

# Tarea 5 Matemáticas Avanzadas de la Física

Cerritos Lira Carlos

27 de Marzo del 2020

## 1.-

En una ciudad se publican tres periódicos,  $A, B$  y  $C$ . Una encuesta reciente muestra que el 20% de los habitantes adultos de la ciudad lee el periódico  $A$ , el 16% lee el periódico  $B$ , el 14% lee el periódico  $C$ , el 8% lee los periódicos  $A$  y  $B$ , el 5% lee los periódicos  $A$  y  $C$ , el 4% lee los periódicos  $B$  y  $C$ , y el 2% lee los tres periódicos. Si se sabe que el total de habitantes en la ciudad es de 20,000 y se elige un adulto al azar,

- ¿Cuántos habitantes no leen ninguno de los periódicos?
- ¿Cuántos habitantes leen exactamente uno de los periódicos?
- Si  $A$  y  $B$  son periódicos que se publican por la mañana y  $C$  se publica en la tarde, ¿cuántos habitantes leen al menos un periódico de mañana y uno de tarde?

a)

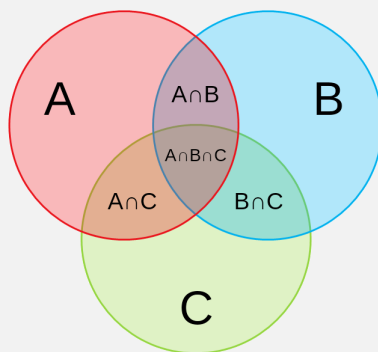


Figure 1: Diagrama de Venn para los conjuntos  $A, B, C$

Con ayuda del diagrama de Venn podemos observar:

$$P(A \cup B \cup C) = P(\bar{A}) + P(\bar{B}) + P(\bar{C}) + P(A \cap C) + P(A \cap B) + P(B \cap C) - 2P(A \cap B \cap C)$$

donde  $\bar{X}$  son los lectores únicos para el periódico  $X$ .

El número de lectores únicos para cada periódico es:

$$\begin{aligned} P(\bar{A}) &= P(A) - P(A \cap C) - P(A \cap B) + P(A \cap B \cap C) \\ &= 20 - 5 - 8 + 2 \\ &= 9 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(\bar{B}) &= P(B) - P(B \cap C) - P(B \cap A) + P(A \cap B \cap C) \\ &= 16 - 4 - 8 + 2 \\ &= 6 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(\bar{C}) &= P(C) - P(C \cap B) - P(C \cap A) + P(A \cap B \cap C) \\ &= 14 - 4 - 5 + 2 \\ &= 7 \end{aligned}$$

de donde obtenemos:

$$\begin{aligned}P(A \cup B \cup C) &= P(\bar{A}) + P(\bar{B}) + P(\bar{C}) + P(A \cap C) + P(A \cap B) + P(B \cap C) - 2P(A \cap B \cap C) \\&= 9 + 6 + 7 + 5 + 8 + 4 - 4 \\&= 35\end{aligned}$$

El número de personas que no leen un periódico es entonces:

$$n = (1 - .35)20000 = 13000$$

b)

Vemos que este evento se puede ver como:

$$\begin{aligned}E &= \bar{A} \cup \bar{B} \cup \bar{C} \\P(E) &= P(\bar{A}) \cup P(\bar{B}) \cup P(\bar{C}) \\&= 9 + 6 + 7 \\&= 22\end{aligned}$$

El número de personas que leen exactamente un periódico es:

$$n = .22 \cdot 20000 = 4400$$

c)

Este evento se puede ver como:

$$\begin{aligned}E &= (A \cup B) \cap C \\P(E) &= P(A \cap C) + P(B \cap C) - P(A \cap B \cap C) \\&= 5 + 4 - 2 \\&= 7\end{aligned}$$

El número de habitantes que leen un periódico por la mañana y uno por la tarde es:

$$n = .07 \cdot 20000 = 1400$$

## 2.-

Se consideran dos dados,  $A$  y  $B$ . El dado  $A$  tiene 4 caras rojas y 2 blancas, mientras que el dado  $B$  tiene 2 caras rojas y 4 blancas. Se hace un volado de una monedaja justa. Si sale sol se usa el dado  $A$ , mientras que si sale águila se usa el dado  $B$ . Se repite sucesivamente el experimento.

- Demostrar que la probabilidad de que salga rojo en cualquier tirada es  $\frac{1}{2}$
- Si en las dos primeras tiradas salen rojos, ¿cuál es la probabilidad de que en la tercera tirada salga un rojo también?
- Si en las dos primeras tiradas salen rojos, ¿cuál es la probabilidad de que el dado que esté usando las dos tiradas sea el dado  $A$ ?

a)

Como la moneda y el dado son justos, todos los posibles outcomes tienen la misma probabilidad de ocurrir, estos son:

$$dado \# cara$$

por ejemplo  $A1$  quiere decir que al hacer el experimento el resultado fue el dado  $A$  con la cara 1, vemos que el evento roja se ve favorecido por 6 outcomes y hay 12, de donde obtenemos

$$P(roja) = \frac{6}{12} = \frac{1}{2}$$

**b)**

Como los eventos son disjuntos se tiene:

$$P(3rojas) = P(roja)^3 = \frac{1}{8}$$

**c)**

Queremos obtener:

$$P(2A|2rojas) = \frac{P(2A \cap 2rojas)}{P(2rojas)}$$

los outcomes después de tirar el dado 2 veces son de la forma:

$$dado_1 dado_2 \# cara_1 \# cara_2$$

por ejemplo  $AA12$  quiere decir que obtuvimos dos veces  $A$  con la cara 1 y 2, nuevamente cada evento tiene la misma probabilidad de ocurrir. Vemos que hay 144 outcomes y 16 favorecen el evento, de donde obtenemos:

$$P(2A \cap 2rojas) = \frac{16}{144}$$

reemplazando obtenemos:

$$P(2A|2rojas) = \frac{P(2A \cap 2rojas)}{P(2rojas)} = \frac{4 \cdot 16}{144} = 44.44\%$$

### 3.-

Una urna contiene 5 bolas blancas y 5 bolas negras. Dos bolas se sacan aleatoriamente (sin remplazo). Si son iguales, ganamos \$1.10, pero si no son iguales perdemos \$1.00.

- Calcular la ganancia media esperada. ¿Es favorable el juego para el jugador?
- Calcular la varianza de la cantidad que se gana.
- Si llamamos  $c$  a la cantidad que ganamos y  $d$  a la cantidad que perdemos en el juego, ¿qué relación entre  $c$  y  $d$  debe ocurrir para que el juego sea favorable para el jugador?.

**a)**

Nuestra variable aleatoria es la ganancia, todos los posibles outcomes al sacar las dos bolas son:

$$(bb, bn, nb, nn)$$

calculamos la probabilidad de cada outcome:

$$p(bb) = \frac{1}{2} \cdot \frac{4}{9}$$

$$p(bn) = \frac{1}{2} \cdot \frac{5}{9}$$

$$p(nb) = \frac{1}{2} \cdot \frac{5}{9}$$

$$p(nn) = \frac{1}{2} \cdot \frac{4}{9}$$

Los posibles outcomes para la ganancia son:

$$1.10, -1.0$$

de donde obtenemos:

$$p(1.10) = P(bb \cup nn) = \frac{4}{9}$$

$$p(-1.0) = P(bn \cup nb) = \frac{5}{9}$$

obtenemos la ganancia media:

$$\mu = \sum_{i=1}^2 x_i p(x_i)$$

$$\mu = P(1.10)1.10 + P(-1.0)(-1.0) = -\frac{1}{15}$$

**b)**

La varianza:

$$\begin{aligned} Var(X) &= \sum_{i=1}^2 (x_i - \mu)^2 p(x_i) \\ &= (1.10 + \frac{1}{15})^2 \frac{4}{9} + (-1.0 + \frac{1}{15})^2 \frac{5}{9} \\ &= 1.08 \end{aligned}$$

**c)**

De de ocurrir  $E(c) > 0$

#### 4.-

El número de minutos  $X$  que juega un jugador de básquetbol en un partido aleatoria es una variable aleatoria continua con una función de densidad dada por:

$$f(x) = \begin{cases} 0.0025, & \text{si } 10 \leq x < 20, \\ 0.050, & \text{si } 20 \leq x < 30 \end{cases} \quad \text{o} \quad 30 \leq x < 40$$

a) Comprobar que en efecto es una función de densidad y graficarla.

b) ¿Cuál es la probabilidad de que el jugador juegue más de 15 minutos?, ¿Y entre 20 y 35 minutos?, ¿Y menos de 30 minutos?, ¿Y más de 36 minutos?

c) Calcular  $E(X)$  y  $Var(X)$

**a)**

Claramente  $f(x) \geq 0$ , haciendo la integral además obtenemos:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx &= \int_{10}^{20} 0.0025 dx + \int_{20}^{30} 0.050 dx + \int_{30}^{40} 0.0025 dx \\ &= 10 \cdot 0.0025 + 10 \cdot 0.050 + 10 \cdot 0.0025 \\ &= 1 \end{aligned}$$

por lo tanto  $f$  es una función de distribución.

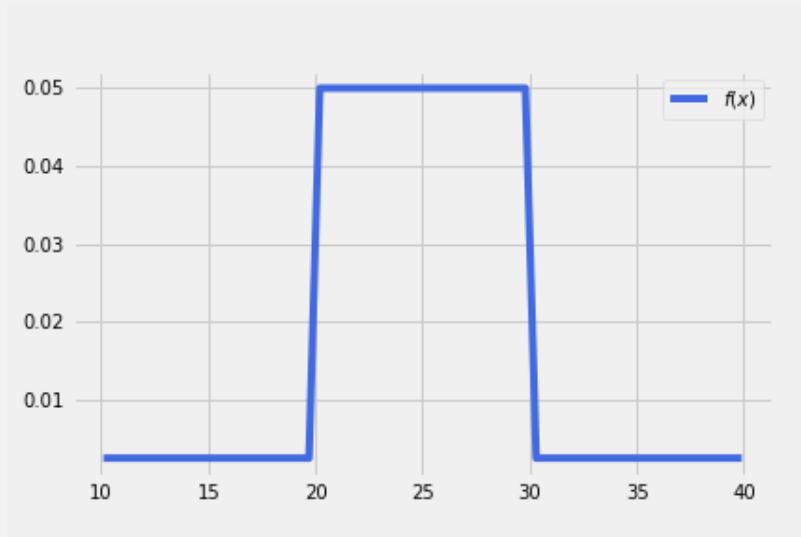


Figure 2: Función de densidad

b)

$$\begin{aligned}
 P(x \geq 15) &= \int_{15}^{\infty} f(x) dx \\
 &= \int_{15}^{20} 0.0025 dx + \int_{20}^{30} 0.050 dx + \int_{30}^{40} 0.0025 dx \\
 &= 5 \cdot 0.0025 + 10 \cdot 0.050 + 10 \cdot 0.0025 \\
 &= 0.53
 \end{aligned}$$

así mismo se tiene:

$$\begin{aligned}
 P(20 \leq x \leq 30) &= \int_{20}^{30} f(x) dx \\
 P(x \leq 30) &= \int_{0}^{30} f(x) dx \\
 P(36 \geq x) &= \int_{36}^{\infty} f(x) dx
 \end{aligned}$$

c)

5.-

- Sea  $X$  una variable aleatoria normal de parámetros  $\mu$  y  $\sigma^2$ . Demostrar que la variable aleatoria  $Y = aX + b$  con  $a > 0, b \in R$ , es una variable aleatoria normal de parámetros  $a\mu + b$  y  $a^2\sigma^2$ .
- Sea  $X$  una variable aleatoria Poisson con parámetro  $\lambda$ . Calcular la probabilidad de que  $X$  tome sólo valores pares, i.e.  $P(X \text{ es par})$ .

a)

Claramente se satisface:

$$\begin{aligned}F_Y(y) &= P(Y \leq y) \\&= P(aX + b \leq y) \\&= P\left(X \leq \frac{y-b}{a}\right) \\&= F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)\end{aligned}$$

obtenemos  $f_Y(y)$  mediante la relación:

$$\begin{aligned}f_Y(y) &= F'_Y(y) \\&= F'_X\left(\frac{y-b}{a}\right) \frac{1}{a} \\&= f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) \frac{1}{a} \\&= \frac{1}{(a\sigma)\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(y-(a\mu+b))^2}{2(a\sigma)^2}\right]\end{aligned}$$

de donde podemos ver:

$$\mu_y = a\mu + b, \sigma_y = a\sigma$$

b)

La pmf para  $X$  es:

$$p(n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!}, \quad n \in N_0$$

Sumamos las probabilidades de todos los outcomes que favorecen este evento:

$$\begin{aligned}P(X \text{ par}) &= \sum_{n=0}^{\infty} p(2n) \\&= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^{2n} e^{-\lambda}}{(2n)!} \\&= e^{-\lambda} \cosh(\lambda) \\&= \frac{1 + e^{-2\lambda}}{2}\end{aligned}$$

## 6.-

La cantidad de lluvia que cae en Ciudad de México anualmente es una variable aleatoria normal de media 840 milímetros y desviación típica 150 milímetros.

- ¿Cuál es la probabilidad de que en 2020 llueva más de 900 milímetros?
- ¿Cuál es la probabilidad de que en los próximos 7 años haya exactamente 3 años donde se superen los 900 milímetros?

Expresar las probabilidades en términos de la función de distribución  $\Phi(z)$  de la variable aleatoria normal estándar.

a)

Llamemos  $Z$  a la variable aleatoria, usando la cdf de  $Z$  tenemos:

$$\begin{aligned}P(Z \geq 900) &= 1 - F(900) \\&= 1 - \int_0^{900} \Phi(z) dz\end{aligned}$$

b)

Llamemos  $E$  al evento donde en exactamente 3 años se supera los 900.  
Después de siete años se registra un outcomes de la forma:

$$Y|N, Y|N, \dots, Y|N$$

donde por ejemplo el outcome  $YYYN$  nos dice que los primeros 3 años se supero los 900ml y los siguientes 4 años no, si llamamos a  $q$  la probabilidad de que en un año llueva más de 900ml se tiene:

$$P(E) = C(7, 3)p^3(1-p)^{7-3}$$

## 7.-

Calcular el valor esperado  $E(X)$  y la varianza  $Var(X)$  de las siguientes variables aleatorias. Además, para cada una de ellas, mostrar una aplicación real en la cual se usen dichas variables aleatorias.

a)  $X$  es una variable aleatoria *geométrica* con distribución de probabilidad:

$$P(X = n) = (1-p)^{n-1}p, \quad n = 1, 2, \dots, 0 < p < 1$$

b)  $X$  es una variable aleatoria *binominal negativa* con distribución de probabilidad:

$$P(X = n) = \binom{n-1}{r-1} p^r (1-p)^{n-r}, \quad n = r, r+1, \dots, \quad 0 < p < 1, \quad r \in \mathbb{N}$$

c)  $X$  es una variable aleatoria con *distribución Gamma* con función de densidad:

$$f(x) = \frac{\lambda e^{-\lambda x} (\lambda x)^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)}, \quad \alpha, \lambda > 0, \quad x > 0$$

donde  $\Gamma(\alpha)$  es la función *Gamma*.

d)  $X$  es una variable aleatoria con *distribución Cauchy* con una función de densidad:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2}, \quad x \in \mathbb{R}$$

e)  $X$  es una variable aleatoria con *distribución Beta* con una función de densidad:

$$f(x) = \frac{1}{B(a, b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1}, \quad a, b > 0, \quad 0 < x < 1$$

donde  $B(a, b)$  es la función Beta.

a)

Valor esperado

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{x_n \in \Omega} x_n p(x_n) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} n(1-p)^{n-1}p \\ &= p \sum_{n=1}^{\infty} n(1-p)^{n-1} \\ &= p(1 + 2(1-p) + 3(1-p)^2 + 4(1-p)^3 + \dots) \\ &= p\left(\sum_{n=1}^{\infty} (1-p)^{n-1} + \sum_{n=2}^{\infty} (1-p)^{n-1} + \dots\right) \\ &= p\left(\frac{1}{1-(1-p)} + \frac{1-p}{1-(1-p)} + \frac{(1-p)^2}{1-(1-p)} + \dots\right) \\ &= 1 + (1-p) + (1-p)^2 + \dots \\ &= \frac{1}{1-(1-p)} \\ &= \frac{1}{p} \end{aligned}$$

Varianza

$$\begin{aligned} Var(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\ &= p \sum_{n=1}^{\infty} n^2(1-p)^{n-1} - \frac{1}{p^2} \\ &= p \frac{1 + (1-p)}{(1-(1-p))^3} - \frac{1}{p^2} \\ &= \frac{2-p-1}{p^2} \\ &= \frac{1-p}{p^2} \end{aligned}$$

Aplicación en la vida real

Supongamos que en una población el 20% de las personas conocen primeros auxilios, queremos saber en promedio a cuántas personas se les debe preguntar antes de encontrar una que sepa primeros auxilios. Llamemos  $q$  a la probabilidad de que una persona aleatoria conozca primeros auxilios y  $X$  a la variable aleatoria igual al número de personas que debemos preguntar **antes** de encontrar una que sepa primeros auxilios, entonces:

$$P(X = n) = (1 - .2)^{n-1} .2, \quad p \in N$$

por ejemplo un outcome para este experimento es  $NNY$ , esto indica que preguntamos a tres personas, las primeras dos no saben y la tercera sí.

De acuerdo al valor promedio calculado se tiene:

$$\mu = 5$$

Esto es, en promedio se debe preguntar a 5 personas antes de encontrar una que sepa primeros auxilios.



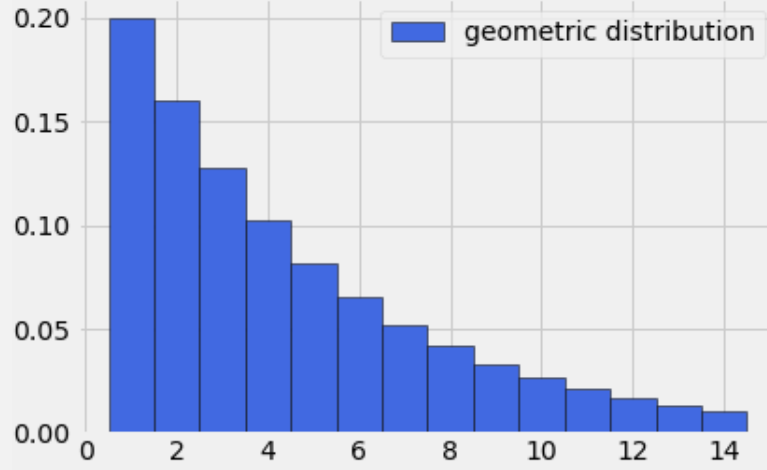


Figure 3: Distribución geométrica para  $p = 0.2$

b)

Valor esperado

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \sum_{x_n \in \Omega} x_n p(x_n) \\
 &= \sum_{n=r}^{\infty} n \binom{n-1}{r-1} p^r (1-p)^{n-r} \\
 &= \sum_{n=r}^{\infty} r \binom{n}{r} p^r (1-p)^{n-r} \\
 &= \frac{r}{p} \sum_{n=r+1}^{\infty} \binom{n-1}{(r+1)-1} p^{r+1} (1-p)^{n-(r+1)} \\
 &= \frac{r}{p}
 \end{aligned}$$

ya que la última suma da 1 debido a que es la suma de todo el espacio de una variable con aleatoria dada por  $NB(r+1, p)$ .

Varianza

$$\begin{aligned}
 Var(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\
 &= E(X(X+1)) - E(X) - E(X)^2 \\
 &= \sum_{n=r}^{\infty} n(n+1) \binom{n-1}{r-1} p^r (1-p)^{n-r} - \frac{rp}{p^2} - \frac{r^2}{p^2} \\
 &= r(r+1) \sum_{n=r}^{\infty} \binom{n+1}{r+1} p^r (1-p)^{n-r} - \frac{rp}{p^2} - \frac{r^2}{p^2} \\
 &= \frac{r(r+1)}{p^2} \sum_{n=r+2}^{\infty} \binom{n-1}{(r+2)-1} p^{r+2} (1-p)^{n-(r+2)} - \frac{rp}{p^2} - \frac{r^2}{p^2} \\
 &= \frac{r^2 + r}{p^2} - \frac{rp}{p^2} - \frac{r^2}{p^2} \\
 &= \frac{r(1-p)}{p^2}
 \end{aligned}$$

ya que la última suma infinita da 1 debido a que es la suma de todo el espacio de una variable con aleatoria dada por  $NB(r+2, p)$ .

### Aplicación en la vida real

Supongamos que se fabrican chips y cada uno tiene una probabilidad  $p$  de fallar, nuestra variable aleatoria  $X$  es el número de chips que debemos analizar **antes** de que encontremos  $r$  chips que fallan.

Digamos  $r = 3, p = 0.3$ , un outcome para este problema es por ejemplo  $WWWWFF$ , donde quiere decir que los primeros 3 chips que analizamos funcionan y los últimos 3 no funcionan, se tiene entonces:

$$P(X = n) = \binom{n-1}{r-1} p^r (1-p)^{n-r}, \quad n = r, r+1, \dots$$

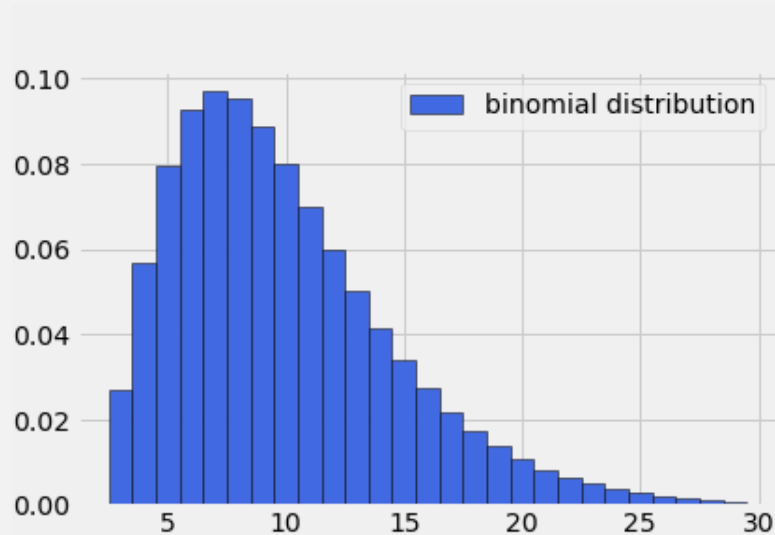


Figure 4: Distribución binominal negativa para  $r = 3, p = 0.3$

c)

Valor esperado

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \int_{\Omega} x f_X(x) dx \\
 &= \int_0^{\infty} x f_X(x) dx \\
 &= \int_0^{\infty} x \frac{\lambda e^{-\lambda x} (\lambda x)^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} dx \\
 &= \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} x^{\alpha} dx \\
 &= \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\lambda^{\alpha+1}} \\
 &= \frac{\alpha \Gamma(\alpha)}{\lambda \Gamma(\alpha)} \\
 &= \frac{\alpha}{\lambda}
 \end{aligned}$$

## Varianza

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\ &= \int_0^{\infty} x^2 f_X(x) dx - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} x^{\alpha+1} e^{-\lambda x} dx - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \frac{\Gamma(\alpha+2)}{\lambda^{\alpha+2}} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{(\alpha+1)\Gamma(\alpha+1)}{\Gamma(\alpha)\lambda^2} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{(\alpha+1)\alpha\Gamma(\alpha)}{\lambda^2\Gamma(\alpha)} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{\alpha(\alpha+1) - \alpha^2}{\lambda^2} \\ &= \frac{\alpha}{\lambda^2} \end{aligned}$$

## Aplicación en la vida real

Supongamos que el tiempo de llegada de los clientes de un restaurante esta modelado por un proceso de Poisson con un ratio  $\lambda = 1$ , esto es un cliente por unidad de tiempo, llamamos  $X$  a la variable aleatoria que nos dice la hora de llegada del 5to cliente, entonces:

$$X \sim \text{Gamma}(5, 1)$$

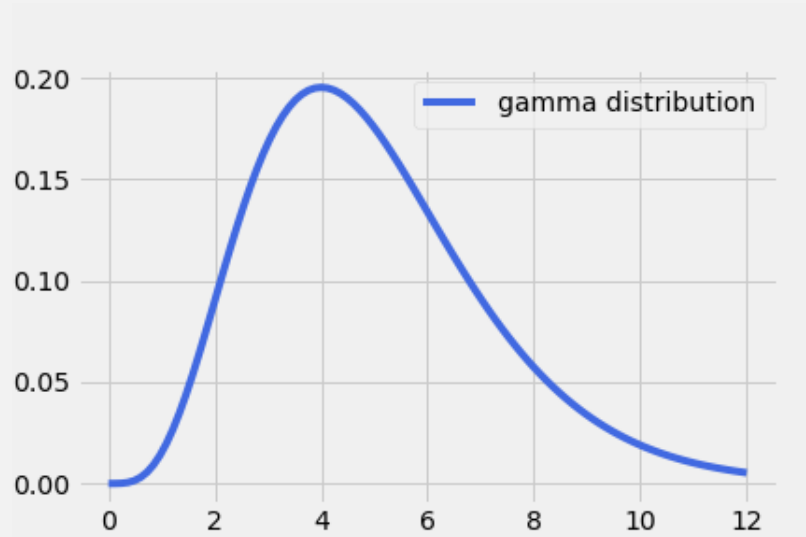


Figure 5: Distribución Gamma con  $\alpha = 5, \lambda = 1$

d)

Valor esperado

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{\Omega} x f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\pi} \frac{x}{1+x^2} dx \\ &= \frac{1}{2\pi} \ln(1+x^2) \Big|_{-\infty}^{\infty} \\ &= 0 \end{aligned}$$

Varianza

$$\begin{aligned} Var(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\pi} \frac{x^2}{1+x^2} dx \\ &= \frac{x - \arctan(x)}{\pi} \Big|_{-\infty}^{\infty} \\ &= \text{undefined} \end{aligned}$$

### Aplicación en la vida real

Supongamos que queremos estudiar el movimiento de un tiburón en busca de comida cuando este es colocado en un área aleatoria del océano, veremos que en general sigue el movimiento Browniano, pero en ausencia de comida el movimiento que sigue es el *Levy flight*, donde la dirección angular esta dada por una distribución normal y el tamaño del paso por una distribución de Cauchy, esto es si llamamos a  $X$  la variable aleatoria que nos dice el tamaño de paso que se realiza en cada movimiento, se tiene:

$$X \sim \text{Cauchy}$$

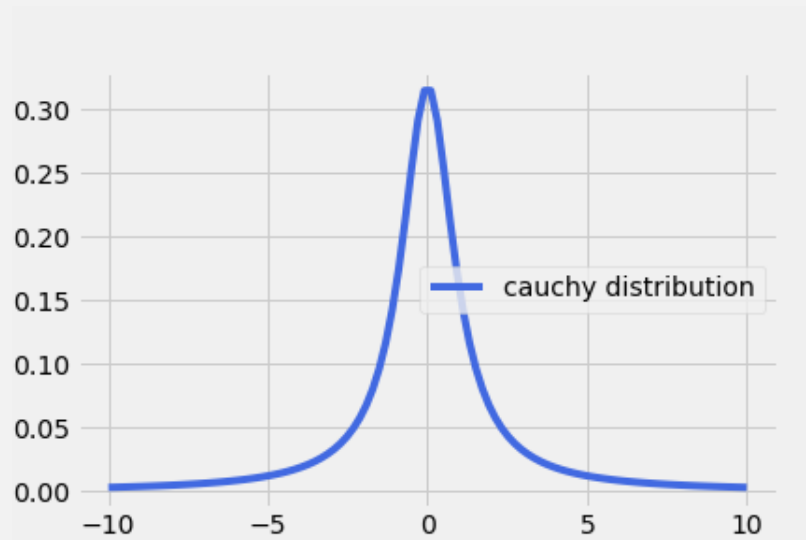


Figure 6: Distribución Cauchy

e)

Valor esperado

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \int_{\Omega} x f_X(x) dx \\
 &= \int_0^1 x f_X(x) dx \\
 &= \frac{1}{B(\alpha, \beta)} \int_0^1 x^{\alpha} (1-x)^{\beta-1} dx \\
 &= \frac{B(\alpha+1, \beta)}{B(\alpha, \beta)} \\
 &= \frac{\Gamma(\alpha+1)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta+1)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \\
 &= \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)\Gamma(\alpha+\beta)} \\
 &= \frac{\alpha}{\alpha+\beta}
 \end{aligned}$$

Varianza

$$\begin{aligned}
 Var(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\
 &= \int_0^1 x^2 f_X(x) dx - \frac{\alpha^2}{(\alpha+\beta)^2} \\
 &= \frac{B(\alpha+2, \beta)}{B(\alpha, \beta)} - \frac{\alpha^2}{(\alpha+\beta)^2} \\
 &= \frac{\Gamma(\alpha+2)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta+2)} \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} - \frac{\alpha^2}{(\alpha+\beta)^2} \\
 &= \frac{\alpha(\alpha+1)}{(\alpha+\beta)(\alpha+\beta+1)} \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)\Gamma(\alpha+\beta)} - \frac{\alpha^2}{(\alpha+\beta)^2} \\
 &= \frac{\alpha(\alpha+1)(\alpha+\beta)}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)} - \frac{\alpha^2(\alpha+\beta+1)}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)} \\
 &= \frac{\alpha^3 + \alpha^2\beta + \alpha^2 + \alpha\beta - \alpha^3 - \alpha^2\beta - \alpha^2}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)} \\
 &= \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}
 \end{aligned}$$

Aplicación en la vida real

Supongamos que estamos comprando en amazon y vemos dos vendedores para el mismo producto:

- Vendedor A 94% reviews positivas de 80
- Vendedor B 100% reviews positivas de 8

Llamemos  $p$  a la variable aleatoria que nos dice la probabilidad de que para un determinado vendedor un comprador de una review positiva.

Nuestro prior para  $p$  es una distribución  $\pi = Beta$ , por ejemplo si no hay reviews del vendedor entonces:

$$p \sim Beta(1, 1) = U(0, 1)$$

ahora bien, sabiendo que hay  $x$  número de reviews positivas de un total de  $n$  reviews, actualizamos la distribución para  $p$  de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 \pi(p|x) &= C\pi(p)f(x|p) \\
 &= Beta(\alpha+x, n-x+\beta)
 \end{aligned}$$

en nuestro caso después de actualizar tenemos:

$$p_A \sim \text{Beta}(76, 6), \quad p_B \sim \text{Beta}(9, 1)$$

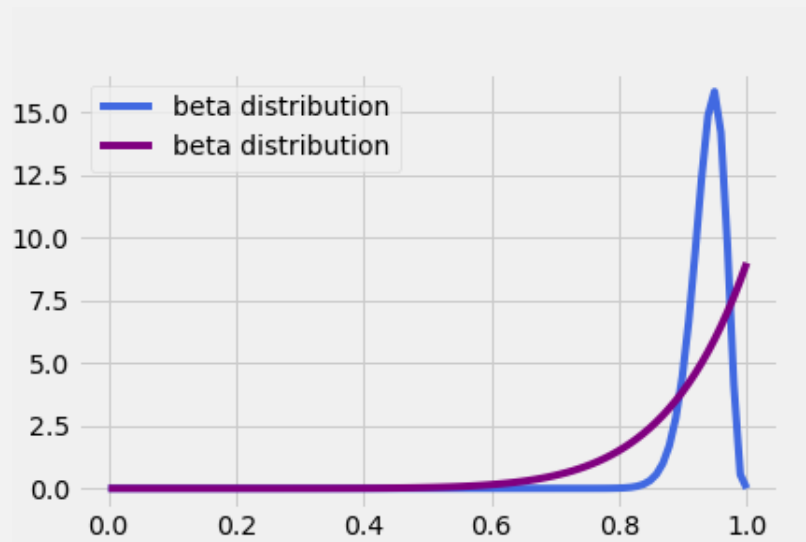


Figure 7: Distribución Beta para  $p_A$ (azul) y  $p_B$ (morado)

donde podemos ver:

$$P(p_a > 0.85) > P(p_b > 0.85)$$

el cuál podría ser un buen criterio para elegir a  $A$  sobre  $B$