

第4部

調査

集団間離脱応報戦略としての転職

谷口尚子・大浦宏邦
(帝京大学)

【要旨】

本研究は、NPDにおける離脱応報戦略を実社会において観察・検証する題材として、「転職」に注目する。離脱応報戦略を構成する貢献性・応報性・移動性の3つの要素と転職希望度や転職経験との関係を分析し、また転職の利得を戦略タイプ別に比較した。知見は以下の3点である：1) 属性や労働環境要因を統制すると、貢献性・応報性の高い人ほど転職を希望する一方、集団性が高い人ほど転職を希望しない。2) 属性を統制すると、貢献性の高い人ほど転職を経験し、集団性が高い人ほど転職を経験していない。3) 離脱応報戦略型の転職は、年収上昇や職場満足の増加の点で、概ね高い利得を示す一方、フリーライダー的転職者の利得も悪いとは言えない。

キーワード: NPD, 集団間離脱応報戦略, フリーライダー, 労働移動, 転職, 調査.

1. はじめに

繰り返しのある2人囚人のジレンマ・ゲームでは、非協力的なパートナーには非協力的行動で応じるTIT-FOR-TAT(しっぺ返し)戦略(Axelrod 1984)が、非協力を抑制するのに有効であることが知られている。非協力的なパートナーとは手を切って移動するOUT-FOR-TAT(離脱応報)戦略(林 1993; Hayashi and Yamagishi 1998)は、移動機会を加えてTIT-FOR-TATを効率化した戦略であると言える。これをN人囚人のジレンマ・ゲーム(NPD)に拡張すれば、非協力的集団からの離脱行動を描写することができる。

Axelrodの戦略トーナメントで好成績を収めたしっぺ返し戦略は、「自分からは裏切らず、相手の裏切りには1回のみ非協力をもって報いるが、その後は再び協力する」という特徴を持っていた。集団間の離脱応報戦略も、「集団に貢献するが、パフォーマンスの落ちた集団からは離脱し、新しい集団で再び貢献する」という特徴を持つ。その特徴ゆえに、離脱応報戦略は応報もしくは協力戦略を採るプレーヤーと出会えば、協力率の高い集団をつくることができると考えられる。

理論的には、離脱応報戦略の進化条件を提示することは可能である。しかし、この戦略が実社会ではどのような形で実行され、またどのような結果を生むのかは未だ示されていない。本稿では、実社会における離脱応報戦略の例として、転職行動に注目する。バブル経済崩壊以降の日本の労働市場においては、転職の一般化に代表される終身雇用制の揺らぎが指摘されている。確かに企業は不況になると、体力維持のために人員削減ないし雇用抑制を志向す

るが、労働者の転職希望率は好況時にも不況時にも高まる傾向がある⁽¹⁾。不況時には自分の労働条件の悪化が、好況時には他の労働条件の好転（労働需要の増大）が、転職欲求を高める。つまり、労働者は労働条件が自分の投入する労働コストに見合わない時に、転職を考えると見えるかもしれない。

本稿は、「基本的には勤勉だが、企業がそれに報いない場合は転職し、新しい職場で再び貢献する」という離脱応報戦略型の転職者に注目することで、実社会における離脱応報戦略の様相と利得を探索する。換言すれば、やる気のある人が移動することで、生産性の高い集団が生まれる可能性を探るものである。同時に本稿は、離脱応報戦略型の転職の分析を通じて、NPD 研究と転職研究の双方に次のような点で寄与する。第一に、NPD 研究は、数理モデル、シミュレーション、実験等のメソッドによって発展した経緯があり、現実社会の文脈で検証した例が少ない。言うまでもなく、リアリティのあるテストによる支持は、常にモデルや実験結果の信頼性を高める。第二に、労働経済学において転職のパフォーマンス、すなわち賃金や満足度の上昇を検証する際には、転職希望者の人的資本（年齢、性別、学歴、業種、職種、職位、職業経験、資格、社会的ネットワークなど）、転職経緯（外的環境の変化、転職の自発性・非自発性など）、転職手段（公的経路、会社経路、ネットワーク経路の利用など）といった説明変数の効果を測定するものが多く、個人の行動戦略を考慮する研究はほとんどない。同じようなプロフィールを持ち、同じような労働環境で働く人々の中でも、転職する人／しない人、良い結果を得る人／得ない人がいる。それは、転職が単に転職を可能にするリソース量と労働環境の関数であるばかりでなく、その人自身の「働き方」に関する戦略が影響している部分もあるからではないか。行動戦略を視点に加えることで、転職研究は労働者個人により接近した説明モデルを得るのである。本稿は以上の問題関心に基づき、離脱応報戦略と転職について検討する。

2. 研究の枠組み

2.1 離脱応報戦略

最初に、離脱応報戦略の基礎について説明する。周知のように、「NPD」「社会的ジレンマ」「秩序問題」「フリーライダー問題」「公共財問題」「集合行為問題」と呼ばれる問題は、集団の成員がコストを支払って集合的利益（公共財）の成立に貢献する行為（協力）よりも、コストを支払わないでただ乗りする行為（非協力）を選ぶ結果、パレート効率的な公共財供給が行われなくなる状況を指す⁽²⁾。NPDにおいて、協力促進の鍵を握ると考えられる要因は、集団サイズ、正または負のサンクション（選択的誘因）、ジレンマ構造（公共財成立の型、ゲームの繰り返しの有無、パートナー選択の有無、プレイヤーの移動の有無など）、プレイヤー間の関係性（信頼感、協力的特性、コミュニケーションなど）など多岐に渡る。

本稿でいう離脱応報戦略とは、2人4人のジレンマ・ゲームにおけるパートナー選択プレイを、NPD に拡張したものである。この戦略がいかんにして協力を進化させ得るのかを、数

理的に簡単に説明する。

まず、繰り返しのある NPD における離脱応報戦略行動を、次のように定義する。ここでは、離脱応報戦略を E T F T, 協力行動を C, 非協力行動を D とおく。

- 1) ある集団内における最初のプレーでは C を採る (協力行動)
- 2) 同じ集団内に D 戦略者がいることがわかると次のプレーでは D を採る (応報行動)
- 3) 移動の機会があれば、同じ集団内の D 戦略者を避けて他の集団に移動する (移動行動)
- 4) 移動後、新しい集団での最初のプレーでは C を採る (協力行動)

一方、上記 1 と 4 において D を採る戦略を、離脱非協力戦略 (E D 戦略) 行動と定義する。

仮に、n 人の集団が m 個存在し、それぞれの集団が「資源提供ゲーム」を行っている状況を考える。資源 b を提供する人数が x 人のときの提供者の利得 C(x) と、非提供者の利得 D(x) を、それぞれ

$$C(x)=f(x)/n$$

$$D(x)=f(x)/n+b$$

とする。ここで f(x) は x の増加関数であり、

$$f(0)=0, \quad f(n)>nb$$

を満たすものとする。資源提供ゲームを T 回ほど行くと集団を移動する機会が訪れ、希望すれば所属集団を変更できるものとする。ただし、移動には ξ のコストがかかると仮定する ($T \geq 1, \xi \geq 0$)。

集団内の全プレーヤーが一貫して E T F T 戦略者であったならば、全員が毎回 f(n)/n の利得を獲得し続け、かつ移動機会にも誰も移動しない。各人の利得を $u_1(ETFT)$ とすると、ゲームが T 回繰り返された時点の利得は、

$$u_1(ETFT)=Tf(n)/n$$

となる。しかし、E D 戦略者が 1 人出現するとどうなるか。初回、E D 戦略者が D を採り、E T F T 戦略者が C を採る。その後の回では E D 戦略者も E T F T 戦略者も D を採り (E T F T 戦略者による応報)、移動機会が訪れると、全員が他の集団に移動することになる。この状況における E D 戦略者の利得 $u(ED)$ 、E T F T 戦略者の利得 $u_2(ETFT)$ は、

$$u(ED)=f(n-1)/n+b+(T-1)b-\xi$$

$$u_2(ETFT)=f(n-1)/n+(T-1)b-\xi$$

$$=u(ED)-b$$

となる。ここで E T F T 戦略者の平均利得を $u(ETFT)$ とすると、

$$u(ETFT)=((n-1)u_2(ETFT)+n(m-1)u_1(ETFT))/(nm-1)$$

である。これらを用いて

$$u(ETFT)>u(ED)$$

となる条件を求めると、

$$(f(n)-nb)T+n\xi > f(n-1)+(n-1)b/(m-1) \quad (\text{式 1})$$

となる。これより、T や ξ が十分に大きいときには、E T F T 戦略は E D 戦略の増加 (侵入) を抑えることができる。移動機会後は集団の人数が変化するが、m が十分に大きい場合にはこの影響は小さいので、式 1 に近似した条件で E T F T 戦略は E D 戦略の侵入を阻止できる

と考えられる。

以上のモデルに基づいて E T F T 戦略の進化条件を探ったシミュレーションは、E D が複数侵入する場合であっても、その数が低く抑えられていれば、E D の増加を防ぐことができることを示した(小山・大浦 2003)。また、NPD 構造を持つ資源提供ゲームの実験の結果、集団内協力率が高いほど個人の協力率が高まり、集団内協力率が下がると個人の移動率が高まるという離脱応報の因果プロセスが示唆された(Kobayashi et al.2005; Fujiyama et.al 2005a;Fujiyama2005b)。実験前後に被験者に対して行ったアンケート調査データと照合すると、応報的協力促進志向の人ほど、実際に協力率も高かった(小山他 2004)。では現実社会では、離脱応報戦略の有り様やそのパフォーマンスは、どのように観察されるだろうか。以下では転職を題材に検討する。

2.2 転職の動向

まずいくつかの統計数値・調査結果から、わが国の転職動向を概観する。2001 年 8 月発表の「労働力調査特別調査結果」によると、過去 1 年間に転職を経験した者の割合は 4-5% に過ぎないが、15-24 歳男性に限れば、その割合は 12-13% に達する。一方同時期の転職希望率は、15-34 歳男性で約 20% に達する。最近では転職に強い専門・技術職に就く人が増え、全体的に転職希望率は上昇しているとも言われる(樋口 2001)。

転職の動機とは何か。1999 年 8 月発表の「労働力調査特別調査結果」によると、30-40 代までは「他にやりたい仕事等があった」「就業前に思っていた労働条件との相違」などを理由とする自発的転職が多く、50 代以降では非自発的転職が多い。また 2001 年 8 月発表の同結果によると、転職者の内、転職で収入が減った人の割合は 43.4%、収入が増えた人の割合は 28.3% であり、15-24 歳男性を除く全ての層で収入減となっていた。

他の調査の結果はどうか。1999 年に財団法人連合総合生活開発研究所が実施した全国調査(以降、連合調査)によると、転職経験者は 34.2%、転職希望率⁽³⁾もほぼ同じで 34.6% であった。転職理由では、「会社の将来に不安を感じた」「給与・賞与が少なかった」「労働時間が長い・休暇が取れなかった」「自分の能力や適正に合った仕事でなかった」など、会社や労働条件に対する不満が多い。転職後の収入の変化は、増加した人が 33%、減少した人が 36% で、ほぼ同割合であった(猪木 2001)。そしてこの回答データを使った分析によれば、離職性向(転職希望)が高いのは、若年層および職場環境に対する不満が高い人であった(中村 2001)。さらに、転職経験は心理的満足を増加させ、また転職が 1 回目である場合や自発的理由による場合は、賃金満足度も有意に増加させることもわかっている(守島 2001)。

一方、2002 年に日本労働研究機構が東京およびその近郊に住む 30・40 代男性対象に行った調査では(以降、JIL 調査)、転職経験率は 53.2% に達していた。同時にこの調査は、年齢・学歴が低いほど、勤務企業規模が小さいほど転職確率が高く、また大企業勤務者、専門職従事者の転職、及び自発的理由による転職の場合は賃金が上昇することを示している(日本労働研究機構 2003)。

以上の結果は、それぞれ異なる調査手法によって得られたものであることに注意する必要

があるが、1) 実際の転職に比して転職希望率は高い（転職を考えるメカニズムとそれが実際に起こるメカニズムの間にはギャップがある）、2) 転職は若年層、労働資源（学歴・収入など）の少ない層、職場不満の高い層で起こりやすい（転職はキャリアが未発達・不十分の場合に起こる）、3) 同時に若年層、大企業労働者、専門職、自発的理由による転職の場合は収入が増加する傾向がある（キャリア発展の可能性が高い人の転職はパフォーマンスが良い）、4) 転職は心理的満足に繋がる（転職は少なくとも事後に心理的満足を与える）、といった点が、転職とその結果に関して統合的なイメージを与えていると思われる。

2.3 離脱応報戦略としての転職

まず次に、転職を離脱応報戦略の例として扱う際の留意点を整理する。第一に、離脱応報戦略を構成する協力／非協力、応報／非応報、離脱／固定といった要素は、労働者のどのような「働き方」にあたるのか、解釈し直す必要がある。前述のように、NPD 状況における協力とは、公共財の成立のためのコストを負担する（貢献する）行為であり、非協力はそのコストを負担しない行為である。職場全体の収益の向上が職場を同じくする労働者全員の利益増進に繋がるならば、職場全体の収益向上が全員にとっての公共財となる。収益の向上は、労働者が熱心に働くこと、すなわち労働コストを投入することによってもたらされる。協力的行為はしばしば集団への忠誠心や連帯といった「集団性」と共に論じられる場合があるが、労働は究極的には自己利益の増進行為であり、その点で、労働コストの投入（貢献性）と集団性とは区別される必要がある。以上を整理すると、職場における協力とは、職場全体の収益向上が全員にとって公共財である場合に、労働者が労働コストを投入すること（貢献すること）を指し、非協力、職場のフリーライドとは、そうしたコストを負担しないことを指す。フリーライダーは職場集団が収益に対して厳格化すれば駆逐されるが、安定的構造を持ち収益に厳格でない集団ではむしろ繁栄すると考えられる。大組織の非効率性の問題はここにある。

次に応報戦略について。繰り返しゲームにおける応報とは、 n 回目の自分の手番に $n-1$ 回目の相手の手を返すことである。ただし、ここでは最初に（あるいは新しい集団では）必ず協力を出す応報戦略を扱う。最初に非協力を出せば、応報戦略同士の協力が成立しないからである。職場における応報戦略とは、自分が投入するコストに労働条件が見合わないとき、労働者が何らかの形で「報復」することであると仮定できる。所属企業の搾取に対するもっとも簡単な報復は、労働の質・量を低下させることである。また Hirschman(1970)の議論を援用すれば、組織に対して成員が不満を持つとき、成員は「告発」と「退出」という2つの策を持つ。職場におけるフリーライダーの排除は「告発」に近いが、告発のコストが高いとき（例えば内部改革が難しいとき）、そして外部の選択肢が充分にあるときは、「退出」が選ばれやすくなる。ただし退出のタイミングは、集団に対する忠誠心が高ければ遅くなるとされる。職場における貢献性と集団性は別要素であるとしても、集団性は少なくとも職場からの離脱、すなわち転職に対しては重要な意味を持つかもしれない。

留意点の第二は、離脱戦略を観察し、そのパフォーマンスを分析するには、実際に転職が起こる確率に対して戦略以外の要素が与える影響を統制する必要があるという点である。離

脱戦略を持っていても発揮する必要のない場合（労働条件に満足している場合など）、発揮できない場合（転職コストに見合う資源を持っていない場合など）もあれば、離脱戦略を持っていないのに転職している場合（非自発的転職など）がある。したがって少なくとも、労働資源、労働条件、転職の非自発性等の影響をコントロールせねばならない。

他の分析上の問題点として、転職結果の定義の問題、及び行動戦略の不変性の仮定の問題が挙げられる。転職の結果、その人を巡る労働状況が改善されたかどうかについては、長期で見るか短期で見るか、あるいは客観的基準か主観的基準かなど、様々な定義・測定方法があり得る（守島 2001）。しかしこれは転職結果を扱う研究全てに共通の問題であり、今後多角的な検証がなされるのを待つしかない。また、個人には不変的・基底的行動戦略があると仮定して行う分析は、現在観察可能な戦略で過去の行動をも説明することになり、実際には戦略が変化している可能性のあるケースを適切に捉えることはできない。しかしこの問題の解決も、パネル・データの採集等、今後の対応に委ねるしかない。本稿では、こうしたいくつかの問題・限界に留意しつつ、分析・解釈を行うこととする。

3. 転職に関する調査

3.1 調査方法

次に、調査内容について説明する。我々は労働者の転職に関する意識・行動を知るため、30代・40代の男性（会社員・会社役員、専門職、公務員）を対象としたアンケート調査を実施した。対象者の職業を限定したのは、転職経路・転職理由・転職経験等について回答の分散を小さくすることで、少ないサンプル数で戦略の差の効果を抽出するためである。さらに30代・40代に対象を限ったのは、非自発的な転職の確率が高まる50代以上の層、また初職のミスマッチ等から頻繁に転職が起こる20代では、戦略の違いと転職経験とを結びつけて分析することが困難となると考えたためである。

調査方法については、インターネット調査を採用した。周知のようにインターネット調査は、回答サンプルに様々な偏りがあることが問題視される⁽⁴⁾。しかしながら、今回の調査対象者となる層ではインターネット利用率が高く、少なくとも標本誤差の問題は相対的に小さいと考えられる⁽⁵⁾。また逆に、面接調査・電話調査などでは在宅率の高い高齢者や主婦の回答率が高く、若年男性の回答が得にくいことも知られている。したがってインターネット調査は、今回の調査対象に関しては問題が少ない手法であると考えられる。

調査は2004年3月に行った。サンプリングの対象者は、調査の実施を委託したインターネット調査会社（マイボイスコム株式会社）に登録しているモニター（全国に居住する約15万人）の内、調査対象者層に該当する約48,850人である⁽⁶⁾。ここから2,400人を無作為に抽出し、調査協力の依頼メールを送付した。回答者は808（最初に回答した815人から条件外の7人を除く、回答率34%）である。

3.2 質問項目

質問項目の作成にあたっては、転職や職場に対する満足度などに関しては連合調査を、働き方に関する意識に関しては高橋調査を、行動戦略（協力性・応報性・移動性・集団性）に関しては先に触れた資源提供ゲーム実験で使用したアンケート調査を参考にした。

また 30 代・40 代男性（会社員・専門職）を対象としたフォーカスト・インタビューを行い、その意見を質問項目に反映させた⁽⁷⁾。質問項目の具体的な内容は、まず「転職行動」に関しては、転職経験・転職時期・転職回数・転職希望・転職理由を聞いた。次に、「職場に対する満足度」に関しては、現在および過去の職場に対する満足度・職場満足度の上昇・年収の上昇を聞いた。「行動戦略」については、「自分個人の利益より、自分が所属する集団の利益を重んじるほうだ」「周囲の人が面倒くさがってやりたがらないことでも、自分は進んで行こうほうだ」「班やグループで分担する仕事や義務などは、なるべく避けるほうだ」「自分の出身学校や、勤務する会社の悪口を言われると腹が立つ」「自分を裏切った人には、もう協力しない」「『目には目を、歯には歯を』ということわざには、一理あると思う」「自分の仕事については、人並のやり方には満足せずに、つねに改善するように心がけている」「自分が所属する組織（会社・団体）に対して、高い忠誠心を持っている」「自分が日常的に接する職場の仲間に対して、強い連帯感を感じる」「転職は、できるだけしないほうが良いと思う」「人は自分に合う環境を求めて積極的に移動したほうが、成長すると思う」「同じチームの仲間が熱心に働いているときは、自分はむしろ手を抜くほうだ」「職場に不熱心な人がいると、その人を排除しようと思う」「自分は『給料をもらい過ぎていて』と思うことがある」「職場の後輩の面倒はよく見るほうだ」といった項目を聞き、主成分分析を行った。最後に回答者個人の属性については、年齢（実数値）・学歴・大卒以上ダミー（1. 大学・大学院 0. それ以外）・勤続年数（実数値）・現在勤務の企業の従業員数・現在の職位・管理職ダミー（1. 役職あり 0. 役職なし）・現在の個人年収についての項目を分析に利用した。

3.3 回答データ

まず主な変数の分布を確認する。回答者の平均年齢は 38.9 歳であり、大卒以上の学歴を持つ人が 67.3%，1,000 人以上の企業に勤める人が 33.6%，管理職（係長職以上）に就く人が 56.5%を占める。個人年収については、300–500 万円のカテゴリー（31.2%）と 500–700 万円のカテゴリー（31.7%）に入る人が多い。平均勤続年数は 11.9 年である。産業別に見ると、農林水産鉱業 0.1%，建設業 7.5%，製造業 28.1%，運輸・通信業 7.5%，卸・小売・飲食業 8.0%，金融・保険業 5.2%，不動産業 1.9%，サービス業 19.9%，公務員 11.2%，その他 10.5%となっている⁽⁸⁾。

転職希望率は 61.5%⁽⁹⁾、転職経験率は 41.2%で、転職経験者の平均転職回数は 1.8 回であった。現在の職場に対する満足度は、満足度の高い項目が「通勤時間」「仕事内容・職種」、低い項目が「給与・賞与」「能力・実績への評価」「研修・教育訓練の機会」であった。転職理由については、「やりがいのある仕事があったから（42.5%）」「収入を増やした

かったから (37.1%)」といった積極的理由の他、「やむを得ない事情 (32.0%)」「経営方針が自分に合わなくなったから (27.5%)」などの消極的理由も多く選択されていた。

次に行動戦略の尺度について説明する。行動戦略に関する 15 の質問に対する回答を因子分析にかけ、バリマックス回転後、4 つの因子を抽出した。第 1 因子は集団とその利益を重んじる「集団性」、第 2 因子は労働コストの投入を惜しまない「貢献性」(逆転すれば「フリーライド」度)、第 3 因子は「応報性」、第 4 因子は「移動性」と解釈する(表 1)。後段の分析には、この因子分析のスコアを行動戦略の傾向性を示すものとして利用する。

表 1 行動戦略を構成する質問項目の因子分析の結果

	第1因子:集団性	第2因子:貢献性	第3因子:応報性	第4因子:移動性	共通性
所属集団に忠誠心	0.742	0.161	-0.054	-0.138	0.315
職場仲間に連帯感	0.597	0.114	-0.063	-0.020	0.368
個人利益より集団利益	0.488	0.192	-0.201	0.000	0.234
所属集団悪口には立腹	0.373	0.046	0.163	-0.134	0.186
面倒なことも進んでする	0.250	0.517	-0.036	0.190	0.340
後輩の面倒見がいい	0.202	0.485	0.156	0.119	0.493
人並みに満足せず努力	0.224	0.474	0.130	0.259	0.359
他人が熱心なら手を抜く	0.020	-0.528	0.060	0.065	0.598
集団作業・義務避ける	-0.192	-0.441	0.047	0.014	0.374
給料をもらいすぎている	0.256	-0.372	-0.154	-0.047	0.429
目には目を歯には歯を	-0.051	0.005	0.698	0.055	0.393
裏切り者には協力しない	-0.058	-0.079	0.574	0.027	0.124
不熱心な人間は排除	0.007	0.110	0.333	0.023	0.230
転職はした方が良い	-0.048	0.077	0.106	0.612	0.315
転職はしない方が良い	0.346	-0.096	0.023	-0.547	0.287

注: N=810. 最尤法による抽出。因子分析の適合度検定は1%水準で有意。各因子を構成する主要な項目(網掛け部分)の信頼性検定を行った結果、クロンバックの α は、第1因子0.64、第2因子0.63、第3因子0.53、第4因子0.54。

表 2 希望を被説明変数とした順序プロビット分析

説明変数	B	標準誤差	B	標準誤差
年齢	-0.023	0.010	-0.014	0.010
大卒以上ダミー	-0.127	0.093	-0.165	0.090
勤続年数	-0.014	0.009	-0.027	0.009
管理職ダミー	0.130	0.092	0.138	0.090
従業員数	0.018	0.017	0.018	0.017
現在の個人年収	-0.003	0.008	-0.004	0.008
転職経験の有無	0.267	0.111	0.284	0.108
現在の職場不満 給与	-0.036	0.042	-0.041	0.041
現在の職場不満 労働時間・休暇	0.058	0.036	0.039	0.035
現在の職場不満 仕事内容・職種	-0.070	0.046	-0.038	0.045
現在の職場不満 上司との関係	0.009	0.046	0.067	0.044
現在の職場不満 同僚のやる気	-0.005	0.049	-0.044	0.048
現在の職場不満 会社業績将来性	0.071	0.047	0.096	0.046
現在の職場不満 研修機会	0.139	0.048	0.136	0.047
現在の職場不満 能力・実績評価	0.133	0.058	0.107	0.056
現在の職場不満 通勤時間	0.011	0.034	0.031	0.032
現在の職場不満 昇進の見込み	0.163	0.052	0.129	0.050
第1因子: 集団性	-0.280	0.057	-0.281	0.055
第2因子: 貢献性	0.153	0.057	0.231	0.055
第3因子: 応報性	0.204	0.051	0.195	0.050
第4因子: 移動性	0.867	0.064		

N=785

カイ2乗値=483.527

カイ2乗値の確率=0.000

擬似R二乗値(Cox&Snell)=0.460

-2対数尤度=1721.929

N=785

カイ2乗値=286.295

カイ2乗値の確率=0.000

擬似R二乗値(Cox&Snell)=0.306

-2対数尤度=1919.161

注: 欠損値を含むデータは分析から除外している。太字は5%水準で有意な係数。

4. 分析結果

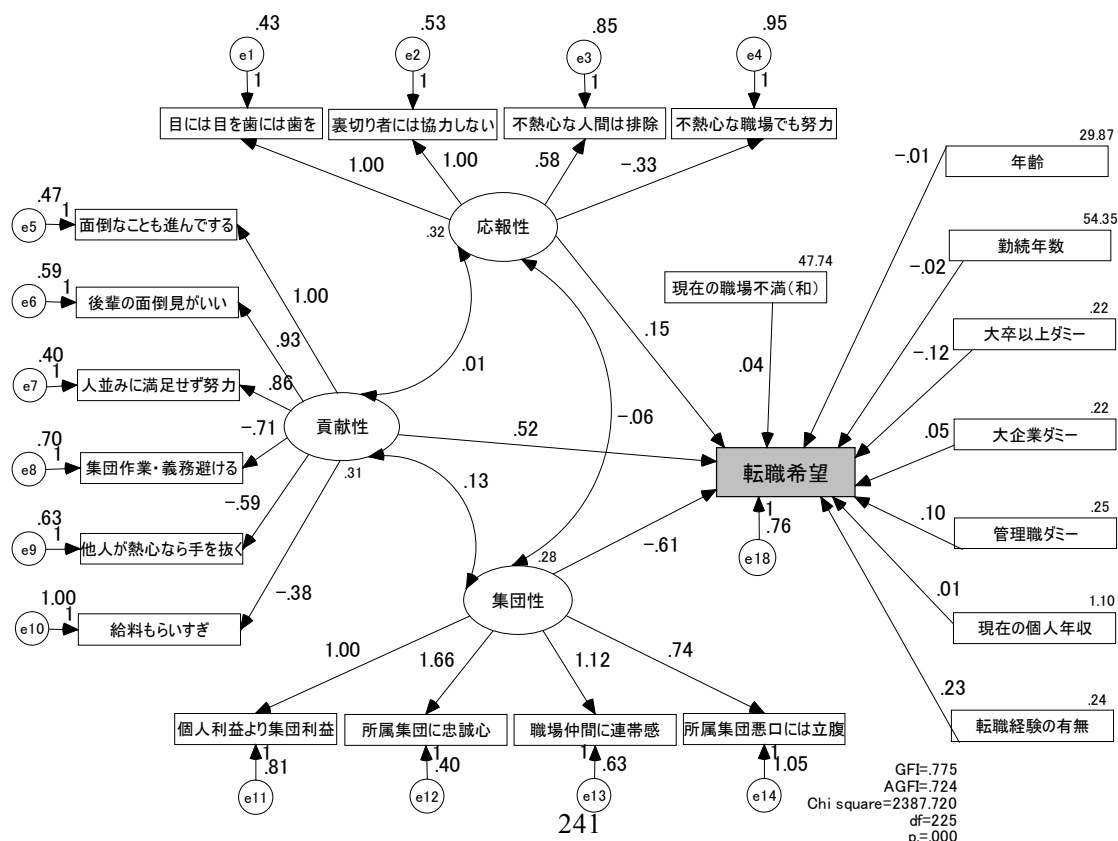
4.1 転職希望

まず転職希望を被説明変数とした分析を行う。転職希望度は5件法で測定されていることから、順序プロビット分析を行った。説明変数としては、回答者の属性や職業上の立場、現在の職場に対する不満、転職経験、行動戦略を投入した。職場に対する不満は、単に回答者の主観のみならず、回答者の労働条件の客観的状态をも反映する。したがってこの変数により、労働条件の影響もある程度統制することができると思われる。

表2の分析結果によると、属性を統制すると、既に転職を経験したことのある人、研修機会、能力・実績評価、昇進の見込みに不満を感じている人ほど、転職を希望する度合いが強い。そして、属性・職場に対する不満・職場環境の影響を統制しても、行動戦略因子の影響は非常に大きいことがわかる。転職希望に対して突出して大きい正の効果を持つ移動性を除外して分析した場合も(右列)、集団性の高い人は転職を希望しない一方、貢献性・応報性の高い人は転職を希望する傾向が明瞭に見られた。つまり同じような立場・境遇にいて、かつ集団への忠誠心が同程度である場合、より仕事熱心または応報的な人ほど転職を希望する。逆に言えば、給料もらい過ぎていて感じ、他人が熱心なら手を抜きたいと考えるフリーライダーは、むしろ会社に「ぶらさがる」傾向にあると言える。

また、因子分析では因子間の独立性を仮定してスコアを出したが、この仮定を緩めて、相互に関連する「潜在変数」として変数を作り直し、変数(因子)間の構造を見る共分散構造分析を行った¹⁰⁾。すると、集団性と貢献性には弱い正の相関が見られるものの(0.13)、やはり貢献性から転職希望に対する効果はかなり強い(0.52)ことが改めて示された。

図1 転職希望を被説明変数とした共分散構造分析



4.2 転職の経験

次に、転職経験について検討する。2.2 節でも触れたように、通常、転職経験率は希望率より低く、実際の転職は転職を希望するという意識以外の様々な要因によって左右されていることを窺わせる。「良い機会があれば転職したい」と考えていても、現状よりも良い労働条件がたまたま見つからなければ転職しないだろう。また労働資源がもともと多い人、例えば学歴の高い人は最初から安定した職業に就く可能性が高く、それを棄ててまで転職に踏み切る可能性は低いとも考えられる。

ただし、その学歴の効果を統制して、「転職経験あり=1/なし=0」を被説明変数とする二項ロジット分析を行うと、貢献性の効果はやはり非常に大きいことがわかる(表3左列)。つまり、少なくとも同じ学歴を持つ労働者で、また集団に対する忠誠心が同程度であるなら、労力を惜しまない仕事熱心な人ほど、実際に転職を経験しているという傾向が見られる。さらに、現在大企業に勤めている人のみを対象として同様の分析を行うと、やはり貢献性の高い人の方が転職を経験しており、また集団性の高い人の方が経験していなかった(表3右列)。他の要因を統制すると貢献性の効果は大きいという結果は、前節の転職希望を被説明変数とする分析結果とほぼ同内容の知見と考えて良いであろう。

表3 転職経験を被説明変数とした二項ロジット分析

説明変数	B	標準誤差	B	標準誤差
年齢	-0.011	0.014	0.022	0.030
大卒以上ダミー	-0.853	0.160	-0.039	0.394
第1因子: 集団性	-0.151	0.091	-0.500	0.199
第2因子: 貢献性	0.691	0.101	0.668	0.211
第3因子: 応報性	0.122	0.094	0.110	0.201
定数	0.619	0.551	-2.170	1.260

N=810	N=266
カイ2乗値=78.352	カイ2乗値=15.308
カイ2乗値の確率=0.000	カイ2乗値の確率=0.009
擬似R二乗値(Cox&Snell)=0.092	擬似R二乗値(Cox&Snell)=0.056
-2対数尤度=1019.523	-2対数尤度=253.108

注: 欠損値を含むデータは分析から除外。太字は5%水準で有意な係数。右列の結果は大企業勤務者のみ。

4.3 転職の利得

転職希望と転職経験についての分析によって、貢献性が高い人ほど転職希望や転職確率が高いという傾向を確認することができた。では離脱応報戦略型の転職は、労働条件の改善に役立つと言えるだろうか。ここでは戦略と、年収及び職場満足度の上昇の関係について検討する。

まず、貢献性因子スコアが平均以上の人をC、平均未満の人をD、応報性因子スコアが平均以上の人をTFT、転職経験がある人をE(離脱)、無い人をF(固定)とし、これを組み合わせる全サンプルを8類型化した(表4)。次いで、このタイプ1から8までのいずれに該当するかを示す0/1のダミー変数を作成し、年齢・学歴・勤続年数で統制しながら、年

収上昇幅に対する効果を分析した。

表 4 行動戦略と転職経験を組み合わせた8類型(タイプ1~8)

				転職経験者(E)		転職未経験者(E)	
貢献性	高(C)	応報性	高(TFT)	タイプ8(CTFTE)	タイプ4(CTFTF)		
		応報性	低	タイプ7(CE)	タイプ3(CF)		
低(D)		応報性	高(TFT)	タイプ6(DTFTE)	タイプ2(DTFTF)		
		応報性	低	タイプ5(DE)	タイプ1(DF)		

年収上昇幅を被説明変数とし、タイプ8(離脱応報戦略)をベースとした重回帰分析を行った結果、タイプ5を除き全ての型がマイナスの係数を示した。つまりタイプ8は、これらの型よりも年収上昇幅が大きい可能性がある。特に、貢献性が低い転職未経験者(タイプ1)、貢献性が低く応報性の高い転職者(タイプ6)、貢献性は高いが応報性が低い転職者(タイプ7)に比べると、有意に年収上昇幅が大きいと言える(表5左)。さらに、転職者のみ(タイプ5~8)にケースを絞った分析でも、タイプ6より有意に年収上昇幅が大きいことが示された。ただし、有意ではないものの、タイプ8よりタイプ5(移動するフリーライダー)の年収上昇幅が大きい傾向が示された(表5右)。

表 5 年収上昇幅を被説明変数とした重回帰分析

説明変数	B	標準誤差		B	標準誤差
(定数)	120.460	39.582	(定数)	75.399	64.628
年齢	-2.880	1.071	年齢	-2.328	1.724
大卒以上ダミー	17.117	9.621	大卒以上ダミー	11.797	16.566
勤続年数	2.609	0.939	勤続年数	6.117	1.598
タイプ1 DF	-40.013	17.530			
タイプ2 DTFTF	-33.683	17.900			
タイプ3 CF	-28.972	19.299			
タイプ4 CTFTF	-22.731	18.799			
タイプ5 DE	14.871	20.712	タイプ5 DE	14.899	24.770
タイプ6 DTFTE	-59.053	19.085	タイプ6 DTFTE	-55.080	22.876
タイプ7 CE	-39.680	17.207	タイプ7 CE	-35.837	20.589
N=808			N=220		
adj.R二乗値=0.025			R二乗値=0.060		
モデルの確率=0.001			モデルの確率=0.000		

注:年収変化幅が1000万円を超えるケースが2つあり、外れ値として分析から除外した。太字は5%水準で有意な係数。右列の結果は転職経験者のみ。

さらに職場に対する総合満足度の増加について、同様の説明変数を用いて順序プロビット分析を行うと、タイプ8はタイプ5と7を除く型よりも満足度が増加していることが示された(表6左)。特に貢献性の低い転職未経験者(タイプ1と2)より、有意に満足度の上昇が大きいことが示唆される。仕事への貢献性の低い非転職者は職場満足度も低く、会社でくすぶっている状況であるとも言える。転職未経験者は概ね満足度増加幅が小さい傾向があることも興味深い。しばしば指摘されるように、転職は心理的満足感を高めるのかもしれない。

さらに転職者のみ（タイプ 5～8）にケースを絞った分析においては、有意ではないが、タイプ 5 とタイプ 7 の満足度増加幅がタイプ 8 より高い可能性が示された（表 6 右）。

以上の結果から、本稿の焦点となる貢献性・応報性の高い離脱応報戦略型の転職は、年収・職場満足度の点で、比較的良い結果を生むことがわかった。ただし、離脱応報戦略型の転職と比べて、貢献性・応報性の点で逆の特徴を持つフリーライダー型の転職の利得も悪くないことが明らかとなった。離脱応報戦略は移動によって応報的あるいは協力的なプレーヤーを探し、それと結びつくことによって協力率の高い集団を形成し得る。しかし移動するフリーライダーは、協力率の高い集団の形成を阻害し、離脱応報戦略の利得を下げると思われる。フリーライダー型の転職がいかんして効率よく労働条件を改善しているかについては、尚詳細な検証が必要である。

表 6 職場満足度の上昇を被説明変数とした順序プロビット分析

説明変数	B	標準誤差		B	標準誤差
年齢	-0.010	0.009	年齢	-0.014	0.012
大卒以上ダミー	0.084	0.082	大卒以上ダミー	0.068	0.119
勤続年数	0.012	0.008	勤続年数	0.015	0.011
タイプ1 DF	-0.485	0.151			
タイプ2 DTFTF	-0.399	0.152			
タイプ3 CF	-0.174	0.165			
タイプ4 CTFTF	-0.206	0.161			
タイプ5 DE	0.297	0.176	タイプ5 DE	0.257	0.177
タイプ6 DTFTE	-0.007	0.162	タイプ6 DTFTE	-0.015	0.163
タイプ7 CE	0.170	0.148	タイプ7 CE	0.161	0.149
N=808			N=332		
カイ2乗値=33.011			カイ2乗値=15.308		
カイ2乗値の確率=0.000			カイ2乗値の確率=0.454		
擬似R二乗値(Cox&Snell)=0.040			擬似R二乗値(Cox&Snell)=0.017		
-2対数尤度=2140.324			-2対数尤度=929.223		

注：欠損値を含むデータは分析から除外。太字は5%水準で有意な係数。右列の結果は転職経験者のみ。

5. 結論と合意

本研究は、離脱応報戦略を実社会において観察・検証するために、戦略を構成する貢献性・応報性・移動の3つの要素を「転職行動」に投影し、その様相と利得を分析した。その結果は次のように要約できる。

- 1) 属性や労働環境に関連する要因を統制すると、貢献性（コストの投入を厭わない性質）あるいは応報性（搾取を許さない性質）の高い人ほど、転職（移動）を希望している。一方で、集団性（集団や集団利益を重んじる性質）が高い人は転職（移動）を希望しない傾向がある。
- 2) 属性を統制すると、貢献性の高い人ほど転職（移動）を経験している。集団性が高い人は転職（移動）しない傾向がある。
- 3) 離脱応報戦略型の転職は、年収上昇や職場満足度の増加の点で、概ね良い利得を示している。一方で、フリーライド的かつ非応報的な転職者の利得は、離脱応報戦略型の転職に比べて悪いとは言えない。

NPD 研究との関連で言えば、集団性をコントロールすれば、貢献性の高いやる気のある人、応報的な人こそが移動を希望・経験しているという知見が重要であると考えられる。つまり離脱応報戦略の存在を示唆する意識－行動間の因果メカニズムが、現実にあるということである。また転職研究にとって重要な知見は、労働資源や労働条件をコントロールしても、ある種の行動戦略が、転職意識や転職行動、そしてその利得に影響を与えているという点である。今後は、様々な型の戦略者が移動を通じてどのような相互作用を生み、その結果としてどのような集団が形成されるのかを検討する必要がある。それは、転職の一般化が進む今日において、また社会の移動性が高まる今日において、重要な研究課題の1つであると言える。

【注】

- (1) 厚生労働省の「雇用動向調査」によると、不況が深刻化した1996年以降、「経営上の都合」による離職率がはじめて全体の1割を超えた。一方で総務庁の「労働力調査特別調査結果」によれば、近年の転職希望率のピークは、バブル後期の1989年及び不況下の2001年にあることが示されている。
- (2) 社会的ジレンマ研究のレビューに関しては盛山・海野(1991)を参照。
- (3) 「ほかにいい仕事が見つければ、転職してもよいと思っている」「できれば自分で何かビジネスを始めたいと考えている」という回答の合計。
- (4) インターネット調査の問題点については吉村(2003)、労働政策研究・研修機構(2005)を参照のこと。本研究ではインターネット調査及び質問項目の妥当性を確認するため、回答数200のテスト調査を行い、その結果を検討した後、本調査を実施した。本稿の分析は本調査のデータのみ使用している。
- (5) 総務省の平成16年版「情報通信白書」によれば、小規模事業所の8割、中規模以上の事業所・企業の98%がインターネット端末を設置している。また30-40代のインターネット利用率は約87%だが、50代では62%に落ち込む。
- (6) 同社の職業分類カテゴリーは「1-会社員・役員」「2-自営業」「3-専門職」「4-公務員」「6-学生」「7-専業主婦」「8-パート・アルバイト」「9-無職」となっている。本調査では、このうち1・3・4を対象とした。なお、モニターのプロファイルの変化に関しては、マイボイスコム社が定期的にモニターと連絡を取ってチェックしているとのことである。
- (7) フォーカスド・グループ・インタビューは、2004年3月に都内の大学の会議室で行われた。転職未経験者(3名)と転職経験者(4名)の組に分け、アンケート調査案に沿って、それぞれ約2時間ずつ意見を聞いた。
- (8) サンプルおよび回答者の職業分布と全国的なそれとの差異については、本報告書所収の小林論文の付録を参照のこと。
- (9) 「良い機会を見つけたら、転職したいと思う」という質問に対し、「そう思う」「ややそう思う」と答えた人の合計。
- (10) 計算上、応報性を構成する観測変数を4つ設定している。

【文献】

- Axelrod, Robert. 1984. *The Evolution of Cooperation*. New York: Basic Books. ロバート・アクセルロッド著。松田裕之訳。1998. 『つきあい方の科学』ミネルヴァ書房。
- 蔡仁錫・守島基博。2002. 「転職理由と経路、転職結果」『日本労働研究雑誌』No. 506.
- Fujiyama, Hideki, Jun Kobayashi, Yuhsuke Koyama, and Hirokuni Oura. 2005a. "Decision on the Exit: A Social Dilemma Experiment with Intergroup Mobility." In this volume.
- Fujiyama, Hideki, Jun Kobayashi, Yuhsuke Koyama, and Hirokuni Oura. 2005b. "Performance of the Exit: A Social Dilemma Experiment with Intergroup Mobility." In this volume.
- 林直保子。1993. 「TIT-FOR-TAT から OUT-FOR-TAT へーネットワーク型囚人のジレンマにおける戦略選手権ー」『理論と方法』8(1):19-32.

- Hayashi, Nahoko and Toshio Yamagishi. 1998. "Selective play: Choosing partners in an uncertain world." *Personality and Social Psychology Review* 2: 276-289.
- 樋口美雄. 2001. 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- Hirschman.1970. *Exit, Voice, and Loyalty*. Harvard University Press.
- 猪木武徳・連合総合生活開発研究所編著. 2001. 『「転職」の経済学—適職選択と人材育成』東洋経済新報社.
- Kobayashi, Jun, Hideki Fujiyama, Yuhsuke Koyama, and Hirokuni Oura. 2004. "Rises and Falls of Cooperation: A Social Dilemma Experiment with Intergroup Mobility 1." In this volume.
- 小山友介・大浦宏邦. 2003. 「所属集団を変更できる社会的ジレンマモデルの計算機実験」『シミュレーション&ゲーミング』13(2):169-178.
- 小山友介・小林盾・針原素子・谷口尚子・金井雅之・大浦宏邦. 2004. 「『社会的ジレンマ問題』への学際的接近」『日本オペレーションズ・リサーチ学会和文論文誌』49(12): 733-740.
- 守島基博. 2001. 「転職経験と満足度」猪木武徳・連合総合生活開発研究所編著『「転職」の経済学—適職選択と人材育成』東洋経済新報社. 141-165.
- 中村二郎. 2001. 「誰が企業を辞めるのか」猪木武徳・連合総合生活開発研究所編著『「転職」の経済学—適職選択と人材育成』東洋経済新報社. 21-43.
- 日本労働研究機構. 2003. 『転職のプロセスと結果』資料シリーズ No. 137.
- 盛山和夫・海野道郎編. 1991. 『秩序問題と社会的ジレンマ』ハーベスト社.
- 労働政策研究・研修機構. 2005. 『インターネット調査は社会調査に利用できるか—実験調査による検証結果—』労働政策研究報告書 No.17.
- 吉村 宰. 2003. 「Web 調査の現状と課題 —調査誤差の分類と対処の観点から—」日本行動計量学会第31回大会チュートリアルセミナー資料.

【謝辞】

本稿で扱った調査の準備・実施にあたっては、大浦宏邦氏、籠谷和弘氏、小林盾氏、針原素子氏、藤山英樹氏をはじめとする進化ゲーム理論研究会の各氏、およびマイボイスコム株式会社ならびに回答者の皆さんに感謝致します。

組織活性化と労働移動

ーフリーライダーへの転職の効果ー

小林 盾
(シカゴ大学)

【要旨】

この論文では、労働移動が組織の活性化にとって、両義的な効果を持つことを示す。そのために、転職による入職者と離職者が、フリーライダー（組織にただ乗りする人）かどうかを調べる。データは、全国の30代・40代の男性雇用フルタイム・ホワイトカラー労働者に質問紙調査を行って得た。回帰分析の結果、(i) 転職を経験した人ほど、フリーライドせず組織に貢献して、チームワークをこなしたり後輩をよく教育する、(ii) しかし、そうした貢献的な労働者は、フリーライダーよりも転職を希望する、ということが分かった。したがって、転入はフリーライダーを減らして組織を活性化するが、転出は貢献者を流出させる効果を持つ。この点で、労働移動は組織活性化にとって諸刃の剣といえる。なお、組織活性化への労働移動の効果を調べたのは、この論文が最初の試みである。

キーワード：組織、活性化、労働移動、転職、フリーライダー

1. はじめに

1.1 背景

これまで日本的経営は、長期雇用・年功序列・企業別組合を柱としてきた。しかし近年は、年功序列に代わって成果主義が導入されつつある。これと並んで、長期雇用に代わって、労働市場の流動化（雇用の流動化）が指摘されている。

たしかに、実際には労働市場の流動化という傾向が明確にあるわけではない（平田 2002）。とはいえ、毎年無視できない割合の労働者が、転職によって労働移動を果たしている。『就業構造基本調査』によれば、2002年の時点で転職経験がある人は48.4%いる。また、『雇用動向調査』によると、2002年の労働移動は、入職者が約597万人で入職率14.5%（全常用労働者中の割合）、離職者が約682万人で離職率16.6%であった。このうち転職入職者（入職前1年間に就業経験がある者）は363万人で8.8%いた。これらの割合は、過去10年間ほぼ一貫している（図1）。

そうした労働移動は、労働者と組織のマッチングを改善するため、労働組織を活性化すると考えられてきた（たとえば佐分利・柘本 2001）。実際、組織が転職者を受け入れる時に、主に意識した経営戦略として「組織の活性化」を挙げたのは、14.0%で3位であった（労働大臣官房政策調査部 2000）。特に大企業ほど、この意識が強い。

組織の活性化とは、「組織のメンバーが、相互に意思を伝達しあいながら、組織と共有している目的・価値を能動的に実現していこうとする状態」（河合・高橋 1992）と概念化さ

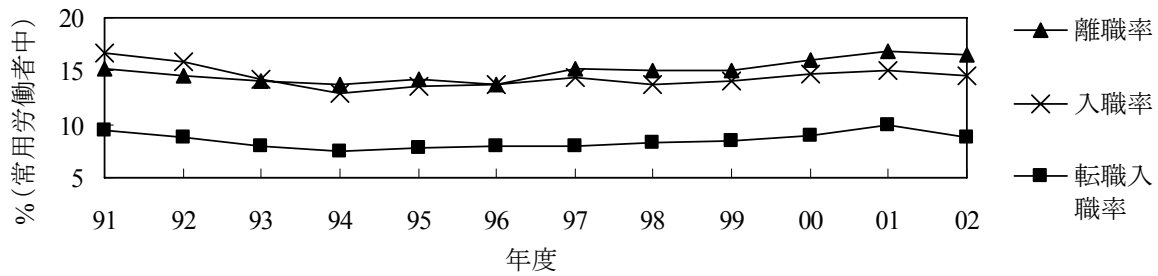


図 1. 労働移動率 (雇用動向調査より)

れてきた。つまり、組織が労働者の貢献を引き出している状態を表す。もともとは、Bernard (1938) の「人びとが共通の目的を持って貢献しようとする時、組織が成立する」という考えにもとづいている。

この論文では、フリーライダーが少ないことを、組織活性化の指標とする。「フリーライダー」とは、組織の目的に十分に貢献していない人をさす。反対に組織に十分に貢献している労働者を、「貢献者」とよぶ。

1.2 問題

理想的には、労働移動があると、組織内の労働市場（内部労働市場）でも、組織外の労働市場（外部労働市場）でも競争が働く。すると、労働者はエンプロイアビリティ（雇用される能力）を高めようとするし、組織は労働者の転職前の履歴を参照できる。その結果、良質な労働者である貢献者が、組織に集まるはずである。

ただし、こうした労働移動の効果はかりにマクロな組織の水準で妥当しても、マイクロな個人の水準ではややもすると諸刃の剣となりうる。組織に貢献者が集まることもあれば、逆にフリーライダーが増えるかもしれないためである。

そこでこの論文では、転職による労働移動が、組織活性化にプラスとなるのかマイナスとなるのかを検討する。具体的には、次の問題を検討する。

問題 転職入職者と離職者は、フリーライダーか。

労働移動が組織を活性化するには、(1) 新たに転入してくるのは貢献者であり、(2) しかも転出していくのはフリーライダーである、ということが条件となる。もし逆に、フリーライダーが入ってきたり、貢献者が退出するならば、組織はむしろ停滞するかもしれない。

2. 先行研究と仮説

2.1 転職研究

ところがこれまで、転職研究と組織活性化研究が十分にリンクしてこなかった。

転職研究では、転職者が組織活性化にとってどのようなタイプの労働者かを、まだ解明していない。これまで転職研究は、転職の原因、過程、結果を明らかにしてきた。転職の原因は、自己都合による「自発的理由」と会社の都合による「非自発的理由」とにおおきく分かれる。

自発的理由はさらに、健康・進学・家庭問題といった「個人的理由」と「仕事に関連した理由」とに分かれ、仕事関連には不満などの「プッシュ要因」とよりよい仕事を目指す「プル要因」がある（渡辺 1999）。30代40代の男性雇用労働者のうち、非自発的転職者が1〜3割なのに対して、自発的な転職者は各年代で7〜9割を占めている（ワークス研究所 2003）。

転職の過程では、フォーマルな情報にくわえて「人的ネットワーク」に基づく情報が役立つ（Gravonetter 1974, 渡辺 1998）。特に高いステータスの人にネットワークがあると、転職に有利である（Lin 1990）。

転職の結果として一般に、収入は下がるが、満足度は上がる（日本労働研究機構 2003, 守島 2001）。自発的離職で、特にプル要因で転職したのであれば、非自発的な場合を収入・満足度ともに上回る（中村 2001）。なお、産業間や職業間の移動は少ないが、転職先の組織規模は転職前とくらべて小さくなる傾向がある（労働大臣官房政策調査部 2000）。

2.2 組織活性化研究

他方、組織活性化研究はこれまで、組織への貢献と転職との関連を調べてこなかった。組織活性化と労働移動の關係に最初に着目したのは、Bernard (1938) や March and Simon (1958) の組織均衡論であった。彼らによると、個人は組織で活動する時に、「参加するかどうか」の意思決定と、参加したならば「貢献するかどうか」の意思決定をする。もし貢献に見合う報酬を組織から得られるなら、参加し続ける。もし報酬が不十分だと、個人は組織から退出するはずである。

組織への貢献の度合いを、March and Simon (1958) は個人の「モチベーション」として捉えた。これにもとづいて、日本ではモチベーションが高い人ほど、転職しないで定着することが報告されている（高橋 1997）。また、活性化した組織ほど、新製品の開発が盛んである（矢野 1992）。

その一方で、貢献をモチベーションでではなく、直接測定することも試みられている。貢献的な行動は「協力 Cooperation」「組織市民行動 Organizational citizenship behavior」と、反対に貢献しないことは「ただ乗り Free-riding」「社会的手抜き Social loafing」「さぼり Shirking」と概念化されてきた（Kidwell and Bennett 1993）。たとえば、内発的モチベーションが高い人ほど、組織に貢献する（George 1992）。

2.3 仮説

したがって、労働者と組織がどちらも合理的ならば、転職入職者には貢献者が多いただろう。労働者は初職への入職と比べて、転職による入職では、より自分に適した職場を選択できる。他方組織の側は、入職者の過去の履歴を参照できるので、より組織に適した労働者を選べるはずだ。その結果、労働者と組織のマッチングが改善されて、労働者は組織に貢献することが期待できる。

仮説 1（転職入職者） 転職経験者には、貢献者が多いただろう。

つぎに、離職するのは、組織均衡論にしたがえば貢献者が多いただろう。もし職場にフリー

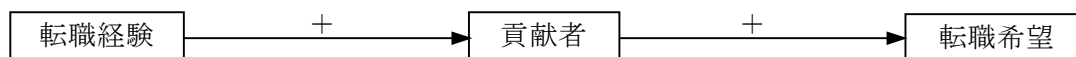


図 1. 仮説

ライダーがいたら、貢献者は彼らに搾取されるので、貢献に対して報酬が見合わないと考え
るだろう。参加者が組織に不満がある時、他人を排除することが不可能ならば、「退出」す
ることがもっとも効果的な手段である（Hirschman 1970）。

他方フリーライダーは、たいして貢献していないのに、それなりの報酬を得ている。した
がって、わざわざ転職するよりも、そのまま定着して組織に「ぶら下がる」ことを選択する
はずである。

ただし以下では、データの制約から、実際に組織から転出することの代わりに、転職の「希
望」の有無を調べる（図 1）。

仮説 2（離職者） 転職を希望するのは、貢献者が多いだろう。

3. 方法

3.1 データ

データは、科学研究費プロジェクト「秩序問題への進化ゲーム理論的アプローチ」で、「転
職と働き方に関する意識調査」を実施して得た。

- ・調査実施時期：2004 年 3 月 3 日 17：18～4 日 17：57.
- ・調査方式：インターネット上での、自計式の質問紙調査。最短 73 項目，最長 100 項目。
- ・調査実施機関：マイボイス社。
- ・調査対象：全国の 30 代・40 代男性，雇用フルタイム労働者（正規従業員，派遣，契約社
員を含み，パート，アルバイトを除く）。
- ・サンプリング方法：全登録モニター約 15 万人のうち，調査対象に該当する 48,850 人から，
無作為抽出。
- ・計画サンプル：2,400.
- ・有効サンプル：810（最初に回答した 815 人から条件外の 5 人を除く，回答率 33.8%）。
- ・依頼方法：「働き方と転職についてのアンケート」として，800 人で回収を終えることを
明示して，3 月 7 日までの回答を電子メールで依頼。
- ・謝礼：調査会社を通じて 250 円分のポイントが回答者に加算。

対象を 30 代・40 代の男性に限定したのは，この層が転職をもっとも真剣に考えるだろう
からである。

この論文では，サンプルのうち職業が欠損・その他の 147 人と，自営業者の 6 人を除いて，
657 人を分析の対象とする。これは，「専門・技術」「管理」「事務」「販売」職のホワイト
カラー労働者に着目するからである。ホワイトカラー労働者の仕事は，ブルーカラーの仕
事よりもモニターが困難で，境界が曖昧である。そのため，そうした職場では「いかにフリ
ーライダーを減らして，組織への貢献を動員するか」が常に課題となる。

回答者の属性は、以下の通りである。他の調査と比較すると、転職経験率はほぼ一致するが、転職希望は高い。これは、調査のタイトルを「働き方と転職についてのアンケート」としたため、転職に関心の高い人が回答したためであろう。職業と産業の分布については、付録参照。

- ・平均年齢 38.8 歳，大卒以上 69.1%，年収メディアン 500-700 万円 (32.3%)，既婚者 71.2%。
- ・課長以上 29.2%，平均勤続年数 11.9 年。
- ・1～299 人の組織に勤務 47.2%，300～999 人の組織に勤務 15.2%，1000 人以上の組織に勤務 36.7%。
- ・転職経験者 42.0% (NTT データ 1998 では 30 代 40 代の男性雇用フルタイム・ホワイトカラー労働者で 36～42%)，平均転職回数 0.77 回。
- ・転職希望者 62.9% (ワークス研究所 2003 では 30 代 40 代の男性雇用フルタイム労働者で 24～41%)

なお一般にフルタイム労働者を調査対象にすると、ランダムサンプリングに基づいた郵送・面接・電話などの調査では、回収率が著しく下がることが知られる。この研究では、そうした層が調査対象のため、インターネット調査（ウェブ調査）を行った。インターネット調査には、職業を限定できるという利点もある（インターネット調査の利点と注意点は労働政策研究・研修機構 2005 参照）。

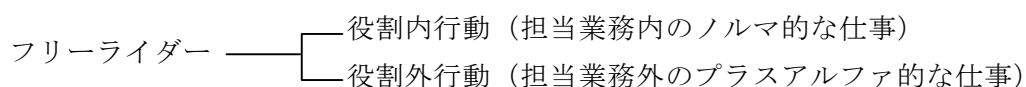
ただし、インターネット調査では回答者が登録モニターに限られるため、回答が偏る危険がある。今回の調査では、職業と産業を母集団の分布と比較したら、おおむね似たパターンとなっていた（付録参照）。職業では管理職が少ないことと、産業では製造業が多く卸・小売・飲食業が少ないことが目立つ。

また、回答は先着順であったが、回答順序は年齢、学歴、年収、職業、産業、組織規模、職位と有意な相関はなかった。労働政策研究・研修機構 (2005) によれば、回答順序は属性や態度と関連を持たない。

3.2 従属変数

仮説 1 の従属変数として、労働者が現在の職場ではたして貢献者なのかフリーライダーかを測定するために、2つの質問項目を用いる。組織研究では、フリーライダーが現れる場面を、役割内行動と役割外行動に分ける。それぞれ時間の中で安定しているし、互いに相関が高い (Van Dyne and LePine 1998)。

「役割内行動 In-role behavior」は、売り上げを達成するなど、自分の担当業務内の仕事としてノルマ的にこなされる。「役割外行動 Extra-role behavior」は、後輩を教育するなど、担当業務外だが誰かがやる必要のある仕事で、プラスアルファ的にこなされる。



これらを参考にして、役割内行動を「同じチームの仲間が熱心に働いている時は、自分は

表1 変数の合成

変数	項目	α
モチベーション	「自分の仕事については、人並のやり方には満足せずに、つねに改善するよう心がけている」「自分は、短期的見通しというよりも、長期的展望に基づいて仕事をしている」	.56
コミットメント	「自分が所属する組織（会社・団体）に対して、高い忠誠心を持っている」「自分が日常的に接する職場の仲間に対して、強い連帯感を感じる」	.68
貢献傾向	「自分個人の利益より、自分が所属する集団の利益を重んじるほうだ」「粘り強くものごとに取り組むほうだ」「周囲の人が面倒くさがってやりたがらないことでも、自分は進んで行うほうだ」「班やグループで分担する仕事や義務などは、なるべく避けるほうだ（逆転）」	.54

むしろ手を抜くほうだ」で測定して、逆転した上で「チームワーク度」とよぶ。これは、チームワークにおいて、手を抜かないことを表す。

役割外行動には「職場の後輩の面倒はよく見るほうだ」を用いて、「教育度」とよぶ。どちらも、「そう思う=5」「ややそう思う=4」「どちらともいえない=3」「あまりそう思わない=2」「そう思わない=1」の5点尺度で聞いた。

仮説2の従属変数として、「転職希望」項目を用いる。一時点での調査では、これから転出するかどうかを行動として観測することはできない。そこで、「良い機会を見つけたら、転職したいと思う」という現時点での態度で代用する（5点尺度）。

3.3 独立変数と統制変数

独立変数として、仮説1では「転職経験ダミー」（経験あり=1, なし=0）を用いる。仮説2では、チームワーク度と教育度のそれぞれの効果を確認するために、別々に投入する。

統制変数として、職場における「モチベーション」と「コミットメント」、また職場の行動に限定されない長期的で心理的な「貢献傾向」という3つの合成変数を作る。どれも高いほど、組織に貢献するだろうが、概念として貢献行動と区別するべきである。複数の5点尺度の平均値とする（表1）。

これ以外に統制変数として、年齢、大卒以上ダミー（大学卒と大学院卒）、年収、勤続年数、既婚ダミー、課長以上ダミー、部長以上ダミー、組織規模300人以上ダミー、組織規模1000人以上ダミー、4つの職業ダミー（専門・技術、管理、事務、販売）、10の産業ダミー（農林水産、建設、製造、運輸・通信、卸・小売・飲食、金融・保険、不動産、サービス、公務員、その他）、職場への満足度（5点尺度）を用いる。もし共線性がある場合は、VIF<1.6を基準として分析から除く。

3.4 統計モデル

検定では、線型回帰分析を行う。仮説1は、

チームワーク度または教育度 = $\alpha + \beta_1$ 転職経験ダミー + β_2 統制変数1 + β_3 統制変数2 + …
 というモデルで検定する。仮説2では、チームワーク度と教育度をべつべつに投入して、

表 2 記述統計

	平均	標準偏差	相関係数							
			1	2	3	4	5	6	7	
1. チームワーク度	3.74	0.86								
2. 教育度	3.47	0.92	0.21							
3. 転職経験	0.42	0.49	0.09	0.12						
4. 転職希望	3.71	1.01	0.08	0.04	0.25					
5. モチベーション	3.59	0.73	0.14	0.33	0.18	0.13				
6. コミットメント	3.02	0.90	0.08	0.21	-0.04	-0.27	0.22			
7. 貢献傾向	3.11	0.51	0.09	0.19	0.14	0.02	0.28	0.27		
8. 職場満足	3.02	1.08	-0.02	0.04	0.12	-0.27	0.14	0.37	0.10	

転職希望 = $\alpha + \beta_1$ チームワーク度または教育度 + β_2 統制変数 1 + β_3 統制変数 2 + …

というモデルで検定する。

独立変数はかならず残すが、統制変数が 10%水準で有意でない場合は分析から除く。

4. 結果

4.1 記述統計

記述統計は表 2 の通りである。チームワーク度と教育度の相関は 0.21 あり、先行研究と一致する (Van Dyne and LePine 1998)。それらと転職経験、転職希望との相関は、0.1 前後である。

4.2 仮説 1 の検証

まず仮説 1 を検証するために、チームワーク度と教育度を従属変数として回帰分析を行った (表 3)。年齢、年収、勤続年数、組織規模 1000 人以上ダミーは、転職経験と共線性を持つため分析から除いた。

その結果、転職経験がある人ほど、チームワーク度 (同僚が熱心な時自分も手を抜かない) と教育度 (後輩の面倒をよく見る) のどちらも高く、貢献者であることが分かった (5%水準で有意)。また、独立変数を転職経験ダミーから転職回数 (0~4 回) へと代えても、回数が増えるほど有意に協力的になる。したがって、仮説 1 は検証された。

なぜか。おそらく、労働者と組織の間のマッチングがよくなったためであろう。傍証として、転職経験者 278 人の間で、転職によって「上司との関係」への満足度が上がっている (表 4)。調査では、転職経験者に 10 の側面について、現在の職場と一つ前の職場で満足度をきいた (5 点尺度)。対応のある平均値の差の検定を行った結果、そのうち 5 つの側面で有意な差があった。ただし、給与や評価では満足度が低下している。

この時、「もともと貢献的な人が転入した」わけではないことに、注意したい。貢献傾向が、有意な効果を持たなかったからである。また、転職経験の代わりに勤続年数を投入すると、有意な負の効果を持つ (勤続年数が長いほど、フリーライドする)。

表3 仮説1の回帰分析

独立変数	従属変数	
	チームワーク度	教育度
転職経験ダミー	.15(.07) *	.16(.07) *
モチベーション	.13(.05) **	.36(.05) ***
コミットメント	.09(.04) *	.18(.04) ***
職場満足	-.07(.03) †	-.06(.03) †
R^2	.032	.139

$N=657$. † $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

VIF<1.6 かつ $p<.10$ のみ. 非標準化係数と標準誤差.

表4 転職経験者における、現在と過去の満足度の比較

	現在の平均 - 転職前の平均 (標準誤差)
上司との関係	.24 (.09) *
通勤時間	.20 (.10) †
給与	-.31 (.10) **
能力・実績評価	-.25 (.09) **
研修機会	-.36 (.09) ***

$N=276$. † $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

結果1 (転職入職者) 転職経験者ほど、貢献者が多い。つまり、チームワークで手抜きをしないし、後輩をよく教育する。これは、マッチングが改善されるためであろう。

モチベーションは、どちらにも正の効果を持つ。これは、George (1992) の結果と一致する。統制変数のうち、貢献傾向、既婚、課長・部長以上といった職位、組織規模、職業、産業はどれも、有意な効果を持たなかった。

なお、全体にチームワーク度よりも教育度の方が、大卒以上ダミー、モチベーション、コミットメントといった統制変数の効果が高い。これは、後輩の教育という担当業務外の行動の方が、業務に手を抜かないということよりも、純粋に職場への貢献を表すからであろう。

4.3 仮説2の検証

つぎに仮説2を検証するために、転職希望を従属変数として回帰分析を行う(表5)。ここではモチベーションはチームワーク度と教育度の原因と想定しているので、統制変数に入れない。またコミットメントと職場満足は、転職希望に似た効果を持つだろうから、コミットメントだけを投入した(職場満足を投入しても同様の結果を得るが、チームワーク度と教育度の効果が下がる)。年齢は勤続年数と共線性を持つため、投入しなかった。

すると、チームワーク度、教育度ともに、正の効果を持つ(5%水準で有意)。したがって、仮説2は検証された。

仮説を設定する時に、これは貢献者がフリーライダーから搾取されることを嫌がるためと考えた。このことは、「同僚のやる気」との関連からも支持できる。現在の職場で「同僚のやる気」にどれだけ満足しているかを、5点尺度で聞いた。転職希望は、この同僚のやる気

表5 仮説2の回帰分析（非標準化係数と標準誤差）

独立変数	モデル1	モデル2
大卒以上ダミー	-0.16 (.08) *	-0.16 (.08) *
勤続年数	-0.03 (.01) ***	-0.03 (.00) ***
公務員ダミー	-0.60 (.15) ***	-0.61 (.15) ***
チームワーク度	.09 (.04) *	
教育度		.10 (.04) **
コミットメント	-0.27 (.04) ***	-0.28 (.04) ***
R^2	.174	.177

$N=653$. † $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

VIF<1.6 かつ $p<.10$ のみ. 従属変数=転職希望.

への満足度との相関が-0.11で、1%水準で有意であった。まわりにフリーライダーがいて不満がある人ほど、転職を希望すると解釈できる。

結果2（離職者） 転職を希望するのは、貢献者が多い。つまり、チームワークで手を抜かない人ほど、または後輩をよく教育する人ほど、転職を希望する。これは、フリーライダーの同僚から搾取されることを回避するためであろう。

統制変数の効果の傾向は、中村（2001）、ワークス研究所（2003）といった先行研究と一致する。学歴が高いほど、勤続年数が長いほど、公務員ほど、既婚者ほど、職場へのコミットメントが高いほど、現在の職場に満足しているほど、定着を希望している。

なお統制変数のうち、貢献傾向、既婚、職位、組織規模、職業、公務員以外の産業は、有意な効果を持たなかった。

5. 結論

5.1 要約

この論文では、転職による労働移動が組織を活性化するかどうかを検討した。そのために、組織へあたりに転入する転職入職者と組織から転出する離職者が、組織を活性化させる貢献者か、逆にフリーライダーなのかを調べた。データは、30代40代の男性雇用フルタイム・ホワイトカラー労働者を対象として、「転職と働き方に関する意識調査」によって得た（分析対象657人）。

回帰分析によって、つぎの結果を得た。統制変数の効果は、先行研究の結果と一致した。

(i) 転職入職者には、チームワークで手抜きをしなかったり、後輩を指導するような、組織に貢献する者が多い（結果1）。また、モチベーションが高い人ほど、組織に貢献する。

(ii) そうした労働者は、転職を希望しがちである（結果2）。また、学歴が高かったり勤続年数が長いほど、公務員ほど、定着を希望する。

以上より、30代40代の男性雇用フルタイム・ホワイトカラー労働者について、次のことを結論できる（図2）。

結論 転職経験者と転職希望者は、どちらもフリーライダーではなく貢献者である。つまり、

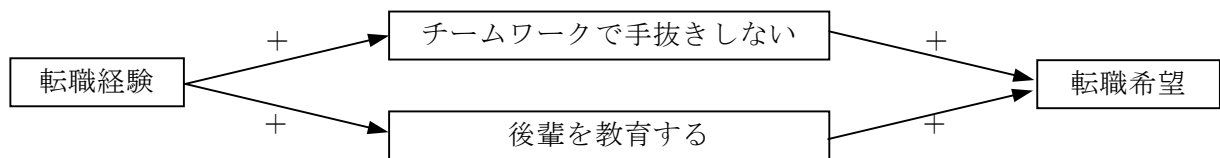


図 2. 分析結果

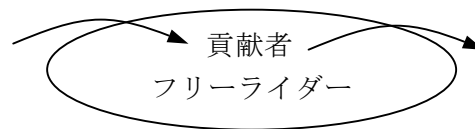


図 3. 労働移動の効果

どちらもチームワークで手を抜かないし、後輩の面倒をよるみる。

5.2 実践的含意

この結論から、以下の含意を得る。

含意 転職による労働移動は、組織活性化にとって諸刃の剣である。転入者は組織に貢献することが多いが、同時に流出しやすい（図 3）。

転入者が組織に貢献的なのは、おそらく労働者と組織のマッチングが改善されるためであろう。そうしたメンバーが転職を希望しがちなのは、職場のフリーライダーから搾取されることを、嫌がるためのようである。

そこで、組織を活性化させるためには、積極的に転入者を受け入れることが効果的であろう。その一方で、良質な労働者が入ってきたら、彼らをできるだけ組織に定着させることが課題となる。そのためには、なんらかのかたちで貢献的な労働者とフリーライダーを区別することが不可欠である。その上で、労働者の貢献度に応じて評価できるように、評価システムを設計することが役立つ。

5.3 議論

(i) この論文では、マイクロな個人のレベルの意思決定に焦点を当てた。今後は、今回の結果が、マクロな組織のレベルにもリンクしているかを確かめたい。そのためには、いくつかの組織で組織調査を行って、労働移動の度合いと業績の関係を検討する必要がある。

(ii) 今回は調査対象を、30代 40代男性雇用フルタイム・ホワイトカラー労働者に限定した。今後は、女性やブルーカラー労働者の間で、労働移動が組織活性化にどう結びついているかを調べることができよう。

(iii) 仮説 2 で離職者のタイプを調べる時に、この論文では「転職の希望」を用いた。もし実際にその後離職したかどうか分かれば、こうしたタイプをより正確に把握できる。そのためには、パネルデータの利用が役立つだろう。

付録：サンプルの職業分布, 産業分布

職業分類は、フェイス項目から次のように対応させた。

- ・専門・技術職：「基礎・技術研究」「技術開発・設計」「情報処理（システム）」「広報・編集」。
- ・管理職：「企業等の経営者・役員」「個人事業主・店主」。
- ・事務職：「商品企画・開発」「経営・事務企画」「製造・生産・品質管理」「物流・配送」「人事・総務・経理」「調査・広告・宣伝」。
- ・販売職：「営業・販売」「購買・仕入」。

産業分類は、フェイス項目をそのまま利用した。参考として、2002年『就業構造基本調査』における男性雇用ホワイトカラー（専門・技術、管理、事務、販売）労働者の分布を挙げる。年齢別の表は存在しないので、すべての年齢層が含まれる。

表 A1. サンプルの職業分布

	母集団 (モニター)	サンプル	サンプル中の ホワイトカラー	就業構造基本調査 2002
専門・技術	27.8%	31.9%	38.9%	26.4%
管理	4.1%	4.5%	5.4%	11.2%
事務	26.2%	26.9%	32.7%	30.8%
販売	18.4%	18.8%	22.9%	31.6%
その他	23.5%	17.9%		
合計人数	48,850	810	657	15,790,300

表 A2. サンプルの産業分布

	母集団 (モニター)	サンプル	サンプル中の ホワイトカラー	就業構造基本調査 2002
農林水産	.6%	.1%	.2%	.3%
建設	7.5%	7.5%	7.5%	6.7%
製造	28.7%	28.2	33.5%	16.3%
運輸・通信	7.1%	7.5%	8.0%	11.0%
卸・小売・飲食	8.3%	8.0%	9.5%	25.6%
金融・保険	4.3%	5.2%	5.7%	5.0%
不動産	1.5%	1.9%	2.1%	1.9%
サービス	20.7%	19.9%	20.5%	14.1%
公務員	9.5%	11.3%	6.2%	6.5%
その他	11.8%	10.3%	6.8%	12.8%
合計人数	48,850	810	663	15,790,300

【文献】

Bernard, Chester Irving. 1938. *The Functions of the Executive*. Harvard University Press. = 1968. 山本安次郎・田

- 杉競・飯野春樹訳『経営者の役割』ダイヤモンド社。
- George, Jennifer M. 1992. “Extrinsic and Intrinsic Origins of Perceived Social Loafing in Organizations.” *Academy of Management Journal* 35:191-202.
- Gravonetter, Mark. 1974. *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*. University of Chicago Press. =1998, 渡辺深訳『転職：ネットワークとキャリアの研究』ミネルヴァ書房。
- 平田周一. 2002. 「流動化する労働市場？」原純輔編『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房。
- Hirschman, Albert O. 1970. *Exit, Voice, and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations and States*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 河合忠彦・高橋伸夫. 1992. 「組織活性化の展望」『組織科学』26: 2-6.
- Kidwell, Ronald E. and Nathan Bennett. 1993. “Employee Propensity to Withhold Effort: A Conceptual Model to Intersect Three Avenues of Research.” *Academy of Management Review* 18: 429-56.
- 小林盾・大浦宏邦・谷口尚子. 2004. 「転職と職場のフリーライダー問題：転職に関する意識調査(1)」『第38回 数理社会学会大会 研究報告要旨集』pp.42-45.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部. 2003. 『平成14年雇用動向調査』.
- Lin, Nan. 1990. “Social Resources and Social Mobility: A Structural Theory of Status Attainment.” *Social Mobility and Social Structure*, edited by Ronald L. Breiger. NY: Cambridge University Press.
- March, James G. and Herbert Simon. 1958. *Organizations*. New York: John Wiley and Son. =1977. 土屋守章訳『オーガニゼーション』ダイヤモンド社。
- 守島基博. 2001. 「転職経験と満足度：転職ははたして満足をもたらすのか」猪木武徳・連合総合生活開発研究所『「転職」の経済学：適職選択と人材育成』東洋経済新報社。
- 中村二郎. 2001. 「誰が企業を辞めるのか：離職志向と企業内におけるマッチング」猪木武徳・連合総合生活開発研究所『「転職」の経済学：適職選択と人材育成』東洋経済新報社。
- 日本労働研究機構. 2003. 『転職のプロセスと結果』. 資料シリーズ137.
- NTT データ. 1998. 『情報化社会とホワイトカラーのワークスタイル』. NTT データ技術開発本部システム科学研究所。
- Olson, Mancur. 1965. *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Harvard University Press. =1983. 依田博・森脇俊雅訳『集合行為論：公共財と集団理論』ミネルヴァ書房。
- リクルートワークス研究所. 2003. 『ワーキングパーソン調査2003』.
- 労働大臣官房政策調査部. 2000. 『転職者の実態（平成10年調査）：転職者総合実態調査報告』.
- 労働政策研究・研修機構. 2005. 『インターネット調査は社会調査に利用できるか：実験調査による検証結果』労働政策研究報告書17.
- 佐分利応貴・柘本純. 2001. 「ミスマッチ解消と適職選択の課題」猪木武徳・連合総合生活開発研究所『「転職」の経済学：適職選択と人材育成』東洋経済新報社。
- 総務省統計局. 2003. 『平成14年就業構造基本調査』.
- 高橋伸夫. 1997. 『日本企業の意思決定原理』東京大学出版会。
- Van Dyne, Linn and Jeffrey A. LePine. 1998. “Helping and Voice Extra-Role Behaviors: Evidence of Construct and Predictive Validity.” *Academy of Management Journal* 41: 108-119.
- 渡辺深. 1998. 「ジョブ・マッチングとキャリア・ネットワーク：転職過程の事例研究」. 富永健一・宮本光晴編『モビリティ社会への展望』慶應義塾大学出版会。
- . 1999. 『「転職」のすすめ』講談社。

【謝辞】

調査票の作成と分析にあたり、特に秋吉美都氏、大浦宏邦氏、籠谷和弘氏、高橋康二氏、高橋伸夫氏、谷口尚子氏、藤山英樹氏に感謝します。初期の草稿は小林・大浦・谷口(2004)として発表されました。調査票は、プロジェクトのウェブページで公開しています (<http://civitas.e.yamagata-u.ac.jp/evogame/kaken/default.htm>)。

ジレンマ・ゲームとしての転職

—協力者は移動するか—

秋吉美都
(専修大学)

【要旨】

転職にかんする社会学的研究が明らかにしてきたように、社会現象としての転職は、その原因も帰結も、個人のイニシアチブに還元できない。しかし同時に、転職を純粋に構造の変動にはじまり構造の変動に終わる現象と説明することは妥当ではない。転職経験は、個人の戦略、行動、態度に影響する。本稿は「男性常勤雇用者全国調査」の分析をもとに、社会的ジレンマ状況における協力者の移動として転職を解釈できる可能性を示唆する。その理由として、(1) 協力者の方が転職しやすいと考える暫定的な証拠がある、(2) コミットメントの弱い者が転職しやすいとはいえない、(3) モチベーションの高いものが転職しやすい、(4) 転職を経験した者の方が、転職を希望する傾向があることが示される。

キーワード：転職，移動，社会的ジレンマ

1. 移動を説明する三つの認識論——本稿の位置づけ

転職経験は、個人の戦略、行動、態度にかんして、J. デイビスの言う意味での「肥沃な」(fertile)変数である(Davis 1985)。「肥沃な」変数とは、多くの変数に影響する変数のことである。転職にかんする社会学的研究が明らかにしてきたように、たしかに社会現象としての転職は、その原因も帰結も、個人のイニシアチブに還元できない。転職はH. ホワイトの言うように「空席」の移動であり、M. グラノヴェッターの言うように「弱い紐帯の強さ」が効く領域でもある(White 1970, Granovetter 1973)。しかし同時に、転職を純粋に構造の変動にはじまり構造の変動に終わる現象と説明するのは妥当ではない。なぜなら転職経験のある人と無い人とでは戦略、行動、態度に明らかな違いが見られるからである。以上が本稿の主要な主張である。

このことは、より一般的な文脈で言うならば、本プロジェクトの実験班が見出した「協力性の高い人の方が協力性の低い人より移動を選択する傾向がある」ということと密接にかかわっている。しかし、本稿は調査班の一部に位置づけられるものであり、結果としての知見は実験のそれと同一であっても、その提示の道筋は異なる。その理由は社会科学には複数の認識論が存在していることによる。本報告書の他の研究と本稿の関連を示すために、本題に入る前に、少し寄り道になるが、複数の認識論について言及しておきたい。

ここで依拠するのはA. アボットによる認識論の整理である。社会科学の課題を社会現象の説明であるとするならば、それはすなわち社会現象の「常識的な理解」を何らかの方法で

超越することである，とアボットは論じる (Abbott 2004) . この超越の方法を，アボットは「プラグマティック・プログラム」(pragmatic program), 「セマンティック・プログラム」(semantic program), 「シンタクティック・プログラム」(syntactic program), の3つに区分する。

ごく簡潔にアボットの議論をまとめると，プラグマティック・プログラムは「何かに介入することができる」ことをもって説明とする。このプログラムは，たとえば貧困の原因がわかれば，貧困を根絶できる，というような含意を持つ。セマンティック・プログラムは「直せつ的な理解を可能にすること」をもって説明とする。常識的に考えて「腑に落ちる」ところまで行けば説明は達成されたとする視座である。たとえば，利他主義的な行動は，分析の結果自己中心的な行動であると判明すれば，このプログラムの立場での説明は達成されることになる。最後に，シンタクティック・プログラムは，説明そのものの複雑性と単純性の両立を基準として成立するものである。この立場から行われる説明は，極論すれば直観に反するものでも，「信じられない」ものでもかまわない。論理に内在的な基準，すなわち論理的整合性，エレガントさ，というものがシンタクティック・プログラムには重要である。フロイトやピアジェの理論がシンタクティック・プログラムの代表的な例である (Abbott 2004:9-11)。アボットはさらにこの3つの立場のそれぞれに抽象的なバージョンと，具体的なバージョンを区別することができるとしている。

この複数の認識論に即して多少強引な分類を試みるならば，本報告書の一部は「シンタクティックな説明プログラムの抽象バージョン」であるフォーマリゼーションに依拠している，と考えることができるだろう。実験は，アボットによって「プラグマティックな説明プログラムの具体バージョン」とされている。それに対して，本稿を含む，調査結果に基づく報告が立脚するのは，「プラグマティックな説明プログラムの抽象バージョン」である「標準的因果分析」(standard causal analysis, SCA)である。

このプロジェクト全体の強みは，プロジェクト全体に参加していない筆者が指摘することは僭越であるが，複数の説明プログラムが相補的に機能していることであろう。しかしまさにその強みゆえに，その成果の多様性に違和感を覚える人はプロジェクトの中にも外にもいると考える。他の説明プログラムの立場に立つ読者や，あるいは特定の認識論を意識しない読者にとって，以下の報告は「まどろっこしい」，「レリバンスがよくわからない」，「エレガントでない」という印象を与えるかもしれない。たとえば現実のデータをあまり使わずにモデルを構築できるフォーマリゼーションに比べれば，SCAは測定誤差や観測されない異質性の影響を免れえないために「エレガント」ではない。以上のような認識論の差異を指摘して，本報告書を通読して違和感を覚える読者の寛恕を請いたい。

2. 従来の転職研究と「ジレンマ」視点の意義

さて，本稿のテーマは転職である。本稿はプロジェクトの一環として行われた，「男性常勤雇用者全国調査」(以下「転職調査」)のデータにもとづく。調査の方法などの詳細については末尾の付録を参照されたい。本プロジェクトでは転職は「移動」というできごとの現

実社会—より具体的には労働市場と組織という文脈—における例として取り上げられた。プロジェクトの実験部分では、「協力者の方が移動する」という知見が得られた。現実の労働市場でも、公共財の形成に協力的な者の方が移動、すなわち転職を選好するだろうか、というきわめて素朴な疑問がここから考えられる。この素朴な疑問は、もし協力者の方が移動するのであれば、それを促進することが公共の利益につながる、という重要な政策的含意を持つ。

しかしこの素朴な疑問の背後にはさらに素朴な疑問が連なる。そしてそれが本稿の「問い」である。労働市場における移動、「転職」はそもそもどのような社会的現象なのだろうか。これはまた、転職に関する社会学的研究が古くから取り組んできた中心的な問題でもある。

転職現象はさまざまな社会過程の「帰結」と「原因」の双方の観点から研究されている。「帰結」にかんする研究にとっては、転職が起きる状況を特定することが課題であり、これは伝統的には構造、労働者、労働者の置かれるネットワークという三つの観点から考察されてきたといえるだろう。「構造」側に着目する研究には「空席の鎖」(vacancy chain)、組織のポピュレーション・エコロジー、労働市場のポリティカル・エコノミーに注目するものがある(White 1970, Buckmueller and Valletta 1996, Antel 1991, Fujiwara-Greve and Greve 2000)。

「労働者」個人に着目する研究には、その社会経済的地位特性、デモグラフィック的特性を焦点にするものがある。また両者の中間には、労働者のネットワーク上の地位に着目する研究がある(Granovetter 1973, 渡辺深 1991)。転職はまた、労働者の社会的・経済的地位達成、精神的健康、家族の経験する物質的・心理的負荷などに作用する「原因」としても関心を集めている(Ali and Avison 1997)。

社会過程の帰結として、また原因として「転職とはどのような社会現象だろうか」という素朴な疑問が本稿の議論上の「問い」であり、ここでは「協力と移動」の問題は、これらの転職にかんする社会学的研究に関連して再提起される課題となる。このような問いを提起する目的は、行為作用と構造、主意主義と決定主義の対立を再生産することではない。むしろ目的は、職場を社会的ジレンマ・ゲームの場と見ることで、行為作用と構造、それぞれを重視する説明の、いわば間隙にあってあまり省みられることのなかった変数の役割を解明することである。社会的ジレンマとは、個人としては協力行動より非協力行動をとった方が利益が大きいが、全員が非協力を選べば全員の利益が小さいという状況のことである(Dawes 1980)。個人にとって合理的な非協力という行動が、全員にとっては非合理的な行動になる状況といってもよい。

転職はどこまで社会的ジレンマ状況における移動のアナロジーで記述できるだろうか。もし転職がジレンマ状況の移動のアナロジーから理解できるのであれば、転職を説明する上で、構造でもネットワークでも労働者個人の社会経済的特性でもデモグラフィック的特性でもなく、行動に一定の役割を付与することが妥当だろう、という見込みが本稿の出発点である。そして冒頭に述べたように、転職が戦略、行動、態度にかんする「肥沃」な変数である、ということが結論である。以下で「転職調査」のデータをもとにこの主張の根拠を示す。

3. だれが転職しているのか——転職者の社会経済的地位と社会的背景

表1: 転職数

	頻度	割合 (%)
0社	480	16.5
1社	1183	40.7
2社	624	21.5
3社	340	11.7
4社	112	3.9
5社	62	2.1
6社以上	66	2.3
わからない	26	0.9
無回答	12	0.4

出典: JGSS

3.1 転職の分布

転職とはどのような社会現象だろうか。この問題をまず、労働者個人の社会的経済的特性という観点から検討してみよう。どのくらいの割合の労働者が転職を経験、あるいは希望しているのだろうか。また、転職する労働者は転職しない労働者と比べて社会的・経済的にどのような特徴があるのだろうか。

まず、転職経験や転職希望の有無をいくつかのデータをもとにみると、転職は今日の日本の労働者にとって身近な経験であるということがいえそうである。「転職調査」では、810人の回答者のうち、約4割にあたる334人が転職を経験している。また、かなりの割合の回答者が転職希望を持っている。「良い機会を見つけたら、転職したい」という文章について、「そう思う」と答えた人は185人(22.8%)、また「ややそう思う」と答えた人は313人(38.6%)であり、合わせて61.5%の人が転職に対して前向きな考えを持っていることが明らかになった。ただし、この数字にはいわゆる「自己選択」の問題があり、男性常勤雇用ホワイトカラーという母集団の性格を考慮しても代表性という面ではやや限界がある。そこで、母集団の性格は「転職調査」と異なるが、代表性にかんして、より厳密に設計した調査である日本版 General Social Surveys (以下 JGSS) のデータを参照してみよう。⁽¹⁾ここでは2002年のデータ(JGSS-2002)を用いる。JGSSには、正規職員として勤務した組織の数を尋ねる項目がある。⁽²⁾2002年のデータによると、この質問に対する回答の分布は表1のとおりである(表1)。⁽³⁾

表中「0社」の回答は、最終学校を卒業あるいは中退したのち、正規の職員として企業や組織に勤めたことが無いことを表す。480人(16.5%)がこのグループに属する。質問文は「現在正規の社員・職員として働いている方は、それも含めてください」となっているので、「1社」の回答は、最初に正規の社員・職員として就職したときの企業や組織に現在も勤めていることを表す。要するに、正規の社員・職員として働いたことがあり、転職を経験していない人がこのグループに属する。その頻度は1,183人(40.7%)である。一方、2社以上を

表2: 転職経験を被説明変数とするロジスティック回帰分析

	B	標準誤差	有意確率	EXP(B)
年齢	0.162	0.206	0.433	1.176
結婚	0.306	0.212	0.150	1.357
学歴				
大学院				
大学	-0.786 *	0.408	0.054	0.456
短大・高専	-0.352	0.255	0.167	0.704
専門学校	-0.162	0.482	0.737	0.851
高校	-0.332	0.363	0.361	0.718
従業員数				
1-4人				
5-9人	1.958 ***	0.473	0.000	7.085
10-29人	2.895 ***	0.535	0.000	18.075
30-49人	2.169 ***	0.341	0.000	8.753
50-99人	1.423 ***	0.366	0.000	4.149
100-299人	1.957 ***	0.340	0.000	7.079
300-499人	1.322 ***	0.279	0.000	3.749
500-999人	1.267 ***	0.343	0.000	3.551
1000人以上	0.420	0.361	0.245	1.522
世帯収入				
300-500万円	0.174	0.829	0.833	1.190
500-700万円	0.296	0.673	0.660	1.344
700-1000万円	0.034	0.667	0.960	1.034
1000-1500万円	0.026	0.671	0.969	1.026
1500万円以上	-0.076	0.706	0.914	0.927
定数	-2.264	1.045	0.030	0.104
-2対数尤度	937.949			
Cox and Snell R2乗	0.182			
Nagelkerke R2乗	0.245			
N	636			

出典「転職調査」
(以下同)

* p<.01; **p<.05; *** p <.001 (two-tailed)
(以下同様)

経験している人は41.5%であり、転職が一般的であることはJGSSからも裏付けられる。(4)

3.2 社会経済的地位と社会的背景の限定的な影響

つぎに、転職する人の特徴をみてみよう。転職を経験する人はどのような人だろうか。「転職調査」のデータを使って、学歴、収入といった社会経済的地位と年齢、家族状況、勤務先の従業員規模などの社会的背景と転職経験の関係をロジスティック回帰分析で調べてみる。社会経済的地位、社会的背景にかんする変数は、伝統的に「肥沃」であることが知られてい

るが、転職経験の有無を二項の被説明変数とした場合、これらの変数は、転職経験にあまり明確な影響を及ぼしていないことがわかる（表2）。（5）

表3: 転職希望を被説明変数とする順序回帰分析(リンク: ロジット)

		B	標準誤差	有意確率
しきい値	そう思う	-2.822	0.573	0.000
	ややそう思う	-0.974	0.564	0.084
	どちらともいえない	0.494	0.564	0.381
	あまりそう思わない	2.200	0.599	0.000
	そう思わない			
年齢(30代)		-0.447 **	0.169	0.008
結婚(独身)		0.257	0.172	0.135
学歴	大学院	-0.105	0.312	0.737
	大学	0.202	0.213	0.341
	短大・高専	-0.111	0.403	0.783
	専門学校	0.174	0.305	0.568
	高校			
従業員数	1-4人	-0.311	0.403	0.440
	5-9人	-0.597	0.378	0.115
	10-29人	-0.632 **	0.280	0.024
	30-49人	-0.398	0.317	0.210
	50-99人	-0.394	0.284	0.166
	100-299人	-0.664 **	0.237	0.005
	300-499人	-0.533 *	0.298	0.073
	500-999人	0.129	0.284	0.651
	1000人以上			
世帯収入	300万円未満	-0.818	0.665	0.219
	300-500万円	-1.487 **	0.531	0.005
	500-700万円	-1.301 **	0.524	0.013
	700-1000万円	-1.132 **	0.527	0.032
	1000-1500万円	-0.782	0.552	0.157
	1500万円以上			
-2対数尤度				
Cox and Snell R2乗		0.080		
Nagelkerke R2乗		0.086		
N		636		

興味深いことに、学歴、世帯収入などは統計的に有意ではない。ただし、従業員数は転職の有無と有意に関連している。オッズ比のパラメータで見ると、ベースラインの従業員数1~4人企業に勤める労働者に比べて、従業員数が5~9人である企業の労働者は、7.1倍、従業員数が10~29人である企業の従業員は約18.1倍の起こりやすさで、転職経験者である。

従業員数 10～29 人をピークとしてオッツ比の評価値は下がり続けるので、企業規模が大きくなればなるほど転職とは縁遠くなる、ということは概ね事実である。このことは、大企業では雇用は安定的、長期的である、という一般的なイメージとも一致している。今回の分析は 30 代、40 代のホワイトカラー労働者が対象であり、年齢と職業分類ではもともと分散が少ないが、このグループの中で見た場合、学歴、世帯収入、婚姻状況などの違いは転職経の有無にほとんど影響していない。

じっさいの転職の有無とは別に、転職の希望の分布を調べてみる（表 3）。先に「良い機会を見つけたら、転職したい」という文章に同意する頻度を紹介したが、ここではその度合を転職希望の指標として用いる。この変数は 5 つの値をとるので、順序回帰を行う。

結果をみると、転職希望にかんしては、年齢の影響が有意であり、30 代と 40 代では明らかな違いがある。年齢のパラメータは -0.447 であり、30 代の方が値の小さいカテゴリ、つまり「良い機会を見つけたら転職したい」を選ぶ傾向がある。また、従業員数、世帯収入にかんするカテゴリも一部有意である。しかし、擬似 R² 乗は小さく、これらの転職希望の分布を説明する上で、これらの変数が果たす役割は、転職の有無同様、限られているといえるだろう。

転職の理由にはどのようなものがあるだろうか。もっとも多いのは「やりがいのある仕事がしたかったから」（17.5%）である。つぎに「収入を増やしたかったから」（15.3%）、「やむを得ない事情」（13.2%）、「経営方針などが自分に合わなくなったと思ったから」（11.4%）が続く。現状維持も可能だがよりよい環境を求める、という積極的な理由と、現状に問題があるために転職するという、消極的な理由とが混在している状況が見受けられる。「やる気のない職場に嫌気がさしたから」（7.4%）はジレンマ状況の存在を間接的に示している項目に見受けられるが、頻度は高くはない。

高度経済成長期をつうじて、長期雇用は日本型経営の特徴とされてきた（野村正実 1998）。たとえば、第一次オイルショックの際には製造業の企業の 7 割が雇用方針を調整したのに対して、プラザ合意後の円高の際には雇用方針を調整したのは 4 割にとどまった（Gao 2001）。じっさいには長期雇用の対象となるのは、大企業に勤める大卒の男性が主であったが、ともかくにも景気動向にかかわらず、基幹労働者の雇用の安定を確保するという了解が労使間の間に長く維持されていたのである。

本稿で分析の対象としているのは、30 代・40 代の男性常勤雇用ホワイトカラー労働者であり、その多くは従来であれば安定した雇用を享受するはずの層である。しかし、1990 年代から 2000 年代の終身雇用の揺らぎを裏付けるように、この比較的均質なグループの中では、社会的経済的地位の影響は顕著ではなかった。転職は現在の日本において、たんに多くの労働者が経験することであるだけでなく、さまざまなきっかけで、だれにでも起こりうることである、ということがいえそうである。

4. 協力性、モチベーション、コミットメントー転職経験と態度

前節の結果を要約すると、社会・経済的地位や社会的背景といった、社会学のいわば「お

なじみの」変数は、転職経験の有無を説明する上ではきわめて限られた役割しか果たしていない。転職経験や希望の有無が、「おなじみの」変数で十分に説明できないのであれば、「他を探す」ことが必要になるだろう。このことは、本稿の「素朴な疑問」に鑑みて、次の二つの対抗仮説に関連する。一つは、本稿の議論の範囲外であるが、転職の分布は構造の見地から考える必要があるのではないか、ということである。前節の結果は、労働市場の構造的作用を間接的に支持する。「人ではなくて空席が移動する」、「弱い紐帯は（求人情報の共有という点で）強い影響力を持つ」という一見直観に反する命題は、日本の労働市場の文脈においても検討する意義があるだろう（ただし渡辺深 1991）。

二つ目の対抗仮説は、移動を個人の持つ態度から説明することができるかもしれない、という、冒頭で触れた見込に他ならない。以下ではこの見込を中心に検討する。ただし、因果関係の定義には注意が必要である。ジレンマ・ゲームにおいて「協力者の方が移動する」という実験の結果は、戦略が原因となって移動という行動が起きる、という因果関係を示唆する。そもそも個人にはその個人固有の戦略—より一般的にいうならば行為の傾向—が存在する、ということが本プロジェクトにおける実験のデザインの前提となっている。この前提が妥当か否かは本稿では問わないこととする。また、この因果関係そのものを調査データから傍証するという意図も本稿にはない。

4.1 転職傾向と協力性

移動と協力性の実質的な因果関係は、「転職調査」で入手されたデータから推し量ることは難しい。かりに協力性と移動の間に相関が見出されたとしても、もともと協力性の高い人が転職しやすいのか、転職経験に何らかの教育効果があり、人を協力者にしているのか、あるいは相互的因果関係（reciprocal causality）の関係にあるのかということはパネル調査でもしない限り不明である。したがって、以下の分析では転職経験を説明変数としているが、それは転職経験の変数としての「肥沃さ」を知るためのものであり、転職を協力性の原因とするという因果関係を仮定するものではない。

本稿は、慣習的な理由により、方法上の因果関係を実験から得られた結論とは逆の形で考える。つまり転職経験を説明変数とし、戦略、態度、行為にかんする一連の変数を被説明変数とする。これは比較的「粘着質の」（sticky）変数が比較的「さらさらの」（loose）変数に影響する、という慣習的な想定に基づいている（Davis 1985）。比較的「粘着質の」変数とは、居住地、支持政党など比較的安定しているものであり、「さらさらの」変数とは幸福度、ブランド選好、メディア利用習慣など比較的移ろいやすいものである。転職経験は時間の流れの中に明確な位置を占めるできごとである。Davis の言葉を借りればそれは、「始まりの日づけ」（start date）や「固定の日づけ」（freeze date）のあるできごとである。これに対して、戦略、態度、行為は上記の「さらさらの」変数と同様移ろいやすいものである。「粘着質の」変数と「さらさらの」変数の関係に着目してみると、「転職とはどのようなできごとだろうか」という本稿の素朴な疑問は、「転職した労働者と転職したことの無い労働者の間には戦略、態度、行為の面で違いがあるのか、あるとすればそれはどのようなものか」という研究上の問題としてパラフレーズされる。

まずはごく大まかに、転職経験の有無と協力傾向を相関係数で見てみる（表4）。協力性を表す変数として、「自分個人の利益より、自分の所属する集団の利益を重んじるほうだ」（表中の記述は「個人利益より集団利益」、以下同様にカッコ内の記述は表中の記述を示す）、「周囲の人が面倒くさがってやりたがらないことでも、自分は進んで行う方だ」（「面倒なことでも進んでする」）、「班やグループで分担する仕事や義務などは、なるべく避ける方だ」（「集団作業・義務避ける」）、「同じチームの仲間が熱心に働いているときは、自分はむしろ手を抜くほうだ」（「他人が熱心なら手を抜く」）に着目する。全般に相関の方向は一貫しており、かつ実験から得られた知見と一致している。つまり、移動者（本稿の場合は転職者）の方が高い協力性を示している。ただし、統計的に有意ではあっても相関係数は大きくない。

表4: 転職経験と協力性

	偏相関	有意確率
個人利益より集団利益	-0.080	0.045 **
面倒なことでも進んでする	-0.175	0.000 ***
集団作業・義務避ける	0.053	0.183
他人が熱心なら手を抜く	0.095	0.016 ***

参考までに、「個人利益より集団利益」を被説明変数とし、転職経験を説明変数として順序回帰を行った結果を表5に示す（表5）。パラメータ.304に対して、95%の信頼区間は(.019, .589)である。つまり、下限は0に近い。しかし実験の結果を積極的に反駁するような、強い負の相関も認められない。結局のところ、実験から示唆されたような移動と協力性の関係は存在しそうだが、この関係を確認するには、より大きな標本で検討する必要があるだろう。

表5: 集団利益を被説明変数とする順序回帰分析(リンク:ロジット)

	B	標準誤差	有意確率	
しきい値	そう思う	-2.505	0.180	0.000
	ややそう思う	-0.447	0.118	0.000
	どちらともいえない	0.834	0.122	0.000
	あまりそう思わない	2.651	0.174	0.000
	そう思わない			
転職経験	0.304	0.145	0.037	
-2対数尤度	43.394			
Cox and Snell R2乗	0.007			
Nagelkerke R2乗	0.007			
N	636			

4.2 転職傾向、コミットメントとモチベーション

移動と協力性の関係は今後の研究に俟つところが多いが、その他の態度と転職の関係はどうか。組織のパフォーマンスや特徴を理解する上では、所属集団や仲間に対するコミットメントや仕事に対するやる気、つまりモチベーションといった側面が従来から重視されてきた (Etzioni 1965, Sekaran 1985)。転職はこれらの側面とどのようにかかわっているだろうか。

まずコミットメントと転職の関係からみてみよう。「転職調査」には「自分が所属する組織(会社・団体)に対して、高い忠誠心を持っている」(「所属集団に忠誠心」)、「自分が日常的に接する職場の仲間に対して、強い連帯感を感じる」(「職場仲間に連帯感」)という文章に同意する程度を尋ねる設問がある。これらはコミットメントの度合を計測しているものと考えられるだろう。転職変数とこれらの変数との相関を表6に示す(表6)。相関係数は小さく、統計的に有意でもない。つまり転職を経験した人は、経験していない人に比べて、とくに所属集団や仲間に対するコミットメントの弱い人というわけではない。

表6: 転職経験と集団へのコミットメント

	偏相関	有意確率
所属集団に忠誠心	0.043	0.278
職場仲間に連帯感	0.002	0.956

ただし、この結果の解釈には注意が必要である。これらの質問は現在の所属集団や職場仲間にたいするコミットメントを測定する質問とも、個人がもともと持っている想定されるコミットメントのレベルを測定する質問とも取れる節がある。前者の場合であれば、転職経験者は転職した先の現場を念頭において回答することになる。転職経験者と転職したことのない人との間でコミットメントの度合に差が無い、ということは、もしかしたら転職経験者が転職した結果出てくるパターンであるかもしれない。個人に固有の、比較的安定したコミットメントのレベルがあるのか、それとも所属集団などの文脈に応じてコミットメントのレベルは変動するのか、ということはそれ自体定かでは無い。この点は、協力性と同様、「転職調査」からは結論できない。

しかし、転職希望とコミットメントとの相関をみると、両者は明らかに負の相関を示している(表7)。仮にコミットメントが個人の安定した特性であれば、これは「転職を希望する人はコミットメントが低い」ということを示唆する。転職「経験」とコミットメントの間にはこのような明確な相関が認められないので、「転職経験者は職場や仲間にコミットしない」とか「コミットメントの低い労働者は転職する傾向にある」というような単純なストーリーが成立しない、ということはいえそうである。

表7: 転職希望と集団へのコミットメント

	偏相関	有意確率
所属集団に忠誠心	-0.291	0.000 ***
職場仲間に連帯感	-0.144	0.000 ***

転職経験とコミットメントの相関の不在と、転職経験と協力性の小さな、しかし有意な相関の存在とは、興味深い対照を成す。「コミットメントの低い労働者が転職する傾向にある」ということは直観的には納得しやすい仮説であるが、データはこの関係を支持しない。一方、「協力性の高い労働者が転職する」ということは、直観的には納得しづらいが、データはある程度この関係を支持する。

つぎに、転職経験とモチベーションの関係をみてみよう。モチベーションの高い労働者の方が転職を経験するのか、それともその逆だろうか。ここでは、「自分の仕事については、人並みのやり方には満足せずに、つねに改善するよう心がけている」、「自分の実力は、転職して他の会社や団体に移っても、充分通用すると思う」、「自分は、短期的見通しというよりも、長期的展望に基づいて仕事をしている」という文章に同意する度合をモチベーションの指標として使用する(表8)。転職経験とモチベーション関連変数の間には、正の相関が存在することがわかる。モチベーションの高い労働者ほど転職を経験しているように見受けられる。

表8: 転職経験とモチベーション

	偏相関	有意確率
人並みに満足せず努力	0.199	0.000 ***
自分の実力に自身	0.271	0.000 ***
長期的展望で仕事	0.117	0.000 ***

もしモチベーションの高い労働者がよりよい環境を求めて転職する、という状況があるのであれば、転職経験と転職に対する態度の関係は検討に値するだろう。転職した結果、自分に適した環境に移ったと感じる場合は転職に対する態度は肯定的なものになるだろう。反対に、転職してもより良い環境が見出せなければ、転職に対する否定的な態度が生じるだろう。転職経験と転職希望に対する態度の偏相関は.245(1%レベルで統計的に有意)であり、転職経験者ほど転職に対して肯定的である。このような結果となるメカニズムは判然としない。つまり、「転職してみて状況が改善したから」という合理的な説明と、「転職してみて状況は改善しなかったが、とにかくやってみてよかったと考えたい」という正当化の観点から行われる説明とは区別がつけられない。しかしともかく転職経験者は転職の経験から転職に「懲りた」と思っていない、ということは確認できる。転職希望を被説明変数とする順序回帰の結果は表9のとおりである。

表9: 転職希望と転職経験の順序回帰分析(リンク:ロジット)

		B	標準誤差	有意確率
しきい値	そう思う	-1.566	1.064	0.141
	ややそう思う	0.302	1.063	0.776
	どちらともいえない	1.735	1.064	0.103
	あまりそう思わない	3.234	1.074	0.003
	そう思わない			
転職経験あり		1.043	0.140	0.000 ***
年齢(30代)			0.144	0.000 ***
結婚(独身)			0.149	0.317
学歴				
	大学院	-0.004	0.966	0.997
	大学	0.418	0.946	0.659
	短大・高専	0.148	0.997	0.882
	専門学校	0.325	0.963	0.736
	高校	0.345	0.953	0.718
	中学			
世帯収入	300万円未満	-0.607	0.586	0.300
	300-500万円	-1.267	0.490	0.010
	500-700万円	-1.001	0.482	0.038
	700-1000万円	-0.800	0.485	0.099
	1000-1500万円	-0.711	0.504	0.159
	1500万円以上			
-2対数尤度	877.757			
Cox and Snell R2乗	0.122			
Nagelkerke R2乗	0.13			
N	790			

以上の議論をまとめると、

- (1) 協力者の方が転職しやすいと考える暫定的な証拠はあるが、確実なことはわからない。
- (2) コミットメントの弱いものが転職しやすいとはいえない。
- (3) モチベーションの高いものが転職しやすい。
- (4) 転職を経験した者の方が、転職を希望する傾向があるということになる。

5. 結論

転職は「肥沃な」変数である。それは協力性、転職希望、モチベーションなど、労働者

の戦略、行動、態度の多様な側面に関連している。転職はホワイトカラー常勤雇用者のかなりの者が経験している「平凡な」できごとである。この範疇に入る労働者内部の差異に着目してみれば、社会的経済的地位や社会的背景の面で特定の特徴を持つ、いわば特別な人が転職することではない。しかし、転職が「肥沃な」変数であるということは、転職経験者と転職を経験したことが無い者との間には社会的経済的地位や社会的背景以外の面でなんらかの違いがあるということを示唆する。

「転職調査」において協力性について見出された転職経験者と非経験者との違いは、実験で見出された協力性と移動の関係とも方向性としては一致している。しかしこの点については現段階では確実なことはわからない。また、協力性、コミットメント、モチベーション、転職希望など、本稿で検討した側面については因果関係が不明である。ある一定の特性を持つ者が転職を選ぶのか、それとも転職することによってある特性が成立ないし強化されるのか、という疑問は残る。

転職は、プル要因、プッシュ要因、いずれによるものであっても、労働者にとっては環境の変化と多様な選択を必然的にとまなう、A.ギデンズの言う「運命決定的な」(fateful)できごとである (Giddens 1991)。その過程で一種の社会化が起きる、ということも理論的には考えられる。また、社会の側にとってみれば、転職は、労働力の配置の最適化と密接にかかわっている。転職経験が労働者の戦略、行動、態度と関係するにいたるメカニズムを解明することが今後の課題となるだろう。

【注】

- (1) 調査方法の概要は以下のとおりである。調査対象は2002年9月1日現在で20歳以上89歳以下の男女である。層化二段無作為抽出法により5,000人を抽出した。有効回答数は2,790ケース(回収率62.4%)である。
- (2) 質問文は、「あなたは、これまで正規の社員・職員としていくつの会社・組織で働きましたか。現在正規の社員・職員として働いている方は、それも含めてください。」というものである。
- (3) JGSS-2002では最終学校に在学中の者もこの質問の対象範囲となっている。表1では最終学校に在学中の者は集計対象から省いた。
- (4) 総務省の「労働力調査」によると、転職を希望する人は全就業者の1割前後おり、35歳以上の就業者にかんしても8%程度が転職を希望している(総務省 平成16年)。
- (5) 本稿の分析対象はホワイトカラーである。したがって、回答810通のうち、以下の分析では職種分類が「個人事業主・店主」、「物流・配送業務」、「未記入」、「その他」のものは分析から除外した。さらに、残った回答のうち1通のみが学歴が「中学」であるので、これも外れ値として除外した。

【文献】

- Abbott, Andrew. 2004. *Methods of Discovery: Heuristics for the Social Sciences*. New York: W. W. Norton.
- Ali, Jennifer and William R. Avison. 1997. "Employment Transitions and Psychological Distress: The Contrasting Experiences of Single and Married Mothers." *Journal of Health and Social Behavior*. 38(4):345-62.
- Antel, John J. 1991. "The Wage Effects of Voluntary Labor Mobility with or without Intervening Unemployment." *Industrial and Labor Relations Review*. 44(2):299-306.
- Buckmueller, Thomas C., and Robert G. Valletta. 1996. "The Effects of Employer Provided Health Insurance on Worker Mobility" *Industrial and Labor Relations Review*. 49(3):439-55.
- Davis, James A. 1985. *The Logic of Causal Order*. Newbury Park, California: Sage.

- Dawes, Robyn M. 1980. "Social Dilemmas." *Annual Review of Psychology* 31:169-193.
- Etzioni, Amitai. 1965. "Dual Leadership in Complex Organizations." *American Sociological Review*. 30(5):688-89.
- Fujiwara-Greve, Takako and Henrich R. Greve. 2000. "Organizational Ecology and Job Mobility." *Social Forces*. 79(2):547-85.
- Giddens, Anthony. 1991. *Modernity and Self-Identity: Self and Society in the Late Modern Age*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Gao, Bai. 2001. *Japan's Economic Dilemma: The Institutional Origins of Prosperity and Stagnation*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Granovetter, Mark. 1973. "The Strength of Weak Ties." *American Journal of Sociology*. 78:1360-80.
- 小林盾. 2005. 「組織活性化と労働移動：転職と働き方に関する意識調査から」大浦宏邦編『秩序問題への進化ゲーム理論的アプローチ』日本学術振興会科学研究費報告書.
- 野村正実. 1998. 『雇用不安』 岩波書店.
- Sekaran, Uma. 1989. "Paths to the Job Satisfaction of Bank Employees." *Journal of Organizational Behavior* 10(4):347-59.
- 総務省 2004. 『労働力調査』 (<http://www.stat.go.jp/data/roudou/2004mm/index.htm>, 2005年1月29日閲覧)
- 渡辺深 (1991) 「転職——転職結果に及ぼすネットワークの効果」. 『社会学評論』 42(1):2-15.
- White, Harrison C. 1970. *Chains of Opportunity*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.

【謝辞】

本稿の草稿は、2004年12月、「秩序問題に対する進化ゲーム論的アプローチ」合宿において報告された。数々の生産的なコメントを寄せていただいた各位にお礼申し上げます。とくにシカゴ大学の小林盾氏にはプロジェクトへの参画、データ利用など、さまざまな段階でお世話になった。日本版 *General Social Surveys* (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表：谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事：佐藤博樹・岩井紀子、事務局長：大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。筆者はデータの利用を許諾いただいたことに謝意を表す。

職場のフリーライダー

—サイズ, 仕事内容, モチベーションの効果—

小林 盾・小山 友介・大浦 宏邦
(シカゴ大学)(東京工業大学)(帝京大学)

【要旨】

この論文では、仕事の内容やモチベーションが職場のフリーライディング(ただ乗り)に影響することを、質問紙調査によってしめす。組織が効率的に運営されるためには、職場のチームワークが良好で、フリーライダーが少ないことが不可欠である。そこでこの論文では、なにがフリーライダーを減らすのかを検討する。ある日本の大企業の4営業所で、全数調査を行った。分析の結果つぎのことが分かった。(i) 担当業務内の仕事では6割が、担当業務外では半分が、フリーライドしないでチームワークに貢献する。また、組織に担当業務内で貢献する人は、担当業務外でも貢献している。(ii) チームワークをするサイズや、職場のサイズは、フリーライダーにほとんど影響しない。(iii) 仕事の内容別では、外勤者より内勤者に、また事務部門・営業部門より技能部門にフリーライダーが少ない。ただし、事務部門と営業部門の間に差はない。(iv) 個人の違いでは、モチベーションが高い人ほどフリーライダーが少ない。この研究は、職場のフリーライダーに関する、日本で最初の組織調査の試みである。また、日本にかぎらず、フリーライダーへの仕事内容やモチベーションの効果を検討したものは、これまでなかった。

キーワード: 職場, フリーライダー, 役割内行動, 役割外行動, サイズ, モチベーション

1. はじめに

1.1 背景

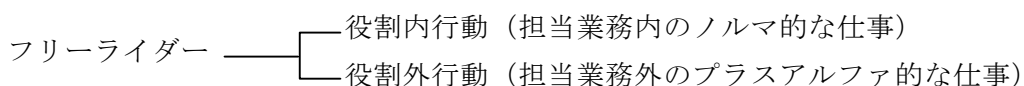
職場組織が効率的に運営されるためには、職場のフリーライダーを減らすことが不可欠である。ここで「フリーライダー」とは、組織の目的に貢献している人がいる時に、手を抜いて貢献せずに、成果にただ乗りする人をさす。組織に貢献する人を、ここでは「貢献者」とよぶ。

近代資本主義が発達したのは、組織内および組織間で分業が普及したためである (Smith 1776)。組織内で分業がスムーズに行われるためには、フリーライダーがいないことが前提となる。

たしかに日本の職場では、労働者が「相互協調的」でしかも「相互監視的」と考えられてきた。そのため、ともすればフリーライダーは存在しないか、いてもわずかと想定されてきた。ところが現実には、しばしば「2, 6, 2の法則」として、「日本の職場では2割が組織に貢献して、2割がぶら下がっている」ともいわれる (城山 2001)。近年は、後輩の教育、職場の雰囲気作り、労働組合への参加などで、フリーライダー問題が指摘されている (沼上 2003)。

1.2 問題

これまで組織研究では、フリーライダー的な行動を「怠業 Job neglect」「さぼり Shirking」「社会的手抜き Social loafing」「手抜き Withholding effort」と概念化してきた (Kidwell and Robie 2003 参照)。またフリーライダーが現れる場面を、役割内行動と役割外行動に分ける (たとえば Van Dyne and LePine 1998)。「役割内行動 In-role behavior」は、売り上げを達成するなど、自分の担当業務内の仕事としてノルマ的にこなされる。「役割外行動 Extra-role behavior」は、後輩を教育するなど、担当業務外だが誰かがやる必要のある仕事で、プラスアルファ的にこなされる。



こうした枠組みにもとづいて、欧米では実験室実験と、現実の組織における組織調査を蓄積してきた。その中で、「組織や集団にフリーライダーがどれだけいるのか」という実態と、「なにがフリーライディング行動を促進したり阻害するのか」という要因を、実証的に解明してきた (Kidwell and Bennett 1993 参照)。

しかし日本では、組織調査はまだない。実験室実験 (たとえば山岸 1998) や、組織以外での調査 (たとえば放置自転車に関する藤井 2003) は行われてきた。

そこでこの論文では、次の問題を検討する。

問題 職場のフリーライダーを減らす要因を、日本で組織調査を行うことで明らかにする。

以下では、2 節で先行研究を確認してから、それらを参考にして 3 節で仮説を立てる。4 節でデータと変数について説明して、5 節で分析結果を報告する。最後に要約、実践的含意、今後の課題を提示する。

2. 先行研究

2.1 理論

職場のフリーライダーはまず、「公共財提供におけるフリーライダー問題」として定式化された (Olson 1965)。その後フリーライダー問題は一般化されて、「社会的ジレンマ」として環境問題、社会運動、コミュニティ開発と共通の構造を持つことが指摘されている (Dawes 1980)。

理論的には、組織のサイズが大きくなる時に、一人あたりの限界利得 (貢献することによるメリット) が減るならば、フリーライダーが増えるはずである。その結果、貢献者が減ったり (弱いフリーライダー仮説, Samuelson 1954)、誰も貢献しなくなる (強いフリーライダー仮説, Brubaker 1975)。とはいえ、なんども活動を繰り返したり (フォーク定理)、フリーライダーにシッペ返しをするならば (協力の進化, Axelrod 1984)、フリーライダーを減らすことができる。

2.2 実験室実験

こうした理論的予測にもとづいて、実験室実験が行われてきた。その結果、集団のサイズが小さいほど、仲間意識が強いほど、他者を配慮する人が多いほど、貢献の効果を実感できるほど、貢献する人が増えることが分かっている (Kollock 1998, 山岸 2002)。

2.3 組織調査

組織調査では、質問紙を用いて、現実の組織で調査を行う。多くは組織内のいくつかの部署で全数調査をする。これまで、フリーライダーがもっとも減るのは5人の職場である (アメリカの法律事務所, Leibowitz and Tollison 1980), 仕事が上司からモニターできたり内発的な関与を高めるほどフリーライダーが減る (アメリカの営業職, George 1992), 仕事が互いに独立だったりチームが小さいほどフリーライダーが減る (アメリカの企業, Liden et al. 2004), などが報告されている。

また、役割内行動と役割外行動は、それぞれ時間の中で安定しているし、相関係数が.5~.7と互いに深く関連している (アメリカの企業, Van Dyne and LePine 1998)。

3. 仮説

3.1 サイズ

Albanese and Van Fleet (1985) は、職場のフリーライダー研究を整理して、主な独立変数を「サイズ」「仕事の内容」「個人差」の3つに分ける。順に検討する。なお分析では、年齢、性別、職位、転勤経験をコントロールする (勤続年数は年齢と共線性があるため除く)。

先行研究では、チームワークを行うサイズが大きくなるほど、フリーライダーが増える (Liden et al. 2004)。日本でも同じ傾向があると予想できる。

仮説1 (サイズ) チームワークのサイズが小さくなると、フリーライダーが減るだろう。

3.2 仕事内容

先行研究では仕事の内容のうち、とくに「上司が労働者の努力をモニターできるか Task visibility」と「仕事が相互に依存しているか Task interdependence」が注目されてきた。もしモニターできるなら、手を抜くことが困難となる。もし他人の仕事と自分の仕事が独立で影響を受けないなら、自分の仕事を他人に押しつけたり、他人の成果にただ乗りすることができない。

この「モニターの困難」と「相互依存性」が重なると、もっともフリーライダーが増えるだろう (表1)。すでに、仕事内容がモニターできないほど (George 1992), また相互に依存するほど (Liden et al. 2004), フリーライダーが増えることが分かっている。

表 1. 仕事内容とフリーライダー

	仕事は相互に独立	依存
仕事がモニター可能	フリーライディング が困難	フリーライディング が可能
不可能	フリーライディング が可能	フリーライディング がもっとも容易

我われの調査では、内勤・外勤という勤務形態別と、事務・営業・技能という部門別でフリーライダーを測定できる。これまで、こうした比較は行われてこなかった。

内勤者の仕事は外勤者と比べると、つねに社内にいるため、上司からモニターされやすい。したがって、外勤者にフリーライダーが多く、内勤者に少ないはずだ。

仮説 2 (勤務形態) 内勤者には、外勤者よりフリーライダーが少ないだろう。

事務部門、営業部門、技能部門の間では、技能部門の仕事がもっとも明確に分割されて、相互に独立しているだろう。「誰が何をやるべきで、実際に何をやったのか」がはっきりしているからである。

営業部門の仕事は、これに次いで独立性が高いだろう。技能部門よりは自由度があるが、それでも各個人の分担が目標として示されて、成果は数値で表現される。

これらに比べると、事務部門の仕事は、たがいに密接に関わることが多いと予想できる。

仮説 3 (部門) 技能部門にフリーライダーがもっとも少なく、営業部門が続き、事務部門にはもっともフリーライダーが多いだろう。

より大きく分類すると、事務部門と営業部門はホワイトカラー職場、技能部門はブルーカラー職場である。したがって、ブルーカラー職場である技能部門には、ホワイトカラー職場である事務部門と営業部門よりフリーライダーが少ないだろう。

3.3 個人差

個人差として、先行研究では公正感 (Murphy 2003) や社会的プレッシャー (Condie et al. 1976) が取り上げられてきた。ここでは、各個人のモチベーションを用いる。

March and Simon (1958) は、モチベーションが高い個人ほど、組織によく貢献するだろうと考えた。我われも、これに従う。

仮説 4 (モチベーション) モチベーションが高い個人ほど、フリーライダーが少ないだろう。

4. 方法

4.1 データ

ある企業の協力を得て、調査対象企業の従業員調査に共同研究者として参画することによ

りデータを集めた。

- ・調査実施時期：2004年7月。
- ・調査方式：質問紙による，職場での留め置き．自計式．全158項目。
- ・調査実施機関：応用社会心理学研究所。
- ・調査対象：ある日本の大企業に勤務する従業員（全員が正規のフルタイム勤務）。
- ・サンプリング方法：4営業所で全数調査。
- ・計画対象数：1,242人。
- ・有効回収数：1,219人（回収率98.1%）。
- ・依頼方法：職場改善運動の一環で「意識に関するアンケート」として依頼。
- ・回収方法：厳封の上，営業所内の担当者に匿名で提出。

職場環境をコントロールするために，先行研究にならって，同一の組織内で調査した。依頼は，営業所長を含めて全ての従業員にたいして行われた。調査日に休んだり出張中だった場合以外は，基本的に全員が回答している。

分析では，上位管理職33人と，職場が複数の部門に関わる者11人と，職位・職場が欠損している21人を除いて，1154人を対象とする。

各営業所は，事務，営業，技能の3部門から構成され，各部門に内勤者と外勤者がいる。途中入社や転職する者は少ない。分析対象の1154人の属性は，つぎの通りである。

- ・平均年齢35.7歳（標準偏差8.4歳，欠損0.5%），男性89.3%/女性10.5%/欠損0.2%。
- ・主任以上の管理職12.8%/非管理職87.2%。
- ・転勤経験82.8%。
- ・内勤54.8%/外勤45.2%。
- ・事務部門47.1%/営業部門19.1%/技能部門33.8%。
- ・ホワイトカラー職場（事務部門と営業部門）66.2%/ブルーカラー職場（技能部門）33.8%。

4.2 従属変数

調査票では，「チームワークにおける貢献の度合い」について，役割内行動と役割外行動を各1項目で測定する。ワーディングは，まず先行研究を参考にして我われがたたき台を作った。それをもとに，内容が正確に伝わるように，対象企業の担当者が修正した。

担当業務内のノルマ的な「役割内行動」は，まず「『周りの所員と連携しなければならないような』仕事（以下，協業業務という）について，おたずねします」と導入する。その上で，

「あなたは上記のような『協業業務』について，それを一緒にするメンバーから，どれくらいの量をこなしていると思われるでしょうか。メンバーの気持ちを推測してお答えください。メンバーの期待より・・・と思われる」

と質問する。

担当業務外のプラスアルファ的な「役割外行動」は，「係全体の電話に出るなど，『特に

担当は決まっていないが誰かがやる必要のある』仕事（以下、非担当業務という）について、おたずねします」という導入のあとで、

「あなたは上記のような『非担当業務』について、メンバーから、どれくらいの量をこなしていると思われるでしょうか。メンバーの気持ちを推測してお答えください。メンバーに・・・と思われる」

とたずねる。

尺度はどちらも、1=かなり少ない、2=少ない、3=どちらかといえば少ない、4=どちらかといえば多い、5=多い、6=かなり多い、の6点とする。分析では、1~3と答えたらフリーライダーと、4~6と回答したら貢献者ととらえる。

先行研究では、March and Simon (1958) がチームワークへの貢献度を個人の「モチベーション」として捉えた。高橋 (1997) はこれにそって、変化を求める個人の態度を5つの項目で測定する（その平均値を高橋は体温とよぶ）。その後の組織調査では、そうした「心理状態」ではなく「行動」として測定する。具体的には、5~10程度の似た項目を用いて、5~7点尺度で評価させて、その平均値を用いる。

我われの調査では、項目数に制限があったため、役割内行動と役割外行動について各1項目で測定する。先行研究では、項目どうしがよく一致する（クロンバックの $\alpha=.9$ 前後）。

また、評価をする者は、本人だと「社会的望ましき」や「うぬぼれ」によるバイアスがかかる危険がある。そこで、同僚や上司に質問することが望ましい (Tsui 1984)。たとえば、先行研究では各労働者について「やるべきことをやっているか」「同僚と同じくらい努力しているか」など10項目を、上司にたずねている (George 1992)。

我われの調査だと、同僚や上司に評価を質問することができなかった。そこで次善の策として、本人に「同僚からどう思われているか」を聞いた。先行研究によれば (Van Dyne and LePine 1998)、役割内行動の本人の評価は、同僚からの評価との相関が.14、上司からの評価との相関が.24であった（どちらも1%水準で有意）。役割外行動では、同僚からの評価との相関は.28と.37、上司からの評価との相関は.39と.46である（どれも0.1%水準で有意）。

4.3 独立変数

仮説2では「チームワークサイズ」を、

「あなたは普段、上記のような『協業業務』を何人で行っていますか。あなたを除いた人数でお答えください。あなたを除いて約（ ）人」

と質問する。ただし、チームワークが部署をまたぐことは実際にはないので、「30人以上」はすべて30人としてまとめる（全体の5.2%）。また、これは主観的な判断なので、係の人数を用いて客観的な「職場サイズ」とする。この組織では、係が職場の最小の単位である。

仮説3では、フェイス項目で「主な勤務形態」が内勤か外勤かをたずねて、「内勤ダミー」を作る（1=内勤、0=外勤）。

仮説4では、フェイス項目の「所属部署」を、事務、営業、技能の3つの部門へとまとめ

表 2. 記述統計

	人数	最小	最大	平均	標準 偏差	相関係数								
						1	2	3	4	5	6	7	8	
1. 役割内行動	1142	1	6	3.72	1.09									
2. 役割外行動	1151	1	6	3.50	1.16	.37								
3. チームワークサイズ	1148	0	30	7.61	7.49	.03	.05							
4. 職場サイズ	1154	3	113	41.72	30.32	-.06	-.05	.01						
5. 内勤ダミー	1154	0	1	.55		.06	.07	.08	-.14					
6. 事務部門ダミー	1154	0	1	.47		-.09	-.09	.12	.05	.26				
7. 営業部門ダミー	1154	0	1	.19		-.05	-.03	-.07	.05	-.20	-.46			
8. ホワイトカラー 職場ダミー	1154	0	1	.66		-.13	-.12	.07	.10	.10	.68	.35		
9. モチベーション	1152	1	5	2.92	1.08	.11	.14	.07	.01	-.12	-.12	.01	-.12	
全体	1154													

表 3. 平均値

	人数	役割内行動	役割外行動	チームワークサイズ	職場サイズ	モチベーション
男性	1031	3.73	3.52	7.50	41.5	2.98
女性	121	3.60	3.40	8.63	44.0	2.45
管理職	148	3.88	3.61	10.75	41.3	3.18
非管理職	1006	3.69	3.49	7.15	41.8	2.89
内勤者	632	3.77	3.57	8.18	37.9	2.80
外勤者	522	3.65	3.41	6.93	46.4	3.07
事務部門	544	3.61	3.39	8.59	43.4	2.78
営業部門	220	3.61	3.44	6.53	45.0	2.95
技能部門	390	3.92	3.70	6.85	37.5	3.11

る。その上で、「事務部門ダミー」と「営業部門ダミー」を作る（技能部門がベースライン）。

仮説 5 では「モチベーション」を、2つの項目「今の仕事が好き」と「今の仕事にとっても生きがいを感じる」の回答の平均で測定する（クロンバックの $\alpha=.90$ ）。これは、動機付け要因（Herzberg 1959）や内発的モチベーション（Deci 1975）の指標となる。尺度は、1=そう思わない、2=どちらかといえばそう思わない、3=どちらともいえない、4=どちらかといえばそう思う、5=そう思う、の5点である。

4.4 統制変数

統制変数として、年齢、性別（男性ダミー、1=男性、0=女性）、職位（管理職ダミー、1=主任以上の管理職、0=非管理職）、転勤経験（ダミー、1=転職経験あり、0=なし）を用いる。勤続年数は、年齢と共線性があるため除く。他にも、もし共線性がある場合は、VIF<1.6 を基準として分析から省く。

4.5 統計モデル

表 4. 仮説 1 の回帰分析結果

独立変数	従属変数	
	役割内行動	役割外行動
年齢	.012 (.004) **	
チームワークサイズ	.004 (.004)	.008 (.005) †
職場サイズ	-.002 (.001)	-.002 (.001)
R^2	.012	.004
N	1133	1146

† $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$. VIF<1.6 かつ $p<.10$ のみ.
非標準化係数と標準誤差.

表 5. 仮説 1 の回帰分析結果, 勤務形態と部門で分割

独立変数	従属変数		
	役割内行動		役割外行動
	内勤者	営業部門	事務部門
年齢	.016 (.005) **	.017 (.009) †	
チームワークサイズ	.002 (.005)	.025 (.013) †	.014 (.006) *
職場サイズ	-.003 (.001) *	.008 (.004) *	-.003 (.001) †
R^2	.024	.041	.016
N	617	216	541

† $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$. VIF<1.6 かつ $p<.10$ のみ.
非標準化係数と標準誤差.

仮説の検証には, 最小自乗法による線型回帰分析を用いる. 独立変数はかならず残すが, 統制変数の効果が 10%水準で有意でない場合は除く.

5. 結果

5.1 記述統計

記述統計は表 2, 3 の通りである. 担当業務内のノルマ的な役割内行動では, 有効回答者の半分強である 61.63%が, 自分はフリーライダーではなく貢献者であると答えた (4=どちらかというといふから, 6=かなり多いの和, 付録参照). 担当業務外のプラスアルファ的な役割外行動では, 51.55%とほぼ半数が貢献者と考えている. 貢献者がフリーライダーを上回るのは, 先行研究と一致している.

また, 役割内行動と役割外行動は, つよく相関する (相関係数=.37). つまり, 担当業務内で組織に貢献する者は, 担当業務外でも貢献する. このことは, 先行研究と一致する (Van Dyne and LePine 1998). さらに, (表は省くが) 内勤・外勤といった勤務形態別や, 事務・営業・技能といった部門別でもあてはまる (各カテゴリ内で相関係数が.30~.40).

5.2 仮説 1 の検証

役割内行動と役割外行動をそれぞれ従属変数として, チームワークサイズと職場サイズを独立変数にした回帰分析を行う (表 4). この 2 つの独立変数は相関係数=.005 なので, ほ

表 6. 仮説 2, 3 の回帰分析結果

独立変数	従属変数			
	役割内行動		役割外行動	
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
年齢	.011 (.004) **	.011 (.004) **	-.012 (.005) **	-.011 (.004) *
管理職ダミー			.26 (.11) *	.26 (.11) *
内勤ダミー	.13 (.07) †	.13 (.06) *	.22 (.07) **	.19 (.07) **
事務部門ダミー	-.32 (.07) ***		-.37 (.08) ***	
営業部門ダミー	-.30 (.09) **		-.23 (.10) *	
ホワイトカラー 職場ダミー		-.31 (.07) ***		-.33 (.07) ***
R ²	.030	.030	.028	.026
N	1136	1136	1145	1145

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. VIF < 1.6 かつ $p < .10$ のみ. 非標準化係数と標準誤差.

ば独立である.

その結果, 回答者全体としては, チームワークサイズも職場サイズも, フリーライダーに明確な効果を持たなかった. チームワークサイズは役割外行動にたいして 10%水準で正の効果があるが, $R^2 = .005$ と低い. 二次曲線での回帰分析も行ったが, 説明力は上がらなかった. チームワークサイズが 0 人のケースを除いても, 結果は同じである.

そこで, 勤務形態 (内勤・外勤) と部門 (事務・営業・技能) で分割した (表 5). すると, 役割内行動では内勤者と営業部門で, 役割外行動では事務部門でサイズの効果があった.

チームワークのサイズは大きいほど, 貢献が増える (営業部門での役割内行動, 事務部門での役割外行動). 他方, 職場のサイズは小さいほど, 貢献が増える (営業部門での役割内行動では減る). したがって, 仮説 1 は職場サイズで部分的に支持されたが, チームワークサイズでは逆の効果もあった.

なお統制変数のうち, 性別, 職位, 転勤経験は効果がなかった.

結果 1 (サイズ) チームワークのサイズが大きいと, また職場のサイズが小さいと, フリーライダーが減る. ただし, 外勤者や技能部門では, 特に効果がない.

先行研究では, サイズが貢献に負の効果を持つことが報告されている. したがって, 職場のサイズでは一致する. 一方, チームワークのサイズが正の効果をもつのは, 限られた範囲とはいえ, 先行研究に反する.

おそらく, チームワークサイズや職場サイズが大きくなっても, それに応じて組織はモニターやサンクションの機能を発達させているのであろう. そのため, サイズだけでは, 職場のフリーライディングに明確な効果を持たないようである.

5.3 仮説 2, 3 の検証

仮説 2 と 3 で, 仕事内容の効果を検討する. 仮説 2 では勤務形態の効果を, 仮説 3 では部門の効果を想定した. そこで, これらを独立変数として, 回帰分析を行った (表 6). 内勤者は, 各部門に 34~68%いる.

表 7. 仮説 4 の回帰分析結果

独立変数	従属変数			
	役割内行動		役割外行動	
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
年齢	.011 (.004) **	.012 (.004) **	-.008 (.004) †	-.007 (.004) †
内勤ダミー	.15 (.07) *		.25 (.07) ***	
内勤×モチベーション		.05 (.02) *		.09 (.02) ***
事務ダミー	-.28 (.07) ***		-.32 (.08) ***	
営業ダミー	-.27 (.09) **		-.19 (.10) †	
事務×モチベーション		-.08 (.02) ***		-.11 (.02) ***
営業×モチベーション		-.09 (.03) **		-.08 (.03) *
モチベーション	.11 (.03) ***	.14 (.03) ***	.15 (.03) ***	.17 (.03) ***
R ²	.041	.041	.043	.049
N	1135	1135	1144	1144

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. VIF < 1.6 かつ $p < .10$ のみ. 非標準化係数と標準誤差.

その結果、勤務形態別では、役割内行動と役割外行動のどちらについても、内勤者にフリーライダーが少なかった（モデル 1, モデル 3）。したがって、仮説 2 は検証された。この傾向は、役割外行動のほうが明確である。

結果 2（勤務形態） 内勤者には、外勤者よりフリーライダーが少ない。

部門別では、事務部門と営業部門と比べて、技能部門にフリーライダーが少なかった（モデル 1, モデル 3）。ただし、事務部門と営業部門を比較すると、有意な差はなかった（2群の差の検定で p 値が .6 以上）。

そこで、事務部門と営業部門をホワイトカラー職場としてまとめると、ブルーカラー職場（技能部門）と比べて、フリーライダーが多い（モデル 2, モデル 4）。以上より、仮説 3 は部分的に検証された。統制変数のうち、性別と転勤経験は効果をもたなかった。

結果 3（部門） ブルーカラー職場である技能部門には、ホワイトカラー職場である事務部門と営業部門とくらべて、フリーライダーが少ない。ただし、事務部門と営業部門の間では、差はない。

なお、先行研究ではこうした勤務形態や部門の間の比較は行われていない。この論文ではじめて検討された。

5.4 仮説 4 の検証

仮説 4 では、個人間の違いとして、モチベーションの効果を想定した。回帰分析を行った（表 7）。その結果、モチベーションは、役割内行動でも役割外行動でも、組織への貢献に正の効果を持つ（モデル 1, モデル 3）。したがって、仮説 4 は検証された。

年齢、内勤・外勤の勤務形態、事務・営業・技能の部門で統制した。性別、職位、転勤経験、チームワークサイズ、職場サイズは有意な効果を持たなかった。

また、内勤者とモチベーション（外勤者がベースライン）、事務部門とモチベーション、

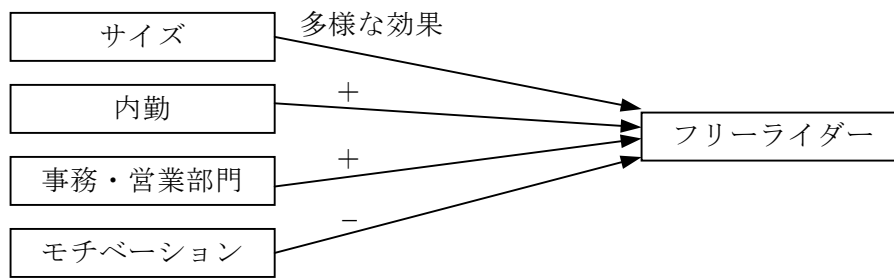


図 1. フリーライダーの要因

営業部門とモチベーション(技能部門がベースライン)の交互作用の効果を調べた。すると、役割内行動と役割外行動ともに、外勤者とくらべて内勤者ほどモチベーションの効果が大きく、技能部門とくらべて事務部門と営業部門ほどモチベーションの効果が少ない(モデル2, 4)。

結果 5 (モチベーション) モチベーションが高い個人ほど、フリーライダーが少ない。この効果は、内勤者や技能部門ほど明確である。

先行研究では、仕事に内発的に関与できるほど、個人は組織に貢献することが分かっている (George 1992)。そうした仕事では、モチベーションが高まるはずなので、我われの結果は反しないだろう。

6. 結論

6.1 要約

この論文では、職場のフリーライディング(ただ乗り)の原因を、組織調査によって実証的に解明した。これまで欧米では調査研究が蓄積されてきたが、日本でははじめての試みである。

調査では、ある大企業の従業員調査に共同研究者として参画して、4 営業所で全数調査を行った。各営業所は事務・営業・技能部門から構成されて、各部門に内勤者と外勤者がいる。分析対象は、有効回答者のうち、上位管理職と部門が複数に渡る者を除いて、1175 人とした。分析の結果、つぎのことを明らかにした。

(i) 役割内行動では 6 割が、役割外行動では半分が、フリーライダーというより貢献者であった。また、組織に担当業務内で貢献する人は、担当業務外でも貢献している(記述統計より)。これらは、先行研究と一致する。

(ii) チームワークをするサイズは大きいほうが、職場のサイズは小さいほうが、フリーライダーを減らす。ただし、外勤者や技能部門ではこの効果はない(結果 1 より)。先行研究では、サイズが大きいほどフリーライダーが増えるので、チームワークのサイズについては一致した。

(iii) 勤務形態別では外勤者より内勤者に、また部門別では事務・営業部門より技能にフリー

ライダーが少ない。ただし、事務部門と営業部門の間に差はない（結果 2, 3 より）。先行研究では、こうした比較は行われていない。

(iv) 個人の違いでは、モチベーションが高い人ほどフリーライダーが少ない。このことは、内勤者と技能部門でよりはっきりする（結果 4 より）。先行研究では、モチベーションの効果を調べたものはない。

以上の結果をまとめると、次となる（図 1）。

結論 チームワークや職場のサイズは、フリーライダーに影響しない。仕事の内容別では、外勤者より内勤者に、また事務部門・営業部門より技能部門にフリーライダーが少ない。個人の違いでは、モチベーションが高い人ほどフリーライダーが少ない。

この論文は、職場のフリーライダーについて、日本ではじめて組織調査を行った。また、内勤・外勤という勤務形態の効果、事務・営業・技能という部門の効果、個人のモチベーションの効果を一明らかにした。これらは、他の地域での先行研究でも検討されてこなかった。

6.2 実践的含意

職場でフリーライダーを減らすためには、労働者のモチベーションを高めることがもっとも効果的であろう。調査の結果、サイズの効果は多様であった。またたしかに、勤務形態（内勤・外勤）や部門（事務・営業・技能）は、フリーライダーに影響する。とはいえ、こうした制度的な区分は組織にとって必要なものであろうから、かんたんには変更できない。

そこで、つぎに可能性を期待できるのは、仕事をできるだけ分けることで、個人の責任の範囲を明確にすることだろう。事務部門と営業部門にフリーライダーが多いのは、おそらく仕事が技能部門にくらべて相互に依存しているからである。ただし、仕事の境界を明らかにすることで、分業の利点が失われる危険はあるかもしれない。

6.3 今後の課題

(i) 指標の開発：この論文では、職場のフリーライダーを測定するのに、「同僚からどう評価されていると思うか」を、本人に聞いた。今後は、こうした本人の認識が、同僚からの評価と一致しているのかを確認したい。そもそも、職場のフリーライダーに関して、日本語での調査はこの論文がはじめての試みである。したがって、ワーディングを含めて、適切な指標を開発する必要がある。

(ii) プレッシャーの効果：今回は、サイズ、仕事内容、モチベーションの3つの効果を調べた。現実の組織ではこれらにくわえて、おそらく同僚からの「インフォーマルなプレッシャー」がフリーライダーを効果的に抑制しているだろう。我われの調査でもこの点を質問したので、別の論文で検討する。

表 A1. 役割内行動と役割外行動の分布

	役割内行動			役割外行動		
	人数	有効回答中 パーセント	累積 パーセント	人数	有効回答中 パーセント	累積 パーセント
1. かなり少ない	37	3.2	3.2	56	4.9	4.9
2. 少ない	99	8.7	11.9	159	13.8	18.7
3. どちらかというとき少ない	302	26.4	38.4	344	29.9	48.6
4. どちらかというとき多い	477	41.8	80.1	383	33.3	81.8
5. 多い	166	14.5	94.7	161	14.0	95.8
6. かなり多い	61	5.3	100.0	48	4.2	100.0
有効回答計	1142	100.0		1151	100.0	
欠損	12			3		
合計	1154			1154		

付録：役割内行動と役割外行動の度数

役割内行動の質問項目：

『周りの所員と連携しなければならないような』仕事（以下、協業業務という）について、おたずねします。

あなたは上記のような『協業業務』について、それを一緒にするメンバーから、どれくらいの量をこなしていると思われるでしょうか。メンバーの気持ちを推測してお答えください。メンバーの期待より・・・と思われる。

1=かなり少ない，2=少ない，3=どちらかといえば少ない，4=どちらかといえば多い，5=多い，6=かなり多い。

役割外行動の質問項目：

係全体の電話に出るなど、『特に担当は決まっていなくて誰かがやる必要のある』仕事（以下、非担当業務という）について、おたずねします。

あなたは上記のような『非担当業務』について、メンバーから、どれくらいの量をこなしていると思われるでしょうか。メンバーの気持ちを推測してお答えください。メンバーに・・・と思われる。

1=かなり少ない，2=少ない，3=どちらかといえば少ない，4=どちらかといえば多い，5=多い，6=かなり多い。

【文献】

- Albanese, Robert and David D. Van Fleet. 1985. "Rational Behavior in Groups: The Free-Riding Tendency." *Academy of Management Review* 10 (2): 244-255.
- Axelrod, Robert. 1984. *The Evolution of Cooperation*. New York: Basic Books. =1987. 松田裕之訳『つきあひ方の科学』HBJ 出版局.
- Brubaker, E. R. 1975. "Free Ride, Free Revelation, or Golden Rule?" *Journal of Law and Economics* 18: 147-161.
- Condie, S. J., W. K. Warner, and D. C. Gillman. 1976. "Getting Blood from Collective Turnips: Volunteer Donation in Mass Blood Drives." *Journal of Applied Psychology* 61(3): 290-294.
- Dawes, Robyn M. 1980. "Social Dilemmas." *Annual Review of Psychology* 31:169-93.

- Deci, Edward L. 1975. *Intrinsic Motivation*. Plenum Press.
- 藤井聡. 2003. 『社会的ジレンマの処方箋』ナカニシヤ出版.
- George, Jennifer M. 1992. "Extrinsic and Intrinsic Origins of Perceived Social Loafing in Organizations." *Academy of Management Journal* 35:191-202.
- Herzberg, Frederick, Bernard Mausner, and Barbara Bloch Snyderman. 1959. *The Motivation to Work*. Wiley.
- Kidwell, Ronald E. and Nathan Bennett. 1993. "Employee Propensity to Withhold Effort: A Conceptual Model to Intersect Three Avenues of Research." *Academy of Management Review* 18: 429-56.
- Kidwell, Roland E. and Chet Robie. 2003. "Withholding Effort in Organizations: Toward Development and Validation of a Measure." *Journal of Business and Psychology* 17: 537-61.
- 小林盾. 2005. 「組織活性化と労働移動：転職と働き方に関する意識調査から」大浦宏邦編『秩序問題への進化ゲーム理論的アプローチ』日本学術振興会科学研究費報告書.
- Kollock, Peter. 1998. "Social Dilemmas: The Anatomy of Cooperation." *Annual Review of Sociology* 24:183-214.
- Leibowitz, Arleen and Robert Tollison. 1980. "Free Riding, Shirking and Team Production in Legal Partnerships." *Economic Inquiry* 18: 380-394.
- Liden, Robert C., Sandy J. Wayne, Renata A. Jaworski, and Nathan Bennett. 2004. "Social Loafing: A Field Investigation." *Journal of Management* 30: 285-304.
- March, James G. and Herbert Simon. 1958. *Organizations*. New York: John Wiley and Son.=1977. 土屋守章訳『オーガニゼーション』ダイヤモンド社.
- Murphy, Susan M., Sandy J. Wayne, Robert C. Liden, and Berrin Erdogan. 2003. "Understanding Social Loafing: The Role of Justice Perceptions and Exchange Relationships." *Human Relations* 56: 61-84.
- 沼上幹. 2003. 『組織戦略の考え方：企業経営の健全性のために』筑摩書房.
- Olson, Mancur. 1965. *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Harvard University Press.=1983. 依田博・森脇俊雅訳『集合行為論：公共財と集団理論』ミネルヴァ書房.
- Samuelson, Paul A. 1954. "The Pure Theory of Public Expenditure." *Review of Economics and Statistics* 36: 387-389.
- 城山三郎監修. 2001. 『今こそ、人を育てる。』光文社.
- Smith, Adam. 1776. *An inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. =1969. 大内兵衛・松川七郎訳『諸国民の富』岩波書店.
- 高橋伸夫. 1997. 『日本企業の意思決定原理』東京大学出版会.
- Tsui, Anne. 1984. "A Role Set Analysis of Managerial Reputation." *Organizational Behavior and Human Performance* 34: 64-96.
- Van Dyne, Linn and Jeffrey A. LePine. 1998. "Helping and Voice Extra-Role Behaviors: Evidence of Construct and Predictive Validity." *Academy of Management Journal* 41: 108-119.
- 山岸俊男. 1998. 『信頼の構造：こころと社会の進化ゲーム』東京大学出版会.
- . 2002. 「社会的ジレンマ研究の新しい動向」今井晴雄・岡田章編『ゲーム理論の新展開』頸草書房.

【謝辞】

調査対象企業と回答者に感謝します。また調査票の作成にあたり、特に高橋康二氏、高橋伸夫氏、橋爪裕子氏、村中泰子氏、八木隆一郎氏に感謝します。

職場のゲーム

ーフリーライダー問題のゲーム理論的予測と組織調査ー

小林 盾
(シカゴ大学)

【要旨】

この論文は、職場が「チキンゲーム」になっているためにフリーライダーが出現することを、労働組織への質問紙調査によって示す。組織が効率的に運営されるためには、フリーライダーが少ないことが不可欠である。しかしこれまで、職場は囚人のジレンマゲームと考えられてきたため、フリーライダーと非フリーライダーが混在することを説明できなかった。そこでこの論文では、ゲーム理論によって可能性を検討してから、組織調査で検証する。ある日本の大企業の4営業所で全数調査を行い、つぎのことが分かった。(i) 担当業務内の仕事について、職場は「チキンゲーム」になっている。つまり、同僚にフリーライダーが多いと考える人ほど組織に貢献し、少ないと認識している人ほどフリーライダーとなる。(ii) 担当業務外の仕事については、ホワイトカラー職場ではチキンゲームに、ブルーカラー職場では調整ゲームになっている。つまり、ブルーカラー職場では同僚にフリーライダーが少ないと考える人ほど、貢献者となる。これまで、職場は囚人のジレンマゲームになっていると想定されてきたが、修正が必要であろう。チキンゲームであれば、フリーライダーと貢献者が混在することが均衡となる。

キーワード：職場，フリーライダー，ゲーム理論，チキンゲーム，調整ゲーム，囚人のジレンマゲーム

1. はじめに

1.1 背景

職場組織が活性化されるためには、職場のフリーライダーを減らすことが不可欠である。ここで「フリーライダー」とは、組織の目的に貢献している人がいる時に、手を抜いて貢献せず、成果にただ乗りする人をさす。逆に組織に貢献する人を、ここでは「貢献者」とよぶ。

たしかに日本の職場では、労働者が「相互協調的」でしかも「相互監視的」と考えられてきた。そのため、ともすればフリーライダーは存在しないか、いてもわずかと想定されてきた。ところが現実には、しばしば「2, 6, 2の法則」として、「日本の職場では2割が組織に貢献して、2割がぶら下がっている」ともいわれる(城山 2001)。近年は、後輩の教育、職場の雰囲気作り、労働組合への参加などで、フリーライダー問題が指摘されている(沼上 2003)。

1.2 問題

これまで、職場は囚人のジレンマゲーム的な状況になっていると想定されてきた（近藤 1992, 高橋 1997）。しかしそれでは、職場にフリーライダーがいることは説明できても、どうして職場に貢献者もいるのかが説明できない（詳しくは 2 節）。

そこでこの論文では、ゲーム理論を用いて、次の問題を検討する。

問題 職場がどういうゲームになっているために、フリーライダーと貢献者が混在するのか。

具体的には、ゲーム理論によって可能性を検討してから、組織調査で検証する（回答者 1,242 人、全数調査）。ゲームとは、自分の意思決定が他人の意思決定に影響され、同時に他人にも影響を与える場合をいう。ゲーム理論とは、そうした状況で、合理的な人びとがどう意思決定するかを予測する。

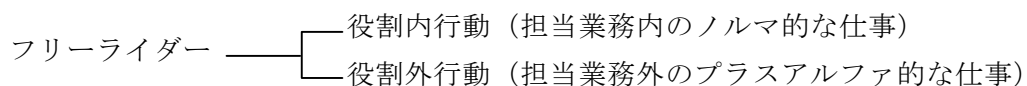
人が組織内でフリーライダーになるのは、「他の人がフリーライダーだから」かもしれないし、逆に「他の人がよく貢献しているから」かもしれない。あるいは、「他の人の働きぶりと無関係に」フリーライダーとなる場合もあるだろう。これらは、ゲーム理論的には調整ゲーム、チキンゲーム、囚人のジレンマゲームに相当する（厳密な定義は 2 節）。

3 つのゲームはそれぞれ、ゲームの構造が異なるため、解決策も異なる。したがって、職場がどのゲームとなっているのかを特定できないと、組織はフリーライダーへの対策を立てることが難しい。逆に、もしどのゲームなのか分かれば、効果的に対策を立てることが可能となるだろう。

1.3 先行研究

組織におけるフリーライダー問題を最初に指摘したのは、Olson (1965) であった。その組織研究は、フリーライダー的行動を「怠業 Job neglect」「さぼり Shirking」「社会的手抜き Social loafing」「手抜き Withholding effort」として概念化してきた (Kidwell and Robie 2003 参照)。

またフリーライダーが現れる場面を、役割内行動と役割外行動に分ける（たとえば Van Dyne and LePine 1998）。「役割内行動 In-role behavior」は、売り上げを達成するなど、自分の担当業務内の仕事としてノルマ的にこなされる。「役割外行動 Extra-role behavior」は、後輩を教育するなど、担当業務外だが誰かがやる必要のある仕事で、プラスアルファ的にこなされる。



こうした枠組みにもとづいて、現実の組織における組織調査が蓄積されてきた (Kidwell and Bennett 1993 参照)。たとえば欧米では、フリーライダーは少数派である (1=フリーライダー, 5=貢献者の 5 点尺度で平均 4.37, 標準偏差 0.7, アメリカの営業職, George 1992)。また、役割内行動よりも役割外行動で、フリーライダーが多い (6 点尺度で 1 程度の差, アメリカの企業, Van Dyne and LePine 1998)。日本では、役割内行動の貢献者はほぼ 6 割、役割外行動では半数いる (小林他 2005)。

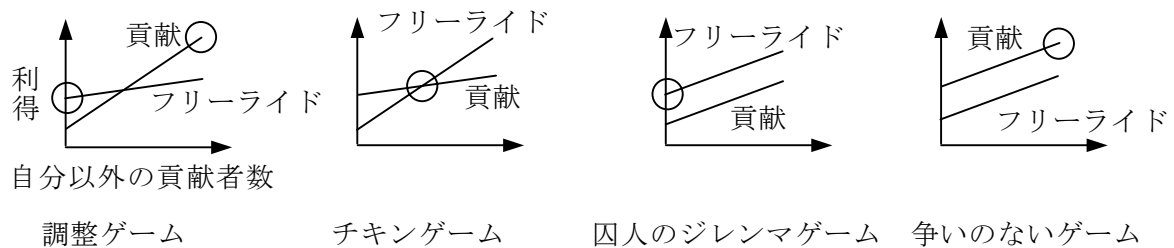


図 1. 4 つのゲーム (円はナッシュ均衡)

ただし、多くは「職場がどういうゲームだからフリーライダーが出現した」かを明確にしていけない。その中で、近藤 (1992) は、職場を労働者同士の囚人のジレンマゲームととらえる。そのうえで、Axelrod (1984) を踏まえて、フリーライダーにはフリーライドによってしっぺ返しすることで、全員が貢献するようになると予測する。高橋 (1997) も、この枠組みを踏襲する。

しかし理論的には、3 人以上のゲームだと、しっぺ返しがフリーライドだけでなく、貢献者にもダメージを与える。そのため、フリーライダーだけを減らすことはできない。また経験的にも、職場にはフリーライダーと貢献者が混在する。貢献者だけが残っているわけではない。なお、組織以外のフリーライダー問題では、囚人のジレンマゲームが想定されること多い (山岸 1998, 藤井 2003 など)。

以下では、2 節で数理モデルによって可能性を検討してから、仮説を立てる。3 節でデータと変数について説明して、4 節で分析結果を報告する。最後に実践的含意と今後の課題を提示する。

2. 数理モデルと仮説

2.1 ゲーム理論

ゲーム理論を用いて、職場にフリーライダーが現れる状況を調べる。プレイヤーは職場の労働者で、 n 人 (2 人以上) いる。行動 (選択肢) は「貢献する C 」と「フリーライドする D 」の 2 つのみとする。利得 u は、自分の行動と、自分を除いた職場の貢献者の数 m (0 から $n-1$ 人) の関数とする。

ここでは、次の仮定を置く。

- ・モデルを簡単にするために、みなが同じ立場にあると考える (対称ゲームをプレーする)。つまり、立場を入れ換えても、利得が変わらない。
- ・利得関数は貢献者の数 m に比例して増加する (線型の狭義単調増加関数である) とする。
- ・貢献するかフリーライドするかによって、利得に差があるとする ($u(C, m) \neq u(D, m)$)。
- ・プレイヤーは、状況にたいして自分の利得を最大して、合理的な意思決定をする (最適反応をする)。

すると、次の 4 つのゲームで、全ての可能な状況を列挙できる (2 人ゲームの場合は Weibull 1995 参照)。各ゲームの利得関数は、図 1 のようになる。

定義 1 (調整ゲーム) ある m^* が存在して、対称ゲームの利得関数が

$$u(C, m) > u(D, m) \quad \text{if } m \geq m^*,$$

$$u(C, m) < u(D, m) \quad \text{if } m \leq m^*-1,$$

の時、「調整ゲーム」という。

調整ゲーム(保証ゲームとよばれることもある)では、もし職場の貢献者が(自分を除いて) m^* 人以上なら、自分も貢献することが合理的である(利得が高い)。一方、もし m^*-1 人以下なら、自分はフリーライダーとなることが合理的である。

この時、職場のすべての個人が意思決定をした結果、実現する状態は2つある。「全員が貢献者となる」か、「全員がフリーライダーとなる」状態である。これらは、「純粋ナッシュ均衡」とよばれる。ナッシュ均衡とはいったん実現したらそこに留まることが合理的である状態をさす。そのうち純粋とは、行動の確率的な組み合わせを除くことをさす。

したがって、フリーライダーがいるとすれば、それは「同僚がフリーライダーだから」である。「赤信号、みんなで渡れば怖くない」という場合であろう。

定義 2 (チキンゲーム) ある m^* が存在して、対称ゲームの利得関数が

$$u(C, m) < u(D, m) \quad \text{if } m \geq m^*,$$

$$u(C, m) > u(D, m) \quad \text{if } m \leq m^*-1,$$

の時、「チキンゲーム」という。

チキンゲームでは、もし職場の貢献者が(自分を除いて) m^* 人以上なら、自分はフリーライダーとなることが合理的である。もし m^*-1 人以下なら、自分は貢献することが合理的となる。貢献者が十分いるならフリーライダーとなるし、フリーライダーが多いなら自分が貢献せざるをえない、という状況である。

このチキンゲームにはナッシュ均衡が1つだけ存在して、「 m^* 人が貢献者で、残りがフリーライダー」という状態である。この時、人がフリーライドするのは、「多くの同僚が貢献しているから」である。

定義 3 (囚人のジレンマゲーム) 対称ゲームの利得関数が

$$u(C, m) < u(D, m) \quad \text{for any } m,$$

の時、「囚人のジレンマゲーム」という。

囚人のジレンマゲームでは、職場の貢献者が何人だろうと、自分はフリーライダーとなることが合理的である。この時、同僚が貢献してもしなくても、それとは独立にフリーライダーが現れる。唯一のナッシュ均衡は、「全員がフリーライダー」という状態である。

定義 4 (争いのないゲーム) 対称ゲームの利得関数が

$$u(C, m) > u(D, m) \quad \text{for any } m,$$

表 1. ゲームの均衡

ゲーム	ナッシュ均衡
調整ゲーム	全員が貢献者, あるいは全員がフリーライダー
チキンゲーム	m^* 人が貢献者で残りがフリーライダー
囚人のジレンマゲーム	全員がフリーライダー
争いのないゲーム	全員が貢献者

の時, 「争いのないゲーム」という.

争いのないゲームでは, 職場の貢献者が何人だろうと, 自分は貢献することが合理的である. 文字通り, 争いはない. 唯一のナッシュ均衡は「全員が貢献者」な状態である.

2.2 仮説

以上の4つのゲームのうち, フリーライダーが存在するのは争いのないゲーム以外の3つである. ただし先行研究によれば, 職場にはフリーライダーと貢献者がそれぞれ一定量いる. そうなるのは, チキンゲームだけである (表 1).

したがって, 職場はチキンゲームになっていると予想できる. もしそうなら, 人びとがフリーライドするのは, 同僚が貢献するからである. そこで, 担当業務内の役割内行動について, つぎの仮説を立てる.

仮説 1 (役割内行動) 担当業務内のノルマ的な仕事について, 同僚が貢献者であると考えている人ほど, フリーライダーであろう.

担当業務外の仕事である役割外行動についても, 同様に考えることができるだろう.

仮説 2 (役割外行動) 担当業務外のプラスアルファ的な仕事について, 同僚が貢献者であると考えている人ほど, フリーライダーであろう.

3. 方法

3.1 データ

ある企業の協力を得て, 調査対象企業の従業員調査に共同研究者として参画することによりデータを集めた.

- ・調査実施時期: 2004年7月.
- ・調査方式: 質問紙による, 職場での留め置き. 自計式. 全158項目.
- ・調査実施機関: 応用社会心理学研究所.
- ・調査対象: ある日本の大企業に勤務する従業員 (全員が正規のフルタイム勤務).
- ・サンプリング方法: 4営業所で全数調査.
- ・計画対象数: 1,242人.
- ・有効回収数: 1,219人 (回収率98.1%).

- ・ 依頼方法：職場改善運動の一環で「意識に関するアンケート」として依頼。
- ・ 回収方法：厳封の上，営業所内の担当者に匿名で提出。

職場環境をコントロールするために，先行研究にならって，同一の組織内で調査した。依頼は，営業所長を含めて全ての従業員にたいして行われた。調査日に休んだり出張中だった場合以外は，基本的に全員が回答している。

分析では，主任以上の管理職 188 人と，職場が複数の部門に関わる者 4 人と，職位・職場が欠損している 21 人を除いて，1006 人を対象とする。状況を対称ゲームであると仮定したため，管理職を除いて，同じ職位の者のみを対象にする。

各営業所は，事務，営業，技能の 3 部門から構成され，各部門に内勤者と外勤者がいる。途中入社や転職する者は少ない。分析対象 1006 人の属性は，つぎの通りである。

- ・ 平均年齢 34.3 歳（標準偏差 8.0 歳），男性 88.1%／女性 11.8%／欠損 0.1%。
- ・ 転勤経験 81.0%。
- ・ 内勤 53.3%／外勤 46.7%。
- ・ 事務部門 46.9%／営業部門 18.0%／技能部門 35.1%。
- ・ ホワイトカラー職場（事務部門と営業部門）64.9%／ブルーカラー職場（技能部門）35.1%。

3.2 従属変数

調査票では，役割内行動と役割外行動を各 1 項目で次のように質問する。ワーディングは，まず先行研究を参考にしてたたき台を作った。それをもとに，内容が正確に伝わるように，対象企業の担当者が修正した（先行研究との関連は小林他 2005 参照）。

役割内行動の質問項目：

『周りの所員と連携しなければならないような』仕事（以下，協業業務という）について，おたずねします。

あなたは上記のような『協業業務』について，それを一緒にするメンバーから，どれくらいの量をこなしていると思われるでしょうか。メンバーの気持ちを推測してお答えください。メンバーの期待より・・・と思われる。

1=かなり少ない，2=少ない，3=どちらかといえば少ない，4=どちらかといえば多い，5=多い，6=かなり多い。

役割外行動の質問項目：

係全体の電話に出るなど，『特に担当は決まっていなが誰かがやる必要のある』仕事（以下，非担当業務という）について，おたずねします。

あなたは上記のような『非担当業務』について，メンバーから，どれくらいの量をこなしていると思われるでしょうか。メンバーの気持ちを推測してお答えください。メンバーに・・・と思われる。

1=かなり少ない，2=少ない，3=どちらかといえば少ない，4=どちらかといえば多い，5=多い，6=かなり多い。

3.3 独立変数

周りの同僚がどれだけ貢献していると個人が考えているのかを、「周囲推測」とよぶ。「役割内行動の周囲推測」と「役割外行動の周囲推測」を、次の項目で質問する。係が職場の最小単位である。

役割内行動の周囲推測の質問項目：

あなたの係全体で、『協業業務』に対して手を抜かずに取り組む人は（あなたを含めて）どれくらいいると思いますか。

1=ほとんどいない（0~1割の人），2=少しいる（2~3割の人），3=半分くらいいる（4~6割の人），4=多くいる（7~8割の人），5=ほとんど全員（9~10割の人）。

役割内行動の周囲推測の質問項目：

あなたの係全体で、『非担当業務』をしている人は（あなたを含めて）どれくらいいると思いますか。

1=ほとんどいない（0~1割の人），2=少しいる（2~3割の人），3=半分くらいいる（4~6割の人），4=多くいる（7~8割の人），5=ほとんど全員（9~10割の人）。

もし職場がチキンゲームとなっているなら、周囲推測が高い人ほど、同僚に貢献者が多いと考えているので、フリーライダーであろう。他方、もし調整ゲームとなっているなら、周囲推測が高い人ほど貢献者で、低い人ほどフリーライダーだろう。もし囚人のジレンマゲームならば、周囲推測はフリーライディングに有意な効果を持たないはずだ。

3.4 統制変数

統制変数として、年齢、性別（男性ダミー，1=男性，0=女性），転勤経験（ダミー，1=転職経験あり，0=なし），職場サイズ（係の人数）を用いる。

また、フェイス項目で「主な勤務形態」が内勤か外勤かをたずねて、「内勤ダミー」を作る（1=内勤，0=外勤）。フェイス項目の「所属部署」は、事務、営業、技能の3つの部門へとまとめて、「事務部門ダミー」と「営業部門ダミー」を作る（技能部門がベースライン）。事務部門と営業部門をまとめて「ホワイトカラー職場」とよび、「ホワイトカラー職場ダミー」を作る。

さらに、心理的な「モチベーション」を、2つの項目「今の仕事が楽しい」と「今の仕事にとても生きがいを感じる」の回答の平均で測定する（クロンバックの $\alpha=.90$ ）。これは、動機付け要因（Herzberg 1959）や内発的モチベーション（Deci 1975）の指標となる。尺度は、1=そう思わない，2=どちらかといえばそう思わない，3=どちらともいえない，4=どちらかといえばそう思う，5=そう思う，の5点である。

勤続年数は、年齢と共線性があるため除く。他にも、もし共線性がある場合は、VIF<1.6を基準として分析から省く。

3.5 統計モデル

表 2. 記述統計

	人数	最小	最大	平均	標準偏差	相関係数			
						1	2	3	4
1. 役割内行動	994	1	6	3.69	1.09				
2. 役割外行動	1003	1	6	3.49	1.16	.35			
3. 役割内行動の周囲推測	997	1	5	3.15	1.30	-.07	-.03		
4. 役割外行動の周囲推測	1001	1	5	2.75	1.13	-.12	-.02	.27	
5. モチベーション	1004	1	5	2.89	1.10	.09	.13	.10	.07
全体	1006								

表 3. 平均値

	人数	役割内行動	役割外行動	役割内行動の 周囲推測	役割外行動の 周囲推測
男性	886	3.70	3.50	3.14	2.77
女性	119	3.61	3.40	3.18	2.64
内勤者	536	3.75	3.54	3.15	2.83
外勤者	470	3.63	3.43	3.14	2.67
事務部門	472	3.59	3.36	3.19	2.90
営業部門	181	3.57	3.45	3.03	2.55
技能部門	353	3.90	3.67	3.15	2.66

仮説の検証には、最小自乗法による線型回帰分析を用いる。独立変数はかならず残すが、統制変数の効果が 10%水準で有意でない場合は除く。

4. 結果

4.1 記述統計

記述統計は表 2, 表 3 の通りである。役割内行動と役割外行動の相関が高く(相関係数が.35), 役割内行動の周囲推測と役割外行動の周囲推測もよく相関している (.27)。役割内行動と役割外行動が関連するのは、先行研究と一致する (Van Dyne and LePine 1998)。ただし、それぞれとモチベーションの相関は、高くない (.1 前後)。

4.2 仮説 1 の検証

「役割内行動」を従属変数として、「役割内行動の周囲推測」を独立変数にした回帰分析を行う(表 4)。その結果、回答者全体として、周囲推測が負の効果を持つ(5%水準, モデル 1)。つまり、周囲推測が高い人ほど(同僚に貢献者が多いと考える人ほど)、フリーライダーであった。周囲推測が 1 段階上がる(貢献者が 20%多いと認識する)と、役割内行動が 6 段階中.07 下がる。なおこの効果は、内勤者・外勤者別にしても、事務・営業・技能という部門別にしても、一貫していた。

したがって、仮説 1 は検証された。周囲推測が高いほどフリーライドするのは、職場がチキンゲームになっているためであろう。チキンゲームでは、貢献者が多い時ほどフリーライ

表 4. 仮説 1 の回帰分析結果（従属変数＝役割内行動）

独立変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
年齢	.009 (.004) *	.009 (.004) *	.009 (.004) *
内勤ダミー	.16 (.07) *		.15 (.07) *
内勤×役割内行動 の周囲推測		.04 (.02) †	
事務部門ダミー	-.30 (.08) ***	-.29 (.08) ***	
営業部門ダミー	-.32 (.10) **	-.32 (.10) **	
事務部門×役割内行動 の周囲推測			-.09 (.02) ***
営業部門×役割内行動 の周囲推測			-.10 (.03) ***
モチベーション	.09 (.03) **	.09 (.03) **	.09 (.03) **
役割内行動の周囲推測	-.07 (.03) *	-.09 (.03) **	-.01 (.03)
R ²	.041	.040	.042

N = 986. † p < .10, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001. VIF < 1.6 かつ p < .10 のみ.
非標準化係数と標準誤差.

ドすることが合理的であった。

統制変数のうち、性別、転勤経験、職場サイズは効果がなかった。

結果 1（役割内行動） 役割内行動では周囲推測が高い人ほど、フリーライダーである。つまり、担当業務内のノルマ的な仕事について、同僚が貢献者であると考えている人ほど、フリーライダーである。これは、職場がチキンゲームになっているためであろう。

交互作用効果はどうか。勤務形態別では内勤者に貢献者が多く、部門別では事務部門と営業部門にフリーライダーが多い（モデル 1）。そこで、これらと周囲推測の交互作用効果を調べる。すると、内勤者ほど周囲推測の効果が弱い（モデル 2）。また、事務部門や営業部門ほど、周囲推測の効果が強まる（モデル 3）。

4.3 仮説 2 の検証

つぎに「役割外行動」を従属変数として、「役割外行動の周囲推測」を独立変数にした回帰分析を行う（表 5）。すると、全体では周囲推測の効果が明確ではない。

そこで、事務部門と営業部門を「ホワイトカラー職場」へとまとめて、技能部門の「ブルーカラー職場」と比較した。すると、ホワイトカラー職場では周囲推測が役割外行動にたいして負の効果を持つ（10%水準）。したがって、ホワイトカラー職場では、職場がチキンゲームになっているといえよう。これは仮説 2 を支持する。

結果 2（ホワイトカラー職場での役割外行動） ホワイトカラー職場の役割外行動では、周囲推測が高い人ほど、フリーライダーである。つまり、担当業務外のプラスアルファ的な仕事について、同僚が貢献者であると考えている人ほど、フリーライダーである。これは、職場がチキンゲームになっているためであろう。

表 5. 仮説 2 の回帰分析結果（従属変数＝役割外行動）

独立変数	全体	ホワイトカラー	ブルーカラー
年齢	-.01 (.00) **	-.02 (.01) **	
内勤ダミー	.24 (.08) *	.24 (.09) *	
事務部門ダミー	-.35 (.08) ***		
営業部門ダミー	-.19 (.10) †		
モチベーション	.13 (.03) ***	.08 (.04) †	.26 (.05) ***
役割外行動の周囲推測	-.04 (.03)	-.07 (.04) †	.08 (.06)
R ²	.044	.030	.076
N	989	647	349

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. VIF < 1.6 かつ $p < .10$ のみ.
非標準化係数と標準誤差.

他方、ブルーカラー職場では、正の効果を持つが、有意ではない (p 値=18.9) . とはいえ、非標準化係数 (.08) の絶対値は、ホワイトカラー職場での効果や、役割内行動への周囲推測の効果を上回る (-.07) . 有意でないのは、サンプル数が少ないためであろう.

もし周囲推測が役割外行動に正の効果を持つなら、職場は調整ゲームになっているはずである. なぜなら、調整ゲームでは貢献者が多い時ほど貢献し、フリーライダーが多い時ほどフリーライドするからである. なお、ブルーカラー職場（技能部門）には、ホワイトカラー部門と比べてフリーライダーが少ない（表 3 より）. なので、「同僚が貢献しているから自分も貢献する」という人が多いのだろう.

統制変数のうち、性別、転勤経験、職場サイズは、ホワイトカラー職場でもブルーカラー職場でも効果がなかった. 年齢と勤務形態（内勤・外勤）は、ブルーカラー職場で効果を持たない.

結果 3（ブルーカラー職場での役割外行動） ブルーカラー職場の役割外行動では、周囲推測が低い人ほど、フリーライダーである. つまり、担当業務外のプラスアルファ的な仕事について、同僚がフリーライダーであると考えている人ほど、フリーライダーである. これは、職場が調整ゲームになっているためであろう. ただし、明確な効果とはいえない.

5. 結論

5.1 実践的含意

以上から、次を結論できる（図 2）.

結論 ほとんどの職場がチキンゲームとなっており、ブルーカラー職場の役割外行動についてのみ調整ゲームになっている.

これまで、職場は囚人のジレンマゲームと考えられてきた（たとえば近藤 1992, 高橋 1997）. チキンゲームでフリーライダーを減らすには、均衡で必要とされる貢献者数を増やすことが有効であろう. そうすることで、フリーライダーは「自分がやらねば」と組織に貢献しは

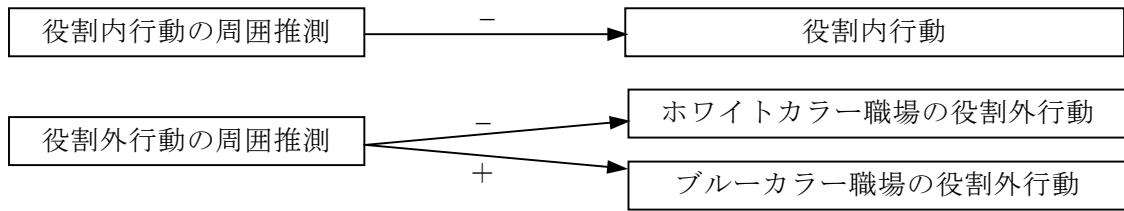


図 2. 結果の要約

じめる可能性がある。

他方、調整ゲームや囚人のジレンマゲームでフリーライダーを減らすには、「貢献者が多い」と認知させることが役立つ。「同僚が頑張っているなら、自分も頑張ろう」という意識が生まれて、好循環を生むだろう。ただし、もし職場がチキンゲームになっていたなら、この方法は逆にフリーライダーを増やしてしまうので、注意を要する。職場がどのゲームになっているのかを、見極めることが肝要である。

5.2 議論

- (i) 因果の方向：この論文では、「周囲にフリーライダーが少ないと推測した結果、フリーライドする」という因果関係を想定した。しかしもしかしたら、その逆に「フリーライドした結果、周囲にはフリーライダーが少ないと推測した」のかもしれない。この可能性を調べるには、パネル調査を行うなど工夫が必要である。
- (ii) 最適反応：またこの論文では、プレイヤーの周囲推測はつねに合理的である（最適反応である）という前提を置いた。しかし、実験室実験によれば、囚人のジレンマゲームをプレーしていても、参加者はあたかも他のゲームであるかのように反応することがあるという（Fischbacher et al. 2001）。つまり、客観的な利得構造を主観的な効用へと変換してから、それに最適反応する。もし職場でもそうであるなら、周囲推測が貢献行動に負の効果を持っていたとしても、必ずしもチキンゲームをプレーしているとは断定はできないかもしれない。
- (iii) 非対称性：この論文では、労働者の立場が対称であると仮定した。しかし組織には一般に、なんらかの構造が存在して、意思決定を制約する。命令系統といった縦方向の構造はつねにあるし、役割分担といった横方向の分業も存在する。そうした制約を、今後は考慮に入れる必要があるだろう。

【文献】

- Axelrod, Robert. 1984. *The Evolution of Cooperation*. New York: Basic Books. =1987. 松田裕之訳『つきあい方の科学』HBJ 出版局。
- Deci, Edward L. 1975. *Intrinsic Motivation*. Plenum Press.
- Fischbacher, Urs, Simon Gächter, and Ernst Fehr. 2001. "Are People Conditionally Cooperative?: Evidence from a Public Goods Experiment." *Economic Letters* 71: 397-404.
- 藤井聡. 2003, 『社会的ジレンマの処方箋』ナカニシヤ出版。
- George, Jennifer M. 1992. "Extrinsic and Intrinsic Origins of Perceived Social Loafing in Organizations." *Academy*

of Management Journal 35: 191-202.

- Herzberg, Frederick, Bernard Mausner, and Barbara Bloch Snyderman. 1959. *The Motivation to Work*. Wiley.
- Kidwell, Ronald E. and Nathan Bennett. 1993. "Employee Propensity to Withhold Effort: A Conceptual Model to Intersect Three Avenues of Research." *Academy of Management Review* 18: 429-56.
- Kidwell, Roland E. and Chet Robie. 2003. "Withholding Effort in Organizations: Toward Development and Validation of a Measure." *Journal of Business and Psychology* 17: 537-61.
- 小林盾・小山友介・大浦宏邦. 2005. 「職場のフリーライダー：サイズ、仕事内容、モチベーションの効果」大浦宏邦編『秩序問題への進化ゲーム理論的アプローチ』日本学術振興会科学研究費報告書.
- 近藤哲夫. 1992. 「組織の活性化と囚人のジレンマ」『組織科学』26: 44-55.
- Olson, Mancur. 1965. *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Harvard University Press. = 1983. 依田博・森脇俊雅訳『集合行為論：公共財と集団理論』ミネルヴァ書房.
- 沼上幹. 2003. 『組織戦略の考え方：企業経営の健全性のために』筑摩書房.
- 城山三郎監修. 2001. 『今こそ、人を育てる。』光文社.
- 高橋伸夫. 1997. 『日本企業の意思決定原理』東京大学出版会.
- Van Dyne, Linn and Jeffrey A. LePine. 1998. "Helping and Voice Extra-Role Behaviors: Evidence of Construct and Predictive Validity." *Academy of Management Journal* 41: 108-119.
- 山岸俊男. 1998. 『信頼の構造：こころと社会の進化ゲーム』東京大学出版会.
- Weibull, Jörgen. 1995. *Evolutionary Game Theory*. M.I.T. Press. = 1998. 大和瀬達二監訳, 三澤哲也他訳『進化ゲームの理論』文化書房博文社

【謝辞】

調査対象企業と回答者に感謝します。また調査票の作成にあたり、特に大浦宏邦氏、小山友介氏、高橋康二氏、高橋伸夫氏、橋爪裕子氏、村中泰子氏、八木隆一郎氏に感謝します。