

(#1)

$$Y_i \stackrel{iid}{\sim} NI(\mu, \phi)$$

①

$$H_0: \phi = 1$$

$$H_1: \phi \neq 1 \quad (i=1, \dots, m)$$

$$f(y; \mu, \phi) = \sqrt{\frac{\phi}{2\pi y^3}} \exp\left\{-\frac{\phi(y-\mu)^2}{2\mu^2 y}\right\}$$

$$L(\mu, \phi) = \frac{m}{2} \log(\phi) - \sum_{j=1}^m \log(2\pi y_j^3)$$

$$- \frac{\phi}{2\mu} \sum_{j=1}^m (y_j - \mu)^2 / y_j$$

$$\hat{\mu} = \hat{\mu}^0 = \bar{y}$$

(2)

$$\sum_{RV} = 2 \left\{ L(\hat{\mu}, \hat{\phi}) - L(\hat{\mu}, 1) \right\}$$

$$= n \log(\hat{\phi}) - \frac{\hat{\phi}}{\bar{y}^2} \sum_{j=1}^n \frac{(y_j - \bar{y})^2}{y_j} + \frac{1}{\bar{y}^2} \sum_{j=1}^n \frac{(y_j - \bar{y})^2}{y_j}$$

$$\hat{\phi} = \frac{n}{D(y; \hat{\mu})}$$

$$D(y; \hat{\mu}) = \sum_{j=1}^n \frac{(y_j - \bar{y})^2}{y_j \bar{y}^2}$$

$$\Rightarrow \frac{n}{\hat{\phi}} = \sum_{j=1}^n \frac{(y_j - \bar{y})^2}{y_j \bar{y}^2}$$

Então

$$\sum_{RV} = n \log(\hat{\phi}) - \frac{\hat{\phi} n}{\hat{\phi}} + \frac{n}{\hat{\phi}}$$

3

$$= m \log(\hat{\phi}) - m + \frac{m}{\hat{\phi}}$$

$$\sum_{RV} = m(\hat{\phi}^{-1} - 1) + m \log(\hat{\phi}) \quad H_0 \quad \chi^2_1$$

o desconhecido
 No caso de ser desconhecido o parâmetro a ser testado, a estatística de teste é dada por
 $T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n}$
 onde λ_n é a razão de verossimilhanças de H_0 e H_1 .
 Para testar a hipótese $H_0: \theta = \theta_0$ contra $H_1: \theta \neq \theta_0$, a estatística de teste é dada por
 $T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n}$
 onde λ_n é a razão de verossimilhanças de H_0 e H_1 .
 Para testar a hipótese $H_0: \theta = \theta_0$ contra $H_1: \theta > \theta_0$, a estatística de teste é dada por
 $T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n}$
 onde λ_n é a razão de verossimilhanças de H_0 e H_1 .
 Para testar a hipótese $H_0: \theta = \theta_0$ contra $H_1: \theta < \theta_0$, a estatística de teste é dada por
 $T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n}$
 onde λ_n é a razão de verossimilhanças de H_0 e H_1 .

$$T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n} = \frac{2}{n} \log \left(\frac{L(\theta_0)}{L(\hat{\theta}_n)} \right)$$

em que $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$ é a função de verossimilhança para o modelo $f(x; \theta)$. Para o modelo
 gaussiano com média μ e variância σ^2 , a função de verossimilhança é dada por
 $L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$
 onde $f(x; \theta)$ é a função de densidade de probabilidade de X dada por

$$f(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

é a estatística de teste segue a forma

$$T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n} = \frac{2}{n} \log \left(\frac{L(\theta_0)}{L(\hat{\theta}_n)} \right)$$

$$= \frac{2}{n} \log \left(\frac{\prod_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_0)^2}{2\sigma_0^2}\right)}{\prod_{i=1}^n \frac{1}{\hat{\sigma} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_i - \hat{\mu})^2}{2\hat{\sigma}^2}\right)} \right)$$

em que $T_n = \frac{2 \log \lambda_n}{n} = \frac{2}{n} \log \left(\frac{L(\theta_0)}{L(\hat{\theta}_n)} \right)$ é a estatística de teste
 verossimilhanças de H_0 sob H_1 . As três estatísticas seguem assintoticamente a
 sob H_0 segue distribuição χ^2_k