

Статистическая интерпретация оператора S_{BG} следующая: ядро $S_{BG}^x(x, x')$ – корреляционная функция множества функций поля $r(x)$ таких, что значения поля в соседних точках не коррелированы, а дисперсия значений растет по мере удаления от **расматриваемой точки** x_0 как $(x - x_0)^2$. Патологичность такой конструкции S_{BG} проявляется в двух отношениях: во-первых, оценка B - Γ оптимальна только в том случае, если считать, что множество во функции поля $r(x)$ **зависит от рассматриваемой точки** x_0 : $S_{BG}(\cdot) \sim \int S_{BG}^x(x, x') dx'(\cdot)$; во-вторых, даже оценка единственного функционала (фиксируем точку x_0) будет оптимальной для слишком специфического множества $\{r(x)\}$. Поясним второе утверждение.

Парадокс Бакуса–Гильберта. Рассмотрим простую модельную задачу: исследуемое поле $r(x)$ – сигнал на входе прибора, $\Phi(x)$ – весовые функции (аппаратные функции) прибора, соответствующие трем (для простоты – безошибочным) измерениям; индекс i принимает три значения $i = -x_0, i = 0, i = x_0$:

$$\Phi_{-x_0} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(x+x_0)^2}{\sigma^2}\right\};$$

$$\Phi_0 = C \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{x^2}{\sigma^2}\right\} + c \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{\left[x - \left(\frac{C}{c}\right)^{1+\epsilon} x_0\right]^2}{\sigma^2}\right\} = \Phi_0^C + \Phi_0^c,$$

где $\epsilon > 0, C+c = 1, C/c \ll 1$,

$$\Phi_{x_0} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(x-x_0)^2}{\sigma^2}\right\} \quad (\text{рис. 1}).$$

Пусть $\frac{x_0}{\sigma} \gg 1$. Требуется оценить по результатам трех измерений значение сигнала $r(x)$ в точке $x = 0$.

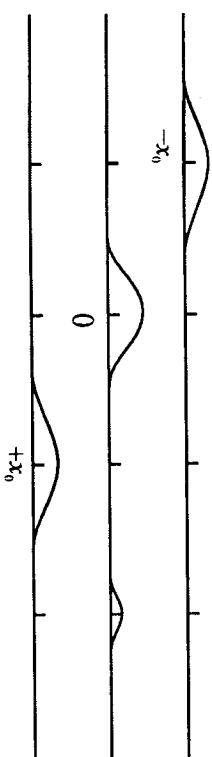


Рис. 1.

Вспоминая, что каждое измерение u_i – функционал $\int \Phi_i(x)r(x)dx$, видим, что измерения представляют результаты некоторого осреднения сигнала $r(x)$ на интервале Δx_i :

$$u_{-x_0} = \frac{\int r(x)\Phi_{-x_0}(x)dx}{\int \Phi_{-x_0}(x)dx} = \langle r \rangle_{-x_0},$$

$$u_0 = \frac{\int r(x)\Phi_0^C(x)dx + \int r(x)\Phi_0^c(x)dx}{\int \Phi_0^C(x)dx + \int \Phi_0^c(x)dx} \approx \frac{\int r(x)\Phi_0^C(x)dx}{\int \Phi_0^C(x)dx} = \langle r \rangle_0$$

(если только не предполагать, что сигнал $r(x)$ по какой-то причине резко растет с ростом x^2),

$$u_{x_0} = \langle r \rangle_{x_0}.$$

Решение задачи очевидно: наилучшая оценка значения сигнала в точке $x = 0$ соответствует тому, что второе измерение должно входить в оценку с максимальным весом, а первое и третье – с примерно равными (если не предполагать резких вариаций сигнала $r(x)$ на рассматриваемом интервале), но преобладающе малыми (если не предполагать наличие сильных корреляций значений сигнала $r(x)$ в точках $x = x_0, x = -x_0$ и точке $x = 0$) весами.

Никаких представлений о сигнале $r(x)$ в методе Бакуса–Гильберта не содержится, поэтому мы вправе ожидать, что оценка по методу Бакуса–Гильберта будет разумной. Вектор оценки \hat{a} (т.е. весов, с которыми должны войти в оценку значения $r(0)$ результаты измерений) в данном случае:

$$\hat{a}_{BG} = \frac{U_{BG}^{-1} \bar{1}}{\bar{1}^T U_{BG}^{-1} \bar{1}}, \quad (19a)$$