

A demanda por ingressos para jogos de futebol no Brasil: um estudo baseado na Série A dos Campeonatos Brasileiros de 2017 a 2019*

Demand for Football Matches Tickets in Brazil: A Study Based on the First Division of Brazilian Championship from 2017 to 2019

Marcelo Pinho, Marcelo José Carrer e Ricardo dos Santos Igreja Filgueiras**

Resumo: Este artigo analisa a demanda por ingressos para jogos de futebol da 1ª divisão do Campeonato Brasileiro de Futebol Masculino de 2017 a 2019. Por meio de modelagem econométrica, avaliam-se os efeitos do preço, renda e de fatores que afetam as voláteis preferências dos torcedores. O trabalho apresenta avanços em relação aos demais estudos da literatura nacional, sobretudo na estimativa da renda das torcidas e no tratamento da endogeneidade entre preço e demanda. Os resultados obtidos são mais consistentes com as inferências baseadas na teoria microeconômica e na literatura empírica internacional do que os encontrados em estudos prévios sobre o caso brasileiro: os ingressos para o Campeonato Brasileiro seriam um bem normal e sua elasticidade-preço, em módulo, seria inferior à unidade. Variáveis representativas das preferências dos torcedores também apresentaram efeito significativo sobre a demanda. Os resultados têm implicações para os tomadores de decisão dos clubes e demais agentes envolvidos com o futebol brasileiro.

Palavras-chave: Ingressos para Jogos de Futebol. Demanda. Elasticidade-preço. Elasticidade-renda.

Abstract: This article analyzes the demand for tickets to football matches of the first division of the Brazilian Men's Football Championship from 2017 to 2019. Through econometric modeling, we assess the effects of price, income and factors that affect volatile fan preferences. Concerning other studies in the Brazilian literature, this work advances, especially in the estimation of fans income and in the treatment of the problem of endogeneity between price and demand. The results obtained are more consistent with inferences from the microeconomic theory and international empirical literature than those found in previous studies on the Brazilian case: tickets would be a normal good and its price elasticity, in module, would be lower than the unity. Variables representing the fans' preferences also had a significant effect on demand. The results of the work have

* Submissão: 22/07/2022 | Aprovação: 17/05/2023 | DOI: 10.5380/re.v44i84.86856

** Respectivamente: (1) Departamento de Engenharia de Produção, Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Brasil | ORCID: 0000-0002-2733-5332 | E-mail: mpinho@ufscar.br | (2) Departamento de Engenharia de Produção, Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Brasil | ORCID: 0000-0001-8511-2543 | E-mail: marcelocarrer@dep.ufscar.br | (3) Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Brasil | ORCID: 0000-0003-0992-2979 | E-mail: ricardo.fil@hotmail.com



implications for decision-making by clubs and other economic agents involved in Brazilian football.

Keywords: Football Matches Tickets. Demand. Price elasticity. Income elasticity.

JEL: D12. Z2. L83.

1. Introdução

A importância social do futebol no Brasil é um fato reconhecido tão amplamente que chega a ser um lugar comum. Quase tão notórias, ao menos entre os que têm algum interesse pelo assunto, são as dificuldades financeiras dos clubes brasileiros de futebol. Mais até do que pelos alarmantes indicadores contábeis – cuja expressão mais eloquente talvez seja a relação entre os passivos e a geração de caixa, que para o conjunto dos 26 principais clubes se situava em 6,1 no ano de 2017 (Itaú-BBA, 2018: 39) –, a fragilidade da situação financeira do futebol brasileiro se manifesta na dificuldade que os clubes enfrentam para concorrer pelos recursos essenciais para sua atividade. No esporte profissional, não apenas jogadores talentosos, mas crescentemente também treinadores capacitados atuam em um dos raros exemplos de mercados de trabalho que, seguindo a tendência dos mercados de capitais e de bens, alcançaram um tal nível de internacionalização que não parece excessivo usar o termo “globalizado”. As recorrentes situações em que mesmo as maiores agremiações brasileiras não conseguem vencer a disputa com equipes europeias periféricas pela contratação desses profissionais são provavelmente os eventos mais emblemáticos da precariedade econômica e financeira do futebol brasileiro.

Este artigo se ocupa especificamente de apenas um dos elementos que compõem essa problemática complexa: as receitas obtidas com a venda de ingressos para os jogos. Como se detalhará adiante, os ingressos não são a fonte dominante de receitas para os clubes nem no Brasil nem nos países europeus em que o futebol profissional melhor se estruturou como atividade econômica. No entanto, o fato de os estádios apresentarem por aqui uma taxa de ocupação significativamente mais baixa do que naqueles países indica a importância de gerir melhor essa fonte de receita. Para que isso possa ser feito, é indispensável conhecer sistematicamente os fatores determinantes da demanda por esse produto. Esse é o objetivo primário deste artigo.

A rigor, embora relativamente recente, a literatura acadêmica sobre esse assunto no Brasil não pode ser considerada escassa. Desde o início deste século, vários estudos se debruçaram sobre o tema e procuraram estimar a função de demanda por ingressos para jogos de futebol (Souza, 2004; Madalozzo; Villar, 2008; Bortoluzzo; Irapoli; Machado, 2011; Benevides *et al.*, 2015; Machado Filho, 2015; Benevides; Santos; Cabral, 2017; Bortoluzzo; Irapoli; Machado,

2017)¹. Justificam a realização deste estudo adicional, de um lado, os resultados contraintuitivos de quase todas essas pesquisas no tocante aos efeitos da renda sobre a demanda por ingressos e, de outro, a proposta de aqui, em simultâneo, adotar um procedimento inédito para inferir esses efeitos e conferir às estimativas econométricas o tratamento tecnicamente mais indicado para situações em que não se deve ignorar o problema da endogeneidade.

Mais especificamente, este artigo procura analisar o comportamento da demanda por ingressos para jogos de futebol da 1ª divisão (Série A) do Campeonato Brasileiro de Futebol Masculino no triênio 2017-2019. Por meio de modelagem econométrica, busca-se inferir o efeito de um conjunto de variáveis que influenciam as voláteis preferências dos torcedores – questão priorizada por boa parte da literatura setorial –, mas sobretudo avaliar o impacto dos dois parâmetros que a teoria microeconômica enfatiza como os determinantes mais fundamentais da demanda dos bens e serviços em geral: a renda dos consumidores e o preço do próprio bem.

O trabalho segue a estrutura canônica. Após esta introdução, apresenta-se uma revisão da literatura que primeiramente cobre a caracterização das receitas dos clubes de futebol para, em seguida, sintetizar os principais achados da literatura acadêmica sobre a demanda por ingressos. Na seção seguinte, são descritos os procedimentos metodológicos. Principia-se pela construção da base de dados e, em particular, pela estimativa da renda das torcidas para depois descrever a modelagem econométrica. O tópico subsequente apresenta os resultados das estimativas do modelo. Ao final, são discutidas as conclusões do trabalho e destacadas as principais diferenças em relação a tratamentos precedentes do mesmo objeto.

2. Revisão da Literatura

3.1 Receitas dos Clubes de Futebol no Brasil e na Europa

A importância social e cultural do futebol é amplamente reconhecida e indisputável, do mesmo modo que sua condição de esporte preferido na maioria

¹ Um esforço em direção complementar bastante relevante para a tomada de decisão pelos clubes foi realizado por Ribeiro (2018), que buscou examinar a tomada de decisão dos torcedores em relação à aquisição dos programas de sócio-torcedor, avaliando tanto o efeito dos principais atributos que compõem esses programas quanto do grau de lealdade do torcedor ao clube.

dos países ocidentais, no Oriente Médio, na África e, mais recentemente, no Extremo Oriente. Em boa medida como consequência dessa relevância social, o futebol profissional tornou-se uma atividade de grande expressão econômica. Ainda que dados simultaneamente recentes, abrangentes e metodologicamente robustos não estejam disponíveis, vários indicadores podem ser arrolados para atestar isso. Zygband *et al.* (2011) estimaram que o futebol era responsável por 44% da quantia movimentada diretamente por eventos esportivos no mundo. Por outro lado, um relatório da empresa de consultoria *Deloitte* estimou as receitas do conjunto dos clubes europeus de futebol na temporada 2018-19 em € 28,9 bilhões (Deloitte, 2020, p. 8), o que corresponde a 0,15% do PIB da Europa.

A atividade econômica diretamente associada ao futebol não é apenas importante, mas também muito dinâmica. A mais bem sucedida liga nacional de futebol do mundo, a primeira divisão do campeonato inglês, é também a que tem atraído maior atenção dos analistas financeiros e, portanto, aquela para a qual estão disponíveis dados para períodos mais longos de tempo. Já descontada a inflação, a receita gerada pelos clubes que integram a *Premier League* cresceu à notável taxa média anual de 11,1% entre as temporadas de 1991-92 e 2018-19. Tão impressionante quanto esse ritmo de crescimento é a capacidade de sustentá-lo mesmo depois que o futebol se tornou um negócio bilionário. Nas últimas sete temporadas desse período, o crescimento real médio das receitas manteve-se em 9,9% ao ano. Ainda que o desempenho econômico dos times da *Premier League* tenha superado o dos seus congêneres da maior parte da Europa, o crescimento rápido e sustentado não é, de modo algum, uma exclusividade dos times ingleses². Nas outras quatro maiores ligas europeias – Espanha, Alemanha, Itália e França – as receitas cresceram, também em termos reais, 7,6% ao ano nesse mesmo período das sete temporadas (2011-12 a 2018-19) que precederam a pandemia³. Com uma expansão das receitas tão acima da evolução do PIB, a importância econômica do futebol naturalmente tende a crescer.

Os estudos sobre o desempenho econômico e financeiro do futebol brasileiro, até por conta da limitada disponibilidade de informações, tendem a se

² Deloitte (2020: 8) destaca que, pelo menos até o advento da pandemia da Covid-19, “*European football market has grown every year throughout the 21st century*”.

³ As taxas de crescimento apresentadas neste parágrafo são médias geométricas anuais calculadas a partir de dados sobre as receitas obtidos em relatórios da empresa de consultoria Deloitte deflacionados com base nos índices de preços ao consumidor do Reino Unido, no caso das cifras em libras, ou da Zona do Euro, no caso das cifras em euros.

concentrar nos principais clubes, aqueles que costumam disputar a primeira divisão do campeonato brasileiro. O Itaú-BBA publica anualmente uma compilação de indicadores e a edição referente ao ano de 2017 apontou receitas de R\$ 4,5 bilhões para os clubes que participaram da Série A naquele ano (Itaú-BBA, 2018). Dados análogos para o ano de 2019 indicavam que as receitas haviam crescido para R\$ 5,9 bilhões (Itaú-BBA, 2020), equivalentes com base na taxa de câmbio média a € 1,38 bilhões, cifra que se situaria na Europa abaixo apenas da registrada pelos clubes das cinco principais ligas⁴. Além disso, recorrendo-se aos dados de anos anteriores do levantamento do Itaú-BBA, é possível calcular que também no Brasil esta atividade tem apresentado um dinamismo muito acima da média e que não destoa do ritmo observado na Europa. Entre 2009 e 2017, as receitas dos principais clubes do País, deflacionadas pelo IPCA, aumentaram a uma taxa média anual de 10,2%.

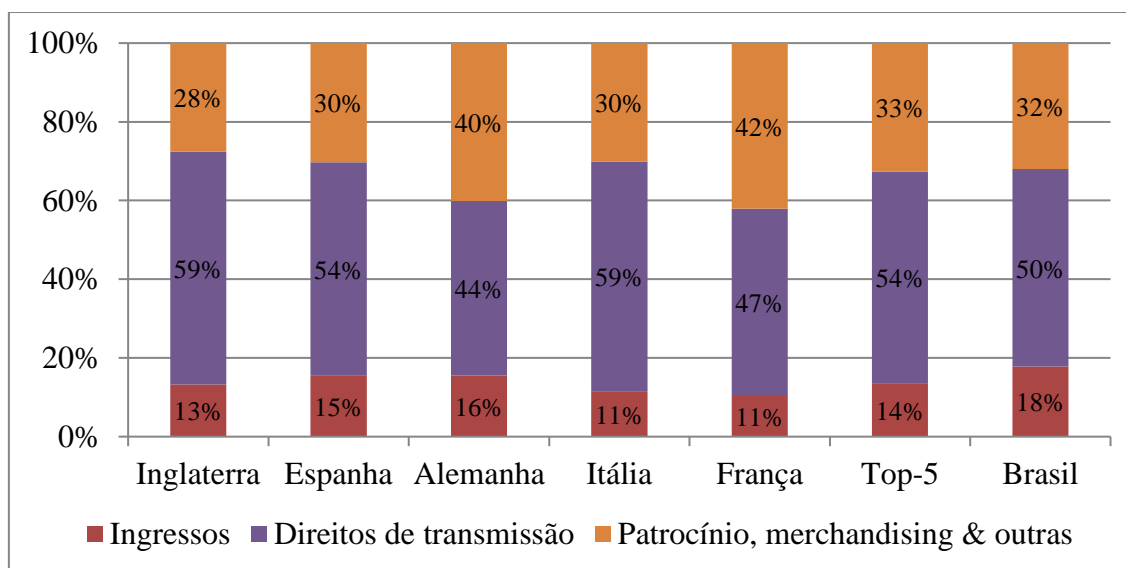
O desenvolvimento de outras fontes de receita tem levado a uma tendência de redução do peso dos ingressos nas receitas dos clubes de futebol nas divisões principais dos maiores mercados desse esporte. Ainda assim, na última temporada completa antes da pandemia (2018-19) 14% das receitas nas cinco ligas mais importantes da Europa vieram das bilheteria (Gráfico 1). No Brasil, a participação é maior, situando-se em 18% em 2017. Não obstante, existem evidências de que as oportunidades para ampliar as receitas obtidas com ingressos são maiores no Brasil do que nas principais ligas europeias. Primeiramente, tanto o público quanto a taxa de ocupação dos estádios brasileiros foram sensivelmente menores. Em 2018, a uma média de público pagante por jogo de 18.840 pessoas na Série A brasileira⁵ correspondeu uma taxa de ocupação de 49% (CBF, 2019: 37). Já na temporada iniciada nesse mesmo ano naquelas cinco ligas europeias, o público pagante foi, em média, de 30.949 pessoas (64% mais do que no Brasil) e a taxa de ocupação alcançou 79% (Deloitte, 2020, p. 9). Mais do que isso, ao comparar as receitas obtidas por torcedor em 2013 pelos 12 maiores clubes brasileiros e por 12

⁴ De acordo com Deloitte (2020), as receitas dos integrantes das dez principais ligas na Europa na temporada 2018-19 alcançaram os seguintes valores: € 5,85 bilhões na Inglaterra, € 3,38 bilhões na Espanha, € 3,35 bilhões na Alemanha, € 2,50 bilhões na Itália, € 1,90 bilhão na França, € 0,75 bilhão na Rússia, € 0,75 bilhão na Turquia, € 0,59 bilhão na Holanda, € 0,44 bilhão em Portugal e € 0,34 bilhão na Bélgica.

⁵ Note-se que, revertendo uma tendência observada durante muito tempo, a série histórica de média de público da Série A vem crescendo. Giovannetti et al. (2006, p. 390) indicam que na década de 90 essa média situou-se em 12.219 pagantes, bem abaixo dos contingentes de 16.102 e 16.256 nos anos 80 e 70, respectivamente.

grandes clubes europeus, Villani (2014) encontrou disparidade maior no caso dos ingressos e de receitas comerciais, incluindo patrocínio, do que nos direitos de transmissão.

Gráfico 1 - Distribuição das Receitas dos Clubes por Fontes nas Principais Ligas Europeias e no Brasil



Fontes: Deloitte (2020) e Itaú-BBA (2018).

Nota: As receitas referem-se à temporada 2018-19 na Europa e ao ano de 2017 no Brasil. Correspondem aos clubes integrantes das primeiras divisões na Europa e a 27 dos maiores clubes no Brasil. Para garantir a comparabilidade, as receitas seguem o padrão adotado nos maiores centros do futebol europeu e não incluem o faturamento com a transferência de jogadores. Essas receitas são particularmente importantes no Brasil, onde a quantia obtida com transferências representou, em 2017, 20% de todas as outras receitas.

3.2 Os determinantes da demanda por ingressos e suas elasticidades

A avaliação dos determinantes da demanda por ingressos e a estimativa de uma função de demanda que leve em conta as particularidades do produto, em especial os fatores que condicionam o perfil variável jogo a jogo das preferências, é um dos focos bem estabelecidos da economia dos esportes⁶. Com uma tradição que remonta pelo menos aos anos 70, as bases teóricas desses procedimentos empíricos estão bem estabelecidas e foram consolidadas em dois importantes trabalhos de revisão por Borland e Macdonald (2003) e García e Rodríguez (2009).

⁶ Griebeler e Balduco (2015) resenham algumas das contribuições mais influentes para outra vertente dessa literatura, que enfoca a modelagem teórica do comportamento dos principais agentes envolvidos no mercado do esporte profissional.

Em geral, os estudos empíricos baseiam-se na teoria microeconômica da demanda, buscando estimar parâmetros que indiquem os efeitos de diferentes variáveis independentes sobre a demanda por ingressos. Essas variáveis são costumeiramente segmentadas em alguns grupos de fatores determinantes da demanda, tais como preços, renda dos torcedores, qualidade da partida e do estádio, incerteza de resultado e outros aspectos representativos das preferências dos consumidores. Modelos econométricos de regressão são frequentemente aplicados a bases de dados obtidas de fontes secundárias. Alguns estudos adotam dados em painel, enquanto outros fazem a análise para um único ano/campeonato. Os estudos são úteis, sobretudo, por elucidar os fatores que afetam o comportamento dos torcedores, bem como por quantificar as diferentes elasticidades da demanda. Essas informações são de grande relevância para a tomada de decisão dos clubes e das demais organizações envolvidas com o futebol.

García e Rodríguez (2002) examinaram os determinantes da demanda por ingressos na primeira divisão do futebol espanhol. Empregando dados em painel de quatro temporadas (de 1992-93 a 1995-96) e fazendo um esforço exaustivo de considerar os inúmeros fatores desportivos que afetam as preferências dos torcedores, os autores encontraram, na especificação por eles preferida do modelo econométrico, (i) elasticidade-renda da demanda francamente positiva, (ii) elasticidade-preço, para a média dos times, ligeiramente abaixo da unidade e (iii) um impacto dominante da qualidade esperada do jogo, em especial do time visitante.

É notável a discrepância entre esses resultados e os achados da maioria dos estudos que se debruçaram sobre o futebol brasileiro, particularmente no tocante à elasticidade-renda. Souza (2004), Madalozzo e Villar (2008) e Bortoluzzo *et al.* (2017) chegaram a estimativas da elasticidade-renda por ingressos para futebol no Brasil indicativas, todas elas, de uma condição de bem inferior: -3,68, -0,71 e -0,24, respectivamente. Cabe registrar que em todos os três estudos essas estimativas foram obtidas a partir do coeficiente de uma regressão relativo à renda *per capita* das cidades em que o jogo foi realizado.

Cabe detalhar os resultados desses estudos. Madalozzo e Villar (2008) analisaram a demanda por ingressos na Série A dos campeonatos brasileiros. Empregando dados em painel das temporadas de 2003 a 2006, ajustaram um modelo por mínimos quadrados ordinários com efeitos aleatórios. Dos resultados

que obtiveram os mais pertinentes para os fins deste artigo são a elasticidade-preço de -0,24 e a elasticidade-renda de -0,71. As estimativas de Bortoluzzo *et al.* (2017), por sua vez, também se apoiam em dados sobre a Série A dos campeonatos brasileiros, mas das temporadas de 2004 a 2013 e abordados por meio de três modelos com especificações distintas. Na especificação por eles preferida, os coeficientes de elasticidade da demanda calculados em relação ao preço e à renda são de, respectivamente, -0,16 e -0,24⁷.

De toda maneira, Souza (2004) é o estudo que, por seus objetivos e tratamento detalhado, mais interessa a este artigo. Essa dissertação de mestrado almejava identificar os fatores que influenciam a demanda por ingressos para os jogos do campeonato brasileiro e, de maneira mais específica, estimar as elasticidades da demanda em relação ao preço e à renda. O ponto de partida é uma revisão abrangente da literatura mais recente então disponível, a qual encontrou situações variadas para a elasticidade-preço, mas no caso da elasticidade-renda apontou uma maioria de coeficientes positivos⁸. Em suas próprias estimativas, assentadas em dados sobre a primeira divisão do campeonato brasileiro de 2002, Souza (2004) não obteve resultados estatisticamente significativos para a variável preço. Em relação à elasticidade-renda, um dos modelos estimados resultou inconclusivo, mas o outro apontou que o valor da elasticidade-renda seria de -3,68. A diferença entre os resultados obtidos nos dois modelos faz com que o autor seja cauteloso, mas não o impede de reiterar que há “indícios de que [o produto] é um bem inferior” (Souza, 2004, p. 75, 86). Essa condição seria justificável, segundo o autor, pelas “condições precárias de higiene, segurança e transporte para a maioria dos campos no Brasil” (Souza, 2004, p. 59).

Benevides, Santos e Cabral (2017) abordaram os fatores explicativos da demanda por ingressos na primeira divisão do campeonato nacional em 2013. Esse estudo, que é o mais recente que se conhece sobre o caso brasileiro, estimou um modelo econométrico por mínimos quadrados ordinários e é também o único que identificou um valor positivo de 1,17 para a elasticidade-renda (Benevides; Santos;

⁷ Em trabalho anterior que abordou um painel de dados menos extenso (campeonatos de 2004 a 2009), um grupo de pesquisadores liderado pela mesma autora principal encontrou valor um pouco diferente para a elasticidade-renda: -0,47 (Bortoluzzo; Iarapoli; Machado, 2011).

⁸ No caso dos estudos que tiveram o futebol como objeto de estudo em países da Europa, três de quatro estudos chegaram a essa conclusão. Outros quatro estudos sobre os esportes profissionais norte-americanos apresentaram resultados mais ambíguos (Souza, 2004, p. 56-57).

Cabral, 2017, p. 14)⁹. Por outro lado, em relação a um parâmetro tão crítico quanto o preço, o artigo sustenta a existência de uma relação não-linear entre preço e demanda que, surpreendentemente, incluiria até trechos em que a demanda responde positivamente a elevações do preço.

3. Método de Pesquisa

3.1 Base de Dados

Este artigo aborda a demanda por ingressos para jogos de futebol na Série A do Campeonato Brasileiro de Futebol Masculino de 2017 a 2019. É o principal campeonato de futebol disputado no País e os 20 clubes que o disputaram jogaram 38 partidas em cada certame. Ao definir-se 2017 como ano inicial do período coberto pelo estudo evitam-se os ruídos associados aos efeitos dos grandes eventos esportivos realizados no Brasil em 2014 (Copa do Mundo) e 2016 (Olimpíadas). Esses eventos acabaram tornando indisponíveis por longos períodos alguns dos principais estádios do País. Por outro lado, o ano de 2019 é o último em que se teve um campeonato inteiro sem as restrições de presença de público nos jogos decorrentes da pandemia de Covid-19.

As informações sobre cada um dos jogos foram obtidas num site especializado (<http://www.srgool.com.br/>) que retém informações sobre os certames mesmo após seu encerramento. Seguindo as indicações da literatura, foram coletadas diretamente no site as seguintes variáveis: (1) clube mandante, (2) clube visitante, (3) rodada do campeonato na qual o confronto aconteceu, (4) público pagante, (5) dia do mês, (6) dia da semana, (7) horário, (8) estádio e (9) cidade em que o jogo ocorreu, (10) arrecadação bruta do jogo e (11) posição na tabela de classificação na qual se encontrava o clube mandante ao início da rodada. Foram construídas também duas variáveis *dummy* que ajudam a captar a variação das preferências pelos jogos, (12) uma que identifica se o jogo é um clássico local ou não e (13) outra que identifica se o estádio é uma arena moderna (inaugurada

⁹ Em artigo publicado anteriormente e que abordou comparativamente as demandas por ingressos em 2013 nas primeiras divisões dos campeonatos do Brasil e da Inglaterra, Benevides et al. (2015) apresentaram uma versão diferente do modelo, estimada por mínimos quadrados em dois estágios e com um número maior de variáveis independentes para captar as preferências do consumidor. Esse artigo indica que o valor da elasticidade-renda no Brasil seria maior que o de -0,15 encontrado na Inglaterra e suficiente para posicionar os ingressos como um bem normal, mas não chega a expor a estimativa obtida (Benevides *et al.*, 2015, p. 107). Por outro lado, os valores estimados para a elasticidade-preço dos ingressos foram de -0,72 e -0,97, respectivamente no Brasil e na Inglaterra.

depois de 2012) ou não. Foram calculadas adicionalmente duas variáveis de importância crítica: (14) preço médio do ingresso por torcedor e (15) renda da torcida mandante no centro urbano em que a partida foi realizada. O preço médio foi computado simplesmente pela divisão da arrecadação pelo público pagante. Já a estimativa de renda da torcida envolveu um procedimento mais elaborado e que constitui um dos diferenciais desse artigo. Convém detalhá-lo.

A premissa básica da estimativa de renda dos demandantes de ingressos é que o público-alvo de cada partida é composto essencialmente pela torcida do clube mandante no centro urbano em que o estádio se localiza. Nas condições de grandes distâncias geográficas entre as cidades nas quais estão sediados os clubes que disputam o campeonato objeto de estudo e, mais ainda, de forte regionalização das torcidas, esta premissa é quase sempre uma boa aproximação da realidade, mesmo que, é claro, não contemple situações que, em algumas circunstâncias, podem ser relevantes, como a compra de ingressos por espectadores que não são aficionados de nenhum dos times e jogos decisivos para times visitantes de grande torcida. A principal exceção no contexto do futebol brasileiro – os chamados clássicos locais, embates entre dois times com sedes na mesma cidade ou em localidades muito próximas – abarcaria cerca de 8% dos jogos das três edições do campeonato, mas tornou-se muito menos pertinente para fins de estimativa da demanda por ingressos a partir da disseminação da prática da “torcida única”, isto é, a proibição da presença nos estádios de torcedores dos clubes visitantes.

A estimativa da renda dos demandantes de ingresso requer também a delimitação espacial do contingente relevante de torcedores dos times mandantes. Está claro que os custos, monetários e não-monetários, para um torcedor comparecer a um jogo crescem com a distância entre seu domicílio e o estádio e, na mesma medida, tudo o mais constante, diminui a probabilidade de que ele demande ingressos. Embora, sobretudo em jogos mais importantes, certamente seja expressivo o número de torcedores que viajam longas distâncias, este artigo assume que na esmagadora maioria dos casos o público relevante é constituído basicamente por moradores do centro urbano em que se situa o estádio. Reconhecendo o nível de integração econômica e social de municípios que

constituem áreas urbanas contíguas, esse centro urbano foi definido como a região metropolitana e não apenas a cidade onde está localizado o estádio¹⁰.

Assumi-se, portanto, que a renda da clientela potencial do produto estudado era a renda da torcida do clube mandante no centro urbano em que o jogo foi realizado. Esta renda, por sua vez, foi estimada a partir (i) da população desses centros, (ii) da proporção dessa população que se declara torcedora de cada time e (iii) do PIB *per capita* dos municípios que constituem esses centros. O primeiro e o último desses dados referem-se a cada um dos anos cobertos pela base de dados e foram obtidos da pesquisa do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) sobre o Produto Interno Bruto dos Municípios¹¹. Já em relação à proporção de torcedores, a inexistência de uma pesquisa nacional com a necessária discriminação local obrigou a adotar um conjunto muito mais variado de fontes. Foram considerados os resultados da pesquisa de opinião pública mais recente sobre esse assunto que melhor cobrisse as especificidades de cada centro urbano. Ao todo, são 18 fontes diferentes, indicadas na Tabela 1. Em seis localidades (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Curitiba e Florianópolis), as preferências clubísticas foram retiradas de pesquisas do Datafolha. Cabe registrar que, exceto no caso de Florianópolis, essas pesquisas cobriram apenas as cidades e não as regiões metropolitanas. Do mesmo modo, das pesquisas de outras dez organizações utilizadas apenas duas – as relativas a Porto Alegre e Fortaleza – cobriram toda a área metropolitana.

¹⁰ Foram consideradas, portanto, as regiões metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Salvador, Curitiba, Campinas, Goiânia, Baixada Santista, Florianópolis, Fortaleza e Maceió. Mesmo tendo sido legalmente desconstituída em 2015, para os fins deste estudo julgou-se conveniente manter a referência à área metropolitana de Chapecó, que, com 24 pequenos municípios próximos, pouco mais que duplica a população do seu principal núcleo urbano. Além desses 14 centros urbanos que contavam com sedes de clubes que disputaram os campeonatos cobertos neste estudo, houve oito jogos em Brasília, quatro em Volta Redonda, três em Caxias do Sul, um em Manaus, um em Londrina e um em Cariacica, cidade que faz parte da Grande Vitória. Em todos esses casos, procurou-se seguir critério análogo, adotando-se as respectivas regiões metropolitanas como referência para a definição do centro urbano. A única exceção foi Volta Redonda, que não faz parte de nenhuma região metropolitana. Neste caso, foi considerada a população de uma concentração urbana que também inclui os municípios de Barra Mansa e Pinheiral.

¹¹ Disponível em <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?t=resultados&c=3550308>. Acesso em 18/08/2020.

Tabela 1 – Participação dos Torcedores na População dos Centros Urbanos que Sediaram Jogos da Série A (2017-2019)

| Local | Clube | % de Torcedores | Fonte | Ano | Abrangência |
|----------------|---------------|-----------------|--------------------------------------|------|-------------|
| São Paulo | Corinthians | 36,0 | Datafolha | 2017 | Cidade |
| São Paulo | Palmeiras | 12,0 | Datafolha | 2017 | Cidade |
| São Paulo | Santos | 5,0 | Datafolha | 2017 | Cidade |
| São Paulo | São Paulo | 19,0 | Datafolha | 2017 | Cidade |
| Rio de Janeiro | Botafogo | 12,0 | Datafolha | 2009 | Cidade |
| Rio de Janeiro | Flamengo | 49,0 | Datafolha | 2009 | Cidade |
| Rio de Janeiro | Fluminense | 12,0 | Datafolha | 2009 | Cidade |
| Rio de Janeiro | Vasco | 13,0 | Datafolha | 2009 | Cidade |
| Belo Horizonte | Atlético MG | 30,0 | Datafolha | 2010 | Cidade |
| Belo Horizonte | Cruzeiro | 43,0 | Datafolha | 2010 | Cidade |
| Salvador | Bahia | 40,0 | Datafolha | 2008 | Cidade |
| Salvador | Vitória | 22,0 | Datafolha | 2008 | Cidade |
| Curitiba | Athletico PR | 21,0 | Datafolha | 2010 | Cidade |
| Curitiba | Coritiba | 17,0 | Datafolha | 2010 | Cidade |
| Florianópolis | Avai | 8,0 | Datafolha | 2007 | R.M. |
| Porto Alegre | Grêmio | 41,0 | IPO - Instituto Pesquisas de Opinião | 2013 | R.M. |
| Porto Alegre | Internacional | 45,0 | IPO - Instituto Pesquisas de Opinião | 2013 | R.M. |
| Campinas | Ponte Preta | 12,1 | Instituto GPP | 2016 | Cidade |
| Santos | Santos | 50,0 | Enfoque Comunicação | 2012 | Cidade |
| Goiânia | Atlético GO | 4,0 | Fortiori Pesquisas | 2009 | Cidade |
| Goiânia | Goiás | 27,0 | Fortiori Pesquisas | 2009 | Cidade |
| Chapecó | Chapecoense | 24,0 | UFFS -Univ. Fed. da Fronteira Sul | 2014 | Cidade |
| Recife | Sport | 33,1 | Uninassau | 2018 | Cidade |
| Volta Redonda | Flamengo | 42,9 | Instituto GPP | 2015 | Cidade |

| | | | | | |
|----------------|------------|------|---------------------------------|------|--------|
| Volta Redonda | Vasco | 10,8 | Instituto GPP | 2015 | Cidade |
| Manaus | Botafogo | 2,1 | Pesquisa 365 | 2017 | Cidade |
| Manaus | Vasco | 19,5 | Pesquisa 365 | 2017 | Cidade |
| Fortaleza | Fortaleza | 17,0 | Instituto Opnus | 2019 | R.M. |
| Fortaleza | Ceará | 29,0 | Instituto Opnus | 2019 | R.M. |
| Maceió | CSA | 40,7 | UFAL - Univ. Federal de Alagoas | 2018 | Cidade |
| Belo Horizonte | América MG | 2,0 | Datafolha | 2016 | Cidade |
| Campinas | Palmeiras | 5,6 | Instituto Guimarães | 2016 | Cidade |

Fontes: elaboração própria.

Nota: não foi encontrada pesquisa de opinião específica para Caxias do Sul, cidade em que o Grêmio foi mandante em três partidas no período 2017-2019. Considerando a proximidade com Porto Alegre, assumiu-se proporção de torcedores semelhante à da capital gaúcha.

Portanto, a estimativa da renda das torcidas embute a premissa de que as preferências pelos clubes são semelhantes nas regiões metropolitanas e em seus respectivos municípios-sede. Mais do que isso, na medida em que simplesmente multiplica os três componentes listados acima – população, proporção de torcedores e PIB *per capita* –, a estimativa implica considerar homogêneos os perfis socioeconômicos das torcidas em cada centro urbano. A ausência de pesquisas de opinião que discriminem esse perfil para o conjunto de localidades cobertos na base de dados torna esta premissa inescapável.

Por fim, é pertinente indicar que foram excluídos da base de dados 12 dos 1.140 jogos das três temporadas do campeonato coberto neste estudo. Três partidas do Vasco da Gama em 2017 foram disputadas com portões fechados por conta de punição disciplinar. Além disso, em 2018 o Paraná foi mandante de um confronto contra o Palmeiras em Londrina, cidade em que as pesquisas de opinião não identificam a presença de um contingente expressivo de torcedores do clube curitibano, o que inviabiliza o procedimento de estimativa da renda da torcida descrito anteriormente. Por fim, foram excluídos todos os oito jogos realizados em Brasília. Além de envolverem muitas vezes situações que, na prática, implicavam inversão de mando de campo, a baixa frequência de jogos numa cidade cuja população tem poder aquisitivo relativamente elevado induz situações de demanda reprimida e, dessa maneira, gera *outliers*.

3.2 Modelagem Econométrica

A endogeneidade entre o preço e a quantidade demandada é um problema tradicional em estimativas econométricas de equações de demanda. Em termos teóricos, a endogeneidade ocorre quando uma variável independente (e.g., preço) tem correlação com o termo de erro aleatório (u_i) do modelo, isto é, fatores não observáveis que afetam a variável potencialmente endógena também influenciam na variável dependente do modelo, o que pode ser explicado por viés de simultaneidade (causalidade reversa, por exemplo), erros de mensuração ou variáveis omitidas. Esse problema tem sido reportado com frequência na literatura de demanda de ingressos de jogos de futebol (Garcia; Rodríguez, 2002; Benevides *et al.*, 2015; Buraimo; Tena; De La Piedra, 2018). Ignorar o potencial de endogeneidade nas estimativas de demanda pode resultar em estimadores viesados e inconsistentes, sobretudo para a elasticidade-preço, coeficiente de bastante interesse em análises de demanda.

Neste estudo, adota-se o Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) para tratar a endogeneidade entre preço e quantidade demandada de ingressos. No primeiro estágio do modelo, a variável endógena (preço) é estimada em função de todas as variáveis exógenas da equação de demanda adicionadas de um vetor de variáveis instrumentais (equação de forma reduzida). As variáveis instrumentais devem, necessariamente, afetar o preço sem que afetem diretamente a quantidade demandada. No segundo estágio (equação estrutural), estimam-se os coeficientes da equação de demanda utilizando-se as variáveis exógenas do modelo, bem como o preço estimado no primeiro estágio. Genericamente, o modelo econométrico pode ser representado pelo seguinte sistema de equações:

$$\begin{aligned} \ln \text{Preço} &= \beta_0 + \beta_1 \ln x + \delta_1 \mathbf{d} + \gamma \mathbf{z}_1 + u_1 \\ \ln Qd &= \beta'_0 + \beta_2 \ln x + \delta_2 \mathbf{d} + \alpha \widehat{\text{Preço}} + u_2 \end{aligned} \quad (1)$$

em que as variáveis *Preço* e *Qd* representam, respectivamente, o preço dos ingressos e a quantidade demandada de ingressos em cada partida; o vetor \mathbf{x} contém as variáveis contínuas exógenas comuns às duas equações; o vetor \mathbf{d} contém variáveis binárias (*dummies*) exógenas comuns às duas equações; o vetor \mathbf{z}_1 representa as variáveis instrumentais utilizadas exclusivamente para a

estimativa do preço no primeiro estágio do modelo e $\widehat{Preço}$ é o preço de cada partida estimado no primeiro estágio (forma reduzida). Os coeficientes do modelo são representados pelos interceptos β_0 e β'_0 e pelos vetores β_1 , β_2 , δ_1 , δ_2 , γ e α . A especificação de todas as variáveis contínuas da equação de demanda em escala logarítmica permite que os coeficientes estimados sejam interpretados diretamente como elasticidades da variável independente em relação a essas variáveis. Ademais, a forma funcional log-log resulta em uma curva de demanda isoelástica (i.e., a elasticidade-preço será a mesma em qualquer ponto da equação de demanda).

A Tabela 2 apresenta a descrição das variáveis adotadas na análise econométrica. As variáveis foram definidas com base na teoria microeconômica da demanda e em estudos empíricos de demanda por eventos esportivos (García; Rodríguez, 2002; Souza, 2004; Madalozzo; Villar, 2008; Bortoluzzo; Iarapoli; Machado, 2011; Benevides *et al.*, 2015; Buraimo; Tena; De La Piedra, 2018).

Vale destacar que as variáveis instrumentais são utilizadas apenas para a estimativa do preço médio dos ingressos no primeiro estágio. Na literatura empírica de estimação de demanda, frequentemente utilizam-se fatores de deslocamento da oferta e a variável endógena (preço) com uma ou mais defasagens como instrumentos (Andrade; Lobao, 1997; Cysne *et al.*, 2001; Alberini; Filippini, 2011; Lee; Chiu, 2011; Gonzaga; Corseuil, 2001; Buraimo; Tena; De La Piedra, 2018).

As variáveis de preço defasado (P_{t-1} e P_{t-2}) incorporam uma dinâmica temporal na estimativa do preço dos ingressos. Usualmente, estudos de séries temporais adotam a premissa de que o preço de um bem em um dado período do tempo tem grande dependência do preço deste mesmo bem em períodos anteriores. Ou seja, a presença do preço defasado reconhece o fato de que as variações observadas no preço de um bem não têm seus efeitos limitados ao período em que ocorrem, propagando-se ao longo do tempo. A inclusão do preço defasado como variável instrumental evita problemas eventualmente causados pela má especificação no modelo — e que poderão ser agravados caso estejam envolvidas séries não-estacionárias (Cysne *et al.*, 2001; Alberini; Filippini, 2011; Lee; Chiu, 2011). No caso específico dos preços dos ingressos, é bastante razoável assumir que essa dependência temporal seja observada. Ademais, a demanda por ingressos em cada jogo não é diretamente afetada pelo preço do ingresso em partidas

anteriores (Buraimo; Tena; De La Piedra, 2018), condição necessária para uma boa variável instrumental. Por sua vez, a variável CapOferta foi especificada como um fator de deslocamento da oferta. Trata-se de uma *proxy* do custo de realização por partida. Estádios maiores tendem a apresentar um custo total por partida mais alto, o que, por sua vez, afetaria positivamente os preços dos ingressos. Portanto, essa variável afetaria o preço por meio da estrutura de custos da partida, sem necessariamente (ou antes de) afetar a quantidade demandada. Além disso, conforme já mencionado, a taxa média de ocupação dos estádios nos campeonatos estudados não foi alta, o que indica que a capacidade dos estádios, mesmo para aqueles de menor porte, não constituiu fator significativo de restrição para a demanda.

Tabela 2 - Descrição das Variáveis Adotadas na Análise Econométrica

| Variável | Descrição |
|------------------------|---|
| | <i>Variável dependente</i> |
| <i>Qd</i> | Quantidade total de ingressos comercializados para o jogo. |
| | <i>Variável endógena</i> |
| <i>Preço</i> | Preço médio do ingresso do jogo. Calculado a partir da divisão da renda bruta pelo público pagante. |
| | <i>Variáveis exógenas</i> |
| <i>Renda</i> | Renda da torcida mandante. Calculada a partir do procedimento descrito na subseção 3.1. |
| <i>Hora</i> | Horário de início do jogo. |
| <i>FDS</i> | Variável <i>dummy</i> com valor 1 para partidas realizadas aos finais de semana e 0 caso contrário. |
| <i>Derbi</i> | Variável <i>dummy</i> com valor 1 se o jogo consiste em um clássico regional e 0 caso contrário. |
| <i>Rodada</i> | Rodada do campeonato em que o jogo ocorreu. |
| <i>Posição</i> | Classificação do clube mandante no início da rodada em que o jogo ocorreu. |
| <i>Arena</i> | Variável <i>dummy</i> com valor 1 para jogos que ocorreram nas arenas construídas ou reformadas a partir de 2012 e 0 caso contrário. ^a |
| | <i>Variáveis instrumentais</i> |
| <i>P_{t-1}</i> | Preço defasado (i.e., preço do jogo anterior realizado no estádio do clube mandante). |
| <i>P_{t-2}</i> | Preço defasado duas vezes. |
| <i>CapOferta</i> | Capacidade de público do estádio em que o jogo foi realizado. A variável é uma <i>proxy</i> para o custo de realização do jogo. |

^a A variável assume valor 1 para os jogos realizados no Maracanã, Arena Corinthians, Allianz Arena, Mineirão, Arena Grêmio, Kyocera Arena (Arena da Baixada), Arena Pernambuco, Estádio Mané Garrincha e Arena da Amazônia.

4. Análise dos resultados

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise econométrica. Percebe-se que a quantidade média de ingressos comercializados por jogo foi de 18.507 ao preço médio de R\$ 28,06. Considerando a capacidade média de oferta de 43.611 ingressos por partida, obtém-se uma taxa média de ocupação de 42,4%. Portanto, nota-se que a restrição de capacidade nos estádios não parece ser um problema para os jogos do campeonato brasileiro. A renda anual estimada para a média das torcidas é de R\$ 89,7 bilhões, com desvio padrão de R\$ 104,3 bilhões. De fato, ao mesmo tempo em que há torcidas grandes e concentradas em centros urbanos com elevado PIB *per capita*, existem torcidas bem menores e concentradas em centros urbanos com PIB *per capita* mais baixo. Nota-se, ainda, que 67% dos jogos foram realizados em finais de semana, 8% foram clássicos regionais e 47% ocorreram nas novas arenas.

Tabela 3 - Estatísticas Descritivas

| Variável | Média | DP | Mínimo | Máximo |
|------------------------|----------------|-----------------|---------------|-----------------|
| <i>Qd</i> | 18.506,8 | 13.147,2 | 338 | 65.649 |
| <i>Preço</i> | 28,06 | 14,82 | 0,01 | 95,50 |
| <i>Renda</i> | 89.692.296.480 | 104.320.307.792 | 1.792.455.631 | 452.036.093.064 |
| <i>Hora</i> | 18,09 | 2,49 | 11 | 21,75 |
| <i>FDS</i> | 0,67 | 0,47 | 0 | 1 |
| <i>Derbi</i> | 0,08 | 0,27 | 0 | 1 |
| <i>Rodada</i> | 19,52 | 11,01 | 1 | 38 |
| <i>Posição</i> | 10,31 | 5,90 | 1 | 20 |
| <i>Arena</i> | 0,47 | 0,50 | 0 | 1 |
| <i>P_{t-1}</i> | 28,45 | 15,40 | 0,01 | 101,77 |
| <i>P_{t-2}</i> | 28,42 | 15,29 | 0,01 | 101,77 |
| <i>CapOferta</i> | 43.610,88 | 19.384,95 | 13.500 | 78.838 |

A Tabela 4 apresenta os resultados dos modelos econométricos de demanda de ingressos para jogos da primeira divisão dos Campeonatos Brasileiros de 2017, 2018 e 2019. O modelo 1 foi estimado com o uso de todas as variáveis exógenas apresentadas na Tabela 2. Já o modelo 2 foi estimado sem a variável *Arena*. Esta variável tem potencial de afetar as estratégias de precificação dos clubes, uma vez que os clubes podem cobrar preços médios mais altos e praticar discriminação de preços com maior facilidade nas novas arenas. Há ainda particularidades relacionadas ao objeto. O Campeonato Brasileiro de 2017 foi caracterizado, na maior parte do tempo, pela disputa da liderança entre Corinthians, Palmeiras e Grêmio. Os três clubes jogaram em novas arenas e praticaram preços médios substancialmente maiores do que a média dos demais clubes. Em 2018 e 2019, a disputa se deu majoritariamente entre Palmeiras e Flamengo, que também jogaram em novas arenas e praticaram preços bem mais altos do que a média. De fato, há uma correlação positiva e estaticamente significativa – embora não particularmente alta – entre as variáveis *Preço* e *Arena*¹². Assim, para testar a robustez dos resultados, optamos pela estimativa de dois modelos econométricos de demanda: um primeiro com a variável *Arena* e o segundo sem esta variável entre os regressores.

As variáveis instrumentais adotadas para a estimativa da equação reduzida no primeiro estágio foram as mesmas nos dois modelos. O teste de Wu (1983) foi adotado para verificar a hipótese de exogeneidade entre a quantidade demandada e o preço médio dos ingressos. Ao nível de significância de 1%, rejeitou-se a exogeneidade entre as variáveis, o que indica que os modelos de regressão estimados por MQ2E com variáveis instrumentais são mais consistentes e eficientes do que se fossem estimados por MQO. Em ambas as regressões, o F de significação apresentou valor de 0,0000%, permitindo rejeitar a hipótese de que todos os coeficientes das regressões são iguais a 0. O R^2 do Modelo 1 apresentou valor de 0,463, o que significa que as variáveis independentes desta regressão explicam 46,3% do comportamento da variável dependente (log da demanda de ingressos). No Modelo 2, o R^2 apresentou valor mais baixo – 0,3748. Tal diferença reforça a importância das novas arenas (variável *Arena*) para explicar as variações

¹² O coeficiente de correlação de Pearson entre as variáveis *Preço* e *Arena* é de 0,25.

na demanda de ingressos dos jogos, ao menos nos campeonatos que foram objeto deste estudo.

Tabela 4 - Coeficientes Estimados por MQ2E para a Demanda por Ingressos para os Jogos dos Campeonatos Brasileiros de 2017, 2018 e 2019

| Variável | Modelo 1 | | Modelo 2 | |
|-----------------------|--------------|-------------|--------------|-------------|
| | Coefficiente | Erro padrão | Coefficiente | Erro padrão |
| Constante | 4,8023*** | 0,6052 | 3,1945*** | 0,6343 |
| lnPreço | -0,2222*** | 0,0643 | -0,2926*** | 0,0695 |
| lnRenda | 0,2939*** | 0,0172 | 0,3680*** | 0,0173 |
| lnHora | -0,6305*** | 0,1323 | -0,5431*** | 0,1426 |
| FDS | -0,0510 | 0,0427 | 0,0029 | 0,0457 |
| Derbi | 0,3233*** | 0,0637 | 0,3012*** | 0,0687 |
| lnRodada | 0,0549*** | 0,0199 | 0,0492** | 0,0214 |
| lnPosição | -0,1318*** | 0,0267 | -0,1615*** | 0,0287 |
| Arena | 0,4269*** | 0,0369 | - | - |
| Erro padrão do modelo | 0,5523 | | 0,5962 | |
| F | 120,9 | | 96,0 | |
| F de significação | 0,0000 | | 0,0000 | |
| R ² | 0,4635 | | 0,3748 | |
| Número de observações | 1128 | | 1128 | |

*** estatisticamente significativo a 1%; **estatisticamente significativo a 5%; * estatisticamente significativo a 10%.

A única variável com coeficiente sem significância estatística nos modelos estimados foi a *dummy* para jogos aos finais de semana. Os coeficientes estimados das variáveis *Preço*, *Renda*, *Hora*, *Derbi*, *Rodada* e *Posição* apresentaram os sinais esperados e significância estatística nos dois modelos econométricos. O coeficiente da variável *Arena* apresentou alta significância estatística no modelo em que tal variável foi inserida.

Os efeitos das variáveis *Renda* e *Preço* sobre a demanda de determinado bem são de enorme interesse não apenas para os economistas, mas também para

decisões estratégicas dos clubes e outros agentes econômicos com interesse no futebol. A elasticidade-renda da demanda de ingressos é positiva e estatisticamente significativa a 1% nos dois modelos estimados. Portanto, os ingressos para os jogos do campeonato estudado seriam classificados como bens normais. O valor da elasticidade-renda no modelo 1 indica que um aumento de 1% na renda média da torcida do time mandante, *ceteris paribus*, tende a aumentar em 0,29% a demanda de ingressos. No caso do modelo 2, encontrou-se uma elasticidade-renda um pouco mais elevada – aumentos de 1% na renda incrementariam em 0,37% a demanda de ingressos. Em ambos os casos, de todo modo, a sensibilidade da demanda em relação às variações na renda das torcidas não seria das mais elevadas. Ressalte-se, porém, que resultados positivos e estatisticamente significativos para a elasticidade-renda são exceções na literatura nacional sobre ingressos de futebol. A maior parte das evidências empíricas obtidas na literatura nacional classificavam os jogos do campeonato brasileiro como um bem inferior (Souza, 2004; Madalozzo; Villar, 2008; Bortoluzzo; Iarapoli; Machado, 2011), o que não parece plausível para um serviço de lazer num país em que a renda *per capita* é relativamente baixa como o Brasil. Conforme já se destacou, mesmo no caso de públicos mais ricos como o europeu, a literatura internacional tem convergido para a identificação de valores positivos para a elasticidade-renda de ingressos de futebol. Acreditamos que a especificação da variável *Renda* neste estudo retrate melhor as especificidades do público de cada jogo e seja mais robusta do que em outras análises. Uma das consequências desse avanço é a obtenção de uma estimativa para a elasticidade-renda mais condizente com a realidade.

A elasticidade-preço, por sua vez, é significativa ao nível de 1% e tem o sinal esperado em ambos os modelos. Também aqui se registra um avanço em relação a algumas das análises anteriores da demanda por ingressos no futebol brasileiro. O uso de dados em painel para três campeonatos seguidos e o tratamento da endogeneidade entre quantidade demandada e preço são diferenciais importantes do presente estudo, produzindo, como consequência, resultados mais robustos do que em outras análises empíricas da literatura nacional. O coeficiente da elasticidade-preço de -0,22 (modelo 1) ou -0,29 (modelo 2) indica que a demanda de ingressos é inelástica ao preço. Assumindo-se que cada clube atua como monopolista em seu mercado relevante, a maximização da receita se dá no ponto em que a elasticidade-preço é unitária. A literatura setorial enfatiza muito

essa questão, predominando uma avaliação de que a fixação de preços no trecho inelástico da curva de demanda estaria associada a uma conduta “populista” dos dirigentes dos clubes. Entretanto, o reconhecimento da vantagem desportiva decorrente de públicos maiores (preços mais baixos) tem embasado um argumento divergente, que sustenta que o ônus de curto prazo desses preços mais baixos talvez seja compensável pelos benefícios de médio prazo, como a classificação para competições continentais que renderão receitas importantes em direitos de transmissão, patrocínio e bilheteria¹³. Outro ponto interessante é que se costuma assumir que a maximização da receita e do lucro com os ingressos ocorre ao mesmo nível de preço. Implicitamente, supõe-se que o custo marginal é nulo ou, pelo menos, fica muito abaixo do intervalo relevante para a decisão de preço, o que não necessariamente se observa na prática¹⁴. De toda maneira, para examinar melhor e propor eventuais mudanças nas estratégias de precificação adotadas pelos clubes, seriam necessárias estimativas de equações de demanda desagregadas para cada clube, o que foge ao escopo deste trabalho.

Os coeficientes estatisticamente significativos para as demais variáveis exógenas da equação estrutural de demanda (*Hora*, *Derbi*, *Rodada*, *Posição* e *Arena*) indicam alguns aspectos que interferem de maneira relevante na formação das preferências dos torcedores brasileiros. A variável *Hora* busca captar o efeito do horário de início do jogo sobre a demanda de ingressos. A inclusão desta variável nos modelos embasou-se principalmente em discussões sobre as dificuldades encontradas pelos torcedores para assistir aos jogos noturnos, sobretudo aqueles que começam após as 21h. A ocorrência destes jogos parece ser uma exigência das emissoras de televisão, as quais compram os direitos de transmissão do campeonato e alocam os jogos em suas grades de programação. Contudo, o horário de término das partidas que se iniciam após as 21h tem sido apontado como um fator que prejudica a presença do público nos estádios. De fato, os coeficientes estimados para a variável *Hora* em ambos os modelos corroboram os efeitos negativos para a venda de ingressos de horários excessivamente tardios.

¹³ Exemplar desse argumento é a proposição de que “é possível que seja lucrativo para os times reduzir preços com o propósito de aumentar a chance de vitória, posto que a receita associada com uma vitória adicional pode mais do que compensar a perda de receita com ingressos” (tradução nossa) (Smith; Groetzinger, 2010, p. 4 *apud* Bortoluzzo *et al.*, 2017, p. 72).

¹⁴ A estimativa empírica de funções de custo de realização das partidas é, certamente, um tema bastante interessante e que pode ser explorado em análises futuras.

A variável *Derbi* busca captar o efeito dos clássicos regionais sobre o comportamento do torcedor brasileiro. Os coeficientes estimados mostram que os torcedores têm preferência por assistir aos clássicos regionais em relação aos demais jogos. De acordo com os resultados do Modelo 1 (2), a demanda em clássicos regionais tende a ser 32% (30%) maior do que nos demais jogos, *ceteris paribus*. A satisfação para o torcedor com uma vitória em clássico regional tende a ser muito maior do que a usufruída com uma vitória em um “jogo comum”. A maior rivalidade entre as torcidas explicaria tal efeito comportamental. Ademais, com a frequente exigência de torcida única nos clássicos regionais, o medo de violência entre torcidas rivais, que afastava parte do público potencial, tornou-se um problema menos relevante. Por sua vez, o coeficiente positivo e estatisticamente significativo estimado para a variável *Rodada* indica uma preferência dos torcedores por partidas em rodadas mais avançadas da competição. De fato, nas rodadas derradeiras dos campeonatos há uma percepção de que os jogos se tornam mais decisivos em decorrência da maior proximidade de definição do campeão, dos clubes classificados para a Libertadores e Sul-americana e dos clubes rebaixados para a Série B.

O coeficiente estimado para a variável *Posição*, especificada a partir da posição do clube mandante no início da rodada, apresentou efeito negativo e estatisticamente significativo na demanda por ingressos. Em outras palavras, quanto pior (melhor) a posição do clube mandante, menor (maior) é o interesse dos seus torcedores pelos jogos. De fato, é razoável esperar que os torcedores tenham maior interesse em assistir jogos no estádio quando seu time se encontra em boa fase e disputando a liderança do campeonato. Por sua vez, a variável *Arena* mediu o efeito das novas arenas, inauguradas ou reformadas a partir de 2012, sobre o comportamento dos torcedores brasileiros. Essas arenas foram construídas seguindo exigências mais elevadas de conforto, acessibilidade, disponibilidade de serviços complementares e visibilidade do jogo. O resultado do coeficiente estimado para a variável mostra que os torcedores são atraídos por estes atributos das novas arenas. O coeficiente estimado indica que a demanda tende a ser 42,7% maior nas novas arenas do que nos demais estádios, *ceteris paribus*.

Por fim, os coeficientes da variável *FDS* não apresentaram significância estatística nos modelos econométricos estimados. Portanto, não há evidências de

que essa variável interferira de maneira significativa na formação de preferências dos torcedores.

5. Conclusões

Os resultados deste artigo coincidem em muitos aspectos importantes com os obtidos por pesquisadores que se debruçaram anteriormente sobre o mesmo tema, os determinantes da demanda por ingressos para jogos de futebol da primeira divisão do futebol brasileiro. É o caso da influência positiva sobre as preferências da colocação no certame do time mandante (Madalozzo; Villar, 2008; Bortoluzzo *et al.*, 2017), dos estádios recentemente construídos ou reformados (Benevides; Santos; Cabral, 2017) e de confrontos entre times com forte rivalidade regional entre si (Souza, 2004; Madalozzo; Villar, 2008; Bortoluzzo *et al.*, 2017). Neste âmbito, o único achado do artigo que não é corroborado pela literatura talvez seja a avaliação de que, tudo o mais constante, há uma relação inversa entre horário do jogo e venda de ingressos, resultado provavelmente relacionado aos inconvenientes para o torcedor da realização de jogos em dias úteis após as 21h. Note-se que nossa estratégia de captar esse efeito simplesmente por meio de uma variável contínua que representa o horário do início do jogo não foi usada em outros estudos, que não raro simplesmente ignoraram esta questão na especificação dos seus modelos.

Outro ponto em que os resultados desta pesquisa convergem com a literatura prévia é a avaliação sobre a sensibilidade da demanda ao preço. Assim como em três estudos anteriores (Bortoluzzo; Iarapoli; Machado, 2011; Benevides; Santos; Cabral, 2015; Bortoluzzo *et al.*, 2017), a elasticidade-preço encontrada neste artigo situa os ingressos no campo da demanda inelástica. Vale registrar, porém, que apenas um desses artigos (Benevides *et al.*, 2015) seguiu o mesmo procedimento aqui empregado, e recomendado pela literatura, para lidar com o problema da endogeneidade entre preço e quantidade demandada em estimativas de equações de demanda: a adoção de um modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Em outros estudos, os resultados foram ainda menos animadores. Mesmo tendo realizado um trabalho cuidadoso e rodado 29 regressões diferentes, Souza (2004) não conseguiu encontrar um coeficiente estatisticamente significativo e com sinal consistente com a teoria microeconômica. Semelhantemente, Gasparetto, Barajas e Rodríguez-Guerrero (2019), que analisaram o público

pagante médio por temporada dos clubes que disputaram cada uma das quatro divisões do campeonato brasileiro entre 2013 e 2015, não encontraram efeitos estatisticamente significativos do preço médio sobre a demanda¹⁵.

A principal discrepância deste artigo em relação aos que abordaram anteriormente a demanda por ingressos no Brasil localiza-se no resultado obtido para a elasticidade-renda da demanda. Com efeito, apenas uma das seis estimativas anteriores apresenta um sinal positivo¹⁶, ou seja, nada menos que cinco de seis estudos coincidiram na avaliação de que esse seria um produto inferior. Não obstante a divergência, acredita-se que é justamente neste ponto que reside a principal contribuição deste trabalho. Um conjunto de razões fundamenta a confiança na avaliação de que os resultados aqui apresentados retratam melhor a realidade do mercado estudado. A mais importante é a adoção de procedimentos metodológicos mais acurados (i) na estimação do modelo econométrico e, em particular, (ii) o tratamento conferido à variável renda.

Além da já referida utilização do modelo MQ2E, deve-se ressaltar a singularidade, ao menos na literatura que aborda o caso brasileiro, da especificação da variável independente que representa a renda dos consumidores. Os outros estudos adotaram a renda *per capita* do local em que ocorre o jogo como variável explicativa para o público pagante, a demanda *total* por ingressos. O principal problema daí decorrente pode ser elucidado com base em um exemplo. Considere-se dois centros urbanos como Florianópolis e Salvador. O primeiro tem uma renda *per capita* duas vezes maior do que o segundo, mas uma população que, tomando-se as regiões metropolitanas, é quase quatro vezes menor. Em qual desses centros, tudo o mais constante, seria de se esperar uma maior demanda *total* por ingressos? Embora modelos que incluam a população entre os regressores possam reconhecer parte desse efeito, certamente não o captarão por intermédio do coeficiente relativo à variável renda. Esse viés é importante, mas não é o único que decorre da especificação usual dessa variável na literatura. Outro problema é que ela implica ignorar a diferença entre as rendas das torcidas de clubes sediados num mesmo

¹⁵ Com efeito, Jewell (2015, p. 250), citando Krautman e Hadley (2006, p. 177), argumenta que “apesar de a atratividade do uso da indústria dos esportes para testar a teoria econômica residir na amplitude e disponibilidade de dados, é irônico que o dilema de escolher uma boa *proxy* para o preço possa nunca ser plenamente resolvido” (tradução nossa).

¹⁶ O único estudo prévio que encontrou elasticidade-renda positiva para o produto estudado (Benevides; Santos; Cabral, 2017) não adotou, porém, precauções para lidar com o problema da endogeneidade entre preço e quantidade demandada, o que acaba por afetar a confiabilidade dos seus resultados.

centro urbano. Voltando ao exemplo anterior, se a cláusula *ceteris paribus* for relaxada em favor do reconhecimento de que, adicionalmente, os clubes sediados em Salvador desfrutam de uma maior parcela de torcedores na população local do que os de Florianópolis (Tabela 1), torna-se evidente que o mercado potencial para a venda de ingressos é bem mais amplo para aqueles do que para estes. Novamente, conquanto modelos que incluam percentuais de torcedores entre os regressores, como fizeram Souza (2004) e Benevides, Santos e Cabral (2017), possam reconhecer parte desse efeito, com certeza não o farão no coeficiente relativo à variável renda.

Esses avanços metodológicos são os principais responsáveis pela obtenção de estimativas para a elasticidade-renda que, no final das contas, não são apenas mais consistentes com as encontradas na literatura internacional, mas também mais coerentes com o que sugere a teoria microeconômica para serviços de lazer em países de renda *per capita* relativamente baixa como o Brasil. De toda maneira, não se pode descartar tampouco que parte da diferença entre os nossos resultados e as estimativas anteriores esteja associada a mudanças que efetivamente ocorreram no mercado estudado. A melhoria das condições dos estádios, observável inclusive naqueles que não são novos ou foram reconstruídos, pode estar associada a uma reconfiguração mercadológica do produto que tem o potencial de influenciar o posicionamento da sua elasticidade-renda. Talvez não seja apenas por coincidência que os cinco estudos que avaliaram os ingressos para jogos de futebol no Brasil como um produto inferior foram sucessivamente encontrando valores menos negativos à medida que incorporaram dados de campeonatos mais recentes.

Referências

ALBERINI, A.; FILIPPINI, M. Response of residential electricity demand to price: the effect of measurement error. *Energy Economics*, v. 33, n. 5, p. 889-895, 2011.

ANDRADE, T.; LOBÃO, W. Elasticidade Renda e Preço da Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil. *Instituto Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA: Texto para Discussão N° 489*, 1997.

BENEVIDES, B.; SANTOS, S.; CABRAL, A. A relação entre preço e demanda por jogos de futebol no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 21, n. 2, p. 1-18, 2017.

BENEVIDES, B.; SANTOS, S.; CABRAL, A.; RIBEIRO, R.; HOLT, N. Demanda por Futebol no Brasil e na Inglaterra. *Pensamento Contemporâneo em Administração*, v. 9, n. 2, p. 96-112, 2015.

BORLAND, J.; MACDONALD, R. Demand for sport. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 19, n. 4, p. 478-502, 2003.

BORTOLUZZO, A.; BORTOLUZZO, M.; MACHADO, S.; MELHADO, T.; TRINDADE, P.; PEREIRA, B. Ticket Consumption Forecast for Brazilian Championship Games. *Revista de Administração*, v. 52, n. 1, p. 70-80, 2017.

BORTOLUZZO, A.; IARAPOLI, P.; MACHADO, S. Demand for Brazilian Soccer: A Censored Model Approach. *Inspere Working Paper*, n. 237, 2011.

BURAIMO, B.; TENA, J.; DE LA PIEDRA, J. Attendance demand in a developing football market: the case of the Peruvian first division. *European Sport Management Quarterly*, v. 18, n. 5, p. 671-686, 2018.

CBF. *Impacto do Futebol Brasileiro*. Confederação Brasileira de Futebol/EY, 71 p. 2019. Disponível em <https://conteudo.cbf.com.br/cdn/201912/20191213172843_346.pdf>.

CYSNE, R.; ISSLER, J.; RESENDE, M.; WYLLIE, R. Demanda por cerveja no Brasil: um estudo econométrico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 2, p. 249-268, 2001.

DELOITTE. *Home Truths: Annual Review of Football Finance 2020*. Deloitte, 36p. 2020. Disponível em <<https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/uk/Documents/sports-business-group/deloitte-uk-annual-review-of-football-finance-2020.pdf>>.

GARCÍA, J.; RODRÍGUEZ, P. The determinants of football match attendance revisited: empirical evidence from the Spanish football league. *Journal of Sport Economics*, v. 3, n. 1, p. 18–38, 2002.

GARCÍA, J.; RODRÍGUEZ, P. Sports attendance: a survey of the literature 1973–2007. *Rivista di Diritto ed Economia dello Sport*, v. 5, n. 2, p. 111–151, 2009.

GASPARETTO, T.; BARAJAS, A.; RODRÍGUEZ-GUERRERO, P. Socio-economic factors that affect the demand for tickets in all Brazilian league tiers. *Sport in Society*, v. 23, n. 2, p. 1-18, 2019.

GIOVANNETTI, B.; ROCHA, B.; SANCHES, F.; SILVA, J. Medindo a fidelidade das torcidas brasileiras: uma análise econômica no futebol. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 4, p. 389-406, 2006.

GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazos. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 4, p. 467-491, 2001.

GRIEBELER, M.; BALDUSCO, D. Economia do futebol: uma abordagem através do Modelo Agente-Principal. *Revista de Economia*, v. 41, n. 3, p. 79-102, 2015.

ITAÚ-BBA. *Análise Econômico-Financeira dos Clubes de Futebol Brasileiros – 2017*. 2018. Itaú-BBA, 252p., disponível em <<https://www.itaubba-pt/noticias/noticias-e-conteudo/analise-economico-financeira-dos-clubes-de-futebol-brasileiros-2018>>.

ITAÚ-BBA. *Análise Econômico-Financeira dos Clubes de Futebol Brasileiros – 2019*. 2020. Itaú-BBA, 311p., disponível em <<https://www.itaubba-pt/noticias/noticias-e-conteudo/analise-economico-financeira-dos-clubes-de-futebol-brasileiros-2020>>.

JEWELL, R. The effect of marquee players on sports demand: the case of U.S. Major League Soccer. *Journal of Sport Economics*, v. 18, n. 3, p. 239-252, 2015.

KRAUTMANN, A.; HADLEY, L. The product market in professional sports. IN: FIZEL, J. (Ed.) *Handbook of Sports Economics Research*. Armonk: ME Sharpe, 2006.

LEE, C.; CHIU, Y. Electricity demand elasticities and temperature: evidence from panel smooth transition regression with instrumental variable approach. *Energy Economics*, v. 33, n. 5, p. 896-902, 2011.

MACHADO FILHO, J. *Determinantes de público no Campeonato Brasileiro de Futebol da Série A entre 2012 e 2014*. 2015. 61 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2015.

MADALOZZO, R.; VILLAR, R. A model of attendance demand at the Brazilian football league. *Inspere Working Paper*, n. 113, 2008.

RIBEIRO, R. Estruturação da oferta de programas de Sócio-Torcedor de acordo com a lealdade: um estudo para otimização de portfólio. *Revista de Economia*, v. 39, n. 69, p. 1–20. 2018.

SMITH, E; GROETZINGER, J. Do fans matter? The effect of attendance on the outcomes of Major League Baseball games. *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, v. 6, n. 1, p. 1–21, 2010.

SOUZA, F. Um estudo sobre a demanda por jogos de futebol nos estádios brasileiros. 2004. 109 p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

VILLANI, P. *Análise das receitas dos maiores clubes do futebol brasileiro*. 2014. 63 p. Monografia (Graduação em Engenharia de Produção) – Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2014.

WU, D. M. Tests of causality, predeterminedness and exogeneity. *International Economic Review*, v. 24, n. 3, p. 547-558, 1983.

ZYGBAND, P.; COLLIGNON, H.; SULTAN, N.; SANTANDER, C.; VALENSI, U. *The sports market*. 2011. Disponível em www.consultancy.nl/media/AT%20Kearney%20-%20The%20Global%20Sports%20Market%202011-2040.pdf.