АВИАЦИОННАЯ И РАКЕТНО-КОСМИЧЕСКАЯ ТЕХНИКА

Статья поступила в редакцию: 10.10.2026
Статья принята к публикации: 18.10.2026
Статья опубликована: 28.10.2026

УДК 623.442.58:519.224.2

Лестничный тест Крейтона Одетта: теоретический анализ и рекомендации

Жуков Игорь Геннадьевич
двукратный чемпион Европы по бенчресту
Российская Федерация, г. Новосибирск
E-mail: vnbog@mail.ru

Creighton Audette’S Ladder test: a theoretical analysis and recommendations

Zhukov Igor
Two-time European Champion in benchrest
Russian Federation, Novosibirsk

Аннотация

Впервые проведен теоретический анализ лестничного теста Крейтона Одетта, целью которого являлось выявление реальной вероятности успеха. Методология исследования состояла в статистических испытаниях теста в широком диапазоне параметров в предположении различных моделей их изменения. Главный вывод: эффективность теста полностью зависит от того, действительно ли в зоне кучной навески сближаются центры попаданий соседних навесок. Если центры попаданий сближаются, то вероятность того, что кластер укажет на кучную навеску, растет с увеличением кучности винтовки и дистанции. Если центры расположены на равных расстояниях друг от друга, зависимость обратная – вероятность растет с уменьшением кучности и дистанции, а кластер укажет на самую кучную навеску с низкой вероятностью. Для примера она составляет 19,44 % для двумерного кластера и только 13,08 % для вертикали. Если считать успехом ошибку в один шаг, вероятность возрастает до 54,4 %. Это означает, что метод с высокой вероятностью укажет не на лучшую навеску, а на соседнюю или даже удалённую область. Метод дает слабую статистику и имеет значительные ограничения. Он может работать для очень кучной винтовки, на достаточной дистанции, при реальном сближении центров попаданий в зоне кучной навески и при большом отличии кучной навески от не кучных. В других случаях применение метода как самостоятельного инструмента выбора навески практически не оправдано. Статья будет полезна исследователям спортивного стрелкового оружия,

Библиографическое описание: Жуков И.Г. Лестничный тест Крейтона Одетта: теоретический анализ и рекомендации // Universum: технические науки : электрон. научн. журн. 2026. 10(151). URL: https://7universum.com/ru/tech/archive/item/23585

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

This study presents the first theoretical analysis of Creighton Audette's ladder test, aimed at determining its actual probability of success. The research methodology involved statistical simulations of the test across a wide range of parameter values, assuming different models of parameter variation.

The main finding is that the test's effectiveness depends entirely on whether the centers of impact associated with adjacent charge weights converge in the region of the charge weight yielding the best precision. If these centers converge, the probability that the cluster identifies the best-performing charge weight increases with rifle precision and shooting distance. If the centers are equally spaced, the relationship is reversed: the probability increases as rifle precision and shooting distance decrease, but the smallest cluster has a low probability of identifying the charge weight that produces the tightest groups. In the example considered, this probability is 19.44 % for a two-dimensional cluster and only 13.08 % for its vertical projection. If selection within one charge-weight step of the optimum is counted as a success, the probability rises to 54.4 %. This means that the method is likely to identify a neighboring or even more distant region rather than the best charge weight. The method provides weak statistical evidence and has substantial limitations. It may be effective with a highly precise rifle at a sufficient shooting distance, provided that the centers of impact genuinely converge in the region of the best-performing charge weight and that this charge weight produces substantially less dispersion than the poorer-performing alternatives. In other circumstances, using the method as a stand-alone tool for selecting a charge weight is not justified in practice. The article will be useful to researchers studying sporting firearms, competitive shooters, and all enthusiasts of precision rifle shooting.

The study was undertaken on the authors' initiative and funded entirely by them for the benefit of the global shooting sports community, using publicly available information.

Ключевые слова: лестничный тест Крейтона Одетта, настройка спортивной винтовки, кучная полка, статистическое моделирование, экстремальный размер группы, кластер, доверительный интервал.

Keywords: Creighton Audette ladder test, target-rifle tuning, precision node, statistical simulation, extreme spread, cluster, confidence interval.

Введение

«Лестничный тест» Крейтона Одетта (Creighton Audette) — метод предварительного поиска диапазона навесок пороха, в котором положение пробоин на мишени сравнительно с другими пробоинами мало изменяется при последовательном увеличении навески. Сам Audette называл этот подход методом последовательного изменения навески; позднее за ним закрепилось название «лестничный тест» [3-5]. Метод известен под несколькими названиями: Incremental Load Development Method, сокращённо ILDM, Audette Ladder Test,

Ladder Test, а также 20 Round String Method [1]. Ему посвящено несколько работ [1, 3–8]. Но, кроме работы [1], ни в одной из них не встретилось теоретического анализа закономерностей и ограничений теста, основанного на доказательной статистике. Оригинальные статьи Крейтона Одетта в настоящее время труднодоступны. В открытых источниках обычно ссылаются на подробный разбор Randolph Constantine, опубликованный в *Precision Shooting Annual* в 1997 году и на обзор метода в *Precision Shooting Reloading Guide* 1998 года [4, 5] и в последующих практических публикациях [6–8]. В описании Rick Moritz указано, что Audette обычно заряжал серию различных навесок; шаг навески был малым, например 0,2–0,3 gr, а превышать опубликованные максимумы не следовало [6]. Audette предлагал искать не готовую “самую кучную навеску”, а кандидата на кучную полку — диапазон соседних навесок, где положение пробоин меняется минимально [4, 6]. Задача теста, по мнению автора, состоит в том, чтобы с минимальным расходом патронов в широком диапазоне навесок выделить более узкую перспективную область для последующего полноценного испытания группами. При этом в первую очередь смотрят вертикаль, а затем выбранную область проверяют дальше [7]. На короткой дистанции тест может дать красивую, но малоинформативную картину [7]. В статье Sporting Shooter указано, что Audette рекомендовал использовать дистанции порядка 200–300 м, если винтовка достаточно точна для выявления тренда [8]. Dave Affleck пишет, что 300 yards он считает минимальной дистанцией для эффективного применения метода, поскольку на 100 yards хорошая группа может не дать достаточной информации о вертикали [7]. Precision Rifle Blog указывает, что для benchrest-уровня метод работает хорошо, но для менее точных винтовок собственная дисперсия может перекрыть полезный сигнал [3]. В классическом варианте используется по одному выстрелу на каждую навеску, причём все выстрелы выполняются в одну и ту же точку прицеливания [3].

Цель статьи – провести теоретический анализ вероятности успеха теста в зависимости от значений его параметров и выявить основные закономерности и оптимальные диапазоны их изменения, а также дать практические рекомендации применения метода.

Материалы и методы

Математическая постановка задачи. На плоскости на одной вертикальной прямой *y* расположены 11 неподвижных центров попаданий C_1, …, C_{11}. Расстояние между соседними центрами задается функцией *y(h)*. Оно может быть одинаково или изменяться по заданному закону. Начало координат находится в центре C_6. В одной реализации вокруг каждого центра C_i генерируется ровно одна случайная точка R_i. Всего получаются 11 точек R_1, …, R_{11}. Координаты точек вокруг каждого центра имеют круговое двумерное нормальное распределение со стандартным отклонением σ_i. Расстояние точки от собственного центра при этом имеет распределение Рэлея с параметром σ_i. Значения h и σ_i выражены в одинаковых единицах длины. Каждая точка сохраняет номер породившего её центра независимо от своего фактического положения. После генерации точки не перенумеровываются. Рассматриваются девять перекрывающихся троек T_1-T_9 с последовательными номерами:T_1-(R_1, R_2, R_3); T_2-(R_2, R_3, R_4); T_3-(R_3, R_4, R_5); T_4-(R_4, R_5, R_6); T_5-(R_5, R_6, R_7); T_6-(R_6, R_7, R_8); T_7-(R_7, R_8, R_9); T_8-(R_8, R_9, R_{10}); T_9-(R_9, R_{10}, R_{11}). Во всех девяти тройках используются одни и те

же одиннадцать сгенерированных точек. Например, точка R_4 имеет одинаковые координаты в тройках T_2, T_3 и T_4. При формировании следующей тройки новые точки не генерируются. Для каждой пары точек определяется евклидово расстояние. Диаметр тройки — максимальное из всех трёх попарных расстояний. Среди девяти троек выбирается тройка с наименьшим диаметром: $D_{min} = \min (D_1; D_2; D_3; D_4; D_5; D_6; D_7; D_8; D_9)$. Если минимальный диаметр одновременно имеют *b* троек, одна из них выбирается случайно, причём каждая имеет вероятность выбора *1/b*. **Требуется определить вероятность P_6 того, что выбранной окажется именно тройка $T_5 = (R_5, R_6, R_7)$, соответствующая самой кучной навеске C_6, а также вероятности P_i того, что кластер D_i ошибочно укажет на любую другую тройку T_i как содержащую самую кучную навеску.**

То есть, у нас есть истинная зависимость кучности от навески, и мы проверяем способность лестничного теста Крейтона Одетта указать на самую кучную навеску, которая нам заранее известна. Поскольку задача не имеет аналитического решения, вероятности P рассчитывались методом Монте-Карло [12] по множеству независимых реализаций всей описанной процедуры.

Чтобы избежать излишне абстрактного анализа, в качестве примера взята спортивная винтовка в калибре 6.5x47 Lapua с гильзой Lapua, порохом VihtaVuori №150, пулей Berger 130 gr VLD и капсюлем Federal Gold GM210M. Диапазон навесок выбран 35,4–38,5 gr, он разделен на 10 равных частей с шагом 0,3 gr и имеет 11 значений, пронумерованных от 1 до 11 (35,4, 35,7, 36,0, 36,3, 36,7, 37,0, 37,3, 37,6, 37,9, 38,2, 38,5). На дистанции 300 метров условно расположено соответствующее этим навескам 11 центров попадания. Отметим, что на практике истинные центры попаданий неизвестны. Обозначим кучность не настроенной винтовки Бmax, а кучность настроенной – Бmin. Обозначим их отношение как n: n = Бmax/Бmin. Значение n колеблется в очень широком диапазоне от 2 до 10, но чаще всего при настройке только по навеске оно составляет не более 2–3. Угловая кучность в MOA представлена параболической зависимостью f = Б(m), где m – масса навески. Безразмерный параболический профиль задан формулой $\sigma_i/\sigma_6 = 1 + (n - 1)\cdot((i - 6)/5)^2$. Отношения кучности в конкретном примере равно: $\sigma_i/\sigma_6 \approx$ (3; 2,4; 1,8; 1,34; 1,1; 1; 1,1; 1,34; 1,8; 2,4; 3). Минимальный размер Бmin, соответствующий самой кучной навеске, задан исходя из размера группы, примерно равной ES5 = 0,15 MOA, максимальный – 0,45 MOA. Линейный размер Б в мм на дистанции 300 м, рассчитанный из угловой в MOA, представлен зависимостью y = 0,35x2 – 4,17x + 17. Отношение n = Бmax/Бmin максимального и минимального Б равно: n6 = 13,1/4,36 ≈ 3. На практике возможны любые варианты функции f(m), в том числе с несколькими полками, и любые варианты n в пределах n = 2–10.

Для выбранного диапазона навесок 35,4–38,5 gr с шагом 0,3 gr по программе GordonReloadingTools GRT [11] рассчитан диапазон скорости пули 819,4–878,5 м/с. По ним для дистанции 300 м с помощью баллистического калькулятора рассчитан диапазон поправок 3,17–3,94 MOA и линейные координаты центров попадания для всего диапазона навесок. Разница между верхним и нижним центрами попадания составила примерно 70 мм.

Вначале решим задачу с равным шагом h между центрами попаданий при равном шаге 0,3 gr по навескам, и затем с переменным h. Шаг h примем равным 7 мм. Отношение $k=Б_6/h$ для конкретного примера равно k =0,623. Обозначим линейный разброс точек попадания Б,

и введем коэффициент k=Б/h. Тогда с ростом дистанции при постоянном угловом значении Б величина k будет уменьшаться, поскольку угловое значение h растет, а с уменьшением дистанции будет увеличиваться.

Для решения задачи необходим критерий кучной полки. В описании ILDM прямо говорится, что ищется cluster of shots, где elevation impact последовательных выстрелов почти одинаков [6]. Dave Affleck формулирует ещё точнее: в тесте действительно видны группы пробоин, но в первую очередь смотрят вертикаль; если условия очень хорошие, можно увидеть и горизонтальную составляющую [7]. Sporting Shooter также описывает оба признака: размер группы и вертикальный разброс [8]. В описании метода часто встречается, что горизонтальное рассеивание сильнее загрязняется боковым ветром и другими случайными факторами [6–8]. Поэтому рассмотрим и двухмерный кластер, и его вертикальную проекцию, а также их связь.

Результаты и обсуждение

Решение задачи при заданном профиле функции f = Б(m) и постоянном шаге h зависит от двух безразмерных переменных: $k = Б_{min}/h$ и $n = Б_{max}/ Б_{min}$. Для конкретных значений (h = 7, $Б_{min}$ = 4,36, k = 0,623, n = 3) вероятность P_6 того, что кластер из 3 пробоин укажет на самую кучную навеску, оказалась довольно мала, P_6 = 19,44 %, несмотря на то что отношение $n = Б_{max}/ Б_{min}$ выбрано большое.

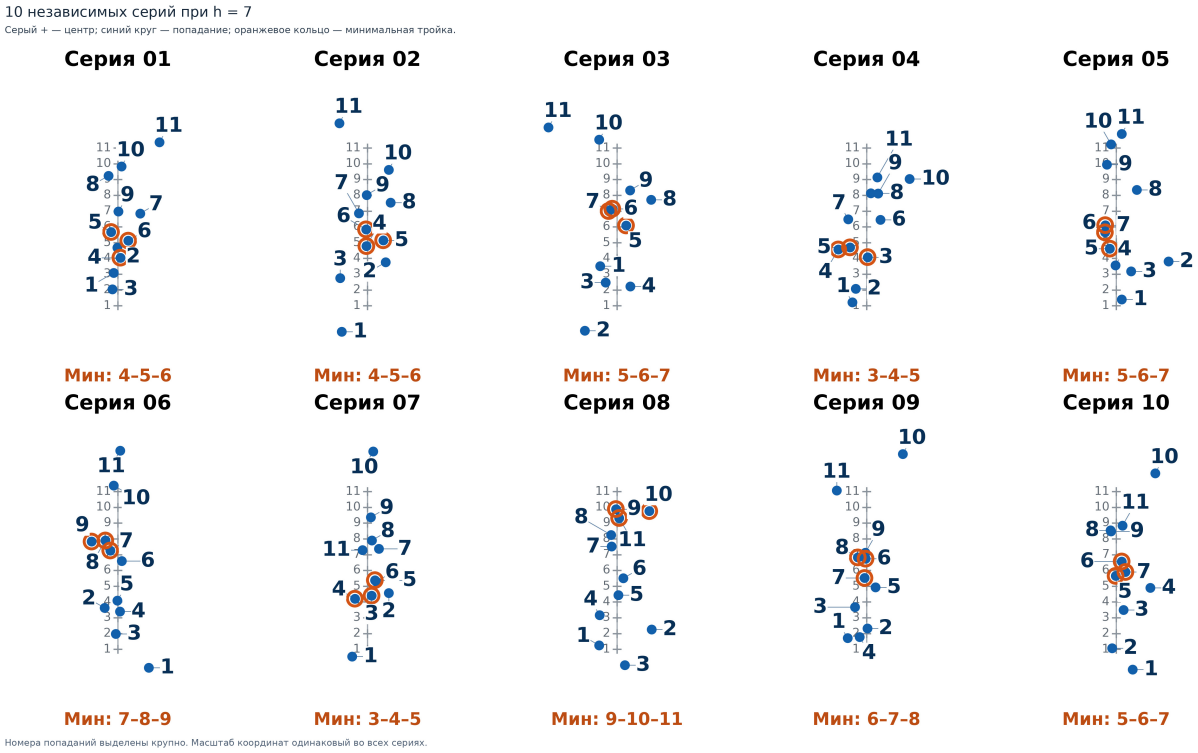

Рисунок 1. 10 серий по 11 выстрелов (один выстрел на 1 навеску)

Диаграммы на рис. 1 демонстрируют, как могут проходить тесты на практике. Метод подразумевает один тест, но мы смоделировали 10 серий. Минимальная группа, указывающая на самую кучную полку, должна быть с номерами 5-6-7. Получены фактические результаты по порядку: 4-5-6, 4-5-6, 5-6-7, 3-4-5, 5-6-7, 7-8-9, 3-4-5, 9-10-11,

6-7-8, 5-6-7. Из 10 серий 3 правильно указали расположение кучной навески, и это выше, чем среднее по множеству опытов (19,44 %), еще 3 серии показали на точки рядом с самой кучной. В сумме 6 точек из 10 указали на самую кучную навеску и соседние с ней, то есть, суммарная вероятность 60 %. Здесь нет никакого противоречия, это просто случайные значения при ограниченной выборке. Одна серия (9-10-11) указала на худшую точку как самую кучную.

На рис. 2 приведена диаграмма вероятности того, на какую навеску укажет минимальный кластер как на самую кучную для всех девяти троек. Вероятность P_6 (в нашем случае это навеска 37,0 gr), как уже было показано, равна 19,44 %. С ошибкой в один шаг от самой кучной навески кластер укажет как на самую кучную с вероятностью 54,4 %, с ошибкой в два шага с вероятностью 79,5 %.

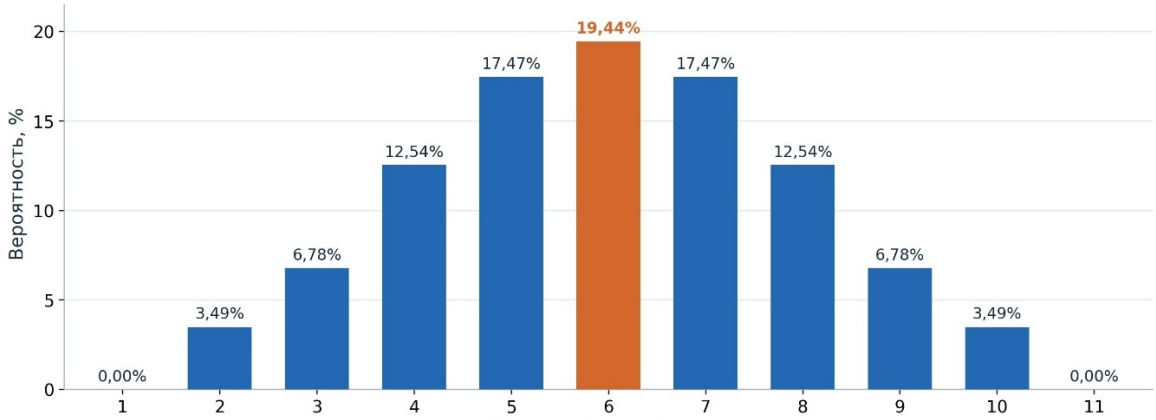

Рисунок 2. Зависимость вероятностей P_i для всех кластеров

Эти данные рассчитаны для n = $Б_{max}/Б_{min}$ = 3, и при другом соотношении n вероятности изменятся в большую или меньшую сторону (рис. 3).

На рис. 4а представлен график точности, с которой по результатам серий опытов можно оценить вероятность P_6 — долю серий, в которых самой компактной оказалась тройка 5–6–7. Он отвечает на вопрос: сколько серий нужно провести, чтобы по их результатам можно было что-то утверждать с высокой достоверностью.

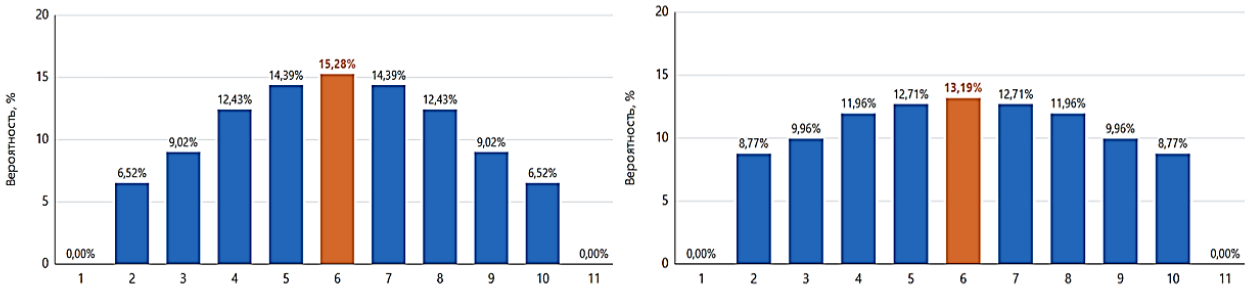

Рисунок 3. Диаграммы для n = 1,5 и n = 2

Видно, что точность растет медленно, как 1/√p. Для числа серий 3 доверительный интервал с доверительной вероятностью 95 % очень широк – 0,038–0,746 и точность низкая. Полуширина интервала составляет +/- 0,493, почти 50 %. Для вероятности 80 % он тоже широк. Даже для 10000 серий доверительный интервал все еще заметен. Поэтому для обеспечения высокой точности, превышающей шумы, делались миллионы серий.

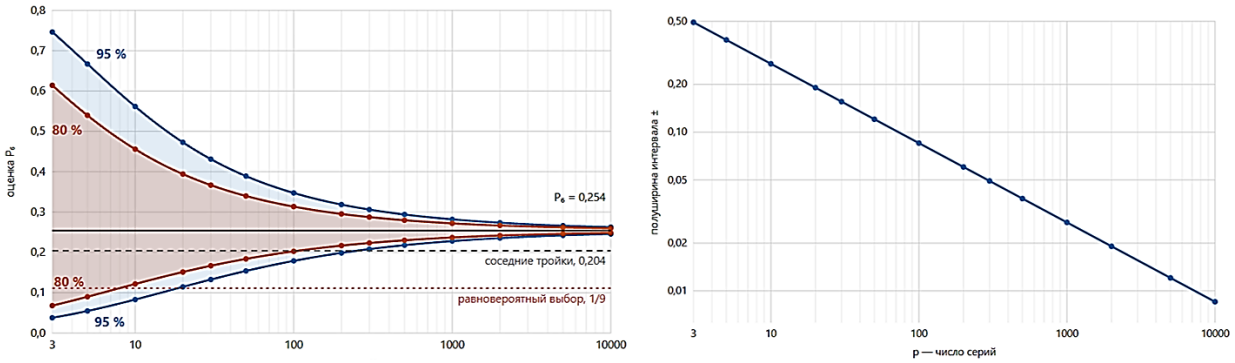

Рисунок 4. 95 % и 80 % доверительные интервалы оценки P_6 и полуширина интервала в зависимости от числа серий p

Расширим диапазон параметров k и n, и исследуем весь их интервал. При фиксированном n рассчитаем влияние параметра k на вероятность того, что обнаруженный кластер действительно соответствует навеске C_6.

Решение приведено на графике рис. 5. Применена логарифмическая шкала, значение k задано в диапазоне 0,001 ≤ k ≤ 100. Сравнили девять последовательных троек: 1–2–3, 2–3–4, …, 9–10–11. Диаметр D_i каждой тройки определили как наибольшее из трёх попарных расстояний. Вероятность того, что кластер укажет на самую кучную навеску, получили как средний вес победы тройки 5–6–7 по всем опытам. Объём моделирования составил 10 млн опытов на каждое значение k на основной сетке, и 30 млн — в ключевых точках, включая данные при $k = Б_6/h = 0,623$.

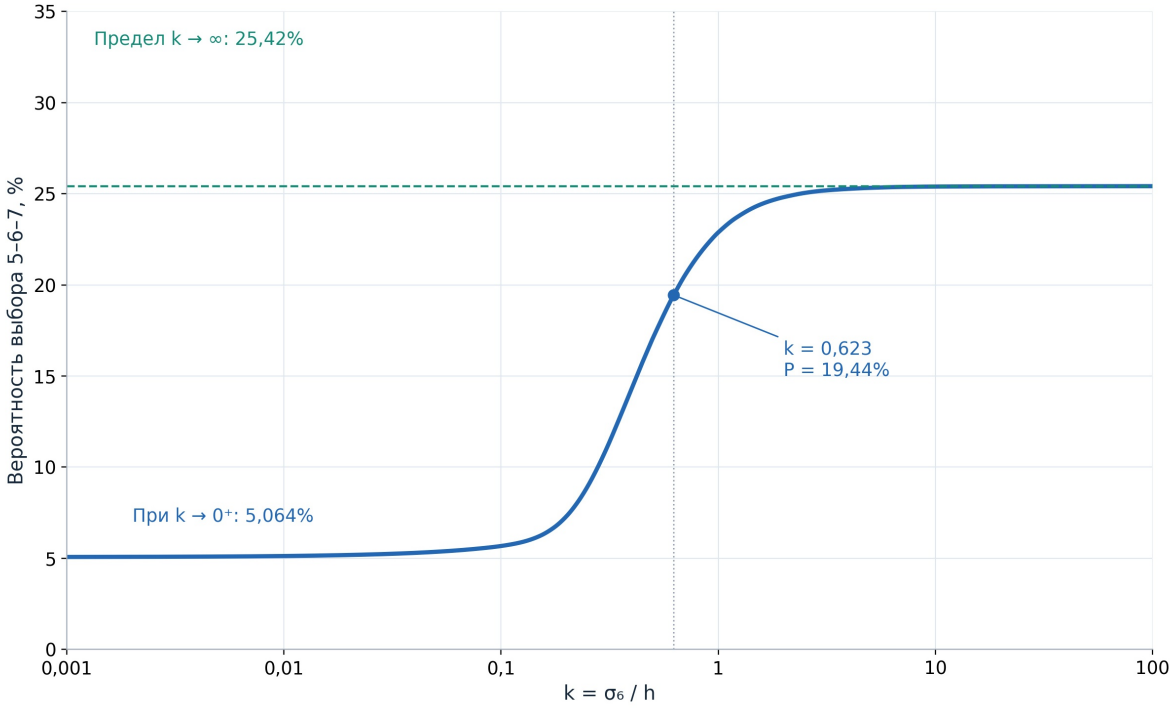

Рисунок 5. Зависимость P_6 от k

Погрешность оценки вероятности P при доверительной вероятности 95 % — не более ±0,03 процентного пункта на основной сетке. При k = 4,36335/7 = 0,623336 получено: P_6 = 19,441 % ± 0,014 процентного пункта**,** то есть 95 %-й доверительный интервал — 19,427–

19,455 %**.** Главной неожиданностью стал вывод о том, что при равных шагах между центрами попаданий h вероятность P_6 растет с увеличением значений параметра k. Практически это означает, что для заданной дистанции вероятность того, что кластер укажет на самую кучную навеску, растет с ростом разброса точек попадания, то есть, с уменьшением кучности. Например, при k = Б/h = 0,1 вероятность лишь немного больше 5 %, а при k = 10 она приближается к своему максимуму 25,42 %. Это противоречит общепринятому представлению, что метод лучше работает для кучных винтовок. При равном расстоянии между центрами попаданий как раз наоборот. Если значение h равно между всеми центрами попаданий, а дистанция, пуля и скорости фиксированные, то увеличение k возможно только при увеличении Б, и максимум вероятности того, что кластер укажет на самую кучную навеску, достигается при худшей кучности винтовки. Второй вывод оказался так же противоречащим общепринятым представлениям. Учитывая, что кучность изменяется линейно с изменением дистанции (угловая кучность постоянна до 300 м), а расстояние между центрами попаданий изменяется нелинейно, при уменьшении дистанции параметр k и вероятность P_6 растут, а при увеличении падают. То есть, увеличение дистанции со 100 до 300 метров, наоборот, снижает, а не увеличивает, вероятность P_6 обнаружения самой кучной навески, и следовательно, теоретически дистанция 100 метров при равном шаге h для вероятности успеха теста лучше, чем 300 метров. То есть, по теории при равном шаге h между центрами увеличение дистанции со 100 до 300 м вообще не имеет смысла: чем больше дистанция, тем меньше k и меньше вероятность того, что кластер укажет на кучную полку. Однако в описании метода заявляется именно о необходимости большей дистанции.

В каждой точке с изменением значений k вероятности P_2-P_{10} ведут себя по разному (рис. 6а). Вероятность того, что кластер T_5 покажет самую кучную навеску, минимальна при $k \to 0$ и растет с ростом k. В то же время поведение графиков на крайних, самых некучных навесках, обратно: значение вероятности максимально при $k \to 0$ и далее падает при увеличении k. Среди этих кривых есть также переходные графики, например T_3 и T_7, которые имеют максимум, в данном случае примерно при k = 0,4. Поскольку мы задали симметричный профиль f(m), то правые и левые графики от точки 6 повторяют друг друга, и всего различных кривых 5.

Во всех предыдущих расчетах параметр n был равен 3: n = 3. По нашим данным это значение соответствует верхней границе ожидаемого при настройке только по навеске. Однако можно предположить, что значение параметра $n = Б_{max}/ Б_{min}$ может быть как меньше, так и больше этого значения. Например, не настроенная винтовка может иметь размер групп ES_5 = 2 MOA, а настроиться она может и на 1 MOA, и на 0,2 MOA. Поэтому проведены расчеты вероятностей для значений n = 2–10 (рис. 6б). На каждое значение k и n использовано 10 млн опытов. Статистическая погрешность — около ±0,03 процентного пункта при доверительной вероятности 95 %.

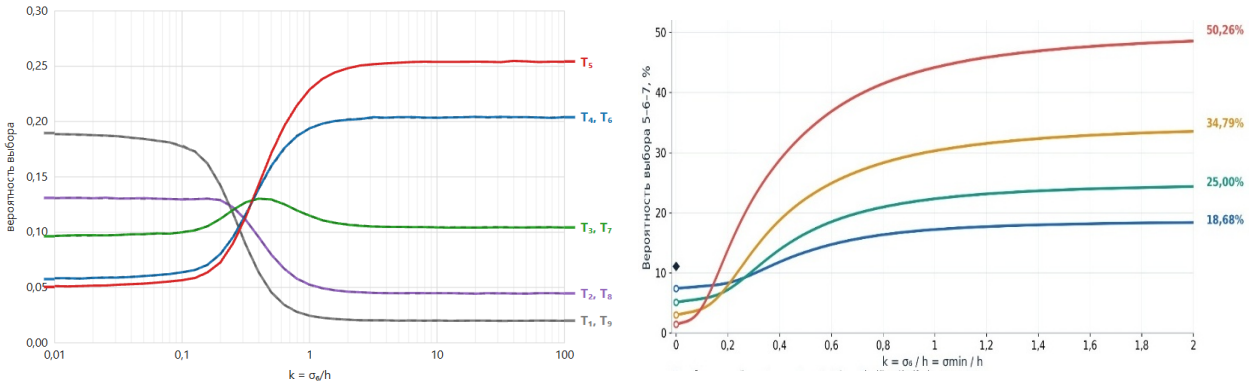

Рисунок 6. а - вероятности Р 2 -Р 9 в зависимости от k; б - зависимость Р 6 от k при различных n = 2, 3, 5, 10

На графике рис. 6б показано, как перепад сигм $n = Б_{max}/ Б_{min}$ влияет на вероятность P_6. С ростом n вероятность P_6 в целом примерно после $k \geq 0,3$ ожидаемо растет, и для $n \geq 10$ может стать более 50%. Однако, по нашему мнению, n = 10 - весьма редкий случай. В зоне $k \leq 0,3$ кривые P(k) меняются местами, но в этой зоне слишком малая вероятность, чтобы она была рабочей. Если подвести промежуточный итог, то можно считать, что вероятность того, что кластер укажет на кучную навеску при равном шаге h между центрами, будет не выше 20%, а что он укажет на соседние навески, как на кучные, включая кучную – не больше 50%. Соответственно, вероятность ошибиться в выборе кучной навески 80%, а выборе соседних как самой кучной 50%.

Далее рассмотрим связь кластера с его проекцией на вертикальную линию, соединяющую центры попадания, поскольку в методе обращают внимание именно на вертикальную составляющую. На рис. 7а приведены зависимости от k вероятности Р6 при круговом распределении пробоин и при их проекции на линию центров попаданий, а на рис. 7б – отношение вероятностей при круговом распределении и при проекции на вертикальную линию. Расчеты показали, что проекция всегда даёт вероятность ниже круговой. В сравнении с вероятностью выбора тройки по круговым кластерам она занижена во всем диапазоне k: при $k \to 0^+$ проекция дает вероятность 5,06 %, а круговое распределение 5,064 %, при k = 0,623 (h = 7, σ_6 = 4,36) эти цифры равны соответственно 13,08 % и 19,44 %, в пределе $k \to \infty$ они становятся равными 19,62 % и 25,42 %. Вероятность 13,08 % – довольно малое значение: вертикальная проекция кластера укажет на кучную точку в среднем только в 1 серии из 8. При малых k обе вероятности совпадают (0,051). Когда шаг h велик по сравнению с разбросом ($k \leq 0,1$), диаметр тройки и на плоскости определяется почти только разностью продольных координат крайних точек, поперечный разброс вклада не даёт.

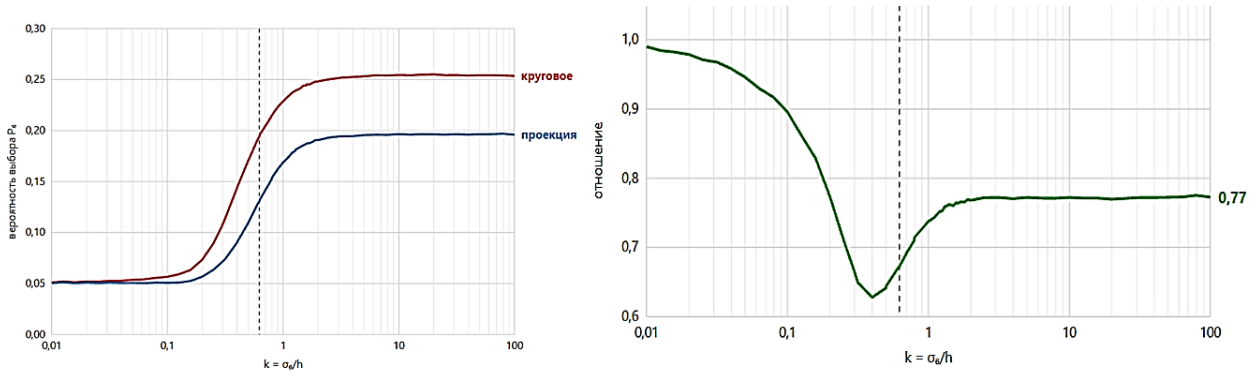

Рисунок 7. а-вероятность P 6 при круговом распределении пробоин и при их проекции на линию центров попаданий; б-отношение вероятностей при круговом распределении и при проекции на вертикальную линию

Наибольшее расхождение — в переходной зоне, k ≈ 0,3–0,5, где отношение падает до 0,64. Круговая кривая начинает расти раньше: поперечный разброс увеличивает диаметры «шумных» троек и тем самым помогает тройке с малыми σ уже при меньших k. При больших k отношение выходит на постоянное значение 0,77. Оба предела конечны (0,254 и 0,196); на плоскости разброс проявляется по двум координатам, и размер тройки точнее отражает её σ, поэтому тройка у σ_{min} выделяется увереннее. Форма обеих кривых одинакова (S-образная, с плато по краям), так что качественные выводы прежних расчётов сохраняются и для проекции, но количественно вероятность нужно умножать на коэффициент от 0,64 до 0,77 или до 1 в зависимости от k.

Понятно, что автор и исследователи метода рекомендовали в качестве критерия вертикальную проекцию из-за неконтролируемого влияния порывов бокового ветра и других факторов, оказывающих влияние только на боковой разброс точек попадания. Но в чистом виде переход от двухмерного кластера к его вертикальной проекции уменьшает вероятность того, что кластер укажет на самую кучную навеску, примерно на 30 %, и это очень существенная потеря достоверности теста.

Мы исследовали метод Одетта при одной (параболической) зависимости f = Ϭ(m). В более широком исследовании должна изменяться вся цепочка σ, а не только упрощенно σmin и отношение n = σmax/σmin при заданной функции f = Ϭ(m). Теоретически результат зависит от всех σ_i; если вместе с h меняются остальные σ, картина будет немного другой. Но расчеты показали, что все выявленные закономерности остаются при разных практически встречающихся формах зависимости f(m). Исключение — одинаковые σ, то есть, когда кучной полки не существует. При n = 1 зависимость обратная и слабая. Кривая идёт вниз, а не вверх. С ростом k вероятность слегка падает с 11,7 % до 10,65 %, всего на один процентный пункт. Напомним, что при неравных σ и n = 3 она росла с 5,06 % до 25,42 %.

Максимум вероятности при одинаковых h и неравных Ϭ не является рабочей точкой, это просто теоретически верхняя грань при k → ∞. Строго говоря, при h > 0 он не достигается, вероятность только приближается к нему снизу. В пределе k → ∞ вероятность получить тройку у точки σ_{min} ограничена сверху числом, которое зависит только от набора σ, и шаг между центрами попаданий может эту вероятность только уменьшить.

Далее рассмотрим, как на вероятность P_6 и другие вероятности P_i влияет неравномерность шага h между центрами попаданий.

Есть по крайней мере две причины, по которым шаг h может поменяться. Первая – так называемые «полки скорости», когда при росте навески скорость перестает расти и точки попадания перестают «высить». Идея скоростной полки выглядит физически правдоподобно. Давление и скорость не обязаны расти идеально линейно с линейным ростом навески, и можно допустить по каким-то причинам участки с меньшей чувствительностью скорости к навеске. Однако источники, в которых приводились таблицы и графики с полками скорости, не доказывают это большим числом параллельных выстрелов, а случайный разброс скорости при малом числе повторов легко может создать видимость полки там, где её нет. Об этом же говорил и Брайан Литц [10]. Кроме того, скоростные полки, даже в случае, если бы они существовали, не являются автоматическим доказательством кучной навески. Они лишь могли бы показывать, что в данном диапазоне скорость менее чувствительна к изменению заряда. Также существует мнение, что в зоне кучных навесок разброс (SD) скорости снижается. Однако надежных данных о том, что SD уменьшается всегда или как правило в зоне кучной полки, мы не нашли.

Вторая причина, которая может поменять расстояние между центрами попаданий – это изменение направления вылета пуль при изменении навески. Это вполне правдоподобное событие, которое легко объяснить разным положением и скоростью дульного среза в момент вылета пуль при разных навесках. В зоне кучной навески и соседних с ней при относительно неподвижном дульном срезе пули могут выходить из ствола в одинаковом направлении. Дэн Ньюберри в методе OCW исходит именно из того, что на кучной полке при изменении навески СТП могут отличаться меньше всего [9]. Свойство ствола винтовки удерживать направление вылета пуль в некотором диапазоне навесок является, возможно, ключевой идеей в применении лестничного теста Крейтона Одетта.

На рис. 8а приведена схема, которую мы далее будем исследовать. Ее суть заключается в том, что по какой-то причине (скоростная полка, SD, неподвижный дульный срез) центры попаданий в зоне самой кучной навески и соседних с ней сближаются больше, чем в остальном диапазоне навесок. На схеме рис. 8а шаг на удалении от самой кучной навески остался равен 7 мм, а сближение трех соседних центров в зоне самой кучной навески C_6 составили 6, 5, 4, 3, 2 и 1 мм. На рис. 8б приведены графики зависимости вероятности P_6 при равном шаге h (нижняя кривая) и при уменьшении шага h в зоне кучной навески до 6 и затем до 3 мм. Теперь зависимость $P_6(k)$ поменялась на обратную и, похоже, все стало на свои места, то есть, практика и теория перестали противоречить друг другу после выдвижения гипотезы об уменьшении шага. Более того, все практические постулаты метода начинают работать так, как предсказывает теория, только в случае сближения центров в зоне кучной навески и навесок, соседних с ней. Получается, что все рекомендации о применении лестничного теста (кучная винтовка, дистанция 200-300 метров, а не 100) интуитивно исходят из гипотезы сближения центров, которую еще надо доказывать экспериментами для конкретных случаев.

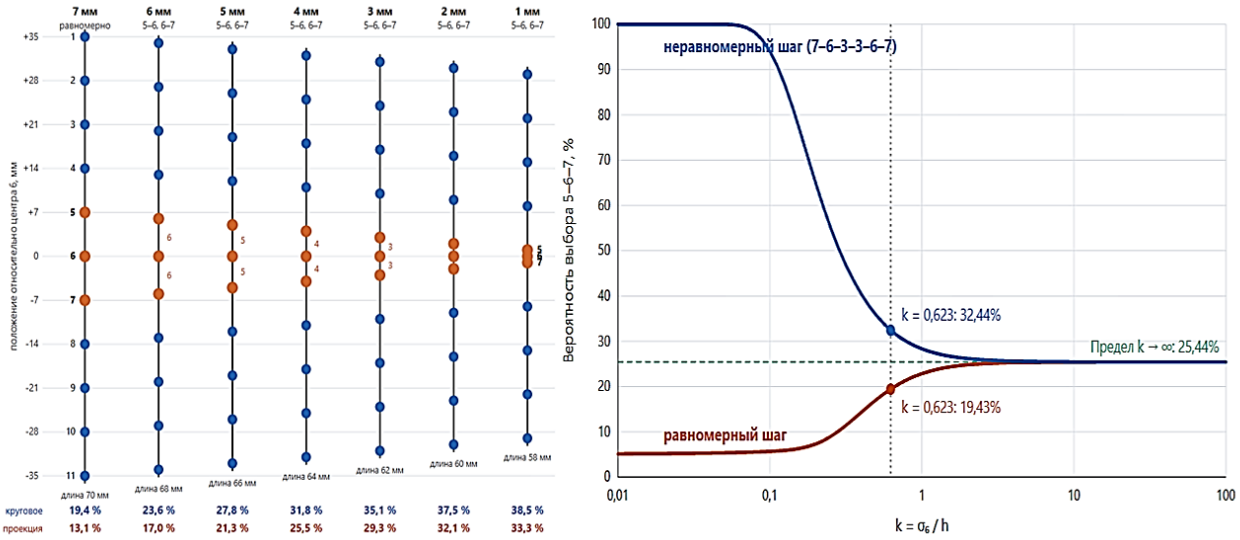

Рисунок 8. Схема сближения центров попаданий в окрестности самой кучной навески (а) и соседних с ней; зависимости $P_6(k)$ при равномерном и не равномерном шаге (б)

Вероятность P_6 в исследуемой точке выросла до 32,5%, но главное, в этой модели она не падает, а растет с уменьшением k, то есть, с повышением кучности винтовки, как и отмечал автор метода, что он лучше работает для бенчрест-винтовок. Оценим практический предел значений k. В нашем примере мы и так взяли достаточно высокую кучность ES_5 = 0,15 MOA. Если взять близкую к предельной кучность ES_5 = 0,05 MOA для винтовок 6 mm PPC, то для дистанции 300 м коэффициент k со значения 0,623 уменьшится в 3 раза, до 0,208. Одновременно, если снизить диапазон скорости пуль с 830–890 до 760–820, то h увеличится с 7 примерно до 9 мм, и k уменьшится до 0,150. Еще можно взять максимальное значение $z = h_{max}/h_{min}$ и предположить отношение $n \geq 3$. При наличии хорошей трубы или видеокамеры расстояние до мишени можно увеличить до 500 метров, тогда k можно снизить больше. При таких значениях параметров теоретически вероятность P_6 увеличится почти до 80%. Но $k \leq 0{,}150$ – это очень труднодостижимый предел, и это уже натяжки, поскольку скорость пуль бенчрест-винтовок часто более 1000 м/с, и все высокоточники стремятся увеличить скорость пули, а скорость 760–830 м/с ближе охотничьим винтовкам, например, в калибре .308 Win.

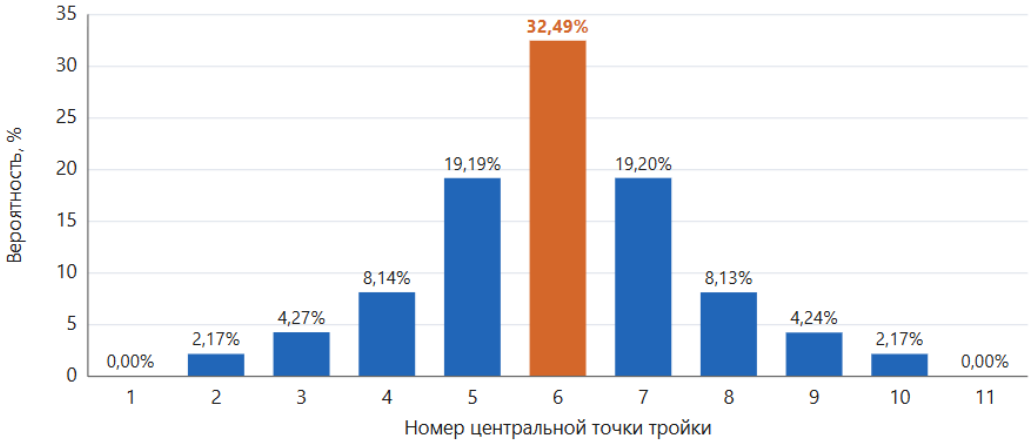

Рисунок 9. Вероятность P 6 того, что кластер укажет на самую кучную навеску (32,49%) и вероятности Pi, что кластер ошибочно укажет на другую навеску как на самую кучную

Поэтому практический предел k все же остается на уровне k ≤ 0,4-0,6, и тогда вероятность P_6 будет не выше 35 %. Вместе с соседними навесками кластер укажет на зону из 3 центров как на самую кучную навеску с вероятностью около 70 % (рис. 9).

При равном шаге между точками h = 7 мм кривая $P_6(k)$ имеет S-образный вид, как и в предыдущих расчетах. Но при малейшей неравномерности шага форма кривой резко меняется. В области малых значений k вероятность $P_6(k)$ становится равной 100%, и далее кривая неравномерного шага спускается сверху на кривую с равномерным шагом h. Таким образом, появляется третья безразмерная величина z – отношение шага между центрами z = f(h) или упрощенно $z = h_{max}/h_{min}$, которая принципиально меняет форму зависимости $P_6(k)$. Исследуем причины такого резкого изменения формы функции $P_6(k)$ в широком диапазоне уменьшения величины h в зоне кучной навески. На рис. 10а в логарифмических координатах приведены зависимости $P_6(k)$ для $h_{5\text{-}6\text{-}7}$ = 7, 6,999, 6,99, 6,95, 6,9 мм, а на рис. 10б для $h_{5\text{-}6\text{–}7}$ от 7 мм до 1 мм в зоне 5-6-7.

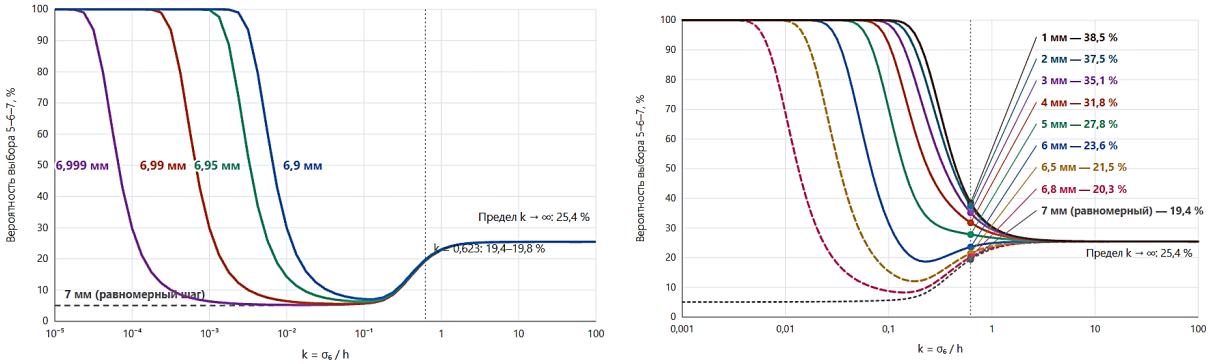

Рисунок 10. Зависимости вероятности P 6 (k) для h = 7, 6,999, 6,99, 6,95, 6,9 мм (а), и h от 7 до 1 мм в зоне навесок 5-6–7 (б)

Эффект объясняется тем, что на выбор тройки 5-6-7 или другой действуют три разных механизма, каждый со своим масштабом разброса. При равномерном шаге h первый из них отсутствует, поэтому кривая S-образная. При неравномерном эффект проявляется слева и даёт участок P = 100 %.

Первый механизм можно назвать геометрической форой. Она работает, пока σ_6 меньше сокращения промежутка $\delta = 7 - g$. При малом разбросе точки почти стоят в центрах, и диаметр тройки равен расстоянию между её крайними центрами плюс малая добавка: $D_j \approx L_j + \xi_j$, где ξ_j — разность продольных отклонений крайних точек. При равномерном шаге все $L_j = 14$ мм. При сокращённых промежутках 5–6 и 6–7 длины такие: у тройки 5–6–7 — 2g, у двух соседних — 7 + g, у остальных — 14. Центральная тройка короче соседних на δ и короче остальных на 2δ. Пока шум ξ много меньше δ, она выигрывает всегда — отсюда 100 %.

Второй механизм – отбор минимума при равных длинах (σ_6 больше δ, но много меньше h). Когда шум перекрывает фору δ, длины снова «равны» и решает только ξ. Но выбирается минимум, а минимум чаще достаётся той тройке, у которой ξ колеблется сильнее: только она способна дать большое отрицательное отклонение. У центральной тройки σ наименьшие, поэтому она оказывается самой редкой — 5,06 %, вдвое ниже равновероятных 11,1 %. Это и есть левое плато кривой равномерного шага.

Третий механизм – это поперечный разброс (σ_6 сравнимо с h). Когда разброс становится сравним с шагом, диаметр перестаёт быть «длиной вдоль линии»: поперечные отклонения только увеличивают его, причём тем сильнее, чем больше σ. Большой разброс превращается из преимущества в недостаток, и центральная тройка с малыми σ выходит вперёд — подъём составляет до 25,4 %. Кривая неравномерного шага ложится сверху на равномерную, потому что в области малых k (механизмы 1 и 2) вероятность зависит только от отношения σ_6/δ. При $\sigma_6/\delta \to \infty$ функция стремится к 5,06 % — к значению равномерного шага. Фора δ никуда не исчезает, но тонет в шуме, и расстановка становится неотличимой от равномерной. Сближение идёт сверху, потому что сокращение промежутков может только помогать центральной тройке: при любом k её вероятность не ниже, чем при равномерном шаге. Форма кривых меняется от «провала» к монотонному спаду, потому что у кривой два характерных значения k: $k_1 \approx 0{,}067 \cdot \delta$ — конец геометрической форы; $k_2 \approx 0{,}2–0{,}5$ — начало действия поперечного разброса (от δ не зависит). Пока δ мало, механизмы 1 и 3 разнесены по оси k, и между ними остаётся участок, где действует только механизм 2, — провал. С ростом δ первый участок расширяется вправо, перекрывает провал, и два перехода сливаются в один. Таким образом, кривая неравномерного шага — это кривая равномерного шага, к которой слева добавлена ступень геометрической форы. Ширина ступени пропорциональна сокращению промежутка, высота всегда 100 %. Поэтому «разрыв» между 7 мм и 6,999 мм существует только в пределе $k \to 0$: при любом конечном разбросе кривая для 6,999 мм отличается от равномерной лишь при σ_6 меньше примерно 0,002 мм.

Практический вывод: сближение центров в зоне кучной навески повышает вероятность выбора центральной тройки заметно только тогда, когда сокращение сравнимо с разбросом (δ не меньше примерно $\sigma_6/2$). При $\sigma_6 = 4{,}36$ мм это сокращение от 2 мм и больше, что и видно в рабочей точке: 19,44 % при 7 мм, 23,6 % при 6 мм, 35,2 % при 3 мм, 37, 5 при 2 мм, 38,5 при 1 мм.

Выигрыш от сближения центров при уменьшении h постепенно затухает. От 7 до 3 мм каждый миллиметр даёт около 4 пунктов, от 3 до 2 мм — 2,4 пункта, от 2 до 1 мм — 1 пункт, дальше прироста нет. Максимум около 1 мм, потом слабый спад: 38,5 % при 1 мм, 38,1 % при

0,1 мм. Разница 0,4 пункта в десять раз больше погрешности, так что это реальный эффект, а не шум. Причина насыщения: когда промежуток становится много меньше σ_6 = 4,36 мм, диаметр центральной тройки определяется уже только разбросом и перестаёт уменьшаться. Потолок вероятности P6 при этом профиле σ — около 38,5 %. Расстановкой центров поднять вероятность выше нельзя; при малом разбросе (k меньше 0,1) она и так равна 100 %.

На рис. 11 приведены зависимости вероятностей P_i при не равном шаге h для всех точек. В отличие от зависимостей на рис. 6 теоретически сильно доминирует кластер, соответствующий кучной навеске, но практически его левая часть при k ≤ 0,4–0,6 трудно достижима.

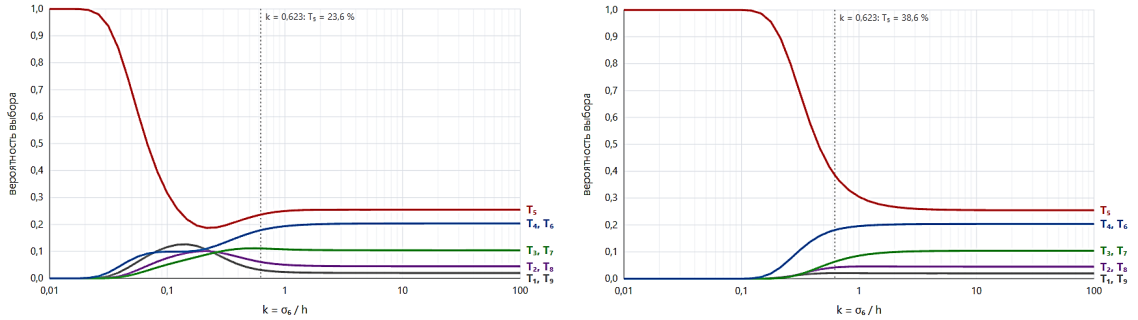

Рисунок 11. А шаг между точками 5-6 и 6-7 6 мм; б – шаг между точками 5-6 и 6-7 1 мм

Исследуем отличие вероятности P_6 для двумерного кластера и его проекции на линию центров попадания. На рис. 11 представлены зависимости $P_5(k)$ при проекциях кластера для различных значений z. Форма зависимостей повторяет форму для кругового кластера, но отношение вероятностей по-прежнему в пользу кругового кластера. Картина та же, что при круговом рассеивании: все кривые начинаются со 100 % и сходятся к общему пределу. Но этот предел ниже, 19,6 % вместо 25,4 %, и в рабочей точке проекция везде даёт примерно на 6 пунктов меньше.

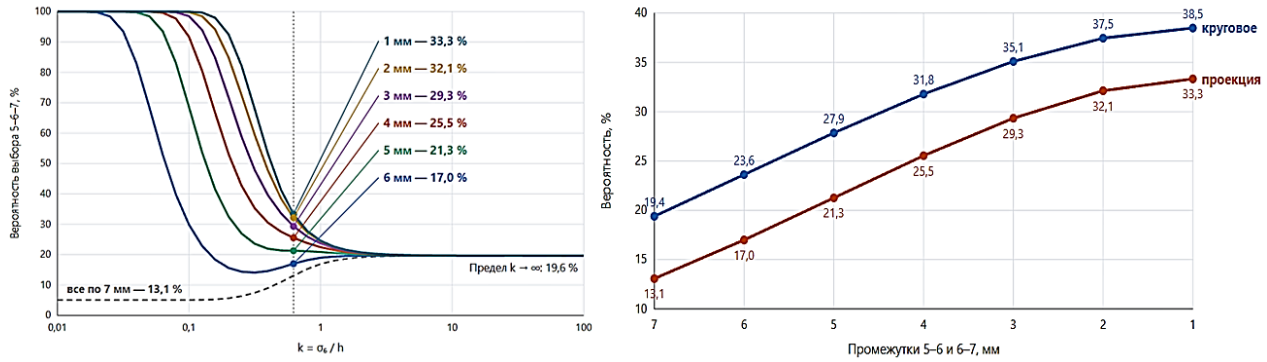

Рисунок 12. Кривые $P_6(k)$ для вертикальной проекции и сравнение проекции с круговым рассеиванием по величине промежутка

Выигрыш от сближения центров почти такой же, как при круговом рассеивании: около 4 пунктов на миллиметр в рабочей точке. Левая ступень у проекции практически совпадает с круговой. Точка 50 % для 6 мм лежит при k ≈ 0,065 против 0,067: при малом разбросе диаметр и на плоскости определяется продольными координатами, поэтому механизм геометрической форы тот же. Провал тоже на месте и глубже: у кривой 6 мм минимум 14,1 %

при k ≈ 0,3, ниже предела 19,6 %. Начиная с 5 мм кривые убывают монотонно. Справа кривые сходятся к 19,6 %, а не к 25,4 %. Поперечная координата добавляет информацию о разбросе. Без неё тройку с малыми σ выделить труднее даже при совпадающих центрах. Как и раньше, при малых k проекция и круговое рассеивание совпадают, а расходятся в переходной зоне и справа. Точность расчета: 3 млн реализаций на каждое значение k, все кривые посчитаны на одном наборе случайных точек, ±0,03 %.

Сделаем оценку различимости точек попадания на мишени. Если исходить из размера групп на кучной полке ES_5 = 0,15 MOA, что примерно соответствует Ϭ = 0,05 MOA, то на дистанциях 100, 200 и 300 метров расстояние между центрами отверстий будет равно соответственно 4,36, 8,73 и 13,09 мм. Максимальный размер групп 0,45 MOA в точках, удаленных от кучной навески, дает расстояние между пробоинами в 3 раза больше. Расстояния h между центрами на дистанции 100 метров меньше 1 мм, на 200 метров 2,25 мм, на 300 м 7 мм, на 500 м – 26 мм. В окрестности кучной полки ожидается примерно три пробоины, и это не «десять пуль в одну дыру». При калибре 6,5 мм на 100 м диаметры пуль на кучной полке перекрываются, но еще можно пробовать их идентифицировать, на 200 м уже практически не перекрываются. Поэтому дистанции 200 м, а возможно даже и 100 м можно считать рабочими, по крайней мере для винтовок с невысокой кучностью, однако правильный рисунок пробоин и максимальная вероятность обнаружения кучной навески будет лучше на дистанции 300 метров. Современные средства наблюдения и визуализации позволяют реализовать тест и на дистанции до 500 метров.

Вернемся к классической дистанции 300 метров, чтобы определить практический диапазон ограничений по рабочим параметрам. Возьмем предельную нижнюю границу размера групп ES5 ≥ 0,1 MOA. Это тот самый добротный бенчрест – уровень, о котором говорил автор метода. Ему соответствует среднее квадратическое отклонение примерно Ϭmin = 0,035 MOA. Верхнюю границу диапазона определим как ES5 ≤ 0,5 MOA, или Ϭmin = 0,16 MOA, которая включает практически весь диапазон высокоточных спортивных винтовок. На дистанции 300 м линейный размер Ϭ6 соответствует 3,05 и 14 мм. Примем отношение n максимальной и минимальной навесок равным 3. На 300 м оставим расстояние между центрами точек попаданий крайних навесок 7 мм, которое в общем виде зависит от начальной скорости и БК пули, а также от атмосферных условий. Расстояние между центрами соседних с кучной навеской точек примем в диапазоне от 6 до 1 мм. Отношение n возьмем в диапазоне 2, 3 и 10. В таблицах ниже представлена вероятность выбора тройки 5–6–7 для линейной кучности на 300 метрах σ_6 = 3,05 и 14 мм. Основной шаг 7 мм, поэтому это k ≈ 0,44 и k = 2 соответственно. Первая таблица попадает в переходную зону, где работают и расстановка центров, и различие σ. Вторая — почти на правое плато, где расстановка центров уже не важна. Таблица 1: σmin = 3,05 мм. Сближение центров даёт большой выигрыш. При переходе от равномерного шага 7 мм к промежутку 1 мм для n =2 вероятность растёт в 4 раза (с 12,6 % до 50,9 %), для n = 3 в 3,3 раза (с 15,4 % до 51,4 %), для n = 10 в 1,9 раза (с 31,7 % до 58,7 %). Отдача от каждого миллиметра убывает. От 7 до 3 мм вероятность растёт примерно на 7 пунктов на миллиметр (при n = 2), от 3 до 1 мм — уже на 4–5. Первые доли миллиметра тоже работают: 6,8 мм дают +1,2 пункта при n = 2 и +1,1 при n = 10 n

и сближение частично заменяют друг друга. При равномерном шаге n решает многое: 12,6 % при n = 2 против 31,7 % при n = 10. При промежутке 1 мм разница сжимается до 8 пунктов (50,9 против 58,7 %).

Таблица 1. Вероятность выбора тройки 5–6–7, %, при σ min = 3,05 мм

Промежуток 5–6 и 6–7	n = 2		n = 3		n = 10	
	круговой	проекция	круговой	проекция	круговой	проекция
1 мм	50,9	52,5	51,4	48,1	58,7	46,3
2 мм	47,5	47,6	48,3	43,9	56,6	43,9
3 мм	41,5	39,9	43,0	37,0	53,1	39,7
4 мм	34,2	31,1	36,2	29,2	48,4	34,6
5 мм	26,4	22,7	28,8	21,6	43,0	29,0
6 мм	19,0	15,3	21,7	15,0	37,4	23,6
6,5 мм	15,7	12,2	18,4	12,2	34,5	21,1
6,8 мм	13,8	10,6	16,6	10,6	32,8	19,6
7 мм	12,6	9,6	15,4	9,7	31,7	18,7

Таблица 2. Вероятность выбора тройки 5–6–7, %, при σ min = 14 мм

Промежуток 5–6 и 6–7	n = 2		n = 3		n = 10	
	круговой	проекция	круговой	проекция	круговой	проекция
1 мм	20,3	16,9	26,7	20,8	50,0	36,2
3 мм	20,1	16,8	26,5	20,7	49,7	36,0
5 мм	19,6	16,3	25,8	20,1	49,1	35,3
6 мм	19,2	15,9	25,4	19,6	48,6	34,8
7 мм	18,7	15,4	24,8	19,0	48,1	34,2

Если центральная зона уже сближена, большое различие σ добавляет мало, и наоборот. Одна аномалия: при σ_6 = 3,05 мм и n = 2 проекция чуть выше кругового кластера при 1 мм (52,5 против 50,9 %) и совпадает при 2 мм. Это не ошибка. Когда центры 5, 6, 7 сближены почти вплотную, а разброс соседей лишь немного больше, поперечный разброс увеличивает диаметр центральной тройки сильнее, чем соседних. Точность: 1,5 млн реализаций на каждое значение, ±0,04 %. Проекция ведёт себя иначе, чем круговой кластер. При n = 2 она почти равна круговому кластеру на малых промежутках, а при 1 мм даже чуть выше (52,5 против 50,9 %); с ростом n отставание проекции растёт: 3–4 пункта при n = 2, до 7 при n = 3, 12–14 при n = 10; при малых промежутках проекция с ростом n даже падает: 52,5 → 48,1 → 46,3 % при 1 мм. Причина в механизме отбора минимума. Тройка соседних точек с большим σ может случайно сжаться и дать малый размах. На прямой для этого достаточно совпадения по одной координате, на плоскости нужно сжатие сразу по двум, что намного реже. Поэтому большой разброс соседей сильнее «ворует» выбор в проекции. Таблица 2: σmin = 14 мм. В этом случае расстановка центров почти не влияет. От 7 до 1 мм прирост всего 1,6–1,9 пункта при любом n. Разброс вдвое больше шага, и сдвиг центров на несколько миллиметров тонет в шуме. Строки таблицы различаются меньше, чем столбцы. Главный фактор повышения вероятности — n. При n = 10 (но это далекое от практики отношение)

центральная тройка выбирается почти в каждом втором случае: когда разброс велик, сильно различающиеся σ позволяют уверенно выделить самую «тихую» тройку. Значения уже близки к пределам при k → ∞; для n = 3 это 25,4 % (круговой) и 19,6 % (проекция). Проекция стабильно хуже, примерно в постоянной пропорции: около 0,83 от кругового кластера при n = 2, 0,77 при n = 3, 0,72 при n = 10. При большом разбросе поперечная координата даёт заметную часть информации о σ, и её потеря тем ощутимее, чем больше различаются σ. Сближение центров выгодно, пока σmin не больше примерно половины основного шага. При σmin порядка двух шагов и больше результат определяется только соотношением σ, и подбор расстановки теряет смысл. Погрешность метода Монте-Карло около ±0,04 %, так что все обсуждаемые различия значимы.

Заключение

Впервые проведен теоретический анализ лестничного теста Крейтона Одетта в диапазоне параметров $k=Б_6/h$, $n = Б_{max}/Б_{min}$ и $z = h_{max}/h_{min}$. Главный практический вывод: эффективность лестничного теста полностью зависит от того, сближаются ли в зоне кучной навески центры попаданий, или шаг между ними остается постоянным. Если исходить из того, что центры попаданий расположены на равном шаге друг от друга, то двухмерный кластер, и тем более его вертикальная проекция укажет на самую кучную навеску с низкой вероятностью. Для рассмотренного примера она составляет 19,44% при анализе двумерного кластера и только 13,08% при анализе вертикальных координат. Даже если считать успехом не точное попадание в лучшую навеску, а ошибку в один шаг, вероятность возрастает лишь до 54,4%. То есть, если центры попаданий не сближаются в области кучной навески, применение лестничного теста как способа выбора лучшей навески является в значительной степени неоправданным, потому что лестница без дополнительной проверки группами с высокой вероятностью укажет не на лучшую навеску, а на соседнюю или даже удалённую область. В этом случае стрелок фактически выбирает кластер, который определяется не соответствием его кучной навеске, а случайным разбросом пробоин. Красивое скопление на мишени может возникнуть случайно и не иметь отношения к истинной кучной навеске. Поэтому предположение о сближении центров в зоне кучной навески становится принципиальным для применения теста.

Если центры попаданий сближаются в области кучной навески, эффективность лестничного теста повышается, и практические закономерности подтверждаются теорией. Метод имеет практический смысл только при выполнении достаточно жёстких условий, которые многие его пользователи игнорируют. Во-первых, винтовка должна быть кучной. В терминах расчётов статьи это означает, что $Б_{min}$ кучной навески должна быть меньше примерно половины основного шага h между центрами попаданий удаленных навесок. Так при основном шаге 7 мм на 300 м метод становится заметно полезным при $Б_{min}$ около 3 мм, что соответствует очень высокой кучности бенчрест-уровня. При $Б_{min}$ около 14 мм, то есть при кучности порядка 0,5 MOA по ES_5, сближение центров почти не влияет на результат и обеспечивает низкую вероятность успеха: случайный разброс пробоин слишком велик и скрывает полезную геометрию. Реальный диапазон кучности ES_5 = (0,1–0,3) MOA. Во-вторых, в зоне кучной навески должно быть реальное сближение центров попаданий. Если

шаг между всеми центрами равен 7 мм, то при σ_{min} = 3,05 мм и n = 3 вероятность правильного выбора центральной тройки составляет только 15,4%. При сближении центров до 5 мм она возрастает до 28,8%, до 4 мм — до 36,2%, до 3 мм — до 43,0%, а при сближении до 1–2 мм достигает примерно 48–51%. При этом вероятность того, что кластер укажет на самую кучную навеску или на две соседних как на самую кучную, достигает 80%. Поэтому метод можно считать рабочим только тогда, когда соседние центры в зоне кучной навески сближаются сильно — хотя бы до 3–4 мм при основном шаге 7 мм. Слабое сближение с 7 до 6 мм даёт лишь ограниченный выигрыш и не делает тест надёжным. В-третьих, важно соотношение кучности не настроенной и настроенной винтовки: $n = \sigma_{max} / \sigma_{min.}$ При реалистичных значениях n = 2–3 вероятность точного выбора лучшей навески остаётся умеренной даже при хорошем сближении центров. Значения n ≈ 10 дают заметно более высокую вероятность, но такой перепад кучности при настройке только по навеске следует считать редким и не закладывать его в обычную практику. Поэтому стрелок не должен рассчитывать, что лестничный тест уверенно сработает только потому, что одна из навесок «должна быть намного лучше остальных». Дистанция также не является самостоятельным решением проблемы. Если центры попаданий не сближаются, увеличение дистанции теоретически может даже снизить вероятность правильного выбора. Большая дистанция полезна только тогда, когда она позволяет лучше различить пробоины, при этом винтовка достаточно кучна, а центры попаданий значительно сближаются в зоне кучной навески. На практике 100 м могут быть пригодны для менее кучных винтовок, 200 м часто являются разумным компромиссом, 300 м соответствуют классической логике теста, а 500 м имеют смысл только при хорошей оптике, видеонаблюдении или электронной мишени.

Особенно осторожно нужно относиться к анализу только вертикальной координаты. Практически стрелки часто смотрят именно высоту пробоин, потому что, как они считают, горизонтальный разброс загрязняется боковым ветром и другими случайными факторами, а на самом деле может быть вызван обычным круговым разбросом. Расчёты показывают, что переход от двухмерного кластера к одной вертикальной координате сильно уменьшает вероятность правильного выбора, примерно на 30 %.

В методе ничего не говорится о выборе глубины посадки пули для теста, и из-за этого возникает его принципиальная неопределенность. Учитывая зависимость кучной навески от глубины посадки пули, а также сильную зависимость кучности от посадки, последовательные процедуры «сначала кучная навеска на произвольной посадке – потом поиск кучной посадки на этой навеске» приведут к необходимости вторичной корректировки навески после нахождения кучной посадки или даже к пропуску самой кучной посадки, и в итоге метод потеряет свое главное преимущество экономичности.

Таким образом, лестничный тест Крейтона Одетта следует понимать как быстрый и не очень надежный предварительный способ поиска области-кандидата, имеющий принципиальные ограничения в применении. Практически наиболее корректная роль лестничного теста — не выбрать «готовую лучшую навеску», а сузить широкий диапазон поиска. После этого найденная область обязательно должна проверяться обычными группами. Без такой проверки даже самый красивый кластер на мишени остаётся только гипотезой, а не доказательством найденной кучной навески.

В заключительной части предложим посмотреть на реальные мишени с лестничным тестом [1], найденные нами в открытых источниках. Глядя на эти мишени, мы лишь с большой долей неопределенности можем указать на кластер, который бы выбрали маркером самой кучной навески. Но главное в представленных в работе [1] мишенях то, что ни к одной из них не было приложено финального теста, который бы подтверждал, что кластер указал на самую кучную навеску или навески рядом с ней.

Работа выполнена совместно с д.т.н Богословским В.Н

Список литературы

1. Богословский В.Н., Кадомкин В.В., Жуков И.Г. Статистический анализ лестничного теста Крейтона Одетта [Электронный ресурс]. // Universum: технические науки: электрон. научн. журн. – 2022. URL: https://7universum.com/ru/tech/archive/item/14808 (дата обращения: 13.10.2026).
2. Жуков И.Г. Идеальный выстрел – это просто!. – М.: Издательство книг.ком, 2023. – 416 с.
3. Zant C. Creighton Audette’s Ladder Test [Электронный ресурс] / C. Zant. // Precision Rifle Blog. – 2012. URL: https://precisionrifleblog.com/2012/07/13/creighton-audette-ladder-testing/ (дата обращения: 10.10.2026).
4. Constantine R. Incremental Load Development Method / R. Constantine [Электронный ресурс]. // Precision Shooting Annual. – 1997. URL: http://precisionrifleblog.com/wp-content/uploads/2012/07/incremental-load-development-method.pdf (дата обращения: 10.10.2026).
5. Brief Overview of Creighton Audette’s 20 Round String Load Development Method [Электронный ресурс]. // Precision Shooting Reloading Guide. – 1998. URL: http://precisionrifleblog.com/wp-content/uploads/2012/07/excerpt-on-creighton-audettes-20-round-string-load-development.pdf (дата обращения: 10.10.2026).
6. Moritz R. An Incremental Load Development Method [Электронный ресурс] / R. Moritz. // Black Powder Cartridge. URL: https://www.blackpowdercartridge.com/an-incremental-load-development-method (дата обращения: 10.10.2026).
7. Affleck D. ILDM Load Testing (aka “Ladder Test”) [Электронный ресурс] / D. Affleck. // Coyote Stuff. URL: https://coyotestuff.com/articles/ildm-load-testing-aka-ladder-test/ (дата обращения: 10.10.2026).
8. The ladder test for rifle load development [Электронный ресурс]. // Sporting Shooter. – 2009. URL: https://sportingshooter.com.au/hunting-skills/the-ladder-test-for-rifle-load-development/ (дата обращения: 10.10.2026).
9. Newberry D. Dan Newberry’s OCW Load Development System [Электронный ресурс] / D. Newberry. // BangSteel Long Range Shooting School. URL: https://bangsteel.com/ocw-reloading (дата обращения: 13.10.2026).
10. Litz B. Modern Advancements in Long Range Shooting. Vol. III. Cedar Springs, MI: Applied Ballistics, LLC, 2022. Chapter 6: Ladder Testing for Powder Charge. Available at: /2022/08/14/sneak-peek-of-bryan-litzs-new-book-volume-iii-of-modern-advancements-in-long-range-shooting/ [Электронный ресурс]. URL: https://precisionrifleblog.com (дата обращения: 13.10.2026).

11. Gordon’s Reloading Tool (GRT): программное обеспечение для расчёта внутренней баллистики патрона [Электронный ресурс]. – [Б. г.]. URL: https://grtools.de/doku.php?id=grtools%3Aen%3Adoku%3Ainstall (дата обращения: 13.10.2026).
12. Kroese D.P., Taimre T., Botev Z.I. Handbook of Monte Carlo Methods. – Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2011. – 772 P. – DOI: 10.1002/9781118014967.

References

1. Bogoslovsky V.N., Kadomkin V.V., Zhukov I.G. Statistical Analysis of Creighton Audette’s Ladder Test // Universum: Technical Sciences: Electronic Scientific Journal. – 2026. – No. 12 (105) [Электронный ресурс]. – URL: https://7universum.com/ru/tech/archive/item/14808.
2. Zhukov I.G. The Perfect Shot Is Simple!. 416 P. – Moscow: Knig.com Publishing House, 2023.
3. Zant C. Creighton Audette’s Ladder Test. Precision Rifle Blog, 2012, July 13. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://precisionrifleblog.com/2012/07/13/creighton-audette-ladder-testing/ (accessed: 10.10.2026).
4. Constantine R. Incremental Load Development Method. Precision Shooting Annual. Bayfield, CO, Precision Shooting, Inc., 1997, P. 19. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: http://precisionrifleblog.com/wp-content/uploads/2012/07/incremental-load-development-method.pdf (accessed: 10.10.2026).
5. Brief Overview of Creighton Audette’s 20 Round String Load Development Method. Precision Shooting Reloading Guide, 1998. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: http://precisionrifleblog.com/wp-content/uploads/2012/07/excerpt-on-creighton-audettes-20-round-string-load-development.pdf (accessed: 10.10.2026).
6. Moritz R. An Incremental Load Development Method. Black Powder Cartridge. No date. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://www.blackpowdercartridge.com/an-incremental-load-development-method (accessed: 10.10.2026).
7. Affleck D. ILDM Load Testing, also known as “Ladder Test”. Coyote Stuff. No date. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://coyotestuff.com/articles/ildm-load-testing-aka-ladder-test/ (accessed: 10.10.2026).
8. The ladder test for rifle load development. Sporting Shooter, 2009, October 1. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://sportingshooter.com.au/hunting-skills/the-ladder-test-for-rifle-load-development/ (accessed: 10.10.2026).
9. Newberry D. Dan Newberry’s OCW Load Development System. BangSteel Long Range Shooting School. No date. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://bangsteel.com/ocw-reloading (accessed: 13.10.2026).
10. Litz B. Modern Advancements in Long Range Shooting. Vol. III. Cedar Springs, MI, Applied Ballistics, LLC, 2022. Chapter 6: Ladder Testing for Powder Charge. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://precisionrifleblog.com/2022/08/14/sneak-peek-of-bryan-litzs-new-book-volume-iii-of-modern-advancements-in-long-range-shooting/ (accessed: 13.10.2026).

11. Gordon’s Reloading Tool (GRT): internal-ballistics software for cartridge load calculation. No date. Available at: [Электронный ресурс]. – URL: https://grtools.de/doku.php?id=grtools%3Aen%3Adoku%3Ainstall (accessed: 13.10.2026).
12. Kroese D.P., Taimre T., Botev Z.I. Handbook of Monte Carlo Methods. – Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2011. – 772 P. – DOI: 10.1002/9781118014967.