

# Inferencia Estadística II

## Soluciones

Septiembre de 2003

### Problema 1 (4 puntos)

1. El contraste expresado en función de  $\lambda$  y  $\lambda_0$  se escribe

$$H_0 : \lambda \leq \lambda_0 \text{ frente a } H_1 : \lambda > \lambda_0$$

2. Sea  $X_i$  el grado de multiplicidad en el  $i$ -ésimo embarazo. Puesto que bajo  $H_0$ ,  $\mathbf{E}(X_i) = 0.1$ , el número esperado de múltiple en los 200 embarazos será bajo la nula

$$\mathbf{E} \left( \sum_{i=1}^{200} X_i \right) = \sum_{i=1}^{200} \mathbf{E}(X_i) = 200 * 0.1 = 20$$

Por lo tanto, el número esperado de niños sera  $200 + 20 = 220$ .

3. Utilizando el apartado anterior, deducimos que un test sencillo para contrastar si el grado de multiplicidad ha aumentado o no, consiste en rechazar  $H_0$  si

$$T = \sum_{i=1}^{200} X_i > u,$$

donde  $u$  es un umbral que se determina en función del nivel del test. Se utiliza la aproximación normal de la distribución de  $T$  para hallar  $u$ . Bajo  $H_0$ , la media y la varianza de  $T$  son igual a 20. Por lo tanto, tenemos que  $u$  verifica

$$\begin{aligned} 5\% &= \mathbf{P}(T > u | H_0) \\ &= \mathbf{P} \left( \frac{T - 20}{\sqrt{20}} > \frac{u - 20}{\sqrt{20}} \middle| H_0 \right) \\ &\simeq \mathbf{P} \left( Z > \frac{u - 20}{\sqrt{20}} \right) \end{aligned}$$

donde  $Z$  es una variable  $N(0,1)$ . Consultando la tabla de la normal estándar, obtenemos que  $\mathbf{P}(Z > 1.64) = 5\%$ . Por lo tanto,  $u$  verifica  $\frac{u-20}{\sqrt{20}} = 1.64$ , o sea  $u = 20 + 1.64\sqrt{20} = 27.33$ . Observamos que  $T = 40$  múltiples por lo tanto, rechazamos  $H_0$ .

4. El test UMP coincide con el test anterior, puesto que el modelo de Poisson tiene una razón de verosimilitudes creciente con respecto al estadístico  $T$  (ver apuntes de clase).

**Problema II (3 puntos).**

1. Se obtiene que el estadístico de Lilliefors  $\Delta_{12}^* = 0.1788$  (la media y la varianza muestral siendo  $\bar{X} = 10.31$  y  $S^2 = 8.11$ ). Aceptamos  $H_0$  (con nivel 5%) puesto que  $\Delta_{12}^* \leq \Delta_{12,5\%}^* = 0.242$ .
2. Bajo normalidad de los datos, se puede utilizar el test de Student. El estadístico de test será entonces

$$T = \frac{\bar{X} - m_0}{\sqrt{S^2}},$$

$m_0 = 10$  siendo la media bajo  $H_0$ . Se rechaza  $H_0$ , si  $|T| > u$ . Puesto que  $T$ , sigue una Student con 11 grados de libertad, deducimos que para un nivel 5%, el umbral  $u = t_{11,2.5\%} = 2.201$ . Observamos que  $T = (10.31 - 10)/2.84 = 0.11$ , por lo tanto, aceptamos  $H_0$ .

El método de razón de máxima verosimilitud es equivalente a este test (ver apuntes de clase).

**Problema III (4 puntos).**

1. Las perdidas son nulas si el número de reservas no canceladas es igual al número de habitaciones, o sea  $d(1 - \theta) = 500$ . Si  $\theta = 20\%$ , el número idóneo de reservas será  $d = 625$ .
2. Como ya dicho en el apartado anterior  $C = d(1 - \theta)$  corresponde al número de reservas no canceladas. La función de perdidas  $w(d, \theta)$  expresa que
  - (a) Si  $C > 500$  (el número de clientes con reserva que acudán al hotel supera al número de habitaciones) entonces el hotel tendrá unas perdidas proporcional al número de clientes que sobran.
  - (b) Si  $C = 500$  (el número de clientes con reserva que acudán al hotel es igual al número de habitaciones) entonces no hay perdidas

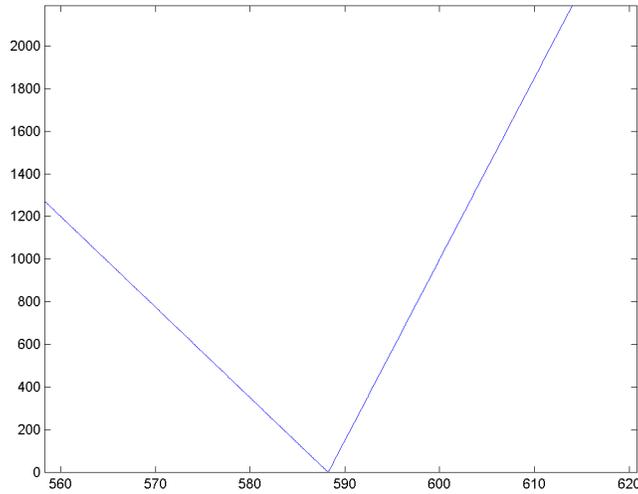


FIG. 1 – Representación gráfica de  $\bar{w}_Q(d)$  alrededor de su mínimo

- (c) Si  $C < 500$  (hay habitaciones que se quedarán vacías) entonces el hotel tendrá unas pérdidas proporcional al número habitaciones vacías.
3. En el gráfico se representa la función  $\bar{w}_Q(d)$  alrededor de su valor mínimo, o sea, cuando  $C = d(1 - 0.15)$  es proximo a 500. La ecuación  $C = 500$ , nos da  $d = 588.24$ . Pero, puesto que  $d$  (número de reservas) debe ser un valor entero, tenemos que elegir si  $d = 588$  o  $d = 589$ . Tenemos que  $\bar{w}_Q(588) = w(588, 0.15) \simeq 50$  y  $\bar{w}_Q(589) = w(589, 0.15) \simeq 100$ . Por lo tanto, el número de reservas idóneo es, en este caso,  $d_Q = 588$ .