

# O Teorema de Bayes e sua Aplicação à Estimativa do Viés de uma Moeda

Carlos Eduardo Gonçalves de Oliveira

LinkedIn: [linkedin.com/in/cego669](https://www.linkedin.com/in/cego669)

GitHub: [github.com/cego669](https://github.com/cego669)

## O teorema de Bayes

Aqui, exploramos o teorema de Bayes aplicando-o ao problema de estimar a função densidade de probabilidade de o viés de uma moeda ser igual a  $\theta$  dada uma sequência de jogadas observadas. Neste experimento, realizamos  $n$  jogadas de uma moeda, das quais  $k$  resultam em "cara".

Assim, o teorema de Bayes fica:

$$f_{\Theta|n,k}(\theta|n,k) = \frac{f_{\Theta}(\theta)P_{n,k|\theta}(n,k|\theta)}{P_{n,k}(n,k)}$$

Note que  $f_{\Theta}(\theta)$  e  $P_{n,k}(n,k)$  representam nosso conhecimento inicial (*a priori*) acerca de  $\theta$  e do número de jogadas.

## Mas o que sabemos sobre $\theta$ ?

Não sabemos **nada** sobre  $\theta$  antes de jogar a moeda. Portanto, é razoável assumirmos que todos os valores de  $\theta$  entre 0 e 1 são igualmente prováveis. Nesse sentido, temos:

$$f_{\Theta}(\theta) = \begin{cases} 1, & \text{se } 0 \leq \theta \leq 1, \\ 0, & \text{se } \theta < 0 \text{ ou } \theta > 1. \end{cases}$$

## Certo, mas e em relação a $P_{n,k}(n,k)$ ?

Qual é o nosso conhecimento prévio acerca da função de probabilidade para  $n$  e  $k$ ? Sim, é um pouco estranho pensar sobre isso, mas a verdade é que não precisamos. Basta aplicar a lei da probabilidade total, que nos diz o seguinte:

$$P(A) = \sum_n P(A | B_n)P(B_n)$$

Portanto, dado que  $f_{\Theta}(\theta)$  é uma função contínua, temos que trabalhar com uma integral em vez de um somatório, da seguinte forma:

$$P_{n,k}(n,k) = \int_0^1 P_{\Theta|n,k}(\theta|n,k)f_{\Theta}(\theta) d\theta$$

Perceba que a função  $P_{n,k|\theta}(n,k|\theta)$  nada mais é do que a probabilidade da sequência de  $n$  jogadas da moeda com viés  $\theta$  resultar em  $k$  caras: uma distribuição binomial. Nesse sentido:

$$P_{n,k|\theta}(n, k|\theta) = \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k}$$

Substituindo devidamente as funções, temos que resolver esta integral:

$$P_{n,k}(n, k) = \int_0^1 \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k} \cdot 1 \, d\theta$$

Como  $\binom{n}{k}$  é uma constante em relação a  $\theta$ , podemos colocá-la para fora da integral:

$$P_{n,k}(n, k) = \binom{n}{k} \int_0^1 \theta^k (1 - \theta)^{n-k} \, d\theta$$

A integral que temos que resolver é conhecida como a forma normalizada da função beta. Seu resultado é dado da seguinte forma:

$$\int_0^1 \theta^k (1 - \theta)^{n-k} \, d\theta = \frac{\Gamma(k+1)\Gamma(n-k+1)}{\Gamma(n+2)}$$

onde  $\Gamma(x)$  é a função gama, que generaliza o fatorial para números reais, com a propriedade  $\Gamma(x+1) = x!$  para números inteiros  $x$ .

Substituindo o valor da integral:

$$P_{n,k}(n, k) = \binom{n}{k} \frac{\Gamma(k+1)\Gamma(n-k+1)}{\Gamma(n+2)}$$

Utilizando a relação entre a função gama e o fatorial ( $\Gamma(k+1) = k!$ ), temos:

$$P_{n,k}(n, k) = \binom{n}{k} \frac{k!(n-k)!}{(n+1)!}$$

Sabendo que  $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$ , podemos simplificar:

$$P_{n,k}(n, k) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot \frac{k!(n-k)!}{(n+1)!}$$

$$P_{n,k}(n, k) = \frac{n!}{(n+1)!} = \frac{1}{n+1}$$

Portanto, temos:

$$P_{n,k}(n, k) = \frac{1}{n+1}$$

Conseguimos! Foi um caminho longo para chegarmos num resultado tão simples, não é mesmo!?

## Substituindo tudo no teorema de Bayes

Agora que determinamos cada um dos termos no teorema de Bayes, podemos substituir tudo na equação inicial:

$$f_{\Theta|n,k}(\theta|n, k) = \frac{1 \cdot \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k}}{\frac{1}{n+1}}$$

Simplificando:

$$f_{\Theta|n,k}(\theta|n, k) = (n+1) \binom{n}{k} \theta^k (1-\theta)^{n-k}.$$

Lembrando que  $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$ , podemos reescrever:

$$f_{\Theta|n,k}(\theta|n, k) = (n+1) \frac{n!}{k!(n-k)!} \theta^k (1-\theta)^{n-k}.$$

## Interpretando o resultado

A função densidade de probabilidade condicional  $f_{\Theta|n,k}(\theta|n, k)$  nos dá a probabilidade de o viés da moeda ser  $\theta$ , dado que observamos  $k$  caras em  $n$  jogadas. Note que este resultado corresponde a uma distribuição beta, definida como:

$$\text{Beta}(\theta; \alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{\beta-1}, \quad \text{para } 0 \leq \theta \leq 1.$$

No nosso caso, temos que:

$$\alpha = k+1 \quad \text{e} \quad \beta = n-k+1.$$

Portanto,  $f_{\Theta|n,k}(\theta|n, k)$  segue uma distribuição beta com parâmetros  $\alpha = k+1$  e  $\beta = n-k+1$ :

$$f_{\Theta|n,k}(\theta|n, k) = \text{Beta}(\theta; k+1, n-k+1).$$

## Conclusão

Aplicando o teorema de Bayes, mostramos que a densidade de probabilidade posterior do viés de uma moeda  $\theta$ , dado o número de caras  $k$  em  $n$  jogadas, segue uma distribuição beta. Este é um resultado fundamental e interessantíssimo em inferência bayesiana, pois nos permite atualizar nossas crenças sobre  $\theta$  com base em evidências observadas.