

Выбор априорного распределения

Грабовой Андрей Валериевич

Московский физико-технический институт

ВЦ РАН, Москва, 2018

Постановка задачи

Пусть $p(x|\theta)$ — модель с неизвестным θ .

Нужно получить априорное распределение $p(\theta)$.

Информативное априорное распределение

Использует некоторую определенную информация о параметре.

Неинформативное априорное распределение

Использует только общую информацию о параметре.

Несобственное априорное распределение (improper priors)

Это такой prior к которому не требуется свойство нормируемости.

К примеру допускается, что $\forall \theta \in \mathbb{R} p(\theta) = 1$

Выполняется свойство: $\forall \theta_1, \theta_2 p(\theta_1) > p(\theta_2) \Leftrightarrow \theta_1$ более правдоподобный чем θ_2 .

Требуется, чтобы posterior имел свойство нормируемости.

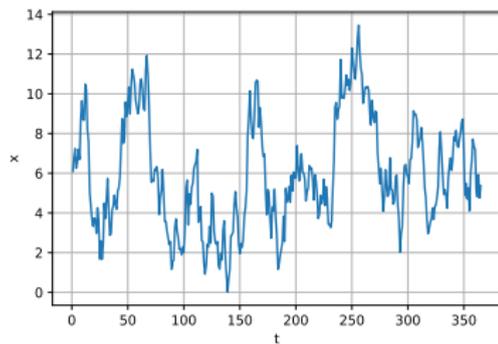
Задача:

Пусть $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, нужно предложить априорное распределение на μ и σ не имея никаких представлений о выборке.

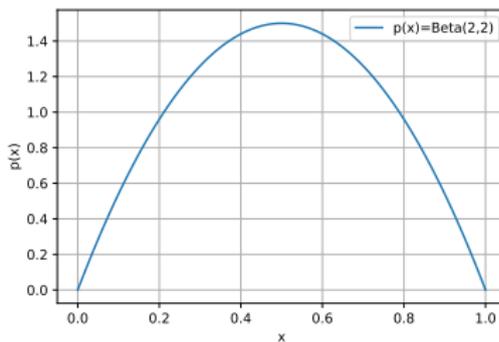
Вопрос:

Какое Вы можете предложить априорное распределение на параметры μ и σ .

- Какое это априорное распределение?
- Информативное или неинформативно?
- Собственное или несобственное?



(a)



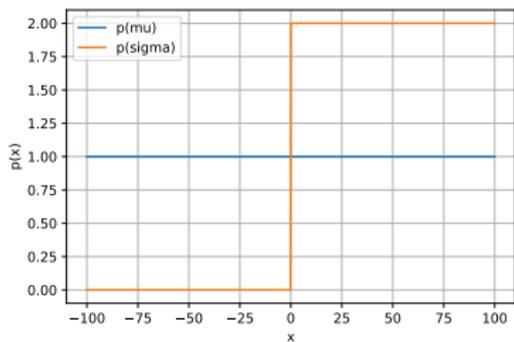
(b)

Рис.: информативный prior

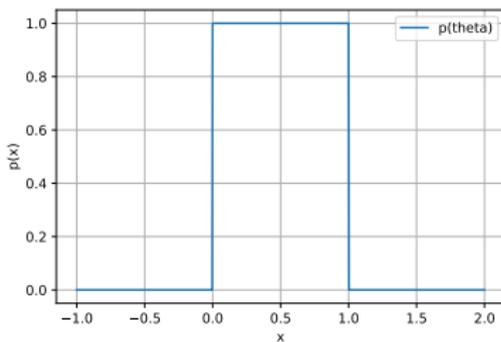
Описание:

(a) — случайное блуждание. Тогда $p(t_{i+1}) \sim N(t_{i+1}|t_i, \sigma^2)$

(б) — информативный prior на параметр в $Be(\theta)$. Проверяем насколько симметрична монетка только что вышедшая с конвейера.



(a)



(b)

Рис.: неинформативный prior

Описание:

(a) — μ и σ параметры нормального распределения

(б) — неинформативный prior на параметр в $Be(\theta)$. Заложены только знания о том, что θ это вероятность.

Improper posterior:

$$x \sim Be(\theta), p(\theta) = \frac{1}{\theta(1-\theta)} = Beta(0, 0) \Rightarrow \int_0^1 p(\theta) d\theta > -\log 0 = \infty$$
$$p(\theta|x) \propto \theta^{x-1}(1-\theta)^{-x} \Rightarrow \int_0^1 p(\theta|x) d\theta = \int_0^1 \theta^{x-1}(1-\theta)^{-x} d\theta = \infty$$

Proper posterior:

$$x \sim Bin(n, \theta), p(\theta) = Beta(0, 0)$$
$$p(\theta|x) \propto \theta^{x-1}(1-\theta)^{n-x-1} \Rightarrow \int_0^1 p(\theta|x) = \int_0^1 \theta^{x-1}(1-\theta)^{n-x-1} d\theta \leq$$
$$\leq_{x \neq n} \int_0^1 \theta^{x-1} d\theta =_{x \neq 0} \frac{1}{x}$$

Теорема:

Если априорное распределение дискретной(непрерывной) случайной величины собственное распределение, тогда апостериорное распределение всегда(почти всегда) собственное.

$$p(\theta|x) \propto p(x|\theta)p(\theta) \Rightarrow \int p(x|\theta)p(\theta) d\theta = p(x) \leq \sum p(x_i) =$$
$$= \sum \int p(x_i|\theta)p(\theta) d\theta = \int \sum p(x_i|\theta)p(\theta) d\theta = \int p(\theta) d\theta < \infty$$

Пусть $p(\theta)$, $p(\theta|x)$ — априорное и апостериорное распределение некоторого параметра θ , $q(x)$ — неизвестное распределение наблюдаемой величины x

Определение:

$$KL(p) = E [D_{KL}(p(\theta|x) || p(\theta))] \rightarrow \max_p$$

В некотором смысле мы выбираем такой prior, который является наименее информативным после наблюдения x .

Альтернативная форма:

$KL(p) = \int q(x) \int p(\theta|x) \log \frac{p(\theta|x)}{p(\theta)} d\theta dx = - \int q(x) H(\theta|x) dx + H(\theta) =$
где $H(x) = - \int p(x) \log p(x) dx$ — энтропия

$$= - \int p(\theta) \log \left[\frac{p(\theta)}{\sqrt{NI(\theta)}} \right] d\theta = -D_{KL}(p||I) \rightarrow \max_p \Rightarrow p(\theta) \propto \sqrt{I(\theta)}$$

Определение:

$$p(\bar{\theta}) \propto \sqrt{\det \mathcal{I}(\bar{\theta})} \Rightarrow p(\theta) \propto \sqrt{\mathcal{I}(\theta)}, \quad \mathcal{I}(\theta) = -\mathbb{E} \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \theta^2} \right]$$

Не зависит от параметризации:

$$p(\phi) \propto p(\theta) \left| \frac{\partial \theta}{\partial \phi} \right| \propto \sqrt{\mathbb{E} \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \theta^2} \right] \frac{\partial \theta^2}{\partial \phi^2}} = \sqrt{\mathbb{E} \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \phi^2} \right]} = \sqrt{\mathcal{I}(\phi)}$$

Пример использования:

Пусть заданы $x \sim \text{Be}(\theta)$ и задана параметризация $\phi = \frac{\theta}{1-\theta}$

$$\log L(x, \theta) = x \log \theta + (1-x) \log(1-\theta) \Rightarrow \mathcal{I}(\theta) = \frac{1}{\theta(1-\theta)}$$

$$p(\theta) \propto \sqrt{\mathcal{I}(\theta)} \Rightarrow p(\theta|x) \propto \theta^{x-\frac{1}{2}}(1-\theta)^{\frac{1}{2}-x}$$

$$p(\phi|x) = p(\theta|x) \frac{\partial \theta}{\partial \phi} \propto \frac{\phi^{x-\frac{1}{2}}}{(1+\phi)^2}$$

$$\log L(x, \phi) = x \log \phi - \log(1+\phi) \Rightarrow \mathcal{I}(\phi) = \frac{1}{\phi(1+\phi)^2}$$

$$p(\phi) \propto \sqrt{\mathcal{I}(\phi)} \Rightarrow p(\phi|x) \propto \frac{\phi^{x-\frac{1}{2}}}{(1+\phi)^2}$$

Распределение Гаусса с μ как параметром:

$$p(x|\mu) = \frac{\exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \Rightarrow p(\mu) \propto \sqrt{\mathcal{I}(\mu)} = \sqrt{E\left(\frac{1}{\sigma^2}\right)} = \frac{1}{|\sigma|} \propto 1$$

Распределение Гаусса с σ как параметром:

$$p(x|\sigma) = \frac{\exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \Rightarrow p(\sigma) = \sqrt{E\left(\frac{3(x-\mu)^2}{\sigma^4} - \frac{1}{\sigma^2}\right)} = \sqrt{\frac{1}{2\sigma^2}} \propto \frac{1}{|\sigma|}$$

Распределение Пуассона с λ как параметром:

$$p(n|\lambda) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} \Rightarrow p(\lambda) = \sqrt{E\left(\frac{n}{\lambda^2}\right)} = \sqrt{\frac{1}{\lambda}}$$

Во всех 3-х случаях получаем improper prior для μ , $\log|\sigma|$ и $\sqrt{\lambda}$.

Информативный & неинформативный prior:

Информативный prior, тот в который вкладываются некоторые знания об наблюдениях.

Неинформативный prior, использует только общие представления о функции распределения.

Собственный & несобственный prior:

Можно использовать improper prior \Rightarrow нужно проверить posterior

Используя proper prior \Rightarrow posterior всегда proper

Jeffreys prior:

Априорное распределение, которое построено на основе максимизации ожидаемого сходства prior и соответствующего ему posterior.