



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (CAEN)

CÂNDIDO ÁTILA MATIAS SOUZA

ENSAIOS EM ECONOMIA DO FUTEBOL

FORTALEZA

2022

CÂNDIDO ÁTILA MATIAS SOUZA

ENSAIOS EM ECONOMIA DO FUTEBOL

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Teoria Econômica.

Orientador: Prof. PhD. Paulo de Melo Jorge Neto

**FORTALEZA
2022**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- S237e Souza, Cândido Átila Matias.
Ensaio em Economia do Futebol / Cândido Átila Matias Souza. – 2022.
133 f.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2022.
Orientação: Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto.
1. Futebol. 2. Economia do Futebol. 3. Clubes de Futebol. 4. Receita de Bilheteria. 5. Desequilíbrio competitivo. I. Título.

CDD 330

CÂNDIDO ÁTILA MATIAS SOUZA

ENSAIOS EM ECONOMIA DO FUTEBOL

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Teoria Econômica.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Prof. Dr. José Henrique Félix Silva
Universidade Federal do Ceará (DTE/UFC)

Prof.(a) Dr.(a) Eveline Barbosa Silva Carvalho
Universidade Federal do Ceará (DTE/UFC)

Prof. Dr. Francisco Gildemir da Silva
Universidade Federal do Ceará (Finanças/UFC)

Dedico esta tese à minha mãe Marta Neli da Silva Matias de Souza (in memoriam) e agradeço pelo amor e carinho e toda dedicação que teve por mim e por ter me educado e me incentivado sempre na busca de meus objetivos.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por todas as graças e por sempre me dar forças para que eu cresça na fé e para a superação de todas as dificuldades na minha vida.

À minha mãe Marta Neli da Silva Matias de Souza e aos meus avós (in memoriam) um especial agradecimento por todo seu amor e carinho que sempre tiveram por mim. Agradeço também à minha tia Maria de Fátima Silva Matias, pela compreensão e respeito em todos os momentos e aos meus irmãos, que para mim são consideravelmente valiosos. Gostaria de registrar meu agradecimento ao Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto por sua disponibilidade, paciência e orientação pelas valiosas sugestões que muito contribuíram para a minha carreira acadêmica.

Agradeço também aos professores José Henrique Félix Silva, Roberto Tatiwa Ferreira, Eveline Barbosa Silva Carvalho e Francisco Gildemir da Silva pelas sugestões valiosas para a melhoria deste trabalho e também por terem aceitado o convite para compor a banca desta tese de doutorado.

Ao meu amigo Sérgio Murilo pela sua grande amizade e por toda ajuda durante meus estudos acadêmicos.

Meus agradecimentos também à minha amiga Raimunda Cosmo Barrozo pela sua amizade.

Aos alunos e todos do CAEN que me ajudaram de alguma forma para que este trabalho se tornasse concreto contribuindo decisivamente para a consecução deste grande objetivo acadêmico.

Agradeço também a todos os professores e funcionários do CAEN/UFC que de alguma forma me incentivaram para a realização deste trabalho acadêmico.

RESUMO

Esta tese abrange três ensaios sobre Economia do Futebol. No primeiro ensaio, foram estudados os fatores determinantes da arrecadação per capita de receitas de bilheterias dos jogos, e os fatores que afetam as chances de se obter uma bilheteria acima da média das receitas de bilheteria de todos os jogos do Campeonato Brasileiro de Futebol da primeira divisão nas temporadas de 2016 e 2017. Para este estudo, utilizou-se como metodologia as técnicas de estimação pelo método de mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida para corrigir problemas de heterocedasticidade e evitar que os estimadores de mínimos quadrados sejam ineficientes no modelo de fatores determinantes da razão entre receita de bilheteria e público pagante e foi feita a estimação de um modelo probit para analisar fatores determinantes da probabilidade de se ter receita de bilheteria acima da média para o campeonato. Em relação ao modelo para a razão entre receita de bilheteria e público, observou-se que as estimativas para de ingressos, a posição do clube entre os quatro últimos na tabela de classificação e o jogo nas regiões centro-oeste e sul impactaram negativamente sobre a variável dependente e a presença de clube grande e a posição do clube entre os seis primeiros colocados impactaram positivamente sobre a razão de receita e público pagante. Para o modelo relacionado com a probabilidade de bilheteria alta, observou-se que a presença de Flamengo, Corinthians ou Palmeiras no jogo, e a diferença de classificação dos clubes na tabela afetaram positivamente a chance de bilheteria alta, enquanto a posição do clube entre os quatro últimos influenciou negativamente a probabilidade de bilheteria alta. O segundo ensaio apresentou um estudo dos principais fatores determinantes do endividamento dos clubes considerando uma amostra de vinte e dois clubes de futebol no período de 2012 a 2017 com um procedimento metodológico em que se utiliza estimação de modelos econométricos por métodos de efeitos fixos e dados em painel dinâmico Arellano e Bond (1991). Verificou-se que a participação em competições internacionais, a transparência e a receita relacionaram-se inversamente com o endividamento, porém o custo com o departamento de futebol, a pontuação no Ranking Nacional de Clubes da CBF e a variável referente à participação do clube no Profut, programa de financiamento das dívidas tributárias dos clubes e modernização na gestão de clubes de futebol no Brasil, afetaram positivamente o endividamento dos clubes. No terceiro ensaio, analisou-se os fatores determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol baseando-se na pontuação dos clubes ao final dos campeonatos da primeira divisão no Brasil, Espanha, Inglaterra, Alemanha, França, Portugal e Holanda no período de 2008 a 2019. Os modelos de fatores determinantes do desequilíbrio competitivo foram estimados por métodos de mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Para as variáveis dependentes utilizou-se o desvio-padrão da pontuação, índice de razão de concentração dos cinco primeiros clubes CR5CB, índice de concentração Herfindahl-Hirschman de balanço competitivo HHICB, razão Herfindahl de balanço competitivo (HRCB) Adjemian, Gayant e Pape (2012) e o coeficiente de desigualdade de Gini para a pontuação total dos clubes nos campeonatos nacionais. Observou-se que o número de times na liga nacional, o total de jogadores estrangeiros e o desvio-padrão da quantidade de jogadores estrangeiros afetam positivamente o desequilíbrio competitivo dos campeonatos, enquanto o valor de mercado dos elencos, o número de empates nos jogos e de vitórias de clubes visitantes apresentaram relação inversa com o desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol.

Palavras-chave: Futebol; Economia do Futebol; Clubes de futebol. Receita de bilheteria; Profut; Endividamento; Ligas nacionais de futebol; Desequilíbrio competitivo.

ABSTRACT

This thesis comprises three essays on Football Economics. In the first essay, the determining factors of the per capita revenue of the box office of the games were studied, and the factors that affect the chances of obtaining a box office above the average of the box office revenue of all the games of the Brazilian Football Championship of the first division in the 2016 and 2017 seasons. For this study, estimation techniques using the least squares method with corrected heteroscedasticity were used as a methodology to correct heteroscedasticity problems and prevent the least squares estimators from being inefficient in the model of determining factors of the ratio between box office revenue and paying audience and a probit model was estimated to analyze factors determining the probability of having above average box office revenue for the championship. Regarding the model for the ratio between box office and audience revenue, it was observed that the estimates for tickets, the club's position among the last four in the classification table and the game in the central-west and south regions had a negative impact on the dependent variable and the presence of a large club and the club's position among the top six had a positive impact on the ratio of revenue and paying public. For the model related to the probability of high box office, it was observed that the presence of Flamengo, Corinthians or Palmeiras in the game, and the difference in the classification of clubs in the table positively affected the chance of high box office, while the position of the club among the last four negatively influenced the probability of high box office. The second essay presented a study of the main factors determining the indebtedness of clubs considering a sample of twenty-two football clubs in the period from 2012 to 2017 with a methodological procedure in which estimation of econometric models is used by methods of fixed effects and data in dynamic panel Arellano and Bond (1991). It was found that participation in international competitions, transparency and revenue were inversely related to indebtedness, but the cost with the football department, the score in the CBF National Club Ranking and the variable referring to the club's participation in the Profut, a program for financing the clubs' tax debts and modernizing the management of football clubs in Brazil, positively affected the clubs' indebtedness. In the third essay, the determining factors of the competitive imbalance of the national football leagues were analyzed, based on the scores of the clubs at the end of the first division championships in Brazil, Spain, England, Germany, France, Portugal and Holland in the period of 2008. to 2019. Models of determinants of competitive imbalance were estimated by least squares methods with corrected heteroscedasticity, fixed effects and random effects. For the dependent variables we used the standard deviation of the score, the concentration ratio index of the first five clubs CR5CB, the Herfindahl-Hirschman concentration index of competitive balance HHICB, Herfindahl ratio of competitive balance (HRCB) Adjemian, Gayant and Pape (2012) and the Gini inequality coefficient for the total score of clubs in the national championships. It was observed that the number of teams in the national league, the total number of foreign players and the standard deviation of the number of foreign players positively affect the competitive imbalance of championships, while the market value of the squads, the number of draws in games and of victories of visiting clubs showed an inverse relationship with the competitive imbalance of national football leagues.

Keywords: Football; Football Economy; Football clubs. box office revenue; Profits; Indebtedness; National football leagues; Competitive imbalance.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1.1	Relação de alguns estudos sobre determinantes da presença de público nos jogos de futebol	27
Quadro 1.2	Sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas.....	33
Quadro 2.1	Relação de alguns estudos sobre a relação entre o desempenho esportivo e equilíbrio econômico-financeiro dos clubes de futebol.....	65
Quadro 2.2	Sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas no modelo econométrico com variável dependente de endividamento.....	71
Quadro 3.1	Relação de alguns estudos com estimações de modelos econométricos para competitividade esportiva de campeonatos nacionais de futebol.....	95
Quadro 3.2	Relação de alguns estudos anteriores sobre Balanço Competitivo de campeonatos nacionais de futebol.....	96
Quadro 3.3	Fontes de dados para as variáveis dos modelos econométricos.....	99
Quadro 3.4	Sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas.....	113

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1	Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos econométricos.....	34
Tabela 1.2	Público pagante campeonato brasileiro série A 2016.....	35
Tabela 1.3	Público pagante campeonato brasileiro série A 2017.....	36
Tabela 1.4	Receita bruta de bilheteria por clubes de futebol do campeonato brasileiro série A 2016.....	36
Tabela 1.5	Ranking por estados brasileiros do campeonato brasileiro série A 2016.....	37
Tabela 1.6	Receita bruta de bilheteria por clubes de futebol do campeonato brasileiro série A 2017.....	37
Tabela 1.7	Ranking por estados brasileiros do campeonato brasileiro série A 2017.....	38
Tabela 1.8	Resultados da estimação do modelo razão Receita bruta/publico pagante por mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida.....	40
Tabela 1.9	Modelo probit binário bilheteria alta.....	42
Tabela 1.10	Resultados para o ajuste de modelo e o total de acertos do modelo para fatores determinantes de bilheteria alta.....	43
Tabela 2.1	Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos econométricos.....	73
Tabela 2.2	Matriz de correlações de Pearson das variáveis dos modelos econométricos.....	74
Tabela 2.3	Resultados para os modelos econométricos estimados para a amostra de clubes de futebol no período de 2012 a 2017.....	76
Tabela 2.4	Resultados para os testes de Sargan e de Hansen para exogeneidade das variáveis explicativas do modelo econométrico para o modelo Arellano “ampliado”	77
Tabela 3.1	Medidas de desequilíbrio competitivo baseado na pontuação total para o Campeonato Brasileiro de Futebol Série A 2008 a 2019.....	100

Tabela 3.2	Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Espanhol de 2008 a 2019.....	101
Tabela 3.3	Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Inglês de 2008 a 2019.....	102
Tabela 3.4	Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Alemão de 2008 a 2019.....	103
Tabela 3.5	Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Francês de 2008 a 2019.....	104
Tabela 3.6	Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Português de 2008 a 2019.....	105
Tabela 3.7	Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Holandês de 2008 a 2019.....	106
Tabela 3.8	Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos econométricos de fatores determinantes do desequilíbrio competitivo dos campeonatos nacionais de futebol.....	107
Tabela 3.9	Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol.....	119
Tabela 3.10	Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol.....	121
Tabela 3.11	Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol.....	123
Tabela 3.12	Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol.....	125
Tabela 3.13	Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol.....	127

SUMÁRIO

1 ESTUDO DE FATORES DETERMINANTES DA RECEITA DE BILHETERIA NOS JOGOS DE FUTEBOL NA PRIMEIRA DIVISÃO DO CAMPEONATO BRASILEIRO DE FUTEBOL NO PERÍODO DE 2016 A 2017.....	15
1.1 Introdução.....	15
1.2 Revisão de literatura.....	20
1.3 Metodologia.....	28
1.3.1 Base de dados.....	28
1.3.2 Modelos probit e logit.....	29
1.3.2.1 Modelo probit.....	29
1.3.3 Especificação dos modelos econométricos e descrição das variáveis do modelo econométrico.....	30
1.4 Resultados e discussões.....	38
1.5 Considerações finais.....	43
Referências bibliográficas.....	47
2 ESTUDO DE FATORES DETERMINANTES DO ENDIVIDAMENTO DE CLUBES DE FUTEBOL BRASILEIROS NO PERÍODO DE 2012 A 2017.....	48
2.1 introdução.....	48
2.2 Revisão de literatura.....	50
2.2.1 Fair play financeiro da UEFA.....	50
2.2.2 Evolução da regulação da relação clube-jogador no futebol brasileiro e a implementação do Profut.....	55
2.3 Metodologia.....	67
2.3.1 Base de dados.....	67

2.3.2 Modelo de dados em painel dinâmico Arellano e Bond (1991).....	68
2.3.3 Especificação do modelo econométrico.....	69
2.4 Resultados e discussões.....	73
2.5 Considerações finais.....	78
Referências bibliográficas.....	79
3 ESTUDO DE FATORES DETERMINANTES DO DESEQUILÍBRIO COMPETITIVO DE LIGAS NACIONAIS DE FUTEBOL NO BRASIL E NA EUROPA NO PERÍODO DE 2008 A 2019.....	81
3.1 Introdução.....	81
3.2 Referencial teórico.....	84
3.2.1 Economia do esporte.....	84
3.2.2 Balanço Competitivo.....	86
3.2.3 Estudos anteriores sobre Balanço Competitivo.....	89
3.3 Metodologia.....	98
3.3.1 Tipologia da pesquisa.....	98
3.3.2 Base de dados.....	98
3.4 Resultados e discussões.....	100
3.5 Considerações finais.....	128
Referências bibliográficas.....	131

1 ESTUDO DE FATORES DETERMINANTES DA RECEITA DE BILHETERIA NOS JOGOS DE FUTEBOL NA PRIMEIRA DIVISÃO DO CAMPEONATO BRASILEIRO DE FUTEBOL NO PERÍODO DE 2016 A 2017

1.1 Introdução

O futebol constitui uma parte importante da área do entretenimento e lazer, contribuindo com a geração de receitas e lucros na indústria do entretenimento e, por conseguinte para o PIB na economia brasileira a partir dos mais diversificados nichos de mercado tendo como suas fontes de receitas a venda e exploração da marca dos clubes, aspecto diretamente relacionado com o marketing esportivo, receitas provenientes de cotas de direitos de transmissão das partidas de futebol, receitas de bilheteria, etc. Diante disso, pode-se afirmar que são vários os fatores que influenciam a demanda por jogos de futebol para citar alguns tem-se renda, horário do jogo, concorrência com a televisão, violência nos estádios, marketing esportivo dos clubes, fidelidade dos torcedores, eventos rivais de lazer e entretenimento. Neste sentido, Benevides, Santos e Cabral (2017, p.3) observam que:

Para avaliar a potencialidade econômica de um determinado setor, como o futebol, é necessário analisar o número de consumidores e a propensão que os mesmos têm a consumir do bem produzido pela indústria em questão. Desse modo, fica evidenciada a relevância em fazer uma análise do comportamento do consumidor de futebol e entender os fatores que o levam a demandar este bem, para que, desta forma, essa indústria possa funcionar de maneira mais eficiente na perspectiva econômica.

Do ponto de vista de sua relevância social como esporte de massas, o futebol caracteriza-se pela combinação de seu aspecto econômico com o seu relevante papel cultural e sociológico, dado que este esporte está presente e é praticado em todo o mundo, e, além disso, constitui o esporte com maior número de adeptos e praticantes no planeta. O componente sociológico do futebol relaciona-se com sua característica de atividade lúdica e de entretenimento com uma evidente penetração em praticamente todos os países do mundo a partir de um processo de aceitação e difusão social da prática desse esporte que é considerado o mais popular do mundo. No caso do Brasil, tem-se uma aceitação social ampla deste esporte. Assim sendo, pode-se afirmar que esta pesquisa se faz relevante por se tratar de uma abordagem que objetiva analisar alguns fatores que influenciam a presença de público nos jogos de futebol e, desta forma, pode constituir um

significativo indicador para direcionamento das ações de políticas e de atuação de agentes e indivíduos ligados à indústria do futebol ou mesmo do esporte de forma geral. Dentre os trabalhos que abordam os fatores determinantes na decisão dos torcedores de irem ao estádio de futebol no Campeonato brasileiro, pode-se citar, dentre outros, Santos *et al.* (2014), que analisaram a demanda por partidas de futebol no campeonato brasileiro e para a Inglaterra na temporada de 2013 e com base em estimações por mínimos quadrados de dois estágios, constataram que o comportamento dos torcedores na liga de futebol inglesa é mais inelástico aos da liga brasileira no que se refere a fatores relacionados ao time. Ainda nessa linha de trabalhos para determinantes da presença de público nos estádios de futebol no Brasil, Madalozzo (2008), a partir da utilização de estimações por método de MQO e dados em painel com efeitos fixos e variáveis estudou os determinantes de presença de público nos jogos do campeonato brasileiro de futebol no período de 2003 a 2006 para uma amostra com um total de 1.800 jogos e obteve que fatores como os preços dos ingressos e as promoções dos ingressos para os jogos do clube mandante, os jogos clássicos estaduais, assim como a presença de equipes visitantes do Rio de Janeiro ou São Paulo, apresentaram impacto significativo sobre a presença de público nos estádios de futebol.

Outro trabalho acerca do futebol no Brasil, mas com foco na relação entre o equilíbrio competitivo e o sucesso financeiro dos clubes de futebol foi feito por Benevides *et al.* (2017), que estimaram modelos econométricos do tipo logit com aplicação do método de máxima verossimilhança e obtiveram que a conquista do título brasileiro pelo clube de futebol, eleva a probabilidade de sucesso financeiro em 39%.

No âmbito da Literatura internacional, pode-se citar trabalhos como o de Stolt e Waldenor (2010), que analisaram a partir da aplicação de estimação por mínimos quadrados ordinários os fatores que influenciam na escolha dos torcedores na sua decisão de ir nas partidas de futebol na Suécia, e verificaram que dentre os vários fatores que explicam a demanda dos torcedores por ingressos dos jogos de futebol o impacto dos clássicos regionais foram bastante significativos na explicação dessa demanda pelas partidas de futebol. Outro estudo na Literatura internacional sobre demanda por jogos de futebol, que se pode citar é o de Goncalves (2018), que estudou a demanda por partidas de futebol na liga nacional de futebol da primeira divisão do Uruguai no período de 2006 a 2016., que a partir de modelo estimados por dados em painel e OLS, constatou que a renda média apresentou um efeito negativo sobre a demanda por partidas de futebol, e desse modo constatou-se que a demanda por ingressos é um bem inferior, ele observou

também que o número de vitórias nas últimas três partidas afetou positivamente e demanda por ingressos dos jogos na liga uruguaia de futebol.

Adicionalmente, esta pesquisa pode ser útil também no sentido de fornecer uma base de informações para os tomadores de decisão e gestores de clubes de futebol no sentido de melhorarem ações no marketing do clube e conseqüentemente valorizarem a marca de seu clube, trazendo maior número de torcedores para irem aos jogos de futebol do clube ou se engajando no clube social dos clubes de futebol no Brasil. Portanto, tem-se as seguintes questões para esta pesquisa: os horários dos jogos e a transmissão televisiva são fatores que afetam negativamente a presença do público nos estádios, além disso, clubes com melhor nível de competitividade em termos de pontuação e posição na tabela do campeonato e a ocorrência de um jogo clássico regional, de fato impactam positivamente sobre a presença dos torcedores pelos jogos de futebol e o gera um aumento nas receitas de bilheteria dos jogos?

A contribuição deste artigo, consiste no fato de apresentar variáveis dependentes para as estimações diferentes das elaboradas em trabalhos anteriores da literatura acadêmica como os de Santos *et al.* (2014), Benevides *et al.* (2017), Madalozzo (2008), Iaropoli (2010) e Goncalves (2018), que utilizaram para variável dependente em suas estimações, o público pagante total na forma do total de ingressos vendidos para os jogos e a proporção entre o público pagante e a capacidade dos estádios de futebol. A justificativa mais plausível para a escolha da variável dependente relacionada com a razão entre a receita de bilheteria e público pagante dos jogos consiste em captar os determinantes da arrecadação média e, nesse sentido, é factível pressupor que os torcedores tem certa inelasticidade em relação ao seu comportamento apaixonado ou aficionado em relação aos clubes o que acaba conferindo a ele certo papel de fidelidade em relação ao time independentemente do momento do clube na tabela de classificação e/ou de qual é a rodada do campeonato de futebol em determinada temporada, ou seja, os torcedores são clientes com alta fidelidade, o que torna os clubes um tipo de empresa que tem seu mercado fixo estabelecido pela fidelidade de seus respectivos torcedores, garantindo sobrevivência dos clubes no futebol brasileiro no longo prazo, a partir das várias gerações de torcedores dos clubes de futebol brasileiros.

Outro fator importante referente à contribuição dessa pesquisa refere-se à forma de escolha da variáveis dependentes de bilheteria alta e razão receita bruta de bilheteria e público pagante é que pode se configurar como um instrumento auxiliar dos gestores e

diretores de clubes de futebol no sentido de auxiliá-los na tomada de decisão para maximização de receitas de bilheterias dos jogos de futebol dos clubes brasileiros.

Ainda como contribuição do artigo, pode-se dizer que a importância da escolha de estudar os determinantes da bilheteria de jogos com base na variável dependente de bilheteria alta, que representa uma variável relacionada com a fidelidade ou paixão do torcedor na decisão de ir ao estádio de futebol. Além disso, pode ser observado que clubes de futebol que possuem torcidas em todas as regiões como, por exemplo, Flamengo, Corinthians e Palmeiras, tem a capacidade de manter nos seus torcedores em geral um comportamento inelástico, tornando-o indiferente em relação à altos de preços de ingressos em relação à média, dado que esses clubes atraem muitos torcedores por serem em si mesmos uma atração mormente ao jogarem como visitantes em outras regiões brasileiras como no Sul, Centro-oeste e Nordeste, não obstante esses jogos sejam transmitidos pela televisão ou que possam haver outros eventos de entretenimento concorrentes, os clubes tradicionais citados anteriormente têm considerável capacidade de captarem a fidelidade de seus torcedores.

Cabe destacar, que, conhecendo-se os fatores que induzem à maiores chances de bilheteria alta nos jogos de futebol, os dirigentes de clubes e gestores em geral dessas agremiações desportivas podem melhorar a qualidade de suas decisões e consequentemente obter mais receitas com o clube e elevar o valor de mercado da marca dos clubes de futebol, além de fidelizar cada vez mais os torcedores do momento presente e exercer forte influência sobre torcedores em gerações futuras, ampliando-se a demanda pelos jogos de futebol.

Quanto à escolha das variáveis explicativas, essa pesquisa contribui com a apresentação variáveis diferentes de outros estudos da literatura como, por exemplo, a variável explicativa Grande, que consiste em captar a influência de três clubes de maiores torcidas no Brasil, essa variável mede como a presença desses clubes, que possuem grande torcida por todo o território nacional, Flamengo-RJ, Corinthians-SP e Palmeiras-SP como visitantes mesmo em jogos em outros estados e regiões brasileiras influencia no aumento da bilheteria dos jogos, essa variável explicativa difere da variável denominada visitante, que incluía todos os oito clubes grandes do Rio de Janeiro ou São Paulo, os trabalhos que utilizaram essa variável explicativa foram os de Santos et al. (2014), Madalozzo (2008), Souza (2004) e Iaropoli (2010). Outra variável explicativa importante como contribuição dessa pesquisa é a de sucessomuitoanterior, que constitui uma variável relevante incluída que permite obter um diagnóstico da relação entre a campanha do clube

ao longo de todas as rodadas do campeonato, diferente do que foi feito no trabalho de Goncalves (2018) que utilizou a campanha apenas dos três últimos jogos que precedem a rodada do jogo, sabe-se que essa variável explicativa influencia diretamente na decisão do torcedor ir ou não ao estádio. Além disso, tem-se a inserção das variáveis *dummies* geográficas para captar se há alguma influência do fato de a partida jogada em determinada região geográfica brasileira atrair mais público para os jogos de futebol.

Além disso, cabe destacar que o presente artigo baseia-se na hipótese de que a fidelidade e jogos clássicos tem relação direta com a presença nos estádios e as variáveis como, por exemplo, as que representam horário noturno e transmissão dos jogos pela televisão afetam negativamente a presença de público nos estádios nos jogos de futebol. Ademais, como problema de pesquisa, este artigo buscou responder a seguinte questão: A presença de um clube grande ou a realização de uma partida tipo clássico regional afetam positivamente a presença de público e a receita de bilheteria dos jogos da Série A do Campeonato Brasileiro de Futebol no período de 2016 a 2017? Outro questionamento seria, a transmissão dos jogos por uma emissora de televisão de canal aberto e os jogos noturnos realizados no meio de semana afetam negativamente o público pagante e a arrecadação de receitas de bilheterias dos jogos no campeonato brasileiro de futebol da primeira divisão no período de 2016 a 2017? Assim sendo, o presente trabalho tem como objetivo geral estudar os fatores determinantes da presença de público nos estádios de futebol no Brasil. Como objetivos específicos, verifica-se os fatores que inibem a presença de público ou pode ser substituto dos jogos de futebol e quais as ações dos clubes que podem tornar o produto futebol mais atraente e promover maior presença de público nos estádios ou faze-los aderir ao programa de sócio torcedor.

Para a consecução dos objetivos desta pesquisa, além desta introdução, tem-se uma estrutura formada com as seguintes seções, a saber; na segunda seção, é feita uma revisão da literatura sobre temas da economia do futebol; na terceira seção, é feita uma apresentação e descrição do referencial teórico acerca de estudos sobre demanda por jogos de futebol. Na quarta seção. Está apresentada a metodologia utilizada, assim como a modelagem para estimação de fatores relacionados com os fatores que influenciam a presença de público nos estádios de futebol. Na quinta seção, tem-se uma análise dos resultados das estimações do modelo econométrico. Finalmente, nas sexta seção são mostradas as conclusões desta pesquisa, limitações deste trabalho e sugestão de futuros estudos na área desta pesquisa.

1.2 REVISÃO DE LITERATURA

Na literatura acerca de estudos da demanda por futebol e determinantes da presença de público nos estádios de futebol, existem trabalhos sob os mais variados aspectos e abordagens que englobam temas e problemáticas, como por exemplo, a questão das ações de marketing esportivo para atrair sócio torcedores, falta de segurança no entorno dos estádios, audiência televisiva dos jogos de futebol etc.

No que se refere à literatura internacional, pode-se citar em relação ao estudo de fatores que afetam a presença de público nos estádios nos jogos das ligas nacionais de futebol, dentre outros, Javanmardi e Noghondarian (2011), que analisaram alguns dos principais fatores que influenciam a presença de torcedores nos jogos de futebol para a liga de futebol nacional iraniana. Como fatores eficazes de influência sobre a demanda, os autores elencaram as categorias econômica, ambiental, de recurso e geográfico/demográfica fatores que se abrangeram 23 parâmetros independentes para se coletar informações para a elaboração dos modelos econométricos. Os autores estimaram três regressões com o objetivo de prever o número dos espectadores. Eles obtiveram que existe uma diferença estrutural entre a capital e outras cidades em relação aos fatores que criam atração do público para ir aos jogos de futebol, como o sucesso recente no campeonato, assim como a história e a qualidade dos clubes que têm efeito relevante sobre a demanda dos torcedores pelos jogos de futebol.

A incerteza do resultado da partida, a presença de talentos nas equipes são fatores preponderantes para a audiência televisiva dos jogos de futebol, nesse sentido para o caso da primeira divisão da liga italiana e empregando estimação de um modelo pelo método de OLS, Caruso, Addesa e Domizio (2016) investigaram os fatores determinantes da audiência televisiva para os jogos de futebol da série A da liga italiana nas temporadas de 2008-09 a 2014-15. Eles constataram que os expectadores de jogos transmitidos pela televisão na Itália têm sua presença oscilante em relação à incerteza quanto ao resultado da partida. A presença de jogadores talentosos, ou jogador bilheteria é um relevante atrativo para a atração de público na audiência dos jogos de futebol do campeonato italiano pela televisão. Ademais, a escolha por assistir determinada partida de futebol no campeonato italiano é afetada pelo desempenho do clube da parte de cima da tabela e na qualidade da partida via equilíbrio competitivo entre os clubes que estão jogando aquele jogo de futebol.

Para os fatores determinantes da demanda por partidas de futebol na liga nacional de futebol da Suécia, Stolt e Waldenor (2010) elaboraram um estudo, aplicando – se

método de estimação por mínimos quadrados ordinários para explicar os fatores que influenciam na escolha dos torcedores na sua decisão de ir aos jogos de futebol na Suécia. Eles discutiram os principais fatores que afetam a presença de público nos jogos e a forma como a gestão do clube pode se utilizar de ações de marketing esportivo para melhorar a situação econômico-financeira dos clubes. Os autores utilizaram uma base de dados com 1.234 partidas para a liga sueca no período de 2001 a 2008. Eles concluíram que são vários os fatores explicativos que têm impacto significativo sobre a demanda de torcedores pelos jogos de futebol. Eles observaram que o efeito de clássicos regionais é um fator bastante relevante como determinante da presença de público nas partidas de futebol. Além disso, eles sugeriram que a gestão esportiva dos clubes deve desenvolver ações estratégicas de marketing para melhoria de seus resultados financeiro e esportivo nos campeonatos de futebol.

No que se refere aos fatores relacionados com a participação dos torcedores nos estádios de futebol no campeonato na Primeira Liga da Arábia Saudita (SPL), Binjwaied, Richards e O'keeffe (2015) aplicaram um questionário para uma amostra com 1.506 participantes para inferirem sobre a relevância dos fatores, que afetam a frequência dos torcedores nos estádios de futebol. Os autores apontaram que os fatores que mais impactam sobre a presença dos torcedores nas partidas de futebol são os estruturais como é o caso das instalações e serviços oferecidos pelos estádios. Para o caso da liga de futebol árabe, eles observaram que os fatores externos têm o maior efeito sobre a falta de torcedores nos estádios de futebol, além do fato de os jogos serem televisionados e os torcedores terem pouca fidelização com seus clubes de futebol. Os autores sugerem que a organização da liga árabe de futebol poderia desenvolver ações midiáticas para atrair mais torcedores nos jogos a partir de ações de marketing nas mídias sociais e na televisão, buscando-se parcerias com clubes de futebol de maior representatividade mundial no sentido de melhorar a frequência dos torcedores nas partidas de futebol.

Para ressaltar a relevância da incerteza do resultado e o equilíbrio competitivo na explicação de demanda por futebol na liga inglesa, Buraimo e Simmons (2015), obtiveram, utilizando dados de oito temporadas da liga inglesa, que a incerteza do resultado da partida não tem efeito significativo sobre a audiência televisiva dos jogos. Os torcedores apresentaram maior preferência na presença de talentos no clube que torcem para assistirem aos jogos do que a incerteza da partida, pois isso aumenta a qualidade e o consequente desempenho esportivo do clube no campeonato de futebol.

Para explicar a relação entre a incerteza do resultado da partida e a presença de público nos jogos de futebol, Pawlowskia e Andersb (2012) utilizaram uma amostra formada por 306 jogos do campeonato alemão de futebol, Bundesliga, e obtiveram que o impacto de o clube mandante jogar com um visitante de nível inferior na classificação do campeonato é mais atrativo para os torcedores do que um jogo com uma equipe melhor qualificada. A partir de uma amostra de 306 jogos da liga de futebol da Alemanha e estimações de um modelo tobit generalizado eles discutiram a relevância da incerteza do resultado da partida sobre a presença dos torcedores nos estádios. Eles obtiveram que ocorre um impacto positivo significativo na tem alguma chance de ser campeã do campeonato nacional de futebol.

No que se refere aos efeitos negativos da violência sobre a decisão de presença de público nos estádios e outros fatores que afetam a demanda pelas partidas de futebol para o caso da liga italiana Caruso e Domizio (2013) investigaram o efeito das medidas de combate à violência, adotadas pelo governo italiano em 2007, e seus impactos sobre o campeonato italiano de futebol da Série A no que se refere à presença de público nas partidas de futebol. Os autores propuseram uma análise econométrica para estudar os determinantes de curto prazo da venda de bilhetes nos jogos de futebol da liga italiana. Observando o cenário de violência nos estádios de futebol, os autores propuseram focar a análise nas medidas de políticas contra o vandalismo nos estádios e para isso tomaram como base o "cartão de fidelidade", que foi recomendado como parte de uma estratégia para afastar torcedores violentos dos estádios e fidelizar a presença do público não violento nas partidas de futebol da liga italiana, porém, eles obtiveram que o cartão fidelidade não teve sucesso em relação ao seu objetivo inicial de fidelizar a presença dos torcedores nos jogos dos clubes de forma que não houve efeito substituição na presença de público não violento em relação à parte violenta do total dos torcedores.

Com a utilização de método de estimação por dados em painel, Goncalves (2018) verificou os fatores que afetam a demanda por ingressos para as partidas de futebol da primeira divisão do campeonato uruguaio no período entre agosto de 2006 e dezembro de 2016. O autor utilizou quatro estimativas são propostas: um modelo linear estimado pelo OLS, um modelo de *Between Effects*, um com efeitos fixos e o modelo com efeitos aleatórios; e pelo teste de especificação de Hausman, constatou que o modelo de efeito fixo é o único consistente. Dentre as variáveis econômicas selecionadas pelo autor, a taxa de desemprego e a renda média dos domicílios apresentaram efeito negativo nos ingressos vendidos, indicando as partidas de futebol serem um bem inferior. Das variáveis de

desempenho esportivo, apenas o número de vitórias acumuladas nos últimos três jogos anteriores ao da partida observada foi significativa. Ademais, cabe destacar que ele também obteve que fatores como clima e posições dos clubes, também afetaram a venda de ingressos.

Dentre estes trabalhos sobre economia do futebol no âmbito da literatura nacional, pode-se citar, por exemplo, os que abordam a questão da demanda por jogos de futebol com base em construção e estimação de modelos econométricos para captação de grupos de variáveis que influenciam a demanda por jogos de futebol. Nessa linha de abordagem, Giovannetti *et al.* (2006) estudou a fidelidade das torcidas no campeonato brasileiro de 2014 a partir do número de torcedores presentes nos jogos e sua relação com a expectativa do torcedor pelo resultado do jogo de seu clube. Ele fez uso de dois modelos econométricos do tipo logit ordenado no qual no primeiro modelo estimou para cada jogo, um vetor de probabilidade de vitória, empate e derrota do time via modelo logit ordenado e o segundo estimou para cada torcida, quais deles têm a presença nos estádios determinada pela expectativa percebida com relação ao resultado do jogo. Para tal campeonato, apenas três torcidas aparecem como infiéis, a saber; Atlético Mineiro, Grêmio e Internacional de Porto Alegre.

Ainda no que se refere aos fatores determinantes da demanda pelas partidas, pode-se citar o trabalho de Santos *et al.* (2014) identificaram os fatores da demanda por jogos de futebol no Brasil e Inglaterra. Analisaram a temporada 2013 do campeonato brasileiro e comparam os resultados com o campeonato inglês para a mesma temporada, estimando uma equação de demanda, através do método de Mínimo Quadrado de Dois Estágios. Eles utilizaram o público pagante total como variável dependente no modelo econométrico, dividiram as variáveis explicativas em grupos relacionados com fatores econômicos, estruturais e a qualidade da partida, que se mostraram significativas para os casos do Brasil e da Inglaterra. Eles obtiveram resultados que apontaram para o fato de que os torcedores na Inglaterra são menos sensíveis aos aspectos relacionados ao time do que os brasileiros. Em relação ao comportamento maximizador de lucros, eles constataram que os clubes de futebol ingleses se aproximam mais da margem de maximização de lucros do que os brasileiros tendo uma elasticidade-preço da demanda igual a -0,97. Ademais, os autores também destacaram que no caso do Brasil os clubes ao aumentarem o preço dos ingressos, poderão elevar suas receitas.

Ainda nessa linha de estudos sobre determinantes da demanda por jogos de futebol, pode-se destacar a pesquisa de Benevides *et al* (2017), que elaboraram uma

pesquisa para analisar a relação entre os fatores que influenciam a demanda por jogos de futebol no Brasil a partir de uma amostra formada por 380 jogos do campeonato brasileiro e realizando-se estimações pelo método dos mínimos quadrados, tendo como variável dependente o público pagante dos jogos e obtiveram que a função demanda não é homogênea. Os autores obtiveram que a função demanda por jogos de futebol é não-linear e não-homogênea e é função de fatores econômicos. Além disso, eles mostraram que as novas arenas tem um impacto de elevação em 55% da demanda por jogos de futebol de campeonato brasileiro, fato que é explicado dentre outras coisas pela curiosidade dos torcedores em conhecer a estrutura destas novas arenas, na expectativa de maior conforto e segurança, o que pode ter um efeito apenas temporário enquanto durar estas expectativas dos torcedores.

Ainda em relação aos estudos da demanda por ingressos nas partidas de futebol no Brasil, Iaropoli (2010) estimou um modelo tobit para mensurar os fatores determinantes da presença de público nos estádios, com base uma amostra de jogos do campeonato brasileiro de futebol na primeira divisão no período de 2004 a 2009. Assim sendo, ele constatou que o rendimento da equipe no campeonato influencia fortemente na demanda por ingressos, constatado pelas variáveis relacionadas com o número de gols marcados e de pontos da equipe. Além disso, o autor também observou que a etapa do torneio no momento do jogo de futebol também exerce grande influência sobre a presença do torcedor no estádio de futebol. Ademais, ele apontou que a organização financeira dos clubes constitui um importante meio para profissionalização. Além disso, os calendários dos campeonatos são mal estruturados e incompatíveis com o resto do mundo, principalmente em relação ao futebol europeu e também destacou que os clubes, por motivos de ordem financeira, submetem-se aos horários de transmissão dos propostos pela televisão, o que beneficia as emissoras de televisão em detrimento dos torcedores.

A partir de estimações de mínimos quadrados robustos, para estudos os fatores determinantes da presença de público nos jogos de futebol no Brasil para o período de 2012 a 2014, Machado Filho (2015) verificou que ocorre uma sensibilidade dos torcedores em relação à capacidade técnica em termos do desempenho do time nas competições quanto aos seus objetivos no campeonato de futebol. O desempenho do time é que influencia a presença do torcedor no estádio, tendo pouca relevância o time adversário nos jogos de futebol. Um dos principais entraves para a presença de torcedores de clubes visitantes nos estádios pelo Brasil se dá devido às grandes distancias entre algumas cidades brasileiras. Ele observou maior correlação nas regressões estimadas com

as variáveis explicativas rodada, horário dos jogos, capacidade do estádio, posição do time da casa, se o jogo passa em canais de televisão aberta e se é clássico local. Ademais, em correlação às estimações, ele percebeu que a variável *Dummy* de 2014 para as Arenas de futebol foi significativa mostrou-se bastante relevante também em função de todas as Arenas já estarem concluídas, evidenciando uma melhora no produto. Nos três anos do período estudado, ele obteve que as arenas construídas por ocasião do mundial de 2015 elevaram consideravelmente a capacidade dos estádios no Campeonato Brasileiro de futebol, e elevaram também o público médio e a renda média dos jogos de futebol.

Em outra linha de estudo sobre os determinantes da presença de público nas partidas de futebol no Brasil, David (2016) obteve que os público das partidas são afetados por diferentes fatores como os fatores estruturais e físicos, assim como fatores relacionados a psicologia e sociologia, que são mais difíceis de mensurar em termos práticos. O autor obteve que os fatores relacionados com a partida, denominados de estruturais foram relevantes para explicar a presença de público nos estádios, assim como a condição dos transportes, acesso à ingressos e divulgação dos jogos de futebol. Outro fator importante para explicação da presença de torcedores nas partidas se refere à situação do time no campeonato, como a disputa por títulos ou tentativa de evitar uma posição na zona de rebaixamento, de modo que o desempenho recente do clube afeta diretamente a presença de público nos estádios de futebol.

Pode-se destacar também que com base em estimações de modelos do tipo linear e log-linear, Souza (2004) estudou os fatores determinantes da demanda por jogos de futebol no Brasil para os clubes da série do campeonato brasileiro da série A na temporada de 2002. Ele verificou de forma geral, que a demanda pelos jogos de futebol é afetada por atributos dos clubes, presença de eventos substitutos, a rivalidade entre os clubes envolvidos na partida e fatores de natureza econômica e demográfica. Ele utilizou o total de torcedores nos jogos como variável dependente e obteve que os modelos na forma linear não se mostraram adequados na explicação dos fatores determinantes da demanda por jogos de futebol no campeonato brasileiro. Ele obteve que os atributos das equipes são relevantes e que a presença de um jogador estrela é significativa para a presença de público na partida do clube mandante, porém não é relevante quando o clube joga na condição de visitante. Ele obteve também que os clubes que disputaram a segunda divisão no ano anterior atraíram uma boa quantidade de público para os jogos e a rotatividade dos elencos de entre duas temporadas consecutivas não impacta significativamente na demanda pelas partidas.

Ele apontou também que o fato de as equipes estarem próximas na classificação não influencia a maior demanda pelas partidas, que é impactada mais significativamente no caso de os dois clubes estarem brigando por posição no topo da tabela, disputando o título de campeão. Outro resultado interessante foi o de que o fato de o jogo ser no meio de semana não atrai público menor do que jogos no final de semana, contrariando de certa forma, a visão geral do senso comum. Outro resultado foi em relação à transmissão da TV aberta, que não significou um substituto, ou seja, não diminuiu a presença do público nas partidas. Ele encontrou também que os fatores relacionados com a capacidade do estádio e a distância entre as cidades dos clubes da partida tiveram uma relação positiva com o público nos jogos. Ademais, ele não obteve uma conclusão sobre a elasticidade-preço própria da demanda visto que essa variável de preço não foi significativa, porém apresentou resultado significativo e sugeriu que o jogo de futebol se constitui num bem inferior. Finalmente, ele observou que a variável explicativa para representar uma medida para o desemprego não afeta fortemente a presença de público nos jogos de futebol.

Outro trabalho sobre determinantes da presença de público nas partidas de futebol no campeonato brasileiro da Série A foi o de Madalozzo (2008), que aplicando MQO e estimações por dados em painel com efeitos fixos e variáveis para analisar qual foi a modelagem econométrica mais eficiente, estudou os determinantes da presença de torcedores nos jogos de futebol no Brasil no período de 2003 a 2006 para uma amostra com um total de 1.800 jogos. Ela ressaltou quatro importantes fatores que influenciam essa presença de público nos jogos, que são a infraestrutura do estádio, desempenho do clube, qualidade esperada da partida e incerteza do resultado do jogo. Eles constataram que os fatores como os preços dos ingressos e as promoções dos ingressos nos jogos, os jogos clássicos e a presença de equipes visitantes do Rio de Janeiro ou São Paulo, a posição no ranking e pontos ganhos nos últimos três jogos e o risco de rebaixamento apresentaram maior impacto sobre a presença de público nas partidas de futebol.

Além de estudos relacionados com os determinantes da demanda de futebol, pode-se apontar em outra linha sobre os condicionantes dessa demanda a questão da previsão da demanda por ingressos e dentre trabalhos relacionados com essa abordagem de previsão empregada na análise de economia do futebol pode-se citar, por exemplo, Bortoluzzo *et al.* (2017), que estabeleceram um modelo econométrico para a previsão da demanda por jogos de futebol no Brasil. Os autores aplicaram os métodos preditivos na forma de três modelos, a saber; o modelo de regressão com erros normalmente distribuídos (*benchmark*), o modelo tobit e o modelo linear generalizado com distribuição

Gama. Eles propuseram nos modelos grupos de variáveis explicativas relacionadas com o cenário econômico, qualidade do produto futebol, e os incentivos monetários e não-monetário em geral que influenciam na ida ao estádio de futebol. Nesse estudo, eles obtiveram que o modelo econométrico linear generalizado com distribuição gama apresentou melhores resultados no que se refere ao consumo de ingressos para os jogos de futebol do campeonato brasileiro de futebol.

Com a utilização de estimação por mínimos quadrados, Santana e Silva (2009) analisaram a demanda pelos jogos do Campeonato Brasileiro de futebol em 2007. Eles constataram que os fatores que mais afetam a demanda por futebol jogos no campeonato brasileiro são a diferença na pontuação entre o líder de o campeonato e a diferença média de pontos entre os clubes que enfrentam cada outro, a capacidade do estádio, partidas clássicas, presença de uma equipe de grande impacto nacional como visitante no norte, regiões nordeste e centro-oeste do Brasil, preço do ingresso, os oito melhores clubes na classificação, número de clubes que estão competindo na mesma liga na cidade anfitriã, e a rodada. Eles obtiveram também que aproximadamente 40,08% do variância na presença do torcedores nos estádios no Campeonato Brasileiro de futebol pode ser explicada pelo conjunto das variáveis dos modelos econométricos estimados, indicando um bom grau de ajuste do dados amostrais.

Outra abordagem sobre fatores determinantes da demanda por jogos de futebol no Brasil se deve ao trabalho de Almeida *et al.* (2017), que estudaram a presença de público nas partidas do campeonato brasileiro de futebol da série A no período de 2012 a 2016 com base em estimações pelo método econométrico de estimação de equações de regressão simultâneas aparentemente não relacionadas, tendo variáveis dependentes nas estimações a taxa de ocupação do estádio, percentual da demanda de ocupação e preço médio das partidas. Eles encontraram que o principal determinante foi a força da marca, com representatividade relevante para Corinthians e Flamengo. Os jogos com a presença desses dois clubes impactam positivamente sobre as variáveis dependentes, essa influência foi superior ao de outros grupos de variáveis nas estimações.

Quadro 1.1 – Relação de alguns estudos sobre determinantes da presença de público nos jogos de futebol

Variável	Autor(es)	Resultados das estimações respectivamente	Método de estimação
Classicregional	Madalozzo (2008), Santos <i>et al</i> (2014), Santos <i>et al</i>	(0,6299; 0,6267) (0,608143; 0,006537)	(EF;EA) ¹ MQ2E MQO Tobit

¹ EF = Efeito fixo, EA = Efeito aleatório e MQO = Mínimos quadrados ordinários.

	(2017), Bortoluzzo et al. (2011), Iaropoli (2011), Machado Filho (2015), Souza (2004)	0,4358 0,4266 11643,06 4.906,59 0,829; 0,747	Tobit(ML) Regressão com estimadores robustos MQO
Receitapublico (*)	Madallozo (2008), Santos et al (2014), Santos et al (2017), Bortoluzzo et al. (2011) Caruso e Domizio (2013)	(-0,2446; -0,2440) (-0,720222; -0,972535) -1,2808 -0,4735 (-1,339;-1,405)	(EF;EA) MQ2E MQO Tobit (REM-GLS;FEM)
(G6)libertadores	Santos <i>et al.</i> (2014), Santos <i>et al.</i> (2017), Souza (2004) Goncalves (2018)	(-0,021405; -0,087670) 0,0475 0,196 (-0,2524;-0,1932;-0,0924;-0,1015)	MQ2E MQO MQO (MQO. BE, EF EA)
Horasemana	Madallozo (2008), Bortoluzzo <i>et al.</i> (2011), Iaropoli (2011), Machado Filho (2015), Goncalves (2018)	(-0,1255; -0,1251) 0,0687 -13513,35 -636,8891 (0,0737; -0,4573; 0,2963; 0,2832)	(EF;EA) Tobit Tobit(ML) Regressão com estimadores robustos (MQO. BE, EF EA)
TransmissaoTVaberta	Machado Filho (2015),	3124,32	Regressão com estimadores robustos
Difposicao	Santos <i>et al.</i> (2014), Santos <i>et al.</i> (2017), Goncalves (2018)	(-0,009489; -6,22e^-05) -0,0083 (-0,0604;-0,0367;-0,0380;-0,0387)	MQ2E MQO (MQO. BE, EF EA)
Grande	Madallozo (2008), Santos et al (2014), Santos et al (2017), Bortoluzzo et al. (2011), Iaropoli (2010), Souza (2004) Bortoluzzo <i>et al.</i> (2017) Almeida et al. (2017)	(0,3053; 0,3053) (0,290017; 0,020576) 0,1769 0,2636 10918,73 0,325	(EF;EA) MQ2E MQO Tobit Tobit(ML) MQO
Promocao	Madallozo (2008), Filho (2015)	(0,6608; 0,6607) 1531,06	(EF;EA) MQO
Sucessoanterior	Goncalves (2018)	(0,0849;0,1597;0,0700;0,0686)	(MQO. BE, EF EA)
Sucessogol	Goncalves (2018)	(0,0297;0,0883;0,0011;0,0038)	(MQO. BE, EF EA)
Sucessomuitoanterior	Goncalves (2018)		(MQO. BE, EF EA)

Fonte: Elaboração própria.

O estudo dos fatores determinantes da presença de público nos jogos de futebol tem como um marco teórico de ampla aplicação nas pesquisas acadêmicas, abordagens relacionadas como a teoria clássica da demanda inserida na área da Microeconomia. Os estudos em geral relacionam as variáveis de estudo representativas da demanda por jogos ou presença de torcedores nos estádios, conjuntamente com outros aspectos como algum indicador de equilíbrio ou balanço competitivo e os fatores relacionados com a audiência televisiva (*attendance*) dos jogos de futebol.

1.3 Metodologia

1.3.1 Base de dados

No que se refere aos procedimentos metodológicos dessa pesquisa, este artigo classifica-se como uma pesquisa descritiva, quantitativa e bibliográfica com utilização de dados secundários, cujas bases de dados são formadas a partir dos sítios Srgool e Confederação Brasileira de Futebol (CBF). Elaboraram-se estimações a partir de

modelagem econométrica com métodos de mínimos quadrados com correção de heterocedasticidade e modelo probit.

A escolha por estimação dos modelos do tipo probit e logit consiste no fato de que nessa situação pretende-se analisar os fatores que influenciam a probabilidade de se obter público pagante em patamares acima da média geral do campeonato, que foi denominado pela variável dependente bilheteria alta.

1.3.2 Modelos probit e logit

1.3.2.1 Modelo probit

Para realizar as estimações das chances de se obter uma bilheteria alta, acima da média do campeonato de futebol, nas estimações, recorreu-se à aplicação de um modelo econométrico probit binário. O modelo econométrico de variável dependente binária do probit é caracterizado pela função densidade característica de uma distribuição de probabilidade normal e, conforme Greene (2012), ela tem uma forma funcional do tipo:

$$Prob(Y = 1/x) = \int_{-\infty}^{x'\beta} \phi(t) dt = \Phi(x'\beta) \quad (1.3.1)$$

No caso da equação (1.3.1), contextualizando com os dados da amostra utilizada na estimação do modelo econométrico de determinantes de bilheteria alta, pode-se interpretar o termo $Prob(Y = 1/x)$, como sendo o valor no qual se observa a probabilidade para bilheteria alta, acima da média, dado o conjunto das variáveis explicativas x , que constituem as variáveis escolhidas para explicar os determinantes das chances de se obter bilheteria alta nos jogos da Série A do campeonato brasileiro de futebol nas temporadas de 2016 e 2017.

Adicionalmente, pode-se dizer que na interpretação dos resultados dos modelos de escolha discreta com variável dependente binária, é mais relevante em vez de interpretar diretamente o coeficiente estimado, analisar a magnitude do efeito marginal, que indica qual a variação em termos da probabilidade da variável dependente, dada uma mudança na variável explicativa. Cabe destacar que para o caso do modelo probit, Greene (2012) sugere que os efeitos marginais são calculados da seguinte maneira:

$$\frac{\partial E(y/x)}{\partial x} = \phi(x'\beta) \times \beta \quad (1.3.2)$$

Onde $\phi(t)$ representa uma função densidade normal padrão.

A estimação dos modelos logit e probit é feita em geral, aplicando-se o método de máxima verossimilhança, que conforme indicado por Cameron e Trivedi (2009), é expresso pela seguinte função de verossimilhança:

$$\mathcal{L}(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^n [y_i \ln \hat{p}_i + (1 - y_i) \ln(1 - \hat{p}_i)] \quad (1.3.3)$$

Para os casos soa modelos logit e probit binário, respectivamente, têm-se as seguintes relações funcionais $\hat{p}_i = \Lambda(x_i' \hat{\beta}_{logit})$ e $\hat{p}_i = \Phi(x_i' \hat{\beta}_{probit})$.

O coeficiente de determinação R^2 de MacFadden, conhecido como pseudo R^2 , constitui uma medida de ajustamento usualmente utilizado para avaliar a precisão ou bondade do ajuste de um modelo econométrico com variável dependente binária, que é não-linear, como no caso dos modelos logit e probit. Conforme Cameron e Trivedi (2009b), essa medida de ajustamento, proposta por MacFadden, também é chamada Índice de razão de verossimilhança, que pode ser expressa como:

$$R^2 = 1 - \frac{L_N(\hat{\beta})}{L_N(\bar{y})} \quad (1.3.4)$$

Onde $L_N(\hat{\beta})$ denota o valor da máxima log-verossimilhança ajustada maximizada e $L_N(\bar{y})$ denota a log-verossimilhança para o modelo somente com o intercepto.

Cabe destacar que, a exemplo, do que ocorre com o coeficiente de determinação R^2 usual dos modelos estimados pelo método de MQO, o R^2 de MacFadden situa-se entre os valores 0 e 1, indicando que quanto mais próximo de 1, melhor o grau de ajustamento da regressão estimada nesses modelos de variável dependente binária.

1.3.3 Especificação dos modelos econométricos e descrição das variáveis do modelo econométrico

Os dois modelos econométricos consistem em estimar a relação entre o conjunto das variáveis explicativas, descritas a seguir, e as variáveis dependentes da razão entre receita bruta de bilheteria e a variável *dummy* para bilheteria alta nos jogos da Série A nas temporadas 2016 e 2017. Desse modo, os modelos econométricos estão especificados como:

Modelo econométrico 1

$$\begin{aligned} \text{receitabruta/publicopagante}_i = & \beta_1 + \beta_2 \text{classicregional}_i + \\ & \beta_3 \text{difclassificacao}_i + \beta_4 \text{posicaoG6}_i + \beta_5 \text{posicaoZ4}_i + \beta_6 \text{horasemana}_i + \\ & \beta_7 \text{TVaberta}_i + \beta_8 \text{promocao}_i + \beta_9 \text{sucessoanterior}_i + \end{aligned}$$

$$\beta_{10}sucessomuitoanterior_i + \beta_{11}segundadivisao_i + \beta_{12}grande_i + \beta_{13}CO_i + \beta_{14}NE_i + \beta_{15}SUL_i + u_i$$

Modelo econométrico 2

$$bilheteriaalta_i = \beta_1 + \beta_2classicregional_i + \beta_3difclassificacao_i + \beta_4posicaoG6_i + \beta_5posicaoZ4_i + \beta_6horasemana_i + \beta_7TVaberta_i + \beta_8promocao_i + \beta_9sucessoanterior_i + \beta_{10}sucessomuitoanterior_i + \beta_{11}segundadivisao_i + \beta_{12}grande_i + \beta_{13}CO_i + \beta_{14}NE_i + \beta_{15}SUL_i + u_i$$

Variável dependente do modelo 1

$receitabruta/publicopagante_i$ = Razão entre arrecadação bruta de bilheteria e público pagante nas temporadas 2016 a 2017 (CBF).

Variável dependente do modelo 2

$bilheteriaalta_i$ = Variável binária, sendo igual a 1 se o público pagante total do jogo foi maior do que a média da temporada 2016 ou 2017 e zero caso contrário (CBF).

Variáveis explicativas

$classicregional_i$ = clássicos regionais igual a 1 quando jogam dois clubes de futebol do mesmo estado e zero caso contrário (CBF). Espera-se que essa variável tenha um efeito positivo sobre as variáveis dependentes da razão de receita bruta de bilheteria e público pagante e da variável *dummy* de bilheteria alta. Isso se justifica por que os jogos entre dois times grandes do mesmo estado brasileiro envolvem um componente de rivalidade e tradição, e desse modo, recebe um tratamento diferenciado por parte dos torcedores desses clubes de futebol.

$difclassificacao_i$ = diferença na posição entre as equipes na rodada corrente do jogo de futebol (SRGOOOL). Espera-se uma relação inversa entre essa variável explicativa e as variáveis dependentes, pois quanto mais equilibrado for o jogo, com competitividade expressa pela proximidade da posição dos clubes na tabela de classificação, mais motivado fica o torcedor para a partida de futebol.

$posicaoG6_i$ = variável binária igual a 1 se o clube mandante da partida está entre os seis primeiros colocados do campeonato e zero caso contrário (SRGOOOL). Espera-se uma relação positiva desta variável com as variáveis dependentes de razão entre receita de bilheteria e público pagante e a variável binária de bilheteria alta, pois o fato de o clube

está entre os primeiros colocados gera uma expectativa positiva de vitória nos jogos entre os torcedores.

$posicaoZ4_t$ = variável binária igual a 1 se o clube mandante se encontra na zona de rebaixamento e zero caso contrário (SRGOOOL). Espera-se a priori um sinal negativo para essa variável, dado que uma campanha ruim do clube que seja persistente nas rodadas do campeonato de futebol, fica menos atraente para o torcedor e por conseguinte tende a reduzir a presença de público nos estádios de futebol.

$horasemana_i$ = variável binária igual a 1 se o jogo for no final de semana na parte da tarde e zero caso contrário (CBF). Essa variável a priori deve ter sinal positivo, pois os jogos de final de semana na parte da tarde têm mais atração para o público, do que as partidas realizadas à noite no meio de semana, quarta-feira e quinta-feira, portanto, espera-se a priori uma relação direta entre essa variável e as variáveis dependentes dos modelos econométricos.

$TransmissãoTVaberta_i$ = Indica o jogo transmitido por um canal de TV aberta (CBF), sendo igual a 1 se o jogo foi transmitido num canal de televisão aberta e igual a zero caso contrário. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável explicativa, pois nesse caso a televisão constitui um substituto direto do jogo de futebol.

$promocao_i$ = variável que representa alguma promoção relacionada com o ingresso para determinado jogo no campeonato brasileiro de futebol (CBF). Para esta variável explicativa é razoável esperar um impacto positivo sobre a arrecadação de bilheteria das partidas, porém o efeito pode ser ambíguo, pois uma campanha ruim do clube no campeonato pode induzir à ausência do torcedor nos estádios de futebol, mesmo com promoções para baratear o preço dos ingressos para algumas arquibancadas nos jogos de futebol.

$sucessoanterior_i$ = variável dummy que é igual a 1 caso o clube mandante do jogo tenha vencido o jogo na rodada anterior e zero caso contrário (SRGOOOL). A vitória do clube na rodada anterior motiva maior presença de torcedores nos estádios de futebol.

$sucessomuitoanterior_i$ = variável que indica o número de vitórias do clube mandante até a rodada anterior à rodada do jogo para o clube de futebol mandante no campeonato brasileiro da série A no período de 2016 a 2017 (SRGOOOL). Essa variável explicativa expressa a campanha do clube nas temporadas 2016 e 2017 do campeonato brasileiro de futebol, de modo que quanto maiores seus valores, espera-se maior presença de público nas partidas de futebol.

$segundadivisao_i$ = variável binária, igual a 1 se o clube jogou o campeonato brasileiro da segunda divisão na temporada anterior e igual a zero caso contrário (CBF). Espera-se uma relação direta entre esta variável explicativa e a receita de bilheteria e o público pagante total, dado que os jogos na série envolvem grandes clubes do Brasil, o que se torna uma atração para os torcedores.

$grande_i$ = variável dummy igual a 1 para os jogos de Flamengo, Corinthians ou Palmeiras e igual a zero caso contrário. Os clubes citados na descrição dessa variável explicativa constituem clubes que figuraram no ranking dos cinco maiores públicos pagantes e em receita bruta de bilheteria dos jogos (CBF). Portanto, é razoável esperar que essas variáveis apresentem um impacto positivo sobre as variáveis dependentes de razão receita bruta de bilheteria e público pagante e a variável dummy de bilheteria alta CO_i = variável dummy igual a 1 para o caso de o clube mandante ser da região Centro-Oeste e igual a zero caso contrário (CBF). Pode-se esperar um efeito negativo dessa variável sobre as variáveis dependentes de receita de bilheteria e público pagante, dado que essa região teve apenas um representante na série A de 2016 e não teve representação na temporada de 2017, além do fato de que o clube representante da região Centro – Oeste em 2016, o Atlético – GO, foi o último colocado nesse campeonato de futebol.

NE_i = variável dummy igual a 1 para o caso de o clube mandante ser da região Nordeste e igual a zero caso contrário (CBF). Como acontecessem alguns clássicos estaduais entre clubes dessa região com boas médias de público pagante e como os clubes grandes do eixo São Paulo Rio de Janeiro também atraem muitos torcedores nessa região então é plausível esperar um coeficiente estimado positivo para essa variável explicativa.

SUL_i = variável dummy igual a 1 para o caso de o clube mandante ser da região Sul e igual a zero caso contrário (CBF). É plausível esperar um sinal positivo para o coeficiente dessa variável explicativa, pois essa região concentra alguns dos mais tradicionais clubes de futebol brasileiros, Grêmio – RS e Internacional-RS por exemplo. Além disso, essa região do Brasil concentra algumas das cidades brasileiras de mais alta renda per capita e Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) do Brasil.

O Quadro 1.2 apresenta um resumo dos sinais esperados para cada uma das variáveis explicativas nos dois modelos econométricos estimados neste artigo.

Quadro 1.2 - Sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas

Variável explicativa	Sinal esperado do coeficiente
Classicoreg	Positivo
PosicaoZ4	Negativo
PosicaoG6	Positivo
Horasemana	Positivo

TVaberta	Negativo
Difclassific	Positivo
Promocao	Positivo
Sucessoanterior	Positivo
Sucessomuitoanterior	Positivo
Segundadivisao	Positivo
Grande	Positivo
Receita/publico	Positivo
Co	Negativo
Ne	Negativo
Sul	Negativo

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1.1 fornece dados para as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações dos modelos econométricos. Como a maior parte das variáveis são binárias, observa-se que possuem valores baixos para a média e o desvio-padrão, que são menores do que 1. A variável sucesso muito apresentou valores para a média e para o desvio-padrão iguais a 6,87 e 4,76, respectivamente. Ademais, a variável diferença de posição na Tabela do campeonato de futebol possui média e desvio-padrão dados por -0,295 e 8,19, respectivamente, enquanto a razão receita/público apresentou os maiores valores para a média e desvio-padrão iguais a 28,8 e 15,4, respectivamente.

Tabela 1.1 – Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos econométricos

Variável	Obs	Média	D.P.	Mín	Máx
Receitapublico	756	28,8	15,4	6,05	102,0
Bilheteriaalta	756	0,365	0,482	0,00	1,00
Promocao	756	0,426	0,495	0,00	1,00
Classicoreg	756	0,0979	0,297	0,00	1,00
Horasemana	756	0,378	0,485	0,00	1,00
Tvaberta	756	0,250	0,433	0,00	1,00
Sucessoanterior	756	0,312	0,557	0,00	9,00
Sucessomuitoanterior	756	6,87	4,76	0,00	22,0
Posicao6	756	0,280	0,450	0,00	1,00
Posicao4	756	0,196	0,397	0,00	1,00
Diferclassific	756	-0,295	8,19	-19,0	19,0
Segundadivisao	756	0,197	0,398	0,00	1,00
Grande	756	0,286	0,452	0,00	1,00
Co	756	0,0503	0,219	0,00	1,00
Ne	756	0,286	0,452	0,00	1,00
Sul	756	0,271	0,445	0,00	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se observar pela Tabela 1.2, que os clubes com maiores médias de público pagante estão relacionados geralmente com aqueles que obtiveram posições entre os primeiros colocados na tabela, excetuando-se o caso do Internacional que ficou na zona de rebaixamento nessa temporada. Cabe também destacar que os nove primeiros obtiveram média de público pagante superiores a 15.188 que foi a média do campeonato. Clubes como Palmeiras, Flamengo, Corinthians e Internacional, não realizaram promoções de ingresso, além do que venderam seus ingressos a preços acima do valor

médio dos outros clubes, o que lhes proporcionou obter altas arrecadações de bilheterias na série A em 2016.

Tabela 1.2 – Público pagante campeonato brasileiro série A 2016²

Ranking	Clube	Média do Público Pagante	Total do Público Pagante	Jogos como mandante
1	Palmeiras-SP	32.471	616.947	19
2	Corinthians-SP	28.764	546.516	19
3	Internacional-RS	25.422	483.010	19
4	Flamengo-RJ	24.542	466.302	19
5	São Paulo-SP	22.513	427.746	19
6	Cruzeiro-MG	20.467	388.877	19
7	Grêmio-RS	20.448	388.510	19
8	Atlético-MG	18.510	351.689	19
9	Atlético-PR	15.751	299.275	19
10	Vitória-BA	13.997	265.941	19
11	Sport-PE	11.968	227.399	19
12	Santos-SP	11.225	213.282	19
13	Coritiba-PR	9.894	187.979	19
14	Fluminense-RJ	9.139	173.644	19
15	Santa Cruz-PE	8.080	153.521	19
16	Chapecoense-SC	7.612	137.015	19
17	Botafogo-RJ	7.258	137.907	19
18	Figueirense-SC	6.628	125.935	19
19	Ponte Preta-SP	5.310	100.886	19
20	América-MG	3.353	63.704	19
Média de público pagante Série A 2016	15.188	Público pagante total Série A 2016	5.756.085	

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1.3 abaixo mostra as médias e o total de público pagante dos jogos como mandante dos clubes que participaram do campeonato brasileiro da série A em 2017. O que se pode observar de forma similar ao cenário da tabela anterior, é que de forma geral, os clubes que obtiveram maior público pagante nos jogos, também obtivera melhores resultados em relação à sua colocação na tabela de classificação desse campeonato, exceto o São Paulo – SP, que ocupou posição intermediária na classificação. Destaca-se novamente, que os clubes como Corinthians – SP e Palmeiras – SP não realizaram promoção de ingressos além do que os preços do que, os preços dos ingressos dos jogos para esses clubes situaram acima dos demais, proporcionando significativos volumes na arrecadação de bilheteria para esses clubes de futebol. Enquanto, clubes como Botafogo – RJ e Coritiba – PR, realizaram promoções de ingressos na maioria de seus jogos como mandantes e mesmo assim não figuraram entre os dez maiores públicos pagantes desse campeonato.

² São considerados somente os jogos com públicos e rendas lançados no site srgool;

Ranking de público é feito apenas com o número de pagantes;

Para se ter o valor do "Preço Médio do Ingresso Baseado na Renda Bruta ou Renda Líquida" é feito a divisão entre a renda e o número de ingressos vendidos;

Tabela 1.3 – Público pagante campeonato brasileiro série A 2017

Ranking	Clube	Média do Público Pagante	Total do Público Pagante	Jogos como mandante
1	Corinthians-SP	40.007	760.142	19
2	São Paulo-SP	35.228	669.328	19
3	Palmeiras-SP	29.660	563.532	19
4	Bahia-BA	21.541	409.284	19
5	Grêmio-RS	19.728	374.840	19
6	Vasco-RJ	15.031	240.501	19
7	Cruzeiro-MG	14.522	275.911	19
8	Flamengo-RJ	14.491	275.323	19
9	Fluminense-RJ	14.432	274.202	19
10	Coritiba-PR	14.348	272.617	19
11	Atlético-PR	13.732	260.911	19
12	Atlético-MG	13.153	249.904	19
13	Sport-PE	12.349	234.633	19
14	Santos-SP	11.585	220.116	19
15	Vitória-BA	10.911	207.318	19
16	Botafogo-RJ	10.194	193.679	19
17	Chapecoense-SC	9.609	182.564	19
18	Avaí-SC	7.568	143.793	19
19	Ponte Preta-SP	6.084	115.593	19
20	Atlético-GO	5.047	95.885	19
Média de público pagante Série A 2017	15.968	Público pagante total Série A 2017	6.020.076	

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 1.4, estão apresentados os dados referentes à arrecadação da receita bruta de bilheteria pelos clubes no campeonato brasileiro da Série A na temporada 2016. Pode-se perceber que as primeiras onze posições concentram clubes de futebol das regiões sul e sudeste, sendo que o mais bem ranqueado fora dessas regiões é o Sport – PE, que faz parte da região nordeste do Brasil.

Tabela 1.4 – Receita bruta de bilheteria por clubes de futebol do campeonato brasileiro série A 2016

Ranking	Clube	Média de Renda Bruta	Total da Renda Bruta	Jogos como mandante
1	Palmeiras-SP	2.226.927,15	42.311.615,78	19
2	Corinthians-SP	1.536.702,95	29.197.356,00	19
3	Flamengo-RJ	1.376.890,95	26.160.928,00	19
4	Grêmio-RS	710.716,42	13.503.612,00	19
5	Internacional-RS	637.449,26	12.121.036,00	19
6	Cruzeiro-MG	575.234,74	10.929.460,00	19
7	Atlético-MG	572.013,11	10.868.249,00	19
8	São Paulo – SP	492.389,95	9.355.409,00	19
9	Santos – SP	433.619,21	8.238.765,00	19
10	Athletico – PR	377.184,21	7.166.500,00	19
11	Fluminense-RJ	286.324,05	5.440.157,00	19
12	Sport-PE	224.879,74	4.272.715,00	19
13	Vitória - BA	221.838,55	4.214.932,50	19
14	Coritiba – PR	218.404,21	4.149.680,00	19
15	Botafogo – RJ	209.399,47	3.978.590,00	19
16	Santa Cruz – PE	158.933,95	3.019.745,00	19
17	Chapecoense – SC	147.235,56	2.650.240,00	19
18	Figueirense - SC	122.062,89	2.319.195,00	19

19	América - MG	116.017,11	2.204.325,00	19
20	Ponte Preta – SP	91.036,32	1.729.690,00	19
Brasileirão Série A 2016		MRBC	TRBC	
		537.815,83	203.832.200,28	

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se observar pela Tabela 1.5, que os clubes dos estados das regiões sudeste e sul predominam nas três primeiras posições, porém a ocorrência do estado da Bahia na quarta posição de média de público pagante, não obstante esse estado ter tido apenas dois clubes de futebol que participaram da série A de 2016 no campeonato brasileiro de futebol.

Tabela 1.5 – Ranking por estados brasileiros do campeonato brasileiro série A 2016

Ranking	Estado	MPP	TPP	MRL	TRL	MRB	TRB	QC
1	RS	22.935	871.520	490.276,44	18.630.504,82	674.332,84	25.624.648,00	2
2	SP	20.057	1.905.377	597.376,58	56.750.775,54	956.135,11	90.832835,78	5
3	MG	14.110	804.270	14.984,60	854.122,37	421.088,32	24.002.034,00	3
4	BA	13.997	265.941	101.582,14	1.930.060,64	221.838,55	4.214.932,50	1
5	RJ	13.647	777.853	231.070,89	13.171.040,65	624.204,82	35.579.675,00	3
6	PR	12.822	487.254	63.492,01	2.412.696,44	297.794,21	11.316.180,00	2
7	PE	10.024	380.920	116.775,24	4.437.459,30	191.906,84	7.292.460,00	2
8	SC	7.107	262.950	77.553,61	2.869.483,39	134.309,05	4.969.435,00	2

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1.6 apresenta dados para a receita bruta de bilheteria dos clubes participantes do campeonato brasileiro da Série A na temporada 2017. Pode-se observar um predomínio dos clubes de futebol das regiões sudeste e Sul nas dez primeiras posições, com exceção da presença de um clube da região nordeste do Brasil, o Bahia – BA. Além disso, os clubes de torcida expressiva em nível nacional como Corinthians, Flamengo – RJ e Palmeiras – SP estão posicionados entre os quatro melhores clubes na Série 2017 em relação ao total de público pagante nos seus jogos como mandante. Por outro lado, clubes como Botafogo – RJ e Coritiba – PR, que realizaram promoções de ingressos em jogos como mandantes na série A 2017 não figuram no ranking dos dez maiores totais de público pagante do campeonato brasileiro de futebol na temporada 2017.

Tabela 1.6 – Receita bruta de bilheteria por clubes de futebol do campeonato brasileiro série A 2017

Ranking	Clube	Média do Público Pagante	Total do Público Pagante	Jogos como mandante
1	Corinthians-SP	2.303.940,35	43.774.866,70	19
2	Palmeiras-SP	1.742.094,88	33.099.802,64	19
3	São Paulo-SP	919.249,00	17.465.731,00	19
4	Flamengo-RJ	698.751,21	13.276.273,00	19
5	Grêmio-RS	689.317,42	13.097.031,00	19
6	Bahia-BA	564.676,18	10.728.847,50	19
7	Vasco-RJ	559.014,69	8.944.235,00	19
8	Santos-SP	388.578,16	7.382.985,00	19
9	Fluminense-RJ	381.687,37	7.252.060,00	19
10	Cruzeiro-MG	353.519,53	6.716.871,00	19
11	Coritiba-PR	342.467,89	6.506.890,00	19
12	Atético-MG	333.606,42	6.338.522,00	19

13	Athletico-PR	301.713,68	5.732.560,00	19
14	Chapecoense - SC	271.845,26	5.165.060,00	19
15	Botafogo - RJ	259.641,84	4.933.195,00	19
16	Sport – PE	251.275,68	4.774.238,00	19
17	Avaí – SC	201.929,79	3.836.666,00	19
18	Vitória – BA	166.227,13	3.158.315,50	19
19	Atlético - GO	159.088,95	3.022.690,00	19
20	Ponte Preta – SP	85.476,21	1.624.048,00	19
Campeonatos		MRBC	TRBC	
Brasileirão Série A 2017		548.623,04	206.830.887,34	

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1.7 indica o ranking por estado brasileiro que possui pelo menos um clube de futebol que participou do campeonato brasileiro de futebol da Série A em 2017, e considera a média e total de público pagante e de receita bruta dos jogos desses clubes como mandante nesse campeonato de futebol. Os estados do sudeste e sul predominaram nas primeiras posições do ranking, enquanto, fora desse eixo geográfico, apenas a Bahia apresentou um ranking expressivo, ocupando a terceira posição nesse ranking de público pagante e receita de bilheteria da Série A em 2017 no campeonato brasileiro de futebol.

Tabela 1.7 – Ranking por estados brasileiros do campeonato brasileiro série A 2017

Ranking	Estado	MPP	TPP	MRL	TRL	MRB	TRB	QC
1	SP	24.513	2.328.711	681.715,22	64.762.945,74	1.087.867,72	103.347.433,34	5
2	RS	19.728	374.840	535.897,16	10.182.046,11	689.317,42	13.097.031,00	1
3	BA	16.226	616.602	188.478,14	7.162.169,21	365.451,66	13.887.163,00	2
4	PR	14.040	533.528	55.994,10	2.217.775,89	322.090,79	12.239.450,00	2
5	MG	13.837	525.615	14.151,27	537.748,31	343.562,97	13.055.393,00	2
6	RJ	13.475	983.705	495,98	36.206,68	471.311,82	34.405.763,00	4
7	PE	12.349	234.633	150.604,39	2.861.483,32	251.275,68	4.774.238,00	1
8	SC	8.588	326.357	160.780,36	6.109.653,68	236.887,53	9.001.726,00	2
9	GO	5.047	95.885	70.181,71	1.333.452,48	159.088,95	3.022.690,00	1

Fonte: Elaboração própria.

Cabe destacar que na presente seção foi feito uma descrição dos procedimentos metodológicos e da base de dados assim como foi caracterizada a amostra de dados a partir de uma análise das estatísticas descritivas e da matriz de correlações de Pearson para as variáveis de estudo a serem empregadas nas estimações dos modelos econométricos. Na próxima seção, serão feitas as considerações acerca dos resultados das estimações dos modelos econométricos elaborados e analisados nesse artigo.

1.4 Resultados e discussões

A seguir, são apresentados os resultados para as estimações dos dois modelos econométricos de fatores determinantes da bilheteria e público pagante para os jogos do campeonato brasileiro de futebol da série A nas temporadas 2016 e 2017.

A Tabela 1.8 descreve os resultados para o modelo econométrico de fatores determinantes da razão entre receita bruta de bilheteria e público pagante. Pode-se destacar, que fatores como, por exemplo, posição do clube entre os seis primeiros

colocados na tabela de classificação, jogos com a presença de Flamengo, Corinthians e Palmeiras - apresentaram um impacto positivo sobre a variável dependente representada pela razão entre receita bruta de bilheteria e público pagante dos jogos de futebol do campeonato brasileiro da série A no período de 2016 a 2017.

Em relação à variável explicativa binária referente ao jogo nas regiões Centro-Oeste e Sul, apresentaram um sinal negativo, indicando que os jogos realizados nessas duas regiões apresentam um impacto menor em relação à partida jogada na região sudeste, cuja variável *dummy* não entrou na estimação do modelo econométrico.

Além disso, as variáveis explicativas de posição entre os seis primeiros da tabela de classificação dada pela variável explicativa para a posição do clube entre os seis melhores na tabela de classificação do campeonato, diferença de posição na tabela de classificação, jogo transmitido por canal de televisão com sinal aberto e o clube ter jogado a série B no ano anterior, também apresentaram um efeito positivo sobre a variável dependente da razão entre receita bruta de bilheteria e público pagante total dos jogos de futebol. Estes resultados evidenciam que os torcedores são indiferentes entre ir ao jogo mesmo com a transmissão pela televisão da partida e o fato de o clube estar numa posição superior ao rival do jogo ou o clube está fazendo uma boa campanha estando bem posicionado na tabela de classificação são fatores que motivam o torcedor a ir ao estádio.

A estimativa para a variável explicativa binária de promoção de ingressos a apresentou uma relação inversa com a razão de receita de bilheteria e público pagante, esse sinal pode ser explicado devido ao fato de que os clubes que realizam promoção de ingresso não apresentaram uma receita de bilheteria expressiva nas temporadas de 2016 e 2017. Outra variável que teve impacto negativo sobre a variável dependente foi a relacionada com o número de vitórias acumuladas pelo clube no campeonato, o que evidencia que o torcedor avalia na sua decisão de ir aos jogos os resultados mais recentes do clube. A estimativa para a posição do clubes entre os quatro últimos colocados do campeonato apresentou um efeito negativo sobre a variável dependente, evidenciando que uma campanha ruim do clube no torneio desencoraja a presença do público nos estádios. Para a estimativa da variável clássico o sinal positivo da estimativa indica que os jogos com os clubes do mesmo estado, dada a tradicional rivalidade são motivadores para os torcedores comparecerem aos jogos no estádio, dado que a rivalidade histórica entre os clubes do mesmo estado ou cidade tornam estes jogos diferenciados, o que contribui para que estas partidas apresentem uma elevado público pagante e bilheteria.

Tabela 1.8 – Resultados da estimação do modelo razão Receita bruta/publico pagante por mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida³

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor – p
constante	24,4190	0,852613	28,64	<0,0001
Promoção	-1,21334	0,585848	-2,071	0,0387
classicoreg	3,34534	1,1718	2,855	0,0044
horasemana	-1,14717	0,6267	-1,831	0,0676
tvaberta	2,97951	0,7423	4,015	<0,0001
sucessoanterior	0,5191	0,6048	0,8583	0,3910
Sucesso muito anterior	-0,1584	0,0736144	-2,152	0,0317
posicaoG6	7,0851	0,890478	7,957	<0,0001
posicaoZ4	-1,7629	0,792578	-2,224	0,0264
diferclassific	0,2069	0,0506	4,089	<0,0001
segundadivisao	3,1734	0,7999	3,967	<0,0001
grande	16,6823	1,09589	15,22	<0,0001
CO	-2,54449	1,04603	-2,433	0,0152
NE	-4,61214	0,636670	-7,244	<0,0001
SUL	-2,36744	0,620973	-3,812	0,0001
R^2	0,4833			
R^2 ajustado	0,4735			

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1.9 apresenta os resultados estimados para o modelo probit tendo como variável dependente a bilheteria alta descrita na seção de metodologia. A interpretação dos coeficientes estimados do modelo probit da Tabela 1.9 não faz muito sentido, sendo mais plausível interpretar os valores dos efeitos marginais⁴. Para essa amostra, que abrange os jogos do campeonato brasileiro de futebol da série A no período de 2016 a 2017, obteve-se pelo resultado $\text{prob}(\text{predict})$ um valor igual a cerca de 0,38, indicado que para essa amostra específica a probabilidade de se ter uma bilheteria alta nos jogos, conforme o modelo probit, é de aproximadamente 38%, cabendo destacar que para o caso do modelo logit, o valor é aproximadamente 37% para o modelo econométrico.

No que se refere à interpretação dos efeitos marginais do modelo probit, pode-se observar que as variáveis explicativas para os jogos com Flamengo, Corinthians ou Palmeiras e a diferença de posição entre os clubes do jogo na tabela de classificação apresentaram um sinal positivo para o efeito marginal, de modo que pode-se dizer que

³ Como o modelo foi estimado por mínimos quadrados com erros-padrão robusto e correção de heterocedasticidade para eliminar problemas de ineficiência dos estimadores e corrigir a heterocedasticidade no modelo.

⁴ Os valores dos efeitos marginais dos modelos probit e logit, são dados em relação ao ponto médio da amostra dos dados para as variáveis do modelo econométrico.

essas duas variáveis elevam em 32% e 0,6% a probabilidade de que a partida apresente uma bilheteria acima da média do campeonato brasileiro de futebol. Estes resultados são bastante coerentes, pois Flamengo, Corinthians ou Palmeiras figuram entre as maiores bilheterias do campeonato e são clubes com expressivo número de torcedores em todas as regiões do Brasil. Em relação ao sinal positivo para a variável de diferença de posição dos clubes na tabela de classificação isso indica que quando o clube mandante está acima do seu adversário na tabela de classificação o torcedor mostra uma expectativa maior favorável a um bom resultado do clube na partida.

Por outro lado, as outras variáveis que foram estatisticamente significantes, Promoção no jogo, clube entre os quatro últimos da tabela de classificação, e o fato de o clube ter jogado a série B na temporada anterior, e os jogos realizados nas regiões sul e centro-oeste, apresentaram um sinal negativo para o efeito marginal, de forma que jogos com promoção de ingressos, clubes que ocupam a zona de rebaixamento para a segunda divisão do campeonato brasileiro e ter jogado a segunda divisão no ano anterior diminuem, respectivamente, em aproximadamente 23%, 12% e 10% a probabilidade de se ter na partida de futebol uma bilheteria alta. O sinal negativo para a variável promoção de venda de ingressos pode ser justificado pelo fato de que clubes que realizaram promoção de venda de ingressos como Botafogo – RJ, Coritiba - PR e Fluminense – RJ não tiveram entre as maiores bilheterias no campeonato brasileiro no período de 2016 a 2017 e o valor negativo para a estimativa relacionada com a posição do clube na zona de rebaixamento reforça o fato de que uma campanha ruim do clube no campeonato afeta negativamente a expectativa do torcedor o que o leva a diminuir sua frequência aos jogos do clube.

A interpretação das dummies regionais para Centro – Oeste e Sul, são feitas comparando-se com a região Sudeste, que foi omitida das estimações do modelo probit. Desse modo, pode-se observar que pelos valores dos efeitos marginais iguais a -0,2621 e -0,1121, respectivamente, para as regiões Centro – Oeste e Sul, indicam que uma partida realizada nas regiões Centro – Oeste e Sul, diminuem em cerca de 26% e 11% a probabilidade de se ter uma bilheteria alta nos jogos de futebol comparativamente aos jogos realizados nos estádios na região Sudeste do Brasil pelo campeonato brasileiro de futebol, o que constitui um resultado coerente dado que a região sudeste abrange a maioria dos clubes mais tradicionais e de maior torcida no Brasil.

Tabela 1.9 – Modelo probit binário bilheteria alta⁵

Variável	Coefficiente	Efeitos marginais do modelo probit	Efeitos marginais do modelo logit ⁶
Promoção	-0,6086***	-0,2252***	-0,2316***
classicoreg	-0,0076	-0,0029	0,0036
horasemana	0,1044	0,0398	0,0364
tvaberta	-0,0006	-0,0002	0,0012
sucessoanterior	0,0372	0,0142	0,0148
Sucesso muito anterior	-0,0132	-0,0050	-0,0052
posicaoG6	0,1826	0,0702	0,0701
posicaoZ4	-0,3210*	-0,1175**	-0,1285**
diferclassific	0,0165**	0,0063**	0,0060*
segundadivisao	-0,2637*	-0,0973*	-0,0969*
grande	0,8243*	0,3171***	0,3230***
CO	-0,8464***	-0,2621***	-0,2586***
NE	-0,1804	-0,0677*	-0,0631
SUL	-0,3028***	-0,1121***	-0,1130***

Fonte: Elaboração própria

Para o ajuste do modelo em relação aos dados amostrais, segue-se os resultados descritos na Tabela 1.10. Pode-se observar a partir do resultado para o teste de qualidade do ajustamento o valor da probabilidade da distribuição qui – quadrado igual a 0,2775, que não se pode rejeitar a hipótese nula de que o modelo probit de bilheteria alta está bem ajustado aos dados.

A porcentagem de acertos onde observações corretamente especificadas ou classificadas do modelo probit para bilheteria alta é igual a 70,50% também é uma forma de aferir o bom ajuste do modelo probit estimado e, desse modo, é adequada a especificação desse modelo. O valor de 70,50% corresponde dizer que 533 das 756 observações totais estão especificamente corretas e classificadas como zero ou um para o modelo probit para bilheteria alta, sendo que deste total 101 observações são mal classificadas como 1 sendo zero a classificação correta e 122 observações são erroneamente classificadas como zero, quando a classificação correta é igual a 1. As $154 + 379 = 533$ observações restantes estão corretamente classificadas para esse modelo.

⁵ * Significativo a 10%, **significativo a 5% e ***significativo a 1%.

⁶ Optou-se pela escolha da modelagem do tipo probit por ser mais adequado ao estudo desenvolvido neste ensaio, porém como os resultados foram muito semelhantes aos do modelo logit em relação aos sinais e a magnitude dos efeitos marginais, então inseriu-se os efeitos marginais do logit para efeito de comparação com as estimações via modelo probit.

Tabela 1.10 – Resultados para o ajuste de modelo e o total de acertos do modelo para fatores determinantes de bilheteria alta

Descrição	Valor
Teste de ajuste do modelo	Prob>chi ² =0.2775
Porcentagem de observações corretamente classificadas	70,50%

Fonte: Elaboração própria

1.5 Considerações finais

O futebol constitui um negócio bastante rentável e que envolve um público constituído de milhões de adeptos desse esporte e, desse modo, sustenta toda uma cadeia produtiva, gerando-se milhares de postos de trabalho e movimentando significativo volume de recursos financeiros em nível global. Desse modo, conhecer os fatores determinantes da presença de torcedores nos estádios torna-se um relevante instrumento que pode melhorar diretamente as receitas dos clubes, garantindo seu equilíbrio econômico-financeiro, e de médio a longo prazo pode acarretar na construção de um clubes mais bem estruturado e com maiores conquistas de títulos em ligas de futebol expressivas nos níveis nacional e internacional, aumentando-se a projeção desse clube em nível mundial. Assim sendo, o presente trabalho desenvolveu-se sob o objetivo geral de se analisar alguns dos principais fatores determinantes da presença de público nos estádios de futebol no Brasil. Como objetivos específicos, estudou-se os fatores que podem inibir a presença de público nos estádios, no sentido de contribuir para auxiliar em que tipo de linha de ação os clubes podem desenvolver para tornar o produto futebol mais atraente e, por conseguinte gerar maior receita com arrecadação de bilheterias nos jogos de futebol ou meios melhorarem os incentivos para a fidelização dos torcedores a contribuírem com as finanças dos clubes de futebol em ações como as de adesão aos programas de sociotorcedor.

Estabeleceu-se como hipóteses que jogos da série A 2016 e 2017 realizados nas rodadas de meio de semana à noite, quarta e quinta, são menos atraente e apresentam, na média, menores públicos pagantes do que os jogos realizados no final de semana. Outro fator que impacta negativamente é o fato de o jogo ser transmitido por canal aberto de televisão. Por outro lado, clubes com melhor nível de competitividade refletida nas primeiras posições na tabela de classificação do campeonato brasileiro da série A de 2016 e 2017 e a ocorrência de um jogo clássico regional, assim como a presença de clubes grandes do porte de Corinthians-SP, Flamengo-RJ e Palmeiras-SP como clube visitante

dos jogos de futebol contribuem com um impacto positivo sobre a presença dos torcedores pelos jogos de futebol e o gera um aumento nas receitas de bilheteria dos jogos.

Para o caso dos fatores determinantes da arrecadação per capita de bilheteria dos jogos de futebol na série no período de 2016 a 2017, constatou-se que fatores como a posição do clube nas seis primeiras posições da tabela de classificação, o jogo com Flamengo-RJ, Corinthians-SP e Palmeiras-SP, indicaram um impacto positivo sobre a variável dependente representada pela arrecadação per capita de bilheteria nos jogos de futebol do campeonato brasileiro da série A no período de 2016 a 2017, resultado que corrobora com os encontrados para estimações de clássicos estaduais nos modelos econométricos estimados em estudos como o de Madalozzo (2008) Santos et al. (2014), Botoluzzo et al. (2011), Iaropoli (2011), Filho (2015) e Souza (2004). Pode-se destacar também que outros fatores como a variável explicativa que indica a posição do clube entre os seis primeiros colocados na tabela de classificação, o clube ter jogado a segunda divisão do campeonato no ano anterior e a transmissão do jogo por canal de televisão com sinal aberto apresentaram um impacto positivo sobre a variável dependente representada pela razão entre receita bruta de bilheteria e público pagante dos jogos de futebol do campeonato brasileiro da série A no período de 2016 a 2017,

Para a variável representativa da posição no g6 do campeonato, esse sinal positivo do coeficiente diverge do obtido no estudo de Santos *et al.* (2014) para o campeonato brasileiro e a pesquisa de Goncalves (2018) para a liga de futebol nacional do Uruguai e para a variável dummy de transmissão por canal aberto de televisão o sinal obtido para a estimativa desta variável explicativa foi positivo, corroborando com o que foi encontrado nos trabalhos de Filho (2015), de Santos *et al.* (2017) e Souza (2004).

A posição do clube na zona de rebaixamento apresentou influência negativa sobre a razão receita de bilheteria e público pagante, confirmando a intuição de que um desempenho fraco em termos da pontuação no campeonato afasta o torcedor das partidas no estádio. Por outro lado, para a variável binária relativa aos jogos entre dois clubes de mesmo estado obteve-se um impacto positivo sobre a arrecadação média de bilheteria, o que é bastante esperado, dado que jogos clássicos estaduais são uma atração para os torcedores.

Em relação às variáveis binárias geográficas referentes à localização da região brasileira em que é realizada a partida de futebol, constatou-se que a presença do sinal negativo para os coeficientes estimados para os jogos realizados nas regiões Centro-Oeste e Sul indicaram que comparativamente aos jogos em estádios de cidades da região

sudeste, as partidas nas regiões Centro-Oeste e Sul apresentam um impacto menor sobre a arrecadação de bilheteria per capita dos jogos relativamente aos jogos na região sudeste do Brasil para os jogos do campeonato brasileiro de futebol da primeira divisão no período de 2016 a 2017.

Para o caso dos resultados dos efeitos marginais estimados no modelo probit, tendo como variável dependente a variável binária de bilheteria alta, que corresponde a um valor igual ou maior do que a média de arrecadação de bilheteria dos jogos do campeonato brasileiro da Série A nas temporadas 2016 e 2017. Em relação aos resultados dos fatores determinantes da probabilidade de bilheteria alta, acima da média de cada temporada, nos jogos da Série A do campeonato brasileiros de futebol no período de 2016 a 2017, observou-se como resultados para a previsão da probabilidade de bilheteria alta na média da amostra de dados, dada pelo valor de $\text{prob}(\text{predict})$ um resultado igual a aproximadamente 0,38, sinalizando, desse modo, para essa amostra de dados a probabilidade de se ter uma bilheteria alta nos jogos, conforme o probit, é de cerca de 38%, enquanto que para as estimações complementares relacionadas com o modelo logit, o valor desse resultado foi de aproximadamente 37% para o modelo econométrico.

No que se refere aos resultados do modelo probit, constatou-se que os sinais dos coeficientes estimados e dos efeitos marginais foram iguais. Para a interpretação dos efeitos marginais do modelo probit, verificou-se que os valores das variáveis explicativas para partidas com a presença de Flamengo, Corinthians ou Palmeiras e a variável que indica a diferença na posição entre os clubes do jogo na tabela de classificação apresentaram um sinal positivo para o efeito marginal, de forma que o aumento de uma unidade dessas duas variáveis indicaram uma elevação de cerca de 32% e 0,6% na probabilidade de que o jogo de futebol apresentasse uma bilheteria alta para o campeonato brasileiro de futebol da primeira divisão nas temporadas de 2016 e 2017. Para a comparação com outros estudos pode-se dizer que a variável explicativa para clube grande como visitante, converge em relação ao sinal positivo com as estimativas obtidas para a variável clássico regional nos modelos econométricos estimados nos trabalhos de Madalozzo (2008) Santos et al. (2014), Botoluzzo et al. (2011), Iaropoli (2011), Filho (2015) e Souza (2004), enquanto para o caso da variável que indica a diferença de posição dos clubes na tabela de classificação, o resultado obtido nesse artigo diverge do sinal negativo encontrado nos estudos de Santos *et al.* (2014), Santos *et al.* (2017) e Goncalves (2018).

Ainda em relação às estimações dos efeitos marginais do modelo probit, observou-se também que outras variáveis explicativas estatisticamente significantes, tais como a de promoção de ingresso para a partida de futebol, a variável que representa a posição dos clubes entre os quatro últimos da tabela de classificação, e a que indica os clubes que jogaram a segunda divisão do campeonato brasileiro no ano anterior, além das variáveis explicativas binárias que representam jogos realizados nas regiões sul e centro-oeste, tiveram para o coeficiente do efeito marginal um sinal negativo, indicando, desse modo que jogos com promoção de ingressos, clubes que ocupam uma das quatro últimas posições da tabela de classificação do campeonato brasileiro e o fato de o clube ter jogado a segunda divisão no ano anterior reduzem, respectivamente, em aproximadamente 23%, 12% e 10% a probabilidade de se ter na partida de futebol uma bilheteria alta, acima da bilheteria média da temporada 2016 e 2017 do campeonato brasileiro de futebol. Para a promoção de ingresso nos jogos de futebol esse sinal negativo da estimativa da variável promoção, diverge do sinal positivo obtido nas estimações dos modelos econométricos nos estudos de Filho (2015) e de Madalozzo (2008).

Outro resultado que satisfaz a expectativa a priori foi o coeficiente dos efeitos marginais para as variáveis binárias regionais para o Centro-Oeste e o Sul, que foram estimadas e cuja interpretação deu-se em relação à região Sudeste do Brasil, que foi utilizada como *dummy* de referência para as estimações das *dummies* regionais do modelo logit. A partir dos valores dos coeficientes dos efeitos marginais, iguais a -0,2520 e -0,1085, respectivamente, para as regiões Centro – Oeste e Sul, sinalizaram que um jogo realizado nas regiões Centro – Oeste e Sul, reduzem em aproximadamente 25% e 10% a probabilidade de obtenção de uma bilheteria alta nos jogos de futebol para as partidas do campeonato brasileiro de futebol da primeira divisão nos estádios dessas regiões relativamente às partidas de futebol jogadas nos estádios na região Sudeste do Brasil pelo Campeonato brasileiro de futebol no período de 2016 e 2017.

Nesta pesquisa, estudou-se alguns dos principais fatores determinantes da presença de torcedor nos jogos e receitas com bilheteria dos jogos de futebol para o caso do campeonato brasileiro da série A no período de 2016 a 2017. Como extensão dessa pesquisa sugerem-se outros trabalhos em que se incluam outras variáveis relevantes como, por exemplo, algum indicador de violência urbana ou segurança pública na cidade em que se realiza o jogo e fatores socioeconômicos regionais como PIB per capita, taxa de desemprego e índice de desenvolvimento municipal da cidade em que se realiza a partida do campeonato de futebol.

Referências bibliográficas

- ALMEIDA, M. I. S. De, FILHO, A. C., OLIVEIRA, D. S. De, COELHO, R. L. F. & SAVIOLI, P. (2017). **Desempenho mercadológico no País do futebol: determinantes simultâneos da presença de público nos estádios.** EnANPAD 2017 São Paulo / SP - 01 a 04 de Outubro.
- BENEVIDES, B. Í. L., SANTOS, S. M. Dos & CABRAL, A. C. De A. (2017). A relação entre preço e demanda por jogos de futebol no Brasil. **Rev. Econ. Contemp.**, v. 21, n. 2, p. 1-18, mai-ago.
- BINJWAIED, M., RICHARDS, I. & O'KEEFFE, L. (2015). The Factors Influencing Fans' Attendance at Football Matches in the Kingdom of Saudi Arabia. **Athens Journal of Sports**, June.
- BORTOLUZZO, A. B., IAROPOLI, P. T. & MACHADO, S. J. (2011). **Demand for Brazilian Soccer: A Censored Model Approach.** Insper Working Paper. WPE: 237.
- BORTOLUZZO, A. B., BORTOLUZZO, M. M., MACHADO, S. J., MELHADO, T., TRINDADE, P. I. & PEREIRA, B. S. (2017). Ticket consumption forecast for Brazilian championship games. <http://rausp.usp.br/> **Revista de Administração**. 52, 70–80.
- BURAIMO, B., & SIMMONS, R. (2015). **Uncertainty of Outcome or Star Quality?** Television Audience Demand for English Premier League Football, *International Journal of the Economics of Business*.
- CAMERON, A. C. & TRIVEDI, P. K. (2009). **Microeconometrics. Methods and applications.** 8ª reimpressão, Cambridge University Press.
- CAMERON, A. C. & TRIVEDI, P. K. (2009). **Microeconometrics Using Stata.** Stata press, Printed in the United State of America.
- CARUSO, R., ADDESA, F. & DOMIZIO, M. Di. (2016). The Determinants Of The TV Demand Of Soccer: Empirical Evidence On Italian Serie A For The Period 2008-2015. **MPRA**. Paper No. 70189, posted 22 March.
- CARUSO, R. & DOMIZIO, M. Di. (2013). Hooliganism and demand for football in Italy: Attendance and counter-violence policy evaluation. **Wpcom**. No. 101. June. Confederação Brasileira de Futebol. Disponível em: <https://www.cbf.com.br>. Acesso em: 18 de jun. de 2018.
- DAVID, V. F. B. (2016). **Demanda por jogos: o que leva as pessoas aos estádios?** Projeto de trabalho de conclusão de curso. Departamento de Economia. Universidade de Brasília Brasília – DF, 2º.
- JAVANMARDI, E. & NOGHONDARIAN, K. (2011). A Study of Factors Affecting the Demand for Watching Football in Stadiums. **SMIJ – VOL. 7, Number 2.**
- GIOVANNETTI, B.; ROCHA, B. De P.; SANCHES, F. M.; SILVA, J. C. D. Da. (2006). **Medindo a fidelidade das torcidas brasileiras: uma análise econômica no futebol.** RBE Rio de Janeiro v. 60 n. 4 / p. 389–406 Out-Dez.
- GONCALVES, M. M. (2018). Determinantes de la demanda por entradas a partidos de fútbol de primera división. El caso uruguayo para la década 2006-2016. Instituto de Economía. **Serie Documentos de Investigación Estudiantil**. Julio.
- GREENE, W. H. (2012). **Econometric Analysis.** Pearson Education. seventh edition, international edition.
- GUJARATI, D. N. & PORTER, D. C. (2011). **Econometria Básica.** 5.ed. – Porto Alegre: AMGH.
- IAROPOLI, Pedro. (2010). **Estudo sobre a demanda por partidas de futebol no Brasil.** São Paulo: Insper.

- KENNEDY, P. (2009). **Manual de Econometria**. Tradução da 6ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier.
- MACHADO FILHO, J. T. B. (2015). **Determinantes de público no Campeonato Brasileiro de Futebol da série A entre 2012 e 2014**. Porto Alegre. 50 f. Diss. (Mestrado) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, PUCRS.
- MADALOZZO, R. (2008) **A Model of Attendance Demand at the Brazilian Football League**. Insper Working Paper. WPE: 113.
- MADALOZZO, R. (2008). **A Model of Attendance Demand at the Brazilian Football League**. Insper Working Paper. WPE:113.
- PAWLOWSKIA, T. & ANDERSB, C. (2012). Stadium attendance in German professional football – The (un)importance of uncertainty of outcome reconsidered. **Applied Economics Letters**.
- SANTANA, S. K. S. De & SILVA, A. S. Da. (2009). The determinants of demand in football matches during the 2007 Brazilian Championship. **IASE/NAASE Working Paper Series**, No. 09-06. June.
- SOUZA, F. A. P. De. (2004). **Um estudo sobre a demanda por jogos de futebol nos estádios brasileiros**. Departamento de Administração. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo (USP). São, Paulo. (dissertação de mestrado).
- STOLT, M.; WALDENOR, C. (2010). **The demand for football attendance in Sweden**. School of Economics. Department of Marketing and Strategy (DMS). Stockholm, Sweden. Bachelor's thesis.
- Srgool. Disponível em: <https://www.srgool.com.br>. Acesso em: 18 de jun. de 2018.

2 ESTUDO DE FATORES DETERMINANTES DO ENVIDAMENTO DE CLUBES DE FUTEBOL BRASILEIROS NO PERÍODO DE 2012 A 2017

2.1 introdução

No cenário atual do futebol brasileiro, mormente com o advento da Lei de Modernização do futebol de 2015 e da implementação do PROFUT, tem-se observado que os clubes brasileiros tem dado maior relevância à gestão econômico-financeira mais responsável, que tendam a uma melhoria na saúde financeira das agremiações esportivas no médio prazo. Assim sendo, pode-se observar uma percepção dos gestores dos clubes no sentido de tentarem sanear e controlar futuros problemas relacionados com alto nível de endividamento nos clubes de futebol.

Como contribuição deste ensaio foi feito um estudo no qual se engloba alguns dos principais fatores determinantes do endividamento de clubes de futebol brasileiros considerando-se variáveis financeiras tais como receitas dos clubes e custos com o departamento de futebol. Ademais, considera-se também a relação do endividamento com

a variável que representa a participação dos clubes no Profut, programa de modernização do futebol e que teve como objetivo promover melhoria na gestão dos clubes e proporcionar aos clubes formas viáveis de financiamento de sua dívida tributária com o Governo Federal, e a variável para indicar transparência dos clubes. Estuda-se também a relação entre fatores relacionados à parte esportiva como a participação do clube num torneio internacional, número de vitórias do clube na temporada e a pontuação no Ranking Nacional de clubes da CBF e o nível de endividamento das agremiações esportivas. Nessa perspectiva, pode-se citar dentre os autores que estudaram os impactos relacionados aos fatores relacionados com o equilíbrio econômico-financeiro de clubes de futebol no Brasil, Alves (2017), Faria (2017), Junior e Oliveira (2018), Dantas *et al.* (2017), Junior, Ferreira e Piva (2019) e Umbelino (2017). Ademais, em termos da literatura internacional, pode-se destacar alguns trabalhos que estudaram a relação do fair play financeiro na Europa e seus reflexos na competitividade das principais ligas de futebol europeia assim como na gestão econômico financeira dos principais clubes de futebol europeus em termos de seu equilíbrio econômico-financeiro. Nesse sentido, pode-se citar, dentre outros, trabalhos como Madden (2012), Vöpel (2011, 2013), Evans (2014), Bocero (2016), Antiainen (2018), Rendón (2017) e Gunardi (2014), que estudaram o desempenho financeiro e a competitividade esportiva dentre clubes e ligas de futebol na Europa e a relação com as regulamentações do Fair Play Financeiro da UEFA para clubes europeus de futebol.

O presente trabalho foi elaborado sob a hipótese de que a despesa com futebol, a inserção no PROFUT e a pontuação do clube no ranking da CBF têm uma relação direta com o endividamento dos clubes nas temporadas de 2012 a 2017. Ademais, considera-se a hipótese de que a receita total, a transparência, a participação numa competição internacional e o número de vitórias dos clubes têm relação inversa com o endividamento. Diante disso, surge como problema de pesquisa o seguinte questionamento: A receita total, o número de vitórias, a variável de transparência e a participação em competições internacionais afetam negativamente o endividamento dos clubes? Outra questão que se busca responder neste artigo é o seguinte: Os custos com o departamento de futebol, a inserção do clube no PROFUT e a pontuação do clube na CBF afetam positivamente o endividamento dos clubes? Desse modo, para analisar essa relação entre os fatores determinantes do endividamento, a adesão ao Profut, as variáveis econômico-financeiras e as variáveis relacionadas com o sucesso esportivo dos clubes da amostra, é feita a estimação de um modelo econométrico utilizando-se o método de dados em painel

dinâmico Arellano e Bond (1991) com base no método de momentos generalizados (GMM) e verificando-se a robustez da escolha dos instrumentos com base no teste de sobreidentificação das variáveis instrumentais de Sargan e de Hansen no contexto da análise econométrica para os clubes de futebol da amostra no período de 2012 a 2017.

No que se refere aos objetivos dessa pesquisa, tem-se como objetivo geral a verificação de alguns dos fatores determinantes do endividamento de clubes de futebol no Brasil no período de 2012 a 2017. Ademais, como objetivos específicos analisou-se a relação entre as variáveis econômico-financeiras com receita total e custo dos clubes com o departamento de futebol com a variável de endividamento dos clubes no período de 2012 a 2017. Como outro objetivo específico investigou-se a relação entre fatores de natureza esportiva como a participação do clube em competições internacionais e pontuação no ranking da CBF com o endividamento. Adicionalmente também se insere como objetivo específico a análise da relação entre o endividamento das agremiações esportivas e as variáveis indicativas de transparência e de participação do clube no PROFUT para o período de 2012 a 2017.

Nessa perspectiva, para a consecução dos objetivos estabelecidos, essa pesquisa está dividida nas seguintes seções, além dessa introdução, a saber; na segunda seção, tem-se uma revisão da literatura acerca da situação econômico-financeira dos clubes de futebol no Brasil e no âmbito da literatura internacional, descreve-se também a contribuição de alguns estudos sobre o Fair Play Financeiro da UEFA para os clubes de futebol europeus. Na terceira seção, descrevem-se os aspectos relacionados com a metodologia e as variáveis de estudo do modelo econométrico de determinantes do endividamento dos clubes de futebol brasileiros no período de 2012 a 2017. Na quarta seção, elaborou-se uma análise dos resultados das estimações dos modelos econométricos pelo método de GMM para os dados em painel dinâmico Arellano e Bond (1991), painel dinâmico Arellano e Bond ampliado e estimação por efeitos aleatórios e o modelo. Ademais, foram analisados os testes de sobreidentificação de Sargan e de heterocedasticidade dos modelos econométricos. Finalmente, na quinta seção expõem-se as principais conclusões dessa pesquisa e as sugestões para possíveis trabalhos futuros como aplicação de temas correlatos sobre a relação entre equilíbrio contábil-financeiro e sucesso esportivo de clubes de futebol.

2.2 Revisão de literatura

2.2.1 Fair play financeiro da UEFA

O Fair Play Financeiro proposto pela UEFA está relacionado com um conjunto de regras que visa que os clubes de futebol mantenham o seu equilíbrio financeiro e mesmo se aumente o nível de competitividade dos clubes na Europa no âmbito de suas ligas nacionais de futebol. Nesse sentido, tem-se que dentre os principais objetivos do Fair Play Financeiro a proteção da estabilidade financeira no longo prazo dos clubes de futebol europeus e o incentivo e manutenção do equilíbrio competitivo entre clubes e ligas. No intuito de alcançar esses objetivos, a UEFA faz uma exigência para os clubes de futebol associados, no sentido de estabelecer um limite ao déficit financeiro, o que em termos práticos limita a influência de investidores privados e a participação do capital de terceiros nos clubes de futebol europeus. Um problema que surge no âmbito dos requerimentos de equilíbrio no Fair Play Financeiro de UEFA é que não há uma definição explícita do que poderia ser considerado aceitável como sendo um equilíbrio competitivo favorável, bem como se são adequados os critérios de como medir ou avaliar a estabilidade financeira (VÖPEL, 2011).

O Fair Play Financeiro tem como ponto principal o chamado "requisito de equilíbrio", que estabelece que as "despesas relevantes", que engloba as despesas relacionadas com os custos dos clubes com o futebol como na contratação de jogadores. Recomenda-se que essa despesa não deve exceder a "receita relevante" do clube. Porém pode-se observar que esse conceito de receita relevante não abrange o item de receita de operações que não estão relacionadas ao futebol. O capital financeiro de membros externos ao clube de futebol não pode ser utilizado para financiar despesas do clube ficando esses investimentos restritos à atividades de infraestrutura de desenvolvimento de categorias de base dos clubes de futebol (VÖPEL, 2011).

Nessa perspectiva, em termos da análise do contexto em que se dá a evolução dos cenários que antecederam o Fair Play Financeiro na Europa, pode-se observar na Europa a implementação da chamada Lei Bosman nos anos 1990, que flexibilizou o ingresso de jogadores de futebol estrangeiro nos clubes europeus. O Fair Play Financeiro numa frente dupla com objetivos de regular o futebol europeu limitando os valores de cotas de jogadores estrangeiros e os valores financeiros nas transferências de jogadores para garantir maior competitividade entre os clubes nas ligas de futebol nacionais e nas competições de futebol organizadas pela UEFA, assim como tem também o objetivo de regular os clubes europeus para que não fique com endividamento alto e garantam uma boa gestão econômica financeira no âmbito desses clubes. Nessa perspectiva, em relação ao Fair Play Financeiro da UEFA, Madden (2012), investigou esse programa de regulação

econômico-financeira de clubes de futebol europeu. Ele partiu do pressuposto de elevação significativa na elasticidade por talentos, após a implementação da Lei Bosman no futebol. Ele constatou que o Fair play financeiro é ineficiente, e gera perdas de bem-estar para os torcedores, jogadores e proprietários dos clubes. Ele apresentou um modelo de objetivos dos gestores dos clubes de futebol europeu numa liga de futebol, abrangendo o lucro padrão e a maximização de ganhos esportivos, justificando o investimento dos gestores para melhoria da qualidade dos clubes de futebol. Os investidores estão presentes com frequência no futebol europeu, especialmente no EPL, porém as regulações do fair play financeiro impedem injeções de fundos de investimento para o aprimoramento direto da qualidade da equipe (pelo pagamento de salários ou honorários). Ele apontou que as regulamentações estabelecidas pela UEFA constituem uma condição prévia para a entrada de clubes de futebol europeus em competições de clubes desse continente, e tem sido sugerido que o FFP poderia ser adotado pela EPL, obrigando todos os seus clubes a cumprir as regulamentações da UEFA.

O autor destacou que no cenário atual na Europa com intensa competição dos clubes pelos jogadores talentosos e desse modo oferta elástica desses jogadores, as regulamentações da UEFA, podem acarretar uma perda de qualidade e competitividade das equipes de futebol, levando também uma redução nos salários dos jogadores das grandes ligas de futebol no continente europeu.

Ainda sobre a implementação do Fair Play Financeiro pela UEFA para auxiliar no equilíbrio econômico-financeiro de clubes de futebol europeus, Vöpel (2011) apontou que a regulamentação do futebol na Europa com base no Fair Play financeiro evidenciou pela primeira vez uma regulamentação harmonizada e muito mais rigorosa para todos os clubes europeus. Ele infere que o Fair Play Financeiro proposto pela UEFA em 2012 proporciona uma estrutura que impede que os clubes aumentem o nível de endividamento, garantindo simultaneamente a concorrência baseada apenas recursos financeiros que eles geram por conta própria, ou seja, que os clubes sejam financeiramente mais sustentáveis e sejam autossuficientes no seu financiamento e busca por equilíbrio econômico-financeiro. O autor apontou que se tem um debate sobre como o Fair Play Financeiro afeta o futebol europeu e em que medida ele é realmente justo. O Fair Play Financeiro conforme o autor apresenta como objetivo central reequilibrar a concorrência e reforçar no longo prazo estabilidade financeira no futebol europeu. Observou-se que a insolvência não tem se evidenciado como um problema grave no futebol profissional e, além disso, não há risco sistêmico óbvio resultante de a insolvência em relação a um único clube que

poderia justificar regulação mais rigorosa. Em relação aos efeitos de longo prazo, uma regulação mais rigorosa das finanças dos clubes europeus pode acarretar em impactos negativos, dado que protege involuntariamente clubes de serem desafiados por empresas não estabelecidas. Portanto, o Fair Play Financeiro pode acabar resultando num desequilíbrio competitivo vez de tornar os campeonatos de futebol europeus mais equilibrados. Apontou-se que um mecanismo baseado em instrumentos de lógica do mercado pode ser menos dispendioso do que simplesmente impor uma restrição de participantes em relação ao capital no futebol. Poderia como meio alternativo às imposições regulatórias no âmbito do fair play financeiro, estabelecer que as rendas de operações não relacionadas ao futebol tivessem um mecanismo de redistribuição que pudessem reduzir os incentivos para patronos e investidores privados que se envolvem em clubes de futebol.

Outro estudo sobre o Fair Play Financeiro foi elaborado por Evans (2014) que observou que o Fair Play Financeiro constitui uma intervenção política que se refere à regulamentação do desempenho financeiro de clubes de futebol profissionais e forneceu um modelo teórico básico para atender analisar a viabilidade dessa regulamentação entre os clubes de futebol europeus. Ele argumentou também que caso o objetivo dos reguladores que implementam o FFP seja de criar decisões de despesas não oscilatórias, estáveis (isto é, convergentes) por clubes de liga, ou seja, manutenção do equilíbrio financeiro, é preciso que isso esteja relacionado com a eficácia relativa dos clubes para converter talentos em vitórias e no desejo esperado dos clubes de aumentar seu estoque de jogadores talentosos para melhorar sua competitividade relativa. Como os valores dos parâmetros são todos positivos, deve-se ter uma trajetória oscilante (mesmo que seja convergente). O modelo apontou que a imposição de FFP não é suficiente para evitar um aumento no gasto total se os clubes de futebol persistir em priorizar uma política de gastos para o sucesso competitivo.

Ainda sobre a relação do Fair Play Financeiro e o equilíbrio econômico-financeiro e a competitividade esportiva dos clubes de futebol europeus, Rikardsson e Rikardsson (2013) apresentaram algumas recomendações para os principais clubes de futebol europeus no que se refere a uma adaptação deles ao Fair Play Financeiro da UEFA e à sua obtenção de alguma vantagem na mudança da indústria do futebol da UEFA. Considerando-se o objetivo de rentabilidade financeira para os clubes europeus, pode-se assemelhar tais agremiações esportivas com uma empresa que no geral visa maximizar lucros. Os autores aplicaram e adaptaram teorias de gestão estratégica de negócios no

sentido de formular uma estratégia de longo prazo baseada na obtenção de rentabilidade e, que contribuíram para melhorar desempenho esportivo dos clubes de futebol. Eles apontaram que se faz necessário formular uma estratégia de longo prazo baseada na busca simultânea de recursos financeiros e esportivos sucesso, para que se tenha uma compreensão mais precisa de como os maiores clubes europeus poderiam cumprir com o fair play financeiro e simultaneamente criar condições para vantajosas que contribuam para uma mudança da indústria do futebol da UEFA.

Nessa linha, pode-se destacar também o trabalho Fair Play Financeiro elaborado por Peeters e Szymanski (2012), que observaram aponta para o fato de que as regulamentações prescritas pelo conjunto de normas do “Fair Play Financeiro” (FFP) pela UEFA constitui uma forma de restrição vertical e com base nisso eles avaliaram o seu impacto na intensidade do nível de competitividade na *Premier League* inglesa. Os autores elaboraram um modelo empírico estrutural e mostraram que o Fair Play Financeiro da UEFA reduz substancialmente a concorrência, resultando em salários médios mais baixos, enquanto a receita média dificilmente seria afetada. Dependendo do regime exato, os índices de salários e rotatividade apresentam uma redução em torno de 8% a 15%. Eles observaram que a regra do ponto de equilíbrio do FFP se assemelha, em muitos aspectos, ao critério de teto salarial da América do Norte, porém no segundo se aplica o mesmo teto de gasto a todas as equipes. O autor argumenta que a lógica inserida na implementação do FFP pela UEFA não visa imediata promoção do equilíbrio competitivo, mas prover a disciplina e racionalidade nas finanças dos clubes.

No que diz respeito ao ponto de equilíbrio financeiro para os clubes no Fair Play Financeiro da UEFA, Uglebakken (2015) argumenta que a introdução do Requisito de Ponto de Equilíbrio (BER) pela UEFA forçou os clubes a administrarem suas finanças a partir dos próprios recursos financeiros gerados por eles sem a intervenção de capital de terceiros dentro dos clubes de futebol, fazendo com que eles visassem continuamente melhorar sua gestão econômico-financeira. Esse cenário do FFP indica uma tendência negativa no saldo competitivo para os clubes. Os grandes clubes se tornarão cada vez maiores e os pequenos clubes não conseguirão parar essa situação, porque eles não podem gastar mais do que o BER. Por conseguinte, precisa-se de se analisar alguns pontos para que o FFP atinja seus objetivos. As despesas com o desenvolvimento da categoria de base dos clubes, infraestrutura e desenvolvimento comunitário são metas preconizadas na regulação do Fair Play Financeiro da UEFA e que podem acarretar mudanças benéficas

para o futebol europeu. Outra mudança a ser feita, é um sistema mais eficaz e justo de sanções para os clubes de futebol.

Outro trabalho que investiga os efeitos da implementação do Fair Play Financeiro da UEFA (FFP) Gunardi (2014), que elaborou um estudo de caso para o Manchester United, clube de futebol tradicional da Inglaterra. O autor estudou os reflexos destes efeitos do Fair Play Financeiro da UEFA em relação às demonstrações financeiras do ano do clube no período de 2010 a 2013. O Manchester United cumpriu o requerimento mínimo para as demonstrações financeiras estabelecidas pelo Licenciamento de Clubes da UEFA como um dos requisitos para obter uma licença da UEFA para competições nas ligas de futebol profissional. O autor observou que o Manchester United não teve dificuldade em lidar com implementação do FFP da UEFA. O clube obteve um superávit de £17,2 milhões na simulação de *break-even* definida pelo FFP da UEFA em 2013 para a avaliação realizada em 2014.

Ainda sobre os trabalhos da literatura internacional acerca da relação entre competitividade esportiva e equilíbrio econômico-financeiro de clubes de futebol, pode-se citar Rendón (2017), que verificou que os clubes da liga de futebol colombiana gastam mais com os salários dos jogadores tem melhor resultado esportivo. Ele verificou que não existe uma correlação entre o desempenho esportivo e a lucratividade do clube. Adicionalmente, o autor reforçou o fato de que contrariamente ao senso comum de que clubes de futebol com excelente desempenho esportivo geram lucros, mostrou-se que a maioria das equipes colombianas foi deficitária e que a posição dos clubes na classificação não tem relação direta com os lucros desses clubes de futebol.

2.2.2 Evolução da regulação da relação clube-jogador no futebol brasileiro e a implementação do PROFUT

Nos primórdios da regulação da relação clube-jogador, tem-se a Lei do Passe, Lei nº 6.354/76, que tornava o jogador um ativo do clube e dava ao clube o direito de alienação do clube formador sobre o jogador, cujo vínculo atleta se estendia mesmo depois do contrato e como constituía um bem para a instituição, o clube poderia alienar o direito sobre o jogador, para honrar os custeios, ou sanar dívidas, porém não resolvia os problemas das dívidas dos clubes, pois naquela época, o esporte não movimentava o mesmo volume de recursos que movimenta atualmente, e os torneios não eram transmitidos ao vivo pela televisão, fator que hoje representa a maior parte das receitas dos clubes (FILHO & SILVA, 2012).

A gestão financeira responsável e eficiente dos clubes de futebol no Brasil foi algo bastante longe da realidade no início dos anos 1990, porém com a Lei Zico de 1993 (Lei n.º 8.672/93). A principal novidade apresentada pela Lei Zico foi a possibilidade dos clubes serem gerenciados por entidades com fins lucrativos, indicando a intenção do governo de transformar os clubes em empresas. A Lei não foi bem recebida pelos dirigentes, visto que o enquadramento neste novo conceito eliminaria uma série de vantagens fiscais que os clubes possuem até hoje (FILHO & SILVA, 2012).

A Lei Zico visava inicialmente profissionalizar o futebol e promover mudanças na gestão dos clubes de futebol. No entanto, essa lei ao ser aprovada foi bastante alterada na prática em relação ao seu projeto original, dado que no projeto inicialmente idealizado por Zico essa lei tinha em seu conjunto de medidas dentre outros aspectos, a extinção do passe, a promoção da modificação no colégio eleitoral das federações e confederações, com voto aberto às entidades filiadas, obrigatoriedade da transformação dos clubes em empresas e a redistribuição dos recursos da loteria esportiva, com maior aporte de dinheiro para clubes e federações. Porém, o texto final que foi aprovado em julho de 1993, tinha pouco da proposta original, dado que de concreto ficou estabelecida a regulamentação dos bingos que, em tese, deveriam reverter 7% da sua receita para esportes olímpicos (ROSSI & JUNIOR, 2014).

Posteriormente, foi instaurada a Lei Pelé, (Lei n.º 9.615/98), lançada em 1998, na qual além das agremiações esportivas ganharem um status de empresa e deveriam ser geridos como uma entidade com fins lucrativos, fato que desagradava dirigentes amadores, essa lei também incentivava o passe livre por parte dos jogadores de futebol, fato que foi propício para a entrada de forma contundente no cenário do futebol brasileiro da figura do empresário de jogador de futebol, que detinha uma parte no direito de venda dos jogadores e, prejudicava muitas vezes o clube formado do jogador, que tinha cada vez menos um retorno financeiro sobre os atletas formados na sua categoria de base.

A Lei Pelé deu aos jogadores de futebol o direito de escolher jogar, mas também abriu uma nova possibilidade de negócio para ele próprio negociar jogadores a partir de suas empresas. No início dos anos 2000, a empresa Pelé Sports & Marketing Ltda. Elaborou um projeto de liga profissional de futebol no Brasil, exatamente nos moldes da legislação costurada pelo ex-ministro dos esportes, que constituiu uma empresa em 2008 visando lucrar com a venda de jogadores (ROSSI & JUNIOR, 2014).

Em 2003, outras duas regulamentações alteraram significativamente o ambiente para as entidades desportivas. A primeira foi o denominado “Estatuto do Torcedor” (Lei

n.º 10.671/2003) que dispõe sobre os direitos dos torcedores no tocante ao respeito do cliente do futebol. A segunda (Lei nº. 10.672/2003), que recebeu o nome de “Lei de Moralização do Futebol”, prevê a possibilidade de transformação das associações desportivas em clube-empresa. Além disso, trouxe a obrigatoriedade da aprovação das contas em assembleia geral de associados. É importante destacar que esta regulamentação exige a publicação das demonstrações contábeis devidamente aprovadas por auditores independentes. E, por último, um dos pontos mais marcantes versava sobre a responsabilização dos dirigentes em caso de má administração dos clubes. A questão da gestão e da profissionalização do futebol se consolidou com a votação e aprovação da Medida Provisória (MP) do futebol no ano de 2015 e de acordo com essa lei os clubes que não sanarem suas contas e estiverem em dia com a sua situação tributária, podem ser rebaixados no campeonato brasileiro de futebol (FILHO & SILVA, 2012).

Na realidade, a lógica da MP do futebol consiste em incentivar a gestão financeira responsável dos clubes de futebol, objetivando evitar sonegação fiscal, atrasos salariais e mesmo compra “irresponsável” de jogadores bilheteria, com salários astronômicos que, em termos práticos compromete demasiadamente a sustentabilidade financeira dos clubes de futebol. Na verdade, dado esse caráter regulador dessa lei, pode-se dizer que se tratada de uma lei de responsabilidade fiscal-financeira do futebol. Concomitante a isso, a Lei de responsabilidade caracterizada na MP do futebol tem também a finalidade de consolidar o processo de profissionalização dos clubes, dado que contempla como um de seus elementos a transparência financeira entre as agremiações desportivas, exigindo-se a divulgação dos balanços financeiros dessas instituições pelos meios de comunicação. Além disso, tem-se também que por essa medida provisória, os clubes que atrasarem os salários de seus profissionais podem ser punidos com o rebaixamento de divisão no campeonato brasileiro de futebol e a essa prática de buscar uma gestão financeira dos clubes mais responsável e eficiente, denomina-se comumente de Fair Play Financeiro.

A questão relacionada com a medida de consolidar a forma do clube-empresa está vinculada com o fato de ao longo do tempo, o clube gerido como empresa pode acumular dívidas fiscais e, desse modo, aprofunda déficits em suas finanças no decorrer dos anos e, desse modo, esse fato causa aversão nos dirigentes de clubes de futebol brasileiros no que diz respeito ao fato de gerir um clube de futebol como sendo o clube uma empresa com fins lucrativos. A criação do clube empresa no Brasil tem uma relação direta com a percepção do potencial financeiro sobre o futebol brasileiro, que evidenciou a lucratividade como um fator de sucesso na indústria do futebol. As tentativas de

instauração do chamado clube-empresa nos anos 2000 não foram bem-sucedidas no Brasil, se considerarmos os casos de Flamengo, Atlético-MG, Bahia e Vitória, que durante suas gestões nesse formato acabaram por acumular expressivos déficits, sendo que Bahia e Vitória experimentaram a 3ª divisão do campeonato brasileiro em 2006. Essa lucratividade relacionada com a negociação de jogadores atrai para o meio do futebol a ampla presença de intermediários que aliciam jogadores ainda na categoria de base antes dos 16 anos, visto que a Lei Pelé permite ao atleta ter vínculo contratual com um clube de futebol a partir dos 16 anos de idade, de modo que a grande maioria dos atletas são transferidos para clubes do exterior antes mesmo de jogarem uma partida como profissional no clube de futebol pelo qual atuou na categoria de base (FILHO & SILVA, 2012).

Os objetivos do Programa de Modernização da Gestão e de Responsabilidade Fiscal do Futebol Brasileiro (PROFUT) estão estabelecidos nos dois primeiros artigos da Lei Nº 13.155, de 4 de agosto de 2015. Os dois primeiros artigos dessa lei estabelecem seus principais objetivos os quais são orientados por um conjunto de princípios e práticas que objetivam responsabilidade fiscal e financeira e de gestão transparente e democrática para entidades desportivas profissionais de futebol e cria o Programa de Modernização da Gestão e de Responsabilidade Fiscal do Futebol Brasileiro - PROFUT, visando incentivar e difundir a gestão transparente e democrática e o equilíbrio financeiro dos clubes de futebol.

A contrapartida exigida para adesão das entidades desportivas ao PROFUT está baseada numa série de documentos como um estatuto social ou contrato social e atos de designação e responsabilidade de seus gestores; demonstrações financeiras e contábeis, nos termos da legislação aplicável e relação das operações de antecipação de receitas realizadas, assinada pelos dirigentes e pelo conselho fiscal. Para a permanência no Profut é exigida dos clubes de futebol a regularidade das obrigações trabalhistas e tributárias federais correntes, vencidas a partir da data de publicação desta Lei, inclusive as retenções legais, na condição de responsável tributário, na forma da lei; fixação do período do mandato de seu presidente ou dirigente máximo e demais cargos eletivos em até quatro anos, permitida uma única recondução; comprovação da existência e autonomia do seu conselho fiscal e proibição de antecipação ou comprometimento de receitas referentes a períodos posteriores ao término da gestão ou do mandato, salvo: a) o percentual de até

30% (trinta por cento) das receitas referentes ao 1º (primeiro) ano do mandato subsequente; e b) em substituição a passivos onerosos, desde que implique redução do nível de endividamento;

Ademais, nessa Lei está especificada a previsão para a redução do déficit em prazo estabelecido para 1º de janeiro de 2017, para até 10% (dez por cento) de sua receita bruta apurada no ano anterior; e a partir de 1º de janeiro de 2019, para até 5% (cinco por cento) de sua receita bruta apurada no ano anterior. Além disso, tem-se a exigência de contrapartida dos clubes em relação à transparência na divulgação dos dados financeiros dos clubes a partir de demonstrações contábeis por atividade econômica e modalidades esportivas, e distinguindo as atividades recreativas e sociais com submissão ao regime de auditores independentes. Essas demonstrações contábeis relativas aos clubes devem incluir os itens relacionados aos valores de receitas de transmissão e de imagem; as receitas de patrocínios, publicidade, luva e *marketing*; receitas com transferência de atletas; receitas de bilheteria; receitas e despesas com atividades sociais da entidade; despesas totais com modalidade desportiva profissional; despesas com pagamento de direitos econômicos de atletas; despesas com pagamento de direitos de imagem de atletas; despesas com modalidades desportivas não profissionais; e receitas decorrentes de repasses de recursos públicos de qualquer natureza, origem e finalidade.

Outro ponto a ser destacado no Profut é a exigência do cumprimento do pagamento regular de todos os encargos - salários, de Fundo de Garantia do Tempo de Serviço - FGTS, de contribuições previdenciárias, de pagamento das obrigações contratuais e outras havidas com os atletas e demais funcionários, inclusive direito de imagem – para os jogadores e demais funcionários da entidade esportiva. Sendo que também ficou estabelecido para garantir a sustentabilidade do faturamento dos clubes que se deve ter que custos com folha de pagamento e direitos de imagem de atletas profissionais de futebol não superam 80% (oitenta por cento) da receita bruta anual das atividades do futebol profissional.

Outra exigência descrita na Lei de Profissionalização do futebol refere-se à criação de um conselho fiscal autônomo nos clubes, que deve ser regido por algumas medidas, a saber; escolha de seus membros mediante voto ou outro sistema estabelecido previamente à escolha; exercício de mandato de seus membros, do qual somente possam ser destituídos nas condições estabelecidas previamente ao seu início e determinadas por

órgão distinto daquele sob a sua fiscalização e a existência de regimento interno que regule o seu funcionamento. Ficam dispensadas das exigências dessa Lei clubes e futebol com faturamento anual inferior a uma vez e meia o teto do faturamento da empresa considerada de pequeno porte conforme o artigo. 3º da Lei Complementar nº 123, de 14 de dezembro de 2006.

Como responsabilidade ou obrigação atribuída para as instituições que organizam competições de futebol no Brasil fica estabelecido no âmbito dessa Lei, que deve ser feita a publicação em sítio eletrônico próprio com sua prestação de contas e demonstrações contábeis padronizadas, após terem sido submetidas a auditoria independente; deve-se garantir a representação da categoria de atletas no âmbito dos órgãos e conselhos técnicos incumbidos da aprovação de regulamentos das competições; garantir a existência e a autonomia do seu conselho fiscal; estabelecimento no seu estatuto ou contrato social: prever, em seu regulamento geral de competições, no mínimo, as seguintes sanções para o descumprimento das condições previstas nos incisos I a X do caput do art. 4º desta Lei.

É preciso destacar também que em relação ao parcelamento dos débitos dos clubes de futebol aderentes do Profut à União, observa-se que os clubes beneficiados por esse programa podem realizar o parcelamento de seus débitos com a União na Secretaria da Receita Federal do Brasil do Ministério da Fazenda, na Procuradoria-Geral da Fazenda Nacional e no Banco Central do Brasil, e os débitos previstos na Subseção e no Ministério do Trabalho e Emprego. Quanto ao pagamento do parcelamento do débito este será feito de acordo com o órgão responsável pela cobrança, na data do pedido, e podendo ser paga em até duzentas e quarenta parcelas, com redução de 70% (setenta por cento) das multas, 40% (quarenta por cento) dos juros e 100% (cem por cento) dos encargos legais.

O valor das parcelas de que trata este artigo não poderá ser inferior a R\$ 3.000,00 (três mil reais). As reduções previstas não serão cumulativas com outras reduções admitidas em lei. Na hipótese de anterior concessão de redução de multas ou de juros em percentuais diversos dos estabelecidos prevalecerão os percentuais nele referidos, aplicados sobre o saldo original das multas ou dos juros. Enquanto não consolidado o parcelamento, a entidade desportiva deverá calcular e recolher, mensalmente, parcela equivalente ao montante dos débitos objeto do parcelamento dividido pelo número de prestações indicado no requerimento de parcelamento, observado o disposto no § 1º deste

artigo. O valor de cada uma das parcelas, determinado na forma deste artigo, será acrescido de juros obtidos pela aplicação da taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia - SELIC para títulos federais, acumulada mensalmente, calculados a partir do mês subsequente ao da consolidação até o mês anterior ao do pagamento, e de 1% (um por cento) relativamente ao mês em que o pagamento estiver sendo efetuado.

Ademais, essa lei sinaliza para a possibilidade de os clubes reduzirem o débito no montante de cinquenta por cento no valor da primeira parcela mensal até a vigésima quarta, e em vinte e cinco por cento da vigésima quinta até a quadragésima oitava e finalmente em dez por cento da quadragésima nona até a sexagésima e última parcela, sendo que o vencimento de cada parcela está prevista para o último dia útil de cada mês e o requerimento de parcelamento deve ser apresentado até o último dia útil do terceiro mês da publicação da presente lei.

Em relação às condições específicas de parcelamento dos débitos de FGTS e as contribuições estabelecidas na Lei Complementar nº 110, de 29 de junho de 2001, sendo que esses débitos podem ser parcelados em no máximo cento e oitenta parcelas mensais. Sendo que para fins de consolidação dessa modalidade de parcelamento, o seu deferimento será realizado a partir do Ministério do Trabalho e Emprego ou pela Procuradoria-Geral da Fazenda Nacional, diretamente, ou por intermédio da Caixa Econômica Federal. Com relação aos depósitos do FGTS, ficou estabelecido que esses depósitos existentes vinculados aos débitos a serem parcelados nos termos desta Lei serão automaticamente convertidos em renda para o FGTS após aplicação das reduções para pagamento ou parcelamento, sendo que a Caixa Econômica Federal emite via própria da quitação dos valores depositados para o FGTS por parte dos clubes de futebol.

A Lei do PROFUT, estabelece também que sob certas condições pode ocorrer a rescisão do parcelamento dos débitos dos clubes de futebol e suspensão dos benefícios a eles concedidos essas condições englobam os elementos relativos ao descumprimento do disposto no art. 4º desta Lei, observado o disposto nos artigos 21 a 24 desta Lei; a falta de pagamento de três parcelas; ou a falta de pagamento de até duas prestações, se extintas todas as demais ou vencida a última prestação do parcelamento. Sendo que pagamento parcial da parcela implica que está é dada como inadimplida. Desse modo, com a rescisão do parcelamento dos débitos de uma entidade esportiva. Faz-se uma apuração do valor

original do débito, restabelecendo-se os acréscimos legais na forma da legislação aplicável à época da ocorrência dos fatos geradores e é também deduzido do valor referido no inciso I deste artigo o valor correspondente às prestações extintas. A partir da data da rescisão do parcelamento, os clubes de futebol afetado ficam impedidos de obter repasses de recursos públicos por um período de dois anos e não terão nenhum incentivo ou benefício fiscal previsto na legislação federal.

Na linha de trabalhos abordando-se os aspectos econômico-financeiros dos clubes em relação ao Profut, pode-se destacar, dentre outros o trabalho de Alves (2017), que elaborou um estudo sobre a relação dos principais clubes de futebol brasileiros com o Profut com base no indicador de endividamento dos clubes, os impactos do Programa de Modernização da Gestão e Responsabilidade Fiscal do Futebol Brasileiro, Profut, na estrutura organizacional do futebol brasileiro. A partir da utilização de literatura acadêmica sobre economia do esporte e gestão esportiva o autor estudou o futebol sob os aspectos da perspectiva social, econômica e política. O autor argumenta que o Profut, constituiu uma das tentativas do Estado no sentido de incentivar e promover a modernização do futebol e resolver problemas relacionados aos débitos fiscais das entidades esportivas no Brasil. Ele observou que o cenário político em que o futebol está inserido apresenta maior relevância se comparado com uma provável mudança na estrutura da indústria do futebol brasileiro. Ele verificou que dado o nível de receitas dos clubes não é razoável que as dívidas tenham atingido expressivos patamares, que ensejem a intervenção do setor público, via Profut, para que elas sejam quitadas. Ademais ele observa que a receita com direitos de transmissão constitui o principal fator de desequilíbrio da capacidade na captação de receita dos clubes, porém tal diferença pode ser reduzida no logo prazo caso os clubes persigam objetivos de uma gestão financeira mais eficiente, melhorando seus superávits financeiros no longo prazo e, por conseguinte, possibilitando a esses clubes realizarem melhores investimentos em benefício de melhoria na competitividade dessas entidades esportivas. O autor apontou também que a legislação e a intervenção estatal pelo Profut não se constituirão numa solução para o equilíbrio financeiro dos clubes de futebol caso os mesmos não promovam mudanças em sua estrutura profissionalizando sua gestão e que não visem apenas o desempenho esportivo no curto prazo, mas que priorize a saúde financeira dessas entidades esportivas. Ele sugere que para que os clubes sejam forçados a melhorar sua gestão financeira é preciso que as

sanções aos clubes, previstas na legislação esportiva, sejam aplicadas na prática para os clubes de futebol brasileiros.

Aplicando um método de estimação por regressão de dados em painel controlando os efeitos fixos, Junior, Ferreira e Piva (2019) estudaram os fatores determinantes do endividamento dos clubes de futebol brasileiros em relação à influência do desempenho esportivo e da adesão ao Profut, programa instituído pelo Governo Federal em 2015 visando a transparência e responsabilidade fiscal dos clubes de futebol no Brasil, a partir da seleção de uma amostra formada por 23 clubes no período de 2013 a 2017. Um resultado de certa feita contrário ao esperado a priori foi que a adesão ao Profut, medida pela variável explicativa Profut, indicou uma relação significativa e positiva com o endividamento. O que mostra que o clube pode não estar priorizando o equilíbrio financeiro, mas recorrendo a capital de terceiros para obtenção de resultados esportivos no curto prazo. Ainda em relação ao modelo econométrico estimado, os autores observaram que para as variáveis de controle, o fluxo de caixa operacional e a rentabilidade se relacionaram negativamente, enquanto o endividamento no período anterior se relaciona positivamente com o endividamento dos clubes de futebol. A variável representativa do tamanho do clube de futebol foi insignificante em relação ao nível de endividamento. Além disso, os autores verificaram que o desempenho esportivo, indicado pela pontuação total do clube no Ranking da CBF, influenciou positiva e significativamente o endividamento dos clubes de futebol.

Através de um modelo logit, Benevides *et al* (2015) estudaram os fatores que afetam o desempenho esportivo e financeiro dos clubes no campeonato brasileiro de futebol no período de 2007 a 2013. Os autores elaboraram estimações de modelos econométricos do tipo *pooled* logit com aplicação do método de máxima verossimilhança. Eles constataram a hipótese de que o faturamento dos clubes de futebol aumenta a probabilidade de sucesso esportivo. Além disso, também confirmaram a hipótese de que o bom desempenho esportivo implica maiores chances de sucesso financeiro. A partir do modelo logit, constataram que caso o time seja campeão brasileiro de futebol, suas chances de sucesso financeiro aumentam em 39%.

A Lei 13.155 de 04 de agosto de 2015, ou LRFE - Lei de Responsabilidade Fiscal do Esporte foi analisada por Faria (2017), que estudou alguns aspectos relacionados com as práticas de responsabilidade fiscal e financeira e de gestão transparente e democrática dos clubes de futebol brasileiros, estudando as características do Profut, programa de modernização da gestão e de responsabilidade fiscal de clubes de futebol brasileiros

instituído pelo Governo Federal em 2015, e seus impactos sobre os clubes de futebol brasileiros. O autor baseou-se num estudo de caso para o Flamengo, e verificou alguns dos indicadores financeiros e do balanço patrimonial do clube e sua dinâmica em relação á impactos do Profut nesse clube de futebol. Ele analisou os principais pontos da lei Profut e seus possíveis impactos na situação financeira do Clube de Regatas do Flamengo a partir do estudo baseado numa amostra com os principais indicadores de endividamento, liquidez (corrente, geral e imediata), rentabilidade (margem líquida e operacional, retorno sobre o ativo e patrimônio líquido) dessa agremiação esportiva. Ele constatou que o Flamengo melhorou em relação a alguns indicadores financeiros, precisando, porém, melhorar em outros, de forma que pela análise do indicador de dependência financeira concluiu que o clube não tem condições de quitar suas dívidas imediatamente. Ademais, para os indicadores de liquidez ele observou uma melhora em alguns aspectos, porém o clube precisa melhorar em relação ao baixo volume de ativo circulante. Adicionalmente os indicadores de rentabilidade também evidenciaram a necessidade de melhora e, além disso, a receita líquida desse clube aumentou, porém essa elevação da receita foi acompanhada de um aumento nas despesas operacionais, que não foi no mesmo ritmo do aumento da receita dessa entidade esportiva. O autor observou que o Flamengo está cumprindo os requerimentos do Profut, como no caso, por exemplo, da divulgação de suas demonstrações financeiras padronizadas e auditadas por auditores independentes e seus gastos com folha de pagamento, que não superam 80% da receita bruta do clube.

Em relação aos impactos do Profut (Programa de Modernização da Gestão e de Responsabilidade Fiscal do Futebol Brasileiro) na gestão econômico-financeira de clubes do futebol brasileiros, Junior e oliveira (2018) selecionaram uma amostra com os 10 maiores clubes em receitas no futebol brasileiro no ano de 2015. Ele observou que a implementação do Profut contribuiu diretamente para um resultado de superávit conjunto ocorrido em 2015, tendo relevância para o equilíbrio financeiro dos clubes. Eles apontaram que os clubes conseguiram manter um endividamento no ano de 2015 menor relativamente a 2014, devido ao superávit obtido entre estes clubes de futebol, sendo que apenas três deles, Flamengo, Vasco da Gama e Internacional reduziram o nível de endividamento, essa redução foi em média de 18,6%. Eles constataram que as Dívidas Fiscais, que em média representam 36% das dívidas totais dos clubes, apresentaram uma redução de 5%, cabendo observar que num cenário alternativo, sem os benefícios do Profut, tais dívidas se elevariam em média 17%. Os autores verificaram que os efeitos do Profut foram evidentes nas finanças dos clubes, de modo que esse programa teve papel

fundamental no equilíbrio financeiro dos clubes em 2015. Ele aponta a necessidade de maior participação da APFUT (órgão fiscalizador) para que se efetiva o cumprimento das contrapartidas exigidas para dar continuidade série de benefícios fiscais e para que sejam aplicadas as penalizações inseridas na legislação esportiva.

Ainda em relação aos impactos do Profut, programa instituído pelo Governo Federal visando o refinanciamento das dívidas tributárias de clubes de futebol brasileiro e exigindo maior profissionalização da gestão destas agremiações esportivas sobre os clubes de futebol brasileiros, pode-se destacar o estudo de Umbelino (2017), que analisou o nível de *disclosure* relacionado com a adesão ao Profut pelos clubes de futebol brasileiros e sua relação com o equilíbrio econômico-financeiro e desempenho esportivo no período de 2015 a 2016. Ele estudou o nível de *disclosure* relacionado com a adesão ao PROFUT pelos clubes de futebol brasileiros e sua relação com o desempenho econômico-financeiro e esportivo no decorrer dos anos de 2015 e 2016 com base numa amostra formada por 76 demonstrações contábeis de clubes de futebol do Campeonato Brasileiro de 2015 das quais 64 estiveram na amostra final. O autor utilizou técnicas estatísticas teste de diferença entre médias, correlação de Pearson e ANACOR Múltipla para analisar as variáveis relacionadas com o nível de *disclosure* e dos desempenhos econômico-financeiro e esportivo, e obteve que a adesão ao PROFUT não melhorou o nível de *disclosure* do clube no período de 2015 a 2016. Ele constatou também que em geral o fato de realizarem o refinanciamento da dívida não implicou necessariamente de forma direta não gerou uma melhoria nos aspectos relacionados com o desempenho financeiro ou esportivos dos clubes de futebol e disso concluiu que os clubes de futebol brasileiros ainda necessitam desenvolver melhores práticas de divulgação contábil, resultando, desse modo, em maior transparência de sua gestão econômico-financeira e, por conseguinte melhorando a qualidade nas divulgações de suas respectivas informações contábeis.

Quadro 2.1 – Relação de alguns estudos sobre a relação entre o desempenho esportivo e equilíbrio econômico-financeiro dos clubes de futebol

Autor(es)	Variável(is) dependente(s)	Resultados das estimações	Método de estimação
Junior, Ferreira e Piva (2019)	Indicador de Endividamento dos clubes de futebol Razão entre a soma dos passivos circulante e não-circulante pelo ativo total	Pontuação no RankingCBF (+) PROFUT (Variável dummy igual a 1 para clube inscrito no PROFUT e zero caso contrário) (+) Fluxo de caixa Operacional (variável dada pelo total de caixa e equivalentes de caixa gerado/consumido pelas	Modelo de regressão por efeitos fixos

		<p>atividades operacionais dos clubes) (-)</p> <p>Rentabilidade (razão entre o resultado líquido e o ativo total dos clubes) (-)</p> <p>Indicador de endividamento geral no período $t - 1$ (+)</p> <p>Tamanho (Logaritmo natural das despesas com salários) (-)</p>	
Rendón (2017)	Receita total dos clubes de futebol	Posição do clube no campeonato colombiano de futebol (+)	Pooled, FE, RE, IV Pooled, IV EF e IV RE
Freitas, Farias e Flach (2017)	Eficiência financeira dos clubes de futebol tomando como output a receita total	<p>Titulos (Variável binária clubes que ganharam títulos nos níveis estaduais, nacionais ou internacionais) (+)</p> <p>Divisao (variável binária para as equipes da Série A do Campeonato Brasileiro) (+)</p> <p>Rankingcbf (posição ou classificação do clube no ranking da CBF) (-)</p>	Modelo Tobit
Dantas <i>et al.</i> (2017)	Razão de endividamento igual à razão entre obrigações de curto prazo e ativos totais	<p>Retorno sobre o ativo (razão entre o lucro líquido e o ativo total) (ROA) (-)</p> <p>Current ratio (razão entre ativo circulante e passivo circulante) (-)</p> <p>Cost/Asset (razão entre custo operacional e ativo total) (+)</p> <p>Size (logaritmo natural do lucro operacional líquido)(-)</p> <p>Score (razão entre pontos ganhos e a pontuação total do campeonato)(+)</p> <p>Division (variável dummy igual a 1 para clubes da primeira divisão) (+)</p> <p>12 Biggest (12 maiores clubes) (+)</p>	<i>Generalized Estimating Equation</i> (GEE)
Benevides <i>et al</i> (2015)	<p>Variável binária sucesso se o time for campeão brasileiro de futebol e/ou classificar para a Taça Libertadores da América</p> <p>Variável binária sucesso se o clube de futebol está entre os cinco maiores faturamentos de temporada</p>	<p>Receita total (+)</p> <p>Libertadores (variável binária igual a 1 se o clube ocupa uma posição entre os classificados para a Taça Libertadores da América) (+)</p> <p>Jogadores (número de jogadores que ficaram no clube do período $t - 1$ para t) (+)</p>	Modelo <i>pooled</i> Logit
Anttiainen (2018)	Receita (Receitas dos clubes) EBIT (Operacional P/L)	<p>Receita total no período anterior $t - 1$ (+)</p> <p>EBIT no ano anterior $t - 1$ (+)</p> <p>Posição na liga nacional (-)</p> <p>Posição na liga nacional no ano anterior (-)</p> <p>Winner (igual a 1 se o clube foi campeão da liga nacional) (+)</p>	Modelo de regressão linear multivariada

		Winner no ano anterior ((igual a 1 se o clube foi campeão da liga nacional no ano anterior) (-) Liga Espanhola (variável binária igual a 1 se o clube é da liga espanhola) (SPA) (-) Liga Francesa variável binária igual a 1 se o clube é da liga francesa) (FRA) (-) Liga Italiana (variável binária igual a 1 se o clube é da liga italiana) (ITA) (-) Liga Alemã (variável binária igual a 1 se o clube é da liga alemã) (GER) (-)	
Bocero (2016)	Receitas dos clubes de futebol da 1ª e 2ª divisão no período de 2006 a 2015 ROI	Pontos (pontuação obtida pela agremiação esportiva na temporada) (+) Gasto com pessoal (inclui os gastos com os jogadores e demais profissionais do clube) (+) <i>Champions League</i> Euro2 (variável referente aos clubes que jogam a <i>Champions League</i>) (-) Patrimônio líquido (-) Resultado do exercício (+) Endividamento (-) Descenso (clubes que ficaram nas três últimas posições na primeira divisão) (-) Europa EURO (variável para os clubes que jogam alguma competição europeia, Liga Europa ou <i>Champions League</i>) (+) Receita (+)	Modelo de regressão linear

Fonte: Elaboração própria.

2.3 Metodologia

2.3.1 Base de dados

No que se refere aos procedimentos metodológicos para o desenvolvimento dessa pesquisa, pode-se caracterizar esse artigo em relação à tipologia como uma pesquisa de natureza bibliográfica, descritiva e quantitativa, que consiste na elaboração e interpretação de resultados de um modelo econométrico estimado com a utilização de partir de dados secundários tendo como fonte os sites BDO Brazil e Confederação Brasileira de Futebol (CBF).

A amostra dos clubes de futebol utilizada para as estimações dos modelos econométricos por métodos de estimação por dados em painel dinâmico de Arellano e Bond (1991) para os seguintes clubes, a saber, Flamengo, Corinthians, Palmeiras, São Paulo, Vasco, Botafogo, Fluminense, Santos, Ponte Preta, Atlético-MG, Cruzeiro,

Grêmio, Internacional, Atlético-PR, Coritiba, Avaí, Figueirense, Criciúma, Bahia, Vitória, Sport e Goiás. Essa amostra de vinte e dois clubes é fixa, formando um painel balanceado, de modo que clubes que a compõem participaram das séries A ou B do campeonato brasileiro de futebol entre nas temporadas de 2012 a 2017. A escolha da amostra pode ser justificada por se tratar de clubes de grande representatividade no cenário do futebol brasileiro, dados seus títulos nos níveis nacional e internacional, além de serem os clubes líderes em relação ao tamanho da torcida e ao volume de recursos financeiros que movimentam no mercado do futebol brasileiro.

2.3.2 Modelo de dados em painel dinâmico Arellano e Bond (1991)

Para as estimações do modelo econométrico é aplicado o método dos momentos generalizados (GMM) para o painel dinâmico de Arellano e Bond (1991). Justifica-se a opção por esse tipo de modelo econométrico, baseado no fato de que objetiva-se analisar como as variações no conjunto das variáveis explicativas econômico-financeiras e as relacionadas com os resultados esportivos dos clubes de futebol contribuem na explicação das variações totais na variável dependente de endividamento dos clubes de futebol da amostra para o período de 2012 a 2017.

O modelo de regressão com componentes dinâmicos do erro, conforme Baltagi (2008), é caracterizado pela presença da variável dependente entre os seus regressores, i.e.,

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x'_{it}\beta + \mu_i + v_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (2.3.1)$$

Onde, supõe-se que $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ e $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$, são independentes entre eles.

A estimação utilizando dados em painel dinâmico tem-se sua robustez relacionada com o Teste de Sargan, que constitui um ferramental importante no sentido de permitir inferir sobre a validade dos instrumentos escolhidos neste contexto da realização da estimação dos modelos com dados em painel dinâmico de Arellano e Bond (1991), permitindo viabilizar a escolha dos instrumentos mais adequados ao modelo econométrico. Ou seja, se a estatística de teste m for menor do que o seu valor crítico, com distribuição qui-quadrado, então não se rejeita a hipótese nula de exogeneidade e, portanto de validade dos instrumentos, o que permite inferir que o modelo não tem problema de endogeneidade. Assim sendo, recomenda-se para testar restrições sobreidentificadas utiliza-se a estatística de teste de Sargan (1958), que é dada por

$$m = (\Delta\hat{v})'W[\sum_{i=1}^N W_i'(\Delta\hat{v})(\Delta\hat{v})'W_i]^{-1}W'(\Delta\hat{v}) \sim \chi_{p-K-1}^2 \quad (2.3.2)$$

Onde p indica o número de colunas de W e $\Delta\hat{v}$ denotam os resíduos da estimação em duas etapas.

A estimação da equação de dados em painel dinâmico (1) com efeitos fixos individuais sofre do problema de viés, Nickell (1981), porém, esse viés desaparece somente quando T tende para infinito. Alternativamente, um estimador GMM foi sugerido por Arellano e Bond (1991) que constitui uma forma de modelo que permite se livrar dos efeitos específicos individuais. Ademais, esse modelo elimina qualquer endogeneidade que possa ser devido à correlação desses efeitos individuais e os regressores no modelo econométrico. Note que, uma característica especial do painel dinâmico para a estimativa de GMM é que o número de condições de momento aumenta com T . Portanto, um teste de Sargan é realizado para testar as restrições de identificação excessiva. (BALTAGI, 2008).

Ainda em relação ao teste de Sargan, nas situações em que se tem mais instrumentos do que o admissível para identificar uma equação, pode-se testar quais dentre esses instrumentos adicionais são válidos no modelo de regressão estimado. A robustez da validade dos instrumentos pelo teste de Sargan-Hausman consiste no fato de que ao se rejeitar a hipótese nula de sobreidentificação dos instrumentos, deve-se fazer outra escolha de instrumentos para o modelo econométrico, devendo-se rever as variáveis instrumentais nessa estimação. Adicionalmente pode-se destacar que esse teste não informa quais das variáveis instrumentais falham em relação ao critério de exogeneidade, de modo que apenas uma ou todas poderiam falhar em relação à exogeneidade. Ainda que se rejeite a hipótese nula, é possível que mais de um instrumento seja endógeno e que os estimadores de mínimos quadrados de dois estágios que utilizam um conjunto completo e reduzido de instrumentos sejam não viesados assintoticamente nessas estimações do modelo por GMM para os dados em painel dinâmico (WOOLDRIDGE, 2010).

2.3.3 Especificação do modelo econométrico

Para fundamentação do modelo para a verificação empírica dos fatores determinantes do endividamento dos clubes de futebol apresenta-se a seguir uma descrição do que representa cada variável na explicação dos fatores que afetam o equilíbrio econômico financeiro dos clubes de futebol da amostra no período de 2012 a 2017.

A variável dependente do modelo estimado, *endividamento*, é representada pelo endividamento total dos clubes no período de 2012 a 2017.

As variáveis explicativas, que se relacionam com os fatores determinantes do endividamento estão subdivididas entre as variáveis de natureza econômico-financeira relacionada com a situação da contabilidade financeira e da participação dos clubes no Profut. Enquanto o outro grupo de variáveis explicativas está representado pelas variáveis relacionadas à participação dos clubes em competições esportivas internacionais e de desempenho esportivo relacionado com o ranking da CBF e o número de vitórias nas temporadas de 2012 a 2017.

Para o grupo das variáveis explicativas econômico-financeiras dos clubes, tem-se a variável *transparencia*, que é uma variável binária igual a 1 se o clube apresenta em seu site oficial seu balanço financeiro no ano corrente e zero caso contrário. Espera-se que essa variável tenha uma relação positiva ou negativa (ambígua) dessa variável explicativa em relação ao endividamento dos clubes de futebol, dado que um clube mais transparente em relação à sua contabilidade financeira não necessariamente apresenta um melhor nível de equilíbrio econômico-financeiro. Ademais a adesão do clube no Profut é captada pela variável explicativa *PROFUT*, que se trata de uma variável binária, assumindo valor igual a 1 para os clubes que aderiram o Profut e igual a zero caso contrário. Do ponto de vista intuitivo, deseja-se que essa variável explicativa binária apresente uma relação negativa com o endividamento total dos clubes, dado que o profut foi implementado para que clubes altamente endividados pudessem viabilizar a redução de suas dívidas fiscais junto ao Governo Federal. Ou seja, espera-se que os clubes ao aderirem o Profut adotem uma postura financeiramente responsável, visando a redução de seu endividamento.

Ainda em relação as variáveis contábil-financeiras dos clubes de futebol da amostra, tem-se que os custos do clubes relacionados com o departamento de futebol, representado pela variável *custofut*. Para essa variável explicativa é desejável a priori de acordo com a teoria uma relação positiva com o endividamento, dado que o aumento nos gastos com as despesas com o departamento de futebol contribuem com o endividamento, caso a geração de receitas dos clubes não cresçam no mesmo ritmo da elevação das despesas das agremiações esportivas. Outra variável explicativa que se relaciona com a variável dependente de endividamento refere-se ao total das Receitas obtidas pelos clubes relacionados à direitos de transmissão dos jogos de futebol pela emissora de televisão contratante desse serviço, que é dada por *receitatotal*. Espera-se a priori que a variável explicativa receita que ela seja negativamente correlacionada com

o endividamento dos clubes, pois o crescimento das receitas implica em aumento da capacidade de pagamento das dívidas pela entidade esportiva.

O impacto da participação do clube numa competição de futebol em nível internacional sobre o endividamento, é medido pela variável *Competinternacional*, que constitui uma variável binária igual a 1 se o clube participou de uma competição internacional da Libertadores ou Copa Sulamericana no período de 2012 a 2017. Espera-se uma relação negativa desta variável com o endividamento, pois clubes que participam de competições internacionais arrecadam receitas que podem ser utilizadas para pagamento de dívidas destes clubes. Ademais, para captar a influência do ranking do clube em nível nacional sobre as variações do endividamento, tem-se a variável *rankingCBF*, que indica a pontuação total dos clubes no ranking nacional de clubes da CBF no período de 2012 a 2017. O nível de competitividade do clube medido pela posição no Ranking Nacional de Clubes na CBF, intuitivamente pressupõe que tenha relação negativa com o endividamento do clube, dado que os clubes com maior tradição capturam maior receita e desse modo tem maior capacidade de pagamento de suas dívidas, acarretando possível equilíbrio financeiro para esses clubes de futebol. Pressupõe-se uma relação negativa dessa variável explicativa com a variável dependente de endividamento dos clubes de futebol, dado que clubes mais competitivos em geral tem maior padrão no nível das receitas totais e mais ampla possibilidade de pagar suas despesas e garantir seu equilíbrio econômico-financeiro.

Como instrumentos na estimação foram escolhidos a defasagem em dois períodos, da variável dependente endividamento e a defasagem em um período e os valores correntes de todas as variáveis explicativas do modelo econométrico. Como uma forma de evitar possíveis problemas de endogeneidade incluiu-se as defasagens no modelo econométrico para as variáveis explicativas de receita total e custo com o departamento de futebol.

Quadro 2.2 - Sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas no modelo econométrico com variável dependente de endividamento

Variável explicativa	Sinal esperado do coeficiente
<i>Endividamento</i> (-1)	Positivo
<i>custofut</i>	Positivo
<i>rankingCBF</i>	Negativo
<i>receitatotal</i>	Negativo
<i>Transparencia</i>	Negativo
<i>PROFUT</i>	Negativo

Fonte: Elaboração própria.

Diante do que foi descrito para a descrição das variáveis, segue-se que o modelo econométrico para a estimação dos fatores determinantes do endividamento dos clubes de futebol da amostra expressa-se conforme a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \text{endividamento}_{it} = & \beta_0 + \\ & \beta_1 \text{endividamento}_{it-1} + \beta_2 \text{custofut}_{it} + \beta_3 \text{custofut}_{it-1} + \beta_4 \text{custofut}_{it-2} + \\ & \beta_5 \text{rankingCBF}_{it} + \beta_6 \text{receitatotal}_{it} + \beta_7 \text{receitatotal}_{it-1} + \beta_8 \text{receitatotal}_{it-2} + \\ & \beta_9 \text{PROFUT}_{it} + \beta_{10} \text{transparencia}_{it} + \beta_{11} \text{competicaointernacional}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Onde ε_{it} representa o erro aleatório ou perturbação estocástica com i indicando a unidade *cross section* e t referindo-se ao período.

O estudo dos fatores determinantes do endividamento de clubes de futebol brasileiros relaciona-se com a relação entre fatores de natureza esportiva e de desempenho financeiro dos clubes e o endividamento, ou seja, analisa-se o endividamento como um componente da situação financeira dos clubes de futebol da amostra, nesta perspectiva, pode-se apontar como um elemento do marco teórico para o estudo do equilíbrio financeiro de organizações e empresas em geral e que poderia em outros estudos ser aplicados também a clubes, que são em geral associações esportivas, a teoria de *pecking order* e *trade off*, que são abordadas com frequência na literatura de finanças.

A teoria de *pecking order* se baseia numa ordenação ou hierarquização das formas de fontes de financiamento das organizações, admitindo que elas recorrem neste processo de financiamento inicialmente às fontes internas e, posteriormente às externas com custo menos elevado, priorizando certa independência em relação a recursos externos ou capital de terceiros. Em relação ao endividamento, busca-se limitar essa variável até um ponto ótimo em que a empresa tenha uma valorização. Em relação à política de dividendos esta teoria indica que é mais adequada a distribuição de dividendos apenas para empresas mais lucrativas. Ainda nesta teoria recomenda-se que o pagamento de dividendos relaciona-se de maneira inversa com endividamento e prática de investimento das empresas (DAVID, NAKAMURA E BASTOS, 2009).

No que se refere à teoria do *trade-off* para estabelecer uma estrutura ótima de capital, as empresas devem fazer uma ponderação entre o impacto de tributos sobre o endividamento e custos relacionados com uma situação de alavancagem e, desse modo o custo marginal do imposto sobre o endividamento deve balancear e compensar algum custo que ela incorre em relação à alavancagem. O pagamento de dividendo das empresas

deve ser referenciado por metas de remuneração que levem em conta o nível de endividamento, de forma que uma empresa pode se salvaguardar de uma situação de dificuldade financeira reduzindo seu pagamento de dividendos e evitando futuras situações de alavancagens, pois não faz sentido o pagamento de dividendos em organizações alavancadas. Ainda conforme a teoria do *trade off*, há especificidades para a estrutura ótima de capital de uma organização, de forma que o financiamento via dívidas é adequado apenas para as corporações mais lucrativas e que possuem ativo tangível, enquanto para as empresas menos lucrativas e com maior risco do ativo intangível será mais viável a utilização de patrimônio líquido para seu financiamento objetivando uma estrutura ótima de capital (DAVID, NAKAMURA E BASTOS, 2009).

2.4 Resultados e discussões

Na Tabela 2.1, observa-se maior dispersão e maiores médias para as variáveis financeiras de endividamento, receita total e custo dos clubes com o departamento de futebol. Em relação às variáveis binárias, pode-se observar que as variáveis relacionadas com a transparência dos clubes na divulgação do balanço financeiro contábil e a de participação em competição internacional registraram as maiores médias em relação à variável binária relacionada com adesão do clube ao Profut.

Tabela 2.1 – Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos econométricos

	<i>ENDIVTOT</i>	<i>RECEITATOT</i>	<i>CUSTOFUT</i>	<i>COMPETICAO</i>	<i>PROFUT</i>	<i>RANKINGCBF</i>	<i>TRANSPARENCIA</i>
Média	2.447.074	158060.3	107897.5	0.5227	0.3333	11123.09	0.7576
Máximo	7.459.400	648712	354760	1	1	16208	1.
Mínimo	0	15317	11694.33	0	0	4.370.000	0
Desvio-padrão	1.862.397	124080.7	79775.96	0.5014	0.4732	3.031.443	0.4302
Observações	132	132	132	132	132	132	132

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 2.2, percebe-se uma correlação positiva, entre as variáveis financeiras de custo com o departamento de futebol e de receita total em relação ao endividamento. O custo com o departamento com futebol apresentou uma correlação positiva e moderada igual a 0,5931. Isso indica que clubes com mais elevada despesa total com o departamento de futebol, maior o endividamento dos clubes.

Ao contrário da expectativa a priori, o valor da correlação positiva, igual a 0,5958 para receita total e endividamento dos clubes, indica que há uma relação direta entre o montante das receitas e o aumento do endividamento dos clubes de futebol da amostra no período de 2012 a 2017.

Tabela 2.2 – Matriz de correlações de Pearson das variáveis dos modelos econométricos

	ENDIVTOT	RECEITATOT	CUSTOFUT	RANKINGCBF	PROFUT	TRANSPARENCIA	COMPETICAOINTERNACIONAL
ENDIVTOT	1	0.5959	0.5931	0.5909	0.2258	0.0842	0.0471
RECEITATOT	0.5958	1	0.9466	0.6588	0.3828	0.1427	0.3148
CUSTOFUT	0.5931	0.9466	1	0.6854	0.3266	0.1121	0.3004
RANKINGCBF	0.5909	0.6588	0.6854	1	-0.0964	0.1261	0.3145
PROFUT	0.2258	0.3828	0.3266	-0.0964	1	0.175	1.43E-02
TRANSPARENCIA	0.0842	0.1427	0.1121	0.1261	0.175	1	-0.1512
COMPETICAOINTERNACIONAL	0.0471	0.3148	0.3004	0.3145	1.43E-02	-0.1512	1

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 2.3, estão apresentados os resultados para as estimações dos modelos de dados em painel para os fatores determinantes do endividamento dos clubes da amostra no período de 2012 a 2017.

A variável binária relativa à adesão dos clubes ao Profut apresentou-se significativa nos três modelos, porém com um sinal diferente do esperado, dado que o valor positivo dos coeficientes indicou que os clubes com o Profut aumentaram o nível de endividamento, resultado que corrobora com o obtido na pesquisa de Junior, Ferreira e Piva (2019). Isso pode sinalizar que os clubes devem no curto prazo está priorizando o sucesso esportivo em detrimento da sua melhor condição em termos de seu equilíbrio econômico-financeiro e desse modo, estão comprometendo sua rentabilidade e capacidade de pagamento das dívidas para formarem possivelmente elencos mais competitivos para obtenção de vitórias e títulos.

Pode-se interpretar também que esta relação direta entre profut e endividamento dos clubes, pelo fato de que ainda que na sua concepção o profut visasse se consolidar como um programa que além de promover o refinanciamento da dívida tributária de clubes de futebol brasileiros com a União, objetivava que os clubes passassem a aderir práticas de gestão financeira mais eficientes e ter mais transparência na divulgação dos resultados de seus balanços financeiros. Estes objetivos do profut foram atingidos apenas na parte da transparência, dado que a maior parte dos clubes brasileiros, passaram a realizar auditorias internas de seus balanços financeiros-contábeis e a divulgar no site oficial seus balanços financeiros para cada ano. Porém, no que se refere à gestão financeira mais eficiente objetivando-se o equilíbrio econômico-financeiro não se observou isso na prática, uma vez que os clubes estão imersos num círculo vicioso de elevação de suas dívidas e nessa postura de priorizar o sucesso esportivo em detrimento da saúde financeira das agremiações, acabam por estrem numa situação precária em relação à sua gestão tendo que por vezes conviver cotidianamente com problemas na

justiça do trabalho, referentes a problemas de causas trabalhistas de atletas e outras vezes acumulam alguns meses de salário atrasado, como consequência de uma má gestão financeira.

Ressalte-se que o profut pode ter sido apenas uma forma política de acomodar os clubes numa situação mais confortável em relação ao financiamento de suas dívidas de impostos com a União em condições de refinanciamento especiais com longos prazos. Cabe mencionar que esta situação diferenciada para o refinanciamento da dívida tributária dos clubes de futebol que aderiram ao profut podem gerar um custo social, dado que em termos práticos outros agentes como as pessoas físicas e jurídicas não recebem do Governo Federal um tratamento diferenciado para quitação de seus débitos tributários e nem mesmo o fato do clubes está numa situação financeira mais lucrativa garantiria o pagamento regular da dívida tributária, uma vez que eles poderiam destinar recursos para outras finalidades em detrimento do pagamento de dívidas. Daí poderia ser uma alternativa, o Governo Federal repensar a relação com os clubes de futebol, buscando outros mecanismos punitivos que desincentivassem futura sonegação fiscal por parte dos clubes de futebol brasileiros, dado que não se observa na prática punições esportivas adequadas para clubes com práticas administrativas financeiras temerárias no âmbito do futebol brasileiro.

Em relação à variável Transparência, como esperado ela apresentou, no modelo 3, uma estimativa sinal negativo e estatisticamente significativa, significando que clubes mais transparentes na divulgação de seu balanço financeiro-contábil possuem menor endividamento total.

O endividamento total do período anterior, conforme esperado, apresentou uma relação positiva e estatisticamente significativa com a variável dependente. Observando-se os resultados para esta estimativa, percebe-se uma persistência do endividamento no período anterior que impacta o endividamento corrente, este fato aponta para uma tendência de elevado endividamento dos clubes entre as temporadas, o que pode sinalizar que há uma correlação entre a adesão do clubes ao profut e o perfil de endividamento persistente dos clubes ao longo do tempo, apontando para um cenário de insustentabilidade financeira dos clubes no médio prazo, o que torna de certa feita onviável as recomendações do profut para que os clubes mantenham uma gestão econômico – financeira eficiente acompanhada de uma postura de responsabilidade fiscal com o pleno controle de seu endividamento tributário e extensivamente de seu endividamento total, atingindo-se um equilíbrio econômico-financeiro.

Ademais, como esperado, a receita total dos clubes mostrou ter uma relação negativa e estatisticamente significativa com o endividamento total, convergindo para o fato de que grandes montantes de receita arrecadados pelos clubes permitem equacionar e diminuir o endividamento dos clubes, esse resultado de relação inversa entre receita dos clubes e endividamento assemelha-se ao obtido no trabalho de Bocero (2016).

A variável explicativa para a pontuação no Ranking Nacional de Clubes da CBF foi significativa no modelo 3 e apresentou um sinal positivo, sugerindo que os clubes de melhor ranking possuem maior grau de endividamento, apontando para o fato de que os clubes que formam os elencos mais caros e que tradicionalmente possuem maior torcida e histórico de títulos são os que possuem a pior situação financeira em decorrência de incorrerem em alto endividamento para montar elencos caros para se sobressaírem e obterem êxitos nas competições esportivas.

Os custos dos clubes com o departamento de futebol no período corrente, mostrou-se significativa e com uma relação positiva com o endividamento dos clubes de futebol no período de 2012 a 2017. Observou-se também que, pelo resultado do modelo 2, o custo no período anterior tem relação positiva com o endividamento. A relação direta entre o custo com futebol no período corrente e o endividamento, diverge dos resultados negativos das estimativas obtidas por Junior, Ferreira e Piva (2019) e Dantas *et. al.* (2017). Este resultado sugere que os clubes estão deixando de priorizar o equilíbrio financeiro e aproveitando as condições dadas pelo Profut para investirem num elenco mais competitivo, elevando os custos do futebol e visando obtenção de títulos e melhor posição no ranking da CBF, de forma que não privilegia no curto prazo o equilíbrio econômico-financeiro. Para os resultados das estimativas do impacto da participação dos clubes em competições internacionais sobre o endividamento, obtive-se um sinal negativo e estatisticamente significativo para o coeficiente no modelo 3, de forma que esse resultado satisfaz a expectativa, dado que se sugere que a participação do clube nessas competições impulsiona a arrecadação de um montante de receitas que pode ser alocada no pagamento de dívidas das agremiações esportivas.

Tabela 2.3 – Resultados para os modelos econométricos estimados para a amostra de clubes de futebol no período de 2012 a 2017⁷

Variável	Modelo 1 Efeitos fixos	Modelo 2 Arellano e Bond	Modelo 3 Arellano e Bond “ampliado”
----------	------------------------------	--------------------------------	---

⁷ * significativo a 10%

** significativo a 5%

*** significativo a 1%.

INTERCEPTO	41,2374	153,4171*	-64,9528
ENDIVTOT(-1)	0,6227*	0,5133***	0,8212***
CUSTOFUT	0,001**	0,0011***	0,0005***
CUSTOFUT(-1)	0,0006	0,0009**	0,00009
CUSTOFUT(-2)	-0,0005	-0,0004	_____
RECEITATOT	-0,0008***	-0,0008***	-0,0005***
RECEITATOT(-1)	-0,0002	-0,0005**	0,00009
RECEITATOT(-2)	0,0001	-0,00006	_____
PROFUT	45,6933***	55,6819**	19,0184**
TRANSPARENCIA	-13,8712	-9,2601	-24,0176**
RANKINGCBF	0,0093	0,0005	0,0152***
COMPETICAINTERNACIONAL	-21,7062	-7,2762	-29,1173***

Fonte: Elaboração própria.

No teste de endogeneidade de Sargan para a validação dos instrumentos do modelo econométrico, conforme mostrado na Tabela 2.4, deve-se levar em consideração de que a hipótese nula sugere que os instrumentos são exógenos e, portanto, adequados na análise do modelo, de forma que isso é possível para o caso em que a estatística de teste de Sargan é próxima de zero, no qual prevalece a hipótese nula de exogeneidade em detrimento da alternativa de endogeneidade no modelo econométrico de regressão estimado. Assim sendo, a estatística de teste de Sargan deve ser próxima de zero para que seja aceita a hipótese nula de sobreidentificação dos instrumentos e com isso os instrumentos escolhidos podem ser considerados adequados para o modelo econométrico. Pode-se observar um valor da estatística J próxima de zero, o que indica que os instrumentos escolhidos para esse modelo estimado são adequados aos dados da amostra.

Pelo valor da probabilidade, igual a zero na Tabela 2.4, tem-se que por esse critério não se evidencia exogeneidade nesse modelo econométrico. Porém, o resultado do teste de exogeneidade de Hansen estabelece como hipótese nula a presença de exogeneidade das variáveis explicativas contra a hipótese alternativa de ausência de exogeneidade. Pelo valor da probabilidade na Tabela 2.4, igual a 0,506, permite inferir que a hipótese de exogeneidade das variáveis explicativas do modelo é válida, o que aponta para uma boa adequação dos instrumentos escolhidos na estimação desse modelo econométrico.

Tabela 2.4 – Resultados para os testes de Sargan e de Hansen para exogeneidade das variáveis explicativas do modelo econométrico para o modelo Arellano “ampliado”

Teste de exogeneidade	Prob > chi2
Sargan	0,000
Hansen	0,506

Fonte: Elaboração própria.

2.5 Considerações finais

O presente trabalho apresentou como objetivo geral o estudo da relação entre os principais fatores determinantes do endividamento dos clubes para uma amostra de vinte e dois clubes de futebol no período de 2012 a 2017. Ademais, como objetivos específicos estudar a relação entre o equilíbrio econômico-financeiro e o equilíbrio competitivo dos clubes do campeonato brasileiro da série A e a relação dos clubes que aderiram ao PROFUT e o nível de endividamento destes no período de 2012 a 2017. Estabeleceu-se como hipótese norteadora deste artigo, indicou-se que clubes de futebol com menor endividamento apresentam melhor desempenho esportivo em termos da conquista de títulos e vitórias.

A variável binária referente à adesão dos clubes ao PROFUT, apresentou sinal positivo, contrariando a expectativa, que apontava para uma relação inversa entre adesão ao Profut e endividamento total dos clubes. Adicionalmente, no que se refere à variável dummy relacionada com a transparência, observou-se o sinal esperado negativo, indicando que os clubes com histórico de transparência de seus resultados financeiros apresentam menor endividamento total.

O endividamento total do período anterior mostrou-se conforme esperado, significativa e positivamente relacionado com o endividamento do período corrente, mostrando que o endividamento anterior tem influência sobre o endividamento presente dos clubes, evidenciando que os clubes não têm capacidade de solucionar seus déficits no curto prazo e que tal endividamento é persistente para os clubes da amostra no período de 2012 a 2017.

Observou-se que a variável representativa da pontuação no Ranking Nacional de Clubes da CBF impactou positivamente sobre o endividamento, deixando claro que os clubes de melhores resultados nas competições esportivas nacionais em geral são os que acumulam maiores déficits nos seus resultados financeiros.

Em relação à receita total, confirmou-se a expectativa, a partir do sinal negativo dos coeficientes dessa variável, de relação inversa entre receita total e endividamento dos

clubes, indicando que grandes volumes de receita arrecadada pelos clubes ampliam sua capacidade de pagamento de suas dívidas totais.

Outra variável cuja estimativa confirmou a expectativa teórica foi a de custos dos clubes com o departamento de futebol no período corrente, que apresentou um sinal positivo, indicando uma relação direta com o endividamento dos clubes. Desse modo, os clubes elevam seus custos com a formação de elencos caros visando ampliar sua competitividade e a conseqüente conquista de vitórias e títulos incorrem na elevação do seu déficit financeiro. A variável explicativa para a participação em competição internacional apresentou uma relação inversa com o endividamento total, dado o sinal negativo das estimativas para essa variável nos modelos econométricos.

Ressalte-se que este ensaio se limitou a analisar alguns dos principais fatores determinantes do endividamento de clubes de futebol brasileiros para as temporadas de 2012 a 2017. Ademais, como uma extensão deste trabalho, sugerem-se outras pesquisas que insiram outras variáveis explicativas importantes para explicar a relação entre o equilíbrio econômico-financeiro e o sucesso esportivo dos clubes, tais como saldo financeiro do clube no mercado de transferências de jogadores e valor de mercado dos clubes e a adesão de sócio torcedores dos clubes de futebol.

Referências bibliográficas

- AHTIAINEN, S. (2018). **Top 5 European football leagues** – The association between financial performance and sporting success. Aalto University School of Business. Department of Accounting. Spring. Master's Thesis.
- ALVES, Y. B. (2017). **O programa de modernização da gestão e de responsabilidade fiscal do futebol brasileiro/PROFUT: discutindo desafios**. Salvador. (Trabalho de Conclusão de Curso).
- ARELLANO, M. & BOND, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." **Review of Economic Studies**, v. 58, no. 2 (Abril): 277–297.
- BALTAGI, B. (2008). **Econometrics**. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- BDO Brazil. Disponível em: <http://www.bdo.com.br>. Acesso em: 20 fev. 2019.
- BENEVIDES, B. Í. L., SANTOS, S. M. Dos, CABRAL, A. C. De A. & PESSOA, M. N. M. (2015). Análise Preditiva do Campeonato Brasileiro. **Global Journal of Management and Business Research: A Administration and Management**. Volume 15 Issue 10 Version 1.0 Year. Publisher: Global Journals Inc. (USA).
- BOCERO, A. B. (2016). **¿Influye el rendimiento deportivo en la rentabilidad de los equipos de fútbol?** Análisis del caso español. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales Universidad de León Grado en Economía Curso 2015/2016.
- Confederação Brasileira de Futebol. Disponível em: <https://www.cbf.com.br>. Acesso em: 20 fev. 2019.
- DANTAS, M. G. Da S., NETO, R. M. De F., COSTA, Maria Alice Alves da & BARBOSA, Alexandre. (2017). The Determinants of Brazilian Football Clubs' Debt

- Ratios. **BBR, Braz. Bus. Rev.** (Engl. ed., Online), Vitória, BBR Special Issue, p. 94-109.
- DAVID, M., NAKAMURA, W. T. & BASTOS, D. D. Estudo dos modelos trade-off e pecking order para as variáveis endividamento e payout em empresas brasileiras (2000-2006). **RAM – Revista de Administração Mackenzie**, V. 10, N. 6. São Paulo, SP. NOV./DEZ. 2009 • Edição Especial • p. 132-153.
- EVANS, R. (2014). **Economic Model of Financial Fair Play in Professional Football**. PhD student, Birkbeck College. Working Paper, July.
- FARIA, J. M. (2017). **Lei ProFut – Programa de Modernização da Gestão e de Responsabilidade Fiscal do Futebol Brasileiro - Uma análise da lei e das finanças no Clube de Regatas do Flamengo**. Rio de Janeiro. Número de páginas p.43 Trabalho de Conclusão de Curso – Departamento de Administração. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- FILHO, M. H. De A. & SILVA, J. A. F. Da. A Gestão de Clubes de Futebol – Regulação, Modernização e Desafios para o Esporte no Brasil. **UOL**, 2018. Disponível em: <<http://blogdojuca.uol.com.br/2012/07/a-gestao-de-clubes-de-futebol-regulacao-modernizacao-e-desafios-para-o-esporte-no-brasil>>. Acesso em: 10 fev. 2019
- FREITAS, M. M. De, FARIAS, R. A. S. & FLACH, L. (2017). Efficiency Determinants in Brazilian Football Clubs. **BBR, Braz. Bus. Rev.** (Engl. ed., Online), Vitória, BBR Special Issue, p. 1-23.
- GREENE, W. H. (2012). **Econometric Analysis**. Pearson Education. seventh edition, international edition.
- GUNARDI, A. (2014). The Implementation of UEFA Financial Fair Play: An Analysis of Financial Performance of Manchester United. **International Journal of Science and Research (IJSR)**. Volume 3 Issue 10, October.
- JUNIOR, C. B. De S. & OLIVEIRA, N. Dos S. (2018). Futebol além das quatro linhas: Os efeitos do profut na gestão econômico financeira dos clubes do futebol brasileiro. **ReAC – Revista de Administração e Contabilidade**. Faculdade Anísio Teixeira (FAT),Feira de Santana-Ba, v. 10, n. 1, p. 48-70, janeiro/abril.
- JÚNIOR, D. L. I. A., FERREIRA, H. L. & PIVA, T. A. (2019). **Influência do Desempenho Esportivo e da Adesão ao Profut no Nível de Endividamento de Clubes de Futebol no Brasil**. XIX USP International Conference in Accounting. São Paulo, 24 a 26 de Julho.
- MADDEN, P. (2012). Welfare Economics of “Financial Fair Play” in a Sports League With Benefactor Owners. **Journal of Sports Economics** 00 (0) 1-26.
- PEETERS, T. & SZYMANSKI S. (2012). **Vertical restraints in soccer: Financial Fair Play and the English Premier League**. Department of economics. research paper 2012-028; December.
- RENDÓN, N. J. F. (2017). **Determinantes del desempeño deportivo y de los ingresos de los equipos profesionales de fútbol de Colombia - Categoría A -2011-2012**. Universidad Santo Tomás. Maestría en Ciencias Económicas. Bogotá.
- RIKARDSSON, H. & RIKARDSSON, L. (2013). **How the European top club could adjust to UEFA financial fair play and simultaneously create conditions for competitive advantage within the changing UEFA football industry**. Strategic Management in Football. Master thesis in Business administration. International Business and Economics Programme, Linköping University.
- UMBELINO, W. L. (2017). **Disclosure em clubes de futebol: Um estudo sobre os reflexos da lei do profut**. Universidade Federal do Ceará. Faculdade de Economia,

Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado – FEAACS. Departamento de Contabilidade Curso de Ciências Contábeis. Fortaleza – CE.

UGLEBAKKEN, E. H. (2015). **In which way can the Break-Even Requirement benefit European football?** A theoretical study of the contest model. Master's Thesis in Economics, School of Business and Economics, The Arctic University, Norway, June.

VÖPEL, H. (2011). **Do we really need financial fair play in european club football?** An economic analysis. CESifo DICE Report 3.

VÖPEL, H. (2013). **Is Financial Fair Play Really Justified?** An Economic and Legal Assessment of UEFA's Financial Fair Play Rules. Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI).

WOOLDRIDGE, J. M. (2010). **Econometrics analysis cross section and data panel.** 2nd ed., Massachusetts Institute of Technology.

3 ESTUDO DE FATORES DETERMINANTES DO DESEQUILÍBRIO COMPETITIVO DE LIGAS NACIONAIS DE FUTEBOL NO BRASIL E NA EUROPA NO PERÍODO DE 2008 A 2019

3.1 Introdução

O futebol visto como uma cadeia produtiva, apresenta como consumidores os torcedores e as empresas patrocinadoras, que constituem o lado da demanda. Por outro lado, estão os ofertantes do produto futebol, que é representado pelos clubes de futebol, que são regulados por entidades esportivas nas figuras das federações e confederações de futebol. Neste contexto, os clubes ofertam produtos relacionados com sua marca, tais como material esportivo, camisas, programas de clubes social e sociotorcedor para o consumo pessoal dos torcedores. Ademais, as empresas patrocinadoras pagam um montante financeiro para que os clubes divulguem a marca delas e auferir retornos financeiros devido suas estratégias de marketing associadas à exposição da marca da empresa via clubes de futebol (ALMEIDA; GUTIERREZ, 2009).

A competitividade dos clubes é um elemento relevante para que o clube seja rentável e financeiramente equilibrado, pois o desempenho dos clubes nas grandes competições esportivas em nível nacional e internacional serve como estímulo para que os torcedores consumirem produtos do clube e estimula os investidores a se associarem à marca destes clubes, gerando futuras receitas para a agremiação esportiva e possibilitando a formação de elencos com maior qualidade técnica, permitindo ao clube obter maior quantidade de vitórias e títulos nas temporadas (SAMPAIO; ALMEIDA, 2018).

Do ponto de vista econômico, o futebol insere-se como pertencente ao setor de serviços da economia, no ramo de entretenimento e lazer. Além disso, pode-se apontar a geração de emprego e renda como um benefício gerado pela atividade do futebol profissional e, neste sentido, o futebol envolve atividades de uma ampla gama de profissionais com por exemplo, jogadores, treinadores, médicos, contadores, administradores e dirigentes, árbitros, dentre outros profissionais. Adicionalmente, pode-se dizer que o futebol a partir de grandes eventos esportivos como a Copa do Mundo, gera externalidades positivas para um país, dado que mobiliza uma grande adesão de torcedores em geral para consumir produtos ligados ao esporte tais como adesão a televisão por assinatura, ida de torcedores a bares e restaurantes para assistir aos jogos e elevação do turismo nas cidades e maior consumo de artigos esportivos (RENDÓN, 2017).

Na Economia do Futebol, a ideia de equilíbrio competitivo sob a forma da incerteza do resultado de uma partida ou do campeão de um torneio de futebol é um atrativo para a adesão a estes torneios. Pode-se caracterizar como campeonato equilibrado aqueles nos quais a pontuação dos clubes na tabela de classificação é muito próxima, ou pouco dispersa, e quando a qualidade dos jogadores dos elencos é próxima, de forma que dois clubes rivais que se enfrentam possuem chances muito aproximadas de vencer o jogo e/ou ganhar o campeonato. Daí surge a medida de balanço competitivo, que trata-se de uma métrica utilizada para aferir quão equilibrado é uma competição esportiva. Na economia do esporte, o equilíbrio competitivo de um campeonato constitui um importante elemento de análise, posto que a imprevisibilidade dos resultados nos campeonatos enseja a adesão dos torcedores às competições esportivas (KESSENNE, 2007). Dentre os trabalhos que analisam o Balanço Competitivo nos campeonatos nacionais de futebol na literatura internacional, pode-se citar, dentre outros, Lee e Fort (2011); Naghshbandi *et al.* (2011), Adjemian; Gayant; Pape (2012); Gasparetto e Barajas (2016); Mon Frieria e Guerrero (2016); Diaz e Santiago-Caballero (2017); Laudicina e Vargas (2017); Da Silva *et al.* (2018) e Humphreys (2019). Em relação ao estudo do Balanço Competitivo no âmbito da literatura acadêmica nacional, tem-se os achados de Souza e Ângelo (2005), Araújo e Shikida (2010) e Nakane e Liu (2016).

Nesta perspectiva, este artigo contribui com o desenvolvimento de um estudo em que se analisam fatores determinantes do desequilíbrio competitivo da liga de futebol nacional da primeira divisão no Brasil e de seis das principais ligas nacionais de futebol da primeira divisão da Europa – Espanha, Inglaterra, Alemanha, França, Portugal e

Holanda - no período de 2008 a 2019. Esta análise contempla os principais fatores relacionados às competições de futebol que impactam sobre o desequilíbrio competitivo dos clubes e contribuem para as diferenças no desempenho esportivo dos clubes de futebol nas ligas nacionais.

A escolha pelo modelo econométrico utilizado neste artigo consiste no objetivo de investigar como as variáveis independentes relacionadas com o desempenho do conjunto dos clubes nas ligas nacionais de futebol e a participação de clubes de determinado país em competições internacionais de clubes e a distribuição da qualidade dos elencos, em termos de valor de mercado, afetam o desequilíbrio competitivo destas ligas nacionais. Considerou-se uma amostra de sete campeonatos nacionais sendo o brasileiro e seis das principais ligas nacionais de futebol da Europa no período de 2008 a 2019. Portanto, este trabalho visa preencher lacunas da literatura acadêmica relacionadas com a elaboração de modelos econométricos que influenciam o desequilíbrio competitivo nos campeonatos nacionais de futebol.

A abordagem econométrica desenvolvida nesta pesquisa tem como diferencial a elaboração de um modelo econométrico de fatores que influenciam o nível de desequilíbrio competitivo em importantes campeonatos nacionais de clubes no Brasil e na Europa no período de 2008 a 2019, dado que faz-se relevante ter ideia de quanto competitivo é um campeonato, pois a incerteza dos jogos e do resultado final de uma competição futebolística, em termos do campeão e dos primeiros colocados, constitui um importante fator motivacional para a adesão do torcedor ao campeonato e, por conseguinte, para a ampliação de sua presença nos jogos de futebol gerando benefícios econômicos na forma de maior arrecadação de receitas pelos clubes de futebol.

Outro elemento de diferenciação dessa abordagem em relação à literatura é a introdução de algumas variáveis explicativas pouco ou mesmo não exploradas em estudos econométricos de balanço competitivo na economia do futebol, tais como a conquista de títulos internacionais pelo clube da liga nacional, valor de mercado dos elencos do campeonato nacional e a presença de jogadores estrangeiros nos clubes.

Apresenta-se como objetivo geral desta pesquisa o estudo da relação entre os fatores determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol, a partir da análise de quais variáveis relacionadas aos campeonatos de futebol em determinada temporada, contribuem no sentido de explicar a heterogeneidade na pontuação dos clubes nas ligas nacionais de futebol. Adicionalmente, tem-se o objetivo específico de mensurar o tamanho da desigualdade e a concentração na pontuação dos campeonatos nacionais

entre os primeiros e os últimos clubes da tabela para evidenciar um padrão de heterogeneidade do equilíbrio competitivo nas diferentes ligas nacionais de futebol no período de 2008 a 2019.

Desse modo, tem-se como problema de pesquisa o seguinte questionamento: ligas nacionais de futebol cujos clubes têm mais títulos em competições continentais e campeonatos nacionais cujos clubes apresentam maior poderio econômico – financeiro, apresentam-se mais equilibrada no sentido de terem menor concentração de pontos na tabela de classificação entre os primeiros colocados do campeonato nacional de futebol? Diante disso, esta pesquisa foi desenvolvida sob a hipótese de que as ligas esportivas cujos clubes têm melhor desempenho nas competições internacionais em termos de títulos e Campeonatos cujos valor de mercado total é mais elevado apresentam maior concentração de pontos dos primeiros colocados em relação aos últimos nos campeonatos de nacionais de futebol da primeira divisão e, portanto são ligas nacionais mais desequilibradas ou como menor nível de competitividade esportiva.

Além desta introdução, este artigo, está dividido conforme a seguinte estrutura, a saber: esse trabalho divide-se nas seguintes seções, a saber; na segunda seção, descreve-se o referencial teórico e elabora-se uma revisão da literatura sobre estudos anteriores relacionados com a economia do futebol a partir de linhas relacionadas com o balanço competitivo de ligas de futebol nacional e em nível internacional. Na terceira seção, descreve-se os procedimentos metodológicos deste artigo descrevendo-se a tipologia da pesquisa e a base de dados. Na quarta seção, elaborou-se a análise dos resultados para as estimações do modelo econométrico de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol do Brasil e de seis ligas de futebol europeias. Na quinta seção, mostra-se as conclusões relacionadas com este artigo e estabelecem-se algumas recomendações para futuros trabalhos nessa linha de estudo da economia do futebol.

3.2 Referencial teórico

3.2.1 Economia do esporte

A economia do esporte consiste na utilização da análise econômica para estudo das relações econômicas de produção de bens e serviços e geração de emprego e renda no setor esportivo, utilizando-se o instrumental de microeconomia, macroeconomia e econometria como ferramentas fundamentais para investigar as relações econômicas e sociais no âmbito do setor de esportes. A partir destes instrumentos da economia, é possível estudar os impactos econômicos advindos do esporte numa cidade ou país, pelos

lados da oferta relacionada com a produção de bens e serviços e pela demanda a partir do consumo pelos indivíduos dos produtos esportivos (RENDÓN, 2017).

No mercado esportivo, o produto, diferentemente de uma empresa convencional que pode utilizar insumos e produzir seu produto individualmente, é produzido como resultado da competição entre duas equipes. Desse modo, o produto oriundo da atividade esportiva em nível profissional, vai além do jogo, abrangendo a competição esportiva. Nessa perspectiva, um clube não auferir receitas isoladamente, pois precisa de um segundo participante, clube rival, para produzir o jogo e necessita de um grupo de clubes para viabilizar a competição esportiva (RODRIGUEZ, 2012).

As equipes profissionais geram um produto amplo e complexo e tem um benefício direto advindo da venda de ingressos, publicidade, direitos televisivos de transmissão dos jogos, venda de camisas, etc. Além disso, outros agentes se beneficiam de forma indireta do produto da competição esportiva, por exemplo, a mídia se beneficia em torno da comunicação acerca da cobertura do evento esportivo, empresas patrocinadoras, obtêm retorno para sua marca, etc. sem que os clubes não recebam receitas oriundas destes agentes beneficiados no âmbito da indústria do esporte. Além disso, o produto esportivo caracteriza-se por ter seu consumo em horário e local simultâneos e altamente perecível, dado que os ingressos que não foram vendidos para uma partida de futebol, por exemplo, não podem ficar acumulado gerando um estoque. (RODRIGUEZ, 2012).

Pode-se caracterizar a competitividade esportiva como um processo relacionado com a capacidade de uma agremiação esportiva conquistar suas vitórias e gerar um espetáculo de futebol. Neste processo destaca-se seus insumos de produção que são jogadores profissionais, que podem ser combinados com a imagem da marca do clube e sua tradição esportiva (GONZALEZ, 2002).

A competição econômica entre os clubes, dá-se devido à capacidade que esta entidade esportiva tem de conquistar cotas no mercado consumidor potencial, que é constituído de empresas patrocinadoras e torcedores basicamente, de modo que para ampliar sua influência e participação no mercado o clube deve ter uma reputação esportiva histórica, na forma de uma tradição em conquista de títulos importantes em nível nacional e internacional para obter a adesão de maior parcela de torcedores e angariar considerável volume de recursos financeiros junto à empresas patrocinadoras, de modo a aumentar sua lucratividade e se sobrepôr aos seus rivais, na forma de conquista

de títulos e maior reputação e tradição esportiva, de modo que isso eleva, por conseguinte, a competitividade econômica dos clubes de futebol (GONZALEZ, 2002).

3.2.2 Balanço Competitivo

A noção de equilíbrio competitivo, na Economia do Futebol, está relacionada com a incerteza do resultado esportivo nos campeonatos, ou seja, diz-se que um campeonato é equilibrado, quando os clubes são equiparáveis e possuem chances semelhantes de vencer suas partidas de futebol. Ou seja, o balanço competitivo, busca mensurar, em linhas gerais, quão equilibrado pode ser um campeonato de futebol.

Na literatura da Economia do Futebol, encontram-se diversas formas de mensuração do balanço competitivo dos campeonatos de futebol, sendo também distintas as variáveis utilizadas para mensuração do Balanço Competitivo, como por exemplo, o número de vitórias dos clubes de futebol, pontuação na tabela de classificação da competição e número de gols marcados e porcentagem de aproveitamento de pontos e vitórias nas ligas nacionais de futebol.

As medidas de concentração podem ser utilizadas no contexto da análise do desequilíbrio competitivo para calcular o grau de concentração na pontuação total dos primeiros clubes da tabela de classificação dos campeonatos de futebol. De modo geral, pode-se ressaltar que as medidas de concentração são bastante utilizadas por órgãos econômicos reguladores para aferir o grau de concentração e poder de mercado de determinada empresa ou grupo de empresas num dado setor da economia. Assim sendo, a utilização das razões de concentração industrial descrevem a performance competitiva num determinado ramo da economia. A partir da utilização do ferramental das medidas de concentração industrial, os órgãos reguladores da economia podem controlar o abuso de poder de mercado (BIKKER; HAAF, 2002).

Razão de concentração para os k maiores clubes

A razão de concentração consiste na soma das *Market shares* das k maiores empresas em relação a alguma variável, como por exemplo, a quantidade produzida e vendida de um bem em determinado mercado e mede a participação relativa de um grupo das maiores empresas em relação ao total de empresas de determinado setor da economia.

A razão de concentração da pontuação dos clubes de maior pontuação sendo expresso pela soma das participações dos k maiores clubes em relação à pontuação total na tabela de classificação do campeonato:

$$CR_k = \sum_{i=1}^k s_i \quad (3.2.1)$$

Índice C5 de Balanço Competitivo (C5ICB)

Pode-se analisar as mudanças na concentração numa liga de futebol profissional, utilizando-se uma comparação da proporção C5 com um valor ideal que seria obtido no contexto de um campeonato perfeitamente equilibrado, esta forma de ajuste fornece o Índice C5 de Balanço Competitivo (C5ICB) que é expresso por:

$$C5ICB = \left[\frac{C5}{5/N} \right] * 100 \quad (3.2.2)$$

Onde N é o número de clubes do campeonato. Desse modo, o Índice C5 de Equilíbrio Competitivo considera a pontuação total dos cinco primeiros colocados na tabela de classificação de um torneio. Esta medida do índice C5 é ajustada para corrigir mudanças relativas ao tamanho do campeonato. Para o caso de uma liga perfeitamente equilibrada, esta medida tem valor igual a 100. A diminuição do equilíbrio competitivo é dada por uma elevação na proporção deste indicador.

Índice Herfindahl-Hirschman (HHI) de concentração industrial

O índice Herfindahl-Hirschman (HHI) constitui uma medida mais abrangente que a razão de concentração, dado que considera maior número de clubes e seu valor é calculado pela soma das *market shares* da pontuação dos clubes elevadas ao quadrado. Essa medida de concentração pode ser expressa da seguinte forma:

$$HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2 \quad (3.2.3)$$

O índice HHI é calculado considerando o somatório dos quadrados das *market shares* de todos os clubes do campeonato de futebol. O termo s_i representa a participação na pontuação do i -ésimo clube em relação à pontuação total dos clubes do campeonato, sendo que $s_i = \frac{p_i}{P}$, onde p_i é a quantidade de pontos obtidos pelo i -ésimo clube e P é a quantidade de pontos de todos os clubes do torneio. Esta medida situa-se entre no intervalo entre $1/n$ e 1. Assume valor igual a $1/n$ caso todos os n clubes possuam a mesma fração da pontuação total do campeonato, e assume valor máximo igual a 1.

Índice Herfindahl-Hirschman de Balanço Competitivo (HICB)

Assim como a razão de concentração para a pontuação dos k maiores clubes CR_k , o índice Herfindahl-Hirschman é sensível às variações no número de clubes participantes. Esta limitação pode ser contornada pela divisão deste índice de concentração pelo valor que seria alcançado pelo HHI se o campeonato fosse perfeitamente equilibrado. Desse modo, o Índice H de Equilíbrio Competitivo (HICB) pode ser expresso como:

$$HICB = \left[\frac{H}{(1/N)} \right] * 100 \quad (3.2.4)$$

Onde $H = \sum s_i^2$ e $1/N = \sum p_i^2$ e o termo p_i indica a parcela de pontos obtida pelo i -ésimo clube num campeonato perfeitamente equilibrado. Pode-se perceber, pela eq. (4), que num campeonato perfeitamente equilibrado, o índice Herfindahl de equilíbrio competitivo é igual a 100. Uma redução na competitividade do campeonato é refletida pelo aumento deste índice de concentração.

Razão Herfindahl de balanço competitivo (HRCB) Adjemian, Gayant e Pape (2012)

Supondo um campeonato de futebol realizado com um total de n clubes participantes, Adjemian, Gayant e Pape (2012) sugeriram como uma forma de mensurar o equilíbrio competitivo desse torneio de futebol a chamada Razão Herfindahl de balanço competitivo (HRCB). Esta medida de concentração é dada da seguintes maneira:

$$HRCB = \frac{HHI(p) - \min_q HHI(q)}{\max_q HHI(q) - \min_q HHI(q)} \quad (3.2.5)$$

$$\text{Onde: } HHI(p) = \sum_{i=1}^n s_i(p)^2 \quad (3.2.6)$$

O termo $HHI(p)$ é o índice de concentração Herfindahl – Hirschman da pontuação total atingida pelos n clubes ao final da temporada deste campeonato de futebol.

Pode-se reescrever (3) em função de $HHI(p)$ e do tamanho da amostra, que é representada pelo número de clubes do campeonato, de modo que:

$$HRCB = \frac{HHI(p) - \frac{1}{n}}{1 - \frac{1}{n}} \quad (3.2.7)$$

Na eq. (7), o termo $1/n$ indica o valor mínimo obtido para o HHI num campeonato qualquer com q clubes participantes e 1 é igual ao valor máximo para esta medida. Na equação (5), tem-se como limites inferior o valor igual a 0, que indica balanço competitivo perfeito, e igual a 1 para o caso de desequilíbrio competitivo perfeito da liga nacional de futebol.

Coefficiente de desigualdade de Gini

O coeficiente de Gini, constitui uma das medidas mais tradicionais para avaliar desigualdade para dados amostrais, sendo popularmente utilizado em estudos de distribuição de renda, por exemplo, conforme Hoffmann (2001), no contexto da análise do desequilíbrio competitivo dos campeonatos de futebol consideramos um dado um conjunto de n clubes participantes de um campeonato de futebol, dispostos em ordem crescente, i.e., $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_{n-1} \leq x_n$, então pode-se expressar o coeficiente de Gini para a pontuação dos clubes como:

$$G = \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n ix_i - \frac{1}{n} - 1 \quad (3.2.8)$$

Onde n indica o tamanho da amostra, que equivale ao total de clubes do torneio e μ representa a média do total da pontuação dos clubes participantes do campeonato. O valor do coeficiente de Gini situa-se entre 0 e 1, assumindo valor igual a zero para igualdade perfeita e igual a 1 para desigualdade perfeita.

Outra forma de calcular o índice de Gini, seguindo Hoffmann (2001), da pontuação dos clubes é descrita como

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} \quad (3.2.9)$$

$$\Delta = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |X_i - X_j| \quad (3.2.10)$$

Onde Δ representa a diferença absoluta média da pontuação e μ é a média para o conjunto dos n clubes participantes do campeonato de futebol.

3.2.3 Estudos anteriores sobre Balanço Competitivo

O equilíbrio competitivo dos campeonatos de futebol constitui um importante aspecto abordado na literatura acadêmica, neste sentido, pode-se citar, dentre os trabalhos na literatura da economia do esporte com a abordagem sobre fatores determinantes de equilíbrio competitivo e balanço competitivo dos clubes e campeonatos de futebol na literatura internacional pesquisas como por exemplo, o trabalho de Oughton e Michie (2004) que analisaram medidas de Balanço Competitivo com uma adaptação da razão de concentração e do índice de Herfindahl – Hirschman para ligas de futebol da Inglaterra. Os autores observam a relevância da incerteza do resultado como um fator atrativo do público para os jogos das ligas nacionais, dado que a ausência de equilíbrio competitivo pode resultar em jogos chatos e previsíveis, o que no longo prazo pode levar a uma significativa redução no número e expectadores dos jogos deste campeonato. Eles apontaram que a causa principal do desequilíbrio competitivo do campeonato inglês se dá devido a um crescimento na diferença de receita entre os primeiros e os últimos

colocados na tabela de classificação. A diferença das receitas dos clubes ocorrem pelo crescimento de fontes das receitas dos clubes e nos quais os clubes grandes elevaram fortemente suas receitas via aumento nas receitas dos direitos televisivos dos jogos na liga nacional e aumento das receitas de participação na liga dos campeões da Europa e melhor gestão financeira e governança corporativa que permitiram elevar as receitas comerciais dos clubes de futebol.

Ainda em relação aos estudos sobre Balanço Competitivo de campeonatos de futebol, Naghshbandi *et al.* (2011) investigaram o equilíbrio competitivo para a primeira divisão das ligas nacionais do Irã, Inglaterra, Alemanha, Espanha, França e Itália no período de 2009-2010. Como forma de medir o equilíbrio competitivo, os autores utilizaram a razão de concentração para a pontuação dos cinco primeiros clubes na tabela de classificação (C5) e o índice C5 de equilíbrio competitivo (C5ICB) e verificaram que o campeonato mais equilibrado foi o do Irã, enquanto Portugal e Espanha possuíram os campeonatos com maior desequilíbrio competitivo. Eles verificaram que os valores do C5ICB para a Espanha e a Inglaterra foram mais elevados que o dos demais campeonatos, evidenciando um desequilíbrio competitivo destas ligas nacionais de futebol. Na liga de futebol espanhola, ocorre para a temporada de 2009-2010 uma significativa diferença nos resultados esportivos de Real Madrid e Barcelona em relação às demais equipes do campeonato. Os dois clubes recebem grande volume de dinheiro pela participação na Liga dos Campões da Europa e de receitas de televisão o que faz com que tenham condições de realizar investimentos em jogadores mais qualificados. Eles observaram também que o desequilíbrio competitivo na Inglaterra pode ser provocado pelo fato de equipes tradicionais como o Chelsea e Manchester United recebem investimentos maiores e com isso podem formar elencos com mais jogadores talentosos e valorizados no mercado e incorrem em despesas salariais que são bem maiores que os clubes de médio porte deste campeonato de futebol. Eles obtiveram que a liga italiana foi a terceira mais desequilibrada. Eles apontaram que uma razão para este desequilíbrio competitivo da liga italiana é a presença de investidores como famílias italianas famosas e políticos que injetam dinheiro em clubes tradicionais, como por exemplo, C. Milan, Juventus, Inter de Milão, fazendo com que estes clube possam se reforçar com alguns dos melhores jogadores, o que os torna estes clubes tradicionais mais competitivos frente a clubes de pequeno e médio porte do futebol italiano. O campeonato francês da primeira divisão é a quarta liga mais desequilibrada da amostra. Observa-se uma diferença de 3 pontos entre o segundo e o quarto colocado na tabela de classificação, o que mostra que uma vitória

adicional poderia movimentar levar o quinto colocado para a segunda posição neste campeonato. Ademais, os autores evidenciaram que a primeira divisão da Alemanha foi a segunda liga mais equilibrada, onde foi possível notar que na tabela de classificação há uma pequena diferença de apenas dois a três pontos entre alguns clubes. Um fato que pode explicar essa competitividade na Alemanha é a presença muitos jogadores nativos e das categorias de base nos clubes de futebol. A liga de futebol profissional iraniana da primeira divisão foi a mais equilibrada e registrou uma diferença de apenas dois pontos entre o nono e o décimo segundo colocado do campeonato e uma diferença de cinco pontos entre o nono e o décimo sexto colocado na tabela de classificação.

Para a liga de futebol da primeira divisão da Espanha nas temporadas de 1928-1929 a 2014-2015, Mon Frieria e Guerrero (2016), mediram o equilíbrio competitivo Balanço Competitivo com base na razão de concentração e HHI para o balanço competitivo dos clubes de futebol. Eles notaram uma redução da competitividade da liga de futebol espanhola no período de 1928-1929 a 2014-2015, relacionando-se isso a fatores como mudanças no sistema de pontuação do campeonato ou variação nas receitas principalmente na receita de transmissão televisiva dos jogos e as receitas da Liga dos Campões da Europa, que cria uma diferença grade entre os clubes tradicionais Real Madrid C.F. e F.C. Barcelona em relação aos demais rivais deste torneio. Os autores sugeririam também que uma nova forma de repartição das receitas de direitos televisivos pode melhorar a competitividade do campeonato futuramente, ainda que exista uma diferença muito grande de Barcelona e Real Madrid em comparação com as demais equipes da liga de futebol da Espanha, e tal fato constitui um poder de barganha maior desses dois clubes no mercado de transferências de jogadores de futebol.

Para a ligas nacionais da Espanha, Inglaterra, Itália e Alemanha na primeira divisão, Diaz e Santiago-Caballero (2017) analisaram o equilíbrio competitivo destas competições no período de 1975 a 2016. Eles observaram uma redução desequilíbrio competitivo destas ligas de futebol nas últimas décadas, mas com distintos tamanhos da desigualdade nestes quatro campeonatos. A partir de uma metodologia baseada no princípio de Rawls, os autores observaram que o campeonato espanhol foi o único campeonato em que times que foram promovidos da segunda divisão tem a menor probabilidade de rebaixamento em relação a outras ligas, o que pode ser um indicativo de maiores probabilidades de sobrevivência dos clubes da lia nacional de futebol da Espanha. Eles apontaram também que clubes já estabelecidos que permanecem na primeira divisão tem maior probabilidade de sucesso, dado que a desigualdade em relação à distribuição

dos pontos é menor na metade inferior da competição, o que se constitui num estímulo para os clubes promovidos buscar se manter na primeira divisão do campeonato espanhol.

Como outro exemplo de estudo da literatura acadêmica para a análise do equilíbrio competitivo, tem-se o trabalho de Laudicina e Vargas (2017), que estudaram o balanço competitivo dos campeonatos de futebol colombiano, brasileiro e as principais ligas europeias no período de 2002 a 2016. Ele obteve de forma geral que a liga nacional colombiana é mais competitiva do que as principais ligas europeias, porém tem maior desequilíbrio competitivo do que o campeonato brasileiro de futebol. Eles verificaram que houve uma oscilação com uma breve tendência de decréscimo na competitividade do futebol profissional na Colômbia medida pela razão de concentração, HHI e o índice de Gini observando uma mudança sensível nestes indicadores para o equilíbrio competitivo do campeonato colombiano. Os autores também utilizaram o coeficiente de variação de Pearson e a razão de máximo e mínimo para observar que a competitividade campeonato colombiano foi entre os primeiros e os últimos foi moderadamente reduzida, sendo isso resultante da diferença de pontos entre os primeiro e o últimos classificados deste torneio. Observa-se também, pelo coeficiente de Gini, o aumento na desigualdade para as ligas europeias de futebol e desse modo caracteriza-se uma redução do equilíbrio competitivo destas ligas, decorrentes do valor observado para o aumento médio deste indicador para estas ligas de futebol. Em relação às medidas de dispersão para o equilíbrio competitivo, o campeonato colombiano também apresentou um desequilíbrio competitivo menor do que os campeonatos europeus, porém a liga colombiana mostrou uma dispersão maior do que o campeonato brasileiro de futebol.

O equilíbrio competitivo para a primeira divisão do campeonato brasileiro de futebol e da Alemanha, Espanha, França, Inglaterra, Itália e Portugal no período de 2003/2004 a 2016/2017 foi estudado por Da Silva *et al.* (2018), que utilizaram as medidas de razão de concentração de pontos para os quatro primeiros colocados *C4 Index of Competitive Balance* e *C4ICB* para medir o nível de competitividade dos campeonatos de futebol da amostra. Eles observaram que o balanço competitivo nas ligas de futebol do Brasil e Itália foi mais estável comparado aos campeonatos nacionais da Alemanha, França, Espanha, Inglaterra e Portugal, Além disso, para as ligas europeias eles observaram uma de firma geral uma evolução no padrão de desigualdade no equilíbrio competitivo dos campeonatos nacionais europeus de futebol, apontando que isso pode prejudicar a atratividade futura do público pelas competições nacionais de futebol. Os

autores ressaltaram que o campeonato brasileiro apresentou-se mais estável em relação à competitividade do que as ligas europeias podendo ser isso devido à forma de disputa do campeonato por pontos corridos a partir de 2003, sendo mantido até recentemente para esta competição esportiva. Eles obtiveram também que os campeonatos português e espanhol da primeira divisão apresentaram uma tendência crescente em relação ao desequilíbrio competitivo, ou seja, ocorre uma distância cada vez maior em termos de pontuação entre os quatro primeiros colocados na tabela de classificação em relação aos demais clubes. Os autores sugerem que, apesar do Brasil ter a Liga com maior equilíbrio competitivo entre as da amostra, ainda precisa se desenvolver no sentido da profissionalização para ter maior relevância em nível internacional, de modo que isso pode ser conseguido com uma gestão mais eficiente dos clubes no sentido de manter os melhores jogadores do elenco, melhorar sua estrutura e ter estratégias de vendas de seus produtos para os torcedores dos clubes de futebol brasileiros.

Num trabalho de levantamento da literatura sobre medidas de balanço competitivo, Humphreys (2019) analisou algumas medidas estáticas e dinâmicas para o equilíbrio competitivo comum em estudos da literatura de econômica do futebol. Ele pontou que medidas estáticas de equilíbrio competitivo mostram sensibilidade em relação às características do campeonato, enquanto as medidas dinâmicas refletem mudanças na tabela e se aplicam para os resultados ao longo do tempo e não podem ser implementadas praticadas para medir temporadas individuais. O autor verificou estas diferenças citadas anteriormente entre medidas estáticas e dinâmicas para o período de 1906 a 2015 da principal liga de Beisebol dos Estados Unidos. Ele apontou que a divergência encontrada nos resultados em relação ao desequilíbrio competitivo nos torneios, pode ser devido ao fato de as medidas estáticas não capturarem a dinâmica da mudança das posições relativas dos clubes no campeonato. A sensibilidade das medidas estáticas de equilíbrio competitivo se dá em função de mudanças no número de participantes e de jogos de um campeonato. As ligas de futebol mais estáveis em relação à mudanças no número de participantes e de partidas são mais isentas de problemas com as medidas de equilíbrio competitivo, sendo que o fator que pode afetar em maior nível o equilíbrio competitivo é o mecanismo de promoção e rebaixamento dos clubes dos campeonatos de futebol. O autor apontou também que a incapacidade das medidas estáticas são limitadas em relação à precisão em relação às mudanças nas posições do clube ao longo do tempo nos campeonatos. Ademais, ele ressalta que artigos com medidas dinâmicas de equilíbrio

competitivo ainda são muito incipientes nos estudos da literatura acadêmica da economia do esporte.

Outro estudo do equilíbrio competitivo para o Brasil foi elaborado por Gasparetto e Barajas (2016), que introduziram uma forma de mensurar o balanço competitivo de campeonatos de futebol baseado na diferença de pontos dos clubes de futebol para uma amostra com nove torneios - Bundesliga, Campeonato Brasileiro, Liga BBVA, Ligue 1, Eredivise, English Premier League e Serie A, Primeira Liga Portuguesa e Russian Premier League - no período de 2006-2007 a 2013-2014. Eles compararam o resultado do equilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra mensurado pelo indicador de diferença de pontos acumulados com outras medidas de balanço competitivo mais tradicionais como o Herfindahl – Hirschman de balanço competitivo (HICB) e a razão de concentração para o balanço competitivo (C4ICB). Os autores verificaram que o Campeonato Brasileiro foi o campeonato com maior equilíbrio competitivo, porém não se percebeu grandes diferenças em relação às ligas europeias de futebol. Eles sugeriram também que uma vantagem do modelo utilizado baseado na diferença de pontos permite a comparação de campeonatos de futebol no estilo Round-Robin com números com distintos participantes. Os autores não obtiveram diferenças estatisticamente significantes entre as ligas europeias, o que evidenciou uma homogeneidade neste grupo dos principais campeonatos europeus.

Como um exemplo de trabalho sobre fatores determinantes da competitividade esportivas de clubes de futebol no Brasil, pode-se citar, por exemplo, Souza e Ângelo (2005), que analisaram o equilíbrio competitivo de nove ligas nacionais ligas de futebol europeias, a saber; Espanha, Portugal, Inglaterra, Escócia, Alemanha, Bélgica, Holanda, França e Itália e o Campeonato Brasileiro nas temporadas de 1990 a 2003. Eles constataram que o fim do passe acarretou um desequilíbrio competitivo nos campeonatos de futebol europeus da amostra. Os autores investigaram os impactos de mudanças na estrutura do mercado de trabalho de jogadores sobre o desequilíbrio competitivo entre os clubes, representando uma forma de atratividade do campeonato. Eles observaram que o desequilíbrio competitivo de ser mais reduzido no curto prazo, pois os clube ainda não se desmontaram em relação aos seus principais talentos o que tornaria o campeonato com menor nível de desequilíbrio competitivo.

Ainda nessa linha de estudos sobre o equilíbrio competitivo para o campeonato brasileiro de futebol, Araújo e Shikida (2010) utilizaram índices de concentração Top 4, C4, Gini e Herfindahl e estimação de um modelo econométrico estimado pelo método de

mínimos quadrados ordinários para os determinantes do equilíbrio competitivo do campeonato brasileiro de futebol no período de 1971 a 2009 e estudaram a relação da competitividade esportiva deste campeonato com mudanças advindas da introdução da Lei Pelé e a forma de disputado torneio por pontos corridos a partir de 2003 para o Campeonato Brasileiro de Futebol. Eles observaram que independentemente da medida adotada, a competitividade do torneio aumentou em anos mais recentes. Eles constataram a partir da estimação do modelo econométrico pelo método de MQO, que mudanças na competição do campeonato brasileiro da primeira divisão relacionada com a redução do número de clubes participantes e o formato de disputa por pontos corridos contribuíram para elevar a competitividade deste torneio. Ou seja, os autores sugeriram que a redução do número de times tornou, em geral, menor a diferença de pontuação entre os primeiros e os últimos colocados, evidenciando maior homogeneidade do padrão competitivo dos clubes, ou seja, as competições tiveram maior equilíbrio competitivo a partir da disputa na forma de pontos corridos para esta competição esportiva.

Seguindo esta linha sobre os estudos de Balanço Competitivo para o Brasil, no estudo de Nakane e Liu (2016), analisou-se o equilíbrio competitivo para o Campeonato Brasileiro de Futebol da Série A, no período de 2003 a 2015. Eles observaram que para este período ocorreu uma tendência de piora no equilíbrio competitivo no Campeonato Brasileiro. Ademais, eles também constataram que o campeonato brasileiro é mais equilibrado em relação às principais ligas europeias de futebol para o período de 2003 a 2015, porém eles também observaram que ocorreu uma redução no nível de competitividade no campeonato brasileiro ao longo do período, caracterizado por uma alternância entre anos de melhora com anos de piora no equilíbrio competitivo nesse campeonato de futebol.

O Quadro 3.1 apresenta alguns estudos com aplicações de modelos econométricos relacionados com a competitividade de clubes e campeonatos de futebol da literatura nos níveis nacional e internacional.

Quadro 3.1 – Relação de alguns estudos com estimações de modelos econométricos para competitividade esportiva de campeonatos nacionais de futebol

Autor(es)	Tamanho da amostra	Variável dependente	Método de estimação	Principais resultados
Souza e Ângelo (2005)	140	Desequilíbrio competitivo baseado na porcentagem da pontuação dos clubes nas ligas	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	O livre mercado desregulação no mercado de transferência de atletas tem impacto positivo sobre o desequilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra. A ligas da Bélgica, Escócia, Holanda, Inglaterra e Itália tem

		nacionais da primeira divisão		efeito positivo sobre o indicador de desequilíbrio competitivo dos campeonatos nacionais de futebol.
Araújo e Shikida (2010)	39	Índice de concentração industrial Herfindahl e índice de concentração industrial C4 para a pontuação total dos clubes no campeonato brasileiro no período de 1971 a 2009	Modelo de regressão Método de MQO	A mudança do sistema de pontuação para os pontos corridos e a diminuição no número de clubes participantes no campeonato tem relação positiva com o equilíbrio competitivo do campeonato brasileiro de futebol da primeira divisão no período de 1971 a 2009.
Nakane e Liu (2016)	12	Indicador de aproveitamento de vitórias da equipe no campeonato brasileiro de futebol	Modelo simples de regressão linear	Observou-se uma tendência de desequilíbrio competitivo para os campeonatos da primeira divisão da Espanha, França e Portugal. Apesar de apresentar uma tendência de piora no equilíbrio competitivo, o campeonato brasileiro é mais equilibrado do que as ligas europeias da amostra para o período de 2003 a 2015

Fonte: Elaboração própria.

No Quadro 3.2, tem-se um resumo de estudos anteriores sobre Balanço de Pagamentos em competições de futebol com a descrição dos indicadores utilizados e os principais resultados obtidos pelos autores da literatura acadêmica sobre o equilíbrio competitivo nos campeonatos nacionais de futebol.

Quadro 3.2 – Relação de alguns estudos anteriores sobre Balanço Competitivo de campeonatos nacionais de futebol

Autor(es)	Ligas Nacionais	Indicador(es)	Principais resultados
Oughton e Michie (2004)	Inglaterra	Razão de concentração de balanço competitivo (CR5CB) e do Índice de Herfindahl – Hirschman de balanço competitivo (HICB)	Observou-se um desequilíbrio competitivo do campeonato inglês em razão de crescimento na diferença de receita entre os primeiros e os últimos colocados na tabela de classificação. Para melhorar a competitividade do campeonato deve-se realizar uma distribuição de receitas de televisão e participação no campeonato que beneficie os clubes menores acompanhado de melhoria gestão comercial e financeira destes clubes
Naghshbandi <i>et al.</i> (2011)	Irã, Inglaterra, Alemanha, Espanha, França e Itália	Razão de concentração de cinco clubes (C5) e o Índice C5 de equilíbrio competitivo (C5ICB)	As ligas do Irã e da Alemanha fora as de maior equilíbrio competitivo Sendo que na Alemanha ocorre uma homogeneidade no elenco dado que esta liga possui muitos jogadores

			nativos e das categorias de base nos O campeonato iraniano mostrou uma pontuação relativamente próxima entre os clubes verificando-se uma diferença de cinco pontos entre o nono e o décimo sexto colocado neste campeonato.
Gasparetto e Barajas (2016)	Brasil, Alemanha, Espanha, França, Holanda, Inglaterra, Itália, Portugal e Rússia	Indicador de diferença de pontos acumulados, índice Herfindhal-Hirschman de balanço competitivo (HICB) e a razão de concentração para o balanço competitivo (C4ICB).	O Campeonato Brasileiro apresentou o maior equilíbrio competitivo e não foram observadas grandes diferenças em relação às ligas europeias de futebol. As ligas europeias, o que evidenciou uma homogeneidade neste grupo dos principais campeonatos europeus de futebol.
Mon Frieria e Guerrero (2016)	Espanha	Razão de concentração e HHI para o balanço competitivo	Observou-se uma diminuição da competitividade no campeonato espanhol no período de 1928-1929 a 2014-2015, relacionado a fatores como mudanças no sistema de pontuação do campeonato ou variação nas receitas principalmente na receita de transmissão televisiva dos jogos e as receitas da Liga dos Campões da Europa. Recomenda-se uma nova forma de distribuição das receitas de direitos televisivos que vise elevar a competitividade do campeonato.
Diaz e Santiago-Caballero (2017)	Espanha, Inglaterra, Itália e Alemanha	Princípio de Rawls	Verificou-se uma diminuição de equilíbrio competitivo destas ligas de futebol da Espanha, Inglaterra, Itália e Alemanha. O campeonato espanhol foi o único no qual os clubes que foram promovidos da segunda divisão tem a menor probabilidade de rebaixamento em relação ao outros campeonatos europeus da amostra.
Laudicina e Vargas (2017)	Colômbia, Brasil, Alemanha, Espanha, Inglaterra, França e Itália	Razão de concentração, HHI, índice de Gini, coeficiente de variação de Pearson e a razão de máximo e mínimo	Verificou-se uma oscilação acompanhada de uma breve tendência de decréscimo na competitividade do futebol campeonato colombiano com base na razão de concentração, HHI e o índice de Gini. Para as medidas de dispersão do equilíbrio competitivo, o campeonato colombiano apresentou um desequilíbrio competitivo menor do que os campeonatos europeus e mostrou uma dispersão maior do que o campeonato brasileiro de futebol.

Da Silva <i>et al.</i> (2018)	Brasil, Alemanha, Espanha, França, Inglaterra, Itália e Portugal	Razão de concentração de pontos para os quatro primeiros colocados (C4) e razão de concentração para o balanço competitivo (C4ICB)	O campeonato brasileiro foi o mais equilibrado competitivamente em relação às ligas europeias. As ligas de futebol de Portugal e Espanha mostraram uma tendência crescente em relação ao desequilíbrio competitivo,
-------------------------------	--	--	---

Fonte: Elaboração própria.

3.3 Metodologia

3.3.1 Tipologia da pesquisa

No que se refere aos procedimentos metodológicos, este trabalho constitui uma pesquisa do tipo bibliográfica, pois trata-se de uma pesquisa em que se elabora no seu desenvolvimento um levantamento de bibliográfico da literatura acadêmica acerca do desequilíbrio competitivo e da competitividade esportiva nos campeonatos de futebol, recorrendo-se a material bibliográfico e de fontes bibliográficas disponíveis em *sites* da internet. Este artigo trata-se também de uma pesquisa de natureza descritiva e quantitativa, pois estuda e descreve relações entre grupos de variáveis de estudo fazendo-se uso de técnicas estatísticas e com base nos modelos econométricos para estudo de fatores que impactam sobre o desequilíbrio competitivo para o caso do Brasil e alguns campeonatos de futebol europeus no sentido de traçar um perfil do comportamento destes campeonatos em relação à competitividade esportiva (SILVA E MENEZES, 2005).

3.3.2 Base de dados

Em relação ao método de estimação, esta pesquisa utilizou técnicas de estimação por mínimos quadrados com heterocedasticidade corrigida e regressão por dados em painel com modelos de efeitos fixos e aleatórios para captar os impactos do conjunto das variáveis explicativas sobre o desequilíbrio competitivo do campeonato de futebol no Brasil e em algumas das principais ligas de futebol europeias no período de 2008 a 2019. A base de dados é formada por um total de sete unidades *cross-section* que são constituídas pelas ligas nacionais de futebol do Brasil, Espanha, Inglaterra, Alemanha, França, Portugal e Holanda e de dados temporais anuais que abrangem o período de 2008 a 2019 e, portanto, multiplicando-se estes dois tipos de dados tem-se um painel que compõem a amostra formada por um total de 84 observações. Ademais, como fonte dos dados secundários para as variáveis dos modelos econométricos estimados, utilizou-se as informações disponíveis nos sítios especializados, tais como *O GOL*, *Campões do futebol* e *transfermarkt*.

No Quadro 3.3, estão descritas as fontes dos dados para as variáveis dos modelos econométricos estimados para os determinantes do equilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol da amostra.

Quadro 3.3 – Fontes de dados para as variáveis dos modelos econométricos

Variável	Descrição	Fonte de dados
Dummy título internacional	Variável igual a 1 se o clube da liga foi campeão de algum torneio internacional	O GOL
Títulos	Número de títulos internacionais obtidos pelas equipes de uma mesma liga nacional	O GOL e Campões do futebol
Times	Número de times de cada campeonato nacional	O GOL
Desvio-padrão das vitórias	Desvio-padrão do total de vitórias dos clubes de uma liga nacional	O GOL
Coefficiente de variação das vitórias	Coefficiente de variação do total de vitórias	O GOL
Desvio-padrão dos gols a favor	Desvio-padrão do total de gols marcados nas ligas nacionais	O GOL
Coefficiente de variação dos gols a favor	Coefficiente de variação do total de gols marcados pelas equipes das ligas nacionais	O GOL
Insucesso mandante	Total de jogos em que o clube mandante empata ou perde jogando em casa	O GOL
Tendência	Medida de tendência para a trajetória temporal do desequilíbrio competitivo na liga nacional	Elaboração própria
Número de vitórias dos clubes visitantes	Quantidade total de vitórias dos clubes visitantes numa uma liga nacional	O GOL
Número de empates	Quantidade total de equipes das ligas nacionais	O GOL
Valor de mercado dos elencos dos clubes da liga	Valor de mercado total dos elencos dos clubes de futebol de uma liga nacional	Transfermarkt
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	Desvio-padrão do valor de mercado dos elencos das equipes nos campeonatos nacionais	Transfermarkt
Coefficiente de variação do valor de mercado dos clubes da liga	Coefficiente de variação do valor de mercado dos elencos dos clubes nos campeonatos nacionais	Transfermarkt
Número de jogadores estrangeiros	Quantidade total de jogadores estrangeiros	Transfermarkt
Desvio-padrão do total de jogadores estrangeiros	Medida do desvio-padrão do total de jogadores estrangeiros	Transfermarkt

Fonte: Elaboração própria.

3.4 Resultados e discussões

A seguir é feita uma análise descritiva de dados de medidas de desequilíbrio competitivo em relação à pontuação dos clubes nos campeonatos nacionais de futebol do Brasil, Inglaterra, Espanha, Alemanha, França, Portugal e Holanda para o período de 2008 a 2019.

Pode-se observar pela Tabela 3.1 que há uma estabilidade em relação ao desequilíbrio competitivo no campeonato brasileiro de futebol entre 2008 e 2019, ainda que em 2019 se observe o maior desequilíbrio em termos da concentração e desigualdade nos dados para a pontuação dos clubes na tabela de classificação deste campeonato de futebol. Pode-se perceber também em relação aos campeonatos analisados, que corroborando com os achados de Nakane e Liu (2016) e Da Silva *et al.* (2018), o campeonato brasileiro de futebol apresenta-se como sendo mais equilibrado do que as ligas nacionais de futebol europeias da amostra de dados para o período de 2008 a 2019.

No campeonato ocorre maior desequilíbrio para o ano de 2019, cujo coeficiente de Gini foi de 0,1746 e com um índice de concentração HHICB igual a 109,74. Nesta edição de 2019 do campeonato brasileiro de futebol, observou-se um pleno domínio do campeão, Clube de Regatas Flamengo - RJ, que marcou 90 pontos e do segundo e terceiro colocados, Santos – SP e Palmeiras – SP, respectivamente, que obtiveram 74 pontos na tabela de classificação. Para se ter uma ideia da diferença de pontos entre os primeiros e os clubes da zona de rebaixamento, quatro últimos colocados, os três primeiros colocados obtiveram uma pontuação superior ao dobro da pontuação do Cruzeiro, primeiro clube da zona de rebaixamento na décima sétima posição que marcou apenas 36 pontos na classificação final da temporada 2019 do campeonato brasileiro. Por outro lado, destaca-se que na temporada de 2017 o campeonato brasileiro teve o menor desequilíbrio competitivo em relação à pontuação dos clubes, de forma que observou-se que o desvio-padrão dos pontos entre os vinte clubes deste campeonato foi de 9,0570 e o coeficiente de Gini foi de 0,0959. Ressalta-se ainda que neste campeonato, O Corinthians – SP, foi o clube campeão e conseguiu apenas 72 pontos, o que constitui uma pontuação inferior, como descrito anteriormente à dos três primeiros colocados em 2019 para o campeonato brasileiro de futebol.

Tabela 3.1 – Medidas de desequilíbrio competitivo baseado na pontuação total para o Campeonato Brasileiro de Futebol Série A 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	11,2231	131,4176	104,38	0,0023	0,1163

2009	9,5691	123,6994	103,22	0,0017	0,1013
2010	12,0808	129,9313	105,34	0,0028	0,1318
2011	10,7599	125,2174	104,1	0,0022	0,1156
2012	12,9447	132,9469	105,94	0,0031	0,1355
2013	11,8304	126,9531	105,08	0,0027	0,1202
2014	13,3669	133,5878	106,18	0,0033	0,1413
2015	11,9317	129,6473	104,92	0,0026	0,1236
2016	12,8320	131,5436	105,74	0,0030	0,1321
2017	9,0570	122,2758	102,88	0,0015	0,0959
2018	13,5976	135,9223	106,62	0,0035	0,1425
2019	16,6825	140,8829	109,74	0,0051	0,1746

Fonte: Elaboração própria.

O campeonato espanhol de futebol da primeira divisão, *La Liga*, apresenta-se como sendo mais desequilibrado que o campeonato brasileiro de futebol da primeira divisão, fato que pode ser constatado pela verificação dos dados mostrados na Tabela 3.2. No período de 2008 a 2019, pode-se observar uma baixa alternância entre os times que ocuparam as cinco primeiras posições do campeonato, de forma que predominaram neste período no G5 do campeonato nacional espanhol as equipes de Real Madrid, Barcelona, Sevilla, Atlético de Madrid e Villarreal. Ademais, em relação aos campeões espanhóis neste período, com exceção do título do Atlético de Madrid em 2014, apenas Real Madrid e Barcelona foram campeões espanhóis nas temporadas de 2008 a 2019. Pode-se perceber que nos anos de 2017 e 2019, o campeonato teve o maior e o menor desequilíbrio, respectivamente, competitivo em termos da pontuação dos clubes para a série temporal de 2008 a 2019. Nota-se que em 2017, o índice HHICB e o coeficiente de Gini para a pontuação dos clubes do campeonato espanhol de futebol da primeira divisão é igual a 114,64 e 0,2166, respectivamente. No ano de 2017, a diferença de pontuação do primeiro, Real Madrid, para o quarto colocado do campeonato, Sevilla foi de 21 pontos. Por outro lado, no ano de 2019, registrou-se a menor dispersão na pontuação dos clubes do campeonato espanhol, observando-se um valor do desvio-padrão da pontuação e do coeficiente de Gini iguais a 13,9076 e 0,143, respectivamente. Nota-se que a diferença na pontuação entre o campeão, Barcelona, e o quarto colocado, Valencia foi igual a 26 pontos para a temporada 2018 – 2019 da liga nacional espanhola de futebol.

Tabela 3.2 – Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Espanhol de 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	14,2470	135,6125	106,96	0,0037	0,1446
2009	14,5178	138,8836	107,16	0,0038	0,1462

2010	18,5979	149,6651	112,04	0,0063	0,1777
2011	16,7693	142,8841	109,5	0,0050	0,1538
2012	16,7430	139,9618	109,74	0,0051	0,1509
2013	17,7485	148,4848	110,74	0,0056	0,173
2014	18,2875	150,6641	111,44	0,0060	0,1804
2015	20,8137	159,0086	114,96	0,0079	0,2127
2016	18,1032	150,7634	111,34	0,0060	0,1732
2017	20,6257	152,236	114,64	0,0077	0,2166
2018	18,2269	144,9715	111,36	0,0060	0,1845
2019	13,9076	136,3107	106,92	0,0036	0,143

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3.3, mostra dados sobre as medidas de desequilíbrio competitivo para a primeira divisão do campeonato inglês de futebol, *Premier League*, no período de 2008 a 2019, nota-se em geral um desequilíbrio mais acentuado deste campeonato em relação aos campeonatos nacionais brasileiro e espanhol de futebol. Para a temporada 2010 – 2011 registrou-se o menor desequilíbrio da liga inglesa de futebol, com desvio-padrão, HHICB e coeficiente de Gini iguais a 12,7794; 105,86 e 0,1318, respectivamente. Cabe ressaltar que, na temporada 2010 – 2011, verificou-se a diferença na pontuação total entre o primeiro colocado, Manchester United, e o quarto colocado do torneio, Arsenal foi de 12 pontos, enquanto para a temporada de 2018 – 2019, em que ocorre maior desequilíbrio competitivo entre os clubes, com valores do desvio – padrão , HHICB e coeficiente de Gini iguais a 21,0075; 114,66 e 0,2107, respectivamente, percebe-se que a diferença de pontuação entre o primeiro e o quarto colocado, Manchester City e Tottenham, respectivamente, foi de 27 pontos na tabela de classificação da primeira divisão do campeonato inglês de futebol.

Tabela 3.3 – Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Inglês de 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	19,7351	152,3077	113,68	0,0072	0,2046
2009	18,2361	151,1026	111,6	0,0061	0,1859
2010	18,8732	148,0193	112,62	0,0067	0,2019
2011	12,7794	136,8319	105,86	0,0031	0,1318
2012	17,4394	145,9408	110,54	0,0055	0,1787
2013	17,8190	150	111,32	0,0060	0,1849
2014	19,2734	151,7891	112,52	0,0066	0,1976
2015	16,3491	143,2665	109,26	0,0049	0,1714
2016	15,4384	137,0765	108,48	0,0045	0,1629
2017	19,8510	154,5455	113,42	0,0071	0,1997
2018	19,1709	154,8511	112,88	0,0068	0,1921

2019	21,0075	152,666	114,66	0,0077	0,2107
------	---------	---------	--------	--------	--------

Fonte: Elaboração própria.

O campeonato alemão de futebol da elite, *Bundesliga*, apresenta-se em geral mais equilibrada do que o campeonato inglês, porém com desequilíbrio maior em relação aos campeonatos brasileiro e espanhol de futebol. O desequilíbrio neste campeonato, pode ser explicado pela hegemonia do Bayern de Munique, que tem dominado o campeonato ao longo da década de 2010. Além disso, os clubes do G4 também tem se mantido praticamente o mesmo ao longo do período de 2008 a 2019. Para as temporadas da amostra de dados na Tabela 3.4, pode-se observar que o menor desequilíbrio competitivo em termos concentração e desigualdade na pontuação dos clubes se deu na temporada 2010 – 2011, observa-se que o desvio-padrão de pontuação, o indicador HHICB e o coeficiente de desigualdade de Gini para a pontuação nesta temporada foi igual a 12,5522; 106,596 e 0,1391, respectivamente. Além disso, cabe destacar também que de forma que nesta temporada a diferença entre o primeiro colocado Borussia Dortmund e o quinto colocado, Mainz, foi de 17 pontos e a diferença de pontuação do sétimo colocado, Kaiserslautern, para o décimo quarto colocado, Schalke 04, foi de apenas 6 pontos, denotando certo equilíbrio na distribuição da pontuação neste torneio.

O campeonato alemão da primeira divisão em 2019 registrou o mais elevado desequilíbrio competitivo do período analisado, sendo que as medidas do desvio-padrão da pontuação, do índice HHICB e do coeficiente de Gini foram iguais a 17,0068; 112,392 e 0,1993, respectivamente. Adicionalmente, tem-se que para dar uma ideia do desequilíbrio na pontuação entre os clubes da liga alemão em 2019, o primeiro colocado, Bayern de Munique neste campeonato ficou com 23 pontos a mais do que o quinto colocado do torneio, o Borussia M'Gladbach. Além disso a diferença entre os primeiros e os dois últimos colocados foi bastante significativa, de forma que o Bayern de Munique ficou com uma diferença de 50 pontos em relação ao décimo sexto colocado desta liga nacional de futebol.

Tabela 3.4 – Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Alemão de 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	13,0655	134,5714	107,406	0,0044	0,1524
2009	14,5800	138,1991	109,134	0,0054	0,1723
2010	13,3661	135	107,892	0,0046	0,1616
2011	12,5522	137,2632	106,596	0,0039	0,1391
2012	15,1547	142,4553	109,98	0,0059	0,1732

2013	16,0367	140,5714	111,15	0,0066	0,1765
2014	17,3654	145,8548	112,644	0,0074	0,1974
2015	13,5873	139,5215	108,09	0,0048	0,1506
2016	15,6561	141,5348	110,448	0,0061	0,1668
2017	13,9406	138,1991	108,342	0,0049	0,1542
2018	13,9880	134,515	108,594	0,0051	0,1579
2019	17,0068	141,8698	112,392	0,0073	0,1993

Fonte: Elaboração própria.

O campeonato francês de futebol no período de 2008 a 2019, apresenta um padrão de desequilíbrio competitivo superior ao observado para os campeonatos brasileiro e espanhol, todavia, mostra-se mais equilibrado esportivamente do que o campeonato inglês, ainda que apenas PSG e Lyon tenham dominado em relação à conquista dos títulos deste campeonato nos anos 2000 com exceção feita ao Mônaco que foi campeão francês da primeira divisão na temporada 2016 – 2017.

Observa-se um maior desequilíbrio entre os anos de 2017 a 2019, sendo que em 2018 registrou-se o maior desequilíbrio da pontuação dos clubes neste campeonato, apresentando-se valores para o CR5CB, HHICB e Coeficiente de Gini da pontuação iguais a 147,892; 110,78 e 0,1785, respectivamente. Nesta temporada, cabe destacar que ocorreu uma considerável diferença na pontuação entre o campeão, PSG, e o quinto colocado Rennes, que ficou a 35 pontos do campeão deste torneio. Ainda pode-se ressaltar para tornar mais clara esta grande diferença de pontos entre clubes, quarto colocado, Rennes, encerrou este campeonato com 40 pontos a mais que o Toulouse, que foi o décimo oitavo colocado deste campeonato. Por outro lado, observa-se que o campeonato de 2011 foi o mais equilibrado da amostra, de modo que apresentou desvio-padrão, CR5CB e Coeficiente de Gini da pontuação dos clubes iguais a 11,7451; 129,1089 e 0,1173, respectivamente. No campeonato da temporada 2010 – 2011, a diferença de pontos entre o campeão, Lille, e o quarto colocado, Paris SG, foi de 16 pontos, e a do oitavo colocado, Toulouse para o décimo oitavo colocado, Mônaco, foi de apenas 6 pontos nesta temporada do campeonato francês de futebol.

Tabela 3.5 – Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Francês de 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	12,8087	130,4688	105,94	0,0031	0,1338
2009	14,7413	138,5214	107,82	0,0041	0,1554
2010	15,1006	138,0633	107,96	0,0042	0,1602
2011	11,7451	129,1089	105,14	0,0027	0,1173
2012	14,4674	139,5349	107,46	0,0039	0,1501

2013	13,4458	135,1456	106,48	0,0034	0,1422
2014	16,1226	143,4109	109,28	0,0049	0,1645
2015	14,8622	139,5437	107,58	0,0040	0,1543
2016	15,1185	135,2713	108,16	0,0043	0,1452
2017	17,5937	149,0421	110,78	0,0057	0,174
2018	17,5996	147,8927	110,78	0,0057	0,1785
2019	16,1196	141,7476	109,3	0,0049	0,1699

Fonte: Elaboração própria.

O campeonato português de futebol da primeira divisão mostrou-se desequilibrado no período de 2008 a 2019 comparativamente ao campeonato brasileiro, alemão, francês, espanhol e inglês. Isto pode ser explicado pelo amplo predomínio das equipes tradicionais como o Porto, o Benfica e o Sporting de Lisboa, que tem se revezado como campeão nacional nos anos 2000, com um predomínio maior para Porto e Benfica.

O campeonato mais equilibrado em relação à pontuação dos clubes foi o da temporada 2010 – 2011, cujos valores das medidas para o desvio – padrão, HHICB e o coeficiente de Gini foi de 14,9572; 112,56 e 0,1767, respectivamente. Nesta temporada observou-se uma diferença de dez pontos entre o nono colocado, marítimo, e o penúltimo colocado, Portimonense. Ademais, verifica-se que para o campeonato de 2012, tem-se o maior valor para o desequilíbrio competitivo para o período do estudado da amostra, 2008 a 2019. Registrando-se valores para o desvio-padrão, HHICB e coeficiente de Gini iguais a 16,9459; 115,488 e 0,2188, respectivamente. Na temporada 2011 – 2012, a diferença de pontos entre o campeão, Porto e o quinto colocado, Marítimo foi de 25 pontos, enquanto a diferença de pontuação do Marítimo para o Feirense décimo quinto colocado, foi de 26 pontos, evidenciando uma dispersão alta na pontuação destes clubes do campeonato português de futebol.

Tabela 3.6 – Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Português de 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	14,6191	140,9404	112,608	0,0084	0,1942
2009	14,8064	145,5436	112,336	0,0082	0,1959
2010	16,9135	149,2025	116,144	0,0108	0,2124
2011	14,9572	138,9602	112,56	0,0084	0,1767
2012	16,9459	151,1244	115,488	0,0103	0,2188
2013	17,3252	148,5888	116,576	0,0111	0,2173
2014	15,1636	145,9394	112,672	0,0084	0,1926
2015	19,0288	153,8535	115,974	0,0094	0,2187
2016	18,9008	153,4917	115,416	0,0091	0,2098
2017	16,6317	147,7804	112,05	0,0071	0,1896
2018	19,2908	156,6861	115,506	0,0091	0,2057

2019	18,9433	153,5047	114,984	0,0088	0,2073
------	---------	----------	---------	--------	--------

Fonte: Elaboração própria.

O campeonato holandês de futebol da primeira divisão mostrou uma redução no desequilíbrio entre os anos de 2008 e 2013. Porém, pode-se observar que ocorre uma elevação no desequilíbrio deste campeonato nacional da primeira divisão de futebol no período de entre 2014 e 2019. Pode-se destacar que nesta competição esportiva, há uma dominância explícita do Ajax e do PSV em relação à conquista de títulos deste torneio ao longo das temporadas de 2008 a 2019.

Na temporada de 2009 – 2010, registrou-se o maior desequilíbrio na pontuação dos clubes. Nesta temporada, foi registrada uma diferença de 23 pontos entre o campeão, FC Twente e o quarto colocado, Feyenoord. Ademais, também ocorre uma diferença de 40 pontos entre o FC Twente e o décimo colocado, NAC Breda. Adicionalmente, observa-se que para a temporada 2013 – 2014 tem-se o menor desequilíbrio do campeonato holandês relativamente aos demais anos da amostra de dados, de forma que se registrou para o desvio-padrão, HHICB e coeficiente de Gini da pontuação valores iguais a 13,0068; 107,442 e 0,1544, respectivamente. Na temporada de 2013 – 2014, o clube campeão, Ajax, ficou com 14 pontos a mais que o quinto colocado, Heerenveen, enquanto o décimo colocado, FC Utrecht teve uma diferença de apenas seis pontos em relação ao décimo quinto colocado, NAC Breda, campeonato holandês de futebol.

Tabela 3.7 – Medidas de desequilíbrio competitivo para o Campeonato Holandês de 2008 a 2019

Ano	Desvio-padrão	CR5CB	HHICB	HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012)	Gini
2008	14,6404	138,3962	109,116	0,0054	0,1722
2009	15,7948	146,2233	110,772	0,0063	0,182
2010	21,0300	157,2897	118,476	0,0109	0,2423
2011	15,8597	140	110,754	0,0063	0,1841
2012	16,6707	144,8421	111,636	0,0068	0,194
2013	15,8856	146,1429	110,952	0,0064	0,1798
2014	13,0068	136,8345	107,442	0,0044	0,1544
2015	16,7770	144	112,068	0,0071	0,1923
2016	17,6798	145,4502	113,436	0,0079	0,2009
2017	17,2779	149,9645	112,788	0,0075	0,1885
2018	17,3730	150,3905	112,932	0,0076	0,197
2019	16,8488	144,7552	111,798	0,0069	0,184

Fonte: Elaboração própria.

Os dados para as estatísticas descritivas para as variáveis dos modelos econométricos de fatores determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol estão mostrados na Tabela 3.8. Para se ter uma ideia da heterogeneidade do

nível de competitividade dos clubes nos campeonatos nacionais de futebol, nota-se pelos dados da Tabela 8 que há uma elevada dispersão do número de gols e de vitórias dos clubes nestes torneios. Além disso existe também uma heterogeneidade dos clubes em relação à quantidade de jogadores estrangeiros e uma disparidade no valor de mercado dos elencos, dado que clubes com maior poder econômico tem grande barganha sobre a aquisição de jogadores estrangeiros de maior valor de mercado, o que contribui para a heterogeneidade do desempenho dos clubes ao longo das temporadas.

Outro fato a se destacar em relação às estatísticas descritivas é o padrão homogêneo em relação ao número de times que participam dos campeonatos, de forma que esta proximidade dos valores baixos em relação ao desvio-padrão para a variável times se dá devido ao número de clubes ser muito próximo nos campeonatos, pois considerou-se neste estudo um período de tempo mais recente e muito curto com dados temporais de apenas 13 anos, de forma que os campeonatos com maior número de clubes possuem vinte clubes e os de menor número de clubes na amostra tem dezesseis clubes de futebol. O mesmo caso ocorre com a variável do número de títulos internacionais, em que há valores pequenos para a média e o desvio-padrão, pois em cada temporada existe um número limitado de competições internacionais jogadas pelos clubes de futebol.

Tabela 3.8 – Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos econométricos de fatores determinantes do desequilíbrio competitivo dos campeonatos nacionais de futebol

Variável	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
DESVPADPOINT	15,82	15,96	2,660	9,057	21,03
CR5CB	142,4	142,2	8,262	122,3	159,0
HHICB	110,1	110,6	3,431	102,9	118,5
HHIPADRONIZADO	0,0057	0,0057	0,0022	0,0015	0,0111
GINIPOINT	0,1710	0,1736	0,0302	0,0959	0,2423
DESVPADVITORIA	5,536	5,660	0,9924	3,183	7,543
COEFVARVITORIA	0,4139	0,4265	0,0765	0,2298	0,5878
DESVPADGOL	15,32	15,46	4,036	6,063	25,39
COEFVARGOL	0,3153	0,3143	0,0749	0,1192	0,5034
VITORIAVISITANTE	95,57	96,00	13,97	58,00	128,0
EMPATE	86,89	86,00	16,67	53,00	130,0
INSUCESSO	182,5	184,0	24,39	125,0	223,0
MANDANTE					
DUMMYTITULO	0,3452	0,000	0,4783	0,000	1,000
INTERNACIONAL					
TITULOTOTAL	0,6667	0,000	1,123	0,000	4,000
Estrangeiros	280,0	295,5	118,1	27,00	498,0
Desvpadestrangeiros	4,528	4,631	1,524	1,349	9,810
Mercado	1914	1525	1509	181,6	8338
Desvpadmercado	89,96	66,60	69,70	12,41	348,3
CoefVarmercado	0,9144	0,8974	0,2480	0,4100	1,397
TIMES	18,98	20,00	1,299	16,00	20,00
TENDENCIA	7,500	7,500	3,473	2,000	13,00

Fonte: Elaboração própria.

Modelos de dados em painel

Os dados em painel ou longitudinais constituem um conjunto de dados em que se combinam as unidades *cross-section* e as unidades temporais. Portanto, uma vantagem de se utilizar as amostras como um conjunto de dados estimáveis para dados em painel reside no fato de que as estimáveis por MQO considera as unidades de corte transversal ou *cross-section* numa mesma unidade de tempo, enquanto painel permite combinar estas várias unidades de corte transversal em diferentes períodos de tempo em leva em consideração as heterogeneidades não-observáveis dos dados amostrais para os métodos de estimação por dados em painel. Ademais, cabe destacar que os dados em painel apresentam uma vantagem de permitir ao pesquisador analisar a dinâmica de série temporal pequena, isso se dá devido à capacidade de, dada a estrutura dos dados em painel, reações repetidas necessárias a mudanças no conjunto de dados são obtidas a partir das reações de N unidades cruzadas, o que permite dispensar uma serie de tempo longa na análise da dinâmica das variáveis de estudo dos modelos econométricos por dados em painel (KENNEDY, 2009).

No modelo de efeitos fixos, cada constante é tratada como um grupo específico e se relaciona com a heterogeneidade não observada para os indivíduos da amostra. O estimador resultante da aplicação do método de estimação por efeitos fixos é conhecido como estimador de mínimos quadrados de variável dummy, dado que permite diferentes constantes para cada grupo, incluindo uma variável binária para cada grupo.

Considere o método de estimação por efeitos fixos a partir da representação do modelo abaixo, que segue Asteriou e Hall (2009):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (3.4.1)$$

Onde:

O índice i refere-se à unidade *cross section* e o índice t está relacionada com o período para a amostra de dados.

α_i é uma constante para cada grupo da unidade *cross section* utilizada para controlar a heterogeneidade não observada dos dados da amostra.

u_{it} refere-se ao erro aleatório ou perturbação estocástica do modelo econométrico.

O teste F mostrado a seguir, é utilizado para saber se os efeitos fixos são adequados nas estimação do modelo econométrico. A hipótese nula, H_0 , indica que os grupos das unidades *cross section* possuem interceptos comuns e na hipótese alternativa, H_1 , os interceptos são diferentes entre os grupos para as unidades transversais.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

A estatística de teste F é dada por

$$F = \frac{(R_{FE}^2 - R_{CC}^2)/(N-1)}{(1-R_{FE}^2)/(NT-N-k)} \sim F(N-1, NT-N-k) \quad (3.4.2)$$

Onde:

R_{FE} é o coeficiente de determinação do modelo de efeitos fixos

R_{CC} é o coeficiente de determinação do modelo com constante comum.

Ou seja, a estatística F possui uma distribuição F de Fisher-Snedecor com $N - 1$ graus de liberdade no numerador e $NT - N - k$ graus de liberdade no denominador. Caso rejeitemos, a hipótese nula de interceptos comuns entre grupos, então, pode-se inferir que a estimação por efeitos fixos é adequada para o modelo econométrico. Rejeita-se a hipótese nula no caso em que a estatística F for maior do que o valor de F crítico para o modelo econométrico.

Uma forma alternativa de estimação ao modelo de efeito fixo é o modelo de efeito aleatório no qual, diferentemente do efeito fixo, na estimação por efeito aleatório as constantes do intercepto tornam-se parâmetros aleatórios. Desse modo, a variabilidade para cada uma das constantes

$$\alpha_i = \alpha + \delta_i \quad (3.4.3)$$

em que δ_i é uma variável aleatória padronizada com média igual a zero. O modelo de efeito aleatório pode ser expresso como

$$Y_{it} = (\alpha + \delta_i) + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (3.4.4)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + (\delta_i + u_{it}) \quad (3.4.5)$$

O teste de Hausman é de considerável relevância na análise de dados em painel, posto que se trata de um teste que permite viabilizar para o pesquisador a escolha do modelo econométrico entre efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Na prática, estabelece-se como hipótese nula deste teste, o fato de que o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente. Obviamente, a hipótese alternativa deste teste indica que os estimadores por efeitos aleatórios não são consistentes. A ideia do teste de Hausman é que sob a hipótese de não correlação dos erros com as variáveis explicativas do modelo, ambos os estimadores de GLS e MQO são consistentes, porém o estimador MQO é ineficiente, enquanto sob uma alternativa, o estimador de MQO é consistente, porém o de GLS é inconsistente. Ou seja, na hipótese nula, H_0 , ambos estimadores são consistentes, porém o estimador GLS do modelo de efeitos aleatórios é eficiente e na hipótese alternativa, H_0 , o estimador para o modelo de efeito fixo é consistente e eficiente,

enquanto o estimador para o modelo de efeito aleatório é inconsistente neste teste para escolha entre o modelo de efeito fixo e efeito aleatório (ASTERIOU; HALL, 2009).

A estatística H para o teste de Hausman pode ser expressa da seguinte maneira:

$$H = (\hat{\beta}^{FE} - \hat{\beta}^{RE})' [Var(\hat{\beta}^{FE}) - Var(\hat{\beta}^{RE})]^{-1} (\hat{\beta}^{FE} - \hat{\beta}^{RE}) \sim \chi^2_{(k)} \quad (3.4.6)$$

Que possui uma distribuição de probabilidade qui-quadrado com k graus de liberdade. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, então o estimador de GLS para o modelo de efeitos aleatórios é escolhido, caso, contrário, se a hipótese nula for rejeitada, escolhe-se o modelo de efeito fixo.

Especificação dos modelos econométricos

O modelo econométrico especificado a seguir descreve um conjunto de fatores relacionados com o desempenho esportivo dos clubes com a participação de clubes de diferentes ligas nacionais de futebol do Brasil e da Europa em competições internacionais assim como o número de vitórias dos clubes visitantes e de empates nos jogos das ligas nacionais, dentre outros fatores. Ademais, inclui-se no modelo a variável econômica de valor de mercado do elenco dos clubes das ligas nacionais para captarmos se uma maior dispersão ou heterogeneidade da qualidade dos elencos de jogadores implica num desequilíbrio competitivo nos campeonatos nacionais da amostra no período de 2008 a 2019. Desse modo, para fundamentar o modelo econométrico dos fatores determinantes do desequilíbrio competitivo, tem-se a seguir a descrição das variáveis explicativas e da variável dependente para o modelo a ser estimado.

Estabeleceu-se como variável dependente o desequilíbrio competitivo, que representa a medida de desequilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra para o período de 2008 a 2019. Dada pela razão de concentração de balanço competitivo para os cinco melhores clubes dos campeonatos nacionais (CR5CB), coeficiente de variação, o HHI de balanço competitivo (HHICB), HHI padronizado Adjemian, Gayant e Pape, (2012) e o coeficiente de Gini da pontuação dos clubes na tabela de classificação dos campeonatos nacionais de futebol.

As variáveis explicativas dos modelos econométricos dos fatores determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol da amostra no período e 2008 a 2019 são descritas da seguinte maneira:

valormercliga representa o valor de mercado, em milhões de euros, das ligas nacionais de futebol da amostra para o período entre 2008 e 2019. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente estimado desta variável explicativa, pois quanto maior for a

presença de elencos com alto valor de mercado num campeonato nacional mais competitivo tende a ser este campeonato de futebol.

desvpadvalormercliga representa o desvio padrão do valo de mercado da liga nacional de futebol no período de 2008 a 2019. Espera-se uma relação inversa desta variável independente com a variável dependente do balanço competitivo, dado que quanto maior for a dispersão nos valores de mercado dos elencos dos clubes de futebol de um campeonato maior a disparidade em termos de competitividade esportiva dos clubes nesta liga nacional de futebol.

coefvarvalormercliga refere-se ao coeficiente de variação, razão entre desvio-padrão e variância, do valor de mercado da liga nacional de futebol no período de 2008 a 2019. Espera-se uma relação inversa desta variável independente com a variável dependente do balanço competitivo, pois para uma disparidade mais elevada dos valores de mercado dos elencos dos clubes de futebol mais desequilibrado competitivamente a o campeonato nacional de futebol.

titulosinternacionais representa uma variável *dummy* que é igual a 1 no caso de o clube da liga nacional de futebol ter conquistado um título continental no período de 2008 a 2019. Espera-se uma relação inversa entre esta variável explicativa e as variáveis dependentes do modelo econométrico, dado que ligas mais competitivas tendem a ter clubes com maior sucesso desportivo nas competições intercontinentais de futebol.

titulostotal indica o número de títulos internacionais conquistados por uma equipe da liga nacional numa determinada temporada no período de 2008 a 2019. Espera-se que está variável explicativa apresente uma relação inversa com as variáveis dependentes dos quatro modelos econométricos, dado que supõe-se que uma liga nacional mais forte tem uma alta probabilidade de ter times mais qualificados e com maiores probabilidades de conquistarem títulos de competições internacionais de futebol.

times variável explicativa que representa o número total de clubes de futebol que disputam a primeira divisão de cada uma das ligas nacionais. Espera-se esta variável explicativa apresente uma estimativa do coeficiente com sinal positivo indicando uma relação direta com as variáveis dependentes dos modelos econométricos. Um campeonato nacional com maior número de clubes é um indício de competitividade reduzida, dado que passa a abranger clube de menor índice técnico, do que caso fosse mais restritivo e abrangesse menos clubes, já que se está trabalhando com os campeonatos da primeira divisão, ou seja, são os clubes de futebol da elite que participam da liga nacional.

desvpadvitoria refere-se ao desvio-padrão do número de vitória dos clubes no campeonato nacional de futebol. Espera-se que esta variável explicativa apresente uma relação direta com as variáveis dependentes, pois quanto maior a diferença do número de vitórias dos clubes no campeonato, mais elevado será a diferença e/ou a dispersão da pontuação destes clubes na tabela de classificação da competição.

coefvarvitoria representa o coeficiente de variação do número de vitórias dos clubes na liga nacional futebol; Espera-se que esta variável tenha uma relação positiva com as variáveis dependentes dos modelos econométricos, dado que quanto maior for a dispersão entre o número de vitórias dos clubes no campeonato nacional de futebol, maior será a dispersão na pontuação entre estes clubes de futebol.

desvpadgol desvio – padrão do número de gols marcados por todos os clubes em determinada temporada no campeonato nacional de futebol. Inicialmente, tem-se a expectativa de um sinal positivo para o coeficiente estimado desta variável explicativo dado que a diferença e a dispersão de gols marcados entre os clubes é um fator de desequilíbrio competitivo no campeonato nacional de futebol.

coefvargol Coeficiente de variação do número de gols marcados pelos clubes na liga nacional de futebol e está representado pela razão entre o desvio-padrão e a média de gols marcados pelos clubes no campeonato nacional de futebol no período de 2008 a 2019. Como esta variável explicativa é uma medida de dispersão de gols marcados pelos clubes no campeonato nacional, então a expectativa a priori de uma relação direta entre esta variável explicativa e as variáveis dependentes dos modelos econométricos para a amostra no período de 2008 a 2019.

empate variável explicativa que indica o número de empates no campeonato nacional de futebol. O número de empates das partidas no campeonato constitui um fator de equilíbrio competitivo dos jogos, portanto, tem-se uma expectativa de uma relação inversa entre esta variável explicativa e as variáveis explicativas dos modelos econométricos.

vitvisit número de vitórias dos clubes visitantes no campeonato nacional de futebol. Esta variável explicativa deve apresentar a priori, uma relação inversa com as variáveis dependentes dos modelos econométricos, dado que num campeonato com considerável proporção de vitória dos clubes visitantes, indica intuitivamente um campeonato mais equilibrado e, portanto, tende a ter baixa dispersão e/ou diferença na pontuação na tabela de classificação entre os clubes de futebol no campeonato nacional.

insucessomadante variável explicativa representada pela soma dos jogos em que ocorre empate ou vitória do clubes visitante para o campeonato nacional de futebol no período de 2008 a 2019. Espera-se que o coeficientes estimado para desta variável possua sinal negativo, dado que o fato de o cube visitante não confirma seu mando de campo vencendo indica certo nível de equilíbrio do campeonato de futebol.

estrangeiro variável que indica o total de jogadores estrangeiros que jogaram nos clubes da primeira divisão dos campeonatos nacionais de futebol da amostra no período de 2008 a 2019. Como os clubes de maior poder financeiro, geralmente os mais tradicionais destes torneios, possuem maior poder de barganha na aquisição dos jogadores de futebol estrangeiros mais talentosos, então espera-se que ocorra uma relação direta entre esta variável e o desequilíbrio competitivo dos campeonatos nacionais de futebol.

desvpadestrangeiro variável relacionada ao desvio-padrão do total de jogadores estrangeiros que atuam nas ligas nacionais de futebol no período de 2008 a 2019. Pela mesma razão da variável explicativa estrangeiro, espera-se que esta variável tenha uma relação positiva com a vaiável dependente de desequilíbrio competitivo da liga nacionais de futebol.

tendencia esta variável explicativa representa uma medida de tendência em relação ao desequilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra no período dentre 2008 e 2019. Espera-se que esta variável se relacione positivamente com as variáveis desdentes dos modelos econométricos, dado que ocorre ao longo dos anos um ampliação do poderio econômico dos grandes clubes, o que tende a tornar os campeonatos nacionais de futebol mais desequilibrados esportivamente, dado que os clubes mais ricos exercem maior poder de aquisição dos melhores jogadores de futebol.

Quadro 3.4 - Sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas

Variável explicativa	Sinal esperado da estimativa
Dummy título internacional	+
Títulostotal	+
Times	+
Desvio-padrão das vitorias	+
Coeficiente de variação das vitorias	+
Desvio-padrão dos gols	+
Coeficiente de variação dos gols	+
Número de vitórias dos clubes visitantes	-
Número de empates	-
Valor de mercado dos clubes da liga	+
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	+
Coeficiente de variação do valor de mercado dos clubes da liga	+

Insucessomandante	-
Estrangeiro	+
Desvio-padrão estrangeiro	+
Tendência	+

Fonte: Elaboração própria.

Assim sendo, o modelo econométrico estimado para mensurar os impacto do conjunto das variáveis independentes sobre o balanço competitivo dos campeonatos nacionais de futebol da amostra é especificado da seguinte maneira:

Modelos de MQO com heterocedasticidade corrigida

*Desequilíbriocompetitivo*_{it}

$$\begin{aligned}
 &= \beta_0 + \beta_1 dtitulosinternacionais_{it} + \beta_2 titulos_{it} + \beta_3 valormercliga_{it} \\
 &+ \beta_4 desvpadvalormercliga_{it} + \beta_5 coefvarvalormercliga_{it} + \beta_6 times_{it} \\
 &+ \beta_7 insucessomadante_{it} + \beta_8 estrangeiro_{it} + \beta_9 desvpadestrangeiro_{it} \\
 &+ \beta_{10} tendencia_{it} + \beta_{11} desvpadvitoria_{it} + \beta_{12} cvvit_{it} + \beta_{13} desvpadgol_{it} \\
 &+ \beta_{14} coefvargol_{it} + \beta_{15} empate_{it} + \beta_{16} vitvisit_{it} + u_{it}
 \end{aligned}$$

Onde β_0 representa o intercepto do modelo e u_{it} é o erro ou aleatório ou perturbação estocástica.

Modelos de efeito fixo

*Desequilíbriocompetitivo*_{it}

$$\begin{aligned}
 &= \alpha_i + \beta_1 dtitulosinternacionais_{it} + \beta_2 titulos_{it} + \beta_3 valormercliga_{it} \\
 &+ \beta_4 desvpadvalormercliga_{it} + \beta_5 coefvarvalormercliga_{it} + \beta_6 times_{it} \\
 &+ \beta_7 insucessomadante_{it} + \beta_8 estrangeiro_{it} + \beta_9 desvpadestrangeiro_{it} \\
 &+ \beta_{10} tendencia_{it} + \beta_{11} desvpadvitoria_{it} + \beta_{12} cvvit_{it} + \beta_{13} desvpadgol_{it} \\
 &+ \beta_{14} coefvargol_{it} + \beta_{15} empate_{it} + \beta_{16} vitvisit_{it} + u_{it}
 \end{aligned}$$

Onde α_i indica o intercepto para as diferentes unidades *cross-section*, como as unidades *cross-section* são formadas pelas ligas nacionais de futebol citada na descrição da base de dados, então este termo α_i é utilizado para capturar e controlar a heterogeneidade não observada das ligas nacionais de futebol modelo de efeitos fixos.

Modelos de efeito aleatório

$$\begin{aligned}
Desequilíbriocompetitivo_{it} &= \alpha + \delta_i + \beta_1 dtitulosinternacionais_{it} + \beta_2 titulos_{it} + \beta_3 valormercliga_{it} \\
&+ \beta_4 desvpadvalormercliga_{it} + \beta_5 coefvarvalormercliga_{it} + \beta_6 times_{it} \\
&+ \beta_7 insucessomadante_{it} + \beta_8 estrangeiro_{it} + \beta_9 desvpadestrangeiro_{it} \\
&+ \beta_{10} tendencia_{it} + \beta_{11} desvpadvitoria_{it} + \beta_{12} cvvit_{it} + \beta_{13} desvpadgol_{it} \\
&+ \beta_{14} coefvargol_{it} + \beta_{15} empate_{it} + \beta_{16} vitvisit_{it} + u_{it}
\end{aligned}$$

Neste modelo o termo $\alpha + \delta_i$ constitui um parâmetro aleatório relacionado com a variabilidade das constantes referentes às ligas de futebol, que são as unidades de corte transversais. Assume-se que δ_i constitui uma variável aleatória padronizada com média igual a zero.

As tabelas a seguir apresentam os resultados das estimações de modelos econométricos de fatores determinantes do desequilíbrio competitivo de ligas nacionais de futebol do Brasil, Inglaterra, Espanha, Alemanha, França, Portugal e Holanda, estimados por métodos de estimação por MQO com heterocedasticidade corrigida, efeito fixo e efeito aleatório.

Em relação aos métodos de estimação, para o caso dos modelos estimados por MQO, escolheu-se utilizar o método de estimação com heterocedasticidade corrigida para evitar problema de inconsistência em relação aos estimadores. Cabe ressaltar que para o caso das estimações por MQO com heterocedasticidade corrigida todos os modelos apresentaram pelo teste F de Fisher uma significância estatística conjunta, de modo que os coeficientes estimados nestes modelos são conjuntamente significativos. Além disso, também constatou-se que todos os modelos estimados por efeitos fixos rejeitaram a hipótese nula de intercepto comum, evidenciando que os interceptos das regressões por efeitos fixos são diferentes entre os grupos no âmbito das estimações destes modelos econométricos, ou seja, o modelo de efeitos fixos é mais adequado aos dados da amostra do que o modelo *pooled* de dados empilhados para verificar foi obtido junto aos resultados das estimações dos modelos fixos no software Gretl, que no caso de todas as estimações por efeitos fixos dos modelos apresentados nas tabelas de 3.9 até 3.13, que o valor do teste F, conforme descrito anteriormente na seção do sobre modelos de dados em painel, foi favorável à rejeição da hipótese nula de interceptos comuns entre os grupos, ou seja, modelo *pooled*, o que permite concluir que os modelos por efeitos fixos são mais adequados aos dados em relação ao modelo *pooled*. Ademais, observou-se como resultados dos testes da Hausman, que a hipótese nula de consistência dos estimadores de GLS para efeitos aleatórios foi rejeitada para todos os modelos, o que indica que os

modelos de efeitos fixos são mais ajustados aos dados da amostra em relação aos modelos de efeitos aleatórios para estas observações da amostra no período de 2008 a 2019.

Nos modelos apresentados a seguir, apesar de se utilizar três métodos de estimação distintos, não houve discrepância em relação aos resultados das estimativas no que se refere aos sinais dos coeficientes e a significância estatísticas das estimativas das respectivas variáveis independentes dos modelos econométricos, ocorrendo diferenças apenas em relação ao tamanho da magnitude dos coeficientes estimados nestes modelos econométricos. A robustez dos resultados e a forma da modelagem econométrica e das variáveis dependentes e explicativas dos modelos econométricos conferem um diferencial a este ensaio em relação aos estudos sobre desequilíbrio competitivo da literatura. Ressalte-se que a robustez dos resultados, conforme explicado anteriormente se dá devido à coerência de sinais das estimativas parecidas e a aproximação na magnitude dos parâmetros para os distintos modelos econométricos e no âmbito das diferentes variáveis dependentes para mensuração do desequilíbrio competitivo relativo à pontuação dos clubes nas ligas nacionais, e quanto à significância estatística das estimativas percebe-se também uma semelhança em relação aos coeficientes estimados dentre os diferentes modelos econométricos.

No que diz respeito aos modelos descritos a seguir cabe destacar que o modelo que utiliza o desvio-padrão como variável representativa de desequilíbrio competitivo foi o modelo mais adequado em relação aos sinais das estimativas e à significância estatística dos coeficientes estimados, sendo que para os modelos da Tabela 3.9, apenas o sinal do coeficiente estimado negativo para a variável explicativa de valor de mercado dos elencos apresentou-se contrário à intuição de que maior valor de mercado dos elencos está relacionado com desequilíbrio competitivo mais elevado para a pontuação dos clubes na liga nacional de futebol.

A variável dependente que representa o desequilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra é o desvio-padrão da pontuação, cujos resultados das estimações estão mostrados na Tabela 3.9. Note que para as estimativas da variável *dummy* de título internacional, para os modelos 2, 4 e 6, constata-se que foram significativas ao nível de 1%, 5% e 1%, respectivamente. Quanto à variável independente referente ao número de títulos conquistados, nos modelos 3 e 5, mostrados na Tabela 9, observasse que suas estimativas foram estatisticamente significativas ao nível de 1% de significância. Além disso, evidenciou-se uma relação positiva da conquista de títulos internacionais de clubes de determinada liga de futebol com o desequilíbrio competitivo. Uma explicação para

esta relação direta é que os clubes que obtêm estes títulos em nível internacional geralmente são os clubes mais tradicionais e que possuem maior poderio econômico e de certo modo também tem a hegemonia em relação aos campeonatos nacionais.

Para o caso das estimativas das medidas de desvio-padrão e coeficiente de variação das variáveis referentes ao número de gols marcados nos campeonatos e o número de vitórias dos clubes nos torneios nacionais, Apenas as estimativas do desvio-padrão do número de gols marcados foram estatisticamente insignificantes, para o desvio-padrão e o coeficiente de variação do número de vitórias e para o coeficiente de variação do número de gols elas foram estatisticamente significativas nos modelos 1, 3 e 5 e com o sinal positivo, indicando uma relação direta destas medidas de dispersão com o desequilíbrio competitivo do campeonato, o que é bastante plausível dado que quanto maior a diferença de gols marcados e de vitórias entre os clubes de um campeonato maior a disparidade na pontuação entre seus participantes.

Em relação aos resultados dos clubes visitantes e sua relação com o desequilíbrio em termos do desvio da pontuação dos clubes nos campeonatos, pode-se observar que para os caso das estimativas das variáveis independentes de vitórias dos clubes visitantes, empate e insucesso dos clubes mandantes, pode-se notar, conforme esperado a priori, que há uma relação negativa entre estas variáveis e o desequilíbrio competitivo medida pelo desvio-padrão da pontuação dos clubes no campeonato, sendo que apenas as estimativas do número de vitórias dos clubes visitantes foram estatisticamente insignificantes nos modelos econométricos apresentados na Tabela 9 para a amostra de ligas nacionais no período de 2008 a 2019. Os resultados para estas estimativas são coerentes, pois quanto maior a frequência de jogos com resultado favorável para os clubes visitantes, denota um cenário de um campeonato mais equilibrado em termos da pontuação dos clubes no campeonato.

As variáveis explicativas de tendência temporal, nos modelos 2, 4 e 6, e do número de times no campeonato, nos modelos 1, 2, 3, 4 e 6, apresentaram, ao nível de significância de 1% uma relação positiva com o desequilíbrio competitivo via desvio-padrão da pontuação no campeonato. Adicionalmente, o número de times foi estatisticamente significativo ao nível de 10% e com o sinal positivo para a estimativa desta variável explicativa. Ademais, constatou-se que, ao nível de significância de 1%, o valor de mercado dos elencos, no modelo 1, explicitou uma relação inversa com a variável dependente de desvio-padrão, esta relação inversa pode ser explicada pelo fato de nos campeonatos da amostra mesmo que alguns poucos clubes mais tradicionais apresentem

um valor muito elevado do valor de mercado e acabe ficando nas primeiras posições dos torneios nacionais ou mesmo se sagrando campeão, outros clubes que possam apresentar um valor de mercado moderadamente superior a alguns de seus rivais no campeonato, não possuem desempenho melhor, logo isso pode levar a uma relação inversa entre valor de mercado de elencos e desequilíbrio competitivo dos clubes nos campeonatos nacionais de futebol.

A variável explicativa do número de estrangeiros e dos desvio – padrão da quantidade de estrangeiros por clubes nos torneios de futebol, nos modelos 1 e 2, foram estatisticamente significativas ao nível de significância de 1% e no modelo 5 foi estatisticamente significativa ao nível de 5% de significância e mostrou uma relação direta positiva com a variável depende desvio – padrão indicativa do desequilíbrio competitivo dos campeonatos de futebol. Além disso, a variável explicativa relativa ao desvio-padrão do número de jogadores estrangeiros nos campeonatos nacionais de futebol da amostra foi, nos modelos 4 e 6, estatisticamente significativa ao nível de 1% de significância para a amostra no período de 2008 a 2019. Os valores para as estimativas relacionada ao desvio-padrão e ao total de jogadores estrangeiros no campeonato satisfaz a expectativa a priori, pois no caso dos campeonatos nacionais europeus principais, os clubes de maior poderio econômico possuem um expressivo poder de barganha na contratação de jogadores estrangeiros de elevado talento e com maior valor de mercado do elenco, contribuindo para um resultado final do campeonato caracterizado por uma considerável disparidade na pontuação entre os clubes de maior força econômica e os clubes mais inexpressivos do ponto de vista do poderio financeiro nos campeonatos nacionais de futebol.

Campeonatos com muitos clubes participantes em geral tendem a ser mais desequilibrados, dado que um elevado número de clubes pode acarretar um desnível na qualidade técnica dos clubes e esta disparidade na qualidade dos elencos contribui para uma maior disparidade na pontuação dos clubes participantes. Ademais, pode ser constatado pelo valor positivo da estimativa da variável explicativa tendência que ocorre uma tendência para o desequilíbrio na pontuação dos clubes nos campeonatos nacionais, isto corrobora com o fato de que ao longo das últimas temporadas não se nota alguma redução expressiva na diferença de poderio financeiro e potencial competitivo entre os clubes mais tradicionais e ricos e os clubes de menor porte econômico – financeiro no âmbito das ligas nacionais de futebol.

Tabela 3.9 – Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol⁸

Variável dependente: Desvio-padrão da pontuação

Variável	Método MQO com heterocedasticidade corrigida	Modelos gerais MQO com heterocedasticidade corrigida	Método de Efeitos Fixos	Modelos gerais Efeitos Fixos	Método de Efeitos Aleatórios	Modelos gerais Efeitos Aleatórios
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Constante	-3,7625**	4,42612	- 25,0629***	-8,4411	-0,2972	-3,4838
Dummy título internacional	_____	1,6362***	_____	1,4665**	_____	1,3015***
Títulostotal	0,1083	_____	0,3382***	_____	0,1854***	_____
Times	0,4605***	0,8827**	1,8292***	1,5918***	0,2233*	1,3014***
Desvio-padrão das vitórias	2,4286***	_____	_____	_____	2,2878***	_____
Coeficiente de variação das vitórias	_____	_____	25,6069***	_____	_____	_____
Desvio-padrão dos gols	-0,0088	_____	_____	_____	0,0318	_____
Coeficiente de variação dos gols	_____	_____	6,7168***	_____	_____	_____
Vitórias dos clubes visitantes	-0,0075	_____	_____	_____	-0,0043	_____
Empate	-0,0302***	_____	_____	_____	-0,0215***	_____
Insucesso mandante	_____	-0,0688***	-0,0409***	-0,0562***	_____	-0,0548***
Tendência	0,0077	0,1713***	0,0057	0,2129***	-0,0169	0,2119***
Mercado	-0,0002***	-0,0003	_____	_____	-4,70771e-05	_____
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	0,0016	-0,0073	_____	-0,0067
Coeficiente de variação do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Estrangeiro	0,0039***	0,0204***	_____	_____	0,0038**	_____
Desvio-padrão estrangeiro	_____	_____	0,1120	0,6809***	_____	0,7493***

Fonte: Elaboração própria

A variável dependente para o desequilíbrio competitivo nos modelos estimados apresentados na Tabela 3.10 é medida de concentração da razão de concentração para balanço competitivo dos cinco primeiros clubes em cada uma das ligas nacionais da amostra no período de 2008 a 2019.

⁸ Os traços que estão em cada modelo indica que a referida estimativa para a variável explicativa está ausente do respectivo modelo, a justificativa para esta ausência da estimativa onde estão os traços é que tratam de grupos de variáveis que são semelhantes, ou seja possuem a mesma natureza e portanto, ao omiti-la minimiza-se o risco de problema de redundância, por exemplo, variáveis explicativas vitória visitante, empate são semelhantes à insucesso do mandante, pois insucesso mandante nada mais é do que soma de vitórias dos clubes visitantes e empates no campeonato nacional de futebol. Outras duas variáveis semelhantes são as variáveis referentes ao total de títulos e a variável dummy referente a título internacional.

As estimativas do desvio-padrão, no modelo 1, e as do coeficiente de variação de vitórias, nos modelos 3 e 5 foram estatisticamente significantes ao nível de significância de 1%. As estimativas para o coeficiente de variação de gols marcados pelos clubes, nos modelos 3 e 5, foram estatisticamente significativas aos níveis de 5% e 1%, respectivamente. O desvio-padrão do número de gols marcados pelos clubes apresentou estimativas estatisticamente insignificante no modelo 1. Como esperado a priori as estimativas supracitadas apresentaram uma relação direta com o desequilíbrio competitivo dos campeonatos, medido em termos da variável dependente CR5CB.

No que se refere ao desempenho dos clubes visitantes e insucesso dos clubes mandantes ao longo das partidas dos campeonatos, nota-se que a estimativa para a variável explicativa para o número de vitórias dos clubes visitantes, no modelo 1, apresentou o sinal esperado, negativo, e foi significativa ao nível de significância de 1%, também apresentaram relação inversa com a variável dependente, as variáveis explicativas de número de empates, no modelo 1, foi significativa a 1% e as de insucesso do clube mandante, nos modelos 2,4, 5 e 6, sendo significativa ao nível de 1% de significância.

No que se refere às estimativas para a variável explicativa tendência temporal nota-se que ocorre uma relação positiva desta variável com a variável dependente CR5CB, denotando a tendência de concentração na pontuação dos clubes mais bem colocados nos campeonatos nacionais, estas significâncias das estimativas foram ao nível de 1% nos modelos econométricos 2, 4 e 6.

Para a variável independente relacionada com a quantidade de clubes nos campeonatos, observa-se nos resultados da Tabela 10, que se confirmou o que se esperava a priori para o sinal da estimativa, que foi positivo, indicando que os campeonatos com maior número de clubes tendem a ter a pontuação mais concentrada entre os primeiros colocados na tabela de classificação do torneio, elevando o desequilíbrio competitivo destes campeonatos. Observe que as estimativas para esta variável foram significativas ao nível de 5% de significância nos modelos 1 e 4 e ao nível de significância de 1% nos modelos 2, 5 e 6.

O valor de mercado dos elencos das equipes apresentou uma relação inversa com a variável dependentes dos modelos econométricos da Tabela 3.10, conforme o modelo 1, sendo esta variável explicativa significativa ao nível de 1% de significância. As estimativas para as medidas de dispersão do desvio-padrão e coeficiente de variação do

valor de mercado dos elencos mostraram-se estatisticamente insignificantes para os campeonatos da amostra no período de 2008 a 2019.

Ademais, pode-se verificar que a quantidade de jogadores estrangeiros participantes dos campeonatos nacionais da amostra, apresentou o sinal esperado da estimativa, sendo positivo e indicando, portanto, uma relação direta com a concentração de pontuação entre os primeiros colocados na tabela de classificação, fato que pode ser explicado pelo mais elevado poder de barganha dos clubes mais ricos em relação à aquisição dos melhores jogadores estrangeiros para suas equipes. Esta variável foi estatisticamente significativa ao nível de 1% de significância nos modelos econométricos 1 e 2 da Tabela 3.10. Verificou-se também que as estimativas do desvio-padrão do número de estrangeiros nos campeonatos, os modelos 4 e 6, foi significativa ao nível de significância de 1% e confirmou-se o sinal esperado negativo, indicando que maior dispersão na distribuição dos jogadores estrangeiros entre os clubes resulta em desequilíbrio competitivos nos campeonatos nacionais.

Tabela 3.10 – Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol
Variável dependente: CR5CB

Variável	Método MQO com heterocedasticidade corrigida	Modelos gerais MQO com heterocedasticidade corrigida	Método de Efeitos Fixos	Modelos gerais Efeitos Fixos	Método de Efeitos Aleatórios	Modelos gerais Efeitos Aleatórios
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Constante	101,878***	130,625***	31,0941***	78,6497***	37,9913***	84,3017***
Dummy título internacional	_____	4,1118***	_____	3,2623*	_____	2,4996
Títulostotal	0,8898***	_____	0,8396***	_____	0,6462**	_____
Times	0,9805**	1,2725	5,3736***	4,6022**	4,7703***	3,9860***
Desvio-padrão das vitórias	6,5759***	_____	_____	_____	_____	_____
Coeficiente de variação das vitórias	_____	_____	72,4735***	_____	75,1601***	_____
Desvio-padrão dos gols	-0,0481	_____	_____	_____	_____	_____
Coeficiente de variação dos gols	_____	_____	16,1999**	_____	16,0276***	_____
Vitórias dos clubes visitantes	-0,0681***	_____	_____	_____	_____	_____
Empate	-0,1357***	_____	_____	_____	_____	_____
Insucesso mandante	_____	-0,1747***	-0,1516***	-0,1902***	-0,1414***	-0,1749***
Tendência	0,0006	0,5096***	0,1057	0,6629***	0,0308	0,3745***
Mercado	-0,0011***	-0,0008	_____	_____	_____	_____
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	-0,0056	-0,0291	_____	_____
Coeficiente de variação do valor	_____	_____	_____	_____	1,9885	3,5216

de mercado dos clubes da liga Estrangeiros	0,0219***	0,0566***	_____	_____	_____	_____
Desvio-padrão estrangeiros	_____	_____	0,2450	1,8289***	0,2295	1,7292***

Fonte: Elaboração própria

Outra forma de mensurar os fatores determinantes do desequilíbrio competitivo é baseada nos modelos cujas estimações estão mostradas na Tabela 3.11 e que utiliza como medida para a variável explicada de desequilíbrio competitivo dos campeonatos nacionais da amostra o índice de concentração Herfindahl-Hirschman de balanço competitivo (HHICB) para os dados no período de 2008 a 2019.

Em relação ao desempenho dos clubes em termos do número de vitórias e de gols marcados no campeonato entre as equipes participantes das ligas nacionais da amostra, nota-se, no modelo 1, que o desvio-padrão do número de vitórias, conforme esperado, apresentou uma relação positiva com a variável dependente do desequilíbrio competitivo, dada por HHICB, ao nível de 1% de significância. As estimativas do coeficiente de variação do número de vitórias foram significativas ao nível de 1% de significância nos modelos 3 e 5.

No que se refere às estimativas para o desvio-padrão do número de gols marcados, no modelo 1, verificou-se que elas foram estatisticamente significativas ao nível de significância de 5%, porém apresentaram sinal negativo para a estimativa, contrariando a expectativa de que a dispersão do número de gols entre os clubes do torneio tem relação inversa com o desequilíbrio competitivo para este caso específica da relação com a variável dependente de concentração de pontos HHICB. Por outro lado, ficou evidente que a dispersão do número de gols marcados pelas equipes tomando com o base a medida de coeficiente de variação apresentou uma relação direta com o a variável dependente, dentro do esperado, sendo esta variável significativa ao nível de significância de 5% no modelos 3 e estatisticamente significante ao nível de 1% de significância no modelo 5.

Em relação as variáveis explicativas para as vitórias do clubes visitantes, empates e insucessos do clubes visitante nos torneios, pode-se observar que a variável explicativa representativa do número de vitórias dos clubes visitantes e do número de empates no campeonato não se mostraram estatisticamente significante em nenhum dos modelos estimados. Porém, as estimativas para o coeficiente da variável explicativa de insucesso do clube mandante apresentaram-se, estatisticamente significativa e com sinal negativo nos modelos 2, 3, 4 5, e 6, indicando uma relação inversa pontuação dos clubes no campeonato nacional de futebol no período de 2008 a 2019.

As estimativas para as variáveis explicativas *dummies* de título internacional foram estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%, 5% e 5%, respectivamente, nos modelos 2, 4 e 6 e apresentaram uma relação positiva com a variável dependente HHICB.

No que se refere às estimativas para a quantidade de título internacionais dos clubes, nos modelos 3 e 5, foi estatisticamente significativa ao nível de 5% de significância neste modelo econométrico e apresentou uma relação positiva com a variável dependente de concentração dos pontos reasentada pelo índice HHICB.

Para o caso das estimativas da variável explicativa da quantidade de clubes no campeonato, observa-se que nos modelos 1, e 2 foram estatisticamente significativas aos níveis de significância de 5%, porém apresentando sinal negativo, nos modelos 1 e 2, contrariando o que se esperava a priori para esta variável explicativa. Por outro lado, nos modelos 3 e 5, as estimativas do número de times foram estatisticamente significativas aos níveis de 5%, respectivamente e o sinal da estimativa desta variável explicativa foi positivo.

Para a variável explicativa de tendência temporal, nota-se que no modelo 5 a estimativa para esta variável independente foi estatisticamente significativa ao nível de 10%, porém com valor negativo, divergindo da expectativa a priori. Por outro lado, percebe-se que nos modelos 2, 4 e 6 a variável tendência foi estatisticamente significativa aos níveis de 5%, respectivamente e com o sinal esperado denotando uma relação positiva e indicando a tendência de desequilíbrio em relação à pontuação dos clubes nos campeonatos nacionais.

O valor de mercado dos elencos das equipes dos campeonatos nacionais da amostra, no modelo 1, foi estatisticamente significativo a 10%, porém com sinal negativo, diferente do esperado e as estimativas para o desvio-padrão e o coeficiente de variação do valor de mercado dos elencos não foram estatisticamente significativos.

As estimativas para o número de jogadores estrangeiros nos modelos 1 e 2 foram estatisticamente significativas aos níveis de 10% e 1%, respectivamente, e com uma relação positiva com a variável dependente. Ademais, para as estimativas do desvio-padrão da quantidade de jogadores estrangeiros, obteve-se que nos modelos 4 e 6 as estimativas foram estatisticamente significativas ao nível de 1% e com uma relação positiva com a variável dependente destes modelos econométricos.

Tabela 3.11 – Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol

Variável dependente: HHICB

Variável	Método MQO com heterocedasticidade corrigida	Modelos gerais MQO com heterocedasticidade corrigida	Método de Efeitos Fixos	Modelos gerais Efeitos Fixos	Método de Efeitos Aleatórios	Modelos gerais Efeitos Aleatórios
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
Constante	111,817***	129,721***	83,9670***	102,532***	88,3520***	112,309***
Dummy título internacional	_____	2,1602***	_____	1,5065**	_____	1,3428**
Títulostotal	0,1296	_____	0,2981**	_____	0,2524**	_____
Times	-0,8941***	-1,0342**	0,8424**	0,6159	0,6067**	0,0884
Desvio-padrão das vitórias	2,9614***	_____	_____	_____	_____	_____
Coefficiente de variação das vitórias	_____	_____	33,7628***	_____	34,6165***	_____
Desvio-padrão dos gols	-0,0636**	_____	_____	_____	_____	_____
Coefficiente de variação dos gols	_____	_____	5,3926**	_____	4,6647***	_____
Vitórias dos clubes visitantes	0,0036	_____	_____	_____	_____	_____
Empate	-0,0104	_____	_____	_____	_____	_____
Insucesso mandante	_____	-0,0386*	-0,0345**	-0,0499**	-0,0352***	-0,0496***
Tendência	-0,0006	0,1930***	-0,0329	0,1474**	-0,0063	0,2108**
Mercado	-0,0002*	-8,28985e-05	_____	_____	_____	_____
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	0,0039	_____	0,0018	-0,0061
Coefficiente de variação do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	_____	0,2903	_____	_____
Estrangeiros	0,0022*	0,0191***	_____	_____	_____	_____
Desvio-padrão estrangeiro	_____	_____	0,1032	0,7234***	0,1324	0,8641***

Fonte: Elaboração própria

Na Tabela 3.12 estão descritos os dados para os resultados das estimações dos modelos de fatores determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra tomando como base a variável dependente do HHI padronizado de Ademyan, Giant e pape (2012) para os dados no período de 2008 a 2019.

No que se refere aos resultados para as estimativas do coeficiente de variação do número de vitórias foi significativo ao nível de significância de 1% para os modelos 1, 3 e 5 e apresentaram um sinal positivo, denotando uma relação positiva com a variável dependente. Adicionalmente, o coeficiente de variação dos gols marcados, nos modelos 3 e 5, foi estatisticamente significativo ao nível de significância de 1% e com o sinal positivo, conforme esperado para o modelo econométrico.

Observou-se que apenas a estimativa para o insucesso do clube mandante foi estatisticamente significativa aos níveis de significância de 10%, 5%, 5%, 1% e 1% nos

Constante	0,0027	0,0243***	0,0013	0,0133**	0,0031	0,0179***
Dummy título internacional	_____	0,0009***	_____	0,0008**	_____	0,0009***
Títulostotal	3,55234e-05	_____	0,0001**	_____	0,0001*	_____
Times	-0,0003**	-0,0009***	-7,09362e-05	-0,0003	-0,0002	-0,0005***
Desvio-padrão das vitórias	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Coefficiente de variação das vitórias	0,0207***	_____	0,0193***	_____	0,0199***	_____
Desvio-padrão dos gols	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Coefficiente de variação dos gols	0,0012	_____	0,0026***	_____	0,002**	_____
Vitórias dos clubes visitantes	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Empate	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Insucesso mandante	-6,66804e-06	-2,13322e-05*	-1,84456e-05**	-2,73233e-05**	-1,88120e-05***	-2,64677e-05***
Tendência	3,86978e-05**	0,0001***	-1,95956e-05	0,0001**	-3,54106e-06	0,0001***
Mercado	_____	-2,81631e-08	_____	_____	_____	-1,38986e-07
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	-1,83570e-06	_____	2,36017e-06	-3,26385e-06	9,54024e-07	_____
Coefficiente de variação do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Estrangeiros	_____	9,57735e-06***	_____	_____	_____	6,66461e-06**
Desvio-padrão estrangeiro	5,46662e-05	_____	4,07277e-05	0,000413291**	6,09207e-05	_____

Fonte: Elaboração própria

A medida de desigualdade dada pelo coeficiente de Gini constitui a variável dependente que representa o desequilíbrio competitivo das ligas nacionais da amostra dos dados para os modelos econométricos estimados cujas estimativas estão apresentadas na Tabela 3.13 a seguir considerando-se a amostra no período de 2008 a 2019.

Pelos dados da Tabela 3.13, as estimativas do coeficiente de variação da quantidade de vitórias foram estatisticamente significante ao nível de significância de 1% nos modelos 1, 3 e 5, sendo que o sinal destas estimativas sugere uma relação positiva com a variável dependente do coeficiente de Gini para a pontuação. A estimativa do coeficiente de variação do número de gols marcados, no modelo 3 foi estatisticamente significativo ao nível de 10% de significância com um sinal positivo.

Verificou-se que as estimativas da variável explicativa de insucesso do clubes mandante foram estatisticamente significativas aos níveis de significância de 1%, 1%, 10%, 10%, 5% e 1% nos seis modelos, apresentando relação negativa com a variável dependente em todos estes modelos econométricos.

A variável explicativa *dummy* para a obtenção de títulos internacionais no modelo 2, 4 e 6 foi estatisticamente significante aos níveis de 5%, 10% e 5%, respectivamente,

apresentando sinal positivo em todas estas estimativas para esta amostra de campeonatos nacionais de futebol.

Para a quantidade de títulos internacionais dos clubes observa-se as estimativas desta variável explicativa, nos modelos 3 e 5, apresentaram sinal positivo e foram estatisticamente significativas ao nível de 5% de significância.

Em relação à tendência temporal para o desequilíbrio competitivo via coeficiente de Gini, observa-se que nos modelos 4 e 6, as estimativas desta variável mostraram-se estatisticamente significativa aos níveis de significância de 10% e 5%, respectivamente e com um sinal esperado positivo, indicando uma tendência de desequilíbrio em relação à medida do coeficiente de Gini da pontuação para os campeonatos nacionais da amostra.

Para as estimativas da variável de quantidade de clubes nas competições nacionais de futebol, nota-se que no modelo 3, ela foi estatisticamente significativa ao nível de 10% com sinal positivo conforme esperado para esta variável explicativa.

Para os resultados relacionados com o valor de mercado dos elencos e o desvio-padrão do valor de mercado dos elencos não foi estatisticamente significativa. Por outro lado, verifica-se também que a estimativa do coeficiente de variação do valor de mercado, apresentada no modelo 1, mostrou-se negativa contrariando a expectativa de sinal para esta estimativa.

No que se refere ao número de estrangeiros nas competições nacionais de futebol da amostra, nota-se nos modelos 2 e 6 que as estimativas foram estatisticamente significativas ao nível de 1% e 5%, respectivamente, e indicaram também uma relação direta com o coeficiente de Gini dos pontos nas ligas nacionais. Para o desvio-padrão do número de estrangeiros nos campeonatos, observa-se que para os modelos 1 e 4, as estimativas são positivas e satisfazem a expectativa a priori e tais resultados são estatisticamente significativos ao nível de 1% de significância para a amostra dos campeonatos nacionais de futebol.

Tabela 3.13 – Resultados das estimações para os modelos econométricos de determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol

Variável dependente: Coeficiente de Gini

	Método MQO com heterocedasticidade corrigida	Modelos gerais MQO com heterocedasticidade corrigida	Método de Efeitos Fixos	Modelos gerais Efeitos Fixos	Método de Efeitos Aleatórios	Modelos gerais Efeitos Aleatórios
Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Constante	0,0175	0,2924***	-0,0498	0,1303	-0,0061	0,2246***

Dummy título internacional	_____	0,0131**	_____	0,0112*	_____	0,0139**
Títulos total	0,0001	_____	0,0026**	_____	0,0020**	_____
Times	0,0034	-0,0045	0,0072*	0,0041	0,0048	-0,0012
Desvio-padrão das vitórias	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Coefficiente de variação das vitórias	0,3417***	_____	0,2788***	_____	0,2886***	_____
Desvio-padrão dos gols	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Coefficiente de variação dos gols	0,0129	_____	0,0504*	_____	0,0408	_____
Vitórias dos clubes visitantes	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Empate	_____	_____	_____	_____	_____	_____
Insucesso mandante	-0,0003***	-0,001***	-0,0003*	-0,0004*	-0,0003**	-0,0004***
Tendência	-9,13159e-05	0,0009	-0,0005	0,0015*	-0,0002	0,0015**
Mercado	_____	-3,67958e-07	_____	_____	_____	-2,20237e-06
Desvio-padrão do valor de mercado dos clubes da liga	_____	_____	3,92064e-05	-4,61225e-05	1,65158e-05	_____
Coefficiente de variação do valor de mercado dos clubes da liga	-0,0129***	_____	_____	_____	_____	_____
Estrangeiro	_____	0,0002***	_____	_____	_____	0,0001**
Desvio-padrão estrangeiro	0,0033***	_____	0,0017	0,0075***	0,002	_____

Fonte: Elaboração própria

3.5 Considerações finais

De forma geral, sabe-se que a incerteza dos resultados numa competição esportiva é um elemento-chave para a atração de público nos campeonatos. No âmbito do futebol, também vale este pressuposto, dado que em jogos clássicos, cujas equipes envolvidas na partida tem tradição nos confrontos ou apresentam níveis técnicos aproximados, há uma grande mobilização de torcedores para assistirem a este tipo de jogo. O setor de apostas esportivas também ganha certa relevância devido a este fato de que a incerteza nos resultados dos torneios mobiliza as expectativas dos torcedores nos jogos de futebol. Nesta perspectiva, faz-se relevante a elaboração de estudos que busquem verificar os fatores que influenciam no desequilíbrio competitivo de campeonatos de futebol, no sentido de se obter um perfil técnico-esportivo e da qualidade destes campeonatos de futebol nos níveis nacional e internacional.

Diante disso, este artigo teve como objetivo geral analisar os fatores determinantes do desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol tomando como elemento – chave a pontuação dos clubes ao final dos campeonatos da primeira divisão no Brasil, Espanha, Inglaterra, Alemanha, França, Portugal e Holanda nas temporadas de 2008 a 2019. Ademais, também objetivou-se medir a desigualdade e concentração da pontuação

dos clubes na tabela destes campeonatos nacionais que formam a amostra dos dados para o período entre 2008 e 2019 com a finalidade de analisar alguns dos fatores determinantes do desequilíbrio competitivo dos clubes nestas ligas nacionais de futebol.

Pode-se ressaltar que, conforme os resultados das estimações, este artigo não confirmou a hipótese de que os campeonatos nacionais cujos clubes conquistam títulos em nível internacional, como a UEFA *Champions League* e a Liga Europa e o mundial de Clubes da FIFA, e as ligas nacionais com elencos com valores de mercado mais elevados apresentam menor desigualdade na distribuição dos pontos na tabela de classificação dos campeonatos nacionais e menor concentração na pontuação por parte dos primeiros colocados relativamente aos demais clubes participantes destes campeonatos de futebol em nível nacional, ou seja, ligas que apresentam maior valor de mercado dos elencos dos clubes participantes e que tem clubes campeões de títulos internacionais apresentam maior desequilíbrio competitivo nas suas respectivas ligas nacionais de futebol.

Em relação aos resultados dos modelos econométricos, foram utilizados os métodos de estimação de MQO com heterocedasticidade corrigida, efeitos fixos e efeitos aleatórios para um painel formado por sete ligas nacionais de futebol da primeira divisão e no período de 2008 a 2019 em cinco modelos econométricos tendo como variáveis dependentes o desvio-padrão da pontuação, o índice de concentração CR5CB, HHICB, o HHI padronizado de Adjemian, Gayant e Pape, (2012) e a medida de desigualdade representada pelo coeficiente de desigualdade de Gini para a pontuação dos clubes na tabela do campeonato.

Para as variáveis explicativas representadas pelas medidas de dispersão do desvio-padrão e coeficiente de variação para o número de gols marcados e de vitórias no campeonato, obteve-se uma relação direta destas variáveis explicativas com as variáveis dependentes do desequilíbrio competitivo dos campeonatos de futebol. Para as variáveis explicativas de vitória dos clubes visitantes e número de empates nos jogos do campeonato, obteve-se o resultado esperado de relação inversa destas variáveis independentes com o desequilíbrio competitivo dos campeonatos de futebol para a amostra de dados. Esta mesma relação negativa com o desequilíbrio competitivo foi obtida pela estimativa da variável explicativa insucesso do clubes mandante que representa a quantidade de jogos dos campeonatos nacionais em que o clube mandante e derrotado ou empata nestes campeonatos.

Em relação à conquista de títulos dos internacionais por clubes das ligas nacionais de futebol da amostra, tanto em relação à variável *dummy* título internacional como no tocante ao número de títulos em nível internacional pelos clubes de cada campeonato nacional, obteve-se para a maioria dos modelos estimados uma relação positiva com o desequilíbrio competitivo dos torneios de futebol para a amostra. Em relação ao número de times em cada campeonato nacional, obteve-se para a maior parte dos modelos estimados, que quanto maior o número de clubes num campeonato, ocorre maior desequilíbrio competitivo, que constitui um resultado que converge para o mesmo resultado obtido por Araújo e Shikida (2010), os quais o número de times tem uma relação direta com o desequilíbrio competitivo de um campeonato nacional de futebol.

No que se refere à variável *dummy* de tendência, observou-se que na análise dos modelos econométricos ocorre uma tendência ao desequilíbrio em relação à pontuação dos clubes nas ligas nacionais, de forma que se observou uma relação positiva da variável explicativa de tendência com a dispersão e concentração no padrão de pontuação dos clubes nas ligas nacionais. Este resultado corrobora com o achado de Nakane e Liu (2016), que também constatam uma relação positiva direta entre a tendência temporal e as medidas de desequilíbrio competitivo.

O número de jogadores estrangeiros nos campeonatos nacionais e o desvio-padrão apresentaram uma relação direta destas variáveis explicativas com as variáveis dependentes de medidas de desequilíbrio na pontuação dos clubes nas ligas nacionais de futebol. Em relação ao valor de mercado, verificou-se que em alguns dos modelos estimados ele foi significativo ao nível de significância de 10%, porém com um sinal da estimativa negativo, diferente do esperado, evidenciando-se uma relação inversa entre o valor de mercado e o desequilíbrio competitivo das ligas nacionais de futebol. Por outro lado, para a medida de dispersão relativa ao coeficiente de variação dos valores de mercado dos elencos dos campeonatos nacionais da amostra, obteve-se que há uma relação negativa entre esta medida de dispersão do valor de mercado e o desequilíbrio competitivo do campeonato nacional de futebol.

Ressalte-se que este ensaio limitou-se a analisar os fatores determinantes do desequilíbrio competitivo da liga nacional de futebol da primeira divisão no Brasil e de alguns dos principais campeonatos nacionais europeus de futebol da primeira divisão, a partir de variáveis das competições nacionais como gols marcados, número de vitórias, etc., assim como variáveis relacionadas com o valor de mercado dos elencos, conquistas

de títulos internacionais e número de jogadores estrangeiros nos clubes da primeira divisão dos campeonatos nacionais no período de 2008 a 2019.

Sugere-se a elaboração de futuros estudos sobre fatores que afetam o desequilíbrio competitivo em campeonatos de futebol com base em estimações de modelos baseados no logit de *market share*, dado que este método é bastante aplicado e se adequa a estudos que envolva a utilização de medidas tradicionais de concentração industrial como a razão de concentração e o índice de Herfindahl-Hirschman ou qualquer outra medida de concentração industrial.

Outras pesquisas podem analisar as tendências de desequilíbrio competitivo de ligas nacionais europeias com dados de séries temporais para analisar se houveram quebras estruturais a partir da introdução da Lei Bosman, que flexibilizou o mercado de transferências de jogadores de futebol e se ocorre alguma mudança estrutural após a implementação do *Fair Play* financeiro nos anos 2000 no âmbito do futebol europeu. Outros trabalhos poderiam também estudar a relação entre o desequilíbrio competitivo dos campeonatos e a presença de público para as ligas nacionais de futebol.

Outra recomendação de trabalho futuro na área de economia do futebol relaciona-se com o estudo do balanço competitivo para competições futebolísticas em sistema mistos com fase de grupos e fase eliminatória no estilo, por exemplo, da Taça Libertadores da América e a UEFA *Champions League*, no sentido de comparar se as competições que possuem números de jogos distintos entre os clubes são mais equilibradas do que os campeonatos de pontos corridos, como no caso das ligas nacionais de futebol, em que todos os clubes jogam o mesmo número de jogos nestes campeonatos.

Referências bibliográficas

- ADJEMIAN, S.; GAYANT, Jean-Pascal; PAPE, N. L. (2012). **A generalised index of competitive balance in professional sports leagues**. Incomplete Version. January.
- ALMEIDA, M. A. B. De & GUTIERREZ, G. L. (2009). Aspectos do Fenômeno Esportivo: esporte como negócio. See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/331198979>. **Esporte e Economia USP**. Article. February.
- ALVES, J. De F. (2018). **Determinantes econômicos da classificação final das equipes nos campeonatos brasileiro e argentino de futebol**. Viçosa, MG.
- ASTERIOU, D. & HALL, Stephen G. (2011). **Applied Econometrics**. Palgrave Macmillan. Second Edition.
- BIKKER, J.A. & HAAF, K. (2002). **Measures of competition and Concentration in the Banking Industry: a Review of the Literature**. Central Bank of Netherlands. Economic and Financial Modelling, summer.

- DA SILVA, C. D., ABAD, C. C. C., MACEDO, P. A. P., FORTES, G. O. I. & NASCIMENTO, W. W. G. Do. (2018). Competitive balance in football: a comparative study between Brazil and the main European Leagues (2003-2016). **J. Phys. Educ.** v. 29, e2945.
- DÍAZ, A. F. R. & SANTIAGO-CABALLERO, C. (2017). Decomposing competitive balance in the major European football leagues: a Rawlsian approach. Universidad Carlos III de Madrid. **Working Papers in Economic History**, WP 17-06. June.
- DRUMMOND, L; ARAÚJO, Jr, AF; SHIKIDA, C.D. (2010). Campeonato Brasileiro de Futebol e Balanço Competitivo: uma análise do período 1971-2009. **Rev Bras. Futebol.** Jul-Dez; 03(2): 73-87.
- GONZÁLEZ, A. M. M. (2002). **El modelo de competencia del sector de fútbol profesional.** Congreso Científico Internacional de Fútbol Salamanca.
- GREENE, W. H. (2012). **Econometric Analysis.** Pearson Education. seventh edition, international edition.
- HOFFMANN, R. (2001). **Estatística para economistas.** 3ª ed. Editora Pioneira Thomson Learning, São Paulo.
- HUMPHREYS, B. R. (2019). **Una guía práctica para medir el balance competitivo.** Papeles de economía española, N.º159.
- KENNEDY, P. (2009). **Manual de Econometria.** Tradução da 6ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier.
- KÉSENNE, S. (2007). **The economic theory of professional team sports: an analytical treatment.** (New horizons in the economics of sport series). Includes bibliographical references and index. 1. Sports teams—Economic aspects. 2. Professional sports—Economic aspects. I. Title. GV716.K47.
- LAUDICINA, N. A. & VARGAS, A. F. (2017). **La Competitividad del fútbol profesional colombiano medida en indicadores estadísticos y de economía industrial.** Universidad ICESI. Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas Programa de Economía y Negocios Internacionales. Santiago de Cali.
- MON FRIERA, C. & RODRÍGUEZ-GUERRERO, P. (2016). El balance competitivo en la primera división de la liga de fútbol en España. **Journal of Sports Economics & Management**, 6(1), 18-34.
- NAGHSHBANDI, S., YOUSEFI, B., ETEMAD, Z. & MORADI, M. (2011). **The comparison of competitive balance in Football Premier Leagues of England, Germany, Spain, France, Italy and Iran: A case study from 2009-2010 Season.** VOLUME 6. ISSUE 4.
- NAKANE, M. I. & LIU, A. S. (2016). Equilíbrio competitivo no campeonato brasileiro de futebol. **Revista de Gestão e Negócios do Esporte (RGNE)** – ISSN 2448-3052 (on-line) - Sistema de Avaliação: Double Blind Review - São Paulo - v. 1, n. 2, p. 125-145, novembro.
- MICHIE, J. & OUGHTON, C. (2004). **Competitive Balance in Football: Trends and Effects.** University of London. Research Paper, No. 2.
- RENDÓN, N. J. F. (2017). **Determinantes del desempeño deportivo y de los ingresos de los equipos profesionales de fútbol de Colombia - Categoría A -2011-2012.** Universidad Santo Tomás. Maestría en Ciencias Económicas. Bogotá.
- SAMPAIO, P. F. & ALMEIDA, F. M. De. (2018). O futebol visto como negócio - Fatores determinantes para a geração de receita de clubes brasileiros. **Revista de Gestão e Negócios do Esporte (RGNE)** – ISSN 2448-3052 (on-line) - Sistema de Avaliação: Double Blind Review - São Paulo – Vol. 3 – N. 1, 88-105, jan. – jun.
- SILVA, Edna Lúcia Da & MENEZES, Estera Muszkat. (2005). **Metodologia da pesquisa e elaboração de dissertação.** 4. ed. rev. atual. – Florianópolis: UFSC. 138p.

SOUZA, F. A. P. De & ÂNGELO, C. F. De. (2005). O fim do passe e seu impacto sobre o desequilíbrio competitivo entre as equipes de futebol. **R. Adm.**, São Paulo, v.40, n.3, p.280-288, jul./ago./set.

O gol. Disponível em: <https://www.ogol.com.br>. Acesso em: 18 set. 2020.

Transfermarkt. Disponível em: <https://www.transfermarkt.com.br>. Acesso em: 20 set. 2020.