

И.Г. ШИРОБОКОВ

Музей антропологии и этнографии им. Петра Великого (Кунсткамера) РАН,  
Университетская наб., 3, 199034, Санкт-Петербург, Россия  
E-mail: ivansmith@bk.ru  
ORCID: 0000-0002-3555-7509

## О ПРИМЕНЕНИИ УСРЕДНЕННОЙ МАТРИЦЫ КОРРЕЛЯЦИЙ В КРАНИОМЕТРИИ

### АННОТАЦИЯ

В статье представлена усредненная матрица корреляций между 20 краниометрическими признаками, рассчитанная по материалам 24 мужских выборок, происходящих с территории Евразии. Протестирована целесообразность использования усредненных матриц корреляций при проведении межгрупповых сопоставлений выборок разного объема. Показано, что использование усредненной ма-

трицы при расчете расстояний Махаланобиса дает результаты, сопоставимые с расчетами, основанными на индивидуальных данных. При этом анализируемые выборки могут представлять как локальные поселения, так и территориальные сообщества. Рассмотрены некоторые ошибки в анализе коэффициентов корреляций, обусловленные ложными представлениями о свойствах последних.

**Ключевые слова:** краниометрия, матрица корреляций, межгрупповой анализ.

**Для цитирования:** Ширококов И.Г. О применении усредненной матрицы корреляций в краниометрии // Camera praehistorica. 2021. № 1 (6). С. 141–149. DOI: 10.31250/2658-3828-2021-1-63-141-149.

I. G. SHIROBOKOV

Peter the Great Museum of Anthropology and Ethnography (the Kunstkamera) of the Russian Academy of Sciences,  
Universitetskaya Naberezhnaya, 3, St. Petersburg, 199034, Russian Federation  
E-mail: ivansmith@bk.ru  
ORCID: 0000-0002-3555-7509

## ON THE APPLICATION OF THE AVERAGED CORRELATION MATRIX IN CRANIOMETRY

### ABSTRACT

The article presents an averaged correlation matrix for 20 craniometric features, calculated for 24 male Eurasian samples. In some cases, correlation matrices calculated for different samples vary significantly; however, the fluctuations in the coefficients are usually random. Most correlation coefficients between craniometric traits

have low positive values. The Mantel test, often used to compare matrices, produces incorrect results, since it is insensitive to the relationship between the value of the correlation coefficient and its stability: the lower the value of the correlation coefficient, the higher its random variability. At the same time, averaged correlation matrix based on individual

data is similar to the averaged correlation matrices based on worldwide data used by Russian anthropologists at present. The usefulness of averaged correlation matrices for intergroup comparisons has been tested. It was also shown that the use of the averaged matrix for calculating the Mahalanobis distances produces results comparable to the calculations based on individual data. The analyzed

samples can represent populations both from the local settlements and territorial communities. That was confirmed by the results of a series of tests for the Eastern European cranial samples, which were not used in the calculation of the averaged matrix. In conclusion some biases in the analysis of correlation coefficients caused by false ideas about their properties are considered.

**Key words:** craniometrics, correlation matrix, inter-group analysis.

**For citation:** Shirobokov I.G. On the application of the averaged correlation matrix in craniometry. *Camera praehistorica*, 2021, no. 1 (6), pp. 141–149. DOI: 10.31250/2658-3828-2021-1-63-141-149 (in Russian).

## ВВЕДЕНИЕ

Антропологи, как правило, не владеют информацией об индивидуальных значениях признаков в каждой из выборок, которые полагают необходимым привлекать для сравнительных межгрупповых сопоставлений. В краниологии для решения этой проблемы используются статистические программы, расчеты в которых основаны на анализе средних величин дисперсий и усредненных матриц корреляций. Таковы, например, программа Б.А. Козинцева «Canon», которая осуществляет канонический дискриминантный анализ и вычисление квадратов расстояний Махаланобиса (далее —  $D^2$ ), и программа И.А. Гончарова, Н.Н. Гончаровой «MultiCan», также предназначенная для проведения канонического дискриминантного анализа\*. При расчетах обычно используются матрицы А.Г. Козинцева (не публиковались) или С.Г. Ефимовой [Ефимова 1991], а также значения среднеквадратических отклонений

признаков, рассчитанные В.П. Алексеевым и Г.Ф. Дебецем [Алексеев, Дебец 1964].

Очевидная проблема заключается в том, что усредненные матрицы рассчитываются для конкретных признаков, набор которых устанавливает ограничения пользователей программ при планировании межгруппового анализа. К сожалению, исследователями достаточно редко предпринимаются попытки получить собственные корреляционные матрицы как за счет других признаков стандартной программы, так и за счет новых параметров (см. например: [Пежемский, Федорчук 2020; Евтеев 2021]). При этом обе указанные программы позволяют использовать любые матрицы и могут быть использованы не только для анализа разнообразных краниометрических показателей, но и, например, для метрических признаков посткраниального скелета.

Более существенная проблема заключается в нестабильности выборочных матриц корреляций. Строгий исследователь заметит: целесообразность использования усредненных матриц основывается на допущении, что популяции, выборки из которых анализируются, обладают сходными параметрами. Корреляции между признаками внутри каждой популяции должны иметь одну и ту же величину, максимально близкую к коэффициентам в усредненной матрице. Между тем обзор даже небольшого числа

\* Поскольку расстояния Махаланобиса фактически представляют собой евклидовы расстояния в пространстве канонических векторов, матрица квадратов расстояний Махаланобиса может быть легко рассчитана по результатам, полученным в MultiCan, например, в программе Statistica (при помощи функции «Distance matrix» в разделе «Cluster analysis»).

публикаций показывает, что корреляции между некоторыми признаками заметно варьируют от группы к группе, а значит, использование усредненной матрицы может приводить к искажению реальных связей между выборками [Евтеев 2021: 118–120]. Проблема устойчивости корреляционных связей несомненно заслуживает особого внимания, и в первую очередь здесь следует вспомнить, что коэффициенты корреляции, рассчитанные для выборки, не идентичны коэффициентам в генеральной совокупности (популяции) и могут существенно от них отклоняться. Между тем краниологи крайне редко пытаются установить, насколько значимыми являются различия между коэффициентами, полученными для интересующих их выборок.

Данное исследование представляет собой попытку прояснить вопрос об относительной целесообразности использования усредненной матрицы корреляции в межгрупповом анализе по сравнению с анализом, в котором при расчетах используются индивидуальные данные конкретных серий. Кроме того, в статье представлена новая усредненная матрица корреляций, рассчитанная на большем массиве данных, чем обычно используемые в анализах матрицы С.Г. Ефимовой и А.Г. Козинцева.

## МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Для решения поставленной задачи были рассчитаны корреляционные матрицы для 20 признаков стандартной программы (№ по Мартину и др.: 1, 8, 17, 9, 5, 40, 45, 48, 43, 46, 55, 54, 51, 52, SS, SC, 77, zm, 75(1), SS:SC). Учитывались данные измерений 1079 мужских черепов из 24 выборок разных регионов Евразии (в скобках указаны размер выборки и авторы измерений), в число которых вошли: мордва-эрзя села Новая Пырма (37; М.С. Акимова, В.П. Алексеев); башкиры дер. Муллакаево (46; Р.М. Юсупов); башкиры дер. Старо-Халилово (41; Р.М. Юсупов); удмурты села Можга (59; М.С. Акимова, В.П. Алексеев); удмурты дер. Бурино (34; М.С. Акимова, В.П. Алексеев); луговые марийцы дер. Немец-

Сала (23; М.С. Акимова, В.П. Алексеев); чувашаи дер. Тутмаш-Югелево (40; В.П. Алексеев); саамы муниципалитета Утсйоки (36; А.Г. Козинцев); шведы муниципалитета Педерсёре (51; А.Г. Козинцев); арабы гор Антиливана (37; В.П. Алексеев); карелы дер. Суйстамо (30; В.И. Хартанович); финны провинции Уусима (41; А.Г. Козинцев); коми-зыряне села Подбельск (39; В.И. Хартанович); русские села Старая Ладога (53; В.П. Алексеев); русские села (ныне гор.) Сарапул (33; И.Г. Ширококов); латыши гор. Дурбе (115; В.П. Алексеев); ингуши села Лезги, ущелье Армухи (37; В.П. Алексеев); армяне долины Ефрата, Бингёль-Даг (100; М.Г. Абдушелишвили); хевсурсы села Шатили (29; А.Н. Джавахишвили); осетины-дигорцы села Мацута (23; В.П. Алексеев); осетины-иронцы села Лац (52; В.П. Алексеев); казахи урочища Бегазы (44; О. Исмагулов); буряты улуса Шулут (21; Н.Н. Мамонова); японцы региона Канто (58; В.Г. Моисеев). Данные измерений были взяты из архива Отдела антропологии МАЭ РАН (значительная часть опубликована в: [Ширококов и др. 2017]).

Коэффициенты корреляции в каждой из матриц подвергались z-преобразованию, после чего рассчитывались средние величины и осуществлялось их обратное преобразование. Известно, что простое усреднение выборочных коэффициентов корреляции приводит к занижению средней величины. Выборочное распределение коэффициента корреляции отличается от нормального вида, поскольку его величина не может быть больше 1 и меньше -1. В этом году исполняется ровно сто лет со времени публикации, в которой Р. Фишер представил преобразование, приводящее распределение коэффициента корреляции Пирсона для признаков с нормальным распределением к близкому к нормальному виду [Fisher 1921], использованное и в настоящей работе.

На следующем этапе были отобраны краниологические серии с территории Восточной и Северо-Восточной Европы, относящиеся к популяциям разного происхождения и представляющие разные уровни объединения. Расстояния

Махаланобиса были отдельно рассчитаны для 4 наборов серий: башкир (отдельные деревенские кладбища); финнов (области); саамов (области); чувашей, татар, марийцев, коми-зырян, коми-пермяков и удмуртов (этнические группы)\*. Учитывались данные измерений только тех черепов, которые не использовались при подготовке усредненной матрицы. Расчет расстояний Махаланобиса проводился в двух вариантах — по индивидуальным данным измерений в пакете программы Statistica 8.0 и по результатам канонического дискриминантного анализа, осуществленного при помощи программы MultiCan и усредненной матрицы корреляций для набора средних значений признаков выборках. Наконец, при помощи теста Мантеля в программе Past 2.17с были рассчитаны корреляции между матрицами  $D^2$ , полученными указанными двумя способами. Поскольку расчет  $D^2$  вторым способом требует также знания средних величин среднеквадратических отклонений, фактически сопоставление матриц  $D^2$  позволяет судить о целесообразности использования не только усредненной корреляционной, но и усредненной ковариационной матрицы.

Корреляции между большинством краниометрических признаков в матрице довольно низкие, поэтому можно предполагать, что на результаты межгрупповых сопоставлений может влиять не только состав признаков, но и их количество. Для проверки этого предположения процедуры, перечисленные в предыдущем абзаце, были проведены в двух вариантах — для полной матрицы (за исключением SS:SC — для всех групп, а также 43, 46 — для финнов и саамов) и сокращенной матрицы, включающей всего 10 признаков (1, 8, 17, 9, 45, 48, 55, 54, 51, 52).

## РЕЗУЛЬТАТЫ

Полученная усредненная матрица корреляций приведена в таблице 1. Из-за ограничений объема статьи не будем останавливаться на описании

величин корреляций между конкретными признаками. Здесь важно отметить тот факт, что корреляционные матрицы А.Г. Козинцева и С.Г. Ефимовой, основанные на меньшем массиве данных (менее 10 выборок в каждой), в целом сходны с полученной матрицей. Так, в соответствии с результатами теста Мантеля корреляция между матрицами  $z$ -преобразованных коэффициентов превышает  $r > 0.94$  при  $p < 0.0001$  (безусловно, сравнивать мы можем только те части матриц, которые включают одни и те же признаки).

Корреляции между матрицами, выборочно рассчитанными для отдельных серий, варьируют заметно сильнее — от 0.4 до 0.9. Сходные цифры были получены при сравнении корреляционных матриц, рассчитанных Р. Гонсалес-Хосе с коллегами по данным измерений У. Хауэллса [González-José et al. 2004]. Сами по себе эти колебания ничего не говорят о перспективности использования усредненных матриц. Корреляции между краниометрическими признаками имеют преимущественно низкие значения. Однако при равном числе наблюдений случайные отклонения коэффициента в выборке от его истинного значения в популяции будут тем выше, чем меньше последний отличается от 0. Результаты простого тестирования показали, что тест Мантеля нечувствителен к свойствам коэффициента корреляции. Матрица корреляций со средним значением коэффициента 0.2 сравнивалась с «зашумленной» матрицей, коэффициенты которой были получены путем добавления к каждому коэффициенту из первой матрицы случайной величины от 0 до 0.1. Затем та же операция была проделана с новой матрицей, средние значения коэффициента в которой было равно 0.6, причем вторая «зашумленная» матрица была получена изменением коэффициентов на те же величины, что и в первом случае. Однако корреляции между соответствующими парами матриц, полученные при помощи теста Мантеля, оказались абсолютно идентичными! На результаты сопоставления усредненных матриц этот эффект должен оказывать менее заметное влияние, но доверять тесту Мантеля сравнение выборочных матриц корреляций, очевидно, не стоит.

\* Данные всех измерений — по: [Ширококов и др. 2017].

**Таблица 1.** Усредненная матрица внутригрупповых корреляций некоторых краниометрических признаков  
(на материалах 24 мужских локальных выборок)

**Table 1.** Averaged matrix of intragroup correlation coefficients of some craniometric traits (for 24 male local samples)

Признаки	1	8	17	9	45	48	55	54	51	52	77	zm'	SS:SC	75(1)	5	40	43	46	SC	SS
1	1.00	0.20	0.33	0.35	0.31	0.35	0.28	0.17	0.29	0.12	-0.23	-0.01	-0.01	-0.08	0.50	0.32	0.37	0.18	0.13	0.12
8	0.20	1.00	0.19	0.37	0.51	0.18	0.28	0.11	0.23	0.20	0.05	0.09	-0.02	0.02	0.09	0.04	0.32	0.21	0.07	0.03
17	0.33	0.19	1.00	0.20	0.34	0.23	0.18	0.04	0.14	0.00	-0.01	-0.04	0.12	0.07	0.55	0.19	0.26	0.16	0.07	0.15
9	0.35	0.37	0.20	1.00	0.40	0.21	0.18	0.17	0.40	0.18	-0.20	0.11	-0.15	-0.04	0.27	0.15	0.72	0.32	0.26	0.10
45	0.31	0.51	0.34	0.40	1.00	0.28	0.34	0.27	0.45	0.21	0.11	0.10	-0.04	0.04	0.40	0.30	0.58	0.52	0.11	0.05
48	0.35	0.18	0.23	0.21	0.28	1.00	0.74	0.01	0.27	0.46	-0.11	-0.21	0.13	-0.01	0.32	0.22	0.28	0.23	0.10	0.23
55	0.28	0.28	0.18	0.18	0.34	0.74	1.00	0.11	0.30	0.47	-0.10	-0.24	0.14	0.01	0.29	0.12	0.32	0.24	0.07	0.21
54	0.17	0.11	0.04	0.17	0.27	0.01	0.11	1.00	0.27	0.01	0.06	0.09	-0.18	-0.03	0.14	0.22	0.37	0.39	0.19	-0.02
51	0.29	0.23	0.14	0.40	0.45	0.27	0.30	0.27	1.00	0.34	-0.19	0.06	-0.05	0.05	0.29	0.21	0.59	0.33	0.07	0.02
52	0.12	0.20	0.00	0.18	0.21	0.46	0.47	0.01	0.34	1.00	-0.10	-0.03	0.06	-0.08	0.07	-0.07	0.18	0.11	0.01	0.08
77	-0.23	0.05	-0.01	-0.20	0.11	-0.11	-0.10	0.06	-0.19	-0.10	1.00	0.25	-0.03	-0.08	-0.28	-0.06	-0.07	0.15	-0.31	-0.29
zm	-0.01	0.09	-0.04	0.11	0.10	-0.21	-0.24	0.09	0.06	-0.03	0.25	1.00	-0.20	-0.19	-0.08	-0.21	0.21	0.18	0.01	-0.20
SS:SC	-0.01	-0.02	0.12	-0.15	-0.04	0.13	0.14	-0.18	-0.05	0.06	-0.03	-0.20	1.00	0.37	0.10	0.05	-0.19	-0.19	-0.29	0.61
75(1)	-0.08	0.02	0.07	-0.04	0.04	-0.01	0.01	-0.03	0.05	-0.08	-0.08	-0.19	0.37	1.00	0.01	-0.03	0.00	0.01	-0.04	0.28
5	0.50	0.09	0.55	0.27	0.40	0.32	0.29	0.14	0.29	0.07	-0.28	-0.08	0.10	0.01	1.00	0.58	0.38	0.19	0.22	0.27
40	0.32	0.04	0.19	0.15	0.30	0.22	0.12	0.22	0.21	-0.07	-0.06	-0.21	0.05	-0.03	0.58	1.00	0.31	0.28	0.09	0.12
43	0.37	0.32	0.26	0.72	0.58	0.28	0.32	0.37	0.59	0.18	-0.07	0.21	-0.19	0.00	0.38	0.31	1.00	0.52	0.31	0.10
46	0.18	0.21	0.16	0.32	0.52	0.23	0.24	0.39	0.33	0.11	0.15	0.18	-0.19	0.01	0.19	0.28	0.52	1.00	0.12	-0.06
SC	0.13	0.07	0.07	0.26	0.11	0.10	0.07	0.19	0.07	0.01	-0.31	0.01	-0.29	-0.04	0.22	0.09	0.31	0.12	1.00	0.59
SS	0.12	0.03	0.15	0.10	0.05	0.23	0.21	-0.02	0.02	0.08	-0.29	-0.20	0.61	0.28	0.27	0.12	0.10	-0.06	0.59	1.00

**Таблица 2.** Корреляции между матрицами квадратов расстояний Махаланобиса ( $D^2$ ), рассчитанные двумя разными способами\*

**Table 2.** Correlation coefficients between matrices of squared Mahalanobis distances ( $D^2$ ), calculated by different methods

Набор выборок/ признаков	Башкиры отдельных деревень	Финны отдельных областей Финляндии	Саамы отдельных областей Финляндии	Народы Поволжья и Приуралья: чуваши, татары, марийцы, удмурты, коми-зыряне, коми-пермяки
Полная матрица	0.90	0.97	0.95	0.91
Сокращенная матрица	0.92	0.96	0.99	0.92

\* Все коэффициенты значимы при  $p < 0.002$ .

Более показательнее то, что какие-либо систематические различия между матрицами  $D^2$ , рассчитанными по индивидуальным данным и полученными на основе усредненной матрицы корреляций, не были выявлены (табл. 2). Независимо от уровня организации выборок — деревенского кладбища, сборной по области, этнической группы, были получены достаточно высокие коэффициенты корреляции ( $r > 0.90$  при  $p < 0.002$ ). При этом число анализируемых признаков не влияет на степень сходства матриц\*.

## ОБСУЖДЕНИЕ

Внимательный читатель отметит, что эти данные главным образом показывают не столь значительное влияние изменчивости корреляций в выборочных матрицах по определенному набору признаков на оценку различий между выборками, как можно было бы ожидать, исходя из результатов теста Мантеля. Это не означает, что усредненные корреляционные матрицы позволяют получать точные оценки различий между краниологическими группами, хотя и свидетельствуют о допустимости их использования для вычисления расстояний Махаланобиса почти с той же точностью, как если бы мы обладали информацией об индивидуальных данных измерений (правда, без возможности оценить уровень значимости различий и обнаружить аутлаеры внутри групп).

Важно, что использование усредненной матрицы является допустимым приемом, даже если мы не вполне уверены в однородности анализируемых серий и не все они относятся к одному уровню организации. Действительно, в числе использованных в анализе серий присутствуют как происходящие из единичных деревенских кладбищ, так и сборные, из захоронений целых районов и этнических групп. Некоторые из се-

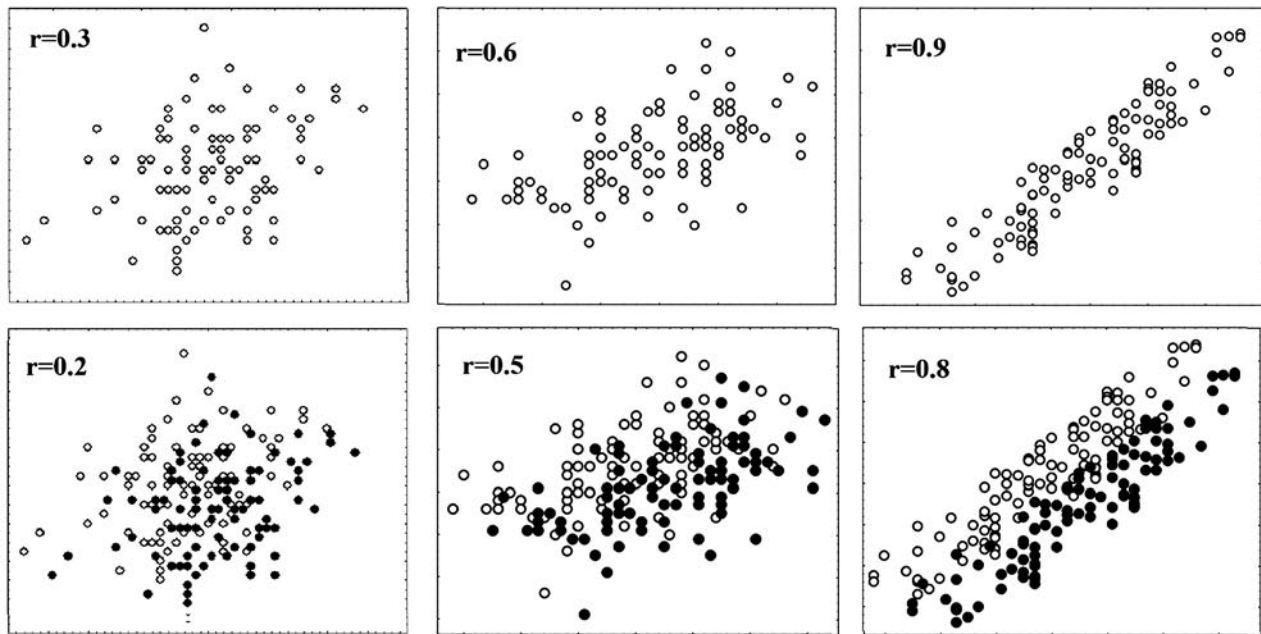
рий имеют очевидно смешанное происхождение, другие принадлежат к населению, формировавшемуся в относительно гомогенной среде. Почти наверняка все они относятся не к одному, а к нескольким поколениям.

Предназначенная для использования в межгрупповом анализе усредненная корреляционная матрица не должна предъявлять излишне жестких требований к характеристикам определяющих ее выборок. Это становится очевидно, если принять во внимание тот факт, что мы часто не владеем необходимой информацией изначально, а пытаемся извлечь ее из результатов анализа внутригрупповой изменчивости и археологического контекста. К счастью, мы можем обойти эту проблему — по крайней мере при оценке различий между средними интересующих нас серий.

Достоинство усредненной матрицы состоит в том же, в чем заключается ее слабость — в преимущественно низкой величине коэффициентов корреляции. На рисунке 1 приведен гипотетический пример связей между тремя парами признаков в случайной выборке из 100 черепов. В нижнем ряду выборку дополняет ее «двойник», значение каждого признака у которого отличается на половину стандартного отклонения от исходного — в большую сторону для одного признака и в меньшую для другого. Средние значения признаков различаются между выборками на статистически значимом уровне. В то же время значимые различия между корреляциями в исходной выборке и смешанной за счет добавления «двойника» отсутствуют. Исключение составляет лишь последний случай, в котором после введения «двойника» корреляция между признаками упала с 0.9 до 0.8 (вспомним, что средняя величина коэффициентов корреляций между метрическими признаками черепа внутри групп составляет 0.2–0.3).

Данный пример является хорошей иллюстрацией тезиса, согласно которому использование усредненной матрицы не предполагает, чтобы анализируемые выборки непременно относились к популяциям морфологически однород-

\* Справедливости ради следует напомнить, что это заключение остается корректным при соблюдении известного условия: при проведении канонического анализа число наблюдений должно в несколько раз превышать число признаков.



**Рис. 1.** Диаграммы рассеяния двух признаков в выборках: сверху — в однородной, снизу — в смешанной.  $r$  — коэффициент корреляции

**Fig. 1.** Scatter diagrams for two features of a homogeneous (top row) and in a mixed sample (bottom row).  $r$  — correlation coefficient

ным, генетически замкнутым и охватывали одно-два поколения. Эти признаки могут быть желательными, но некоторые отступления от них тоже допустимы — конечно, в случае, если расхождения в корреляциях от выборки к выборке не демонстрируют систематического отклонения в одну и ту же сторону\*.

Можно даже допустить, что одни и те же усредненные матрицы могут применяться при анализе как мужских, так и женских выборок. Во всяком случае расчеты показывают, что матрицы, рассчитанные А.Г. Козинцевым отдель-

но для мужских и женских выборок, довольно сходны ( $r=0.97$  при  $p<0.0001$ ). В недавнем исследовании московских коллег также были получены высокие корреляции между матрицами, вычисленными для мужских и женских групп по отдельно рассмотренным признакам лицевого и мозгового отделов черепа [Пежемский, Федорчук 2020]. И хотя коэффициент корреляции между матрицами, описывающими связи между двумя отделами, оказался заметно ниже ( $r=0.63$ ), но этот результат является статистическим артефактом. Тест Мантеля в программе «PAST» предполагает использование только симметричных корреляционных матриц (условие не было соблюдено). Кроме того, расчет корреляций исследователями был проведен для объединенной серии черепов, выборочные значения признаков в которой предварительно подвергались стандартизации. Следовательно, его результаты идентичны расчетам средневзвешенного коэффициента по исходным зна-

\* Приведенный рисунок также показывает, насколько некорректным является деление величины коэффициента корреляции на некие примерно равные интервалы, в рамках которых его значения оцениваются как низкие, средние и высокие. Эквидистантная шкала не применима к коэффициентам корреляции. Коэффициент 0.6 заметно ближе к 0.2, чем к 0.8.

чениям (то есть реальная величина корреляций, вероятно, несколько занижена).

Коэффициенты корреляции Пирсона вообще весьма коварны — и столь популярная сегодня тема ложных причинно-следственных связей не дает об этом полного представления. Они могут легко ввести в заблуждение пользователей статистических программ. Они не чувствительны к нелинейным связям, подвержены влиянию выбросов и не аддитивны. Выделяя (визуально или статистически) по некоторым комплексам признаков подгруппы черепов внутри выборки, при достаточном числе наблюдений мы непременно обнаружим различия и между рассчитанными для них корреляциями. Эти различия ничего не будут говорить о неоднородности серии или «различиях в ростовых процессах» (см., например: [Пестряков, Григорьева 2017]), поскольку

в первую очередь объясняются свойствами самого коэффициента корреляции.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Объективная оценка морфологических различий между краниологическими сериями является идеальной и недостижимой задачей. Усредненная корреляционная матрица может использоваться при проведении канонического анализа и при расчете расстояний Махалано-биса. Подобно тому как шар лучше описывает форму яблока, нежели додекаэдр, полученные при ее помощи меры расстояний будут лучше соответствовать решению задачи по сравнению с коэффициентами Пенроза или методом главных компонент. И все же ни одно яблоко не имеет форму шара.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Алексеев, Дебец 1964. Алексеев В.П., Дебец Г.Ф. Краниометрия. Методика антропологических исследований. — М.: Наука, 1964. — 128 с.
- Евтеев 2021. Евтеев А.А. Факторы изменчивости черепа человека по материалам Северной Евразии. Дис. ... докт. биол. наук [Электронный ресурс] // ИСТИНА. 16.04.2021. URL: <https://istina.msu.ru/dissertations/366051658>. (Дата обращения: 30.05.2021.)
- Ефимова 1991. Ефимова С.Г. Палеоантропология Поволжья и Приуралья. — М.: Изд-во МГУ, 1991. — 95 с.
- Пежемский, Федорчук 2020. Пежемский Д.В., Федорчук О.А. К проблеме корреляционных взаимосвязей общих размеров черепа человека // Вестник Московского университета. Серия XIII. Антропология. — 2020. — № 2. — С. 126–137.
- Пестряков, Григорьева 2017. Пестряков А.П., Григорьева О.М. К типологии ростовых процессов черепной коробки человека // Вестник Московского университета. Серия XIII. Антропология. — 2017. — № 1. — С. 89–102.
- Ширококов и др. 2017. Ширококов И.Г., Моисеев В.Г., Козинцев А.Г., Хартанович В.И., Чистов Ю.К., Громов А.В. Индивидуальные краниометрические данные близких к современности групп населения Восточной и Северо-Восточной Европы [Электронный ресурс] // МАЭ РАН, 2017. URL: [http://camera-praehistorica.kunstkamera.ru/files/camera\\_praehistorica/ee\\_craniometric\\_database/ee\\_craniometric\\_database\\_rus.pdf](http://camera-praehistorica.kunstkamera.ru/files/camera_praehistorica/ee_craniometric_database/ee_craniometric_database_rus.pdf). (Дата обращения: 30.05.2021.)
- Fisher 1921. Fisher R.A. On the «Probable Error» of a Coefficient of Correlation Deduced from a Small Sample // *Metron*. — 1921. — Vol. 1. — P. 3–32.
- González-José et al. 2004. González-José R., Van der Molen S., González-Pérez E. Hernández M. Patterns of Phenotypic Covariation and Correlation in Modern Humans as Viewed from Morphological Integration // *American Journal of Physical Anthropology*. — 2004. — Vol. 123. — No. 1. — P. 69–77.



## REFERENCES

- Alekseev, V.P., Debets, G.F., *Kraniometriia. Metodika antropologicheskikh issledovaniy* [Cranio-metry. Methods of Anthropological Investigations], Moscow: Nauka Publ., 1964, 128 p., (in Russian).
- Efimova, S.G., *Paleoantropologiya Povolzh'ia i Priural'ia* [Paleoanthropology of Volga and Pre-Urals Region], Moscow: MGU Publ., 1991, 95 p., (in Russian).
- Evteev, A.A., (2021), *Fakty izmenchivosti cherepa cheloveka po materialam Severoi Evrazii* [Factors of Human Skull Variability Based on Materials from Northern Eurasia], (Online), Available from <https://istina.msu.ru/dissertations/366051658> (Accessed: 30.05.2021), (in Russian).
- Fisher, R.A., On the «Probable Error» of a Coefficient of Correlation Deduced from a Small Sample, *Metron*, 1921, vol. 1, pp. 3–32.
- González-José, R., Van der Molen, S., González-Pérez, E., Hernández, M., Patterns of Phenotypic Covariation and Correlation in Modern Humans as Viewed from Morphological Integration, *American Journal of Physical Anthropology*, 2004, vol. 123, no. 1, pp. 69–77.
- Pestriakov, A.P., Grigor'eva, O.M., K tipologii rostovykh protsessov cherepnoi korobki cheloveka [The Typology of Growth Processes of the Human Skull], *Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya XIII. Antropologiya*, 2017, no. 1, pp. 89–102, (in Russian).
- Pezhetskii, D.V., Fedorchuk, O.A., K probleme korreliatsionnykh vzaimosvyezai obshchikh razmerov cherepa cheloveka [To the Problem of Correlation Relationships of the Craniometric Traits of a Human Cranium], *Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya XIII. Antropologiya*, 2020, no. 2, pp. 126–137, (in Russian).
- Shirobokov, I.G., Moiseev, V.G., Kozintsev, A.G., Khar-tanovich, V.I. Chistov, Y.K., Gromov, A.V., (2017), *Individual'nye kraniometricheskie dannye blizkikh k sovremennosti grupp naseleniia Vostochnoi i Severo-Vostochnoi Evropy. Elektronnyy resurs* [Cranio-metric Database on Modern Populations of Northeastern Europe. Electronic edition], (Online), Available from [http://camera-praehistorica.kunstkamera.ru/files/camera\\_praehistorica/ee\\_cranio-metric\\_database/ee\\_cranio-metric\\_database\\_rus.pdf](http://camera-praehistorica.kunstkamera.ru/files/camera_praehistorica/ee_cranio-metric_database/ee_cranio-metric_database_rus.pdf) (Accessed: 15.03.2020), (in Russian).