

Pauta CTP 3

Tiempo: 1 Hora

Suponga que existe un terminal de buses exclusivo para viajar a la ciudad de Rancagua. Los pasajeros llegan a este terminal según un proceso de Poisson de tasa μ [personas/hora]. Se sabe, además, que en el terminal existen dos andenes, A y B, uno para cada servicio ofrecido para realizar el viaje. Suponga que una vez en el terminal, los pasajeros eligen el servicio A con probabilidad p , y el servicio B, con $1-p$.

1. (1 punto) ¿Cuál es la probabilidad que lleguen k pasajeros al andén B durante la primera hora? Y que lleguen más que k pasajeros? En promedio, cuántos pasajeros llegarán al andén B la primera hora?

Solución: Se trata de una división de un Proceso de Poisson. Sabemos que las llegadas al andén B, siguen un proceso de Poisson de tasa $\lambda(1-p)$.

$$P(N_B(1) = k) = \frac{e^{-\lambda(1-p)} * (\lambda(1-p))^k}{k!}$$

Luego,

$$P(N_B(1) \geq k) = \sum_{j \geq k} \frac{e^{-\lambda(1-p)} * (\lambda(1-p))^j}{j!}$$

Finalmente, la esperanza de un proceso de Poisson de tasa $\lambda(1-p) * 1$

$$E(N_B(1)) = \lambda(1-p)$$

2. (1 punto) Si se sabe que en la primera hora han llegado 100 pasajeros al terminal, determine la probabilidad de que k de ellos hayan escogido el servicio A.

Solución:

$$\begin{aligned} P[N_A(1) = k | N(1) = 100] &= \frac{P[N(1) = 100 | N_A(1) = k] * P[N_A(1) = k]}{P[N(1) = 100]} \\ &= \frac{P[N_B(1) = 100 - k] * P[N_A(1) = k]}{P[N(1) = 100]} \\ &= \frac{\left(\frac{e^{-\lambda(1-p)} * (\lambda(1-p))^{100-k}}{(100-k)!} \right) * \left(\frac{e^{-\lambda p} * (\lambda p)^k}{k!} \right)}{\frac{e^{-\lambda} * (\lambda)^{100}}{100!}} \\ &= \frac{100!}{(100-k)!k!} * p^k * (1-p)^{100-k} \end{aligned}$$

3. (1 punto) Considerando nuevamente que llegaron 100 pasajeros en la primera hora, calcule la probabilidad que en la primera media hora hayan llegado k pasajeros al andén A.

Solución:

$$\begin{aligned}
P[N_A^{0,5} = k / N(1) = 100] &= \frac{P[N_A(0,5) = k \wedge N(0,5) + N_B(0,5) = 100 - k]}{P[N(1) = 100]} \\
&= \frac{P[N_A(0,5) = k] \cdot P[N^*(0,5) = 100 - k]}{P[N(1) = 100]} \\
&= \frac{\frac{(\lambda \frac{p}{2})^k \cdot e^{-\lambda \frac{p}{2}}}{k!} \cdot \frac{(\lambda(1-\frac{p}{2}))^{100-k} \cdot e^{-\lambda(1-\frac{p}{2})}}{(100-k)!}}{\frac{(\lambda)^{100} \cdot e^{-\lambda}}{100!}} \\
&= \frac{100!}{(100-k)!k!} \cdot \left(\frac{p}{2}\right)^k \cdot \left(1 - \frac{p}{2}\right)^{100-k}
\end{aligned}$$

En lo sucesivo, se pensará en 1 solo andén para simplificar los cálculos. Suponga, ahora, que los buses llegan al paradero según un proceso de Poisson de tasa λ [buses/hora]. Al llegar cada bus, todos los pasajeros que se encuentran esperando, se suben instantáneamente a él (Supondremos capacidad infinita para cada bus) y los pasajeros que llegan posteriormente deben esperar al siguiente bus.

4. (0.5 punto) Encuentre la función de probabilidad del número de pasajeros que se suben al m-ésimo bus, dado que el tiempo de llegada entre el bus m-1 y m es T.

Solución:

Sea N_m = Número de personas que se suben al m-ésimo bus. Sea x_m = tiempo entre llegada del bus m-1 y el m-ésimo.

$$P(N_m = k | X_m = T) = P(N(T) = k) = \frac{e^{-\lambda T} * (\lambda T)^k}{k!}$$

5. (1 punto) Encuentre la función de probabilidad del número de pasajeros que se suben al m-ésimo bus.

Hint: Le puede resultar útil saber que la densidad de la función $gamma(n, \theta)$ está dada por:

$$f_{n,\theta}(t) = \theta e^{-(\theta * t)} \frac{(\theta * t)^{n-1}}{(n-1)!}$$

Solución:

$$\begin{aligned}
P(N_m = k) &= \int_{T \geq 0} P(N_m = k | X_m = T) * f_x(T) dT \\
&= \int_{T \geq 0} \frac{e^{-\lambda T} * (\lambda T)^k}{k!} * (\mu e^{-\mu T}) dT \\
&= \frac{\mu \lambda^k}{(\mu + \lambda)^{k+1}} \int_{T \geq 0} \frac{e^{-(\mu + \lambda)T} * (\mu + \lambda)^{k+1} T^k}{k!} dT
\end{aligned}$$

Dado que lo que queda dentro de la integral es la densidad de probabilidad de una $Gamma(k + 1, (\mu + \lambda))$ se tiene que:

$$P(N_m = k) = \frac{\mu \lambda^k}{(\mu + \lambda)^{k+1}}$$

6. (1 punto) Dado que un bus llega a las 10:30 AM y no llegan buses entre las 10:30 y las 11:00 AM, encuentre la función de probabilidad del número de pasajeros que se suben al siguiente bus.

Solución:

Si un bus llega a las 10:30 y no llegan buses entre 10:30 y 11:00, el número de pasajeros que se subirá al próximo bus será $N_1 + N_2$ donde:

N_1 = Número de personas que se sube entre 10:30 y 11:00.

N2= Número de personas que se sube después de las 11:00

$$\begin{aligned}
 P[N_m = n] &= \sum_{0 \leq j \leq n} P[N1 = j \wedge N2 = n - j] \\
 &= \sum_{0 \leq j \leq n} P[N1 = j] * P[N2 = n - j] \\
 &= \sum_{0 \leq j \leq n} \left(\frac{e^{-(\lambda/2)} (\lambda/2)^j}{j!} \right) * \left(\frac{\mu \lambda^{n-j}}{(\mu + \lambda)^{n-j+1}} \right) \\
 &= \frac{e^{-(\lambda/2)} \mu}{(\mu + \lambda)} \sum_{0 \leq j \leq n} \frac{(\lambda/2)^j \lambda^{n-j}}{j! (\mu + \lambda)^{n-j}} \\
 &= \frac{e^{-(\lambda/2)} \mu \lambda^n}{(\mu + \lambda)^{n+1}} \sum_{0 \leq j \leq n} \left(\frac{\mu + \lambda}{2} \right)^j \frac{1}{j!}
 \end{aligned}$$

7. (0.5 punto) Suponga que en la ciudad de Origen, existe una población de N personas. Cada hora, la probabilidad que una de estas personas se dirija al terminal se ha estimado en un valor promedio de $\sigma_N = \frac{A}{N} + \frac{B}{N^2}$. Si se sabe se trata de una ciudad MUY grande, ¿Cómo podría modelar el proceso de llegada? Justifique detalladamente su respuesta.

Solución:

Calculemos la probabilidad que lleguen k personas al terminal:

$$P[N = k] = \frac{N!}{(N - k)! k!} * p^k (1 - p)^{N - k}$$

Resultado que corresponde a la función de probabilidad de una binomial

Ahora definimos $\lambda_N = N * \sigma_N$

Notemos, entonces, que podemos reescribir la probabilidad como:

$$\begin{aligned}
 P[N = k] &= \frac{N * (N - 1) * \dots * (N - k + 1)}{k!} * p^k (1 - p)^{N - k} \\
 &= \frac{N^k * \left(1 - \frac{1}{N}\right) * \left(1 - \frac{2}{N}\right) * \dots * \left(1 - \frac{N - k + 1}{N}\right)}{k!} * \left(\frac{\lambda_N}{N}\right)^k * \frac{\left(1 - \frac{\lambda_N}{N}\right)^N}{\left(1 - \frac{\lambda_N}{N}\right)^k}
 \end{aligned}$$

Notando que $\lambda_N \approx A$ para N suficientemente grandes, podemos aproximar la probabilidad pedida (Haciendo tender N a infinito) según:

$$P[N = k] \approx \frac{A^k e^{-A}}{k!}$$

Se concluye que para N suficientemente grandes, se puede aproximar una distribución binomial(N, σ) con un proceso de Poisson de tasa $\lambda = N\sigma$