

Facultad de Ingeniería

Carrera de Ingeniería Electrónica Carrera de Telecomunicaciones y Redes Carrera de Ingeniería Mecatrónica

CURSO

Señales y Sistemas

TEMA

Fundamentos de Probabilidad
Variable aleatoria
Operaciones sobre una variable aleatoria
Transformación de la variable aleatoria

PROFESOR

Ing. Christian del Carpio Damián

Experimento

Es un proceso que arroja un resultado. Sin embargo no se tiene certeza del resultado a obtener.

Espacio muestra

Conjunto de todos los resultados posibles de un experimento. El espacio muestra se denota por S

Suceso o Evento

Es un subconjunto del espacio muestra de un experimento.

Un evento especifica condiciones que son aplicadas a los resultados del experimento.

La probabilidad es un valor numérico que indica la chance de ocurrencia de un evento.

Axiomas de la probabilidad

Sea "A" un determinado evento y sea "S" el espacio muestra.

Por tanto se tiene que :

axioma 1:
$$0 \le P(A) \le 1$$

axioma 2:
$$P(S) = 1$$

Axiomas de la probabilidad

Sean los eventos An, donde n=1,2,3,...N donde

$$A_n \wedge A_m = \emptyset$$
 para $m \neq n$

Por tanto

axioma 3:
$$P\left(\bigcup_{n=1}^{N} A_n\right) = \sum_{n=1}^{N} P(A_n)$$

Probabilidad conjunta

Sean dos eventos "A" y "B". Por lo tanto se tiene que

$$P(A \cap B) = P(A) + P(B) - P(A \cup B)$$

De forma equivalente,

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) \le P(A) + P(B)$$

Probabilidad condicional

Sea un evento "B" con probabilidad distinta de cero

La probabilidad condicional de un evento A, dado B, se define como

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

Eventos mutuamente excluyentes

Sean "A" y "B" dos eventos mutuamente excluyentes entonces

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B)$$

Se dice que los eventos de una colección E₁, E₂,...E_k son mutuamente excluyentes si para todos los pares,

$$E_i \cap E_j = \emptyset$$

Eventos mutuamente excluyentes

Si se tiene que "A" y "C" son dos eventos mutuamente excluyentes

$$P((A \cup C)/B) = P(A/B) + P(C/B)$$

Ejemplo 1

En una caja se tiene 100 resistencias que tienen el valor y la tolerancia indicados en la siguiente tabla. Se selecciona una resistencia de la caja y se supone que cada resistencia tiene la misma probabilidad de ser elegida. Definamos tres sucesos siguientes:

- A, "sacar una resistencia de 47 ohmios";
- B, "sacar una resistencia de tolerancia del 5%",
- C, "sacar una resistencia de 100 ohmios".
- Determinar: P(A/B), P(A/C), P(B/C)

Ejemplo 1 (continuación)

Resistencia	5%	10%	Total
22	10	14	24
47	28	16	44
100	24	8	32
Total	62	38	100

Probabilidad total

Si E1, E2, ...Ek son k eventos mutuamente exclusivos, entonces

$$P(B) = P(B \cap E_1) + P(B \cap E_2) + \dots + P(B \cap E_k)$$

$$P(B) = P(B/E_1)P(E_1) + P(B/E_2)P(E_2) + \dots + P(B/E_k)P(E_k)$$

$$P(B) = \bigcup_{n=1}^{N} P(B/E_n)P(E_n)$$

Teorema de Bayes

Si E₁, E₂, ...E_k son k eventos mutuamente exclusivos y B es un evento cualquiera, entonces

$$P(E_k/B) = \frac{P(B/E_k)P(E_k)}{P(B/E_1)P(E_1) + P(B/E_2)P(E_2) + \dots + P(B/E_k)P(E_k)}$$

para P(B) > 0

Ejemplo 2

Un sistema de comunicaciones binario elemental consta de un transmisor que envía uno de dos posibles símbolos (un 1 o un cero) a través de un canal hasta un receptor. Ocasionalmente se producen errores en el canal, de modo que un 1 aparece en el receptor como un 0, y viceversa. El espacio muestral tiene dos elementos (0 o 1). Designamos por B_i , i=1,2, a los eventos "el símbolo antes de entrar en el canal es 1" y "el símbolo antes de entrar en el canal es 0", respectivamente. Además, se define A_i , i=1,2, como los eventos "el símbolo después de atravesar el canal es 1" y "el símbolo después de atravesar el canal respectivamente.

Ejemplo 2 (continuación)

Las probabilidades de que los símbolos 1 y 0 se seleccionen para ser transmitidos se supone que son

$$P(B_1)=0.6$$
 y $P(B_2)=0.4$

La probabilidades condicionales describen el efecto que tiene el canal sobre los símbolos transmitidos Las probabilidades de recibir un 1 transmitido son

$$P(A_1/B_1)=0.9$$
 y $P(A_2/B_1)=0.1$

Hallar

P(B₁/A₁), P(B₂/A₁), P(B₁/A₂) y P(B₂/A₂)

P(error de bit)

$$P(error de bit)=P(Tx 1 y Rx 0) + P(Tx 0 y Rx 1)$$

 $P(\text{error de bit}) = P(Tx \ 1)P(Rx \ 0/Tx \ 1) + P(Tx \ 0)P(Rx \ 1/Tx \ 0)$

Eventos independientes

Dos eventos

Dos eventos son independientes si es verdadero cualquiera de los siguientes enunciados equivalentes

1.
$$P(A/B) = P(A)$$

2.
$$P(B/A) = P(B)$$

3.
$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

Eventos independientes

Múltiples eventos

En general, para decir que N eventos $A_1, A_2, ..., A_N$ son estadísticamente independientes, se requiere que satisfaga todas las condiciones siguientes para todo $1 \le i \le j \le k \le \dots \le N$

$$P(A_i \cap A_j) = P(A_i)P(A_j)$$

$$P(A_i \cap A_j \cap A_k) = P(A_i)P(A_j)P(A_k)$$

$$\vdots$$

$$P(A_1 \cap A_2 \cap \cdots \cap A_N) = P(A_1)P(A_2) \cdots P(A_N)$$

Ejemplo 3

En un experimento se elige una carta de una baraja de 52 cartas. Se definen los sucesos A "elegir un rey", B "elegir una jota o una reina" y C "elegir una carta de corazones"

Determinar si A, B, y C son independientes dos a dos.

Ejemplo 4

Considere la extracción de cuatro cartas de una baraja normal de 52 cartas. Sean los sucesos A1, A2, A3, y A4 que se definen como la extracción de un as en la primera, segunda, tercera y cuarta carta, respectivamente. Considere dos casos. Primero, extraer las cartas suponiendo que se reemplazan después de cada extracción y el segundo caso es que no existe reposición de cartas

Experimento de Bernoulli

Asúmase un experimento ejecutado "N" veces.

Se definen 2 eventos (A y Ā) que son estadísticamente independientes en todas las pruebas.

Se desea determinar la probabilidad de que "A" ocurra "k" veces en las "N" veces que se ejecutó el experimento.

$$\underbrace{P(A)P(A)....P(A)}_{k \ veces} \underbrace{P(\overline{A})P(\overline{A})....P(\overline{A})}_{N-k \ veces}$$

Por tanto, se tiene que

$$P\{A \text{ ocurra exactamente "k" veces}\} = \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k}$$

donde p = P(A)

Ejemplo 5

Experimento: Lanzar un dado 4 veces.

Se define el evento A como obtener "tres" en **un** lanzamiento". Por tanto Ā es no obtener "tres" en **un** lanzamiento".

Se pide:

Obtener la probabilidad de que "A" ocurra 2 veces en los cuatro lanzamientos.

Ejemplo 6

Un sistema de comunicaciones digitales transmite la información en tramas de 8 bits. La transmisión de cada bit es independiente de la anterior. El BER del sistema es 0.01.

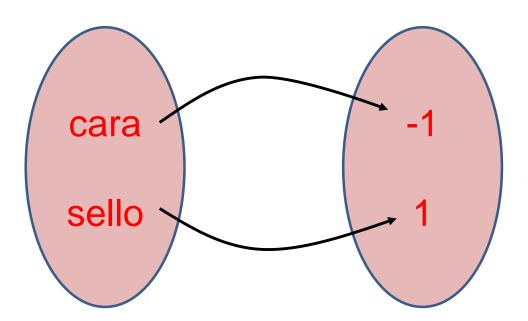
Se pide determinar:

La probabilidad de que exactamente 5 bits de una trama lleguen con error.

La probabilidad de que hasta 3 bits de una trama lleguen con error.

Es una función que asigna un número real a cada resultado del espacio muestra de un experimento aleatorio.

Por ejemplo en el experimento de la moneda se tiene:



Se representa una *variable aleatoria* mediante una letra mayúscula (tal como *W, X,* o *Y*) y un valor particular de la variable aleatoria por una letra minúscula (tal como *w, x* o *y*).

Así pues, dado un experimento definido como un espacio muestra S con elementos s, se asigna s a cada número real.

X(s)

Condiciones para que una función sea una variable aleatoria

Una variable aleatoria (V.A) puede ser casi cualquier función que se desee, sin embargo, se requiere que esta no sea multivalor.

Las condiciones que se tienen que cumplir son:

- Existencia del evento $\{X \le x\}$
- $P\{X = -\infty\} = 0$
- $P\{X=\infty\} = 0$

Tipos de variable aleatoria

 Una variable aleatoria continua sus valores son definidos e un rango continuo no contable.

 Una variable aleatoria discreta es asignada a experimentos que arrojan resultados contables discretos.

• Una variable aleatoria mixta es una variable aleatoria que presenta un rango continuo y un rango discreto.

FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN

Se llama a esta función, $F_X(x)$, función de distribución de probabilidad acumulativa de la variable aleatoria X.

$$F_X(x) = P\{X \le x\}$$

FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN

Propiedades

Tiene la siguientes propiedades:

- $(1) F_{X}(-\infty) = 0$
- (2) $F_{x}(\infty) = 1$
- (3) $0 \le F_x(x) \le 1$
- (4) $F_X(x_1) \le F_X(x_2)$ si $x_1 < x_2$
- (5) $P\{x_1 < X \le x_2\} = F_X(x_2) F_X(x_1)$
- (6) $F_X(x^+) = F_X(x)$

FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN

Función de distribución para el caso discreto

La función de distribución acumulativa de una variable aleatoria discreta puede ser expresada como

$$F_X(x) = \sum_{i=1}^N P(x_i)u(x - x_i)$$

N: número de resultados del experimento

FUNCIÓN DE DENSIDAD

La función de densidad de probabilidad $f_x(x)$ se define como la derivada de la función de distribución:

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$$

FUNCIÓN DE DENSIDAD

Propiedades

Tiene las siguientes propiedades:

(1)
$$0 \le f_X(x)$$
 para todo x

$$(2) \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$$

(3)
$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{x} f_X(\xi) d\xi$$

(4)
$$P\{x_1 < X \le x_2\} = \int_{x_1}^{x_2} f_X(x) dx$$

FUNCIÓN DE DENSIDAD

Función de densidad para el caso discreto

La función de densidad de probabilidad para una variable aleatoria discreta puede ser expresada como

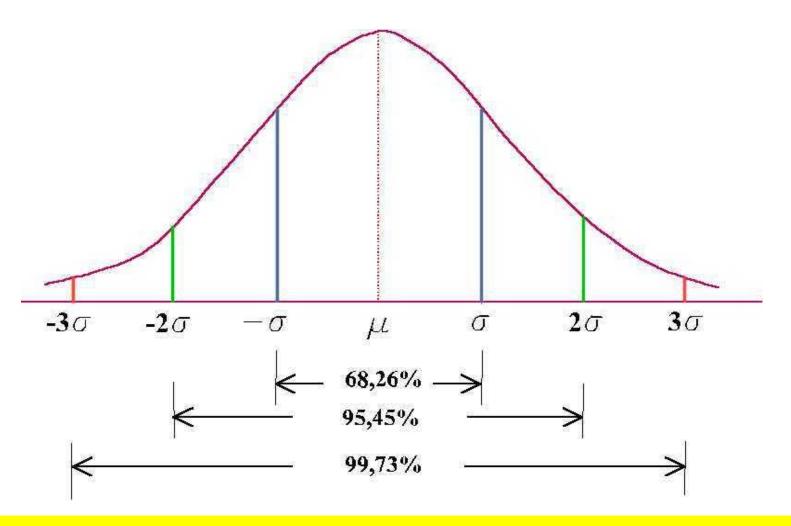
$$f_X(x) = \sum_{i=1}^N P(x_i)\delta(x - x_i)$$

N: número de resultados del experimento

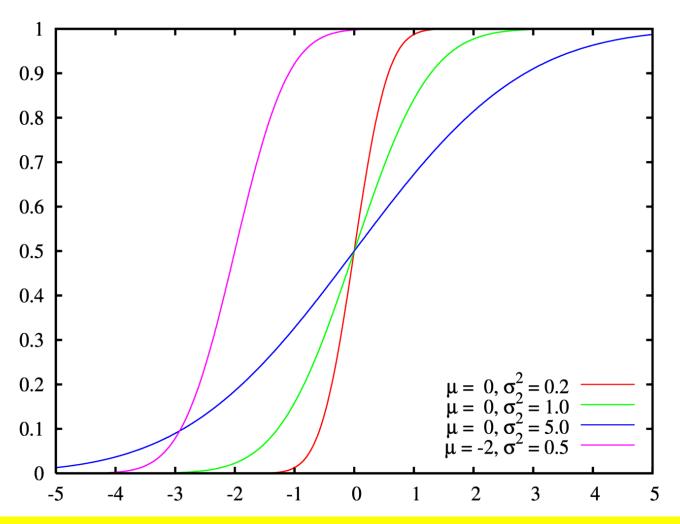
Se define su función de densidad de probabilidad como:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_X} e^{\frac{-(x-\overline{X})^2}{2\sigma_X^2}}$$

Donde $\sigma_x > 0$ y $-\infty < \overline{X} < +\infty$ son constantes reales



Gráfica de la función de densidad de probabilidad de una variable aleatoria Gaussiana



Gráfica de la función de distribución de probabilidad acumulativa de una variable aleatoria Gaussiana

Distribución Normal: N(0,1)

A una variable aleatoria Gaussiana con media 0 y varianza 1 se le llama variable aleatoria normal. La notación correspondiente para su función de distribución es F(x).

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-x^2}{2}}$$

Distribución Normal: N(0,1)

Si X es una variable aleatoria Gaussiana con media μ y varianza σ_x^2 , entonces su función de distribución

$$F_X(x) = F\left(\frac{x - \overline{X}}{\sigma_x}\right)$$

Para valores negativos de x se usa

$$F(-x) = 1 - F(x)$$

Distribución Normal: N(0,1)

x	.00	.01	.02	.03	.04
0.0	.5000	.5040	.5080	.5120	.5160
0.1	.5398	.5438	.5478	.5517	.5557
0.2	.5793	.5832	.5871	.5910	.5948
0.3	.6179	.6217	.6255	.6293	.6331
0.4	.6554	.6591	.6628	.6664	.6700
0.5	.6915	.6950	.6985	.7019	.7054
0.6	.7257	.7291	.7324	.7357	.7389
0.7	.7580	.7611	.7642	.7673	.7704

Tabla de valores de la distribución acumulativa Normal (Gaussiana)

Ejemplo 7

La duración de un láser semiconductor a potencia constante tiene una distribución Gaussiana con media de 7.000 horas y desviación estándar de 600 horas. Se pide determinar:

- a. ¿Cuál es la probabilidad de que el láser falle antes de 5.000 horas?
- b. ¿Cuál es la duración en horas excedida por el 95 % de los láseres?
- c. Si se hace uso de tres laseres en un producto y se supone que fallan de manera independiente. ¿Cuál es la probabilidad de que los tres sigan funcionando después de 7.000 horas?

Distribución de Poisson

$$f_X(x) = e^{-b} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{b^k}{k!} \delta(x-k)$$

$$F_X(x) = e^{-b} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{b^k}{k!} u(x-k)$$

Donde

$$b = \lambda T$$

T: intervalo de interés

λ: tasa de ocurrencia de eventos (eventos/unidad de tiempo)

Distribución de Poisson

Ejemplo 8

La llegada de automóviles a una gasolinera ocurre a un promedio de 50 autos/hora. El establecimiento cuenta con una única estación para la atención a los clientes. Si se asume que un automóvil requiere un minuto para ser atendido. ¿Cuál es la probabilidad que ocurra una fila de espera?

Distribución uniforme

La función de densidad y distribución uniforme es:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b \\ 0, & \text{otro valor} \end{cases}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ (x-a)/(b-a), & a \le x < b \\ 1, & x \ge b \end{cases}$$

Para constantes reales $-\infty < a < +\infty$ y b > a

Distribución exponencial

La función de densidad y distribución exponencial son :

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b} e^{\frac{-(x-a)}{b}}, & x > a \\ 0, & x < a \end{cases}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{\frac{-(x-a)}{b}}, & x > a \\ 0, & x < a \end{cases}$$

Para constantes reales $-\infty < a < +\infty$ y b > 0

Distribución exponencial

Ejemplo 9

La potencia reflejada por un avión es recibida por un radar. Este nivel de potencia puede ser descrito como una variable aleatoria P de distribución exponencial. Su función de densidad de P es:

$$f_{P}(p) = \begin{cases} \frac{1}{P_{0}} e^{\frac{-p}{P_{0}}}, & p > 0\\ 0, & p < 0 \end{cases}$$

Distribución exponencial

Ejemplo 9 (continuación)

Donde P₀ es la potencia promedio de potencia recibida. Se pide determinar la probabilidad que la potencia recibida se encuentre por encima del promedio.

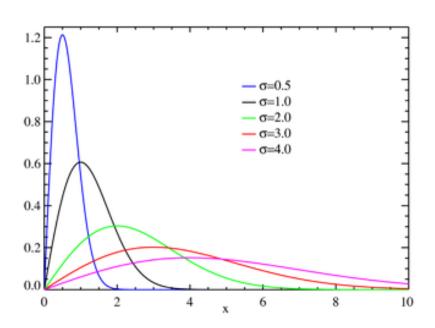
Distribución Rayleigh

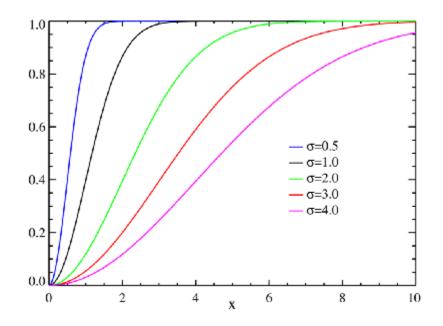
La función de densidad y distribución rayleigh son :

$$f_X(x) = \frac{x}{\sigma^2} e^{-x^2/(2\sigma^2)}$$
 , $x \ge 0$

$$F_X(x) = 1 - e^{-x^2/(2\sigma^2)}$$
 , $x \ge 0$

Distribución Rayleigh





Gráfica de la función de densidad de probabilidad de una variable aleatoria de Rayleigh.

Gráfica de la función de distribución de probabilidad acumulativa de una variable aleatoria de Rayleigh.

Distribución Laplaciana

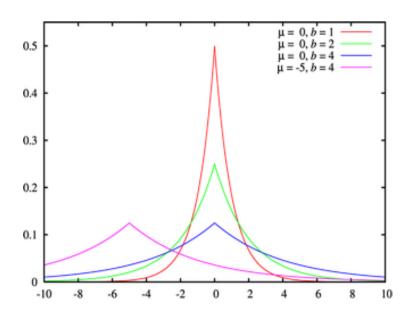
La función de densidad Laplaciana es:

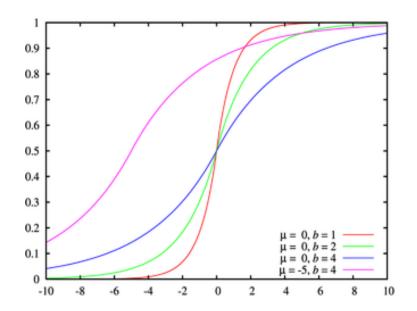
$$f_X(x) = \frac{1}{2b} e^{\frac{-|x-\mu|}{b}}$$

Donde μ es la media y $2b^2$ es la varianza

Para constantes reales $-\infty < \mu < \infty$ y b > 0

Distribución Laplaciana





Gráfica de la función de densidad de probabilidad de una variable aleatoria Laplaciana.

Gráfica de la función de distribución de probabilidad acumulativa de una variable aleatoria Laplaciana.

Momento respecto al origen

El enésimo momento de una V.A. X, esta definido por

$$E[x^n] = \overline{X^n} = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} x^n f_x(x) dx & variable aleatoria continua \\ \sum_{i=1}^{N} x_i^n P(x_i) & variable aleatoria discreta \end{cases}$$

Valor Medio

El valor medio (o valor esperado) de una V.A. X, esta definido por

$$E[x] = \bar{X} = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} x f_x(x) dx & v.a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} x_i P(x_i) & v.a. discreta \end{cases}$$

Valor Medio

El valor medio de una función que depende de una variable aleatoria

$$E[g(x)] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_x(x) dx & v.a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} g(x_i) P(x_i) & v.a. discreta \end{cases}$$

 $g(x) \rightarrow$ una función que depende de una V.A.

Valor Medio

Para cualquier constante a y b

$$E[aX+b] = aE[X]+b$$

Valor cuadrático medio

$$E[x^{2}] = \overline{X^{2}} = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} f_{x}(x) dx & v.a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} x_{i}^{2} P(x_{i}) & v.a. discreta \end{cases}$$

Momentos Centrales

El enésimo momento central de una V.A. X, esta definido por

$$\mu_n = E[(X - \bar{X})^n] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \bar{X})^n f_{x}(x) dx & v.a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{X})^n P(x_i) & v.a. discreta \end{cases}$$

<u>Varianza</u>

La varianza de una V.A. X, esta definido por

$$\sigma_X^2 = E[(X - \bar{X})^2] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \bar{X})^2 f_X(x) dx & v. a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{X})^2 P(x_i) & v. a. discreta \end{cases}$$

$$\sigma_X^2 = Var[X] = E\{[X - E[X]]^2\} = E[X^2] - E[X]^2$$

<u>Varianza</u>

Tener en cuenta que, siempre

$$Var[X] \ge 0$$

La desviación estándar de una variable aleatoria X, es la raíz cuadrada positiva de la varianza. Se denota por σ_{x}

Skew

El skew de una V.A. X, esta definido por

$$\mu_3 = E[(X - \overline{X})^3] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \overline{X})^3 f_x(x) dx & v. a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} (x_i - \overline{X})^3 P(x_i) & v. a. discreta \end{cases}$$

$$\mu_3 = E\{(X - E[X])^3\} = E[X^3] - 3E[X]\sigma_X^2 - E[X]^3$$

<u>Skew</u>

El momento central de tercer orden es una medida de la asimetría de $f_x(x)$ alrededor de la media.

Coeficiente de skewness

$$C_s = \frac{E[(X - \overline{X})^3]}{\sigma_X^3} = \frac{\mu_3}{\sigma_X^3}$$

Curtosis

La curtosis de una V.A. X, esta definido por

$$\mu_4 = E[(X - \bar{X})^4] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \bar{X})^4 f_x(x) dx & v. a. continua \\ \sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{X})^4 P(x_i) & v. a. discreta \end{cases}$$

Curtosis

El momento central de cuarto orden es una medida de concentración de la $f_x(x)$ alrededor de su media.

Coeficiente de curtosis

$$C_k = \frac{E[(X - \bar{X})^4]}{\sigma_X^4} = \frac{\mu_4}{\sigma_X^4}$$

TRANSFORMACIÓN DE LA VARIABLE ALEATÓRIA

TRANSFORMACIÓNES DE UNA VARIABLE ALEATORIA

Se puede transformar una variable aleatoria "X" en una nueva variable aleatoria "Y" por medio de una transformación

$$Y = T(X)$$

$$X \longrightarrow Y = T(X) \longrightarrow Y$$

$$f_X(x) \qquad \qquad f_Y(y)$$

$$F_X(x) \qquad \qquad F_Y(y)$$

TRANSFORMACIÓN MONOTÓNICA DE UNA VARIABLE ALEATORIA CONTINUA

Una transformación T se dice que es monótonamente creciente si

$$T(x_1) < T(x_2)$$
, para cualquier $x_2 > x_1$

Es monótonamente decreciente si

$$T(x_1) > T(x_2)$$
, para cualquier $x_2 > x_1$

TRANSFORMACIÓN MONOTÓNICA DE UNA VARIABLE ALEATORIA CONTINUA

Para cualquier transformación monótona, se tiene que

$$f_Y(y) = f_X(T^{-1}(y)) \left| \frac{dx}{dy} \right|$$

o simplemente,

$$f_Y(y) = f_X(x) \left| \frac{dx}{dy} \right|$$

Ejemplo 10

Si tomamos T tal que sea la transformación lineal

Y = T(X) = aX + b, donde a y b son cualquier constante real

Hallar $f_Y(y)$ si X es gaussiana con la función de densidad

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_X^2}} e^{\frac{-(x-X)^2}{2\sigma_X^2}}$$

Ejemplo 11

Una Variable aleatoria X esta uniformemente distribuida en el intervalo (-5, 15). Se define otra variable aleatoria tal que

$$Y = e^{-X/5}$$

Hallar $f_Y(y)$ y E[Y]

Ejemplo 12

Una Variable aleatoria "X" esta uniformemente distribuida en el intervalo ($-\pi/2$, $\pi/2$). "X" se transforma en la nueva variable aleatoria $Y=T(X)=a\tan(X)$, donde a>0.

Hallar la función de densidad de probabilidad de "Y".

Dato:

$$\frac{d}{dx}\tan^{-1}u = \frac{1}{1+u^2}\frac{du}{dx}$$

Una transformación puede no ser monotónica. No es más que un intervalo de valores de "X" que se corresponde con el evento

$${Y \le y}$$

$$f_{Y}(y) = \sum_{n} \frac{f_{X}(x_{n})}{\left| \frac{dT(x)}{dx} \right|_{x=x_{n}}}$$

 x_n : son las raices de la solución real de y=T(x)

Ejemplo 13

Una variable aleatoria gaussiana X que representa una tensión tiene un valor medio $\overline{X}=0$ y una varianza $\sigma_X^2=9$. La tensión X se aplica a un detector de onda completa cuadrático que tiene una característica de transferencia

$$Y = 5X^{2}$$

Halla el valor medio de la tensión de salida "Y" y $f_Y(y)$

Ejemplo 14

Una variable aleatoria "X" tiene $\overline{X} = -3$, $X^2 = 11$ y $\sigma_X^2 = 2$

Para una nueva variable aleatoria Y = 2X - 3

Hallar (a) E[Y], (b) $E[Y^2]$, (c) σ_Y^2

Ejemplo 15

Una variable aleatoria tiene una densidad de probabilidad

$$fx(x) = \begin{cases} (5/4)(1-x^4) \\ 0 \end{cases}$$

$$0 < x \le 1$$

para otro valor de x

Hallar

$$(b)E[4X+2]$$

$$(c)E[X^2]$$

Si X es una variable aleatoria discreta cuando Y = T(X) es una transformación continua, entonces

$$f_X(x) = \sum_n P(x_n) \delta(x - x_n)$$

$$F_X(x) = \sum_n P(x_n) u(x - x_n)$$

donde,

$$x_n, n = 1, 2, ..., de X$$

Si la transformación es monótona, existe una correspondencia de uno a uno entre X e Y, de modo que un conjunto $\{y_n\}$ se corresponde con el conjunto $\{x_n\}$ a través de la ecuación $y_n=T(x_n)$. La probabilidad $P(y_n)$ es igual a $p(x_n)$. Por tanto,

$$f_Y(y) = \sum_n P(y_n) \delta(y - y_n)$$
$$F_Y(y) = \sum_n P(y_n) u(y - y_n)$$

donde,

$$y_n = T(x_n)$$

$$P(y_n) = P(x_n)$$

Si T no es monótona, el procedimiento anterior sigue siendo válido pero ahora existe la posibilidad de que más de un valor x_n se corresponda con un valor y_n . En tal caso, $P(y_n)$ será igual a la suma de las probabilidades de los distintos x_n para los que $y_n = T(x_n)$

Ejemplo 16

Una variable aleatoria X puede tomar los valores -4,-1,2,3 y 4, la probabilidad de cada uno de ellos es 1/5. Hallar

- (a) La función de densidad,
- (b) la media y
- (c) la función de densidad de $Y=3X^3$
- (d) la varianza de la variable aleatoria "Y"

Ejemplo 17

Sea una variable aleatoria discreta *X* que toma los valores de x=-1,0,1 y 2 con las siguientes probabilidades 0.1;0.3;0.4 y 0.2, respectivamente. Supongamos que a *X* se le aplica la transformación

$$Y = 2 - X^2 + (X^3/3)$$

Hallar la función de densidad de Y

GENERACIÓN POR COMPUTADOR DE UNA VARIABLE ALEATORIA

Para cualquier x e y, se tiene que

$$F_{Y}[y = T(x)] = F_{X}(x)$$

Para X uniforme se sabe que $F_X(x) = x$, 0 < x < 1

La inversa de la ecuación anterior es

$$y = T(x) = F_Y^{-1}(x),$$
 $0 < x < 1$

FUENTE:

PEYTON Z. PEEBLES, Jr. "Principios de probabilidad, variables aleatorias y señales aleatorias" McGraw-Hill/INTERAMERICANA DE ESPAÑA, 4ª ed., 2006