

8(149)

Владимир Михайлович Чаплин (28 июля (9 августа) 1861 — 10 ноября 1931) — русский и советский учёный, специалист в области отопительно-вентиляционной техники.

Дед писательницы Веры Чаплиной[2].
Потомственный дворянин из рода Чаплиных, восходящего[3] ко Льву Чаплину (середина XV века)[4].

В 1883 году окончил Императорское Московское техническое училище (ИМТУ), а в 1898 году получил в училище должность профессора. В 1898—1909 гг. также преподавал в Московском Училище живописи, ваяния и зодчества.

В 1895 году вместе с коллегой по ИМТУ архитектором В. Г. Залесским Чаплин организовал торговый дом «В. Залесский и В. Чаплин». В 1902 году Залесский и Чаплин построили собственный дом на Большой Дмитровке, 16, в котором их семьи имели по отдельному этажу и где располагались помещения их технической конторы[5]. Среди реализованных проектов торгового дома «В. Залесский и В. Чаплин» — системы отопления и вентиляции почти 1500 зданий[6] в десятках городах Российской Империи: Музей изящных искусств имени императора Александра III, Румянцевский музей, Политехнический музей, Аудиторный корпус Московского университета, Императорское Московское техническое училище, Московское училище живописи, ваяния и зодчества, Александровское военное училище, Брестский (Белорусский) вокзал, автозавод А. М. О., Сандуновские бани, гостиница Метрополь, ресторан Эрмитаж, здание страхового общества «Россия», Алексеевская глазная больница, странноприимный дом Шереметева, храм Василия Блаженного, склеп великого князя Сергея Александровича в Чудовом монастыре, Перервинский монастырь, Заиконоспасский монастырь, храм Марфо-Мариинской обители — все в Москве; храм-усыпальница Юсуповых в Архангельском, Петербургская городская детская больница, Путиловский завод, Архангельские городские ряды, Нижегородский городской театр, Киевский коммерческий институт, царский дворец в Ливадии, Иркутский завод «Треугольник», детская больница в Баку, фабрика Столыпина в Пензе, храм Казанской Божией матери в Риге, электрическая станция в Рязани, Тамбовский пороховой завод, Волжский Канальный банк в Самаре, Калужское Епархиальное училище, Императорский Харьковский университет и многие другие.

В 1903 году В. М. Чаплин создал первую в России систему водяного отопления с радиаторами. Предложенная им водяная система была прототипом широко применяемых в настоящее время систем отопления с радиаторами. Система была запатентована в 1903 году.



165 ЛЕТ СО ДНЯ РОЖДЕНИЯ
9 августа 2026 г.

ЧАПЛИН
ВЛАДИМИР МИХАЙЛОВИЧ
1861-1931 гг.



UNIVERSUM: ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

Научный журнал

Издается ежемесячно с ноября 2013 года

Выпуск: 8(149)

Август 2026 г.

Часть 1

Новосибирск
2026

ББК 3
U55

Главный редактор журнала:

Звездина Марина Юрьевна – д-р физ.-мат. наук, доц.

Редакционная коллегия:

Абдуллин Тимур Зуфарович – канд. техн. наук;

Гасумов Рамиз Алиевич – д-р техн. наук, проф.;

Деев Владислав Борисович – д-р техн. наук, проф.;

Кокишаров Сергей Александрович – д-р техн. наук, проф.;

Колесников Александр Сергеевич – канд. техн. наук;

Мажидов Кахрамон Халимович – д-р хим. наук, проф.;

Манасян Сергей Керопович – д-р техн. наук, проф.;

Мартышкин Алексей Иванович – канд. техн. наук, доц.;

Мерганов Аваз Мирсултанович – канд. техн. наук (PhD);

Немирова Любовь Федоровна – канд. техн. наук, доц.;

Полтавец Валерий Васильевич – д-р техн. наук, доц.;

Радкевич Мария Викторовна – д-р техн. наук, проф.;

Старченко Ирина Борисовна – д-р техн. наук, проф.;

Тимухина Елена Николаевна – д-р техн. наук, проф.;

Усманов Хайрулла Сайдуллаевич – д-р техн. наук, проф.;

Фозилов Садриддин Файзуллаевич – д-р техн. наук, проф.;

Шайтура Сергей Владимирович – канд. техн. наук, доц.;

Яронова Наталья Валерьевна – канд. техн. наук, доц.

U55 Universum: технические науки : электронный научный журнал. — № 8(149). —
Часть 1. — Новосибирск : Изд-во «Юниверсум», 2026. — 60 с. — Текст : электронный. —
URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/category/8149> (дата публикации: 28.08.2026).

ISSN 2311-5122

DOI: 10.32743/UniTech.2026.149.8

Учредитель и издатель: ООО «Юниверсум»

© ООО «Юниверсум», 2026 г.

Содержание

Статьи на русском языке

Информационные и цифровые технологии

Информатика, вычислительная техника и управление

- Оценка кучности спортивной винтовки по экстремальному размеру группы 4
Богословский Владимир Николаевич

- Анализ на базе программы Phyton дифференциации довольствия нижних чинов, офицеров и генералов в армии Российской империи в 1905 году 31
Борцов Александр Анатольевич

Электроника, приборостроение и радиотехника

- Искусственный интеллект в электротехнике и электронике: сравнительный анализ традиционных ручных методов и современных EDA-инструментов 48
Тихонов Александр Романович
Бекбулатов Дамир Рашидович

СТАТЬИ НА РУССКОМ ЯЗЫКЕ

ИНФОРМАЦИОННЫЕ И ЦИФРОВЫЕ ТЕХНОЛОГИИ

ИНФОРМАТИКА, ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА И
УПРАВЛЕНИЕ

Статья поступила в редакцию: 05.08.2026

Статья принята к публикации: 09.08.2026

Статья опубликована: 28.08.2026

УДК 623.442.58:519.224.2

DOI: 10.32743/UniTech.2026.149.8.23285

Оценка кучности спортивной винтовки по экстремальному размеру группы

Богословский Владимир Николаевич

д-р. техн. наук

Российская Федерация, г. Москва

E-mail: vnbog@mail.ru

Assessment of competition rifle precision using shot-group extreme spread

Bogoslovsky Vladimir Nikolaevich

Dr. Tech. Sci

Russian Federation, Moscow

Аннотация

Статья отвечает на практические вопросы: сколько групп и сколько выстрелов в группе достаточно для оценки кучности спортивной винтовки, какой будет средний размер группы и размер очередной группы, как связан размер групп с кучностью спортивной винтовки и вероятностью попадания в цель. В статье построена точная вероятностная модель экстремального размера группы (extreme spread, ES), который остается наиболее распространенным показателем кучности спортивной винтовки. Распределение ES получено прямым статистическим моделированием исходного двумерного нормального распределения попаданий. С использованием генератора PCG64DXSM рассчитаны распределения групп по 3, 5, 10 и 100 выстрелов, а также центральные 80 %-е доверительные интервалы истинного

Библиографическое описание: Богословский В.Н. Оценка кучности спортивной винтовки по экстремальному размеру группы // Universum: технические науки : электрон. научн. журн. 2026. 8(149). URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/23285>

среднего размера и прогнозные интервалы размера следующей независимой группы для числа исходных групп от 1 до 10. Показано, что для инженерных оценок распределения размера групп подходят обобщенное распределение экстремальных значений GEV и двухпараметрическое гамма-распределение.

Установлена связь размера групп ES с другими показателями кучности винтовки (круговым вероятным отклонением (КВО), средним радиусом MR и непосредственно параметром распределения σ). Приведен пример расчета кучности винтовки и вероятности попадания в цель по реальным размерам групп, сделанным винтовкой Accuracy AX в калибре .308 Winchester.

Статья будет полезна исследователям спортивного стрелкового оружия, спортсменам-стрелкам и всем любителям высокоточной стрельбы из нарезного оружия.

Работа выполнена в интересах мирового спортивного стрелкового сообщества по инициативе авторов и на их собственные средства, с использованием открытых источников информации.

Abstract

The article addresses the following practical questions: how many groups and how many shots per group are sufficient to assess sport rifle precision; what the mean group size and the size of the next group can be expected to be; and how group size is related to competition-rifle precision and the probability of hitting a target.

An exact probabilistic model is developed for the extreme spread (ES) of a shot group, which remains the most widely used measure of sporting rifle precision. The ES distribution is obtained by direct statistical simulation of the underlying bivariate normal distribution of impact points. Using the PCG64DXSM pseudorandom number generator, ES distributions are calculated for 3-, 5-, 10-, and 100-shot groups. Central 80 % confidence intervals for the population mean ES and prediction intervals for the ES of the next independent group are also determined for initial samples comprising from 1 to 10 groups. It is shown that the generalized extreme value (GEV) distribution and the two-parameter gamma distribution can be used as engineering approximations of the group-size distribution.

The relationship between ES and other rifle precision metrics—circular error probable (CEP), mean radius (MR), and the dispersion parameter σ —is established. An example is presented in which rifle precision and the probability of hitting a target are calculated from actual shot-group sizes obtained with an Accuracy AX rifle chambered in .308 Winchester.

The paper will be useful to researchers studying competition firearms, competitive shooters, and all enthusiasts of precision shooting with rifled firearms.

This work was carried out in the interests of the international sport-shooting community, on the authors' own initiative and at their own expense, using publicly available sources of information.

Ключевые слова: кучность спортивной винтовки, экстремальный размер группы, extreme spread, двумерное нормальное распределение, доверительный интервал, прогнозный интервал, статистическое моделирование, GEV, гамма-распределение.

Keywords: sporting-rifle precision, extreme spread, shot group, bivariate normal distribution, confidence interval, prediction interval, Monte Carlo simulation, GEV distribution, Gamma distribution.

Введение

Для оценки кучности спортивного стрелкового оружия стрелки чаще всего используют показатель, называемый экстремальным размером группы, или просто размером группы. В международной практике наиболее распространено обозначение ES (Extreme Spread); иногда применяется обозначение CTC (center-to-center), подчеркивающее, что измеряется расстояние между центрами двух наиболее удаленных пробоин.

Для расчета размера групп существует множество программ, которые позволяют обрабатывать мишени. Пакет shotGroups, например, рассчитывает максимальное попарное расстояние как extreme spread, средний радиус, CEP и другие характеристики, а также поддерживает статистический вывод по интервальным показателям кучности [22].

Простота *ES* одновременно является его главным достоинством и главным ограничением.

Он считается самым простым, но и самым слабым из статистических характеристик кучности, поскольку зависит только от двух наиболее удаленных попаданий, не использует информацию остальных выстрелов, чувствителен к случайным отрывам, закономерно возрастает с числом выстрелов в группе и, следовательно, не даёт точного представления о реальной кучности винтовки [1–4, 21, 22]. Поэтому для корректного сравнения целесообразно записывать его как ES_n , где n – число выстрелов в группе.

Практика стрелкового спорта, отработанная годами и десятилетиями, заключается в применении для оценки кучности винтовки одной или нескольких групп из 3 или 5, реже из 10 выстрелов. Две группы по 5 выстрелов стрелками считаются достаточными для оценки кучности в большинстве случаев [3]. Однако для такой практики можно выделить две проблемы, на которые указывает теория. Первая заключается в том, что размер групп ES_n при одной и той же кучности винтовки растет с ростом числа выстрелов в группе, поскольку основан только на экстремальных значениях и рассчитывается относительно собственного размера этой же малой группы, а не относительно истинного центра попаданий, вокруг которого и строится оценка кучности винтовки. В результате чего при малом числе выстрелов мы получаем завышенные оценки кучности винтовки и несопоставимые между собой группы с разным числом выстрелов. Средние размеры групп из 2, 3, 5, 10 и 100 выстрелов относятся к среднему размеру группы из 3 выстрелов приблизительно как 0,736; 1,000; 1,273; 1,583 и 2,361 [3].

Следовательно, средний размер 0,30 MOA для группы из трех выстрелов при одной и той же кучности винтовки соответствует примерно 0,38 MOA для пяти и 0,47 MOA для десяти выстрелов. Эти различия являются следствием свойства экстремальной статистики изменяться при увеличении n [1, 3]. Но из-за этого стрелкам не очень понятно, размер какой группы считать кучностью винтовки и как сравнивать размер разных групп между собой.

От числа выстрелов в группе зависит не только средний размер, но и его относительный разброс. Коэффициент вариации (отношение стандартного отклонения к среднему значению) для групп с числом выстрелов 2, 3, 5, 10, 30, 100 равен 0,52, 0,37, 0,27, 0,19, 0,13, 0,10 [3], что определяет большой разброс групп вокруг среднего значения и большой доверительный интервал нахождения среднего значения размера групп с меньшим числом выстрелов, или ожидаемого значения очередной группы. Стандартное отклонение σ для группы из 3 выстрелов составляет 37 % от среднего значения. Это очень много. Поэтому одна малая группа дает очень неопределенную оценку. Размер следующей отдельной группы неопределен еще сильнее.

Неопределенность размера среднего значения или размера очередной группы выявляет вторую проблему. Множество споров в социальных сетях и на соревнованиях идут именно вокруг вопросов, сколько нужно групп и сколько выстрелов в группе для оценки кучности винтовки. По малому числу выстрелов средняя кучность определяется очень неточно. Если, например, по 3 выстрелам получен размер одной группы $ES_3 = 0,3$ MOA, мы не можем сказать, что все остальные группы будут тоже 0,3 MOA, и средняя кучность будет тоже 0,3 MOA. Размер следующих групп будет разбросан вокруг некоторого среднего значения в значительном диапазоне. Доверительный интервал среднего, оцененного по этой одной группе, например, с вероятностью 95 %, очень широкий и может составлять 0,17–0,82 MOA.

То есть одна группа размером 0,3 MOA из трех выстрелов не доказывает надежно ни то, что «кучность винтовки по этой группе равна 0,3 MOA», ни то, что винтовка «в среднем стреляет 0,3 MOA». Она говорит, что если мы получили одну группу в 0,3 MOA, то средний размер группы может лежать примерно в диапазоне 0,17–0,82 MOA. Неопределенным является не только средний размер группы, но и размер следующей группы, если мы отстреляли одну или несколько групп, уже получили их средний размер и хотим понять, какие группы ожидать дальше.

Свойства экстремального размера групп уже рассматривались ранее в наших статьях [2–4], но в них мы делали инженерные оценки на сравнительно небольшой статистике.

С увеличением быстродействия компьютеров появилась возможность получения точных значений зависимости размера групп и стандартного отклонения от числа выстрелов в группе и расчета точных доверительных интервалов, которые дают исчерпывающие ответы на поставленные выше практические вопросы.

Цель данной статьи - получить точное распределение ES_n непосредственно из модели координат попаданий, построить согласованные доверительные и прогнозные интервалы, определить область применения параметрических аппроксимаций и подкрепить предложенный методический подход экспериментом.

Материалы и методы

Для достаточно полного экспериментального исследования распределения ES_n потребовалось бы практически недостижимое число выстрелов. Поэтому исследования проведены методом компьютерного моделирования двумерной нормальной модели распределения точек попадания на мишени [2, 3]. Прямое моделирование дополнено моделированием стандартных положительных асимметричных распределений GEV и Gamma

для компактной аналитической записи, генерации случайных размеров групп и быстрых приближенных расчетов, а также подкреплено численными примерами и натурным экспериментом с винтовкой Accurasy AX в калибре .308 Winchester.

Круговое двумерное нормальное распределение не рассматривается как доказанный универсальный физический закон рассеивания попаданий высокоточной винтовки. Это рабочая статистическая модель, подтверждаемая рядом испытаний прецизионных стволов в центральной области распределения. В реальном комплексе «винтовка—патрон» рассеивание может быть эллиптическим, ограниченным и условно зависимым от состояния ствола, патрона и процесса выстрела. При изменении состояния длинная серия может описываться смесью нескольких распределений. Поэтому применимость модели к конкретному комплексу должна проверяться по большим массивам координат попаданий, полученным в контролируемых условиях, что весьма затруднительно. Преимущества кругового двумерного нормального распределения состоят в том, что это самая изученная и самая удобная модель для качественного анализа распределения точек попадания на мишени в таких ситуациях.

Для построения распределений использовался NumPy Generator (PCG64DXSM) с начальным состоянием $\text{seed} = 20260801$. Стандартные нормальные координаты попаданий создавались методом `standard_normal` в формате `float64` [16, 17]. Для каждого выстрела генерировались независимые координаты $X_i \sim N(0, 1)$, $Y_i \sim N(0, 1)$.

Для изучения распределения сгенерировано по 500 000 независимых групп при $n=3, 5$ и 10 ; каждый массив разбит на 150 интервалов, по которым построены линии плотности. Для иллюстрации формы распределения размера групп этого оказалось достаточно, но для окончательных квантилей и границ доверительных интервалов использовались существенно более крупные расчёты — до миллионов и десятков миллионов групп. Доверительные и прогнозные таблицы рассчитывались для $n=3, 5, 10$ и 100 , проведено 2 000 000 независимых экспериментов. Каждый эксперимент включал 10 исходных групп и одну независимую новую группу. Расчет был разделен на две половины по 1 000 000 экспериментов с начальными состояниями 20260801 и 20260802. Максимальное различие коэффициентов между двумя независимыми половинами моделирования составило 0,0013 для доверительных и 0,0037 для прогнозных интервалов. При $n=100$ в каждой группе проверялись все 4950 попарных расстояний. В сумме для каждого значения n было смоделировано 22 000 000 групп. Для каждой комбинации n и m массивы безразмерных величин сортировались, после чего 10 %-й и 90 %-й квантили определялись как эмпирические квантили с линейной интерполяцией между соседними порядковыми статистиками.

Выбор доверительной вероятности $P = 80 \%$ в данной работе, конечно, не следует считать универсальным стандартом, он обусловлен практическим характером и особенностями задачи. Для расчета доверительных и прогнозных интервалов во многих научных работах в подтверждающих, сертификационных и ответственных исследованиях стандартными являются уровни 90 %, 95 % или 99 %. Однако при настройке винтовки число реально выполнимых групп ограничено даже в контролируемых условиях. Для центрального 95 %-го интервала в каждом хвосте распределения остаётся только по 2,5 % результатов. Чтобы получить хотя бы по 10 наблюдений в каждом хвосте, потребовалось бы повторить

эксперимент примерно 400 раз. С учётом того, что каждый эксперимент включает несколько групп, практическая проверка интервалов более высокого уровня потребовала бы нереально большого числа выстрелов. Даже для 80 %-го интервала, ограниченного 10-м и 90-м процентилями, аналогичное число наблюдений достигается примерно за 100 повторений. В то же время дальнейшее снижение доверительной вероятности оставляло бы за пределами интервала более 20 % результатов и заметно уменьшало содержательность статистической оценки. Поэтому уровень $P=0,80$ принят как разумный компромисс между надёжностью вывода, шириной интервала и возможностью его практической интерпретации. В расчётах ему соответствуют 10 %-й и 90 %-й квантили распределения.

Такой уровень не является чем-то исключительным, например, доверительная вероятность 0,80 используется в ряде расчётно-экспериментальных методов оценки надёжности при ограниченном объёме испытаний, поэтому её применение в инженерной задаче оценки кучности допустимо при явном указании принятого уровня. Кроме того, широкий доверительный интервал из-за его высокой неопределённости вряд ли был бы принят стрелками, которые привыкли представлять размер групп вообще одной цифрой.

Результаты и обсуждение

Распределение экстремального размера групп получено непосредственно из двумерного нормального распределения. Пусть координаты n попаданий $X_i = (X_i, Y_i)$, $i = 1, \dots, n$, независимы и имеют круговое нормальное распределение: $X_i, Y_i \sim N(0, \sigma_0^2)$. Экстремальный размер группы: $D_n = \max_{1 \leq i < j \leq n} \|X_i - X_j\|$. Его точная функция распределения имеет вид:

$$F_{D_n}(d) = P \left(\max_{i < j} \|X_i - X_j\| \leq d \right).$$

В интегральной форме:

$$F_{D_n}(d) = \int_{(\mathbb{R}^2)^n} I \left[\max_{i < j} \|x_i - x_j\| \leq d \right] \prod_{i=1}^n \varphi_{\sigma_0}(x_i) dx_1 \dots dx_n.$$

Это строгое определение выборочного распределения диаметра облака случайных точек попадания на мишени. Максимальное попарное расстояние является $\max$ - U -статистикой: попарные расстояния имеют общие точки и потому статистически зависимы [7, 10]. По этой причине стандартную теорию максимумов независимых величин нельзя переносить на размер групп без дополнительных обоснований.

Главное преимущество нормальной исходной модели в наших исследованиях — её масштабная инвариантность. При изменении масштаба рассеивания $ES_n = \sigma_0 W_n$, где распределение безразмерной величины W_n зависит только от числа выстрелов n . Поэтому достаточно один раз получить распределение при $\sigma_0 = 1$, а затем масштабировать результаты для любой фактической кучности.

При $n > 2$ простого замкнутого выражения для плотности распределения размера группы в общем случае нет, поэтому в наших баллистических исследованиях для него применены метод Монте-Карло и приближенные распределения [3, 5, 6]. Двумерное нормальное распределение задавало координаты попаданий, а распределение экстремального размера группы получено из него как распределение производной величины:

$$X_i, Y_i \sim N(0, 1),$$

$$ES_n = \max_{i < j} \sqrt{(X_i - X_j)^2 + (Y_i - Y_j)^2}.$$

На рис. 1 приведены графики для групп из $n = 3, \sim 5, \sim 10$ выстрелов, полученные прямым моделированием. Количество попарных расстояний точек попадания определялось соотношением:

$$p = \frac{n(n-1)}{2}$$

В каждой группе рассчитывались все попарные расстояния:

$$d_{ij} = \sqrt{(X_i - X_j)^2 + (Y_i - Y_j)^2},$$

а экстремальный размер определялся как $ES_n = \max_{i < j} d_{ij}$. Таким образом, экстремальный размер вычислялся точно по всем парам попаданий, без приближения аппроксимацией.

Для рис. 1 сгенерировано по 500 000 независимых групп при $n=3, 5$ и 10 ; каждый массив разбит на 150 интервалов, по которым построены линии плотности. В моделировании использовалось $\sigma = 1$, поэтому численно $ES_n/\sigma = ES_n$. По горизонтали на графиках рис. 1 отложен нормированный размер ES_n/σ , по вертикали – оценка плотности вероятности.

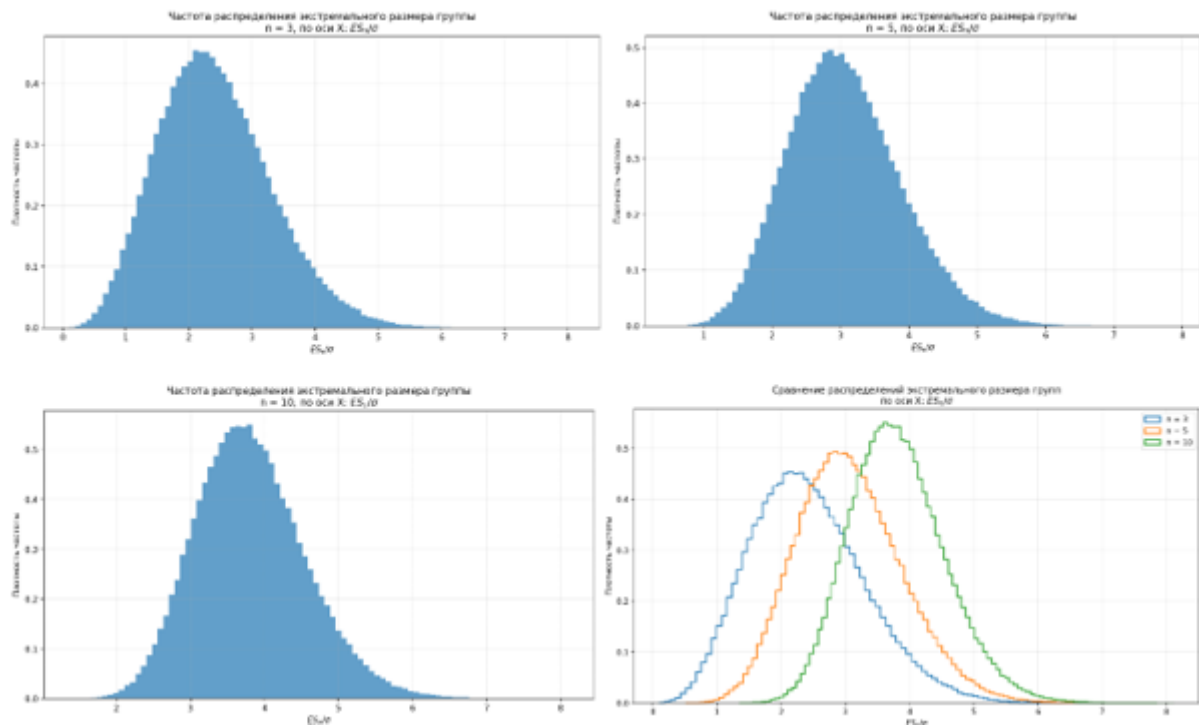


Рисунок 1. Плотности (частоты) вероятности распределения экстремальных размеров групп по 3, 5, 10 выстрелов в группе

Графики показывают, что все исследованные группы имеют большое рассеивание относительно среднего значения, само среднее значение растет с ростом числа выстрелов в группе (рис. 1г), а отношение среднего квадратического отклонения к среднему значению уменьшается с ростом числа выстрелов в группе. Абсолютное стандартное отклонение уменьшается сравнительно медленно, поэтому распределение малых групп остается широким и правосторонне асимметричным. Полученные контрольные значения были: $E[ES_3]/\sigma \approx 2,4086$, $SD(ES_3)/\sigma \approx 0,8901$; $E[ES_5]/\sigma \approx 3,0636$, $SD(ES_5)/\sigma \approx 0,8258$; $E[ES_{10}]/\sigma \approx 3,8119$, $SD(ES_{10})/\sigma \approx 0,7424$.

Такое значительное рассеивание размеров групп относительно среднего при малом числе групп вызывает необходимость представления истинного среднего размера, а также размера очередной новой группы в виде доверительных интервалов, рассчитанных с заданной доверительной вероятностью по уже полученной статистике.

Доверительный интервал истинного среднего размера

Пусть мы имеем m групп по n выстрелов в каждой. Обозначим измеренный выборочный средний размер по m группам из n выстрелов как:

$$\bar{ES}_{n,m} = \frac{ES_{n,1} + \dots + ES_{n,m}}{m}$$

а неизвестный истинный средний размер таких групп как:

$$\mu_n = E[ES_n]$$

Введем безразмерную величину $Z_{n,m}$:

$$Z_{n,m} = \frac{\bar{E}S_{n,m}}{\mu_n}.$$

Определим доверительный интервал с доверительной вероятностью $P = 0,80$. Если $q_{0,10}$ и $q_{0,90}$ — её 10%-й и 90%-й квантили, то:

$$P \left(q_{0,10} \leq \frac{\bar{E}S_{n,m}}{\mu_n} \leq q_{0,90} \right) = 0,80.$$

После обращения неравенства получается доверительный интервал:

$$\mu_n \in \left[\frac{\bar{E}S_{n,m}}{q_{0,90}}; \frac{\bar{E}S_{n,m}}{q_{0,10}} \right]$$

Или $\mu_n \in [K_L; \bar{E}S_{n,m} K_U \bar{E}S_{n,m}]$, $P = 0,80$, где:

$$K_L = \frac{1}{q_{0,90}}, \quad K_U = \frac{1}{q_{0,10}}.$$

Квантили рассчитаны непосредственно по смоделированному распределению.

Таблица 1.

80%-й интервал среднего значения экстремального размера группы

m \ n	3	5	10	100
1	0,669–1,842	0,737–1,500	0,796–1,315	0,887–1,132
2	0,743–1,486	0,800–1,314	0,848–1,207	0,918–1,092
3	0,781–1,366	0,831–1,244	0,872–1,164	0,932–1,074
4	0,805–1,303	0,851–1,205	0,888–1,139	0,941–1,064
5	0,822–1,264	0,865–1,180	0,899–1,123	0,947–1,057
6	0,836–1,236	0,875–1,162	0,907–1,111	0,951–1,052
7	0,846–1,215	0,883–1,148	0,913–1,102	0,955–1,048
8	0,855–1,198	0,890–1,137	0,918–1,095	0,958–1,045
9	0,862–1,185	0,896–1,129	0,923–1,089	0,960–1,042
10	0,868–1,174	0,901–1,121	0,926–1,084	0,962–1,040

Такой интервал является обратным доверительным интервалом истинного среднего размера: наблюдаемой величиной служит $\bar{E}S_{n,m}$, а оцениваемым постоянным параметром — μ_n . В частотной интерпретации истинное μ не является случайной величиной. Случайными являются границы, получаемые при повторении эксперимента; 80% интервалов, построенных по этой процедуре, накрывают истинное среднее.

Пример применения таблицы 1. Отстреляно 3 группы по 5 выстрелов. Средний размер по 3 группам составил $\bar{E}S_{3,5} = 0,5$ МОА. В левом столбце находим цифру 3, в верхней строчке находим цифру 5. На пересечении столбца и строки находим

доверительный интервал 0,831–1,244 для доверительной вероятности 0,8. Умножаем на 0,5 МОА и получаем доверительный интервал нахождения среднего значения размера групп $ES_n = 0,5 \cdot (0,831 - 1,244) = (0,416 - 0,622)$ МОА.

Прогнозный интервал размера следующей группы

Доверительный интервал среднего не отвечает на вопрос, какого размера окажется следующая отдельная группа, после того как уже получено m групп. Для этого вводится независимая новая группа $ES_{n,\text{new}}$. Оценим теперь интервал ее размера. Расчёт также выполнен прямым моделированием кругового двумерного нормального распределения попаданий:

$$X_i, Y_i \sim N(0, 1),$$

$$ES_n = \max_{i < j} \sqrt{(X_i - X_j)^2 + (Y_i - Y_j)^2}.$$

Для каждого сочетания n и m моделировалось отношение:

$$R_{n,m} = \frac{ES_{n,\text{new}}}{\bar{ES}_{n,m}},$$

$$\bar{ES}_{n,m} = \frac{ES_{n,1} + \dots + ES_{n,m}}{m}$$

где $\bar{ES}_{n,m}$ — выборочный средний размер ранее измеренных m групп, а $ES_{n,\text{new}}$ — размер следующей независимой группы. Центральные 80%-й прогнозные интервал определяется 10%-м и 90%-м квантилями этого отношения:

$$P\left(Q_L \leq \frac{ES_{n,\text{new}}}{\bar{ES}_{n,m}} \leq Q_U\right) = 0,80.$$

Следовательно: $ES_{n,\text{new}} \in [Q_L; \bar{ES}_{n,m} Q_U \bar{ES}_{n,m}]$. В строках табл. 2 указано число ранее измеренных групп m , в столбцах — число выстрелов в каждой группе n . Каждая ячейка содержит коэффициенты $Q_L - Q_U$, на которые нужно умножить выборочный средний размер ранее отстрелянных групп:

$$ES_{n,\text{new}} \in [Q_L; \bar{ES}_{n,m} Q_U \bar{ES}_{n,m}], \quad P = 0,80$$

Здесь, в отличие от коэффициентов K_L и K_U , квантили не обращаются: прогнозируемая величина находится в числителе отношения.

Таблица 2.

80%-ный прогнозный интервал размера одной следующей независимой группы

$m \setminus n$	3	5	10	100
1	0,488-2,053	0,605-1,654	0,702-1,426	0,841-1,188
2	0,512-1,751	0,632-1,504	0,728-1,344	0,860-1,160
3	0,522-1,661	0,643-1,455	0,738-1,315	0,867-1,150
4	0,527-1,617	0,648-1,430	0,743-1,300	0,871-1,144
5	0,530-1,592	0,652-1,415	0,746-1,292	0,873-1,141
6	0,532-1,576	0,654-1,405	0,748-1,286	0,875-1,139
7	0,533-1,564	0,656-1,398	0,750-1,281	0,876-1,137
8	0,535-1,555	0,657-1,393	0,751-1,278	0,877-1,136
9	0,536-1,548	0,658-1,389	0,752-1,276	0,878-1,135
10	0,536-1,543	0,659-1,385	0,753-1,274	0,878-1,134

Прогнозный интервал заметно шире доверительного интервала среднего, поскольку включает две составляющие неопределенности: ошибку оценки μ и собственный случайный разброс новой группы. С ростом m первая составляющая уменьшается, но вторая сохраняется. Поэтому прогнозный интервал не сужается до точки даже при практически точном знании истинного среднего. То есть, с ростом числа групп m коэффициенты доверительного интервала K_L и K_U стремятся к единице, а прогнозные коэффициенты Q_L и Q_U к единице не сходятся, поскольку естественный разброс отдельной будущей группы сохраняется и при точно известном среднем.

Пример применения таблицы 2. Пусть отстреляны пять групп по пять выстрелов: $n = 5$, $m = 5$, а их выборочный средний экстремальный размер равен: $\bar{E}S_{5,5} = 0,500 \sim \text{МОА}$. В строке $m = 5$, столбце $n = 5$ указано: $0,652 - 1,415$, то есть $Q_L = 0,652$, $Q_U = 1,415$. Следовательно:

$$ES_{5,new} \in 0,500 \cdot (0,652 - 1,415), S_{5,new} = (0,326 - 0,708) \sim \text{МОА}, P = 0,80$$

Параметрические аппроксимации распределения $\bar{E}S_{n,m}$

Прямое моделирование исходных координат дает опорное выборочное распределение в рамках принятой двумерной нормальной модели. Однако для компактной аналитической записи, генерации случайных размеров групп и быстрых приближенных расчетов удобно использовать стандартные положительные асимметричные распределения. Наиболее естественными кандидатами являются GEV [6] и Gamma.

Обобщенное распределение экстремальных значений GEV

Рассмотрим варианты распределения GEV, который также представлен в нашей работе [2], и гамма-распределение. Из двух предложенных вариантов распределение GEV имеет более сильное теоретическое обоснование как модель экстремальной величины, чем гамма-распределение. Однако точным законом распределения экстремального размера группы при

конечном числе выстрелов не является ни GEV, ни гамма-распределение. GEV действительно предназначено для описания экстремальных величин. В стандартной системе знаков функция плотности GEV может быть записана как

$$f_{GEV}(x) = \frac{1}{s} \left[1 + c \frac{x - \mu}{s} \right]^{-1/c-1} \exp \left\{ - \left[1 + c \frac{x - \mu}{s} \right]^{-1/c} \right\},$$

при условии:

$$1 + c \frac{x - \mu}{s} > 0.$$

где μ — параметр положения, $s > 0$ — параметр масштаба, ξ — параметр формы [11]. При $\xi \rightarrow 0$ получаем распределение Гумбеля. Следует учитывать, что в `scipy.stats.genextreme` принят противоположный знак параметра формы по сравнению со многими статистическими источниками [15]. Здесь заменено обозначение масштаба σ на s , чтобы не путать его с координатным стандартным отклонением попаданий σ_0 . Условие

$$x \geq \mu - \frac{s}{c}$$

верно только при $c > 0$. В общем случае:

$$c > 0 : x > \mu - \frac{s}{c};$$

$$c < 0 : x < \mu - \frac{s}{c};$$

$$c = 0 : -\infty < x < \infty.$$

При $c \rightarrow 0$ GEV переходит в распределение Гумбеля:

$$f(x) = \frac{1}{s} \exp \left[-\frac{x - \mu}{s} - \exp \left(-\frac{x - \mu}{s} \right) \right].$$

GEV теоретически связано с экстремальными величинами. Для максимального попарного расстояния в сферически-симметричных нормальных и близких к ним распределениях после зависящих от n центрирования и масштабирования доказаны предельные законы типа Гумбеля [8–10]. Однако эти результаты относятся к асимптотике $n \rightarrow \infty$ и никак не означают, что выборочный $\bar{E}S_{n,m}$ при малых значениях $n = 3, 5$ или 10 точно имеет трехпараметрическое GEV-распределение. Это видно и по хвостам. Для любой пары нормальных точек:

$$P (\| X_i - X_j \| > d) = \exp \left(-\frac{d^2}{4\sigma_0^2} \right).$$

Поскольку D_n — максимум из

$$p = \frac{n(n-1)}{2}$$

попарных расстояний, получаем:

$$\exp\left(-\frac{d^2}{4\sigma_0^2}\right) \leq P(D_n > d) \leq \frac{n(n-1)}{2} \exp\left(-\frac{d^2}{4\sigma_0^2}\right).$$

Следовательно, при фиксированном n правый хвост имеет гауссовский тип. При $\xi > 0$ GEV задает более тяжелый степенной хвост, при $\xi = 0$ — экспоненциальный, а при $\xi < 0$ — конечную верхнюю границу. Ни один из этих вариантов не совпадает в точности с выборочным законом $\bar{E}S_{n,m}$. Поэтому GEV следует рассматривать как гибкую эмпирическую аппроксимацию, а не как точный закон. В более ранних работах авторов GEV использовалось именно как модель, подобранная по результатам численного эксперимента [2, 3]; настоящий анализ уточняет границы такой интерпретации.

Двухпараметрическая Гамма-модель

При круговом двумерном нормальном распределении координат попаданий квадрат расстояния между любой фиксированной парой пробойн имеет гамма-распределение с параметром формы 1 и масштабом $4s^2$, то есть является экспоненциально распределённой величиной. Но экстремальный размер группы D_n представляет собой квадратный корень из максимума зависимых квадратов попарных расстояний и поэтому в общем случае точному Гамма-распределению не подчиняется.

Удобная двухпараметрическая аппроксимация плотности имеет вид:

$$f_{D_n}(d) \approx \frac{d^{k_n-1} \exp(-d/\theta_n)}{\Gamma(k_n) \theta_n^{k_n}}, \quad d > 0$$

Для нормированного размера, если известны:

$$\mu_n = E[ES_n], \quad c_n = \frac{SD(ES_n)}{E[ES_n]},$$

то параметры распределения, согласованные по первым двум моментам, равны:

$$k = \frac{1}{c_n^2}, \quad \theta = \mu_n c_n^2.$$

Тогда автоматически: $E[ES_n] = \mu_n$, $SD(ES_n) = c_n \mu_n$.

Двухпараметрическая Гамма удобна для практического применения. Преимущества этой модели: строго положительная область значений, определено только при $x > 0$; естественная правосторонняя асимметрия, хорошо описывает положительные случайные величины с правым хвостом; удобно параметризуется через среднее и коэффициент вариации; точно воспроизводятся заданные среднее и дисперсия, $E[D] = \alpha\theta$; $SD(D) = \sqrt{\alpha}\theta$;

простая генерация случайных чисел; простое распределение суммы и среднего нескольких Gamma-величин при одинаковом масштабе; квантили легко вычисляются численно [12]. Но её недостаток состоит в том, что это моментная аппроксимация без вывода из геометрии группы попаданий. Совпадение первых двух моментов ещё не гарантирует точного совпадения формы и хвостов. Gamma имеет хвост порядка $P(D_n > d) \sim d^{k-1} e^{-d/\theta}$ и поэтому может завышать вероятность чрезвычайно больших групп по сравнению с истинным гауссовским хвостом

$$\exp\left(-\frac{d^2}{4\sigma_0^2}\right).$$

Для инженерной параметризации результатов моделирования была получена эмпирическая зависимость:

$$\begin{aligned} L &= \ln n, \\ a_n &= 2\sqrt{2L} - \frac{1,03463}{\sqrt{L}} + \frac{0,46403}{L}, \\ c_n &= \frac{0,320637}{L + 0,63234} + \frac{0,42595}{(L + 0,63234)^{\frac{3}{2}}}, \\ \mu_n &= \sigma a_n, k_n = c_n^{-2}, \theta_n = \sigma a_n c_n^2. \\ Z_n &= \frac{D_n}{\sigma} \end{aligned}$$

масштабный параметр становится безразмерным: $\tilde{\theta}_n = a_n c_n^2$. Для группы из n выстрелов примем, что экстремальный размер ES_n имеет гамма-распределение:

$$f(x) = \frac{x^{k-1} e^{-x/\theta}}{\Gamma(k)\theta^k}, \quad x > 0.$$

Частный пример. Для определённости возьмем группы по 3 выстрела, потому что именно они чаще всего обсуждались у нас раньше. Для $n = 3$ мы уже использовали $c_3 \approx 0,37$. В качестве примера среднего размера примем $\mu_3 = 0,50$ ~МОА. Тогда:

$$k = \frac{1}{0,37^2} \approx 7,3046, \theta = 0,50 \cdot 0,37^2 \approx 0,06845.$$

Итоговая модель: $ES_3 \sim \Gamma(7,3046, \sim 0,06845)$. В диапазоне $2 \leq n \leq 200$ максимальные расхождения с опорным прямым моделированием на использованной сетке составили примерно: 0,51% для μ_n и: 0,63% для c_n . Эти формулы являются эмпирической аппроксимацией, а не теоремой о точном распределении.

Более строгий вариант: Gamma для квадрата размера. С точки зрения хвоста более естественно аппроксимировать Gamma-распределением не D_n , а: $Y_n = D_n^2$. Для $n = 2$ это даёт точный закон: $D_2^2 \sim \text{Gamma}(1, 4s^2)$. Для $n > 2$ это всё равно будет аппроксимацией, но она лучше сохраняет происхождение распределения из суммы квадратов нормальных координат. Если: $Y_n = D_n^2 \text{Gamma}(a_n, \vartheta_n)$, то плотность самого размера получается преобразованием:

$$f_{D_n}(d) = \frac{2d^{2a_n-1}}{\Gamma(a_n) \vartheta_n^{a_n}} \exp\left(-\frac{d^2}{\vartheta_n}\right), \quad d > 0.$$

Это уже обобщённое гамма-распределение. Его правый хвост содержит $\exp(-Cd^2)$, что лучше соответствует нормальной природе исходных координат, чем хвост обычной Gamma: $\exp(-Cd)$. Однако такая обобщенная Gamma-модель сложнее, а обычная Gamma для D_n часто удобнее в центральной области распределения и даёт достаточно хорошую практическую аппроксимацию.

Сравнение Gamma, GEV и прямого моделирования

На рис. 2а показана выборка из 100 групп по 3 выстрела, непосредственно сгенерированных из двумерной нормальной модели и масштабированных к среднему размеру 0,50 МОА, вместе с моментной Gamma-аппроксимацией. На рис. 2б приведено сравнение прямого распределения нормированного размера с Gamma и GEV. Опорное распределение построено по 2 000 000 групп; параметры моделей оценивались по 300 000 группам, а критерий Колмогорова–Смирнова — на независимой проверочной части. На графике показано распределение нормированного экстремального размера группы из 3 выстрелов:

$$Z_3 = \frac{D_3}{E[D_3]}.$$

Для $n = 3$ получено: Gamma $k = 7,275$, $\theta = 0,1375$ для нормированного размера Z_3 . Расстояние Колмогорова–Смирнова: $D_{KS} = 0,0192$. GEV в стандартной системе знаков: $\xi = -0,137$, $\mu_{GEV} = 0,8466$, $s_{GEV} = 0,3358$. Расстояние Колмогорова–Смирнова: $D_{KS} = 0,0060$. На графике используется стандартное обозначение формы ξ . В функции `scipy.stats.genextreme` знак параметра формы противоположен принятому во многих формулах GEV, поэтому при обработке результатов знак был изменён.

Видно, что в области больших значений размеров групп оба распределения дают неплохую точность, но в области малых значений гамма-распределение больше занижает вероятность групп. Оба распределения в принципе подходят для практических задач, при этом Gamma проще и удобнее.

GEV заметно точнее воспроизвело центральную форму распределения. Однако отрицательное ξ создало конечную верхнюю границу, которой истинное нормальное облако не имеет. Gamma хуже описывает вершину и левую часть распределения, зато остается положительной и неограниченной сверху, имеет только два параметра и удобна для расчетов выборочных средних.

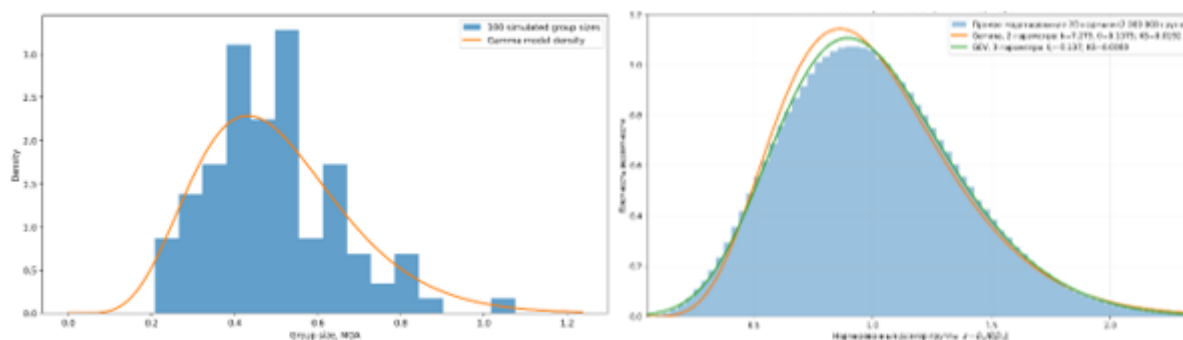


Рисунок 2. а – гистограмма распределения 100 групп из 3 выстрелов каждая и ее аппроксимация гамма-распределением; б – сравнение точного распределения групп из 3 выстрелов с распределениями Gamma и GEV

Следовательно, выбор модели зависит от цели. GEV полезно как гибкий интерполятор распределения одной группы; Gamma — как компактная инженерная аппроксимация. Для вывода о качестве модели желательно сравнивать не только критерий согласия, но и AIC/BIC, критерий Андерсона–Дарлинга, ошибки центральных и хвостовых квантилей и качество на независимой выборке [6]. Для окончательных доверительных и прогнозных таблиц предпочтительно прямое моделирование исходных координат.

Оценка кучности винтовки по размеру групп

В профессиональной практике кучность спортивного стрелкового оружия с круговым распределением точек попадания оценивается круговым вероятным отклонением (КВО), или CEP (Circular Error Probable). Это радиус круга, внутри которого находится заданная доля попаданий. Например, для 50 % попаданий $KBO_{50} = R_{50} = 1,177\sigma$. Другим показателем является средний радиус попаданий MR, определяемый относительно известного центра распределения: $MR = 1,253\sigma$ [2–4]. Поскольку CEP и MR определяются через стандартное отклонение σ , в системе классификации баллистической кучности винтовок [2–4, 5] в качестве основной характеристики рассеивания предложено использовать непосредственно параметр σ . Если распределение точек попадания является несимметричным, применяются показатели кучности стрелкового оружия, учитывающие это [3, 4].

Мы видели, что с ростом числа выстрелов в группе размер групп неограниченно растет. Если принять размер группы по 3 выстрела за 1, то аналогичный ему размер группы по 5 выстрелов будет больше в 1,27 раз, а по 10 выстрелов – в 1,58 раз. Сто выстрелов увеличивают размер группы в 2,36 раз. Для оценки кучности винтовки по размеру групп нужно решить два вопроса: 1) пересчитать размер групп в другие показатели кучности винтовки (CEP, MR или σ), и 2) установить, с какой точностью мы сможем сделать такой пересчет.

Хорошая аппроксимация зависимости экстремального размера группы от числа выстрелов в группе для диапазона $2 \leq n \leq 100$ имеет вид: $[ES_n] \approx \sigma \left(-0.72 + 2.99\sqrt{\ln n} \right)$. Если измерен средний экстремальный размер групп ES_n из n выстрелов, то грубая оценка дает величину σ :

$$\sigma \approx \frac{ES_n}{-0.72 + 2.99\sqrt{\ln n}}$$

Тогда в среднем $\sigma = 0,415 ES_3$, $\sigma = 0,326 ES_5$, $\sigma = 0,262 ES_{10}$, $\sigma = 0,209 ES_{30}$, $\sigma = 0,176 ES_{100}$. Если наоборот известна σ , ожидаемый экстремальный размер группы можно оценить так: $ES_3 \approx 2.41\sigma$, $ES_5 \approx 3.07\sigma$, $ES_{10} \approx 3.81\sigma$, $ES_{30} \approx 4.79\sigma$, $ES_{100} \approx 5.69\sigma$.

Эти соотношения позволяют формально пересчитать размер групп в показатели кучности винтовки. При большом числе выстрелов в группе вместо размера групп правомернее применять средний радиус групп. Во-первых, он более информативен, поскольку оценивает кучность не по двум крайним точкам попаданий, как размер групп, а по всем точкам. Во-вторых, средний радиус относится к тому же классу усредненных величин, как и показатели кучности винтовки, и с ростом числа выстрелов в группе асимптотически приближается к значению $1,253\sigma$, в то время как размер группы относится к другому классу экстремальных величин и непрерывно растет с ростом числа выстрелов в группе. Но поскольку в данной статье рассматриваются свойства именно размера групп, продолжим исследования с ним.

Например, мы имеем 2 группы по 5 выстрелов со средним размером $ES_5 = 0,5$ MOA. Соответствующие этому числу выстрелов стандартное отклонение равно $\sigma = 0,326 ES_5 = 0,163$ MOA, КВО = $1,177\sigma = 0,192$ MOA, MR = $1,253\sigma = 0,204$ MOA. Далее остается найти вероятный интервал изменения ES_5 и пересчитать в интервал изменения σ . Заходим в таблицу 1, находим группу по пять, спускаемся по этому столбцу, находим число групп 2, на пересечении видим доверительный интервал (0,800–1,314) ES_5 . Умножаем границы интервала на 0,5 и на 0,326 и получаем границы для σ : $\sigma = (0,130–0,214)$ MOA с доверительной вероятностью 80%. Соответственно КВО = (0,153–0,252) MOA, MR = (0,163–0,268) MOA. Если увеличивать доверительную вероятность до 95%, интервал будет намного шире. Например, если размер группы из 3 выстрелов со средним значением 0,3 MOA и доверительным интервалом (0,17–0,82) MOA пересчитывается в кучность винтовки, представленную показателем Б, то нужно будет записать: среднее значение Б = 0,124 MOA, интервал Б = (0,07–0,34) MOA. Можно вместо интервала принять верхнюю гарантированную оценку, например, $\bar{B} \leq 0,34$ MOA.

Что в итоге дает пересчет размера групп в показатели кучности винтовки Б, R_{50} , MR? Во-первых, мы будем знать реальный интервал или верхнее гарантированное значение кучности винтовки как некоторую постоянную величину, не связанную с числом выстрелов в группе, а не как изменяющийся от числа выстрелов размер группы. Но главное, этот пересчет позволяет оценить вероятность попадания в цель, например, в круг радиусом r с первого выстрела, или вероятность попадания хотя бы одним выстрелом из группы заданного размера, или процент попаданий при стрельбе сериями. А это главная задача для винтовки, если только она не предназначена для бенчеста.

Связь показателей кучности винтовки с вероятностью попадания в цель

Вероятность попадания в цель определяется двумя величинами: отклонением СТП от точки прицеливания или центра цели Δ , и рассеиванием точек попадания вокруг СТП. Если цель круглая, радиус цели равен $r = D/2$, где D — диаметр цели. Если рассеивание круговое, то $\sigma_x = \sigma_y = \sigma$, а смещение центра попаданий от точки прицеливания равно Δ , то вероятность попадания в круг радиуса r определяется по табл. 3, которая построена по следующим формулам. Пусть координаты попадания X и Y , отсчитываемые от точки прицеливания, имеют совместное нормальное распределение. При этом $\sigma_x = \sigma_y = \sigma$, $cov(X, Y) = 0$, а смещение средней точки попадания (СТП) относительно точки прицеливания равно

$$\Delta = \sqrt{\mu_x^2 + \mu_y^2}.$$

В этом случае рассеивание является круговым, а радиальное расстояние

$$D = \sqrt{X^2 + Y^2}$$

от точки прицеливания до попадания имеет распределение Райса. Вероятность попадания одного выстрела в круг радиусом r , центр которого совпадает с точкой прицеливания, определяется выражением [15–17]:

$$P_1(a; \Delta; \sigma) = P(D \leq a) = \int_0^a \frac{r}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{r^2 + \Delta^2}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{r\Delta}{\sigma^2}\right) dr.$$

Таблица 3.

Вероятность попадания в цель в зависимости от r/σ и Δ/σ

r/σ	0	0.2	0.4	0.6	0.8	1	1.25	1.5	1.75	2	2.25	2.5	2.75	3	3.5	4
0.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.1	0.005	0.005	0.005	0.004	0.004	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.2	0.020	0.019	0.018	0.017	0.014	0.012	0.009	0.007	0.004	0.003	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
0.3	0.044	0.043	0.041	0.037	0.032	0.027	0.020	0.015	0.010	0.006	0.004	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000
0.4	0.077	0.075	0.071	0.065	0.057	0.048	0.036	0.026	0.018	0.011	0.007	0.004	0.002	0.001	0.000	0.000
0.5	0.118	0.115	0.109	0.099	0.087	0.073	0.056	0.041	0.028	0.018	0.011	0.006	0.003	0.002	0.000	0.000
0.6	0.165	0.162	0.153	0.140	0.123	0.104	0.081	0.059	0.041	0.026	0.016	0.009	0.005	0.003	0.001	0.000
0.7	0.217	0.213	0.202	0.185	0.164	0.140	0.109	0.080	0.056	0.037	0.023	0.014	0.008	0.004	0.001	0.000
0.8	0.274	0.269	0.256	0.235	0.209	0.179	0.141	0.105	0.074	0.050	0.031	0.019	0.011	0.006	0.001	0.000
0.9	0.333	0.328	0.312	0.288	0.257	0.222	0.176	0.133	0.095	0.064	0.041	0.025	0.015	0.008	0.002	0.000
1.0	0.393	0.387	0.370	0.342	0.307	0.267	0.214	0.164	0.119	0.082	0.054	0.033	0.019	0.011	0.003	0.001
1.1	0.454	0.447	0.428	0.398	0.359	0.315	0.255	0.198	0.146	0.102	0.068	0.043	0.026	0.015	0.004	0.001
1.2	0.513	0.505	0.486	0.454	0.412	0.364	0.299	0.236	0.175	0.125	0.084	0.054	0.033	0.019	0.005	0.001
1.3	0.570	0.561	0.542	0.508	0.464	0.413	0.343	0.273	0.207	0.150	0.104	0.068	0.042	0.025	0.007	0.002
1.4	0.625	0.617	0.596	0.561	0.516	0.463	0.389	0.314	0.242	0.178	0.125	0.084	0.053	0.032	0.010	0.002
1.5	0.675	0.668	0.647	0.612	0.566	0.512	0.436	0.356	0.279	0.209	0.150	0.102	0.066	0.041	0.013	0.003
1.6	0.722	0.715	0.694	0.660	0.613	0.560	0.482	0.400	0.318	0.243	0.177	0.123	0.081	0.051	0.017	0.005
1.7	0.764	0.757	0.737	0.704	0.660	0.606	0.528	0.444	0.359	0.278	0.206	0.146	0.099	0.063	0.022	0.006
1.8	0.802	0.796	0.777	0.745	0.703	0.650	0.574	0.489	0.401	0.316	0.239	0.172	0.119	0.078	0.029	0.009
1.9	0.836	0.830	0.812	0.783	0.742	0.692	0.617	0.533	0.444	0.356	0.273	0.201	0.141	0.094	0.036	0.011
2.0	0.865	0.859	0.843	0.816	0.779	0.731	0.659	0.576	0.487	0.396	0.310	0.232	0.166	0.113	0.045	0.015
2.1	0.890	0.885	0.870	0.846	0.811	0.767	0.699	0.619	0.530	0.438	0.348	0.266	0.194	0.135	0.056	0.019
2.2	0.911	0.907	0.894	0.872	0.840	0.800	0.736	0.659	0.573	0.481	0.388	0.301	0.224	0.159	0.089	0.024
2.3	0.929	0.925	0.914	0.894	0.866	0.829	0.770	0.698	0.614	0.523	0.429	0.339	0.256	0.185	0.094	0.031
2.4	0.944	0.941	0.931	0.914	0.889	0.856	0.802	0.734	0.654	0.565	0.471	0.378	0.291	0.215	0.101	0.039
2.5	0.956	0.953	0.945	0.930	0.909	0.879	0.830	0.768	0.692	0.606	0.513	0.418	0.328	0.246	0.121	0.048
2.6	0.966	0.964	0.956	0.944	0.925	0.900	0.856	0.799	0.728	0.646	0.554	0.460	0.366	0.280	0.143	0.060
2.7	0.974	0.972	0.966	0.956	0.940	0.917	0.879	0.827	0.762	0.684	0.595	0.501	0.406	0.316	0.167	0.073
2.8	0.980	0.979	0.974	0.965	0.952	0.933	0.899	0.853	0.793	0.720	0.635	0.542	0.447	0.353	0.194	0.088
2.9	0.985	0.984	0.980	0.973	0.962	0.945	0.917	0.876	0.822	0.754	0.673	0.583	0.488	0.392	0.224	0.106
3.0	0.989	0.988	0.985	0.979	0.970	0.956	0.932	0.896	0.848	0.786	0.710	0.623	0.529	0.433	0.256	0.126
3.1	0.992	0.991	0.988	0.984	0.976	0.965	0.944	0.914	0.871	0.815	0.744	0.662	0.570	0.473	0.290	0.148
3.2	0.994	0.993	0.991	0.988	0.982	0.973	0.955	0.929	0.892	0.841	0.776	0.698	0.610	0.514	0.326	0.173
3.3	0.996	0.995	0.994	0.991	0.986	0.979	0.964	0.942	0.910	0.865	0.806	0.733	0.648	0.555	0.363	0.201
3.4	0.997	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.972	0.953	0.925	0.886	0.833	0.766	0.686	0.595	0.402	0.231
3.5	0.998	0.998	0.997	0.995	0.992	0.987	0.978	0.963	0.939	0.905	0.858	0.796	0.721	0.634	0.442	0.263
3.6	0.998	0.998	0.998	0.996	0.994	0.990	0.983	0.970	0.951	0.921	0.879	0.824	0.755	0.672	0.483	0.297
3.7	0.999	0.999	0.998	0.997	0.996	0.993	0.987	0.977	0.960	0.935	0.899	0.849	0.786	0.708	0.524	0.333
3.8	0.999	0.999	0.999	0.998	0.997	0.995	0.990	0.982	0.968	0.947	0.916	0.872	0.814	0.742	0.564	0.371
3.9	1.000	0.999	0.999	0.999	0.998	0.996	0.992	0.986	0.975	0.957	0.931	0.892	0.840	0.774	0.604	0.410
4.0	1.000	1.000	0.999	0.999	0.998	0.997	0.994	0.989	0.980	0.966	0.943	0.910	0.864	0.803	0.642	0.450

Эквивалентная запись этой вероятности через Q -функцию Маркума первого порядка имеет вид [17]:

$$P_1(r; \Delta; \sigma) = 1 - Q_1\left(\frac{\Delta}{\sigma}, \frac{r}{\sigma}\right),$$

где I_0 — модифицированная функция Бесселя первого рода нулевого порядка, а Q_1 — Q -функция Маркума первого порядка. Такое распределение радиального отклонения возникает для двумерного кругового нормального распределения с ненулевым смещением центра [16–18].

Если СТП совпадает с точкой прицеливания, то есть $\Delta = 0$, распределение Райса переходит в распределение Рэлея, а вероятность попадания одного выстрела в круг радиусом a упрощается до выражения [16, 19]:

$$P_1(a; 0; \sigma) = 1 - \exp\left(-\frac{a^2}{2\sigma^2}\right).$$

Для n независимых выстрелов вероятность того, что хотя бы одно попадание окажется внутри круга радиусом a , в общем случае равна:

$$P_n(a; \Delta; \sigma) = 1 - [1 - P_1(a; \Delta; \sigma)]^n.$$

С учётом представления через Q -функцию Маркума:

$$P_n(a; \Delta; \sigma) = 1 - \left[Q_1\left(\frac{\Delta}{\sigma}, \frac{a}{\sigma}\right)\right]^n.$$

При совпадении СТП с точкой прицеливания, то есть при $\Delta = 0$, формула принимает вид:

$$P_n(a; 0; \sigma) = 1 - [1 - P_1(a; 0; \sigma)]^n = 1 - \exp\left(-\frac{na^2}{2\sigma^2}\right).$$

Таким образом, при круговом двумерном нормальном распределении попаданий и совпадении СТП с центром рассматриваемого круга радиальные отклонения имеют распределение Рэля. Из его функции распределения следуют соотношения [19]: $P(D \leq \sigma) = 0,3935$, то есть в круг радиусом $a = \sigma$ попадает приблизительно 39,35% пробоин; $P(D \leq 2\sigma) = 0,8647$, то есть в круг радиусом $a = 2\sigma$ попадает приблизительно 86,47% пробоин; $P(D \leq 3\sigma) = 0,9889$, то есть в круг радиусом $a = 3\sigma$ попадает приблизительно 98,89% пробоин. Соответственно, за пределами радиуса 3σ находится $P(D > 3\sigma) = 0,0111$, или приблизительно 1,11% пробоин. Функция распределения Рэля и её связь с длиной двумерного нормального вектора являются классическими результатами теории распределений [16, 19].

Для генерального кругового нормального распределения средний радиус рассеивания равен [19]: $MR = 1,2533\sigma$. Вероятность попадания в круг, радиус которого равен генеральному среднему радиусу MR , составляет:

$$P(D \leq MR) = 1 - \exp\left(-\frac{MR^2}{2\sigma^2}\right) = 1 - \exp\left(-\frac{\pi}{4}\right) = 0,5441.$$

Следовательно, в круг радиусом MR , центр которого совпадает с истинной СТП, попадает приблизительно 54,41% всех выстрелов. Круговое вероятное отклонение KBO_{50} , обозначаемое также CEP_{50} или R_{50} , представляет собой радиус круга, содержащего 50% попаданий. При круговом нормальном распределении и $\Delta = 0$ оно равно [19, 20]: $R_{50} = CEP_{50} = \sigma\sqrt{2\ln 2} = 1,1774\sigma$, поскольку $P(D \leq R_{50}) = 0,5$. Таким образом, $MR = 1,2533\sigma$, $R_{50} = 1,1774\sigma$, $MR \approx 1,0645R_{50}$. Определение CEP как радиуса круга, содержащего заданную долю попаданий, и методы расчёта круговых вероятностей подробно рассмотрены в классических работах по статистической оценке кучности [20, 21].

Указанные соотношения для MR и R_{50} справедливы только тогда, когда радиусы отсчитываются от истинного центра рассеивания, то есть от истинного СТП, и $\Delta = 0$. Поэтому для расчёта MR и R_{50} как показателей именно кучности необходимо знать или оценить координаты СТП. Если расстояния измеряются от точки прицеливания при $\Delta > 0$, получаемые показатели учитывают одновременно случайное рассеивание и систематическое смещение СТП и характеризуют уже не только кучность, но и точность попадания [17, 21].

В эксперименте истинные координаты СТП неизвестны и заменяются выборочными средними координатами:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i.$$

Поэтому рассчитанные по малой группе значения MR , R_{50} и σ сами являются случайными оценками и обладают дополнительной выборочной неопределённостью.

Расчет показателей R_{50} и MR и вероятности попадания по этой таблице требует знания точных координат центра попадания относительно точки прицеливания. Чтобы определить вероятность попадания в цель, размер которой указан в МОА, нужно определить также в МОА стандартное отклонение σ и отклонение СТП от точки прицеливания Δ .

Например, размер гонга 1 МОА, радиус гонга 0,5 МОА, стандартное отклонение $\sigma = 0,5$ МОА, отклонение СТП от точки прицеливания $\Delta = 1$ МОА. Считаем $a/\sigma = 1$, $\Delta/\sigma = 2$. Заходим с этими значениями в таблицу 3 и на пересечении столбца и строки находим значение вероятности попадания в цель 0,082 или 8,2 %. Если размер цели указан в см, то нужно для этой дистанции значения σ и Δ указать тоже в см. Если размер гонга 20 см, радиус гонга 10 см, стандартное отклонение для этой дистанции 10 см, отклонение СТП от точки прицеливания 20 см, $a/\sigma = 1$, $\Delta/\sigma = 2$, и вероятность попадания также равна 8,2 %.

Таким образом, цепочка оценки кучности по размеру групп замыкается на вероятности попадания в цель. Зная среднее значение или вероятный диапазон размера групп, мы можем оценить среднее или вероятный диапазон стандартного отклонения σ и по нему определить вероятность попадания в цель. Например, можно сказать, что средний размер групп из 5 выстрелов примерно равен радиусу, который вбирает в себя 99 % попаданий в мишень.

Для большого числа выстрелов в группе, как мы уже говорили, лучше вместо размера применять средний радиус групп. Логика для него очень близка с той, которую мы применили к размеру группы. Расчеты и таблицы для него мы приведем в следующей статье.

Для демонстрации полученных результатов приведем реальный пример оценки кучности винтовки и вероятности попадания в цель по размеру групп. Винтовка Accugasy AX в калибре .308 Win, твист 12, пуля Scenar 185 gr, порох VihtaVuori 150, навеска 46 gr, капсюль RWS, гильза Lapua, скорость 850 м/с, температура +29 С (рис. 3). Используется для охоты на средних дистанциях. Настройка, проверка настройки и пристрелка были проведены в Центре настройки спортивно-стрелкового клуба им. Дмитрия Донского.



Рисунок 3. а-винтовка Ассигасу АХ на стрелковом столе; б, в, – 5 контрольных групп по 3 выстрела после настройки винтовки

После настройки винтовки было сделано 5 контрольных групп по 3 выстрела в каждой. В верхнем ряду (рис. 16) левая мишень имеет одну пробойну, а три правых по 3 пробойны. СТП всех трех групп находится примерно в одном месте. В нижнем ряду две группы по 3 выстрела делались при обнулении прицела, поэтому СТП меняла координаты после смещения марки прицела. Размер групп составил 0,22, 0,11, 0,18, 0,22 и 0,24 МОА, средний размер групп 0,194 МОА.

Определим кучность винтовки и вероятность попадания в цель. Входим в табл. 1 и находим 80 %-й интервал среднего значения экстремального размера группы. Он составляет 0,822–1,264. Пересчитываем на средний размер групп 0,194 МОА и получаем интервал среднего размера групп (0,159–0,245) МОА. Можно также оценить, в каком диапазоне можно было бы ожидать размер шестой группы. Для этого входим в табл. 2 и видим интервал 0,530–1,592. Пересчитываем на известный средний размер и получаем, что шестую группу можно было бы ожидать в диапазоне (0,103–0,309) МОА.

Для трех выстрелов в группе параметр σ связан с размером групп соотношением $\sigma = 0,415 ES_3$, откуда получаем доверительный интервал $\sigma = (0,066–0,102)$ МОА. Примем для расчетов верхнюю оценку $\sigma = 0,102$ МОА. После обнуления прицела координаты СТП относительно точки прицеливания в одной группе стали равны (0,04"; 0,14"), или на дистанции 100 метров (0,035; 0,122) МОА, то есть, радиальное отклонение СТП составляет примерно 0,127 МОА. Примем диаметр цели на дистанции 500 метров 10 см или 0,69 МОА

и определим вероятность попадания в нее без учета ошибок стрелка и влияния внешних условий. Вычислим отношения a/σ и Δ/σ в МОА. $a/\sigma = 0,345/0,102 = 3,38$, $\Delta/\sigma = 0,127/0,102 = 1,25$. Заходим в табл. 3 и видим цифру 0,972 или 97 %. Помним, что это оценка по верхней границе. Таким образом, по этим расчетам техническая кучность винтовки обеспечивает почти стопроцентное попадание в цель диаметром 10 см на дистанции 500 метров, то есть, практическая вероятность попадания в основном зависит от разброса начальной скорости и баллистического коэффициента, ошибок стрелка и влияния внешних условий. Для сравнения, если бы техническая кучность винтовки была не лучше 1 МОА, как у многих не настроенных винтовок, то вероятность попадания в эту цель была бы менее 10 %, и доминировала бы она, а ошибки стрелка и внешние условия вообще дополнительно свели бы вероятность к очень низкой цифре.

Следует отметить, что это условный расчет, основанный на предположении о постоянной угловой кучности с ростом дистанции от 100 до 500 метров.

То есть, получив средний размер 0,194 МОА на дистанции 100 метров, мы взяли такой же угловой размер для дистанции 500 метров. В действительности составляющие рассеивания неодинаково изменяются с дальностью. Ряд факторов является функцией дистанции и конкретных условий стрельбы. Нелинейно с дальностью изменяются составляющие, связанные с разбросом начальной скорости и баллистического коэффициента пули, скорости и направления ветра, изменением динамической устойчивости пули, трансзвуковыми эффектами и ряд других. Но это уже является предметом, выходящим за рамки настоящего исследования.

Заключение

Экстремальный размер групп ES_n является простым и наглядным показателем кучности, но представляет собой случайную экстремальную характеристику, зависящую от числа выстрелов и использующую только две наиболее удаленные пробойны. Поэтому результат одной малой группы нельзя отождествлять ни с истинным средним размером, ни с размером следующей группы, ни с кучностью винтовки.

При круговом двумерном нормальном распределении попаданий размер групп ES_n определяется как диаметр облака из n случайных точек. Выборочное распределение размера групп удобно и надежно получать прямым моделированием координат с последующим точным вычислением всех попарных расстояний. Оно служит основой для расчета доверительных интервалов. Рассчитанные центральные 80%-е доверительные интервалы показывают диапазон истинного среднего μ , а прогнозные интервалы — возможный размер следующей независимой группы.

GEV и Gamma являются аппроксимациями выборочного распределения ES_n . GEV часто лучше описывает форму одной группы, но может задавать физически неверную границу или тип хвоста. Двухпараметрическая Gamma-модель менее гибка, зато проста, положительна и удобна для инженерных расчетов. Ни одну из них не следует называть точным законом экстремального размера при конечном n .

С использованием закона распределения размера групп и его связь с показателями кучности винтовки определена вероятность попадания в цель в зависимости от размера групп.

Основное ограничение полученных результатов связано не с качеством генератора случайных чисел, а с исходной моделью. Таблицы предполагают независимые выстрелы, стационарную круговую нормальную дисперсию, отсутствие дрейфа СТП, изменения условий и отдельной популяции грубых отрывов. При нарушении этих предположений необходимо моделировать соответствующую эллиптическую, смешанную или нестационарную структуру, либо строить интервалы непосредственно по репрезентативным экспериментальным данным.

Результаты исследований отвечают на практические вопросы: сколько групп и сколько выстрелов в группе достаточно для оценки кучности винтовки, какой будет средний размер группы и размер очередной группы, как связан размер групп с кучностью спортивной винтовки и вероятностью попадания в цель.

Из проведенных исследований также следует, что практический результат испытаний на кучность целесообразно сообщать не одной цифрой, а набором параметров: число выстрелов n , число групп m , выборочный средний размер ES_n , доверительный интервал истинного среднего и, если требуется прогнозирование, интервал размера следующей группы.

Список литературы

1. Богословский В.Н., Кадомкин В.В., Жуков И.Г. Показатели кучности спортивной и охотничьей винтовки. Аналитический обзор // Universum: технические науки. – 2024. – № 4. – DOI: 10.32743/UniTech.2024.121.4.17376. URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/17376> (дата обращения: 02.08.2026).
2. Богословский В.Н., Кадомкин В.В., Жуков И.Г. Математические модели, описывающие закономерности рассеивания пробоин и показатели кучности при спортивной стрельбе по мишеням. Аналитический обзор // Universum: технические науки. – 2024. – № 4. – DOI: 10.32743/UniTech.2024.121.4.17356. URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/17356> (дата обращения: 02.08.2026).
3. Богословский В.Н., Кадомкин В.В., Жуков И.Г. Оценка кучности спортивной винтовки по экстремальному размеру или среднему радиусу групп // Universum: технические науки. – 2024. – № 11. – DOI: 10.32743/UniTech.2024.128.11.18711. URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/18711> (дата обращения: 02.08.2026).
4. Богословский В.Н., Кадомкин В.В., Жуков И.Г. Показатели кучности спортивной и охотничьей винтовки. Аналитический обзор [Электронный ресурс]. // Universum: технические науки: электрон. научн. журн. – 2024. URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/17376> (дата обращения: 08.08.2026).
5. Ballistipedia: [сайт] [Электронный ресурс]. URL: <https://ballistipedia.com/> (дата обращения: 02.08.2026).
6. Coles S. An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. – London: Springer, 2001. – 208 P. – DOI: 10.1007/978-1-4471-3675-0.

7. Demichel Y., Fermin A.K., Soulier P. The diameter of an elliptical cloud // *Electronic Journal of Probability*. – 2015. – Т. 20, № 27. – P. 1–32. – DOI: 10.1214/EJP.v20-3777.
8. DiDonato A.R., Jarnagin M.P. Integration of the General Bivariate Gaussian Distribution over an Offset Circle // *Mathematics of Computation*. – 1961. – Т. 15, № 76. – P. 375–382. – DOI: 10.1090/S0025-5718-1961-0129116-8.
9. Grubbs F.E. Approximate Circular and Noncircular Offset Probabilities of Hitting // *Operations Research*. – 1964. – Т. 12, № 1. – P. 51–62. – DOI: 10.1287/opre.12.1.51.
10. Harter H.L. Circular Error Probabilities // *Journal of the American Statistical Association*. – 1960. – Т. 55, № 292. – P. 723–731. – DOI: 10.1080/01621459.1960.10483372.
11. Jammalamadaka S.R., Janson S. Asymptotic distribution of the maximum interpoint distance in a sample of random vectors with a spherically symmetric distribution // *The Annals of Applied Probability*. – 2015. – Т. 25, № 6. – P. 3571–3591. – DOI: 10.1214/14-AAP1082.
12. Johnson N.L., Kotz S., Balakrishnan N. *Continuous Univariate Distributions*. 2nd ed. Vol. 1. New York: John Wiley & Sons, 1994. 756 P.
13. Johnson N.L., Kotz S., Balakrishnan N. *Continuous Univariate Distributions*. Vol. 1. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1994. XIX, 756 P.
14. Lao W., Mayer M. U-max-statistics // *Journal of Multivariate Analysis*. – 2052. – Т. 99, № 9. – P. 2039–2052. – DOI: 10.1016/j.jmva.2008.02.001.
15. Matthews P.C., Rukhin A.L. Asymptotic distribution of the normal sample range // *The Annals of Applied Probability*. – 1993. – Т. 3, № 2. – P. 454–466. – DOI: 10.1214/aoap/1177005433.
16. NumPy Developers. Permuted congruential generator (64-bit, PCG64 DXSM) [Электронный ресурс]. URL: https://numpy.org/doc/stable/reference/random/bit_generators/pcg64dxsm.html (дата обращения: 02.08.2026).
17. NumPy Developers. numpy.random.Generator.standard_normal [Электронный ресурс]. URL: https://numpy.org/doc/stable/reference/random/generated/numpy.random.Generator.standard_normal.html (дата обращения: 02.08.2026).
18. Nuttall A.H. Some Integrals Involving the QM Function // *IEEE Transactions on Information Theory*. – 1975. – Т. 21, № 1. – P. 95–96. – DOI: 10.1109/TIT.1975.1055327.
19. Rice S.O. Mathematical Analysis of Random Noise // *Bell System Technical Journal*. – 1945. – Т. 24, № 1. – P. 46–156. – DOI: 10.1002/j.1538-7305.1945.tb00453.x.
20. SciPy Developers. scipy.stats.genextreme [Электронный ресурс]. URL: <https://docs.scipy.org/doc/scipy/reference/generated/scipy.stats.genextreme.html> (дата обращения: 02.08.2026).
21. Taylor M.S., Grubbs F.E. Approximate probability distributions for the extreme spread // *Naval Research Logistics Quarterly*. – 1975. – Т. 22, № 4. – P. 713–719. – DOI: 10.1002/nav.3800220407.
22. Wollschläger D. Statistical analysis of shooting results with the R shotGroups package [Электронный ресурс]. CRAN. – 2025. URL: <https://cran.r-project.org/web/packages/shotGroups/vignettes/shotGroups.pdf> (дата обращения: 02.08.2026).

References

1. Bogoslovsky V.N., Kadomkin V.V., Zhukov I.G. Accuracy Metrics of Sporting and Hunting Rifles: An Analytical Review // *Universum: Technical Sciences*. – 2026. – № 4. – DOI: 10.32743/UniTech.2024.121.4.17376. – URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/17376>. (accessed 04.09.2026)
2. Bogoslovsky V.N., Kadomkin V.V., Zhukov I.G. Mathematical Models Describing Bullet-Hole Dispersion Patterns and Accuracy Metrics in Competitive Target Shooting: An Analytical Review // *Universum: Technical Sciences*. – 2026. – № 4. – DOI: 10.32743/UniTech.2024.121.4.17356. – URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/17356>. (accessed 04.09.2026)
3. Bogoslovsky V.N., Kadomkin V.V., Zhukov I.G. Assessment of Sporting Rifle Accuracy by the Extreme Spread or Mean Radius of Shot Groups // *Universum: Technical Sciences*. – 2026. – № 11. – DOI: 10.32743/UniTech.2024.128.11.18711. – URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/18711>. (accessed 04.09.2026)
4. Bogoslovsky V.N., Kadomkin V.V., Zhukov I.G. Accuracy Indicators of Sporting and Hunting Rifles. Analytical Review // *Universum: Technical Sciences: electronic scientific journal*. – 2024. – № 4. – URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/17376> (дата обращения: 08.08.2026).
5. Ballistipedia: [сайт] – URL: <https://ballistipedia.com/> (дата обращения: 02.08.2026).
6. Coles S. *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. – London: Springer, 2001. – 208 P. – DOI: 10.1007/978-1-4471-3675-0.
7. Demichel Y., Fermin A.K., Soulier P. The diameter of an elliptical cloud // *Electronic Journal of Probability*. – 2015. – T. 20, № 27. – P. 1–32. – DOI: 10.1214/EJP.v20-3777.
8. DiDonato A.R., Jarnagin M.P. Integration of the General Bivariate Gaussian Distribution over an Offset Circle // *Mathematics of Computation*. – 1961. – T. 15, № 76. – P. 375–382. – DOI: 10.1090/S0025-5718-1961-0129116-8.
9. Grubbs F.E. Approximate Circular and Noncircular Offset Probabilities of Hitting // *Operations Research*. – 1964. – T. 12, № 1. – P. 51–62. – DOI: 10.1287/opre.12.1.51.
10. Harter H.L. Circular Error Probabilities // *Journal of the American Statistical Association*. – 1960. – T. 55, № 292. – P. 723–731. – DOI: 10.1080/01621459.1960.10483372.
11. Jammalamadaka S.R., Janson S. Asymptotic distribution of the maximum interpoint distance in a sample of random vectors with a spherically symmetric distribution // *The Annals of Applied Probability*. – 2015. – T. 25, № 6. – P. 3571–3591. – DOI: 10.1214/14-AAP1082.
12. Johnson N.L., Kotz S., Balakrishnan N. *Continuous Univariate Distributions*. 2nd ed. Vol. 1. New York: John Wiley & Sons, 1994. 756 P.
13. Johnson N.L., Kotz S., Balakrishnan N. *Continuous Univariate Distributions*. Vol. 1. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1994. XIX, 756 P.
14. Lao W., Mayer M. U-max-statistics // *Journal of Multivariate Analysis*. – 2052. – T. 99, № 9. – P. 2039–2052. – DOI: 10.1016/j.jmva.2008.02.001.

15. Matthews P.C., Rukhin A.L. Asymptotic distribution of the normal sample range // The Annals of Applied Probability. – 1993. – Т. 3, № 2. – P. 454–466. – DOI: 10.1214/aoap/1177005433.
16. NumPy Developers. Permuted congruential generator (64-bit, PCG64 DXSM) – URL: https://numpy.org/doc/stable/reference/random/bit_generators/pcg64dxsm.html (дата обращения: 02.08.2026).
17. NumPy Developers. numpy.random.Generator.standard_normal – URL: https://numpy.org/doc/stable/reference/random/generated/numpy.random.Generator.standard_normal.html (дата обращения: 02.08.2026).
18. Nuttall A.H. Some Integrals Involving the QM Function // IEEE Transactions on Information Theory. – 1975. – Т. 21, № 1. – P. 95–96. – DOI: 10.1109/TIT.1975.1055327.
19. Rice S.O. Mathematical Analysis of Random Noise // Bell System Technical Journal. – 1945. – Т. 24, № 1. – P. 46–156. – DOI: 10.1002/j.1538–7305.1945.tb00453.x.
20. SciPy Developers. scipy.stats.genextreme – URL: <https://docs.scipy.org/doc/scipy/reference/generated/scipy.stats.genextreme.html> (дата обращения: 02.08.2026).
21. Taylor M.S., Grubbs F.E. Approximate probability distributions for the extreme spread // Naval Research Logistics Quarterly. – 1975. – Т. 22, № 4. – P. 713–719. – DOI: 10.1002/nav.3800220407.
22. Wollschläger D. Statistical analysis of shooting results with the R shotGroups package CRAN. – 2025. – URL: <https://cran.r-project.org/web/packages/shotGroups/vignettes/shotGroups.pdf> (дата обращения: 02.08.2026).

Статья поступила в редакцию: 24.07.2026

Статья принята к публикации: 29.07.2026

Статья опубликована: 28.08.2026

УДК 930.1+004.9

DOI: 10.32743/UniTech.2026.149.8.23253

Анализ на базе программы Phyton дифференциации довольствия нижних чинов, офицеров и генералов в армии Российской империи в 1905 году

Борцов Александр Анатольевич

д-р техн. наук

гл. науч. сотрудник НПО Квант

Российская Федерация, г. Москва

E-mail: laseroeo2@gmail.com

Analysis based on Python program of differentiation of allowances for lower ranks, officers and generals in the army of the Russian Empire in 1905

Bortsov Aleksandr Anatol'evich

doctor of Technical Sciences, Chief Researcher

NPO 'Kvant'

Russia, Moscow

Аннотация

В статье представляются основные результаты анализа расчётов довольствия чинов армии в Российской империи (РИ) в 1905 году на базе разработанной программы в операционной системе Phyton. Целью исследования является анализ дифференциации довольствия нижних чинов, офицеров и генералов армии РИ в 1905 г. Практическая значимость исследования заключается в систематизации исторических данных и определении количественных оценок неравенства доходов по чинам в армии РИ в 1905 г. На основе исторических данных по довольствию в армии РИ в 1905 году формируется сводная таблица для нижних чинов, офицеров и генералов с учетом их расходов на питание, проживание, обмундирование и др.. Производится расчет кривой Лоренца, подсчитывается коэффициент Джинни и децильный коэффициент дифференциации по группам. Производится построение графа связи чинов в армии РИ, анализируются зависимость кривой Лоренца, делаются оценки коэффициента Джинни и коэффициента дифференциации. Предлагается дополнительная оценка неравномерности финансирования довольствия чинов армии на базе отношения производных роста кумулятивных доходов для разных групп чинов. Устанавливается, что увеличение количества совокупных иерархических связей в графе чинов коррелируют с увеличением их довольствия. Рост довольствия от группы к

Библиографическое описание: Борцов А.А. Анализ на базе программы Phyton дифференциации довольствия нижних чинов, офицеров и генералов в армии Российской империи в 1905 году // Universum: технические науки : электрон. научн. журн. 2026. 8(149). URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/23253>

группе чинов имеет экспоненциальный характер, а большие значения коэффициента Джини $S=0,44$ и коэффициента дифференциации $KD=17,4$ свидетельствует о неравномерном финансировании солдатского и офицерского состава армии РИ в 1905 г.. Делается вывод, что высокая дифференциация довольствия по чинам является отражением общего функционирования иерархической военной модели того времени без запаса прочности.

Abstract

The article presents the main results of the analysis of the differentiation of allowances for military ranks in the Russian Empire (RE) in 1905, based on a program developed in the Python operating environment.

Based on historical data on allowances in the RE army in 1905, a summary table is compiled for lower ranks, officers, and generals, taking into account their expenses for food, accommodation, uniforms, and other items. The Lorenz curve is calculated, and the Gini coefficient and the decile coefficient of differentiation are computed for the respective groups.

A graph depicting the relationships between ranks in the RE army is constructed; the dependence of the Lorenz curve is analyzed, and estimates of the Gini coefficient and the differentiation coefficient are provided. An additional assessment of the unevenness in funding for military allowances is proposed, based on the ratio of the derivatives of the growth of cumulative incomes for different groups of ranks.

It is established that an increase in the number of cumulative hierarchical connections in the rank graph correlates with an increase in their allowances. The growth of allowances from one group of ranks to another exhibits an exponential pattern. The high level of differentiation, illustrated by the Gini coefficient $S=0.44$ and the decile coefficient $KD=17.4$, reflects the uneven funding of the enlisted and officer personnel of the RE army in 1905.

It is concluded that the high differentiation of allowances by rank reflects the overall functioning of the hierarchical military model of that time, which lacked a safety margin. The practical significance of the study lies in the systematization of historical data and the determination of quantitative estimates of incomes by rank in the RE army in 1905.

Ключевые слова: Python, дифференциация, довольствие чинов в русской армии, РИ 1905 г, кривая Лоренца, коэффициент Джини, децильный коэффициент.

Keywords: Python, differentiation, allowances for military ranks in the Russian army, RE, 1905, Lorenz curve, Gini coefficient, decile coefficient.

Введение

Исследование неравномерности финансирования довольствия армии РИ является актуальной задачей. Такой анализ выявляет степень дифференциации в распределения материальных средств и денежных пособий нижним чинам, офицерам и генералам. Резкая неравномерность зачастую оказывается дополнительным фактором неустойчивого состояния государственной системы. Недостаточное финансирование нижних чинов армии РИ в русско-японской войне 1904 – 1905 гг. несомненно оказал влияние и на её исход, и явился одним из

факторов, приведшим к событиям русской революции 1905 – 1907 гг. Анализ дифференциации довольствия между нижними чинами, офицерским составом и генералами сделан на базе фактов, данных в исторических документах, включая публикации того времени [1–3, 6, 7, 9, 11, 14] о выделяемых денежных средствах, ежемесячных окладах офицеров и генералов и выделяемых материальных средств нижним чинам на питание, одежду, жилье и медицинское обслуживание. Одним из главных источников численных данных о денежном и вещевом довольствии в армии РИ были данные Военного ведомства за 1904 и 1905 гг. [1, 2, 6, 9, 11, 13].

Целью исследования является анализ (на базе разработанной программы Phyton) дифференциации довольствия нижних чинов, офицеров и генералов армии РИ в 1905 г.. Задачами исследования является определение степени неравенства в армии РИ с помощью расчета кривой Лоренца, получение оценки коэффициента Джини и децильного коэффициента дифференциации доходов.

Материалы и методы

Для анализа дифференциации определяются зависимости (кривые) Лоренца по довольствию нижних чинов, офицеров и генералов. Рассчитываются месячные оклады, жалование и выплаты в текущих рублях на 1905 г., учитывается не только расходы на питание, одежду и обмундирование, но и расходы на содержание жилья, медицинское обслуживание, лечение по возможному ранению нижних чинов. По этим данным и по количеству в той или иной группе чинов строятся зависимости накопленных (кумулятивных) значений от накопленных значений численности состава по чинам. Рассчитывается коэффициент Джини и другие показатели неравномерности финансирования по группам. К началу 1905 года в армии состояло по спискам Военного ведомства нижних чинов в количестве – 1032136 человек, а генералов и штаб- и обер-офицеров – 32879 человек [1, 2, 6, 9, 11]. Довольствие чинов в армии РИ было регламентированным приказами и отражалась в ведомостях финансовой отчетности военного ведомства [1, 3, 4, 7, 12–14].

Довольствие офицеров и генералов и их количество в армии 1904 – 1905 г. в таблице 1 на основе отчетов Военного ведомство РИ за 1905 год [1, 2, 6, 9, 11]. Полное содержание офицеров и генералов состояло из месячного оклада, прибавки в месяц и квартирных денег в рублях на 1905 г. данные по количеству чинов и их денежному довольствию в 1905 г. уточнялись по разным источникам [3, 7, 12–14].

Таблица 1.

Месячное довольствие офицеров и генералов в армии РИ 1905 г.

Воинское звание	Погон	Количество на 1905 г. чел.	Оклад, руб.	Прибавка, руб.	Квартирные средние, руб.	Полное содержание, руб.
Полный генерал		143	650	59	104	813
Генерал-лейтенант		460	500	62	75	637
Генерал-майор		1070	420	40	65	525
Полковник		579	325	16	58	400
Подполковник		1177	145	30	50	225
Ротмистр		1009	130	25	40	
Капитан		1689	105	19	17	141
Штабс-капитан		5461	70	27	13	110
Поручик		8350	60	19	9	88
Подпоручик, корнет		5973	50	15	6	75
Прапорщик		6977	50	15	5	74

Довольствия юнкеров в армии 1905 г. Юнкера военных училищ не входили в состав действующей армии и не несли караульной и военной службы в мирное время. Однако для полноты и сравнения с солдатами средств и окладов, отпускаемых на содержание юнкеров представлены в Таблице 2. Всего количество юнкеров в 1905 г составляло не более 2400

человек. При производстве в офицеры таким юнкерам выдавали едино-временное пособие «на обзаведение» (покупку полного комплекта офицерской формы) в сумме 300 рублей, а также дополнительные деньги на покупку лошади и седла.

Таблица 2.

Месячное довольствие юнкеров в 1905 г.

Воинское звание	Вид погона	Количество на 1905 г., чел.	Деньги на питание на чел., руб.	Оклад, руб.	Обмундирование и жилье и прочие расходы, руб.	Полное довольствие, руб.
Юнкер		1975	4,2 руб в месяц (1890 г)	9,5	50	67
Юнкер ст.унтер-офицер		200	7,5 руб. месяц (1905 г.)	15,5		73
Ст. портупей-юнкер		100		25,5		83
Фельдфебель-юнкер		50		30,5		88

Довольствие нижних чинов в армии 1904 – 1905 рассчитывалось с учётом расходов на питание, обмундирование, жилье и медицинское обслуживание в военное время. Месячное довольствие старшего унтер-офицерского состава и нижних чинов в армии представлены соответственно в Таблицах 3 и 4.

Питание. В нормативных актах Военного ведомства Российской империи и отчётных материалах по снабжению войск в период Русско-японской войны; конкретно упомянут приказ по Военному ведомству 1905 г. № 769. Такие данные публикуются в сборниках приказов Военного министерства, а также встречаются в исследованиях по тыловому обеспечению русской армии (в т. ч. в трудах по истории интендантства и в материалах комиссий по итогам войны) [1–3, 6, 7, 11–14]. Согласно приказу по Военному ведомству 1905 г. № 769, на каждого нижнего чина в регионе военных действий (1904 – 1905 гг.) ежедневно отпускалось: 0,48 золотника чая или 2,05 г; 6 золотников сахара или 25,6 г; $\frac{3}{4}$ фунта мяса 2-го сорта (в составе приварочных денег) или 307,1 г; 3 фунта хлеба или 1228,5 г; 32 золотника крупы (гречневой, полбяной, овсяной, ячной, просяной, пшеничной или

рисовой) или 136,5 г; 2 фунта 25½ золотников муки (ржаной или пшеничной, на выпечку хлеба) или 450,1 г. Дополнительно выделялись 2½ коп. на овощи, соль, масло или сало, перец и пшеничную муку на подболтку — это денежные средства, весовых норм не имели. При этом хлеб, крупа и мука отпускались на всю часть в целом, а не персонально каждому солдату; на руки продукты выдавали только тем нижним чинам, которые по каким-либо причинам не питались из общего котла.

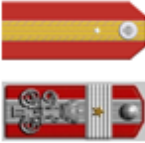
Расходы на питание в месяц были приняты, например, на рядового (пехоты, кавалерии и артиллерии) составляли 0,5 рублей, для ефрейтора и младшего унтер-офицерского состава они были взяты от 0,75 до 0,95 рублей. Для старших унтеров, вахмистра, фельдфебеля и подпрапорщика месячное довольствие на питание было взято от 1,75 до 3,75 рублей. Кроме расходов на питание были учтены расходы на обмундирование, жилье и обогрев – 2 рубля, медицинское обслуживание, лечение при возможном ранении при боевых действиях.

Обмундирование. В 1905 году (в том числе в военное время — во время Русско-японской войны) эта расчётная «полная стоимость» полного комплекта вещевого довольствия для рядового пехоты составляла примерно 15–18 рублей в год [4]. Полная стоимость годового комплекта по данным интендантства того времени включала: мундир — около 3 рублей 14 копеек (рассчитан на 2 года), шаровары — примерно 1 рубль 73 копейки (на 1 год). Шинель — около 3 рублей 85 копеек (на 2 года), фуражка — примерно 60 копеек (на 2 года), башлык — около 1 рубля 20 копеек (на 6 лет), сапоги — примерно 2 рубля 50 копеек. К этому добавлялись амуничные вещи: поясной ремень, патронные сумки, ружейные ремни, вещевой и сухарный мешки, фляга и прочее. Солдат не получал весь этот набор в первый же день службы и не платил за него разом. Вещи выдавались по мере износа — по нормам, утверждённым интендантством.

Расходы на жилье, постель, отопление, медицинское обслуживание, лечение возможное при ранении и др. В казарме на одного рядового в год закладывали примерно 15–20 рублей в год. В эту сумму входили: содержание здания (ремонт, уборка), отопление (дрова или уголь — для северных губерний нормы были заметно выше, чем для южных), освещение (керосин, свечи), вода и мелкие бытовые нужды. В военное время (в походе, на биваке, в окопах) расходы на «жильё и быт» на одного солдата росли — примерно до 25–35 рублей в год. К обычным статьям добавлялись затраты на заготовку и подвоз топлива в полевых условиях, сооружение временных укрытий (шалашей, землянок), оборудование мест для готовки и сушки обмундирования. Часть этих денег уходила на то, чтобы компенсировать перебои с поставками [8]. После приказа 1905 г., по части вещевого довольствия солдатам впервые стали выдавать постельные принадлежности, носовые платки и полотенца. Деревянные нары постепенно заменялись во всех частях на кровати. На освежение тюфяков (матрасов) и подушек солдату выдавалось от казны 1 ½ пуда (24,57 кг) соломы в год на человека, а на освещение – 2 свечки на 10 человек в сутки, мыло – полфунта (204 грамм) в месяц [8].

Таблица 3.

Месячное довольствие старшего унтер-офицерского состава в армии РИ

Воинское звание	Вид погона	Количество чел. на 1905 г.	Деньги на питание на человека, руб.	Оклад, руб.	Обмундирование, жилье и мед.обслуживание на чел., руб.	Полное довольствие, руб.
Подпрапорщик		368	3,75	65	4,25	73
Зауряд-прапорщик		457	3,75	64	4,25	72
Фельдфебель		2768	2,75	58	4,25	65
Вахмистр		575	2,75	64	4,25	71
Ст.унтер-офицер		15000	1,75	33	4,25	39
Ст.фейерверкер (арт.) Ст.урядник (казаки)		2614				

Медицинское обеспечение солдат. В Русской Армии на 1904г. в пехотном полку 4-х батальонного состава (примерно 2000 человек) в военное время полагалось- 5 врачей, 22 фельдшера, 7 служителей, 128 носильщиков, 32 носилки, 4 лазаретных линейки и 5 повозок с аптечными, перевязочными и санитарными материалами. Пехотный батальон имел 1 врача, 5 фельдшеров и 1 повозку с медицинским имуществом. В 1905 году на лечение больного или раненого солдата могло быть затрачено от 15 до 100 рублей.

Довольствие нижних чинов (на одного солдата в месяц), не включающие питание, составляли 4,25 рублей. Они включали расходы на обмундирование – 1,7 рублей, жилье и обогрев – 2 рублей, медицинское обслуживание, лечение при возможном ранении -0,55 рублей. Таким образом, совокупные довольствие рядовых солдат в пехоте составляло 5,5

рублей в месяц, что примерно соответствовало минимальному прожиточному минимуму в деревне в РИ в 1905 г.. В армии солдат жил не в семье, а проживал в казарме и питался совместно, поэтому такие средства (5,5 руб.) позволяли вполне сносно существовать рядовым в пехоте и выполнять свои воинские обязанности. Чины старшей унтер-офицерской группы (малый процент от общего количества армии) получали значительно большее довольствие (39 – 73 руб. в месяц), приближающееся у фельдфебелей и подпрапорщиков к офицерскому.

Структурный граф построения армии РИ. Для представления зависимости чинов друг от друга и определения довольствия и оклада от звания или чина в армии построена упрощенная модель связи. Упрощенная модель связи внутри различных чинов регулярной армии РИ 1905 г. представлена в виде графа типа дерева (рис. 1). Граф наглядно представляет иерархическую структуру с увеличением плотности связей от высших чинов (генералов обер-и штабс- офицеров) через унтер-офицерские чины к нижним чинам. Направленный граф (с высших чинов к нижним чинам) в виде «дерева» связей определяется условием, изложенным в Уставе армии РИ, что приказы отдаёт командир, а выполняет нижестоящий по званию подчиненный.

Таблица 4.

Месячное довольствие нижних чинов в армии РИ 1905 г.

Воинское звание	Вид погона	Количество человек на 1905 г.	Казенные деньги на питание на человека руб. в месяц	Оклад, руб.	Обмундирование, жилье и мед.-обслуживание, руб.	Полное довольствие, руб.
Мл.унтер-офицер, Мл. фейерверкер (арт.), Мл.урядник		14644 5169 986	0,95	6,8	4,25	12
Ефрейтор (пехота, кавалер.) Бомбардир(арт.) Приказный(казаки)		78725 38011 1275	0,95	4,8	4,25	10
Охотник		1500	0,5	0,75 р	4,25	5,5
Вольно-определяющийся		3500	0,75	20	4,25	25
Рядовой (кавалерия)		82807	0,5	0,75	4,25 р.	6
Канонир (арт.) Рядовой (арт.)		58023 41977	0,5	0,75	4,25 р.	7
Рядовой (пехота),		625651	0,5	0,75	4,25 р.	5.5

Рост оклада и довольствия чинов армии безусловно связаны с увеличением совокупного количества иерархических связей («под чином») и увеличением ответственности за выполнение приказов. Рост довольствия от чина к чину носит экспоненциальный характер (рис.2), при этом количество человек в группе снижается по закону близкому к обратному к экспоненциальному (2 столбец таблицы 5).

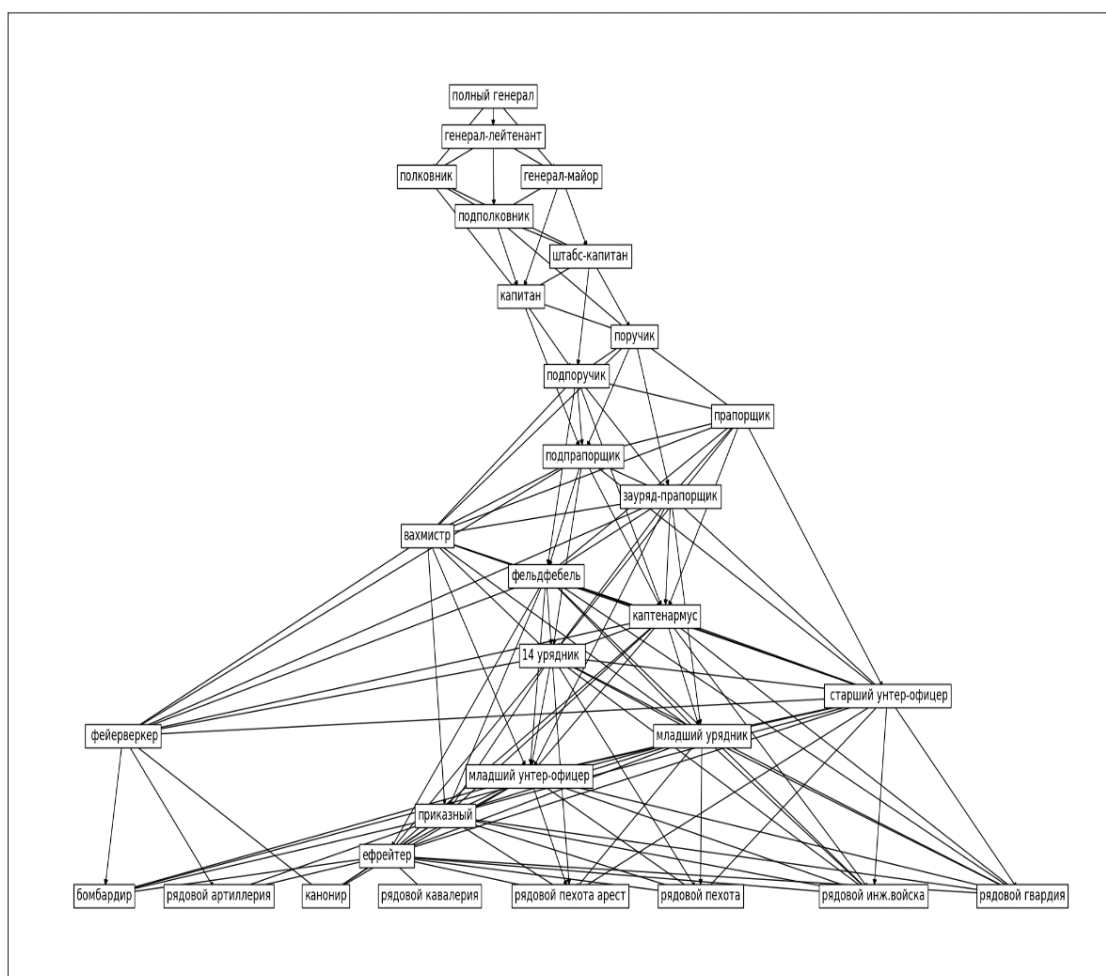


Рисунок 1. Структура графа связей чинов регулярной армии РИ 1905 г.

Исходные данные для расчета кривой Лоренца, коэффициента Джини и децильного коэффициента дифференциации представлены в таблице 4, в которой в первых столбцах помещаются исходные значения: название чина в армии- «Чин», количество человек в группе с данным чином- «Количество_чел.», общее довольствие на человека в группе, -«Довольствие_руб». Служащие в армии на 1905 г. были разделены на 29 групп чинов, для которых довольствие взято в текущих рублях 1905 г., а количество человек в каждой группе чинов были взяты на основе анализа источников [1–4, 6–9, 11–14] и указаны в таблицах 1 и 3.

Расчеты производились с использованием разработанных автором программ в операционной системе Python. При этом кривая Лоренца определялась традиционно, как функция нормированных кумулятивных (нарастающих) доходов количества человек в группе от кумулятивного значения количества членов в группе [10]. Коэффициент Джини является стандартным показателем анализа неравенства в распределении доходов [5]. Он определялся, как отношение площади между кривой Лоренца и линией абсолютного равенства (то есть диагональной линией, обозначенной на графике рис. 4 пунктиром) и площадью треугольника, образованного этой диагональю. Коэффициент Джини, рассчитывался по формуле Брауна [15]:

$$S = 1 - \sum ((X_k - X_{k-1}) \times (Y_k + Y_{k-1})), \quad (1)$$

где k – текущий номер группы, X_k – накопленная (кумулятивная) доля количества человек в k -й группе, Y_k – накопленная (кумулятивная) доля доходов для X_k , Σ – сумма от 1 до n , n – количество человек в k -й группе чинов. Предварительно создается вариационный ряд и ранжируются группы по доходам.

В таблице 5 на основании исходных данных («Количество человек» и «Довольствие в рублях») по каждому чину рассчитываются совокупный доход группы («Доход группы в руб. чел.»), как их произведение

$$\text{«Доход группы в руб. чел.»} = \text{«Количество чел.»} \times \text{«Довольствие в руб.»}$$

Далее рассчитываются накопленное количество («Cum_Количество»), нормированное на общее количество человек, и нормированный (на общую сумму дохода) накопленный доход («NCum_Доход_группы»).

Таблица 5.

Сводные данные расчета кривой Лоренца для армии РИ 1905 г.

Чин	Количество_чел	Довольствие_руб	Доход_группы_руб_чел	Cum_Количество	NCum_Доход_группы
рядовой пехота арест	530	3.0	1590.0	0.000497	0.000142
рядовой пехота	625651	5.5	3441080.5	0.587663	0.308322
рядовой кавалерия	82807	6.0	496842.0	0.665377	0.352818
рядовой артиллерия	41977	7.0	302234.4	0.704771	0.379886
канонир	58023	7.1	417765.6	0.759225	0.417301
бомбардир	38011	7.2	273679.2	0.794898	0.441811
рядовой инж.войска	27602	7.7	212535.4	0.820802	0.460845
рядовой гвардия	46003	8.0	368024.0	0.863976	0.493805
ефрейтер	78725	10.0	787250.0	0.937858	0.564310
приказный	1275	10.0	12750.0	0.939055	0.565452
младший унтер-офицер	14644	12.0	175728.0	0.952798	0.581190
младший урядник	5169	12.0	62028.0	0.957649	0.586745
фейерверкер	3187	12.0	38244.0	0.960640	0.590170
старший унтер-офицер	2614	39.0	104560.0	0.963093	0.599535
урядник	986	41.0	39440.0	0.964018	0.603067
каптенармус	1293	42.0	51720.0	0.965232	0.607699
фельдфебель	2768	65.0	193760.0	0.967830	0.625052
вахмистр	575	71.0	40250.0	0.968369	0.628657
зауряд-прапорщик	457	72.0	31990.0	0.968798	0.631522
подпрапорщик	368	73.0	25760.0	0.969143	0.633829
прапорщик	6977	74.0	488390.0	0.975691	0.677568
подпоручик	5973	75.0	418110.0	0.981297	0.715014
поручик	8350	88.0	734800.0	0.989133	0.780821
капитан	5461	110.0	600710.0	0.994258	0.834620
штабс-капитан	2689	141.0	379149.0	0.996782	0.868577
подполковник	1177	225.0	264825.0	0.997887	0.892294
полковник	579	400.0	231600.0	0.998430	0.913036
генерал-майор	1070	525.0	561750.0	0.999434	0.963345
генерал-лейтенант	460	637.0	293020.0	0.999866	0.989588
полный генерал	143	813.0	116259.0	1.000000	1.000000

На рис. 2 представлены для 29 номеров списка чинов армии гистограмма распределения месячного довольствия по чинам регулярной армии РИ в 1905 г. (данные 2 столбца таблицы 5). На гистограмме рис. 2 отмечено, что размеры доходов самой высшей группы (полный генерал) к довольствию одной из самой низшей и многочисленной групп (рядовой пехота) составляют более 110 раз. Распределение совокупных доходов по каждой группе чинов месячного довольствия, рассчитанное, как умноженный доход на количество в группе представлено на рис. 3. На оси ординат показан доход в миллионах рублей.

Совокупные доходы низшей группы чинов («рядовой пехота»-«ефрейтор») в виду ее многочисленности примерно только в 3 раза превышает совокупный доход самой малочисленной генеральской группы

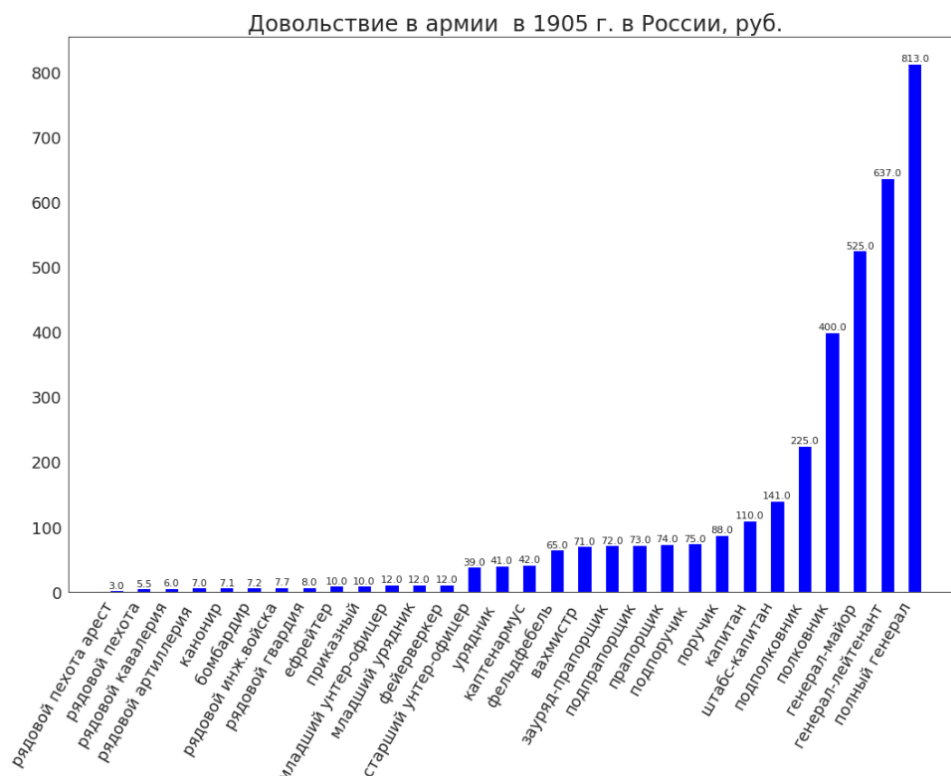


Рисунок 2. Гистограмма месячного довольствия по чинам армии в 1905 г.

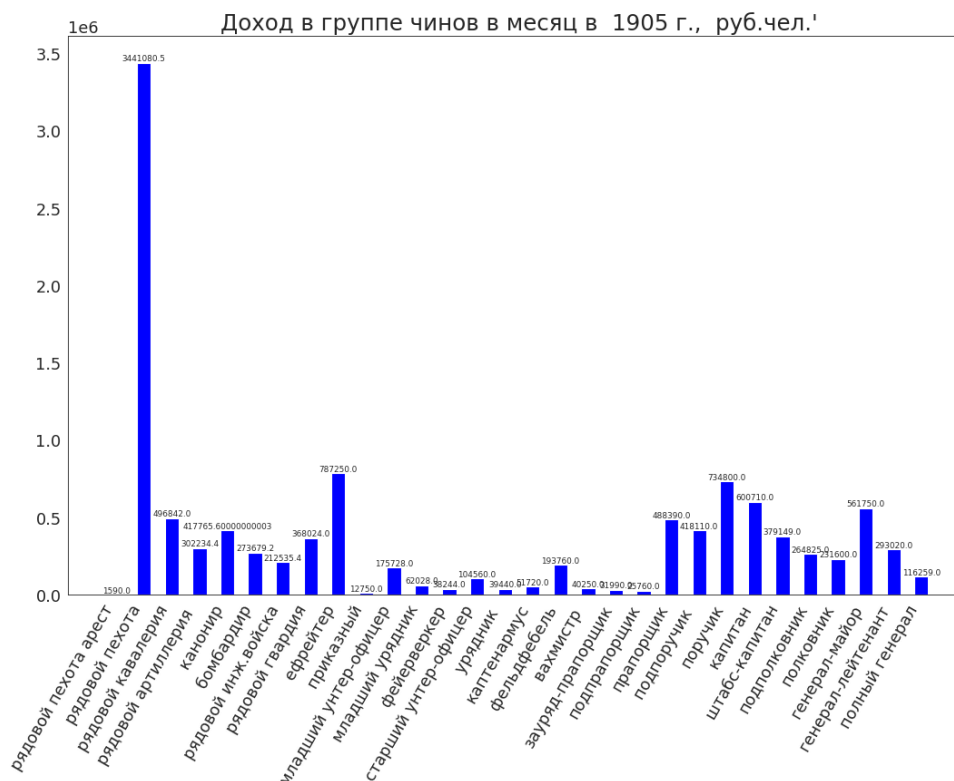


Рисунок 3. Распределение общего месячного дохода чинов по группам

Результаты расчета кривой Лоренца и коэффициента Джини для регулярной армии РИ 1905 г. представлены на рис. 4. Диагональ на графике, показанная пунктиром соответствует «линию абсолютного равенства», когда для всех чинов в армии доходы одинаковые. Сплошная кривая соответствует кривой Лоренца, которая иллюстрирует уровень неравенства в месячном довольствии и окладах разных чинов в армии РИ в 1905 г. Другим показателем неравномерного довольствия в армии является традиционно используемый децильный коэффициент. Он показывает во сколько раз минимальный доход среди 10 % самой обеспеченной по довольствию высшей группы превышает максимальный доход среди 10 % наименее обеспеченной группы чинов армии.

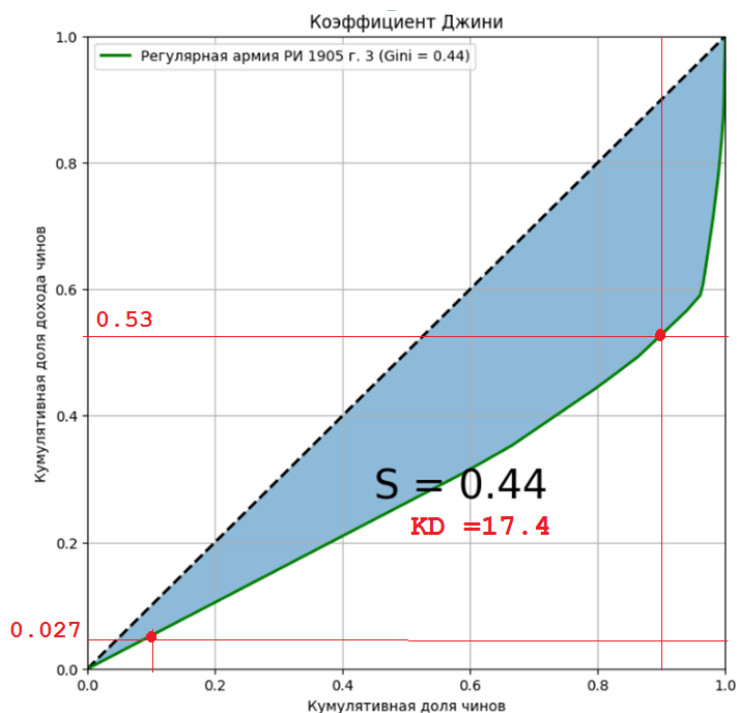


Рисунок 4. Кривая Лоренца для регулярной армии РИ 1905 г..

Для расчета децильного коэффициента дифференциации KD на графике рис. 4 показаны вертикальные линии, которые соответствуют границам 10 % нижней децильной группы и 10 % верхней группы. Горизонтальные линии пересечения с кривой Лоренца с вертикальными линиями границ дают соответственно значения 0,027 и 0,53.

Распределение совокупного дохода по группам «нижних чинов» и «офицерам и генералам» крайне неравномерно: 42 % довольствия приходится на высшие чины (обер-, штабс-офицеров и генералов), общее количество которых составляют менее 4 % от всего количества регулярной армии РИ в 1905 г. Остальные 58 % общего довольствия приходятся на нижние чины (рядовых и унтер-офицерский состав), которые составляют 96 % от всего количества регулярной армии РИ в 1905 г

Децильный коэффициент дифференциации чинов армии рассчитывался по формуле

$$KD = \text{CUM } Q_2 / \text{CUM } Q_1, \quad (2)$$

где $CUM Q_2$ -кумулятивные доходы наивысшей группы (10 % от всего количества чинов армии), $CUM Q_1$ -кумулятивные доходы группы с наименьшими доходами (10 % от всего количества чинов армии). При этом $CUM Q_2 = 0,53$, а $CUM Q_1 = 0,027$, коэффициент дифференциации довольствия чинов в армии, для исходных данных, указанным в оказался равным $KD = 17,4$.

Аппроксимация кривой Лоренца полиномами высших порядков требуется для сравнения с другими аналогичными зависимостями. При этом от дискретных значений $y =$ «Кумулятивная доля дохода чинов» с переменным шагом осуществляется переход к зависимостям $y(x)$ с постоянным шагом по $x =$ «Кумулятивная доля чинов». С помощью программы Python были получены аппроксимации многочленом $y = \text{Polynomial}(x)$ 8-го порядка по формуле

$$\text{Polynomial}(x) = 0.004 - 5.7 \cdot x + 127.58 \cdot x^2 - 998.94 \cdot x^3 + 3856.52 \cdot x^4 - 8132.90 \cdot x^5 + 9567.69 \cdot x^6 - 5900.64 \cdot x^7 + 1487.35 \cdot x^8 \quad (3)$$

На рис. 5 представлена зависимость кривой Лоренца, аппроксимированной многочленом 8-го порядка по исходным данным (таблица 5). Расхождение с численными исходными значениями (рис. 5) на интервалах по x от 0 до 0,3 составляет 5 – 7 % значений $y = \text{Polynomial}(x)$, а на интервале по x от 0,8 – 1, расхождения составляют менее 1 %.

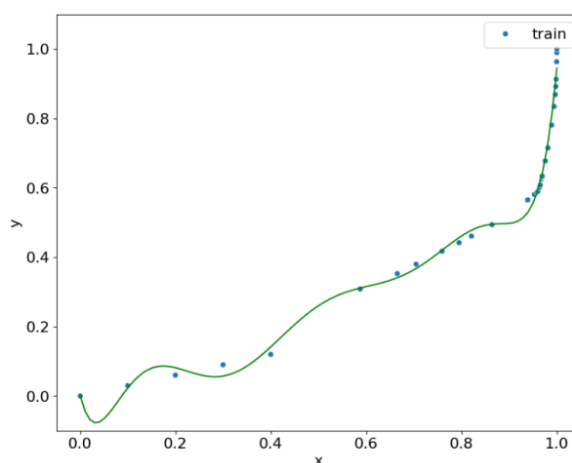


Рисунок 5. Дискретные исходные значения кривой Лоренца (точки) и ее аппроксимация (сплошная линия) многочленом 8-го порядка по формуле (3)

Результаты и обсуждение

Расчет и анализ кривой Лоренса, коэффициента Джини, коэффициента дифференциации довольствия по чинам армии РИ в 1905 г. позволяет сделать ряд выводов. Кривые Лоренса для армии отражают неравномерный характер распределения довольствия по чинам в армии РИ в 1905 г. (рис. 4). Можно видеть характерный рост крутизны в зависимостях кумулятивных довольствия на интервале по оси абсцисс от 0,95 до 1,00. Производная зависимостей на этом интервале составляет примерно $K2=10$, в то время как для области на интервале по оси x от 0,1 до 0,9 производная зависимостей кумулятивных довольствия относительно мала и составляет $K1=0,63$. Именно отношение крутизны $K2$ к крутизне $K1$ равняется $D=K2/K1=15,87$, которое является более эффективным показателем неравномерности распределения довольствия для нижних чинов, офицеров и генералов. Коэффициент D резкого роста производной на кривой Лоренса с точкой перелома с

координатами ($x=0,96$; $y=0,6$) отражает переход к высшей или элитарной группе армейских чинов (офицеров и генералов). «Переломная точка» определяет границу. Можно определить, что общее количество дохода элитарной группы составляет 40 % от общего дохода армии, при этом доля элитарной группы от всей армии составляет 4 %. Переломная или критическая точка в распределении довольствия (рис.4) отделяет одну малочисленную группу элитарных чинов от большинства низших чинов. Такие точки с изменением крутизны в зависимости кривой Лоренса более, чем в 5 – 10 раз по аналогии с распределением довольствия в армии характерны для многих иерархических государственных систем управления с минимальными обратными связями. Например, их можно обнаружить при анализе доходов населения в государстве РИ в 1905 г. с переходом от самой многочисленной группы граждан со средним доходом к самой малочисленной элитарной группе управления.

Заключение

В результате численного расчета на основе исторических данных о количестве и довольствии чинов армии РИ в 1905 г. были рассчитаны зависимость кривой Лоренса, коэффициент Джини $S=0,44$ и коэффициент дифференциации $KD=17,4$. Анализ результатов увеличение количества совокупных вертикальных иерархических связей в графе (рис.1) согласуется с увеличением довольствия чинов. Рост довольствия от группы к группе чинов имеет экспоненциальный характер с тенденцией уменьшения количества человек в группе. Сильная дифференциация с коэффициентами Джини $S=0,44$ и $KD=17,4$ иллюстрирует неравномерное финансирование солдатского и офицерского-генеральского составов армии РИ в 1905 г.. Это являлось отражением общего функционирования иерархической военной модели того времени с выделением средств из бюджета государства для нижних чинов по минимально возможному принципу без запаса прочности. Такое неравномерное финансирование в период войны являлось одной из причин нестабильности армейской системы в государстве, приводило к сильному расслоению чинов, враждебным настроениям внутри армии и способствовало развитию событий революции 1905 – 1907 гг.. Предложен дополнительный способ оценки неравномерности довольствия с помощи расчета отношения производных зависимости Лоренса в точках близких к нулю (или концу первой децильной группы) – $K1$ и близких к единице (началу последней децильной группы) – $K2$. При этом отношение производных составило $D=K2/K1=15,87$, что также подчеркивает большую дифференциацию довольствия по чинам армии 1905 г..

Список литературы

1. Военная энциклопедия. –Пг., –Т. XVIII. – С. 341. Пг. – 1915.
2. Военный сборник. – С. 314 1909. – № 4.
3. Волков С.В. Русский офицерский корпус. –М.: Воениздат, –С. 228–235. – 1993.
4. Дондупай-Ринчино А.М. Материальное положение нижних чинов русской армии в начале XX века // Исторический вестник. – 1913.

5. Доценко Е.Ю., Богданова Э.С. Социально-экономические последствия дифференциации доходов и возможные меры по её снижению // Экономика и управление инновациями. – 2026. – № 1. – С. 11–18.
6. Ежегодник Министерства финансов. – Спб., – С. 753;. Спб. – 1911.
7. Зайончковский П.А. Русский офицерский корпус на рубеже двух столетий (1881–1903 гг.) // Военно-исторический журнал. – 1971. – № 8.
8. Литовский, И.М. Строительство казарменно-жилищного фонда и объектов социальной инфраструктуры для русской армии в России (1882–1917 гг.). Исторический опыт: диссертация к.-и. н., – Москва. – 2009. – 256 с.
9. Макшеев Ф.А. Военное хозяйство. –Спб., – Часть 2. –С. 71. – 1913.
10. Миронов Б.Н. Социальная история России периода империи (XVIII – начало XX в.): Т.2 – СПб., –1999. – 566 с.
11. Положение о путевом довольствии в военном ведомстве. –Спб. – 1908.
12. Режепо П.А. Офицерский вопрос. – СПб.: Тип. Генерального штаба, – С. 4–6. – 1909.
13. Столетие Военного министерства, 1802–1902. – СПб.: Тип. Военного министерства, – 1912. –Т. 4. –Ч. 3. –Кн. 1. –С. 70–80.
14. Суряев В.Н. Уровень жизни армейского офицерства русской императорской армии в 1905–1914 гг // Воен.-истор. журнал. – 2014. – № 10.
15. Brown M.C.M.C. Brown «Using Gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners: theoretical considerations and an application based on Alberta data» // Social Science & Medicine, –1994. – 1994. – Т. 38, № 9.

References

1. Voennaya entsiklopediya. –Pg., –1915. –Т. XVIII. – S. 341. Pg., 1915 (In Russ.)
2. [Military Collection]. – S. 314 // Voennyj sbornik. – 1909. – № 4. (In Russ.)
3. Volkov S.V. [Russian Officer Corps. –M.: Military Publishing House, –1993. –P. 228–235] (In Russ.)
4. Dondupaj-Rinchino A.M. [Material Condition of Lower Ranks of the Russian Army in the Early Twentieth Century] // Istoricheskij vestnik. – 1913. (In Russ.)
5. Dotsenko E.Yu., Bogdanova E.S. Socio-Economic Consequences of Income Differentiation and Possible Measures to Reduce It // Economics and Innovation Management. – 2026. – № 1. – P. 11–18.
6. [Yearbook of the Ministry of Finance]. – Spb., –1911. – S. 753;. Spb., 1911 (In Russ.)
7. Zajonchkovskij P.A. [Russian Officer Corps at the Turn of Two Centuries (1881–1903)] // Voенно-istoricheskij zhurnal. – 1971. – № 8. (In Russ.)
8. Litovskij I.M. [Construction of Barracks and Residential Facilities and Social Infrastructure Objects for the Russian Army in Russia (1882–1917). Historical Experience: Dissertation for Candidate of Historical Sciences, – Moscow,]. – 256 s. – 2009. – 256 P. (In Russ.)
9. Maksheev F.A. [Military Economy. –St. Petersburg,]. – Chast' 2. –S. 71. – 1913. (In Russ.)

10. Mironov B.N. [Social History of Russia during the Imperial Period (XVIII – Early XX Century): Vol. 2 –St. Petersburg, –1999]. – 566 s (In Russ.)
11. Polozhenie o putevom dovol'stvii v voennom vedomstve. –Spb., –1908. [St. Petersburg, 1908] (In Russ.)
12. Rezhepo P.A. [The Officer Question]. – SPb.: Tip. General'nogo shtaba, – S. 4–6. – 1909. (In Russ.)
13. [Centenary of the Ministry of War, 1802–1902]. – SPb.: Tip. Voennogo ministerstva, –1912. –T. 4. –Ch. 3. –Kn. 1. –S. 70–80 (In Russ.)
14. Suryaev V.N. [Standard of Living of Army Officers of the Russian Imperial Army in 1905–1914] // Voen.-istor. zhurnal. – 2014. – № 10. (In Russ.)
15. Brown M.C.M.C. Brown «Using Gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners: theoretical considerations and an application based on Alberta data» // Social Science & Medicine, –1994. – 1994. – T. 38, № 9.

ЭЛЕКТРОНИКА, ПРИБОРОСТРОЕНИЕ И РАДИОТЕХНИКА

Статья поступила в редакцию: 10.08.2026

Статья принята к публикации: 16.08.2026

Статья опубликована: 28.08.2026

УДК 621.3.049.77+004.89

DOI: 10.32743/UniTech.2026.149.8.23310

Искусственный интеллект в электротехнике и электронике: сравнительный анализ традиционных ручных методов и современных EDA-инструментов

Тихонов Александр Романович
студент

Российский университет дружбы народов им. Патриса Лумумбы
Российская Федерация, г. Москва
E-mail: stihonovtikhonov@yandex.ru

Бекбулатов Дамир Равилович
ст. преп. кафедры механики и процессов управления РУДН им. Патриса Лумумбы
Российская Федерация, г. Москва

Artificial intelligence in electrical engineering and electronics: comparative analysis of traditional manual methods and modern EDA tools

Tikhonov Aleksandr Romanovich
student, Peoples' Friendship University of Russia named after Patrice Lumumba
Russian Federation, Moscow

Bekbulatov Damir Ravilovich
senior Lecturer
Department of Mechanics and Control Processes, Peoples' Friendship University of Russia named
after Patrice Lumumba
Russian Federation, Moscow

Аннотация

В статье представлен расширенный сравнительный анализ традиционных ручных методов проектирования и отладки электронных устройств, а также современных подходов, основанных на искусственном интеллекте и инструментах Electronic Design Automation (EDA). Рассматриваются ключевые направления применения ИИ в электронном проектировании: автоматизация размещения и трассировки, многокритериальная оптимизация по метрикам Power-Performance-Area (PPA), интеллектуальная генерация

Библиографическое описание: Тихонов А.Р., Бекбулатов Д.Р. Искусственный интеллект в электротехнике и электронике: сравнительный анализ традиционных ручных методов и современных EDA-инструментов // Universum: технические науки : электрон. научн. журн. 2026. 8(149). URL: <https://7universum.com/ru/tech/archive/item/23310>

проектных решений, анализ ограничений и поддержка инженерных решений на естественном языке. Отдельное внимание уделено обзору литературы по большим языковым моделям (LLM) в EDA, а также современным промышленным платформам, включая Cadence Cerebrus, Synopsys DSO.ai, Flux.ai и Quilter, которые демонстрируют переход от вспомогательной автоматизации к агентным рабочим процессам. Показано, что ИИ существенно ускоряет проектирование и повышает эффективность поиска решений в сложном пространстве проектных вариантов, однако не устраняет необходимость фундаментальной подготовки инженера. Обосновывается гибридный подход, в котором ручные методы сохраняют образовательную и диагностическую ценность, а ИИ используется как средство ускорения и масштабирования проектной деятельности. Результаты анализа подтверждают, что сочетание классической инженерной подготовки с освоением интеллектуальных EDA-инструментов обеспечивает наибольшую эффективность и устойчивость профессиональных компетенций.

Abstract

The paper presents an extended comparative analysis of traditional manual methods for designing and debugging electronic devices and modern approaches based on artificial intelligence and Electronic Design Automation (EDA) tools. The key directions of AI application in electronic design are considered: placement and routing automation, multi-objective optimization using Power-Performance-Area (PPA) metrics, intelligent generation of design solutions, constraint analysis, and support for engineering decisions in natural language. Particular attention is paid to the review of literature on large language models (LLMs) in EDA, as well as modern industrial platforms, including Cadence Cerebrus, Synopsys DSO.ai, Flux.ai, and Quilter, which demonstrate the transition from auxiliary automation to agentic workflows. It is shown that AI significantly accelerates design and improves the efficiency of solution search in a complex design space; however, it does not eliminate the need for fundamental engineering training. A hybrid approach is justified, in which manual methods retain educational and diagnostic value, while AI is used as a means of accelerating and scaling design activities. The analysis confirms that combining classical engineering education with mastery of intelligent EDA tools provides the highest efficiency and sustainability of professional competencies.

Ключевые слова: искусственный интеллект, EDA, электронное проектирование, PPA, LLM, reinforcement learning, автоматизация, гибридный подход.

Keywords: artificial intelligence, EDA, electronic design, PPA, LLM, reinforcement learning, automation, hybrid approach.

1. Введение

Современная электротехника и электроника развиваются в условиях постоянного роста сложности изготовления и внутреннего устройства изделий, ужесточения требований к производительности и сокращению времени выхода продукта на рынок. Проектирование интегральных схем, печатных плат и встроенных систем все чаще связано с необходимостью учитывать большое число параметров одновременно: топологические ограничения, тепловые режимы, задержки сигналов, помехоустойчивость, энергоэффективность и технологические

нормы. В таких условиях традиционные ручные методы проектирования, несмотря на их обучающую и методологическую ценность, уже не могут полностью удовлетворять потребности современной инженерной практики.

Наиболее заметный ответ на этот вызов связан с развитием EDA-систем, встроенных в интеллектуальные вычислительные среды. Если ранее автоматизация касалась преимущественно отдельных операций, то сегодня ИИ охватывает практически весь цикл проектирования — от интерпретации требований до оптимизации и верификации. По данным современных обзоров (2024–2025), большие языковые модели (LLM) уже рассматриваются как перспективный инструмент для описания hardware design flow (процесс проектирования аппаратной части), анализа скриптов, генерации вспомогательного кода и поддержки решений в области тестирования и оптимизации. Параллельно крупные EDA-вендоры внедряют агентные (agentic) механизмы, которые позволяют объединять синтез, place-and-route (размещение и трассировка), проверку и исправление ошибок в единые интеллектуальные контуры.

Актуальность исследования определяется необходимостью переосмысления роли инженера в условиях цифровой трансформации проектирования и встраивания ИИ в инженерные цепочки. Особенно важен вопрос о том, как сочетать классическую подготовку по электротехнике с освоением современных инструментов автоматизации, чтобы избежать утраты базовой технической грамотности и одновременно повысить эффективность проектных работ.

Цель исследования состоит в расширенном сравнительном анализе традиционных и ИИ-ориентированных методов проектирования в электротехнике и электронике.

Задачи исследования

1. Охарактеризовать традиционные методы проектирования и их образовательное значение;
2. Провести обзор современных исследований по LLM и AI-driven EDA (2022–2025);
3. Проанализировать основные направления применения ИИ в проектировании;
4. Рассмотреть промышленную практику внедрения интеллектуальных EDA-платформ (Cadence Cerebrus, Synopsys DSO.ai, Flux.ai, Quilter);
5. Выявить ограничения, риски и методологические проблемы;
6. Обосновать гибридную модель подготовки и практики инженера, в которой ручные методы сохраняют образовательную и диагностическую ценность, а ИИ используется для ускорения и масштабирования.

2. Материалы и методы

Исследование выполнено в формате сравнительного аналитического обзора. В качестве объекта анализа выбраны традиционные ручные методы проектирования электронных устройств (сборка на макетной плате, ручная трассировка, измерение переходных процессов, поиск неисправностей) и современные ИИ-ориентированные EDA-подходы.

Источниковой базой послужили научные публикации 2022–2025 гг., преимущественно обзоры и исследования по применению больших языковых моделей и усиленному их обучению (reinforcement learning) в EDA, официальные материалы ведущих стратегических инструментов, то есть вендоров (Cadence, Synopsys), а также описания доступных AI-средств для проектирования печатных плат (Flux.ai, Quilter). Ключевые обзоры — работы [4; 5; 9; 10].

Критерии сравнения включали в себя: время выполнения типовых операций (трассировка, завершение проектирования, усовершенствующее интегральную схему (design closure), вероятность ошибок, масштабируемость по числу компонентов, качество оптимизации по метрикам мощности, быстродействия и площади т.е. PPA (Power–Performance–Area), а также образовательную и диагностическую ценность вышеописанного метода. Количественные оценки взяты из опубликованных промышленных кейсов и открытых материалов вендоров.

Методологически исследование опирается на сочетание качественного содержания анализа литературы и сопоставления количественных показателей производительности инструментов. Особое внимание уделено концепции с участием человека в контуре управления, а также гибридным моделям, в которых инженер сохраняет контроль над постановкой задачи, ограничениями и верификацией результатов.

Базовые физические соотношения, используемые в традиционном проектировании (закон Ома, законы Кирхгофа, переходные процессы в RC-цепях), рассмотрены как фундамент, на котором строится понимание результатов автоматизированных инструментов. Формальная задача многокритериальной оптимизации PPA сформулирована в виде взвешенной целевой функции, минимизирующей комбинацию мощности, производительности и площади.

3. Результаты и обсуждение

3.1. Традиционные ручные методы проектирования

Ручные методы проектирования остаются фундаментом инженерной подготовки. Их главная ценность состоит в том, что студент или инженер учится не только пользоваться инструментом, но и понимать физическую природу процессов. Сборка схемы на макетной плате, пайка, поиск неисправностей, измерение переходных процессов и анализ помех формируют устойчивую связь между теорией и практикой, развивая инженерную интуицию и диагностические навыки.

Ключевые образовательные преимущества

1. Понимание физической природы электротехнических процессов;
2. Развитие диагностических навыков (поиск неисправностей, анализ помех);
3. Формирование интуитивного понимания работы компонентов;
4. Устойчивая связь теории с практикой через эксперимент.

Однако традиционный подход плохо масштабируется при росте числа компонентов и ограничений. При увеличении числа составных элементов, слоев платы и количества проектных ограничений ручная работа становится трудоёмкой, дорогой и подверженной ошибкам. Повторяющиеся итерации компоновки, трассировки, проверки и исправления занимают значительное время, а человеческий фактор повышает вероятность ошибок.

Количественные оценки ограничений представлены в таблице 1.

Таблица 1.

Сравнение временных и качественных характеристик методов

Параметр	Ручной метод	EDA + ИИ
Время на трассировку ~1000 pins	40–80 часов	2–8 часов
Вероятность ошибки	5–10 %	<1 % (автоматическая проверка)
Итерации design closure	10–20	3–5 (агентные экспедиции)
Масштабируемость	До ~100 компонентов	1000–10000+ компонентов

Традиционные ручные методы необходимы для фундаментальной подготовки, однако недостаточны для современных проектов со сложностью свыше 1000 компонентов. Они сохраняют образовательную и диагностическую ценность, но требуют дополнения автоматизированными инструментами для масштабируемости.

3.2. Применение ИИ и LLM в EDA

В отличие от традиционных методов, ИИ автоматизирует вычисления и поиск решений в сложном пространстве проектных вариантов, однако участие в процессе инженера остаётся необходимым для постановки задачи, установки ограничений и верификации результатов. Большие языковые модели (LLM) всё чаще используются для интерпретации описания схем, генерации вспомогательных скриптов, анализа ошибок и сопровождения проектировщика на естественном языке. Их полезность объясняется тем, что многие этапы EDA имеют выраженную текстовую природу: скрипты синтеза, лог-файлы проверки, описания ограничений.

Согласно обзору иностранных ученых [5], LLM охватывают четыре ключевые области EDA: дизайн уровней систем (system-level design), RTL-генерация, физико-синтезированный дизайн (synthesis/physical design) и аналоговое проектирование. В одной из научных работ [9] отмечается, что интеграция LLM обещает упростить полноту рабочего процесса — от написания скриптов и анализа ограничений до тестирования и оптимизации — однако требует решения проблем надёжности, объяснимости и верифицируемости. Обзор LLM4EDA [10] систематизирует применение LLM как чатбот-ассистента, генератора HDL/скриптов и инструмента верификации. Ученые [4] описывают эволюцию от вспомогательных ассистентов к автономным агентам.

Алгоритмы подкрепляемого обучения (reinforcement learning (RL)) особенно эффективны в содержании задач последовательного поиска оптимальных решений: распределение компонентов (обычное размещение и макроразмещение), маршрутизация (routing), оптимизация floorplan и поиск компромиссов по PPA. Модели машинного обучения

также применяются для прогнозирования тайменгов и энергопотребления локальных зон перегрева, а также и производственных рисков размера выработки, что позволяет сокращать число дорогостоящих итераций.

3.3. Промышленные интеллектуальные EDA-платформы

Промышленные платформы Cadence Cerebrus и Synopsys DSO.ai отражают наиболее зрелый этап развития AI-driven EDA. Их главная особенность — это оптимизация по множеству критериев PPA с учётом технологических ограничений.

Таблица 2.

Характеристики промышленных AI-EDA платформ

Платформа	Технология	Результаты	Целевая аудитория
Cadence Cerebrus	RL, GenAI	до 60 % улучшение timing, 40 % снижение leakage	Промышленность (SoC)
Synopsys DSO.ai	RL, автономные экспедиции	3× продуктивность по PPA, 100+ tape-outs	Промышленность (передовые техпроцессы)
Flux.ai	Flux Copilot (AI-assistant)	быстрые design reviews, генерация вариантов	Стартапы, студенты, hobbyists
Quilter	physics-driven AI, RL	layout от недель до часов, 100–1000 компонентов	Стартапы, SMB PCB design

DSO.ai автоматически исследует триллионы рецептов размещения и трассировки, сокращая процесс завершения проектирования от недель до дней. Средство *Cerebrus* масштабирует параллельные экспедиции сценариев. *Flux.ai* и *Quilter* представляют более доступный сегмент, ориентированный на ускорение разработки PCB. *Quilter* работает со средствами *Altium*, *Cadence*, *Siemens*, *KiCAD*, автоматизируя размещения и трассировки для сложных систем; *Flux.ai* выступает как AI-ассистент внутри облачной среды проектирования.

Сравнение традиционных CAD и ИИ-инструментов приведено в таблице 3.

Таблица 3.

Сравнение традиционных и ИИ-инструментов EDA

Инструмент	Тип	Основная функция	Сильная сторона
KiCad / Altium	Традиционный CAD	Ручное проектирование	Полный контроль инженера
Flux.ai	ИИ-ассистент	Поддержка проектирования PCB	Быстрый вход и генерация вариантов
Quilter	Автоматизация трассировки	Автономное размещение и routing	Сокращение времени разработки
Cadence Cerebrus	ML-оптимизация	PPA-улучшение	Промышленная зрелость
Synopsys DSO.ai	ИИ-оптимизация	Search space optimization	Сильная интеграция с flow

3.4. Оптимизация по метрикам PPA

Вышеописанная метрика PPA (Power–Performance–Area) объединяет три ключевых показателя. Любое улучшение одного параметра часто приводит к ухудшению другого. ИИ особенно полезен там, где традиционный перебор вариантов становится слишком медленным: алгоритмы оценивают большое количество конфигураций и ищут оптимальный быстрее человека.

Формальная задача оптимизации может быть записана как минимизация взвешенной комбинации:

$$\min F(x) = w_P \cdot P(x) + w_{Perf} \cdot Perf(x) + w_A \cdot A(x),$$

где x — вектор проектных параметров (placement, routing, voltage, frequency); $P(x)$ — мощность; $Perf(x)$ — производительность; $A(x)$ — площадь; w — весовые коэффициенты, отражающие приоритеты проекта.

Количественные результаты промышленных систем: Cadence Cerebrus — до 60 % улучшения выбора временного промежутка и 40 % снижения утечки данных; Synopsys DSO.ai — до 3× роста продуктивности по PPA.

3.5. Нейроморфные архитектуры и энергоэффективность

Отдельное направление связано с вычислительными платформами для энергоэффективного ИИ. Нейроморфные архитектуры перспективны для задач с жёсткими ограничениями по мощности и задержке (IoT, периферийного ИИ, носимых устройств). Они обеспечивают снижение энергопотребления на порядки (0,01–2 Вт против 45–400 Вт для CPU/GPU), обработку с низкой задержкой и событийно-ориентированными вычислениями.

Таблица 4.

Сравнение энергопотребления вычислительных систем

Система	Энергопотребление	Особенность
CPU	45–150 Вт	Универсальность
GPU	150–400 Вт	Высокая вычислительная мощность
Intel Loihi 2	0,1–2 Вт	Нейроморфная архитектура
BrainChip Akida	0,01–0,5 Вт	Низкое энергопотребление

3.6. Ограничения и риски ИИ в EDA

Несмотря на высокий потенциал, ИИ в EDA сталкивается с рядом ограничений: недостаточная объяснимость решений, зависимость качества моделей от данных, риск блокировки вендора и возможность ошибок при чрезмерной автономности. Ключевой вывод: ИИ не заменяет инженера, а ускоряет рутинные операции, оставляя инженеру постановку цели, установку ограничений и верификацию. Необходим подход с участием человека в контуре управления.

3.7. Гибридная модель подготовки инженера

Для подготовки современных инженеров требуется не отказ от традиционного обучения, а его расширение. Практические занятия по схемотехнике, измерениям и монтажу должны сочетаться с освоением интеллектуальных EDA-систем, анализа данных и автоматизированной верификации.

Таблица 5.

Рекомендуемая структура гибридной подготовки

Компонент	Традиционный подход	ИИ-ориентированный подход
Схемотехника	Ручная сборка, пайка	LLM-генерация схем, simulation
Трассировка	Ручное routing	RL-based placement/routing (Quilter)
Оптимизация	Перебор вариантов	PPA-оптимизация (DSO.ai, Cerebrus)
Верификация	Manual checking	Automated verification, AI-assistant

Гибридный подход сохраняет фундаментальную подготовку и добавляет современные инструменты, обеспечивая максимальную эффективность без потери инженерной интуиции.

4. Заключение

Искусственный интеллект уже оказывает существенное влияние на развитие электротехники и электроники, особенно в области автоматизированного проектирования. Наиболее высокую эффективность он демонстрирует в задачах оптимизации, генерации проектных вариантов и ускорения разработки. Вместе с тем традиционные ручные методы сохраняют ключевое значение для формирования инженерного мышления и понимания физических основ работы схем.

Наилучший результат достигается при сочетании фундаментальной подготовки и современных ИИ-инструментов (гибридный подход). ИИ ускоряет проектирование (до 3× по данным DSO.ai) и улучшает показатели PPA (до 5–20 % и более в кейсах Cerebrus), нейроморфные системы обеспечивают снижение энергопотребления на порядки, а гибридная модель подготовки позволяет сохранить образовательную ценность ручных методов и одновременно освоить масштабируемые инструменты.

Перспективы дальнейших исследований связаны с повышением объяснимости AI-решений, развитием открытых EDA-платформ, интеграцией LLM в полный проектировочный поток и совершенствованием подходов с участием агента при сохранении контроля инженером критических решений.

Список литературы

1. Cadence Design Systems. Cerebrus Intelligent Chip Explorer. Official product information. – Retrived from: [Электронный ресурс]. URL: https://www.cadence.com/en_US/home/tools/digital-design-and-signoff/soc-implementation-and-floorplanning/cerebrus-intelligent-chip-explorer.html (дата обращения: 10.08.2026).

2. Design Automation Conference (DAC). Official website. – Retrived from: [Электронный ресурс]. URL: <https://dac.com/> (дата обращения: 10.08.2026).
3. Flux.ai. AI-Powered PCB Design Platform. Official site. – Retrived from: [Электронный ресурс]. URL: <https://www.flux.ai/> (дата обращения: 10.08.2026).
4. He Z., Pu Y., Wu H., Qiu Y., Qiu T., Yu B. Large Language Models for EDA: From Assistants to Agents // Foundations and Trends in Electronic Design Automation. – 2025. – Т. 14, № 4. – P. 295–314. – DOI: 10.1561/10000000063-2.
5. Pan J., Zhou G., Chang C.-C., Jacobson I., Hu J., Chen Y. A Survey of Research in Large Language Models for Electronic Design Automation // arXiv:2501.09655. – 2025. – DOI: 10.48550/arXiv.2501.09655.
6. Quilter. Physics-Driven AI for Electronics Design. – Retrived from: [Электронный ресурс]. URL: <https://www.quilter.ai/> (дата обращения: 10.08.2026).
7. Synopsys. DSO.ai – AI-Driven Design Space Optimization. Official materials. – Retrived from: [Электронный ресурс]. URL: <https://www.synopsys.com/ai/ai-powered-eda/dso-ai.html> (дата обращения: 10.08.2026).
8. Wang Z., Alrahis L., Mankali L., Knechtel J., Sinanoglu O. LLMs and the Future of Chip Design: Unveiling Security Risks and Building Trust // arXiv:2405.07061. – 2024. – DOI: 10.48550/arXiv.2405.07061.
9. Xu K., Schwachhofer D., Blocklove J., Polian I., Domanski P., Pflüger D., Garg S., Karri R., Sinanoglu O., Knechtel J., Zhao Zh., Schlichtmann U., Li B. Large Language Models (LLMs) for Electronic Design Automation (EDA) // arXiv:2508. – 2025. – DOI: 10.48550/arXiv.2508.20030.
10. Zhong R., Du X., Kai Sh., Tang Zh., Xu S. Zhen Hui-Ling, Hao J., Xu Q., Yuan M., Yan J. LLM4EDA: Emerging Progress in Large Language Models for Electronic Design Automation // arXiv:2401.12224. – 2024. – DOI: 10.48550/arXiv.2401.12224.

ДЛЯ ЗАМЕТОК

ДЛЯ ЗАМЕТОК

ДЛЯ ЗАМЕТОК

UNIVERSUM: ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

Электронный научный журнал

№ 8(149)

Август 2026 г.

Часть 1

Свидетельство о регистрации СМИ: Эл № ФС 77 – 54434 от 17.06.2013

Мнение авторов может не совпадать с позицией редакции.

Издание содержит научную информацию и в соответствии с ч. 4 ст. 1
Федерального закона от 29.12.2010 № 436-ФЗ «О защите детей от информации,
причиняющей вред их здоровью и развитию» не подлежит классификации
(маркировке) по возрастным категориям

Издательство ООО «Юниверсум»

Объём издания: 60 с.

Минимальные системные требования: процессор с частотой от 1,3 ГГц; ОЗУ от
512 МБ; программа для чтения PDF-файлов; доступ к сети Интернет

Дата размещения в сети Интернет: 28.08.2026

Журнал размещается в:

CYBERLENINKA

e НАУЧНАЯ ЭЛЕКТРОННАЯ
БИБЛИОТЕКА
LIBRARY.RU

Google
scholar

U **ULRICHSWEB**
GLOBAL SERIALS DIRECTORY

>BASE

СОЦИОНЕТ

OpenAIRE



Registry of Open Access
Repositories (ROAR)