

**AED – 4: Recordação sobre estimação por máxima verossimilhança, aplicada a tabelas de contingência e a estatística razão de verossimilhança:**

**4.1 EMV**

Se o sucesso ou falha de um componente em um processo de produção ( $X$ ) pode ser modelado por uma distribuição Bernoulli ( $\pi$ ), então  $X = 0$  pode ser considerada como “falha” e  $X = 1$  como “sucesso” e  $\pi$  como a probabilidade de sucesso. A distribuição de probabilidade para  $X$  é:

$$f(X) = \pi^x(1 - \pi)^{1-x}$$

Para estimarmos  $\pi$  em um lote de produção através de uma amostra aleatória  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , podemos utilizar os resultados ( $x_1, x_2, \dots, x_n$ ) na função de verossimilhança, que mede a verossimilhança de diferentes valores para  $\pi$ . A função de verossimilhança ( $L$ ) é:

$$L(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n) = f(x_1)f(x_2) \dots f(x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

$$L(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n \pi^{x_i} (1 - \pi)^{1-x_i},$$

ou seja, a função de verossimilhança, ignorando o coeficiente da Binomial por não depender do parâmetro, será:

$$L(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n) = \pi^{\sum x_i} (1 - \pi)^{n - \sum x_i}$$

Por exemplo, se  $n = 10$  e  $\sum x_i = 3$ , podemos construir o seguinte quadro para alguns valores selecionados de  $\pi$  e de  $L(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n)$ :

$\pi$	$L(\pi x_1, x_2, \dots, x_n)^1$
0,20	0,001678
0,29	0,002218
0,30	0,002224
0,31	0,002218
0,35	0,002102
0,39	0,001864
0,40	0,001792
0,41	0,001715
0,49	0,001056
0,50	0,000977



<sup>1</sup> Valores poderiam ser multiplicados por uma constante, no caso  $C_3^{10} = 120$ . Note que não há uma escala interpretativa para  $L$ .

Notamos um ponto de máxima em 0,3; ou seja,  $\pi = 0,3$  é o mais provável ou mais plausível valor de  $\pi$ , uma vez que o mesmo maximiza a função de verossimilhança. Podemos então dizer que 0,3 é a **estimativa de máxima verossimilhança** para  $\pi$ .

A determinação deste ponto de máximo, que é o valor da **estimativa de máxima verossimilhança** para o parâmetro  $\pi$ , é assim obtida:

1. Aplique o logaritmo natural<sup>2</sup> à função de verossimilhança:

$$\ln L(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n) = l(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n),$$

2. Calcule a primeira derivada parcial de  $l(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n)$  em relação ao parâmetro  $\pi$ .

3. Iguale esta derivada à zero e resolva a equação para  $\pi$ , encontrando assim o estimador de máxima verossimilhança. Esta solução corresponde ao máximo de  $L(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n)$ , desde que sejam atendidas certas condições de regularidade (ver, por exemplo, Mood, Graybill, Boes, 1974, pp. 276-286).

4. Calcule a derivada segunda da função encontrada e verifique se a mesma é negativa, o que corresponde a um ponto de máxima.

Para o nosso exemplo:

$$l(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n x_i \times \ln(\pi) + (n - \sum_{i=1}^n x_i) \times \ln(1 - \pi)$$

$$\text{Logo, } \frac{\partial l(\pi|x_1, x_2, \dots, x_n)}{\partial \pi} = \frac{\sum x}{\pi} - \frac{n - \sum x}{1 - \pi}$$

$$\text{Igualando a zero temos: } \frac{\sum x}{\pi} - \frac{n - \sum x}{1 - \pi} = 0$$

O que nos dá:  $\hat{\pi} = \dots\dots\dots$ (obter o resultado e comentar sobre o estimador obtido)

---

<sup>2</sup> Teremos assim termos aditivos.

## 4.2 Uma forma geral de testar hipóteses: o Teste da Log Razão de Verossimilhança multiplicada por-2

A estatística razão de verossimilhança, denominada  $\Lambda$ , é a razão entre duas funções de verossimilhança (independente, portanto da escala). O numerador é a função de verossimilhança maximizada para o espaço de parâmetro(s) restrito pela hipótese nula. O denominador é a função de verossimilhança maximizada para o espaço de parâmetro(s) sem restrição ( $H_0$  ou  $H_1$ ). A estatística de teste<sup>3</sup> pode ser escrita então da seguinte forma:

$$\Lambda = \frac{\text{máxima verossimilhança quando parâmetros satisfazem } H_0}{\text{máxima verossimilhança quando parâmetros satisfazem } H_0 \text{ ou } H_1}$$

Observe que pequenos valores de  $\Lambda$  indicam que o valor observado é menos provável de acontecer sob a hipótese nula do que sob a hipótese alternativa.

De acordo com Wilks (1935),  $-2\ln(\Lambda)$  pode ser aproximado por uma distribuição  $\chi_{uG.L.}^2$ , onde  $u$  corresponde à diferença entre as dimensões do espaço de parâmetros das hipóteses alternativa e nula.

No exemplo que estamos seguindo, se a hipótese nula  $H_0$  for correspondente a  $\pi = 0,5$  e a hipótese alternativa  $H_1$  corresponder a  $\pi \neq 0,5$ , a razão de verossimilhança  $\Lambda$  será formada, no numerador pelo (máximo) valor (possível) da função de verossimilhança sob a hipótese nula. Este máximo, para  $\pi = 0,5$  é o resultado da substituição deste valor na função de verossimilhança

$$L(\pi = 0,5 | x_1, x_2, \dots, x_n) = 0,5^{\sum x_i} (1 - 0,5)^{n - \sum x_i}$$

Sabemos que  $\sum x_i = 3$  e que  $n = 10$ . Logo,

$$L(\pi = 0,5 | x_1, x_2, \dots, x_n) = 0,5^3 (1 - 0,5)^7 = 0,000977$$

Já o denominador da razão de verossimilhança será formado pelo máximo valor possível da função de verossimilhança sob a hipótese nula ou sob a hipótese alternativa. Em outras palavras, todos os possíveis valores de  $\pi$  são incluídos aqui e já sabemos que o valor máximo é 0,002224.

Logo,  $\Lambda = \frac{0,000977}{0,002224} = 0,439299$ . A estatística de teste será  $-2\ln(\Lambda) = 1,6452$ .

Como em  $H_0$  não há parâmetro desconhecido e em  $H_1$  existe 1 parâmetro desconhecido, podemos afirmar que a distribuição assintótica de  $-2\ln(\Lambda)$  segue uma  $\chi_{1G.L.}^2$ .

Ao compararmos este valor ao valor crítico da distribuição qui-quadrado para 1 G.L. e nível de significância  $\alpha = 0,05$  ( $\chi_{crítico}^2 = 3,84$ ), concluímos que não há evidência

---

<sup>3</sup> Note que a razão  $\Lambda$  independe da escala utilizada.

suficiente para rejeitar a hipótese de que  $\pi = 0,5$ . Ao utilizarmos  $R$  para encontrar o valor crítico e o “valor de  $p$ ”, temos:

```
>qchisq(0.95,1)
[1] 3.841459
>1-pchisq(1.6452,1)
[1]0.1996135
```

Notar que se  $\Lambda = \frac{L_0}{L_1}$  então:

$-2 \ln \Lambda = -2(\ln L_0 - \ln L_1) = 2(\ln L_1 - \ln L_0) = 2(l_1 - l_0)$ , como às vezes a estatística é representada.

### 4.3 Se agora tivermos outro exemplo.

Considere a tabela abaixo, que representa nas linhas o resultado de um evento dicotômico e nas colunas 3 níveis de classificação:

	1	2	3	Total
0	9	3	3	15
1	1	2	7	10
Total	10	5	10	25

A hipótese nula seria, neste caso:  $H_0: \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi$

a) Qual seria a função de verossimilhança  $L_{H_0} = L(\pi_1, \pi_2, \pi_3) = L(\pi, \pi, \pi)$ , se em  $H_0$  temos uma proporção de sucessos ( $\pi$ ) e, conseqüentemente, uma proporção de insucessos ( $1 - \pi$ ) ?

b) Para a hipótese alternativa  $H_1$ , temos a situação em que a função de verossimilhança terá seu **máximo** quando tivermos na função de verossimilhança as **proporções observadas na amostra para cada estrato (EMVs)**. Logo, teremos

$L_{H_1} = L(\pi_1, \pi_2, \pi_3)$ . Quais os valores estimados para  $\pi_j$  ?

c) Teremos então  $\ln(\Delta) = \ln(L_{H_0}) - \ln(L_{H_1}) = 10 \ln(0,4) + 15 \ln(0,6) - (\ln(0,1)+9 \ln(0,9) + 2 \ln(0,4) + 3 \ln(0,6) + 7 \ln(0,7) + 3 \ln(0,3)) = -4,1008$

Logo,  $-2 \ln(\Delta) = 8,2105$

d) Qual o número de graus de liberdade?

e) Qual o “valor de  $p$ ” pela tabela de qui-quadrado?

f) Para o nível de significância de 0,05, qual seria a conclusão?

**4.4 Exercício:** Vamos agora observar a tabela de contingência formada com os seguintes dados de falhas nos anéis de pistão, retirados de um exemplo de aplicação em manutenção preventiva em engenharia de produção:

Exemplo: Falhas no anel de pistão em quatro compressores por posição no compressor:

	Norte	Centro	Sul	Total
Compr. 1	17	17	12	46
Compr. 2	11	9	13	33
Compr. 3	11	8	19	38
Compr. 4	14	7	28	49
Total	53	41	72	166

COMPRESS \* POS\_FALH Crosstabulation


			POS_FALH			Total
			1,00	2,00	3,00	
COMPRESS	1,00	Count	17	17	12	46
		Expected Count	14,7	11,4	20,0	46,0
		Residual	2,3	5,6	-8,0	
		Std. Residual	,6	1,7	-1,8	
		Adjusted Residual	,9	2,3	-2,8	
	2,00	Count	11	9	13	33
		Expected Count	10,5	8,2	14,3	33,0
		Residual	,5	,8	-1,3	
		Std. Residual	,1	,3	-,3	
		Adjusted Residual	,2	,4	-,5	
	3,00	Count	11	8	19	38
		Expected Count	12,1	9,4	16,5	38,0
		Residual	-1,1	-1,4	2,5	
		Std. Residual	-,3	-,5	,6	
		Adjusted Residual	-,4	-,6	,9	
	4,00	Count	14	7	28	49
		Expected Count	15,6	12,1	21,3	49,0
		Residual	-1,6	-5,1	6,7	
		Std. Residual	-,4	-1,5	1,5	
		Adjusted Residual	-,6	-2,0	2,3	
Total		Count	53	41	72	166
		Expected Count	53,0	41,0	72,0	166,0

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	11,722 <sup>a</sup>	6	,068
Likelihood Ratio	12,059	6	,061
N of Valid Cases	166		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 8,15.

Como seria o cálculo da estatística  $-2\ln(\Lambda)$ , conhecido como  $-2 \log$  da razão de verossimilhança, para a hipótese de independência mútua entre as posições de falha (homogeneidade das colunas)?  $H_0: \Pi_{ij} = \Pi_{i.}; i = 1,2,3,4; j = 1,2,3$

 (Para ser feito e entregue, de forma escrita (impressa), até a próxima aula).

**Referências Bibliográficas:**

Mood, A.M, Graybill, F.A e Boes D.C. 1974. Introduction to the Theory of Statistics – 3<sup>rd</sup> Edition. International Student Edition. Tokyo: Mc-Graw-Hill Kogakusha.

Wilks, S.S. 1935. *The likelihood test of independence in contingency tables*. **Annals of Mathematical Statistics**, 6, 190-196.