München	1'451	1'429	
	1494,3	1426,7	2'921
	χ^2 1,25	χ^2 1,31	

Tab. 4: Anthropologische Bestimmungen zum frühen Mittelalter im Laborvergleich. Die obere Zahl in den Zellen gibt die summierten beobachteten Häufigkeiten an, die kursive Zahl darunter den Erwartungswert, die klein gesetzte unterste Zahl das chi-Quadrat dieser Zelle. Der chi-Quadrat-Wert insgesamt beträgt 4,828, und ist mit 3 Freiheitsgraden und Grenzwert 7,815 nicht signifikant.

	Männer	Frauen	MI	χ^2 zu 51,35% ♂ 48,65% ♀
Niederrhein nach Siegmund 1998, Liste 3	549 53,9%	469 46,1%	117,1	2,71
Zusammenstellung Kokkotidis / Richter 1991, 236 Tab. 3 "B"	1'088 55,0%	889 45,0%	122,4	10,73

Tab. 5: Geschlechterrelationen nach archäologischen Bestimmungen des soziales Geschlechts an Sammelserien des frühen Mittelalters im Vergleich zur biologischen Erwartung.

Maskulinitätsindex und statistische Verfahren

	Männer	Frauen	χ^2 zu 51,35% ♂ 48,65% ♀
Slawen	372 48,6%	394 51,4%	2,38
Awaren	1'066 48,4%	1'138 51,5%	7,85
Alemannen und Franken, anthropologisch (Merowingerzeit Mitteleuropa)	5'164 51,5%	4'870 48,5%	0,05

Tab. 6: Geschlechterrelationen nach anthropologischen Bestimmungen an Sammelserien des frühen Mittelalters zum Vergleich von Slawen und Awaren mit Alemannen und Franken. Signifikante chi-Quadrat-Werte sind fett gesetzt.

	Männer	Frauen	χ^2 zu 51,35% ♂ 48,65% ♀
Alt- und Mittelneolithikum (Bulla 1995; Spatz 1999; Gerling / Francken 2007)	276 (50,5%)	270 (49,5%)	0,14
Schnurkeramik Mitteledeutschland, Vikletice und Taubertal (nach Bach H, 1975, 77; Buchvaldek / Koutecký 1970, 272 ff.; Dresely 2004, 197 Tab. 51)	129 (64,5%)	71 (35,5%)	13,84
Frühbronzezeit (Franzhausen, Gemeinlebarn, Grossbrembach, Hainburg; nach Dresely 2004, 197 Tab. 51)	317 (47,5%)	350 (52,5%)	3,90

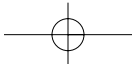
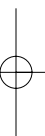
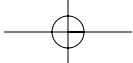
Tab. 7: Vergleich der Geschlechterrelationen älterer Perioden mit der biologischen Erwartung. Signifikante chi-Quadrat-Werte sind fett gesetzt.

	Männer	Frauen	χ^2 zu 51,35% ♂ 48,65% ♀
Frühmittelalter, Ortsgräberfelder BE (Ulrich-Bochsler 1997, 23)	37	27	1,07
Frühmittelalter, Ortsgräberfelder CH (Ulrich-Bochsler 1997, 23)	132	91	5,49
Stichprobe Schweiz hier, ohne Bonaduz (n=11; vgl. Tab. ##)	677	610	0,81
Frühmittelalter, Kirche innen BE (Ulrich-Bochsler 1997, 22)	57	28	8,40
Frühmittelalter, Kirche innen CH (Ulrich-Bochsler 1997, 22)	68	32	11,10
Früh- bis Hochmittelalter BE (Ulrich-Bochsler 1997, 24)	57	32	5,74
Früh- bis Spätmittelalter BE (Ulrich-Bochsler 1997, 24)	55	52	0,00
Früh- bis Hochmittelalter CH (Ulrich-Bochsler 1997, 24)	65	64	0,05

Tab. 8: Geschlechterrelationen an früh- bis spätmittelalterlichen Sammelpopulationen aus der Schweiz nach S. Ulrich-Bochsler 1997, verglichen mit dem biologischen Standard. Signifikante chi-Quadrat-Werte sind fett gesetzt.

	Männer	Frauen	χ^2 zu 51,35% ♂ 48,65% ♀
Neuzeitlich, Kirchhof aussen BE (Ulrich-Bochsler 1997, 27)	12	20	2,46
Neuzeitlich, Kirchhof aussen CH (Ulrich-Bochsler 1997, 27)	105	71	4,86
Neuzeitlich, Kirche, innen BE (Ulrich-Bochsler 1997, 26)	27	7	10,72
Neuzeitlich, Kirche, innen CH (Ulrich-Bochsler 1997, 26)	66	29	12,49

Tab. 9: Geschlechterrelationen an neuzeitlichen Sammelpopulationen aus der Schweiz nach S. Ulrich-Bochsler 1997, verglichen mit dem biologischen Standard. Signifikante chi-Quadrat-Werte sind fett gesetzt.



Zu den Kinderbestattungen im mittelalterlichen Grevenmacher (Luxemburg) – Anthropologische Auswertung der Skelettreste

[On the children's burials in medieval Grevenmacher (Luxemburg) – anthropological investigation of the skeletal remains]

ZUZANA OBERTOVÁ¹, MARTIN MENNINGER², JOACHIM WAHL³, CHRISTIANE BIS-WORCH⁴

¹*Institut für Rechtsmedizin, Universitätsklinikum Düsseldorf, Deutschland;* ²*A und O – Anthropologie und Osteoarchäologie, Tübingen, Deutschland;* ³*Osteologie, Regierungspräsidium Stuttgart, Landesamt für Denkmalpflege, Arbeitsstelle Konstanz, Deutschland;*

⁴*Musée National d'Histoire et d'Art, Luxembourg*

Zusammenfassung

Bei Ausgrabungen im „Baxerasgarten“ in Grevenmacher (Luxemburg) wurden in und um die mittelalterliche Kirche mehrere Bestattungskomplexe angetroffen. Drei von diesen Grablegungen fielen durch Anhäufung von nichterwachsenen Individuen auf. Die vorliegende Arbeit befasst sich mit der anthropologischen Auswertung der Skelettreste aus zwei von diesen Komplexen, nämlich aus dem Chorbereich und einer Grube im Mittelschiff der Kirche. Während im Chorbereich 17 Individuen überwiegend im Alter von 1–10 Jahren bestattet wurden, waren es in der Grube 31 meist Früh- und Neugeborene sowie Säuglinge. Untersuchungen zur Verwandtschaft lassen tendenziell auf eine gemeinsame Herkunftspopulation dieser Gruppen schließen, und auch die pathologische Untersuchung deutet nicht auf unterschiedliche Lebensbedingungen hin. Relativ häufig wurden bei den Kindern Anzeichen von Infektionskrankheiten, insbesondere der Meningitis, beobachtet. Die Stellung dieser Kinder in der Gemeinschaft kann man nur schlecht beurteilen, da die anthropologische Untersuchung des gesamten Friedhofs noch nicht abgeschlossen ist. Die Mortalität in den angesprochenen Altersklassen ist auch in heutigen Gesellschaften noch relativ hoch, und die vorgefundenen pathologischen Veränderungen gehen mit dem frühen Tod der Kinder einher.

Schlüsselwörter: Kinderskelette, Sterblichkeit, pathologische Befunde, Mittelalter, Luxemburg

Summary

During the excavations in „Baxerasgarten“ in Grevenmacher (Luxembourg) several burial assemblages were unearthed in and around a medieval church. Three of these assemblages caught the attention of the archaeologist due to a relatively high number of subadults. This study focuses on the anthropological evaluation of the skeletal remains from two of these burial assemblages, namely one located in the chancel area and another mass burial located in a pit in the central nave of the church.

In the chancel area 17 individuals predominantly younger than 10 years of age were identified while in the pit 31 mostly premature infants, neonates and infants were buried. The kinship analysis showed that the children from both assemblages probably did not differ in population provenance, and according to the results of the pathological analysis they also shared similar living conditions. Signs of infectious disease, particularly meningitis, were observed relatively frequently in both groups. The social status of these children cannot be sufficiently described before the anthropological analysis of the skeletal remains from the whole cemetery has been completed. The mortality in the mentioned age groups remains quite high even in recent societies, and the observed pathological changes correspond with the early death of these children.

Key words: skeletal remains of children, mortality, pathological findings, Middle Ages, Luxembourg



Abb. 1: Ansicht der Kirche mit der Verzeichnung der Fundstellen.

Fundsituation

In den Jahren 2003 bis 2005 fanden in Grevenmacher Ausgrabungen im Bereich des so genannten Baxerasgartens statt, wo nicht nur eine bis dato unbekannte mittelalterliche Kirche, sondern auch deren dazugehöriger Friedhof ergraben werden konnte (Bis-Worch 2005). Schon bei der Ausgrabung fiel der hohe Anteil an Skelettresten von Nichterwachsenen auf, die in separat gelegenen Fundeinheiten zu Tage kamen (Abb. 1). Ein kleiner Teil dieser Gräber, nämlich die Bestattungen entlang der Nordseite des Kirchenschiffs, wurde daraufhin schon 2008 zum Gegenstand einer anthropologischen Untersuchung. Dabei ging es um die Frage, ob man diese Kinder als so genannte „Traufkinder“ bezeichnen könnte. Es stellte sich allerdings heraus, dass es sich bei diesem Komplex von ca. 26 Individuen nicht um „Traufkinder“ im eigentlichen Sinne handelt, da sie vielfach im Alter von 1–2 Jahren verstorben sind und damit zum Zeitpunkt ihres Todes sicherlich bereits getauft waren (Obertová *et al.* 2008). Trotz dieser Erkenntnis wird die Bezeichnung „Traufkinder“ der Übersichtlichkeit wegen in diesem Artikel beibehalten.

Die vorliegende Studie befasst sich nun mit zwei weiteren Fundgruppen von Nichterwachsenen aus dem Gesamtbefund. Diese stammen nicht aus dem Friedhofsareal, sondern aus dem Kircheninneren. Es handelt sich zum einen um eine Reihe Kindergräber aus dem Chorbereich, zum anderen um solche aus einer Grube, resp. Mehrfachbestattung, die quasi mittig im Hauptschiff der Kirche angelegt worden war.

In beiden Fällen ist der Bestattungsort ungewöhnlich, denn Chor und Mittelschiff waren in der Zeit eher privilegierten Persönlichkeiten, zumindest aber stets erwachsenen Individuen vorbehalten (Lohrke 2004).

Wie nahezu regelhaft bei Friedhofsgrabungen mit beigabenlosen Gräbern, die oberirdisch nicht näher gekennzeichnet sind, ist auch für diese Fundeinheiten deren Datierung fraglich. Mit Blick auf ihre stratigraphischen Bezüge können beide Komplexe lediglich grob in die Zeit zwischen der Errichtung der dreischiffigen Kirche, d.h. ab der 2. Hälfte des 13. Jh. bis zu ihrer Niederlegung im frühen 15. Jh. datiert werden.

Im Fall der Grube sei noch erwähnt, dass die Knochen z. T. scheinbar innerhalb einer spätrömischen



Abb. 2: Ansicht der Grube mit einigen Knochenresten, darunter auch einige Knochen, die zwischen den Ziegeln der spätrömischen Schuttschicht liegen. Dennoch dürfte die Grube mittelalterlichen Ursprungs sein.

Versturzschicht lagen, die jedoch aus sehr lockerem und grobem Material bestand, so dass eine spätere Einbringung der Gräber ohne weiteres möglich gewesen ist, ohne dass dies Spuren hinterlassen haben müsste. Die Archäologin geht demzufolge auch davon aus, dass es sich bei der Grube um einen Fundkomplex mittelalterlicher Zeitstellung handelt. Insofern ist es durchaus denkbar, dass die Grube immer wieder geöffnet wurde. Dies würde zumindest erklären, warum die Skelettreste einiger Individuen verlagert resp. unvollständig sind (siehe Abb. 2).

Erhaltung und Überlieferungsgrad

Unter jeder Fundnummer aus dem Chorbereich sowie aus der Grube (außer Nr. 1059 aus der Grube) wurden Teile mehrerer Individuen unterschiedlichen Alters gefunden, darunter auch Skelettbruchstücke von maximal sechs erwachsenen Individuen (vier aus dem Chorbereich und zwei aus der Grube). Dabei handelt es sich meist um Fragmente von Schädel und Rippen. Allerdings befinden sich unter den Skelettteilen auch ein relativ vollständiger Hirnschädel einer frühadulten Frau

(385, Chorbereich) sowie ein Unterkiefer eines adulten Mannes (1063d, Grube). Diese dürften Überreste ehemaliger Bestattungen darstellen, die durch Umlagerungen im Rahmen von Grabräumungen bzw. -störungen bei Baumaßnahmen oder der Anlage anderer Gräber in die Füllerde der Kindergräber gelangten. Auf diese Streuknochen der Erwachsenen wird in der nachfolgenden Auswertung nicht weiter eingegangen, da der Fokus der Analyse auf den Überresten der Subadulten liegt.

Das Ausmaß der Störungen zeigt sich in charakteristischer Weise auch am Erhaltungszustand der kindlichen Skelette: Obwohl deren Knochenmatrix nahezu durchgehend eine feste Konsistenz und kaum Zeichen chemischer und/oder physikalischer Verwitterung aufweist, ist nur von vier Individuen aus dem Chorbereich mehr als ein Viertel des Gesamtskeletts überliefert. Im Gegensatz dazu und trotz der Tatsache, dass es sich hier wahrscheinlich um eine Sammelgrablege handelt, wurden aus der Grube im Zentrum des Kirchenschiffs auch nahezu vollständige Skelette von sechs Kleinkindern geborgen. Diese entsprechen allerdings nur ca. 1/5 aller vorliegenden Individuen; die übrigen sind lediglich partiell überliefert.

Methoden der Alters- und Geschlechtsdiagnose

Während die Bestimmung des biologischen Alters zum Sterbezeitpunkt bei Kindern und Jugendlichen verhältnismäßig präzise möglich ist, fällt die Geschlechtsdiagnose deutlich schwerer. Selbstverständlich spielt dabei der Erhaltungsgrad des Skeletts, d.h. die Möglichkeit der Ansprache unterschiedlicher Merkmale eine entscheidende Rolle. Zur Altersschätzung wurden folgende, vielfach bewährte Kriterien herangezogen:

- Entwicklungsstadien der Milch- und Dauerzähne bzw. des Zahndurchbruchs (Ubelaker 1989)
- Stand des Epiphysenschlusses (Stloukal *et al.* 1999)
- Metrik der großen Langknochen (Stloukal und Hanáková 1978)
- bei Früh- bzw. Neugeborenen die Ossifikationsabfolge bzw. altersspezifischen Maße für Schädel- und Postkranialknochen (Fazekas und Kosa 1978)

Für die Erwachsenen beruht die konventionelle Sterbealtersschätzung neben der Berücksichtigung spät verwachsener Epi- und Apophysen vor allem auf:

- dem endo- und ektokraniellen Nahtverschluss (Rösing 1977)
- dem Zustand der Symphysenfuge sowie der *Facies auricularis* des Beckens (Buikstra und Ubelaker 1994)
- dem Verknöcherungszustand der Rippenenden (İşcan *et al.* 1984, 1985)

Die Zahnabrasion (Miles 1963) spielte aufgrund der Problematik hinsichtlich der Vergleichbarkeit verschiedener Populationen, unterschiedlicher Nahrungszusammensetzung sowie der hohen individuellen Variabilität lediglich eine nachgeordnete Rolle.

Im Rahmen der osteologischen Geschlechtsbestimmung fanden bei den Erwachsenen vorrangig die morphognostisch beurteilbaren Merkmale am Becken und Schädel Verwendung (Herrmann *et al.* 1990, Ferembach *et al.* 1979). Allgemeine Hinweise wie Robustizität bzw. Grazilität und Muskelmarkenrelief wurden ebenfalls berücksichtigt, aufgrund der starken Abhängigkeit von exogenen Faktoren allerdings wesentlich geringer gewichtet.

Für die Ansprache des Geschlechts bei kindlichen Individuen können die für Erwachsene üblichen Kriterien meist nicht angewandt werden, da sie zum größten Teil auf Veränderungen basieren, die sich infolge der Geschlechtsreife entwickeln (Ferembach *et*

al. 1979, Acsádi und Nemeskéri 1970). Neben der Ansprache von Formmerkmalen am Unterkiefer und *Os ilium*, die bereits im Kindesalter geschlechtsdifferenten Tendenzen aufzeigen (Schutkowski 1993), wurde hier vor allem die Beurteilung des *Meatus acusticus internus* am Felsenbein einbezogen (Graw 2001, Ahlbrecht 1997, Wahl 1981). Da die *Pars petrosa ossis temporalis* auch unter ungünstigen taphonomischen Bedingungen sehr häufig erhalten bleibt und diese Methode in hohem Maße auch eine Geschlechtsbestimmung im Kindesalter zulässt (Forschner 2001), erwies sich dieser Ansatz in der vorliegenden Studie als ausgesprochen hilfreich.

Die geschlechtliche Zuordnung der Nichterwachsenen wurde zusätzlich mittels Diskriminanzfunktionen anhand der Maße von Milch- und Dauerzähnen (soweit vorhanden) eruiert und zum Abgleich mit den zuvor genannten diagnostischen Merkmalen einbezogen (Black 1978).

Der weitgehend unvollständige Überlieferungsgrad vieler Skelettindividuen führte jedoch zu einer relativ großen Zahl an nicht oder nur tendenziell geschlechtsbestimmten Individuen. Eine DNA-Analyse würde u. U. eine genauere Geschlechtsdiagnose zulassen. Die Auswertung des molekularbiologischen Profils wäre auch für die Frage der Verwandtschaftsbeziehungen innerhalb und zwischen den einzelnen Fundkomplexen von Nutzen. Bislang wurden aber an diesem Skelettmaterial solche Analysen nicht durchgeführt.

Ergebnisse und Diskussion

Demografie

In Tabelle 1 sind alle nachgewiesenen Individuen aus dem Chorbereich mit Angaben zu Alter und Geschlecht aufgelistet. Hier konnten insgesamt 12 Kinder und ein Jugendlicher angesprochen und ausgewertet werden. Im Falle der Mehrfachbestattung in der Grube konnten einige Skelettreste mit separaten Inventarnummern infolge direkter Anpassung als zusammengehörig mit anderen Individuen bestimmt werden; sie wurden daraufhin als ein Individuum behandelt. Insgesamt konnten in der Grube 29 Nichterwachsene angesprochen und ausgewertet werden (vgl. Tab. 2).

In dem Fundkomplex aus dem Chorbereich überwiegen Kinder im Alter von unter 10 Jahren; davon ist mehr als die Hälfte älter als ein Jahr alt geworden. Es wurden auch Überreste von zwei Frühgeburten vorgefunden. Das Überwiegen der 1–4-Jährigen wäre evtl. mit einer gesteigerten Mortalität während der Abstillphase erklärlich. Diese Entwicklungsstufe zeichnet sich durch vermehrte Aktivität der Kinder ab

Kinderbestattungen in Grevenmacher (Luxemburg)

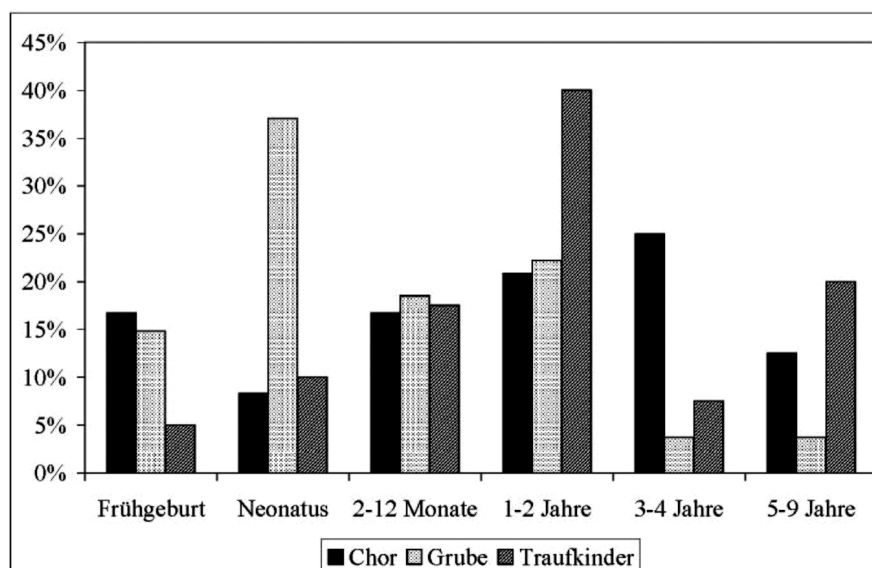


Abb. 3: Vergleich der Altersverteilung der Kinder aus dem Chorbereich, aus der Grube und der „Traufkinder“.

und wird folglich mit erhöhtem Ansteckungs- bzw. Verletzungsrisiko verbunden. Typische Kinderkrankheiten tragen zu der Mortalitätsrate dieser Altersgruppe sehr wahrscheinlich ebenso in erheblichem Maße bei.

In der Grube wurden dagegen am häufigsten Kinder unter 2 Jahren bestattet, wobei die Neugeborenen und Frühgeborenen etwa die Hälfte aller Individuen ausmachen. Interessanterweise sind es gerade diese jüngsten Verstorbenen, die sich durch relativ vollständige Erhaltung auszeichnen. Die fehlenden Skelettteile sind demnach nicht einem womöglich aggressiven Liegemilieu zum Opfer gefallen.

Das Alter der jüngsten Individuen wurde anhand des Reifegrades ihrer Knochen auf 7–8 Lunarmonate geschätzt. Demnach können sie als Frühgeborene bezeichnet werden. Der Unterschied zwischen einer Fehl- und einer Frühgeburt liegt in der Anzahl der vollendeten Schwangerschaftswochen. Ein Kind wird als Frühgeborenes bezeichnet, wenn es nach der 24. und vor der 37. Schwangerschaftswoche geboren wurde; dies scheint bei den beschriebenen Individuen der Fall zu sein. Als Neugeborenes wird unter der Berücksichtigung des Schätzfehlers in der Altersbestimmung am Skelettmaterial ein Kind von 0 ± 1 Monat bezeichnet, da man die tatsächliche Lebendgeburt im archäologischen Kontext nicht nachweisen kann. Ein Kind im Alter von einem Monat bis zum einen

Jahr wird als Säugling definiert. Daraus kann man schließen, dass die Grube möglicherweise als ein bevorzugter Bestattungs-/Deponierungsort für Früh- bzw. Neugeborene und Säuglinge diene.

Bei einem Vergleich der Altersverteilung der Kinder aus der Grube, dem Chorbereich und derjenigen der „Traufkinder“, die entlang der nördlichen Kirchenmauer beigesetzt wurden (Obertová *et al.* 2008), zeigt sich, dass der Anteil der Neugeborenen in der Grube signifikant höher ist als an den beiden anderen Bestattungsplätzen (Abb. 3). Der Anteil der Frühgeborenen ist in der Grube und im Chorbereich ähnlich, wohingegen vergleichsweise wenige Frühgeborenen in dem Bereich entlang der nördlichen Kirchenmauer bestattet wurden. Im Vergleich wurden in der Grube selten Kinder im Alter von über 2 Jahren vorgefunden. Entlang der Kirchenmauer wurden relativ häufig Kinder im Alter von 1–2 Jahren nachgewiesen; im Chorbereich wiederum waren die 3–4-Jährigen am häufigsten vertreten.

Um die Hintergründe der hohen Anzahl an Früh- und Neugeborenen in den Bestattungskomplexen zu erhellen, wurden Parallelen zur neonatalen Sterblichkeit im heutigen Kenntnisstand gesucht. Bei den Frühgeburten muss die auslösende Ursache in der Regel bei der Mutter gesucht werden. Somit wird durch die Kinder in der Grube auch ein gewisses Licht auf die Lebensumstände ihrer Mütter geworfen.

Der Anteil der Frühgeburten liegt auch in heutigen Industrieländern zwischen 5 und 15% (Goldenberg *et al.* 2008). Dass die Überlebenschancen solcher Kinder heute höher liegen, wurde erst durch die Fortschritte in der medizinischen Versorgung der letzten Jahrzehnte möglich. Trotzdem sind Mortalität und Morbidität bei sehr unreifen Frühgeborenen immer noch hoch.

Die häufigsten Ursachen für eine Frühgeburt in heutiger Zeit sind Fruchtwasserinfektionen, ausgelöst z.B. durch Geschlechtskrankheiten oder Verschleppung der Bakterien aus anderen Organen, z. B. nach einer Lungenentzündung oder Appendizitis. In neueren Untersuchungen konnte außerdem gezeigt werden, dass u. a. Parodontitis eine Ursache von Frühgeburten sein kann (Goldenberg *et al.* 2008). Im Mittelalter gehörten sicherlich unter- und fehlernährte Frauen zu der meistgefährdeten Risikogruppe. Mehrlingsschwangerschaften und Schwangerschaften, die in einem Abstand von weniger als 6 Monaten nacheinander folgen, stellen ebenfalls damals wie heute einen signifikanten Risikofaktor dar (WHO 2006). Studien über den Einfluss der körperlichen Belastung haben zwar widersprüchliche Ergebnisse geliefert, aber grundsätzlich können Stress, schwere Arbeit im Stehen und lange Arbeitszeiten während der Schwangerschaft zu einer Frühgeburt führen (Goldenberg *et al.* 2008).

Bei Neugeborenen verursachen Komplikationen bei der Geburt, ein niedriges Geburtsgewicht und kongenitale Anomalien relativ häufig den Tod (WHO 2006). Bei Neugeborenen und Säuglingen stellen auch verschiedenartige Infektionen bedeutende Risikofaktoren bei der Sterblichkeit dar (WHO 2006).

Aufgrund des niedrigen Sterbealters sowie der ungenügenden Knochenhaltung konnte insgesamt nur bei wenigen Individuen eine Aussage zum Geschlecht getroffen werden. Im Chorbereich wurden, zumindest tendenziell, zwei Individuen als männlich und drei als weiblich identifiziert. Eine tendenzielle Geschlechtsdiagnose konnte bei 10 Individuen aus der Grube durchgeführt werden; sechs davon wurden als männlich und vier als weiblich eingestuft. Die Mädchen aus dem Chorbereich erreichten ein Alter von 3 bis 5 Jahren, die Jungen waren jünger als 1 Jahr. Ähnlich wie im Chorbereich befanden sich unter den jüngsten Individuen in der Grube mehr Jungen als Mädchen. Angesichts der Tatsache, dass es sich hier nur um tendenzielle Geschlechtsangaben bei kleinen Stichproben handelt, können diese Verteilungen auch nur ein Zufallsergebnis darstellen.

Epigenetik

Die relativ seltenen Zahn- (Alt 1997) und Knochenvarianten (Hauser und DeStefano 1989), die bei den Kindern aus den zwei Bestattungsbereichen beobachtet wurden, werden in Tabelle 3 (Chorbereich) und Tabelle 4 (Grube) aufgelistet. Da nur selten alle Schädelteile zur Verfügung standen, konnten insgesamt nur bei einigen wenigen Individuen odontologische bzw. epigenetische Variationen beobachtet werden. Bei der Aufnahme anatomischer Varianten ist zudem das Alter des jeweiligen Individuums von Bedeutung, da einige Merkmale erst ab einer bestimmten Altersstufe als solche gelten. U. a. die so genannte *Sutura metopica* oder die *Sutura mendosa*, die erst ab dem 2. respektive 4. Lebensjahr als Besonderheiten zu werten sind; bis dahin gehören sie zur normalen Ontogenese des jeweiligen Knochens.

Die Kinder aus dem Chorbereich weisen nur wenige anatomische Varianten am Schädel auf. Zu den generell sehr seltenen Merkmalen gehört das *Os lambdae*, das bei dem 4–5-jährigen Mädchen 419f beobachtet wurde. Unter den Zahnmerkmalen wurden vergleichsweise häufig akzessorische Höcker und *Foramina molaria* festgestellt. Bei dem 3–4 Jahre alten Mädchen 419h konnte eine tulpenartige Missbildung des unteren Milcheckzahnes diagnostiziert werden.

Bei den Kindern aus der Grube liegen auch nur wenige anatomische Varianten am Skelett vor. Meistens sind es relativ häufig auftretende *Foramina*, die ohne eine populationsspezifische Angabe zu ihrer Häufigkeit keine Aussage über Verwandtschaftsbeziehungen liefern können. Bei den beiden Knaben 1044a und 1044b wurde jeweils ein Knochensporn (Exostose) an einer Rippe festgestellt. Obwohl sich anhand der Knochenreife bei diesen Jungen verschiedene Altersschätzungen ergaben, ist es aufgrund dieses gemeinsamen, sehr seltenen Merkmals möglich, dass es sich hier um Brüder, evtl. sogar Zwillinge handelt. Es kommt bekanntermaßen häufig vor, dass ein Zwilling größer ist als der andere; die Überlebenschancen beider im Vergleich zu Einzelgeburten jedoch vermindert sind. Das Fehlen von odontologischen Varianten ist durch das Alter der hier niedergelegten Individuen bedingt, da die meisten Kinder entweder keine oder noch nicht vollständig mineralisierte Zähne aufweisen.

Ein gehäuftes Auftreten seltener Skelett- und Zahnvarianten ermöglicht unter Umständen, evtl. vorhandene Verwandtschaftsbeziehungen zwischen einzelnen Individuen sowie Ähnlichkeiten zwischen Bevölkerungsgruppen zu rekonstruieren. Bei der Auswertung anatomischer Varianten ist allerdings bei jeder Skelettserie darauf zu achten, welche Merkmale als populationsspezifisch angesprochen werden können

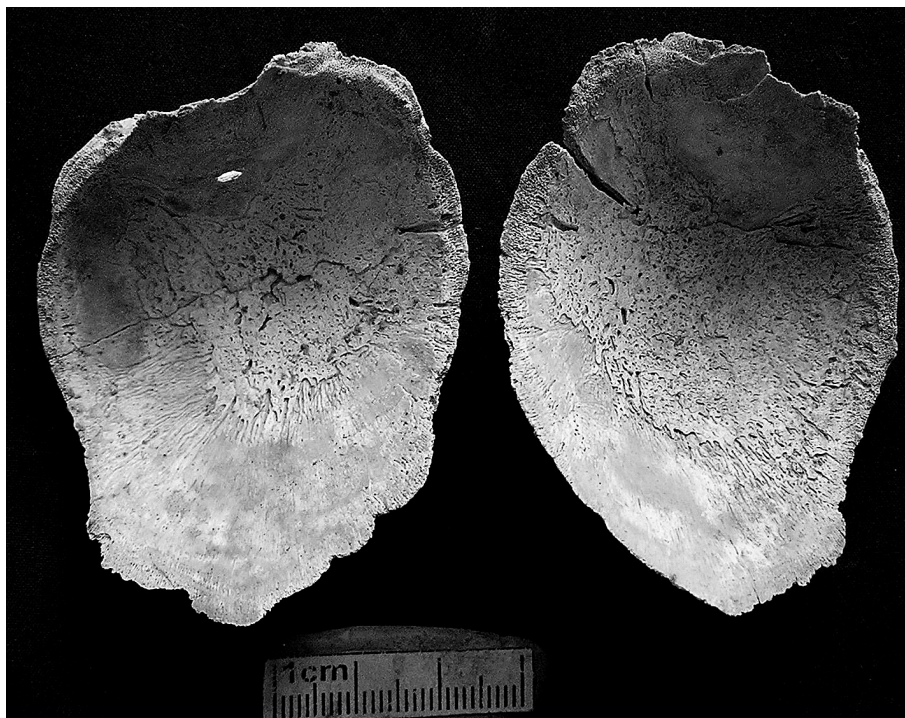


Abb. 4: Meningitis an der endokranieln Oberfläche der Ossa parietalia bei einem Neugeborenen (1062a) aus der Grube.

und welche auf nähere Verwandtschaft schließen lassen; beurteilen lässt sich das durch statistische Auswertung und Vergleiche mit anderen Gruppen.

Für einen Vergleich hinsichtlich der Verwandtschaft sind zusätzlich zu den beiden obengenannten Stichproben auch die „Traufkinder“ aus dem Bereich entlang der nördlichen Kirchenmauer (Obertová *et al.* 2008) von Belang. In Anbetracht der Tatsache, dass die anthropologische Analyse der restlichen Gräber von Grevenmacher noch aussteht, sind statistisch fundierte Aussagen zu den Verwandtschaftsbeziehungen innerhalb oder zwischen den Gruppen allerdings derzeit nicht möglich. Es lässt sich lediglich konstatieren, dass die vorhandenen anatomischen Varianten in diesen Gruppen untereinander recht ähnlich sind. In den vorliegenden Stichproben fehlen ausgesprochene „Raritäten“, deren Übereinstimmung eine höhere Aussagekraft besitzen würde.

Pathologie

Die einzelnen pathologischen Veränderungen und Krankheitsbilder wurden anhand der Beschreibungen in der einschlägigen Literatur (Aufderheide und

Rodriguez-Martin 1998, Ortner und Putschar 1981) und mit Vergleichsstücken aus der anthropologischen Sammlung der Universität Tübingen diagnostiziert. Diejenigen pathologischen Veränderungen, die in den vorliegenden Stichproben festgestellt wurden, sind in Tabelle 5 (Chorbereich) und Tabelle 6 (Grube) zusammengefasst.

Generell sind krankhafte Veränderungen am Kinderskelett eher selten zu beobachten. Für die Entwicklung degenerativer Erscheinungen hat weder die kurze Lebensspanne noch die körperliche Belastung ausgereicht. Angeborene Pathologien oder Missbildungen sind an sich ausgesprochen selten, Traumata ebenfalls rar und Infektionskrankheiten führen beim Kind oft so schnell zum Tod, dass es kaum zu Reaktionen am lebenden Knochen kommt.

Trotzdem wurden bei den Kindern aus dem Chorbereich und der Grube relativ häufig infektionsbedingte Veränderungen in Form von Knochenauflagerungen beobachtet. Anzeichen einer Meningitis (Hirnhautentzündung) wurden bei drei Neugeborenen (1044a, 1060a, 1062a, Abb. 4), einem 2–4-jährigem Jungen (1061a) aus der Grube sowie bei einem Neugeborenen (385c) und einem Säugling (419b) aus

dem Chorbereich festgestellt. Obwohl keine histologischen Untersuchungen vorgenommen wurden, kann man anhand der makroskopischen Veränderungen an der endokranialen Oberfläche deuten, dass die Knochenauflagerungen von mehr oder weniger ausgeprägten hämorrhagisch-entzündlichen meningealen Reaktionen stammen. Schultz (2003) hat in einer paläopathologischen mikroskopischen Studie zu diesem Thema gezeigt, dass Hirnhautentzündungen eine häufige Todesursache bei Säuglingen darstellten. Bakterielle Meningitis kommt auch heutzutage am häufigsten bei Neugeborenen und Kleinkindern vor, weil ihr Immunsystem noch nicht vollständig entwickelt ist (Sáez-Llorens und McCracken 2003). Je nach Alter findet man verschiedene Erreger als Auslöser einer Hirnhautentzündung. Bei Neugeborenen sind es häufig Bakterien wie *E. coli*, B-Streptokokken oder *Haemophilus influenzae*, die eine Meningitis verursachen. Sie werden während oder direkt nach der Geburt von der Mutter auf das Kind übertragen. Eine Meningitis kann auch als Komplikation einer Nasennebenhöhlen- oder einer Mittelohrentzündung entstehen, wenn die Entzündung über den Knochen auf die Hirnhaut übergreift. Diese wird oft durch Staphylokokken verursacht (Sáez-Llorens und McCracken 2003).

Die Knochenauflagerungen auf den Rippen des 4–5-jährigen Mädchens aus dem Chorbereich (419f) könnten auf eine Lungenentzündung oder sogar eine Tuberkulose-Infektion zurückgeführt werden (Aufderheide und Rodriguez-Martin 1998, Ortner und Putschar 1981). Bei zwei Kleinkindern aus der Grube (1035a, 1063a) wurden *Cribra orbitalia* (poröse Veränderungen im Bereich des Augenhöhlendachs) beobachtet. Diese Porosität gilt im Allgemeinen als Anzeiger für Mangelkrankungen (v. a. Eisen- oder Vitamin C-Mangel), die durch Parasitenbefall und/oder ungünstige Ernährungsbedingungen hervorgerufen wird (Stuart-Macadam 1992, Mensforth *et al.* 1978, Hengen 1971). Bei einem 1–1,5-jährigen Knaben aus der Grube (1036b) deuten Knochenauflagerungen in der Orbita und am Unterschenkelknochen auf eine mögliche Vitaminmangelkrankung, etwa in Form von Rachitis (Vitamin D-Mangel) oder Skorbut (Vitamin C-Mangel) hin (Ortner *et al.* 2001, Ortner und Mays 1998).

An Zähnen und Kiefern der Kinder aus dem Chorbereich wurden folgende Befunde festgestellt: Hypokalzifikation, Karies und Zahnstein. Hypokalzifikation konnte makroskopisch als gelbliche Verfärbungen im Zahnschmelz beobachtet werden. Sie entsteht durch vorübergehende Störungen während der Schmelzbildung. Als mögliche Ursachen dieser Entwicklungsstörung werden verschiedene Faktoren, u. a.

Mangelernährung, Stoffwechselerkrankungen oder Infektionskrankheiten, diskutiert (Pindborg 1970).

Bei zwei 3–4-jährigen Mädchen (419d und 419h) wurde eine relativ starke Abrasion an den Milchmolaren sowie im Bereich der Vorderzähne festgestellt. Die Aufnahme von fester Nahrung in diesem Alter ist aber nichts Außergewöhnliches. Bei einem der beiden (419d) waren zudem Zahnsteinauflagerungen, bei dem anderen (419h) eine Kariesläsion anzusprechen. Diese Befunde deuten erstens auf eine mangelnde Mundhygiene, zweitens auf eine haftende, klebrige Nahrung, etwa Brei hin (Caselitz 1998, Hillson 1979). Da es sich aber um Einzelbefunde handelt, können verallgemeinernde Schlussfolgerungen zur damaligen Kinderernährung daraus nicht abgeleitet werden. Bedingt durch das junge Alter der Kinder aus der Grube wurden an ihren Zähnen keine pathologischen Befunde festgestellt.

Ähnliche pathologische Befunde am Skelett, insbesondere das relativ häufige Vorkommen der Meningitis, wurden auch bei den „Traufkindern“ (Obertová *et al.* 2008) beobachtet. Demnach dürften sich die Lebensumstände, aber auch die Krankheitsexposition der Kinder trotz der unterschiedlichen Grablagen kaum unterschieden haben.

Schlussfolgerung

Die vorliegende Studie befasst sich mit Skelettresten der nichterwachsenen Individuen, die in zwei Bereichen innerhalb der Kirche – im Chorbereich und in einer Grube im Hauptschiff – in Grevenmacher (Luxemburg) freigelegt wurden. Aufgrund der stratigraphischen Lage können sie grob in die Zeit zwischen der Errichtung der dreischiffigen Kirchenanlage in der 2. Hälfte des 13. Jh. und deren Auflassung im beginnenden 15. Jh. datiert werden.

Im Chorbereich wurden die Überreste von insgesamt 17 Individuen erfasst. Darin enthalten sind vier Erwachsene, die aber nur als Streuknochen belegt sind und daher nicht weiter in dieser Studie berücksichtigt wurden. Die restlichen 13 Individuen, also mehr als 3/4 der Stichprobe, waren Kinder und Jugendliche im Alter von 1–10 Jahren, darunter aber auch zwei Frühgeburten. Die Grube enthielt etwa 31 Individuen; davon 29 Nichterwachsene. Aus der Altersverteilung wird deutlich, dass die Grube einen spezifischen Bestattungs-/Deponierungsbereich darstellt, der besonders Früh- und Neugeborenen sowie Säuglingen vorbehalten war.

Generell wurden zwischen diesen beiden Stichproben keine signifikanten Unterschiede in der Altersverteilung, dem Vorkommen der anatomischen Knochen- und Zahnvarianten oder in der Häufigkeit und

Art der pathologischen Veränderungen festgestellt. Genauso wurden keine auffälligen Unterschiede zu den „Traufkindern“ beobachtet, die entlang der nördlichen Kirchenmauer bestattet waren (Obertová *et al.* 2008). In allen drei Bereichen wurden am häufigsten Kinder unter 4 Jahren beigesetzt. Man kann deshalb davon ausgehen, dass diese Bestattungsplätze mit größter Wahrscheinlichkeit Kindern vorbehalten waren.

Die Stellung dieser Kinder in der Gemeinschaft kann man nur schlecht beurteilen, da die anthropologische Untersuchung des gesamten Friedhofs noch nicht abgeschlossen ist. So lässt sich derzeit noch nicht sagen, ob beispielsweise die Kinder, die im Chorbereich bestattet wurden, einer höheren sozialen Schicht angehörten, was der Bestattungsort implizieren könnte. Generell kann man sagen, dass die Mortalität bei Früh-, Neugeborenen und Säuglingen, die in der Grube und dem Chorbereich die Mehrheit bildeten, auch in heutigen Gesellschaften noch relativ hoch ist, und dass die vorgefundenen pathologischen Veränderungen an den Skelettresten mit dem frühen Tod der Kinder einhergehen.

Literaturverzeichnis

- Acsádi G und Nemeskéri J 1970. *History of Human Life Span and Mortality*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- Ahlbrecht M 1997. *Geschlechtsdifferenzierung an der Pars petrosa ossis temporalis*. Dissertation. Tübingen.
- Alt KW 1997. *Odontologische Verwandtschaftsanalyse*. Fischer Verlag. Stuttgart.
- Aufderheide A und Rodriguez-Martin C 1998. *Cambridge Encyclopedia of Human Paleopathology*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Bis-Worch C 2005. *Grevenmacher – Die Ausgrabungen im Bereich des Baxerasgartens und neue Erkenntnisse zur baulichen Entwicklungsgeschichte der Stadt*. Mémoire scientifique (unpubliziert).
- Black TK 1978. *Sexual dimorphism in the tooth-crown diameters of the deciduous teeth*. American Journal of Physical Anthropology 48: 77–82.
- Buikstra JE und Ubelaker DH (eds.) 1994. *Standards for Data Collection from Human Skeletal Remains*. Arkansas Archaeological Survey Research Series 44. Fayetteville.
- Caselitz P 1998. *Caries – Ancient plague of humankind*. In: Alt KW, Rösing FW, Teschler-Nicola M (eds.). *Dental Anthropology*. Springer. Wien, 203–226.
- Fazekas IG und Kosa F 19978. *Forensic Fetal Osteology*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- Ferembach D, Schwidetzky I, Stloukal M 1979. *Empfehlungen für die Alters- und Geschlechtsdiagnose am Skelett*. Homo 30: 1–32.
- Forschner SK 2001. *Die Geschlechtsbestimmung an der juvenilen Pars petrosa ossis temporalis im Kontext forensischer Identifikationsuntersuchungen*. Dissertation. Tübingen.
- Goldenberg RL, Culhane JF, Iams JD, Romero R 2008. *Epidemiology and causes of preterm birth*. Lancet 371: 75–84.
- Graw M 2001. *Morphometrische und morphognostische Geschlechtsdiagnostik an der menschlichen Schädelbasis*. In: Oehmichen M, Geserick G (eds.). *Osteologische Identifikation und Altersschätzung*. Schmidt-Römhild. Lübeck, 103–121.
- Hauser G und DeStefano GF 1989. *Epigenetic Variants of the Human Skull*. Schweizerbart. Stuttgart.
- Hengen OP 1971. *Cribra orbitalia: Pathogenesis and probable etiology*. Homo 22: 57–75.
- Herrmann B, Grupe G, Hummel S, Piepenbrink H, Schutkowski H 1990. *Prähistorische Anthropologie*. Springer. Berlin.
- Hillson SW 1979. *Diet and dental disease*. World Archaeology 11: 147–162.
- İşcan MY, Loth SR, Wright RK 1984. *Age estimation from the ribs by phase analysis: White males*. Journal of Forensic Sciences 29: 1094–1104.
- İşcan MY, Loth SR, Wright RK 1985. *Age estimation from the ribs by phase analysis: White females*. Journal of Forensic Sciences 30: 853–863.
- Lohrke B 2004. *Kinder in der Merowingerzeit*. Verlag Marie Leidorf. Rahden, Westf.
- Mensforth RP, Lovejoy CO, Lallo JW, Armelagos GJ 1978. *The role of constitutional factors, diet, and infectious disease in the etiology of porotic hyperostosis and periosteal reactions in prehistoric infants and children*. Medical Anthropology 2: 1–59.
- Miles EW 1963. *The dentition in the assessment of individual age in skeletal material*. In: Brothwell DR. *Dental Anthropology*. Elsevier. London, 191–209.
- Obertová Z, Menninger M, Wahl J, Bis-Worch C 2008. *Die „Traufkinder“ von der Nordseite der „Kirche 10“ in Grevenmacher (Luxemburg) – anthropologische Auswertung der Skelettreste*. Empreintes (Annuaire du MNHA) 1: 92–99.
- Ortner DJ, Butler W, Cafarella J, Milligan L 2001. *Evidence of Probable Scurvy in Subadults From Archaeological Sites in North America*. American Journal of Physical Anthropology 114: 343–351.
- Ortner DJ und Mays S 1998. *Dry bone manifestations of rickets in infancy and early childhood*. International Journal of Osteoarchaeology 8: 45–55.
- Ortner DJ und Putschar WGJ 1981. *Identification of Pathological Conditions in Human Skeletal Remains*. Smithsonian Institution Press. Washington.
- Pindborg JJ 1970. *Pathology of the Dental Hard Tissue*. Munksgaard. Kopenhagen.

- Rösing FW 1977. *Methoden und Aussagemöglichkeiten der anthropologischen Leichenbrandbearbeitung*. Archäologie und Naturwissenschaften 1: 53–80.
- Sáez-Llorens X und McCracken GH 2003. *Bacterial meningitis in children*. Lancet 361: 2139–2148.
- Schultz M 2003. *Light microscopic analysis in skeletal paleopathology*. In: Ortner DJ. *Identification of pathological conditions in human skeletal remains*. Academic Press. San Diego, 73–108.
- Schutkowski H 1993. *Sex determination of infant and juvenile skeletons: 1. Morphognostic features*. American Journal of Physical Anthropology 90: 199–205.
- Stloukal M, Dobisíková M, Kuželka V, Stránská P, Velemínský P, Vyhnaněk L, Zvára K 1999. *Antropologie*. Národní muzeum. Praha.
- Stloukal M und Hanáková H 1978. *Die Länge der Längsknochen altslawischer Bevölkerungen unter besonderer Berücksichtigung von Wachstumsfragen*. Homo 29: 53–69.
- Stuart-Macadam P 1992. *Porotic hyperostosis: A new perspective*. American Journal of Physical Anthropology 87: 39–47.
- Ubelaker DH 1989. *Human Skeletal Remains. Excavation, Analysis, Interpretation*. Taraxacum. Washington.
- Wahl J 1981. *Ein Beitrag zur metrischen Geschlechtsdiagnose verbrannter und unverbrannter menschlicher Knochenreste – ausgearbeitet an der Pars petrosa ossis temporalis*. Zeitschrift für Rechtsmedizin 86: 79–101.
- World Health Organisation 2006. *Neonatal and Perinatal Mortality*. Geneva.

Abbildungsnachweis

Abbildung 1

Musee National d'Histoire et d'Art, Luxembourg

Abbildung 2

C. Bis-Worch, Musee National d'Histoire et d'Art, Luxembourg

Adresse:

Zuzana Obertová
Institut für Rechtsmedizin
Universitätsklinikum Düsseldorf
Moorenstraße 5
D-40225 Düsseldorf
Tel.: 0049 (0)211 8118294
Email: zuzana.obertova@med.uni-duesseldorf.de

Received – April 28, 2010

Accepted – June 7, 2010

Kinderbestattungen in Grevenmacher (Luxemburg)

Inventarnummer	Fundkomplex	Alter	Geschlecht
432a	129	9–12 Monate	(m)
432b	129	Infans II–Juvenis	unbestimmt
432c	129	6–9 Lunarmonate	unbestimmt
385a	130	um 25 Jahre	F
385b	130	5–7 Jahre	unbestimmt
385c	130	Neonatus	unbestimmt
419a	110	20–40 Jahre	unbestimmt
419b	110	0–6 Monate	(m)
419c	110	1–2 Jahre	unbestimmt
419d	110	3 Jahre	(f)
419e	110	1–2 Jahre	unbestimmt
419f	110	4–5 Jahre	(f)
419g	110	20–40 Jahre	(M)
419h	110	3–4 Jahre	(f)
419i	110	30–50 Jahre	unbestimmt
419j	110	2–3 Jahre	unbestimmt
419k	110	10 Lunarmonate	unbestimmt

Tab. 1: Auflistung der Individuen aus dem Chorbereich nach Alter und Geschlecht. [Infans II (7 –14 Jahre); Juvenis (15–19 Jahre); M: männlich erwachsen; m: männlich nicht erwachsen; F: weiblich erwachsen; f: weiblich nicht erwachsen; Geschlechtsangabe in Klammern: Tendenz.]

Inventarnummer	Fundkomplex	Alter	Geschlecht
1032a	401	0–2 Monate	(f)
1032b	401	0–2 Monate	unbestimmt
1032c (zu 1058c)	401		
1032d	401	nicht erwachsen	unbestimmt
1032e (zu 1060a)	401		
1035a	397	12–18 Monate	unbestimmt
1035b	397	12 Monate	unbestimmt
1035c	397	12 Monate	unbestimmt
1035d (zu 1036a)	397		
1035e	397	Neonatus	unbestimmt
1036a	396	5–6 Jahre	(f)
1036b	396	12–18 Monate	(m)
1036c	396	0–4 Monate	unbestimmt
1044a	403	0–3 Monate	(m)
1044b	403	8 Lunarmonate	(m)
1044c	403	2–4 Monate	unbestimmt
1058a	404	4–5 Monate	(f)
1058b	404	1–2 Jahre	unbestimmt
1058c	404	7–8 Lunarmonate	unbestimmt
1058d	404	Neonatus	unbestimmt
1059	407	8 Lunarmonate	(m)
1060a	406	Neonatus	(m)
1060b	406	um 15 Monate	unbestimmt
1060c	406	erwachsen	unbestimmt
1060d (zu 1036a)	406		
1060e	406	7–9 Lunarmonate	unbestimmt
1061a	Kopf nördlich 404	2–4 Jahre	(m)
1061b	Kopf nördlich 404	2–4 Jahre	unbestimmt
1062a	395 (in 392)	Neonatus	(f)
1062b	395 (in 392)	Neonatus	unbestimmt
1062c	395 (in 392)	Infans I	unbestimmt
1062d (zu 1058c)	395 (in 392)		
1063a	405	24–30 Monate	unbestimmt
1063b	405	Neonatus	unbestimmt
1063c	405	Neonatus	unbestimmt
1063d	405	25–35 Jahre	(M)

Tab. 2: Auflistung der Individuen aus der Grube nach Alter und Geschlecht. [Infans I (6 Monate bis 6 Jahre); M: männlich erwachsen; m: männlich nicht erwachsen; F: weiblich erwachsen; f: weiblich nicht erwachsen; Geschlechtsangabe in Klammern: Tendenz.]

Inv. Nr.	Alter	Geschlecht	Zähne	Knochen
432a	9–12 Mon.	(m)	73: Tub. dentis	
419c	1–2 Jahre	unbest.		F./Inc. supraorbitale/frontale fehlt bds.
419d	3 Jahre	(f)	55: Tub. Carabelli; 65: Tub. Carabelli; 83: Wurzel mesial geneigt; 85: F. molare; 26: Tub. Carabelli, akzessorischer Höcker	F. zygomaticofaciale u. Processus marginalis links fehlt; Impressionen am Os frontale beidseitig, rechts mehrfach; F. parietale beidseitig
419e	1–2 Jahre	unbest.		Inc. frontalis rechts
419f	4–5 Jahre	(f)		Canalis condylaris posterior rechts fehlt, links vorhanden; Os lambdae; F. magnum schmal und lang
419h	3–4 Jahre	(f)	54: 2 Wurzeln; 75: F. molare; 83: tulpenartige Krone, Wurzel mesial geneigt; 36: F. molare, Y-Muster	

Tab. 3: Auflistung der seltenen anatomischen Varianten bei den Kindern aus dem Chorbereich. [Bezeichnung der Zahnpositionen nach internationaler Nomenklatur; F. = Foramen; Inc. = Incisura.]

Inv. Nr.	Alter	Geschlecht	Zähne	Knochen
1032a	0–2 Monate	(f)		F. supraorbitale L; F. frontale R+L; F. Vesalius R+L
1035a	12–18 Monate	unbestimmt		F. frontale R; Canalis condylaris posterior L
1035b	12 Monate	unbestimmt		Canalis condylaris posterior R; F. parietale L fehlt
1035c	12 Monate	unbestimmt		F. Vesalius L
1036a	5–6 Jahre	(f)	16: akzessorischer Höcker	
1044a	0–3 Monate	(m)		Inc./F. supraorbitale+frontale R+L fehlt; Canalis hypoglossus partitus L; Exostose an einer Rippe
1044b	8 Lunarmonate	(m)		Canalis condylaris posterior R+L; Exostose an einer Rippe
1058a	4–5 Monate	(f)		F. frontale L, F. supraorbitale L, Inc. frontalis R
1059	8 Lunarmonate	(m)		Canalis condylaris posterior R+L, F. Vesalius R+L
1062a	Neonatus	(f)		F. zygomaticofaciale mehrfach R+L
1063a	24–30 Monate	unbestimmt		F. frontale L, F. supraorbitale R+L

Tab. 4: Auflistung der seltenen anatomischen Varianten bei den Kindern aus der Grube. [Bezeichnung der Zahnpositionen nach internationaler Nomenklatur; R = rechts; L = links; F. = Foramen; Inc. = Incisura.]

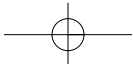
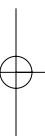
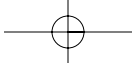
Kinderbestattungen in Grevenmacher (Luxemburg)

Inv. Nr.	Alter	Geschlecht	Zähne	Knochen
432a	9–12 Monate	(m)		Hydrocephalus?, evtl. Infektion ext. Os occipitale+frontale; Diskrepanz Postcranium/Cranium (Langknochen-6 Monate)
385c	Neonatus	unbestimmt		Meningitis (Os occipitale)
419b	4–6 Monate	(m)		Meningitis (Os parietale)
419c	1–2 Jahre	unbestimmt		Cribra orbitalia
419d	3 Jahre	(f)	84: gelbliche Flecken buccal; 55: Zahnstein	
419f	4–5 Jahre	(f)		ventrale Flächen von 4 Rippenstücken mit periostotischen Auflagerungen
419h	3–4 Jahre	(f)	Milchzähne: Hypokalzifikation (gelbl. Verfärbung); 52: Karies I appr. mesial	leichte Periostitis (Tibia rechts)

Tab. 5: Auflistung der pathologischen Veränderungen bei den Kindern aus dem Chorbereich. [Bezeichnung der Zahnpositionen nach internationaler Nomenklatur.]

Inv. Nr.	Alter	Geschlecht	Knochen
1035a	12–18 Monate	unbestimmt	starke Cribra orbitalia
1036b	12–18 Monate	(m)	periostotische Auflagerungen (Orbita; Tibia L)
1044a	0–3 Monate	(m)	Meningitis (Os frontale R+L)
1059	8 Lunarmonate	(m)	Osteom (Os parietale R)
1060a	Neonatus	(m)	Meningitis (Os occipitale)
1061a	2–4 Jahre	(m)	Meningitis (Os occipitale)
1062a	Neonatus	(f)	Meningitis (Os frontale, Ossa parietalia, Os occipitale)
1063a	24–30 Monate	unbestimmt	leichte Cribra orbitalia

Tab. 6: Auflistung der pathologischen Veränderungen bei den Kindern aus der Grube.



**L'environnement bio-culturel estimé d'après les modalités de
croissance des individus immatures
L'exemple de la population inhumée entre le VII–VIIIe et le XVIIIe
siècle AD à l'Eglise Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse)**

**[The bio-cultural environment as assessed
by the growth of immature individuals
The example of the population buried at the Saint-Félix church
(Presinge, Geneva, Switzerland) between the VII–VIII and XVIII c. AD.]**

AUDREY B. GALLAY

Laboratoire d'archéologie préhistorique et d'histoire des peuplements, Département d'anthropologie, Université de Genève

Résumé

Les fouilles préventives récentes de l'église Saint-Félix de Presinge (Genève, Suisse) ont livré 196 sépultures datant du VIIe–VIIIe au XVIIIe siècle AD. L'analyse anthropologique des vestiges a mis en évidence 106 adultes et 93 immatures (Gallay 2008). Les effectifs immatures sont représentatifs d'une population naturelle dont l'espérance de vie à la naissance est proche de 35 ans. La comparaison des profils de croissance squelettique de Presinge, établis pour l'humérus, le radius, le fémur et le tibia, avec des courbes de croissance modernes et des profils de croissance squelettique provenant de populations archéologiques permet d'attester la présence d'un bon environnement bio-culturel à Presinge et de mettre en évidence trois individus présentant des modalités de croissance particulières.

Mots-clés: Environnement bio-culturel, profils de croissance squelettique, Presinge, Genève, Suisse, VII–VIIIe–XVIIIe siècles AD

Summary

The recent preventive excavations at the church Saint-Felix (Presinge, Geneva, Switzerland) yielded 196 burials from the 7th–8th to the 18th century AD. The anthropological analysis of skeletal remains showed 106 adults and 93 children (Gallay 2008). These subadult numbers are representative of a natural population with a life expectancy at birth of about 35 years. A comparison of skeletal growth patterns of Presinge, established for humerus, radius, femur and tibia, with curves of modern growth and skeletal growth profiles from archaeological populations allows to demonstrate the presence of a good bio-cultural environment at Presinge and to identify three individuals with specific growth patterns.

Keywords: Bio-cultural environment, growth and development, Presinge, Geneva, Switzerland, VII–VIIIe–XVIIIe centuries AD

Introduction

Les fouilles préventives de l'église Saint-Félix de Presinge (Genève, Suisse), menées entre 2001 et 2004 par le Service cantonal d'archéologie, ont livré un abondant matériel anthropologique daté du VIIe–VIIIe au XVIIIe siècle AD au moins (Terrier 2004, 2006). Le

corpus étudié dans le présent travail est issu des 196 inhumations individuelles qui ont été prélevées à la fois à l'intérieur de l'édifice et dans une partie de l'ancien cimetière paroissial, contre la façade méridionale de l'église, sur une surface d'environ 50m² (Fig. 1).

En ce qui concerne la chronologie des sépultures, trois groupes de tombes peuvent être distingués.

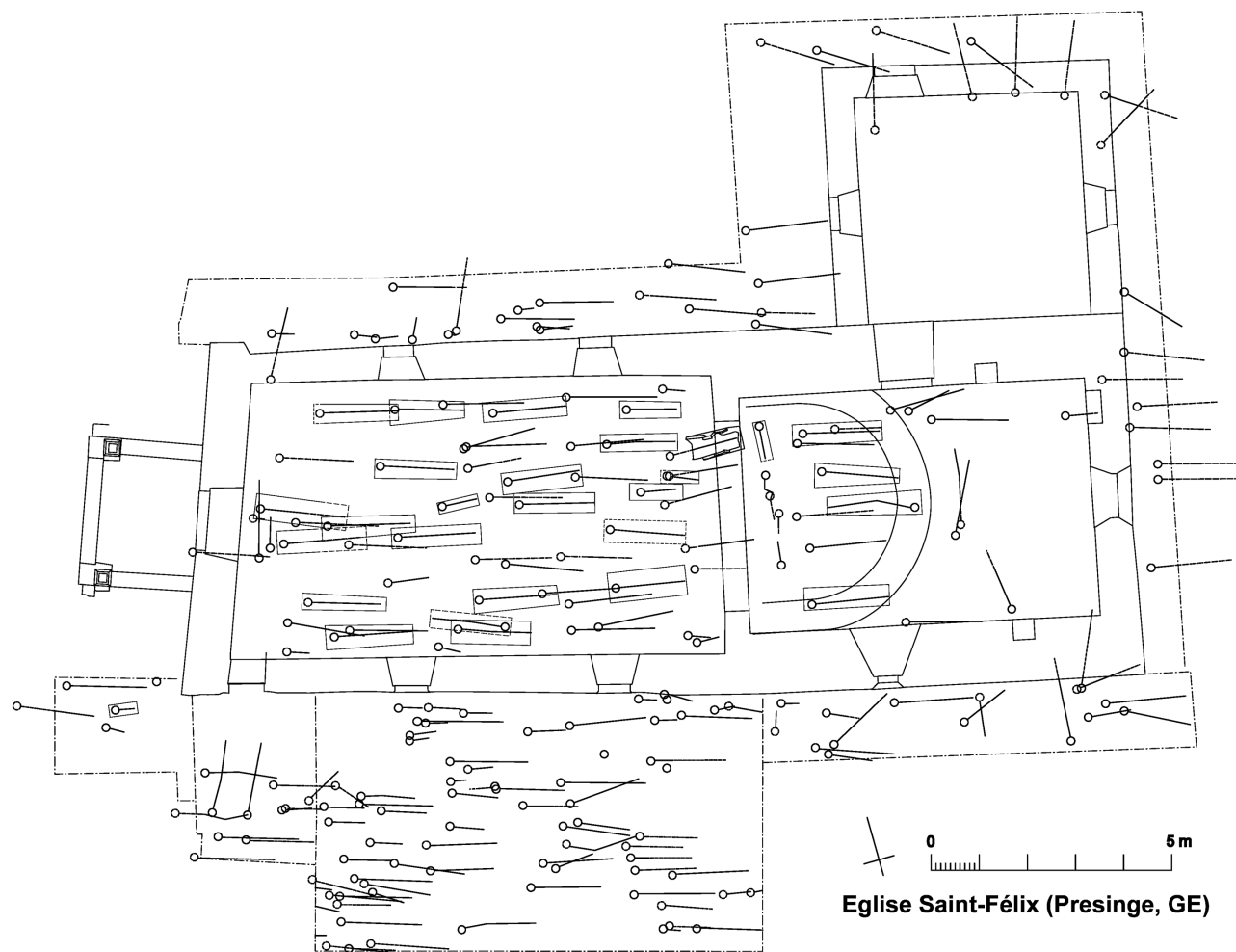


Fig. 1: Plan de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse) montrant l'étendue des zones fouillées ainsi que les sépultures découvertes. Dessin: Marion Berti. Document du Service cantonal d'archéologie de Genève, modifié.

Le premier ensemble a été attribué à la période mérovingienne. Les sépultures qui le composent, dites «primitives», sont au nombre de 11 et sont associées à un mausolée primitif maçonné ayant précédé la construction de l'édifice (Terrier 2006). Le deuxième groupe est formé de 8 sépultures «anciennes», situées dans le cimetière extérieur, qui remontent à la période carolingienne (Terrier 1998, 2004). Enfin, le dernier ensemble est constitué de 9 tombes «récentes», regroupées au sud-ouest de la zone fouillée du cimetière extérieur, qui peuvent être attribuées à la fin du Moyen Âge (Terrier 2004). Cependant, les sépultures primitives, anciennes et récentes ne sont pas suffisamment nombreuses pour pouvoir, lors de l'analyse anthropologique, être considérés comme des

groupes indépendants. Par ailleurs, la majorité des sépultures demeure sans chronologie précise. Ainsi, dans le présent travail, toutes les inhumations seront traitées comme un seul ensemble couvrant un intervalle chronologique d'environ dix siècles.

La problématique principale à laquelle nous avons soumis cet ensemble a été la recherche d'indices témoignant de la qualité de vie de la population vivant à Presinge durant l'utilisation du cimetière. Pour ce faire, après avoir effectué les diagnostics individuelles, nous avons étudié la croissance des immatures et les proportions corporelles des adultes (Gallay 2008). Le présent article s'attache à présenter uniquement l'analyse de la croissance des individus immatures.

Environnement bio-culturel: définition et état des connaissances

L'environnement joue un rôle prépondérant sur la croissance et le développement d'un individu. En effet, les nombreux facteurs qui le composent agissent sur l'individu et donc déterminent si le potentiel maximal de croissance et de développement, déterminé génétiquement et/ou congénitalement, sera ou non atteint (Eveleth et Tanner 1976; Larsen 1997; Schweich 2005). Les composants de l'environnement peuvent être divisés en deux groupes: les facteurs de l'environnement bio-géographique (climat, configuration écologique, latitude, etc.) et ceux de l'environnement bio-culturel (statut socio-économique, santé, nutrition, etc.). Néanmoins, tous ces facteurs interagissent et il est dès lors difficile d'isoler l'effet d'un seul d'entre eux (Schweich 2005).

Ainsi, pour étudier les facteurs bio-culturels, il faut pouvoir se dégager des paramètres génétiques et/ou congénitaux de la croissance et du développement, et également des effets de l'environnement bio-géographique. Deux postulats sont donc nécessaires à toute étude de l'environnement bio-culturel. Le premier stipule que l'étude d'une moyenne populationnelle permet de se dégager de la composante génétique et/ou congénitale de la croissance et du développement qui est prépondérante au niveau individuel (Steckel 1995; Schweich 2005). Le second précise que, pour éliminer les effets de l'environnement bio-géographique, il est nécessaire d'étudier des populations vivant dans le même cadre géographique et chronologique et donc dans des conditions bio-géographiques relativement similaires (Schweich et Knüsel 2003; Schweich 2005).

Dans ces conditions, de multiples études sur des populations vivantes (Brodar 1978; Chen *et al.* 1981; Fogel *et al.* 1983; Prince 1995; Steckel 1995; Bogin et Loucky 1997; Katzmarzyk et Leonard 1998) ont montré l'existence d'une relation positive directe entre d'une part l'environnement bio-culturel, et d'autre part la croissance et le développement. Par ailleurs, de nombreux travaux sur des populations archéologiques ont également exploité la possibilité d'approcher l'environnement bio-culturel des populations afin d'en tirer des informations sur la qualité de vie. Pour ce faire, différents indicateurs peuvent être employés: les indicateurs osseux et dentaires de stress (Robb *et al.* 2001; Marchi et Borgognini Tarli 2002), les éléments traces (Schutkowski 1995), la longueur des os longs des membres (Alves Neves et Costa 1998) et plus classiquement la stature et/ou le poids des adultes (Formicola et Giannecchini 1999; Schweich et Knüsel 2003; Schweich 2005).

La croissance et le développement des individus provenant d'une population archéologique sont évalués par la comparaison de la longueur des os longs des membres et/ou des stades d'épiphyse par rapport à une estimation de l'âge dentaire. Des irrégularités entre l'âge dentaire et l'âge squelettique peuvent indiquer un stress bio-culturel (King et Uliaszek 1999), pour autant qu'il ne s'agisse pas d'un simple biais lié aux méthodes d'estimations employées. Comme l'indiquent Scheuer et Black (2000), pour réaliser une telle interprétation, il est nécessaire d'admettre que la maturation dentaire est moins affectée par le stress environnemental que la croissance des os longs.

Méthodologie

L'âge au décès des immatures a été estimé par le biais de trois types d'indicateurs distincts: la biométrie, la calcification et l'éruption dentaire, et la fusion des épiphyses. Les tables de Fazekas et Kósa (1978) et les équations proposées par Adalian (2001) nous ont permis d'attribuer un âge aux fœtus à partir des données métriques. Pour la calcification et l'éruption dentaires, deux méthodes ont été confrontées: celle de Moorrees *et al.* (1963a, 1963b) et celle d'Ubelaker (1989). Toutefois, aucun écart important n'a été observé entre les deux approches. L'intervalle le plus large proposé par la combinaison de l'ensemble des dents étudiées par la méthode de Moorrees *et al.* (1963a, 1963b) a toujours été retenu. L'étude des moments de fusion des centres d'ossification secondaires a été réalisée à partir des tables proposées par Schwartz (2007). Cependant, en raison de l'importante variabilité individuelle, les individus ont généralement été placés à l'intérieur d'une classe d'âges démographique – voire même à cheval sur deux classes – plutôt que de se voir attribuer un âge précis.

Préalablement à l'établissement des profils de croissance squelettique, un référentiel a été construit pour les os suivants: humérus (n = 24), radius (n = 22), fémur (n = 21) et tibia (n = 18), à partir des enfants présentant des dents et des os longs mesurables. Nous avons ainsi pu obtenir quatre régressions du troisième degré (établies à l'aide du logiciel GNU Octave 3.0.1) permettant de corrélérer âge dentaire et longueurs diaphysaires. Ces équations prennent en compte chaque enfant de manière individuelle ainsi que la totalité de l'intervalle de confiance de l'âge obtenu par la méthode de Moorrees *et al.* (1963a, 1963b). Les profils de croissance squelettique pour l'humérus, le radius, le fémur et le tibia ont ensuite été construits selon ce même procédé, mais avec une inversion des deux axes.

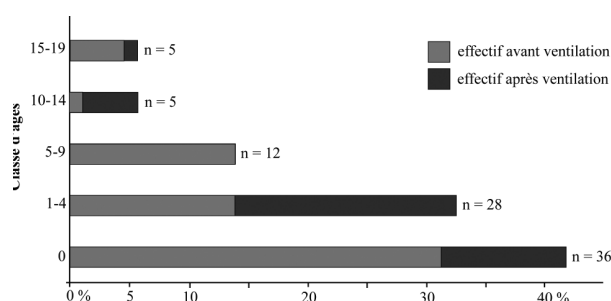


Fig. 2: Représentation des individus immatures (n = 86) de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse) en fonction des classes d'âges démographiques.

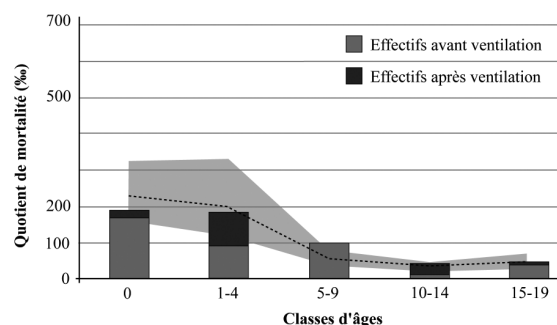


Fig. 3: Comparaison entre les quotients calculés pour les individus de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse) représentés par un histogramme et la dispersion à 95% des quotients proposés par Ledermann (1969) pour une espérance de vie à la naissance de 35 ans. La médiane est représentée à l'intérieur de la dispersion.

Une comparaison des quatre profils de croissance squelettique établis pour la population immature de Presinge a également été conduite en standardisant chaque courbe par rapport à la taille atteinte, au sein de cet échantillon, par chaque os à 5 ans. Cette standardisation a été limitée aux 5 premières années de vie, car le faible nombre d'individus considéré, le dimorphisme sexuel auquel nous n'avons pas accès, ainsi que l'important intervalle de confiance lié à l'estimation de l'âge pour les individus de plus de cinq ans ne nous permettent pas, dans le cas présent, de considérer comme fiables les portions des profils au-delà de l'âge de 5 ans.

Résultats

NMI, diagnose individuelle, répartition spatiale

Le matériel anthropologique provient de 196 sépultures individuelles prélevées lors des deux campagnes de fouilles réalisées à l'intérieur et à proximité immédiate de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse). L'analyse de ces vestiges a permis d'évaluer le NMI à 199 individus: 106 adultes et 93 immatures (Gallay 2008).

Le classement des individus immatures selon les classes d'âges démographiques a été possible pour 56 individus (60% de la population immature). Par la suite, la ventilation des effectifs à cheval sur deux classes selon le principe de conformité (Sellier 1995, 1996), a conduit à la répartition totale de 86 individus dans les différentes classes d'âges, ce qui représente 92% de la population immature (Fig. 2).

L'analyse de la répartition spatiale des individus en fonction de leur âge a permis de montrer que les enfants décédés avant l'âge de quatre ans ont été préférentiellement inhumés le long des murs de la nef, tant à l'intérieur qu'à l'extérieur de l'édifice. Cette même pratique a été observée dans le canton de Berne, particulièrement pour les prématurés et les nouveau-nés, et pourrait être corrélée à la cérémonie du baptême puisque l'inhumation auprès des murs gouttereaux permet de recevoir l'eau lustrale lors des pluies (Ulrich-Bochsler et Schäublin 1983; Ulrich-Bochsler 1997). Les individus immatures plus âgés sont, quant à eux, répartis de manière aléatoire parmi les adultes sur l'ensemble de la surface fouillée.

Bien qu'il eût été intéressant de connaître le sexe des individus immatures afin de développer des profils de croissance squelettique séparés, dans l'état actuel de la recherche, aucune méthode morphologique ou métrique n'offre des résultats fiables. Cette constatation peut être expliquée en partie par le fait qu'avant la puberté, la sexualisation somatique n'est pas assez avancée (Bruzek *et al.* 2005). Cependant, la diagnose moléculaire est aujourd'hui efficace, mais reste toutefois coûteuse et contraignante et n'est donc que rarement appliquée à large échelle. C'est pourquoi, dans le cadre de ce travail, nous ne sommes pas en mesure d'attribuer un sexe aux immatures.

Recrutement funéraire

La proportion d'immatures par rapport aux adultes (quotient $_{20q_0}$) est de 467‰, ce qui est en accord avec une population pré-jennerienne naturelle dont l'espérance de vie à la naissance (e^0_0) se situe entre 25

humérus (n = 24)					
	Moy.	Min.	Max.	S.d.	n
0	72.90	64.00	83.00	8.30	7
1-4	120.73	105.00	137.00	10.43	8
5-9	189.75	150.00	249.00	31.72	8
10-14	254.00	-	-	-	1
15-19	-	-	-	-	-

radius (n = 22)					
	Moy.	Min.	Max.	S.d.	n
0	57.78	52.00	67.00	7.20	4
1-4	90.17	80.50	112.00	10.50	7
5-9	141.21	108.00	191.00	24.22	10
10-14	180.00	-	-	-	1
15-19	-	-	-	-	-

fémur (n = 21)					
	Moy.	Min.	Max.	S.d.	n
0	90.56	76.00	110.00	12.27	7
1-4	154.88	98.00	203.00	31.96	8
5-9	284.60	245.00	347.00	42.00	5
10-14	343.00	-	-	-	1
15-19	-	-	-	-	-

tibia (n = 18)					
	Moy.	Min.	Max.	S.d.	n
0	68.50	57.00	78.00	8.57	5
1-4	122.86	107.00	151.00	15.64	7
5-9	208.83	184.00	241.00	22.16	6
10-14	-	-	-	-	-
15-19	-	-	-	-	-

Tab. 1: Statistiques descriptives des données biométriques des immatures de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse) présentées par classes d'âges démographiques pour l'humérus, le radius, le fémur et le tibia. Légende: moy. = moyenne; min. = valeur minimale; max. = valeur maximale; S.d. = écart-type; n = nombre d'individus. Les valeurs sont en millimètres.

Humérus (n=24)	Polynôme	r	r ²
Âge minimal	-2.340E-6x ³ +1.086E-3x ² -1.083E-1x+3.052	0.963	0.928
Âge moyen	-2.152E-6x ³ +9.589E-4x ² -7.147E-2x+1.226	0.965	0.931
Âge maximal	-1.964E-6x ³ +8.321E-4x ² -3.460E-2x-0.600	0.958	0.918

Radius (n=22)	Polynôme	r	r ²
Âge minimal	-5.696E-6x ³ +1.985E-3x ² -1.519E-1x+3.322	0.959	0.919
Âge moyen	-5.688E-6x ³ +1.930E-3x ² -1.220E-1x+2.017	0.958	0.917
Âge maximal	-5.679E-6x ³ +1.875E-3x ² -9.213E-2x-0.711	0.958	0.918

Fémur (n=21)	Polynôme	r	r ²
Âge minimal	4.026E-8x ³ -2.357E-5x ² +3.147E-2x-2.513	0.979	0.959
Âge moyen	9.668E-8x ³ -6.016E-5x ² +4.704E-2x-3.342	0.981	0.963
Âge maximal	1.531E-7x ³ -9.675E-5x ² +6.261E-2x-4.171	0.979	0.959

Tibia (n=18)	Polynôme	r	r ²
Âge minimal	-1.967E-6x ³ +8.787E-4x ² -8.172E-2x+2.070	0.973	0.947
Âge moyen	-2.136E-6x ³ +9.363E-4x ² -7.709E-2x+1.779	0.961	0.923
Âge maximal	-2.306E-6x ³ +9.939E-4x ² -7.247E-2x+1.487	0.947	0.897

Tab. 2: Polynômes du troisième degré établis à partir des immatures de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse) permettant d'estimer l'âge au décès (en années) à partir de longueurs diaphysaires (en millimètres). Légende: r = coefficient de corrélation, r² = coefficient de détermination.

(₂₀q₀ = 640‰) et 35 ans (₂₀q₀ = 446‰) d'après les données de Ledermann (1969).

De plus, la ventilation des individus à cheval sur deux classes d'âges démographiques a permis d'exclure la présence d'une anomalie démographique majeure puisque les quotients de mortalité calculés pour Presinge sont cohérents avec ceux des tables-types de mortalité de Ledermann (1969), en prenant en considération la dispersion à 95% des quotients. En effet, les effectifs de

la population immature de Presinge concordent avec ceux attendus pour une population naturelle dont l'espérance de vie à la naissance est proche de 35 ans (Fig. 3). Aucune sélection envers certains groupes d'âges immatures ne peut donc être mise en évidence.

Croissance des immatures

Les estimations de l'âge dentaire et les données biométriques (Tab. 1) ont permis d'établir des

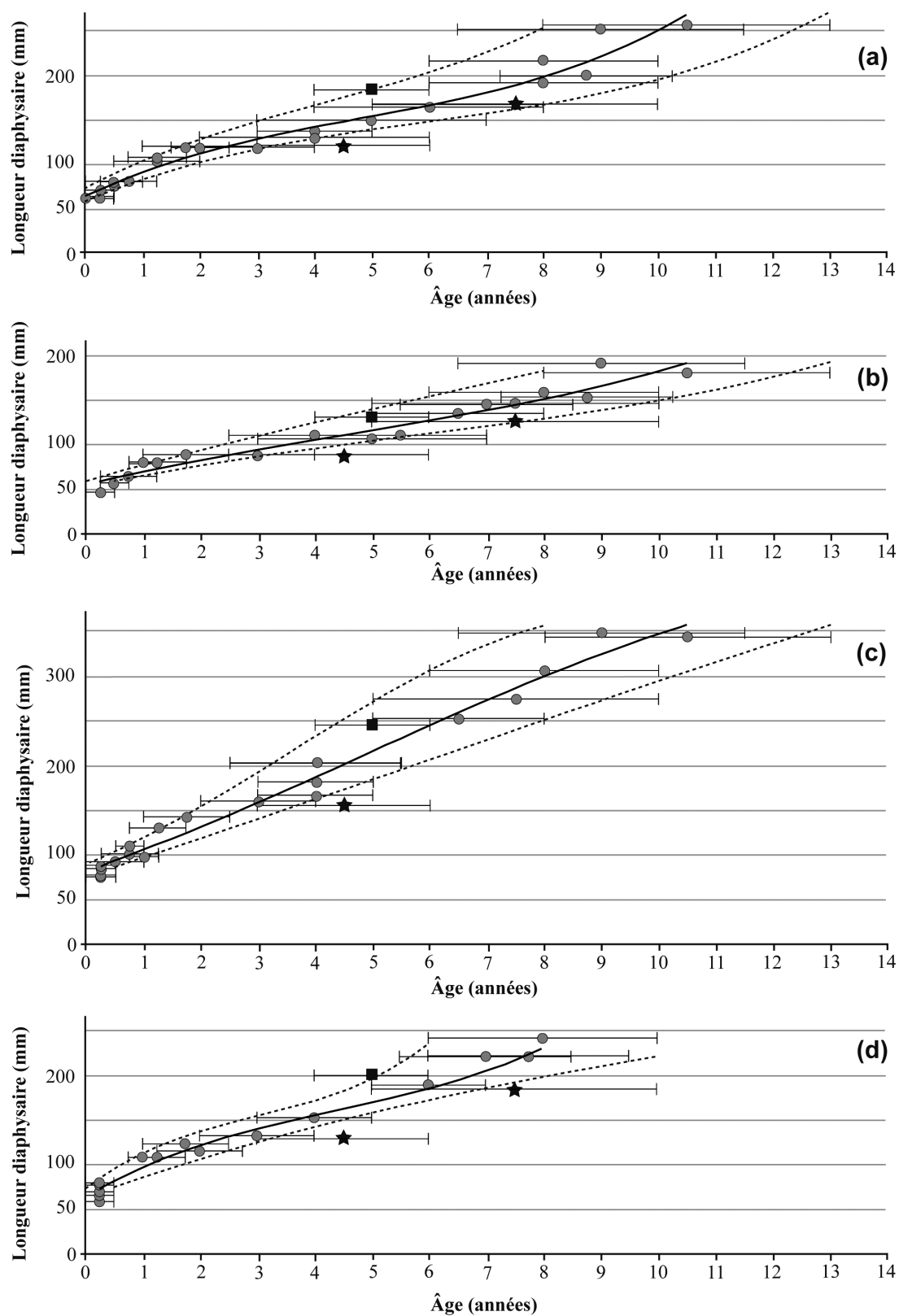


Fig. 4: Profils de croissance squelettique des immatures de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse) pour (a) l'humérus ($n = 24$), (b) le radius ($n = 22$), (c) le fémur ($n = 21$) et (d) le tibia ($n = 18$). Légende: cercles: données individuelles; carré: individu grand pour son âge; étoiles: individus petits pour leur âge. Barres d'erreur horizontales = incertitude sur l'estimation de l'âge dentaire en fonction des résultats obtenus par la méthode de Moorrees *et al.* (1963a, 1963b). Courbe continue = profil de croissance moyen; courbes pointillées = profils de croissance minimal et maximal.

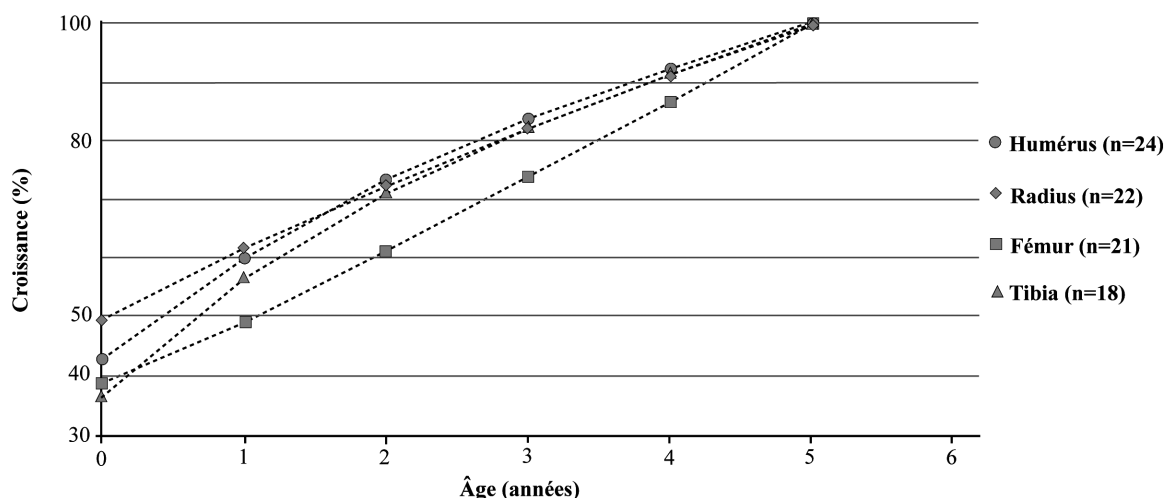


Fig. 5: Comparaison des modèles de croissance moyens (humérus, radius, fémur et tibia) de l'église Saint-Félix (Presinge, Genève, Suisse), standardisés sur la longueur à 5 ans pour les cinq premières années de vie.

régressions du troisième degré pour l'humérus ($n = 24$), le radius ($n = 22$), le fémur ($n = 21$) et le tibia ($n = 18$). Ces polynômes permettent d'attribuer un âge aux immatures d'après les données biométriques (Tab. 2). L'emploi des régressions minimales et maximales permet de fournir une estimation de l'âge sous la forme d'un intervalle.

Les profils de croissance squelettique établis à Presinge pour l'humérus, le radius, le fémur et le tibia (Fig. 4) illustrent clairement le fait qu'à mesure que l'âge augmente, les courbes de tendances minimales et maximales s'écartent davantage de la courbe moyenne. Ceci est dû au fait que l'incertitude sur l'estimation de l'âge dentaire obtenu par la méthode de Moorrees *et al.* (1963a, 1963b) augmente fortement avec l'âge. Bien qu'elle ne soit que de quelques mois pour les enfants jusqu'à deux ans, cette incertitude recouvre un intervalle de 1 à 2 ans pour les enfants entre 2 et 6 ans, et de 2 à 2.5 ans chez les enfants dès 7 ans. L'emploi d'une équation moyenne ne peut nullement refléter cette tendance à elle seule, et il apparaît donc capital de tenir compte des régressions minimales et maximales.

Mentionnons également qu'au niveau individuel, trois individus se démarquent de l'aire comprise entre les courbes minimales et maximales (Fig. 4). Pour ces trois cas, l'association longueur diaphysaire et âge moyen estimé diverge fortement des courbes de tendance moyennes. Deux individus sont plutôt petits par rapport à leur âge dentaire moyen estimé, ceci pour les quatre os étudiés. Toutefois, en prenant en compte

l'intervalle d'erreur sur l'âge, ces deux individus peuvent parfaitement rejoindre les valeurs moyennes. Cela reviendrait à considérer qu'il existe un décalage entre leur âge dentaire et leurs longueurs diaphysaires d'environ 1,5 an au maximum pour rejoindre la norme établie pour Presinge. Le troisième individu, au contraire, est plutôt grand pour son âge dentaire moyen estimé, pour les quatre os étudiés. Dans ce cas-ci, le décalage entre l'âge dentaire et les longueurs diaphysaires pour rejoindre les valeurs moyennes est d'environ 1 an pour le fémur et le radius et de près de 2,5 ans pour l'humérus et le tibia.

Par ailleurs, la standardisation de la croissance par rapport à la taille atteinte à 5 ans permet de comparer les vitesses de croissance relatives des quatre os considérés pour les cinq premières années de vie. Pour les individus inhumés à Presinge, nous pouvons ainsi constater qu'à la naissance, le radius mesure déjà près de 50% de la taille qu'il fera à 5 ans, tandis que le fémur et l'humérus sont à environ 40% et le tibia à environ 35% (Fig. 5). Par la suite, la taille du fémur croît régulièrement d'environ 13% chaque année et celle du radius d'environ 10%. Par contre, l'humérus et le tibia présentent une accélération de croissance d'environ 20% durant la première année de vie, puis un ralentissement à environ 15% durant la seconde année d'existence et enfin une croissance régulière entre la troisième et la cinquième année de vie avec environ 10% par an. Ainsi, deux modes de croissance peuvent être mis en évidence pour la population étudiée. D'une part une croissance régulière

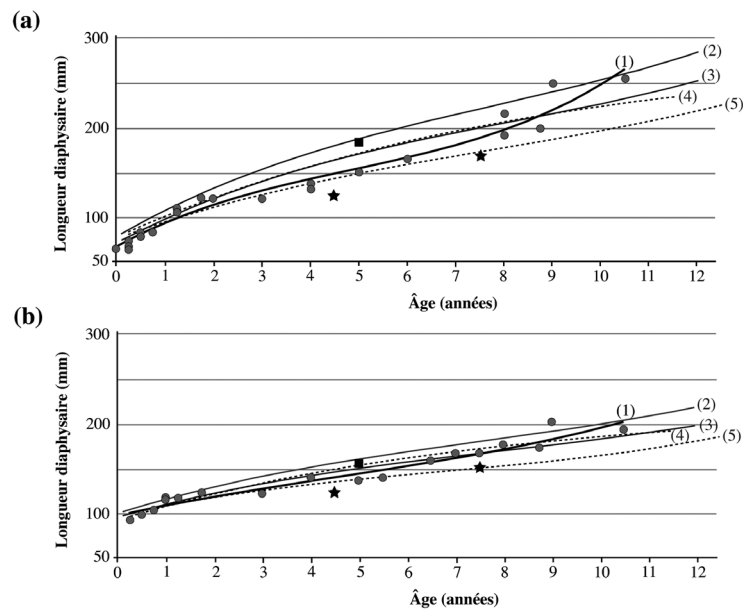


Fig. 6: Comparaison des différents modèles de croissance pour (a) l'humérus et (b) le radius. Légende: (1) courbe moyenne de l'église Saint-Félix (Presinge), (2) et (3) courbes minimale et maximale modernes (Maresh 1955, 1970), (4) Altenerding (Sundick 1978), (5) Mondeville et Cherbourg (Alduc-Le Bagousse 1988). Légende: cercles: données individuelles de Presinge; carré: individu grand pour son âge; étoiles: individus petits pour leur âge.

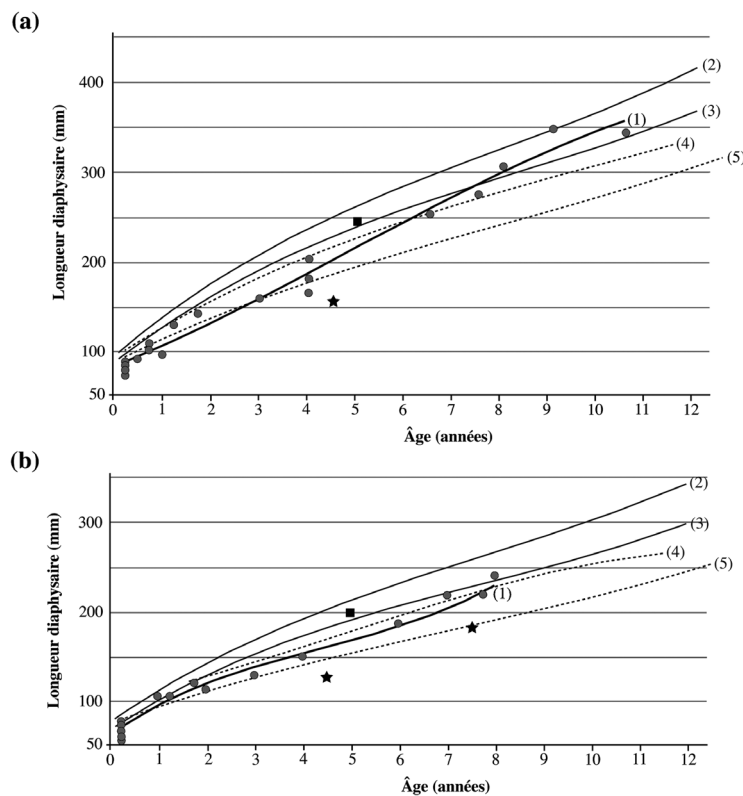


Fig. 7: Comparaison des différents modèles de croissance pour (a) le fémur et (b) le tibia. Légende: (1) courbe moyenne de l'église Saint-Félix (Presinge), (2) et (3) courbes minimale et maximale modernes (Maresh 1955, 1970), (4) Altenerding (Sundick 1978), (5) Mondeville et Cherbourg (Alduc-Le Bagousse 1988). Légende: cercles: données individuelles de Presinge; carré: individu grand pour son âge; étoiles: individus petits pour leur âge.

pour le radius et le fémur et d'autre part, une croissance plus irrégulière pour l'humérus et le tibia. Bien entendu, ces tendances doivent encore être confirmées par l'étude d'effectifs plus importants.

Discussion

Les profils de croissance squelettique moyens obtenus pour Presinge ont été comparés à différentes courbes, modernes ou archéologiques, provenant de la littérature (Fig. 6 et 7). L'incertitude totale liée à l'estimation de l'âge par la calcification dentaire n'a pas été conservée pour cette analyse, car l'aire comprise entre les courbes minimales et maximales de Presinge recouvre pratiquement l'ensemble de la variabilité proposée par les courbes employées comme référence. Ceci est vraisemblablement dû au fait que nous avons privilégié la fiabilité au détriment de la précision lors de l'estimation de l'âge par la calcification dentaire: l'intervalle d'âges maximal proposé par la comparaison des dents étudiées a été systématiquement conservé et n'a pas été réduit à la zone de recouvrement des intervalles.

L'établissement d'un modèle de croissance sur la base de l'âge dentaire et de la longueur diaphysaire repose sur le postulat que l'âge dentaire est fiable (Scheuer et Black 2000). En effet, nous assimilons âge dentaire et âge chronologique de l'individu. Dans le but d'étudier les variations de croissance pour un même âge, il faut donc que l'indicateur d'âge soit moins variable que celui servant à étudier la croissance. Le développement dentaire semble en effet présenter moins de variabilité pour un âge chronologique donné que l'âge squelettique (Scheuer et Black 2000). C'est pourquoi, bien que pour les populations de comparaison employées dans le présent travail, l'âge dentaire n'ait pas toujours été déterminé de la même manière, nous avons considéré que toutes les méthodes employées ici présentaient des estimations équivalentes et donc comparables. Bien entendu, il aurait été préférable que la même méthode soit appliquée strictement à chaque population comme le mentionnent notamment Alduc-Le Bagousse et Valentin (1989).

En premier lieu, les profils de Presinge ont été confrontés aux courbes minimales et maximales établies par Maresh (1955, 1970) à partir de l'étude d'environ 130 enfants nord-américains modernes (Fig. 6 et 7). Pour tous les os étudiés ici (humérus, radius, fémur et tibia), la croissance des individus de Presinge se situe clairement en dessous des minima modernes des profils de Maresh (1955, 1970). Nous pouvons donc considérer que, pour la période de la naissance à cinq ans, nos

individus sont plus petits que des enfants modernes, ce qui correspond à ce qui est traditionnellement observé lors des analyses reliant âge dentaire et longueurs diaphysaires (Le Hors 1991; Molleson 1997; Saunders et Barrans 1999; Tillier 2005).

Des abaques provenant de deux populations archéologiques immatures ont ensuite été retenues comme comparaison en raison de leur relative proximité géographique et temporelle avec les individus de Presinge: les populations de Mondeville et Cherbourg réunies (France; fin VIIe–XVIIe siècles) qui présentent un effectif de 146 individus (Alduc-Le Bagousse 1988) et la population d'Altenerding (Allemagne; VIe–VIIe siècles) qui est composée de 82 individus (Sundick 1978).

Notons en premier lieu que, pour la première année de vie et pour les quatre os considérés, toutes les courbes sont relativement similaires. Cette faible variabilité de la croissance durant la première année de vie a par ailleurs été observée par de nombreux auteurs (Le Hors 1991; Hoppa 1992; Molleson 1997). Par la suite, entre 2 et 5 ans, le modèle de croissance moyen de Presinge se situe entre les courbes établies pour les deux populations de référence pour l'humérus, le tibia et le radius. Pour le fémur par contre, les valeurs de Presinge se situent en dessous des deux autres populations jusqu'à l'âge de trois ans et ne viennent s'inscrire entre les deux courbes que par la suite.

Ces différents modèles de croissance peuvent être interprétés en termes de facteurs bio-culturels, en considérant que les conditions bio-géographiques sont similaires. Les seules données dont nous disposons pour la comparaison de l'environnement bio-culturel sont celles de Maresh (1955, 1970): les enfants utilisés dans son étude proviennent d'un milieu socio-économique relativement favorable (classe moyenne). La population d'Altenerding (Sundick 1978) se plaçant, pour l'humérus et le radius, dans la variabilité proposée par Maresh (1955, 1970) et légèrement en dessous pour le fémur et le tibia, semble donc avoir été soumise à un environnement bio-culturel favorable. Dans le cas de Presinge, dès la deuxième année de vie et jusqu'à la cinquième année de vie au moins, la croissance est inférieure à celle de la population d'Altenerding (Sundick 1978) et supérieure à celle des deux populations bas-normandes de Mondeville et Cherbourg (Alduc-Le Bagousse 1988). Nous serions donc tentée de voir un environnement bio-culturel moins favorable à Presinge qu'à Altenerding, mais plus favorable qu'à Mondeville et Cherbourg.

Enfin, nous souhaitons insister à nouveau sur la variabilité individuelle. La comparaison entre les trois individus se démarquant nettement des courbes

minimales et maximales de Presinge et les modèles de référence permet de constater que l'individu plutôt grand pour son âge dentaire s'inscrit parfaitement dans la variabilité de la population actuelle (Maresh 1955, 1970) et ce pour chaque os observé. Nous pouvons donc supposer que sa croissance a été particulièrement favorisée par rapport à la moyenne de la population de Presinge.

Par contre, pour les deux individus qualifiés de petits pour leur âge dentaire estimé, l'un est en concordance étroite avec les références proposées par Alduc-Le Bagousse (1998) tandis que l'autre est bien en deçà de ces mêmes courbes. Deux hypothèses interprétatives s'offrent pour expliquer cet important décalage entre âge dentaire estimé et longueur diaphysaire. D'une part, il se pourrait que l'âge dentaire soit surestimé (une seconde évaluation a été réalisée pour vérification), d'autre part, ces individus pourraient être décédés simultanément ou peu après avoir subi un retard de croissance important, ce qui ne leur aurait pas laissé le temps de compenser le retard pris. Ce phénomène de rattrapage de croissance est en effet bien connu (Molleson 1997) et survient habituellement après la fin d'un stress nutritionnel ou infectieux.

Mentionnons enfin que les deux individus petits pour leur âge dentaire sont inhumés dans le cimetière extérieur tandis que l'individu plus grand que la moyenne est enseveli à l'intérieur de la nef. Ceci suggère que l'individu grand pour son âge pourrait avoir été privilégié par rapport au reste de la population. Ulrich-Bochsler (1997) mentionne en effet que les enfants inhumés à l'intérieur de l'édifice appartiennent aux classes élevées de la société.

Quoi qu'il en soit, l'éloignement relatif des courbes de Presinge par rapport à celles des populations de comparaison montre qu'il convient d'être particulièrement prudent lors de l'emploi des modèles de croissance pour déterminer l'âge des immatures en dehors de l'échantillon qui a servi à les élaborer. La présente étude vient donc conforter cette constatation déjà faite notamment par Scheuer et Black (2000).

Conclusion

L'étude des vestiges anthropologiques des 196 tombes prélevées aux alentours et dans l'église Saint-Félix de Presinge (Genève, Suisse) a permis de mettre en évidence 199 individus, dont 106 adultes et 93 immatures (Gallay 2008). Tous ont été inhumés entre le VII^e-VIII^e et le XVIII^e siècle AD, sans qu'il ait malheureusement été possible de définir des sous-groupes statistiquement significatifs.

La comparaison des profils de croissance squelettiques établis à Presinge à partir de l'humérus, du radius, du fémur et du tibia, avec des courbes de croissances modernes (Maresh 1955, 1970) et des profils de croissance squelettiques établis sur des populations archéologiques (Sundick 1978; Alduc-Le Bagousse 1988) permet de mettre en avant, pour les individus inhumés à Presinge, un environnement bio-culturel favorable.

Par ailleurs, l'échantillon immature étudié ne divergeant pas de manière significative d'une population naturelle, nous pouvons considérer que l'espérance de vie à la naissance évaluée à Presinge, à l'aide des effectifs immatures, entre 30 et 35 ans est plausible. Ces valeurs témoignent également d'un environnement bio-culturel favorable puisqu'elles sont proches des maxima atteints par les populations pré-jénneriennes. En effet, l'espérance de vie à la naissance pour les populations pré-jénneriennes les plus défavorisées est de 20–24 ans et s'élève jusqu'à 36–39 ans pour les classes les plus favorisées (Sellier 1996).

Trois individus se démarquant de l'intervalle compris entre les courbes minimales et maximales établies pour Presinge permettent d'insister sur la variabilité individuelle de la croissance. L'un d'entre eux peut-être qualifié de grand pour son âge dentaire estimé et est inhumé à l'intérieur de l'édifice. Les deux autres individus, ensevelis dans le cimetière extérieur, sont petits pour leur âge dentaire estimé. Bien que peut-être anecdotique, cette répartition laisse supposer que l'individu grand pour son âge était probablement favorisé par rapport au reste de la population sur le plan bio-culturel.

Enfin, comme le mentionnent notamment Scheuer et Black (2000), les profils de croissance squelettique ne devraient pas être employés dans le but de déterminer l'âge des immatures en dehors de l'échantillon qui a servi à les établir. L'éloignement relatif des courbes de Presinge par rapport à celles des populations de comparaison corrobore cette observation.

Bibliographie

- Adalian P 2001. *Evaluation multiparamétrique de la croissance fœtale. Application à la détermination de l'âge et du sexe*. Thèse de Doctorat. Université de la Méditerranée (Aix-Marseille II): Faculté de médecine de Marseille, Ecole doctorale des sciences de l'environnement, formation doctorale en anthropologie biologique.
- Alduc-Le Bagousse A 1988. *Estimation de l'âge des non-adultes: maturation dentaire et croissance osseuse. Données comparatives pour deux nécropoles médiévales*.

- bas-normandes. In: Buchet L (ed.). *Anthropologie et histoire ou anthropologie historique?* Actes des Troisièmes Journées Anthropologiques de Valbonne (28–30 mai 1986). Notes et Monographies techniques n 24. Centre National de la Recherche Scientifique / Centre de Recherches Archéologiques. Paris, 81–103.
- Alduc-Le Bagousse A, Valentin F 1989. *Estimation de l'âge des non-adultes à partir des os longs: état des problèmes.* In: Collectif (eds.). *Compte-rendu de la table ronde tenue à Saint-Germain en Laye (20–21 mai 1989).* Centre National de la Recherche Scientifique: Groupe de recherche 742 "Méthode d'étude des sépultures". Paris, 53–56.
- Alves Neves W, Costa MA 1998. *Adult stature and standard of living in the prehistoric Atacama desert.* *Current Anthropology* 39 (2): 278–281.
- Bogin B, Loucky J 1997. *Plasticity, political economy, and physical growth status of Guatemala Maya children living in the United States.* *American Journal of Physical Anthropology* 102: 17–32.
- Brodar V 1978. *Reduction in body size of the adult as a permanent effect of war-time conditions.* *Journal of Human Evolution* 7 (6): 541–546.
- Bruzek J, Schmitt A, Murail P 2005. *Identification biologique individuelle en paléanthropologie. Détermination du sexe et estimation de l'âge au décès à partir du squelette.* In: Dutour O, Hublin J-J, Vandermeersch B (eds.). *Objets et méthodes en paléanthropologie.* Comité des travaux historiques et scientifiques. Paris, 217–246.
- Chen LC, Huq E, D'Souza S 1981. *Sex bias in the family allocation of food and health care in rural Bangladesh.* *Population and Development Review* 7 (1): 55–70.
- Eveleth PB, Tanner JM 1976. *Worldwide variation in human growth.* Cambridge University Press. Cambridge.
- Fazekas IG, Kósa F 1978. *Forensic foetal osteology.* Akadémiai Kiadó. Budapest.
- Fogel RW, Engerman SL, Floud R et al. 1983. *Secular changes in American and British stature and nutrition.* *Journal of Interdisciplinary History* 14 (2): 445–481.
- Formicola V, Giannecchini M 1999. *Evolutionary trends of stature in Upper Paleolithic and Mesolithic Europe.* *Journal of Human Evolution* 36: 319–333.
- Gallay AB 2008. *Eglise Saint-Félix, Presinge, Genève, Suisse. Caractérisation de la population inhumée entre le VII^e–VIII^e et le XVI^e siècle AD et évaluation de l'environnement bio-culturel. Paléoaurologie et proportions corporelles des adultes.* Mémoire de diplôme universitaire en archéologie préhistorique. Université de Genève, Section de biologie, Département d'anthropologie et d'écologie.
- Hoppa RD 1992. *Evaluating human skeletal growth: an anglo-saxon example.* *International Journal of Osteoarchaeology* 2 (4): 275–288.
- Hoppa RD, Fitzgerald CM 1999. *From head to toe: integrating studies from bones and teeth in biological anthropology.* In: Hoppa RD, Fitzgerald CM (eds.). *Human growth in the past. Studies from bones and teeth.* Cambridge Studies in Biological and Evolutionary Anthropology 25. Cambridge University Press. Cambridge, 1–31.
- Katzmarzyk PT, Leonard WR 1998. *Climatic influences on human body size and proportions: Ecological adaptations and secular trends.* *American Journal of Physical Anthropology* 106: 483–503.
- King SE, Ulijaszek SJ 1999. *Invisible insults during growth and development: contemporary theories and past populations.* In: Hoppa RD, Fitzgerald CM (eds.). *Human growth in the past. Studies from bones and teeth.* Cambridge Studies in Biological and Evolutionary Anthropology 25. Cambridge University Press. Cambridge, 161–182.
- Larsen CS 1997. *Bioarchaeology. Interpreting behavior from the human skeleton.* Cambridge Studies in Biological and Evolutionary Anthropology 21. Cambridge University Press. Cambridge.
- Le Hors PB 1991. *Âge et croissance des enfants: méthode d'étude et de comparaison.* In: Buchet L (ed.). *Ville et campagne en Europe occidentale (Ve–XIII^e siècle).* Actes des Cinquièmes Journées Anthropologiques de Valbonne (21–23 mai 1990). Dossier de documentation archéologique n14. Editions du Centre National de la Recherche Scientifique. Paris, 103–112.
- Ledermann S 1969. *Nouvelles tables-types de mortalité.* Institut National d'Etudes Démographiques. Travaux et Documents n 53. Presses universitaires de France. Paris.
- Marchi D, Borgognini Tarli SM 2002. *The skeletal biology of two Italian peninsular Magna Graecia necropolises, Timmari and Montescaglioso.* *Homo* 53 (1): 59–78.
- Maresh M 1955. *Linear growth of long bones of extremities from infancy through adolescence.* *American Journal of Diseases in Children* 89: 725–742.
- Maresh M 1970. *Measurements from roentgenograms.* In: McCammon RW (ed.). *Human Growth and Development.* Editions C. C. Thomas. Springfield, 157–200.
- Molleson T 1997. *Patterns of growth.* In: Buchet L (ed.). *L'enfant, son corps, son histoire.* Actes des Septièmes Journées Anthropologiques de Valbonne (1–3 juin 1994). Editions APDCA. Valbonne, 201–210.
- Moorrees CFA, Fanning A, Hunt EE 1963a. *Formation and resorption of three deciduous teeth in children.* *American Journal of Physical Anthropology* 21: 205–213.
- Moorrees CFA, Fanning A, Hunt EE 1963b. *Age variation of formation stages for ten permanent teeth.* *Journal of Dental Research* 42: 1490–1502.
- Prince JM 1995. *Intersection of economics, history, and human biology: Secular trends in stature in nineteenth-century Sioux Indians.* *Human Biology* 67 (3): 387–406.
- Robb J, Bigazzi R, Lazzarini L et al. 2001. *Social "status" and biological "status": A comparison of grave goods and skeletal indicators from Pontecagnano.* *American Journal of Physical Anthropology* 115: 213–222.

- Saunders SR, Barrans L 1999. *What can be done about the infant category in skeletal samples?* In: Hoppa RD, Fitzgerald CM (eds.). *Human growth in the past. Studies from bones and teeth*. Cambridge Studies in Biological and Evolutionary Anthropology 25. Cambridge University Press. Cambridge, 183–209.
- Scheuer L, Black S 2000. *Developmental juvenile osteology*. Academic Press. London.
- Schutkowski H 1995. *What you are makes you eat different things – interrelations of diet, status, and sex in the early medieval population of Kirchheim unter Teck, FGR*. *Human Evolution* 10 (2): 119–130.
- Schwartz JH 2007. *Skeleton keys. An introduction to human skeletal morphology, development, and analysis*. 2nd edition. Oxford University Press. New York.
- Schweich M 2005. *Diachronic effects of bio-cultural factors on stature and body proportions in British archaeological populations. The impact of living conditions, socio-economic, nutritional, and health status on growth, development, maximum attained stature, and physical shape in archaeological skeletal population samples*. PhD thesis. University of Bradford: Department of Archaeological Sciences.
- Schweich M, Knüsel CJ 2003. *Bio-cultural effects in medieval populations*. *Economics and Human Biology* 1: 367–377.
- Sellier P 1995. *Paléodémographie et archéologie funéraire: les cimetières de Mehrgarh, Pakistan*. *Paléorient* 21 (2): 123–143.
- Sellier P 1996. *La mise en évidence d'anomalies démographiques et leur interprétation: population, recrutement et pratiques funéraires du tumulus de Courtesoult*. In: Piningre J.-F (ed.). *Nécropoles et société au premier âge du Fer: le tumulus de Courtesoult (Haute-Saône)*. Documents d'archéologie française n 54. Editions de la Maison des Sciences de l'Homme. Paris, 188–202.
- Steckel RH 1995. *Stature and the Standard of Living*. *Journal of Economic Literature* 33 (4): 1903–1940.
- Sundick RI 1978. *Human skeletal growth and age determination*. *Homo* 29: 228–249.
- Terrier J 1998. *Saint-Mathieu de Vuillonex. Une église en bois édifiée au Xe siècle dans la campagne genevoise*. *Genava* n.s. XLVI: 41–50.
- Terrier J 2004. *Découvertes archéologiques dans le canton de Genève en 2002 et 2003*. *Genava* n.s. LII: 157–182.
- Terrier J 2006. *Découvertes archéologiques dans le canton de Genève en 2004 et 2005*. *Genava* n.s. LIV: 325–364.
- Tillier A-M 2005. *La croissance des enfants dans les populations du passé. Questions méthodologiques et perspectives en paléanthropologie*. In: Dutour O, Hublin J-J, Vandermeersch B (eds.). *Objets et méthodes en paléanthropologie*. Comité des travaux historiques et scientifiques. Paris, 247–268.
- Ubelaker DH 1989. *Human skeletal remains: excavation, analysis, interpretation*. 2nd edition. Taraxacum. Washington.
- Ulrich-Bochsler S 1997. *Anthropologische Befunde zur Stellung von Frau und Kind in Mittelalter und Neuzeit. Soziobiologische und soziokulturelle Aspekte im Lichte von Archäologie, Geschichte, Volkskunde und Medizingeschichte*. Berner Lehrmittel- und Medienverlag. Bern.
- Ulrich-Bochsler S, Schäublin E 1983. *Beobachtungen an Bestattung in und um Kirchen im Kanton Bern*. *Archives suisses d'anthropologie générale* 47 (1): 65–79.

Adresse:

Audrey Gallay
 Laboratoire d'archéologie préhistorique
 et d'histoire des peuplements
 Département d'anthropologie
 Université de Genève
 Rue Gustave Revilliod 12
 CH-1211 Genève 4
 Switzerland
 E-mail: audrey.gallay@bluewin.ch

Upgrading calculation methods for age estimation from cranial sutures in 594 crania from the Poschiavo ossuary

FRANK SIEGMUND^{1*}, CHRISTINA PAPAGEORGOPOULOU²

¹*Seminar für Ur- und Frühgeschichte, University of Basel, Switzerland;* ²*Archaeological Service Graubünden, Switzerland;* * *Corresponding Author*

Summary

The paper presents a different approach for the calculation of age estimation based on observation of the cranial suture closure. Instead of a linear regression, multivariate statistics and specifically detrended correspondence analysis (dCA) is applied to the data. Two series of known sex and age were used, whereas the new approach was also applied to a large series of cranial material originating from an ossuary in Poschiavo, Switzerland. The aim of the study is to acquire more refined results for age estimation from cranial sutures, especially useful with poorly preserved or incomplete skeletal material. Taking the single observations as an assignment of multivariate statistics proved to be useful, and dCA has been demonstrated as a suitable method. Estimation of biological age based on skulls was possible with a precision of ± 10 years. The accuracy of age estimations was improved when taking both surfaces of the skulls into account. Significant differences between the sex groups were recorded, therefore sex specific formula should be developed.

Keywords: correspondence analysis; regression; ossuary; Graubünden; Switzerland

Introduction

The sutures of the skull are open at birth and close with ongoing age. The founding papers of the modern scientific discussion of this phenomenon are the theses of Ribbe (1885) and Frédéric (1906, adopting Broca 1861, 1875), followed by four papers of Todd and Lyon (1924, 1925a–c), which in sum established the standard way of observation by defining stages of closure at specific parts of the ectocranial and endocranial sutures. These and following studies tried to clarify the correlation of the closure with calendaric age, and explored probable influences of sex and ancestry. While differences in ancestry could not be verified (Frédéric 1906, p 444–445; Todd and Lyon 1924, 1925a–c, in particular 1925b, p 65 f.; Meindl and Lovejoy 1985, p 65 f.), differences in sex are still under discussion (no differences between sex groups: Acsádi and Nemeskéri 1970, p 115 f.; Schmitt and Tamaska 1970; Meindl and Lovejoy 1985; differences between sex groups: Frédéric 1906, p 437–444; Hajniš and Novák 1976; Perizonius 1984, p 204 f., tab. 2–3; Hershkovitz *et al.* 1997; Sahni *et al.* 2005).

In 1970 Acsádi and Nemeskéri developed a general scheme for age estimations on skeletal material and used the closure of the three main endocranial sutures – coronal, sagittal and lambdoid sutures – as one of their

criteria for the “complex method”. Following their handbook, most European anthropologists use the observation of the endocranial sutures as one part of the age estimation for adult individuals (Ferembach *et al.* 1979, 1980). This method transfers the single observations on the endocranial parts of the sutures to the overall mean stage of closure, and relates the classified means to a scheme of age spans, each measuring 30 years. When shorter age spans of 20 years are needed, as e.g. for the standard life tables, the resulting numbers of individuals have to be split schematically (Appendix, Tab. 1). One could object to this traditional way, in that it is combined with an unnecessary loss of information. A more suitable way could be based on applying estimations by regression, starting with the observed mean stage of sutures closure. This concept was already embedded in the research of Acsádi and Nemeskéri (1970, p 120 Fig. 19), where they published a regression formula on the basis of their reference population. The use of such regressions will result in estimations along a continuous scale, which could be more suitable for further analysis from a statistical point of view.

On the other hand, the multivariate nature of the variables and the question of unimodal versus linear distribution indicate that perhaps another statistical approach would be more appropriate for the calculation

of such data. Many phenomena in anthropology follow a linear model, e.g. stature has a mainly linear relation to long bone measurements. Alternatively in a unimodal model observations are rare at first, becoming more frequent then, but are diminishing after a maximum again. Concerning age estimation, the general relation between age and sutures closure is thought to be more linear than unimodal, the mean stage of closure gets higher with growing age. But the special way of coding the observed informations causes a unimodal behaviour. Closure stage 2 for example is most likely related to a certain age, while it is less frequently observed for instance at ages 10 years higher than 10 years lower. Potentially, a statistical method for unimodal data is more suitable to the problem.

The aim of the present paper is to test a new calculation method of age estimation parameters by using correspondence analysis (CA) and to compare its results with the standard calculation method of Acsádi and Nemeskéri, using cranial series (Shetty 2009; Frédéric 1906) with known age and sex. This refined analysis is especially important when applied to poorly preserved skeletons with limited availability of cranial and post-cranial age-indicators. In such cases maximum use of the available data is necessary in order to get optimal accuracy. We applied this new calculation method to a large sample of cranial material from a late medieval ossuary in order to optimise the available age estimation data, since in this case the sutures of the skull were the only traits available.

Material and Methods

The cranial material originates from the ossuary of Poschiavo, situated in Graubünden, Switzerland. The ossuary includes 637 well preserved crania mostly lacking their teeth and mandibles. The ossuary dates to the beginning of the 20th century, but the cranial material was brought there from the church and the cemetery of Saint Vittore. It is estimated that the skulls date to the 16th–19th century AD (Papageorgopoulou *et al.*, in press). Information on the individuals like names, age, sex or kinship is not available. According to the morphognostic sex determination (Ferembach *et al.* 1979; 1980) there were 303 males (54%: 221 certain, 82 probably) and 261 females (46%: 187 certain, 74 probably). Sex determination was not possible for 30 crania (Tab. 1). Suture recording was done after Ferembach *et al.* 1979 at the ecto- and endocranial surface by four experienced anthropologists. To evaluate the observer error, after the first observation of the total

series 96 crania were selected at random and recorded a second time. The observer error was calculated following the procedure described by Gapert *et al.* (2009).

As reference series with known sex and age the data from Shetty (2009) were used, who examined the endocranial and ectocranial closure on 100 forensic cases from India and published the original data of his observations, and the data of Frédéric 1906, who examined 291 individuals of known age, sex and ancestry (Anatomical Collection in Strasbourg; 89% of these skulls are from western and central Europe, 11% from Asia, America and Africa; Tab. 1). Frédéric observed all ectocranial sutures. His observation of the endocranial sutures was restricted to 109 skulls which he dissected, whereas the observations on the not dissected skulls were of poorer quality. Therefore his collection was divided into two series: one in which the skulls had been opened (n=109), and one in which the skulls were kept intact (n=182) and only the sutura sagittalis was observed at the inner surface of the crania.

The table of Acsádi and Nemeskéri (1970, p 119, tab. 29) was used to calculate a regression formula. Following Acsádi and Nemeskéri, the quadratic regression formula [1] was chosen. This will result into estimations along a continuous scale, which could be more suitable for further analysis from a statistical point of view. Calculations were done with SPSS vers. 17.

For the application of a multivariate method each skull was taken as one case, and the stage of closure of each part of its sutures as variables. The statistical method of choice is Correspondence Analysis (CA), which is frequently used in archaeology (e.g. Siegmund 1998, 2000; Müller and Zimmermann 1997), ecology (e.g. ter Braak 1987) or sociology (e.g. Bourdieu 1979) as a multivariate technique suitable for categorical data (for statistical theory see: Benzécri 1973; Greenacre 1983, 2007). In contrast to many other multivariate methods missing values are not a problem for CA, all cases can be considered without leaving out cases or filling up the missing values. As a result the CA should show the relative sequence of the crania and of the stages of the sutures. The calculations of the CA were done by PAST (version 1.97 from Jan. 2010; Hammer *et al.* 2001; see: <http://folk.uio.no/ohammer/past/> [visited Febr. 1st 2010]).

To apply a CA to the crania, some initial preparation of the raw data is necessary. The two observations of a single part of the sutura coronalis and the lambdoidea from the right and from the left side of the skull were taken together to avoid an overemphasising compared to the sutura sagittalis, while ecto- and endocranial observations were kept strictly separate. To calculate

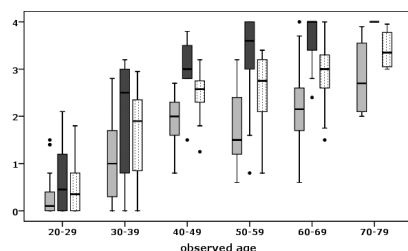


Fig. 1: Boxplot with median and interquartile range of mean stages of closure related to age for the series Shetty (2009). Boxes in darkgrey: mean stage from endocranial sutures; box in light grey: mean stage of ectocranial sutures; white and dotted boxes: mean of ecto- and endocranial sutures; black dots: outliers.

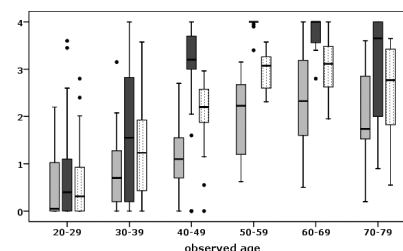


Fig. 2: Boxplot with median and interquartile range of mean stages of closure related to age for the series Frédéric (1906, opened). Boxes in dark grey: mean stage from endocranial sutures; box in light grey: mean stage of ectocranial sutures; white and dotted boxes: mean of ecto- and endocranial sutures; black dots: outliers.

a correspondence analysis, the observations were transferred into the typical notation of presence and absence: a suture originally noted as “ecS1 observed stage 3” becomes “ecS1–3 present” (i.e. “1”), while ecS1–1, ecS1–2 and ecS1–4 are set to zero. When a broken value for a suture was noted or derived by the middling between the right and left side, both neighbouring numbers were set to “1”.

Similar to a principal component analysis, CA results in several “factors” with the single variables and cases ordered along them. A plot of the first two axes (Fig. 5) shows the typical distribution of the single cases and variables like a “horseshoe” or parabola. This indicates that the resulting order is good and the data follow the unimodal model against the underlying axes well. A closer look at the crania shows that they are ordered well along the first axis according to their age, and that the following axes seem to have no further valuable meaning, like sex for example. As usual in cases like that, a detrending is computed to eliminate the quadratic relationship between axis 1 and 2, which results in a better scaling for the first axis.

Typically the axis of a CA (as of PCA) gives a good relative order with interpretable distances between the cases, but these axes are not scaled in the sense of the original data. To get an estimation of biological age the relative scale has to be calibrated to age. To avoid errors from possible singularities with the oldest individuals the 90%-span of our cases was taken to get the necessary data for rescaling, which then gives the estimation of the biological age.

To compare the results mean life expectancy for the series is calculated using the standard abridged life tables with age-spans of 20 resp. 10 years (Acsádi and Nemeskéri 1970, p 29-45). Further life expectancy at the

age of 20 years (e_{20}) is noticed because the topic and the series do not incorporate subadults. To follow a clear methodology when developing this new approach one of the four series was taken as reference series (Shetty 2009), and the other two (Frédéric 1906, opened and unopened) for validation. This choice of the series will be reasoned by their characteristics which become visible from the first results.

Results

For the series recorded in the present study, Poschiavo, calculation of observer error based on 96 crania showed a technical error of measurements (TEM) of 0.293, a relative technical error of measurement (rTEM) of 0.296 and a coefficient of reliability (R) of 0.834 for the mean of the ectocranial sutures, and a TEM of 0.346, a rTEM of 0.152 and a R of 0.949 for the mean of endocranial sutures.

The overall frequency of the different stages of endocranial closure differed significantly between the three series (Tab. 2). The mean of the ectocranial sutures as the mean of the endocranial sutures show a high correlation, which is always statistically significant, with observed age in all of the three series with known calendaric age (Tab. 3). Comparing ectocranial stages with endocranial stages of closure showed that the correlation between ectocranial closure and calendaric age is only slightly poorer than with endocranial sutures.

The least squares regression on the basis of Acsádi and Nemeskéri (1970, p 119, tab. 29) gave the following formula, with $r^2 = 0.297$:

$$[1] \text{estimated age} = 16.079 + (15.407 \times \text{mean stage}) - (0.852 \times \text{mean stage}^2)$$

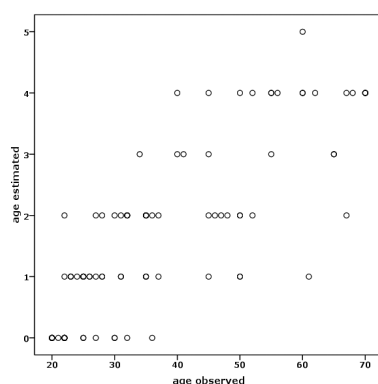


Fig. 3: Comparison between observed ages and age estimations with the classification approach by Acsádi and Nemeskéri (1970, tab. 32) for the series Shetty (2009). Age class 0: up to 25, 1: 15–40, 2: 30–60, 3: 35–65, 4: 45–75, 5: 50–80 years.

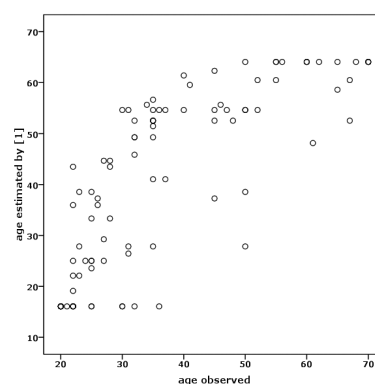


Fig. 4: Comparison between observed ages and age estimation by regression [1] for the series Shetty (2009).

The comparison between the observed and estimated ages by the standard classification approach and by the regression [1] shows similar results (Figs 3–4).

The correspondence analysis (CA) for the series Shetty (2009) showed the expected “horseshoe” at the plot of the first two axes (Fig. 5) which indicates that the resulting order is good in a statistical sense and that the data follow the unimodal model against the underlying factors well. The crania are ordered along the first axis according to their known calendaric age, and the following axes seem to have no further valuable meaning. As usual in cases like that, a detrending is computed to eliminate the quadratic relationship between axis 1 and 2, which results in a better scaling of the first axis. After detrending, the eigenvalues for the first three axes are 0.779, 0.254 and 0.161, with eigenvalue 1 explaining 20.2% of the total inertia (variance). Appendix gives the resulting formula which enables to calculate the position of a new skull after the stages of his sutures along the axis 1 (“supplementary points” after Greenacre 2007, p 89–96). The rescaling to age based on the 90%-span of values showed eigenvalues from 0.00 to 4.72 and calendaric ages from 20 to 65 years there. Therefore calibration can be done by multiplying the first eigenvalue with 9.54 (i.e. $45/4.72$) and adding 20 years, which gives the estimation of the biological age according to the series Shetty (2009). The correlation of the age estimated by dCA and observed age is high for the series with observation of ecto- and endocranial sutures, and lower, but still significant for the series with unopened crania (Tab. 4, to compare with Tab. 3).

To sum up the results of CA and of the regression [1] for the three series with known ages, we transfer them to the 20-years-classes often used for demography (Tab. 5). As χ^2 -statistics shows, the deviations between observed and estimated frequencies are similar and remain tolerable for the two series with good observations. When applied to the series Frédéric (1906, unopened), all methods give poor results. For all the series the number of adult individuals is estimated very similarly by all methods, while dCA overestimates the amount of mature individuals and regression [1] overestimates the amount of senile individuals.

To have a closer look at the results and to make use of the advantage of a continuous scale with the estimations by regression [1], we classify them into shorter spans of 10 years (Tab. 6). Again, estimations are similar for adult individuals, while dCA overestimates the amount of elder mature (50–60 years) and regression [1] overestimates the amount of seniles. For the difficult series Frédéric (1906, unopened) the estimations based on dCA are closer to the observed values and result in a good estimation of e_{20} .

Table 7 shows the mean difference between observed and estimated ages, specific for males and females; the upper rows take the whole populations into account, the two lower rows are restricted to individuals of observed age between 20 and 65 to exclude outliers caused by very old age. The mean difference indicates the accuracy of the estimations of which the deviation now can be recognized as very systematical: with estimations after Acsádi and Nemeskéri (1970) males get about 5–6 years too old and females about 2–4 years too old, with

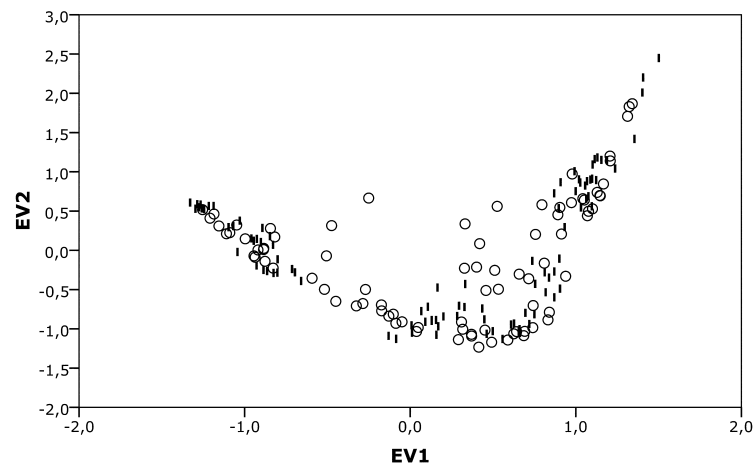


Fig. 5: Scatterplot of the first two axes of CA for the series Shetty (2009). Circles indicate crania, upright dashes indicate sutures.

estimations by dCA males get 4–6 years too old and females 2–3 years too old. The standard deviation shows the precision of the estimations which is slightly better with dCA than with regression [1], and better for males than for females. Table 8 shows the application of the estimation methods to the crania from the ossuary of Poschiavo.

Discussion

Compared to other studies (e.g. Gapert *et al.* 2009; Veroni *et al.* 2010), the series from Poschiavo showed low values of TEM and rTEM, and a reliability (R) of about 0.83–0.94, which is close to the ideal of 1.0. It should be noted, that similar values for ecto- as endocranial sutures were achieved, although the crania from Poschiavo had not been dissected. Applying the observed TEM to regressions [1] after Acsádi and Nemeskéri (1970) would cause differences of about ± 4 years at estimations based on endocranial sutures. Although neither Shetty nor Frédéric made calculations of observer error, we presume their recordings are of similar accuracy.

In the two good observed series the mean stage of closure for endo- and ectocranial sutures is well correlated with calendaric age, the correlation coefficient is about 0.7 (Tab. 3) and always highly significant. These correlations (Figs 1–2) do not support other theses which take ectocranial sutures as improper or significantly less suitable for age estimations (Todd and Lyon 1924, 1925; Schmitt and Tamaska 1970;

Perizonius 1984; Hershkovitz *et al.* 1997). At a first look, Figs 1–2 could be taken as a verification of the thesis from Hershkovitz *et al.* (1997), that after the age of 35 ectocranial sutures remain more or less stable and are not age-specific. But Figs 1–2 also show that after a time of stability or degression from the fifth to seventh decade of life the ectocranial sutures are more closed in really high ages. Significant negative correlations of suture closure with age within an older age group as shown by Perizonius (1984) could not be verified here (Appendix, Tabs 2–3). In general the relation of the mean stage of closure to advancing age is not linear, and it is different at ecto- and endocranial sutures. Therefore the combination of both sides should give optimal results, while actually many European anthropologists prefer endocranial sutures only (Ferembach *et al.* 1979) and many American anthropologists prefer ectocranial sutures only (Meindl and Lovejoy 1985).

The detrended Correspondence Analysis (dCA) based on ecto- and endocranial sutures brought results similar to the standard method with slightly better accuracy and precision. Taking the problem as a topic of multivariate statistics and the choice of dCA as a suitable multivariate method is therefore justified. Application of dCA to the series with unopened skulls produced much better results, so dCA is more robust against poor observation conditions. Although the comparison between standard approach (regression 1) and dCA shows differences, in a certain sense they are remarkably low, because the reference series used by Acsádi and Nemeskéri (1970) had a much higher mean life expectancy (e_{20} ca. 38.5 years after *ibid.*, p 119,

tab. 29) than the series of Frédéric (2009; e_{20} 19.6 years). This could indicate that the influence of the different age structure of the reference series is lower than often presumed.

No differences in the development of sutures along age between people of different ancestry have been reported (Frédéric 1906, p 444–445; Todd and Lyon 1924, 1925a–c, in particular 1925b, p 65 f.; Meindl and Lovejoy 1985 p 65f.). This is underlined by the present study where the dCA based on a reference series from India gave good and comparable results when applied to the two series (Frédéric 1906) mainly from eastern France and southern Germany.

Some publications could not detect a difference between males and females in the relation between age and suture closure (Acsádi and Nemeskéri 1970, p 115 f.; Schmitt and Tamaska 1970; Meindl and Lovejoy 1985). Therefore larger series were published without observing this topic (Dérobert and Fully 1960; Voigt *et al.* 2006). Although other publications noted differences between males and females (e.g. Frédéric 1906, p 437–444; Hajniš and Novák 1976; Perizonius 1984, p 204 f., tables 2–3; Kemkes-Grottenthaler 1993; HersHKovitz *et al.* 1997; Sahni *et al.* 2005). In this study two different estimation methods were applied to three series with known age-at-death, and for all of them and with both methods a significant difference in accuracy and precision between males and females was observed. Further refining of age estimations by closure of the sutures should try to develop sex-specific estimations.

Application of standard regression [1] and dCA to the ossuary of Poschiavo shows similar results for both methods (Tab. 8). The mean life expectancy of males is calculated as 8–10 years higher than for females. Such a difference is too high to be plausible which indicates that some selection must have taken place when the crania were transferred from the original cemetery to the ossuary at the beginning of the 20th century. Taking the results of table 6 as background when reading table 8, the real amount of older matures in Poschiavo is expected to be closer to 111 than 143 and the amount of seniles closer to 63 than 141.

Conclusions

The correlation of the closure of ecto- and endocranial sutures with calendaric age is high which makes age estimations possible when appropriate schemes and methods are used. The accuracy of age estimations from closure of sutures can be improved by taking both surfaces of the crania into account. Taking the single observations as a mission of multivariate

statistics seems to be useful, and correspondence analysis has been demonstrated as a good choice. Applying estimations by dCA as proposed here (Appendix) to the sutures, estimation of biological age based on skulls only is possible with a precision of ± 10 years. There are clear differences between the sex groups, wherefore sex specific formula should be developed.

Acknowledgements

The authors would like to thank Viviane Roth, Catherine Studer, Alexandra Wenk and Geraldine d'Eyrammes for collecting the data from the cranial material of the Poschiavo ossuary, and the Archaeological Service of Grisons and especially the director Urs Clavadetscher for the financial support of the project.

Literature

- Acsádi G, Nemeskéri J 1970. *History of human life span and mortality*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- Benzécri J-P 1973. *L'Analyse des Données II: L'Analyse des Correspondences*. Dunod. Paris.
- Bourdieu PF 1979. *La distinction. Critique sociale du jugement*. Les éditions de minuit. Paris.
- Broca P 1861. *Sur le volume et la forme du cerveau suivant le individus et suivant le races*. Bulletin de la Société d'Anthropologie (Paris) 2: 139–207.
- Broca P 1875. *Instructions craniologiques et craniométrie de la Société d'Anthropologie de Paris*. Bulletin de la Société d'Anthropologie (Paris) 16: 534–536.
- Dérobert L, Fully G 1960. *Étude critique de la valeur du degré d'oblitération des sutures crâniennes pour la détermination de l'âge d'après l'examen de 480 crânes*. Annales de médecine légale 40: 154–166.
- Eränkő O, Kihlberg J 1955. *Closure of cranial sutures and age*. Annales Academiae Scientiarum Fennicae, Ser. A., V: Medica - Anthropologica 43: 1–31.
- Ferembach D, Schwidetzky I, Stloukal M (eds.) 1979. *Empfehlungen für die Alters- und Geschlechtsdiagnose am Skelett*. Homo 30: 1–25.
- Ferembach D, Schwidetzky I, Stloukal M (eds.) 1980. *Recommendations for age and sex diagnoses of skeletons*. Journal of Human Evolution 9: 517–549.
- Frédéric J 1906. *Untersuchungen über die normale Obliteration der Schädelnähte*. Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie 9 (3): 373–456.
- Gapert R, Black S, Last J 2009. *Sex determination from the occipital condyle: Discriminant function analysis in an*

- eighteenth and nineteenth century British sample.* American Journal of Physical Anthropology 138: 384–394.
- Greenacre M 1983. *Theory and Applications of Correspondence Analysis*. Academic Press. London.
- Greenacre M 2007. *Correspondence analysis in practice*. 2nd ed. Chapman and Hall. Boca Raton.
- Hajniš K, Novák JT 1976. *Die Verwachsung der Nähte am Schädeldach*. Anthropologie 14: 89–92.
- Hammer Ø, Harper DAT, Ryan PD 2001. *PAST: Palaeontological Statistics software package for education and data analysis*. Palaeontologia Electronica 4 (1): pp. 9.
- Hershkovitz I, Latimer B, Dutour O *et al.* 1997. *Why do we fail in aging the skull from the sagittal suture?* American Journal of Physical Anthropology 103: 393–399.
- Kemkes-Grottenthaler A 1993. *Kritischer Vergleich osteomorphognostischer Verfahren zur Lebensalterbestimmung Erwachsener*. Phil. Diss. Mainz.
- Lovejoy CO, Meindl RS, Mensforth RP *et al.* 1985. *Multifactorial determination of skeletal age at death: a method and blind test of its accuracy*. American Journal of Physical Anthropology 69: 1–14.
- Martrille L, Ubelacker DH, Cattaneo C *et al.* 2007. *Technical note: Comparison of four skeletal methods for the estimation of age at death on White and Black adults*. Journal of Forensic Sciences 52 (2): 302–307.
- Meindl RS, Lovejoy CO 1985. *Ectocranial suture closure: a revised method for the determination of skeletal age at death on the lateral-anterior sutures*. American Journal of Physical Anthropology 68: 57–66.
- Müller J, Zimmermann A (eds.) 1997. *Archäologie und Korrespondenzanalyse. Beispiele, Fragen, Perspektiven*. Internationale Archäologie 23. Verlag Marie Leidorf. Espelkamp.
- Papageorgopoulou C, Siegmund F, d'Eyrames G *et al.* (in press). *Anthropologische Untersuchungen an den neuzeitlichen Schädeln aus dem Beinhaus von Poschiavo*. Jahresberichte des Archäologischen Dienstes Graubünden und der Denkmalpflege Graubünden 2010 (2011) [in press].
- Perizonius WRK 1984. *Closing and non-closing sutures in 256 crania of known age and sex from Amsterdam (AD 1883–1909)*. Journal of Human Evolution 13: 201–216.
- Ribbe F-C 1885. *Étude sur l'ordre d'obliteration des sutures du crane dans les races humaines*. O. Berthier. Paris.
- Sahni D, Jit I, Neelam *et al.* 2005. *Time of closure of cranial sutures in northwest Indian adults*. Forensic Science International 148: 199–205.
- Schmitt HP, Tamáska L 1970. *Untersuchungen über die Verknöcherung der Schädelnähte unter besonderer Berücksichtigung der Frage der Altersbestimmung*. Zeitschrift für Rechtsmedizin 76: 230–248.
- Shetty U 2009. *Macroscopic study of cranial suture closure at autopsy for estimation of age*. [Thesis submitted to the University of Delhi, 2008, for MD in Forensic Medicine.]
- Anil Aggrawal's Internet Journal of Forensic Medicine and Toxicology 10 (2). http://www.geradts.com/anil/ij/vol_010_no_002/others/thesis/ullas_thesis.pdf; published July 1, 2009.
- Siegmund F 1998. *Merowingerzeit am Niederrhein*. Rheinische Ausgrabungen 34. Rheinland-Verlag. Köln.
- Siegmund F 2000. *Alemannen und Franken*. Ergänzungsbände zum Reallexikon der Germanischen Altertumskunde 23. Walter de Gruyter. Berlin.
- ter Braak CJF 1987. *Unimodal models to relate species to environment*. Groep Landbouwwiskunde. Wageningen.
- Todd TW, Lyon DW 1924. *Endocranial suture closure, its progress and age relationship I: adult males of white stock*. American Journal of Physical Anthropology 7(3): 325–384.
- Todd TW, Lyon DW 1925a. *Cranial suture closure, its progress and age relationship II: ectocranial closure in adult males of white stock*. American Journal of Physical Anthropology 8 (1): 23–45.
- Todd TW, Lyon DW 1925b. *Cranial suture closure, its progress and age relationship III: endocranial closure in adult males of negro stock*. American Journal of Physical Anthropology 8 (1): 47–71.
- Todd TW, Lyon DW 1925c. *Cranial suture closure, its progress and age relationship IV: ectocranial closure in adult males of negro stock*. American Journal of Physical Anthropology 8 (2): 149–168.
- Veroni A, Nikitovic D, Schillaci MA 2010. *Sexual dimorphism of the juvenile basicranium*. American Journal of Physical Anthropology 141: 147–151.
- Voigt S, Uerlings H, Bruchhaus H 2006. *Möglichkeiten und Grenzen der Altersschätzung an Schädelkalotten*. Beiträge zur Archäozoologie und Prähistorischen Anthropologie 5: 143–147.
- Wittwer-Backofen U, Buckberry J, Czarnetzki A *et al.* 2008. *Basics in paleodemography: a comparison of age indicators applied to the Early Mediaeval skeletal sample of Lauchheim*. American Journal of Physical Anthropology 137: 384–396.

Address:

Frank Siegmund
Seminar für Ur- und Frühgeschichte
University of Basel
Stapfelberg 7
CH-4001 Basel
Switzerland
Email: Frank.Siegmund@unibas.ch

Series	n adults	n males	n females	n indet.	e ₂₀
Poschiavo	594	303	261	30	?
Shetty 2009	100	72	28	-	19.6
Frédéric 1906 (total)	291	208	83	-	37.4
- opened	109	81	28	-	33.7
- unopened	182	127	55	-	39.4

Tab. 1: Overview over the series used in this study.

	Frédéric 1906	Shetty 2009	Poschiavo
ectocranial:			
0	1833	400	2633
1	117	270	1835
2	178	165	778
3	193	102	487
4	578	73	217
endocranial:			
0	659	250	2468
1	19	123	695
2	41	155	335
3	75	21	634
4	1024	271	1847

Tab. 2: Frequency of observed stages of endocranial and ectocranial sutures.

	Shetty 2009		Frédéric – opened		Frédéric – unopened	
	ecto-	endo-	ecto-	endo-	ecto-	endo-
all	0.753 <i>0.000</i>	0.797 <i>0.000</i>	0.609 <i>0.000</i>	0.684 <i>0.000</i>	0.479 <i>0.000</i>	0.572 <i>0.000</i>
male	0.805 <i>0.000</i>	0.829 <i>0.000</i>	0.586 <i>0.000</i>	0.725 <i>0.000</i>	0.606 <i>0.000</i>	0.661 <i>0.000</i>
female	0.643 <i>0.000</i>	0.744 <i>0.000</i>	0.699 <i>0.000</i>	0.610 <i>0.001</i>	0.330 <i>0.014</i>	0.483 <i>0.000</i>

Tab. 3: Correlation coefficient (Pearson, above) and its two-sided significance (below, in italics) between the mean stage of suture closure and observed age for the three series in total and for males and females separately.

	Shetty 2009	Frédéric opened	Frédéric unopened
all	0.797 <i>0.000</i>	0.704 <i>0.000</i>	0.559 <i>0.000</i>
male	0.703 <i>0.000</i>	0.720 <i>0.000</i>	0.670 <i>0.000</i>
female	0.842 <i>0.000</i>	0.693 <i>0.000</i>	0.446 <i>0.001</i>

Tab. 4: Correlation coefficient (Pearson, above) and its two-sided significance (below, in italics) between the age estimated by dCA and observed age for the three series in total and for males and females separately.

Upgrading calculation methods for age estimation

	Shetty 2009				Frédéric – opened				Frédéric – unopened			
	obs.	A-N c	A-N r	dCA	obs.	A-N c	A-N r	dCA	obs.	A-N c	A-N r	dCA
adult	63	45.7	44	45	51	45.0	46	46	87	58.3	56	71
mature	21	33.1	35	38	31	30.8	20	40	54	52.9	28	87
senile	16	21.2	21	17	27	33.2	43	23	41	68.8	96	24
Σ	100				109				182			
χ²		6.2	7.6	7.9		1.1	6.4	1.7		12.7	37.0	13.8
sign.		0.045	0.023	0.019		0.566	0.041	0.423		0.002	0.000	0.001

Tab. 5: Comparison of the results of age estimation into 20-years-classes for the three series. obs.: observed frequency after known age; A–N c: standard age estimations after Acsádi and Nemeskéri (1970), 121 tab. 32, with application of the rules in table 1; A–N r: age estimations with regression [1] after Acsádi and Nemeskéri (1970); dCA: estimations by detrended Correspondence Analysis. The χ^2 gives the distance and its significance between the observed and estimated frequencies.

	Shetty 2009			Frédéric – opened			Frédéric – unopened		
	obs.	A-N r	dCA	obs.	A-N r	dCA	obs.	A-N r	dCA
<30	38	35	31	31	35	32	44	46	47
30–40	25	9	14	20	11	14	43	10	24
40–50	10	11	17	17	5	12	28	8	46
50–60	11	24	21	14	15	28	26	21	41
>60	16	21	17	27	43	23	41	97	24
Σ	100			109			182		
corr.		0.775	0.797		0.677	0.704		0.566	0.559
sign.		0.000	0.000		0.000	0.000		0.000	0.000
δ ± σ		+3.3	+3.7		+0.4	–0.7		+4.0	–0.8
		±11.7	±10.7		±15.7	±14.0		±17.8	±15.3
χ²		13.2	8.8		13.1	6.9		55.0	17.7
sign.		0.010	0.067		0.011	0.140		0.000	0.001
e₂₀	19.6	24.2	23.3	24.3	27.8	25.2	24.3	32.5	23.7

Tab. 6: Relation between the observed calendaric age and estimated age by detrended CA. obs.: observed frequencies in the reference series; A–N r: estimations after regression [1] following Acsádi and Nemeskéri (1970); dCA: estimations by detrended Correspondence Analysis; corr.: correlation coefficient after Pearson and its significance (in italics) between observed and estimated ages; δ shows the mean difference between estimated and observed ages, and its standard deviation; χ^2 gives the distance and its significance (in italics) between the observed and estimated frequencies in the 10-years-spans; e₂₀ = further life expectancy at age of 20, calculated from a life table, where “>60” is taken as lasting 15 years.

	Shetty 2009			Frédéric – opened			Frédéric – unopened		
	n	A-N r	dCA	n	A-N r	dCA	n	A-N r	dCA
males	72	+4.6	+4.9	81	+2.0	+1.0	127	+7.1	+2.0
		±11.0	±9.5		±14.4	±12.9		±15.2	±12.6
females	28	+0.1	+0.7	28	–4.2	–5.8	55	–2.8	–7.5
		±12.9	±13.0		±18.3	±15.9		±21.2	±18.7
males 20–65	66	+5.8	+5.9	65	+5.2	+4.1	107	+9.5	+4.1
		±10.4	±9.0		±12.1	±9.8		±15.3	±11.5
females 20–65	25	+2.0	+3.0	18	+3.6	+1.6	41	+4.5	+0.6
		±12.0	±11.6		±16.3	±11.7		±17.4	±12.6

Tab. 7: Comparison of the results of age estimations for males and females separately, both by regression [1] after Acsádi and Nemeskéri (1970) as by dCA. The cells show mean and standard deviation of individually estimated ages *minus* observed calendaric age. The three rows at the bottom show the series restricted to individuals of observed age of 20 to 65 years.

	Poschiavo all		males		females	
	A–N r	dCA	A–N r	dCA	A–N r	dCA
<30	243	226	94	85	139	131
30–40	59	78	24	32	32	43
40–50	40	84	20	48	20	30
50–60	111	143	68	92	35	42
>60	141	63	97	46	35	15
Σ	594	594	303	303	261	261
e ₂₀			27.5	24.8	17.5	16.2

Tab. 8: Age estimations for the ossuary of Poschiavo. A–N r: estimations after regression [1] following Acsádi and Nemeskéri (1970), tab. 29; dCA: estimations by detrended Correspondence Analysis.

APPENDIX

Formula to calculate age from the stage of closure of the sutures after results of dCA.

[1]
Eigenvalue 1 = [sum (ecS10 × 1.1891, ecS11 × 3.011, ecS12 × 3.6109, ecS13 × 6.5384, ecS14 × 4.765, ecS20 × 0.94013, ecS21 × 2.68, ecS22 × 3.6568, ecS23 × 5.9885, ecS24 × 5.4831, ecS30 × 0.23289, ecS31 × 2.0635, ecS32 × 3.999, ecS33 × 5.1378, ecS34 × 4.5376, ecS40 × 0.6346, ecS41 × 2.3008, ecS42 × 3.812, ecS43 × 5.2837, ecS44 × 5.6016, ecC10 × 1.1536, ecC11 × 2.7057, ecC12 × 4.1047, ecC13 × 4.7967, ecC14 × 7.224, ecC20 × 0.99078, ecC21 × 2.7864, ecC22 × 4.0002, ecC23 × 4.0924, ecC24 × 7.224, ecC30 × 1.0647, ecC31 × 2.3844, ecC32 × 3.6449, ecC33 × 5.0441, ecC34 × 7.224, ecL10 × 1.0452, ecL11 × 2.9873, ecL12 × 3.8944, ecL13 × 5.7591, ecL14 × 6.7809, ecL20 × 0.89978, ecL21 × 2.7766, ecL22 × 4.1181, ecL23 × 5.4385, ecL24 × 6.7809, ecL30 × 0.41129, ecL31 × 2.2471, ecL32 × 3.8302, ecL33 × 4.2405, ecL34 × 6.7618, enS10 × -0.35956, enS11 × 1.4062, enS12 × 2.0687, enS13 × 3.5665, enS14 × 4.9882, enS20 × -0.54732, enS21 × 1.3462, enS22 × 2.3667, enS23 × 3.5117, enS24 × 5.2933, enS30 × -1.2836, enS31 × 1.1197, enS32 × 1.9356, enS33 × 3.3551, enS34 × 3.9959, enS40 × -0.82743, enS41 × 0.98682, enS42 × 1.8828, enS43 × 3.3202, enS44 × 4.5731, enC10 × -0.7322, enC11 × 1.3649, enC12 × 2.2995, enC13 × 3.4352, enC14 × 4.7098, enC20 × -1.0744, enC21 × 1.2274, enC22 × 2.3958, enC23 × 3.1072, enC24 × 4.1311, enC30 × -0.87163, enC31 × 1.2292, enC32 × 2.1692, enC33 × 3.0389, enC34 × 5.2192, enL10 × -0.93218, enL11 × 1.1944, enL12 × 2.4746, enL13 × 3.4205, enL14 × 5.3142, enL20 × -0.93218, enL21 × 1.0778, enL22 × 2.3622, enL23 × 3.4297, enL24 × 5.389, enL30 × -1.0016, enL31 × 0.55697, enL32 × 2.2161, enL33 × 3.2162, enL34 × 5.0743)] / number of non-zero-observations.

[2]
estimated age by dCA = (eigenvalue 1 × 9.540) + 20

from mean stages	to span Acsádi & Nemeskéri	to 20-years-span
0.0 - 0.4	< 25: juvenile - young adult	1:1 to adult
0.4 - 1.6	14-40: juvenile - young adult	1:1 to adult
1.6 - 2.6	30-60: young - middle adult	1/3 to adult, 2/3 to mature
2.6 - 3.0	35-65: young - middle adult	1:1 to mature
3.0 - 4.0	45-75: middle - old adult	1 /2 to mature, 1 /2 to senile
4.0	50-80: middle - old adult	1/3 to mature, 2/3 to senile

Table 1: Schedule for the system of transferring the observed mean of endocranial stages to the spans as proposed by Acsádi & Nemeskéri 1970, and rules for transferring the resulting frequencies for a population to the standard age-classes.

right		ectocranial closure (age ≤49)		left	
L3: 0.597**				L3: 0.600**	
	L2: 0.596**				L2: 0.589**
		L1: 0.602**	L1: 0.602**		
			S4: 0.667**		
			S3: 0.656**		
			S2: 0.624**		
			S1: 0.615**		
		C1: 0.582*	C1: 0.598**		
	C2: 0.603**			C2: 0.607**	
C3: 0.584**					C3: 0.638**

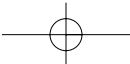
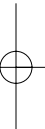
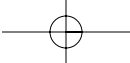
right		endocranial closure (age ≤49)		left	
L3: 0.737**				L3: 0.737**	
	L2: 0.751**				L2: 0.749**
		L1: 0.736**	L1: 0.718**		
			S4: 0.676**		
			S3: 0.683**		
			S2: 0.632**		
			S1: 0.643**		
		C1: 0.720**	C1: 0.688**		
	C2: 0.729**			C2: 0.722**	
C3: 0.713**					C3: 0.685**

Table 2: Series Shetty 2009, subsample individuals up to 50 years (n=73): Spearman's rank correlation between stage of closure and observed age. Significant correlations are marked after the scheme: * sign. < 0.05; ** sign. < 0.01. To be compared with Perizonius 1984.

right		ectocranial closure (age ≥50)		left	
L3: 0.425*				L3: 0.425*	
	L2: 0.547**				L2: 0.547**
		L1: 0.478*	L1: 0.451*		
			S4: 0.261		
			S3: 0.490*		
			S2: 0.475*		
			S1: 0.381*		
		C1: 0.179	C1: 0.244		
	C2: 0.182			C2: 0.139	
C3: 0.037					C3: 0.079

right		endocranial closure (age ≥50)		left	
L3: 0.634**				L3: 0.634**	
	L2: 0.634**				L2: 0.634**
		L1: 0.634**	L1: 0.634**		
			S4: 0.434*		
			S3: 0.588**		
			S2: 0.500**		
			S1: 0.562**		
		C1: 0.465*	C1: 0.555**		
	C2: 0.546**			C2: 0.635**	
C3: 0.555**					C3: 0.555**

Table 3: Series Shetty 2009, subsample individuals 50 years and older (n=27): Spearman's rank correlation between stage of closure and observed age. Significant correlations are marked after the scheme: * sign. < 0.05; ** sign. < 0.01. To be compared with Perizonius 1984.



Discriminant function analysis versus morphognostic sex determination of 637 crania from the Poschiavo ossuary

GERALDINE D'EYRAMES¹, FRANK SIEGMUND^{2*} & CHRISTINA PAPAGEORGOPOULOU¹

¹Archaeological Service Graubünden; ²Seminar für Ur- und Frühgeschichte, University of Basel; * Corresponding author

Summary

The paper presents a new discriminant function (DFA) for sex determination from cranial skeletal material specifically suitable for Swiss alpine populations. The formula was developed on a large cranial series (n=637) originating from an ossuary in Poschiavo Switzerland (16th–19th century AD). The accuracy of the new DFA was compared to other published DFA (Giles and Elliot 1963; Henke 1973; Kajanoja 1966; Brůžek and Velemínský 2006) whereas a validation of all formulae was made on skeletal material mainly from Switzerland, southern Germany and Austria (12 series; ca. 1400 individuals; 9th mil. BC–19th century AD). The new DFA proved accurate with a high degree of concordance with morphognostic sex determination (79%) compared to the other DFA (69%–83%). Considering also that with the Poschiavo DFA more individuals could be classified based on the small number of necessary measurements, the present DFA proved especially valuable. The high accuracy levels and the fact that few measurements are needed make the proposed DFA suitable for Swiss alpine populations, applicable to a large amount of individuals and less time-consuming.

Keywords: craniometrics, alpine population, ossuary, demography, Graubünden.

Introduction

In anthropology, as in archaeology or forensic science, sexing is a very important part of any study, as many further analysis and interpretations will be based on it. Until now, there have been two principal methods to determine sex: morphognostic and metric, while analysis of DNA for sex determination is primarily used within a medico-legal context. Within the metric analyses repertoire there is the possibility of developing discriminant functions. This is done by deriving one or more equations from relevant measurements and obtaining a value which will act as cut-off point between males and females. The choice of measurements depends on two major factors: the degree of sexual dimorphism they present, and the level of preservation. Thus, some discriminant function analyses (DFA) rely on few measurements (e.g. Henke 1973, with a maximum of 5 measurements) or are based on specific anatomical structures which tend to be better preserved (e.g. Gapert *et al.* 2009, DFA for the occipital condyle).

DFA for sex determination has been used on most parts of the skeleton with various degrees of success, varying between 60–90% (cranium: Gapert *et al.* 2009; Birkby 1966; Kajanoja 1966; Henke 1973; Ferembach *et al.* 1979; Işcan *et al.* 1995; Dayal *et al.* 2007; Franklin

et al. 2005; mandibula: Calcagno 1981; Arnay de la Rosa *et al.* 2007; postcranium: Holland 1991; Marino 1995; Sacragi and Ikeda 1995; Dibbenardo and Taylor 1983), both for archaeological and forensic purposes. DFA can be used as a subsidiary method to morphognostic sex determination, but it has proved especially useful on isolated bones for which no standard visual method has been developed (Gapert *et al.* 2009; Marino 1995). Arnay de la Rosa (1997) even obtained more accurate sex determination results using metric analysis on a Canary Island population than with traditional visual methods.

The advantage of metric analysis and the reason why it became increasingly popular is the „objectivity” of the method (Dayal 2007; Calcagno 1981), making obtained data easily comparable to other studies. One major drawback however, often pointed out, is the fact that the results are highly influenced by the size, robusticity and sexual dimorphism of the population for which the DFA had been developed (Marino 1995; Birkby 1966; Cowal and Pastor 2007; Walker 2008). Thus, Henke (1973) proposed to adapt DFA to other populations by shifting the sectioning point and Konigsberg *et al.* (2009) underlines the importance of knowing the ancestry before applying metrics on any individual or population.

The aim of this paper is twofold: to develop a DFA applicable to Swiss alpine and subalpine populations and to apply it to cranial material from an Alpine ossuary in order to increase the amount of sexually determined individuals.

Material and Methods

The cranial material used originates from the ossuary of Poschiavo, Canton Graubünden, Switzerland. It consists of 637 excellently preserved crania kept in the oratorio of Santa Anna, 596 adults and 41 subadults. The ossuary itself dates to the beginning of the 20th century, but the cranial material was brought there from the church and the cemetery of Saint Vittore also situated in Poschiavo, and it is estimated that the skulls date to the 16th–19th century AD (Papageorgopoulou *et al.* 2011). Information about the individuals such as name, age, sex or kinship was not available.

Determination of the sex of the adult individuals using morphognostic diagnosis was based on the recommendations by Ferembach *et al.* 1979, 1980. Each individual was attributed a number between -2 and 2; -2 being extremely female and 2 being extremely male. Since the “recommendations” (Ferembach *et al.* 1979, 1980) give no clear limits between male, probable male, undetermined, probable female and female, the authors used the following system (Tab. 1). A series of standard cranial measurements described by Martin (1928) were taken (M1, M23, M45, M52, M55). To evaluate observer error of the cranial measurements, 65 crania were selected at random and measured twice, observer error was estimated following the procedure described by Gapert *et al.* 2009.

Value after Ferembach <i>et al.</i> (1979, 1980)	Classification
< -0.5	female, certain
-0.5 to -0.1	female, probable
-0.1 to +0.1	undetermined
+0.1 to +0.5	male, probable
> +0.5	male, certain

Tab. 1: Relation between calculated values after Ferembach *et al.* (1979, 1980) and final classification of sex into categories.

Sex determination based on the metrics of the crania was done by applying standard DFA to all the individuals. From the worthy overview of Sjøvold (1988; compare Rösing *et al.* 2007) we selected all those DFA which seem suitable to our material and to the availability of measurements (Tab. 2). The DFA recommended by Ferembach *et al.* 1980 (525, “formula 1”), based on the Terry collection, was not taken into account because it integrates the height of the processus mastoideus (M19a) which is also used for the morphognostic sex determination. To keep both approaches independent we excluded this special DFA. Furthermore we adopted the proposal of Brůžek and Velemínský (2006) which should be useful for medieval Slavonic people. Their nine formulas were arranged by us according to their percentage of correct classification at the reference series (Brůžek and Velemínský 2006, Tab. 7).

A DFA based on the Poschiavo was developed [1a, 2a]. Only individuals morphognostically sexed with confidence were taken into account (n=410; Tab. 3). The measurements used were M1 or M23, M45, M52 and M55, chosen for their high sexual dimorphism.

References	Reference population	N individuals (♂ / ♀)	Measurements used (Martin 1928)
Giles and Elliot 1963	Terry and Todd collection: USA, modern population	150 / 150	1, 8, 17, 19a, 40, 45, 48, 61
Henke 1973	Westerhus, Sweden, medieval population	48 / 44	1, 5, 8, 17, 23, 25, 45, 48
Kajanoja 1966	Finland, modern population	166 / 67	1, 5, 8, 17, 40, 45, 48, 54
Brůžek and Velemínský 2006	Czechia, 9-10th c. AD	128 / 82	1, 5, 8, 9, 12, 17, 40, 45, 47, 48, 51, 52
this paper	Switzerland, post-medieval population	221 / 187	1, 23, 45, 52, 55

Tab. 2: Standard DFA methods applied to Poschiavo and the twelve collected series.

Discriminant function analysis versus morphognostic sex determination

	n	%	%
male, certain	221	37.1	50.8
male, probable	82	13.8	
female, certain	188	31.5	44.1
female, probable	75	12.6	
undetermined	30	5.0	5.0
total	596	100	100

Tab. 3: Morphognostic sex determination for the ossuary of Poschiavo.

$$[1a] x = (0.06062551 \times M1) + (0.13443861 \times M45) - (0.12356525 \times M52) + (0.10816357 \times m55) - 29.65908118$$

$$[2a] x = (0.02770114 \times M23) + (0.11758105 \times M45) - (0.12485032 \times M52) + (0.10899042 \times M55) - 31.04928909$$

From the 410 crania, 131 could not be taken into account due to missing measurements. Of these 131 crania, 130 were missing the M45. Therefore a second formula without M45 was developed in order to maximize the number of evaluable crania [1b, 2b].

$$[1b] x = (0.13105189 \times M1) - (0.15242140 \times M52) + (0.20503567 \times m55) - 27.84870270$$

$$[2b] x = (0.05900227 \times M23) - (0.15061273 \times M52) + (0.16620376 \times M55) - 33.37984367$$

The cutpoint for all formulas is zero, with $x < 0$ = female and $x > 0$ = male. The formula was tested on a broad spectrum of European populations (Tab. 4).

We want to prove the amount of successful classifications by the different DFA when applied to other series than those they had been developed for. Additional to the Poschiavo series we therefore collected published data of 12 series mainly from Switzerland, southern Germany and Austria, where morphognostic sex determination and measurements of the skull were available (Tab. 4). To avoid the problem of small numbers, the ossuaries of Buochs and Stans, both in the canton of Nidwalden, Switzerland, are taken as one series, as well as three mesolithic cemeteries (9th–6th millenium BC). All the selected DFA are applied to these populations, and the result is compared with the morphognostic sex determination.

Series	Date	Kind	Reference	Males	Females	Total
Buochs, Nidwalden, CH	17–18th c.	oss.	Schürch 1899	33	28	61
Stans, Nidwalden, CH	17–19th c.	oss.		23	14	37
Baden (region), D	16–18th c.	anat.	Mühlmann 1932	44	12	56
Canton Wallis, CH	11–18th c.	oss.	Pittard 1910	459	337	796
Westerhus, Sweden	13–14th c.	cem.	Gejvall 1960	63	67	130
Tomils, Graubünden, CH	11–15th c.	cem.	Papageorgopoulou 2008	134	121	255
Pottenbrunn, Austria	8–9th c.	cem.	Fabrizii-Reuer 2001	50	50	100
Eichstetten, D	6–7th c.	cem.	Hollack and Kunter 2001	91	107	198
Stetten, D	6–7th c.	cem.	Koniecka and Kunter 1999	45	46	91
Linz, Austria	4th c.	cem.	Wiltshcke-Schrotta <i>et al.</i> 1991	18	18	36
Pully-Chamblandes, Wallis, CH	4th mil. BC	cem.	Schenk 1903 Moinat and Simon 1986	14	18	32
Sonderhausen (region), D	5th mil. BC	cem.	Bach 1978	46	50	96
Taforalt, Marocco	9–6th mil. BC	cem.	Ferembach 1962	95	74	139
Moita, Portugal			Ferembach 1974	62	64	126
Vlasac, Serbia			Nemeskéri <i>et al.</i> 1978	43	23	66

Tab. 4: Series taken from publications, where measurements from skull were published for individuals. In total 12 series with 2,250 individuals (1,221 males, 1,029 females). – kind (of collection); oss.: ossuary; cem.: archaeologically excavated cemetery; anat.: anatomical collection. Abbreviations for countries: CH Switzerland, D Germany.

	n	δ min.	δ max.	δ mean	TEM	rTEM	R
M1	65	-2 mm	4 mm	0.20 mm	0.770	0.445	0.997
M23	65	-15 mm	28 mm	0.28 mm	4.382	0.859	0.982
M45	47	-5 mm	36 mm	0.81 mm	3.836	2.934	0.964
M52	65	-1 mm	8 mm	0.48 mm	0.996	3.029	0.957
M55	65	-2 mm	26 mm	0.77 mm	2.478	5.108	0.938

Tab. 5: Observer error for crania measured twice (n=65). δ : difference between two measurements; TEM: technical error of measurement; rTEM: relative technical error of measurement; R coefficient of reliability; TEM, rTEM and R after Gapert *et al.* (2009).

Results

Table 3 shows the amount of sexed individuals for Poschiavo using morphognostic analysis only. Although less than 5% are left completely undetermined, only 69% of the individuals were sexed with confidence. Intra- as interobserver error at morphognostic sex determination was tested by examining some crania twice. There was no difference between intra- and interobserver error, so both categories were analysed together. From the 56 crania observed twice, 7 were classified differently (12.5%). The mean difference of the calculated value after Ferembach *et al.* (1979, 1980) between first and second observation was 0,011 with standard deviation of 0,440 (minimum -1.04, maximum 1.04, n = 56). Further analysis was based on the first observation.

Observer error of the cranial measurements used for DFA is documented in Tab. 5; the mean difference between first and second observations is lower than 1 mm, the relative technical error of measurement rTEM lies between 0.4 and 5.1%, the coefficient of reliability R was 0.94 at least (Tab. 5). The DFA [1a,b; 2a,b] combined with the morphognostic method resulted in 11% more individuals being classified with confidence, and only 2% of individuals remained indeterminate (Tab. 6).

	DFA: male	DFA: female	DFA: total
male, certain	187	30	217
male, probable	49	30	79
indet.	12	16	28
female, probable	21	53	74
female, certain	19	168	187
Total	288	297	585

Tab. 6: Comparison of morphognostic sex determination (detailed) with sex classification by the DFA for Poschiavo [1a,b; 2a,b].

Table 7 shows the degree of concordance obtained when selected DFA (Tab. 2) are applied to other published series. Giles and Elliot's formula exhibit 81% correctly identified individuals, Kajanoja's 83%, Henke's 78%, Brůžek and Velemínský 69% and the DFA based on Poschiavo's 79%. Besides the criterion of concordance with morphognostic sex determination it is worthy to compare how many individuals could be classified by the different DFA, which depends on the availability of the necessary measurements. As table 7 shows, the DFA after Henke (1973), Brůžek and Velemínský (2006) and d'Eyrames classify most of the individuals with a high amount of correct classifications, especially for Henke (1973) and d'Eyrames.

Discussion

Intra- and interobserver error of morphognostic sex determination for the ossuary of Poschiavo showed a mean difference very close to zero, which means that there was no directed bias. The standard deviation of 0.44 indicates, that the second observation is often close to the first one, but not identical. About 12.5% of all cases (n=56) would get another classification. This underlines the well known problems of morphognostic sex determination on skulls only and the worth of trying to validate it by DFA on metrics. Observer error and reliability of the cranial measurements used for DFA are comparable to other studies and lie within tolerable limits (Tab. 5; compare e.g. Gapert *et al.* 2009, Veroni *et al.* 2010).

Developing a DFA for the Poschiavo ossuary did improve the percentage of identified individuals. Using morphognostics only, 69% of the crania were identified with confidence, and about 5% were left as indeterminate. After adjoining the DFA [1, 2], 78% were identified with confidence and no indeterminate individuals were left. This illustrates the usefulness of DFA in improving morphognostic methods. The

combination of both DFA and standard methods however is not routinely done. Taking only DFA into account, results are comparable to those from previous studies (82% concordance).

Steyn and İscan (1998) obtained up to 86% accuracy in a study on cranial measurements of South African whites. Dayal *et al.* (2008) also produced similar results (85% accuracy) on a modern black South African population. One has to take into account that in both cases strong sexual dimorphism within the populations was noted, which was not the case in Poschiavo. Although Calcagno (1981) suggested that no sexual dimorphism difference between populations could be as great as the size variation within each sex of a given population, the fact that the Poschiavo population did show little sexual dimorphism had an impact on the results. This can also be observed on other less sexually dimorphic populations. A study led by Arnay de la Rosa (2007) showed that a DFA on mandibles of a Canary Island population proved to be correct in only 70% to 75% of cases due to the gracile nature of the males and the robusticity of the females. The same applies to a study on a modern Japanese population İscan *et al.* 1995), which showed a 74% rate of success due to the increasing robusticity of females.

Concerning the application of our DFA to other populations, results were very satisfactory. Many of the formulas published (see Sjøvold 1988 for

a comprehensive list of published DFA) require measurements that are either rarely taken or impossible to take due to preservation issues. From the four formulas chosen (Giles and Elliot 1963, Kajanoja 1966, Henke 1973, Brůžek and Velemínský 2006), Henke proved to be the most successful for two reasons. Firstly, the measurements required could often be taken on a great number of individuals due to the flexibility of the formula, increasing the relevance of the results. Secondly, the results themselves were very satisfactory with an overall percentage of accuracy of 78% (span 67 to 86%). On the one instance where only 56% of the individuals were correctly identified (Linz) one can argue that the low amount of individuals (9) is to blame. The formula developed for the Poschiavo population proved to be comparable to Henke's DFA for most populations, and in some instances better (up to 92% accuracy).

Conclusions

Whenever possible, a combination of DFA and morphognostic methods for determining sex from crania is recommended. The high accuracy levels of the Poschiavo DFA and their validation on other reference collections demonstrated the suitability of this formula

Series	Giles and Elliot 1963	Kajanoja 1966	Henke 1973	Brůžek and Velemínský 2006	this paper [1a,b; 2a,b]
Poschiavo	334/455=73%	352/424=83%	442/559=79%	412/559=75%	457/557=82%
Buochs & Stans, Nidwalden, CH	73/98=74%	n.a.	76/98=78%	78/98=80%	72/98=73%
Baden (region), D	18/25=72%	18/24=81%	27/40=68%	31/39=79%	25/34=74%
Canton Wallis, CH	444/531=84%	424/501=85%	601/762=79%	556/780=71%	566/705=80%
Westerhus, Sweden	79/95=83%	69/85=81%	106/124=86%	76/127=60%	84/99=85%
Tomils, Graubünden, CH	97/114=85%	78/94=83%	129/165=78%	106/162=65%	107/138=76%
Pottenbrunn, Austria	25/32=78%	21/25=84%	35/44=80%	29/42=69%	29/38=76%
Eichstetten, D	4/4=100%	4/4=100%	7/9=78%	8/10=80%	12/13=92%
Stetten, D	10/21=48%	4/7=57%	25/40=63%	21/39=54%	21/36=58%
Linz, Austria	3/5=60%	2/4=50%	5/9=56%	3/8=38%	7/10=70%
Pully-Chamblandes, Wallis, CH	11/14=79%	9/10=90%	14/17=82%	11/18=61%	13/15=87%
Sonderhausen (region), D	55/60=92%	33/38=87%	55/72=76%	41/70=59%	58/64=91%
Taforalt, Marocco/Moita, Portugal/ Vlasac, Serbia	22/33=67%	7/12=58%	31/46=67%	27/45=60%	21/33=64%
All (without Poschiavo)	841/1032=81%	669/804=83%	1111/1426=78%	987/1438=69%	1015/1283=79%

Tab. 7: Comparison of sex determination by DFA with morphognostic sex determination. The columns follow the scheme: number of identically classified individuals/number of individuals = percentage of identically classified individuals. Percentages rounded. „n.a.” not available, because necessary measurements are missing.

as of Henke (1973) for Swiss populations. The fact that few measurements are needed here makes the proposed DFA applicable to a great amount of individuals as well as less time-consuming.

Acknowledgements

The authors would like to thank Viviane Roth, Catherine Studer and Alexandra Wenk for collecting the data from the cranial material of the Poschiavo ossuary, and the Archaeological Service of Grisons and especially the director Urs Clavadetscher for the financial support of the project.

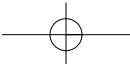
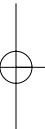
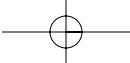
References

- Arnay de la Rosa M, González-Reimers E, Fregel R *et al.* 2007. *Canary Island aborigin sex determination based on mandible parameters contrasted by Amelogenin analysis.* Journal of Archaeological Science 34: 1515–1522.
- Bach A 1978. *Neolithische Populationen im Mittelbe-Saale-Gebiet. Zur Anthropologie des Neolithikums unter besonderer Berücksichtigung der Bandkeramiker.* Weimarer Monographien zur Ur- und Frühgeschichte I. Weimar, 124–131.
- Birkby WH 1966. *An evaluation of race and sex identification from cranial measurements.* American Journal of Physical Anthropology 24: 24–27.
- Bott GC 2007. *L'oratorio S. Anna e l'ossario di Poschiavo.* Parrocchia Cattolica di San Vittore Mauro. Poschiavo.
- Brůžek J, Velemínský P 2006. *Sex diagnosis of the Early medieval population of Great Moravia (9th to 10th century): proposed population specific discriminant functions for cranial measurements.* Časopis národního muzea, Řada přírodovědná 175: 39–52.
- Calcagno JM 1981. *On the applicability of sexing human skeletal material by discriminant function analysis.* Journal of Human Evolution 10: 189–198.
- Cowal LS, Pastor RF 2007. *Dimensional variation in the proximal ulna: Evaluation of a metric method for sex assessment.* American Journal of Physical Anthropology 135: 469–478.
- Dayal MR, Spocter MA, Bidmos MA 2008. *An assessment of sex using the skull of black South Africans by discriminant function analysis.* Homo 59: 209–221.
- Dibbenardo R, Taylor JV 1983. *Multiple discriminant analysis of sex and race in the postcranial skeleton.* American Journal of Physical Anthropology 61: 305–314.
- Fabrizii-Reuer S, Reuer E 2001. *Das frühmittelalterliche Gräberfeld von Pottenbrunn, Niederösterreich: anthropologische Auswertung.* Mitteilungen der Prähistorischen Kommission der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, Vol. 40. Wien.
- Ferembach D 1962. *La nécropole épipaléolithique de Taforalt (Maroc oriental). Etude des squelettes humains.* Edita. Casablanca.
- Ferembach D 1976. *Mensurations individuelles des squelettes Mesolithiques de Moita do Sebastião (Muge – Portugal).* Laboratoire d'Anthropologie Biologique de l'E.P.H.E. Paris.
- Ferembach D, Schwidetzky I, Stloukal M 1979. *Empfehlungen für die Alters- und Geschlechtsdiagnose am Skelett.* Homo 30: 1–25.
- Ferembach D, Schwidetzky I, Stloukal M 1980. *Recommendations for age and sex diagnoses of skeletons.* Journal of Human Evolution 9: 517–549.
- Franklin D, Freedman L, Milne N 2005. *Sexual dimorphism and discriminant function sexing in indigenous South African crania.* Homo 55: 231–228.
- Gapert R, Black S, Last J 2009. *Sex determination from the occipital condyle: Discriminant function analysis in an eighteenth and nineteenth century British sample.* American Journal of Physical Anthropology 138: 384–394.
- Gejvall NG 1960. *Westerhus: medieval population and church in the light of skeletal remains.* Lund: Håkan Ohlssons Boktryckeri, M1–M14.
- Giles E, Elliot O 1963. *Sex determination by discriminant function analysis of crania.* American Journal of Physical Anthropology 21: 85–86.
- Hollack B, Kunter M 2001. *Die menschlichen Skelettreste aus dem frühmittelalterlichen Gräberfeld von Eichstetten am Kaiserstuhl.* In: Sasse B 2001. *Ein frühmittelalterliches Reihengräberfeld bei Eichstetten am Kaiserstuhl.* Konrad Theiss. Stuttgart, 441–474.
- Henke W 1973. *Zur Methode der diskriminanzanalytischen Geschlechtsbestimmung am Schädel.* Homo 24: 99–117.
- Holland TD 1991. *Sex assessment using the proximal tibia.* American Journal of Physical Anthropology 85: 221–227.
- İşcan MY, Yoshino M, Kato S 1995. *Sexual dimorphism in modern Japanese crania.* American Journal of Human Biology 7: 459–464.
- Kajanoja P 1966. *Sex determination of Finnish crania by discriminant function analysis.* American Journal of Physical Anthropology 24: 29–33.
- Konigsberg LW, Hermann P, Wescott DJ *et al.* 2009. *Estimation and evidence in forensic anthropology: sex and race.* American Journal of Physical Anthropology 139: 77–90.

- Konieczka P, Kunter M 1999. *Die menschlichen Skelettreste aus dem alamannischen Gräberfeld von Stetten an der Donau*. In: Weiss M 1999. *Ein Gräberfeld der späten Merowingerzeit bei Stetten an der Donau*. Materialhefte zur Archäologie in Baden-Württemberg vol. 40. Konrad Theiss. Stuttgart, 293–305.
- Marino EA 1995. *Sex estimation using the first cervical vertebrae*. American Journal of Physical Anthropology 97: 139–143.
- Martin R 1928. *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung: mit besonderer Berücksichtigung der anthropologischen Methoden*. 2nd edition. Fischer. Jena.
- Moinat P, Simon C 1986. *Nécropole de Chamblandes-Pully, nouvelles observations*. Jahrbuch der Schweizerischen Gesellschaft für Ur- und Frühgeschichte 69: 39–55.
- Mühlmann WE 1932. *Untersuchung über die süddeutsche Brachykephalie. Badische Schädel aus dem 16.–18. Jahrhundert*. Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie 30: 382–405.
- Nemeskéri J, Szathmary L 1978. *Analysis of the variation of quantitative traits*. In: Srejović D, Letica Z (eds). *Vlasac. Mezolitsko naselje u Djerdapu*. SANU. Beograd, 157–176.
- Pittard, E 1910. *Les cranes Valaisans de la vallée du Rhone*. Anthropologie de la Suisse: Crania Helvetica 1. Mémoires de l'Institut National Genevois 20: 161–668.
- Papageorgopoulou C. 2008. *The medieval population of Tomils: an archaeo-anthropological approach*. PhD Thesis, University of Basel.
- Papageorgopoulou C, Siegmund F, d'Eyrammes G, Roth V, Studer C, Wenk A. 2010. *Anthropologische Untersuchungen an den neuzeitlichen Schädeln aus dem Beinhaus von Poschiavo*. Jahresberichte des Archäologischen Dienstes Graubünden und der Denkmalpflege Graubünden 2010 (2011) [in print].
- Rösing FW, Graw M, Marré B et al. 2007. *Recommendations for the forensic diagnosis of sex and age from skeletons*. Homo 58: 75–89.
- Schenk A 1903. *Les sépultures et les populations préhistoriques de Chamblandes: le paléolithique et le néolithique*. Bulletin de la Société Vaudoise des Sciences Naturelles 38–39: 153–156.
- Schürch O 1899. *Neue Beiträge zur Anthropologie der Schweiz*. Buchdruckerei Buehler. Bern.
- Sjøvold T 1988. *Geschlechtsdiagnose am Skelett*. In: R. Knussmann (ed.). *Anthropologie I*, 1. G. Fischer. Stuttgart, 444–480.
- Steyn M, İscan MY 1998. *Sexual dimorphism in the crania and mandibles of South African whites*. Forensic Science International 98: 9–16.
- Veroni A, Nikitovic D, Schillaci MA 2010. *Sexual dimorphism of the juvenile basicranium*. American Journal of Physical Anthropology 141: 147–151.
- Walker PL 2008. *Sexing skulls using discriminant function analysis of visually assessed traits*. American Journal of Physical Anthropology 136: 39–50.
- Wiltshcke-Schrotta K, Teschler-Nicola M 1991. *Das spätantike Gräberfeld von Lentia / Linz, Tiefer Graben / Flügelhofgasse: Anthropologische Auswertung*. Linzer Archäologische Forschungen 19. Stadtmuseum Linz-Nordico. Linz, 195–224.

Address:

Frank Siegmund
Seminar für Ur- und Frühgeschichte
University of Basel
Stapfelberg 7
CH-4001 Basel
Switzerland
Email: Frank.Siegmund@unibas.ch



Prähistorische Familien in der archäologischen Literatur der Schweiz: ein Abbild der ehemaligen Realität?

[Prehistoric Families in Swiss Archeological Publications: Do they reflect past realities?]

SANDRA PICHLER¹, THOMAS DOPPLER¹, BRIGITTE RÖDER¹

¹*Institut für Prähistorische und Naturwissenschaftliche Archäologie, Universität Basel*

Zusammenfassung

Die Familie bildet in zahlreichen archäologischen Publikationen die soziale Grundeinheit ur- und frühgeschichtlicher Gesellschaften. Ihre oft stereotype Darstellung durch die Epochen lässt vermuten, dass sie weniger aktiven Reflektions- und Interpretationsprozessen entspringt als vielmehr ein Produkt archäologischer Wissenskonstruktion darstellt. Eine Überprüfung der „archäologischen Familie“ anhand demographischer Grundsätze bestätigt diese Vermutung: die Kinderzahlen in den dargestellten Familien reflektieren die moderne Kernfamilie westlicher Prägung und wären keinesfalls ausreichend, um Bevölkerungswachstum zu produzieren, wie es z.B. für das Neolithikum angenommen wird. Wünschenswert wäre eine enge interdisziplinäre Zusammenarbeit zwischen Archäologie, Paläodemographie und Sozialgeschichte, um valide Modelle ur- und frühgeschichtlicher Gemeinschaften zu entwerfen.

Schlüsselwörter: Ur- und Frühgeschichte, Familie, Demographie, Sozialgeschichte, Archäologische Wissenskonstruktion

Summary

In numerous archeological publications, families are depicted as the basic units of former communities. Their stereotypical presentation implies that “archeological families” may be the result of archeological knowledge construction rather than of deliberate interpretations of archeological findings. When tested, these “archaeological families” do not meet basic demographic requirements: the number of children they comprise reflect Western nuclear families and are insufficient to sustain population growth as suggested, for example, for Neolithic times. The paper proposes a close interdisciplinary collaboration of archeologists, paleodemographers and social historians in order to arrive at valid models of prehistoric communities.

Keywords: Prehistory, family, demography, social history, archeological knowledge construction

Die Familie als Strukturkategorie von Gesellschaften

Die Familie ist, insbesondere in der westlichen Welt, eine zentrale Strukturkategorie von Gesellschaften und bildet hier, nach dem Individuum, die nächste grundlegende Einheit sozialer Gruppen (für die Definition soziologischer Termini im Text vgl. Hillmann 2007). In unserem kulturellen Kontext repräsentiert die Kernfamilie, bestehend aus einem Elternpaar und den gemeinsamen Kindern, noch immer die kulturelle Norm, obgleich diese Vorstellung in Teilen bereits von der aktuellen Wirklichkeit überholt ist: Die wachsende Zahl von alleinerziehenden Eltern und Patchwork-

familien erfordert, auch von staatlicher Seite, wenn nicht eine grundlegende Revision dann doch zumindest eine Ausweitung tradierter Definitionen und Klassifikationen von „Familie“ (Goody 2002; Hettlage 1998).

Zwar ist wohlbekannt, dass in anderen Gesellschaftsformen noch andere Formen von Familie existieren, die man in der ethnologischen Literatur geschildert findet oder durch Fernreisen z.T. aus eigener Anschauung kennt, doch noch immer ist die Vorstellung von „Familie“ als Kernfamilie fest in unserem kulturellen Rüstzeug verankert. Die vorliegende Arbeit will, primär am Beispiel von archäologischen Publikationen zum Schweizer Neolithikum, überprüfen,

in welchem Masse unsere aktuellen Vorstellungen von „Familie“ auch unser Bild von Familien in der Urgeschichte prägen. Weiterhin wird untersucht, ob diese „archäologischen Familien“ der ehemaligen Wirklichkeit entsprochen haben können, indem sie z.B. demographischen Grundsätzen genügen.

Die „Familie“ in der archäologischen Literatur

Der Begriff der Familie geht zurück auf das lat. *familia*, die Hausgemeinschaft, zu der auch die *famuli*, die Diener oder Sklaven gehören. In der archäologischen Fachliteratur werden die Begriffe Familie, Haushalt, häusliche Gemeinschaft oder auch Wohnverband oft synonym verwendet, ohne klar gegeneinander abgegrenzt zu werden; dies gilt nicht nur für die Archäologie, sondern zum Teil auch für die historischen Wissenschaften wie z.B. die Historische Demographie (Ehmer 2004; Etter 1990; Laslett 1972; Müller-Beck 1990; Reinhard 2004).

Die Familie stand nie im Mittelpunkt prähistorischer Forschung, wohl weil das Wissen um sie als selbstverständlich vorausgesetzt wird (Röder *im Druck*). Erst im Verlauf der letzten Jahre und im Rahmen der archäologischen Geschlechterforschung wird sie gelegentlich thematisiert, indem z.B. Diskussionen zur Organisation von Haushalten, zur geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung oder zur Sichtbarkeit von Frauen oder Kindern in der archäologischen Überlieferung aufgegriffen werden (Alt und Röder 2009; Donald and Hurcombe 2000; Engelstad 1991; Fries *et al.* 2007; Owen 2005; Röder 2004). Trotz dieser Marginalität des Themas in der Ur- und Frühgeschichte ist die Familie als soziale Einheit in vielen Publikationen latent präsent. Die oft stereotypen Darstellungen in der archäologischen Fachliteratur wecken den Verdacht, die „archäologische Familie“ repräsentiere eher ein Konstrukt der Forschung als dass sie das Resultat konkreter Untersuchungen sei. Wie ist diese „archäologische Familie“ nun definiert? Wie gross ist sie und wer sind ihre Mitglieder? Wird sie klischeehaft in allen Epochen gleich dargestellt, oder gibt es diachrone Unterschiede zwischen den „archäologischen Familien“ des Neolithikums und späterer Epochen? Auf diese Fragen soll im Folgenden eingegangen werden.

Charakteristika der „archäologischen Familie“

In der archäologischen Literatur wird mit dem Begriff der „Familie“ zumeist (und oft implizit) eine

erweiterte Familie bezeichnet, d.h. eine um verwandte Individuen erweiterte Kernfamilie, die in der Regel 5 Personen umfasst: Das monogame Elternpaar und seine Kinder werden ergänzt durch unverheiratete oder verwitwete, gelegentlich auch durch verwaiste Verwandte. Die erweiterte Kernfamilie ist in der Regel die einzige in der archäologischen Fachliteratur dargestellte Familienform, ohne dass mögliche Alternativen zu diesem Familien- und Gesellschaftsmodell berücksichtigt würden. Damit wird auch deutlich, dass die „archäologische Familie“ (und somit die prähistorische Gesellschaft) über biologische Verwandtschaft konstituiert ist. Die Familien stellen stabile und auf Dauer ausgerichtete Gemeinschaften dar, in deren Zentrum das Elternpaar steht als „technisch-ökonomische Einheit“ (Gallay 1995, p. 276). Als Aufgaben der Familie werden genannt die Produktion, die Nutzung der Arbeitskraft, die Aufzucht der Kinder sowie die Tradierung der (materiellen) Kultur (exemplarisch seien genannt Gallay 1995, p. 275ff.; Hafner 1992, p. 66; Hasenfratz und Gross-Klee 1995, p. 228f.; Vogt 1969, p. 170; Winiger 1981, p. 12, 1998, p. 89).

Die Altersstruktur der „archäologischen Familie“ entspricht im wesentlichen der eingefrorenen Momentaufnahme einer drei Generationen umfassenden Stammfamilie: Das Elternpaar ist im besten Arbeits- und Reproduktionsalter, unverheiratete Verwandte der Eltern sind erwachsen, die Kinder noch nicht, verwitwete Grosseltern sind im Greisenalter; nur gelegentlich werden Haushalts- bzw. Familien-Zyklen diskutiert. So etwa bei Müller-Beck (1990), der Fragen von Haushaltsgrössen bzw. deren Gründung oder Aufgabe beim Tod eines Ehepartners oder der Volljährigkeit der Kinder erörtert, oder bei Hafner (1992), der den Versuch unternimmt, Haus- und Familiengrössen im Hinblick auf Haushaltszyklen zu korrelieren.

Die Altersstruktur der „archäologischen Familie“ ist mitbestimmend für die Familiengrösse, die in der Regel mit drei Erwachsenen und zwei Kindern angegeben wird (Hasenfratz und Gross-Klee 1995; Seifert 2007; Stöckli 1990), seltener einmal mit sieben bis acht Personen, d.h. drei Erwachsenen und vier oder fünf Kindern bzw. Jugendlichen (Bossart *et al.* 2006; Vogt 1969). Diese Vorstellungen über die Familiengrössen finden sich weitgehend unabhängig von der untersuchten Epoche vom Neolithikum bis in die Römerzeit, wobei die grösseren Familienverbände tendenziell eher in den jüngeren Epochen bis ins Mittelalter verortet werden.

Die „archäologische Familie“ – ein Abbild der ehemaligen Realität?

Worauf gründen sich nun diese wiederkehrenden Familiengrößen – können sie der ehemaligen Wirklichkeit entsprochen haben? Oder sind sie lediglich Projektionen heutiger Vorstellungen und Normen, wie dies schon für andere Bereiche der Sozialgeschichte ehemaliger Bevölkerungen belegt ist (Fries *et al.* 2007; Röder 2007a, *im Druck*)? Die Gegenüberstellung der am häufigsten genannten, fünf Personen umfassenden „archäologischen Familie“ mit Zahlen aus der Historischen Demographie für die Struktur bäuerlicher Haushalte in Mitteleuropa im Verlauf der letzten 500 Jahre zeigt eine weitgehende Übereinstimmung der Daten: auch dort schwanken die Haushaltsgrößen überwiegend zwischen vier und sieben Personen, wobei in den sechs- oder sieben-Personen-Haushalten regelmässig Gesinde belegt ist (vgl. etwa Eggen und Rupp 2007; Laslett 1972; Pfister 2004). Lässt sich aus dieser Übereinstimmung nun schlüssig folgern, dass die „archäologische Familie“ ein Abbild der ehemaligen Realität darstellt? Um dies beurteilen zu können, sollen einige grundsätzliche, allgemeingültige demographische Überlegungen angestellt werden.

Ausgangspunkt für die Überlegungen sind Stammfamilien, wie sie in der archäologischen Literatur regelmässig postuliert werden. Zwar liegen bislang noch keine gesicherten Erkenntnisse über Familienformen in der Urgeschichte vor, doch soll dieses Vorgehen eine Vergleichbarkeit der Zahlen gewährleisten. Andere Familienformen wären jeweils separat zu diskutieren. Kinder, die perinatal bzw. im Verlauf des ersten Lebensjahres sterben, werden nicht in die Erwägungen einbezogen, da sie durch ihren frühen Tod in der Familie nicht über einen längeren Zeitraum präsent sind und sich damit schwerlich in den archäologischen „Momentaufnahmen“ niederschlagen. Dies sind die Voraussetzungen, die im Folgenden in die Berechnung der *Mindestgrößen* prähistorischer Familien einfließen.

Lässt man kurzfristige Schwankungen der Bevölkerungszahlen durch Kriege, Missernten und Seuchen einerseits sowie z.B. durch Landnahmen andererseits ausser Acht, so lässt sich für die gesamte Geschichte der Menschheit bis ins 20. Jh. nur ein geringes Bevölkerungswachstum mit Verdoppelungsraten nach ungefähr 80 Generationen rekonstruieren (Ammermann *et al.* 1976; Gallant 1990; Kremer 1993; www.census.gov). Speziell für das Neolithikum werden allerdings erhebliche Wachstums- und damit hohe absolute Fruchtbarkeitsraten postuliert (Bocquet-Appel und Bar-Yosef 2008). Anstelle von zwei bis drei

Kindern, die während der Perioden geringeren Bevölkerungswachstums gleichzeitig in einem Haushalt lebten (Conze 1976; Eggen und Rupp 2007), müssen es im Neolithikum, auch in Anbetracht der hohen Kindersterblichkeit, beinahe doppelt so viele Kinder gewesen sein (Bocquet-Appel und Bar-Yosef 2008; Larsen 2006; www.who.int). Die zwei Kinder der „neolithischen Familie“ wären noch nicht einmal ausreichend für eine Reproduktion der ehemals lebenden Bevölkerung (www.who.int). Unter der Voraussetzung einer unveränderlich monogamen Eheform während der gesamten Urgeschichte (was eine weitere bislang unbewiesene Prämisse darstellt) sollten die Stammfamilien des Neolithikums in den „Momentaufnahmen“ der archäologischen Literatur in der Regel also nicht nur fünf, sondern eher sieben oder acht Personen umfassen. Dies bedeutet, dass die Kinderzahlen, die in der archäologischen Fachliteratur für das Neolithikum postuliert werden, mindestens zu verdoppeln sind. Für spätere Epochen mit geringerem Bevölkerungswachstum wären dagegen die Familien mit fünf gleichzeitig lebenden Mitgliedern eher realistisch als für das Neolithikum.

Die aufgrund demographischer Erwägungen anzunehmenden Familiengrößen für bestimmte Epochen der Prähistorie wären somit genau entgegengesetzt zu den in der Literatur dargestellten Verhältnissen: Dort finden sich für das Neolithikum mit seiner postulierten deutlichen Zunahme der Bevölkerung weniger Kinder pro Familie als für die nachfolgenden Epochen von der Bronzezeit bis ins Mittelalter, für die ein geringeres Bevölkerungswachstum anzunehmen ist.

Mit dieser Feststellung schwindet der zunächst gewonnene Eindruck, die in der zitierten archäologischen Literatur angetroffenen Familiengrößen für verschiedene urgeschichtliche Epochen seien an demographischen Grundsätzen orientiert. Vielmehr scheint es sich bei den in der archäologischen Fachliteratur auf Text- und Bildebene dargestellten Verhältnissen (Fries *et al.* 2007; Röder 2004, 2007a, 2007b, *im Druck*), um Projektionen aktueller sozialer Wirklichkeiten zu handeln: Die geringe Kinderzahl entspricht dem Bild der modernen Kleinfamilie, die Aufnahme sozial schwacher biologischer Verwandter wie Waisen und Witwen reflektiert das Ideal vom Zusammenhalt und der sozialen Sicherheit im Familienverband. Dass dies ein Ideal darstellt und in den seltensten Fällen der sozialen Wirklichkeit entspricht, wurde bereits eingangs dargestellt (s.o.; vgl. Gomilshak 1985; Hettlage 1998; Reinhard 2004). Somit handelt es sich bei den Familien in der archäologischen Literatur der Schweiz keineswegs um

Abbilder der ehemaligen Realität, sondern sie können als weiteres Beispiel dafür dienen, dass in Interpretationen ur- und frühgeschichtlicher Befunde regelmässig unreflektierte Vorstellungen aus dem modernen Lebensalltag einfließen.

An dieser Stelle sei jedoch darauf hingewiesen, dass die postulierten und hier dargestellten Familienmodelle ausschliesslich von ArchäologInnen stammen, deren Erwägungen weniger von demographischen Grundsätzen als von Überlegungen zu Haus- und Siedlungsgrössen sowie wirtschaftsarchäologischen Kalkulationen bestimmt sind. Ein in enger Zusammenarbeit mit der Archäologie erarbeiteter spezifisch demographischer Input von Seiten der Anthropologie ist ein schon lange bestehendes Desiderat. Vor dem geschilderten Hintergrund scheint eine Rekonstruktion sozialer Gegebenheiten in prähistorischen Gemeinschaften allein in enger interdisziplinärer Zusammenarbeit zwischen Archäologie, Paläodemographie und Sozialgeschichte lösbar und würde eine wesentliche Bereicherung für alle beteiligten Disziplinen darstellen.

Danksagung

Dieser Beitrag entstand im Rahmen des Projektes „*Neue Grundlagen für sozialgeschichtliche Forschungen in der Prähistorischen Archäologie*“, das vom Schweizerischen Nationalfonds finanziert wird.

Literatur

- Alt K, Röder B 2009. *Das biologische Geschlecht ist nur die halbe Wahrheit. Der steinige Weg zu einer anthropologischen Geschlechterforschung*. In: Rambuscheck U (ed). *Zwischen Diskursanalyse und Isotopenforschung. Methoden der archäologischen Geschlechterforschung*. Bericht der 3. Sitzung der AG Geschlechterforschung auf der 78. Tagung des Nordwestdeutschen Verbandes für Altertumsforschung e.V. in Schleswig 2007. Frauen – Forschung – Archäologie 8. Waxmann. Münster, 85–129.
- Ammerman AJ, Cavalli-Sforza LL, Wagoner DK 1976. *Toward the estimation of population growth in Old World prehistory*. In: Zubrow EB (ed). *Demographic Anthropology*. University of New Mexico Press. Albuquerque, 27–61.
- Bocquet-Appel JP, Bar-Yosef O 2008. *The Neolithic Demographic Transition and its Consequences*. Springer. Amsterdam.
- Bossart J, Koch P, Lawrence A et al. 2006. *Zur Einwohnerzahl von Augusta Raurica*. Jahresberichte aus Augst und Kaiseraugst 27: 67–108.
- Conze W 1976. *Sozialgeschichte der Familie in der Neuzeit Europas*. Klett. Stuttgart.
- Donald M, Hurcombe L 2000. *Representations of gender from prehistory to the present*. Macmillan. London.
- Eggen B, Rupp M 2007. *Kinderreichtum – Eine Ausnahme in der neueren Geschichte?* Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg 3: 6–14.
- Ehmer J 2004. *Bevölkerungsgeschichte und Historische Demographie 1800–2000*. Oldenbourg. München.
- Engelstad E 1991. *Gender and the use of household space: An ethnoarchaeological approach*. In: Grøn O, Engelstad E, Lindblom I (eds). *Social space. Human spatial behaviour in dwellings and settlements*. University Press. Odense, 49–54.
- Etter HF 1990. *Anthropologischer Beitrag zur Entwicklung der Bevölkerung*. In: Schweizer Gesellschaft für Ur- und Frühgeschichte (ed). *Gesellschaft und Bevölkerung*. SGUF. Basel, 121–31.
- Fries JE, Rambuscheck U, Schulte-Dornberg G 2007. *Science oder Fiction? Geschlechterrollen in archäologischen Lebensbildern*. Bericht der 2. Sitzung der AG Geschlechterforschung während des 5. Deutschen Archäologen-Kongresses in Frankfurt (Oder) 2005. Frauen – Forschung – Archäologie 7. Waxmann. Münster.
- Gallant R 1990. *The Peopling of the Planet Earth*. Macmillan. New York.
- Gallay A 1995. *Vorschlag für ein Modell der neolithischen Gesellschaften*. In: Stöckli WE, Niffeler U, Gross-Klee E (eds). *Die Schweiz vom Paläolithikum bis zum frühen Mittelalter. Band 2: Neolithikum*. SGUF. Basel, 275–288.
- Gestrich A, Krause J, Mitterauer M 2003. *Geschichte der Familie*. Kröner. Stuttgart.
- Gomilschak M 1985. *Die Entstehung moderner Gesellschaften und die Transformation nationaler Charaktere. Ein Vergleich am Beispiel der Familienstrukturen in Großbritannien, Deutschland, Italien und Österreich*. Diplomarbeit. Graz.
- Goody J 2002. *Geschichte der Familie*. Beck. München.
- Hafner A 1992. *Latrigen VI-Riedstation. Siedlungsplan und Baugeschichte eines neolithischen Dorfes*. Staatlicher Lehrmittelverlag. Bern.
- Hasenfratz A, Gross-Klee E 1995. *Siedlungswesen und Hausbau*. In: Stöckli WE, Niffeler U, Gross-Klee E (eds). *Die Schweiz vom Paläolithikum bis zum frühen Mittelalter 2: Neolithikum*. SGUF. Basel, 195–229.
- Hettlage R 1998. *Familienreport – Eine Lebensform im Umbruch*. Beck. München.
- Hillmann K 2007. *Wörterbuch der Soziologie*. Kröner. Stuttgart.

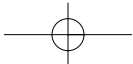
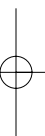
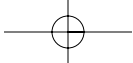
- Imhof AE 1976. *Ländliche Familienstrukturen an einem hessischen Beispiel: Heuchelheim 1690–1900*. In: Conze W (ed). *Sozialgeschichte der Familie in der Neuzeit Europas*. Klett. Stuttgart, 197–230.
- Kremer M 1993. *Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990*. The Quarterly Journal of Economics 108: 681–716.
- Larsen SC 2006. *The Agricultural Revolution as Environmental Catastrophe: Implications for Health and Lifestyle in the Holocene*. Quaternary International 150: 12–20.
- Laslett P 1972. *Introduction: the history of the family*. In: Laslett P, Wall R (eds). *Household and family in past time*. University Press. Cambridge, 1–81.
- Müller-Beck H 1990. *Zur Ökologie, Ökonomie und Demographie des Cortaillod-Dorfes Seeberg, Burgäschisee-Süd, Kt. Bern*. In: Schibler JSJ, Spychert H (eds). *Festschrift für Hans R. Stampfli*. Helbing und Lichtenhahn. Basel, 153–161.
- Owen L 2005. *Distorting the Past. Gender and the Division of Labor in the European Upper Paleolithic*. Kerns. Tübingen.
- Pfister C 2004. *Bevölkerungsgeschichte und Historische Demographie 1500–1800*. Oldenbourg. München.
- Reinhard W 2004. *Lebensformen Europas. Eine historische Kulturanthropologie*. Beck. München.
- Röder B 2004. *Frauen, Kinder und andere Minderheiten. Geschlecht und Alter auf archäologischen Lebensbildern*. Ethnologisch-Archäologische Zeitschrift 46: 507–520.
- Röder B 2007a. *Archäologie: die Vergewisserung über die Anfänge*. In: Karl R, Leskovar J (eds). *Interpretierte Eisenzeiten. Fallstudien, Methoden, Theorie*. Tagungsbeiträge der 2. Linzer Gespräche zur interpretativen Eisenzeitarchäologie. Studien zur Kulturgeschichte von Oberösterreich 19. Oberösterreichisches Landesmuseum. Linz, 41–55.
- Röder B 2007b. *Jäger- und Sammlerinnenlatein*. In: Stöcker M (ed). *Das F-Wort. Feminismus ist sexy*. Helmer. Königstein, 69–81.
- Röder B (im Druck). *Verräterische Idyllen: urgeschichtliche Sozialverhältnisse auf archäologischen Lebensbildern. Tagungsband „Familie – Verwandtschaft – Sozialstrukturen“*. Jahrestagung der Arbeitsgemeinschaft Neolithikum im Rahmen des 6. deutschen Archäologenkongress. Mannheim, 15.–16.5.2008.
- Seifert M 2007. *Die spätbronzezeitlichen Ufersiedlungen von Zug-Sumpf*. Helvetia Archaeologica 38: 68–100.
- Stöckli WE 1990. *Gesellschaft und Bevölkerung in der Steinzeit*. In: Schweizer Gesellschaft für Ur- und Frühgeschichte (ed). *Gesellschaft und Bevölkerung*. SGUF. Basel, 93–106.
- Vogt E 1969. *Siedlungswesen*. In: Schweizer Gesellschaft für Ur- und Frühgeschichte (ed). *Ur- und Frühgeschichtliche Archäologie der Schweiz. Band 2: Die jüngere Steinzeit*. SGUF. Basel, 157–174.
- Winiger J 1981. *Feldmeilen Vorderfeld. Der Übergang von der Pfyn zur Horgener Kultur*. Huber. Frauenfeld.
- Winiger J 1998. *Chamblandes – Chassey – Cortaillod*. In: Winiger J. *Ethnoarchäologische Studien zum Neolithikum Südwesteuropas*. BAR International Series 701. Archaeopress. Oxford, 84–170.

www.census.gov/ipc/www/worldhis.html (24.05.2010)

www.who.int/whosis/en/ (24.05.2010)

Addresses:

Sandra Pichler, Thomas Doppler, Brigitte Röder
Institut für Prähistorische und
Naturwissenschaftliche Archäologie
Universität Basel
Spalenring 145
CH-4055 Basel
Switzerland
E-mails: sandra.pichler@unibas.ch,
thomas.doppler@unibas.ch, brigitte.roeder@unibas.ch



RICHTLINIEN FÜR AUTOREN

Die vorliegenden Autoren-Richtlinien sind als spezifische Ergänzung / Anpassung an die gängigen „Uniform Requirements for Manuscripts Submitted to Biomedical Journals“ (siehe <http://www.icmje.org/icmje.pdf>) gedacht, welche als Grundlage für eine Manuskripteinreichung beim *Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie* gelten.

Allgemeines

Artikel-Kategorien

Folgende Artikel-Kategorien können publiziert werden:

- **Originalarbeiten:** In der Regel max. 30 A4-Seiten (einschliesslich Tabellen, Abbildungen und Literaturverzeichnis).
- **Zusammenfassungen von Abschlussarbeiten / Vorträgen:** In der Regel max. 30 A4-Seiten (einschliesslich Tabellen, Abbildungen und Literaturverzeichnis).
- **Technical Notes:** In der Regel max. 15 A4-Seiten, methodisch ausgerichtet.
- **Buchbesprechungen:** Max. 2 A4-Seiten, nur Text, bibliographische Details.
- **Berichte:** Max. 5 A4-Seiten, nur Text.
- **Mitteilungen:** Max. 1 A4-Seite, Hinweise auf Veranstaltungen usw.
- **Reviews / Diskussionsforum:** Generell nur auf Einladung des Redaktionskomitees, ungefragte Einsendungen können jedoch evtl. berücksichtigt werden.

Sprache

Die Manuskripte können in deutscher, französischer, italienischer oder englischer Sprache abgefasst sein.

Manuskriptabfassung (Originalarbeiten)

Gestaltung

Für das ganze Manuskript (inkl. Titel, Abbildungslegenden, Tabellen etc.) gilt:

- Schrift „Times New Roman“, Schriftgrösse 12, doppelter Zeilenabstand. Seitenränder allseitig 2.5 cm. Fortlaufende Seitennummerierung (beginnend mit Titelseite). Keine Worttrennungen. **Keine Formatierungen** (wie z.B. Tabulator, Textboxen, Blocksatz etc.), ausser lateinische Wörter resp. Speziesnamen *kursiv*.
- Keine Fussnoten, kein Inhaltsverzeichnis.

Aufbau

Hauptabschnitte, jeweils auf eigener Seite beginnend:

- **Titelseite:** Titel der Arbeit in Textsprache und in Englisch. Zusätzlich Kurztitel (max. 40 Zeichen) für Kopfzeile. Name und vollständige Anschrift des korrespondierenden Autors sowie Name, Institution und Ort weiterer Autoren. Angabe von allfälligen finanziellen Abhängigkeiten.
- **Zusammenfassung:** In der Textsprache und in Englisch mit jeweils max. 5 Schlüsselwörtern. Vollständige Sätze, Darstellung der wesentlichen Aspekte der Arbeit, max. 250 Wörter.
- **Text:** Überschrift 1: Fett markiert und zentriert.
Überschrift 2: Fett markiert und links ausgerichtet.
Überschrift 3: Normal markiert und links ausgerichtet.
- **Literaturverzeichnis.**
- **Abbildungsnachweis.**
- **Anschrift:** Name, Institution, Adresse, Land, Telefon, Fax, E-Mail. Korrespondierender Autor an erster Stelle, dann Autorenliste in alphabetischer Reihenfolge.
- **Liste der Tabellen- / Abbildungslegenden:** Nicht in den Text einfügen, sondern durchnummeriert als separate Liste in untenstehender Art hinten anfügen:
Abbildungslegenden: Abb. X: iii.
Tabellenlegenden: Tab. X: iii.

Abbildungen und Tabellen

- Abbildungen sollen möglichst als Original in Form von Dias, Schwarzweiss-Fotos oder Strichzeichnungen vorliegen. Für die Beschriftung gilt: Abbildungsnummer und Orientierung des Bildes auf dem Diarahmen resp. auf der Fotorückseite vermerken.
- Eingescannte Abbildungen: Scannen in Originalgrösse bei einer Minimalauflösung von 800 dpi im TIFF-Format (Schwarzweiss-Datei).
- Eingescannte Dias oder Negative müssen in einer Auflösung von 2400 dpi im TIFF-Format vorliegen.
- Digitalfotos müssen in höchstmöglicher Auflösung vorliegen (mindestens „fine“ oder „high“).
- Abbildungen, Diagramme, Zeichnungen und Tabellen sind mit den fortlaufenden Abbildungs- bzw. Tabellennummern zu kennzeichnen und mit einer kurzen Legende zu versehen. Alle Abbildungen und Tabellen erscheinen als fortlaufend nummerierte Hinweise im Text, z.B. (Abb. 1) bzw. (Tab. 1).
- Die Redaktion geht davon aus, dass der Autor / die Autoren im Besitz der Abdruckrechte der Abbildungen für die vorgesehenen Zwecke sind.

Bibliographie

Persönliche Mitteilungen (Meier *persönl. Mitteilung*) oder eingereichte und nicht akzeptierte Arbeiten (Meier *submitted*) sollten im Text nicht zitiert werden. Der Autor / die Autoren sind für die Richtigkeit der Bibliographiezitate verantwortlich.

- **Zitierweise im Text:**

Ein Autor: (Schultz 1992), (Schultz 1992; Maier 1978a, 1978b).

Falls Seitenzahlen angegeben werden sollen:

Eine Seite: (Schultz 1992, p 13; Maier 1978; p 245).

Zwei Seiten: (Schultz 1992, p 13f.).

Mehr als zwei Seiten: (Schultz 1992, p13ff.).

Zwei Autoren: (Acsádi und Nemeskéri 1970).

Drei und mehr Autoren: (Herrmann *et al.* 1990).

- **Zitierweise im zusammenhängenden Text:**

Ein Autor: Schultz (1992, p 4), Schultz (1992, p 13f.) oder Schultz (1992, p 13ff.) weist auf...

Zwei Autoren: Müller und Maier (1979) weisen...

Drei und mehr Autoren: Herrmann *et al.* (1990, p 35) weisen...

- **Zitierweise im Literaturverzeichnis:**

Das Literaturverzeichnis am Ende des Textes soll alphabetisch (und innerhalb des Autors chronologisch absteigend) geordnet sein. Arbeiten in press (Meier *in press*) sind mit vollständigen Angaben (inkl. Journal) im Literaturverzeichnis aufzuführen.

Artikel in Zeitschriften:

Die Namen der Zeitschriften sind auszuschreiben.

Ein Autor: Bach H 1965. Zur Berechnung der Körperhöhe aus den langen Gliedmassenknochen weiblicher Skelette. *Anthropologischer Anzeiger* 29: 12-21.

Mehr als drei Autoren: Maier A, Müller HP, Schmidt C *et al.* 2000....

Falls mehrere Artikel vom gleichen Autor im selben Jahr erscheinen sind: mit a, b usw. bezeichnen (z.B. Meier 1999a, Meier 1999b).

Falls Jahrgang und Druckjahr unterschiedlich sind: Müller H 1906 (1907). Xyz...

Arbeiten in Büchern:

Arnold K 1986. Die Einstellung zum Kind im Mittelalter. In: Herrmann B (ed.). *Mensch und Umwelt im Mittelalter*. Springer. Stuttgart, 53-64.

Bücher:

Herrmann B, Grupe G, Hummel S, Piepenbrink H, Schutkowski H 1990. *Prähistorische Anthropologie. Leitfaden der Feld- und Labormethoden*. Springer. Berlin, Heidelberg, New York.

Hinweise auf Internetseiten:

Sind mit dem letzten Zugriffsdatum zu versehen: www.beispiel.de (14. 3. 2005).

Weitere Hinweise

- Kommende Veranstaltungen, auf welche im Bulletin hingewiesen werden sollen, bitte frühzeitig der Redaktion melden!
- Die Gesamtdauer des initialen externen Review-Prozesses ist auf maximal einen Monat veranschlagt.
- Der korrespondierende Autor erhält ein elektronisches „Gut zum Druck“.
- Grundsätzlich wird nur schwarzweiss gedruckt. Bei Übernahme der Kosten durch den Autor / die Autoren können einzelne Seiten farbig gedruckt werden.
- Die Autoren erhalten eine pdf-Version und pro Autor ein gedrucktes Freiexemplar (weitere gedruckte Exemplare nach Rücksprache mit der Redaktion). Eingesandtes Material (Text, Originalabbildungen) verbleibt im Besitz der Redaktion, kann auf ausdrücklichen Wunsch der Autoren jedoch zurückgeschickt werden.

Manuskripteinreichung

Form der Abgabe

Elektronische Version (bevorzugt Windows XP® / Word XP®, ganzes Manuskript als pdf-Dokument) via E-Mail und gleichzeitig Textdokument auf CD-Rom auf dem Postweg an Redaktionsadresse. Schreibmaschinenmanuskripte nur nach vorheriger Absprache mit der Redaktion. Text sowie die einzelnen Abbildungen als jeweils separate files.

Redaktionsadresse

Christine Cooper
Nording 53
CH-3013 Bern
Switzerland

E-mail: munkel@swissonline.ch

INSTRUCTIONS TO AUTHORS

These guidelines are intended as specific supplement / adaptation to the “Uniform Requirements for Manuscripts Submitted to Biomedical Journals” (see <http://www.icmje.org/icmje.pdf>) which apply to manuscripts submitted to the *Bulletin der Schweizerischen Gesellschaft für Anthropologie*.

General information

Article categories

Articles of the following categories can be published:

- **Original articles:** Generally no more than 30 A4-pages (including tables, illustrations and reference list).
- **Summaries of theses / presentations:** Generally no more than 30 A4-pages (including tables, illustrations and reference list).
- **Technical notes:** Max. 15 A4-pages, focused on methodological aspects.
- **Book reviews:** Max. 2 A4-pages, only text, bibliographical details.
- **Reports:** Max. 5 A4-pages, only text.
- **Communications:** Max. 1 A4-page, information on events etc.
- **Reviews / Discussion forum:** Generally only at the invitation of the editors; unasked contributions may be accepted under certain circumstances.

Language

The manuscripts can be written in German, French, Italian or English.

Composition of manuscripts (original articles)

Design

The following rules apply to the entire manuscript (including titles, illustration legends, tables etc.):

- Font “Times New Roman” size 12. Double-spaced. Margins 2,5 cm on all sides. Consecutive page numbering starting on the title page. No word divisions. **No formatting** (like tabulators, text boxes etc.) except Latin words respectively species names *italic*.
- No footnotes, no table of contents.

Structure

Main sections, each beginning on a separate page:

- **Title page:** Title in text language and in English. Give an additional short title (max. 40 characters). Complete name and address of corresponding author. Names, institutions, and places of further authors. Declaration of any financial dependencies.
- **Abstract:** In the language of the text and in English with max. 5 key words each. Complete sentences, summary of the work's essential aspects, max. 250 words.
- **Text:** Title 1: Bold, centered.
Title 2: Bold, aligned left.
Title 3: Normal, aligned left.
- **Reference list.**
- **Proof of illustrations.**
- **Address:** Name, institution, address, country, telephone, fax, e-mail. Corresponding author first, followed by other authors in alphabetical order.
- **List of table and illustration legends:** Not to be inserted in the text, instead separate list of consecutively numbered legends at the end of the document in the following style:
Illustration legends: Fig. X: iii.
Table legends: Tab. X: iii.

Illustrations and tables

- Illustrations should be supplied as original black-and-white photographs, slides, or line drawings. Number and orientation of the figure are to be noted on the back of the photograph or on the slide frame.
- Scanned images: Scan in original size with a minimal resolution of 800 dpi in TIFF-format (black-and-white file).
- Scanned slides or negatives must have a resolution of 2400 dpi in TIFF-format.
- Digital photos in the highest resolution possible (at least „fine“ or „high“).
- Illustrations, diagrams, drawings and tables are to be marked with the consecutive figure / table number and a short legend. All illustrations and tables appear as consecutively numbered notes in the text, e.g. (Fig. 1) or (Tab. 1).
- The editors assume that the authors are in possession of the printing rights for all illustrations for the designated purpose.

Reference style

Personal communications (Meier *pers. comm.*) or submitted and not accepted work (Meier *submitted*) should not be quoted in the text. The authors are responsible for the accuracy of all references.

- **In the text:**

One author: (Schultz 1992), (Schultz 1992; Meier 1978a, 1978b).

When pages are mentioned:

One page: (Schultz 1992, p 13; Meier 1978, p 245).

Two pages: (Schultz 1992, p 13f.).

More than two pages: (Schultz 1992, p 13ff.).

Two authors: (Acsádi and Nemeskéri 1970).

Three and more authors: (Herrmann *et al.* 1990).

- **In the running text:**

One author: Schultz (1992, p 4) mentions...

Two authors: Müller and Meier (1979) mention...

Three or more authors: Herrmann *et al.* (1990, p 35ff.) mention...

- **In the reference list:**

The reference list should be in alphabetical order (and within one author in descending chronological order). Work in press (Meier *in press*) is to be listed with complete specifications (including journal).

Articles in journals:

The journals' names must be spelled out.

One author: Bach H 1965. Zur Berechnung der Körperhöhe aus den langen Gliedmassenknöchel weiblicher Skelette. *Anthropologischer Anzeiger* 29: 12-21.

More than three authors: Meier A, Müller HP, Schmidt C *et al.* 2000....

In case several articles by the same author were published in one year, indicate this with a, b etc.: (Meier1999a, Meier 1999b).

When year and year of printing are different: Müller H 1906 (1907). Xyz....

Contributions in books:

Arnold K 1986. Die Einstellung zum Kind im Mittelalter. In: Herrmann B (ed.). *Mensch und Umwelt im Mittelalter*. Springer. Stuttgart, 53-64.

Books:

Herrmann B, Grupe G, Hummel S, Piepenbrink H, Schutkowski H 1990. *Prähistorische Anthropologie. Leitfaden der Feld- und Labormethoden*. Springer. Berlin, Heidelberg, New York.

Internet sites:

Must be listed with the last date of access: www.example.de (14. 3. 2005).

Further information

- Future events that should be mentioned in the bulletin need to be communicated to the editors as early as possible!
- The entire duration of the initial review process is maximally one month.
- The corresponding author will receive an electronic proof for checking.
- Generally, printing is in black-and-white. It is possible to print single pages in color at the author's expense.
- The authors will receive a pdf-version and a free reprint each (further reprints can be obtained in agreement with the editors). Submitted material will not be returned to the author, unless specifically requested.

Submission of manuscript

Form of submission

Electronic version (preferably Windows XP® / Word XP®, entire manuscript as pdf-file) by e-mail and at the same time text document on CD-Rom by mail to the editorial address. Typewritten manuscripts only after arrangement with the editors. Text and illustrations as separate files.

Editorial address

Christine Cooper
Nordring 53
CH-3013 Bern
Switzerland

E-mail: munkel@swissonline.ch