

Tarea 2

Miguel Torres Eric Giovanni

17 de octubre de 2018

1. Suponga que un experimento consiste en escoger un número al azar dentro del intervalo $(0,1)$. Para cada resultado w del experimento se expresa a este número en su expansión decimal $w = 0.a_1a_2a_3\dots$ en donde $a_i \in \{0, 1, \dots, 9\}$, $i = 1, 2, \dots$. Para cada una de las siguientes variables aleatorias determine si esta es discreta o continua y en cualquier caso el conjunto de valores que puede tomar:

a) $X(w) = a_1$

Es discreta y los valores que puede tomar son $\{1, 2, \dots, 9\}$

b) $Y(w) = 0,0a_1a_2a_3\dots$

Es continua y los valores que puede tomar están en el intervalo $(0,0,1)$

2. Comprueba que las siguientes funciones son de probabilidad:

a) $f(x) = \begin{cases} \frac{x-1}{2^x} & \text{si } x = 1, 2, \dots \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$

b) $f(x) = \begin{cases} \frac{(1-p)p^{x-1}}{1-p^n} & \text{si } x = 1, \dots, n (0 < p < 1) \\ \text{constante } 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$

c) $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{x}} & \text{si } 0 < x < 1 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$

d) $f(x) = \begin{cases} \frac{3(1-|x|)^2}{2} & \text{si } -1 < x < 1 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$

3. Determina si la función $f(x)$ puede ser una función de densidad. En caso afirmativo, encuentra el valor de la constante c .

$$f(x) = \begin{cases} c(2x - x^3) & \text{si } 0 < x < 2 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

$$\int_0^2 c(2x - x^3)dx = 1$$

$$\Rightarrow c \int_0^2 2x - x^3 dx = c[(x^2|_0^2) - (\frac{x^4}{4}|_0^2)] = c[4 - \frac{16}{4}] = c[4 - 4] \Rightarrow c = 1$$

$$f(x) = \begin{cases} c(2x - x^2) & \text{si } 0 < x < 2 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

$$\int_0^2 c(2x - x^2)dx = 1$$

$$\Rightarrow c \int_0^2 2x - x^2 dx = c[(x^2|_0^2) - (\frac{x^3}{3}|_0^2)] = c[4 - \frac{8}{3}] = \frac{4}{3}c \Rightarrow c = \frac{3}{4}$$

4. Una moneda equilibrada se lanza repetidamente hasta obtener un mismo resultado por tercera ocasión, no necesariamente de manera consecutiva. Encuentra la función de probabilidad de la variable aleatoria que registra el número de lanzamientos necesarios hasta obtener el resultado mencionado.

$$S_x = 3, 4, 5, \mathbb{P}(\text{aguila}) = \frac{1}{2}, \mathbb{P}(\text{sol}) = \frac{1}{2}$$

$$f(x) = \begin{cases} 1 & \text{con probabilidad } \frac{1}{2} \\ 0 & \text{con probabilidad } \frac{1}{2} \end{cases}$$

Solucin

$$f(x) = \left(\frac{1}{2}\right)^x \left(\frac{1}{2}\right)^{1-x} \mathbb{I}_{0,1}(x)$$

5. Muestra que la siguiente función es de probabilidad y encuentra la correspondiente función de distribución y grafica ambas funciones.

$$f(x) = \begin{cases} 4e^{-4x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

Solucin:

(1) Es una función de probabilidad?

$$i) f(x) \geq 0$$

$$f(x) > 0 \text{ pues } x > 0$$

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

$$\int_{-\infty}^{\infty} 4e^{-4x} dx = \int_0^{\infty} 4e^{-4x} dx \quad u = -4x, \quad du = -4dx$$

$$\Rightarrow \int_0^{\infty} e^u du = e^u \Big|_0^{\infty} = e^{\infty} - e^0 = 1$$

$\therefore f(x)$ es una función de probabilidad.

(2) La función de distribución ($F(x)$):

Como $f(x) = \frac{d}{dx} F(x)$, entonces $F(x) = \int f(x) dx$.

$$\int 4e^{-4x} dx = -e^{-4x}$$

$$\therefore F(x) = -e^{-4x}.$$

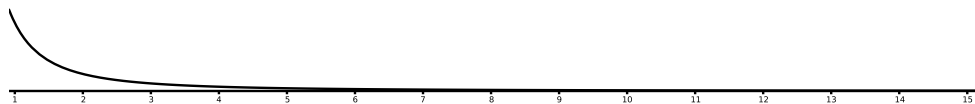


6. Sea X una variable aleatoria continua con funcin de densidad

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

a) Grafica $f(x)$ y comprueba que es funcion de densidad

(0.91, 4.87)



(15.23, -2.55)

b) Encuentra y grafica la funcion de distribucion de X .

c) Encuentra y grafica la funcion de distribucion de la variable $Y = e^{-x}$

7. Calcula la esperanza de las siguientes variables aleatorias con funcin de probabilidad:

$$\text{a) } f(x) = \begin{cases} \frac{2x}{n(n+1)} & \text{si } x = 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

$$\text{b) } f(x) = \begin{cases} \frac{x}{4} e^{\frac{x}{2}} & \text{si } x > 2 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

8. a) Demuestra las siguientes frmulas

i. Sea X una variable aleatoria discreta con funcin de distribucion $F(X)$, con esperanza finita y posibles

valores dentro del conjunto $0, 1, 2, \dots$, entonces $E(X) = \sum_{x=0}^{\infty} (1 - F(x))$

Demostracin:

Sabemos lo siguiente: $F(x) = \mathbb{P}[X \leq x]$ y $1 - F(x) = \mathbb{P}[X > x]$, entonces...

$$\sum_{x=0}^{\infty} (1 - F(x)) = \sum_{x=0}^{\infty} \left(\sum_{y=x+1}^{\infty} f(y) \right) = \sum_{y=1}^{\infty} \sum_{x=0}^{y-1} f(y) = \sum_{y=1}^{\infty} y f(y) + 0 = \sum_{y=0}^{\infty} y f(y) = E(X) \blacksquare$$

ii. Sea X una variable aleatoria continua con funcin de distribucion $F(X)$, con esperanza finita y posibles

valores en el intervalo $[0, \infty)$, entonces $E(X) = \int_0^{\infty} (1 - F(x)) dx$

Demostracin:

Sabemos lo siguiente: $F(x) = \int_{-\infty}^x f(u) du$, entonces...

$$\int_0^{\infty} (1 - F(x)) dx = \int_0^{\infty} \int_x^{\infty} f(y) dy dx = \int_0^{\infty} \int_0^y f(y) dx dy = \int_0^{\infty} y f(y) dy = E(X) \blacksquare$$

b) Usando el ejercicio anterior, encuentra la esperanza de X cuando sta tiene funcin de distribucin:

$$i. F(x) = \begin{cases} 1 - (\frac{1}{2})^k & \text{si } k \leq x < k+1; k = 1, 2, \dots \\ 0 & \text{si } x < 1 \end{cases}$$

$$ii. F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & e.o.c \end{cases}$$

9. Demuestra o proporciona un contraejemplo:

a) Si $E(X) = 0$ entonces $X = 0$

$$\text{FALSO. Tomemos } F(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } x = -1, 1 \\ 0 & e.o.c \end{cases}$$

$$E(X) = -\frac{1}{2} + \frac{1}{2} = 0$$

b) Si $E(X) = E(Y)$ entonces $X = Y$

FALSO. Tomemos dos funciones:

$$f(x_1) = \begin{cases} 2x & \text{si } 0 < x < 1 \\ 0 & e.o.c \end{cases}$$

$$E(X_1) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_0^1 xf(x)dx = \frac{2x^3}{3} \Big|_0^1 = \frac{2}{3}$$

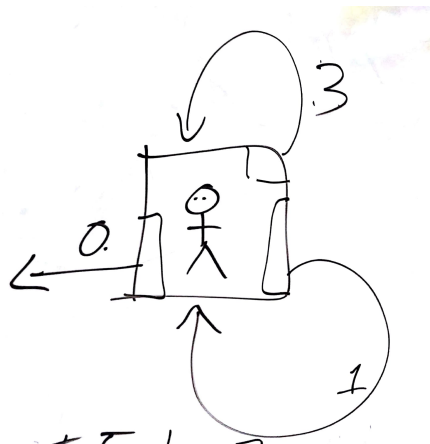
$$f(x_2) = \begin{cases} x & \text{si } 0 < x < \sqrt[3]{2} \\ 0 & e.o.c \end{cases}$$

$$E(X_2) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_0^{\sqrt[3]{2}} x^2 dx = \frac{x^3}{3} \Big|_0^{\sqrt[3]{2}} = \frac{2}{3}$$

Tenemos que $E(X_1) = E(X_2)$ pero $X_1 \neq X_2$

10. El ladrn de Bagdad ha sido colocado en una prisin en donde hay tres puertas. Una de las puertas conduce a un tnel que requiere de un da de travesa y que lo regresa a la misma prisin. Otra de las puertas lo conduce a otro tnel, aun ms largo, que lo regresa nuevamente a la prisin, pero despus de 3 das de recorrido. Finalmente, la tercera puerta lo conduce a la libertad inmediatamente. Suponga que el ladrn escoge al azar cada una de estas puertas, una por una, hasta quedar libre. Encuentre el nmero promedio de das que le toma al ladrn quedar en libertad.

Solucin:



$$E(X) = (E[X] + 1)E[X|X = 1] + (E[X] + 3)E[X|X = 2]$$

$$\text{pero } E[X|X = 1] = E[X|X = 2] = E[X|X = 3] = \frac{1}{3}$$

$$\Rightarrow E[x] = \frac{E[X]}{3} + \frac{1}{3} + \frac{E[X]}{3} + \frac{3}{3} = \frac{2E[X]}{3} + \frac{4}{3}$$

$$\Rightarrow \frac{E[X]}{3} = \frac{3}{4} \Rightarrow E[X] = 4$$

$$11. \text{ Sea } f(x) = \begin{cases} 6x(1-x) & \text{si } 0 < x < 1 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

a) Calcula la media y la varianza de la variable aleatoria X con distribucion $f(x)$

Solucion

$$\text{Media} = E(x) = \int_0^1 x(6x - 6x^2)dx = \int_0^1 6x^2dx - \int_0^1 6x^3dx = \frac{6x^3}{3}\bigg|_0^1 - \frac{6x^4}{4}\bigg|_0^1 = 2 - \frac{3}{2} = \frac{1}{2}$$

b) Encuentra el n-simo momento de la variable aleatoria X con distribucion $f(x)$

Solucion

$$\text{Var}(x) = E(x^2) - E^2(x)$$

$$E(x^2) = \int_0^1 x^2(6x - 6x^2)dx = \int_0^1 (6x^3 - 6x^4)dx = \left(\frac{3x^4}{2} - \frac{6x^5}{5}\right)\bigg|_0^1 = \frac{3}{2} - \frac{6}{5} = \frac{3}{10}$$

$$\text{Var}(x) = \frac{3}{10} - \frac{1}{4} = \frac{1}{20}$$

c) Encuentra su funcin generadora de momentos

Solucion

$$M(t) = E(e^{tx}) = \int_0^1 e^{tx}(6x - 6x^2)dx = \int_0^1 6xe^{tx}dx - \int_0^1 6x^2e^{tx}dx = -6 \int_0^1 x^2e^{tx}dx + 6 \int_0^1 xe^{tx}dx$$

Integrando por partes, tenemos que:

$$M(t) = \frac{6(e^{t(t-2)} + t + 2)}{t^3}$$

12. Demuestra o proporciona un contraejemplo:

$$a) \text{Var}(E(X)) = E(X)$$

Solucion:

FALSO. Contraejemplo:

$$f(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x = 1 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

$$E[X] = (1)(1) = 1$$

$$\text{Var}(X) = 0 \neq 1 = E[x]$$

$$\therefore E[X] \neq \text{Var}(E[X])$$

$$b) E(\text{Var}(X)) = \text{Var}(X)$$

Demostracin:

Sea X una variable aleatoria.

$$c = \text{Var}(X) \in \mathbb{R}^+$$

$$E[c] = c$$

$$\therefore E[\text{Var}(X)] = \text{Var}(V)$$

13. Encuentra la funcin generadora de momentos de X y, a partir de ella, calcula la media y la varianza de X

$$a) f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^x} & \text{si } x = 1, 2, \dots \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

$$b) f(x) = \begin{cases} e^{-x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

14. Una póliza de seguro grupal cubre los reclamos médicos de los empleados de una pequeña empresa. El valor, V , de las reclamaciones hechas en un año se describe por $V = 100,000$ donde Y es una variable aleatoria con f.d.p $f(y) = \begin{cases} k(1-y)^4 & \text{si } 0 < y < 1 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$ donde k es una constante. ¿Cuál es la probabilidad de que V exceda 40,000 dado que V excede 10,000?

Solución

$$k \int_0^1 (1-y)^4 dy = k \int_0^1 (y^4 - 4y^3 + 6y^2 - 4y + 1) dy = k \left[\frac{y^5}{5} - y^4 + 2y^3 - 2y^2 + y \right]_0^1 = k \left(\frac{1}{5} - 1 + 2 - 2 + 1 \right) = k \left(\frac{1}{5} \right),$$

luego:

$$\frac{k}{5} = 1$$

$$k = 5$$

15. Una compañía de seguros asegura una gran cantidad de viviendas. Se supone que el valor asegurado X de una vivienda seleccionada al azar, tiene la siguiente f.d.p.

$$f(x) = \begin{cases} 3x^{-4} & \text{si } x > 1 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

Dada que una casa seleccionada al azar está asegurada por al menos 1.5, ¿Cuál es la probabilidad de que esté asegurada por menos de 2?

Solución

$$\mathbb{P}(-1.5 \leq x < 2) = \int_{1.5}^2 3x^{-4} dx = 3 \left(\frac{x^{-3}}{-3} \right) \Big|_{1.5}^2 = 3 \left(\frac{37}{648} \right) = \frac{111}{648} = 0.1712$$

$$\therefore 17.12\%$$

16. La pérdida debida a un incendio en un edificio comercial está modelada por la variable aleatoria X con f.d.p.

$$f(x) = \begin{cases} 0.005(20-x) & \text{si } 0 < x < 20 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$$

Dado que una pérdida de incendio excede de 8. ¿Cuál es la probabilidad de que exceda 16?

Solución

$$\mathbb{P}(x > 8) = \int_8^{20} (0.005)(20-x) dx = (0.005) \left(20x - \frac{x^2}{2} \right) \Big|_8^{20} = (20(20) - \frac{20^2}{2}) - (20(8) - \frac{8^2}{2})$$

$$= 0.005(200 - 128) = 0.005(72) = .36$$

$$\mathbb{P}(x > 16) = \int_{16}^{20} (0.005)(20-x) dx = (0.005) \left(20x - \frac{x^2}{2} \right) \Big|_{16}^{20} = (20(20) - \frac{20^2}{2}) - (20(16) - \frac{16^2}{2})$$

$$= 0.04$$

17. La vida útil de un aparato tiene una distribución continua en el intervalo $(0, 40)$ con f.d.p

$$f(x) = (10+x)^{-2}$$

Calcula la probabilidad de que la vida útil del aparato sea menor a 6.

Solución

$$\mathbb{P}(x < 6) = \int_0^6 (10+x)^{-2} dx, \text{ Hagamos cambio de variable}$$

$u = 10 + x$, y $du = dx$, entonces los limites quedan como 10 y 16, entonces

$$\mathbb{P}(x < 6) = \int_{10}^{16} \frac{1}{u^2} du = \left(\frac{-1}{u} \right) \Big|_{10}^{16} = \frac{3}{80}$$

18. Sea X variable aleatoria con f.d.p $f(x) = \begin{cases} 1,4e^{-2x} + 0,9e^{-3x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$: calcula $E(X)$

Solucin

$$E(X) = \int_0^{\infty} x(1,4e^{-2x} + 0,9e^{-3x})dx = e^{-3x}(e^{5x}(,7x - ,35) - ,3x - ,1) \Big|_0^{\infty} = 0 - 1(1(0 - ,35) + ,1) = \frac{9}{20}$$

19. Sea X una variable aleatoria continua con f.d.p. $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{9}x(4-x) & \text{si } 0 < x < 3 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases}$: Cul es la moda de X ?

Solucin

Derivamos la funcion de densidad de probabilidad, tenemos que:

$$f'(x) = \frac{4}{9} - \frac{2x}{9}, \text{ igualamos a cero para obtener el mximo}$$

$$\frac{4}{9} - \frac{2x}{9} = 0$$

$$\frac{2x}{9} = \frac{4}{9}$$

$$x = 2$$

Evalamos antes y despues en la original para ver que sea mximo.

$$f(1) = \frac{1}{9}(3) = \frac{3}{9}$$

$$f(4) = \frac{4}{9}(0) = 0$$

\therefore Es mximo

20. En la siguiente tabla se muestra una distribucin de probabilidad de los tamaos de reclamacin para una pliza de seguros de autos.

Tamao de la reclamacin	20	30	40	50	60	70	80
Probabilidad	.15	.1	.05	.2	.1	.1	.3

Qu porcentaje de las reclamaciones se encuentran dentro de una desviacin estndar del tamao promedio de la reclamacin?

Solucin

$$\text{Desviacin estndar: } \sqrt{\frac{\sum (|x - \text{prom}(x)|)}{n}}$$

$$\text{prom}(x) = 50$$

$$|x_i - \text{prom}(x_i)|^2 = |20 - 50|^2 + |30 - 50|^2 + |40 - 50|^2 + |50 - 50|^2 + |60 - 50|^2 + |70 - 50|^2 + |80 - 50|^2 = 4600$$

$$\text{sqr}t \frac{4600}{7} = 25,634$$

$$\text{Coeficiente de variacion: } \frac{\Sigma}{|\text{prom}(x)|} * 100$$

$$\text{Coeficiente de variacin} = 51,2\%$$

21. Un actuario determina que el tamao de la reclamacin para una determinada clase de accidente es una variable aleatoria X , con funcin generadora de momentos $M_x(t) = \frac{1}{(1-2500t)^4}$; determina la desviacin estndar del tamao de la reclamacin para esta clase de accidentes.

Solucin

$$M'_x(t) = \frac{-4(\frac{d}{dt}(1-2500t))}{(1-2500t)^5} = \frac{-4}{(1-2500t)^5} - 2500 \frac{d}{dt} = \frac{10000}{(1-2500t)^5}, \text{ ahora evaluemos en } t = 0$$

$$M'_x(t) = \frac{10000}{1^5} = 10000$$

Ahora calculemos el segundo momento

$$M_x''(t) = 10000 \frac{d}{dt} \left(\frac{1}{(1-2500t)^5} \right) = 10000 \left(\frac{-5 \frac{d}{dt}(1-2500t)}{(1-2500t)^6} \right) = \frac{-50000 \left(\frac{d}{dt}(1-2500t) \right)}{(1-2500t)^6} = \frac{125000000}{(1-2500t)^6} = 5000$$

Ahora calculemos la varianza de x :

$$Var(x) = E(x^2) - E^2(x) = 125000000 - 10000^2 = 25000000$$

Y tenemos que la desviación estándar es: $\sqrt{Var(x)} = \sqrt{25000000} = 5000$

22. La función generadora de momentos de la variable aleatoria X está dada por $M_x(t) = \frac{1}{(1+t)}$, encuentra el tercer momento de X sobre el punto $x = 2$

Solucin

$$\frac{d}{dx} M_x(t) = -\frac{1}{(1+t)^2} \Rightarrow \frac{d}{dx} M_x(0) = -1 = E(X)$$

$$\frac{d^2}{dx^2} M_x(t) = \frac{2}{(1+t)^3} \Rightarrow \frac{d^2}{dx^2} M_x(0) = 2 = E(X^2)$$

$$\frac{d^3}{dx^3} M_x(t) = -\frac{6}{(1+t)^4} \Rightarrow \frac{d^3}{dx^3} M_x(0) = -6 = E(X^3)$$

Tenemos que calcular $E[(X - c)^3]$

$$E[(X - c)^3] = E[X^3 - 3X^2c + 3Xc^2 - c^3] = E(X^3) - 3E(X^2)c + 3E(X)c^2 - c^3$$

$$E[(X - c)^3] = -6 - 6c + c^2 - c^3$$

23. Una variable aleatoria tiene la siguiente función de distribución.

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{para } x < 1 \\ \frac{x^2 - 2x + 2}{2} & \text{para } 1 \leq x < 2 \\ 1 & \text{para } x \geq 2 \end{cases}$$

Encuentra la varianza de X .

24. El monto de la pérdida X , para una póliza de seguro médico tiene una función de distribución

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{para } x < 0 \\ \frac{1}{9}(2x^2 - \frac{x^3}{3}) & \text{para } 0 \leq x \leq 3 \\ 1 & \text{para } x > 3 \end{cases}$$

Calcula la moda de la distribución.

Solucin:

Para calcular la moda de la distribución se tiene que calcular $f.d.p.$ entonces $\frac{d}{dx}(F_x(x)) = f_x(x)$

$$\frac{d}{dx} \left(\frac{2x^2}{9} - \frac{x^3}{27} \right) = \frac{4x}{9} - \frac{x^2}{9}$$

$$\Rightarrow x \left(\frac{4}{9} - \frac{x}{9} \right) \Rightarrow x = 0 \Rightarrow \frac{4}{9} = \frac{x}{9} \Rightarrow x = 4$$

Entonces, $x = 0$ $x = 4$. \therefore la moda de la función de distribución es 4.

25. La variable aleatoria X tiene f.d.p. $f(x) = ce^{-|x|}$ para $-\infty < x < \infty$. Encuentra la varianza de X .

Problema:

$$\int x e^{-|x|} dx$$

El integrando es simétrico con respecto del origen. Podemos sustituir por el valor absoluto.

Prepara la integral para sustitución:

$$= \int \frac{x}{|x|} \cdot e^{-|x|} |x| dx$$

Sustituye $u = |x| \rightarrow dx = \frac{|x|}{x} du$ (Pasos):

$$= \int u e^{-u} du$$

Integra por partes: $\int f g' = f g - \int f' g$

$$f = u, \quad g' = e^{-u}$$

↓ Pasos ↓ Pasos

$$f' = 1, \quad g = -e^{-u}.$$

$$= -u e^{-u} - \int -e^{-u} du$$

Resolviendo ahora:

$$\int -e^{-u} du$$

Aplica la regla para integrar funciones exponenciales:

$$\int a^v dv = \frac{a^v}{\ln(a)} \text{ con } a = e:$$
$$= e^v$$

Deshace la sustitución $v = -u$:

$$= e^{-u}$$

Reemplaza las integrales ya resueltas:

$$-u e^{-u} - \int -e^{-u} du$$
$$= -u e^{-u} - e^{-u}$$

Deshace la sustitución $u = |x|$:

$$= -e^{-|x|} |x| - e^{-|x|}$$

El problema está resuelto:

$$\int x e^{-|x|} dx$$
$$= -e^{-|x|} |x| - e^{-|x|} + C$$

Reescribe/simplifica:

$$= -e^{-|x|} (|x| + 1) + C$$

INTEGRAL DEFINIDA:
o
 $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx =$

0



Nota: La integral definida fue calculada usando la propiedad de la función de ser simétrica.