

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

BRUNO FROENER CASTELLO

**SALÁRIO E DESEMPENHO DE ESPORTISTAS PROFISSIONAIS: UMA ANÁLISE
DA NBA NA TEMPORADA 2015-2016**

Porto Alegre

2017

BRUNO FROENER CASTELLO

**SALÁRIO E DESEMPENHO DE ESPORTISTAS PROFISSIONAIS: UMA ANÁLISE
DA NBA NA TEMPORADA 2015-2016**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro

Porto Alegre

2017

BRUNO FROENER CASTELLO

**SALÁRIO E DESEMPENHO DE ESPORTISTAS PROFISSIONAIS: UMA ANÁLISE
DA NBA NA TEMPORADA 2015-2016**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Aprovado em: Porto Alegre, ____ de _____ de 2017.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Carlos Eduardo Schönerwald da Silva
UFRGS

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler
UFRGS

AGRADECIMENTOS

É difícil encontrar palavras para descrever um momento de realização pessoal como a conclusão da primeira graduação. A sensação de euforia e orgulho próprio que experimentamos poucas vezes na vida. Neste momento, que é um dos mais felizes da minha vida e que certamente não esquecerei jamais, o que mais quero é agradecer a todos que contribuíram para que esse dia chegasse.

Quero agradecer a todos da minha família, avós, avôs, tios, tias, primos e primas que sempre me incentivaram e acreditaram no meu potencial. Nominalmente, gostaria de agradecer a minha mãe, Luciana Froener Castello, minha heroína, que ao longo de toda a vida me deu todo o suporte necessário para que eu tivesse as melhores perspectivas possíveis, ao meu pai, Marcos Costa Castello, que desde pequeno me transmitiu a importância dos estudos com seu mantra “primeiro a obrigação, depois a devoção” e ao meu irmão, Bernardo Froener Castello, que, além do apoio e amor fraternal que sempre teve comigo, contribuiu diretamente para a escolha do objeto de estudo do trabalho de conclusão ao me aconselhar que perseguisse meus sonhos. Amo muito vocês e essa vitória é nossa.

Quero agradecer a todos os bons professores que tive na universidade. Em especial, ao meu professor e orientador, Sérgio Marley Modesto Monteiro, que não apenas me auxiliou muito na elaboração deste trabalho de conclusão, desde a escolha do tema até as considerações finais, mas também foi um marco na minha trajetória acadêmica. Talvez não me formasse se não tivesse cursado a cadeira de teoria microeconômica II com você, pois me apaixonei por essa área da economia exatamente em um momento no qual pensava em uma transferência interna. Além de um excelente professor, você é minha maior referência no meio acadêmico.

Também quero agradecer a todos os meus amigos. Tanto aos amigos que fiz na Faculdade de Ciências Econômicas, como aos demais, pois todos de alguma forma contribuíram para a construção desta história. Quero agradecer, principalmente, à minha melhor amiga, Juliana Ongaratto Gomes, que me ajudou demais a enfrentar as cadeiras da faculdade, tendo uma participação indescritível em minha graduação. Muito obrigado por tudo, Ju.

RESUMO

De acordo com o conceito de produtividade marginal, todos os fatores de produção são remunerados de acordo com sua contribuição marginal para o valor do produto. Isto significa que os trabalhadores de uma determinada firma devem receber salários que se igualem à receita do produto marginal (*MRP – Marginal Revenue Product*) de cada trabalhador. O objetivo principal deste trabalho é analisar como ocorre a determinação dos salários de atletas profissionais, utilizando como base o mercado de trabalho de jogadores da *National Basketball Association* (NBA). Apoiados, principalmente, na metodologia desenvolvida por Scully (1974), verificamos se o resultado do processo de barganha entre jogadores e times gera algum excedente que seja apropriado ou pelos atletas, ou pelos donos de clubes. Para possibilitar essa verificação, são feitos testes estatísticos numa base de dados compreendendo salários e características pessoais de jogadores e principais medidas de desempenho de jogadores e de times da NBA na temporada 2015-2016. Os resultados, considerando a média de todos os jogadores da liga, indicam exploração monopsonística com uma remuneração de apenas 30% de suas MRP brutas e 33% de suas MRP líquidas. Porém, os jogadores mais bem pagos conseguem, através do processo de barganha, auferir remunerações muito próximas ou até superiores a suas contribuições para a receita do time, o que indica que o poder de monopólio do talento destes jogadores é superior ao poder de monopsonio dos donos de times. O modelo de determinação salarial também nos permite afirmar que, para os dados da amostra da temporada 2015-2016, pivôs e alas-pivôs são os mais bem pagos que os armadores, alas-armadores e alas.

Palavras-chave: Receita do Produto Marginal. Economia do Esporte. Monopsônio. NBA. Determinação Salarial.

ABSTRACT

According to the concept of marginal productivity, all factors of production are remunerated according to their marginal contribution to the value of the product. This means that workers in a particular firm should receive wages that are equal to the marginal product revenue (MRP) of each worker. The main objective of this work is to analyze how a determination of the salaries of professional athletes can take place, based on the labor market of National Basketball Association (NBA) players. Based mainly on the methodology developed by Scully (1974), we verify if the result of the bargaining process between players and teams generates a surplus appropriated by the players or by owners of teams. To enable this selection, statistical tests are conducted on a database, comprising player's wages and attributes and key performance measures of players and teams in NBA in the 2015-2016 season. The results, considering an average of all players in the league, indicate monopsonistic exploitation, because players are paid only 30% of their gross MRP and only 33% of their net MRP. Still, the best paid players in the league can earn salaries very close or even above their MRP through the bargaining process, which indicates that these players monopoly power of the talent are superior to the monopsony power of the owners of teams. The salary determination model also allows us to state that, for the sample data from the 2015-2016 season, centers and power forwards are better paid than point guards, shooting guards and small forwards.

Keywords: Marginal Revenue Product. Economics of Sports. Monopsony. NBA. Salary Determination.

LISTA DE TABELAS

| | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| Tabela 1 - MRP das medidas de desempenho | 65 |
| Tabela 2 - 30 maiores coeficientes entre Salário e MRP bruta e líquida..... | 67 |
| Tabela 3 - 30 maiores salários da liga | 68 |
| Tabela 4 - 30 jogadores mais produtivos da liga e seus coeficientes salário-receita do produto marginal..... | 69 |
| Tabela 5 - Jogadores que receberam o salário mínimo da liga | 70 |

LISTA DE QUADROS

| | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Quadro A. 1 - Produção de vitórias dos times – Estatísticas descritivas..... | 80 |
| Quadro A. 2 - Produção de vitórias dos times - Especificação da equação..... | 80 |
| Quadro A. 3 - Produção de vitórias – Teste RESET termos quadráticos | 81 |
| Quadro A. 4 - Produção de vitórias – Teste RESET termos quadráticos e cúbicos..... | 82 |
| Quadro A. 5 - Produção de vitórias – Histograma e teste de normalidade Jarque-Bera | 83 |
| Quadro A. 6 - Produção de vitórias – Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey | 83 |
| Quadro A. 7 - Produção de vitórias – Matriz de correlação..... | 84 |
| Quadro A. 8 - Produção de vitórias – Fatores de Inflação da Variância | 84 |
| | |
| Quadro B. 1 - Receita de bilheteria – Estatísticas descritivas | 85 |
| Quadro B. 2 - Receita de bilheteria - Especificação da equação | 85 |
| Quadro B. 3 - Receita de bilheteria – Teste RESET termos quadráticos | 86 |
| Quadro B. 4 - Receita de bilheteria – Teste RESET termos quadráticos e cúbicos | 87 |
| Quadro B. 5 - Receita de bilheteria – Teste de normalidade Jarque-Bera | 88 |
| Quadro B. 6 - Receita de bilheteria – Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey | 88 |
| Quadro B. 7 - Receita de bilheteria – Teste de heterocedasticidade de White | 89 |
| Quadro B. 8 - Receita de bilheteria - Matriz de correlação..... | 89 |
| Quadro B. 9 - Receita de bilheteria – Fatores de Inflação da Variância..... | 90 |
| | |
| Quadro C. 1 - Determinação do salário - Estatísticas descritivas..... | 91 |
| Quadro C. 2 - Determinação salarial - Especificação da equação | 92 |
| Quadro C. 3 - Salários dos jogadores da NBA – Teste RESET termos quadráticos | 93 |
| Quadro C. 4 - Salário dos jogadores da NBA – teste RESET termos quadráticos e cúbicos | 94 |
| Quadro C. 5 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – teste RESET termos quadráticos..... | 95 |
| Quadro C. 6 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – teste RESET termos quadráticos e cúbicos | 96 |
| Quadro C. 7 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA - histograma dos resíduos e teste de normalidade Jarque-Bera..... | 97 |

| | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| Quadro C. 8 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey | 98 |
| Quadro C. 9 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – Teste de heterocedasticidade de White..... | 99 |
| Quadro C. 10 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – Fatores de Inflação da Variância | 100 |
| Quadro C. 11 - Logaritmo do salário - Matriz de Correlação | 100 |

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

MRP – Receita do produto marginal

NBA – *National Basketball League*

MLB – *Major League Baseball*

NFL – *National Football League*

NHL – *National Hockey League*

US\$ – Dólar americano

SUMÁRIO

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------|----|
| 1. INTRODUÇÃO | 12 |
| 2. DEMANDA POR FATORES DE PRODUÇÃO E ECONOMIA DE SUPERESTRELAS | 14 |
| 3. ECONOMIA DO ESPORTE | 21 |
| 4. PRINCIPAIS MODELOS DE SALÁRIO E DESEMPENHO | 34 |
| 5. PARTICULARIDADES DO MERCADO DE TRABALHO DA NBA | 52 |
| 5.1 Acordo de Barganha Coletivo (Collective Bargaining Agreement) | 52 |
| 5.2 Livre Agência | 52 |
| 5.3 Ordem Reversa de Draft | 53 |
| 5.4 Limite Salarial Suave (Soft Salary Cap) | 54 |
| 5.5 Limite Salarial Individual | 56 |
| 6. MODELO PROPOSTO PARA O BASQUETEBOL | 58 |
| 7. CONSIDERAÇÕES FINAIS | 74 |
| REFERÊNCIAS | 77 |
| APÊNDICE A – Testes estatísticos da equação de produção de vitória | 80 |
| APÊNDICE B – Testes estatísticos da equação de receita de bilheteria | 85 |
| APÊNDICE C – Testes estatísticos da equação de determinação salarial | 91 |

1. INTRODUÇÃO

De acordo com o conceito de produtividade marginal, todos os fatores de produção são remunerados de acordo com sua contribuição marginal para o valor do produto. Isto significa que os trabalhadores de uma determinada firma devem receber salários que se igualem à receita do produto marginal (*MRP – Marginal Revenue Product*) de cada trabalhador. Contudo, encontrar dados de desempenho e salário de trabalhadores que permitam testar essa propriedade têm se mostrado uma tarefa muito difícil no campo prático, particularmente, porque pessoas não-públicas dificilmente têm suas remunerações divulgadas.

Dessa forma, surge na Economia do Esporte uma grande oportunidade de análise do mercado de trabalho, uma vez que dados de desempenho de atletas são fartos, sobretudo dos que atuam em ligas americanas, e seus salários muitas vezes são de conhecimento público. Atletas profissionais que atuam nas principais ligas esportivas dos Estados Unidos, ou nos principais clubes de futebol do Brasil e da Europa recebem cifras muito maiores do que a média da população trabalhadora. Mesmo assim, com base no conceito de produtividade marginal, é possível afirmar que esses salários são de fato exagerados? Isto é, os salários dos atletas profissionais são maiores do que suas receitas do produto marginal?

O objetivo principal deste trabalho é analisar como ocorre a determinação dos salários de atletas profissionais, utilizando como base o mercado de trabalho de jogadores da *National Basketball Association* (NBA). Apoiados, principalmente, na metodologia desenvolvida por Scully (1974), verificaremos se o resultado do processo de barganha entre jogadores e times gera algum excedente que seja apropriado ou pelos atletas, ou pelos donos de clubes. Para possibilitar essa verificação, são feitos testes estatísticos numa base de dados compreendendo salários e características pessoais de jogadores e principais medidas de desempenho de jogadores e de times da NBA na temporada 2015-2016. A hipótese inicial é de que, como nos resultados obtidos por Scully para o caso do beisebol, na NBA também exista um excedente apropriado pelos donos dos clubes. Isto é, os donos de clubes devem pagar aos jogadores menos do que suas receitas do produto marginal do trabalho.

Este estudo é seccionado da seguinte forma. O capítulo 2 apresenta o referencial teórico que descreve a determinação de preços no mercado de fatores, com foco na determinação dos salários, nos processos de barganha e nas especificidades dos mercados de superestrelas. O

capítulo 3 tem por objetivo apresentar o campo de estudo da economia do esporte. O capítulo 4 será uma revisão sobre os principais modelos que abordaram a relação entre salários e desempenho na literatura de Economia do Esporte. O capítulo 5 será uma revisão das principais características técnicas do mercado de trabalho da NBA, estabelecidas pelos acordos de negociação coletiva (*CBA – Collective Bargaining Agreement*). O capítulo 6 apresenta o modelo e seus resultados e o capítulo 7 conclui o estudo.

2. DEMANDA POR FATORES DE PRODUÇÃO E ECONOMIA DE SUPERESTRELAS

Esse trabalho utiliza a teoria sobre a demanda por fatores como ponto de partida para a análise. De acordo com essa teoria, a demanda de uma empresa por um fator de produção, chamada de demanda derivada, está relacionada à demanda pelo produto que esse fator de produção é capaz de produzir. A remuneração que a firma está disposta a pagar pelo fator de produção é determinada pela produtividade marginal deste fator. (NICHOLSON, 1972).

Em um mercado de fatores com concorrência perfeita, o processo de maximização de lucros das firmas faz com que estas empreguem fatores de produção até o ponto em que o aumento de receita alcançado com o emprego de uma unidade a mais de determinado fator seja igual ao custo de se empregar essa unidade adicional.

Se for assumida a concorrência perfeita, tanto no mercado de produtos, como no mercado de fatores, e a utilização apenas do fator de produção trabalho $[L]$ para obtenção do produto $[Q=f(L)]$, são obtidos os seguintes resultados.

$$\pi = P \cdot Q - wL = P \cdot f(L) - wL$$

$$\frac{d\pi}{dL} = P \cdot \frac{df(L)}{dL} - w = 0$$

$$P \cdot MP_L - w = 0$$

$$P \cdot MP_L = w$$

Como neste caso tanto o mercado de fatores como o mercado de produtos funcionam em concorrência perfeita, a firma vende seu produto no mercado ao preço fixo P , e pode empregar o quanto de trabalho quiser pela taxa salarial w . Em equilíbrio, o salário deve ser igual ao produto marginal do trabalho MP_L .

Essa condição significa que trabalho deve ser empregado até o ponto que o valor do seu produto marginal ($P \cdot MP_L$) seja igual ao seu custo (w). Assim, uma unidade extra de trabalho (L) gera uma produção extra (MP_L), cujo preço que deve ser vendida ($P \cdot MP_L$) deve ser igual à taxa salarial (w). Como todas as outras firmas tomam decisões similares, é possível afirmar que a taxa salarial (w) é determinada pelo valor da produtividade marginal do trabalho ($P \cdot MP_L$). (NICHOLSON, 1972)

O pressuposto de que as firmas contratam fatores de produção de acordo com sua produtividade marginal, além de fazer sentido intuitivamente, permite interpretar que motivos levam as remunerações dos fatores de produção a diferirem tanto de uma atividade econômica para outra. Salários de trabalhadores, por exemplo, podem ser desiguais, devido a suas respectivas produtividades marginais serem diferentes, ou devido ao produto do trabalho de cada trabalhador ser valorizado diferentemente no mercado de bens. (NICHOLSON, 1972)

Quando a hipótese de concorrência perfeita é desconsiderada, a alocação no mercado de fatores pode ser afetada. As quatro situações mais relevantes para o presente trabalho são as seguintes. Primeiro, a firma empregadora de determinado fator pode vender seu produto sob condições de concorrência imperfeita; este é o caso no qual o mercado de fatores funciona em concorrência perfeita e o mercado de bens funciona em monopólio. Segundo, o mercado de fatores pode não ser perfeitamente competitivo se existirem poucos, ou somente um, demandantes do fator de produção; este é o caso de oligopsônio ou de monopsônio no mercado de fatores e concorrência perfeita no mercado de bens. A terceira situação refere-se ao caso em que os vendedores de um fator de produção são capazes de formar um monopólio efetivo; este é o caso de monopólio no mercado de fatores (caso da formação de sindicatos) e concorrência perfeita no mercado de bens. A quarta situação é quando os sindicatos não se defrontam com um grande número de pequenas firmas demandantes de trabalho, mas sim com um monopsonista; este é o caso do monopólio bilateral no mercado de fatores.

No primeiro caso, se uma empresa maximizadora de lucros vende seu produto final em um mercado de concorrência imperfeita, mas obtém o insumo trabalho em um mercado de fatores competitivos a uma taxa salarial fixa (w), a renda extra de se empregar uma unidade a mais de trabalho é dada da seguinte forma:

$$\frac{\partial R}{\partial L} = \frac{\partial R}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial L} = MR \cdot MP_L$$

$$w = MR \cdot MP_L = MRP_L$$

Portanto, a firma utiliza uma unidade extra de trabalho para gerar uma unidade extra de produto, que então é vendida no mercado de produtos por uma receita adicional. Essa receita adicional, MRP_L é a receita do produto marginal do trabalho. Sendo assim, a firma irá empregar trabalho até que o ponto em que a taxa salarial (w) igualar a receita do produto marginal do trabalho (MRP_L).

Fica claro que o caso observado anteriormente, da firma que opera em concorrência perfeita tanto no mercado de fatores como no mercado de bens, é um caso especial dessa última equação, porque se a empresa vender sua produção em um mercado de bens perfeitamente competitivo, a receita marginal (MR) é igual ao preço (P) do produto.

Decisões sobre a quantidade de insumo a ser utilizado pela firma serão sempre baseadas na receita do produto marginal, quer ela venda sua produção em um mercado em concorrência perfeita ou não. (NICHOLSON, 1972)

Quando a firma tem monopólio no mercado de bens e o mercado de fatores é competitivo, o monopolista aumenta seus lucros ao reduzir a produção, porque um aumento na produção, proveniente do aumento do fator trabalho, reduziria o preço que o monopolista consegue cobrar. Assim, o monopolista normalmente empregará menos insumos que a empresa competitiva. (VARIAN, 2016)

O principal caso a ser analisado nesse trabalho é o do mercado de fatores com monopsonio. Ele é caracterizado pela existência de um único comprador no mercado de trabalho. A firma monopsonista se depara com a curva de oferta de trabalho de todo o mercado. Logo, se ela quiser aumentar o nível de trabalho empregado, será necessário se mover para um ponto mais alto da curva de oferta, isso significa pagar salários mais altos, não apenas para os novos trabalhadores desejados, mas também aos que já estavam empregados. Portanto, a despesa marginal de uma unidade extra de trabalho (MC_L) excede a taxa salarial (w). (NICHOLSON, 1972)

Para maximizar o lucro, a firma escolhe o quanto utiliza do insumo trabalho igualando a despesa marginal com o fator à receita do produto marginal do trabalho.

Dessa forma, a firma restringe a demanda por trabalho em virtude de sua posição de monopsonista. “Uma vez que o custo marginal de empregar uma unidade extra do fator excede o preço do fator, esse preço será menor do que se a empresa tivesse se defrontado com um mercado de fatores competitivo.” (VARIAN, 2016, p.510)

As ligas de esportes profissionais funcionam como monopsonios, pois são as únicas empregadoras de atletas de alto rendimento. A cláusula de reserva, que inspirou muitos artigos em economia do esporte, proíbe os times de competirem entre si pelos jogadores. Além disso, os limites salariais, em especial os limites salariais individuais, são fortes evidências de que o modelo de monopsonio é apropriado nesse caso. A liga (monopsonista) é

livre para escolher o ponto na curva de oferta de jogadores que for mais vantajoso para ela. No entanto, é importante destacar que este modelo não captura as diferenças nas habilidades dos jogadores, pois assume a hipótese de trabalho homogêneo.

Segundo Nicholson (1974), de acordo com o conceito de produtividade marginal de um fator, a porção de renda auferida pelo capital é tratada de forma análoga a porção de renda auferida pelo trabalho e ambas são determinadas pelo funcionamento do sistema de preços. Contudo, existe um sentido em que pode existir exploração. Se for considerado o princípio de que um trabalhador merece receber um montante igual ao que ele contribui (marginalmente) para o valor do produto, então um trabalhador que não receba $P.MP_L$ estaria sendo explorado.

Portanto, conforme abordagens dos casos anteriores, se uma firma vende seu produto em um mercado de concorrência imperfeita, o trabalho será pago de acordo com a receita do produto marginal.

$$w = MRP_L = MR.MP_L < P.MP_L$$

Pelo princípio estabelecido anteriormente, pode-se dizer que o trabalho está sendo explorado, apesar de a firma estar lhe pagando o que ele vale para ela.

A exploração também acontece quando a firma em questão é compradora monopsonista de trabalho. Nesse caso, a firma intencionalmente restringe o emprego de trabalho até o ponto em que a despesa marginal de uma unidade extra de trabalho é igual à receita do produto marginal do trabalho (NICHOLSON, 1972). Na equação que segue, a última relação será uma igualdade se a firma vender sua produção em um mercado de bens em concorrência perfeita.

$$w < MC_L = MRP_L \leq P.MP_L$$

Esse tipo de exploração é mais grave que o primeiro caso, porque a firma monopsonista está pagando ao trabalhador marginal menos do que ele de fato vale para a firma. Se outros empregadores estivessem competindo pelo mercado de fatores, os salários seriam levados em direção ao valor da produtividade marginal do trabalho. A teoria econômica convencional costuma sugerir duas políticas de combate a esse segundo tipo de exploração: a fixação de um salário mínimo e a criação de sindicatos de trabalhadores.

A situação na qual existe monopólio no mercado de fatores é exatamente o caso dos sindicatos de trabalhadores. Quando o mercado de bens funciona em concorrência perfeita, o sindicato se defronta com a curva de demanda por trabalho de todo o mercado, podendo

escolher em que ponto dessa curva deseja operar. Se o objetivo do sindicato for maximizar a massa salarial ($w.L$), “[...] ele irá ofertar a quantidade de trabalho para a qual a “receita marginal” da demanda por trabalho é igual a zero.” (NICHOLSON, 1972, p.358, tradução do autor)

Os sindicatos também podem ter o objetivo de maximizar a renda econômica dos trabalhadores que estão empregados. Para que isso aconteça o sindicato oferta a quantidade de trabalho até o ponto em que o salário adicional obtido por ter um membro contratado a mais (receita marginal) iguala o custo adicional de atrair este membro para o mercado.

O outro objetivo que os sindicatos podem ter é que o maior número possível de membros seja empregado. Isso significaria ofertar trabalho até o ponto no qual a oferta iguala a demanda, que é o resultado do caso de um mercado perfeitamente competitivo. Nos primeiros dois objetivos dos sindicatos, existiam trabalhadores que desejavam trabalhar pela taxa salarial predominante e eram deixados sem emprego. No terceiro objetivo, cujo resultado é o equilíbrio de mercado perfeitamente competitivo isso não acontece.

A quarta situação é quando os sindicatos não se defrontam com um grande número de pequenas firmas demandantes de trabalho, mas sim com um monopsonista; este é o caso do monopólio bilateral no mercado de fatores. Nesta situação tanto a firma quanto os sindicatos tem um determinado poder de mercado, portanto a determinação da taxa salarial e da quantidade de trabalho empregado irá depender das habilidades de barganha de cada uma das partes. Os resultados extremos são o resultado de monopsonio da firma e o resultado que maximiza o objetivo dos sindicatos, logo o resultado do processo de barganha pode se encontrar qualquer lugar entre esses dois pontos.

Processos de barganha acontecem, porque as utilidades das duas partes não podem aumentar simultaneamente. Além disso, o aumento da utilidade de uma das partes necessariamente significa uma redução da utilidade da outra. O conjunto de resultados possíveis do processo de barganha pode ser estreitado se cada uma das partes for capaz de se comprometer a não aceitar nenhum resultado de utilidade menor do que um determinado nível. Segundo Nicholson (1972, p.362, tradução do autor), “Não é um assunto trivial onde começa a negociação e em muitos casos isso pode ser o aspecto mais importante”. A escolha da posição inicial na negociação pode ter um efeito importante no resultado da negociação, contudo o aspecto fundamental é força de barganha de cada parte, que pode ser definida como a extensão de custos que uma é capaz de impor sobre a outra.

Rosen (1981) ao analisar a economia das superestrelas, examina as razões pelas quais um relativamente pequeno número de pessoas, recebe grandes quantias de dinheiro e domina as atividades no mercado no qual se inserem. Segundo ele, esse fenômeno acontece porque em certos tipos de atividade econômica existe concentração de produção em poucos indivíduos, evidenciando assimetria na distribuição de renda associada e grande remuneração no topo da escala. Para exemplificar, algumas das profissões tratadas como parte desse fenômeno são atores, escritores, músicos e atletas profissionais, além de comediantes e médicos famosos.

Os elementos comuns encontrados em todas as profissões que apresentam esse fenômeno são que todas têm uma relação próxima entre a remuneração pessoal e o tamanho do próprio mercado e todas têm uma forte tendência, tanto do tamanho do mercado quanto da remuneração, de ir ao encontro das pessoas mais talentosas da atividade.

Os problemas que o modelo competitivo tem para explicar esse fenômeno se devem às proposições de trabalho homogêneo e produto homogêneo. Assim, a escala do mercado pessoal de um indivíduo é importante na determinação da distribuição de renda. A estrutura analítica utilizada por Rosen (1981) é um caso especial do problema de contratos, que liga compradores a vendedores, no caso deste trabalho, a audiência a atletas de esportes profissionais, como o basquete.

O apelo popular de uma superestrela é tido como conhecido no modelo. A combinação entre talento e carisma, que geram esse apelo popular, é representada como um único fator q . Além disso, a distribuição de talento é fixa na população de potenciais vendedores e observável na população de todos os agentes econômicos sem custos associados. Sendo p o preço de uma unidade do serviço do vendedor, como uma *performance*, por exemplo, e m o tamanho do mercado, ou seja, o número de tickets vendidos pelo vendedor. Então, o equilíbrio geral do mercado será um par de funções $p(q)$ e $m(q)$, indicando preço e tamanho de mercado dos vendedores de todos os talentos observáveis, e um domínio q no qual todos os vendedores maximizam lucros, e não podem receber mais em nenhuma outra atividade, e todos os compradores maximizam utilidade, e não podem ficar mais satisfeitos comprando de nenhum outro vendedor. (ROSEN, 1981).

As propriedades que o autor encontra na função de receita líquida máxima, em especial a propriedade de convexidade, significa que pequenas diferenças no talento são ampliadas para grandes diferenças na remuneração, com grande ampliação se o gradiente talento-remuneração aumenta bruscamente perto do topo da escala. Portanto, a convexidade

dos retornos, e a assimetria extra que essa propriedade gera na remuneração, é sustentada pela substituição imperfeita entre os diferentes vendedores, característica das atividades econômicas onde as superestrelas são encontradas. Atletas menos talentosos, por exemplo, normalmente são péssimos substitutos de atletas muito talentosos. E quanto pior o forem, mais sustentável será a renda acumulada pelos atletas muito talentosos, porque a demanda por melhores vendedores aumenta mais do que proporcionalmente.

A substituição imperfeita, por implicar convexidade da receita líquida e garantir uma explicação geral para a assimetria na distribuição de renda se aplica a um grande número de atividades econômicas que envolvam serviços. No entanto, para explicar a concentração de mercado de produção nos poucos vendedores mais talentosos, que ocorre no fenômeno de superestrelas, é necessário recorrer à noção de consumo conjunto. A tecnologia de consumo conjunto é muito utilizada nas atividades econômicas nas quais as superestrelas se encontram, porque um atleta profissional, por exemplo, precisa exhibir o mesmo esforço sempre, independentemente se o público que o assiste é de 10 pessoas ou de 100.000 pessoas. “De forma mais geral, os custos de produção não aumentam na proporção do tamanho de mercado do vendedor”(ROSEN, 1981, p. 847, tradução do autor).

A principal diferença entre o consumo conjunto e os bens públicos é que no consumo conjunto os clientes são excluídos se não quiserem pagar a taxa de admissão, portanto, não existe o problema de *free riders*. As economias de escala geradas pelo consumo conjunto permitem que poucos vendedores sirvam ao mercado inteiro.

Dessa forma, a capacidade que as superestrelas têm de comandarem grandes mercados e auferirem grandes rendimentos se deve a combinação entre a substituição imperfeita e a tecnologia de consumo conjunto. Inclusive, quanto mais desenvolvidas forem as tecnologias que permitem a difusão do consumo conjunto (rádio, televisão, computadores, *smartphones*, etc.), maior será a renda potencial a ser acumulada pelos vendedores mais talentosos, as superestrelas.

3. ECONOMIA DO ESPORTE

A Economia do Esporte é uma área de estudo relativamente nova na ciência econômica, com os primeiros trabalhos tendo sido publicados na segunda metade dos anos 1950 e início dos anos 1960. Desde então, muitos estudos contribuíram para o desenvolvimento e consolidação das principais questões abordadas por esse novo campo de pesquisa. Nesta seção do trabalho, serão abordados alguns dos principais trabalhos da Economia do Esporte, que foram publicados por importantes periódicos de economia.

O trabalho precursor da Economia do Esporte é Rotenberg (1956). Nesse trabalho, que se tornou um clássico dessa área, Rotenberg descreve a estrutura da indústria de beisebol profissional e as regras desse mercado. Algumas das questões abordadas por ele se tornaram importantes objetos de estudos para economistas do esporte que o sucederam, como por exemplo, a cláusula de reserva, que restringia a liberdade do jogador de escolher onde iria trabalhar. No mercado de beisebol profissional em 1955, o jogador era um agente livre se nunca tivesse assinado contrato com nenhum time. Os contratos eram padronizados e todos tinham uma cláusula que permitia ao time a renovação automática com o jogador por um preço que o time podia fixar, por isso essa cláusula ficou conhecida como cláusula de reserva. A partir do momento em que o jogador tinha um contrato assinado com algum clube, o clube tinha o direito sobre os serviços do jogador e ele não poderia mais jogar beisebol profissionalmente em nenhum outro clube, de nenhuma outra liga, sem o consentimento de seu clube. Segundo Rotenberg, a justificativa mais comum para a cláusula de reserva era que ela garantiria a distribuição de talento equânime entre os times oponentes, contribuindo para a incerteza do resultado das partidas, que seria fator importante para atrair público aos jogos.

De acordo com Rotenberg (1956, p.246, tradução do autor),

A presença de público no beisebol é uma função do nível geral de renda, do preço de entrada nos jogos de beisebol relativo aos preços de outros eventos substitutos de lazer e da qualidade desses eventos substitutos de lazer. A presença de público de um time qualquer é uma função positiva do tamanho da população da região onde o clube tem o direito de monopólio territorial de jogar, do tamanho e da conveniência da localização do estádio do time e da classificação média do time na liga na temporada. Além disso, a presença de público é uma função negativa da alta qualidade dos eventos de lazer substitutos do beisebol na área e da dispersão no percentual de vitórias pelos times da liga.

O trabalho expõe as condições de trabalho abusivas e baixos níveis salariais dos jogadores que atuam nas ligas menores e conclui que isso acontece, porque os jogadores sentem muito prazer em jogar e porque, geralmente, jogadores de ligas inferiores

superestimam a probabilidade que eles têm de se sobressair no jogo e ser escolhido para receber um salário maior em um time de classificação mais alta (ROTTENBERG, 1956).

Rottenberg também investiga a determinação dos salários dos jogadores. A cláusula de reserva é o principal fator que caracteriza o monopólio desse mercado de trabalho. Depois que o jogador assina o seu primeiro contrato é confrontado com um único comprador, que pode unilateralmente especificar o preço pago por seus serviços. Dessa forma, não há competição entre os compradores (clubes), mas há intensa competição entre os vendedores (jogadores). Num mercado com essas características, times maximizadores de lucros deveriam se comportar como monopsonistas discriminadores de preço. Intuitivamente, um jogador não vai receber mais do que ele vale para o clube (que para Rottenberg é a diferença entre a parte da receita atribuída à capacidade do jogador de atrair público e o que o clube gastou com ele) e também não receberá menos que seu salário de reserva (o mínimo que ele precisa receber para não mudar sua ocupação), portanto o salário deveria estar em algum ponto entre esses limites. Contudo, os salários não caem para o limite inferior, pois o processo de fixação do salário assume características de barganha.

Segundo Rottenberg, um jogador, apesar de ter o monopólio de seus serviços, tem relativamente bons substitutos e, por isso, seu salário é parcialmente determinado pela diferença entre a produtividade e o custo de jogadores que poderiam substituí-lo. Um time racional vai procurar maximizar a renda que ele extrai de cada jogador e, uma vez que é improvável que cada jogador saiba seu exato valor, Rottenberg conclui que pelo menos alguns jogadores são explorados, especialmente as superestrelas das ligas principais.

Rottenberg também conclui que o processo de prospecção e capacitação de jogadores faz com que os ganhos do monopólio nas ligas principais sejam apenas compensações de investimentos perdidos na prospecção e capacitação de jogadores de alto rendimento e que os retornos de investimentos no beisebol não deve ser maiores do que os retornos de investimentos em outras indústrias. Caso contrário, o capital fluiria de outros investimentos para o investimento no beisebol. No entanto, essa afirmação perde um pouco a força argumentativa devido às barreiras de entrada estabelecidas pelo beisebol profissional, como o direito territorial.

Por fim, a posição de Rottenberg com relação à cláusula de reserva é de que ela não contribui para o equilíbrio competitivo da liga. Ele acredita que no beisebol, diferentemente de outros empreendimentos, nenhum time tem sucesso se seu competidor não sobreviver e prosperar o suficiente para que a diferença entre os times não seja tão grande. Dois times envolvidos em uma partida são como duas firmas produzindo o mesmo produto, que é o jogo.

Assim, como os clubes são maximizadores de lucro, o resultado de livre mercado não permitiria que o equilíbrio competitivo fosse deteriorado, pois isso diminuiria o interesse do público e conseqüentemente a receita dos clubes. Na verdade, Rottenberg conclui que cada jogador joga no time que consegue retirar o maior retorno de seus serviços, isto é, no time no qual o jogador é mais produtivo, com ou sem a vigência da cláusula de reserva.

Outro trabalho considerado clássico é Neale (1964), cujo foco é na análise da teoria da firma em competições esportivas e em competições de mercado das principais ligas de esportes profissionais americanas. Para ele, a firma no esporte profissional é diferente da firma tradicional da teoria econômica.

Para a firma da teoria tradicional, quanto menor, ou mais insignificante, a competição, melhor será para a firma e ela tentará chegar o mais próximo possível da posição na qual ela é a única ofertante de determinado produto no mercado. No entanto, na economia dos esportes profissionais, as receitas dependem da competição entre atletas ou times, não da competição econômica entre as firmas e suas concorrentes. Quanto maior a colusão econômica e quanto mais competições esportivas entre as firmas, maior o lucro. Isso acontece porque o produto vendido pelas firmas no esporte profissional é fruto da produção conjunta das firmas. Dessa forma, quanto maior o equilíbrio competitivo da liga e quanto mais as posições do campeonato tiverem possibilidades de mudanças maiores serão as receitas com bilheteria. Outro ponto interessante tratado por Neale é a geração de economias externas que a economia do esporte proporciona sobretudo a jornais e revistas esportivas.

A principal conclusão de Neale (1964) é que na economia do esporte a firma é a liga, não os clubes, assim, cada esporte profissional é um monopólio natural. A liga produz os jogos, que por sua vez são a produção conjunta dos dois times participantes. Segundo Neale, não há argumentos de eficiência contra o monopólio, pois uma grande liga consegue prover qualquer quantidade de produto de forma tão barata quanto uma ou duas firmas menores, de forma que é provável que a primeira liga existente em cada esporte se torne um monopólio.

Neale considerava que as habilidades esportivas eram concentradas regionalmente. Segundo ele, isso era resultado do entusiasmo pelo esporte na região, que é a causa e a conseqüência da escala de operações do esporte na região. Assim, “quanto maior a escala de operações, maior a qualidade dos insumos e produtos, ou menor o custo de uma qualidade constante de jogo” (NEALE, 1964, p. 8, tradução do autor). Entusiasmo aumenta simultaneamente a demanda por ingressos dos jogos, a demanda derivada por jogadores habilidosos, os salários de jogadores habilidosos e a oferta de jogadores habilidosos. No entanto, o mecanismo de oferta não é de preços no mercado, pois a oferta de jogadores

habilidosos se desenvolve na atividade amadora. De forma que o mecanismo de equilíbrio funciona não através de respostas ao preço, mas através de respostas no entusiasmo.

Outra conclusão interessante deste trabalho é que, no longo prazo a curva de oferta de uma liga deve ser horizontal. Portanto, o tamanho da indústria deveria ser determinado pela demanda; contudo, a demanda é influenciada pela universalidade do torneio, pelo entusiasmo da imprensa e pela fórmula de disputa (com ou sem *playoffs*). De qualquer forma, a demanda e a oferta se interceptam no ponto de um torneio único e monopolista. A altura da curva de custos de longo prazo, do lado da oferta, depende do custo do negócio para as firmas (ligas). “Esses custos consistem basicamente em custos fixos com juros, ou aluguel de estádio e transporte e equipamentos; e quase-renda para os jogadores” (NEALE, 1964, p. 10, tradução do autor). Neale denomina o pagamento dos jogadores quase-renda, pois assim que o preço mínimo de oferta de um determinado jogador é encontrado, a firma paga por um talento não reprodutível. Essa quase-renda é determinada pelo processo de barganha e será maior quanto mais times estiverem interessados nos talentos do jogador. Além disso, a demanda pelos serviços de um jogador em um determinado ano depende de seu desempenho no ano anterior.

Neale conclui que a competição, na economia do esporte, acontece entre os esportes, ou seja, entre as ligas esportivas de cada esporte diferente, não entre os times. Ele aponta que divisões definidas são características no mercado de esporte. Existem divisões nacionais, divisões sazonais e divisões de classes sociais entre os esportes.

Quanto às medidas de desempenho para determinar a produtividade marginal dos atletas, Neale acredita que média de rebatidas e a classificação de corridas ganhas são as melhores formas de computar a produtividade marginal. Contudo, explica que a produtividade marginal é apenas indireta e grosseiramente relacionada com as medidas de desempenho, pois é a receita de bilheteria que importa e esta não tem relação funcional estável com as medidas esportivas (NEALE, 1964).

De acordo com El-Hodiri e Quirk (1971), o principal fato econômico da economia do esporte é que a receita de bilheteria depende da incerteza do resultado, de forma que a receita cai substancialmente quando a probabilidade de vitória de algum dos times envolvidos em uma determinada partida se aproxima de 100%. Dessa forma, os times participantes da liga têm motivação econômica para não se tornarem muito superiores uns aos outros. Por outro lado, a receita de bilheteria do time da casa é uma função crescente da probabilidade de vitória do time da casa, quando essa probabilidade é um pouco maior do que 50%. Sendo assim, cada time tem a motivação econômica para ser um pouco superior ao restante da liga.

“As receitas de bilheteria também são uma função do tamanho do mercado da área onde cada time está alocado” (EL HODIRI e QUIRK, 1971, p.1306, tradução do autor). Além disso, as receitas de cada time e seu acesso a novos jogadores dependem, não apenas de suas próprias variáveis de decisão, mas também das variáveis de decisão dos outros times da liga (EL HODIRI e QUIRK, 1971, p. 1307, tradução do autor).

Após o estabelecimento de três proposições e suas demonstrações em um modelo matemático, os autores concluem que, mesmo que a cláusula de reserva restrinja o movimento de jogadores aos clubes mais ricos e o sistema de *draft* reverso¹ opere para a equalização das forças, as regras que permitem as vendas de contratos de jogadores entre os clubes leva ao desequilíbrio de forças entre os clubes uma vez que estes são localizados em cidades com potencial de receitas substancialmente diferentes. De forma que em nenhuma liga de esportes profissionais sob as leis da época existia a tendência a igualdade de forças entre as equipes.

Os autores propõem e demonstram no modelo, que se for proibida a venda de contratos de jogadores por dinheiro a equalização de forças entre as equipes seria alcançada. A razão fundamental que permite que isso aconteça é a eliminação da operação do motivo de lucro entre os times da liga. Devido à externalidades inerentes a economia do esporte, a maximização do lucro não leva a resultados ótimos e geralmente conflita com a equalização de forças na liga, que é a principal justificativa para a exceção da lei *antitrust* para os times esportivos. Estas principais conclusões são estendidas para o modelo no qual os custos de treinamento e *lags* de tempo são incorporados.

Em Fort e Quirk (1995) o foco do estudo é revisar os mecanismos de subsídio cruzado adotados pelas principais ligas esportivas e discutir as suas razões econômicas, os seus efeitos de incentivo, examinando suas implicações sobre o equilíbrio competitivo, sobre o lucro da liga e sobre a distribuição de lucros entre os times. Esses mecanismos se manifestam no tratamento da liga com relação aos insumos (opção da cláusula de reserva, limites salariais, *draft* de iniciantes), distribuição de receita entre times (divisão de receitas com cotas de TV local, com bilheteria dos jogos e com cotas de TV nacional) e regras abrangendo realocação de franquias e expansões da liga. (FORT e QUIRK, 1995).

A análise dos autores conclui que o equilíbrio competitivo não é afetado quando a livre agência substitui a cláusula de reserva. Entretanto, essa substituição configura um

¹ O *draft* reverso é o sistema de seleção de iniciantes, adotado pelas principais ligas esportivas norte-americanas, que confere aos times de pior desempenho uma maior probabilidade de escolherem os iniciantes com maior talento potencial. A seção 5.3 deste trabalho traz uma explicação deste sistema no caso da NBA.

problema para a liga, porque elimina os subsídios que os times de fraco apelo recebem de jogadores e de times de forte apelo no sistema sob a cláusula de reserva. Além disso, a instituição de limites salariais aumenta o equilíbrio competitivo da liga e reintroduz subsídios de jogadores aos clubes. No entanto, como os limites salariais não são consistentes com a maximização de lucros da liga, existem problemas em sua execução.

As suposições básicas que os autores utilizam em suas análises são: comportamento maximizador de lucros dos times, escolhas maximizadoras de renda dos jogadores, e resultados de equilíbrio de mercado. Eles reconhecem que existe divergência na literatura entre a maximização de lucros ou de vitórias por parte dos clubes, contudo, optam pela abordagem da maximização de lucros em conformidade com trabalhos que eram recentes à época (1995). Eles também justificam que em seu modelo a receita de cada time depende apenas do potencial de apelo da localização do time e de seu percentual de vitórias, pois a abordagem do percentual de vitórias é mais bem sucedida em suas previsões do que sua concorrente, a abordagem do modelo de campeonato - na qual o mais importante é terminar na primeira colocação, não necessariamente ter o maior percentual de vitórias. Segundo os autores, se apenas o clube vencedor do campeonato fosse considerado bem sucedido, a liga como um todo estaria em apuros, pois todos os outros times seriam fracassados e seus apoiadores ficariam descontentes. Para evitar isso, as principais ligas americanas adotaram o sistema de *playoffs* a serem disputados após a temporada regular. Isso além de aumentar a margem de times considerados bem sucedidos na liga, também introduz maior aleatoriedade à determinação do campeão da liga, beneficiando times mais fracos e diminuindo os incentivos econômicos dos times de grande apelo a carregarem muito talento, pois os donos de times avessos ao risco preferem não gastar grandes quantias de dinheiro para os altamente incertos resultados de curto prazo de vencer o campeonato e sim gastar o suficiente para ter um percentual de vitórias aceitável e muito mais previsível.

No modelo de Fort e Quirk, a receita é determinada pela receita de bilheterias dos clubes, cuja divisão fica a critério de cada liga; pelo contrato com a TV local, que não é dividida com os outros clubes da liga e pelo contrato com a TV nacional, que são divididos igualmente entre os times da liga. Já a função custo para os clubes é simplesmente a quantidade vezes o preço por unidade de talento, que é determinado pelo mercado, escolhido por cada clube.

Os autores reconhecem que o processo de negociação salarial nesse mercado de trabalho de trabalho é o monopólio bilateral. Assim, naturalmente, os clubes não pagam aos jogadores mais do que suas receitas do produto marginal, enquanto os jogadores não aceitam menos que seus salários de reserva; como o poder de barganha dos donos de clube é maior do que o dos jogadores, o salário deve ficar sempre mais próximo do salário de reserva do que da Receita do produto marginal. Sob o sistema da cláusula de reserva esse salário de reserva vai ser o salário mínimo da liga que a união dos jogadores consegue estabelecer, ou, no caso deste ser muito baixo, o salário que o jogador teria em outras ocupações. Já sob o sistema de livre agência, o salário de reserva vai ser o maior salário que o jogador conseguir receber dentro da liga, isto é, em outro time. Assim, o jogador deveria firmar contrato com o time no qual ele tem a maior receita do produto marginal e ser remunerado com a receita do produto marginal que ele geraria em sua segunda melhor opção.

O problema da escolha de talentos de cada time para a maximização de lucros mostra que talento será contratado até o ponto no qual a soma de receitas com bilheterias em casa e fora e as receitas advindas de contratos com TV local iguala o preço por unidade de talento. Os autores ainda demonstram que, no caso hipotético de uma liga com 2 times, a soma dos percentuais de vitórias devem ser iguais a 1 e portanto, o preço por unidade de talento, pode ser visto tanto como o custo da unidade de talento, quanto como a porcentagem de vitórias. Sob livre agência, cada time se defronta com o mesmo custo marginal de talento e, no equilíbrio de maximização de lucros, um time com forte apelo de mercado acaba formado por jogadores mais talentosos, o que implica desigualdade na distribuição de vitórias entre os times.

Fort e Quirk (1995) reconhecem a importância dos trabalhos de Rotemberg (1956) e El Hodiri e Quirk (1971) sobre as conseqüências da livre agência para o Equilíbrio competitivo da liga, contudo, chamam a atenção para o fato de que à época que esses estudos foram publicados, nenhuma das principais ligas esportivas americanas operava sob livre agência, de forma que não existem evidências empíricas sobre o resultado de invariância de equilíbrio competitivo apontado por esses estudos. Os autores então ilustram esse resultado para o caso de uma liga de dois times sem divisão de receitas e confirmam que a cláusula de reserva não tem qualquer efeito sobre o equilíbrio competitivo da liga. Os autores concluem que sob a vigência da cláusula de reserva existe transferência de renda dos jogadores para os clubes e dos clubes de forte apelo para os de fraco apelo, pois existe a compensação financeira aos clubes que perdem seus talentos. No entanto, os clubes de forte apelo também se

beneficiam, pois o custo do talento para qualquer clube é menor sob a cláusula de reserva do que sob a livre agência. Em suma, os efeitos da cláusula de reserva com vendas irrestritas dos jogadores eram de diminuir os salários dos jogadores, de aumentar os lucros da liga e de todos os times, com subsídios dos fortes para os fracos e sem efeitos no equilíbrio competitivo da liga. (FORT e QUIRK, 1995). E uma mudança da cláusula de reservas para a livre agência não teria nenhum efeito sobre a distribuição do percentual de vitórias da liga. Os autores confirmam esses resultados teóricos com observações empíricas, uma vez que o coeficiente de Gini da concentração de vencedores da MLB (*Major League Baseball*) antes e depois da instauração da livre agência sustenta os resultados da invariância.

Além disso, os autores demonstram que mesmo que o percentual de vitórias seja equalizado entre os times da liga através de limites salariais e ordens reversas de *drafts*, os times de forte apelo continuam desejando adquirir mais talento e os times de fraco apelo continuam desejando gastar menos, o que causa problemas de execução. “Os times de forte apelo devem ter os gastos restringidos e os de fraco apelo devem ser obrigados a gastar sua parte da receita da liga, ou serem subsidiados” (FORT e QUIRK, 1995, p. 1278, tradução do autor). Naturalmente os lucros totais da liga sob o limite salarial devem ser maiores do que os lucros sob livre agência. Analisando os períodos antes e depois da adoção do limite salarial na NBA os autores concluem que o coeficiente de Gini da concentração de times vencedores aumentou 11% depois da adoção do limite salarial, contrariando o argumento de que ele configuraria uma melhora ao equilíbrio competitivo da liga. Eles explicam que isso aconteceu devido às exceções que existiram no limite salarial para enquadrar jogadores que ganhavam acima do limite salarial nos primeiros anos após a adoção do limite. De forma que os times que não contavam com grandes estrelas antes dessa adoção ficaram impossibilitados de concorrer por eles após a instalação do limite salarial e isso aumentou o desequilíbrio competitivo no curto prazo. Existiam incentivos econômicos para que os times de forte apelo violassem o limite salarial e muitos o fizeram e foram para os processos de arbitragem. Os autores alertam também que a imposição de um limite salarial pode diminuir receitas de TV em cidades com times de forte apelo, ao obrigá-los a ter o mesmo número de talentos que todos os outros times da liga, o que pode gerar problemas de receitas no longo prazo e talvez até mesmo concorrência de novas ligas nessas regiões. Por outro lado, ao estipular um limite do quanto cada clube pode gastar a liga se protege de que alguns donos de clube milionários inflacionem muito os salários em seus desejos de vencer o campeonato.

Quanto à ordem de *draft* reversa na liga, “os donos o justificam baseados no argumento de que aumenta o equilíbrio competitivo da liga, pois permite que times de fraco apelo adquiram novos talentos excepcionais a preços de barganha” (FORT e QUIRK, 1995, p. 1282). Segundo os autores, esse argumento está errado, pois sem restrição à venda de jogadores por dinheiro, os times de fraco apelo têm incentivos econômicos para venderem os novos jogadores aos times de forte apelo até que a distribuição de talento da maximização de receitas seja alcançada. Dessa forma, o *draft* de iniciantes não afeta o equilíbrio competitivo da liga, apenas diminui o salário dos iniciantes, ao restringir suas opções de trabalho, aumenta o lucro da liga e subsidia os times de fraco apelo.

Examinando seu modelo de percentual de vitórias, os autores concluem que a divisão de receitas de bilheteria não tem qualquer efeito sobre o equilíbrio competitivo da liga. Na verdade, sob livre agência, a divisão de receitas de bilheterias com porcentagens maiores reservadas ao time visitante tem o efeito de diminuir os salários dos jogadores da liga (FORT e QUIRK, 1995). Isso acontece, pois um aumento de partilha de receita com bilheteria diminui o valor de um percentual de vitórias maior, já que o time só fica com uma fração da bilheteria, portanto diminui o valor do talento. (FORT e QUIRK, 1995).

Fort e Quirk também apontam que os lucros de monopólio que as ligas auferem são um grande incentivo a novos entrantes no mercado. Como a concorrência diminui lucros da liga, um aspecto muito importante da tomada de decisão da liga é agir no sentido de inibir a entrada de ligas rivais no mercado de esportes. Nos Estados Unidos já existiram algumas ocorrências de ligas rivais em diversos esportes, contudo, essas ligas em geral tiveram vidas curtas. As ligas rivais surgem não para preencher as lacunas deixadas pela liga existente em áreas lucrativas, mas sim, com o objetivo de se estabelecerem em mercados de megalópolis, cujas regras impostas pela liga as impedem de chegar, mas cujo potencial lucrativo é gigantesco. Quando uma liga é bem sucedida, o resultado natural é a extinção da liga concorrente ou a incorporação de clubes participantes da liga derrotada para a liga vencedora.

As conclusões de Fort e Quirk são que a manutenção da viabilidade financeira de times em mercados de fraco apelo é um grande problema para as ligas. Suas análises constatam que o único mecanismo utilizado atualmente que permite o subsídio cruzado entre a os times da liga e melhora o equilíbrio competitivo é o limite salarial, contudo, este apresenta problemas de execução, pois os times têm incentivos econômicos para burlá-lo.

Outro trabalho clássico na economia do esporte é Vrooman (1995), que tem como objetivo aplicar a teoria econômica tradicional para o caso especial dos esportes profissionais e configurar uma teoria geral das ligas de esportes profissionais, que acompanhem a forma como essas ligas se desenvolveram. De acordo com Vrooman (1995, p. 971, tradução do autor),

O propósito do limite salarial da NBA era controlar os salários em espiral dos jogadores e gerar equilíbrio competitivo na liga. No entanto, enquanto os efeitos de sua instauração limitaram a mobilidade de jogadores sob livre agência, seus efeitos sobre o equilíbrio competitivo ainda eram questionáveis.

Além disso, os argumentos para a defesa do limite salarial são que os salários dos jogadores deveriam ser controlados para que os times não sofressem prejuízos com os investimentos realizados no desenvolvimento dos atletas, e que sua instituição garante que os times de grande mercado não fiquem com todos os grandes jogadores, assegurando um maior equilíbrio competitivo na liga. Basicamente, os mesmos argumentos que eram utilizados na defesa da cláusula de reserva. Esses argumentos foram derrubados pela teoria econômica tradicional através de trabalhos como Rottenberg (1956), El Hodiri e Quirk (1971), entre outros, que apontavam que os resultados da alocação de talentos eram os mesmo com ou sem a vigência da cláusula de reserva, logo, o equilíbrio competitivo não era afetado por essa mudança institucional.

Em seu modelo, que por simplicidade pode ser visto como uma liga com 2 times, Vrooman considera a receita total de cada time como sendo uma função de uma receita inicial exógena, do tamanho do mercado de sua cidade, do efeito do tamanho do mercado sobre as receitas, do percentual de vitórias e da elasticidade da receita de vitórias. Já o custo total de cada time, será uma função de um custo inicial exógeno, do tamanho do mercado de sua cidade, da externalidade de custo do tamanho de mercado, do percentual de vitórias, e da elasticidade do custo de vitórias. O modelo segue a teoria convencional e aponta que um time de grande mercado irá dominar um time de pequeno mercado, com ou sem as restrições institucionais em livre agência. Além disso, a diferença entre os regimes tem relação, não com a distribuição de talento, mas com a distribuição da renda gerada pelo talento, que no caso da livre agência fica para o jogador e no caso da cláusula de reserva, ou de limites salariais, fica para o clube, que pagará ao jogador menos do que sua receita do produto marginal. Assim, o autor concorda com a proposição de invariância, que aponta que num mundo sem custos de transação (coasiano) o ponto de equilíbrio na distribuição de talentos, será o mesmo não

importando quem é o quem tem a propriedade do talento, portanto o equilíbrio competitivo, se mantém inalterado. (VROOMAN, 1995)

O equilíbrio competitivo será determinado não somente pelo tamanho do mercado, mas também pela receita da elasticidade de vitórias. De forma que, para Vrooman, os times de grande mercado sempre dominarão os times de pequeno mercado em algum nível, e este nível varia de acordo com a receita da elasticidade de vitórias dos times. Caso um time de pequeno mercado tenha fãs com elasticidade por vitórias suficientemente maior do que um time de grande mercado então o time de pequeno mercado ainda poderá competir com o de grande mercado.

O modelo trata como constantes o custo marginal do talento e a produtividade marginal do talento. Também, todo time defrontando-se com a mesma taxa salarial por unidade de talento. Além disso, a competição se torna mais equilibrada conforme a elasticidade do custo de vitórias aumenta e conforme as deseconomias de tamanho de mercado aumentam e compensam as vantagens de receitas derivadas do tamanho de mercado. O autor conclui que o equilíbrio competitivo consistente com a maximização de receita da liga levará a um lucro máximo para cada time apenas se os custos marginais forem constantes e se não houver externalidades de tamanho de mercado.

Para Vrooman, a real funcionalidade do limite salarial não é promover o equilíbrio competitivo, mas sim controlar os custos totais com jogadores e, portanto, permitir a maximização de lucros da liga como um todo. Como todos os times ficam sujeitos ao mesmo custo com jogador, o custo marginal de vitórias é zero, e os lucros dos times serão maximizados no ponto de receita máxima da liga. Outro fator importante é que igualdade de gastos entre os times não necessariamente equalizam suas forças, devido às características das receitas dos times e das deseconomias das cidades onde cada time joga. Vrooman informa que os sindicatos de jogadores aceitaram a imposição de limites salariais pelo compromisso dos donos de times de fixarem uma porcentagem da receita bruta (normalmente receitas de bilheteria e televisionamento nacional) da liga para os jogadores.

O autor também apresenta a metodologia já utilizada por outros autores para mensurar o equilíbrio competitivo de uma liga esportiva. Ela consiste na comparação do desvio padrão do percentual de vitórias de uma determinada liga num determinado ano com um desvio padrão idealizado; quanto maior essa diferença entre os desvios, mais desequilibrada é a liga. A análise conclui que a liga mais desequilibrada é a NBA e a menos desequilibrada é a NFL

(*National Football League*). Além do mais, as estimativas do modelo apontam que as vantagens de grande mercado são maiores na MLB, que tem a maior elasticidade-vitória, e menores na NFL, que tem a menor elasticidade-vitória, com a NBA num ponto intermediário. Já as estimativas da equação de custo indicam que apenas a MLB apresenta as condições de custo não decrescente para a maximização de lucros. Isso permite ao autor concluir que existem retornos marginais decrescentes de talento na MLB e que os clubes de mercados grandes estavam pagando mais que os de mercados pequenos pela mesma quantidade de talento no período analisado.

As principais conclusões de Vrooman são as seguintes. Primeiro, que a MLB terá um equilíbrio competitivo moderado, pois o crescente custo marginal do talento dilui as vantagens de receita dos times de grande mercado, e terá a menor exploração de jogadores dentre as três ligas analisadas. Segundo, A NFL é a liga mais equilibrada, mas também a que mais explora os jogadores, pois enquanto a divisão de receitas vitória-elástica aumenta seu equilíbrio competitivo, a divisão de receitas vitória-inelástica diminui o salário de seus jogadores. Terceiro, o limite salarial é uma forma única de conluio para a divisão de custos e, por isso, a NBA se comporta como um cartel de times agindo como única firma, o que aumenta a exploração de jogadores e diminui o equilíbrio competitivo da liga.

Estes trabalhos clássicos resenhados foram apenas alguns selecionados de um amplo conjunto de obras relevantes por se fazerem presentes nas referências da maior parte dos artigos de grande impacto. Além destes, existem outros estudos que também merecem menção por estarem ligados ao objeto deste trabalho.

Como Whitney (2005), por exemplo, que analisa se a dominância dos times de grande mercado é excessiva, reduzindo as receitas totais da liga. Essa questão é pertinente, pois, se por um lado, a literatura econômica se divide quanto à questão da distribuição de jogadores entre os times ser não apenas idêntica, sob a cláusula de reserva e sob a livre agência, mas também eficiente, por outro lado, como os tamanhos de mercado divergem, os desempenhos esportivos superiores de times de grande mercado não necessariamente indicam que o nível existente de equilíbrio competitivo é sub-ótimo. A Análise de Whitney indica que o processo de arbitragem para alocação de talentos da liga não leva a um preço uniforme das habilidades esportivas, “apenas a um conjunto de equilíbrio de preços de transações bilaterais entre cada par de times” (WHITNEY, 2005, p. 330, tradução do autor). Por isso, franquias descentralizadas culminam não tendo uma receita do produto marginal das habilidades

esportivas iguais entre todas, logo, não chegam à alocação de talento que a liga monopolista maximizadora de receita escolheria.

Observando a discrepância entre a alocação ótima de talento e a alocação alcançada por franquias não cooperativas e relacionando o interesse dos fãs com as perspectivas do time preferido dos fãs no campeonato, o autor conclui que a competição irrestrita por habilidades esportivas entre franquias descentralizadas resulta em dominação excessiva de times de grande mercado dos quais aquisições adicionais de habilidades esportivas impõe externalidades negativas a rivais. Como sugestões para a resolução desta ineficiência o autor aponta taxações e (ou) subsídios por unidade de habilidades esportivas como as melhores opções para mitigar a dominância excessiva dos times de grande mercado.

Dentre os programas de pesquisa existentes na economia do esporte, dos quais alguns foram expostos nesse capítulo, é no programa de pesquisa das relações de trabalho no esporte profissional que ele se enquadra. Esse é precisamente o centro da pesquisa de Kahn (2000). O autor analisa as quatro principais ligas de esporte profissionais dos Estados Unidos (NBA, NHL², NFL e MLB) e afirma que existe discriminação racial, especialmente por parte de donos de franquias e de consumidores desses esportes. Além disso, discute três evidências de monopsonio no esporte. A primeira é o surgimento e término de ligas rivais no mesmo esporte, que num primeiro momento aumentava os salários dos jogadores devido à concorrência e num segundo momento, quando uma das ligas havia sido derrotada, diminuía o salário novamente. A segunda é a mudança nas regras de livre agência dos jogadores, na qual se extinguiu a antiga cláusula de reserva que dizia que os jogadores só poderiam escolher para qual clube trabalhar no primeiro contrato e depois as decisões de troca ou venda eram funções do clube. Isso teve um grande impacto nos anos 1970, com grande aumento do salário real dos jogadores, e a evidência de monopsonio se torna ainda maior nos anos 1980, quando, devido a um comportamento de cartel dos clubes, que pactuam para não firmar contratos com agentes livre, os salários voltam a cair entre 1985 e 1987. De acordo com o autor, a habilidade dos donos de clubes de se juntarem e agirem como monopsonistas no pagamento dos jogadores mantinha os salários dos jogadores abaixo de seus respectivos produtos da receita marginal.

² National Hockey League – principal liga de hóquei da América do Norte.

4. PRINCIPAIS MODELOS DE SALÁRIO E DESEMPENHO

Essa parte do estudo se dedica à revisão de trabalhos que modelam as relações de salário e desempenho na Economia do Esporte. Kahn (2000) e Bodvarsson e Brastow (1998) justificam as pesquisas no esporte pela ampla disponibilidade de dados de produtividade e de remuneração dos trabalhadores (atletas), o que permitiria a obtenção de resultados de acordo com a teoria econômica que, apesar das características intrínsecas ao mercado de esportes profissionais, poderiam ser estendidos a outros mercados de trabalho.

O trabalho pioneiro na abordagem da relação entre salário e desempenho no mercado dos esportes é Scully (1974). Ele foi motivado pela primeira greve de jogadores de beisebol da história em 1972, que tinha como principais motivos insatisfação dos jogadores com relação a salário mínimo, a cortes salariais máximos, a benefícios aos quais os jogadores teriam direito e a cláusula de reserva – que reduzia os benefícios econômicos dos jogadores, mas era sustentada pelos donos de times sob justificativa de equalização de forças entre os times e de mecanismo de controle salarial para evitar salários exorbitantes de jogadores.

A proposta de Scully é medir, de forma não refinada, o prejuízo econômico imposto aos jogadores por causa das restrições da cláusula de reserva. Primeiro ele encontra as estimativas das relações entre salário e desempenho, depois o salário previsto para o jogador é comparado com a receita do produto marginal (MRP) prevista para o jogador.

Scully (1974) também acredita que sua pesquisa é capaz de promover *insights* valiosos na operação de um determinado mercado de trabalho e a diferencia da literatura existente sobre o processo de determinação salarial nos seguintes aspectos:

Primeiro, o jogador individual é a unidade de observação. Segundo, as funções salariais são estimadas dentro de uma estrutura de mercado de trabalho caracterizado pela barganha extensiva. Terceiro, as receitas do produto marginal dos fatores de produção são estimadas explicitamente. Quarto, taxas de exploração monopsonística são encontradas através da comparação de salário com o MRP para vários níveis de desempenho e tempo de carreira” (SCULLY, 1974, p. 915, tradução do autor).

Scully (1974) cita Rottenberg (1956) para descrever as principais características do mercado de beisebol profissional. Para Scully, se o mercado de beisebol fosse perfeitamente competitivo os salários dos jogadores igualariam suas MRP, o que não acontece, pois a cláusula de reserva impede que os jogadores se transfiram para os times nos quais suas MRP são maiores. Essa cláusula diminui o poder de barganha dos jogadores e garante poder de

monopsônio aos donos de times, o que faz com que o MRP dos jogadores seja dividido entre jogadores e donos de times, causando divergência entre os MRP dos jogadores e seus respectivos salários. As habilidades e desempenhos dos jogadores contribuem para o desempenho do time e as vitórias aumentam as receitas com bilheterias e com transmissões. Portanto, no beisebol o MRP é o seu desempenho na contribuição para as vitórias do time e o efeito desse desempenho nas receitas de bilheteria. Além disso, jogadores que são capazes de atrair fãs além das expectativas de seu desempenho, tendem a ter um maior poder de barganha em negociações salariais.

Scully propõe um modelo simples do processo de determinação de MRP e salários que incorpora duas suposições. “A primeira, que receitas brutas do beisebol são relacionadas principalmente a desempenho individual através de seu efeito na classificação do time. A segunda, que a cláusula de reserva diminui o salário dos jogadores abaixo de seus MRP” (SCULLY, 1974, pg. 917).

Em seu desenho teórico Scully considera que times produzem um número constante de jogos de um determinado nível de qualidade. Essa qualidade é medida pelo percentual de vitórias, que por sua vez é relacionado com duas categorias de insumos. Um vetor de insumo das habilidades dos jogadores e um vetor de outros insumos não diretamente relacionados aos jogadores, como treinadores, gerentes e espírito de time, por exemplo. Além disso, Scully assume que as receitas de bilheteria e de direitos de transmissão são diretamente relacionadas ao percentual de vitórias do time e ao tamanho da população da região e indiretamente relacionado ao desempenho do jogador.

$$R = p \cdot T[W(A_i, I_j), P_g] + B[W(A_i, I_j), P_b]$$

$$i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, m$$

Onde R é a receita do time, p é o preço do ingresso, T é o número de ingressos vendidos, W é o desempenho do time, que depende de A_i , habilidades dos jogadores e I_j , outros insumos, P_g é a população potencialmente atraída ao estádio, B é receitas de transmissão e P_b é a transmissão potencial para as famílias. Já os custos serão determinados pelo nível de habilidade de jogadores e pelo nível de outros insumos. Como os times se deparam com um mercado de trabalho monopsonístico o custo dos jogadores é endogenamente relacionado com o nível de habilidade (SCULLY, 1974, p. 917, tradução do autor).

Scully observa as condições de primeira ordem da maximização de lucro dos times, e constata que os times escolhem o nível de habilidade de jogadores e o nível de outros insumos de forma que os salários dos jogadores são iguais à suas receitas do produto marginal menos a

renda de monopólio do time, enquanto os outros insumos são remunerados de forma igual aos seus MRP.

Ele tenta mensurar se há exploração no mercado profissional de beisebol através da comparação da receita do produto marginal dos jogadores de beisebol com seus respectivos salários. O autor cria vetores de desempenho para os atletas de ataque e de defesa no qual são encontradas suas respectivas contribuições para a vitória do time. Apoiado na premissa de que os fãs comparecem ao estádio para ver o time da casa vencer, não para ver as performances dos atletas por si, verifica o quanto o percentual de vitórias do time influencia a receita do clube. A receita do produto marginal para cada atleta de defesa e ataque, então, são encontrados ao se multiplicar o coeficiente da variável do percentual de vitórias do clube pelo coeficiente que foi encontrado para a participação do atleta para a vitória do time.

O modelo de Scully é considerado o pioneiro deste tipo de análise. Além de ter ficado muito conhecido, uma adaptação dele foi utilizada em audiências de arbitragem de causas jurídicas entre jogadores e donos de clubes em negociação de salários. Essa projeção inspirou outros autores a escreverem sobre seu modelo, apontando possíveis problemas e fazendo sugestões. Portanto, para um maior entendimento do trabalho é necessária uma análise detalhada da metodologia utilizada.

O modelo de Scully (1974) se desenvolve da seguinte forma. A primeira equação estimada segue conforme abaixo:

$$PCTWIN_t = \beta_0 + \beta_1 TSA_t + \beta_2 TSW_t - \beta_3 NL + \beta_4 CONT_t - \beta_5 OUT_t$$

Onde a variável dependente $PCTWIN_t$ é a porcentagem de vitórias e é determinada em função das variáveis explicativas TSA , *Slugging Average*³ dos rebatedores, TSW , taxa de *strikeout-to-walk*⁴ dos arremessadores, NL , *dummy* para National League, $CONT$, *dummy* para clubes na disputa pelo título e OUT , *dummy* para clubes que são habituados com as derrotas. TSA e TSW , portanto, são as medidas de desempenho dos jogadores de ataque e defesa do beisebol, respectivamente, que o autor decidiu utilizar. Como existem duas ligas principais de beisebol, a National League e American League, que formam a Major League Beisebol, o

³ Porcentagem do aproveitamento do rebatedor quanto ao número de bases conseguidas.

⁴ Relação entre o número de *strikeouts* e o número de caminhadas conseguido pelo arremessador. Divide-se a quantidade de *strikeout* pelo total de *walks* cedidos. Para eliminar um adversário por *strikeout*, o pitcher deve conseguir três *strikes* (seja por acertar a bola na zona de *strike*, por faltas ou por induzir o oponente a tentar rebater a bola sem conseguir atingi-la). Cada vez que o arremessador lança quatro bolas contra um mesmo rebatedor, ele cede uma *walk*.

autor cria uma variável *dummy* para a National League, que tem uma qualidade maior e portando o percentual de vitórias deve ser menor. Já as variáveis *dummy CONT* e *OUT* são variáveis que levam em consideração a moral do time e devem, respectivamente, capturar o desempenho acima da média causado pela motivação de jogadores que disputam o título de sua liga ou de sua divisão e o desempenho abaixo da média causado pela desmotivação em times acostumados a perder. O R^2 desse modelo é 0,88; está bem especificado e a variação do modelo associado a fatores de insumo omitidos, como qualidades de gerentes e treinadores, parece ser pequena. (SCULLY, 1974) As variáveis *NL* e *OUT* são as que apresentaram coeficientes negativos nesse modelo. De acordo com Scully (1974, p. 918, tradução do autor) “Essa primeira equação é, na essência, a função de produção que relaciona o produto do time, a porcentagem de vitórias, com um número de insumos do time.”

A segunda equação estimada pelo modelo é a seguinte:

$$REVENUE_t = -\beta_0 + \beta_1 PCTWIN_t + \beta_2 SMSA_t + \beta_3 MARGA + \beta_4 NL - \beta_5 STD_t - \beta_6 BBPCT_t$$

Essa equação de receita total relaciona a receita de cada time ao seu percentual de vitórias e às principais características do mercado onde o time joga. De forma que, a receita total é a variável dependente das variáveis explicativas *PCTWIN*, porcentagem de vitórias encontrada da equação anterior; *SMSA*, tamanho da população metropolitana padrão onde o time se localiza; *MARGA*, variável de ajuste para a diferença na intensidade do interesse de fãs de uma cidade para a outra; *NL*, *dummy* que ajusta os retornos devido à maior qualidade absoluta de jogos na National League; *STD*, *dummy* igual a 1 para clubes que tenham estádios velhos e com instalações de estacionamento limitadas e *BBPCT* porcentagem de negros no time. O R^2 é de 0,75. Segundo Scully, a variável *BBPCT* foi incluída, pois trabalhos anteriores trataram de expor discriminação racial nas principais ligas de esportes coletivos americanas, o beisebol entre elas. As duas últimas variáveis apresentam coeficiente negativo, sendo que o coeficiente de *STD* o faz advertir que não é lucrativo times com estádios antigos construírem estádios novos com financiamento privado.

Dessa forma, a MRP dos batedores e dos arremessadores é encontrada da seguinte maneira. Na equação da receita total, Scully descobre que o aumento de um ponto no percentual de vitórias aumentava a receita em US\$10.330,00. Já da equação do percentual de vitórias, ele descobre que o aumento de um ponto em *TSA* ou *TSW* aumenta o *PCTWIN* em 0,92 e 0,90, respectivamente. Logo, a MRP dos batedores é US\$10.330,00 x 0,92 =

US\$9.504,00 por ponto em *TSA* e dos arremessadores é US\$10330,00 x 0,90 = US\$9.297,00 por ponto percentual em *TSW*.

Em seu trabalho Scully admite a possibilidade de esses valores estarem inflacionados devido a alguns fatores omitidos do modelo, como as qualidades do técnico e espírito de equipe dos jogadores, porém ressalta que o alto R^2 na equação da produção de vitórias justifica sua especificação.

As estimativas de MRP bruta dos jogadores obtidas por Scully indicam que até mesmo jogadores medíocres⁵ contribuem com um excedente de aproximadamente US\$200.000,00 para a receita do clube. Para obter a MRP líquida dos jogadores, Scully subtrai os custos médios dos times de beisebol como forma de compensar os custos dos times com outros insumos, treinamento e desenvolvimento dos jogadores. De forma que um jogador que tenha um tempo de carreira médio (de 7 anos na MLB) custa aproximadamente US\$128.300,00 por ano para o time, além de seus salários. Fazendo esses descontos, Scully conclui que mesmo jogadores medíocres com tempos de carreira médios contribuem em excesso para as receitas do time em comparação com seus salários.

Seu último passo é fazer a regressão para a determinação dos salários dos jogadores, utilizando dados de salários e desempenho dos jogadores.

$$\begin{aligned} \text{Log}S_{hitters} = & + \beta_0 + \beta_1 \text{Log}_S A + \beta_2 \text{Log}M + \beta_3 \text{Log}D_{B_A} + \beta_4 \text{Log}_A B - \beta_2 \text{Log}SMSA_t \\ & + \beta_3 \text{Log}MARGA + \beta_4 \text{Log}NL \end{aligned}$$

Os salários dos rebatedores, $\text{Log}S_{hitters}$, são explicados por $\text{Log}_S A$, logaritmo da *slugging average* durante a vida; $\text{Log}M$, anos na MLB, $\text{Log}D_{B_A}$, dummy igual a 1 para jogadores com média de rebatidas inferior a média, mas média de rebatidas durante a vida maior que a média; $\text{Log}_A B$, número de vezes em que o rebatedor foi para base durante sua vida dividido pelos anos que está na MLB, podendo ser considerada a contribuição percentual do jogador para seu time; $\text{Log}SMSA$, $\text{Log}MARGA$, $\text{Log}NL$. Nessa regressão o R^2 foi de 0,81.

$$\begin{aligned} \text{Log}S_{pitchers} = & + \beta_0 + \beta_1 \text{Log}_{S_W} + \beta_2 \text{Log}M + \beta_4 \text{Log}_{I_p} - \beta_2 \text{Log}SMSA_t - \beta_3 \text{Log}MARGA \\ & - \beta_4 \text{Log}NL \end{aligned}$$

⁵ Jogadores com 4 anos de carreira, AB = 5% e IP = 10%. Adiante serão explicadas estas medidas de desempenho.

Para os arremessadores, $LogS$ depende de Log_{S_w} , porcentagem de *strikeout-to-walk* durante a vida, $LogM$, Log_{I_p} , porcentagem média da vida do arremessador de *innings pitched*⁶ pelo total de arremessos completados; $LogSMSA$, $LogMARGA$, $LogNL$. Nessa regressão o R^2 foi de 0,78.

Como parece existir uma tendência de aumento salarial conforme os anos de experiência na MLB, a variável M ajusta o desempenho para essa tendência. Além disso, aparentemente, estrelas e superestrelas recebem salários maiores do que suas contribuições para o time, introduzindo não-linearidade nas equações salariais, que é corrigida ao estimar a regressão logaritmicamente. A amostra utilizada contém 148 observações, é não-aleatória e viesada para a parte superior da cauda da distribuição de salários.

Todas as medidas de desempenho determinantes dos salários são significantes ao nível de 10%. Conforme indica o R^2 , de 78% a 81%, da variação nos salários dos jogadores são considerados pelo modelo. O autor atribui o restante aos caprichos do processo de barganha. Sendo assim, confirma que os salários dos jogadores de beisebol são de fato relacionados com seus desempenhos esportivos. Quanto ao efeito das variáveis $SMSA$, $MARGA$ e NL , o autor verifica que, apesar de essas variáveis terem substancial importância na determinação da receita dos times, elas praticamente não têm efeito nos salários dos jogadores. $SMSA$ é insignificante nos dois casos, o que significa que o tamanho do mercado da cidade de um time não é determinante para a determinação dos salários. NL também é insignificante nos dois casos, enquanto $MARGA$ não afeta o salário dos arremessadores, mas contribui positiva e significativamente para o salário dos rebatedores.

As principais diferenças nas receitas do produto marginais líquidos dos jogadores estão na MRP bruto maior dos melhores, mais usados durante os jogos e com carreiras mais longas, que permite aos times recuperar os custos com treinamento. As conclusões do trabalho são de que os jogadores sofrem exploração dos donos de time, uma vez que jogadores médios⁷ ganham apenas 11% de sua MRP bruta e 20% de sua MRP líquida enquanto as estrelas⁸ dos times ganham apenas 15% de seus MRP líquidos.

⁶ Número de entradas arremessadas por um arremessador. As entradas são contadas com base nas eliminações. Se o arremessador eliminar somente um jogador em uma entrada e for substituído, será creditada a ele 0.1 ou 1/3 (um terço) de entrada arremessada.

⁷ Jogadores com 7 anos de carreira, AB = 8% e IP = 14%.

⁸ Jogadores com 10 anos de carreira, AB = 10% e IP = 18%.

Scully finaliza o trabalho sugerindo modificações na cláusula de reserva. Baseando-se em El-Hodiri e Quirk (1971), ele argumenta que o desequilíbrio competitivo não seria alterado com a supressão desta cláusula. Tampouco acredita que os investimentos em times seriam desinteressantes sem as rendas de monopólio permitidas pela cláusula, uma vez que os lucros de monopólio se manteriam.

Zimbalist (1992), apesar de não considerar a modelagem de Scully econometricamente elegante, afirma que é tão confiável quanto qualquer outro método empírico ou subjetivo de estimação do valor dos jogadores. Assim, para testar a relação entre salário e desempenho de 1984 a 1989, o autor aplica uma modificação do modelo de Scully.

A mudança fundamental feita no modelo de Zimbalist se deve um problema conceitual do modelo de Scully, porque este deixa ambígua a noção de produção ao mesmo tempo em que tenta medir a receita do produto marginal do jogador. Segundo Scully, um jogador produz medidas de desempenho (no caso do beisebol, caminhadas, rebatidas e corridas), ou combinações dessas medidas, que contribuem para a vitória do time (produção final). Assim, Zimbalist indaga se um jogador que rebate abaixo da média da liga ou abaixo da média para a sua posição estaria no equilíbrio aumentando ou diminuindo o percentual de vitórias do time.

A medida da receita do produto marginal dos jogadores de Scully assume um contrafactual⁹ para rebatedores sem rebatidas, que considera que, se o jogador avaliado não tivesse jogado, seu substituto teria um desempenho de nenhuma rebatida e nenhuma caminhada. Dessa forma, o produto marginal de um jogador seria a diferença entre as produções do time, com e sem a sua presença, ou seja, quanto o jogador adiciona à produção do time. Portanto, na abordagem de Scully, se um rebatedor estiver fora do jogo, o desempenho de rebatidas da equipe cai substancialmente. Zimbalist prefere teoricamente fazer uma analogia com uma fábrica de bens de produção, que ao não contratar um trabalhador mantém sua produção constante ao invés de diminuí-la. Ele assume que seu método tem por limitação não permitir uma medida direta e absoluta da receita do produto marginal dos jogadores.

A segunda modificação de Zimbalist é com relação à especificação da equação do percentual de vitórias. Para ele, a *slugging average* e a porcentagem de *strikeout-to-walk* não são os melhores indicadores de desempenho para batedores e arremessadores, respectivamente. Sua função de produção utiliza os indicadores de média de corridas

⁹ Evento que não aconteceu, mas poderia ter acontecido

merecidas, para os arremessadores, e a *slugging avarage* somada à porcentagem *on base*¹⁰, para os rebatedores.

Outra crítica de Zimbalist é a ausência de uma variável porcentagem de vitórias do ano anterior na especificação da receita total, pois ele acredita que essa porcentagem influencia os torcedores a irem ao estádio assistir aos jogos no ano corrente, dessa forma gerando renda para o clube. Além disso, na equação de receita total o autor ainda adiciona a renda per capita da região metropolitana de onde o time está localizado e uma *dummy* para a *National League*.

A última modificação fundamental é que ele considera a receita do produto marginal líquida. Segundo Zimbalist, (1992, p. 189, tradução do autor),

Um empregador maximizador de lucros irá contratar empregados até o ponto em que o custo marginal do fator seja igual a sua receita do produto marginal bruta. O custo marginal do fator, por sua vez é igual ao salário pago ao jogador somado a qualquer custo marginal auxiliar necessário que acompanha o fator.

Assim, o salário é igual à receita do produto marginal bruto menos o custo auxiliar marginal, isto é, o salário é igual à receita do produto marginal líquido. Zimbalist manifesta a dificuldade de identificar e quantificar custos marginais auxiliares, mas explica que considerou custos com bastões de beisebol, capacetes, uniformes, luvas de beisebol, equipamentos de treinamento, treinadores e salas de treinamento. Além disso, ele argumenta que devem ser descontados do MRP bruto dos jogadores os custos de desenvolvimento ou custos indiretos de assinar com um agente livre. Em suas estimativas os custos auxiliares marginais são 10% do MRP bruto.

As variáveis utilizadas por Zimbalist no modelo seguem conforme abaixo, ambas com R^2 ajustado = 0,77:

$$PCT = -\beta_0 + \beta_1 PROD - \beta_2 ERA$$

$$TR = -\beta_0 + \beta_1 PCT + \beta_2 PCT(-1) + \beta_3 POP + \beta_4 YCAP + \beta_5 NL + \beta_6 TREND$$

Onde *PCT* é o percentual de vitórias do ano *t*, *PROD* é a *slugging avarage* somada à porcentagem *on base* (medida dos rebatedores), *ERA* é a média de corridas merecidas (medida dos arremessadores), *TR* é a receita total, *PCT (-1)* é o percentual de vitórias do ano *t - 1*, *POP* é a população da área metropolitana (*SMSA*) da cidade do time, *YCAP* é a renda per capita da *SMSA*, *NL* é uma *dummy* igual a 1, para times da *National League* e igual a 0 para

¹⁰ Porcentagem de vezes que o jogador chegou à base.

times da *American League* e *TREND* é uma *dummy* que vai de 1 em 1984 à 6 em 1989, para controlar tendência.

No período analisado, o autor encontrou correlação entre salário e desempenho de 1987 a 1989. Em 1986 a correlação é insignificante, muito provavelmente devido ao auge de uma colusão entre os donos de times para boicotar agentes livres a fim de reduzir as pedidas salariais.

Outra análise que o autor faz é que os resultados esperados, caso o mercado de trabalho funcionasse de forma eficiente e o MRP pudesse ser estimado de forma exata, seriam um termo constante igual a zero, um coeficiente de tempo de serviço igual a zero e um coeficiente de MRP igual a um.

Esse resultado, entretanto, é impossibilitado devido a fatores como medidas imperfeitas de MRP, contratos de longo prazo, salários mínimos na liga, informação imperfeita, mercado de trabalho não competitivo e comportamento não maximizador de lucro (ZIMBALIST, 1992, p. 191, tradução do autor)

Além disso, segundo o autor, o nível de significância dos coeficientes aumenta substancialmente em especificações com *lag* de tempo e aumentariam ainda mais não fossem os contratos de longo prazo, o que sugere a importância da informação imperfeita no processo de determinação salarial. “Onde os contratos permitem, o salário do próximo ano é mais intimamente relacionado com o desempenho desse ano do que é o salário desse ano” (ZIMBALIST, 1992, p. 191-193, tradução do autor). Segundo Zimbalist, esse resultado também testemunha a variabilidade e imprevisibilidade do desempenho de um jogador de um ano para o outro, o que dificulta a construção de times vencedores e a dominância de times de grandes cidades (ZIMBALIST, 1992).

O autor também observa que existe uma forte correlação positiva entre salário e anos de serviço dos jogadores. Além disso, “parece que arbitragem salarial reforça a capacidade de resposta salarial ao desempenho do jogador, enquanto contratos de longo prazo com agentes livres atenuam os incentivos da ligação entre salário e desempenho” (ZIMBALIST, 1992, p. 194). Contudo, apesar da relação entre salário e desempenho encontrado entre jogadores elegíveis para arbitragem salarial (*journeymen*) o sistema de reserva para jogadores com menos de seis anos de experiência na liga preserva o poder de monopólio dos donos que ainda conseguem, em média, pagá-los abaixo de seus MRP. As conclusões são de que o agente livre médio recebe 23% a mais que o seu MRP, enquanto o *journeymen* médio recebe apenas 60% do seu MRP.

Por fim, Zimbalist informa que as estimativas obtidas neste trabalho atingiram exatamente o salário médio por time, contudo ele acredita que devido à colusão dos donos de times é provável que os salários médios dos jogadores de beisebol estivessem abaixo da receita do produto marginal do jogador médio, o que significa que as estimativas de MRP obtidas provavelmente são muito baixas.

Krautmann (1999) discorda das conclusões do modelo de Scully, por acreditar que o extremamente competitivo processo de ofertas por agentes livres impede que os donos de times mantenham os salários substancialmente abaixo da receita do produto marginal dos jogadores. Ele levanta duas hipóteses de por que parte dos atletas profissionais recebe salários milionários. A primeira, porque os donos de times pagam a jogadores mais jovens menos do que seu valor, para subsidiar as superestrelas. A segunda, porque as superestrelas são capazes de gerar grandes quantias de receita aos donos dos times.

Ele explica que o beisebol profissional é mais utilizado que outros esportes, porque, devido às regras do jogo, os produtos marginais dos jogadores de beisebol são razoavelmente independentes facilitando o isolamento de uma contribuição particular de um jogador para o seu time. Krautmann explica que existem dois tipos de jogadores sujeitos à cláusula de reserva no beisebol: os aprendizes, que têm menos de três anos de experiência na liga; e os *journeymen*, que têm mais de três, mas menos de seis anos de experiência na liga. Os últimos são elegíveis à arbitragem salarial.

Krautmann utiliza a técnica de estimação de Scully em uma amostra de agentes livres. Ele desenvolve uma alternativa ao modelo de Scully que não seja tão sensível à forma como a receita do produto marginal é medida. Essa abordagem permite estimar o retorno de mercado sobre o desempenho através de uma regressão de salários de agente livres com seus desempenhos. Esses retornos de mercado, então, são aplicados sobre os jogadores restritos pela cláusula de reserva e as conclusões são de que os aprendizes médios recebem 25% de seus MRP, enquanto os *journeymen* médios recebem um salário correspondente ao que valem.

Em sua revisão da abordagem de Scully, Krautmann argumenta que acredita que as estimativas de MRP de Scully são superestimadas, pois este dá aos jogadores todo o crédito da vitória do time, ignorando fatores como qualidade gerencial e complementaridades entre os jogadores. Segundo Krautmann, o modelo de Scully apresenta estimativas que dependem fundamentalmente da forma como a receita do produto marginal é medida. Assim, ele

apresenta os dois métodos usados para medir o produto marginal de um rebatedor na literatura.

O método proporcional, introduzido por Scully (1974), credita ao jogador uma proporção de seu desempenho individual. Scully mede o produto marginal de um rebatedor ao multiplicar seu *Slugging Average* com a porcentagem *on bats* (porcentagem de oportunidades no bastão da equipe associadas ao jogador).

Já o método incremental, proposto por Zimbalist (1992), é baseado no desempenho do time com e sem o jogador entre os seus selecionados. Krautmann aponta erro de Zimbalist na utilização de *slugging average* como uma das medidas da produtividade, porque isso faz com que o desempenho dos times aumente com a exclusão de um jogador abaixo da média, aumentando um produto marginal atribuído que é negativo. Uma vez que valores negativos de produto marginal não são permitidos, este método, segundo Krautmann, é incorreto.

Outra questão levantada é que, quando um jogador e um time estão negociando, estas negociações acontecem antes da temporada t . Portanto, o salário acordado é baseado nas expectativas de contribuições futuras do jogador. Scully mede a contribuição de um jogador *ex ante* ao utilizar as estatísticas da carreira do jogador até a temporada $t - 1$, enquanto Zimbalist utiliza a contribuição do jogador ao final da temporada, isto é *ex post*. Krautmann considera inapropriada a realização *ex-post* de desempenho na relação entre o salário do jogador com o seu MRP, na qual acredita que é necessária a medida do desempenho *ex ante*.

Em seu estudo, Krautmann estima os MRP apenas de rebatedores, pois enquanto o trabalho de um rebatedor é basicamente criar corridas, o produto marginal de um arremessador depende do papel que ele desempenha, existindo uma grande variedade de medidas de medidas de desempenho que depende do tipo de arremessador.

Krautmann concorda com Zimbalist quanto à inclusão da porcentagem de vitórias da temporada anterior ser importante na equação de receita da temporada corrente e também quanto à utilização de média de corrida merecida (ERA_j) como medida de desempenho dos arremessadores. Porém, para as medidas ofensivas, dos rebatedores, ele utiliza a variável OFF_j que é igual à SA_j (*slugging average*) do time, quanto é utilizado o método proporcional, e $TBASES_j$ (número total de bases do time), quanto é utilizado o método incremental. Os coeficientes estimados nas equações a seguir apresentam sinal adequado e são significativos ao nível de 5%, além de a regressão apresentar R^2 ajustado satisfatório.

$$RT_{jt} = \lambda_0 + \lambda_1 POP_{jt} + \lambda_2 WPCT_{jt} + \lambda_3 WPCT_{j(t-1)}$$

$$WPCT_{jt} = \beta_0 + \beta_1 OFF_{jt} + \beta_2 ERA_{jt}$$

Krautmann estima os MRP utilizando a abordagem de Scully para uma amostra de 215 rebatedores, elegíveis para livre agência entre 1990 e 1993. Ele utiliza tanto o método proporcional quanto o incremental e cada método é calculado empregando tanto o desempenho *ex ante*, média da contribuição dos jogadores nas três temporadas anteriores, como o desempenho *ex post*, contribuição definida como as estatísticas de desempenho do jogador ao final da temporada *t*. As conclusões obtidas com as estimativas são as seguintes. Primeiro, as estimativas de MRP são muito grandes – algumas cinco ou seis vezes maiores do que o salário médio dos agentes livres – o que é difícil de acreditar devido ao processo competitivo de ofertas associado à livre agência. (KRAUTMANN, 1999) Segundo, uma diferença dessa magnitude implicaria uma curva de oferta aproximadamente vertical, o que é considerado impossível dado o grau de mobilidade a qual os agentes livres têm acesso. (KRAUTMANN, 1999) Terceiro, como Zimbalist, Krautmann também não encontra correlações muito impressionantes entre as estimativas e o salário real dos jogadores.

Krautmann afirma ainda que o modelo de Scully apresenta as estimativas inflacionadas por utilizar a receita total e não a receita de bilheteria. Isso ocorre, porque a receita de bilheteria seguramente é relacionada ao desempenho do time, enquanto a receita total leva em consideração receitas não-relacionadas ao desempenho do time como acordos com estádios e recursos de televisionamento nacional. Assim, o componente da receita marginal dos times superestima o impacto do percentual de vitórias nas receitas totais. Krautmann estima o modelo de Scully utilizando apenas as receitas de bilheteria e encontra estimativas de MRP 25% menores para os salários de agentes livres; entretanto, ainda quatro ou cinco vezes maior que o salário, por isso conclui que a técnica de Scully não pode ser corrigida apenas ajustando a medida das receitas. Ele também chama atenção ao fato de as estimativas de MRP *ex ante* serem aproximadamente 20% maiores que as estimativas *ex post* para qualquer medida de contribuição do jogador ou receita do time.

O modelo proposto por Krautmann se baseia na suposição de que o intenso processo de procura por agentes livres deveria alinhar salários a receitas do produto marginal, permitindo a estimativa do retorno competitivo de mercado para o desempenho. Aplicando o retorno de mercado aos jogadores restritos pela cláusula de reserva é possível imputar seus valores de mercado.

Para comparar seu método com o de Scully, Krautmann estima os retornos de mercado de agentes livres sobre o desempenho em uma amostra de 273 rebatedores que assinaram novos contratos entre 1990 e 1994. Ele conclui que os dois métodos indicam que o jogador médio sob cláusula de reserva gera mais receita ao seu time do que ele é pago e que os aprendizes são mais mal pagos do que os *journeymen*. Krautmann explica que isso é consistente, não apenas com o maior poder de barganha dos *journeymen*, que graças à elegibilidade à arbitragem salarial se tornam menos suscetíveis à exploração monopsonística, mas também com a literatura interna sobre o mercado de trabalho que versa que trabalhadores aceitam ganhar menos em seus primeiros anos de emprego, pois no futuro serão recompensados com salários mais altos.

As estimativas encontradas pelo modelo de Scully são de quatro a cinco vezes maiores que as estimativas do retorno de livre mercado. Krautmann levanta a hipótese de que isso possa ser por causa de subestimativas do método de retorno de livre mercado no caso de donos de times serem capazes de deprimir salários de agentes livres abaixo de suas MRP. Contudo, acredita que essa diferença se deve na verdade às superestimativas do modelo de Scully que atribui aos jogadores proporções inapropriadas à contribuição para o desempenho do time. Outras conclusões são de que os salários dos jogadores cresceram de 10% a 15% ao longo do período observado e que a expansão da liga no período diluiu o talento aumentando a competição pelos agentes livres (mesmos os medíocres). Segundo Krautmann, a estrutura institucional do processo de arbitragem não deveria permitir uma diferença tão grande entre os salários de *journeymen* e agentes livres como indicada pelas estimativas de Scully.

O trabalho de Bodvarsson e Brastow (1998) consiste na elaboração de um modelo de monitoramento e sinalização de trabalhadores, no qual as informações são simétricas e os riscos são neutros. Para os autores, a inconsistência no desempenho dos trabalhadores aumenta os custos de monitoramento, diminuindo o salário dos trabalhadores. Os autores testam essa e outras predições utilizando dados da NBA e descobrem que, de fato, jogadores com desempenho consistente são mais bem pagos.

Neste trabalho, os autores desenvolvem e testam um modelo de uma firma enfrentando dispendiosos custos de monitoramento no trabalho, existe informação simétrica e novas implicações para salários iniciais são desenvolvidas. O principal aspecto do modelo é que monitoramento pode ser caro quando o desempenho de um trabalhador ao longo do tempo é variável, de forma que o modelo prevê que existe uma relação inversa entre variância de MRP

e salários iniciais (BODVARSSON e BRASTOW, 1998). Esse modelo não faz qualquer suposição ou restrição sobre as funções de utilidade de empregadores e trabalhadores, contrariando os tradicionais modelos de aversão ao risco da literatura, que os autores acreditam levar a relações ambíguas. A principal implicação do modelo é que

“custos de monitoramento esperados são maiores para trabalhadores com produção variável e, portanto, se trabalhadores pagam toda ou parte dos custos de monitoramento, os salários destes trabalhadores será menor” (BODVARSSON e BRASTOW, 1998, p. 146, tradução do autor).

Segundo Bodvarsson e Brastow (1998, p.146, tradução do autor),

O modelo é aplicável a muitas outras indústrias, porém os autores escolheram testá-lo com uma base de dados de jogadores profissionais de basquete da NBA, por importantes razões. Primeiro, a produtividade de um atleta normalmente é bastante variável ao longo do tempo. [...]Segundo, os acordos contratuais na NBA incentivam donos de times a monitorar jogadores constantemente, principalmente os mais jovens.

Terceiro, os autores duvidam que as restritas condições utilizadas em modelos de aversão ao risco para uma relação inversa entre variância e pagamento seriam satisfeitas em uma indústria como a de basquete profissional. Mesmo porque, não é incomum que jogadores assinem contratos nos quais grande proporção de suas compensações venham de pagamentos de incentivos, portanto é pouco provável que a aversão ao risco dos jogadores seja maior do que a da firma (uma das condições dos modelos de aversão ao risco para a relação inversa entre pagamento e variância). Ou seja, Bodvarsson e Brastow (1998) é antes um estudo sobre o mercado de trabalho geral, cujo modelo é testado no mercado de trabalho dos esportes profissionais, especificamente na NBA, do que um trabalho típico da economia do esporte. De forma que “o modelo é aplicável a muitas indústrias nas quais a mensuração do desempenho é dispendiosa, a produção é variável ao longo do tempo, os trabalhadores investem em sinais de trabalho e persistentes discriminações salariais podem existir” (BODVARSSON e BRASTOW, 1998, p.159).

A especificação da equação de salários encontrada pelos autores exclusivamente para a NBA é a seguinte.

$$\ln(W) = \beta_0 + \beta_1\theta + \beta_2G + \beta_3\sigma^2 + \beta_4z + \beta_5c + \beta_6(\sigma^2z) + \beta_7(\sigma^2c) + \beta_8(\theta\sigma^2) + \beta_9(\theta c) + \beta_{10}(\theta z) + \beta_{11}(\theta z) + \epsilon$$

Onde W é o salário. θ é o vetor das estatísticas de desempenho da carreira na NBA e funciona como proxy para a sinalização passada de produtividade. G é um vetor de características particulares do jogador, do time e da localização da cidade que afetam o

salário. σ^2 é a variação no desempenho, z é uma *dummy* igual a 1 se o jogador for negro e 0 se for branco. $\sigma^2 z$ é o termo de interação entre a raça e a variância. $\sigma^2 c$ é o termo de interação entre a variância e a taxa de monitoramento. $\theta \sigma^2$ é um vetor de termos de interação entre desempenho passado e variância. θc é um vetor de termos de interação entre desempenho passado e taxa de monitoramento. θc é um vetor de termos de interação entre desempenho passado e raça. $\beta_1, \beta_2, \beta_8, \beta_9$ e β_{10} são vetores de coeficientes e ϵ é o termo de erro. c é a taxa de monitoramento, contudo devido as dificuldades de encontrar uma contrapartida para a taxa de monitoramento, a equação foi estimada sem dados da taxa. Os autores acreditam que este problema, não vies a especificação do modelo, por assumirem que c será ortogonal as outras variáveis do modelo.

O vetor das estatísticas de desempenho da carreira na NBA inclui o número de temporadas jogadas, a média de jogos jogados por temporada na carreira, a média de minutos jogados por partida na carreira, a porcentagem de acertos de arremessos de 2 pontos da carreira, a porcentagem de acertos de lances livres da carreira, a média de rebotes obtidos por jogo na carreira, a média de assistência por jogo na carreira, o número total de pontos marcados na carreira e o número de vezes que o jogador esteve em um jogo das estrelas como porcentagem do número de temporadas jogadas na liga.

Os dados de outras características pessoais importantes incluídas em G , são a posição dos jogadores no draft anual no qual foram selecionados, se são pivôs, alas ou alas pivôs e se são negros. Os autores verificam que atletas escolhidos próximos do topo nos *drafts* costumam ter uma previsão de sua receita do produto marginal maior e, portanto, salários maiores ao longo de toda a carreira. Além disso, as posições de pivô, ou ala e ala-pivô são melhores remuneradas do que as posições de armador e ala-armador.

A amostra testada continha 151 jogadores durante a temporada 1990-1991 e que jogaram ao menos uma partida por semana na temporada 1989-1990. A inclusão de jogadores que jogaram menos regularmente não foi feita para não introduzir no modelo variações de produções irrelevantes. Ao testarem a discriminação contra negros, os autores não encontraram evidências de discriminação nesta temporada, contrariando Kahn (2000). É provável que a discriminação não exista na NBA, porque a indústria é caracterizada pelo grande emprego de força de trabalho negra, que na temporada 1990-1991 era de aproximadamente 75%. Outra evidência interessante encontrada é que o efeito marginal dos

acertos de arremessos de dois pontos nos salários aumenta quando o time vence jogos com maior frequência.

De qualquer forma, os autores encontraram forte apoio à hipótese dos custos de monitoramento. Partindo do princípio de que a MRP de cada atleta varia ao longo do tempo, encontram uma relação inversa entre a variância da MRP e os salários dos jogadores, o que indica que os donos dos clubes da NBA pagam mais por atletas com desempenho mais constante.

Em um estudo recente sobre a relação entre salário e desempenho Simmons e Berri (2011) analisam como os desempenhos dos times e dos jogadores da NBA respondem a aumentos na desigualdade salarial entre os jogadores.

Para isso, primeiro, os autores obtêm uma medida condicional de desigualdade salarial através da estimação de um modelo salarial simples.

$$\text{Log}(W) = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + EXP + \epsilon_{it}$$

Onde X_{it-1} é um vetor de habilidades e atributos observáveis do jogador i na temporada passada ($t - 1$) para avaliação de salário. β_1 é um vetor de características a serem estimadas. EXP é o efeito dos anos de experiência na liga sobre o salário. A parte prevista das estimativas dessa equação é utilizada para a obtenção de uma medida de Gini para a desigualdade salarial para cada time por temporada, $GINIPREV_{jt}$. Os resíduos desta equação representam diferenças entre o salário atual e os salários esperados e computam a segunda medida de desigualdade salarial, $GINIRES_{jt}$. As interpretações dessas variáveis são que um aumento em $GINIPREV_{jt}$ implica em um aumento da dispersão de salários esperados, enquanto um aumento de $GINIRES_{jt}$ indica uma maior dispersão de salários em torno de seus valores esperados (SIMMONS e BERRI, 2011).

Estas duas medidas obtidas pelos pesquisadores são então introduzidas em um modelo de desempenho do time, medido pela porcentagem de vitórias da temporada regular.

$$WPCT_{jt} = \beta_0 + \beta_1 RS_{jt} + \beta_2 RS_{jt}^2 + GINIPRED_{jt} + GINIRES_{jt} + TE$$

Onde RS_{jt} e RS_{jt}^2 , são respectivamente salário relativo e salário relativo ao quadrado e TE são efeitos fixos dos times. Para uma amostra de 516 observações no período de 1990-

1991 a 2007-2008, os autores obtiveram um R^2 ajustado de 0,343 para essa equação do percentual de vitórias dos times.

O modelo obtido pelos pesquisadores aponta que os salários na NBA podem ser explicados pelas medidas por jogo de pontos, rebotes, bloqueios e assistências; eficiência nos arremessos, perdas de posse de bola e roubadas de bola tende a não explicar os salários na NBA (SIMMONS e BERRI, 2011). A essas variáveis são adicionadas idade, idade ao quadrado, minutos por jogo e porcentagem de vitória da temporada passada do time ao qual estava o jogador. Os autores também imaginam que jogadores que ficam mais tempo em quadra recebem mais, portanto filtram a amostra apenas para jogadores que tenham pelo menos 20 jogos e no mínimo 12 minutos por jogo em uma dada temporada, visando eliminar jogadores que pouco contribuem para as vitórias do time.

O modelo salarial encontrado por Simmons e Berri, para uma amostra de jogadores da NBA das temporadas de 1990-1991 a 2007-2008 é o seguinte.

$$\text{Log}(W) = \beta_1 A + \beta_2 A^2 + \beta_1 PPG + \beta_1 RPG + \beta_1 BPG + \beta_1 APG + \beta_1 MPG + \beta_1 WPCT_j \\ + \text{dummys anuais}$$

Onde A é a idade, A^2 é idade ao quadrado, PPG é a média de pontos por jogo, RPG é a média de rebotes por jogo, BPG é a média de bloqueios por jogo, APG é o número de assistências por jogo, MPG é o número de minutos jogados por jogo, $WPCT_j$ é o percentual de vitórias do time e as *dummys* anuais para justar a tendência. Este modelo de determinação salarial apresenta R^2 ajustado de 0,606.

No modelo de desempenho do time eles controlaram a qualidade dos times utilizando o salário relativo, ou seja, utilizaram a folha de pagamentos do time j dividida pela folha de pagamentos média da liga e centralizando a média igual a um. A medida de salário esperado encontrado é significativamente positiva, o que significa que os times da NBA que empregam jogadores com maior diferença de talento (indicado pelo salário de mercado) normalmente desempenham melhor na temporada regular do que os que são mais homogêneos em qualidade.

Simmons e Berri concluem que os salários dos jogadores da NBA são fundamentalmente conduzidos por pontos marcados, as outras medidas de desempenho que contribuem para as vitórias dos times são menos importantes. Eles também indicam que existem diferenças entre a percepção de produtividade do time (entre os jogadores) e a

verdadeira produção de vitórias do jogador na determinação dos salários. Os autores discriminam dois tipos de desigualdade salarial: a justificada e a injustificada. A desigualdade salarial justificada significa que os jogadores aceitam a noção de que alguns jogadores são melhores do que outros e os que são percebidos como melhores devem receber salários maiores sem resposta em termos de esforço individual e produtividade. Já a desigualdade injustificada é condicionada a percepção de desempenho embutida no modelo e derivada dos resíduos do modelo salarial (SIMMONS e BERRI, 2011). Além disso, os autores descobriram pela análise de dados que, apesar de a desigualdade salarial entre os jogadores ter aumentado em muitos times, a desigualdade baseada em salários previstos não mudou muito. Por fim, os autores encontraram “poucas evidências sobre o papel da desigualdade salarial tanto no desempenho dos times como dos jogadores. Em contraste, a desigualdade justificada parece ter um impacto positivo na performance dos jogadores da NBA” (SIMMONS E BERRI, 2011, p. 388, tradução do autor).

5. PARTICULARIDADES DO MERCADO DE TRABALHO DA NBA

Para os objetivos propostos nesse trabalho é importante que exista o conhecimento prévio de particularidades do mercado de trabalho da NBA. Nesse sentido as informações obtidas em Couture (2016) e Coon (2012) possibilitam elucidar diversos aspectos desse mercado. Observa-se que muitas características evidenciam o poder de monopólio dos donos de franquia da NBA.

5.1 Acordo de Barganha Coletivo (Collective Bargaining Agreement)

O acordo de barganha coletivo (CBA) é o contrato legal que existe entre a liga e a associação de jogadores. Esse acordo define limites salariais, salários máximos e mínimos, as regras de troca de jogadores, procedimentos de *draft* e diversas outras questões que uma liga esportiva como a NBA precisa estabelecer para operar com sucesso. Além disso, esse acordo previne a NBA de violar as leis federais *antitrust* dos Estados Unidos, uma vez que algumas de suas práticas, como o limite salarial e o *draft* seriam passíveis de sanções caso não estivessem especificados no acordo de barganha coletivo. Esses acordos são constantemente revisados, modificados e atualizados.

Alguns acordos de barganha coletiva foram historicamente importantes para o desenvolvimento da liga conforme ela é hoje. O primeiro foi estabelecido em 1970 e, entre outras resoluções, definiu o salário mínimo da liga. No CBA de 1983 ficou acordado o limite salarial por franquia, na filosofia que vigora até hoje, e a divisão de receitas da liga entre jogadores e donos de time. Já o CBA de 1988 também modificou bastante a estrutura da liga ao introduzir a livre agência irrestrita de atletas. Em 1995, o acordo estabeleceu o salário dos iniciantes em escala e, em 1999, o acordo determinou os salários máximos por jogador e a taxa de luxo¹¹ por franquia. Para completar, o último CBA, de 2011, que terá vigor até 2021, ajustou para cima a taxa de luxo que as franquias devem pagar por exceder o limite salarial e para baixo o percentual da receita da liga garantida aos jogadores.

5.2 Livre Agência

Antes do CBA de 1988, os jogadores de basquetebol da NBA poderiam apenas ser escolhidos (“draftados”) ou trocados entre os clubes. Assinar com outra equipe ao final de seu

¹¹ Será explicado adiante o que é essa taxa.

contrato não era uma opção, como é hoje em dia, e mesmo que a equipe do jogador estivesse disposta a deixá-lo sair, deveria receber uma compensação por isso. A introdução da livre agência permitiu que os jogadores tivessem maior controle sobre onde eles gostariam de jogar e aumentou seu poder de barganha.

Existem duas classificações de agentes livres na NBA: os irrestritos e os restritos. Os agentes livres irrestritos são os que podem assinar com qualquer clube que eles escolherem, desde que o acordo respeite as regras da liga. Podem, inclusive, optar por um contrato menos lucrativo para jogar em uma melhor localização, ou para fazer parte de um time mais competitivo. Já os agentes livres restritos, só assinam com outro clube se o seu clube atual não igualar a oferta, pois o clube possui o direito da primeira recusa. A livre agência restrita é bem limitada; é permitida apenas aos jogadores iniciantes, após o quarto ano de contrato em escala, que foram escolhidos na primeira rodada do *draft* e aos agentes livres veteranos que estiveram na liga por três anos ou menos.

5.3 Ordem Reversa de Draft

Em 1985, a NBA introduziu a ordem reversa de loteria no *draft* com a intenção de promover o equilíbrio competitivo na liga. O *draft* da NBA é um processo anual no qual os 30 times participantes da liga recrutam jogadores iniciantes; são escolhidos 60 jogadores divididos em duas rodadas de 30. Existe uma loteria para definir as três primeiras escolhas, os 14 times que não foram para a pós-temporada recebem um número específico de bolas de loteria de acordo com seu desempenho na temporada passada. O pior time da última competição recebe uma quantia de bolas de loterias que lhes dá 25% de chances de ficar com a primeira escolha do *draft*, que geralmente é o jogador com maior potencial de se tornar uma superestrela. O time com o segundo pior desempenho recebe o segundo maior número de bolas de loteria e assim por diante. A loteria define apenas as três primeiras escolhas, que necessariamente reforçarão os times que não passaram para os *playoffs*. Da quarta escolha em diante a ordem é disposta de forma contrária ao percentual de vitórias da temporada anterior. Ou seja, por mais que exista o fator incerteza no desempenho dos atletas e a necessidade de os clubes acertarem em suas escolhas, esse mecanismo permite que os piores times contratem os potenciais melhores jogadores. O problema com esse mecanismo é que ele acaba criando incentivos para os clubes que não têm chance de ir aos *playoffs* perderem (Couture,2016). Além disso, é possibilitado aos times trocarem escolhas de *drafts* de até 7 anos no futuro,

sendo comum condicionar a troca a sua posição e tendo que respeitar a restrição de não poder trocar futuras escolhas de primeira rodada em dois anos consecutivos.

Em 1995, O CBA introduziu o salário em escala dos iniciantes. A liga especificou quanto deve ser a remuneração de cada posição das 30 escolhas de primeira rodada para cada ano de contrato, nos três primeiros anos, e quanto devem ser os aumentos anuais nos anos subsequentes. Os times podem assinar com os jogadores “draftados” por no mínimo 80% e no máximo 120% do valor especificado em sua posição, geralmente pagando o máximo. Para um melhor entendimento do quanto é importante para os jogadores ficar nas primeiras posições do *draft* basta observar a diferença na remuneração, no ano de 2015-2016, entre a primeira escolha, que recebeu US\$4.753.000, e a trigésima escolha, que recebeu US\$976.300. Os jogadores iniciantes “draftados” na segunda rodada não têm a escala de salários, portanto não têm nenhuma restrição salarial específica e podem assinar por qualquer valor entre o mínimo e o máximo da liga. Contudo, jogadores que sobram para a segunda rodada dificilmente conseguem exigir muito mais do que o mínimo da liga (Coon, 2012). Esse sistema de salários em escala complementa a ordem reversa do *draft*, assegurando que os piores times consigam fechar com jovens estrelas por um preço pré-estipulado e considerado razoável.

5.4 Limite Salarial Suave (Soft Salary Cap)

Todas as principais ligas esportivas americanas, com exceção da principal liga de beisebol (*Major League Baseball*), adotam limites salariais por equipe. Os argumentos que normalmente os sustentam são que eles aumentam o equilíbrio competitivo entre as equipes participantes da liga e impedem que os salários dos atletas cheguem a níveis insustentáveis para os clubes. O tipo de limite salarial que vigora na NBA é o limite salarial leve, isso significa que existem exceções preestabelecidas que permitem que os clubes ultrapassem o teto salarial estipulado. Diferentemente do limite salarial rígido, adotado pelas principais ligas de hóquei e de futebol americano (NHL e NFL), que não permite que o limite salarial seja excedido por nenhuma razão.

A introdução do limite salarial na NBA ocorreu em 1983 e tem relação com o acordo de divisão de receitas entre jogadores e donos de clubes. Ficou determinado que os jogadores recebessem um percentual da Renda Relacionada ao Basquetebol (BRI), que essencialmente inclui qualquer renda relacionada a operações de basquetebol que for auferida pela NBA ou qualquer subsidiária. Isso inclui direitos de transmissão, receitas de bilheteria, rendimentos

com exibição de jogos, renda proveniente de patrocinadores e de promoções dos times, rendimentos referentes ao direito a venda de bebidas e estacionamento, entre outras fontes. A porcentagem da BRI estipulada para os jogadores historicamente gira em torno de 50%. É importante destacar que o limite salarial por time de cada temporada é estipulado de acordo com a projeção de BRI da respectiva temporada, portanto, essa projeção é objeto de negociação entre a liga e a associação de jogadores e todo ano as partes se reúnem para tentar chegar a um acordo comum. Em 2015-2016, ano que será analisado no modelo, o limite salarial por time foi de 70 milhões de dólares.

O limite salarial leve da NBA permite que os times operem com folhas de pagamento acima do limite desde que os jogadores contratados ou trocados façam parte das exceções. Existem diversas exceções na NBA. A exceção *Larry Bird*, por exemplo, permite que os clubes excedam o limite salarial para assinarem com seus próprios agentes livres até o salário máximo que o jogador pode receber. Para que o jogador se classifique para essa exceção ele precisa ter jogado três temporadas sem ter trocado de clube via livre agência. Existem ainda as exceções *Early Bird* e a *Non-Bird*, que são variações da exceção *Larry Bird*, cada uma com suas respectivas regras de elegibilidade. Além disso, as exceções *Mid-level* permitem que os clubes assinem com agentes livres pagando o salário médio da NBA. O valor pode ser usado inteiro em um único jogador ou dividido entre múltiplos jogadores. Esse valor será maior se o clube não estiver pagando taxa de luxo da liga ou se estiver apenas 4 milhões de dólares acima do limite da taxa. Outra notável exceção é a *Bi-Annual*, que permite aos clubes assinarem um contrato curto, de até dois anos, com um agente livre a cada dois anos. Já a exceção *Minimum Player Salary* permite que os clubes ofereçam contratos de salários mínimos aos jogadores. Existem ainda duas exceções mais incomuns, as exceções *Disabled Player* e *Reinstatement*, que têm, respectivamente, os objetivos de substituir jogadores contundidos que não tenham condições de retornar na temporada corrente e permitir que jogadores banidos da liga por problemas de drogas possam retornar aos times de origem. Os clubes também podem assinar com suas escolhas no *draft*, de acordo com a escala salarial dos iniciantes, mesmo que ultrapassem o limite salarial.

Um mecanismo extremamente característico do limite salarial leve da NBA é a taxa de luxo. Como é muito fácil extrapolar o limite salarial da NBA, devido às inúmeras exceções discutidas anteriormente, ela ajuda a controlar os gastos das equipes, obrigando equipes que gastem além do nível da taxa a pagar uma taxa de penalidade para cada dólar excedido no salário do time. Essa penalidade é maior se o clube tiver sido taxado em três das últimas

quatro temporadas ou menor se o clube não tiver sido taxado em pelo menos três das últimas quatro temporadas. Além disso, quanto maior o nível de gastos do clube, maior será a taxa de luxo aplicada sobre ele. Exemplificando, a taxa tanto pode ser de US\$1,50 por dólar gasto além do nível da taxa para um clube que a tenha excedido até US\$4.999.999 e que não tenha sido penalizado em pelo menos três das últimas quatro temporadas, como pode ser de US\$4,75 por dólar gasto além do nível da taxa para um clube que a tenha excedido por US\$20 milhões ou mais e que tenha sido penalizado em pelo menos três das últimas quatro temporadas. Existem mecanismos que permitem que as multas fiquem ainda maiores, pois a cada US\$5 milhões excedidos além dos US\$20 milhões ainda há um adicional de 0,50. Assim, para um excesso de US\$25 milhões a taxa é US\$5,25, de US\$30 milhões a taxa é US\$5,75, e assim por diante.

Para uma melhor ilustração do funcionamento da taxa de luxo, o limite salarial da NBA na temporada 2015-2016, como informado anteriormente, foi de US\$70 milhões por time. Já o limite para a taxa de luxo foi de US\$84,740 milhões. Isso significa que um time com uma folha de pagamentos de US\$88,740 milhões e que não a tivesse excedido nas últimas 3 temporadas teria que pagar a sua folha mais US\$6 milhões (US\$ 4 milhões x 1,50) de taxa de luxo, por ter excedido esse nível. Nessa temporada os times e as quantias pagas em milhões de dólares foram os seguintes: Cavaliers (54,0), Clippers (19,9), Warriors (14,8), Thunder (14,5), Spurs (4,9), Rockets (4,9), Bulls (4,2).

A taxa de luxo também é um mecanismo de subsídio econômico e distribuição de renda, uma vez que, todos os anos, até 50% da quantia taxada pode ser distribuída igualmente entre os clubes que não foram taxados. Pelo menos 50% do dinheiro arrecadado é confiscado pela liga para seus propósitos a cada temporada. De forma geral, a NBA permite, através de diversas exceções, que seu limite salarial seja excedido, contudo, pode ser bastante custoso para as equipes fazê-lo.

5.5 Limite Salarial Individual

O CBA de 1999 apresentou ao mundo a primeira imposição de limites salariais individuais nos esportes profissionais. O salário máximo na NBA é baseado nos anos de experiência que o jogador tem na liga. Jogadores com menos de 7 anos de experiência na NBA têm o salário máximo definido como 25% do limite salarial, que na temporada 2015-

2016 foi US\$16.407.500 ao ano. Jogadores com experiência de 7 a 9 anos têm o salário máximo definido como 30% do limite salarial, que nessa temporada foi US\$19.689.000 ao ano. Já jogadores com experiência na liga de 10 anos ou mais têm o salário máximo definido como 35% do limite salarial, que nessa temporada foi US\$22.970.500 ao ano. A exceção é que o salário máximo de um agente livre no primeiro ano de um novo contrato nunca é inferior a 105% de seu salário no último ano de seu contrato anterior. Assim, por exemplo, um agente livre veterano com 10 anos de experiência na liga que mais recentemente ganhou US\$20 milhões tem um salário máximo de pelo menos US\$ 21 milhões, mesmo que seja acima do máximo da liga. (COON, 2012) Como isso só é válido para o primeiro ano de contrato, nos anos subsequentes os salários podem crescer acima destes limites, mas apenas pelo crescimento aprovado pela liga. Isso explica, por exemplo, como Kobe Bryant recebeu US\$25 milhões nessa que foi sua última temporada na liga, apesar de esse valor ser maior que o salário máximo. Já o salário mínimo foi de US\$525.093 ao ano.

6. MODELO PROPOSTO PARA O BASQUETEBOL

Como exposto no capítulo 4, a economia do esporte conta com um acervo de estudos que se propõe a modelar a relação entre o salário e o desempenho de atletas profissionais em seus respectivos mercados de trabalho. Neste capítulo, temos por objetivo contribuir para esta área de pesquisa, através da mensuração da MRP para o mercado de trabalho da NBA, com base na metodologia de Scully (1974).

Scully supõe que a cláusula de reserva diminui o salário dos jogadores abaixo de seus MRP e que as receitas brutas do beisebol são relacionadas principalmente a desempenho individual, através de seu efeito na classificação do time. Um de seus críticos, Krautmann (1999) afirma que a utilização da receita de bilheteria é mais correta que a utilização da receita total, pois a receita de bilheteria certamente é relacionada ao desempenho do time, enquanto a receita total leva em consideração receitas não-relacionadas a esse desempenho, como acordos com estádios e recursos de televisionamento nacional. Outro crítico, Zimbalist (1992) chamou a atenção para a importância do desempenho do time na última temporada, pois acredita que a porcentagem de vitórias no ano anterior influencia os torcedores a irem ao estádio assistir aos jogos no ano corrente, e também sugeriu a utilização de renda per capita da população metropolitana como componente da equação de receita.

Nossa suposição é que o poder de monopólio da liga é superior ao poder de monopólio do sindicato de jogadores da NBA, fazendo com que os resultados das negociações salariais estabelecidos pelo Acordo de Barganha Coletiva (CBA), tenham caráter exploratório para os jogadores, isto é, os jogadores recebem menos do que suas receitas do produto marginal (MRP). Também acreditamos na existência da relação suposta por Scully entre desempenhos individuais de jogadores e a receita de clubes, através de seus efeitos na classificação do time. Contudo, similarmente a Krautmann (1999), a medida de receita que acreditamos ser mais adequada é a receita de bilheteria.

Nosso modelo teórico de cálculo da receita marginal bruta dos jogadores é basicamente uma adaptação para o basquetebol do modelo de Scully para o beisebol. Contudo, uma vez que são esportes essencialmente diferentes, algumas observações precisam ser feitas. Primeiro, as regras do beisebol deixam clara a diferença existente entre jogadores de ataque (rebatedores) e jogadores de defesa (arremessadores) nesse esporte. No basquete, todos os

jogadores em quadra atacam e defendem, de forma que a utilização de uma única variável que sirva de *proxy* para o desempenho de cada jogador em cada um desses momentos do jogo não nos parece interessante. Segundo, o número de jogos por temporada na NBA é menor. Cada clube na NBA disputa 82 jogos por temporada enquanto cada time na MLB disputa 162 jogos por temporada. Isso significa que existirá diferença no tamanho das amostras na análise de uma temporada regular de cada um desses dois esportes. Terceiro, o tamanho da capacidade de público também difere entre os dois esportes, pois enquanto os times de beisebol possuem em média estádios com capacidade de acomodar por volta de 40.000 torcedores, os times da NBA em geral jogam em arenas com capacidade de acomodar por volta 20.000 torcedores.

Feitas essas ressalvas, imaginamos que o melhor modelo para a produção de vitórias na NBA é um somatório das estatísticas tradicionais de desempenho dos times, sendo que as ações que auxiliam o time a conquistar vitórias deveriam ter coeficientes positivos e as ações que afastam o time das vitórias deveriam ter coeficientes negativos. É uma abordagem próxima da utilizada por Simmons e Berri (2011) para seu modelo de determinação salarial. Assim, a equação para produção de vitórias deveria ser como segue:

$$PCTWIN = \beta_0 + \beta_1(3P_-) + \beta_2(2P_-) + \beta_3(1P_-) + \beta_4(AST) + \beta_5(OREB) + \beta_6(DREB) + \beta_7(STL) + \beta_8(BLK) - \beta_9(TOV) - \beta_{10}(F) + \beta_{11}(CONT) + \epsilon$$

Todas as medidas de desempenho são médias por jogo. *PCTWIN* é o percentual de vitórias dos times, *3P_-* é a porcentagem de acertos de cestas de 3 pontos, *2P_-* é a porcentagem de acertos de cestas de 2 pontos, *1P_-* é a porcentagem de acertos de cestas de 1 ponto (lances livres), *AST*, é a média de assistências, *OREB*, é a média de rebotes ofensivos, *STL* é a média de roubadas de bola, *BLK* é a média de bloqueios, *TOV* é a média de perdas de posse de bola e *F* é a média de faltas. *CONT* é uma variável *dummy* igual a 1 para times que estão na disputa por vagas para os *playoffs* e 0 para os que não estão. Assim, como em Scully (1974) essa variável têm como objetivo capturar os efeitos positivos no desempenho de times relacionados à moral elevada de times com possibilidade de sucesso na temporada.

Esperamos que os coeficientes de *3P_-*, *2P_-*, *1P_-*, *AST*, *OREB*, *DREB*, *STL*, *BLK* e *CONT* sejam positivos, pois são ações que contribuem para a vitória do time. Por outro lado, esperamos que *TOV* e *F* apresentem coeficientes negativos, pois prejudicam o time na busca pela vitória. Na verdade, o sinal da variável média de faltas é dúvida, pois, no basquete, faltas muitas vezes funcionam como elemento estratégico do jogo. É comum que ao final do jogo, times que estejam perdendo e com o limite de faltas excedido, cometam faltas para parar o

cronômetro, obrigar o adversário a cobrar lances livres e retomar a posse de bola. No entanto, em muitos lances os jogadores que estão defendendo fazem faltas ineficientes, que, além de não impedir os pontos do adversário, ainda o colocam em posição de aumentar sua pontuação.

Em nossa equação de receita de bilheteria, tentamos incorporar elementos interessantes dos três autores - Scully (1974), Krautmann (1999) e Zimbalist (1992) – de forma que o modelo foi especificado como segue:

$$RCT_t = \alpha_0 + \alpha_1(PCTWIN_t) + \alpha_2(PCTWIN_{t-1}) + \alpha_3(SMSA_t) + \alpha_4(PCI_t) + \alpha_5(MARGA_t) + \epsilon$$

Onde, RCT_t é a receita de bilheteria dos times na temporada corrente; $PCTWIN_t$ é obtida da equação de produção de vitórias na temporada corrente estimada anteriormente, $PCTWIN_{t-1}$ é o percentual de vitórias da temporada passada, $SMSA_t$ é a população metropolitana da cidade onde os times jogam, PCI_t é a renda per capita de cada região metropolitana, e $MARGA_t$ é a variável que ajusta a diferença na intensidade do interesse dos fãs por basquete de um time para outro, utilizada pioneiramente em Scully (1974).

Com essas duas equações obtemos os MRP de cada jogador da seguinte forma:

$$MRP_i = \sum \frac{\partial RCT}{\partial PCTWIN} \cdot \frac{\partial PCTWIN}{\partial PERF_i} = \sum_{j=1}^n \alpha_j \cdot \beta_j$$

Onde $PERF_i$ representa cada uma das medidas de desempenho utilizadas na equação $PCTWIN$.

Para a validação que pretendemos fazer do método de mensuração de MRP de Scully utilizamos uma base de dados de elaboração própria, cujos dados de desempenho de jogadores e de times foram retirados do site da NBA (<http://stats.nba.com/players/>) e dados de salários de jogadores do site Spotrac (<http://www.spotrac.com/>). O período de análise é a temporada 2015-2016. Características pessoais dos jogadores, como a idade e os anos de experiência na liga também foram retirados do site da NBA. Como temos 30 times participantes da liga, temos 30 observações de desempenhos e de receitas de times. Jogadores que não tinham dados de desempenho, que tinham trocado de time no meio da temporada ou que apresentassem informações de times desconhecidas entre o site da NBA e o da Spotrac foram excluídos da base de dados, de forma que nossa amostra para a equação de determinação salarial contou com 394 jogadores. Sabemos que ao excluir observações informações da amostra podem ser perdidas, no entanto, com essa exclusão procuramos

assegurar a qualidade dos dados utilizados nas estimativas. Cabe ressaltar que o número de observações de nossa amostra é superior às amostras das pesquisas de Krautmann (1999), 215 e 273; de Bodvarsson e Brastow (1998), 151; e do próprio Scully (1974), 148.

Os dados de receita de bilheteria de cada time em 2015-2016 foram retirados da avaliação que a revista Forbes faz anualmente dos 30 times da NBA¹² (<https://www.forbes.com/sites/forbespr/2017/02/15/forbes-releases-19th-annual-nba-team-valuations/#c63071a7f03b> e <https://www.forbes.com/nba-valuations/#5a9411b06db6>). Os dados de população da região metropolitana de 2015 das cidades onde os times se encontram foram retirados do site BEA (<https://www.bea.gov/regional/docs/msalist.cfm>), para 29 dos 30 times da liga, e do site (<http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/l01/cst01/demo05a-eng.htm>) para Toronto Raptors, único canadense participante.

Utilizamos o Software EViews 9.5 Student Version Lite, para as estimativas e testes econométricos. As estimações e os testes estatísticos se encontram nos apêndices deste trabalho. Após a realização de estimativas iniciais e de testes, nossas equações para produção de vitórias de um time qualquer e para receita de bilheteria se revelaram as seguintes:

$$PCTWIN = \beta_0 + \beta_1(3P_-) + \beta_2(2P_-) + \beta_3(OREB) + \beta_4(DREB) + \beta_5(STL) - \beta_6(TOV) + \beta_7(CONT) + \epsilon;$$

$$RCT = \alpha_0 + \alpha_1(PCTWIN) + \alpha_3(SMSA) + \epsilon$$

Utilizamos uma amostra de 30 observações para estimar a equação do percentual de vitórias dos times, que contava com as informações de desempenhos dos times na temporada 2015-2016. As estatísticas descritivas¹³ dessa equação de produção de vitórias dos times permitem observar que o menor percentual de vitória nessa temporada foi de 12,2%, enquanto o maior foi de 89,0%. A média desta variável foi de 50,0% e ela parece seguir uma distribuição normal de acordo com o resultado do teste Jarque-Bera. Na verdade, a única variável explicativa da equação para qual o teste Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de normalidade é a média de acertos de cestas de 3 pontos por jogo. O teste também rejeita a hipótese nula de normalidade para a variável *dummy* *CONT* ao nível de 10%, mas a aceita ao nível de 5%.

¹² Essa é uma avaliação que já está em sua 19ª edição e na qual encontramos valores de receita total dos times para a temporada 2015-2016 idênticos aos disponíveis no site Statista, que não os disponibiliza de forma gratuita, o que reforça nossa confiança de que as fontes de dados são seguras (<https://www.statista.com/statistics/193704/revenue-of-national-basketball-association-teams-in-2010/>).

¹³ As estatísticas descritivas da equação de produção de vitórias são encontradas no Apêndice A deste trabalho.

Para a equação de produção de vitórias, nossa especificação da equação de produção de vitória dos times ficou como segue:

$$PCTWIN = -2,936922 + 0,013910 (3P_) + 0,042987 (2P_) + 0,027846 (OREB) + 0,032561 (DREB) + 0,034257 (STL) - 0,050410 (TOV) + 0,130902 (CONT);$$

Como podemos observar, os coeficientes das variáveis explicativas *_IP*, *AST*, *BLK* e *F* não foram significativos. Com 1% de significância há evidências de que as outras variáveis são significativas para explicar o percentual de vitórias, exceto *_3P*, que é significativa com 10% de significância. O teste F rejeita a hipótese nula, de que nenhum parâmetro explicativo seja diferente de zero, com significância de 1%. O coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado) sugere que 92,3% da variação do percentual de vitórias pode ser explicada conjuntamente pelas variáveis do modelo de regressão. O modelo foi escolhido através do método de seleção de variáveis *stepwise*, e o critério utilizado para a seleção, além do melhor R^2 ajustado, foi o menor valor para o critério de Akaike.

De acordo com o teste RESET, a hipótese nula de que o modelo está bem especificado não é rejeitada ao nível de significância de 1%. Também nesse nível de significância, pelo teste Jarque-Bera não se rejeita a hipótese nula de que os resíduos apresentam distribuição normal e pelo teste Breusch-Pagan-Godfrey, não é rejeitada a hipótese nula de os resíduos serem homocedásticos. Além disso, as análises da matriz de correlação e dos fatores de inflação da variância não apontam a existência de problemas de multicolinearidade em nosso modelo. Os testes estatísticos de nossa equação de produção de vitórias são encontrados no Apêndice A.

De acordo com as estimativas dos parâmetros, mantendo-se as demais variáveis fixas, espera-se que o aumento de 1% no percentual de acertos de cestas de 3 pontos, aumente o percentual de vitórias de um time em média 1,4%. Da mesma forma, *ceteris paribus* espera-se que um aumento de 1% no percentual de acertos de cestas de 2 pontos aumente o percentual de vitórias em média 4,3%. Já o aumento de uma unidade na média de rebotes ofensivos, tudo o mais mantido constante, deve aumentar o percentual de vitórias em média 2,8%. De forma análoga, o aumento de uma unidade na média de rebotes defensivos e na média de roubadas de bola deve aumentar o percentual de vitórias em média, respectivamente, em 3,3% e em 3,4%. Por outro lado, tudo o mais mantido constante, espera-se que o aumento de uma unidade na média de perdas de posse de bola, diminua o percentual de vitória do time em média 5,0%. Além disso, o percentual de vitórias esperado para times que estão disputando

vagas nos *playoffs* é em média 13,1% maior do que times que estão habituados com derrotas. Isso é relevante, pois a significância da variável *CONT* indica a importância do aspecto subjetivo no esporte. Times que estão com a confiança alta tendem a vencer mais.

Uma vez estimada a equação de produção de vitórias, passamos à equação de receita dos times. Em primeiro lugar, é necessário fazer uma observação sobre a variável *MARGA*. Não foi possível incluir essa variável no modelo devido a uma mudança que ocorreu na liga em 2008. Antes de começar a temporada 2008-2009, o time da cidade de Seattle, o Seattle Supersonics, migrou para a cidade de Oklahoma, transformando-se no Oklahoma City Thunder. Essa mudança de cidade limitou-nos o período de análise da relação entre presença de público e percentual de vitórias para apenas oito observações por time, correspondentes às temporadas de 2008-2009 a 2015-2016. O coeficiente de *MARGA* introduzido por Scully (1974) estimava a relação entre o percentual de vitórias dos times e seus públicos pagantes ao longo de uma série de tempo de 1957 a 1971. Apesar de Scully também ter contado com uma amostra pequena, utilizar uma amostra de apenas oito observações para estimar essa relação para cada time não seria recomendável. Por este motivo, apesar de teoricamente relevante, esta variável não participa de nosso modelo.

Para a estimação da equação da receita foi utilizada uma amostra de 30 observações referente às receitas de bilheteria dos times na temporada 2015-2016, bem como informações de tamanho da população da região metropolitana de onde os times se localizam do ano de 2015. De acordo com as estatísticas descritivas¹⁴ da equação da receita, o maior valor observado para a receita de bilheteria nessa temporada foi de US\$134.000.000,00. O menor valor observado foi US\$ 19.000.000,00. A média da receita de bilheterias é US\$49.666.670,00. Seu desvio padrão é de US\$25.850.670,00. Já a média da população metropolitana das áreas onde os times jogam é de 4.470.526 pessoas, sendo que a maior região metropolitana observada tem 10.091.153 pessoas e a menor tem 1.170.266 pessoas. De acordo com teste de normalidade Jarque-Bera, não é rejeitada a hipótese nula de distribuição normal para a variável da população metropolitana ao nível de 10% de significância.

Nossa especificação da equação de receita de bilheteria dos times ficou como segue:

$$RCT = -15,91468 + 74,23408(PCTWIN) + 6,368766(SMSA)$$

¹⁴ As estatísticas descritivas da equação da receita são encontradas no Apêndice B deste trabalho.

Observamos que diferentemente dos resultados obtidos por Zimbalist (1992) para o caso do beisebol, as variáveis explicativas $PCTWIN_{t-1}$ e PCI_t não foram significativas em nosso modelo para a NBA ao nível de significância de 10%. Já as variáveis $PCTWIN_t$ e $SMSA_t$ são significativas ao nível de 1%.

Nesta equação estimada para a receita, o teste F rejeita a hipótese nula com significância de 1%. O coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), nos permite inferir que 35,6% da variação das receitas de bilheteria podem ser explicadas conjuntamente pelo percentual de vitórias do time e pelo tamanho da população metropolitana da cidade onde o time joga¹⁵. Novamente utilizamos o método *stepwise* para escolha das variáveis do modelo. No entanto, dessa vez sequer foi necessária a utilização do critério de Akaike, uma vez que apenas essas duas variáveis foram consideradas significativas ao nível de 10%.

De acordo com o teste RESET, a hipótese nula de que o modelo está bem especificado não é rejeitada ao nível de significância de 1%. Ao nível de significância de 5%, pelo teste Jarque-Bera se rejeita a hipótese nula de que os resíduos apresentam distribuição normal. Pelo teste Breusch-Pagan-Godfrey, se aceita a hipótese nula de os resíduos serem homocedásticos aos níveis de significância de 1% e de 5%, porém se rejeita ao nível de significância de 10%. Como esse teste de heterocedasticidade foi, de certa forma, inconclusivo, utilizamos também o teste de heterocedasticidade de White para nos certificarmos da existência, ou não de heterocedasticidade. O teste de heterocedasticidade de White não rejeita a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos ao nível de significância de 10%. Portanto, temos evidências de que os resíduos são homocedásticos, logo, mesmo que os resíduos não sigam uma distribuição normal, os estimadores de MQO seguem distribuição assintoticamente normal. Além disso, analisando a matriz de correlação e os fatores de inflação da variância observamos que também não existe problema de multicolinearidade na estimação de nossa equação de receita. Novamente, temos evidências que as variáveis explicativas não são fortemente relacionadas entre si. Os testes estatísticos da equação da receita se encontram no Apêndice B deste trabalho.

De acordo com as estimativas dos parâmetros, mantendo-se $SMSA$ fixa, espera-se que um aumento de 10% no $PCTWIN$ aumente em média a receita de bilheteria, em US\$7.423.408. Da mesma forma, mantendo-se o percentual de vitórias ($PCTWIN$) constante, espera-se que o

¹⁵ Regiões metropolitanas com mais de um com mais de um time foram divididas pelo número de times. Procedimento utilizado por Scully (1974) e padrão na literatura.

aumento de 1 milhão de pessoas na *SMSA* aumente a receita de bilheteria em US\$ 6.368.766 milhões.

Comprometidos com o trabalho de Scully (1974), fizemos a experiência de testar a equação da receita utilizando a receita total, ao invés da receita de bilheteria. Entretanto, com 10% de significância a relação entre o percentual de vitórias e as receitas totais dos clubes não foi considerada significativa. Isso corrobora as observações de Krautmann (1999), que considera que devem ser utilizadas as receitas de bilheteria.

Para estimação das MRPs dos atletas devemos primeiro encontrar as MRPs de cada medida de desempenho significativa ao multiplicar o coeficiente estimado de *PCTWIN* por cada um dos coeficientes estimados destas medidas, conforme equações abaixo. O coeficiente de *PCTWIN* foi dividido por 10, para que encontrássemos o retorno sobre a receita de cada aumento percentual na porcentagem de vitórias. A tabela 1 mostra as receitas de produto marginal geradas por cada medida de desempenho.

$$MRP_i = \sum \frac{\partial RCT}{\partial PCTWIN} \cdot \frac{\partial PCTWIN}{\partial PERF_i} = \sum_{j=1}^n \alpha_j \cdot \beta_j$$

$$PCTWIN = -2,936922 + 0,013910 (3P_) + 0,042987 (2P_) + 0,027846 (OREB) + 0,032561 (DREB) + 0,034257 (STL) - 0,050410 (TOV) + 0,130902 (CONT);$$

$$RCT = -15,91468 + 74,23408(PCTWIN) + 6,368766(SMSA)$$

Tabela 1 - MRP das medidas de desempenho

| | | |
|--------------------|-------------|---------------|
| MRP de 3P_ | 0,103259605 | \$ 103.259,61 |
| MRP de 2P_ | 0,31911004 | \$ 319.110,04 |
| MRP de OREB | 0,206712219 | \$ 206.712,22 |
| MRP de DREB | 0,241713588 | \$ 241.713,59 |
| MRP de STL | 0,254303688 | \$ 254.303,69 |
| MRP de TOV | 0,374213997 | \$ 374.214,00 |
| MRP de CONT | 0,971738954 | \$ 971.738,95 |

Fonte: Elaboração própria

Como *CONT* é a variável que captura os efeitos de sinergia entre time, torcida, comissão técnica, momento no campeonato e outras medidas subjetivas e de ambiente, não é uma medida que possa ser atribuída aos jogadores de forma que não entra no cômputo da MRP dos jogadores.

Essas estimativas de MRP significam que o aumento de 1% na média por jogo de cestas de 3 pontos de um determinado jogador, tudo o mais mantido constante, aumenta a receita de bilheteria do time, em média, US\$103.259,61. Nas mesmas condições, um aumento de 1% na média de cestas de 2 pontos, de um determinado jogador aumenta a receita de bilheteria do time, em média, US\$319.100,04. Já um aumento de uma unidade na média de rebotes ofensivos de um jogador, todas as outras variáveis mantidas constantes, aumenta a receita de bilheteria do time, em média, US\$206.712,22. Similarmente, o aumento de uma unidade na média de rebotes defensivos de um determinado jogador aumenta a receita de bilheteria do time, em média, US\$241.713,59. Tudo o mais mantido constante, o aumento de uma unidade na média de roubos de bola de um determinado jogador aumenta a receita de bilheteria do time, em média, US\$204.303,69. Por outro lado, *ceteris paribus*, o aumento de uma unidade na média de perdas de posse de bola de um determinado jogador diminui a receita de bilheteria do time, em média, US\$971.738,95.

Infelizmente não foi possível obter uma estimativa confiável para a MRP líquida dos jogadores, pois não encontramos dados confiáveis de custos dos times nos quais estivessem discriminadas as despesas, ou que não incluíssem os salários dos jogadores. Scully (1974) e Zimbalist (1992) também enfrentaram dificuldades para estimar estes custos auxiliares e custos com treinamento dos jogadores. Zimbalist (1992) estima que 10% do MRP bruto dos jogadores é referente aos custos auxiliares marginais e custos com desenvolvimento dos jogadores, o que nos parece razoável. Assim, nesse estudo também utilizamos o desconto de 10% do MRP do jogador para calcularmos seus MRPs líquidos. De qualquer forma, entendemos que nossas estimativas podem estar superestimadas, pois, como Krautmann (1999) aponta, o modelo de Scully atribui aos jogadores proporções exageradas de sua contribuição para o desempenho do time.

Nossas medidas de receita do produto marginal dos jogadores apresentaram um nível de exploração no basquete um pouco menor do que o encontrado por Scully (1974) no beisebol. A tabela 2 mostra a ordem dos 30 atletas da amostra com o maior coeficiente entre salário e desempenho. É necessária uma observação da situação de Sam Dekker, que jogou em média

2 minutos, mas só entrou em 3 partidas na temporada 2015-2016, por isso seu coeficiente de salário-receita do produto marginal ficou tão elevado (1106% bruto e 1229% líquido). Além dele, apenas 11 jogadores receberam salários maiores do que suas MRP brutas e 20 receberam salários maiores que suas MRP líquidas.

Tabela 2 - 30 maiores coeficientes entre Salário e MRP bruta e líquida.

| Jogador | Salário | Salário/MRP Bruta | Salário/MRP Líquida |
|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Sam Dekker | \$ 1.646.400,00 | 1106% | 1229% |
| Kobe Bryant | \$ 25.000.000,00 | 170% | 189% |
| Carmelo Anthony | \$ 22.875.000,00 | 124% | 137% |
| Dwyane Wade | \$ 20.000.000,00 | 122% | 135% |
| Chris Paul | \$ 21.468.696,00 | 112% | 125% |
| LeBron James | \$ 22.970.500,00 | 111% | 124% |
| Chris Bosh | \$ 22.192.730,00 | 111% | 123% |
| LaMarcus Aldridge | \$ 19.689.000,00 | 109% | 121% |
| Brook Lopez | \$ 19.689.000,00 | 104% | 116% |
| Kevin Love | \$ 19.689.000,00 | 104% | 115% |
| Roy Hibbert | \$ 15.592.216,00 | 104% | 115% |
| Dwight Howard | \$ 22.359.364,00 | 102% | 113% |
| Wesley Matthews | \$ 16.407.500,00 | 98% | 109% |
| Joakim Noah | \$ 13.400.000,00 | 98% | 108% |
| Kevin Durant | \$ 20.158.622,00 | 96% | 107% |
| Paul George | \$ 17.120.106,00 | 95% | 105% |
| Paul Millsap | \$ 18.671.659,00 | 94% | 104% |
| Kyrie Irving | \$ 16.407.500,00 | 93% | 103% |
| John Wall | \$ 15.851.950,00 | 92% | 102% |
| Russell Westbrook | \$ 16.744.218,00 | 92% | 102% |
| Blake Griffin | \$ 18.907.725,00 | 92% | 102% |
| Greg Monroe | \$ 16.407.500,00 | 89% | 99% |
| Eric Gordon | \$ 15.514.031,00 | 89% | 99% |
| James Harden | \$ 15.756.438,00 | 88% | 98% |
| Jimmy Butler | \$ 16.407.500,00 | 88% | 98% |
| Marc Gasol | \$ 19.689.000,00 | 87% | 96% |
| Gordon Hayward | \$ 15.409.570,00 | 86% | 95% |
| DeMarcus Cousins | \$ 15.851.950,00 | 81% | 90% |
| Brandon Knight | \$ 13.500.000,00 | 81% | 90% |
| Reggie Jackson | \$ 13.913.043,00 | 80% | 89% |

Fonte: Elaboração própria

Na tabela 3, temos os 30 maiores salários da liga e as relações encontradas. Os 30 maiores salários da liga, jogadores com status de superestrelas, ganham, em média, aproximadamente 98% de suas receitas do produto marginal bruta e 108% de sua receita do produto marginal líquida. Estes resultados indicam que estes jogadores conseguem, através do processo de

barganha, auferir remunerações muito próximas ou até superiores a suas contribuições para a receita do time.

Destes 30 maiores salários, 11 e 19 jogadores apresentam coeficientes de salário-MRP bruta e de salário-MRP líquida superiores a 1, respectivamente. LeBron James, que recebia o limite salarial máximo da liga nesta temporada, recebeu 111% de sua receita do produto marginal bruto e 124% de sua MRP líquida, enquanto Kobe Bryant, que inclusive excedia o salário máximo da liga, por ter iniciado a carreira três anos antes de sua instauração, recebeu 170% de sua MRP bruta e 189% de sua MRP líquida.

Tabela 3 - 30 maiores salários da liga

| Jogador | Salário | Salário/MRP Bruto | Salário/MRP Líquido |
|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Kobe Bryant | \$ 25.000.000,00 | 170% | 189% |
| LeBron James | \$ 22.970.500,00 | 111% | 124% |
| Carmelo Anthony | \$ 22.875.000,00 | 124% | 137% |
| Dwight Howard | \$ 22.359.364,00 | 102% | 113% |
| Chris Bosh | \$ 22.192.730,00 | 111% | 123% |
| Chris Paul | \$ 21.468.696,00 | 112% | 125% |
| Kevin Durant | \$ 20.158.622,00 | 96% | 107% |
| Dwyane Wade | \$ 20.000.000,00 | 122% | 135% |
| LaMarcus Aldridge | \$ 19.689.000,00 | 109% | 121% |
| Brook Lopez | \$ 19.689.000,00 | 104% | 116% |
| Kevin Love | \$ 19.689.000,00 | 104% | 115% |
| Marc Gasol | \$ 19.689.000,00 | 87% | 96% |
| DeAndre Jordan | \$ 19.689.000,00 | 78% | 86% |
| Blake Griffin | \$ 18.907.725,00 | 92% | 102% |
| Paul Millsap | \$ 18.671.659,00 | 94% | 104% |
| Paul George | \$ 17.120.106,00 | 95% | 105% |
| Russell Westbrook | \$ 16.744.218,00 | 92% | 102% |
| Wesley Matthews | \$ 16.407.500,00 | 98% | 109% |
| Kyrie Irving | \$ 16.407.500,00 | 93% | 103% |
| Greg Monroe | \$ 16.407.500,00 | 89% | 99% |
| Jimmy Butler | \$ 16.407.500,00 | 88% | 98% |
| Kawhi Leonard | \$ 16.407.500,00 | 74% | 82% |
| Enes Kanter | \$ 16.407.500,00 | 66% | 74% |
| John Wall | \$ 15.851.950,00 | 92% | 102% |
| DeMarcus Cousins | \$ 15.851.950,00 | 81% | 90% |
| James Harden | \$ 15.756.438,00 | 88% | 98% |
| Roy Hibbert | \$ 15.592.216,00 | 104% | 115% |
| Eric Gordon | \$ 15.514.031,00 | 89% | 99% |
| Klay Thompson | \$ 15.501.000,00 | 78% | 87% |
| Gordon Hayward | \$ 15.409.570,00 | 86% | 95% |

Fonte: Elaboração própria

A tabela 4 ordena os 30 jogadores mais produtivos para os clubes, isto é, os que apresentam as maiores receitas do produto marginal. É necessário fazer uma observação sobre Rakeem Christmas, que aparece em primeiro lugar, porque jogou apenas 6,1 minutos de um jogo, e como as medidas de desempenho são médias por jogo, seu desempenho naquele jogo é igual a todas as suas médias. Sem contar com ele, a média da receita do produto marginal dos outros 29 jogadores mais produtivos da NBA é de US\$22.868.668,84. A média dos coeficientes de salário-MRP bruto e de salário-MRP líquido para esses jogadores são, respectivamente, 34% e 38%.

Tabela 4 - 30 jogadores mais produtivos da liga e seus coeficientes salário-receita do produto marginal

| Jogador | MRP Bruto | Salário/MRP Bruto | Salário/MRP Líquido |
|------------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Rakeem Christmas | \$ 32.117.716,19 | 3% | 3% |
| Andrew Bogut | \$ 31.644.747,85 | 44% | 48% |
| DeAndre Jordan | \$ 25.300.691,50 | 78% | 86% |
| Enes Kanter | \$ 24.701.162,96 | 66% | 74% |
| Kenneth Faried | \$ 24.552.976,15 | 46% | 51% |
| Lucas Nogueira | \$ 24.051.720,18 | 8% | 9% |
| Johnny O'Bryant | \$ 23.948.192,59 | 4% | 4% |
| Kevon Looney | \$ 23.764.746,81 | 5% | 5% |
| Carl Landry | \$ 23.306.898,47 | 28% | 31% |
| Nerlens Noel | \$ 23.225.623,29 | 15% | 17% |
| Andre Drummond | \$ 23.140.481,25 | 14% | 16% |
| Michael Kidd-Gilchrist | \$ 22.871.240,93 | 28% | 31% |
| Marc Gasol | \$ 22.717.055,26 | 87% | 96% |
| Karl-Anthony Towns | \$ 22.611.647,32 | 25% | 28% |
| David West | \$ 22.548.305,61 | 7% | 7% |
| James McAdoo | \$ 22.482.351,60 | 4% | 4% |
| Quincy Acy | \$ 22.424.017,71 | 4% | 5% |
| Amir Johnson | \$ 22.269.305,72 | 54% | 60% |
| Kawhi Leonard | \$ 22.215.944,78 | 74% | 82% |
| Brandan Wright | \$ 22.106.623,22 | 25% | 27% |
| Dwight Howard | \$ 21.911.649,64 | 102% | 113% |
| Tyler Hansbrough | \$ 21.695.231,31 | 4% | 5% |
| Hassan Whiteside | \$ 21.540.531,20 | 5% | 5% |
| Stephen Curry | \$ 21.368.187,14 | 53% | 59% |
| Gorgui Dieng | \$ 21.367.676,40 | 7% | 8% |
| Nikola Jokic | \$ 21.156.296,35 | 6% | 7% |
| Al Horford | \$ 21.085.658,91 | 57% | 63% |
| Ed Davis | \$ 21.066.941,53 | 33% | 37% |
| Draymond Green | \$ 21.063.612,13 | 68% | 75% |
| Anthony Davis | \$ 21.051.878,69 | 34% | 37% |

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 5 apresenta as receitas dos produtos marginais e seus coeficientes salário-MRP de todos os jogadores que receberam o salário mínimo da liga na temporada 2015-2016, que foi de US\$525.093. Todos ganharam apenas entre 3% e 6% de suas receitas do produto marginal bruta e líquida. Na média esses jogadores receberam apenas 4% do que geraram de receita para o clube.

Tabela 5 - Jogadores que receberam o salário mínimo da liga

| Jogador | MRP Bruto | Salário/MRP Bruto | Salário/MRP Líquido |
|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Salah Mejri | \$ 20.657.188,71 | 3% | 3% |
| Jonathon Simmons | \$ 20.190.080,41 | 3% | 3% |
| Josh Richardson | \$ 19.593.702,37 | 3% | 3% |
| T.J. McConnell | \$ 18.992.418,20 | 3% | 3% |
| Cristiano Felicio | \$ 18.406.346,82 | 3% | 3% |
| Marcelo Huertas | \$ 16.138.088,87 | 3% | 4% |
| Cliff Alexander | \$ 16.126.381,41 | 3% | 4% |
| Lamar Patterson | \$ 13.847.951,91 | 4% | 4% |
| Branden Dawson | \$ 12.898.929,33 | 4% | 5% |
| Duje Dukan | \$ 11.663.740,31 | 5% | 5% |
| Aaron Harrison | \$ 11.654.029,75 | 5% | 5% |
| Luis Montero | \$ 9.499.025,54 | 6% | 6% |

Fonte: Elaboração própria.

Como podemos observar, nossos resultados diferem um pouco dos encontrados por Scully (1974), que encontrou que os jogadores médios recebiam apenas 11% de suas MRP brutas e 20% das líquidas, enquanto as estrelas recebiam 15% de sua MRP líquida. Mesmo assim, nosso estudo também apontou evidências de exploração no mercado de trabalho da NBA. Considerando todos os jogadores, as médias encontradas indicam uma remuneração de apenas 30% de suas MRP brutas e 33% de suas MRP líquidas. Além disso, vimos que a média dos coeficientes de salário-MRP bruta e de salário-MRP líquida para os jogadores mais produtivos da liga são de apenas 34% e 38%, respectivamente. Por fim, detectamos que os jogadores que ganhavam o salário mínimo da liga na temporada 2015-2016 receberam apenas entre 3% e 6% da receita que geraram para seus times.

Por outro lado, jogadores com status de superestrelas, são capazes de comandar salários maiores que se aproximem ou até mesmo extrapolem suas contribuições para a receita do time. Conforme exposto anteriormente, as médias dos coeficientes salário-MRP bruto e salário-MRP líquido dos 30 jogadores mais bem pagos da liga são de 98% e 108%, respectivamente.

Nosso último passo foi encontrar um modelo de determinação salarial que dependesse tanto de medidas de desempenho, como de características pessoais de jogadores, como idade,

experiência, experiência ao quadrado e posição em que joga. A amostra utilizada para estimação da equação de determinação salarial continha 394 observações, correspondentes a salários, medidas de desempenho e características pessoais de jogadores da NBA na temporada 2015-2016. De acordo com as estatísticas descritivas¹⁶ da equação de determinação salarial, as médias das variáveis são 14,82177 para o logaritmo do salário; 26,9 para idade; 4,9 para experiência; 42,5 para experiência ao quadrado; 58,3 para jogos jogados; 21,4 para média de minutos por jogos; 9,0 para média de pontos por jogo; 1,9 para média de assistências por jogo; 1,8 para média de faltas por jogo; 0,18 para a *dummy* para armadores; 0,21 para a *dummy* para alas-armadores e 0,20 para a *dummy* para alas.

Como podemos observar, nossa equação estimada para os salários dos jogadores foi a seguinte:¹⁷

$$\begin{aligned} \text{LOG (SALARY)} = & 14,52517 - 0,055593 (\text{AGE}) + 0,235654 (\text{EXPER}) - 0,008575 (\text{EXPER}^2) + \\ & 0,013560 (\text{GP}) + 0,028834 (\text{MIN}) + 0,047216 (\text{PTS}) + 0,142017(\text{AST}) - 0,400107(\text{F}) - \\ & 0,807526 (\text{PG}) - 0,607845 (\text{SG}) - 0,426953 (\text{SF}) \end{aligned}$$

Novamente, adotamos o método de seleção de variáveis *stepwise*, e o critério de menor valor para o critério de Akaike, além do melhor R^2 ajustado, para decidirmos o melhor modelo. Utilizamos o logaritmo da variável salário para corrigir a não-linearidade presente na distribuição do salário dos jogadores.

LOG (SALARY) é o logaritmo do salário dos jogadores; *AGE* é a idade dos jogadores; *EXPER* são os anos de experiência na liga; *EXPER*² são os anos de experiência na liga ao quadrado; *GP* são os números de jogos jogados pelos jogadores; *MIN* é a média de minutos jogados por jogo; *PTS* é a média de pontos por jogo; *AST* é a média de assistências por jogo; *F* é a média de faltas por jogo; *PG* é uma variável *dummy* igual a 1 se o jogador for armador (*point guard*) e a zero se não for; *SG* é uma variável *dummy* igual a 1 se o jogador for ala-armador (*shooting guard*) e a 0 se não for; *SF* é uma variável *dummy* igual a 1 se o jogador for ala (*small forward*) e a 0 se não for.

Nenhuma das variáveis significativas para o percentual de vitórias é significativa para a determinação dos salários dos jogadores. As variáveis de medidas de desempenho *3P_*, *2P_*, *OREB*, *DREB*, *STL* e *TOV*, que descobrimos que são significativas para o percentual de

¹⁶ As estatísticas descritivas da equação de determinação salarial são encontradas no Apêndice C deste trabalho.

¹⁷ A possibilidade de problemas de endogeneidade na equação estimada não foi considerada neste trabalho.

vitórias, não são significativas para explicar os salários dos jogadores, dando lugar a *GP*, *MIN*, *PTS*, *AST* e *F*.

De acordo com o teste RESET, a hipótese nula de que o modelo está bem especificado não é rejeitada ao nível de significância de 1%. Também nesse nível de significância, pelo teste Jarque-Bera se rejeita a hipótese nula de que os resíduos apresentam distribuição normal e tanto pelo teste Breusch-Pagan-Godfrey, quanto pelo teste White é rejeitada a hipótese nula de os resíduos serem homocedásticos. Apesar de a matriz de correlação apresentar algumas correlações altas já esperadas entre determinadas variáveis de nossa amostra, os fatores de inflação da variância não apontam a existência de problemas de multicolinearidade alta entre as variáveis de nosso modelo. O teste F de nosso modelo de determinação salarial rejeita a hipótese nula, de que nenhum parâmetro explicativo seja diferente de zero, com significância de 1% e nosso coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), indica que 54,3% da variação salário dos jogadores pode ser explicada conjuntamente pelas variáveis explicativas do modelo. Para corrigirmos o problema de heterocedasticidade estimamos a equação utilizando o método de covariância de Huber-White, que gera erro padrão e covariância consistentes apesar da heterocedasticidade. Os testes estatísticos da equação de determinação salarial se encontram no Apêndice C deste trabalho.

Como o modelo é Log-linear os coeficientes estimados medem a variação proporcional constante no salário para uma dada variação absoluta na variável explicativa. Isto significa que, tudo o mais mantido constante, o aumento de 1 ano na idade, diminui o salário, em média, 5,6%. Da mesma forma, o acréscimo de ano em experiência na liga aumenta o salário pelo efeito positivo da experiência, captado por *EXPER*, apesar do efeito negativo captado por *EXPER2*. Cada jogo adicional que o jogador participa, aumenta o salário, em média, 1,36%. Tudo o mais mantido constante, o aumento de uma unidade na média de minutos jogados por jogo do jogador aumenta seu salário, em média, 2,9%. O aumento de uma unidade na média de pontos por jogo do jogador, *ceteris paribus*, aumenta seu salário, em média, 4,7%; enquanto um aumento de uma unidade na média de assistências por jogo do jogador aumenta seu salário, em média, 14,2%. Já um aumento de uma unidade na média de faltas por jogo do jogador reduz seu salário, em média, 40,0%, cabe ressaltar que quando um jogador comete 6 faltas na mesma partida ele é excluído do jogo, portanto a média de faltas por jogo nunca será maior do que 6.

A posição que serviu de referência para as variáveis *dummy*, foi a posição de pivô (*center*), e apenas para os salários dos alas-pivô (*power forward*) não encontramos evidências de uma discriminação salarial por posição. Todas as outras variáveis mantidas fixas, espera-se que os pivôs e ala-pivôs ganhem em média mais do que os armadores, do que os alas-armadores e do que os alas.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A economia do esporte é uma diversificada área do conhecimento econômico com pouco mais de 60 anos de vida. Em seu escopo existe o programa de pesquisa das relações de trabalho no esporte profissional que modelam as relações entre salário e desempenho de trabalhadores e, dentre outros interesses, estuda evidências da presença de monopólio no esporte. A ampla disponibilidade de dados de produtividade e de remuneração dos trabalhadores neste mercado permite a realização de testes e obtenção de resultados que funcionam como importantes *insights* para outros mercados de trabalho cuja obtenção de informações é mais morosa.

Este trabalho analisou os principais conteúdos da ciência econômica que conduzem à alocação de preços no mercado de esportistas profissionais, com uma revisão da determinação de preços no mercado de fatores, dos processos de barganha e da economia de superestrelas. Além disso, foi feita uma inspeção dos principais trabalhos que modelam salário e desempenho na literatura, com foco no trabalho de Scully (1974) e seus críticos. As principais alegorias destes trabalhos foram utilizadas na elaboração de um modelo elementar de determinação de receita do produto marginal dos jogadores de basquete da NBA na temporada 2015-2016.

Em seu trabalho, Scully (1974) credita as perdas econômicas dos jogadores de beisebol ao poder de monopólio conferido aos donos dos times pela cláusula de reserva. Nossa análise da NBA mostra que ela não é fundamental para a exploração dos jogadores, pois o próprio processo de negociação salarial proveniente da situação de monopólio bilateral no mercado de fatores, característico da NBA (com o sindicato dos jogadores de um lado e a liga do outro), e o limite salarial criam um resultado de monopólio. É possível que nossas estimativas estejam superestimadas, pois como Krautmann (1999) aponta, o modelo de Scully atribui aos jogadores proporções exageradas de sua contribuição para o desempenho do time.

De qualquer forma, assim como em Kahn (2000) e Scully (1974), apesar dos altos salários, os jogadores, em geral, recebem muito menos do que geram de receita para seus times. Nossos resultados, considerando a média de todos os jogadores da liga, indicam uma remuneração de apenas 30% de suas MRP brutas e 33% de suas MRP líquidas. Também observamos que os 30 jogadores mais produtivos da liga, recebem, em média, apenas 34% de sua MRP bruta e 38% de sua MRP líquida. Além disso, detectamos que os jogadores que

ganharam o salário mínimo da liga na temporada 2015-2016, US\$525.023, receberam apenas entre 3% e 6% da receita que geraram para seus times.

A exceção ficou por conta dos 30 maiores salários da liga, que ganham em média aproximadamente 98% de suas receitas do produto marginal bruta e 108% de suas receitas do produto marginal líquida. Estes resultados indicam que estes jogadores conseguem, através do processo de barganha, auferir remunerações muito próximas ou até superiores a suas contribuições para a receita do time, o que indica que o poder de monopólio do talento destes jogadores é superior ao poder de monopólio dos donos de times. Esses jogadores, que são percebidos como os mais talentosos do mercado, têm *status* de superestrelas, e, por isso, são capazes de comandar grandes mercados e auferirem grandes rendimentos devido à substituição imperfeita do seu trabalho e às tecnologias de consumo conjunto. Estes resultados parecem corroborar a hipótese de Krautmann (1999), de que donos de times pagam a jogadores mais jovens menos que seu valor para subsidiar as superestrelas, e vão ao encontro da literatura sobre o mercado de trabalho que revela que trabalhadores aceitam ganhar menos em seus primeiros anos de emprego, pois no futuro serão recompensados com salários mais altos. Além disso, as particularidades do mercado de trabalho da NBA, sobretudo os limites salariais individuais, restringem os salários dos jogadores mais jovens, mesmo os mais talentosos e produtivos, permitindo as maiores remunerações apenas aos jogadores veteranos.

Nossas estimativas da equação da receita de bilheteria encontraram a relação indicada por El-Hodiri e Quirk (1971), sendo uma função crescente da probabilidade de vitórias do time da casa e do tamanho do mercado da área onde o time está alocado. Além disso, assim como em Fort e Quirk (1995) e Vrooman (1995) acreditamos ter encontrado evidências de que o limite salarial adotado pela liga introduz subsídios de jogadores a times. Por outro lado, Fort e Quirk afirmam que os times não pagam aos jogadores mais do que seus produtos da receitas marginais; como exposto anteriormente, encontramos resultados que contrariam essa afirmação no caso de superestrelas.

Por fim, foi estimada a equação de determinação salarial. Surpreendentemente, nenhuma das variáveis significativas para o percentual de vitórias dos times é significativa para a determinação dos salários com 5% de significância. Isso pode indicar que os donos de times não conhecem a equação de produção de vitórias ou não a levam em consideração na hora de negociar com agentes livres.

A discriminação do tipo de cesta marcada é importante na produção de vitórias, que aumenta mais com um incremento no percentual de acertos de cestas de 2 por jogo do que de cestas de 3, mas não é importante para a determinação dos salários, que considera apenas a média de pontos por jogo significativa. As medidas de desempenho que consideramos significativas para a determinação dos salários contrastam com as obtidas por Simmons e Berri (2011). Enquanto para os autores as variáveis de desempenho significativas são a média de pontos por jogo, a média de rebotes por jogo, a média de bloqueios por jogo, a média de assistências por jogo e a média de minutos por jogo; para nós, as variáveis de desempenho significativas foram o número de jogos, a média de minutos em quadra por jogo, a média de pontos por jogo, a média de assistências por jogo e a média de faltas por jogo.

Além disso, nosso modelo salarial nos permite afirmar que, para os dados da amostra da temporada 2015-2016, pivôs e alas-pivôs são os mais bem pagos da liga ganhando mais do que os armadores, alas-armadores e alas. Este resultado é ligeiramente diferente de Bodvarsson e Brastow (1998), que encontraram melhores remunerações para pivôs, alas-pivôs e alas do que para armadores e ala-armadores.

Este campo de pesquisa oferece inúmeras possibilidades. Daqui a alguns anos, se não houver novas mudanças de cidades de times da liga, será possível estimar a variável da diferença no interesse por basquete entre os públicos pagantes dos diferentes times, variável que possivelmente compõe a equação de receita de bilheteria. Além disso, este método de mensuração, apesar de simples, continua sendo um dos mais utilizados na literatura e sua aplicação é possível em praticamente todos os esportes coletivos.

Para finalizar, utilizamos o mercado de trabalho da NBA devido ao fácil acesso às informações de salário e desempenho dos jogadores desta liga. Por isso, entendemos que se as principais ligas esportivas do Brasil permitissem aos pesquisadores fácil acesso a estas informações, o campo de pesquisa da economia do esporte no país estaria mais desenvolvido.

REFERÊNCIAS

BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS: U.S. DEPARTMENT OF COMMERCE. **BEA**. Disponível em: <<https://www.bea.gov/regional/docs/msalist.cfm>>. Acesso em fev. 2017.

BODVARSSON, O.B.; BRASTOW, T.R. Do Employers Pay for Consistent Performance?: Evidence from the NBA. **Economic Inquiry**, v. 36, n.1, p.145-160. 1998.

COON, L. **NBA Salary Cap/Collective Bargaining Agreement FAQ**. 2012. Disponível em: <<http://www.cbafaq.com>>. Acesso em: mai. 2017.

COUTURE, C. **Salary Caps and Competitive Balance in the NBA**. 2016. Theses. (Economics Student Theses and Capstone Projects). Department of Economics, Skidmore College, New York, Paper 2, 2016.

EL-HODIRI, M; QUIRK, J. An Economic Model of a Professional Sports League. **Journal of Political Economy**, v. 79, n. 6, p. 1302-1319. 1971.

FORBES. **The Business of Basketball**. Forbes. Disponível em: <<https://www.forbes.com/nba-valuations/#54908a346db6>>. Acesso em mar. 2017.

FORBES. **Forbes Releases 19th Annual NBA Team Valuations: The New York Knicks Retain Top Spot for Second Consecutive Year**. 14 fev. 2017. Disponível em: <<https://www.forbes.com/sites/forbespr/2017/02/15/forbes-releases-19th-annual-nba-team-valuations/#90e55a17f03b>>. Acesso em mar. 2017.

FORT, R; QUIRK, J. Cross-Subsidization, Incentives, and Outcomes in Professional Team Sports Leagues. **Journal of Economic Literature**, v. 33, n. 3, p.1265-1299. 1995.

KAHN, L. M. The Sports Business as a Labor Market Laboratory. **Journal of Economic Perspectives**, v. 14, n. 3, p. 75-94. 2000.

KRAUTMANN, A. C. What's Wrong with Scully-Estimates of a Player's Marginal Revenue Product. **Economic Inquiry**, v. 37, n. 2, p. 369-381. 1999.

NBA. **STATS NBA**. Disponível em: <<http://stats.nba.com/players/>>. Acesso em fev.2017.

NEALE, W.C. The Peculiar Economics of Professional Sports: A Contribution to the Theory of the Firm in Sporting Competition and in Market Competition. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 78, n. 1, p. 1-14. 1964.

NICHOLSON, W. **Microeconomic Theory**: Basic Principles and Extensions. Hinsdale: The Dryden Press Inc, 1972.

ROTTENBERG, S. The Baseball Players' Labor Market. **The Journal of Political Economy**, v. 64, n. 3, p. 242-258. 1956.

ROSEN, S. The Economics of Superstars. **The American Economic Review**, v. 71, n. 5, p. 845-858. 1981.

SIMMONS, R.; BERRI, D.J. Mixing the Princes and the Paupers: Pay and Performance in the National Basketball Association. **Labour Economics**, v. 18, n. 3, p. 381-388. 2011

SCULLY, G.W. Pay and Performance in Major League Baseball. **The American Economic Review**, v. 64, n. 6, p. 915-930. 1974.

SPOTRAC. **Spotrac**. Disponível em: <<http://www.spotrac.com>>. Acesso em fev. 2017.

STATISTICS CANADA. **Statistics Canada**. Disponível em: <<http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/101/cst01/demo05a-eng.htm>>. Acesso em mar. 2017

VARIAN, H.R. **Microeconomia**: Uma Abordagem Moderna. Tradução de Regina Célia Simille de Macedo. 9. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016

VROOMAN, J. A General Theory of Professional Sports Leagues. **Southern Economic Journal**, v. 61, n. 4, p. 971-90. 1995.

WHITNEY, J. D. The Peculiar Externalities of Professional Team Sports. **Economic Inquiry**, v. 43, n. 2, p. 330–343. 2005.

ZIMBALIST, A. **Baseball and Billions**: a Probing Look inside the Big Business of our National Pastime. New York: Basic Books, 1992.

APÊNDICE A – Testes estatísticos da equação de produção de vitória

Quadro A. 1 - Produção de vitórias dos times – Estatísticas descritivas

| | PCTWIN | C | _3P | _2P | OREB | DREB | STL | TOV | CONT |
|--------------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|-----------|
| Mean | 0.499900 | 1.000000 | 35.27667 | 45.22000 | 10.42667 | 33.34333 | 7.840000 | 14.38667 | 0.633333 |
| Median | 0.512000 | 1.000000 | 35.00000 | 45.05000 | 10.45000 | 33.30000 | 7.750000 | 14.30000 | 1.000000 |
| Maximum | 0.890000 | 1.000000 | 41.60000 | 48.70000 | 13.10000 | 36.20000 | 10.00000 | 17.20000 | 1.000000 |
| Minimum | 0.122000 | 1.000000 | 31.70000 | 41.40000 | 8.300000 | 30.50000 | 5.700000 | 12.50000 | 0.000000 |
| Std. Dev. | 0.169325 | 0.000000 | 1.776025 | 1.588406 | 1.092587 | 1.307982 | 0.984571 | 1.173775 | 0.490133 |
| Skewness | 0.009807 | NA | 1.290502 | 0.163579 | 0.298749 | -0.042713 | -0.094710 | 0.485979 | -0.553372 |
| Kurtosis | 3.134414 | NA | 6.719725 | 3.153061 | 2.926976 | 2.832547 | 2.699591 | 2.531504 | 1.306220 |
| Jarque-Bera | 0.023065 | NA | 25.62243 | 0.163075 | 0.452921 | 0.044173 | 0.157658 | 1.455238 | 5.117213 |
| Probability | 0.988534 | NA | 0.000003 | 0.921698 | 0.797351 | 0.978156 | 0.924198 | 0.483058 | 0.077413 |
| Sum | 14.99700 | 30.00000 | 1058.300 | 1356.600 | 312.8000 | 1000.300 | 235.2000 | 431.6000 | 19.00000 |
| Sum Sq. Dev. | 0.831457 | 0.000000 | 91.47367 | 73.16800 | 34.61867 | 49.61367 | 28.11200 | 39.95467 | 6.966667 |
| Observations | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |

Fonte: Elaboração própria

Quadro A. 2 - Produção de vitórias dos times - Especificação da equação

Dependent Variable: PCTWIN
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/17 Time: 19:59
 Sample: 1 30
 Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -2.936922 | 0.368643 | -7.966839 | 0.0000 |
| _3P | 0.013910 | 0.007300 | 1.905421 | 0.0699 |
| _2P | 0.042987 | 0.007214 | 5.958598 | 0.0000 |
| OREB | 0.027846 | 0.009405 | 2.960698 | 0.0072 |
| DREB | 0.032561 | 0.010396 | 3.132156 | 0.0048 |
| STL | 0.034257 | 0.012418 | 2.758602 | 0.0115 |
| TOV | -0.050410 | 0.010067 | -5.007558 | 0.0001 |
| CONT | 0.130902 | 0.024085 | 5.435083 | 0.0000 |
| R-squared | 0.941388 | Mean dependent var | 0.499900 | |
| Adjusted R-squared | 0.922739 | S.D. dependent var | 0.169325 | |
| S.E. of regression | 0.047065 | Akaike info criterion | -3.051380 | |
| Sum squared resid | 0.048733 | Schwarz criterion | -2.677727 | |
| Log likelihood | 53.77070 | Hannan-Quinn criter. | -2.931845 | |
| F-statistic | 50.47860 | Durbin-Watson stat | 2.466916 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Fonte: Elaboração própria

Quadro A. 3 - Produção de vitórias – Teste RESET termos quadráticos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: PCTWIN C _3P _2P OREB DREB STL TOV CONT

Omitted Variables: Squares of fitted values

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|---------|-------------|
| t-statistic | 1.210478 | 21 | 0.2395 |
| F-statistic | 1.465256 | (1, 21) | 0.2395 |
| Likelihood ratio | 2.023425 | 1 | 0.1549 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|----|--------------|
| Test SSR | 0.003179 | 1 | 0.003179 |
| Restricted SSR | 0.048733 | 22 | 0.002215 |
| Unrestricted SSR | 0.045555 | 21 | 0.002169 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|----------|----|
| Restricted LogL | 53.77070 | 22 |
| Unrestricted LogL | 54.78241 | 21 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: PCTWIN

Method: Least Squares

Date: 07/01/17 Time: 21:24

Sample: 1 30

Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | -1.807925 | 1.001493 | -1.805230 | 0.0854 |
| _3P | 0.007787 | 0.008819 | 0.882951 | 0.3873 |
| _2P | 0.030223 | 0.012734 | 2.373363 | 0.0272 |
| OREB | 0.020153 | 0.011270 | 1.788244 | 0.0882 |
| DREB | 0.019749 | 0.014760 | 1.338065 | 0.1952 |
| STL | 0.022398 | 0.015716 | 1.425156 | 0.1688 |
| TOV | -0.036736 | 0.015061 | -2.439047 | 0.0237 |
| CONT | 0.096094 | 0.037349 | 2.572882 | 0.0177 |
| FITTED^2 | 0.325634 | 0.269013 | 1.210478 | 0.2395 |
| R-squared | 0.945211 | Mean dependent var | | 0.499900 |
| Adjusted R-squared | 0.924339 | S.D. dependent var | | 0.169325 |
| S.E. of regression | 0.046575 | Akaike info criterion | | -3.052161 |
| Sum squared resid | 0.045555 | Schwarz criterion | | -2.631802 |
| Log likelihood | 54.78241 | Hannan-Quinn criter. | | -2.917684 |
| F-statistic | 45.28602 | Durbin-Watson stat | | 2.582536 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro A. 4 - Produção de vitórias – Teste RESET termos quadráticos e cúbicos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: PCTWIN C _3P _2P OREB DREB STL TOV CONT

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic | 1.495966 | (2, 20) | 0.2481 |
| Likelihood ratio | 4.182333 | 2 | 0.1235 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|----|--------------|
| Test SSR | 0.006342 | 2 | 0.003171 |
| Restricted SSR | 0.048733 | 22 | 0.002215 |
| Unrestricted SSR | 0.042392 | 20 | 0.002120 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|----------|----|
| Restricted LogL | 53.77070 | 22 |
| Unrestricted LogL | 55.86187 | 20 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: PCTWIN

Method: Least Squares

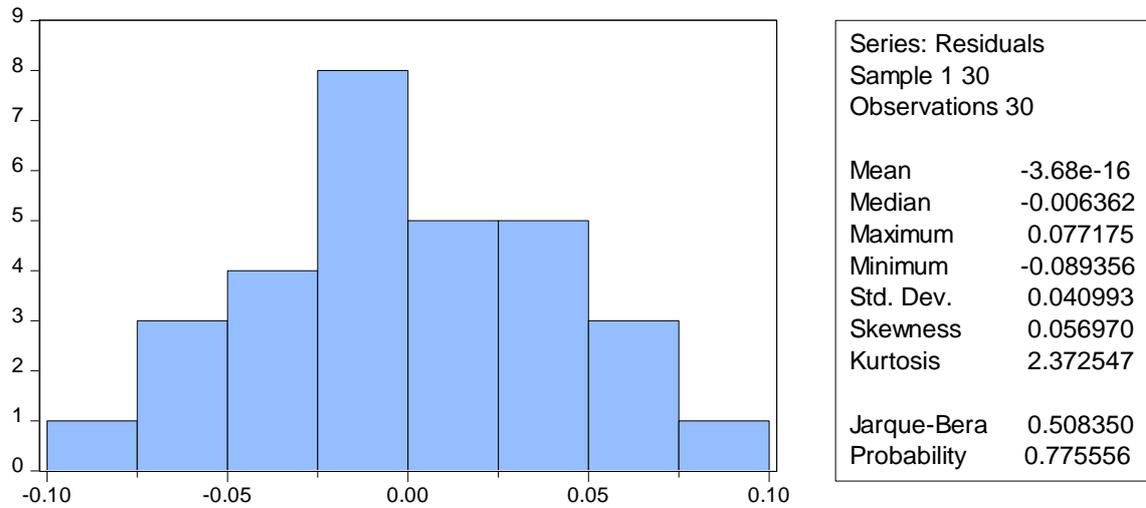
Date: 07/01/17 Time: 21:28

Sample: 1 30

Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | -5.946881 | 3.529786 | -1.684771 | 0.1076 |
| _3P | 0.024032 | 0.015901 | 1.511367 | 0.1463 |
| _2P | 0.087806 | 0.048789 | 1.799704 | 0.0870 |
| OREB | 0.056568 | 0.031823 | 1.777613 | 0.0907 |
| DREB | 0.067857 | 0.041996 | 1.615787 | 0.1218 |
| STL | 0.069505 | 0.041573 | 1.671875 | 0.1101 |
| TOV | -0.105065 | 0.057882 | -1.815175 | 0.0845 |
| CONT | 0.309624 | 0.178651 | 1.733127 | 0.0985 |
| FITTED^2 | -2.976494 | 2.716149 | -1.095851 | 0.2862 |
| FITTED^3 | 2.255021 | 1.845946 | 1.221607 | 0.2361 |
| R-squared | 0.949015 | Mean dependent var | | 0.499900 |
| Adjusted R-squared | 0.926072 | S.D. dependent var | | 0.169325 |
| S.E. of regression | 0.046039 | Akaike info criterion | | -3.057458 |
| Sum squared resid | 0.042392 | Schwarz criterion | | -2.590392 |
| Log likelihood | 55.86187 | Hannan-Quinn criter. | | -2.908040 |
| F-statistic | 41.36377 | Durbin-Watson stat | | 2.618677 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro A. 5 - Produção de vitórias – Histograma e teste de normalidade Jarque-Bera**Quadro A. 6 - Produção de vitórias – Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 1.078522 | Prob. F(7,22) | 0.4096 |
| Obs*R-squared | 7.664710 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3631 |
| Scaled explained SS | 2.828758 | Prob. Chi-Square(7) | 0.9004 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/01/17 Time: 22:03

Sample: 1 30

Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.005885 | 0.015020 | 0.391794 | 0.6990 |
| _3P | 0.000619 | 0.000297 | 2.079916 | 0.0494 |
| _2P | -0.000112 | 0.000294 | -0.381330 | 0.7066 |
| OREB | 0.000109 | 0.000383 | 0.283835 | 0.7792 |
| DREB | -0.000562 | 0.000424 | -1.327197 | 0.1981 |
| STL | -0.000755 | 0.000506 | -1.491832 | 0.1499 |
| TOV | 0.000195 | 0.000410 | 0.475802 | 0.6389 |
| CONT | -0.000466 | 0.000981 | -0.475024 | 0.6395 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|-----------|
| R-squared | 0.255490 | Mean dependent var | 0.001624 |
| Adjusted R-squared | 0.018601 | S.D. dependent var | 0.001936 |
| S.E. of regression | 0.001918 | Akaike info criterion | -9.452332 |
| Sum squared resid | 8.09E-05 | Schwarz criterion | -9.078680 |
| Log likelihood | 149.7850 | Hannan-Quinn criter. | -9.332797 |
| F-statistic | 1.078522 | Durbin-Watson stat | 2.236523 |
| Prob(F-statistic) | 0.409626 | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro A. 7 - Produção de vitórias – Matriz de correlação

| | _2P | _3P | OREB | DREB | STL | TOV | CONT |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| _2P | 1.000000 | 0.583471 | -0.177553 | 0.344129 | 0.232972 | 0.117592 | 0.275497 |
| _3P | 0.583471 | 1.000000 | -0.206693 | 0.598219 | 0.006074 | -0.039523 | 0.350312 |
| OREB | -0.177553 | -0.206693 | 1.000000 | 0.016295 | -0.168034 | 0.297132 | -0.019747 |
| DREB | 0.344129 | 0.598219 | 0.016295 | 1.000000 | -0.366088 | -0.146501 | 0.423672 |
| STL | 0.232972 | 0.006074 | -0.168034 | -0.366088 | 1.000000 | 0.340034 | 0.095752 |
| TOV | 0.117592 | -0.039523 | 0.297132 | -0.146501 | 0.340034 | 1.000000 | -0.350439 |
| CONT | 0.275497 | 0.350312 | -0.019747 | 0.423672 | 0.095752 | -0.350439 | 1.000000 |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro A. 8 - Produção de vitórias – Fatores de Inflação da Variância

Variance Inflation Factors
Date: 07/01/17 Time: 22:31
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient Variance | Uncentered VIF | Centered VIF |
|----------|----------------------|----------------|--------------|
| C | 0.135898 | 1840.479 | NA |
| _3P | 5.33E-05 | 900.3544 | 2.200647 |
| _2P | 5.20E-05 | 1443.024 | 1.719075 |
| OREB | 8.85E-05 | 131.6220 | 1.382423 |
| DREB | 0.000108 | 1629.619 | 2.420486 |
| STL | 0.000154 | 130.3311 | 1.957111 |
| TOV | 0.000101 | 285.8904 | 1.827847 |
| CONT | 0.000580 | 4.975433 | 1.824325 |

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B – Testes estatísticos da equação de receita de bilheteria

Quadro B. 1 - Receita de bilheteria – Estatísticas descritivas

| | RCT | C | PCTWIN | SMSA |
|--------------|----------|----------|----------|----------|
| Mean | 49.66667 | 1.000000 | 0.499900 | 4470526. |
| Median | 40.50000 | 1.000000 | 0.512000 | 4438287. |
| Maximum | 134.0000 | 1.000000 | 0.890000 | 10091153 |
| Minimum | 19.00000 | 1.000000 | 0.122000 | 1170266. |
| Std. Dev. | 29.85636 | 0.000000 | 0.169325 | 2684895. |
| Skewness | 1.430256 | NA | 0.009807 | 0.579705 |
| Kurtosis | 4.654974 | NA | 3.134414 | 2.382232 |
| Jarque-Bera | 13.65184 | NA | 0.023065 | 2.157336 |
| Probability | 0.001085 | NA | 0.988534 | 0.340048 |
| Sum | 1490.000 | 30.00000 | 14.99700 | 1.34E+08 |
| Sum Sq. Dev. | 25850.67 | 0.000000 | 0.831457 | 2.09E+14 |
| Observations | 30 | 30 | 30 | 30 |

Fonte: Elaboração própria

Quadro B. 2 - Receita de bilheteria - Especificação da equação

Dependent Variable: RCT
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/17 Time: 23:37
 Sample: 1 30
 Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -15.91468 | 17.38915 | -0.915208 | 0.3682 |
| PCTWIN | 74.23408 | 26.92387 | 2.757184 | 0.0103 |
| SMSA | 6.37E-06 | 1.70E-06 | 3.750804 | 0.0009 |
| R-squared | 0.400303 | Mean dependent var | | 49.66667 |
| Adjusted R-squared | 0.355881 | S.D. dependent var | | 29.85636 |
| S.E. of regression | 23.96183 | Akaike info criterion | | 9.285440 |
| Sum squared resid | 15502.56 | Schwarz criterion | | 9.425560 |
| Log likelihood | -136.2816 | Hannan-Quinn criter. | | 9.330266 |
| F-statistic | 9.011372 | Durbin-Watson stat | | 2.070075 |
| Prob(F-statistic) | 0.001005 | | | |

Fonte: Elaboração própria

Quadro B. 3 -Receita de bilheteria – Teste RESET termos quadráticos

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: RCT C PCTWIN SMSA
Omitted Variables: Squares of fitted values

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|---------|-------------|
| t-statistic | 1.079080 | 26 | 0.2905 |
| F-statistic | 1.164413 | (1, 26) | 0.2905 |
| Likelihood ratio | 1.314337 | 1 | 0.2516 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|----|--------------|
| Test SSR | 664.5233 | 1 | 664.5233 |
| Restricted SSR | 15502.56 | 27 | 574.1691 |
| Unrestricted SSR | 14838.04 | 26 | 570.6939 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|-----------|----|
| Restricted LogL | -136.2816 | 27 |
| Unrestricted LogL | -135.6244 | 26 |

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: RCT
Method: Least Squares
Date: 07/02/17 Time: 01:35
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 49.24850 | 62.82700 | 0.783875 | 0.4402 |
| PCTWIN | -51.24853 | 119.3445 | -0.429417 | 0.6712 |
| SMSA | -4.76E-06 | 1.05E-05 | -0.455407 | 0.6526 |
| FITTED^2 | 0.016827 | 0.015594 | 1.079080 | 0.2905 |
| R-squared | 0.426009 | Mean dependent var | | 49.66667 |
| Adjusted R-squared | 0.359780 | S.D. dependent var | | 29.85636 |
| S.E. of regression | 23.88920 | Akaike info criterion | | 9.308296 |
| Sum squared resid | 14838.04 | Schwarz criterion | | 9.495122 |
| Log likelihood | -135.6244 | Hannan-Quinn criter. | | 9.368063 |
| F-statistic | 6.432301 | Durbin-Watson stat | | 2.211268 |
| Prob(F-statistic) | 0.002098 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro B. 4 - Receita de bilheteria – Teste RESET termos quadráticos e cúbicos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: RCT C PCTWIN SMSA

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic | 1.078149 | (2, 25) | 0.3555 |
| Likelihood ratio | 2.481994 | 2 | 0.2891 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|----|--------------|
| Test SSR | 1230.954 | 2 | 615.4768 |
| Restricted SSR | 15502.56 | 27 | 574.1691 |
| Unrestricted SSR | 14271.61 | 25 | 570.8645 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|-----------|----|
| Restricted LogL | -136.2816 | 27 |
| Unrestricted LogL | -135.0406 | 25 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: RCT

Method: Least Squares

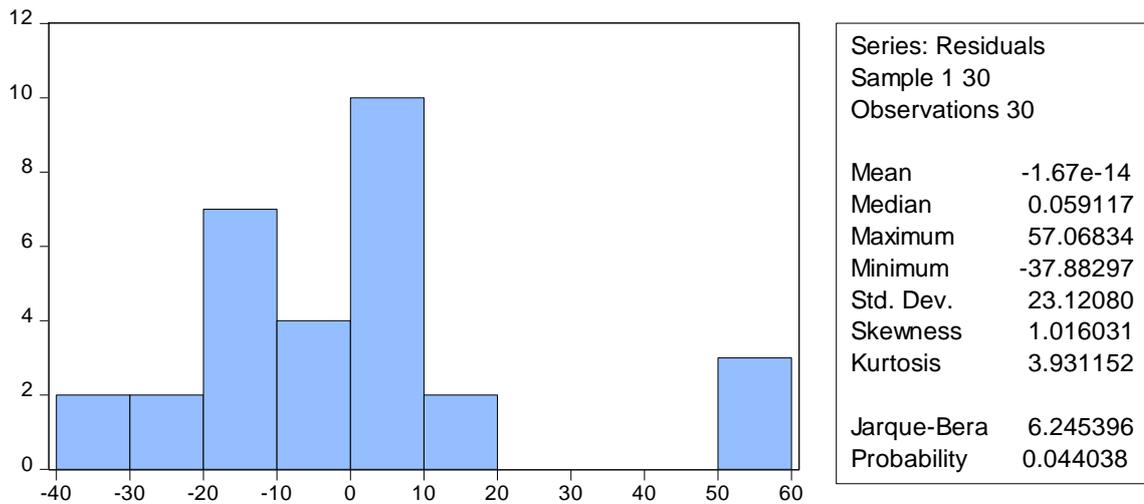
Date: 07/02/17 Time: 01:36

Sample: 1 30

Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -135.9960 | 196.2971 | -0.692807 | 0.4948 |
| PCTWIN | 399.7815 | 468.2605 | 0.853759 | 0.4013 |
| SMSA | 3.39E-05 | 4.02E-05 | 0.843504 | 0.4069 |
| FITTED^2 | -0.109871 | 0.128146 | -0.857390 | 0.3994 |
| FITTED^3 | 0.000817 | 0.000821 | 0.996109 | 0.3287 |
| R-squared | 0.447921 | Mean dependent var | | 49.66667 |
| Adjusted R-squared | 0.359588 | S.D. dependent var | | 29.85636 |
| S.E. of regression | 23.89277 | Akaike info criterion | | 9.336041 |
| Sum squared resid | 14271.61 | Schwarz criterion | | 9.569574 |
| Log likelihood | -135.0406 | Hannan-Quinn criter. | | 9.410750 |
| F-statistic | 5.070843 | Durbin-Watson stat | | 2.186515 |
| Prob(F-statistic) | 0.003931 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro B. 5 - Receita de bilheteria – teste de normalidade Jarque-Bera

Fonte: Elaboração própria.

Quadro B. 6 - Receita de bilheteria – Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 2.848128 | Prob. F(2,27) | 0.0755 |
| Obs*R-squared | 5.226522 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0733 |
| Scaled explained SS | 6.204491 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0449 |

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/17 Time: 01:46
 Sample: 1 30
 Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -484.6270 | 614.9950 | -0.788018 | 0.4376 |
| PCTWIN | 728.7715 | 952.2055 | 0.765351 | 0.4507 |
| SMSA | 0.000143 | 6.01E-05 | 2.373022 | 0.0250 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.174217 | Mean dependent var | 516.7522 |
| Adjusted R-squared | 0.113048 | S.D. dependent var | 899.8355 |
| S.E. of regression | 847.4481 | Akaike info criterion | 16.41698 |
| Sum squared resid | 19390544 | Schwarz criterion | 16.55710 |
| Log likelihood | -243.2546 | Hannan-Quinn criter. | 16.46180 |
| F-statistic | 2.848128 | Durbin-Watson stat | 2.111240 |
| Prob(F-statistic) | 0.075455 | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro B. 7 - Receita de bilheteria – Teste de heterocedasticidade de White

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 1.892137 | Prob. F(5,24) | 0.1332 |
| Obs*R-squared | 8.482210 | Prob. Chi-Square(5) | 0.1316 |
| Scaled explained SS | 10.06937 | Prob. Chi-Square(5) | 0.0733 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/02/17 Time: 01:53

Sample: 1 30

Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 1796.185 | 2497.775 | 0.719114 | 0.4790 |
| PCTWIN^2 | 7929.639 | 4754.962 | 1.667656 | 0.1084 |
| PCTWIN*SMSA | 0.000146 | 0.000569 | 0.256237 | 0.8000 |
| PCTWIN | -7937.141 | 6718.569 | -1.181374 | 0.2490 |
| SMSA^2 | 4.68E-12 | 2.64E-11 | 0.177265 | 0.8608 |
| SMSA | 1.09E-05 | 0.000478 | 0.022882 | 0.9819 |
| R-squared | 0.282740 | Mean dependent var | | 516.7522 |
| Adjusted R-squared | 0.133311 | S.D. dependent var | | 899.8355 |
| S.E. of regression | 837.7120 | Akaike info criterion | | 16.47608 |
| Sum squared resid | 16842272 | Schwarz criterion | | 16.75632 |
| Log likelihood | -241.1412 | Hannan-Quinn criter. | | 16.56573 |
| F-statistic | 1.892137 | Durbin-Watson stat | | 1.914227 |
| Prob(F-statistic) | 0.133170 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro B. 8 - Receita de bilheteria - Matriz de correlação

| | | |
|--------|-----------|-----------|
| | PCTWIN | SMSA |
| PCTWIN | 1.000000 | -0.217642 |
| SMSA | -0.217642 | 1.000000 |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro B. 9 - Receita de bilheteria – Fatores de Inflação da Variância

Variance Inflation Factors
 Date: 07/02/17 Time: 02:14
 Sample: 1 30
 Included observations: 30

| Variable | Coefficient Variance | Uncentered VIF | Centered VIF |
|----------|-------------------------|-------------------|-----------------|
| C | 302.3825 | 15.79931 | NA |
| PCTWIN | 724.8947 | 10.51477 | 1.049723 |
| SMSA | 2.88E-12 | 4.060376 | 1.049723 |

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Testes estatísticos da equação de determinação salarial

Quadro C. 1 - Determinação do salário - Estatísticas descritivas

| | LSALARY | C | AGE | EXPER | EXPER2 | GP | MIN | PTS | AST | F | PG | SG | SF |
|----------------------------|----------------------|----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Mean | 14.82177 | 1.000000 | 26.89567 | 4.867684 | 42.53181 | 58.26209 | 21.41527 | 9.011196 | 1.926209 | 1.838422 | 0.180662 | 0.213740 | 0.201018 |
| Median | 14.87738 | 1.000000 | 26.00000 | 4.000000 | 16.00000 | 66.00000 | 21.30000 | 7.600000 | 1.400000 | 1.900000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| Maximum | 17.03439 | 1.000000 | 40.00000 | 20.00000 | 400.0000 | 82.00000 | 42.40000 | 30.10000 | 11.70000 | 6.000000 | 1.000000 | 1.000000 | 1.000000 |
| Minimum | 9.084664 | 1.000000 | 19.00000 | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 2.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| Std. Dev. | 1.236941 | 0.000000 | 4.489990 | 4.345746 | 63.61186 | 22.42152 | 9.019569 | 5.788992 | 1.829366 | 0.720030 | 0.385228 | 0.410468 | 0.401272 |
| Skewness | -0.790717 | NA | 0.612812 | 0.920464 | 2.315983 | -0.923623 | -0.104675 | 0.965204 | 2.029258 | 0.257504 | 1.660033 | 1.396573 | 1.492071 |
| Kurtosis | 4.817386 | NA | 2.857638 | 3.213671 | 9.138994 | 2.702701 | 2.019113 | 3.630653 | 8.195142 | 5.119739 | 3.755708 | 2.950416 | 3.226276 |
| Jarque-Bera Probability | 95.03764 0.000000 | NA NA | 24.92966 0.000004 | 56.24279 0.000000 | 968.4561 0.000000 | 57.32406 0.000000 | 16.47269 0.000265 | 67.53379 0.000000 | 711.6748 0.000000 | 77.92087 0.000000 | 189.8506 0.000000 | 127.7925 0.000000 | 146.6595 0.000000 |
| Sum | 5824.954 | 393.0000 | 10570.00 | 1913.000 | 16715.00 | 22897.00 | 8416.200 | 3541.400 | 757.0000 | 722.5000 | 71.00000 | 84.00000 | 79.00000 |
| Sum Sq. Dev. | 599.7691 | 0.000000 | 7902.723 | 7403.120 | 1586216. | 197068.0 | 31890.23 | 13136.87 | 1311.860 | 203.2298 | 58.17303 | 66.04580 | 63.11959 |
| Observations | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 | 393 |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 2 - Determinação salarial - Especificação da equação

Dependent Variable: LSALARY

Method: Least Squares

Date: 07/02/17 Time: 23:18

Sample: 1 394

Included observations: 393

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 14.52517 | 0.642089 | 22.62175 | 0.0000 |
| AGE | -0.055593 | 0.022796 | -2.438664 | 0.0152 |
| EXPER | 0.235654 | 0.042909 | 5.491999 | 0.0000 |
| EXPER2 | -0.008575 | 0.002545 | -3.369006 | 0.0008 |
| GP | 0.013560 | 0.004661 | 2.909487 | 0.0038 |
| MIN | 0.028834 | 0.013323 | 2.164220 | 0.0311 |
| PTS | 0.047216 | 0.015369 | 3.072190 | 0.0023 |
| AST | 0.142071 | 0.040184 | 3.535539 | 0.0005 |
| F | -0.400107 | 0.182403 | -2.193531 | 0.0289 |
| PG | -0.807526 | 0.191842 | -4.209323 | 0.0000 |
| SG | -0.607845 | 0.135566 | -4.483775 | 0.0000 |
| SF | -0.426953 | 0.152403 | -2.801482 | 0.0053 |
| R-squared | 0.556116 | Mean dependent var | | 14.82177 |
| Adjusted R-squared | 0.543301 | S.D. dependent var | | 1.236941 |
| S.E. of regression | 0.835919 | Akaike info criterion | | 2.509488 |
| Sum squared resid | 266.2277 | Schwarz criterion | | 2.630826 |
| Log likelihood | -481.1144 | Hannan-Quinn criter. | | 2.557573 |
| F-statistic | 43.39390 | Durbin-Watson stat | | 1.639154 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | Wald F-statistic | | 57.24649 |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000000 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 3 - Salários dos jogadores da NBA – Teste RESET termos quadráticos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: SALARY C AGE EXPER EXPER2 PTS AST F PG SG SF

Omitted Variables: Squares of fitted values

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|----------|-------------|
| t-statistic | 6.036670 | 382 | 0.0000 |
| F-statistic | 36.44139 | (1, 382) | 0.0000 |
| Likelihood ratio | 35.80867 | 1 | 0.0000 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|-----|--------------|
| Test SSR | 3.84E+14 | 1 | 3.84E+14 |
| Restricted SSR | 4.41E+15 | 383 | 1.15E+13 |
| Unrestricted SSR | 4.03E+15 | 382 | 1.05E+13 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|-----------|-----|
| Restricted LogL | -6462.248 | 383 |
| Unrestricted LogL | -6444.344 | 382 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: SALARY

Method: Least Squares

Date: 07/03/17 Time: 00:24

Sample: 1 394

Included observations: 393

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 3102712. | 1823995. | 1.701053 | 0.0897 |
| AGE | -135785.4 | 74539.54 | -1.821656 | 0.0693 |
| EXPER | 613161.1 | 171223.0 | 3.581066 | 0.0004 |
| EXPER2 | -22167.05 | 11507.75 | -1.926272 | 0.0548 |
| PTS | 96411.75 | 92633.19 | 1.040791 | 0.2986 |
| AST | 13476.25 | 246897.9 | 0.054582 | 0.9565 |
| F | 489947.8 | 474793.4 | 1.031918 | 0.3028 |
| PG | -939193.0 | 774589.2 | -1.212505 | 0.2261 |
| SG | -799445.8 | 509023.5 | -1.570548 | 0.1171 |
| SF | -506141.9 | 467645.6 | -1.082319 | 0.2798 |
| FITTED^2 | 5.13E-08 | 1.05E-08 | 4.897888 | 0.0000 |

| | | | |
|------------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.635589 | Mean dependent var | 4992248. |
| Adjusted R-squared | 0.626050 | S.D. dependent var | 5308891. |
| S.E. of regression | 3246466. | Akaike info criterion | 32.85162 |
| Sum squared resid | 4.03E+15 | Schwarz criterion | 32.96285 |
| Log likelihood | -6444.344 | Hannan-Quinn criter. | 32.89570 |
| F-statistic | 66.62672 | Durbin-Watson stat | 1.601093 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | Wald F-statistic | 52.26128 |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000000 | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 4 - Salário dos jogadores da NBA – teste RESET termos quadráticos e cúbicos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: SALARY C AGE EXPER EXPER2 PTS AST F PG SG SF

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|----------|-------------|
| F-statistic | 35.25896 | (2, 381) | 0.0000 |
| Likelihood ratio | 66.73757 | 2 | 0.0000 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|-----|--------------|
| Test SSR | 6.89E+14 | 2 | 3.44E+14 |
| Restricted SSR | 4.41E+15 | 383 | 1.15E+13 |
| Unrestricted SSR | 3.72E+15 | 381 | 9.77E+12 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|-----------|-----|
| Restricted LogL | -6462.248 | 383 |
| Unrestricted LogL | -6428.879 | 381 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: SALARY

Method: Least Squares

Date: 07/03/17 Time: 00:25

Sample: 1 394

Included observations: 393

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 1905834. | 1758990. | 1.083482 | 0.2793 |
| AGE | -74751.82 | 70079.09 | -1.066678 | 0.2868 |
| EXPER | 122781.0 | 182910.4 | 0.671263 | 0.5025 |
| EXPER2 | -5745.885 | 12070.88 | -0.476012 | 0.6343 |
| PTS | -296436.1 | 102508.8 | -2.891811 | 0.0040 |
| AST | -527764.7 | 245652.6 | -2.148419 | 0.0323 |
| F | 1338413. | 495259.0 | 2.702450 | 0.0072 |
| PG | 1462548. | 750565.1 | 1.948596 | 0.0521 |
| SG | 835367.7 | 491748.8 | 1.698769 | 0.0902 |
| SF | 443395.4 | 477595.9 | 0.928390 | 0.3538 |
| FITTED^2 | 1.96E-07 | 2.67E-08 | 7.335226 | 0.0000 |
| FITTED^3 | -6.44E-15 | 1.22E-15 | -5.296401 | 0.0000 |

| | | | |
|------------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.663169 | Mean dependent var | 4992248. |
| Adjusted R-squared | 0.653444 | S.D. dependent var | 5308891. |
| S.E. of regression | 3125292. | Akaike info criterion | 32.77801 |
| Sum squared resid | 3.72E+15 | Schwarz criterion | 32.89935 |
| Log likelihood | -6428.879 | Hannan-Quinn criter. | 32.82610 |
| F-statistic | 68.19360 | Durbin-Watson stat | 1.698614 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | Wald F-statistic | 56.48465 |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000000 | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 5 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – teste RESET termos quadráticos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: LSALARY C AGE EXPER EXPER2 GP MIN PTS AST F PG SG SF

Omitted Variables: Squares of fitted values

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|----------|-------------|
| t-statistic | 0.002924 | 380 | 0.9977 |
| F-statistic | 8.55E-06 | (1, 380) | 0.9977 |
| Likelihood ratio | 8.84E-06 | 1 | 0.9976 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|-----|--------------|
| Test SSR | 5.99E-06 | 1 | 5.99E-06 |
| Restricted SSR | 266.2277 | 381 | 0.698760 |
| Unrestricted SSR | 266.2277 | 380 | 0.700599 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|-----------|-----|
| Restricted LogL | -481.1144 | 381 |
| Unrestricted LogL | -481.1144 | 380 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LSALARY

Method: Least Squares

Date: 07/03/17 Time: 00:28

Sample: 1 394

Included observations: 393

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 14.55686 | 15.28424 | 0.952410 | 0.3415 |
| AGE | -0.055829 | 0.122229 | -0.456759 | 0.6481 |
| EXPER | 0.236676 | 0.500211 | 0.473152 | 0.6364 |
| EXPER2 | -0.008612 | 0.018279 | -0.471166 | 0.6378 |
| GP | 0.013617 | 0.028823 | 0.472443 | 0.6369 |
| MIN | 0.028956 | 0.059977 | 0.482779 | 0.6295 |
| PTS | 0.047444 | 0.110464 | 0.429499 | 0.6678 |
| AST | 0.142745 | 0.333733 | 0.427723 | 0.6691 |
| F | -0.401947 | 0.974223 | -0.412582 | 0.6801 |
| PG | -0.811204 | 1.823357 | -0.444896 | 0.6566 |
| SG | -0.610562 | 1.344597 | -0.454085 | 0.6500 |
| SF | -0.428845 | 0.944491 | -0.454048 | 0.6501 |
| FITTED^2 | -0.000150 | 0.071021 | -0.002110 | 0.9983 |

| | | | |
|------------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.556116 | Mean dependent var | 14.82177 |
| Adjusted R-squared | 0.542099 | S.D. dependent var | 1.236941 |
| S.E. of regression | 0.837018 | Akaike info criterion | 2.514577 |
| Sum squared resid | 266.2277 | Schwarz criterion | 2.646026 |
| Log likelihood | -481.1144 | Hannan-Quinn criter. | 2.566669 |
| F-statistic | 39.67334 | Durbin-Watson stat | 1.639126 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | Wald F-statistic | 65.65528 |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000000 | | |

Quadro C. 6 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – teste RESET termos quadráticos e cúbicos

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: LSALARY C AGE EXPER EXPER2 GP MIN PTS AST F PG SG SF

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

| | Value | df | Probability |
|------------------|----------|----------|-------------|
| F-statistic | 1.798600 | (2, 379) | 0.1669 |
| Likelihood ratio | 3.712487 | 2 | 0.1563 |

F-test summary:

| | Sum of Sq. | df | Mean Squares |
|------------------|------------|-----|--------------|
| Test SSR | 2.503088 | 2 | 1.251544 |
| Restricted SSR | 266.2277 | 381 | 0.698760 |
| Unrestricted SSR | 263.7246 | 379 | 0.695843 |

LR test summary:

| | Value | df |
|-------------------|-----------|-----|
| Restricted LogL | -481.1144 | 381 |
| Unrestricted LogL | -479.2582 | 379 |

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LSALARY

Method: Least Squares

Date: 07/03/17 Time: 00:28

Sample: 1 394

Included observations: 393

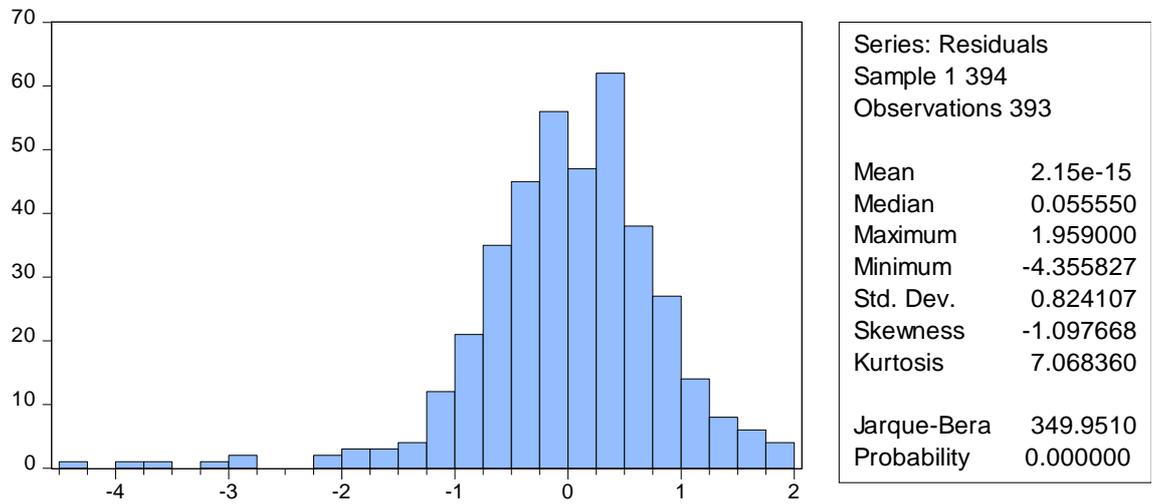
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -408.0077 | 260.6434 | -1.565387 | 0.1183 |
| AGE | 2.390129 | 1.525066 | 1.567230 | 0.1179 |
| EXPER | -10.14292 | 6.476527 | -1.566104 | 0.1182 |
| EXPER2 | 0.369228 | 0.235911 | 1.565114 | 0.1184 |
| GP | -0.583304 | 0.370678 | -1.573615 | 0.1164 |
| MIN | -1.248885 | 0.797916 | -1.565183 | 0.1184 |
| PTS | -2.028253 | 1.295723 | -1.565344 | 0.1183 |
| AST | -6.092933 | 3.897631 | -1.563240 | 0.1188 |
| F | 17.24821 | 11.01437 | 1.565972 | 0.1182 |
| PG | 34.72325 | 22.18997 | 1.564817 | 0.1185 |
| SG | 26.16951 | 16.70883 | 1.566209 | 0.1181 |
| SF | 18.40538 | 11.73557 | 1.568341 | 0.1176 |
| FITTED^2 | 2.968001 | 1.812167 | 1.637819 | 0.1023 |
| FITTED^3 | -0.066445 | 0.039758 | -1.671242 | 0.0955 |

| | | | |
|------------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.560290 | Mean dependent var | 14.82177 |
| Adjusted R-squared | 0.545207 | S.D. dependent var | 1.236941 |
| S.E. of regression | 0.834172 | Akaike info criterion | 2.510220 |
| Sum squared resid | 263.7246 | Schwarz criterion | 2.651780 |
| Log likelihood | -479.2582 | Hannan-Quinn criter. | 2.566318 |
| F-statistic | 37.14855 | Durbin-Watson stat | 1.664321 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | Wald F-statistic | 73.45828 |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000000 | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 7 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA - histograma dos resíduos e teste de normalidade Jarque-Bera.



Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 8 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---------------------|----------|----------------------|--------|
| F-statistic | 12.40440 | Prob. F(11,381) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 103.6320 | Prob. Chi-Square(11) | 0.0000 |
| Scaled explained SS | 295.5290 | Prob. Chi-Square(11) | 0.0000 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/03/17 Time: 00:39

Sample: 1 394

Included observations: 393

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.158000 | 1.445166 | 0.109330 | 0.9130 |
| AGE | 0.027144 | 0.041960 | 0.646906 | 0.5181 |
| EXPER | 0.017597 | 0.059384 | 0.296333 | 0.7671 |
| EXPER2 | -0.001255 | 0.003212 | -0.390625 | 0.6963 |
| GP | -0.039096 | 0.010611 | -3.684341 | 0.0003 |
| MIN | 0.030074 | 0.022301 | 1.348549 | 0.1783 |
| PTS | -0.032963 | 0.021742 | -1.516116 | 0.1303 |
| AST | -0.145249 | 0.062594 | -2.320490 | 0.0208 |
| F | 0.930345 | 0.444704 | 2.092058 | 0.0371 |
| PG | 0.627035 | 0.343064 | 1.827753 | 0.0684 |
| SG | 0.329050 | 0.267726 | 1.229055 | 0.2198 |
| SF | 0.366534 | 0.344207 | 1.064864 | 0.2876 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.263695 | Mean dependent var | 0.677424 |
| Adjusted R-squared | 0.242436 | S.D. dependent var | 1.670897 |
| S.E. of regression | 1.454317 | Akaike info criterion | 3.617009 |
| Sum squared resid | 805.8298 | Schwarz criterion | 3.738346 |
| Log likelihood | -698.7422 | Hannan-Quinn criter. | 3.665093 |
| F-statistic | 12.40440 | Durbin-Watson stat | 1.878578 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 9 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – Teste de heterocedasticidade de White.

| Heteroskedasticity Test: White | | | | |
|------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| F-Statistic | 6.327249 | Prob. F(70,322) | 0.0000 | |
| Obs*R-squared | 227.5604 | Prob. Chi-Square(70) | 0.0000 | |
| Scaled explained SS | 648.9374 | Prob. Chi-Square(70) | 0.0000 | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 07/03/17 Time: 00:42 | | | | |
| Sample: 1 394 | | | | |
| Included observations: 393 | | | | |
| White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance | | | | |
| Collinear test regressors dropped from specification | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 9.161775 | 11.81712 | 0.775297 | 0.4387 |
| AGE^2 | -0.002155 | 0.008175 | -0.263556 | 0.7923 |
| AGE*EXPER | 0.022057 | 0.026136 | 0.843940 | 0.3993 |
| AGE*EXPER2 | -0.002235 | 0.001840 | -1.214856 | 0.2253 |
| AGE*GP | 0.003042 | 0.003060 | 0.994060 | 0.3209 |
| AGE*MIN | -0.016178 | 0.015934 | -1.015330 | 0.3107 |
| AGE*PTS | 0.001399 | 0.013682 | 0.102248 | 0.9186 |
| AGE*AST | 0.039358 | 0.042966 | 0.916020 | 0.3603 |
| AGE*F | 0.208901 | 0.140556 | 1.486247 | 0.1382 |
| AGE*PG | 0.078926 | 0.178165 | 0.442995 | 0.6581 |
| AGE*SG | 0.148045 | 0.144541 | 1.024241 | 0.3065 |
| AGE*SF | 0.149807 | 0.171637 | 0.872815 | 0.3834 |
| AGE | -0.306062 | 0.630474 | -0.485448 | 0.6277 |
| EXPER^2 | 0.090602 | 0.052592 | 1.722751 | 0.0859 |
| EXPER*EXPER2 | -0.003812 | 0.004210 | -0.905325 | 0.3660 |
| EXPER*GP | -0.013561 | 0.006563 | -2.066414 | 0.0396 |
| EXPER*MIN | 0.059869 | 0.030442 | 1.966663 | 0.0501 |
| EXPER*PTS | -0.040285 | 0.026974 | -1.493485 | 0.1363 |
| EXPER*AST | -0.065702 | 0.070956 | -0.925951 | 0.3552 |
| EXPER*F | -0.120899 | 0.170480 | -0.709172 | 0.4787 |
| EXPER*PG | -0.128557 | 0.352075 | -0.365142 | 0.7152 |
| EXPER*SG | -0.095470 | 0.146492 | -0.651709 | 0.5151 |
| EXPER*SF | -0.016271 | 0.184789 | -0.088049 | 0.9299 |
| EXPER | -0.283187 | 0.719584 | -0.393543 | 0.6942 |
| EXPER2^2 | 0.000197 | 9.90E-05 | 1.989721 | 0.0475 |
| EXPER2*GP | 0.000959 | 0.000358 | 2.683153 | 0.0077 |
| EXPER2*MIN | -0.003330 | 0.001597 | -2.085683 | 0.0378 |
| EXPER2*PTS | 0.002372 | 0.001276 | 1.859266 | 0.0639 |
| EXPER2*AST | 0.002894 | 0.003595 | 0.804982 | 0.4214 |
| EXPER2*F | -0.009516 | 0.010562 | -0.901022 | 0.3683 |
| EXPER2*PG | -0.003964 | 0.017872 | -0.221810 | 0.8246 |
| EXPER2*SG | -0.010259 | 0.007277 | -1.409803 | 0.1596 |
| EXPER2*SF | -0.012120 | 0.008563 | -1.415340 | 0.1579 |
| GP^2 | 0.001057 | 0.000293 | 3.602582 | 0.0004 |
| GP*MIN | 0.000226 | 0.001724 | 0.130831 | 0.8960 |
| GP*PTS | -0.000413 | 0.001782 | -0.231744 | 0.8169 |
| GP*AST | 0.012187 | 0.003960 | 3.077726 | 0.0023 |
| GP*F | -0.041161 | 0.012276 | -3.352885 | 0.0009 |
| GP*PG | -0.043531 | 0.020505 | -2.122944 | 0.0345 |
| GP*SG | -0.007731 | 0.013281 | -0.582072 | 0.5609 |
| GP*SF | -0.015719 | 0.021304 | -0.737839 | 0.4611 |
| GP | -0.122755 | 0.085018 | -1.443862 | 0.1497 |
| MIN^2 | -0.008734 | 0.005133 | -1.701318 | 0.0898 |
| MIN*PTS | 0.003886 | 0.007999 | 0.485797 | 0.6274 |
| MIN*AST | 0.011677 | 0.020884 | 0.559143 | 0.5765 |
| MIN*F | 0.141299 | 0.063072 | 2.240279 | 0.0258 |
| MIN*PG | 0.077432 | 0.077045 | 1.005032 | 0.3156 |
| MIN*SG | 0.102516 | 0.051514 | 1.990049 | 0.0474 |
| MIN*SF | 0.081451 | 0.074335 | 1.095728 | 0.2740 |
| MIN | 0.250891 | 0.419769 | 0.597688 | 0.5505 |
| PTS^2 | 0.001093 | 0.003320 | 0.329317 | 0.7421 |
| PTS*AST | 0.003025 | 0.011156 | 0.271206 | 0.7864 |
| PTS*F | -0.079178 | 0.044067 | -1.796777 | 0.0733 |
| PTS*PG | -0.061854 | 0.079471 | -0.778319 | 0.4370 |
| PTS*SG | -0.055215 | 0.054767 | -1.008191 | 0.3141 |
| PTS*SF | -0.047129 | 0.069317 | -0.679912 | 0.4970 |
| PTS | 0.167187 | 0.339348 | 0.492673 | 0.6226 |
| AST^2 | -0.004447 | 0.031747 | -0.140078 | 0.8887 |
| AST*F | -0.184544 | 0.121109 | -1.523784 | 0.1285 |
| AST*PG | 0.064368 | 0.245941 | 0.261722 | 0.7937 |
| AST*SG | -0.040070 | 0.139175 | -0.287911 | 0.7736 |
| AST*SF | 0.037300 | 0.174939 | 0.213219 | 0.8313 |
| AST | -1.684316 | 1.212641 | -1.388965 | 0.1658 |
| F^2 | -0.179694 | 0.328022 | -0.547810 | 0.5842 |
| F*PG | 0.096655 | 0.466814 | 0.207053 | 0.8361 |
| F*SG | -0.279389 | 0.488714 | -0.571681 | 0.5679 |
| F*SF | -0.089115 | 0.556564 | -0.160117 | 0.8729 |
| F | -2.971617 | 4.221289 | -0.703960 | 0.4820 |
| PG^2 | 0.209660 | 4.302342 | 0.048732 | 0.9612 |
| SG^2 | -3.599519 | 4.473358 | -0.804657 | 0.4216 |
| SF^2 | -3.616689 | 5.147256 | -0.702644 | 0.4828 |
| R-squared | 0.579034 | Mean dependent var | 0.677424 | |
| Adjusted R-squared | 0.487520 | S.D. dependent var | 1.670897 | |
| S.E. of regression | 1.196157 | Akaike info criterion | 3.358170 | |
| Sum squared resid | 460.7150 | Schwarz criterion | 4.076085 | |
| Log likelihood | -588.8804 | Hannan-Quinn criter. | 3.642671 | |
| F-statistic | 6.327249 | Durbin-Watson stat | 1.941413 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 10 - Logaritmo do salário dos jogadores da NBA – Fatores de Inflação da Variância

Variance Inflation Factors
 Date: 07/03/17 Time: 00:46
 Sample: 1 394
 Included observations: 393

| Variable | Coefficient Variance | Uncentered VIF | Centered VIF |
|----------|-------------------------|-------------------|-----------------|
| C | 0.412278 | 348.9340 | NA |
| AGE | 0.000520 | 320.8522 | 6.754303 |
| EXPER | 0.001841 | 57.31745 | 20.72465 |
| EXPER2 | 6.48E-06 | 21.93383 | 13.00901 |
| GP | 2.17E-05 | 83.84962 | 4.130138 |
| MIN | 0.000177 | 93.70034 | 10.08339 |
| PTS | 0.000236 | 28.53884 | 6.736923 |
| AST | 0.001615 | 11.96005 | 5.109138 |
| F | 0.033271 | 113.2613 | 7.816695 |
| PG | 0.036803 | 4.407035 | 3.395799 |
| SG | 0.018378 | 3.105698 | 2.317572 |
| SF | 0.023227 | 3.244520 | 2.325207 |

Fonte: Elaboração própria.

Quadro C. 11 - Logaritmo do salário - Matriz de Correlação

| | AGE | EXPER | EXPER2 | GP | MIN | PTS | AST | F | PG | SG | SF |
|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| AGE | 1.000000 | 0.895195 | 0.834933 | 0.059918 | 0.064497 | 0.015871 | 0.100516 | 0.072836 | 0.016620 | -0.033425 | -0.037843 |
| EXPER | 0.895195 | 1.000000 | 0.938038 | 0.132913 | 0.215983 | 0.179825 | 0.190568 | 0.156162 | 0.000139 | -0.008656 | -0.025963 |
| EXPER2 | 0.834933 | 0.938038 | 1.000000 | 0.037094 | 0.091467 | 0.069761 | 0.098164 | 0.059819 | -0.037994 | -0.001739 | -0.001566 |
| GP | 0.059918 | 0.132913 | 0.037094 | 1.000000 | 0.588272 | 0.478449 | 0.318063 | 0.443989 | 0.035110 | 0.064225 | -0.055637 |
| MIN | 0.064497 | 0.215983 | 0.091467 | 0.588272 | 1.000000 | 0.876495 | 0.645557 | 0.725364 | 0.165672 | 0.019293 | 0.050276 |
| PTS | 0.015871 | 0.179825 | 0.069761 | 0.478449 | 0.876495 | 1.000000 | 0.652623 | 0.559014 | 0.158212 | 0.011684 | 0.014619 |
| AST | 0.100516 | 0.190568 | 0.098164 | 0.318063 | 0.645557 | 0.652623 | 1.000000 | 0.368530 | 0.577831 | -0.027554 | -0.101737 |
| F | 0.072836 | 0.156162 | 0.059819 | 0.443989 | 0.725364 | 0.559014 | 0.368530 | 1.000000 | 0.002322 | -0.121260 | -0.068490 |
| PG | 0.016620 | 0.000139 | -0.037994 | 0.035110 | 0.165672 | 0.158212 | 0.577831 | 0.002322 | 1.000000 | -0.244054 | -0.234794 |
| SG | -0.033425 | -0.008656 | -0.001739 | 0.064225 | 0.019293 | 0.011684 | -0.027554 | -0.121260 | -0.244054 | 1.000000 | -0.260686 |
| SF | -0.037843 | -0.025963 | -0.001566 | -0.055637 | 0.050276 | 0.014619 | -0.101737 | -0.068490 | -0.234794 | -0.260686 | 1.000000 |

Fonte: Elaboração própria.