А.Ю.Андреев
Теория ошибок и ошибки теории А.Т.Фоменко

0.1. «Новая хронология» очень напоминает колосс на глиняных ногах. Как уверяют авторы, ее шокирующие выводы базируются на мощном фундаменте современных математических методов. При ближайшем рассмотрении оказывается, что это не так. Математические методы Фоменко не имеют ничего общего с современной математической статистикой. Они не верифицированы должным образом, статистически не корректны, чувствительны к способу расчета и допускают «подгонку под ответ». Причем, разобраться в этом может любой читатель, и не имея степени академика, а вооружившись лишь терпением и некоторыми начальными знаниями в математическом анализе и статистике.

0.2. Однако, читатели склонны *верить* математике. Да, да – не разбираться, а именно верить математике, даже если ее выводы заведомо абсурдны. На этом основано множество школьных парадоксов, которые легко вам докажут, что дважды два пять, и что белое – это черное. И тем не менее, при выборе между невероятными, но математически обоснованными утверждениями и результатами, судящими о той же проблеме с помощью категорий гуманитарных наук, большинство читателей, скорее всего, предпочтет математику.

В основе этого – предубеждение о некоей заведомой «точности» математических методов, более предпочтительной, чем любое гуманитарное знание. При этом забывают, что у любого «точного» метода обязаны быть *границы* применимости, в которых он эффективно работает, а главное – *ошибки*, без которых не обходится эта работа, если только речь идет о реальных, а не абстрактных данных. Без оценки этих ошибок применение любого «точного» метода просто лишено смысла. Гуманитарные же результаты, собранные из системы рассуждений, основанных на сотнях разнообразных источников, многократно проверенные их внутренними и внешними связями, десятками специфических методов, которые входят в инструментарий профессионального ученого-гуманитария – эти результаты часто оказываются намного точнее многих математических схем.

Названные азбучные истины, однако, как будто еще внове для создателей «новой хронологии». Напрасно мы будем искать в их статистических процедурах что-нибудь похожее на вычисление доверительного интервала или оценку средней ошибки., хотя многие книги А.Т.Фоменко носят гриф «научное издание» и, как указывает их аннотация, посвящены «новым направлениям в современной прикладной статистике». Тем не менее, открыв их, мы видим картину грубейшего забвения элементарной культуры математических расчетов и с некоторыми примерами познакомим ниже читателя.

0.3. Заговорив об ошибках, мы должны пролить свет на еще одно распространенное предубеждение. Сторонники «новой хронологии» утверждают, что вся существующая историческая наука основана на ошибках и искажениях, которые историки, по собственному скудоумию, принимали за настоящие исторические события. Так было до тех пор, пока не появился А.Т.Фоменко со своими «точными» и «современными» методами, который и навел, наконец, в истории порядок. Если довести эту позицию до логического конца, то любой математик *a priori* умнее любого историка, поскольку владеет точными методами и может исправить все ошибки последнего.

Все это, конечно, не так. Если бы историки с самого начала не задумались о собственных ошибках, они не были бы историками. Параллельно с развитием позитивных исторических знаний развивались и совершенствовались критические методы их получения. Очень скоро историки научились систематизировать свои ошибки, выделять этапы их появления, как, например, *первичная и вторичная субъективация исторического факта*. В первом случае такие ошибки появляются при создании источника, в котором, например, средневековый хронист может допустить случайную ошибку в датировке события. Во втором – это уже ошибки историографа, вводящего факт в историческую науку и искажающего сообщения, содержащиеся в источнике. Интересно, что эта историческая классификация отчасти похожа на общепринятую в естественных науках, делящую ошибки на *случайные* (первичные) и *систематические*, т.е. связанные с интерпретацией данных (вторичные).

Лишь подробный и полный анализ ошибок с помощью критических методов позволяет восстановить и приблизиться к пониманию исторического факта, чем и занимаются ученые-историки. Поэтому рассуждения о том, что только математики с их «новыми методами» (а значит, заметим в скобках, привнесенными извне и не апробированными) могут найти ошибки в истории, являются весьма наивными. Но любопытно другое: сами авторы «новой хронологии» во главе с Фоменко, создавая книги по истории и становясь, тем самым, на «скользкую дорожку» гуманитарного знания, повторяют все те же известные из теории ошибки – и систематические, и случайные.

0.4. И последнее замечание, так сказать, психологического свойства. А.Т.Фоменко полагает, что совершил с помощью математики потрясающее открытие, величайший переворот в истории. Надо отдать должное, он умеет передать эту уверенность читателям, которые, тем самым, чувствуют сопричастность к этому перевороту, ощущают себя на *передовом рубеже науки*. Но отдает ли себе отчет Фоменко в том, что его математические построения содержат некорректные утверждения и ошибки? Способен ли он здраво в них разобраться? Или, может быть, для него результат затмевает необходимость обоснования способов, которыми он к нему пришел? Может быть, цель оправдывает средства, и академик ради великого открытия готов закрывать глаза на «маленькие слабости» его расчетов? А, вдруг эти слабости вовсе и не маленькие, а целиком разрушают фундамент возведенного на них воздушного замка? Способен ли это понять наш автор, чтобы перейти к «работе над ошибками» и вернуться из области фантазий на поле науки?

У нас нет однозначных ответов на эти вопросы. В данной статье мы, находясь целиком в поле науки, а не фантазий, а еще точнее, не выходя из области математической статистики, сосредотачиваемся на ошибках «новой хронологии», чтобы помочь читателям, а, может быть и А.Т.Фоменко, начать исправление этих ошибок. В первой части статьи мы кратко очертим основной круг понятий и методов, с которыми работает классическая статистика, и сопоставим их с «новой статистической методикой», предложенной Фоменко. Во второй части – строго формально рассмотрим математическую задачу, которая дает оценку точности его статистических результатов и докажем, что эта точность мала и не позволяет делать каких-либо надежных выводов. Тут вскроются как бы систематические ошибки методики Фоменко, нарушающие достоверность ее предсказаний. Во третьей же части мы остановимся на «случайных» ошибках Фоменко, показывающих насколько небрежно и неправильно он прочитывает исторический источник – используемую в его методике историю Тита Ливия, и покажем, как сильно эти небрежности влияют на получаемый результат.

1.1. Вначале мы напомним читателям об основных понятиях математической статистики. *Статистические методы* позволяют обобщить точную информацию о каждом отдельном элементе из некоего множества, называемого *генеральной совокупностью*, до нескольких общих показателей, характеризующих генеральную совокупность в целом (типичный пример из физики: газ - генеральная совокупность, молекулы - ее элементы, давление, плотность, температура - обобщенные показатели). На практике часто возникает обратная задача: известны именно обобщенные показатели, и по ним необходимо сделать заключение об индивидуальных свойствах выбранного элемента генеральной совокупности (например, по давлению и плотности газа оценить скорость одной его молекулы). Таким образом, суть статистики – в умении преобразовывать информацию о генеральной совокупности «в обе стороны»: от индивидуальных свойств к общим и наоборот, от общих к индивидуальным.

Однако, в последнем случае правильный результат можно получить лишь с определенной долей *вероятности*. Поясним на том же примере – статистическая оценка для скорости произвольной молекулы газа в большинстве случаев будет довольно точной, но иногда – неудовлетворительной, т.к. настоящая скорость выбранной молекулы окажется во несколько раз больше предсказанной. Говоря точнее, каждое предсказание содержит ошибку по сравнению с реальным значением, и, хотя чаще всего эта ошибка будет малой, случаи больших ошибок также неизбежно встречаются. Тогда вероятность выполнения некоторой *статистической гипотезы* (например, того, что мы можем предсказать скорость молекулы с относительной ошибкой не больше 100%) определяется с помощью последовательности испытаний. Она равна отношению количества испытаний, в которых гипотеза оказывается верной (скорость выбранной молекулы предсказана с нужной точностью) к общему числу испытаний.

1.2. Типичной статистической гипотезой, нуждающейся в такой вероятностной проверке, является *гипотеза о взаимосвязи* двух признаков, измеренных и представленных в виде вариационных или динамических рядов x_i и y_i.[1] Простейшим статистическим методом, который проверяет такую взаимосвязь, является вычисление коэффициента линейной корреляции.

$$r = \Sigma(x_i - x_{ср.})(y_i - y_{ср.}) / [\Sigma(x_i - x_{ср.})^2 \Sigma (y_i - y_{ср.})^2]^{1/2} \qquad (1)$$

Остановимся подробнее на его свойствах, чтобы лучше уяснить себе процедуру проверки статистической гипотезы. Число r, вычисленное по формуле (1) из исходных рядов x_i и y_i, находится в пределах от –1 до 1. Несложно доказать, что r принимает свои граничные значения –1 и 1 только в случае, когда между рядами существует строгая линейная зависимость вида $y_i = kx_i + b$, $k\neq0$. В любом другом случае его значение по модулю меньше 1, а минимальное абсолютное значение, т.е. 0, достигается тогда, когда отклонения рядов от их средних значений никак не скоррелированы друг с другом (и тогда сумма их произведений в числителе (1) равна 0). Т.о. нулевое значение r соответствует полной статистической независимости признаков, описываемых данными рядами.

Все эти свойства являются общими для большинства статистических коэффициентов. Однако возникает характерная проблема – коэффициент r, вычисленный на реальных данных, практически никогда не достигает своих предельных по модулю значений 0 или 1, а находится где--то между ними. Как определить тогда, зависимы или нет признаки? Ответ, однако, существует, хотя и носит, как легко понять, вероятностный характер. Будем рассуждать так: если |r| близок, но не равен 1, то утверждать, что между признаками есть точная линейная зависимость нельзя, но можно думать, что эта зависимость неточная, т.е. в силу каких-то причин значения признаков отклоняются от этой зависимости, но не сильно. Вероятность такого отклонения всегда существует, если принять во внимание наличие случайных, неизвестных заранее факторов, влияющих на экспериментальные данные.

Итак, близкое к 1 значение $|r|$ также свидетельствует о существовании линейной связи признаков. Но при этом гипотеза уже выполняется не со стопроцентной вероятностью – нельзя сбрасывать со счетов и редкое сочетание значений независимых признаков, которое может привести к такому же значению $|r|$. Поэтому, правильнее говорить, что при коэффициентах корреляции, близких по модулю к единице, гипотеза о взаимосвязи признаков верна с вероятностью, также близкой к единице (в каждом конкретном случае эта вероятность вычисляется отдельно).

Аналогичное рассуждение показывает, что при малых $|r|$ гипотеза о взаимосвязи выполняется с малой вероятностью, т.е. скорее всего, признаки независимы. Действительно, хотя малый коэффициент корреляции может соответствовать значениям зависимых признаков, но тогда исходная линейная связь должна очень сильно исказиться под действием случайных факторов, что маловероятно.

Где же граница, отделяющая область значений коэффициента корреляции, свидетельствующих о зависимости признаков, от области, где признаки независимы? Обратим внимание, что в такой постановке вопрос не совсем корректен. При любых его значениях, кроме предельных, существуют *обе* возможности, которые просто реализуются с разными вероятностями. Поэтому, статистически грамотно сначала выбрать некоторую вероятность P (например, 0,95 – 95 случаев из 100), с которой, как мы хотели бы, выполнялась гипотеза о зависимости признаков, и затем определить, какие коэффициенты корреляции этому соответствуют.

Оценка, которую здесь предлагает статистика, такова:[2]

$$|r| > t / \sqrt{n} \qquad (2)$$

где n – число членов рядов x_i и y_i, а число t зависит от P, и вычисляется с помощью т.н. интеграла вероятности. Так, например, для P=0,5 – t =0,6, а для P=0,95 – t =2.

---

[1] В случае *вариационного* ряда рассматриваются значения выбранного признака у множества различных объектов, составляющих генеральную совокупность, в случае *динамического* ряда – значения признака берутся у одного объекта, но в различные моменты времени.

[2] Езекиэл М., Фокс К. Методы анализа корреляций и регрессий. М., 1966.

Правая часть в формуле (2) определяет **уровень значимости** коэффициента линейной корреляции. Если вычисленное по экспериментальным данным значение больше, чем этот уровень, то гипотеза о взаимосвязи признаков верна с заданной вероятностью Р.

1.3. Понятие об уровне значимости является одним из самых фундаментальных в статистике. Именно с этим понятием связана возможность как-то интерпретировать полученные результаты. Без вычисления уровня значимости число, посчитанное, например, как коэффициент корреляции, так и остается просто числом, ничего никому не говорящим. Представьте себе, что мы взяли два ряда, вычислили коэффициент по формуле (1) и получили ответ «r=0,6». О чем это свидетельствует? – Пока еще, ни о чем! Только если теперь мы зададимся некоторой желательной для нас вероятностью, с которой взаимосвязь должна существовать, а затем вычислим по формуле (2) уровень значимости, только тогда мы можем сделать вывод – *да*, взаимосвязь признаков есть, или *нет*, с такой вероятностью о ее существовании говорить нельзя.

Только корректная *интерпретация* результатов вычислений придает математическим процедурам научный вес и смысл.

1.4. Описанные выше понятия уже давно были освоены историками. Около 30 лет в исторической науке существует самостоятельный раздел, озаглавленный «Количественные методы в исторических исследованиях» (или, более красиво, – «клиометрика»).[3] Сегодня этот раздел обогащается применением современных компьютерных технологий. Регулярно собираются международные и отечественные конференции с сотнями участников, выходят их труды. На историческом факультете МГУ действует ядро ассоциации «История и компьютер», объединяющей историков на всей территории бывшего СССР, которая сама, в свою очередь, входит в обширное международное сообщество историков–клиометристов.[4]

Немаловажно сказать, что результаты применения количественных методов органически входят и признаны исторической наукой в целом. Труды «первопроходцев» этой области, как, например, работы академиков И.Д.Ковальченко и Л.В.Милова по аграрной истории России, уже давно сделались классическими.[5] И это стало возможно именно потому, что историки значительную часть времени и сил потратили как раз не на вычисления, а на задачу – правильно интерпретировать и понять полученные результаты, обосновать их достоверность и научную значимость.

В таких условиях говорить о непреодолимом рубеже между историками и математиками, о том, что только А.Т.Фоменко привнес принципиально новые, точные методы в историю и.т.д. – по меньшей мере, глупо. Напротив, как мы сейчас убедимся, методы Фоменко существуют глубоко на задворках магистральных направлений исследований клиометристов. Эти методы не менее маргинальны, чем их результаты. Главная причина, на наш взгляд – в полном пренебрежении, которое Фоменко выказывает проблеме интерпретации.

1.5. Прежде чем перейти к изложению схемы «новых статистических» методов Фоменко, сделаем еще одно замечание. Читатель его трудов оказывается в забавном положении. Он, может быть, и хотел бы проверить самостоятельно результаты Фоменко, да не может этого сделать – поскольку, как говорится почти в каждой его книге, все изложенное «строго математически доказано» – но в *других* работах. Выпуская все новые издания со скоростью пулемета (только за время написания этой статьи – март-апрель 2000 г. – автор заметил на прилавках две новых книги Фоменко), наш академик ограничивается небольшими параграфами «по поводу» своих методов, где есть какие-то правдоподобные рассуждения, но нет главного – *как именно* все это было получено. Тщетно можно пролистывать книги Фоменко в поисках хотя бы одной точной формулы. Результаты наших поисков таковы – математические процедуры Фоменко изложены более или менее полно (но все равно, без единой формулы!) в единственной монографии, вышедшей тремя изданиями.[6] Но и в этих книгах, имеющих гриф «научное издание», вместо четкой схемы вычислений за-

---

[3] Раздел входит в обязательную программу для студентов исторических специальностей, см. его базовое учебное пособие «Количественные методы в исторических исследованиях». М., «Высшая школа», 1984.

[4] См. ежеквартальный «Бюллетень ассоциации «История и компьютер» (М., 1992-2000), а также труды ежегодных конференций в сборниках серии «Круг идей: новое в исторической информатике» (1994-2000) и др. издания.

[5] Ковальченко И.Д., Милов Л.В. Всероссийский аграрный рынок XVIII – начала XX в.(опыт количественного анализа). М., 1974.

[6] Фоменко А.Т. Методы статистического анализа нарративных текстов и приложения к хронологии. М., 1990. 2-е издание «Методы математического анализа исторических текстов. Приложения к хронологии». М., 1996. 3-е, расши-

путанным и малопонятным широкому читателю языком излагается «исследовательская кухня» метода, ни на шаг не приближающая к его сути, а за всеми конкретными деталями читателя отсылают к практически недоступным специальным сборникам.

И тем не менее, потратив некоторые усилия, в методике Фоменко можно разобраться. Как оказывается, она не имеет связи с общепринятыми статистическими процедурами, т.е. действительно, является «новой». Тем важнее для нее – доказать корректность, точность, сопоставимость с другими признанными методиками, наконец, однозначность интерпретации – т.е. все проблемы, которые полностью отсутствуют в «научных» книгах Фоменко.

1.6. Мы разбираем далее т.н. «метод локальных максимумов», призванный сравнить два текста с хронологическим изложением событий по годам (летописи или хроники) и установиться их зависимость друг от друга.

Суть метода сравнения текстов по Фоменко кратко сводится к следующему. Вначале, по погодной сетке для каждого текста строится график «содержания информации». В нем каждому значению года соответствуют «объем исторической памяти» о нем. Эта память измеряется Фоменко в количестве страниц (!), соответствующих этому году (т.е. зависит от издания книги и шрифта?!), или в количестве слов погодной записи (зависит от языка?!), собственных имен, букв и т.д. По его мнению (без какого-либо обсуждения) все это приводит к одному и тому же графику. Создается впечатление, что до Фоменко вообще не существовало никаких методик анализов текстов, где когда-нибудь обсуждались эти проблемы. Все это лишний раз говорит об низком уровне его статистической культуры. Степень «точности» таких измерений информации у Фоменко мы еще увидим ниже.

На втором шаге, из графика выбираются точки «максимумов информации». Однако, неясно, каким четким требованиям должны удовлетворять эти «максимумы», для которых на практике берутся далеко не все вершины графика. Вызывает вопросы и другое – максимум в этом методе всегда достигается в одной точке (т.е. в конкретном году), но тогда где поставить максимум, если в источнике с одинаковой подробностью описаны два или более года подряд? Его датировка будет колебаться в пределах нескольких лет. Затем, чтобы избавиться от «случайных» максимумов, Фоменко предлагает применять сглаживание (усреднение информации по соседним точкам), которое также может сдвигать положение максимума на один-два года. Ясно, что здесь открывается большая свобода в привязке максимума к конкретной дате «плюс-минус несколько лет», что само по себе незначительно, но для последующих вычислений играет большую роль, т.к. они оказываются *сверхчувствительными* к таким изменениям.

Наконец, две хроники могут сравниваться, только если у них одинаковое число максимумов на временном отрезке одинаковой длины. Эти условия (равенство числа максимумов и совпадение длин сравниваемых хроник) очень важны в последующей вычислительной схеме. Если они исходно не выполнены, то из хроник выбираются части одинаковой длины, а если максимумов в одной из них не хватает, то недостающие воображаются слившимися с уже имеющимися. Такая процедура выбора «слившихся максимумов», предложенная Фоменко исключительно из требований своего вычислительного метода и не имеющая никакого смысла в истории, также является неоднозначной, а при этом сильно влияет на ход расчетов.

Итак, «на выходе» из каждого текста (хроники) мы получаем последовательность лет, о которых сохранился максимум информации, например, на 450-летнем отрезке – выделяется 14 таких дат. Далее от этого набора максимумов Фоменко переходит к числовому ряду, где каждое число равно длине (в годах) промежутка времени между соседними максимумами. В нашем примере 14 максимумов делят временной отрезок на 15 интервалов, т.е. в итоговом ряду x_i , соответствующем этой хронике – 15 чисел.

Если итоговые ряды у двух хроник «похожи» (как это оценивается – чуть ниже), то Фоменко считает, что хроники на самом деле описывают одни и те же факты истории, являясь их «дубликатами», приписанными к разным эпохам. Один из доказанных таким образом базовых резуль-

---

ренное издание «Методы статистического анализа исторических текстов. Приложения к хронологии», Т.1-2. М., 1999. Основные особенности изложения математических методов во всех трех изданиях совпадают. В нашей статье мы опираемся на 1-е издание книги, поскольку именно на него дается большая часть математических отсылок в книгах по «Новой хронологии», но будем оговаривать некоторые исправления, внесенные в других изданиях.

татов «новой хронологии» – это совпадение максимумов хроник древнеримской «Истории» Тита Ливия и средневековой римской «Истории» Ф.Грегоровиуса, что влечет за собой утверждение о том, что античный и средневековый Рим – тождественные события, ошибочно «сдвинутые» хронологами. Мы заметим пока только логическую слабость этих выводов, которые уже не имеют отношения к математической статистике. Ведь история – это не только последовательность дат, чем академик легко пренебрегает. Представленный метод полностью игнорирует сравнение содержательной стороны событий, т.е., грубо говоря, «если кости похожи, то и рыбы одинаковы». Но мы не будем спорить по этому поводу: для нас гораздо важнее показать беспомощность именно математической схемы Фоменко.

1.7. Основная статистическая задача рассматриваемого метода – определить, являются ли построенные из двух хроник числовые ряды x_i и y_i зависимыми. Задача вполне стандартная и, как уже говорилось, статистика хорошо изучила множество способов ее решения. Почему, например, не использовать все тот же коэффициент корреляции? Но А.Т.Фоменко предлагает свой собственный способ. По построению, ряды подчинены следующим условиям: а) равенство количества членов в рядах x_i и y_i (для n максимумов это количество равно $(n+1)$) и б) равенство полных длин хроник, которое можно записать как

$$x_1+x_2+\ldots x_{n+1} = y_1+y_2+\ldots+y_{n+1} = a \qquad (3)$$

(поскольку x_i и y_i – это длины отрезков, на которые максимумы делят соответствующие хроники, то сумма этих длин равна полной длине хроник, которую мы обозначили a).

Исходя из этих условий, А.Т.Фоменко применяет далее нестандартный для статистики прием: при вычислении своего коэффициента он рассматривает ряды x_i и y_i как наборы координат двух точек X и Y в $(n+1)$–мерном пространстве. Это многомерное пространство существует по тем же законам, что и обычное, трехмерное, только вместо трех координат у каждой точки – ровно $(n+1)$ координат. Евклидово расстояние между точками здесь также вводится обычным способом, похожим на трехмерное пространство:

$$\rho(X, Y) = ((x_1-y_1)^2+(x_2-y_2)^2+\ldots+(x_{n+1}-y_{n+1})^2)^{1/2}. \qquad (4)$$

Умея вычислять расстояние (4) между любыми точками, мы сможем сказать, какие точки находятся ближе, а какие дальше от некоторой выбранной нами. На этом и построен коэффициент, измеряющий зависимость хроник. Фоменко предлагает вначале рассмотреть множество всех «виртуальных» хроник данной длины, т.е. всех рядов, удовлетворяющих условию (3) с учетом того, что по построению все x_i и y_i – неотрицательные целые числа. Затем, выбрав из этого множества точку X, соответствующую одной из исследуемых хроник, подсчитать, сколько «виртуальных» хроник находится по отношению к точке X не дальше, чем вторая исследуемая хроника Y. Наконец, разделить это количество на полное число «виртуальных» хроник, и тогда получится искомая «мера зависимости» хроник, названная Фоменко ВССЛ (вероятность случайного совпадения лет).

Построение подкрепляется следующим правдоподобным рассуждением. Если расстояние (4) между хрониками X и Y мало, то и соответствующие координаты x_i и y_i должны быть почти равными, т.е. максимумы хроник близки и эти хроники, наверняка, зависимы. Однако, может ли такое совпадение быть случайным? Может, если найдется еще большое количество хроник, столь же или даже более близких к X, что и Y. Но если таких близких хроник мало по сравнению с полным числом «виртуальных» хроник, то совпадение не случайно. Таким образом, если коэффициент ВССЛ мал по сравнению с единицей, то мы должны считать хроники X и Y зависимыми.

Все эти рассуждения, конечно, справедливы, но не отвечают на главный вопрос: *насколько малым должен быть коэффициент ВССЛ, чтобы достоверно говорить о зависимости хроник*? Неискушенного читателя в книгах Фоменко поражают приводимые числа: например, «вероятность случайного совпадения» хроник равна 10^{-10}, т.е. одна десятимиллиардная! Иными словами, с вероятностью ошибки всего в одном случае из десяти миллиардов Фоменко утверждает, что выбранные хроники зависимы, их события тождественны, а значит и эпохи совпадают, найдены хронологические сдвиги и т.д. Да, такая точность и не снилась даже другим «точным» наукам (например физике или химии) и, конечно, должна внушать уважение. Вот только соответствует ли она действительности?

1.8. Конечно же нет![7]

Во-первых, вероятностная интерпретация коэффициента ВССЛ неверна, хотя А.Т.Фоменко активно ей пользуется в своих рассуждениях. Дело в том, что «виртуальные» хроники и числовые ряды, получаемые из реальных хроник не находятся во взаимооднозначном соответствии. Несколько «виртуальных» хроник (в конкретных примерах – это тысячи и миллионы) могут отвечают всего одной реальной хронике, а могут и вообще не соответствовать никакой.

Происходит это по разным причинам. Так, одной реальной хронике, в которой заявлены кратные максимумы, соответствует несколько способов их «расстановки», и каждый способ приводит к своей «виртуальной» хронике, у которых у всех – всего один реальный «прототип». Другой случай: из определения ясно, что два максимума не могут идти подряд (иначе один из них уже не является максимумом), а значит из реальных хроник невозможно получить ряд, в котором одно из чисел x_i равно 1 (одному году). Если же учесть усреднение, то также невозможны и максимумы с разницей в 2, 3 или даже более лет, в зависимости от шага усреднения. Однако среди «виртуальных» хроник такие точки, у которых одна из координат равна 1, 2 и т.д., присутствуют. Итак, число «виртуальных» хроник, среди которых очень много таких вот «лишних», существенно превосходит число различных рядов, получаемых из реальных данных, и поэтому, когда мы делим на количество виртуальных» хроник при вычислении «вероятности», мы занижаем ее значение.

Во-вторых, раз ВССЛ – это **не** вероятность случайного совпадения лет в хрониках, то магический ореол слов «один шанс из десяти миллиардов» должен исчезнуть, и пора разобраться, откуда вообще берутся столь малые значения коэффициента. Приведем, наконец, расчетную формулу для ВССЛ, которую несложно вывести самостоятельно, но которая почему-то опущена во всех книгах Фоменко и присутствует только в одной его ранней специальной работе.[8] Как явствует из этой работы, для малых расстояний ρ между хрониками X и Y автор пользовался *верхней границей* для значений ВССЛ, равной

$$\varepsilon = \frac{V_n n!}{\sqrt{n+1}} \cdot \left(\frac{\rho}{a}\right)^n \qquad (5)$$

где коэффициент V_n – объем шара единичного радиуса в n-мерном пространстве, для четных n: $V_n = (2\pi)^{n/2} / n!!$, для нечетных: $V_n = 2(2\pi)^{(n-1)/2} / n!!$.

Формула (5) показывает, что по сути ВССЛ является мерой *расстояния* между хрониками. Однако расстояние ρ, от которого и зависит вычисленное значение коэффициента, возводится в (5) в степень, равную количеству максимумов, т.е. достаточно большому числу (например, 15). И это объясняет происхождение малых значений ВССЛ! В примерах, когда мы хотим проверить зависимость двух хроник, расстояние между ними меньше, чем a (полная длина хроники), а, значит, значение дроби (ρ/a) меньше единицы. Но число, меньшее единицы, возведенное в *большую* степень n >>1, становится *очень маленьким* числом. Например, если $\rho = a/2$ (это, на самом деле, очень большое расстояние, не предполагающее зависимость хроник, т.к. различия в их датах порядка половины всей длины хроник), то возводя 1/2 в 15 степень получаем около $3\cdot10^{-5}$. Если $\rho = a/10$, (что больше подходит для зависимых хроник), то соответствующий множитель – 10^{-15}. И хотя первый множитель в (5) несколько увеличивает коэффициент, природа явления ясна – *малость коэффициента лишь следствие методики его построения*. Поэтому с ним «трудно работать», он не сопоставим по абсолютному значению со стандартными статистическими коэффициентами. Скажем, если обычный коэффициент корреляции для каких-нибудь рядов равен 0,99, то мы уверены, что эти ряды зависимы, и практически невозможно придумать случай, когда это значение окажется за пределами уровня значимости. Для ВССЛ такая «обычная» статистическая интуиция не проходит: коэффициент, например, может быть равен 0,01 (т.е., согласно интерпретации Фоменко, с «вероятностью» 0,99 хроники зависимы) и соответствовать совершенно независимым хроникам, о чем указывает в своей книге сам Фоменко.

---

[7] Более подробное обсуждение результатов этого параграфа и общую критику математических свойств коэффициента ВССЛ см. в статье: *Андреев А.Ю.* «Новая хронология» с точки зрения математической статистики // История и антиистория: критика «новой хронологии» академика А.Т.Фоменко. М: «Языки русской культуры», 2000. С397-426.

[8] Фоменко А.Т. Некоторые статистические закономерности распределения плотности информации в текстах со шкалой // Семиотика и информатика. М., 1980. Вып.15. С.107.

Мы пришли к выводу: малые значения ВССЛ – всего лишь результат некоей «числовой игры», заменяющей расстояние между хрониками его малым отношением, возведенным в большую степень. Другие следствия этой «игры» – колоссальная чувствительность коэффициента к изменению положения хотя бы одного из максимумов, к добавлению или исчезновению максимума. Причем существует закономерность – чем меньше значение ВССЛ (т.е. чем достоверней кажется зависимость хроник), тем к большим изменениям в его значении приводит даже небольшая подвижка максимума хотя бы на один год.

Это вновь возвращает нас к вопросу: где граница, отделяющая значимый результат от незначимого? Как найти уровень значимости для коэффициента ВССЛ? Нельзя сказать, что А.Т.Фоменко совсем ничего не сделал в этом направлении. В своей книге ему необходимо было привести значения ВССЛ, которые он считает значимыми для зависимых хроник. Но для этого он ссылается не на расчеты, а на некий «вычислительный эксперимент». Точное описание этого эксперимента для меня так и осталось загадкой: ни в книгах, ни в просмотренных мною статьях никаких подробностей (графиков, таблиц) не приводится. Поэтому, результаты этого «неведомого» эксперимента легко поставить под сомнение.

Однако, мы пойдем иным путем, максимально благожелательным для Фоменко. С этого момента, временно забыв про все высказанные замечания, будем считать, что методика Фоменко полностью корректна и должна позволить отличить зависимые хроники от независимых. Подчеркнем также, что мы не ставим под сомнение результаты вычислительного эксперимента Фоменко. Но вот правильно ли они интерпретируются автором? Является ли указанные им параметры на самом деле уровнем значимости коэффициента ВССЛ? Получив отрицательный ответ на этот вопрос, мы вновь вспомним все исходные недостатки коэффициента и выскажем свое окончательное и весьма неутешительное для Фоменко суждение о его методике.

2.1. По информации Фоменко, его вычислительный эксперимент, проводившийся для хроник с числом максимумов от 10 до 15, показал следующее: 1) если хроники зависимы, то их ВССЛ не превосходит 10^{-8}; 2) для независимых текстов, анализируемых по методике Фоменко, ВССЛ колеблется в пределах от 10^{-2} до 1.[9]

На основании этого автор «Новой хронологии» пользуется границей 10^{-8} как уровнем значимости своего коэффициента. Так, например, получив при сравнении хроник Тита Ливия и Грегоровиуса ВССЛ порядка $6{\cdot}10^{-10}$, он с уверенностью заявляет о зависимости этих хроник.

Между тем, логический просчет такого вывода очевиден. Следует ли из эксперимента, что *любые* две хроники (с тем же числом максимумов), у которых ВССЛ не превосходит 10^{-8} являются зависимыми? Действительно, для зависимых хроник коэффициент ВССЛ меньше 10^{-8}, но ведь обратное утверждение не доказано! В самом деле, мы же не оценили количество *независимых* хроник с ВССЛ меньше 10^{-8}! Хотя эти независимые хроники и составляют *меньшинство* от общего числа хроник, но объем этого меньшинства вполне может превзойти объем *большинства* зависимых хроник, количество которых *намного меньше* общего числа хроник.

2.2. Оценка соотношений этого меньшинства и большинства представляет собой довольно простую и поучительную математическую задачу, поэтому с этого момента мы придадим нашим рассуждениям достаточную степень математической строгости. Читатель, которому общение с математическими формулами не доставляет удовольствия, может просто пропустить последующие страницы и сразу перейти к выводам, изложенным в конце этой части.

Пусть A – множество всех пар хроник фиксированной длины a с n максимумами (включая кратные). Иными словами, элементами множества A являются пары хроник $<X,Y>$, каждая из которых описывает временной отрезок длины a лет, причем здесь и далее под хрониками мы понимаем только наборы их локальных максимумов, т.е. последовательности из $(n+1)$ чисел $\{x_i\}$, $\{y_i\}$, введенные выше.

Множество всех пар *зависимых* хроник той же длины a обозначим B (очевидно, что $B<A$, т.е. B является подмножеством A). Эти пары определяются так: две хроники называются зависи-

---

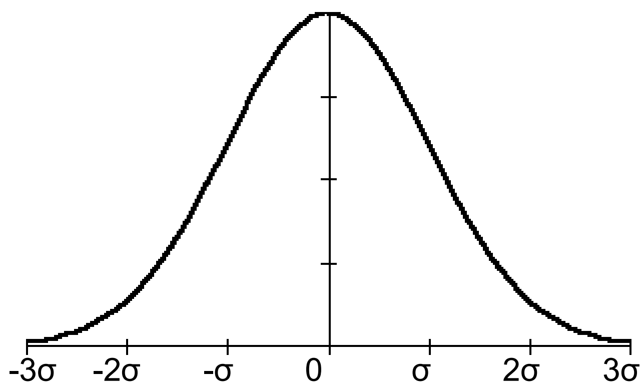
[9] Фоменко А.Т. Методы статистического анализа нарративных текстов и приложения к хронологии. М., 1990, С.110. Конечно, для точных расчетов таких грубых указаний, как «от 10 до 15 максимумов», недостаточно! Почему автор, хотя бы, не составил простейшую таблицу, в которой указал характерные значения ВССЛ в эксперименте для *каждого* из чисел от 10 до 15?

мыми, если, описывая временной отрезок данной длины, они восходят к *одной и той же* информации (т.е. имеют ввиду одни и те же события).

Зависимые хроники обладают сходными наборами максимумов. Если бы хронисты при переписке и обработке информации не делали бы ошибок, то наборы максимумов всех зависимых хроник неизбежно бы совпадали (и тогда *B* состояло бы только из пар совпадающих хроник вида <*X,X*>). Однако, случайные ошибки неизменно присутствуют, и поэтому две зависимые хроники могут иметь не тождественные наборы максимумов, датировки которых несколько отличаются. Здесь и далее под разницей в датировках мы будем понимать разницу в определении двумя хрониками длин промежутков между соседними максимумами – т.е. разницу чисел x_i и y_i соответственно (см. выше).

В теории ошибок оценить эти отличия позволяет знаменитое *нормальное* (или гауссово) распределение. Если обозначить за α разницу (в годах) в датировке какого-нибудь промежутка между максимумами, то функция распределения вероятности такой ошибки имеет вид

$$f(\alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{\alpha^2}{2\sigma^2} \right) \qquad (6)$$



Как видно из рисунка, максимум функции приходится на значение α = 0, т.е. наиболее вероятной является безошибочная датировка. Далее функция плавно спадает по краям до нуля, показывая, тем самым, что чем больше ошибка, тем меньше вероятность того, что ее допустит хронист.

Главный параметр распределения – величина σ – имеет ясный физический смысл: это *средняя квадратичная ошибка* в датировке отдельного события хронистом. Эту ошибку можно «экспериментально» измерить, исследуя большое число пар зависимых хроник и усредняя квадраты найденных там ошибок

Функция $f(\alpha)$ определяет *плотность вероятности* ошибки α. Это значит, что полная вероятность того, что ошибка окажется в пределах интервала от α_1 до α_2, определяется интегрированием

$$P = \int_{\alpha_1}^{\alpha_2} f(\alpha)\, d\alpha$$

В частности, вероятность нахождения α в пределах от (-2σ) до 2σ почти в точности равна 95%, поэтому 2σ называют *предельной ошибкой* нормального распределения для вероятности 95%. Иначе говоря, с вероятностью 95% любая наблюдаемая ошибка не превосходит по модулю удвоенной средней квадратичной ошибки распределения (а с вероятностью 99,7% – утроенной ошибки и т.д.).

Подчеркнем, что приведенное нормальное распределение – самое общее из существующих в теории ошибок. Его применение в математической статистике и, к частности, в количественных методах в истории, весьма широко. Связано это с тем, что выводится нормальное распределение (несмотря на свой специальный вид) из очень простых исходных предположений, не зависящих от конкретного вида процесса, в которых совершаются ошибки.

До сих пор мы говорили об ошибке в датировке одного максимума, а как же быть, если ошибки совершаются в нескольких датировках? Рассмотрим произвольную пару зависимых хроник <*X,Y*> и обозначим α_i – разницу в определении двумя хронистами *i*–го промежутка между максимумами (т.е. $\alpha_i = x_i - y_i$). Полному набору ошибок при *n* максимумах в хрониках соответствует последовательность $\alpha_1, \alpha_2, \ldots \alpha_{n+1}$. Если считать, что все эти ошибки независимы (т.е. каждый промежуток между максимумами хронист определяет независимо от всех остальных, что вполне правдоподобно), то функция (*n*+1)-мерного распределения ошибок получается простым перемножением функций одномерных распределений (6):

$$f(\alpha_1,\alpha_2,...,\alpha_{n+1}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^{n+1}} \exp\left(-\frac{\alpha_1^{\,2} + \alpha_2^2 + ... + \alpha_{n+1}^2}{2\sigma^2} \right) \quad (7)$$

Замечательная особенность формулы (7) в том, что многомерное распределение ошибок зависит не от каждой из ошибок α_i в отдельности, а от совокупной суммы их квадратов

$$\rho^2 = \alpha_1^{\,2} + \alpha_2^{\,2} + \ldots + \alpha_{n+1}^{\,2} \quad (8)$$

которая совпадает с введенным нами выше «многомерным расстоянием» $\rho(X, Y)$ между хрониками X и Y.

Полная вероятность, как и в одномерном случае, находится из (7) интегрированием по заданной области, в которой должны находиться ошибки. Указанная особенность значительно облегчает это, поскольку интегрирование по $(n+1)$ переменным α_i может быть сведено к интегрированию по единственной переменной ρ. В самом деле, найдем вероятность того, что у двух зависимых хроник сумма квадратов ошибок не превосходит некоторого заданного ρ_0.

$$P(\rho_0) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^{n+1}} \int\limits_{\sum \alpha_i^2 \le \rho_0} \exp\left(-\frac{\alpha_1^{\,2} + \alpha_2^2 + ... + \alpha_{n+1}^2}{2\sigma^2} \right) d\alpha_1 d\alpha_2 ... d\alpha_{n+1} =$$

$$= \frac{(n+1)\, V_{n+1}}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^{n+1}} \int\limits_0^{\rho_0} \rho^n \exp\left(-\frac{\rho^2}{2\sigma^2} \right) d\rho \quad (9)$$

где V_{n+1} – введенный выше объем единичного $(n+1)$-мерного шара. В данном преобразовании мы воспользовались тем, что область интегрирования, заданная условием

$$\alpha_1^{\,2} + \alpha_2^{\,2} + \ldots + \alpha_{n+1}^{\,2} \le \rho_0^{\,2} \quad (10)$$

представляет собой $(n+1)$-мерный шар с центром в начале координат, и поэтому свели вычисление к интегрированию по радиусу этого шара ρ. Заметим, что интеграл типа (9) при нечетных n берется в явной форме, а при четных – сводится к табличному «интегралу вероятностей».

Вероятность (9) была вычислена нами для двух хроник в предположении о независимости ошибок датировки. Однако, когда мы берем пары хроник из множества B, то их длина фиксирована, т.е. $\sum x_i = \sum y_i = a$. Это значит, что ошибки α_i не вполне независимы: они должны удовлетворять условию

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \ldots + \alpha_{n+1} = 0 \quad (11)$$

Поэтому областью интегрирования для исходной плотности вероятности (7) является пересечение гиперплоскости (11) и $(n+1)$ - мерного шара (10). Так как гиперплоскость (11) проходит через начало координат, то новая область также является шаром прежнего радиуса ρ_0, но на единицу меньшей размерности, и параметризуется с помощью той же переменной ρ из (8)[10]. Таким образом, вероятность того, что в паре хроник из множества B расстояние между ними не превосходит ρ_0, равна

$$P_B(\rho_0) = \frac{n\, V_n}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^n} \int\limits_0^{\rho_0} \rho^{n-1} \exp\left(-\frac{\rho^2}{2\sigma_B^{\,2}} \right) d\rho \quad (12)$$

где σ_B – среднеквадратичная ошибка в датировке отдельного промежутка между максимумами для пар зависимых хроник из множества B. Оценка этой ошибки последует ниже.

Построенный нами интеграл определяет статистическое распределение зависимых хроник по расстояниям между ними. Подинтегральная функция в (12) служит плотностью данного распределения

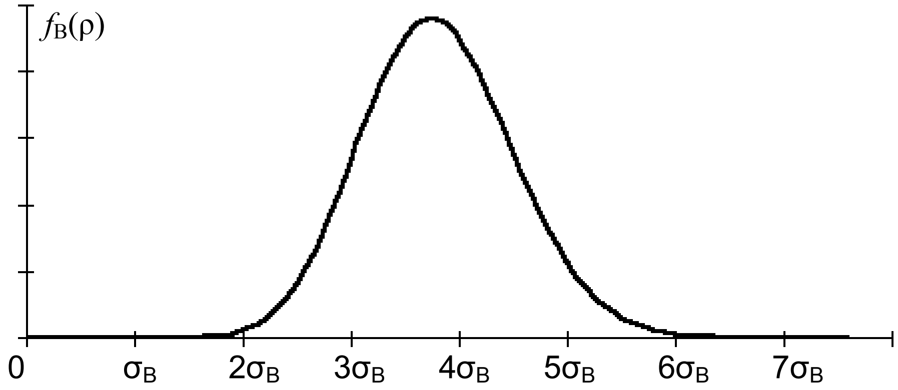
$$f_B(\rho) = \frac{n\, V_n \rho^{n-1}}{(\sqrt{2\pi}\sigma_B)^n} \exp\left(-\frac{\rho^2}{2\sigma_B^{\,2}} \right) \quad (13)$$

Ее примерный график при n=14 изображен на рисунке. Легко показать, что максимум функции достигается при $\rho = \sigma_B \sqrt{(n-1)}$., т.е. таково наиболее вероятное расстояние между хрони-

[10] Кроме того, при уменьшении размерности интегрирования на единицу необходимо произвести перенормировку плотности вероятности. Необходимо также заметить, что в множестве B соблюдается еще одно условие: $|\alpha_i| \le a$, и при интегрировании по шару с большим радиусом $\rho_0 > a$, из него должны быть вырезаны области, находящие вне куба со стороной $2a$ и центром в начале координат. Однако, в нашей задаче это не существенно – во всех последующих примерах радиусы ρ_0 малы настолько, что соответствующий шар заведомо находится внутри этого куба.

ками. Полуширина этого максимума равна σ_B, и отсюда (по аналогии с одномерным случаем) оценивается предельное расстояние между хрониками, вероятность превзойти которое исчезающе мала (она слабо зависит от *n*, поэтому более точных оценок мы не приводим):

$$\rho_0 \approx \sigma_B(\sqrt{n-1}+2) \tag{14}$$



2.3. Все рассмотренные свойства важны для проверки результатов и интерпретации вычислительного эксперимента, на котором базируется метод локальных максимумов А.Т.Фоменко.

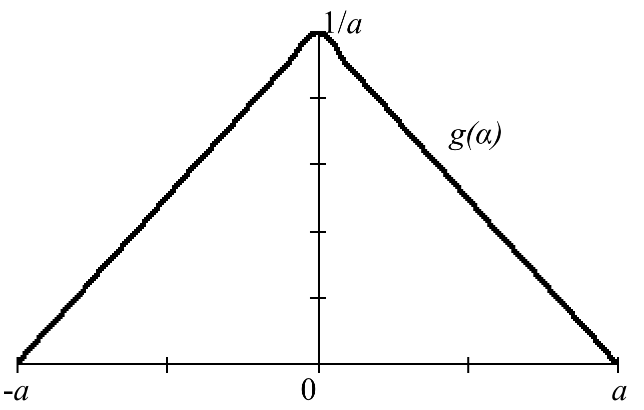
2.3.1. «Для зависимых хроник ВССЛ меньше 10^{-8}». – Вычисляем для наших модельных данных a = 450 лет, n = 14, соответствующее расстояние по формуле (5): ρ_0 = 22,8 года.[11] Таким образом, практически все пары зависимых хроник имеют расстояние меньше, чем ρ_0, которое, тем самым, есть предельное расстояние между хрониками. Тогда по формуле (9) можно оценить среднеквадратичную ошибку датировок на множестве *B*: $\sigma_B \approx 22{,}8/(\sqrt{13}+2) = 4{,}07$ года

Поскольку эксперимент Фоменко использовал хроники с числом максимумов от 10 до 15, то аналогичный расчет можно произвести и для других *n*, что дает для хроник заданной протяженности *a* примерные границы ошибки

$0{,}72\%\ a < \sigma_B < 0{,}95\%\ a$

(что для a = 450 – в пределах 3-4 лет). С исторической точки зрения такая средняя квадратичная ошибка хрониста вполне реальна, и это служит как раз подтверждением результатов Фоменко (но не их интерпретации!).

2.3.2. Получив σ_B, мы можем перейти к основной задаче – сравнению количества пар зависимых и независимых хроник с ВССЛ не превышающей заданную, или, что то же самое (при малых ВССЛ) – с расстояниями не больше данного ρ_0 . Для этого нужно изучить распределение расстояний в парах хроник из множества *A*. Если, строя такое распределение на множестве *B*, мы пользовались стандартной теорией ошибок, то, на первый взгляд, к множеству *A* она не применима – здесь в пары входят любые хроники и, казалось бы, равновероятны любые отклонения в датировках. Однако, при расчете вероятности необходимо учитывать не только равновероятность любого отклонения, но и количество способов, которыми оно может быть реализовано, а оно для дат, изменяющихся в ограниченном диапазоне, существенно различно для малых и больших отклонений. Поясним примером при a =450: тогда произвольного *i*–го максимума x_i и y_i – это целые числа от 0 до 450. Расхождение между ними $\alpha_i = x_i - y_i$ в 1 год реализуется 450 способами (x_i=1, y_i=0; x_i=2, y_i=1;…; x_i=450, y_i=449), а расхождение в 450 лет – одним способом (x_i=450, y_i=0). В общем случае, для отдельно выбранного максимума зависимость плотности вероятности от расхождения α,



[11] Модельные данные выбраны близкими к настоящей паре хроник Тит Ливий – Грегоровиус. Поскольку расстояние мало по сравнению с полной длиной хроники, то мы, как и А.Т.Фоменко, воспользовались здесь верхней границей для ВССЛ из (5), которая при малых расстояниях практически совпадает с точным значением.

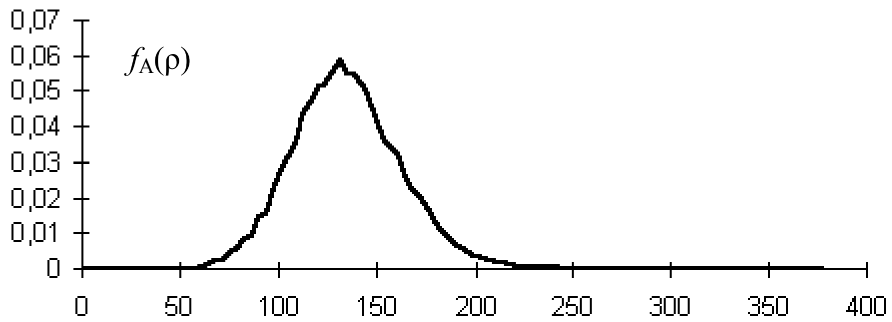
трактуемого как непрерывная переменная, равна (с учетом нормировки):

$$g(\alpha)=\frac{a-|\alpha|}{a^2}\text{, где } -a\le\alpha\le a \qquad (15)$$

а плотность вероятности для набора расхождений (α_1, α_2, …, α_{n+1}) в двух хроника X, Y

$$g(\alpha_1,\alpha_2,...,\alpha_{n+1})=\frac{1}{a^{2(n+1)}}(a-|\alpha_1|)(a-|\alpha_2|)...(a-|\alpha_{n+1}|) \qquad (16)$$

Чтобы найти полную вероятность того, что расстояние между хрониками X и Y меньше ρ_0 нужно интегрировать (16) по области, заданной условиями (10) и (11). Расчет интеграла был сделан нами по методу Монте-Карло, и получился достаточно ожидаемый результат: оказывается, что расчетная функция $f_A(\rho)$ для распределения пар хроник по расстояниям на множестве A напоминает по виду гауссово распределение, т.е. функцию $f_B(\rho)$ из (13). С одной стороны, просто подтверждается общность нормального распределения в теории ошибок, с другой – это можно понять сопоставив графики одномерных распределений (6) и (15) – первый как бы представляет собой сглаженный вариант второго, почему и свойства их во-многом должны быть похожи.



Вычисленный нами график плотности распределения $f_A(\rho)$ представлен на рисунке (по прежнему a = 450, n = 14). Его отличие от графика функции (13) – лишь в небольшой «изрезанности», возникающей из-за погрешностей вычислений. Максимум функции соответствует ρ = 137, что дает оценку среднего квадратичного отклонения на множестве A: $\sigma_A = 137/\sqrt{13} \approx 38$ лет.

2.3.3. Таким образом, мы свели задачу о сравнении числа зависимых и независимых хроник внутри заданного расстояния к задаче о соотношении двух величин, нормально распределенных в n-мерном пространстве с дисперсиями σ_B^2 и σ_A^2 соответственно (причем $\sigma_B \ll \sigma_A$, как в нашем примере, где их различие – почти в 10 раз).

Обозначим число элементов в множестве A как N_A – это полное количество пар хроник данной длины. Число элементов в множестве B обозначим N_B – это полное количество пар зависимых хроник. Тогда общее количество пар хроник с расстоянием не больше ρ_0 находим по гауссовому распределению вида (12):

$$N_A'(\rho_0)=N_A\frac{n\,V_n}{(\sqrt{2\pi}\sigma_A)^n}\int_0^{\rho_0}\rho^{n-1}\exp\left(-\frac{\rho^2}{2\sigma_A^2}\right)d\rho$$

Среди них количество пар зависимых хроник, т.е. принадлежащих множеству B, есть

$$N_B'(\rho_0)=N_B\frac{n\,V_n}{(\sqrt{2\pi}\sigma_B)^n}\int_0^{\rho_0}\rho^{n-1}\exp\left(-\frac{\rho^2}{2\sigma_B^2}\right)d\rho$$

Тогда вероятность того, что *произвольная* пара хроник с расстоянием, не превосходящим ρ_0, является зависимой, равна отношению этих двух чисел

$$P_{завис.}(\rho_0)=\frac{N_B'(\rho_0)}{N_A'(\rho_0)}=\frac{N_B}{N_A}\left(\frac{\sigma_A}{\sigma_B}\right)^n\frac{\int_0^{\rho_0}\rho^{n-1}\exp(-\rho^2/2\sigma_B^2)\,d\rho}{\int_0^{\rho_0}\rho^{n-1}\exp(-\rho^2/2\sigma_A^2)\,d\rho} \qquad (17)$$

Формулу вероятности (17) необходимо доопределить очевидным условием:

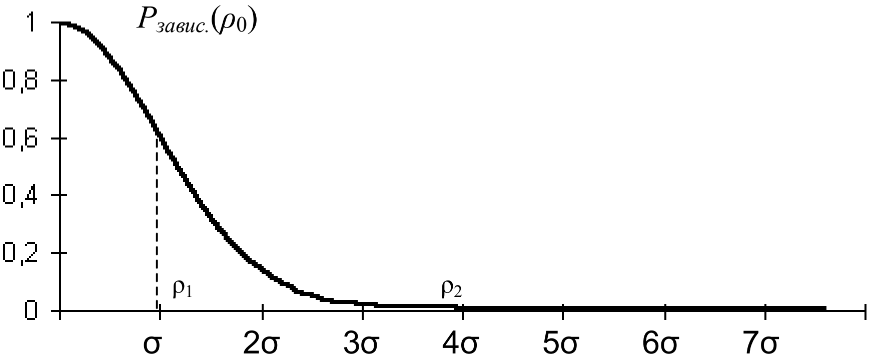
$P(\rho_0)\to 1$ при $\rho_0\to 0$ (18)

Это означает, что чем меньше расстояние между хрониками (т.е. чем меньше они «различаются» между собой), тем больше вероятность того, что они являются зависимыми, а в пределе переходит в утверждение, что хроника должна быть зависима относительно себя самой, т.е. все пары типа <*X*, *X*> принадлежат множеству *B*. Подставляя условие (18) в (17) получим тождество

$$\frac{N_B}{N_A} = \left(\frac{\sigma_B}{\sigma_A}\right)^n \tag{19}$$

Таким образом, множитель перед дробью с интегралами в (17) равен 1, и окончательный вид вероятности

$$P_{завис.}(\rho_0) = \frac{\int_0^{\rho_0} \rho^{n-1} \exp(-\rho^2 / 2\sigma_B^2)\, d\rho}{\int_0^{\rho_0} \rho^{n-1} \exp(-\rho^2 / 2\sigma_A^2)\, d\rho} \tag{20}$$



Примерный ход этой функции показан на рисунке. При $\rho_0 \to \infty$ тождество (19) обеспечивает асимптотику $P(\rho_0) \to N_B/N_A$, выражая очевидный факт: вероятность того, что *произвольно* взятая пары хроник окажется зависимой, равна отношению числа элементов в множествах *B* и *A*. В наших примерах, это очень малое число, практически нуль, т.к. получается возведением малого отношения дисперсий в правой части (19) в большую степень *n*.

Ширина «горба», внутри которого вероятность существенно отлична от нуля, определяется с помощью разложения (20) в ряд Тейлора по степеням ρ_0:

$$P_{завис.}(\rho_0) = 1 - \rho_0^2 / 2\sigma + O(\rho_0^4) \tag{21}$$

где полуширина σ определена как

$$\sigma^2 = \frac{n+2}{n} \frac{\sigma_A^2 \sigma_B^2}{\sigma_A^2 - \sigma_B^2}$$

Тогда из условий $\sigma_B \ll \sigma_A$ и $n \gg 1$ вытекает, что $\sigma \approx \sigma_B$, т.е. полуширина области, в которой вероятность (21) принимает значения, существенно отличные от нуля, на практике совпадает со среднеквадратичной ошибкой хрониста.

Это позволяет, наконец, указать на ошибку в интерпретации результатов вычислительного эксперимента. Из (21) видно, что с уверенностью можно говорить о зависимости хроник (т.е. вероятность этого близка к единице) лишь при $\rho_1 < \sigma$, в то время как граница предельного расстояния для зависимых хроник проходит на уровне $\rho_2 \sim \sigma_B\sqrt{(n-1)}$ (см. (14)). Для всех же расстояний между ρ_1 и ρ_2, хотя ВССЛ мала и попадает в «типичный» для зависимых хроник интервал, вероятность того, что данная пара действительно является зависимой, очень незначительна. Именно этого и не учитывает теория А.Т.Фоменко.

Можно сделать следующую количественную оценку. Пусть $\rho_2 \sim \sigma_B\sqrt{(n-1)}$ – предельное расстояние для зависимых хроник из множества *B*. Это значит, что при $\rho > \rho_2$ подинтегральная функция в числителе (20) практически обращается в ноль, и тогда, оценивая $P(\rho_2)$, верхний предел интегрирования можно заменить на ∞. В то же время в знаменателе (20) при интегрировании от 0 до ρ_2 экспоненту можно считать тождественной единицей, если $\rho_2 \ll \sigma_A$ (проверка для приведенных выше σ_B, σ_A и *n* дает $\exp(-\rho_2{}^2/ 2\sigma_A{}^2) \approx \exp(-0{,}07) \approx 0{,}93$). Таким образом, в этих грубых предположениях вероятность $P(\rho_2)$ сводится к отношению

$$P_{завис.}(\rho_2) \approx \frac{\int_0^\infty \rho^{n-1}\exp(-\rho^2/2\sigma_B^2)\,d\rho}{\rho_2^{\ n}/n} \cong n!!\left(\frac{\sigma_B}{\rho_2}\right)^n \approx \frac{n!!}{(\sqrt{n-1})^n} \quad (22)$$

Выражение (22) оценивает вероятность того, что *пара хроник с ВССЛ меньше предельного значения для зависимых хроник, действительно является зависимой*. Преимущество этой, хотя и грубой оценки в том, что она не использует конкретные значения σ_B и σ_A, а только требует, чтобы второе из них было много больше первого.[12] При значениях *n* от 10 до 15 оценка (22) дает число, существенно меньшее единицы, например, при n=14 оно по порядку величины равно $1\cdot10^{-2}$. Это значит, что даже если у пары хроник ВССЛ меньше значения 10^{-8}, полученного в вычислительном эксперименте Фоменко, вероятность того, что эта пара хроник на самом деле зависима, всего лишь около одного процента.

2.3.4. Подытожим логику наших рассуждений. По сути, мы пользовались только двумя утверждениями:

а) предположением о «гауссовости» распределения ошибок хрониста, следуя которому мы смогли оценить его среднюю квадратичную ошибку σ_B;

б) исследованием распределения по расстояниям среди *всех* пар хроник данной длины, которое показало, что на множестве *A* среднеквадратичное расстояние между парами σ_A во много раз больше ошибки хрониста σ_B.[13]

Далее, из утверждений а) и б) с неизбежностью вытекала оценка (22), которая (точнее малость полученной в ней вероятности) доказывала ошибочность критерия Фоменко: если для двух хроник ВССЛ меньше верхней границы значений, характерных для зависимых хроник, то отсюда **не следует**, что выбранные две хроники зависимы.

2.4. Итак, мы можем дать исправить предложенную Фоменко интерпретацию его вычислительного эксперимента. Полученная им граница ВССЛ – 10^{-8} – из рассмотрения пар зависимых хроник, на самом деле, лежит далеко выше уровня значимости «совпадения» хроник. Независимых хроник с такими же ВССЛ гораздо больше, и, как видно из (22), вероятность того, что взяв *произвольную* пару с ВССЛ меньше 10^{-8}, мы попадем именно в *зависимую* пару, пренебрежимо мала.

Настоящий уровень значимости, ниже которого мы уже с уверенностью можем говорить о зависимости двух хроник, определяется из (21). Как видно из последующих рассуждений, эта граница по расстоянию опускается в $\sqrt{(n\text{-}1)}$ раз по сравнению с предельной, а тогда соответствующее уменьшение ВССЛ происходит в $(n\text{-}1)^{n/2}$ раз. Таким образом, для параметров вычислительного эксперимента Фоменко, хроники действительно, с достоверностью могут считаться зависимыми, если их ВССЛ меньше значений 10^{-13}–10^{-16} (при количестве локальных максимумов от 10 до 15 соответственно).

Однако, ни одно из указанных в книгах Фоменко «замечательных совпадений» не опускается до этой границы, наоборот, для них ВССЛ существенно больше. Поэтому, с точки зрения математической статистики и вопреки утверждениям Фоменко, ни одну из рассмотренных им пар нельзя с какой бы то ни было достоверностью считать зависимыми хрониками.

Укажем, наконец, и причину, приведшую на наш взгляд к этой ошибке. Фоменко сообщает, что независимые хроники в его эксперименте, обладали ВССЛ в пределах от 0,01 до 1. И, действительно, как следует из рассмотренных выше распределений, вероятность наугад обнаружить пару хроник с таким малым ВССЛ, как, например, 10^{-8}, весьма мала, и поэтому эти значения лежат вне указанных выше пределов. Однако, вероятность обнаружить наугад среди этих пар с малым ВССЛ пару *зависимых* хроник еще во много раз меньше.

---

[12] Более того, для выполнения (22) не требуется даже «гауссовость» распределения расстояний на множестве *A*! Достаточно только, чтобы интеграл от плотности вероятности при малых ρ_0 был пропорционален $\rho_0^{\ n}$, а для этого сама многомерная плотность вероятности должна в начале координат выходить на константу, отличную от нуля, что заведомо выполняется для функции (16).

[13] Если хроники достаточно длинные, а максимумам на них «не тесно» (как в наших параметрах a=450 и n=14), то это утверждение, на наш взгляд, очевидно – ведь ясно, что пары *зависимых* хроники, в среднем, должны быть гораздо «ближе» друг к другу по расстоянию, чем *произвольные* пары хроник из множества *A*. Однако, для коротких хроник это не так, см. примечание 17.

3.1. Последнее замечание о маловероятности при случайном выборе двух хроник получить малые значения ВССЛ наводит нас на мысль – а действительно ли «наугад» получены те «замечательные совпадения» хроник, которые постоянно упоминает Фоменко. Хотя, как мы убедились, они вовсе не свидетельствуют о зависимости хроник, было бы интересно проверить, насколько «честно» получил их автор. Увы, как мы уже писали, здесь мы имеем дело отнюдь не с корректным научным результатом – напротив, налицо масса погрешностей и искажений, после исправления которых от этих «совпадений» ни остается и следа.

Возникает впечатление, что автор «Новой хронологии», взявшись за труд по истории, не способен справиться с элементарным для любого историка занятием — просто грамотно, без ошибок прочитать исторический источник.

3.2. Начиная со своей первой монографии, А.Т.Фоменко ссылается на вычисление коэффициента ВССЛ между хроникой средневековой истории Рима, изложенной Ф.Грегоровиусом[14] (на отрезке с 300 г. по 760 г. н.э.) и «Историей от основания города» Тита Ливия (на отрезке с 1 до 461 г. от основания Рима, т.е. с 753 по 293 г. до н.э.). Найденное им значение ВССЛ равно $6{\cdot}10^{-10}$ Тем самым с почти «абсолютной» достоверностью события средневековой и античной истории Рима совпадают, являясь историческими «дубликатами» со сдвигом в 1053 г.

Однако, уже при первом взгляде на анализируемые автором тексты, видны их особенности, не укладывающиеся в стандартную схему методики.

Сочинение Тита Ливия, действительно, можно считать примером погодного изложения событий, но с определенного момента, а именно, с 245 г. – первого года римской республики, когда был установлен ее государственный строй, и в частности, ежегодная смена консулов. Именно с избрания консулов на следующий год и начинает любую свою «погодную» запись Ливий. По этому избранию можно всегда определить начало следующего года и сопоставить каждой записи соответствующий год от основания Рима.

Такая хронологическая сетка и была проставлена в использованном автором издании, и сделано это было не Ливием, как ошибочно пишет Фоменко, а редактором перевода.[15] В некоторых местах эта сетка имеет пробелы (что является недостатком не Ливия, а данного издания, причем кое-где даты редактора на полях пропущены просто по ошибке, что видно в сравнении с 1-м изданием того же перевода, вышедшим в 1894 г.), и тогда Фоменко ошибочно считает, что Ливий объединяет несколько погодных записей в одну. На самом же деле все отдельные записи соответствующих лет легко восстанавливаются по тексту из упоминаний выборов консулов на новый год, иные же единичные исключения (как, например, 378-383 годы, когда выборы не проводились) специально оговорены Ливием. Мы сразу указываем на это, как на источник большого количества ошибок Фоменко: при проверке оказывается, что почти трактовки им записей как «слитных» за несколько лет – неправильны.

Но самое интересное, что весь царский период в истории Ливия (отрезок от 1 до 244 года от основания города) погодной сетки не имеет. Историком вычислены лишь продолжительности царствований семи римских царей. Поэтому все события этого периода, который составляет большую половину всего хронологического промежутка анализируемых книг Тита Ливия (с 1 по 461 г. от основания Рима), датируются весьма приближенно, лишь «с точностью до царствования», не говоря о возможных неточностях в определении самих длин царствований.

Книга Ф.Грегоровиуса также, в строгом смысле, не является трудом с погодным записями, и никакой погодной сетки в ней нет. Однако, она находится даже ближе к погодному изложению, чем Тит Ливий, поскольку на *всем* рассматриваемом временном промежутке представляет последовательный пересказ событий с указанием их дат.

3.3. В новейшем издании своей монографии «Методы статистического анализа исторических текстов» (1999 г.) А.Т.Фоменко полностью приводит функции объема информации от каждого года для обеих хроник, которыми он пользовался. Мы займемся сейчас проверкой этой функции для «Истории» Тита Ливия.

---

[14] Грегоровиус Ф. «История города Рима в средние века. Т.1-5. СПб, 1902-1912.

[15] А.Т.Фоменко работал лишь с определенным изданием книги: Тит Ливий, «Римская история от основания города». Т.1-6, М., 1897-1903. Пер. П.Адрианова, 2-е издание.

Отметим сперва несколько любопытных деталей. Во-первых, хронологическая сетка распространена Фоменко и на республиканский и на царский период, хотя последний, как мы сказали, ее не имеет. Во-вторых, мерой информации служит количество страниц, посвященных данному году. Это количество вычислялось им с точностью до десятых долей (как?! по линейке? тогда почему не считать строки?), причем самое трогательное, что наш автор, заметив, что два тома того издания, которое он держал в руках, имеют слегка разный формат, умножает количество страниц во втором томе на множитель 1,2, чтобы уравнять число типографских знаков на странице в обоих томах. При этом он как будто не видит, что иногда до половины объема страницы оказываются заняты не текстом Ливия, а примечаниями редактора, набранных мелким шрифтом и с большей плотностью строк! В этом случае систематическая ошибка в измерении объема погодной записи может быть в сумме достигать страницы – вот какова замечательная точность его методики!

3.4. Проверив функцию объема Тита Ливия по тому же самому изданию, которым пользовался и Фоменко, мы всего нашли до 30 ошибок, связанных с неправильным чтением источника. Из этого количества 14 ошибок привели к тому, что положение соответствующего максимума было датировано неправильно. Основные типы ошибок – это пропуск максимума или, наоборот, появление ложного максимума из-за неспособности заметить новые выборы консулов или просто по невнимательности, когда Фоменко не видит даты на полях книги, а также исчезновение максимума при так называемом «усреднении», т.е. искусственном и весьма широком сглаживании пиков, которые без сглаживания отчетливо видно на графике функции объема.

Все ошибки, допущенные Фоменко при чтении книг Тита Ливия за республиканский период, мы свели в таблицу

Годы	Характер ошибки	Ошибка А.Т.Фоменко	Исправления
245-247	пропущен максимум	245 год не описан Ливием, а запись 246-247 г. – слитная и ее объем поровну разделен между этими годами	С начала 2 книги – запись 245 г. (это первый год республики!), датированная на полях издания – с.98, т.1, и ее объем – 13 стр. На с.110 внизу упоминание о новом избрании консулов (П.Валерий и Т.Лукреций) на 246 г. – объем погодной записи 0,2 стр. Со с.111 – описание войны с Порсенной в год, консулов которого Ливий не называет (см. примечание редактора на с.110) – это запись 247 г., объем 9,3 стр. Т.о. пропущены два максимума – в 245 и 247 г., которые можно считать единым максимумом лишь при широком «сглаживании»
260	мелкая	Объем записи - 10,3 стр.	Объем записи – 8,3 стр.
282-284	мелкая	Запись – слитная за три года, полный объем разделен поровну между годами	Три отдельных записи: 282 г. - 1 стр., 283 г. - 5,5 стр., 284 г. - 1,5 стр., о чем есть соответствующие отметки на полях
294-295	пропущен максимум	Запись – слитная за два года, полный объем (15 стр.) разделен поровну между годами	Объем записи 294 г. (консулы Г.Клавдий и П.Валерий Публикола) – 11 стр. Со с.229, т.1 идет запись 295 г. (избраны новые консулы Кв.Фабий Вибулан и Л.Корнелий Малугинский) – 4 стр. Т.о. пропущен максимум 294 г.
302-303	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Запись 302 г. – 0,5 стр., запись 303 г. – 4 стр., о чем есть отметки на полях
304-305	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Запись 304 г. – 2 стр., запись 305 г. – 40 стр., о чем есть отметки на полях

308-309	пропущен максимум	«Сглаженная» функция объема не имеет максимума	Объем записи: 308 г. – 10 стр., 309 г. – 11,7 стр. – сопоставимы с объемами других максимумов, пик отчетливо виден при 3-х точечном усреднении
314-315	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Объемы отдельных записей: 314 г. – 7 стр., 315 г. – 1 стр. Восстановлены по избранию консулов следующего года на с.332
323-324	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Запись 323 г. – 7 стр., запись 324 г. – 0,5 стр., есть отметки на полях
355-356	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Запись 355 г. –1,4 стр., запись 356 г. – 2 стр., есть отметки на полях
358	пропущен максимум	«Сглаженная» функция объема не имеет максимума	Объем записи – 10,3 стр. – сопоставим с объемами ближайших максимумов; пик отчетливо виден при 3-х точечном усреднении
367-368	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Объемы отдельных записей: 367 г. – 0,4 стр., 368 г. – 5,5,стр. Восстановлены по избранию консулов на следующий год
369	пропущен максимум	«Сглаженная» функция объема не имеет максимума	Объем записи 369 г. – 9 стр. – сопоставим с объемами ближайших максимумов; пик отчетливо виден при 3-х точечном усреднении
373-374	ложный максимум	Запись 373 г. с объемом 9 стр., запись 374 г. отсутствует	Запись 373 г. – 5,5 стр., запись 374 г. – 3,5 стр., о чем свидетельствует соответствующая отметка на полях
378-383	мелкая	Запись – слитная за 6 лет, объем разделен поровну между годами	Запись 378 г. – объем 4 стр., далее (с.43, т.2) сказано, что в 379-383 г. комиции не проводились, поэтому погодная сетка отсутствует, объем событий, упоминаемых за эти годы – 0,4 стр.
386-388	мелкая	Запись - слитная за три года, объем разделен поровну между годами	Запись 386 г. – 7 стр., 387 г. – 1 стр., 388 г. – 1 стр., о чем есть отметки на полях
398-399	мелкая	Запись – слитная за два года, полный объем разделен поровну между годами	Запись 398 г. – 1 стр., 399 г. – опущен Ливием, о чем есть примечание редактора
412-414	пропущен максимум	Запись - слитная за три года, объем разделен поровну между годами	Запись 412 г. – 6 стр., до конца 7 книги. С начала 8 книги запись 413 г. – 3,5 стр. (есть отметка на полях), и запись 414 г. –14,5 стр., начало которой восстанавливается по избранию новых консулов (Т.Манлий Торкват и П.Деций Мус) на с.112, т.2
432-437	пропущен максимум	Запись - слитная за 6 лет, полный объем (37 стр.) разделен поровну между годами	Запись 432 г. – 4 стр., заканчивается в конце 8 книги. С начала 9 книги – запись 433 г. (начинается со слов «в следующем за тем году», новые консулы Т.Ветурий Кальвин и Сп.Постумий) – 11 стр., 434 г. – 12,2 стр. (консулы Кв.Публилий Филон и Л.Папирий Курсор, об их избрании на с.176, т.2), 435 г. – 2 стр. (консулы Л.Папирий и Кв.Авлий Церретан, с.189, т.2). Далее на с.191-197 – рассуждение Тита Ливия вне хронологической сетки о возможном исходе войны Рима

			с Александром Македонским. На с.197 гоовориться о новом избрании консулов (М.Фолий Флакцион и Л.Плавтий Венокс), т.е. идет запись 436 г. – 0,3 стр. На с.198 – о новом избрании (Г.Юний Бубульк и Кв.Эмилий Барбула) – т.е. 437 г. – 0,3 стр. Т.о. пропущен максимум 433-434 гг., объемы записей которых сравнимы и даже превосходят соседние максимумы.
439-446	пропущен максимум	Запись - слитная за 8 лет, полный объем (32 стр.) разделен поровну между годами	Запись 439-441 г. – 10 стр., действительно, не удается разбить. Но на с.209, т.2 начинается запись 442 г. (есть отметка на полях) – 1,2 стр., со с.211 (новые консулы Г.Юний Бубульк и П.Эмилий Барбула) запись 443 г. – 4 стр., со с.215 (консулы Кв.Фабий и Г.Марций Рутил) запись 444 г. – 14,5 стр. Год 445 пропущен Ливием (см. примечание редактора) и со с.229 запись 446 г. (есть отметка на полях) – 2,2 стр. Т.о. оказался пропущен максимум под 444 г.
450-454	мелкая	Запись – слитная за 5 лет, объем разделен поровну между годами	Запись 450 г. – 4 стр. до конца 9 книги. С начала 10 книги: 451 г. (есть отметка на полях) – 1 стр., 452 г.(есть отметка на полях) – 6 стр., 453 г. пропущен Ливием, 454 г. – 5 стр. (есть отметка на полях)
458-460	мелкая	Запись – слитная за три года, объем разделен поровну между годами	Запись 458-459 – 24 стр., их не удается разделить, запись 460 г. – 9 стр. (есть отметка на полях).

3.5. Ошибки царского периода требуют более обширного комментария, поскольку хронологическая сетка у Ливия отсутствует, и для вычисления дат максимумов Фоменко прибегает к разнообразным ухищрениям. Чтобы в них разобраться, проанализируем записи Ливия о царствовании каждого из римских царей и сравним их с той функцией объема, которую строит Фоменко.

а) *Ромул*. Его царствование с 1 по 36 г. от основания города описано на с.10-26, т.1. Это верно указано у А.Т.Фоменко (и по его методике соответствует примерно 0,5 стр. на один год). Но далее, Фоменко отдельно выделяет события, предшествующие его смерти Ромула, (т.е., по его мнению, относящиеся к последнему году царствования. – 37 г.) и введению его культа, которые занимают 1,3 стр., после чего идет описание междуцарствия и выборов царем Нумы Помпилия (38 г.) на 2 стр. Вывод, который делает отсюда Фоменко – в 38 году достигается локальный максимум.

Однако, этот вывод справедлив, если во всем предыдущем рассказе мы не найдем протяженных описаний событий, длившихся в течение одного года. А это не так. Знаменитый рассказ о «похищении сабинянок» (гл.9-10, с.15-19) имеет объем 3,8 стр., а описание последующей войны из-за их похищения и осады Рима (гл. вторая часть 11-13, с.20-23) занимает 3,2 стр. Таким образом, общий объем этого сюжета (который, как следует из самого рассказа, не мог длиться более года) – 7 стр., что во много раз превосходит «максимум» 38 года. Датировка этого нового максимума, исходя из текста Ливия, – самая неопределенная, в пределах, скажем, 10–30 гг. (Рим, с одной стороны, уже довольно окреп, с другой – эти события еще далеки от конца царствования Ромула, поскольку после них описаны другие важные события и войны). [16]

[16] Пусть читатели не поймут превратно: я вовсе не утверждаю, что этот сюжет – одна из основ римской мифологии – относится к историческим событиям, как и вообще не обсуждаю достоверность известий Ливия. Все наши рассуждения лишь строго следуют методике самого Фоменко, но добавляют к ней, говоря историческим языком, *внутреннюю критику источника*, т.е. показывают, что в самом тексте Ливия содержатся сведения, которые опровергают результаты Фоменко.

б) *Нума Помпилий*. Описание его царствование (39-82 гг.) не содержит привязок к определенным годам, и (здесь мы согласны с Фоменко) – максимумы отсутствуют.

в) *Тулл Гостилий*. Его царствование с 83 по 114 г. от основания города. Текст Ливия не содержит никаких точных дат. И, однако, А.Т.Фоменко ухитряется получить локальный максимум между 105–109 годами. Им придуман здесь очень изощренный способ датирования событий, и первый же вопрос, который он вызывает – почему такие же сложные вычисления не применялись, например, к царствованию Ромула?

Фоменко делит текст Ливия на 7 разных сюжетов. Поскольку они охватывают царствование продолжительностью в 32 года, то получается, что на каждый из сюжетов приходится по 4,5 года. Поэтому, далее объем каждого сюжета делится на 4,5 и получаются объемы погодных записей, которые и сравниваются друг с другом для разных сюжетов. По вычислениям Фоменко максимум приходится на 6-й сюжет (см. ниже), который соответственно, помещается им под 105-109 гг.

Однако, «сюжеты», выделенные Фоменко, совершенно не равнозначны:

1) «смерть Нумы» (лишь упоминание в начале 22 главы, на с.36, т.1),

2) «общая характеристика Тулла Гостилия» (только одна (!) фраза на с.36: «Этот не только не походил на своего предшественника, но был еще воинственнее Ромула. Побуждали его к тому столько же его возраст и силы, сколько слава деда»)

3) «Государство слабеет от мира. Поиски поводов к войне» – также одно предложение на с.36, которому Фоменко почему-то приписывает объем в 1 стр.

4) «Угон скота. Переговоры и их разрыв. Подготовка к войне» – занимает, действительно, 1 стр., до конца 22 главы, и неразрывно связан со следующим сюжетом.

5) «Война с альбанцами» – у Фоменко он имеет объем погодной записи 0,3 стр. На самом деле включает главы 23-26, (всего 8,5 с.), из которых большая часть (гл. 24-26, 7 стр.) посвящена битве Горациев с Куриациями (т.е. событиям в течение одного года). После этого, в гл.27-29 идет почему-то пропущенная Фоменко вторая война с Альбой и ее разрушение (объем 4,8 стр.) Таким образом, полный объем «альбанского» сюжета – 13,3 стр., и даже после деления на 4,5 это дает среднюю погодную запись в 3 стр. Значит, Фоменко ошибся здесь ровно в 10 раз.

6) «война с сабинянами» – у Фоменко здесь находится локальный максимум с погодным объемом 0,5 стр. На самом деле, сюжет занимает всего одну главу 30 (1,6 стр.) и среднее значение объема на один год равно 1,6/4,5 = 0,35, что намного меньше, чем в предыдущем сюжете. Т.о. никакого максимума здесь нет.

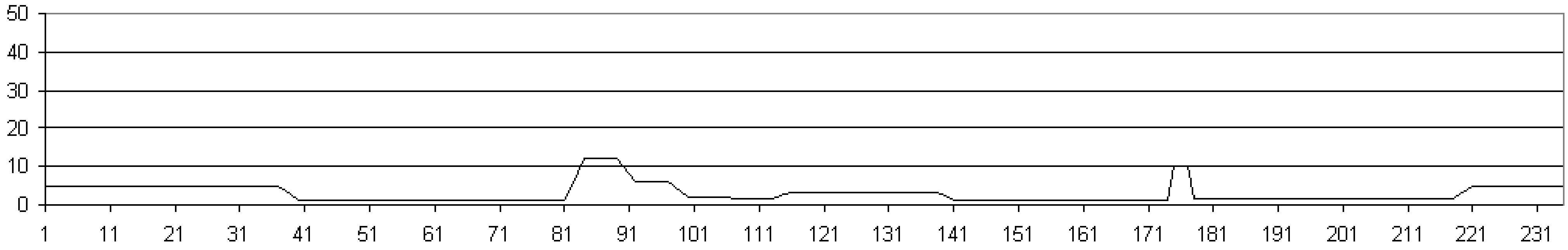
7) Наконец, последний сюжет «извержение вулкана, моровая язва, смерть Тулла» – относится к гл.31 (объем 1,2 стр.)

Итак, на самом деле, в рассмотренном отрывке имеется не более 4 равноценных сюжетов (две войны с Альбой, война с сабинянами и «моровая язва и смерть Тулла». Следуя методике самого Фоменко мы делим отрезок на 4 равные части, и получаем максимум на первом отрезке (приготовления и первая война с Альбой) т.е. 83-90 гг.

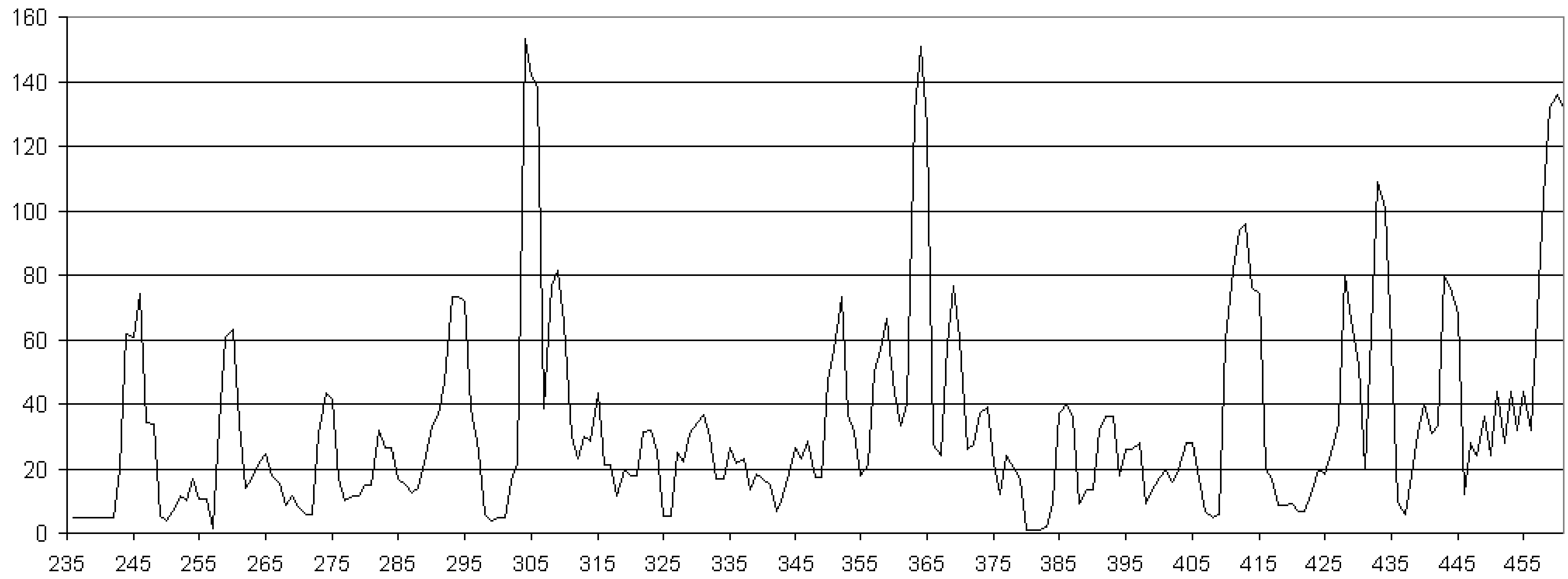
Нам трудно судить, что послужило причиной столь сильно искажения первоисточника – невнимательность или сознательный обман читателей.

г) *Анк Марций* (114-138 гг. от основания города). В эти годы локальных максимумов не обнаруживаются. Но ошибки Фоменко начинаются, когда он пытается привязать максимум к событиям смены царствования и воцарению Тарквиния Старого, т.е. 139 г.

Для этого он приписывает к 139 году все события гл.34 и первой половины гл.35 с полным объемом 3,3 стр. На самом же деле глава 34 (2 стр.), повествующая об обстоятельствах переселения Тарквиния в Рим начинается словами «в царствования Анка переселился в Рим Лукумон» (будущий Тарквиний), без всякого указания года, более того в конце главы говорится о длительном его проживании в городе, в результате которого он сделался известным и уважаемым человеком. Т.о., 34 гл. не может относится к 139 г., а события этого года описаны только в начале 35 гл. (объем 1,3 стр.) и не являются локальным максимумом, поскольку, например, уступают описанию военной церемонии Анка Марция, введенной также, очевидно, в течение одного года (объем 2,2 стр.). Поэтому, если в это царствование и есть максимум, то связан он не с 139 г., а с другими сюжетами, неопределенность в датировке которых – в 24 года.



50
40
30
20
10
0
1
11
21
31
41
51
61
71
81
91
101
111
121
131
141
151
161
171
181
191
201
211
221
231



160
140
120
100
80
60
40
20
0
235
245
255
265
275
285
295
305
315
325
335
345
355
365
375
385
395
405
415
425
435
445
455

д) *Тарквиний Старый*. (140-175 гг. от основания города) Локальных максимумов нет. При воцарении Сервия Туллия (события 176 г.) – локальный максимум. (гл.40-41, 2,7 стр). Это, действительно, самый значительный из описанных здесь сюжетов, и в его датировке мы согласны с А.Т.Фоменко.

е) *Сервий Туллий* (177-220 гг. от основания города) Здесь Фоменко допускает небольшое искажение, приписывая сюжету «борьбы Тарквиния Гордого с Сервием» не 2,5, как на самом деле (гл.46 – первая половина гл.47), а 3,5 стр. Но серьезная ошибка происходит с определением локального максимума в 220 г. События этого года (столкновение Тарквиния и Сервия на форуме и смерть Сервия – вторая половина гл.47 и гл.48) занимают объем 2,2 стр. Но уже следующий сюжет, относящийся к царствованию Тарквиния и события которого находятся в пределах одного года – столкновение Тарквиния с Турном Гердонием из Ариции (гл.50-52) – занимают 3,5 стр, что «выше» максимума 220 г. Поэтому считать последний значимым некорректно.

ж) *Тарквиний Гордый* (220-244 гг.) Из всех событий этого царствования наиболее подробно описанными является, разумеется, сюжет с Лукрецией, приведший к установлению республики (гл.57-60) – объем 5 стр. Соглашаясь с Фоменко, эти события можно датировать 244 г. Но вот приписать к 244 г. локальный максимум нельзя, поскольку следующий 245 г., первый год республики, описан уже по хронологической сетке, и его объем (см. таблицу) – 13 стр. – превосходит предыдущую запись.

Итак, наша проверка показала, что из всех максимумов царского периода, датированных Фоменко, корректным является лишь максимум 176 г., а все остальные – или ложными, или ошибочно привязанными к конкретному году, имея на самом деле большую неопределенность в датировке.

3.6. Подведем итоги. В 1-м и 2-м издании своей монографии Фоменко иллюстрировал вычисление ВССЛ для пары Ливий – Грегоровиус рисунком «сглаженной» функции объема. Это довольно странный рисунок, без всяких пометок масштабов по осям и т.д., но в сочетании с функцией объема мы смогли из него извлечь набор максимумов, которым пользовался Фоменко: для Тита Ливия это (годы от основания Рима)

38, 105-109, 139, 220, 244, 259-260, 305, 351, 364, 373, 411, 429 и 458-461

для Грегоровиуса (годы от Рождества Христова)

331-337, 410, 455, 527-529, 537, 547, 600-604, 630, 663, 689, 707, 726-731, 755

И в том, и в другом наборе по 13 максимумов (две даты через тире означают, что датировка максимума неопределенная в указанных пределах).

На нашем рисунке выше мы приводим график *исправленной* функции объема с выполненным по методике Фоменко 3-х точечным сглаживанием. На ней видны максимумы Ливия после исправления ошибок Фоменко:

10-30, 83-90, 176, 244-247, 259-260, 294, 305, 308-309, 351, 358, 364, 369, 411-414, 429, 433-434, 444, 458-461.

Их оказывается 17, и коэффициент ВССЛ с максимумами Грегоровиуса не падает ниже, чем 10^{-2}. Даже если мы, проводя очень «широкое» сглаживание, и в соответствии с картинкой Фоменко, объединим 358, 364, 369 в один широкий максимум «галльской войны» 358-369, максимумы 305 и 308-309 – в широкий максимум «децемвиров» 304-310, а 429, 433-434 – в максимум 429-434 («самнитские войны»), то и тогда окончательный набор 13 максимумов

10-30, 83-90, 176, 244-247, 259-260, 294, 304-310, 351, 358-369, 411-414, 429-434, 444, 458-461

будет отличаться от представленного выше по Фоменко. Для последнего набора ВССЛ «Ливий – Грегоровиус» находится в пределах 10^{-3}– 10^{-2}, т.е. на границе коэффициента, характерного для независимых текстов.

4. Мы разделим **выводы** об ошибках теории Фоменко на две группы: систематические недостатки его методики, и найденные нами случайные ошибки, влияющие на результаты расчетов:

а) Фоменко систематически завышает уровень значимости своего коэффициента ВССЛ на несколько порядков. Мы исправили эту ошибку, и нашли истинный уровень значимости, который равен не 10^{-8}, а 10^{-16} для 13-15 максимумов хроники. Он оказался гораздо ниже всех «совпадений», описанных в «новой хронологии». Отметим теперь, что этот уровень также является весьма неустойчивым, из-за указанной выше «сверхчувствительности» коэффициента. При малых неточностях в датировке максимумов ±1 год, которые неизбежны по методике Фоменко, значение ВССЛ может возрасти в тех же параметрах от 10^{-16} до 10^{-14} (в 100 раз!) и оказаться за границей уровня значимости. Все это, на наш взгляд, говорит о *неэффективности* применения предложенного метода для решения данной статистической задачи. Иными словами, в параметрах его вычислительного эксперимента *корректное применение метода локальных максимумов невозможно*.[17]

Замечательно, что этот вывод можно обобщить и на другой метод, примененный Фоменко – расчет «совпадения» династий правителей, где вычислялась «вероятность случайного совпадения династий» ВССД. Математические трудности в интерпретации ВССЛ и ВССД вполне схожи, а главное, результат аналогичный нашему при анализе династических совпадений был получен М.Городецким.[18] В его статье показано, что количество независимых династий с малыми ВССД во много раз превышает количество зависимых.

б) То «замечательное совпадение», на которое описается Фоменко, утверждая тождественность античного и средневекого Рима – не что иное как следствие полного неумения грамотно прочесть исторический источник. После исправления всех его ошибок от малого коэффициента ВССЛ не остается и следа и его значение выходит на уровень, типичный для независимых текстов.

Подчеркнем, что опровергнутое совпадение Тита Ливия и Грегоровиуса – по сути единственное в методе локальных максимумов, где все вычисления последовательно проведены автором с начала и до конца. В своих книгах он еще приводит совпадающую пару: хроника Грегоровиуса – учебник по истории древнего Рима В.С.Сергеева[19] (или берет учебник Сергеева для продолжения временного отрезка Ливия вплоть до 519 г. от основания Рима). Но этот учебник ни в каком смысле не является текстом с погодным изложением событий, он не только лишен погодной сетки, но и по своему характеру (краткое учебное пособие для исторических факультетов) делает невозможным построение функции объема информации от каждого года (и даже, от десятилетия!) Поэтому анализ этих пар заведомо некорректен. Наконец, в 3-ем издании появляется еще одна пара «совпадающих» хроник: Тит Ливий – Цезарь Барониус («Деяния церковные и гражданские от Рождества Христова до 1198 года», М., 1913). После построения функций объема весь дальнейший анализ автора сводится к фразе: «Хорошо видно, что графики похожи». При этом даже свой коэффициент ВССЛ автор уже не хочет вычислять, а между тем из графиков также «хорошо видно», что область несовпадения некоторых максимумов в одном случае составляет до 40 лет, в другом – до 30 лет, еще в двух случаях до 20 лет, откуда можно оценить, что значение ВССЛ будет не ниже 10^{-3}, т.е. никакой вывод о зависимости этих текстов сделать нельзя.

Итак, никакие «новые методы», никакой «переворот в науке» не освобождают авторов «Новой хронологии» от занятия, необходимого любому ученому – проверять свои результаты и искать в них ошибки. От умения разбираться в собственных ошибках зависит, выступают ли они в поле науки или, напротив, занимаются сознательным мифотворчеством. И, конечно, ошибки следует искать до обнародования своих результатов, иначе столь огромное их количество просто выставляет авторов на посмешище в глазах просвещенной читающей публики.

---

[17] Означает ли это, что метод локальных максимумов вообще не имеет права на существование? – По видимому, нет. На это указывает единственная работа А.Т.Фоменко, «признанная» сообществом историков и написанная в соавторстве с известным специалистом в области русских средневековых текстов Л.Е.Морозовой (Морозова Л.Е., Фоменко А.Т. Количественные методы в «макротекстологии» (на примере памятников «смуты» конца XVI– начала XVII в.) // Комплексные методы в изучении исторических процессов. М., 1987). Отметим, во-первых, что хотя в этой работе для обоснования методики предложен все тот же «вычислительный эксперимент», авторы фактически опираются не на него, а на анализ вычисленных попарных расстояний между изучаемыми в статье хрониками. Во-вторых, существенным моментом является то, что количество максимумов в этих хрониках от 4 до 7, а описываемый промежуток – 15-20 лет. Это приводит к совершенно иным оценкам наших ошибок: и σ_A, и σ_B находятся в пределах 3-5 лет, и оценка (22) здесь не выполняется. Поэтому, результаты этой работы, по видимому, можно считать обоснованными, хотя, возможно, и нуждающимися в дополнительной, более тщательной проверке.

[18] Городецкий М.Л. Династические параллелизмы в «новой хронологии»// История и антиистория… С.427-447.

[19] В.С.Сергеев. «Очерки по истории древнего Рима». Учебное пособие для исторических ф-тов. Ч.1 М., 1938. ОГИЗ.