ACT-11302 Cálculo Actuarial III

Primavera 2019

C.U.: 156165 12/Feb/2018 Tarea 02-a

Fecha de entrega: 19/Feb/2019

Consideren las notas del martes 12 de febrero de 2019.

1. Demuestren las propiedades de agregación y desagregación de la distribución Poisson.

Nombre: Fabrizzio Pérez Aceituno

Agregación: Sean N_1, N_2, \dots, N_q variables aleatorias independientes distribuidas Poisson $(N_j = n_j \mid \lambda_j)$, demostrar que $N = \sum_{j=1}^q N_j \sim \text{Poisson}(N|\lambda)$ en donde $\lambda = \sum_{j=1}^q N_j \sim \text{Poisson}(N|\lambda)$ $\sum_{i=1}^{q} \lambda_i$:

Usando la función generadora de momentos, dada por $M_x(t) = exp\{\lambda(e^t - 1)\}$ obtenemos que:

$$M_N(t) = E[e^{tN}] = E\left[e^{t\left(\sum_{j=1}^q N_j\right)}\right] = E\left[e^{t\left(N_1 + N_2 + \dots + N_q\right)}\right] = E\left[e^{tN_1} * e^{tN_2} * \dots * e^{tN_q}\right]$$

Entonces, como las variables aleatorias son independientes podemos reescribir la expresión anterior de la siguiente manera:

$$E[e^{tN_1} * e^{tN_2} * \dots * e^{tN_q}] = E[e^{tN_1}] * E[e^{tN_2}] * \dots * E[e^{tN_q}] = \prod_{j=1}^q E[e^{tN_j}] = \prod_{j=1}^q M_{N_j}(t)$$

$$= exp\{\lambda_1(e^t - 1)\} * exp\{\lambda_2(e^t - 1)\} * \dots * exp\{\lambda_q(e^t - 1)\} = exp\left\{\sum_{j=1}^q \lambda_j (e^t - 1)\right\}$$

$$= exp\{\lambda(e^t - 1)\}$$

 \therefore Por la forma de la f.g.m de N, podemos concluir que $N = \sum_{i=1}^{q} N_i \sim \text{Poisson}$ (N| λ)

Desagregación: Suponer que N ~ Poisson (N| λ) con λ >0 y también supongamos que podemos clasificar los eventos en m tipos distintos e independientes, cada uno con probabilidad $p_1, p_2, ..., p_m$. Demostrar que cada $N_i \sim Poisson(n|\lambda_i) con \lambda_i = p_i^* \lambda$

Tenemos que la distribución de (N₁, ..., N_m) condicionada a que N=n corresponde a una distribución Multinomial $((n_1, ..., n_m) \mid n, \theta_1, ..., \theta_m)$.

Derivado del resultado anterior, la distribución marginal para cada una de las N_m condicionadas en N=n corresponde a una distribución Binomial $(n_m \mid n, \theta_m)$ para m=1, 2, ..., M. Entonces, tenemos que:

$$E(N_m|N=n) = E_{Bin}(N_m|n, \theta m) = \boxed{n * \theta_m}$$

Ahora, obtenemos la marginal respecto a N para las N_m:

$$P(N_m = n_m) = \sum_{n=0}^{\infty} P(N_m = n_m, N = n) = \sum_{n=0}^{\infty} P(N_m = n_m | N = n) * P(N = n)$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} Bin(n_m | n, \theta m) * Poisson(n | \lambda)$$

De donde obtenemos que $E(N_m) = \lambda^* \theta_m$.

Por lo tanto, lo único que nos queda es demostrar que la distribución marginal de las N_m se distribuye Poisson. Entonces, usando probabilidad total para $(N_1, ..., N_m)$:

$$\begin{split} P(N_1 = n_1, \dots, N_m = n_m) &= \sum_{n=0}^{\infty} P(N_1 = n_1, \dots, N_m = n_m | N = n) * P(N = n) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \left(\frac{n!}{n_1! \dots n_m!} \right) \theta_1^{n_1} * \dots * \theta_m^{n_m} * \left(\frac{e^{-\lambda} * \lambda^n}{n!} \right) = \prod_{m=1}^{M} \frac{e^{-\lambda * \theta_m} * (\lambda * \theta_m)^{n_m}}{n_m!} \\ &= \prod_{m=1}^{M} Poisson(n_m | \lambda * \theta_m) \end{split}$$

Por lo tanto, concluimos que cada N_m sigue una distribución Poisson $(n_m | \lambda * \theta_m)$ en donde cada componente es mutuamente independiente de los otros.