

Уровень жизни в Советском Союзе по большим антропометрическим данным

Б. Н. Миронов, Е. А. Евсеев

Для цитирования: *Миронов Б. Н., Евсеев Е. А.* Уровень жизни в Советском Союзе по большим антропометрическим данным // Вестник Санкт-Петербургского университета. История. 2025. Т. 70. Вып. 1. С. 232–260. <https://doi.org/10.21638/spbu02.2025.114>

В современной науке физическое развитие человека рассматривается как проявление социально-экономических и экологических условий его существования. Вследствие этого антропометрические данные приобрели многофункциональное назначение в науке и общественной практике. В настоящее время во многих странах созданы национальные базы данных, на основе которых формируются международные коллекции. В ходе реализации проекта Российского научного фонда создана большая база антропометрических данных России. Она включает сведения о росте, весе, индексе массы тела, об источниках сведений, а также о социально-демографических характеристиках века (год рождения и измерения, возраст, место рождения и призыва, образование, семейное и социальное положение и др.) 2 028 446 мужчин, женщин и детей, проживавших в СССР и в постсоветской России в XX — начале XXI в. Чтобы созданная база данных могла корректно и эффективно использоваться в научных исследованиях, она должна отвечать статистическим критериям нормальности и однородности. Проверка показала, что распределения информантов по росту и весу в отдельных когортах близки к нормальным, а социально-демографические показатели респондентов в выборках за разные годы характеризуются однородностью. Тщательная верификация позволяет сделать вывод, что созданная база больших антропометрических данных отвечает критериям объективности, репрезентативности и надежности. Ее всесторонний анализ позволит достаточно определенно оценить динамику биологического статуса

Борис Николаевич Миронов — д-р ист. наук, проф., Санкт-Петербургский государственный университет, Российская Федерация, 199034, Санкт-Петербург, Университетская наб., 7–9; <https://orcid.org/0000-0001-8559-0019>, b.mironov@spbu.ru

Boris N. Mironov — Dr. Sci. (History), Professor, St. Petersburg State University, 7–9, Universitetskaya nab., St. Petersburg, 199034, Russian Federation; <https://orcid.org/0000-0001-8559-0019>, b.mironov@spbu.ru

Евгений Александрович Евсеев — канд. физ.-мат. наук, независимый исследователь, Российская Федерация, 198259, Санкт-Петербург, ул. Пограничника Гарькавого, 46; <https://orcid.org/0000-0002-1897-700X>, e.a.evseev@yandex.ru

Evgenii A. Evseev — PhD (Physics and Mathematics), Independent Researcher, 46, ul. Pogranichnika Gar'kavogo, St. Petersburg, 198259, Russian Federation; <https://orcid.org/0000-0002-1897-700X>, e.a.evseev@yandex.ru

Исследование выполнено при финансовой поддержке РНФ в рамках проекта № 20-09-00353 «Жизненный уровень населения России в XX — начале XXI в. по традиционным и альтернативным показателям: междисциплинарное исследование на Больших данных».

This research was supported by the Russian Science Foundation grant no. 20-09-00353 “The standard of living of the population of Russia in the 20th — early 21st centuries according to traditional and alternative indicators: an interdisciplinary study on Big Data”.

© Санкт-Петербургский государственный университет, 2025

советских граждан и ответить на вопросы, которые являются дискуссионным, а в последнее время и остро актуальными: как изменился жизненный уровень населения при советской власти во времени и пространстве, по национальностям и социальным группам, среди городского и сельского населения. Статья содержит всесторонний анализ созданной базы данных с точки зрения использованных источников, количества и качества собранных сведений и социально-демографического состава информантов.

Ключевые слова: СССР, уровень жизни, большие данные, база антропометрических сведений, источники информации, оценка объективности данных.

Standard of Living in the Soviet Union According to Big Anthropometric Data

B. N. Mironov, E. A. Evseev

For citation: Mironov B. N., Evseev E. A. Standard of Living in the Soviet Union According to Big Anthropometric Data. *Vestnik of Saint Petersburg University. History*, 2025, vol. 70, issue 1, pp. 232–260. <https://doi.org/10.21638/spbu02.2025.114> (In Russian)

In modern science, the physical development of a person is considered as a reflection of the socio-economic and environmental conditions of his existence. As a result, anthropometric data have acquired a multifunctional purpose in science and social practice. A database of big anthropometric data in Russia was created during the implementation of the Russian Science Foundation project. It includes information on height, weight, body mass index, sources of information, as well as socio-demographic characteristics of 2,028,446 men, women and children living in the USSR and post-Soviet Russia in the 20th — early 21st centuries (year of birth and measurements, age, place of birth and conscription, education, marital and social status, etc.). The database must meet statistical criteria of normality and homogeneity in order to be used correctly in scientific research. The check showed that the distributions of informants by height and weight in individual cohorts are close to normal, and the socio-demographic structures of respondents in samples over different years are homogeneous. Careful verification allows us to conclude that the created database of big anthropometric data meets the criteria of objectivity and representativeness. Comprehensive analysis of the database will make it possible to fairly clearly assess the dynamics of the biological status of Soviet citizens and answer questions that are debatable, and recently urgently relevant: how has been the standard of living of the population changed under Soviet rule in time and space, by nationality and social groups, among urban and rural populations.

Keywords: USSR, standard of living, big data, anthropometric information database, sources of information, assessment of data objectivity.

В настоящее время антропометрические данные приобрели многофункциональное назначение в науке и общественной практике. Сведения о длине тела (росте), массе тела, объеме легких, мышечной силе, размерах головы, бедер, талии, живота, грудной клетки, как и прежде, используются в физико-антропологических исследованиях (при изучении происхождения и эволюции физической организации человека и его рас) и в ауксологических исследованиях (при исследовании изменений размеров тела человека в течение жизни и при анализе экологических и эпохальных особенностей процесса физического развития человека). Кроме того, антропометрические данные находят широкое применение при решении многих экономических, социальных, медицинских и даже политических вопросов: для определения уровня потребления в различных странах, социальных и гендерных

группах, в городе и сельской местности в пределах одной страны, для оценки программ экономического развития, для изготовления одежды, обуви, мебели, автомобилей и других предметов, чье использование зависит от размеров тела, в эргономике — для создания оптимальных условий труда. Сведения о росте и весе людей приобрели важное значение при изучении уровня их жизни, при выработке стандартов их физического развития. На их основе осуществляется мониторинг здоровья населения, а международными организациями принимаются решения об оказании помощи странам третьего мира, страдающим от плохого питания¹.

Исключительное значение приобрели антропометрические данные в исторических исследованиях, когда историческая антропометрия институционализировалась как новое научное направление (конец 1960-х — 1970-е гг.). Оно родилось на границе истории, экономики, биологии человека, медицины, антропологии и демографии, и главной его целью стала оценка вековых тенденций в изменении качества жизни и факторов, обусловивших это изменение, на основе антропометрических показателей. Подобную цель возможно реализовать, если известно, как экономическое, социальное и экологическое окружение влияет на физическое развитие человека, его рост, вес, заболеваемость и как по антропометрическим данным оценивать благосостояние, социальное и гендерное неравенство².

В рамках нового направления физическое развитие человека рассматривается как отражение социально-экономических и экологических условий его существования, уровня жизни и стандартов потребления разных социальных групп и целых популяций. Постановка подобного вопроса стала возможна после того, как ученые обнаружили, что вариация среднего роста людей в разных странах примерно на 67–77 % объясняется величиной валового внутреннего продукта на человека³ и на 76 % — индексом человеческого развития⁴.

Высокий доход влияет на рост не сам по себе, а опосредствованно — через правильную диету, медицину, улучшения в санитарной инфраструктуре, долгое обучение в системе образовательных учреждений, уменьшение двигательной нагрузки, хорошие жилищные условия. Установление тесной связи между уровнем экономического развития государства и средней длиной тела его граждан вывело антропологию в широкий мир экономической и социальной проблематики, дало новый импульс антропометрическим исследованиям и сделало их важным направлением

¹ Baten J., Steckel R., Larsen C. S., Roberts C. Multidimensional Patterns of European Health, Work and Violence over the Past Two Millennia // *The Backbone of Europe: Health, Diet, Work and Violence over Two Millennia*. Cambridge, 2019. P. 381–396; Bielecki T. Physical Growth as a Measure of the Economic Well-being of Populations: The Twentieth Century // *Human Growth: A Comprehensive Treatise*: in 3 vols. Vol. 3. New York, 1986. P. 283–305; Grasgruber P., Sebera M., Hrazdřira E., Cacek J., Kalina T. Major Correlates of Male Height: A Study of 105 Countries // *Economics and Human Biology*. 2016. Vol. 21. P. 172–195.

² Cuff T. The Hidden Cost of Economic Development: The Biological Standard of Living in Antebellum Pennsylvania. Aldershot, 2005. P. 10–29; Harris B. Health, Height, and History: An Overview of Recent Developments in Anthropometric History // *Social History of Medicine*. 1994. Vol. 7. P. 297–320.

³ Этот результат получен по сведениям о 22 странах мира в 1960–1980-х гг. с помощью корреляционного анализа между средним ростом в стране и логарифмом валового внутреннего продукта на душу населения (Steckel R. H. Stature and the Standard of Living // *Journal of Economic Literature*. 1995. Vol. 33. December. P. 1913).

⁴ По данным за 1999–2013 гг. в 105 странах (Grasgruber P., Sebera M., Hrazdřira E., Cacek J., Kalina T. Major Correlates of Male Height).

в социальной науке⁵. В России, по сравнению со многими европейскими странами хуже обеспеченной традиционными источниками о жизненном уровне населения, историческая антропометрия открывает новые горизонты в понимании динамики экономического развития страны и благосостояния ее жителей.

Спрос науки на антропометрические исследования стимулировал развитие эмпирической базы. Повсеместно стали возникать научные коллективы с целью мобилизации ауксологических данных и введения их в научный оборот. К настоящему времени во многих странах созданы национальные базы данных, на основе которых начали формироваться международные коллекции.

В ходе реализации проекта Российского научного фонда сделана попытка создать базу антропометрических данных России (БАДР). Она включает сведения о росте, весе и индексе массы тела, а также социально-демографические характеристики (год рождения и измерения, возраст, место рождения и призыва, образование, семейное и социальное положение и др.) 2 028 446 мужчин, женщин и детей, проживавших в СССР и постсоветской России в XX — начале XXI в. Антропометрические данные используются в качестве показателя биологического статуса, уровня и качества жизни населения. Всесторонний анализ БАДР позволит ответить на вопрос о динамике благосостояния советских граждан, который остается до сих пор дискуссионным, а в последнее время стал также и остро актуальным.

Характеристики базы антропометрических данных России

Чтобы получить всестороннее представление о БАДР, рассмотрим ее источники, количество и состав задействованных в сборе информации лиц (будем их также называть информантами, респондентами, субъектами опроса или наблюдениями) (табл. 1).

Большая часть сведений (67,5 %) собрана в российских государственных и ведомственных архивах Б. Н. Мироновым. Из 1 369 431 информанта 99,4 % относятся к новобранцам, призванным на службу в 1906–2005 гг., и военнообязанным, стоящим на учете в военкоматах, 0,6 % — к роженицам ленинградских роддомов (сведения из годовых отчетов роддомов за 1980–2005 гг.). Это объективные и надежные данные реальных измерений, выполненных медиками. Информация о 24 014 респондентах (1,2 %) получена в ходе опросов, проведенных студентами исторического факультета СПбГУ во время практических занятий под руководством Б. Н. Миронова в 2003–2009 гг. (архивная часть базы данных и сведения, собранные студентами, далее сокращенно называются БМ).

⁵ См. краткий обзор состояния антропометрической истории: *Миронов Б. Н.* Благосостояние населения и революции в имперской России: XVIII — начало XX века. М., 2012. С. 69–142; *Steckel R. H.* Stature and the Standard of Living. P. 1903–1940; *Harris B.* Anthropometric History and the Measurement of Wellbeing // *Vienna Yearbook of Population Research*. 2021. Vol. 19 (Special Issue on Demographic Aspects of Human Wellbeing). P. 91–124; *Верняев И. И.*: 1) Культурный поворот в современных зарубежных исследованиях исторической динамики благосостояния // *Вестник Санкт-Петербургского университета. История*. 2024. Т. 69, № 2. С. 503–521; 2) Динамика благосостояния в СССР и других социалистических странах в свете антропометрических данных: обзор исследований // *Новейшая история России*. 2024. Т. 14, № 3. С. 700–720; 3) Историческая динамика благосостояния республик СССР в свете антропометрических данных: конвергенция или дивергенция? // *Журнал фронтирных исследований*. 2024. Т. 9, № 3 (35). С. 143–174.

Таблица 1. Количество информантов в БАДР по источникам информации

Источник информации	Количество информантов	Доля, %
Архив Военного комиссариата г. Санкт-Петербурга (сведения о призывниках, лицах мужского пола, стоявших на воинском учете и пребывавших в запасе, а также о лицах женского пола, имевших военно-учетные специальности, проживавших в г. Ленинграде — Санкт-Петербурге в 1950–2004 гг.)	949 762	46,8
Архив Военного комиссариата Ленинградской области (сведения о призывниках, лицах мужского пола, стоявших на воинском учете и пребывавших в запасе, а также о лицах женского пола, имевших военно-учетные специальности, проживавших в Ленинградской области в 1955–2004 гг.)	347 977	17,2
Архив Военного комиссариата Нижегородской области (сведения о призывниках, а также о лицах мужского пола, стоявших на воинском учете и пребывавших в запасе, проживавших в Нижегородской области в 1971–2004 гг.)	9800	0,5
Российский государственный архив Военно-морского флота*	31 388	1,5
Филиал Центрального архива Министерства обороны Российской Федерации (Архив Военно-морского флота, г. Гатчина). Учетные карточки матросов Балтийского, Северного, Тихоокеанского и Черноморского флотов, призванных на службу в 1937–1965 гг.	14 862	0,7
Центральный государственный исторический архив Санкт-Петербурга. Ф. 232 (Петроградское губернское по воинской повинности присутствие). Формуляры призывников, обследованных в 1910–1917 гг.**	3077	0,2
Государственный архив Нижегородской области. Ф. 159: Варнавинское по воинской повинности присутствие. Оп. 189. Д. 319–334. Личные дела и послужные списки нижних воинских чинов. 1915 г.	456	0,0
Ведомственные архивы роддомов № 6 им. В. Ф. Снегирева и № 15 Санкт-Петербурга (сведения из карт родов, а также регистрационных книг и годовых отчетов)	12 109	0,6
Опросы (сведения, собранные студентами исторического факультета СПбГУ)	24 014	1,2
Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ, 1994–2023 гг.***	57 348	2,8
Выборочное федеральное статистическое наблюдение состояния здоровья населения, проводимое Росстатом в 2013 и 2018–2022 гг.****	577 653	28,5
Итого:	2 028 446	100

* РГАВМФ. Р. 45 (Военно-санитарное управление Черноморского флота). Оп. 1. Д. 56, 91–94, 98, 100, 137, 138. Акты медицинского освидетельствования новобранцев (1924–1927 гг.); Р. 528 (Управление санитарной частью Морских сил Северного моря). Оп. 1. Д. 37–42. Санитарно-статистические карты военных моряков Северного моря призыва (1921–1926 гг.); Р. 1130 (Медико-санитарный отдел Тихоокеанского флота). Оп. 1. Д. 9, 15, 51. Санитарно-статистические отчеты за 1937–1939 г.; Д. 42, 79. Сведения о результатах медицинского свидетельства призывников (1937–1939 гг.); Р. 1863 (Приемно-техническая комиссия Краснознаменного Балтийского флота). Оп. 2. Д. 1–122. Регистрационные карты призывников (1933–1940 гг.); Р. 1863. Оп. 3. Д. 1–846. Личные дела призывников (1934–1940 гг.); Р. 2174 (Личные дела призывников Балтийского флота). Оп. 1. Д. 1–893. Личные

дела призывников (1940–1941 гг.); Р. 2188 (Управление комплектования морских сил Черного моря). Оп. 1. Д. 2, 88, 106. Статистические сведения о призывниках (1929–1932 гг.).

** Описи и дела уездных присутствий см.: *Миронов Б. Н.* Благополучие населения и революции в имперской России... С. 711.

*** Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ // RLMS-HSE. URL: <https://www.hse.ru/rlms/?ysclid=lwqi9te3gw844894345> (дата обращения: 25.04.2024).

**** Федеральные статистические наблюдения по социально-демографическим проблемам // Федеральная служба государственной статистики. URL: https://rosstat.gov.ru/itog_inspect (дата обращения: 25.04.2024).

Значительная часть (31,3 %) данных заимствована из мониторингов экономического положения и здоровья населения, получивших распространение в постсоветское время и включающих сбор антропометрических данных информантов. В России проводятся два крупных мониторинга, результаты которых находятся в открытом доступе.

1. *Российское лонгитюдное мониторинговое исследование* (Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS)). Проводится с 1994 г. исследовательским центром «Демоскоп» совместно с Институтом социологии РАН. Начиная с 2010 г. проект получил новое имя — «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения Научно-исследовательского университета “Высшая школа экономики”» (РМЭЗ НИУ ВШЭ), а его данные стали общедоступными для исследователей в России и за рубежом. Цель проекта — лонгитюдное обследование домохозяйств на основе общенациональных репрезентативных опросов на базе стратифицированной территориальной выборки. Ежегодно в 160 населенных пунктах опрашивалось около 4500 домохозяйств, более 12 тыс. человек. Объем выборки в 2023 г. был сокращен примерно на 20 % в связи с увеличением себестоимости обследования. Сокращение объема не коснулось первоначальной части выборки, заложенной в 1994 г., а только той части, которая была добавлена в 2010 г. Примененная процедура сокращения объема выборочной совокупности гарантирует сохранение репрезентативности выборки для России в целом. Результаты каждого нового мониторинга присоединялись к сведениям предыдущих, вследствие чего выборка постоянно росла и в 2023 г. включала 424 534 респондента, из которых лишь 60 075 обследовались по одному разу. Повторные обследования не годились для анализа длины тела и были удалены. Проверка качества собранных данных обнаружила, что при записи и обработке первичных сведений допускались ошибки или пропускались антропометрические данные, в силу чего такие наблюдения (их набралось 2801) также были исключены из окончательной выборки. Всего из мониторинга ВШЭ в нашу БАДР вошло 57 274 информанта, что составило 3 % от всей ее численности.

Обследование ВШЭ проходит по огромной анкете, включающей до 2,8 тыс. вопросов. Их число незначительно варьировало от волны к волне: вводились новые вопросы, уточнялись формулировки старых. Изначально исследование предназначалось для мониторинга воздействия российских реформ на здоровье и благополучие домохозяйств и отдельных лиц. Таким по содержанию оно остается до настоящего времени. Влияние реформ измерялось различными способами: оценкой состояния здоровья отдельных лиц и рациона питания, измерением доходов и расходов на уровне домохозяйств и использования услуг, а также сбором соответ-

ствующих данных на уровне сообщества, включая цены для конкретного региона и данные об инфраструктуре сообщества. По сути, собранные в ходе мониторинга сведения отражали динамику жизненного уровня населения на год обследования, и все 23 волны охватили 30 лет (1994–2023 гг.) бытия Российской Федерации после распада СССР. Собранная информация позволяет проследить состояние конкретных домохозяйств и индивидов за 30 лет. В силу этого она широко используется при разработке и оценке ключевых преобразований в социальной сфере, включая пенсионную реформу, модернизацию системы образования, здравоохранения, социальной помощи, оценку и прогнозирование процессов на рынке труда, доходов населения, динамику экономического неравенства, реформу жилищно-коммунального хозяйства и пр. К эпохе советской власти относились только антропометрические сведения, поскольку рост человека является производной от благосостояния родительской семьи, историческим показателем, свидетельствующим как о количестве и качестве потребляемых в юности продуктов питания, так и о жизненных условиях, существовавших в это время. После достижения полной физической зрелости рост мало изменяется в течение жизни. Вес регулируется взрослым человеком индивидуально и отражает не столько прошлое, сколько настоящее каждого человека. Он тесно связан с ростом, поскольку индекс массы тела (ИМТ) — важнейший показатель биологического статуса человека — высчитывается с учетом длины тела. Ввиду изложенного, из огромного массива информации мониторинга ВШЭ мы взяли те данные, которые имеют непосредственное отношение к размерам тела: пол, возраст, социальный статус, профессия, образование, национальность, семейное положение, место и год рождения. Однако в ходе исследования приходится обращаться и к другой информации мониторинга ВШЭ⁶.

2. *Выборочное федеральное статистическое наблюдение состояния здоровья населения.* Осуществляется с 2013 г. и до настоящего времени Федеральной службой государственной статистики (Росстат). С 2018 г. наблюдение стало ежегодным. По общенациональной выборке опрашивается около 60 тыс. домохозяйств во всех субъектах Российской Федерации. Попавшим в выборку респондентам задаются вопросы о состоянии их здоровья, питании, социальном самочувствии, физической активности, образовании, занятости, брачных отношениях, поведенческих факторах риска, знании о ВИЧ или СПИДе. Опрос населения проводится специально обученными интервьюерами, которые все данные сразу вносят в планшетный компьютер. Личному опросу подлежат лица в возрасте 15 лет и старше. Информация о детях и подростках в возрасте до 15 лет записывается со слов одного из родителей (или опекунов). При опросе проводятся также антропометрические измерения роста, веса, окружности талии и измерение артериального давления. В рамках мониторинга обеспечивается формирование официальной статистической информации об ожидаемой продолжительности здоровой жизни, о доле граждан, ведущих правильный образ жизни, систематически занимающихся физкультурой и спортом, имеющих недостаточную или излишнюю массу тела, а также о распространенности потребления табака, алкоголя, наркотических средств и психотропных веществ. Анкета Росстата много меньше, чем ВШЭ, и число вопросов в ней сильно колеблется по годам — от 371 в 2013 г. до 777 в 2021 г. Мониторинг

⁶ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ.

Росстата отражает динамику жизненного уровня населения на год обследования за 10 лет (2013–2023 гг.). Из собранных данных мы взяли прежде всего те, которые имелись в мониторинге ВШЭ.

Обследования Росстата (в отличие от ВШЭ) создают неповторную выборку, благодаря чему выборки за отдельные годы не пересекаются, искать и удалять дубли не приходится. Росстат провел семь обследований (2013, 2018–2023 гг.) и собрал информацию о 792 188 респондентах. Проверка ее качества обнаружила, что в 215 507 случаях были допущены ошибки в записях данных или пропуски антропометрических сведений. Ввиду этого они были исключены из выборки и анализа. Всего из мониторинга Росстата в БАДР вошел 576 681 информант, или 30,4 % от всей ее численности, что существенно увеличило базу⁷.

Структура базы антропометрических данных России

Объединение архивных сведений с данными, полученными при мониторингах и опросах студентов, (БМ) увеличило общее количество наблюдений до 2 028 446. Рассмотрим их структуру. Согласно распределению респондентов по годам рождения, наилучшим образом представлены 1946–1990 гг., меньше сведений за 1911–1915, 1926–1945 и 1991–2005 гг. и недостаточно для получения надежных данных информации за 1890–1910 и 2006–2010 гг. (рис. 1–2).

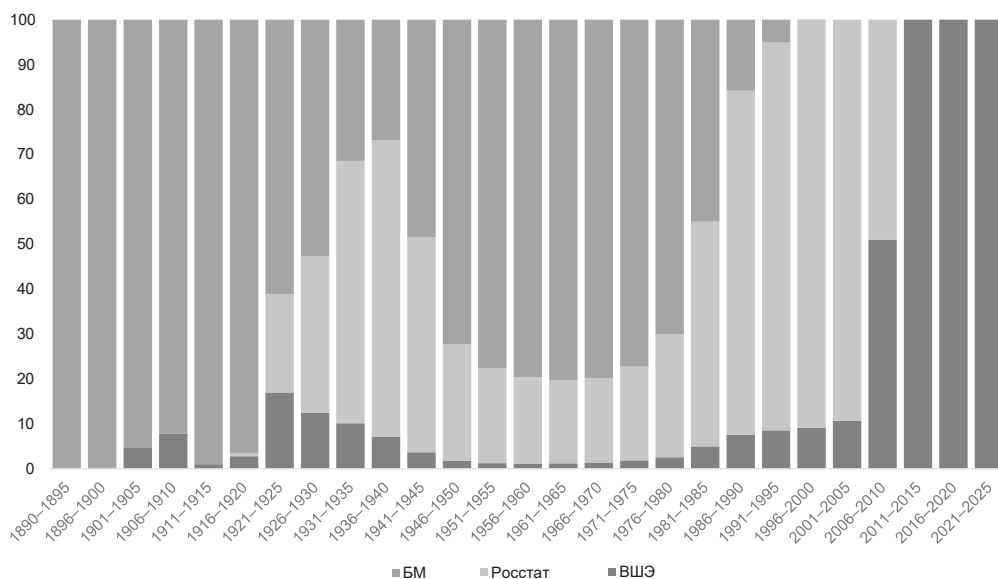


Рис. 1. Доли основных источников данных по пятилетиям годов рождения, %

⁷ Федеральные статистические наблюдения по социально-демографическим проблемам.

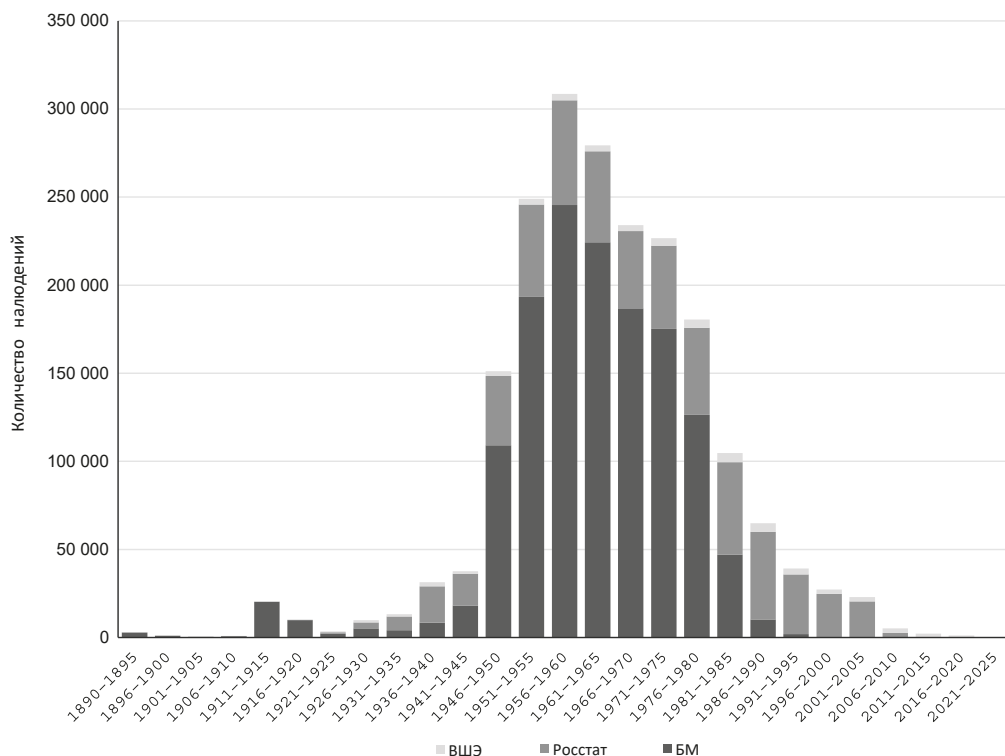


Рис. 2. Распределение данных основных источников по пятилетиям годов рождения

Проверка нормальности распределения антропометрических данных в БАДР

Принципиальное значение имеет качество собранной антропометрической информации. Оно проверяется прежде всего специальными критериями (тестами) на тип распределения данных. Адекватные и достаточно точные данные о длине тела или весе должны иметь *нормальное распределение*. Если, например, нанести данные о дефинитивном (конечном) росте мужчин или женщин, принадлежащих к какой-либо однородной группе (по году рождения, возрасту, этносу, образованию, социальной принадлежности и семейному состоянию) на график, где по оси абсцисс откладывается значение роста, а по оси ординат — частота встречаемости ростовых значений, то при большом числе наблюдений (несколько тысяч) мы получаем распределение, близкое к нормальному (гауссову). Его признаки: колоколообразная форма с наиболее многочисленной, или модальной, группой около среднего роста и с более или менее симметричным убыванием частоты отдельных групп по обе стороны от среднего роста; среднее арифметическое значение совпадает с модой — значением признака (рост, вес и ИМТ), наиболее часто встречающимся, и медианой — значением признака, находящимся в середине вариационного ряда значений (рис. 3, 4). Нормальность распределения по росту и весу обеспечивает-

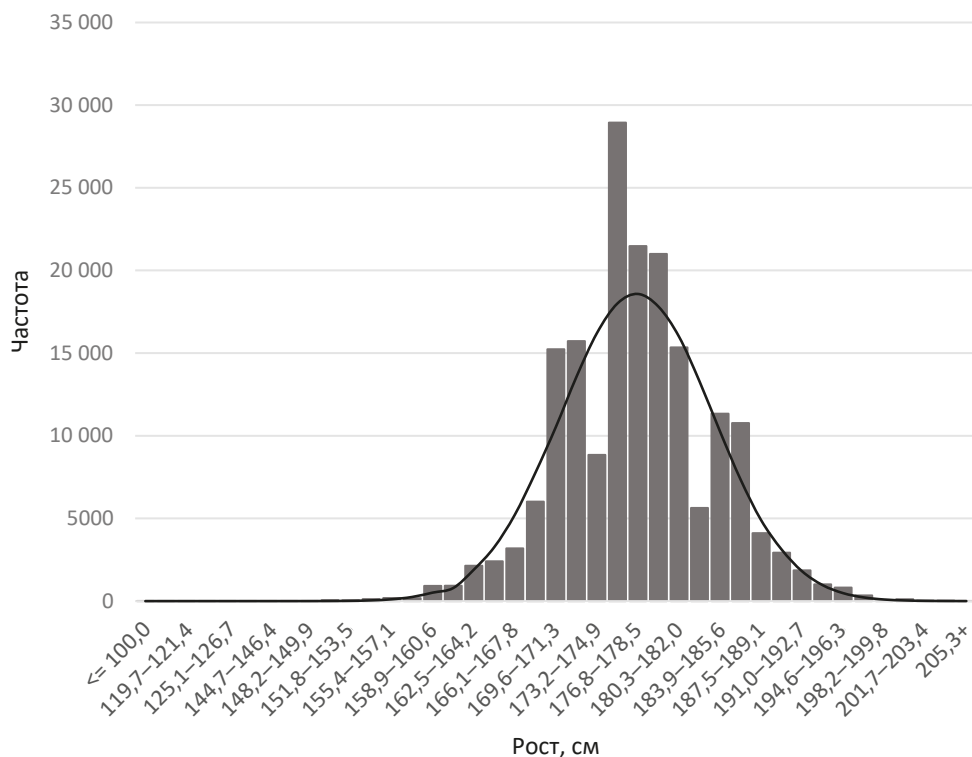


Рис. 3. Распределение роста 181 727 мужчин 1971–1975 гг. рождения

ся случайным характером вариации людей. Случайность может нарушаться, во-первых, вследствие неоднородности групп (по возрасту, этнической принадлежности, социальному статусу и др.), а во-вторых, вследствие существования ростового и весового цензов, которые освобождают от призыва в армию низкорослых и дистрофичных мужчин. Для получения распределения, очень близкого к нормальному, должно быть несколько тысяч наблюдений и достаточно однородный состав респондентов.

Многочисленные исследования в мировом масштабе подтвердили нормальность распределений индивидов по росту и весу в популяциях. Близость распределения антропометрических данных нашей БАДР к нормальному является важным свидетельством их достоверности и надежности, поскольку искусственно сконструировать подобное распределение из 2 млн человек — задача практически невыполнимая. Кроме того, нормальность распределения ростовых и весовых данных в БАДР позволяет распространять выводы, полученные на основе их анализа, на население всей страны, которое в нашем случае является генеральной совокупностью. Средние выборочные показатели всегда отличаются от соответствующих показателей в генеральной совокупности, причем чем меньше выборка, тем различия больше. В случае нормальности распределения выборочных данных мы можем корректно оценить степень этого отличия, вычислив *ошибку выборочных средних* роста и веса, что делает наш анализ максимально объективным и достоверным.

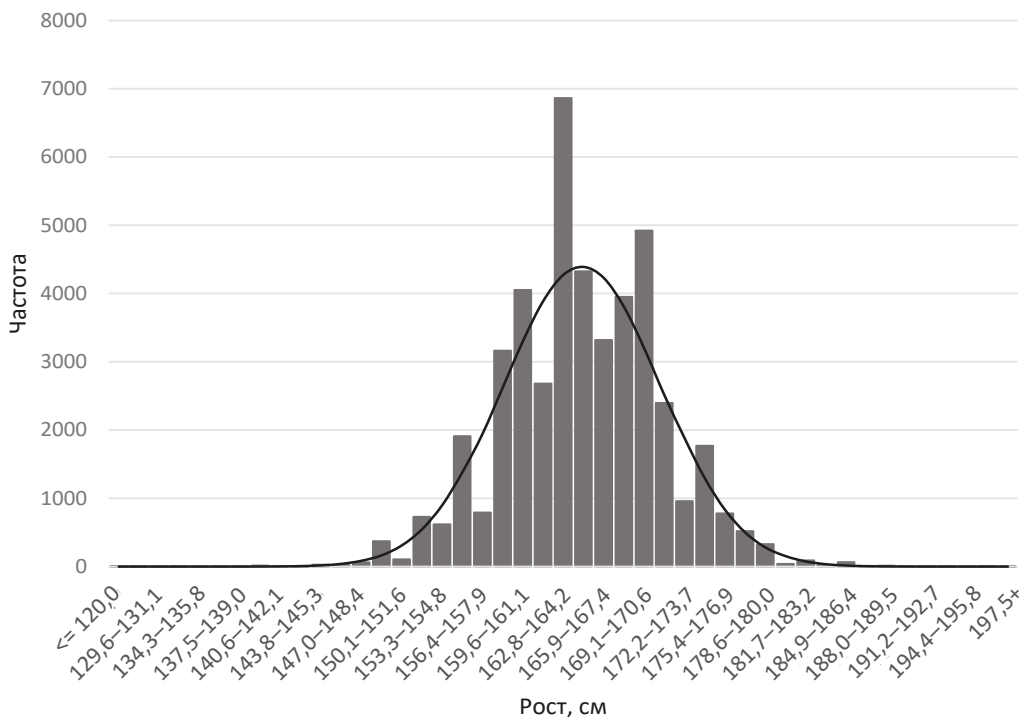


Рис. 4. Распределение роста 44958 женщин 1971–1975 гг. рождения

Стандартная ошибка выборочной средней⁸ длины тела показывает, насколько точно средний рост в нашей выборке отражает действительный средний рост в целом по России (в генеральной совокупности). Наконец, свойства подобного распределения хорошо изучены и могут быть использованы для оценки пробелов данных, недостающих в выборке.

Нормальность распределения данных является также необходимым условием для распространения выводов, полученных с помощью методов математической статистики из выборочных данных, на всю генеральную совокупность. При анализе динамики и географии размеров тела часто используются три показателя.

1. Коэффициент вариации дает возможность сравнивать изменчивость роста в разные эпохи или в разных группах⁹. Например, коэффициент вариации среднего роста в СССР по союзным республикам в 1926 и 1991 гг. позволяет точно оценить, насколько длина тела в республиках сблизились или разошлась за годы советской власти.

2. Коэффициент парной корреляции Пирсона (далее — коэффициент корреляции) измеряет уровень согласованности в изменениях признаков и степень воздействия разных характеристик человека на длину его тела, например каково влияние образования, возраста, социального статуса и т. д. на рост людей.

⁸ Отношение стандартного отклонения к квадратному корню из размера (числа наблюдений) выборки.

⁹ Отношение среднеквадратического отклонения к средней арифметической, выраженное в процентах.

3. Коэффициент регрессии оценивает величину изменения роста в зависимости от разных факторов, например времени, географии, урбанизации и др., что позволяет заполнить пробелы данных в выборке или дать прогноз на будущее. Оценки и выводы, сделанные на основе этих и всех других выборочных коэффициентов относительно динамики и географии размеров тела, можно распространить на генеральную совокупность, при обязательном условии, что антропометрические данные в нашей выборке имеют распределение, близкое к нормальному.

Проверка характера распределения во многих случаях осуществляется с помощью критериев согласия (наиболее популярны и представлены во многих программах анализа данных критерии Колмогорова — Смирнова, Шапиро — Уилка, хи-квадрат). Все критерии согласия принимают или отвергают гипотезу о нормальности распределения на основе сравнения полученного значения статистического критерия с его критическим значением. На практике во всех математико-статистических программах вместо критических значений традиционно используется уровень значимости критерия: если полученное значение ниже заданного минимального значения (обычно 0,05), то гипотеза о нормальности отвергается.

Однако в социальной практике совершенно нормальные распределения встречаются крайне редко. Как правило, мы имеем дело с распределениями, *достаточно близкими к нормальным*, которые по ряду причин формально не проходят статистические тесты. Эмпирически сделать вывод о близости распределения к нормальному можно на основе совокупности таких показателей, как среднее значение и медиана распределения, его асимметрия и эксцесс. В частности, у этого распределения должны быть приблизительно равны выборочное среднее значение и медиана.

Асимметрия характеризует скошенность распределения относительно средней арифметической. При идеальной симметрии средняя арифметическая на графике делит распределение на две равные и симметричные части — левая часть распределения (слева от средней) и правая часть распределения (справа от средней). Если левая и правая части не одинаковы, то наступает большая или меньшая асимметричность. Коэффициент асимметрии измеряет направление и степень асимметричности: он положительный, если длинная часть кривой распределения расположена справа от средней, но отрицательный, если длинная часть кривой расположена слева от средней. Абсолютное значение коэффициента показывает степень асимметричности. Для совершенно нормального распределения коэффициент асимметрии равен нулю; чем больше скошенность, тем абсолютное значение коэффициента выше.

Коэффициент эксцесса, или коэффициент островершинности, оценивает крутость, то есть степень большего или меньшего подъема эмпирической кривой распределения. Для нормального распределения коэффициент эксцесса равен трем. Чем больше значение эксцесса, тем дальше эмпирическое распределение от нормального. В больших выборках, если коэффициенты асимметрии и эксцесса по абсолютному значению меньше своей утроенной стандартной ошибки, то с достаточной вероятностью можно говорить о близости распределения к нормальному, а если больше, то можно говорить об отсутствии нормальности в распределении. Из этих двух показателей более важным для проверки является асимметрия.

Вывод о близости распределения к нормальному может быть основан на анализе гистограммы распределения (рис. 3 и 4). На ее горизонтальной оси X указыва-

ются показатели длины тела, а на оси Y — сколько раз каждый показатель встречался в данном распределении (частота). На гистограмме приводятся два распределения — эмпирическое (имеет вид ступенчатой пирамиды) и теоретическое нормальное (имеет вид колокола). Их сравнение позволяет визуальнo оценить скошенность и островершинность эмпирического распределения, а также степень его близости к нормальному. Например, на гистограммах (рис. 3 и 4) отображены данные о росте 181 727 мужчин и 44 958 женщин 1971–1975 гг. рождения. Визуальный анализ показывает, что распределения близки к нормальным. Данные о среднем значении, медиане, асимметрии и эксцессе это подтверждают.

Аналогичным образом (по гистограммам и характеристикам распределения) были проверены на нормальность распределения мужчин и женщин по всем пятилетиям за 1890–1985 гг. За недостатком места опускаем гистограммы и приводим данные о среднем значении, медиане и асимметрии, полученные по пятилетним выборкам (табл. 2).

Таблица 2. Распределение длины тела мужчин в возрасте 17 лет и старше (числитель) и женщин в возрасте 16 лет и старше (знаменатель) по пятилетним когортам в базе антропометрических данных России

Когорта	Число респондентов	Средний рост, см	Медиана, см	Асимметрия	Стандартная ошибка асимметрии
1890–1895	2899/1	165,6/154,0	165,6/154,0	0,179/–	0,045/–
1896–1900	1082/3	165,8/151,3	165,6/150,0	0,139/–	0,074/–
1901–1905	422/15	167,1/155,6	167,0/156,0	–0,057/–	0,119/–
1906–1910	748/58	166,1/155,6	167,0/156,0	–0,286/0,022	0,089/0,314
1911–1915	20 285/174	169,0/157,0	169,0/157,0	0,256/0,084	0,017/0,184
1916–1920	9916/343	168,7/157,5	169,0/158,0	0,106/–0,140	0,025/0,132
1921–1925	2200/1315	166,7/158,4	166,0/158,0	0,224/–0,056	0,052/0,087
1926–1930	6340/3496	167,7/158,1	168,0/158,0	–0,034/–0,042	0,031/0,041
1931–1935	6497/6779	168,3/158,4	168,0/158,0	–0,411/–0,096	0,03/0,03
1936–1940	14 566/16 784	171,1/159,3	171,0/159,0	–0,123/0,043	0,02/0,019
1941–1945	23 912/13 693	173,4/160,4	173,0/160,0	–0,055/–0,064	0,016/0,021
1946–1950	120 534/30 618	174,3/161,4	174,0/162,0	0,033/0,034	0,007/0,014
1951–1955	198 748/50 199	175,0/162,2	175,0/162,0	–0,003/0,074	0,005/0,011
1956–1960	239 278/69 330	175,9/163,0	176,0/163,4	–0,038/0,090	0,005/0,009
1961–1965	215 133/64 243	176,6/163,6	176,0/164,0	–0,042/0,065	0,005/0,010
1966–1970	182 932/51 122	177,2/164,4	177,0/164,0	–0,013/0,056	0,006/0,011
1971–1975	181 727/44 958	177,5/165,0	178,0/165,0	–0,017/–0,011	0,006/0,012
1976–1980	141 879/38 589	177,4/165,2	178,0/165,0	–0,078/–0,013	0,007/0,012
1981–1985	69 315/35 412	177,0/165,1	177,0/165,0	–0,769/–0,846	0,009/0,013

Рассчитано по: БАДР.

Как видим, среднее значение несущественно отличается от медианы, а абсолютное значение коэффициента асимметрии меньше 0,5 и в основном меньше своей утроенной стандартной ошибки (а если и превышает, то незначительно). Это позволяет сделать вывод, что при достаточном числе данных распределения роста по пятилетиям в 1890–1985 гг. можно считать близкими к нормальным.

Анализ распределений роста респондентов по каждому из трех источников (ВШЭ, Росстат и БМ) дает аналогичные результаты. Вот, например, гистограмма распределения по росту 22 704 мужчин 1986–1990 гг. рождения по сведениям Росстата (рис. 5).

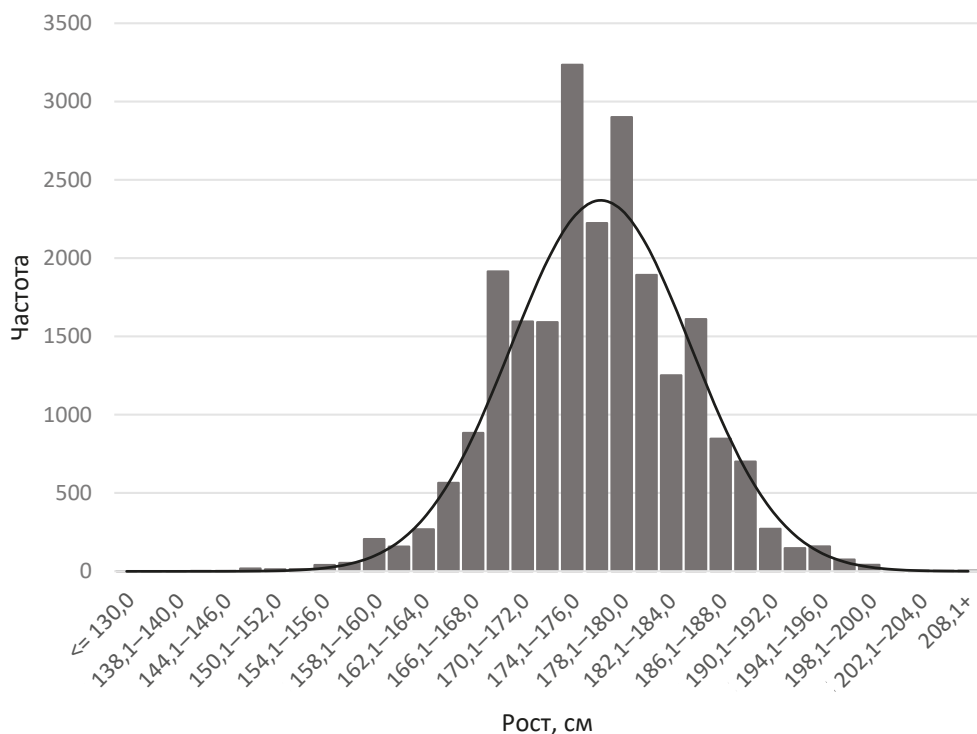


Рис. 5. Распределение роста 22 704 мужчин 1986–1990 гг. рождения

Источник: Росстат.

Наилучшие данные с точки зрения нормальности распределения содержит выборка БМ. Начиная с 1910-х гг. она дает распределения, наиболее близкие к нормальным для всех пятилетий (рис. 6, 7).

Проведенный анализ позволяет сделать вывод, что распределения информантов по росту в отдельных когортах близки к нормальным как во всей базе данных, так и в каждой из трех ее составных частей. Максимально близкими к этому типу распределения являются ростовые данные мужчин и женщин одного года рождения в возрасте достижения конечной длины тела (20–25 лет). Наилучшими с точки зрения нормальности распределения являются данные архивной выборки БМ, на долю которой приходится более 68 % всех респондентов.

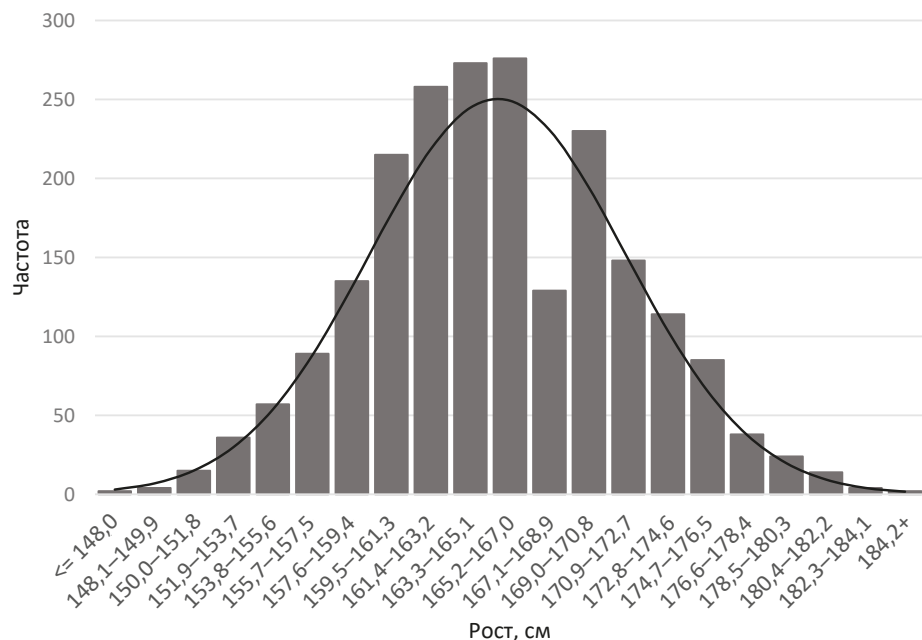


Рис. 6. Распределение роста 2148 мужчин и женщин 1921–1925 гг. рождения

Источник: БМ.

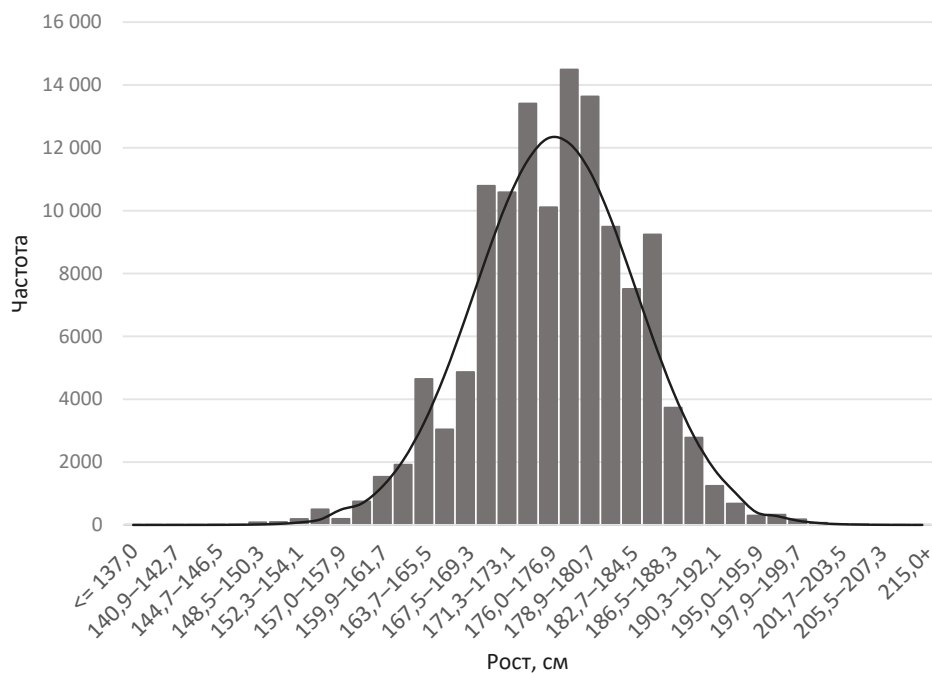


Рис. 7. Распределение роста 126 436 мужчин и женщин 1976–1980 гг. рождения

Источник: БМ.

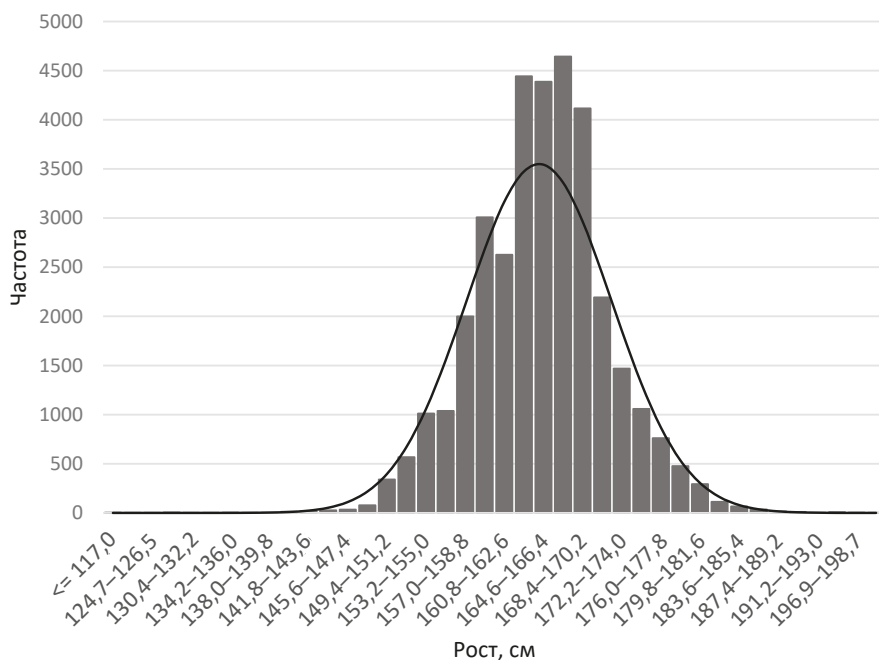


Рис. 8. Гистограмма распределения роста 34 860 женщин 1981–1985 гг. рождения в возрасте от 16 лет

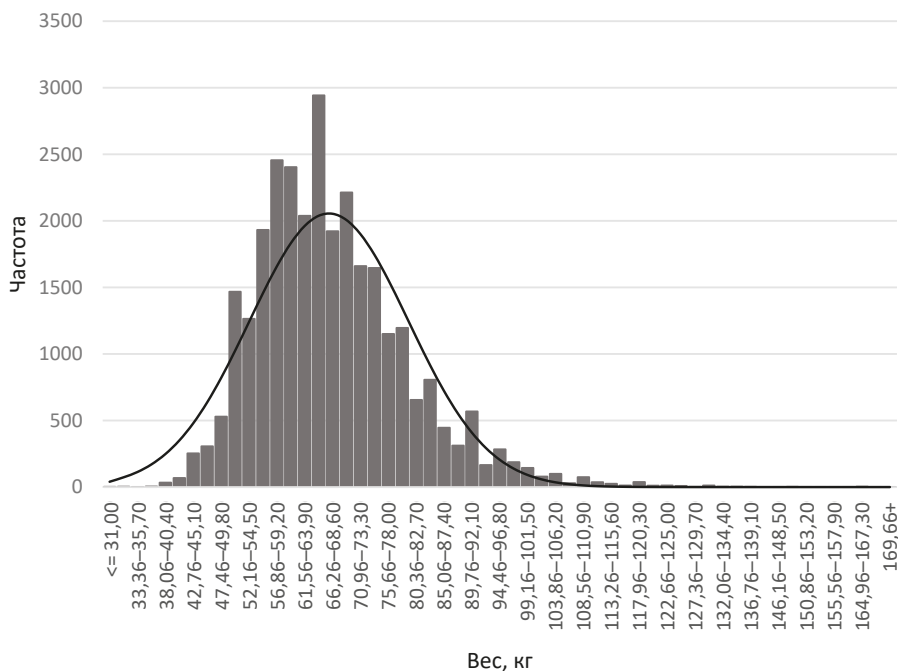


Рис. 9. Гистограмма распределения веса 29 526 женщин 1981–1985 гг. рождения в возрасте от 16 лет

Данные о весе также дают распределения, близкие к нормальным. Между ростом и весом человека в XX в., как свидетельствует коэффициент корреляции, существовала достаточно тесная зависимость — коэффициент варьировал в диапазоне 0,62–0,71. На рис. 8 и 9 даны приведены близкие к нормальным распределения значений роста и веса женщин 1981–1985 гг. рождения возраста от 16 лет (количества наблюдений не совпадают вследствие пропущенных значений).

Ростовой и возрастной цензы и их влияние на рост и вес информантов

Размеры тела респондентов зависели от возраста, образования, социальной, этнической и профессиональной принадлежности и других факторов. Структура респондентов в отдельные годы и в отдельных регионах варьировала по многообразным причинам. Для корректного сравнения выборочных средних и для корректной оценки реальных изменений длины тела, не обусловленных различиями в составе выборок, необходимо возрастной, социальный, семейный и т. д. профили всех выборок, как говорят статистики, стандартизировать или нормировать. Это можно сделать двумя способами. Первый способ: за каждый год (пятилетие или десятилетие) сформировать совершенно однородные по всем признакам выборки респондентов, удалив из них всех лиц, которые не соответствуют принятому стандарту. Второй способ: всех наличных информантов (с разными социально-демографическими характеристиками) конвертировать с помощью метода множественной регрессии в стандартных индивидуумов, которые будут отличаться только ростом, но иметь одинаковые возраст, социальный, семейный и т. д. статус и другие характеристики. Полученный подобным методом средний рост стандартизированной, однородной по своему составу группы называется **истинным ростом** референтной группы в генеральной совокупности.

Историк с классическим образованием воспринимает процедуру стандартизации как нонсенс и профанацию науки¹⁰. Однако данная процедура широко используется антропологами, демографами и экономистами. Две крупнейшие международные базы антропометрических данных NCD RiskC и ClioInfra созданы именно с применением стандартизации. Например, в NCD RiskC всех респондентов стандартизировали под 18-летних: если информанту на момент измерения было, скажем, 43 года, то путем сложных математических расчетов вычислялось, каким мог быть его рост в 18 лет¹¹. В ClioInfra при отсутствии данных для мужчин использовались данные о длине тела женщин, которые пересчитывались в показатели мужского роста с помощью разработанного коэффициента¹². Разумеется, при такой методологии все расчеты и оценки носят гипотетический, вероятностный характер. Стандартизация выборок *при анализе динамики размеров тела* действительно

¹⁰ Norkus Z. Saving Anthropometric History: A Solution to the “Estonian Antebellum Paradox” // Norkus Z. Post-Communist Transformations in Baltic Countries: A Restoration Approach in Comparative Sociology. [S.l.] 2023. P.231.

¹¹ NCD Risk Factor Collaboration. A Century of Trends in Adult Human Height. eLife 2016, 5:e13410. URL: <https://elifesciences.org/articles/13410> (дата обращения: 03.05.2024).

¹² По данным о соотношении роста мужчин и женщин в этих странах за другие годы и в других странах за эти и другие годы.

устраняет влияние изменений в составе респондентов в отдельные годы и дает ответ на вопрос, как реально изменялись рост, вес и ИМТ респондентов со временем в зависимости от года рождения и под влиянием условий жизни в чистом виде. А при анализе *разницы между порайонными (республиканскими) размерами тела* стандартизация устраняет влияние различий в составе респондентов в отдельных регионах (республиках) и дает ответ на вопрос, насколько различались средние размеры тела в регионах исключительно, или в чистом виде, под влиянием условий жизни. Если составы выборок существенно различаются, то средние, подсчитанные по фактическим выборочным данным, также будут *существенно* отличаться от среднего роста референтной группы. Устранение влияния состава выборок на длину тела касается всех респондентов — мужчин и женщин, взрослых и детей.

Творцы и аналитики мировых баз данных ставили не конкретно-исторические задачи, а теоретическую цель — построить математическую модель изменения размеров тела и выявить секулярный, или вековой, тренд — эпохальную динамику длины тела населения в глобальном, всемирном масштабе и отчасти в национальном масштабе тех стран, которые участвовали в проектах. Свою задачу они выполнили, но историков полученные результаты часто не удовлетворяют, потому что они предпочитают данные о размерах тела не абстрактного человека, а живых, конкретных, объективных, подлинных мужчин и женщин определенного возраста, социального статуса, семейного состояния, образования, национальной принадлежности и т. д. К счастью, проверка БАДР обнаружила, что составы респондентов по пятилетиям настолько похожи, что не требуют стандартизации. Поскольку вопрос однородности состава выборок имеет принципиальное значение для анализа и интерпретации полученных результатов, приведем основания.

Наша БАДР состоит главным образом из новобранцев и лиц, стоящих на учете в военкоматах или проходивших действительную службу (всех их будем называть военнослужащими или военными). В целом за изучаемый период их доля в БАДР составила 84 %, а в отдельные годы, 1890–1920 и 1941–1980 гг., доходила почти до 100 %. Все военнослужащие должны были соответствовать росту и возрасту, соответствующим цензам, которые в рассматриваемое время были невелики и более 100 лет, с 1922 по 2024 г., не изменялись (табл. 3).

Как уже говорилось, под влиянием цензов в ряды военнослужащих не попадали низкорослые и дистрофичные граждане. Вследствие этого военнослужащие (при равной вероятности для каждого мужчины стать военным и при абсолютной случайности попадания в нашу БАДР) должны были несколько превышать ростом и весом тех, кто в армию и в запас не попадал. Соответственно, по размерам тела все мужчины популяции должны были несколько уступать военнослужащим. Это различие было пропорционально цензу: больше ценз — больше размеры тела военнослужащих, и наоборот. В царское время ростовой и возрастной цензы были выше, чем в советское, а весовой ценз отсутствовал, в силу чего цензы должны были воздействовать на размеры тела военнослужащих в большей степени, чем в советское время (табл. 4).

Влияние ростового ценза на длину тела иллюстрируют данные табл. 5, где оценка среднего роста выполнена методом максимального правдоподобия по уравнению регрессии. Сравнение фактического роста новобранцев и роста всех муж-

Таблица 3. Ростовый и возрастной ценз при призыве в российскую армию в 1890–2005 гг.

Год рождения	Год призыва	Возрастной ценз, лет		Ростовой ценз, см		Доля военных, %
		офиц.	факт.	офиц.	факт.	
1890–1895	1911–1916	21	18	153,4	151,1	100,0
1896–1900	1917–1921	21	18	Не было	146,0	100,0
1901–1905	1922–1926	21	18	148–153	147,0	98,6
1906–1910	1927–1931	21	18	148–153	150,0	98,7
1911–1915	1930–1934	19–20	18	148–153	150,0	99,7
1916–1920	1934–1938	17–19	18	148–153	145,0	99,1
1921–1925	1941–1945	20	18	150	149,0	81,7
1926–1930	1947–1951	21	18	150	141,0	77,5
1931–1935	1952–1956	21	18	153	140,0	59,1
1936–1940	1955–1959	19	18	150	140,0	55,2
1941–1945	1958–1962	17	18	–	142,0	73,1
1946–1950	1963–1967	17–18	18	150	147,0	87,0
1951–1955	1969–1973	18	18	150	150,0	88,7
1956–1960	1974–1978	18	18	150	140,0	88,7
1961–1965	1979–1983	18	18	150	140,0	88,6
1966–1970	1984–1988	18	18	150	150,0	88,1
1971–1975	1989–1993	18	18	150	143,0	86,7
1976–1980	1994–1998	18	18	150	140,0	81,7
1981–1985	1999–2003	18	19	150	142,0	58,5
1986–1990	2004–2008	18	18	150	151,0	0,4

Источники: Миронов Б. Н. Благополучие населения и революции в имперской России... С. 164, 171; Руководство по очередным призывам в Р. К. К. А. Л., 1926. С. 223–224; Работа врача в призывной комиссии. М.; Л., 1930. С. 37, 88; Молодцов Н. А. Вопросы военно-врачебной экспертизы. М., 1947. С. 30–31, 52; Краткое руководство по военно-врачебной экспертизе / под ред. А. В. Рахманова. М., 1947. С. 22; Министерство обороны СССР. Приказ от 9 сентября 1987 г. № 260. «О введении в действие положения о медицинском освидетельствовании в Вооруженных силах СССР (на мирное и военное время)». URL: <https://normativ.kontur.ru/document?moduleId=1&documentId=15162> (дата обращения: 06.04.2024); Постановление Правительства РФ от 20 апреля 1995 г. № 390. «Об утверждении Положения о военно-врачебной экспертизе». Ст. 87. URL: <https://base.garant.ru/5219009/?ysclid=lunuc9m3zb30440581>; Военно-врачебная экспертиза. Полный справочник. М., 2011. С. 223, 234.

чин¹³ показывает: при цензе 160 см разница в росте между призванными и всеми мужчинами доходила до 1,6 см, при цензе 153,4 см упала до 0,1 см, при цензе 153 см — до нуля.

¹³ Средний рост новобранцев по пятилетиям стандартизирован по составу новобранцев в 1801–1805 гг.

Таблица 4. Нормативный ростовой и возрастной ценз при призыве в царскую армию в 1731–1914 гг.

Ценз	Год призыва							
	1730	1757	1766	1825	1832	1845	1854	1874–1914
Ростовой, вершки	36	36	36	36	36	35,5	35	34,5
Ростовой, см	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	157,8	155,6	153,4
Возрастной	15–35	20–35	17–35	18–35	20–35	20–35	20–35	21

Источник: Миронов Б. Н. Благополучие населения и революции в имперской России... С. 164, 171.

Таблица 5. Влияние ростового ценза и колебаний в составе выборок на средний рост мужского населения России 1826–1935 гг. призыва

Год рождения	Год призыва	Число наблюдений		Ростовой ценз, см		Рост, см		Разница (8–7)
		индивидуальных	суммарных	нормативный	фактический	новобранцев	всех мужчин	
1801–1805	1826–1830	6977	–	160,0	155,6	164,0	162,4	–1,60
1806–1810	1831–1835	12 281	–	160,0	155,6	163,9	162,9	–1,00
1811–1815	1836–1840	3417	–	160,0	157,8	164,6	163,5	–1,10
1816–1820	1841–1845	3682	–	160,0	155,6	165,6	165,0	–0,60
1821–1825	1846–1850	4984	–	160,0	155,6	165,0	163,9	–1,10
1826–1830	1851–1855	6418	–	160,0	155,6	164,7	164,0	–0,70
1831–1835	1856–1860	7238	–	160,0	155,6	164,5	164,2	–0,30
1836–1840	1861–1865	5871	–	160,0	155,6	164,6	164,7	0,10
1841–1845	1866–1870	9885	–	160,0	155,6	165,1	164,8	–0,30
1846–1850	1871–1875	15 600	–	157,8	155,6	165,4	164,9	–0,50
1851–1855	1876–1880	15 808	519 535	157,8	153,4	165,8	165,2	–0,60
1856–1860	1881–1885	11 346	1 069 756	155,6	153,4	164,6	164,1	–0,50
1861–1865	1886–1890	12 996	1 090 178	153,4	153,4	164,4	163,9	–0,50
1866–1870	1891–1895	2327	1 247 094	153,4	153,4	165,1	164,7	–0,40
1871–1875	1891–1895	1729	1 332 388	153,4	153,4	166,5	166,4	–0,10
1876–1880	1896–1900	1612	1 444 557	153,4	153,4	167,0	166,9	–0,10
1881–1885	1901–1905	1198	1 920 601	153,4	153,4	167,4	167,3	–0,10
1886–1890	1906–1910	982	2 163 123	153,4	153,4	167,6	167,6	0,00
1891–1895	1911–1915	2897	850 701	153,4	153,4	165,3	166,4	1,10
1896–1900	1916–1920	1069	830	–	150,0	165,7	166,9	1,20
1901–1905	1921–1925	387	12 549	153,0	150,0	166,8	166,8	0,00
1906–1910	1926–1930	533	10 511	153,0	150,0	168,0	168,0	0,00
1911–1915	1931–1935	20 162	–	153,0	150,0	169,0	169,0	0,00

Источник: Миронов Б. Н. Благополучие населения и революции в имперской России... С. 213.

Однако эта закономерность не наблюдалась в годы Первой мировой и Гражданской войн, 1914–1920 гг. Длина тела, вопреки правилу, у мобилизованных была ниже. Это обуславливалось тем, что в военное время, особенно в годы Гражданской войны, мужчины часто призывались в армию, невзирая на цензы. После войны разница между ростом призванных и всех мужчин минимизировалась, а ценз понизился еще на 0,4 см.

Разница между фактическим ростом новобранцев и всех мужчин объяснялась не только изменениями ростового и возрастного цензов, но и колебаниями в составе новобранцев. Отсюда следует, что в 1921–1935 гг. ценз в 153 см вместе с колебаниями состава выборки мало искажал рост всех мужчин. Понижение ростового ценза во время Великой Отечественной войны и его официальное уменьшение в послевоенный период до 150 см способствовали дальнейшей минимизации различий между ростом призывников и всех мужчин.

Стоит также обратить внимание на то, что в 1918–1940 гг. в армию принимали мужчин ростом на 3–10 см ниже официального ценза (см. табл. 2). Это объяснялось разными причинами, но прежде всего тем, что рост в 153 см требовался «для зачисляемых на службу в кадровые части РККА, а призываемые ниже этого роста, но не ниже 148 см, зачисляются для строевой службы в переменный состав территориальных частей. При росте ниже 148 см призываемые зачисляются в категорию проходящих обучение вневоинским порядком (по нестроевой службе)»¹⁴. Мы же включили в БАДР всех призванных до их фильтрации по росту, весу и здоровью. Это практически сводило на нет влияние ростового ценза на средний рост новобранцев, поскольку мужчин ростом ниже 148 см было очень мало.

В послевоенный и постсоветский периоды официальные цензы для призыва в армию не изменялись: ростовой составлял 150 см, возрастной — 18 лет, весовой — 45 кг. Но если возрастной и весовой цензы достаточно строго соблюдались, то ростовой фактически часто опускался до 140–147 см и лишь в 1969–1973, 1984–1988 и 2004–2008 гг. соответствовал официальной норме (см. табл. 3). Между тем призывники, родившиеся в 1936–1940 гг., были на 5,4 см ниже, чем в 1986–1990 гг. Увеличение средней длины тела мужчин вело к тому, что доля низкорослых в населении уменьшалась, вследствие чего влияние ростового ценза на размеры тела призывников нуллифицировалось, и средний рост новобранцев хорошо отражал длину тела мужчин в популяции.

Социально-демографический состав информантов и его влияние на рост и вес

Серьезное влияние на рост и вес респондентов оказывают социально-демографические факторы: образование, место жительства, доход, социальное положение, возраст и др. Военная реформа 1874 г. сделала воинскую обязанность всеобщей и социальный ценз отменила. В 1917–1936 гг. при призыве в Красную армию он был восстановлен как *классовый* ценз. В ряды Красной армии не призывались или принимались в особом порядке лица, лишенные по закону активного и пассивного избирательного права (так называемые лишенцы), которым по причине их классовой

¹⁴ Работа врача в призывной комиссии. С. 37, 88; Молодцов Н. А. Вопросы военно-врачебной экспертизы. С. 30–31, 52.

принадлежности или активно выраженной враждебности к советской власти априорно инкриминировалась нелояльность и не доверялась защита РСФСР с оружием в руках¹⁵. Этот ценз лишил избирательных прав шесть категорий населения: 1) лиц, использующих наемный труд с целью извлечения прибыли; 2) лиц, живущих на нетрудовой доход (проценты с капитала, доходы с предприятий, поступления с имущества и т. п.); 3) частных торговцев, торговых и коммерческих посредников; 4) монахов, священно- и церковнослужителей всех культов; 5) служащих и агентов бывшей полиции, особого корпуса жандармов и охранных отделений; 6) дворян, белых офицеров и членов дома Романовых. За 1922–1929 гг. доля лишенцев выросла с 1,40 до 4,89%, в 1930-х гг. она уменьшилась до 2,46%. В основном это были люди, родившиеся до 1917 г., как правило, принадлежавшие к обеспеченным слоям населения и жившие в лучших материальных условиях, вследствие чего они имели размеры тела выше средних в популяции. Однако их доля никогда не превышала 5%, поэтому ценз не мог оказать серьезного влияния на средний рост и вес информантов¹⁶. В 1936 г. классовый ценз был отменен.

Несмотря на правительственную политику нивелирования социально-имущественного неравенства, советское общество никогда не являлось абсолютно однородным. Оно делилось на классы и социально-профессиональные группы, различавшиеся доходом, образованием, характером труда, образом жизни, жилищными условиями, питанием и другими признаками, влиявшими на биологический статус человека. Соответственно, группы различались средним ростом, весом и индексом массы тела. В среднем неквалифицированные рабочие по сравнению с крупными чиновниками и руководителями были на 2,7 см ниже ростом, на 7,3 кг меньше весом, а индекс массы тела (ИМТ) у них был меньше на 1,5 кг/м² (табл. 6).

Естественно, если отдельные когорты респондентов существенно разнятся по социально-демографическому составу, то они отличаются по всем антропометрическим признакам. Выясним, как изменялась структура респондентов по возрастным когортам в изучаемый период.

В табл. 6 использована Международная стандартная классификация занятий 2008 г. (МСК3-08), в которой все существующие в настоящее время в мире профессии объединяются первоначально в 436 групп, затем интегрируются в 130 базовых групп, 43 подгруппы и, наконец, в 10 основных социально-профессиональных групп¹⁷. Финальные 10 групп отличаются друг от друга не только профессиональными обязанностями, но также престижем, доходом, образованием и отношением к власти и фактически являются 10 социально-профессиональными стратами. Эта же стратификация используется в мониторинге ВШЭ при анализе социальной структуры респондентов. В соответствии с ней мы стратифицируем наших информантов, родившихся в послевоенный период, по пятилетним когортам (табл. 7).

¹⁵ Декрет ВЦИК и СНК РСФСР об обязательной воинской повинности для всех граждан Р. С. Ф. С. Р. мужского пола. 28.9.1922 г. // Библиотека нормативно-правовых актов СССР. URL: http://www.libussr.ru/doc_ussr/ussr_1400.htm (дата обращения: 22.04.2024).

¹⁶ Миронов Б. Н. О нелегитимности советской власти // Новейшая история России. 2022. Т. 12, № 1. С. 16–17.

¹⁷ International Standard Classification of Occupations. Vol. 1: Structure, group definitions and correspondence tables // International Labour Office. Geneva: ILO, 2012. URL: https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms_172572.pdf (дата обращения: 08.05.2024).

Таблица 6. Средний рост, вес и индекс массы тела представителей десяти социально-профессиональных групп в СССР в 1951–1990 гг. (мужчины в возрасте 17 лет и старше)

Социально-профессиональная группа	Рост, см	Вес, кг	ИМТ
1. Военнослужащие	177,1	80,7	25,6
2. Законодатели, крупные чиновники, руководители высшего и среднего звена	177,3	85,3	27,1
3. Специалисты высшего уровня квалификации	177,2	83,0	26,4
4. Специалисты среднего уровня квалификации, чиновники	176,5	82,9	26,6
5. Служащие офисные и по обслуживанию клиентов	175,6	81,6	26,4
6. Работники сферы торговли и услуг	175,8	82,4	26,6
7. Квалифицированные работники сельского, лесного хозяйства и рыбоводства	175,3	82,3	26,8
8. Квалифицированные рабочие, занятые ручным трудом	175,4	78,2	25,4
9. Квалифицированные рабочие, использующие машины и механизмы	175,0	81,3	26,5
10. Неквалифицированные рабочие всех отраслей	174,6	78,0	25,6
<i>В среднем</i>	<i>176,0</i>	<i>81,6</i>	<i>26,3</i>

Рассчитано по: БАДР.

Таблица 7. Социальная структура отдельных когорт в СССР в 1946–1990 гг., %

Когорта	Социально-профессиональная группа*									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1946–1950	20,9	9,1	12,9	8,5	–	6,8	2,0	17,5	15,7	6,6
1951–1955	15,7	9,4	11,1	7,2	0,7	6,8	4,3	16,7	21,2	6,9
1956–1960	12,9	8,3	10,0	6,8	1,0	7,1	7,1	14,1	26,6	6,1
1961–1965	12,8	8,9	9,5	7,9	0,7	7,6	8,6	12,5	27,3	4,2
1966–1970	15,0	8,9	10,4	7,9	0,9	7,5	8,6	11,7	24,9	4,2
1971–1975	12,3	9,3	11,0	9,1	1,2	8,8	8,6	11,9	23,6	4,2
1976–1980	8,2	9,3	13,5	10,5	1,2	8,7	8,7	13,0	22,8	4,1
1981–1985	2,5	8,6	16,7	12,4	1,3	9,5	9,4	13,8	21,2	4,6
1986–1090	0,4	5,5	18,3	13,1	1,8	11,3	9,8	12,8	21,3	5,7

* Название социально-профессиональных групп приведено в табл. 6.

Рассчитано по: БАДР.

Как видим, социальная структура респондентов в выборках в разные годы изменялась, однако нерадикально и не всегда одинаково, но на глаз оценить их однородность затруднительно. Для определенного ответа на поставленный вопрос разработаны специальные критерии, из которых мы используем два.

Первый критерий — *коэффициент согласия* (конкордации) Кендалла (W). Он оценивает однородность любого числа выборок одним коэффициентом, который

принимает значения от 0 до 1. Если $W = 0$, выборки полностью лишены сходства и совершенно разнородны; если $W = 1$, то выборки абсолютно однородны. Промежуточные значения говорят о степени подобия, или однородности: чем выше W , тем однородность выше, и наоборот. $W = 0,4$ считается порогом: если W выше 0,4, то подобие в той или иной степени наблюдается, если ниже, то отсутствует¹⁸. Метод имеет важное достоинство — одним коэффициентом оценивается однородность всей структуры (в нашем случае подобие всех 20 когорт в БАДР). Коэффициент согласия по результатам расчета для всех 20 пятилетних когорт мужчин и женщин от 1891–1895 до 1986–1990 гг. рождения при разделении социального состава выборок на девять страт без военных был высоким — 0,765–0,830. При включении в состав выборок военных высокая однородность сохранялась. У женщин однородность всегда была выше, чем у мужчин (табл. 8).

Таблица 8. Коэффициент согласия между социальными структурами 20 пятилетних когорт России в 1891–1990 гг.

Стратификация	Мужчины 17 лет и старше	Женщины 16 лет и старше	Оба пола
10-членная	0,761	0,932	0,830
9-членная	0,765	0,930	0,830
5-членная	0,862	0,965	0,951
4-членная	0,911	0,931	0,881

Рассчитано по: БАДР.

Самая большая часть нашей базы данных (БМ) включала респондентов, которых источники позволяли разделить лишь на четыре или пять страт: 1) профессионалы (лица высококвалифицированного труда с высшим и средним специальным образованием), 2) белые воротнички (лица умственного труда без профессионалов), 3) синие воротнички (квалифицированные рабочие), 4) черные воротнички (неквалифицированные рабочие) и 5) военнослужащие. Коэффициенты согласия между 4-членными и 5-членными структурами по пятилетиям для всей БАДР оказались еще более высокими — 0,862–0,965, что говорит об очень высокой социальной однородности всех выборок, причем как у мужчин, так и у женщин.

Синхронность изменений в составе отдельных когорт измерялась с помощью коэффициента корреляции. Если доли десяти социально-профессиональных групп от пятилетия к пятилетию изменяются абсолютно согласованно, средний коэффициент корреляции (r) принимает значение 1, если асинхронно, то 0. Промежуточные значения говорят о степени согласованности: 0,30–0,50 — слабая; 0,51–0,70 — средняя; более 0,70 — высокая. Согласно расчету, среднее значение корреляции в корреляционной матрице (9×9), включающая 81 коэффициент, равна 0,76 у мужчин и 0,97 у женщин (табл. 9). Здесь и в других таблицах встречаются немногочисленные случаи, когда парные коэффициенты корреляции невысокие — по причине дефицита данных.

¹⁸ Теория статистики / Р. А. Шмойлова и др. М., 1996. С. 394.

Таблица 9. Коэффициенты парной корреляции между изменениями в социальном составе пятилетних когорт 1946–1990 гг. (мужчины 17 лет и старше, женщины 16 лет и старше)

Год рождения	1946–1950	1951–1955	1956–1960	1961–1965	1966–1970	1971–1975	1976–1980	1981–1985	1986–1990
1946–1950	1,00	0,91	0,72	0,66	0,73	0,69	0,59	0,37	0,24
1951–1955	0,91	1,00	0,94	0,89	0,91	0,89	0,82	0,61	0,48
1956–1960	0,72	0,94	1,00	0,99	0,98	0,97	0,91	0,71	0,61
1961–1965	0,66	0,89	0,99	1,00	0,99	0,99	0,93	0,73	0,62
1966–1970	0,73	0,91	0,98	0,99	1,00	0,99	0,90	0,68	0,56
1971–1975	0,69	0,89	0,97	0,99	0,99	1,00	0,96	0,78	0,67
1976–1980	0,59	0,82	0,91	0,93	0,90	0,96	1,00	0,93	0,85
1981–1985	0,37	0,61	0,71	0,73	0,68	0,78	0,93	1,00	0,97
1986–1990	0,24	0,48	0,61	0,62	0,56	0,67	0,85	0,97	1,00
Средний r у мужчин	0,66	0,83	0,87	0,87	0,86	0,88	0,87	0,75	0,67
Средний r у женщин	0,92	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96

Рассчитано по: БАДР.

Таким образом, высокая однородность по составу и согласованность в изменениях в составе социально-профессиональных групп внутри когорт говорят о том, что социальная структура респондентов в выборках за разные годы была однородной и достаточно стабильной; *значительные колебания* в составе выборок, обусловленные случайными факторами, не наблюдались; небольшие изменения в составе происходили синхронно во всех когортах. Отсюда следует, что *необходимость в стандартизации выборок по социальной структуре отсутствует*. Наблюдавшиеся колебания в составе выборок находились в рамках стандартных ошибок выборок.

Существует еще один фактор, потенциально опасный для корректности анализа, — возраст респондентов. Возрастная структура респондентов в выборках сама по себе влияет на их средний рост. Если возрастная структура респондентов в двух выборках существенно различается, то средняя длина тела респондентов в выборках будет различаться (даже если по всем другим параметрам респонденты подобны) по причине того, что рост с возрастом изменяется. Наибольшее увеличение роста происходит на втором году и в возрасте 13–16 лет у мальчиков и в 12–15 — у девочек. К 25–30 годам человек достигает как полной физической зрелости, так и максимального роста. После достижения 30–40 лет с каждым десятилетием мужчины уменьшаются в росте примерно на 0,2 см, а женщины — на 0,3 см (разные авторы дают разные цифры)¹⁹. В нашей БАДР дефинитивный рост достигался, как правило, у мужчин в 23–25 лет, у женщин — в 17–19 лет. После 30–40 лет длина тела сокращалась. Разница между конечным ростом в возрасте 18–30 лет и ростом в возрасте 70 лет и старше составляла у мужчин 0,2–3,7 см, у женщин — 0,4–2,0 см (табл. 10).

¹⁹ Федотова Т. К., Горбачева А. К. Вековая динамика роста и веса российских детей в возрасте от 0 до 17 лет // Археология, этнология и антропология Евразии. 2019. Т. 47, № 3. С. 145–157.

Таблица 10. Разница между конечным ростом в возрасте 18–30 лет и ростом в возрасте 70 лет и старше у мужчин (числитель) и женщин (знаменатель) в 1921–1980 гг.

Показатель	Год рождения					
	1921–1930	1931–1940	1941–1950	1951–1960	1961–1970	1971–1980
Возраст, лет	24/18	23/–	24/18	23/19	23/19	22/30
Конечный рост, см	169,7/159,5	171,9/–	175,5/163,5	176,5/163,7	177,4/164,5	178,4/166,7
Рост в возрасте 70 лет и старше	169,5/159,1	170,2/–	172,3/161,5	172,8/161,9	–	–
Уменьшение роста с возрастом, см	0,2/0,4	1,7/–	3,2/2,0	3,7/1,8	–	–

Рассчитано по: БАДР.

Возрастная структура респондентов в выборках сама по себе влияет на их средний рост. Если, например, в выборке респондентов 1905–1910 гг. рождения оказалось много (больше обычного) молодежи, еще не достигшей максимального роста, а в выборке респондентов 1921–1925 гг. рождения — много (больше обычного) зрелых лиц, достигших максимального роста, то средний рост первой выборки будет ниже, чем второй, даже если по всем другим параметрам респонденты в 1905–1910 и 1921–1925 гг. будут одинаковыми. Отсюда следует, что если наши выборки по пятилетиям существенно различаются по возрастной структуре, то требуется ее стандартизация, если же выборки достаточно похожи, то процедура не нужна.

В табл. 11 отражена возрастная структура мужчин и женщин в нашей базе данных по пятилетним когортам рождения от 1901–1905 гг. до 1980–1985 гг. В первой когорте 1901–1905 гг. доля мужчин в возрасте 17–20 лет равнялась 34,7%, в возрасте 21–30 лет — 52,7% и т.д., в возрасте 71 и выше — 1,4%; в последней когорте 1981–1985 гг. — 58,4, 9,4 и 0% соответственно.

Таблица 11. Возрастной состав респондентов — мужчин 17 лет и старше (числитель), женщин 16 лет и старше (знаменатель) по пятилетиям рождения в 1901–1985 гг., %*

Год рождения	Возраст					
	17–20	21–30	31–40	41–60	61–70	71+
1901–1905	34,7/0,0	52,7/0,0	7,8/0,0	3,3/0,0	0,0/0,0	1,4/100,0
1906–1910	39,0/0,0	49,2/0,0	10,5/6,9	0,0/0,0	0,0/0,0	1,3/93,1
1911–1915	0,2/0,6	99,2/2,3	0,3/0,0	0,0/0,0	0,0/0,0	0,3/97,1
1916–1920	40,9/0,0	58,1/18,7	0,0/0,3	0,0/0,0	0,0/0,0	0,9/81,0
1921–1925	83,1/12,8	3,5/2,9	0,0/0,0	0,0/0,0	2,3/9,3	11,0/75,1
1926–1930	50,4/0,0	29,9/0,0	0,0/0,0	0,0/	4,6/11,3	15,1/88,7
1931–1935	56,7/0,0	5,3/0,0	0,0/0,0	1,5/2,1	4,1/5,4	32,4/92,5
1936–1940	49,9/0,1	5,8/0,0	0,0/0,0	2,7/3,3	1,9/3,3	39,7/93,3
1941–1945	63,3/2,0	10,5/0,0	0,0/0,4	1,4/2,8	3,7/11,3	21,0/83,5
1946–1950	73,3/9,7	14,0/0,2	0,0/1,3	0,8/4,0	5,1/33,8	6,9/51,0

Год рождения	Возраст					
	17–20	21–30	31–40	41–60	61–70	71+
1951–1955	80,3/26,4	8,8/3,7	0,1/1,5	1,7/9,7	8,8/56,9	0,3/1,8
1956–1960	78,1/34,9	11,1/9,4	0,2/1,6	4,2/21,0	6,4/33,1	0,0/0,0
1961–1965	78,7/37,3	10,4/11,7	0,3/1,6	10,2/47,7	0,3/1,7	0,0/0,0
1966–1970	84,0/36,5	4,7/11,7	0,4/1,9	10,9/49,9	0,0/0,0	0,0/0,0
1971–1975	75,4/26,6	12,2/11,1	1,8/8,8	10,6/53,5	0,0/0,0	0,0/0,0
1976–1980	75,2/18,3	8,3/8,3	6,2/27,6	10,3/45,9	0,0/0,0	0,0/0,0
1981–1985	58,4/7,5	9,4/17,5	31,0/72,4	1,1/2,6	0,0/0,0	0,0/0,0

* Статистически значимые коэффициенты при вероятности 0,95.

Рассчитано по: БАДР.

Оценить на глаз однородность когорт по возрасту затруднительно, но посредством коэффициента согласия — возможно. В соответствии с расчетом коэффициент согласия всех 17 когорт в БАДР равен 0,62 у мужчин и 0,28 у женщин. Отсюда следует, что возрастные структуры отдельных выборок у мужчин неидентичны, но достаточно близки, а у женщин — сильно различаются. Корреляционный анализ это подтверждает: средняя величина 289 коэффициентов корреляционной матрицы (17×17) равна 0,65 для мужчин и 0,06 у женщин (табл. 12, фрагмент матрицы).

Таблица 12. Коэффициенты парной корреляции между возрастными структурами в пятилетних когортах (мужчин 17 лет и старше, женщин 16 лет и старше)*

Год рождения	1931–1935	1936–1940	1941–1945	1946–1950	1951–1955	1956–1960	1966–1970	1971–1975	1976–1980	1981–1985
1931–1935	1,00	0,98	0,97	0,87	0,83	0,82	0,82	0,80	0,80	0,62
1936–1940	0,98	1,00	0,90	0,76	0,70	0,69	0,70	0,68	0,68	0,50
1941–1945	0,97	0,90	1,00	0,97	0,94	0,93	0,93	0,92	0,91	0,75
1946–1950	0,87	0,76	0,97	1,00	0,99	0,99	0,97	0,98	0,97	0,82
1951–1955	0,83	0,70	0,94	0,99	1,00	1,00	0,98	0,98	0,98	0,84
1956–1960	0,82	0,69	0,93	0,99	1,00	1,00	0,99	0,99	0,99	0,84
1961–1965	0,81	0,69	0,93	0,98	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	0,84
1966–1970	0,82	0,70	0,93	0,97	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	0,84
1971–1975	0,80	0,68	0,92	0,98	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	0,84
1976–1980	0,80	0,68	0,91	0,97	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	0,88
1981–1985	0,62	0,50	0,75	0,82	0,84	0,84	0,84	0,84	0,88	1,00
Средний r у мужчин	0,60	0,52	0,70	0,75	0,72	0,73	0,70	0,73	0,72	0,63
Средний r у женщин	0,15	0,16	0,18	0,17	0,04	–0,01	0,00	0,00	–0,07	–0,16

* Статистически значимые коэффициенты корреляции при вероятности 0,95.

Рассчитано по: БАДР.

Если по социальному составу выборки однородны как у мужчин, так и у женщин, то по возрасту — только у мужчин. Низкая согласованность по возрасту между женскими когортами объясняется обилием пробелов в данных, обусловленных тем, что львиная доля антропометрических сведений о женщинах собрана в 2013–2023 гг. путем мониторинга. Вследствие этого от 85 до 100 % респондентов в выборках женщин 1901–1950 гг. рождения были старше 60 лет, в том числе от 51 до 100 % — старше 70 лет. Напротив, в выборках женщин 1961–1990 гг. рождения от 51 до 100 % находись в возрасте 40 лет и младше. Иначе говоря, выборки первой половины XX в. были перекошенными в сторону старших возрастов, а второй половины XX в. — в сторону младших. Поскольку после 30–40 лет начиналось снижение роста, то наши данные за 1901–1950 гг. могут преуменьшать действительную длину тела женщин, живших в 1901–1950 гг., примерно на 1 см, принимая по 3 мм снижения роста в каждое десятилетие после 30–40 лет. Подобная деформация находится в границах стандартной ошибки средней арифметической и не приведет к искажению объективной картины динамики размеров тела женщин.

Таким образом, влияние ростовых и возрастных цензов, с одной стороны, и колебаний в социально-демографическом составе пятилетних выборок — с другой, было незначительным и не могло существенно повлиять на средний рост респондентов как в отдельных выборках, так и в БАДР в целом. В силу этого *нет необходимости стандартизировать составы выборок, так как в своем натуральном эмпирическом виде они адекватно отразят динамику и географию размера тела как у мужчин, так и у женщин.*

Подведем итоги. В настоящее время антропометрические данные широко применяются для решения многих антропологических, исторических, социальных, экономических, политических, медицинских вопросов, при оценке программ экономического развития и в эргономике. В ходе осуществления проекта Российского научного фонда сформирована база антропометрических данных более чем о 2 млн российских мужчин, женщин и детей. Тщательная проверка качества антропометрических сведений с помощью математико-статистических методов позволяет сделать вывод, что созданная большая база данных отвечает критериям нормальности, однородности и объективности. Ее анализ позволит достаточно определенно ответить на вопрос о динамике благосостояния российских граждан в XX — начале XXI в., который остается по-прежнему дискуссионным, а в последнее время стал еще и остро актуальным.

References

- Baten J., Steckel R., Larsen C. S., Roberts C. Multidimensional Patterns of European Health, Work and Violence over the Past Two Millennia. *The Backbone of Europe: Health, Diet, Work and Violence over Two Millennia*. Cambridge, Cambridge University Press, 2019, pp. 381–396.
- Bielecki T. Physical Growth as a Measure of the Economic Well-being of Populations: The Twentieth Century. *Human Growth: A Comprehensive Treatise*, vol. 3. New York, Plenum, 1986, pp. 283–305.
- Cuff T. *The Hidden Cost of Economic Development: The Biological Standard of Living in Antebellum Pennsylvania*. Aldershot, Eng., Ashgate, 2005, XVII + 277 p.
- Fedotova T. K., Gorbacheva A. K. Vekovaia dinamika rosta i vesa rossiiskikh detei v vozraste ot 0 do 17 let. *Arkheologiia, etnologiia i antropologiia Evrazii*, 2019, vol. 47, no. 3, pp. 145–157. (In Russian)
- Grasgruber P., Sebera M., Hrazdira E., Cacek J., Kalina T. Major Correlates of Male Height: A Study of 105 Countries. *Economics and Human Biology*, 2016, vol. 21, pp. 172–195.

- Harris B. Anthropometric History and the Measurement of Wellbeing. *Vienna Yearbook of Population Research*, 2021, vol. 19 (Special Issue on Demographic Aspects of Human Wellbeing), pp. 91–124.
- Harris B. Health, Height, and History: An Overview of Recent Developments in Anthropometric History. *Social History of Medicine*, 1994, vol. 7, pp. 297–320.
- Mironov B. N. *Blagosostoianie naseleniia i revoliutsii v imperskoi Rossii: XVIII — nachalo XX veka*. Moscow, Ves' Mir Publ., 2012, 848 p. (In Russian)
- Mironov B. N. O nelegitimnosti sovetskoi vlasti. *Modern History of Russia*, 2022, vol. 12, no. 1, pp. 8–38. (In Russian)
- Norkus Z. Saving Anthropometric History: A Solution to the “Estonian Antebellum Paradox”. In: Norkus Z. *Post-Communist Transformations in Baltic Countries: A Restoration Approach in Comparative Sociology*. [S.l.,] SpringerLink, 2023, pp. 231–245.
- Steckel R. H. Stature and the Standard of Living. *Journal of Economic Literature*, 1995, vol. 33, December, pp. 1903–1940.
- Verniaev I. I. Dinamika blagosostoianiia v SSSR i drugikh sotsialisticheskikh stranakh v svete antropometricheskikh dannykh: obzor issledovani. *Modern History of Russia*, 2024, vol. 14, no. 3, pp. 700–720. (In Russian)
- Verniaev I. I. Istoricheskaiia dinamika blagosostoianiia respublik SSSR v svete antropometricheskikh dannykh: konvergentsiia ili divergentsiia? *Zhurnal frontirnykh issledovani*, 2024, vol. 9, no. 3 (35), pp. 143–174. (In Russian)
- Verniaev I. I. Kul'turnyi povorot v sovremennykh zarubezhnykh issledovaniakh istoricheskoi dinamiki blagosostoianiia. *Vestnik of Saint Petersburg University. History*, 2024, vol. 69, issue 2, pp. 503–521. (In Russian)

Статья поступила в редакцию 10 июня 2024 г.

Рекомендована к печати 12 октября 2024 г.

Received: June 10, 2024

Accepted: October 12, 2024