

**IND 1115 – Inferência Estatística – Semestre 2005.01 – turma A**  
**Teste 2 – 09/06/2005**  
**GABARITO**

**PROBLEMA 1 (20 pontos)**

Em cada questão abaixo, indique se a afirmativa é **verdadeira** ou **falsa** (marque um X na alternativa correta). Não é necessário justificar a sua resposta.

		Verdadeiro	Falso
1	A correção de continuidade existe no teorema de DeMoivre e Laplace e nas outras aplicações do Teorema Central do Limite		XXX
2	Em Estatística os parâmetros de uma densidade são conhecidos.		XXX
3	A densidade t de Student é assimétrica em torno de zero.		XXX
4	Na estimação pontual buscamos encontrar um intervalo que contenha a variável aleatória $\theta$ com uma probabilidade especificada.		XXX
5	Seja $X_1, X_2, \dots, X_n$ uma amostra aleatória de uma densidade com média $a$ e variância $b$ . Então a média amostral tem também média $a$ e variância $b$ .		XXX
6	O princípio de invariância do MLE garante que, se $T$ é não tendencioso para $\theta$ , então $g(T)$ é não tendencioso para $g(\theta)$ .		XXX
7	Um estimador é consistente se sua variância tende a zero quando o tamanho da amostra cresce indefinidamente.		XXX
8	Existem estimadores não tendenciosos com variância menor que o limite inferior de Cramér e Rao.		XXX
9	O método de momentos fornece estimadores únicos.		XXX
10	O método de momentos fornece estimadores iguais aos de máxima verossimilhança.		XXX

**Problema 2 (10 pontos)**

Aproxime, com base no Teorema Central do Limite, as seguintes probabilidades:

$$a) \Pr(\chi_{25}^2 \leq 27) = \Pr\left(\frac{\chi_{25}^2 - 25}{\sqrt{50}} \leq \frac{27 - 25}{\sqrt{50}}\right) \approx \Phi\left(\frac{27 - 25}{\sqrt{50}}\right) = \Phi(0.2828) = 0.6114$$

$$b) \Pr(\chi_{36}^2 > 48) = \Pr\left(\frac{\chi_{36}^2 - 36}{\sqrt{72}} \leq \frac{48 - 36}{\sqrt{72}}\right) \approx \Phi\left(\frac{48 - 36}{\sqrt{72}}\right) = \Phi(1.4142) = 0.9214$$

**Problema 3 (30 pontos)**

Considere uma amostra aleatória de tamanho  $n$  da distribuição Geométrica( $p$ ), ou seja, a função de probabilidade é dada por:

$$\Pr(X = x) = f(x) = q^{x-1} p = (1 - p)^{x-1} p \quad \text{para } x = 1, 2, 3, \dots$$

- Encontre o estimador de máxima verossimilhança de  $p$ .
- Encontre o MLE de  $\Pr(X > 2)$ .
- Encontre a informação de Fisher.

**Dica: Série Geométrica**

$$\sum_{x=1}^{\infty} a^x = \frac{a}{1-a} \quad \text{se } |a| < 1$$

**Dica 2: Se  $X$  tem distribuição Geométrica( $p$ ) então  $E(X) = 1/p$**

**Solução**

$$a) L(p) = \prod_{i=1}^n (1-p)^{x_i-1} p = p^n (1-p)^{-n} (1-p)^{\sum x_i}$$

$$L(p) = p^n (1-p)^{n\bar{X}-n}$$

$$l(p) = \log L(p) = n \log(p) + (n\bar{X} - n) \cdot \log(1-p)$$

$$\frac{dl}{dp} = 0 \Leftrightarrow \frac{n}{p} + \frac{(n\bar{X} - n)(-1)}{1-p} = 0 \Leftrightarrow \frac{n}{p} = \frac{(n\bar{X} - n)}{1-p} \Leftrightarrow \frac{1}{p} = \frac{(\bar{X} - 1)}{1-p} \Leftrightarrow 1-p = p\bar{X} - p \Leftrightarrow 1 = p\bar{X} \Leftrightarrow \hat{p} = \frac{1}{\bar{X}}$$

$$\hat{p} = \frac{1}{\bar{X}} = \frac{n}{\sum X_i}$$

b)  $\Pr(X > 2) = \Pr(X = 3) + \Pr(X = 4) + \dots = 1 - \Pr(X = 1) - \Pr(X = 2) = 1 - p - pq$ . Pelo princípio de invariância do MLE, o estimador de máxima verossimilhança de  $\Pr(X > 2)$  é:

$$1 - \hat{p} - \hat{p}(1 - \hat{p}) = 1 - \frac{1}{\bar{X}} - \left(\frac{1}{\bar{X}}\right)\left(1 - \frac{1}{\bar{X}}\right)$$

c) A Informação de Fisher pode ser encontrada a partir de:

$$\frac{d^2 l}{dp^2} = \frac{d}{dp} \left\{ \frac{n}{p} - \frac{(n\bar{X} - n)}{1-p} \right\} = \frac{-n}{p^2} - \frac{(n\bar{X} - n)}{(1-p)^2}$$

$$\begin{aligned} I(p) &= -E \left\{ \frac{d^2 l}{dp^2} \right\} = -E \left\{ \frac{-n}{p^2} - \frac{(n\bar{X} - n)}{(1-p)^2} \right\} = \frac{n}{p^2} + \frac{E(n\bar{X} - n)}{(1-p)^2} = \frac{n}{p^2} + \frac{(n/p - n)}{(q)^2} = \frac{n}{p^2} + \frac{n(1-p)}{p(q)^2} = \frac{n}{p^2} + \frac{nq}{p(q)^2} = \\ &= \frac{n}{p^2} + \frac{n}{pq} = \frac{n}{p} \left\{ \frac{1}{p} + \frac{1}{q} \right\} = \frac{n}{p} \left\{ \frac{1}{pq} \right\} = \frac{n}{p^2 q} \end{aligned}$$

#### Problema 4 (40 pontos)

Sejam  $X_1, X_2, \dots, X_n$  iid  $N(\mu, 4)$ . Ou seja, a densidade de cada  $X_i$  é:

$$f(x_i, \mu) = \frac{1}{\sqrt{2(4)\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(4)} [x_i - \mu]^2 \right\} \text{ para } X_i \text{ um número real.}$$

- Encontre o MLE de  $\mu$ .
- Mostre que o MLE é não tendencioso.
- Mostre que o MLE é consistente.
- Calcule a informação de Fisher.
- Calcule o limite inferior de Cramer e Rao. O MLE é um estimador eficiente?
- Encontre um estimador por método de momentos de  $\mu$ .
- Encontre, a partir da média amostral, um estimador não tendencioso de  $\mu^2$ .

#### Solução

$$a) L(\mu) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2(4)\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(4)} [x_i - \mu]^2 \right\} = (8\pi)^{-n/2} \exp \left\{ -\frac{1}{8} \sum_{i=1}^n [x_i - \mu]^2 \right\}$$

$$\begin{aligned} l(\mu) &= \log L(\mu) = -\frac{n}{2} \log(8\pi) - \frac{1}{8} \sum_{i=1}^n [x_i - \mu]^2 = -\frac{n}{2} \log(8\pi) - \frac{1}{8} \sum_{i=1}^n [x_i^2 - 2\mu x_i + \mu^2] = \\ &= -\frac{n}{2} \log(8\pi) - \frac{1}{8} \left\{ \sum_i x_i^2 - 2\mu \sum_i x_i + n\mu^2 \right\} \end{aligned}$$

$$\frac{dl}{d\mu} = 0 \Leftrightarrow -\frac{1}{8} \frac{d}{d\mu} \left\{ \sum_i x_i^2 - 2\mu \sum_i x_i + n\mu^2 \right\} = 0 \Leftrightarrow -2 \sum_i x_i + 2n\mu = 0 \Leftrightarrow -n\bar{X} + n\mu = 0 \Leftrightarrow \hat{\mu} = \bar{X}$$

b) O MLE é não tendencioso pois  $\bar{X}$  é Normal com média  $\mu$  e variância  $4/n$ .

c) O erro quadrático médio do MLE é apenas a sua variância neste caso, pois o estimador é não tendencioso. Do item acima, a variância do MLE é  $4/n$ , que tende a zero quando  $n$  tende a infinito. Logo, o erro quadrático médio vai a zero quando  $n$  tende a infinito e o estimador é consistente.

d) A informação de Fisher é:

$$I(\mu) = -E \left\{ \frac{d^2 l}{d\mu^2} \right\} = -E \left\{ \frac{d}{d\mu} \left\{ -\frac{1}{8} \frac{d}{d\mu} \left\{ \sum_i x_i^2 - 2\mu \sum_i x_i + n\mu^2 \right\} \right\} \right\} = +\frac{1}{8} (2n) = \frac{n}{4} = \frac{1}{VAR(\bar{X})}$$

e) Calcule o limite inferior de Cramer e Rao. O MLE é um estimador eficiente?

O limite inferior de Cramer e Rao é:

$CRLB = \frac{1}{I(\mu)} = \frac{4}{n} = VAR(\bar{X})$  e portanto o MLE atinge o limite inferior de Cramer e Rao e é um estimador eficiente.

f) Um estimador por método de momentos de  $\mu$  é obtido fazendo-se:

$\frac{1}{n} \sum_i X_i = \bar{X} = E(X_i) = \mu \Leftrightarrow \tilde{\mu} = \bar{X}$  e coincide com o estimador de máxima verossimilhança.

g) Um estimador tentativo de  $\mu^2$  é  $\bar{X}^2$ . Mas,  $E(\bar{X}) = \mu$  e  $VAR(\bar{X}) = \frac{4}{n}$

Logo,  $VAR(\bar{X}) = E(\bar{X}^2) - \mu^2 = \frac{4}{n} \Leftrightarrow E(\bar{X}^2) = \mu^2 + \frac{4}{n}$  e um estimador não tendencioso de  $\mu^2$  pode

ser obtido fazendo-se:  $\bar{X}^2 - \frac{4}{n}$ .

Tabela – Função de Distribuição  $N(0,1)$ 

<b>z</b>	<b><math>\Phi(z)</math></b>		<b>z</b>	<b><math>\Phi(z)</math></b>		<b>z</b>	<b><math>\Phi(z)</math></b>
0,0000	50,00%		0,9800	83,65%		2,0125	97,79%
0,0200	50,80%		0,9900	83,89%		2,0200	97,83%
0,0300	51,20%		1,0000	84,13%		2,0300	97,88%
0,0400	51,60%		1,0100	84,38%		2,0400	97,93%
0,0500	51,99%		1,0167	84,54%		2,0412	97,94%
0,1000	53,98%		1,0250	84,73%		2,0500	97,98%
0,1500	55,96%		1,0500	85,31%		2,1000	98,21%
0,2000	57,93%		1,0553	85,44%		2,2000	98,61%
0,2236	58,85%		1,1000	86,43%		2,2361	98,73%
0,2828	61,14%		1,1180	86,82%		2,3000	98,93%
0,2500	59,87%		1,1475	87,44%		2,3263	99,00%
0,3000	61,79%		1,1500	87,49%		2,3333	99,02%
0,3015	61,85%		1,1553	87,60%		2,4000	99,18%
0,3333	63,06%		1,2000	88,49%		2,5000	99,38%
0,3475	63,59%		1,2060	88,61%		2,5500	99,46%
0,3492	63,65%		1,2200	88,88%		2,5628	99,48%
0,3500	63,68%		1,2500	89,44%		2,6000	99,53%
0,4000	65,54%		1,2700	89,79%		2,6500	99,60%
0,4167	66,16%		1,2816	90,00%		2,6667	99,62%
0,4307	66,67%		1,3000	90,32%		2,6833	99,64%
0,4500	67,36%		1,3333	90,88%		2,7000	99,65%
0,5000	69,15%		1,3750	91,54%		2,7500	99,70%
0,5500	70,88%		1,4000	91,92%		2,8000	99,74%
0,5774	71,81%		1,4142	92,14%		2,9000	99,81%
0,6000	72,57%		1,4500	92,65%		2,9500	99,84%
0,6250	73,40%		1,5000	93,32%		3,0000	99,87%
0,6500	74,22%		1,5500	93,94%		3,1000	99,90%
0,6667	74,75%		1,5811	94,31%		3,1500	99,92%
0,7000	75,80%		1,6000	94,52%		3,2000	99,93%
0,7500	77,34%		1,6450	95,00%			
0,8000	78,81%		1,6667	95,22%			
0,8333	79,77%		1,7000	95,54%			
0,8500	80,23%		1,8000	96,41%			
0,8666	80,69%		1,8500	96,78%			
0,8944	81,45%		1,9000	97,13%			
0,9000	81,59%		1,9500	97,44%			
0,9167	82,03%		1,9600	97,50%			
0,9500	82,89%		1,9800	97,61%			
0,9600	83,15%		1,9900	97,67%			
0,9700	83,40%		2,0000	97,72%			
0,9750	83,52%		2,0100	97,78%			