

Was geht? – Über die Lebenserwartung in der Merowingerzeit im diachronen Vergleich und einen Vorschlag zum soliden Umgang mit schwierigen Zahlen

Frank Siegmund

Zusammenfassung – Auf Basis einer hier zusammengetragenen Sammlung von 66 publizierten merowingerzeitlichen Gräberfeldpopulationen aus Mitteleuropa, die archäoanthropologisch bearbeitet sind, kann die epochenübliche mittlere biologische Lebenserwartung derjenigen, die das Erwachsenenalter erreicht haben („ e_{20} “), auf 22,4 Jahre bestimmt werden, oder – ab Geburt gerechnet („ a_{20} “) – auf 42,4 Jahre. Die mittlere Lebenserwartung im frühen Mittelalter ist damit circa 4 Jahre höher als im Frühneolithikum und in der Frühbronzezeit dieses Raumes, weitgehend identisch zu jener in der (Spät-) Antike und 2 Jahre geringer als im anschließenden Hochmittelalter. Vor dem Hintergrund der selbstkritischen anthropologischen Fachdiskussion seit den 1970er-Jahren über die Verlässlichkeit der biologischen Altersbestimmungen nach der Komplexen Methode und einem hier dargelegten Vergleich mit Modellsterbetafeln müssen die genannten Zahlen als Mindestwerte verstanden werden. Das tatsächlich erreichte mittlere kalendarische Lebensalter lag, wie hier begründet wird, um ca. 5 Jahre höher – was auch für die genannten Vergleichsserien gilt. Danach lag der Lebensstandard im frühen Mittelalter, hier gemessen an der mittleren Lebenserwartung, in etwa auf dem Niveau der Kaiserzeit im römischen Reich.

Die hier vorgeschlagene Vorgehensweise berücksichtigt die Probleme und Unsicherheiten der archäoanthropologischen Altersbestimmungen, verzichtet wegen des unlösbaren Problems fehlender Kinder auf die Kennzahl e_0 (Lebenserwartung bei Geburt) und zeigt auf, wie mit einer angemessenen Vorgehensweise („Protokoll“) Unterschiede zwischen Populationen oder solche zu einer Referenzserie auf statistische Signifikanz geprüft werden können. Daten und wesentliche Teile des R-Codes sind dem Aufsatz als Erg. Mat. beigegeben, damit sie von Interessierten für eigenes Weiterarbeiten genutzt werden können.

Schlüsselwörter – Archäologie; Anthropologie; Frühmittelalter; Lebenserwartung; Sterbetafel; Referenzserie; Protokoll; Signifikanztest; Kalibration; Buikstra Index

Title – What's possible? – A diachronic comparison of mean life expectancy in the Merovingian period and a proposal for dealing with difficult figures in a sound manner

Abstract – Based on a collection of 66 published Merovingian burial ground populations from Central Europe compiled here, which have been archaeoanthropologically analysed, the average biological life expectancy typical of the period for those who reached adulthood („ e_{20} “) can be determined to be can be determined as 22.4 years, or – calculated from birth („ a_{20} “) – as 42.4 years. The average life expectancy in the early Middle Ages is thus approximately 4 years higher than in the early Neolithic and early Bronze Age in this region, largely identical to that in (late) antiquity and 2 years lower than in the subsequent High Middle Ages. Against the backdrop of the self-critical anthropological debate since the 1970s on the reliability of biological age determination using the 'complex method' and a comparison with model life tables presented here, the figures quoted must be understood as minimum values. As reasoned here, the actual average calendar age reached was approximately 5 years higher – which also applies to the comparative series mentioned. According to this, the standard of living in the Early Middle Ages in Central Europe, measured here in terms of average life expectancy, was roughly on a par with that of the Roman Empire.

The approach proposed here takes into account the problems and uncertainties of anthropological age determination, dispenses with the e_0 indicator (life expectancy at birth) due to the unsolvable problem of missing children, and shows how differences between populations or between populations and a reference series can be tested for statistical significance using an appropriate procedure ('protocol'). Data and essential parts of the R code are included in the essay as supplementary material so that the results can be reused for future work.

Key words – archaeology; physical anthropology; early medieval era; life expectancy; life table; reference series; protocol; significance test; calibration; Buikstra index

Einleitung

Der folgende Aufsatz geht auf mein Erkenntnisinteresse als Merowingerzeitarchäologe zurück, anthropologische Informationen über die Physis der Bestatteten mit archäologischen Informationen über deren Bestattungsweise und Beigabenausstattung zusammenbringen zu können. Dabei fokussiere ich bei der Physis der Menschen bevorzugt auf Indikatoren des Lebensstandards wie z.B. Körperhöhe, BMI und Lebensalter,¹ weil diese an sehr vielen Skeletten einer Population

erhoben werden können, während z.B. Abnutzungen, Mangelerscheinungen, diverse laboranthropologische Daten und vor allem am Knochen fassbare Krankheiten die Eigenschaft haben, zwischen verschiedenen Bearbeitern meist weniger vergleichbar befundet zu sein; vor allem aber sind sie seltener, was insgesamt die angestrebten Möglichkeiten des systematischen Zusammenführens von archäologischen und anthropologischen Fakten statistisch erheblich einschränkt. Das hier untersuchte erreichte Lebensalter eines Individuums und die mittlere Lebenserwartung

eines Kollektivs gehören – auch in der modernen Welt² – zu den grundlegenden Parametern des Lebensstandards, deren Kenntnis für die weitere historische Interpretation von Gräberfeldern und sozialen Gruppen wesentlich ist. Nicht zuletzt ist es für tiefere Einblicke in die Sozialstruktur einer Gruppe wesentlich, ob bestimmte Beigaben und Beigabenensembles oder Bestattungssitten mit spezifischen Lebensaltern verknüpft sind.

Der Abschnitt „Einleitung“ in diesem Aufsatz fällt ungewöhnlich lang aus. Grund dafür ist die Tatsache, dass die Mehrheit der anthropologischen Berichte zu archäologischen Gräberfeldpublikationen dazu neigt, einen Kanon von Fakten eher knapp und auch vereinfachend darzulegen und die hinter ihnen stehende intensive, komplexe und z.T. auch kontroverse inneranthropologische Fachdiskussion auszuklammern oder nur anzudeuten. Daher möchte ich zunächst in mein eigenes Fach – die Archäologie – hinein den anthropologischen Forschungsstand umreißen und Sicheres von weniger Sicherem differenzieren. Fachanthropologen können diesen Teil des Aufsatzes ohne Verluste überlesen, da er lediglich ihnen Bekanntes referiert, und beim Kapitel „Material und Methoden“ einsteigen, das u.a. einen Lösungsansatz für bestehende Probleme vorschlägt, der dann unter „Ergebnisse“ umgesetzt und in historische Erkenntnisse überführt wird.

Das Thema Sterbealter bzw. Lebenserwartung erweist sich bei näherem Blick als unerwartet schwierig. Doch bevor der Blick auf die Problemfelder gerichtet wird, sollen die Stärken des aktuellen Standes betont werden: Merowingerzeitliche Reihengräberfelder sind ob ihrer vergleichsweise guten Erhaltung und der Beigabensitte eine auffallende und auch häufig ergrabene Fundgattung; in Kreisen der Experten wird eher die kaum bewältigbare Quellenfülle thematisiert denn von einem Quellenmangel gesprochen (z.B. KOCH, 2016). Mit der schrittweisen fachlichen Etablierung von modernen Publikationsstandards, beginnend in den 1920er-Jahren und verstärkt seit den 1960er-Jahren, hat es sich eingebürgert, neben den archäologischen Befunden und Funden auch die Menschenreste fachgerecht untersuchen zu lassen und die anthropologischen Ergebnisse mitzupublizieren. Alle Faktoren zusammengenommen führen dazu, dass innerhalb der Ur- und Frühgeschichte Mitteleuropas die Merowingerzeit jene Epoche ist, für die mit Abstand die meisten anthropologisch untersuchten Serien zur Verfügung stehen. Daher eignet sich die Merowingerzeit in besonderem Maße auch für methodische Studien zum Thema Lebenserwartung und als Ankerpunkt für diachrone Vergleiche.

Die physische/biologische Anthropologie bietet in Kontinentaleuropa bei der Aufgabe Sterbealterbestimmung (grundlegend: NEMESKÉRI, HARÁNY & ACSÁDI, 1960; kanonisierend: ACSÁDI & NEMESKÉRI, 1970) wie auch anderen grundlegenden Befundungen ein ungemein hohes Maß an Standardisierung und Datenkonsistenz! Was immer man bei der individuellen Bearbeitung einer Skelettserie zusätzlich noch untersuchen und ausloten möchte – grundlegende Standards, auf die sich das Kollektiv des Faches geeinigt hat, sind zu erfüllen. Das Vermessen der Knochen sowie die Geschlechts- und Altersbestimmungen folgen einem klaren Protokoll, das in Kontinentaleuropa international erarbeitet wurde und auf das sich die Gemeinschaft der Anthropologen geeinigt und festgelegt hat. Das von Rudolf Martin begründete Lehrbuch (MARTIN, 1914; 1928; MARTIN & SALLER, 1957; KNUSSMANN, 1988) definiert bis heute die Messstrecken am Schädel und an den Langknochen. Grundlegend für die Geschlechtsbestimmung sind die bei Ferembach u.a. 1979 (deutsch; englisch: 1980) formulierten „Empfehlungen“. Für Nicht-Erwachsene werden gelegentlich ergänzend hinzugezogen Phenice (1969), Sjøvold (1988) und Bass (1995). Als grundlegend für die Altersbestimmung gilt die von Györgi Acsády und János Nemeskéri entwickelte sog. Komplexe Methode (NEMESKÉRI, HARSÁYI & ACSÁDI, 1960; ACSÁDI & NEMESKÉRI, 1970, 122-135), die wiederum aktualisiert und von der Gemeinschaft der Anthropologinnen und Anthropologen in den Empfehlungen festgelegt wurde (FEREMBACH U.A., 1979/1980).³ Für Nicht-Erwachsene werden ergänzend hinzugezogen insbes. Fazekas & Kosa (1978), Brothwell (1981), Ubelacker (1989), Scheuer & Black (2002) und Schmitt et al. (2002). Diese Empfehlungen wurden gelegentlich aktualisiert (RÖSING U.A., 2005/2007) und gehen in Lehrbücher ein (z.B. HERRMANN U.A., 1990; GRUPE U.A., 2012).⁴ Damit folgen die zu archäologischen Serien vorliegenden anthropologischen Altersbestimmungen in Kontinentaleuropa spätestens seit um 1970 einem von der Fachgemeinschaft immer wieder abgesicherten Protokoll, das aus heutiger Sicht zu einem großen und über 55 Jahre hinweg in sich konsistenten Informationsschatz führt.

Doch unmittelbar auf die Entwicklung und gemeinsame Verabschiedung dieser Standards, die bei der Bearbeitung von archäologischen Skelettserien weiterhin und bis heute treu angewendet werden, folgt die Grundlagenkritik an ihnen (z.B. BOCQUET-APPEL & MASSET, 1977; 1982; LANGENSCHIEDT, 1985; JACKES, 1992; KEMKES-GROTTENTHALER, 1993; 2002; JUNGKLAUS, 2025). Die beiden Kern-

punkte der Kritik sind die Kindersterblichkeit und die Richtigkeit der Altersbestimmung bei Erwachsenen.

Baustelle Kindersterblichkeit

Viel Diskussionsstoff bietet die geringe Kindersterblichkeit bei vielen (nicht allen) archäologischen Serien. Auf den merowingerzeitlichen Gräberfeldern liegt sie bei etwa 29,2 % (CASELITZ, 2021, 32 Tab. 5a; LOHRKE, 2004: 21,7 %). Dem stehen gewohnheitsmäßig vorgetragene Thesen insbes. von Anthropologen gegenüber, die von einer Kindersterblichkeit in prähistorischen Populationen von in der Regel um 45 % oder gar 60 % ausgehen (ACSÁDI & NEMESKÉRI, 1970, insbes. 235; LANGENSCHIEDT, 1985, 80-83). Daher hat sich der Begriff „Kleinkinderdefizit“ oder auch „Kleinstkinderdefizit“⁵ eingebürgert (z.B. RÖSING, 1975, 30 ff.) und die Praxis, z.B. mit Blick auf UN-Modellsterbetafeln, die fehlenden Kinder hochzurechnen und zu ergänzen, mit entsprechenden Auswirkungen auf e_0 , die Lebenserwartung zum Zeitpunkt der Geburt.⁶ Stimmen wie die von Alfred Czarnetzki (CZARNETZKI U.A., 1982, insbes. 10; CZARNETZKI, 1987, 201), die diese Praxis mit Hinweis auf die in der Merowingerzeit vermutlich tatsächlich deutlich geringere Kindersterblichkeit zurückgewiesen haben (sehr geringe Bevölkerungsdichte; keine Städte; wesentlich bessere hygienische Bedingungen als bei den städtischen Bevölkerungen im Mittelalter, usw.), kommen immer wieder auf (KÖLBL, 2004; MEIER, 2011), haben sich jedoch in der Forschung nicht breit durchgesetzt.

In Konsequenz hat sich beim Ergänzen der vermeintlich oder tatsächlich fehlenden Kinder bislang kein Standard eingebürgert (vgl. LANGNER, 1998, insbes. 320 Tab. 7): Nach Acsádi & Nemeskéri (1970, 244) sollte die übliche Relation von Kindern (0-14 J.) zu Nicht-Kindern (15 J. ff.) bei etwa 40 : 60 % liegen (genauer: 40,2 % Kinder zu 59,8 % Erwachsene). Vor der Berechnung von Sterbetafeln werden daher die Zahlen für Infans I und II entsprechend der Zahl der Nicht-Kindern (15 Jahre ff.) hochrechnet und aufgefüllt. Statt dieser eher arbiträren und wiederum fachlich kritisierten Lösung (insbes. KÖLBL, 2004) orientieren sich andere Anthropologen an den UN-Modellsterbetafeln und ergänzen nur Kleinstkinder der Altersklasse 0 bis 1 Jahr. Allerdings werden dazu unterschiedliche Modelle der UN-Sterbetafeln zu Grunde gelegt. So nutzt z.B. Rösing (1975, 38-41) das Modell UN 32 (ca. 25 % Kinder 0-1 Jahre, 13 % Kinder 1-4 Jahre, 2 % Kinder 5-9 Jahre), Langenscheidt

(1985, 86) und Caselitz (2021, 35-37) das Modell UN 36 (ca. 29 % Kinder 0-1 Jahre, 16 % Kinder 1-4 Jahre, 4 % Kinder 5-9 Jahre) – wobei die Güte der Anpassung an die unterschiedlichen Ebenen der UN Modelle bei den genannten Autoren offenbar nach Augenschein erfolgt, ohne statistischen Test. Andere Anthropologen orientieren sich an dem nachfolgend noch zu schildernden Ansatz von Bocquet-Appel & Masset (1977) und ergänzen 0- bis 1-Jährige nach deren Regressionsformel (so z.B. LANGENSCHIEDT, 1985, 53 f. u. 80-86; HERMANN U.A., 1990, 307 f.). Ein breiter Konsens im Umgang mit dem Thema Kindersterblichkeit, der zu einem standardisierten Umgang mit den vorliegenden Rohdaten führt, gibt es derzeit nicht – weshalb den resultierenden Angaben von e_0 kein gemeinsamer Standard zu Grunde liegt, die Zahlen somit nicht vergleichbar sind.

Eine inzwischen breit, aber nicht flächendeckend etablierte Praxis ist es daher, für übergreifende und demografische Studien auf die genaue Kenntnis des Anteils verstorbener Kleinkinder zu verzichten, d.h. ohne die Altersklasse infans I resp. 0-5 Jahre zu argumentieren.

Baustelle Altersbestimmung Erwachsener

Das zweite wichtige Diskussionsfeld sind die Altersbestimmungen für Erwachsene – und dort wiederum vor allem für Mature und Senile. Wie Kritiker nachgewiesen haben (z.B. LANGENSCHIEDT, 1985; JACKES, 1992; KEMKES-GROTTENTHALER, 1993; 2002), weisen die oft mit engen Altersspannen kommunizierten Ergebnisse große Fehlerbereiche auf und sind stark von den zugrundeliegenden Referenzserien abhängig, d.h. durch diese verzerrt. So zeigt Franziska Langenscheidt (1985, 97 ff., Tab. 6.1) anhand der altersbekannten Referenzserie von Coimbra (Portugal) auf, dass bei einer Altersbestimmung nach der Komplexen Methode viele erwachsene Individuen als älter bestimmt werden als sie es tatsächlich sind, weil die seinerzeit von Nemeskéri, Harány & Acsádi (1960) herangezogene Referenzserie vorwiegend ältere Individuen umfasst habe. Hinsichtlich dieser vermuteten Verzerrungen bei der Altersbestimmung nehmen sich die europäische und die US-amerikanische Tradition trotz unterschiedlicher Befundungsstandards wenig, beide Schulen gewinnen Daten mit hohen und ähnlich hohen Fehlerbereichen (KEMKES-GROTTENTHALER, 1993; 2002; WITTEW-BACKOFEN ET AL., 2008; vgl. MEYER ET AL., 2021). Eine Konsequenz davon ist, dass z.B. die Arbeitsgruppe an der Anthropologischen

Staatssammlung München, die viele merowingerzeitliche Serien bearbeitet und archiviert, in Betonung der Bestimmungsunsicherheiten die erwachsenen Individuen lediglich als adult, matur und senil einordnet, d.h. in 20-Jahres-Klassen, womit wertvolle Auswertungsmöglichkeiten entfallen. Eine alternative Lösung wird in der US-amerikanischen Anthropologie oft befolgt, nämlich das Arbeiten mit der Altersklasse „30+“, d.h. den Verzicht auf jegliche Altersbestimmungen an Erwachsenen jenseits der Frühadulthood.

Das „Rostock Manifest“ und der von Robert D. Hoppa und James W. Vaupel (2002) herausgegebene Tagungsband fasst die Unzufriedenheit der Fachgemeinschaft mit dem Ist-Zustand der Altersbestimmungen zusammen und sieht erhebliches Verbesserungspotenzial vor allem in einer angemesseneren Dokumentation der Beobachtungen und besseren statistischen Auswertung der Rohdaten. Auch wenn an dieser Aufgabe gearbeitet wird und sich erste Lösungswege abzeichnen (z.B. KONIGSBERG & FRANKENBERG, 1992, 2002; KONIGSBERG ET AL., 2008; PAINE & BOLDSSEN, 2009; BOLDSSEN, MILNER & OUSLEY, 2021; NAVEGA ET AL., 2022) – der Weg zu einer breiten Akzeptanz neuer Methoden und vor allem ihrer Umsetzung in die alltägliche Praxis ist noch weit.

Die Kluft zwischen Fachdiskussion und Alltagspraxis der archäologieorientierten Anthropologie fällt auf. Denn obwohl die innerfachliche Kritik insbes. an den Altersbestimmungen seit den 1980er-Jahren bekannt ist, schlägt sich dies bei den Dienstleistern für die Bearbeitung archäologischer Serien kaum nieder – was wohl auch mit dem Kunden/Auftraggeber „Archäologie“ zusammenhängt, der in der Regel vor allem „Alter und Geschlecht“ beim Spezialisten beauftragt. Die Masse der heute verfügbaren und weiterhin neu erarbeiteten Daten folgt (wie beschrieben) der „Komplexen Methode“ und den o.g. „Empfehlungen“ (1979; 1980) – was immerhin ein hohes Maß an Standardisierung verspricht. Kritische Kontrolluntersuchungen zeigen, dass auf dieser Basis vorgenommene Altersbestimmungen ein hohes Maß an Übereinstimmung zwischen verschiedenen Bearbeitern aufweisen (Std.abw. ca. 7 Jahre nach WITTWER-BACKOFEN U.A., 2008, 393 Tab. 6), wobei jedoch die Streubreite bei Individuen ab Alter 40 Jahre zunimmt.

Insgesamt gesehen sind aus fachlich anthropologischer Sicht die beliebten Sterbetafeln und Begriffe wie Lebenserwartung bei der Geburt oder mittlere Lebenserwartung etc. vielleicht nicht obsolet, aber mit einer beachtlichen Fülle an Fragen und Unsicherheiten verbunden. Eine rundum be-

friedigende Lösung ist bis heute nicht gefunden, die innerfachliche Debatte weiterhin offen (umfassendes Referat z.B. bei JACKES, 1992; BOLDSSEN, MILNER & OUSLEY, 2021). Moderne Statistik scheint die Möglichkeit einer exakteren Altersschätzung zu bieten, Voraussetzung ist allerdings das Zurückgehen auf die einzelnen Merkmale/Merkmalzustände der Individuen, die in der Regel nicht publiziert werden. Daher bleibt aus archäologischer Sicht neben der Hoffnung auf Neues bis auf Weiteres nur, in Kenntnis der Probleme mit dem vorhandenen, großen und stark standardisierten Fundus an Informationen kreativ zu arbeiten und zu versuchen, die bekannten Schwächen der Daten zu umgehen.

Lösungsansatz Masset & Bocquet-Appel (1977) und verwandte Indizes

Einen Ausweg, der bis heute in vielen Varianten diskutiert und verfolgt wird, boten Jean-Pierre Bocquet-Appel und Claude Masset (1977). Ihre Vorgehensweise ist stark von der Wirklichkeit archäologischer Skelettserien geprägt: An den archäologischen Skelettserien falle in Relation zu demografischen Erwartungen eine zu geringe Kindersterblichkeit auf – also klammern Bocquet-Appel & Masset für Grundlegendes die Kinder bis 5 Jahre aus der Betrachtung aus. Zudem habe sich anthropologisch die genaue Altersbestimmung bei Erwachsenen als problematisch erwiesen, andererseits sei die Bestimmung eines Skeletts als „erwachsen“ fachlich mit sehr hoher Gewissheit möglich – auch an nur mäßig oder schlecht erhaltenem Knochenmaterial. Auf Basis einer Studie von 40 Skelettserien vorwiegend aus dem 17.-18. Jahrhundert⁷ schlagen sie zwei Lösungsansätze vor.

Zunächst einen „Test“ auf die Repräsentanz einer Serie. Das Verhältnis der Anzahl der 5- bis 9-Jährigen („bis“ stets als einschließlich gedacht) und 10- bis 14-Jährigen müsse größer gleich 2 sein.

$$D_{5-9}/D_{10-14} \geq 2$$

Weil ältere Kinder (D_{10-14}) selten sterben, können sie als Ausgangspunkt für diese Prüfung dienen, ob eine hinreichende, glaubwürdige Zahl an jüngeren Kindern in der Serie vorhanden sei.

Im Vorgriff auf weiter unter noch darzulegende Ergebnisse sei hier festgestellt: In 18 von 31 (58 %) der hier zusammengetragenen Merowingerzeitserien mit einer Alterseinteilung in 5-Jahres-Klassen ist der (Kinder-) Index nicht

größer als 2,0, erfüllt also die gen. Mindestforderung nicht. Das bedeutet, dass hier aus Sicht der Demografie nicht nur zu wenige Kinder 0-4 Jahre, sondern auch der Anteil der 5- bis 9-Jährigen zu gering ist. Das wiederum bedeutet, dass diverse, seit Bocquet-Appel & Masset (1977) formulierte Indizes allenfalls begrenzt anwendbar sind, die das Verhältnis der 5- bis 9-Jährigen oder der 5- bis 14-Jährigen resp. der 5- bis 19-Jährigen zu den Erwachsenen berechnen und zur Grundlage weiterer Untersuchungen machen.

Sodann schlagen Bocquet-Appel & Masset (1977) einen zweiten Index vor, für den sich später der Begriff „Juvenility Index“ (JI) eingebürgert hat: das Verhältnis der Kinder 5-14 Jahre in Relation zu den (nicht weiter altersbestimmten) Erwachsenen:

$$D_{5-14} / D_{20-60} \geq 0,1$$

Diese Relation müsse größer/gleich 0,1 sein – wenn nicht, ist die Altersklasse der 5- bis 14-Jährigen unterrepräsentiert. Bei der hier behandelten Stichprobe liegt in 10 von 31 Merowingerzeitserien (31 %) der Juvenility Index unter 0,1, d.h. die Anzahl der Kinder 5-14 Jahre ist zu klein.

Werden die beiden genannten Voraussetzung nicht erfüllt, seien die fehlenden Individuen für die Berechnung von Sterbetafeln rechnerisch zu ergänzen, d.h. hinzuzuzählen. Dazu dienen Schätzformeln⁸ für den Anteil der 0- bis 1-Jährigen und der 0- bis 5-Jährigen:

$${}_1q_0 = 0,568 * \text{Wurzel}(\log_{10}(200 * (D_{5-14}/D_{20-60}))) - 0,438 \pm 0,016 \text{ (i.e. Schätzfehler)}$$

und

$${}_5q_0 = 1,154 * \text{Wurzel}(\log_{10}(200 * (D_{5-14}/D_{20-60}))) - 1,014 \pm 0,041$$

Gemäß der beiden (vermeintlich) zuverlässig zu ermittelnden Bevölkerungsanteile – D_{5-14} und D_{20-60} – sollen also ggf. Kinder 0-1 Jahre resp. 0-5 Jahre ergänzt werden.

Dieser Weg wird seitdem vor allem für die Fehlenden 0- bis 1-Jährigen häufig verfolgt, um mit den ergänzten Kleinstkindern die üblichen Sterbetafeln zu berechnen. Doch mit Blick auf die Schwierigkeit der exakten Altersbestimmung Erwachsener schlugen Bocquet-Appel & Masset weitergehend vor, statt über die Sterbetafel die Lebenserwartung bei Geburt ebenfalls anhand der beiden ihres Erachtens solide ermittelbaren Altersgruppen zu schätzen (vgl. BOCQUET-APPEL & MASSET, 1977, Fig. 3):

$$e_0 = 78,721 * \log_{10}(\text{Wurzel}(1 / (D_{5-14}/D_{20-60}))) - 3,384 \pm 1,503$$

Die Relation D_{5-14}/D_{20-60} weise eine sehr hohe Korrelation zur Lebenserwartung bei Geburt, zur Geburtenrate und zur Sterblichkeitsrate auf und sei daher als Schätzgrundlage gut geeignet.

Später schlug Bocquet-Appel (2002) auf einer erweiterten Grundlage einen weiteren, seines Erachtens exakteren Schätzer vor, der dem gleichen grundlegenden Ansatz folgt.⁹ Während jedoch die Schätzer von 1977 vielfach aufgegriffen und angewandt werden, blieb die Rezeption der 2002er-Variante in der Fachliteratur zurückhaltend. In der Folge wurden von anderen Forschern weitere Indices dieser Art vorgeschlagen (z.B. der sog. Buikstra-Index D_{30+}/D_{5+} ; dazu JACKES, 1992, 215f., MCCAA, 1998; der sog. d-Index D_{5+}/D_{20+} ; GALETA & PANKOWSKÁ, 2023b). Die Debatte um deren Nutzen und Schätzgenauigkeit ist offen, einen kompakten Überblick über die Fachdebatte bieten z.B. Jackes (1992, 215-217), Milner & Boldsen (2023) und Galeta & Pankowská (2023a).

Gompertz, Makeham, Siler-Modelle ... und die weitergehende Parametrisierung der Sterblichkeit

Die Debatte um die Kindersterblichkeit ist wesentlich, da die Anzahl der Kinder in einer Serie einen hohen Einfluss auf die Kennzahl e_0 hat: viele gestorbene Kinder = niedrige Lebenserwartung und umgekehrt. Die Kennzahl e_0 wiederum ist in der Demografie wichtig, weil ein korrektes e_0 unmittelbar auf andere wichtige Kennzahlen schließen lässt wie z.B. Fertilität und Geburtenrate. Andererseits kommt die Demografie zunehmend davon ab, eine Population mit einer einzigen Kennzahl wie z.B. e_0 beschreiben zu wollen. Vielmehr werden komplexere Modelle verfolgt, eine gute Übersicht darüber bieten Wood et al. (2002; vgl. COHEN ET AL., 2018; CHAMBERLAIN, 2006, 32-34). Dabei geht es darum, den Verlauf der Sterbekurve mit komplexeren mathematischen Modellen differenzierter zu beschreiben. Oft angeführt wird z.B. ein Siler-Modell (SILER, 1979; 1983), was die Schätzung von fünf Parametern erfordert. Zwei dieser Zahlen parametrisieren die Kindersterblichkeit, eine die generelle Sterblichkeit und zwei weitere Zahlen modellieren die steigende Sterblichkeit im mittleren und höheren Alter. Andere Modelle dieser Art (Hazard-Modell, Cox-Modell) verfolgen ein ähnliches Ziel, nämlich die exaktere Modellierung von Sterbekurven. Dabei ist das Rechnen weniger ein Problem – dafür gibt es z.B.

geeignete R-Pakete (siehe z.B. BASTAplus: SILVA ET AL., 2023) –, sondern die Fachdiskussion um das angemessenste Modell und die Deutung der resultierenden Kennzahlen (z.B. versch. Beiträge in dem Tagungsband HOPPA & VAUPEL, 2002; SECCHI & FLETCHER, 2004; COHEN ET AL., 2018).

Aus archäologischer Sicht ist dies eine vielversprechende und spannende, aber eben noch offene Fachdebatte, deren Resultate derzeit noch nicht in regelhafter praktischer Anwendung sind. Vor allem: das Problem Kindersterblichkeit / mangelnde Repräsentanz von Kindern in archäologischen Serien dürfte unlösbar sein, weshalb eine exakte Parametrisierung der Sterblichkeitskurve zumindest für Kinder z.B. als Siler-Modell recht wertlos ist. Das Problem der Altersbestimmung Erwachsener samt der (im Folgenden noch erhärteten) Perspektive, dass insbes. der Anteil der Spätmaturen und Senilen in archäologischen Serien (erheblich) unterschätzt wird, erübrigt auch die exaktere Modellierung der Sterblichkeit in höherem Alter, jedenfalls auf Basis der derzeitigen Methoden der archäoanthropologischen Altersbestimmung. Damit entziehen sich zwei der drei Kernkomponenten solcher Modelle in archäologischen Serien derzeit der hinreichend exakten Greifbarkeit ihrer Grundlagen, womit der Bezug archäologischer Serien auf solche Modelle m.E. bis auf Weiteres nur sehr bedingt sinnvoll ist.

Voraussetzung „stabile, stationäre Bevölkerung“

Die gängigen Sterbetafeln stehen unter der Annahme des Vorliegens einer stabilen, stationären Bevölkerung. „Stabil“ ist eine über einen längeren Zeitraum beobachtete Bevölkerung, deren Geburtenrate und Sterberate sich nicht ändert. „Stationär“ ist eine stabile Bevölkerung dann, wenn es keine Ein- oder Auswanderung gibt (z.B. ACSÁDI & NEMESKÉRI, 1970, 44 f.; WEISS, 1973, 6-10). Werden diese Voraussetzungen verletzt, sind die aus den Sterbetafeln abgeleiteten Kennzahlen wie z.B. e_0 keine treffende Beschreibung der untersuchten Population (z.B. SATTENSPIEL & HARPENDING, 1983).

Für das frühe Mittelalter wurde wiederholt und basierend auf unterschiedlichen Quellen und Methoden nachgewiesen, dass die Bevölkerung im 6. und 7. Jahrhundert wuchs (z.B. DONAT & ULLRICH, 1971; VAN LANEN ET AL., 2018; SIEGMUND, 2023; GALETA & PANKOWSKÁ, 2023), und zwar nicht in einem vernachlässigbar geringen Ausmaß, sondern stark. Die methodische Voraussetzung „stabil“ ist demnach mit Sicherheit verletzt. Zudem kommt es innerhalb dieses Zeitfensters in beträchtlichem

Ausmaß immer wieder zu Abwanderungen und Zuzug in den lokalen Populationen (z.B. SCHREG, 2020; SIEGMUND, 2023), sodass auch die Voraussetzung „stationär“ verletzt ist. Wie gravierend die Auswirkungen dieser Abweichungen sind, wird zu diskutieren sein. Klar ist jedoch, dass Sterbetafeln und deren Kennzahlen kein optimales Instrument sind, die Lebenserwartung frühmittelalterlicher Populationen zu beschreiben.

In einem Schaubild, das hier wiederholt sei (Abb. 1), zeigt Ansley Coale (1972, 29 Fig. 2.3), wie Wachstum die Alterszusammensetzung einer Bevölkerung verändert: Der relative Anteil an Kindern und jungen Erwachsenen (frühadult) ist höher, was für die Individuen nicht notwendigerweise mit einer insgesamt geringeren resp. höheren Lebenserwartung verbunden sein muss. Die im Schaubild von Coale angesetzten Wachstumsraten von $r = 0.01$ und $r = 0.02$ umreißen die Größenordnung jener Wachstumsraten, die für das Frühmittelalter wahrscheinlich sind (SIEGMUND, 2023; GALETA & PANKOWSKÁ, 2023).

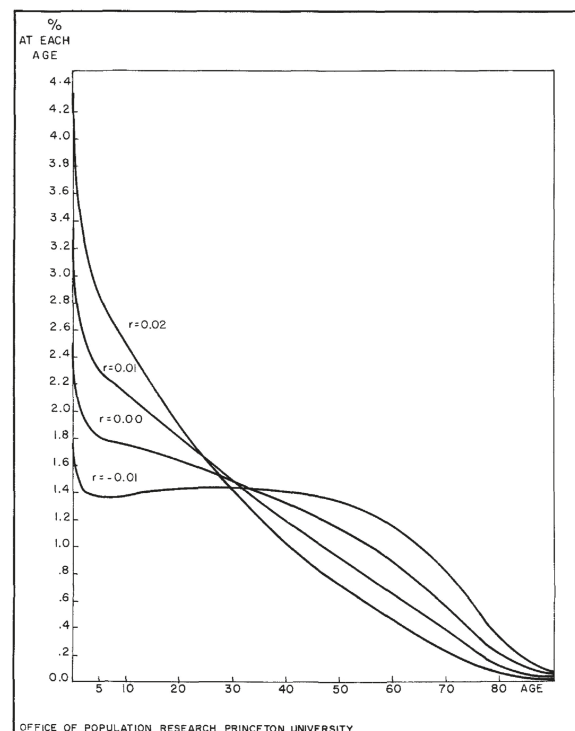


Figure 2.3. Age distribution of stable populations, same mortality schedule, different rates of increase ($e_0 = 40$ years).

Abb. 1 Altersverteilung einer stabilen Bevölkerung bei gleicher Sterblichkeit, aber unterschiedlichen Wachstumsraten. Quelle: Coale (1972), p. 29 Fig. 2.3.

*Lösungsansatz vor-industrielle Modellsterbetafeln
oder archäoanthropologische Sterbetafeln*

Die mangelnde Vergleichbarkeit archäoanthropologischer Serien mit modernen Sterbetafeln wird bisweilen darin gesehen, daß die modernen Sterbetafeln – auch jene, die nach der Serie UN 1955 vorgestellt wurden (z.B. WEISS, 1973; UN, 1982; COALE & DEMENY, 1983) – auf modernen Populationen beruhen, bei denen man von zur Prähistorie unvergleichlichen Lebensbedingungen ausgeht. Daher wird als ein Ausweg diskutiert, Referenzpopulationen zu berücksichtigen, die wesentlich aus der Zeit vor der industriellen Revolution stammen. So legen z.B. Séguy, Buchet & Bringé (2008) ihren Modellsterbetafeln insgesamt 167 sorgfältig ausgewählte Populationen zu Grunde, zu denen demografische Daten aus dem 17. Jahrhundert bis zur Mitte 20. Jahrhundert vorliegen und die weitgehend vor-industriellen, ländlichen oder wenig verstädterten Lebensverhältnissen entstammen. Doch auch dieser, noch in der Fachdiskussion befindliche Ansatz wird den Umstand nicht ausgleichen können, dass die archäoanthropologischen Serien ob der methodischen Bedingungen der Altersbestimmungen spätestens ab der fortgeschrittenen Maturitas nicht mit schriftquellenbasierten Beobachtungen vergleichbar sind.

Wirklich weiterführend ist daher der Ansatz von Irene Barbiera, Maria Castiglioni und Gianpiero Dalla Zuanna (2021), ganz auf schriftquellenbasierte Serien zu verzichten. Barbiera und ihr Team sammelten 75 archäoanthropologisch gut untersuchte (mit Altersbestimmungen in 5-Jahres-Altersklassen zumindest für Nicht-Erwachsene), nicht kleine (mind. 40 Individuen) und über mind. 100 Jahre lang belegte Gräberfeldpopulationen von der Spätantike bis zur Mitte des 14. Jahrhunderts, um aus ihnen eine Standardsterbetafel abzuleiten. Die Populationen stammen aus Europa, der zeitliche Schwerpunkt ihrer Sammlung liegt im frühen Mittelalter, der räumliche Schwerpunkt in Süddeutschland und Ungarn (BARBIERA ET AL., 2021, 77 Abb. 1). Aus den einzelnen Serien wird eine Gesamtsterbetafel gebildet, und zwar für Kinder und Jugendliche in den üblichen 5-Jahres-Klassen, für Erwachsene im System von 10-Jahres-Klassen. So weit beruht das Vorgehen allein auf archäoanthropologischen Beobachtungen. Doch dann folgen wesentliche Schritte, die wieder auf demografischen Beobachtungen der Neuzeit beruhen (BARBIERA ET AL., 2021, 77: step 2-4): Ungenau altersbestimmte Erwachsene werden nach der Alterverteilung der ita-

lischen Sterbetafel von 1872 den 10-Jahresklassen zugewiesen. Nach diesem Schritt erweisen sich 11 % der Skelette „über 30“ als der Altersgruppe 60+ zugehörig. Nach den o.g. gängigen Sterbetafeln – Barbiera et al. (2021) berufen sich vor allem auf Coale & Demeny (1983) Modell West Level 1 sowie Woods (2007) – sollten jedoch ca. 30 % der ab Alter 30 Jahre Verstorbenen in die Altersklasse 60+ gehören. Daher weisen Barbiera et al. (2021) zur Konstruktion ihrer Standardsterbetafel 70 % aller über 30-Jährigen den 10-Jahres-Altersklassen wie am Knochen bestimmt zu, während 30 % dieser Gruppe der Altersklasse 60+ zugewiesen werden. Wie (und wie sehr) sie die tatsächlichen Beobachtungen dabei verändern, veranschaulichen sie exemplarisch am Gräberfeld von Saint-Martin-De-Fontaney (BARBIERA ET AL., 2021, 79 Tab. 1). Nachdem diese Korrekturen für jede einzelne Serie durchgeführt ist, wird aus dem q_x -Wert (Sterbewahrscheinlichkeit) der Serien eine „Standard Life Table (SLT)“ abgeleitet (BARBIERA ET AL., 2021, 83 Tab. 3 mit Abb. 3). Dabei dient bei der Aggregation der einzelnen Serien zu einem mittleren Wert statt des üblichen Mittelwerts der Median als Grundlage, die 50 %-Spanne beschreibt die übliche Streuung. Die resultierende „SLT“ weist einen e_{20} -Wert von 27,6 Jahren aus, was im Bereich des von Barbiera et al. (2021) immer wieder zum Vergleich herangezogenen Modells Coale & Demeny (1983) West Level 1 und Woods (2007) liegt. Beide Modelle stehen in den genannten Werken stets für die schlechtestmöglichen Lebensverhältnisse. Die aufgrund der 75 Serien festgestellten Quartile 25 und 75 werden von Barbiera et al. genutzt, um per visuellem Vergleich zu prüfen, ob eine konkret untersuchte Serie noch innerhalb der üblichen Bandbreite der Altersverteilung liegt oder in bestimmten Altersklassen vom üblichen Muster abweicht (z.B. BARBIERA ET AL., 2021, 85 Abb. 4).

Da ich diesen Ansatz für weiterführend halte, nachfolgend aber dennoch in wichtigen Details anders vorgehe, kommentiere ich diesen Aufsatz ausführlicher. An den dargestellten Problemen Kindersterblichkeit und Altersbestimmung älterer Erwachsener ist deutlich geworden, dass ein Vergleich moderner, archivalien- bzw. schriftquellenbasierter demografischer Daten mit solchen der Archäoanthropologie nicht möglich ist. Daher ist die grundlegende Idee von Barbiera et al. (2021), eine Referenzserie allein auf archäoanthropologische Daten zu gründen, richtig und weiterführend. Ebenfalls richtig ist m.E. der Ansatz, statt einer diachronen Datensammlung beispielsweise ab dem Neolithikum bis in die Neuzeit

eine epochenspezifische Datengrundlage zusammenzutragen, innerhalb derer zumindest ähnliche Lebensverhältnisse vorlagen. Nach aktuellem Forschungsstand bildet die Merowingerzeit den quantitativen Kern einer solchen Sammlung, eine Ausweitung auf die Spätantike ist sicherlich berechtigt. Auch gegen die Hinzunahme der gut untersuchten, vorwiegend karolingerzeitlichen Serien insbes. aus Ungarn spricht nichts. Ich habe jedoch Zweifel, dass aus frühstädtischem Milieu stammende Serien aus Oberitalien noch für vergleichbare Lebenserhältnisse stehen und hätte sie aus der Grundlegung der SLT ausgeschlossen.

Die m.E. weitaus gewichtigere Stolperstelle sind allerdings die geschilderten Schritte 2-4, denn damit führen Barbiera et al. wieder moderne demografische, d.h. schriftquellenbasierte Grundlagen in das System ein. Künstlich zusätzlich zu den tatsächlich Vorhandenen noch weitere Senile in die Serien zu implantieren, sinngemäß „weil man doch weiß, dass es sie gegeben haben muss“, verfälscht den guten Ansatz.¹⁰ Zudem wird mit der Wahl von Cole & Demeny (1983) Modell West Level 1 oder Wood20 (2007) als Grundlage für den Anteil hinzuzurechnender Seniler wieder vorgespurt, welche Verteilung bei älteren Erwachsenen gegeben sein sollte – womit u.a. die Möglichkeit ausgeklammert wird, dass prähistorischen Lebensverhältnisse ev. sogar besser waren als z.B. im Italien des späten 19. Jahrhunderts. Nicht zuletzt überzeugt mich statistisch – handwerklich das Vorgehen mit Median und Interquartilabstand der SLT nicht. In der Archäologie haben wir häufig mit kleinen Serien zu tun, wo sich immer wieder die Frage stellt, ob ein beobachteter Unterschied nun „wahr ist“, d.h. als historische Tatsache genommen und interpretiert werden kann, oder ob der beobachtete Unterschied rein zufallsbedingt möglich sein kann und der Kleinheit der Serie geschuldet ist. Es braucht also eine Lösung, bei der Unterschiede statistisch auf Signifikanz geprüft werden können; Grafiken mit Eintragung von Interquartilbändern (wie BARBIERA ET AL., 2021, 85 Fig. 4) sind gewiss eine nützliche Visualisierung, liefern aber nicht die erforderliche statistische Klarheit.

Pragmatische Differenzen Demografie / Archäoanthropologie

Demografische Daten beruhen in der Regel auf amtlichen Bevölkerungsregistern vollständig erfasster Populationen mit jahrgenau altersbekannten Individuen, ersatzweise – d.h. beim Fehlen solcher Register – auf sehr großen Stichproben,

die auf eine vergleichbare Datenqualität zielen. Von dort ausgehend werden u.a. jahrgangsgenaue Sterbetafeln berechnet.¹¹ Um die den biologischen Altersbestimmungen innewohnende Ungenauigkeit einzufangen, vor allem aber um dem „Fehler der kleinen Zahl“ zu begegnen, ist es in der Archäoanthropologie bei der Darstellung archäologischer Serien üblich, mit größeren Altersklassen zu operieren. Entlang der Monografie von Acsádi & Nemeskéri (1970) und der Empfehlungen (1979; 1980) ist es in Kontinentaleuropa üblich, junge Individuen entlang der biologischen Entwicklung der Zähne zu klassifizieren nach infans I (0 bis 6 Jahre), infans II (7 bis 12 Jahre), juvenil (13 bis 18 oder 20 Jahre) und nachfolgend in adult (20 bis 39 Jahre), matur (40 bis 59 Jahre) und senil (60 Jahre ff.). Dabei werden die Erwachsenen oft – sowie möglich – spezifischer in 10-Jahres-Klassen eingeteilt, z.B. in frühadult (20 bis 29 Jahre) und spätadult (30 bis 39 Jahre).¹² Bei solchen Zusammenfassungen zu Altersklassen spricht man von „verkürzten“ Sterbetafeln. Davon abweichend hat sich in der Demografie eine Klasseneinteilung in 5-Jahres-Klassen durchgesetzt. Die o.g. Indizes nach Bocquet-Appel & Masset (1977) u.a. setzen für Kinder und Jugendliche diese Klasseneinteilung voraus. Der in der kontinentaleuropäischen Archäoanthropologie übliche, insbes. auf wesentlichen Stadien des Zahnwechsels beruhende Ansatz mit Infans I, II und Juvenis ist zu dieser Klasseneinteilung nicht kompatibel, was allzu oft daran hindert, demografie-übliche Betrachtungsweisen und Indizes in die Archäoanthropologie zu übertragen. Sofern Individualdaten publiziert werden, lässt sich dieser Mangel bereinigen. Da dies jedoch nur ausnahmsweise der Fall ist, wäre es hilfreich, wenn die Bearbeiter von Serien die aggregierten Daten für Kinder und Jugendliche jeweils in beiden Systemen dargelegen würden. Bei den hier zusammengetragenen Serien liegen nur für 31 Serien Einteilungen in die demografie-üblichen 5-Jahres-Klassen vor, während 66 Serien dem 7-Jahres-Schema für Kinder mit infans I, II und juvenis folgen sowie den 10-Jahresklassen bei den Erwachsenen. Gräberfelder, die bei Erwachsenen nur in adult, matur und senil unterscheiden, können für die folgende Untersuchung nicht herangezogen werden.

Zwischenbilanz Einleitung

Die Kennzahl e_0 – mittlere Lebenserwartung bei Geburt – spielt in der Demografie eine wichtige Rolle. Der e_0 -Wert einer Population hängt eng mit

der Kindersterblichkeit zusammen: sterben relativ wenige Kinder, ist e_0 hoch, sterben viele Kinder, sinkt e_0 . Weltweit gesammelte Vergleichsdaten an gut beobachteten Rezent-Populationen – darunter auch solche extrem schlechter Lebensbedingungen – legen nahe, dass sehr viele archäologische Serien zu wenige Kleinst- und Kleinkinder aufweisen. Es gibt viele unterschiedliche Ansätze, den Anteil dieser fehlenden Kinder zu schätzen, einerseits, aber auch durchaus begründete Einwände gegen gängige Thesen einer durchweg sehr hohen Kindersterblichkeit in urgeschichtlichen Gesellschaften. Beim Ergänzen fehlender Kinder hat sich in der archäologie-relevanten Anthropologie kein Standard etablieren können, vielmehr werden unterschiedliche Modelle verfolgt. In Konsequenz sind die gängigen Angaben von e_0 und darauf Aufbauendes für vergleichende Untersuchungen von geringem Wert, da unsystematisch. Eine vergleichende Untersuchung zur Lebenserwartung und Demografie im frühen Mittelalter kann daher nur versuchen, das Problem der ungeklärten Kindersterblichkeit zu umgehen.

Es liegt nahe, statt mit e_0 mit dem Wert e_{20} zu operieren: der mittleren weiteren Lebenserwartung derjenigen, die das Erwachsenenalter erreicht haben. Doch auch an der Richtigkeit der Altersbestimmungen Erwachsener wurden erhebliche Zweifel angemeldet, auch hier haben denkbare Lösungsansätze wie z.B. die Transitionsanalyse noch keine Validierung und keinen breiten Eingang in die Praxis erfahren. Nicht zuletzt: es liegen umfangreiche Daten im gegebenen, seit ca. 1960/70 in Mitteleuropa verfolgten Standard vor, die man nicht einfach in eine neue Methodik umrechnen könnten, sie wären vielmehr gänzlich entwertet. Immerhin wird in der kontinentaleuropäischen Anthropologie mit der Komplexen Methode ein allgemein anerkannter Standard der Altersbestimmung verfolgt. Wenn die resultierenden Daten Mängel aufweisen, dann sind es ähnliche Mängel in allen Daten, so dass immerhin eine methodenimmanente Vergleichbarkeit gegeben ist. Verstärkend kommt hinzu, dass die in Mitteleuropa an Merowingerzeit-Serien tätigen Fachleute nahezu durchweg der ehemaligen, sehr international aufgestellten Schwidetzky-Schule in Mainz entstammen resp. eng mit ihr kooperiert haben oder dieser Schule im indirekten Schüler-Verhältnis verbunden sind, d.h. gleichartige Erfahrungen und praktische Vorgehensweisen haben – und sich wiederholt auf Protokolle und Standards verständigt haben. Daher gehe ich davon aus, dass – wenn denn die Zweifel an der absoluten Altersbestimmung zu-

treffend sein sollten – zumindest die relativen Angaben in hohem Maße zuverlässig sind. Im Gegensatz zum Themenkomplex Kindersterblichkeit, Ergänzung fehlender Kinder und e_0 dürften Mängel an den Altersbestimmungen Erwachsener demnach systematische Mängel sein, die zu in sich vergleichbaren Daten führen. Dennoch ist für das Folgende festzuhalten, dass ein e_{20} aus einer archäoanthropologischen Serie vermutlich nicht mit einem e_{20} der Demografie vergleichbar ist. Es sind also Vergleiche innerhalb der Archäoanthropologie möglich, nicht aber mit der schriftquellenbasierten Demografie – eine These, die nachfolgend noch erhärtet werden wird. Es sind also Vorgehensweisen zu finden, die trotz der bekannten Mängel bei der Altersbestimmung Erwachsener belastbare und historisch nutzbare Ergebnisse einbringen.

Das Dargelegte ist Anlass, im Folgenden auch begrifflich differenziert vorzugehen. Ich spreche von (biologischer resp. physischer) Anthropologie, wenn es allgemein um dieses Wissensfeld geht. Spezifischer spreche ich von Archäoanthropologie, wenn es um die Untersuchung von Knochenserien geht, die aus archäologischen Kontexten stammen. Ebenso unterscheide ich zwischen der auf aktuellen Datenerhebungen, Archivalien und Schriftquellen basierenden Demografie einerseits und der Paläodemographie andererseits, die auf archäoanthropologischen Daten beruht. Die Differenzierung dieser beiden Sphären beinhaltet auch einen jeweils spezifischen Altersbegriff: Der Demografie liegen Informationen zum kalendarischen Alter zu Grunde, der Archäoanthropologie und Paläodemografie Schätzungen zum biologischen Alter.

Ziele

Der folgende Aufsatz versucht, in Kenntnis der in der Einleitung dargelegten sachlichen wie methodischen Probleme dennoch generalisierende Aussagen über die Lebenserwartung im frühen Mittelalter zu gewinnen. Aussagen, die einerseits zum diachronen und ggf. interkulturellen Vergleich genutzt werden können, und die andererseits belastbare Vergleiche innerhalb der Merowingerzeit ermöglichen, etwa um Besonderheiten einer einzelnen Population zu erkennen.

Material und Methoden

Für die Merowingerzeit wurde die Literatur gründlich gesichtet, um in Mitteleuropa syste-

matisch Körpergräberfelder zu erfassen, die hinreichend gut anthropologisch untersucht und publiziert sind. Es wurden anthropologische Bearbeitungen aufgenommen, die die Altersbestimmung nach kontinentaleuropäischem Standard durchgeführt haben, d.h. sich an dem Handbuch von Acsádi & Nemeskéri (1970) mit der dort formulierten „Komplexen Methode“ und den von den Spezialisten konsensuell formulierten „Empfehlungen“ (FEREMBACH, SCHWIDETZKY & STLOUKAL, 1979; 1980) orientieren. Zeitlich vor dieser Standardisierung liegende Untersuchungen wie z.B. die für die damalige Zeit sehr gründliche Studie von W. Bauermeister für das Gräberfeld von Köln-Müngersdorf (1955) blieben unberücksichtigt. So möglich, wurden die publizierten Sterbetafeln mit einer Alterseinteilung der Erwachsenen in 10-Jahres-Klassen oder in 5-Jahres-Klassen übernommen. Bearbeitungen, die nur nach adult/matur/senil unterscheiden, sind für das hier anstehende Thema nicht weiterführend und bleiben ausgeklammert. In Fällen, wo Sterbetafeln fehlen, aber Individualdaten zur Verfügung standen, wurden die Sterbetafeln aus den Individualdaten errechnet (z.B. ACSÁDI & NEMESKÉRI, 1970, 24-50; HERRMANN U.A., 1990, 304-305; CHAMBERLAIN, 2006, 27-32). Sehr kleine Serien mit weniger als 20 Individuen wurden nicht berücksichtigt. Im Ergebnis stehen 66 Serien zur Verfügung mit einer Gliederung in 10-Jahres-Altersklassen und 31 Serien mit einer Gliederung in 5-Jahresklassen.

Für den diachronen Vergleich wurden ausgewählte andere Epochen erfasst, die in Mitteleuropa vorwiegend die Körperbestattung praktizierten: das Altneolithikum, die Frühbronzezeit, die nordalpine (Spät-) Antike und das Hochmittelalter. Für diese vier Vergleichsepochen erhebt die Sammlung keinen Anspruch auf Vollständigkeit, es wurde lediglich eine ausgewählte Menge an Gräberfeldern zusammengetragen, so dass ein belastbarer Vergleich auf Ebene der Epochen möglich ist.

Für alle Gräberfelder werden wie üblich die Kennzahlen e_0 und e_{20} berechnet sowie weitere Indizes, die in späteren Abschnitten näher vorgestellt werden. Dabei wird die Kennzahl e_0 im Folgenden zwar angeführt, wegen der kaum fassbaren Kindersterblichkeit aber nicht weiterführend verwendet. Als grundlegendes Maß für die Lebenserwartung einer Population wird vielmehr e_{20} verwendet, die weitere Lebenserwartung derjenigen, die das Erwachsenenalter erreicht haben. Deren Wert ist – wie einfaches Nachdenken oder auch experimentelles Rechnen von Sterbetafeln zeigt – unabhängig vom Anteil verstorbener Kinder und beruht allein auf den unterschiedlichen

Lebenserwartungen Erwachsener. Er ist auch über die Merowingerzeit hinaus z.B. mit Serien urgeschichtlicher oder mittelalterlicher Zeitstellung vergleichbar, sofern deren Altersbestimmung mit der Komplexen Methode erfolgte.

Die Terminologie bei den Sterbetafeln orientiert sich an Hermann u.a. (1990) sowie Drenhaus (1992) und Heigl (1999), siehe dazu auch das Glossar im Anhang dieses Aufsatzes. In der Demografie werden bei Vergleichen meist die Parameter d_x – relative Anzahl in einer Altersklasse Verstorbener, q_x – Sterbewahrscheinlichkeit zu Beginn der Altersklasse x , sowie l_x – relative Anzahl der Überlebenden zu Beginn der Altersklasse x gewählt. Viele Modellsterbetafeln operieren mit q_x als Zahlengrundlage. Als Archäologe möchte ich (a) den nahen Bezug zu den Originaldaten aufrecht erhalten und (b) die Kennzahlen auch z.B. mit Grabbeigaben etc. verknüpfen können, wozu die Kennzahlen D_x und d_x geeigneter sind als l_x und q_x . Daher werden im Folgenden für die Vergleiche ggf. als q_x -Werte vorliegende Sterbetafeln auf d_x zurückgerechnet.

Für die Datenerfassung wurde eine MS-Excel-Tabelle verwendet. Alle weitergehenden Berechnungen und Grafiken erfolgen mit R 4.5.1 (R CORE TEAM, 2025) unter RStudio 2025.09.1 (POSIT TEAM, 2025). Für die Berechnung der Sterbetafeln sowie der Indizes und Korrekturen nach Bocquet-Appel & Masset (1977) wird das R Paket „mortAAR 1.1.8“ verwendet (MÜLLER-SCHEESSEL, HINZ, SCHMID ET AL., 2025), das dem Rechenmodell von Acsádi & Nemeskéri (1970) folgt und auf dessen gute Dokumentation verwiesen sei. Für die Durchführung der Chi-Quadrat-Tests wird neben der Base-R-üblichen Funktion „chisq.test“ ergänzend auch das Paket „chisquare 1.2“ von Gianmarco Alberti (2025b) verwendet.

Methodendiskussion und „Protokoll“

Der übliche Weg beim Vergleich zweier Populationen oder beim Vergleich einer Population mit einer Modellpopulation ist das Nebeneinanderstellen der aus einer Sterbetafel resultierenden Kennzahlen wie z.B. e_0 oder e_{20} oder der jeweiligen relativen Häufigkeiten je Altersklasse (z.B. CHAMBERLAIN, 2006, 41-43 mit Tab. 2.4). Dabei werden die tatsächlich beobachteten Anzahlen von Gestorbenen einer Altersklasse (D_x) als Prozentzahlen resp. Promillezahlen berechnet (d_x), so dass Populationen mit einer unterschiedlichen Gesamtzahl an Verstorbenen leicht verglichen werden können. Der Einfachheit und Anschau-

lichkeit dieser relativen Häufigkeiten (d_x) stehen statistische Nachteile gegenüber, da Unterschiede nicht angemessen auf Signifikanz getestet werden können¹³ – was auch für die dann in einer Sterbetafel nachfolgend berechneten Kennzahlen wie z.B. l_x , q_x und e_x gilt. So liegt es im subjektiven Ermessen der Bearbeiter, ob sie beobachtete Unterschiede als interpretierenswert darstellen oder als im Rahmen der üblichen Zufallsstreuung liegend deuten. Man vergleiche als warnendes Beispiel das Schaubild bei Chamberlain (2006, 43 Tab. 2.9) mit dem visuell scheinbar deutlich unterschiedlichen Überlebensverlauf zweier Populationen, der jedoch laut Test nicht signifikant ist.

Auswege in Richtung auf eine Objektivierung sind insbes. Tests auf Basis der Individualdaten – Chamberlain (2006, 43) empfiehlt dazu den nicht-parametrischen Wilcoxon-Mann-Whitney-U-Test – oder das Berechnen von Konfidenzintervallen zu den relativen Häufigkeiten. Beide Wege werden in der Praxis kaum beschritten: Individualdaten sind in der Regel nicht publiziert, weshalb ein Wilcoxon-Mann-Whitney-U-Test nicht möglich ist. Konfidenzintervalle zu den relativen Häufigkeiten d_x fassen die beobachtete Population als Zufallsstichprobe aus der hinter ihr stehenden tatsächlichen Population auf und geben zusätzlich zum beobachteten d_x die Wertespanne $d_x - d_x$ an, innerhalb derer mit hoher Wahrscheinlichkeit der wahre Wert d_x der tatsächlichen Population liegt. Bei kleinen Stichproben sind solche Spannen alias Konfidenzintervalle weit, bei großen Populationen enger. Als konkretes Beispiel: bei 5 Verstorbenen in der Altersklasse x bei einer Gesamtpopulation von 50 Individuen (d.h. $d_x = 10\%$) liegt das Konfidenzintervall bei 3,7-22,6 %, bei 10 Verstorbenen von 100 bei 5,2-18,0 % und bei 50 Verstorbenen von 500 – also einem bereits ausnehmend großen Gräberfeld – bei 7,5-13,1 %.¹⁴ Angesichts der üblichen Überlappung der Konfidenzintervalle steht bei einem Serienvergleich dann erneut die Frage nach Zufall oder Nicht-Zufall der Unterschiede im Raum. Konfidenzintervalle helfen also, das Ausmaß der Unsicherheit zu objektivieren, lösen aber nicht die grundsätzliche Frage nach der Signifikanz von Unterschieden.

Das in der Statistik für solche Fälle übliche Vorgehen ist das Arbeiten mit den beobachteten Häufigkeiten (d.h. D_x statt d_x) und einem anschließenden Chi-Quadrat-Test (z.B. IHM, 1978, 200-243; SOKAL & ROHLF, 1995, 685-743; ALBERTI, 2025a). Da es im folgenden nur ausnahmsweise um den direkten Vergleich zweier Populationen geht, sondern darum zu prüfen, ob und inwieweit eine konkrete Population einer Modellpopulation

folgt oder signifikant von ihr abweicht, geht es – genauer – um einen Chi-Quadrat-Anpassungstest. Dabei wird davon ausgegangen, dass die untersuchte Population der Modellpopulation folgt, woraus sich „Erwartungswerte“ ergeben: (erwartete) Häufigkeiten in den einzelnen Altersklassen der untersuchten Population, die vorliegen würden, wenn die Sterblichkeit in der untersuchten Population exakt jener der Modellpopulation entsprechen würde. Aus den Abweichungen der beobachteten Häufigkeiten (D_x) zu den erwarteten Häufigkeiten ($erwD_x$) ergibt sich am Ende der Chi-Quadrat-Wert. Abweichungen innerhalb einer gewissen Bandbreite gelten als noch mit der Annahme von Zufall vereinbar, hohe Abweichungen jenseits eines Schwellenwertes verursachen hohe Chi-Quadratwerte, die nicht mehr mit der These Zufall vereinbar sind, d.h. als statistisch signifikant gelten. Zusätzlich zu den Erwartungswerten $erwD_x$ führe ich in den nachfolgenden Tabellen jeweils die Residuen an, d.h. die Abweichung beobachtet zu erwartet, genauer: die „adjusted standardized residuals“ (ALBERTI, 2025 Kap. 3.1.2-3). Sie sind unabhängig von der Größe der verglichenen Populationen. Ein Residuum der Art „adjusted standardized residual“ in einer Einzelzelle größer 1,96 ist statistisch signifikant. Da die Altersklassen nicht (voneinander unabhängige) Nominaldaten sind, sondern Rangdaten, kann ein Erwartungswert größer 0,98 (d.h. $\frac{1}{2}$ von 1,96) unmittelbar neben einer mit >1,96 signifikanten Zelle ebenfalls als signifikant markiert werden. Die Residuen sind gerichtet, ein Plus zeigt an, dass die beobachtete Häufigkeit über der erwarteten Häufigkeit liegt, ein Minus das Gegenteil. Für nähere Erläuterungen verweise ich auf das sehr gründliche Lehrbuch von Gianmarco Alberti (2025a) und gehe nachfolgend die angeführten Überlegungen an einem Beispiel durch.¹⁵

Wegen des Problems der mangelnden Repräsentanz von Kindern werden diese Vergleiche ohne Kinder erst ab Alter Jugendliche berechnet. Die zum Vergleich mit einer Einzelserie herangezogenen Modell- bzw. Referenz-Populationen sind teils sehr groß, teils in ihren absoluten Häufigkeiten unbekannt. Daher wird für den Test die jeweilige Modell- resp. Referenzpopulation so berechnet, als hätte sie die gleiche Gesamtzahl an jugendlichen und erwachsenen Individuen wie die untersuchte Serie. Bei Chi-Quadrat-Anpassungstests ist dies das übliche Vorgehen.

Altersklasse	D_x	Ref. D_x	erw D_x	Residuum
Jugendlich	13,3	689	13,6	-0,11
Frühadult	19,7	2151	31,4	-3,22
Spätadult	32,7	2185	38,3	-1,42
Frühmatur	22,2	2065	31,8	-2,63
Spätmatur	43,2	1728	38,9	1,08
Frühsenil	39,7	818	28,1	3,35
Spätsenil	28,7	304	17,5	4,01

Abb. 2 Beispieltabelle zur hier vorgeschlagenen Vorhensweise („Protokoll“) beim Vergleich einer beobachteten Population (D_x) mit einer Referenzpopulation (Ref. D_x). Die Spalte erw D_x führt die erwarteten Häufigkeiten an (man vergleiche mit D_x), die Spalte Residuum das jeweilige „adjusted standardized residual“. Zellen mit Residuen größer +1,96 oder kleiner -1,96 sind signifikant und farbig markiert.

Das Beispiel **Abb. 2** vergleicht die merowingerzeitliche Serie von Basel-Kleinhüningen (KAUFMANN, 1992) mit der hier zusammengestellten Sammelserie Merowingerzeit („Ref. D_x “). Das berechnete Chi-Quadrat beträgt 41,484, der resultierende p-Wert beträgt 0,0000002324, ist also wesentlich kleiner als 0,05 und somit statistisch (hoch-) signifikant.¹⁶ Basel-Kleinhüningen weicht also signifikant von der Gesamtserie Merowingerzeit ab. Die beiden folgenden Spalten in **Abb. 2** sollen beleuchten, wo genau diese signifikanten Abweichungen liegen. Die Spalte erw D_x zeigt die Häufigkeiten, die in der jeweiligen Altersklasse erwartet würden, wenn die Serie Basel-Kleinhüningen der Referenzpopulation ideal entsprechen würde. Die Spalte Residuum weist aus, wie stark diese Abweichungen vom Erwartungswert in jeder Zelle/Altersklasse ausfallen. Frühadulte und Frühmature sterben in Basel-Kleinhüningen signifikant seltener als erwartet, Frühsenile und Spätsenile hingegen deutlich häufiger – was auf eine insgesamt signifikant älter werdende Population verweist. Nach Berechnung der entsprechenden Sterbetafeln beträgt e_{20} für die Gesamtserie 22,4 Jahre, für Basel-Kleinhüningen 32,0 Jahre. Gewiss: der Unterschied würde auch allein nach dem Vergleich der beiden e_{20} -Werte als groß auffallen, aber erst das Vorgehen gemäß des hier vorgeschlagenen Protokolls bietet einen verlässlichen statistischen Test, ob diese Unterschiede auch statistisch signifikant sind, oder eben nicht.

Ergebnisse

Gesamtserie Merowingerzeit

10-JAHRES-KLASSEN

Die Sammlung umfasst 66 merowingerzeitliche Serien mit den Altersklassen Infans I ff. und der Altersgliederung der Erwachsenen nach 10-Jahres-Klassen, insgesamt 12.098 Individuen. Die kleinste Serie umfasst 19 altersbestimmte Individuen, die umfangsreichste 605 Individuen, der Mittelwert liegt bei 183 Individuen (Median 145, 50 %-Spanne 59-250). Eine Übersicht über das Gesamtergebnis gibt **Abb. 3**. Die Gesamtsterbetafel ergibt für die Merowingerzeit ein e_0 von 34,9 Jahren und ein e_{20} von 22,4 Jahren. Diejenigen, die die Kindheit überlebten, hatten also eine mittlere Lebenserwartung bei Geburt („ a_{20} “) von 42,4 Jahren ($e_{20} + 20$ Jahre).

Altersklasse	Anzahl	%
Infans I	1228	10,2
Infans II	930	7,7
Juvenil	689	5,7
Frühadult	2151	17,8
Spätadult	2185	18,1
Frühmatur	2065	17,1
Spätmatur	1728	14,3
Frühsenil	818	6,8
Spätsenil	304	2,5
Summe	12.098	100

Abb. 3 Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei 10-Jahres-Einteilung (66 Populationen). Zahlen auf ganze Individuen gerundet. Die Sterbetafel ergibt ein e_0 von 34,9 Jahren und ein e_{20} von 22,4 Jahren.

Die 66 Serien ergeben, einzeln berechnet, einen Mittelwert für e_{20} von 22,9 Jahren und eine Std.abw. von 4,5 Jahren, d.h. die Schwankungen von Population zu Population rund um den Mittelwert sind nicht klein. Ein Histogramm der Sammelserie visualisiert die Zahlen in **Abb. 4**: Die meisten Toten fallen in die Altersklassen zwischen 20 und 60 Jahren, Jugendliche sterben erwartungsgemäß selten. Frühadult bis frühmatur sind die drei Altersklassen mit den meisten Todesfällen. Eine Berechnung der Prüf-Indizes nach

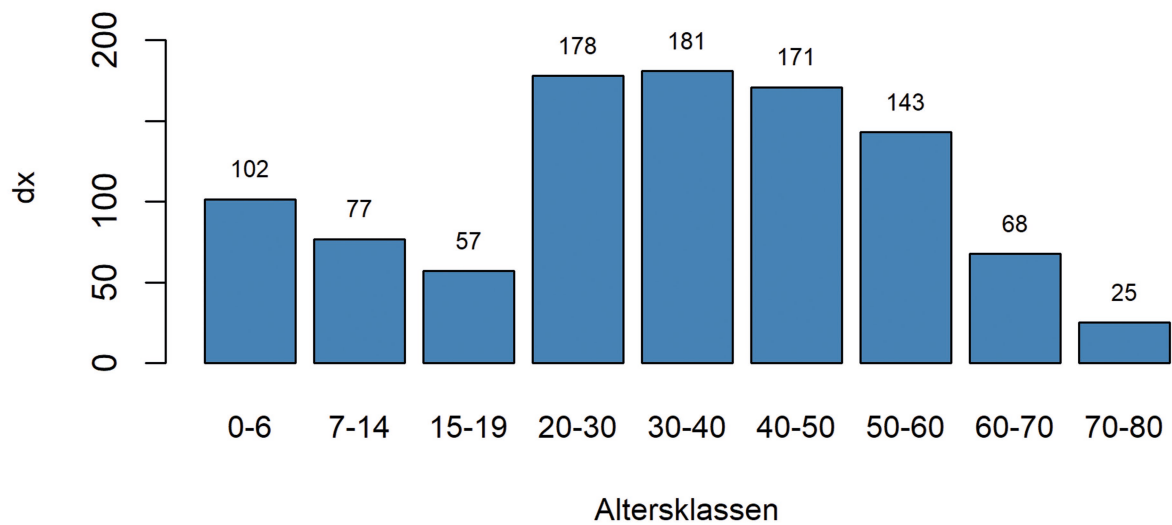


Abb. 4 Balkendiagramm der Zahlen aus **Abb. 1**. Dargestellt ist dx, die relative Anzahl der Verstorbenen pro Altersklasse, bezogen auf N=1.000.

Bocquet-Appel & Masset (1977) ist nicht möglich, da dies bei den Kindern eine andere Einteilung in Altersklassen erfordert.

5-JAHRES-KLASSEN

Die 31 Serien, für die die Daten in den demografieüblichen 5-Jahres-Klassen verfügbar sind, umfassen 7.174 Individuen. Die kleinste Serie umfasst 39 altersbestimmte Individuen, die umfangreichste 593 Individuen, der Mittelwert liegt bei 231 Individuen (Median 237, 50 %-Spanne 91-299). Diese Sammlung erlaubt eine demografie-übliche Darstellung der Sterblichkeit für Kinder und Jugendliche und zeichnet ein differenzierteres Bild für die Erwachsenensterblichkeit (**Abb. 5-6**). Die Gesamtsterbetafel nach 5-Jahres-Klassen ergibt ein e_0 von 34,7 Jahren, ein e_{20} von 22,7 Jahren. Berechnet man e_{20} für die 31 Einzelserien, beträgt der Mittelwert 23,4 Jahre bei einer Std.abw. von 4,9 Jahren. Diese Kennzahlen zur Lebenserwartung entsprechen bis auf vernachlässigbare Differenzen jenen der 66 Serien mit weniger eng aufgelösten Altersklassen.

Altersklasse	Anzahl	%
0 – 4	521	7,3
5 – 9	542	7,6
10 – 14	280	3,9
15 – 19	341	4,8
20 – 24	587	8,2
25 – 29	617	8,6
30 – 34	690	9,6
35 – 39	657	9,2
40 – 44	667	9,3
45 – 49	603	8,4
50 – 54	527	7,3
55 – 59	440	6,1
60 – 64	287	4,0
65 – 69	211	2,9
70 – 74	129	1,8
75 – 79	75	1,0
80+	0	0,0
Summe	7174	100

Abb. 5 Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei Alterseinteilung in 5-Jahresklassen (31 Serien; Individuen auf ganze Zahlen gerundet). Die Sterbetafel ergibt ein e_0 von 34,7 Jahren, ein e_{20} von 22,7 Jahren.

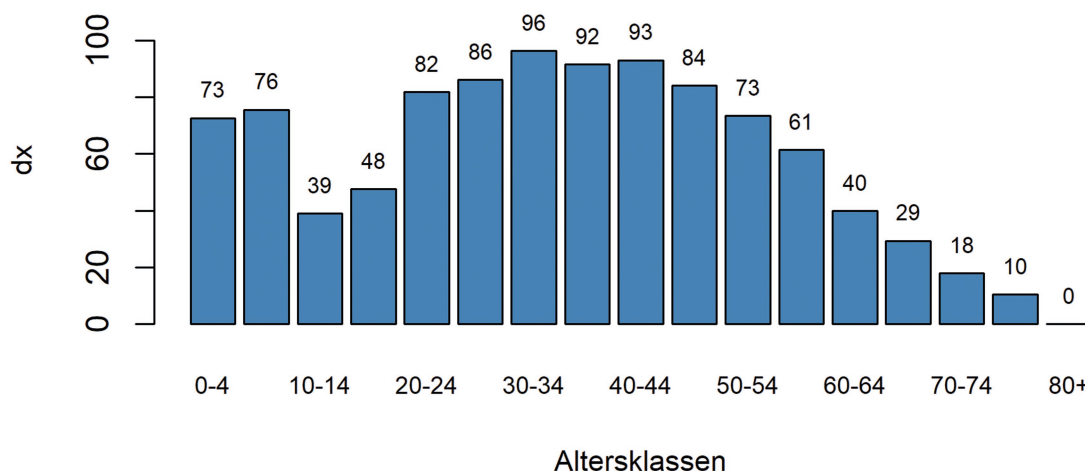


Abb. 6 Häufigkeiten (dx) in den Altersklassen von 31 Serien mit demografie-üblicher, feinerer Auflösung der Altersklassen. Daten nach **Abb. 5**. In der leichten Zweigipfligkeit spiegelt sich die geschlechtsspezifische Sterblichkeit wider.

Nach dem Minimum der Sterblichkeit in der Altersklasse 10-14 Jahre steigen die Zahlen mit der Klasse 20-25 Jahre stark an und fallen ab der Altersklasse 40-44 Jahre sukzessive ab. Der Bereich der maximalen Sterblichkeit deutet sich als 2-gipflig an mit Maxima bei 30-34 Jahre und 40-44 Jahre. Die Kindersterblichkeit in der Altersklasse 0-4 Jahre liegt unter jener der Altersklasse 5-10 Jahre, was auf ein Kleinst- und Kleinkinderdefizit in den vorliegenden Daten hinweist.

Berechnet man e_{20} für alle Einzelserien, die in 5-Jahres-Klassen vorliegen, ergibt sich ein Mittelwert von $23,2 \pm 4,9$ Jahren. Fasst man bei diesen 31 Einzelserien die Erwachsenen zu 10-Jahres-Klassen zusammen, ergibt sich für e_{20} ein Mittelwert von $23,4 \pm 5,0$ Jahren, die Vergrößerung der Alterseinteilung von 5 auf 10 Jahre macht also hinsichtlich e_{20} keinen nennenswerten Unterschied (plus 0,2 Jahre). Fasst man bei diesen 31 Einzelserien die Erwachsenen zu 20-Jahres-Klassen zusammen (d.h. zu adult, matur, senil), ergibt sich ein Mittelwert von $23,7 \pm 4,7$ Jahre, nun macht die Vergrößerung der Alterseinteilung also einen Unterschied von plus 0,5 Jahren (Std.abw. 0,7) aus. Die Vergrößerung der Alterseinteilung verringert zwar tiefere Einblicke in die Bevölkerungsstruktur erheblich, belässt den Wert von e_{20} jedoch nahezu unberührt – was ein wichtiges Ergebnis für diesbezügliche Populationsvergleiche ist.

ZUR FRAGE DER REPRÄSENTATIVITÄT DER VERSTORBENEN KINDER UND DES JUVENILITY INDEX

Für die Serie mit 5-Jahres-Klassen beträgt der Prüf-Index D_{5-9}/D_{10-14} nach Bocquet-Appel & Masset (1977) 1,94, liegt also unter der geforderten Schwelle von 2,0. Demnach hat die Gesamtserie Merowingerzeit aus Sicht der Demografie zu wenig 5- bis 9-Jährige – mindestens 19 Individuen im Alter 5- bis 9-Jahre fehlen, um auf den geforderten Wert von größer 2,0 zu kommen.

Der Juvenility Index (d.h. D_{5-14}/D_{20-60}) der Gesamtserie beträgt 0,15, liegt also wie gefordert über 0,1. Demnach ist der Anteil der 5- bis 14-Jährigen – trotz des leichten Fehlens von 5- bis 9-Jährigen – aus demografischer Sicht hinreichend. Nach der Schätzformel von Bocquet-Appel & Masset 1977 lässt der beobachtete Juvenility Index auf ein e_0 von 29,1 Jahren (1,5 Jahre) schließen. In solch' einer Population sollte nach Bocquet-Appel & Masset der Anteil der 0- bis 1-Jährigen bei 25 % liegen, der Anteil der 0- bis 5-Jährigen bei 39 % – gegenüber dem Ist-Wert von 7,3 %.

Berechnet man den Prüf-Index D_{5-9}/D_{10-14} für die 31 Einzelserien, ergibt sich ein Mittelwert von 3,0 bei einer Std.abw. von 3,5. Die im Verhältnis zum Mittelwert ausnehmend hohe Standardabweichung zeigt an, dass das Verhältnis der beiden Altersklassen zueinander keinem einigermaßen ähnlichen Muster folgt, sondern zwischen den Einzelserien extrem unterschiedlich ist. Bei immerhin 13 der 31 Serien wird die Forderung

„größer 2,0“ erfüllt. Damit fällt das Vorhandensein resp. Fehlen der Altersklasse 5 bis 9 Jahre in den merowingerzeitlichen Population sehr unterschiedlich aus.

Auf Ebene der 31 Einzelserien ergibt der Juvenility Index (JI) einen Mittelwert von 0,149 und eine Std.abw. von 0,067, d.h. er weist ebenfalls eine hohe Streuung auf. Bei 10 der 31 Serien (d.h. 32 % der Fälle) wird der nach Bocquet-Appel & Masset (1977) geforderte Mindestwert von 0,1 unterschritten. Nimmt man den JI nach Bocquet-Appel & Masset (1977) dennoch als Grundlage zur Schätzung von e_0 , ergibt sich für die 31 Serien ein Mittelwert von 30,7 Jahren (Std.abw. 7,5). Klammert man die Serien mit einem JI unter 0,1 aus, liegt der Mittelwert bei 26,6 Jahren (Std.abw. 4,8). Weil in mindestens 10 der 31 Serien die Anzahl der 5- bis 9-Jährigen unterrepräsentiert ist, ist der darauf aufbauende Juvenility Index für die Merowingerzeit keine brauchbare Kenngröße und folglich auch die wiederum auf dem JI aufbauende Schätzung von e_0 nach Bocquet-Appel & Masset (1977) nicht. Immerhin gibt das geschätzte e_0 von 26,6 Jahren für die vermutlich hinsichtlich der 5- bis 9-Jährigen einigermaßen repräsentativen 21 Serien eine gewisse Orientierung.

ZWISCHENBILANZ KENNZAHLEN MEROWINGERZEIT

Nach den Prüfindizes von Bocquet-Appel & Masset (1977) weisen die merowingerzeitlichen Serien nicht nur ein kräftiges Kleinst- und Kleinkinderdefizit auf (Sollwert ca. 39 % statt beobachtet 7,3 %), sondern auch der Anteil der 5- bis 9-Jährigen liegt in der Gesamtserie noch um ca. 0,3 % unter dem seitens der Demografie erwarteten Mindestanteil. Auf den merowingerzeitlichen Gräberfeldern wurden Kinder also nur selektiv bestattet und/oder sind aus taphonomischen Gründen nicht repräsentativ überliefert. Damit entfallen alle Kennzahlen, die eine sichere Überlieferung der Kinder 0 bis 5 Jahre erwarten, für die weitere Betrachtung. Aber auch Kennzahlen, die die Anzahl der 5- bis 9-Jährigen beinhalten wie z.B. der Juvenility Index und auf ihm aufbauende Schätzungen sind mit großer Vorsicht zu behandeln.

Da der Wert e_0 wesentlich von der Kindersterblichkeit abhängt, deren Ausmaß allein aus den Merowingerzeit-Daten nicht abgeschätzt und eventuell korrigiert werden kann, ist der Wert e_0 für weitere und vergleichende Studien unbrauchbar. Daher liegt der Schwerpunkt der folgenden Untersuchung auf dem Wert e_{20} , d.h. der Frage nach der mittleren Lebenserwartung jener, die das Erwachsenenalter erreicht haben – denn die-

ser Wert ist unabhängig von der schwer greifbaren Kindersterblichkeit. Die mittlere Lebenserwartung e_{20} liegt in der Merowingerzeit bei etwa 22,4 Jahren (Gesamtserie 10-Jahres-Klassen), resp. $22,9 \pm 4,5$ Jahren (Mittelwert Einzelserien 10-Jahres-Klassen).

Vergleich Modellsterbetafeln

UN 1955 UND COALE & DEMENY WEST

Die vielzitierten „UN 1955 life tables“ wurden seinerzeit geschaffen,¹⁷ um anhand von Stichproben oder einzelner Parameter belastbare Schätzungen zur Demografie zu erlauben für Staaten oder Regionen, für die auf modernen Vollerhebungen beruhende Statistiken zur Demografie nicht zur Verfügung stehen. Ihre Grundlage waren gut belegte, weltweit zusammengetragene Sterbetafeln von 158 Staaten aus den Jahren 1900 bis 1950.¹⁸ Dabei ist das Modell 40 das mit der geringsten Lebenserwartung, das Modell 1 das mit der höchsten Lebenserwartung. **Abb. 7** zeigt für ausgewählte Modelle im Bereich der geringen Lebenserwartungen die Kennzahlen e_0 und e_{20} . Man beachte die Tatsache, dass bei den Modellsterbetafeln von Level 40 bis einschl. 28 – anders als bei den hier angeführten archäoanthropologisch untersuchten Serien – e_0 stets kleiner ausfällt als e_{20} . Nach den im vorangehenden Abschnitt angeführten Überlegungen ist das direkt aus den Sterbetafeln für die Merowingerzeit abgeleitete e_0 wegen der nicht einschätzbaren Repräsentativität der Kleinst- und Kleinkinderzahlen als Kennzahl für archäoanthropologische Serien nicht brauchbar. Aber die Schätzung von e_0 auf ca. 26,6 Jahre anhand des Juvenility Index nach dem Ansatz Bocquet-Appel & Masset (1977) für die Serien, deren JI über 0,1 liegt (die also immerhin plausi-

Modell	e_0	e_{20}
28	35,7	35,8
30	32,3	33,8
32	29,2	31,8
34	26,3	30,0
36	23,6	28,3
38	21,1	26,8
40	18,8	25,5

Abb. 7 Ausgewählte Modelle aus den UN (1955) Model Life Tables mit e_0 und e_{20} .

bel viele 5- bis 9-Jährige aufweisen), dürfte einen brauchbaren Ansatzpunkt liefern. Danach wäre für die Merowingerzeit eine Ähnlichkeit zum UN 1955 Modell 38 zu erwarten (**Abb. 7**; siehe auch CASELITZ, 2021, 34 ff. mit 37 Abb. 17).

Der Vergleich der Merowingerzeitserie gemäß unseres oben dargelegten Protokolls mit den UN-Modellen zeigt (**Abb. 8**), dass die Anpassung an das UN Modell 40 am besten ist, aber dennoch statistisch signifikant von ihm abweicht: Relativ zum UN Modell 40 sterben überzufällig viele Adulte und Spätmature und überzufällig wenig Senile. Das Abweichungsmuster im Vergleich zu den UN 1955 Modellen 38 und 36 ist ähnlich, die Residuen und der resultierende Chi-Quadrat-Wert sind jedoch wesentlich höher als beim Modell 40. Die von Peter Caselitz (2021, 37 Abb. 17) konstatierte Nähe der Merowingerzeit zum Modell 36 hängt wohl damit zusammen, dass er – anders als hier – die Kinder mit in die Betrachtung einbezogen hat.

Der grundsätzliche Befund wiederholt bis auf vernachlässigbare Details beim Vergleich mit anderen demografischen Modellsterbetafeln, hier exemplarisch aufgezeigt an Coale & Demeny (1983) Modell West level 1 (**Abb. 9**). Die geschlechtsspezifisch angelegten Modelle von Coale & Demeny – oft nach ihrer Entstehungsinstitution auch ‚Princeton Tables‘ genannt – beruhen auf je 326 real beobachteten, wiederum weltweit zusammengetragenen Sterbetafeln, die nach typischen Sterblichkeitsverläufen zu vier Modellfamilien zusammengestellt und (etwas willkürlich) nach Himmelsrichtungen

benannt wurden. Wegen der besser passenden Alterssterblichkeit insbes. ab ca. Alter 50 Jahre wird beim Vergleich mit archäoanthropologischen Serien in der Regel das Modell „West“ gewählt. Es erweist sich auch hier, trotz aller Unterschiede, als dasjenige, das am besten auf die Merowingerzeit passt, und dort wiederum Level 1. Level 1 im Modell West steht für den geringstmöglichen Lebensstandard und hat bei Männern ein e_0 von 20,0 Jahren, bei Frauen von 18,0 Jahren und für beide Geschlechter (zusammengenommen) ein e_{20} von ca. 26,5 Jahren – Werte, die sehr nahe an denen des Modells UN 39 liegen und dem hier nach Bocquet-Appel & Masset (1977) auf Basis des JI für die Merowingerzeit geschätzten e_{20} . Für den Vergleich in **Abb. 9** wurden die Zahlen von Coale & Demeny (1983, 42 Level 1) für Männer und Frauen in eine Gesamtserie zusammengezogen. Der Vergleich ähnelt dem Befund zum UN 1955 Modell 40: Es sterben in der Merowingerzeitserie überzufällig viele Adulte und (Früh-) Mature und überzufällig wenige Senile.

Die Visualisierung der in **Abb. 8-9** untersuchten Zahlen als Liniendiagramm (**Abb. 10**) zeigt, dass die nach den Tests als hochsignifikant ausgewiesenen Unterschiede in einem Diagramm rein optisch klein anmuten können. Die Kurvenverläufe sind einander ähnlich, doch die Abweichungen bei den Altersklassen 20-30, 30-40 und 40-50 Jahre einerseits und den Altersklassen 60-70 und 70-80 Jahre andererseits sind groß und statistisch signifikant.

Altersklasse	Merowingerzeit	UN 1955 Modell 40		UN 1955 Modell 38		UN 1955 Modell 36	
		erwartet	Residuum	erwartet	Residuum	erwartet	Residuum
Jugendlich	689	719,0	-1,64	691,0	-0,11	661,9	1,54
Frühadult	2151	1965,1	6,62	1914,9	8,49	1859,3	10,61
Spätadult	2185	2087,6	3,39	2025,4	5,62	1956,8	8,14
Frühmatur	2065	2022,1	1,51	1980,9	2,99	1931,3	4,79
Spätmatur	1728	1668,1	2,27	1691,9	1,36	1708,3	0,74
Frühsenil	818	967,6	-7,16	1039,5	-10,26	1116,9	-13,38
Spätsenil	304	450,0	-9,96	515,5	-13,53	596,4	-17,47
80+	0	60,5	-11,03	81,0	-12,78	110,0	-14,91
		Chi² 314,9 p 0,0000		Chi² 521,9 p 0,0000		Chi² 831,6 p 0,0000	

Abb. 8 Vergleich der Sammelserie Merowingerzeit mit den Modellen 40, 38 und 36 nach UN 1955 ab Alter Jugendlich, d.h. ohne Berücksichtigung der Kinder. Der Chi-Quadrattest ergibt jeweils einen hohen Chi-Wert und einen p-Wert von 0,0000, d.h. die Abweichungen beobachtet vs. erwartet sind hochsignifikant.

Altersklasse	Merowingerzeit	Model West Level 1	Std. Res.
Jugendlich	689	691,0	-0,11
Frühadult	2151	1934,3	7,77
Spätadult	2185	1975,0	7,47
Frühmatur	2065	1861,7	7,39
Spätmatur	1728	1678,4	1,88
Frühsenil	818	1161,6	-15,17
Spätsenil	304	567,5	-16,11
80+	0	70,6	-13,56

Abb. 9 Vergleich der Sammelserie Merowingerzeit mit dem Modell Coale & Demeny (1983) West Level 1 ab Alter Jugendlich, d.h. ohne Berücksichtigung der Kinder. Der Chi-Quadrattest ergibt ein Chi von 729,6 und einen p-Wert von 0,0000, d.h. die Abweichungen beobachtet vs. erwartet sind hochsignifikant. Die folgenden Level 2 ff. gehen mit höheren Abweichungen einher.

PRE-INDUSTRIAL MODEL LIFE TABLES

Die fachliche Kritik an solchen Vergleichen ist alt: diese und ähnliche Modellsterbetafeln wie z.B. UN (1982) beruhen auf weltweiten demografischen Beobachtungen aus dem 19. und vor allem dem 20. Jahrhundert, d.h. sie spiegeln eine Lebensweise nach der industriellen Revolution wider (z.B. Woods, 2007, 375f.). Daher hatten J.-P. Bocquet-

Appel und Cl. Masset (1977) bei ihrer Einführung des Index D_{5-14}/D_{20+} (der später JI „Juvenility Index“ genannt wurde: BOCQUET-APPEL & MASSET, 1996), gezielt demografische Daten auch aus dem 17. und 18. Jahrhundert gesammelt (ca. 40 Populationen) und zum Vergleich herangezogen. Dieser Ansatz ist verschiedentlich aufgegriffen worden (z.B. PRESTON, MCDANIEL & GRUSHKA, 1993; WOODS, 2007; SÉGUY, BUCHET & BRINGÉ, 2008; 2013) und hat zum Angebot von verschiedenen „pre-industrial model life tables“ geführt. Ich wähle hier – wie auch Barbiera et al. 2021 – exemplarisch die präindustriellen Sterbetafeln von Robert Woods (2007) aus, um zu prüfen, ob sich die Ergebnisse wesentlich vom Bisherigen unterscheiden.

Woods stellt zwei Modelle vor (SE: South Europe, und EA: East Asia) und für diese Tafeln für e_0 von 20, 25, 30, 35 und 40 Jahren vor (Abb. 11), wobei beide Modelle im Vergleich zu Coale & Demeny (1983) West einander sehr ähnlich sind (WOODS, 2007, 380 Fig. 1).

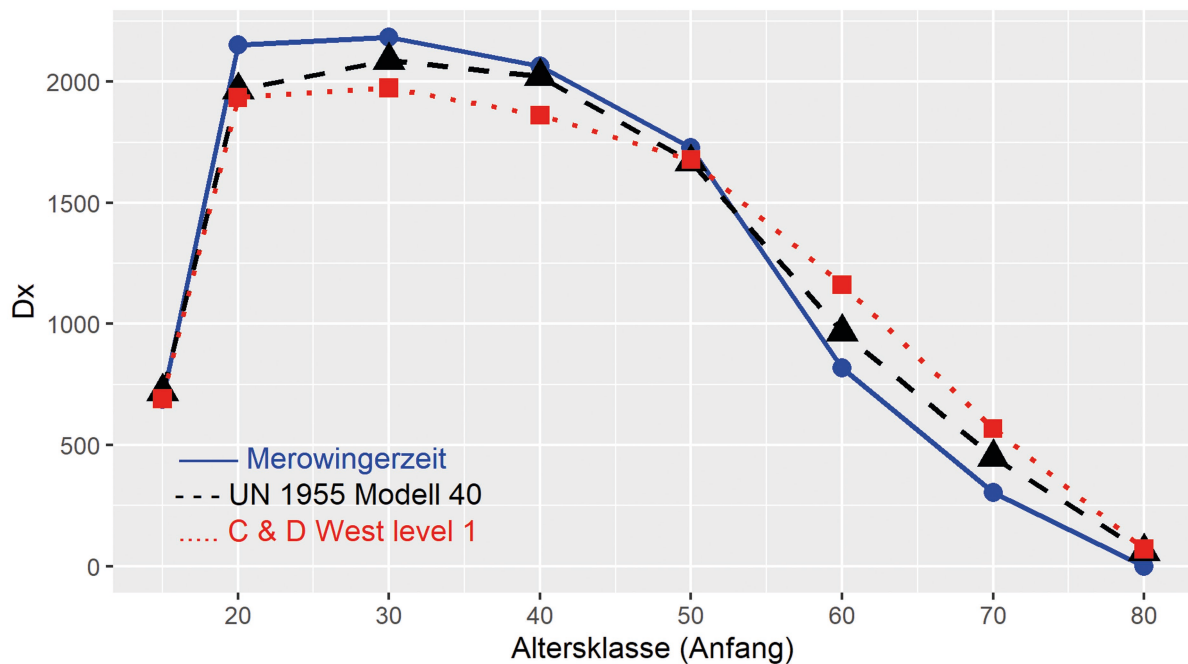


Abb. 10 Visualisierung des Serienvergleichs Merowingerzeit mit den Sterbehäufigkeiten gemäß UN 1955 Modell 40 und Coale & Demeny (1983) Modell West level 1.

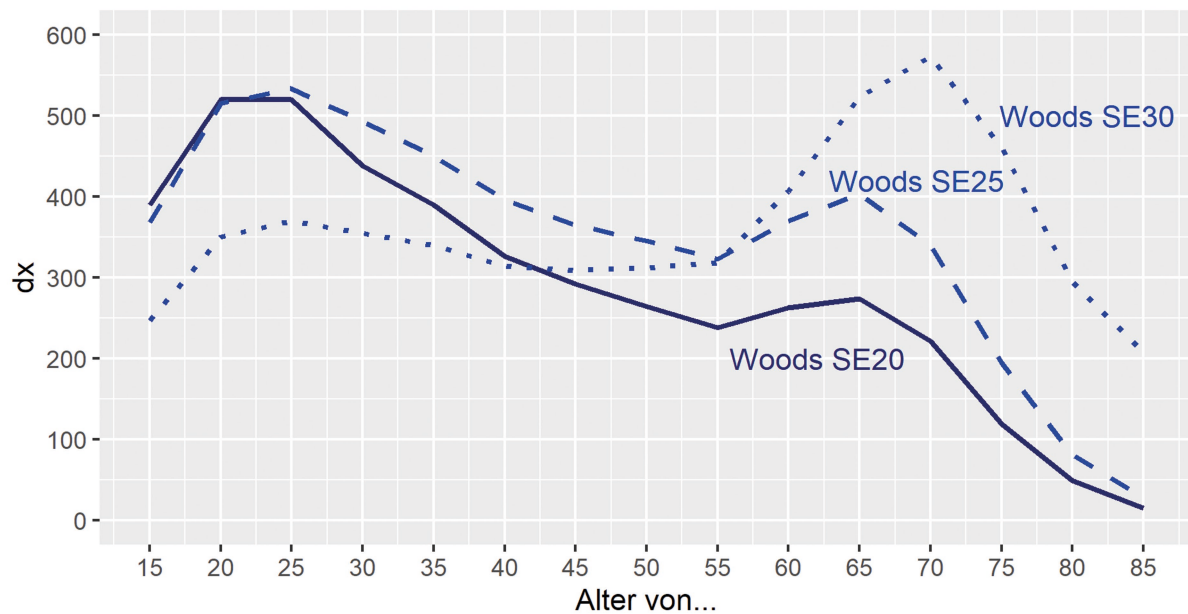


Abb. 11 Darstellung der Sterblichkeit ab Alter 15 Jahre nach dem Modell Woods (2007) SE für $e_0 = 20, 25$ und 30 Jahre.

Die Modelle von Woods zeigen einen mehr oder weniger zweigipfligen Verlauf der Sterblichkeit mit einem ersten Gipfel in der Frühadulthood und einem zweiten Gipfel im Alter über 60. Nur das Modell SE20 mit einem e_0 von 20,0 Jahren und

einem e_{20} von 24,7 Jahren kommt der Sterbekurve für die Merowingerzeit nahe (**Abb. 12**), weicht jedoch gemäß unserem Protokoll hochsignifikant von ihm ab: in der Merowingerzeit sterben signifikant mehr Adulte und Mature und weniger Se-

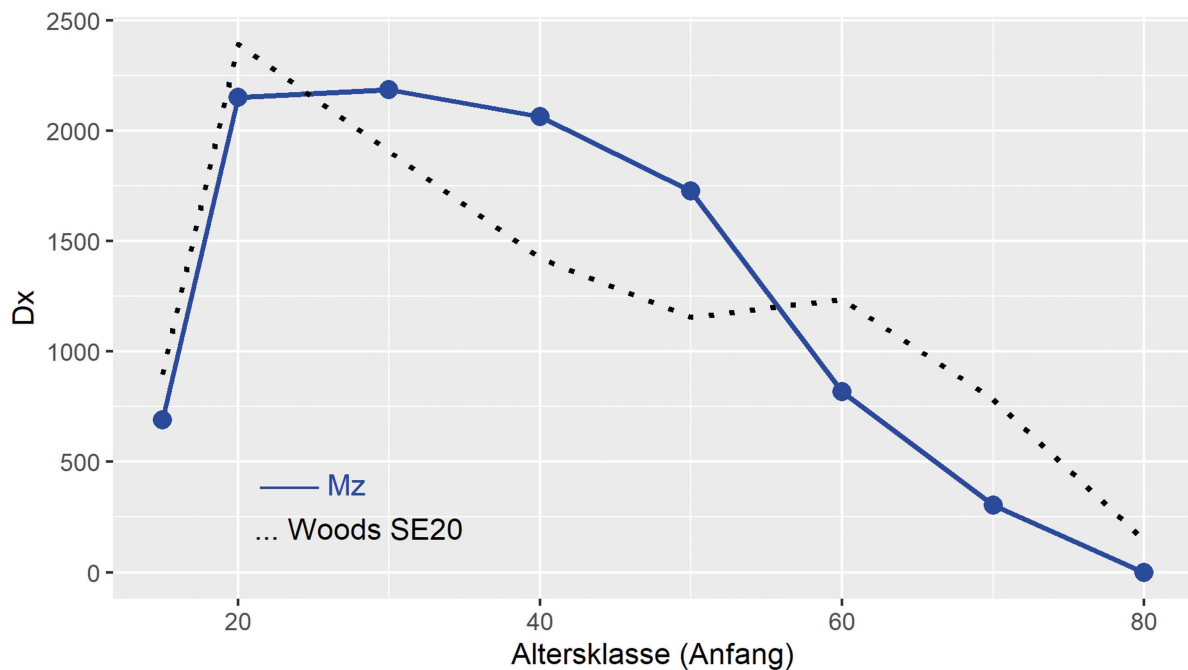


Abb. 12 Vergleich der Gesamtserie Merowingerzeit mit dem Modell SE20 nach Woods 2007.

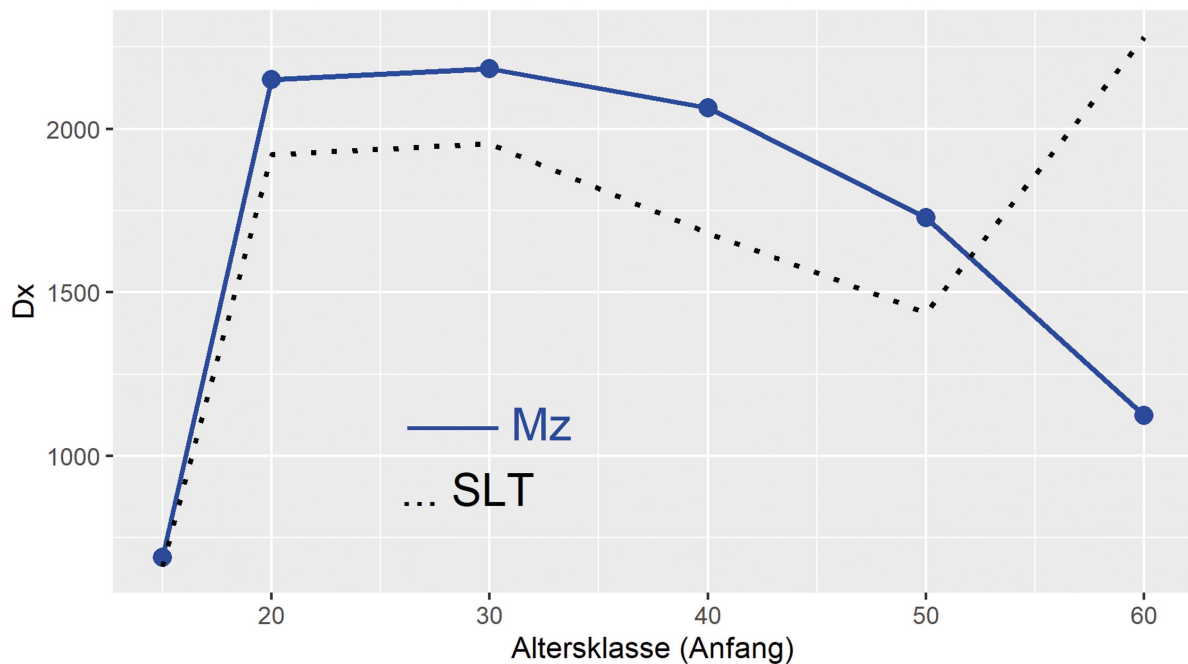


Abb. 13 Vergleich der Sterbefälle pro Altersklasse in der hier erarbeiteten Sammelserie Merowingerzeit mit der Standard Life Table (SLT) nach Barbiera et al. 2021, 84 Tab. 4.

nile. Das grundsätzliche Ergebnis beim Vergleich mit den klassischen Modellen UN 1955 und Coale & Demeny (1983) wiederholt sich also auch beim Hinzuziehen präindustrieller Sterbetafeln.

STANDARD LIFE TABLES FOR WESTERN AND SOUTHERN EUROPE FROM ANTIQUITY TO THE BLACK DEATH

Nach dem in der Einleitung Dargelegten liegt es nahe, auch die von Barbiera, Castiglioni & Dalla Zuanna (2021) vorgestellte Standard Life Table (SLT) mit unserer Sammelserie für die Merowingerzeit zu vergleichen.

Das resultierende Bild in **Abb. 13** ist wenig überraschend: der Verlauf der Sterblichkeit beider Serien ist ab der Altersklassen 15 Jahren ff. bis einschließlich 50-60 Jahre sehr ähnlich, weicht dann aber für die Altersklasse 60+ ungewöhnlich stark ab – ein Ergebnis des beschriebenen Auffüllens bei Barbiera et al. mit den von ihnen vermissten über 60-Jährigen. Entsprechend fällt der Signifikanztest zu **Abb. 14** aus: die Unterschiede sind statistisch hochsignifikant, alle Altersklassen Adult und Matur in unserer Merowingerzeitserie sterben wesentlich häufiger als nach der SLT erwartet, während in der Senilitas erheblich weniger versterben als nach der SLT erwartet. Vergleicht man die Residuen in den **Abb. 8, 9** und **14** wird deutlich, dass die Abweichungen unserer

Merwoingerzeitserie gegenüber dem Modell UN 40 sogar geringer ausfallen als gegenüber der SLT.

Nicht zuletzt verweist **Abb. 13** auf den wenig natürlichen, d.h. sehr unwahrscheinlichen Sterblichkeitsverlauf in der SLT mit jeweils sukzessive abfallenden Werten für die Altersklassen 30-40, 40-50 und 50-60 Jahre und dann einem erheblichen Anstieg für die Altersklasse 60+ – ein Bild, das keine der bisher verwendete Modellsterbetafeln (UN, 1955; COALE & DEMENY, 1983; WOODS, 2007) auch nur annähernd zeigt. All’ das unterstreicht meine in der Einleitung formulierte Skepsis gegenüber dem methodischen Ansatz von Barbiera et

Altersklasse	Merowingerzeit	erwSLT	Residuum
Jugendlich	689	665,4	1,09
Frühadult	2151	2028,9	3,51
Spätadult	2185	1980,0	5,95
Frühmatur	2065	1769,6	8,94
Spätmatur	1728	1451,7	8,71
Senil (60+)	1123	2035,5	-26,19

Abb. 14 Vergleich der Sammelserie Merowingerzeit mit der SLT von Barbiera et al. (2021) ab Alter Jugendlich, d.h. ohne Berücksichtigung der Kinder. Der Chi-Quadratstest ergibt ein Chi-Quadrat von 1991,3 und einen p-Wert von 0,0000, d.h. die Abweichungen beobachtet vs. erwartet sind hochsignifikant.

al. 2021, weshalb die SLT trotz der richtigen Ausgangsidee für Vergleiche m.E. nicht tauglich sind.

ZWISCHENBILANZ MODELLSTERBETAFELN

Zusammenfassend leite ich aus dem Vergleich mit den Modellen UN 1955, mit den sog. Princeton-Tafeln (COALE & DEMENY, 1983) Modell ‚West‘ und den Tafeln nach Woods 2007 die vorläufige These ab, dass die mittlere Lebenserwartung in der Merowingerzeit scheinbar sehr gering war, geringer als bei den im 19. und 20. Jahrhundert weltweit beobachteten präkärsten Bevölkerungen. Zugleich wissen wir: Die Körperhöhe als Indikator von guter Ernährung in Kindheit und Jugend war in der Merowingerzeit höher als in der Urgeschichte Mitteleuropas und als im Hochmittelalter (SIEGMUND, 2010), der BMI der Erwachsenen lag in einem gesunden Bereich, der keinesfalls auf eine umfassende Mangelernährung hinweist (SIEGMUND, 2012), und nicht zuletzt spricht ein starkes Bevölkerungswachstum mit einer Wachstumsrate r von etwas über 0,01 für gute Lebensverhältnisse in der Merowingerzeit (BARBIERA & DALLA ZUANNA, 2009; VAN LANEN ET AL., 2018; SIEGMUND, 2023). Diese Widersprüche unterstreichen den bereits wiederholt in der Fachdiskussion geäußerten Verdacht (zusammenfassend z.B. BOLDSSEN, MILNER & OUSLEY, 2022, Kap. 8.3.2), dass das aktuelle System der archäoanthropologischen Altersbestimmungen mit systematischen Verzerrungen einhergeht und die Sterbealter „staucht“, d.h. das Altersspektrum auf einen engeren Bereich zusammenzieht denn ehemals tatsächlich gegeben.¹⁹ Im Ergebnis sind die bisherigen Ergebnisse zu e_{20} als Mindestwert zu betrachten: die mittlere Lebenserwartung Erwachsener betrug in der Merowingerzeit mindestens 22,4 Jahre, lag jedoch sehr wahrscheinlich in einem noch unklaren Ausmaß darüber. Die nachfolgend durchgeführten diachronen Vergleiche dienen u.a. zur Erhärtung dieser These.

Diachroner Serienvergleich

Das Ergebnis einer mittleren Lebenserwartung e_{20} in der Merowingerzeit von 22,4 Jahren bleibt ohne Vergleiche, die eine historische Einordnung des ermittelten Wertes ermöglichen, recht abstrakt. Daher habe ich, ohne Anspruch auf Vollständigkeit, aus dem gleichen mitteleuropäischen Raum für vier Epochen, die vorwiegend die Körperbestattung praktizierten und sehr unterschiedliche Kultur- und Lebensverhältnisse repräsentieren, Sammelserien zusammengestellt. Eine Serie Alt- und Mittelneolithikum (LBK-Gräberfelder Aiterhofen, Derenburg, Nitra, Schwetzingen und Sonderhausen sowie das mittelneolithische Trebur), eine Serie aus der mitteleuropäischen Frühbronzezeit (Gräberfelder Aunjetitzer MES, Franzhausen I, Gemeinlebarn F, Großbreimbach, Neumarkt a.d. Ybbs, Sammelserie Frühbronzezeit in Baden-Württemberg und ergänzend das bereits mittelbronzezeitliche Pitten) und eine Serie (Spät-) Antike mit vorwiegend Körperbestatteten aus den nordwestlichen römischen Provinzen (Gräberfelder Augsburg St. Ulrich und Afra, Halbtun, Keszthely district, Keszthely-Dobogó, Mainz, Neuburg a.d. Donau, Stettfeld I, Somogyszil-Döglkút). Eine weitere Serie umfasst vorwiegend hochmittelalterliche Gräberfelder vorwiegend ländlicher Bevölkerungen aus Mitteleuropa (Bärenthal, Bilina, Espenfeld, Kloster Haina, Obermöllern, Rohnstedt, Schirmitz, Steffisburg, Tomils, Walkringen, Werlaburgdorf, Zürich-Münsterhof). Soweit möglich, werden diese Sammelserien nachfolgend sowohl im System der 10-Jahres-Klassen als auch in 5-Jahres-Klassen dargestellt (Abb. 16-23). Zunächst vermittele ich mit Abb. 15 einen zusammenfassenden Überblick über die Kennzahlen.

Berechnet man die Kennzahlen auf Basis der Einzelserien dieser Epochen (Abb. 15), ergeben sich zusätzlich zum Mittelwert Informationen

Epoche	N	Mittelwert	Std. abw.	Median	50 %-Spanne	Differenz zur Merowingerzeit
Alt- und Mittelneolithikum	6	19,4	2,3	19,5	17,4 – 21,6	-3,5 J.
Frühbronzezeit	7	18,5	1,2	18,8	17,5 – 19,3	-4,4 J.
nw. röm. Provinzen	8	22,4	1,7	22,5	21,6 – 23,8	-0,5 J.
Merowingerzeit	66	22,9	4,5	23,1	20,0 – 25,7	-/-
Hochmittelalter	12	24,5	6,1	24,4	20,5 – 30,2	+1,6 J.

Abb. 15 Statistiken für die mittl. Lebenserwartung e_{20} auf Basis der Einzelserien mit 10-Jahres-Klassen. Die Differenz zur Merowingerzeit beruht auf den Epochenmittelwerten.

über die epochenspezifische Streuung der Werte (Std.abw. und 50 %-Spanne). Dabei fällt die sehr geringe Streuung der Serien aus der Frühbronzezeit auf, was für – trotz des rel. großen Raumes, den die Serien abdecken – sehr ähnliche Lebensverhältnisse spricht. Möchte man die vergleichsweise hohe Streuung der Serien für die Merowingerzeit eventuell mit der weitaus höheren Zahl zusammengetragener Serien erklären, steht dem die nochmals höhere Streuung der hochmittelalterlichen Serien gegenüber. Daher deute ich die Werte in **Abb. 15** so, dass die Unterschiedlichkeit der epochenspezifischen Lebensverhältnisse zum Jüngerer hin zunimmt.

Die nachfolgenden Vergleiche der einzelnen Epochen mit der Sammelserie Merowingerzeit sollen über den stark generalisierenden Wert e_{20} hinaus näher aufzeigen, wo die Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen den Epochen liegen und diese Unterschiede gemäß unseres Protokolls auf statistische Signifikanz testen.

Altneolithikum

Der Unterschied der Sammelserie Alt- und Mittelneolithikum zur Gesamtserie Merowingerzeit ist statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 22,86 p 0,0008) (**Abb. 16**). Es sterben im Alt- und Mittelneolithikum überzufällig mehr Jugendliche bis Spätadulte als in der Merowingerzeit, die

Altersklasse	D_x	d_x	erw D_x	Residuum
Infans I	94	13,9	-	-
Infans II	72	10,7	-	-
Juvenil	47	7,0	41,1	1,36
Frühadult	136	20,2	123,0	1,91
Spätadult	138	20,5	124,8	1,92
Frühmatur	88	13,1	96,8	-1,40
Spätmatur	69	10,2	78,7	-1,67
Frühsenil	27	4,0	34,4	-1,85
Spätsenil	3	0,4	9,3	-2,94
Summe	674	100		p 0,0008

Abb. 16 Alt- und Mittelneolithikum: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei 10-Jahres-Einteilung (5 Serien: Aiterhofen, Derenburg u. Halberstadt, Nitra, Schwetzingen, Sonderhausen, Trebur). Zahlen auf ganze Individuen gerundet. Lebenserwartung Gesamtserie e_0 29,6, e_{20} 18,7 Jahre. Erwartungswerte aus dem Vergleich mit der Sterblichkeit in der Merowingerzeit; die Unterschiede sind statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 22,86, p 0,0008).

Übersterblichkeit in den adulten Altersklassen ist am größten.

Altersklasse	D_x	d_x	erw D_x	Residuum
0 – 4	61	10,0	-	
5 – 9	50	8,2	-	
10 – 14	37	6,1	-	
15 – 19	38	6,3	32,4	1,44
20 – 24	66	10,9	56,1	1,99
25 – 29	67	11,0	57,8	1,83
30 – 34	67	11,0	60,7	1,24
35 – 39	56	9,2	53,9	0,44
40 – 44	40	6,6	46,3	-1,37
45 – 49	33	5,4	40,2	-1,69
50 – 54	29	4,8	35,2	-1,55
55 – 59	31	5,1	32,8	-0,47
60 – 64	17	2,8	19,8	-0,91
65 – 69	7	1,2	11,8	-2,00
70 – 74	5	0,8	7,6	-1,33
75 – 79	3	0,5	4,5	-0,98
Summe	607	100		p 0,0207

Abb. 17 Alt- und Mittelneolithikum: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei Alterseinteilung in 5-Jahresklassen (5 Serien: Aiterhofen, Derenburg u. Halberstadt, Schwetzingen, Sonderhausen, Trebur; Individuen auf ganze Zahlen gerundet. Die Unterschiede zur Merowingerzeitserie sind statistisch signifikant (Chi-Quadrat 23,947, p 0,0207).

Der Blick auf die Serien mit Alterseinteilung in 5-Jahres-Klassen beruht zwar auf einer geringeren Datenbasis, erlaubt aber einen genaueren Befund, in welcher Altersspanne die Unterschiede liegen (**Abb. 17**). Statistisch sind die Unterschiede auch hier signifikant (Chi-Quadrat 23,947, p 0,0207).²⁰ Danach liegt die Übersterblichkeit im Alt- und Mittelneolithikum gegenüber der Merowingerzeit vor allem in den beiden Altersklassen 20-24 und 25-29 Jahre.

Frühbronzezeit

Auch für die Gesamtserie Frühbronzezeit ist der Unterschied zur Merowingerzeitserie hochsignifikant (Chi-Quadrat 77,37, p 0,0000) (**Abb. 18**). Die Übersterblichkeit fällt in die Altersklassen juvenil bis spätadult; die Residuen zeigen an, dass diese Unterschiede größer sind als im Alt-

und Mittelneolithikum. Die feinere Auflösung in 5-Jahres-Klassen zeigt (Abb. 19), dass die signifikanten Unterschiede Frühbronzezeit/Merowingerzeit vor allem bei den Jugendlichen und in der Altersklasse 20-24 Jahre liegen.

Altersklasse	D_x	d_x	erw D_x	Residuum
Infans I	228	15,6	-	-
Infans II	240	16,5	-	-
Juvenil	117	8,0	92,8	3,73
Frühadult	267	18,3	240,6	2,76
Spätadult	272	18,7	244,8	2,83
Frühmatur	193	13,2	199,3	-0,71
Spät matur	101	6,9	136,6	-4,63
Früh senil	28	1,9	54,7	-5,26
Spät senil	12	0,8	21,1	-2,84
Summe	1.458	100		p 0,0000

Abb. 18 Frühbronzezeit: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei 10-Jahres-Einteilung (7 Serien: Aunjetitzer MES, Franzhausen, Gemeinlebarn, Großbrembach, Neumarkt a. Ybbs, Sammelserie B.-W., Pitten). Zahlen auf ganze Individuen gerundet. Lebenserwartung Gesamtserie e_0 26,6, e_{20} 17,6 Jahre. Die Unterschiede zur Merowingerzeit sind statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 77,37, p 0,0000).

Altersklasse	D_x	d_x	erw D_x	Residuum
0 – 4	182	11,9	-	-
5 – 9	239	15,6	-	-
10 – 14	128	8,3	-	-
15 – 19	126	8,2	91,8	5,30
20 – 24	140	9,1	119,6	2,81
25 – 29	128	8,3	116,2	1,65
30 – 34	146	9,5	131,3	1,94
35 – 39	127	8,3	119,1	1,10
40 – 44	108	7,0	110,4	-0,34
45 – 49	75	4,9	88,5	-2,12
50 – 54	52	3,4	70,6	-3,24
55 – 59	45	2,9	59,7	-2,78
60 – 64	15	1,0	31,8	-4,28
65 – 69	12	0,8	23,4	-3,47
70 – 74	6	0,4	13,9	-3,02
75 – 79	6	0,4	9,3	-1,55
Summe	1.535	100		p 0,0000

Abb. 19 Frühbronzezeit: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei Alterseinteilung in 5-Jahresklassen (7 Serien: Aunjetitzer MES, Franzhausen, Gemeinlebarn, Großbrembach, Neumarkt a. Ybbs, Sammelserie B.-W., Pitten; Individuen auf ganze Zahlen gerundet). Die Unterschiede zur Merowingerzeit sind statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 101,16, p 0,0000).

Spätantike

Die Unterschiede zwischen den Gesamtserien Spätantike und Merowingerzeit sind statistisch nicht signifikant (Chi-Quadrat 7,896, p 0,2459) (Abb. 20). Lediglich die Sterblichkeit der Jugendlichen ist in der Spätantike gegenüber der Merowingerzeit leicht erhöht, jener der Senilen leicht niedriger. Der Blick in die feiner aufgelösten Serien unterstreicht den Befund (Abb. 21): die Unterschiede sind statistisch nicht signifikant, einzig die geringere Sterblichkeit der 15- bis 19-Jährigen in der Spätantike ist auffallend. Damit zeigt der Vergleich der Sterblichkeit erneut – wie schon die Studien zur Körperhöhe und zum BMI (SIEGMUND, 2010; 2012) – die hohe Ähnlichkeit des Lebensstandards zwischen nordalpiner Spätantike und Frühmittelalter.

Hochmittelalter

Der Unterschied zwischen den Gesamtserien Hochmittelalter und Merowingerzeit ist statistisch signifikant (Chi-Quadrat 20,027, p 0,0000)

Altersklasse	D_x	d_x	erw D_x	Residuum
Infans I	284	17,1	-	-
Infans II	115	6,9	-	-
Juvenil	71	4,3	79,1	-1,33
Frühadult	250	15,1	261,0	-1,08
Spätadult	296	17,9	286,2	0,94
Frühmatur	272	16,4	266,6	0,53
Spät matur	249	15,0	233,8	1,56
Früh senil	91	5,5	97,2	-0,93
Spät senil	28	1,7	33,2	-1,30
Summe	1.656	100		p 0,2459

Abb. 20 Spätantike nördl. röm. Provinzen: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei 10-Jahres-Einteilung (8 Serien: Augsburg, Halbthurn, Keszthely district, Keszthely-Dobogó, Mainz, Neuburg, Somogyuszil, Stettfeld I). Zahlen auf ganze Individuen gerundet. Lebenserwartung Gesamtserie e_0 32,7, e_{20} 22,4 Jahre. Der Unterschied zur Gesamtserie Merowingerzeit ist statistisch nicht signifikant (Chi-Quadrat 7,896, p 0,2459).

Altersklasse	D _x	d _x	erwD _x	Residuum
0 – 4	70	9,5	-	-
5 – 9	42	5,7	-	-
10 – 14	22	3,0	-	-
15 – 19	23	3,1	29,2	-1,67
20 – 24	52	7,0	56,5	-0,89
25 – 29	67	9,1	65,6	0,27
30 – 34	76	10,3	73,9	0,38
35 – 39	76	10,3	72,1	0,68
40 – 44	63	8,5	66,2	-0,58
45 – 49	62	8,4	62,3	-0,06
50 – 54	59	8,0	56,9	0,42
55 – 59	51	6,9	48,4	0,56
60 – 64	35	4,7	32,4	0,66
65 – 69	24	3,2	23,0	0,31
70 – 74	11	1,5	12,2	-0,49
75 – 79	7	0,9	7,4	-0,21
Summe	740	100		p 0,939

Abb. 21 Spätantike nördl. röm. Provinzen: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei Alterseinteilung in 5-Jahresklassen (4 Serien: Stettfeld I, Keszthely district, Keszthely-Dobogó, Somogyszil). Der Unterschied zur Gesamtserie Merowingerzeit ist statistisch nicht signifikant (Chi-Quadrat 5,5029 p 0,939).

Altersklasse	D _x	d _x	erwD _x	Residuum
Infans I	747	29,8	-	-
Infans II	215	8,6	-	-
Juvenil	122	4,9	114,4	1,04
Frühadult	328	13,1	330,7	-0,24
Spätadult	264	10,5	301,4	-3,39
Frühmatur	269	10,7	294,6	-2,34
Spät matur	324	12,9	295,9	2,57
Frühsenil	174	7,0	150,4	2,86
Spätsenil	60	2,4	53,6	1,27
Summe	2.503	100		p 0,0000

Abb. 22 Hochmittelalter Mitteleuropa: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei 10-Jahres-Einteilung (12 Serien: Bärenthal, Bilina, Espenfeld, Kloster Haina, Obermöllern, Rohnstedt, Schirmenitz, Steffisburg, Tomils, Walkringen, Werlaburgdorf, Zürich-Münsterhof). Zahlen auf ganze Individuen gerundet. Lebenserwartung Gesamtserie e_0 28,2, e_{20} 24,2 Jahre. Die Unterschiede zur Merowingerzeit sind statistisch signifikant (Chi-Quadrat 20,027, p 0,0000).

(Abb. 22). Er liegt vor allem in der geringeren Sterblichkeit Spätadultur und Frühmaturer sowie der höheren Sterblichkeit Spät maturer und Frühseniler im Hochmittelalter. Bei höherer Auflösung in 5-Jahres-Klassen wird die Datengrundlage kleiner, die Unterschiede sind weiterhin statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 54,754, p 0,0000) (Abb. 23): in den vier Altersklassen 20 bis 39 Jahre sterben im Hochmittelalter erheblich weniger Menschen als in der Merowingerzeit, demgegenüber besteht vor allem in den Altersklassen 55 bis 69 Jahre eine Übersterblichkeit gegenüber der Merowingerzeit.

Altersklasse	D _x	d _x	erwD _x	Residuum
0 – 4	202	18,1	-	-
5 – 9	77	6,9	-	-
10 – 14	45	4,0	-	-
15 – 19	55	4,9	50,8	0,87
20 – 24	53	4,7	66,5	-2,45
25 – 29	62	5,5	73,1	-1,92
30 – 34	61	5,5	77,5	-2,80
35 – 39	67	6,0	78,3	-1,90
40 – 44	73	6,5	82,0	-1,48
45 – 49	74	6,6	78,1	-0,69
50 – 54	89	8,0	80,4	1,43
55 – 59	88	7,9	74,0	2,42
60 – 64	89	8,0	64,1	4,59
65 – 69	47	4,2	37,9	2,15
70 – 74	21	1,9	19,3	0,56
75 – 79	16	1,4	13,1	1,14
Summe	1.119	100		p 0,0000

Abb. 23 Hochmittelalter: Gesamthäufigkeit der Altersklassen bei Alterseinteilung in 5-Jahresklassen (5 Serien: Bärenthal, Kloster Haina, Steffisburg, Tomils, Werlaburgdorf). Die Sterbetafel ergibt ein e_0 von 33,7 Jahren und ein e_{20} von 27,6 Jahren. Die Unterschiede zur Merowingerzeit sind statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 54,754, p 0,0000).

Zwischenbilanz diachroner Vergleich

Der vorangehende Abschnitt hatte verdeutlicht, dass die Kennzahl e_{20} aufgrund der Eigenheiten der Altersbestimmung an Knochen serien keinen Vergleich mit modernen demografischen Daten zulässt. Demgegenüber zeigt der hier durchgeführte diachrone Serienvergleich, dass trotz der Schwäche der archäoanthropologischen Altersbestimmungen signifikante Unterschiede zwischen

den Sammelserien bestehen und historische Erkenntnisse möglich sind: Zwischen der Merowingerzeit einerseits und Altneolithikum und Frühbronzezeit andererseits bestehen größere Unterschiede im Wert von e_{20} , die sich beim Vergleich nach dem hier entwickelten Protokoll als statistisch signifikant bis hochsignifikant erweisen. Die Bevölkerung der Merowingerzeit erreichte demnach relativ zu diesen urgeschichtlichen Serien ein signifikant höheres Lebensalter. Im Vergleich Merowingerzeit/Spätantike zeigen sich keine signifikanten Unterschiede, während der Vergleich mit der hochmittelalterliche Serie ein signifikant höheres Lebensalter im Mittelalter nachweist. Damit ist erhärtet, dass die archäoanthropologischen Altersbestimmungen zwar keinen Vergleich mit modernen demografischen Daten zulassen, aber dennoch sinnvolle Vergleiche von archäoanthropologisch untersuchten Serien untereinander.

Kalibration anhand demografischer Indizes?

Methodenprüfung anhand der Sammelserien (5-Jahres-Klassen)

Die in der Demografie beliebte Kennzahl e_0 ist für archäologisch erfasste Populationen ohne belastbare Aussagekraft, da sie wesentlich von der (von Gräberfeld zu Gräberfeld sehr unterschiedlichen) Kindersterblichkeit resp. deren Überlieferung geprägt ist. Klar ist, dass gerade die ersten Lebensjahre auf den frühmittelalterlichen Gräberfeldern nicht hinreichend repräsentiert sind, doch belastbare Aussagen zum – offenbar von Gräberfeld zu Gräberfeld unterschiedlichen – Umfang dieses Kleinkinderdefizits sind nicht möglich. Nach den gängigen Prüfparametern sind jenseits der Altersklasse 0 bis 5 Jahre bei ca. einem Drittel der hier untersuchten Serien auch die 5- bis 9-Jährigen unterrepräsentiert.

Die hier als Umgehung dieses Problems genutzte Kennzahl e_{20} – mittlere weitere Lebenserwartung derjenigen, die das Erwachsenenalter erreicht haben – ist unabhängig vom unlösbaren Problem fehlender Kinder, aussagekräftig und – wie hier exemplarisch gezeigt – für Populationsvergleiche tauglich. Das vorgeschlagene Protokoll erlaubt es zudem, Populationen altersspezifisch untereinander zu vergleichen und dabei auch die Signifikanz von Unterschieden zu testen, was allein anhand von Sterbetafeln und e_{20} -Werten nicht möglich ist.

Wie die anthropologische Fachdiskussion immer wieder aufgezeigt hat (z.B. LANGENSCHIEDT,

1985; JACKES, 1992; KEMKES-GROTTENTHALER, 1993; 2002; JUNGKLAUS, 2025) und die hier vorgenommenen Vergleiche mit den Modellsterbetafeln UN 1955, Coale & Demeny (1983) und Woods (2007) unterstreichen, ist das aus archäoanthropologischen Serien gewonnene e_{20} als Mindestwert zu verstehen: Die mittlere Lebenserwartung der untersuchten Population betrug mindestens den ermittelten Wert, lag jedoch sehr wahrscheinlich in unbekanntem Ausmaß darüber. Diese Eigenschaft als Mindestwert mindert nicht das Potenzial von e_{20} im archäoanthropologischen Populationsvergleich, hindert jedoch daran, paläodemografische Aussagen mit (modernen) demografischen Beobachtungen zu verknüpfen. Nicht zuletzt wäre es in der öffentlichen Kommunikation z.B. in Museen und populärwissenschaftlichen Publikationen nützlich, dem Auditorium handfestere Vorstellungen bieten zu können, indem man Jahresangaben vermittelt, die mit dem heutigen Leben vergleichbar sind. Daher möchte ich im folgenden Abschnitt versuchen, das übliche Ausmaß der Unterschätzung von e_{20} zu abzuschätzen, d.h. die bewährte archäoanthropologische Kennzahl e_{20} zu kalibrieren.

Dazu greife ich auf ausgewählte Indizes (Verhältniszahlen) zurück, die – dem Pioniervorschlag von Bocquet-Appel und Masset (1977) folgend – darauf zielen, unter Ausklammerung der Kinder 0 bis 5 Jahre durch das Verhältnis von zuverlässig altersbestimmbaren Individuen (Kindern und Jugendlichen) zu „Erwachsenen“ das Problem der mangelbehafteten Altersbestimmung Erwachsener zu umgehen.²¹ Denn der archäoanthropologische Befund „*erwachsenes Individuum*“ ist zuverlässig und meist auch an schlecht erhaltenem Material möglich, während die weitere Alterszuweisung Erwachsener – je älter desto mehr – als schwierig gilt. Seit Bocquet-Appel und Masset (1977) wurde eine Fülle solcher Indizes vorgeschlagen, unter denen ich kriteriengeleitet eine Auswahl treffe: ohne Einschluss der Kinder 0 bis 5 Jahre (wie z.B. bei PAINE & BOLDSSEN, 2002; MCFADDEN 2019); gut begründet und in der wiss. Literatur verwendet, d.h. auch jenseits der Erstpublikation in Gebrauch; anders als andere Indizes, d.h. allzu starke Redundanzen zu bereits etablierten Indizes vermeidend (z.B. BARBIERA ET AL., 2014; GALETA & PANKOWSKÁ, 2023a). Danach verbleiben für das Folgende:

- Juvenility index (JI, IJ): D_{5-14}/D_{20+} Anzahl der zwischen 5 und 15 Jahren verstorbenen Kinder, dividiert durch die Anzahl aller Erwachsenen. Zunächst nur als Prüfindex vorgeschlagen (BOCQUET-APPEL & MASSET, 1977, 326-329):

der Wert sollte über 0,1 liegen, andersfalls weist die untersuchte Serie sicher zu wenig ältere Kinder auf. Später (z.B. BOCQUET-APPEL & MASSET, 1996; BOCQUET-APPEL, 2002) wird der JI auch für weitergehende Aussagen genutzt.

- P-Index (PI), auch: „P(5-19)“ oder 15P5, „proportion of immatures“ alias „ratio of immatures“ (RI): D_{5-19}/D_{5+} , Anzahl der 5- bis 19-Jährigen, dividiert durch die Gesamtzahl aller über 5-Jährigen, nach Bocquet-Appel (2002, 639-643). In einer stabilen Population beträgt der P-Index ca. 0,17, wachsende Bevölkerungen haben höhere Werte bis ca. 0,6 (BOCQUET-APPEL, 2002, 642 Fig. 2). Man vergleiche Bocquet-Appel & Dubouloz (2004) und Bocquet-Appel & Naji (2006) sowie für das Frühmittelalter Barbiera & Dalle-Zuanna (2009), wo sich für die Zeit Chr. Geb. bis 13. Jh. Werte zwischen 0,15 bis 0,21 ergeben. Wie Galeta & Pankowská (2023a) gezeigt haben, hängt der P-Index – resp. der inhaltlich verwandte, rechnerisch in den P-Index überführbare Index d_{5+}/d_{20+} – eng mit dem Bevölkerungswachstum zusammen.
- Buikstra Index (BI): D_{30+}/D_{5+} , beschreibt den Anteil der über 30-Jährigen in einer Population (BUIKSTRA, KONIGSBERG & BULLINGTON, 1986). Da der Buikstra-Index stark negativ mit der Geburtenrate korreliert (BUIKSTRA ET AL., 1986), wird er auch zur Schätzung der Geburtenrate verwendet (z.B. DEWITTE, 2014).

In **Abb. 24** zeige ich für ausgewählte Modelle aus den Modellsterbetafeln UN 1955 die resultierenden Werte der Indices JI, PI und BI, in **Abb. 25**

Modell	e_0	e_{20}	JI	PI	BI
20	50,8	44,5	,034	,052	,893
22	46,9	42,4	,042	,064	,870
24	43,1	40,2	,052	,077	,846
26	39,4	38,0	,064	,091	,821
28	35,7	35,8	,077	,106	,794
30	32,3	33,8	,091	,123	,767
32	29,2	31,8	,108	,140	,739
34	26,3	30,0	,127	,158	,712
36	23,6	28,3	,147	,177	,684
38	21,1	26,8	,171	,197	,657
40	18,8	25,5	,197	,218	,631

Abb. 24 Ausgewählte Modelle aus den UN (1955) Model Life Tables mit e_0 und e_{20} sowie ausgewählten demografischen Indizes. JI: Juvenility Index; PI: P-Index (alias RI); BI: Buikstra-Index.

für die Level 1 bis 9 des Modells West nach Coale & Demeny (1983). Man erkennt die gemeinsamen Tendenzen, aber auch die Tatsache, dass sich die Werte der Indices für ähnliche Werte von e_0 und e_{20} zwischen UN 1955 und Coale & Demeny (1983) West leicht unterscheiden.

Level	e_0	e_{20}	JI	PI	BI
9	40,2	38,6	,059	,085	,835
8	37,7	37,4	,066	,093	,819
7	35,2	36,1	,074	,102	,802
6	32,8	34,8	,082	,112	,785
5	30,3	33,5	,091	,123	,766
4	27,8	32,2	,101	,134	,746
3	25,3	30,9	,112	,147	,725
2	22,9	29,5	,125	,160	,702
1	20,4	28,1	,140	,175	,678

Abb. 25 Ausgewählte Levels des Modell West nach Coale & Demeny (1983) – Männer und Frauen zusammen – mit e_0 und e_{20} sowie ausgewählten demografischen Indizes. JI: Juvenility Index; PI: P-Index (alias RI); BI: Buikstra-Index.

Aus den Zusammenhängen resp. Daten in **Abb. 24** habe ich mit Hilfe einer quadratischen Regression ermittelt,²² wie aus einem beobachteten JI, PI oder BI auf e_0 resp. e_{20} zurückgerechnet werden kann, wenn man die Modellsterbetafeln UN 1955 zu Grunde legt. Die resultierenden Schätzformeln lauten:

- $e_0 = -425,622 * JI + 1052,614 * JI^2 + 62,930$
- $e_0 = -376,002 * PI + 694,185 * PI^2 + 68,112$
- $e_0 = -150,214 * BI + 177,847 * BI^2 + 42,971$

Level	e_0	e_{20}	JI	PI	BI
40	40	41,9	,055	,079	,836
35	35	38,0	,058	,089	,803
30	30	35,6	,107	,134	,744
25	25	27,4	,113	,159	,659
20	20	24,7	,190	,224	,570

Abb. 26 Resultierende Kennzahlen des Modells Southern Europe (SE) bei Woods (2007, 379 Tab. 2) mit den Stufen $e_0 = 20-40$, dazu ausgewählten demografischen Indizes. JI: Juvenility Index; PI: P-Index (alias RI); BI: Buikstra-Index.

$$\begin{aligned} - e_{20} &= -250,881 * JI + 603,316 * JI2 + 51,844 \\ - e_{20} &= -218,407 * PI + 388,083 * PI2 + 54,744 \\ - e_{20} &= -69,698 * BI + 93,438 * BI2 + 32,266 \end{aligned}$$

Bei Zugrundelegung des Modells West nach Coale und Demeny (1983) sehen die Schätzungen wie folgt aus:

$$\begin{aligned} - e_0 &= -502,574 * JI + 1304,103 * JI2 + 65,251 \\ - e_0 &= -420,535 * PI + 781,612 * PI2 + 70,132 \\ - e_0 &= -174,846 * BI + 198,615 * BI2 + 47,689 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} - e_{20} &= -246,889 * JI + 590,600 * JI2 + 51,110 \\ - e_{20} &= -202,126 * PI + 332,879 * PI2 + 53,318 \\ - e_{20} &= -51,602 * BI + 78,236 * BI2 + 27,149 \end{aligned}$$

Im Falle von Woods 2007 reicht die Anzahl der Beobachtungen nicht für eine tragfähige quadratische Regression aus, weshalb als Behelf eine lineare Regression gerechnet wurde. Bei Zugrundelegung des Modells SE nach Woods (2007) sehen die Schätzungformeln wie folgt aus:

$$\begin{aligned} - e_0 &= -135,373 * JI + 44,155 \\ - e_0 &= -130,613 * PI + 47,902 \\ - e_0 &= 71,775 * BI - 21,857 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} - e_{20} &= -118,629 * JI + 45,924 \\ - e_{20} &= -116,713 * PI + 49,517 \\ - e_{20} &= 65,642 * BI - 13,907 \end{aligned}$$

Für die hier untersuchten Sammelserien (5-Jahres-Klassen) ergeben sich die in **Abb. 27** zusammengefassten Indizes. Aus diesen wiederum können mit Hilfe der oben angeführten Regressionsgleichungen die in **Abb. 28** zusammengestellten Altersschätzungen errechnet werden.

Im Vergleich zeigt sich, dass Altersschätzungen anhand des JI gemäß den o.g. Regressionen bisweilen zu stark und unplausibel von den drei übrigen Schätzungen abweichenden Werten führen.

Das dürfte damit zusammenhängen, dass der JI eine recht enge Altersspanne fasst, die bei unseren Serien – wie oben gezeigt – zudem mit den 5- bis 9-Jährigen in ca. einem Drittel aller Fälle nicht hinreichend überliefert ist. Der das junge Altersspektrum weiter fassende PI erweist sich als robuster. Daher wurde für die Mitte der Schätzungen in **Abb. 28** jeweils der Mittelwert der drei Schätzungen auf Basis des PI und des BI gebildet, unter Ausklammerung des JI. Allerdings führt **Abb. 28** zusätzlich die aus dem JI abgeleitete Schätzung von e_0 auf, wie sie 1977 von Bocquet-Appel & Masset vorgeschlagen wurde. Bei der Interpretation der resultierenden Werte von e_{20} in **Abb. 28** ist zudem zu bedenken, dass – ganz grundsätzlich – Regressionsrechnungen jenseits der Wertespanne der Referenzserien stets problematisch sind und ev. stark fehlerbehaftete Schätzungen liefern. JI-Werte höher als 0,20, PI-Werte höher 0,23 und BI-Werte kleiner 0,63 (**Abb. 27**) sind demnach durch die o.g. Regressionen nicht mehr abgedeckt. Daran wird deutlich, dass sich die in **Abb. 28** aufgeführten Schätzungen für die Sammelserie Altneolithikum am Rande des Verfahrens bewegen, während die Indexwerte für die Frühbronzezeit jenseits des durch die Modellsterbetafeln abgedeckten Bereichs liegen und folglich unsicherer sind.

Trotz dieser Einschränkungen bieten die in **Abb. 28** zusammengestellten Werte wertvolle erste Einblicke: Die Schätzungen von e_{20} nach UN 1955, Coale & Demeny (1983) und Woods 2007 fallen für alle Serien sehr ähnlich aus, jene für e_0 differieren stärker. Die Differenz zwischen e_{20} nach den Sterbetafeln und dem Mittelwert der Schätzungen nach UN 1955, Coale & Demeny West und Woods 2007 anhand der Indices geschätzten Werte liegt bei im Mittel +5,4 Jahren, bzw. +4,5 Jahren, wenn man den auffallend hohen Wert für die Spätantike unberücksichtigt lässt. Damit ist ein Ansatzpunkt gewonnen, wie stark die aus den

Epoche	e_{20}	CI	JI	PI	BI
Hochmittelalter	24,2	1,711	,165	,193	,682
Merowingerzeit	22,4	1,936	,150	,175	,644
Spätantike	22,4	1,909	,110	,130	,693
Frühbronzezeit	17,6	1,867	,427	,364	,438
Altneolithikum	18,7	1,351	,207	,229	,528

Abb. 27 Ausgewählte demografische Indizes, berechnet für die Sammelserien (5-Jahres-Klassen) der hier untersuchten Epochen. e_{20} beobachtet, nach Sterbetafel; CI: Child Index; JI: Juvenility Index; e_{20} ; PI: P-Index (RI); BI: Buikstra-Index. Grau: Prüfindex wird unterschritten; gelb: Prüfindex wird überschritten, d.h. erfüllt.

	B. & M. 1977		nach UN 1955		n. Coale & Demeny		Woods 2007		Mitte	
Epoche	e_{20}	e_0 (JI)	e_0	e_{20}	e_0	e_{20}	e_0	e_{20}	e_{20}	delta
Hochmittelalter	24,2	34,4	22,3	27,6	19,3	27,5	24,9	28,9	28,0	3,80
Merowingerzeit	22,4	29,1	21,8	27,3	19,0	27,3	24,7	28,7	27,8	5,37
Spätantike	22,4	34,4	27,6	30,9	25,3	30,8	29,4	33,0	31,6	9,07
Frühbronzezeit	17,6	11,2	17,3	23,2	14,9	21,7	-	-	22,5	4,85
Altneolithikum	18,7	23,6	15,8	23,3	12,8	23,1	17,0	21,8	22,7	4,03

Abb. 28 Mittl. Lebenserwartung e_{20} laut Sterbetafel sowie e_0 und e_{20} geschätzt nach Bocquet-Appel & Masset 1977 (auf Basis JI) und auf Basis der beiden Indices PI und BI nach den Life Tables UN 1955 und nach dem Modell West nach Coale & Demey (1983). Spalte „Mitte“ = Mittelwert e_{20} nach den drei Modellen UN 1955, Coale & Demeny West 1 und Woods 2007. Rechte Spalte „delta“ = Mittelwert e_{20} aus UN 1955, Coale & Demeny (1983) und Woods (2007) minus e_{20} nach Sterbetafel.

Sterbetafeln errechneten e_{20} -Werte zu kalibrieren sind, um auf einen mit demografischen Daten vergleichbaren e_{20} -Wert zu kommen: Die mittlere kalendarische Lebenserwartung e_{20} dürfte um ca. 5 Jahre höher liegen als die anhand von Knochen-serien ermittelte biologische Lebenserwartung e_{20} .

Anwendung auf Einzelserien in 10-Jahres-Klassen

Die in Kontinentaleuropa dominierende Einteilung der Kinder und Jugendlichen nach infans I, infans II und juvenil differiert leicht von dem demografie-üblichen System der 5-Jahresklassen. Wie lassen sich die zuvor erfolgreich für eine Kalibration eingesetzten Indices auf diese Serien übertragen und wie sehen die Ergebnisse aus?

Dazu berechne man für diese Serien Circa-Indices wie folgt:

- \sim JI = infans II / Summe (frühadult, spätadult, frümatur, spätmaur, frühsenil, spätsenil)
- \sim PI = (infans II + juvenil) / Summe (infans II ... spätsenil)
- \sim BI = Summe (spätadult, frümatur, spätmaur, frühsenil, spätsenil) / Summe (infans II ...

spätsenil)

Angewendet auf die Einzelserien ergeben sich für die jeweiligen Epochen die in **Abb. 29** zusammengestellten Kennzahlen Mittelwert \pm Standardabweichung.

Bezogen auf das aus den Sterbetafeln errechnete e_{20} ist die (Pearson-) Korrelation mit diesen Indexwerten sehr unterschiedlich: \sim JI: -0,154 (p 0,129, nicht sign.), \sim PI: -0,214 (p 0,034, sign), \sim BI (+0,758, p <0,01, hochsignifikant). Während die in **Abb. 29** zusammengestellten Werte im Vergleich zu den Werten in **Abb. 24-26** und **Abb. 27** zumindest für die drei jüngeren Epochen Spätantike, Merowingerzeit und Hochmittelalter im Rahmen des Plausiblen liegen, zeigt die Untersuchung der Korrelation zu e_{20} an, dass die Leistungsfähigkeit der drei Indices sehr unterschiedlich ist: Die beiden Indices \sim JI und \sim PI, in denen die Kinder infans II anteilig eine wichtige Rolle spielen, hängen nur sehr lose mit dem Sterbetafel- e_{20} zusammen, während der vorwiegend über Erwachsene definierte Index \sim BI signifikant und recht hoch mit e_{20} korreliert. Nicht zuletzt dürfte aufgrund der Berechnungsweise unser \sim BI am meisten dem auf 5-Jahres-Klassen beruhenden BI entsprechen.

Epoche	\sim JI	\sim PI	\sim BI
Hochmittelalter	,159 \pm ,073	,196 \pm ,069	,637 \pm ,110
Merowingerzeit	,096 \pm ,056	,137 \pm ,057	,667 \pm ,098
Spätantike	,137 \pm ,061	,160 \pm ,088	,669 \pm ,080
Frühbronzezeit	,277 \pm ,133	,293 \pm ,080	,501 \pm ,059
Altneolithikum	,175 \pm ,070	,220 \pm ,062	,570 \pm ,076

Abb. 29 Mittelwert und Standardabweichung der drei Indices \sim JI, \sim PI und \sim BI für die hier behandelten Epochen.

Daher berechne ich nach den oben ermittelten drei Regressionsgleichungen das geschätzte Alter anhand des BI und vergleiche die resultierenden Schätzungen mit dem e_{20} -Wert gemäß Sterbetafel (Abb. 30).

Die drei Schätzungen liegen jeweils nahe beieinander, wobei jeweils UN 19055 und Coale & Demeny West einander stets näher sind, während Woods 2007 etwas höhere Werte ergibt. Da es keinen guten Grund gibt, eine dieser Schätzungen als geeigneter auszuwählen, bilde ich deren Mittelwert. Das resultierend geschätzte Sterbealter

Besonderheiten von Einzelserien und deren Muster

Das bisherige methodische Vorgehen erlaubt es, auch innerhalb der Merowingerzeit die einzelnen Serien gegen die Gesamtserie auf signifikante Unterschiede zu testen: Folgt eine konkrete Einzelseerie im Sterblichkeitsverlauf dem Muster der Gesamtserie oder weicht sie signifikant von ihm ab? Führt man diese Tests für alle 66 Serien über die Altersklassen juvenil bis spätadult durch, ergibt sich, dass 44 Serien keine signifikante Abweichung vom

Epoche	e_{20} Sterbetafel	~BI & UN 1955	~BI & C & D	~BI & Woods	Mittelwert	delta
Hochmittelalter	24,2	26,8	26,9	27,9	27,2	2,7 \pm 4,0
Merowingerzeit	22,4	28,2	28,3	29,9	28,8	5,9 \pm 3,5
Spätantike	22,4	28,0	28,1	30,0	28,7	6,3 \pm 4,1
Frühbronzezeit	17,6	21,1	21,2	19,0	20,4	1,9 \pm 3,1
Altneolithikum	18,7	23,3	23,5	23,5	23,5	4,1 \pm 1,9

Abb. 30 Schätzung des mittleren Lebensalters e_{20} anhand des Index ~BI nach den Regressionsgleichungen auf Basis UN 1955, Coale & Demeny West sowie Woods 2007. „Mittelwert“ = Mittelwert der drei Schätzungen; „delta“ = Differenz dieser mittleren Schätzung (\pm Std. abw.) zum Sterbetafel- e_{20} , berechnet aus den Differenzen auf Ebene Einzelserien.

e_{20} liegt im Mittel ca. 5,2 (\pm 3,8) Jahre über dem e_{20} -Wert laut Sterbetafel.

Wie schon zuvor an den Sammelserien mit 5-Jahres-Altersklassen erarbeitet, ergibt sich auf diesem Weg auch für die Einzelserien ein Aufschlag auf das aus den Sterbetafeln errechnete e_{20} um ca. 5 Jahre. Daraus leite ich die These ab, dass für Erwachsene die tatsächliche mittlere Lebenserwartung e_{20} (kalendarisches Alter) im Altneolithikum bei etwa 24 Jahren lag und damit deutlich unter dem Niveau von UN 1955 Modell 40, und im Zeitabschnitt Spätantike, Merowingerzeit und Hochmittelalter bei etwa 28 Jahren lag und damit in etwa auf dem Niveau von UN 1955 Modell 36 bzw. Coale & Demeny West Level 1. Die Schätzung für die Frühbronzezeit auf ca. 20 Jahre ist nach dem bisher Dargelegten plausibel, aber mit großer Vorsicht zu betrachten, weil deren ~BI-Wert deutlich jenseits der Wertespanne des BI liegt, die sich für die Modellsterbetafeln ergab, die Schätzung also jenseits des verlässlichen Bereichs der obigen Regressionsgleichungen liegt.

Epochenüblichen aufweisen. Bei 22 Serien (33 %) zeigen sich signifikante Abweichungen. Überprüft man diese 22 auffälligen Serien im Hinblick auf die Frage, in welchen Altersklassen die signifikanten Abweichungen liegen, zeichnen sich zwei Muster ab: 9 Gräberfelder weisen signifikant wenig Juvenile und vor allem wenig Adulte auf und ausgleichend einen erhöhten Anteil an Spätmaturen und Senilen: Baar (ZG), Balzers (Liechtenstein), Basel-Kleinhüningen (BS), Eichstetten, Fridingen a.d. Donau, Kallnach (BE), Ried Mühlehölzli (FR), Sontheim Klingenberg und Stetten. Insgesamt 9 Gräberfelder folgen dem exakt umgekehrten Muster, d.h. sie weisen relativ viele Juvenile und Adulte auf sowie relativ wenige Mature und Senile: Kirchheim Ries, Kleinlangheim, Langenlonsheim, Munzingen, Mainz Hechtsheim, Saffig, Weingarten, Wesseling und Westheim. Vier Gräberfelder folgen keinem dieser beiden Muster, sondern weisen individuell in einzelnen Altersklassen starke Abweichungen vom Üblichen auf: Bonaduz (GR), Gumefens (FR), Heilbronn-Sontheim und Schretzheim. Fasst man die drei Gruppen entsprechend der beschriebenen Muster zusammen, ergeben sich die in Abb. 31 tabellierten Zahlen.

Die Lebenserwartung in der Merowingerzeit im diachronen Vergleich

Altersklasse	Mz-üblich	%	sign. wenig Adulte	%	Residuum	sign. viel Adulte	%	Residuum
Infans I	704		164			260		
Infans II	502		113			207		
Juvenil	292	6,1	80	4,9	-1,60	204	9,1	3,72
Frühadult	977	20,6	189	11,5	-7,07	674	30,0	7,30
Spätadult	1006	21,2	291	17,7	-2,50	686	30,6	7,18
Frühmatur	1034	21,8	342	20,8	-0,66	404	18,0	-3,16
Spätmatur	869	18,3	364	22,2	2,77	182	8,1	-10,08
Frühsenil	411	8,7	263	16,0	6,42	64	2,9	-8,34
Spätsenil	159	3,3	112	6,8	4,53	29	1,3	-4,57
Summe	5.954	100	1.918	100	p 0,0000	2.710	100	p 0,0000
Anzahl	44		9			9		
e ₂₀	23,0		28,3			16,7		

Abb. 31 Zusammenfassende Populationszahlen für die 44 Serien, die der merowingerzeit-üblichen Sterblichkeit folgen sowie jenen signifikant abweichenden Gräberfeldern, die entweder durch relativ wenige Juvenile und Adulte Tote auffallen resp. durch relativ viele Juvenile und Adulte Tote. Die Unterschiede der beiden andersartigen Serie zur Serie „Merowingerzeit-üblich“ sind statistisch hochsignifikant (Chi-Quadrat 111,47, p 0,0000 und Chi-Quadrat 272,94, p 0,0000).

Ob der deutlichen Unterschiede könnte es überflüssig erscheinen, die Residuen auszuweisen und die gewohnten Signifikanztests durchzuführen. Sie sind dennoch in **Abb. 31** im Vergleich zur merowingerzeit-üblichen Population (linke Spalten) integriert, weil sie helfen, die Intensität der Unterschiede mit anderen hier dargelegten Aspekten zu vergleichen. Die drei Gruppen unterscheiden einander in starkem Ausmaß.

Die Zeile e₂₀ in **Abb. 31** zeigt, welch' großen Einfluss diese Unterschiede scheinbar auf die mittlere Lebenserwartung haben: die eine Gruppe erreicht anscheinend eine um 5,3 Jahre höhere mittlere Lebenserwartung als das Epochenübliche, die andere Gruppe eine um 6,3 Jahre geringere Lebenserwartung als das Zeitübliche. Dabei liegt die mittlere Lebenserwartung der Gruppe mit relativ vielen Juvenilen und Adulten noch

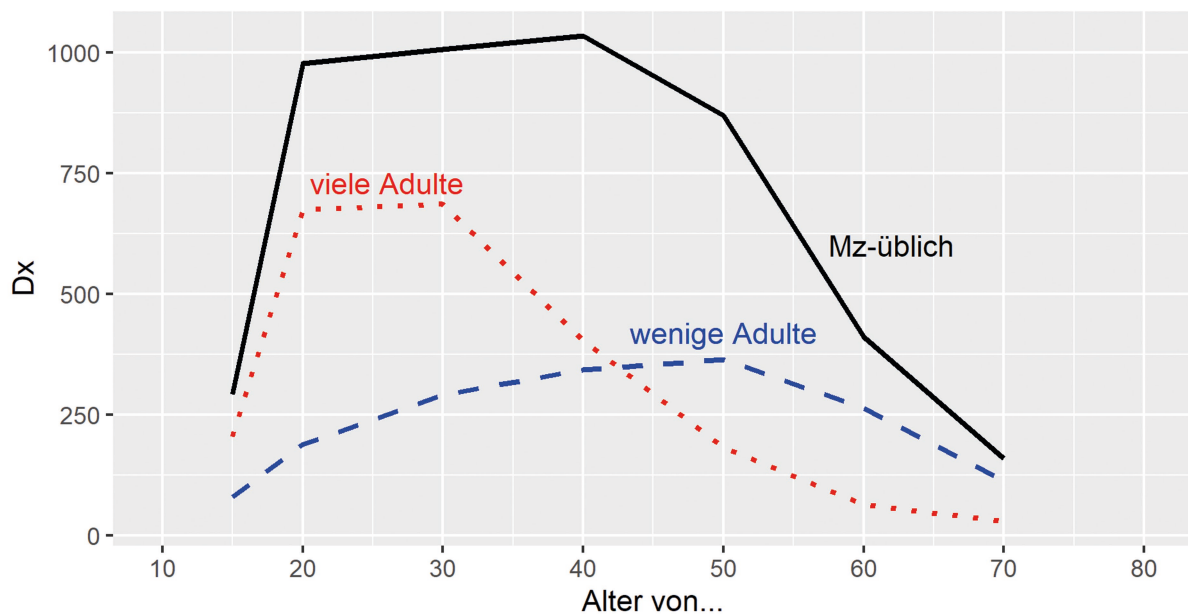


Abb. 32 Darstellung der Zahlen aus Abb. 31 als Liniendiagramm.

deutlich unter den e_{20} -Werten des Altneolithikums und der Frühbronzezeit. Liegen also bei ca. 14 % der Merowingerzeit-Populationen ungewöhnlich prekäre Lebensverhältnisse vor?

Eine andere Deutung liegt näher. Wie u.a. Rainer Schreg und der Verfasser gezeigt haben (SCHREG, 2020; SIEGMUND, 2023), ist die Merowingerzeit von einer starken Siedlungsdynamik und Binnenmigration geprägt mit vielen Siedlungs- und Gräberfeldneugründungen. Auswandererpopulationen umfassen in der Regel vor allem junge Individuen und junge Familien (z.B. CHAMBERLAIN, 2006, 38 f. mit Abb. 2.8), verändern also auf dem Gräberfeld sowohl der liefernden als auch der empfangenden Gemeinschaft die Alterszusammensetzung der Bevölkerung. Dieser Gedanke soll im folgenden wiederum durch den Vergleich mit Modellsterbetafeln erhärtet werden. Die bisher verwendeten Modelle – UN 1955, Coale & Demeny (1983) sowie Woods (2007) – setzen stabile Populationen voraus, d.h. ohne nennenswertes Wachstum oder Schwund. Daher ziehe ich nun Modelle heran, die auch wachsende resp. schrumpfende Bevölkerungen berücksichtigen. Statt der diesbezüglich klassischen Tafeln von Kenneth M. Weiss (1973) nutze ich die moderneren Tafeln von Isabelle Séguy, Luc Buchet und Arnaud Bringé (2008), da diese explizit auf sorgfältig ausgewählten präindustriellen Referenzpopulationen beruhen, d.h. prähistorischen Lebensverhältnissen vermutlich näher stehen (vgl. auch SÉGUY & BUCHET, 2013, Kap. VII). Die von Séguy, Buchet & Bringé (2008, 111-117) publizierten Modellsterbetafeln sind zunächst etwas komplizierter, da die Autoren keine fertigen Tafeln vorlegen, sondern Formeln, nach denen die einzelnen q_x -Werte (Sterbewahrscheinlichkeiten) für die jeweilige Altersstufe errechnet werden. Als Eingabe wird zunächst die Zahl a_{20} gesetzt, d.h. der Wert von $e_{20} + 20$ Jahre. Alternativ stehen Formeln bereit mit dem JI oder dem PI als Eingabeparameter. Aus den bereits dargelegten Gründen ziehe ich den PI anstelle des JI vor. Die Formeln nach a_{20} gelten hinsichtlich der Kinder als mäßig genau, weshalb ich – wie Séguy, Buchet und Bringé empfehlen – für die Modellsterbetafeln die Anzahl von Kindern bis einschl. 14 Jahre anhand der Formeln mit dem PI berechne, alle übrigen Altersklassen mit den Formeln anhand von a_{20} . Da hier in den anschließenden Vergleichen gemäß Protokoll die Kinder bis 14 Jahre nicht berücksichtigt werden, spielt die Frage JI, PI oder a_{20} als Ausgangswert für die Kinder jedoch praktisch keine Rolle.

Zunächst vergleiche ich die Modelle nach Séguy, Buchet & Bringé (2008) für eine stabile Bevölkerung ($r = 0,00$) mit einem PI von 0,175 und verschiedenen Altern a_{20} mit der Gesamtserie Merowingerzeit (**Abb. 33**). In allen Fällen ergibt sich ein hohes Chi-Quadrat und eine signifikante Abweichung der Serien, aber für $a_{20} = 43,5$ (d.h. $e_{20} = 23,5$) Jahre ist die Abweichung am geringsten. Unser berechneter Sterbetafel-Wert der Gesamtserie lag bei einem e_{20} von 22,4 Jahren, entsprechend einem a_{20} von 42,4 Jahren, die nun anhand der Sterbetafel von Séguy, Buchet & Bringé wahrscheinlich gemachte mittlere Lebenserwartung fällt also (nur) um ca. 1 Jahr höher aus.

Alter a_{20}	chi ²
46	325,7
45	217,5
44	156,9
43,5	146,1
43	148,7
42,5	168,1
42	199,4
41	309,2

Abb. 33 Ähnlichkeit der Gesamtserie Merowingerzeit zu verschiedenen Altersmodelle nach Seguy et al. 2008 ohne Bevölkerungswachstum ($r=0,00$). Tabelliert ist das jeweils resultierende Chi-Quadrat. Je kleiner Chi-Quadrat, desto höher die Ähnlichkeit von Modell und beobachteter Serie.

	r -0,01	r 0,00	r +0,01
„üblich“	199,2	97,8	182,1
„wenig Adulte“	318,7	179,3	103,4
„viel Adulte“	72,4	206,9	403,3

Abb. 34 Ähnlichkeit der drei verschiedenen Merowingerzeit-Populationen zu den Modellsterbetafeln von Seguy et al. 2008 bei Alter $a_{20} = 43,5$ Jahre. Tabelliert ist das jeweils resultierende Chi-Quadrat. Je kleiner Chi-Quadrat, desto höher die Ähnlichkeit von Modell und beobachteter Serie.

In einem zweiten Schritt vergleiche ich die oben herausgearbeiteten drei merowingerzeitlichen Teilsereien (**Abb. 34**) unter Zugrundelegung der Parameter $PI = 0,175$, $a_{20} = 43,5$ Jahre und jeweils $r = -0,01$ (starker Schwund), $r = 0,00$ (stabile

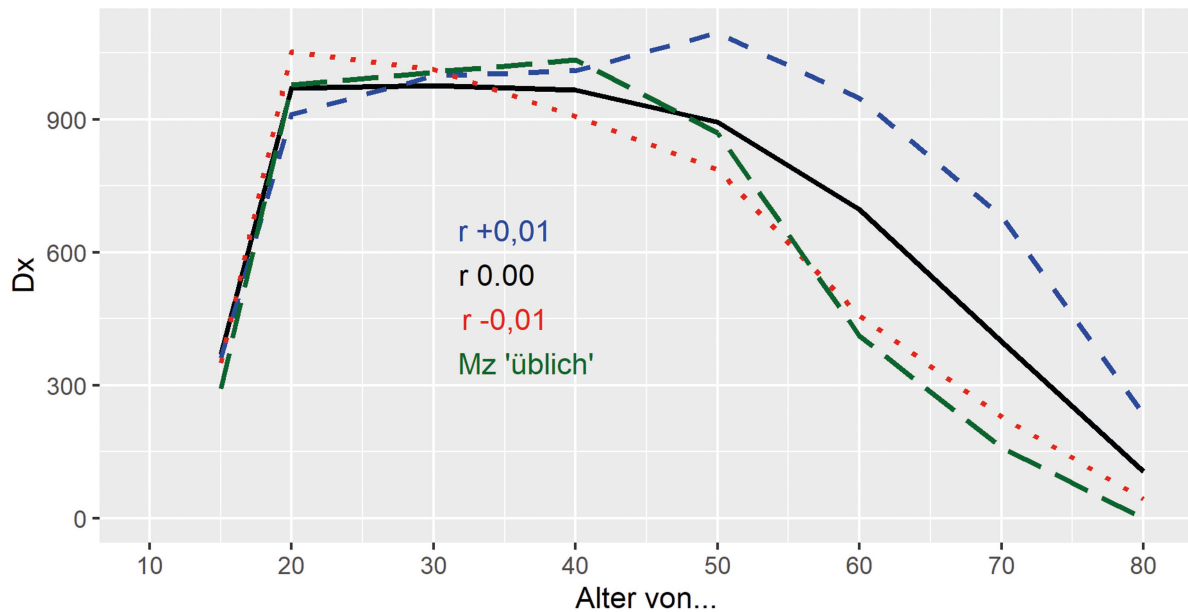


Abb. 35 Vergleich des Sterblichkeitsverlaufs nach Séguy, Buchet & Bringé (2008) für drei Populationen mit der gleichen Lebenserwartung a_{20} von 47,5 Jahren und unterschiedlichen Wachstumsraten r -0,01 (rot), r 0,00 (schwarz) und r +0,01 (blau). Eingespiegelt (grün) auch die Merowingerzeit-Teilserie „übliche Gräberfelder“.

Bevölkerung) und $r = +0,01$ (starkes Wachstum) mit den Modellsterbetafeln von Séguy, Buchet & Bringé (2008). Wiederum ergeben sich hohe Chi-Quadrat-Werte und jeweils signifikante Abweichungen (Abb. 34). Aber für die „üblich“ genannte Serie von 44 Gräberfeldern ist die Abweichung bei $r = 0,00$ erheblich geringer als für die Modelle Schwund resp. Wachstum, die Teilserie „wenig Adulte (und viel Mature-Senile)“ kommt dem Modell mit $r = +0,01$ nahe und die Teilserie „viel Adulte (und wenig Mature-Senile)“ dem Modell mit $r = -0,01$. Die Visualisierung Abb. 35 soll helfen, die Zusammenhänge besser zu verstehen.

Die drei in ihrer mittleren Lebenserwartung identischen Modellpopulationen nach Séguy, Buchet & Bringé zeigen (Abb. 35), dass Schwund oder Wachstum stark abweichende Alterszusammensetzungen verursachen. In einer wachsenden Bevölkerung (hier modellhaft mit $r = +0,01$) leben mehr – und sterben weniger – als üblich Jugendliche und junge Erwachsene, die mit dann zunehmendem Alter (d.h. mehr Nähe zur mittl. Lebenserwartung) jedoch auch mehr als üblich sterben. Daher zeigt in Abb. 35 die Linie für $r = +0,01$ ein Sterbemaximum bei den Spätmaturen. Beim Gegenmodell einer schrumpfenden Bevölkerung (hier modellhaft mit $r = -0,01$) gibt es in

der lebenden Population anteilig weniger Juvenile und Jungerwachsene als üblich, weshalb in Richtung auf die mittlere Lebenserwartung hin auch weniger fortgeschritten Erwachsene sterben als üblich. Während die Sterbekurve bei $r = +0,01$ nach dem Sterbemaximum recht steil abfällt, ist bei einer schwindenden Bevölkerung mit $r = -0,01$ das Gegenteil der Fall, der Verlauf der Sterbekurve in die höheren Altersklassen hinein ist deutlich flacher.

Die in Abb. 35 eingespielte Kurve der Merowingerzeit-Teilserie „üblich“ zeigt, dass diese Kurve in ihrem Verlauf deutlich mehr dem Modell $r = +0,01$ ähnelt als dem Modell $r = -0,01$. Die hier nach dem Maximum in der Altersklasse 40-50 Jahre relativ steil abfallende Sterbekurve ist jedoch, wie oben im Vergleich zu anderen Modellsterbetafeln bereits diskutiert, eher oder zumindest auch ein Artefakt der methodischen Schwierigkeiten und Mängel archäoanthropologischer Altersbestimmungen denn ein tatsächliches Abbild im Sinne von Bevölkerungswachstum. Zumindest sind beide Faktoren nicht zu entzerren, weshalb auf einen nach Séguy, Buchet & Bringé (2008) möglichen, differenzierteren Vergleich verschiedener Wachstumsfaktoren verzichtet wird.

Gibt es eine zeitliche Entwicklungen innerhalb der Merowingerzeit?

Die Frage nach der Entwicklung der Lebenserwartung innerhalb der Merowingerzeit liegt nahe. Sie ist jedoch aufgrund des Publikationsstandes und der hier zusammengestellten Daten kaum zu beantworten. Voraussetzung für eine belastbare Antwort wäre, dass zu allen archäologisch datierten Gräbern auch die individuellen anthropologischen Daten publiziert wären, samt entsprechender Datenerfassung. Oft sind jedoch keine archäoanthropologischen Individualdaten verfügbar, vielmehr nur die Serien als Ganze offengelegt. Dadurch bleibt das Aussagepotenzial eingeschränkt. Wobei eine entsprechend zielgerichtete Datensammlung für Serien mit Individualdaten möglich wäre – hier aber nicht vorgenommen wurde.

Daher steht für die Frage nach der zeitlichen Entwicklung nur eine sehr grobschlächtige Chronologie zur Verfügung, nämlich die Datierung resp. Belegungszeit der jeweiligen Serien insgesamt. Dazu wurde im Datensatz die allgemeine Datierung des jeweiligen Gräberfeldes vermerkt, und zwar nach den groben, unter den Spezialisten üblichen Kategorien (A) „5. Jahrh.“ (tatsächlich: ca. 450-530 n.Chr.), (B) „6. Jahrh.“ (tatsächlich: ca. 530-590 n.Chr.) und (C) „7. Jahrh.“ (tatsächlich ca. 590-670/80 n.Chr.), samt der Notation für länger laufende Gräberfelder z.B. als „BC“ oder „ABC“.

Daraus ergibt sich, dass der Mittelwert von e_{20} mit der Zeit ansteigt: (A): 20,3 Jahre, (B und BC): 22,2 Jahre und (C) 23,2 Jahre. Die Unterschiede sind jedoch statistisch nicht signifikant (Kruskal-Wallis-H-Test). Auffallend ist letztlich allein der um ca. 2 Jahre geringere e_{20} -Wert für das sog. 5. Jahrh. (ca. 450-530 n.Chr.). Hier bleibt jedoch die Deutung offen: beruht der Unterschied auf einer im Vergleich zum Späteren tatsächlich geringeren Lebenserwartung, oder auf der Tatsache, dass diese Gräberfelder weitaus mehr als die späteren von kurzer Dauer und einer Einwanderungsdynamik geprägt sind mit einer entsprechenden Selektion jüngerer Individuen aus der tatsächlich gegebenen Lebendbevölkerung. Kurz: die Eingangsfrage kann aufgrund der hier zusammengestellten Daten nicht beantwortet werden. Die generelle Ähnlichkeit der Lebenserwartung zwischen (Spät-) Antike und Merowingerzeit spricht eher gegen besondere Effekte im 5. Jahrhundert.

Diskussion

Die mittlere biologische Lebenserwartung e_{20} lag in der Merowingerzeit bei etwa 22,4 Jahren (resp. a_{20} 42,4 Jahre) bei einer üblichen Schwankung von ca. 3,7 Jahren zwischen den Populationen (gemessen an der Std.abw. der Teilserie „üblich“). Das Ergebnis ist nicht überraschend, es liegt im Rahmen der Ergebnisse anderer Synthesen, die mehr als ein Gräberfeld beleuchten (insbes. CASELITZ, 2021, 32 Tab 5a: 23,3 Jahre; vgl. KUNTER & WITTWER-BACKOFEN, 1996, 655 Abb. 522; KOKKOTIDIS, 1999, 211f. Tab. 14 mit e_{20} 25,8 Jahre für seine Alamannen Südwestgruppe und 214 Tab. 15 mit e_{20} 20,6 Jahre für seine Alamannen Nordostgruppe). Damit entspricht die mittlere Lebenserwartung in der Merowingerzeit ohne signifikante Abweichung in etwa jener der (Spät-) Antike in den nordwestlichen römischen Provinzen. Unsere exemplarische Sammlung für andere Epochen zeigt, dass die mittlere Lebenserwartung im Frühneolithikum und in der Frühbronzezeit im gleichen Raum signifikant abweicht und ca. 4 Jahre geringer war, und im Hoch- und Spätmittelalter ca. 2 Jahre höher lag als im Frühmittelalter.

Wie der Vergleich mit einer stark wachsenden und einer stark schrumpfenden Population nach den Modellsterbetafeln von Séguy, Buchet & Bringé (2008) zeigt, zeugen merowingerzeitliche Gräberfelder, die von den o.g. e_{20} -Werten stärker abweichen, vermutlich weniger von einer tatsächlich erheblich höheren oder auch erheblich geringeren Lebenserwartung, sondern vielmehr von einem für die Epoche besonders starken lokalen Wachstum (Zuwanderung) oder Schwund (Abwanderung), was beim Errechnen einer Sterbetafel zu einem scheinbar ungewöhnlich geringen oder hohen Wert von e_{20} führt.

Durch den Vergleich der epochenspezifischen Sammelserien mit einschlägigen demografischen Modellsterbetafeln wurde gezeigt, dass im Vergleich zu den dort relativ prekärsten Lebensbedingungen in der Urgeschichte und im Frühmittelalter signifikant (zu) viele Adulte und Frühmature starben und signifikant (zu) wenige Spätmature und Senile – was zu scheinbar besonders niedrigen Lebenserwartungen führt. Vor dem Hintergrund der innerfachlichen Debatte der Anthropologie bezüglich der Lebensalterbestimmungen unterstreichen und untermauern unsere Beobachtungen jedoch vielmehr die seit langem im Raume stehende These, dass die archäoanthropologischen Bestimmungen des biologischen Alters im Vergleich zum kalendarischen Alter die erreichten Lebensalter in Richtung auf

geringere Lebensjahre stauchen.²³ Somit sind e_{20} und a_{20} Kennzahlen, die (a) als Mindestwerte zu verstehen sind und (b) allein zum Vergleich von archäoanthropologischen Serien untereinander nutzbar sind, nicht jedoch zum Vergleich mit modernen demografischen Beobachtungen.

Zwecks Umgehung der beiden Probleme schwer fassbare Kindersterblichkeit und Unsicherheiten in der Altersbestimmung Erwachsener hatten Bocquet-Appel & Masset (1977) vorgeschlagen, mit geeigneten Indices zu arbeiten, anhand derer u.a. e_0 geschätzt werden kann mit Formeln, die an Referenzpopulationen gewonnen wurden. Unser hier dargelegter Versuch zeigt, dass sich für eine Schätzung von e_{20} der Buikstra-Index – d.h. der Anteil der ab Alter 30 Jahre Verstorbenen in einer Population – erheblich besser eignet als andere beliebte Indices wie z.B. der II oder der PI . Wendet man diesen methodischen Ansatz an, ergeben sich für die Merowingerzeit Schätzungen von e_{20} , die im Mittel circa 5 Jahre über dem Sterbetafelwert von e_{20} liegen. Die mittlere kalendarische Lebenserwartung in der Merowingerzeit dürfte demnach bei ca. 47,5 Jahren (a_{20}) gelegen haben (Sterbetafel- a_{20} + 5 Jahre).

Für das römische Reich, genauer die Römische Kaiserzeit, gibt es Versuche, die mittlere Lebenserwartung aufgrund von schriftlichen Quellen zu ermitteln. Die klassische Studie von Roger S. Bagnall und Bruce W. Frier (1994) beruht auf römischen Census-Daten des 1.-3. Jahrh. aus dem antiken Ägypten. Sie berechnen für Frauen ein e_{20} von ca. 31 Jahren (BAGNALL & FRIER, 75 Tab. 4.1) und für Männer von ca. 29 Jahren (ebd., 91 Tab. 5.1). In Folge einer sehr komplexen Abwägung und Diskussion betrachten Bagnall & Frier das Modell von Coale & Demeny (1983) West Level 2 (d.h. e_{20} 29,9 Jahre) als das wahrscheinlich passendste für die römerzeitlichen Ägypterinnen (ebd., 88 Fig. 4.3) und das Level 4 (d.h. e_{20} ca. 32,7 Jahre) für die römerzeitlichen Ägypter. Walter Scheidel (2001, insbes. 118-180) formulierte jedoch zahlreiche sachliche und methodische Einwände gegen diese Studie, allerdings ohne eigene Schätzungen vorzulegen. Die „*Ulpian's Tafel*“ genannten Berechnungen des römischen Juristen Ulpian (ca. 170-228 n. Chr.) ergeben für das kaiserzeitliche Italien eine geschlechtsübergreifende mittlere Lebenserwartung e_{20} von 28 Jahren (FRIER, 1982; LANGNER, 1998, 311 Tab. 3; PFLAUMER, 2014). Günther Langner (1998) errechnet aus der Zusammenstellung aller im CIL publizierten Inschriften mit Altersangaben auf (vorwiegend kaiserzeitlichen) römischen Grabsteinen ein e_{20} von 27,7 Jahren (LANGNER, 1998, 317 Tab. 6). Auch

wenn die Argumente, konkreten Zahlen und untersuchten Räume unterschiedlich sein mögen, bieten sie für die vorliegende Studie einen wichtigen Anker: Das oben für die nordalpine (spät-) antike Sammelserie berechnete e_{20} von 22,4 Jahren liegt wesentlich unter diesen auf Schriftquellen basierenden Vergleichswerten. Demgegenüber führt die hier vorgeschlagene Kalibration für die Knochenreihen zu einem e_{20} von ca. 27,5 Jahren (Abb. 20) bzw. 31,6 Jahren (Abb. 28) und damit in eine durchaus vergleichbare Größenordnung wie die schriftquellenbasierten Zahlen. Ich nehme dies als Bestätigung dafür, dass der oben dargelegte Kalibrationsansatz im Großen und Ganzen zutreffend ist, d.h. geeignet, um aus einem mittleren biologischen Alter ein mittleres kalendarisches Alter zu schätzen.

Da sich anhand der Knochenreihen für die Merowingerzeit ein gegenüber der (Spät-) Antike sehr ähnliches Niveau der mittleren Lebenserwartung ergibt, spricht das Ergebnis unserer Kalibration dafür, dass der Lebensstandard – hier gemessen an der mittleren Lebenserwartung – im Frühmittelalter entgegen weit verbreiteter Meinungen in etwa auf dem Niveau der Römischen Kaiserzeit lag.

Der Blick auf das Thema Bevölkerungswachstum resp. -schwund macht deutlich, dass die hohe epocheninternen Schwankungen des e_{20} -Wertes zwischen den Populationen auch oder gar wesentlich mit lokalen Bevölkerungswachstum resp. -schwund zu tun haben dürften. Die verfügbaren Daten enthalten jedoch keinen Ansatzpunkt, um bei einem beispielsweise ungewöhnlich hohen Wert von e_{20} zu entscheiden, ob dieser für eine tatsächlich erhöhte Lebenserwartung steht oder (Schein-) Ergebnis einer faktisch gleich alt werdenden, jedoch erheblich wachsenden Population ist.

Das hier vorgeschlagene und verwendete Protokoll beruht auf einem Chi-Quadratstest und den Residuen (standardized adjusted residuals). Es ermöglicht einen zuverlässigen, statistisch abgesicherten Altersvergleich von Sammelserien oder Referenzserien miteinander und auch von Einzelserien gegen eine Sammelserie und lässt nicht nur erkennen, ob ein signifikanter Unterschied besteht, sondern auch, in welchen Altersklassen einer Population dieser Unterschied vor allem liegt. Bei der Publikation einer lokalen Population sollte neben der reinen Mitteilung des e_{20} -Wertes (statt e_0) auch der Vergleich mit einer großen Referenzserie wie z.B. der hier erarbeiteten und ein entsprechender Test auf die Signifikanz oder Nicht-Signifikanz der Unterschiede zur Routine werden.

Anmerkungen

¹ Kernpublikationen meines Projekts „Archäologie des Lebensstandards“: Siegmund, F. (2010). *Die Körpergröße der Menschen in der Ur- und Frühgeschichte Mitteleuropas und ein Vergleich ihrer anthropologischen Schätzmethoden*. Norderstedt: Books on Demand. – Siegmund, F., (2012). Körpergewicht und BMI bezeugen einen hohen Lebensstandard im europäischen Mittelalter. *EAZ – Ethnographisch-Archäologische Zeitschrift* 51 (1/2), 2010 (2012), 258-282. – Siegmund, F. (2024). Die Bevölkerungsentwicklung zur Merowingerzeit in West- und Süddeutschland. *Archäologische Informationen*, 46, 275-316.

² Grundlegender Datenfundus: United Nations (2025). Model Life Tables: <https://www.un.org/development/desa/pd/data/model-life-tables> [1.12.2025]. Einen bequemen Zugriff auf aktuelle Daten und anschauliche Grafiken zu einer Fülle von Themen, u.a. „Life expectancy“ bietet die von der Universität Oxford betriebene Website „Our world in data“: <https://ourworldindata.org/> [1.12.2025]. Für Deutschland konsultiert man die Website *destatis.de*, die auf den Daten des Statistischen Bundesamtes beruht: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/_inhalt.html resp. https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Sterbefaelle-Lebenserwartung/_inhalt.html [1.12.2025] sowie das (ebenfalls staatliche) „Demografieportal“: <https://www.demografie-portal.de/DE/Fakten/lebenserwartung.html> [1.12.2025].

³ Die zeitweise als Durchbruch insbes. für ältere Individuen gehypte Methode der Altersbestimmung per Zahnzementannulation (z.B. Wittwer-Backofen, U. & Buba, H. in: HOPPA & VAUPEL, 2002, 107-128) hat sich in Folge mehrerer kritischer Studien nicht durchgesetzt und ist keine Routine bei der Skelettbefundung und Altersbestimmung geworden (z.B. WITTEW-BAKOFEN ET AL., 2008, 393 mit Tab. 6; OBERTOVÁ & FRANCKEN, 2009).

⁴ Dass die US-amerikanische Anthropologie und in ihrer Folge heute mehrheitlich auch die britische Anthropologie spätestens seit den 1980er-Jahren abweichenden Standards folgt (siehe z.B. Powers, 2012), insbesondere hinsichtlich der Altersbestimmungen an den Schädelnähten (s. RUENGDI, CASE & MAHAKKANUKRAUH, 2020), ist erwähnenswert und geeignet, nicht-anthropologische Nutzer der Ergebnisse zu irritieren, spielt aber für unsere auf Kontinentaleuropa zielende Untersuchung keine Rolle, da hier die o.g. mitteleuropäische, mehrsprachige Forschungs- und Methodentradiation dominiert (grundlegende Referenzwerke im anglophonen Raum: LOVEJOY ET AL., 1985; MEINDL & LOVEJOY, 1985; BROOKS & SUCHY, 1990; İŞCAN & ROTH, 1984/1986; BUIKSTRA & UBELAKER, 1994; BUCKBERRY & CHAMBERLAIN, 2002).

⁵ Mit „Kleinkindern“ wird üblicherweise die Altersklasse infans I gemeint oder auch die Altersklasse 0 bis 5 Jahre, als „Kleinstkinder“ werden Kinder bis zum Alter von 1 Jahr bezeichnet.

⁶ Die aus dem Berechnen einer Sterbetafel abgeleitete Lebenserwartung bei der Geburt (e_0) hängt naheliegenderweise stark vom Anteil verstorbener Kinder ab. Ist dieser Anteil hoch, ergibt sich ein geringes e_0 , ist der Anteil niedrig, fällt e_0 entsprechend höher aus. Folglich ist das even-

tuelle Fehlen ehemals tatsächlich vorhandener Kinder in einer Skelettserie sowie die Methode, die ev. für deren Auffüllen verwendet wurde, ausschlaggebend für den Wert e_0 .

⁷ Die Grundlage ist näher beschrieben bei BOCQUET-APPEL, 2002, 639 Anm. 3.

⁸ Für die überwiegende Mehrheit der Leser dürfte ein genaueres Nachvollziehen der beiden folgenden Formeln nicht notwendig sein, es genügt zu wissen, dass es solche Schätzformeln gibt.

⁹ Die 'ratio of immatures', später auch P-Index genannt: $D_{5-19 / D5+}$

¹⁰ Nicht zuletzt: der archäologische Umgang mit ergänzten Kindern und ergänzten Senilen bleibt ungeklärt: Wenn man z.B. Beigabenhäufigkeiten in den jeweiligen Altersklassen analysiert und miteinander vergleichen möchte, geschieht dies auf Grundlage der beobachteten Toten oder inklusive der ergänzten Toten?

¹¹ Siehe z.B. Statistisches Bundesamt (2025). 15. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung für Deutschland: <https://service.destatis.de/bevoelkerungspyramide/index.html>; Bund – Länder Demografieportal (2025): Altersstruktur der Bevölkerung: <https://www.demografieportal.de/DE/Fakten/bevoelkerung-alterstruktur.html> [1.12.2025].

¹² Das alternativ insbes. in der Schule rund um Bernd Herrmann (Göttingen) verwendete 7-Jahres-System mit früh-, mittel- und spätadult etc. (z.B. HERRMANN U.A., 1990, 309) hat sich hingegen nicht breiter durchgesetzt.

¹³ Mögliche Biomialtests führen, wie man leicht selbst ausprobieren kann, angesichts der üblichen Kleinheit von Gräberfeldpopulationen zu unbefriedigenden Ergebnissen, weshalb mir auch kein Beispiel dieses Vorgehens bekannt ist.

¹⁴ Die angegebenen Werte sind in bewusster Vereinfachung „Konfidenzintervalle einer beobachteten Häufigkeit aus einer binomialverteilten Grundgesamtheit“. Im Falle der Sterbetafeln mit z.B. sieben Altersklassen ist das theoretisch richtigere Modell „Konfidenzintervalle einer beobachteten Häufigkeit aus einer multinomialverteilten Grundgesamtheit“. Das obige Beispiel 10 von 100 (d.h. 10%) ergibt dann ein Konfidenzintervall von 0,020-0,199 resp. 2-20 %, d.h. ebenfalls einen hohen Unsicherheitsbereich.

¹⁵ Das praktische Rechnen selbst ist einfach und Bestandteil gängiger Statistiksoftware; im vorliegenden Fall wird R genutzt, identische Berechnungen sind aber z.B. auch mit dem kostenlosen und schnell erlernbaren Programm PAST möglich (HAMMER, 2025): Nach Eingabe der Tabelle in PAST und Markieren der zwei zu vergleichenden Spalten: => Univariate; => Contingency table. Nach Berechnen des Tests liegt hinter dem Reiter „Test“ der resultierende Chi-Quadrat-Wert und dessen Signifikanz (p-Wert), hinter dem Reiter „Residuals“ erfolgt die Ausgabe der Residuen – hier werden die „adjusted (standardized) residuals“ genutzt.

¹⁶ In der Tabelle **Abb. 2** werden 7 x 2 Spalten miteinander verglichen, was 6 Freiheitsgrade bedeutet. Bei 6 Freiheitsgraden beträgt der Schwellenwert von Chi, ab dem ein Unterschied als signifikant gilt (mit Irrtumsrisiko $\alpha=0,05$)

12,592, ab $\chi^2 = 22,458$ zu $\alpha = 0,001$ spreche ich von hochsignifikant.

¹⁷ Zu Sterbetafeln / Life Tables kurz zusammenfassend z.B. Chamberlain (2006, p. 29 mit Tab. 2.2).

¹⁸ Die 1982 publizierten „UN Model Life Tables for Developing Countries“ hatten eine ähnliche Grundlage und Zielsetzung; sie operieren mit vier regionalspezifischen Modellen und einem „general model“, letzteres ist den Ergebnissen von Coale & Demeny (1983) sehr ähnlich.

¹⁹ Vgl. dazu auch Müller-Scheeßel et al. (2024, insbes. Fig. 10), die aufzeigen, dass für London um 1800 die Schätzungen des häufigsten Sterbealters (modal age) anhand von Knochenserien durchweg niedriger ausfallen als nach den schriftlichen Überlieferungen – was dem hier dargelegten Befund entspricht.

²⁰ Beim Serienvergleich mit 5-Jahres-Klassen vergleichen wir 2 Spalten mit 13 Zeilen, d.h. arbeiten mit 12 Freiheitsgraden. Der Schwellenwert Chi-Quadrat für die Gesamttabelle liegt dann bei 22,026, ab dem Abweichungen signifikant sind ($\alpha=0,05$), und bei 32,909, ab dem Abweichungen hochsignifikant sind ($\alpha=0,001$).

²¹ Eine gute, aktuelle Übersicht über die diversen Indices, die vorgeschlagen wurden, bietet: McFadden, Cl. (2020). The past, present and future of skeletal analysis in palaeodemography. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci.* (2021 Jan 18), 376(1816):20190709. doi: 10.1098/rstb.2019.0709.

²² Ein näheres Verstehen von Regressionsrechnungen und der folgenden Formeln ist nur für diejenigen Leser notwendig, die solche Schätzformeln selbst anwenden wollen. Für alle übrigen reicht es mitzunehmen, dass aufgrund der Indizes e_{20} (im Sinne eines kalendarischen Alters) geschätzt werden kann.

²³ Tatsächlich führt die Stauchung der biologischen Altersbestimmungen gegenüber dem kalendarischen Alter nicht nur zu einer systematischen Unterschätzung des Anteils der in höherem Lebensalter Verstorbenen. Vielmehr liegt ganz allgemein eine „attraction to the middle“ vor, denn an Populationen mit generell höherer Lebenserwartung wird deutlich, dass auch der Anteil der sehr früh Verstorbenen zugunsten mittlerer Lebensjahre unterschätzt wird (JUNGCLAUS, 2025, insbes. 266 Abb. 4 mit 278 Tab. 2). Die Stauchung der biologischen Alter gegenüber dem kalendarischen Alter wirkt also in beide Richtungen auf die mittleren Alter einer Population zu.

Literatur

Alberti, G. (2025a). *From Data to Insights: A Beginner's Guide to Cross-tabulation Analysis*. Boca Raton: CRC Press.

Alberti, G. (2025b). *chisquare: Chi-Square and G-Square Test of Independence, Residual Analysis, and Measures of Categorical Association*. Vers. 1.2, CRAN, 29.10.2025. <https://CRAN.R-project.org/package=chisquare>.

Acsádi, G. & Nemeskéri, J. (1970). *History of human life span and mortality*. Budapest: Akadémiai Kiadó.

Bagnall, R. S. & Frier, B. W. (1994). *The demography of Roman Egypt*. Cambridge: Cambridge University Press.

Barbiera, I., Castiglioni, M. & Dalla Zuanna, G. (2021). Standard Life Tables for Western and Southern Europe from Antiquity to the Black Death. *Popolazione e Storia*, 2, 73-97.

Barbiera, I. & Dalla Zuanna, G. (2009). Population Dynamics in Italy in the Middle Ages: New Insights from Archaeological Findings. *Population and Development Review*, 35(2), 367-389.

Bass, W. M. (1995). *Human osteology. A laboratory and field manual*, 4. ed. Columbia: Missouri Archaeological Society.

Bocquet-Appel, J.-P. (2011). The Agricultural Demographic Transition During and After the Agriculture Inventions. *Current Anthropology*, 52(S4), S497-S510.

Bocquet-Appel, J.-P. (2002). Paleoanthropological traces of a Neolithic demographic transition. *Current Anthropology*, 43(4), 637-650. <https://doi.org/10.1086/342429>.

Bocquet-Appel, J.-P. & Dubouloz, J. (2004). Expected palaeoanthropological and archaeological signal from a Neolithic demographic transition on a worldwide scale. *Documenta Praehistorica*, 31, 25-33.

Bocquet-Appel, J.-P. & Masset, C. (1996). Paleodemography: Expectancy and false hope. *American Journal of Physical Anthropology*, 99, 571-583.

Bocquet-Appel, J.-P. & Masset, C. (1982). Farewell to Paleodemography. *Journal of Human Evolution*, 11, 321-333.

Bocquet-Appel, J.-P. & Masset, C. (1977). Estimateurs en paleodemographie. *L'Homme*, 17, 65-90. https://www.persee.fr/doc/hom_0439-4216_1977_num_17_4_367809.

Bocquet-Appel, J.-P. & Naji, St. (2006). Testing the Hypothesis of a Worldwide Neolithic Demographic Transition: Corroboration from American Cemeteries. *Current Anthropology*, 47(2), 341-365.

Boldsen, J. L., Milner, G. R. & Ousley, St. D. (2022). Paleodemography: From archaeology and skeletal age estimation to life in the past. *Yearbook of Biological Anthropology*, 178 (Suppl 74), 115-150. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/ajpa.24462>.

Buckberry, J. & Chamberlain, A. (2002). Age estimation from the auricular surface of the ilium: a revised Method. *American Journal of Physical Anthropology*, 119, 231-239.

Brooks, S. & Suchey, J. M. (1990). Skeletal age determination based on the os pubis: a comparison of the Acsádi-Nemeskéri and Suchey-Brooks methods. *Human Evolution*, 5, 227-238.

- Brothwell, D. (1981). *Digging up bones*, 3. ed. Ithaca NY: Cornell University Press.
- Buikstra, J. E. & Ubelaker, D. H. (eds) (1994) *Standards for data collection from human skeletal remains*. (Arkansas Archaeological Survey Research Series, 44). Arkansas: Arkansas Archaeological Survey.
- Buikstra, J. E., Konigsberg, L. W. & Bullington, J. (1986). Fertility and the development of agriculture in the prehistoric Midwest. *American Antiquity*, 51, 528–546.
- Caselitz, P. (2021). *Zwischen Antike und Mittelalter: Zur Demographie der späten Völkerwanderungs- und Merowingerzeit*. (Studia Osteoarchaeologica, 6). Göttingen: Cuvillier.
- Chamberlain, A. T. (2006). *Demography in archaeology*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Coale, A. J. (1972). *The growth and structure of human populations – A mathematical investigation*. Princeton NJ: Princeton University Press.
- Coale, A. J. & Demeny, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Population*. Princeton NJ: Princeton University Press.
- Coale, A. J., Demeny, P. & Vaughan, B. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Population – 2nd edition*. New York: Academic Press.
- Cohen, J. E., Bokh-Ewald, Chr. & Rau, R. (2018). Gompertz, Makeham, and Siler models explain Taylor's law in human mortality data. *Demographic Research*, 38, art. 29: <https://www.demographic-research.org/articles/volume/38/29/>.
- DeWitte, Sh. N. (2014). Mortality Risk and Survival in the Aftermath of the Medieval Black Death. *PLoS ONE* 9(5): e96513. doi:10.1371/journal.pone.0096513.
- Donat, P. & Ullrich H. (1971). Einwohnerzahlen und Siedlungsgröße der Merowingerzeit: Ein methodischer Beitrag zur demographischen Rekonstruktion frühgeschichtlicher Bevölkerungen. *Zeitschrift für Archäologie* 5(2), 234–265.
- Drenhaus, U. (1992). Methoden der Paläodemographie. In Knußmann, R. (Hrsg.), *Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen*, Bd. 2. (p. 602–616). Stuttgart: G. Fischer.
- Fazekas, I. G. & Kosa, L. (1978). *Forensic fetal osteology*. Budapest: Akadémiai Kiadó.
- Ferembach, D., Schwidetzky, I. & Stloukal, M. (1979). Empfehlungen für die Alters- und Geschlechtsdiagnose am Skelett. *Homo*, 30, 1–32. / inhaltsgleich: / Ferembach, D., Schwidetzky, I. & Stloukal, M. (1980). Recommendations for age and sex diagnoses of skeletons. *Journal of Human Evolution*, 9, 517–549.
- Frier, B. (1982). Roman life expectancy: Ulpian's evidence. *Harvard Studies in Classical Philology*, 86, 213–251.
- Galeta, P. & Pankowská, A. (2023a). A new method for estimating growth and fertility rates using age-at-death ratios in small skeletal samples: The effect of mortality and stochastic variation. *Plos One*, 18(6): e0286580. doi: 10.1371/journal.pone.0286580.
- Galeta, P. & Pankowská, A. (2023b). Population dynamics in the Middle Ages in Central Europe: Reconstruction based on age-at-death distributions of skeletal samples. *Journal of Archaeological Science*, 156 (Aug. 2023), article no. 105816.
- Grube, G., Christiansen, K., Schröder, I. & Wittwer-Backofen (2012). *Anthropologie: Einführendes Lehrbuch*. 2. Aufl. Berlin: Springer.
- Hammer, Ø. (2025). *PAST – PAleontological STatistics*, Version 5.3. Oslo: Natural History Museum: <https://www.nhm.uio.no/english/research/resources/past/> [1.12.2025].
- Heigl, A. (1999). *Einführung in die Demographie am PC*. (Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 92). Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BIB). <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-216049>.
- Herrmann, B., Gruppe, G., Hummel, S., Piepenbrink, H. & Schutkowski, H. (1990). *Prähistorische Anthropologie: Leitfaden der Feld- und Labormethoden*. Berlin: Springer.
- Hoppa, R. D. & Vaupel, J. W. (eds) (2002). *Paleodemography: age distributions from skeletal samples*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ihm, P. (1978). *Statistik in der Archäologie*. (Archaeo-Physika, 9). Köln: Rheinland-Verlag.
- İşcan, M., Loth, S. R. & Wright, R. K. (1984). Metamorphosis at the sternal rib end: a new method to estimate age at death in white males. *American Journal of Physical Anthropology*, 65(2), 147–156.
- İşcan, M. & Loth, S. R. (1986). Determination of age from the sternal rib in white females: a test of the phase method. *Journal of Forensic Science*, 31(3), 990–999.
- Jacks, M. (1992). Paleodemography: Problems and techniques. In Saunders, Sh. R. & Katzenberg, M. A. (eds), *Skeletal biology of past peoples: research methods*. (p. 189–223). New York: Wiley-Liss.
- Jungklaus, B. (2025). Biologisches versus chronologisches Alter – Biografische Betrachtungen an identifizierten Skeletten aus der Frühen Neuzeit. In S. Trixl & C. Berszin (Hrsg.), *1994 bis 2024: Festschrift zum 30-jährigen Bestehen der Gesellschaft für Archäozoologie und Prähistorische Anthropologie*. (Beiträge zur

- Archäozoologie und Prähistorischen Anthropologie, 13). (S. 261-278). Tübingen: Universität Tübingen.
- Kemkes-Grottenthaler, A. (2002). Aging through the ages: historical perspectives on age indicator methods. In Hoppa & Vaupel (2002), p. 48-72.
- Kemkes-Grottenthaler, A. (1993). *Kritischer Vergleich osteomorphognostischer Verfahren zur Lebensalterbestimmung Erwachsener*. Phil. Diss. Mainz.
- Knußmann, R. (Hrsg.), *Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen*. Stuttgart: G. Fischer.
- Koch, U. (Hrsg.) (2016). *Reihengräber des frühen Mittelalters – nutzen wir doch die Quellenfülle!* (Mannheimer Geschichtsblätter, Sonderveröff. 3). Remshalden: Greiner.
- Kölbl, St. (2004). *Das Kinderdefizit im frühen Mittelalter – Realität oder Hypothese? Zur Deutung demographischer Strukturen in Gräberfeldern*. Diss. Nat. Univ. Tübingen 2004.
- Kokkotidis, K. G. (1999). *Von der Wiege bis zur Bahre: Untersuchungen zur Paläodemographie der Alamannen des frühen Mittelalters*. Phil. Diss. Univ. Köln 1999.
- Konigsberg, L. et al. (2022). *R code for demography chapter from Companion to Biological Anthropology*, 2nd edition, edited by Clark S. Larsen (4.6.2022): <http://faculty.las.illinois.edu/lylek/Demog/Demography.html> und <http://faculty.las.illinois.edu/lylek/>.
- Konigsberg, L. W. & Frankenberg, S. R. (2002). Deconstructing death in paleodemography. *American Journal of Physical Anthropology*, 117(4), 297-309.
- Konigsberg, L. W. & Frankenberg, S. R. (1992). Estimation age structure in anthropological demography. *American Journal of Physical Anthropology*, 89(2), 235-256.
- Konigsberg, L. W., Herrmann, N. P., Wescott, D. J. & Kimmerle, E. H. (2008). Estimation and evidence in Forensic Anthropology: age-at-death. *Journal of Forensic Sciences*, 53(3), 541-556.
- Kunter, M. & Wittwer-Backofen, U. (1996). Die Franken – Anthropologische Bevölkerungsrekonstruktionen im östlichen Siedlungsgebiet. In A. Wiczorek, P. Périn, K. v. Welck & W. Menhin (Hrsg.), *Die Franken: Wegbereiter Europas*. (S. 653-661). Mainz: von Zabern.
- Langenscheidt, F. (1985). *Methodenkritische Untersuchungen zur Paläodemographie am Beispiel zweier fränkischer Gräberfelder*. (Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 2). Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- Langner, G. (1998). Schätzung von Säuglingssterblichkeit und Lebenserwartung im Zeitalter des Imperium Romanum: Methodenkritische Untersuchung. *Historical Social Research*, 23(1/2), 299-326.
- Lovejoy, C. O. et al. (1985). Chronological metamorphosis of the Auricular Surface of the Ilium: a new method for the determination of adult skeletal age at death. *American Journal of Physical Anthropology*, 68, 15-28.
- Martin, R. (1914). *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung*. Jena: G. Fischer. <https://digi.ub.uni-heidelberg.de/diglit/martin1914/0009/image.info>.
- Martin, R. (1928). *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung*. 2. Aufl. Jena: G. Fischer. https://archive.org/details/b29827954_0002.
- Martin, R. & Saller, K. (1957). *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung*. 3. Aufl. Stuttgart: G. Fischer.
- Masset, C. & Bocquet-Appel, J.-P. (1977). Estimateurs en paléodémographie. *L'Homme* 17(4), 65-90.
- McCaa, R. (1998). *Calibrating Paleodemography: The Uniformitarian Challenge Turned*. Paper presented at the American Association of Physical Anthropology Annual Meeting, April 2, 1998, Salt Lake City (8.4.1998): <https://users.pop.umn.edu/~rmccaa/paleo98/paleo.htm>.
- McFadden, Cl. (2020). The past, present and future of skeletal analysis in palaeodemography. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci*. 2021 Jan 18; 376(1816):20190709. doi: 10.1098/rstb.2019.0709.
- McFadden, Cl. H. (2019). *Palaeodemography: A new hope*. Diss. Thesis ANU. <https://openresearch-repository.anu.edu.au/server/api/core/bitstreams/4d266b3b-d52d-4993-858b-5c7d3b970886/content> [1.12.2025].
- Meindl, R. S. & Lovejoy, C. O. (1985). Ectocranial suture closure: a revised method for the determination of skeletal age at death based on the lateral-anterior sutures. *Am. J. Phys. Anthropology*, 68(1), 57-66.
- Meyer, A., van der Merve, A. E. & Steyn, M. (2021). An evaluation of the Acsádi and Nemeskéri Complex Method of adult age estimation in a modern South African skeletal sample. *Forensic Science International*, 321, article no. 110740. <https://doi.org/10.1016/j.forsciint.2021.110740>.
- Milner, G. R. & Boldsen, J. L. (2023). Population trends and the transition to agriculture: Global processes as seen from North America. *Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS)*, 120(4), e2209478119. <https://doi.org/10.1073/pnas.2209478119>.

- Müller-Scheeßel, N., Hinz, M., Schmid, Cl., Rinne, Chr., Knitter, D., Hamer, W., Seidensticker, D., Faupel, Fr., Tietze, C. & Grunert, N. (2025). Package 'mortAAR' - Analysis of Archaeological Mortality Data, 1.1.8 (Jan. 2025). <https://github.com/ISAAKiel/mortAAR> [1.12.2025].
- Müller-Scheeßel, N., Rinne, Chr. & Fuchs, K. (2024). Adult mortality in the metropolis of London 1100–1850: A Bayesian view based on osteological data. *American Journal of Biological Anthropology*, 185(3), e25025. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/ajpa.25025>.
- Navega, D., Costa, E. & Cunha, E. (2022). Adult Skeletal Age-at-Death Estimation through Deep Random Neural Networks: A New Method and Its Computational Analysis. *Biology*, 11, 532. <https://doi.org/10.3390/biology11040532>.
- Nemeskéri, J., Harsáyi, L. & Acsádi, G. (1960). Methoden zur Diagnose des Lebensalters von Skelettfunden. *Anthropologischer Anzeiger*, 24, 70–95.
- Obertová, Z. & Francken, M. (2009). Tooth Cementum Annulation Method: Accuracy and Applicability. In I. Koppe, G. Meyer & K. W. Alt (eds), *Comparative Dental Morphology*. (Front. Oral Biol., 13). (p. 184-189). Basel: Karger.
- Paine, R. R. & Boldsen, J. L. (2002). Linking age-at-death distributions and ancient population dynamics. In R. D. Hoppa & J. W. Vaupel (eds). *Paleodemography: Age distributions from skeletal samples*. (p. 169-180). Cambridge: Cambridge University Press.
- Phenice, T. W. (1969). A newly developed visual method of sexing in the Os pubis. *American Journal of Physical Anthropology*, 30, 297-301.
- Philipp, R. (1987). *Morphometrische und epigenetische Analysen der Skelettreste des merowingerzeitlichen Gräberfeldes von Groß-Gerau*. Nat. Diss. Univ. Gießen.
- Pflaumer, P. (2014). A demometric analysis of Ulpian's table. *JSM Proceedings, Social Statistics Section*. Alexandria, VA: American Statistical Association, 405-419.
- Posit team (2025). *RStudio: Integrated Development Environment for R*. Posit Software, PBC, Boston, MA. <http://www.posit.co/>.
- Powers, N. (ed.) (2012). *Human osteology method statement*. London: Museum of London: <https://www.museumoflondon.org.uk/application/files/4814/5633/5269/osteology-method-statement-revised-2012.pdf> [1.12.2025].
- Preston, S. H., McDaniel, A. & Grushka, C. (1993). New model life tables for high-mortality populations. *Historical Methods*, 26(4), 149-159.
- R Core Team (2025). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>.
- Rösing, Fr. W. (1975). *Die fränkische Bevölkerung von Mannheim-Vogelstang (6.-7. Jh.) und die merowingerzeitlichen Germanengruppen Europas*. Biol. Diss. Hamburg.
- Rösing, F. W., Graw, M., Marré, B., Ritz-Timme, S., Rothschild, M. A., Röttscher, K., Schmeling, A., Schröder, I. & Geserick, G. (2005). Empfehlungen für die forensische Geschlechts- und Altersdiagnose am Skelett. *Anthropologischer Anzeiger*, 63(2), 221-232. / inhaltsgleich: / Rösing, F. W., Graw, M., Marré, B., Ritz-Timme, S., Rothschild, M. A., Röttscher, K., Schmeling, A., Schröder, I. & Geserick, G. (2007). Recommendations for the forensic diagnosis of sex and age from skeletons. *Homo*, 58, 75-89.
- Sattenspiel, L. & Harpending, H. (1983). Stable populations and skeletal age. *American Antiquity* 48(3), 489-498.
- Scheidel, W. (2001). *Death on the Nile. Disease and the demography of Roman Egypt*. (Mnemosyne Supplements, 228). Leiden: Brill.
- Scheuer, L. & Black, S. (2002). *Developmental Juvenile Osteology*. San Diego: Academic Press.
- Schmitt, A., Murail, P., Cunha, C. & Rouge, D. (2002). Variability of the pattern of aging on the human skeleton: evidence from bone indicators and implications on age at death estimation. *Journal of Forensic Sciences*, 47, 1203-1209.
- Schreg, R. (2020). Archäologische Beobachtungen zur Größenentwicklung merowingerzeitlicher Gräberfelder in Süddeutschland. In: Chr. Meyer, P. Held, C. Knipper & N. Nicklisch (Hrsg.) (2020). *Der Zahn der Zeit – Mensch und Kultur im Spiegel interdisziplinärer Forschung. Festschrift für Kurt W. Alt* (Veröffentlichungen des Landesamtes für Denkmalpflege und Archäologie Sachsen-Anhalt, 77). (p. 83-96). Halle /S.: Landesamt f. Denkmalpflege u. Archäologie Sachsen-Anhalt.
- Secchi, E. R. & Fletcher, D. (2004). Estimating survival rates of franciscana by fitting the Siler model to data on age-at-death of beachcast and bycatch and by a modelling approach using life tables of similar species: a comparison. *Int. Whal. Commn. Scientific Committee Paper*, SC/56/SM16: https://www.researchgate.net/publication/268417332_Estimating_survival_rates_of_franciscana_by_fitting_the_Siler_model_to_data_on_age-at-death_of_beachcast_and_bycatch_and_by_a_modelling_approach_using_life_tables_of_similar_species_a_comparison.

- Séguy, I. & Buchet, L. (2013). *Handbook of palaeodemography*. (INED Population Studies, 2). New York: Springer.
- Séguy, I., Buchet, L. & Bringé, A. (2008). Model life tables for pre-industrial populations: First application in palaeodemography. In Bocquet-Appel, J.-P. (ed.), *Recent advances in palaeodemography: Data, techniques, patterns*. (p. 83-117). Dordrecht: Springer.
- Siegmund, F. (2023). Die Bevölkerungsentwicklung zur Merowingerzeit in West- und Süddeutschland. *Archäologische Informationen*, 46, 275-315.
- Siegmund, F. (2012). Körpergewicht und BMI bezeugen einen hohen Lebensstandard im europäischen Mittelalter. *EAZ - Ethnographisch-Archäologische Zeitschrift*, 51(1/2), 2010 (2012), 258-282.
- Siegmund, F. (2010). *Die Körpergröße der Menschen in der Ur- und Frühgeschichte Mitteleuropas und ein Vergleich ihrer anthropologischen Schätzmethode*. Norderstedt: BoD.
- Silva, L. M. F., Figueiredo, L. F. V., Lobo, V. G. R., Fonseca, Th. C. O. & Alves, M. B. (2023). *BayesMortalityPlus: A package in R for Bayesian mortality modelling*. <https://arxiv.org/abs/2306.01575> [2.6.2023].
- Simon, K. (1982). Zur Anthropologie der spätslawischen Landbevölkerung von Schirmitz, Kr. Oschatz. *Arbeits- und Forschungsberichte zur sächsischen Bodendenkmalpflege*, 24/25, 173-310.
- Sjøvold, T. (1988). Geschlechtsdiagnose am Skelett. In R. Knußmann (Hrsg.), *Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen*. Bd. I,1 (p. 444-480). Stuttgart: G. Fischer.
- Sokal, R. R. & Rohlf, F. J. (1995). *Biometry: The principles and practice of statistics in biological research*. 3rd e. New York: Freeman.
- Steckel, R. H., Larsen, C. S., Roberts, Chr. A. & Baten, J. (2019). *The Backbone of Europe: Health, diet, work, and violence over two millennia*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Todd, T. W. & Lyon, D. (1924). Endocranial suture closure. Its progress and age relationship. Part I. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 7(3), 325-384.
- Todd, T. W. & Lyon, D. (1925). Cranial suture closure. Its progress and age relationship. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 8(1), 23-45; 47-71; 8(2), 149-168.
- Ubelaker, D. H. (1989). *Human skeletal remains: Excavation, analysis, interpretation*. 2nd ed. Washington: Taraxacum.
- UN (1955). *Age and sex patterns of mortality: Model life-tables for under-developed countries*. New York: United Nations. https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/documents/2020/Jan/un_1955_age_and_sex_patterns_of_mortality_-_model_life-tables_for_under-developed_countries_0.pdf [1.12.2025].
- UN (1982). *Model life tables for developing countries*. New York: United Nations. https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/documents/2020/Jan/un_1982_model_life_tables_for_developing_countries.pdf [1.12.2025].
- UN Population Division (2011). *Model Life Tables*. <https://www.un.org/development/desa/pd/data/model-life-tables> [1.12.2025].
- van Lanen, R. J., de Kleijn, M. T. M., Gouw-Bouman, M. T. I. J. & Pierik, H. J. (2018). Exploring Roman and early-medieval habitation of the Rhine-Meuse delta: modelling large-scale demographic changes and corresponding land-use impact. *Netherlands Journal of Geosciences*, 97(1-2), 45-68. <https://doi.org/10.1017/njg.2018.3>.
- Weiss, K. M. (1973). Demographic models for anthropology. *American Antiquity*, 38(2.2), 1-185.
- Wittwer-Backofen, U., Buckberry, J., Czarnetzki, A., et al. (2008). Basics in Paleodemography: A Comparison of Age Indicators Applied to the Early Medieval Skeletal Sample of Lauchheim. *American Journal of Physical Anthropology*, 137, 384-396.
- Wood, J. W., Holman, D. J., O'Connor, K. A. & Ferrel, R. J. (2002). Mortality models for paleodemography. In Hoppa & Vaupel (2002), p. 129-168. Auch: <https://csde.washington.edu/downloads/01-02.pdf> [1.12.2025].
- Woods, R. (1993). On the Historical Relationship Between Infant and Adult Mortality. *Population Studies*, 47(2), 195-219.
- Woods, R. (2007). Ancient and Early Modern Mortality: Experience and Understanding. *The Economic History Review* NS, 60(2), 373-399.

Frank Siegmund

Über den Autor

Der Frühmittelalterarchäologe Frank Siegmund lehrte an den Universitäten Göttingen, Bielefeld, Bamberg, Basel, Düsseldorf und Münster. Aus seinem Interesse an der Archäologie des frühen Mittelalters heraus hat er wiederholt auch Daten über die Physis der Menschen dieser Zeit ausgewertet (insbes. SIEGMUND, 2010; 2012) und historisch nutzbar gemacht.

*PD Dr. Frank Siegmund, MCI fA
mail@frank-siegmund.de*

<https://orcid.org/0000-0002-0555-3451>

Ergänzende Materialien:

- Glossar
- Nachweis der berücksichtigten Serien
- Open Data (*.xlsx-Tabelle)
- R Code (als R-Markdown-Datei)