

Aula 5

Aula passada

- Valor esperado condicional
- Espaço amostral contínuo, função densidade
- Limitantes para probabilidade
- Desigualdades de Markov, Chebyshev, Chernoff
- *with high probability*

Aula de hoje

- Limitante da união
- Método do primeiro momento
- Lei dos grandes números (fraca e forte)
- Erro e confiança

Pergunta da Aula Passada

- Calcular valor exato para cauda é bem mais difícil que calcular limite superior
 - $N \sim \text{Bin}(10000, 0.002) \rightarrow \mu = 200$

$$P[N \geq 500] = \sum_{i=500}^{10000} \binom{10000}{i} \left(\frac{2}{1000}\right)^i \left(1 - \frac{2}{1000}\right)^{10000-i}$$

Número muito grande!

Número muito pequeno!

- Problema: multiplicar número grande por pequeno!
- Por Chernoff, temos

$$P[X \geq (1+1.5)\mu] \leq \left(\frac{e^{1.5}}{(1+1.5)^{1+1.5}}\right)^{200}$$

Número de bom tamanho, que já é a probabilidade!

Limitante da União

- O muito famoso *Union Bound*
 - muito usado na computação e matemática
 - muito útil para lidar com muitos eventos que não necessariamente são mutuamente exclusivos ou independentes
- Sejam A e B dois eventos em um espaço amostral
- Temos que

$$P[A \vee B] = P[A + B] = P[A] + P[B] - P[A \wedge B]$$

$$P[A \cup B] \leq P[A] + P[B] \leq P[A] + P[B]$$

- Se A e B são mutuamente exclusivos, temos igualdade (pois interseção é vazia)

Limitante da União

- Seja A_i uma sequência de eventos de um espaço amostral, com $i = 1, \dots, n$
- Temos que

$$P[\cdot \cup_i A_i] = P\left[\sum_i^n A_i\right] \leq \sum_i^n P[A_i]$$

$P[A_i] = P[A_j] \quad \forall i, j$

- Se A_i forem identicamente distribuídos (mesma probab)

$$P[\cdot \cup_i A_i] = P\left[\sum_i^n A_i\right] \leq \sum_i^n P[A_i] = n P[A_1]$$

- Caso contrário, ainda temos

$$P[\cdot \cup_i A_i] = P\left[\sum_i^n A_i\right] \leq \sum_i^n P[A_i] \leq n \max_i P[A_i]$$

Exemplo

- Jogar um dado honesto três vezes. Qual a probabilidade de sair 6 ao menos uma vez?
- Seja X_i o resultado da i -ésima rodada

$$\begin{aligned} P[X_1=6 \vee X_2=6 \vee X_3=6] &\leq P[X_1=6] + P[X_2=6] + P[X_3=6] \\ &= 3\left(\frac{1}{6}\right) = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

- Qual é a probabilidade exata?
- Complemento de não sair 6 em nenhuma rodada!

$$\begin{aligned} &1 - P[X_1 \neq 6 \wedge X_2 \neq 6 \wedge X_3 \neq 6] \\ &= 1 - P[X_1 \neq 6]P[X_2 \neq 6]P[X_3 \neq 6] \quad (\text{por independência}) \\ &= 1 - \left(\frac{5}{6}\right)^3 = 0.42 \quad \leftarrow \text{Limitante deu um bom resultado!} \end{aligned}$$

Exemplo 2

- Jogar um dado honesto 10 vezes. Qual a probabilidade de sair 6 ao menos uma vez?
- Seja X_i o resultado da i -ésima rodada

$$P[.\cup_i \{X_i=6\}] = P[\sum_{i=1}^{10} \{X_i=6\}] \leq 10\left(\frac{1}{6}\right) = \frac{5}{3} \quad \text{← Nada útil!!!}$$

- Limitante da união demanda parcelas com probabilidade pequena e/ou pequeno número de parcelas!
 - caso contrário, resultado não é útil

Bolas e Urnas

- Considere kn bolas jogadas aleatoriamente sobre n urnas, para $k \geq 1$
- Qual a prob de termos ao menos uma urna vazia (p_0)?
- X_i : v.a. indicadora que urna i está vazia

$$P[X_i] = \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{kn} \xrightarrow{\text{em } kn \text{ tentativas}} \text{prob. urna } i \text{ vazia}$$

prob. da bola não cair na urna

- Limitante da união

$$p_0 = P[\cup_i^n \{X_i\}] = P[\sum_{i=1}^n \{X_i\}] \leq n \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{kn}$$

- Exemplos

- $n=10, k=3 \rightarrow p_0 = 0.42$

- $n=100, k=2 \rightarrow p_0 = 13.4$ (nada útil)

Método do Primeiro Momento

- Seja A_n uma sequência de eventos sobre o respectivo espaço amostral (n é algum parâmetro do modelo)
- Muitas vezes queremos entender se e quando a probabilidade de um evento vai a zero

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] = 0$$

*É uma forma de computar a convergência
do valor esperado
Para onde vai o limite da probabilidade do evento?*

- Em particular, seja X_n uma v.a. que assume valores inteiros e não negativos, parametrizada por um parâmetro n
 - X_n conta ocorrências de alguma coisa
- Considere o evento $X_n > 0$ → *Para ser mais geral, trabalhemos com a v.a. ao invés do evento*
- Queremos entender $\lim_{n \rightarrow \infty} P[X_n > 0]$

Método do Primeiro Momento

- Neste caso, temos o seguinte resultado
- Se $\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] = 0$ então $\lim_{n \rightarrow \infty} P[X_n > 0] = 0$
Se $E[X_n] \rightarrow 0$, então $X_n \rightarrow 0$. logo, $P[X_n > 0] \rightarrow 0$
- Ou seja, se $E[X_n] = 0$, X_n assume valor 0 com probabilidade que vai a 1 quando $n \rightarrow \infty$ → X_n só pode assumir um valor, 0 -
 - não há ocorrências do evento que X_n conta
- Prova: desigualdade de Markov!
 - $P[X \geq k] \leq E[X] / k$
 - para $k=1$, temos que $P[X \geq 1] \leq E[X]$, e como X é inteiro, temos que $P[X \geq 1] = P[X > 0] \leq E[X]$
 - logo, se $E[X]$ vai a zero, $P[X > 0]$ também vai a zero
- Abordagem conhecida por método do primeiro momento

Bolas e Urnas

- Considere kn bolas jogadas aleatoriamente sobre n urnas, para $k \geq 1$
- Qual valor de k (em função de n) para que a prob de termos ao menos uma urna vazia (p_0) seja zero?
- X_i : v.a. indicadora que urna i está vazia

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i \quad \leftarrow \quad Y = \text{número de urnas vazias} \\ (\text{em sistemas com } n \text{ urnas})$$

- Determinar quando $E[Y]$ vai a zero
 - condição suficiente pelo método do primeiro momento

$$E[Y] = E\left[\sum_i^n X_i\right] = \sum_i^n E[X_i] = n\left(1 - \frac{1}{n}\right)^{kn}$$

- Se $k = \omega(\log n)$ então $E[Y] \rightarrow 0$
- Logo, se o número de bolas $> n \log n$, não teremos nenhuma urna vazia (com certeza, conforme n cresce)!

Lei dos Grandes Números

- Todos devem conhecer, ao menos intuitivamente!
- Motivação: Jogar um dado honesto com seis faces n vezes
- X_i : resultado da i -ésima jogada
- $N_1(n)$: número de vezes que o resultado é 1
- $F_1(n)$: fração de vezes que o resultado é 1



$$N_1(n) = \sum_{i=1}^n I(X_i = 1) \quad F_1(n) = \frac{N_1(n)}{n}$$

Binomial
Normalizada
(tende a p)

- Quanto vale $F_1(10) = ?$
- $F_1(100) = ?$
- $F_1(1000) = ?$

N_1 terá uma distribuição binomial com $p = 1/\#faces$, pois é a soma de indicadoras.

Lei dos Grandes Números

- $F_1(n)$ converge para $P[X_i = 1]$ quando $n \rightarrow \infty$
- Frequência relativa do resultado de experimento aleatório converge para sua probabilidade!

Conexão da teoria com a prática!



- Resultado fundamental em probabilidade e estatística
- Atribui significado físico a um conceito abstrato
 - probabilidade existe!
 - números aleatórios quando muitos, convergem (lei dos “muitos” números)

Lei dos Grandes Números

- Seja X_i uma sequência de v.a. iid, tal que

- $\mu = E[X_i]$, $\sigma^2 = \text{Var}[X_i]$

$$X = M_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \leftarrow \begin{array}{l} \text{Condicões da} \\ \text{Lei dos grandes} \\ \text{números} \end{array}$$

chamada de média amostral

- M_n é uma v.a. Qual seu valor esperado, variância?

$$E[M_n] = \frac{1}{n} E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] = \frac{1}{n} n\mu = \mu$$

$$\text{Var}[M_n] = \frac{1}{n^2} \text{Var}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] = \frac{1}{n^2} n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

→ A variância da média amostral diminui com n



Lei Fraca dos Grandes Núm.

- M_n possui mesmo valor esperado que X_i e variância que vai a zero com n



$$E[M_n] = \mu \quad \text{Var}[M_n] = \frac{\sigma^2}{n}$$

- Lei fraca dos grandes números
 - se μ finito, para qualquer $\epsilon > 0$, temos
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|M_n - \mu| < \epsilon] = 1$$
- Chamado de “convergência em probabilidade”
- Probabilidade de M_n estar ϵ de distância da média vai a 1, para qualquer ϵ positivo (ex. $\epsilon = 10^{-10}$)

Lei Fraca dos Grandes Núm.

- Quem poderá nos ajudar a provar este resultado (assumindo σ^2 é finito)?
- Para qualquer $\varepsilon > 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P[|M_n - \mu| < \varepsilon] = 1$

$$E[M_n] = \mu \quad \text{Var}[M_n] = \frac{\sigma^2}{n}$$

Lembrando que Chebyshov é uma

- Lembrando desigualdade de Chebyshev

$$P[|M_n - \mu_{M_n}| \geq k \sigma_{M_n}] \leq \frac{1}{k^2}$$

de cauda, então temos valores pequenos

$$\sigma_{M_n}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \rightarrow \sigma_{M_n} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

- Aplicando, temos

$$k \sigma_{M_n} = \epsilon \rightarrow k = \frac{\epsilon \sqrt{n}}{\sigma} \sigma_{M_n}$$

$$\text{Var}[v_i] = \sigma^2$$

$$\text{Var}[r_n] = \sigma_{r_n}^2$$

Lei Fraca dos Grandes Núm.

- Usando a complementar

$$P[|M_n - \mu| < \epsilon] = 1 - P[|M_n - \mu| > \epsilon]$$

- Usando Chebyshev

$$P[|M_n - \mu| \geq k \sigma_{M_n}] \leq \frac{1}{k^2} = \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n}$$

- Substituindo acima, temos

$$P[|M_n - \mu| < \epsilon] = 1 - P[|M_n - \mu| > \epsilon] \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n}$$

- Cujo limite vai a 1 com $n \rightarrow \infty$

$$P[|M_n - \mu| < \epsilon] \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n}$$

Lei Forte dos Grandes Núm.

- M_n possui mesmo valor esperado que X_i e variância que vai a zero com n



$$E[M_n] = \mu \quad \text{Var}[M_n] = \frac{\sigma^2}{n}$$

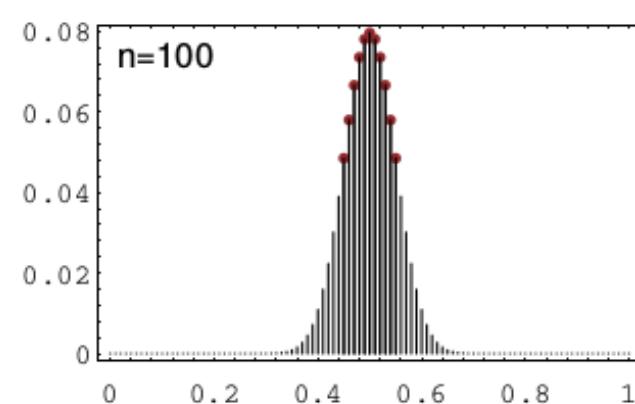
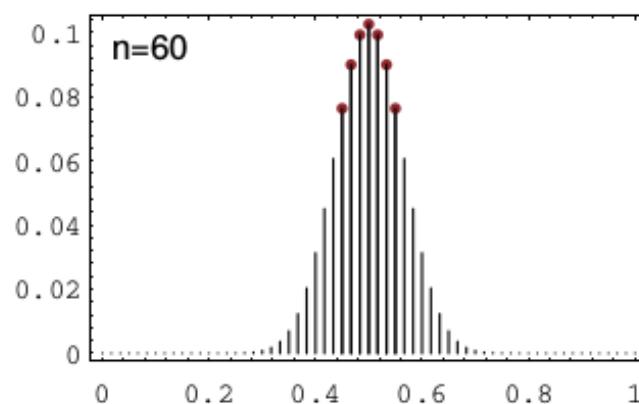
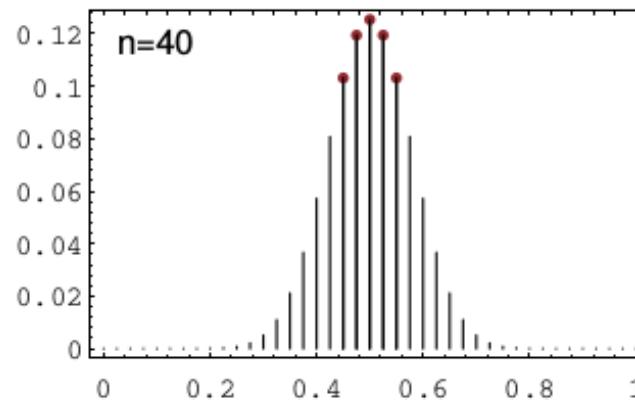
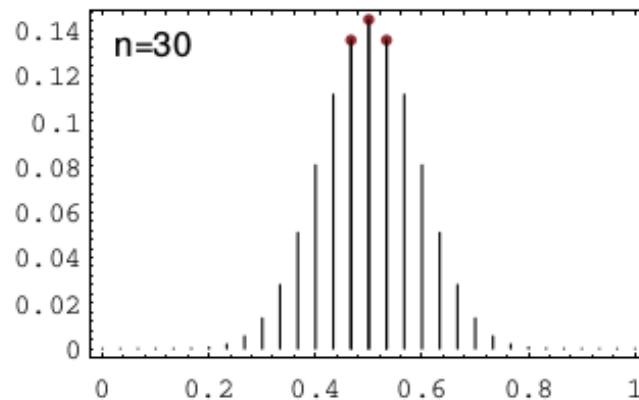
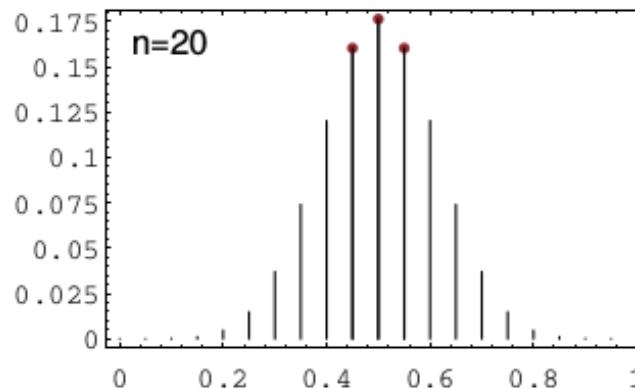
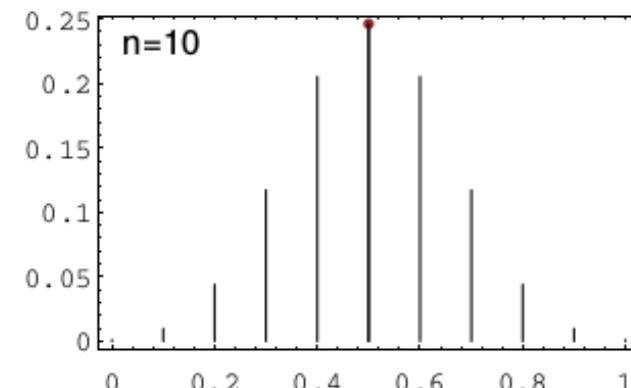
- Para μ finito, temos
- Lembrando que μ é uma V.P. que possui uma probabilidade dessa V.A. ser igual ao seu valor esperado.

$$P[\lim_{n \rightarrow \infty} M_n = \mu] = 1$$

- Chamado de “convergência quase certamente” (almost surely)

Quando $n \rightarrow \infty$, essa prob. vai a 1.
- Resultado bem mais forte (não temos ε)
 - M_n de fato converge para sua média!

Exemplo



- Moeda honesta, fração de caras

$$E[M_n] = \frac{1}{2}$$

$$\text{Var}[M_n] = \frac{1}{4n}$$

- Conforme n aumenta, M_n fica mais centrada!

Calculando Erro e Confiança



- Podemos usar Chebyshev para calcular precisão e confiança na lei dos grande números
 - Seja precisão ϵ , confiança β
 - Parâmetros
Nosso problema é escolher n de forma que essa desigualdade seja verdadeira
 - Dado precisão ϵ , confiança β (além de μ e σ^2), podemos calcular valor de n para atingir esta meta
 - Também basta estimar σ^2 por média amostral
 - Lembrando
- $$P[|M_n - \mu| < \epsilon] \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n} \rightarrow 1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n} = \beta$$
- $n = \frac{\sigma^2}{\epsilon^2(\beta)}$
- Confiança: relação linear com n
 - Precisão: relação quadrática com n
 - Implicações importantes!

Exemplo



- Suponha uma moeda enviesada, com probabilidade de cara sendo 45%
- Você quer testar se moeda é enviesada. Quantas vezes lançar a moeda?
- Supor $\varepsilon = 0.01$ e $\beta = 0.95$
- Temos $\mu = 0.45$, $\sigma^2 = 0.45 * 0.55$ $p(1-p)$

$$P[M_n \in [0.44, 0.46]] > 1 - \frac{(0.45 * 0.55)}{(0.01)^2 n} = 0.95$$

- Logo, $n = 49500$

Limitante da união: $P[A \cup B] \leq P[A] + P[B]$
 ↳ só é útil quando $P[A_i]$ for pequeno

Método do 1º momento: Se $\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] = 0$ então $\lim_{n \rightarrow \infty} P[X_n \geq 0] = 0$
 Se $E[X_n] \rightarrow 0$, então $X_n \rightarrow 0$. Logo, $P[X_n \geq 0] \rightarrow 0$

Lei dos Grandes Números: $E[\bar{M}_n] = \mu$ $Var[\bar{M}_n] = \frac{\sigma^2}{n}$

Lei Fraça dos grandes números: $\lim_{n \rightarrow \infty} P[|\bar{M}_n - \mu| < \epsilon] = 1$
 ↳ Grau de exatidão ϵ
 Convergência em probabilidade

Lei Forte dos grandes números: $P[\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{M}_n = \mu] = 1$

Confiança

precisão
 ↗

Convergência almost surely

$$P[|\bar{M}_n - \mu| < \epsilon] \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n} = \beta \rightarrow \text{confiança}$$