Modelos Estocásticos I

Primer Examen Parcial

Respuestas

- 1. Sea X el número de **fracasos** que ocurren hasta obtener el primer éxito en una sucesión de ensayos de Bernoulli independientes con probabilidad de éxito α .
 - a) Halle la función generadora de probabilidad de X y con ella obtenga la media y varianza de X.
 - b) Sea N el número de veces que una persona visita una tienda en un año y suponga que N sigue la distribución de la parte (a), pero con probabilidad de éxito igual a $1-\theta$. Durante cada visita la persona compra algo con probabilidad p. Supongamos que en las distintas visitas que realiza la persona las compras son independientes y también son independientes del número de visitas que la persona realiza a la tienda. Sea S el número de veces que la persona compra algo de la tienda durante un año. Usando funciones generadoras de probabilidad demuestre que S tiene la misma distribución que N pero con el parámetro θ cambiado por $Q = p\theta/(1-q\theta)$, donde q = 1-p. ¿Cuál es el valor esperado del número de veces que la persona compra algo en la tienda durante un año?

Respuesta. a) Llamemos $\beta = 1 - \alpha$, la función de probabilidad de X es $P(X = k) = \alpha(1 - \alpha)^k = \alpha\beta^k$, para $k \ge 0$ y la f.g.p. correspondientes es

$$\phi_X(s) = E(s^X) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k \alpha \beta^k$$
$$= \frac{\alpha}{1 - \beta s}$$

Para obtener la media de esta distribución derivamos esta expresión

$$\phi'(s) = \frac{\alpha\beta}{(1-\beta s)^2}$$

y evaluamos el resultado en s=1,

$$\phi'(1) = \frac{\alpha\beta}{(1-\beta)^2} = \frac{\beta}{\alpha}.$$

Por lo tanto $E(X) = \beta/\alpha$. Hallamos ahora la segunda derivada de ϕ

$$\phi'(s) = \frac{2\alpha\beta^2}{(1-\beta s)^3}$$

Evaluando esta expresión en s=1 obtenemos el segundo momento factorial $\mathrm{E}(X(X-1))$:

$$\phi''(1) = \frac{2\alpha\beta^2}{(1-\beta)^3} = \frac{2\beta^2}{\alpha^2}.$$

Por lo tanto

$$E(X^{2}) = E(X(X-1)) + E(X) = \frac{2\beta^{2}}{\alpha^{2}} + \frac{\beta}{\alpha}$$

$$Var(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2} = \frac{2\beta^{2}}{\alpha^{2}} + \frac{\beta}{\alpha} - \frac{\beta^{2}}{\alpha^{2}}$$
$$= \frac{\beta^{2}}{\alpha^{2}} + \frac{\beta}{\alpha} = \frac{\beta(\beta + \alpha)}{\alpha^{2}}$$
$$= \frac{\beta}{\alpha^{2}}$$

(b) Cambiando α por $1 - \theta$ obtenemos la f.g.p. de N:

$$\phi_N(s) = \frac{1 - \theta}{1 - \theta s}$$

y la f.g.p. de una variable Bernoulli es $\phi_B(s) = q + ps$. Por lo tanto,

$$\phi_S(s) = \phi_N(\phi_B(s)) = \frac{1 - \theta}{1 - \theta(q + ps)}$$

$$= \frac{(1 - \theta)/(1 - \theta q)}{(1 - \theta q - \theta ps)/(1 - \theta q)}$$

$$= \frac{\frac{1 - \theta q + \theta q - \theta}{1 - \theta q}}{1 - \frac{\theta ps}{1 - \theta q}} = \frac{1 - \frac{\theta(1 - q)}{1 - \theta q}}{1 - Qs}$$

$$= \frac{1 - Q}{1 - Qs}$$

donde $Q = \theta p/(1-\theta q)$. Por los resultados de la primera parte, el valor esperado de S es $Q/(1-Q) = \theta p/(1-\theta)$.

2. Sean X, Y v.a. con densidad conjunta

$$f(x,y) = \begin{cases} 4y(x-y)e^{-(x+y)}, & 0 < x < \infty, 0 \le y \le x \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

¿Son independientes estas variables? Halle la densidad condicional de X dado Y. Calcule $\mathrm{E}[X|Y=y]$ y $\mathrm{E}[X|Y]$.

Respuesta. Buscamos la densidad marginal de Y integrando la densidad conjunta respecto de x. Observamos que para y fijo, la densidad es distinta de 0 para $x \ge y$.

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \int_{y}^{\infty} 4y(x - y)e^{-(x+y)} dx$$
$$= 4ye^{-y} \int_{y}^{\infty} xe^{-x} dx - 4y^2 e^{-y} \int_{y}^{\infty} e^{-x} dx$$

La primera integral se puede calcular integrando por partes y la segunda es inmediata. Obtenemos para $y \geq 0$

$$f_Y(y) = 4ye^{-y}(ye^{-y} + e^{-y}) - 4y^2e^{-2y}$$

= $4ue^{-2y}$

Si las variables fuesen independientes, la densidad conjunta tendría que ser el producto de las densidades marginales, pero si dividimos la densidad conjunta por la densidad de Y que acabamos de calcular, el resultado todavía depende de y y pro lo tanto las variables no son independientes.

Para hallar la densidad condicional de X dado Y dividimos la densidad conjunta por la densidad de Y:

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{4y(x-y)e^{-(x+y)}}{4ye^{-2y}} = (x-y)e^{-(x-y)}$$

para $x > y \ge 0$. Haciendo el cambio de variables x - y = w tenemos

$$E[X|Y = y] = \int_{y}^{\infty} x(x - y)e^{-(x - y)} dx = \int_{0}^{\infty} (w + y)we^{-w} dw$$
$$= \int_{0}^{\infty} w^{2}e^{-w} dw + y \int_{0}^{\infty} we^{-w} dw$$
$$= 2 + y,$$

donde las dos últimas integrales fueron calculadas por partes. En consecuencia $\mathrm{E}[X|Y=y]=2+y$ y $\mathrm{E}[X|Y]=2+Y$.

- 3. (a) Explique cómo funciona el método de rechazo para generar variables aleatorias discretas. Demuestre que el método produce variables con la distribución deseada.
 - (b) Describa un algoritmo para simular valores de una variable aleatoria con la siguiente densidad:

$$f(x) = \frac{e^x}{e - 1}, \quad 0 \le x \le 1.$$

Respuesta. Para la parte (a), ver notas del curso.

(b) Una manera de hacer esto es usar el método de la transformada inversa. Calculamos la f.d. asociada a f:

$$F(x) = \int_0^x f(t) dt = \frac{1}{e-1} \int_0^x e^t dt = \frac{e^x - 1}{e-1}.$$

La función inversa de F es

$$F^{-1}(x) = \log(x(e-1) + 1)$$

y por lo tanto basta generar una variable uniforme U en (0,1) y calcular $\log(U(e-1)+1)$.

4. Demuestre que, para una sucesión de variables aleatorias X_n definidas en un espacio de probabilidad (Ω, \mathcal{F}, P) , convergencia en L^p implica convergencia en probabilidad y que convergencia en probabilidad implica convergencia en distribución. Dé ejemplos que demuestren que las implicaciones recíprocas son falsas.

Respuesta. Ver notas del curso.