

パネルデータ分析による日本プロ野球選手の次年度年俸予測

佐藤 駿¹
藤波 哲²
森尻 慎一³

2015年11月

要旨

現在日本プロ野球界では、契約更改の場において、球団の提示した年俸額と選手の希望する年俸額にずれが生じ、選手が不満を持ったり、納得できず年俸調停に持ち込んだり、というケースが多く見受けられる。そのような事態に陥る原因は、自分の成績が他の選手と比べて正当に評価されていない、と選手が考え、球団側の査定額に不満を抱くからである。以上の状況を踏まえ、本論文では、現状の年俸導出が正当に行われているか、成績で説明できない部分での年俸の変動があるか、パネルデータ分析を用いて日本プロ野球選手の次年度年俸予測式の導出を行い、検証を行った。

¹慶應義塾大学経済学部

²慶應義塾大学経済学部

³慶應義塾大学経済学部

第1章 はじめに

日本プロ野球の2015年シーズンは、パシフィック・リーグ二連覇を成し遂げた福岡ソフトバンクホークスが、14年ぶりのセントラル・リーグ優勝を果たした東京ヤクルトスワローズと対峙し、日本シリーズ連覇という形で幕を閉じた。11月8日からは、野球国力の上位12ヶ国により世界一を競い合う国際大会、「世界野球 WBSC プレミア 12」が開催されており、開幕試合の日韓戦では日本代表チーム(侍ジャパン)が快勝し、盛り上がりを見せている。現在(2015年11月16日時点)の日本代表チームの監督である小久保裕紀氏は、奇しくも福岡ソフトバンクホークスのOB選手であり、前進の福岡ダイエーホークスを含め、長年チームの中心選手として活躍し続けた。今でこそ親会社の豊富な資金力で大型補強と育成環境の充実化を両立させる常勝チームではあるが、小久保氏が所属していた時代は、必ずしも順風満帆な野球人生を送れるものではなかった。

小久保氏の現役生活において、大きな分岐点の一つとされるのが2003年オフに発表された、福岡ダイエーホークス(現福岡ソフトバンクホークス)から読売ジャイアンツへの無償トレードである。通常、トレードは選手対選手の交換トレード或いは選手対金銭の金銭トレードにて行われるものであるが、小久保氏の場合は移籍先側からの見返りが無い種のトレードであり、「譲渡」と称されることもある。小久保氏のような実績のある選手(表14を参照)が無償トレードにて放出されることは非常に稀であり、小久保氏とフロントとの埋められない確執があったとされている。確執が出来た原因の一つとして、次のような記述がある。

『この頃のフロントは、成績と関係ないグッズの売り上げを選手の年俸の査定に入れるなどして、多くの選手から不満が出ていたという。小久保は選手の先頭に立ってフロントに改善を求めていたが、球団側の心ない発言の数々に、次第に不信感を募らせていく。』(NEWS ポストセブン,2013)

年俸制を採用している日本プロ野球の給与体系において、成績によって年俸が大きく変動する事態は頻繁であり、選手側が自らの成績に見合った金額を要求することは当然である。無償トレードによる移籍という形で終着した小久保氏と球団側の軋轢は珍しいケースではあるが、日本プロ野球における選手側と球団側の年俸に関するトラブルは他にも多々ある。

2015年シーズンにて、パシフィック・リーグ最多勝を獲得した千葉ロッテマリーンズの涌井秀章投手は、埼玉西武ライオンズ時代の2010年オフ、4度の契約交渉を重ねても球団側の提示額に納得せず、年俸調停に持ち込んだ。年俸調停は正式には「参稼報酬調停」と名称されており、日本プロフェッショナル野球協約(2015年度版)では、次のように定義されている。

第94条 (参稼報酬調停)

次年度の選手契約締結のため契約保留された選手、又はその選手を契約保留した球団は、次年度の契約条件のうち、参稼報酬の金額に関して合意に達しない場合、コミッショナーに対し参稼報酬調停を求める申請書を提出することができる。

⁴ 1994~2012年度の打撃成績及び2010~2012年の年俸のデータは第2章3節に記載されているサイトから入手したので、そちらを参照されたい。1994~2009年の年俸については、「Click プロ野球記録 小久保裕紀 通算成績」(http://nipponbaseball.web.fc2.com/personal/batter/kokubo_hiroki.html)からデータを収集した。

表1 小久保裕紀氏の年度別打撃成績

年度	年齢	所属球団	出場試合	打率	本塁打	打点	当期年俸 (万円)	獲得タイトル
1994	23	ダイエー	78	.215	6	20	1200	
1995	24	ダイエー	130	.286	28	76	1500	本塁打王
1996	25	ダイエー	126	.247	24	82	5000	
1997	26	ダイエー	135	.302	36	114	5000	打点王
1998	27	ダイエー	17	.225	2	11	9500	
1999	28	ダイエー	130	.234	24	77	8000	
2000	29	ダイエー	125	.288	31	105	7600	
2001	30	ダイエー	138	.290	44	123	18000	
2002	31	ダイエー	136	.292	32	89	24000	
2003	32	ダイエー	0	.000	0	0	21000	
2004	33	巨人	125	.314	41	96	21000	
2005	34	巨人	142	.281	34	87	24000	
2006	35	巨人	88	.256	19	55	30000	
2007	36	ソフトバンク	124	.277	25	82	30000	
2008	37	ソフトバンク	106	.253	20	56	30000	
2009	38	ソフトバンク	144	.266	18	81	30000	
2010	39	ソフトバンク	112	.279	15	68	30000	
2011	40	ソフトバンク	98	.269	10	48	30000	
2012	41	ソフトバンク	103	.239	4	34	30000	
通算	19年		2057	.273	413	1304		

※ダイエー：福岡ダイエーホークス、巨人：読売ジャイアンツ、ソフトバンク：福岡ソフトバンクホークス

※1994~1996年は130試合制、1997~2000年は135試合制、2001~2004年は140試合制

2005,2006年は146試合制、2007~2012年は144試合制。ただし、2004年はストライキにより2試合未消化

1951年6月21日発効以降、上記の制度を利用した選手はわずか7人しか存在しない(2015年11月16日時点)。契約初交渉時点での涌井選手の希望額は3億円、西武球団側の提示額は現状維持の2億2000万円(プラス出来高2000万円)と、大きな開きがあり、双方の年俸の決定要因に対する見方が大きく異なっていたと想像できる。また、同期入団で当時北海道日本ハムファイターズに所属していたダルビッシュ有投手(現在はメジャー・リーグのテキサス・レンジャーズに所属)との2005~2010年の成績及び年俸を比較してみると、表2、表3⁵の通りになる。

防御率ではダルビッシュ投手が良い数値を挙げているが、勝数や毎年コンスタントに安定した成績を残しているという意味では両投手とも質の高い投球をしており、2010年オフの約3億円の年俸の差は大きすぎるとも解釈できる。これにより、同じような成績でも球団によって評価の基準が異なっている可

⁵ 表1と同様、全ての年度の投手成績及び年俸のデータは第2章3節に記載されているサイトから入手したので、そちらを参照されたい。

表2 涌井投手の成績・年俸(2005~2010年)

涌井投手

年度	年齢	所属球団	登板試合	投球回	勝数	負数	防御率	次期年俸 (万円)	獲得タイトル
2005	19	西武	13	55.1	1	6	7.32	950	
2006	20	西武	26	178.0	12	8	3.24	3500	
2007	21	西武	28	213.0	17	10	2.79	8500	最多勝
2008	22	西武	25	173.0	10	11	3.90	12000	
2009	23	西武	27	211.2	16	6	2.30	22000	最多勝
2010	24	西武	27	196.1	14	8	3.67	22000 (球団提示)	

※西武…西武ライオンズ(2005~2007年)、埼玉西武ライオンズ(2008~2011年)

表3 ダルビッシュ投手の成績・年俸(2005~2010年)

年度	年齢	所属球団	登板試 合	投球回	勝数	負数	防御率	次期年俸(万 円)	獲得タイトル
2005	19	日本ハム	14	94.1	5	5	3.53	3000	
2006	20	日本ハム	25	149.2	12	5	2.89	7200	
2007	21	日本ハム	26	207.2	15	5	1.82	20000	最多奪三振
2008	22	日本ハム	25	200.2	16	4	1.88	27000	
2009	23	日本ハム	23	182.0	15	5	1.73	33000	最優秀勝率
2010	24	日本ハム	26	202.0	12	8	1.78	50000	最優秀勝率 最多奪三振

※日本ハム…北海道日本ハムファイターズ

能性が考えられる。2011年オフには当時福岡ソフトバンクホークスに所属していた杉内俊哉投手が球団年俸査定制度の不满を理由にフリーエージェント権⁶を行使し、読売ジャイアンツに移籍したことから、そのような実態は実在しており、選手の不满が出ていると言える。

近年の選手側と球団側のトラブルについては、現在日本代表チームとして「世界野球 WBSC プレミア 12」に出場している、中日ドラゴンズの平田良介外野手の名が挙がる。平田外野手は2014年オフ、前年度から1200万円アップの4700万円の提示額を保留した。同年、平田外野手はチームの軸として貢献していたが、球団側はケガによる一ヶ月間の離脱をマイナスと評価し、同年初めて規定打席に到達した平田外野手の大幅昇給は時期尚早と判断した。この球団側の査定に対し、平田外野手は契約交渉後の記者会見において不满をあらわにした(日刊スポーツ,2014)。また、同球団所属の大島洋平外野手も同年オフに球団側からの提示額を保留している(日刊スポーツ,2014)。さらに、2015年シーズンの東京ヤクルト

⁶選手がある一定の出場選手登録日数以上チームに在籍すると、いずれの球団とも選手契約を締結できる権利を与えられ、これをフリーエージェント(FA)権と呼ぶ。冒頭に紹介した小久保氏も、2006年オフにFA権を行使し、ホークスに復帰した。

スワローズの優勝に貢献した高井雄平外野手も2014年オフに契約交渉を保留した。雄平⁷外野手は投手として入団後、外野手に転向するという異色の経歴の持ち主であり、査定のイメージが湧かず、契約しているマネジメント会社に独自査定を依頼していたが、会社側の査定と球団側の査定に開きがあったため保留したと述べている。一方で球団側は単年のみでの活躍では提示額以上の金額は与えられないという旨のコメントをしており(日刊スポーツ,2014)、中日球団と同様、長期に渡って安定した成績を残す選手を高く評価する傾向にあることが読み取れる。

先に例示した平田・大島・雄平3選手は複数回の契約交渉の末、年俸調停には至らず契約更改を終えているが、このような契約保留は毎年発生しており、決して珍しいことではない。表4、5、6、7を参照していただきたい。この表は2011年オフ～2014年オフの各年俸保留選手とその出場試合を列挙したも

表4 2011年オフの年俸保留選手とその一軍出場試合数(144試合制)

選手名	所属球団	ポジション	出場試合数	備考
新垣渚	ソフトバンク	投手(先発)	0	
山田大樹	ソフトバンク	投手(先発)	17	
大場翔太	ソフトバンク	投手(中継ぎ)	23	
高谷裕亮	ソフトバンク	捕手	12	
金子千尋	オリックス	投手(先発)	20	
坂口智隆	オリックス	外野手	144	最多安打、ゴールデングラブ賞
青山浩二	楽天	投手(中継ぎ)	51	
中村真人	楽天	外野手	91	
高須洋介	楽天	内野手	128	
加藤健	巨人	捕手	21	
矢野謙次	巨人	外野手	53	
鶴岡一成	巨人	捕手	34	
岩田稔	阪神	投手(先発)	25	
能見篤史	阪神	投手(先発)	29	二度の保留
平野恵一	阪神	内野手	142	二度の保留 ベストナイン、ゴールデングラブ賞
吉見一起	中日	投手(先発)	26	最多勝、最優秀防御率、ベストナイン
三浦大輔	DeNA	投手(先発)	18	
牛田成樹	DeNA	投手(中継ぎ)	45	
渡辺直人	DeNA	内野手	126	
藤田一也	DeNA	内野手	96	
吉村裕基	DeNA	外野手	81	
荒波翔	DeNA	外野手	28	

⁷ 選手登録名が「雄平」であるので、それに倣って表記した。

表5 2012年オフの年俵保留選手とその一軍出場試合数(144試合制)

選手名	所属球団	ポジション	出場試合数	備考
大隣憲司	ソフトバンク	投手(先発)	25	
山崎勝己	ソフトバンク	捕手	85	
明石健志	ソフトバンク	内野手	135	
江川智晃	ソフトバンク	外野手	56	
陽岱鋼	日本ハム	外野手	144	ゴールデングラブ賞
糸井嘉男	日本ハム	外野手	134	二度の保留、最高出塁率 ベストナイン、ゴールデングラブ賞
T-岡田	オリックス	外野手	103	
木佐貫洋	オリックス	投手(先発)	24	
聖沢諒	楽天	外野手	138	盗塁王
前田健太	広島	投手(先発)	29	最優秀防御率、ゴールデングラブ賞
梵英心	広島	内野手	137	
山井大介	中日	投手(抑え)	56	
小田幸平	中日	捕手	35	
林昌範	DeNA	投手(中継ぎ)	32	
山口俊	DeNA	投手(抑え)	60	
王溢正	DeNA	投手(先発)	6	
黒羽根利規	DeNA	捕手	61	
フェルナンデス	ヤクルト	投手(中継ぎ)	9	

表6 2013年オフの年俵保留選手とその一軍出場試合数(144試合制)

選手名	所属球団	ポジション	出場試合数	備考
柳瀬明宏	ソフトバンク	投手(中継ぎ)	44	
金子千尋	オリックス	投手(先発)	29	最多奪三振
小窪哲也	広島	内野手	53	
金城龍彦	DeNA	外野手	118	
鶴岡一成	DeNA	捕手	108	

のであるが、一軍に殆ど出場していない選手からレギュラークラスの選手まで含まれており、幅広い選手への適切な査定が課題となっている。

さて、ここまで様々な選手の年俵に関するトラブルを挙げてきたが、いずれの場合も「自分の成績が他の選手と比べて正当に評価されていない、と選手が考えるため球団側の査定額に不満を抱く」という背景は共通であり、現代の日本プロ野球の契約更改の問題点である。そこで本論では、統計学的手法を用い、その選手に見合った公平な年俵推定モデルを構築することを目指す。

表 7 2014 年オフの年俸保留選手とその一軍出場試合数(144 試合制)

選手名	所属球団	ポジション	出場試合数	備考
明石健志	ソフトバンク	内野手	93	
T ー岡田	オリックス	外野手	130	ゴールデングラブ賞(一塁手)
小山桂司	楽天	捕手	2	
大島洋平	中日	外野手	141	二度の保留、ゴールデングラブ賞
平田良介	中日	外野手	119	
須田幸太	DeNA	投手(中継ぎ)	9	
大田阿斗里	DeNA	投手(中継ぎ)	3	
(高井)雄平	ヤクルト	外野手	141	ベストナイン

※ソフトバンク：福岡ソフトバンクホークス、オリックス：オリックス・バファローズ、楽天：東北楽天ゴールデンイーグルス、巨人：読売ジャイアンツ、阪神：阪神タイガース、中日：中日ドラゴンズ、DeNA：横浜 DeNA ベイスターズ、日本ハム：北海道日本ハムファイターズ、広島：広島東洋カープ、ヤクルト：東京ヤクルトスワローズ

※規定投球回に到達した投手、規定打席に到達した野手は選手名を太字にしている。これをレギュラークラスの選手の基準と解釈されたい。

2 章 実証分析モデル

1 章を踏まえ、本論ではパネルデータ分析を使用した実証分析モデルを考える。

2.1 節 モデル

選手の希望額と球団の提示額にずれが発生する原因は、自分の成績が他の選手と比べて正当に評価されていないと選手が考えるためであり、成績が同じであれば同じような額をもらうべきである、と前章で述べた。これを前提として話を進める。

各選手の成績・年俸は、数年分集めるとパネルデータと解釈できる。そこで、年俸を被説明変数、各選手の成績を説明変数としてパネルデータ分析を行うと、以下のような式を推定することができる。

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_K X_{Kit} + \varepsilon_{it}$$

ここで

Y_{it} ：選手 i と時点 t に依存した被説明変数(年俸)

X_{1it} ：選手 i と時点 t に依存した説明変数(成績)

α_i ：選手 i に依存して異なるが、時間を通じては一定の切片…個別効果

ε_{it} ： $E(\varepsilon_{it}) = 0, \text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$ の誤差項で、すべての i, t について独立とする

上記の回帰式の個別効果 α_i の部分には、成績によらない年俸の変動が含まれている。この個別効果の個人差が大きいため、選手側からは不満が生まれると考えられる。したがって、個別効果の個人差を取り除き、値を統一することにより、成績のみを反映した式を推定することができる。

2.2 節 実証分析モデルの詳細設定

前節を踏まえ、ここではコンセプトに沿い具体的な実証分析モデルを定式化する。今回、以下の三種類のパネルデータ分析のモデルを用いる

- ・ Pooled OLS
- ・ 固定効果モデル(最小二乗ダミー変数推定、within 回帰)
- ・ 変量効果モデル(一般化最小二乗法)

Pooled OLS は、すべての個体において個別効果が同じである、すなわち

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

である場合である。Pooled OLS を用いる場合は、個別効果がないということなので、選手間の個人差がないということになる。したがって、モデル式は成績のみを平等に評価した式であると分かる。

個別効果モデルは、最小二乗ダミー変数推定法が用いられる。これは、第 i 番目の個体に対して、 D_{jt} , $j = 1, \dots, N$ を $j = i$ であれば 1 をとり、 $j \neq i$ であれば 0 をとるダミー変数を式に組み込む推定法である。説明変数が 1 つの場合、このようなダミー変数を組み込むと、個別効果を含んだモデル

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

は

$$Y_{it} = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \dots + \alpha_N D_{Nt} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

と書き表すことができる。この式のうち、個別効果は、 D_{jt} の係数 α_j となっている。このモデルを用いる場合、個別効果があるということなので、成績では説明できない選手間の年俸の差が発生していると分かる。

変量効果モデルは、個別効果を含んだモデルにおいて、個別効果を未知パラメーターとして推定するのではなく、確率変数とみなして β を推定する方法である。変量効果モデルは、 α_i を確率変数とみなし、以下のような想定をする。

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}, E(\alpha_i) = \mu_\alpha, \text{var}(\alpha_i) = \sigma_\alpha^2, \\ \alpha_i \text{ と } \alpha_j (i \neq j) \text{ は独立, } \alpha_j \text{ と } \varepsilon_{it} \text{ は独立。}$$

このとき、 $\beta, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2$ は一般化最小二乗法によって推定できる。このモデルを用いる場合も、個別効果があるということなので、成績では説明できない選手間の年俸の差が発生していると分かる。

これらの推定法のどれを用いるべきか判定するために、F 検定とハウスマン検定を行う。まず、Pooled OLS と固定効果モデルのどちらを用いるべきか判定するために F 検定を行う。F 検定は、帰無仮説「個別効果なし」を検定する。帰無仮説が棄却されない場合、個別効果がないということなので、Pooled OLS を用いる。棄却される場合、個別効果があるということなので、固定効果モデルもしくは変量効果モデ

ルを用いる。

次に、固定効果モデルと変量効果モデルのどちらを用いるべきか判定するためにハウスマン検定を行う。変量効果モデルは、推定量が一致性を持つためには個別効果 α_i と説明変数 X_{it} に相関がないという条件が必要である。したがって、個別効果と説明変数に相関がない場合は変量効果モデルのほうが望ましく、相関がある場合は固定効果モデルのほうが望ましい。ハウスマン検定は、個別効果と説明変数に相関があるかどうかを検定する。帰無仮説「個別効果と説明変数に相関がない」が棄却されれば、相関があるということなので、固定効果モデルを用いる。棄却されない場合は相関がないということなので、変量効果モデルを用いる。

分析に用いる説明変数・被説明変数及びダミー変数の項目は表 8 に整理する。

表 8 投手モデルの説明・被説明変数

投手データ名	意味	式
Lnnenpo	年俸の対数	
Age	年齢	
W	Wins：勝利数	
ERA	Earned Run Average：防御率	$ERA = 9 \times \frac{ER}{IP}$
G	Games played：出場試合数	
HLD	Hold：ホールド数	
SV	Save：セーブ数	
IP	Inning Pitched：投球回数	
ER	Earned Run：自責点数	
BB9	Base on Balls per 9 inning pitchd	$BB9 = 9 \times \frac{BB}{IP}$
D 中日	中日ドラゴンズ所属選手ダミー	
D 日本ハム	北海道日本ハムファイターズ所属選手ダミー	
D ソフトバンク	福岡ソフトバンクホークス所属選手ダミー	
D 阪神	阪神タイガース所属選手ダミー	
D 西武	西武ライオンズ所属選手ダミー	
D オリックス	オリックス・バファローズ所属選手ダミー	
D 広島	広島東洋カープ所属選手ダミー	
D 横浜	横浜 DeNA ベイスターズ所属選手ダミー	
D ロッテ	千葉ロッテマリーンズ所属選手ダミー	
D 巨人	読売ジャイアンツ所属選手ダミー	
D 楽天	東北楽天ゴールデンイーグルス所属選手ダミー	

*すべてのダミー変数の値が 0 の選手は東京ヤクルトスワローズに所属している。

これを式に表すと以下のようになる。

$$\begin{aligned} \lnnenpo_{ij} = & \beta_0 + \beta_1 Age_{ij} + \beta_2 W_{ij} + \beta_3 ERA_{ij} + \beta_4 G_{ij} + \beta_5 HLD_{ij} + \beta_6 SV_{ij} + \beta_7 IP_{ij} + \beta_8 ER_{ij} + \beta_9 BB9_{ij} \\ & + \gamma_1 Ddora_{ij} + \gamma_2 Dham_{ij} + \gamma_3 Dsoft_{ij} + \gamma_4 Dtig_{ij} + \gamma_5 Dseibu_{ij} + \gamma_6 Dori_{ij} + \gamma_7 Dcarp_{ij} \\ & + \gamma_8 Dbay_{ij} + \gamma_9 Dlotte_{ij} + \gamma_{10} Dgiants_{ij} + \gamma_{11} Drakuten_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned}$$

2.3 節 実証分析の手順

前節のモデルを扱い、本論では以下の手順に沿って実証分析を行った。

1. 実証分析を行う上で、NPB の公式データからパネルデータを作成した。各選手の成績は、“Baseball-reference.com”(<http://www.baseball-reference.com/>)から 2010 年~2014 年のデータを入手した。各選手の推定年俸のデータについては、“日刊スポーツホームページ”(<http://www.nikkansports.com/>)の契約更改のページから 2013~2014 のデータを、“スポニチ Sponichi Annex”(<http://www.sponichi.co.jp/>)から 2010~2012 のデータを入手した。パネルデータの作成においては、ある年度の投手成績を踏まえて来年度の年俸が決定されると定義した。複数年契約を結んでいる選手は、通常の方法と異なるため、パネルデータからは除いた。データのサンプル数・主体数は表 9 のとおりである。

表 9 パネルデータのサンプル数・標本数

投手サンプル数	投手主体数
2395	479

2. 1.で作成したパネルデータを、前節で設定したモデル式に組み込み、実証分析を行った。今回は、Pooled OLS、固定効果モデル、変量効果モデルの 3 つのモデルで分析を行った。また、これら 3 つのうち、どれが最も望ましいか判定するために、F 検定とハウスマン検定を行った。

3 章 分析結果

3.1 節 符号の予測

まず、各係数の予想される符号とその理由を考え、表 10 に示した。ここで、各球団ダミーの符号を考えるうえで、収集したデータから求めた複数年契約の選手を除いた各球団の総年俸・1 選手あたりの年俸平均額を参考にした。球団ダミーは東京ヤクルトスワローズを基準としているので、ヤクルトより 1 選手あたりの年俸が低い球団の球団ダミーは負の符号、それ以外は正の符号を取ると推測した。

表 11 は、複数年契約の選手を除いた、2010~2014 年の成績に基づいた 2011~2015 年の各チームの投手の総年俸・のべ選手数・1 選手あたりの年俸平均額である。順位は、各チームの年俸平均額のものである。のべ選手数とは、例えば、A 選手が 2010~2014 年まで 5 年間毎年ある程度の成績を残して契約更改を行うと、5 人になるということである。この表を、推定式の符号予測に活用した。

表 10 各係数の予想される符号とその理由

変数	予想される符号	理由など
Age(年齢)	+	・プロ在籍年数が長いほど年俵は上昇すると考えられるから。 ・高卒入団選手より大卒・社会人卒入団選手の方が、プロ初年度の年俵が高いから。
W(勝数)	+	・勝数が多いほどそれだけ一軍で活躍しているということで、年俵は上昇すると考えられるから。特に、先発投手の年俵を考えるには重要な説明変数である。
ERA(防御率)	-	・防御率が高くなるほど、その投手の1試合あたりの失点は多くなるので、年俵は下落すると考えられる。
G(登板試合数)	+	・一軍で登板試合数が多いほど、年俵は上昇すると考えられるから。特に、救援投手の年俵を考えるには重要な説明変数である。
SV(セーブ数)	+	・セーブがつくことは僅差の試合の最後を締めることを意味し、勝利に貢献しているので、年俵は上昇すると考えられるから。抑え投手の年俵を考えるには重要な説明変数である。
IP(投球イニング)	+	・長いイニングを投球するほど、それだけ一軍の試合で投げる機会が多かったということなので、年俵は上昇すると考えられるから。特に先発投手には重要な説明変数である。
ER(自責点)	-	・自責点数が増えることは、それだけ打たれているということなので、年俵は下落すると考えられるから。
BB9(1試合あたりの四死球数)	-	・1試合あたりの四死球数が多いほど、走者を出して失点が増える可能性が増すので、年俵は下落すると考えられるから。
D 中日	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。
D 日本ハム	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。
D ソフトバンク	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。
D 阪神	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。
D 西武	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。
D オリックス	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。
D 広島	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1選手当たりの年俵平均額が高額であるから。

表 10(続き) 各係数の予想される符号とその理由

変数	予想される符号	理由など
D 横浜	-	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1 選手当たりの年俸平均額が低額であるから。
D ロッテ	-	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1 選手当たりの年俸平均額が低額であるから。
D 巨人	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1 選手当たりの年俸平均額が高額であるから。
D 楽天	+	ヤクルトより、複数年契約の選手を除いた、1 選手当たりの年俸平均額が高額であるから。

表 11 各球団の年俸ランキング

	チーム名	総年俸	のべ選手数	年俸平均額
1	巨人	550440	91	6048.791
2	ソフトバンク	562480	98	5739.592
3	中日	610200	116	5260.345
4	オリックス	498775	109	4575.917
5	日本ハム	552920	121	4569.587
6	西武	439830	99	4442.727
7	阪神	482000	115	4191.304
8	楽天	491620	121	4062.975
9	広島	421125	109	3863.532
10	ヤクルト	361030	100	3610.3
11	ロッテ	366590	106	3458.396
12	横浜	311915	113	2760.31

3.2 節 分析結果

前節での符号の予測を踏まえ、前出のモデルの分析を行った。2 章で述べたように、Pooled OLS・固定効果モデル・変量効果モデルで回帰式を推定した。表 12 は Pooled OLS での推定結果、表 13 は固定効果モデルでの推定結果、表 14 は変量効果モデルでの推定結果である。推定値・標準誤差・P 値は小数第 5 位で四捨五入し、小数第 4 位まで示した。

表 12 集計最小二乗法による年俸予測モデル

	推定値	標準誤差	t 値	P 値
(Intercept)	4.9797	0.1065	46.756	$<2 \cdot 10^{-16}$ ***
Age	0.0805	0.0033	24.420	$<2 \cdot 10^{-16}$ ***
W	0.0590	0.0106	5.566	$3.18 \cdot 10^{-8}$ ***
ERA	0.0023	0.0028	0.844	0.3991
G	0.0010	0.0018	0.527	0.5982
HLD	0.0262	0.0038	6.876	$9.65 \cdot 10^{-12}$ ***
SV	0.0420	0.0036	11.541	$<2 \cdot 10^{-16}$ ***
IP	0.0099	0.0011	8.712	$<2 \cdot 10^{-16}$ ***
ER	-0.0048	0.0021	-2.286	0.0224 *
BB9	-0.0057	0.0042	-1.348	0.1781
D 中日	0.0457	0.0071	0.646	0.5186
D 日本ハム	-0.0002	0.0700	-0.002	0.9981
D ソフトバンク	0.1897	0.0735	2.581	0.0100 **
D 阪神	0.0077	0.0707	0.109	0.9133
D 西武	-0.1580	0.0730	-2.164	0.0307 *
D オリックス	0.0226	0.0724	0.313	0.7547
D 広島	-0.0924	0.0715	-1.293	0.1963
D 横浜	-0.1603	0.0728	-2.200	0.0280
D ロッテ	-0.0723	0.0719	-1.005	0.3149
D 巨人	0.0904	0.0752	1.202	0.2297
D 楽天	-0.0384	0.0697	-0.551	0.5821
Multiple R-squared	0.7339			
Adjusted R-squared	0.7296			

表 13 最小二乗ダミー変数推定(Within 推定)による年俸予測モデル(固定効果モデル)

	推定値	標準誤差	t 値	P 値
(Intercept)				
Age	0.0933	0.0074	12.5724	$<2.2 \cdot 10^{-16}$ ***
W	0.0222	0.0074	3.0134	0.0027 **
ERA	0.0027	0.0019	1.4104	0.1588
G	0.0063	0.0015	4.1232	$4.138 \cdot 10^{-5}$ ***
HLD	0.0061	0.0030	2.0459	0.0411 *
SV	0.0174	0.0032	5.5261	$4.464 \cdot 10^{-8}$ ***
IP	0.0037	0.0008	4.4688	$9.033 \cdot 10^{-6}$ ***
ER	-0.0019	0.0015	-1.2942	0.1960
BB9	-0.0013	0.0034	-0.3740	0.7085
D 中日	0.5416	0.2456	2.2048	0.0278 *
D 日本ハム	0.9437	0.2098	4.4989	$7.871 \cdot 10^{-6}$ ***
D ソフトバンク	0.5931	0.1978	2.9979	0.0028 **
D 阪神	0.5901	0.2217	2.6615	0.0079 **
D 西武	0.2592	0.1934	1.3401	0.1806
D オリックス	0.4695	0.1996	2.3521	0.01892 *
D 広島	0.2136	0.2021	1.0567	0.2910
D 横浜	0.4826	0.2041	2.3645	0.0183 *
D ロッテ	-0.2973	0.2767	-1.0744	0.2830
D 巨人	0.4607	0.1992	2.3124	0.0210 *
D 楽天	-0.1443	0.1880	-0.7676	0.4430
Multiple R-squared	0.4823			
Adjusted R-squared	0.2946			

表 14 GLS 推定による年俸予測モデル(変量効果モデル)

	推定値	標準誤差	t 値	P 値
(Intercept)	4.8030	0.1352	35.5382	$<2.2 \cdot 10^{-16}$ ***
Age	0.0899	0.0042	21.3949	$<2.2 \cdot 10^{-16}$ ***
W	0.0384	0.0082	4.7054	$2.814 \cdot 10^{-6}$ ***
ERA	0.0019	0.0021	0.9052	0.3655
G	0.0026	0.0016	1.6435	0.1005
HLD	0.0147	0.0032	4.5884	$4.913 \cdot 10^{-6}$ ***
SV	0.0294	0.0033	8.9730	$<2.2 \cdot 10^{-16}$ ***
IP	0.0064	0.0009	7.1653	$1.319 \cdot 10^{-12}$ ***
ER	-0.0019	0.0016	-1.1549	0.2484
BB9	-0.0047	0.0035	-1.3661	0.1721
D 中日	0.1131	0.0989	1.1433	0.2531
D 日本ハム	0.1704	0.0946	1.8012	0.0719
D ソフトバンク	0.2577	0.0976	2.6397	0.0084 **
D 阪神	0.0944	0.0988	0.9560	0.3392
D 西武	-0.0309	0.0988	-0.3107	0.7561
D オリックス	0.0796	0.0951	0.8368	0.4028
D 広島	-0.0522	0.0962	-0.5420	0.5879
D 横浜	-0.0929	0.0963	-0.9643	0.3351
D ロッテ	-0.0596	0.1016	-0.5863	0.5578
D 巨人	0.1687	0.0986	1.7120	0.0872
D 楽天	-0.0411	0.0922	-0.4459	0.6558
Multiple R-squared	0.8174			
Adjusted R-squared	0.8040			

次に、どの分析手法による年俸予測モデルを用いるべきかについて、F 検定とハウスマン検定を用いて判断する。まず、F 検定の結果は表 15 のようになった。

表 15 F 検定の結果

F 値	df1	df2	P 値
7.0433	476	780	$<2.2 \cdot 10^{-16}$ ***

P 値が非常に小さいので、帰無仮説「全ての個別効果が同じ値である」は棄却されることが分かる。つまり、「個別効果はある」と結論付けられる。次に、ハウスマン検定を行った。結果は表 16 のようになった。

表 16 ハウスマン検定の結果

Chisq	df	P 値
815.6068	20	<2.2 · 10 ⁻¹⁶ ***

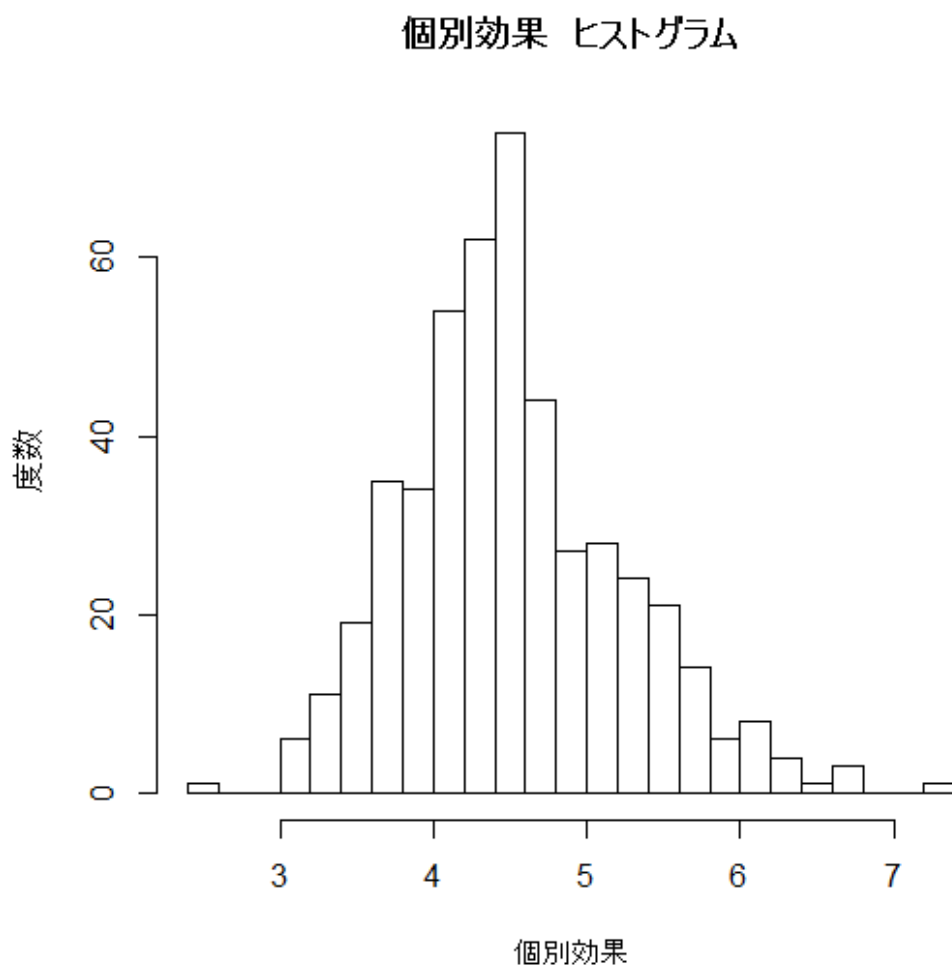
表より、P 値が非常に小さいので、帰無仮説「個別効果と説明変数に相関はない」は棄却されることが分かる。つまり、「固定効果はある」と結論付けられる。

F 検定・ハウスマン検定の結果から、前出の 3 つのモデルのうち、固定効果モデルを分析に使用するのが適当であると言えることができる。固定効果モデルには、個別効果があるので、個別効果の推定結果を表 17 に、そのヒストグラムを図 1 に示した。

表 17 個別効果について

平均値	最大値	最小値
4.516955	7.331841	2.419646

図 1 個別効果のヒストグラム



3.3 節 モデルの考察

年俸予測に使用するのが適当なモデルが、最小二乗ダミー変数推定(Within 推定)による固定効果モデルであることが分かったため、このモデルの各変数の考察を行った。まず、事前に行った符号の予測と異なった符号を取った説明変数は、指標では ERA(防御率)、球団ダミーでは、横浜・楽天であった。

ERA が正の値を取ったのは、この年俸予測モデルを構築するにあたって使用したデータが 2010~2014 年に 1 試合でも 1 軍で登板した投手の成績を説明変数としていることが影響していると考えられる。他の指標の説明変数は、勝数・登板試合数・ホールド数・セーブ数・投球イニングと多くの試合に貢献しないと数値が増えることはない。しかし、防御率は 1 試合でも登板すれば算出される。また、救援投手より先発投手の方が、年俸が高くなる傾向にあるが、救援投手より先発投手の方が一流とされる投手の防御率は高くなっている(救援投手は 1 点台・先発投手は 2 点台が一つの目安である)。以上の 2 点によって、ERA の係数が負の値を取ったと解釈した。

球団ダミーでは横浜の符号は負、楽天の符号は正を予測したが、この 2 つは反対の結果となった。まず、横浜は 2010~2014 年のセリーグ順位が 6 位・6 位・6 位・5 位・5 位であり、投手指標の代表的な防御率は、この 5 年間で 2013 年のセリーグ 3 位を除いては、リーグ最下位を記録している。1 選手あたりの年俸平均額は表 11 より 12 球団最下位であるが、投手成績の悪さの割には多くの額をもらっているということであろう。次に、楽天は表 11 から分かる通り、のべ選手数が 121 人と日本ハムと並んで最多である。在籍年数が長いことで、年俸も上昇する可能性が高い中、チームの選手の入替わりが激しいので、年俸に伸びが出ないと解釈した。

次に、各変数の分析結果について見る。Age・W・SV・G・HLD・IP・ERA の順に正の影響力が、ER・BB9 の順に負の影響力が大きいという結果であった。本来は負であるべき ERA の係数が正であること以外は極めて妥当な結果であると考えられる。

さらに、球団ダミーの分析結果である。日本ハム・ソフトバンク・阪神・中日・横浜・オリックス・巨人・西武・広島に正の影響力が、ロッテ・楽天の順に負の影響力が大きいという結果であった。横浜と楽天を除いて、1 選手あたりの年俸平均額が基準となるヤクルトより高額である球団は正、低額である球団は負となった。しかし、年俸平均額のランキング通りにその球団の選手が他の球団に属するより多くの年俸を受け取っているというわけではなかった。

3.4 節 検証

ここまで分析結果について述べてきたが、構築した固定効果モデルを用いて、実際にこのモデルでの年俸と現実の年俸にどれだけずれが生じているのか先発投手と救援投手の 2 例で、似た成績の選手を比べることで、検証した。

例 1 先発投手

①澤村拓一投手(巨人・2012 シーズン) 標本ナンバー66

2015 シーズンは巨人の抑え投手としての地位を確立した澤村投手であるが、2012 シーズンは先発投手としてチームに貢献していた。2012 シーズンの成績は表 18 の通りである。

表 18 澤村拓一投手の成績(2012 シーズン)

Age	W	ERA	G	HLD	SV	IP	ER	BB9
24	10	2.86	27	0	0	169.2	54	2.9

実際の年俸は 6500 万円であるが、固定効果モデルに代入すると、3182.1185 万円と算出された。また、個別効果を平均の値にすると、1825.5333 万円となった。

固定効果モデルによると、この年の成績から予測される金額より多額の年俸を受け取っている。また、個別効果は平均より大きく、成績によらない部分で多額の年俸を手に行っているようだ。これは、ドラフト 1 位で入団してその期待に応えたこと、前年に新人王を獲得したこと、2 年連続二けた勝利を挙げたことなどの要因があると考えられる。

②大野雄大投手(中日・2013 シーズン) 標本ナンバー442

表 19 大野雄大投手の成績(2013 シーズン)

Age	W	ERA	G	HLD	SV	IP	ER	BB9
24	10	3.81	25	0	0	146.1	62	2.6

実際の年俸は 2800 万円であるが、固定効果モデルに代入すると、3293.5889 万円と算出された。また、個別効果を平均の値にすると、3299.3082 万円となった。固定効果モデルによると、この年の成績から予測されるものより受け取っている年俸が少ない。また、個別効果は平均より小さく、同じ成績で個別効果が平均の場合よりも受け取っている金額がわずかに少ない。このモデルから考えると、ほぼ適切な額を受け取っていると考えられる。

例 2 救援投手

①増井浩俊投手(日本ハム・2012 シーズン) 標本ナンバー82

表 20 増井浩俊投手の成績(2012 シーズン)

Age	W	ERA	G	HLD	SV	IP	ER	BB9
28	5	2.76	73	45	7	71.2	22	3.1

実際の年俸は 9000 万円であるが、固定効果モデルに代入すると、8007.4473 万円と算出された。また、個別効果を平均の値にすると、10561.4124 万円となった。固定効果モデルによると、この年の成績から予測されるものより受け取っている年俸が多い。また、個別効果は平均より小さく、同じ成績で個別効果が平均の場合よりも受け取っている金額が少ない。しかし、このモデルから考えると、ほぼ適切な額を受け取っていると考えられる。

②松岡健一投手(ヤクルト・2010 シーズン) 標本ナンバー145

表 21 松岡健一投手の成績(2010 シーズン)

Age	W	ERA	G	HLD	SV	IP	ER	BB9
28	3	2.64	73	34	3	71.2	21	1.4

実際の年俸は 8500 万円であるが、固定効果モデルに代入すると、8673.3800 万円と算出された。また、個別効果を平均の値にすると、3419.8393 万円となった。固定効果モデルによると、この年の成績から予想されるものより受け取っている年俸がわずかに少ない。また、個別効果は平均よりかなり大きく、同じ成績で個別効果が平均の場合よりも受け取っている金額が多い。実際の年俸は、固定効果モデルで予想される次年度年俸とほぼ同額であるが、個別効果でかなり恩恵を受けている。低迷期のヤクルトのブルペンを支え、2008 年から 2011 年まで、65・52・73・63 試合と、セットアッパーとして活躍したことが大きく影響していると考えられる。2015 シーズンに秋吉亮投手が更新するまで、ヤクルトのシーズン最多登板記録保持者であった。

4 章 おわりに

今回、我々は次年度年俸予想をテーマに本論文の作成に取り組んだ。以上の結果の通り、現状の年俸の出し方は必ずしも成績通りに評価されているわけではなく、成績で説明できない部分で次年度年俸が変動していると分かった。完成度が極めて高いとは言い難いが、契約更改の場で本論文のような年俸導出式を提示することができれば、選手が球団の査定額に疑問を抱くことは減ることが予想される。

参考文献

Web 資料、雑誌記事、データ出典

NEWS ポストセブン 小久保裕紀氏 巨人への電撃無償トレードの内幕を初めて語る
http://www.news-postseven.com/archives/20130204_169087.html 2015/11/10 検索

日本プロ野球選手会公式ホームページ 野球規約 2015 年度版
http://jpbpa.net/up_pdf/1427937913-568337.pdf 2015/11/10 検索

Click プロ野球記録 小久保裕紀 通算成績
http://nipponbaseball.web.fc2.com/personal/batter/kokubo_hiroki.html 2015/11/10 検索

日刊スポーツ 中日平田 1200 万増も保留「そんだけしか」
<http://www.nikkansports.com/baseball/news/f-bb-tp0-20141122-1399565.html> 2015/11/10 検索

日刊スポーツ 中日大島年俸調停も 落合 GM 初の保留
<http://www.nikkansports.com/baseball/news/f-bb-tp0-20141122-1399543.html> 2015/11/10 検索

日刊スポーツ 雄平 5 倍増を保留「一から考えます」
<http://www.nikkansports.com/baseball/news/p-bb-tp0-20141210-1407025.html> 2015/11/10 検索

BASEBALL KING 納得する契約交渉とは…4年で保留者は50名以上、後にトレード放出されるケースも

<http://baseballking.jp/ns/18060> 2015/11/10 検索

Baseball-reference.com より 2010~2014年の日本プロ野球のデータ

<http://www.baseball-reference.com/>

日刊スポーツホームページ 契約更改のページから、2012~2014年のデータ

<http://www.nikkansports.com/>

スポニチ Sponichi Annex 契約更改のページから、2010~2012年のデータ

<http://www.sponichi.co.jp/>