Teoría de Probabilidad

Maestría en Estadística Aplicada y Ciencia de datos

Julio Hurtado, Msc.

UTB







Probabilidad elemental – Parte 4

- Distribuciones discretas más comunes
 - Distribución Uniforme Discreta
- Distribuciones discretas más comunes
 - Distribución Unniforme
- 3 Distribuciones discretas más comunes
 - Distribución binomial
 - Distribución Geométrica
 - Binomial negativa
 - Hipergeométrica
 - Poisson



- Si Y es una variable aleatoria discreta cuyo soporte es el conjunto $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ y tiene distribución uniforme discreta, entoces escribiremos $Y \sim U\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$
- La función de probabilidad de Y es

$$P\{Y=y\}=1/n$$

paa
$$y = y_1, y_2 \dots, y_n$$

- Por ejemplo: $Y \sim U(0,1,\ldots,9)$ se define como P(U=j)=1/10, para $j=0,1,\ldots,9$.
- Valor Esperado $E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} y_j = \bar{y} = \frac{n+1}{2}$.
- Varianza $V(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (y_j E(Y))^2 = \frac{n^2 1}{12}$.



- Si Y es una variable aleatoria discreta cuyo soporte es el conjunto $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ y tiene distribución uniforme discreta, entoces escribiremos $Y \sim U\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$
- La función de probabilidad de Y es

$$P\{Y=y\}=1/n$$

paa
$$y = y_1, y_2 \dots, y_n$$

- Por ejemplo: $Y \sim U(0,1,\ldots,9)$ se define como P(U=j)=1/10, para $j=0,1,\ldots,9$.
- Valor Esperado $E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} y_j = \bar{y} = \frac{n+1}{2}$.
- Varianza $V(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (y_j E(Y))^2 = \frac{n^2 1}{12}$.





- Si Y es una variable aleatoria discreta cuyo soporte es el conjunto $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ y tiene distribución uniforme discreta, entoces escribiremos $Y \sim U\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$
- La función de probabilidad de Y es

$$P\{Y=y\}=1/n$$

paa
$$y = y_1, y_2 \dots, y_n$$

- Por ejemplo: $Y \sim U(0,1,\ldots,9)$ se define como P(U=j)=1/10, para $j=0,1,\ldots,9$.
- Valor Esperado $E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} y_j = \bar{y} = \frac{n+1}{2}$.
- Varianza $V(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (y_j E(Y))^2 = \frac{n^2 1}{12}$.



4 D > 4 P > 4 B > 4 B > B

- Si Y es una variable aleatoria discreta cuyo soporte es el conjunto $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ y tiene distribución uniforme discreta, entoces escribiremos $Y \sim U\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$
- La función de probabilidad de Y es

$$P\{Y=y\}=1/n$$

paa
$$y = y_1, y_2 \dots, y_n$$

- Por ejemplo: $Y \sim U(0,1,\ldots,9)$ se define como P(U=j)=1/10, para $j=0,1,\ldots,9$.
- Valor Esperado $E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} y_j = \bar{y} = \frac{n+1}{2}$.
- Varianza $V(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (y_j E(Y))^2 = \frac{n^2 1}{12}$.





- Si Y es una variable aleatoria discreta cuyo soporte es el conjunto $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ y tiene distribución uniforme discreta, entoces escribiremos $Y \sim U\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$
- La función de probabilidad de Y es

$$P\{Y=y\}=1/n$$

paa
$$y = y_1, y_2 \dots, y_n$$

- Por ejemplo: $Y \sim U(0,1,\ldots,9)$ se define como P(U=j)=1/10, para $j=0,1,\ldots,9$.
- Valor Esperado $E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} y_j = \bar{y} = \frac{n+1}{2}$.
- Varianza $V(Y) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (y_j E(Y))^2 = \frac{n^2 1}{12}$.





Ejemplo. Sea $X \sim U(6)$. Calcular la probabilidad de que X=2

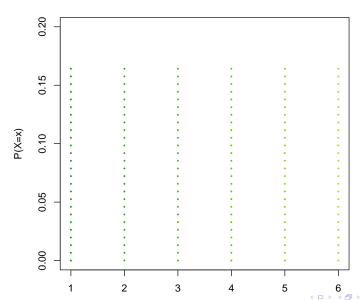
[1] 0.1666667

```
> x < -1:6
```

> plot(x,dunifdisc(x),type="h", lty = 3, lwd = 3, pch 16



Función de Probabilidad U(6)





- • Encuentre $M_Y(t)$ si $Y \sim U(0, 1, \dots, 9)$
 - ② Compruebe que la fgm de X_n es

$$M_{X_n}(t) = egin{cases} rac{1}{10^n} rac{1-\mathrm{e}^t}{1-\mathrm{e}^{t \cdot 10^{-n}}} & ext{para} & t
eq 0 \\ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

③ Compruebe que $M_{X_n}(t) o rac{e^{\epsilon}-1}{t}, n o \infty$ cuando t
eq 0, utilizando la regla de L'Hopital

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1 - e^{t10^{-n}}}{10^{-n}} = t \lim_{h \to 0} \frac{1 - e^h}{h} = -t$$

4 Compruebe que si $X \sim U(0,1)$ entonces

$$M_X(t) = egin{cases} rac{e^t - 1}{t} & ext{para} & t
eq 0 \\ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

5 Concluya que $X_n \stackrel{d}{\to} X$ donde $X \sim U(0,1)$.



- • Encuentre $M_Y(t)$ si $Y \sim U(0, 1, \dots, 9)$
 - 2 Compruebe que la fgm de X_n es

$$M_{X_n}(t) = egin{cases} rac{1}{10^n} rac{1-e^t}{1-e^{t_{10}-n}} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

③ Compruebe que $M_{X_n}(t) o rac{e^t-1}{t}, n o \infty$ cuando t
eq 0, utilizando la regla de L'Hopital

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1 - e^{t10^{-n}}}{10^{-n}} = t \lim_{h \to 0} \frac{1 - e^h}{h} = -t$$

① Compruebe que si $X \sim U(0,1)$ entonces

$$M_X(t) = egin{cases} rac{e^t-1}{t} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

5 Concluya que $X_n \stackrel{d}{\to} X$ donde $X \sim U(0,1)$.



- • Encuentre $M_Y(t)$ si $Y \sim U(0, 1, \dots, 9)$
 - 2 Compruebe que la fgm de X_n es

$$M_{X_n}(t) = egin{cases} rac{1}{10^n} rac{1-e^t}{1-e^{t10-n}} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

ullet Compruebe que $M_{X_n}(t) o rac{e^t-1}{t}, n o \infty$ cuando t
eq 0, utilizando la regla de L'Hopital

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1 - e^{t10^{-n}}}{10^{-n}} = t \lim_{h \to 0} \frac{1 - e^h}{h} = -t$$

4 Compruebe que si $X \sim U(0,1)$ entonces

$$M_X(t) = egin{cases} rac{e^t - 1}{t} & ext{para} & t
eq 0 \\ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

5 Concluya que $X_n \stackrel{d}{\to} X$ donde $X \sim U(0,1)$.



- • Encuentre $M_Y(t)$ si $Y \sim U(0, 1, \dots, 9)$
 - ② Compruebe que la fgm de X_n es

$$M_{X_n}(t) = egin{cases} rac{1}{10^n} rac{1-e^t}{1-e^{t10^{-n}}} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

ullet Compruebe que $M_{X_n}(t) o rac{e^t-1}{t}, n o \infty$ cuando t
eq 0, utilizando la regla de L'Hopital

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1 - e^{t10^{-n}}}{10^{-n}} = t \lim_{h \to 0} \frac{1 - e^h}{h} = -t$$

4 Compruebe que si $X \sim U(0,1)$ entonces

$$M_X(t) = egin{cases} rac{e^t-1}{t} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

5 Concluya que $X_n \stackrel{d}{\to} X$ donde $X \sim U(0,1)$.



(ロ) <部 > (目) <き > (目) < (目) </p>

- • Encuentre $M_Y(t)$ si $Y \sim U(0, 1, \dots, 9)$
 - 2 Compruebe que la fgm de X_n es

$$M_{X_n}(t) = egin{cases} rac{1}{10^n} rac{1-\mathrm{e}^t}{1-\mathrm{e}^{t10^{-n}}} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

ullet Compruebe que $M_{X_n}(t) o rac{e^t-1}{t}, n o \infty$ cuando t
eq 0, utilizando la regla de L'Hopital

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1 - e^{t10^{-n}}}{10^{-n}} = t \lim_{h \to 0} \frac{1 - e^h}{h} = -t$$

Output Compruebe que si $X \sim U(0,1)$ entonces

$$M_X(t) = egin{cases} rac{\mathrm{e}^t - 1}{t} & ext{para} & t
eq 0 \ 1 & ext{para} & t = 0 \end{cases}$$

5 Concluya que $X_n \stackrel{d}{\to} X$ donde $X \sim U(0,1)$.



(ロ) <部 > (目) <き > (目) < (目) </p>

- En lo que sigue del curso, estudiaremos algunas de las distribuciones de variables discretas mas comunes:
- Binomial: Bin(n, p)

$$\mathbb{P}(X = x) = \binom{n}{x} p^{x} (1 - p)^{n - x}$$
 $x = 0, 1, ..., n$

- $E[X] = np, \ Var(X) = np(1-p)$
- $E[(X \mu)^3] = np(1 3p + 2p^2),$
- $E[(X \mu)^4] = np(1 p)[1 + 3(n 2)p(1 p)]$





- En lo que sigue del curso, estudiaremos algunas de las distribuciones de variables discretas mas comunes:
- Binomial: Bin(n, p)

$$\mathbb{P}(X=x) = \binom{n}{x} p^{x} (1-p)^{n-x} \qquad x = 0, 1, \dots, n.$$

- E[X] = np, Var(X) = np(1 p)
- $E[(X \mu)^3] = np(1 3p + 2p^2),$
- $E[(X \mu)^4] = np(1 p)[1 + 3(n 2)p(1 p)]$



5/10



- En lo que sigue del curso, estudiaremos algunas de las distribuciones de variables discretas mas comunes:
- Binomial: Bin(n, p)

$$\mathbb{P}(X=x)=\binom{n}{x}p^{x}(1-p)^{n-x} \qquad x=0,1,\ldots,n.$$

- E[X] = np, Var(X) = np(1-p)
- $E[(X \mu)^3] = np(1 3p + 2p^2),$
- $E[(X \mu)^4] = np(1-p)[1+3(n-2)p(1-p)]$





- En lo que sigue del curso, estudiaremos algunas de las distribuciones de variables discretas mas comunes:
- Binomial: Bin(n, p)

$$\mathbb{P}(X=x)=\binom{n}{x}p^{x}(1-p)^{n-x} \qquad x=0,1,\ldots,n.$$

- E[X] = np, Var(X) = np(1-p)
- $E[(X \mu)^3] = np(1 3p + 2p^2),$
- $E[(X \mu)^4] = np(1 p)[1 + 3(n 2)p(1 p)]$





- En lo que sigue del curso, estudiaremos algunas de las distribuciones de variables discretas mas comunes:
- Binomial: Bin(n, p)

$$\mathbb{P}(X=x)=\binom{n}{x}p^{x}(1-p)^{n-x} \qquad x=0,1,\ldots,n.$$

- E[X] = np, Var(X) = np(1 p)
- $E[(X \mu)^3] = np(1 3p + 2p^2)$,
- $E[(X \mu)^4] = np(1 p)[1 + 3(n 2)p(1 p)]$





> dbinom(6, 10, 0.5)



Distribución Geométrica

• **Geométrica**: Geom(p)

$$\mathbb{P}(X = x) = p(1 - p)^{x - 1} \qquad x = 1, 2, 3, \dots$$
$$E[X] = \frac{1}{p} \quad Var(X) = \frac{1 - p}{p^2}$$



6/10



Binomial negativa

• Binomial negativa: NegBin(r, p)

$$\mathbb{P}(X = x) = {x - 1 \choose r - 1} p^{r} (1 - p)^{x - r}, \qquad x = r, r + 1, \dots$$

•
$$E[X] = \frac{r}{p}$$
, $Var(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$



7/10



Binomial negativa

• Binomial negativa: NegBin(r, p)

$$\mathbb{P}(X = x) = {x-1 \choose r-1} p^r (1-p)^{x-r}, \qquad x = r, r+1, \dots$$

•
$$E[X] = \frac{r}{p}, \ Var(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$$





Hipergeométrica

• Hipergeométrica: Hiper(n, D, N)

$$\mathbb{P}(X=x) = \frac{\binom{D}{x} \binom{N-D}{n-x}}{\binom{N}{n}}, \qquad n-N+D \le x \le D.$$

$$E[X] = np$$
, $Var(X) = np(1-p)\left(\frac{N-n}{N-1}\right)$





Poisson

• Poisson: $Poi(\lambda)$

$$\mathbb{P}(X = x) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^{x}}{x!} \qquad x = 0, 1, 2, \dots$$

$$E[X] = \lambda$$
 $Var(X) = \lambda$
 $E[(X - \lambda)^3] = \lambda$ $E[(X - \lambda)^4] = 3\lambda^2 + \lambda$









| ◆ □ ▶ ◆ 圖 ▶ ◆ 圖 ▶ | ■ |