Comparação do desempenho de modelos propostos para o ajuste de dados de esportes coletivos

Mariana de Castro Pasqualini

2022-07-11

Introdução

Desde a década de 80, modelos estatísticos são aplicados em problemas relacionados à esportes. Um exemplo é prever o número de gols marcados por um time em uma partida de futebol, que podem ser modelados como dados de **contagem**.

Introdução

A distribuição de Poisson é uma das mais utilizadas para esse tipo de problema. Serão apresentados 5 modelos propostos na literatura para prever o número de gols nas partidas do Campeonato Brasileiro dos anos 2019.

Os modelos foram implementados no Stan, um software para amostrar modelos bayesianos, juntamente com o R.

O modelo de efeitos aleatórios proposto por Baio (2010) é definido da seguinte forma:

Seja $\mathbf{y}=(y_{g1},y_{g2})$ um um vetor de contagens, que são modelados como Poisson independentes condicionais aos parâmetros $\theta=(\theta_{g1},\theta_{g2})$

$$y_{gj}|\theta_{gj} \sim Poisson(\theta_{gj})$$

No qual j=1 representa o time jogando em casa e j=2 indica a equipe visitante. Assumindo um modelo de efeitos aleatórios com função de ligação log, temos:

$$\log \theta_{g1} = home + att_{h(g)} + def_{a(g)}$$
$$\log \theta_{g2} = att_{a(g)} + def_{h(g)}$$

Os índices h(g) representa o time que está jogando em casa no g-ésimo jogo e a(g) o visitante, indo de 1 a T=20.

Priori

A escolha das distribuições a priori do parâmetros se basearam no artigo e foram adaptadas para as parametrizações e particularidades do Stan.

Parâmetros

- ightharpoonup home \sim Normal(0,10)
- ightharpoonup att_t \sim Normal($\mu_{\mathsf{att}}, \sigma_{\mathsf{att}}$)
- ightharpoonup def_t \sim Normal(μ_{def}, σ_{def})

Hiperparâmetros

- $ightharpoonup \mu_{att} \sim Normal(0, 10)$
- $\blacktriangleright \mu_{def} \sim Normal(0,10)$
- $ightharpoonup \sigma_{att} \sim Cauchy(0, 2.5)$
- $ightharpoonup \sigma_{def} \sim Cauchy(0, 2.5)$

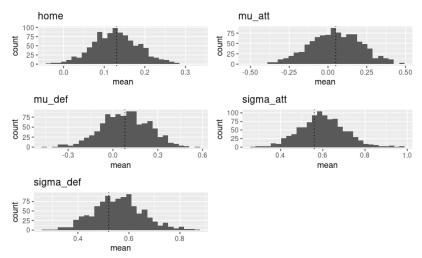
Como **restrição de identificabilidade** nos efeitos específicos de cada time, apenas para o último time foi definido que

$$att_{t=20} = 0 \ def_{t=20} = 0$$

e, portanto, o vigésimo time é referência para interpretação dos efeitos das outras equipes. Essa restrição foi aplicada para todos os modelos deste trabalho.

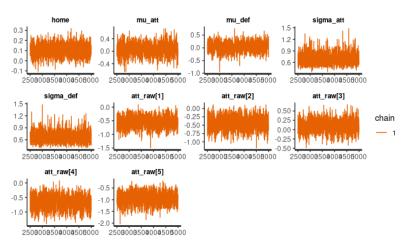
Simulação

Para verificar a implementação e qualidade de estimação dos modelos, foi feita uma simulação com 1000 banco de dados de tamanho 380, representando o número de jogos de um campeonato com 20 times.



Simulação

Uma única cadeia de Markov foi utilizada para obter as amostras da distribuição a posteriori, com 5000 iterações no total, sendo 2500 de warmup/burnin.



Dados

Os dados do Campeonato Brasileiro foram disponibilizados por Gomide e Gualberto no repositório **caRtola**, disponível no Github. O formato dos dados é o seguinte:

home_team	$away_team$	$home_score$	away_score	$home_team_index$	$away_team_index$
282	314	2	1	10	16
315	285	2	0	17	13
262	283	3	1	1	11
276	263	2	0	8	2
293	267	4	1	15	6
265	264	3	2	4	3

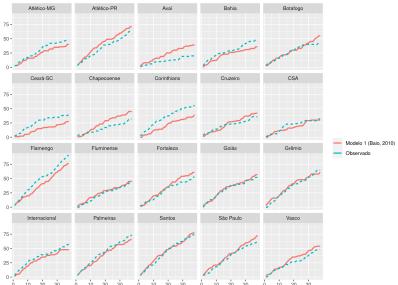
No ano de 2019, o topo da tabela foi formado, respectivamente, por:

Flamengo, Santos, Palmeiras e Grêmio

Já os times rebaixados foram:

► Cruzeiro, CSA, Chapecoense e Avaí





► Referência: Fortaleza

Time	Média	Mediana	Desvio-padrão	5%	95%
Flamengo	0.553	0.553	0.152	0.295	0.806
Fluminense	-0.173	-0.166	0.180	-0.474	0.117
Palmeiras	0.227	0.229	0.162	-0.045	0.484
CSA	-0.504	-0.498	0.199	-0.835	-0.187
Time	Média	Mediana	Desvio-padrão	5%	95%
Time Flamengo	Média -0.119	Mediana -0.116	Desvio-padrão 0.156	5% -0.384	95% 0.133
			•		
Flamengo	-0.119	-0.116	0.156	-0.384	0.133

Karlis (2003) propõe um modelo baseado na distribuição de Poisson bivariada, em que são definidas três variáveis aleatórias latentes X_1, X_2, X_3 que seguem, independentemente, uma Poisson com parâmetros $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$.

Então, as variáveis aleatórias $X=X_1+X_3$ e $Y=X_2+X_3$ seguem conjuntamente uma distribuição de Poisson bivariada. Marginalmente, $E(X)=\lambda_1+\lambda_3$ e $E(Y)=\lambda_2+\lambda_3$. Ainda, $cov(X,Y)=\lambda_3$ e então tem-se uma medida de interdependência entre as variáveis aleatórias.

Utilizando o resultado anterior, podemos definir:

$$X_i \sim Poisson(\lambda_{1i})$$

 $Y_i \sim Poisson(\lambda_{2i})$

com *i* indicando o i-ésimo jogo. Daí, temos os preditores lineares definidos como:

$$\log(\lambda_{1i}) = \mu + home + att_{h_i} + def_{g_i}$$

 $\log(\lambda_{2i}) = \mu + att_{g_i} + def_{h_i}$
 $\log(\lambda_{3i}) = \alpha + \gamma_1 \alpha_{h_i}^{home} + \gamma_2 \alpha_{g_i}^{away}$

no qual as variáveis $dummy \ \gamma_1$ e γ_2 indicam quais efeitos queremos incluir na correlação entre o número de gols do time mandante e visitante.

Para o modelo 2 que estamos considerando, $\gamma_1=\gamma_2=0$. Ou seja, o parâmetro de correlação λ_{3i} depende apenas de um efeito fixo, α .

Originalmente, o artigo considera que o efeito de ataque e defesa para cada time é **fixo**, fazendo com que o modelo tenha um número muito grande de parâmetros. Por isso, o modelo proposto foi adaptado e ataque e defesa foram tratados como efeitos aleatórios, além da inclusão prioris para os parâmetros.

Priori

Parâmetros

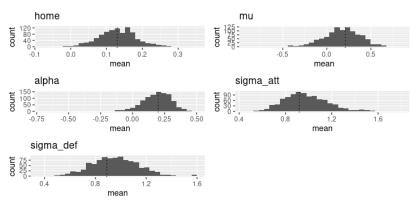
- \blacktriangleright $\mu \sim Normal(0, 10)$
- ▶ home $\sim Normal(0, 10)$
- ightharpoonup att_t \sim Normal(0, σ_{att})
- ▶ $def_t \sim Normal(0, \sigma_{def})$
- $ightharpoonup lpha \sim Normal(0,1)$

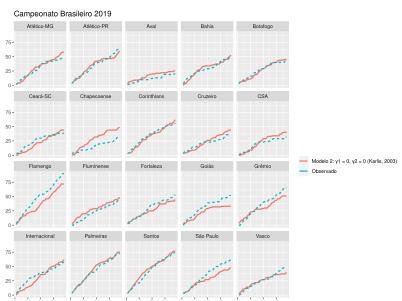
Hiperparâmetros

- $ightharpoonup \sigma_{att} \sim Cauchy(0, 2.5)$
- $ightharpoonup \sigma_{def} \sim Cauchy(0, 2.5)$

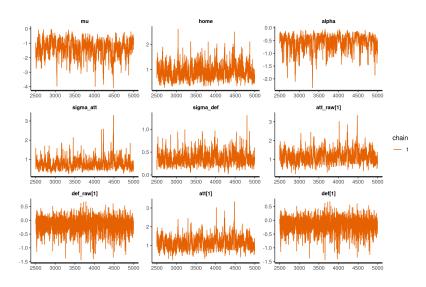
Simulação

Uma simulação para o modelo 2 foi feita com 1000 banco de dados de tamanho 380, representando o número de jogos de um campeonato com 20 times.

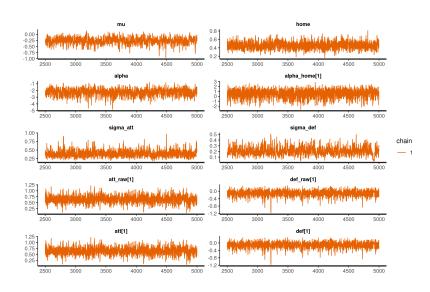


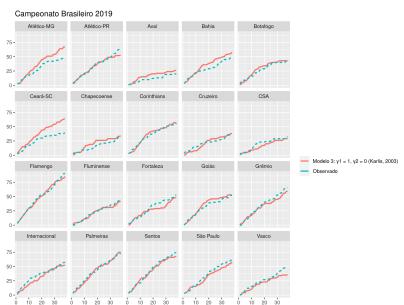


Time	Média	Mediana	Desvio-padrão	5%	95%
Flamengo	1.164	1.130	0.340	0.697	1.756
Fluminense	-0.521	-0.418	0.581	-1.445	0.169
Palmeiras	0.654	0.616	0.331	0.178	1.233
CSA	-0.830	-0.754	0.567	-1.810	-0.088
Time	Média	Mediana	Desvio-padrão	5%	95%
Flamengo	-0.178	-0.150	0.281	-0.678	0.232
Fluminense	0.052	0.053	0.233	-0.326	0.435
Palmeiras	-0.238	-0.217	0.271	-0.722	0.164
CSA	0.246	0.238	0.240	-0.129	0.645



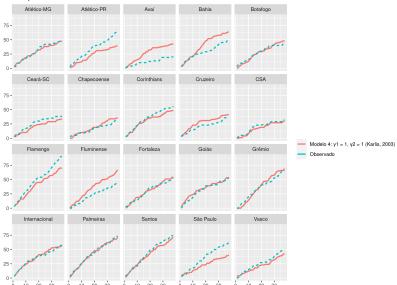
Baseado na definição do modelo 2, o modelo 3 é definido com $\gamma_1=1, \gamma_2=0$, com parâmetro de correlação λ_{3i} sendo a soma do efeito **fixo** α mais um efeito que depende do time **mandante**.





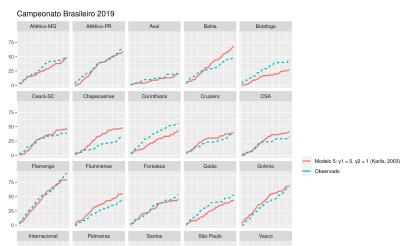
O modelo 4 inclui todos os efeitos na correlação: o efeito **fixo** α , um efeito que depende do time da **casa** e também um efeito para o time **visitante**. Assim, $\gamma_1=1, \gamma_2=1$.





Já o modelo 5 inclui apenas o efeito fixo e o efeito do time **visitante**, definido com $\gamma_1=0, \gamma_2=1.$

75 -50 -25 -



Time	Média	Mediana	Desvio-padrão	5%	95%
Flamengo	0.722	0.717	0.156	0.470	0.982
Fluminense	-0.212	-0.197	0.219	-0.595	0.122
Palmeiras	0.363	0.364	0.169	0.091	0.643
CSA	-0.464	-0.459	0.221	-0.840	-0.120
Time	Média	Mediana	Desvio-padrão	5%	95%
Flamengo	-0.061	-0.054	0.135	-0.296	0.152
Fluminense	-0.009	-0.006	0.148	-0.255	0.226
Palmeiras	-0.143	-0.133	0.149	-0.411	0.083
CSA	0.188	0.181	0.140	-0.026	0.423

O sexto modelo é uma extensão do modelo 1, incluindo uma mistura de 3 componentes, representando categorias das habilidades do time. A partir disso, o efeito de ataque e defesa são definidos em função do grupo que a equipe pertence.

O ataque e defesa seguem uma distribuição t-Student com 4 graus de liberdade, **ponderados** pela probababilidade do time pertencer a um dos três grupos: (1) final da tabela, (2) meio da tabela e (3) topo da tabela (Baio 2010).

$$egin{aligned} ext{att}_t &= \sum_{k=1}^3 \pi_{kt}^{ ext{att}} imes t(\mu_k^{ ext{att}}, au_k^{ ext{att}},
u) \ def_t &= \sum_{k=1}^3 \pi_{kt}^{ ext{def}} imes t(\mu_k^{ ext{def}}, au_k^{ ext{def}},
u) \end{aligned}$$

Priori

- lacksquare $\pi_{\mathsf{att}} \sim \mathsf{Dirichlet}([1,1,1]) \ \mathsf{e} \ \pi_{\mathsf{def}} \sim \mathsf{Dirichlet}([1,1,1])$
- ▶ home \sim Normal(0, 10)
- Para todos os grupos, $\sigma_{att} \sim \textit{Cauchy}(0, 2.5)$ e $\sigma_{\textit{def}} \sim \textit{Cauchy}(0, 2.5)$

Grupo 1

- $ightharpoonup \mu_1^{att} \sim truncNormal(0, 10, -3, 0)$
- $ightharpoonup \mu_1^{def} \sim truncNormal(0,10,0,3)$

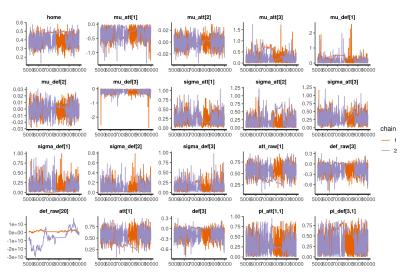
Grupo 2

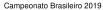
- $ightharpoonup \mu_2^{att} \sim truncNormal(0, 0.01)$
- $ightharpoonup \mu_2^{def} \sim truncNormal(0,0.01)$

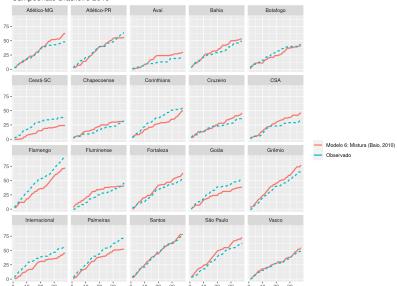
Grupo 3

- $\blacktriangleright \mu_3^{att} \sim truncNormal(0, 10, 0, 3)$
- ho $\mu_3^{def} \sim truncNormal(0, 10, -3, 0)$

As cadeias apresentaram problemas e foram ajustadas com parâmetros diferentes: 2 cadeias, thin = 5 e 10000 iterações.







Comparação: EQM

Time Real M Atlético-MG 48 40 Atlético-PR 64 71	0 !	58	M3 67	M4 48	M5	M6
Atlético-PR 64 71	1 (67	48	40	
	_	60		1 0	49	63
	a ·	00	53	39	59	56
Avaí 20 39	•	25	26	43	21	30
Bahia 49 36	6 !	53	58	64	68	53
Botafogo 43 55	5 4	45	43	48	27	41
Ceará-SC 39 28	8 4	44	64	34	48	24
Chapecoense 32 45	5 4	49	34	36	48	32
Corinthians 56 39	9 (62	57	49	44	50
Cruzeiro 36 42	2 4	45	38	41	39	46
CSA 32 30	0 4	41	29	30	41	46
Flamengo 90 76	6	72	85	70	80	72
Fluminense 46 45	5 4	49	42	67	55	41
Fortaleza 53 61	1 4	45	49	54	46	63
Goiás 52 57	7 :	33	53	54	43	39
Grêmio 65 61	1 !	51	59	69	69	77
Internacional 57 48	8 (62	52	58	66	45
Palmeiras 74 66	6	76	75	71	69	52
Santos 74 78	8 .	77	68	71	61	78
São Paulo 63 73	3 4	48	58	40	53	73
Vasco 49 54	4 4	40	36	42	50	55
99	9.7	98.6	79.6	149.1	95.9	125.4

Comparação: LOO-CV

- ▶ $elpd_{loo} = \sum_{i=1}^{n} \log p(y_i|y_{-i})$, onde $p(y_i|y_{-i}) = \int p(y_i|\theta)p(\theta|y_{-i}d\theta)$ é a densidade preditiva (Vehtari 2015)
- ▶ $LOO_{ic} = -2 \times elpd_{loo}$
- Quanto menor, melhor

model	elpd_diff	se_diff	looic	se_looic
model1	0.000	0.000	2014.037	35.898
model6	-0.665	0.936	2015.367	35.467
model2	-1158.510	82.250	4331.057	195.930
model5	-2701.602	150.241	7417.241	331.722
model3	-2765.482	152.215	7545.002	335.825
model4	-4187.758	212.787	10389.553	456.748

Considerações

- Binomial negativa, para os casos de superdispersão
- ▶ Benz (2020) analisa o efeito de jogar em casa durante a pandemia
- Campeonatos de outros anos
- Limitações dos modelos baseados na Poisson bivariada
- Melhoria e correção do modelo de mistura

Referências

- Baio, Marta, Gianluca e Blangiardo. 2010. "Bayesian Hierarchical Model for the Prediction of Football Results." *Journal of Applied Statistics* 37 (2): 253–64. https://doi.org/10.1080/02664760802684177.
- Benz, Michael J., Luke S. e Lopez. 2020. "Estimating the Change in Soccer's Home Advantage During the Covid-19 Pandemic Using Bivariate Poisson Regression." https://doi.org/10.48550/ARXIV.2012.14949.
- Karlis, Ioannis, Dimitris e Ntzoufras. 2003. "Analysis of Sports Data by Using Bivariate Poisson Models." *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)* 52 (3): 381–93. https://doi.org/10.1111/1467-9884.00366.
- Vehtari, Andrew e Gabry, Aki e Gelman. 2015. "Practical Bayesian Model Evaluation Using Leave-One-Out Cross-Validation and WAIC." https://doi.org/10.48550/ARXIV.1507.04544.