

Probabilidad

FACULTAD
DE
CIENCIAS
UNIVERSIDAD DE GRANADA



Los Del DGIIM, losdeldgiim.github.io

Doble Grado en Ingeniería Informática y Matemáticas
Universidad de Granada



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0).

Eres libre de compartir y redistribuir el contenido de esta obra en cualquier medio o formato, siempre y cuando des el crédito adecuado a los autores originales y no persigas fines comerciales.

Probabilidad

Los Del DGIIM, losdeldgiim.github.io

Arturo Olivares Martos

Granada, 2024-2025

Índice general

0. Introducción	5
1. Distribuciones de Probabilidad Continua	7
1.1. Distribución Uniforme Continua	7
1.2. Distribución Normal	10
1.2.1. Aproximaciones	15
1.3. Distribución Exponencial	16
1.3.1. Relación con la Distribución Poisson	19
1.4. Distribución de Erlang	20
1.5. Distribución Gamma	21
1.5.1. Función Gamma	21
1.5.2. Distribución Gamma	22
1.6. Distribución Beta	24
1.6.1. Función Beta	25
1.6.2. Distribución Beta	25
2. Vectores Aleatorios	29
2.1. Clasificación de vectores aleatorios	32
2.1.1. Vectores aleatorios discretos	33
2.1.2. Vectores aleatorios continuos	35
2.2. Distribuciones marginales	36
2.3. Distribuciones condicionadas	37
2.4. Cambio de Variable	38
2.4.1. Discreto a Discreto	39
2.4.2. Continuo a Discreto	40
2.4.3. Continuo a Continuo	40
2.4.4. Distribución del Máximo y del Mínimo	41
2.5. Esperanza	42
2.6. Momentos	42
2.6.1. Momentos No Centrados	42
2.6.2. Momentos Centrados	43
2.7. Función Generatriz de Momentos	44
3. Independencia de Vectores Aleatorios	47
3.1. Caracterizaciones de independencia para variables discretas	47
3.2. Caracterizaciones de independencia para variables continuas	49
3.3. Caracterización mediante conjuntos de Borel	50
3.4. Propiedades de la independencia	50

3.4.1. Teorema de la multiplicación de las esperanzas	51
3.5. Distribuciones Reproductivas	52
3.6. Independencia para familias de variables aleatorias	56
3.7. Independencia para vectores aleatorios	57
4. Relaciones de problemas	59
4.0. Introducción	59
4.1. Distribuciones de Probabilidad Continua	72
4.2. Vectores Aleatorios	86
4.3. Independencia de Variables Aleatorias	112

0. Introducción

En la asignatura de Estadística Descriptiva e Introducción a la Probabilidad se presentaron los conceptos más importantes de Probabilidad unidimensional, junto con diversos ejemplos de distribuciones de variables aleatorias discretas.

Este primer tema es un repaso de lo más importante de dicha asignatura, haciendo especial hincapié en las mencionadas distribuciones discretas. Se recomienda al lector por tanto que se diriga a los apuntes de dicha asignatura, revisando así estos conceptos.

1. Distribuciones de Probabilidad Continua

En el presente capítulo, se estudiarán las distribuciones de probabilidad continua más importantes. Al igual que en la asignatura de EDIP se vieron para variables aleatorias discretas, en este tema se presentarán las más relevantes para variables aleatorias continuas.

1.1. Distribución Uniforme Continua

Definición 1.1 (Distribución Uniforme Continua). Una variable aleatoria continua X sigue una distribución uniforme en el intervalo $[a, b]$, con $a, b \in \mathbb{R}$, $a < b$, si su función de densidad toma un valor constante en dicho intervalo, siendo nula fuera de él. Lo denotaremos como $X \sim \mathcal{U}(a, b)$.

Proposición 1.1. Sea $X \sim \mathcal{U}(a, b)$. Entonces, se tiene que:

$$\begin{aligned} f : \mathbb{R} &\longrightarrow [0, 1] \\ x &\longmapsto \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & x \notin [a, b] \end{cases} \end{aligned}$$

Demostración. Sea f la función de densidad de X . Para que sea una función de densidad, debe integrar 1 en todo \mathbb{R} . Como esta es nula fuera de $[a, b]$, tenemos que:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_a^b f(x) dx = 1$$

Como f es constante en $[a, b]$, sea entonces $f(x) = k$ para $x \in [a, b]$. Entonces:

$$\int_a^b f(x) dx = \int_a^b k dx = k \int_a^b dx = k(b-a) = 1 \implies k = \frac{1}{b-a}$$

Por tanto, la función de densidad de X es:

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \quad \forall x \in [a, b]$$

□

Proposición 1.2. Sea $X \sim \mathcal{U}(a, b)$, entonces su función de distribución es:

$$F_X: \mathbb{R} \longrightarrow [0, 1]$$

$$x \longmapsto \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & x \in [a, b] \\ 1 & x > b \end{cases}$$

Demostración. Tenemos que:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_a^x \frac{1}{b-a} dt = \frac{1}{b-a} \int_a^x dt = \frac{x-a}{b-a}$$

□

Como consecuencia inmediata a la proposición anterior, vemos como definición alternativa que, si X es una variable aleatoria continua tal que $X \sim \mathcal{U}(a, b)$, entonces se tiene que la probabilidad de que X tome un valor en un intervalo $[c, d]$, con $a \leq c \leq d \leq b$, es directamente proporcional a la longitud del intervalo.

Proposición 1.3. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{U}(a, b)$. Su función generatriz de momentos es:

$$M_X(t) = \frac{e^{tb} - e^{ta}}{(b-a)t} \quad t \neq 0$$

Para $t = 0$, $M_X(0) = 1$.

Demostración. Veamos en primer lugar el caso $t = 0$. Aunque ya esté demostrado en el temario de EDIP, esto es una propiedad general de las funciones generatrices de momentos, ya que:

$$M_X(0) = E[e^{0X}] = E[1] = 1$$

Para $t \neq 0$, tenemos que:

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E[e^{tX}] = \int_a^b e^{tx} \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b e^{tx} dx = \\ &= \frac{1}{b-a} \left[\frac{e^{tx}}{t} \right]_a^b = \frac{e^{tb} - e^{ta}}{(b-a)t} \end{aligned}$$

□

Calculemos ahora los momentos de una variable aleatoria X tal que $X \sim \mathcal{U}(a, b)$.

Proposición 1.4. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{U}(a, b)$. Entonces, su momento no centrado de orden $k \in \mathbb{N} \cup \{0\}$ es:

$$m_k = E[X^k] = \frac{b^{k+1} - a^{k+1}}{(k+1)(b-a)}$$

Demostración. Tenemos que:

$$\begin{aligned} m_k = E[X^k] &= \int_a^b x^k \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b x^k dx = \\ &= \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^{k+1}}{k+1} \right]_a^b = \frac{b^{k+1} - a^{k+1}}{(k+1)(b-a)} \end{aligned}$$

□

Como consecuencia, tenemos que:

$$m_1 = E[X] = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

Proposición 1.5. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{U}(a, b)$. Entonces, su momento centrado de orden $k \in \mathbb{N}$ es:

$$\mu_k = \begin{cases} 0 & k \text{ impar} \\ \frac{(b-a)^k}{(k+1)2^k} & k \text{ par} \end{cases}$$

Demostración. Tenemos que:

$$\begin{aligned} \mu_k = E[(X - m_1)^k] &= E \left[\left(X - \frac{a+b}{2} \right)^k \right] = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2} \right)^k \frac{1}{b-a} dx = \\ &= \frac{1}{b-a} \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2} \right)^k dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{\left(x - \frac{a+b}{2} \right)^{k+1}}{k+1} \right]_a^b = \\ &= \frac{\left(b - \frac{a+b}{2} \right)^{k+1} - \left(a - \frac{a+b}{2} \right)^{k+1}}{(k+1)(b-a)} = \frac{\left(\frac{b-a}{2} \right)^{k+1} - \left(-\frac{b-a}{2} \right)^{k+1}}{(k+1)(b-a)} \end{aligned}$$

Distinguimos ahora en función de la paridad de k :

- Si k es impar, entonces $\mu_k = 0$.
- Si k es par, entonces $\mu_k = \frac{(b-a)^k}{(k+1)2^k}$.

□

Algunos ejemplos de su utilidad son los siguientes:

- La distribución uniforme proporciona una representación adecuada para redondear las diferencias que surgen al medir cantidades físicas entre los valores observados y los reales. Por ejemplo, si el peso de una persona se redondea al kg más cercano, entonces la diferencia entre el peso observado y el real será algún valor entre $-0,5$ y $0,5$ kg . Es común que el error de redondeo siga entonces una distribución $\mathcal{U}(-0,5, 0,5)$.
- La generación de números aleatorios en un intervalo $[a, b]$ debe seguir una distribución $\mathcal{U}(a, b)$.

1.2. Distribución Normal

Esta es la distribución de probabilidad más importante en la Teoría de la Probabilidad y la Estadística Matemática.

Definición 1.2 (Distribución Normal). Una variable aleatoria continua X sigue una distribución normal con parámetros $\mu \in \mathbb{R}$ y $\sigma^2 \in \mathbb{R}^+$, si su función de densidad es:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R}$$

donde $\sigma = +\sqrt{\sigma^2}$. Lo denotaremos como $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.

A pesar de darse como definición, hemos de demostrar que efectivamente es una función de densidad. Para ello, incluimos el siguiente Lema, cuya demostración no se incluye por su complejidad, al requerir de integración en varias variables con cambio a coordenadas polares.

Lema 1.6 (Integral de Gauss). Sea $a \in \mathbb{R}^+$, $b \in \mathbb{R}$. Entonces:

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-a(x+b)^2} dx = \sqrt{\frac{\pi}{a}}$$

Usando este lema, podemos demostrar que la función de densidad de la normal es efectivamente una función de densidad.

Demostración. La función f_X debe cumplir las siguientes propiedades:

- $f_X(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$.

Esto es directo puesto que el término exponencial siempre es positivo.

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

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{\frac{1}{2\sigma^2}}} = 1 \end{aligned}$$

donde en (*) hemos aplicado la Integral de Gauss con $a = \frac{1}{2\sigma^2}$ y $b = -\mu$.

□

Teorema 1.7 (Tipificación de la Normal). Sea $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces, la variable aleatoria $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ se dice que es la variable aleatoria tipificada de X . Se cumple que:

1. $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$.

$$2. P[X \leq x] = P\left[Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right] \text{ para todo } x \in \mathbb{R}.$$

Demostración. Demostramos cada uno de los puntos:

1. Para esto, hay que emplear el Teorema de Cambio de Variable de variable aleatoria continua a variable aleatoria continua. Tenemos que $Re_X = \mathbb{R}$, y definimos por comodidad la siguiente función:

$$\begin{aligned} g: \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ x &\longmapsto \frac{x - \mu}{\sigma} \end{aligned}$$

Tenemos por tanto que $Z = g(X)$, y como g es biyectiva tenemos que $Re_Z = Re_X = \mathbb{R}$. La inversa de g es:

$$\begin{aligned} g^{-1}: \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ z &\longmapsto \sigma z + \mu \end{aligned}$$

La función de densidad de Z es, por tanto:

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= f_X(g^{-1}(z)) |(g^{-1})(z)| = f_X(\sigma z + \mu) \cdot \sigma = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(\sigma z + \mu - \mu)^2}{2\sigma^2}} \cdot \sigma = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \end{aligned}$$

Por tanto, identificando términos, tenemos que $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$.

2. Para demostrar esto, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X \leq x] &= \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t - \mu)^2}{2\sigma^2}} dt \\ P\left[Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right] &= \int_{-\infty}^{\frac{x - \mu}{\sigma}} f_Z(t) dt = \int_{-\infty}^{\frac{x - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \end{aligned}$$

Resolvamos la primera integral mediante el Cambio de Variable siguiente:

$$\left[\begin{array}{l} t = \sigma u + \mu \\ \frac{dt}{du} = \sigma \end{array} \right] \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{Cuando } t = -\infty, u = -\infty \\ \text{Cuando } t = x, u = \frac{x - \mu}{\sigma} \end{array} \right.$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X \leq x] &= \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t - \mu)^2}{2\sigma^2}} dt \stackrel{(*)}{=} \int_{-\infty}^{\frac{x - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{u^2}{2}} \cdot \sigma du = \\ &= \int_{-\infty}^{\frac{x - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du = P\left[Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right] \end{aligned}$$

donde en $(*)$ hemos empleado el cambio de variable. \square

Proposición 1.8. Sea $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces, su función generatriz de momentos es:

$$M_X(t) = e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$$

Demostración. Demostraremos este resultado en dos pasos:

Caso particular Demostramos en primer lugar el caso para la variable $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$:

$$\begin{aligned} M_Z(t) &= E[e^{tZ}] = \int_{\mathbb{R}} e^{tz} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{tz - \frac{z^2}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{z^2 - 2tz + t^2}{2}} dz = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{(z-t)^2}{2}} e^{\frac{t^2}{2}} dz = \frac{e^{\frac{t^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{(z-t)^2}{2}} dz \end{aligned}$$

Debido a que la integral de una función de densidad de una variable aleatoria con distribución $\mathcal{N}(t, 1)$ en todo \mathbb{R} es 1, tenemos que:

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-t)^2}{2}} dz = 1$$

Por tanto:

$$M_Z(t) = e^{\frac{t^2}{2}}$$

Caso general Demostramos ahora el caso general para $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Tenemos:

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \implies X = \sigma Z + \mu$$

que

Por tanto, tenemos que:

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = E[e^{t(\sigma Z + \mu)}] = E[e^{t\sigma Z} e^{t\mu}]$$

Puesto que $e^{t\mu}$ es una constante, por la linealidad de la esperanza tenemos:

$$M_X(t) = E[e^{t\sigma Z} e^{t\mu}] = e^{t\mu} E[e^{(t\sigma)Z}] = e^{t\mu} M_Z(t\sigma) = e^{t\mu} e^{\frac{(t\sigma)^2}{2}} = e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$$

□

Una vez ya razonada la función generatriz de momentos, podemos entonces entender por qué los parámetros de la normal son μ y σ^2 . Veamos en primer lugar que μ es la esperanza de la variable aleatoria ($E[X]$ se nota también como \bar{X} o μ):

Proposición 1.9. Sea $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces, su esperanza es:

$$E[X] = \mu$$

Demostración. Tenemos que:

$$E[X] = \frac{d}{dt} M_X(t) \Big|_{t=0} = \frac{d}{dt} e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}} \Big|_{t=0} = e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}} (\mu + \sigma^2 t) \Big|_{t=0} = e^0 (\mu + 0) = \mu$$

□

De igual forma, podemos ver que σ^2 es la varianza de la variable aleatoria:

Proposición 1.10. Sea $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces, su varianza es:

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

Demostración. Calculemos en primer lugar $E[X^2]$ con la función generatriz de momentos:

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \frac{d^2}{dt^2} M_X(t) \Big|_{t=0} = \frac{d^2}{dt^2} e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}} \Big|_{t=0} = \frac{d}{dt} \left[e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}} (\mu + \sigma^2 t) \right] \Big|_{t=0} = \\ &= \left(e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}} (\mu + \sigma^2 t)^2 + e^{t\mu + \frac{\sigma^2 t^2}{2}} \sigma^2 \right) \Big|_{t=0} = e^0 (\mu^2) + e^0 \sigma^2 = \mu^2 + \sigma^2 \end{aligned}$$

Tenemos por tanto, usando que $E[X] = \mu$:

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \mu^2 + \sigma^2 - \mu^2 = \sigma^2$$

□

Una de las propiedades más importantes de la distribución normal es que es simétrica respecto a su media.

Proposición 1.11. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces, es simétrica respecto a su media, es decir:

$$P[X \leq \mu - x] = P[X \geq \mu + x] \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Demostración. Para probar esto, probaremos que su función de densidad es simétrica respecto a su media. Tenemos que:

$$\begin{aligned} f_X(\mu - x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{((\mu - x) - \mu)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(-x)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{((\mu + x) - \mu)^2}{2\sigma^2}} = f_X(\mu + x) \end{aligned}$$

Veamos ahora lo pedido. Como f_X es una función de densidad, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X \geq \mu + x] &= 1 - P[X \leq \mu + x] = 1 - \int_{-\infty}^{\mu+x} f_X(t) dt = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(t) dt - \int_{-\infty}^{\mu+x} f_X(t) dt = \int_{\mu+x}^{+\infty} f_X(t) dt \end{aligned}$$

donde podemos restar las integrales puesto que todas ellas son convergentes. Aplicamos ahora el cambio de variable $t = \mu + u$:

$$\left[\begin{array}{l} t = \mu + u \\ \frac{dt}{du} = 1 \end{array} \right] \quad \left\{ \begin{array}{l} \lim_{u \rightarrow x} t = \mu + x \\ \lim_{u \rightarrow \infty} t = +\infty \end{array} \right.$$

Por tanto, tenemos que:

$$P[X \geq \mu + x] = \int_{\mu+x}^{+\infty} f_X(t) dt = \int_x^{\infty} f_X(\mu + u) du = \int_x^{\infty} f_X(\mu - u) du$$

Notemos que este primer cambio de variable ha sido esencial para poder aplicar la simetría. Aplicamos ahora el cambio de variable $u = -v + \mu$:

$$\left[\begin{array}{l} u = -v + \mu \\ \frac{du}{dv} = -1 \end{array} \right] \quad \left\{ \begin{array}{l} \lim_{v \rightarrow \mu-x} t = x \\ \lim_{v \rightarrow -\infty} t = +\infty \end{array} \right.$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X \geq \mu + x] &= \int_x^{\infty} f_X(\mu - u) du = - \int_{\mu-x}^{-\infty} f_X(v) dv = \int_{-\infty}^{\mu-x} f_X(v) dv = \\ &= P[X \leq \mu - x] \end{aligned}$$

Notemos que, de forma intuitiva, lo que hacemos con el primer cambio de variable es “llevarlo al eje de simetría”, y en ese eje aplicamos la simetría y “deshacemos” el cambio hecho anteriormente. \square

Otra propiedad importante de la distribución normal es que la media, mediana y moda coincide.

Corolario 1.11.1. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces:

$$\mu = E[X] = Me[X] = Mo[X]$$

Demostración. Calculemos por separado ambos valores:

Cálculo de la Mediana Sabiendo que la distribución es simétrica respecto a su media, veamos que $P[X \leq \mu] = P[X \geq \mu] = 1/2$.

La primera igualdad es directa, puesto que $P[X \leq \mu] = P[X \geq \mu]$ por ser simétrica respecto de μ . Posteriormente, tenemos que:

$$P[X \geq \mu] = 1 - P[X \leq \mu] = 1 - P[X \geq \mu] \implies P[X \geq \mu] = \frac{1}{2}$$

Por tanto, $\mu = Me[X]$.

Cálculo de la Moda Es el máximo absoluto de la función de densidad. Calculemoslo mediante el estudio de la primera derivada:

$$f'_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \left(-\frac{2(x-\mu)}{2\sigma^2} \right) = 0 \iff x = \mu$$

Por tanto, vemos que el único candidato a extremo relativo es μ . Además, vemos que f'_X es creciente para $x < \mu$ y decreciente para $x > \mu$, de lo que deducimos que μ es un máximo absoluto. Por tanto, $\mu = Mo[X]$. \square

Teorema 1.12 (Regla de la Probabilidad Normal). *Sea X una variable aleatoria continua tal que $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Entonces:*

1. $P[\mu - \sigma \leq X \leq \mu + \sigma] \approx 0,6826$
2. $P[\mu - 2\sigma \leq X \leq \mu + 2\sigma] \approx 0,9544$
3. $P[\mu - 3\sigma \leq X \leq \mu + 3\sigma] \approx 0,9974$

Demostración. Vamos a demostrar el primer apartado, siendo los demás análogos.

$$\begin{aligned} P[\mu - \sigma \leq X \leq \mu + \sigma] &= P\left[\frac{\mu - \sigma - \mu}{\sigma} \leq Z \leq \frac{\mu + \sigma - \mu}{\sigma}\right] = P[-1 \leq Z \leq 1] = \\ &= P[Z \leq 1] - P[Z \leq -1] = P[Z \leq 1] - P[Z \geq 1] = \\ &= 2P[Z \leq 1] - 1 \approx 2 \cdot 0,8413 - 1 \approx 0,6826 \end{aligned}$$

donde Z representa la variable aleatoria tipificada de X y, al terminar, hemos consultado los valores en la tabla de la distribución normal estándar. \square

Su gráfica es ampliamente conocida y tiene forma de campana, como podemos ver en la Figura 1.1.



Figura 1.1: Función de densidad de una v. a. con distribución normal.

1.2.1. Aproximaciones

La distribución normal es una de las más importantes en la Estadística, y es común que se utilice para aproximar otras distribuciones. Esto se debe a que la distribución normal es una de las más sencillas de trabajar. En esta sección estudiaremos algunas de estas aproximaciones.

Observación. Notemos que estas aproximaciones solo tienen sentido hoy en día histórico o docente, ya que actualmente se dispone de herramientas computacionales que permiten trabajar con cualquier distribución sin necesidad de aproximarla. En el pasado, no obstante, estas aproximaciones eran muy útiles al no existir dichas herramientas. Igual ocurre en el ámbito docente actualmente.

Proposición 1.13 (Aproximación de la Binomial por la Normal). *Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim B(n, p)$. Entonces, si n es suficientemente grande y p*

no está muy cerca de 0 o 1, se tiene que X se puede aproximar por una distribución normal con parámetros $\mu = np$ y $\sigma^2 = np(1 - p)$. Es decir:

$$X \sim \mathcal{N}(np, np(1 - p))$$

Empíricamente se ha comprobado que esta aproximación es buena si $n \geq 30$ y $0,1 \leq p \leq 0,9$.

Proposición 1.14 (Aproximación de la Poisson por la Normal). Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim P(\lambda)$. Entonces, si λ es suficientemente grande, se tiene que X se puede aproximar por una distribución normal con parámetros $\mu = \lambda$ y $\sigma^2 = \lambda$. Es decir:

$$X \sim \mathcal{N}(\lambda, \lambda)$$

Empíricamente se ha comprobado que esta aproximación es buena si $\lambda \geq 10$.

Corrección por Continuidad

Notemos que en muchos casos, como en las dos aproximaciones anteriores, se trata de aproximar una variable aleatoria discreta por una continua. En estos casos, es posible caer en el siguiente error. Supongamos X una variable aleatoria discreta que sigue una distribución binomial, y sea x_i un valor de la variable aleatoria con $P[X = x_i] > 0$. Al aproximarla por una normal, se tendría que $P[X = x_i] = 0$, ya que la normal es continua. Esto es incoherente, por lo que se introduce una *corrección por continuidad*.

Esta corrección por continuidad siempre se realiza sumando o restando 0.5 (Este valor se ha establecido así porque, empíricamente, se ha comprobado que mejora la aproximación.) a los extremos de la desigualdad (según convenga). Lo que buscaremos es cubrir los valores de la variable aleatoria discreta en un intervalo de la variable aleatoria continua. Veamos algunos ejemplos:

- Para aproximar $P[X = x_i]$ en la binomial, se calculará con la expresión dada por $P[x_i - 0,5 \leq X \leq x_i + 0,5]$ en la normal.
- Para aproximar $P[X \leq x_i]$ en la binomial, se calculará $P[X \leq x_i + 0,5]$ en la normal.
- Para aproximar $P[X \geq x_i]$ en la binomial, se calculará $P[X \geq x_i - 0,5]$ en la normal.

1.3. Distribución Exponencial

Definición 1.3 (Distribución Exponencial). Una variable aleatoria continua X sigue una distribución exponencial con parámetro $\lambda \in \mathbb{R}^+$, si su función de densidad es:

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

Lo denotaremos como $X \sim \exp(\lambda)$.

Comprobemos ahora que efectivamente es una función de densidad.

Demostración. La función de densidad debe cumplir las siguientes propiedades:

- $f_X(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$.

Esto es directo puesto que el término exponencial siempre es positivo.

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

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = [-e^{-\lambda x}]_0^{\infty} = 1$$

□

Veamos algunas aplicaciones de esta distribución:

- La distribución exponencial se utiliza para modelar el tiempo aleatorio entre dos fallos consecutivos en *fiabilidad* o entre dos llegadas consecutivas en *teoría de colas*.
- También se aplica en la modelización de tiempos aleatorios de supervivencia (*Análisis de Supervivencia*).
- En general, X suele representar un tiempo aleatorio transcurrido entre dos sucesos, que se producen de forma aleatoria y consecutiva en el tiempo. Dichos sucesos se contabilizan mediante un proceso de Poisson homogéneo. El parámetro λ representa la razón de ocurrencia de dichos sucesos, que en este caso es constante.

Proposición 1.15. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \exp(\lambda)$. Entonces, su función de distribución es:

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

Demostración. Distinguimos dos casos:

- Si $x < 0$, entonces $F_X(x) = 0$.
- Si $x \geq 0$, entonces:

$$F_X(x) = \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = [-e^{-\lambda t}]_0^x = (-e^{-\lambda x} + 1) = 1 - e^{-\lambda x}$$

□

Proposición 1.16. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \exp(\lambda)$. Su función generatriz de momentos es:

$$M_X(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t} \quad \text{si } t < \lambda$$

Demostración. Tenemos que:

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = \int_0^\infty e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \int_0^\infty \lambda e^{(t-\lambda)x} dx = \left[\frac{\lambda e^{(t-\lambda)x}}{t-\lambda} \right]_0^\infty$$

Para que la integral sea convergente, necesitamos que $t - \lambda < 0$, es decir, $t < \lambda$. Tenemos entonces:

$$M_X(t) = \left[\frac{\lambda e^{(t-\lambda)x}}{t-\lambda} \right]_0^\infty = 0 - \frac{\lambda e^0}{t-\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda-t}$$

□

Proposición 1.17. *Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \exp(\lambda)$. Entonces, sus momentos no centrados de orden $k \in \mathbb{N}$ son:*

$$E[X^k] = \frac{k!}{\lambda^k}$$

Demostración. Demostramos por inducción sobre k que:

$$\frac{d^k}{dt^k} M_X(t) = \frac{k! \cdot \lambda}{(\lambda - t)^{k+1}}$$

■ Caso base: $k = 1$.

$$\frac{d}{dt} M_X(t) = \frac{\lambda}{(\lambda - t)^2} = \frac{1! \cdot \lambda}{(\lambda - t)^{1+1}}$$

■ Supuesto cierto para k , demostramos para $k + 1$:

$$\begin{aligned} \frac{d^{k+1}}{dt^{k+1}} M_X(t) &= \frac{d}{dt} \left(\frac{d^k}{dt^k} M_X(t) \right) = \frac{d}{dt} \left(\frac{k! \cdot \lambda}{(\lambda - t)^{k+1}} \right) = \frac{k! \cdot \lambda}{(\lambda - t)^{2k+2}} \cdot (k+1)(\lambda - t)^k = \\ &= \frac{(k+1)k! \cdot \lambda}{(\lambda - t)^{k+2}} = \frac{(k+1)! \cdot \lambda}{(\lambda - t)^{k+2}} \end{aligned}$$

Por tanto, una vez demostrado este resultado, tenemos que:

$$E[X^k] = \frac{d^k}{dt^k} M_X(t) \Big|_{t=0} = \frac{k! \cdot \lambda}{(\lambda - 0)^{k+1}} = \frac{k!}{\lambda^k}$$

□

Como consecuencia, tenemos que:

$$E[X] = \frac{1}{\lambda} \quad \text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$

Proposición 1.18 (Falta de memoria). *Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \exp(\lambda)$. Entonces, se cumple la propiedad de falta de memoria:*

$$P(X \geq t + s \mid X \geq s) = P(X \geq t) \quad \forall t, s \in \mathbb{R}^+$$

Demostración. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P(X \geq t + s \mid X \geq s) &= \frac{P(X \geq t + s, X \geq s)}{P(X \geq s)} = \frac{P(X \geq t + s)}{P(X \geq s)} \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \frac{e^{-\lambda(t+s)}}{e^{-\lambda s}} = e^{-\lambda t} \stackrel{(*)}{=} P(X \geq t) \end{aligned}$$

donde en $(*)$ hemos usado que:

$$P(X \geq x) = 1 - P(X < x) = 1 - P(X \leq x) = 1 - (1 - e^{-\lambda x}) = e^{-\lambda x}$$

□

La gráfica de la función de densidad de la exponencial es decreciente y asintótica al eje de abscisas, como podemos ver en la Figura 1.2.



Figura 1.2: Función de densidad de una v. a. con distribución exponencial.

1.3.1. Relación con la Distribución Poisson

La distribución exponencial está estrechamente relacionada con la distribución de Poisson.

- Sea Y una variable aleatoria que indica el número de sucesos aleatorios que ocurren en un intervalo de tiempo de longitud t cuando la razón de ocurrencia de dichos sucesos es λ . Entonces, $Y \sim \mathcal{P}(\lambda t)$.
- Sea X una variable aleatoria que indica el tiempo que transcurre hasta que se produce el primer suceso aleatorio, o bien el tiempo que transcurre entre dos sucesos consecutivos, cuando la razón de ocurrencia de dichos sucesos es λ . Entonces, $X \sim \exp(\lambda)$.

Su relación es la siguiente:

$$P[Y = 0] = e^{-\lambda t} = P[X \geq t] = 1 - P[X < t] = 1 - 1 + e^{-\lambda t} = e^{-\lambda t}$$

Esto es coherente, ya que la probabilidad de que no se produzca ningún suceso en un intervalo de tiempo de longitud t ($P[Y = 0]$) es la misma que la probabilidad de que el tiempo que transcurra hasta que se produzca el primer suceso sea mayor que t ($P[X \geq t]$).

1.4. Distribución de Erlang

Definición 1.4 (Distribución de Erlang). Una variable aleatoria continua X sigue una distribución de Erlang con parámetros $n \in \mathbb{N}$ y $\lambda \in \mathbb{R}^+$, si modela el tiempo que transcurre hasta que se producen n sucesos aleatorios consecutivos, cuando la razón de ocurrencia de dichos sucesos es λ . Lo denotaremos como $X \sim \mathcal{E}(n, \lambda)$.

Observación. La distribución de Erlang es una generalización de la distribución exponencial. En efecto, si $n = 1$, entonces la distribución de Erlang se reduce a la distribución exponencial.

Proposición 1.19. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{E}(n, \lambda)$. Entonces, su función de densidad es:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

donde $\Gamma(n) = (n-1)!$.

Demostración. La función de densidad debe cumplir las siguientes propiedades:

- $f_X(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$.

Esto es directo puesto que el término exponencial siempre es positivo.

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

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \int_0^{\infty} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} \int_0^{\infty} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx$$

Para calcular la última integral, realizamos inducción sobre n para demostrar que:

$$\int_0^{\infty} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{(n-1)!}{\lambda^n} \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

- Caso base: $n = 1$.

$$\int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = \left[-\frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \right]_0^{\infty} = \frac{1}{\lambda}$$

- Supuesto cierto para n , demostramos para $n+1$:

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} x^n e^{-\lambda x} dx &= \left[\begin{array}{cc} u(x) = x^n & v'(x) = e^{-\lambda x} \\ u'(x) = nx^{n-1} & v(x) = -\frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \end{array} \right] = \\ &= \left[-\frac{x^n e^{-\lambda x}}{\lambda} \right]_0^{\infty} + \frac{n}{\lambda} \int_0^{\infty} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx \stackrel{(*)}{=} \frac{n}{\lambda} \frac{(n-1)!}{\lambda^n} = \frac{n!}{\lambda^{n+1}} \end{aligned}$$

donde en $(*)$ hemos usado la hipótesis de inducción.

Por tanto, tenemos que:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} \cdot \frac{(n-1)!}{\lambda^n} = 1$$

□

Proposición 1.20. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \mathcal{E}(n, \lambda)$. Entonces, su función generatriz de momentos es:

$$M_X(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^n \quad \text{si } t < \lambda$$

Demostración. Tenemos que:

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = \int_0^{\infty} e^{tx} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} \int_0^{\infty} x^{n-1} e^{(t-\lambda)x} dx$$

Mediante una inducción análoga a la realizada en la demostración anterior, podemos demostrar (asumiendo que $t < \lambda$) que:

$$\int_0^{\infty} x^{n-1} e^{(t-\lambda)x} dx = \frac{\Gamma(n)}{(\lambda - t)^n} \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

Por tanto, tenemos que:

$$M_X(t) = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} \cdot \frac{\Gamma(n)}{(\lambda - t)^n} = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^n$$

□

1.5. Distribución Gamma

1.5.1. Función Gamma

Previamente al estudio de la distribución Gamma, vamos a estudiar la función Gamma, que es la función que da nombre a la distribución. Esta es:

$$\begin{aligned} \Gamma : \mathbb{R}^+ &\longrightarrow \mathbb{R}^+ \\ x &\longmapsto \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt \end{aligned}$$

Algunas propiedades son:

$$1. \Gamma(1) = 1.$$

$$\Gamma(1) = \int_0^{\infty} e^{-t} dt = [-e^{-t}]_0^{\infty} = 1$$

$$2. \Gamma(x+1) = x\Gamma(x), \quad \forall x \in \mathbb{R}^+.$$

Mediante integración por partes, tenemos que:

$$\begin{aligned} \Gamma(x+1) &= \int_0^{\infty} t^x e^{-t} dt = \left[\begin{array}{ll} u(t) = t^x & v'(t) = e^{-t} \\ u'(t) = xt^{x-1} & v(t) = -e^{-t} \end{array} \right] = \\ &= [-t^x e^{-t}]_0^{\infty} + x \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt = x\Gamma(x) \end{aligned}$$

3. $\Gamma(n) = (n-1)!, \quad \forall n \in \mathbb{N}.$

Se deduce directamente de las dos propiedades anteriores.

4. Si $\lambda \in \mathbb{R}^+$, entonces $\int_0^\infty t^{x-1} e^{-\lambda t} dt = \frac{\Gamma(x)}{\lambda^x}.$

Hacemos el cambio de variable $t = u/\lambda$:

$$\begin{aligned} \int_0^\infty t^{x-1} e^{-\lambda t} dt &= \left[\begin{array}{l} t = u/\lambda \\ \frac{dt}{du} = 1/\lambda \end{array} \right] = \int_0^\infty \left(\frac{u}{\lambda}\right)^{x-1} e^{-u} \frac{du}{\lambda} = \\ &= \frac{1}{\lambda^x} \int_0^\infty u^{x-1} e^{-u} du = \frac{\Gamma(x)}{\lambda^x} \end{aligned}$$

5. $\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}.$

$$\begin{aligned} \Gamma(1/2) &= \int_0^\infty t^{-1/2} e^{-t} dt = \left[\begin{array}{l} t = u^2/2 \\ \frac{dt}{du} = u \end{array} \right] = \int_0^\infty \sqrt{2} \cdot u^{-1} \cdot e^{-u^2/2} \cdot u du = \\ &= \sqrt{2} \int_0^\infty e^{-u^2/2} du \end{aligned}$$

Como la función $x \mapsto e^{-x^2}$ es par, tenemos que:

$$\begin{aligned} \Gamma(1/2) &= \sqrt{2} \int_0^\infty e^{-u^2/2} du = \frac{\sqrt{2}}{2} \int_{-\infty}^\infty e^{-u^2/2} du = \frac{1}{\sqrt{2}} \int_{-\infty}^\infty e^{-u^2/2} du = \\ &= \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^\infty e^{-u^2/2} du = \sqrt{\pi} \cdot \int_{-\infty}^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du \stackrel{(*)}{=} \sqrt{\pi} \end{aligned}$$

donde en (*) hemos usado que el integrando es la función de densidad de una distribución $\mathcal{N}(0, 1)$.

1.5.2. Distribución Gamma

Definición 1.5 (Distribución Gamma). Una variable aleatoria continua X sigue una distribución Gamma con parámetros $u, \lambda \in \mathbb{R}^+$, si su función de densidad es:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} x^{u-1} e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

Lo denotaremos como $X \sim \Gamma(u, \lambda)$.

- El parámetro u se conoce como *parámetro de forma*.
- El parámetro λ se conoce como *parámetro de escala*.

Observación. La distribución Gamma es una generalización de la distribución de Erlang. En efecto, si $u \in \mathbb{N}$, entonces la distribución Gamma se reduce a la distribución de Erlang.

Proposición 1.21. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \Gamma(u, \lambda)$. Entonces, su función de densidad cumple las condiciones de una función de densidad.

Demostración. La función de densidad debe cumplir las siguientes propiedades:

- $f_X(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$.

Esto es directo puesto que el término exponencial siempre es positivo.

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

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx &= \int_0^{\infty} \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} x^{u-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} \int_0^{\infty} x^{u-1} e^{-\lambda x} dx \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} \cdot \frac{\Gamma(u)}{\lambda^u} = 1 \end{aligned}$$

donde en $(*)$ hemos usado la propiedad 4 de la función Gamma.

□

Proposición 1.22. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \Gamma(u, \lambda)$. Entonces, su función generatriz de momentos es:

$$M_X(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \quad \text{si } t < \lambda$$

Demostración. Tenemos que:

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = \int_0^{\infty} e^{tx} \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} x^{u-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} \int_0^{\infty} x^{u-1} e^{(t-\lambda)x} dx$$

Usando de nuevo la propiedad 4 de la función Gamma, como $\lambda - t > 0$, tenemos:

$$M_X(t) = \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} \cdot \frac{\Gamma(u)}{(\lambda - t)^u} = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u$$

□

Proposición 1.23. Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \Gamma(u, \lambda)$. Entonces, sus momentos no centrados de orden $k \in \mathbb{N}$ son:

$$E[X^k] = \frac{\Gamma(u+k)}{\lambda^k \Gamma(u)}$$

Demostración. Hay dos maneras de demostrar este resultado:

Opción 1 Usar la función generatriz de momentos.

Demostramos por inducción sobre k que:

$$\frac{d^k}{dt^k} M_X(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \cdot \frac{\prod_{i=0}^{k-1} (u+i)}{(\lambda - t)^k} \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

- Caso base: $k = 1$.

$$\frac{d}{dt} M_X(t) = u \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^{u-1} \cdot \frac{\lambda}{(\lambda - t)^2} = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \cdot \frac{u}{\lambda - t}$$

- Supuesto cierto para k , demostramos para $k + 1$:

$$\begin{aligned}
 \frac{d^{k+1}}{dt^{k+1}} M_X(t) &= \frac{d}{dt} \left(\frac{d^k}{dt^k} M_X(t) \right) = \frac{d}{dt} \left(\left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \cdot \frac{\prod_{i=0}^{k-1} (u + i)}{(\lambda - t)^k} \right) = \\
 &= \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \cdot \frac{u}{\lambda - t} \cdot \frac{\prod_{i=0}^{k-1} (u + i)}{(\lambda - t)^k} + \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \cdot \frac{\prod_{i=0}^{k-1} (u + i)}{(\lambda - t)^{k+1}} \cdot k = \\
 &= \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^u \cdot \frac{\prod_{i=0}^k (u + i)}{(\lambda - t)^{k+1}}
 \end{aligned}$$

Por tanto, una vez demostrado este resultado, tenemos que:

$$E[X^k] = \frac{d^k}{dt^k} M_X(t) \Big|_{t=0} = \left(\frac{\lambda}{\lambda - 0} \right)^u \cdot \frac{\prod_{i=0}^{k-1} (u + i)}{(\lambda - 0)^k} = \frac{\prod_{i=0}^{k-1} (u + i)}{\lambda^k} = \frac{\Gamma(u + k)}{\lambda^k \Gamma(u)}$$

Opción 2 Usar la definición de los momentos no centrados.

$$\begin{aligned}
 E[X^k] &= \int_0^\infty x^k \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} x^{u-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^u}{\Gamma(u)} \int_0^\infty x^{u+k-1} e^{-\lambda x} dx \stackrel{(*)}{=} \\
 &\stackrel{(*)}{=} \frac{\Gamma(u + k) \lambda^u}{\lambda^{u+k} \Gamma(u)} = \frac{\Gamma(u + k)}{\lambda^k \Gamma(u)}
 \end{aligned}$$

donde en (*) hemos usado la propiedad 4 de la función Gamma.

□

Como consecuencia, tenemos que:

$$E[X] = \frac{u}{\lambda} \quad \text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{u(u+1)}{\lambda^2} - \frac{u^2}{\lambda^2} = \frac{u}{\lambda^2}$$

Tiene muchas aplicaciones en experimentos o fenómenos aleatorios que tienen asociadas v.a. que siempre son no negativas y cuyas distribuciones son sesgadas a la derecha.

1.6. Distribución Beta

Previamente al estudio de la distribución Beta, vamos a introducir la función Beta, que es la función que da nombre a la distribución.

1.6.1. Función Beta

Definición 1.6 (Función Beta). La función Beta es una función definida como:

$$\begin{aligned}\beta : \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ &\longrightarrow \mathbb{R}^+ \\ (p, q) &\longmapsto \int_0^1 t^{p-1}(1-t)^{q-1} dt\end{aligned}$$

Algunas propiedades son:

1. Es simétrica. Es decir, $\forall p, q \in \mathbb{R}^+$, se cumple que $\beta(p, q) = \beta(q, p)$.

$$\begin{aligned}\beta(p, q) &= \int_0^1 t^{p-1}(1-t)^{q-1} dt = \left[\begin{array}{l} t = 1-u \\ dt = -du \end{array} \right] = - \int_1^0 (1-u)^{p-1}u^{q-1} du = \\ &= \int_0^1 (1-u)^{p-1}u^{q-1} du = \beta(q, p)\end{aligned}$$

$$2. \beta(p, q) = \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)}.$$

Esta demostración no se incluye por ser requerir de integración en varias variables, siendo por tanto de mayor complejidad.

1.6.2. Distribución Beta

Definición 1.7 (Distribución Beta). Una variable aleatoria continua X sigue una distribución Beta con parámetros $p, q \in \mathbb{R}^+$, si su función de densidad es:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta(p, q)} x^{p-1}(1-x)^{q-1} & x \in [0, 1] \\ 0 & x \notin [0, 1] \end{cases}$$

Lo denotaremos como $X \sim \beta(p, q)$.

Comprobemos que la función de densidad cumple las condiciones de una función de densidad.

Demostración. La función de densidad debe cumplir las siguientes propiedades:

- $f_X(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$.

Esto es directo puesto que los términos x^{p-1} , $(1-x)^{q-1}$ y $\beta(p, q)$ siempre son positivos.

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

$$\begin{aligned}\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx &= \int_0^1 \frac{1}{\beta(p, q)} x^{p-1}(1-x)^{q-1} dx = \frac{1}{\beta(p, q)} \int_0^1 x^{p-1}(1-x)^{q-1} dx = \\ &= \frac{1}{\beta(p, q)} \cdot \beta(p, q) = 1\end{aligned} \quad \square$$

Proposición 1.24 (Simetría). *Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \beta(p, q)$. Entonces, $1 - X \sim \beta(q, p)$.*

Demostración. Calculemos la función de densidad de $Y = 1 - X$ usando el Teorema de Cambio de Variable:

$$P[Y = y] = P[X = 1 - y] = \frac{1}{\beta(p, q)}(1 - y)^{p-1}y^{q-1} = \frac{1}{\beta(q, p)}y^{q-1}(1 - y)^{p-1}$$

Tenemos por tanto que $1 - X \sim \beta(q, p)$. □

Proposición 1.25. *Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \beta(p, q)$. Entonces, sus momentos no centrados de orden $k \in \mathbb{N}$ son:*

$$E[X^k] = \frac{\beta(p + k, q)}{\beta(p, q)}$$

Demostración. Usamos la propiedad de la función Beta que relaciona la función Beta con la función Gamma:

$$\begin{aligned} E[X^k] &= \int_0^1 x^k \frac{1}{\beta(p, q)} x^{p-1} (1 - x)^{q-1} dx = \frac{1}{\beta(p, q)} \int_0^1 x^{p+k-1} (1 - x)^{q-1} dx = \\ &= \frac{\beta(p + k, q)}{\beta(p, q)} \end{aligned}$$

□

Como consecuencia, tenemos que:

$$E[X] = \frac{\beta(p + 1, q)}{\beta(p, q)} = \frac{\Gamma(p + 1)\Gamma(q)}{\Gamma(p + q + 1)} \cdot \frac{\Gamma(p + q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} = \frac{\Gamma(p + 1)}{\Gamma(p)} \cdot \frac{\Gamma(p + q)}{\Gamma(p + q + 1)} = \frac{p}{p + q}$$

Para la varianza tenemos el siguiente resultado.

Proposición 1.26. *Sea X una variable aleatoria tal que $X \sim \beta(p, q)$. Entonces, su varianza es:*

$$\text{Var}[X] = \frac{pq}{(p + q)^2(p + q + 1)}$$

Demostración. Tenemos que:

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \frac{\beta(p + 2, q)}{\beta(p, q)} = \frac{\Gamma(p + 2)\Gamma(q)}{\Gamma(p + q + 2)} \cdot \frac{\Gamma(p + q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} = \frac{\Gamma(p + 2)}{\Gamma(p)} \cdot \frac{\Gamma(p + q)}{\Gamma(p + q + 2)} = \frac{p(p + 1)}{(p + q)(p + q + 1)} \\ \text{Var}[X] &= E[X^2] - E[X]^2 = \frac{p(p + 1)}{(p + q)(p + q + 1)} - \frac{p^2}{(p + q)^2} = \frac{p(p + 1)(p + q) - p^2(p + q + 1)}{(p + q)^2(p + q + 1)} = \\ &= \frac{p(p + q)[p + 1 - p] - p^2}{(p + q)^2(p + q + 1)} = \frac{pq}{(p + q)^2(p + q + 1)} \end{aligned}$$

□

Respecto a la forma que toma la función de densidad de la distribución Beta, podemos ver que toma formas muy variadas en función de los valores de los parámetros p y q . Esto es muy útil para modelar situaciones muy diversas. Tenemos los siguientes ejemplos:

- Si $p = q$, entonces la función de densidad es simétrica respecto a $x = 1/2$.
- Si $p = q = 1$, entonces $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$.
- Si $p < q$, entonces la función de densidad es asimétrica a la derecha, y viceversa.
- Si $p < 1$ y $q \geq 1$, es decreciente y cóncava, mientras que si $p \geq 1$ y $q < 1$, es creciente y convexa.
- Si $p, q > 1$, entonces tiene solo un máximo.
- Si $p, q < 1$, entonces tiene solo un mínimo.

Por tanto, como hemos descrito, puede tomar formas muy diversas.

2. Vectores Aleatorios

Hasta ahora, hemos estudiado variable aleatoria unidimensional. En este capítulo, vamos a estudiar variables aleatorias multidimensionales, es decir, vectores aleatorios. Para ello, al igual que como hicimos con las variables aleatorias unidimensionales, hemos de definir en primer lugar la σ -álgebra de Borel en \mathbb{R}^n .

Definición 2.1. Sea \mathbb{R}^n el espacio euclídeo de dimensión n . La σ -álgebra de Borel en \mathbb{R}^n , notada por \mathcal{B}^n , es la σ -álgebra generada por todos los intervalos de \mathbb{R}^n .

En particular, en Análisis Matemático II vimos que esta σ -álgebra está formada por los intervalos:

$$]-\infty, x] :=]-\infty, x_1] \times \cdots \times]-\infty, x_n], \quad x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n.$$

Además, en los presentes apuntes, usaremos la relación parcial de orden en \mathbb{R}^n siguiente.

Notación. Dado $x, y \in \mathbb{R}^n$, notaremos:

$$x \leq y \iff x_i \leq y_i, \quad \forall i = 1, \dots, n.$$

Esta es parcial, ya que no podemos comparar ciertos elementos, como $(1, 2)$ y $(2, 1)$.

Gráficamente, en el plano tenemos que $x \leq x'$ si y solo si x está a la izquierda y por debajo de x' .

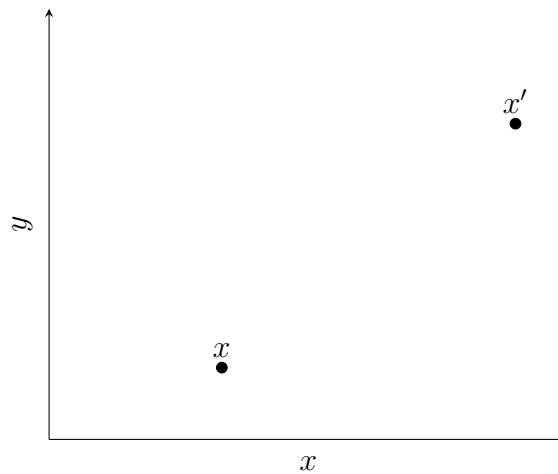


Figura 2.1: Relación de orden en \mathbb{R}^2 , donde $x \leq x'$.

Veamos ahora el equivalente a variable aleatoria en el caso multidimensional.

Definición 2.2 (Vector aleatorio). Un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$ de un espacio de probabilidad (Ω, \mathcal{A}, P) se define como una función medible:

$$X : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$$

tal que se cumple que:

$$X^{-1}(B) \in \mathcal{A}, \quad \forall B \in \mathcal{B}^n.$$

Es decir:

$$X^{-1}([-\infty, x]) = \{\omega \in \Omega \mid X_1(\omega) \leq x_1, \dots, X_n(\omega) \leq x_n\} \in \mathcal{A} \quad \forall x \in \mathbb{R}^n.$$

Además, considerando cada una de las componentes por separado, como cada componente de una función medible es medible, se tiene la siguiente caracterización de forma directa.

Teorema 2.1. Sea $X = (X_1, \dots, X_n) : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$. Entonces:

$$X \text{ es un vector aleatorio} \iff X_i \text{ es una variable aleatoria } \forall i = 1, \dots, n.$$

Introducimos ahora la distribución de probabilidad de un vector aleatorio, que será la función de densidad (o función masa de probabilidad) en el caso unidimensional.

Definición 2.3 (Distribución de probabilidad). Sea X un vector aleatorio. La distribución de probabilidad de X es la medida de probabilidad en \mathbb{R}^n definida por:

$$\begin{aligned} P_X : \mathcal{B}^n &\longrightarrow [0, 1] \\ B &\longmapsto P_X(B) = P(X^{-1}(B)), \quad \forall B \in \mathcal{B}^n. \end{aligned}$$

Notación. Al igual que en el caso unidimensional, dado $B \in \mathcal{B}^n$, tenemos:

$$X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \in B\}$$

Por tanto, denotaremos $P_X(B)$ por $P[X \in B]$.

Proposición 2.2. Sea X un vector aleatorio. Entonces, la distribución P_X es una medida de probabilidad sobre $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$.

Demostración. Veamos que se cumplen las tres propiedades de la Axiomática de Kolmogorov:

1. No negatividad: $P_X(B) = P(X^{-1}(B)) \geq 0$, $\forall B \in \mathcal{B}^n$ ya que P es una medida de probabilidad.
2. Suceso seguro: $P_X(\mathbb{R}^n) = P(X^{-1}(\mathbb{R}^n)) = P(\Omega) = 1$.
3. σ -aditividad: Sean $B_1, B_2, \dots \in \mathcal{B}^n$ disjuntos dos a dos. Entonces, como $X^{-1}(B_1), X^{-1}(B_2), \dots$ son disjuntos dos a dos, se tiene:

$$\begin{aligned} P_X \left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right) &= P \left(X^{-1} \left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right) \right) = P \left(\bigcup_{i=1}^{\infty} X^{-1}(B_i) \right) \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \sum_{i=1}^{\infty} P(X^{-1}(B_i)) = \sum_{i=1}^{\infty} P_X(B_i). \end{aligned}$$

donde en $(*)$ hemos usado la propiedad de σ -aditividad de la medida de probabilidad P . \square

Así, tenemos que todo vector aleatorio X transforma el espacio de probabilidad (Ω, \mathcal{A}, P) en el espacio de probabilidad $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n, P_X)$.

Al igual que en el caso unidimensional, definimos la función de distribución de un vector aleatorio a partir de la distribución de probabilidad.

Definición 2.4 (Función de distribución). Sea X un vector aleatorio. La función de distribución de X es la función:

$$\begin{aligned} F_X : \mathbb{R}^n &\longrightarrow [0, 1] \\ x &\longmapsto F_X(x) = P[X \leq x] = P_X([-\infty, x]) \end{aligned}$$

Si $X = (X_1, \dots, X_n)$, entonces denotaremos:

$$F_X(x) = P[X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n].$$

Algunas de las propiedades que cumple esta son:

1. Es monótona no decreciente en cada una de sus componentes. Es decir, $\forall i = 1, \dots, n$ y $\forall x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n \in \mathbb{R}$ se tiene que:

$$x_i \leq x'_i \implies F_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i, x_{i+1}, \dots, x_n) \leq F_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x'_i, x_{i+1}, \dots, x_n).$$

2. Es continua por la derecha en cada una de sus componentes. Es decir, $\forall i = 1, \dots, n$ y $\forall x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n \in \mathbb{R}$ se tiene que:

$$\forall x_i \in \mathbb{R}, \quad F_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i, x_{i+1}, \dots, x_n) = \lim_{x \rightarrow x_i^+} F_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x, x_{i+1}, \dots, x_n).$$

3. $\forall i = 1, \dots, n$ y $\forall x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n \in \mathbb{R}$ se tiene que:

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x, x_{i+1}, \dots, x_n) = 0.$$

4. Tenemos que:

$$\lim_{\substack{x_i \rightarrow +\infty \\ i=1, \dots, n}} F_X(x_1, \dots, x_n) = 1.$$

5. $\forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$ y $\forall \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n \in \mathbb{R}^+$ se tiene que:

$$\begin{aligned} &F_X(x_1 + \varepsilon_1, \dots, x_n + \varepsilon_n) - \\ &\quad - \sum_{i=1}^n F_X(x_1 + \varepsilon_1, \dots, x_{i-1} + \varepsilon_{i-1}, x_i, x_{i+1} + \varepsilon_{i+1}, \dots, x_n + \varepsilon_n) + \\ &\quad + \sum_{\substack{i,j=1 \\ i < j}}^n F_X(x_1 + \varepsilon_1, \dots, x_{i-1} + \varepsilon_{i-1}, x_i, x_{i+1} + \varepsilon_{i+1}, \dots, \\ &\quad \dots, x_{j-1} + \varepsilon_{j-1}, x_j, x_{j+1} + \varepsilon_{j+1}, \dots, x_n + \varepsilon_n) + \\ &\quad + \dots + (-1)^n F_X(x_1, \dots, x_n) \geq 0 \end{aligned}$$

Estas propiedades caracterizan la función de distribución de los vectores aleatorios. Es decir, dada una función que cumple estas propiedades, es la función de distribución de un vector aleatorio.

Al igual que ocurría con variables aleatorias unidimensionales, puesto que P_X es una medida de probabilidad, podemos calcular de forma sencilla la probabilidad de intervalos bidimensionales.

- $P[a < X_1 \leq b, X_2 \in I] = P[X_1 \leq b, X_2 \in I] - P[X_1 \leq a, X_2 \in I].$
- $P[a < X_1 < b, X_2 \in I] = P[X_1 < b, X_2 \in I] - P[X_1 \leq a, X_2 \in I].$
- $P[X_1 \leq b, c < X_2 \leq d] = P[X_1 \leq b, X_2 \leq d] - P[X_1 \leq b, X_2 \leq c].$
- $P[X_1 \leq b, c \leq X_2 < d] = P[X_1 \leq b, X_2 < d] - P[X_1 \leq b, X_2 < c].$

2.1. Clasificación de vectores aleatorios

Al igual que en el caso unidimensional, podemos clasificar los vectores aleatorios en discretos y continuos. Esto se hace en función de la naturaleza de los valores que toma el vector aleatorio.

Definición 2.5 (Recorrido de un vector aleatorio). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. El recorrido de X es el conjunto de valores que toma el vector aleatorio:

$$E_X = \{x \in \mathbb{R}^n \mid \exists \omega \in \Omega \text{ tal que } X(\omega) = x\} = \text{Img}(X).$$

Usando el recorrido de una variable aleatoria unidimensional, tenemos que:

$$E_X = \prod_{i=1}^n E_{X_i}.$$

Veamos ahora que el recorrido de un vector aleatorio es el único conjunto cuya probabilidad es 1. Es decir:

Proposición 2.3. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio, y sea $A \subset \mathbb{R}^n$. Entonces:

$$P[X \in A] = 1 \iff A = E_X.$$

Demostración. Demostramos mediante doble implicación.

\Leftarrow) Supongamos que $A = E_X$. Veamos ahora que $P[X \in E_X] = 1$. Tenemos que:

$$P[X \in E_X] = P[X^{-1}(E_X)] = P[\Omega] = 1.$$

\Rightarrow) Supongamos que $P[X \in A] = 1$. Demostramos que $A = E_X$ por doble inclusión.

C) Tenemos que:

$$P[X \in A] = P[X^{-1}(A)] = 1 \implies X^{-1}(A) = \Omega$$

Tomando la imagen de X , tenemos que $A = X(\Omega) = E_X$.

D) Como $P[X \in E_X] \leq 1$ por definición y, al ser una probabilidad, es una función creciente, tenemos que $E_X \subset A$.

□

2.1.1. Vectores aleatorios discretos

Definición 2.6. Un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$ es discreto si su recorrido es finito o numerable.

Veamos ahora la siguiente caracterización de vectores aleatorios discretos.

Teorema 2.4. *Un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$ es discreto si y solo si cada una de sus componentes X_i es discreta.*

Demostración.

- \Rightarrow) Supongamos que X es discreto. Entonces, su recorrido es finito o numerable. Por tanto, el recorrido de cada una de sus componentes también es finito o numerable.
- \Leftarrow) Supongamos que cada una de las componentes de X es discreta. Entonces, el recorrido de X es el producto cartesiano de los recorridos de sus componentes, que es finito o numerable.

□

Como en el caso de variables unidimensionales, los vectores de tipo discreto se manejan a partir de su función masa de probabilidad, y el tratamiento de este tipo de vectores es totalmente análogo al de las variables discretas.

Definición 2.7. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio discreto. La función masa de probabilidad de X es la función:

$$\begin{aligned} p_X : E_X &\longrightarrow [0, 1] \\ x &\longmapsto p_X(x) = P[X = x] \end{aligned}$$

Esta satisface:

1. $p_X(x) \geq 0$.
2. $\sum_{x \in E_X} p_X(x) = 1$.

La función de distribución de un vector aleatorio discreto se define por tanto como:

$$F_X(x) = P[X \leq x] = \sum_{\substack{t \in E_X \\ t \leq x}} P[X = t]$$

Ejemplo. Sea el experimento aleatorio de lanzar un dado, y sean las siguientes variables aleatorias:

$$\begin{aligned} X_1 &= \begin{cases} -1 & \text{si sale impar} \\ 1 & \text{si sale par} \end{cases} \\ X_2 &= \begin{cases} -2 & \text{si sale 1, 2, 3} \\ 0 & \text{si sale 4} \\ 3 & \text{si sale 5, 6} \end{cases} \end{aligned}$$

Considerado el vector aleatorio $X = (X_1, X_2)$, se pide:

1. Calcular la función masa de probabilidad de X .

Tenemos que:

$$\begin{aligned} E_{X_1} &= \{-1, 1\}, \\ E_{X_2} &= \{-2, 0, 3\}, \end{aligned}$$

Por tanto,

$$E_X = E_{X_1} \times E_{X_2} = \{(-1, -2), (-1, 0), (-1, 3), (1, -2), (1, 0), (1, 3)\}.$$

Tenemos por tanto que:

- $P[X = (-1, -2)] = P[\text{sale impar y } 1, 2, 3] = 2/6.$
- $P[X = (-1, 0)] = P[\text{sale impar y } 4] = 0/6 = 0.$
- $P[X = (-1, 3)] = P[\text{sale impar y } 5, 6] = 1/6.$
- $P[X = (1, -2)] = P[\text{sale par y } 1, 2, 3] = 1/6.$
- $P[X = (1, 0)] = P[\text{sale par y } 4] = \frac{1}{6}.$
- $P[X = (1, 3)] = P[\text{sale par y } 5, 6] = 1/6.$

Podemos resumir esta información como

$x_1 \backslash x_2$	-2	0	3
-1	2/6	0	1/6
1	1/6	1/6	1/6

2. Calcular la función de distribución de X .

Tenemos que:

$$F_X(x_1, x_2) = \begin{cases} 0 & x_1 < -1 \text{ o } x_2 < -2 \\ 2/6 & x_1 \in [-1, 1[, x_2 \in [-2, 3[\\ 3/6 & x_1 \in [-1, 1], x_2 \geq 3 \\ 3/6 & x_1 \geq 1, x_2 \in [-2, 0[\\ 4/6 & x_1 \geq 1, x_2 \in [0, 3[\\ 1 & x_1 \geq 1, x_2 \geq 3 \end{cases}$$

3. Calcular $P[X_1 + X_2 \leq 1]$.

En este caso, los valores de $X_1 + X_2$ que cumplen que $X_1 + X_2 \leq 1$ son:

$$B = \{(-1, -2), (1, -2), (1, 0)\}.$$

Por tanto,

$$\begin{aligned} P[X_1 + X_2 \leq 1] &= P[X \in B] = P[X = (-1, -2)] + P[X = (1, -2)] + P[X = (1, 0)] = \\ &= 2/6 + 1/6 + 1/6 = 4/6. \end{aligned}$$

2.1.2. Vectores aleatorios continuos

Definición 2.8. Un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$ es continuo si existe una función integrable no negativa $f_X : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ tal que su función de distribución es:

$$F_X(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \cdots \int_{-\infty}^{x_n} f_X(t_1, \dots, t_n) dt_n \cdots dt_1, \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}.$$

A la función f_X se le llama función de densidad de probabilidad de X .

Además, si f_X es continua en un punto $x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$, entonces la función de distribución F_X es derivable en ese punto y se tiene que:

$$\frac{\partial^n F_X}{\partial x_1 \cdots \partial x_n}(x) = f_X(x).$$

Esta función f_X , por definición, cumple las siguientes propiedades:

1. $f_X(x) \geq 0$.
2. Es integrable en \mathbb{R}^n .
3. $\int_{\mathbb{R}^n} f_X(x) dx = 1$.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(t) dt = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) \stackrel{(*)}{=} 1.$$

donde en $(*)$ hemos usado una de las propiedades de la función de distribución.

La función de densidad determina la función de distribución de un vector aleatorio continuo, y por tanto su distribución de probabilidad.

$$P_X(B) = P[X \in B] = \int_B f_X(x) dx, \quad \forall B \in \mathcal{B}^n.$$

Debido a lo estudiado en Análisis Matemático II, sabemos que si $E \subset \mathbb{R}^n$ es un conjunto numerable, entonces $P[X \in E] = 0$.

Al igual que en el caso de vectores discretos, tenemos el siguiente resultado.

Teorema 2.5. Sea vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$ continuo. Entonces, cada una de sus componentes X_i es continua.

Demostración. Fijemos $i \in \{1, \dots, n\}$, y sea F_{X_i} la función de distribución de X_i . Entonces, tenemos que:

$$\begin{aligned} F_{X_i}(x_i) &= P[X_i \leq x_i] = P[X_1 \in \mathbb{R}, \dots, X_{i-1} \in \mathbb{R}, X_i \leq x_i, X_{i+1} \in \mathbb{R}, \dots, X_n \in \mathbb{R}] = \\ &= \int_{\mathbb{R}} \cdots \int_{\mathbb{R}} \int_{-\infty}^{x_i} \int_{\mathbb{R}} \cdots \int_{\mathbb{R}} f_X(t_1, \dots, t_n) dt_n \cdots dt_{i+1} dt_i dt_{i-1} \cdots dt_1 = \\ &= \int_{-\infty}^{x_i} \int_{\mathbb{R}} \cdots \int_{\mathbb{R}} f_X(t_1, \dots, t_n) dt_n \cdots dt_{i+1} dt_{i-1} \cdots dt_1 \cdot dt_i \end{aligned}$$

Definimos por tanto:

$$f_{X_i}(x_i) = \int_{\mathbb{R}} \cdots \int_{\mathbb{R}} f_X(t_1, \dots, t_n) dt_n \cdots dt_{i+1} dt_{i-1} \cdots dt_1.$$

Por tanto, tenemos que:

$$F_{X_i}(x_i) = \int_{-\infty}^{x_i} f_{X_i}(t_i) dt_i.$$

Como f_i es integrable y no negativa, tenemos que es la función de densidad de probabilidad de X_i . Por tanto, X_i es una variable aleatoria continua. \square

2.2. Distribuciones marginales

Dado un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$, podemos estudiar las distribuciones de sus componentes por separado. Estas se conocen como distribuciones marginales.

Definición 2.9. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. La distribución marginal de X_i es la distribución de probabilidad de la variable aleatoria X_i . A la distribución de probabilidad de X se le llama distribución conjunta de X .

Veamos cómo obtener la función de distribución de una variable aleatoria a partir de la función de distribución de un vector aleatorio.

Proposición 2.6. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio con función de distribución F_X . Entonces, la función de distribución de X_i es:

$$F_{X_i}(x_i) = \lim_{\substack{t_j \rightarrow +\infty, \\ j \neq i}} F_X(t_1, \dots, t_{i-1}, x_i, t_{i+1}, \dots, t_n).$$

Demostración. Esta propiedad se deduce de la continuidad de las funciones de probabilidad (Axiomática de Kolmogorov) y del hecho de que:

$$\mathbb{R} = \lim_{t \rightarrow \infty}] - \infty, t].$$

Tenemos que:

$$\begin{aligned} F_{X_i}(x_i) &= P[X_i \leq x_i] = P[X_1 \in \mathbb{R}, \dots, X_{i-1} \in \mathbb{R}, X_i \leq x_i, X_{i+1} \in \mathbb{R}, \dots, X_n \in \mathbb{R}] \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \lim_{\substack{t_j \rightarrow +\infty, \\ j \neq i}} P_X([- \infty, t_1] \times \dots \times [- \infty, t_{i-1}] \times [- \infty, x_i] \times [- \infty, t_{i+1}] \times \dots \times [- \infty, t_n]) = \\ &= \lim_{\substack{t_j \rightarrow +\infty, \\ j \neq i}} F_X(t_1, \dots, t_{i-1}, x_i, t_{i+1}, \dots, t_n). \end{aligned}$$

donde en (*) hemos usado la propiedad de continuidad de la función de probabilidad. \square

Caso discreto

En el caso de vectores aleatorios discretos, la función de masa de probabilidad de una variable aleatoria se obtiene a partir de la función de masa de probabilidad del vector aleatorio.

Proposición 2.7. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio discreto con función de masa de probabilidad p_X . Entonces, la función de masa de probabilidad de X_i es:

$$p_{X_i}(x_i) = \sum_{\substack{t=(t_1, \dots, t_n) \in E_X \\ t_i = x_i}} p_X(t).$$

Caso continuo

En el caso de vectores aleatorios continuos, la función de densidad de probabilidad de una variable aleatoria se obtiene a partir de la función de densidad de probabilidad del vector aleatorio.

Proposición 2.8. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio continuo con función de densidad de probabilidad f_X . Entonces, la función de densidad de probabilidad de X_i es:

$$f_{X_i}(x_i) = \int_{\mathbb{R}^{n-1}} f_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i, x_{i+1}, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_{i-1} dx_{i+1} \cdots dx_n.$$

Notemos que esta demostración se ha hecho en el Teorema 2.5.

2.3. Distribuciones condicionadas

Dado un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$, podemos estudiar la distribución de una de sus componentes condicionada a que otra de sus componentes tome un valor concreto.

Caso discreto

Definición 2.10. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio discreto, X_i una de sus componentes y $x_i^* \in \mathbb{R}$ tal que $P[X_i = x_i^*] > 0$. La distribución condicionada de $(X_1, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots, X_n)$ a $X_i = x_i^*$ es la distribución con función de masa de probabilidad:

$$\begin{aligned} P[X_1 = x_1, \dots, X_{i-1} = x_{i-1}, X_{i+1} = x_{i+1}, \dots, X_n = x_n \mid X_i = x_i^*] &= \\ &= \frac{P[X_1 = x_1, \dots, X_{i-1} = x_{i-1}, X_i = x_i^*, X_{i+1} = x_{i+1}, \dots, X_n = x_n]}{P[X_i = x_i^*]}, \\ &\forall (x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) \mid (x_1, \dots, x_{i-1}, x_i^*, x_{i+1}, \dots, x_n) \in E_X. \end{aligned}$$

Comprobemos que esta definición efectivamente es una función masa de probabilidad.

Demostración.

1. En primer lugar, toma valores no negativos, puesto que es el cociente de dos valores no negativos.
2. Veamos ahora que suma 1. Para ello, por la Proposición 2.7, tenemos que la siguiente sumatoria es la distribución marginal de X_i :

$$\sum_{\substack{(x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) \mid \\ (x_1, \dots, x_{i-1}, x_i^*, x_{i+1}, \dots, x_n) \in E_X}} P[X_1 = x_1, \dots, X_{i-1} = x_{i-1}, X_i = x_i^*, X_{i+1} = x_{i+1}, \dots, X_n = x_n] = P[X_i = x_i^*].$$

Por tanto, tenemos que:

$$\sum_{\substack{(x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) \mid \\ (x_1, \dots, x_{i-1}, x_i^*, x_{i+1}, \dots, x_n) \in E_X}} P[X_1 = x_1, \dots, X_{i-1} = x_{i-1}, X_{i+1} = x_{i+1}, \dots, X_n = x_n \mid X_i = x_i^*] = 1$$

□

Caso continuo

Definición 2.11. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio continuo, X_i una de sus componentes y $x_i^* \in \mathbb{R}$ tal que $f_{X_i}(x_i^*) > 0$. La distribución condicionada de $(X_1, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots, X_n)$ a $X_i = x_i^*$ es la distribución con función de densidad de probabilidad:

$$f_{X_1, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots, X_n | X_i = x_i^*}(x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) = \frac{f_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i^*, x_{i+1}, \dots, x_n)}{f_{X_i}(x_i^*)}.$$

Comprobemos que efectivamente dicha función se trata de una función de densidad.

Demostración.

1. $f_{X_1, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots, X_n | X_i = x_i^*}$ es no negativa, por ser cociente de funciones de densidad.
2. Es integrable (se deja como ejercicio al lector).
3. Veamos que integra 1:

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \frac{f_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i^*, x_{i+1}, \dots, x_n)}{f_{X_i}(x_i^*)} &= \frac{\int_{\mathbb{R}^{n-1}} f_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i^*, x_{i+1}, \dots, x_n)}{f_{X_i}(x_i^*)} \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \frac{f_{X_i}(x_i^*)}{f_{X_i}(x_i^*)} = 1 \end{aligned}$$

donde en (*) hemos usado la Proposición 2.8, ya que es la función de densidad de la marginal de X_i .

□

2.4. Cambio de Variable

Dado un vector aleatorio $X = (X_1, \dots, X_n)$, podemos estudiar la distribución de otro vector aleatorio $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ que depende de X mediante una transformación.

Proposición 2.9. Sea X un vector aleatorio n -dimensional, y $g : (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n) \rightarrow (\mathbb{R}^m, \mathcal{B}^m)$ una función medible. Entonces, $Y = g(X)$ es un vector aleatorio m -dimensional.

Demostración. Como la composición de funciones medibles es medible, tenemos que $Y = g(X)$ es medible por serlo X y g . Por tanto, Y es un vector aleatorio. □

Veamos ahora cómo se transforma la distribución de probabilidad de un vector aleatorio al aplicarle una transformación.

Proposición 2.10. Sea $X : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$ un vector aleatorio n -dimensional y $g : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^m$ una función medible. Entonces, la distribución de probabilidad de $Y = g(X)$ es:

$$P_Y(B) = P_X(g^{-1}(B)), \quad \forall B \in \mathcal{B}^m.$$

Demostración. Como $Y = g \circ X$, tenemos que $Y^{-1} = X^{-1} \circ g^{-1}$. Por tanto, tenemos que:

$$P_Y(B) = P[Y^{-1}(B)] = P[X^{-1}(g^{-1}(B))] = P_X(g^{-1}(B)).$$

□

Como resultado inmediato, tenemos que la función de distribución de Y es:

$$F_Y(y) = P_Y([-\infty, y]) = P_X(g^{-1}([-\infty, y])) \quad \forall y \in \mathbb{R}^m.$$

Veamos ahora algunos casos particulares de transformaciones de vectores aleatorios.

2.4.1. Discreto a Discreto

Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio discreto con valores en E_X , y sea $g : (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n) \rightarrow (\mathbb{R}^m, \mathcal{B}^m)$ una función medible. Entonces, $Y = g(X)$ es un vector aleatorio discreto con valores en $E_Y = g(E_X)$, y su función masa de probabilidad es:

$$P[Y = y] = \sum_{x \in E_X \cap g^{-1}(y)} P[X = x], \quad \forall y \in E_Y.$$

Ejemplo. Sea $X = (X_1, X_2)$ un vector aleatorio con función de masa de probabilidad:

$X_2 \backslash X_1$	1	0	-1
-2	$1/6$	$1/12$	$1/6$
1	$1/6$	$1/12$	$1/6$
2	$1/12$	0	$1/12$

Calcular la función de masa de probabilidad de $Y = (|X_1|, X_2^2)$.

Tenemos que $E_Y = g(E_X)$, que es:

$$E_Y = \{(0, 1), (0, 4), (1, 1), (1, 4)\}.$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[Y = (0, 1)] &= P[X_1 = 0, X_2 = 1] = 1/12, \\ P[Y = (0, 4)] &= P[X_1 = 0, X_2 = 2] + P[X_1 = 0, X_2 = -2] = 0 + 1/12 = 1/12, \\ P[Y = (1, 1)] &= P[X_1 = 1, X_2 = 1] + P[X_1 = -1, X_2 = 1] = 1/6 + 1/6 = 1/3, \\ P[Y = (1, 4)] &= P[X_1 = 1, X_2 = 2] + P[X_1 = 1, X_2 = -2] + P[X_1 = -1, X_2 = 2] + \\ &\quad + P[X_1 = -1, X_2 = -2] = 1/12 + 1/6 + 1/12 + 1/6 = 1/2. \end{aligned}$$

Por tanto, la función de masa de probabilidad de Y es:

$Y_2 \backslash Y_1$	0	1
1	$1/12$	$1/3$
4	$1/12$	$1/2$

2.4.2. Continuo a Discreto

Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio continuo con función de densidad f_X , y sea $g : (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n) \rightarrow (\mathbb{R}^m, \mathcal{B}^m)$ una función medible tal que $Y = g(X)$ es un vector aleatorio discreto con valores en $E_Y \subset \mathbb{R}^m$. Su función masa de probabilidad se obtiene a partir de f_X como:

$$P[Y = y] = \int_{g^{-1}(y)} f_X(x) dx, \quad \forall y \in E_Y.$$

Ejemplo. Sea $X = (X_1, X_2)$ un vector aleatorio con función de densidad, para $\mu, \lambda \in \mathbb{R}^+$:

$$f_X(x_1, x_2) = \begin{cases} \lambda \mu e^{-\lambda x_1 - \mu x_2} & \text{si } x_1 > 0, x_2 > 0, \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Calcular la función de masa de probabilidad de:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si } X_1 > X_2 \\ 0 & \text{si } X_1 \leq X_2 \end{cases}$$

Tenemos que $E_Y = \{0, 1\}$, y calculamos cada una de las probabilidades:

$$\begin{aligned} P[Y = 1] &= P[X_1 > X_2] = \int_0^\infty \int_{x_2}^\infty \lambda \mu e^{-\lambda x_1 - \mu x_2} dx_1 dx_2 = \int_0^\infty \mu e^{-\mu x_2} \int_{x_2}^\infty \lambda e^{-\lambda x_1} dx_1 dx_2 = \\ &= \int_0^\infty \mu e^{-\mu x_2} [-e^{-\lambda x_1}]_{x_2}^\infty dx_2 = \int_0^\infty \mu e^{-\mu x_2} e^{-\lambda x_2} dx_2 = \int_0^\infty \mu e^{-(\mu+\lambda)x_2} dx_2 = \\ &= \left[-\frac{\mu}{\mu+\lambda} e^{-(\mu+\lambda)x_2} \right]_0^\infty = \frac{\mu}{\mu+\lambda}. \\ P[Y = 0] &= 1 - P[Y = 1] = 1 - \frac{\mu}{\mu+\lambda} = \frac{\lambda}{\mu+\lambda}. \end{aligned}$$

Por tanto, la función de masa de probabilidad de Y es:

$$P[Y = 0] = \frac{\lambda}{\mu+\lambda}, \quad P[Y = 1] = \frac{\mu}{\mu+\lambda}.$$

2.4.3. Continuo a Continuo

Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio continuo con función de densidad f_X y con valores en $E_X \subset \mathbb{R}^n$. Sea $g = (g_1, \dots, g_n) : (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$ una función medible tal que:

- $\exists g^{-1} = (g_1^*, \dots, g_n^*)$.
- La inversa es derivable en todas sus componentes:

$$\exists \frac{\partial g_i^*}{\partial y_j}(y_1, \dots, y_n), \quad \forall i, j \in \{1, \dots, n\}, \forall y = (y_1, \dots, y_n) \in g(E_X).$$

- El jacobiano de la inversa no es nulo:

$$\det(Jg^{-1}(y)) \neq 0 \quad \forall y \in g(E_X).$$

En estas condiciones, la transformación $Y = g(X)$ es un vector aleatorio de tipo continuo, y su función de densidad puede obtenerse a partir de f_X mediante la siguiente relación:

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \det(Jg^{-1}(y)) \right|, \quad \forall y \in g(E_X).$$

2.4.4. Distribución del Máximo y del Mínimo

Tenemos que dos cambios de variable frecuentes son los dados por las funciones máximo y mínimo, que sabemos que son medibles. Sea por tanto $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio con función de distribución F_X , y busquemos hallar la función de distribución de $Z = \min X$ y $W = \max X$. Dado $x \in \mathbb{R}$, tenemos que:

- $Z = \min = \min X$: $Z = \min X = \min\{X_1, \dots, X_n\}$.

Dado $\omega \in \Omega$, tenemos que:

$$Z(\omega) > x \iff \min\{X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)\} > x \iff X_1(\omega) > x, \dots, X_n(\omega) > x.$$

Por tanto, tenemos que:

$$P[\min \leq x] = 1 - P[\min > x] = 1 - P[X_1 > x, \dots, X_n > x] \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

- $W = \max = \max X$: $W = \max X = \max\{X_1, \dots, X_n\}$.

Dado $\omega \in \Omega$, tenemos que:

$$W(\omega) < x \iff \max\{X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)\} < x \iff X_1(\omega) < x, \dots, X_n(\omega) < x.$$

Por tanto, tenemos que:

$$P[\max \leq x] = P[X_1 \leq x, \dots, X_n \leq x] = P[X \leq (x, \dots, x)] \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Dado ahora $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio, consideramos ahora la distribución conjunta:

$$(\max X, \min X)$$

Busquemos su función de distribución. Dados $x, y \in \mathbb{R}^2$, tenemos que:

$$P[(\max X, \min X) \leq (x, y)] = P[\max X \leq x, \min X \leq y]$$

- Si $x \leq y$, entonces $\min X \leq \max X \leq x \leq y$, luego:

$$P[(\max X, \min X) \leq (x, y)] = P[\max X \leq x, \min X \leq y] = P[\max X \leq x] = F_X(x, \dots, x)$$

- Si $x > y$, entonces:

$$\begin{aligned} P[(\max X, \min X) \leq (x, y)] &= P[\max X \leq x, \min X \leq y] = \\ &= P[\max X \leq x] - P[\max X \leq x, \min X > y] = \\ &= F_X(x, \dots, x) - P[y < X_1 \leq x, \dots, y < X_n \leq x] \end{aligned}$$

Por tanto, la función de distribución de $(\max X, \min X)$ es:

$$F_{(\max X, \min X)}(x, y) = \begin{cases} F_X(x, \dots, x) & \text{si } x \leq y, \\ F_X(x, \dots, x) - P[y < X_1 \leq x, \dots, y < X_n \leq x] & \text{si } x > y. \end{cases}$$

2.5. Esperanza

Al igual que venimos haciendo en este tema, generalizamos el concepto de esperanza a vectores aleatorios.

Definición 2.12 (Esperanza). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. Entonces:

- $\exists E[X] \iff \exists E[X_i] \quad \forall i \in \{1, \dots, n\}$.
- En tal caso, la esperanza de X es:

$$E[X] := (E[X_1], \dots, E[X_n]).$$

Usando el Teorema de Cambio de Variable en cada uno de los casos, deducimos de forma directa el siguiente teorema:

Teorema 2.11. Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ una variable aleatoria y $g : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ una función medible. Entonces, suponiendo que dichas esperanzas existen:

- Si X es de tipo discreto con valores en E_X :

$$E[g(X)] = \sum_{x \in E_X} g(x) P[X = x]$$

- Si X es de tipo continuo con función de densidad f_X :

$$E[g(X)] = \int_{\mathbb{R}^n} g(x) f_X(x) dx$$

2.6. Momentos

2.6.1. Momentos No Centrados

Definición 2.13 (Momento no centrado). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio y $(k_1, \dots, k_n) \in (\mathbb{N} \cup \{0\})^n$. Entonces, el momento no centrado de orden (k_1, \dots, k_n) de X es:

$$m_{k_1, \dots, k_n} := E[X_1^{k_1} \cdots X_n^{k_n}].$$

A estos momentos también se les llama momentos centrados en el origen.

Haciendo uso de la esperanza de una función de un vector aleatorio, tenemos:

- Caso discreto:

$$m_{k_1, \dots, k_n} = E[X_1^{k_1} \cdots X_n^{k_n}] = \sum_{x \in E_X} x_1^{k_1} \cdots x_n^{k_n} P[X = x].$$

- Caso continuo:

$$m_{k_1, \dots, k_n} = E[X_1^{k_1} \cdots X_n^{k_n}] = \int_{\mathbb{R}^n} x_1^{k_1} \cdots x_n^{k_n} f_X(x) dx.$$

Es importante notar que, fijado $i \in \{1, \dots, n\}$, si $k_j = 0$ para todo $j \neq i$, entonces se obtienen los momentos de la variable aleatoria X_i . Estos se conocen como momentos marginales.

2.6.2. Momentos Centrados

Definición 2.14 (Momento centrado). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio y $(k_1, \dots, k_n) \in (\mathbb{N} \cup \{0\})^n$. Entonces, el momento centrado de orden (k_1, \dots, k_n) de X es:

$$\mu_{k_1, \dots, k_n} := E[(X_1 - E[X_1])^{k_1} \cdots (X_n - E[X_n])^{k_n}].$$

A estos momentos también se les llama momentos centrados en la media.

Haciendo uso de la esperanza de una función de un vector aleatorio, tenemos:

- Caso discreto:

$$\begin{aligned} \mu_{k_1, \dots, k_n} &= E[(X_1 - E[X_1])^{k_1} \cdots (X_n - E[X_n])^{k_n}] = \\ &= \sum_{x \in E_X} (x_1 - E[X_1])^{k_1} \cdots (x_n - E[X_n])^{k_n} P[X = x]. \end{aligned}$$

- Caso continuo:

$$\begin{aligned} \mu_{k_1, \dots, k_n} &= E[(X_1 - E[X_1])^{k_1} \cdots (X_n - E[X_n])^{k_n}] = \\ &= \int_{\mathbb{R}^n} (x_1 - E[X_1])^{k_1} \cdots (x_n - E[X_n])^{k_n} f_X(x) dx. \end{aligned}$$

De nuevo, es importante notar que, fijado $i \in \{1, \dots, n\}$, si $k_j = 0$ para todo $j \neq i$, entonces se obtienen los momentos centrados de la variable aleatoria X_i . Estos se conocen como momentos marginales centrados.

Al igual que ocurrió en Estadística Descriptiva Bidimensional, introducimos el concepto de covarianza:

Definición 2.15 (Covarianza). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. Entonces, la covarianza de X_i y X_j , con $i \neq j$, es:

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \mu_{\substack{i \\ 0 \dots 0 \ 1 \ 0 \dots 0 \ 0 \ 1 \ 0 \dots 0}}^j = E[(X_i - E[X_i])(X_j - E[X_j])].$$

El siguiente lema técnico nos será de utilidad para el cálculo de la covarianza.

Lema 2.12. Sean X, Y dos variables aleatorias. Entonces:

$$\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y].$$

Demostración. Tenemos que:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= E[(X - E[X])(Y - E[Y])] = E[XY - XE[Y] - E[X]Y + E[X]E[Y]] = \\ &= E[XY] - E[XE[Y]] - E[E[X]Y] + E[E[X]E[Y]] = \\ &= E[XY] - 2E[X]E[Y] + E[X]E[Y] = E[XY] - E[X]E[Y]. \end{aligned}$$

□

Como consecuencias inmediatas de este lema tenemos que, dadas X e Y dos variables aleatorias unidimensionales:

- $\text{Cov}(X, X) = E[X^2] - E[X]^2 = \text{Var}(X)$.
- $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$.

Definición 2.16 (Matriz de Covarianzas). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. Entonces, la matriz de covarianzas de X es:

$$\text{Cov}_X = ((\text{Cov}(X_i, X_j))_{i,j=1}^n).$$

Como consecuencia de las dos propiedades anteriores, tenemos que Cov_X es simétrica, y sus elementos de la diagonal son las varianzas de las variables aleatorias. En el caso de que X sea un vector aleatorio bidimensional, la matriz de covarianzas se reduce a:

$$\text{Cov}_X = \begin{pmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_1, X_2) \\ \text{Cov}(X_2, X_1) & \text{Var}(X_2) \end{pmatrix}.$$

2.7. Función Generatriz de Momentos

Definición 2.17 (Función generatriz de momentos). Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. Entonces, si $\exists E[e^{t_1 X_1 + \dots + t_n X_n}]$ para todo $(t_1, \dots, t_n) \in N$, siendo $N \subset \mathbb{R}^n$ un entorno del origen, la función generatriz de momentos de X es:

$$M_X : \begin{array}{ccc} N & \longrightarrow & \mathbb{R} \\ (t_1, \dots, t_n) & \longmapsto & E[e^{t_1 X_1 + \dots + t_n X_n}] \end{array}$$

Esta función, si existe, tiene propiedades análogas al caso unidimensional.

Teorema 2.13 (Unicidad). *Si existe la función generatriz de momentos de un vector aleatorio, entonces determina la distribución de probabilidad de dicho vector aleatorio de forma unívoca.*

La relación con los momentos viene descrita en el siguiente teorema.

Teorema 2.14. *Sea $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio. Entonces, si existe la función generatriz de momentos de X :*

1. $\exists E[X_1^{k_1} \dots X_n^{k_n}]$ para todo $(k_1, \dots, k_n) \in (\mathbb{N} \cup \{0\})^n$.
2. M_X es derivable y se tiene que:

$$\left. \frac{\partial^{k_1 + \dots + k_n} M_X(t_1, \dots, t_n)}{\partial t_1^{k_1} \dots \partial t_n^{k_n}} \right|_{t_1 = \dots = t_n = 0} = E[X_1^{k_1} \dots X_n^{k_n}].$$

Demostración. Supuesta cierta la primera afirmación, tenemos que:

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial^{k_1 + \dots + k_n} M_X(t_1, \dots, t_n)}{\partial t_1^{k_1} \dots \partial t_n^{k_n}} \right|_{t_1 = \dots = t_n = 0} &= \left. \frac{\partial^{k_1 + \dots + k_n} E[e^{t_1 X_1 + \dots + t_n X_n}]}{\partial t_1^{k_1} \dots \partial t_n^{k_n}} \right|_{t_1 = \dots = t_n = 0} = \\ &= E \left[\left. \frac{\partial^{k_1 + \dots + k_n} e^{t_1 X_1 + \dots + t_n X_n}}{\partial t_1^{k_1} \dots \partial t_n^{k_n}} \right|_{t_1 = \dots = t_n = 0} \right] = \\ &= E \left[X_1^{k_1} \dots X_n^{k_n} e^{t_1 X_1 + \dots + t_n X_n} \Big|_{t_1 = \dots = t_n = 0} \right] = \\ &= E \left[X_1^{k_1} \dots X_n^{k_n} e^0 \right] = \\ &= E[X_1^{k_1} \dots X_n^{k_n}]. \end{aligned}$$

□

Por último, introducimos el concepto de función generatriz de momentos marginal. Dado $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vector aleatorio con función generatriz de momentos M_X definida en N , existe la función generatriz de momentos de cada subvector de X $(X_{i_1}, \dots, X_{i_k})$. Esta se calcula como sigue:

$$M_{X_{i_1}, \dots, X_{i_k}}(t_{i_1}, \dots, t_{i_k}) = M_X(0, \dots, 0, t_{i_1}, 0, \dots, 0, t_{i_k}, 0, \dots, 0) \\ \forall (t_{i_1}, \dots, t_{i_k}) \mid (0, \dots, 0, t_{i_1}, 0, \dots, 0, t_{i_k}, 0, \dots, 0) \in N.$$

Esto es de demostración inmediata, ya que:

$$M_{X_{i_1}, \dots, X_{i_k}}(t_{i_1}, \dots, t_{i_k}) = E[e^{t_{i_1}X_{i_1} + \dots + t_{i_k}X_{i_k}}] = \\ = E[e^{0X_1 + \dots + 0X_{i_1-1} + t_{i_1}X_{i_1} + 0X_{i_1+1} + \dots + 0X_{i_k-1} + t_{i_k}X_{i_k} + 0X_{i_k+1} + \dots + 0X_n}] = \\ = M_X(0, \dots, 0, t_{i_1}, 0, \dots, 0, t_{i_k}, 0, \dots, 0).$$

3. Independencia de Vectores Aleatorios

Estudiemos ahora la independencia de vectores aleatorios, que puede recordarnos a independencia de sucesos en estadística descriptiva.

Definición 3.1 (Independencia de vectores aleatorios). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias definidas sobre el mismo espacio de probabilidad, con funciones de distribución F_{X_1}, \dots, F_{X_n} y función de distribución conjunta F_X . Se dice que dichas variables son mutuamente independientes (o, simplemente, independientes) si:

$$F_X(x_1, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) \cdot \dots \cdot F_{X_n}(x_n), \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$$

3.1. Caracterizaciones de independencia para variables discretas

A continuación, veremos dos caracterizaciones de independencia para variables aleatorias discretas.

Proposición 3.1 (Caracterización mediante funciones de masa de probabilidad). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias discretas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad. Entonces, X_1, \dots, X_n son independientes si y solo si:

$$P[X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n] = P[X_1 = x_1] \cdot \dots \cdot P[X_n = x_n], \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$$

Ejemplo. Consideramos las variables aleatorias X_1 y X_2 con la siguiente función de masa de probabilidad conjunta:

$X_1 \backslash X_2$	-2	1	
-1	$1/12$	$1/6$	$3/12 = 1/4$
0	$1/6$	$1/3$	$3/6 = 1/2$
1	$1/12$	$1/6$	$3/12 = 1/4$
	$4/12 = 1/3$	$4/6 = 2/3$	1

Comprobemos que X_1 y X_2 son independientes.

Notemos que hemos añadido la última fila y columna para facilitar los cálculos. Para comprobar la independencia, debemos comprobar que la función de masa de probabilidad conjunta es igual al producto de las funciones de masa de probabilidad

marginales. Directamente con la tabla, vemos se tiene para todos los casos, aunque vamos a escribirlo explícitamente:

$$\begin{aligned}
P[X_1 = -1, X_2 = -2] &= 1/12 = P[X_1 = -1] \cdot P[X_2 = -2] = 1/3 \cdot 1/4 = 1/12 \\
P[X_1 = -1, X_2 = 1] &= 1/6 = P[X_1 = -1] \cdot P[X_2 = 1] = 2/3 \cdot 1/4 = 2/12 = 1/6 \\
P[X_1 = 0, X_2 = -2] &= 1/6 = P[X_1 = 0] \cdot P[X_2 = -2] = 1/2 \cdot 1/3 = 1/6 \\
P[X_1 = 0, X_2 = 1] &= 1/3 = P[X_1 = 0] \cdot P[X_2 = 1] = 1/2 \cdot 2/3 = 1/3 \\
P[X_1 = 1, X_2 = -2] &= 1/12 = P[X_1 = 1] \cdot P[X_2 = -2] = 1/4 \cdot 1/3 = 1/12 \\
P[X_1 = 1, X_2 = 1] &= 1/6 = P[X_1 = 1] \cdot P[X_2 = 1] = 1/4 \cdot 2/3 = 1/6
\end{aligned}$$

Por tanto, X_1 y X_2 son independientes.

Proposición 3.2 (Caracterización mediante factorización de la función masa de probabilidad conjunta). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias discretas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad. Entonces, X_1, \dots, X_n son independientes si y solo si:

$$P[X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n] = h_1(x_1) \cdot \dots \cdot h_n(x_n), \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$$

siendo $h_i : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ funciones arbitrarias para $i = 1, \dots, n$.

Observación. Notemos que la segunda caracterización de independencia para variables discretas es más general que la primera, ya que las funciones h_i pueden ser arbitrarias. Por tanto, no es necesario el cálculo de las funciones masa de probabilidad marginales para comprobar la independencia.

Veamos un ejemplo de esta caracterización, donde la anterior observación entra en juego.

Ejemplo. Sea $X = (X_1, X_2)$ un vector aleatorio con función de masa de probabilidad conjunta:

$$P[X_1 = x_1, X_2 = x_2] = \frac{1}{2^{x_1+1}} \quad \forall x_1 \in \mathbb{N}, x_2 \in \{0, 1\}$$

Comprobemos que X_1 y X_2 son independientes.

Cálculo de las funciones masa de probabilidad marginales Calculamos ambas marginales:

$$\begin{aligned}
P[X_1 = x_1] &= \sum_{x_2 \in \{0,1\}} P[X_1 = x_1, X_2 = x_2] = \sum_{x_2 \in \{0,1\}} \frac{1}{2^{x_1+1}} = \frac{1}{2^{x_1+1}} \cdot 2 = \frac{1}{2^{x_1}} \\
P[X_2 = x_2] &= \sum_{x_1 \in \mathbb{N}} P[X_1 = x_1, X_2 = x_2] = \sum_{x_1=1}^{\infty} \frac{1}{2^{x_1+1}} = \frac{1}{2} \sum_{x_1=1}^{\infty} \frac{1}{2^{x_1}} = \frac{1}{2} \left(-1 + \sum_{x_1=0}^{\infty} \frac{1}{2^{x_1}} \right) = \\
&= \frac{1}{2} \left(-1 + \frac{1}{1 - 1/2} \right) = \frac{1}{2} (-1 + 2) = \frac{1}{2}
\end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que:

$$P[X_1 = x_1] \cdot P[X_2 = x_2] = \frac{1}{2^{x_1}} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2^{x_1+1}} = P[X_1 = x_1, X_2 = x_2]$$

Por tanto, X_1 y X_2 son independientes.

Factorización de la función masa de probabilidad conjunta Consideramos las siguientes funciones auxiliares:

$$h_1 : \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}$$

$$x_1 \longmapsto \begin{cases} \frac{1}{2^{x_1+1}} & \text{si } x_1 \in \mathbb{N} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$h_2 : \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}$$

$$x_2 \longmapsto \begin{cases} 1 & \text{si } x_2 \in \{0, 1\} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Dado $x_1 \in \mathbb{N}$ y $x_2 \in \{0, 1\}$, se tiene:

$$P[X_1 = x_1, X_2 = x_2] = \frac{1}{2^{x_1+1}} = h_1(x_1) \cdot h_2(x_2)$$

Por tanto, X_1 y X_2 son independientes.

Como vemos, la segunda caracterización nos ha permitido comprobar la independencia de X_1 y X_2 sin necesidad de calcular las funciones masa de probabilidad marginales.

3.2. Caracterizaciones de independencia para variables continuas

A continuación, veremos dos caracterizaciones de independencia para variables aleatorias continuas; las cuales serán análogas a las de variables discretas.

Proposición 3.3 (Caracterización mediante funciones de densidad de probabilidad). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias continuas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad. Entonces, X_1, \dots, X_n son independientes si y solo si:*

$$\begin{cases} X = (X_1, \dots, X_n) \text{ es un vector aleatorio continuo} \\ \wedge \\ f_X(x_1, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) \cdot \dots \cdot f_{X_n}(x_n), \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R} \end{cases}$$

Proposición 3.4 (Caracterización mediante factorización de la función densidad de probabilidad conjunta). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias continuas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad. Entonces, X_1, \dots, X_n son independientes si y solo si:*

$$\begin{cases} X = (X_1, \dots, X_n) \text{ es un vector aleatorio continuo} \\ \wedge \\ f_X(x_1, \dots, x_n) = h_1(x_1) \cdot \dots \cdot h_n(x_n), \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R} \end{cases}$$

siendo $h_i : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ funciones arbitrarias para $i = 1, \dots, n$.

Observación. De nuevo, consideramos la misma observación que en el caso de variables discretas: la segunda caracterización de independencia para variables continuas es más general que la primera, ya que las funciones h_i pueden ser arbitrarias. Por tanto, no es necesario el cálculo de las funciones densidad de probabilidad marginales para comprobar la independencia.

3.3. Caracterización mediante conjuntos de Borel

Esta es la última caracterización de independencia que veremos, la cual es más general que las anteriores. Aunque esta no se usará en la práctica, es interesante verla puesto que nos relaciona directamente con la independencia de sucesos, explicada en Estadística Descriptiva.

Proposición 3.5 (Caracterización mediante conjuntos de Borel). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias definidas sobre el mismo espacio de probabilidad. Entonces, X_1, \dots, X_n son independientes si y solo si:*

$$P[X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n] = P[X_1 \in B_1] \cdot \dots \cdot P[X_n \in B_n], \quad \forall B_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}$$

3.4. Propiedades de la independencia

Proposición 3.6. *Sea $X = c$ una variable aleatoria degenerada. Entonces X es independiente de cualquier otra variable aleatoria Y .*

Demostración. Sea $X = c$ una variable aleatoria degenerada, y sea Y otra variable aleatoria cualquiera. Entonces, X y Y son independientes, ya que:

$$P[X \leq x] = \begin{cases} 0 & \text{si } x < c \\ 1 & \text{si } x \geq c \end{cases} \quad P[X \leq x, Y \leq y] = \begin{cases} 0 & \text{si } x < c \\ P[Y \leq y] & \text{si } x \geq c \end{cases}$$

Por tanto, $P[X \leq x, Y \leq y] = P[X \leq x]P[Y \leq y]$. □

Proposición 3.7. *Las variables de cualquier subconjunto de variables independientes son independientes. Es decir, si X_1, \dots, X_n son independientes, entonces X_{i_1}, \dots, X_{i_k} son independientes para cualquier subconjunto $\{i_1, \dots, i_k\} \subset \{1, \dots, n\}$.*

Proposición 3.8. *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias sobre el mismo espacio de probabilidad. Estas son independientes si y solo si las distribuciones condicionadas de cualquier subvector a cualquier otro coinciden con la marginal del primero.*

Proposición 3.9. *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias sobre el mismo espacio de probabilidad, y consideramos funciones medibles $g_i : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:*

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \implies g_1(X_1), \dots, g_n(X_n) \text{ son independientes}$$

Proposición 3.10 (Caracterización por funciones generatrices de momentos). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias sobre el mismo espacio de probabilidad tales que $\exists M_{X_i}$ en un entorno de I_i de 0 para todo $i = 1, \dots, n$ en un entorno de 0. Entonces, X_1, \dots, X_n son independientes si y solo si:*

$$\begin{cases} \exists M_X(t_1, \dots, t_n) & \forall (t_1, \dots, t_n) \in I_1 \times \dots \times I_n \\ M_X(t_1, \dots, t_n) = M_{X_1}(t_1) \cdot \dots \cdot M_{X_n}(t_n) & \forall t_i \in I_i \end{cases}$$

3.4.1. Teorema de la multiplicación de las esperanzas

Incluimos el siguiente teorema. Este es de tal importancia que se le ha dado una sección propia, ya que tiene gran variedad de resultados.

Teorema 3.11 (Teorema de la Multiplicación de las Esperanzas). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias sobre el mismo espacio de probabilidad, donde suponemos que $\exists E[X_i]$ para todo $i = 1, \dots, n$. Entonces:*

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \implies \begin{cases} \exists E[X_1 \cdot \dots \cdot X_n] \\ \wedge \\ E[X_1 \cdot \dots \cdot X_n] = E[X_1] \cdot \dots \cdot E[X_n] \end{cases}$$

Corolario 3.11.1. *Sean X, Y dos variables aleatorias sobre el mismo espacio de probabilidad independientes. Entonces, si $\exists \text{Cov}[X, Y]$, se tiene:*

$$\text{Cov}[X, Y] = 0$$

Demostración. Dado que X e Y son independientes, se tiene:

$$\text{Cov}[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y] = E[X]E[Y] - E[X]E[Y] = 0$$

□

Corolario 3.11.2. *Sean X e Y variables aleatorias independientes. Entonces:*

$$\exists \text{Var}[X \pm Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y]$$

Demostración. Tenemos que:

$$\begin{aligned} \text{Var}[X \pm Y] &= E[(X \pm Y)^2] - E[X \pm Y]^2 = \\ &= E[X^2 + Y^2 \pm 2XY] - E[X]^2 - E[Y]^2 \mp 2E[X]E[Y] = \\ &= E[X^2] - E[X]^2 + E[Y^2] - E[Y]^2 \pm 2E[XY] \mp 2E[X]E[Y] \stackrel{(*)}{=} \\ &\stackrel{(*)}{=} \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] \end{aligned}$$

donde en $(*)$ hemos usado el teorema anterior. □

Corolario 3.11.3. *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias sobre el mismo espacio de probabilidad independientes. Entonces, si $\exists E[X_i^2]$ para todo $i = 1, \dots, n$, se tiene:*

$$\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n a_i X_i \right] = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{Var}[X_i] \quad \forall a_1, \dots, a_n \in \mathbb{R}$$

Demostración.

$$\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n a_i X_i \right] \stackrel{(*)}{=} \sum_{i=1}^n \text{Var}[a_i X_i] = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{Var}[X_i]$$

donde en $(*)$ hemos usado el resultado anterior. □

Corolario 3.11.4. Sean X_1, X_2, \dots, X_n variables aleatorias independientes con función generatriz de momentos $M_{X_i}(t)$ para todo $i = 1, \dots, n$. Entonces, la función generatriz de momentos de la variable aleatoria $X = \sum_{i=1}^n X_i$ es:

$$M_X(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t)$$

Demostración.

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = E\left[e^{t \sum_{i=1}^n X_i}\right] = E\left[\prod_{i=1}^n e^{tX_i}\right] \stackrel{(*)}{=} \prod_{i=1}^n E[e^{tX_i}] = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t)$$

donde en $(*)$ hemos empleado el teorema de la multiplicación de las esperanzas. \square

3.5. Distribuciones Reproductivas

Definición 3.2 (Reproductividad de Variables Aleatorias). Una familia X_1, X_2, \dots, X_n de variables aleatorias independientes con el mismo tipo de distribución se dice que es reproductiva si la variable aleatoria $X = \sum_{i=1}^n X_i$ sigue una distribución del mismo tipo.

Observación. Notemos que, para ver que una familia de variables aleatorias es reproductiva, usaremos el Corolario 3.11.4 para calcular la función generatriz de momentos de la variable aleatoria $X = \sum_{i=1}^n X_i$.

Veamos en primer lugar algunas distribuciones reproductivas para variables discretas.

Proposición 3.12 (Distribución Reproductiva - Binomial). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes y $X_i \sim B(k_i, p)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim B\left(\sum_{i=1}^n k_i, p\right)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = (1 - p + pe^t)^{k_i} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n (1 - p + pe^t)^{k_i} = (1 - p + pe^t)^{\sum_{i=1}^n k_i}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución binomial con parámetros $\left(\sum_{i=1}^n k_i, p\right)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim B\left(\sum_{i=1}^n k_i, p\right)$$

\square

Proposición 3.13 (Distribución Reproductiva - Poisson). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes y $X_i \sim \mathcal{P}(\lambda_i)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:*

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{P}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = e^{\lambda_i(e^t-1)} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n e^{\lambda_i(e^t-1)} = e^{\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)(e^t-1)}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución de Poisson con parámetro $\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{P}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$$

□

Proposición 3.14 (Distribución Reproductiva - Binomial Negativa). *Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes y $X_i \sim BN(k_i, p)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:*

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim BN\left(\sum_{i=1}^n k_i, p\right)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = \left(\frac{p}{1 - (1-p)e^t}\right)^{k_i} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p}{1 - (1-p)e^t}\right)^{k_i} = \left(\frac{p}{1 - (1-p)e^t}\right)^{\sum_{i=1}^n k_i}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución binomial negativa con parámetros $\left(\sum_{i=1}^n k_i, p\right)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim BN\left(\sum_{i=1}^n k_i, p\right)$$

□

Veamos el siguiente caso, último para distribuciones discretas. Aunque no es una familia de variables reproductivas, cumple la siguiente propiedad.

Proposición 3.15. Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes y $X_i \sim G(p)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim BN(n, p)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = \frac{p}{1 - (1-p)e^t} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n \frac{p}{1 - (1-p)e^t} = \frac{p^n}{(1 - (1-p)e^t)^n}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución binomial negativa con parámetros $BN(n, p)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim BN(n, p)$$

□

Veamos ahora algunas distribuciones reproductivas para variables continuas.

Proposición 3.16 (Distribución Reproductiva - Normal). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes y $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = e^{\mu_i t + \frac{\sigma_i^2 t^2}{2}} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n e^{\mu_i t + \frac{\sigma_i^2 t^2}{2}} = e^{\left(\sum_{i=1}^n \mu_i\right)t + \frac{\left(\sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)t^2}{2}}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución normal con parámetros $\left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)$$

□

Al igual que ocurría en el caso de la distribución geométrica, la distribución exponencial no es reproductiva. Sin embargo, cumple la siguiente propiedad.

Proposición 3.17. Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes tal que $X_i \sim \exp(\lambda)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{E}(n, \lambda)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda}{\lambda - t} = \frac{\lambda^n}{(\lambda - t)^n}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución de Erlang con parámetros n, λ . Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{E}(n, \lambda)$$

□

Proposición 3.18 (Distribución Reproductiva - Erlang). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes tal que $X_i \sim \mathcal{E}(k_i, \lambda)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{E}\left(\sum_{i=1}^n k_i, \lambda\right)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = \frac{\lambda^{k_i}}{(\lambda - t)^{k_i}} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{k_i}}{(\lambda - t)^{k_i}} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n k_i}}{(\lambda - t)^{\sum_{i=1}^n k_i}}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución de Erlang con parámetros $\left(\sum_{i=1}^n k_i, \lambda\right)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{E}\left(\sum_{i=1}^n k_i, \lambda\right)$$

□

Proposición 3.19 (Distribución Reproductiva - Gamma). Sean X_1, \dots, X_n variables aleatorias independientes tal que $X_i \sim \Gamma(u_i, \lambda)$ para $i = 1, \dots, n$. Entonces:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma\left(\sum_{i=1}^n u_i, \lambda\right)$$

Demostración. Sabemos que la función generatriz de momentos de cada una de las variables aleatorias X_i es:

$$M_{X_i}(t) = \frac{\lambda^{u_i}}{(\lambda - t)^{u_i}} \quad i = 1, \dots, n$$

Usando el Corolario 3.11.4, tenemos que:

$$M_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{u_i}}{(\lambda - t)^{u_i}} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n u_i}}{(\lambda - t)^{\sum_{i=1}^n u_i}}$$

Esta es la función generatriz de momentos de una variable aleatoria que sigue una distribución gamma con parámetros $\left(\sum_{i=1}^n u_i, \lambda\right)$. Por tanto, hemos demostrado que:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma\left(\sum_{i=1}^n u_i, \lambda\right)$$

□

3.6. Independencia para familias de variables aleatorias

Notemos que las definiciones de independencia que hemos dado hasta ahora son para un número finito de variables aleatorias. Sin embargo, podemos extender estas definiciones a familias de variables aleatorias infinitas numerables.

Definición 3.3 (Independencia mutua). Sea $\{X_i\}_{i \in T}$ una familia de variables aleatorias, con T infinito numerable. Diremos que la familia $\{X_i\}_{i \in T}$, es independiente si, para todo subconjunto finito $T_0 \subset T$, las variables aleatorias $\{X_i\}_{i \in T_0}$ son independientes.

Definición 3.4 (Independencia dos a dos). Sea $\{X_i\}_{i \in T}$ una familia de variables aleatorias, con T infinito numerable. Diremos que la familia $\{X_i\}_{i \in T}$, es independiente dos a dos si, para todo par de índices $i, j \in T$, $i \neq j$, las variables aleatorias X_i y X_j son independientes.

Es directo ver que la independencia mutua implica la independencia dos a dos. Sin embargo, la independencia dos a dos no implica la independencia mutua. Por tanto, la independencia mutua es una propiedad más fuerte que la independencia dos a dos.

3.7. Independencia para vectores aleatorios

Hasta ahora, hemos visto la independencia para variables aleatorias unidimensionales. Sin embargo, podemos extender estas definiciones a vectores aleatorios multidimensionales.

Definición 3.5 (Independencia para vectores aleatorios). Sean $X^{(1)}, \dots, X^{(n)}$ vectores aleatorios de dimensión d_1, \dots, d_n respectivamente. Sea $F_X^{(i)}$ la función de distribución de $X^{(i)}$ para $i = 1, \dots, n$, y F_X la función de distribución conjunta de $X = (X^{(1)}, \dots, X^{(n)})$. Diremos que los vectores aleatorios $X^{(1)}, \dots, X^{(n)}$ son independientes si:

$$F_X(x^{(1)}, \dots, x^{(n)}) = F_X^{(1)}(x^{(1)}) \cdot \dots \cdot F_X^{(n)}(x^{(n)}) \quad \forall x^{(1)} \in \mathbb{R}^{d_1}, \dots, x^{(n)} \in \mathbb{R}^{d_n}$$

4. Relaciones de problemas

4.0. Introducción

Ejercicio 1. Se estudian las plantas de una determinada zona donde ha atacado un virus. La probabilidad de que cada planta esté contaminada es 0,35.

1. ¿Cuál es el número esperado de plantas contaminadas en 5 analizadas?

Sea X la variable aleatoria que representa el número de plantas contaminadas en 5 análisis. Como la probabilidad de que una planta esté contaminada es 0,35, tenemos que sigue una distribución de probabilidad binomial con $n = 5$ y $p = 0,35$. Es decir:

$$X \sim B(5, 0,35)$$

En este caso, como nos piden el número esperado de plantas contaminadas, tenemos que calcular la esperanza:

$$E[X] = n \cdot p = 5 \cdot 0,35 = 1,75$$

Por tanto, y como el número de plantas contaminadas ha de ser un número entero, el número esperado de plantas contaminadas en 5 análisis es 2.

2. Calcular la probabilidad de encontrar entre 2 y 5 plantas contaminadas en 9 exámenes.

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de plantas contaminadas en 9 análisis. De igual forma que en el apartado anterior, sigue una distribución de probabilidad binomial con $n = 9$ y $p = 0,35$. Es decir:

$$Y \sim B(9, 0,35)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de encontrar entre 2 y 5 plantas contaminadas. Es decir:

$$P[2 \leq Y \leq 5] = F_Y(5) - F_Y(1) = P[Y \leq 5] - P[Y \leq 1] \stackrel{(*)}{=} 0,9464 - 0,1211 = 0,8253$$

donde en (*) hemos utilizado la tabla de la distribución binomial.

3. Hallar la probabilidad de encontrar 4 plantas no contaminadas en 6 análisis.

Sea Z la variable aleatoria que representa el número de plantas contaminadas en 6 análisis. De igual forma que en los apartados anteriores, sigue una distribución de probabilidad binomial con $n = 6$ y $p = 0,35$. Es decir:

$$Z \sim B(6, 0,35)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de encontrar 4 plantas no contaminadas. Es decir, la probabilidad de que 2 plantas estén contaminadas. Es decir:

$$P[Z = 2] = \binom{6}{2} \cdot 0,35^2 \cdot 0,65^4 = 0,328$$

Ejercicio 2. Cada vez que una máquina dedicada a la fabricación de comprimidos produce uno, la probabilidad de que sea defectuoso es 0,01.

1. Si los comprimidos se colocan en tubos de 25, ¿cuál es la probabilidad de que en un tubo todos los comprimidos sean buenos?

Sea X la variable aleatoria que representa el número de comprimidos correctos en un tubo de 25. Como la probabilidad de que un comprimido sea defectuoso es 0,01, tenemos que sigue una distribución de probabilidad binomial con $n = 25$ y $p = 1 - 0,01 = 0,99$. Es decir:

$$X \sim B(25, 0,99)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de que en un tubo de 25 comprimidos todos sean buenos. Es decir:

$$P[X = 25] = \binom{25}{25} \cdot 0,99^{25} \cdot 0,01^0 \approx 0,7778$$

2. Si los tubos se colocan en cajas de 10, ¿cuál es la probabilidad de que en una determinada caja haya exactamente 5 tubos con un comprimido defectuoso?

En primer lugar, obtenemos cuál es la probabilidad de que un tubo tenga un comprimido defectuoso. Tenemos que:

$$P[X = 24] = \binom{25}{24} \cdot 0,99^{24} \cdot 0,01^1 = \frac{25!}{24!1!} \cdot 0,99^{24} \cdot 0,01 = 25 \cdot 0,99^{24} \cdot 0,01 \approx 0,1964$$

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de tubos con un comprimido defectuoso en una caja de 10. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad binomial con $n = 10$ y $p = 0,1964$. Es decir:

$$Y \sim B(10, 0,1964)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de que en una determinada caja haya exactamente 5 tubos con un comprimido defectuoso. Es decir:

$$P[Y = 5] = \binom{10}{5} \cdot 0,1964^5 \cdot (1 - 0,1964)^5 \approx 0,02467$$

Ejercicio 3. Un pescador desea capturar un ejemplar de sardina que se encuentra siempre en una determinada zona del mar con probabilidad 0,15. Hallar la probabilidad de que tenga que pescar 10 peces de especies distintas de la deseada antes de:

1. Pescar la sardina buscada.

Sea X la variable aleatoria que representa el número de peces de especies distintas de la deseada que el pescador tiene que pescar antes de pescar la sardina buscada. Como la probabilidad de que la sardina buscada se encuentre en la zona es 0,15, tenemos que sigue una distribución de probabilidad geométrica con $p = 0,15$. Es decir:

$$X \sim G(0,15)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de que tenga que pescar 10 peces de especies distintas de la deseada antes de pescar la sardina buscada. Es decir:

$$\begin{aligned} P[X = 10] &= P[X \leq 10] - P[X \leq 9] = (1 - (1 - 0,15)^{11}) - (1 - (1 - 0,15)^{10}) = \\ &= (1 - 0,15)^{10} - (1 - 0,15)^{11} = 0,85^{10} \cdot (1 - 0,85) \approx 0,029 \end{aligned}$$

2. Pescar tres ejemplares de la sardina buscada.

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de peces de especies distintas de la deseada que el pescador tiene que pescar antes de pescar tres ejemplares de la sardina buscada. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad negativa binomial con $k = 3$ y $p = 0,15$. Es decir:

$$Y \sim BN(3, 0,15)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de que tenga que pescar 10 peces de especies distintas de la deseada antes de pescar tres ejemplares de la sardina buscada. Es decir:

$$\begin{aligned} P[Y = 10] &= \frac{(10 + 3 - 1)!}{10!(3 - 1)!} \cdot (1 - 0,15)^{10} \cdot 0,15^3 = \frac{12!}{10!2!} \cdot 0,85^{10} \cdot 0,15^3 = \\ &= \frac{12 \cdot 11}{2} \cdot 0,85^{10} \cdot 0,15^3 \approx 0,0438 \end{aligned}$$

Ejercicio 4. Un científico necesita 5 monos afectados por cierta enfermedad para realizar un experimento. La incidencia de la enfermedad en la población de monos es siempre del 30 %. El científico examinará uno a uno los monos de un gran colectivo, hasta encontrar 5 afectados por la enfermedad.

1. Calcular el número medio de exámenes requeridos.

Consideraremos como éxito encontrar un mono afectado por la enfermedad. Sea X la variable aleatoria que representa el número de monos sanos que el científico tiene que examinar antes de encontrar 5 afectados. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad negativa binomial con $k = 5$ y $p = 0,3$. Es decir:

$$X \sim BN(5, 0,3)$$

En este caso, nos piden calcular el número medio de exámenes requeridos. Es decir:

$$5 + E[X] = 5 + \frac{k(1-p)}{p} = 5 + \frac{35}{3} = 16.\bar{6}$$

Por tanto, se espera que se tengan que examinar 17 monos para encontrar 5 afectados.

2. Calcular la probabilidad de que encuentre 10 monos sanos antes de encontrar los 5 afectados.

Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X = 10] &= \frac{(10 + 5 - 1)!}{10!(5 - 1)!} \cdot 0,3^5 \cdot 0,7^{10} = \frac{14!}{10!4!} \cdot 0,3^5 \cdot 0,7^{10} = \\ &= \frac{14 \cdot 13 \cdot 12 \cdot 11}{4 \cdot 3 \cdot 2} \cdot 0,3^5 \cdot 0,7^{10} \approx 0,0687 \end{aligned}$$

3. Calcular la probabilidad de que tenga que examinar por lo menos 20 monos.

Como 5 de ellos serían afectados, se pide la probabilidad de que tenga que examinar al menos 15 monos sanos. Es decir:

$$P[X \geq 15] = 1 - P[X \leq 14] = 1 - 0,3^5 \cdot \sum_{i=0}^{14} \binom{i+4}{4} 0,7^i \approx 0,2822$$

Ejercicio 5. Se capturan 100 peces de un estanque que contiene 10000. Se les marca con una anilla y se devuelven al agua. Transcurridos unos días se capturan de nuevo 100 peces y se cuentan los anillados.

1. Calcular la probabilidad de que en la segunda captura se encuentre al menos un pez anillado.

Sea X la variable aleatoria que representa el número de peces anillados en la segunda captura. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad hipergeométrica con $N = 10000$, $N_1 = 100$ y $n = 100$. Es decir:

$$X \sim H(10000, 100, 100)$$

La probabilidad de que en la segunda captura se encuentre al menos un pez anillado es:

$$\begin{aligned} P[X \geq 1] &= 1 - P[X = 0] = 1 - \frac{\binom{100}{0} \cdot \binom{9900}{100}}{\binom{10000}{100}} = \\ &= 1 - \frac{1 \cdot \frac{9900!}{100!9800!}}{\frac{10000!}{100!9900!}} = 1 - \frac{9900! \cdot 100! \cdot 9900!}{10000! \cdot 100! \cdot 9800!} \end{aligned}$$

Como podemos ver, calcular dicha probabilidad de esta forma es complicado debido a la cantidad de factoriales que hay que calcular. Por ello, aproximaremos la distribución hipergeométrica a una binomial, tomando $n = 100$ y $p = \frac{N_1}{N} = \frac{100}{10000} = 0,01$. Es decir:

$$X \sim B(100, 0,01)$$

Por lo que la probabilidad de que en la segunda captura se encuentre al menos un pez anillado es:

$$P[X \geq 1] = 1 - P[X = 0] = 1 - \binom{100}{0} \cdot 0,01^0 \cdot 0,99^{100} \approx 1 - 0,366 = 0,634$$

2. Calcular el número esperado de peces anillados en la segunda captura.

El número esperado de peces anillados en la segunda captura es:

$$E[X] = n \cdot \frac{N_1}{N} = 100 \cdot \frac{100}{10000} = 1$$

Usando la aproximación a la binomial, tenemos que:

$$E[X] = n \cdot p = 100 \cdot 0,01 = 1$$

Efectivamente vemos que el resultado en ambos casos coincide.

Ejercicio 6. Cada página impresa de un libro tiene 40 líneas, y cada línea tiene 75 posiciones de impresión. Se supone que la probabilidad de que en cada posición haya error es $1/6000$.

1. ¿Cuál es la distribución del número de errores por página?

Sea X la variable aleatoria que representa el número de errores por página. Tenemos que hay $n = 40 \cdot 75 = 3000$ posiciones de impresión por página; y la probabilidad de que en cada posición haya error es $p = 1/6000$. Por lo que sigue una distribución de probabilidad binomial con:

$$X \sim B(3000, 1/6000)$$

Tenemos además que X se puede aproximar a una distribución de Poisson con $\lambda = np = 3000 \cdot 1/6000 = 0,5$. Es decir:

$$X \sim \mathcal{P}(0,5)$$

2. Calcular la probabilidad de que una página no contenga errores y de que contenga como mínimo 5 errores.

En primer lugar, calculamos la probabilidad de que una página no contenga errores. Es decir:

$$P[X = 0] = e^{-0,5} \cdot \frac{0,5^0}{0!} = e^{-0,5} \approx 0,6065$$

Por otro lado, calculamos la probabilidad de que una página contenga como mínimo 5 errores. Es decir:

$$P[X \geq 5] = 1 - P[X \leq 4] \stackrel{(*)}{=} 1 - 0,998 = 0,002$$

donde en $(*)$ hemos utilizado la tabla de la distribución de Poisson.

3. ¿Cuál es la probabilidad de que un capítulo de 20 páginas no contenga errores?

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de páginas sin errores en un capítulo de 20 páginas. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad binomial con $n = 20$ y $p = 0,6065$ (calculada en el apartado anterior). Es decir:

$$Y \sim B(20, 0,6065)$$

En este caso, nos piden calcular la probabilidad de que un capítulo de 20 páginas no contenga errores. Es decir:

$$P[Y = 20] = \binom{20}{20} \cdot 0,6065^{20} \cdot (1 - 0,6065)^0 \approx 4,53 \cdot 10^{-5}$$

Ejercicio 7. En un departamento de control de calidad se inspeccionan las unidades terminadas que provienen de una línea de ensamble. La probabilidad de que cada unidad sea defectuosa es 0,05.

1. ¿Cuál es la probabilidad de que la vigésima unidad inspeccionada sea la segunda que se encuentra defectuosa?

Sea X la variable aleatoria que representa el número de unidades correctas inspeccionadas hasta encontrar la segunda defectuosa. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad binomial negativa con $k = 2$ y $p = 0,05$. Es decir:

$$X \sim BN(2, 0,05)$$

Como buscamos la probabilidad de que la vigésima unidad inspeccionada sea la segunda que se encuentra defectuosa, hemos de calcular la probabilidad de encontrar 18 unidades no defectuosas antes de encontrar la segunda defectuosa. Es decir:

$$\begin{aligned} P[X = 18] &= \frac{(18 + 2 - 1)!}{18!(2 - 1)!} \cdot 0,05^2 \cdot 0,95^{18} = \frac{19!}{18!1!} \cdot 0,05^2 \cdot 0,95^{18} = \\ &= 19 \cdot 0,05^2 \cdot 0,95^{18} \approx 0,0188 \end{aligned}$$

2. ¿Cuántas unidades deben inspeccionarse por término medio hasta encontrar cuatro defectuosas?

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de unidades correctas inspeccionadas hasta encontrar cuatro defectuosas. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad binomial negativa con $k = 4$ y $p = 0,05$. Es decir:

$$Y \sim BN(4, 0,05)$$

En este caso, nos piden calcular el número medio de unidades que deben inspeccionarse hasta encontrar cuatro defectuosas. Es decir:

$$4 + E[Y] = 4 + \frac{k(1 - p)}{p} = 4 + \frac{4 \cdot 0,95}{0,05} = 4 + 76 = 80$$

3. Calcular la desviación típica del número de unidades inspeccionadas hasta encontrar cuatro defectuosas.

Tenemos que:

$$\text{Var}[Y + 4] \stackrel{(*)}{=} \text{Var}[Y] = \frac{k(1-p)}{p^2} = \frac{4 \cdot 0,95}{0,05^2} = 1520$$

donde en $(*)$ hemos usado que:

$$\text{Var}[aX + b] = a^2 \text{Var}[X] \quad \forall a, b \in \mathbb{R}$$

Por tanto:

$$\sigma_{Y+4} = \sqrt{1520} \approx 38,98$$

Ejercicio 8. Los números 1, 2, 3, ..., 10 se escriben en diez tarjetas y se colocan en una urna. Las tarjetas se extraen una a una y sin devolución. Calcular las probabilidades de los siguientes sucesos:

1. Hay exactamente tres números pares en cinco extracciones.

Sea X la variable aleatoria que representa el número de números pares en cinco extracciones. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad hipergeométrica con $N = 10$, $N_1 = 5$ y $n = 5$. Es decir:

$$X \sim H(10, 5, 5)$$

La probabilidad de que haya exactamente tres números pares en cinco extracciones es:

$$\begin{aligned} P[X = 3] &= \frac{\binom{5}{3} \cdot \binom{5}{2}}{\binom{10}{5}} = \frac{\frac{5!}{3!2!} \cdot \frac{5!}{2!3!}}{\frac{10!}{5!5!}} = \frac{(5!)^4}{10!(3!)^2(2!)^2} = \frac{5^4 \cdot 4^4 \cdot 3^4 \cdot 2^4}{10! \cdot 3^2 \cdot 2^4} = \\ &= \frac{5^4 \cdot 3^4 \cdot 2^{12}}{5^2 \cdot 3^6 \cdot 2^{12} \cdot 7} = \frac{5^2}{7 \cdot 3^2} = \frac{25}{63} \approx 0,3968 \end{aligned}$$

2. Se necesitan cinco extracciones para obtener tres números pares.

Definimos dos sucesos distintos:

- A : Sacar 2 números pares en las primeras cuatro extracciones.
- B : Sacar un número par en la quinta extracción.

Nos piden calcular la probabilidad de que ocurra tanto A como B , es decir, $P(A \cap B)$. Tenemos que:

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B | A)$$

Calculemos ambas probabilidades por separado:

- Para calcular $P(A)$, sea Y la variable aleatoria que representa el número de números pares en las primeras cuatro extracciones. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad hipergeométrica con $N = 10$, $N_1 = 5$ y $n = 4$. Es decir:

$$Y \sim H(10, 5, 4)$$

La probabilidad de que haya exactamente dos números pares en las primeras cuatro extracciones es:

$$P(A) = P[Y = 2] = \frac{\binom{5}{2} \cdot \binom{5}{2}}{\binom{10}{4}} \approx 0,476$$

- Para calcular $P(B | A)$, usamos la Regla de Laplace. Como se habrán sacado 2 números pares en las primeras cuatro extracciones, en la quinta extracción habrá 3 números pares de un total de 6 candidatos, es decir:

$$P(B | A) = \frac{3}{6} = 0,5$$

Por tanto, la probabilidad de que se necesiten cinco extracciones para obtener tres números pares es:

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B | A) = 0,476 \cdot 0,5 = 0,238$$

3. Obtener el número 7 en la cuarta extracción.

Definimos los siguientes sucesos:

- C : No sacar un número 7 en las tres primeras extracciones.
- D : Sacar el número 7 en la cuarta extracción.

Nos piden calcular la probabilidad de que ocurra tanto C como D , es decir, $P(C \cap D)$. Tenemos que:

$$P(C \cap D) = P(C) \cdot P(D | C)$$

Calculemos ambas probabilidades por separado:

- Para calcular $P(C)$, sea Z la variable aleatoria que representa el número de extracciones distintas a 7 en las tres primeras extracciones. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad hipergeométrica con $N = 10$, $N_1 = 9$ y $n = 3$. Es decir:

$$Z \sim H(10, 9, 3)$$

La probabilidad de que no haya un número 7 en las tres primeras extracciones es:

$$P(C) = P[Z = 3] = \frac{\binom{9}{3} \cdot \binom{1}{0}}{\binom{10}{3}} = \frac{7}{10}$$

- Para calcular $P(D | C)$, usamos la Regla de Laplace. Como no se ha sacado un número 7 en las tres primeras extracciones, en la cuarta extracción habrá un número 7 de un total de 7 candidatos, es decir:

$$P(D | C) = \frac{1}{7}$$

Por tanto, la probabilidad de obtener el número 7 en la cuarta extracción es:

$$P(C \cap D) = P(C) \cdot P(D | C) = \frac{7}{10} \cdot \frac{1}{7} = \frac{1}{10} = 0,1$$

Ejercicio 9. Supongamos que el número de televisores vendidos en un comercio durante un mes se distribuye según una Poisson de parámetro 10, y que el beneficio neto por unidad es 30 euros.

1. ¿Cuál es la probabilidad de que el beneficio neto obtenido por un comerciante durante un mes sea al menos de 360 euros?

Sea X la variable aleatoria que representa el número de televisores vendidos en un mes. En este caso, tenemos que sigue una distribución de probabilidad de Poisson con $\lambda = 10$. Es decir:

$$X \sim \mathcal{P}(10)$$

Sabemos que el beneficio neto por unidad es de 30 euros, por lo que para obtener un beneficio neto de al menos 360 euros, el comerciante debe vender al menos 12 televisores. Por lo que la probabilidad de que el beneficio neto obtenido por un comerciante durante un mes sea al menos de 360 euros es:

$$P[X \geq 12] = 1 - P[X \leq 11] \stackrel{(*)}{=} 1 - 0,6968 = 0,3032$$

donde en $(*)$ hemos utilizado la tabla de la distribución de Poisson.

2. ¿Cuántos televisores debe tener el comerciante a principio de mes para tener al menos probabilidad 0,95 de satisfacer toda la demanda?

Se pide el menor valor de $\hat{x} \in \mathbb{N}$ tal que:

$$P[X \leq \hat{x}] \geq 0,95$$

Para resolverlo, buscamos el valor en la tabla de la distribución de Poisson que cumpla la condición. En este caso, el valor que cumple la condición es 15. Por tanto, el comerciante debe tener al menos 15 televisores a principio de mes para tener al menos probabilidad 0,95 de satisfacer toda la demanda.

Ejercicio 10. Sea el experimento de lanzar un dado de 6 caras. Obtener:

1. Función masa de probabilidad. Sea X la variable aleatoria que representa el número de la cara que sale en el dado. El espacio muestral del experimento es:

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

Entonces, la función masa de probabilidad de X , notada por $P_X : \Omega \rightarrow [0, 1]$, es:

$$P_X(x) = P[X = x] = \frac{1}{6}, \quad x \in \Omega$$

2. Función de distribución.

La función de distribución de X , notada por $F_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$, es:

$$F_X(x) = P[X \leq x] = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ \frac{\lfloor x \rfloor}{6}, & 1 \leq x < 7 \\ 1, & x \geq 7 \end{cases}$$

3. Función generatriz de momentos.

La función generatriz de momentos de X , notada por $M_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, es:

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = \frac{1}{6} \sum_{x=1}^6 e^{tx}$$

4. Valor esperado.

El valor esperado de X , también conocido como la esperanza, es:

$$E[X] = \sum_{i=1}^6 i \cdot P[X = i] = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 i = \frac{1}{6} \cdot \frac{6 \cdot 7}{2} = \frac{7}{2} = 3,5$$

También se podría calcular como la primera derivada de la función generatriz de momentos evaluada en $t = 0$:

$$\begin{aligned} E[X] &= M'_X(t) \Big|_{t=0} = \frac{d}{dt} \left(\frac{1}{6} \sum_{x=1}^6 e^{tx} \right) \Big|_{t=0} \\ &= \frac{1}{6} \sum_{x=1}^6 \frac{d}{dt} (e^{tx}) \Big|_{t=0} = \frac{1}{6} \sum_{x=1}^6 x e^{tx} \Big|_{t=0} = \frac{1}{6} \sum_{x=1}^6 x = \frac{7}{2} = 3,5 \end{aligned}$$

Como podemos ver, ambos métodos coinciden.

5. Varianza.

La varianza de X es:

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 i^2 - \left(\frac{7}{2} \right)^2 \approx 2,9167$$

6. La distribución de probabilidad que sigue el experimento.

Tenemos que la variable aleatoria X sigue una distribución uniforme discreta.

$$X \sim \mathcal{U}(1, \dots, 6)$$

Ejercicio 11. Consideramos la variable aleatoria X que representa el número de caras menos número de cruces obtenidas al lanzar tres monedas. Se pide:

1. Espacio muestral del experimento.

El espacio muestral del experimento es, representando con C a una cara y X a una cruz:

$$\Omega = \{CCC, CCX, CXC, CXX, XCC, XCX, XXC, XXX\}$$

Además, tenemos que:

$$X(\Omega) = \{-3, -1, 1, 3\}$$

2. Función masa de probabilidad.

Usando la Regla de Laplace, y procesando cada una de las $8 = 2^3$ opciones, tenemos:

$$\begin{aligned} P[X = -3] &= P[X = 3] = \frac{1}{2^3} = \frac{1}{8} \\ P[X = -1] &= P[X = 1] = \frac{3}{2^3} = \frac{3}{8} \end{aligned}$$

3. Valor esperado.

El valor esperado de X es:

$$E[X] = \sum_{x \in \Omega} x \cdot P[X = x] = -3 \cdot \frac{1}{8} + 3 \cdot \frac{1}{8} - 1 \cdot \frac{3}{8} + 1 \cdot \frac{3}{8} = 0$$

4. Varianza.

Tenemos que:

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \sum_{x \in \Omega} x^2 \cdot P[X = x] - 0 = 2 \cdot 3^2 \cdot \frac{1}{8} + 2 \cdot 1^2 \cdot \frac{3}{8} = \frac{9}{4} + \frac{3}{4} = 3$$

5. Función de distribución.

La función de distribución de X es:

$$F_X(x) = P[X \leq x] = \begin{cases} 0, & x < -3 \\ 1/8, & -3 \leq x < -1 \\ 1/2, & -1 \leq x < 1 \\ 7/8, & 1 \leq x < 3 \\ 1, & x \geq 3 \end{cases}$$

6. Probabilidad de que X sea positiva.

Tenemos que:

$$P[X > 0] = 1 - P[X \leq 0] = 1 - 1/2 = 1/2$$

Ejercicio 12. Dado $k \in \mathbb{R}$, sea X una variable aleatoria con función de densidad dada por:

$$f_X(x) = \begin{cases} k/x^2 & 1 \leq x \leq 8 \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Obtener:

1. El valor de k .

Para obtener el valor de k , tenemos que:

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \int_1^8 \frac{k}{x^2} dx = k \cdot \left[-\frac{1}{x} \right]_1^8 = k \cdot \left(-\frac{1}{8} + 1 \right) = k \cdot \frac{7}{8}$$

Por tanto, tenemos que:

$$k = \frac{8}{7}$$

Además, con dicho valor de k , tenemos que $f_X(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$, por lo que la función de densidad es válida.

2. La función de distribución:

La función de distribución de X es:

$$F_X(x) = P[X \leq x] = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ \int_1^x \frac{8}{7x^2} dx = \left[-\frac{8}{7x} \right]_1^x = -\frac{8}{7x} + \frac{8}{7}, & 1 \leq x < 8 \\ 1, & x \geq 8 \end{cases}$$

3. Valor esperado.

El valor esperado de X es:

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = \int_1^8 x \cdot \frac{8}{7x^2} dx = \frac{8}{7} \int_1^8 \frac{1}{x} dx = \frac{8}{7} [\ln |x|]_1^8 = \frac{8}{7} \ln(8)$$

4. Varianza.

En primer lugar, calculamos $E[X^2]$:

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx = \int_1^8 x^2 \cdot \frac{8}{7x^2} dx = \frac{8}{7} \int_1^8 dx = \frac{8}{7} \cdot 7 = 8$$

Por tanto, la varianza de X es:

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = 8 - \frac{64}{49} \cdot \ln(8)^2 \approx 2,352$$

Ejercicio 13. Una gasolinera vende una cantidad X (medida en miles) de litros de gasolina en un día. Supongamos que X tiene la siguiente función de densidad:

$$f_X(x) = \begin{cases} 3/8 \cdot x^2 & 0 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Las ganancias de la gasolinera son 100 euros por cada mil litros de gasolina vendidos si la cantidad vendida es menor o igual a 1000 litros. Además, gana 40 euros extra

(por cada 1000 litros) si vende por encima de dicha cantidad. Calcule la ganancia esperada de la gasolinera en un día.

Tenemos que la función que mide la ganancia de la gasolinera en función de la cantidad de litros vendidos es:

$$G(x) = \begin{cases} 100 \cdot x, & 0 \leq x \leq 1 \\ 140 \cdot x & 1 < x \leq 2 \end{cases}$$

Calculamos el valor esperado de la ganancia de la gasolinera en un día:

$$\begin{aligned} E[G(X)] &= \int_{-\infty}^{\infty} G(x) \cdot f_X(x) dx = \int_0^2 G(x) \cdot \frac{3}{8} x^2 dx = \\ &= \int_0^1 100x \cdot \frac{3}{8} x^2 dx + \int_1^2 140x \cdot \frac{3}{8} x^2 dx = \\ &= \frac{3}{8} \int_0^1 100x^3 dx + \frac{3}{8} \int_1^2 140x^3 dx = \frac{3}{8} [25x^4]_0^1 + \frac{3}{8} [35x^4]_1^2 = \\ &= \frac{3}{8} \cdot 25 + \frac{3}{8} \cdot 35 \cdot 15 = \frac{825}{4} = 206,25 \end{aligned}$$

Observación. Notemos que piden el valor esperado de la ganancia, no la ganancia del valor esperado. Para calcular este último, habría que calcular el valor esperado de X y luego aplicar la función G .

Calculemos el valor esperado de X , que es la cantidad de litros vendidos en un día:

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = \int_0^2 x \cdot \frac{3}{8} x^2 dx = \frac{3}{8} \int_0^2 x^3 dx = \frac{3}{8} \cdot \left[\frac{1}{4} x^4 \right]_0^2 = \frac{3}{8} \cdot \frac{1}{4} \cdot 2^4 = \frac{3}{2}$$

Tenemos por tanto que la ganancia del valor esperado es:

$$G(E[X]) = \frac{3}{2} \cdot 140 = 210$$

Notemos que ambos conceptos no son iguales.

4.1. Distribuciones de Probabilidad Continua

Ejercicio 4.1.1. La llegada de viajeros a una estación de tren se distribuye uniformemente en el tiempo. Cada 20 minutos se produce la salida del tren. Hallar:

1. La función de distribución de la variable aleatoria tiempo de espera, su media y su varianza.

Sea X la variable aleatoria que representa el tiempo de espera de un viajero. Entonces, $X \sim \mathcal{U}(0, 20)$. La función de distribución de X es:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \frac{x}{20} & \text{si } 0 \leq x < 20 \\ 1 & \text{si } x \geq 20 \end{cases}$$

La media de X es:

$$E[X] = \int_0^{20} \frac{x}{20} dx = \left[\frac{x^2}{40} \right]_0^{20} = 10$$

Para hallar la varianza de X , primero calculamos la esperanza de X^2 :

$$E[X^2] = \int_0^{20} \frac{x^2}{20} dx = \left[\frac{x^3}{60} \right]_0^{20} = \frac{400}{3}$$

Por tanto, la varianza de X es:

$$\text{Var}(X) = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{400}{3} - 100 = \frac{100}{3} \approx 33,33$$

2. La probabilidad de que un viajero espere al tren menos de 7 minutos.

Queremos calcular entonces $P[X < 7]$. Tenemos que:

$$P[X < 7] = F_X(7) = \frac{7}{20} = 0,35$$

Ejercicio 4.1.2. La temperatura media diaria en una región se distribuye según una normal con media 25 grados centígrados y desviación típica 10 grados centígrados.

1. Calcular la probabilidad de que en un día elegido al azar la temperatura media esté comprendida entre 20 y 32 grados centígrados.

Sea X la variable aleatoria que representa la temperatura media diaria en una región. Entonces, $X \sim \mathcal{N}(25, 10^2)$. Queremos calcular entonces la siguiente probabilidad:

$$\begin{aligned} P[20 \leq X \leq 32] &= P[X \leq 32] - P[X \leq 20] = \\ &= P\left[Z \leq \frac{32 - 25}{10}\right] - P\left[Z \leq \frac{20 - 25}{10}\right] = \\ &= P[Z \leq 0,7] - P[Z \leq -0,5] = P[Z \leq 0,7] - 1 + P[Z \leq 0,5] \approx \\ &\approx 0,75804 - 1 + 0,69146 \approx 0,4495 \end{aligned}$$

2. Calcular la probabilidad de que en un día elegido al azar la temperatura media difiera de la media de las temperaturas medias diarias más de 5 grados centígrados.

Queremos calcular entonces $P[|X - \mu| > 5]$. Resolvamos primero dicha inecuación:

$$\begin{aligned} |X - \mu| > 5 &\iff X - \mu > 5 \vee X - \mu < -5 \\ &\iff X > 30 \vee X < 20 \end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[|X - \mu| > 5] &= P[X > 30] + P[X < 20] = \\ &= 1 - P[X \leq 30] + P[X \leq 20] = \\ &= 1 - P\left[Z \leq \frac{30 - 25}{10}\right] + P\left[Z \leq \frac{20 - 25}{10}\right] = \\ &= 1 - P[Z \leq 0,5] + P[Z \leq -0,5] = \\ &= 1 - P[Z \leq 0,5] + 1 - P[Z \leq 0,5] = \\ &= 2 \cdot (1 - P[Z \leq 0,5]) = \\ &= 2 \cdot (1 - 0,69146) = 2 \cdot 0,30854 = 0,61708 \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.3. De una variable aleatoria uniformemente distribuida se conoce su esperanza, μ , y su desviación típica, σ . Hallar el rango de valores de la variable, en función de μ y σ .

Sea $a, b \in \mathbb{R}$ tales que $a < b$. Entonces, la variable aleatoria X que se distribuye uniformemente en el intervalo $[a, b]$, notada por $X \sim \mathcal{U}(a, b)$, tiene esperanza y varianza:

$$\begin{aligned} E[X] &= \frac{a + b}{2} = \mu \\ \text{Var}(X) &= \frac{(b - a)^2}{12} = \sigma^2 \end{aligned}$$

Por tanto, para hallar el rango de valores de la variable en función de μ y σ , despejamos a y b de las ecuaciones anteriores:

$$\begin{cases} a + b = 2\mu \\ b - a = \sqrt{12}\sigma \end{cases}$$

Sumándolas, vemos que:

$$\begin{aligned} b &= \mu + \sqrt{3}\sigma \\ a &= \mu - \sqrt{3}\sigma \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.4. Los precios de venta de un artículo se distribuyen según una ley normal. Se sabe que el 20 % son superiores a 1000 euros y que el 30 % no superan los 800 euros. Hallar la ganancia media y su desviación típica, si las ganancias (Y)

están relacionadas con los precios (X) según la expresión $Y = 350 + 0,15X$.

Sea X la variable aleatoria que representa el precio de venta de un artículo. Entonces, $X \sim \mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$. Calculemos μ_X y σ_X^2 a partir de los datos proporcionados.

Por un lado, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X > 1000] = 0,2 &\implies 1 - P[X \leq 1000] = 0,2 \implies P[X \leq 1000] = 0,8 \implies \\ &\implies P\left[Z \leq \frac{1000 - \mu_X}{\sigma_X}\right] = 0,8 \end{aligned}$$

Consultando la tabla, vemos que:

$$\begin{aligned} \left\{ \begin{array}{l} P[Z \leq 0,84] = 0,79955 \\ P[Z \leq 0,85] = 0,80234 \end{array} \right\} &\implies 0,84 + \frac{0,85 - 0,84}{0,80234 - 0,79955} \cdot (0,8 - 0,79955) = 0,8416 \implies \\ &\implies \frac{1000 - \mu_X}{\sigma_X} = 0,8416 \end{aligned}$$

Por otro lado, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X \leq 800] = 0,3 &\implies 1 - P[X \leq 800] = 0,3 \implies P[X > 800] = 0,7 \implies \\ &\implies P\left[Z \geq \frac{800 - \mu_X}{\sigma_X}\right] = 0,7 \implies P\left[Z \leq \frac{\mu_X - 800}{\sigma_X}\right] = 0,7 \implies \\ &\implies \frac{\mu_X - 800}{\sigma_X} = 0,53 \end{aligned}$$

Resolvemos por tanto el sistema de ecuaciones:

$$\begin{cases} 1000 - \mu_X = 0,8416\sigma_X \\ \mu_X - 800 = 0,53\sigma_X \end{cases}$$

Sumando, vemos que:

$$\sigma_X = \frac{1000 - 800}{0,8416 + 0,53} \approx 145,815\mu_X = 800 + 0,53 \cdot 145,815 \approx 877,28$$

La ganancia media por tanto es:

$$E[Y] = E[350 + 0,15X] = 350 + 0,15 \cdot E[X] = 350 + 0,15 \cdot 877,28 \approx 481,59$$

Y la varianza de la ganancia es:

$$\text{Var}[Y] = \text{Var}[350 + 0,15X] = 0,15^2 \cdot \text{Var}[X] = 0,15^2 \cdot 145,815^2$$

Por tanto, la desviación típica de la ganancia es:

$$\sigma_Y = \sqrt{0,15^2 \cdot 145,815^2} \approx 21,8722$$

Ejercicio 4.1.5. Se clasifican los cráneos en dolicocefalos (si el índice cefálico, anchura/longitud, es menor que 75), mesocéfalos (si el índice está entre 75 y 80), y braquicefalos (si el índice es superior a 80). Suponiendo que la distribución de los

índices es normal, hallar la media y la desviación típica en una población en la que el 65 % de los individuos son dolicocefalos, el 30 % mesocéfalos y el 5 % braquicéfalos.

Sea X la variable aleatoria que representa el índice cefálico de un individuo. Entonces, $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Sabemos que:

$$\begin{aligned}P[X < 75] &= 0,65 \\P[75 \leq X \leq 80] &= 0,30 \\P[X > 80] &= 0,05\end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned}P[X < 75] &= P\left[Z < \frac{75 - \mu}{\sigma}\right] = 0,65 \\P[75 \leq X \leq 80] &= P[X \leq 80] - P[X < 75] = P[X \leq 80] - 0,65 = 0,30 \implies \\&\implies P[X \leq 80] = P\left[Z \leq \frac{80 - \mu}{\sigma}\right] = 0,95 \\P[X > 80] &= 1 - P[X \leq 80] = 1 - 0,95 = 0,05\end{aligned}$$

Consultando la tabla, veamos qué valores de Z cumplen lo pedido.

- Buscamos \hat{z} tal que $P[Z < \hat{z}] = 0,65$. Tras consultar la tabla, vemos:

$$P[Z < 0,38] = 0,64803 \quad P[Z < 0,39] = 0,65173$$

Interpolamos por tanto de forma lineal entre ambos valores:

$$0,38 + \frac{0,39 - 0,38}{0,65173 - 0,64803} \cdot (0,65 - 0,64803) \approx 0,3853$$

Por tanto, la ecuación que obtenemos es:

$$\frac{75 - \mu}{\sigma} = 0,3853$$

- Buscamos \hat{z} tal que $P[Z \leq \hat{z}] = 0,95$. Tras consultar la tabla, vemos que $\hat{z} = 1,65$. Por tanto, tenemos que:

$$\frac{80 - \mu}{\sigma} = 1,65$$

Establecemos por tanto el sistema de ecuaciones:

$$\begin{cases} 0,3853\sigma + \mu = 75 \\ 1,65\sigma + \mu = 80 \end{cases}$$

Restando la primera ecuación a la segunda, obtenemos:

$$\sigma = \frac{5}{1,65 - 0,3853} \approx 3,95 \implies \mu \approx 75 - 0,3853 \cdot 3,95 \approx 73,47$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned}\mu &\approx 73,47 \\ \sigma &\approx 3,95\end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.6. La probabilidad de contagio por unidad de tiempo viene dada por:

$$P[T \leq 1] = 1 - e^{-\lambda}, \quad \lambda = 5$$

Calcular:

1. El número medio de nuevas infecciones, sobre la población de susceptibles, cuyo tamaño observado es de 50 individuos, e indicar la distribución aleatoria de la variable que contabiliza las nuevas infecciones en dicha población.

Sea T la variable aleatoria que representa el tiempo entre dos contagios consecutivos. Entonces, $T \sim \exp(5)$. Sea X la variable aleatoria que representa el número de nuevas infecciones en una población de susceptibles de tamaño 50. La probabilidad de contagio la desconocemos, por lo que sea esta $p \in]0, 1[$. Tenemos que $X \sim B(50, p)$, por lo que:

$$E[X] = 50 \cdot p$$

Como podemos ver, este resultado no es concluyente, ya que no conocemos el valor de p , nos faltan datos en el enunciado.

2. Calcular la probabilidad de que se produzcan 10 contagios en un intervalo de tiempo de longitud 10 unidades temporales. Determinar la distribución de probabilidad de dicha variable aleatoria, así como El número medio de contagios en dicho intervalo temporal.

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de contagios en un intervalo de tiempo de longitud 10 unidades temporales. Entonces, $Y \sim \mathcal{P}(10 \cdot 5) = \mathcal{P}(50)$.

La probabilidad de que se produzcan 10 contagios en un intervalo de tiempo de longitud 10 unidades temporales es:

$$P[Y = 10] = \frac{e^{-50} \cdot 50^{10}}{10!} \approx 5,19 \cdot 10^{-12}$$

Además, El número medio de contagios en dicho intervalo temporal es:

$$E[Y] = 50$$

3. Calcular la probabilidad de que no se produzcan contagios en un intervalo de longitud 20 unidades temporales, así como el tiempo medio transcurrido entre contagios.

Tenemos que la probabilidad pedida es:

$$P[T \geq 20] = 1 - P[T \leq 20] = 1 - (1 - e^{-100}) = e^{-100} \approx 3,72 \cdot 10^{-44}$$

Además, el tiempo medio transcurrido entre contagios es:

$$E[T] = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{5} = 0,2$$

Ejercicio 4.1.7. La probabilidad de que un individuo sufra reacción al inyectarle un determinado suero es 0,1. Usando la aproximación normal adecuada, calcular la probabilidad de que al inyectar el suero a una muestra de 400 personas, sufran reacción entre 33 y 50.

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas que sufren reacción al inyectarles el suero. Entonces, $X \sim B(400, 0,1)$. Como $n = 400 > 30$ y $p \geq 0,1$, podemos aproximar la distribución binomial a una normal de media de valor $\mu = np = 400 \cdot 0,1 = 40$ y varianza $np(1 - p) = 400 \cdot 0,1 \cdot 0,9 = 36$. Por tanto, $X \sim \mathcal{N}(40, 36)$. Tenemos que:

$$P[33 \leq X \leq 50] = P[X \leq 50] - P[X \leq 32]$$

Usando la corrección por continuidad de la aproximación normal a la binomial, tenemos que:

$$P[X \leq 50] = P[X \leq 50,5]$$

$$P[X \leq 32] = P[X \leq 32,5]$$

Sea Z la variable aleatoria X tipificada, es decir, $Z = \frac{X - 40}{6}$. Entonces, se tiene $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$, y tenemos que:

$$P[X \leq 50,5] = P\left[Z \leq \frac{50,5 - 40}{6}\right] = P[Z \leq 1,75] \approx 0,95994$$

$$\begin{aligned} P[X \leq 32,5] &= P\left[Z \leq \frac{32,5 - 40}{6}\right] = P[Z \leq -1,25] = 1 - P[Z \leq 1,25] \approx \\ &\approx 1 - 0,89435 = 0,10565 \end{aligned}$$

Por tanto, $P[33 \leq X \leq 50] \approx 0,95994 - 0,10565 = 0,85429$.

Ejercicio 4.1.8. El tiempo de duración de una pieza de un cierto equipo, medido en horas, se distribuye según una ley exponencial de parámetro 0,2. Si el equipo deja de funcionar cuando fallan 3 piezas, determinar:

1. Probabilidad de que el equipo funcione más de 10 horas.

Sea X la variable aleatoria que representa el tiempo de duración de una pieza del equipo. Entonces, $X \sim \mathcal{E}(3, 0,2)$. Queremos calcular entonces $P[X > 10]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X > 10] &= 1 - P[X \leq 10] = 1 - \int_0^{10} \frac{0,2^3}{\Gamma(3)} x^{3-1} e^{-0,2x} dx = \\ &= 1 - \frac{0,2^3}{\Gamma(3)} \int_0^{10} x^2 e^{-0,2x} dx \end{aligned}$$

Calculemos ahora dicha integral:

$$\begin{aligned}
 \int_0^{10} x^2 e^{-0,2x} dx &= \left[\begin{array}{ll} u(x) = x^2 & u'(x) = 2x \\ v'(x) = e^{-0,2x} & v(x) = -5e^{-0,2x} \end{array} \right] = \\
 &= [-5x^2 e^{-0,2x}]_0^{10} + 10 \int_0^{10} x e^{-0,2x} dx = \\
 &= \left[\begin{array}{ll} u(x) = x & u'(x) = 1 \\ v'(x) = e^{-0,2x} & v(x) = -5e^{-0,2x} \end{array} \right] = \\
 &= -500e^{-2} + 10 \left([-5x e^{-0,2x}]_0^{10} + 5 \int_0^{10} e^{-0,2x} dx \right) = \\
 &= -500e^{-2} + 10 \left(-50e^{-2} + 5 [-5e^{-0,2x}]_0^{10} \right) = \\
 &= -500e^{-2} - 500e^{-2} - 250e^{-2} + 250 = 250 - 1250e^{-2}
 \end{aligned}$$

Por tanto, la probabilidad pedida es:

$$\begin{aligned}
 P[X > 10] &= 1 - \frac{0,2^3}{\Gamma(3)} \cdot (250 - 1250e^{-2}) = 1 - \frac{0,2^3}{2} \cdot (250 - 1250e^{-2}) = \\
 &= 1 - \frac{1}{250} \cdot (250 - 1250e^{-2}) = 1 - (1 - 5e^{-2}) = 5e^{-2} \approx 0,67667
 \end{aligned}$$

2. Probabilidad de que el equipo funcione entre 10 y 15 horas.

Queremos calcular entonces $P[10 \leq X \leq 15]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned}
 P[10 \leq X \leq 15] &= \int_{10}^{15} \frac{0,2^3}{\Gamma(3)} x^{3-1} e^{-0,2x} dx = \\
 &= \frac{0,2^3}{2} \int_{10}^{15} x^2 e^{-0,2x} dx
 \end{aligned}$$

Reutilizando el cálculo anterior, tenemos que:

$$\begin{aligned}
 \int_{10}^{15} x^2 e^{-0,2x} dx &= [-5x^2 e^{-0,2x}]_{10}^{15} + 10 \left([-5x e^{-0,2x}]_{10}^{15} + 5 [-5e^{-0,2x}]_{10}^{15} \right) = \\
 &= -5(225e^{-3} - 100e^{-2}) + 10 [-5(15e^{-3} - 10e^{-2}) - 25(e^{-3} - e^{-2})] = \\
 &= e^{-3}(-1125 - 750 - 250) + e^{-2}(500 + 500 + 250) = \\
 &= 1250e^{-2} - 2125e^{-3}
 \end{aligned}$$

Por tanto, la probabilidad pedida es:

$$\begin{aligned}
 P[10 \leq X \leq 15] &= \frac{0,2^3}{2} \cdot (1250e^{-2} - 2125e^{-3}) = \frac{1}{250} \cdot (1250e^{-2} - 2125e^{-3}) = \\
 &= 5e^{-2} - 8,5e^{-3} \approx 0,2535
 \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.9. El número de piezas defectuosas diarias en un proceso de fabricación se distribuye según una Poisson. Sabiendo que El número medio de piezas defectuosas diarias es 25, calcular mediante la aproximación normal:

1. Probabilidad de que El número de defectuosas durante un día oscile entre 24 y 28.

Sea X la variable aleatoria que representa el número de piezas defectuosas diarias. Entonces, $X \sim \mathcal{P}(25)$. Además, como $n = 25 > 10$, podemos aproximar la distribución de Poisson a una normal de media 25 y varianza 25. Por tanto, $X \sim \mathcal{N}(25, 25)$. Además, como se trata de una aproximación normal, podemos usar la corrección por continuidad. Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned}
 P[24 \leq X \leq 28] &= P[X \leq 28] - P[X \leq 23] = \\
 &= P[X \leq 28,5] - P[X \leq 23,5] = \\
 &= P\left[Z \leq \frac{28,5 - 25}{\sqrt{25}}\right] - P\left[Z \leq \frac{23,5 - 25}{\sqrt{25}}\right] = \\
 &= P[Z \leq 0,7] - P[Z \leq -0,3] = \\
 &= P[Z \leq 0,7] - 1 + P[Z \leq 0,3] = \\
 &= 0,75804 - 1 + 0,61791 = 0,37595
 \end{aligned}$$

2. Número máximo de defectuosas que con probabilidad 0,97725 se fabrican al día.

Queremos calcular entonces a tal que $P[X \leq a] = 0,97725$. Tenemos que:

$$P[X \leq a] = P\left[Z \leq \frac{a + 0,5 - 25}{5}\right] = 0,97725$$

Tenemos por tanto que:

$$\frac{a + 0,5 - 25}{5} = 2 \implies a = 34,5$$

Por tanto, el número máximo de defectuosas que con probabilidad 0,97725 se fabrican al día es 34, ya que este debe ser un número entero.

3. Número mínimo de defectuosas que con probabilidad 0,15866 se fabrican al día.

Queremos calcular entonces b tal que $P[X \geq b] = 0,15866$. Tenemos que:

$$\begin{aligned}
 P[X \geq b] &= 1 - P[X \leq b - 1] \cong 1 - P\left[Z \leq \frac{b - 1 + 0,5 - 25}{5}\right] = 0,15866 \implies \\
 &\implies P\left[Z \leq \frac{b - 1 + 0,5 - 25}{5}\right] = 0,84134
 \end{aligned}$$

Tenemos por tanto que:

$$\frac{b - 1 + 0,5 - 25}{5} = 1 \implies b = 30,5$$

Por tanto, el número mínimo de defectuosas que con probabilidad 0,15866 se fabrican al día es 31, ya que este debe ser un número entero.

Ejercicio 4.1.10. Un grupo de investigadores ha determinado que el 3% de los individuos afectados por cierto virus fallece. Determinar:

1. La probabilidad de que en una población de 10000 afectados fallezcan más de 100.

Sea X la variable aleatoria que representa el número de individuos fallecidos en una población de 10^4 afectados. Entonces, $X \sim B(10^4, 0,03)$. Como $n = 10^4 > 30$ y $p = 0,03 \geq 0,01$, podemos aproximar la distribución binomial a una normal de media $\mu = np = 300$ y varianza $\sigma^2 = np(1 - p) = 291$. Por tanto, $X \sim \mathcal{N}(300, 291)$. Además, como se trata de una aproximación normal, podemos usar la corrección por continuidad. Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X > 100] &= 1 - P[X \leq 100] = 1 - P[X \leq 100,5] = 1 - P\left[Z \leq \frac{100,5 - 300}{\sqrt{291}}\right] = \\ &= 1 - P[Z \leq -11,7] = P[Z \leq 11,7] \approx 1 \end{aligned}$$

2. El número esperado de fallecidos en dicha población. Tenemos que:

$$E[X] = np = 10^4 \cdot 0,03 = 300$$

Ejercicio 4.1.11. La experiencia ha demostrado que las calificaciones obtenidas en un test de aptitud por los alumnos de un determinado centro siguen una distribución normal de media 400 y desviación típica 100. Si se realiza el test a un determinado grupo de alumnos, calcular:

1. El porcentaje de alumnos que obtendrán calificaciones comprendidas entre 300 y 500.

Sea X la variable aleatoria que representa la calificación obtenida por un alumno. Entonces, $X \sim \mathcal{N}(400, 100^2)$. Queremos calcular entonces la probabilidad $P[300 \leq X \leq 500]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[300 \leq X \leq 500] &= P[X \leq 500] - P[X \leq 300] = \\ &= P\left[Z \leq \frac{500 - 400}{100}\right] - P\left[Z \leq \frac{300 - 400}{100}\right] = \\ &= P[Z \leq 1] - P[Z \leq -1] = \\ &= P[Z \leq 1] - 1 + P[Z \leq 1] = \\ &= 2 \cdot P[Z \leq 1] - 1 \approx 2 \cdot 0,84134 - 1 = 0,68268 \end{aligned}$$

Por tanto, el porcentaje de alumnos que obtendrán calificaciones comprendidas entre 300 y 500 es del 68,268%.

2. La probabilidad de que, elegido un alumno al azar, su calificación difiera de la media en 150 puntos como máximo.

Queremos calcular entonces $P[|X - 400| \leq 150]$. Veamos qué valores de X cumplen lo pedido.

$$|X - 400| \leq 150 \implies 250 \leq X \leq 550$$

Por tanto, la probabilidad pedida es:

$$\begin{aligned}
 P[|X - 400| \leq 150] &= P[250 \leq X \leq 550] = P[X \leq 550] - P[X \leq 250] = \\
 &= P\left[Z \leq \frac{550 - 400}{100}\right] - P\left[Z \leq \frac{250 - 400}{100}\right] = \\
 &= P[Z \leq 1,5] - P[Z \leq -1,5] = \\
 &= P[Z \leq 1,5] - 1 + P[Z \leq 1,5] = \\
 &= 2 \cdot P[Z \leq 1,5] - 1 \approx 2 \cdot 0,93319 - 1 = 0,86638
 \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.12. En un parking público se ha observado que los coches llegan, aleatoria e independientemente, a razón de 360 coches por hora.

1. Utilizando la distribución exponencial, encontrar la probabilidad de que una vez que llega un coche, el próximo no llegue antes de medio minuto.

Sea X la variable aleatoria que representa el tiempo que transcurre entre la llegada de dos coches consecutivos (en minutos). Entonces, como los coches llegan a razón de 360 coches por hora, tenemos que $\lambda = 360/6 = 6$ coches por minuto. Por tanto, $X \sim \exp(6)$. Queremos calcular entonces $P[X > 0,5]$. Tenemos que:

$$P[X > 0,5] = 1 - P[X \leq 0,5] = 1 - (1 - e^{-6 \cdot 0,5}) = e^{-3} \approx 0,04978$$

2. Utilizando la distribución de Poisson, obtener la misma probabilidad anterior.

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de coches que llegan en un intervalo de tiempo de longitud 0,5 minutos. Entonces, $Y \sim \mathcal{P}(\lambda \cdot 0,5)$, donde $\lambda = 6$ coches por minuto. Por tanto, $Y \sim \mathcal{P}(3)$. Queremos calcular entonces $P[Y = 0]$. Tenemos que:

$$P[Y = 0] = \frac{e^{-3} \cdot 3^0}{0!} = e^{-3}$$

Por tanto, la probabilidad de que una vez que llega un coche, el próximo no llegue antes de medio minuto es e^{-3} , que coincide con el resultado obtenido en el apartado anterior.

Ejercicio 4.1.13. Cierta enfermedad puede ser producida por tres tipos de virus: A , B y C . En un laboratorio se tienen tres tubos con el virus A , dos tubos con el virus B y cinco con el virus C . La probabilidad de que el virus A produzca la enfermedad es $P(|X| < 4)$, siendo $X \sim \mathcal{N}(3, 25)$. La probabilidad de que el virus B produzca la enfermedad es $P(Y \geq 3)$, siendo $Y \sim B(5, 0,7)$. Por último, la probabilidad de que el virus C produzca la enfermedad es $P(Z \leq 5)$, siendo $Z \sim \mathcal{P}(4)$. Se elige un tubo al azar y al inocular el virus a un animal, contrae la enfermedad. Hallar la probabilidad de que el virus inoculado sea del tipo C .

Sean los siguientes sucesos:

- A : El virus inoculado es del tipo A .

- B : El virus inoculado es del tipo B .
- C : El virus inoculado es del tipo C .
- E : El animal contrae la enfermedad.

Tenemos que, según el enunciado:

$$P[E | A] = P[|X| < 4] \quad P[E | B] = P[Y \geq 3] \quad P[E | C] = P[Z \leq 5]$$

Calculemos cada una de estas probabilidades:

$$\begin{aligned} P[E | A] &= P[|X| < 4] = P[-4 < X < 4] = P\left[\frac{-4-3}{5} < Z < \frac{4-3}{5}\right] = P[-1,4 < Z < 0,2] = \\ &= P[Z < 0,2] - P[Z < -1,4] = P[Z < 0,2] - 1 + P[Z < 1,4] = \\ &= 0,57926 - 1 + 0,91924 = 0,4985 \end{aligned}$$

$$P[E | B] = P[Y \geq 3] = 1 - P[Y \leq 2] = 1 - \sum_{k=0}^2 \binom{5}{k} 0,7^k 0,3^{5-k} = 0,83692$$

$$P[E | C] = P[Z \leq 5] = 0,7821$$

Calculemos ahora la probabilidad de que el virus inoculado sea de cada tipo mediante la Regla de Laplace. Sabiendo que hay 3 tubos con el virus A , 2 con el virus B y 5 con el virus C , tenemos que:

$$\begin{aligned} P[A] &= \frac{3}{3+2+5} = \frac{3}{10} = 0,3 \\ P[B] &= \frac{2}{3+2+5} = \frac{2}{10} = 0,2 \\ P[C] &= \frac{5}{3+2+5} = \frac{5}{10} = 0,5 \end{aligned}$$

Nos piden por tanto calcular $P[C | E]$. Por la fórmula de Bayes, tenemos que:

$$\begin{aligned} P[C | E] &= \frac{P[E | C] \cdot P[C]}{P[E]} = \frac{P[E | C] \cdot P[C]}{\sum_{i=A,B,C} P[E | i] \cdot P[i]} = \\ &= \frac{0,7821 \cdot 0,5}{0,4985 \cdot 0,3 + 0,83692 \cdot 0,2 + 0,7821 \cdot 0,5} = \frac{0,39105}{0,14955 + 0,167384 + 0,39105} \approx \\ &\approx 0,5523 \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.14. Una máquina fabrica tornillos cuyas longitudes se distribuyen según una ley normal con media 20 mm y desviación típica 0,25 mm. Un tornillo se considera defectuoso si su longitud no está comprendida entre 19,5 y 20,5 mm. Los tornillos se fabrican de forma independiente.

1. ¿Cuál es la probabilidad de fabricar un tornillo defectuoso?

Sea X la variable aleatoria que representa la longitud de un tornillo. Entonces, $X \sim \mathcal{N}(20, 0,25^2)$. Queremos calcular entonces $1 - P[19,5 \leq X \leq 20,5]$.

Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[19,5 \leq X \leq 20,5] &= P[X \leq 20,5] - P[X \leq 19,5] = \\ &= P\left[Z \leq \frac{20,5 - 20}{0,25}\right] - P\left[Z \leq \frac{19,5 - 20}{0,25}\right] = \\ &= P[Z \leq 2] - P[Z \leq -2] = \\ &= P[Z \leq 2] - 1 + P[Z \leq 2] = \\ &= 2 \cdot P[Z \leq 2] - 1 \end{aligned}$$

Por tanto, si A es el suceso de que un tornillo sea defectuoso, tenemos que:

$$P[A] = 1 - P[19,5 \leq X \leq 20,5] = 1 - 2 \cdot P[Z \leq 2] + 1 = 2 - 2 \cdot 0,97725 = 0,0455$$

2. Calcular la probabilidad de que en 10 tornillos fabricados no haya más de dos defectuosos.

Sea Y la variable aleatoria que representa el número de tornillos defectuosos en 10 tornillos fabricados. Entonces, $Y \sim \mathcal{B}(10, 0,0455)$. Queremos calcular entonces $P[Y \leq 2]$. Tenemos que:

$$P[Y \leq 2] = \sum_{k=0}^2 \binom{10}{k} 0,0455^k (1 - 0,0455)^{10-k} \approx 0,99112$$

3. Cuántos tornillos se fabricarán por término medio hasta obtener el primero defectuoso?

Sea Z la variable aleatoria que representa el número de tornillos fabricados hasta obtener el primero defectuoso. Entonces, $Z \sim \mathcal{G}(0,0455)$. Queremos calcular entonces $E[Z]$. Tenemos que:

$$E[Z] = \frac{1 - p}{p} = \frac{1 - 0,0455}{0,0455} \approx 20,98$$

Ejercicio 4.1.15. Si la proporción de personas que consumen una determinada marca de aceite de oliva sigue una distribución beta de parámetros 2 y 3, determinar la probabilidad de que dicha proporción esté comprendida entre el 0,1 y 0,5.

Sea X la variable aleatoria que representa la proporción de personas que consumen una determinada marca de aceite de oliva. Entonces, $X \sim \beta(2, 3)$.

Queremos calcular entonces $P[0,1 \leq X \leq 0,5]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[0,1 \leq X \leq 0,5] &= \int_{0,1}^{0,5} \frac{\Gamma(2+3)}{\Gamma(2)\Gamma(3)} x^{2-1} (1-x)^{3-1} dx = \frac{4 \cdot 3 \cdot \Gamma(3)}{1 \cdot \Gamma(3)} \int_{0,1}^{0,5} x(1-x)^2 dx = \\ &= 12 \int_{0,1}^{0,5} x(1-2x+x^2) dx = 12 \int_{0,1}^{0,5} x - 2x^2 + x^3 dx = \\ &= 12 \left[\frac{x^2}{2} - \frac{2x^3}{3} + \frac{x^4}{4} \right]_{0,1}^{0,5} \approx 0,6352 \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.16. La proporción diaria de piezas defectuosas en determinada fábrica tiene distribución beta, y el segundo parámetro es 4. Sabiendo que la proporción media diaria es 0,2, calcular la probabilidad de que un día resulte una proporción de defectuosas superior a la media.

Sea X la variable aleatoria que representa la proporción diaria de piezas defectuosas. Entonces, $X \sim \beta(p, 4)$.

Para calcular el valor de p , usamos que $E[X] = 0,2$.

$$E[X] = \frac{p}{p+4} = 0,2 \implies p = 0,2p + 0,8 \implies 0,8p = 0,8 \implies p = 1$$

Por tanto, $X \sim \beta(1, 4)$. Queremos calcular entonces $P[X > 0,2]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X > 0,2] &= 1 - P[X \leq 0,2] = 1 - \int_0^{0,2} \frac{\Gamma(1+4)}{\Gamma(1)\Gamma(4)} x^{1-1} (1-x)^{4-1} dx = \\ &= 1 - \frac{4 \cdot \Gamma(4)}{\Gamma(1)\Gamma(4)} \int_0^{0,2} (1-x)^3 dx = 1 - 4 \left[-\frac{(1-x)^4}{4} \right]_0^{0,2} = \\ &= 1 + [(1-x)^4]_0^{0,2} = (0,8)^4 \approx 0,4096 \end{aligned}$$

Ejercicio 4.1.17. El Instituto de Estadística de una determinada comunidad autónoma convoca unas pruebas selectivas para cubrir vacantes. La puntuación obtenida por cada candidato se calcula mediante el promedio de las calificaciones obtenidas en las pruebas realizadas, y se sabe, de experiencias previas, que dichas puntuaciones tienen media 100, se distribuyen de forma normal y que el 44,04 % de los aspirantes que realizan la prueba supera la puntuación 100,6.

1. La convocatoria de las pruebas establece una nota mínima de 105 puntos para superar la oposición. ¿Qué porcentaje de opositores consiguen una plaza?

Sea X la variable aleatoria que representa la puntuación obtenida por un candidato. Entonces, $X \sim \mathcal{N}(100, \sigma^2)$. Sabemos que $P[X > 100,6] = 0,4404$. Por tanto, $P[X \leq 100,6] = 1 - 0,4404 = 0,5596$. Sea Z la variable aleatoria X tipificada, es decir, $Z = \frac{X - 100}{\sigma}$. Entonces, $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$, y tenemos que:

$$P\left[Z \leq \frac{100,6 - 100}{\sigma}\right] = 0,5596 = P\left[Z \leq \frac{0,6}{\sigma}\right]$$

Usando la tabla de la distribución normal estándar, buscamos el valor de z tal que $P[Z \leq z] = 0,5596$. Dicho valor, tras consultar la tabla, es $z = 0,15$. Por tanto,

$$\frac{0,6}{\sigma} = z = 0,15 \implies \sigma = 4 \implies \sigma^2 = 16$$

Tenemos por tanto que $X \sim \mathcal{N}(100, 16)$. Ahora, queremos calcular el valor de $P[X > 105]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X > 105] &= 1 - P[X \leq 105] = 1 - P\left[Z \leq \frac{105 - 100}{4}\right] = 1 - P[Z \leq 1,25] \approx \\ &\approx 1 - 0,89435 = 0,10565 \end{aligned}$$

2. No obstante, se sabe que en ocasiones el tribunal decide, dependiendo de las necesidades de personal, rebajar las condiciones para que un candidato sea admitido. ¿Cuál sería la nota mínima necesaria para que la probabilidad de superar la prueba de selección sea 0,33?

Sea a la nota mínima necesaria para que la probabilidad de superar la prueba de selección sea 0,33; es decir, el valor buscado. Buscamos a tal que $P[X > a] = 0,33$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X > a] &= 1 - P[X \leq a] = 1 - P\left[Z \leq \frac{a - 100}{4}\right] = 0,33 \implies \\ &\implies P\left[Z \leq \frac{a - 100}{4}\right] = 0,67 \end{aligned}$$

Usando la tabla de la distribución normal estándar, buscamos el valor de z tal que $P[Z \leq z] = 0,67$. Dicho valor, tras consultar la tabla, es $z = 0,44$. Por tanto,

$$\frac{a - 100}{4} = z = 0,44 \implies a = 100 + 4 \cdot 0,44 = 101,76$$

Por tanto, la nota mínima necesaria para que la probabilidad de superar la prueba de selección sea 0,33 es 101,76.

3. El instituto decide crear una bolsa de interinos para cubrir temporalmente posibles eventualidades. A esa bolsa pertenecerán todos los candidatos cuyas puntuaciones estén entre la media de las puntuaciones y la nota establecida en el apartado anterior. ¿Qué porcentaje de candidatos estarán en dicha situación?

En este caso, nos piden que calculemos $P[100 \leq X \leq 101,76]$. Tenemos que:

$$\begin{aligned} P[100 \leq X \leq 101,76] &= P\left[0 \leq Z \leq \frac{101,76 - 100}{4}\right] = P[0 \leq Z \leq 0,44] = \\ &= P[Z \leq 0,44] - P[Z \leq 0] \stackrel{(*)}{=} 0,67 - 0,5 = 0,17 \end{aligned}$$

donde en (*) hemos usado que $P[Z \leq 0] = 0,5$ por ser esta la distribución normal estándar y $P[Z \leq 0,44] = 0,67$ tras consultar la tabla de la distribución normal estándar.

4.2. Vectores Aleatorios

Ejercicio 4.2.1. Asociadas al experimento aleatorio de lanzar un dado y una moneda no cargados, se define la variable X como el valor del dado y la variable Y , que toma el valor 0 si sale cara en la moneda, y 1 si sale cruz. Calcular la función masa de probabilidad y la función de distribución del vector aleatorio (X, Y) .

Calculemos los recorridos de X e Y :

$$\begin{aligned} E_X &= \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, \\ E_Y &= \{0, 1\}. \end{aligned}$$

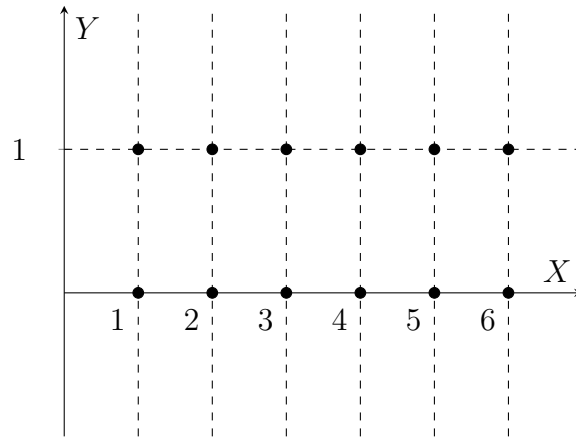
Por tanto, tenemos que:

$$E_{(X,Y)} = \{(1, 0), (1, 1), (2, 0), (2, 1), (3, 0), (3, 1), (4, 0), (4, 1), (5, 0), (5, 1), (6, 0), (6, 1)\}.$$

La función masa de probabilidad es:

$$\begin{aligned} P_{(X,Y)} : E_{(X,Y)} &\longrightarrow [0, 1] \\ (x, y) &\longmapsto 1/12 \end{aligned}$$

Para poder calcular la función de distribución, primero representamos los puntos del espacio muestral en el plano cartesiano:



La función de distribución es:

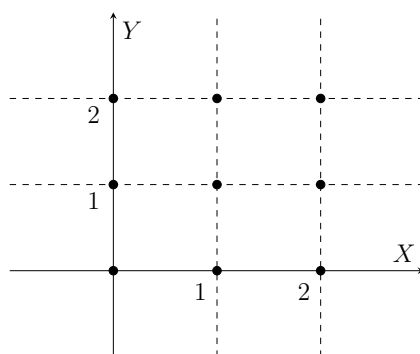
$$F_{(X,Y)}(x, y) = \begin{cases} 0, & x < 1 \text{ o } y < 0, \\ 1/12, & x \in [1, 2[\text{ y } y \in [0, 1[, \\ 2/12, & x \in [2, 3[\text{ y } y \in [0, 1[\text{ o } x \in [1, 2[\text{ y } y \geq 1, \\ 3/12, & x \in [3, 4[\text{ y } y \in [0, 1[, \\ 4/12, & x \in [4, 5[\text{ y } y \in [0, 1[\text{ o } x \in [2, 3[\text{ y } y \geq 1, \\ 5/12, & x \in [5, 6[\text{ y } y \in [0, 1[\text{ o } x \in [3, 4[\text{ y } y \geq 1, \\ 6/12, & x \geq 6 \text{ y } y \in [0, 1[\text{ o } x \in [3, 4[\text{ y } y \geq 1, \\ 8/12, & x \in [4, 5[\text{ y } y \geq 1, \\ 10/12, & x \in [5, 6[\text{ y } y \geq 1, \\ 1, & x \geq 6 \text{ y } y \geq 1. \end{cases}$$

Ejercicio 4.2.2. El número de automóviles utilitarios, X , y el de automóviles de lujo, Y , que poseen las familias de una población se distribuye de acuerdo a las siguientes probabilidades:

$X \backslash Y$	0	1	2
0	$1/3$	$1/12$	$1/24$
1	$1/6$	$1/24$	$1/48$
2	$5/22$	$5/88$	$5/176$

Calcular la función de distribución del vector (X, Y) en los puntos $(0, 0)$; $(0, 2)$; $(1, 1)$ y $(2, 1)$, y la probabilidad de que una familia tenga tres o más automóviles.

Para calcular la función de distribución en los puntos $(0, 0)$; $(0, 2)$; $(1, 1)$ y $(2, 1)$, representamos antes los elementos de $E_{(X,Y)}$ en el plano cartesiano:



La función de distribución en los puntos $(0, 0)$; $(0, 2)$; $(1, 1)$ y $(2, 1)$ es:

$$F_{(X,Y)}(0, 0) = P_{(X,Y)}(0, 0) = 1/3,$$

$$F_{(X,Y)}(0, 2) = P_{(X,Y)}(0, 0) + P_{(X,Y)}(0, 1) + P_{(X,Y)}(0, 2) = 1/3 + 1/12 + 1/24 = 11/24,$$

$$F_{(X,Y)}(1, 1) = P_{(X,Y)}(0, 0) + P_{(X,Y)}(0, 1) + P_{(X,Y)}(1, 0) + P_{(X,Y)}(1, 1) = 1/3 + 1/12 + 1/6 + 1/24 = 5/8,$$

$$F_{(X,Y)}(2, 1) = F_{(X,Y)}(1, 1) + P_{(X,Y)}(2, 0) + P_{(X,Y)}(2, 1) = 5/8 + 5/22 + 5/88 = 10/11.$$

La probabilidad de que una familia tenga tres o más automóviles es:

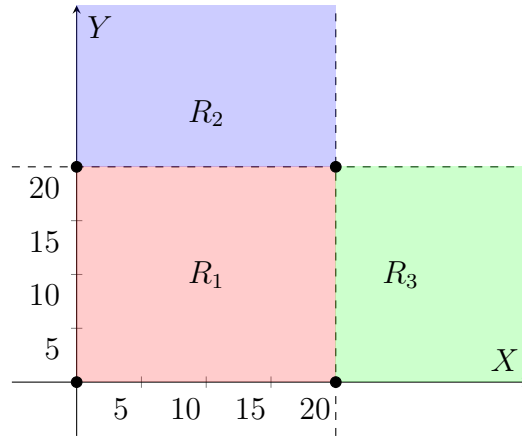
$$P[X + Y \geq 3] = P_{(X,Y)}(1, 2) + P_{(X,Y)}(2, 1) + P_{(X,Y)}(2, 2) = 1/48 + 5/88 + 5/176 = 7/66.$$

Ejercicio 4.2.3. La función de densidad del vector aleatorio (X, Y) , donde X denota los Kg. de naranjas, e Y los Kg. de manzanas vendidos al día en una frutería está dada por:

$$f(x, y) = \frac{1}{400}; \quad 0 < x < 20; \quad 0 < y < 20.$$

siendo esta nula en caso contrario. Determinar la función de distribución de (X, Y) y la probabilidad de que en un día se vendan entre naranjas y manzanas, menos de 20 kilogramos.

Representamos los puntos de discontinuidad de la función de densidad en el plano cartesiano:



La función de distribución es:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv$$

Estudiamos cada región por separado:

- Para $x \leq 0$ o $y \leq 0$:

Tenemos que $f(u, v) = 0$ para $u \leq x$ o $v \leq y$, por lo que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y 0 du dv = 0.$$

- Para $0 < x < 20$ y $0 < y < 20$ (región R_1):

Tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_0^y \frac{1}{400} du dv = \frac{xy}{400}.$$

- Para $0 < x < 20$ y $y \geq 20$ (región R_2):

Tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_0^{20} \frac{1}{400} du dv = \frac{20x}{400} = \frac{x}{20}.$$

- Para $x \geq 20$ y $0 < y < 20$ (región R_3):

Tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^{20} \int_0^y \frac{1}{400} du dv = \frac{20y}{400} = \frac{y}{20}.$$

- Para $x \geq 20$ y $y \geq 20$:

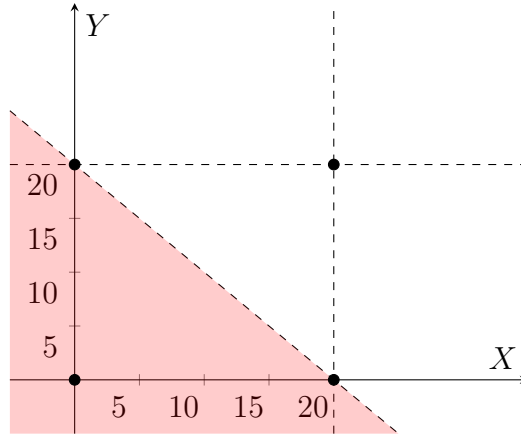
Tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^{20} \int_0^{20} \frac{1}{400} du dv = \frac{400}{400} = 1.$$

Por tanto, la función de distribución es:

$$F_{(X,Y)}(x,y) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ o } y \leq 0, \\ \frac{xy}{400}, & 0 < x < 20 \text{ y } 0 < y < 20, \\ \frac{x}{20}, & 0 < x < 20 \text{ y } y \geq 20, \\ \frac{y}{20}, & x \geq 20 \text{ y } 0 < y < 20, \\ 1, & x \geq 20 \text{ y } y \geq 20. \end{cases}$$

Buscamos ahora la probabilidad de que en un día se vendan entre naranjas y manzanas, menos de 20 kilogramos. Para ello, buscamos la región del plano que cumple con la condición $X + Y < 20$. Tras representar la recta $y = 20 - x$, nos quedaremos con la región que queda por debajo de esta recta:



Por tanto, tenemos que $P[X + Y < 20]$ es la integral de la función de densidad en la región coloreada, $R = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2; x + y < 20\}$:

$$\begin{aligned} P[X + Y < 20] &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{20-x} f(x, y) dy dx = \int_0^{20} \int_0^{20-x} \frac{1}{400} dy dx = \\ &= \int_0^{20} \frac{20-x}{400} dx = \frac{1}{400} \left[20x - \frac{x^2}{2} \right]_0^{20} = \frac{1}{400} [400 - 200] = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Ejercicio 4.2.4. La renta, X , y el consumo, Y , de los habitantes de una población, tienen por funciones de densidad

$$f_X(x) = 2 - 2x; \quad 0 < x < 1; \quad f_{Y|X}(y | x) = \frac{1}{x}; \quad 0 < y < x.$$

Determinar la función de densidad conjunta del vector aleatorio (X, Y) y la probabilidad de que el consumo sea inferior a la mitad de la renta.

Tenemos que, para $R = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2; 0 < x < 1, 0 < y < x\}$, la función de densidad conjunta es:

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y)}{f_X(x)} \implies f_{(X,Y)}(x, y) = f_X(x) \cdot f_{Y|X}(y | x) = (2-2x) \cdot \frac{1}{x} = \frac{2-2x}{x}.$$

Tenemos ahora que:

$$\begin{aligned} P[Y < X/2] &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{x/2} f_{(X,Y)}(x,y) dy dx = \int_0^1 \int_0^{x/2} \frac{2-2x}{x} dy dx = \\ &= \int_0^1 \frac{2-2x}{x} \cdot \frac{x}{2} dx = \int_0^1 1-x dx = \left[x - \frac{x^2}{2} \right]_0^1 = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Ejercicio 4.2.5. Una gasolinera tiene Y miles de litros en su depósito de gasóleo al comienzo de cada semana. A lo largo de una semana se venden X miles de litros del citado combustible, siendo la función de densidad conjunta de (X, Y) :

$$f(x, y) = \frac{1}{8}; \quad 0 < x < y < 4.$$

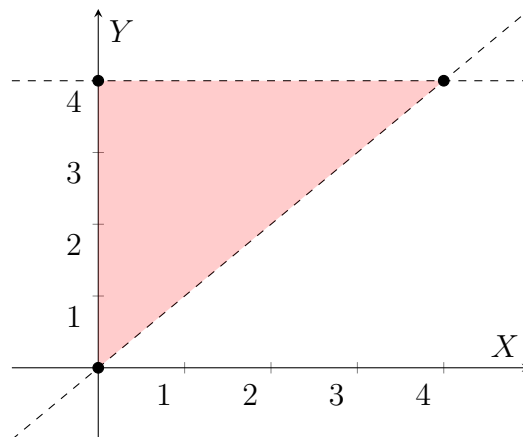
Se pide:

1. Probar que $f(x, y)$ es función de densidad y obtener la función de distribución.

En primer lugar, vemos que es no negativa. Veamos si es integrable:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy &= \int_0^4 \int_x^4 \frac{1}{8} dy dx = \frac{1}{8} \int_0^4 4-x dx = \\ &= \frac{1}{8} \left[4x - \frac{x^2}{2} \right]_0^4 = \frac{1}{8} [16 - 8] = 1. \end{aligned}$$

Tenemos por tanto que sí se trata de una función de densidad. Para obtener la función de distribución, representemos el conjunto en el que la función de densidad es no nula:



Para obtener la función de distribución, distinguimos casos:

- Para $x < 0$ o $y < 0$:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 0.$$

- Para $0 < x < y < 4$:

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_0^x \int_u^y \frac{1}{8} dv du = \frac{1}{8} \int_0^x y - u du = \\ &= \frac{1}{8} \left[yu - \frac{u^2}{2} \right]_0^x = \frac{1}{8} \left[xy - \frac{x^2}{2} \right] = \frac{2xy - x^2}{16}. \end{aligned}$$

- Para $0 < x < 4$ y $y \geq 4$:

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_0^x \int_u^4 \frac{1}{8} dv du = \frac{1}{8} \int_0^x 4 - u du = \\ &= \frac{1}{8} \left[4u - \frac{u^2}{2} \right]_0^x = \frac{1}{8} \left[4x - \frac{x^2}{2} \right] = \frac{8x - x^2}{16}. \end{aligned}$$

- Para $x \geq y$ y $0 \leq y < 4$:

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_0^y \int_0^v \frac{1}{8} du dv = \frac{1}{8} \int_0^y v dv = \\ &= \frac{1}{8} \left[\frac{v^2}{2} \right]_0^y = \frac{1}{8} \cdot \frac{y^2}{2} = \frac{y^2}{16}. \end{aligned}$$

- Para $x \geq 4$ y $y \geq 4$:

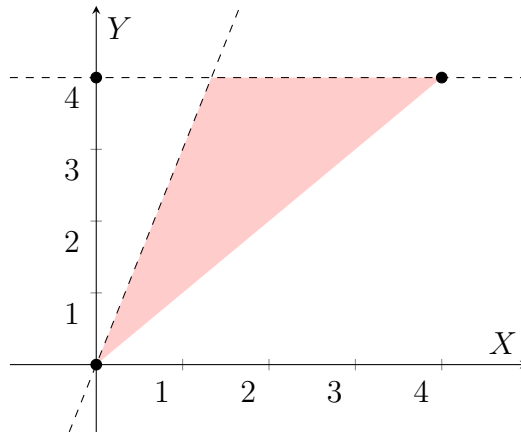
Hemos visto anteriormente que $F_{(X,Y)}(x, y) = 1$.

Por tanto,

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \begin{cases} 0, & x < 0 \text{ o } y < 0, \\ \frac{2xy - x^2}{16}, & 0 < x < y < 4, \\ \frac{8x - x^2}{16}, & 0 < x < 4 \text{ y } y \geq 4, \\ \frac{y^2}{16}, & x \geq y \text{ y } 0 \leq y < 4, \\ 1, & x \geq 4 \text{ y } y \geq 4. \end{cases}$$

2. Probabilidad de que en una semana se venda más de la tercera parte de los litros de que se dispone al comienzo de la misma.

En este caso, nos piden calcular $P[X > Y/3]$. Para ello, representamos la recta $y = 3x$ y nos quedamos con la región que queda por encima de esta recta:



Tenemos que integrar $f(x, y)$ en la región coloreada:

$$\begin{aligned} P[X > Y/3] &= \int_0^{4/3} \int_x^{3x} \frac{1}{8} dy dx + \int_{4/3}^4 \int_x^4 \frac{1}{8} dy dx = \\ &= \int_0^{4/3} \frac{3x - x}{8} dx + \int_{4/3}^4 \frac{4 - x}{8} dx = \frac{1}{8} \int_0^{4/3} 2x dx + \frac{1}{8} \int_{4/3}^4 4 - x dx = \\ &= \frac{1}{8} [x^2]_0^{4/3} + \frac{1}{8} \left[4x - \frac{x^2}{2} \right]_{4/3}^4 = \frac{1}{8} \left[\frac{16}{9} \right] + \frac{1}{8} \left[16 - \frac{16}{2} - \frac{16}{3} + \frac{16}{18} \right] = \\ &= \frac{2}{9} + \frac{4}{9} = \frac{6}{9} = \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

3. Si en una semana se han vendido 3,000 litros de gasóleo, ¿cuál es la probabilidad de que al comienzo de la semana hubiese entre 3,500 y 3,750 litros de combustible?

En este caso, nos piden:

$$P[3,5 < Y < 3,75 \mid X = 3] = \int_{3,5}^{3,75} f_{Y|X=3}(y) dy.$$

Veamos el valor de $f_{Y|X=3}(y)$:

$$f_{Y|X=3}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(3, y)}{f_X(3)}$$

Calculemos por tanto la marginal de X :

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_x^4 \frac{1}{8} dy = \frac{1}{8} [y]_x^4 = \frac{4 - x}{8}$$

Por tanto, tenemos que:

$$f_{Y|X=3}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(3, y)}{f_X(3)} = \frac{1/8}{1/8} = 1.$$

Por tanto, la probabilidad pedida es:

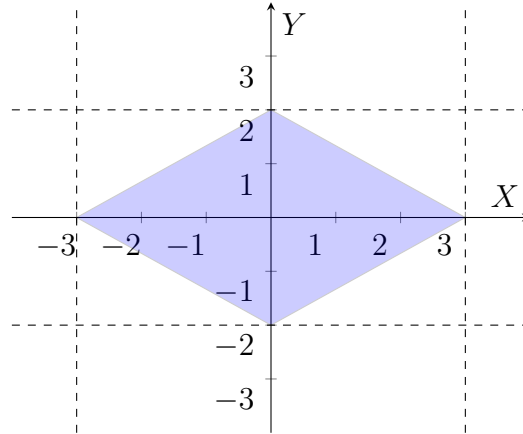
$$P[3,5 < Y < 3,75 \mid X = 3] = \int_{3,5}^{3,75} 1 dy = [y]_{3,5}^{3,75} = 3,75 - 3,5 = 0,25.$$

Ejercicio 4.2.6. Sea (X, Y) un vector aleatorio continuo con función de densidad

$$f(x, y) = k, \quad (x, y) \in R,$$

siendo R el rombo de vértices $(3, 0)$; $(0, 2)$; $(-3, 0)$; $(0, -2)$. Calcular k para que f sea una función de densidad. Hallar las distribuciones marginales y condicionadas.

Representamos en el plano cartesiano el rombo R :



Para que f sea una función de densidad, tenemos que:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1.$$

Calculamos solo la integral en el primer cuadrante, ya que la función es simétrica. Para ello, calculamos la integral en el triángulo de vértices $(0, 0)$; $(3, 0)$; $(0, 2)$. La recta que une los puntos $(3, 0)$ y $(0, 2)$ es $y = -2/3x + 2$. Por tanto, tenemos:

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_R f(x, y) dx dy = 4 \cdot \int_0^3 \int_0^{-2/3x+2} k dy dx = \\ &= 4k \cdot \int_0^3 \left[-\frac{2}{3} \cdot x + 2 \right] dx = 4k \cdot \left[-\frac{1}{3} \cdot x^2 + 2x \right]_0^3 = 4k \cdot \left[-\frac{1}{3} \cdot 9 + 6 \right] = 4k \cdot [-3 + 6] = 12k. \end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que $k = 1/12$. En este caso, vemos que además $f_{(X,Y)}$ es no negativa e integrable.

Calculemos ahora la distribución marginal de X . Distinguimos:

- Si $x < -3$ o $x \geq 3$:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = 0.$$

- Si $-3 \leq x < 0$:

En este caso, tenemos que:

$$-\frac{2}{3} \cdot x - 2 \leq y \leq \frac{2}{3} \cdot x + 2.$$

Por tanto, tenemos:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-2/3x-2}^{2/3x+2} \frac{1}{12} dy = \frac{1}{12} \cdot [2/3 \cdot x + 2 - (-2/3 \cdot x - 2)] = \\ &= \frac{1}{12} \cdot \left[\frac{4}{3} \cdot x + 4 \right] = \frac{x}{9} + \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

- Si $0 \leq x < 3$:

En este caso, tenemos que:

$$\frac{2}{3} \cdot x - 2 \leq y \leq -\frac{2}{3} \cdot x + 2.$$

Por tanto, tenemos:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{2/3 \cdot x - 2}^{-2/3 \cdot x + 2} \frac{1}{12} dy = \frac{1}{12} \cdot [-2/3 \cdot x + 2 - (2/3 \cdot x - 2)] = \\ &= \frac{1}{12} \cdot \left[-\frac{4}{3} \cdot x + 4 \right] = -\frac{x}{9} + \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que:

$$f_X(x) = \begin{cases} 0, & x < -3 \text{ o } x \geq 3, \\ \frac{x}{9} + \frac{1}{3}, & -3 \leq x < 0, \\ -\frac{x}{9} + \frac{1}{3}, & 0 \leq x < 3. \end{cases}$$

Calculemos ahora la distribución marginal de Y . Distinguimos:

- Si $y < -2$ o $y \geq 2$:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = 0.$$

- Si $-2 \leq y < 0$:

En este caso, tenemos que:

$$-\frac{3}{2} \cdot y - 3 \leq x \leq \frac{3}{2} \cdot y + 3$$

Por tanto, tenemos:

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{-3/2 \cdot y - 3}^{3/2 \cdot y + 3} \frac{1}{12} dx = \frac{1}{12} \cdot [3/2 \cdot y + 3 - (-3/2 \cdot y - 3)] = \\ &= \frac{y/2 + 1}{2} = \frac{y}{4} + \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

- Si $0 \leq y < 2$:

En este caso, tenemos que:

$$\frac{3}{2} \cdot y - 3 \leq x \leq -\frac{3}{2} \cdot y + 3$$

Por tanto, tenemos:

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{3/2 \cdot y - 3}^{-3/2 \cdot y + 3} \frac{1}{12} dx = \frac{1}{12} \cdot [-3/2 \cdot y + 3 - (3/2 \cdot y - 3)] = \\ &= \frac{-y/2 + 1}{2} = -\frac{y}{4} + \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que:

$$f_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < -2 \text{ o } y \geq 2, \\ \frac{y}{4} + \frac{1}{2}, & -2 \leq y < 0, \\ -\frac{y}{4} + \frac{1}{2}, & 0 \leq y < 2. \end{cases}$$

Calculemos ahora las distribuciones condicionadas. Dado $x^* \in]-3, 3[$, tenemos:

$$f_{Y|X=x^*}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x^*, y)}{f_X(x^*)} = \begin{cases} \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{x/9 + 1/3}, & -3 < x^* < 0, \\ \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{-x/9 + 1/3}, & 0 \leq x^* < 3. \end{cases}$$

Por otro lado, dado $y^* \in]-2, 2[$, tenemos que:

$$f_{X|Y=y^*}(x) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y^*)}{f_Y(y^*)} = \begin{cases} \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{y/4 + 1/2}, & -2 < y^* < 0, \\ \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{-y/4 + 1/2}, & 0 \leq y^* < 2. \end{cases}$$

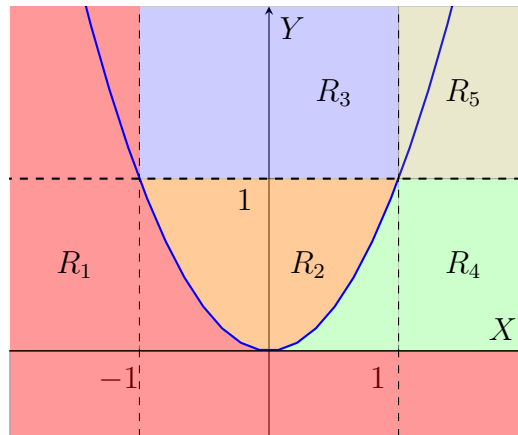
Ejercicio 4.2.7. Sea (X, Y) un vector aleatorio continuo con función de densidad

$$f(x, y) = k, \quad x^2 \leq y \leq 1,$$

anulándose fuera del recinto indicado.

1. Hallar la constante k para que f sea una función de densidad.

Representamos en el plano cartesiano el recinto en el que la función de densidad es no nula:



Para que f sea una función de densidad, tenemos que:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1.$$

Tenemos por tanto que:

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_{-1}^1 \int_{x^2}^1 k dy dx = k \cdot \int_{-1}^1 [y]_{x^2}^1 dx = k \cdot \int_{-1}^1 1 - x^2 dx = \\ &= k \cdot \left[x - \frac{x^3}{3} \right]_{-1}^1 = k \cdot \left[1 - \frac{1}{3} - \left(-1 + \frac{1}{3} \right) \right] = k \cdot \left[2 - \frac{2}{3} \right] = \frac{4}{3}k \end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que $k = 3/4$. En este caso, vemos que además $f_{(X,Y)}$ es no negativa e integrable.

2. Calcular la función de distribución de probabilidad.

Distinguimos casos:

- Si $x \leq -1$ o $y \leq 0$ o $x \in]-1, 0[$ y $y \leq x^2$ (zona R_1):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 0.$$

- Si $x^2 \leq y \leq 1$ (zona R_2):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_{-\infty}^x \int_{u^2}^y \frac{3}{4} dv du = \frac{3}{4} \int_{-\infty}^x [y - u^2] du = \\ &= \frac{3}{4} \left[yu - \frac{u^3}{3} \right]_{-\infty}^x = \frac{3}{4} \left[xy - \frac{x^3}{3} + y\sqrt{y} - \frac{y^{3/2}}{3} \right] = \\ &= \frac{3}{4} \left[xy - \frac{x^3}{3} + \frac{2}{3} \cdot y\sqrt{y} \right]. \end{aligned}$$

- Si $y \geq 1$ y $x \in]-1, 1[$ (zona R_3):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_{-1}^x \int_{u^2}^1 \frac{3}{4} dv du = \frac{3}{4} \int_{-1}^x [1 - u^2] du = \\ &= \frac{3}{4} \left[u - \frac{u^3}{3} \right]_{-1}^x = \frac{3}{4} \left[x - \frac{x^3}{3} + 1 - \frac{1}{3} \right] = \frac{3}{4} \left[x - \frac{x^3}{3} + \frac{2}{3} \right]. \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $0 \leq y \leq x^2$ o $x \in]1, +\infty[$ y $y \in]0, 1[$ (zona R_4):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \int_{u^2}^y \frac{3}{4} dv du = \frac{3}{4} \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} [y - u^2] du = \\ &= \frac{3}{4} \left[yu - \frac{u^3}{3} \right]_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} = \frac{3}{4} \left[y\sqrt{y} - \frac{y^{3/2}}{3} + y\sqrt{y} - \frac{y^{3/2}}{3} \right] = y\sqrt{y} \end{aligned}$$

- Si $x \geq 1$ y $y \geq 1$ (zona R_5):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = 1.$$

Por tanto, tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x,y) = \begin{cases} 0, & x \leq -1 \text{ o } y \leq 0 \text{ o } x \in]-1, 0[\text{ y } y \leq x^2, \\ \frac{3}{4} \left[xy - \frac{x^3}{3} + \frac{2}{3} \cdot y\sqrt{y} \right], & x^2 \leq y \leq 1, \\ \frac{3}{4} \left[x - \frac{x^3}{3} + \frac{2}{3} \right], & y \geq 1 \text{ y } x \in]-1, 1[, \\ y\sqrt{y}, & x \in]0, 1[\text{ y } 0 \leq y \leq x^2 \text{ o } x > 1 \text{ y } y \in]0, 1[, \\ 1, & x \geq 1 \text{ y } y \geq 1. \end{cases}$$

3. Calcular $P(X \geq Y)$.

Para calcular $P(X \geq Y)$, representamos la recta $y = x$ y nos quedamos con la región que queda por debajo de esta recta. Tenemos entonces que:

$$\begin{aligned} P(X \geq Y) &= \int_0^1 \int_{x^2}^x \frac{3}{4} dy dx = \frac{3}{4} \int_0^1 [x - x^2] dx = \frac{3}{4} \left[\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = \\ &= \frac{3}{4} \left[\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right] = \frac{3}{4} \left[\frac{3-2}{6} \right] = \frac{3}{4} \left[\frac{1}{6} \right] = \frac{1}{8}. \end{aligned}$$

4. Calcular las distribuciones marginales.

Para $x \in]-1, 1[$, tenemos que:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{x^2}^1 \frac{3}{4} dy = \frac{3}{4} [y]_{x^2}^1 = \frac{3}{4} [1 - x^2].$$

Para $y \in]0, 1[$, tenemos que:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{3}{4} dx = \frac{3}{4} [x]_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} = \frac{3}{4} [\sqrt{y} + \sqrt{y}] = \frac{3}{2} \sqrt{y}.$$

5. Calcular las distribuciones condicionadas.

Dado $x^* \in]-1, 1[$, tenemos que:

$$f_{Y|X=x^*}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x^*, y)}{f_X(x^*)} = \frac{\frac{3}{4}}{\frac{3}{4} [1 - (x^*)^2]} = \frac{1}{1 - (x^*)^2}.$$

Dado $y^* \in]0, 1[$, tenemos que:

$$f_{X|Y=y^*}(x) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y^*)}{f_Y(y^*)} = \frac{\frac{3}{4}}{\frac{3}{2} \sqrt{y^*}} = \frac{1}{2\sqrt{y^*}}.$$

Ejercicio 4.2.8. Sea $k \in \mathbb{R}$. Consideramos la función de densidad de probabilidad

$$f(x, y) = \begin{cases} k \left[\frac{xy}{2} + 1 \right], & 0 < x < 1, -1 < y < 1, \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Calcular:

1. La constante k para que f sea una función de densidad.

Para que f sea una función de densidad, tenemos que:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1.$$

Tenemos por tanto que:

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_{-1}^1 \int_0^1 k \left[\frac{xy}{2} + 1 \right] dx dy = k \int_{-1}^1 \left[\frac{yx^2}{4} + x \right]_0^1 dy = \\ &= k \int_{-1}^1 \left[\frac{y}{4} + 1 \right] dy = k \left[\frac{y^2}{8} + y \right]_{-1}^1 = k \left[\frac{1}{8} + 1 - \left(\frac{1}{8} - 1 \right) \right] = 2k \implies k = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

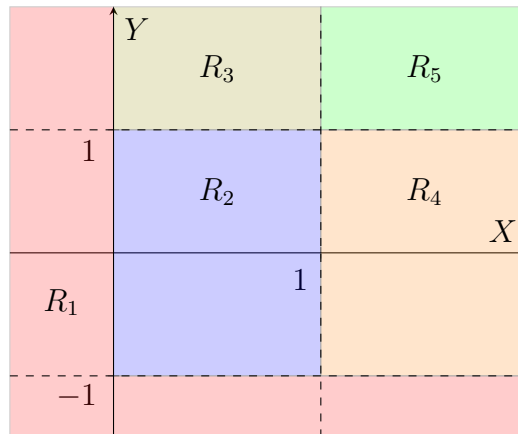
Veamos ahora que, para dicho valor de k , f es no negativa. Para ello, tenemos que:

$$f(x, y) \geq 0 \iff xy > -2 \iff y > \frac{-2}{x}$$

Esto último es cierto, ya que $x \in]0, 1[$ e $y \in]-1, 1[$. Por tanto, f es no negativa. Además, es integrable, por lo que f es una función de densidad.

2. La función de distribución de probabilidad.

Representamos en el plano cartesiano la región en la que la función de densidad es no nula:



Distinguimos casos:

- Si $x \leq 0$ o $y \leq -1$ (zona R_1):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 0.$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]-1, 1[$ (zona R_2):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_{-1}^y \frac{1}{2} \left[\frac{uv}{2} + 1 \right] dv du = \\ &= \int_0^x \left[\frac{uv^2}{8} + \frac{v}{2} \right]_{-1}^y du = \int_0^x \frac{uy^2}{8} + \frac{y}{2} - \frac{u}{8} + \frac{1}{2} du = \\ &= \left[\frac{u^2 y^2}{16} + \frac{y}{2} u - \frac{u^2}{16} + \frac{u}{2} \right]_0^x = \frac{x^2 y^2}{16} + \frac{xy}{2} - \frac{x^2}{16} + \frac{x}{2}. \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \geq 1$ (zona R_3):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_{-1}^1 \frac{1}{2} \left[\frac{uv}{2} + 1 \right] dv du = \\ &= \int_0^x \left[\frac{uv^2}{8} + \frac{v}{2} \right]_{-1}^1 du = \int_0^x \frac{u}{8} + \frac{1}{2} - \left(\frac{u}{8} - \frac{1}{2} \right) du = \int_0^x 1 du = x. \end{aligned}$$

- Si $y \in]-1, 1[$ y $x \geq 1$ (zona R_4):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^1 \int_{-1}^y \frac{1}{2} \left[\frac{uv}{2} + 1 \right] dv du = \\ &= \int_0^1 \left[\frac{uv^2}{8} + \frac{v}{2} \right]_{-1}^y du = \int_0^1 \frac{uy^2}{8} + \frac{y}{2} - \frac{u}{8} + \frac{1}{2} du = \\ &= \left[\frac{u^2 y^2}{16} + \frac{y}{2} u - \frac{u^2}{16} + \frac{u}{2} \right]_0^1 = \frac{y^2}{16} + \frac{y}{2} + \frac{7}{16} \end{aligned}$$

- Si $y \geq 1$ y $x \geq 1$ (zona R_5):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = 1.$$

Por tanto, tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ o } y \leq -1, \\ \frac{x^2 y^2}{16} + \frac{xy}{2} - \frac{x^2}{16} + \frac{x}{2}, & x \in]0, 1[\text{ y } y \in]-1, 1[, \\ x, & x \in]0, 1[\text{ y } y \geq 1, \\ \frac{y^2}{16} + \frac{y}{2} + \frac{7}{16}, & y \in]-1, 1[\text{ y } x \geq 1, \\ 1, & y \geq 1 \text{ y } x \geq 1. \end{cases}$$

3. Las distribuciones marginales.

Para $x \in]0, 1[$, tenemos que:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-1}^1 \frac{1}{2} \left[\frac{xy}{2} + 1 \right] dy = \frac{1}{2} \left[\frac{xy^2}{4} + y \right]_{-1}^1 = \frac{1}{2} \left[\frac{x}{4} + 1 - \frac{x}{4} + 1 \right] = 1$$

Para $y \in]-1, 1[$, tenemos que:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^1 \frac{1}{2} \left[\frac{xy}{2} + 1 \right] dx = \frac{1}{2} \left[\frac{x^2 y}{4} + x \right]_0^1 = \frac{1}{2} \left[\frac{y}{4} + 1 \right]$$

Ejercicio 4.2.9. Sea (X, Y) un vector aleatorio bidimensional continuo, con función de densidad de probabilidad

$$f(x, y) = \begin{cases} k, & 0 < x + y < 1, |y| < 1, 0 < x < 1, \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Responder a los siguientes apartados:

1. Hallar la constante k para que f sea una función de densidad de probabilidad.

Para que f sea una función de densidad, tenemos que:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1.$$

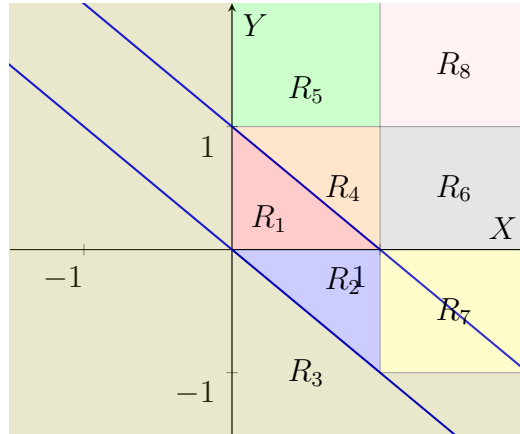
Tenemos por tanto que:

$$1 = \int_0^1 \int_{-x}^{1-x} k dx dy = k \int_0^1 [y]_{-x}^{1-x} dx = k \int_0^1 1 - x + x dx = k \int_0^1 1 dx = k$$

Por tanto, tenemos que $k = 1$. En este caso, vemos que además $f_{(X,Y)}$ es no negativa e integrable.

2. Calcular la función de distribución de probabilidad.

Dividimos el plano cartesiano en las distintas regiones:



Distinguimos casos:

- Si $x \leq 0$ o $x + y \leq 0$ (zona R_3):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 0.$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]0, 1[$ y $x + y \leq 1$ (zona R_1):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_0^x \int_{-u}^y 1 dv du = \int_0^x [v]_{-u}^y du = \\ &= \int_0^x y + u du = \left[yu + \frac{u^2}{2} \right]_0^x = xy + \frac{x^2}{2}. \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]-1, 0[$ y $x + y \geq 0$ (zona R_2):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_{-y}^x \int_{-u}^y 1 dv du = \int_{-y}^x [v]_{-u}^y du = \\ &= \int_{-y}^x y + u du = \left[yu + \frac{u^2}{2} \right]_{-y}^x = xy + \frac{x^2}{2} - y(-y) - \frac{y^2}{2} = \\ &= yx + \frac{x^2 + y^2}{2} = \frac{(x + y)^2}{2}. \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]0, 1[$ y $x + y \geq 1$ (zona R_4):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \\ &= \int_0^{1-y} \int_0^y 1 dv du + \int_{1-y}^x \int_0^{1-u} 1 dv du + \int_0^x \int_{-u}^0 1 dv du = \\ &= \int_0^{1-y} y du + \int_{1-y}^x 1 - u du + \int_0^x u du = \\ &= [yu]_0^{1-y} + \left[u - \frac{u^2}{2} \right]_{1-y}^x + \left[\frac{u^2}{2} \right]_0^x = \\ &= y(1-y) + \left(x - \frac{x^2}{2} \right) - \left(1-y - \frac{(1-y)^2}{2} \right) + \frac{x^2}{2} = \\ &= y - y^2 + x - 1 + y + \frac{(1-y)^2}{2} = -(1-y)^2 + x + \frac{(1-y)^2}{2} = \\ &= x - \frac{(1-y)^2}{2} \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]1, \infty[$ (zona R_5):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_{-u}^{1-u} 1 dv du = \\ &= \int_0^x [v]_{-u}^{1-u} du = \int_0^x 1 - u + u du = \int_0^x 1 du = x. \end{aligned}$$

- Si $x \in]1, \infty[$ y $y \in]0, 1[$ (zona R_6):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \\ &= \int_0^1 \int_{-u}^0 1 dv du + \int_0^{1-y} \int_0^y 1 dv du + \int_{1-y}^1 \int_0^{1-u} 1 dv du = \\ &= \int_0^1 u du + \int_0^{1-y} y du + \int_{1-y}^1 1 - u du = \\ &= \left[\frac{u^2}{2} \right]_0^1 + [yu]_0^{1-y} + \left[u - \frac{u^2}{2} \right]_{1-y}^1 = \\ &= \frac{1}{2} + y(1-y) + 1 - \frac{1}{2} - \left[1 - y - \frac{(1-y)^2}{2} \right] = \\ &= y - y^2 + y + \frac{(1-y)^2}{2} = 1 - \frac{(1-y)^2}{2} \end{aligned}$$

- Si $x \in]1, \infty[$ y $y \in]-1, 0[$ (zona R_7):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \\ &= \int_{-y}^1 \int_{-u}^y 1 dv du = \int_{-y}^1 [v]_{-u}^y du = \int_{-y}^1 y + u du = \\ &= \left[yu + \frac{u^2}{2} \right]_{-y}^1 = y + \frac{1}{2} + y^2 - \frac{y^2}{2} = y + \frac{y^2 + 1}{2} \end{aligned}$$

- Si $x \in]1, \infty[$ y $y \in]1, \infty[$ (zona R_8):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 1$$

Por tanto, tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ o } x + y \leq 0, \quad (R_3), \\ xy + \frac{x^2}{2}, & x \in]0, 1[\text{ y } y \in]0, 1[\text{ y } x + y \leq 1, \quad (R_1), \\ \frac{(x+y)^2}{2}, & x \in]0, 1[\text{ y } y \in]-1, 0[\text{ y } x + y \geq 0, \quad (R_2), \\ x - \frac{(1-y)^2}{2}, & x \in]0, 1[\text{ y } y \in]0, 1[\text{ y } x + y \geq 1, \quad (R_4), \\ x, & x \in]0, 1[\text{ y } y \geq 1, \quad (R_5), \\ 1 - \frac{(1-y)^2}{2}, & x \in]1, \infty[\text{ y } y \in]0, 1[, \quad (R_6), \\ y + \frac{y^2 + 1}{2}, & x \in]1, \infty[\text{ y } y \in]-1, 0[, \quad (R_7), \\ 1, & x \in]1, \infty[\text{ y } y \geq 1, \quad (R_8). \end{cases}$$

3. Calcular las distribuciones marginales.

Para $x \in]0, 1[$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-x}^{1-x} 1 dy = [y]_{-x}^{1-x} = 1 - x + x = 1.$$

Para $y \in]0, 1[$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^{1-y} 1 dx = [x]_0^{1-y} = 1 - y.$$

Para $y \in]-1, 0[$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{-y}^1 1 dx = [x]_{-y}^1 = 1 + y.$$

Por tanto, tenemos que, para $y \in]-1, 1[$:

$$f_Y(y) = 1 - |y|.$$

4. Calcular las distribuciones condicionadas.

Dado $x^* \in]-1, 1[$, tenemos para $y \in]0, 1[$, $0 < x^* + y < 1$:

$$f_{Y|X=x^*}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x^*, y)}{f_X(x^*)} = \frac{1}{1} = 1.$$

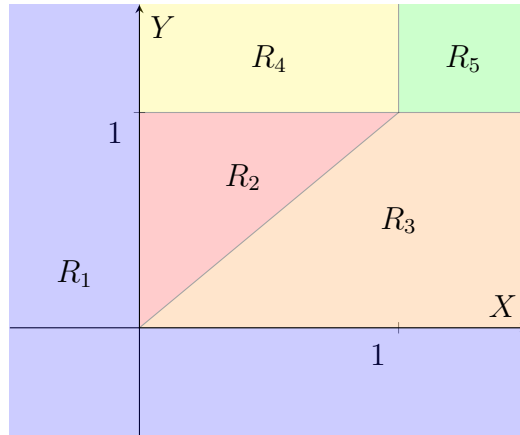
Dado $y^* \in]-1, 1[$, tenemos para $x \in]0, 1[$, $0 < x + y^* < 1$:

$$f_{X|Y=y^*}(x) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y^*)}{f_Y(y^*)} = \frac{1}{1 - |y^*|}.$$

Ejercicio 4.2.10. Sea (X, Y) un vector aleatorio bidimensional continuo, con distribución de probabilidad uniforme sobre el triángulo de vértices $(0, 0)$; $(0, 1)$; $(1, 1)$. Determinar:

1. La función de densidad de probabilidad.

Veamos en primer lugar el triángulo en cuestión:



La función de densidad de probabilidad es constante, por lo que:

$$f(x, y) = \begin{cases} k, & x \in [0, 1], x \leq y \leq 1, \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Para que f sea una función de densidad, tenemos que:

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_x^1 k dy dx = k \int_0^1 [y]_x^1 dx = \\ &= k \int_0^1 1 - x dx = k \left[x - \frac{x^2}{2} \right]_0^1 = k \left(1 - \frac{1}{2} \right) = \frac{k}{2} \implies k = 2. \end{aligned}$$

2. La función de distribución de probabilidad.

Distinguiamos casos:

- Si $x \leq 0$ o $y \leq 0$ (zona R_1):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 0.$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $x < y < 1$ (zona R_2):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_u^y 2 dv du = \int_0^x 2(y - u) du = \\ &= 2 \left[yu - \frac{u^2}{2} \right]_0^x = 2 \left(xy - \frac{x^2}{2} \right) = 2xy - x^2. \end{aligned}$$

- Si $y \in]0, 1, \infty[$ y $x > y$ (zona R_3):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^y \int_u^y 2 dv du = \int_0^y 2(y - u) du = \\ &= 2 \left[yu - \frac{u^2}{2} \right]_0^y = 2 \left(y^2 - \frac{y^2}{2} \right) = 2 \cdot \frac{y^2}{2} = y^2. \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \geq 1$ (zona R_4):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_u^1 2 dv du = \int_0^x 2(1 - u) du = \\ &= 2 \left[u - \frac{u^2}{2} \right]_0^x = 2 \left(x - \frac{x^2}{2} \right) = 2x - x^2. \end{aligned}$$

- Si $x, y \geq 1$ (zona R_5):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = 1.$$

Por tanto, tenemos que:

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ o } y \leq 0, (R_1), \\ 2xy - x^2, & x \in]0, 1[\text{ y } x < y < 1, (R_2), \\ y^2, & y \in]0, 1[\text{ y } x > y, (R_3), \\ 2x - x^2, & x \in]0, 1[\text{ y } y \geq 1, (R_4), \\ 1, & x, y \geq 1, (R_5). \end{cases}$$

3. Las distribuciones marginales.

Para $x \in]0, 1[$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_x^1 2 dy = 2[y]_x^1 = 2(1 - x).$$

Para $y \in]0, 1[$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^y 2 dx = 2[x]_0^y = 2y.$$

4. Las distribuciones condicionadas.

Dado $x^* \in]0, 1[$, tenemos para $y \in]0, 1[$, $x^* < y < 1$:

$$f_{Y|X=x^*}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x^*, y)}{f_X(x^*)} = \frac{2}{2(1-x^*)} = \frac{1}{1-x^*}.$$

Dado $y^* \in]0, 1[$, tenemos para $x \in]0, 1[$, $x < y^* < 1$:

$$f_{X|Y=y^*}(x) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y^*)}{f_Y(y^*)} = \frac{2}{2y^*} = \frac{1}{y^*}.$$

Ejercicio 4.2.11. Sea (X, Y) una variable aleatoria bidimensional con distribución uniforme en el recinto

$$C = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2; x^2 + y^2 < 1; x \geq 0, y \geq 0\}.$$

Calcular:

1. La función de densidad conjunta.

La función de densidad conjunta es constante, por lo que:

$$f(x, y) = \begin{cases} k, & x^2 + y^2 < 1, x, y \geq 0 \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Para que f sea una función de densidad, tenemos que:

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy$$

Hay dos opciones:

Integrando de la forma usual: Es necesario que:

$$\int_0^1 \int_0^{\sqrt{1-x^2}} k dy dx = k \int_0^1 \sqrt{1-x^2} dx$$

Haciendo el cambio de variable $x = \sin(t)$, tenemos que:

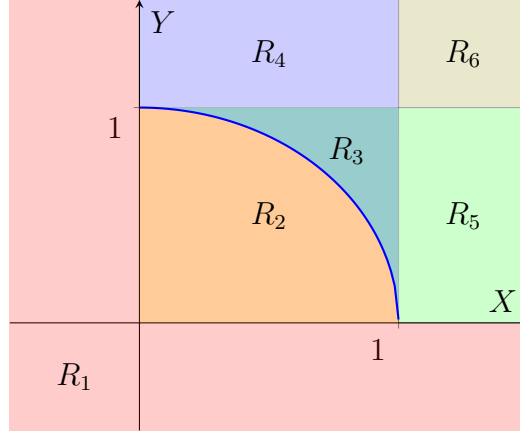
$$\begin{aligned} 1 &= k \int_0^{\frac{\pi}{2}} \cos(t) \cos(t) dt = k \int_0^{\frac{\pi}{2}} \cos^2(t) dt = k \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{1 + \cos(2t)}{2} dt = \\ &= k \left[\frac{t}{2} + \frac{\sin(2t)}{4} \right]_0^{\frac{\pi}{2}} = k \left[\frac{\pi}{4} \right] \implies k = \frac{4}{\pi}. \end{aligned}$$

Razonando la forma de C : Sabemos que C es un cuarto de círculo de radio 1, por lo que su área es $\pi/4$. Por tanto, tenemos que:

$$1 = \int_C f(x, y) = k \int_C 1 = k \cdot \lambda(C) = k \cdot \frac{\pi}{4} \implies k = \frac{4}{\pi}.$$

2. La función de distribución conjunta.

Dividimos el plano cartesiano en las distintas regiones:



Distinguimos casos:

- Si $x \leq 0$ o $y \leq 0$ (zona R_1):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = 0.$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]0, \sqrt{1-x^2}[$ (zona R_2):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \int_0^x \int_0^y \frac{4}{\pi} dv du = \int_0^x \frac{4}{\pi} y du = \\ &= \frac{4}{\pi} [yu]_0^x = \frac{4}{\pi} \cdot xy \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \in]\sqrt{1-x^2}, 1[$ (zona R_3):

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \\ &= \int_0^{\sqrt{1-y^2}} \int_0^y \frac{4}{\pi} dv du + \int_{\sqrt{1-y^2}}^x \int_0^{\sqrt{1-u^2}} \frac{4}{\pi} dv du = \\ &= \int_0^{\sqrt{1-y^2}} \frac{4}{\pi} y du + \int_{\sqrt{1-y^2}}^x \frac{4}{\pi} \sqrt{1-u^2} du \end{aligned}$$

Para resolver la segunda integral, hacemos el cambio de variable dado

por $u = \text{sen}(t)$, $du = \cos(t)dt$:

$$\begin{aligned}
 F_{(X,Y)}(x,y) &= \frac{4}{\pi}y\sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \int_{\arcsen(\sqrt{1-y^2})}^{\arcsen(x)} \cos^2(t) dt = \\
 &= \frac{4}{\pi}y\sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \int_{\arcsen(\sqrt{1-y^2})}^{\arcsen(x)} \frac{1+\cos(2t)}{2} dt = \\
 &= \frac{4}{\pi}y\sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \left[\frac{t}{2} + \frac{\text{sen}(2t)}{4} \right]_{\arcsen(\sqrt{1-y^2})}^{\arcsen(x)} = \\
 &= \frac{4}{\pi}y\sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \left[\frac{\arcsen(x)}{2} + \frac{\text{sen}(2\arcsen(x))}{4} - \right. \\
 &\quad \left. - \frac{\arcsen(\sqrt{1-y^2})}{2} - \frac{\text{sen}(2\arcsen(\sqrt{1-y^2}))}{4} \right]
 \end{aligned}$$

Veamos cuánto vale anteriormente $\text{sen}(2\arcsen(x))$ para cierto $x \in \mathbb{R}$:

$$\text{sen}(2\arcsen(x)) = 2\text{sen}(\arcsen(x))\cos(\arcsen(x)) = 2x\sqrt{1-x^2}.$$

Por tanto, tenemos que:

$$\begin{aligned}
 F_{(X,Y)}(x,y) &= \frac{4}{\pi}y\sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \left[\frac{\arcsen(x)}{2} + \frac{2x\sqrt{1-x^2}}{4} - \right. \\
 &\quad \left. - \frac{\arcsen(\sqrt{1-y^2})}{2} - \frac{2\sqrt{1-y^2}\sqrt{y^2}}{4} \right] = \\
 &= \frac{4}{\pi}y\sqrt{1-y^2} + \frac{2}{\pi}\arcsen(x) + \frac{2}{\pi}x\sqrt{1-x^2} - \\
 &\quad - \frac{2}{\pi}\arcsen(\sqrt{1-y^2}) - \frac{2}{\pi}y\sqrt{1-y^2}.
 \end{aligned}$$

- Si $x \in]0, 1[$ y $y \geq 1$ (zona R_4):

$$\begin{aligned}
 F_{(X,Y)}(x,y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u,v) dv du = \int_0^x \int_0^{\sqrt{1-u^2}} \frac{4}{\pi} dv du = \\
 &= \int_0^x \frac{4}{\pi} \sqrt{1-u^2} du
 \end{aligned}$$

Para resolver la integral, de nuevo hacemos el cambio de variable dado

por $u = \text{sen}(t)$, $du = \cos(t)dt$:

$$\begin{aligned}
 F_{(X,Y)}(x, y) &= \frac{4}{\pi} \int_0^{\text{arc sen}(x)} \cos^2(t) dt = \\
 &= \frac{4}{\pi} \int_0^{\text{arc sen}(x)} \frac{1 + \cos(2t)}{2} dt = \\
 &= \frac{4}{\pi} \left[\frac{t}{2} + \frac{\text{sen}(2t)}{4} \right]_0^{\text{arc sen}(x)} = \\
 &= \frac{4}{\pi} \left[\frac{\text{arc sen}(x)}{2} + \frac{\text{sen}(2 \text{ arc sen}(x))}{4} \right] = \\
 &= \frac{4}{\pi} \left[\frac{\text{arc sen}(x)}{2} + \frac{2x\sqrt{1-x^2}}{4} \right] = \\
 &= \frac{2}{\pi} \text{arc sen}(x) + \frac{2}{\pi} x\sqrt{1-x^2}.
 \end{aligned}$$

- Si $y \in]0, 1[$ y $x \geq 1$ (zona R_5):

$$\begin{aligned}
 F_{(X,Y)}(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du = \\
 &= \int_0^{\sqrt{1-y^2}} \int_0^y \frac{4}{\pi} dv du + \int_{\sqrt{1-y^2}}^1 \int_0^{\sqrt{1-u^2}} \frac{4}{\pi} dv du = \\
 &= \int_0^{\sqrt{1-y^2}} \frac{4}{\pi} y du + \int_{\sqrt{1-y^2}}^1 \frac{4}{\pi} \sqrt{1-u^2} du
 \end{aligned}$$

Para resolver la segunda integral, de nuevo hacemos el cambio de variable dado por $u = \text{sen}(t)$, $du = \cos(t)dt$:

$$\begin{aligned}
 F_{(X,Y)}(x, y) &= \frac{4}{\pi} y [u]_0^{\sqrt{1-y^2}} + \frac{4}{\pi} \int_{\text{arc sen}(\sqrt{1-y^2})}^{\pi/2} \cos^2(t) dt = \\
 &= \frac{4}{\pi} y \sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \int_{\text{arc sen}(\sqrt{1-y^2})}^{\pi/2} \frac{1 + \cos(2t)}{2} dt = \\
 &= \frac{4}{\pi} y \sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \left[\frac{t}{2} + \frac{\text{sen}(2t)}{4} \right]_{\text{arc sen}(\sqrt{1-y^2})}^{\pi/2} = \\
 &= \frac{4}{\pi} y \sqrt{1-y^2} + \frac{4}{\pi} \left[\frac{\pi/2}{2} + \frac{\text{sen}(\pi)}{4} - \frac{\text{arc sen}(\sqrt{1-y^2})}{2} - \right. \\
 &\quad \left. - \frac{\text{sen}(2 \text{ arc sen}(\sqrt{1-y^2}))}{4} \right] = \\
 &= \frac{4}{\pi} y \sqrt{1-y^2} + 1 - \frac{2}{\pi} \text{arc sen}(\sqrt{1-y^2}) - \frac{2}{\pi} y \sqrt{1-y^2} = \\
 &= \frac{2}{\pi} y \sqrt{1-y^2} + 1 - \frac{2}{\pi} \text{arc sen}(\sqrt{1-y^2})
 \end{aligned}$$

- Si $x, y \geq 1$ (zona R_6):

$$F_{(X,Y)}(x, y) = 1.$$

3. Las funciones de densidad marginales.

Para $x \in [0, 1]$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^{\sqrt{1-x^2}} \frac{4}{\pi} dy = \frac{4}{\pi} [y]_0^{\sqrt{1-x^2}} = \frac{4}{\pi} \cdot \sqrt{1-x^2}.$$

Para $y \in [0, 1]$, ya que la función de densidad es constante, tenemos que:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^{\sqrt{1-y^2}} \frac{4}{\pi} dx = \frac{4}{\pi} [x]_0^{\sqrt{1-y^2}} = \frac{4}{\pi} \cdot \sqrt{1-y^2}.$$

4. Las funciones de densidad condicionadas.

Dado $x^* \in [0, 1]$, tenemos para $y \in [0, \sqrt{1-(x^*)^2}]$:

$$f_{Y|X=x^*}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x^*, y)}{f_X(x^*)} = \frac{\frac{4}{\pi}}{\frac{4}{\pi} \cdot \sqrt{1-(x^*)^2}} = \frac{1}{\sqrt{1-(x^*)^2}}.$$

Dado $y^* \in [0, 1]$, tenemos para $x \in [0, \sqrt{1-(y^*)^2}]$:

$$f_{X|Y=y^*}(x) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y^*)}{f_Y(y^*)} = \frac{\frac{4}{\pi}}{\frac{4}{\pi} \cdot \sqrt{1-(y^*)^2}} = \frac{1}{\sqrt{1-(y^*)^2}}.$$

Ejercicio 4.2.12. Sea la función de densidad del vector (X, Y) dada por:

$$f(x, y) = \begin{cases} k \left[\frac{xy}{2} + 1 \right] & 0 < x < 1, -1 < y < 1, \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Se considera la transformación $Z = X - Y$, $T = X + 2Y$. Hallar la función de densidad de probabilidad conjunta de la variable transformada (Z, T) .

Ejercicio 4.2.13. Sea (X, Y) un vector aleatorio bidimensional con función de densidad de probabilidad

$$f(x, y) = \begin{cases} \exp(-x - y) & x > 0, y > 0, \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Calcular la función de densidad de probabilidad de la variable aleatoria $Z = X + 2Y$, a partir del cálculo de la densidad de probabilidad conjunta de la variable aleatoria bidimensional transformada (Z, T) , siendo $Z = X + 2Y$, y $T = Y$.

Ejercicio 4.2.14. Sea (X, Y) un vector aleatorio bidimensional con función de densidad de probabilidad

$$f(x, y) = \begin{cases} k & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

1. Calcular k para que f sea función de densidad de probabilidad de un vector aleatorio continuo (X, Y) .
2. Calcular la función de densidad de probabilidad conjunta de $(Z, T) = (X + Y, X - Y)$.
3. Determinar las funciones de densidad de probabilidad marginales del vector transformado (Z, T) .
4. Determinar la función de distribución de probabilidad de X/Y , XY , $\max(X, Y)$, y $\min(X, Y)$.
5. Determinar la función de distribución de probabilidad conjunta del $\max(X, Y)$, y del $\min(X, Y)$.

Ejercicio 4.2.15. Sea (X, Y) un vector aleatorio bidimensional discreto, cuya función masa de probabilidad conjunta se calcula como el producto de las funciones masa de probabilidad marginales de X e Y . Las variables aleatorias X e Y se distribuyen según una Poisson con parámetro $\lambda > 0$. Calcular la función de distribución de probabilidad marginal del máximo y del mínimo, así como la distribución conjunta del máximo y del mínimo.

Ejercicio 4.2.16. Sea (X, Y) un vector aleatorio con función de densidad de probabilidad

$$f(x, y) = \begin{cases} 2 & 0 < x < 1, \ 0 < y < x, \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Calcular la densidad de probabilidad de las variables $Z = aX + bY$, $T = X/Y$, a partir de la densidad de probabilidad conjunta de $(Z, T) = (aX + bY, X/Y)$, $a, b > 0$.

Ejercicio 4.2.17. Sea (X, Y) un vector aleatorio, cuya función de densidad de probabilidad conjunta se calcula como producto de las funciones de densidad de probabilidad marginales de X e Y , siendo $X \sim \exp(\lambda)$ e $Y \sim \exp(\mu)$. Calcular la función de distribución de probabilidad conjunta del vector aleatorio

$$(Z, T) = (\min(X, Y), T), \quad T = \begin{cases} 0 & Y < X \\ 1 & X < Y \end{cases}$$

Ejercicio 4.2.18. Sea (X, Y) un vector aleatorio, cuya función de densidad de probabilidad conjunta se calcula como en el problema anterior, considerando $\lambda = \mu$. Calcular la distribución de probabilidad de $|X - Y|$, $\max(X, Y^3)$, y $\min(X^5, Y)$.

Ejercicio 4.2.19. Sea (X, Y) un vector aleatorio discreto con función masa de probabilidad

$$P(X = x, Y = y) = k \cdot 2^{x+y}, \quad x, y \in \mathbb{N}.$$

1. Calcular el valor de k para que la ecuación anterior defina la función masa de probabilidad de un variable aleatoria bidimensional discreta.
2. Calcular las funciones masa de probabilidad marginales y condicionadas.

3. Calcular la función masa de probabilidad de $X + Y$ y $X - Y$.

Ejercicio 4.2.20. El vector aleatorio (X, Y) se distribuye según una uniforme sobre el recinto

$$R_1 = \{(x, y); 0 < x < y < 1\}.$$

Calcular:

1. Su función generatriz de momentos conjunta.
2. Las distribuciones generatrices de momentos marginales.
3. La covarianza de X e Y .

4.3. Independencia de Variables Aleatorias

Ejercicio 4.3.1. Sea un experimento aleatorio que consiste en lanzar un tetraedro regular cuyas caras están numeradas del 1 al 4, y se definen los sucesos:

$$\begin{aligned}A &= \{1 \text{ ó } 2\} \\B &= \{2 \text{ ó } 3\} \\C &= \{2 \text{ ó } 4\}.\end{aligned}$$

Responder a los siguientes apartados:

1. Calcular $P(A)$, $P(B)$, $P(C)$.

Usando la Ley de Laplace, tenemos que:

$$\begin{aligned}P(A) &= \frac{2}{4} = \frac{1}{2} \\P(B) &= \frac{2}{4} = \frac{1}{2} \\P(C) &= \frac{2}{4} = \frac{1}{2}.\end{aligned}$$

2. Calcular la probabilidad de obtener un dos.

Usando de nuevo la Ley de Laplace, tenemos que:

$$P(\{2\}) = \frac{1}{4}.$$

3. Indicar si los sucesos A , B y C son independientes dos a dos.

Para comprobar si dos sucesos son independientes, debemos comprobar si se cumplen las siguientes igualdades:

$$P(A \cap B) = P(A)P(B), \quad P(A \cap C) = P(A)P(C), \quad P(B \cap C) = P(B)P(C).$$

Tenemos que:

$$\begin{aligned}P(A \cap B) &= P(\{2\}) = \frac{1}{4} = P(A)P(B) = \frac{1}{4} \\P(A \cap C) &= P(\{2\}) = \frac{1}{4} = P(A)P(C) = \frac{1}{4} \\P(B \cap C) &= P(\{2\}) = \frac{1}{4} = P(B)P(C) = \frac{1}{4}.\end{aligned}$$

Por lo tanto, los sucesos A , B y C son independientes dos a dos.

4. Indicar si los sucesos A , B y C son mutuamente independientes.

Para comprobar si tres sucesos son mutuamente independientes, debemos comprobar si se cumple la siguiente igualdad:

$$P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C).$$

Tenemos que:

$$P(A \cap B \cap C) = P(\{2\}) = \frac{1}{4} \neq P(A)P(B)P(C) = \frac{1}{8}.$$

Por lo tanto, los sucesos A , B y C no son mutuamente independientes.

Ejercicio 4.3.2. Sea (X_1, X_2, X_3) un vector aleatorio con función masa de probabilidad

$$P[(X_1, X_2, X_3) = (x_1, x_2, x_3)] = \frac{1}{4},$$

siendo $(x_1, x_2, x_3) = \{(1, 0, 0), (0, 1, 0), (0, 0, 1), (1, 1, 1)\}$.

1. Indicar si son X_1 , X_2 , X_3 independientes dos a dos.

Calculamos en primer lugar las funciones masa de probabilidad marginales. Para el caso de X_1 , tenemos que:

$$\begin{aligned} P[X_1 = 0] &= P[(0, 1, 0)] + P[(0, 0, 1)] = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \\ P[X_1 = 1] &= P[(1, 0, 0)] + P[(1, 1, 1)] = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Para X_2 y X_3 se obtienen los mismos resultados. Por lo tanto, las funciones masas de probabilidad marginales para $i \in \{1, 2, 3\}$ son:

$$\begin{aligned} P[X_i = 0] &= \frac{1}{2}, \\ P[X_i = 1] &= \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Calculemos ahora las funciones masa de probabilidad bidimensionales. Para el caso de X_1 y X_2 , tenemos que:

$$\begin{aligned} P[(X_1, X_2) = (0, 0)] &= P[(0, 1, 0)] = \frac{1}{4} \\ P[(X_1, X_2) = (0, 1)] &= P[(0, 0, 1)] = \frac{1}{4} \\ P[(X_1, X_2) = (1, 0)] &= P[(1, 0, 0)] = \frac{1}{4} \\ P[(X_1, X_2) = (1, 1)] &= P[(1, 1, 1)] = \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

Para (X_1, X_3) y (X_2, X_3) se obtienen los mismos resultados. Por lo tanto, las funciones masa de probabilidad bidimensionales para $i, j \in \{1, 2, 3\}$, $i \neq j$, son:

$$\begin{aligned} P[(X_i, X_j) = (0, 0)] &= \frac{1}{4}, \\ P[(X_i, X_j) = (0, 1)] &= \frac{1}{4}, \\ P[(X_i, X_j) = (1, 0)] &= \frac{1}{4}, \\ P[(X_i, X_j) = (1, 1)] &= \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

Veamos ahora si son independientes dos a dos. Para $i, j \in \{1, 2, 3\}$, $i \neq j$ y $a, b \in \{0, 1\}$, tenemos que:

$$\frac{1}{4} = P[(X_i, X_j) = (a, b)] = P[X_i = a]P[X_j = b] = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}.$$

Por lo tanto, las variables X_1 , X_2 y X_3 son independientes dos a dos.

2. Indicar si son X_1 , X_2 , X_3 mutuamente independientes.

Tenemos que:

$$0 = P[(X_1, X_2, X_3) = (0, 0, 0)] \neq P[X_1 = 0]P[X_2 = 0]P[X_3 = 0] = \frac{1}{8}.$$

Por lo tanto, las variables X_1 , X_2 y X_3 no son mutuamente independientes.

3. Indicar si $X_1 + X_2$ y X_3 son independientes.

Representamos en la siguiente tabla los valores de la suma $Z := X_1 + X_2$. Notemos que no es la función masa de probabilidad conjunta de (X_1, X_2) , sino la tabla de los valores de Z .

$X_1 \backslash X_2$	0	1
0	0	1
1	1	2

Notemos que Z toma los valores 0, 1 y 2, calculemos cada una de las probabilidades usando el Teorema de Cambio de Variable:

$$\begin{aligned} P[Z = 0] &= P[(X_1, X_2) = (0, 0)] = 1/4 \\ P[Z = 1] &= P[(X_1, X_2) = (0, 1)] + P[(X_1, X_2) = (1, 0)] = 1/4 + 1/4 = 1/2 \\ P[Z = 2] &= P[(X_1, X_2) = (1, 1)] = 1/4. \end{aligned}$$

Tenemos que:

$$0 = P[(Z, X_3) = (0, 0)] = P[X_1 = 0, X_2 = 0, X_3 = 0] \neq P[Z = 0]P[X_3 = 0] = 1/4 \cdot 1/2.$$

Por lo tanto, las variables $X_1 + X_2$ y X_3 no son independientes.

Ejercicio 4.3.3. Definimos sobre el experimento de lanzar diez veces una moneda las variables aleatorias X como el número de lanzamientos hasta que aparece la primera cara (si no aparece cara $X = 0$), e Y como el número de lanzamientos hasta que aparece la primera cruz (con $Y = 0$ si no aparece cruz). Indicar si X e Y son independientes.

La probabilidad de que haga falta 1 lanzamiento para obtener la primera cara, al igual que para obtener la primera cruz, usamos la Ley de Laplace:

$$P[X = 1] = P[Y = 1] = \frac{1}{2}$$

No obstante, por no poder darse en un mismo lanzamiento cara y cruz a la vez, tenemos que:

$$P[X = 1, Y = 1] = 0$$

Por tanto, como $P[X = 1]P[Y = 1] \neq P[X = 1, Y = 1]$, las variables X e Y no son independientes.

Ejercicio 4.3.4. El número de automóviles utilitarios, X , y el de automóviles de lujo, Y , que poseen las familias de una población se distribuye de acuerdo a las siguientes probabilidades:

$X \backslash Y$	0	1	2	
0	$1/3$	$1/12$	$1/24$	$11/24$
1	$1/6$	$1/24$	$1/48$	$11/48$
2	$5/22$	$5/88$	$5/176$	$5/16$
	$8/11$	$2/11$	$1/11$	

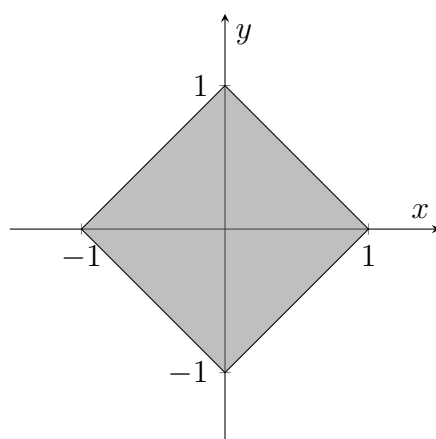
Comprobar que las variables X e Y son independientes.

Notemos que hemos incluido las funciones masa de probabilidad marginales en la última fila y columna de la tabla. Podemos comprobar así fácilmente que las variables X e Y son independientes.

Ejercicio 4.3.5. En los siguientes dos apartados, estudiar la independencia de las variables aleatorias X e Y , cuando su densidad de probabilidad conjunta se define como sigue:

1. $f(x, y) = 1/2$, si (x, y) pertenece al cuadrado de vértices $(1, 0)$; $(0, 1)$; $(-1, 0)$; $(0, -1)$.

El recinto descrito es:



Calculamos cada una de las funciones de densidad marginales:

- f_X si $x \in [-1, 0]$:

$$f_X(x) = \int_{-x-1}^{x+1} \frac{1}{2} dy = \left[\frac{1}{2}y \right]_{-x-1}^{x+1} = \frac{1}{2}(x+1) - \frac{1}{2}(-x-1) = x+1.$$

- f_X si $x \in [0, 1]$:

$$f_X(x) = \int_{x-1}^{-x+1} \frac{1}{2} dy = \left[\frac{1}{2}y \right]_{x-1}^{-x+1} = \frac{1}{2}(-x+1) - \frac{1}{2}(x-1) = 1-x.$$

- f_Y si $y \in [-1, 0]$:

$$f_Y(y) = \int_{-y-1}^{y+1} \frac{1}{2} dx = \left[\frac{1}{2}x \right]_{-y-1}^{y+1} = \frac{1}{2}(y+1) - \frac{1}{2}(-y-1) = y+1.$$

- f_Y si $y \in [0, 1]$:

$$f_Y(y) = \int_{y-1}^{-y+1} \frac{1}{2} dx = \left[\frac{1}{2}x \right]_{y-1}^{-y+1} = \frac{1}{2}(-y+1) - \frac{1}{2}(y-1) = 1-y.$$

Por tanto, tenemos que las funciones de densidad marginales son:

$$f_X(x) = 1 - |x|, \quad f_Y(y) = 1 - |y|.$$

Por tanto, tenemos que:

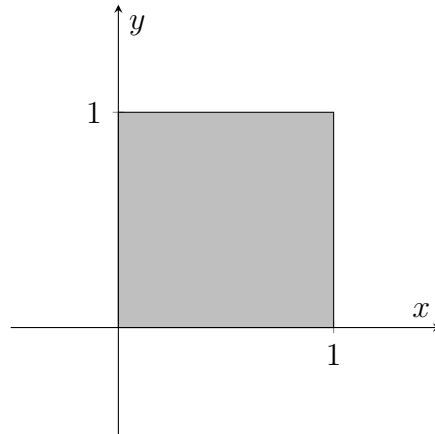
$$f_X(x)f_Y(y) = (1-|x|)(1-|y|) = 1-|x|-|y|+|x||y| \quad \forall x \in [-1, 1], y \in [-x, x].$$

Tomando como ejemplo el origen, tenemos que:

$$\frac{1}{2} = f(0, 0) \neq f_X(0)f_Y(0) = 1.$$

2. $f(x, y) = 1$, si (x, y) pertenece al cuadrado de vértices $(0, 0); (0, 1); (1, 0); (1, 1)$.

El recinto descrito es:



Definimos funciones auxiliares:

$$\begin{aligned} h_1, h_2: \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ t &\longmapsto \begin{cases} 1 & t \in [0, 1] \\ 0 & t \notin [0, 1] \end{cases} \end{aligned}$$

Tenemos que:

$$1 = f(x, y) = h_1(x)h_1(y) \quad \forall x, y \in [0, 1].$$

Por tanto, las variables X e Y son independientes.

Ejercicio 4.3.6. Sean X_1 y X_2 variables aleatorias independientes con distribución Binomial con parámetros n_i , $i = 1, 2$, y $p = 1/2$. Calcular la distribución de $X_1 - X_2 + n_2$.

Sea $Z = X_1 - X_2 + n_2$. Calculamos generatriz de momentos de Z :

$$M_Z(t) = E[e^{tZ}] = E[e^{t(X_1 - X_2 + n_2)}] = E[e^{tX_1} e^{-tX_2} e^{tn_2}] = e^{tn_2} E[e^{tX_1} e^{-tX_2}].$$

Fijado $t \in \mathbb{R}$, como la transformación $u \mapsto e^{tu}$ es medible, tenemos que e^{tX_1} y e^{-tX_2} son independientes. Por tanto, usando el Teorema de la Multiplicación de las Esperanzas, tenemos que:

$$M_Z(t) = e^{tn_2} E[e^{tX_1}] E[e^{-tX_2}] = e^{tn_2} M_{X_1}(t) M_{X_2}(-t)$$

Usando la generatriz de momentos de la Binomial, tenemos que:

$$\begin{aligned} M_Z(t) &= e^{tn_2} (1 + p(e^t - 1))^{n_1} (1 + p(e^{-t} - 1))^{n_2} = \\ &= (1 + p(e^t - 1))^{n_1} [e^t (1 + p(e^{-t} - 1))]^{n_2} = \\ &= (1 + p(e^t - 1))^{n_1} [1 + p(e^t - 1)]^{n_2} = \\ &= (1 + p(e^t - 1))^{n_1 + n_2}. \end{aligned}$$

Por tanto, la variable Z sigue una distribución Binomial con parámetros $n_1 + n_2$ y $p = 1/2$. Es decir,

$$X_1 - X_2 + n_2 \sim B(n_1 + n_2, p).$$

Ejercicio 4.3.7. La demanda en miles de toneladas de un producto, X , y su precio por kilogramo en euros, Y , tienen por función de densidad conjunta

$$f(x, y) = kx^2(1-x)^3y^3(1-y)^2, \quad x, y \in]0, 1[.$$

Calcular la constante k para que f sea una función de densidad de probabilidad, y determinar si X e Y son independientes. Obtener la función de densidad de probabilidad del precio para una demanda fija.

Para que f sea una función de densidad de probabilidad, debe cumplir que:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dx \, dy = 1.$$

Por tanto, calculamos la constante k :

$$\begin{aligned} 1 &= \int_0^1 \int_0^1 kx^2(1-x)^3y^3(1-y)^2 \, dx \, dy = k \int_0^1 x^2(1-x)^3 \, dx \int_0^1 y^3(1-y)^2 \, dy = \\ &= k \int_0^1 x^2(1-3x+3x^2-x^3) \, dx \int_0^1 y^3(1-2y+y^2) \, dy = \\ &= k \int_0^1 (x^2-3x^3+3x^4-x^5) \, dx \int_0^1 (y^3-2y^4+y^5) \, dy = \\ &= k \left[\frac{1}{3}x^3 - \frac{3}{4}x^4 + \frac{3}{5}x^5 - \frac{1}{6}x^6 \right]_0^1 \left[\frac{1}{4}y^4 - \frac{2}{5}y^5 + \frac{1}{6}y^6 \right]_0^1 = \\ &= k \left(\frac{1}{3} - \frac{3}{4} + \frac{3}{5} - \frac{1}{6} \right) \left(\frac{1}{4} - \frac{2}{5} + \frac{1}{6} \right) = \\ &= k \cdot \frac{1}{60} \cdot \frac{1}{60} = \frac{k}{3600} \implies k = 3600. \end{aligned}$$

Comprobamos ahora si X e Y son independientes. Para ello, definimos funciones auxiliares:

$$\begin{aligned} h_1 : \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ x &\longmapsto \begin{cases} x^2(1-x)^3 & x \in]0, 1[\\ 0 & x \notin]0, 1[\end{cases} \\ h_2 : \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ y &\longmapsto y^3(1-y)^2 \end{aligned}$$

Por tanto, tenemos que:

$$f(x, y) = h_1(x)h_2(y) \quad \forall x, y \in \mathbb{R}$$

Por tanto, las variables X e Y son independientes. Buscamos ahora la función de densidad de probabilidad del precio para una demanda fija D . Para ello, como X e Y son independientes, tenemos que:

$$\begin{aligned} f_{Y|X=D}(y) &= f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dx = ky^3(1-y)^2 \int_0^1 x^2(1-x)^3 \, dx = \\ &= 3600 \cdot y^3(1-y)^2 \cdot \frac{1}{60} = 60 \cdot y^3(1-y)^2 \end{aligned}$$