TRƯỜNG ĐH CÔNG NGHỆ THÔNG TIN



BÀI GIẢNG XÁC SUẤT THỐNG KÊ

Giảng viên: TS. PHÙNG MINH ĐỨC

(Bộ môn Toán Lý)

Chương 4: Luật số lớn và định lý giới hạn trung tâm

- 4.1 Các dạng hội tụ của dãy các biến ngẫu nhiên
- 4.2 Luật số lớn và định lý giới hạn trung tâm
- 4.3 Các công thức xấp xỉ

4.1 Các dạng hội tụ của dãy các biến ngẫu nhiên

Giả sử chúng ta muốn tìm hiểu một biến ngẫu nhiên X, nhưng ta không thể quan sát X một cách trực tiếp.

Giả sử chúng ta muốn tìm hiểu một biến ngẫu nhiên X, nhưng ta không thể quan sát X một cách trực tiếp. Thay vào đó, ta có thể thực hiện một số phép đo và đưa ra ước tính của X: thu được X_1, X_2, X_3, \ldots

Giả sử chúng ta muốn tìm hiểu một biến ngẫu nhiên X, nhưng ta không thể quan sát X một cách trực tiếp. Thay vào đó, ta có thể thực hiện một số phép đo và đưa ra ước tính của X: thu được X_1, X_2, X_3, \ldots Ta hy vọng khi n tăng lên, X_n ngày càng gần X. Nói cách khác, ta hy vọng rằng X_n "hôi tu" về X.

Giả sử chúng ta muốn tìm hiểu một biến ngẫu nhiên X, nhưng ta không thể quan sát X một cách trực tiếp. Thay vào đó, ta có thể thực hiện một số phép đo và đưa ra ước tính của X: thu được X_1, X_2, X_3, \ldots Ta hy vọng khi n tăng lên, X_n ngày càng gần X. Nói cách khác, ta hy vọng rằng X_n "hội tụ" về X.

Câu hỏi.

Ta muốn biết liệu một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots có "hội tụ" về một biến ngẫu nhiên X hay không. Nghĩa là, chúng ta muốn xem liệu X_n có càng ngày càng gần X khi n tăng lên.

Ví dụ 4.1.1

Xét phép thử ng \tilde{a} u nhiên: Gieo một đồng xu.

Ví du 4.1.1

Xét phép thử ngẫu nhiên: Gieo một đồng xu. Không gian mẫu $\Omega = \{S, N\}$ (S là xuất hiện mặt sấp, N là xuất hiện mặt ngửa).

5 / 35

Ví du 4.1.1

Xét phép thử ngẫu nhiên: Gieo một đồng xu. Không gian mẫu $\Omega = \{S, N\}$ (S là xuất hiện mặt sấp, N là xuất hiện mặt ngửa). Ta định nghĩa dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots như sau

$$X_n(s) = \left\{ \begin{array}{ll} \frac{1}{n+1}, & \text{n\'eu } s = S \\ 1, & \text{n\'eu } s = N \end{array} \right.$$

Hội tụ theo phân phối (convergence in distribution)

- Hôi tụ theo phân phối (convergence in distribution)
- Hội tụ theo xác suất (convergence in probability)

6/35

- Hội tụ theo phân phối (convergence in distribution)
- 4 Hội tụ theo xác suất (convergence in probability)
- Hội tụ theo trung bình (convergence in mean)

- Hội tụ theo phân phối (convergence in distribution)
- 4 Hội tụ theo xác suất (convergence in probability)
- Hội tụ theo trung bình (convergence in mean)
- 4 Hội tụ gần như chắc chắn (hầu khắp nơi) (convergence almost surely)

- Hội tụ theo phân phối (convergence in distribution)
- Hôi tụ theo xác suất (convergence in probability)
- 4 Hội tụ theo trung bình (convergence in mean)
- 4 Hội tụ gần như chắc chắn (hầu khắp nơi) (convergence almost surely)

Một dãy các biến ngẫu nhiên có thể hội tụ theo nghĩa này nhưng không hội tụ theo nghĩa khác.

- Hội tụ theo phân phối (convergence in distribution)
- Hôi tụ theo xác suất (convergence in probability)
- 4 Hội tụ theo trung bình (convergence in mean)
- Hội tụ gần như chắc chắn (hầu khắp nơi) (convergence almost surely)

Một dãy các biến ngẫu nhiên có thể hội tụ theo nghĩa này nhưng không hội tụ theo nghĩa khác. Một số trong số các kiểu hội tụ này "mạnh hơn" so với những kiểu khác và một số "yếu hơn".

- Hội tụ theo phân phối (convergence in distribution)
- 4 Hội tụ theo xác suất (convergence in probability)
- 4 Hội tụ theo trung bình (convergence in mean)
- Hội tụ gần như chắc chắn (hầu khắp nơi) (convergence almost surely)

Một dãy các biến ngẫu nhiên có thể hội tụ theo nghĩa này nhưng không hội tụ theo nghĩa khác. Một số trong số các kiểu hội tụ này "mạnh hơn" so với những kiểu khác và một số "yếu hơn". Tức là, ta nói hội tụ Loại A manh hơn hôi tu Loai B nếu có hôi tu Loai A thì có hôi tu loai Loai B.

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots được gọi là **hội tụ theo xác suất** đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \stackrel{P}{\to} X$,

7/35

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\ldots được gọi là **hội tụ theo xác suất** đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \overset{P}{\to} X$, nếu với mọi $\varepsilon>0$, ta có

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - X| \ge \varepsilon) = 0$$

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\ldots được gọi là **hội tụ theo xác suất** đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \overset{P}{\to} X$, nếu với mọi $\varepsilon>0$, ta có

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - X| \ge \varepsilon) = 0$$

Ví dụ 4.1.3

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots trong đó X_n có hàm mật độ xác suất như sau

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\ldots được gọi là **hội tụ theo xác suất** đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \overset{P}{\to} X$, nếu với mọi $\varepsilon>0$, ta có

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - X| \ge \varepsilon) = 0$$

Ví dụ 4.1.3

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots trong đó X_n có hàm mật độ xác suất như sau

$$f_{X_n}(x) = \begin{cases} ne^{-nx}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\ldots được gọi là **hội tụ theo xác suất** đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \overset{P}{\to} X$, nếu với mọi $\varepsilon>0$, ta có

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - X| \ge \varepsilon) = 0$$

Ví dụ 4.1.3

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots trong đó X_n có hàm mật độ xác suất như sau

$$f_{X_n}(x) = \begin{cases} ne^{-nx}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

Khi đó $X_n \stackrel{P}{\rightarrow} 0$

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \dots được gọi là **hội tụ theo xác suất** đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \stackrel{P}{\to} X$, nếu với mọi $\varepsilon > 0$, ta có

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - X| \ge \varepsilon) = 0$$

Ví du 4.1.3

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots trong đó X_n có hàm mật độ xác suất như sau

$$f_{X_n}(x) = \begin{cases} ne^{-nx}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

Khi đó $X_n \overset{P}{\to} 0$ (tức là X_1, X_2, \ldots hội tụ theo xác suất đến biến ngẫu nhiên X=0).

$$\lim_{n\to\infty} P(|X_n - 0| \ge \varepsilon)$$

$$\lim_{n\to\infty}P(|X_n-0|\geq\varepsilon)=\lim_{n\to\infty}P(X_n\geq\varepsilon)\ \ {\rm vi}\ X_n\geq0$$

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - 0| \ge \varepsilon) = \lim_{n \to \infty} P(X_n \ge \varepsilon) \quad \text{vi } X_n \ge 0$$

$$= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} f_{X_n}(t) dt \right)$$

8/35

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} P(|X_n - 0| \ge \varepsilon) &= \lim_{n \to \infty} P(X_n \ge \varepsilon) \quad \text{vi } X_n \ge 0 \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} f_{X_n}(t) dt \right) \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} n e^{-nt} dt \right) \end{split}$$

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} P(|X_n - 0| \ge \varepsilon) &= \lim_{n \to \infty} P(X_n \ge \varepsilon) \quad \text{vi } X_n \ge 0 \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} f_{X_n}(t) dt \right) \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} n e^{-nt} dt \right) \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(-e^{-nt} \Big|_{\varepsilon}^{\infty} \right) \end{split}$$

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} P(|X_n - 0| \ge \varepsilon) &= \lim_{n \to \infty} P(X_n \ge \varepsilon) \quad \text{vi } X_n \ge 0 \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} f_{X_n}(t) dt \right) \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} n e^{-nt} dt \right) \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(-e^{-nt} \Big|_{\varepsilon}^{\infty} \right) \\ &= \lim_{n \to \infty} \left(e^{-n\varepsilon} \right) \end{split}$$

8 / 35

$$\lim_{n \to \infty} P(|X_n - 0| \ge \varepsilon) = \lim_{n \to \infty} P(X_n \ge \varepsilon) \quad \text{vi } X_n \ge 0$$

$$= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} f_{X_n}(t) dt \right)$$

$$= \lim_{n \to \infty} \left(\int_{\varepsilon}^{\infty} n e^{-nt} dt \right)$$

$$= \lim_{n \to \infty} \left(-e^{-nt} \Big|_{\varepsilon}^{\infty} \right)$$

$$= \lim_{n \to \infty} \left(e^{-n\varepsilon} \right)$$

$$= 0$$

Mênh đề 4.1.4

Cho $\{X_n\}_{n\geq 1}$ hội tụ theo xác suất đến μ_1 và $\{Y_n\}_{n\geq 1}$ hội tụ theo xác suất đến μ_2 . Khi đó

- ① $\{X_n + Y_n\}_{n \ge 1}$ hội tụ theo xác suất đến $\mu_1 + \mu_2$.
- ② $\{X_nY_n\}_{n\geq 1}$ hội tụ theo xác suất đến $\mu_1\mu_2$.
- ③ $\{X_n/Y_n\}_{n\geq 1}$ hội tụ theo xác suất đến μ_1/μ_2 nếu $\mu_2\neq 0$.

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots được gọi là hội tụ theo phân phối đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n \stackrel{d}{\to} X$,

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\dots được gọi là hội tụ theo phân phối đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n\stackrel{d}{\to} X,$ nếu

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

với mọi x sao cho $F_X(x)$ liên tục tại x.

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\dots được gọi là hội tụ theo phân phối đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n\stackrel{d}{\to} X,$ nếu

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

với mọi x sao cho $F_X(x)$ liên tục tại x.

Ví dụ 4.1.6

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots với hàm phân phối xác suất của X_n là

$$F_{X_n}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{nx}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\dots được gọi là hội tụ theo phân phối đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n\stackrel{d}{\to} X,$ nếu

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

với mọi x sao cho $F_X(x)$ liên tục tại x.

Ví du 4.1.6

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots với hàm phân phối xác suất của X_n là

$$F_{X_n}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{nx}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

Khi đó $X_n \stackrel{d}{\rightarrow} 1 - e^{-x}$

Định nghĩa 4.1.5 (Hội tụ theo phân phối)

Dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\ldots được gọi là hội tụ theo phân phối đến biến ngẫu nhiên X, kí hiệu $X_n\stackrel{d}{\to} X,$ nếu

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

với mọi x sao cho $F_X(x)$ liên tục tại x.

Ví du 4.1.6

Cho một dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \ldots với hàm phân phối xác suất của X_n là

$$F_{X_n}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{nx}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

Khi đó $X_n \stackrel{d}{\to} 1 - e^{-x}$ (tức là X_1, X_2, \ldots hội tụ theo phân phối đến biến ngẫu nhiên X có hàm phân phối xác suất $F_X(x) = 1 - e^{-x}$ với x > 0).

TS. Phùng Minh Đức (BMTL)

$$F_{X_n}(x) = F_X(x) = 0$$

với mọi $n=1,2,\ldots$

$$F_{X_n}(x) = F_X(x) = 0$$

với mọi $n=1,2,\ldots$ Xét $x\geq 0$, ta có

$$\lim_{n\to\infty} F_{X_n}(x)$$

$$F_{X_n}(x) = F_X(x) = 0$$

với mọi $n=1,2,\ldots$

Xét $x \geq 0$, ta có

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = \lim_{n \to \infty} \left(1 - \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx} \right)$$

$$F_{X_n}(x) = F_X(x) = 0$$

với mọi $n = 1, 2, \dots$ Xét x > 0, ta có

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = \lim_{n \to \infty} \left(1 - \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx} \right)$$
$$= 1 - \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx}$$

$$F_{X_n}(x) = F_X(x) = 0$$

với mọi $n = 1, 2, \dots$ Xét x > 0, ta có

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = \lim_{n \to \infty} \left(1 - \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx} \right)$$
$$= 1 - \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx}$$
$$= 1 - e^{-x} = F_X(x)$$

$$F_{X_n}(x) = F_X(x) = 0$$

với mọi $n=1,2,\ldots$

Xét x > 0, ta có

$$\lim_{n \to \infty} F_{X_n}(x) = \lim_{n \to \infty} \left(1 - \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx} \right)$$
$$= 1 - \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{nx}$$
$$= 1 - e^{-x} = F_X(x)$$

Như vậy $X_n \stackrel{d}{\to} X$.

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots và biến ngẫu nhiên X.

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots và biến ngẫu nhiên X. Giả sử rằng X và X_n (với mọi n) có tập giá trị là các số nguyên không âm.

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots và biến ngẫu nhiên X. Giả sử rằng X và X_n (với mọi n) có tập giá trị là các số nguyên không âm. Khi đó $X_n \stackrel{d}{\to} X$ nếu và chỉ nếu

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = P(X = k)$$

với $k=1,2,\ldots$

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots và biến ngẫu nhiên X. Giả sử rằng X và X_n (với mọi n) có tập giá trị là các số nguyên không âm. Khi đó $X_n \stackrel{d}{\to} X$ nếu và chỉ nếu

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = P(X = k)$$

với k = 1, 2,

Ví du 4.1.8

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots có phân phối nhị thức

$$X_n \sim B(n; \frac{\lambda}{n}), \ \ \mathsf{v\'oi} \ n \in \mathbb{N}, n > \lambda$$

trong đó $\lambda>0$ là một hằng số.

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots và biến ngẫu nhiên X. Giả sử rằng X và X_n (với mọi n) có tập giá trị là các số nguyên không âm. Khi đó $X_n \stackrel{d}{\to} X$ nếu và chỉ nếu

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = P(X = k)$$

với k = 1, 2,

Ví du 4.1.8

Cho dãy các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, X_3, \ldots có phân phối nhị thức

$$X_n \sim B(n; \frac{\lambda}{n}), \text{ v\'oi } n \in \mathbb{N}, n > \lambda$$

trong đó $\lambda>0$ là một hằng số. Khi đó $X_n\stackrel{d}{\to} X$ với $X\sim P(\lambda)$ (X có phân phối Poisson với tham số λ).

Giải. Theo Định lý 3.1.7, ta chứng minh $\lim_{n\to\infty} P(X_n=k) = P(X=k)$

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = \lim_{n \to \infty} C_n^k \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \lambda^k \lim_{n \to \infty} \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{1}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}$$

13 / 35

Giải. Theo Định lý 3.1.7, ta chứng minh $\lim_{n\to\infty} P(X_n=k) = P(X=k)$

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = \lim_{n \to \infty} C_n^k \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \lambda^k \lim_{n \to \infty} \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{1}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}$$

Chú ý rằng, khi k,λ là các hằng số, ta có

$$\lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} = 1$$

$$\lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}; \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} = 1$$

13 / 35

Giải. Theo Định lý 3.1.7, ta chứng minh $\lim_{n\to\infty} P(X_n=k) = P(X=k)$

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = \lim_{n \to \infty} C_n^k \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \lambda^k \lim_{n \to \infty} \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{1}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}$$

Chú ý rằng, khi k,λ là các hằng số, ta có

$$\lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} = 1$$

$$\lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}; \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} = 1$$

Do đó

$$\lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

Hội tụ hầu chắc chắn (Almost sure convergence)

Hôi tu hầu chắc chắn

Một dãy các biến ngẫu nhiên X_1,X_2,\ldots xác định trên cùng một không gian mẫu Ω được gọi là hội tụ hầu chắc chắn về một biến ngẫu nhiên X, ký hiệu $X_n \stackrel{a.s}{\to} X,$ nếu

$$P(\lbrace s \in \Omega \mid \lim_{n \to \infty} X_n(s) = X(s)\rbrace) = 1.$$

4.2 Luật số lớn và Định lý giới hạn trung tâm

Dịnh lý 4.2.1 (Luật số lớn yếu-weak law of large numbers)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với $E(X_i)=\mu<\infty$ với mọi i.

Dịnh lý 4.2.1 (Luật số lớn yếu-weak law of large numbers)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với $E(X_i)=\mu<\infty$ với mọi i. Đặt $\overline{X}_n=\frac{X_1+X_2+\ldots+X_n}{n}$. Khi đó \overline{X}_n hội tụ theo xác suất đến $\mu.$

Định lý 4.2.1 (Luật số lớn yếu-weak law of large numbers)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với $E(X_i)=\mu<\infty$ với mọi i. Đặt $\overline{X}_n=\frac{X_1+X_2+\ldots+X_n}{n}$. Khi đó \overline{X}_n hội tụ theo xác suất đến $\mu.$

Luật số lớn mạnh-strong law of large numbers)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với $E(X_i)=\mu<\infty$ với mọi i. Đặt $\overline{X}_n=\frac{X_1+X_2+\ldots+X_n}{n}$. Khi đó \overline{X}_n hôi tu theo hầu chắc chắn đến μ .

Định lý 4.2.2 (Định lý giới hạn trung tâm)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i.

Định lý 4.2.2 (Định lý giới hạn trung tâm)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i.

Đặt
$$S_n = X_1 + X_2 + \ldots + X_n$$
 và $Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$.

Định lý 4.2.2 (Định lý giới hạn trung tâm)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i.

Đặt
$$S_n=X_1+X_2+\ldots+X_n$$
 và $Z_n=\frac{S_n-n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$. Khi đó $Z_n\stackrel{d}{\to} Z$ trong đó Z_n , $N(0;1)$

đó $Z \sim N(0;1)$.

Định lý 4.2.2 (Định lý giới hạn trung tâm)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i. Đặt $S_n=X_1+X_2+\ldots+X_n$ và $Z_n=\frac{S_n-n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$. Khi đó $Z_n\stackrel{d}{\to} Z$ trong đó $Z\sim N(0;1)$.

Dinh lý 4.2.3

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i.

Định lý 4.2.2 (Định lý giới hạn trung tâm)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i. Đặt $S_n=X_1+X_2+\ldots+X_n$ và $Z_n=\frac{S_n-n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$. Khi đó $Z_n\stackrel{d}{\to} Z$ trong đó $Z\sim N(0;1)$.

Dinh lý 4.2.3

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i.

Đặt
$$\overline{X}_n = \frac{X_1 + X_2 + \ldots + X_n}{n}$$
 và $Y_n = \frac{\overline{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$.

Định lý 4.2.2 (Định lý giới hạn trung tâm)

Cho X_1,X_2,\ldots,X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i)=\mu$ và phương sai $V(X_i)=\sigma^2<\infty$ với mọi i. Đặt $S_n=X_1+X_2+\ldots+X_n$ và $Z_n=\frac{S_n-n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$. Khi đó $Z_n\stackrel{d}{\to} Z$ trong đó $Z\sim N(0;1)$.

Dinh lý 4.2.3

Cho X_1, X_2, \ldots, X_n là các biến ngẫu nhiên độc lập và phân phối giống nhau với kỳ vọng $E(X_i) = \mu$ và phương sai $V(X_i) = \sigma^2 < \infty$ với mọi i.

Đặt
$$\overline{X}_n=\frac{X_1+X_2+\ldots+X_n}{n}$$
 và $Y_n=\frac{\overline{X}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}.$ Khi đó $Y_n\stackrel{d}{\to} Z$ trong đó $Z\sim N(0;1).$

① Nếu các biến ngẫu nhiên X_i độc lập và **đều có phân phối chuẩn** thì tổng S_n và S_n/n cũng có phân phối chuẩn.

- ① Nếu các biến ngẫu nhiên X_i độc lập và đều có phân phối chuẩn thì tổng S_n và S_n/n cũng có phân phối chuẩn.
- ② Cho X_i là các biến ngẫu nhiên độc lập và **có phân phối giống nhau** với cùng trung bình μ và phương sai σ^2 . Khi đó, với n đủ lớn (thông thường $n \geq 30$)

- ① Nếu các biến ngẫu nhiên X_i độc lập và đều có phân phối chuẩn thì tổng S_n và S_n/n cũng có phân phối chuẩn.
- ② Cho X_i là các biến ngẫu nhiên độc lập và **có phân phối giống nhau** với cùng trung bình μ và phương sai σ^2 . Khi đó, với n đủ lớn (thông thường $n \geq 30$)

$$X_1 + X_2 + \ldots + X_n \approx N(n\mu; n\sigma^2)$$

- ① Nếu các biến ngẫu nhiên X_i độc lập và đều có phân phối chuẩn thì tổng S_n và S_n/n cũng có phân phối chuẩn.
- ② Cho X_i là các biến ngẫu nhiên độc lập và **có phân phối giống nhau** với cùng trung bình μ và phương sai σ^2 . Khi đó, với n đủ lớn (thông thường $n \geq 30$)

$$X_1 + X_2 + \ldots + X_n \approx N(n\mu; n\sigma^2)$$

và

$$\frac{X_1 + X_2 + \ldots + X_n}{n} \approx N(\mu; \sigma^2/n).$$

Theo một cuộc khảo sát, thời gian xem tivi trung bình của các em bé từ 2 đến 5 tuổi là 25 giờ mỗi tuần. Giả sử thời gian xem tivi có phân phối chuẩn với độ lệch chuẩn là 3 giờ. Chọn ngẫu nhiên 20 em bé từ 2 đến 5 tuổi. Tính xác suất thời gian xem tivi trung bình của 20 bé lớn hơn 26,3 giờ.

Theo một cuộc khảo sát, thời gian xem tivi trung bình của các em bé từ 2 đến 5 tuổi là 25 giờ mỗi tuần. Giả sử thời gian xem tivi có phân phối chuẩn với độ lệch chuẩn là 3 giờ. Chọn ngẫu nhiên 20 em bé từ 2 đến 5 tuổi. Tính xác suất thời gian xem tivi trung bình của 20 bé lớn hơn 26,3 giờ.

Giải. Đặt X_i là thời gian xem tivi của bé thứ i.

Theo một cuộc khảo sát, thời gian xem tivi trung bình của các em bé từ 2 đến 5 tuổi là 25 giờ mỗi tuần. Giả sử thời gian xem tivi có phân phối chuẩn với độ lệch chuẩn là 3 giờ. Chọn ngẫu nhiên 20 em bé từ 2 đến 5 tuổi. Tính xác suất thời gian xem tivi trung bình của 20 bé lớn hơn 26,3 giờ.

Giải. Đặt X_i là thời gian xem tivi của bé thứ i. Thời gian xem trung bình của 20 bé là $Y=\frac{X_1+\ldots+X_{20}}{20}$.

Theo một cuộc khảo sát, thời gian xem tivi trung bình của các em bé từ 2 đến 5 tuổi là 25 giờ mỗi tuần. Giả sử thời gian xem tivi có phân phối chuẩn với độ lệch chuẩn là 3 giờ. Chọn ngẫu nhiên 20 em bé từ 2 đến 5 tuổi. Tính xác suất thời gian xem tivi trung bình của 20 bé lớn hơn 26,3 giờ.

Giải. Đặt X_i là thời gian xem tivi của bé thứ i. Thời gian xem trung bình của 20 bé là $Y=\frac{X_1+\ldots+X_{20}}{20}$. Theo đề bài $\mu=25$ và $\sigma=3$. Theo Định lý giới hạn trung tâm, $Y\sim N(\mu;\sigma^2/n)$.

Theo một cuộc khảo sát, thời gian xem tivi trung bình của các em bé từ 2 đến 5 tuổi là 25 giờ mỗi tuần. Giả sử thời gian xem tivi có phân phối chuẩn với độ lệch chuẩn là 3 giờ. Chọn ngẫu nhiên 20 em bé từ 2 đến 5 tuổi. Tính xác suất thời gian xem tivi trung bình của 20 bé lớn hơn 26,3 giờ.

Giải. Đặt X_i là thời gian xem tivi của bé thứ i. Thời gian xem trung bình của 20 bé là $Y=\frac{X_1+\ldots+X_{20}}{20}$. Theo đề bài $\mu=25$ và $\sigma=3$. Theo Định lý giới hạn trung tâm, $Y\sim N(\mu;\sigma^2/n)$. Do đó

$$P(Y > 26,3) = P\left(\frac{Y - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{26,3 - 25}{3/\sqrt{20}}\right)$$
$$= P(Z > 1,94)$$
$$= 1 - \Phi(1,94) = 0,0262.$$

Ví du 4.2.6

Một đĩa cứng có dung lượng trống là 330 megabyte. Cho 300 hình ảnh độc lập, kích thước trung bình mỗi ảnh là 1 megabyte với độ lệch chuẩn là 0,5 megabyte. Hỏi ổ cứng đó có khả năng lưu được 300 hình này không?

Ví du 4.2.6

Một đĩa cứng có dung lượng trống là 330 megabyte. Cho 300 hình ảnh độc lập, kích thước trung bình mỗi ảnh là 1 megabyte với độ lệch chuẩn là 0,5 megabyte. Hỏi ổ cứng đó có khả năng lưu được 300 hình này không?

 $f{Giải.}$ Đặt X_i là dung lượng của hình ảnh thứ i

Ví dụ 4.2.6

Một đĩa cứng có dung lượng trống là 330 megabyte. Cho 300 hình ảnh độc lập, kích thước trung bình mỗi ảnh là 1 megabyte với độ lệch chuẩn là 0,5 megabyte. Hỏi ổ cứng đó có khả năng lưu được 300 hình này không?

Giải. Đặt X_i là dung lượng của hình ảnh thứ i và $S = \sum_{i=1}^{300} X_i$.

Ví du 4.2.6

Một đĩa cứng có dung lượng trống là 330 megabyte. Cho 300 hình ảnh độc lập, kích thước trung bình mỗi ảnh là 1 megabyte với độ lệch chuẩn là 0,5 megabyte. Hỏi ổ cứng đó có khả năng lưu được 300 hình này không?

Giải. Đặt X_i là dung lượng của hình ảnh thứ i và $S=\sum_{i=1}^{300} X_i$. Ta có $n=300, E(X_i)=\mu=1$ và $V(X_i)=\sigma^2=0,5^2$. Áp dụng Đinh lý giới hạn trung tâm, $S\approx N(n\mu;n\sigma^2)$ ta có

Ví du 4.2.6

Một đĩa cứng có dung lượng trống là 330 megabyte. Cho 300 hình ảnh độc lập, kích thước trung bình mỗi ảnh là 1 megabyte với độ lệch chuẩn là 0,5 megabyte. Hỏi ổ cứng đó có khả năng lưu được 300 hình này không?

Giải. Đặt X_i là dung lượng của hình ảnh thứ i và $S=\sum_{i=1}^{300} X_i$. Ta có $n=300, E(X_i)=\mu=1$ và $V(X_i)=\sigma^2=0,5^2$. Áp dụng Đinh lý giới hạn trung tâm, $S\approx N(n\mu;n\sigma^2)$ ta có

$$P(S \le 330) \approx P\left(\frac{S - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \le \frac{330 - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right)$$

$$= P\left(\frac{S - 300}{\sqrt{300}.0, 5} \le \frac{330 - 300}{\sqrt{300}.0, 5}\right)$$

$$= P\left(\frac{S - 300}{\sqrt{300}.0, 5} \le 3, 46\right)$$

$$= \Phi(3, 46) = 0,9997.$$

Vì xác suất này rất cao nên đĩa có khả năng lưu được 300 ảnh.

Bài tập 1. Giả sử thời gian chơi thể thao (tính bằng giờ) của các sinh viên ở một trường đại học có phân phối chuẩn với trung bình là 2 giờ và độ lệch chuẩn là 0,5 giờ. Chọn ngẫu nhiên 50 sinh viên. Xác suất thời gian chơi thể thao trung bình của 50 sinh viên này từ 1,8 giờ đến 2,3 giờ là bao nhiêu?

Bài tập 2. Giả sử thời gian tự học ở nhà của các sinh viên trường UIT có phân phối giống nhau với trung bình 3 giờ và độ lệch chuẩn 1,15 giờ. Chọn ngẫu nhiên 75 sinh viên. Tính xác suất 75 sinh viên này có tổng thời gian tự học ở nhà ít hơn 200 giờ.





Bài tập 1. Giả sử thời gian chơi thể thao (tính bằng giờ) của các sinh viên ở một trường đại học có phân phối chuẩn với trung bình là 2 giờ và độ lệch chuẩn là 0,5 giờ. Chọn ngẫu nhiên 50 sinh viên. Xác suất thời gian chơi thể thao trung bình của 50 sinh viên này từ 1,8 giờ đến 2,3 giờ là bao nhiêu?

Bài tập 2. Giả sử thời gian tự học ở nhà của các sinh viên trường UIT có phân phối giống nhau với trung bình 3 giờ và độ lệch chuẩn 1,15 giờ. Chọn ngẫu nhiên 75 sinh viên. Tính xác suất 75 sinh viên này có tổng thời gian tự học ở nhà ít hơn 200 giờ.





cuasing in Edge so ion	, sa ginn is Biot nam crang ram	4.2 Edge 30 ion va Dinn ly Blor nan trang tam	
		さいいいいいい ひおいりおくりおくりゅいりせる	=
		1 H 2 1 D 2 1 E 2 1 E 2	= *) 40

4.3 Các công thức xấp xỉ

4.3.1 Xấp xỉ phân phối siêu bội bằng phân phối nhị thức

 \bullet Cho biến ngẫu nhiên X có phân phối siêu bội $X \sim H(N,M,n).$

4.3.1 Xấp xỉ phân phối siêu bội bằng phân phối nhị thức

- \bullet Cho biến ngẫu nhiên X có phân phối siêu bội $X \sim H(N,M,n).$
- Nếu $N \to \infty$ thì $H(N,M,n) \stackrel{P}{\to} B(n,\frac{M}{N}).$

4.3.1 Xấp xỉ phân phối siêu bội bằng phân phối nhị thức

- \bullet Cho biến ngẫu nhiên X có phân phối siêu bội $X \sim H(N,M,n).$
- Nếu $N \to \infty$ thì $H(N,M,n) \stackrel{P}{\to} B(n,\frac{M}{N}).$
- Khi $N \geq 20n$, ta có thể dùng phân phối nhị thức để xấp xỉ cho phân phối siêu bội.

Ví dụ 4.3.1 Một vườn lan có 10 000 cây lan sắp nở hoa trong đó có 1000 cây hoa màu đỏ. Chọn ngẫu nhiên 20 cây lan. Tính xác suất có 5 cây lan màu đỏ trong 20 cây.

Ví dụ 4.3.1 Một vườn lan có 10 000 cây lan sắp nở hoa trong đó có 1000 cây hoa màu đỏ. Chọn ngẫu nhiên 20 cây lan. Tính xác suất có 5 cây lan màu đỏ trong 20 cây.

Giải. Gọi X là số cây lan đỏ trong 20 cây. Khi đó N=10000, M=1000, n=20 và $X\sim H(10000;1000;20)$. Vì N=10000>20n nên ta có thể dùng phân phối nhị thức để xấp xỉ cho phân phối siêu bội.

Ví dụ 4.3.1 Một vườn lan có 10 000 cây lan sắp nở hoa trong đó có 1000 cây hoa màu đỏ. Chọn ngẫu nhiên 20 cây lan. Tính xác suất có 5 cây lan màu đỏ trong 20 cây.

Giải. Gọi X là số cây lan đỏ trong 20 cây. Khi đó N=10000, M=1000, n=20 và $X\sim H(10000;1000;20)$. Vì N=10000>20n nên ta có thể dùng phân phối nhị thức để xấp xỉ cho phân phối siêu bội. Ta có $\frac{M}{N}=\frac{1000}{10000}=0,1$ và $X\approx B(20;0,1)$.

Ví dụ 4.3.1 Một vườn lan có 10 000 cây lan sắp nở hoa trong đó có 1000 cây hoa màu đỏ. Chọn ngẫu nhiên 20 cây lan. Tính xác suất có 5 cây lan màu đỏ trong 20 cây.

Giải. Gọi X là số cây lan đỏ trong 20 cây. Khi đó N=10000, M=1000, n=20 và $X\sim H(10000;1000;20)$. Vì N=10000>20n nên ta có thể dùng phân phối nhị thức để xấp xỉ cho phân phối siêu bội. Ta có $\frac{M}{N}=\frac{1000}{10000}=0,1$ và $X\approx B(20;0,1)$. Như vậy

$$P(X = 5) \approx C_{20}^5 \cdot (0, 1)^5 \cdot (0, 9)^{15} = 0,0319.$$

Ví dụ 4.3.1 Một vườn lan có 10 000 cây lan sắp nở hoa trong đó có 1000 cây hoa màu đỏ. Chọn ngẫu nhiên 20 cây lan. Tính xác suất có 5 cây lan màu đỏ trong 20 cây.

Giải. Goi X là số cây lan đỏ trong 20 cây. Khi đó $N = 10000, M = 1000, n = 20 \text{ và } X \sim H(10000; 1000; 20). \text{ Vì}$ N=10000>20n nên ta có thể dùng phân phối nhi thức để xấp xỉ cho phân phối siêu bội. Ta có $\frac{M}{N}=\frac{1000}{10000}=0,1$ và $X\approx B(20;0,1)$. Như vậy

$$P(X = 5) \approx C_{20}^5 \cdot (0, 1)^5 \cdot (0, 9)^{15} = 0,0319.$$

Nhân xét. Nếu ta dùng phân phối siêu bôi thì

Ví dụ 4.3.1 Một vườn lan có 10 000 cây lan sắp nở hoa trong đó có 1000 cây hoa màu đỏ. Chọn ngẫu nhiên 20 cây lan. Tính xác suất có 5 cây lan màu đỏ trong 20 cây.

Giải. Gọi X là số cây lan đỏ trong 20 cây. Khi đó N=10000, M=1000, n=20 và $X\sim H(10000;1000;20)$. Vì N=10000>20n nên ta có thể dùng phân phối nhị thức để xấp xỉ cho phân phối siêu bội. Ta có $\frac{M}{N}=\frac{1000}{10000}=0,1$ và $X\approx B(20;0,1)$. Như vậy

$$P(X = 5) \approx C_{20}^5 \cdot (0, 1)^5 \cdot (0, 9)^{15} = 0,0319.$$

Nhận xét. Nếu ta dùng phân phối siêu bội thì

$$P(X=5) = \frac{C_{1000}^5 C_{9000}^{15}}{C_{10000}^{20}} = 0,0318.$$

4.3.2 Xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối Poisson

• Cho X là một biến ngẫu nhiên có phân phối nhị thức $X \sim B(n;p)$.

4.3.2 Xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối Poisson

- ullet Cho X là một biến ngẫu nhiên có phân phối nhị thức $X \sim B(n;p)$.
- Theo Ví dụ 4.1.8, ta thấy $B(n;p) \stackrel{d}{\rightarrow} P(np)$.

4.3.2 Xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối Poisson

- Cho X là một biến ngẫu nhiên có phân phối nhị thức $X \sim B(n;p)$.
- Theo Ví dụ 4.1.8, ta thấy $B(n;p) \stackrel{d}{\rightarrow} P(np)$.
- **Nếu** $n \geq 30$ **và** $p \leq 0,05$ thì ta dùng **phân phối Poisson** để xấp xỉ cho phân phân phối nhị thức. Ta thấy $X \approx P(np)$.

Ví dụ 4.3.2 Xác suất một máy tính đã được cài chương trình diệt virus bị nhiễm virus là 0,03. Chọn ngẫu nhiên 200 máy tính đã được cài đặt chương trình diệt virus. Tính xác suất có nhiều nhất 6 máy bị nhiễm virus.

Ví dụ 4.3.2 Xác suất một máy tính đã được cài chương trình diệt virus bị nhiễm virus là 0,03. Chọn ngẫu nhiên 200 máy tính đã được cài đặt chương trình diệt virus. Tính xác suất có nhiều nhất 6 máy bị nhiễm virus. **Giải.** Cách 1. (Dùng phân phối nhị thức) Đặt X là số máy tính bị nhiễm virus.

Ví dụ 4.3.2 Xác suất một máy tính đã được cài chương trình diệt virus bị nhiễm virus là 0,03. Chọn ngẫu nhiên 200 máy tính đã được cài đặt chương trình diệt virus. Tính xác suất có nhiều nhất 6 máy bị nhiễm virus. **Giải.** Cách 1. (Dùng phân phối nhị thức) Đặt X là số máy tính bị nhiễm virus. Khi đó $X \sim B(200;0,03)$. Do đó

$$P(X \le 6) = \sum_{k=0}^{6} C_{200}^{k}(0,03)^{k} \cdot (0,97)^{200-k} = 0,6063.$$

Ví dụ 4.3.2 Xác suất một máy tính đã được cài chương trình diệt virus bị nhiễm virus là 0,03. Chọn ngẫu nhiên 200 máy tính đã được cài đặt chương trình diệt virus. Tính xác suất có nhiều nhất 6 máy bị nhiễm virus. Giải. Cách 1. (Dùng phân phối nhị thức) Đặt X là số máy tính bị nhiễm virus. Khi đó $X \sim B(200;0,03)$. Do đó

$$P(X \le 6) = \sum_{k=0}^{6} C_{200}^{k}(0,03)^{k} \cdot (0,97)^{200-k} = 0,6063.$$

Cách 2. (Dùng xấp xỉ phân phối Poisson) Đặt X là số máy tính bị nhiễm virus. Khi đó $X\sim B(200;0,03).$

Ví dụ 4.3.2 Xác suất một máy tính đã được cài chương trình diệt virus bị nhiễm virus là 0,03. Chọn ngẫu nhiên 200 máy tính đã được cài đặt chương trình diệt virus. Tính xác suất có nhiều nhất 6 máy bị nhiễm virus. **Giải.** Cách 1. (Dùng phân phối nhị thức) Đặt X là số máy tính bị nhiễm virus. Khi đó $X \sim B(200;0,03)$. Do đó

$$P(X \le 6) = \sum_{k=0}^{6} C_{200}^{k}(0,03)^{k}.(0,97)^{200-k} = 0,6063.$$

Cách 2. (Dùng xấp xỉ phân phối Poisson) Đặt X là số máy tính bị nhiễm virus. Khi đó $X\sim B(200;0,03)$. Vì n=200 và p=0,03<0,05 nên ta có thể dùng phân phối Poisson để xấp xỉ cho X. Đặt $\lambda=np=6$, khi đó $X\approx P(\lambda)$. Như vậy

$$P(X \le 6) \approx \sum_{k=0}^{6} \frac{e^{-6}.6^k}{k!} = 0,606$$

(Dùng bảng A3)

4.3.3 Xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối chuẩn

ullet Cho X là biến ngẫu nhiên có phân phối nhị thức $X \sim B(n;p)$.

4.3.3 Xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối chuẩn

- ullet Cho X là biến ngẫu nhiên có phân phối nhị thức $X \sim B(n;p)$.
- Nếu p nhỏ thì ta có thể dùng phân phối Poisson để xấp xỉ phân phối Nhi thức.

4.3.3 Xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối chuẩn

- ullet Cho X là biến ngẫu nhiên có phân phối nhị thức $X \sim B(n;p).$
- Nếu p nhỏ thì ta có thể dùng phân phối Poisson để xấp xỉ phân phối Nhị thức.
- **Khi** $np \ge 5$ **và** $n(1-p) \ge 5$ thì ta có thể dùng phân phối chuẩn xấp xỉ cho phân phối Nhị thức. Ta có

$$B(n; p) \approx N(np; np(1-p)).$$

Kỹ thuật hiệu chỉnh liên tục (continuity correction)

Chúng ta có thể xấp xỉ một phân phối rời rạc (trong trường hợp này là phân phối nhị thức) bằng phân phối liên tục (phân phối chuẩn). Chú ý rằng xác suất P(X=x) có thể dương nếu X là rời rạc, trong khi P(X=x)=0 nếu X liên tục.

ullet Nếu X có phân phối nhị thức thì

$$P(X = x) = P(x - 0, 5 < X < x + 0, 5).$$

Kỹ thuật hiệu chỉnh liên tục (continuity correction)

Chúng ta có thể xấp xỉ một phân phối rời rạc (trong trường hợp này là phân phối nhị thức) bằng phân phối liên tục (phân phối chuẩn). Chú ý rằng xác suất P(X=x) có thể dương nếu X là rời rạc, trong khi P(X=x)=0 nếu X liên tục.

ullet Nếu X có phân phối nhị thức thì

$$P(X = x) = P(x - 0, 5 < X < x + 0, 5).$$

• Mở rộng khoảng 0,5 đơn vị theo mỗi hướng, sau đó sử dụng xấp xỉ phân phối chuẩn. Việc này được gọi là hiệu chỉnh liên tục và không làm thay đổi xác suất của biến cố.

Kỹ thuật *hiệu chỉnh liên tục* (continuity correction)

Chúng ta có thể xấp xỉ một phân phối rời rạc (trong trường hợp này là phân phối nhị thức) bằng phân phối liên tục (phân phối chuẩn). Chú ý rằng xác suất P(X=x) có thể dương nếu X là rời rạc, trong khi P(X=x)=0 nếu X liên tục.

Nếu X có phân phối nhị thức thì

$$P(X = x) = P(x - 0, 5 < X < x + 0, 5).$$

- Mở rộng khoảng 0,5 đơn vị theo mỗi hướng, sau đó sử dụng xấp xỉ phân phối chuẩn. Việc này được gọi là hiệu chỉnh liên tục và không làm thay đổi xác suất của biến cố.
- Khi xấp xỉ một phân phối rời rạc với một phân phối liên tục, ta nên sử dung một hiệu chỉnh liên tục.

Khi hiệu chỉnh liên tục, ta sử dụng bảng sau để xấp xỉ phân phối nhị thức bằng phân phối chuẩn

Phân phối nhị thức	Phân phối chuẩn
P(X=a)	P(a - 0, 5 < X < a + 0, 5)
P(X < a)	P(X < a - 0, 5)
P(X > a)	P(X > a + 0, 5)
$P(X \le a)$	P(X < a + 0, 5)
$P(X \ge a)$	P(X > a - 0, 5)
$P(a \le X \le b)$	P(a - 0, 5 < X < b + 0, 5)

Ví dụ 4.3.3 Một loại virus máy tính mới tấn công một thư mục bao gồm 1350 têp. Mỗi têp bị hỏng với xác suất 0,75 độc lập với các tệp khác.

- a. Xác suất có 1000 tệp bị hỏng là bao nhiêu?
- b. Xác suất có từ 1000 đến 1020 tệp bị hỏng là bao nhiêu?

Ví dụ 4.3.3 Một loại virus máy tính mới tấn công một thư mục bao gồm 1350 tệp. Mỗi tệp bị hỏng với xác suất 0,75 độc lập với các tệp khác.

- a. Xác suất có 1000 tệp bị hỏng là bao nhiều?
- b. Xác suất có từ 1000 đến 1020 tệp bị hỏng là bao nhiều?

Giải. Gọi X là số tệp bị hỏng trong 1350 tệp. Ta có $X \sim B(n;p)$ với n=1350 và p=0,75. Vì np=1350.0,75=1012,5 và n(1-p)=1350.0,25=337,5 nên có thể dùng xấp xỉ phân phối chuẩn $X \approx N(np;np(1-p))$ với $\mu=np=1012,5$ và $\sigma=\sqrt{np(1-p)}=\sqrt{1350.0,75.0,25}=15,91.$

a. Dùng hiệu chỉnh liên tục và xấp xỉ phân phối chuẩn để tính

$$P(X = 1000) = P(999, 5 < X < 1000, 5)$$

$$= P(\frac{999, 5 - 1012, 5}{15, 91} < Z < \frac{1000, 5 - 1012, 5}{15, 91})$$

$$= P(-0, 82 < Z < -0, 75)$$

$$= \Phi(-0, 75) - \Phi(-0, 82) = 0, 2266 - 0, 2061 = 0, 0205$$

b. Dùng hiệu chỉnh liên tục và xấp xỉ phân phối chuẩn

$$P(1000 \le X \le 1020) = P(999, 5 < X < 1020, 5)$$

$$\approx P(\frac{999, 5 - 1012, 5}{15, 91} < Z < \frac{1020, 5 - 1012, 5}{15, 91})$$

$$= P(-0, 82 < Z < 0, 5)$$

$$= \Phi(0, 5) - \Phi(-0, 82)$$

$$= 0,6915 - 0,2061 = 0,4854$$

Giải các bài toán sau bằng 2 cách.

Bài tập 3.

Một công ty sản xuất các RAM máy tính cho biết tỉ lệ RAM bị lỗi là 0,5%. Kiểm tra ngẫu nhiên 100 RAM máy tính của công ty này. Tính xác suất a. Không có RAM bị lỗi.

b. Có nhiều hơn 1 RAM bị lỗi.

Bài tập 4. Một nhà máy xếp 1000 cái bánh quy vào mỗi hộp trong đó có 50 cái bánh loại đặc biệt. Chọn ngẫu nhiên 40 cái bánh. Tìm xác suất có ít nhất 2 cái bánh quy loại đặc biệt.

Bài tập 5. Giả sử một công ty chuyên sản xuất chip bán dẫn sản xuất 50 chip bị lỗi trong số 1000. Lấy ngẫu nhiên 100 chip (không thay thế). Tính xác suất có ít nhất 1 chip bị lỗi trong mẫu.







 va aim i) Bioi nan trang tam	no cae cong that hap hi	
 	←□ → ←□ → ← ≥ → ←	≣

Chương 5: Thống kê toán học