

革新は太平洋を越えたか？

— 野球データに見るプレーと選手評価 —

齊 藤 裕 志

- I. はじめに
- II. 球場と市場での評価ギャップ
- III. 推定モデルと利用データ
- IV. 推定結果
- V. 結語

I. はじめに

何らの保護も受けず常に同業他社との競争に晒される企業は、その生き残りをかけて様々な方策を講じる。同じ商品やサービスでの競争ならばより安い費用での生産を実現せねばならないし、それが難しいのであれば競争相手がまだ生産に着手していない新しい商品やサービスを生み出す必要が生じてくる。つまり、“安く作って、高く売る”という行動を常に実践し続けなければ企業は市場での生存競争に勝ち残ることはできない。Schumpeter [1912]、[1950]が強く主張したこのような企業の“革新”行動は、当該企業が属する産業分野や市場に“波乱”、いや“波紋”を引き起こす。革新に成功した企業がその市場に強い影響力を発揮するのに対し、それ以外の企業は価格・品質などの面で劣っている順に市場からの退出を余儀なくされてしまう。それを阻止するには自らも革新を実行するか、さもなければ革新企業の成功を“模倣”するしかない。このような競争企業の革新→模倣→革新…という一連のプロセスがいわゆる“創造的破壊”と呼ばれる過程であり、資本主義社会の経済活動を突き動かす原動力として強く認識されている。

創造的破壊という言葉によって表現される企業の革新と模倣のダイナミックなプロセスは、自動車生産や金融商品の開発のみならず、もっと広く多様な分野で日々執り行われている。Lewis [2003]は彼のベストセラー“Moneyball”において、資金力に乏しかったアメリカ大リーグ(MLB : Major League Baseball)・オークランド・アスレチックスがなぜ快進撃を続けたのかを生き生きと描いている。この本の主人公であるアスレチックスのB・ビーン(ゼネラル・マネージャー)と彼の部下は、

セイバーメトリシャン¹が従来から指摘してきたにもかかわらず、球界内では全く無視されてきた選手評価項目に着目して、格安の年俸で選手を獲得し、資金的に豊かなチームを打ち負かしてチームを何度もポスト・シーズンに進出させた。フィールド場で高い能力を発揮しているにもかかわらず“労働市場”では過小評価されている選手を見つけるという行為、これも間違いなく一種の革新と考えられる²。Hakes and Sauer [2006]はフィールド場と労働市場での“選手評価のギャップ”を“マネー・ボール仮説”と名付け、果たしてこの仮説が MLB において実際に存在するの否かを統計モデルによって検討した。

本論文は日本野球機構(Nippon Professional Baseball : NPB)のデータを用い、MLB で生まれた新しい選手評価法(革新)が“太平洋を越えて”、日本のプロ野球チームに模倣されているか否かを確認したものである。論文は以下のような構成をとる。まず次のⅡ章では労働市場でなされる選手評価にまつわる問題の背景を論じた。それをうけたⅢ章では推定モデルと推定作業に用いるデータの詳細を述べ、併せて予備的な推定を実行した。引き続きⅣ章では推定結果とその意味を解説し、最後のⅤ章においてまとめを述べた。

Ⅱ. 球場と市場での評価ギャップ

“お金で勝利を買えるか?”という言葉はプロ・スポーツ・リーグを扱った研究において頻繁に出てくるフレーズで、リーグで展開される“生産と投入”の循環関係を表現したものである。あるリーグに属するチームは、選手・監督・コーチ・スタッフを雇い入れフィールド場での戦いに挑む。この戦いに結果によって、チームは様々な形での収入を獲得し、人件費その他の費用を差し引いたうえで各々の利益を確定させる。そしてこの利益を、選手をはじめとした“人的資本”やスタジアムなどの“物的資本”に再投資して次のシーズンに備える。このような循環において、おそらく最も重要な“鎖”の役目を果たす部分が、“勝利によってどの程度の収入や利益を獲得できるか”という点だ。もし1つの勝利によってチームが獲得できる収益が異なるとした場合、たとえフィールド場で“がっぷり四つ”の戦いぶりを展開しても、選手等への投資が相対的に低下してしまい、次年度以降のチームの上昇・飛躍はストップし、悪くすればリーグの下位に低迷するという現象を引き起こしてしまう。この“1勝の金銭的価値”に大きな影響を与えるものとして、例えば各チームがその本拠を置く都市や地域の経済規模を挙げることができる。チームのフランチャイズが豊かな人々であふれているならば、熱心であるか“そこそこ”であるかにかかわらず、多くの人々がスタ

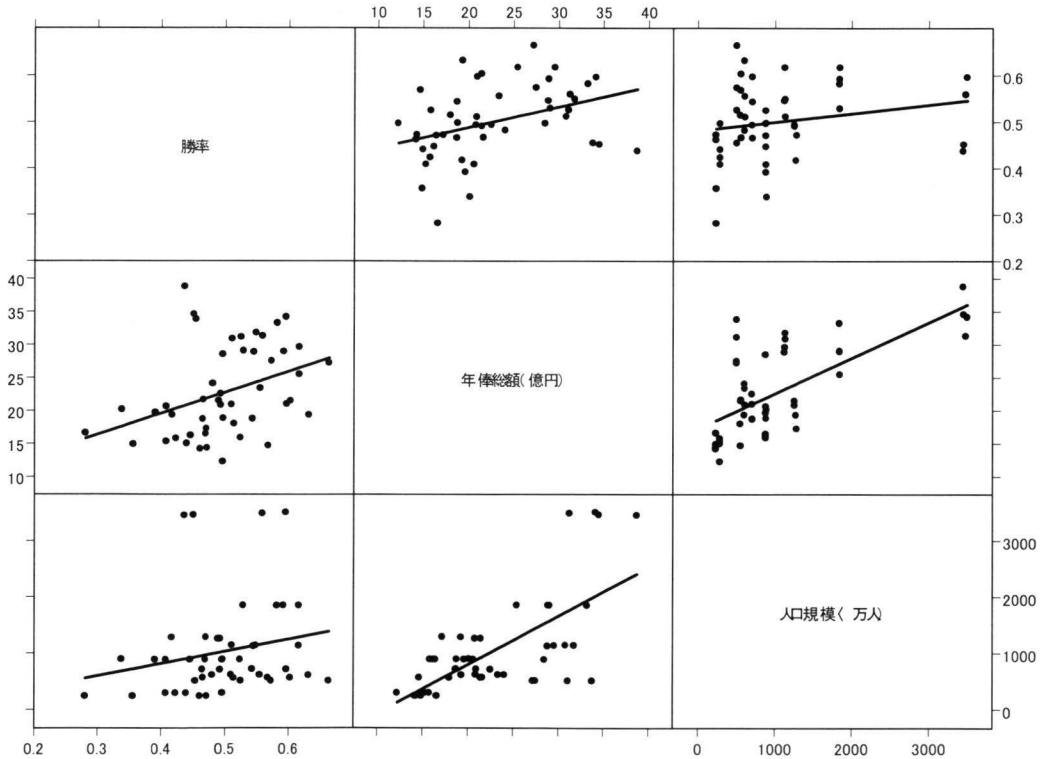
¹ 以後本論文では、The Society for American Baseball Research(SABR)のメンバーを“セイバーメトリシャン”と呼ぶことにする。

² Bradbury [2007] chp 10.

ジアムに押し寄せ、入場料や球場収入の上昇という形でチームを後押ししてくれる可能性は大きい。その一方、小さい規模の都市や地域では、どうしても入場者数が限定され、ゆえにチームの収入が頭打ちの状態に陥ってしまうことが多い。もし、このようなフランチャイズ規模の差によって収益の格差が生まれ、これが当初チーム間に存在したプレーの優劣を打消し、最終的にリーグ内の各チームを常勝チームと弱小チームに色分けしてしまうならば、これはリーグにとって深刻な事態となる。なぜならば、スタジアムに足を運ぶファンは見る前から結果の分かった試合などに興味はないからだ。その意味でプロ・スポーツにとって手に汗を握るゲーム展開こそが多くのファンを惹きつける“アウトプット”と言える³。

図1は、2005年～2008年における日本野球機構(NPB)に加盟する12球団の勝率、年俸総額、人口

図1 NPB加盟12球団の勝率、年俸総額(億円)、人口規模(万人)の関係



³ スポーツ経済学ではこれを“結果の不確実性(Uncertainty of Outcome)”と呼び、“戦力均衡(Competitive Balance)”と並んで、リーグ全体の発展を考えるにあたって重要な概念の1つとなっている。これらについては数多くの文献があるので、とりあえず Fort[2003]、Fort and Quirk[1995]、Szymanski[2003]を挙げるに止める。

規模の散布図と回帰直線を表したものである。フランチャイズの経済規模をその人口規模で代用して散布図を作成したところ、人口規模は確かにチームの勝率や年俸総額とプラスの相関があることが見て取れる¹。さらに、フランチャイズ人口の規模が勝率と年俸総額に与える効果を回帰分析によって調べると、

$$\ln(\text{WINPCT}) = -1.927 + 0.0796 \times \ln(\text{MS}), \quad \bar{R}^2 = 0.108$$

(-3.715) (2.356)

$$\ln(\text{TSAL}) = 7.790 + 0.239 \times \ln(\text{MS}), \quad \bar{R}^2 = 0.485$$

(11.38) (6.586)

という結果が求まった⁵。推定値の符号および検定統計値から、フランチャイズの人口規模は勝率と年俸総額にプラスの影響を及ぼしていることが確認できる。“お金で勝利を買える”ということは事実のようだ。しかしここで推定値をより詳細に眺めてみると、話は少し違った様相を呈してくる。確かにフランチャイズ規模は勝利と年俸総額にプラスの効果をもたらしているが、二つの推定値の大きさ（この場合は弾力性）からも分かるように、フランチャイズ規模の勝利への影響は年俸総額への影響に比べ小さい。これは裕福なチームがその資金力によって選手をかき集めてはいるものの、それが必ずしもフィールド上での勝利に繋がっていない、言い換えれば、特に大規模フランチャイズに立地する“金満チーム”では、“インプット”が“アウトプット”に効率よく変換されていないのではないかという疑念を生じさせる。これは同時に、必ずしも大きなフランチャイズに本拠を置いておらず資金的に裕福でないチームでも、やり方次第では裕福なチームと互角以上の戦いを展開できる可能性を示唆している。

M・ルイスの著書『マネー・ボール』(Lewis[2003])は、財政的に裕福でない球団・オークランド・アスレチックスの球団改革を描くことで、上記の推測が誤りでないことを報告して多くの読者を獲得した本である。ルイスはその著書のまえがきで以下のように述べている。

メジャーリーグの世界でも、肝心な点はやはり、資金をどれだけたくさん持ってい

⁴ 本来ならばチームの収入や利益との関係を調べるべきであるが、残念ながらこれらのデータは完全な形で公表されていないため、年俸総額によってこれに代えた。

⁵ ここで $\ln(\text{WINPCT})$ 、 $\ln(\text{MS})$ 、 $\ln(\text{TSAL})$ はそれぞれ勝率、フランチャイズ人口規模（万人）、チーム総年俸額（億円）を自然対数で変換したものを意味している。

るかではなく、どれだけ有効に活用できるかにある⁶。

ルイスがその舞台の主人公に選んだ人物、アスレチックスの B・ビーン (GM) は、厳しい資金的制約を逆手にとって数々の球団改革に乗り出した。ビーンがプロ野球の選手経験のないハーバード大卒の部下ポール・デポDESTA とともに実行していった改革の中心的な事柄は、ずばり“効率的な”球団運営であった。彼らが実行した具体策は、プレーデータの統計処理を通じ、裕福なチームがまだ気付いていない（したがって安い年俵で雇うことの出来る）選手の発掘と獲得にあった。このとき、彼らが注目したのは、打者の出塁率という選手評価指標だった。この指標が得点獲得に果たす役割の重要性それ自体は、1970年代からビル・ジェイムズ (James [2009]) をはじめとする多くの野球愛好家（のちに The Society for American Baseball Research (SABR) を形成）によって指摘されて続いていたが、ほとんどのメジャー・リーグ・チームはそれに耳を傾けようとしなかった。その中で唯一その主張を真剣に取り上げたのがビーンであり、アスレチックスであった。つまりビーンとアスレチックスは、セイバーメトリシャンが開発した新しい選手評価法（=新しい革新）をほぼ無償で手に入れ、それをもとに製品市場（フィールド場でのプレー）と労働市場の双方における選手評価に厳然と存在していた“ギャップ”を見事に突き、少ない資金で最大の成果を挙げることに成功したというわけだ。

Hakes and Sauer [2006] は上記のギャップの存在を“マナー・ボール仮説”と名付け、2000年～2004年の MLB データを用いその存在を検討している。彼らは分析対象を打者に限定し、次のような2段階の分析を実行した。

ステップ1 従来の評価指数（長打率(SLG)）とセイバーメトリシャンによって提案された新しい評価指数（出塁率(OBP)）が得点獲得に与える効果の有意性と推定値の大小比較

ステップ2 従来の評価指数（長打率(SLG)）とセイバーメトリシャンによって提案された新しい評価指数（出塁率(OBP)）が選手年俵に与える効果の有意性と推定値の大小比較

これらの分析によって①フィールド場では従来の評価指数よりも新しい評価指数のほうが得点に与える効果は有意に大きかったが、②その一方で労働市場ではその効果は逆転し、従来の評価が根強い説明力を有している、という事実が判明した。すなわち MLB における“マナー・ボール仮説”が確認されたのである。

⁶ 同書7ページ。

しかし、②に関し彼らは、各年の推定から従来の評価指数と新しいそれに存在した格差が徐々に縮小していく傾向をも見出している。これはこの5年間でアスレックスの生み出した“革新”が他チームに“模倣”されてきた事実を反映していると彼らは主張する。実際、ピーンの部下の一人であったJ・P・リッチアーディーはトロント・ブルージェイズに引き抜かれた。また、アスレックスの人材を直接引き抜かなくとも、他チームはセイバーメトリクス的思考（アスレックスの成功の源泉）を持った人材を続々とフロント入りさせていった。セイバーメトリクスの“グル”、B・ジェームズがボストン・レッドソックスの上級顧問に就任したのはその象徴と言える⁷。

このように Hakes と Sauer の分析は大変興味深いものとなっているが、一方で以下のような点から分析の深化・拡張が可能であると考えられる。まず第1に、セイバーメトリシャンによって生まれた多くの新しい選手評価指標が省みられていないという問題である。彼らが使用した指標は出塁率のみであるが、打者に関する評価指標は次章で述べるようにこれ以外にも数多く存在している。したがって彼らの確認した結果の頑健性をチェックする上でも、出塁率以外の新しい評価指標による分析が必要となる。また、彼らは打者のみの分析に終始しているが、選手評価の新しい指標は当然のことながら投手に関しても大きく発展しており、投手の分析も積極的に進めるべきであろう。

第2の点は、分析を解釈する際の枠組みに関してである。Hakes と Sauer は“マネー・ボール仮説”の成立の有無についてのみ議論を集中させているが、旧い評価と新しい評価に対する人々の反応は別の深い意味を持っていると考えられる。革新が生まれ、やがてそれが模倣されるというプロセスは決して平坦な道ではなく、そこには様々な障害が待ち受けている。ルイスの著書も出版後の反響は大きく二つに分かれた。それは球界外からの好意的な評価と一部球界内からの悪意に満ちた反発である⁸。なるほど、各球団は新しい人材を取り込んで革新の模倣に走った（その結果、労働市場における出塁率の“価格”は上昇し、かつて存在したギャップは無くなりつつある）が、その一方で野球に関する新しい観点を受け入れることを頑なに拒否する人々が球界内に厳然と存在していたのもまた事実であった。結果が出ているすばらしいやり方でも、これまで培われてきた自らの考え方を改変してまでそれを採用するのは容易ではないのだろう。

この事実は、“人々が与えられた環境のもとでいかに情報を入手し意思決定を実行するか”、という問題を考えるにあたり大変有益な材料を我々に提供してくれている。意思決定を行うときに、利用可能でかつ価値のある情報を使用しないという行為は、限りある資源（情報も含む）を効率的に利用して目的の最適化を目指す、いわゆる“ホモ・エコノミクス”の観点からすると合理的な意思決定とは言えない。しかし、人間の意思決定を取り巻く環境が複雑化の一途を辿り、問題・手段・

⁷ ルイス前掲書442ページ。

⁸ あとがきにおいて、ルイスは後者のグループとの関係を“宗教戦争”と名付けている。

結果等に対する人々の認識能力や計算能力が最適な意思決定に必要なレベルに全く到達しないという事態が現れると、Simon[1978]が言うように、我々は“限定合理的”に、またはある基準を満たせばそれで満足するという“満足化原理”によって意思決定を進めなければならない。限定合理的な決定の具体的なあり方としては、ヒューリスティックス（人間の認知能力や計算能力からくるプレッシャーを極力回避する簡便な方法）と呼ばれる手法が経済心理学や行動経済学の分野で提唱されている⁹。ただこの手法は、常に最適解を追い求める新古典派的合理性（Simonの用語では“実質合理性”）の困難をたくみに回避する一方で、その簡便さゆえに“フレーミング効果”や“アンカリング効果”など合理性から外れた一連の行動を生み出すことも知られている¹⁰。野球の選手評価において、たとえ環境に変化が起こったとしても、従来から用いられてきた指標（打率や防御率）に引きずられなかなか評価基準を変更できない状況はアンカリング効果の典型例と言えるかもしれない。

Berri, Schmidt and Brook [2002]は、MLBとNBA(National Basketball Association)の監督・ヘッドコーチの投票で毎年決定される“Silver Slugger Award”と“All-Rookie Team”の結果と、データから推定された各新人選手のプレー能力を比較することで、業界内の“専門家”は果たして与えられた情報を効率的に利用する合理性を有している存在なのか、それとも取り巻く環境の複雑さゆえにヒューリスティックな手法に頼る限定合理的な存在なのかを検討している。その結果、①投票に参加したMLBの監督は利用可能なデータを効率的に使用して意思決定を行う合理的存在であるのに対し、②NBAのヘッドコーチはヒューリスティックな手法に頼る限定合理的な存在であることを報告している。二つのスポーツの結果の違いを彼らはデータの整備・公開の歴史性とプレー評価の複雑さに求めている。MLBの場合、19世紀から各種プレーに関するデータの整備と公開が進められ、かつ個人のプレーのチームへの貢献が他のチームスポーツに比べ明瞭である（チームメート間でプレーに関する外部性が相対的に低い）ことが監督によるデータに基づいた選手評価を促した要因であると指摘している。

このように新旧の評価指数に対する人々の反応を調べることは、単に二つの市場のギャップの存在を確認するだけでなく、認知能力や計算能力をもとにした人間の意思決定のあり方をも検討することを意味している。またこの確認作業を他国のリーグのデータを用いて検討することで、新しく生まれた革新が他国にまで波及するか否かも同時に考えることが可能となる。

⁹ 経済心理学や行動経済学の論文や著書もかなりの数に上るので、論文については Kahneman and Tversky [1974] Tversky and Kahneman [1974]、著書については Smith[2008]および子安・西村[2007]をとりあえず挙げるに止める。

¹⁰ 竹村[2007]、西村[2007]。

ポランニー(Polanyi[1966])が指摘したように、知識には紙媒体等の物質的なメディアで伝達可能な“形式知”とフェイス・トゥ・フェイス・コミュニケーション等の人的交流によってのみ伝達可能な“暗黙知”という二つの形式が存在する。もし革新の源泉となり得る知識の性質が暗黙知により大きな比重を置いている場合、革新のあとに生じる知識波及を通じた模倣は地理的・局所的な範囲に限定されることが予想される。実際多くの実証研究によると、知識のやり取りや人材の交流はある地域に局所的に存在したり、利用可能な知識のストックは地理的に遞減するといった傾向が報告されている¹¹。それではMLBで生まれた新しい選手評価法という革新は形式知という性質なのか、それとも暗黙知という性質なのだろうか。革新の内容の一端はルイスの“著書”といういわば形式知の形でアメリカ国内ばかりでなく、日本にまでももたらされている。もし日本の野球界の関係者が実質合理的な意思決定の持ち主であれば、当然彼らはこの新しい選手評価法を用いて効率的な球団経営を実行しているはずである。

そこで以下の二つの章では、日本プロ野球のデータを用いて上記の問を検討していくことにしよう。

Ⅲ. 推定モデルと利用データ

球場で展開される野球というスポーツの目標は単純明快である。それは勝利である。そして勝利への一番の近道は相手チームよりも1点でも多くの得点を挙げることに尽きる。言い換えれば、できるだけ多くの走者を塁上に出し、彼らを本塁に迎え入れ得点を稼ぎ出す一方、相手チームの進塁や得点を最小限に抑えることだ。この目標に対し選手がどれだけ貢献したかを評価する指標の代表例として、打率、打点(打者)と防御率(投手)がよく用いられる。これらの指標は計算の容易さや、従来から用いられてきたというその歴史性によって、多くのファンや関係者に親しまれている指標と言える。しかし、前章でも触れたように1970年代以降、B・ジェームズをはじめとする多くのセイバーメトリシャンはこれらの指標がプレー評価において必ずしも適切でないことを指摘してきた。例えば、とにかく塁に出てホームに生還するという目標に対し、打率という指標は四球や死球による出塁を全く考慮していない(華麗な流し打ちによる単打も地味な四球も本来1つの塁を獲得するという行為にとって同じ価値を有するはずであるのにもかかわらず)。また打点という指標は、自分の打席の前に塁が埋まっているか否かによって記録に大きな差が出る性質を持っている。選手が置かれている状況によって大きく変動する指標は、真の得点能力の判断を誤らせる。さらに投手評価の指標の第一に挙げられる防御率についても、味方の守備力によって大きく影響を被ることが

¹¹ Feldman [2000]。

知られている¹²。

これらの状況を改善するため、セイバーメトリシャンは多くの改良指標を考案してきた。表1には本論文で使用する指標が載せてある。打率(AVG)に対する代替指標として長打率(SLG)、出塁率(OBP)、出塁率+長打率(OPS)、出塁率×1.6+長打率(GPA)を今回取り上げた。打率が1塁打も本塁打も一律に評価するのに対し、長打率は獲得される塁の違いを反映させた指標となっている。また出塁率は打率が考慮外に置いている四球・死球による出塁を取り込んだものである。つまり、これら二つの指標は1つでも多く進塁しホームに生還するという目的によりかなった指標と考えられる。OPS(On Base plus Slugging Percentage)は長打率と出塁率を単純に足し合わせたものであるが、長打率や出塁率単独よりも得点との相関が高いことが分かっている。最後の GPA(Gross Production Average)はOPSの改良型で、得点により貢献する出塁率に大きなウェイト付けをした指標である¹³。

表1 選手評価変数(打者/投手)

	変数	略語	定義
打者	打率	AVG	安打/打数
	長打率	SLG	塁打数/打数
	出塁率	OBP	(安打+四球+死球)/(打数+四球+死球+犠飛)
	出塁率+長打率	OPS	OPB+SLG
	出塁率×1.6+長打率	GPA	OPB×1.6+SLG
	打点	RBI	略
	得点貢献値	RC	[(A+2.4×C)×(B+3×C)]/(9×C)-0.9×C
投手	防御率	ERA	(自責点×9)/投球回
	守備力除外投手力	DIPS	[(被本塁打×13)+(与四球-故意四球+与死球)×3-(奪三振×2)]/投球回+3.12
	走者残塁率	LOBPCT	(被安打+与四球+与死球-失点)/[被安打+与四球+与死球-(被本塁打×1.4)]
	四球1個当り奪三振	KPBB	奪三振/与四球

注 上記変数の定義はデータスタジアム[2008]をもとに作成。

¹² 誕生秘話を含めた選手評価の指標に関する議論はJames[2009]、Lewis[2003]が詳しい。またセイバーメトリクスの最新の議論を判りやすく伝える文献として、Albert and Bennet[2001]およびデータスタジアム[2008]が大変参考になる。

¹³ 提案者のポール・デポデスタは出塁率へのウェイトを“3”にしているが、今回利用した2005年～2008年のNPBデータから推定した結果、ここではGPAのウェイトを“1.6”とした。

打点(RBI)に対しても、より適切な指標として得点貢献値(RC)が考案された。この RC によって打席状況という運・不運をある程度排除した得点生産能力が測定可能となった。

チームメート(守備陣)およびスコアラーの主観(自責点に強く影響するエラーの判断)に大きく左右される防御率の改良指標としては、DIPS(Defensive Independent Pitching System)が作られた。これは投手に直接責任のあるプレー結果を四球、死球、本塁打に限定して投手を評価する指標である。これによって守備やスコアラーの主観といった擾乱要因を排除することができる。ただしこの指標は奪三振を多く奪う投手に有利な一方、いわゆる“打たせて取る”投手の能力を汲み取れていないという問題点が指摘されている。この側面を補うため、本論文では許した走者を生還させない能力を測った LOBPCT(Left on Base Percentage)をも分析の指標として採用した。また、DIPS 指標の簡略版として、制球力と出塁阻止能力を表現できる KPBB(Strikeout to Walk Ratio)をもあわせて用いることにする。

さて、セイバーメトリシャンが開発した上記の一群の指標が市場で正しく評価されているか否かを確認する前に、果たしてこれらの指標が選手のプレーを正しく評価する力があるか否か(フィールド場での評価能力の有無)を簡単な回帰分析によって確認しておこう。推定モデルは、従属変数として、打者については1試合当たり得点(RPG)、投手については1試合当たり失点(RAPG)を採用した。独立変数として、打者についてはAVG(+), SLG(+), OBP(+), OPS(+), GPA(+), RCPG(1試合当たりRC)(+), 投手についてはERA(+), DIPS(+), LOBPCT(-), KPBB(-)をそれぞれ用いた¹⁴。データ期間は2005年~2008年、データ単位はチームである。

表2および表3はOLSによる推定結果を載せたものである。まず表2-aより、打者を評価するチーム単位の各指標は1試合あたりのチーム得点にすべて有意な効果を及ぼしていることが確認できる。その一方、自由度修正済み決定係数を見ると、AVGの0.31に対し、新しい評価指標群は軒並み0.6以上、RCPGにいたっては0.9近い説明力を保持していることが判明した。これはセイバーメトリシャンによる新しい評価法が極めて有効であることをはっきりと示している。さらにこれを裏付ける事実として、旧来の指標AVGと一群の新指標を組み合わせて推定を行った結果(表2-b)を見てみよう。新しい指標群の推定係数がAVGとの組み合わせにも安定しているのに対し、AVGの推定係数は大幅な下落を示している。係数の統計的有意性も、OBPとの関係でプラスである一方、RCPGとの組み合わせではマイナスで有意となった。この結果から、フィールド場で打者を評価する(少なくとも得点に対する貢献を評価する)場合、従来から使用されてきているAVGよりも、

¹⁴ 投手の回帰モデルに関しては、指名打者制度(DH制)の有無が失点に影響する可能性を考慮して、パ・リーグ球団については1、セ・リーグ球団については0の値をとるダミー変数PLDumを追加した。また各変数の後ろにある()は予想される推定係数の符号を意味している。

表 2-a 1 試合当たりチーム得点のプレー変数に関する回帰

	coef t	coef t	coef t	coef t	coef t	coef t
constant	-3.83 -2.14 **	-1.83 -3.17 **	-5.95 -4.32 **	-5.35 -7.14 **	-5.10 -6.62 **	-0.35 -1.42
AVG	30.03 4.45 **					
SLG		14.99 10.25 **				
OBP			30.99 7.33 **			
OPS				13.12 12.51 **		
GPA					40.29 11.93 **	
RCPG						1.04 17.94 **
\bar{R}^2	0.31	0.68	0.57	0.81	0.79	0.89
標本数	48	48	48	48	48	48

表 2-b 同

	coef t	coef t	coef t	coef t	coef t
constant	-2.87 -2.68 **	-7.19 -4.15 **	-4.95 -4.86 **	-4.97 -4.91 **	1.04 1.57 **
AVG	5.76 1.26	10.47 2.10 **	-3.02 -0.66	-1.03 -0.25	-6.81 -2.27 **
SLG	13.77 8.69 **				
OBP		26.25 7.12 **			
OPS			13.68 10.75 **		
GPA				40.87 10.67 **	
RCPG					1.13 15.69 **
\bar{R}^2	0.68	0.59	0.81	0.78	0.90
標本数	48	48	48	48	48

データ出典：日本野球機構公式サイト <http://www.npb.or.jp/>

注) データ：2005年～2008年シーズン、12球団のチーム別データ。推定はOLSを使用。

t値の計算に使用した標準誤差は分散共分散行列に関するWhiteの頑健推定量を使用。

**有意水準5%未満、*有意水準10%未満

SLG、OBP、OPS、GPA、RCといった新しい評価指標の方がはるかに信頼の置ける指標と言えることが分かった。

これに対し投手の場合、状況は少し複雑である。表 3-a を見ると、確かに各評価変数の推定係数が期待通りの符号で統計的にも有意である。しかし各変数の説明力(\bar{R}^2)に注目すると、打者のケースとは異なった様子が見て取れる。最も高い説明力を持つ指標は従来の投手評価指標であるERA(自由度修正済み決定係数：0.97)で、ERAに取って代わると期待されるDIPSの説明力はERAの約半分(自由度修正済み決定係数：0.54)、KPBBではおよそ三分の一という結果となった。さらにERAと新しい一群の評価指標を組み合わせて推定した場合、表 3-bに見られるように、DIPSやK/BBは推定係数の値自体も低下し、統計的な有意性を喪失してしまっている。ただ、これをもってDIPSやK/BBが投手評価に有効でない結論するのは早計であろうと考えられる。そこで、ERA-DIPSという組み合わせをModel I、ERA-LOB%のそれをModel II、ERA-K/BBのそれをModel III、そしてすべての評価指標を独立変数としたものをModel IVと見立て、Model I-Model IV、

表3-a 1試合当たりチーム失点のプレー変数に関する回帰

	coef t	coef t	coef t	coef t
constant	0.27 2.76 **	-0.24 -0.38	18.31 14.80 **	6.09 12.87 **
ERA	1.01 36.42 **			
DIPS		1.12 6.82 **		
LOBPCT			-19.21 -11.45 **	
KPBB				-0.75 -4.21 **
PLDum	0.03 1.10	0.01 0.11	-0.12 -1.79 *	-0.10 -0.85
\bar{R}^2	0.97	0.54	0.79	0.28
標本数	48	48	48	48

表3-b 同

	Model I	Model II	Model III	Model IV
	coef t	coef t	Coef T	coef t
constant	0.25 1.59	3.09 3.09 **	0.35 2.08 **	5.73 4.65 **
ERA	1.01 24.70 **	0.88 16.99 **	1.01 33.26 **	0.60 7.75 **
DIPS	0.01 0.17			0.25 4.05 **
LOBPCT		-3.14 -2.80 **		-6.64 -4.72 **
KPBB			-0.02 -0.53	0.00 0.01
PLDum	0.03 1.10	0.01 0.27	0.03 1.04	-0.02 -0.86
\bar{R}^2	0.96	0.97	0.96	0.97
F	8.87 **	4.43 **	8.78 **	
標本数	48	48	48	48

データ出典：日本野球機構公式サイト <http://www.npb.or.jp/>

注) データ：2005年～2008年シーズン、12球団のチーム別データ。推定はOLSを使用。

t値の計算に使用した標準誤差は分散共分散行列に関するWhiteの頑健推定量を使用。

表中のF値はモデルI～IIIとモデルIVの相違を検定した統計量。

**有意水準5%未満、*有意水準10%未満

Model II-Model IV、Model III-Model IVの組み合わせについてのF検定を試みてみた。表3-bの下段にそれぞれのF統計量があるが、どれも追加された指標の係数がゼロである（Model I-Model IVの場合、LOBPCTとKPBBの係数がゼロ）という帰無仮説を5%の有意水準で棄却している。したがって失点に関する投手のプレーを評価する場合、新しい評価指標はひとつのグループとして用いる必要があると言えよう。なお、指名打者制度の有無が評価変数に与える効果を取り除くために、パ・リーグ・ダミー変数(PLDum)を独立変数に挿入したが、その係数は統計的にゼロと異ならなかった。

以上より、セイバーメトリシャンによって考案された新しい選手評価指標がフィールド場で展開される選手のプレーに対し高い説明力を持つことが判明したので、今度はこれら一群の新評価指標が労働市場において的確に用いられているか、すなわち、チームフロントは選手の年俸査定にこれらの指標を十分活用しているか否かを分析してみよう。チームフロントが“限定合理性”のもとヒ

ユーリスティックに物事を処理するのではなく、あくまで利用可能な情報を効率的に利用して意思決定をしているか否かを確認するために、以下の推定モデルを採用する。

$$\ln(RSAL_i) = \beta_0 + \sum_k \beta_k X_k + \sum_l \beta_l Y_l + \sum_m \beta_m Z_m + \varepsilon_i$$

表4は推定式に現れる各変数の要約である。従属変数には各選手の年俵を消費者物価指数によって実質化し、さらに自然対数で変換したものをを用いた¹⁵。右辺の独立変数については、変数を3つのグループに分けた。第1のグループ X_k は選手のプレー・パフォーマンス変数を集めたものである。すなわち、先程の回帰分析で利用した新旧指標群がそれに該当する。具体的に、打者についてはAVG(+), SLG(+), OBP(+), OPS(+), GPA(+), RC(+), および打点(RBI)、投手についてはERA(-), DIPS(-), LOBPCT(+), KPBB(+)¹⁶が入る¹⁶。

第2のグループ、第3グループの変数群は第1グループの変数群の年俵に与える効果にバイアス¹⁷がかからないように導入されたコントロール変数群である。まず第2のグループ Y_k は選手の属性を表現した変数を組み入れたものである。外国人プレーヤーは契約その他さまざまな条件で日本野球機構のドラフトで入団した選手とは異なると考えられるので、ダミー変数(FPDum)によってその影響を取り除いた。また、年俵に大きく作用する技術は経験を積むことで大いに発達する点を考慮し、選手の年齢(AGE)を変数に加えた。また賃金プロフィールがいわゆる“逆U字型”になる可能性を鑑み(Mincer[1974])、年齢の二乗(AGESQ)も変数に付け加えた¹⁸。ポジションや利き腕等の相違が年俵に与える効果を考慮するため、キャッチャー(CDum)、内野手(IFDum)、スイッチ・ヒッター(SHDum)、左投げ(LHDum)などのダミー変数を取り入れた。また、当該選手が様々な意味で水準以上、すなわち“スター選手”であれば、プレーにかかわらず多くの観客を引きつけ、結果としてそれが高い年俵に反映される点を取り込むため、その年の獲得タイトル数(TT)とオールスター戦出

¹⁵ 選手の年俵データは『プロ野球パーフェクトデータ選手名鑑2009』[2009]から、また消費者物価指数については総務省統計局ホームページ <http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.htm> から当該データを取得した。なお実質化の基準時点は2005年とした。また2006年から2009年の間にアメリカ大リーグ(MLB)へ渡った選手については、その年俵を当該年度の対ドル・レートで円に換算した値を用いた。使用した為替レート情報は『外国為替相場過去履歴』 <http://www.yamamafield.com/> を参照した。

¹⁶ 先程の回帰分析と同様、変数名の後ろの()は理論的考察から予想される変数の推定係数の正負を示している。

¹⁷ いわゆる“omitted-variable misspecification bias”。

¹⁸ 本来経験変数としては入団後の年数、または実働年数などが最も的確な変数と考えられるが、外国人選手の中にプロ経験年数や実働年数が不明な選手が少なからず存在したため、今回は経験の代用変数として年齢を使用した。Fairの一連の論文(Fair[1994], [2007], [2007])が示しているように、年齢と能力(技術)の間には強い相関が見られるので、いわば“応急措置”として年齢変数を用いることにした。

表4 変数要約

変数グループ	変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
	打者					投手				
	LRSAL	8.246	1.117	6.171	11.25	LRSAL	8.054	1.034	6.157	11.31
1	AVG	0.245	0.063	0	0.5	ERA	4.990	5.120	0	59.4
1	SLG	0.358	0.115	0	0.667	DIPS	4.875	5.670	0.847	98.12
1	OBP	0.307	0.064	0.063	0.571	LOBPCT	0.723	0.129	0	1.364
1	OPS	0.665	0.170	-0.475	1.24	KPBB	2.498	1.584	0	16.5
1	GPA	0.972	0.230	-0.557	1.81					
1	RBI	27.54	28.77	0	147					
1	RC	31.17	31.56	0.989	141					
2	FPDum	0.079	0.270	0	1	FPDum	0.101	0.302	0	1
2	AGE	29	5	19	41	AGE	27.86	4.599	18	45
2	AGESQ	882	270	361	1681	AGESQ	797	270	324	2025
2	Cdum	0.146	0.353	0	1	LHDum	0.323	0.468	0	1
2	IFDum	0.462	0.499	0	1					
2	SHDum	0.060	0.237	0	1					
2	TT	0.174	0.558	0	5	TT	0.060	0.330	0	4
2	ASDum	0.123	0.329	0	1	ASDum	0.089	0.285	0	1
2	FADum	0.016	0.126	0	1	FADum	0.014	0.118	0	1
2	MYCDum	0.011	0.104	0	1	MYCDum	0.016	0.134	0	1
3	MAEXP	5.224	6.197	0	22	MAEXP	5.090	6.078	0	22
3	MAWPCT	0.509	0.039	0.42	0.59	MAWPCT	0.524	0.482	0.421	15.62
3	LMS	15.87	0.721	14.67	17.37	LMS	15.88	0.880	0	17.37
3	Dom06	0.245	0.430	0	1	Dum06	0.247	0.431	0	1
3	Dom07	0.255	0.436	0	1	Dum07	0.256	0.437	0	1
3	Dom08	0.264	0.441	0	1	Dum08	0.257	0.437	0	1
3	PLDum	0.524	0.500	0	1	PLDum	0.483	0.554	0	1

データ出典：LRSAL,FPDum,AGE,Cdum,IFDum,SHDum,LHDumの各変数については『プロ野球パーフェクトデータ選手名鑑2009』から、AVG,SLG,OBP,OPS,GPA,RBI,RC,TT,AS,MAEXP,MAWPCTについては日本野球機構公式公式サイト <http://www.npb.or.jp/>および『2009年日本プロ野球記録年鑑ベースボール・レコードブック』より取得。FADum,MYCDumについては『こちらプロ野球人事部』<http://home.a07.itscom.net/kazoo/pro/pro.htm>より取得。LMSは総務省統計局ホームページ<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.htm>より取得。

場ダミー(ASDum)も付け加えた¹⁹。最後に、FA宣言選手、および複数年契約選手の存在を考慮するため、それぞれダミー変数FADum、MYCDumを取り入れた。FA宣言によって他球団とも交渉が可能となれば、公開オークションの形を通じて年俵が大きく跳ね上がることが予想される。また複数年契約選手の場合、年ごとのプレー成績が年俵に敏感に反映しないため、第1グループのプレー変数が年俵に与える効果を過小推定してしまう可能性をもたらすと考えられるためである²⁰。

¹⁹ 獲得タイトルとしては、MVP、新人王、ベストナイン、ゴールデングラブ賞、首位打者、最多本塁打、最多打点、最多盗塁、最多勝利、最優秀防御率、最多セーブ、最多HP、沢村賞を採用した。

²⁰ FAおよび複数年契約選手に関する情報は『こちらプロ野球人事部』<http://home.a07.itscom.net/kazoo/pro/pro.htm>を利用した。

第3グループ Z_k の変数は選手を取り巻く環境を取り扱ったものである。心理学においてかつて提唱された“ピグマリオン効果”なども指摘するように、選手は経験豊富で能力の高い監督との出会いによってその能力を極限まで発揮できる可能性がある。したがってこのような良いめぐり合わせは選手のプレーを質・量とも高め、結果として彼らの年俵を向上させることにつながると予想される(Kahn. [1993]、Dawson, Dobson and Gerrard. [2000]、Dobson and Goddard [2001])。この点を考慮して、所属チーム監督の監督経験年数(MAEXP)と当該監督の生涯勝率(MAWPCT)を変数として採用した²¹。また選手を取り巻く環境として重要な項目に、所属チームのフランチャイズ都市の経済規模が考えられる。IIでも触れたように、フランチャイズ都市の経済規模が大きいチームと小さいチームでは観客動員その他の収入に格差が生ずるため、仮に同じプレーや成績であったとしても、大きな経済規模を本拠地とするチームでプレーしたほうがより高い年俵を獲得できる可能性が出てくる。この影響を取り除くため、フランチャイズ人口規模を自然対数で変換した変数(LMS)を導入した²²。さらに上記変数群では捉えきれない各年の違いを取り除くため、2005年を“0”と基準化した年度ダミー(Dum06, Dum07, Dum08)を変数に組み入れた。最後にセ・パ両リーグの間に存在する様々な差異の影響を取り除くため、パリーグに所属する選手を“1”とするパ・リーグ・ダミー変数(PLDum)を取り入れた。

推定式における添え字の*i*は選手を、 β_0 と ε_i はそれぞれ定数項と誤差項を表している。

推定に使用したデータの期間は2005年～2009年とした²³。通常、年俵は前シーズンのプレー成績をもとに決定されると考えられるため、推定式左辺のLRSALは右辺の独立変数よりも1期後の値を用いた。したがってデータ期間は、左辺の従属変数については2006年～2009年、右辺の独立変数については2005年～2008年となる。取得データのうち欠損値等の理由によってプレー評価指数を計算できない選手を推定からはずした結果、打者については標本数=924、投手については988の標本数となった。

²¹ 着任1年目の監督の勝率は0となってしまうが、ここでは2リーグ制以降の着任1年目監督の勝率の平均値を“ルーキー監督”の生涯勝率として用いた。

²² 本拠地を置く地域で各球団の商圈がどの程度の広さを有するののかについては全く情報がないため、本論文ではとりあえず各球団が本拠地を置く都道府県を各球団の商圈と想定した。ただし、巨人、阪神、中日の商圈は県域を越える可能性があることを考慮し、巨人については東京、神奈川、埼玉、千葉、阪神については大坂、兵庫、京都、奈良、中日については愛知、岐阜、三重の人口を合算したものをそれぞれのフランチャイズ人口規模とした。都道府県人口データについては『総務省統計局ホームページ』<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.htm>より取得した。

²³ これは主なデータ取得源である『プロ野球パーフェクトデータ選手名鑑2009』[2009]および『日本野球機構公式ホームページ』のデータが2005年以降となっていることによる。

推定手法は年度ダミー変数を伴った最小二乗法(OLS)を用いた。また係数の推定誤差(SE)を正確に推定するために、係数の分散共分散行列については White[1980]の頑健推定量を利用することとした。

IV. 推定結果

表5から表8に打者および投手に関する推定結果を掲載した。以下では推定値の解釈を容易にするため、係数の直接の推定値ではなく“標準化係数(s-coef)”によって議論を進める。ここで標準化係数とは、各独立変数の単位変化が従属変数の LRSAL の原形である実質年俸(SAL)に何%の変化をもたらすのかを表現したものである。これは独立変数のあるものは小数点以下の数字、あるものは実数で表現されているので、各々の測定単位に合わせた標準化の作業が必要となるための措置である。AVG、SLG、OBP、OPS、GPA、LOBPCT、MAWPCTなどの小数表記の変数については、それぞれ1割(0.1)の変化に対する実質年俸のパーセント変化を求めた。RBI、RC、ERA、DIPS、KPB、AGE、AGESQ、MAEXPなどの変数についてはそれぞれ1点ないし1年の変化が実質年俸のパーセント変化に与える効果を計算した。ダミー変数についてはそれが1の場合と0の場合の違いが与える効果を標準化変数とした²⁴。LMSについては、従属変数LRSALと同じく自然対数に変換されているので、推定係数は弾力性を表すことになる。したがって特に変形を施すことなく弾力値を標準化係数としてそのまま掲載した。

表5と表6は打者に関する推定結果である。最も簡単なベンチマーク・モデル(単独のプレー評価指標+年度ダミー)から始めて徐々に変数を追加し、最終的な形(新旧のプレー評価指数+選手属性変数+環境変数+年度ダミー変数)へとモデルを複雑化させた。変数群の追加が選手の年俸に影響するか否かをF検定で確かめたところ、各表の下段のF値が示すように、(新旧のプレー評価指数+年度ダミー)→(新旧のプレー評価指数+選手属性変数+年度ダミー)→(新旧のプレー評価指数+選手属性変数+環境変数+年度ダミー変数)のいずれにおいても、新しく追加された変数群の係数がゼロであるとする帰無仮説を有意水準5%未満で棄却した。この結果は選手の年俸がフィールド場でのパフォーマンスのみならず、選手自身の属性(第2グループ変数群)や彼らの置かれた環境(第3グループ変数群)から大いに影響を受けることを示している。また、これらの変数群の追加によってプレー評価指数の係数の大きさはいくつかの推定モデルを除き軒並み低下していることから、プレー評価指数のみでの年俸推定はバイアスを生む危険があることも示唆している。

このような傾向は表7と表8に掲載した投手に関する推定結果においても成立している。したがって、以下では打者、投手ともに最も複雑なモデル(新旧のプレー評価指数+選手属性変数+環境

²⁴ ERA および DIPS についてはそれぞれの指数の減少が年俸に与える効果を計算。

表5-a 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、標本数 n=924

	Model I			Model II			Model III			Model IV			Model V		s-coef
	coef	t		coef	t		coef	t		coef	t		coef	T	
constant	6.35	42.40	**	6.48	56.14	**	6.32	43.81	**	1.78	2.24	**	-1.60	-1.65	*
AVG	8.27	14.31	**				1.92	1.79	*	1.56	2.23	**	1.98	2.85	**
SLG				5.18	18.26	**	4.33	7.54	**	1.96	4.74	**	1.79	4.39	**
FPDum										0.57	5.27	**	0.57	5.53	**
AGE										0.25	4.55	**	0.25	4.63	**
AGESQ										0.00	-2.56	**	0.00	-2.65	**
Cdum										0.01	0.14		0.02	0.33	
IFDum										0.00	0.00		0.01	0.30	
SHDum										-0.04	-0.38		-0.07	-0.68	
TT										0.38	7.13	**	0.37	7.59	**
ASDum										0.78	11.80	**	0.77	12.00	**
FADum										0.04	0.20		0.06	0.25	
MYCDum										0.74	2.36	**	0.70	2.22	**
MAEXP													0.00	-0.01	
MAWPCT													1.51	2.29	**
LMS													0.17	3.79	**
Dom06	-0.14	-1.54		-0.09	-1.04		-0.10	-1.10		-0.06	-0.99		-0.06	-0.93	
Dom07	-0.12	-1.27		-0.05	-0.61		-0.06	-0.68		-0.07	-1.18		-0.07	-1.14	
Dom08	-0.24	-2.59	**	-0.19	-2.14	**	-0.20	-2.23	**	-0.08	-1.18		-0.07	-1.08	
PLDum													0.01	0.13	
\bar{R}^2	0.22			0.29			0.29			0.65			0.66		
F										92.44			**		

データ出典：表4に同じ。

注) データ：年俸(2006年～2009年)、その他(2005年～2008年)、選手データ。推定はOLSを使用。

t値の計算に使用した標準誤差は分散共分散行列に関するWhiteの頑健推定量を使用。Model Vのs-coefのみ表記。

表中のF値はModel IIIとModel IVおよびModel IVとModel Vの相違を検定した統計量。

**有意水準5%未満、*有意水準10%未満

変数+年度ダミー変数、表8のModel IからModel IIIを除き、各表ではModel Vと命名した)にのみ焦点を絞って考察していくことにする。

まず本論文の主要関心事である選手年俸に与える新旧プレー評価指数の効果(フィールド場でのプレー評価以外の要因を分離したもとの)を見てみよう。表5-aから表5-eにある打者に関する旧評価指数(AVG、RBI)と新評価指数(SLG、OBP、OPS、GPA、RC)の標準化係数によると、AVG-OPS、RBI-RC以外の組み合わせでは旧評価指数が新評価指数を上回る結果となった。特にAVGとOBPの組み合わせの場合、後者の標準化係数が5%であるのに対し前者のそれが50%(1割の打率の上昇によって年俸が50%上昇)と大きな差が存在している。しかし標本として利用したデータには極端に打数の少ない選手も含まれているので、これらの影響を排除するため、シーズン200打席以上の選手(レギュラー打者に相当)と50打席から199打席以下の選手に分離した回帰分析を行った。表6-aと表6-bがその結果である。表6-aから、標準化係数に関し、AVGとSLG以外のすべての組み合わせで新評価指数が旧評価指数を上回っている様子が分かる。特にAVG-OBPの組み合わせで

表5-b 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、標本数 n=924

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	
constant	6.35	42.40 **	5.80	28.76 **	5.89	28.32 **	2.01	2.45 **	-1.54	-1.52	
AVG	8.27	14.31 **			3.45	2.87 **	3.57	4.69 **	4.04	5.44 **	49.7
OBP			8.36	13.09 **	5.32	4.02 **	0.75	0.87	0.44	0.52	4.45
FPDum							0.72	6.86 **	0.71	7.12 **	102.6
AGE							0.23	4.11 **	0.23	4.19 **	10.62
AGESQ							0.00	-2.19 **	0.00	-2.28 **	
Cdum							0.00	0.01	0.01	0.17	1.05
IFDum							-0.01	-0.28	0.00	0.05	0.22
SHDum							-0.06	-0.59	-0.09	-0.89	-8.61
TT							0.41	7.78 **	0.40	8.18 **	49.7
ASDum							0.79	11.33 **	0.78	11.60 **	117.9
FADum							0.06	0.26	0.07	0.29	7.06
MYCDum							0.80	2.48 **	0.76	2.32 **	113
MAEXP									0.00	-0.26	-0.11
MAWPCT									1.54	2.34 **	16.6
LMS									0.18	3.94 **	0.18
Dom06	-0.14	-1.54	-0.11	-1.21	-0.12	-1.31	-0.08	-1.26	-0.07	-1.18	-6.94
Dom07	-0.12	-1.27	-0.13	-1.44	-0.12	-1.35	-0.10	-1.62	-0.09	-1.52	-8.76
Dom08	-0.24	-2.59 **	-0.22	-2.47 **	-0.23	-2.53 **	-0.09	-1.44	-0.08	-1.29	-7.92
PLDum									0.02	0.42	2.13
\bar{R}^2	0.22		0.23		0.24		0.63		0.65		
F							99.03 **		13.57 **		

データ出典、注)は表5-a に同じ。

表5-c 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、標本数 n=924

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	
constant	6.35	42.40 **	5.96	40.58 **	5.98	40.26 **	1.66	2.07 **	-1.70	-1.73 **	
AVG	8.27	14.31 **			-0.94	-0.70	0.71	0.81	1.29	1.50	13.7
OPS			3.57	17.31 **	3.88	7.78 **	1.58	4.34 **	1.40	3.96 **	15.1
FPDum							0.58	5.31 **	0.58	5.59 **	79.1
AGE							0.25	4.49 **	0.24	4.57 **	10.6
AGESQ							0.00	-2.54 **	0.00	-2.62 **	
Cdum							0.02	0.29	0.03	0.45	2.69
IFDum							0.00	0.01	0.01	0.30	1.42
SHDum							-0.04	-0.43	-0.07	-0.72	-7.06
TT							0.38	7.15 **	0.37	7.59 **	45.0
ASDum							0.78	11.71 **	0.76	11.87 **	114.8
FADum							0.03	0.14	0.04	0.19	4.26
MYCDum							0.74	2.41 **	0.70	2.26 **	101
MAEXP									0.00	-0.05	-0.02
MAWPCT									1.47	2.22 **	15.8
LMS									0.17	3.80 **	0.17
Dom06	-0.14	-1.54	-0.09	-1.00	-0.08	-0.97	-0.06	-0.94	-0.05	-0.90	-5.29
Dom07	-0.12	-1.27	-0.07	-0.82	-0.07	-0.80	-0.08	-1.28	-0.08	-1.27	-7.37
Dom08	-0.24	-2.59 **	-0.20	-2.26 **	-0.19	-2.22 **	-0.08	-1.21	-0.07	-1.14	-6.95
PLDum									0.01	0.24	1.22
\bar{R}^2	0.22		0.30		0.30		0.64		0.66		
F							89.85 **		12.47 **		

データ出典、注)は表5-a に同じ。

革新は太平洋を越えたか？

表5-d 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、標本数 n=924

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	Coef	t	
constant	6.35	42.40 **	5.81	35.33 **	5.81	35.61 **	1.67	2.06 **	-1.72	-1.73 *	
AVG	8.27	14.31 **			-1.56	-1.08	0.86	0.93	1.48	1.67 *	16.0
GPA			2.61	16.24 **	3.00	7.50 **	1.09	3.81 **	0.95	3.40 **	9.93
FPDum							0.61	5.62 **	0.61	5.91 **	84.7
AGE							0.24	4.39 **	0.24	4.46 **	10.6
AGESQ							0.00	-2.46 **	0.00	-2.53 **	
Cdum							0.02	0.30	0.03	0.46	2.74
IFDum							0.00	-0.04	0.01	0.25	1.186
SHDum							-0.05	-0.48	-0.08	-0.77	-7.59
TT							0.38	7.29 **	0.38	7.71 **	46.0
ASDum							0.78	11.60 **	0.77	11.76 **	115
FADum							0.03	0.13	0.04	0.18	4.11
MYCDum							0.75	2.45 **	0.71	2.29 **	103.5
MAEXP									0.00	-0.11	-0.04
MAWPCT									1.47	2.22 **	15.8
LMS									0.17	3.84 **	0.17
Dom06	-0.14	-1.54	-0.09	-1.03	-0.08	-0.96	-0.06	-0.98	-0.06	-0.94	-5.52
Dom07	-0.12	-1.27	-0.09	-0.97	-0.08	-0.95	-0.09	-1.39	-0.08	-1.37	-7.98
Dom08	-0.24	-2.59 **	-0.20	-2.32 **	-0.20	-2.27 **	-0.08	-1.27	-0.08	-1.19	-7.26
PLDum									0.02	0.33	1.67
\bar{R}^2	0.22		0.29		0.29		0.64		0.66		
F							90.15 **		12.58 **		

データ出典、注)は表5-a に同じ。

表5-e 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、標本数 n=924

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	Coef	t	
constant	7.49	140.1 **	7.45	142.9 **	7.44	143.7 **	3.26	5.39 **	-0.55	-0.74	
RBI	0.03	35.59 **			0.01	4.25 **	0.00	0.73	0.00	0.82	1.38
RC			0.03	40.91 **	0.02	9.59 **	0.02	12.25 **	0.02	13.10 **	23.9
FPDum							0.22	2.17 **	0.20	2.09 **	21.7
AGE							0.19	4.65 **	0.19	4.77 **	9.60
AGESQ							0.00	-2.29 **	0.00	-2.41 **	
Cdum							0.09	2.14 **	0.10	2.39 **	10.8
IFDum							-0.03	-0.93	-0.02	-0.55	-1.92
SHDum							-0.08	-1.06	-0.12	-1.50	-10.9
TT							0.02	0.52	0.01	0.24	0.87
ASDum							0.26	4.09 **	0.24	3.88 **	27.2
FADum							0.15	0.70	0.15	0.65	15.9
MYCDum							0.42	1.43	0.39	1.35	47.6
MAEXP									0.00	0.34	0.10
MAWPCT									1.30	2.46 **	13.9
LMS									0.20	5.89 **	0.20
Dom06	-0.07	-1.05	-0.08	-1.23	-0.07	-1.15	-0.03	-0.60	-0.02	-0.54	-2.46
Dom07	-0.07	-1.00	-0.08	-1.28	-0.07	-1.17	-0.06	-1.24	-0.06	-1.20	-5.47
Dom08	-0.11	-1.68 *	-0.11	-1.72 *	-0.11	-1.68 *	-0.05	-1.13	-0.05	-1.07	-4.93
PLDum									0.08	2.15 **	8.53
\bar{R}^2	0.59		0.62		0.63		0.79		0.81		
F							71.65 **		23.36 **		

データ出典、注)は表5-a に同じ。

表6-a 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、シーズン200打席以上打者 標本数 n=458

	Model I			Model II			Model III			Model IV			Model V		
	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef
constant	-4.17	-3.34	**	-4.02	-3.16	**	-4.28	-3.43	**	-4.30	-3.45	**	-2.47	-2.21	**
AVG	2.96	2.50	**	2.12	1.40	23.7	1.23	0.92	13.1	0.43	0.30	4.4			3.0
SLG	2.38	5.41	**												2.4
OBP				4.56	3.40	**	57.8								4.7
OPS							2.19	5.75	**	24.5					2.2
GPA										1.82	5.65	**	20.0		1.8
RBI													0.00	1.30	0.2
RC													0.02	7.94	**
FPDum	0.22	2.14	**	0.35	3.57	**	42.5	0.21	2.10	**	23.5	0.23	2.25	**	25.3
AGE	0.31	4.55	**	0.27	4.01	**	8.6	0.31	4.57	**	8.8	0.30	4.51	**	8.6
AGESQ	0.00	-3.23	**	0.00	-2.74	**		0.00	-3.27	**		0.00	-3.23	**	
Cdum	0.06	0.74	5.7	0.05	0.64	5.0	0.06	0.78	6.0	0.06	0.78	6.0	0.12	1.99	**
IFDum	0.02	0.43	2.5	0.02	0.32	1.9	0.03	0.50	3.0	0.03	0.52	3.1	0.00	0.01	0.0
SHDum	-0.07	-0.48	-6.7	-0.12	-0.82	-11.4	-0.07	-0.50	-6.9	-0.08	-0.55	-7.6	-0.12	-0.98	-11.7
TT	0.22	5.78	**	0.24	6.41	**	27.2	0.21	5.64	**	23.9	0.21	5.66	**	23.9
ASDum	0.45	7.54	**	0.43	6.93	**	54.4	0.44	7.43	**	55.6	0.44	7.31	**	54.8
FADum	0.06	0.26	6.1	0.04	0.17	4.3	0.05	0.22	4.9	0.04	0.19	4.2	0.11	0.45	11.8
MYCDum	0.52	1.74	*	0.58	1.97	**	78.2	0.50	1.77	*	65.5	0.51	1.80	*	65.7
MAEXP	0.00	0.92	0.5	0.00	0.44	0.2	0.00	0.93	0.5	0.00	0.88	0.4	0.00	0.72	0.3
MAWPCT	2.22	2.44	**	1.91	2.15	**	21.0	2.07	2.29	**	22.9	1.97	2.19	**	21.7
LMS	0.25	4.51	**	0.25	4.74	**	0.27	0.25	4.59	**	0.25	0.26	4.65	**	0.26
Dom06	0.06	0.80	5.9	0.03	0.41	3.1	0.06	0.83	6.2	0.06	0.80	5.9	0.05	0.89	5.6
Dom07	0.01	0.10	0.7	-0.02	-0.33	-2.5	0.01	0.08	0.6	0.00	0.01	0.1	-0.03	-0.48	-3.0
Dom08	0.05	0.63	4.8	0.02	0.20	1.5	0.04	0.56	4.3	0.04	0.48	3.7	0.00	0.05	0.3
PLDum	0.00	-0.02	-0.1	0.01	0.11	0.7	0.00	-0.05	-0.3	0.00	-0.04	-0.3	0.08	1.38	8.3
\bar{R}^2	0.63			0.62			0.64			0.64			0.72		

データ出典:表4に同じ。

注) データ: 年俸(2006年~2009年), その他(2005年~2008年), 選手データ. 推定はOLSを使用.

t値の計算に使用した標準誤差は分散共分散行列に関する White の頑健推定量を使用.

**有意水準5%未満, *有意水準10%未満

革新は太平洋を越えたか？

表 6 - b 年俸回帰 従属変数(LRSAL)、シーズン50打席以上199打席以下打者 標本数 n=288

	Model I			Model II			Model III			Model IV			Model V		
	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef
constant	0.21	0.20		0.15	0.14		0.24	0.22		0.23	0.22		0.38	0.38	
AVG	1.17	1.32	12.4	-0.62	-0.50	-6.0	0.53	0.43	5.4	-0.09	-0.06	-0.9			1.2
SLG	-0.08	-0.17	-0.8												-0.1
OBP				1.77	1.55	19.3									1.8
OPS							0.23	0.49	2.3						0.2
GPA										0.35	0.91	3.6			0.4
RBI													0.01	0.95	0.8
RC													0.01	1.93 *	1.5
FPDum	0.84	3.45 **	131.5	0.79	3.38 **	121.4	0.81	3.30 **	124.5	0.79	3.23 **	120.1	0.70	3.11 **	102.2
AGE	0.14	2.19 **	9.7	0.13	2.17 **	9.4	0.14	2.20 **	9.6	0.14	2.19 **	9.6	0.13	2.10 **	9.5
AGESQ	0.00	-0.61		0.00	-0.62		0.00	-0.62		0.00	-0.62		0.00	-0.52	
Cdum	-0.06	-0.78	-5.4	-0.04	-0.60	-4.2	-0.06	-0.79	-5.4	-0.05	-0.75	-5.1	-0.02	-0.32	-2.2
IFDum	-0.12	-2.00	-11.1	-0.11	-1.88 *	-10.5	-0.11	-1.86 *	-10.5	-0.11	-1.79 *	-10.2	-0.08	-1.35	-7.7
SHDum	0.02	0.21	2.1	0.03	0.31	3.2	0.02	0.21	2.1	0.02	0.23	2.4	-0.03	-0.29	-3.0
TT			0.0			0.0			0.0			0.0			
ASDum	0.45	0.96	57.4	0.49	1.03	63.8	0.47	1.00	59.6	0.48	1.03	61.7	0.39	1.03	47.6
FADum	-0.02	-0.18	-2.4	-0.05	-0.39	-5.3	-0.03	-0.25	-3.4	-0.04	-0.32	-4.4	-0.01	-0.09	-1.3
MYCDum	0.33	2.39 **	38.6	0.30	2.19 **	35.6	0.34	2.49 **	40.4	0.34	2.48 **	40.3	0.28	2.09 **	33.0
MaY	0.00	0.01	0.0	0.00	-0.01	0.0	0.00	0.02	0.0	0.00	0.02	0.0	0.00	0.23	0.1
MaWPct	-0.21	-0.23	-2.0	-0.12	-0.14	-1.2	-0.20	-0.22	-2.0	-0.18	-0.20	-1.7	-0.17	-0.18	-1.6
LMS	0.26	4.36 **	0.26	0.26	4.40 **	0.26	0.26	4.32 **	0.26	0.25	4.31 **	0.25	0.26	4.56 **	0.26
Dom06	-0.16	-1.92 *	-14.7	-0.16	-1.98	-15.0	-0.16	-1.98	-15.2	-0.17	-2.02	-15.4	-0.18	-2.26 **	-16.6
Dom07	-0.06	-0.72	-5.7	-0.06	-0.73	-5.7	-0.06	-0.76	-6.0	-0.06	-0.77	-6.1	-0.08	-1.00	-7.7
Dom08	-0.12	-1.47	-11.4	-0.12	-1.45	-11.1	-0.12	-1.48	-11.5	-0.12	-1.48	-11.5	-0.14	-1.79 *	-13.4
PLDum	0.06	0.96	6.2	0.06	0.94	5.9	0.06	0.89	5.7	0.05	0.85	5.4	0.05	0.78	4.7
\bar{R}^2	0.59			0.60			0.60			0.60			0.65		

データ出典、注) シーズン獲得タイトル数(TT)に関しては該当者がいなかったので独立変数から除いて推定、それ以外は表 6 - a に同じ。

表7-a 年俸回帰(投手) 従属変数(LRSAL)、標本数 n=988

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	coef	T	
constant	8.38	112.1 **	8.27	96.51 **	8.39	111.7 **	2.84	4.61 **	-1.51	-1.68 *	
ERA	-0.06	-6.89 **			-0.05	-5.23 **	-0.04	-5.22 **	-0.03	-5.36 **	3.5
DIPS			-0.04	-3.38 **	-0.01	-1.17	0.00	-0.17	0.00	0.01	0.0
FPDum							0.42	5.11 **	0.40	4.95 **	49.3
AGE							0.28	6.50 **	0.29	6.67 **	10.2
AGESQ							0.00	-4.31 **	0.00	-4.51 **	
LHDum							-0.04	-0.78	-0.05	-1.03	-4.8
TT							0.37	5.57 **	0.37	5.80 **	45.4
ASDum							1.20	15.05 **	1.18	14.76 **	225.9
FADum							0.74	2.11 **	0.32	1.36	38.4
MYCDum							0.47	1.62	0.95	4.02 **	157.4
MAEXP									0.00	0.75	0.3
MAWPCT									0.09	1.66 *	0.9
LMS									0.26	6.97 **	0.26
Dum06	-0.05	-0.55	-0.04	-0.47	-0.05	-0.56	-0.03	-0.44	-0.03	-0.42	-2.6
Dum07	-0.03	-0.37	-0.01	-0.09	-0.03	-0.34	-0.07	-1.07	-0.07	-1.13	-6.8
Dum08	-0.08	-0.93	-0.06	-0.61	-0.08	-0.91	-0.08	-1.17	-0.07	-1.11	-6.8
PLDum									0.15	2.77 **	16.2
\bar{R}^2	0.08		0.04		0.08		0.49		0.51		
F							100.6 **		11.71 **		

データ出典、注) は表5-aに同じ。

表7-b 年俸回帰(投手) 従属変数(LRSAL)、標本数 n=988

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	coef	T	
constant	8.38	112.1 **	6.96	36.05 **	8.32	26.63 **	2.85	4.34 **	-1.43	-1.54	
ERA	-0.06	-6.89 **			-0.06	-4.92 **	-0.04	-4.39 **	-0.04	-4.63 **	3.7
LOBPCT			1.54	5.86 **	0.08	0.22	-0.01	-0.05	-0.11	-0.41	-1.1
FPDum							0.42	5.11 **	0.40	4.93 **	49.1
AGE							0.28	6.50 **	0.29	6.68 **	10.2
AGESQ							0.00	-4.31 **	0.00	-4.51 **	
LHDum							-0.04	-0.79	-0.05	-1.06	-5.0
TT							0.37	5.56 **	0.38	5.81 **	45.6
ASDum							1.20	15.04 **	1.18	14.74 **	226.5
FADum							0.74	2.11 **	0.32	1.37	38.4
MYCDum							0.47	1.62	0.95	4.04 **	157.5
MAEXP									0.00	0.73	0.3
MAWPCT									0.09	1.68 *	0.9
LMS									0.26	7.03 **	0.26
Dum06	-0.05	-0.55	-0.02	-0.23	-0.05	-0.54	-0.03	-0.44	-0.03	-0.43	-2.7
Dum07	-0.03	-0.37	-0.02	-0.26	-0.03	-0.37	-0.07	-1.07	-0.07	-1.13	-6.8
Dum08	-0.08	-0.93	-0.05	-0.57	-0.08	-0.93	-0.08	-1.17	-0.07	-1.12	-6.9
PLDum									0.15	2.76 **	16.2
\bar{R}^2	0.08		0.03		0.07		0.49		0.51		
F							100.8 **		11.81 **		

データ出典、注) は表5-aに同じ。

表7-c 年俸回帰(投手) 従属変数(LRSAL)、標本数 n=988

	Model I		Model II		Model III		Model IV		Model V		s-coef
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	coef	T	
constant	8.38	112.1 **	7.37	94.34 **	7.63	83.12 **	2.80	4.70 **	-0.59	-0.69	
ERA	-0.06	-6.89 **			-0.03	-5.16 **	-0.02	-4.66 **	-0.02	-4.86 **	2.4
KPBB			0.29	11.66 **	0.25	10.28 **	0.15	8.47 **	0.14	7.72 **	14.6
FPDum							0.41	5.10 **	0.40	5.08 **	49.6
AGE							0.26	6.27 **	0.27	6.38 **	9.7
AGESQ							0.00	-4.12 **	0.00	-4.25 **	
LHDum							-0.01	-0.22	-0.02	-0.42	-1.9
TT							0.31	5.32 **	0.32	5.43 **	37.6
ASDum							1.01	13.47 **	1.02	13.15 **	176.3
FADum							0.79	2.79 **	0.40	2.70 **	49.7
MYCDum							0.39	1.66 *	0.84	5.54 **	130.5
MAEXP									0.00	0.49	0.2
MAWPCT									0.04	0.86	0.4
LMS									0.20	5.73 **	0.20
Dum06	-0.05	-0.55	-0.04	-0.47	-0.05	-0.61	-0.03	-0.52	-0.03	-0.49	-3.0
Dum07	-0.03	-0.37	0.01	0.10	-0.01	-0.08	-0.05	-0.86	-0.05	-0.90	-5.3
Dum08	-0.08	-0.93	-0.07	-0.83	-0.09	-1.07	-0.08	-1.33	-0.08	-1.23	-7.3
PLDum									0.15	2.95 **	16.6
\bar{R}^2	0.08		0.19		0.21		0.54		0.70		
F							88.65 **		126.7 **		

データ出典、注) は表5-aに同じ。

表8 年俸回帰(投手) 従属変数(LRSAL)

	Model I			Model II			Model III			
	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	coef	t	s-coef	
constant	-0.55	-0.62		1.72	0.82		0.03	0.03		
ERA	-0.03	-3.27 **	3.10	0.11	0.81		-10.07	0.01	0.40	-1.3
DIPS	0.01	1.66 *	-0.62	-0.48	-3.43 **	62.04	-0.13	-3.72 **		14.4
LOBPCT	-0.12	-0.39	-1.17	1.65	0.94	17.93	0.74	1.45		7.7
KPBB	0.14	7.75 **	14.80	0.08	1.98 **	8.75	0.05	2.66 **		5.1
FPDum	0.40	5.08 **	49.44	-0.11	-1.05	-10.15	0.44	4.67 **		54.6
AGE	0.27	6.40 **	9.70	0.27	3.60 **	9.14	0.22	5.20 **		8.3
AGESQ	0.00	-4.27 **		0.00	-2.51 **		0.00	-3.42 **		
LHDum	-0.02	-0.44	-2.01	-0.09	-0.91	-8.99	-0.01	-0.20		-1.0
TT	0.32	5.41 **	37.54	0.14	2.43 **	15.54	0.30	2.24 **		35.3
ASDum	1.02	13.11 **	176.8	0.19	1.63	20.50	0.93	8.51 **		154.6
FADum	0.41	2.74 **	50.04	0.15	0.67	16.13	0.43	1.83 *		53.6
MYCDum	0.83	5.57 **	129.8	0.72	2.00 **	104.6	0.82	8.68 **		126.1
MAEXP	0.00	0.51	0.22	0.00	0.09	0.07	0.00	0.07		0.0
MAWPCT	0.04	0.88	0.04	-0.10	-0.95	-1.01	0.28	0.37		2.9
LMS	0.20	5.79 **	0.20	0.14	1.70 *	0.14	0.21	4.43 **		0.21
Dum06	-0.03	-0.51	-3.12	-0.11	-0.84	-10.14	-0.06	-0.87		-5.4
Dum07	-0.06	-0.94	-5.53	-0.15	-1.19	-13.63	-0.06	-1.03		-6.3
Dum08	-0.08	-1.27	-7.58	-0.10	-0.89	-9.42	-0.08	-1.29		-7.9
PLDum	0.16	2.98 **	16.81	0.23	2.29 **	25.87	0.14	2.35 **		14.7
\bar{R}^2	0.55			0.49			0.55			
標本数	988			192			644			

データ出典は表7-aに同じ。

注) Model I は全標本、Model II はシーズン登板回数100以上、Model III はシーズン登板回数が10回以上99回以下の投手を対象にした。それ以外については表7-aに同じ。

は先程と異なり、OBP の標準化係数が58%と AVG の2倍以上の値を示している。これに対し、シーズン打席50~199以下の選手の場合、プレー評価指数の係数は新旧とも有意でなかった。唯一の例外は RBI と RC の組み合わせで、新評価指数である RC が RBI に優る結果となった²⁵。これは選手のフィールド場での真の能力が労働市場において過小評価されているという“マネー・ボール仮説” (Hakes and Sauer [2006]、Lewis [2003])を否定することを意味している。それはまた同時に、NPB の関係者（特にチームフロント）が選手評価（年俸査定）の際に利用可能な情報を効率的に用いて意思決定を実行していること、言い換えるとチームフロントは“実質合理性”のもとで行動していることを示唆している。

この傾向は投手の場合でも成立している。なるほど、全標本(988)を用いた表7-a から表7-c の分析では、旧評価指数 ERA が新評価指数 DIPS、LOBPCT を標準化係数の大きさに上回るが、もう1つの指数 KPBB の場合、一転して ERA よりもさらに大きな標準化係数となるなど、多少はつきりしない様子が見てとれる。しかしここでも標本を登板回数100イニング以上（先発）と10~99イニング（セットアッパー、リリーパー、敗戦処理）に分けて分析をしたところ、表8の Model II、Model IIIが示すように、旧評価指数 ERA はその大きさに新評価指数を下回り、統計的にも有意でない（符合も本来期待される方向とは逆となっている）。具体的に見ると、登板回数100イニング以上の回帰（Model II）では DIPS の1点の低下によって62%、KPBB の1つの上昇によって8.8%の年俸上昇を期待できることが分かった。登板回数10~99イニングの回帰（Model III）においても、DIPS が14.4%、KPBB が5.1%の年俸上昇効果をもたらすことが判明した²⁶。

次にプレー評価指数以外のコントロール変数群の効果を打者、投手あわせて検討してみよう。年俸に与える効果が大きい変数として、外国人選手ダミー (FPDum)、オールスター・ダミー (ASDum)、複数年契約ダミー (MYCDum)を確認できる。これらの変数の標準化係数は70%~200%と極めて高い年俸効果を有していることが分かった。ただし打者の場合200打席以上、投手の場合登板回数100イニング以上の選手に限定すれば、これらの効果は大幅に低下する（10%~50%）。この傾向は当該年度の総獲得タイトル数 (TT) についても成立し、全標本の場合の標準化係数（35%~50%）に対し、レギュラー打者および先発投手の標準化係数は16%~28%と大きく低下する。年齢効果 (AGE、AGESQ) とフランチャイズ市場規模 (LMS) の標準化係数および弾力性はすべての推定モデルを通じて極めて安定した値を示している。1歳の年齢上昇によって8%~11%、1%のフランチャイズ人口規模の上昇によって0.17%~0.27%の年俸上昇を確認できた。興味深い結果は監督能力変数

²⁵ ただし RBI の推定係数自身は有意でない。

²⁶ LOBPCT についてはプラスの年俸効果を期待できるが、表8にあるように推定係数値は統計的に有意ではなかった。

(MAEXP、MAWPCT)である。監督経験年数(MAEXP)で計った監督能力変数は統計的に有意でなかったが、生涯勝率(MAWPCT)で計った監督の能力が高まる場合、1割の勝率アップによって打者の年俵は14%~17%、200打席以上の選手に関しては21%~28%の上昇が確認できた。これに対し投手の場合、同様の変化に対して年俵は0.1%~0.9%と極めて小さい上昇しか期待できず、登板回数100イニング以上の投手に限定すると年俵は逆に1%低下する(ただし推定値は有意でない)。監督との相性が打者と投手と大きく異なることがこの結果の原因とすれば、大変面白い事実である。しかし、今回推定に用いたデータ期間では、投手出身の監督が少なく、これが打者と投手の間で明らかになった相違の一因であるかもしれない²⁷。リーグ間の観測不能な差異を表現したパ・リーグ・ダミー変数(PLDum)の結果も打者と投手で大きな相違を見せている。打者では推定係数自体が統計的に全く有意でないのに対し、投手ではパ・リーグの選手であることで年俵が16%~17%、先発投手に限ってみれば26%も高まることが示された。リーグの違い(が年俵に与える効果)が投手のみに現れているという事実の説明はなかなか難しい。指名打者制度によって打席に立たなくてもよいパ・リーグの投手は、そのエネルギーを投球のみに集中させることができる環境にあり、それが好成績を生み高い年俵につながっているとも考えられるが、逆に攻撃側は指名打者の存在で“穴”のない打順が組めるので、投手にとって必ずしも有利な状況とは言えない。この点の解明は今後の課題としたい。

以上の推定結果から、MLBで誕生した新しい選手評価法という革新は太平洋を越えて日本にまで波及し、合理的な判断のもとである程度活用されていることが判明した。またこの事実は、野球というスポーツが国境を越えても失われぬある種の普遍性・汎世界性を有しているものだという点も同時に表していると言えよう。

V. 結語

本論文は、ある地域で起こったスポーツ分野における革新が他の地域に波及するか否かという問題を通じ、人間の意思決定における合理性のあり方を検討した。特に分析対象として日本野球機構(NPB)のデータを利用し、選手の真の実力と労働市場での評価についてギャップがあるか否かを、選手年俵に対する従来の選手評価変数とセイバー・メトリクスによって開発された新しい評価変数による影響の違いによって分析した。分析の対象範囲を従来の研究で取り扱われてきた打者のみならず、投手にまで広げることで以下のような結果を得た。

²⁷ 2005年~2008年にかけての4シーズン×12球団=48監督ポジションのうち、投手出身の監督が占める割合は6.25%(=3/48)と極めて低いレベルであった。

- ・ 標本としてすべての選手を用いた場合、選手属性や環境による影響を除外しても、新しい選手評価指数は古い指数に比べ必ずしも年俸評価に強い影響を及ぼすとは限らない
- ・ 標本をシーズン200打席以上（レギュラー）の打者に限定したり、投手をシーズン登板回数ごとに分類（100回以上の先発、10回～99回のセットアッパー・リリーバー・敗戦処理）して分析を実行した結果、古い選手評価指数に比べ新しい指数は年俸評価に強い説明力を持っている

以上の推定結果から、アメリカ大リーグ（MLB）で開発され一部実行に移されたセイバーメトリクスによる選手評価法は、日本においても認識され、かつ部分的に用いられていることが示された。つまり、“革新は太平洋を越えた”のである。同時に国の違いに関わらず野球というスポーツの関係者は実質合理的な判断のもとで意思決定を行っていることも判明した。

以下、本論文の問題点を指摘しつつ、年俸関数の推定をさらに精密にするための方策を提言する。まず、経験によって技能が伸び、したがって成績も向上し年俸も高まるという観点から、推定の独立変数の1つに年齢（およびその二乗）を用いた。しかし、実地で体験する期間を表す“職場”経験と個人の年齢は必ずしも同じとは言えず、これはやはり経験年数を直接使うべきであろう。さらに、選手への年俸支払いは基本的にそのチームがどれだけ収入をあげることができたかに依存するが、NPBのほとんどのチームは、球団経営の赤字を本社の宣伝広告費として処理しているのが現状である。したがって選手のプレー成績が年俸支払いへ与える効果を考えるにあたり、コントロール変数として、球団がフランチャイズとして立地する地域の市場規模（本論文では人口規模）のみならず、球団の親会社の資産状況をもあわせて考慮する必要があると言える。また、従属変数として用いた選手年俸は当然前期の値に影響を受けるはずであり、この意味で、年俸関数の定式化は右辺に従属変数の1期前変数を組み入れる“動学化”がより適切な定式化と考えられる。しかし、今回使用したデータが時系列方向に関して4期間のみという短さが災いして十分な推定手法を利用できずに終わった。この点の拡張はいかに過去にさかのぼってデータを取得できるかにかかっている。この意味で日本野球機構による更なるデータ公開を望みたい。

参考文献

- Albert, J. and J. Bennet. [2001], *Curve Ball*, New York : Springer-Verlag (後藤寿彦監修、加藤貴昭訳 [2004], 『メジャーリーグの数理科学 上・下』, シュプリンガー・フェアラーク東京).
- Berri, D.J., M.B. Schmidt and S.T. Brook. [2002], “Instrumental versus Bounded Rationality : A Comparison of Major League Baseball and the National Basketball Association,” *Journal of Socio-Economics*, 31 (3), 191-214.
- Berri, D.J., M.B. Schmidt and S.T. Brook. [2007], *The Wage of Wins*, Stanford, California : Stanford University Press.
- Blass, A.A. [1992], “Does the Baseball Labor Market Contradict the Human Capital Model of Investment?,” *Review of*

- Economics and Statistics*, 74 (2), 261-268.
- Bradbury, J.C. [2007], *The Baseball Economist*, Plume.
- Dawson, P.M., S.M. Dobson and B. Gerrard. [2000], "Estimating Coaching Efficiency in Professional Team Sports: Evidence from English Association Football," *Scottish Journal of Political Economy*, 47 (4), 399-421.
- Dobson, P.M. and J. Goddard [2001], *The Economics of Football*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Fair, R.C. [1994], "How Fast Do Old men Slow Down?," *Review of Economics and Statistics*, 76 (1), 103-118.
- Fair, R.C. [2007], "Estimating Age Effects in Athletic Events and Chess," *Experimental Aging Research*, 33, 37-57.
- Fair, R.C. [2007], "Estimated Age Effects in Baseball," *Cowles Foundation Discussion Paper* No. 1536.
- Feldman, M.P. [2000], "Location and Innovation : The New Economic Geography of Innovation, Spillovers, and Agglomeration," In *The Oxford Handbook of Economic Geography*, ed. Clark, G.L., M.P. Feldman, and M.S. Gertler. Oxford : Oxford University Press.
- Fort, R. [2003], *Sports Economics*, NJ : Prentice Hall.
- Fort, R. and J. Quirk. [1995], "Cross - Subsidization, Incentives, and Outcomes in Professional Team Sports Leagues," *Journal of Economic Literature*, 33 (3), 1265-1299.
- Friedman, M. [1958], "The Methodology of positive economics," In *Essays in Positive Economics*, Chicago : University of Chicago Press.
- Hakes, Jahn K. and R.D. Sauer. [2006], "An Economic Evaluation of the *Moneyball* Hypothesis," *Journal of Economic Perspectives*, 20 (3), 173-185.
- Idson, T.L. and L.H. Kahane. [2000], "Team Effect on Compensation: An Application to Salary Determination in the National Hockey League", *Economic Inquiry*, 38 (2), 345-357.
- James, Bill. [2009], *The Bill James Gold Mine*, ACTA Sports.
- Kahn, L.M. [1993], "Managerial Quality, Team Success, and Individual Player Performance in Major League Baseball," *Industrial Labor Relations Review*, 46 (3), 531-547.
- Kahneman, D. and A. Tversky. [1974], "On the Psychology of Predictions," *Psychological Review*, 80 (4), 237-251.
- Krautman, A. [1999], "What's Wrong with Scully-Estimates of a Player's Marginal Revenue Product," *Economic Inquiry*, 37 (2), 369-381.
- Lewis, M. [2003], *Moneyball : The Art of Winning an Unfair Game*, New York : Norton (中山湧訳 [2006], 『マネーボール』, ランダムハウス講談社).
- Machlup, F. [1967], "Theories of the firm : Marginalist, Behavioral, Managerial," *American Economic Review*, 57 (1), 3-33
- Mincer, J. [1974], *Schooling, Earnings, and Experience*, New York : National Bureau of Economic Research.
- Nelson, R.R. and S.G. Winter. [1982], *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Harvard University Press (後藤晃、角南篤、田中辰雄訳 [2007], 『経済変動の進化理論』, 慶應義塾大学出版会).
- Polanyi, M. [1966], *The Tacit Dimension*, London : Routledge & Paul Ltd (佐藤敬三訳 [1980], 『暗黙知の次元』, 紀伊国屋書店).
- Schumpeter, J.A. [1912], *Theorie Der Wirtschaftlichen Entwicklung*. (塩野谷祐一、中山伊知朗、東畑精一訳 [1977], 『経済発展の理論－企業者利潤・資本・信用・および景気の回転に関する一研究 上・下』, 岩波書店).
- Schumpeter, J.A. [1950], *Capitalism, Socialism, and Democracy*, New York : Harper and Brothers (中山伊知朗、東畑

- 精一訳 [1995], 『資本主義、社会主義、民主主義』, 東洋経済新報社).
- Scully, G.W. [1974], "Pay and Performance in Major League Baseball," *American Economic Review*, 64(6), 915-930.
- Scully, G.W. [1995], *The Market Structure of Sports*, Chicago and London : University of Chicago Press.
- Simon, H. [1978], "Rationality as a Process and as Product of Thought," *American Economic Review*, 68(2), 1-16.
- Szymanski, S. [2003], "The Economic Design of Sporting Contests," *Journal of Economic Literature*, 41(4), 1137-1187.
- Smith, V. L. [2008], *Rationality in Economics*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Tversky, A. and D. Kahneman. [1974], "Judgement under Uncertainty : Heuristics," *Science*, 185, 1124-1131.
- White, H. [1980], "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Zimbalist, A. [2004], *May the Best Team Win*, Washington, D.C : Brookings Institution Press.

- 子安増生・西村和雄 [2007], 『経済心理学のすすめ』, 有斐閣.
- 竹村和久 [2007], "意思決定過程の心理学". 子安増生・西村和雄(編), 『経済心理学のすすめ』, 有斐閣, 45-68.
- 西村直子 [2007], "市場競争と経済心理学". 子安増生・西村和雄(編), 『経済心理学のすすめ』, 有斐閣, 91-112.

選手年俵およびプレーデータ

- 企画・編集 データスタジアム, [2008], 『野球の見方が180度変わる セイバーメトリクス』, 宝島社.
- 社団法人 日本プロ野球機構編集, [2009], 『オフィシャル・ベースボールガイド 2009』, 共同通信社.
- [2009], 『2009年日本プロ野球記録年鑑 ベースボール・レコード・ブック』, ベースボール・マガジン社.
- [2009], 『プロ野球パーフェクトデータ選手名鑑2009』, 宝島社.
- 『こちらプロ野球人事部』, <http://home.a07.itscom.net/kazoo/pro/pro.htm>.
- 『日本プロ野球選手会公式ホームページ 年俵調査』, <http://jpbpa.net/report/index.htm>.
- 『日本野球機構公式サイト』, <http://www.npb.or.jp/>.

その他データ

- 『総務省統計局ホームページ』 <http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.htm>.
- 『外国為替相場過去履歴』 <http://www.yamamafield.com/>.