## Parcial 2 Probabilidad

Victor Tortolero CI:24.569.609

## Pregunta 1

Considérese Y tiene una distribución hipergeométrica

$$P(y) = \frac{\binom{r}{y} \binom{N-r}{n-y}}{\binom{N}{n}}$$

a) Demuestre que

$$P(Y = n) = \left(\frac{r}{N}\right) \left(\frac{r-1}{N-1}\right) \left(\frac{r-2}{N-2}\right) \dots \left(\frac{r-n+1}{N-n+1}\right)$$

b) Aplique la expansión binomial a cada factor de la siguiente ecuación:

$$(1+a)^{N_1} (1+a)^{N_2} = (1+a)^{N_1+N_2}$$

Ahora compare los coeficientes  $a^n$  en ambos lados para demostrar que

$$\binom{N_1}{0}\binom{N_2}{n} + \binom{N_1}{1}\binom{N_2}{n-1} + \ldots + \binom{N_1}{n}\binom{N_2}{0} = \binom{N_1+N_2}{n}$$

c) Usando el resultado del inciso 1b, concluya que

$$\sum_{y=0}^{n} P(y) = 1$$

 $\mathbf{R}$ :

a) Se sabe que  $r \ge y$  y que  $N-r \ge n-y$ , y al reemplazar y por n, tenemos que  $r \ge n$  y que  $N-r \ge 0$ , y esto nos indica que  $N \ge r$  y por lo tanto  $N \ge n$ , y al desarrollar, tenemos:

$$P(n) = \frac{\binom{r}{n}\binom{N-r}{n-n}}{\binom{N}{n}} = \frac{\binom{r}{n}\binom{N-r}{0}}{\binom{N}{n}} = \frac{\binom{r}{n}(1)}{\binom{N}{n}} = \frac{\binom{r}{n}}{\binom{N}{n}} = \frac{\frac{r!}{n!(r-n)!}}{\frac{N!}{n!(N-n)!}}$$

$$= \frac{r! \, n! \, (N-n)!}{N! \, n! \, (r-n)!} = \frac{r! \, (N-n)!}{N! \, (r-n)!} = \frac{r(r-1)(r-2) \dots (r-n+1)(r-n)! \, (N-n)!}{N! \, (r-n)!}$$

$$= \frac{r(r-1)(r-2) \dots (r-n+1)(N-n)!}{N!} = \frac{r(r-1)(r-2) \dots (r-n+1)(N-n)!}{N(N-1)(N-2) \dots (N-n+1)(N-n)!}$$

$$= \frac{r(r-1)(r-2) \dots (r-n+1)}{N(N-1)(N-2) \dots (N-n+1)} = \left(\frac{r}{N}\right) \left(\frac{r-1}{N-1}\right) \left(\frac{r-2}{N-2}\right) \dots \left(\frac{r-n+1}{N-n+1}\right)$$

.: Llegamos a lo que se pedía, por lo tanto queda demostrado que:

$$P(Y = n) = \left(\frac{r}{N}\right) \left(\frac{r-1}{N-1}\right) \left(\frac{r-2}{N-2}\right) \dots \left(\frac{r-n+1}{N-n+1}\right)$$

b) El teorema del binomio, dice que:

$$(x+y)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^{n-k} y^k$$

Y con este teorema, tenemos lo siguiente:

$$(1+a)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (1^{n-k}) a^k = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k$$

Y con esto, al desarrollar cada factor de la ecuación dada en el enunciado, primero desarrollando  $(a+1)^{N_1}(a+1)^{N_2}$ , tendríamos:

$$(a+1)^{N_1} (a+1)^{N_2} = \left[ \sum_{k=0}^{N_1} \binom{N_1}{k} a^k \right] \times \left[ \sum_{k=0}^{N_2} \binom{N_2}{k} a^k \right]$$

$$= \left[ \binom{N_1}{0} + \binom{N_1}{1} a + \dots + \binom{N_1}{N_1} a^{N_1} \right] \times \left[ \binom{N_2}{0} + \binom{N_2}{1} a + \dots + \binom{N_2}{N_2} a^{N_2} \right]$$

Ahora al desarrollar  $(a+1)^{N_1+N_2}$ , tendríamos:

$$(a+1)^{N_1+N_2} = \sum_{k=0}^{N_1+N_2} \binom{N_1+N_2}{k} a^k = \binom{N_1+N_2}{0} + \binom{N_1+N_2}{1} a + \dots + \binom{N_1+N_2}{N_1+N_2} a^{N_1+N_2}$$

Entonces tenemos lo siguiente al igualar ambos lados:

$$\begin{bmatrix} \binom{N_1}{0} + \binom{N_1}{1} a + \dots + \binom{N_1}{N_1} a^{N_1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \binom{N_2}{0} + \binom{N_2}{1} a + \dots + \binom{N_2}{N_2} a^{N_2} \end{bmatrix} 
= \binom{N_1 + N_2}{0} + \binom{N_1 + N_2}{1} a + \dots + \binom{N_1 + N_2}{N_1 + N_2} a^{N_1 + N_2} \tag{1}$$

Como la igualdad se cumple, tenemos que el coeficiente de cada  $a^n$  debe ser igual. Tenemos que el coeficiente del lado izquierdo de la ultima ecuación para  $a^n$ , viene dado por la siguiente sumatoria:

$$\binom{N_1}{0} \binom{N_2}{n} + \binom{N_1}{1} \binom{N_2}{n-1} + \dots + \binom{N_1}{n} \binom{N_2}{0} = \sum_{k=0}^{n} \binom{N_1}{k} \binom{N_2}{n-k}$$

Y el coeficiente del lado derecho para  $a^n$  vendría dado por:

$$\binom{N_1+N_2}{n}$$

 $\therefore$  Entonces como la igualdad se cumple, el coeficiente  $a^n$  de un lado de la ecuación (1) debería ser igual al del otro lado y por lo tanto tenemos que:

$$\binom{N_1}{0}\binom{N_2}{n} + \binom{N_1}{1}\binom{N_2}{n-1} + \ldots + \binom{N_1}{n}\binom{N_2}{0} = \binom{N_1+N_2}{n}$$

c) Se quiere demostrar que  $\sum_{y=0}^{n}P\left( y\right) =1,$  entonces tenemos que:

$$\sum_{y=0}^{n} P(y) = \sum_{y=0}^{n} \left( \prod_{k=0}^{y+1} \frac{r-k}{N-k} \right)$$

## Pregunta 2

En la producción de cierta clase cuerda, el numero de defectos por pie Y se supone que tiene una distribución de Poisson con media  $\lambda = 2$ . La utilidad por pie se cuando se venda la cuerda esta dada por X, donde  $X = 50 - 2Y - Y^2$ . Encuentre la utilidad esperada por pie.

 ${f R}$ : Tenemos que para una distribución de Poisson, la varianza viene dada por  $\lambda$ , al igual que la esperanza. Por lo tanto, tendríamos:

$$E(Y) = 2$$
$$Var(Y) = 2$$

Y luego:

$$E(X) = E(50 - 2Y - Y^{2})$$

$$E(X) = 50 - 2 E(Y) - E(Y^{2})$$

$$Var(Y) = E(Y^{2}) - (E(Y))^{2}$$

Si despejamos  $E(Y^2)$ , y luego sustituimos, tenemos:

$$E(Y^{2}) = (E(Y))^{2} + Var(Y)$$

$$E(Y^{2}) = 2^{2} + 2$$

$$E(Y^{2}) = 4 + 2$$

$$E(Y^{2}) = 6$$

Y con este resultado, podemos calcular E(X), entonces:

$$E(X) = 50 - 2(2) - 6$$
$$E(X) = 50 - 4 - 6$$
$$E(X) = 40$$

∴ Por lo tanto, la utilidad esperada por pie, es 40.

## Pregunta 3

Suponga un lote de 5000 fusibles eléctricos contiene 5 % de piezas defectuosas. Si se prueba una muestra de 5 fusibles, encuentre la probabilidad de hallar al menos uno defectuoso.

**R**: Tenemos que es una distribución binomial, en donde la probabilidad de éxito es p = 0.05, y la probabilidad del fracaso seria q = 0.95 y tenemos que n = 5 que es nuestra muestra. Y queremos saber la probabilidad de hallar al menos uno defectuoso, entonces tenemos que queremos encontrar  $P(X \ge 1)$ . Entonces tenemos:

$$P(1) + P(2) + P(3) + P(4) + P(5) = P(X \ge 1)$$
  
 $P(0) + P(1) + P(2) + P(3) + P(4) + P(5) = 1$   
 $P(0) + P(X \ge 1) = 1$   
 $P(X \ge 1) = 1 - P(0)$ 

De modo que para calcular  $P(X \ge 1)$  solo hace falta calcular P(0). Para calcular esto, entonces para calcular P(0), podemos usar:

$$P(x; n, p) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

Tenemos n y p, por lo tanto:

$$P(0) = {5 \choose 0} (0.05^{0}) (1 - 0.05)^{5-0}$$

$$P(0) = (1)(1)(0.95)^{5}$$

$$P(0) = (1)(1)(0.95)^{5}$$

$$P(0) = 0.95^{5}$$

Con esto ya podemos calcular  $P\left(X\geq1\right)$ , entonces:

$$P(X \ge 1) = 1 - 0.95^5$$
  
 $P(X > 1) = 0.2262190625$ 

∴ Entonces la probabilidad de que haya al menos uno defectuoso es de 0.2262190625