

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Comparação de dois modelos exponenciais com
dados acelerados: uma abordagem Bayesiana

FRANCISCO LOUZADA NETO

JOSEMAR RODRIGUES

HELENO BOLFARINE

Nº 114

NOTAS

Notas-SCE-nº114
L895c



Instituto de Ciências Matemáticas de São Carlos

ISSN - 0103-2577

Comparação de dois modelos exponenciais com
dados acelerados: uma abordagem Bayesiana

FRANCISCO LOUZADA NETO

JOSEMAR RODRIGUES

HELENO BOLFARINE

Nº 114

N O T A S D O I C M S C

São Carlos (SP)

junho 1992

COMPARAÇÃO DE DOIS MODELOS EXPONENCIAIS COM DADOS ACELERADOS:

UMA ABORDAGEM BAYESIANA

Francisco Louzada-Neto	Josemar Rodrigues	Heleno Bolfarine
DEs-UFSCar-C.P.676	ICMSC-USP-C.P.668	IME-USP-C.P.20570
13560-São Carlos-S.P.	13560-São Carlos-S.P.	Ag.Iguatemi-São Paulo-S.P.
Brasil	Brasil	Brasil

RESUMO

Testes de produtos manufaturados sob condições aceleradas, em geral, são mais eficientes que os testes realizados sob condições usuais de funcionamento. Um problema prático, de grande interesse das indústrias, é a comparação da durabilidade média dos componentes sob condições usuais quando os dados são obtidos sob condições aceleradas. Neste artigo, desenvolvemos uma Análise Bayesiana para compararmos duas populações sob condições aceleradas considerando uma distribuição Exponencial para os tempos de sobrevivência. Um modelo estresse-resposta geral com uma variável estresse que inclui alguns dos modelos mais conhecidos em testes acelerados é adotado. Assumindo dados sob um esquema de censura de tipo II e uma densidade a priori não-informativa de Jeffreys, obtemos a densidade a posteriori do quociente dos tempos médios de sobrevivência das duas populações. Através de uma reparametrização ortogonal (Cox e Reid, 1987) obtemos uma expressão, em forma fechada, para a moda a posteriori deste quociente. O método de Laplace é utilizado para aproximarmos as densidades a posteriori de interesse quando não conseguimos achar suas soluções analíticas explícitas. A metodologia proposta é ilustrada com um exemplo.

UNITERMOS: Análise Bayesiana, Testes Acelerados, Distribuição Exponencial, Reparametrização Ortogonal, Método de Laplace.

1. INTRODUÇÃO

Em geral, pesquisadores de indústrias de várias áreas têm interesse em comparar a durabilidade de dois componentes manufaturados com especificações similares de diferentes fontes produtoras, com tempo e custo de experimentação reduzidos. Um procedimento viável é conduzir um teste de sobrevivência acelerado, no qual consideram-se vários níveis de variáveis físicas que estressam o componente acima dos níveis usuais de funcionamento (ver por exemplo, Nelson, 1990).

Considere T_j , $j=1,2$, uma variável aleatória denotando o tempo de sobrevivência de uma unidade, sob a j -ésima população, com função densidade de probabilidade dada por,

$$f(t_j, \lambda_j) = \lambda_j e^{-\lambda_j t_j}, \quad (1)$$

onde $t_j > 0$ e $\lambda_j > 0$ é a taxa constante de falha.

Assuma que λ_j é afetada por uma variável física de estresse X .

Sob k níveis aleatorizados da variável estresse X , considere o modelo estresse-resposta geral (ver por exemplo, Achcar e Louzada-Neto, 1991) dado por,

$$\lambda_{ij} = \exp\{-(Z_i + \beta_{0j} + \beta_{1j} X_i)\}, \quad (2)$$

onde β_{0j} e β_{1j} são parâmetros desconhecidos, Z_i é uma função de X_i , para $i=1,2,\dots,k$ e $j=1,2$.

Como casos particulares de (2) temos:

- i) se $X_i = -\log V_i$, $Z_i = 0$, $\beta_{0j} = \log \alpha_j$ e $\beta_{1j} = \beta_j$ temos o modelo de Lei de Potência;
- ii) se $X_i = 1/V_i$, $Z_i = 0$, $\beta_{0j} = -\alpha_j$ e $\beta_{1j} = \beta_j$, temos o modelo de Arrhenius;

iii) se $X_i = 1/V_i$, $Z_i = -\log V_i$, $\beta_{0j} = -\alpha_j$ e $\beta_{1j} = \beta_j$, temos o modelo de Eyring.

Considerando dados sob um esquema de censura de tipo II, isto é, o experimento termina quando r_i falhas são observadas entre n_i unidades em teste no i -ésimo nível de estresse para $j=1,2$, temos, t_{ij1} , $t_{ij2}, \dots, t_{ijr_i}$ observações não-censuradas e $n_i - r_i$ observações censuradas iguais a t_{ijr_i} para $i=1,2, \dots, k$.

A função de verossimilhança para β_{0j} e β_{1j} , $j=1,2$, considerando-se k níveis aleatorizados de estresse e um esquema de censura de tipo II, é dada por,

$$L_j(\beta_{0j}, \beta_{1j}) \propto \exp\{-\beta_{0j}r - \beta_{1j}a - e^{-\beta_{0j} \sum_{i=1}^k A_{ij}} e^{-Z_i - \beta_{1j}X_i}\}, \quad (3)$$

onde $r = \sum_{i=1}^k r_i$ (número total de falhas entre n unidades em teste),

$$a = \sum_{i=1}^k r_i X_i \text{ e } A_{ij} = \sum_{\ell=1}^{r_i} t_{ij\ell} + (n_i - r_i) t_{ijr_i}.$$

Em geral, o interesse dos pesquisadores é obter inferências sobre o tempo médio de sobrevivência sob o nível usual de estresse dado por,

$$\theta_{1j} = \frac{1}{\lambda_{1j}}, \quad (4)$$

isto é, de (2) e (4),

$$\theta_{1j} = \exp\{Z_i + \beta_{0j} + \beta_{1j}X_i\}. \quad (5)$$

A função de verossimilhança para θ_{1j} e β_{1j} é dada (de (3)) por,

$$L_j(\theta_{1j}, \beta_{1j}) \propto \theta_{1j}^{-r} \exp\{\beta_{1j}r\bar{X} - \theta_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{1j}(X_1 - X_i)}\} \quad (6)$$

onde $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^k r_i (X_1 - X_i)}{r}$ (média ponderada dos X_i 's) e r e A_{ij} são dados em (3).

A matriz de informação de Fisher para θ_{1j} e β_{1j} é dada por,

$$I_j(\theta_{1j}, \beta_{1j}) = \begin{bmatrix} \frac{r}{\theta_{1j}^2} & -\frac{r\bar{X}}{\theta_{1j}} \\ -\frac{r\bar{X}}{\theta_{1j}} & b \end{bmatrix}, \quad (7)$$

onde $b = \sum_{i=1}^k r_i (X_1 - X_i)^2$.

A partir da matriz de informação de Fisher (7), as inferências sobre θ_{1j} e β_{1j} podem ser obtidas utilizando-se a normalidade assintótica dos Estimadores de Máxima Verossimilhança.

2. REPARAMETRIZAÇÃO ORTOGONAL

Para obtermos facilidades computacionais na obtenção do estimador de β_{1j} , uma parametrização para diagonalizar a matriz de informação de Fisher (7) será obtida resolvendo a equação diferencial (ver por exemplo, Cox e Reid, 1987; Rodrigues, Achcar e Louzada-Neto, 1990), dada por,

$$\frac{d\beta_{1j}}{d\theta_{1j}} = (\bar{X}\theta_{1j})^{-1}. \quad (8)$$

Uma solução da equação (8) é dada por,

$$\bar{X}\beta_{1j} = \log(\theta_{1j}) + c(\psi_{1j}), \quad (9)$$

onde $c(\psi_{1j})$ é uma função arbitrária de ψ_{1j} .

Considerando $c(\psi_{1j}) = \log(1/\psi_{1j})$ temos,

$$\psi_{1j} = \theta_{1j} e^{-\beta_{1j} \bar{X}}. \quad (10)$$

A função de verossimilhança para ψ_{1j} e β_{1j} é dada (de (6) e (10)) por,

$$L_j(\psi_{1j}, \beta_{1j}) \propto \psi_{1j}^{-r} \exp\{-\psi_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})}\}, \quad (11)$$

e a matriz de informação de Fisher para ψ_{1j} e β_{1j} é dada por,

$$I_j(\psi_{1j}, \beta_{1j}) = \begin{bmatrix} \frac{r}{\psi_{1j}^2} & 0 \\ 0 & c \end{bmatrix}, \quad (12)$$

$$\text{onde } c = \sum_{i=1}^k r_i (X_1 - X_i - \bar{X})^2.$$

Observe que (12) é uma matriz diagonal, isto é, os parâmetros ψ_{1j} e β_{1j} são ortogonais (ver por exemplo, Cox e Reid, 1987).

3. UMA ANÁLISE BAYESIANA VIA REPARAMETRIZAÇÃO ORTOGONAL

A densidade a priori não-informativa de Jeffreys para ψ_{1j} e β_{1j} é dada (de (12)) por,

$$\pi_j(\psi_{1j}, \beta_{1j}) \propto \frac{1}{\psi_{1j}}, \quad (13)$$

onde $\psi_{1j} > 0$ e $-\infty < \beta_{1j} < \infty$.

A densidade a posteriori conjunta para ψ_{1j} e β_{1j} é dada por,

$$\pi_j(\psi_{1j}, \beta_{1j} / \text{dados}) \propto \psi_{1j}^{-(r+1)} \exp\left\{-\psi_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\}, \quad (14)$$

onde $\psi_{1j} > 0$ e $-\infty < \beta_{1j} < \infty$.

A densidade a posteriori marginal para β_{1j} é dada por,

$$\pi(\beta_{1j} / \text{dados}) \propto \left\{ \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})} \right\}^{-r}, \quad (15)$$

onde $-\infty < \beta_{1j} < \infty$.

A densidade a posteriori marginal para ψ_{1j} aproximada pelo método de Laplace (ver por exemplo, Kass, Tierney e Kadane, 1990) é dada por,

$$\pi(\psi_{1j} / \text{dados}) \propto \frac{\psi_{1j}^{-(r+1/2)} \exp\left\{-\psi_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \hat{\beta}_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\}}{\left\{ \sum_{i=1}^k A_{ij} (X_1 - X_i - \bar{X})^2 e^{-(Z_i - Z_1) + \hat{\beta}_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})} \right\}^{1/2}}, \quad (16)$$

onde $\hat{\beta}_{1j}$ é o valor que maximiza $-\ln h_{\psi_{1j}}(\beta_{1j}) = -\psi_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})}$.

Observe que maximizar $-\ln h_{\psi_{1j}}(\beta_{1j})$ é equivalente a achar a moda de (15), $\tilde{\beta}_{1j}$, isto é, podemos tomar $\hat{\beta}_{1j} = \tilde{\beta}_{1j}$. Também, é importante observar que após a reparametrização ortogonal obtivemos um estimador para β_{1j} que independe de ψ_{1j} . Conseqüentemente obtemos uma simplificação na expressão (16), isto é,

$$\pi(\psi_{1j} / \text{dados}) \propto \psi_{1j}^{-(r+1/2)} \exp\left\{-\psi_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{1j}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\}. \quad (17)$$

Tomando $\beta_{1j} = \tilde{\beta}_{1j}$ em (10) temos,



$$\psi_{1j} = \theta_{1j} e^{-\tilde{\beta}_{1j} \bar{X}}, \quad (18)$$

função um-a-um de ψ_{1j} e θ_{1j} , e a densidade a posteriori para θ_{1j} é dada (de (17)) por,

$$\pi(\theta_{1j}/\text{dados}) \propto \theta_{1j}^{-(r+1/2)} \exp\left\{-\theta_{1j}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{1j}(X_1 - X_i)}\right\} \quad (19)$$

onde $\theta_{1j} > 0$.

A moda da densidade a posteriori para θ_{1j} (19) é dada por,

$$\tilde{\theta}_{1j} = \frac{\sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{1j}(X_1 - X_i)}}{r+1/2}. \quad (20)$$

Observando (de (19)) que $\frac{\sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{1j}(X_1 - X_i)}}{\theta_{1j}}$ é a densidade de uma Distribuição Qui-Quadrado com $(2r-1)$ graus de liberdade, um intervalo HPD $100(1-\gamma)\%$ para θ_{1j} é dado por,

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{1j}(X_1 - X_i)}}{\chi_{2r-1}^2(1-\gamma/2)}; \frac{\sum_{i=1}^k A_{ij} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{1j}(X_1 - X_i)}}{\chi_{2r-1}^2(\gamma/2)} \right), \quad (21)$$

onde $\chi_{2r-1}^2(\gamma/2)$ é o quantil da distribuição Qui-Quadrado dado por,

$$P(\chi_{2r-1}^2 \leq \chi_{2r-1}^2(\gamma/2)) = \frac{\gamma}{2}.$$

É importante salientar que os resultados (20) e (21) são consequências diretas da ortogonalização da matriz de informação de

4. COMPARAÇÃO ENTRE DUAS POPULAÇÕES COM DADOS ACELERADOS

Um procedimento usual para compararmos duas populações, é obtermos inferências sobre $\Psi = \theta_{11}/\theta_{12}$ (ver por exemplo, Box e Tiao, 1973).

Considerando a densidade a priori não-informativa de Jeffreys, $\pi(\psi_{11}, \beta_{11}, \psi_{12}, \beta_{12}) \propto (\psi_{11}\psi_{12})^{-1}$, a densidade a posteriori conjunta para $\psi_{11}, \psi_{12}, \beta_{11}, \beta_{12}$ é dada (ver procedimento análogo na seção anterior) por,

$$\begin{aligned} \pi(\psi_{11}, \beta_{11}, \psi_{12}, \beta_{12} / \text{dados}) &\propto (\psi_{11}\psi_{12})^{-(r+1)} \cdot \\ &\cdot \exp\left\{-\psi_{11}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{i1} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{11}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\} \cdot \\ &\cdot \exp\left\{-\psi_{12}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{i2} e^{-(Z_i - Z_1) + \beta_{12}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\}, \quad (22) \end{aligned}$$

onde $\psi_{11}, \psi_{12} > 0$ e $-\infty < \beta_{11}, \beta_{12} < \infty$.

A densidade a posteriori conjunta marginal para ψ_{11} e ψ_{12} aproximada pelo método de Laplace é dada por,

$$\begin{aligned} \pi(\psi_{11}, \psi_{12} / \text{dados}) &\propto (\psi_{11}\psi_{12})^{-(r+1/2)} \cdot \\ &\cdot \exp\left\{-\psi_{11}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{i1} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{11}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\} \cdot \\ &\cdot \exp\left\{-\psi_{12}^{-1} \sum_{i=1}^k A_{i2} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{12}(X_1 - X_i - \bar{X})}\right\}, \quad (23) \end{aligned}$$

onde $\tilde{\beta}_{11}$ e $\tilde{\beta}_{12}$ são as modas da posteriori (15) para $j=1,2$.

Considerando a transformação de variáveis $\mu = \psi_{11}/\psi_{12}$ e $\psi_{12} = \psi_{12}$, de (23) temos,

$$\pi(\mu, \psi_{12}/\text{dados}) \propto \mu^{-(r+1/2)} \psi_{12}^{-2r}$$

$$\cdot \exp\left\{-\psi_{12}^{-1} \left[\mu^{-1} \sum_{i=1}^k A_{i1} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{11}(X_1 - X_i - \bar{X})} + \sum_{i=1}^k A_{i2} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{12}(X_1 - X_i - \bar{X})} \right]\right\}, \quad (24)$$

onde $\mu, \psi_{12} > 0$.

A densidade a posteriori marginal para μ é dada por,

$$\pi(\mu/\text{dados}) \propto \frac{\mu^{-(r+1/2)}}{\left\{ \mu^{-1} \sum_{i=1}^k A_{i1} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{11}(X_1 - X_i - \bar{X})} + \sum_{i=1}^k A_{i2} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{12}(X_1 - X_i - \bar{X})} \right\}^{2r-1}}, \quad (25)$$

onde $\mu > 0$.

Como temos interesse em $\psi = \theta_{11}/\theta_{12}$, considerando a transformação de variáveis $\mu = \psi e^{(\tilde{\beta}_{12} - \tilde{\beta}_{11})\bar{X}}$ (ver (18)), a densidade a posteriori para ψ é dada (de (25)) por,

$$\pi(\Psi/\text{dados}) \propto \frac{\Psi^{-(r+1/2)}}{\left\{ \Psi^{-1} e^{-(\tilde{\beta}_{12} - \tilde{\beta}_{11})\bar{X}} \sum_{i=1}^k A_{i1} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{11}(X_1 - X_i - \bar{X})} + \sum_{i=1}^k A_{i2} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{12}(X_1 - X_i - \bar{X})} \right\}^{2r-1}}, \quad (26)$$

onde $\Psi > 0$.

A moda desta densidade a posteriori é dada por,

$$\bar{\Psi} = \frac{\sum_{i=1}^k A_{i1} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{11}(X_1 - X_i - \bar{X})}}{\sum_{i=1}^k A_{i2} e^{-(Z_i - Z_1) + \tilde{\beta}_{12}(X_1 - X_i - \bar{X})}} \cdot \left(\frac{r-3/2}{r+1/2} \right), \quad (27)$$

isto é (de (20)),

$$\bar{\Psi} = \frac{\bar{\theta}_{11}}{\bar{\theta}_{12}} \cdot \frac{r-3/2}{r+1/2} \quad (28)$$

5. UM EXEMPLO NUMÉRICO

Considere os dados da Tabela 1, gerados assumindo-se uma distribuição Exponencial e o modelo de Lei de Potência com $\alpha_j = 400$ e $\beta_j = 0,70$, $j=1,2$, isto é, $\beta_{0j} = 5,9915$, $\beta_{1j} = 0,70$, $X_i = \log V_i$ e $Z_i = 0$ no modelo estresse-resposta geral (2).

TABELA 1 - Dados Gerados com $\alpha_j = 400$ e $\beta_j = 0,70$.

i	V_i	n_i	r_i	θ_{ij}	AMOSTRA 1	AMOSTRA 2
1	5	10	4	129,65	16,30,41,63	14,27,42,58
2	10	10	6	79,81	15,21,36,39,54,59	17,21,32,45,59,61
3	15	10	7	60,09	18,29,39,42,46,57,60	14,23,26,27,35,42,78
4	20	10	8	49,13	19,20,36,37,41,45,45,57	17,17,20,32,35,40,64,71
5	25	10	9	42,02	8,12,13,14,23,33,42,51,67	10,17,21,28,33,44,53,69,75

As modas da densidade a posteriori (15) para as duas amostras são dadas por, $\bar{\beta}_{11} = 0,7526$ e $\bar{\beta}_{12} = 0,5824$, e as modas a posteriori para os tempos médios de sobrevivência sob o nível usual, X_1 , são dadas (de (20)) por, $\bar{\theta}_{11} = 135,1634$ e $\bar{\theta}_{12} = 121,2108$.

Os intervalos HPD aproximados 95% para θ_{ij} , $j=1,2$, são dados (de (21)) por, $(102,4588 < \theta_{11} < 203,5550)$ e $(91,8821 < \theta_{12} < 182,5423)$.

Na Figura 1 temos o gráfico da densidade a posteriori para o quociente dos tempos médios de sobrevivência, Ψ (ver (26)). A moda desta densidade a posteriori é dada (de (18)) por, $\bar{\Psi} = 1,0505$.

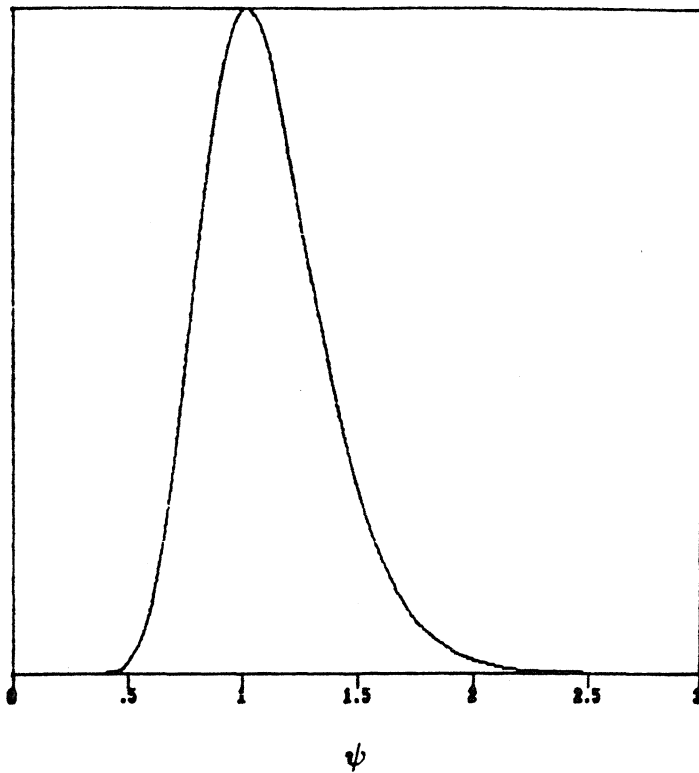


FIGURA 1 - Densidade a Posteriori para Ψ .

Considerando a escala logarítmica ($\phi = \log\Psi$), temos na Figura 2 o gráfico da densidade a posteriori para ϕ , onde podemos observar uma boa forma simétrica. Um intervalo HPD aproximado 95% dada ϕ é dado (ver Figura 2) por, $(-0,4855 < \phi < 0,5587)$, isto é, um intervalo HPD aproximado 95% para Ψ é dado por, $(0,6154 < \Psi < 1,7484)$.

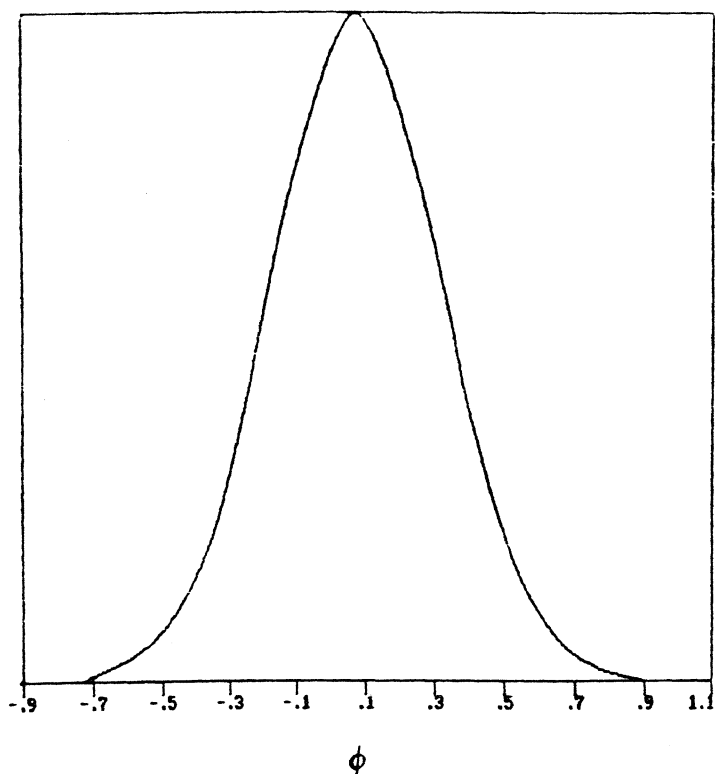


FIGURA 2 - Densidade a Posteriori para $\phi = \log\Psi$.

6. CONCLUSÕES

Utilizando uma reparametrização ortogonal obtivemos um estimador de β_{1j} que independe de θ_{1j} . Esta estabilidade do estimador foi fundamental para obtermos uma densidade a posteriori "fechada" para o parâmetro θ_{1j} , e a moda a posteriori do quociente dos tempos médios de sobrevivência sob o nível usual de fácil interpretação.

Observe que a aproximação de Laplace é mais precisa em relação a ϕ devido a simetria da sua densidade a posteriori (ver Figura 2).

REFERÊNCIAS

1. ACHCAR, J.A.; LOUZADA-NETO, F. (1991). "A Bayesian approach for accelerated life tests considering the Weibull distribution". Notas do ICMSC-USP, 99 (submetido à publicação).
2. BOX, G.E.P.; TIAO, G.C. (1977). Bayesian Inference in Statistical Analysis. Addison-Wesley.
3. COX, D.R.; REID, N. (1987). "Orthogonal parameters and approximated conditional inference". *J. Roy. Statist. Soc.*, B49, 1, pp. 1-39.
4. KASS, R.E.; TIERNEY, L.; KADANE, J.B. (1990). "The validity of posteriori expansions based on Laplace's method", in *Essays in Honor of George A. Barnard*, J. Hodges, Amsterdam: North-Holland, 473-488.
5. NELSON, W. (1990). Accelerated testing: Statistical Models, Test Plans, and Data Analyses. New York: John Wiley.
6. RODRIGUES, J.; ACHCAR, J.A.; LOUZADA-NETO, F. (1990). "A Bayesian analysis of the accelerated life tests via the orthogonal parameters". Notas do ICMSC-USP, 75 (submetido à publicação).

NOTAS DO ICMS C

- Nº 113/92 - FUSTER, M.C.R.; RUAS, M.A.S. - Some stability questions concerning caustics for different propagation laws
- Nº 112/92 - RODRIGUES, J.; BOLFARINE, H.; LOUZADA NETO, F. - Comparing several accelerated life models
- Nº 111/92 - AVILA, B.C.; MONARD, M.C. - SEMARF: um sistema para manipular FRAMES
- Nº 110/92 - NICOLETTI, M.C.; CASTINEIRA, M.I.; MONARD, M.C. - Descrição e implementação dos mecanismos de janelas e poda em árvores de decisão no aprendizado indutivo de máquina
- Nº 109/92 - ACHCAR, J.A. - A Bayesian analysis of the bivariate exponential distribution of block and Basu applied to accelerated life tests
- Nº 108/92 - SRI RANGA, A. - Generating orthogonal polynomials of special measures
- Nº 107/92 - NUNES, W.V.L. - On the well-posedness and scattering for the transitional Benjamin-Ono equation
- Nº 106/92 - ACHCAR, J.A. - Inference for accelerated life tests considering a bivariate exponential distribution
- Nº 105/92 - ACHCAR, J.A.; ESPINOSA, M.M. - Use of Bayesian in accelerated life tests considering a log-linear model for the Birnbaum-Saunders distribution
- Nº 104/92 - TRAINA JR., C.; SLAETS, J.F.W. - MRO - Um modelo de representação de objetos
-