

# MLG para respostas positivas (assimétricas): parte 2

Prof. Caio Azevedo

# Estudo de simulação de resíduos

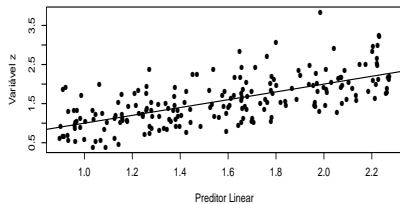
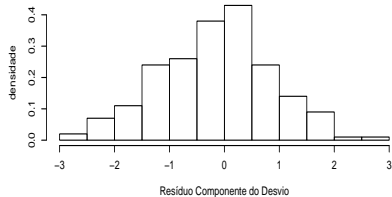
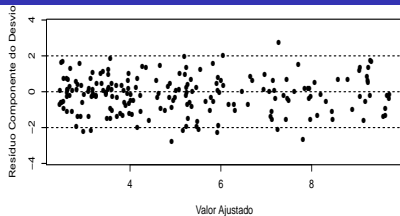
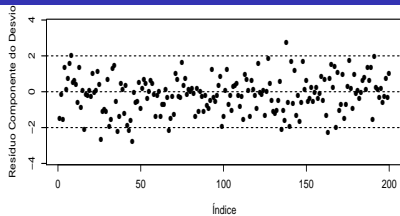
- Para os modelos de 1 a 3,  $\mu_i = e^{1+1,2x_i}$ ,  $x_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} U(0, 1)$ ,  $\phi = 5$ ,  $i=1,2,\dots,n$ ,  $n = 200$ .
- Para os modelos 4 e 5,  $\mu_i = e^{3+1,1x_i}$  (restante igual).
- Modelo 1:  $Y_i \stackrel{ind.}{\sim} \text{gama}(\mu_i, \phi)$  (simulado e ajustado).
- Modelo 2:  $Y_i \stackrel{ind.}{\sim} \text{gama}(\mu_i, \phi_i)$ ,  $\phi_i = \exp(3x_i)$  (simulado); Modelo 1 (ajustado).

# Estudo de simulação de resíduos

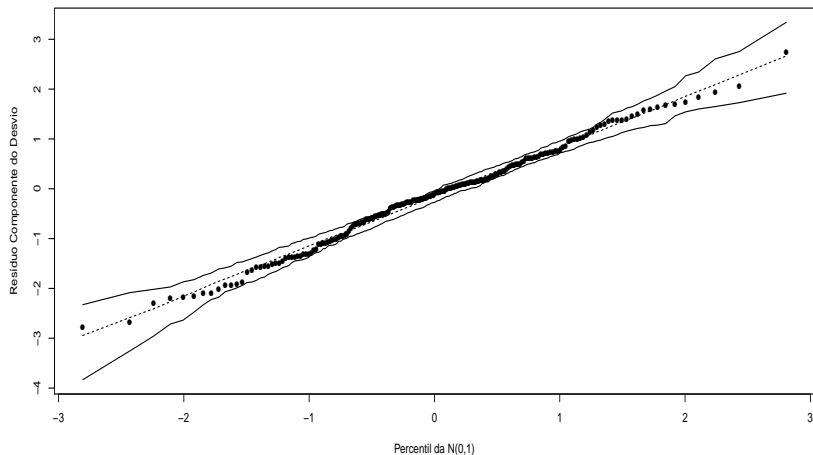
- Modelo 3:  $Y_i \stackrel{ind.}{\sim} \text{gama}(\mu_i, \phi)$  (simulado); Modelo 1, com  $\mu_i = \eta_i$  (ajustado).
- Modelo 4:  $Y_i \stackrel{ind.}{\sim} NA(\mu_i, \phi, -0, 20)$  (simulado); Modelo 1 (ajustado).
- Modelo 5:  $Y_i \stackrel{ind.}{\sim} TA(\mu_i, \phi, -0, 20, 3)$  (simulado); Modelo 1 (ajustado).

$NA(\mu, \phi, \lambda)$  e  $TA(\mu, \phi, \lambda, \nu)$  representam, respectivamente, a distribuição normal assimétrica e t de Student assimétrica com parâmetro de localização  $\mu$ , de dispersão  $\psi$ , de assimetria  $\lambda$  e graus de liberdade  $\nu$ .

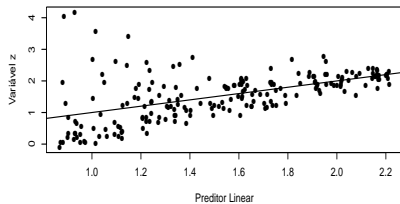
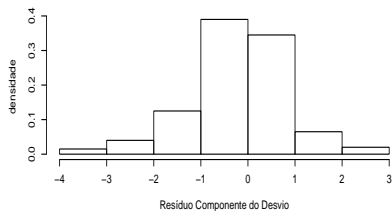
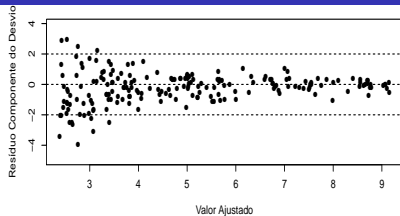
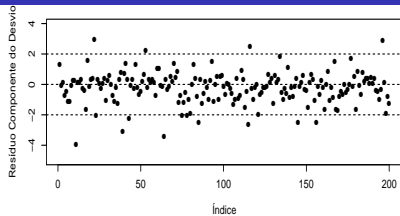
# Modelo 1: gráficos de diagnóstico



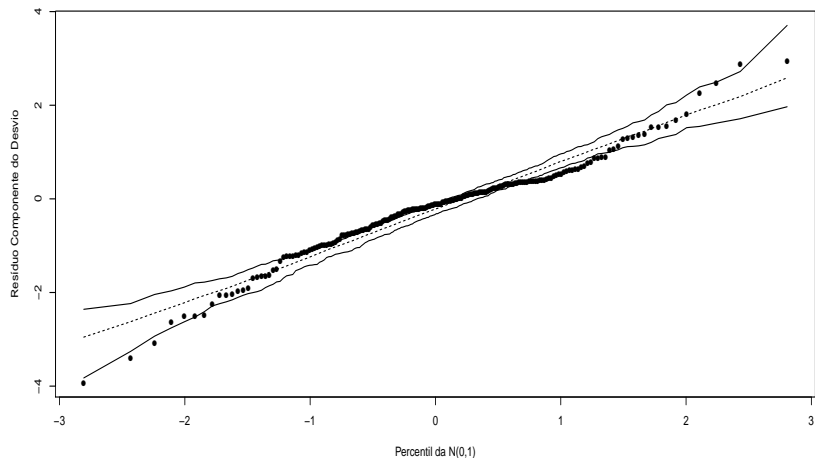
# Modelo 1: gráficos de envelope



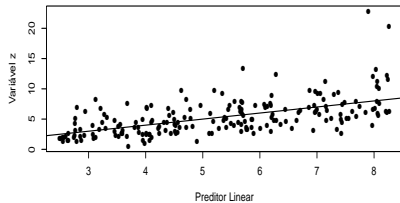
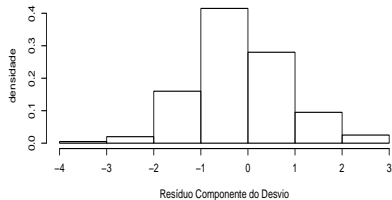
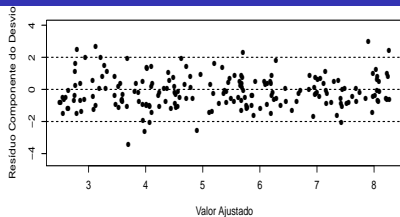
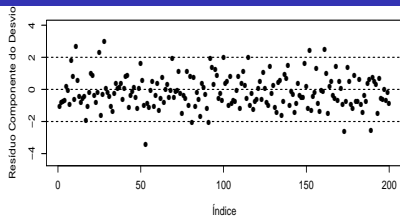
# Modelo 2: gráficos de diagnóstico



## Modelo 2: gráficos de envelope

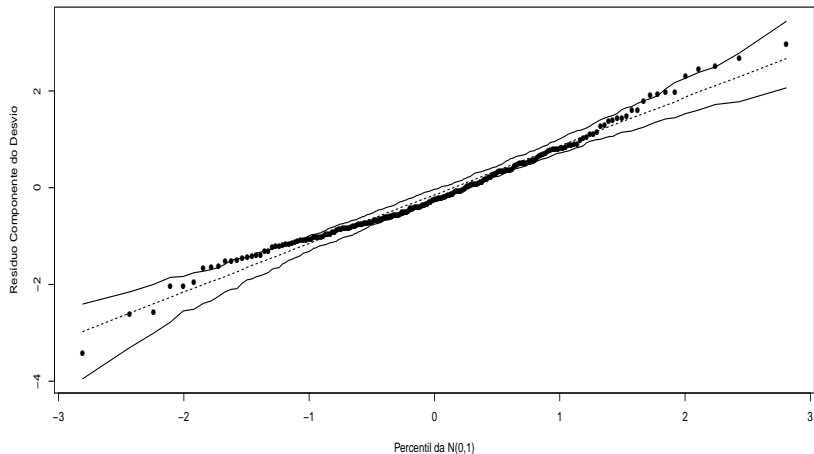


# Modelo 3: gráficos de diagnóstico

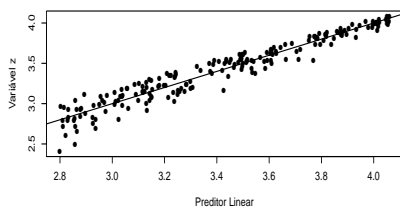
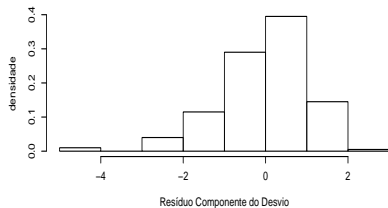
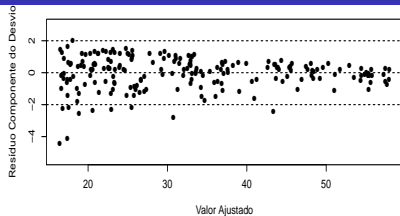
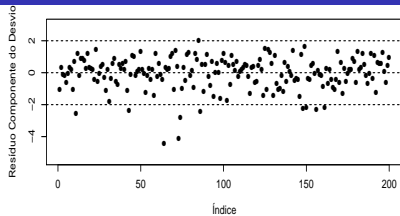




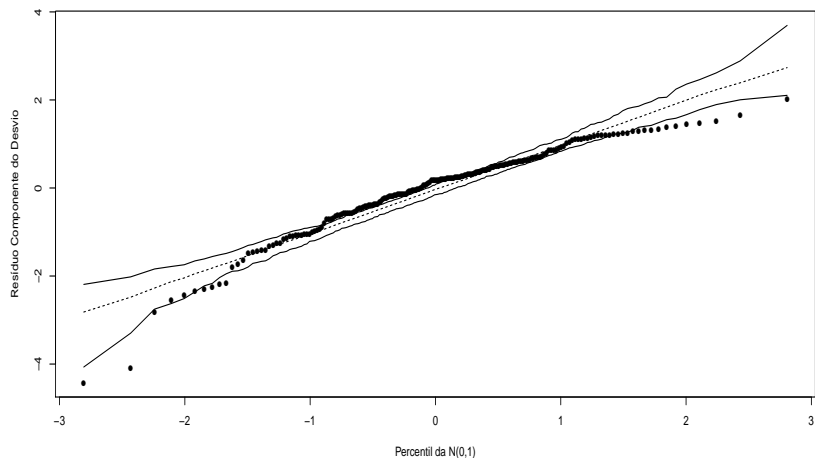
## Modelo 3: gráficos de envelope



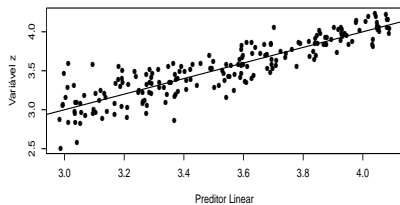
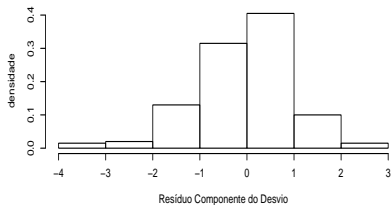
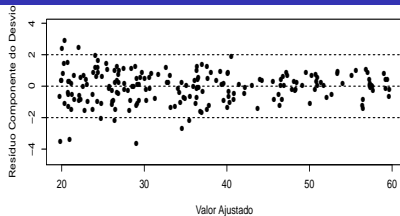
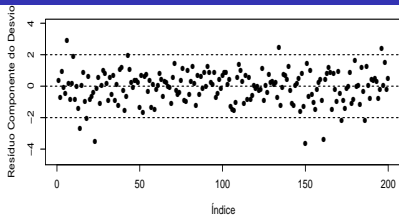
# Modelo 4: gráficos de diagnóstico



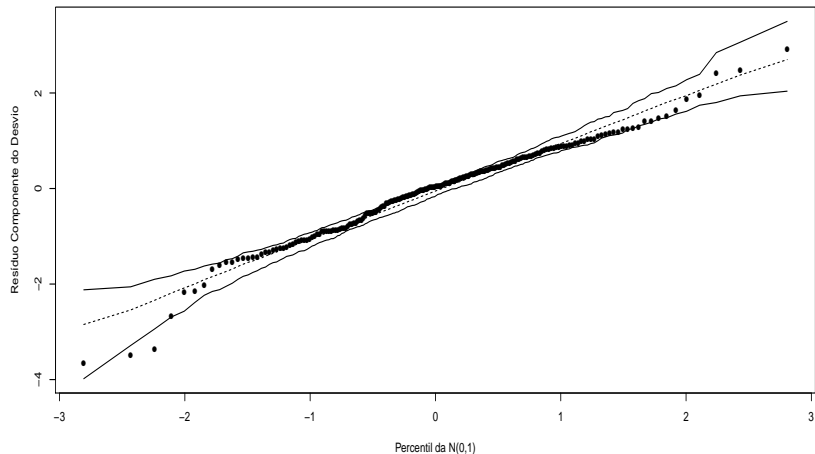
## Modelo 4: gráficos de envelope



# Modelo 5: gráficos de diagnóstico



## Modelo 5: gráficos de envelope



## Exemplo 6: pagamentos de seguros na Austrália

- Vamos considerar parte dos dados descritos em de Jong e Heller (2008, pgs. 14-15) referentes aos valores pagos de seguros individuais (em dólares australianos) por danos com acidentes pessoais no período de julho de 1989 a junho de 1999 (veja também Paula 2013).
- As análises serão restritas ao período de janeiro de 1998 a junho de 1999, correspondendo a um total de 769 seguros pagos.
- Variável repostada: valor pago ao segurado - (vpago).

## Exemplo 6: pagamentos de seguros na Austrália

- Variáveis explicativas:
  - *legrep*, representação legal - (0: não, 1: sim) e *optime* - tempo operacional para pagamento do seguro.
  - Essa última variável assume valores no intervalo (0, 100) e por exemplo um valor 23 significa que 23% dos seguros foram pagos antes do seguro em análise.
  - Como estamos considerando apenas parte dos dados (referentes aos últimos 18 meses), os valores de *optime* variam de 0,1 a 31,9.
- Veja o arquivo `insurance.prn`.

# Banco de dados

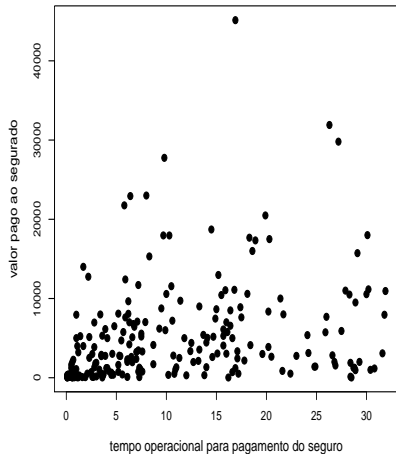
Observação	vpago	optime	legrep
1	119,60	0,10	0
2	290,00	0,10	0
3	30,00	0,10	0
4	40,00	0,10	0
5	21450,00	0,10	1
⋮	⋮	⋮	⋮
769	10947,00	31,90	0

Vamos considerar que cada observação corresponde à uma ocorrência (observações independentes).

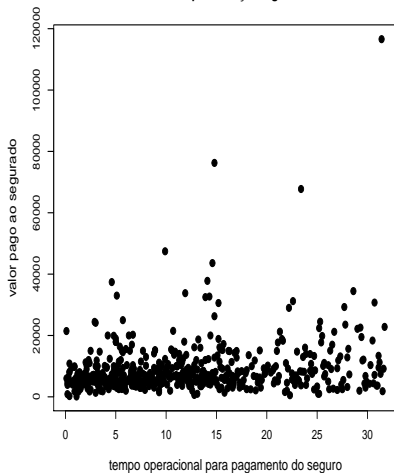


# Gráficos de dispersão

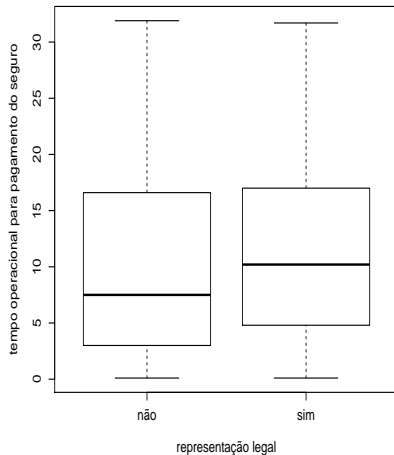
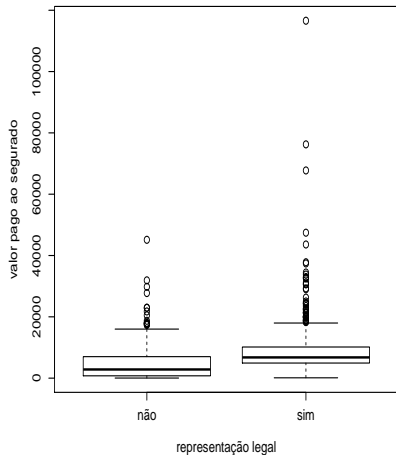
Sem apresentação legal



Com apresentação legal



# Boxplots



## Medidas resumo

Medida-resumo	Variável			
	vpago		optime	
	nao	sim	nao	sim
média	5069,27	8996,41	10,74	11,86
DP	6338,01	8790,71	9,18	8,53
Var.	40170367,59	77276620,67	84,26	72,69
CV(%)	125,02	97,71	85,45	71,90
CA	2,51	5,58	0,73	0,63
Min.	30,0	109,00	0,10	0,10
Max.	45132,03	116586,72	31,90	31,70

# Modelo

$$Y_{ij} \stackrel{ind.}{\sim} \text{gama}(\mu_{ij}, \phi),$$

$$i = 1, 2 \text{ (legpre, 1 - não, 2 - sim)}; j = 1, 2, \dots, n_i$$

(observação,  $n_1 = 227, n_2 = 542$ )

$$\ln(\mu_{ij}) = \alpha + \alpha_i + (\beta + \beta_i)(x_{ij} - 0, 1) + (\gamma + \gamma_i)(x_{ij} - 0, 1)^2,$$

$$\alpha_1 = \beta_1 = \gamma_1 = 0$$

$$\mathcal{E}(Y_{ij}) = \mu_i \quad ; \quad \mathcal{V}(Y_{ij}) = \frac{\mu_i^2}{\phi}$$

$Y_{ij}$ : valor do seguro pago na  $j$ -ésima ocorrência sob a  $i$ -ésima representação legal.  $x_{ij}$ : tempo operacional para pagamento do seguro na  $j$ -ésima ocorrência sob a  $i$ -ésima representação legal.

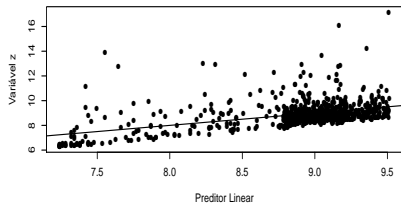
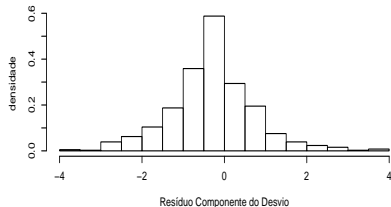
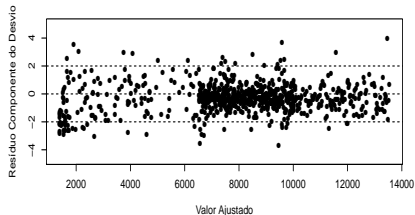
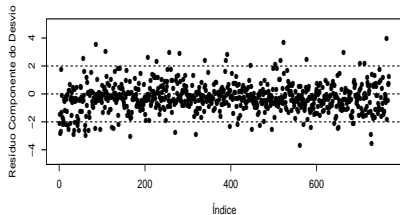
# Modelo

- $e^\alpha$  : valor médio do seguro pago sem representação legal com o tempo operacional igual à 0,1.
- $e^{\alpha+\alpha_2}$  : valor médio do seguro pago com representação legal com o tempo operacional igual à 0,1.
- $-\frac{\beta}{2\gamma} + 0,1$  : valor do tempo operacional para o qual o log do valor do esperado (consequentemente o próprio valor esperado) esperado do seguro pago é máximo/mínimo, sem representação legal.

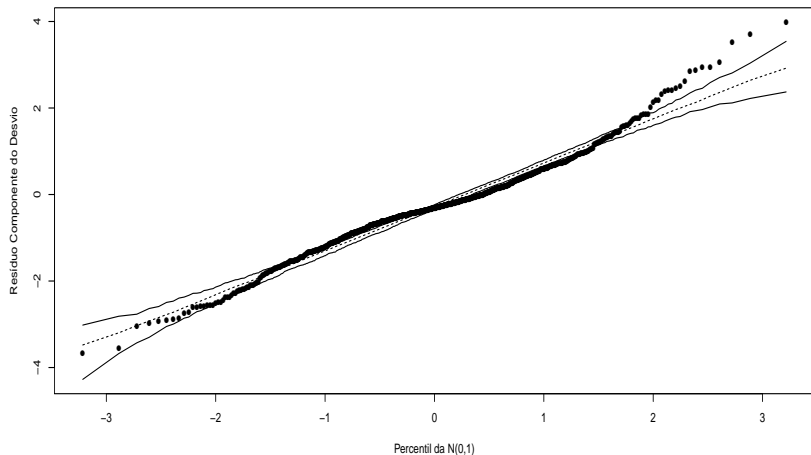
# Modelo

- $-\frac{\beta + \beta_2}{2(\gamma + \gamma_2)} + 0,1$  : valor do tempo operacional para o qual o log do valor esperado (consequentemente o próprio valor esperado) esperado do seguro pago é máximo/mínimo, com representação legal.
- Exercício: suponha que  $\gamma = \gamma_2 = 0$ . Inteprete  $e^\beta$  e  $e^{\beta+\beta_2}$ .
- $D(\mathbf{y}; \tilde{\boldsymbol{\mu}}) = 856,25(p = 0,0104)$  (considerando-se a aproximação pela  $\chi^2_{(763)}$  adequada), o que indica que o modelo não se ajustou de modo satisfatório aos dados.
- Neste caso, a estimativa de  $\phi$  é pequena e a aproximação pela  $\chi^2$  pode não ser razoável.

# Gráficos de diagnóstico



# Envelope para os resíduos





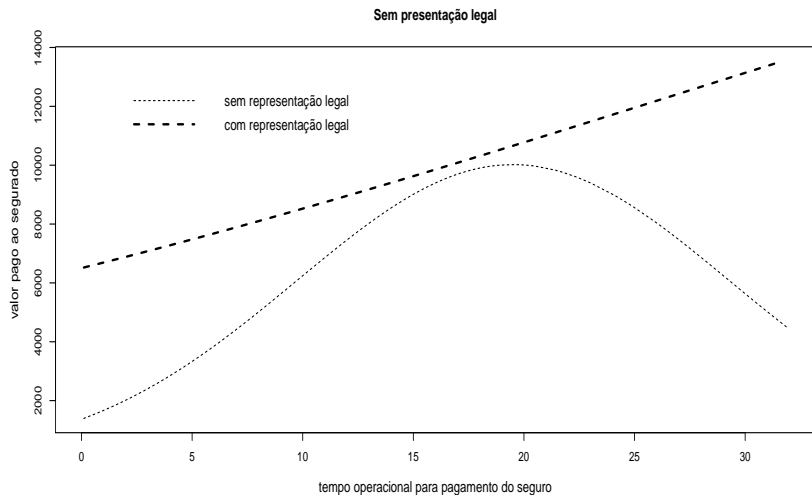
# Estimativas dos parâmetros

Parâmetro	Estimativa	EP	IC(95%)	Estat. Z	p-valor
$\alpha$	7,241	0,112	[ 7,021 ; 7,462]	64,440	<0,0001
$\beta$	0,203	0,021	[ 0,162 ; 0,244 ]	9,679	<0,0001
$\gamma$	-0,005	0,001	[-0,007 ; -0,004]	-7,313	<0,0001
$\alpha_2$	1,542	0,144	[1,260 ; 1,823]	10,726	<0,0001
$\beta_2$	-0,174	0,026	[-0,225 ; -0,124 ]	-6,732	<0,0001
$\gamma_2$	0,005	0,001	[0,003 ; 0,007]	5,774	<0,0001
$\phi$	1,407	0,065	[1,280 ; 1,535]	-	-

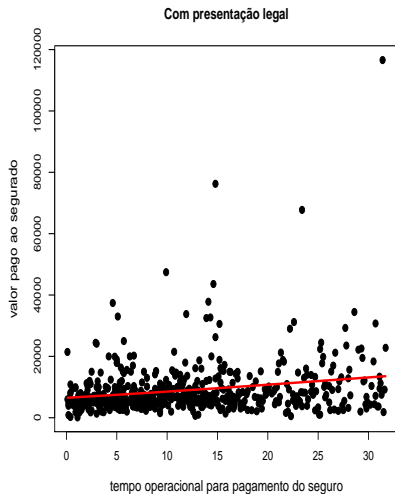
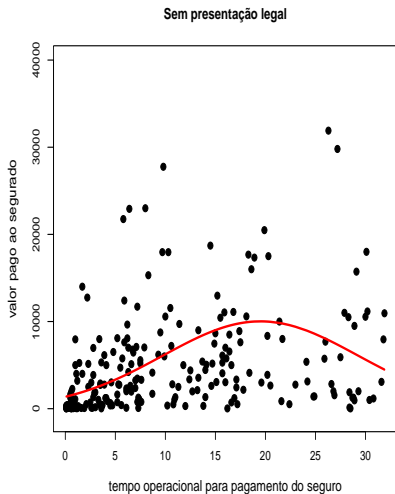
# Estimativas dos parâmetros

- O modelo gama é preferível ao modelo exponencial.
- Todos os parâmetros de regressão significativos.
- Curvas:  $\ln(\tilde{\mu}_{1j}) = 7,241 + 0,203(x_{1j} - 0,1) - 0,005(x_{1j} - 0,1)^2$   
(sem representação legal) e  
 $\ln(\tilde{\mu}_{2j}) = 8,783 + 0,029(x_{2j} - 0,1) - 0,00018(x_{2j} - 0,1)^2$  (com  
representação legal),
- A curva do primeiro grupo (sem representação legal) apresenta um ponto de máximo, enquanto que a do segundo é, essencialmente, uma reta.

# Médias previstas pelo modelo

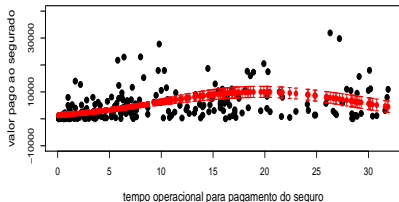


# Médias previstas pelo modelo

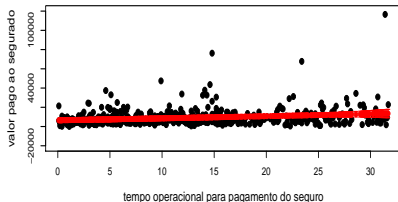


# Médias preditas pelo modelo com intervalos de confiança

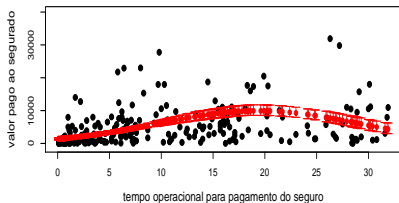
Sem apresentação legal (IC assintótico)



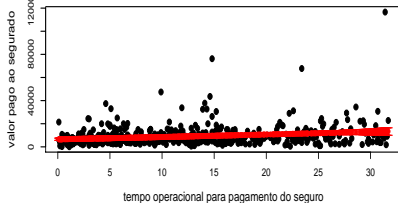
Com apresentação legal (IC assintótico)



Sem representação legal (IC via predição)



Com representação legal (IC via predição)



# Conclusões

- O modelo não se ajustou bem aos dados. Alternativas: modelo normal assimétrico, modelo t de Student assimétrico, modelo Birnbaum-Saunders baseado na normal assimétrica ou na t de Student assimétrica (com parte do preditor linear correspondendo à uma estrutura não paramétrica, i.e., splines, ondaletas etc).

# Conclusões

- Contudo, supondo que o modelo tivesse se ajustado adequadamente, poderíamos concluir que:
  - Para o grupo com representação é esperado que quanto maior o tempo operacional para pagamento do seguro, maior será o valor pago, enquanto que para o grupo sem representação há um valor do tempo operacional para o qual o valor é máximo, ou seja, 19,51 [17,67;21,35].
  - Exercício: utilizar o método Delta para encontrar o intervalo de confiança para  $-\frac{\beta}{2\gamma} + 0,1$ .

# Conclusões

- O valor máximo do seguro pago é da ordem de: 10.021,04 [8.326,24 ; 11.805,85].
- Exercício: utilizar o método Delta para encontrar o intervalo de confiança para o valor máximo do seguro pago.