

ARTIGO

Efeitos de Novos Estádios no Público dos Clubes Brasileiros de Futebol

Marke Geisy da Silva Dantas¹markegeisy@hotmail.com |  0000-0002-8991-7792Luciano Menezes Bezerra Sampaio²luciano.sampaio@ufrn.br |  0000-0003-1632-3149

RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar o impacto da construção e reforma de estádios na média de público dos clubes brasileiros de futebol. Foram utilizadas duas metodologias: controle sintético e modelos de Diferenças em Diferenças (DD). Os clubes foram divididos em tratados — nove com estádios novos —, e controle, com quatorze equipes que continuaram jogando em estádios antigos. O resultado do modelo de controle sintético indicou que apenas na média de público do Palmeiras se observou algum impacto significativo após a inauguração de uma nova arena, o que poderia explicar o efeito positivo sobre o todo o grupo tratado no modelo de DD. Entretanto, também existe significância estatística quando se retira o Palmeiras desse grupo. Concluiu-se de forma geral que houve um impacto significativo na média de público dos clubes brasileiros que construíram estádios particulares, não havendo impacto nos clubes que jogam em estádios públicos, apesar do investimento governamental realizado.

PALAVRAS-CHAVE

Média de Público, Estádios da Copa do Mundo, Controle Sintético, Diferenças em Diferenças, Clubes Brasileiros.

¹Instituto Federal do Rio Grande do Norte, Canguaretama, RN, Brazil

²Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, RN, Brazil

Recebido: 16/06/2021.

Revisado: 04/01/2022.

Aceito: 15/02/2023.

Publicado: 31/10/2023.

DOI: <https://doi.org/10.15728/bbr.2022.1287.pt>



This Article is Distributed Under the Terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License

ABSTRACT

This paper aims to analyze the impact of stadium construction and reformation on Brazilian soccer clubs' average attendance. Two methodologies were used: synthetic control and Differences-in-Differences (DD) models. The clubs were divided into treated, nine with new stadiums, and control, with fourteen teams that continued in old stadiums. The synthetic control model indicated that only the attendance average for the team Palmeiras showed any significant impact after the new arena inauguration, which could explain the positive effect on the treated group in the DD model. However, there is also statistical significance when Palmeiras is removed from this group. We concluded that there was a significant impact on attendance averages for Brazilian clubs that built private stadiums, and no impact on clubs that play in public stadiums, despite the government investment made.

KEYWORDS

Attendance Average, 2014 World Cup Stadiums, Synthetic Control, Differences-in-Differences, Brazilian Clubs.

1. INTRODUÇÃO

Para a Copa do Mundo de Futebol, realizada no Brasil em 2014, doze arenas foram construídas ou reformadas, envolvendo recursos públicos, de consórcios ou de clubes, estabelecendo no futebol brasileiro um novo padrão para se assistir a espetáculos esportivos. A expectativa era de que, após a Copa do Mundo, a média de público dos jogos aumentasse (Castilho et al., 2017), sendo este um dos motivos alegados para a realização de jogos em um número maior de cidades do que o usual em Copas do Mundo anteriores.

Apesar de se verificar um aumento de público do campeonato brasileiro de 27% entre 2003 e 2018, sua média em 2018 ainda foi a décima terceira (pouco superior a 17 mil espectadores por jogo) dentre 51 ligas ao redor do mundo (Poli et al., 2019). A média brasileira é inferior à de ligas menos importantes, como a Superliga Chinesa (22.594 pessoas por jogo), a *Major League Soccer* (Estados Unidos, 21.358 pessoas por jogo) e as segundas divisões dos campeonatos alemão e inglês (Poli et al., 2019).

A literatura acadêmica já abordou o impacto no comparecimento de público (“*attendance*”) devido à construção de e/ou a mudança para novos estádios (Coates & Humphreys, 2005; Gitter & Rhoads, 2014; Leadley & Zygmunt, 2006), como também o efeito sobre o público e a renda do jogo de um novo estádio, pelo fator “novidade” (“*honeymoon*”) (Leadley & Zygmunt, 2005; Leadley & Zygmunt, 2006; Zygmunt & Leadley, 2005), indicando uma estabilização ou queda do número médio de torcedores após essa fase inicial quando outros fatores motivacionais e/ou restritivos passam a ser mais influentes.

Dos doze estádios construídos ou reformados para a Copa do Mundo de 2014, três são de propriedade privada: a Neo Química Arena, estádio Beira-Rio e Arena da Baixada, enquanto os demais são estádios públicos administrados por governos estaduais (Arena Castelão, Mineirão, Arena Pantanal, Arena da Amazônia e Arena Pernambuco), concessões a empresas (Arena Fonte Nova e Arena das Dunas) ou clubes (Maracanã). Ainda no período entre 2012 e 2014, outras

três arenas particulares também foram (re)inauguradas, mas não utilizadas em jogos do evento: Arena Independência, em 2012; a Arena do Grêmio, inaugurada em 2013, e o Allianz Parque, em 2014.

Apesar de já ter se verificado um aumento na média de público do campeonato brasileiro após a Copa do Mundo, o que foi uma das justificativas para a construção e reforma de estádios, com recursos públicos, não se mediu ainda o possível impacto significativo dos novos estádios sobre essa variação. Ademais, as pesquisas que relatam o efeito de novos estádios utilizaram em sua maioria modelos de regressão linear (Clapp & Hakes, 2005; Coates & Humphreys, 2005; Gitter & Rhoads, 2014; Kahane & Shmanske, 1997; Soebbing et al., 2016), ou modelos de variáveis dependentes limitadas como Tobit (Leadley & Zygmunt, 2005; Leadley & Zygmunt, 2006; Zygmunt & Leadley, 2005). Geralmente, a variável dependente principal é o total ou a média de ingressos por temporada. Para atingir o objetivo, neste artigo, foram utilizados os modelos de controle sintético (Abadie & Gardeazabal, 2003; Abadie et al., 2010; Abadie et al., 2015) e de Diferenças em Diferenças, incluindo o de two-way fixed effects, de Goodman-Bacon (2018).

O estudo procura contribuir com a literatura de avaliação do impacto, quando analisa o comparecimento de público em novas arenas a partir do método de Controle Sintético (CS), como uma alternativa aos modelos que vêm sendo utilizados na literatura. Assim, permite avaliar esse impacto de forma individual para cada clube tratado, que possui a propriedade de um novo estádio ou se utilizou de algum (re)construído, de propriedade pública, para realizar seus jogos. A comparação dos resultados de CS e DD permitiu identificar os efeitos de forma individual e conjunta para os clubes tratados.

Os resultados desta pesquisa demonstraram que, de forma individual, apenas a média de público do Palmeiras foi impactada com a construção do seu estádio, pelo método do controle sintético. Ademais, o método de diferenças em diferenças mostrou que o grupo tratado em 2013 (clubes usuários de estádios públicos reformados para a Copa do Mundo) sofreu impacto significativo em sua média de público, com nível de significância a 10% no modelo completo estimado, enquanto no grupo de clubes com estádios particulares (tratados em 2014), construídos ou reformados, o impacto foi significativo em todos os modelos estimados.

2. REVISÃO DA LITERATURA SOBRE A CONSTRUÇÃO DE ESTÁDIOS E O IMPACTO NO PÚBLICO DE ESPORTES

o impacto de novas arenas no comparecimento de público (“*attendance*”) de clubes esportivos é uma área dos estudos de gestão esportiva bastante diversificada em relação aos seus objetivos, métodos e resultados. O principal tema é a análise do efeito lua de mel (“*honeymoon*”), ou seja, o período de tempo no qual há um acréscimo de público logo após a inauguração de um estádio.

McEvoy et al. (2005) afirmaram que o estudo de Roger Noll, “*Attendance and Price Setting*”, de 1974, é o estudo seminal sobre o efeito *honeymoon* no público de ligas esportivas. O autor citado encontrou um efeito positivo no *attendance* dos clubes estudados nos primeiros anos de existência das novas instalações. Diante disso, estudos posteriores analisaram esse efeito novidade, ou lua de mel, em diversas ligas, principalmente nas ligas esportivas americanas.

Apesar de não ser o foco do estudo de Kahane e Shmanske (1997), os autores consideraram uma variável referente a novos estádios nos modelos estimados para o comparecimento na liga de baseball americana (*Major League Baseball*), nas temporadas 1990-1991 e 1991-1992. A variável Novo Estádio (“*New Stad*”) é uma variável *dummy* igual à unidade se o estádio do time da casa foi construído nos cinco anos anteriores à observação. Tal variável foi identificada como positiva e estatisticamente significante.

McEvoy et al. (2005) visaram entender o efeito lua de mel na média de público das novas instalações na liga de baseball americana (MLB), relacionando a idade da instalação e o público sazonal no MLB de 1962 a 2001. Os resultados indicaram que existia uma relação entre a idade da instalação e o comparecimento durante toda a sua vida útil, significativa de forma negativa, e a idade do estádio ao quadrado, positivamente significativa.

Para a mesma liga de baseball americana, mas incorporando a avaliação de impacto sobre a receita de clubes, além do comparecimento, Poitras e Hadley (2006) estimaram modelos a partir de um painel de observações anuais das equipes para o período de 1989 a 2001. A *dummy* para novos estádios e a *dummy* para o seu primeiro ano apresentaram uma relação positiva com o número de torcedores, como também com a receita, nos modelos estimados.

O estudo de Rascher et al. (2012) avaliou a variação (desvio-padrão) de público e das receitas das franquias da liga americana de Hockey (*National Hockey League* – NHL), a partir da presença de novos estádios, com dados de 15 anos (de 1989 a 2003), e *dummies* para o primeiro e o quinto ano como variáveis de interesse nos modelos de regressão linear. Os resultados mostraram que o desvio-padrão de comparecimento diminuiu em estádios novos e que tanto a média da receita como seu desvio-padrão são maiores em estádios novos.

Uma maneira alternativa de se mensurar o efeito de novos estádios é incluir *dummies* nas estimações para os anos posteriores à construção dos estádios, como feito por Coates e Humphreys (2005). Eles investigaram o efeito de novas instalações sobre o comparecimento de público (*attendance*) de três esportes: beisebol, basquete e futebol americano, de 1969 a 2001. Com a média de comparecimento como variável dependente para três ligas americanas (*Major League Baseball*, *National Football League* e *National Basketball Association*), a idade do estádio apresentou coeficiente negativo nos três modelos, e as *dummies* por ano (até o décimo ano) detectaram um efeito novidade persistente até o nono ano para a NBA, até o oitavo para a MLB e até o quinto ano para a NFL.

Nesta mesma linha, fazendo uso de uma base de dados compreendendo o período de 1992 a 2006, de mais de 200 equipes, Gitter e Rhoads (2014) estudaram as ligas menores de baseball e o impacto de novos estádios no público dos jogos. Seus resultados mostraram que houve um aumento de torcedores no período nas três ligas analisadas (AAA, AA e A), e esse aumento diminuiu mais lentamente do que na *Major League Baseball*. Apesar de constatarem um aumento significativo até o décimo ano de construção do estádio, os autores concluem que esse aumento do número de ingressos não compensou os custos de construção dos estádios.

As pesquisas supracitadas geralmente estimaram modelos de regressão linear para a análise dos seus resultados. Em dois artigos, Leadley e Zygmunt (2005, 2006) fizeram uso da regressão Tobit para testar o efeito de lua de mel sobre o comparecimento. No primeiro deles, para a *National Basketball Association* (NBA), no período de 1971 a 2000, mostraram que existiu efeito lua de mel, com um aumento no comparecimento de público em 15% a 20% nos primeiros 4 anos de operação de uma nova arena, uma conseqüente redução do impacto a partir do quinto ano e sem efeito para o nono ano. No segundo artigo (Leadley & Zygmunt, 2006), agora para a NHL e considerando o período de 1970 a 2003 e um subperíodo de 1994 a 2003, os autores evidenciaram que o efeito dos novos estádios sobre o comparecimento perdurou em média por cinco e oito anos nos modelos com os períodos mais e menos extensos, respectivamente.

Diante das pesquisas apresentadas, percebe-se que há uma variedade de resultados, com impacto de curto ou longo prazo diante da presença de novos estádios, em ligas de diferentes esportes, sobretudo ligas dos Estados Unidos. Nenhum dos estudos apresentou resultados com dados de futebol, mesmo com a realização de Copas do Mundo de quatro em quatro anos, e a

consequente reformulação de estádios em diversos lugares do mundo. Outra questão é que os modelos estimados na literatura apresentada não consideraram características específicas de cada clube das diversas amostras.

3. METODOLOGIA

O método de controle sintético foi desenvolvido por Abadie e Gardeazabal (2003) com a intenção de medir o impacto dos conflitos terroristas no País Basco, região da Espanha, no PIB (Produto Interno Bruto) per capita da própria região. A metodologia busca uma comparação, estimando uma unidade sintética, a partir das demais unidades (grupo de controle), e que seja comparável com a unidade que recebeu o tratamento. O método foi aperfeiçoado a partir dos estudos de Abadie et al. (2010) e Abadie et al. (2015). Essa estimação de uma unidade sintética é baseada em uma média ponderada das unidades de controle, através dos pesos das variáveis de resultado e predictoras relevantes nos períodos de pré-intervenção (Ando, 2015).

Para a análise, foi montado um conjunto de dados de clubes brasileiros de futebol, para o período de 2008 a 2019. A escolha inicial dos clubes foi feita considerando aqueles que jogaram a Série A ou a Série B do campeonato brasileiro em todos os anos no período pós-Copa do Mundo, que não foram rebaixados para a Série C, o que resultou em 28 clubes. Entretanto, por falta de dados de algumas variáveis, cinco deles (América-MG, Ceará, Chapecoense, Criciúma e Oeste) foram retirados do estudo. Portanto, a amostra final dos vinte e três clubes é composta por: Atlético-GO, Atlético-MG, Athletico-PR, Avaí, Bahia, Botafogo, Corinthians, Coritiba, Cruzeiro, Figueirense, Flamengo, Fluminense, Goiás, Grêmio, Internacional, Palmeiras, Paraná, Ponte Preta, Santos, São Paulo, Sport Recife, Vasco e Vitória.

Desses vinte e três, nove clubes são considerados como unidades tratadas por jogarem em estádios novos ou reformados: cinco construíram ou reformaram suas arenas durante o período analisado, e outros quatro se utilizam de estádios públicos reconstruídos para a Copa do Mundo de 2014. Assim, os demais quatorze clubes formaram o grupo de controle, o *pool* de doadores para os cálculos dos contrafactuais. Foi considerado o ano de tratamento aquele em que ocorreu o primeiro jogo do clube na nova arena durante a disputa dos campeonatos brasileiros das séries A ou B, conforme Tabela 1.

Tabela 1

Estádios construídos ou reformados utilizados no estudo e seus respectivos clubes mandantes

Estádio	Clube Mandante	Data de (re) Inauguração	1º ano de uso	Estádio da Copa 2014
Arena do Grêmio	Grêmio	08/12/2012	2013	Não
Mineirão	Cruzeiro	03/02/2013	2013	Sim
Arena Fonte Nova	Bahia	07/04/2013	2013	Sim
Maracanã	Flamengo	27/04/2013	2013	Sim
Maracanã	Fluminense	27/04/2013	2013	Sim
Estádio Beira-Rio	Internacional	15/02/2014	2014	Sim
Arena da Baixada	Athletico-PR	14/05/2014	2014	Sim
Neo Química Arena	Corinthians	18/05/2014	2014	Sim
Allianz Parque	Palmeiras	19/11/2014	2014	Não

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

A média de público dos Campeonatos Brasileiros das séries A e B é a variável de resultado, e foi coletada a partir de três fontes. Primeiramente, entre os anos de 2013 e 2019, nos boletins financeiros das partidas, e foi construída somando-se a quantidade de ingressos utilizados de todas as partidas jogadas em casa em uma temporada e dividindo o total pelo número de partidas disputadas em casa (19). Como esses boletins não estavam disponíveis para os anos de 2008 e 2012, a média de público para tais jogos foi coletada diretamente no site Transfermarkt, e quando não disponível neste, no site Bola n@ Área.

Quatro variáveis foram utilizadas como preditoras: o Aproveitamento de pontos, Ranking CBF, Valor dos Jogadores e o Ativo Total. O aproveitamento de pontos foi calculado a partir das tabelas finais dos campeonatos das Séries A e B, dividindo o número de pontos pela quantidade total de pontos possíveis (38 rodadas multiplicadas por 3 pontos, resultando em 114 pontos possíveis). O Ranking CBF é disponibilizado pela Confederação Brasileira de Futebol (CBF) anualmente, com uma pontuação baseada na posição dos clubes nos campeonatos promovidas pela entidade. Os desempenhos dos clubes como forma de explicar o comparecimento do público aos estádios também foram considerados por Coates e Humphreys (2007) e Villa et al. (2011). O valor dos jogadores foi coletado no site Transfermarkt em €(euros), relação proposta no estudo de Serrano et al. (2015); e os Ativos Totais foram incluídos para evidenciar o tamanho dos clubes e foram coletados das demonstrações financeiras das entidades.

O método de controle sintético permite a realização de inferências a partir de testes de placebo (Abadie et al., 2010): se verifica através da emulação do tratamento em unidades que inicialmente não foram tratadas se há efeitos diferentes para os tratados. Além disso, é possível calcular *p-values* para o impacto estimado (Cavallo et al., 2013).

Como método alternativo, foi estimado o método de Diferenças em Diferenças para detectar efeitos agregados sobre o comparecimento de público nos clubes que passaram a jogar em estádio novos ou reformados em comparação ao grupo que continuou jogando em estádios antigos. No grupo dos clubes tratados, há tratamento nos anos de 2013 e 2014, foram também utilizados diferentes modelos de regressão para esses dois subgrupos.

Para cada um desses subgrupos de tratados, foram estimadas três regressões. A primeira, com a variável dependente Média de Público e tendo como variáveis preditoras três *dummies*: uma para identificar o clube tratado (“1” para o clube tratado j , “0” para os demais); outra para o período de tratamento (“1” para os anos pós-tratamento $t > T_0$ e “0” para os demais); e uma terceira para a interação entre as duas anteriores (assumindo “1” para o clube j no período $t > T_0$). A variável dependente da segunda regressão foi o logaritmo da Média de Público; e a terceira regressão, a variável dependente também foi a média de público em logaritmo, mas com dados apenas a partir de 2011, e com a adição de quatro controles em logaritmo: Aproveitamento de Pontos, Ranking CBF, Valor dos Jogadores e Ativo Total.

Para considerar a diferença entre os dois grupos de tratamento (com tratamento em 2013 e 2014) e entre os tratados e os não tratados, foram procedidos dois modelos de DD de *two-way fixed effects*, de Goodman-Bacon (2018). Assim, o modelo resultante pode ser apresentado, de forma geral, pela seguinte equação:

$$\text{Média de Público}_{jt} = \alpha_j + \alpha_t + \beta^{DD} D_{jt} + u_{jt}$$

Onde α_j e α_t são componentes de efeitos fixos para as unidades e tempo, respectivamente, enquanto D_{jt} é uma *dummy* onde o valor “1” é referente ao período de tratamento t para o clube tratado j . Neste caso, β^{DD} representa o estimador médio de Diferenças em Diferenças

as seguintes comparações entre grupos diferentes: *Early Group* x *Late Group*; *Early Group* x Grupo dos Não Tratados; e *Late Group* x Grupo dos Não Tratados. Como são apresentados dois períodos de tratamento, têm-se dois grupos denominados de: *Early Group*, composto pelas equipes que receberam o tratamento (novo estádio) no ano de 2013; e *Late Group*, para os clubes que receberam o tratamento no ano de 2014. Ambos os grupos são comparados com grupos de controle específico, de acordo com o ano de tratamento e a inclusão e exclusão de clubes que são tratados em um determinado ano, mas não em outro.

Para obter os resultados do Controle Sintético, foi utilizado o pacote “Synth” do R, de Abadie et al. (2011), enquanto para o cálculo dos testes de placebo e *p-value*, o pacote “SCTools”, também do R, de Silva (2020). Para as regressões pelo método de diferenças em diferenças e o *two-way fixed effects model* de Goodman-Bacon (2018), foi utilizado o Stata 13, através do pacote “bacondecomp”.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta a média das variáveis e em que período as variáveis foram trabalhadas. A média de público foi maior nos anos de 2018 e 2019. O aproveitamento de pontos médio variou entre 47% e 50%. O valor médio dos jogadores evoluiu de € 32 milhões em 2009 para pouco mais de € 53 milhões em 2019. A média do Ranking CBF em 2011 é bem menor do que nos demais anos, porque a metodologia de cálculo era diferente naquele ano. Por fim, o Ativo Total médio passou de R\$ 208 milhões para aproximadamente R\$ 403 milhões de 2010 a 2019.

Tabela 2

Médias das variáveis resultado e preditoras

Ano	Média de Público	Aproveitamento (%)	Valor (€)	Ranking CBF	Ativo Total (R\$)
2008	15.560	50,30	-	-	-
2009	17.104	48,32	32.199.130	-	-
2010	13.714	48,32	40.662.609	-	207.867.651
2011	13.964	47,56	37.901.304	2.553	297.748.728
2012	12.915	48,51	39.015.435	11.579	350.463.770
2013	14.753	48,55	40.863.478	11.293	327.466.325
2014	15.042	48,70	31.407.826	10.900	340.448.054
2015	16.290	48,05	52.223.043	10.693	362.650.936
2016	14.731	49,31	48.913.043	10.510	379.692.271
2017	16.099	46,19	45.066.522	10.544	376.413.963
2018	16.800	47,29	49.087.826	10.359	374.501.861
2019	18.842	48,47	53.433.913	10.223	402.511.867

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

A tabela 3 apresenta os pesos estimados que cada time do grupo controle representa na combinação para o cálculo do contrafactual dos clubes tratados.

Tabela 3*Pesos do pool de doadores para a construção do controle sintético dos clubes tratados*

Times	APR	BAH	COR	CRU	FLA	FLU	GRE	INT	PAL
Atlético-GO	0,001	0,429	-	0,026	-	0,001	0,013	0,012	0,021
Atlético-MG	0,182	-	-	0,087	0,591	0,001	0,014	0,346	0,160
Avai	0,001	0,001	-	0,028	-	0,001	0,014	0,012	0,022
Botafogo	0,116	0,001	-	0,043	-	0,001	0,014	0,011	0,039
Coritiba	0,001	0,278	-	0,031	-	0,001	0,013	0,009	0,030
Figueirense	0,001	-	-	0,027	-	0,001	0,013	0,013	0,020
Goiás	0,001	0,001	-	0,027	-	0,001	0,013	0,008	0,019
Paraná	0,352	0,004	-	0,030	-	0,001	0,013	0,010	0,027
Ponte Preta	0,001	0,001	-	0,028	-	0,001	0,013	0,013	0,028
Santos	-	0,001	-	0,041	0,001	0,048	0,039	0,186	0,133
São Paulo	0,029	-	1	0,468	0,331	0,338	0,807	0,351	0,404
Sport Recife	0,001	0,282	-	0,031	-	0,001	0,014	0,014	0,031
Vasco	0,307	0,001	-	0,105	0,076	0,607	0,005	0,007	0,045
Vitória	0,005	0,001	-	0,028	-	0,001	0,013	0,008	0,021

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

APR = Athletico-PR; BAH = Bahia; COR = Corinthians; CRU = Cruzeiro; FLA = Flamengo; FLU = Fluminense; GRE = Grêmio; INT = Internacional; PAL = Palmeiras

Apresentam-se na tabela 4 as médias de cada variável preditora, comparando-as para os clubes tratados e seus sintéticos, como também o peso estabelecido para cada uma das variáveis para formar o respectivo sintético. O cálculo das versões sintéticas de Athletico-PR e Cruzeiro atribuíram maior peso à variável Ranking CBF; para Bahia, Fluminense e Grêmio, ao Ativo Total; o aproveitamento de pontos teve a maior importância para os clubes Corinthians e Internacional; enquanto para Flamengo e Palmeiras os maiores pesos de suas versões sintéticas foram atribuídos ao valor de seus jogadores.

Nos gráficos apresentados das Figuras 1-9, em ordem alfabética dos clubes, a linha preta representa o valor observado da média de público, e a linha tracejada em preto na direção horizontal, o valor sintético da mesma variável, enquanto a linha tracejada na vertical reflete o ano do tratamento. Dos clubes tratados, Corinthians e Grêmio são os únicos times que não precisaram mudar de estádio no período pré-tratamento. O Corinthians não possuía arena própria, não tendo impacto nesse período em relação à mudança temporária para uma nova sede. No geral, percebe-se uma tendência de aumento na média de público do clube. Entretanto, esse nível observado está próximo do valor sintético na maioria dos anos analisados pós-tratamento. O Grêmio construiu um estádio novo, mas mantendo os jogos no antigo (Estádio Olímpico) até o fim das obras e da inauguração da Arena do Grêmio, no final de 2012. Percebe-se no gráfico da Figura 7 que há uma tendência de alternância entre os valores observados e a linha do Grêmio Sintético. Esse padrão persiste até o ano de 2016, quando o valor observado passa a ficar menor que o valor sintético nos anos posteriores.

Tabela 4

Médias e pesos das variáveis preditoras para os clubes tratados e seus sintéticos

9

Times	Variáveis	Tratado	Sintético	Peso
Athletico-PR	Aproveitamento (em %)	48,10	47,78	0,257
	Ranking CBF	8.486	8.398	0,272
	Valor (em € milhões)	22,98	27,48	0,309
Bahia	Ativo Total (em R\$ milhões)	345,97	314,80	0,161
	Aproveitamento (em %)	45,79	45,80	0,039
	Ranking CBF	5.434	5.430	0,029
Corinthians	Valor (em € milhões)	13,35	14,53	0,004
	Ativo Total (em R\$ milhões)	74,23	87,38	0,928
	Aproveitamento (em %)	55,99	54,09	0,494
Cruzeiro	Ranking CBF	10.956	10.202	0,001
	Valor (em € milhões)	60,90	50,25	0,135
	Ativo Total (em R\$ milhões)	965,05	930,56	0,370
Flamengo	Aproveitamento (em %)	51,40	51,40	0,236
	Ranking CBF	7.605	7.716	0,391
	Valor (em € milhões)	57,26	57,27	0,373
Fluminense	Ativo Total (em R\$ milhões)	355,26	355,19	0,000
	Aproveitamento (em %)	50,17	50,14	0,163
	Ranking CBF	8.280	7.491	0,048
Grêmio	Valor (em € milhões)	59,50	60,78	0,786
	Ativo Total (em R\$ milhões)	592,07	591,44	0,003
	Aproveitamento (em %)	52,98	52,55	0,047
Internacional	Ranking CBF	9.025	8.994	0,075
	Valor (em € milhões)	53,57	55,11	0,001
	Ativo Total (em R\$ milhões)	375,94	326,13	0,877
Palmeiras	Aproveitamento (em %)	54,21	54,21	0,137
	Ranking CBF	8.334	8.334	0,000
	Valor (em € milhões)	51,75	76,57	0,000
Palmeiras	Ativo Total (em R\$ milhões)	228,31	421,37	0,863
	Aproveitamento (em %)	49,27	49,27	0,792
	Ranking CBF	10.129	10.222	0,110
Palmeiras	Valor (em \$ milhões)	71,01	69,83	0,000
	Ativo Total (em R\$ milhões)	725,91	469,96	0,098
	Aproveitamento (em %)	49,71	49,71	0,264
Palmeiras	Ranking CBF	9.767	9.727	0,000
	Valor (em € milhões)	54,89	64,21	0,693
	Ativo Total (em R\$ milhões)	384,17	384,03	0,043

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

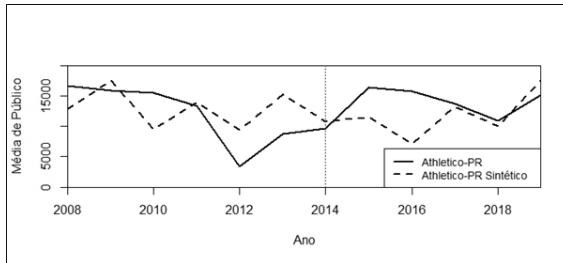


Figura 1. Evolução da média de público do Athletico-PR real e Athletico-PR sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

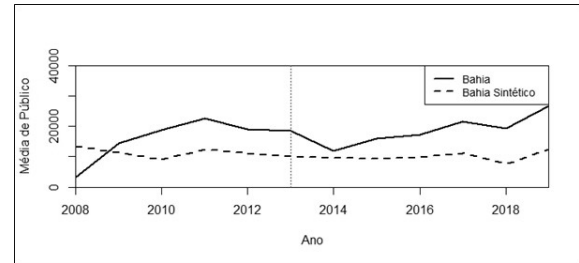


Figura 2. Evolução da média de público do Bahia real e Bahia sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

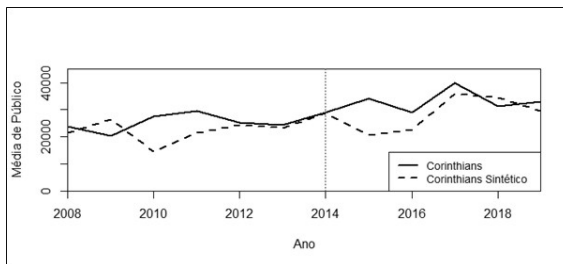


Figura 3. Evolução da média de público do Corinthians real e Corinthians sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

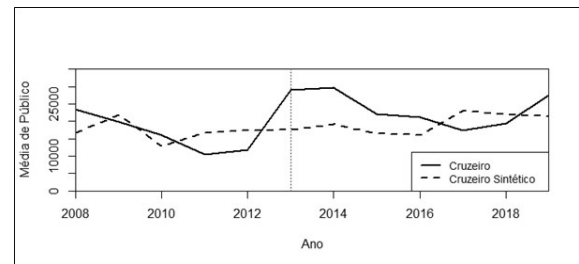


Figura 4. Evolução da média de público do Cruzeiro real e Cruzeiro sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

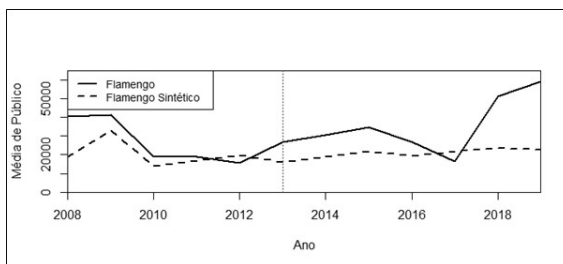


Figura 5. Evolução da média de público do Flamengo real e Flamengo sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

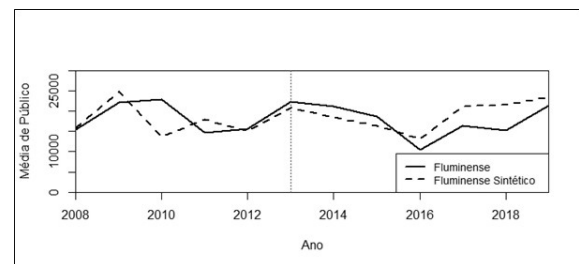


Figura 6. Evolução da média de público do Fluminense real e Fluminense sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

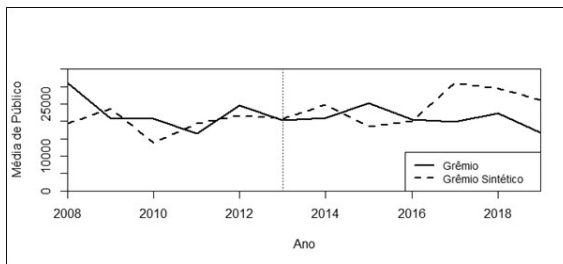


Figura 7. Evolução da média de público do Grêmio real e Grêmio sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

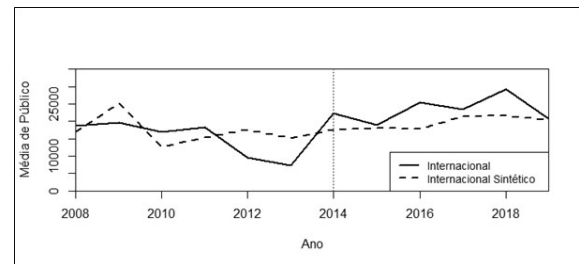


Figura 8. Evolução da média de público do Internacional real e Internacional sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

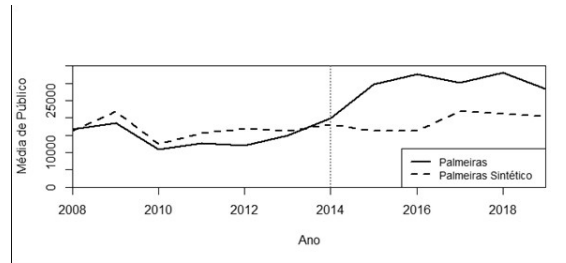


Figura 9. Evolução da média de público do Palmeiras real e Palmeiras sintético

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

Os *p-values* estimados através dos testes de placebo e apresentados na Tabela 5 para cada clube confirmam que apenas o tratamento referente ao Palmeiras rejeitou a hipótese nula, mas apenas a 10%, considerando-se então que o clube foi o único a obter alguma diferença significativa em sua Média de Público no período pós-tratamento a partir da construção de um estádio.

Tabela 5

Indicador MSPIE e p-values

Clubes	MSPE	<i>p-value</i>
Athletico-PR	1,0908	0,53
Bahia	1,2717	0,67
Corinthians	1,3351	0,40
Cruzeiro	0,9326	0,73
Flamengo	3,5547	0,27
Fluminense	0,8155	0,73
Grêmio	1,5454	0,60
Internacional	0,8059	0,73
Palmeiras	20,0039	0,07*

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

$p\text{-value} < 0,01 = ***$; $p\text{-value} < 0,05 = **$; $p\text{-value} < 0,10 = *$

Foram estimados modelos de diferenças em diferenças primeiramente para cada um dos grupos de tratados e, posteriormente, seguindo a metodologia *two-way fixed effects model* de Goodman-Bacon (2018). Por coincidência, os estádios inaugurados em 2014 são todos particulares, enquanto entre as arenas inauguradas em 2013 apenas a Arena do Grêmio é particular, os demais foram estádios públicos utilizados na Copa do Mundo de 2014. Assim, retirando o Grêmio da amostra, temos dois grupos diferentes: em 2013, as arenas públicas construídas para a Copa; e 2014, estádios particulares, três deles utilizados na Copa do Mundo de 2014. Com isso, pode-se verificar se houve diferença nos efeitos sobre o público entre estádios novos e reformados, públicos e privados (Tabela 6).

Tabela 6*Efeito do tratamento por Diferenças em Diferenças*

	Grupo 1 (2013)		Grupo 2 (2014)	
Antes	Média de Público	p-value	Média de Público	p-value
Controle (C)	≅13.000		≅14.000	
Tratado (T)	≅19.000		≅17.000	
A = Diff (T-C)	6.184	0,003***	2.902	0,133
Depois	Média de Público	p-value	Média de Público	p-value
Controle (C)	≅14.000		≅14.000	
Tratado (T)	≅24.000		≅25.000	
B = Diff (T-C)	9.817	0,000***	10.429	0,000***
Diff-in-Diff (B-A)	3.632	0,184	7.527	0,006***
Observações	264		264	
R ²	0,14		0,12	

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

p-value < 0,01 = ***; p-value < 0,05 = **; p-value < 0,10 = *

Para o Grupo 1, a diferença entre o grupo de controle e o grupo tratado é significativa em ambos os períodos. Entretanto, o coeficiente de Diferenças em Diferenças (o efeito médio do tratamento) não demonstrou significância estatística. A diferença das diferenças dentro do Grupo 1 é de 3.632 de média de público. Para o grupo 2, os resultados apontam que a diferença de média do período pré-tratamento entre os tratados e o grupo controle é 2.902 de média de público. Essa diferença não é significativa. Para o período pós-tratamento, a média apresenta o valor de 10.429, e a média de público das diferenças em diferenças é 7.527, significativa a 5% em ambos os casos.

A Tabela 7 apresenta esses resultados anteriores e a estimação expandida desses modelos, com a inclusão de outros controles. As regressões adotam a robustez para heterocedasticidade.

Os modelos 1 e 4 representam exatamente os resultados da Tabela 5 para os dois grupos tratados. Os modelos 2 e 5 foram estimados com a média de público em logaritmo sendo a variável dependente. O modelo 3, referente ao Grupo 1, com a adição das variáveis de controle, não demonstrou significância a 5% na variável de interação, mas a 10%. Assim, o resultado se altera com a transformação da variável dependente e com a adição de outras variáveis.

Em relação aos resultados dos modelos 3 e 6, com a adição dos controles, as variáveis Aproveitamento, Valor dos Jogadores e Ativo Total se mostraram estatisticamente significantes, com coeficiente positivo, em ambas as estimações. A significância do aproveitamento de pontos indica que o resultado esportivo é determinante para o aumento de público, enquanto as demais apontam um efeito de tamanho dos clubes na variação da média de público.

Os resultados para o Grupo 2 demonstram que os estádios inaugurados a partir de 2014 tiveram um impacto significativo na média de público. Essas arenas são particulares, pertencentes a Athletico-PR, Corinthians, Internacional e Palmeiras. Porém, os resultados de controle sintético apresentaram uma significância estatística a 10% apenas para a média de público do Palmeiras.

Considerando os resultados dos modelos de regressão, como também do controle sintético, a presença do Palmeiras na amostra pode ser a responsável para o grupo dos tratados de 2014 obter significância estatística na variável interação. Para testar tal hipótese, retirou-se da amostra, e os resultados estão nas Tabelas 8 e 9.

Tabela 7

Modelos de regressão de Diferenças em Diferenças por grupos de tratados em anos diferentes

	Grupo 1 (2013)			Grupo 2 (2014)		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Tratado	6.184*** (2.078)	0,4310*** (0,1301)	0,0860 (0,1921)	2.902* (1.498)	0,2665** (0,1130)	-0,4131** (0,1576)
Tempo	920 (1.072)	0,0139 (0,0870)	-0,0226 (0,1126)	402 (1.197)	-0,0230 (0,0888)	-0,1736* (0,0895)
Tratado*Tempo	3.633 (2.979)	0,2308 (0,0625)	0,3383* (0,2025)	7.528*** (2.417)	0,4398*** (0,1520)	0,6123*** (0,1720)
Ln Aproveit.			0,3894*** (0,1272)			0,3246** (0,1315)
Ln Ranking CBF			-0,0452 (0,0593)			-0,0173 (0,0522)
Ln Valor			0,2820*** (0,0455)			0,3238*** (0,0472)
Ln Ativo Total			0,1767*** (0,0385)			0,1713*** (0,0425)
Constante	13.160*** (728)	9,3309*** (0,0625)	0,0579 (0,6960)	13.793*** (746)	9,3649*** (0,0589)	-0,3989 (0,7522)
Variável Dependente	Média de Público	Ln Média de Público	Ln Média de Público	Média de Público	Ln Média de Público	Ln Média de Público
Período	2008/2019	2008/2019	2011/2019	2008/2019	2008/2019	2011/2019
Observações	264	264	198	264	264	198
R ²	0,1395	0,1200	0,5845	0,1169	0,1031	0,5678

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

p-value < 0,01 = ***; p-value < 0,05 = **; p-value < 0,10 = *

Tabela 8

Efeito do tratamento por Diferenças em Diferenças sem o Palmeiras

	Grupo 1 (2013)		Grupo 2 (2014)	
	Média de Público	p-value	Média de Público	p-value
Antes				
Controle (C)	≅13.000		≅14.000	
Tratado (T)	≅19.000		≅17.000	
A = Diff (T-C)	6.242	0,003***	3.701	0,094*
Depois				
Controle (C)	≅13.000		≅14.000	
Tratado (T)	≅24.000		≅23.000	
B = Diff (T-C)	11.000	0,000***	9.005	0,000***
Diff-in-Diff (B-A)	4.328	0,109	5.303	0,090*
Observações	252		252	
R ²	0,16		0,08	

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

p-value < 0,01 = ***; p-value < 0,05 = **; p-value < 0,10 = *

A estimativa de Diferenças em Diferenças do Grupo 2 do modelo com o Palmeiras era de 7.527, enquanto sem o Palmeiras ela cai para 5.303, sendo significativa a 10%. Isto é, pelo modelo de DD, mesmo sem o Palmeiras, os novos estádios privados tiveram uma importância significativa para o aumento de média de público. Tal resultado é corroborado pelos modelos de regressão apresentados na Tabela 9. A interação Tratado*Tempo é estatisticamente significativa quando são adicionados os controles (no modelo com dados mais reduzidos, com três anos a menos no período pré-tratamento).

A Tabela 10 apresenta as estimativas médias da metodologia *two-way fixed effects model* para os dados com e sem Palmeiras.

Tabela 9

Modelos de regressão de Diferenças em Diferenças por grupos de tratados em anos diferentes sem o Palmeiras

	Grupo 1 (2013)			Grupo 2 (2014)		
	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12
Tratado	6.242*** (2.093)	0,4432*** (0,1317)	0,0841 (0,1918)	3.701** (1.811)	0,2935** (0,1386)	-0,4486** (0,2003)
Tempo	224 (1.085)	-0,0223 (0,0896)	-0,0423 (0,1163)	402 (1.197)	-0,0230 (0,0888)	-0,1690* (0,0902)
Tratado*Tempo	4.328 (2.985)	0,2669 (0,1615)	0,3704* (0,2015)	5.303* (2.860)	0,3428* (0,1803)	0,5736*** (0,2126)
Constante	13.101*** (767)	9,3187*** (0,0657)	0,4159 (0,7206)	13.793*** (746)	9,3649*** (0,0589)	-0,4428 (0,7767)
Variável Dependente	Média de Público	Ln Média de Público	Ln Média de Público	Média de Público	Ln Média de Público	Ln Média de Público
Controles	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Período	2008/2019	2008/2019	2011/2019	2008/2019	2008/2019	2011/2019
Observações	252	252	189	252	252	189
R ²	0,1604	0,1382	0,5802	0,0768	0,0718	0,5500

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores
p-value < 0,01 = ***; p-value < 0,05 = **; p-value < 0,10 = *

Tabela 10

Estimativas de Diferenças em Diferenças com e sem Palmeiras pelo método two-way fixed effects model

Comparação Diff-in-Diff	Com Palmeiras		Sem Palmeiras	
	Peso	Estimador Médio	Peso	Estimador Médio
Earlier T vs. Later C	0,019	8.124	0,017	9.517
Later T vs. Earlier C	0,023	10.973	0,020	9.910
T vs. Never treated	0,958	6.782	0,963	5.567
Estimativa Diff-in-diff		6.904		5.719

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores
T = Tratado; C = Controle

As Figuras 10 e 11 apresentam o comportamento das estimativas de Diferenças em Diferenças pelo método *two-way fixed effects model*, considerando os dados com e sem Palmeiras, e com apenas uma variável *dummy* composta pelos anos em que houve o tratamento por clube. O primeiro gráfico apresenta uma maior diferença quando o Grupo 2 (2014, *Later Group*) é o tratado e o Grupo 1 (2013, *Earlier Group*) é o grupo controle. Essa diferença apresenta um estimador médio de 10.973. Quando as posições de tratamento e controle se invertem, o estimador médio é de 8.124. Essa comparação no segundo gráfico, sem os dados do Palmeiras, corrobora a importância do clube para a significância do tratamento do Grupo 2. Percebe-se que as marcas entre as duas comparações (Grupo 2 Tratado e Grupo 1 Controle e Grupo 1 Controle e Grupo 2 Tratado) são mais próximas, com os estimadores médios 9.910 e 9.517 respectivamente.

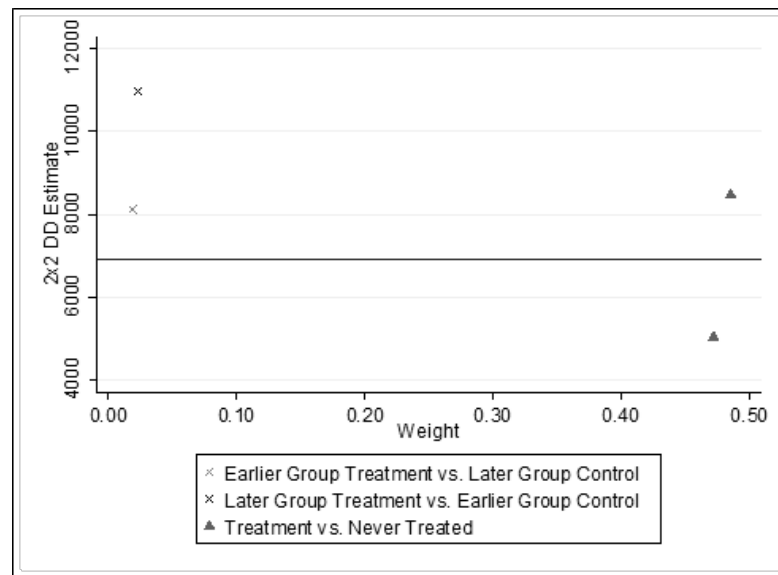


Figura 10. Gráficos das estimativas de Diferenças em Diferenças com Palmeiras pelo método *two-way fixed effects model*

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

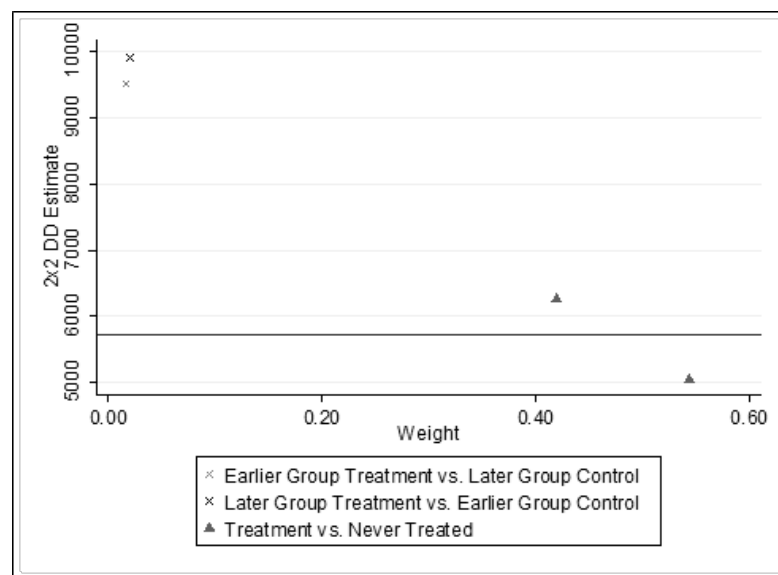


Figura 11. Gráficos das estimativas de Diferenças em Diferenças sem Palmeiras pelo método *two-way fixed effects model*

Nota. Fonte: desenvolvida pelos autores

A proposta deste artigo foi analisar o impacto da construção ou reforma de estádios ao redor do país na média de público do futebol dos clubes brasileiros, sobretudo para a realização da Copa do Mundo de 2014. Entretanto, alguns clubes, além daqueles que cujo estádio foi utilizado na Copa, também se propuseram a mudar suas estruturas para atender melhor o seu público, e conseqüentemente atrair mais pessoas para os jogos e obter mais receitas.

Considerando o resultado dos modelos de controle sintético, dos nove clubes analisados, oito não tiveram sua média de público impactada pelas novas arenas, sendo o Palmeiras a exceção. Já pelos modelos de regressão em Diferença em Diferenças, considerando a estimação mais completa, com controles, identificou-se um impacto na presença de público para o Grupo dos clubes que passou a realizar seus jogos em seus estádios próprios.

Os resultados ainda apontam que, mesmo com grandes investimentos na infraestrutura, não houve um aumento significativo na média de público dos clubes que disputam partidas em estádios públicos. O resultado esportivo se mostrou positivamente significativo para explicar o logaritmo da média de público. Assim, considera-se que alguns dos clubes tratados da amostra podem ter aumentado ou diminuído o comparecimento médio de acordo com as variações de seu desempenho esportivo.

Procurou-se apresentar uma forma diferente de analisar o impacto sobre o comparecimento de público de novos estádios daquelas encontradas na literatura, observando-se impactos por clube (com o método de controle sintético) e de forma agregada para o conjunto de clubes que passou a realizar seus jogos em novas ou reformadas arenas (com os métodos de diferença em diferenças).

A principal limitação do artigo são os dados. Primeiramente, os clubes tratados são considerados grandes clubes do país, em tamanho e importância. Apesar de existirem outras grandes equipes no *pool* de doadores, grande parte do grupo de controle não está no nível dos tratados, mas esse problema é atenuado pela metodologia escolhida e pelos pesos atribuídos no controle sintético. Ainda, a variável de resultado Média de Público teve que ser montada a partir de diversas fontes. Além disso, as variáveis preditoras também sofrem da falta de dados, como o Ranking CBF e o Ativo Total, já que a metodologia da primeira foi implementada em 2011, e o Ativo Total depende dos balanços patrimoniais dos clubes, que nem sempre estão disponíveis durante todo o período amostral. Uma outra questão importante é a diferença entre os clubes tratados. Apenas Corinthians e Grêmio mudaram de estádios sem a necessidade de reformas nos anteriores. Os demais clubes no período analisado anterior ao tratamento passaram a disputar suas partidas em outros locais, até mesmo em outras cidades, o que pode ter alterado a estimação do controle sintético, como a redução anormal dessa média de público no período pré-tratamento. Entretanto, os próprios resultados mostraram que não houve impacto com a presença de novos estádios na maior parte dos clubes.

Como sugestão de pesquisas futuras, é possível utilizar a metodologia de controle sintético para outras ligas e outros esportes, como uma alternativa dos estudos do impacto de arenas na média de público. Pode-se também com o modelo de controle sintético estimar os efeitos sobre outras variáveis de interesse como a Receita de Bilheteria, o que talvez justifique melhor os novos estádios.

REFERÊNCIAS

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505. <https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746>

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2011). Synth: An R package for synthetic control methods in comparative case studies. *Journal of Statistical Software*, 42(13), 1-17. <https://doi.org/10.18637/jss.v042.i13>
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495-510. <https://doi.org/10.1111/ajps.12116>
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113-132.
- Ando, M. (2015). Dreams of urbanization: Quantitative case studies on the local impacts of nuclear power facilities using the synthetic control method. *Journal of Urban Economics*, 85, 68-85. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2014.10.005>
- Castilho, C. T., Evrard, B., & Charrier, D. (2017). 2014 FIFA World Cup in Brazil: Gentrification of Brazilian football. *Sociology and Anthropology*, 5(9), 703-712. <http://doi.org/10.13189/sa.2017.050902>
- Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I., & Pantano, J. (2013). Catastrophic natural disasters and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1549-1561. https://doi.org/10.1162/REST_a_00413
- Clapp, C. M., & Hakes, J. K. (2005). How long a honeymoon? The effect of new stadiums on attendance in Major League Baseball. *Journal of Sports Economics*, 6(3), 237-263. <https://doi.org/10.1177/1527002504265957>
- Coates, D., & Humphreys, B. R. (2005). Novelty effects of new facilities on attendance at professional sporting events. *Contemporary Economic Policy*, 23(3), 436-455. <https://doi.org/10.1093/cep/byi033>
- Coates, D., & Humphreys, B. R. (2007). Ticket prices, concessions and attendance at professional sporting events. *International Journal of Sport Finance*, 2(3), 161-172.
- Gitter, S. R., & Rhoads, T. A. (2014). Stadium construction and minor league baseball attendance. *Contemporary Economic Policy*, 32(1), 144-154. <https://doi.org/10.1111/coep.12016>
- Goodman-Bacon, A. (2018). *Difference-in-differences with variation in treatment timing* (Working Paper No. w25018). National Bureau of Economic Research.
- Kahane, L., & Shmanske, S. (1997). Team roster turnover and attendance in major league baseball. *Applied Economics*, 29(4), 425-431. <https://doi.org/10.1080/000368497326921>
- Leadley, J. C., & Zygmunt, Z. X. (2005). When is the honeymoon over? National Basketball Association attendance 1971-2000. *Journal of Sports Economics*, 6(2), 203-221. <https://doi.org/10.1177/1527002504263399>
- Leadley, J. C., & Zygmunt, Z. X. (2006). When is the honeymoon over? National Hockey League attendance, 1970-2003. *Canadian Public Policy*, 32(2), 213-232.
- McEvoy, C. D., Nagel, M. S., DeSchraver, T. D., & Brown, M. T. (2005). Facility age and attendance in Major League Baseball. *Sport Management Review*, 8(1), 19-41. [https://doi.org/10.1016/S1441-3523\(05\)70031-0](https://doi.org/10.1016/S1441-3523(05)70031-0)
- Poitras, M., & Hadley, L. (2006). Do new major league ballparks pay for themselves? *The Journal of Business*, 79(5), 2275-2299. <https://doi.org/10.1086/505235>
- Poli, R., Ravenel, L., & Besson, R. (2019). *Attendances in football stadia (2003-2018)*. The 44th CIES Football Observatory Monthly Report.

- Rascher, D. A., Brown, M. T., Nagel, M. S., & McEvoy, C. D. (2012). Financial risk management: The role of a new stadium in minimizing the variation in franchise revenues. *Journal of Sports Economics*, 13(4), 431-450. <http://doi.org/10.1177/1527002512450281>
- Serrano, R., García-Bernal, J., Fernández-Olmos, M., & Espitia-Escuer, M. A. (2015). Expected quality in European football attendance: Market value and uncertainty reconsidered. *Applied Economics Letters*, 22(13), 1051-1054. <https://doi.org/10.1080/13504851.2014.997919>
- Silva, B. C. (2020). *Package 'SCTools': extensions for Synthetic Controls Analysis*. Recuperado Março 25, 2021, de <https://cran.r-project.org/web/packages/SCtools/SCtools.pdf>.
- Soebbing, B. P., Mason, D. S., & Humphreys, B. R. (2016). Novelty effects and sports facilities in smaller cities: Evidence from Canadian hockey arenas. *Urban Studies*, 53(8), 1674-1690.
- Villa, G., Molina, I., & Fried, R. (2011). Modeling attendance at Spanish professional football league. *Journal of Applied Statistics*, 38(6), 1189-1206. <https://doi.org/10.1080/02664763.2010.491859>
- Zygmunt, Z. X., & Leadley, J. C. (2005). When is the honeymoon over? Major League Baseball attendance 1970-2000. *Journal of Sport Management*, 19(3), 278-299. <http://doi.org/10.1123/jsm.19.3.278>

CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

MD foi responsável pela construção teórico-metodológica, produção, coleta e análise dos dados, como também a redação final. LS foi responsável pela construção teórico-metodológica e revisão final.


AGRADECIMENTOS

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – BRASIL (CAPES) – Código de Financiamento 001, e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

CONFLITO DE INTERESSE

Os autores observam que não há conflito de interesse para a publicação deste artigo.

EDITOR-CHEFE

Talles Vianna Brugni 

EDITOR ASSOCIADO

Emerson Mainardes 