

第46回法政大学懸賞論文 優秀賞

年俸格差とチームパフォーマンス  
～J1 データを用いたトーナメント理論の検証

経済学部経済学科3年

後藤 駿介

木内 将大

袴田 隆平

## 目次

1. はじめに p2
  2. 研究背景 p3
    - 2.1 J1リーグの収益構造および海外比較 p3
    - 2.2 配分金制度の改革について p5
    - 2.3 先行研究のレビュー p7
  3. 分析方法および利用データ p8
    - 3.1 選手年俸の推定モデル p9
    - 3.2 チームパフォーマンスと選手年俸格差の関係について p9
    - 3.3 分析に利用するデータについて p10
  4. 推定結果 p14
    - 4.1 選手年俸の分析 p14
      - プーリングモデル
      - 固定効果モデル
    - 4.2 チーム内年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響の分析 p19
  5. 年俸の分散がチームに与えた影響の考察 p21
  6. まとめと今後の課題 p22
- 参考文献 p23

## 1,はじめに

組織内での賃金格差の問題はこれまで経済学の主要な研究テーマとなってきた。賃金格差がある職場では低賃金で働く社員は不公平さを感じ、仕事に対するモチベーションの低下や不満を抱くことがあると考えられる。また、賃金格差の拡大は組織内での緊張や不和が増加する可能性があり、協力関係やチームワークが妨げられる可能性がある。一方で、賃金格差の存在は組織内の競争を促進する可能性も指摘されている。これは、Lazear and Rosen (1981)が提唱したトーナメント理論とよばれるもので、組織内での昇進をひとつのトーナメント競争と考えた場合に、その上位入賞者に多額の報酬を出すことは組織内での競争意識を高め、勝ち残るための労働インセンティブとして機能するという考え方である。

賃金格差の存在が組織内メンバーの労働意欲を高めるのか、あるいは減退させるのかはこれまで理論と実証の両面から多くの研究が行われている (Szymanski and Valletti(2004), Franck and Nuesch(2010), Becker and Huselid(1992), 阿部(2000))。これら研究からは、一般的に組織内での個人能力が拮抗している場合には賃金格差は努力目標に対するインセンティブを高めるが、能力差が大きい場合には逆にインセンティブが下がってしまうという結果が得られている。

ところで、こうした賃金格差が組織内の個人を超えて、企業そのもののパフォーマンスにどのような影響を与えるのかについてもいくつか検証が行われている。例えば、Eriksson(1999)や Heyman(2005)では、トーナメント理論に基づく報酬構造が企業パフォーマンスに与える影響を企業内部の給与データを用いて実証分析している。これら研究は、それぞれスウェーデンとデンマークの企業を対象としたものであるが、平均給与と企業業績の間に正の相関があるだけでなく、給与格差、すなわち給与の分散についても企業業績に正の影響があることを報告している。

他方で企業の賃金格差が企業のパフォーマンスを低下させるという研究報告もある。例えば、Martins(2008)は従業員と企業の異質性をコントロールしたうえで、賃金分散が企業業績に与える影響をポルトガル企業のパネルデータを用いて検証した。この分析では、賃金格差と企業業績の間に強い負の相関があると報告している。さらに、労働者の能力や経験、生産性などの労働者間の観察できない違いを考慮した場合でも、賃金格差が拡大するにつれて、企業業績は低下する傾向があると結論付けている。

また、斎藤(2016)では、日本企業 200 社を対象に 74 万人の個票データを用いて企業内の賃金格差が労働者の満足度や企業業績に与える影響を分析している。この分析では、リーマンショック以前は賃金格差の大きい企業ほど従業員満足度や企業業績が高い傾向があるが、リーマンショック以降は逆に賃金格差は従業員満足度や企業業績を低下させることを報告している。

このように、トーナメント理論の企業レベルでの成否に関しては、対象とする企業や時期によって一貫した結果が得られていない状況にある。このような状況を踏まえて、本研究では日本のプロサッカーリーグ J1 の選手別、クラブ別のパネルデータを利用して選手の年俸

格差がチームパフォーマンスに与える影響を検証する。本研究でJ1リーグを取り上げる理由は以下の2点である。まず、第1の理由はプロスポーツであるJ1リーグでは、選手個人の成績や年俵といった個票データが比較長期にわたって容易に入手できることにある。同様に各シーズンのチーム成績も勝ち点や勝率、リーグ順位といった形で数値化されており、定量分析を行うのに適している。

第2の理由は、近年のJリーグ機構では、トップクラブの競争力を高めるために「配分金制度」の改革を行っていることである。この制度改革では、各チームに均等に配分金を支給する従来の「均等配分」を見直して、各チームのリーグ成績に応じて配分金を支給する「傾斜配分」を推し進めるものである。Jリーグ機構としては、トーナメント理論によってより競争力の高いチームが誕生することを期待しての制度改革と言えるが、果たしてそうした効果がデータからも認められるのか検証することはスポーツ経済学の観点からも有益であろう。

本論文の次章からの構成は以下の通りである。第2章では、J1リーグの収益構造をヨーロッパの主要リーグと比較したうえで、近年のJリーグの配分金制度改革について説明する。また、プロスポーツ分野においてチームレベルでのトーナメント理論の検証を行った先行研究のレビューを行う。第3章では、本研究の分析で利用するデータ、および分析手法について解説する。つづく第4章では、回帰モデルの推定結果について説明し、第5章では推定結果に関する考察を行う。最後に第6章では、本研究で得られた分析結果のまとめと今後の課題を述べる。

## 2. 研究背景

この章では、国内プロサッカーのトップリーグであるJ1リーグの収益構造を概観し、近年改革が進められている配分金制度について説明する。特にJ1リーグと海外の有名リーグとの収益構造の違いを比較し、この制度改革の目的について言及する。さらにこの配分金制度の改革は、サッカークラブ内での選手年俵に少なからず影響を与えていると予想されるが、それに関連して、プロスポーツ分野でチーム内賃金格差とチームパフォーマンスの関係を分析した先行研究をレビューする。

### 2.1 J1リーグの収益構造および海外比較

まず、J1リーグの収入源は「スポンサー収入」、「放映権収入」、「入場料収入」、「商品化権収入」の4つの柱から成り立っている。ここで「スポンサー収入」は広告等のスポンサー企業からの収入、「放映権収入」はテレビやラジオ、インターネットでの公衆放映権料である。<sup>1</sup> また、「入場料収入」は試合チケットの売上、商品化権収入はグッズやユニフォーム

---

<sup>1</sup> Jリーグクラブの収入源としては、これらの他にもスクール運営等のアカデミー収入、ファンクラブ・講演会から収入、サプライヤー契約収入、イベント出演料などがある。

の売上である。このうち、スポンサー収入、入場料収入、商品化権料はJリーグ加盟クラブの収入となるが、放映権料についてはJリーグ機構が一括管理し、後述するJリーグ配分金として各クラブに支給される。

図 2.1 J1リーグと代表的なヨーロッパリーグの総収入の比較

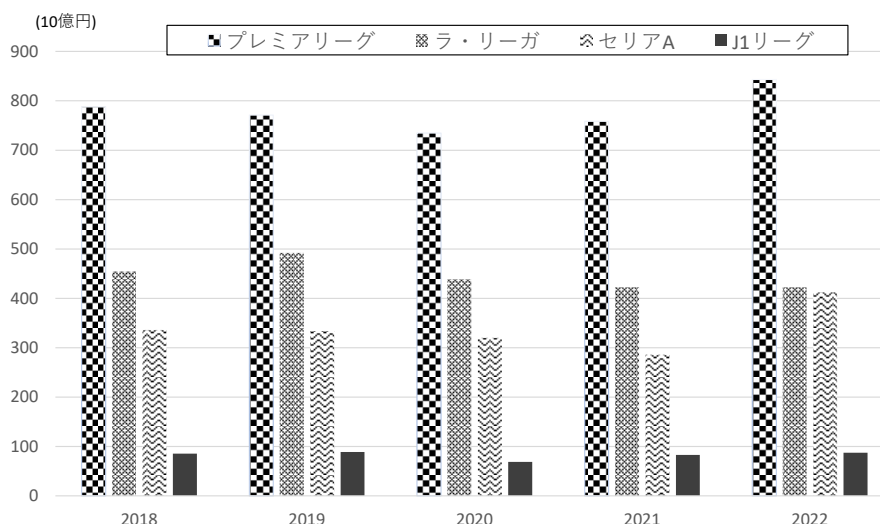


図 2.1 は J1 リーグと世界的に人気のあるヨーロッパ各国のトップリーグの総収入の推移を示している。<sup>2</sup> ここで表記通貨を統一するため、決算月である各年 3 月の平均為替レートでユーロを円に換算している。2018 年で見ると、英「プレミアリーグ」が 7900 億円、独「ラ・リーガ」が 4500 億円、伊「セリア A」が 3400 億円である。一方、日本の J1 リーグの総収入は 856 億円であり、これらリーグとの差は 4~9 倍にも及ぶ。また、その差は 2022 年時点でも大きく開いたままである。

図 2.2 は、2016 年における J1 リーグおよびヨーロッパリーグの収入の「スポンサー収入」、「入場料収入」、「放映権収入」の内訳を示したものである。入場料収入はプレミアリーグが 14%、ラ・リーガが 19%、セリア A が 11% に対して、J1 リーグは 20% とそれほどの差はない。一方、放映権収入の割合はヨーロッパの各リーグが 61%、52%、60% と収入の大部分を占めているのに対して、J1 リーグではわずか 6% にすぎない。逆にスポンサー収入では、ヨーロッパリーグがそれぞれ 25%、29%、30% と 3 割程度なのに対して、J1 リーグは 74% と大部分を占めている。<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Annual Review of Football Finance 2021, Deloitte

<sup>3</sup> リーグ比較のため、スポンサー収入には物販やサプライヤー契約収入、アカデミー収入などその他収入を含めている。

図 2.2 各リーグのスポンサー収入、入場料収入、放映権収入の内訳(2016 年)

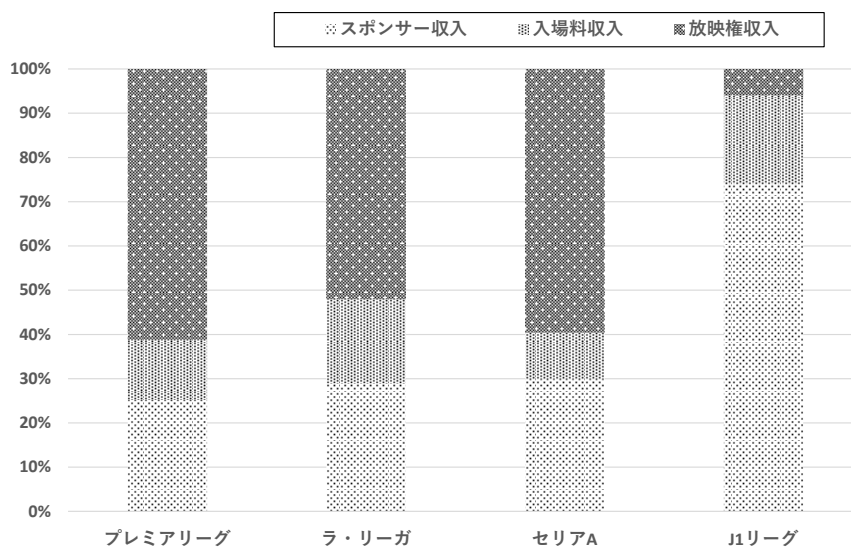


図 2.2 で見たように J1 リーグとヨーロッパリーグでは、放映権収入の割合に大きな差がある。J リーグ公式サイトによると、J1 リーグの海外で試合放映は 2012 年にアジア圏で開始後、2022 年には世界 60 か国に広がったことで海外視聴者数は 1500 万人に拡大した。しかし、世界最高峰のプレミアムリーグの視聴者数は全世界で約 12 億人であり依然として大きな差がある。これはヨーロッパのトップリーグは国際的に高い知名度を持ち、世界中のファンから支持されているのに対し、J1 リーグは国際的な知名度が低く海外ファンが少ないことに起因している。

このような状況を踏まえて、J リーグ機構はグローバルコンテンツとしての海外ファンの獲得することを中長期的な目標に掲げている。そして、そのためには、リーグ全体の収益性や競技性を高めるだけでなく、J1 リーグからビッククラブを創出することが必須課題としてあげている。<sup>4</sup> この目標を達成するための方策の 1 つが配分金制度の改革である。

## 2.2 配分金制度の改革について

J リーグでは放映権料と協賛金から得られた収入を、加盟クラブに分配するための配分金制度を導入している。ここでは配分金の中でも大部分を占める「均等配分金」、「理念強化配分金」、および「リーグ賞金」に注目する。<sup>5</sup> 1993 年の J リーグ創設当初の配分金制度では、

<sup>4</sup> 経済産業省スポーツ未来会議「J リーグの成長戦略について～トップスポーツの更なる拡大～」, 2023 年 2 月

<sup>5</sup> J リーグの配分金制度には、これらの他にも J リーグ理事会の決議が得られることを条件として支給される事業協力配分金、ACL(AFC チャンピオンズリーグ)への参加クラブに遠

機構収入はリーグ全体の各クラブに均等配分されていた(均等配分金)。均等配分では各クラブの戦力を拮抗させるという点では公平な制度であるが、各クラブの成績や集客力などが収入に反映されないため上位クラブにとっては不満のある制度であった。また、各クラブの競争力の向上や若手育成の奨励という意味においてもインセンティブが働かないというデメリットがあった。

近年の配分金制度改革では、こうした均等配分を見直し、成績上位のクラブや集客力の高いクラブにより多くを配分する傾斜配分の傾向が強まっている。とくに2016年7月にJリーグはスポーツ専門のビデオオンデマンドサービス「DAZN」との放映権契約を締結し、スポンサー収入(約2,100億円)を確保したことで、その傾向はより一層強いものとなっている。2017年に新たに導入された「理念強化配分金」では、前シーズンのJ1リーグ戦の年間順位1位から4位のクラブに対して最長3年間にわたって追加の配分金が支給されることになった。2017年の均等配分金が、J1クラブで3.5億円、J2クラブで1.5億円、J3クラブで3000万円であったのに対して、この理念強化配分金は2016年シーズンの1位クラブには3年間で総額15億円、2位には7億円、3位には3億5000万円、4位には1億8000万円が支給されることになり、結果重視の配分金制度となった。<sup>6</sup>

表 2.1 2016 年以前の J1 上位クラブへの配分金

	均等配分金	リーグ賞金	合計
1 位	1.8 億円	1 億円	2.8 億円
2 位	1.8 億円	3000 万円	2.1 億円
3 位	1.8 億円	2000 万円	2 億円
4 位	1.8 億円	—	1.8 億円

---

征補助を行う ACL サポート配分金、日本スポーツ振興センターが販売するスポーツくじからの toto 交付金が存在する。

<sup>6</sup> なお、2018年には降格クラブへの支援策として「降格救済金」も導入している。Jリーグでは、毎期のシーズン成績に応じてJ1リーグの下位チームとJ2リーグの上位クラブの入れ替えを行っている。J1クラブとJ2以下のクラブでは、配分金やスポンサー収入に大きな格差があるため、降格による経済的な打撃はクラブの持続可能性にも影響を及ぼす。この救済金制度では、降格クラブは前年所属リーグの均等配分金の80%を受け取ることができるようになった。

表 2.2 2017～2022 年の J1 上位クラブへの配分金

	均等配分金	理念強化配分金	リーグ賞金	合計
1 位	3.5 億円	15 億円	3 億円	21.5 億円
2 位	3.5 億円	7 億円	1.2 億円	11.7 億円
3 位	3.5 億円	3.5 億円	6000 万円	7.6 億円
4 位	3.5 億円	1.8 億円	—	5.3 億円

表 2.1 と表 2.2 はそれぞれ 2016 年以前の J1 上位クラブへの配分金(均等配分金+リーグ賞金)と 2017 年以降の J1 上位クラブへの配分金(均等配分金+理念強化配分金+リーグ賞金)を示している。この制度改革によって、例えば、リーグ優勝クラブへの配分金は 2016 年以前が 2 億 8000 万円だったのが、2017 年以降は 21 億 5000 万円となり、7 倍以上へと大幅に増加した。

なお、この表には含めていないが、2020 年からは各クラブの観客動員数と DAZN 視聴時間をもとに配分されるファン指標配分金(総額 10 億円)が導入されている。これは人気のあるクラブへの支給額を増やすことを目的とした配分金である。2023 年からは均等配分金が 3.5 億円から 2.5 億円に減額された一方で、ファン指標配分金は総額 13.4 億円へと増額されている。<sup>7</sup>

### 2.3 先行研究のレビュー

組織内の賃金格差による企業パフォーマンスへの影響は労働市場や産業構造などの環境要因によって異なるため、単純な肯定か否定かといった結論を容易に導き出すことはできない。本章ではプロチームスポーツを対象とした賃金格差とチームパフォーマンスの関係を分析した研究をレビューする。

まず、チーム内の賃金格差がチームパフォーマンスに負の影響を与えるという結果を報告している研究には、Bloom(1999)と Depken(1999)がある。

Bloom(1999)は、米国メジャーリーグ・オブ・ベースボール(以下、MLB と略す)の選手データを用いて、賃金格差がチームパフォーマンスに与える影響を研究した。この研究では、1985 年から 1993 年に MLB の 29 チームに所属していた 1644 選手データのデータから、チームレベルのパネルデータを作成した。そして、チーム勝率をチーム内の年俸分散とチーム内の平均年俸で説明する自己回帰分析を行った。ここで年俸分散の指標にはジニ係数を

---

<sup>7</sup> なお、2024 年からは、理念強化配分金が見直され、支給対象がリーグ上位 4 チームから 9 チームへと拡大されることが決定している。これに合わせて支給額は、リーグ 1 位は 2 年間で 5 億円、2 位は 3 億 6000 万円、3 位は 2 億 2000 万円、4 位は 1 億 5000 万円、5 位は 1 億 2000 万円、6 位は 9000 万円、7 位は 7000 万円、8 位は 6000 万円、9 位は 5000 万円となる予定である。



用いている。この分析では、賃金格差が大きいほどチームパフォーマンスに負の影響を与えると報告している。

Depken(1999)は、1985～1998年のMLBにおけるチーム内の年俸総額と賃金集中度を調査し、賃金格差がチームパフォーマンスに与える影響を検証した。この研究では、チーム勝率を年俸総額と賃金集中度で説明する回帰分析を行った。ここで、賃金集中度にはハーフィンダル・ハーシュマン・インデックスを用いている。また、チーム固有の選手能力、戦略、および監督能力などを考慮するために固定効果モデルを推定している。この分析では、Bloom(1999)と同様に賃金格差はチームパフォーマンスに負の影響を与え、賃金格差が大きくなるほどチームパフォーマンスは低下することを結論付けている。

一方で、賃金格差がチームパフォーマンスに与える影響は競技によって異なることを報告している研究もある。Frick, Prinz and Winkelmann(2003)は、1985～2001年のアメリカ4大スポーツ（フットボール、ベースボール、バスケットボール、アイスホッケー）での賃金格差とチームパフォーマンスの関係について研究した。この研究では、4つの競技それぞれについて、チーム勝率を被説明変数、選手の平均年俸、年齢およびチーム内の賃金格差(ジニ係数)を説明変数とする固定効果モデルとランダム効果モデルを推定した。この分析では、ベースボールとフットボールではチーム内の賃金格差がチームパフォーマンスに負の影響を与える一方で、バスケットボールとアイスホッケーでは逆に賃金格差はチームパフォーマンスに正の影響を与えると報告している。

Jang(2018)は、韓国野球リーグ(2005～2014年)とMLB(1985～2014年)の2つの野球リーグを比較し、賃金格差がチームパフォーマンスに与える影響について分析した。この研究では、チーム勝率を打撃指数(打率と出塁率の合計)、防御率、盗塁成功率で説明する確率的フロンティアモデルを推定している。また、チーム勝率に影響を与える非効率な要因として年俸格差を含めている。年俸格差の指標には、標準偏差、ジニ係数、および最高賃金と最低賃金の比率を用いた。この分析では、MLBでは選手の年俸格差が大きいほどチームパフォーマンスに負の影響を与えるが、韓国野球リーグでは、そういった現象は観測できず、年俸格差とチームパフォーマンスの間に関係性はないことを報告している。

また、同じプロスポーツであっても、時期によって年俸格差とチームパフォーマンスの関係が異なることを報告している研究もある。Yamamura(2015)は日本のプロサッカーリーグJ1からのデータを使用して、開発段階と発展段階に分け、賃金格差がチームのパフォーマンスに与える影響が異なるかどうかを検証した。この分析では日本がワールドカップに初出場する以前の1993年から1997年を開発段階、初出場以降の1998年から2011年までの期間を発展段階と定義し、チーム勝率をチームの平均年俸、年俸標準偏差、平均年齢、年齢標準偏差で説明する固定効果モデルを推定した。この結果、J1リーグの開発段階では賃金格差がチームのパフォーマンスに負の影響を与える一方で、発展段階では賃金格差はチームのパフォーマンスに影響を及ぼさないことを報告している。

### 3 分析方法および利用データ

この章ではまず、J1 リーグに所属する各選手データから年俵を説明する回帰モデルを推定し、2017 年に行われた配分金制度の変更が年俵査定に与えた影響を明らかにする。その後でクラブ内の年俵格差とチーム成績との関係を明らかにするため、チーム成績を説明する回帰モデルを推定する。

#### 3.1 選手年俵の推定モデル

まず、選手年俵を個人パフォーマンスで説明する以下の回帰モデルを推定する。

$$\begin{aligned} \text{選手年俵の分析} & \log(\text{Salary}_{it}) = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ikt} + \gamma \cdot \text{TOP4}_{it} \\ \text{(プーリングモデル)} & + \lambda \cdot \text{TOP4}_{it} \times 1(t \geq 2017) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.1)$$

ここで、 $\log(\text{Salary}_{it})$ は選手*i*の第*t*期シーズン終了後の年俵額(対数値)である。また、 $x_{ikt}$ は選手*i*の第*t*シーズン期の個人パフォーマンスや所属クラブに関連した変数であり、ゴール数、アシスト数、出場試合数、警告カード数、ポジション、年齢、所属チームダミー、日本人ダミー、移籍ダミーなどである。本分析では、配分金制度の変更が選手年俵に与えた影響を測るため、所属クラブのシーズン成績を回帰モデルに含める。ここで、 $\text{TOP4}_{it}$ は選手*i*が所属するチームがリーグ上位4位に入った場合に1をとるダミー変数であり、式(3.1)の係数 $\gamma$ は上位入賞によるボーナス査定を表している。また、 $1(t \geq 2017)$ は2017年以降のシーズンで1をとるダミー変数であり、 $\text{TOP4}_{it}$ との交差項の係数 $\lambda$ は、配分金の制度変更後のボーナス査定への影響を表している。

式(3.1)のプーリングモデルでは説明変数 $x_{ikt}$ で捉えきれない選手個人の能力やパフォーマンスは誤差項 $\epsilon_{it}$ に含まれることになる。例えば、選手個人の知名度や人気は $x_{ikt}$ に含まれていないが、もし、そのようなモデルに含まれていない要因がその他の説明変数である $x_{ikt}$ や $\text{TOP4}_{it}$ と相関を持つ場合には、式(3.1)をOLS推定しても回帰係数は一致推定量にはならない。そのため、本分析では選手個人に固有の要因をコントロールするため、以下の固定効果モデルも併せて推定する。

$$\begin{aligned} \text{選手年俵の分析} & \log(\text{Salary}_{it}) = \alpha_i + \sum_k \beta_k x_{ikt} + \gamma \cdot \text{TOP4}_{it} \\ \text{(固定効果モデル)} & + \lambda \cdot \text{TOP4}_{it} \times 1(t \geq 2017) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.2)$$

ここで $\alpha_i$ は選手個人の固定効果を表している。そして、 $\epsilon_{it}$ は誤差項を表している。固定効果 $\alpha_i$ を推定に含めることで、選手個人の観測されない要因のうち時間に依らない部分を誤差項から切り離し、回帰係数のバイアスを減らすことができる。

### 3.2 チームパフォーマンスと選手年俸格差の関係について

本研究の目的は、同一クラブ内での選手間の年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響を分析することである。そのため、チームレベルのデータを用いて第 $t$ シーズン期のチーム成績を年俸格差で説明する回帰モデルを推定する。チーム固有の固定効果を含めた推定モデルを以下のように定義する。

$$\begin{aligned} \text{チーム成績の分析} \\ \text{(固定効果モデル)} \end{aligned} \quad W_{jt} = a_j + \sum_k b_k z_{jkt} + \kappa \cdot HHI_{jt} + \delta \cdot HHI_{jt} \times 1(t \geq 2017) + e_{it} \quad (3.3)$$

ここで、 $W_{jt}$ はシーズン終了時のチーム $j$ のパフォーマンスを表す変数である。本分析ではチームパフォーマンスには勝ち点と勝率、ゴール数、得失点差を用いることにする。<sup>8</sup> また、チーム内年俸格差の指標としては、先行研究の Depken(1999)や Yamamura(2015)と同様に Herfindahl-Hirschman 指数(HHI)を用いる。式(3.3)の $HHI_{jt}$ はチーム $j$ の第 $t$ シーズン期の HHI を表しており、値が高いほどチーム内での年俸格差が大きいことを意味する。<sup>9</sup> したがって、 $HHI_{jt}$ の係数 $\kappa$ は年俸格差がシーズン成績に与える影響を表している。そして、 $HHI_{jt}$ と制度変更後ダミー $1(t \geq 2017)$ との交差項の係数 $\delta$ は、年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響に変化があったかどうか捉えるパラメータである。なお、 $z_{jkt}$ はチーム $j$ の勝ち点に影響を与えるコントロール変数であり、例えば、チームの平均年俸、平均年齢などである。また $a_j$ はチームの固定効果、 $e_{it}$ は誤差項を表している。

### 3.3 分析に利用するデータについて

ここでは、回帰モデルの推定に利用するデータの詳細を説明する。まず、式(3.1)の選手年俸の推定に利用するデータについて説明する。分析対象は2014年シーズンから2022年シーズンまでの9年間のJ1リーグ公式試合とする。<sup>10</sup> 選手個人の成績は、Sports Reference が運営するスポーツ情報サイト(FBref.com)から入手した。このサイトは独コンサルティング会社 Data Sports Group からデータ提供を受けている。次にチーム

---

<sup>8</sup> Jリーグでは、通常は18チームによるホーム&アウェイ方式の総当たりリーグ戦(各チーム34試合、計306試合)を行い、最終的な勝ち点で順位を決定する。ここで勝ち点は、試合に勝利すると3点、引き分けで1点、敗北で0点として34試合の合計点を算出したものである。

<sup>9</sup> チーム $j$ のハーフィンダル・ハーシュマン指数 $HHI_{jt}$ は、所属選手 $i$ の年俸がチーム総年俸額にしめる割合(年俸シェア) $s_{it} \times 100$ の2乗和で定義される。すなわち、 $HHI_{jt} = \sum_i s_{it}^2 \times 10000$ である。

<sup>10</sup> 公式リーグとは別に天皇杯、ACL、リーグカップ、参入プレーオフなどの試合があるがこれらは分析の対象外である。

成績はJリーグが運営するJリーグデータサイトを参照した。また、J1リーグ所属選手の推定年俸は、日本スポーツ企画出版社が発行している選手名鑑から引用した。<sup>11</sup> なお、選手年間はJ1クラブのみが対象であるため、J1からJ2に降格したクラブの選手は該当データに含まれていない。

選手の観測可能な属性値 $x_{ikt}$ には年齢、出場試合数、ゴール数、アシスト数、警告数、ポジションダミー(GK、DF、WF、FW)、移籍ダミー、日本人ダミーを含める。選手の年齢は2月中盤のシーズン開始時の満年齢としている。また、出場試合数は1試合を90分として、その選手のシーズン総出場時間を90分で割ったものを使用する。<sup>12</sup> ゴール数は選手本人が得点したゴール数であり、ペナルティキックやフリーキックでのゴールも含んでいる。アシスト数は、他の選手のゴールに直接関係したパスであり、2つ以上前のプレーは含まない。警告数は悪質なファウルや試合遅延などの行為に対してレフェリーから提示されるイエローカードとレッドカードの累積枚数である。ポジションダミーはその選手のポジションに応じて、ゴールキーパー(GK)、ディフェンダー(DF)、ミッドフィールダー(MF)、フォワード(FW)のいずれかを指すダミー変数である。なお、個人によってはシーズン内に複数のポジションを兼任している場合があるが、その場合はもっとも出試合数の多いポジションを採用した。日本人ダミーはその選手が日本人である場合に1をとるダミーである。<sup>13</sup> 移籍ダミーはその選手がシーズン開始時に別クラブから移籍してきた場合に1、シーズン前から所属している場合に0をとる変数である。

次に、チームパフォーマンスを推定する式(3.3)で用いるデータについて説明する。分析対象期間は、式(3.1)の推定と同様に、2014年から2022年までの9シーズンである。被説明変数のチーム成績はリーグ終了時での勝ち点、もしくは勝率である。また説明変数に用いる年俸格差の指標HHIは、式(3.1)の推定に用いた選手個人の年俸額をチーム内で集計して求めた値である。また観測可能なチームの属性値 $z_{jkt}$ にはチームの平均年俸、平均年齢および年齢の標準偏差である。なお、平均年俸やHHIの算出に使った選手個人の年俸はシーズン終了後の金額ではなく、シーズン開始前の金額にもとづいたものである。

以上の変数について、基本統計量を求めたものを表3.1および表3.2に示す。表3.1から、選手個人の平均年俸は約3945万円であるが、標準偏差は12,114万円であり非常に分散が大きいことが分かる。また、サッカー選手の平均年齢は26.3歳、平均出場試合数は14試

---

<sup>11</sup> 選手年俸は出版社が個別選手や代理人への取材を通じて入手した金額であり、実際の年俸とはズレが生じている可能性がある。

<sup>12</sup> Jリーグ公式戦は前半45分、後半45分の計90分間で試合が行われるが、選手交代などで試合が止まっている時間がある場合はアディショナルタイムが追加される。そのため、実際の1試合の出場時間は90分を超えることがある。

<sup>13</sup> Jリーグでは外国籍の選手数に対する制限があり現在Jリーグでは試合に出場出来る外国人選手は5人までとなっている。

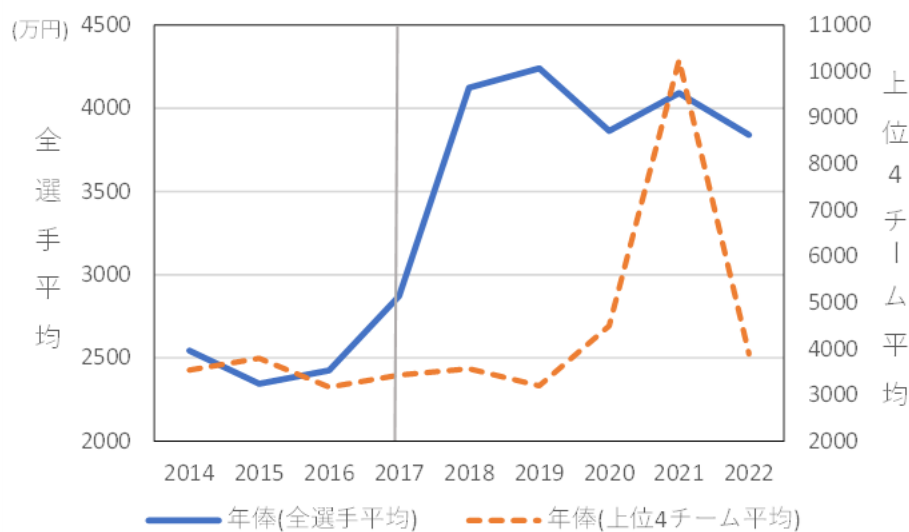
合、平均ゴール数は1.6、平均アシスト数は0.6、平均警告数は1.5である。ポジションではMFの選手が1番多く、続いてDF、FW、GKの順になることが分かる。日本人選手の割合は80%、また移籍選手の割合は5%程度である。表3.1において選手年俸の最大値は32億5000万円となっているが、これは2019年に日本サッカークラブとしては史上最高額となる年俸でFCバルセロナからヴィッセル神戸に移籍したA.イニエスタ選手である。2018年の最大年俸が8億円だったことを考慮すると、最高年俸は4倍まで引き上げられたことになる。

表 3.1 選手個人に関する変数の基本統計量

	Mean	S.D.	Min	Max
選手変数				
年俸(万円)	3954	12114	200	325000
年齢	26.3	4.7	15	53
出場試合数	14.03	10.65	0.01	38
ゴール数	1.63	2.83	0	28
アシスト数	0.89	1.61	0	13
ゴール&アシスト数	2.51	3.77	0	32
カード数	1.56	1.82	0	11
FWダミー	0.22	0.41	0	1
MFダミー	0.40	0.49	0	1
DFダミー	0.31	0.46	0	1
GKダミー	0.07	0.26	0	1
日本人ダミー	0.81	0.39	0	1
移籍ダミー	0.05	0.22	0	1
サンプル数	4262			

図 3.1 は選手平均年俸の推移を表したものである。この図から配分金制度変更のあった2017年以降、選手の平均年俸は大きく増加していることが分かる。具体的に約1800万円高くなっている。また、上位4チームの選手平均年俸が2021年に突出している。これはA.イニエスタ選手を含めたヴィッセル神戸が3位になった効果である。この効果を除いても選手全体の年俸が増加した2017年から遅れ2020年以降上位4チームの選手個人の年俸は約1300万円高くなっていることが分かる。

図 3.1 選手平均年俸の推移



次にチームに関する基本統計量についてであるが、表 3.2 より、チーム年俸の平均は 3400 万円であるが標準偏差は 3127 万円と分散が大きい。実際に年俸分散を表すチームの平均 HHI は 837.5 であるのに対して、その標準偏差は 758、最大値は 4917 とチームによる年俸格差が大きいことが分かる。また、年齢についてはチーム平均の平均年齢が 26.3 歳に対して標準偏差は 4.6 歳と年俸格差ほどの散らばりはない。

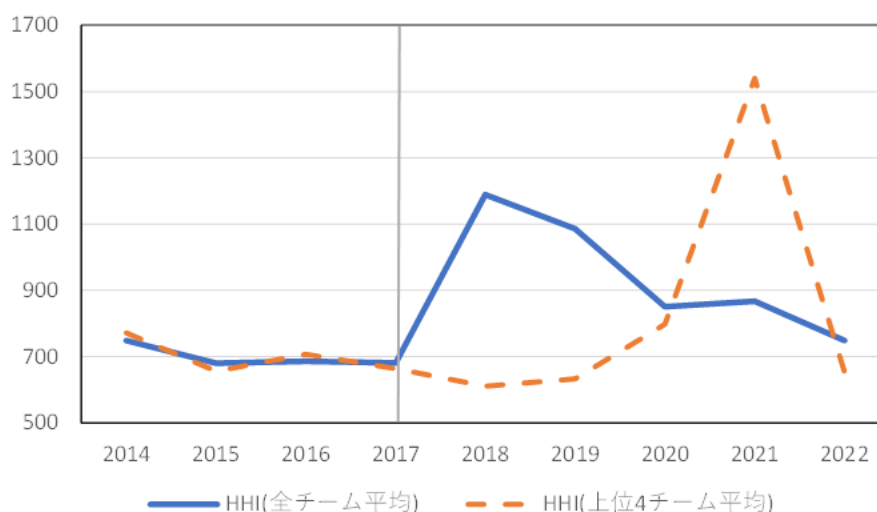
表 3.2 チームに関する変数の基本統計量

	Mean	S.D.	Min	Max
チーム変数				
勝ち点	46.3	14.0	12	92
勝率	49.7	16.5	10.3	93.3
HHI	837.5	757.6	403	4918
平均年俸(万円)	3401	3126.9	823	22280
年齢	26.3	1.1	23.8	28.7
年齢標準偏差	4.6	0.7	3.0	7.7
サンプル数	164			

次に、2017 年の配分金制度の変更が年俸に与えた影響を確認するため平均 HHI の推移をプロットしたものが図 3.2 である。2017 年以前は全チーム平均と上位 4 チーム平均の HHI は似たような推移をしている。しかし、2018 年以降は全チーム平均が大きくなり上位

4 チーム平均との間に乖離が生じている。ただし、2019 年以降全チーム平均は下降傾向にある。なお、上位 4 チーム平均の HHI は、配分金制度の変更以降、全チーム平均に比べて低く推移していたが、2021 年は前述のイニエスタを擁するヴィッセル神戸が上位入賞したため瞬間的に突出した値となっている。

図 3.2 チーム平均 HHI の推移



## 4. 推定結果

### 4.1 選手年俸の分析

本章では、まず選手年俸を説明する式(3.1)および(3.2)の推定結果を説明し、次にチームパフォーマンスと年俸格差の関係を説明する式(3.3)の推定結果を説明する。

表 4.1 では、モデル(1)をベースラインのモデルとし、制度変更後の年俸査定に変化があったかどうかを推定した。また、ベースラインモデルにゴール数やアシスト数といった個人成績の評価基準に制度変更ダミーの交差項を増やしたモデル(2)、(3)を加えた。これらは式(3.1)のプーリングモデルであるが、式(3.2)の固定効果モデルによる定式化についてもモデル(4)~(6)として表 4.1 に加えている。ここで、プーリングモデルと固定効果モデルのそれぞれ 3 つのモデルにおいて、回帰係数の符号条件や有意性に大きな変化は無いため、以下ではプーリングモデル(3)と固定効果モデル(6)について説明する。

#### プーリングモデル

プーリングモデル(3)では、制度変更と年俸の関係について、制度変更後ダミーは統計的に 0.1%水準で正に有意となった。つまり、配分金制度の変更後以前と比べそれ以降は平均年俸が高くなったことを示している。具体的には、変更以降に年俸は 20.4%上昇したることとな

る。<sup>14</sup> ただし、制度変更後ダミーと上位 4 チームダミーの交差項に有意性は認められなかった。したがって、制度変更後に賞金額が大幅に上乘せされた上位入賞チームに所属する選手の年俵が、そうでないチームよりも大きく上昇したということはない。

選手の個人成績に関する変数では、年齢は 0.1%水準で正に有意、年齢の 2 乗項は 0.1%水準で負に有意となった。これは、年齢が上がるとキャリア形成によって年俵は増加するが、限界的には逡減する傾向にあることを意味している。また、出場試合数、ゴール数とアシスト数も 0.1%水準で正に有意となった。具体的には、平均年俵の選手であれば、試合に 1 試合(90 間換算)出場するごとに 114.6 万円、ゴール数またはアシスト数の増加 1 に対して 75.1 万円だけ年俵が上昇する。また、イエローカードやレッドカードによる警告数は有意な結果にはならず、年俵には影響していない。

選手属性に関して、ポジションは FW の係数が最も高く、次に MF、そして DF、GK の順になる。具体的には、GK と比べて FW は約 39%、MF は約 28%、DF は約 15%だけ年俵が高くなる。これは、攻撃に関わるポジションの方が高く評価され年俵が分配されていることを意味している。なお、表 4.1 には記載していないが、ポジションによるゴール数やアシスト数の重要性の違いを考慮して、これらの交差項を含めたモデルも別途推定した。ただし、これら交差項は有意とならず年俵査定には影響がなかった。日本人ダミーは 0.1%水準で負に有意となり、日本人選手は外国籍の選手と比べ 42%低い年俵が支払われていることになる。移籍ダミーは 0.1%水準で正に有意となり、移籍選手には同じ成績であっても移籍なしの選手に比べて 18%高い年俵が支払われていることになる。これは海外クラブなどから著名選手を獲得する場合には以前よりも高い年俵を提示する必要があるからだと考えられる。

チーム成績に関する変数では、降格圏ダミーが 5%水準で正に有意となった。これは、予想に反して、降格圏内にあるクラブはそうでないクラブよりも追加の年俵を払っていることを意味している。これは、降格圏に入ったクラブは有力選手の離脱を避けるため、相対的に高い年俵を提示せざるを得ない可能性があると考えられる。

### 固定効果モデル

次に選手個人の固有要因をコントロールした固定効果モデル(6)の推定結果を説明する。固定効果をモデルに含めたことで、時間変動のない選手属性であるポジションや国籍ダミーは説明変数から除外される。また、固定効果を含めたことで、選手個人の成績変数(ゴール数、アシスト数、出場試合数)や移籍ダミーの係数はプーリングモデルから多少の変化が起こっている。ただし、符号条件や有意性についてはなんら変化がみられない。

---

<sup>14</sup> 片対数モデル  $\log(y_{it}) = \alpha + \beta_1 x_{it} + \beta_2 D_{it} + \epsilon_{it}$  において、連続変数  $x_{it}$  の 1 単位の増加に対する  $y_{it}$  の増分は  $\beta_1 y_{it}$  となる。また、ダミー変数  $D_{it}$  が 0 から 1 に変わるときの  $y_{it}$  の増加率は  $\exp(\beta_2) - 1$  である。



プーリングモデルとの大きな違いは、制度変更に関する変数である。プーリングモデルでは、制度変更後ダミーと上位4チームの交差項は有意ではなかったが、固定効果モデルでは5%水準で正に有意となった。これは、配分金制度改革があった2017年以降の上位4チームの選手はそれ以前の上位4チームと比べ10%程度高い年俸が提示されたことになる。これは、制度変更後に多額の強化理念配分金が配分された上位チームが所属選手の年俸に還元した可能性が考えられる。プーリングモデルでは、有意とならなかった交差項が固定効果モデルでは有意となった理由としては、説明変数に含めていない個人成績（例えば知名度や人気、あるいはパス精度、ボールキープ率など）が、除外変数として上位4位以内ダミーを含むそれ以外の説明変数と相関をもっていた可能性が考えられる。プーリングモデルではこの誤差項と説明変数の相関を無視して推定した結果、推定結果にバイアスが発生していたと予想される。

個人年俸の分析の結論として、制度変更後に平均年俸が高く提示されていることが分かる。また、個人効果を含める固定効果モデルの推定では、制度変更後ダミーと上位4チームの交差項が有意になり、制度変更後に上位4チームの選手年俸が上乘せされたと考えられる。

表 4.1 選手年俵の推定結果

	プーリングモデル						固定効果モデル					
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
選手変数												
年齢	0.278 ***	(0.019)	0.275 ***	(0.020)	0.273 ***	(0.018)	0.745 ***	(0.051)	0.743 ***	(0.050)	0.743 ***	(0.050)
年齢 <sup>2</sup>	-0.003 ***	(0.0003)	-0.003 ***	(0.0004)	-0.003 ***	(0.0003)	-0.011 ***	(0.0009)	-0.011 ***	(0.0009)	-0.011 ***	(0.0009)
出場試合数	0.033 ***	(0.001)	0.03 ***	(0.001)	0.029 ***	(0.001)	0.013	(0.001)	0.011 ***	(0.002)	0.011 ***	(0.002)
ゴール数			0.022 ***	(0.005)					0.015 **	(0.006)		
ゴール&アシスト数					0.019 ***	(0.004)					0.012 ***	(0.004)
警告数	-0.006	(0.006)	-0.006	(0.006)	-0.005	(0.006)	0.002	(0.006)	0.001	(0.007)	0.002	(0.006)
移籍ダミー	0.196 ***	(0.053)	0.195 ***	(0.053)	0.167 ***	(0.053)	0.192 ***	(0.079)	0.197 ***	(0.079)	0.198 ***	(0.079)
FWダミー	0.0462 ***	(0.042)	0.349 ***	(0.048)	0.334 ***	(0.048)	0.02	(0.074)	-0.003	(0.075)	0.006	(0.074)
MFダミー	0.317 ***	(0.039)	0.27 ***	(0.040)	0.246 ***	(0.041)	0.018	(0.047)	0.014	(0.047)	0.014	(0.047)
DFダミー	0.18 ***	(0.04)	0.157 **	(0.04)	0.144 ***	(0.04)						
日本人ダミー	-0.579 ***	(0.027)	-0.563 ***	(0.027)	-0.563 ***	(0.027)	0.298	(0.196)	0.292	(0.226)	0.317	(0.215)

注) 括弧内の値は標準誤差を表している。有意水準: \*5%、\*\*1%、\*\*\*0.1%

表 4.1 選手年俸の推定結果(続き)

	プーリングモデル			固定効果モデル		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
制度変数						
制度変更後ダミー	0.202 *** (0.027)	0.202 *** (0.027)	0.186 *** (0.027)	-0.038 (0.040)	-0.039 (0.039)	-0.045 (0.039)
制度変更後ダミー×上位4位ダミー	0.058 (0.053)	0.078 (0.055)	0.074 (0.057)	0.083 * (0.045)	0.098 * (0.050)	0.095 * (0.051)
制度変更後ダミー×上位4位ダミー×ゴール数		-0.009 (0.008)			-0.006 (0.009)	
制度変更後ダミー×上位4位ダミー×ゴール&アシスト数			-0.005 (0.005)			-0.003 (0.004)
チーム変数						
上位4位ダミー	0.490 (0.044)	0.420 (0.044)	0.041 (0.044)	-0.004 (0.035)	0.011 (0.035)	-0.011 (0.032)
降格圏内ダミー	0.065 * (0.034)	0.069 * (0.034)	0.072 * (0.034)	0.016 (0.032)	0.019 (0.031)	0.02 (0.032)
チームダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
切片	11.3 *** (0.256)	11.372 *** (0.256)	11.425 *** (0.256)	—	—	—
サンプル数	3012	3012	3012	3012	3012	3012
Adjusted R-squared	0.686	0.688	0.689	0.76	0.761	0.761
F - statistics	312.384 ***	294.259 ***	156.165 ***	72.7951 ***	70.0184 ***	70.1468 ***

注) 括弧内の値は標準誤差を表している。有意水準: \*5%、\*\*1%、\*\*\*0.1%

#### 4.2 年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響の分析

次に、チームパフォーマンスと年俸格差の関係を説明する式(3.3)の固定効果モデルを推定する。ここでチームパフォーマンスには勝ち点、勝率、ゴール数、および得失点差の4種類を用いることにする。表4.2にそれぞれを被説明変数にした固定効果モデルの推定結果を示す。これら4つのモデルで、回帰係数の符号条件や有意性に大きな差はないため、ここでは勝ち点を使用したモデル(1)を説明する。

まず、チーム内年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響についてであるが、HHIの係数は統計的に1%水準で負に有意となった。これはHHIが100増加すると、チーム内の勝ち点が約2.3減少することを意味している。また、制度変更後ダミーとHHIの交差項は1%水準で正に有意となった。これは制度変更以降に年俸格差がパフォーマンスに与えるマイナスの影響を弱める方向に働いていると考えられる。

次に平均年俸は1%水準で正に有意となり、平均年俸が100万円増加すると勝ち点が0.8増える結果となった。制度変更後ダミーと平均年俸の交差項は1%水準で負に有意となった。これは、平均年俸がパフォーマンスに与えるプラスの影響を弱める方向に働いていると考えられる。

年齢や年齢の標準偏差に関しては有意な結果にはならなかった。<sup>15</sup>

---

<sup>15</sup> なお異常値である高額年俸のイニエスタが所属するヴィッセル神戸を除いた分析でも係数や符号条件、有意性に大きな変化は無かった。そのため本分析では、異常値により分析結果が歪むことは無かったと考えられる。

表 4.2 チームパフォーマンスの推定結果(固定効果モデル)

	勝ち点		勝率		ゴール数		得失点差	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
制度変数								
制度変更以降ダミー×年俸HHI	0.019	**	0.022	**	0.01	·	0.023	*
	(0.007)		(0.008)		(0.006)		(0.009)	
制度変更以降ダミー×平均年俸	-0.005	**	-0.006	**	-0.003	·	-0.007	**
	(0.002)		(0.002)		(0.002)		(0.002)	
チーム変数								
年俸HHI	-0.023	**	-0.027	**	-0.012	·	-0.028	**
	(0.007)		(0.008)		(0.006)		(0.009)	
平均年俸	0.006	**	0.008	**	0.004	*	0.008	**
	(0.034)		(0.002)		(0.002)		(0.003)	
平均年齢	-0.629		-0.563		-1.985	*	-1.532	
	(1.136)		(1.337)		(0.978)		(1.452)	
年齢標準偏差	-2.676		-3.164	·	-1.074		-4.007	·
	(1.617)		(1.903)		(1.393)		(2.068)	
固定効果	YES		YES		YES		YES	
サンプル数	164		164		164		164	
Adjusted R-squared	0.498		0.521		0.541		0.560	
F - statistics	2.431		2.527		1.447		2.481	

注) 括弧内の値は標準誤差を表している。有意水準: · 10%、\*5%、\*\*1%、\*\*\*0.1%

## 5. 年俸格差がチームに与えた影響の考察

ここでは第 4 章で得られた推定結果のうち、年俸格差とチームパフォーマンスの関係性について考察する。

まず、表 4.2 の推定結果では年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響がマイナスの影響を与える事が分かった。これは、1990～2000 年代の J1 リーグの年俸格差とチームパフォーマンスを分析した Yamamura (2015) と同様の結果である。Yamamura (2015) では、開発段階の日本人選手と年俸の高い外国人選手との技術格差が大きすぎるためにチーム内で連携や戦略が上手くいかず、パフォーマンスにマイナスの影響を与えていると考えている。ただし、J1 リーグが開発段階(日本が FIFA ワールドカップに初出場した 1998 年以前)から発展段階(1999 年以降)へ成長することにより年俸格差によるマイナスの影響はほとんどなくなったとしている。

本研究での分析は、この意見に反して依然として年俸格差によるマイナスの影響が残っていることを示す結果となった。なぜ、一旦はなくなったとされる年俸格差の負の影響がまた復活したのであろうか？この理由としては、近年、J1 リーグでの選手パフォーマンスにかつてのような格差が広がっているのではないかと考えられる。

J1 リーグが開発段階から発展段階に移行する契機となった 1998 年のワールドカップ・フランス大会では、代表選手 26 人のうち、海外クラブに所属、もしくは海外クラブに所属経験を持つ選手はゼロであった。それが 2000 年代に入ると徐々に増加し、2004 年日韓大会 4 人、2006 年ドイツ大会 6 人、2010 年南アフリカ大会 4 人と数名程度で推移することになる。それが、2010 年代になると急拡大し、2014 年ブラジル大会 12 人、2018 年ロシア大会 16 人、そして直近の 2022 年カタール大会では 22 人が海外組または元海外組になった。このように、本分析が対象としている 2014 年以降では日本の有力選手の多くが海外移籍するようになり、J1 トップ層選手の空洞化が起り始めたと言われている。

トーナメント理論ではチーム内での選手間能力差が大きい場合は、年俸格差は選手パフォーマンスに対して負のインセンティブとして働くことが知られている。2014 年以前の発展段階では J1 リーグの選手能力に均一化が図られていたことで年俸格差の影響は有意にならなかった。しかし、近年では海外経験を積んで J1 リーグに戻ってきた元海外組のベテラン選手層(高給選手である場合が多い)と、現役トップ層の海外移籍の穴を埋めるために加入した主に若手の選手層(薄給選手である場合が多い)の間で能力差が拡大している可能性が考えられる。もし、そのような選手パフォーマンス格差が拡大しているのであれば、年俸格差によるチームパフォーマンスへの負の影響が生じていても不思議ではない。

次に、2017 年の配分金制度改革は、年俸格差がチームパフォーマンスに与えるマイナスの影響を弱める方向に働いたという結果の解釈をする。図 3.2 で見たようにチーム内年俸格差の指標である HHI の平均値は制度変更前(2014～2016 年)から、2017 年以降に大きく上昇した。さらにチーム間での HHI の標準偏差についても制度変更前は 191～257 の範囲で推移したが、制度変更後 1 年後の 2018 年から 2022 年には 523～1332 と大きく上昇した。

これは、制度変更後にチーム内年俸格差が拡大しただけでなく、チーム間での年俸格差も拡大したことを意味している。また、制度変更前は 2250 万円だった年俸の中央値も制度変更後は 2500 万円と上がりその後も上昇する。このことから、年俸格差の拡大による選手間の不協和音は、選手年俸の上昇により打ち消されチームパフォーマンスへの影響が小さくなっているのではないかと考えられる。

最後に、制度変更後の平均年俸がプラスの影響を弱める方向に働いたという結果の解釈をする。図 3.1 から、全体の平均年俸は 2017 年以降伸びるが、上位 4 チームの平均年俸の伸びは遅れて現れていることがわかる。これは、2017 年の制度変更後に創設された強化理念配分金の支給を期待しリーグ上位を目指したチームが大金を使い補強したが、すぐには成績が出なかったと推測する。この結果から、平均年俸がチームパフォーマンスに与える影響にはラグがある可能性を考えることができる。

## 6. まとめと今後の課題

トーナメント理論に基づく、賃金格差が組織内の個人や企業そのもののパフォーマンスに与える影響は、一貫した結果が得られていない状況にある。このような状況を踏まえて、本研究では配分金制度の改革に伴って、チーム間の競争力の向上を目的としているサッカー J リーグ機構に着目した。その組織内の一つであるプロサッカー J1 リーグでの年俸格差とチームパフォーマンスの関係を明らかにするために、トーナメント理論を用いて研究を行った。2014 年シーズンから 2022 年シーズンまでの J1 リーグの公式試合を対象とし、選手個人とチームのパネルデータを用いた。そして、選手年俸をプーリングモデルと固定効果モデルで推定し、年俸格差がチームパフォーマンスに与える影響に関しては固定効果モデルで推定した。全体の結果としては、J1 リーグにおいて年俸格差はチームパフォーマンスに負の影響を与えていることが分かった。しかし、制度変更を行った 2017 年を境に年俸格差がチームパフォーマンスに与える負の影響は小さくなっていることも分かった。これは、年俸格差の拡大がチーム低下を起こすと考えられるが、選手年俸が引き上げられたため、モチベーションが増加し努力目標に対する意欲が向上したと考えることができる。

本研究で残された課題としては、選手年俸の分析に関するものがあげられる。まず、分析に用いた個人パフォーマンスや所属クラブに関連した変数を利用することの妥当性である。これは、選手の能力が必ずしも本分析で用いた変数に当てはまるとは限らないからである。例えば、ゴール数、アシスト数、警告数といった情報は個人パフォーマンスに大きな影響を及ぼすと考えられるが、それらが常に選手の能力と一致しているとはいえないだろう。したがって、選手のパフォーマンスをより詳細に把握するために、タックル数、走行距離およびパス成功率などの変数を組み込み、個人パフォーマンスを多角的に評価する必要があると考えられる。

また、賃金格差とチームパフォーマンスの関係をより深化させるために、トーナメント理論を用いて選手間能力差を把握し、海外に移籍し戻りした選手を考慮した分析をする必

要がある。今回の分析では、国内移籍と出戻り移籍を移籍ダミーとして混合してしまったため、選手層の空洞化を分析することができなかった。このことを踏まえ、空洞化を考慮した選手間能力の分析も今後の研究課題としたい。

#### 参考文献

- [1] Annual Review of Football Finance 2021, Deloitte, 2021.  
<https://www2.deloitte.com/uk/en/pages/sports-business-group/articles/annual-review-of-football-finance-europe-premier-league.html>
- [2] Becker, B. E. and Huselid, M. A. (1992) " The Incentive Effects of Tournament Compensation Systems", *Administrative Science Quarterly*, vol.37, pp.336-350.
- [3] Bloom, M. (1999), "The Performance Effects of Pay Dispersion on Individuals and Organizations," *Academy of Management Journal*, vol.42, no.1, 25-40.
- [4] Depken II, C.A. (1999)", Wage Disparity and Team Productivity: Evidence from Major League Baseball", *Economics Letters*, vol.67, no.1, pp.87-92.
- [5] Eriksson, T. (1999), "Executive Compensation and Tournament Theory: Empirical Tests on Danish Data", *Journal of Labor Economics*, vol.17, no.2, pp.262-280.
- [6] Franck, E. and Nuesch, S. (2010), " The Effect of Wage Dispersion on Team Outcome and The Way Team Outcome is Produced " , *Applied Economics*, vol.43, issue.23, pp.3037-3049.
- [7] Frick, B. and J. Prinz, K. Winkelmann (2003), "Pay Inequalities and Team Performance Empirical Evidence from the North American Major Leagues", *International Journal of Manpower*“, vol. 24, no. 4, pp.472-488.
- [8] Heyman, F. (2005), "Pay Inequality and Firm Performance: Evidence from Matched Employer-Employee Data", *Applied Economics, Taylor & Francis Journals*, vol.37, no.11, pp.1313-1327.
- [9] J1 League Stas, FBref.com, 2014-2022 (<https://fbref.com/en/comps/25/J1-League-Stats>)
- [10] Jang, H. (2018) "Salary Distribution and Team Outcome: The Comparison of MLB and KBO", *Journal of Global Sport Management*, vol.4, no.2, pp.149-163.
- [11] Lazear, P. E. and Rosen, S. (1981), " Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts", *Journal of Political Economy*, vol.89, no.5, pp.841-64.
- [12] Martins, P. (2008), "Dispersion in Wage Premiums and Firm Performance", *CGR Working Papers Series* no.8, Queen Mary, University of London, School of Business and Management.
- [13] Yamamura, E. (2015), "Wage Disparity and Team Performance in the Process of



Industry Development: Evidence from Japan's Professional Football League", *Journal of Sports Economics*, vol.16, no.2, pp.214-223.

[14] 阿部正浩(2000), 「企業内賃金格差と労働インセンティブ～企業内賃金格差に関する情報伝達機能の補完性とその重要性～」, *経済研究*, vol.51, no.2, pp.111-123.

[15] 経済産業省スポーツ未来会議「Jリーグの成長戦略について～トップスポーツの更なる拡大～」, 2023年2月

[16] 齋藤隆志(2016), 「企業内賃金格差が労働者の満足度・企業業績に与える影響」, *日本労働研究雑誌*, vol.670, pp.60-74.

([https://www.meti.go.jp/shingikai/mono\\_info\\_service/sports\\_future/pdf/002\\_05\\_00.pdf](https://www.meti.go.jp/shingikai/mono_info_service/sports_future/pdf/002_05_00.pdf))

[17] Jリーグクラブ経営情報 (<https://aboutj.league.jp/corporate/management/club/>)

[18] Jリーグデータサイト (<https://data.j-league.or.jp/SFTD01/>)

[19] 日本スポーツ企画出版社サッカーダイジェスト責任編集 2022J1 & J2 & J3 選手名鑑