



# Funciones generadoras de Momentos

# Definición

- ▶ La función generatriz de momentos de una variable aleatoria  $X$ , donde existe, está dada por

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_x e^{tx} \cdot f(x)$$

- ▶ Cuando  $X$  es discreta, y

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} \cdot f(x) dx$$

- ▶ Cuando  $X$  es continua.
- ▶ Nota. La variable independiente es  $t$  por lo que nos interesa valores de  $t$  cerca del cero.

# Ejemplo

- ▶ Encontrar la función generadora de momentos de la variable aleatoria cuya densidad de probabilidad está dada por

- ▶  $f(x) = \begin{cases} e^{-x} & \text{para } x > 0 \\ 0 & \text{en cualquier otra parte} \end{cases}$

# Solución

►  $M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} \cdot e^{-x} dx = \frac{1}{1-t}$  para  $t < 1$

# Teorema 1

$$\blacktriangleright \frac{d^r M_X(t)}{dt^r} \Big|_{t=0} = \mu'_r$$

Demostración. Se omite.

# Ejemplo: Distribución Exponencial con parámetro $\lambda$

$$\begin{aligned}M(t) &= E[e^{tX}] \\&= \int_0^{\infty} e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx \\&= \lambda \int_0^{\infty} e^{-(\lambda-t)x} dx \\&= \frac{\lambda}{\lambda-t} \quad \text{para } t < \lambda\end{aligned}$$

- Diferenciando e igualando para  $t = 0$ , la varianza es:

$$\begin{aligned}M'(t) &= \frac{\lambda}{(\lambda-t)^2} & M''(t) &= \frac{2\lambda}{(\lambda-t)^3} \\E[X] &= M'(0) = \frac{1}{\lambda} & E[X^2] &= M''(0) = \frac{2}{\lambda^2} \\ \text{Var}(X) &= E[X^2] - (E[X])^2 \\ &= \frac{1}{\lambda^2}\end{aligned}$$

# Ejemplo: Distribución Normal Unitaria

- Una variable aleatoria  $Z$  normal estándar unitaria, con parámetros  $(0,1)$ , su función generadora de momentos es:

$$\begin{aligned}M_Z(t) &= E[e^{tZ}] \\&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} e^{-x^2/2} dx \\&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left\{-\frac{(x^2 - 2tx)}{2}\right\} dx\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left\{-\frac{(x-t)^2}{2} + \frac{t^2}{2}\right\} dx \\&= e^{t^2/2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x-t)^2/2} dx \\&= e^{t^2/2}\end{aligned}$$

# Función generadora de momentos para la suma $X+Y$

- Supongamos que las variables aleatorias  $X$  y  $Y$  son independientes, y tienen función generadora de momentos  $M_X(t)$  y  $M_Y(t)$  respectivamente, entonces, la función generadora de momentos de  $X+Y$  es

$$\begin{aligned}M_{X+Y}(t) &= E[e^{t(X+Y)}] \\ &= E[e^{tX}e^{tY}] \\ &= E[e^{tX}]E[e^{tY}] \\ &= M_X(t)M_Y(t)\end{aligned}$$



# Distribuciones de probabilidad discretas

	Probability mass function, $p(x)$	Moment generating function, $M(t)$	Mean	Variance
Binomial with parameters $n, p$ ; $0 \leq p \leq 1$	$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ $x = 0, 1, \dots, n$	$(pe^t + 1 - p)^n$	$np$	$np(1-p)$
Poisson with parameter $\lambda > 0$	$e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}$ $x = 0, 1, 2, \dots$	$\exp\{\lambda(e^t - 1)\}$	$\lambda$	$\lambda$
Geometric with parameter $0 \leq p \leq 1$	$p(1-p)^{x-1}$ $x = 1, 2, \dots$	$\frac{pe^t}{1 - (1-p)e^t}$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
Negative binomial with parameters $r, p$ ; $0 \leq p \leq 1$	$\binom{n-1}{r-1} p^r (1-p)^{n-r}$ $n = r, r+1, \dots$	$\left[ \frac{pe^t}{1 - (1-p)e^t} \right]^r$	$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$

# Distribuciones de probabilidad continuas

	Probability mass function, $f(x)$	Moment generating function, $M(t)$	Mean	Variance
Uniform over $(a, b)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$	$\frac{e^{bt} - e^{at}}{t(b-a)}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
Exponential with parameter $\lambda > 0$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$	$\frac{\lambda}{\lambda - t}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
Gamma with parameters $(\nu, \lambda)$ , $\lambda > 0$	$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\nu e^{-\lambda x} (\lambda x)^{\nu-1}}{\Gamma(\nu)} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$	$\left( \frac{\lambda}{\lambda - t} \right)^\nu$	$\frac{\nu}{\lambda}$	$\frac{\nu}{\lambda^2}$
Normal with parameters $(\mu, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)} \quad -\infty < x < \infty$	$\exp\left\{ \mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2} \right\}$	$\mu$	$\sigma^2$

# Problemas de clase y casa



# Problemas

- ▶ Realizar los problemas 3.145 a 3.149, página 142, del libro *Estadística Matemática con Aplicaciones* (Wackerly, MendenHall III, Scheaffer), en el link de la página del curso.

# Un poco más de problemas

- ▶ Sea  $X$  una variable aleatoria con función de masa de probabilidad  $p_X(k) = 1/n$ , para  $k = 0, 1, 2, \dots, n-1$ , y cero en cualquier otra parte. Demostrar que  $M_X(t) = \frac{1-e^{nt}}{n(1-e^t)}$

# Un poco más de problemas

- ▶ Se extraen dos fichas al azar y sin reemplazo de una urna que contiene cinco fichas, numeradas del 1 al 5. Si la suma de las fichas extraídas es par, la variable aleatoria  $X$  es igual a 5; si la suma de las fichas extraídas es impar,  $X = -3$ . Encuentre la función generadora de momento para  $X$ .

# Un poco más de problemas

- ▶ Encuentre el valor esperado de  $e^{3X}$  si  $X$  es una variable aleatoria binomial con  $n = 10$  y  $p = 1/3$ .

# Solución

►  $E(e^{3X}) = \frac{1}{3^{10}} (2 + e^3)^{10}$



# Un poco más de problemas

- ▶ Encontrar la función generadora de momentos para la variable aleatoria discreta  $X$  cuya función de masa de probabilidad es dada por

$$p_X(k) = \left(\frac{3}{4}\right)^k \left(\frac{1}{4}\right), \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

# Un poco más de problemas

- ▶ Sea  $Y$  una variable aleatoria continua con

$$f_Y(y) = ye^{-y}, 0 \leq y.$$

- ▶ Demostrar que

$$M_Y(t) = \frac{1}{(1-t)^2}.$$