



Куфтерин В.В.

*Институт этнологии и антропологии им. Н.Н. Миклухо-Маклая РАН,
Ленинский пр., д. 32а, Москва, 119334, Россия*

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВОЗРАСТА ПО ДИАФИЗАРНЫМ ДЛИНАМ КОСТЕЙ КОНЕЧНОСТЕЙ ДЕТЕЙ 0–12 ЛЕТ ИЗ ГОНУР-ДЕПЕ, ТУРКМЕНИСТАН

Введение. Основная цель исследования – разработка серии регрессионных уравнений для оценки возраста детей 0–12 лет по диафизарным длинам костей конечностей. Попутно решаются задачи сопоставления результатов использования обратной и классической калибровочной моделей определения возраста, а также оценки пригодности ранее предложенных регрессионных формул применительно к анализируемым материалам.

Материалы и методы. Рассматривается выборка (128 детских скелетов) из раскопок протогородского центра эпохи бронзы Гонур-депе. Уравнения линейной регрессии рассчитывались для шести костей, как в совокупной выборке, так и в подвыборках детей младше и старше 2 лет. Качество регрессии оценивалось по коэффициенту детерминации и уровню достоверности по F-критерию. Регрессионные остатки проверялись на нормальность распределения, автокорреляцию, гомоскедастичность и соответствие нулевому математическому ожиданию. Сравнение параметров обратной и классической калибровочных моделей проведено с использованием двухвыборочного t-критерия. Для оценки применимости других регрессионных формул к исследуемой выборке использовались показатели средняя величина абсолютных значений остатков (MAR) и средняя величина остатков (MR).

Результаты. Полученные регрессионные модели, судя по величинам R^2 и F-критерия, обладают высоким качеством. Согласно угловым коэффициентам, наиболее быстрый рост в совокупной выборке и двух подвыборках наблюдается для костей верхней конечности. Кости нижней конечности характеризуются более низкими темпами роста. В отличие от уравнений обратной калибровки, для классической модели, судя по величинам стандартных ошибок, лучшие результаты дают кости верхней, а не нижней конечности. Сравнение данных для бедренной кости показало одинаковую эффективность обеих моделей. Сопоставление регрессионных остатков, в случае всех формул кроме предложенных в работе, а также уравнений классической калибровки, демонстрирует несоответствие нулевому математическому ожиданию применительно к исследованному материалу.

Заключение. В случае обратной модели для определения возраста рекомендуется пользоваться уравнениями для длин костей нижней конечности, в случае классической калибровочной – для костей верхней. Согласно результатам регрессионного анализа для населения Гонур-депе характерны более высокие темпы роста костей верхних конечностей относительно нижних и дистальных сегментов относительно проксимальных. Большинство ранее предложенных регрессионных формул не рекомендуется использовать без риска получения смещенных оценок на материалах другой хронологической и/или территориальной приуроченности.

Ключевые слова: палеоантропология; невзрослые; развитие скелета; продольный рост; уравнения регрессии; эпоха бронзы; БМАК/Цивилизация Окса

DOI: 10.55959/MSU2074-8132-24-2-8

Введение

Определение биологического возраста – один из важнейших вопросов, решаемых при работе с любой остеологической коллекцией. Исследование детских скелетов в силу различных обстоятельств нередко ограничивается

установлением именно их возрастной принадлежности. Конвенционально признается, по видимому, соответствующий реальному положению дел факт, что возраст детских скелетов наиболее надежно определяется по состоянию зубной системы. В практике российских палео-

антропологов для оценки зубного возраста чаще всего используются схемы Д. Убелакера [Ubelaker, 1978, p. 47; Buikstra, Ubelaker, 1994, p. 51] и лондонский атлас [AlQahtani et al., 2010]. Однако по причине отсутствия в сохранности нужных для возрастной диагностики элементов или других обстоятельств, иногда возникает необходимость использовать с целью оценки возраста размерные характеристики костей посткраниального скелета.

Приблизительная оценка возраста по размерным характеристикам детских костей отечественными специалистами чаще всего осуществляется с применением довольно ограниченного круга методик [Методика работы ... 2020, с. 42]. Среди них, в первую очередь, таблицы стандартов М. Мареш, полученные в результате продольного рентгенографического исследования американских детей (представлены в цитируемом пособии [Методика работы ... 2020, с. 80–85]) и данные изучения ростовых процессов у индейцев арикара [Merchant, Ubelaker, 1977; Ubelaker, 1978, p. 48–49]. Однако 80% предсказательные интервалы, представленные в первом случае, отражают лишь вариабельность диафизарной длины на данный возраст, а не вариабельность оценок возраста на данную длину кости [Stull et al., 2014, p. 376–377]. Стандарты, полученные в результате исследования ростовых процессов у арикара, хотя и разработаны на данных по сухим костям, применимы в первую очередь к материалам по индейцам Прерий, что подчеркивал сам Д. Убелакер [Ubelaker, 1978, p. 48]. Результаты этих работ изначально не представлялись для оценки биологического возраста скелетных останков. В отличие от них, иногда используемый способ определения возраста по контурным обводам детских костей предложен именно для этой цели, но он также отражает группоспецифические особенности роста, а получаемые оценки носят приблизительный характер [Куфтерин, 2017].

Альтернативой вышеизложенному является оценка возраста детских скелетов с использованием различных методов регрессионного анализа. В настоящее время, предложен целый ряд регрессионных формул для определения как гестационного и перинатального [Сальманов, Стрижков, 2011; Scheuer et al., 1980; Carneiro et al., 2013], так и постнатального возраста. Последние разработаны как на материалах некоторых археологических коллекций, где предварительно проводилась оценка зубного возраста [Danforth et al., 2009;

Восcone et al., 2010; Primeau et al., 2012, 2016], так и на документированных материалах с известным хронологическим возрастом [Facchini, Veschi, 2004; Rissech et al., 2008, 2013a; López-Costas et al., 2012; Cardoso et al., 2014]. Возрастная оценка может быть произведена не только с опорой на данные по диафизарным длинам длинных трубчатых костей, но и по поперечным размерам, а также метрическим характеристикам других костей (ключица, лопатка, кости тазового пояса) [Rissech, Black, 2007; Rissech et al., 2013b; Cardoso et al., 2017a, b]. Помимо традиционной линейной регрессии, для исследования взаимосвязи между размерными характеристиками костей и возрастом используются нелинейные модели (логарифмическая, квадратичная, полиномиальная и др.). В настоящее время активно применяются и более сложные формы регрессионного анализа, включая многомерные адаптивные регрессионные сплайны [Stull et al., 2014]¹ и пробит-модели [Stull et al., 2022]. В русскоязычных работах, рассматривающих вопросы определения возраста детей по метрическим особенностям костных структур, в основном используются уравнения линейной регрессии [Звягин, Анушкина, 2018; Матюшечкин, Микрюкова, 2021]. Наконец, нужно отметить, что различные формы регрессионного анализа могут выступать и выступают инструментом при сопоставлении выборок древнего населения [Pinhasi et al., 2005; Mays et al., 2008].

Одной из основных проблем применения регрессионного анализа для возрастных оценок является то обстоятельство, что абсолютное большинство предложенных формул основаны на использовании метода наименьших квадратов и обратной калибровки [Facchini, Veschi, 2004; Rissech, Black, 2007; López-Costas et al., 2012; Rissech et al., 2013a,b]. При этом известно, что традиционная регрессия по методу наименьших квадратов и использование обратной калибровки, где оценивается регрессия возраста (зависимой переменной) на длину кости (независимую переменную), а не наоборот, может приводить к существенным погрешностям, пропорциональным величине R^2 [Аукройд et al., 1997, 1999; Cardoso et al., 2014, 2017a,b]. Для решения этой проблемы предлагается использовать классическую калибровочную модель, в которой регрессия y (размеров костей) на x (воз-

¹ Для создания моделей на основе многомерных регрессионных сплайнов может быть использован стандартный пакет Statistica 12.0 (функция MARSplines модуля Data Mining).

раст) реализуется как обычно (а не выполняется регрессия возраста на размеры костей как в обратной модели), с последующей инверсией отношений для уравнений по длинам костей или другим размерам [Cardoso et al., 2014, 2017a, b].

Основная цель настоящей публикации, являющейся продолжением цикла работ по палеоантропологическим аспектам исследования населения Гонур-депе [Куфтерин, 2017, 2022, с. 140–152, 193–198; Карапетян, Куфтерин, 2023] – введение в оборот группоспецифических регрессионных уравнений для оценки возраста детей по диафизарным длинам костей конечностей и рассмотрение ростовых процессов в данной палеопопуляции с использованием методов регрессионного анализа. Попутно решаются еще две задачи: 1) сопоставление валидности обратной и классической калибровочной регрессионных моделей для определения возраста по длинам костей в исследуемой выборке и 2) оценка пригодности ряда ранее предложенных регрессионных формул (как для древнего, так и современного населения) применительно к анализируемым материалам.

Материалы и методы

Материалом исследования послужила выборка из 128 детских скелетов в возрасте от 0 до 12 лет из раскопок Гонур-депе – протогородского центра Бактрийско-Маргианского археологического комплекса в Юго-Восточном Туркменистане (2300–1500 до н.э.). Сведения об абсолютном и относительном распределении индивидов по возрастным категориям, в соответствии с оценками зубного возраста по Д. Убелакеру [Buikstra, Ubelaker, 1994, p. 51], представлены в таблице 1. Индивидуальные и средние данные по диафизарным длинам всех шести длинных костей приводятся в работах [Куфтерин, 2017, с. 15–19, 23–25, 2022, с. 305–312].

Моделирование связей между оценками возраста и продольными параметрами длинных костей выполнено с помощью процедуры Correlation matrices модуля Basic Statistics и модуля Multiple Regression пакета программ Statistica 12.0 [Дерябин, 2007]. Для изучения связи между переменными, таким образом, выбран простейший вариант – линейная регрессионная модель вида:

$$\hat{y} = a + bx$$

Таблица 1. Распределение индивидов исследуемой выборки из Гонур-депе по оценкам зубного возраста
Table 1. Age distribution of the Gonur Depe sample from dental age

Возраст (лет ± мес.)	N	%
0 ± 2	20	15,6
0,5 ± 3	17	13,3
1 ± 4	9	7,0
1,5 ± 6	15	11,7
2 ± 8	11	8,6
3 ± 12	11	8,6
4 ± 12	4	3,1
5 ± 16	14	10,9
6 ± 24	2	1,6
7 ± 24	7	5,5
8 ± 24	7	5,5
9 ± 24	5	3,9
10 ± 30	2	1,6
11 ± 30	1	0,8
12 ± 36	3	2,3
<i>Суммарно</i>	128	100,0

где \hat{y} – прогнозируемое значение параметра Y ; a – свободный член; b – угловой коэффициент регрессии; x – значение переменной-предиктора [Гржибовский, 2008]. Выбор линейной модели был продиктован следующими соображениями: 1) взаимосвязь между анализируемыми параметрами в первом приближении носит линейный характер; 2) при использовании полиномиальной регрессии, связь между возрастом и диафизарными длинами костей, как правило, описывается многочленами первой степени [Rissech et al., 2008; López-Costas et al., 2012]; 3) параллельное применение линейной регрессии и нелинейного оценивания (логарифмической и квадратичной регрессии) приводило в целом к незначительному улучшению качества моделей [Scheuer et al., 1980; Primeau et al., 2016].

Поскольку скорость роста детей от рождения и до достижения 2-летнего возраста очень высока, а в дальнейшем замедляется вплоть до пубертатного периода, что подтверждается и на материалах Гонур-депе [Куфтерин, 2022, с. 140–147], ростовая кривая, смоделированная с использованием простой линейной регрессии, может не отражать различия паттернов роста на всем промежутке от 0 до 12 лет. Для решения этой проблемы, помимо рассмотрения совокупной выборки, были отдельно проанализированы подвыборки детей младше и старше этого возраста (≤ 2 и > 2 лет). Такое разделение позволяет более корректно смоделировать особенности

протекания ростовых процессов, используя простую линейную регрессию [Cardoso et al., 2014, 2017a, b] и не прибегая к нелинейным моделям, например, кривой Гомпертца [Humphrey, 1998; Pinhasi et al., 2005].

Уравнения линейной регрессии были получены для всех шести длинных костей как в совокупной выборке (0–12 лет), так и в подвыборках детей младше и старше 2 лет. Качество регрессии оценивалось по коэффициенту детерминации R^2 и уровню достоверности по F -критерию. Для обратных моделей рассчитывалась ошибка оценки наблюдений зависимого признака (возраста) в годах (SE). Поскольку для классической калибровочной модели показатель SE не может быть получен автоматически, как аппроксимация этой оценки рассчитывалась средняя квадратичная ошибка (MSE). Значения MSE были получены путем расчета стандартных ошибок для каждого наблюдения и усреднения значений по всей выборке [Cardoso et al., 2014]. Регрессионные остатки проверялись на нормальность распределения, автокорреляцию (критерий Дарбина–Уотсона), гомоскедастичность² и соответствие нулевому математическому ожиданию (одновыборочный t -критерий) [Гржибовский, 2008].

Сравнение предсказанных значений и регрессионных остатков для данных по бедренной кости в обратной и классической калибровочных моделях в совокупной выборке и двух подвыборках (≤ 2 и > 2 лет) проведено с использованием парного двухвыборочного t -критерия. Для оценки применимости ранее предложенных регрессионных формул к исследуемой группе (данные по бедренной кости) использованы уравнения, разработанные на материалах как археологических выборок [Danforth et al., 2009; Vosscone et al., 2010; Primeau et al., 2016], так и

документированных коллекций [Facchini, Veschi, 2004; Rissech et al., 2008; Cardoso et al., 2014]. Формулы, предложенные Х. Кардосо с соавторами, основаны на классической калибровочной модели [Cardoso et al., 2014], остальные уравнения получены с применением обратной калибровки. Для оценки качества регрессионных моделей в этом анализе использовались два показателя, значения которых представлены в годах: MAR (средняя величина абсолютных значений остатков как показатель точности) и MR (средняя величина остатков как показатель смещения регрессионных оценок). Значения MR проверялись на соответствие нулевому математическому ожиданию с помощью одновыборочного t -критерия. Во всех расчетах принят 95% уровень значимости.

Результаты

Уравнения линейной регрессии для определения возраста по диафизарным длинам шести длинных трубчатых костей в совокупной выборке и подвыборках детей младше и старше 2 лет представлены в таблицах 2–4. Коэффициенты детерминации R^2 во всех случаях превышают 85%, что позволяет судить о достаточно хорошем качестве моделей. Все величины F -критерия высоки и статистически значимы. Согласно вычисленным угловым коэффициентам, наиболее быстрый рост в совокупной выборке наблюдается для костей верхней конечности, в особенности лучевой ($b = 0,982$). Кости нижней конечности, в особенности бедренная ($b = 0,458$), характеризуются более низкими темпами роста. В подвыборках детей ≤ 2 лет и > 2 лет, рассмотренных по отдельности, тенденции те же: более быстрый рост характерен для костей верхних конечностей по сравнению с нижними и дистальными сегментами по сравнению с проксимальными. Наименьшие стандартные ошибки и наибольшие значения R^2 во всех случаях демонстрируют уравнения по малоберцовой и бедренной костям (в совокупной выборке еще и по большеберцовой) (табл. 2–4).

Специфика паттернов роста детей младшей и старшей возрастных подгрупп (большая скорость роста первых по сравнению со вторыми) наглядно отображена на рисунке 1, демонстрирующем разницу в наклоне линии регрессии по отношению к координатным осям на примере бедренной кости.

² В интересах широкой аудитории имеет смысл дать определения ряда специальных терминов регрессионного анализа. Под остатками (англ. residuals) понимается разность между наблюдаемыми и предсказанными значениями зависимой переменной. Условие гомоскедастичности (англ. homoscedasticity) подразумевает одинаковый разброс значений зависимой переменной для любых значений независимой переменной. Автокорреляцией называется статистическая взаимосвязь между последовательностями величин ряда, взятыми со сдвигом; автокорреляция случайных ошибок приводит к завышению тестовых статистик, по которым проверяется качество регрессионной модели. Другими словами, наблюдения (и остатки) должны быть независимы друг от друга. Подробнее см.: [Гржибовский, 2008].

Таблица 2. Уравнения линейной регрессии для определения возраста по диафизарным длинам костей конечностей детей 0–12 лет

Table 2. Linear regression formulae by bone for age estimation in the total sample (0–12 years)

Элемент скелета	N	Формула*	SE (лет)	P	R ²
Плечевая	97	Возраст = $(L \times 0,736) - 5,7159$	± 0,90	0,000	0,913
Лучевая	93	Возраст = $(L \times 0,982) - 6,1318$	± 0,89	0,000	0,914
Локтевая	92	Возраст = $(L \times 0,903) - 6,3675$	± 0,82	0,000	0,922
Бедренная	79	Возраст = $(L \times 0,458) - 4,1883$	± 0,76	0,000	0,933
Большеберцовая	71	Возраст = $(L \times 0,591) - 4,6530$	± 0,78	0,000	0,941
Малоберцовая	59	Возраст = $(L \times 0,617) - 4,6035$	± 0,75	0,000	0,952

Таблица 3. Уравнения линейной регрессии для определения возраста по диафизарным длинам костей конечностей детей ≤ 2 лет

Table 3. Linear regression formulae by bone for age estimation in the subsample of individuals 2 years of age or younger (≤ 2 years)

Элемент скелета	N	Формула*	SE (лет)	P	R ²
Плечевая	59	Возраст = $(L \times 0,342) - 2,2533$	± 0,26	0,000	0,879
Лучевая	54	Возраст = $(L \times 0,464) - 2,4696$	± 0,29	0,000	0,849
Локтевая	56	Возраст = $(L \times 0,431) - 2,6210$	± 0,28	0,000	0,857
Бедренная	48	Возраст = $(L \times 0,236) - 1,8340$	± 0,22	0,000	0,920
Большеберцовая	41	Возраст = $(L \times 0,301) - 2,0693$	± 0,24	0,000	0,902
Малоберцовая	30	Возраст = $(L \times 0,308) - 2,0010$	± 0,22	0,000	0,922

Таблица 4. Уравнения линейной регрессии для определения возраста по диафизарным длинам костей конечностей детей > 2 лет

Table 4. Linear regression formulae by bone for age estimation in the subsample of individuals older than 2 years of age (> 2 years)

Элемент скелета	N	Формула*	SE (лет)	P	R ²
Плечевая	38	Возраст = $(L \times 0,824) - 6,8310$	± 0,91	0,000	0,880
Лучевая	39	Возраст = $(L \times 1,041) - 6,5810$	± 0,94	0,000	0,872
Локтевая	36	Возраст = $(L \times 0,961) - 6,8321$	± 0,76	0,000	0,905
Бедренная	31	Возраст = $(L \times 0,491) - 4,6398$	± 0,74	0,000	0,909
Большеберцовая	30	Возраст = $(L \times 0,626) - 5,0862$	± 0,82	0,000	0,906
Малоберцовая	29	Возраст = $(L \times 0,676) - 5,5040$	± 0,67	0,000	0,936

Примечания к таблицам 2–4. * L – диафизарная длина кости в см.

Notes for tables 2–4. * L signifies the length of the bone in cm.

Судя по критерию Дарбина–Уотсона, потенциальные проблемы с автокорреляцией первого порядка в совокупной выборке наблюдаются для данных по локтевой ($d = 0,99$) и бедренной ($d = 0,90$) костям. В остальных случаях условие независимости наблюдений и регрессионных остатков соблюдается ($d > 1$). Для бедренной кости положительная автокорреляция присутствует в подвыборке детей ≤ 2 лет ($d = 0,88$) и отсутствует в подвыборке > 2 лет ($d = 2,21$). Распределение регрессионных остатков во всех случаях достоверно не отличается от нормального, а какой-либо связи между предсказанными значениями и остатками, судя по графикам (на рисунке 2 представлен для бедренной кости), не наблюдается. Последнее свидетельствует о соблюдении условия го-

москедастичности (при этом, очевидно, что при сравнении двух подвыборок в возрастной группе > 2 лет дисперсия остатков во всех случаях будет увеличена). Математическое ожидание остатков достоверно не отличается от нулевого или равно нулю во всех случаях.

Уравнения классической калибровочной модели представлены в таблице 5. Интересно, что здесь и в совокупной выборке, и в двух подвыборках, величины MSE наименьшие для костей верхней конечности (в отличие от уравнений, полученных с использованием обратной калибровки). В пределах конечности, меньшие значения MSE характерны для костей дистальных сегментов. Сравнение регрессионных остатков и предсказанных значений по данным для бедренной кости с использованием двухвыборочного t -критерия по-

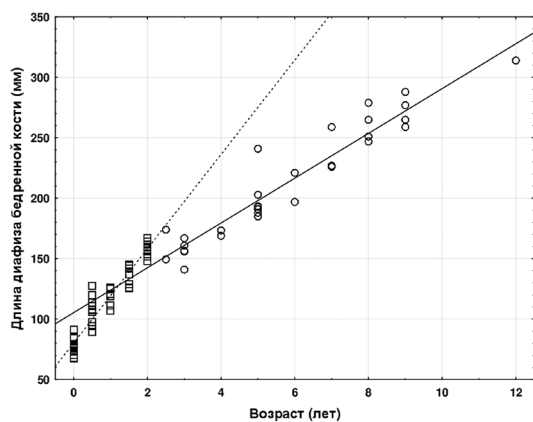


Рисунок 1. Скаттерограмма взаимосвязи диафизарной длины бедренной кости с зубным возрастом с двумя регрессионными прямыми, одна из которых построена по данным для детей ≤ 2 лет, а другая – для детей > 2 лет

Figure 1. Scatterplot illustrating a linear regression model where femur diaphyseal length is regressed on dental age, with two separate regression lines one of which is adjusted to the data of children 2 years of age and younger, and the other line to the data of children older than 2 years of age

казало одинаковую эффективность обратной и классической калибровочных моделей применительно к исследуемому материалу: $t = -0,03$; $df = 78$; $p = 0,975$ для совокупной выборки; $t = 0,39$; $df = 47$; $p = 0,695$ для подвыборки ≤ 2 лет; $t = -0,17$; $df = 30$; $p = 0,868$ для подвыборки > 2 лет.

Сравнение уравнений регрессии для определения возраста по длине бедренной кости (табл. 6) демонстрирует, что наибольшей точностью (величина MAR), помимо разработанной на данном материале (0,62), обладают классическая калибровочная модель (0,65) [Cardoso et al., 2014], а также обратные модели, полученные на документированной итальянской коллекции (0,69) [Facchini, Veschi, 2004] и древнеегипетской серии (0,67) [Voccone et al., 2010]. Наибольшая тенденция к завышению возраста, судя по большой отрицательной величине MR ($-0,92$), в случае применения к материалам Гонурдепе характерна для формул, разработанных на детских скелетах древних майя [Danforth et al., 2009]. Противоположная ситуация наблюдается с формулами, предложенными для современного западноевропейского [Rissech et al., 2008] и средневекового североевропейского [Primeau et al., 2016] населения (величины MR 0,74 и 0,57 соответственно), применение которых система-

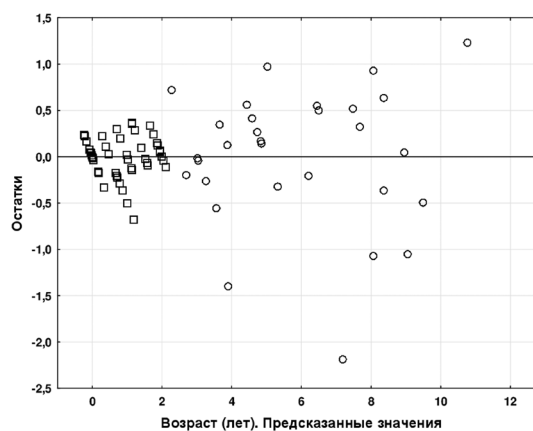


Рисунок 2. Скаттерограмма нестандартизированных регрессионных остатков в линейной модели взаимосвязи диафизарной длины бедренной кости с предсказанными значениями зубного возраста в подвыборках детей ≤ 2 лет (полые квадраты) и > 2 лет (полые круги)

Figure 2. Scatterplot of the raw residuals in the linear regression model for the relationship between femur diaphyseal length and age in the subsamples of children 2 years of age and younger (squares) and older than 2 years of age (circles)

тически занижает возраст в обсуждаемой группе. Величины MR, в случае всех формул кроме предложенных в работе, а также уравнений классической калибровки X. Кардосо с соавторами [Cardoso et al., 2014], достоверно отличаются от нуля. Таким образом, последние, по-видимому, обладают наименьшей группоспецифичностью и могут быть рекомендованы к применению в случае работы с материалами по древнему населению.

В заключение раздела проиллюстрируем использование предложенных регрессионных уравнений на примере скелета 2 из погр. 4042 Гонурдепе с зубным возрастом, установленным в интервале 3 года \pm 12 мес. и измеренной длиной диафиза большеберцовой кости 127 мм. Подставляя это значение в формулу из таблицы 2, имеем: $(12,7 \times 0,591) - 4,653 = 2,85$. Округлив эту величину и учитывая значение стандартной ошибки, получаем возрастную оценку $3 \pm 0,78$ лет. В случае использования классической калибровочной модели и уравнения для детей 0–12 лет из таблицы 5, расчеты будут следующими: $(127 - 81,69) / 15,92 = 2,85$. С учетом величины MSE в 2,07 лет (для получения 95% доверительного интервала в идеале величину MSE нужно умножить на 2), возраст ребенка может быть установлен в пределах 1–5 лет.

Таблица 5. Уравнения классической калибровочной модели для диафизарных длин костей в совокупной выборке и подвыборках детей ≤ 2 и > 2 лет
Table 5. Classical calibration models for each long bone length in the total sample and in the subsamples of individuals 2 years of age and younger and older than 2 years of age

Элемент скелета	Вся выборка (0–12 лет)		Дети ≤ 2 лет		Дети > 2 лет	
	Формула	MSE*	Формула	MSE	Формула	MSE
Плечевая	Возраст = $(L \text{ mm} - 81,16) / 12,42$	1,61	Возраст = $(L \text{ mm} - 69,07) / 25,71$	1,28	Возраст = $(L \text{ mm} - 91,71) / 10,69$	2,29
Лучевая	Возраст = $(L \text{ mm} - 65,11) / 9,32$	1,23	Возраст = $(L \text{ mm} - 56,38) / 18,29$	1,09	Возраст = $(L \text{ mm} - 70,57) / 8,39$	1,85
Локтевая	Возраст = $(L \text{ mm} - 72,99) / 10,21$	1,24	Возраст = $(L \text{ mm} - 64,07) / 19,92$	1,12	Возраст = $(L \text{ mm} - 76,98) / 9,42$	1,72
Бедренная	Возраст = $(L \text{ mm} - 95,57) / 20,41$	2,44	Возраст = $(L \text{ mm} - 80,48) / 38,95$	1,77	Возраст = $(L \text{ mm} - 105,36) / 18,53$	3,54
Большеберцовая	Возраст = $(L \text{ mm} - 81,69) / 15,92$	2,07	Возраст = $(L \text{ mm} - 71,19) / 29,96$	1,62	Возраст = $(L \text{ mm} - 90,31) / 14,48$	3,09
Малоберцовая	Возраст = $(L \text{ mm} - 77,23) / 15,43$	2,10	Возраст = $(L \text{ mm} - 66,74) / 29,98$	1,71	Возраст = $(L \text{ mm} - 87,37) / 13,86$	2,45

Примечания. * MSE – средняя квадратичная ошибка (объяснение в тексте).
 Notes. * MSE – mean standard error (see text for more details) of the model.

Таблица 6. Сравнение оценок точности уравнений регрессии для определения возраста по диафизарной длине бедренной кости в исследуемой выборке
Table 6. Accuracy of different regression formulae for age estimation by femoral diaphyseal length in the studied sample

Формула	Публикация	MAR*	MR**	t^{***}	p
Возраст (лет) = $(L \text{ cm} \times 0,458) - 4,1883$	Данная работа	0,62	-0,00	-0,00	1,000
Возраст (мес.) = $(L \text{ mm} \times 0,49569) - 38,16$	[Facchini, Veschi, 2004]	0,69	-0,33	-3,61	0,001
Возраст (лет) = $(L \text{ mm} \times 0,056) - 6,489$	[Rissech et al., 2008]	0,99	0,74	6,64	0,000
Возраст (лет) = $(L \text{ mm} \times 0,05) - 3,92$	[Danforth et al., 2009]	0,98	-0,92	-10,19	0,000
Возраст (мес.) = $(L \text{ mm} \times 0,59) - 59,07$	[Boccone et al., 2010]	0,67	0,21	2,44	0,017
Возраст (лет) = $(L \text{ mm} - 97,62) / 20,28$	[Cardoso et al., 2014]	0,65	0,08	0,95	0,346
Возраст (лет) = $(L \text{ cm} \times 0,538) - 5,982$	[Primeau et al., 2016]	0,86	0,57	5,57	0,000

Примечания. * MAR – средняя абсолютных значений остатков как показатель точности регрессионной модели. ** MR – средняя величина остатков как показатель смещения регрессионных оценок. Различия значений MAR и MR представлены в годах. *** Значения одновыборочного t -критерия для проверки отличий средней регрессионных остатков (MR) от нуля. Достоверные различия выделены полужирным шрифтом.

Notes. * MAR – mean of the absolute value of the residuals as an estimate of accuracy of the regression model. ** MR – mean residuals as an estimate of bias of the regression model. Differences (MAR and MR) are in years. *** One-sample t -tests testing the significance of differences MR from zero. Significant differences are marked in bold.

Обсуждение

Согласно уравнениям обратной модели, наиболее надежно на изученном материале возраст может быть установлен по регрессионным формулам для диафизарных длин костей нижней конечности, в особенности, малоберцовой. Последнее в известной степени соотносится с результатами исследований, демонстрирующих высокую информативность этого скелетного элемента при рассмотрении вопросов возрастной изменчивости [Tsai et al., 2016; Pietrobelli et al., 2022]. Поскольку продольные размеры длинных костей связаны высокими корреляциями, усреднение результатов, полученных по уравнениям для разных костей (как и в случае с регрессионными формулами для реконструкции длины тела [Пежемский, 2011, с. 12]), а также включение нескольких переменных-предикторов в модели [Scheuer et al., 1980], не приводят к существенному улучшению качества последних по причине мультиколлинеарности [Stull et al., 2014, p. 383].

Строго говоря, любые регрессионные модели будут демонстрировать наибольшую точность возрастных оценок только в группах, на материале которых они были разработаны [Stull et al., 2014, p. 377]. Очевидно, что это в полной

мере относится и к сериям уравнений, предложенных в работе. С учетом того обстоятельства, что население Средней Азии эпохи энеолита и бронзы мало менялось морфологически [Громов, 2020], все же представляется возможным использовать разработанные на материалах Гонур-депе регрессионные формулы к другим в разной степени хронологически и территориально близким группам. Косвенным подтверждением этому могут служить результаты недавнего исследования находки из неолитического слоя стоянки Туткаул (Таджикистан) [Шнайдер с соавт., 2023], показавшие соответствие возрастных оценок, независимо полученных по черепу (зубам) и с применением ранее предложенного на гонурском материале графического метода определения возраста [Куфтерин, 2017].

Основным методологическим ограничением настоящего исследования является то, что предложенный способ определения возраста разработан не на документированном материале, а на археологической коллекции. Это не позволяет исключить проблему «мимикрии возраста» [Vocquet-Appel, Masset, 1985] – дублирование возрастного профиля серии, на которой отработывался метод (в случае с использованной в работе системой оценки зубного возраста – это индейцы арикара). По этой причине приходится иметь в виду, что возрастная структура исследованной выборки нами в принципе не может быть реконструирована с полным избеганием смещенных оценок, а также ограничиться указанием обстоятельства, что сроки формирования и прорезывания зубов менее вариабельны по сравнению с индикаторами скелетного возраста [AlQahtani et al., 2010].

Согласно угловым коэффициентам обратной модели, наиболее быстрый рост характерен для дистальных сегментов в пределах конечности и для костей верхней конечности по сравнению с костями нижней, что согласуется с предыдущими результатами исследования материалов Гонур-депе, полученными другими методами [Куфтерин, 2022, с. 140–147; Карапетян, Куфтерин, 2023]. Этот факт в известной степени соотносится с данными Л. Хамфри по документированной британской коллекции, согласно которым 70% порога дефинитивной величины продольных размеров несколько раньше достигают малоберцовая, лучевая и большеберцовая кости [Humphrey, 1998, p. 65].

Сопоставление обратной и классической калибровочных моделей определения возраста

показало отсутствие различий между точностью оценок, полученных двумя способами на исследованном материале. В случае обратной модели несколько лучшие результаты наблюдались при использовании костей нижней конечности. Для классической калибровочной модели наименьшие средние квадратичные ошибки давали кости верхней конечности. Поскольку величина последних обратно пропорциональна количеству элементов в выборке, очевидно, что большие стандартные ошибки для костей нижней конечности в уравнениях классической калибровочной модели объясняются меньшим числом наблюдений. Хотя обычно обратная калибровка лучше подходит для предсказания интерполированных значений x [Besalú, 2013], ее использование для определения возраста вообще [Aykroyd et al., 1997, 1999] и детских скелетов в частности [Cardoso et al., 2014, 2017a,b], подвергается серьезной критике. В нашем случае, хорошая работоспособность обратной калибровки может объясняться очень высокой корреляцией между исследуемыми показателями [Carneiro et al., 2013]. Все же сравнение результатов применения разных регрессионных формул к материалам Гонур-депе подтверждает опасения о том, что уравнения, полученные с использованием обратной калибровки, могут давать заметно смещенные оценки. Наилучшую работоспособность в случае с гонурскими данными показали, помимо предложенных в работе, уравнения классической калибровочной модели Х. Кардосо с соавторами [Cardoso et al., 2014]. Для обратных моделей, разработанных на других коллекциях (как археологических, так и документированных), наблюдалось смещение оценок, как в сторону занижения, так и завышения возраста.

На изученном материале в подвыборках младше и старше 2 лет не наблюдается систематической погрешности в оценках, обычно заключающихся в некотором завышении возраста у более молодых индивидов и занижении – в старших возрастах [Carneiro et al., 2013; Stull et al., 2014]. Средний предсказанный возраст в подвыборке ≤ 2 лет составил величину 0,850 лет с использованием обратной модели и 0,854 года с использованием классической калибровочной (фактический средний зубной возраст 0,850). Те же показатели для подвыборки > 2 лет – 5,845 и 5,838 лет соответственно при фактическом возрасте 5,838. Таким образом, выбор формул для определения возраста из спектра предложенных в настоящей работе – прерогатива заинтересованно-

го исследователя. С одинаковой эффективностью могут быть применены уравнения и обратной, и классической калибровочной моделей, как предложенные для совокупной выборки, так и для подвыборок, сформированных по возрастному принципу.

Выводы

1. Обратная и классическая калибровочная модели определения возраста по диафизарным длинам костей конечностей демонстрируют одинаковую эффективность на изученном материале. В случае обратной модели рекомендуется пользоваться уравнениями для костей нижней конечности, в случае классической калибровочной – для костей верхней. Предложенные группоспецифические регрессионные формулы могут быть использованы для оценки возраста детских скелетов из хронологически и территориально близких серий.

2. Результаты регрессионного анализа подтверждаются выявленные ранее с использованием других методов тенденции в особенностях продольного роста длинных костей у населения Гонур-депе – более высокие темпы роста костей верхних конечностей по сравнению с нижними и дистальных сегментов в пределах конечности по сравнению с проксимальными.

3. Большинство ранее предложенных регрессионных формул для определения возраста по длинам костей конечностей не рекомендуется использовать без риска получения смещенных оценок вне групп, для которых они были разработаны. Наибольшей универсальностью обладают уравнения классической калибровочной модели, полученные Х. Кардосо с соавторами на материале близкого к современности населения Португалии и Великобритании, не подвергнутого влиянию секулярного тренда.

Благодарности

Автор выражает признательность канд. биол. наук М.К. Карапетян (МГУ имени М.В. Ломоносова, НИИ и Музей антропологии) за помощь в проведении некоторых статистических расчетов и обсуждение полученных результатов. Статья подготовлена в соответствии с планами научно-исследовательских работ Института этнологии и антропологии РАН.

Библиография

Гржибовский А.М. Однофакторный линейный регрессионный анализ // *Экология человека*, 2008. № 10. С. 55–64.

Громов А.В. Население Юго-Западного Туркменистана в эпоху энеолита и бронзы // *Древние и средневековые культуры Центральной Азии (становление, развитие и взаимодействие урбанизированных и скотоводческих обществ)*. СПб.: ИИМК РАН, 2020. С. 65–68. DOI: 10.31600/978-5-907298-09-5-65-68.

Дерябин В.Е. Решение задач обработки антропологических данных с использованием компьютера. М.: Изд-во МГУ. 2007.

Звягин В.Н., Анушкина Е.С. Определение возраста детей по фрагментам свода черепа с использованием современных методов исследования // *Судебно-медицинская экспертиза*, 2018. № 61 (6). С. 13–16. DOI: 10.17116/sudmed20186106113.

Карапетян М.К., Куфтерин В.В. Особенности продольного роста у скотоводческого населения Южного Урала и земледельцев Средней Азии эпохи бронзы: анализ стандартизированных оценок // *Вестник Московского университета. Сер. XXIII. Антропология*, 2023. № 4. С. 81–93. DOI: 10.32521/2074-8132.2023.4.081-093.

Куфтерин В.В. Атлас абрисов костей конечностей детей и подростков для возрастной экспресс-диагностики (по материалам Гонур-депе). М.: Старый сад. 2017. ISBN 978-5-89930-155-1.

Куфтерин В.В. Население Юго-Восточного Туркменистана в эпоху бронзы (методологические аспекты исследования): Дисс. ... д-ра биол. наук, 2022. 334 с.

Матюшечкин С.В., Микрюкова Н.Н. Рентгеноостеометрическое исследование линейных параметров средних фаланг кисти у детей и подростков в возрастном и этническом аспектах // *Морфологические ведомости*, 2021. Т. 29, Вып. 1. С. 34–42. DOI: 10.20340/mv-mn.2021.29(1):34-42.

Методика работы с палеоантропологическими материалами в полевых условиях. М.: ИА РАН, 2020. ISBN 978-5-94375-333-6.

Пежемский Д.В. Изменчивость продольных размеров трубчатых костей человека и возможности реконструкции телосложения: Автореф. дисс. ... канд. биол. наук, 2011. 24 с.

Сальманов А.А., Стрижков А.Е. Оценка возраста плода человека по антропометрическим параметрам скелета нижней конечности // *Ученые записки СПбГМУ им. акад. И.П. Павлова*, 2011. Т. XVIII, № 2. С. 135–136.

Шнайдер С.В., Березина Н.Я., Филимонова Т.Г., Алишер кызы С., Бужилова А.П. Результаты нового изучения антропологических материалов Центральной Азии (по материалам стоянок Туткаул и Кайлю) // *Российская археология*, 2023. № 4. С. 7–19. DOI: 10.31857/S0869606323040165.

Информация об авторе

Куфтерин Владимир Владимирович, д.б.н.; ORCID ID: 0000-0002-7171-8998; vladimirkufterin@mail.ru.

Поступила в редакцию 29.01.2024, принята к публикации 05.03.2024.

AGE ESTIMATION USING DIAPHYSEAL LONG BONE LENGTHS IN A NON-ADULT SKELETAL SAMPLE FROM GONUR DEPE, TURKMENISTAN

Introduction. *The aim of this study is to provide group-specific regression equations for age estimation of immature human skeletal remains younger than 12 years of age from the diaphyseal length of the six long bones. Further, to compare inverse and classical calibration models for age estimation and the suitability of previously published regression methods for archaeological and present-day populations in relation to the analyzed sample.*

Materials and methods. *The studied sample consists of 128 non-adult individuals from Gonur Depe – the major BMAC site in Turkmenistan (2300–1500 BCE). Regression formulae were obtained for each of the six long bones, separately for entire sample (0–12 years of age) and for two subsamples below and above 2 years of age. For each equation the coefficient of determination (R^2) and F -statistics were calculated. Residuals were tested for normality of distribution, autocorrelation, homoscedasticity, and the equality of mean to zero (one-sample t -test). Comparison between inverse and classical calibration was provided using paired samples t -test. To assess the applicability of other regression formulae to the studied sample both the mean residuals (MR) and mean of the absolute value of the residuals (MAR) were calculated, as an estimate of bias and accuracy respectively.*

Results. *All regression models showed a strong statistical significance and high R^2 value. The slope coefficients of the regression lines of diaphyseal length upon age are greater for the upper limb bones both in the entire sample and two subsamples separately. The lower limb bones are characterized by lower growth rates. In contrast to the inverse calibration, for the classical model the mean standard errors (MSE) were smaller for the upper limb bones rather than for the lower limb bones. For the lower limb bones the standard error of the estimate (SE) was generally smaller in inverse formulae. Comparison of both models for the femur however shows their equal performance. For the exception of proposed and classical calibration formulae all inverse models for femur diaphyseal length show consistent differences from zero in relation to the studied sample.*

Discussion. *The inverse and classical calibration models as a technique for age estimation using diaphyseal long bone lengths are both equally applicable in the studied sample. It is recommended to use the equations for the lower limb bones in the inverse model and for the upper limb bones in the classical model. The Gonur Depe population is characterized by relatively higher growth rates of the upper limb bones and distal limb segments relative to the proximal ones. Most of the previously published inverse calibration models are not recommended for uncritically use due to the high risk of obtaining biased estimates on samples that are different chronologically and/or territorially.*

Keywords: paleoanthropology; immature; skeletal development; linear growth; regression equations; Bronze Age; BMAC/Oxus Civilization

DOI: 10.55959/MSU2074-8132-24-2-8

References

- Grijbovski A.M. Odnofaktornyj linejnyj regressionnyj analiz [Simple linear regression analysis]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology], 2008, 10, pp. 55–64. (In Russ.).
- Gromov A.V. Naselenie Yugo-Zapadnogo Turkmenistana v epohu eneolita i bronzy [Populations of Southwestern Turkmenistan in the Eneolithic and Bronze Ages]. In *Drevnie i srednevekovye kul'tury Central'noj Azii (stanovlenie, razvitiye i vzaimodejstvie urbanizirovannyh i skotovodcheskih obshchestv)* [Ancient and medieval cultures of Central Asia (the formation, development and interaction of urbanized and cattle-breeding societies)]. St. Petersburg, IHMC RAS Publ., 2020, pp. 65–68. (In Russ.). DOI: 10.31600/978-5-907298-09-5-65-68.
- Deryabin V.E. Reshenie zadach obrabotki antropologicheskikh dannyh s ispol'zovaniem komp'yutera [Solving problems of anthropological data processing using a computer]. Moscow, MSU Publ., 2007. 80 p. (In Russ.).
- Zvyagin V.N., Anushkina E.S. Opredelenie vozrasta detej po fragmentam svoda cherepa s ispol'zovaniem sovremennyh metodov issledovaniya [Determining the age of the children from the cranial cranium vault fragments with the use of the modern investigative techniques]. *Sudebno-Meditsinskaya Ekspertiza* [Forensic Medical Expertise], 2018, 61 (6), pp. 13–16. (In Russ.). DOI: 10.17116/sudmed20186106113.
- Karapetian M.K., Kuferin V.V. Osobennosti prodol'nogo rosta u skotovodcheskogo naseleniya Yuzhnogo Urala i zemledeľcev Srednej Azii epohi bronzy: analiz standartizirovannyh ocenok [Linear growth variation in Bronze Age pastoralists from Southern Urals and Central Asian agricultural population: A z-score analysis]. *Lomonosov Journal of Anthropology* [Moscow University Anthropology Bulletin], 2023, 4, pp. 81–93. (In Russ.). DOI: 10.32521/2074-8132.2023.4.081-093.
- Kuferin V.V. Atlas abrisov kostej konechnostej detej i podrostkov dlya vozrastnoj ekspress-dijagnostiki (po materialam Gonur-depe) [Atlas of graphic contours of the sub-adults' bones for age express estimation (Gonur Depe data)]. Moscow, Staryi Sad Publ., 2017. 154 p. (In Russ.). ISBN 978-5-89930-155-1.
- Kuferin V.V. Naselenie Yugo-Vostochnogo Turkmenistana v epohu bronzy (metodologicheskie aspekty issledovaniya) [The Bronze Age population of Southeastern Turkmenistan (methodology for research)]. Habilitat Thesis in Biology. Moscow, 2022, 334 p. (In Russ.).
- Matyushchkin S.V., Mikrukova N.N. Rentgenoosteometricheskoe issledovanie linejnyh parametrov srednih falang kisti u detej i podrostkov v vozrastnom i etnicheskom aspektah [X-ray osteometry of some line parameters of the middle phalanges of the hand in children and adolescents in term of different age and ethnicity]. *Morfologicheskie Vedomosti* [Morphological Newsletter], 2021, 29 (1), pp. 34–42. (In Russ.). DOI: 10.20340/mv-mn.2021.29(1):34-42.
- Metodika raboty s paleoantropologicheskimi materialami v polevyh usloviyah [Guidelines for the field study of human skeletal remains]. Moscow, IA RAS Publ., 2020. 112 p. (In Russ.). ISBN 978-5-94375-333-6.
- Pezhemy D.V. Izmenchivost' prodol'nyh razmerov trubchatykh kostej cheloveka i vozmozhnosti rekonstrukcii teloslozheniya [Variability of linear dimensions of human tubular bones and possibilities of somatotype reconstruction]. PhD in Biology Thesis. Moscow, 2011, 24 p. (In Russ.).
- Salmanov A.A., Strizhkov A.E. Ocenka vozrasta ploda cheloveka po antropometricheskim parametram skeleta nizhnej konechnosti [Age estimation of human foetuses according to anthropometric measurements of the lower extremity skeletal system]. *Uchyonye zapiski Pervogo Sankt-Peterburgskogo gosudarstvennogo meditsinskogo universiteta im. akad. I.P. Pavlova* [The Scientific Notes of Pavlov University], 2011, 18 (2), pp. 135–136. (In Russ.).
- Shnaider S.V., Berezina N.Ya., Filimonova T.G., Alisher kyzy S., Buzhilova A.P. Rezul'taty novogo izucheniya antropologicheskikh materialov Central'noj Azii (po materialam stoyanok Tutkaul i Kajlyu) [The results of new study of Neolithic human remains in Central Asia (based on Tutkaul and Kaylu materials)]. *Rossiyskaya arkheologiya* [Russian Archaeology], 2023, 4, pp. 7–19. (In Russ.). DOI: 10.31857/S0869606323040165.
- AlQahtani S.J., Hector M.P., Liversidge H.M. Brief communication: The London Atlas of human tooth development and eruption. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2010, 142, pp. 481–490. DOI: 10.1002/ajpa.21258.
- Aykroyd R.G., Lucy D., Pollard A.M., Solheim T. Technical note: Regression analysis in adult age estimation. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1997, 104, pp. 259–265.
- Aykroyd R.G., Lucy D., Pollard A.M., Roberts C.A. Nasty, brutish, but not necessarily short: A reconsideration of the statistical methods used to calculate age at death from adult human skeleton and dental age indicators. *Am. Antiq.*, 1999, 64 (1), pp. 55–70.
- Besalú E. The connection between inverse and classical calibration. *Talanta*, 2013, 116, pp. 45–49. DOI: 10.1016/j.talanta.2013.04.054.
- Boccone S., Micheletti Cremasco M., Bortoluzzi S., Moggi-Cecchi J., Rabino Massa E. Age estimation in subadult Egyptian remains. *HOMO*, 2010, 61, pp. 337–358. DOI: 10.1016/j.jchb.2010.05.003.
- Bocquet-Appel J.P., Masset C. Matters of moment. Paleodemography: Resurrection or ghost? *J. Hum. Evol.*, 1985, 14, pp. 107–111.
- Buikstra J.E., Ubelaker D.H. (Eds.). Standards for data collection from human skeletal remains. *Fayetteville, Arkansas Archaeological Survey*, 1994, VI, 266 p.
- Cardoso H.F.V., Abrantes J., Humphrey L.T. Age estimation of immature human skeletal remains from the diaphyseal length of the long bones in the postnatal period. *Int. J. Legal Med.*, 2014, 128, pp. 809–824. DOI: 10.1007/s00414-013-0925-5.
- Cardoso H.F.V., Vandergugten J.M., Humphrey L.T. Age estimation of immature human skeletal remains from the metaphyseal and epiphyseal widths of the long bones in the post-natal period. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2017a, 162, pp. 19–35. DOI: 10.1002/ajpa.23081.
- Cardoso H.F.V., Spake L., Humphrey L.T. Age estimation of immature human skeletal remains from the dimensions of the girdle bones in the postnatal period. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2017b, 163, pp. 772–783. DOI: 10.1002/ajpa.23248.
- Carneiro C., Cuarte F., Borralho P., Cunha E. Radiographic fetal osteometry: Approach on age estimation for the Portuguese population. *Forensic Sci. Int.*, 2013, 231, 397.e1–397.e5. DOI: 10.1016/j.forsciint.2013.05.039.
- Danforth M.E., Wrobel G.D., Armstrong C.W., Swanson D. Juvenile age estimation using diaphyseal long bone lengths among ancient Maya populations. *Lat. Am. Antiq.*, 2009, 20 (1), pp. 3–13.
- Facchini F., Veschi S. Age determination on long bones in a skeletal subadults sample (b–12 years). *Coll. Antropol.*, 2004, 28 (1), pp. 89–98.

Humphrey L.T. Growth patterns in the modern human skeleton. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1998, 105, pp. 57–72.

López-Costas O., Rissech C., Trancho G., Turbón D. Postnatal ontogenesis of the tibia. Implications for age and sex estimation. *Forensic Sci. Int.*, 2012, 214, 207.e1–207.e11. DOI: 10.1016/j.forsciint.2011.07.038.

Mays S., Brickley M., Ives R. Growth in an English population from the Industrial Revolution. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2008, 136, pp. 85–92. DOI: 10.1002/ajpa.20780.

Merchant V.L., Ubelaker D.H. Skeletal growth of the protohistoric Arikara. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1977, 46, pp. 61–72.

Pietrobelli A., Marchi D., Belcastro M.G. The relationship between bipedalism and growth: A metric assessment in a documented modern skeletal collection (Certosa Collection, Bologna, Italy). *Am. J. Biol. Anthropol.*, 2022, 177, pp. 669–689. DOI: 10.1002/ajpa.24440.

Pinhasi R., Teschler-Nicola M., Knaus A., Shaw P. Cross-population analysis of the growth of long bones and the os coxae of three Early Medieval Austrian populations. *Am. J. Hum. Biol.*, 2005, 17, pp. 470–488.

Primeau C., Friis L., Sejrsen B., Lynnerup N. A method for estimating age of Danish medieval sub-adults based on long bone length. *Anthrop. Anz.*, 2012, 69 (3), pp. 317–333. DOI: 10.1127/0003-5548/2012/0168.

Primeau C., Friis L., Sejrsen B., Lynnerup N. A method for estimating age of medieval sub-adults from infancy to adulthood based on long bone length. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2016, 159, pp. 135–145. DOI: 10.1002/ajpa.22860.

Rissech C., Black S. Scapular development from the neonatal period to skeletal maturity: A preliminary study. *Int. J. Osteoarchaeol.*, 2007, 17, pp. 451–464. DOI: 10.1002/oa.890.

Rissech C., López-Costas O., Turbón D. Humeral development from neonatal period to skeletal maturity – application in age and sex assessment. *Int. J. Legal Med.*, 2013a, 127, pp. 201–212. DOI: 10.1007/s00414-012-0713-7.

Rissech C., Márquez-Grant N., Turbón D. A collation of recently published Western European formulae for age estimation of subadult skeletal remains: Recommendations for forensic anthropology and osteoarchaeology. *J. Forensic Sci.*, 2013b, 58 (S1), pp. 163–168. DOI: 10.1111/1556-4029.12011.

Rissech C., Schaefer M., Malgosa A. Development of the femur – Implications for age and sex determination. *Forensic Sci. Int.*, 2008, 180, pp. 1–9. DOI: 10.1016/j.forsciint.2008.06.006.

Scheuer J.L., Musgrave J.H., Evans S.P. The estimation of late fetal and perinatal age from limb bone length by linear and logarithmic regression. *Ann. Hum. Biol.*, 1980, 7 (3), pp. 257–265.

Stull K.E., L'Abbé E.N., Ousley S.D. Using multivariate adaptive regression splines to estimate subadult age from diaphyseal dimensions. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2014, 154, pp. 376–386. DOI: 10.1002/ajpa.22522.

Stull K.E., Chu E.Y., Corron L.K., Price M.H. Subadult age estimation using mixed cumulative probit and a contemporary United States population. *Forensic Sci.*, 2022, 2, pp. 741–779. DOI: 10.3390/forensicsci2040055.

Tsai A., Stamoulis C., Bixby S.D., Breen M.A., Connolly S.A., Kleinman P.K. Infant bone age estimation based on fibular shaft length: Model development and clinical validation. *Pediatr. Radiol.*, 2016, 46 (3), pp. 342–356. DOI: 10.1007/s00247-015-3480-z.

Ubelaker D.H. *Human skeletal remains: Excavations, analysis, interpretation*. Chicago, Aldine Publ., 1978, XI, 116 p.

Information about the author

Kufferin Vladimir V., PhD, D.Sc.; ORCID ID: 0000-0002-7171-8998; vladimirkufferin@mail.ru.

© 2024. This work is licensed under a CC BY 4.0 license