

ОТЗЫВ

на автореферат и диссертацию Георгия Георгиевича Хмуркина
«Уровень насильственной смертности среди белых священнослужителей
Русской Православной Церкви в первые революционные годы
(1917-1926 гг.)», представленные на соискание ученой степени кандидата
исторических наук по специальности 5.6.1. Отечественная история

Как подметил один из героев Э.М. Ремарка, «смерть одного человека — это смерть, а смерть двух миллионов — только статистика». При изучении трагических периодов истории у нас неизбежно сбивается оптика, в результате чего мы стремимся интуитивно-правильное ощущение гигантских масштабов трагедии выразить столь же гигантскими числами жертв, при этом переставая понимать содержательный смысл чисел.

По этой причине очень важно при любых исследованиях притеснений, расправ, репрессий и прочих насильственных действий понимать, каков точный смысл приводимых чисел, как именно они были получены, какова надежность и полнота использованных при этом источников. Именно этому вопросу посвящена диссертационная работа Г.Г. Хмуркина, в которой изучается насильственная смертность среди белых священнослужителей РПЦ в 1917-26 гг.

Соискателем предпринята большая работа по поиску первичных источников и выяснению происхождения тех или иных количественных данных, известных в литературе. Некоторые такие данные при детальном рассмотрении оказываются недостоверными, полученными с опорой на нереалистичные предположения. Не останавливаясь на источниковедческом анализе и изучении исторического контекста, выполненного соискателем, сосредоточимся на количественных методах, которые он предлагает в своей работе.

Для расчета числа священнослужителей, убитых на указанном историческом периоде, соискатель использует стандартные демографические методы, применяемые при анализе движения населения: разложение его на различные компоненты, использование передвижек по времени, переход от быстро меняющихся абсолютных значений к медленно меняющимся коэффициентам. Однако многие компоненты рассматриваемой демографической динамики оказываются неизвестными или подверженными сильным изменениям. Для каждой такой компоненты соискатель предлагает методы реконструкции или односторонней оценки, учитывающей направленность происходивших изменений. Удачным образом все оценки подобного рода имеют пужный знак, что позволяет в итоге оценить сверху число убитых священнослужителей в 1 600 чел., т.е. не более 2,3% от их общего числа. При этом некоторые небесспорные, но правдоподобные предположения позволяют усилить данную оценку до не более чем 2,0%. Для получения этих итоговых чисел соискателю пришлось проделать впечатляющий объем работы по поиску данных или их восстановлению.

Наличие исходно неполной и лишь частично обработанной базы данных по индивидуальным судьбам верующих и священнослужителей

позволило соискателю с помощью простых, хотя и громоздких комбинаторных формул разложить полученную оценку по годам. Это даст на определенном уровне достоверности максимальное число убитых священнослужителей для каждого года рассматриваемого интервала. С чисто математической точки зрения такой подход представляет естественным и корректным, но с демографической и исторической точек зрения не может не вызывать вопросов. Вопрос о том, в равной ли степени разные годы представлены в анализируемой базе, не освящен в диссертации. По всей видимости, полученное разложение пока следует считать промежуточным результатом, демонстрирующим методику его получения, но еще ожидающим уточнения относительно характера исходных данных. Заметим, что с аналогичной проблемой сталкивались демографы, анализировавшие голодомор 1932-33 гг., когда на некоторых охваченных им территориях, начиная с определенного момента данные об умерших становились неполными, поскольку заканчивались и амбарные книги, куда надо было вносить умерших, и те люди, которые должны были это делать.

При анализе погубернской статистики погибших в ходе изъятия церковных ценностей (1922 г.) из «Церковных ведомостей», выполненной в приложении №3, соискатель прибегает к методам проверки статистических гипотез, что является необычным и новым для исторических исследований.

Проверка статистических гипотез основывается на вычислении по имеющимся данным некоторой числовой характеристики — статистики, — для которой известно распределение вероятностей. Если данные представляются в некотором смысле аномальными, то знание этого распределения позволяет вычислить вероятность того, что (нулевая гипотеза) столь же или даже еще более аномальные данные могут возникнуть естественным путем, т.е. в результате случайного стечения обстоятельств. Если скоро эта вероятность (значимость нулевой гипотезы) оказывается мала, гипотеза о естественном возникновении аномалий отклоняется, и считается, что они возникли в результате действия некоторых неучтенных факторов (например, фальсификации данных или какого-то иного вмешательства в них). В противном случае утверждать что-либо о том, являются аномалии кажущимися или реальными, нельзя.

При исследовании выборки из 45 целых чисел, определяющих число погибших священнослужителей по губерниям, соискатель применяет два статистических критерия, позволяющие ему убедительно доказать фальсифицированный характер этой выборки. Тем не менее, сама реализация статистических методов представляется несколько неполной, а в некоторых аспектах и неоправданной.

Указанные числа варьируются в диапазоне от 12 до 191, который достаточно широк для того, чтобы вероятности выпадения всех вариантов последней цифры числа были одинаковы. Однако, как справедливо подметил соискатель, цифра «0» в конце чисел встречается лишь однажды, а цифры «3» и «5» не встречаются вовсе. Для проверки гипотезы о естественности отклонения встречаемости последних цифр от равновероятной разумно использовать критерий Пирсона, для которого соискателем была вычислена

статистика $\chi^2 \approx 22,78$, что позволяет определить значимость гипотезы $\alpha = \text{Chi2Dist}(\chi^2; 9) \approx 0,67\%$, с помощью соответствующей функции, доступной в любых электронных таблицах. Однако вместо этого соискатель прибег к расчету методом Монте-Карло (перебору вариантов), ценой больших вычислений определив лишь, что столь большое значение статистики встречается реже, чем в 1% случаев. Такой подход является вполне корректным, но излишне трудоемким и менее точным, нежели прямое вычисление.

Обычно, если какие-то целочисленные характеристики фальсифицируются разными людьми по чуть-чуть каждым, то круглые (оканчивающиеся на «0») и полукруглые (оканчивающиеся на «5») числа встречаются избыточно часто в силу их психологической притягательности (такова, например, типичная ситуация для ряда электоральных характеристик в избирательных протоколах из многих российских регионов). Здесь же мы сталкиваемся с обратной ситуацией. Это означает, что данные фальсифицировал один человек, стремившийся замаскировать свои действия, избегая круглых и полукруглых чисел. И хотя соискатель сделал эти выводы, он, к сожалению, не предпринял следующего очевидного шага, который позволил бы существенно усилить результат выполненной им проверки. Вероятность случайного возникновения круглого или полукруглого числа $p = 0,2$. Вероятностью того, что в выборке из $n = 45$ чисел случайно окажется не более чем $m = 1$ такое число, составляет $\alpha = \sum_{i=0}^m C_n^i p^i (1-p)^{n-i} \approx 0,053\%$. А если сверх того предположить, что фальсификатор осознанно избегал еще и чисел, оканчивающихся цифрой «3» (например, из-за ассоциации со Святой Троицей), то уже $p = 0,3$, но по-прежнему $m = 1$, так что значимость гипотезы о естественном возникновении аномалии падает до 0,00021%. Конечно, дополнительные предположения о логике действий фальсификатора несколько уменьшают строгость результатов, однако это компенсируется выигрышем в их величине. Поэтому уместно было бы привести весь спектр результатов – и учитывающих логику действий фальсификатора, и не учитывающих. В любом случае то, что соискатель упустил возможность усилить полученный им результат количественно, не отменяет этого результата качественно. Несомненно, имела место фальсификация данных, обнаруженная и доказанная соискателем.

Вторым статическим критерием, который соискатель использовал для проверки выборки, стал критерий знаков. Это критерий проверяет, насколько близка к нулю медиана разностей чисел в упорядоченной выборке. Для рассматриваемой выборки соискатель обнаружил, что упорядоченные пары чисел в 1,5 раза чаще являются возрастающими, нежели убывающими, что странно. Однако использование критерия знаков предполагает, что все выборочные значения имеют одно и то же распределение, в чем в данном случае мы уверены быть не можем. Например, если фальсификатор получал числа путем домножения какой-то характеристики губернии, скажем, ее населения, на некоторый коэффициент, то распределения будут разными. Выполненное нами сопоставление количества якобы убитых

священнослужителей с численностью населения губерний не показывает какой-либо корреляции, т.е. предположение об одинаковости распределения, сделанное соискателем, скорее всего, является верным. То, что оно не проверено в диссертации, можно считать некоторой недоработкой, которую, соискатель, хочется надеяться, устранил в ходе дальнейших исследований. Тем более что на другое требование применимости критерия — отсутствие целенаправленного упорядочения значений — соискатель обратил внимание и проверил выполнение этого требования.

Стандартные формулы для расчета значимости критерия знаков предполагают, что среди выборочных значений нет или пренебрежимо мало совпадающих. Однако в исследуемой выборке 5 чисел (36, 41, 49, 61 и 68) встречаются в выборке трижды, а ещё 3 числа (29, 72 и 78) — дважды. Такое количество повторов для столь маленькой выборки само по себе является аномалией, требующей формальной статистической проверки, однако мы здесь можем оценивать лишь то, что соискатель уже сделал, а не то, что ему еще предстоит сделать. Вероятность возникновения наблюдаемого избытка возрастающих пар в выборке, по расчетам соискателя составляет меньше 3%, что, скорее всего, свидетельствует о ее фальсифицированном характере. При этом соискатель вновь прибег к методу Монте-Карло вместо прямого расчета, что позволило ему, пусть и ценой дополнительных усилий, избежать проблем, связанных с наличием повторов. При описании вычислительного алгоритма соискатель допустил досадную опечатку, указав, что для определения вероятности генерируется случайная выборка чисел в диапазоне от 0 до 9 (как и в случае критерия Пирсона), что было бы, конечно, ошибкой. Однако из приведенного кода программы следует, что генерируется выборка в диапазоне от 0 до 199, что близко к диапазону чисел в исследуемой выборке.

Если фальсификацию некоторых данных удастся доказать с помощью нескольких разных методов, это не только усиливает убедительность итогового вывода, но и снижает остроту требования к соблюдению всех формальностей для каждого метода в отдельности. Поэтому общий вывод соискателя следует считать вполне обоснованным, однако описание и реализацию методов в текущем виде пока нельзя рекомендовать как образец для исследователей, не имеющих математического образования. Надеемся, что в дальнейшем соискатель улучшит описание.

К критерию Пирсона соискатель прибегает еще раз, демонстрируя, как этот инструмент работает на достоверных данных. Для табл. 1.8 из Приложения №1 проведены расчеты по встречаемости последних цифр у численности 4 различных категорий приходского духовенства РПЦ в 1908-15 гг. — всего $k = 32$ набора данных. При этом соискатель приходит к не вполне корректному выводу о том, что в отношении священников в 1911 г., для которых получено максимальное значение $\chi^2 \approx 22,56$ и соответственно $\alpha = \text{Chi2Dist}(\chi^2; 9) \approx 0,73\%$, нулевая гипотеза о равной встречаемости последних цифр отклоняется (для остальных выборок $\chi^2 \leq 14,30$ и $\alpha \geq 11\%$, т.е. гипотеза не отклоняется). Однако чем больше проводится испытаний, тем выше вероятность, что в каком-то из них будет зафиксирован редкий исход.

Поэтому при анализе повторяющихся данных следует делать поправку на множественность испытаний по формуле $\tilde{\alpha} = 1 - (1 - \alpha)^k$. При этом $\tilde{\alpha} \approx 21\%$, что, конечно, немного, но и не настолько мало, чтобы отклонить гипотезу. Таким образом, корректный вывод должен быть более сильным, чем сделанный в диссертации. Соискатель полагает, что нулевая гипотеза не отклоняется на всех наборах данных, кроме одного, тогда как правильное было бы написать, что нулевая гипотеза не отклоняется на указанных данных, рассматриваемых как целое. Если бы мы приняли вывод соискателя, то обязательно следовало бы пояснить, что же такое случилось с тем одним набором данных, для которого была отклонена нулевая гипотеза, тогда как на самом деле он — лишь наиболее аномальный среди множества других.

Резюмируя, можно сказать, что, несмотря на определенные имеющиеся недоработки в реализации статистических методов и интерпретации результатов, попытка их применения в историческом исследовании в целом успешна и дает надежду на дальнейшее проникновение инструментария математической статистики в такие работы, что нельзя не приветствовать.

Констатируя относительную простоту идеи, лежащей в основании предложенной математической модели, следует отметить трудоемкость выявления оценок конкретных величин, входящих в модель. Здесь диссертанту порою приходилось обращаться к огромному количеству справочных изданий, обширной архивной статистике, периодическим изданиям, воспоминаниям и т.п. На мой взгляд, в этом месте Г.Г. Хмуркин справился с поставленными задачами, проявив себя как упорный и весьма дотошный исследователь.

В работе неоднократно используется такое понятие, как интервальная оценка (или доверительный интервал) с заданной степенью надежности. Именно этот математический инструмент позволил диссертанту говорить о высокой степени достоверности получаемых им итоговых цифр и привести конкретные количественные характеристики степени достоверности — 90%, 97% и пр. Данный математический прием хорошо известен специалистам по математической статистике и на протяжении длительного времени используется математиками, к примеру, при анализе результатов социологических опросов. Но если в социологии зачастую используются аппроксимации, т.е. упрощенные (и потому слегка отклоняющиеся от истинных) оценки, то Г.Г. Хмуркин пошел по более сложному пути и путем весьма трудоемких выкладок получил точные интервальные оценки изучаемых им величин для выбранного уровня надежности (дисс., сс. 401-404).

Таким образом, математические рассуждения и выкладки Г.Г. Хмуркина не вызывают возражений. Построение математической модели производится в полном соответствии со стандартами, принятыми в естественных науках, истории, демографии и др. Предлагаемая в диссертационной работе математическая модель является корректной, а получаемые с помощью нее результаты обоснованными.

Высказанные пожелания не влияют на общую положительную оценку работы, которая, вне всякого сомнения, обладает научной новизной, теоретической значимостью и практической ценностью.

По теме диссертационного исследования Г.Г. Хмуркиным опубликовано 11 печатных работ, среди которых 4 статьи в журналах из перечня рецензируемых научных изданий, рекомендованного ВАК при Министерстве науки и высшего образования РФ. Публикации и автореферат соответствуют теме диссертации и отражают ее основные идеи и выводы.

Диссертация Хмуркина Георгия Георгиевича «Уровень насильственной смертности среди белых священнослужителей Русской Православной Церкви в первые революционные годы (1917–1926 гг.)» является законченным исследованием и соответствует требованиям, предъявляемым к диссертациям на соискание ученой степени кандидата наук п.п. 9-14 «Положения о присуждении ученых степеней» (утвержденного постановлением Правительства Российской Федерации от 24.09.2013 г. № 842), а ее автор, Хмуркин Георгий Георгиевич, заслуживает присуждения ученой степени кандидата исторических наук по специальности 5.6.1. Отечественная история.

Кандидат физико-математических наук,
Старший научный сотрудник отдела математического моделирования нелинейных процессов Института прикладной математики имени М.В. Келдыша РАН

Подпязов Андрей Викторович

Доктор физико-математических наук, профессор, действительный член Академии военных наук,

Заведующий отделом математического моделирования нелинейных процессов Института прикладной математики имени М.В. Келдыша РАН

Малинецкий Георгий Геннадьевич

23.06.2026

Сведения об организации:

Федерального государственного учреждения «Федеральный исследовательский центр Институт прикладной математики им. М.В. Келдыша Российской академии наук»; 125047, Москва, Миусская пл., д. 4, ИПМ им. М.В.Келдыша РАН; адрес в сети Интернет: <https://www.keldysh.ru/>; тел.: +7 499 978-13-14; факс: +7 499 972-07-37; e-mail: office@keldysh.ru

Подписи А.В. Подпязова и Г.Г. Хмуркина подтверждаю,
Ученый секретарь Института прикладной математики имени М.В. Келдыша РАН,
к.ф.-м.н.



/А.А. Давыдов/