

フリーエージェント制度の導入は 賃金を上昇させたのか*

元 鍾 鶴

第1節 はじめに

1993年まで日本のプロ野球選手は、「日本プロフェッショナル野球協約」の保留条項によって、所属球団の了承なしに他球団と契約することはいっさい認められていなかった。チーム選択の自由を求める選手側の強い要望によって、1993年日本プロフェッショナル野球組織にフリーエージェント（以下FAという）制度が設けられた¹⁾。これを受け、もっとも早くFAになることを宣言した松永浩美選手は、

「…僕は阪急時代から、年俸を抑えられてきた。…せっかく苦勞して獲得した権利を使って（球界の人たちが）“松永”という選手をどう評価しているのか知りたかった」²⁾

と宣言理由について述べている。しかしFAの資格について、桑田投手は、

「10年としたら長いですね。7-8年目ぐらいから脂が乗るもんだと思いますしね」³⁾

と、資格要件の長さに異論を唱えている。

一方、FA制度の導入から4年が立った1997年にオリックス球団代表井筒重慶氏は、

「…導入の際の「お金じゃない。入団時になかったチーム選択の自由がほしい」という基本精神はどこかへ行ってしまった。…F・Aはまた球団経営を圧迫する。…FAの精神を考えれば交渉権のイニシアチブがせっかく球団から選手に移るのだから、結果的に残留になるとしても、選手

はFA宣言した方がいいと思う。」(傍点は著者)

とFA制度を評価している⁴⁾。

保留条件で移籍の自由がなかったので年俵が低い水準で抑えられたと主張する選手側と、FA導入に伴い年俵が急騰し、経営が圧迫されかねないと懸念する球団側。はたして選手の年俵は低い水準で抑制されてきたのか。また、FA制度の導入は球団の経営を圧迫するほど年俵の急騰をもたらしているのか。そして、FA資格年数は何年が適切であろうか。本稿は、これらの問題についてプロ野球選手の賃金と限界価値生産性との比較といった経済学のツールを利用して分析することを目的とする。

プロ野球を経済学的な観点から分析した研究は少なくない。代表的な研究としてはScully(1974)の研究があげられる。Scullyはプロ野球選手の限界価値生産性と賃金との比較を通じ、選手は彼らの限界価値生産性の10~20%しか賃金としてもらってないと主張した。その理由としてScullyは、保留条項(reserved clause)によって選手の移籍の自由が保障されていないことをあげている。つまり、移籍の自由がないことから選手の交渉力が弱まり、選手の賃金は彼らの限界価値生産性より低い水準に抑制されるようになったと分析している。一方、1976年のFA制度の導入以降、FA制度の効果及び影響についての分析が多く行われたが⁵⁾、これらの研究のほとんどは、データや分析手法においては若干の違いがあるもののScullyのモデルに基づいている。これらの研究によると、FA制度はFAのみならず、FA資格を有していない選手の賃金も上昇させる効果をもつ。これは移籍の自由が保障されることにより、選手の交渉力が向上し、その結果、賃金がより市場価値を反映するようになったからである。

日本のプロ野球選手の賃金に関する研究としては、樋口(1993)、大日(1993)がある。樋口は人的資本理論の訓練費用仮説に基づいてプロ野球選手の賃金と限界価値生産性との比較を行い、アメリカ同様日本のプロ野球選手も彼らの限界価値生産性の7~58%しか賃金としてもらっていないと分析している。一方、大日は賃金関数の推定を通じて、人的資本理論の訓練費用

仮説よりはインセンティブ仮説のほうが日本プロ野球選手の賃金をより適切に説明していると分析している。しかし、この二つの研究は、まだ日本のプロ野球界にFA制度が導入される以前の分析だったので、FA制度の効果及び影響については分析されていない。また、プロ野球選手の賃金を分析するにあたって、賃金が個人の成績に大きく依存していることや成績と賃金とは1年の時差があることなどを考えると、パネル分析がもっとも有効な手法であろう。しかし、樋口はデータをプールして分析しているし、大日はパネル分析をしているが、対象となる選手の人数とサンプル規模を考えるとパネル分析をするのに十分なデータとは言い難い。この問題を解決するため、本稿は91年から97年までの日本プロ野球選手の成績と年俸に関するパネルデータを作成し、FA制度の賃金に及ぼす効果についてパネル分析を試みた。

本稿の構成は以下のものである。まず、2節では分析の基本モデルと用いるデータについて説明する。球団別、リーグ別、FAと非FAの平均年俸や成績などをこの節で提示する。3節は、選手の賃金関数を推定し、FAと非FAとの間で賃金格差があるかどうかを、賃金を構成する要因を分解して考察する。4節では、球団の収入と勝率に関する推定式の特定化と変数についての説明を行ったうえで、推定結果を吟味する。5節は、3節と4節から得られた球団の収入関数と選手の賃金関数を利用し、選手の限界価値生産性と賃金との関係を分析、FA制度導入の効果および影響を吟味する。また、FA資格についての検討も行う。6節では全体の要約と残された問題点を指摘する。

第2節 基本モデルとデータ

2.1 基本モデル⁶⁾

プロ野球選手の限界価値生産性は、選手の成績を金額で評価することによって推計することができる。具体的には、球団の収入に各々の選手がどれほど貢献したかを推計することになる。このため、球団の収入関数と個人の成績を反映する球団の勝率関数を求めなければならない。

まず球団の収入を見ると、主な収入源として、入場料収入と放映権収入がある。ファンは応援するチームの勝利から効用をえるので、チームの勝率が上がると球場を訪れるファンも増えるし、放映される試合をより多く見ると予想される。したがって、チームの勝率は球団の入場料収入や放映権収入と直接関係があると仮定する。また、勝率以外に例えば、本拠地の人口や球場の大きさ等なども入場料収入や放映権収入に影響すると思われる。以上のことを考慮したうえ、分離可能な (separable) 収入関数を仮定して球団の収入関数 (R) を次のように定式化する。

$$R = p \cdot T[PCTWIN, K] + B[PCTWIN, G] \quad (1)$$

ここで、 p は入場券の価格、 T は販売された入場券数、 $PCTWIN$ は勝率、 K は勝率以外に入場料収入に影響する要因のベクトル、 B は放映権収入、 G は勝率以外に放映権収入に影響する要因のベクトルを表わす。

次に、球団の支出を見よう。プロ野球選手市場は買い手独占市場であるから、選手の年俵は技能レベルと内生的な関係にある。その他の要因については競争市場を仮定する。以上の仮定に基づく球団の支出関数 (C) は、選手の技能のレベルと選手の年俵以外の支出で構成される (2) 式ようになる。

$$C = \sum_{i=1}^n A_i S_i(A_i) + \sum_{j=1}^m r_j I_j \quad (2)$$

ここで A_i は i 番目の選手の成績、 $S(A_i)$ は i 番目の選手供給関数、 I は選手年俵以外の要因の投入水準、 r は I の評価額である。

最後に、球団の収入と直接関連があるチーム勝率の決定要因を見ることにする。個々の選手の成績がチームの勝率に直接的に結びつくのは明らかである。また、球団経営者や監督・コーチ陣の力量、チームの勢いなど、選手以外の要因 (Z) によってもチームの勝率が違ってくると考えられる。なお、各々の選手の成績やその他の要因はそれぞれ独立に球団の勝率に影響すると仮定する。そうすると、チームの勝率関数 ($PCTWIN$) は以下の (3) 式のようになる。

$$PCTWIN = PCTWIN(A_i, Z) = \sum_{i=1}^n A_i + \phi(Z) \quad (3)$$

球団の利潤 π は $\pi=R-C$ であるから, i 番目の選手の成績 (A_i) が限界的に上昇した時の球団収入の増加 ($\partial R/\partial A$) は

$$\frac{\partial \pi}{\partial A_i} = \frac{\partial \pi}{\partial PCTWIN} \cdot \frac{\partial PCTWIN}{\partial A_i} \quad (4)$$

になる. この(4)式をもとに, 各選手が球団収入に貢献した限界価値生産性を試算することができる. これら利潤関数及び勝率関数の特定化及び推計は4節で行う. 分析に入る前に使用データについて説明をしておく.

2.2 使用データ

〈表1〉 球団別年俸, 経験年数, 成績

打者

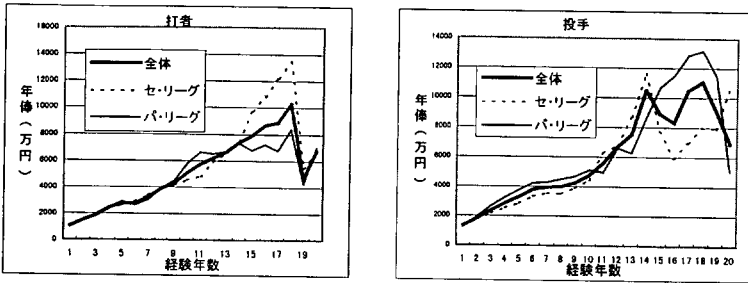
単位: 万円, 年

チーム	平均年俸	経験年数	成績	チーム	平均年俸	経験年数	成績
ヤクルト	4525	7.25	77.62	西武	6225	8.90	80.18
横浜	2393	6.38	58.30	オリックス	4030	7.24	88.65
広島	3588	6.59	76.30	近鉄	3602	7.36	69.13
巨人	4963	8.55	63.74	日本ハム	3034	7.37	65.01
阪神	3058	7.05	61.14	ロッテ	2714	6.49	68.67
中日	3682	7.41	60.29	ダイエー	3761	8.05	66.60
セ・リーグ	3706	7.22	66.04	パ・リーグ	3920	7.59	72.68

投手

チーム	平均年俸	経験年数	成績	チーム	平均年俸	経験年数	成績
ヤクルト	3197	5.60	19.19	西武	6208	6.35	27.19
横浜	2784	4.48	19.35	オリックス	3883	6.45	23.29
広島	2924	7.13	19.48	近鉄	3582	6.06	18.30
巨人	5286	7.30	24.45	日本ハム	3592	6.16	19.11
阪神	2877	5.98	21.20	ロッテ	3361	5.85	20.11
中日	3551	6.06	18.92	ダイエー	2849	5.64	15.77
セ・リーグ	3426	6.09	20.42	パ・リーグ	3912	6.08	20.58

〈図1〉 経験年数別年俸



データは1991年から1997年の間、日本のプロ野球一軍でプレーした選手の成績と年俸⁷⁾に関するパネルデータである。サンプルの規模は打者が1,335個(287人)、投手が1,058個(263人)である。なお、FA資格を獲得する経験年数10年以上の選手は、打者が107人、投手が61人で、サンプルの規模はそれぞれ297個、161個である。プロ野球選手の賃金交渉はシーズンが終わった後に行われるので、成績と年俸との関係は一年ずらして対応させなければならない。このため、成績と翌年の年俸との両方が利用できない年次のデータは排除した。また、球団の収入と直接関係のない二軍での成績は考慮しないので、91年から97年の間でシーズンを通して二軍でプレーした年度の成績や年俸も排除した。

サンプル期間中の打者と投手の平均年俸や経験年数、成績などを球団別に、リーグ別に見たのが〈表1〉である。ここで成績は、打者の場合はチームの平均塁打数、投手の場合はチーム防御率の逆数に投球回数をかけたものである。

まず、球団ごとの平均年俸を見ると、打者の場合、西武、巨人、ヤクルト、オリックスの順で平均年俸が高い。投手を見ると、西武、巨人、オリックスの順である。予想通り、投打を問わずに西武と巨人の平均年俸がもっとも高い。しかし、成績を見ると、これら平均年俸の高いチームは、投打にわたって、サンプル期間中にもっとも成績が良いチームでもある。このことから、チームの成績と平均年俸の間には密接な関連があることが窺える。

また、91-96年シーズンの平均観客数がセ・リーグの128万人に対し、パ・リーグは94万人であったことから確認できるように、セ・リーグのほうがパ・リーグより人気がある。このような人気の差はリーグ平均年俵に差をもたらしているのであろうか。これを検証するため、「リーグ間の平均年俵の格差はない」という帰無仮説の下で t 検定を行った結果、1%の有意水準で打者、投手ともに帰無仮説を棄却できなかった⁸⁾。リーグ間に人気の差があるにもかかわらず、平均賃金においては差がないことの一つの説明として、技能に対する評価の類似性を上げることができる。

プロでの経験が長くなればなるほど、試合の流れを読む能力など、運動能力以外の技能が高まると考えられる。したがって、経験年数に応じて年俵が上昇することが予想される。ところが、選手個人の技能は属人的な面が強いので、所属球団やリーグが変わったからといってその技能が急激に上昇したり低下したりするとは考え難い。〈図1〉を見ていただきたい。〈図1〉を見ると打者、投手ともに、経験年数が長くなるにつれ年俵も上昇していることが分かる⁹⁾。しかも、リーグ間にその上昇ぶりが非常に類似している。この図から両リーグで技能に対する評価はほとんど差がないことがわかる¹⁰⁾。このように技能に対する評価が類似しているため、リーグ間平均賃金格差が生じていないと考えられる¹¹⁾。

最後に、FAと非FAとの賃金格差を見ることにしよう。〈表2〉はFAと非FAの平均賃金、経験年数、成績などの比較を示したもののだが、投打ともにFAの賃金が非FAの賃金より2倍以上大きい。しかし、経験年数はFAのほうが非FAより2倍以上大きいし、成績もFAのほうが非FAより良い。

〈表2〉 FAと非FAとの比較 単位：万円、年

	打 者			投 手		
	平均年俵	経験年数	成 績	平均年俵	経験年数	成 績
FA	6626	12.68	18.06	6973	12.4	20.66
非FA	3005	5.89	15.27	3063	4.95	17.01

注) 成績の計算は(5.1)節を参照

ということは、FA と非 FA との賃金格差は単にこのような属性や成績の差を反映しているに過ぎない恐れがある。この FA と非 FA の賃金格差については、次節の賃金関数の推定において賃金格差を要因ごとに分解して詳細に考察する。

第3節 賃金関数の推定

この節では、FA と非 FA の賃金関数を推定したうえで FA と非 FA との賃金格差を属性による格差と価格による格差に分解し、どちらの要因によって賃金格差が生じているかを考察する¹²⁾。

3.1 賃金関数の推定

選手の賃金に影響を及ぼす変数をみると、まず、選手の成績が賃金に影響することは明らかである。また、成績以外の要因としては、技能のレベルを表わす変数として、プロとしての経験年数とタイトル獲得数を説明変数として加えた。ミンサー型賃金関数を想定すると、推定式は以下のようである。

$$\ln WAGE_{it} = a_0 + a_1 S_{it} + a_2 S_{it}^2 + a_3 PY_{it} + a_4 PY_{it}^2 + a_5 TITLE_{it} + u_{it} \quad (5)$$

ここで $WAGE$ は選手の賃金で、 S と S^2 は選手の成績とその自乗、 PY と PY^2 は経験年数とその自乗、 $TITLE$ はタイトル獲得数で、 i は選手、 t は年度を表わす。成績としては、チームへの貢献度を考慮して、打者は塁打数をチームの打席総計で割ったものを、投手は防御率の逆数に本人の投球回数をチームの投球回数総計で割ったものを用いた¹³⁾。推定はパネル分析のランダム効果モデルを用い、最尤推定法で行った。打者と投手のそれぞれの推定結果を〈表3〉に示す。

3.3 賃金格差の分解

〈表3〉の推定値と〈表2〉の属性を参考に FA と非 FA の賃金格差を計算する。ところが賃金の格差を見る際、どちらを比較の基準にするかによってその値がやや異なることが知られている。つまり、FA の立場で測った賃金

〈表3〉 賃金に関する推定結果

	打 者		投 手	
	非 FA	FA	非 FA	FA
S	.0336* (18.47)	.0370* (9.49)	.0348* (18.94)	.0242* (6.74)
S ²	-.0002* (-5.25)	-.0003* (-3.22)	-.0003* (-10.31)	-.0002* (-4.14)
PY	.2372* (17.83)	.2496* (3.47)	.2751* (16.73)	.1698** (2.11)
PY ²	-.0068* (-6.38)	-.0070* (-2.62)	-.0111* (-7.59)	-.0039 (-1.31)
TITLE	.1826* (10.35)	.1024* (4.47)	.3194* (10.39)	.1429* (5.54)
定数項	5.9791* (129.04)	5.8866* (12.26)	6.1156* (114.27)	6.4887* (11.96)

注) 1) () 内はz値.

2) *, **はそれぞれ1%, 5% 有意水準で有意であることを示す.

〈表4〉 FA と非 FA との賃金格差

	打 者		投 手	
	FA/非 FA	非 FA/FA	FA/非 FA	非 FA/FA
価格による格差	1.08	0.90	0.58	1.79
属性による格差	2.30	0.44	3.74	0.26
全 体	2.49	0.40	2.17	0.46

格差と、非 FA の立場から測った賃金格差の二つには違いがある。したがって、それぞれの立場から格差を計算、それを賃金格差の幅として捉えることにする。計算結果を〈表4〉に示す。

〈表4〉から分かるように、打者の場合、FA の賃金は非 FA の賃金の約 2.5 倍である。この FA と非 FA との賃金格差を要因ごとに分解してみると、価格による格差は、非 FA を基準とした場合が 1.08 倍、FA を基準とした場合が 1.11 倍 (=1/0.90) である。一方、属性による格差はそれぞれ 2.30 倍と 2.27 倍 (=1/0.44) で属性による格差が価格による格差より大きい。つまり、打者の場合、FA と非 FA との賃金格差は FA になってからというより

は、成績や経験年数といった属性の差による格差のほうが2倍ほど大きいことが分かる。

しかし、投手の場合、属性による賃金格差はFAを基準としても、非FA基準としても約4倍近い差が出ている反面、価格格差はFAより非FAを基準にするほうが大きい。これは成績や経験年数が同じであれば、非FAのほうがFAより賃金が高くなることを意味する。このようにFAより非FAの成績に対する評価が高いのは選手の寿命と関係があると考えられる。つまり、投手は打者と比べ選手の寿命が短いゆえ¹⁴⁾、能力がピークに達する時点も打者より早い。したがって、能力がピークに達した時点でより多くの賃金をもらうのは当然のことで、評価を高くしてもらえよう賃金体系になっていると考えられる。

第4節 球団の勝率関数と収入関数の推定

2節の基本モデルのところ考察したように、FA制度導入による選手の賃金と限界価値生産性との関係を見るためには選手の賃金のみならず、球団の収入関数と勝率関数を推定する必要がある。以下、球団の勝率関数、収入関数の順で議論を進める。

4.1 球団勝率関数の推定

勝率関数については2.1節で説明したが、ここでは詳しく A 、 Z についてどのような変数をとるかを説明する。まず、選手の成績は、打者と投手に分け、それぞれの指標としてチーム塁打率 (TSA) 及びチーム防御率の逆数に投球回数をかけたもの ($TERA$) を用いることにする。成績以外の要因 (Z) には、経営者や監督・コーチ陣の力量あるいはファンの熱心さなども考えられるが、これらを定量的に捉えることは難しく、ここでは敢えて考慮しないことにした。以上の前提により勝率関数は次のように特定化できる。

$$PCTWIN_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TSA_{it} + \alpha_2 TERA_{it} + u_{it} \quad (6)$$

ここで i は球団を、 t は年度を表わす。 u は誤差項である。データとしては

1991年から1996年のセ・パ12球団のチーム勝率、塁打率、防御率を用いた。推定はパネル分析の固定効果モデルで行う¹⁵⁾。推定結果は次の通りである。

$$PCTWIN = -0.60991 + 1.729449TSA + 1.606637TERA \quad (6.1)$$

(-5.842) (7.93) (10.136)

()内の数字は z 値である。推定値はすべて1%有意水準で有意である。この推定式から、 TSA の1厘の上昇は約1.7厘ほどの勝率の上昇を、 $TERA$ の1厘の上昇は1.6厘ほど勝率を上げていると考えられる。

4.2 収入関数の推定

(1)式で説明したように収入関数は、勝率($PCTWIN$)と勝率以外の要因(K, G)で構成される。勝率関数については4.1節で説明したので、ここでは勝率以外の要因について説明する。勝率以外で収入関数に影響する変数として、まず、入場料収入と放映権収入の潜在的な需要を示すものとして人口規模(POP)がある。データとしては各球団の本拠地がある都市の千人単位の人口を利用する。日本では、入場料収入はすべてホームチームのものとなるから、大きな球場を使用しているほうが有利と考えられ、ホームグラウンドの収容人数($CAPA$)も考慮する。また、球場の良さや豪華さ、天気に関係なく試合が行われるなど、ドーム球場は成績と直接関係がない要因でも観客を集めていると思われるのでドーム球場ダミー($DOME$)を加えた¹⁶⁾。さらに巨人軍は伝統的に根強い人気をもっているため、それだけ収入が高いと考えられ、巨人ダミー(G)とセ・リーグを1とするリーグ・ダミー($LEAGUE$)を加えた。最後に、本拠地の周辺に他の球団が存在しない場合は、その地域でのプロ野球サービスにおける独占力が強まる。そこで、他の球団と地域的に競合しない球団を $MONO$ というダミー変数¹⁷⁾で示すことにより、この効果を捉えることにした。以上より、収入関数は次のように特定化できる。

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 PCTWIN_{it} + \beta_2 POP_{it} + \beta_3 CAPA + \beta_4 G$$

$$+\beta_5 LEAGUE + \beta_7 DOME + \beta_8 MONO + u_{2it} \quad (7)$$

ところが、この収入関数における説明変数 $PCTWIN$ は勝率関数で従属変数として用いられており、 $PCTWIN$ は内生変数になっている。球団経営者の能力や熱狂的なファンの存在など、チーム成績以外に $PCTWIN$ に影響を与える要因 (Z) は、収入にも影響を与えるに違いない。したがって、勝率関数と収入関数は同時方程式体系を構成し、収入関数において $PCTWIN$ と誤差項に相関が生じるおそれがある。このため、通常の最小自乗法を適用しても一致推定量は求められない。この問題を解決するため、推定は二段階最小自乗法 (2SLS) で行う。具体的には通常の最小自乗法で (6) 式を推定して、 $PCTWIN$ に関する予測値を求め、それを (7) 式に入れて収入関数を最尤推定法で推定する。

しかし、各球団の収入状況が公表されていないので、球団収入は推計値を用いざるを得ない。まず、各球団が毎年発行する「メディアガイド」から球場の座席分布、入場料金を調べ、球場ごとの一人当たり平均入場料を求め、これに年間観客数をかけて球団の入場料収入を算出した。一方、放映契約はシーズンが始まる前に結ばれるので、放映権料は短期的に見ると勝率とあまり関係しない。したがって、本稿では入場料収入のみを球団収入として用いることにする。

推定はランダム効果モデルによる最尤推定法で行った。推定結果を示すと以下のようである。

$$R = -6.52 \times 10^9 + 3764648 PCTWIN + 369888 POP + 102186 CAPA \\ (-2.102) \quad (3.085) \quad (1.996) \quad (2.414) \\ + 2.28 \times 10^9 G + 7.32 \times 10^9 LEAGUE + 3.72 \times 10^9 MONO + 5.08 \times 10^9 DOME \\ (2.755) \quad (1.551) \quad (1.999) \quad (0.661) \quad (7.1)$$

() 内の数値は z 値である。推定係数の有意性をみると、勝率関数 $PCTWIN$ 、球場の収容人員 $CAPA$ 、巨人ダミー G は 1% 水準で、本拠地の人口 POP 、独占ダミー $MONO$ は 5% で有意である。

第5節 賃金と限界価値生産性

この節では、選手の賃金と限界価値生産性を比較して、FA制度の導入によって選手の賃金にどのような変化が生じたのかを検証する。また、打者と投手の選手寿命の差を考慮したFA資格年数の推算する。

5.1 選手の限界価値生産性

選手の限界価値生産性を算出するためには、各選手がチーム成績にどの程度貢献したかを考えなければならない。そこで、各選手のチーム成績に対する貢献度を表わす指標を、打者・投手それぞれ SH および SP とすると、これらは以下のようにして算出できる。まず、打者の貢献度を計算すると、チームの塁打率は

$$\begin{aligned} \text{チーム塁打率}(TSA) &= \text{チーム塁打数}/\text{チーム打数} \\ &= \sum(\text{個人塁打数})/\text{チーム打数} \end{aligned}$$

であるから、チーム成績 TSA に対する選手の貢献度は

$$\text{個人成績}(SH_i) = \text{個人塁打率} \times (\text{個人打数}/\text{チーム打数総計}) \text{となる。}$$

同じようにして、投手の貢献度を求めると、

$$\text{個人成績}(SP_i) = (1/\text{防御率}) \times (\text{個人投球回数}/\text{チーム投球回数総計})$$

となる。この SH と SP と (6.1) 式, (7.1) 式から打者と投手の限界価値生産性は以下のように計算される。

$$MRPh(\text{打者}) = 1.729449 \times 3764648 \times SH = 6510767SH$$

$$MRPp(\text{投手}) = 1.606637 \times 3764648 \times SP = 6048423SP$$

つまり、打者と投手が TSA と $TERA$ を一厘上げると、それぞれ651万円強と604万円強の収入を球団にもたらすことになる。

5.2 限界価値生産性と賃金

日本のプロ野球選手市場は、93年までは選手に移籍の自由がなかったので買い手独占市場であったが、94年からFA制度の導入により一定の資格

〈表5〉 選手の区分

FA 制度導入前	FA 制度導入後
(A)	FA 資格がない選手 (B)
	FA 資格がある選手 (C)

〈表6〉 カテゴリ別賃金関数

	打 者			投 手		
	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)
<i>S</i>	0.0283* (8.71)	0.0409* (17.98)	0.0370* (9.49)	0.0379* (10.23)	0.0346* (16.38)	0.02422* (6.74)
<i>S</i> ²	-0.0001 (-1.15)	-0.0003* (-7.09)	-0.0003* (-3.82)	-0.0003* (-5.75)	-0.0003* (-8.90)	-0.0002* (-4.14)
<i>PY</i>	0.1545* (6.58)	0.1752* (7.29)	0.2496* (3.47)	0.1636* (5.88)	0.2043* (8.13)	0.1698** (2.11)
<i>PY</i> ²	-0.0026*** (-1.78)	-0.0032 (-1.57)	-0.0071* (-2.62)	-0.0048** (-2.422)	-0.0071* (-2.875)	-0.0039 (-1.31)
<i>TITLE</i>	0.0917* (4.39)	0.2384* (10.43)	0.1024* (4.47)	0.1625* (4.63)	0.4604* (10.21)	0.143* (5.54)
定数項	6.2478* (82.80)	6.2171* (89.05)	5.8866* (12.29)	6.3396* (75.67)	6.3870* (94.56)	6.4887* (11.96)

注1) () 内は z 値。

2) *, **, ***はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意である。

を持たば自由に他球団とも交渉できる競争市場へと変化した。果たして、FA制度の導入はどれほど球団側の独占利益をなくし、どれほど選手の賃金を上昇させたのだろうか。この節では、FA制度の賃金効果を分析するため、FA制度導入前後の選手の限界価値生産性と賃金の比較を行う。

まず、比較の対象を〈表5〉のように分ける。FA制度が導入される93年までは全選手が(A)のカテゴリに入る。FA制度が導入された94年以降は、FA資格がある選手(C)と資格がない選手(B)に分けられる。このように分けると、FA導入によって賃金体系が如何に変化したかを見るためには(A)と(C)の結果を比較すれば良いし、FA制度の導入が非FAにどのような影響を及ぼしたかを見るためには(A)と(B)を比較すれば良い。それぞれのカテゴリに入る選手の賃金を最尤推定法で推定した結果を〈表6〉に示す。この推定結果を利用して、経験年数別の賃金と限界価値生

産性の変化を考察する。かくして、FA 効果および影響をシミュレーションで考察したのが〈表7〉と〈表8〉である。以下シミュレーションの結果について説明する。

〈表7〉の打者のケースを見よう。(3)列の限界価値生産性は5.1節で求めた *MRPh* に(2)列の成績をかけたものである。この限界価値生産性と93年までの選手の賃金を比較したのが(7)列である。(4)列の非FA賃金は〈表5〉の(A)の非FAの推定値に(1),(2)列の属性をかけて求めた。(5),(6)列の賃金も同様である。

(7)列を見ると分かるように、FA制度が導入される前の賃金は限界価値生産性の13.23%~40.29%の水準であった。この限界価値生産性と賃金の比率がFA制度導入によってどのように変化したかを見たのが(8)列と(9)列である。FA制度の導入によりFAの賃金は33.13%~49.01%と平均して9%ほど上昇している。一方、非FAの場合もFAの導入により4.18%ほど上昇している。このことから、FA制度はFAのみならずFA資格を有していない選手の賃金も上昇させていることが明らかになる。特に、非FAの場合FA資格年数に近づくにつれこの比率は上昇しているが、これは経験年数10年が立つと自由に移籍できるので、その分だけ交渉力が高くなっているからであると考えられる。

以上は経験年数ごとの平均成績を中心に限界価値生産性と賃金の比率をシミュレートしたものだが、次に成績が変わることによってこの比率がどのように変化するかを見ることにする。まず、成績が平均より低い場合、非FAの賃金の上昇率は平均の場合とあまり変わらないが、FAの場合は限界価値生産性の49.74%~71.74%まで上昇する。一方、成績が平均を上回る場合の上昇率を見ると、両方とも平均成績の場合より低くなっている。この結果から判断すると、FA制度は多少成績が悪くても、とりわけFAは以前より賃金が上昇するわけて選手にとって有利に違いない。しかし、選手の成績を上げるインセンティブ材料としての働きは弱いと判断される。

〈表8〉の投手に対するFA制度の効果を見ると、限界価値生産性と賃金

〈表7〉 限界価値生産性と賃金に関するシミュレーション結果 (打者) (単位:万円)

選手 経験年数	成績 SH	限界価値 生産性	賃金			賃金比率			差 [(8)-(7)]	上昇率 平均
			非FA	FA	FA	非FA	非FA	FA		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)=(4)/(3)	(8)=(5)/(3)	(9)=(8)/(3)	(9)-(7)	
1	6	3906	729	780		18.65%	19.97%		1.32%	
2	10	6511	941	1065		14.45%	16.36%		1.91%	
3	14	9115	1206	1433		13.23%	15.72%		2.48%	
4	14	9115	1382	1670		15.17%	18.32%		3.15%	
5	16	10417	1661	2064		15.94%	19.81%		3.87%	
6	13	8464	1740	2152		20.58%	25.42%		4.87%	
7	15	9766	2069	2629		21.19%	26.92%		5.73%	
8	18	11719	2512	3286		21.43%	28.04%		6.61%	
9	19	12370	2877	3826		23.26%	30.93%		7.67%	4.18%
10	20	13022	3278		4314	25.17%		33.13%	7.96%	
11	19	12370	3529		4652	28.52%		37.60%	9.08%	
12	21	13673	4082		5347	29.85%		39.10%	9.25%	
13	18	11719	4129		5318	35.24%		45.38%	10.14%	
14	21	13673	4851		6104	35.48%		44.64%	9.16%	
15	19	12370	4984		6062	40.29%		49.01%	8.71%	9.05%
1	10	6511	813	903		12.48%	13.86%		1.38%	
2	10	6511	941	1065		14.45%	16.36%		1.91%	
3	10	6511	1084	1249		16.65%	19.19%		2.54%	
4	10	6511	1242	1456		19.08%	22.36%		3.29%	
5	10	6511	1416	1686		21.74%	25.90%		4.15%	
6	10	6511	1605	1940		24.66%	29.80%		5.15%	
7	10	6511	1811	2219		27.81%	34.08%		6.27%	
8	10	6511	2032	2521		31.21%	38.73%		7.52%	
9	10	6511	2268	2847		34.83%	43.73%		8.90%	4.57%
10	10	6511	2518		3238	38.68%		49.74%	11.06%	
11	10	6511	2781		3584	42.72%		55.05%	12.33%	
12	10	6511	3056		3911	46.94%		60.07%	13.13%	
13	10	6511	3341		4208	51.31%		64.64%	13.33%	
14	10	6511	3632		4465	55.79%		68.58%	12.79%	
15	10	6511	3929		4671	60.34%		71.74%	11.40%	12.34%
1	30	19532	1359	1638		6.96%	8.38%		1.43%	
2	30	19532	1574	1933		8.06%	9.89%		1.84%	
3	30	19532	1813	2267		9.28%	11.60%		2.32%	
4	30	19532	2077	2642		10.63%	13.52%		2.89%	
5	30	19532	2368	3059		12.12%	15.66%		3.54%	
6	30	19532	2685	3520		13.74%	18.02%		4.28%	
7	30	19532	3028	4026		15.50%	20.61%		5.11%	
8	30	19532	3398	4574		17.40%	23.42%		6.02%	
9	30	19532	3793	5165		19.42%	26.44%		7.03%	3.83%
10	30	19532	4211		5439	21.56%		27.85%	6.29%	
11	30	19532	4652		6020	23.82%		30.82%	7.01%	
12	30	19532	5111		6570	26.17%		33.64%	7.47%	
13	30	19532	5587		7069	28.60%		36.19%	7.58%	
14	30	19532	6075		7500	31.10%		38.40%	7.30%	
15	30	19532	6571		7846	33.64%		40.17%	6.53%	7.03%

注) a. (2)の成績の値は、最少は各経験年数の平均値、後の二つは経験年数の効果をシミュレーションするため任意に入れた値である。

b. (3)は51節のMRPの計算結果である。

c. (4). (5). (6). の賃金は、〈表6〉の推定結果に基づいて算出したものである。

〈表8〉 限界価値生産性と賃金に関するシミュレーション結果(投手)(単位:万円)

選手 経歴年数	成績 SH	限界価値 生産性	賃金			賃金比率			差 [[8)-(7)] 上昇率 平均
			FA	非FA	FA	非FA	非FA	FA	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)=(4)/(3)	(8)=(5)/(3)	(9)=(8)/(3)	(9)-(7)
1	13	7863	1098	1207		13.96%	15.35%		1.39%
2	15	9073	1353	1528		14.91%	16.84%		1.93%
3	18	10887	1694	1950		15.56%	17.91%		2.35%
4	19	11492	1983	2332		17.26%	20.29%		3.03%
5	17	10282	2118	2558		20.60%	24.88%		4.28%
6	19	11492	2501	3047		21.76%	26.52%		4.75%
7	16	9677	2547	3170		26.32%	32.75%		6.44%
8	15	9073	2713	3410		29.90%	37.58%		7.68%
9	17	10282	3121	3902		30.35%	37.95%		7.60%
10	21	12702	3740		4331	29.45%		34.10%	4.65%
11	21	12702	3986		4729	31.38%		37.23%	5.85%
12	21	12702	4207		5123	33.12%		40.33%	7.21%
13	22	13307	4512		5590	33.91%		42.01%	8.10%
14	30	18145	5615		6824	30.94%		36.51%	5.56%
15	25	15121	5157		6585	34.10%		43.55%	9.45%
									6.80%
1	15	9073	1165	1272		12.84%	14.02%		1.18%
2	15	9073	1353	1528		14.91%	16.84%		1.93%
3	15	9073	1556	1809		17.15%	19.94%		2.80%
4	15	9073	1772	2113		19.53%	23.29%		3.75%
5	15	9073	2000	2432		22.04%	26.81%		4.77%
6	15	9073	2235	2761		24.63%	30.43%		5.80%
7	15	9073	2474	3090		27.27%	34.06%		6.79%
8	15	9073	2713	3410		29.90%	37.58%		7.68%
9	15	9073	2947	3710		32.48%	40.89%		8.41%
10	15	9073	3170		3921	34.94%		43.22%	8.28%
11	15	9073	3378		4281	37.23%		47.19%	9.96%
12	15	9073	3565		4638	39.30%		51.12%	11.82%
13	15	9073	3728		4986	41.09%		54.95%	13.87%
14	15	9073	3860		5318	42.55%		58.61%	16.07%
15	15	9073	3960		5628	43.64%		62.03%	18.39%
									13.06%
1	40	24194	2025	2022		8.37%	8.36%		-0.01%
2	40	24194	2351	2428		9.72%	10.04%		0.32%
3	40	24194	2704	2875		11.18%	11.88%		0.71%
4	40	24194	3080	3357		12.73%	13.88%		1.14%
5	40	24194	3475	3865		14.37%	15.97%		1.61%
6	40	24194	3884	4387		16.05%	18.13%		2.08%
7	40	24194	4300	4910		17.77%	20.29%		2.52%
8	40	24194	4715	5418		19.49%	22.39%		2.91%
9	40	24194	5121	5895		21.17%	24.37%		3.20%
10	40	24194	5509		5362	22.77%		22.16%	-0.61%
11	40	24194	5871		5855	24.27%		24.20%	-0.07%
12	40	24194	6197		6343	25.61%		26.22%	0.60%
13	40	24194	6478		6818	26.78%		28.18%	1.40%
14	40	24194	6709		7272	27.73%		30.06%	2.33%
15	40	24194	6882		7696	28.44%		31.81%	3.37%
									1.17%

注) 成績, 限界価値生産性, 賃金などの算出方法は〈表7〉と同

の比率や上昇率に若干の差があるものの、打者と同様の結果が得られた。投手の場合、FA制度が導入される前までは限界価値生産性の13.96%～34.10% くらいの賃金をもらっていたが、FA制度の導入により、FAは24.78%～48.07%に、非FAも15.5%～27.05%にその比率が上昇している。しかし、FAと非FAの上昇率の平均をみると、打者が9.05%であるのに対し、投手は6.80%で打者より投手の上昇率が低い。このように、打者と投手の賃金上昇率に差が生じているのは、FA資格年次が投打を問わずに一律10年に設定されていた¹⁸⁾からであると考えられる。次節でこれを詳しく見ることにする。

5.3 FA資格年数

3節の賃金格差分解の議論で明らかになったように、投手の選手寿命は打者より平均して約1.5年ほど短い。選手寿命が短い分、技能がピークに達す

〈表9〉 資格年数に対するシミュレーション結果

資格年数	成 績	打 者		投 手	
		非FA	FA	非FA	FA
6	平 均	4.11	5.65	3.05	8.58
	低 い	4.09	8.30	3.34	12.18
	高 い	4.69	4.00	1.94	5.70
7	平 均	4.52	5.60	3.36	8.48
	低 い	4.36	8.09	3.81	12.12
	高 い	5.03	4.23	2.13	5.65
8	平 均	3.94	6.85	3.84	7.76
	低 い	4.11	9.10	4.25	12.26
	高 い	3.68	5.63	2.37	4.80
9	平 均	3.98	7.26	3.95	7.93
	低 い	4.21	9.93	4.31	13.24
	高 い	3.71	5.74	2.15	5.08
10	平 均	4.18	9.05	4.38	6.80
	低 い	4.57	12.34	4.79	13.06
	高 い	3.83	7.03	2.47	3.98

る時期も打者より投手のほうが早いと考えられる。前節で見たように、FA投手は市場価値が最高の時期にFAになれないことから、FAによる賃金の上昇率が打者より低くなったと考えられる。この議論に沿って推察すると、投手にとってはFA資格年数が打者より短くなるのが望ましいであろう。

ここで、FA資格年数を何年にすれば打者と投手のバランスがとれるかを推算してみることにする。このため、まずFA資格年数を6年から10年まで1年刻みに分け、それぞれの年数に対して、〈表6〉で示したように、カテゴリごとに賃金関数の推定を行った。次に、推定された賃金関数を用いて、各々の資格年数に対して〈表7〉と〈表8〉のようにシミュレーションを行った。シミュレーションの結果から上昇率の平均だけを〈表9〉に示す。

〈表9〉から分かるように、打者の場合FA資格年数が長くなればなるほど、成績の良し悪しに関係なく、FAになることによる賃金の上昇率は高い。一方、投手を見ると、打者とは反対の動きを見せている。すなわち、投手は成績が平均か平均より高い場合に、資格年数が短ければ短いほど上昇率が高い。このことから、FA資格年数に対して打者と投手の利害が相反していることが明らかになる。

相反する打者と投手の利害のなかで、FAになることによる賃金上昇率の差がもっとも少ない年数を組み合わせると、①打者の10年と投手の6年、②打者の9年と投手の8年である。FAの賃金上昇率だけをみると、①は打者と投手の最善の選択であるが、FAの賃金上昇率が非FAより2~3倍大きいことを考えると、この組み合わせは打者よりも投手に有利になり過ぎる嫌いがある。これに対し②は、FAの資格年数がそれほど離れていないし、またそれが平均選手寿命の差ともほぼ一致している点などを考えると、もっとも合理的かつ現実的な組み合わせであると言えよう。

第6節 終わりに

FA導入による賃金の変化について、これまでの結果をまとめると第一に、FA制度の導入によりFAのみならず非FAの賃金も上昇していることが分

かった。これは、移籍の自由によって現在所属しているチーム以外の他のチームとも交渉が出来るようになって、賃金を交渉する際の交渉力が向上し、今までの球団の独占利益がある程度なくなったからであると考えられる。このことは、非FAでFA資格が取れる年数に近づくほど賃金上昇率が高まることから確認できる。しかし、FA導入による賃金上昇率は平均して打者が9%、投手が6%程度で、アメリカのFA導入による賃金上昇率より低いし、FA導入後の賃金も限界価値生産性の50%ほどである。

第二に、FAの賃金は非FAのその2倍以上であったが、その格差のほとんどは属性の差によるもので、属性をコントロールすると打者の場合その格差は10%ほどであった。投手の場合は、属性をコントロールした場合、非FAのほうがFAより賃金が高いことが分かった。この原因として投手の選手寿命が打者より短いことが指摘できる。

第三に、FA資格年数についての分析から、選手寿命の違いなどを考えると打者9年に投手8年が、もっとも現実的かつ合理的な組み合わせであることが明らかになった。98年からFA資格が従来の10年から9年に短縮されたが、本研究の結論に基づくと投手については更に1年の短縮が望ましい。

しかし、球団の収入と支出に関する正確な情報が得られなかったのも、これらの結果を解釈する際に注意しなければならないことがいくつかある。まず、本稿では、球団の固定的な収入源とみなして考慮しなかった放映権収入がある。特にTV中継は巨人戦に集中しており、巨人との試合がないパ・リーグはそれだけでセ・リーグと10億円ほどの収入差があるといわれている¹⁹⁾。また、球団には、選手の年俸以外にも球団の運営費、監督やコーチの給料等など様々な支出があるはずである。こうした球団の支出をも含めた純収益で分析するほうがより正確な分析になるとは言うまでもない。しかし、本稿ではこのような支出に関する情報が得られなかったのも、それらをあたかもなかったかのようにして分析した欠点が残っている。

球団側はFA制度の導入によって、選手の年俸が急騰し、経営が圧迫されかねないと主張している。しかし、本研究の結果によるかぎり、選手はまだ

限界価値生産性の50%以下で賃金が決定されている。本稿で度外視した球団支出を考慮すればおそらくこの比率は上昇するであろう。しかし、収益に関する情報が公開されていない今の状況では、この点は推測の域を出ない。FA制度により、選手の年俵が彼らの限界価値生産性以上に上昇しているかどうか、それが原因になって経営が圧迫されているのかどうかをより正確に分析するためには、球団側の収入と支出に関する情報公開が前提条件になることは言うまでもない。

* 本稿に使われたデータの一部は篠田兼(1997)に依存する。この場を借りて貴重なデータを提供してくれた篠田氏に感謝したい。また、本稿の作成に際して一橋大学の中馬宏之教授から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。もちろん、この論文に残る問題点、誤謬はすべて筆者の責任である。

- 1) FAとは、日本プロフェッショナル野球組織が定める資格条件を満たした選手のうち、いずれの球団とも選手契約を締結できる権利を有する選手をいう。FAになるための一定資格とは、93年導入当時は、入団して初めて出場選手登録された後、その日数がシーズンの百五十日を満たし、これが十シーズンに達することだったが、97年の改定で九シーズンになった。
- 2) 「週刊ベースボール」, 1993年11月22日
- 3) 「日刊スポーツ」, 1993年3月18日
- 4) 「日本経済新聞」, 1997年11月4日(33)
- 5) Sommers & Quinton (1982), Raimondo (1983), Hill (1985), Marburger (1994), MacDonald & Reynolds (1994), Krautmann & Oppenheimer (1994).
- 6) 本稿に使われたモデルは基本的にScully(1974)に基づいている。
- 7) 年俵はすべて推定年俵である。本稿では「プロ野球選手年鑑」(スポーツニッポン)に載った年俵を推定年俵として用いる。
- 8) 打者と投手の t -値はそれぞれ -0.8711 と -2.2218 で、それぞれの p -valueは 0.3838 と 0.0265 である。 p -valueで判断すると、投手の場合5%では帰無仮説を棄却できる。
- 9) プロ野球選手の場合、負傷や高齢による体力低下などで成績が落ちると、自ら引退するか、球団側から解雇される。したがって、経験年数が長いということはそれだけ能力及び実績がある選手であることをも意味する。したがって、経験年数が高い選手の場合、標本選択バイアス(sample selection bias)が存在

すると考えられる。

- 10) 経験年数 15 年以上の場合、大きく差が開いているが、これは投打を問わずにサンプルが小さいので、平均値が外れ値 (outlier) に敏感に反応してしまうからである。
- 11) コースの定理から考えると、交渉に費用が全然かからなければ、球団、選手どちらかが働く場所を決めることができるかという所有権の分配と、選手の所属とはまったく独立になる。したがって、選手が FA として移動する場合と、球団によるトレードでは、選手のチーム配分はまったく同じになる。しかし、選手に移動の自由がない場合は、球団は買い手独占の賃金を払えばいいわけで、競争賃金より低くなりうる。この議論についての詳細は大竹 (1998) p. 68 を参照せよ。
- 12) 本稿で使われた分解モデルについては付録を参照。
- 13) 投手の成績に関しては防御率以外に、勝数、セーブ、勝率などがある。本研究では防御率の逆数に投球回数をかけたものを成績の代理変数として使うが、これは防御率と勝利とは密接な関係があるとおもわれるし、防御率が個人の能力をストレートに表わしていると思ったからである。また、投球回数をかけたのは、投球回数をかけることによって防御率の計算の弱点を補うためである。
- 14) 樋口 (1993, p. 126) によると、日本プロ野球 1 軍選手の打者の平均選手寿命が 11.4 年であるのに対し、投手は 9.8 年である。
- 15) 固定効果 (fixed effect) モデルとランダム効果 (random effect) モデルに関する Hausman 検定を行う。その結果を以下に示す。

PCTWIN	固定効果	ランダム効果	差
TSA	1.729449	1.741521	- .0120724
TERA	1.606637	1.647323	-.0406858

帰無仮説：両モデルの差は体系的なものではない。

$\chi^2(2) = 0.18, p\text{-value} = 0.9124$ (帰無仮説を棄却できない)

- 16) ドームダミー - 1 は、巨人、日本ハム、93 年からのダイエーである。
- 17) 12 球団のなか、東京にあるヤクルト、巨人、西武、日本ハムの四チームと大阪にある阪神、近鉄を除く 6 チームが独占力のあるチームになる。
- 18) 1998 年から 9 年になった。
- 19) 樋口 (1993), p. 202

参考文献

1. 「プロ野球選手写真名鑑」, 日刊スポーツ出版社, 1991-1997 年

2. 「ベースボール・レコード・ブック」, ベースボール・マガジン社, 1991-1997年
3. 「プロ野球全記録—1997年版」, 実業之日本社
4. 「オフィシャルベースボールガイド1996」特集, (社)日本野球機構
5. 「91-95プロ野球12球団全選手百科名鑑」, 日本スポーツ出版社
6. 「日本プロフェッショナル野球協約1998」, (社)日本野球機構, 1998
7. 「メディア・ガイド」, 12球団, 1991-1997年
8. Blass, Asher A. (1992), "Does the Baseball Labor Market Contradict the Human Capital Model of Investment?," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIV, No. 2, pp. 261-268
9. 樋口美雄 (1993), 『プロ野球の経済学』, 日本評論社
10. Hill, J. R. (1985), "The Threat of Free Agency and Exploitation in Professional Baseball: 1976-1979," *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 25, winter, pp. 68-82
11. Krautmann, A. C. and Oppenheimer, M. (1994), "Free Agency and the Allocation of Labor in Major League," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, No. 5, pp. 459-469
12. MacDonald, D. N. and Reynolds, M. O. (1994), "Are Baseball Players Paid Their Marginal Product?," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, No. 5, pp. 443-457
13. Marburger, Daniel R. (1994), "Bargaining Power and the Structure of Salaries in Major League Baseball," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, No. 5, pp. 433-441
14. Medoff, M. H. (1976), "On Monopolistic Exploitation in Professional Baseball," *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 16, No. 2, pp. 113-121
15. 大日康史 (1993), 「プロ野球選手の年俵はどう決まるか」, 『経済セミナー』, 5月号
16. 大日康史, 大竹文雄 (1992), 「プロ野球監督とチームの相性」, 『経済セミナー』, 10月号
17. 大竹文雄 (1998), 『労働経済学入門』, 日本経済新聞社
18. Raimondo, H. J. (1983), "Free Agents' Impact on the Labor Market for Baseball Players," *Journal of Labor Research*, Vol. 4, No. 2, pp. 183-193
19. Scully, Gerald W. (1974), "Pay and Performance in Major League Baseball," *AER*, Vol. 64, December, pp. 915-930

20. 篠田兼 (1997), 「1996 プロ野球界の賃金」, 一橋大学経済学部学士論文
 21. Sommers, P. M. and Quinton, N. (1982), "Pay and Performance in Major League Baseball: The Case of the First Family of Free Agents," *Journal of Human Resources*, Vol. XVII, No. 3, pp. 426-436

〈付録〉 賃金格差の分解

まず, FA と非 FA の賃金決定式を考えることにする. 賃金関数は通常のミンサ型賃金関数を仮定すれば, FA と非 FA の賃金はそれぞれ式 (1) と (2) のように表わせる.

$$W_F = b_F X_F + u_F \quad (1)$$

$$W_{NF} = b_{NF} X_{NF} + u_{NF} \quad (2)$$

ここで W は自然対数をとった賃金, X は賃金に影響を及ぼす変数, u は誤差項, 添字の F は FA を, NF は非 FA を意味する. この賃金関数の推定からそれぞれの属性に関する推定値が得られるが, それらは以下の条件を満足する.

$$\bar{W}_F = \hat{b}_F \bar{X}_F \quad (3), \quad \bar{W}_{NF} = \hat{b}_{NF} \bar{X}_{NF} \quad (4)$$

もし, 非 FA と FA との個人の属性や能力に対する評価において差がないなら, 非 FA の賃金は (5) 式ようになる.

$$\bar{W}_{NF}^* = \hat{b}_F \bar{X}_{NF} \quad (5)$$

(2) 式からこの (5) 式を引くと,

$$\bar{W}_F - \bar{W}_{NF}^* = \hat{b}_F \bar{X}_F - \hat{b}_F \bar{X}_{NF} = \hat{b}_F (\bar{X}_F - \bar{X}_{NF}) \quad (6)$$

になる. この (6) 式は, 非 FA が FA の賃金体系で賃金が支給されると仮定した場合に生じる賃金の格差, つまり属性の差による格差を意味する. 一方, (5) 式から (4) 式を引くと,

$$\bar{W}_{NF}^* - \bar{W}_{NF} = \hat{b}_F \bar{X}_{NF} - \hat{b}_{NF} \bar{X}_{NF} = (\hat{b}_F - \hat{b}_{NF}) \bar{X}_{NF} \quad (7)$$

になるが, この (7) 式は同じ属性を有しているにも関わらず, FA と非 FA の間で生じている賃金格差, つまり, 価格格差を表わす. 結局, FA と非 FA との賃金格差を属性格差と価格格差に分解すると,

$$\bar{W}_F - \bar{W}_{NF} = \hat{b}_F (\bar{X}_F - \bar{X}_{NF}) + (\hat{b}_F - \hat{b}_{NF}) \bar{X}_{NF} \quad (8)$$

のようになる.

[1998年9月22日 受稿]
 [1999年1月25日 受理]

(一橋大学大学院博士課程)