Об авторе и его Сказах

Автобиографический экскурс

Лепин Владимир Семёнович, родился 13 ноября 1940 г. в городе Адлер Краснодарского края.

Окончил химический факультет Томского государственного университета в 1968 году по специальности радиохимия.

С1968 г. по 2000 г. работал в Иркутске в лабораториях изотопии и геохронологии двух Институтов СО РАН.

В 1980 г. защитил кандидатскую диссертацию: «Применение изотопии стронция в гидрогеологии (на примере подземных вод В. Сибири).

Научные интересы заключаются в проведении различных исследований экспериментального типа и методологии. В частности:

- методология рубидий-стронциевого, самарий-неодимового и других методов в геохронологии и геохимии;
- применение изотопных методов для решения задач генезиса и абсолютной хронологии в конкретных геологических и гидрогеологических исследованиях.

Два года работал по контракту в ИрГТУ: чтение лекций по высшей математике, включая теорию вероятностей и математическую статистику.

Работа в прошлом

Опубликовано около ста научных работ – некоторые запомнились:

О законах распределения тантала и ниобия в апогранитах. - Геология и геофизика, 1969, № 11, с. 129-136. Соавторы: Г.С. Плюснин и В.В.Серебренников.

О проективном преобразовании координат дискордий и изохрон. - Геохимия, 1977, № 9, с. 1376-1383. Соавторы: С.Б.Брандт, И.С.Брандт

Рубидий-стронциевый возраст кварцитов иенгрской серии Алданского щита. - Геохимия, 1983, № 5, с. 777-781. Соавторы: Грабкин О.В., Колосницына Т.И. и др.

Эксперименты по прохождению газов сквозь метаморфические породы. - Геология и геофизика, 2000, № 4, с. 551-556. Соавтор Н.В.Вилор.

Рубидий-стронциевое датирование редкометальных пегматитов Вишняковского месторождения (Восточный Саян). - Геология и геофизика, 2000, № 4, с. 1783-1789. Соавторы В.М.Макагон, С.Б.Брандт

Последняя научная работа – доклад, прочитанный в ИрГТУ на научном семинаре весной 2006 года

АНАЛИЗ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ ЗАВИСИМОСТЕЙ ПО ФОРМУЛЕ ПОЛНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ: МЕТОД ПАР

Доклад В.С. Лепина и С.П. Потёмкиной

Введение

Увеличение точности измерений уменьшает вклад измерительных ошибок в суммарную ошибку определения искомых величин. Стали возникать ситуации, когда экспериментальные точки значимо уходили от линии регрессии при явной линейной зависимости. Потребовался иной подход к анализу экспериментальных зависимостей.

Бейесовский подход имеет два преимущества. Во-первых, априорная плотность распределения устанавливаемого параметра позволяет дополнять и уточнять анализируемую в дальнейшем информацию. То есть абсурдным становится вопрос о пороговом количестве опытов для нахождения неизвестного параметра.

Во-вторых, в рамках постановки метода окончательная информация о неизвестном параметре подытоживается в виде наблюдаемой условной плотности, называемой апостериорной плотностью. Поскольку при этом имеют дело со случайными величинами, то можно делать вероятностные утверждения и нет необходимости вводить специальные доводы и соображения; такие как «требует подтверждения другими методами».

Затруднения, возникающие при использовании бейесовского подхода, всецело касаются исходной постановки задачи: при выбранных условиях насколько искомая величина соответствует понятию «случайная величина с известной априорной плотностью»?

Следует заметить, что апостериорная плотность зависит от данных только через наблюдённую функцию правдоподобия. Отсюда вытекает, что выводы зависят от данных только в той мере, в какой эти данные необходимы для определения соответствующих плотностей.

Постановка задачи

Пусть функциональная зависимость $Y = F(\alpha_1,\alpha_2,\ldots,x,y,z,\ldots)$ имеет m различных коэффициентов α, которые необходимо определить, проводя физические эксперименты. При этом, после каждого изменения каких либо аргументов (всех или нескольких), проводится измерение значения функции Y и всех её аргументов x,y,z,…

В каждом эксперименте для каждой измеряемой величины устанавливается σ (значение ошибки измерения). Допускается возможность изменения коэффициентов (одного или нескольких) в заранее известных пределах, что также требуется установить по результатам экспериментов.

Проведя m экспериментов, можно составить m уравнений и вычислить значения всех коэффициентов, точнее их математические ожидания $M(\alpha)$, а также ошибки вычислений $\sigma(\alpha)$. Если провести n экспериментов, то составляя различные комбинации из n по m получим C_n^m различных значений для каждого вычисляемого коэффициента.

Поскольку каждая комбинация даёт ответ на поставленную задачу, то эти комбинации можно рассматривать как гипотезы в трактовке формулы полной вероятности. При построении функции распределения для конкретного коэффициента, область возможных его значений разбивается на необходимое число интервалов с шагом $\Delta\alpha$.

Затем для каждой гипотезы вычисляется вероятность попадания коэффициента в этот интервал, пользуясь интегральной функцией гауссовского распределения (функция Лапласа):

$$p_i(\alpha_i < \alpha < \alpha_i + \Delta\alpha) = \Phi(X_2) - \Phi(X_1);\ X_1 = \frac{M(\alpha) - \alpha_i}{\sigma(\alpha)}; X_2 = \frac{M(\alpha) - \alpha_i - \Delta\alpha}{\sigma(\alpha)} \quad (1)$$

При расчётах принимается, что вероятность гипотезы тем больше, чем меньше ошибка вычисления α по этой гипотезе и чем больше вероятность попадания α в область допустимых значений. То есть P(H) пропорциональна $(\Phi(X_{max})\text{-}\ \Phi(X_{min}))/\sigma^2(\alpha)$. Нормируя гипотезы по этому выражению получим:

$$P(H_i) = \frac{(\Phi_i(X_{max} - \Phi_i(X_{min}))/\sigma^2(\alpha_i)}{\sum_i \left[(\Phi_i(X_{max} - \Phi_i(X_{min}))/\sigma^2(\alpha_i)\right]} \quad (2)$$

Вероятность того, что определяемый коэффициент принадлежит i-тому интервалу определяется формулой:

$$p(\alpha_i < \alpha < \alpha_i + \Delta\alpha) = p_i(\alpha_i < \alpha < \alpha_i + \Delta\alpha) \cdot P(H_i) \quad (3)$$

Метод пар

Если зависимость имеет вид $y = kx + b$, то для n проб число гипотез (общее число пар) $N = n\cdot(n-1)/2$. Для пары ij (i-тый опыт и j-тый опыт, $j > i$) найдём

$$k_{ji} = (y_j - y_i)/(x_j - x_i);\ \ \sigma(k_{ji}) = (\sigma(y_j) + \sigma(y_i))/(x_j - x_i) + (\sigma(x_j) + \sigma(x_i))/(x_j - x_i)k_{ji}; \quad (4)$$

$$b_{ji} = y_i - k_{ji}x_i; \qquad \sigma(b_{ji}) = \sigma(y_i) + \sigma(k_{ji})x_i + \sigma(x_i)k_{ji}\ ; \quad (5)$$

Для построения функций распределения разобьем физическую область допустимых значений (ФОДЗ) коэффициентов k и b на достаточно большое число интервалов шириной:

$$\Delta k = (k_{max} - k_{min})/z \qquad \Delta b = (b_{max} - b_{min})/z\ , \quad (6)$$

Для каждого интервала вычислим суммарный вклад вероятностей попадания в него случайной величины (коэффициенты k и b) всех N пар, то есть, вычислим полную вероятность используя формулы (1) и (2):

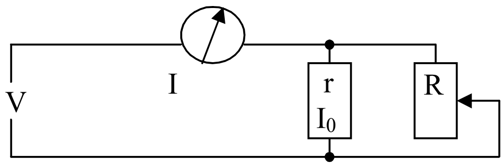
$$p(k_m < k < k_m + \Delta k) = p_1(k)\cdot P(H_{1k}) + p_2(k)\cdot P(H_{2k}) + \ldots + p_N(k)\cdot P(H_{Nk}) \quad (7)$$

$$p(b_m < b < b_m + \Delta b) = p_1(b)\cdot P(H_{1b}) + p_2(b)\cdot P(H_{2b}) + \ldots + p_N(b)\cdot P(H_{Nb}) \quad (8)$$

По формулам (7) и (8) строится график эмпирической функции плотности вероятностей.

Пример обработки экспериментальных данных

Рассмотрим схему, в которой измеряется ток I в зависимости от величины R



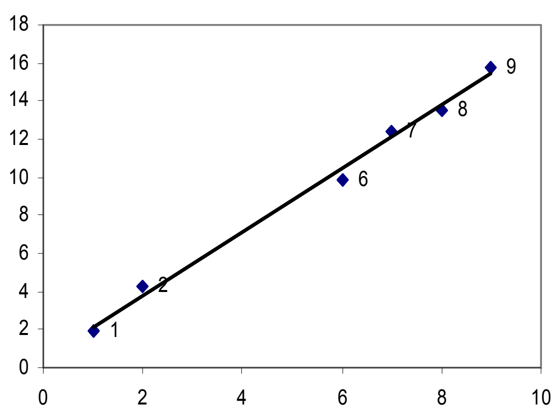
I= V/r +V/R
I_0= V/r

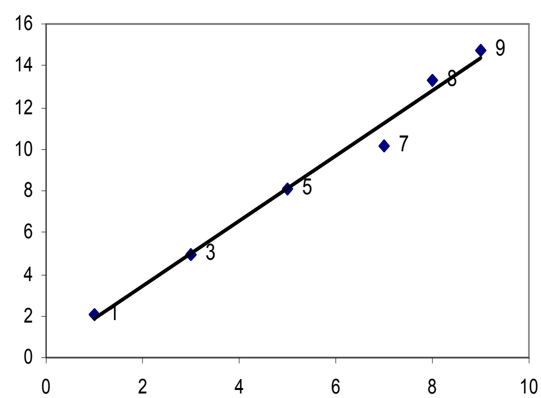
Запишем формулу в виде зависимости тока от проводимости I= V·(1/R) + V/r.
Формула соответствует уравнению прямой y = kx + b, в которой k = V, b = V/r.

Допустим, что две серии экспериментов дали следующие результаты

Проводимость 1/R	Ошибка σ(1/R)	Ток I	Ошибка σ(I)	Проводимость 1/R	Ошибка σ(1/R)	Ток I	Ошибка σ(I)
1	0,03	2,1	0,03	1	0,03	1,9	0,03
3	0,03	4,9	0,03	2	0,02	4,3	0,02
5	0,03	8,1	0,03	6	0,04	9,9	0,04
7	0,03	10,2	0,03	7	0,03	12,4	0,03
8	0,05	13,3	0,05	8	0,03	13,5	0,03
9	0,05	14,7	0,05	9	0,02	15,8	0,02

По этим результатам можно построить линии регрессии с помощью МНК и установить значения для k и b.





А можно по формуле полной вероятности построить эмпирические функции распределения в области допустимых значений для k [0;3]и для b [0;10].

1. По формулам (4) и (5) составим таблицы для первой серии опытов

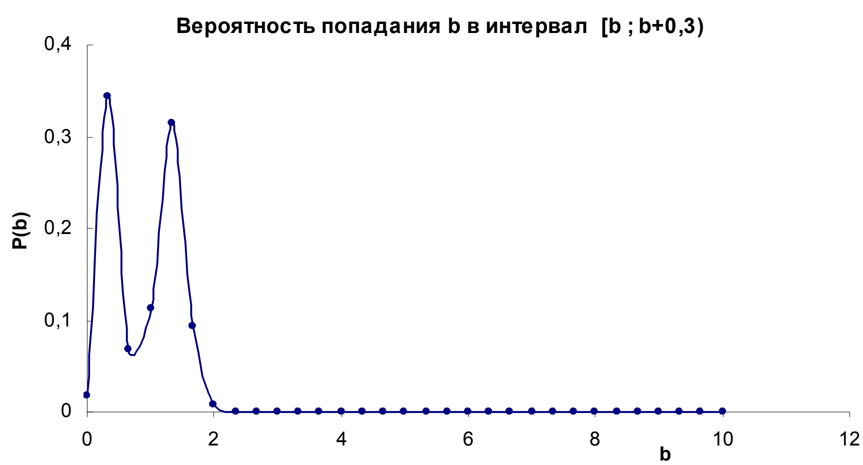
Для k

$k_{m1};\sigma(k_{m1})$	0,17	0,0364	0,0275	0,022776	0,017109
2,4	$k_{m2};\sigma(k_{m2})$	0,036	0,0262	0,021111	0,015102
1,6	1,4	$k_{m3};\sigma(k_{m3})$	0,245	0,098	0,059333
1,75	1,62	2,5	$k_{m4};\sigma(k_{m4})$	0,126	0,0675
1,657143	1,533333	1,8	1,1	$k_{m5};\delta(k_{m5})$	0,165
1,7375	1,642857	1,966667	1,7	2,3	

Для b

$b_{m1};\sigma(b_{m1})$	0,272	0,1144	0,11	0,10249	0,099234
-0,5	$b_{m2};\sigma(b_{m2})$	0,12	0,1048	0,092889	0,083061
0,3	1,5	$b_{m3};\sigma(b_{m3})$	1,61	0,7	0,6274
0,15	1,06	-5,1	$b_{m4};\sigma(b_{m4})$	0,9129	0,8676
0,242857	1,233333	-0,9	4,7	$b_{m5};\sigma(b_{m5})$	2,2581
0,1625	1,014286	-1,9	0,5	-4,9	

Разобьём ФОДЗ на 30 интервалов, расчётные точки соединим плавной кривой



Если для коэффициента k получено распределение близкое к нормальному, то для b распределение имеет две моды. Причину бимодальности следует искать в условиях проведения опытов.

Для второй серии опытов получится одномодальное распределение для b и бимодальное для k.

Вывод

Результаты опытов, в которых искомые величины имеют два альтернативных значения, ни в коем случае нельзя обрабатывать никакими другими методами, <u>чтобы не получить маловероятный результат, другими словами: минимум, а не максимум правдоподобия.</u>

Во многих случаях заранее трудно предположить характер распределения искомых величин, а значит всегда следует пользоваться бейесовским подходом.

Работа в настоящем

В настоящее время ведётся работа в двух сферах: в теоретической физике и в реконструкции истории России начала её возникновения.

Что касается, теоретической физики, то результаты очередной переработки материала были направлены в своё время в «Physical Revue» и возвращены оттуда с парой десятков замечаний, с большинством которых автор согласился и переработал материал в очередной раз. Обновлённый и частично переведённый на английский язык, материал есть на данном сайте.

При написании событий истории России использовались сведения, почерпнутые из различных источников вплоть до фольклора. Автор стремится быть предельно объективным. Стремиться быть объективным – никому не противопоказано!

Источники, не вызывающие доверия не использовались. Факт заведомого обмана доказывался. Наиболее часто с помощью доказательства от противного:

«Если обнаруженное свидетельство чего-то <u>(не) состоятельно</u>, то связанная с этим свидетельством <u>гипотеза не состоятельна</u>».

Пример:

Докажем теорему: «**хан Угэдэй не сын Чингиза (Чингисхана**)». При двух моих посещениях Хара-Хорина в Монголии монгольский гид рассказывал на русском языке легенду о жёстком споре хана Угэдэя с Чингисханом. В результате спора Чингисхан был вынужден изготовить «памятник мужскому достоинству за одну ночь, чтобы доказать, что ….

Допустим обратное: «хан Угэдэй сын Чингиза (Чингисхана)».

Если передача из поколения в поколение ультимативных требований сына к отцу <u>является в порядке вещей</u> у монгол, то <u>допущение не состоятельно</u>.

Но не только у монгол сын должен уважительно относиться к отцу.

Слово «хам» стало нарицательным у христиан только по причине одного неуважительного поступка Хама по отношению к своему отцу.

<u>Восторженных легенд о непослушании сына отцу не может быть.</u>

Теорема доказана.

Следствие: Все исторические документы того периода, утверждающие, что хан Угэдэй сын Чингисхана не заслуживают доверия. Документы, в которых хан Угэдэй не фигурирует в списке потомков Чингисхана, заслуживают доверия.

Среди документов того периода обнаружил известную книгу Марко Поло, в которой игнорируется само существование хана Угэдэя. И никакого Угэдэя нет до седьмого колена потомков Чингисхана.

А наш комментатор объясняет причину забывчивости хана Хубилая относительно своего отца!

Для меня легенды, приведённые в книге Марко Поло стали важны и стали внушать доверие, а писанина комментатора – нет!

Много информации почерпнуто при анализе слов в нескольких языках. Наиболее информативными оказались монгольский и русский языки. Это живые языки, в которых слова постоянно рождаются, живут и устаревают.

Бывает, что устаревшие слова приобретают новый смысл, и сохраняют старый, давая, таким образом, пищу для размышления. Так слово «шар» (*сфера*) сохранило старый смысл – *жёлтый цвет*. В монгольском языке слово «шар» имеет два смысла: *жёлтый цвет* и *бык*. Интересно: от какого *шара* образован глагол «шарахаться»?

Из слов в Дойч, татарском и тибетском языках почерпнуто меньше информации. Ещё меньше обнаружено сведений о тринадцатом веке в словах английского и адыгейского языков. Полагаю своим упущением игнорирование арабского, армянского, грузинского и других, возможно тоже живых, языков. Но, как говорится, нельзя объять необъятное.

Цель написания сказов

Вначале был написан первый вариант Истории 13 века. Реконструкция того, что происходило в тринадцатом веке, проводилась в положительном течении времени. После нескольких переработок удалось создать непротиворечивую историю и дополнить её картой по этой истории. Отсутствие противоречий не означает полное соответствие действительному ходу Истории. Необходимы новые противоречия, разрешая которые можно ещё ближе подойти к тем событиям, которые протекали в далёком прошлом.

Вторым шагом стало написание того, как происходили обнаруженные события: кто, что и зачем сказал; кто, куда и зачем перемещался. Каждый сказ охватывает приблизительно годовой кусок Истории.

Результатом написания сказов явилась дюжина нестыковок в черновом варианте Истории на отрезке в 6 лет.

Теперь предстоит устранение возникших противоречий и создание улучшенного варианта Истории и дальнейшая работа над следующими отрезками Истории.

21 июля 2009 г.

Владимир Лепин