CE225 - Modelos Lineares Generalizados

Cesar Augusto Taconeli

30 de outubro, 2022

Aula 4 - Família exponencial de distribuições

• O componente aleatório de um modelo linear generalizado consiste em uma variável aleatória y, por meio de um conjunto de observações independentes $y_1, y_2, ..., y_n$, com distribuição pertencente à família exponencial de diatribuições.

- O componente aleatório de um modelo linear generalizado consiste em uma variável aleatória y, por meio de um conjunto de observações independentes $y_1, y_2, ..., y_n$, com distribuição pertencente à família exponencial de diatribuições.
- Mais especificamente, assumimos que a função (densidade) de probabilidades de y possa ser expressa na forma:

$$f(y_i; \theta_i, \phi) = exp\left\{\frac{y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\phi} + c(y_i; \phi)\right\},$$

sendo usualmente chamada de forma canônica da família exponencial, ou família exponencial de dispersão.

• O parâmetro θ_i é chamado parâmetro natural (ou parâmetro canônico) e ϕ o parâmetro de dispersão da distribuição.

• O parâmetro θ_i é chamado parâmetro natural (ou parâmetro canônico) e ϕ o parâmetro de dispersão da distribuição.

• A família exponencial contempla diversas distribuições uni e bi-paramétricas, por exemplo as distribuições binomial, poisson, normal, gama e normal inversa.

 Para deduzir a esperança e a variância de uma variável aleatória com distribuição pertencente à família exponencial, recorremos a alguns resultados da teoria da verossimilhança.

- Para deduzir a esperança e a variância de uma variável aleatória com distribuição pertencente à família exponencial, recorremos a alguns resultados da teoria da verossimilhança.
- Seja y uma única observação de $f(y; \theta, \phi)$. Sob condições de regularidade, atendidas pela família exponencial de dispersão, valem os seguintes resultados:

$$E\left\{\frac{\partial \log f\left(y;\theta,\phi\right)}{\partial \theta}\right\} = 0;\tag{1}$$

$$E\left[\left\{\frac{\partial \log f\left(y;\theta,\phi\right)}{\partial \theta}\right\}^{2}\right] = -E\left\{\frac{\partial^{2} \log f\left(y;\theta,\phi\right)}{\partial \theta^{2}}\right\}.$$
 (2)

• Usando os resultados (1) e (2), verifica-se que, para as distribuições pertencentes à família exponencial, tem-se $E(y_i)$ e $Var(y_i)$ dadas por:

$$E(y_i) = \mu_i = b'(\theta_i) = \frac{\partial b(\theta_i)}{\partial \theta_i}$$

• Usando os resultados (1) e (2), verifica-se que, para as distribuições pertencentes à família exponencial, tem-se $E(y_i)$ e $Var(y_i)$ dadas por:

$$E(y_i) = \mu_i = b'(\theta_i) = \frac{\partial b(\theta_i)}{\partial \theta_i}$$

e

$$Var(y_i) = \phi \times b''(\theta_i) = \phi \times \frac{\partial \mu_i}{\partial \theta_i}.$$

• Assim, a variância de y_i pode ser fatorada em dois componentes:

• Assim, a variância de *y_i* pode ser fatorada em dois componentes:

• O primeiro (ϕ) está associado exclusivamente à dispersão de y_i (não à sua média);

• Assim, a variância de y_i pode ser fatorada em dois componentes:

• O primeiro (ϕ) está associado exclusivamente à dispersão de y_i (não à sua média);

• O segundo, usualmente denotado por $V(\mu_i) = b''(\theta_i)$ e chamado *função de variância*, é função da média da distribuição, e exprime a relação variância-média de y.

• Assim, a variância de y_i pode ser fatorada em dois componentes:

• O primeiro (ϕ) está associado exclusivamente à dispersão de y_i (não à sua média);

• O segundo, usualmente denotado por $V(\mu_i) = b''(\theta_i)$ e chamado função de variância, é função da média da distribuição, e exprime a relação variância-média de y.

• Cada distribuição pertencente à família exponencial tem sua particular função de variância e vice-versa (teorema da unicidade das funções de variância).

• A distribuição conjunta de $y_1, y_2, ..., y_n$ é dada por:

$$f(\mathbf{y}; \boldsymbol{\theta}, \phi) = \prod_{i=1}^{n} f(y_i; \theta_i, \phi) = \exp\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n} y_i \theta_i - \sum_{i=1}^{n} b(\theta_i)}{\phi}\right\}$$
$$\times \exp\sum_{i=1}^{n} c(y_i; \phi),$$

de maneira que, pelo teorema da fatoração de Neyman-Fisher, tem-se que $\sum_{i=1}^{n} y_i$ é uma estatística suficiente para θ_i se ϕ for conhecido.

• A distribuição conjunta de $y_1, y_2, ..., y_n$ é dada por:

$$f(\mathbf{y}; \boldsymbol{\theta}, \phi) = \prod_{i=1}^{n} f(y_i; \theta_i, \phi) = \exp\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n} y_i \theta_i - \sum_{i=1}^{n} b(\theta_i)}{\phi}\right\}$$
$$\times \exp\sum_{i=1}^{n} c(y_i; \phi),$$

de maneira que, pelo teorema da fatoração de Neyman-Fisher, tem-se que $\sum_{i=1}^{n} y_i$ é uma estatística suficiente para θ_i se ϕ for conhecido.

Na sequência são ilustradas algumas distribuições pertencentes à família exponencial.

 Uma variável aleatória x_i tem distribuição binomial se sua função de probabilidades é dada por:

$$f(x_i; n_i, \pi_i) = \binom{n_i}{x_i} \pi_i^{x_i} (1 - \pi_i)^{n_i - x_i}; \quad x_i = 0, 1, 2, ..., n_i; \quad 0 < \pi_i < 1,$$

em que x_i corresponde à contagem de *sucessos* em n_i observações independentes de um experimento binário.

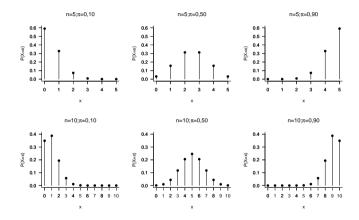


Figura 1: Ilustração - distribuição binomial

• Podemos expressar a distribuição binomial, de maneira alternativa, pela variável $y_i = \frac{x_i}{n_i}$, a fração amostral de sucessos, com função de probabilidades:

$$f(y_i; n_i, \pi_i) = \binom{n_i}{n_i y_i} \pi_i^{n_i y_i} (1 - \pi_i)^{n_i - (n_i y_i)}; y_i = 0, \frac{1}{n_i}, \frac{2}{n_i}, ..., 1; 0 < \pi_i < 1.$$

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \; heta_i = log\left(rac{\pi_i}{1-\pi_i}
 ight), \; b(heta_i) = log(1+\mathrm{e}^{ heta_i});$

- Neste caso, temos que:
 - ullet $heta_i = log\left(rac{\pi_i}{1-\pi_i}
 ight)$, $b(heta_i) = log(1+e^{ heta_i})$;
 - $\bullet \ \phi = \frac{1}{n_i}, \ c(y_i, \phi) = \binom{n_i}{n_i y_i};$

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \; heta_i = log\left(rac{\pi_i}{1-\pi_i}
 ight), \; b(heta_i) = log(1+e^{ heta_i});$
 - $\phi = \frac{1}{n_i}$, $c(y_i, \phi) = \binom{n_i}{n_i y_i}$;
 - $E(y_i) = \mu_i = b'(\theta_i) = \pi_i$;

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = log\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right)$, $b(\theta_i) = log(1+e^{\theta_i})$;
 - $\phi = \frac{1}{n_i}$, $c(y_i, \phi) = \binom{n_i}{n_i y_i}$;
 - $E(y_i) = \mu_i = b'(\theta_i) = \pi_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i(1 \mu_i);$

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \; heta_i = log\left(rac{\pi_i}{1-\pi_i}
 ight), \; b(heta_i) = log(1+\mathrm{e}^{ heta_i});$
 - $\phi = \frac{1}{n_i}$, $c(y_i, \phi) = \binom{n_i}{n_i y_i}$;
 - $E(y_i) = \mu_i = b'(\theta_i) = \pi_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i(1 \mu_i);$
 - $Var(y_i) = \frac{\mu_i(1-\mu_i)}{n_i}$.

• Algumas notas sobre a distribuição binomial:

• Algumas notas sobre a distribuição binomial:

 A distribuição binomial é usada, principalmente, na modelagem de dados binários ou de proporções discretas;

• Algumas notas sobre a distribuição binomial:

 A distribuição binomial é usada, principalmente, na modelagem de dados binários ou de proporções discretas;

• É bem aproximada pela distribuição $Normal(\pi, \frac{\pi(1-\pi)}{m})$ quando $m\pi > 0.5$ e $0.1 \le \pi \le 0.9$ ou $m\pi > 25$, para qualquer valor de π .

Distribuição Poisson

 Uma variável aleatória discreta y_i tem distribuição de Poisson se sua função de probabilidades é dada por:

$$f(y_i; \mu_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!},$$

com $y_i = 0, 1, 2, ...; \mu_i > 0.$

• Neste caso, temos que:

• Neste caso, temos que:

•
$$\theta_i = log(\mu_i), b(\theta_i) = e^{\theta_i};$$

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = log(\mu_i), b(\theta_i) = e^{\theta_i};$
 - $\phi = 1$, $c(y_i, \phi) = -log(y_i!)$;

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = log(\mu_i), b(\theta_i) = e^{\theta_i};$
 - $\phi = 1$, $c(y_i, \phi) = -log(y_i!)$;
 - $E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$;

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = log(\mu_i), b(\theta_i) = e^{\theta_i};$
 - $\phi = 1$, $c(y_i, \phi) = -log(y_i!)$;
 - $E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i$;

• Neste caso, temos que:

•
$$\theta_i = log(\mu_i), b(\theta_i) = e^{\theta_i};$$

•
$$\phi = 1$$
, $c(y_i, \phi) = -log(y_i!)$;

•
$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$$
;

•
$$V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i$$
;

•
$$Var(y_i) = \phi V(\mu_i) = \mu_i$$
.

Distribuição Poisson

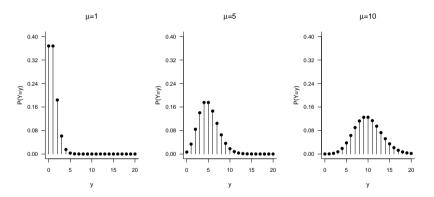


Figura 2: Ilustração - distribuição de Poisson

Distribuição Poisson

• Algumas notas sobre a distribuição de Poisson:

- Algumas notas sobre a distribuição de Poisson:
 - Se eventos ocorrem independente e aleatoriamente no tempo (ou espaço), com taxa média de ocorrência constante, a distribuição atribui probabilidades ao número de eventos por intervalo de tempo (ou região do espaço);

- Algumas notas sobre a distribuição de Poisson:
 - Se eventos ocorrem independente e aleatoriamente no tempo (ou espaço), com taxa média de ocorrência constante, a distribuição atribui probabilidades ao número de eventos por intervalo de tempo (ou região do espaço);
 - Proporciona, em geral, uma descrição satisfatória de dados cuja variância é proporcional à média;

- Algumas notas sobre a distribuição de Poisson:
 - Se eventos ocorrem independente e aleatoriamente no tempo (ou espaço), com taxa média de ocorrência constante, a distribuição atribui probabilidades ao número de eventos por intervalo de tempo (ou região do espaço);
 - Proporciona, em geral, uma descrição satisfatória de dados cuja variância é proporcional à média;
 - Surge como caso limite para a distribuição binomial quando $n \to \infty$ e $\pi \to 0$ (matendo fixo $\mu = n\pi$);

- Algumas notas sobre a distribuição de Poisson:
 - Se eventos ocorrem independente e aleatoriamente no tempo (ou espaço), com taxa média de ocorrência constante, a distribuição atribui probabilidades ao número de eventos por intervalo de tempo (ou região do espaço);
 - Proporciona, em geral, uma descrição satisfatória de dados cuja variância é proporcional à média;
 - Surge como caso limite para a distribuição binomial quando $n \to \infty$ e $\pi \to 0$ (matendo fixo $\mu = n\pi$);
 - É bem aproximada pela distribuição $Normal(\mu, \mu)$ para μ suficientemente grande.

Distribuição normal

 Uma variável aleatória contínua y_i tem distribuição normal se sua função densidade de probabilidade é dada por:

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

$$com -\infty < y_i < \infty; -\infty < \mu_i < \infty; \sigma > 0.$$

•
$$\theta_i = \mu_i$$
, $b(\theta_i) = \frac{\theta_i^2}{2}$;

•
$$\theta_i = \mu_i$$
, $b(\theta_i) = \frac{\theta_i^2}{2}$;

•
$$\phi = \sigma^2$$
, $c(y_i, \phi) = -\frac{1}{2} \left[\frac{y^2}{\sigma^2} + log(2\pi\sigma^2) \right]$

•
$$\theta_i = \mu_i$$
, $b(\theta_i) = \frac{\theta_i^2}{2}$;

•
$$\phi = \sigma^2$$
, $c(y_i, \phi) = -\frac{1}{2} \left[\frac{y^2}{\sigma^2} + log(2\pi\sigma^2) \right]$

•
$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$$
;

- Neste caso, temos que:
 - $\bullet \ \theta_i = \mu_i, \ b(\theta_i) = \frac{\theta_i^2}{2};$
 - $\phi = \sigma^2$, $c(y_i, \phi) = -\frac{1}{2} \left[\frac{y^2}{\sigma^2} + log(2\pi\sigma^2) \right]$
 - $E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = 1$;

•
$$\theta_i = \mu_i$$
, $b(\theta_i) = \frac{\theta_i^2}{2}$;

•
$$\phi = \sigma^2$$
, $c(y_i, \phi) = -\frac{1}{2} \left[\frac{y^2}{\sigma^2} + log(2\pi\sigma^2) \right]$

•
$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$$
;

•
$$V(\mu_i) = b''(\theta_i) = 1$$
;

•
$$Var(y_i) = \phi V(\mu_i) = \sigma^2$$
.

Distribuição normal

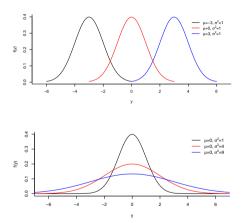


Figura 3: Ilustração - distribuição normal

 Uma variável aleatória contínua y_i tem distribuição gama se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(y_i; \mu_i, \nu) = \frac{\left(\frac{\nu}{\mu_i}\right)^{\nu}}{\Gamma(\nu)} y_i^{\nu-1} \exp\left\{-\frac{y_i \nu}{\mu_i}\right\},\,$$

com
$$y_i > 0$$
, $\mu_i > 0$, $\nu > 0$ e $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$.

• Uma variável aleatória contínua *y_i* tem distribuição gama se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(y_i; \mu_i, \nu) = \frac{\left(\frac{\nu}{\mu_i}\right)^{\nu}}{\Gamma(\nu)} y_i^{\nu-1} \exp\left\{-\frac{y_i \nu}{\mu_i}\right\},\,$$

com
$$y_i > 0$$
, $\mu_i > 0$, $\nu > 0$ e $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$.

• Uma das parametrizações alternativas da distribuição gama é a seguinte:

$$f(y; \alpha, \beta) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha-1} exp\{-\beta y\},$$

tal que a equivalência das duas parametrizações decorre de $\mu = \frac{\alpha}{\beta}$ e $\nu = \alpha$.

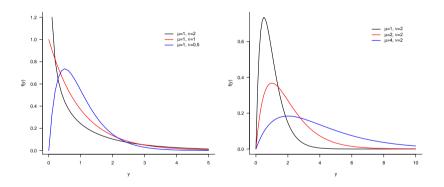


Figura 4: Ilustração - distribuição gama

 A distribuição gama é usada na análise de dados contínuos não negativos em que a variância aumenta conforme a média, particularmente no caso em que o coeficiente de variação é aproximadamente constante.

•
$$\theta_i = -\frac{1}{\mu_i}$$
, $b(\theta_i) = -\log(-\theta_i)$;

•
$$\theta_i = -\frac{1}{\mu_i}$$
, $b(\theta_i) = -\log(-\theta_i)$;

•
$$\phi = \nu^{-1}$$
, $c(y_i, \phi) = \nu \log(\nu y_i) - \log(y_i) - \log(\Gamma(\nu))$

•
$$\theta_i = -\frac{1}{\mu_i}$$
, $b(\theta_i) = -\log(-\theta_i)$;

•
$$\phi = \nu^{-1}$$
, $c(y_i, \phi) = \nu log(\nu y_i) - log(y_i) - log(\Gamma(\nu))$

•
$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$$
;

•
$$\theta_i = -\frac{1}{\mu_i}$$
, $b(\theta_i) = -\log(-\theta_i)$;

•
$$\phi = \nu^{-1}$$
, $c(y_i, \phi) = \nu log(\nu y_i) - log(y_i) - log(\Gamma(\nu))$

•
$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$$
;

•
$$V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i^2$$
;

•
$$\theta_i = -\frac{1}{\mu_i}$$
, $b(\theta_i) = -\log(-\theta_i)$;

•
$$\phi = \nu^{-1}$$
, $c(y_i, \phi) = \nu \log(\nu y_i) - \log(y_i) - \log(\Gamma(\nu))$

•
$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$$
;

•
$$V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i^2$$
;

•
$$Var(y_i) = \phi V(\mu_i) = \nu^{-1} \mu_i^2$$
.

Distribuição normal inversa

 Uma variável aleatória contínua tem distribuição normal inversa se sua função densidade de probabilidade é dada por:

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

com $y_i > 0$, $\mu_i > 0$, $\tau > 0$.

Distribuição normal inversa

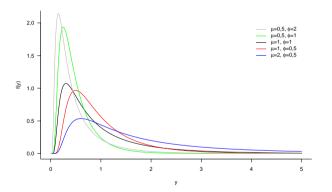


Figura 5: Ilustração - distribuição normal inversa

Distribuição normal inversa

 A distribuição normal inversa se aplica a análise de dados contínuos, não negativos com distribuição acentuadamente assimétrica.

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = -\frac{1}{2\mu_i^2}$, $b(\theta_i) = -(-2\theta_i)^{1/2}$;

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = -\frac{1}{2\mu_i^2}$, $b(\theta_i) = -(-2\theta_i)^{1/2}$;
 - $\phi = 1/\tau$, $c(\phi, y) = -\frac{1}{2} \left[\log \left(2\pi y^3 + \frac{1}{\phi y} \right) \right]$

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = -\frac{1}{2\mu^2}$, $b(\theta_i) = -(-2\theta_i)^{1/2}$;
 - $\phi = 1/\tau$, $c(\phi, y) = -\frac{1}{2} \left[\log \left(2\pi y^3 + \frac{1}{\phi y} \right) \right]$
 - $E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$;

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = -\frac{1}{2\mu_i^2}$, $b(\theta_i) = -(-2\theta_i)^{1/2}$;
 - $\phi = 1/\tau$, $c(\phi, y) = -\frac{1}{2} \left[\log \left(2\pi y^3 + \frac{1}{\phi y} \right) \right]$
 - $E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i^3$;

- Neste caso, temos que:
 - $\theta_i = -\frac{1}{2u_i^2}$, $b(\theta_i) = -(-2\theta_i)^{1/2}$;
 - $\phi = 1/\tau$, $c(\phi, y) = -\frac{1}{2} \left[\log \left(2\pi y^3 + \frac{1}{\phi y} \right) \right]$
 - $E(y_i) = b'(\theta_i) = \mu_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i^3$;
 - $Var(y_i) = \tau V(\mu_i) = \tau \mu_i^3$.

 Uma variável aleatória discreta Y tem distribuição binomial negativa se a sua função de probabilidades é dada por:

$$f(y_i; \mu_i, k) = \frac{\Gamma(k+y_i)}{\Gamma(k)y_i!} \frac{\mu_i^{y_i} k^k}{(\mu_i + k)^{k+y_i}},$$

com $y_i = 0, 1, 2, ...; \mu_i > 0; k > 0.$

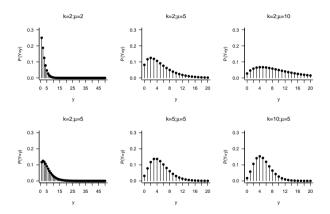


Figura 6: Ilustração - distribuição binomial negativa

 A distribuição binomial negativa é uma alternativa ao de Poisson em situações em que a variância dos dados aumenta mais rapidamente que a média;

 A distribuição binomial negativa é uma alternativa ao de Poisson em situações em que a variância dos dados aumenta mais rapidamente que a média;

• Para valores inteiros de k, usa-se a denominação distribuição de Pascal;

 A distribuição binomial negativa é uma alternativa ao de Poisson em situações em que a variância dos dados aumenta mais rapidamente que a média;

• Para valores inteiros de k, usa-se a denominação distribuição de Pascal;

• Para k = 1, temos como caso particular a distribuição geométrica.

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \; heta_i = log\left(rac{\mu_i}{\mu_i + k}
 ight), \; b(heta_i) = -klog(1 + e^{ heta_i});$

$$ullet \; heta_i = log\left(rac{\mu_i}{\mu_i + k}
ight), \; b(heta_i) = -klog(1 + \mathrm{e}^{ heta_i});$$

•
$$\phi = 1$$
, $c(y_i, \phi) = log\left[\frac{\Gamma(k+y_i)}{\Gamma(k)y_i!}\right]$;

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \; heta_i = log\left(rac{\mu_i}{\mu_i + k}
 ight), \; b(heta_i) = -klog(1 + \mathrm{e}^{ heta_i});$
 - $\phi = 1$, $c(y_i, \phi) = log\left[\frac{\Gamma(k+y_i)}{\Gamma(k)y_i!}\right]$;
 - $\mu_i = b'(\theta_i) = \mu_i$;

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \ heta_i = log\left(rac{\mu_i}{\mu_i + k}
 ight), \ b(heta_i) = -klog(1 + e^{ heta_i});$
 - $\phi = 1$, $c(y_i, \phi) = log\left[\frac{\Gamma(k+y_i)}{\Gamma(k)y_i!}\right]$;
 - $\mu_i = b'(\theta_i) = \mu_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i \left(\frac{\mu_i}{k} + 1\right);$

- Neste caso, temos que:
 - $ullet \ heta_i = log\left(rac{\mu_i}{\mu_i + k}
 ight), \ b(heta_i) = -klog(1 + e^{ heta_i});$
 - $\phi = 1$, $c(y_i, \phi) = log\left[\frac{\Gamma(k+y_i)}{\Gamma(k)y_i!}\right]$;
 - $\mu_i = b'(\theta_i) = \mu_i$;
 - $V(\mu_i) = b''(\theta_i) = \mu_i \left(\frac{\mu_i}{k} + 1\right);$
 - $Var(y_i) = \mu_i \left(\frac{\mu_i}{k} + 1 \right)$.