

## ДИСКРЕТНЫЕ ПРИЗНАКИ НА ЧЕРЕПАХ ИЗ КУРГАНА 1 НЕПЛЮЕВСКОГО МОГИЛЬНИКА И НЕКОТОРЫЕ ПРОБЛЕМЫ ВНУТРИГРУППОВОГО АНАЛИЗА ФЕНЕТИЧЕСКИХ ДАННЫХ

В статье рассматриваются результаты анализа дискретных признаков в небольшой крациологической выборке эпохи бронзы (срубно-алакульский культурный тип) из кургана 1 Неплюевского могильника в Южном Зауралье. Сравниваются различные способы подсчета частот парных дискретных признаков, а также обсуждаются итоги сопоставления изученного материала со сборными сериями срубной и андроновской культур. Отдельно тестируются различные способы определения биологического «родства» у захороненных индивидов с использованием дискретных признаков черепа.

**Материалы и методы.** Изученный материал включает 19 черепов различной сохранности, исследованных по крациоскопической программе, включающей 38 признаков (из них 9 непарных и 29 парных). Частоты билатеральных особенностей подсчитывались тремя различными способами. При сопоставлении с суммарными выборками срубников Поднепровья и андроновцев Алтая, частоты подвергались угловой трансформации, а само сравнение проведено с использованием статистики  $\chi^2$  и «меры расхождения» Смита. Анализ возможных «родственных» связей между погребенными в кургане по системе дискретных признаков произведен с использованием способов, основанных на приложении формулы Байеса (подход автора), авторской модификации способа Г. Улльриха, способах предлагаемых В. Хайнрихом и М. Тэшлер-Никола, а также Я. Церчеком с соавторами.

**Результаты.** На эмпирическом уровне исследования отмечается, что частоты минимум 8 из 36 дискретных признаков, при любых способах расчета, превышают верхние пределы мирового размаха вариаций. Для двух признаков это подтверждается статистически при сравнении со сборными сериями из памятников срубной и андроновской культур. Данное обстоятельство не противоречит предположению о принадлежности захоронений индивидам, между которыми могли иметься родственные связи. По полученным данным наиболее оптимальным способом расчета частот парных дискретных признаков является расчет «на череп» или «на данную сторону» (особенно в случае сильно фрагментированного материала). Сравнение разных способов выявления индивидов, между которыми вероятно наличие биологического «родства», показало сходство результатов, полученных с использованием различных подходов, применительно к одним и тем же их парам.

**Заключение.** Судя по особенностям распределения дискретных признаков, наиболее вероятными биологическими «родственниками» могут являться индивиды из погребений 2а(1) и 26, 2а(2) и 26, а также пары индивидов 2б–30 и 28(1)–32(2). Представленные данные планируется верифицировать результатами палеогенетического анализа. В качестве рекомендации для специалистов, занимающихся дискретными признаками, можно указать на необходимость тщательной и подробной, не ограничивающейся представлением только частот и общего количества наблюдений, публикации первичных данных по их распределению.

**Ключевые слова:** палеоантропология; крациофенетика; биологическое «родство»; срубно-алакульский культурный тип; Южное Зауралье

## Введение

В подавляющем большинстве отечественных работ, посвященных анализу дискретных признаков (ДП), в частности ДП черепа, исследователи зачастую переходят непосредственно от подсчета частот к межгрупповым сопоставлениям. Внутригрупповой анализ ограничивается в основном лишь эмпирическим уровнем. Очевидно, что такой подход далеко не в полной мере раскрывает потенциал ДП при анализе палеоантропологического материала. Возможность использования дискретных признаков при этом, например, для индивидуальной диагностики была показана А.Г. Козинцевым более 40 лет назад [Козинцев, 1973].

Фундаментальный обзор американских и канадских специалистов [Stojanowski, Schillaci, 2006] демонстрирует, что фенотипический подход может и должен использоваться для выявления самых различных аспектов внутригрупповой биологической изменчивости. Особый интерес в этой связи представляет собой анализ биологических родственных связей внутри группы индивидов, известный в литературе как «*kinship analysis*», в разработку принципов которого внесли весомый вклад немецкие антропологи [Ullrich, 1969; Rosing, 1982, 1986; Alt, Vach, 1991, 1992; Meyer et al., 2012]. Ряд таких исследований выполнен по отношению к дискретным признакам на черепе [Strouhal, 1992; Rubini, 1996; Veleminsky, Dobisikova, 2005; Cesnys, Tutkuviene, 2007]. В некоторых работах параллельно используются несколько систем, или данные по ДП черепа рассматриваются применительно к полученным по другим признакам [Prowse, Lovell, 1996; Veleminsky et al., 2008; Ricaut et al., 2010]. В отечественной литературе пример успешного использования черепных ДП для внутригруппового анализа краинологической серии из Улангомского могильника представляет публикация А.А. Мовсесян и Н.Н. Мамоновой [Мовсесян, Мамонова, 2013]. Попытка использования ДП позвоночника для определения родственных связей внутри могильника была относительно недавно предпринята М.К. Карапетян [Карапетян, 2016].

В настоящей публикации при исследовании дискретных признаков черепа в небольшой краинологической выборке эпохи бронзы из Южного Зауралья решаются следующие основные задачи:

1. Эмпирическое сравнение различных способов подсчета частот парных (билиатеральных) дискретных признаков.
2. Сопоставление изученной выборки, предположительно включающей индивидов, между которыми не исключено наличие родственных связей с заведомо разнородными (суммарными) выборками по близким в культурно-хронологи-

**Таблица 1. Опись краинологической выборки из кургана 1 Неплюевского могильника, использованной при анализе дискретных признаков**

**Table 1. Cranial sample from Neplyuevsky cemetery (kurgan 1) used in non-metric trait analysis**

№ погребения (скелета)	Пол	Возрастная группа	Возраст, лет
2a(1)	♂	adultus	18–20
2a(2)	♀	adultus	20–25
2б	♂	adultus	20–25
3	?	infantilis I	4±12 мес.
4	♀	adultus	20–25
6	?	infantilis I	5±16 мес.
7	?	infantilis II	12±30 мес.
8(1)	♀	adultus	18–22
10(2)	?	infantilis II	7±24 мес.
13	?	infantilis II	8±24 мес.
25	♀?	adultus	25–30
26	♀	juvenis	15–16
28(1)	♂	adultus	25–35
28(2)	♀	adultus	25–35
30	♂	adultus	18–22
31	?	infantilis I	5±16 мес.
32(1)	♂	maturus	35–50
32(2)	♀	adultus	25–35
33	?	infantilis I	4±12 мес.

ческом отношении группам (срубная и андроновская культуры).

3. Тестиование различных способов выявления потенциальных биологических «родственников» с использованием черепных дискретных признаков.

## Материалы и методы

В основу исследования положены материалы из раскопок С.В. Шараповой кургана 1 Неплюевского могильника, полученные в 2016–2017 гг. и находящиеся в настоящее время на хранении в фондах Института истории и археологии УрО РАН (г. Екатеринбург). Могильник расположен на территории Южного Зауралья (Карталинский район Челябинской области), а сами погребальные комплексы кургана 1 датируются XX–XVIII вв. до н.э. и, по мнению автора раскопок, соотносятся с памятниками срубно-алакульского культурного типа [Карапетян с соавт., 2019, с. 35]. Опись краинологической коллекции, использованной при анализе дискретных признаков, представлена в таблице 1.

Нужно отметить, что приведенные нами возрастные определения в ряде случаев отличаются

от таковых, полученных М.К. Карапетян при полевых и камеральных исследованиях данных материалов [Карапетян с соавт., 2019]. Это связано с тем, что автором при возрастной диагностике использовались исключительно показатели шовного и зубного возраста, что в принципе оправдывается целью настоящего исследования. При анализе распределения частот ДП, разбиения материала по полу не производилось. Для максимизации наблюдений привлекались и детские черепа (в возрасте от 4–5 лет и старше). При этом признаки, статистически достоверно связанные с возрастом (в частности, отверстие на барабанном кольце), на них не фиксировались.

В общей сложности регистрировались 36 дискретных признаков (ДП) программы А.А. Мовсесян [Мовсесян, 2005], к которым добавлены 2: такая особенность как вставочные косточки в стреловидном шве (*Ossa Wormii suturae sagittalis*) и признак, обозначаемый в зарубежной литературе чаще всего как «frontal grooves» («лобные борозды») – следы ветвления сосудов на супрабитальном крае лобной кости, который в данном исследовании обозначен как *sulcus supraorbitale* [Schunk, Maguyama, 1960]. 9 изученных дискретных признаков являются непарными, а 29 – парными (биплатеральными). При фиксации ДП и их морф, в качестве методического пособия использовался фотографический атлас, подготовленный американскими специалистами [Mann et al., 2016].

Частоты признаков ( $p$ ) и ошибки репрезентативности ( $s$ ), вычисленные по формуле:

$$S_{\%} = \sqrt{p \times \frac{100-p}{n}} \quad [\text{Лакин, 1990}],$$

представлены для различных способов расчета по непарным и парным ДП отдельно. Частоты билатеральных признаков подсчитывались тремя различными способами: из расчета на один череп (в этом случае учтены только полные случаи – с возможностью наблюдения на обеих сторонах) [Czarnetzki, 1971], из расчета на одну сторону (здесь речь идет о  $p'$  – взвешенной средней из частот признака на правой и левой сторонах) [Berry, Berry, 1967] и, наконец, из расчета на данную сторону (только правую или только левую) [Zegura, 1975]. Достоинства и недостатки различных способов подсчета частот парных ДП подробно рассмотрены А.Г. Козинцевым [Козинцев, 1980]. При сравнительном анализе, частоты преобразовывались в углы, измеренные в радианах [Урбах, 1975], по формуле:

$$\varphi = 2 \arcsin \sqrt{p}$$

При сопоставлении в качестве сравнительного материала использованы сборные серии срной культуры Поднепровья (29 черепов) [Мовсесян, 2005] и андроновской культуры Алтая (более 80

черепов) [Тур, 2011]. При сравнении выборки из Неплюевского кургана 1 с этими сериями использовались трансформированные частоты, полученные для билатеральных ДП при расчете на череп [Czarnetzki, 1971]. Сопоставление производилось с использованием отношения квадрата разности углов, распределенного как  $\chi^2$  с одной степенью свободы [Sjovold, 1973, 1977] и «меры расхождения» (MD) С. Смита [Sjovold, 1973; Green, Suchey, 1976; de Souza, Houghton, 1977].

Особый интерес представляет собой выявление среди погребенных в кургане 1 Неплюевского могильника потенциальных биологических «родственников». Наличие таковых предполагается на основании редких морфологических особенностей или их большого «сходства» у ряда пар погребенных. План кургана 1, с обозначением погребений индивидов, между которыми предполагается наличие «родственных» связей представлен на рисунке 1 (на основе неопубликованных данных М.К. Карапетян и Н.А. Лейбовой).

Для подтверждения этого предположения на основании анализа дискретных признаков нами было опробовано четыре способа. Первый, предлагаемый нами, базируется наложении теоремы (формулы) Байеса, в самом общем виде представляющей выражение:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A) \cdot P(A)}{P(B)}$$

где  $P(A)$  – априорная вероятность гипотезы  $A$ ,  $P(A|B)$  – апостериорная вероятность (вероятность гипотезы  $A$  при наступлении события  $B$ ),  $P(B|A)$  – вероятность наступления события  $B$  при истинности гипотезы  $A$ ,  $P(B)$  – полная вероятность наступления события  $B$  [Milton, Arnold, 2003].

Второй способ основан на предлагаемом Г. Улльрихом принципе «polysymptomatische Ahnlichkeit Verwandschaft Diagnose» («многофакторная диагностика сходства») [Ullrich, 1969]. Отметим, что при использовании этих способов, парные ДП, в случае отсутствия их у обоих сравниваемых индивидов на обеих сторонах, рассматривались как «общий ДП». Если билатеральный признак присутствовал у одного из пары на одной стороне, а у другого присутствовал на той же стороне, при невозможности наблюдения на другой, признак также считался «общим». Таким образом, в нашем случае, и в модифицированной нами схеме Г. Улльриха, взаимное отсутствие ДП у сравниваемых индивидов условно сочтено «общим ДП».

Третий и четвертый способы, разработанные В. Хайнрихом и М. Тэшлер-Никола [Heinrich, Teschler-Nicola, 1991], а также Я. Цврчеком с соавторами [Cvrcek et al., 2018], использовались в виде, предлагаем авторами, без отмеченного выше методического допущения. Примеры различных способов

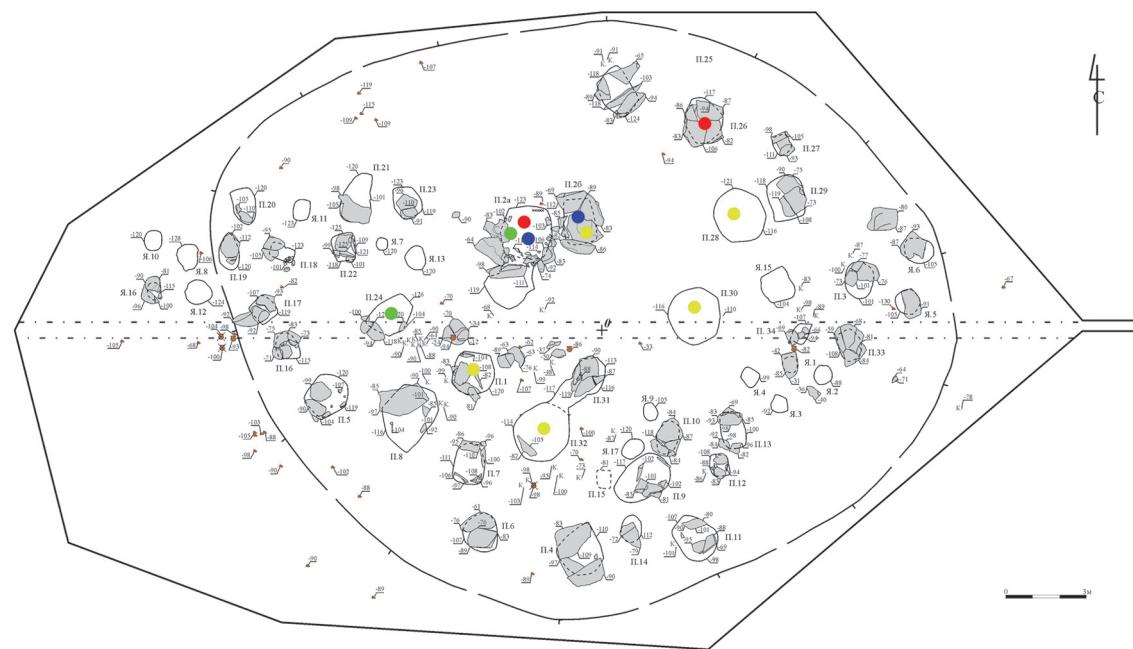


Рисунок 1. План объектов кургана 1 Неплюевского могильника (по С.В. Шараповой)  
Figure 1. Plan of the kurgan 1 of Nepliuevsky cemetery (according to S.V. Sharapova)

**Примечания.** Цветными кругами обозначены погребения индивидов, между которыми предполагается наличие биологического «родства»: красные – индивиды 2а(1) и 26 (основание – агенезия левых  $P_2$ ); синие – индивиды 2а(1) и 2б (основание – сходство морфометрических особенностей посткраниальных скелетов) и индивиды 2а(2) и 2б (основание – архаичная морфология  $M_3$ ); зеленые – индивиды 2а(1) и 24 (основание – редкая форма коронки  $M_1$  – наличие дополнительного мезиального бугорка); желтые – индивиды 1(2), 2б, 28(1), 30 и 32(2) (основание – эктопия эмали  $M^2$ ).

Notes. The colored circles indicate burials of individuals for whom biological “kinship” is assumed: red – individuals 2a(1) and 26 (assumed on the basis of agenesis of the left lower  $P_2$ ); blue – individuals 2a(1) and 2b (on the basis of similarity of postcranial morphometrics) and individuals 2a(2) and 2b (on the basis of archaic morphology of lower  $M_3$ ); green – individuals 2a(1) and 24 (on the basis of rare form of the crown of lower  $M_1$  – the presence of an additional mesial tubercle); yellow – individuals 1 (2), 2b, 28 (1), 30 and 32 (2) (on the basis of ectopic enamel of upper  $M^2$ ).

расчета и выявления пар потенциальных «родственников» приводятся в разделе ниже.

## Результаты

Частоты непарных дискретных признаков (ДП), результаты их углового преобразования и соопасления со сравнительными данными представлены в таблицах 2 и 3.

В таблицах 4–6 содержится информация по частотам парных (биполлярных) дискретных признаков (ДП), при различных способах их расчета, результаты тригонометрической трансформации частот и сравнительного сопоставления.

Таблица 7 демонстрирует итоги сравнения крациологической выборки из кургана 1 Неплюевского могильника с сериями срубной и андроновской культур по частотам ряда ДП с помощью «меры расхождения» Смита.

В таблице 8 приводятся данные по индивидуальному распределению дискретных признаков у погребенных, между которыми предполагается наличие «родственных» связей.

На рисунках 2–4 проиллюстрированы ДП, частоты, которых достоверно повышены в Неплюевской выборке, а также пример довольно редкого анатомического варианта – полного разделения скуловой кости поперечным швом (*os japonicum*) у индивида из погребения 25.

На чисто эмпирическом уровне исследования можно отметить, что частоты минимум 8 из 36 ДП (22,2%), при любых способах расчета, превышают верхние пределы мирового размаха вариаций [Мовсесян, 2005]. Сказанное относится к следующим особенностям: вставные kostочки в области заднего родничка и в венечном шве, шовные kostочки лямбдовидного шва (в том числе, множественные), эпиптерные kostи, расположенные вне шва сосцевидные отверстия, следы зародышевых

**Таблица 2. Частоты непарных дискретных признаков и результаты их тригонометрической трансформации в краинологической выборке из кургана 1 Неплюевского могильника на фоне сравнительных данных**

**Table 2. Frequencies of unpaired non-metric traits and results of their angular transformation in cranial sample from Nepliuevsky cemetery (kurgan 1) and comparative data**

Признак	N	n	p,%±s,%	φ*	Срубная культура, %	Андроновская культура, %
Sutura metopica	17	0	0	0,246	9,0	4,3
Ossa Wormii suturae sagittalis	16	1	6,25±6,05	0,507	?	?
Os Incae	17	0	0	0,246	4,5	?
Os triquetrum	17	0	0	0,246	0	?
Os apicis lambdae	10	2	20,0±12,65	0,927	13,6	13,6
Processus interparietale	11	1	9,1±8,67	0,613	5,8	?
Torus palatinus	9	2	22,2±13,85	0,981	23,0	?
Sutura palatina transversa concavus	8	2	25,0±15,31	1,047	13,6	?
Sutura palatina transversa fractus	8	1	12,5±11,69	0,723	0	?

Примечания. \* При  $p = 0$  частоты подвергались угловому преобразованию с внесением поправки Бартлетта:  $p = 1/4N$  [Eisenhart, 1947].

Notes. \* When  $p = 0$  the frequencies were subjected to an angular transformation with a Bartlett correction:  $p = 1 / 4N$  [Eisenhart, 1947].

**Таблица 3. Результаты сопоставления краинологической выборки из кургана 1 Неплюевского могильника с сериями срубной и андроновской культур по частотам непарных дискретных признаков (значения критерия  $\chi^2$  при  $df = 1$ )\***

**Table 3. Results of comparison of cranial sample from Nepliuevsky cemetery (kurgan 1) with Srubnaya and Andronovo culture samples based on frequencies of unpaired non-metric traits (Chi-square values at  $df = 1$ )\***

Признак	Срубная культура	Андроновская культура
Sutura metopica	1,42	0,41
Os Incae	0,36	—
Os triquetrum	0,38	—
Os apicis lambdae	0,22	0,16
Processus interparietale	0,13	—
Torus palatinus	0,00	—
Sutura palatina transversa concavus	0,54	—
Sutura palatina transversa fractus	2,76	—

Примечания. \* Расчеты производились по формуле:

$\chi^2 = \frac{d^2}{(1/N_1 + 1/N_2)}$ , где  $d = (\phi_1 - \phi_2)$  [Sjovold, 1973, 1977, p. 14-15].

Notes. Calculated using formula:

Chi-square values =  $\frac{d^2}{(1/N_1 + 1/N_2)}$ , where  $d = (\phi_1 - \phi_2)$  [Sjovold, 1973, 1977, p. 14-15].

швов затылочной чешуи, двухсоставные затылочные мыщелки и вогнутая форма поперечного небного шва. Для *sutura mendosa* повышенная частота встречаемости подтверждается и статистически на фоне сравнительных данных по сборным сериям срубной и андроновской культур. То же касается и частоты встречаемости добавочных ментальных отверстий в Неплюевской выборке по отношению к серии срубников Поднепровья (табл. 6 и 7).

Далее, по данным таблицы 8, приведем примеры различных способов выявления потенциальных биологических «родственников» в выборке из Неплюевского кургана 1 на основании присутствия у этих индивидов тех или иных морфологических особенностей, могущих отражать наличие родственных связей. Для упрощения изложения, индивиды из определенных погребений обозначены просто «индивиду 2б» или «индивиду 28(1)», где цифра за скобками обозначает номер скелета, а первая цифра – номер погребения.

**Пример 1.** Пусть доля «общих» ДП у индивида 2б = 0,53 ( $p_1$ ), а у индивида 26 = 0,78 ( $p_2$ ). В первом случае сопоставлялось 15 признаков ( $n_1$ ), во втором ( $n_2$ ) – 23. С какой вероятностью данные индивиды являются биологическими «родственниками» индивида 2а(1)? Событие (B) – вероятность родственных связей, событие  $A_i$  – биологическим «родственником» является индивид  $i$ . Тогда:

$$P(A_i) = n_i/N, \text{ где } N = n_1 + n_2, \text{ а } P(B|A_i) = p_i.$$

По формуле полной вероятности:

$$P(B) = \sum_{i=1}^2 P(B|A_i)P(A_i).$$

**Таблица 4. Частоты парных дискретных признаков и результаты их тригонометрической трансформации в краниологической выборке из кургана 1 Неплюевского могильника**  
**Table 4. Frequencies of paired non-metric traits and results of their angular transformation in cranial sample from Nepliuevsky cemetery (kurgan 1)**

Признак	Расчет «на череп»				Расчет «на одну сторону»			
	N	n	p,%±s,%	φ*	N	n	p',%±s',%	φ*
Foramen supraorbitale	14	4	28,6±12,08	1,129	31	8	25,8±7,86	1,066
Foramen frontale	12	2	16,7±10,77	0,842	29	4	13,8±6,40	0,761
Sulcus supraorbitale	12	2	16,7±10,77	0,842	29	3	10,3±5,64	0,653
Spina trochlearis	11	2	18,2±11,63	0,881	25	3	12,0±6,50	0,707
Foramen infraorbitale acc.	11	2	18,2±11,63	0,881	23	3	13,0±7,01	0,738
Os zygomaticum bipartitum	5	1	20,0±17,89	0,927	12	2	16,7±10,77	0,842
Spina processus frontalis (отр.)	8	2	25,0±15,31	1,047	20	2	10,0±6,71	0,644
Ossicula suturae coronalis	7	2	28,6±17,08	1,129	16	3	18,8±9,77	0,897
Stenocrotaphia	2	0	0	0,723	8	0	0	0,354
Os epiptericum	2	2	100,0	2,419	9	4	44,4±16,56	1,459
Proc. frontalis squam. temp.	2	0	0	0,723	9	0	0	0,336
Ossicula suturae squamosae	2	0	0	0,723	11	0	0	0,304
Os postsquamosum	3	0	0	0,584	12	0	0	0,291
Os astericum	3	0	0	0,584	12	0	0	0,291
Foramen parietale	13	4	30,8±12,80	1,177	29	8	27,6±8,30	1,106
Ossicula suturae lambdoideae	10	7	70,0±14,49	1,982	23	13	56,5±10,34	1,701
Sutura mendosa (следы)	10	4	40,0±15,49	1,369	22	7	31,8±9,93	1,198
Foramen mastoid. exsuturale	3	2	66,7±27,21	1,911	13	10	76,9±11,69	2,139
Os Wormii sut. occip.-mast.	3	0	0	0,584	12	0	0	0,291
Canalis condylaris	8	4	50,0±17,68	1,571	24	13	54,2±10,17	1,655
Canalis hypogloss. bipartitum	9	2	22,2±13,85	0,981	24	4	16,7±7,61	0,842
Facies condylaris bipartitum	8	4	50,0±17,68	1,571	17	7	41,2±11,94	1,394
Tuberculum praecondylare	11	0	0	0,304	22	0	0	0,210
Foramen tympanicum	4	1	25,0±21,65	1,047	19	4	21,1±9,36	0,955
Foramen spinosum apertum	2	1	50,0±35,36	1,571	9	3	33,3±15,71	1,230
Foramen pterygospinosum	3	1	33,3±27,21	1,230	7	1	14,3±13,23	0,776
Torus mandibularis	11	0	0	0,304	25	0	0	0,200
Foramina mentalia acc.	11	2	18,2±11,63	0,881	26	2	7,7±5,23	0,562
Canalis mylohyoideus	10	0	0	0,318	23	0	0	0,210

Примечания. \* При  $p = 0$  частоты подвергались угловому преобразованию с внесением поправки Бартлетта:  $p = 1/4N$ ; частота  $p = 1$  при этом заменялась на  $p = 1 - 1/4N$  [Eisenhart, 1947].

Notes. \* When  $p = 0$  the frequencies were subjected to an angular transformation with a Bartlett correction: when  $p = 0$  frequencies were replaced by  $p = 1/4N$ ; when  $p = 1$  frequency was replaced by  $p = 1 - 1/4N$  [Eisenhart, 1947].

По формуле Байеса:

$$P(A_1|B) = \frac{P(B|A_1)P(A_1)}{P(B)} = \frac{P(B|A_1)P(A_1)}{P(B|A_2)P(A_2)+P(B|A_1)P(A_1)}$$

$$= \frac{p_1 n_1 / N}{p_2 n_2 / N + p_1 n_1 / N} = \frac{0,53 \times 15 / 38}{0,78 \times 23 / 38 + 0,53 \times 15 / 38} = 0,31.$$

Аналогично  $P(A_2|B) = 0,69$ . Таким образом, с наибольшей вероятностью можно предполагать биологическое «родство» субъектов из погребений 2a(1) и 26, характеризующихся наличием агенезии премоляров.

Пример 2. Пусть доля «общих» ДП у индивида 28(1) = 0,50 ( $p_1$ ), у индивида 30 = 0,64 ( $p_2$ ), а у индивида 32(2) = 0,67 ( $p_3$ ). В первом случае сопоставлялось 14 признаков ( $n_1$ ), во втором ( $n_2$ ) – 14, в третьем ( $n_3$ ) – 12. С какой вероятностью данные индивиды являются биологическими «родственниками» индивида 26? Событие (B) – вероятность родственных связей, событие  $A_i$  – биологическим «родственником» является индивид  $i$ . Тогда:

$$P(A_i) = n_i / N, \text{ где } N = n_1 + n_2 + n_3, \text{ а } P(B|A_i) = p_i.$$

По формуле полной вероятности:

$$P(B) = \sum_{i=1}^3 P(B|A_i)P(A_i)$$

**Таблица 5. Частоты парных дискретных признаков и результаты их тригонометрической трансформации в краинологической выборке из кургана 1 Неплюевского могильника при расчете «на данную сторону»**

**Table 5. Frequencies of paired non-metric traits and results of their angular transformation in cranial sample from kurgan 1 of Nepliuevsky cemetery (counting per right/left side)**

Признак	Правая сторона				Левая сторона				p**	p <sub>пр.</sub> × p <sub>лев.</sub>
	N	n	p, %±s, %	φ*	N	n	p, %±s, %	φ*		
Foramen supraorbitale	16	5	31,3±11,59	1,187	15	3	20,0±10,33	0,927	0,214	0,063
Foramen frontale	16	2	12,5±8,27	0,723	13	2	15,4±10,01	0,807	0,167	0,019
Sulcus supraorbitale	16	1	6,3±6,07	0,507	13	2	15,4±10,01	0,807	0,083	0,010
Spina trochlearis	13	2	15,4±10,1	0,807	12	1	8,3±7,96	0,584	0,091	0,013
For. infraorbitale acc.	12	1	8,3±7,96	0,584	11	2	18,2±11,63	0,881	0	0,015
Os zygomat. bipart.	7	2	28,6±17,08	1,129	5	0	0	0,451	0	0
Spina proc. front. (от.)	12	1	8,3±7,96	0,584	8	1	12,5±11,69	0,723	0	0,010
Oss. suturae coronalis	9	3	33,3±15,71	1,230	7	0	0	0,382	0	0
Stenocrotaphia	4	0	0	0,507	4	0	0	0,507	0	0
Os epiptericum	4	2	50,0±25,0	1,571	5	2	40,0±21,91	1,369	0,500	0,200
Proc. front. sq. temp.	4	0	0	0,507	5	0	0	0,451	0	0
Oss. suturae squam.	5	0	0	0,451	6	0	0	0,413	0	0
Os postsquamosum	5	0	0	0,451	7	0	0	0,382	0	0
Os astericum	5	0	0	0,451	7	0	0	0,382	0	0
Foramen parietale	14	5	35,7±12,80	1,281	15	3	20,0±10,33	0,927	0,077	0,071
Oss. suturae lambdoid.	11	7	63,6±14,51	1,846	12	6	50,0±14,43	1,571	0,400	0,318
Sutura mendosa (сл.)	10	4	40,0±15,49	1,369	12	3	25,0±12,50	1,047	0,300	0,100
For. mastoid. exsut.	5	3	60,0±21,91	1,772	8	7	87,5±11,69	2,419	0,667	0,525
Os W. sut. occ.-mast.	5	0	0	0,451	7	0	0	0,382	0	0
Canalis condylaris	14	9	64,3±12,80	1,861	10	4	40,0±15,49	1,369	0,250	0,257
Canalis hypogl. bipart.	14	3	21,4±10,96	0,962	10	1	10,0±9,49	0,644	0	0,021
Facies condyl. bipart.	9	5	55,6±16,56	1,683	8	2	25,0±15,31	1,047	0,250	0,139
Tubercul. praecondyl.	11	0	0	0,304	11	0	0	0,304	0	0
Foramen tympanicum	8	2	25,0±15,31	1,047	11	2	18,2±11,63	0,881	0,250	0,046
For. spinosum apert.	4	0	0	0,507	5	3	60,0±21,91	1,772	0	0
For. pterygospinosum	3	0	0	0,584	4	1	25,0±21,65	1,047	0	0
Torus mandibularis	13	0	0	0,277	12	0	0	0,291	0	0
For. mentalia acc.	13	0	0	0,277	13	2	15,4±10,01	0,807	0	0
Canalis mylohyoid.	12	0	0	0,291	11	0	0	0,304	0	0

Примечания. \* При  $p = 0$  частоты подвергались угловому преобразованию с внесением поправки Бартлетта:  $p = 1/4N$  [Eisenhart, 1947]. \*\* Частота двустороннего проявления признака.

Notes. \* When  $p = 0$ , the frequencies were subjected to an angular transformation with a Bartlett correction:  $p = 1/4N$  [Eisenhart, 1947]. \*\* Frequency of bilateral trait appearance.

По формуле Байеса:

$$P(A_1|B) = \frac{P(B|A_1)P(A_1)}{P(B)} = \frac{P(B|A_1)P(A_1)}{P(B|A_1)P(A_1) + P(B|A_2)P(A_2) + P(B|A_3)P(A_3)} =$$

$$\frac{p_1 n_1 / N}{p_1 n_1 / N + p_2 n_2 / N + p_3 n_3 / N} =$$

$$\frac{0,50 \times 14 / 40}{0,67 \times 12 / 40 + 0,64 \times 14 / 40 + 0,50 \times 14 / 40} = 0,29.$$

Аналогично  $P(A_2|B) = 0,37$  и  $P(A_3|B) = 0,34$ . В результате подобных расчетов для индивидов 30 и 32(2) по отношению к индивиду 28(1) получены вероятности 0,41 и 0,59 соответственно. Для индивида 30 по отношению к индивидам 32(2) и 28(1) –

вероятности 0,50. Таким образом, среди индивидов с эктопией эмали наиболее вероятными биологическими «родственниками» могут являться субъекты из погребений 32(2) и 28(1).

**Пример 3.** Между индивидами 28(1) и 30 предполагается наличие биологического «родства» на основании сходства морфологии черепа и наличия у них же эктопии эмали. Аналогичная связь предполагается между индивидами 2a(2) и 26 на основании архаичной морфологии  $M_3$  с дополнительным бугорком с мезиальной стороны. По модифицированной автором схеме Г. Улльриха [Ullrich, 1969] при сопоставлении пар индивидов, признаку, имеющему одинаковое проявление у

обоих из них, присваивалось значение +2. Сходному признаку (имеющему различающуюся морфу, в том числе, проявление на другой стороне) присваивалось значение +1, а различающимся признакам значение -1. При подсчете билатеральных особенностей учитывались только полные случаи (возможность наблюдения на обеих сторонах) или случаи с проявлением признака на одной из сторон у одного из индивидов (когда наблюдение на другой – невозможно) при наличии его у другого (присваивался балл +1). Если какая либо особенность отсутствовала у обоих членов пары, присваивался балл +2. Полученная сумма баллов делилась на количество доступных для обследования признаков. В первом случае она составила величину 10 (для 20 ДП,  $10/20 = 0,5$ ), во втором – 13 (для 13 ДП,  $13/13 = 1,0$ ). Таким образом, эмпирическое сопоставление позволяет более вероятным считать биологическими «родственниками» индивидов из погребений 2а(2) и 26.

**Пример 4.** Аналогичные расчеты для тех же пар, были проведены по способу, который предлагаю В. Хайнрих и М. Тэшлер-Никола [Heinrich, Teschler-Nicola, 1991]. В этом случае, оценивается так называемый коэффициент корреляции R (не путать с собственно коэффициентом корреляции  $r^2$ !), изменяющийся в диапазоне от +1 до -1. Если признак присутствует у обоих индивидов, значение равно +1, если отсутствует у одного, но присутствует у другого значение равно -1. Значение 0 означает, что сходство не очевидно. Прогностическая ценность коэффициента прямо пропорциональна количеству оцененных признаков. Также в дополнение рассчитывается коэффициент соответствия U – процент взаимного присутствия признака по отношению к общему количеству оцененных особенностей. Значение R для пары индивидов 28(1) и 30 составило величину -0,48 для 21 признака из 36 возможных (58,3%), при U = 0. Аналогичные соотношения для пары индивидов 2а(2) и 26 равны -0,15 для 13 признаков из 36 возможных (36,1%), при U = 15,4%. Таким образом, сопоставление и по этому способу делает индивидов из погребений 2а(2) и 26 более вероятными «родственниками», чем индивидов из погребений 28(1) и 30. Впрочем, необходимо отметить, что ограничением способа является учет не менее 70% случаев для всей совокупности сопоставляемых признаков. Поэтому полученные результаты нельзя признать статистически достоверными.

**Пример 5.** По способу, предлагаемому Я. Цврчеком с соавторами [Cvrcsek et al., 2018], между всеми парами предполагаемых биологических «родственников» был рассчитан «коэффициент

**Таблица 6. Результаты сопоставления крааниологической выборки из кургана 1 Неплюевского могильника с сериями срубной и андроновской культур по частотам некоторых парных дискретных признаков (значения критерия  $\chi^2$  при  $df = 1$ )\***

**Table 6. Results of comparison of cranial sample from Nepliuevsky cemetery (kurgan 1) with Srubnaya and Andronovo culture samples based on frequencies of some paired non-metric traits (Chi-square values at  $df = 1$ )\***

Признак	Срубная культура	Андроновская культура
Foramen supraorbitale	1,86	1,77
Foramen infraorbitale accesorium	1,02	0,15
Os zygomaticum bipartitum (следы)	3,15	0,01
Os postsquamosum	0,00	0,29
Os astericum	0,00	0,27
Sutura mendosa (следы)	<b>10,37**</b>	<b>5,41***</b>
Os Wormii suturae occipito-mastoideae	0,41	0,04
Canalis condylaris	0,73	2,55
Canalis hypoglossalis bipartitum	0,03	0,03
Tuberculum praecondylare	0,18	2,63
Foramen tympanicum	2,59	1,02
Foramina mentalia accesorium	<b>3,85***</b>	2,38
Canalis mylohyoideus	0,53	1,63

Примечания. \* Расчеты производились по формуле:  

$$\chi^2 = \frac{d^2}{(1/N_1 + 1/N_2)}$$
, где  $d = (\varphi_1 - \varphi_2)$  [Sjovold, 1973, 1977, p. 14-15].

\*\* Достоверно на уровне  $p < 0,01$ . \*\*\* Достоверно на уровне  $p < 0,05$ .

Notes. Calculated using formula:

$$\text{Chi-square values} = \frac{d^2}{(1/N_1 + 1/N_2)}$$
, where  $d = (\varphi_1 - \varphi_2)$  [Sjovold, 1973, 1977, p. 14-15].

\*\* Statistically significant at  $p < 0.01$ . \*\*\* Statistically significant at  $p < 0.05$ .

сходства» (“similarity coefficient”), вычисляемый по формуле:

$$SC = 100 \times \frac{A_1+A_2+A_3+\dots+A_n}{(A_1+A_2+A_3+\dots+A_n)+(B_1+B_2+B_3+\dots+B_n)}$$

где величина  $A_1, A_2, \dots, A_n$  представляет собой степень «согласия» между двумя индивидами по признакам с номерами 1 – n, а  $B_1, B_2, \dots, B_n$  – степень «несогласия» между двумя индивидами по признакам с номерами 1 – n. Если степень сходства между индивидами по сравниваемым признакам не устанавливается, SC равен 0. Нужно отметить, что подсчет «согласия» – «несогласия» производится в случае присутствия сравниваемого признака («+») хотя бы у одного из индивидов. Для билатеральных признаков, присутствие той или иной особенности обязательно хотя бы для

**Таблица 7. Результаты сопоставления краинологической выборки из кургана 1 Неплюевского могильника с сериями срубной и андроновской культур по частотам некоторых дискретных признаков с помощью «меры расхождения» (MD) С. Смита\***

**Table 7. Results of comparison of cranial sample from Nepliuevsky cemetery (kurgan 1) with Srubnaya and Andronovo culture samples based on frequencies of some paired non-metric traits using Smith's measure of divergence (MD)\***

Признак	Срубная культура			Андроновская культура		
	MD	SD	MD <sub>st</sub>	MD	SD	MD <sub>st</sub>
Sutura metopica	0,039	0,132	0,295	-0,041	0,099	-0,414
Os apicis lambdae	-0,105	0,189	-0,556	-0,087	0,165	0,527
Foramen supraorbitale	0,082	0,148	0,554	0,064	0,120	0,533
Foramen infraorbitale accesorium	0,002	0,177	0,011	-0,092	0,153	-0,601
Os zygomaticum bipartitum (следы)	0,309	0,331	0,934	-0,216	0,311	-0,695
Os postsquamosum	-0,366	0,519	-0,705	-0,250	0,495	-0,505
Os astericum	-0,366	0,519	-0,705	-0,255	0,495	-0,515
Sutura mendosa (следы)	<b>1,256**</b>	0,189	<b>6,645</b>	<b>0,511</b>	0,164	<b>3,116</b>
Os Wormii suturae occipito-mastoideae	-0,220	0,519	-0,424	-0,337	0,496	-0,679
Canalis condylaris	-0,043	0,225	-0,191	0,227	0,206	1,102
Canalis hypoglossalis bipartitum	-0,141	0,205	-0,688	-0,121	0,177	-0,684
Tuberculum praecondylare	-0,103	0,177	-0,582	0,179	0,156	1,147
Foramen tympanicum	0,450	0,402	1,119	0,001	0,373	0,003
Foramina mentalia accesorium	<b>0,352</b>	0,176	<b>2,000</b>	0,147	0,153	0,961
Canalis mylohyoideus	-0,063	0,189	0,333	0,074	0,165	0,448
MMD			0,072			-0,013

Примечания. \* Расчеты производились по формулам:  $MD = (\varphi_1 - \varphi_2)^2 - (1/N_1 + 1/N_2)$ , MMD (mean measure of divergence) – результат суммирования MD по всем признакам, деленное на их число.  $SD_{MD} = \sqrt{VAR_{MD}}$ , где  $VAR_{MD} = 2 \times (1/N_1 + 1/N_2)^2$ .  $MD_{st} = MD/SD$ , величины, превышающие 2,00 статистически значимы при  $p < 0,05$  [Sjovold, 1973; Green, Suchey, 1976; de Souza, Houghton, 1977]. \*\* Достоверно на уровне  $p < 0,05$ .

Notes. Calculated using formulas:  $MD = (\varphi_1 - \varphi_2)^2 - (1/N_1 + 1/N_2)$ , MMD (mean measure of divergence) – result of the summation of MD by all traits divided by their number.  $SD_{MD} = \sqrt{VAR_{MD}}$ , where  $VAR_{MD} = 2 \times (1/N_1 + 1/N_2)^2$ .  $MD_{st} = MD/SD$ , values greater than 2,00 are statistically significant at  $p < 0,05$  [Sjovold, 1973; Green, Suchey, 1976; de Souza, Houghton, 1977]. \*\* Statistically significant at  $p < 0,05$ .

одной из сторон, у одного из пары сравниваемых индивидов [Cvrcek et al., 2018]. Между всеми парами потенциальных «родственников» коэффициенты сходства SC распределились следующим образом (в порядке убывания значений): 46,4 (индивидуи 26 и 30), 38,5 (28(1) и 32(2)), 30,0 (2a(1) и 26), 27,3 (2a(2) и 26), 23,1 (2a(1) и 26), 20,8 (26 и 32(2)), 14,3 (26 и 28(1)), 13,2 (28(1) и 30) и 12,5 (30 и 32(2)). Таким образом, по способу Я. Цврчека и соавторов, с наибольшей вероятностью биологическими «родственниками», судя по распределению ДП, являются субъекты из погребений 26 и 30 (с эктопией эмали), 28(1) и 32(2) (с эктопией эмали) и 2a(1) и 26 (с агенезией премоляров).

## Обсуждение

Рассмотрение данных табл. 4 позволяет отметить, что при расчетах частот «на череп» и «на одну сторону» (взвешенная средняя частота  $p'$ ), во втором случае два билатеральных признака из

20 (10%) показали завышение частоты встречаемости, остальные – занижение. Данные таблицы 5 свидетельствуют, что результаты перемножения частот на правой и левой сторонах в 10 случаях из 12 (83,3%) ниже действительной частоты их двустороннего проявления (учтены только полные случаи). Это свидетельствует о наличии сильной корреляции между сторонами в проявлении двусторонних особенностей. В этой связи, можно согласиться с А.Г. Козинцевым, что способ подсчета частот «на одну сторону» (принятый, однако, в значительном количестве работ) является одним из наименее адекватных, поскольку не учитывает корреляцию между сторонами и может привести к искусственному завышению информации (взвешивание частоты на каждой из сторон недопустимо в случае неодинаковой вероятности проявления признака справа и слева) [Козинцев, 1980]. По-видимому, наиболее оптимальными являются способы расчета «на череп» (учет только полных случаев!) или «на данную сторону» (особенно в случае сильно фрагментированного материала).

**Таблица 8. Распределение дискретных признаков у индивидов из кургана 1 Неплюевского могильника, между которыми предполагается наличие биологического «родства»**

**Table 8. Distribution of cranial non-metric traits in individuals from Nepliuevsky cemetery (kurgan 1) for whom biological “kinship” is assumed**

Признак*	№ погребения											
	2a(1)		2a(2)		2б		2б		28(1)		30	
	пр.	лев.	пр.	лев.	пр.	лев.	пр.	лев.	пр.	лев.	пр.	лев.
Sutura metopica	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Foramen supraorbitale	—	—	—	—	+	—	—	—	—	—	—	—
Foramen frontale	—	—	—	—	—	—	—	—	—	?	—	—
Sulcus supraorbitale	—	—	—	—	—	—	—	—	—	?	—	—
Spina trochlearis	—	—	—	—	+	—	—	—	—	—	—	—
Foramen infraorbitale access.	—	—	—	—	+	?	—	—	—	+	—	?
Os zygomaticum bipartitum	?	?	—	—	?	?	—	—	—	—	—	?
Ossa Wormii suturae coronalis	—	—	?	?	?	?	—	—	—	—	?	—
Ossa Wormii suturae sagittalis	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	+
Foramen parietale	+	—	—	—	+	+	—	—	—	—	+	—
Forma spina processus front.**	п	в	о	п	в	о	в	п	п	п	в	п
Stenocrotaphia	—	—	?	?	?	?	?	—	?	—	?	?
Proc. frontalis squam. temp.	—	—	?	?	?	?	?	—	?	—	?	?
Os epiptericum	—	+	?	?	?	?	?	—	?	—	?	?
Ossicula suturae squamosae	—	—	—	?	?	?	?	—	?	—	?	?
Foramen tympanicum	—	—	—	?	?	—	?	—	?	—	—	?
Os postsquamosum	—	—	—	?	?	?	?	?	?	—	—	?
Os Incae	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Os triquetrum	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sutura mendosa	—	—	—	—	—	—	—	—	?	—	+	—
Os apicis lambdae	+	—	—	—	?	—	—	—	—	—	—	—
Processus interparietale	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Ossiculasuturae lambdoideae	+	+	+	—	—	?	+	+	+	—	—	+
Os astericum	—	—	—	?	?	?	?	?	?	—	—	?
Ossa Wormii suturae occ.-mast.	—	—	—	?	?	?	?	?	?	—	—	?
Foramen mastoideum exsut.	+	+	+	?	?	?	?	+	?	+	—	?
Canalis condylaris	—	—	+	?	+	?	+	?	—	—	—	?
Facies condylaris bipartitum	—	—	—	—	?	?	+	?	+	+	—	?
Canalis hypoglossalis bipart.	—	—	—	—	?	?	—	?	—	+	—	—
Tuberculum praecondylare	—	—	—	—	?	?	—	—	—	—	—	—
Foramen spinosum apertum	?	+	—	?	?	?	?	?	—	+	—	?
Foramen pterygospinosum	—	+	?	?	?	?	?	—	?	?	—	?
Sut. palat. transversa concavus	—	—	?	—	—	—	+	+	—	—	—	?
Sut. palatina transversa fractus	—	—	?	—	—	—	—	—	—	—	—	?
Torus palatinus	—	—	?	—	+	—	—	—	—	+	—	?
Torus mandibularis	—	—	—	—	—	—	—	—	?	?	—	?
Foramina mentalia access.	—	—	—	+	—	?	—	—	?	?	—	?
Canalis mylohyoideus	—	—	—	—	—	?	—	—	?	?	—	?

Примечания. \* «+» – признак присутствует, «–» – признак отсутствует, «?» – не определимые и сомнительные случаи. \*\* Форма латерального края лобного отростка скуловой кости: «п» – прямой край, «в» – выступ, «о» – отросток.

Notes. \* “+” – trait is present, “–” – trait is absent, “?” – observation not possible. \*\* The form of spina zygomatica: “п” – straight edge, “в” – protruding edge, “о” – processus marginalis of Sommering.

Как уже отмечалось, повышение частоты встречаемости ряда дискретных признаков в выборке из кургана 1 Неплюевского могильника в мировом масштабе фиксируется на эмпирическом уровне. По крайней мере, для двух признаков это подтверждается статистически при сравнении со сборными сериями из разных памятников срубной

и андроновской культур. Данное обстоятельство не исключает возможную принадлежность захоронений группе индивидов, между которыми могли иметься родственные связи.

Обсуждая последнее обстоятельство, отметим, что одним из путей выявления потенциальных «родственников», безусловно, является фиксация

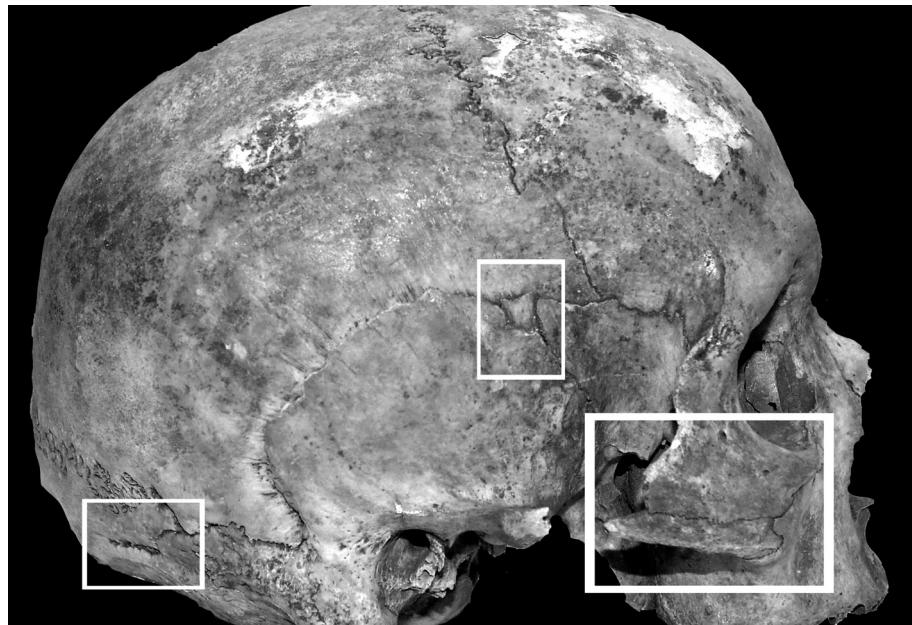


Рисунок 2. *Sutura mendosa*, *os epiptericum incompletum* и *os zygomaticum bipartitum* (*os Japonicum*) на черепе из погребения 25 кургана 1 Неплюевского могильника. Фото М.К. Карапетян. Обработка В.В. Куфтерина  
 Figure 2. Mendosal suture, incomplete epipterotic bone and os Japonicum on the skull from burial 25 of Nepluyevsky cemetery (kurgan 1). Photo by M.K. Karapetian. Edited by V.V. Kufterin

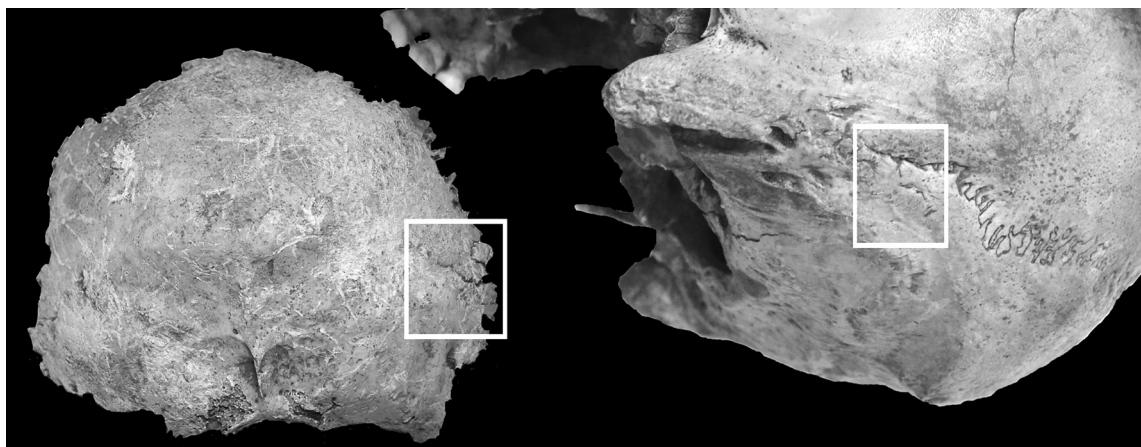


Рисунок 3. *Sutura mendosa* на фрагменте черепа из погребения 4 (слева) и черепе из погребения 30 (справа) кургана 1 Неплюевского могильника. Фото М.К. Карапетян. Обработка В.В. Куфтерина  
 Figure 3. Mendosal suture on the skull fragment from burial 4 (left) and on the skull from burial 30 (right) of Nepluyevsky cemetery (kurgan 1). Photo by M.K. Karapetian. Edited by V.V. Kufterin

«редких» особенностей, генетическая наследуемость которых доказана определенно. В нашем случае таких «редких» дискретных признака – два (разделенная поперечным швом скуловая кость у индивида из погребения 25 и вставная кость в стреловидном шве у индивида из погребения 32(2)). Очевидно, что нахождение в пределах одной курганной насыпи субъектов с аналогичными особенностями делает предположение об их возможном биологическом «родстве» весьма вероятным. Но в случае недостаточно хорошей сохранности, а также самой «редкости» подобных особен-

ностей, перспективным представляется и способ, основанный на сопоставлении потенциальных «родственников» по всей совокупности доступных ДП. Сравнение разных способов выявления индивидов, между которыми вероятно наличие биологического «родства» показало сходство результатов, полученных с использованием различных подходов применительно к одним и тем же их парам. Этот факт можно рассматривать как косвенное подтверждение предложенного нами методического допущения – фиксацию ДП в качестве «общего признака», в случае его взаимно-

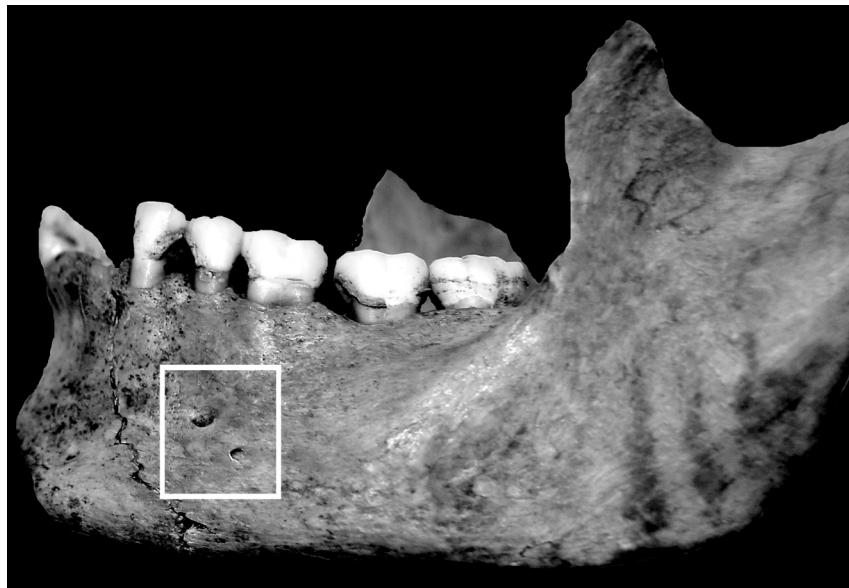


Рисунок 4. *Foramen mentale accessorium* на нижней челюсти из погребения 2а (скелет 2) кургана 1 Неплюевского могильника. Фото М.К. Карапетян. Обработка В.В. Куфтерина

Figure 4. Double (accessory) mental foramen on the mandible from burial 2a (skeleton 2) of Nepliuevsky cemetery (kurgan 1). Photo by M.K. Karapetian. Edited by V.V. Kufterin

го отсутствия у обоих сравниваемых индивидов (для билатеральных признаков желательна при этом возможность наблюдения на обеих сторонах). Последнее может в качестве подспорья служить при решении подобных задач в случае работы с материалом плохой сохранности, но требует верификации альтернативными способами (учет только проявлений признаков, а не их отсутствия). Естественно, не следует забывать, что когда речь идет об установлении «родственных» связей с использованием системы дискретных признаков, имеется в виду только «биологическое», а не «социальное» родство.

2б (имеющие архаичную форму  $M_3$ ), а также пары индивидов 2б – 30 и 28(1) – 32(2), у которых имеется эктопия эмали  $M^2$ . Представленные данные в ближайшем будущем будут верифицированы результатами палеогенетического анализа. Наконец, в качестве рекомендации для специалистов, занимающихся дискретными признаками, можно указать на необходимость тщательной и подробной, не ограничивающейся представлением только частот и общего количества наблюдений, публикации первичных данных по их распределению. Последнее особенно касается материалов исследования небольших выборок и открывает перспективы для углубленного внутригруппового анализа.

## Заключение

По результатам проведенного исследования можно сформулировать следующее. Выборка из кургана 1 Неплюевского могильника характеризуется завышением частот встречаемости ряда дискретных признаков черепа, в том числе статистически достоверного для некоторых из них по сравнению со сборными сериями срубной и андроновской культур. Этот факт может свидетельствовать о принадлежности захоронений в кургане (или их части) группе лиц, находящихся в определенном родстве. Судя по особенностям распределения дискретных признаков, наиболее вероятными биологическими «родственниками» могут являться индивиды из погребений 2а(1) и 2б (характеризующиеся наличием агенезии премоляров), 2а(2) и

## Благодарности

Автор выражает признательность М.К. Карапетян, Н.А. Лейбовой и С.В. Шараповой, за предоставление неопубликованных данных по кургану 1 Неплюевского могильника. Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (проект № 19-09-00354а).

## Библиография

Карапетян М.К. Распределение наследуемых дискретных вариантов позвоночника в могильнике XVIII в. у села Козино (Московская область): результаты первичного анализа // Известия Института антропологии МГУ [Электронный ресурс]. М.: Изд. дом (Типография) МГУ, 2016. Вып. 1. С. 147-156.

Карапетян М.К., Шаралова С.В., Якимов А.С. Материалы к характеристике населения эпохи бронзы Южного Зауралья // Уральский исторический вестник, 2019. № 1 (62). С. 28-37. DOI: 10.30759/1728-9718-2019-1(62)-28-37.

Козинцев А.Г. Использование дискретно-вариирующих краниологических признаков при индивидуальной диагностике // Вопросы антропологии, 1973. Вып. 44. С. 136-141.

Козинцев А.Г. Дискретные признаки на черепах эпохи бронзы из Южной Сибири (в связи с проблемами методики изучения краниологического полиморфизма) // Сборник Музея антропологии и этнографии. 1980. Т. 36. Л.: Наука, С. 75-99.

Лакин Г.Ф. Биометрия. М.: Высшая школа, 1990. 352 с.

Мовессяян А.А. Фенетический анализ в палеоантропологии. М.: Университетская книга, 2005. 272 с.

Мовессяян А.А., Мамонова Н.Н. Фенетический анализ краниологической серии из Улангомского могильника // Вестник Московского университета. Серия XXIII. Антропология, 2013. № 3. С. 112-119.

Тур С.С. Краниоскопическая характеристика носителей андроновской культуры Алтая // Археология, этнография и антропология Евразии, 2011. № 1 (45). С. 147-155.

Урбах В.Ю. Статистический анализ в биологических и медицинских исследованиях. М.: Медицина, 1975. 295 с.

#### Сведения об авторе

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

Поступила в редакцию 11.06.2019,  
принята к публикации 18.06.2019.

Kufterin V.V.

*NN. Miklukho-Maklay Institute of Ethnology and Anthropology, Russian Academy of Sciences,  
Leninski pr, 32a, Moscow, 119991, Russia*

## NON-METRIC TRAITS IN CRANIAL SAMPLE FROM NEPLYUEVSKY CEMETERY (KURGAN 1) AND SOME ASPECTS OF INTRA-GROUP ANALYSIS OF PHENETIC DATA

The article outlines results of cranial non-metric traits (NMT) analysis in a Bronze Age craniological sample (Sruba and Alakul culture complexes) from Nepluyevsky cemetery (kurgan 1) in the Southern Trans-Urals. Different methods of counting of bilateral NMT frequencies are compared. Results of the comparative analysis of the studied sample with combined samples of Sruba and Andronovo cultures are discussed. Separately, various methods of "kinship analysis" using cranial NMT are tested.

**Materials and methods.** Studied material includes 19 skulls of various degree of preservation, examined according to cranial non-metric program, which includes 38 traits (9 of them are unpaired and 29 paired). The frequencies of bilateral traits were counted in three different methods. In comparative analysis with the samples of Sruba culture of the Dnieper region and the Altai Andronovo culture, the frequencies were subjected to angular transformation. Comparison was carried out using Chi-square statistics and Smith's "measure of divergence". "Kinship analysis" of possible relatives according to the NMT distribution was carried out using methods based on the application of the Bayesian formula (author's approach), the author's modification of the Ullrich's method [1969] and approaches proposed by Heinrich and Teschler-Nicola [1991], Cvrcek et al. [2018] as well.

**Results.** It is noted that frequencies of at least 8 out of 36 NMT, using any method of calculation, exceed the upper limits of the global range of variations. For two traits, this is confirmed statistically when compared with samples of Sruba and Andronovo cultures. This fact does not exclude the assumption that burials from kurgan 1 belong to a group of relatives. According to results, the most optimal methods of paired NMT frequencies calculation is counting "per cranium" or "per right or left side" (especially in the case of highly fragmented material). Comparison of different methods of identifying individuals, between whom biological "kinship" is assumed, showed the similarity of results obtained using different approaches.

**Discussion.** Judging by the distribution of NMT, the most likely biological "relatives" can be individuals from burials 2a(1) and 26, 2a(2) and 2b; as well as pairs of individuals 2b – 30 and 28(1) – 32(2), with the ectopic enamel of upper M2. Presented data will be verified with forthcoming results of aDNA analysis. As a recommendation for scholars involved in NMT studies, we can point out the need for detailed publication of primary data, not limited to the presentation of frequencies with total number of observations.

**Keywords:** cranial phenetics; physical anthropology; "kinship" analysis; Sruba and Alakul culture complexes; Southern Trans-Urals

## References

- Karapetian M.K. Raspredelenie nasleduemymkh diskretnykh variantov pozvonochnika v mogil'niye XVIII v. u sela Kozino (Moskovskaya oblast'): rezul'taty pervichnogo analiza [Distribution of heritable non-metric traits of the spine within XVIII c. Kozino necropolis (Moscow region): preliminary analysis]. In: *Izvestiya Instituta antropologii MGU* [Journal of Institute of Anthropology MSU], 2016, 1. Moscow: Moscow State Univ. Publ., pp. 147-156 (In Russ.).
- Karapetian M.K., Sharapova S.V., Iakimov A.S. Materialy k kharakteristike naseleniya epokhi bronzy luchnogo Zaural'ya [New data of lifestyle of the population during the Bronze Age in the Southern Trans-Urals]. *Ural'skii istoricheskii vestnik* [Ural Historical Journal], 2019, 1 (62), pp. 28-37 (In Russ.). DOI: 10.30759/1728-9718-2019-1(62)-28-37.
- Kozintsev A.G. Ispol'zovanie diskretno-var'iruiushchikh kraniologicheskikh priznakov pri individual'noi diagnostike [Application of craniological traits with discrete variability for individual diagnostics]. *Voprosy antropologii* [Problems of Anthropology], 1973, 44, pp. 136-141 (In Russ.).
- Kozintsev A.G. Diskretnye priznaki na cherepakh epokhi bronzy iz luchnoi Sibiri (v sviazi s problemami metodiki izucheniiia kraniologicheskogo polimorfizma) [Non-metric traits on the Bronze Age skulls from Southern Siberia (to the problems of craniological polymorphism studying)]. In: *Sbornik Muzeia antropologii i etnografii* [Collected Papers of the Museum of Anthropology and Ethnography RAS], 1980, 36. Leningrad, Nauka Publ., pp. 75-99 (In Russ.).
- Lakin G.F. *Biometriia* [Biometrics]. Moscow: Vysshiaia shkola Publ., 1990, 352 p. (In Russ.). ISBN 5-06-000471-6.
- Movsesian A.A. *Feneticeskii analiz v paleoantropologii* [Phenetic analysis in paleoanthropology]. Moscow, Universitetskaia kniga Publ., 2005. 271 p. (In Russ.). ISBN 5-98699-018-8.
- Movsesian A.A., Mamanova N.N. Feneticeskii analiz kraniologicheskoi serii iz Ulagomorskogo mogil'nika [Non-metric analysis of cranial series from Ulagom burial, West Mongolia]. *Moscow University Anthropology Bulletin* [Vestnik Moskovskogo universiteta. Series XXIII. Anthropologiya], 2013, 3, pp. 112-119 (In Russ.).
- Tur S.S. Kraniokopicheskaya kharakteristika nositelei andronovskoi kul'tury Altaia [A non-metric cranial study of the Andronovo series from the Altai]. *Arkeologiya, etnografia i antropologiya Evrazii* [Archaeology, Ethnology & Anthropology of Eurasia], 2011, 1 (45), pp. 147-155 (In Russ.).
- Urbakh V.Yu. *Statisticheskii analiz v biologicheskikh i meditsinskikh issledovaniakh* [Statistical analysis in biological and medical research]. Moscow, Meditsina Publ., 1975. 295 p. (In Russ.).
- Alt K.W., Vach W. The reconstruction of "genetic kinship" in prehistoric burial complexes – problems and statistics. In: Bock H.-H., Ihm P. (Eds.). *Classification, data analysis, and knowledge organization*. Berlin, Springer-Verlag, 1991, pp. 299-310.
- Alt K.W., Vach W. Non-spatial analysis of "genetic kinship" in skeletal remains. In: Schader M. (Ed.). *Analysis and modeling data and knowledge*. Berlin, Springer-Verlag, 1992, pp. 247-256.
- Berry A.C., Berry R.J. Epigenetic variation in the human cranium. *J. Anat.*, 1967, 101 (2), pp. 361-379.
- Cesnys G. Tutkuviene J. Topographical approach to kinship assessment within population according to discrete cranial traits: the 5<sup>th</sup>-6<sup>th</sup> cc. Plinkagalis cemetery. *Acta Medica Lituanica*, 2007, 14 (1), pp. 7-16.
- Cvrcek J., Veleminsky P., Dupej J., Vostry L., Bruzek J. Kinship and morphological similarity in the skeletal remains of individuals with known genealogical data (Bohemia 19th to 20th centuries): A new methodological approach. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2018, 167 (3), pp. 541-556. DOI: 10.1002/ajpa.23683.
- Czarnetzki A. Epigenetische Skelettsmerkmale im Populationsvergleich. I Rechts-links-Unterschiede bilateral angelegter Merkmale. *Z. Morphol. Anthropol.*, 1971, 63, pp. 238-254.
- de Souza P., Houghton P. The mean measure of divergence and the use of non-metric data in the estimation of biological distances. *J. Archaeol. Sci.*, 1977, 4, pp. 163-169.
- Eisenhart C. Inverse sine transformation of proportions. In: Eisenhart C., Hastay M.W., Wallis W.A. (Eds.). *Selected techniques of statistical analysis*. New York – London, McGraw-Hill, 1947, pp. 395-416.
- Green R.F., Suchey J.M. The use of inverse sine transformation in the analysis of non-metric cranial data. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1976, 45 (1), pp. 61-68. DOI: 10.1002/ajpa.1330450108.
- Heinrich W., Teschler-Nicola M. Zur anthropologie des Graberfeldes F von Gemeindebarn Niederösterreich. In: Neugebauer J.W. (Ed.). *Die Nekropole F von Gemeindebarn, Niederösterreich* (Römisch-Germanische Forschungen, 49). Mainz am Rhein, Philipp von Zabern, 1991, pp. 222-262.
- Mann R.W., Hunt D.R., Lozanoff S. *Photographic regional atlas of non-metric traits and anatomical variants in the human skeleton*. Springfield, Charles C Thomas Publisher, 2016, 719 p.
- Meyer C., Ganslmeier R., Dresely V., Alt K.W. New approaches to the reconstruction of kinship and social structure based on bioarchaeological analysis of Neolithic multiple and collective graves. In: Kolar J., Trampota F. (Eds.). *Theoretical and methodological considerations in Central European Neolithic archaeology* (BAR International Series, 2325). Oxford, Archaeopress, 2012, pp. 11-23.
- Milton J.S., Arnold J.C. *Introduction to probability and statistics: principles and applications for engineering and the computing sciences*. New York, McGraw-Hill, 2003. 798 p.
- Prowse T.L., Lovell N.C. Concordance of cranial and dental morphological traits and evidence for endogamy in ancient Egypt. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1996, 101 (2), pp. 237-246. DOI: 10.1002/(sici)1096-8644(199610)101:2<237::aid-ajpa8>3.0.co;2-z.
- Ricaut F.-X., Auriol V., von Cramon-Taubadel N., Keyser C., Murail P. et al. Comparison between morphological and genetic data to estimate biological relationship: the case of the Egyin Gol necropolis (Mongolia). *Am. J. Phys. Anthropol.*, 2010, 143, pp. 355-364. DOI: 10.1002/ajpa.21322.
- Rosing F.W. Discreta der menschlichen Skeletts – ein kritischer Überblick. *Homo*, 1982, 33, pp. 100-125.
- Rosing F.W. Kith or kin? On the feasibility of kinship reconstruction on skeleton. In: David A.R. (Ed.). *Science in Egyptology*. Manchester, University Press, 1986, pp. 223-237.
- Rubini M. Biological homogeneity and familial segregation in the Iron Age population of Alfedena (Abruzzo, Italy), based on cranial discrete trait analysis. *Int. J. Osteoarchaeol.*, 1996, 6, pp. 454-462.
- Schunk H., Maruyama Y. Two vascular grooves of the external table of the skull which simulate fractures. *Acta Radiologica*, 1960, 54 (3), pp. 186-194. DOI: 10.3109/00016926009172539.
- Sjovold T. The occurrence of minor non-metrical variants in the skeleton and their quantitative treatment for population comparisons. *Homo*, 1973, 24, pp. 204-233.
- Sjovold T. Non-metrical divergence between skeletal populations. The theoretical foundations and biological importance of C.A.B. Smith's Mean Measure of Divergence. *Ossa*, 1977, 4 (1), pp. 1-133.
- Stojanowski C.M., Schillaci M.A. Phenotypic approaches for understanding patterns of intracemetery biological variation. *Yearb. Phys. Anthropol.*, 2006, 49, pp. 49-88. DOI: 10.1002/ajpa.20517.
- Strouhal E. Anthropological and archaeological identification of an ancient Egyptian royal family (5th dynasty). *Int. J. Anthropol.*, 1992, 3, pp. 43-63.
- Ullrich H. Interpretation morphologisch-metrischer Ähnlichkeiten an ur- und fruhgeschichtlichen Skeletten in verwandschaftlicher Hinsicht. *Z. Archael.*, 1969, 3, pp. 48-88.
- Veleminsky P., Dobisikova M. Morphological likeness of the skeletal remains in a Central European family from 17th to 19th century. *Homo – J. Comp. Hum. Biol.*, 2005, 56, pp. 173-196.
- Veleminsky P., Polacek L., Dobisikova M. Estimation of biologically related groups of individuals at the Mikulcice-Kostelisko burial site on the basis of morphological similarities, topography of the burial site and archaeological data. *Studien zum Burgwall von Mikulcice*, 2008, 8, pp. 305-320.
- Zegura S.L. Taxonomic congruence in Eskimo populations. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1975, 43 (2), pp. 271-284. DOI: 10.1002/ajpa.1330430213.

### Information about Author

Kufterin Vladimir V., PhD, ORCID ID: 0000-0002-7171-8998; vladimirkufterin@mail.ru.