Bosquejo: Otra forma de visualizar esto es pensando que se "recorre el valor más bajo posible de X".

En el primer ejemplo numérico es como si desechará el 1 como origen y pusiera mi origen en 2 (que ahora sería 1). Esto equivale a decir que si están haciendo inspecciones cada hora para verificar la vida útil de algún componente, el hecho de saber que no ha fallado en la observación 100, por ejemplo, (esto es, después de 100 horas de uso) no nos dice nada para responder a la pregunta: ¿cuál será la probabilidad de que falle en las siguientes 20 horas? La probabilidad de que falle es la misma que cuando el componente es nuevo y te haces la misma pregunta: ¿cuál será la probabilidad de que falle en las siguientes 20 horas?

Esto sólo tiene sentido si se está trabajando con un proceso que se encuentra en estado de estabilidad.

#### Media y Varianza

Ya que

$$\sum_{n=1}^{+\infty} nz^{n-1} = \frac{1}{(1-z)^2} \qquad |z| < 1,$$

el valor esperado de  $X \sim \text{Geom}(p)$  es

$$E(X) = \sum_{x=1}^{+\infty} x \cdot f(x) = \sum_{x=1}^{+\infty} x (\underbrace{1-p})^{x-1} p = p \sum_{x=1}^{+\infty} x q^{x-1}$$
$$= p \left(\frac{1}{(1-q)^2}\right) = p \left(\frac{1}{p^2}\right) = \frac{1}{p}.$$

Para el cálculo de la varianza, nos queda

$$V(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2},$$
  

$$E(X^{2}) = E(X^{2} - X + X) = E(X^{2} - X) + E(X)$$
  

$$= E(X(X - 1)) + E(X),$$

pero

$$E(X(X-1)) = \sum_{x=1}^{+\infty} x(x-1) \cdot f(x) = \sum_{x=1}^{+\infty} x(x-1)q^{x-1}p$$

$$= p \sum_{x=1}^{+\infty} x(x-1)q^{x-1} = pq \sum_{x=1}^{+\infty} x(x-1)q^{x-2}$$

$$= pq \left(\frac{2}{(1-q)^3}\right) = pq \left(\frac{2}{p^3}\right) = \frac{2(1-2p)}{p^2}.$$

◆ロト ◆団ト ◆豆ト ◆豆 ・ りへで

La cantidad E(X(X-1)) recibe el nombre de **Segundo Momento** Factorial, de aquí tenemos que

$$\mathsf{E}(X^2) = \mathsf{E}(X(X-1)) + \mathsf{E}(X) = \frac{2(1-p)}{p^2} + \frac{1}{p} = \frac{2-2p+p}{p^2} = \frac{2-p}{p^2},$$

y entonces

$$V(X) = \frac{2-p}{p^2} - \left(\frac{1}{p}\right)^2 = \frac{2-p-1}{p^2} = \frac{1-p}{p^2}.$$

#### Función Generatriz de Momentos:

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x=1}^{+\infty} e^{tx} \cdot f(x) = \sum_{x=1}^{+\infty} e^{tx} \cdot q^{x-1} p = p \sum_{x=1}^{+\infty} (e^t)^x \cdot q^{x-1}$$
$$= p e^t \sum_{x=1}^{+\infty} (e^t)^{x-1} \cdot q^{x-1} = p e^t \sum_{x=1}^{+\infty} (e^t q)^{x-1} = p e^t \sum_{j=0}^{+\infty} (e^t q)^j,$$

usando la identidad  $\sum_{n=0}^{+\infty} z^n = \frac{1}{1-z}$ , para |z| < 1, nos queda

$$M_X(t) = pe^t\left(rac{1}{1-qe^t}
ight) = rac{pe^t}{1-qe^t} \qquad ext{si } |qe^t| < 1.$$

**Ejemplo**: Una tienda ofrece un premio a las personas que logren juntar las cinco letras de la palabra "valor"; para ello, se les regala una letra al azar de entre las cinco en cada compra que realicen. Lo que interesa aquí es la cantidad de viajes necesarios (compras) para juntar las cinco letras distintas.

Se podría pensar que la v.a. de interés, X=# de viajes necesarios hasta juntar las cinco letras de la palabra "valor", es geométrica ya que:

- cada resultado es independiente del anterior,
- el número posible de viajes, realizados entre cada consecución de letras distintas, se puede considerar como "infinito".

Sin embargo, la probabilidad de un "éxito" cada vez que compre irá cambiando: la primera vez la probabilidad de juntar una letra es 1; la segunda vez que compre ya tendrá en su poder una letra, con lo que la probabilidad de "éxito" cambiaría de 1 a la probabilidad de que reciba una letra distinta de la que se le dio inicialmente y esta sería 4/5 (4 favorables de 5 posibles); y así seguiría hasta obtener otro "éxito" (letra distinta), con lo que p cambiaría a 3/5, etc.

Entonces, se puede pensar que en cada viaje la probabilidad es mantenida fija hasta que haya "éxito", y juntando esto con los dos supuestos anteriores, se tendrían v.a.'s geométricas (exceptuando la primera), con p's distintas, cada vez que se lograra un "éxito". Se puede visualizar lo anterior usando una recta numérica:

Así, nuestra v.a. de interés podría considerarse como la suma de todos los viajes a la tienda, esto es, la suma de cada una de las v.a.'s geométricas definidas:

$$X = X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5,$$

donde  $X_i \sim \text{Geom}(p_i)$  i=2,3,4,5, con  $p_2=4/5$ ,  $p_3=3/5$ ,  $p_4=2/5$ ,  $p_5=1/5$ . Entonces, podemos encontrar el **número esperado de viajes** calculando

$$E(X) = E\left(\sum_{i=1}^{5} X_i\right) = E(X_1) + E(X_2) + E(X_3) + E(X_4) + E(X_5)$$

$$= 1 + \frac{1}{p_2} + \frac{1}{p_3} + \frac{1}{p_4} + \frac{1}{p_5} = 1 + \frac{1}{4/5} + \frac{1}{3/5} + \frac{1}{2/5} + \frac{1}{1/5}$$

$$= 11.42 \text{ viajes,}$$

esto es, entre 11 ó 12 viajes.

**Ejemplo**: Para el Sorteo Tec, si cada vez se expenden 150,000 boletos y 4 automóviles como premio, ¿en cuántos sorteos en promedio hay que participar hasta sacarse un automóvil? ¿Cuánto hay que invertir en promedio si cada boleto cuesta 1,050 pesos?

Como p es fija, hay independencia y "podemos" comprar boletos por siempre, entonces con X=# de participaciones hasta sacarse un automóvil,  $E(X)=\frac{150,000}{4}=37,500$ . Además, habría que invertir  $1,050\times37,500=39,375,000$  pesos.

Con dos rifas por año, uno esperaría ganarse un auto en unos ¡18,750 años! Cuántos años tendrías que participar en promedio si quieres ganarte la casa del primer premio?

Considera nuevamente el ejemplo del premio al juntar las letras de la palabra "valor", pero suponte que las probabilidades de éxito  $p_i$  se mantienen constantes (por ejemplo pensando que el premio se da a la persona que junte 5 letras "V", con lo que  $p_i$  siempre sería 1/5). Como antes, la variable aleatoria X=# de viajes necesarios hasta obtener 5 "éxitos", entonces

$$X = \sum_{i=1}^{3} X_i$$
, donde  $X_i \sim \text{Geom}(p)$  son independientes y  $p$  constante.

Esto es equivalente al segundo criterio mencionado para la detención o ajuste de un proceso (ver diapositiva 56): hasta obtener r (por ejemplo 3) artículos defectuosos (debido tal vez a lo costoso de parar la línea al obtener el primer defectuoso), en donde

4 D > 4 B > 4 B > 4 B > 9 Q P

- cada éxito tiene la misma probabilidad p, ya que se trata del mismo proceso y se asume que éste es estable (no hay fallas sistemáticas),
- cada X<sub>i</sub> es independiente;

en este caso la variable aleatoria de interés es

$$X = \#$$
 de observaciones hasta encontrar  $r$  "éxitos",

la cual se puede redefinir como

$$X = \sum_{i=1}^{r} X_i$$
, donde cada  $X_i \sim \text{Geom}(p)$  es independiente y p constante.

La v.a. X definida como la suma anterior se dice que sigue una distribución Binomial Negativa:  $X \sim BN(r, p)$ . Aquí, inclusive  $X_1 \sim Geom(p)$ .

A continuación se muestra un dibujo similar al hecho para la distribución geométrica (ver diapositiva 76), aquí obs = observaciones y Geo=Geom:

#### Media y Varianza

El valor esperado de la v.a.  $X \sim BN(r, p)$  es

$$E(X) = E\left(\sum_{i=1}^{r} X_i\right) = \sum_{i=1}^{r} E(X_i) = \sum_{i=1}^{r} \frac{1}{p} = \frac{r}{p};$$

para la varianza usamos el hecho de que las  $X_i$ 's son independientes

$$V(X) = V\left(\sum_{i=1}^{r} X_i\right) = \sum_{i=1}^{r} V(X_i) = \sum_{i=1}^{r} \frac{1-p}{p^2} = r\left(\frac{1-p}{p^2}\right).$$



#### Función Generatriz de Momentos

Usando la estructura de suma se tiene que la función generatriz de momentos de una distribución  $\mathsf{BN}(\mathsf{r},\mathsf{p})$  está dada por

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \ \mathsf{E}(e^{tX}) = \mathsf{E}\left(e^{t\sum_{i=1}^r X_i}\right) = \mathsf{E}\left(e^{tX_1 + tX_2 + \dots + tX_r}\right) \\ &= \mathsf{E}(e^{tX_1}) \, \mathsf{E}(e^{tX_2}) \, \dots \, \mathsf{E}(e^{tX_r}) \\ &= \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right) \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right) \dots \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right) = \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right)^r, \end{aligned}$$

 $\mathsf{para}\ |\mathit{qe}^t|<1.$ 

→ロト→個ト→重ト→重ト = つへで

#### Recalquemos los supuestos:

- Cada vez que se realice una observación la probabilidad de que ocurra un éxito es fija e igual al valor p: Nuevamente, el proceso "no sabe" o "no se acuerda" de lo que ha pasado antes de la observación que se esté realizando. Cuando uno detecte artículos defectuosos, sabiendo la probabilidad que el modelo asigna a ese caso, se toma una decisión respecto al proceso. Ver[15].
- Las observaciones son independientes.
   Como antes, el que una observación haya sido o no "éxito", no da información sobre el resultado de la siguiente observación.
- El primer posible valor de la variable aleatoria es r.
   Puesto que la condición es encontrar r defectuosos, se tienen que realizar mínimo r pruebas.
- El número de observaciones puede continuar indefinidamente antes de encontrar el *r*-ésimo defectuoso.

Una forma de obtener explícitamente a la función de probabilidad de la v.a. Binomial Negativa se da a continuación.

El evento de que el r-ésimo "éxito" ocurra en X=x equivale a pensar que en las x-1 observaciones anteriores hay r-1 "éxitos", los cuales pudieron ocurrir en cualquiera de las anteriores x-1 observaciones. Si agrupamos en casillas las observaciones, lo anterior puede visualizarse de la siguiente manera



Debido a la independencia sólo se tienen que multiplicar las probabilidades de cada casilla para obtener la probabilidad de r "éxitos" en x pruebas:

- En la última prueba hay "éxito" con probabilidad p.
- Los r-1 "éxitos" anteriores pueden ocurrir en cualquier orden. El número de maneras en que r-1 "éxitos" se pueden acomodar en x-1 casillas está dado por  $\binom{x-1}{r-1}$ , y cada uno de ellos tiene asignada una probabilidad p.
- Hay (x-1) (r-1) = x r fracasos cada uno con probabilidad (1-p).

Entonces, la probabilidad de obtener r éxitos en x pruebas es

$$P(X = x) = p \left[ {x-1 \choose r-1} p^{r-1} \right] (1-p)^{x-r}$$
$$= {x-1 \choose r-1} (1-p)^{x-r} p^r,$$

con x = r, r + 1, r + 2, ...

Esta es la Distribución Binomial Negativa cuyos parámetros son r y p. Notemos que n sigue siendo aleatorio.

### Relación entre una v.a. $X \sim B(n, p)$ con una v.a. $Y \sim BN(r, p)$

#### Recuerda que

X = # de éxitos en *n* pruebas Bernoulli independientes,

 $Y=\ \#$  de observaciones hasta tener r éxitos en pruebas Bernoulli independientes.

Consideremos la probabilidad de que en los n intentos se observen a lo más r-1 "éxitos", esto es,

$$P(X \leq r-1)$$
.

Observemos que en los n intentos hay a lo más r-1 éxitos si y sólo si en los n intentos se observan menos de r éxitos, es decir que la probabilidad anterior es igual a la probabilidad

$$P(Y > n)$$
.



**Entonces** 

$$P(X \le r - 1) = P(Y > n) = 1 - P(Y \le n).$$

Cabe recalcar que esto **no** es una aproximación, es <u>una identidad</u>.

**Ejemplo**: Si un proceso nos da dos equipos con defectos "severos" se detiene la producción. La probabilidad de ese tipo de defectos es 0.05. ¿Cuál es la probabilidad de hacer más de 10 equipos sin detener la producción?

La variable aleatoria es Y=# de equipos revisados hasta obtener 2 con defectos "severos".

◆ロ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ← □ > ←

#### Supuestos:

- probabilidad fija e igual a p (no hay fallas sistemáticas)
- resultados independientes

Entonces  $Y \sim BN(r = 2, p = 0.05)$ , de donde

$$P(Y > 10) = 1 - P(Y \le 10) = 1 - \sum_{y=2}^{10} {y-1 \choose 2-1} (0.05)^2 (0.95)^{y-2} = 0.914.$$

Utilizando la relación con la distribución binomial, para  $X \sim B(n = 10, p = 0.05)$  tenemos que

$$P(Y > 10) = P(X \le 2 - 1) = \sum_{x=0}^{1} {10 \choose x} (0.05)^{x} (0.95)^{10-x} = 0.914.$$

◆ロト ◆団 ト ◆ 差 ト ◆ 差 ・ り Q ②

Los cálculos de la generatriz de momentos, media y varianza se pueden obtener a partir de la función de probabilidad de la binomial negativa, aunque de hecho ya lo hicimos mediante la representación en sumas de la distribución binomial negativa. Por completez se incluye el siguiente este material.

Deduciremos la generatriz de momentos para obtener la media y la varianza de  $X \sim BN(r, p)$ . Para calcular la generatriz de momentos se utilizarán los siguientes resultados:

$$\binom{n}{z} = \binom{n}{n-z},\tag{1}$$

$$(1-x)^{-r} = \sum_{i=0}^{+\infty} {j+r-1 \choose j} x^j, \quad \text{para } |x| < 1.$$
 (2)

< □ ▶ ◀圖 ▶ ◀필 ▶ ◀필 ▶ ■ ● ♥ ♥ ♥

La generatriz de momentos es entonces

$$\begin{split} M_X(t) &= \mathsf{E}(\mathsf{e}^{tX}) = \sum_{x=r}^{+\infty} \mathsf{e}^{tx} \cdot f(x) = \sum_{x=r}^{+\infty} \mathsf{e}^{tx} \binom{x-1}{r-1} q^{x-r} p^r \\ &= p^r \sum_{x=r}^{+\infty} \mathsf{e}^{tx} \binom{x-1}{r-1} q^{x-r} = p^r (\mathsf{e}^t)^r \sum_{x=r}^{+\infty} \binom{x-1}{r-1} (q e^t)^{x-r} \\ &= p^r (\mathsf{e}^t)^r \sum_{j=0}^{+\infty} \binom{j+r-1}{r-1} (q e^t)^{x-r} \qquad j = x-r \\ &= (p e^t)^r \sum_{j=0}^{+\infty} \binom{j+r-1}{(j+r-1)-(r-1)} (q e^t)^{x-r} \qquad \mathsf{de} \ (1) \\ &= (p e^t)^r \sum_{j=0}^{+\infty} \binom{j+r-1}{j} (q e^t)^{x-r} \\ &\stackrel{\mathsf{de} \ (2)}{=} (p e^t)^r (1-q e^t)^{-r} = \frac{(p e^t)^r}{(1-q e^t)^r} = \left(\frac{p e^t}{1-q e^t}\right)^r, \qquad |q e^t| < 1. \end{split}$$

◆ロト ◆問 ▶ ◆ 恵 ▶ ◆ 恵 ・ かへ(^)

Por lo tanto

$$M_X(t) = \left(rac{pe^t}{1-qe^t}
ight)^r, \quad ext{para } |qe^t| < 1.$$

Cuando r=1 la binomial negativa es equivalente a la Geométrica; es decir, la binomial negativa se puede considerar como una generalización de la geométrica. Así,

$$\begin{split} \mu &= \mu_1' = \mathsf{E}(X) = M_X'(t)|_{t=0}, \\ M_X'(t) &= r \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right)^{r-1} \frac{(1 - qe^t)pe^t - pe^t(-qe^t)}{(1 - qe^t)^2} \\ &= r \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right)^{r-1} \frac{pe^t - pqe^{2t} + pqe^{2t}}{(1 - qe^t)^2} = r \left(\frac{pe^t}{1 - qe^t}\right)^{r-1} \frac{pe^t}{(1 - qe^t)^2}, \\ &= \frac{r(pe^t)^r}{(1 - qe^t)^{r+1}}. \\ M_X'(0) &= \frac{r(pe^0)^r}{(1 - qe^0)^{r+1}} = \frac{rp^r}{(1 - q)^{r+1}} = \frac{r}{p^{r+1}} = \frac{r}{p}. \end{split}$$

Por lo tanto,

$$E(X) = r/p$$
.

Por otra parte,

$$\mu_{2}' = \mathsf{E}(X^{2}) = M_{X}''(t)|_{t=0},$$

$$M_{X}''(t) = \frac{(1 - qe^{t})^{r+1}r \cdot r(pe^{t})^{r-1}pe^{t} - r(pe^{t})^{r}(r+1)(1 - qe^{t})^{r}(-qe^{t})}{[(1 - qe^{t})^{r+1}]^{2}},$$

$$M_{X}''(0) = \frac{(1 - q)^{r+1}r^{2}p^{r-1}p - rp^{r}(r+1)(1 - q)^{r}(-q)}{(1 - q)^{2(r+1)}}$$

$$= \frac{p^{r+1}r^{2}p^{r} + r(r+1)p^{r}p^{r}q}{p^{2r+2}}$$

$$= \frac{p^{2r+1}r^{2} + r(r+1)p^{2r}q}{p^{2r+2}} = \frac{rp^{2r}(rp + (r+1)q)}{p^{2r+2}}$$

$$= \frac{r(r+q)}{p^{2r}}.$$

Así que

$$\mathsf{E}(X^2) = \frac{r(r+q)}{p^2}.$$

Entonces,

$$V(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2} = \frac{r(r+q)}{p^{2}} - \left(\frac{r}{p}\right)^{2}$$
$$= \frac{r(r+q) - r^{2}}{p^{2}} = \frac{r^{2} + rq - r^{2}}{p^{2}} = \frac{rq}{p^{2}} = \frac{r(1-p)}{p^{2}},$$

lo que implica

$$V(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}.$$



#### A modo de resumen, notemos lo siguiente:

- Notemos que en un contexto teórico el valor de r puede ser distinto de un número entero.
- Además, la variable aleatoria BINOMIAL, cuando n=1, nos da una variable aleatoria que tiene distribución Bernoulli; es decir, la Bernoulli es un caso particular de la binomial.
- Similarmente, una variable aleatoria BINOMIAL NEGATIVA, con r=1, nos da una variable aleatoria con distribución GEOMÉTRICA; es decir, la geométrica es un caso particular de la binomial negativa.

#### Distribución Poisson

Supóngase ahora que estamos interesado en el número de "éxitos", pero ahora preguntándonos por la posibilidad de que ocurran en un cierto intervalo de tiempo o espacio, por ejemplo

- Número de defectos en una plancha de acero de  $1 m^2$ ,
- Número de bacterias en 1 cm³ de agua potable,
- Número de entregas de materia prima entre las 8:00 A.M. y la 1:00 P.M.,
- Número de llamadas que llegan a un conmutador en un minuto.

En estos casos interesa la variable aleatoria

X = # de "éxitos" obtenidos en un cierto intervalo (temporal o espacial).