VANTAGEM EM INICIAR A PARTIDA PARA JOGADORES DE XADREZ, DE ELITE

Danilo Machado Pires
Universidade Federal de Alfenas
danilo.pires@unifal-mg.edu.br

Júlio Sílvio de Sousa Bueno Filho
Universidade Federal de Lavras
jssbueno@ufla.br

RESUMO

O objetivo deste trabalho é verificar a vantagem de jogar de brancas para jogadores de alto nível em partidas clássicas de xadrez, uma vez que o jogador que está com as peças brancas é aquele que irá fazer o primeiro movimento na partida. A Federação Internacional de Xadrez (FIDE) adota o sistema ELO de *ratings* para avaliar o desempenho passado. Estes valores têm sido usados por enxadristas e organizadores para prever resultados. Muitas sugestões de modificações têm sido feitas a este sistema. Em especial, têm ganhado destaque modelos com inclusão de parâmetros para modelar a vantagem do lance inicial. Utilizou-se aqui estimativas de máxima verossimilhança e testes de razão de verossimilhanças em duas modificações do modelo de Bradley e Terry (1952) com empates que incluem um parâmetro para a vantagem das peças brancas. Os dados referem-se a resultados de partidas e *rating* ELO de 24 jogadores da elite do xadrez mundial. As partidas foram jogadas em torneios da modalidade clássica ocorridos entre 2008 e 2012. Os resultados reforçam indícios de que, para jogadores de elite nessa modalidade, a vantagem de jogar com as brancas é relevante. Os modelos testados podem ser recomendados para o estabelecimento de sistemas para a estimação conjunta de *ratings* e vantagem de jogar com as peças brancas.

ABSTRACT

This study aims to investigate the advantage of playing as white in standard chess games between elite players. International Chess Federation (FIDE) uses ELO rating system to evaluate past performance. Those figures are used by chess players and organizers to predict future responses. Many proposals for change ELO system has being disclosed, specially those that deal with white advantage. In here we used maximum likelihood estimates and likelihood ratio tests of hypothesis in two modifications of Bradley and Terry's (1952) preference model, including a parmeter for white advantage. Data are game results and ELO ratings of 24 elite players (from 2008 to 2012). Results reinforce previous findings that advantage of playing as white is relevant. Models with white advantage could be used for new rating systems proposals.

Palavras-chave: Dados categorizados; Delineamentos de torneio; *Ratings*; Xadrez.

1 INTRODUÇÃO

Existem diversos bancos de dados que armazenam partidas de xadrez onde é possível verificar informações de jogos que ocorreram em épocas e locais variados. Além disso há um enorme acúmulo de informações sobre jogadores e torneios. Muitas destas são disponíveis em livre acesso pela internet, como por exemplo no BrasilBase [1] que até o momento é uma das maiores bases de dados sobre o enxadrismo brasileiro, acumulando mais de 400 mil partidas até final de 2019. O sítio Chessgames.com [2] abriga o maior banco para o livre acesso de dados e é gerido por uma comunidade de enxadristas, mantendo mais de 900 mil partidas armazenadas. Dentre os bancos de dados comerciais, pode-se citar o ChessBase com aproximadamente 7,6 milhões de partidas acumuladas até o ano de 2019 [3].

Os dados abundantes permitem a elaboração de diversas hipóteses na comunidade enxadrística, relacionadas às causas dos resultados das partidas. Uma hipótese bastante discutida é o potencial benefício que o enxadrista desfruta ao realizar o lance inicial (jogar com as peças brancas). Este fenômeno é semelhante ao mando de campo em esportes com torcida e resultados históricos apoiam a observação de que é um efeito benéfico, pois aparentemente, em média, as brancas pontuam mais comumente do que as peças pretas.

É preciso notar que esta observação fica mascarada pela diferença na força relativa dos jogadores, essa força é reflexo do desempenho visto durante as partidas, e medida através de uma grandeza chamada de *rating*. De uma forma geral os sistemas de *ratings* servem para ranquear competidores, e propor modelos preditores de resultados [4]. O sistema criado por Elo [5], doravante referido como ELO, é atualmente adotado pela Federação Internacional de Xadrez (FIDE) [6]. O sistema ELO é baseado na hipótese de que o *rating* R (força relativa) de cada jogador corresponde a uma variável aleatória com distribuição normal, uma vez que o desempenho dos jogadores variam ao longo do tempo e das competições. E a proporção de vitórias entre os jogadores poderia ser determinado pela função acumulada da variável aleatória, diferença dos *ratigns* entre competidores ΔR. No entanto há muitas críticas à capacidade descritiva e preditiva de tal sistema e diversas alternativas têm sido propostas na literatura, valendo-se das novas ferramentas disponíveis para ajustar modelos mais flexíveis [4, 7, 8].

Diversas alterações tem sido propostas ao sistema ELO, como considerar na estimativa dos *ratings* a relevância das partidas mais recentes em relação as mais antigas [9], ou construir modelos trinomiais capazes de modelar as probabilidade de vitória , derrota e empate separadamente [7].

Dentre as alterações está a proposta de ver o sistema ELO como um caso particular do modelo de preferência de Bradley e Terry [10]. Talvez a modificação mais importante envolva a adoção de um parâmetro para modelar a vantagem do lance inicial no xadrez (jogar com as peças brancas).

Neste trabalho analisamos as partidas referentes a 24 jogadores de elite do xadrez mundial, sendo todos Grandes Mestres Internacionais, ou seja, possuem um título vitalício concedido pela FIDE que os credência como pertencentes ao mais alto nível do xadrez. As partidas são referentes a torneios que ocorreram entre 2008 e 2012, todas jogadas na modalidade clássica (Entende-se por partidas clássicas, também chamadas ”pensadas”, partidas com limite de tempo de reflexão acima de 90 minutos). Pretendemos estimar um parâmetro comum (δ) para a vantagem em jogar de brancas em partidas pensadas disputadas entre enxadristas de alto nível. Serão também ajustados parâmetros individuais (δ_i) para cada um dos jogadores. Em ambos os casos serão supostos conhecidos os seus *ratings* como declarados pela FIDE no momento dos jogos. Duas versões destes modelos serão comparados ao modelo sistema ELO , sem a vantagem das brancas [11].

2 METODOLOGIA

Os jogadores analisados neste trabalho são todos pertencentes a elite do xadrez mundial, relacionou-se um banco de dados com 7181 partidas disputadas por estes jogadores, no qual as proporções de vitórias das peças brancas, empates e vitórias das peças negras foram, respectivamente, dadas por 21%, 48% e 31%. Foram analisados 24 dos 30 melhores enxadristas do mundo de acordo com a FIDE até a data de abril de 2013 [11] dos quais 6 já foram campeões mundiais, é importante ressaltar que é possível considerar independências entre as partidas, uma vez que os resultados de um jogo não influem diretamente nos resultados dos jogos subsequentes. A Tabela 1 contém o nome dos jogadores analisados, assim como a média do *ratings* ELO que cada jogador teve dentro do período de tempo que compõem o banco de dados analisado, o número total de jogos de cada jogador (partidas jogadas com peças brancas e com peças pretas), a porcentagem dos resultados obtidos e a posição que jogador tinha no ranking mundial elabora pela FIDE em abril de 2013. Neste banco de dados havia partidas entre estes jogadores e outros de fora desta listagem. A descrição completa dos jogadores (dados biográficos dos jogadores, partidas completas dentre outras informações) pode ser encontrada nos sites chessgames.com [2] , chessbase.com [3] chessresults.com [12], dentre outros.

TABELA 1: Jogadores analisados e seus *ratings* médios no período analisado (R.M.), número de total de jogos (T.J), número de partidas jogadas com as peças brancas (J.B.), vitórias com as peças brancas (Vb, $\%$), empates com as peças brancas (Eb, $\%$) e de derrotas com as brancas (Db, $\%$) , vitórias com as peças pretas (Vp, $\%$), empates com as peças pretas (Ep, $\%$) e de derrotas com as peças pretas (Dp, $\%$), e a posição no ranking mundial da FIDE em abril de 2013 (PRa).

Jogador	R.M.	T.J.	J.B.	$Vb(\%)$	$Eb(\%)$	$Db(\%)$	$Vp(\%)$	$Ep(\%)$	$Dp(\%)$	PRa
Magnus Carlsen**	2801,4	599	305	48,19	45.3	5,8	15,3	51	33,7	1°
Viswanathan Anand*	2798,5	408	206	37,9	51,0	11,2	8,9	62,9	28,2	2°
Fabiano Caruana	2687,4	444	223	41,7	41,7	16,6	26,2	47,1	26,7	3°
Hikaru Nakamura	2746,1	373	183	35,5	43,7	20,8	23,2	45,8	31,1	4°
Veselin Topalov*	2794,5	228	118	36,4	50,8	12,7	35,5	50,9	13,6	5°
Alexander Grischuk	2749,7	562	278	36,7	47,1	16,2	27,8	46,1	26,1	6°
Vladimir Kramnik*	2780,5	526	257	39,3	44,7	16,0	27,9	46,8	25,3	8°
Anish Giri	2626,5	398	202	40,59	49,49	26,53	20,9	52,6	26,5	9°
Levon Aronian	2783,1	612	312	40,70	47,7	17,66	18,3	54,0	27,7	10°
Sergey Karjakin	2740,7	568	287	40,4	45,3	14,3	24,6	49,5	26,0	13°
Boris Gelfand	2746,1	577	287	29,6	52,3	18,1	30,3	45,5	24,1	18°
Michael Adams	2710,3	280	139	48,9	45,3	5,8	9,9	59,6	30,5	19°
Teimour Radjabov	2751,1	374	178	28,7	59,6	11,8	20,4	58,2	21,4	21°
Shakhriyar Mamedyarov	2742,1	408	216	44,90	34,7	20,4	30,7	38,5	30,7	23°
Leinier Domínguez	2716,7	301	151	23,2	54,3	22,5	28,7	58,0	13,3	24°
Peter Svidler	2737,9	568	279	39, 8	47	13,3	20,8	51,9	27,3	25°
Vassily Ivanchuck	2755,1	735	362	35,9	48,3	15,7	21,4	55,8	22,8	27°
Rustam Kasimdzhanov*	2685,7	221	112	36,60	50,9	12,5	14,7	54,1	31,2	35°
Peter Leko	2744,6	329	166	28,9	59	12	27,0	65,0	8	36°
Ruslan Ponomariov*	2742,2	509	258	32,2	48,8	19	29,1	46,2	24,7	38°
Alexander Morozevich	2742,1	284	138	41,30	36,1	19,6	37,0	34,9	28,1	39°
Hao Wang	2718,4	260	126	48,41	41,3	10,3	20,9	51,5	27,6	40°
Gata Kamsky	2718,6	376	185	15,7	47,6	36,8	34,6	45,0	20,4	65°
Vugar Gashimov †	2743,1	474	242	40,1	41,7	18,2	25,9	45,3	28,9	*

*: ex campeões mundiais; **: campeão mundial em 2013 e †: falecido

Inicialmente foram ajustados modelos que consideram a vantagem de se iniciar a partida como um parâmetro individual do jogador analisado, para isso fez-se uso de 24 bancos de dados, onde cada banco corresponde a partidas de um dado jogador.

Posteriormente esses bancos de dados foram concatenados (chamado nesse trabalho de conjunto de dados completos) de forma a se ajustar modelos que levam em consideração a vantagem de se iniciar a partida, como um parâmetro único, independente dos jogadores. Tanto para a analise dos dados completos quanto para dos dados individuais, foram empregados os dois modelos discutidos na Seção 2.1.

Os modelos propostas neste trabalho se baseiam no modelo de preferência de Bradley-terry (1952) [10]. Trata-se de um modelo de comparação pareada que pode facilmente ser relacionado ao modelo proposto por ELO.

No modelo de Bradley-Terry supõe-se que em uma competição entre dois jogadores (ou equipes) cada jogador tem um parâmetro γ associado. Este parâmetro pode ser interpretado como a força relativa do competidor (semelhante ao modelo ELO). Neste modelo se assume que a probabilidade do jogador i vencer o j é calculada pela equação 1:

$$\pi_{ij} = P(i \ vencer \ j) = \frac{1}{1+e^{\gamma_j - \gamma_i}}, \tag{1}$$

em que os parâmetros γ_i e γ_j representam a força relativa de cada jogador.

Vale ressaltar que os resultados no xadrez são representados por: 1 para a vitória do jogador das peças brancas, $\frac{1}{2}$ para o empate e 0 para a vitória do jogador das peças pretas, logo, dois empates equivalem a uma vitória e uma derrota, percebe-se também que quanto π_{ij} estiver mais próximo de 1 é mais provável a vitória do jogador de brancas, quanto mais próximo de $\frac{1}{2}$ o resultado mais provável é o empate, e finalmente quanto mais próximo de 0 é mais provável a derrota do jogador de brancas. Maiores detalhes sobre o modelo e sua dedução podem ser encontrados em [10].

Embora o modelo de Bradley-Terry tenha uma estreita relação com o modelo ELO, foi necessária uma modificação na escala dos *ratings* ELO fornecidos pela FIDE e presentes nos bancos de dados originais, para acomodar as análises feitas nos modelos derivados do modelo descrito na equação (1), essa modificação foi feita mediante normalização dos dados pela média dos *ratings* presentes no banco de dados ($\mu_R = 2706$) e o desvio padrão ($Sd_R = 97,64$).

2.1 MODELOS MODIFICADOS

Foram implementadas duas modificações no preditor linear do modelo de Bradley-Terry de forma a levar em conta um parâmetro que represente a vantagem das brancas δ. As modificações são:

- BT_1: modificação linear para vantagem das brancas

$$\pi_{ij} = Pr(i \ vencer \ j) = \frac{1}{1+e^{\gamma_j - \gamma_i - \delta}}. \tag{2}$$

- BT_2: modificação que leva em conta a vantagem das brancas em sua interação com os *ratings*

$$\pi_{ij} = Pr(i \ vencer \ j) = \frac{1}{1+e^{\gamma_j - \gamma_i - \delta\sqrt{\gamma_i\gamma_j}}}. \tag{3}$$

Embora BT_1 seja a maneira mais direta de observar a vantagem das brancas, BT_2 permite investigar se a vantagem interage com os *ratings*. Assim, se for declarada uma vantagem em BT_1, a representação da mesma em BT_2 terá parâmetro δ menor à medida que os *ratings* aumentam, e vice-versa.

Para executar as análises, o *rating* FIDE declarado dos jogadores quando foram jogadas as partidas foi suposto conhecido e transformado para a escala Bradley-Terry, consistindo no delineamento para a estimativa dos parâmetros de vantagem das brancas.

Seja n_{ij} o número de vezes que o jogador i enfrentou o jogador j , Y_{ij} o número de vitórias do jogador i, então o modelo de distribuição de Y_{ij} é dado por:

$$p(y_{ij}|\pi_{ij}) = \binom{n_{ij}}{y_{ij}} \pi_{ij}^{y_{ij}} (1-\pi_{ij})^{n_{ij}-y_{ij}}, \tag{4}$$

Dado p igual ao número de adversários de i então log da verossimilhança , obtido a partir do modelo (4), é dado por :

$$l(\boldsymbol{\pi}|y_{ij}) \propto \sum_{j=1}^{p} [y_{ij}\ log(\pi_{ij}) + (1-y_{ij})\ log(1-\pi_{ij})], \tag{5}$$

em que $\boldsymbol{\pi} = (\pi_{ij}, i, j = 1, 2, 3, ..., p)$.

Os estimadores de máxima verossimilhança para o parâmetro vantagem de "brancas,"δ, foram obtidos numericamente com o algoritmo simplex de Nelder e Mead [13] usando a função "optimize()"do *do software R* [14]. Com a mesma função foram obtidas também as estimativas do erro padrão $s_{(\delta)}$ das estimativas de δ.

A hipótese de ausência de efeito foi testada fazendo um teste de razão de verossimilhança entre a estimativa de máxima verossimilhança, $\hat{\delta}$, e o valor hipotético $\delta_0 = 0$, através da estatística:

$$\boldsymbol{\Lambda} = -2 \times [l(\boldsymbol{\pi}, \mid \boldsymbol{y}, \hat{\delta}) - l(\boldsymbol{\pi} \mid \boldsymbol{y}, \delta = 0)]. \tag{6}$$

em que $\boldsymbol{y} = (y_{ij}, i, j = 1, 2, 3, ..., p)$.

Os conjuntos de dados envolvem grande número de partidas por jogador, permitindo aproximar os testes de razão de verossimilhança por uma distribuição aproximada qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

Foram também calculados intervalos de confiança ($IC95\%$) para os ajustes com cada banco de dados e com o conjunto completo de partidas. Juntamente com as estimativas pontuais de δ os intervalos de confiança são apresentados, permitindo assim uma melhor compreensão sobre a significância do δ para cada jogador.

2.2 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas da vantagem de brancas, erros padrão e estatística do teste $\boldsymbol{\Lambda}$ para cada jogador e modelo analisado, estão apresentadas na Tabela 2.

Pode-se notar pela Tabela 2 que os para os primeiros nove jogadores a vantagem de jogar de brancas é irrelevante em ambos os modelos. Para os catorze jogadores abaixo de Mamediarov (linha 10), em ambos os modelos a vantagem foi relevante. Apenas para o jogador Mamediarov, que está em negrito na Tabela 2, detecta-se a vantagem com o modelo BT_1 mas não com BT_2.

Observou-se adequada regularidade entre as estimativas dos modelos, embora as escalas de δ não sejam comparáveis. É interessante notar que os ex-campeões mundiais Kramnik e Topalov, que pertencem ao mais alto extrato de *rating* (quinto e oitavo, respectivamente) e têm jogado apenas torneios contra jogadores de elite, a vantagem foi importante (e estes jogadores têm muito frequentemente *rating* ELO superior ao de seus oponentes).

Para o banco de dados completo, há forte evidência em favor da vantagem comum em se jogar com as peças brancas, por ambos os modelos, demonstrando que para o conjunto de dados analisados ambos os modelos detectaram sob diferentes abordagens um acréscimo ao *rating* do jogador que inicia a partida.

Na Tabela 3 exemplificam-se as porcentagens de vitórias dos jogadores com peças brancas calculadas pelo sistema ELO e pelos modelos BT1 e BT2 com suas respectivas estimativas δ para o banco de dados "completo", em partidas com diferenças de *ratings* indo de -100 a 100 pontos na escala ELO.

TABELA 2: Estimativas da vantagem de jogar com as brancas (δ), erros padrão de estimativa (s_δ), estatísticas do teste de razão de verossimilhanças (Λ) e $valor-p$ da estatística, para os jogadores e modelos analisados. BT_1: modelo aditivo para vantagem das brancas e BT_2: modelo com interação entre *ratings* e vantagem das brancas.

	Jogador	BT_1				BT_2			
		$\hat{\delta}$	$s_{(\delta)}$	Λ	$valor-p$	$\hat{\delta}$	$s_{(\delta)}$	Λ	$valor-p$
1	Kamsky	-0,0219	0,2290	0,03	0,86200	0,1656	0,2290	0,21	0,64600
2	Nakamura	0,0371	0,2204	0,11	0,74000	0,0586	0,2204	0,07	0,79100
3	Kazhindanov	0,1367	0,3075	0,76	0,38300	0,6547	0,3075	2,82	0,09300
4	Anand	0,0969	0,2074	0,84	0,35900	0,0477	0,2074	0,12	0,72900
5	Dominguez	0,1547	0,2443	1,55	0,21300	0,7516	0,2443	1,99	0,15800
6	Radjabov	0,1723	0,2117	2,55	0,11000	0,4047	0,2117	3,31	0,06800
7	Carlsen	0,1520	0,1717	3,01	0,08200	0,1344	0,1717	1,23	0,26700
8	Ponomariov	0,1695	0,1850	3,23	0,07200	0,4172	0,1850	3,48	0,06200
9	Aronian	0,1605	0,1670	3,57	0,05800	0,1406	0,1670	1,11	0,29200
10	**Mamediarov**	**0,2230**	**0,2125**	**4,26**	**0,03900**	**0,3125**	**0,2125**	**1,50**	**0,22000**
11	Adams	0,3188	0,2929	4,54	0,03100	1,0094	0,2929	6,32	0,01900
12	Gelfand	0,2000	0,1688	5,41	0,02000	0,4508	0,1688	5,00	0,02530
13	Gashimov	0,2438	0,1977	5,72	0,01600	0,4484	0,1977	4,13	0,04210
14	Grischuk	0,2324	0,1751	6,80	0,00910	0,4758	0,1751	6,05	0,01300
15	Morozevich	0,3309	0,2489	6,87	0,00870	0,8289	0,2489	8,78	0,00304
16	Hao	0,3914	0,2875	7,20	0,00720	1,4438	0,2875	11,22	0,00080
17	Svidler	0,2508	0,1787	7,61	0,00580	0,7297	0,1787	9,87	0,00167
18	Kramnik	0,2563	0,1796	7,88	0,00490	0,3359	0,1796	5,38	0,02030
19	Giri	0,3281	0,2285	7,98	0,00470	0,2719	0,2285	7,45	0,00634
20	Karjakin	0,2516	0,1735	8,14	0,00430	0,4977	0,1735	5,49	0,01800
21	Ivanchuk	0,2313	0,1549	8,62	0,00320	0,4273	0,1549	7,86	0,00505
22	Caruana	0,3449	0,2109	10,36	0,00120	0,7633	0,2109	10,36	0,00128
23	Topalov	0,4863	0,2857	11,39	0,00073	0,5594	0,2857	7,40	0,00652
24	Leko	0,3965	0,2252	12,12	0,00049	0,9281	0,2252	12,35	0,00040
25	Todos	0,2375	0,0513	82,86	0,00000	0,3890	0,0513	66.51	0,00000

Shakriar Mamediarov foi destacado em negrito pois é o único jogador para o qual rejeita-se a hipótese nula por um teste χ^2 no modelo BT_1 e não se rejeita no modelo BT_2.

TABELA 3: Porcentagens de vitórias das peças brancas, calculadas pelos modelos ELO, BT1 e BT2 considerando a estimativa δ encontrada para o banco de dados completo , para diferentes valores de $\Delta_R = R_i - R_j$.

Δ_R	ELO	BT1	BT2
100	0,7358	0,7793	0,8836
50	0,6253	0,6791	0,8069
0	0,5000	0,5590	0,6949
-50	0,3746	0,4317	0,5510
-100	0,2614	0,3128	0,3934

A estimativa do modelo BT_1 representa um ganho de $5,9\%$ (de 50% para $55,9\%$ de aumento na esperança de pontuação das brancas) quando dois jogadores têm o mesmo *rating*. No caso de um jogador ter o *rating* 100 pontos (ELO) superior ao outro, esta esperança passa de $73,58\%$ para $77,93\%$, ou seja, aumenta em $4,35\%$. Já no caso do modelo BT_2 percebe-se um aumento ainda maior em relação as aos resultados obtidos pelo modelo ELO, por exemplo um jogador que tenha 50 pontos de *rating* a menos que seu adversário ao jogar com as peças brancas, sua força quase se compara a de um jogador com 50 pontos a mais que o adversário segundo a escala de *ratings* ELO, como pode se observado na Tabela 3.

Estas declarações de esperança indicam potencial de corrigir estimativas de *rating* em sistemas mais eficientes que o ELO, utilizando-se o parâmetro δ.

A Figura 1 apresenta os gráficos para as estimativas da vantagem das brancas referentes a cada jogador e modelo. Em destaque o intervalo de confiança para a estimativa do parâmetro comum considerado todos os jogadores. Tais resultados são indicativos de que, embora existam jogadores para os quais a vantagem de brancas é irrelevante, de uma forma geral o efeito agregado do lance inicial é benéfico. O modelo $BT2$ apresentou uma maior distinção entre os intervalos das estimativas de δ, demonstrando indicio de uma maior precisão entre os modelos.

É interessante notar a inversão da ordem de prioridade das estimativas $\hat{\delta}_i$ entre os dois modelos. Como no modelo BT_2 esta estimativa depende do *rating*, ela é menos expressiva em jogadores de maior *rating*. Assim, por exemplo, Magnus Carlsen, enxadrista de maior *rating* no período tem a quinta menor estimativa $\hat{\delta}_i$ pelo modelo BT_1, mas tem apenas a terceira menor estimativa pelo modelo BT_2. Ou seja, seu *rating* alto atenua a estimativa da vantagem de jogar com as brancas no modelo BT_2. Para Carlsen, em ambos os casos não seria possível rejeitar a hipótese $H_0: \ \delta = 0$.

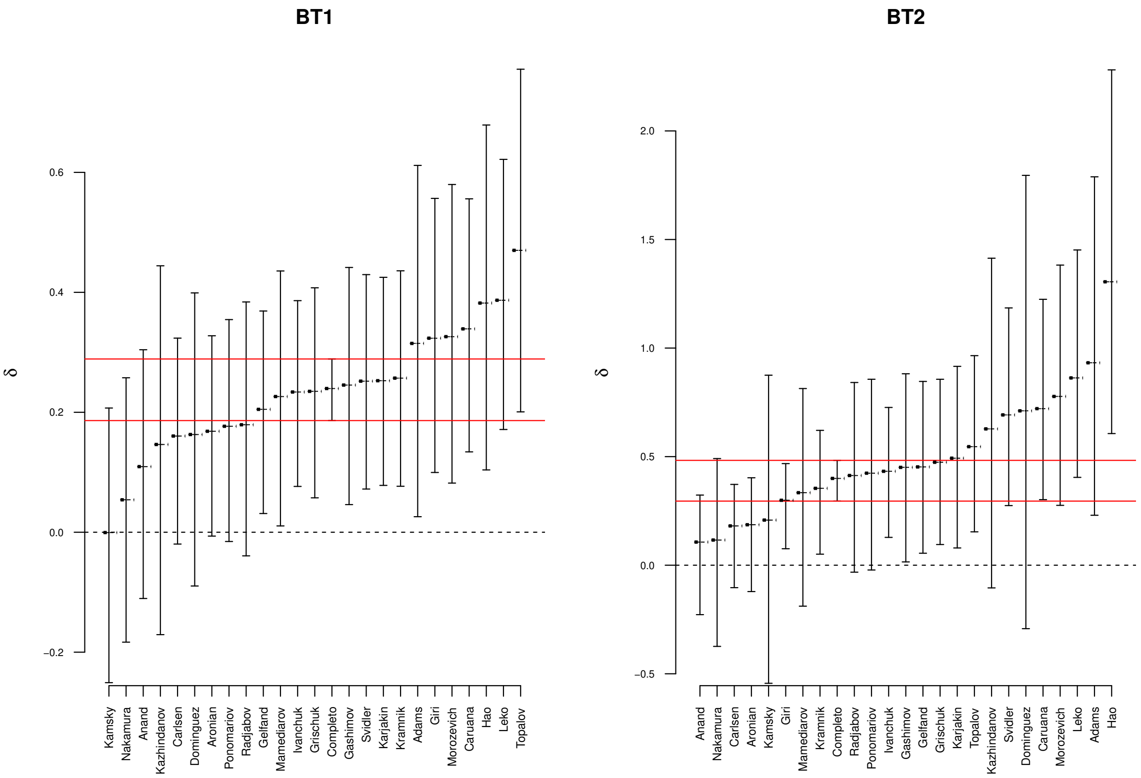

FIGURA 1: Intervalos com 95% de confiança para as estimativas da vantagem de conduzir as peças brancas ($\hat{\delta}$) para cada jogador e modelo analisado. Em vermelho, $IC95\%$ para a estimativa $\hat{\delta}$ considerando todos os jogadores no banco de dados (Completo).

Aparentemente o modelo BT_2 facilita a interpretação das razões e características que compõem o perfil dos melhores enxadristas da atualidade, sendo também mais fácil interpretar os efeitos da seleção dos jogos que compuseram o banco de dados em estudo. Uma particularidade dos torneios da elite é que os jogadores mais fortes têm também adversários com *rating* mais alto, o que é um complicador deste tipo de delineamento que pode ser melhor interpretado com um modelo que envolva o efeito de interação entre *rating* e vantagem das brancas, como o BT_2.

Os resultados que corroboram a vantagem das brancas, estão de acordo com os dados históricos que indicam as peças brancas pontuam mais que as pretas, tanto em jogos entre humanos e quanto entre computadores [12]. Resultados mais conclusivos, especialmente para grupos de jogadores que não pertencem à elite, dependem de análises em bancos de dados maiores, que no entanto podem ser rotineiramente estabelecidas com a metodologia empregada.

CONCLUSÕES

Foi possível identificar vantagem de se jogar com brancas em partidas na modalidade clássica entre enxadristas de elite em dois modelos, com ou sem interação com *ratings*. O modelo em que a vantagem interage com os *ratings* apresentou maior potencial para ser usado em versões mais completas, produzindo sistemas de *rating* que envolvam a estimação conjunta dos *ratings* e vantagem das brancas.

REFERÊNCIAS

[1] BrasilBase, "Brasilbase: uma história do xadrez brasileiro através de seus jogadores, partidas e torneios.," Dez. 2020. Accessed: 2020-02-11.

[2] ChessGames, "Chess masters final 4th bilbao," Abr. 2020. Accessed: 2020-02-11.

[3] ChessBase, "Chessbase:mega database 2020," Fev. 2020. Accessed: 2020-02-11.

[4] M. E. Glickman and A. C. Jones, "Rating the chess rating system.," *Chance*, vol. 12, pp. 21–28, 1999.

[5] A. E. Elo, *The rating of chess players past and present.* New York: Arco Publishing, 1978.

[6] FIDE, "Federation internationale des echecs," Abr. 2014.

[7] M. E. Glickman, *Paired comparison models with time-varying parameters.* Doutorado em estatística, Harvad University Department of Statistics, Cambridge, USA, Cambridge, Mai. 1993.

[8] M. E. Glickman, "Dynamic paired comparison models with stochastic variances," *Journal of Applied Statistics.*, vol. 28, pp. 673–689, 2001.

[9] Y. Sismanis, "How i won the"chess ratings-elo vs the rest of the world"competition," *arXiv preprint arXiv:1012.4571*, 2010.

[10] R. A. Bradley and M. E. Terry, "Rank analysis of incomplete blocks designs :i. the method of paired comparisons.," *Biometrika*, vol. 39, pp. 324–345, Dez. 1952.

[11] FIDE, "Federation internationale des echecs: Ratigns," Abr. 2014. Accessed: 2020-02-11.

[12] ChessResults, "Chessresults the international chess-tournaments results server," Abr. 2014. Accessed: 2014-03-10.

[13] J. A. Nelder and R. Mead, "A Simplex Method for Function Minimization," *The Computer Journal*, vol. 7, pp. 308–313, 01 1965.

[14] R Core Team, *R: A Language and Environment for Statistical Computing.* R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2020.