# Количественная оценка погрешности определения газонасыщенности по подтверждениям качественного характера

(Численное исследование на основе теории вероятностей и решение задачи количественной оценки погрешности определения газонасыщенности Кг пластов методом «ММНК-Кг» по качественным результатам испытаний)

Поляченко Юрий Анатольевич, Поляченко Анатолий Львович 25 июля 2020 г.

# Содержание

1	Постановка задачи		
	1.1	Геофизическая постановка задачи	3
		Математическая формулировка	
2	Предлагаемое решение		
	2.1	Идея и приближения	6
	2.2	Аналитика	9
		Продолжение примера аналитикой	
3	Рез	ультат применения	11
4	Описание и рекомендации к программе		13
	4.1	Исследуемый интервал, ввод имеющихся данных	14
		Основной рисунок	
$\mathbf{C}_{1}$	Список литературы		

### 1 Постановка задачи

#### 1.1 Геофизическая постановка задачи

Газовая скважина исследована аппаратурой мультиметодного многозондового нейтронного каротажа (ММНК) и по методике ММНК-Кг определены N значений коэффициента газонасыщенности  $K_{\varepsilon}$  в разных пластах разреза. После этого с целью проверки корректности всей технологии проводятся испытания скважины на приток, в которых на качественном уровне измеряется состав фактически добываемой продукции газоводяной смеси. Это означает, что продукция классифицируется на небольшое число градаций  $M\sim 3$ -5 разбиений шкалы  $K \varepsilon$  на эквидистантные широкие интервалы протяженностью по  $\Delta K = [K ] / M$ , где  $[K_{\it e}]$  — максимально возможный диапазон изменения  $K_{\it e}$  в исследуемых геолого-промысловых условиях. Например, наиболее часто используемыми интервалами изменения  $\Delta K \varepsilon$  для типовых  $[K \varepsilon] = [0,1], M = 4$  являются по терминологии газовиков: «вода (0-0.25), вода+газ (0.25-0.5), газ+вода (0.5-0.75), газ (0.75-1)». Затем проверяются доли R, % правильных попаданий предсказанных ММНК-Кг численных значений Кг в соответствующие им широкие интервалы  $\Delta K$ г. Если большинство этих долей R > 80-90%, то технология признается корректной, т.к. получила качественное подтверждение по результатам испытаний, считающихся одним из наиболее прямых и убедительных способов тестирования методик в скважинной геофизике. Представляется очевидным, что при достаточно большом числе  $N \gg M$  определений  $K \varepsilon$  и, разумеется, при условии выполнения достаточно жесткого критерия подтверждаемости по R любая разумно введенная оценка фактической средней погрешности определения Кг должна дать величину, существенно меньшую широких интервалов разбиения  $\Delta K_{\it c}$ . Другими словами, это означает, что технологию ММНК можно будет переквалифицировать из качественной по способу ее подтверждения в количественную по фактически достигаемому уровню погрешности определения  $K_{\epsilon}$ . Поэтому задачами работы явились следующие:

- численное обоснование этого утверждения на основе теории вероятностей с разработкой алгоритма и программы расчета фактической средней погрешности определения *Кг* по всем имеющимся данным определений и подтверждений в исследуемой скважине;
- численное изучение поведения погрешности в зависимости от варьируемых параметров M, N, [Ke], R и вероятностного характера

распределения найденных значений  $K\mathfrak{e}$  на  $[K\mathfrak{e}]$ ,  $P(K\mathfrak{e})$  - от равномерного до гауссового с большой дисперсией. Диапазоны изменения варьируемых параметров:

- M = 3, 4, 5
- M > N > 30
- [Ke] = [0.5, 1], [0.25, 1], [0, 1]
- $R = 80\%, 90\%, \sim 100\%$
- выдача практических рекомендаций по выбору единственного управляемого параметра N в зависимости от априори задаваемых геофизиками и газовиками M и  $[K\varepsilon]$ , а также от получившихся характеристик распределения  $P(K\varepsilon)$  и значений R в результате сопоставления определений и подтверждений  $K\varepsilon$ .

#### 1.2 Математическая формулировка

Цель — предсказать погрешность  $\varepsilon_0$  выдаваемых нашей программой значений x искомого параметра y.

Область изменения  $x \in [K_{\mathcal{E}}]$  разбита на интервалы  $[a_j; b_j], j \in \{\overline{1, M}\}$ , для каждого из которых есть  $N_j$  экспериментов. Считается, что искомая погрешность  $\varepsilon_0$  может меняться от интервала к интервалу, но постоянная внутри интервала (т.е. точнее писать  $\varepsilon_{0j}$ ). Фиксируем j и работаем в выбранном интервале, поэтому далее индекс интервала j опущен.

Есть N экспериментов, про которые известно, что в каждом из них истинное значение  $y_i$  попало в интервал, т.е.  $y_i \in [a;b] \ \forall i \in \{\overline{1,N}\}$ . На каждый из этих экспериментов у нас есть результат работы нашей программы  $x_i$ . Предполагается, что истинное значение  $y_i$  распределено по Гауссу со средним  $x_i$  и некой дисперсией  $\varepsilon$ , т.е.

$$\frac{\mathcal{P}(y_i \in [t, t+dt])}{dt} = g(t, x_i, \varepsilon), \tag{1}$$

где  $\mathcal{P}(A)$  - вероятность того, что A верно, а

$$g(x,\mu,\sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$$
 (2)

– Гауссово распределение.

Ищем зависимость

$$\varepsilon_0 \left( a, b, \{x_i\}_{i=1}^N, p_0 = R \right)$$
 (3)

такую, что вероятность реализации описанной выше ситуации (т.е. что все истинные значения попали в интервал) =  $p_0$ , т.е.

$$\mathcal{P}(\forall x \in [a; b] | |x - y| < \varepsilon_0) = p_0 \tag{4}$$

Из сторонних соображений считается известным минимально возможная погрешность  $\varepsilon_{min}$ , т.е. если метод выдает  $\varepsilon_0<\varepsilon_{min}$ , то считаем  $\varepsilon_0=\varepsilon_{min}$ .

### 2 Предлагаемое решение

#### 2.1 Идея и приближения

Задав  $\varepsilon$ , можно посчитать вероятность реализации ситуации, описанной в постановке — попадания всех истинных значений параметра  $y_i$ , распределенных по Гауссу каждый около своего  $x_i$ , в интервал [a;b]. Далее предположение - эта вероятность равна нашей целевой вероятность  $p_0$ . Не очевидно, почему это должно выполняться точно (скорее всего это не выполняется), но для оценки предложено использовать такую модель.

Поясним разумность данного выбора. Будем брать пробные  $\varepsilon$  и смотреть как от этого зависит ожидаемое поведение истинных значений  $y_i$  относительно наших точек  $x_i$ . Для примера возьмем весь интервал [0.2;0.5] и предположим что у нас имеются 5 точек, для которых наша программа выдала ответы  $0.22,\,0.3,\,0.35,\,0.4,\,0.43$ . Если предположить, что погрешность наший предсказаний  $\varepsilon=0.02$ , то плотность вероятности для каждого из 5 истинных значений будет выглядет так:

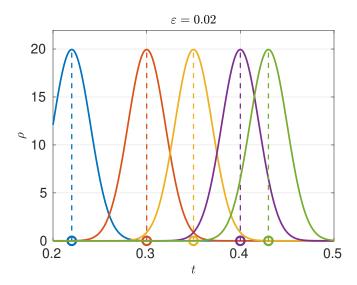


Рис. 1: Разным цветам отвечают разные эксперименты. Для каждого эксперимента: проколотый круг на оси X – наше предсказание ответа, купол – распределение плотности вероятности того, что истинное значение ответа примет значение t, в зависиомсти от t.

На Рис. 1 видно, что для всех точек кроме синей почти вся кривая (вероятность = площать под кривой) находится в исследуемом интервале. Это значит, что при  $\varepsilon=0.02$  для всех точек кроме синей вероятность

того, что интинное значение параметра попадет в интервал, равна почти 100%. Синяя же точка находится на расстоянии  $\sim 1\sigma$  (в данном случае (0.02), что значит, что вероятность того, что истинное значение параметра в синем эксперименте попадет в интервал [0.2; 0.5] будет  $\approx 16\%$ . Попадания истинных значений в интервал – события независимые, поэтому вероятность реализации картины в целом будет произведением вероятностей попадания каждого значения в интервал по отдельности. В нашем случае все вероятности кроме синей  $\approx 1$ , поэтому общая вероятность  $\approx$ синяя вероятность  $\approx 84\%$ . Это значит, что если бы погрешность нашей программы была 0.02, то вероятность случатся тому что случилось на рассматриваемых 5 экспериментах в совокупности была бы 84 %. Поняв это, можно решить обратную задачу: сказать, что мы верим эксперименту на скажем 95%, и найти такое  $\varepsilon$ , при котором вероятность его реализации как раз будет 95%. Понятно, что задача решаема – если в предыдущем примере мы возьмем  $\varepsilon = 0.008$ , то распределение вероятностей для истинных значений будет

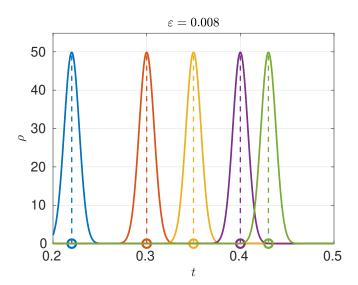


Рис. 2: Обозначения аналогичны Рис. 1. Вероятность реализации эксперимента >99%, что эквивалентно практически полному доверию эксперименту.

Если же все наши экспериментальные точки лежат ближе к центру исследуемой области, то оценка на погрешность выходит грубой. Это понятно из следующего примера. Сдвинем точку 0.22 из предыдущего примера в точку 0.28. График для  $\varepsilon=0.04$  будет выглядить как

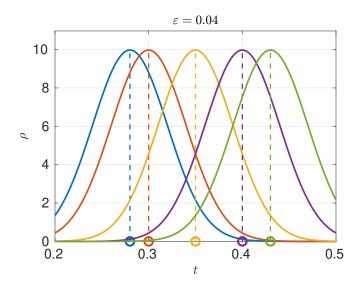


Рис. 3: Обозначения аналогичны Рис. 1. Вероятность реализации эксперимента 92.5%.

Т.е. при налиции точки 0.22, близкой к левой границе иследуемого интервала 0.2, вероятность реализации эксперимента уже при  $\varepsilon=0.02$  была 84%, что говорило о том, что в реальности скорее всего погрешность была меньше. Здесь же даже при  $\varepsilon=0.04$  вероятность все еще >90%. Это на самом деле логично, т.к. если все наши точки у центра интервала, то единственный известный нам факт (на котором и строится вся оценка опгрешности) о том, что все истинные значения попали в интервал, поволяет отбросить только самые большие значения погрешностей.

Заинтересовавшийся читатель может найти весь инходный код проекта и мои контакты для вопросов и предложений здесь. В частности по ссылке лежит программа для оценки ошибок по описываемому здесь методу.

Теперь приведем аналитическое выражение описанной идеи:

#### 2.2 Аналитика

Вероятность попадания *i*-ой истинной точки в интервал

$$p_i(\varepsilon) = \int_a^b g(x, x_i, \varepsilon) dx = \int_{(a-x_i)/\varepsilon}^{(b-x_i)/\varepsilon} g(x, 0, 1) dx.$$
 (5)

Введем функцию (известную как функция ошибок):

$$\operatorname{erf}(x) = \int_{-\infty}^{x} g(t, 0, 1) dt. \tag{6}$$

Попадание каждого истинного значения в интервал - независимое событие, поэтому вероятность реализации нашей совокупности экспериментов

$$p(\varepsilon) = \prod_{i=1}^{N} p_i(\varepsilon) = \prod_{i=1}^{N} \left[ \operatorname{erf}\left(\frac{b - x_i}{\varepsilon}\right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a - x_i}{\varepsilon}\right) \right]$$
 (7)

Для нахождения желаемого  $\varepsilon_0$  решаем уравнение на  $\varepsilon_0$  при заданном  $p_0$ .

$$p(\varepsilon_0) = p_0 \tag{8}$$

Уравнения явно не решается аналитически. Но несложно показать, что функция  $p(\varepsilon)$  монотонна, а интервал изменения  $\varepsilon$  известен и невелик, откуда следует, что уравнени легко решается численно даже самыми простейшими методами вроде деления отрезка пополам. В примерах использован алгоритм, реализованный в функции fzero в Matlab и описанный в [1]

#### 2.3 Продолжение примера аналитикой

Продолжим использовать 5 точек из раздела 2.1. В разделе разделе 2.1 был описан алгоритм как мы задавшись определенным  $\varepsilon$  можем оценить вероятность p, с которой при этом  $\varepsilon$  реализовались бы имеющиеся у нас экспериментальные данные. Сделав так для мноих различных  $\varepsilon$ , можно для каждого из них получить свое значение  $p(\varepsilon)$  (Синяя кривая на Рис. 4).

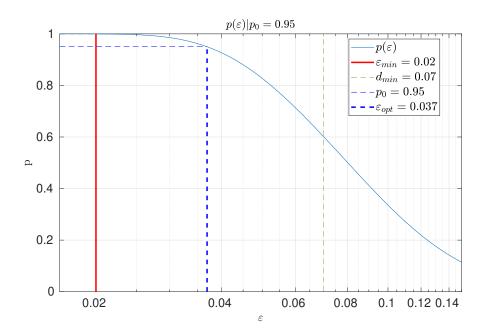


Рис. 4: Зависимость  $p(\varepsilon)$  вероятности реализации эксперимента при данной погрешности программы. Красная линия — принятая минимально возможная погрешность  $\varepsilon_{min}=0.02$ , Синяя вертикаль — найденная оценка, синяя горизонталь — наш выбор  $p_0=95\%$ , зеленый пунктир - минимальное расстояние точек до границы.

Видно, что наличие множества (> 1) точек позволяет улучшить оценку с очевидного значения минимального расстояния до границы — синяя линяя линия левее зеленой, т.е. оценка по предлагаемому методу лучше чем наивная оценка сверху на глаз.

## 3 Результат применения

Можно исследовать, как оценка погрешности зависит от количества имеющихся экспериментальных данных в «усредненном» случае, когда ответы нашей программы расположены в интервале на равных промежутках:

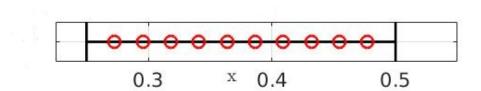


Рис. 5: Равномерное расположение 10 пробных точек в интервале [0.25; 0.5].

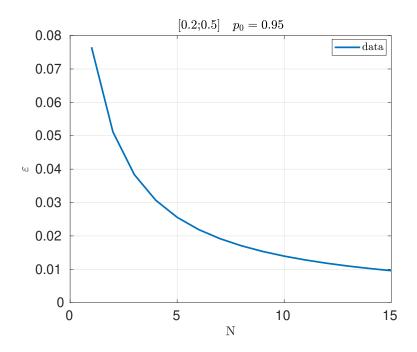


Рис. 6: Зависимость  $\varepsilon(N)$  оценки погрешности программы от количества экспериментальных точек при их равномерном распределении в интервале.

На глаз зависимость на Рис. 6 близка к 1/N, что ожидаемо, т.к. погрешность в основном определяется минимальным расстояние до границы, которое при выбранной расстановке точек убывает как 1/N.

Можно проверить отклонения от закона 1/N – рис. (7).

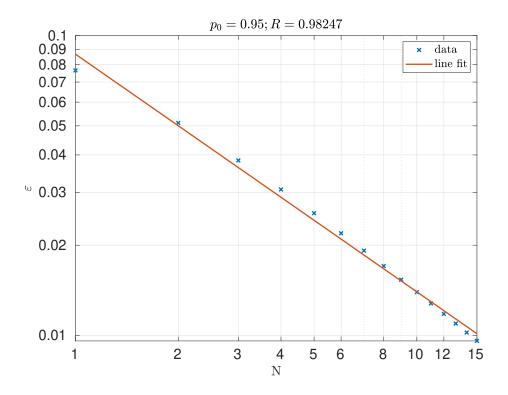


Рис. 7:  $\varepsilon(N)$ , логарифмический масштаб, попытка линеаризации

Видно, что наклон с правда близок к -1, но небольшие отклонения от линейности есть.

## 4 Описание и рекомендации к программе

Для удобства применения изложенного метода создана программа, позволяющее получить оценку погрешности для любого заданного набора экспериментов.

Окно программы выглядит так:

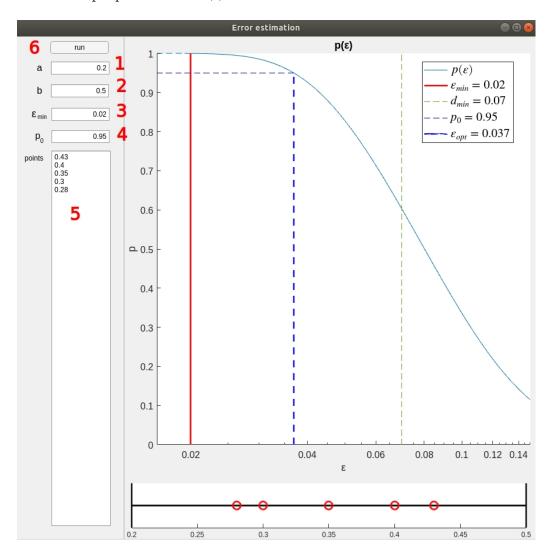


Рис. 8: Окно программы. 1,2 — границы анализируемого интервала. 3 — априорная минимально допустимая погрешность. 4 — степень доверия эксперименту. 5 — имеющиеся результаты работы программы. 6 — сделать расчет с введенными данными.

Поясним, что изображено на рисунках:

### 4.1 Исследуемый интервал, ввод имеющихся данных

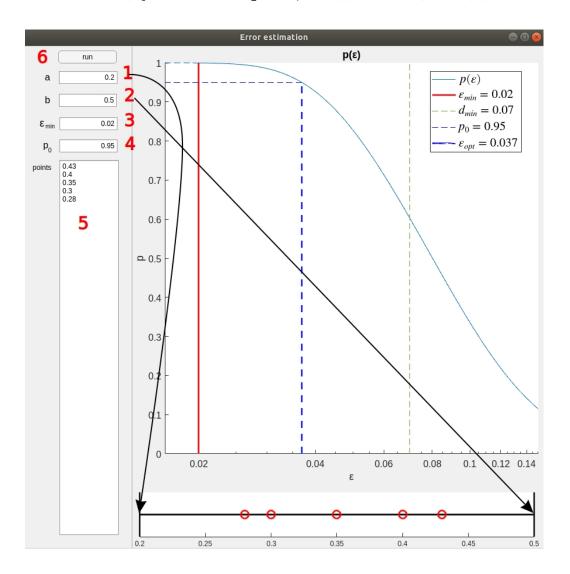


Рис. 9: Значения полей 1 и 2 — значения a и b, т.е. границ исследуемного интервала.

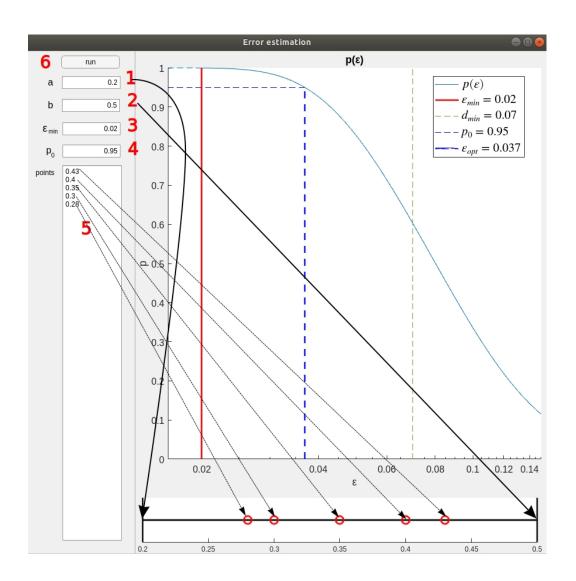


Рис. 10: Таблица 5 – имеющиеся ответы программы.

#### 4.2 Основной рисунок

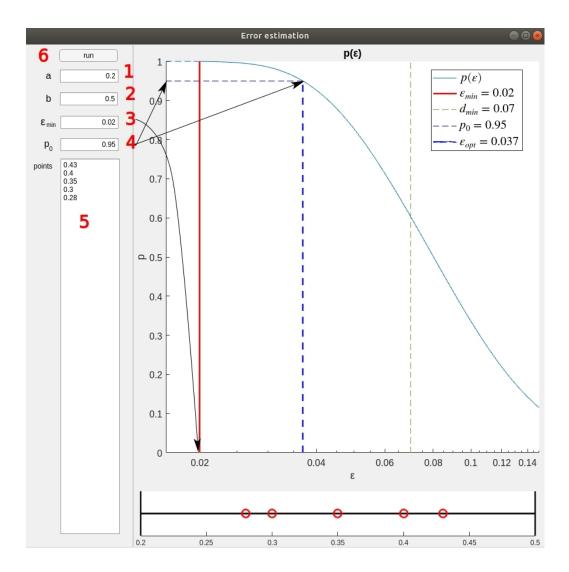


Рис. 11: Поле 3 — априорное значение минимально допустимой погрешности. Оно задается по соображениям пользователя исходя из сторонней информации. Поле 4 — степень доверия эксперименту. Если мы уверены в эксперименте на 95% — пишем 0.95. Основная задача программы состоит в использовании этой величины — по точкам 5 и интервалу 1,2 программа строит голубую кривую и находит тот X (т.е. тот  $\varepsilon$ ), при котором кривая принимает значение в поле 4 (т.е. вероятность реализации эксперимента совпадает с нашими ожиданиями).

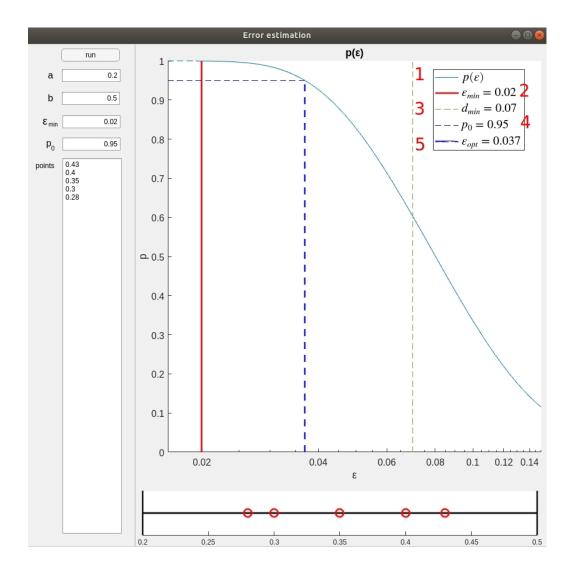


Рис. 12: Описание легенды. 1 — зависимость вероятности реализации имеющейся совокупонсти экспериментов от предполагаемой погрешности предсказаний. 2 — априорно заданная минимальная погрешность. 3 — минимальное расстояние от заданного множества точек до блжайшей границы интервала. 4 — степень доверия эксперименту. 5 — ответ программы, получанная оценка погрешности предсказаний.

# Список литературы

[1] F Grund. "Forsythe, GE/Malcolm, MA/Moler, CB, Computer Methods for Mathematical Computations. Englewood Cliffs, New Jersey 07632. Prentice Hall, Inc., 1977. XI, 259 S". B: ZaMM 59.2 (1979), c. 141—142.