

ERRATA

LARA, I.A.R. **Modelos de transição para dados binários**. Piracicaba, 2007. 128p.
Tese (Doutorado em Agronomia)-Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”,
Universidade de São Paulo.

Página	Linha	Onde se lê	Leia-se
10	07	ausênica	ausência
18	14	McCullag	McCullagh
28	08	prejeção	projeção
33	11	$\pi_{ab}(s, u) = \sum_{k \in S} \pi_{ak}(s - t)\pi_{kb}(t, u)$	$\pi_{ab}(s, u) = \sum_{k \in S} \pi_{ak}(s, t)\pi_{kb}(t, u)$
36	20	$n_{k,ab}(t)$	$n_{j,ab}(t)$
37	08	$n_j(0)\pi_{ab}^{[t-1]}$	$n_j(0)\pi_{ja}^{[t-1]}$
37	15	$n_{j,ab}(t) \approx [n_{j,ab}(t)/n_j(0)]\pi_j$	$n_{j,ab}(t)/n \approx [n_{j,ab}(t)/n_j(0)]\pi_j$
37	17	$\sum_{j=1}^k \pi_j \sum_{t=1}^T \pi_{ab}^{[t-1]}$	$\sum_{j=1}^k \pi_j \sum_{t=1}^T \pi_{ja}^{[t-1]}$
37	eq.(15)	$\sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^T \pi_j \pi_{ab}^{[t-1]}$	$\sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^T \pi_j \pi_{ja}^{[t-1]}$
38	01	$\sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^T \pi_j \pi_{ab}^{[t-1]} = \varsigma_a$	$\sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^T \pi_j \pi_{ja}^{[t-1]} = \varsigma_a$
38	03	multinomias	multinomiais
44	06	LIANG; ZEGER; SELF, 1985	ZEGER; LIANG; SELF, 1985
46	10	conseqüuências	conseqüências
51	06	$\hat{\alpha}_t = \hat{\phi} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{r}_{it}\hat{r}_{i,t+1}}{N-p}$	$\hat{\alpha}_t = \hat{\phi} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{r}_{it}\hat{r}_{i,t+1}}{M-p}$
51	11	A estimativa para α é dada	O estimador para α é dado
54	18	em que o subescrito (t)	em que o parâmetro (t)
57	Tabela 4	ausênica (0)	ausência (0)
66	07	$\mathbf{v}_{\hat{\delta}} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i^* \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i^* \right)^{-1}$	$\mathbf{v}_{\hat{\delta}} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i^{*'} \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i^* \right)^{-1}$
66	eq.(51)	$\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i^* \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i^* \right)^{-1}$	$\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i^{*'} \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i^* \right)^{-1}$
66	eq.(51)	$\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i^* \mathbf{w}_i \mathbf{v}_i \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i^* \right)$	$\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i^{*'} \mathbf{w}_i \mathbf{v}_i \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i^* \right)$
70	17	$Q(\hat{\mathbf{d}}) = \dots [y_{it}(\mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_{it}\hat{\mathbf{d}})] \dots$	$Q(\hat{\mathbf{d}}) = \dots [y_{it}(\mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_{it}\hat{\mathbf{d}}) - b(\mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_{it}\hat{\mathbf{d}})] \dots$
80	20	$\hat{\psi}_{Y_{(t-1)=a}} = \frac{\hat{\pi}_{00}(P) \times \hat{\pi}_{01}(A)}{\hat{\pi}_{00}(A) \times \hat{\pi}_{01}(P)}$	$\hat{\psi}_{Y_{(t-1)=a}} = \frac{\hat{\pi}_{a0}(P) \times \hat{\pi}_{a1}(A)}{\hat{\pi}_{a0}(A) \times \hat{\pi}_{a1}(P)}$
82	25	Mantel e Hanszel (1959)	Mantel e Haenszel (1959)
83	Tabela 7	Mantel-Hanszel	Mantel-Haenszel

Página	Linha	Onde se lê	Leia-se
83	15	$\text{Var}(Y_1 m, \psi = 1) = \frac{n_1 n_2 m (n-m)}{n^3}$	$\text{Var}(Y_1 m, \psi = 1) = \frac{n_1 n_2 m (n-m)}{n^2 (n-1)}$
84	06	Mantel-Hanszel	Mantel-Haenszel
84	16	Mantel-Hanszel	Mantel-Haenszel
96	09	Mantel-Hanszel	Mantel-Haenszel
97	08	hipótese nula	hipótese alternativa
97	09	alternativa	hipótese nula
98	17	semi-normal	normal
99	Figura 2	semi-normal	normal
101	03	$\chi_{4,(0,01)}^2 = 13,27$	$\chi_{8,(0,01)}^2 = 20,09$
101	04	(nível descritivo = 0,3318)	(nível descritivo = 0,8003)
101	15	$\xi = \frac{111(\dots)^2}{0,8288} + \dots + \frac{143(\dots)^2}{0,0,8252} = 14,35$	$\xi = \frac{111(\dots)^2}{0,7692} + \dots + \frac{143(\dots)^2}{0,7895} = 14,35$
103	Figura 4	semi-normal	normal
103	10	semi-normal	normal
104	22	Mantel-Hanszel	Mantel-Haenszel
104	25	discriminação	discriminação
109	26	MANTEL, N. HANSZEL, B.F.	MANTEL, N. HAENZSEL, B.F.
110	09	Campinas, 1986	Campinas, 1991
111	19	SPEISER, F. E	SPEIZER, F. E
126	11	kP<-0.5439*P4P[1,1]+0.4561*P4P[1,1]	kP<-0.5439*P4P[1,1]+0.4561*P4P[2,1]
127	06	kP<-0.5439*P4P[1,1]+0.4561*P4P[1,1]	kP<-0.5439*P4P[1,1]+0.4561*P4P[2,1]