Variables Aleatorias Estadística Computacional

Juan Zamora Osorio juan.zamora@pucv.cl

Instituto de Estadística Pontificia Universidad Católica de Valparaíso

18 de octubre de 2023





Variables Aleatorias – cantidad de cartas negras

Sacando una carta – posibilidades

Sacando una carta – probabilidades

$$\begin{array}{c|c|c} \textbf{Cantidad negras} & \textbf{0} & \textbf{1} \\ \hline \textbf{Probabilidad} & \frac{2}{4} = \frac{1}{2} & \frac{2}{4} = \frac{1}{2} \end{array}$$



Variables Aleatorias – cantidad de cartas negras

Sacando dos cartas – posibilidades

	*	\Diamond	\Diamond	\spadesuit
.	2	1	1	2
	1	0	0	1
\Diamond	1	0	0	1
\spadesuit	2	1	1	2

Sacando dos cartas – probabilidades



Variables Aleatorias – cantidad de cartas negras

Sacando tres cartas – posibilidades

*	*	\Diamond	\Diamond	\spadesuit	\Diamond	*	\Diamond	\Diamond	\spadesuit
*	3	2	2	3	*	2	1	1	2
\Diamond	2	1	1	2	\Diamond	1	0	0	1
\Diamond	2	1	1	2	\Diamond	1	0	0	1
\spadesuit	3	2	2	3	♦◊◊♦	2	1	1	2
\sim		^	M				^	\sim	•
\Diamond	*	\Diamond	\Diamond		•	.	\Diamond	\Diamond	^
<u>♡</u>	2		♡ 1	2	*	3		♡ 2	3
♥♦	2 1		♡ 1 0	2 1	*	3 2		♡ 2 1	3 2
♥ ♥ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦	2 1 1	\$\\ \frac{1}{0} \\ 0 \\ 0 \\ \end{array}	♡ 1 0 0	2 1 1	♣ ♦ ♡ ♦	3 2 2	\$\frac{\display}{2} \\ 1 \\ 1	♡ 2 1 1	3 2 2

Sacando tres cartas – probabilidades

Cantidad negras	0	1	2	3
Probabilidad	$\frac{8}{64} = \frac{1}{8}$	$\frac{24}{64} = \frac{3}{8}$	$\frac{24}{64} = \frac{3}{8}$	$\frac{8}{64} = \frac{1}{8}$



Variables Aleatorias – definición

Formalmente

- Función *medible* entre un espacio muestral Ω y otro Ω' : $X:\Omega \to \Omega'$.
- La preimagen de todo conjunto en el espacio de eventos asociado a Ω' es un conjunto en el espacio de eventos de Ω .

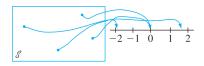
- ► X cantidad de cartas negras al sacar 3 cartas independientes.
- $ightharpoonup \Omega' = \{0, 1, 2, 3\}.$
- $\begin{array}{l} \bullet \quad \Omega = \\ \{(\clubsuit, \clubsuit, \clubsuit), (\clubsuit, \clubsuit, \diamondsuit), (\clubsuit, \clubsuit, \heartsuit), (\clubsuit, \clubsuit, \spadesuit), (\clubsuit, \diamondsuit, \clubsuit), \dots, \}. \end{array}$
- ► $X((\clubsuit, \diamondsuit, \clubsuit)) = 2.$



En este curso

$$X:\Omega\to E$$

- ► Si E es finito o numerable: variable aleatoria discreta.
- ▶ Si $E \subseteq \mathbb{R}$ no numerable: variable aleatoria continua.



Ejemplo – variable aleatoria discreta

► *X* cantidad de cartas negras al sacar 3 cartas independientes.

Cantidad negras	Probabilidad
0	0,125
1	0,375
2	0,375
3	0,125



Notación

$$X:\Omega\to E$$

- ► Sea $S \subseteq E$, $P_X(S) = P(X \in S) = P(X^{-1}(S)) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in S\})$.
- ► *P*_X:
 - Distribución de probabilidad.
 - Ley de probabilidad.

Ejemplo – variable aleatoria discreta

$$P_X(\{0,1\}) = P(\{\diamondsuit\diamondsuit\diamondsuit, \diamondsuit\heartsuit\clubsuit, \spadesuit\diamondsuit\heartsuit, \spadesuit\heartsuit\heartsuit, \diamondsuit\clubsuit\heartsuit, \diamondsuit\diamondsuit\heartsuit, \ldots\}).$$

X	P_X
0	0,125
1	0,375
2	0,375
3	0,125



Variables aleatorias discretas

Función de masa de probabilidad (pmf)

$$f(x) = P(X = x) = P_X(\{x\}).$$

Recordar de probabilidades (Ω finito)

$$f(x) = P(X = x) = \frac{n_x}{n} = \frac{|X^{-1}(\{x\})|}{|\Omega|}.$$

- $ightharpoonup n_{x}$ cantidad de resultados ω que cumplen $X(\omega)=x$.
- \triangleright n cantidad de resultados en Ω .



Ejemplo: moneda lanzada 3 veces

- ► X cantidad de caras.
- ▶ Posibles valores: $\{0, 1, 2, 3\}$.

X	$X^{-1}(\{x\})$	P(X = x)
0	{sss}	$\frac{1}{8} = 0.125$
1	$\{\mathit{css},\mathit{scs},\mathit{ssc}\}$	$\frac{3}{8} = 0.375$
2	$\{\mathit{ccs}, \mathit{csc}, \mathit{scc}\}$	$\frac{3}{8} = 0.375$
3	$\{ccc\}$	$\frac{1}{8} = 0.125$



Ejemplo: moneda lanzada 3 veces

- ► X string de bits 0/1 según cara/sello obtenido.
- Posibles valores: {000,001,010,011,100,101,110,111}.

X	$X^{-1}(\{x\})$	P(X = x)
000	{ <i>ccc</i> }	$\frac{1}{8} = 0.125$
001	$\{ccs\}$	$\frac{1}{8} = 0,125$
010	$\{\mathit{csc}\}$	$\frac{1}{8} = 0.125$
011	$\{\mathit{css}\}$	$\frac{1}{8} = 0.125$
100	$\{scc\}$	$\frac{1}{8} = 0.125$
101	$\{scs\}$	$\frac{1}{8} = 0,125$
110	$\{\mathit{ssc}\}$	$\frac{1}{8} = 0,125$
111	$\{sss\}$	$\frac{1}{8} = 0.125$



Ejemplo: moneda lanzada 3 veces

- X cantidad de caras par o impar.
- ▶ Posibles valores: $\{P, I\} \equiv \{0, 1\}$.

$$\begin{array}{c|cccc} x & X^{-1}(\{x\}) & P(X=x) \\ \hline P \equiv 0 & \{ccs, csc, scc, sss\} & \frac{1}{2} = 0,5 \\ I \equiv 1 & \{ccc, css, scs, ssc\} & \frac{1}{2} = 0,5 \\ \end{array}$$



Función de distribución acumulada (cdf)

Definición

$$F: \mathbb{R} \to [0,1]$$
 tal que $F(x) = P(X \le x)$.

Variables aleatorias discretas

$$F(x) = P(X \le x) = \sum_{y \le x} P(X = y) = \sum_{y \le x} f(y).$$

Propiedades

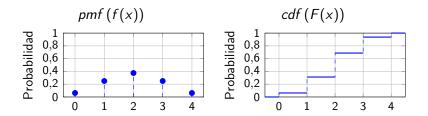
- ▶ F es no decreciente $(x_1 \le x_2 \Rightarrow F(x_1) \le F(x_2))$.
- $| \operatorname{lim}_{x \to -\infty} F(x) = 0.$
- $\forall x, 0 \leq F(x) \leq 1.$
- ightharpoonup Está definida para todo \mathbb{R} .



Función de distribución acumulada (cdf)

Ejemplo: Cantidad de caras al lanzar 4 monedas

X	f(x) = P(X = x)	$F(x) = \sum_{y \le x} f(y)$
0	$\frac{1}{16} = 0,0625$	$\frac{1}{16} = 0.0625$
1	$\frac{4}{16} = 0.25$	$\begin{array}{l} \frac{1}{16} = 0,0625\\ \frac{5}{16} = 0,3125 \end{array}$
2	$\frac{6}{16} = 0.375$	$\begin{array}{l} \frac{11}{16} = 0,6875 \\ \frac{15}{16} = 0,9375 \end{array}$
3	$\frac{4}{16} = 0.25$	$\frac{15}{16} = 0.9375$
4	$\frac{1}{16} = 0.0625$	$\frac{16}{16} = 1$





Esperanza – valor esperado – media

Definición

$$\mathbb{E}_{X \sim f}[X] = \mu_X = \sum_{x \in E} x f(x).$$

Ejemplo: Cantidad de caras al lanzar 4 monedas

$$\mathbb{E}[X] = \frac{1}{16}0 + \frac{4}{16}1 + \frac{6}{16}2 + \frac{4}{16}3 + \frac{1}{16}4 = 2.$$



Esperanza – valor esperado – media

Definición

▶ Sea $g: E \to \mathbb{R}$ una función:

$$\mathbb{E}_{X \sim f}[g(X)] = \sum_{x \in E} g(x)f(x).$$

Propiedades: linealidad

▶ Sean $a, b \in \mathbb{R}$:

$$\mathbb{E}[aX+b]=a\mathbb{E}[X]+b.$$

▶ Sean $g_1, g_2 : E \to \mathbb{R}$ funciones:

$$\mathbb{E}[g_1(X) + g_2(X)] = \mathbb{E}[g_1(X)] + \mathbb{E}[g_2(X)].$$



Varianza

Definición

$$\mathbb{V}_{X \sim f}[X] = \sigma_X^2 = \mathbb{E}_{X \sim f}\left[(X - \mu_X)^2\right] = \sum_{x \in F} (x - \mu_X)^2 f(x).$$

Desviación estándar

$$\sigma_X = \sqrt{\sigma_X^2} = \sqrt{\mathbb{V}_{X \sim f}[X]}.$$

Propiedad

$$\mathbb{V}_{X \sim f}[X] = \sigma_X^2 = \mathbb{E}_{X \sim f}[X^2] - \mathbb{E}_{X \sim f}[X]^2 = \left[\sum_{x \in F} x^2 f(x)\right] - \mu_X^2.$$



Varianza

Definición

▶ Sea $g: E \to \mathbb{R}$ una función:

$$\mathbb{V}_{X \sim f}[g(X)] = \sum_{x \in E} (g(x) - \mathbb{E}_{X \sim f}[g(X)])^2 f(x).$$

Propiedad: no linealidad

▶ Sean $a, b \in \mathbb{R}$:

$$\mathbb{V}[aX+b]=a^2\mathbb{V}[X].$$



Distribución $X \sim \text{Bernoulli}(p)$

Definición

$$f(x) = \begin{cases} p \text{ si } x = 1, \\ 1 - p \text{ si } x = 0. \end{cases}$$

Ejemplos

- Lanzar una moneda.
- ► Ser fiscalizado en carretera.

Propiedades

- ightharpoonup $\mathbb{E}_{X \sim \text{Bernoulli}(p)}[X] = \mu_X = p.$
- $\bigvee_{X \sim \text{Bernoulli}(p)} [X] = \sigma_X^2 = p(1-p).$



Supuestos

- Reunión de personas, van llegando de a una.
- Cada persona que llega tiene probabilidad p de tener COVID-19.
- Probabilidad p es independiente entre personas.
- ightharpoonup X-1 cantidad de personas sanas cuando llega primera con COVID-19 (Igual cantidad total de personas menos 1)

X	Evento	f(x) = P(X = x)	$F(x) = \sum_{y \le x} f(y)$
1	{ <i>c</i> }	р	р
2	{ <i>nc</i> }	(1-p)p	(2 - p)p
3	{nnc}	$(1-p)^{2}p$	$(3-3p+p^2)p$
4	{nnnc}	$(1 - p)^3 p$	$(4-6p+4p^2-p^3)p$
:	:	i:	i i



X	Evento	f(x) = P(X = x)	$F(x) = \sum_{y \le x} f(y)$
1	$\{c\ldots\}$	р	р
2	$\{\mathit{nc}\ldots\}$	(1-p)p	(2 - p)p
3	$\{\mathit{nnc}\ldots\}$	$(1 - p)^2 p$	$(3-3p+p^2)p$
4	$\{\mathit{nnnc}\ldots\}$	$(1-p)^3p$	$\left(4-6p+4p^2-p^3\right)p$
:	:	:	:

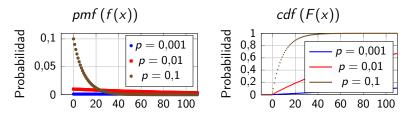
En general

- $f(x) = P(X = x) = (1 p)^{x-1}p$.
- $F(x) = P(X \le x) = 1 (1 p)^x.$



En general

- $f(x) = P(X = x) = (1 p)^{x-1}p.$
- $F(x) = P(X \le x) = 1 (1 p)^x.$



¿Qué pasó?

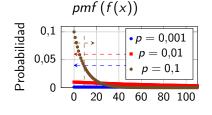
► X ahora está expresada como una función *pmf* en vez de una tabla.

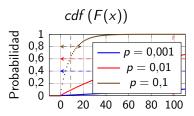


Distribución $X \sim \text{Geométrica}(p)$

Definición

$$f(x) = P(X = x) = (1 - p)^{x-1}p$$
, con $x \in \{0, 1, 2, ...\}$.





Propiedades

- $ightharpoonup \mathbb{E}_{X \sim \mathsf{Geom\acute{e}trica}(p)}[X] = \mu_X = \frac{1}{p}.$
- $ightharpoonup \mathbb{V}_{X\sim \mathsf{Geom\'etrica}(p)}[X] = \sigma_X^2 = \frac{1-p}{p^2}.$



Supuestos

- ► Cada persona que llega tiene prob. p de tener COVID-19.
- Probabilidad *p* es independiente entre personas.
- ▶ *X* personas con COVID-19 en reunión de *n* personas.

X como función pmf

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

$$pmf(f(x)) \text{ con } p = 0.005$$

$$cdf(F(x)) \text{ con } p = 0.005$$

$$0.6 \text{ in } = 1000$$

$$0.7 \text{ in } = 1000$$

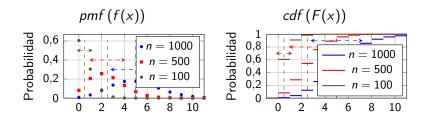
$$0.8 \text{ in } = 500$$

$$0.9 \text{ in } = 100$$

Distribución $X \sim \text{Binomial}(n, p) = B(n, p)$

Definición

$$f(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, \text{ con } x \in \{0, 1, \dots n\}.$$



Propiedades

- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim B(n,p)}[X] = \mu_X = np.$



Distribución $X \sim \mathsf{Poisson}(\lambda) = \mathsf{Pois}(\lambda)$

Definición

$$f(x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}$$
, con $x \in \{0, 1, \ldots\}$.

Ejemplos

- Cantidad de autos que pasan frente a la casa cada una hora.
- Cantidad de fotones que llegan a un pixel durante fotografía.

Propiedades

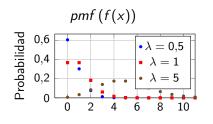
- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim \mathsf{Pois}(\lambda)}[X] = \mu_X = \lambda.$

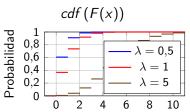
¿De dónde viene?

- ▶ Si $X \sim B(n, p)$, el valor esperado es np.
- Fijando el valor esperado, se deja crecer $n \to +\infty$.



Distribución $X \sim Poisson(\lambda) = Pois(\lambda)$



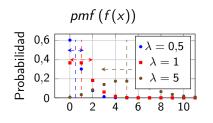


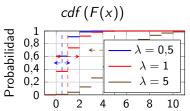
Propiedades

- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim \mathsf{Pois}(\lambda)}[X] = \mu_X = \lambda.$
- $\blacktriangleright \ \mathbb{V}_{X \sim \mathsf{Pois}(\lambda)}[X] = \sigma_X^2 = \lambda.$



Distribución $X \sim Poisson(\lambda) = Pois(\lambda)$

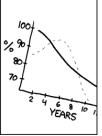


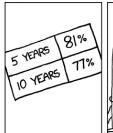


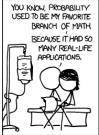
Propiedades

- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim \mathsf{Pois}(\lambda)}[X] = \mu_X = \lambda.$
- $\blacktriangleright \ \mathbb{V}_{X \sim \mathsf{Pois}(\lambda)}[X] = \sigma_X^2 = \lambda.$













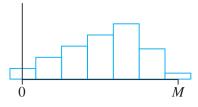
Ejemplo

¿Cómo se distribuyen los tiempos de espera en la fila para almorzar?

Solución 1: discretizar en clases intervalos de ancho a=1

- ► Clases_{a=1} = {[0,1], (1,2], (2,3],...}.
- Se cumple que:

$$P(X \in [0,1]) + \sum_{i=1}^{+\infty} P(X \in (i,i+1]) = 1.$$

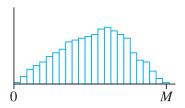




Solución $\frac{1}{2}$: discretizar en clases intervalos de ancho $a = \frac{1}{2}$

- ► Se cumple que:

$$P\left(X \in \left[0, \frac{1}{2}\right]\right) + \sum_{i=1}^{+\infty} P\left(X \in \left(\frac{i}{2}, \frac{i+1}{2}\right]\right) = 1.$$





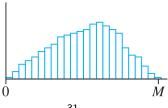
Solución a

- $Clases_a = \{ [0, a], (a, 2a], (2a, 3a], \ldots \}.$
- Se cumple que:

$$P(X \in [0, a]) + \sum_{i=1}^{+\infty} P(X \in (ia, (i+1)a]) = 1.$$

▶ Recordando que $P(X \le x) = F(x)$, se puede reescribir como:

$$F(a) + \sum_{i=1}^{+\infty} F((i+1)a) - F(ia) = 1.$$





Solución a

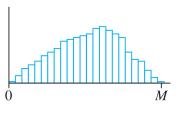
► Se tiene que:

$$F(a) + \sum_{i=1}^{+\infty} F((i+1)a) - F(ia) = F(a) + \sum_{i=1}^{+\infty} \text{Área}(i) = 1,$$

con Área
$$(i) = h_i a = P(X \in (ia, (i+1)a]) = F((i+1)a) - F(ia).$$

Notar que la altura cumple:

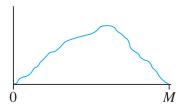
$$h_i = \frac{F(ia+a) - F(ia)}{a}.$$





Solución $a \rightarrow 0$

$$h_x = \lim_{a \to 0} \frac{F(x+a) - F(x)}{a}, \text{ y } \int_{x \in \mathcal{E}} h_x dx = 1.$$



Función de densidad de probabilidad (pdf)

- $ightharpoonup p(x) \equiv h_x$.
- Debe cumplir:
 - $\forall x \in E, p(x) \ge 0. \int_{x \in E} p(x) dx = 1.$



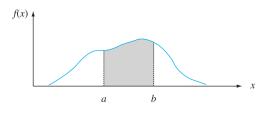
Variables aleatorias continuas – definiciones

Función de densidad de probabilidad (pdf)

$$P(a \le X \le b) = \int_a^b p(x) dx.$$

Función de distribución acumulada (cdf)

$$F(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} p(t)dt.$$





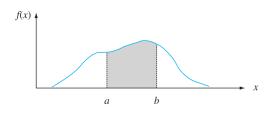
Variables aleatorias continuas – definiciones

Valor esperado / esperanza

$$\mathbb{E}_{X \sim p}[X] = \mu_X = \int_{x \in E} x p(x) dx.$$

Varianza

$$\mathbb{V}_{X \sim p}[X] = \sigma_X^2 = \int_{X \subset F} (x - \mathbb{E}[X])^2 p(x) dx.$$



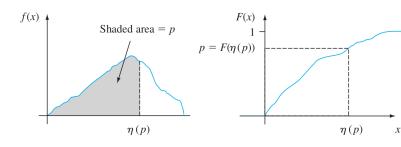


Variables aleatorias continuas – definiciones

Cuantil / percentil

 $ightharpoonup q_u$ tal que

$$P(X \leq q_u) = F(q_u) = \int_{-\infty}^{q_u} p(x) dx = u.$$



► En esta figura, f(x) = p(x), p = u, $\eta(p) = q_u$.



Distribución $X \sim \text{Uniforme}(a, b) = U(a, b)$

Ángulos

- Ángulo luego de girar ruleta.
- ► Ángulo desde el centro al lanzar un dardo.

Otros

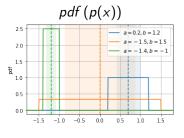
▶ Valor del parámetro p en una distribución Bernoulli(p).

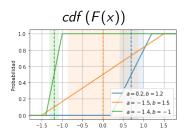


Distribución $X \sim \text{Uniforme}(a, b) = U(a, b)$

Definición

$$p(x) = \frac{1}{b-a}, \text{ con } x \in [a, b].$$







Distribución $X \sim \text{Uniforme}(a, b) = U(a, b)$

Propiedades

- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim U(a,b)}[X] = \mu_X = \frac{a+b}{2}.$
- $\mathbb{V}_{X \sim U(a,b)}[X] = \sigma_X^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$.



Supuesto

- Número de personas que llegan a vacunatorio sigue distribución Poisson con media 12 personas por hora.
- Luego de llegar al vacunatorio, ¿cuál es la probabilidad de que la próxima persona llegue
 - en más de 1 hora?
 - en más de 15 minutos?
 - en más de 5 minutos?
 - en menos de 5 minutos?

Recordar

$$X \sim \text{Pois}(\lambda) \Rightarrow P(X = x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!}$$



Supuesto

- Número de personas que llegan a vacunatorio sigue distribución Poisson con media 12 personas por hora.
- Luego de llegar al vacunatorio, ¿cuál es la probabilidad de que la próxima persona llegue...

en más de 1 hora?

$$X \sim \text{Pois}(12) \Rightarrow P(X = x) = e^{-12} \frac{12^x}{x!} \Rightarrow P(X = 0) = e^{-12}.$$

en más de 15 minutos?

▶ 12 personas por hora es equivalente a 3 persona cada 15 minutos.

$$X \sim \text{Pois}(3) \Rightarrow P(X = x) = e^{-3} \frac{3^x}{x!} \Rightarrow P(X = 0) = e^{-3}.$$



Supuesto

- Número de personas que llegan a vacunatorio sigue distribución Poisson con media 12 personas por hora.
- Luego de llegar al vacunatorio, ¿cuál es la probabilidad de que la próxima persona llegue...

en más de 5 minutos?

▶ 12 personas por hora es equivalente a 1 persona cada 5 minutos.

$$X \sim \text{Pois}(1) \Rightarrow P(X = x) = e^{-1} \frac{1}{x!} \Rightarrow P(X = 0) = e^{-1}.$$

en menos de 5 minutos?

▶ 12 personas por hora es equivalente a 1 persona cada 5 minutos.

$$P(X = x) = e^{-1} \frac{1}{x!} \Rightarrow P(X > 0) = 1 - P(X = 0) = 1 - e^{-1}.$$



En general

Probabilidad de que la próxima persona llegue en más de t horas.

$$X \sim \text{Pois}(\lambda t) \Rightarrow P(X = x) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^x}{x!} \Rightarrow P(X = 0) = e^{-\lambda t}.$$

Probabilidad de que la próxima persona llegue en menos de t horas.

$$X \sim \mathsf{Pois}(\lambda t) \Rightarrow P(X = x) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^x}{x!} \Rightarrow P(X > 0) = 1 - e^{-\lambda t}.$$



¿Qué pasó?

- Estas probabilidades son funciones continuas de t.
- $ightharpoonup e^{-\lambda 0} = 1$ y $\lim_{t \to +\infty} e^{-\lambda t} = 0$.
- Supongamos que existe una distribución continua de probabilidad del tiempo T de llegada de siguiente persona:

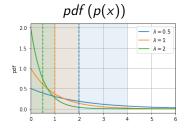
$$P(T \le t) = F(t) = \int_{u=0}^{t} p(u)du = 1 - e^{-\lambda t}.$$

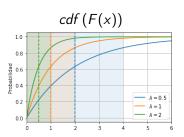


Distribución Exponencial(λ)

Solución

$$p(x) = \lambda e^{-\lambda x}.$$





Propiedades

- $ightharpoonup \mathbb{V}_{X \sim \mathsf{Exponencial}(\lambda)}[X] = \sigma_X^2 = \frac{1}{\lambda^2}.$



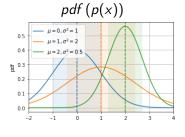
Propiedades

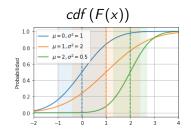


Distribución Normal $\left(\mu,\sigma^2\right)=\mathcal{N}\left(\mu,\sigma^2\right)$

Definición

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

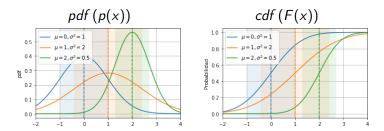






Definición

$$p(x) = \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}}_{\text{constante de normalizacion}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$



Función de distribución acumulada (cdf)

No se puede escribir la *cdf* directamente.



Distribución Normal $(0,1) = \mathcal{N}(0,1)$ estándar

Estandarizando

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \Rightarrow p(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}.$$

•
$$\mu_Z = 0 \text{ y } \sigma_Z^2 = 1.$$

Función de distribución acumulada (cdf) $\mathcal{N}(0,1)$ – definición

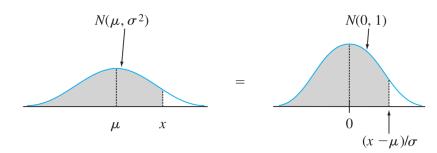
$$\Phi\left(-\frac{1}{2}\right) = 1 - \phi(z)$$

$$\int_{-\infty}^{z} e^{-\frac{t^{2}}{2}} dt.$$
Shaded area = $\Phi(z)$
Standard normal (z) curve



Volviendo a X: función de distribución acumulada (cdf) $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

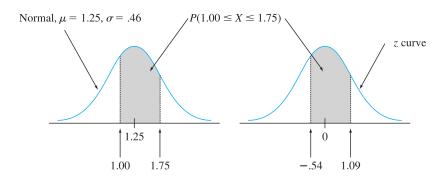
$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right).$$



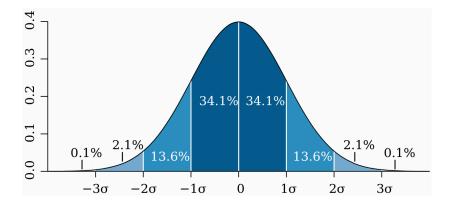


Probabilidad en intervalo [a, b]

$$P(a \le X \le b) = F(b) - F(a) = \Phi\left(\frac{b - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right).$$









Distribución normal

Ejemplo: altura personas en Chile

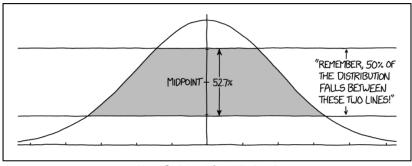
- Se ha determinado que la altura media de las mujeres es de 159,4 cm.
- Se ha determinado que la altura media de los hombres es de 171,8 cm.
- Suponiendo que la altura se distribuye como una normal:
 - ¿Es un hombre que mide 165 cm. bajo?
 - Es una mujer que mide 165 cm. alta?

Respuesta

¡Depende de la desviación estándar / varianza!

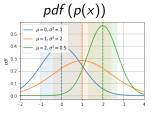


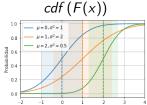
Distribución normal



HOW TO ANNOY A STATISTICIAN

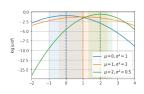






Tal vez ayuda para recordar

$$\ln(p(x)) = -\frac{1}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}.$$





¿Por qué usar distribución $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$?

- ► Termodinámica: distribución tiene la mayor entropía, sujeto a μ y σ^2 .
- lgualmente, distribución con menos información además de μ y σ^2 .
- La suma de distribuciones converge a una distribución normal.
- Logaritmo de producto de distribuciones converge a una normal.





Recordar

$$p(x) = \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}}_{\text{constante de normalizacion}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$



En general

- Muchas veces se define la "forma" de una distribución.
- ► Ejemplos:
 - $ightharpoonup p(x) \propto 1.$
 - $p(x) \propto e^{-x^2}$.
 - $p(x) \propto e^{-x}$, con $x \geq 0$.
 - $p(x) \propto e^{-|x|}$.
- Luego se calcula la constante de normalización para que sea una distribución de probabilidad:

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx = 1.$$



Ejemplo

$$p(x) \propto e^{-\lambda x}$$
, con $x \ge 0, \lambda > 0$.

Desarrollo

$$\int_0^\infty p(x)dx = \int_0^\infty c e^{-\lambda x} dx = -c \left. \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \right|_{x=0}^\infty = \frac{c}{\lambda} = 1 \Rightarrow c = \lambda.$$

Entonces

$$p(x) = \lambda e^{-\lambda x}$$
, con $x \ge 0, \lambda > 0$.



Ejemplo

$$p(x) \propto e^{-\frac{|x-\mu|}{b}}$$
, con $b > 0$.

Desarrollo

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx = \int_{-\infty}^{\mu} ce^{-\frac{|x-\mu|}{b}} dx + \int_{\mu}^{\infty} ce^{-\frac{|x-\mu|}{b}} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\mu} ce^{\frac{x-\mu}{b}} dx + \int_{\mu}^{\infty} ce^{-\frac{x-\mu}{b}} dx = c be^{\frac{x-\mu}{b}} \Big|_{x=-\infty}^{\mu} - c be^{-\frac{x-\mu}{b}} \Big|_{x=\mu}^{\infty}$$

$$= 2bc = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{2b}.$$

Entonces

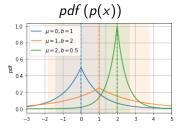
$$p(x) = \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x-\mu|}{b}}, \text{ con } b > 0.$$

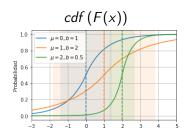


Distribución Laplace (μ, b)

Definición

$$p(x) = \frac{1}{2b}e^{-\frac{|x-\mu|}{b}}, \text{ con } b > 0.$$





Propiedades

- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim \mathsf{Laplace}(\mu, b)}[X] = \mu_X = \mu.$



¿Por qué usar distribución $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$?

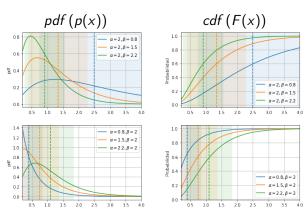
No acotada

- ¿Y si los datos son solo positivos?
- ¿Y si los datos están acotados entre dos valores?



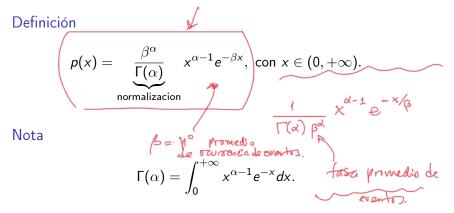
Distribución Gamma $(\alpha, \beta) = \Gamma(\alpha, \beta)$ Definición

$$p(x) = \underbrace{\frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}}_{\text{normalizacion}} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}, \text{ con } x \in (0, +\infty).$$





Distribución Gamma $(\alpha, \beta) = \Gamma(\alpha, \beta)$



Propiedades

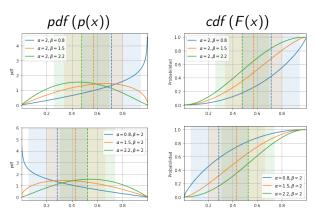
- $\blacktriangleright \mathbb{E}_{X \sim \Gamma(\alpha,\beta)}[X] = \mu_X = \frac{\alpha}{\beta}.$
- $\blacktriangleright \mathbb{V}_{X \sim \Gamma(\alpha,\beta)}[X] = \sigma_X^2 = \frac{\alpha}{\beta^2}.$



Distribución Beta (α, β)

Definición

$$p(x) = \underbrace{\frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}}_{\text{normalizacion}} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}, \text{ con } x \in [0, 1].$$





Distribución Beta (α, β)

Definición

$$p(x) = \underbrace{\frac{1}{B(\alpha, \beta)}}_{\text{normalizacion}} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}, \text{ con } x \in [0, 1].$$

Definición

$$B(\alpha,\beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} dx = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}.$$

Propiedades

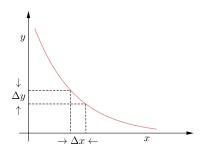
$$ightharpoonup \mathbb{E}_{X \sim \mathsf{Beta}(\alpha,\beta)}[X] = \mu_X = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}.$$

$$\blacktriangleright \mathbb{V}_{X \sim \mathsf{Beta}(\alpha,\beta)}[X] = \sigma_X^2 = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}.$$



Supuestos

- X variable aleatoria continua.
- ▶ $f : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ función invertible y monótona.
- ightharpoonup Y = f(X) nueva variable aleatoria.



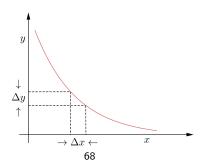


Se tiene que

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(X \ge f^{-1}(y)) = 1 - F_X(f^{-1}(y)).$$

Derivando con respecto a y:

$$p_Y(y) = -p_X(f^{-1}(y))[f^{-1}]'(y) = -\frac{p_X(f^{-1}(y))}{f'(f^{-1}(y))}.$$





Dos casos

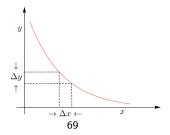
Caso y monótona decreciente:

$$p_Y(y) = -\frac{p_X(f^{-1}(y))}{f'(f^{-1}(y))}.$$

Caso y monótona creciente:

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(X \le f^{-1}(y)) = F_X(f^{-1}(y))$$

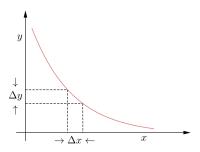
 $\Rightarrow p_Y(y) = \frac{p_X(f^{-1}(y))}{f'(f^{-1}(y))}.$





En general

$$p_Y(y) = \frac{p_X(f^{-1}(y))}{|f'(f^{-1}(y))|}.$$





Transformaciones

Ejemplo

▶ Si $X \sim \mathcal{N}(0,1)$, ¿cómo se distribuye $Y = \mu + \sigma X$?

Desarrollo

- $f(x) = \mu + \sigma x.$
- $f'(x) = \sigma.$
- $f^{-1}(y) = \frac{y-\mu}{\sigma}$.
- Luego,

$$p_Y(y) = \frac{p_X(f^{-1}(y))}{|f'(f^{-1}(y))|} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2}{2}} \frac{1}{|\sigma|} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

Conclusión

 \triangleright $Y \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$.



Transformaciones

Ejemplo

▶ Si $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$, ¿cómo se distribuye $Y = e^X$?

Desarrollo

- $f(x) = e^x.$
- $ightharpoonup f'(x) = e^x$.
- $ightharpoonup f^{-1}(y) = \ln(y).$
- Luego,

$$p_{Y}(y) = \frac{p_{X}(f^{-1}(y))}{|f'(f^{-1}(y))|} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^{2}}} e^{-\frac{(\ln(y) - \mu)^{2}}{2\sigma^{2}}} \frac{1}{e^{\ln(y)}}$$
$$\Rightarrow p_{Y}(y) = \frac{1}{y\sqrt{2\pi\sigma^{2}}} e^{-\frac{(\ln(y) - \mu)^{2}}{2\sigma^{2}}}, \text{ con } y \in (0, +\infty).$$



Transformaciones

Conclusión

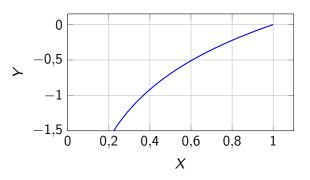
Y sigue distribución llamada Log-normal $(Y \sim \mathsf{Lognormal}(\mu, \sigma))$.



Transformaciones

Ejemplo

▶ Si $X \sim U(0,1)$, ¿cómo se distribuye $Y = \ln(X)$?





Transformaciones

Ejemplo

▶ Si $X \sim U(0,1)$, ¿cómo se distribuye $Y = \ln(X)$?

Desarrollo

- $f(x) = \ln(x).$
- ► $f'(x) = \frac{1}{x}$.
- $ightharpoonup f^{-1}(y) = e^y$.
- Luego,

$$p_Y(y) = \frac{p_X(f^{-1}(y))}{|f'(f^{-1}(y))|} = 1\frac{1}{\frac{1}{e^y}} = e^y, \text{ con } y \in (-\infty, 0].$$



Transformaciones – iy si f no es monótona?

Por ejemplo

- \triangleright $X \sim \mathcal{N}(0,1)$.
- $Y = X^2$.

Separar parte negativa y positiva

$$F_{Y}(y) = P(Y \le y) = P(X^{2} \le y) = P(-\sqrt{y} \le X \le \sqrt{y})$$

$$= P(X \le \sqrt{y}) - P(X \le -\sqrt{y}) = F_{X}(\sqrt{y}) - F_{X}(-\sqrt{y})$$

$$\Rightarrow p_{Y}(y) = \frac{p_{X}(\sqrt{y})}{2\sqrt{y}} - \frac{p_{X}(-\sqrt{y})}{-2\sqrt{y}} = \frac{1}{2\sqrt{y}}(p_{X}(\sqrt{y}) + p_{X}(-\sqrt{y}))$$

$$\Rightarrow p_{Y}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi y}}e^{-\frac{y}{2}}, \text{ con } y \in [0, +\infty).$$

Conclusión

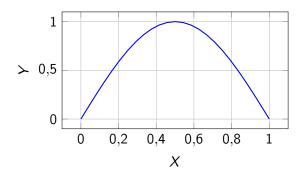
Y sigue distribución llamada ji al cuadrado ($Y \sim \chi^2(1)$).



Transformaciones – $\downarrow y \text{ si } f \text{ no es monótona}$?

Ejemplo

▶ Si $X \sim U(0,1)$, ¿cómo se distribuye $Y = \sin(\pi X)$?



Transformaciones – $\downarrow y \text{ si } f \text{ no es monótona}$?

Desarrollo

▶ Si $X \sim U(0,1)$, ¿cómo se distribuye $Y = \sin(\pi X)$?

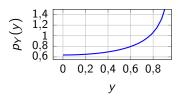
$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(\sin(\pi X) \le y)$$

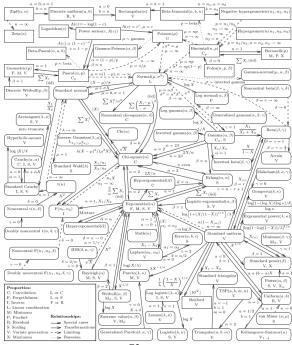
$$= P(\pi X \le \arcsin(y)) + P(\pi X > \pi - \arcsin(y))$$

$$= P(\pi X \le \arcsin(y)) + 1 - P(\pi X \le \pi - \arcsin(y))$$

$$= \frac{1}{\pi} \arcsin(y) + 1 - \frac{1}{\pi} (\pi - \arcsin(y)) = \frac{2}{\pi} \arcsin(y)$$

$$\Rightarrow p_Y(y) = \frac{2}{\pi \sqrt{1 - y^2}}, \text{ con } y \in (0, 1)$$





Extensión a varias variables aleatorias discretas

Probabilidad conjunta

$$P(X = x, Y = y) = f_{X,Y}(x, y).$$

$$P(X \le x, Y \le y) = F_{X,Y}(x, y) = \sum_{x'=-\infty}^{x} \sum_{y'=-\infty}^{y} f_{X,Y}(x', y').$$

		X				
	$f_{X,Y}(x,y)$	1	2	3	4	$f_Y(y)$
	1	0.1	0.33	0.15	0.04	0.62
Y	2	0	0.03	0.2	0.02	0.25
	3	0	0	0.05	0.08	0.13
	$f_X(x)$	0.1	0.36	0.4	0.14	

Probabilidad marginal

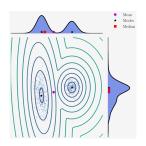
$$P(X = x) = f_X(x) = \sum_{y=-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) = \sum_{y=-\infty}^{+\infty} P(X = x, Y = y).$$



Extensión a varias variables aleatorias continuas

Probabilidad conjunta

$$P(X \le x, Y \le y) = F_{X,Y}(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} p_{X,Y}(x',y') dy' dx'.$$



Función de densidad de probabilidad (pdf) marginal

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X,Y}(x,y) dy.$$

Probabilidades y variables aleatorias

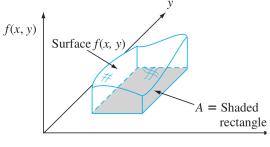
Eventos

► Caso discreto:

$$P((X,Y)\in A)=\sum_{(x,y)\in A}f_{X,Y}(x,y).$$

► Caso continuo:

$$P((X,Y)\in A)=\iint_{(x,y)\in A}p_{X,Y}(x,y)dxdy.$$



Probabilidades y variables aleatorias

Recuerdo de definiciones

Probabilidad condicional:

$$P(A \mid B) = \frac{P(A, B)}{P(B)}.$$

► Independencia:

$$P(A,B) = P(A)P(B).$$

		X				
	$f_{X,Y}(x,y)$	1	2	3	4	$f_Y(y)$
	1	0.1	0.33	0.15	0.04	0.62
Y	2	0	0.03	0.2	0.02	0.25
	3	0	0	0.05	0.08	0.13
	$f_X(x)$	0.1	0.36	0.4	0.14	



Probabilidades y variables aleatorias

Y	$f_{Y X=3}(y)$
1	0.375
2	0.5
3	0.125



Extensión a varias variables aleatorias discretas

Probabilidad condicional

$$f_{X|Y}(x \mid y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_{Y}(y)}.$$

Independencia

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y).$$

Regla del producto

$$f_{X,Y}(x,y) = f_{X|Y}(x \mid y)f_Y(y).$$

Teorema de Bayes

$$f_{Y|X}(y \mid x) = \frac{f_{X|Y}(x \mid y)f_{Y}(y)}{f_{X}(x)}.$$



Extensión a varias variables aleatorias continuas

Probabilidad condicional

$$p_{X|Y}(x \mid y) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_Y(y)}.$$

Independencia

$$p_{X,Y}(x,y)=p_X(x)p_Y(y).$$

Regla del producto

$$p_{X,Y}(x,y) = p_{X|Y}(x \mid y)p_Y(y).$$

Teorema de Bayes

$$p_{Y|X}(y \mid x) = \frac{p_{X|Y}(x \mid y)p_Y(y)}{p_X(x)}.$$



		X				
	$f_{X,Y}(x,y)$	1	2	3	4	$f_Y(y)$
	1	0.1	0.33	0.15	0.04	0.62
Y	2	0	0.03	0.2	0.02	0.25
	3	0	0	0.05	0.08	0.13
	$f_X(x)$	0.1	0.36	0.4	0.14	

Probabilidad marginal

$$P(X = x) = f_X(x) = \sum_{y = -\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) = \sum_{y = -\infty}^{+\infty} f_{X|Y}(x \mid y) f_Y(y).$$

Función de densidad de probabilidad (pdf) marginal

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X,Y}(x,y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X|Y}(x \mid y) p_Y(y) dy.$$



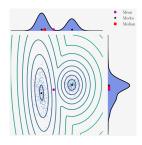
Valor esperado / esperanza

Caso discreto:

$$\mathbb{E}_{X,Y}[X,Y] = \mathbb{E}_{X,Y}[(X,Y)] = \sum_{X=-\infty}^{+\infty} \sum_{Y=-\infty}^{+\infty} (x,y) f_{X,Y}(x,y).$$

Caso continuo:

$$\mathbb{E}_{X,Y}[X,Y] = \mathbb{E}_{X,Y}[(X,Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x,y) p_{X,Y}(x,y) dy dx.$$





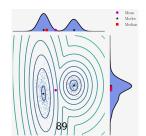
Probabilidad marginal... ¡De nuevo!

Probabilidad marginal

$$P(X = x) = f_X(x) = \sum_{y = -\infty}^{+\infty} f_{X|Y}(x \mid y) f_Y(y) = \mathbb{E}_Y [f_{X|Y}(x \mid y)].$$

Función de densidad de probabilidad (pdf) marginal

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X|Y}(x \mid y) p_Y(y) dy = \mathbb{E}_Y [p_{X|Y}(x \mid y)].$$

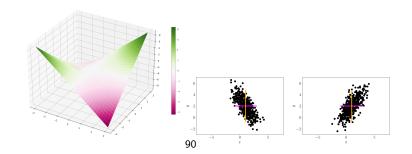




Covarianza y varianza

$$\begin{aligned} \mathsf{Cov}(X,Y) &= \mathbb{E}_{X,Y}[(X - \mathbb{E}_X[X])(Y - \mathbb{E}_Y[Y])] \\ &= \mathbb{E}_{X,Y}[XY] - \mathbb{E}_X[X]\mathbb{E}_Y[Y]. \end{aligned}$$

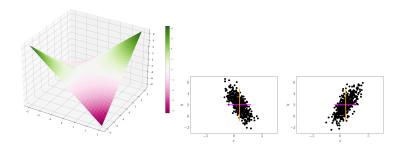
$$V[X] = Cov(X, X) = \mathbb{E}_X[(X - \mathbb{E}_X[X])(X - \mathbb{E}_X[X])]$$
$$= \mathbb{E}_X[X^2] - \mathbb{E}_X[X]^2.$$





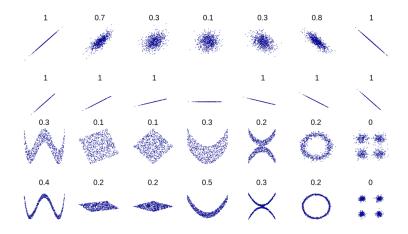
Correlación

$$\operatorname{corr}[X,Y] = \frac{\operatorname{Cov}(X,Y)}{\sqrt{\mathbb{V}[X]\mathbb{V}[Y]}} \in [-1,1].$$





Correlación





Correlación

Ejemplo

- ightharpoonup X variable aleatoria con media 0 ($\mathbb{E}_X[X] = 0$) y $\mathbb{E}_X[X^3] = 0$.
- ightharpoonup Sea $Y = X^2$.
- ▶ ¿Cov(*X*, *Y*)?



Correlación

Ejemplo

- ▶ X variable aleatoria con media 0 ($\mathbb{E}_X[X] = 0$) y $\mathbb{E}_X[X^3] = 0$.
- ightharpoonup Sea $Y = X^2$.
- ▶ ¿Cov(*X*, *Y*)?

Resultado

$$\mathsf{Cov}(X,Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X^3] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = 0 - 0 = 0.$$



Propiedades

- $\blacktriangleright \mathbb{E}[X+Y] = \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[Y].$
- $\blacktriangleright \mathbb{E}[X Y] = \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y].$

Demostración varianza de X + Y

$$V[X + Y] = \mathbb{E}\left[(X + Y - \mathbb{E}[X + Y])^2 \right]$$
$$= \mathbb{E}\left[(X - \mathbb{E}[X] + Y - \mathbb{E}[Y])^2 \right]$$



Demostración varianza de X + Y

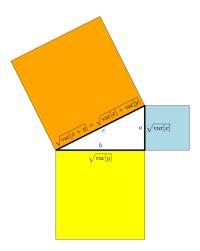
$$\mathbb{V}[X+Y] = \mathbb{E}\Big[(X-\mathbb{E}[X])^2 + (Y-\mathbb{E}[Y])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[Y])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[Y])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[Y])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[Y])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[X])^2 + 2(X-\mathbb{E}[X])(Y-\mathbb{E}[X]$$



Nota: producto interno de variables aleatorias

Dos variables no correlacionadas

$$\mathbb{V}[X+Y] = \mathbb{V}[X] + \mathbb{V}[Y].$$





Distribuciones normales independientes

Supuesto

- ▶ Sean $X \sim \mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ e $Y \sim \mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$.
- Independientes: $p_{X,Y}(x,y) = p_X(x)p_Y(y)$.

Suma

▶ La variable aleatoria X + Y es normal $\mathcal{N}(\mu_X + \mu_Y, \sigma_X^2 + \sigma_Y^2)$.

En general

La variable aleatoria aX + bY sigue $\mathcal{N}(a\mu_X + b\mu_Y, a^2\sigma_X^2 + b^2\sigma_Y^2)$.



Distribuciones normales independientes

Ejemplo

► El precio de un litro de bencina en Santiago se determina según:

$$P = (1 + IVA)P_{enap} + P_{transporte} + P_{distribuición} + I_{específico},$$

- Donde:
 - P_{enap} es el precio al que se vende en la refinería de Concón.
 - P_{transporte} es el precio de transportar hasta Maipú por el gasoducto.
 - P_{distribución} es un margen de venta para la distribuidora.
 - ▶ IVA es el impuesto al valor agregado, actualmente 19 %.
 - $I_{\text{específico}}$ es el impuesto específico, correspondiente a 6 UTM por m^3 .

Supuestos

- ► $P_{\text{enap}} \sim \mathcal{N}(500, 10000)$.
- $ightharpoonup P_{\text{transporte}} \sim \mathcal{N}(10, 4).$
- Pdistribución $\sim \mathcal{N}(75, 400)^{.99}$



Distribuciones normales independientes

Ejemplo

$$P = (1 + IVA)P_{enap} + P_{transporte} + P_{distribuición} + I_{específico}$$
.

- \triangleright P es normal $\mathcal{N}(\mu_P, \sigma_P^2)$, con:
 - $\mu_P = (1+0.19)\mu_{P_{\text{enap}}} + \mu_{P_{\text{transporte}}} + \mu_{P_{\text{distribución}}} + 6 \cdot 52631 \frac{1}{1000}.$ $\sigma_P^2 = (1+0.19)^2 \sigma_{P_{\text{enap}}}^2 + \sigma_{P_{\text{transporte}}}^2 + \sigma_{P_{\text{distribución}}}^2.$
- P es normal $\mathcal{N}(\mu_P, \sigma_P^2) = \mathcal{N}(995,786, 14565)$.

