

# ИЗВЕСТИЯ ИНСТИТУТА АНТРОПОЛОГИИ МГУ



**Выпуск 7**

---

Москва, 2019

ИЗВЕСТИЯ ИНСТИТУТА АНТРОПОЛОГИИ МГУ  
ВЫПУСК 7

**Применение статистических методов в антропологии**



Материалы  
Всероссийского научного симпозиума, посвящённого 70-летию юбилею  
профессора МГУ В.Е. Дерябина

Москва, 2019 г.

Серия выпускается по решению Ученого совета НИИ и Музея антропологии МГУ имени М.В.Ломоносова (Протокол № 8 от 30.11.2016)

Редакционная коллегия: Е.Л. Воронцова (отв. редактор), Т.К. Федотова, А.К. Горбачёва

ИЗВЕСТИЯ ИНСТИТУТА АНТРОПОЛОГИИ МГУ [Электронный ресурс] / Е.Л. Воронцова (отв. ред.) и др. М.: НИИ и Музей антропологии, 2019. Вып. 7. Материалы Всероссийского научного симпозиума «Применение статистических методов в антропологии», посвящённого 70-летию юбилею профессора МГУ В.Е. Дерябина. 73 с.

Сборник составлен по материалам, представленным на Всероссийском научном симпозиуме «Применение статистических методов в антропологии», организованном к 70-летию юбилею профессора МГУ Василия Евгеньевича Дерябина (Москва, 3 июня 2019 г.). В рамках симпозиума рассмотрены актуальные вопросы применения статистических методов в антропологических исследованиях. Также в сборник включён хронологический перечень научных трудов В.Е. Дерябина.

Представляет интерес для специалистов биологических, психологических и медицинских профилей, студентов, аспирантов и др.

Материалы представлены в авторской редакции.

© НИИ и Музей антропологии МГУ, 2019

© Авторы статей, 2019

## СОДЕРЖАНИЕ

Содержание.....	3
<i>Будилова Е.В., Лагутин М.Б., Мигранова Л.А.</i> Демографическое старение и здоровье населения России .....	4
<i>Гончарова Н.Н.</i> Осторожно: статистика. О некоторых заблуждениях и сознательных манипуляциях, связанных с применением статистических методов .....	9
<i>Горбачева А.К.</i> Возрастные особенности полового диморфизма и определяющие их факторы: работоспособность метода Кульбака .....	18
<i>Гудкова Л.К.</i> Факторный анализ как метод изучения адаптированности популяций современного человека .....	25
<i>Евтеев А.А.</i> Межгрупповые расстояния на основе индивидуальных данных: чем можно дополнить расстояния Махаланобиса? .....	31
<i>Зими́на С.Н.</i> Статистические методы оценки наличия временного тренда в морфологических исследованиях .....	37
<i>Калюжный Е.А., Лавров А.Н., Красникова Л.И.</i> Соматологические характеристики учащихся юга Нижегородской области .....	45
<i>Федотова Т.К.</i> Т-факторный анализ как инструмент анализа лонгитудинальных данных в ростовых исследованиях.....	51
Хронологический указатель трудов Василия Евгеньевича Дерябина. <i>Составители: Воронцова Е.Л., Горбачева А.К., Федотова Т.К.</i> .....	58

# Демографическое старение и здоровье населения России

Будилова Е.В.<sup>1</sup>, Лагутин М.Б.<sup>2</sup>, Мигранова Л.А.<sup>3</sup>

1 МГУ имени М.В.Ломоносова, Москва, Россия

2 МГУ имени М.В.Ломоносова, Москва, Россия

3 ИСЭПН РАН, Москва, Россия

Процесс старения населения, начавшись более ста лет назад в экономически развитых странах мира, охватывает все большее число государств. В докладе, подготовленном Фондом Организации Объединенных Наций в области народонаселения совместно с региональными комиссиями ООН и организацией Хелпэйдж Интернэшнл (HelpAge International), отмечается, что старение населения является одной из доминирующих тенденций XXI и представляет собой социальные, экономические и культурные вызовы для людей, семей, сообществ и всего мира [Ageing ..., 2012].

Увеличение продолжительности жизни (особенно в старших возрастах) и происходящее одновременно с этим процессом снижение рождаемости приводят к изменению возрастной структуры населения: при сокращении доли детей в общей численности населения идет увеличение доли пожилых граждан. В разных странах эти процессы имеют свои специфические особенности.

Изменение возрастной структуры населения, имея различные социальные и экономические последствия, оказывает влияние и на структуру заболеваемости. В данной работе рассматривается демографическое старение в России за период 2005-2016 гг. и его связь с популяционным здоровьем населения.

Демографическое старение населения регионов России оценивалось по индексу старения (ИС) – отношение удельного веса лиц старше трудоспособного возраста к удельному весу детей (0-16 лет) в общей численности населения, умноженное на 100.

Популяционное здоровье оценивалось по уровню заболеваемости основными классами болезней: инфекционные и паразитарные болезни; новообразования; болезни кровообращения, эндокринной системы, нервной системы, органов дыхания, органов пищеварения; врожденные аномалии; травмы, а также учитывали число больных алкоголизмом и алкогольным психозом, стоящих на учете в лечебно-профилактических учреждениях.

Источником информации служили данные Росстата по 82 регионам России за 2005-2016 гг.

Демографическое старение населения, охватившее в той или иной степени все страны мира, происходит и в России. В 2016 г. индекс старения в среднем по стране составлял 140,5 и за 11 лет он вырос на 8,8% (рис.1, а), при этом, начиная с 2011 г., наметилась тенденция к его снижению.

Динамика индекса старения по федеральным округам за 2005-2016 г. представлена на рис. 1(б). За этот период наибольший прирост (22,3%) отмечается в Дальневосточном ФО (табл. 1). Существенный рост (на 19,4%) наблюдается в Северо-Кавказском ФО, при этом здесь сохраняется самый низкий ИС. Низкий прирост – в Центральном ФО – 3,7 %, но в этом округе достигнут и самый высокий индекс старения. В течение 11 лет остается неизменным распределение округов по величине индекса старения, однако скорость и вектор его изменения различаются. В 2009-2013 гг. наблюдается некоторая стабилизация индекса старения во всех округах, кроме Северо-Кавказского ФО и Дальневосточного ФО (рис.1). К 2016 г. (по сравнению с 2013 г.) в Северо-Кавказском ФО продолжался рост индекса старения, в Приволжском, Уральском и Сибирском округах изменений практически не произошло, а в Центральном, Северо-Западном, Южном и Дальневосточном наметилась тенденция к его снижению (табл.1).

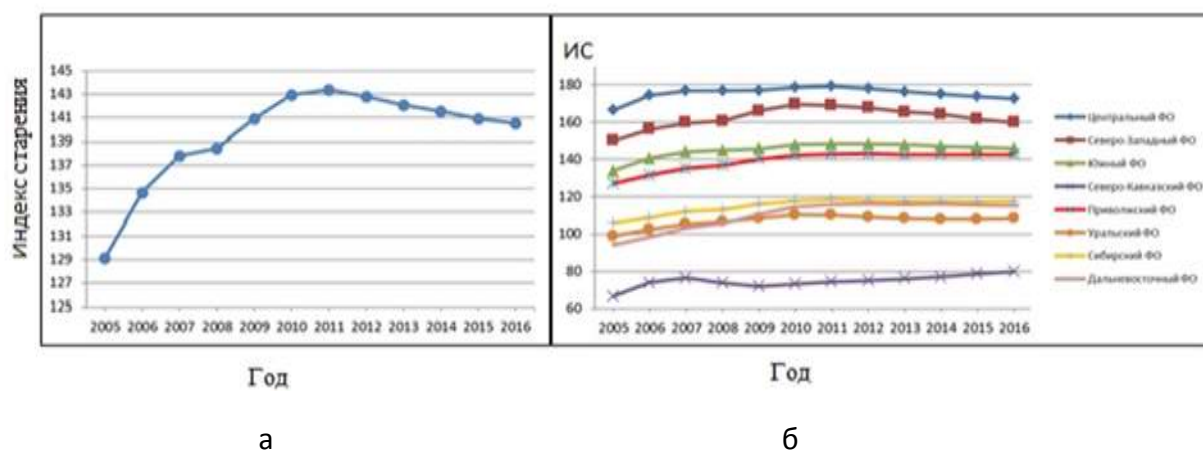


Рис 1. Динамика индекса старения по России (а) и в административных округах (б)

Очень существенно, что в России процесс демографического старения носит ярко выраженный региональный характер. В 2005 г. в субъектах РФ он варьировал от 194,8 в Тульской области до 21,9 в Чеченской Республике. При этом на 36 территориях ИС был выше среднероссийского уровня. В 2016 году также самый высокий ИС сохранялся в Тульской области (204,1), а самый низкий – в Чечне (29,2). Количество регионов с ИС выше среднероссийского практически не изменилось (35). Учитывая характер

динамики индекса старения, для дальнейших расчетов использовались данные за 2005-2013 гг.

**Таблица 1. Изменение индекса старения в федеральных округах России**

Округ	2005 г.	2013 г.	2016 г.	Прирост, % (2016-2005)/2005	2016 г./2013 г.
ЦФО	166,4	176,4	172,5	3,7	0,98
С-ЗФО	149,9	165,5	159,6	6,5	0,96
ЮФО	133,9	147,9	145,8	8,9	0,99
С-КФО	66,9	76,1	79,9	19,4	1,05
ПФО	126,9	142,6	142,6	12,4	1,00
УФО	99,0	108,3	108,3	9,4	1,00
СФО	105,9	117,6	117,8	11,2	1,00
ДФО	94,3	116,0	115,3	22,3	0,99

Ранее нами была исследована корреляционная связь между индексом старения и заболеваемостью по классам болезней [Будилова и соавт., 2017]. Поскольку индекс старения и заболеваемость по классам болезней имеют сильно асимметричное распределение, для оценки тесноты связи между ними использовался ранговый коэффициент корреляции Спирмена. Учитывая, что исследуемые показатели имеют временной тренд, коэффициенты корреляции вычислялись за каждый год отдельно. Индекс старения имел значимую (на уровне 0,05) положительную связь с новообразованиями и алкоголизмом и значимую отрицательную связь с инфекционными и паразитарными болезнями, болезнями эндокринной и нервной систем, а также органов пищеварения.

Для более подробного исследования связи индекса старения с заболеваниями все регионы были разделены на три группы. К первой группе отнесли регионы, где средний за 5 лет индекс старения не превышал 93. Эту группу составили, в основном, республики Северо-Кавказского ФО, некоторые субъекты Уральского, Сибирского и Дальневосточного округов. Вторую группу составили регионы с высоким ИС – более 169. Это в основном регионы из Центрального и Северо-Западного округов (табл. 2). Остальные субъекты РФ были отнесены к нулевой средней группе.

Первая и вторая группа субъектов РФ сравнивались по заболеваемости основными классами болезней с использованием рангового критерия Уилкоксона-Манна-Уитни [Лагутин, 2011]. Эти группы значимо различались по заболеваемости новообразованиями (уровень значимости 0,006), по болезням эндокринной системы (0,038) и можно предположить, что есть некоторое различие по болезням нервной системы (0,070), органов пищеварения (0,058) и алкоголизму (0,114). В субъектах РФ с высоким ИС заболеваемость новообразованиями выше, чем в субъектах с низким ИС. Наоборот, болезни эндокринной системы чаще встречаются в регионах с низким ИС, т.е. в регионах с более молодым населением.

Региональный анализ по скорости процессов (темпам роста) демографического старения показал, что самая высокая скорость наблюдалась в Чукотском АО (60,1%), высокими темпами этот процесс происходил также в Ханты-Мансийском АО (48,3%), Магаданской области (44,6%) и Ямало-Ненецком АО (38,0%). Низкая скорость старения сохранялась в течение 8 лет в Республике Тыва – 0,4% и в С.-Петербурге – 1%.

**Таблица 2. Индексы старения и скорости индексов старения в субъектах РФ**

Индексы старения (ИС) в субъектах РФ (средние за 2005-2013 гг.)		Скорость старения в субъектах РФ (относительный прирост ИС в 2013 г. к 2005 г.)	
ИС<93 (1 группа)	ИС >169 (2 группа)	<6,4% (1 группа)	>22,1% (2 группа)
Чечня – 24,1	Калужская обл. – 170,0	Тыва – 0,4	Амурская обл. – 22,6
Ингушетия – 28,1	Смоленская обл. – 172,8	Санкт-Петербург – 1,0	Ульяновская обл. – 22,8
Тыва – 31,8	Владимирская обл. – 174,4	Р. Северная Осетия - 2,7	Еврейская АО – 23,0
ЯНАО – 34,3	Пензенская обл. – 175,9	Москва – 2,8	Тюменская обл. – 24,1
Дагестан – 41,3	Ярославская обл. – 175,9	Ярославская обл. - 3,5	Коми – 28,2
Чукотский АО – 43,4	Ленинградская обл. – 177,6	Ивановская обл. – 3,7	Сахалинская обл. – 28,4
ХМАО – 48,7	Тверская обл. – 177,9	Костромская обл. - 4,4	Мурманская обл. – 29,2
Саха (Якутия) – 52,2	Псковская обл. – 179,5	Московская обл. – 5,0	Ингушетия – 31,1
Алтай – 57,8	Ивановская обл. - 180,0	Адыгея – 5,2	Камчатский край – 32,1
Тюменская обл. – 65,1	Москва – 182,5	Тверская обл. – 5,3	Калмыкия – 32,7
Калмыкия – 75,7	Тамбовская обл. - 185,2	Нижегородская обл. – 5,7	Саха(Якутия) – 37,4
Бурятия – 77,1	Воронежская обл. – 185,2	Краснодарский край – 5,8	ЯМАО – 38,0
Забайкальский край – 79,2	Рязанская обл. – 193,6	Ставропольский край – 5,9	Магаданская обл. – 44,6
Кабардино-Балкария – 81,0	Санкт-Петербург – 201,1	Свердловская обл. - 5,9	ХМАО – 48,3
Карачаево-Черкессия – 90,5	Тульская обл. - 206,5	Липецкая обл. – 6,3	Чукотский АО – 60,1
Магаданская обл. – 92,3			

Как и в анализе величины ИС, все регионы были разделены на три группы. В первую вошли регионы, где скорость старения не превышала 6,4%, вторую группу составили регионы с высокой скоростью старения – более 22,1% (табл.2), остальные регионы были отнесены к нулевой средней группе.



Первая и вторая группы также сравнивались по заболеваемости основными классами болезней с использованием рангового критерия Уилкоксона-Манна-Уитни. Эти группы значительно различались по заболеваемости инфекционными и паразитарными болезнями (уровень значимости 0,002), болезнями эндокринной системы (0,036) и органов пищеварения (0,001). В регионах с высокой скоростью старения наблюдается более высокая заболеваемость инфекционными и паразитарными болезнями, болезнями эндокринной системы и органов пищеварения.

Проведенное исследование показывает, что процессы демографического старения населения на территории России имеют ярко выраженный региональный характер и в определенной мере влияют на структуру заболеваемости населения.

### **Благодарности**

Работа выполнена при финансовой поддержке гранта РФФИ № 18-013-00508.

### **Библиография**

*Будилова Е.В., Лагутин М.Б., Мигранова Л.А.* Здоровье населения как фактор демографического развития // В сб. «Демографическое образование и изучение народонаселения в университетах (к 50-летию кафедры народонаселения) (Девятые Валентеевские чтения): сборник статей и тезисов выступлений. – М.: Экономический факультет МГУ имени М.В.Ломоносова, 2017. С. 275-288.

*Лагутин М.Б.* Наглядная математическая статистика: учебное пособие. – М.: Бином, Лаборатория знаний, 2011.

*Ageing in the Twenty-First Century: A Celebration and A Challenge.* Published by the United Nations Population Fund (UNFPA), New York, and HelpAge International, London . 2012.

# Осторожно: статистика. О некоторых заблуждениях и сознательных манипуляциях, связанных с применением статистических методов

Гончарова Н.Н.

Кафедра антропологии, биологический факультет МГУ имени М.В.Ломоносова, Москва, Россия

*Даже опытные статистики часто оказываются не в состоянии понять, до какой степени смысл статистических данных искажается молчаливыми предположениями их интерпретаторов.*

Бернард Шоу, «Врач на распутье»

Расширение возможностей, которое связано с развитием цивилизации, воспринимается сознанием как безусловное благо. Однако диалектическое наполнение всякого понятия – это объективная реальность, несмотря на смены идеологических парадигм общественного сознания. Поэтому любое явление научно-технического (и не только) прогресса сопровождается россыпью подводных камней – скрытых ловушек, смутно осознаваемых уже при первом знакомстве с ним. Так, появление первых самодвижущихся машин на паровой тяге вызывало в обществе конца XVIII-начала XIX восхищение и эйфорию – до первых тяжелых аварий со смертельными исходами, после чего пришло понимание меры ответственности и необходимости регулировать правила применения этих плодов технократического прогресса. Атомные возможности XX века довели это понимание до абсолюта.

В области обработки информации происходят те же закономерные процессы. Стремительное развитие технических средств, позволяющих быстро извлекать информацию из массивов данных, происшедшее на протяжении жизни одного поколения, привело к тем же последствиям – к необходимости выработать правила игры, ограничивающие бесконтрольное и зачастую бессмысленное применение статистических методов, необходимых для современного научного исследования. Иногда применение статистических методов позволяет маскировать результаты

ненаучных исследований, придавая им весомость путем статистического наукообразия. Эти псевдонауочное шарлатанство в эпоху бесконтрольного распространения информации подхватывается, многократно и некритично тиражируется, замусоривая информационное пространство, подрывая авторитет собственно научных разработок.

В настоящей работе будут кратко описаны основные ошибки, совершаемые исследователями при анализе данных с применением популярных статистических методов. Такая попытка привлечь внимание к проблемам применения статистики не нова. Василий Евгеньевич Дерябин приложил огромные усилия к расширению математического кругозора своих коллег и учеников. Им написано большое количество книг, статей, посвященных этой проблеме. Однако одной из своих рукописей, депонированных в ВИНТИ, В.Е. Дерябин предпослал эпиграф из «Фауста»: «К чему писать большие книги, когда их некому читать?», в котором чувствуется и усталость, и разочарование Василия Евгеньевича слишком медленными изменениями коллективного сознания в вопросах осмысленного применения статистических методов [Дерябин, 2002]. Одна из проблем, которой В.Е. Дерябин уделял особое внимание – выбор способа извлечения информации, который зачастую определяется не математической обоснованностью применения того или иного метода, а лёгкостью предварительного этапа – а именно, подготовки данных. Врожденная потребность экономии ресурса, то есть достижение цели с минимальным расходом энергии, свойственна любому биологическому объекту, именно поэтому исследователи при необходимости выбирать между лёгким и правильным зачастую выбирают первое. Подчеркну, что В.Е. Дерябин преимущественно рассматривал сложные методические вопросы применения разных способов обработки антропологических данных. В настоящей статье будут рассмотрены и более простые, иногда – очевидные ошибки, возникающие при работе с методами статистики.

Наиболее частыми методическими огрехами, встречающимися в антропологической и судебно-медицинской литературе являются следующие:

1. отсутствие осторожности выводов при анализе малочисленных выборок;
2. создание «ложных» выборок;
3. анализ ложных корреляционных связей;
4. абсолютизация «достоверности» связей без учета их величины;
5. описание статистической зависимости в терминах причинно-следственной связи;
6. использование многомерных методов без учета их возможностей и математического аппарата:
  - а. применение метода, неадекватного поставленной задаче;

b. использование конкретного математического аппарата при нарушении математических условий его применения;

7. сокрытие сущностной сумятицы за псевдонаучными «современными понятиями» биометрии.

В большинстве случаев тот факт, что мы всегда работаем не с генеральной совокупностью объектов, а только с ее частью – выборкой – ускользает от внимания исследователей. Между тем, этот факт основополагающий, так как существует объективная разница между характеристиками выборки и параметрами генеральной совокупности, что накладывает ограничения на данные, полученные по выборке. Эти ограничения лучше всего преодолеваются репрезентативностью выборки, но в тех случаях, когда объем выборки задаётся внешними обстоятельствами, необходимо постоянно помнить главное правило статистических исследований: любое наше утверждение носит вероятностный характер, в нем самом «защита» вероятность ошибки. Независимо от того, сохраняется или отклоняется выдвинутая исследователем нулевая гипотеза, нельзя утверждать, что наше предположение статистически «доказано». Можно говорить лишь о том, что изученные данные не противоречат выдвинутой гипотезе, понимая, что при изменении состава выборки (увеличении численности, извлечении другой выборки из той же генеральной совокупности и т.д.) может быть получен ДРУГОЙ результат. Отсюда следует необходимость осторожности выводов, что совсем не означает слабости позиции исследователя. Между тем зачастую «статистическая значимость» перевешивает здравый смысл, а научные утверждения становятся безапелляционными.

Еще одним распространенным способом повысить «научность» своей работы становится создание ложных выборок. Особенно часто этот вид манипуляции с сознанием читателя встречается в медицинской литературе. Например, необходимо изучить действие жаропонижающего средства. Можно собрать выборку из ста пациентов и проверить на ней работоспособность препарата, однократно измерив температуру больного после приема препарата. А можно изучить динамику температуры лишь у десяти пациентов, но измерять ее после приема препарата десятикратно у каждого из них. Это типичная ложная выборка. Количество наблюдений сопоставимо – сто измерений, однако количество объектов выборки – всего лишь десять. К сожалению, такого рода подмены смысла могут встречаться и в антропологических исследованиях. Например, манипуляция с численностями костей в исследованиях. Выражение «измерено 270 костей кисти» означает, что измерено 10 кистей, то есть объектов, причем это может быть пять (измерены правые и левые кисти) или десять индивидов (измерена только одна сторона). Количество костей черепа сопоставимо с количеством костей кисти, однако ни одному краниологу не приходит в голову считать отдельно кости изученных черепов.

Необходимо особо сказать об изучении корреляционных зависимостей. Это обширное поле для всякого рода манипуляций.

Прежде всего обозначим проблему изучения ложных связей. Наиболее искрометно понятие ложных связей описано в пассаже «О вреде огурцов» из сборника переводов околонуточного юмора «Физики продолжают шутить», который вышел пятьдесят лет назад:

«С огурцами связаны все главные телесные недуги и все вообще людские несчастья. Практически все люди, страдающие хроническими заболеваниями, ели огурцы. Эффект явно кумулятивен. 99,9% всех людей, умерших от рака, при жизни ели огурцы... 99,7% всех лиц, ставших жертвами автомобильных и авиационных катастроф, употребляли огурцы в пищу в течение двух недель, предшествовавших фатальному несчастному случаю» [Конобеев и др, 1968, с. 128].

Этот текст даёт нам точное представление о том, что ложная связь устанавливается формальными методами, не имеет под собой реальной основы или же вообще бессмысленна. Еще один пример ложной связи приводит А.А. Чупров, русский статистик начала XX века: рассматривая пожары в конкретном городе, можно выявить весьма высокую корреляцию между ущербом, который нанёс пожар, и количеством пожарных, участвовавших в ликвидации пожара, причём эта корреляция будет положительной. Из этого, однако, не следует вывод о том, что увеличение количества пожарных приводит к увеличению причинённого ущерба. Примеры такого рода связей можно умножать почти до бесконечности. Часто причиной существования ложных зависимостей становится третий (неочевидный) фактор. Так, можно выявить связь между увеличением среднегодовой температуры за последнее столетие и количеством генно-модифицированных сельскохозяйственных культур, используемых человеком. «Третьим фактором», обеспечивающим связь этих двух величин в данном случае выступает время.

Ложная корреляция может возникать и в случае изучения показателей, которые в сумме имеют постоянное значение (100%), например, при исследовании долей качественных признаков.

Вплотную к проблеме ложных корреляций примыкает вопрос об истолковании обнаруженных (в том числе – реальных) зависимостей. Здесь нужно выделить две проблемные группы. Первая – объяснение найденных статистических закономерностей как причинно-следственных, что категорически неверно. Не изобретая велосипед, приведу развернутую цитату математиков мирового уровня: «Статистическая зависимость, как бы ни была она сильна, никогда не может установить причинной связи: наши идеи о причине должны приходить извне статистики, в конечном счете из некоторой другой теории. ...для наших целей необходимо только еще раз подчеркнуть,

что статистическая зависимость любого сорта не влечет причинной» [Кендалл, Стюарт, 1973, с.367].

Вторая группа проблем связана с абсолютизацией понятия достоверности найденных коэффициентов корреляции при игнорировании собственно уровня связи. Речь идет об установлении связей низкого уровня (0,1-0,2 по модулю), которые оказываются «достоверными». Надо напомнить, что достоверность статистического показателя означает только то, что найденное число достоверно отличается от нуля. И только! Метод оценивания коэффициента корреляции (как и других выборочных характеристик) предполагает, что чем больше объем выборки, тем вероятнее найденный параметр выборки окажется достоверным. Однако это не означает, что достоверные корреляции низкого уровня свидетельствуют о существовании связи между признаками или явлениями. Возведение в квадрат найденного показателя связи (то есть нахождение коэффициента детерминации) позволяет выявить собственно ту часть вариации двух признаков, которые могут иметь некую общую причину. Таким образом, показатель связи между двумя признаками равный, например, 0,15, означает, что коэффициент детерминации окажется равным 0,0225. Иными словами, лишь 2,25% вариации признаков, для которых найден такой показатель связи, могут иметь какую-то общую причину. Остальные 97,75% изменчивости обусловлены действием совершенно независимых факторов. Но и найденные 2,25% не должны служить источником обольщения для исследователя. Напомню, что для большинства статистических гипотез допускается уровень ошибочности суждения в 5% (так называемый уровень значимости). Найденные в разобранным примере 2,25% предположительно общих причин совместной изменчивости двух признаков находятся в той самой зоне допустимой статистической погрешности...

Сознательное или бессознательное игнорирование этого факта приводит к появлению работ, в которых ничтожно малые связи интерпретируются не только как причинно-следственные, но и как показатели, имеющие прогностическое значение. Самым ярким примером такого бездумного подхода служит широчайшее использование пальцевого индекса 2D:4D, который, по мнению придумавшего его автора, является показателем уровня пренатального тестостерона и тем самым (!) обеспечивает поведенческие схемы взрослого индивида. Множество работ, в которых обсуждаются различные виды успешности (от репродуктивной до спортивной и финансовой) обладателей «мужского» варианта индекса 2D:4D не содержат собственно анализа уровня тех связей, на основании которых делаются научные заключения. Само лавинообразное увеличение числа этих работ признается достаточным критерием реальности найденных закономерностей.

Во многих работах В.Е. Дерябина обсуждаются достоинства и недостатки методов классификации материала. В частности, в «Кратком справочнике по решению типовых

задач биометрической обработки антропологических данных» [Дерябин, 2005] на большом фактическом материале разбираются сравнительные возможности методов канонического, компонентного и кластерного анализов, а также многомерного шкалирования. Поэтому заинтересованного читателя надо адресовать к этим обобщающим работам В.Е. Дерябина. Здесь же еще раз подчеркнут существенные различия только двух методов – компонентного и канонического дискриминантного анализов (КДА), применяемых для изучения межгрупповой изменчивости. Уже в самом первом учебнике «Многомерная биометрия для антропологов» вопросу применения этих двух методов для классификации выборок уделено пристальное внимание [Дерябин, 1983, с. 145]. В таблице 1 в несколько упрощенном виде приведены те матричные уравнения, на основании которых находятся собственные числа корреляционных матриц в каждом из анализов. Нетрудно заметить, что в обоих случаях решаются внешне очень похожие матричные уравнения. И в том и в другом случае в качестве неизвестной величины выступает число  $l$ , которое в методе главных компонент представляет собой **внутригрупповую** дисперсию нового признака, а в случае КДА – характеризует **межгрупповую** изменчивость нового признака-разделителя выборок. Однако на этом сходство математического аппарата заканчивается. Различия же представлены в таблице.

**Таблица 1. Сравнительный математический аппарат дискриминантного и компонентного анализа**

метод канонического дискриминантного анализа (КДА)	метод главных компонент (ГК)
Для нахождения нагрузок решается матричное уравнение $det (R_{\text{межгр}} - l_i * R_{\text{внутригр}}) = 0$ , где $det$ – определитель матрицы	Для нахождения нагрузок решается матричное уравнение $det (R_{\text{внутригр}} - l_i * I) = 0$ , где $det$ – определитель матрицы
всегда происходит сравнение межгрупповой матрицы (матрицы межгрупповых корреляций) и внутригрупповой, корреляции в которой не равны нулю (для биологических объектов)	всегда происходит сравнение внутригрупповой корреляционной матрицы с единичной матрицей $I$ , которую можно интерпретировать как матрицу корреляций гипотетической выборки, в которой связи между признаками равны нулю

Справедливости ради В.Е. Дерябин оговаривает случаи, когда применение компонентного анализа для исследования межгрупповых закономерностей оправдано – это те ситуации, когда внутригрупповые связи между признаками действительно равны нулю, например, при решении социально-экономических задач, для получения классификации промышленных предприятий, для изучения эффективности работы региона или оценки факторов, повышающих уровень экономического развития. Тогда вся наблюдаемая изменчивость показателей по смыслу является межгрупповой. Однако в биологических исследованиях существует закономерная внутригрупповая, эволюционно обусловленная изменчивость, обеспечивающая разнообразие объектов в

пределах нормы реакции. Игнорировать факт ее существования – методически неверно. Практика применения метода ГК для исследования межгрупповых закономерностей показывает, что иногда исследователям удается получить вполне интерпретируемые результаты. Однако во всех случаях выявляемые закономерности содержат в себе статистические артефакты, которые тем больше, чем сильнее внутригрупповые корреляции отличаются от нуля. Исключение составляют системы признаков (например, дерматоглифических), в которых внутригрупповые корреляционные связи статистически недостоверно отличаются от нуля, а это значит, что внутригрупповая корреляционная матрица в математическом смысле превращается в единичную матрицу  $I$ .

Что же касается применения того или иного статистического метода в ситуации, когда этот метод не является адекватным поставленной задаче или имеющимся материалам, то и в этом случае необходимо отослать читателя к работам В.Е. Дерябина, который на обширных материалах показал последствия такого формального подхода к выбору способа анализа данных [Дерябин, 2004, 2004а, 2005].

В заключение надо сказать еще о двух проблемах статистического описания материала, распространившихся в последние десятилетия.

Во многих работах встречается ситуация избыточности многомерных статистических анализов, когда данные анализируются несколькими многомерными способами. При этом зачастую исследователи не считают необходимым провести первичный анализ материалов самыми простыми классическими методами антропологии. Применение многих видов анализа для «доказательства» своей позиции может быть оправдано только тогда, когда математический аппарат применяемых методов неидентичен. В этом случае результаты действительно будут взаимно верифицироваться. Этот подход уместен и в квалификационных работах студентов – как практикум для освоения методов анализа данных. Однако в большинстве случаев такой подход не имеет смысла и перегружает исследования ненужными повторами. Здесь уместно вспомнить один из научных принципов, который получил название «бритвы Оккама»: если простое объяснение является полным и исчерпывающим, то введение дополнительных рассуждений в анализ ничем не обоснованно. Иными словами, не следует «множить сущности» без необходимости.

Еще одной проблемой последних лет становится представление о том, что для применения статистического метода, разработанного в предположении многомерного нормального распределения признаков достаточно хотя бы унимодальности распределения признака (признаков). Проиллюстрируем неправомочность этого представления на примере манипуляций с характеристиками центральной тенденции асимметричного (унимодального!) распределения (рис.1). Такого рода распределения встречаются в практике антропологии достаточно часто. На графике хорошо видны



различия между модой, медианой и средней арифметической величиной в случае правосторонней асимметрии. Для лучшего понимания различий этих характеристик представим, что перед нами график распределения показателей доходов в некотором регионе. Очевидно, что существует некий нижний порог зарплаты, существует также наиболее часто встречающиеся уровни дохода (они описываются модой и в меньшей степени – медианой), но существует также и уходящая в бесконечность правая часть графика, которая описывает крайне редко встречающиеся крайне высокие доходы. Какой показатель в данном случае будет наиболее точно отражать основную массу получателей доходов – мода или средняя арифметическая величина? Ответ, на мой взгляд, очевиден.

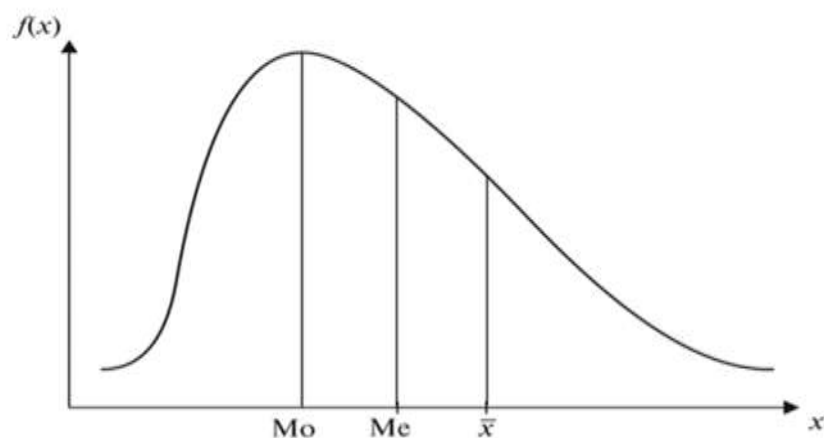


Рис. 1. Положение характеристик центральной тенденции в случае правосторонней асимметрии.

Будет ли средняя арифметическая величина в этой ситуации информативной? Отражает ли она реально существующую экономическую ситуацию в регионе? Другими словами – не получаем ли мы искаженное представление об уровне дохода населения, если в рассуждениях опираемся на среднюю арифметическую величину?

Когда речь идет о такой сущностной составляющей нашей жизни, как уровень дохода, различия между показателями центральной тенденции становятся очевидными. Но все те же рассуждения в полной мере применимы и в случае изучения других признаков, имеющих асимметричное распределение. Чем сильнее асимметрия кривой распределения, тем сильнее искажение результата в случае игнорирования факта такого распределения, поскольку в большинстве многомерных методов в качестве основного показателя используется именно средняя арифметическая величина.

Завершая это краткое описание проблем применения статистических методов, хочется процитировать диалог Алисы и Чеширского Кота из знаменитой сказки Льюиса Кэррола:

– *Куда мне идти? – спросила Алиса.*

– *Это во многом зависит от того, куда ты хочешь попасть, – глубокомысленно ответил Кот.*

– *Ну... Мне, в общем-то, все равно.*

– *В таком случае, все равно, куда идти. Куда-нибудь ты обязательно попадешь!*

Этот диалог очень хорошо иллюстрирует необходимость осмысленного выбора направления исследований и методов описания полученных данных.

### **Библиография**

*Дерябин В.Е.* Многомерная биометрия для антропологов. М., 1983. Изд. МГУ, 227 с.

*Дерябин В.Е.* Этническая антропология современных славянских народов Восточной Европы. Многомерное количественное изучение. М., 2001 (на обложке 2002). Деп. в ВИНТИ № 2714 – В2001. 256 с.

*Дерябин В.Е.* Биометрическая обработка антропологических данных с применением компьютерных программ. М., 2004. Деп. в ВИНТИ № 34 – В2004. 299 с.

*Дерябин В.Е.* Некоторые вопросы применения методик биометрического анализа антропологических данных. М., 2004а. Деп. в ВИНТИ № 753 – В2004. 293 с.

*Дерябин В.Е.* Краткий справочник по решению типовых задач биометрической обработки антропологических данных. М., 2005. Деп. в ВИНТИ № 1187 – В2005. 247 с.

*Кендалл М., Стюарт А.* Статистические выводы и связи. М., изд. Наука, 1973. 899 с.

*Конобеев Ю., Павлинчук В., Работнов Н., Турчин В.* Физики продолжают шутить М., 1968 изд. МИР. 151 с.

# Возрастные особенности полового диморфизма и определяющие их факторы: работоспособность метода Кульбака

Горбачева А.К.

МГУ имени М.В.Ломоносова, НИИ и Музей антропологии, Москва, Россия

Изучение полового диморфизма параметров телосложения имеет давнюю историю, в ходе которой постепенно эволюционировали методики его определения, начиная от простейшего вычисления разности средних величин признаков и методик подсчета индексов до сложных конструкций типа схемы однополого фантома У. Росса и Н. Уилсона [Ross, Wilson, 1974]. Более адекватным и биометрически обоснованным при изучении соотношений соматических признаков у двух полов является применение методов регрессии и дискриминантного анализа. В последнем случае методической основой подхода является разложение величины суммарных различий двух выборок, оцениваемых по комплексу признаков и измеряемых расстоянием Махаланобиса  $Dm^2$ , по направлениям вариации, соответствующим всем главным компонентам [Дерябин, 1983, 2008].

К сожалению, и эта методика не лишена недостатков, поскольку предполагает близкие значения средних квадратических отклонений в сравниваемых группах, тогда как хорошо известен факт наличия значительных различий внутригрупповых средних квадратических отклонений у мужчин и женщин по многим признакам.

Кроме того, исследование возрастной динамики любого признака встречается с подобной же проблемой - невозможностью оперировать неким единым для сколько-нибудь продолжительного интервала времени наблюдений уровнем среднего квадратического отклонения признака [цит. по Дерябин с соавт., 2006]. С аналогичными сложностями сталкивается исследователь и при изучении возрастной динамики межполовых соотношений признаков.

Один из возможных путей решения этой проблемы был предложен В.Е. Дерябиным и основан на использовании для измерения суммарной величины средних различий

признаков, измеренных в два момента времени, не расстояния Махаланобиса, а одного из его аналогов - так называемой дивергенции С. Кульбака [Кульбак, 1967]. При этом в одномерном варианте стандартизованная величина изменения морфологического признака за единицу времени будет представлена в виде:

$$D = \pm \left[ \frac{(X_1 - X_2)^2}{2 S_1^2} + \frac{(X_1 - X_2)^2}{2 S_2^2} \right]^{1/2},$$

где знак  $\pm$  принимает значение (+) при  $X_1 > X_2$  или (-) при  $X_1 < X_2$ . Значения  $D$ , найденные для разных признаков, окажутся неименованными величинами, выраженными в долях своих средних квадратических отклонений (в "сигмальной мере"), и поэтому будут полностью сопоставимыми для всех рассматриваемых размеров тела независимо от их единиц измерения, абсолютной величины и степени внутригрупповой вариабельности.

В случае для вычисления полового диморфизма формула Кульбака будет выглядеть следующим образом:

$$D = \pm \left[ \frac{(X_m - X_f)^2}{2 S_m^2} + \frac{(X_m - X_f)^2}{2 S_f^2} \right]^{1/2},$$

где  $X_m$ ,  $S_m$ ,  $X_f$  и  $S_f$  - значения средних арифметических величин и средних квадратических отклонений для мужского и женского пола соответственно. Знак  $\pm$  принимает значение (+) при  $X_m > X_f$  или (-) при  $X_m < X_f$ .

В качестве примера практического использования формулы Кульбака приведем работу по изучению динамики полового диморфизма по 23 признакам (масса тела, длина тела и ноги (высота позвоночно-остистой точки), диаметры плеч и таза, трансверзальный и сагиттальный груди; обхваты шеи, груди, талии, плеча, предплечья, запястья, бедра, голени, лодыжки, жировые складки под лопаткой, на трицепсе, бицепсе, груди, животе, бедре, голени), проведенную на серии материалов по дошкольникам, собранных поперечным методом в 1973-74 годах В.М. Кранс с сотрудниками на базе детских садов, яслей и роддомов Москвы по стандартной антропометрической программе. Общая численность обследованных составила более 3 тысяч человек, массив данных был оцифрован Т.К. Федотовой.

Предваряя полученные результаты, отметим, что для детей грудного и отчасти раннего возраста аукуологами и возрастными физиологами отмечается бурный рост, фактически самый интенсивный за всю историю постнатального онтогенеза [Безруких,

Сонькин с соавт., 2008]. От рождения до года утраивается масса тела и на 50 % и более увеличивается длина. На втором году жизни интенсивность роста снижается, уступая место процессам клеточных дифференцировок, и еще большее уменьшение темпов роста отмечается после 3 лет на фоне изменения пропорций тела.

По итогам данного обследования на возрастном интервале от рождения до 7 лет было выявлено постепенное уменьшение величины полового диморфизма размеров тела детей от грудного и раннего возрастов к возрасту первого детства. После рождения вплоть до возраста первого детства по большинству скелетно-мышечных размеров мальчики опережают девочек, на интервале от 3 до 7 лет различия недостоверны и величина показателя близка к нулю (0,2-0,3 сигмы). Например, от рождения примерно до двух с половиной лет длина тела мальчиков превышает таковую девочек, в некоторые месяцы различия, вычисленные по формуле Кульбака, составляют 0,9-1,2 нормированных сигмы. Однако за счет высоких темпов прироста и его неравномерности в некоторых возрастах девочки почти догоняют мальчиков по интенсивности прибавок длины тела, и величина полового диморфизма падает практически до нуля. В 2,5 года девочки обгоняют мальчиков в прибавках длины тела, величина полового диморфизма становится отрицательной уровня -0,8 нормированных сигмы, далее вплоть до 7 лет колеблется вокруг нулевых значений, не превышая 0,1-0,2 сигмы, указывая на одинаковые темпы роста детей обоего пола. Сходная картина наблюдается для динамики полового диморфизма по массе тела, ширине плеч. Различия по ширине таза меньше, чем по другим габаритным размерам. Значения показателей полового диморфизма для признаков, в первую очередь связанных с жиротложением (обхват бедра), и собственно для подкожного жиротложения (жировые складки) свидетельствуют о большем развитии жиротложения у девочек сравнительно с мальчиками от рождения до 7 лет. Так, динамика полового диморфизма жировой складки под лопаткой для большинства возрастных точек обнаруживает отрицательные значения сквозь интервал от 0 до 7 лет, то же самое – для остальных жировых складок.

Важно отметить, что на уровень полового диморфизма могут влиять такие факторы, как климато-географические особенности территории проживания, интенсивность антропогенной нагрузки и этническая специфика выборки. В частности, на синхронных вышеописанным материалам данных по казахским и киргизским детям (Казахстан (гг. Алма-Ата и Джамбул) и Киргизия (г. Фрунзе, села Талдысу и Боконбаевское)) 0-7 лет, также собранным под руководством Кранс, было показано более выраженное увеличение жировых складок у монголоидных девочек по сравнению со славянскими на интервале от рождения до 7 лет, причем к 7 годам эта тенденция проявлялась более отчетливо. Было отмечено также, что на интервале 3-7 для выборки киргизских детей в сравнении с казахскими и славянскими (московская выборка) чаще фиксируются отрицательные значения величины полового диморфизма скелетно-мышечных

размеров тела, свидетельствующие о несколько большей интенсивности ростовых процессов у девочек сравнительно с мальчиками. При сравнении новорожденных трех выборок были выявлены более высокие значения показателя полового диморфизма скелетно-мышечных размеров у московских детей. Более масштабная работа по оценке этно-территориального разнообразия величины полового диморфизма новорожденных по 4 размерам тела (длины и массы, обхватов головы и груди) была проведена на материалах 63 групп детей бывшего СССР 1970-х годов, включающих широкий спектр разнообразных в этническом плане выборок из различных климато-географических регионов (например: чукчи Чукотского национального округа, туркмены Чарджоу (Туркменская ССР), киргизы Нарына (Киргизская ССР), молдаване Кишинева (Молдавская ССР), литовцы Вильнюса (Литовская ССР), русские Воронежа, Москвы, Магадана и т.д.) [Федотова, Горбачева, 2015]. При этом для славянских групп новорожденных наименьшие территориальные вариации величины полового диморфизма были отмечены для массы тела. Для большинства выборок его величина колебалась в «коридоре» 0,1–0,4 расстояния Кульбака и различия между выборками в большинстве случаев можно считать недостоверными. Подобная же картина наблюдалась и для различных этнических групп, исключение составили казахи Алма-Аты и литовцы Вильнюса (значения показателя 0,8 и 0,55 соответственно) - новорожденные двух крупных экономических и промышленных центров. Собственно, основным выводом данного анализа явился тот, что минимальная изменчивость величины полового диморфизма среди размеров тела новорожденных принадлежит массе тела – основному показателю качества внутриутробного развития и основному объекту стабилизирующего отбора. Длина тела и обхваты головы и груди отличаются более высокими показателями полового диморфизма, которые, в целом, не связаны жестким образом ни с этническим, ни с экологическим в широком смысле факторами. В работе по детям 1 года жизни, проведенной на современных выборках грудников, провели сравнение величины полового диморфизма размеров тела детей, растущих в контрастных по уровню антропогенной нагрузки условиях - мегаполис Москва и город Московской области (Балашиха). Результаты позволили говорить о тенденции к увеличению межполовых различий по длине тела для выборки московских детей по сравнению с детьми Подмосковья.

Динамика полового диморфизма антропометрических признаков у детей школьного возраста – от 8 до 17 лет – была изучена на четырех сериях материалов, первую из которых составили материалы продольного исследования, проведенного в 1982 - 91 гг. Ю.А. Ямпольской, вторую - аналогичные данные 1960 - 69 гг., собранные В.Г. Властовским, Ю.А. Ямпольской и В.Г. Ужви, третью - результаты продольно-поперечного наблюдения, выполненного Н.Н. Миклашевской, В.С. Соловьевой и Е.З. Годиной в 1968 – 72 гг., четвертую - данные поперечного обследования, проведенного в 1996 - 99 гг. под руководством Е.З. Годиной.

Было показано, что для длины и массы тела, продольных размеров туловища и нижней конечности, ширины плеч и таза возрастная динамика нормированного уровня половых различий в рассматриваемых сериях может быть приблизительно описана параболой 4-го порядка с тремя точками перегиба соответствующих линий динамики. Первая из них наблюдается в конце второго детства у мальчиков и в начале пубертаса у девочек, когда начинается процесс ускоренного развития женского пола, приводящий к изменению направления половых различий. Второй момент перегиба динамики половых различий наблюдается в первой половине подросткового периода, когда ростовые процессы у мальчиков оказываются более интенсивными, что приводит к началу устранения эффекта "первого перекреста" ростовых кривых размеров тела и к быстрому формированию дефинитивной величины полового диморфизма. Наконец, третья точка перегиба характерна для начала юношеского периода, когда скорость увеличения половых различий рассматриваемых признаков начинает уменьшаться. При этом для большей части периода второго детства межполовые различия перечисленных признаков характеризуются величиной 0,1-0,3 внутригруппового отклонения, в это время мальчики чаще характеризуются большими значениями этих размеров тела. Затем в конце второго детства и начале подросткового периода обнаруживается закономерное увеличение половых различий с несколько более высокими значениями признаков у девочек (показатель Кульбака колеблется от -0,3 - -0,6 до -0,8 - -1,0 "сигмы"); максимальной выраженности этот эффект достигает в возрасте 12 - 13 лет.

В конце подросткового периода и в юношеском возрасте вследствие вхождения основной массы мальчиков в процессы ускоренного роста и развития, нормированный уровень полового диморфизма меняет свой знак и очень быстро достигает близкого к дефинитивным величинам, характерным для взрослых, уровня 1 - 2 внутригрупповых "сигм" с гораздо большими значениями признаков у юношей. Лишь для ширины таза нормированные половые различия в возрасте 16 - 17 лет оказываются незначительными, что хорошо соответствует ожидаемому.

Аналогичная возрастная динамика полового диморфизма характерна для обхвата и диаметров груди, отличаясь только слабой выраженностью эффекта большей величины уровня этих признаков у девочек в начале пубертатного периода.

Для жировых складок характерна совсем иная возрастная динамика половых различий. Здесь в течение второго детства и в начале подросткового периода наблюдается большее развитие этих признаков у девочек с общим нормированным уровнем различий в 0,2 – 1,0. Затем, начиная примерно с возраста 12 лет, вследствие усиления развития жирового компонента у девочек уровень полового диморфизма закономерно увеличивается, достигая к 16 - 17 годам величин в основном 0,8 – 2,2 внутригрупповых средних квадратических отклонений, что оказывается близким к дефинитивным уровням этих признаков у взрослых [Дерябин, 2003].

В данной работе было проведено также изучение межпоколенной динамики ПД по разным признакам. Для большинства размеров тела не наблюдалось какой-либо временной динамики уровня половых различий у московских детей и подростков на протяжении 1960х-1990х годов. Однако это касалось не всех рассматриваемых признаков. Так, линия динамики полового диморфизма по ширине таза для выборки 1990-х практически колеблется вокруг нулевой отметки, и для возрастов 8-10 и 14-17 лет имеет даже положительные значения, что, скорее всего, является следствием объективно существующей тенденции эпохального сужения поперечных размеров таза, отмечаемой в последние десятилетия у девочек и девушек в разных регионах России [цит. по Федотова, 2014]. Также обращает на себя внимание большая величина половых различий по уровню подкожного жираотложения у детей 1970-х сравнительно с прочими годами обследования. Для возрастного интервала 12-17 лет линии половых различий по величине жировых складок под лопаткой, на трицепсе и животе имеют достоверно более высокие отрицательные значения, сравнительно с уровнями других годов, т.е. в этой выборке девочки пубертатного и постпубертатного возраста существенно больше обгоняют ровесников мальчиков по жираотложению. Это сказывается и на половом диморфизме по массе тела: в выборке 1970-х девочки 13-14 лет значительно опережают мальчиков по величине размера, в то время как в других выборках величина половых различий в этом возрасте колеблется около нулевых значений.

Таким образом, формула Кульбака является достаточно надежным инструментом, применимым, в частности, к исследованиям возрастной динамики полового диморфизма размеров тела, не только позволяющим выразить в единой «сигмальной мере» результаты измерений различных морфологических признаков, полученных для разных половозрастных групп, но и оценить межпоколенную динамику показателя, и выявить значимость влияния на ростовые процессы климато-географических, этнических и антропогенных факторов.

## **Библиография**

*Безруких М.М., Сонькин В.Д., Фарбер Д.А.* Возрастная физиология (физиология развития ребенка): учеб.пособие для студ. высш. учеб. заведений. 3-е изд. М.: Изд.центр «Академия», 2008 416 с.

*Дерябин В.Е.* Многомерная биометрия для антропологов. М.: Изд-во Моск.ун-та, 1983. 227 с.

*Дерябин В.Е.* Морфологическая типология телосложения мужчин и женщин. М., 2003. Деп. в ВИНТИ № 9-В2003. 290 с.



*Дерябин В.Е., Федотова Т.К., Ямпольская Ю.А.* Устойчивость морфологической структуры внутригрупповой изменчивости детей школьного возраста. М., 2006. Деп. в ВИНТИ, № 50-В2006. 303 с.

*Дерябин В.Е.* Курс лекций по многомерной биометрии для антропологов. М., Биологический факультет МГУ, 2008. 332 с.

*Кульбак С.* Теория информации и статистики. М.: Наука, 1967. 363 с.

*Федотова Т.К., Горбачева А.К.* Этно-территориальное и временное разнообразие полового диморфизма размеров тела у новорожденных // Вестник Московского университета. Серия 23: Антропология, 2015. № 4. с. 34-41

*Федотова Т.К.* Динамика величины полового диморфизма соматических показателей у детей 8-17 лет // Вестник Московского университета. Серия 23: Антропология, 2014. № 4. с. 42-50

*Ross W.D., Wilson N.C.* A strategem for proportional growth assessment // Acta Paediatrica Belgica, 1974, Supplement, 28, pp. 169-182

# Факторный анализ как метод изучения адаптированности популяций современного человека

Гудкова Л.К.

МГУ имени М.В.Ломоносова, НИИ и Музей антропологии, Москва, Россия

По вопросам применения факторного анализа при изучении внутригрупповой изменчивости комплекса признаков имеется достаточное количество публикаций. Однако для антропологов наибольший интерес представляют биометрические работы нашего коллеги Василия Евгеньевича Дерябина - прекрасного ученого, неоправданно рано ушедшего из жизни.

В книге «Многомерная биометрия для антропологов» В.Е. Дерябин даёт краткое и исчерпывающее определение сути факторного метода, в результате применения которого происходит группировка признаков, отражающая реальные закономерности их коррелированности, обусловленные действиями общих причин [Дерябин, 1983]. Поэтому использование факторного анализа в физиологической (экологической) антропологии при изучении адаптированности популяций может способствовать причинному объяснению наблюдаемых явлений.

Факторный метод был впервые применен мною при системном изучении физиологического гомеостаза популяций [Гудкова, 2000; 2008]. В таблице приведены результаты анализа уровней физиологических показателей крови у мужчин. К сожалению, установленный регламент не позволяет представить таблицу с данными, полученными при анализе женских выборок, тем не менее, в тексте они будут обсуждаться. В группу, условно названную «Умеренная зона», вошли хакасы, камчадалы и мигранты, проживающие в относительно комфортных средовых условиях (N=286). В группу «Аридная зона» включены каракалпаки и туркмены, обитающие в среде с обратимыми климатическими изменениями (N=186). Они обследованы в жаркое время года, неблагоприятное для организма человека. В группу «Арктическая зона» вошли эскимосы и береговые чукчи, находящиеся в экстремальных экологических условиях, вызывающих постоянный физиологический стресс (N=138). Выделено четыре фактора, которые описывают около 80% изменчивости, что является

достаточным для трактовки закономерностей корреляции признаков [Дерябин, 1983; Ким, Мьюллер, 1989].

**Таблица. Результаты факторного анализа уровней физиологических показателей крови у мужчин**

Признаки	Ф а к т о р ы			
	1	2	3	4
<b>Умеренная зона</b>				
Гемоглобин	-0,030	0,301	<b>0,874</b>	0,279
Альбумин	<b>-0,756</b>	0,315	0,254	-0,040
Глобулины: $\alpha_1$	<b>0,682</b>	0,047	0,258	-0,176
$\alpha_2$	<b>0,616</b>	0,157	0,177	-0,524
$\beta$	<b>0,542</b>	<b>0,555</b>	-0,235	0,177
$\gamma$	<b>0,503</b>	0,137	-0,202	<b>0,696</b>
Холестерин	-0,086	<b>0,876</b>	-0,250	-0,183
Собственное число	2,036	1,275	1,068	0,922
Объясняемая доля дисперсии, %	29,1	18,2	15,3	13,2
Суммарная изменчивость		75,8		
<b>Аридная зона</b>				
Гемоглобин	0,464	0,214	<b>0,754</b>	-0,014
Альбумин	<b>0,772</b>	0,245	0,128	-0,258
Глобулины: $\alpha_1$	-0,482	-0,327	-0,402	-0,235
$\alpha_2$	<b>-0,613</b>	0,107	-0,453	-0,301
$\beta$	-0,435	<b>0,724</b>	-0,284	0,381
$\gamma$	<b>-0,510</b>	0,375	0,069	<b>0,812</b>
Холестерин	0,174	<b>0,725</b>	0,277	-0,154
Собственное число	1,901	1,414	1,005	0,920
Объясняемая доля дисперсии, %	27,2	20,2	14,4	13,1
Суммарная изменчивость		74,9		
<b>Арктическая зона</b>				
Гемоглобин	-0,257	<b>0,624</b>	<b>-0,605</b>	0,360
Альбумин	<b>-0,652</b>	<b>-0,629</b>	-0,031	0,090
Глобулины: $\alpha_1$	<b>0,667</b>	0,015	-0,495	-0,483
$\alpha_2$	<b>0,790</b>	-0,317	0,084	-0,057
$\beta$	<b>0,791</b>	-0,051	-0,096	0,271
$\gamma$	<b>0,606</b>	0,471	0,419	0,274
Холестерин	0,345	<b>-0,735</b>	-0,257	0,399
Собственное число	2,672	1,651	0,870	0,683
Объясняемая доля дисперсии, %	38,2	23,6	12,4	9,8
Суммарная изменчивость		84,0		

Первый фактор связан с белковой составляющей физиологического статуса популяций: наибольшие веса имеют уровни альбумина и глобулинов. Белки играют первостепенную роль в жизнедеятельности организмов, выполняя многочисленные функции в их строении, развитии и обмене веществ. Широкий спектр биологического действия альбумина (основной резервный белок, источник аминокислот, регулятор объема плазмы и равновесия тканевых жидкостей, акцептор жирных кислот,

переносчик витаминов, гормонов, микроэлементов и т.д.) и глобулинов (определяют иммунные свойства организма, образуют комплексы с углеводами и липидами, переносят железо, медь, регулируют гемопозз и т.д.) ставит их на высший иерархический уровень не только в отношении отдельного организма, но и, как показали результаты проделанного анализа, при обсуждении физиологической структуры популяций. Интегративная сущность первого фактора допускает некоторую вариабельность факторного решения в различных группах. Так, если в мужской выборке хакасов, камчадалов и мигрантов нагрузки уровней сывороточных протеинов распределяются по принципу их электрофоретической подвижности (логичный вариант), то в других выборках основная схема варьируется.

У населения аридной зоны (особенно у женщин), обследованного в некомфортный сезон, корреляция фактора с содержанием альбумина существенно выше корреляций с уровнями глобулинов. Можно предположить, что таким способом выделен признак, который играет важную роль в приспособлении к экстремальным условиям аридной зоны. Следует отметить, что в выборке туркмен и каракалпаков концентрация гемоглобина в крови, также меняющаяся в зависимости от высокой температуры окружающей среды, имеет бóльшую нагрузку, чем в других выборках. Аналогичным образом можно трактовать связь первого фактора с сочетанием показателей гуморального иммунитета ( $\gamma$ - и частично  $\beta$ - глобулинов) в выборке женщин аридной зоны: сравнительно большие веса уровней  $\beta$ - и  $\gamma$ - глобулинов могут быть обусловлены экологическими причинами. Под влиянием высокой температуры окружающей среды снижается иммунная реактивность, что особенно неблагоприятно для женщин репродуктивного возраста.

В выборке коренного населения Чукотки довольно велика корреляция первого фактора с показателем белкового обмена - уровнем альбумина, но теснота связи с фактором не максимальна в ряду протеиновых уровней. Самые высокие коэффициенты фактора относятся к признакам, которые занимают ключевое положение в транспорте и метаболизме липидов и углеводов ( $\alpha$ - и  $\beta$ - глобулины составляют с липидами и углеводами липо- и гликопротеидные комплексы). Возможно, что такое смещение акцентов в факторной матрице обусловлено экологическими причинами. Образ жизни аборигенов Севера, заметно изменившийся в последние десятилетия, вызвал существенные перемены в их питании: переход от обычной белковой диеты к рациону, содержащему большое количество углеводов и насыщенных жиров. Полифункциональность обсуждаемых признаков не допускает однозначной трактовки их изменчивости. Поэтому большой вес уровня  $\alpha_2$ -глобулинов в сочетании со значительной в межгрупповом масштабе связью фактора с концентрацией  $\gamma$ -глобулинов у мужчин может выражать, например, действие еще одного средового компонента - туберкулезной инфекции. Вообще высокая нагрузка на содержание  $\gamma$ -глобулинов (особенно в сочетании с наибольшим в факторной матрице весом уровня

$\beta$ -глобулинов) свидетельствует о напряжении, которое испытывает иммунная система коренного населения Чукотки в экстремальных средовых условиях.

Во втором факторе во всех выборках самые высокие нагрузки имеет уровень холестерина. Холестерин, важнейший стерин животных, вместе с производными относится к незаменимым компонентам тела человека. В большей части матриц нагрузки фактора на уровень холестерина сочетаются с высокими нагрузками на уровень  $\beta$ -глобулинов, которые переносят липопротеиды (ЛПНП) с основной массой имеющегося в сыворотке крови метаболически активного холестерина. Липопротеиды, будучи своеобразными «контейнерами» холестерина, входят также и в  $\alpha$ -глобулиновые фракции. В липопротеидах присутствует и альбумин, образующий комплексы со свободными жирными кислотами и другими жирорастворимыми веществами в крови. В соответствии с изложенным понятны комбинации холестерин -  $\alpha_1$ -глобулины (женщины аридной зоны) и холестерин - альбумин (мужчины арктической зоны).

Таким образом, второй фактор описывает соизменчивость показателей липидного обмена. На вариабельность уровней липидов крови в первую очередь оказывают влияние питание и степень физической активности. Диета богатая холестерином в сочетании с насыщенными жирами повышает уровень холестерина и соответственно уровни ЛПНП и  $\beta$ -глобулинов в сыворотке крови. Увеличение концентрации сывороточного холестерина вызывает также комбинация высокого содержания жиров с углеводами.

Поэтому можно прийти к выводу, что выявленная вторым фактором соизменчивость липидных характеристик физиологического статуса обследованных популяций, обусловлена их образом жизни и в первую очередь питанием и физической активностью.

Сходство структур второго фактора в анализируемых выборках позволяет предположить у них сбалансированность процессов обмена веществ на популяционном уровне. Отклонение факторного решения, полученного в выборке туркменских и каракалпакских женщин (нагрузка на уровень  $\alpha_1$ -глобулинов в комплексе с холестерином), может отражать традиционные различия в питании мужчин и женщин Средней Азии – большую долю углеводов в рационе женщин в отличие от богатой насыщенными жирами пищи мужчин. Существенно изменена структура второго фактора в выборке мужчин арктической зоны: высокая нагрузка фактора на уровень холестерина сочетается с большими весами уровней альбумина и гемоглобина. Одна из биологических функций альбумина (акцептор жирных кислот) может частично объяснить комплекс «холестерин–альбумин» увеличением количества насыщенных жиров в привычном питании аборигенов Чукотки. Но, с другой стороны, можно думать, что связь второго фактора с уровнем альбумина (при наличии высокой нагрузки первого фактора на этот признак) все еще отражает традиционное белковое

питание береговых чукчей и эскимосов. Не исключено также, что корреляция второго фактора с содержанием альбумина в комбинации с большим весом уровня гемоглобина (как показателя энергетических процессов) предполагает значительную мышечную активность мужской части коренного населения Севера. Кроме того, противоположно направленная связь второго фактора с уровнем гемоглобина может опосредованно свидетельствовать о нарушении физиологического гомеостаза популяций, конкретнее, о повышенных потребностях организма эскимосов и береговых чукчей в кислороде, необходимом для окисления непривычно избыточного количества углеводов и жиров, поступающих с пищей. Эту точку зрения подтверждает и перемещение высокой нагрузки на уровень  $\beta$ -глобулинов из второго фактора в первый, где она оказывается максимальной не только в ряду факторных корреляций, но и при межгрупповом сравнении.

Третий фактор во всех выборках, за исключением одной (женщины умеренной зоны), связан с одним признаком - уровнем гемоглобина. Основная функция гемоглобина - перенос дыхательных газов - определяет его важнейшую роль в обменных процессах. Гемоглобин поставляет тканям кислород, который используется для выработки энергии. Следовательно, можно полагать, что большая нагрузка третьего фактора на уровень гемоглобина отражает энергетические процессы, которые обеспечивают химические превращения в организме. На вариабельность уровня этого физиологического показателя влияет физическая активность, так как во время и после напряженной мышечной работы значительно возрастает потребление организмом кислорода.

Таким образом, третий фактор можно рассматривать в качестве фактора, представляющего как интенсивность обменных процессов на популяционном уровне, так и степень физической активности обследуемых популяций. Однако многофункциональность физиологических признаков предполагает еще одну трактовку полученных результатов. В выборке женщин аридной зоны третий фактор описывает сочетание двух переменных: уровней гемоглобина и  $\alpha_2$ -глобулинов. Выделенные признаки могут отражать два разнонаправленных вектора изменчивости уровня гемоглобина в группе туркменских и каракалпакских женщин. Дело в том, что в популяциях аридной зоны под воздействием высокой внешней температуры средняя величина гемоглобина повышается, а с другой стороны у многих среднеазиатских женщин репродуктивного возраста вследствие многочисленных родов концентрация гемоглобина в крови снижается. Анемии обычно сопровождаются уменьшением количества  $\alpha_2$ -глобулинов, так как их главный компонент гаптоглобин образует комплексы с гемоглобином, не допуская тем самым потери организмом железа [Вапцаров и др., 1978]. Видимо, в данном случае корреляция третьего фактора с уровнями гемоглобина и  $\alpha_2$ -глобулинов отобразила физиологическую специфику женского организма в экологических условиях аридной зоны.

Самые высокие, но не систематические нагрузки в четвертом факторе приходятся на уровень  $\gamma$ -глобулинов. У мужчин арктической зоны и у женщин аридной зоны уровень  $\gamma$ -глобулинов оказался скоррелированным с первым фактором, что может свидетельствовать о весьма значительной роли иммунной системы в поддержании физиологического гомеостаза популяций, обитающих в экстремальных экологических условиях.

Итак, выделено четыре фактора, которые описывают системную соизменчивость физиологических переменных. Она определяется целым рядом внутренних и внешних процессов, протекающих на молекулярном, организменном и популяционном уровнях, от чего зависит физиологический гомеостаз популяций. Факторы можно идентифицировать следующим образом: первый - фактор интегративной регуляции, второй - фактор питания, третий - энергетики, четвертый - иммунитета. Несмотря на безусловное сходство факторных матриц, обнаружено нарушение факторной структуры переменных, характеризующих физиологический статус популяций, обитающих в экстремальных экологических условиях (обратимых и постоянно действующих). Содержание факторных матриц коренного населения аридной зоны свидетельствует об адаптивном напряжении их физиологического гомеостаза в жаркое время года. Аналогичным образом особенности факторной структуры физиологического статуса популяций эскимосов и береговых чукчей отражают их дезадаптированность, вызванную изменившимся образом жизни. Таким образом, в физиологической (экологической) антропологии применение факторного анализа для изучения адаптированности популяций современного человека в соединении с логическим осмыслением и причинным объяснением оказалось чрезвычайно информативным.

## **Библиография**

*Вапцаров И., Иомтов М., Сафов С. и др.* Диспротоинемии. София: Медицина и физкультура. 1978. 336 с.

*Гудкова Л.К.* Опыт использования факторного анализа в популяционной физиологии человека // Вопросы антропологии. 2000. Вып. 90. С. 115-126.

*Гудкова Л.К.* Популяционная физиология человека. М.: ЛКИ, 2008. 316 с.

*Дерябин В.Е.* Многомерная биометрия для антропологов. М.: Издательство Московского университета, 1983. 227 с.

*Ким Дж., Мьюллер Ч.* Факторный анализ: статистические методы и практические вопросы // Факторный, дискриминантный и кластерный анализ. М.: Финансы и статистика, 1989. С. 5-77.

# Межгрупповые расстояния на основе индивидуальных данных: чем можно дополнить расстояния Махаланобиса?

Евтеев А.А.

МГУ имени М.В.Ломоносова, НИИ и Музей антропологии, Москва, Россия

Расстояние Махаланобиса является наиболее популярной и наиболее теоретически обоснованной мерой межгруппового расстояния, применяемой в физической антропологии, особенно в краниологии, обладающей целым рядом достоинств [см. Дерябин, 2008]. Это расстояние считается многомерным аналогом евклидова расстояния или, по-другому, расстоянием между центроидами многомерных эллипсоидов, образованными распределениями индивидов выборок в многомерном пространстве. Оптимальными свойствами расстояние Махаланобиса обладает в том случае, если распределение индивидуальных наблюдений вокруг центроида близко к сферической форме [Дерябин, 2008]. Такое, однако, на практике наблюдается далеко не всегда. Распределение индивидуальных наблюдений при анализе конкретных выборок может иметь самую различную форму, также оно может быть достаточно однородным, а может – «разорванным» на несколько частей в случае морфологической гетерогенности группы. Еще одна вполне типичная ситуация – близость центроидов двух выборок, но отличия в масштабе изменчивости между ними: эллипс одной выборки значительно обширнее другого [напр. Евтеев, Двуреченский, 2017, рис. 1]. Можно ли такие выборки считать сходными, даже с учетом близости их центральных точек? Все это отражает чрезвычайно высокую роль индивидуальной изменчивости в формировании межгрупповой изменчивости у современных людей [см. обзор там же].

Итак, весьма важной и интересной задачей является разработка такой меры межгруппового расстояния, которая бы принимала во внимание не только расстояние между центроидами выборок, но и, хотя бы отчасти, их индивидуальные распределения.



Один из возможных способов достижения этой цели – использование средних попарных расстояний между всеми индивидами двух сравниваемых выборок, например расстояний евклидовых. Это расстояние также может быть многомерным, однако возникает проблема скоррелированности признаков, которая может быть решена с помощью перехода от исходных признаков к главным компонентам.

В данной работе сравниваются результаты использования расстояния Махаланобиса и среднего попарного евклидова расстояния (далее – СПЕР) на двух примерах, теоретическом и реальном.

*Пример первый (теоретический).* В пространстве двух произвольных осей распределены модельные выборки разных конфигураций (рис. 1а): *выборка 1* – выборка большого объема, с высокой морфологической изменчивостью, сравнительно равномерным распределением; *выборка 2* – сравнительно компактная, однако распределенная в форме полумесяца; *выборка 3* – небольшая и компактная, занимающая часть распределения предыдущей выборки; *выборка 4* – небольшая и компактная, распределение близко к выборке 2, но практически с ним не пересекается; *выборка 5* – во всех отношениях близка к предыдущей; *выборка 6* – удалена от выборок 2-5, но вписывается в масштаб изменчивости выборки 1. Крупными значками показаны центральные точки всех выборок.

На графике многомерного шкалирования расстояний Махаланобиса (рис. 1б) можно видеть, что картина расположения выборок в значительной мере повторяет расположение их центроидов (рис. 1а), и только его. Так, выборки 2, 4 и 5 ближе друг к другу, чем к выборке 6, что вряд ли может вызывать сомнения. Однако другие результаты не столь безупречно логичны. Выборка 4 одинаково удалена от выборок 2 и 5, хотя ее большее сходство с последней совершенно очевидно: их распределения лишь немного расходятся, тогда как с выборкой 2 они почти не пересекаются. Далее, выборки 4 и 5 близки к выборке 2, а выборка 3 от нее удалена. Но распределение последней полностью вписывается в распределение выборки 2, хотя занимает лишь его часть, тогда как распределения выборок 4 и 5 с одной стороны и 2 с другой – почти не пересекаются, т.е. процент сходных «индивидов» в них минимален. Выборка 3 оказывается своеобразной, и сильно удалена от выборок 4 и 5, выборка 1 к ним ближе. Однако верно ли такое расположение, если принять во внимание распределение индивидуальных наблюдений? Последние сравнительно близки в корреляционном поле для выборок 3, 4 и 5, тогда как выборка 1 выглядит на их фоне крайне своеобразно. И это своеобразие, заключающееся в чрезвычайно большом размахе изменчивости, никак не отражается на графике расстояний Махаланобиса, где выборка 1 занимает некое средне-нейтральное положение.

На графике СПЕР (рис. 1в) некоторые из этих противоречий разрешаются. Выборки 4 и 5 чрезвычайно близки и хорошо отличимы от выборки 2, выборка 3 занимает

своеобразное положение, но уже не выглядит таким откровенным «выбросом», как при анализе расстояний Махаланобиса. Интересно изменение положения выборки 1 – она перестает быть промежуточной и резко противопоставляется другим выборкам. На мой взгляд, второе лучше отражает особенности этой выборки: чрезвычайно большой размах изменчивости и наличие значительного числа наблюдений, выходящих за пределы вариации всех без исключения других выборок.

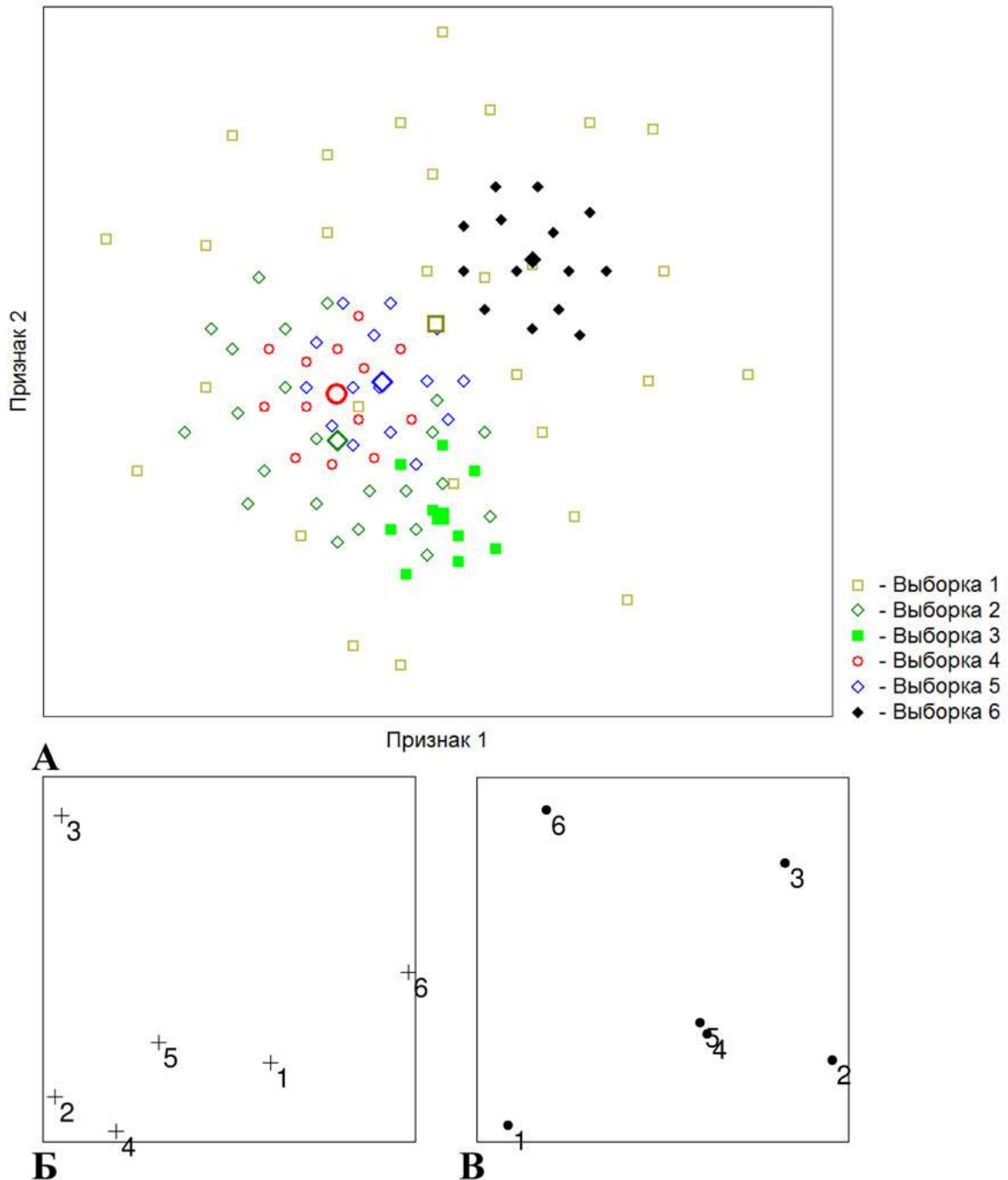


Рис.1. Модель выборок с разными типами внутригрупповых распределений.

СПЕР между наблюдениями одной выборки также дает представление о ее внутригрупповой изменчивости и дополняет результаты межгруппового сопоставления. Для выборки 1 этот показатель составляет 5,4, для выборки 2 – вдвое меньше, 2,72, в остальных выборках он колеблется между 1,3 и 1,6.

Корреляция между матрицами расстояний Махаланобиса и СПЕР в этом примере составляет 0,64 ( $p=0,012$ ).

*Пример второй (практический).* На рис. 2а представлено распределение четырех групп близкого к современности русского населения, а также выборки саамов Кольского полуострова [Хартанович, 1980], в пространстве первых двух мировых главных компонент [подробности этого анализа и описание самого метода мировых ГК см. - Евтеев, Двуреченский, 2017; <https://sites.google.com/site/worldpca/>]. Крупные значки, как и на рис. 1а, обозначают центральные точки всех выборок, также на нем можно видеть эллипсы, охватывающие 90% реального разброса наблюдений. Поскольку, как это всегда бывает с явлениями реальной жизни по сравнению с моделью, картина не так наглядна, как в предыдущем примере, дадим ее краткое описание. Выборка из Козина демонстрирует наибольший размах изменчивости, не только включая в него три остальные русские серии, но и выходя за пределы их вариации. Выборки Никольского и Себежа сходны, но разброс индивидуальных значений в последней несколько больше. Серия из Старой Ладogi противопоставляется двум предыдущим (низкие значения ГК2), особенно Никольскому.

Расстояния Махаланобиса (рис. 2б) были подсчитаны на основе значений двух ГК, представленных на графике. Можно видеть, что картина, как и в первом примере, в значительной мере напоминает взаимное расположение центральных точек распределений (рис. 2а). Выборка из Ладogi так же удалена от других русских групп, как и выборка саамов. Если в отношении Никольского и Себежа это выглядит закономерным, то менее понятны резкие отличия от Козина. Сама выборка из Козина выглядит сходной с сериями Никольского и Себежа, с чем достаточно сложно согласиться.

На графике СПЕР близость выборок из Себежа и Никольского подтверждается, как и своеобразие Старой Ладogi. Действительно, индивидуальные наблюдения Ладogi очень мало попадают в область разброса других групп – за исключением Козина, но в рамках распределения последнего индивида из Ладogi занимают очень небольшой участок. На этом графике саамы сближаются с сериями из Себежа и Никольского. Это можно объяснить тем, что центрoид саамской выборки смещен (в область малых значений ГК1 и больших – ГК2) благодаря в ней нескольким выделяющимся индивидам, однако в целом большинство ее наблюдений попадают в распределение двух русских групп. Наконец, резко проявляется своеобразие выборки из Козина, которое, однако, по своему смыслу отличается от своеобразия Ладogi.

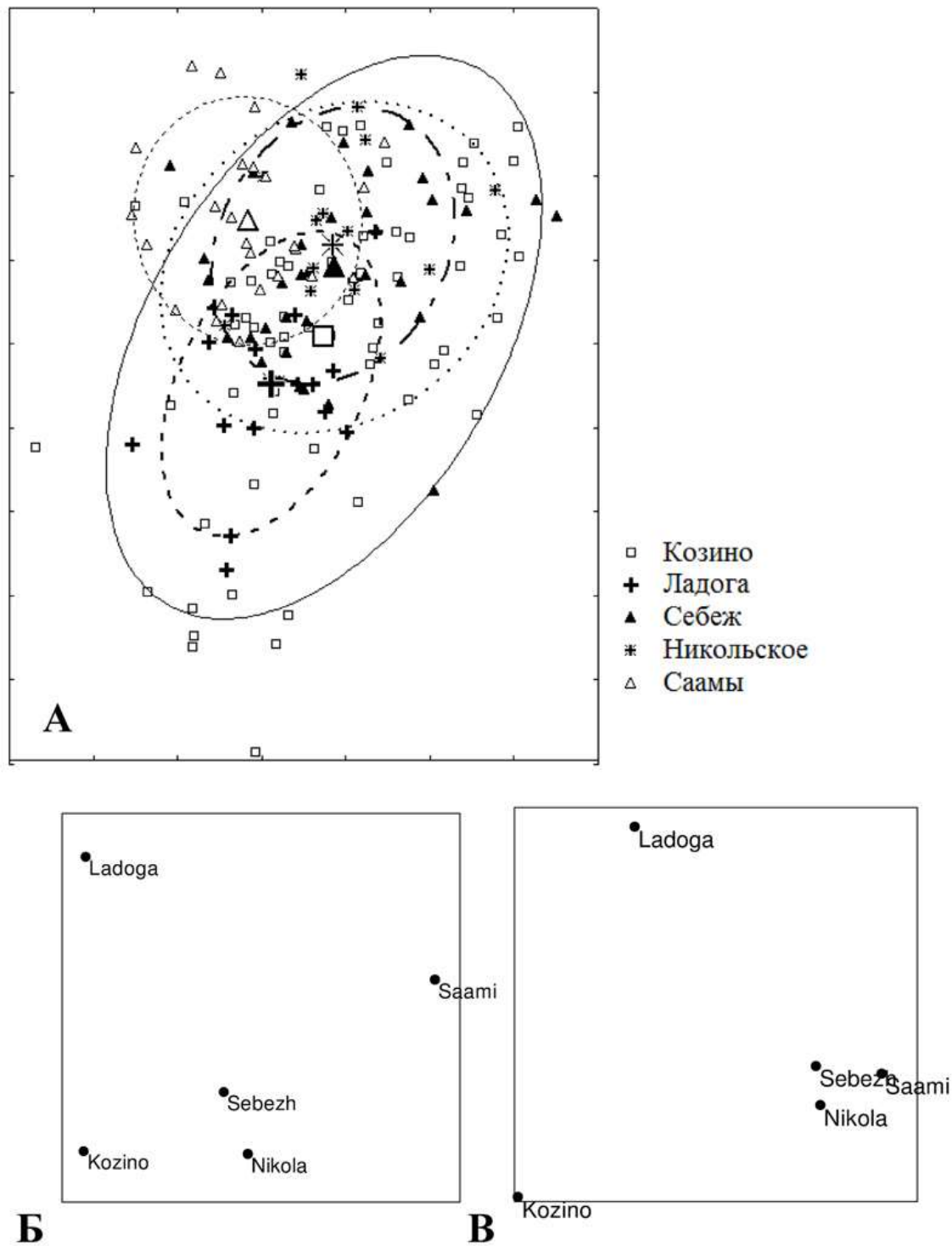


Рис. 2. Распределение выборок русских и саамов в пространстве первых двух мировых главных компонент.

Внутригрупповые СПЕР составляют 2,67 для Козина, 1,62, 1,88 и 1,66 для Ладоги, Себежа и Никольского, соответственно, и 1,51 – для наиболее компактной выборки саамов.

Корреляция между матрицами расстояний Махаланобиса и СПЕР в этом примере составляет 0,42 ( $p=0,22$ ).

### **Заключение**

Предлагаемый в данной публикации метод межгруппового сопоставления является не альтернативой, а, скорее, дополнением другим методам. Так, сходство выборок 4 и 5 в первом примере, и серий Себежа и Никольского – во втором, прослеживается при применении обоих методов, а внутригрупповой разброс в них невелик. Налицо полное сходство выборок которое, учитывая их сравнительную гомогенность, вряд ли случайно.

Специфика выборок с очень высокой изменчивостью – выборки 1 и Козино – проявляется лишь на графиках СПЕР, тогда как с точки зрения расстояния Махаланобиса они не выделяются. Внутригрупповой СПЕР указывает на причину их своеобразия – высокую морфологическую гетерогенность. Рассмотрение расстояний Махаланобиса, однако, показывает, что их распределение, как бы обширно оно не было, лежит не в стороне от распределений других выборок, а включает их.

Отличия выборок 4 и 6, или Никольского и Ладого, проявляется при обоих методах сопоставления, а внутригрупповая изменчивость в них мала. В данном случае можно говорить о «типологических» отличиях выборок, разброс наблюдений которых практически не перекрывается.

Интересно положение саамской серии, которая сильнее отличается от русских выборок «в среднем», нежели по рисунку индивидуальной изменчивости. Возможно, таким образом удастся оценить смещение центроида благодаря наличию нескольких немногочисленных, но «влиятельных» наблюдений.

Представляется, что использование расстояний Махаланобиса и СПЕР (внутригрупповых и межгрупповых) может весьма удачно дополнять друг друга, описывая разные аспекты изменчивости.

### **Библиография**

*Дерябин В.Е.* Курс лекций по многомерной биометрии для антропологов. М.: МГУ, 2008. 332 с.

*Евтеев А.А., Двуреченский О.В.* Краниологическая изменчивость русского сельского населения XVI–XIX веков в координатах «мировых» главных компонент // Археология, этнография и антропология Евразии. Том 45, № 4, 2017. С. 143-150

*Хартанович В.И.* Новые материалы к краниологии саамов Кольского п-ова // Исследования по палеоантропологии и краниологии СССР (Сб. МАЭ, Т. 36). Л., Наука. 1980. С. 35–47.

# Статистические методы оценки наличия временного тренда в морфологических исследованиях

Зими́на С.Н.

Кафедра антропологии, биологический факультет МГУ имени М.В. Ломоносова, Москва, Россия

## Введение

Одной из ключевых задач антропологических исследований является определение связи величины изменений различных признаков со временем. При этом перед исследователем встает задача определить, существует ли временной тренд определённого признака, и насколько он силен. В данной работе осуществлена попытка анализа существующих методов оценки временного тренда количественных признаков.

Для определения связи признаков с возрастом применяются расчеты различных коэффициентов корреляции [Дерябин, 2007; Zar, 2010; Dodge, 2008]. В отечественной литературе наиболее распространен вариант расчета традиционного коэффициента корреляции ( $r$ ), который в англоязычных источниках часто называется «Коэффициент корреляции Пирсона»:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \hat{x}) * (y_i - \hat{y})}{S_x * S_y}, \text{ где } S - \text{среднеквадратическое отклонение (СКО)}$$

признака,  $N$  – численность группы,  $x$  – исследуемый признак,  $y$  – возраст. Расчет  $r$  происходит в рамках регрессионного анализа и напрямую связан с прямолинейным уравнением регрессии.

Альтернативным вариантом показателя связи могут служить непараметрические критерии, такие как Коэффициент ранговой сопряженности Спирмена ( $\rho$ ) и Коэффициент конкордации Кендалла ( $\tau$ ) [Dodge, 2008].

$$\rho = 1 - \frac{6 * \sum_{i=1}^N d_i^2}{N * (N - 1)}, \text{ где } d_i = \text{Ранг}(X_i) - \text{Ранг}(Y_i) \text{ для каждого измерения.}$$

$$\tau = \frac{2 * (P - Q)}{N * (N - 1)}, \text{ где } P - \text{суммарное число наблюдений, следующих за}$$

текущими наблюдениями с большим значением рангов  $Y$ ,  $Q$  - суммарное число наблюдений, следующих за текущими наблюдениями с меньшим значением рангов  $Y$ .

Коэффициент Кендалла тесно связан с коэффициентом Спирмена, и, зачастую, в современной зарубежной литературе используется именно ранговый коэффициент корреляции Спирмена.

Этот показатель по своим свойствам очень схож с традиционным коэффициентом корреляции ( $r$ ). Он варьирует от -1 до 1, при этом 1 – максимальная положительная связь признаков, а значение 0 соответствует отсутствию связи. Во многих случаях, когда теснота корреляционной связи не очень высока, коэффициент Спирмена показывает очень близкие результаты к традиционному коэффициенту корреляции, что облегчает его интерпретацию. Но у него есть несколько преимуществ, которые интересно рассмотреть.

Во-первых, этот коэффициент является непараметрическим, что позволяет использовать его в случае, когда исследуемый признак распределен не по нормальному закону.

Во-вторых, коэффициент Спирмена определяет связь не с линейным уравнением регрессии, как это делает коэффициент Пирсона, а с монотонно возрастающей (или убывающей) функцией. В антропологических исследованиях зачастую невозможно предположить именно линейную связь признаков со временем. Так секулярная динамика параметров телосложения может иметь затухающий характер. Именно такая связь показана в некоторых исследованиях: результаты анализа секулярного тренда в современных Европейских популяциях доказывают, что в некоторых странах скорость увеличения длины тела замедлилась, или даже остановилась [Larnkjær et al., 2006; Gohlke, Woelfle, 2009; Schönbeck et al., 2013; Lehmann et al., 2017]. Некоторые исследования даже показывают, что в последние десятилетия замедлился рост детского и юношеского ожирения [Sjöberg et al., 2008; De Wilde, Verkerk, Middelkoop, 2014; Shirasawa et al., 2015]. В результате, если тесноту связи в исследованиях секулярного тренда измерять критерием Пирсона, который основан на линейном уравнении регрессии, результаты будут значительно занижены. Использование критерия Спирмена покажет более достоверные значения.

Третьим преимуществом коэффициента Спирмена является то, что он менее чувствителен к случайным отклонениям [Lehman, 2005].

Четвертое. Коэффициент Спирмена также можно использовать для оценки связи признаков, измеренных в порядковых шкалах. Этот аспект достаточно широко известен и не будет обсуждаться в данной работе.

Далее будут приведены примеры использования коэффициентов Пирсона и Спирмена в исследованиях временного тренда антропометрических признаков.

## **Материал**

В работе использовано два блока данных. Первый блок – индивидуальные данные взрослого населения Беларуси, предоставленные Инессой Ивановной Саливон из личного архива. Исследования проводились в 1970-х годах прошлого века по антропометрической программе и содержат данные о 1444 мужчинах и 1561 женщине, возрастом от 18 до 55 лет. Второй блок – данные об основных параметрах телосложения Московской молодежи. В работе использованы средние значения длины и массы тела 17-ти летних юношей и девушек любезно предоставленные Мариной Анатольевной Негашевой (из личных архивов), а также опубликованные данные [Властовский, 1976; Ямпольская, 2000; Година и др., 2003].

## **Результаты и обсуждение**

Рассмотрим пример, когда в задачу исследования входит определить динамику изменения различных признаков с возрастом. На материалах поперечного обследования взрослого населения Беларуси были рассчитаны средние значения признаков в одновозрастных группах, численность которых колеблется в интервале от 11 до 65 человек. На рисунке 1 показано распределение средних значений некоторых параметров. Видно, что два коэффициента корреляции достаточно тесно связаны, и показывают высокие неслучайные значения.

Также интересно рассмотреть случай, когда признак распределен заведомо ненормально. При проверке по критерию Колмогорова-Смирнова оказывается, что средние значения в одногодных группах имеют распределение близкое к нормальному закону даже для признаков, описывающих параметры жировоголожения. Из исследованных признаков только индекс массы тела (ИМТ) у женщин продемонстрировал распределение, статистически отличающееся от нормального (рисунок 1 Б).



Из рисунка 1 (Б) видно, что в случае ненормального распределения исследуемого признака, нелинейная монотонно возрастающая функция лучше описывает изменения ИМТ, происходящие с возрастом. Поэтому, коэффициент Спирмана оказывается выше, по сравнению и традиционным коэффициентом корреляции.

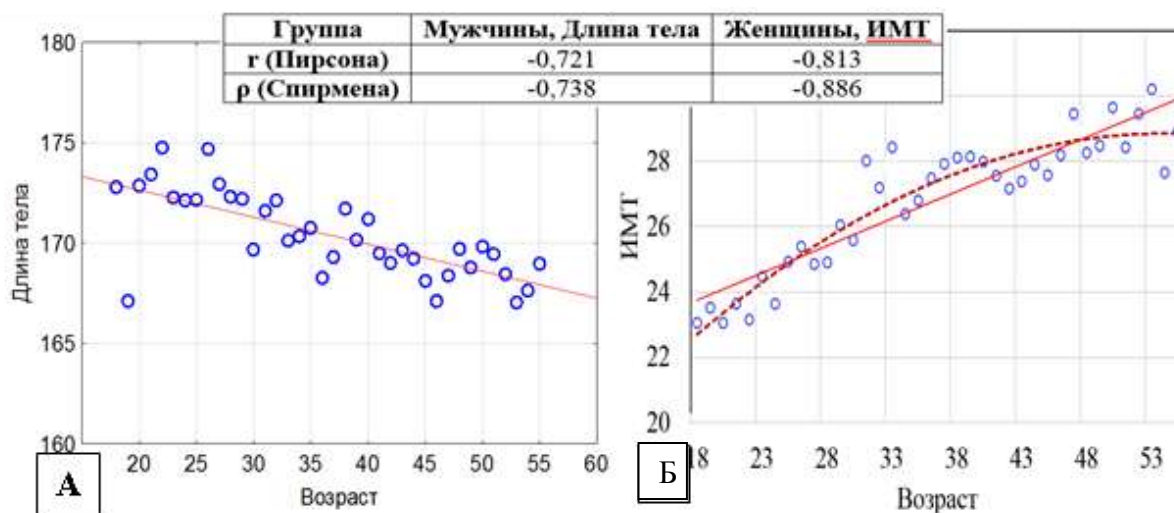


Рис. 1. Распределение средних значений признаков в одногодových группах у взрослых мужчин (А) и женщин (Б)

Часто в исследовании возникает ситуация, когда признак измерен не для всех возрастов, а только в отдельных группах. Например, уменьшение групп может происходить за счет небольшой численности отдельных возрастов. Для анализа подобной ситуации мы исключили группы, численность в которых была менее 35 человек. Оказалось, что в этом случае возникают значительные разрывы между исследуемыми возрастaми. В таблице приведены примеры расчета коэффициентов связи с возрастом в случае анализа всех возрастов, и при исключении малочисленных групп.

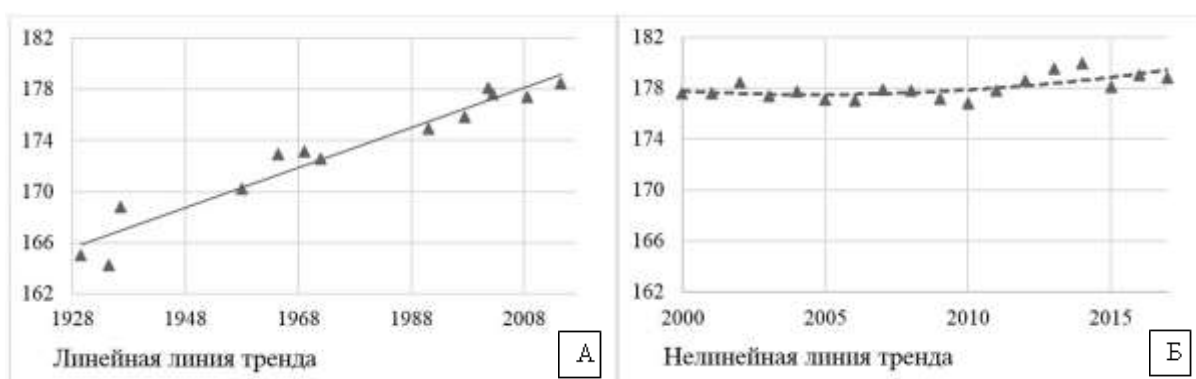
Теоретически, исключение отдельных значений не должно приводить к значительным изменениям величины коэффициента корреляции [Дерябин, 2007, 2008; Статистика ..., 2017; Айвазян, Мхитарян, 2001]. С точки зрения теории точечных оценок, вычисление коэффициента корреляции по выборочным значениям (по любой формуле), должно быть максимально приближено к параметру тесноты связи между признаками в генеральной совокупности. Это отражает условие максимальной состоятельности критерия. Это значит, что при уменьшении численности выборки, критерий должен показывать минимальные отклонения. Значит, тот коэффициент, который покажет меньшие изменения, будет более точно отражать оценку тесноты связи в генеральной совокупности. Из таблицы 1 видно, что оба коэффициента корреляции увеличиваются, при исключении некоторых значений. При этом, для одних признаков меньшую

вариабельность показывает коэффициент Пирсона, а для других – Спирмена. В данном случае невозможно сделать вывод о том, какой из критериев лучше подходит для выполнения данной задачи. Возможно, дальнейшие исследования с анализом большего числа признаков и при рандомизации процесса исключения отдельных групп, смогут ответить на поставленный вопрос.

**Таблица 1. Значения коэффициентов корреляции для разных признаков, вычисленные для разного набора групп. «18-55» – с включением всех однолетних групп; «N>35» - включая только группы с численностью более 35 человек.**

	r (Пирсона)			ρ (Спирмена)		
	Мужчины 18-55 лет	Мужчины, N>35	Различие	Мужчины 18-55 лет	Мужчины, N>35	Различие
Длина тела	-0,721	-0,892	-0,171	-0,738	-0,806	-0,068
Масса тела	0,466	0,532	0,066	0,384	0,591	0,207
ИМТ	0,727	0,872	0,145	0,758	0,868	0,110
Средняя жировая складка	0,662	0,754	0,092	0,635	0,788	0,154

На последнем этапе исследования, была показана возможность использования критерия Спирмена для анализа тесноты связи при секулярных исследованиях. На примере изменений, показанных для основных антропометрических параметров московской молодежи на протяжении различных периодов времени было выявлено, что в некоторых случаях, критерий Спирмена, по сравнению с коэффициентом Пирсона, показывает большую тесноту связи (смотри рисунок 2 и таблицу 2).



**Рис. 2. Временный тренд по длине тела у 17-ти летних юношей Москвы за различный период времени с 1928 по 2015 (А) и с 2000 по 2016 (Б). Зависимость рассчитана по результатам анализа средних в группах**

Видно, что в некоторых случаях действительно коэффициент Спирмена оказывается выше, что возможно связано именно с нелинейностью расположения средних значений относительно временного тренда. На рисунке 2 видно, что для данных 2000 – 2016 годов, нелинейная, монотонно возрастающая линия регрессии лучше описывает связь длины тела с годом обследования. Это отражают более высокие значения коэффициента Спирмена. Но для данных, собранных с 1928 года по настоящее время оказывается, что коэффициент Пирсона не ниже коэффициента Спирмена. А в случае секулярной динамики массы тела у девушек, даже показывает большие значения. На основании этого можно сделать вывод, что для девушек и юношей Москвы на протяжении последних почти 100 лет сохраняется линейная линия тренда между годом обследования и длиной и массой тела.

**Таблица 2. Значения коэффициентов корреляции средних значений признаков с годом обследования, вычисленные для различных наборов данных для 17-ти летних жителей Москвы.** Цветом выделены данные, для которых различия между двумя коэффициентами превышают 0,1.

Юноши			
		2000-2017	1928-2015, средние
Длина тела	r (Пирсона)	0,581	0,972
	ρ (Спирмена)	0,767	0,972
Масса тела	r (Пирсона)	0,600	0,963
	ρ (Спирмена)	0,760	0,956
Девушки			
Длина тела	r (Пирсона)	0,175	0,940
	ρ (Спирмена)	0,156	0,972
Масса тела	r (Пирсона)	0,621	0,777
	ρ (Спирмена)	0,657	0,657

### Заключение

- Коэффициент ранговой сопряженности Спирмена ( $\rho$ ) является альтернативным непараметрическим способом оценки временного тренда.
- Интерпретация коэффициента близка к традиционному коэффициенту корреляции Пирсона.
- Коэффициент Спирмана больше подходит для изучения признаков, распределенных не по нормальному закону, при наличии нелинейной связи, а также для признаков, измеренных в порядковой шкале.

## Библиография

*Айвазян С.А., Мхитарян В.С.* Теория вероятностей и прикладная статистика. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001. 656 с.

*Властовский В.Г.* Акселерация роста и развития детей. М.: МГУ, 1976.

*Година Е.З., Хомякова И.А., Задорожная Л.В., Пурунджан А.Л., Гилярова О.А.* Московские дети: основные тенденции роста и развития на рубеже столетий. Часть 1 // Вопросы антропологии, 2003. № 91, с. 42-60.

*Дерябин В.Е.* Курс лекций по элементарной биометрии для антропологов. М.: Изд-во МГУ, 2007. 254 с.

*Дерябин В.Е.* Курс лекций по многомерной биометрии для антропологов. М., Изд-во МГУ, 2008. 332 с.

*Статистика: учебник и практикум для академического бакалавриата / Под ред. В.С. Мхитаряна.* М.: Издательство Юрайт, 2017. 464 с.

*Ямпольская Ю.А.* физическое развитие школьников – жителей крупного мегаполиса в последние десятилетия: состояние, тенденции, прогноз, методика, скрининг-оценки. Автореф. дисс. док. биол. наук. М., 2000.

*De Wilde J.A., Verkerk P.H., Middelkoop B.J.C.* Declining and stabilising trends in prevalence of overweight and obesity in Dutch, Turkish, Moroccan and South Asian children 3–16 years of age between 1999 and 2011 in the Netherlands // Archives of disease in childhood, 2014. 99(1), pp.46-51.

*Dodge Y.* The concise encyclopedia of statistics, 2008. Published by Springer. 616 p.

*Gohlke B., Woelfle J.* Growth and puberty in German children: is there still a positive secular trend? // Deutsches Ärzteblatt International, 2009. 106 (23), p. 377.

*Larnkjær A., Schröder A.S., Schmidt M.I., Jörgensen H.M., Michaelsen F.K.* Secular change in adult stature has come to a halt in northern Europe and Italy // Acta Paediatrica, 2006. 95(6), pp. 754-755.

*Lehmann, A., Floris, J., Woitek, U., Rühli, F.J. and Staub, K.* Temporal trends, regional variation and socio-economic differences in height, BMI and body proportions among German conscripts, 1956–2010 // Public health nutrition, 2017. 20(3), pp. 391-403.

*Lehman A.* Jmp For Basic Univariate And Multivariate Statistics: A Step-by-step Guide. NY: SAS Press, 2005. p. 123.

*Schönbeck Y., Talma H., van Dommelen P., Bakker B., Buitendijk S.E., HiraSing R.A., van Buuren S.* The world's tallest nation has stopped growing taller: the height of Dutch children from 1955 to 2009 // *Pediatric research*, 2013. 73(3), p. 371.

*Shirasawa T., Ochiai H., Nanri H., Nishimura R., Ohtsu T., Hoshino H., Tajima N., Kokaze, A.* Trends of underweight and overweight/obesity among Japanese schoolchildren from 2003 to 2012, defined by body mass index and percentage overweight cutoffs // *Journal of epidemiology*, 2015. 25(7), pp.482-488.

*Sjöberg A., Lissner L., Albertsson-Wikland K., Mårild, S.* Recent anthropometric trends among Swedish school children: evidence for decreasing prevalence of overweight in girls // *Acta paediatrica*, 2008. 97(1), pp.118-123.

*Zar J.H.* *Biostatistical Analysis*. 5th Edition, 2010. Published by Prentice Hall. 944 p.

# Соматологические характеристики учащихся юга Нижегородской области

Калюжный Е.А., Лавров А.Н., Красникова Л.И.

ФГАОУВО «Национальный исследовательский Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского» г. Арзамас, Россия

Соматология рассматривает вариацию тела человека в целом в его жизнедеятельном состоянии. Индивидуальные, типологические особенности, представляющие собой комплекс морфологических характеристик организма, отражают особенности адаптации индивидуума в уникальных условиях среды. Организация исследовательской деятельности предполагает принцип дифференцированного индивидуального подхода, базирующегося на внутригрупповых типологических особенностях развития и роста организма, т.е. разнообразии морфофункциональных показателей роста и созревания в пределах качественно однородной группы [Година, 2001; Дерябин, 2004, 2006; Никитюк, Никоненко с соавт. 2013].

Различные формы телосложения объясняются способностью растущего организма толерантно и реактивно реагировать на оптимизирующие стимулы окружающей среды, индивидуально реализую, генетические программы развития и роста. С возрастом наследственные факторы, уходя на второй план, определяют в образовании форм телосложения условия окружающей среды, в том числе экологические и социальные. В период роста и созревания организма до пятнадцатилетнего возраста формируется принадлежность учащегося к определенному типу телосложения и в этот период ведущая роль в оценке темпа развития принадлежит морфологическому созреванию [Баранов, Кучма с соавт., 2008; Богомолова, Кузмичев с соавт., 2012].

К юношескому возрасту заканчивается развитие антропометрических показателей и окончательно формируется соматотип человека, этот период онтогенеза наиболее значим в изучении конкретных морфологических критериев диагностики нормы и девиации [Никитюк, Никоненко с соавт. 2013].

Предпринята попытка охарактеризовать внутригрупповые особенности физического развития или санитарной конституции учащихся юга Нижегородской области на современном этапе.

Наблюдение 3230 учащихся юга Нижегородской области (♂-1581; ♀-1649) в возрасте 7-17 лет, проведено с использованием программы автоматизированного компьютерного диагностического обследования на базе научной лаборатории «Мониторинг физического развития учащихся современного образования» Арзамасского филиала ННГУ.

Уровень биологического развития, биологический возраст (БВ) определялся в препубертантный период по числу постоянных зубов, далее по степени развития вторичных половых признаков с выделением: БВ отстает от паспортного-1, БВ соответствует паспортному-2, БВ опережает паспортный-3 [Богомолова с соавт., 2006].

Классификация типов конституции проведена согласно схемы клинической диагностики Штефко-Островского по С.С. Дарской, выделялись конституциональные типы: астеноидный (Ас), торакальный (Тр), мышечный (Мш), Дигестивный (Дг) и неопределенный (Нп) [Дарская, 1975].

Группа физического развития констатировалась согласно стандарта: НМТ – недостаточная масса тела, НР нормальное физическое развитие, ИМТ – избыточная масса тела, НДТ низкая длина тела, ВДТ – высокая длина тела [Баранов, Кучма с соавт. 2008].

По результатам обследования создана персонифицированная база данных, статистическая обработка проведена с использованием программы Statistica v.6 [Дерябин, 2004].

Особенности морфологического развития учащихся отражает характер группирования по типам телосложения. Основополагающим типом у мальчиков определен торакальный тип 58,6%, на втором месте мышечный 20,9%, далее - астеноидный 8,9%, дигестивный 8,8%, неопределенный 2,8%. Возраст вносит значимый вклад в структуру изменений соматотипов. В период второго вытяжения 11-14 лет, доля мальчиков с торакальным типом уменьшается, с увеличением их процента с астеноидным типом; процент мальчиков с мышечным типом значимо увеличивается до 26,8% в старшей возрастной группе.

У девочек во всех возрастных группах преобладающим типом конституции, также являлся тип торакальный 60,2-68,3%, на втором месте мышечный 16,5%, дигестивный 9,0%, астеноидный 7,6%, неопределенный 2,3%. Дигестивный тип телосложения по распределению находился на третьем месте у девочек в младшей и старшей возрастной группе. В периоды ростовых скачков увеличивается численность девочек астеноидного телосложения (10%). Как у мальчиков, так и у девочек большая доля детей неопределенного типа конституции отмечена в младшем возрасте (табл.1).

Во всех возрастно-половых группах отмечена значимая ( $\chi^2 = 12,74$ ;  $c/c = 2$ ;  $p = 0,003$ ) неоднородность по уровню биологического созревания. У большинства мальчиков и

девочек (66,0% и 68,6%) биологический возраст (БВ) соответствовал паспортному возрасту (ПВ), отставание проявлено у 19,7% мальчиков и 15,3% девочек, опережение ПВ – у 14,3% и 16,1% случаев, соответственно.

**Таблица 1. Распределение учащихся по типам телосложения (%)**

Пол	Телосложение (тип)	%	Возрастные группы (лет)		
			7-10	11-14	15-17
♂ n=1581	Ас	8,9	3,0	13,4	10,1
	Тр	58,6	66,7	57,0	51,7
	Мш	20,9	18,0	18,2	26,8
	Дг	8,8	8,2	8,8	9,2
	Нп	2,8	3,9	2,5	2,0
	Все (при СС = 8)	100	$\chi^2 = 29,34; p < 0,001$		
♀ n=1649	Ас	7,6	3,2	10,0	9,3
	Тр	64,6	68,3	65,3	60,2
	Мш	16,5	17,4	14,5	17,8
	Дг	9,0	8,0	8,2	10,8
	Нп	2,3	3,1	2,0	1,9
	Все (при СС = 8)	100	$\chi^2 = 60,31; p < 0,000$		
Все n=3230	Ас	8,2	3,1	11,6	9,7
	Тр	61,7	67,4	61,3	56,1
	Мш	18,6	17,8	16,3	22,2
	Дг	8,9	8,1	8,5	10,1
	Нп	2,6	3,5	2,3	2,0
	Все (при СС = 8)	100	$\chi^2 = 81,81; p < 0,000$		

Скорость возрастного созревания показала значимые внутригрупповые особенности ( $p < 0,001$ ), во всех возрастно-половых группах доля мальчиков, БВ которых отстает от паспортного, больше чем у девочек, кроме учащихся девятилетнего возраста; в третьей возрастной группе 15-17-лет количество мальчиков с отстающим вариантом развития значительно выше. Процент мальчиков с опережающим вариантом развития во всех возрастных группах, также, ниже доли опережающих девочек. Большой процент учащихся имеет средний темп развития. Крайние варианты позиционируются, чаще у мальчиков как отстающий темп созревания, у девочек как опережающий. Выраженное и значимое расслоение детей и подростков по крайним вариантам развития, проявляя картину увеличения неоднородности сельских школьников по биологическому созреванию, традиционно проявляется в пубертатный период и связан с нейрогормональной перестройкой организма и началом функционирования половой системы учащихся.

Обусловленности типов телосложения и уровня биологического возраста констатированы согласно встречаемости и фактического распределения типов телосложения учащихся с разным уровнем биологического возраста, в трех возрастных группах (табл. 2).



Для учащихся с отстающим БВ типичным является торакальный соматотип и в 30,9% случаев, с встречаемостью астеноидного типа телосложения.

У 69,3% учащихся в допубертатном возрасте и 57,0% в периоде завершения ростовых процессов с торакальным соматотипом имеют БВ соответствующий паспортному. Для детей с опережающим БВ особенно в периоде завершения роста (16-17 лет) характерен торакальный и мышечный типы телосложения. Дигестивный соматотип свойственен наблюдаемым учащимся с опережающим БВ.

Определена тенденция к ускоренному развитию мальчиков дигестивного типа и более выраженная, чем у девочек, тенденция к замедленному биологическому развитию мальчиков астеноидного типа, особенно во второй возрастной группе 11-14 лет.

**Таблица 2. Типы телосложения учащихся разного уровня биологической зрелости, %**

Лет	УБР	%	Телосложение (тип)				
			Ас	Тр	Мш	Дг	Нп
7-10	1	16,7	6,8	69,5	17,0	1,1	5,6
	2	63,9	2,8	69,3	16,2	8,0	3,7
	3	19,4	1,0	59,5	23,9	14,6	1,0
	Все	100	3,1	67,5	17,8	8,1	3,5
	Статистика: при $c/c = 8$		$\chi^2 = 46,11; p < 0,000$				
11-14	1	19,3	30,9	52,0	10,3	5,4	1,4
	2	57,8	8,7	66,1	14,4	8,9	2,0
	3	22,9	2,6	57,2	26,1	10,2	3,8
	Все	100	11,6	61,3	16,3	8,5	2,3
	Статистика: при $c/c = 8$		$\chi^2 = 130,53; p < 0,000$				
15-17	1	16,1	21,3	52,4	20,7	4,9	0,6
	2	81,7	7,7	57,0	22,0	11,0	2,3
	3	2,2	-	47,8	39,1	13,0	-
	Все	100	9,7	56,1	22,2	10,1	2,0
	Статистика: при $c/c = 8$		$\chi^2 = 40,35; p < 0,000$				
7-17	1	17,5	20,6	57,6	15,4	3,9	2,5
	2	67,3	6,5	63,6	17,8	9,4	2,6
	3	15,2	1,8	57,7	25,8	12,2	2,4
	Все	100	8,2	61,7	18,6	8,9	2,6
	Статистика: при $c/c = 8$		$\chi^2 = 180,90; p < 0,000$				

Для определения соотношений типологии телосложения и группы физического развития изучена встречаемость типов телосложения у сельских школьников с различным уровнем физических показателей в трех возрастных группах (табл.3).

Нормальное развитие (НР) свойственно наблюдаемым учащимся всех возрастных группах с тенденцией возрастного снижения (76,8-71,0%) с преобладанием среди них торакального и мышечного типа телосложения. В группе учащихся с НМТ находятся

представители астеноидного и торакального типов, в группе ИМТ – мышечного и дигестивного типов. Большую часть учащихся с ВДТ составили представители астеноидного и торакального телосложения, а НДТ – мышечного и дигестивного типов. Для них свойственны в средней и старшей возрастных группах высокие значения (43,3-37,1%) учащихся торакального типа. Наибольший процент учащихся неопределенного типа конституции показан в младшей возрастной группе детей с НДТ.

**Таблица 3. Типы телосложения учащихся разных групп физического развития, %**

Лет	Уровень фр	Norma	%	Тип телосложения				
				Ас	Тр	Мш	Дг	Нп
7-10 n=1057	НМТ	10,0	4,3	17,8	77,8	-	-	4,4
	НР	74,0	76,8	1,6	78,3	17,5	-	2,6
	ИМТ	10,0	9,7	-	-	23,4	71,8	3,9
	НДТ	3,0	2,3	-	12,5	37,5	20,8	29,2
	ВДТ	3,0	6,9	16,4	52,1	17,8	9,6	4,1
	Все	100	100	3,1	67,4	17,8	8,1	3,5
Статистика: при $c/c = 16$				$\chi^2 = 731,17; p < 0,000$				
11-14 n=1153	НМТ	10,0	4,6	66,0	34,0	-	-	-
	НР	74,0	74,4	9,0	76,1	13,9	-	1,0
	ИМТ	10,0	12,7	-	-	32,0	62,6	5,4
	НДТ	3,0	2,6	-	43,3	46,7	3,3	6,7
	ВДТ	3,0	5,6	33,8	35,4	12,3	7,7	10,8
	Все	100	100	11,6	61,3	16,3	8,5	2,3
Статистика: при $c/c = 16$				$\chi^2 = 879,08; p < 0,000$				
15-17 n=1020	НМТ	10,0	7,8	58,8	40,0	-	-	1,2
	НР	74,0	71,0	4,6	69,5	25,0	-	1,0
	ИМТ	10,0	11,3	-	-	20,9	73,9	5,2
	НДТ	3,0	3,4	-	37,1	28,6	20,0	14,3
	ВДТ	3,0	6,5	28,8	36,4	16,7	16,7	1,5
	Все	100	100	9,7	56,1	22,2	10,1	2,0
Статистика: при $c/c = 16$				$\chi^2 = 659,52; p < 0,000$				
Все n=3230	НМТ	10,0	5,5	50,6	47,7	-	-	1,7
	НР	74,0	74,1	5,1	74,8	18,5	-	1,6
	ИМТ	10,0	11,3	-	-	26,2	68,8	4,9
	НДТ	3,0	2,8	-	32,6	37,1	14,6	15,7
	ВДТ	3,0	6,3	26,0	41,7	15,7	11,3	5,4
	Все	100	100	8,2	61,7	18,6	8,9	2,6
Статистика: при $c/c = 16$				$\chi^2 = 2301,02; p < 0,000$				

Таким образом, показано, что уровень биологического развития и типология телосложения – тесно связанные характеристики растущего организма. В ходе роста и развития существенно меняются распределения учащихся разных уровней биологической зрелости в градации типологии телосложения. В пубертатном возрасте

увеличивается неоднородность наблюдаемых учащихся по биологическому созреванию, сопровождающаяся нарастанием процента детей с астеноидным и дигестивным соматотипами, наполняющих группы с крайними вариантами развития.

В постпубертатный период, когда темп созревания снижает свою информативную значимость и у учащихся заканчивается формирование типовых принадлежностей, тип телосложения целесообразно использовать в качестве индикатора биологической зрелости организма.

Тип телосложения растущего организма учащегося вносит значимый вклад в изменчивость и гармоничность соотношений показателей физического развития. Современные учащиеся с разными соматотипами, имеют индивидуализированные морфофункциональные характеристики. Представленные материалы и их анализ свидетельствует о сохранении возрастных, онтогенетических, популяционных закономерностей физического развития сельских учащихся в современных экологических и социально-экономических условиях.

## Библиография

*Баранов А.А., Кучма В.Р., Скоблина Н.А.* Физическое развитие детей и подростков на рубеже тысячелетий // М.: НЦЗД РАМН, 2008.

*Богомолова Е.С., Кузмичев Ю.Г., Бадаева Т.В.* Физическое развитие современных школьников Нижнего Новгорода // Мед.альманах. 2012. №3(22). – С.193-198.

*Година Е.З.* Динамика процессов роста и развития у человека: пространственно-временные аспекты: автореф. дис. ... докт. биол. наук: 03.00.13. – М., 2001. – 50 с.

*Дарская С.С.* Техника определения типов конституции у детей и подростков. Оценка типов конституции у детей и подростков. // М.: Просвещение, 1975. С. 45-54.

*Дерябин В.Е.* Курс лекций по общей соматологии // МГУ, ВИНТИ, Москва – 2006г. – 107 с.

*Дерябин В.Е.* Биометрическая обработка антропологических данных с применением компьютерных программ // М.: ВИНТИ, 2004. – 203 с.

*Никитюк Д.Б., Никоненко В.Н., Миннибаев Т.Ш.* Детская конституциология современные подходы, состояние проблемы и методика исследования // Системный анализ и управление в биомедицинских системах. 2013. Т. 12 № 1. С. 10-14.

*Богомолова Е.С., Леонов А.В., Кузмичев Ю.Г., Матвеева Н.А., Котова Н.В., Кувшинов М.В., Чекалова Н.Г., Суворова Л.В., Платонова Т.В., Бадеева Т.В., Киселева О.С., Поляшова А.С.* Оценка физического развития детей и подростков: учебное пособие. – Н.Новгород: Издательство НГМА, 2006. – 260 с.

# Т-факторный анализ как инструмент анализа лонгитудинальных данных в ростовых исследованиях

Федотова Т.К.

МГУ имени М.В.Ломоносова, НИИ и Музей антропологии, Москва, Россия

Фундаментальным свойством ростовых процессов является канализованность (направленность, гомеорез) как способность индивидуума примерно сохранять с возрастом место в морфологическом пространстве когорты сверстников или рост в пределах определенного участка перцентильной сетки; как индивидуальный генетический потенциал достижения конкретных взрослых размеров и формы тела [Cameron, 2002; Waddington, 1942]. Одним из способов упорядоченного описания этого явления служит факторный анализ в его Т-технике [Cattell, 1952; Окунь, 1974; Иберла, 1980; Йереског, Клован с соавт., 1980; Дерябин, 1983]. Суть этого подхода заключается в получении матрицы коэффициентов корреляции индивидуальных значений отдельного признака у одних и тех же детей в разные моменты времени в ходе роста и развития. В результате анализа этих корреляций можно получить представление о степени устойчивости и изменчивости с возрастом размещения отдельных индивидов в распределении рассматриваемого признака. Подобный прием часто используется при анализе продольных наблюдений по размерам тела детей [Szczotka, 1971, 1985; Cronk, Read, 1981; Cronk, Roche et al., 1982].

Работоспособность классического Т-факторного анализа проиллюстрирована на материалах продольных серии данных по детям Москвы 8-17 лет 1960х годов обследования — 148 мальчиков, 125 девочек [Дерябин, Федотова, 2002], и 1980х годов обследования — 121 мальчик и 125 девочек [Дерябин, Федотова с соавт., 2006], у которых ежегодно измерялись продольные скелетные размеры и диаметры, обхваты, жировые складки и масса тела (автор материалов Ямпольская Ю.А.). При выделении главных компонент по графическому критерию отсеивания Кеттела [Иберла, 1980] найдено, что для рассматриваемых размеров тела следует учитывать только первые

два-три фактора, которые описывают более 90% суммарной вариации разных признаков в 10 возрастных группах детей.

**Таблица. Результаты Т-факторного анализа длины тела у детей 8 - 17 лет**

Возраст (в годах)	Мальчики			Девочки		
	T1	T2	T3	T1	T2	T3
8	0,944	0,051	0,265	0,961	0,135	0,196
9	0,961	0,035	0,246	0,954	0,180	0,201
10	0,969	0,023	0,210	0,944	0,285	0,067
11	0,977	0,059	0,144	0,933	0,337	-0,004
12	0,959	0,208	0,008	0,922	0,337	-0,144
13	0,933	0,288	-0,151	0,964	0,134	-0,205
14	0,927	0,204	-0,293	0,969	-0,164	-0,147
15	0,935	-0,058	-0,305	0,925	-0,363	-0,052
16	0,915	-0,347	-0,176	0,887	-0,454	0,008
17	0,827	-0,540	0,024	0,850	-0,502	0,087
P (%)	86,87	6,323	3,093	86,76	9,939	1,777

Первый Т-фактор (таблица) имеет генеральный характер, его нагрузки у всех признаков на все возрастные группы положительны и довольно велики, достигая уровня 0,8 – 0,9. Он отражает стабильность структуры распределений признаков в разных возрастных точках и описывает устойчивость морфологического статуса у разных индивидов. Его факторная доля изменчивости для разных признаков у мальчиков и девочек имеет весьма большую величину 78 - 88%, и можно сказать, что возрастная стабильность структуры распределений рассматриваемых размеров тела и устойчивость ростовых процессов у мальчиков и девочек 8 - 17 лет очень велика.

Индивидуальные значения первого фактора, полученные в ходе применения Т техники анализа, могут считаться характеристиками общего уровня (малого, среднего или большого) признака в ходе ростовых процессов, отражающих стабильные черты его распределения.

Для признаков, описывающих скелетные размеры тела (длин тела, корпуса, ноги и ширины плеч), вариация расположения индивидуальных линий динамики детей, имеющих предельно малые и большие величины первого Т-фактора, оказывается примерно одинаковой. Для признаков, зависящих в той или иной степени от жирового компонента (жировая складка на животе, масса тела, обхваты груди и голени), линии динамики размеров тела у детей с малой величиной первого Т-фактора обнаруживают также небольшую вариацию и располагаются на графиках довольно компактно. Напротив, аналогичные линии у детей с высокими величинами этого фактора демонстрируют заметно большую дисперсность в разных возрастных группах детей. Этот факт отражает устойчивые черты индивидуальной вариации признака, в том числе

и форму его распределения — хорошо известную правостороннюю асимметрию распределений размеров тела, включающих жировой компонент. Для скелетных размеров тела характерны очень небольшие значения коэффициента асимметрии от 0,03 до 0,33, тогда как у массы тела, обхватов груди и голени, а также у жировой складки на животе эти величины имеют значения от 0,10 до 1,91.

Асимметрия распределений значений первого Т-фактора для массы тела, обхватов груди и голени, а также жировой складки на животе у девочек оказывается заметно меньшей, чем для мальчиков. В первом случае коэффициент  $g_1$  имеет значения 0,10 – 0,82, во втором 0,55 – 1,91. Это хорошо соответствует известным фактам большей у мальчиков асимметричности распределений признаков, зависящих в своей вариации от подкожного жирового компонента.

Таким образом, вариация индивидуальных значений первого Т-фактора отражает не только стабильные черты структуры вариации признаков на возрастном интервале 8 - 17 лет, но также представляет основные черты формы их кривых распределения.

Второй Т-фактор (таблица) описывает по сравнению с первым гораздо меньшую долю изменчивости признаков (6 - 11%). Он биполярен и выделяет две совокупности возрастных точек, а динамика его нагрузок имеет свои особенности у скелетных размеров и признаков, связанных с жиротложением, а также некоторые половые различия. Признаки, связанные с жиротложением – масса тела, жировые складки, обхваты груди, бедра, голени, плеча, сагиттальный и поперечный диаметры груди – имеют монотонно убывающую с возрастом динамику нагрузок на второй Т-фактор. Положительные нагрузки эти признаки имеют в возрасте 8 - 12 лет, отрицательные в 13 - 17 лет. Максимальная положительная нагрузка для перечисленных признаков наблюдается у мальчиков в 8 лет, у девочек в 8 - 9 лет, самая большая отрицательная нагрузка на признаки в 16 - 17 лет у мальчиков и в 17 лет у девочек. Надо отметить, что в случае биполярных факторов важно не то, на какие возраста приходятся положительные нагрузки и на какие - отрицательные, а в какой возрастной точке меняется полярность. Нагрузки на этот фактор у детей 8 - 11 лет имеют положительные знаки и величину 0,1 – 0,5. В возрастных группах 14 – 17 лет нагрузки меняют знаки и имеют примерно ту же абсолютную величину. Следует заметить, что структура нагрузок на второй Т-фактор для массы тела, обхватов груди и голени, жировой складки на животе для двух полов оказывается весьма сходной и никак не отражает известной большей акцелерированности процессов роста и развития девочек по сравнению с мальчиками. Второй Т-фактор для массы тела, обхватов груди и голени, жировой складки на животе может условно считаться отражающим стохастические воздействия многих факторов, влияющих на ростовые процессы. Эти случайностные воздействия, в частности, приводят к тому, что уровень коррелированности распределений признаков в далеко отстоящих возрастных точках оказывается несколько меньшим, чем в близких по возрасту группах детей. Стохастические

воздействия, постепенно накапливаясь, также несколько «размывают» высокие связи, характерные в целом для распределений каждого признака в разных возрастных точках. С этим эффектом связано небольшое уменьшение нагрузок на первый Т-фактор в начале и конце интервала 8 - 17.

Иная динамика у второго Т-фактора свойственна скелетным размерам: длинам тела, корпуса, ноги и ее сегментов, руки и ее отрезков. Для скелетных размеров у девочек положительные нагрузки на фактор, как и для размеров, связанных с жировотложением, наблюдаются в 8 - 12(13) лет. Мальчики же проходят нулевой уровень на год позже, и у них положительные нагрузки на второй фактор характерны в 8 - 14 лет. Но основное отличие скелетных размеров в динамике нагрузок второго фактора заключается в том, что для них отмечается скачкообразная перестройка структуры распределений признаков, которая у девочек приходится на 11 лет, у мальчиков - на 13 лет по большинству размеров тела. В этих возрастах наблюдаются максимальные положительные нагрузки второго Т-фактора. Таким образом, интерпретация второго Т-фактора как пубертатного, т.е. связанного с изменением индивидуального положения в структуре распределения признака от возраста к возрасту в связи с разными индивидуальными сроками развития, полностью корректна только для скелетных размеров. В динамике нагрузок на второй фактор у длин тела и нижней конечности отчетливо проявляются половые различия. Так максимум увеличения этих нагрузок у девочек падает на 11 - 12 лет, тогда как у мальчиков - на 13 лет. Итак, для длин тела и нижней конечности в отличие от того, что мы наблюдали для массы тела, обхватов груди и голени, жировой складки на животе, второй фактор описывает изменения морфологического статуса, проявляющиеся в ходе пубертатного периода и связанные с вариацией биологического возраста у разных детей, когда такие изменения оказываются неодинаковыми у акцелерированных и ретардированных детей.

Динамика нагрузок на третий Т-фактор (таблица) оказывается весьма сходной для всех размеров тела. Она демонстрирует для обоих полов циклический характер. От 8 до 12 - 14 лет величина нагрузок от величин 0,1 – 0,4 постепенно уменьшается, становится отрицательной, достигая при этом минимума примерно (-0,2) - (-0,4). В дальнейшем происходит обратное нарастание значений нагрузок и в основном возвращение к прежнему уровню. Третий Т-фактор описывает весьма небольшую долю общей вариации отдельных признаков (2 - 6%), и играет очень небольшую роль не только по сравнению с первым фактором, но и со вторым.

В связи с тем, что минимум значений нагрузок и соответственно - максимум изменений их величины попадает на временной отрезок 12 - 14 лет здесь можно предположить влияние событий подросткового периода. Об этом же свидетельствуют половые различия в достижении минимального уровня нагрузок. Для большинства признаков он достигается на 1-2 года раньше у девочек по сравнению с мальчиками.

Морфологический смысл изменений статуса некоторых детей по отношению к основной массе их сверстников, которые описываются третьим Т-фактором, интерпретируется следующим образом. Для мальчиков и девочек с предельно малыми величинами этого фактора наблюдается характерная динамика циклических изменений всех признаков, в ходе которой от начала рассматриваемого возрастного ряда и примерно до середины подросткового периода происходит увеличение относительной величины размеров тела, связанные, очевидно, с более ранним наступлением у них подросткового ускорения роста разных размеров тела. Затем из-за замедления пубертатных ростовых процессов у этих детей на фоне вступления в фазу ускоренного развития более ретардированных индивидов, акцелерированные дети с малыми значениями третьего фактора возвращаются практически к тому же самому уровню морфологического статуса, который они имели до вхождения в период ускоренного роста.

У детей с очень большими значениями третьего Т-фактора наблюдается противоположная картина динамики морфологического статуса для разных размеров тела. В течение временного отрезка от 8 до 12 - 14 вследствие сравнительно медленного протекания ростовых процессов они смещаются в область относительно малых величин размеров тела. Затем вследствие более позднего наступления пубертатного ускорения роста ретардированные дети на фоне завершения этих же процессов у основной массы их сверстников восстанавливают свой морфологический статус.

Таким образом, третий Т-фактор описывает циклические изменения места, занимаемого некоторыми индивидами в распределении различных размеров тела и связанные с ними перестройки структуры этих распределений. Возможно, что такие изменения могут быть связаны с вариацией сроков наступления подросткового периода. Следует заметить, что для длин тела и нижней конечности второй фактор также описывал аналогичные изменения, связанные с событиями пубертатного периода. Однако, эти изменения носили иной не вполне циклический характер, когда к 16 - 17 годам у многих детей не происходило возвращения к морфологическому статусу, занимаемому ими до начала подростковых процессов роста и развития. При этом некоторые из ретардированных детей в конечном итоге достигали более высокого уровня длин тела и нижней конечности. Аналогично, некоторые из акцелерированных детей в конечном итоге оказывались на более низком уровне по сравнению с тем, который они занимали до вхождения в пубертатный период.

Использование Т-факторного анализа позволяет также получать обобщенные на широком возрастном интервале характеристики стабильности уровня значений вторичных признаков полового созревания, таких как развитие лобкового или аксиллярного оволосения [Дерябин, Федотова с соавт, 2006]. Далее, использование Т-техники факторного анализа на возрастном интервале 3-7 лет [Дерябин, Федотова с



соавт., 2004] и в грудном периоде [Дерябин, Федотова с соавт., 2009] демонстрирует ту же устойчивость структуры распределения размеров тела как основную его черту, описываемую первыми Т-факторами, что и на интервале 8-17 лет, но ей соответствует меньший процент общей вариации признаков — 58-94% у дошкольников и 60-80% в грудном возрасте сравнительно с 78-88% на возрастном интервале 8-17 лет. Причинами нарушения этой стабильности, описываемой вторым Т-фактором, является не одинаковая у разных детей скорость ростовых процессов, в основе которого лежит стохастическое влияние большого числа воздействий разной природы, модифицирующих индивидуальный морфологический статус. Дальнейшим развитием классического Т-факторного анализа является применение R-факторного анализа индивидуальных оценок Т-факторов, полученных для отдельных признаков, т.е. факторный анализ новых обобщенных переменных или Т-факторов [Дерябин, 2004; Дерябин, Федотова, 2002; Дерябин, Федотова с соавт., 2006]. Эта техника позволила выявить ряд закономерностей стабильности и перестроек распределений этих признаков. Наиболее важной из них является описываемая первым R-фактором коррелированность стабильного для разных возрастных точек индивидуальных уровней массы тела и признаков поперечного его развития: обхватов груди, плеча, бедра и голени, жировых складок, трансверзального и сагиттального диаметров груди. Величина этих уровней обнаруживает определенную связь с признаками полового созревания. Акцелерированные дети имеют в разных возрастах устойчиво более высокие значения перечисленных признаков, ретарданты более низкие их величины. Аналогичная корреляция для стабильных уровней развития длин конечностей, также обнаруживающая связь с характеристиками биологического возраста, описывается иным R-фактором, нескоррелированным с первым.

Использование Т-факторного анализа для изучения межгрупповой изменчивости дает возможность получения обобщенной на широком возрастном интервале наблюдения картины межгрупповой вариации и позволяет проследить закономерные возрастные изменения ее структуры [Дерябин, 2004].

## **Библиография**

- Дерябин В.Е. Многомерная биометрия для антропологов. Изд. Моск. Ун-та, 1983. 227 с.
- Дерябин В.Е. Многомерные методы исследования межгрупповой вариации у детей // Вестник антропологии. Научный альманах. Москва, 2004. Вып. 11. С.120-141.
- Дерябин В.Е., Федотова Т.К. Стабильность структуры межиндивидуальных распределений размеров тела у детей в период роста. М., 2002. Деп. в ВИНТИ, № 1686-В2002. 217 с.

Дерябин В.Е., Федотова Т.К. с соавт. Ростовые процессы, стабильность и перестройки распределений размеров тела у детей дошкольного возраста. М., 2004. Деп. в ВИНТИ, № 1610-В2004. 229 с.

Дерябин В.Е., Федотова Т.К. с соавт. Устойчивость морфологической структуры внутригрупповой изменчивости детей школьного возраста. М., 2006. Деп. в ВИНТИ, № 50-В2006. 303 с.

Дерябин В.Е., Федотова Т.К. с соавт. Ростовые процессы у детей грудного возраста. М., 2009. Деп. в ВИНТИ, № 690-В2009. 110 с.

Иберла К. Факторный анализ. М.: Статистика, 1980. 398 с.

Йереског К.Г., Клован Д.И. с соавт. Геологический факторный анализ. Л.: Недра, 1980. 223 с.

Окунь Я. Факторный анализ. М.: Статистика, 1974. 200с.

Cameron N. The human growth curve, canalization and catch-up growth. In: Human growth and developmen. Loughborough, Loughborough University Press, 2002. P. 1-20.

Cattel R.B. Factor analysis: An introduction and manual for the psychologist and social scientist. New York, 1952. Harper and Bros. 462 p.

Cronk C.E., Read R.B. Canalization of growth in Down syndrome chilren three months to six years // Human biology, 1981. V. 53. P. 883-898.

Cronk C.E., Roche A.F. et al. Longitudinal trends and continuity in weight/stature<sup>2</sup> from 3 months to 18 years // Human biology, 1982. V. 54. P. 729-749.

Szczotka F.A. Eine statistische Methode zur Untersuchung von zeitabhängigen Merkmalen // Biometrische Zeitschrift, 1971. Bd. 73. P. 280-281.

Szczotka F.A. Analysis of growth in body height, leg length, trunk length and skinfold thickness by means of the method of component functions // Studies in physical anthropology, 1985. № 8. P. 27-52.

Waddington C.H. Canalization of development and the inheritance of acquired characters. Nature, 1942. N 150. P. 563-565.

# Хронологический указатель трудов Василия Евгеньевича Дерябина

Составители: Воронцова Е.Л., Горбачева А.К., Федотова Т.К.

МГУ имени М.В.Ломоносова, НИИ и Музей антропологии, Москва, Россия

## 1973

О сжимаемости жировой складки // Вопросы антропологии, 1973, вып. 44, с. 127-135.

## 1974

О корреляции некоторых размеров голени и стопы // Вопросы антропологии 1974, вып. 47, с. 158-169.

## 1975

Изучение межгрупповых корреляций некоторых продольных и поперечных размеров тела // Вопросы антропологии, 1975, вып. 51, с. 76-91.

О корреляциях между некоторыми продольными и поперечными размерами тела // Вопросы антропологии, 1975, вып. 50, с. 165 – 178.

## 1976

Изучение корреляций некоторых продольных и поперечных размеров в связи с изменчивостью формы тела человека. Автореферат диссертации канд. биол. наук. М.: 1976, 24 с.

Опыт применения факторного анализа для изучения изменчивости пропорций тела // Вопросы антропологии, 1976, вып. 52, с. 77-93.

## 1977

О влиянии ошибок измерений на показатели изменчивости некоторых продольных размеров конечностей // Вопросы антропологии, 1977, вып. 56, с. 112-116.

К проблеме исследования географического распределения величины признаков (на примере жировых складок) // Вопросы антропологии, 1977, вып. 55, с. 157-164 (соавт. Пурунджан А.Л.).

### 1978

О влиянии межгрупповой неоднородности материала на величину коэффициентов корреляции некоторых антропометрических признаков // Вопросы антропологии, 1978, вып. 59, с. 64-73.

### 1979

Об эпохальной преемственности географического распределения некоторых антропометрических признаков на территории СССР // Вопросы антропологии, 1979, вып. 63, с. 74-86 (соавт. А.Л. Пурунджан).

### 1980

О возрастной и географической изменчивости величины и типа пропорций продольных размеров тела в некоторых этнотерриториальных группах СССР // Вопросы антропологии, 1980, вып. 65, с. 67-80.

### 1981

Опыт построения эвристического критерия таксономической ценности признаки // Вопросы антропологии, 1981, вып. 68, с. 43-57.

### 1982

Критерий для определения таксономической ценности признака // Биометрический анализ в биологии. М.: Изд. МГУ, 1982. С 118-130.

Лакин Г.Ф. Биометрия. Изд. 3-е., перераб. И доп. М., «Высшая школа», 1980 // Вопросы антропологии, 1982, вып. 69, с. 132-133.

О принципах построения парциальных морфотипологий на примере типологии распределения масс сегментов тела человека // Доклады МОИП. Общая биология, 1980. М.: Наука, 1982. С.15-17.

### 1983

Многомерная биометрия для антропологов. М.: Изд-во Моск.ун-та, 1983. 227 с.

О возрастной и географической изменчивости показателей величины и формы тела мужчин в некоторых этнотерриториальных группах населения СССР // Вопросы антропологии, 1983, вып. 72, с. 30-41.

### 1984

О разделении неоднородных совокупностей антропологических данных с использованием метода Ур 2- группировки // Вопросы антропологии, 1984, вып. 73, с. 104-115.

Анализ упорядоченности и мозаичности нейрогенеза, основанный на математико-статистическом подходе // Всесоюзный симпозиум «Развивающийся мозг», Тбилиси, 1984. С. 66-67 (соавт. Назаревская Г.Д., Резников К.Ю.).

## 1985

Возрастные изменения показателей соматотипического разнообразия у мальчиков 3-18 лет. М., 1985. Деп. в ВИНТИ РАН № 8865-В1985. 75 с.

Морфологическая типология мужчин, основанная на изменчивости антропологических признаков. М., 1985. Деп. в ВИНТИ РАН № 5167-В1985. 62 с.

Оценка изменений типа пропорций тела у детей методом главных компонент // Вопросы антропологии. Тезисы, Тарту, 1985. С.46-47.

Построение типологии распределения масс сегментов тела у мужчин методов главных компонент // Биологические науки, 1985, № 6, с. 62-67.

Этно-территориальная изменчивость телосложения мужчин у населения СССР. М., 1985. Деп. в ВИНТИ РАН № 8866-В1985. 67 с.

Мозаичность и радиальная упорядоченность нейрогенеза как эмбриональная основа формирования функциональных модулей неокортекса и гиппокампа // Материалы неврологического симпозиума в г. Суздале, 1984 (соавт. Резников К.Ю., Назаревская Г.Н.).

## 1986

Динамика изменений телосложения у мужчин 18-59 лет. М., 1986. Деп. в ВИНТИ РАН № 7105-В1986. 37 с.

Изучение изменчивости пропорций тела у взрослых мужчин // Вопросы антропологии, 1986, вып. 76, с. 26-40.

Построение типологии пропорций тела методов главных компонент // Проблемы эволюционной морфологии человека и его рас. М.: Наука, 1986, с. 78-83.

## 1987

Изучение изменчивости величины и топографии подкожного жиротложения у человека методов главных компонент // Биометрические аспекты изучения целостности организма. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1987, с. 29-40.

О возрастных изменениях пропорций тела человека, изученных с использованием метода главных компонент // Биологические науки, 1987, № 1, с.50-55.

Построение морфологической типологии у мужчин методом главных компонент // Вопросы антропологии, 1987, вып. 79, с. 3-20.

Этно-территориальная изменчивость топографии подкожного жировоголожения на территории СССР // Доклады МОИП, 1985. Общая биология. М., 1987, с.18-21.

### **1988**

Изучение возрастных изменений пропорций тела у мальчиков методом главных компонент // Вопросы антропологии, 1988, вып. 81, с. 89-99.

Изучение методов главных компонент возрастных изменений топографии подкожного жировоголожения у мальчиков и мужчин 8-60 лет // Доклады МОИП, 1986. М., 1988, с.16-18.

Нормальная морфологическая типология мужчин // Современная антропология медицине и народному хозяйству. Тезисы конференции, Тарту, 1988, с.66-67.

О сглаживании эмпирических распределений антропометрических признаков, имеющих форму, отличную от нормальной. М., 1988. Деп. в ВИНТИ РАН № 4085-В1988. 35 с.

### **1990**

Нормальная морфологическая типология телосложения женщин М., 1990. Деп. в ВИНТИ РАН № 610-В1990. 255 с.

О пригодности различных моделей формы распределения для описания изменчивости антропометрических признаков // Вопросы антропологии, 1990, вып. 84, с. 3-17.

Соматотипологический статус народов Прибалтики среди этно-территориальных групп народов СССР // Балты, славяне, прибалтийские финны. Рига: Зинатне, 1990, с. 263-290.

Географические особенности строения тела населения СССР. М.: Изд-во Моск.ун-та. 1990, 192 с. (соавт. Пурунджан А.Л.).

### **1991**

Использование смешанного набора признаков в расовом анализе // Доклады МОИП. Общая биология, 1989. М.: Наука, 1991, с. 4-7.

### **1993**

Морфологическая типология телосложения женщин, основанная на изменчивости антропометрических признаков // Вопросы антропологии, 1993, вып. 87, с. 32-52.

Морфологическая типология телосложения мужчин и женщин // Международные медицинские обзоры, 1994, Т. 2, № 4, с. 247-253.

Морфологическая типология телосложения мужчин и женщин. Автореферат дисс. на соискание степени доктора биологических наук. М.: 1993. 53 с.

О связи свойств телосложения и размеров головы и лица // Биологические науки, 1993, № 2, с. 15-22.

### **1994**

Биометрия для антропологов. М.: 1994. Деп. в ВИНТИ РАН № 1901-В96. 358 с.

Половой диморфизм телосложения у взрослых // Женщина в аспекте физической антропологии. М.: 1994, с. 41-50.

### **1995**

Антропология. Конспект лекций. М.: Гуманитарный институт, 1995, 60 с.

Методика статистического межгруппового анализа антропологических данных: рассмотрение смешанного набора признаков // Вопросы антропологии, 1995, вып. 88, с. 6-25.

Group synchronization of passage through the mitotic cycle by C-6 glioma cells in culture // International Journal of NeuralSciences, 1992, 2 (co-authors Reznikoff K.J., Kozlova M.B., Slepko N.G., Nazarevskaja G.D.).

### **1996**

Многомерный подход к разделению неоднородных выборок в краниологии. М.: 1996. Деп. в ВИНТИ РАН 09.07.1996 № 2263-В1996. 36 с.

К проблеме изучения гормонального профиля у коренных жителей высокогорных районов Памира. М.: 1996. Деп. в ВИНТИ РАН 16.01.1996 № 171-В1996. 23 с (соавт. Бец Л. В., Аникеева А. В).

Функциональная активность соматотропного гормона у коренных жителей высокогорных районов Памира. М.: 1996. Деп. в ВИНТИ РАН 16.01.1996 № 172-В1996. 40 с. (соавт. Бец Л.В., Аникеева А.В).

### **1997**

К антропологическому составу современного населения Восточной Европы // Краткие сообщения о научных работах НИИ и Музея антропологии МГУ за 1995-96 гг. М.: 1997, с. 21-31.

О внутригрупповых корреляциях соматических признаков, используемых при изучении расового состава современного населения. М.: 1997. Деп. в ВИНТИ РАН 24.01.1997 № 192-В1997. 36 с.

Об использовании методик проведения многомерного таксономического анализа антропологических данных. М.: 1997. Деп. в ВИНТИ РАН 13.06.1997 № 1966-В1997. 89 с.

Типология телосложения детей и подростков 8 - 17 лет. М.: 1997. Деп. в ВИНТИ РАН 14.07.1997 № 2393-В1997. 68 с.

Влияние генетического полиморфизма фосфоклюкомутазы, идентифицируемого в женском молоке (локус PGM4) на соматотип новорожденных и репродуктивную функцию женщин // Вестник РАМН, 1997, № 2, с. 31-34 (соавт. Спицын В.А., Бычкова Л.С.).

## 1998

К этнической антропологии современных финских и тюркских народов восточно-европейской России // Народы России. Антропология. Часть 1. М.: Старый сад, 1998, с. 38-57.

Народы России: от прошлого к настоящему. Вместо предисловия / Т.И. Алексеева, В.А. Бацевич, Е.З. Година и др. // Народы России: от прошлого к настоящему. Том 1. М.: Старый сад, 1998, с. 5-13.

Несколько примеров существования дискретных расовых вариантов в современном населении // 1-я Международная конференция «Раса: миф или реальность?». М.: 1998, с. 46-47.

О методиках многомерного таксономического анализа в антропологии. Канонический анализ против главных компонент // Вестник антропологии, 1998, № 4, с. 30-67.

Разделение неоднородных выборок в краниологии: многомерный подход // Вопросы антропологии, 1998, вып. 89, с. 36-50.

Этническая антропология современных неславянских народов Восточной Европы. Многомерное количественное изучение. М.: 1998. Деп. в ВИНТИ РАН № 2111-В1998. 165 с.

Изучение расовой и половой специфики внутригрупповых корреляций размеров лица, используемых при антропологической реконструкции // Вестник антропологии, 1998, вып. 5, с. 59-69 (соавт. Балужева Т.С.).

## 1999

Антропология. Учебно-методическое пособие. М.: Гуманитарный институт, 1999, 46 с.

Многомерное количественное антропологическое изучение современных народов Кавказа. Часть 1 // Вестник антропологии, 1999, вып. 6, с. 39-58.

Многомерное количественное антропологическое изучение современных народов Кавказа. Часть 2 // Вестник антропологии, 1999, вып. 6, с. 59-78.

Современные восточнославянские народы // Восточные славяне. Антропология и этническая история. М.: Научный мир, 1999, с. 30-59.



Этническая антропология современных народов Кавказа. Многомерное количественное изучение. М.: 1999. Деп. в ВИНТИ № 253 - В99. 151 с.

Некоторые вопросы изучения вариации соматической конституции. М., 1999. Деп. в ВИНТИ, № 252-В99. 89 с. (соавт. Бутова О.А.).

Опыт соотнесения показателей окружающей среды и здоровья с хронобиологическими характеристиками взрослого населения российских сел // Экологическая антропология. Ежегодный сборник. Материалы VII международной научно-практической конференции «Экология человека в постчернобыльский период». Минск. Белорусский комитет «Дзеці Чарнобыля», 1999, с. 43-45 (соавт. Бацевич В.А., Павловский О.М.).

Региональные аспекты антропоэкологии: соотнесение хронобиологических показателей у взрослого населения с медикоэкологическими характеристиками. // III конгресс этнографов и антропологов России. Тезисы докладов. М.: 1999, с. 150 (соавт. Бацевич В.А., Павловский О.М.).

## 2000

Морфологическая типология телосложения детей и подростков, основанная на изменчивости антропометрических признаков // Вопросы антропологии, 2000, вып. 90, с. 25-58.

Морфологическая типология телосложения детей и подростков. М.: 2000. Деп. в ВИНТИ РАН № 3-В2000. 235 с.

Генофонд народов Восточной Европы по данным генетики и антропологии // II съезд Вавиловского общества генетиков и селекционеров. Тезисы докладов. СПб, 2000, с.312-313 (соавт. Балановский О.П., С.Д., Хить Г.Л., Нурбаев С.Д., Балановская Е.В.).

Генофондика русского народа: данные разных наук // II съезд Вавиловского общества генетиков и селекционеров. Тезисы докладов. СПб, 2000, с.311-312 (Соавт. Балановская Е.В., Балановский О.П., Нурбаев С.Д., Долинова Н.А., Бужилова А.П., Спицын В.А.).

## 2001

К вопросу о показателях устойчивости индивидуальных ростовых процессов у детей школьного возраста // Теория антропологии и ее методы. Истоки и развитие. V О существовании дискретных расовых вариантов в современном населении Восточной Европы и Кавказа // IV Конгресс этнографов и антропологов России. Нальчик. Тезисы докладов. М.: 2001, с. 74.

Многомерные биометрические методы для антропологов. М.: 2001. Деп. в ВИНТИ РАН № 37-В2001. 311 с.

Этническая антропология современных славянских народов Восточной Европы. Многомерное количественное изучение. М.: 2001 (на обложке 2002). Деп. в ВИНТИ РАН № 2714-В2001. 377 с.

Бунаковские чтения. Тезисы докладов. Часть II. М.: Старый сад, 2001, с. 93–99 (соавт. Федотова Т.К.).

Динамика дивергенции видов в постнатальном онтогенезе // Теория антропологии и ее методы. Истоки и развитие. V Бунаковские чтения. Тезисы докладов. Часть II. М.: Старый сад, 2001, с. 52-53 (соавт. Харитонов В.М.).

## 2002

Биометрические методы в отечественной антропологии: последние 100 лет // Антропология на пороге III тысячелетия (итоги и перспективы). Тезисы докладов. М.: Мосты культуры, 2002. С.87-88.

К вопросу о связях свойств телосложения и размеров головы и лица // Вопросы антропологии, 2002, вып. 9, с. 133-161.

Возможности Т-факторного анализа при исследовании устойчивости индивидуальных ростовых процессов у детей // Материалы IV Международного конгресса по интегративной антропологии. Санкт-Петербург, 2002, с. 379–381 (соавт. Федотова Т.К.).

О сравнительной способности различных схем телосложения детей выявлять межсистемные связи. М.: 2002. Деп. в ВИНТИ РАН № 1685-В2002. 9 с. (соавт. Твердякова Л.В.).

Стабильность структуры межиндивидуальных распределений размеров тела у детей в период роста. М.: 2002. Деп. в ВИНТИ № 1686–В2002. 217 с. (соавт. Федотова Т.К.).

Этногенетика якутов из трех регионов республики Саха (Якутия) по данным о частотах биохимических маркеров генов// Генетика, 2002, т. 38, № 9, с. 1282-1291 (соавт. Тарская Л.А., Макаров С.В., Бычкова Л.С., Пай Г.В., Пакендорф Б., Ельчинова Г.И., Спицын В.А.).

## 2003

Интегративный показатель полового созревания, основанный на изменчивости вторичных половых признаков // Вестник антропологии, вып.10, 2003, с. 137-158.

Морфологическая типология телосложения мужчин и женщин. М.: 2003. Деп. в ВИНТИ РАН № 9-В2003. 290 с.

Изучение связей между морфологическими и психологическими признаками на примере московских студенток // Вестник антропологии, 2003, вып. 10, с. 176–197 (соавт. Негашева М.А., Паристова А.В.).

Краткосрочная динамика антропометрических признаков и показателей крови у юношей 18-20 лет с дефицитом массы тела в оценке состояния питания. М.: 2003. Деп. в ВИНТИ РАН 28.04.2003 № 823-В2003. 57 с. (соавт. Петухов А.Б., Бакулин И.Г.).

Некоторые аспекты изучения морфологической и психологической конституции человека. М.: 2003. Деп. в ВИНТИ, № 1222 - В 2003. 25 с. (соавт. Паристова А.В., Негашева М.А.).

Объективная классификация рода homo на основе многомерного биометрического анализа признаков черепа гоминид // Вопросы антропологии, 2003, вып. 91, с. 22-33 (соавт. Харитонов В.М.).

Сравнительная геногеография русского народа (по данным антропологии, антропоники и генетики) // Вопросы антропологии, 2003, вып. 91, с. 198-199 (соавт. Балановский О.П., Балановская Е.В., Бужилова А.П., Долинова Н.А., Спицин В.А.).

## 2004

Биометрическая обработка антропологических данных с применением компьютерных программ. М.: 2004. Деп. в ВИНТИ РАН № 34-В2004. 299 с.

Биометрическая обработка антропологических данных с применением компьютерных программ. М.: 2004. Деп. в ВИНТИ РАН № 35-В2004. 40 с.

Биометрические методы в отечественной антропологии: последние 100 лет // Антропология на пороге III тысячелетия. Материалы конференции. Москвы, 29-31 мая 2002. М.: Старый сад, 2004, Том 2, с. 836-849.

Многомерные методы исследования межгрупповой вариации у детей // Вестник антропологии, 2004, вып. 11, с. 120-141.

Некоторые вопросы применения методик биометрического анализа антропологических данных. М.: 2004. Деп. в ВИНТИ РАН № 753-В2004. 293 с.

Биоимпедансное изучение состава тела в норме и патологии пищеварительной системы. М.: 2004. Деп. в ВИНТИ РАН № 754-В2004. 128 с. (соавт. Петухов А.Б.).

Изучение связей между морфологическими признаками и психологическими особенностями у девушек-студенток МГУ // Экологическая антропология. Ежегодник. Мат-лы XI Международной научно-практической конференции Экология человека в постчернобыльский период. Минск, 2004, с. 343-348. (соавт. Паристова А.В., Негашева М.А.).

К методике определения связи признаков, принадлежащих к различным системам организма // Научный альманах кафедры антропологии. М.: 2004, вып. 2, с. 82-100. (соавт. Негашева М.А.).

Ростовые процессы стабильность и перестройки распределений размеров тела у детей дошкольного возраста. М.: 2004. Деп. в ВИНТИ № 1610-В2002. 229 с. (соавт. Федотова Т.К., Панасюк Т.В.).

## 2005

Краткий справочник по решению типовых задач биометрической обработки антропологических данных. М.: 2005. Деп. в ВИНТИ РАН № 1187-B2005. 247 с.

Морфологическая типология телосложения детей дошкольного возраста. М.: 2005. Деп. в ВИНТИ РАН № 59-B2005. 301 с.

О методике оценки межгрупповых различий физического развития взрослых // Научный альманах кафедры антропологии. М.: 2004, том 3, с. 7-28.

Comparative analysis of age dynamics of average values of body dimensions in children from birth to 7 years // Journal of physiological anthropology and applied human science, 2005, Vol. 24, № 4, pp. 487–491 (co-authors Krans V. M., Fedotova T.K.).

Comparative analysis of age dynamics of average values of body dimensions // Russian-Japanese Symposium on physiological anthropology «Variation of morphological traits for adaptation to physical environment in children from birth to 7 years» 27–29 June 2005. Moscow, 2005, pp. 23–23 (co-authors Krans V.M., Fedotova T.K.).

Антропологическая характеристика современных дошкольников 3–7 лет ЮАО Москвы // Реализация городской целевой программы Здоровье детей Москвы на 2002–2005 годы в Южном административном округе города Москвы. Сб. аналитических материалов и научно-методических разработок. Т. 2. М.: ГУ НЦЗД РАМН, 2005, с. 66–77 (соавт. Горбачева А.К., Федотова Т.К.).

Взаимосвязь процессов роста у дошкольников с заболеваемостью в 3–6 лет и на первом году жизни // Вопросы современной педиатрии, 2005, Том 4, № 1, с. 399–399 (соавт. Федотова Т.К., Панасюк Т.В.).

Информативность индекса массы тела (bmi) для характеристики развития разных соматических компонентов. М.: 2005. Деп. в ВИНТИ №1007-B2005. 39 с (соавт. Бескина М.В., Негашева М.А.).

Новые методы мониторинга ростовых процессов у детей // Вопросы современной педиатрии. Том 4. М.: Издательская группа "ГЭОТАР-Медиа", 2005, с. 147–147 (соавт. Федотова Т.К.).

Новые подходы к изучению ростового процесса детей на примере дошкольников // Экологическая антропология. Ежегодник. Белорусский комитет "Дзеці Чарнобыля". Минск, 2005, с. 323–325 (соавт. Федотова Т.К., Панасюк Т.В.).

Опыт применения метода главных компонент для половой дифференциации костного материала // Научный альманах кафедры антропологии, 2005, Том 3, с. 80–98 (соавт. Воронцова Е.Л.).

Ростовые процессы у детей от рождения до 7 лет: внутригрупповые и межгрупповые аспекты. М.: 2005. Деп. в ВИНТИ № 234-B2005. 287 с (соавт. Кранс В.М., Федотова Т.К.).

Связь соматического статуса московских детей дошкольного возраста со степенью экологического загрязнения места их проживания // Научный альманах кафедры антропологии, 2005, Том 3, с 64–79 (соавт. А.К. Горбачева, Т.К. Федотова, П.И. Храмцов).

Соматология московских студентов. М.: 2005. Деп. в ВИНТИ РАН № 793-B2005. 230 с. (соавт. Негашева М.А.).

Эпохальные различия московских детей 3–7 лет, обследованных в 70-х годах XX в. и в 2005 году // Научный альманах кафедры антропологии, 2005, Том 3, с. 47–63 (соавт. А.К. Горбачева, Т.К. Федотова, П.И. Храмцов).

## 2006

К вопросу о динамике асимметричности кривых распределений размеров тела у детей перипубертатного возраста // Научный альманах кафедры антропологии, 2006, Том 4, с. 19-30.

Курс лекций по общей соматологии. Ч. 1. М.: 2006. Деп. в ВИНТИ РАН № 574-B2006. 302 с.

Курс лекций по общей соматологии. Ч. 2. М.: 2006. Деп. в ВИНТИ РАН № 1219-B2006. 305 с.

Курс лекций по общей соматологии. Ч. 3. М.: 2006. Деп. в ВИНТИ РАН № 1220-B2006. 251 с.

Соматическое развитие и оценка питания детей и подростков саамов Кольского полуострова // Научный альманах кафедры антропологии, 2006, Том 5, с. 83-91.

Схема телосложения детей в периоде раннего и первого детства, основанная на изменчивости размеров тела // Вестник антропологии, 2006, том 13, с. 90-112.

Возрастная динамика величины полового диморфизма соматических свойств у детей 8-17 лет // Вопросы современной педиатрии, 2006, Том 5, № 2, с. 176–176 (соавт. Федотова Т.К., Ямпольская Ю.А.).

Динамика ростовых процессов московских дошкольников за последние 40 лет как индикатор меняющегося образа жизни // Профессиональное гигиеническое обучение. Формирование здорового образа жизни детей, подростков и молодежи. Материалы Всероссийской конференции с международным участием 15–17 мая 2006 г. М.: 2006, с. 147–147 (соавт. Т.К. Федотова, А.К. Горбачева, П.И. Храмцов).

Информативность показателей биологического возраста детей в периоде первого детства // Вопросы современной педиатрии, 2006, Том 5, № 2, с. 443–443 (соавт. Панасюк Т.В., Федотова Т.К.).

Краткосрочная динамика антропометрических признаков у юношей 18-20 лет с дефицитом массы тела // Научный альманах кафедры антропологии, 2006, Том 4, с. 31-58 (соавт. Петухов А.Б., Бакулин И.Г.).

Методика оценки межгрупповых различий физического развития // Актуальные вопросы антропологии. Минск: Право и экономика, 2006, с. 55–61 (соавт. Миловидова Н.А., Негашева М.А.).

О некоторых гендерных различиях у детей в процессе роста // Материалы Всероссийской научной конференции с международным участием Актуальные вопросы эволюционной, возрастной и экологической морфологии. Г. Белгород, 17–18 октября 2006. Белгород, 2006, с. 49–49 (соавт. Федотова Т.К.).

О соматическом смысле индекса массы тела // Вестник антропологии, 2006, Том 13, с. 113–120 (соавт. Бескина М.В., Негашева М.А.).

Специфика соматического статуса дошкольников в экологически контрастных районах Москвы // Материалы Всероссийской научной конференции с международным участием Актуальные вопросы эволюционной, возрастной и экологической морфологии. Г. Белгород, 17–18 октября 2006. Белгород, 2006, с. 44–44 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Специфика соматического статуса современных детей 3-7 лет в экологически контрастных районах Москвы // Вестник Российского университета дружбы народов. Серия: Экология и безопасность жизнедеятельности, 2006, № 1, с. 79–86 (соавт. Федотова Т.К.).

Специфические особенности ростовых процессов у современных дошкольников Москвы // Вопросы современной педиатрии, 2006, Том 5, № 2, с. 152–153 (соавт. А.К. Горбачева, Т.К. Федотова, П.И. Храмцов).

Устойчивость морфологической структуры внутригрупповой изменчивости детей школьного возраста. М.: 2006. Деп. в ВИНТИ № 50–В2006. 303 с (соавт. Федотова Т.К., Ямпольская Ю.А.).

Эпохальные изменения соматического статуса московских школьников 8–17 лет за последние 40 лет XX века // Научный альманах кафедры антропологии, 2006, Том 4, с. 59–87 (соавт. Федотова Т.К., Ямпольская Ю.А.).

## **2007**

Курс лекций по элементарной биометрии для антропологов. М.: ООО Петроруш, 2007. 253 с.

Решение задач обработки антропологических данных с использованием компьютера. М.: Биологический факультет МГУ, 2007. 79 с.

Антропологическая характеристика современных дошкольников Москвы // VII Конгресс этнографов и антропологов России. Доклады и выступления. Саранск, 9–14 июля 2007. Саранск, 2007, с. 279–279 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Влияние медицинских, социальных, бытовых и экологических факторов на рост московских детей. М.: 2007. Деп в ВИНТИ № 386–2007. 228 с (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Влияние некоторых биологических факторов на соматический статус детей 3-5 лет // Педиатрия. Журнал им. Г.Н. Сперанского, 2007, № 5, с. 64–69 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Влияние некоторых медицинских, социальных, бытовых и экологических факторов на телосложение московских детей. М.: 2007. Деп. в ВИНТИ № 980-2007. 239 с (соавт. Горбачева А.К., Федотова Т.К.).

Об эффекте нутритивной акцелерации у детей раннего возраста // Сб. м-лов XI Конгресса педиатров России Актуальные проблемы педиатрии. Москва, 5–8 февраля 2007 года. М.: ГЭОТАР-Медиа, 2007, с. 204–204 (соавт. Федотова Т.К.).

Особенности соматического статуса московских детей // Материалы X Всероссийского съезда гигиенистов и санитарных врачей. Кн. 1. М.: 2007, с. 713–716 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Соматический статус московских дошкольников и степень экологического загрязнения места их проживания // Вопросы антропологии, 2007, вып. 93, с. 52-75 (соавт. Горбачева А.К., Федотова Т.К.).

Соматическое развитие и оценка питания детей и подростков саамов Кольского полуострова // VII Конгресс этнографов и антропологов России. Доклады и выступления. Саранск, 9–14 июля 2007. Саранск, 2007, с. 242 (соавт. Загорская К.С.).

## **2008**

Курс лекций по многомерной биометрии для антропологов. М., Биологический факультет МГУ, 2008. 332 с.

Лекции по общей соматологии человека. Часть I. Тотальные размеры тела и частные свойства телосложения. М.: ООО Петроруш, 2008. 242 с.

Лекции по общей соматологии человека. Часть II. Общее телосложение. М.: ООО Петроруш, 2008. 249 с.

Лекции по общей соматологии человека. Часть III. Некоторые вопросы вариации общего телосложения, физическое развитие, соматологические явления полового диморфизма. М.: ООО Петроруш, 2008. 215 с.

Изучение возрастных изменений соматических свойств у взрослых абхазов методом продольно-поперечного наблюдения. М.: 2008. Деп. в ВИНТИ РАН № 63-В2008. 133 с. (соавт. Чижикова Т.П., Смирнова Н.С.).

Соматическая и психологическая характеристика московских студентов // Актуальные вопросы антропологии. Том 2. Минск: Право и экономика, 2008, с. 105–110 (соавт. Свергина А.В., Негашева М.А.).

Об антропологических вариантах в составе японцев середины XX века // Вестник антропологии, 2008, том 16, с. 123-136 (соавт. Давыдова Д.С.).

О сравнительной пригодности прямолинейной и аллометрической моделей для описания формы связей размеров тела взрослых и детей школьного возраста // Вестник антропологии, 2008, том 16, с. 144-157 (соавт. Ширкин С.В.).

Устойчивость структуры межиндивидуальных распределений соматических свойств у абхазов на интервале 10 лет// Актуальные вопросы антропологии. Том 3. Минск: Право и экономика, 2008, с. 66–74 (соавт. Чижикова Т.П., Смирнова Н.С.).

Связи размеров тела московских детей 3-17 лет с характеристиками состояния здоровья на момент обследования // Актуальные вопросы антропологии. Том 2. Минск: Право и экономика, 2008, с. 99–104 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Эпохальные изменения соматического статуса московских детей 3–17 лет в начале XXI века // Актуальные вопросы антропологии. Том 2. Минск: Право и экономика, 2008, с. 93–99 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

## 2009

Антропология. Курс лекций. М.: Издательство Московского университета, 2009. 344 с.

Динамика соматического статуса абхазов по вектору времени // Вестник Московского университета. Серия 23: Антропология, 2009, № 3, с. 23–36 (соавт. Т.П. Чижикова, Н.С. Смирнова, Квициния П.К., Кокоба Е.Г.).

Заболеваемость и соматический статус детей // Телесность как социокультурный феномен: опыт междисциплинарного анализа. Международная научно-практическая конференция. 28-29 апреля 2009 г. Тезисы докладов. М.: Параллели, 2009, с. 83–85 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Особенности соматического развития московских детей начала XXI века по результатам исследований 2005-2006 гг // Вестник Московского университета. Серия 23: Антропология, 2009, № 2, с. 16–28 (соавт. Горбачева А.К., Федотова Т.К.).

Особенности соматического развития современных московских детей // Материалы международной научной конференции Физиология развития человека. Москва, 22-24 июня 2009. Том 4. М.: Вердана, 2009, с. 92–94 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).



Ростовые процессы у детей грудного возраста. М.: 2009. Деп. в ВИНТИ № 690-В2009. 110 с. (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Уровень техногенных загрязнений среды и физическое развитие детей // Гигиена детей и подростков: история и современность. Материалы Всероссийской научно-практической конференции с международным участием. 26-27 мая 2009 года. М.: 2009, с. 465–467 (соавт. Федотова Т. К., Горбачева А. К.).

## 2010

Антропологические варианты в составе японцев // Этнографическое обозрения, 2010, № 1 с., с. 116-131 (соавт. Давыдова Д.С.).

О некоторых закономерностях ростовых процессов детей грудного возраста // Вестник Московского университета. Серия 23: Антропология, 2010, № 1, с. 22–35 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева А.К.).

Соматические характеристики абхазов, обследованных в разное время // Актуальные вопросы антропологии: сборник научных трудов. Институт истории НАН Беларуси. Минск: Беларуская навука, 2010, с. 103–114 (соавт. Т.П. Чижикова, Н.С. Смирнова, Квициния П.К., Кокоба Е.Г.).

Эпохальные изменения размеров тела московских детей грудного возраста // Вестник Московского университета. Серия 23: Антропология, 2010, № 2, с. 4–20 (соавт. Федотова Т.К., Горбачева К.А.).

## Дополнение

Список компьютерных программ, разработанных В.Е. Дерябиным в 1992–96 гг.

1. Последняя версия программы КАНОКЛАС, предназначенной для проведения таксономического анализа в антропологии
2. Программа ТЕСТ, предназначенная для проверки различных одномерных и двумерных статистических гипотез
3. Программа СОМАТВАР, предназначенная для определения соматотипа мужчин и женщин с применением схемы В.Е. Дерябина и Хит-Картера

ИЗВЕСТИЯ ИНСТИТУТА АНТРОПОЛОГИИ МГУ [Электронный ресурс] / Е.Л. Воронцова (отв. ред.) и др. М.: НИИ и Музей антропологии, 2019. Вып. 7. Материалы Всероссийского научного симпозиума «Применение статистических методов в антропологии», посвящённого 70-летию профессора МГУ В.Е. Дерябина. 73 с.