



RIETI Discussion Paper Series 19-J-020

転勤・異動と従業員のパフォーマンスの実証分析

佐野 晋平
千葉大学

安井 健悟
青山学院大学

久米 功一
東洋大学

鶴 光太郎
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

転勤・異動と従業員のパフォーマンスの実証分析*

佐野 晋平（千葉大学）

安井 健悟（青山学院大学）

久米 功一（東洋大学）

鶴 光太郎（経済産業研究所／慶應義塾大学）

要 旨

本稿では、転勤・異動・定年に関するウェブアンケートデータを分析して、転勤経験と賃金、昇進、スキル形成の関係を定量的に分析した。転勤経験の賃金へのプレミアムは観察されるが、異動によるプレミアムと差がない。転勤・異動経験ともに昇進確率を高め、転勤の係数は異動の係数と比べ大きい。ただし、属性を制御していくとその差は縮小していく傾向が観察される。転勤回数の多さは賃金や昇進確率を高めるが、賃金に関しては国内転勤回数ではなく海外転勤回数の多さが影響を与える。転勤は、賃金や昇進と関連する職業スキルと正の相関を持つものの、異動経験と比べ強い影響は観察されない。就業前の状況と転勤経験の関係を分析すると、中3時の成績、高校時代の遅刻欠席の少なさ、運動系・文化系のクラブを熱心に行っていた個人は転勤を経験する確率が高い。これらの就業前の状況は転勤による賃金などのプレミアムの一部を捉えている可能性がある一方で、転勤経験には就業前経験では捉えられない要因によって賃金や昇進などに影響を与えていることも確認された。主観的な指標と転勤経験の関係を分析したところ、転勤経験者は非経験者と比べ仕事満足度や適職感が高いが、幸福度は必ずしも高くない。転勤を断れない、具体的な施策がない場合に適職感、仕事満足度や幸福度は低くなるが、希望の可否を聴取するといった労使のコミュニケーション、家族の状況に配慮した多様な雇用形態を認めるなどの環境整備をすることで転勤による影響が緩和される可能性が示唆される。

キーワード：転勤、異動、スキル

JEL classification: J28, J33, J81

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「労働市場制度改革」の成果の一部である。経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会では、出席いただいた皆様から多くの有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。

1. はじめに

異動とは職場内での地位・職務の変更であり、転勤とは転居を伴う異動を指し、大企業を中心に実施されている人事施策の一つである。転勤の実施有無に関して把握可能な2004年の『就労条件総合調査』(厚生労働省)によると、転居を必要とする人事異動のある企業の割合は全体で約29%である。企業規模が大きいほど、実施割合が高い傾向にあり、300-999人では79%、1000人以上では89%である。

経済理論からみると、転勤はなぜ必要であるのか。転勤は異動の一形態と考えれば、配置転換、ジョブローテーションの一環から実施され、管理職昇進のための手段、コーディネーションコストの節約、労働保蔵を目的としていると解釈できる(Sato, Hashimoto and Owan 2017, 橋本・佐藤 2014, Eriksson and Ortega 2006, Ariga 2006, Lazear 2012, Frederiksen and Kato 2018, 樋口 2001)。管理職昇進のための手段とは、配置転換を通して管理職としての能力があるかを識別する手段あるいは、管理職・経営者として必要とされる幅広い人的資本の形成の手段と考えられる(Gibbons and Waldman 2004, Lazear 2012, Frederiksen and Kato 2018)。コーディネーションコストの節約とは、配置転換で異なる部署を経験することで部門間の情報をシェア、人的ネットワークの構築、不正回避があげられる。労働保蔵とは、不採算部門の縮小時に解雇ではなく異動で対応する点である。

一方、転勤は転居を伴う異動であるため、通常の転居を伴わない異動とはなんらかの差異があるかもしれない。労働政策研究・研修機構(2017)によると、企業が念頭に置いている転勤の目的として最も高い割合の回答は「社員の人材育成」(66.4%)であり、次いで「社員の処遇・適材配置」、「ローテーション」、「幹部の選抜・育成」などが続く。転勤の目的として、人材育成が重視されているが、それだけではなく、配置転換や昇進に向けた能力識別も目的としていることもわかる。

以上のように、転勤は、配置転換に伴う仕事幅の広がりによるスキル向上、昇進に向けた能力識別を含む組織内における従業員と仕事のマッチング向上、従業員の企業特長的技能蓄積などを通じて企業の生産性や従業員の定着率を向上させるという効果・メリットが期待できよう。

その一方で、転勤は日本の場合、日本の雇用システムの特徴の一つとして諸外国とは異なる文脈で検討する必要がある。なぜなら、転勤は、日本の正社員の特徴である無限定正社員システム(正社員は通常、職務、勤務地、労働時間があらかじめ限定されていないという傾向)の重要な一角を形成しているためである。通常の正社員は転勤の命令があればそれを受け入れることが暗黙の了解になっているケースが多いと認識されている(鶴(2016))。

こうした日本における転勤の状況を考慮すると、従業員およびその配偶者・家族への影響は無視できない。たとえば、「全国就業実態パネル調査」(リクルートワークス研究所)を用い夫の転勤に伴う妻の離職状況を調査した太田(2017)によると、既婚女性の離職理由のうち夫の転勤シェアは約1.4%であるが、復元倍率による実数は約10万人と推計している。さらに、夫の転勤で離職した場合の無業率は、結婚や出産に伴う離職につぐ大きさであることが示されており、女性の長期の無業化のリスク要因である可能性を指摘している。無限定正社員システムを前提とした転勤制度は、ワークライフバランス上の問題を引き起こすだけでなく、柔軟な働き方を実現し女性や高齢者の活躍の場を広げることを阻みうる制度となる可能性がある。

このように転勤のデメリットも顕在化してきおり、転勤を再評価するためには転勤のメリットが単

なる配置転換の必要性を超えて何があるのかを問い直すことが重要だ。そのために、転居を伴う異動まで必要とされるのか、転勤を経験すれば能力・スキルは向上するか、転勤は昇進確率を高めるのか、そもそも能力やスキルが高いものが転勤を命令されやすいためそのような差が生まれているかなどを、定量的に評価する必要がある。

転勤や異動を定量的に評価するための統計調査はそれほど多くはない。『就労条件総合調査』（厚生労働省）は企業に対する調査であり、個人に関する実態を把握されていない。例外的な調査として、労働政策研究・研修機構（2017）『企業の転勤の実態に関する調査』がある。この調査は、全国の常用労働者 300 人以上の企業 1,852 件とその従業員 5,827 件から回答を得ている。ただし、従業員調査については、企業を通じた調査票の配付であることから、企業を超えた全般的な状況を捕捉するためには一定の限界が伴う。そこで同調査は、転勤経験者に対する個人 web アンケート調査「転勤に関する個人 web 調査」を別途実施している。ただし、スクリーニング調査で国内外の転勤経験者を抽出するものの、本調査では転勤経験者に限定して調査しているため、転勤の効果について、転勤未経験者と比較考量することができないという難点が残る。

個人を対象とした調査は多くないため、転勤が能力開発、昇進や賃金とどのような関連を持つかを検証した研究は多くない²。松原（2017）は現在の勤め先で転居経験があるか、その可能性があるものを対象とした個人への web 調査である「転勤の実態把握に関する調査」（佐藤・武石 2017）をもちい、転勤と昇格・昇進および能力開発の関係を検討している。昇進と転勤経験のクロス表を検討し、確かに転勤経験者はその後昇進している割合が高いものの、転勤経験を経なかった場合の昇進割合が十分に大きいことを指摘している。また、能力開発に関する指標と転勤経験の関係を多変量解析で検討したところ、転勤経験ダミーと能力開発には統計的に有意な関係を見いだせず、むしろ「希望通りの異動」と能力開発の正の相関を検出している。松原（2017）は、転勤経験と能力開発の傾向の関連を検討しているが、転勤により具体的にどのような技能が蓄積されたのかについては詳細に検討されていない。また、昇進や生産性の指標と考えられる時間当たり賃金との関連も検討されていない。

異動・転勤の効果を検証する 1 つの方法は、特定の企業に着目し、その人事マイクログデータを詳細に分析することである³。Sato et al.(2017)は、ある企業を対象とした従業員パネルデータを用い、異動（事業所内の異動）と転勤（事業所間の異動）を比較している。転勤回数の多さは昇格確率を上昇させ、賃金と正の相関を持つことを明らかにしているが、固定効果を制御すると異動や転勤の効果は小さくなる。この結果はセレクションを示唆しているが、その中身の検討はできていない。そもそも能力やスキルが高いものが転勤を命令されやすいセレクションがあるとすれば、どのような能力、スキルおよび観察可能な属性を持つものが転勤しやすいかを検討する必要がある。加えて、特定の企業

² 個人を対象とし転勤状況が把握できる調査として、『ワーキングパーソン調査 2012』（リクルートワークス研究所）と『全国就業実態パネル調査』（リクルートワークス研究所）がある。前者では、過去の転勤経験を尋ねており、サンプルサイズ 9790 のうち約 23.4%が転勤経験ありと回答している。ただし、調査の母集団は首都圏在住者に限定されている。後者では、2017 年調査で「過去 1 年間の転勤経験」を尋ねているが、サンプルサイズ 48881 のうち、転勤経験者は約 1.2%である。

³ 特定企業の人事マイクログデータから内部労働市場・昇進構造を分析した一連の研究として、たとえば、上原（2007）、横溝・梅崎（2012）などがある。

を対象とした結果だけではなく、より広範な企業を対象とした分析による検討が必要である。

労働市場でのパフォーマンスにはあらわれない主観的指標による転勤制度への評価も重要な視点である。また、これらの指標と転勤制度および転勤に関わる施策のうちどのような施策が重要であるかを評価する必要がある（武石 2017、今野 2017）。

既存研究の問題を克服するために、本稿では「RIETI 転勤・異動・定年調査」を用い転勤経験と賃金、昇進、スキル形成の関係を分析する。「RIETI 転勤・異動・定年調査」は、従業員 300 人以上の大企業を対象とし、転勤未経験者も調査対象としており、また、過去の転勤経験や異動など、現在の職場での転勤経験以外に、職務能力の形成に影響する経験についても質問している点が特徴であり、転勤経験と賃金、昇進、スキル形成の関係を分析するのに適したデータである。転勤経験者と非経験者の比較、異動との比較、昇進への影響を確認し、その背後で想定されるスキル形成の中身を考察する点が本稿の特徴である。

調査は、転勤施策の有無、その内容について把握可能である。加えて、転勤経験者には、転勤制度への評価および問題点について回答を求めている。転勤制度のもつ利点・問題点、それらと施策との関連を定量的に把握できる点も本稿の特徴の一つである。

本稿の構成は以下の通りである。次節では用いるデータの特徴について述べる。3 節では転勤・異動と賃金・昇進の関係について、4 節では転勤と職務に関連したスキル形成の関係について明らかにする。5 節ではどのような個人が転勤する傾向にあるのかを就業前の特徴と関連付けて議論する。6 節では仕事満足度などに代表される主観的な指標と転勤の関係を明らかにする。7 節では転勤施策について議論し、8 節でまとめる。

2. データ

2-1. データの概要

本稿で用いるデータは、経済産業研究所（RIETI）が現役世代の正社員や退職経験者に対して行った、転勤・異動、定年に関する実態、満足度等を質問する総合的なウェブアンケート「平成 29 年度「転勤・異動・定年に関するインターネット調査」」（以下、RIETI 転勤・異動・定年調査）の個票である。この調査は、平成 30 年 1 月 16 日（火）～1 月 19 日（金）の期間にインターネット上でのアンケートによる個人調査の形式で実施された。転勤・異動・定年に着目するという観点から、①30 歳以上に限定、②30～60 歳の現役世代については、従業員 300 人以上の大企業（転勤制度あり）に勤務する大卒以上の正社員、③61～69 歳の高齢者については、60 歳以下でやはり従業員 300 人以上の大企業に大卒以上正社員として勤務していた人、を対象としている。本稿では、①、②のサンプル計 4500 人を分析対象とした。

「RIETI 転勤・異動・定年調査」は、現在の勤め先で転勤経験がある人と転勤経験がない人のサンプルを十分に確保するための工夫がなされている（鶴ほか 2018）。具体的には、30 代、40 代、50～60 歳、各 1,500 人、合計 4,500 人、従業員 300 人以上の企業に勤めている、現在の勤め先に転勤制度がある、大卒以上、正社員、30～60 歳、各年代の 50%を転勤経験者とするように設計されている。なお、分析に際しては、月労働時間 300 時間未満のデータに限定した。

2-2. 転勤傾向の確認

データから読み取れる転勤傾向を確認しよう（詳細な集計結果は鶴ほか 2018 を参照）。転勤状況を把握する設問は、「あなたは現在の勤め先で、遠方（転居を伴う距離）の支社や事業所への転勤を経験しましたか」であり、「はい」と回答した場合に、転勤経験者と定義した。

調査では転勤と異動を明示的に区分しており、異動状況は「現在の会社での異動（同じ会社または同じ組織の中における、転居を伴わない、担当する職務または役職の変化）についてお尋ねします。異動したことはありますか。」で把握されており、同設問で「はい」と回答した場合、異動経験者と定義した。

表1は異動経験と転勤経験のクロス表である。サンプルデザイン上、転勤経験者割合は約50%である。一方、異動経験者の割合は約70%である。転勤と異動両方を経験している割合は約40%であり、いずれも経験していない割合は約19%である。

表2は、異動回数および転勤経験がある個人に限定した、転勤回数、国内・海外転勤回数の記述統計である。異動回数は前述した設問に続き、「同じ会社で同じ職種への異動」など4つの異動パターンについてそれぞれの回数を数値で回答することが求められており、その回答の合計値を用いた。転勤回数は、「あなたの現在の会社において、これまで経験してきた転勤すべてについて、あなたにあてはまるものをそれぞれ選んでください。」という設問で把握されている。国内の回数と海外の回数を数値で回答することが求められており、それらの回答から、国内転勤回数、海外転勤回数、そして両者の合計として転勤回数を求めた。

表2によると、異動回数の平均値は約2.8回である。転勤経験者の平均転勤回数は約3.2回であり、うち国内転勤回数は平均2.9回であり、海外転勤回数は0.27回である。転勤回数の最大値が極めて大きい個人も存在する。なお、表に掲載していないが、転勤経験者のうち、国内転勤のみは約83.7%、海外のみは約5%、両方を経験したのは約11.3%である。

転勤・異動経験は男女で異なるのであろうか。表3は男女別に転勤経験、異動経験、異動回数、転勤回数、国内・海外転勤回数の平均値を示したものである。本稿で用いたデータは転勤者と非転勤者が50%となるようなサンプルデザインであるが、男性サンプルは3961に対し、女性サンプルは511と少ない。

男性の転勤経験者は約52.6%に対し、女性の転勤経験者は約29.9%である。男女間で平均の差の検定を行うと、平均値には統計的に有意な差がある。一方で、異動経験の平均値は男性で約72.3%、女性で約57.5%である。男女間で平均の差の検定を行うと、平均値には統計的に有意な差がある。男性の平均異動回数は約3.02回で、女性のそれは約1.45回であり、両者には統計的に有意な差がある。

転勤回数の男女差はどうだろうか。男性の平均転勤回数は約3.31回だが、女性の平均転勤回数は約1.85回である。国内と海外でわけると、国内転勤回数は男性で約3.03回、女性で約1.69回、海外転勤回数は男性で約0.28回、女性で約0.16回である。いずれも男女間で平均の差の検定を行うと、平均値には統計的に有意な差がある。

すなわち、本稿で用いたサンプルによると、男性は女性と比べ、転勤経験も異動経験も男性が多く、転勤先は国内外問わず男性が多い、という転勤の特徴がみてとれる。

表1 転勤経験と異動経験のクロス表

	異動経験なし	異動経験あり	Total
転勤経験なし	877	1,359	2,236
%	19.6	30.4	50
転勤経験あり	437	1,799	2,236
%	9.8	40.2	50
Total	1,314	3,158	4,472
%	29.4	70.6	100.0

表2 異動回数、転勤経験者の転勤回数、国内転勤回数、海外転勤回数の記述統計

	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
異動回数	4472	2.84	3.31	0	35
転勤回数（1以上）	2236	3.21	3.21	1	65
国内転勤回数	2236	2.94	2.68	0	27
海外転勤回数	2236	0.27	1.62	0	60

注：異動回数はすべてのサンプルから計算されている。転勤回数、国内転勤回数、海外転勤回数は転勤回数が1回以上のサンプルから計算されている。

表3 転勤・異動経験、転勤回数の男女差

	転勤経験	異動経験	異動回数	転勤回数（1以上）	国内転勤回数	海外転勤回数
男性	52.6%	72.3%	3.02	3.31	3.03	0.28
N	3961	3961	3961	2083	2083	2083
女性	29.9%	57.5%	1.45	1.85	1.69	0.16
N	511	511	551	153	153	153
男女差	0.23	0.15	1.57	1.46	1.33	0.12
t統計量	10.40	6.42	16.06	17.39	10.95	10.44

注：転勤回数、国内転勤回数、海外転勤回数はそれぞれ転勤経験がある個人に限定している。t検定はグループ間で分散が異なる場合の統計量である。

3. 転勤・異動と賃金・昇進の関係

まず、転勤・異動が従業員のパフォーマンスへどのような影響を与えるか検討してみよう。本節では、従業員のパフォーマンス指標として賃金と昇進を取り上げる。

3-1. 賃金

転勤・異動と賃金の関係は(1)式の賃金関数を推定することにより確認する。

$$\ln(\text{wage}) = \beta_1 \text{転勤ダミー} + \beta_2 \text{異動ダミー} + \text{controls} + u \dots (1)$$

被説明変数である時間当たり賃金は、月収を、週あたり労働時間を4倍した月労働時間で除したものに自然対数をとったものである⁴。注目する説明変数は、現在の勤め先で転勤経験があれば1をとるダミー変数と、現在の勤め先で異動経験があれば1をとるダミー変数である。推定式の controls は個人属性や現在の勤め先の属性を示す。個人属性は、(1) 性別、年齢、年齢の二乗、修士卒⁵、博士卒（ベースは大卒）、15歳時点の出身都道府県ダミーなどの就業前に決定する要因、(2) 既婚、離婚、死別（ベースは未婚）、子どもの数、介護が必要な人数、などの就業後でも変化する属性である。現在の勤め先の属性は、(3) 勤続年数、勤続年数の二乗、(4) 8種類の企業規模ダミー、(5) 19種類の産業ダミー、(6) 11種類の職種ダミー、(7) 7種類の役職ダミーである。分析に用いた変数の記述統計は付表1に示している。

推定方法はOLSである。推定される転勤ダミーの係数 β_1 は転勤による賃金のプレミアム（あるいはペナルティ）を示す。推定されるプレミアムが、どの属性と相関が強いかを検討するために、個人属性・現在の勤め先属性を全く制御しない場合をベースとして、個人属性(1)、(2)、勤め先属性(3)から(7)と順次説明変数を追加し、転勤の係数の変化を観察する。

時間当たり賃金を被説明変数とした推定結果は表4である。列(1)によると、属性を制御しない場合、転勤経験者は非経験者と比べ賃金は約11%高いという賃金プレミアムが観察される。列(2)によると、異動経験者は非異動経験者と比べ賃金は約9%高い。列(3)は、転勤経験と異動経験を同時に制御した場合だが、異動経験を制御したとしても、転勤には約9%の賃金プレミアムが観察される。

表4、列(4)、(5)は年齢など個人属性を順次追加した結果を示している。個人属性を制御したとしても、転勤ダミーの係数は正で統計的に有意であるが、賃金プレミアムの大きさは8.8%、7.9%と減少していく。列(6)から(9)のように、勤続年数や現在の勤め先の属性（企業規模、産業）、職種ダミーを追加したとしても転勤ダミーは正で統計的に有意であり、賃金プレミアムの大きさは約6.6%から7.2%である。ところが、列(10)のように、現在の役職ダミーを追加すると、係数は正であるが統計的に有意ではない。これは、同一の役職であれば転勤の有無による賃金差は観察されないことを示唆している。ただし、役職への昇進は結果変数であるため、次小節において、昇進と転勤・異動の関係を検討する。

⁴ 月収の設問は「あなたがお仕事で支払われている月収（税引き前）はおいくらですか。複数の勤務先がある場合は、足し合わせた月収をお答えください。月によって変動がある場合も、おおよその平均でお答えください。」、労働時間の設問は「あなたの1日の平均的労働時間をお答えください。複数の勤務先がある場合は、足しあわせた平均労働時間をお答えください。日によって変動がある場合も、おおよその平均でお答えください。」であり、それぞれ数値の回答を求めている。

⁵ 修士中退は大卒に、博士中退は修士としている。

一方、異動経験については、属性を制御しない場合に約 9%の異動による賃金のプレミアムが観察されるものの（列 2）、個人属性制御すると、統計的に有意な関係が観察されない。

それでは、転勤経験と異動経験による賃金のプレミアムに差があるかどうか検討してみよう。具体的には、推定式（1）における転勤ダミーと異動ダミーの係数の差が異なるか、すなわち $H_0: \beta_1 = \beta_2$ であるかを検討する⁶。

表 4 の 3 行目の数値は、転勤と異動による賃金のプレミアムに差があるかどうかを検証した結果である。いずれの特定化においても、転勤と異動による賃金のプレミアムには統計的に有意な差が検出されない。すなわち、賃金に対しては転勤経験と異動経験の差がないといえる⁷。確かに、転勤による賃金のプレミアムは存在するが、標準誤差から考えるとその大きさにはばらつきがある。異動経験についても同様に賃金プレミアムにばらつきがあるため、転勤経験と異動経験には賃金プレミアムの差が生じないといえる。

表 4 賃金と転勤の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	対数時間当たり賃金									
転勤経験あり	0.110*** (0.0339)		0.0966*** (0.0346)	0.0879** (0.0352)	0.0797** (0.0352)	0.0724** (0.0356)	0.0735** (0.0357)	0.0797** (0.0359)	0.0660* (0.0359)	0.0513 (0.0359)
異動経験あり		0.0901** (0.0378)	0.0672* (0.0386)	0.0270 (0.0388)	0.0253 (0.0388)	0.00647 (0.0404)	0.00517 (0.0405)	0.00680 (0.0409)	-0.00411 (0.0409)	-0.00705 (0.0408)
転勤と異動経験の差			0.0295 (0.0567)	0.0610 (0.0570)	0.0544 (0.0569)	0.0659 (0.0574)	0.0683 (0.0574)	0.0729 (0.0577)	0.0701 (0.0576)	0.0583 (0.0575)
個人属性1				Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
個人属性2					Y	Y	Y	Y	Y	Y
勤続、勤続2乗						Y	Y	Y	Y	Y
企業規模							Y	Y	Y	Y
産業								Y	Y	Y
職種									Y	Y
役職										Y
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.002	0.001	0.003	0.035	0.038	0.039	0.040	0.045	0.053	0.062

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。個人属性1は女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミーなどの就業前に決定する要因、個人属性2は既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、などの就業後でも変化する属性を示す。勤め先の属性は、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミー、11種類の職種ダミー、7種類の役職ダミーをそれぞれ示す。Yはこれらの変数が説明変数として含まれていることを示す。

3-2. 昇進

次に、昇進と転勤・異動の関係を検討しよう。被説明変数は現在の勤め先の役職が課長以上であれば 1 をとるダミー変数である⁸。賃金関数の時と同じ推定式に基づき、個人属性などを全く含めない

⁶ 具体的には、 $\theta = \beta_1 - \beta_2$ とし、 $\ln(wage) = \theta \text{転勤ダミー} + \beta_2 (\text{転勤ダミー} + \text{異動ダミー}) + \text{controls} + u$ を推定し、 θ の係数を検定している（Keane and Rouse 1995）。

⁷ 転勤ダミーと異動ダミーの交差項を用いた分析を行ったところ、転勤ダミー、異動ダミー、交差項すべて統計的に有意ではないことも確認された。

⁸ 役職の設問は「昨年 12 月時点の勤務先での役職は次のどれにあてはまりますか。名称が異なる場合も、職階（職位）が近いと思われるものをお選びください。※ここでの「専門職」は、営業、技術、事務など、すべての分野を含みま

場合をベースとし、個人属性を徐々に追加していくことで、転勤・異動ダミーの係数の変化を観察する。推定方法は線形確率モデルである⁹。

推定結果は表5に示している。列(1)によると、転勤経験者は非経験者と比べ、課長以上への昇進確率は約14%高い。異動経験を制御しても、転勤経験者は非経験者と比べ約9.6%課長以上への昇進確率が高い(列3)。この傾向は、個人属性や現在の勤め先属性を徐々に追加したとしても、観察される(列4から9)。すなわち、転勤経験は非経験者と比べ、約5.5%から12%ほど課長以上への昇進確率が高い傾向が観察される。

異動経験者は非経験者と比べ、課長以上への昇進確率は約14%高い(列2)。異動経験についても同様に、個人属性を制御したとしても、統計的に有意に正の関係が観察されるが(列4から8)、職種ダミーを制御すると、その傾向は観察されない(列9)。異動経験の係数の大きさは転勤経験ダミーの係数と比べると全体的に小さい。

転勤経験と異動経験が課長昇進に与える影響に差があるかどうか検討してみよう。表5の3行目は、課長以上への昇進確率に対し、転勤の係数と異動の係数に差があるかどうかを検証した結果である。推定結果によると、個人属性を全く制御しない場合(列3)は、転勤の係数と異動の係数に統計的に有意な差が観察されない。ところが、個人属性および勤め先の属性、職種ダミーを制御していくと(列4から9)、転勤の係数と異動の係数には統計的に有意な差が検出され、課長以上への昇進への転勤経験の影響は異動経験のそれよりも大きいことが分かる。賃金とは異なり、昇進に関しては、転勤経験が異動経験よりも重視されている傾向が観察される¹⁰。

す。」であり、選択肢はそれぞれ「代表取締役・役員・顧問」、「部長クラスの管理職」、「部長クラスと同待遇の専門職」、「課長クラスの管理職」、「課長クラスと同待遇の専門職」、「係長・主任クラスの管理職」、「係長・主任クラスと同待遇の専門職」、「役職にはついていない」である。

⁹ ロジット推定でも定性的に同様の結果を得た。

¹⁰ 転勤経験と転勤経験と異動経験の交差項は、昇進確率を高める。ただし、職種ダミーを含めるとその傾向は観察されない。交差項を含めた場合、異動経験ダミーは、異動経験があるが転勤経験がないグループを示すので、これらのグループと、転勤も異動も経験がないグループには賃金も課長昇進も差がないといえる。

表5 転勤と課長昇進

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	課長以上昇進								
転勤経験あり	0.140*** (0.0145)		0.118*** (0.0148)	0.115*** (0.0136)	0.106*** (0.0135)	0.103*** (0.0137)	0.106*** (0.0137)	0.103*** (0.0137)	0.0546*** (0.0110)
異動経験あり		0.141*** (0.0154)	0.114*** (0.0158)	0.0529*** (0.0143)	0.0455*** (0.0142)	0.0398*** (0.0146)	0.0432*** (0.0146)	0.0395*** (0.0146)	0.00614 (0.0120)
転勤と異動経験の差			0.00409 (0.0240)	0.0617*** (0.0219)	0.0606*** (0.0218)	0.0632*** (0.0219)	0.0626*** (0.0218)	0.0632*** (0.0218)	0.0484*** (0.0173)
個人属性1				Y	Y	Y	Y	Y	Y
個人属性2					Y	Y	Y	Y	Y
勤続、勤続2乗						Y	Y	Y	Y
企業規模							Y	Y	Y
産業								Y	Y
職種									Y
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.020	0.017	0.031	0.239	0.254	0.255	0.257	0.265	0.528

注：推定方法は線形確率モデルである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。個人属性1は女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミーなどの就業前に決定する要因、個人属性2は既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、などの就業後でも変化する属性を示す。勤め先の属性は、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミー、11種類の職種ダミー、7種類の役職ダミーをそれぞれ示す。Yはこれらの変数が説明変数として含まれていることを示す。

表6 昇進の分析

	(1) Logit 昇進速度	(2) Logit 役職専門職	(3) 順序Logit 役職
転勤経験あり	0.193*** (0.0724)	0.0292 (0.0751)	0.514*** (0.0608)
異動経験あり	0.129 (0.0843)	0.00973 (0.0839)	0.262*** (0.0675)
転勤と異動の差	0.0638 (0.118)	0.0195 (0.123)	0.252*** (0.0959)
産業まで	Y	Y	Y
Observations	4,043	4,467	4,472
疑似決定係数	0.0389	0.0258	0.125

注：推定方法はロジットあるいは順序ロジットである。数値は係数を示す。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

昇進への影響を詳細に検討してみよう。表5では課長以上への昇進を被説明変数としたが、異なる昇進の指標でも転勤・異動の影響がみられるかを検討する。具体的には、昇進速度、役職専門職への昇進、より上位の役職への昇進である。

昇進速度には差があるのだろうか。昇進速度の指標として、主観的ではあるが、「同期と比べて自分の昇進スピード、評価はどの程度とお考えですか。同期とは、新卒一括採用で同じ枠組み（総合職

など)で採用されたグループの人たちを指します。」に対し、「わからない」と回答した場合を除き、「同期の中でトップクラスである」、「同期の中で上の方だ(上位 1/3 以内)」と回答した場合に 1 を、「同期の中では平均程度」、「同期の中ではどちらかといえば平均よりも下」と回答した場合を 0 としたダミー変数を用いる。

昇進速度を被説明変数とし、ロジット推定した結果は表 6 の列(1)である。推定結果によると、転勤経験者は非経験者と比べ、同期と比べ昇進速度が早いと回答する傾向にあるが、異動にはそのような差は検出されない。また、昇進速度に対する転勤係数と異動の係数には統計的に有意な差が確認できない。

こうした転勤や異動の昇進への影響は職務内容によって異なるのであろうか。例えば、専門職にとっては、転勤により様々な仕事や職場を経験することよりも、その専門的な仕事そのものを深めるといったことの方が重要であるかもしれない。そこで、役職のうち「部長クラスと同待遇の専門職」、「課長クラスと同待遇の専門職」、「係長・主任クラスと同待遇の専門職」であれば 1 をとる変数を役職専門職として定義し、転勤経験が役職専門職への昇進への影響を分析する。

表 6 の列(2)は役職専門職への昇進を被説明変数としたロジット推定の結果である。推定結果によると、転勤経験、異動経験の有無と、当該役職への昇進は統計的に有意な関係にない¹¹。つまり、役職専門職への昇進には転勤・異動の経験が必ずしも結びついてはいないことがわかる¹²。

課長以上への昇進への影響だけではなく、より上位までの役職への昇進への転勤の影響はあるのだろうか。調査票での役職の設問から、「代表取締役・役員・顧問」を 4、「部長クラスの管理職」、「部長クラスと同待遇の専門職」を 3、「課長クラスの管理職」、「課長クラスと同待遇の専門職」を 2、「係長・主任クラスの管理職」、「係長・主任クラスと同待遇の専門職」を 1 とし、「役職にはついていない」をベースとした変数を定義し、より上位の役職につくかどうかを被説明変数とした順序ロジットモデルを推定した¹³。推定結果である表 6 の列(3)によると、転勤ダミー、異動経験ダミーともに、上位役職への昇進確率を高める。転勤ダミーと異動ダミーの係数に差があるかどうかを確認すると、両者には統計的に有意な差があることがわかる。

ジョブローテーションの役割の 1 つに役職者の選抜機能があると考えられているが、異動と転勤の経験はそれぞれ昇進には重要だが、転勤の方がその役割が大きいといえる。

3-3. 転勤・異動回数、国内・海外転勤経験

転勤経験の有無だけではなく、転勤の回数、国内か海外かで影響が異なるかどうかを確認してみよう。表 7 の列(1)と(2)は賃金を被説明変数とし、転勤経験のかわりに転勤回数を、異動経験の

¹¹ サンプルから「代表取締役・役員・顧問」(N=43)を除いた場合も、同様の結果を得ている。

¹² サンプルを専門職に限定した場合(N=614)、役職専門職の昇進確率に対する転勤経験の係数は 0.306(p 値=0.12)、異動経験の係数は 0.402 (p 値=0.06)、転勤と異動の係数の差は 0.031 (p 値=0.68)である。専門職に限定すると、異動経験は昇進と関連するが、転勤経験は昇進には関連しない。

¹³ 「管理職」を「同待遇の専門職」よりも上位と位置づけ、8 段階の順序変数と定義した場合も、本文中と同様の結果を得た。

かわりに異動回数を、それぞれ説明変数とした場合の推定結果である¹⁴。列（１）によると、国内・海外を問わず転勤回数の多さは、賃金と統計的に有意に正の関連を持つ。一方で、異動回数は賃金と統計的に有意な関係は検出されない。列（２）は、転勤回数を国内と海外に分けた場合の結果であるが、国内転勤回数は賃金と統計的に有意な関係にないが、海外転勤回数は賃金と統計的に有意に正の関連をもつ。

表７の列（３）と（４）は課長以上昇進を被説明変数とし、転勤回数と異動回数を説明変数とした場合の推定結果である。推定結果によると、異動回数の多さ、国内・海外を問わずすべての場合で転勤回数の多さと課長以上昇進確率は統計的に有意に正の相関を持つ。

このように転勤経験だけでなくその回数の大きいほど賃金や昇進への影響も大きくなり、特に、賃金の場合は、海外転勤の回数の多さが影響を与える¹⁵。

表７ 転勤回数と賃金の関係

	(1) 対数時間当たり賃金	(2) 対数時間当たり賃金	(3) 課長以上昇進	(4) 課長以上昇進
転勤回数(国内+海外)	0.0155** (0.00626)		0.0137*** (0.00250)	
異動回数	0.00212 (0.00591)	0.00370 (0.00597)	0.00528** (0.00234)	0.00611** (0.00238)
国内転勤回数		0.00727 (0.00766)		0.00937*** (0.00340)
海外転勤回数		0.0406** (0.0188)		0.0268** (0.0111)
産業まで	Y	Y	Y	Y
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.045	0.046	0.261	0.262

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

３－４．男女別の分析

配置転換などの異動は、管理職への訓練あるいは管理職に適した能力の発見という機能があるが、異動直後は適応するために一時的な生産性の低下という費用を経験すると考えられる。加えて、転勤は転居を伴う異動であるため、その費用は職場内の異動と比較して十分に高い。とりわけ、男性と比べ女性が直面する費用は高いと考えられる。前述した表２によると、女性の転勤・異動経験、国内・海外転勤回数の平均値は男性よりも低いことが示されている。

¹⁴ 異動回数ではなく、異動経験を説明変数にした場合も同様の結果である。

¹⁵ いつ転勤・異動を経験したかを分析したが、転勤・異動年齢で明確な違いは観察できなかった。

統計的差別に基づけば、転勤費用の高く、平均的には人数の少ないにもかかわらず、転勤に応じる女性は、職場に対しコミットメントをしている可能性がある。転勤を直接検証したものではないが、ある企業の人事データを用いて労働時間と昇進の関係を分析した、Kato, Kawaguchi and Owan (2014)によると、女性にとって長時間労働がシグナルになっていることを示している。転勤がこのような機能を持つかどうか、転勤が賃金・昇進に与える影響を男女別のサンプルに分けて推定することで検証してみよう。

表8の列(1)、(2)は、男女別のサンプルで、対数時間当たり賃金を被説明変数とした場合の推定結果である。男性については、個人属性および現在の勤め先を制御すると、約6%の賃金へのプレミアムが観察されるが、異動によるプレミアムは観察されない。また、転勤経験の係数と異動経験の係数の差は統計的に有意な差がない(列1の3行目)。

一方、女性については、個人属性と現在の勤め先属性を制御したとしても、転勤経験は約2.8%の賃金へのプレミアム、異動経験は約2%のプレミアムが観察される。ただし、転勤経験によるプレミアムと異動経験によるプレミアムには統計的に有意な差はない(列2の3行目)。

課長以上への昇進についてはどうだろうか。表8の列(3)、(4)は、男女別で課長以上への昇進を被説明変数とした場合の推定結果である。男性の場合、転勤・異動経験は、ともに課長以上への昇進確率を高める(列3)。また、転勤の係数と異動の係数は統計的に有意な差がある。女性の場合も同様に、転勤・異動経験は、ともに課長以上への昇進確率を高める(列4)。ところが、転勤の係数と異動の係数の差は統計的に有意ではない。つまり、女性の場合、転勤経験は異動経験と比べ課長昇進に有利に働くわけではないことがわかる。

表8 男女別のサンプルに分けた転勤・異動と賃金・課長以上への昇進の関係

	(1) 男性 時間当たり賃金	(2) 女性 時間当たり賃金	(3) 男性 課長以上昇進	(4) 女性 課長以上昇進
転勤経験あり	0.0636* (0.0377)	0.279** (0.131)	0.102*** (0.0148)	0.0644** (0.0320)
異動経験あり	-0.0178 (0.0444)	0.192* (0.112)	0.0384** (0.0163)	0.0614** (0.0266)
転勤と異動経験の差	0.0814 (0.0618)	0.0866 (0.188)	0.0636*** (0.0240)	0.00301 (0.0438)
産業まで	Y	Y	Y	Y
Observations	3,961	511	3,961	511
R-squared	0.040	0.175	0.239	0.244

注: 推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

昇進の男女差についてより詳細に検討してみよう。表9の列(1)、(2)の昇進速度を被説明変数にした場合の結果によると、男女ともに転勤経験は昇進速度と統計的に有意に正の関連を持つが、女性にのみ転勤の係数と異動の係数の差があらわれる。役職専門職への昇進については、男性は転勤経験・異動経験ともに統計的に有意ではない(列3)。一方で、女性の場合、転勤経験は役職専門職への昇進と統計的に有意に正の関連を持ち、転勤経験の係数と異動経験の係数は統計的に有意な差がある(列4)。女性の場合、専門職であっても役職者になる場合、転勤経験の有無が重要であることを示唆している。

上位の役職を含め全般的な昇進についての推定結果によると、男性は転勤・異動経験ともに、昇進確率を高め、転勤経験の係数と異動経験の係数は統計的に有意な差がある(列5)。女性の場合、転勤経験は昇進確率を高めるが、異動にはそのような影響は観察されない(列6)。転勤経験は男女ともに昇進にとって重要であることを示唆する。

転勤回数が従業員のパフォーマンスに与える影響の男女差を検討してみよう。表10の列(1)から(4)は賃金に対する転勤回数の影響を示したものである。列(1)、(2)によると、男性については国内外を問わない転勤回数の多さは賃金と統計的に有意に正の関連を持つが(列1)、女性についてはそのような関係は検出されない(列2)。一方で、男性については異動回数の多さは賃金と統計的に有意な関係にないが、女性については異動回数の多さと賃金は正の相関を持つ。

転勤を国内外の回数に分けた場合はどうか。列(3)、(4)によると、男性については、国内の転勤回数は賃金と統計的に有意な関係にないが、海外転勤回数の多さは賃金と賃金と統計的に有意に正の関連を持つ。一方で、女性については国内外を問わず転勤回数の多さと賃金には統計的に有意な関係は検出されない。

課長以上への昇進についてはどうか。表10の列(5)から(8)は課長以上への昇進に対する転勤・異動回数の影響を示したものである。男性については、転勤回数、異動回数(列5)、国内転勤回数、海外転勤回数(列7)いずれについても、回数の多さは課長以上への昇進確率を高める。女性については、異動回数、国内転勤回数は課長以上への昇進確率と統計的に有意な関係にないが(列8)、海外転勤回数の多さは課長以上への昇進確率を高める(列8)。列6において、女性について転勤回数の多さと課長以上昇進確率は統計的に有意に正の関連を持つが、これは海外転勤の変動からもたらされるといえる。

昇進に関しては、転勤経験が男女ともに重要であるといえる。とりわけ、海外転勤については、その賃金へのプレミアムが大きいにもかかわらず、移動にかかる費用が高い海外転勤に応じること、女性には職場にコミットメントし、昇進確率を高めている可能性を示唆している。

表9 男女別のサンプルに分けた昇進の分析

	(1) Logit 男性 昇進速度	(2) Logit 女性 昇進速度	(3) Logit 男性 役職専門職	(4) Logit 女性 役職専門職	(5) 順序Logit 男性 役職	(6) 順序Logit 女性 役職
転勤経験あり	0.156** (0.0765)	0.991*** (0.290)	-0.0384 (0.0781)	1.191*** (0.297)	0.471*** (0.0633)	1.147*** (0.253)
異動経験あり	0.123 (0.0902)	0.0499 (0.299)	-0.0432 (0.0890)	0.455 (0.280)	0.256*** (0.0715)	0.353 (0.244)
転勤と異動の差	0.0327 (0.125)	0.941** (0.457)	0.00477 (0.129)	0.735* (0.432)	0.215** (0.100)	0.793** (0.372)
産業まで Observations	Y 3,613	Y 380	Y 3,957	Y 433	Y 3,961	Y 511
疑似決定係数	0.0411	0.129	0.0241	0.152	0.104	0.159

注:推定方法はロジットあるいは順序ロジットである。数値は係数、括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

表10 転勤回数と男女差

	(1) 男性	(2) 女性	(3) 男性	(4) 女性	(5) 男性	(6) 女性	(7) 男性	(8) 女性
	対数時間当たり賃金				課長以上昇進			
転勤回数(国内+海外)	0.0159** (0.00631)	0.0560 (0.0573)			0.0125*** (0.00250)	0.0242* (0.0135)		
異動回数	0.000467 (0.00603)	0.0611* (0.0335)	0.00207 (0.00610)	0.0611* (0.0336)	0.00518** (0.00241)	0.00225 (0.00910)	0.00603** (0.00245)	0.00222 (0.00889)
国内転勤回数			0.00761 (0.00783)	0.0609 (0.0614)			0.00808** (0.00348)	0.00544 (0.0126)
海外転勤回数			0.0405** (0.0185)	-0.0213 (0.275)			0.0255** (0.0103)	0.318*** (0.0894)
産業まで Observations	Y 3,961	Y 511	Y 3,961	Y 511	Y 3,961	Y 511	Y 3,961	Y 511
R-squared	0.041	0.167	0.041	0.168	0.234	0.231	0.235	0.271

注:推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

3-5. 小括

これまでの結果をまとめると、個人属性を制御したとしても、転勤経験には賃金へのプレミアムが観察される。ただし、転勤経験による賃金のプレミアムと異動経験による賃金のプレミアムには差が

なく、転勤経験による賃金のプレミアムは同一役職内では観察されない。管理職への昇進については、転勤・異動経験ともに昇進確率を高め、転勤の係数は異動の係数と比べ大きい。しかし、属性を制御していくとその差は縮小していく傾向が観察される。転勤回数の多さは賃金や昇進確率を高める。昇進確率には国内転勤回数と海外転勤回数の多さが影響を与えるが、賃金には海外転勤回数の多さのみが影響を与える。

男女別にみると、男女ともに賃金には転勤による賃金のプレミアムがあるが、それは異動による賃金プレミアムと差があるわけではない。課長以上昇進に関して、男性は異動経験よりも転勤経験の方が重要であるが、昇進速度、役職専門職、全般的な昇進に関して、女性においても異動経験よりも転勤経験の影響がより大きい。また、転勤回数の影響については、海外転勤回数の多さは男性にのみ賃金プレミアムをもたらすが、男女ともに課長昇進確率への影響が観察される。

以上をまとめると、転勤・異動経験はジョブローテーションがもつ管理職昇進への手段として機能していることを示唆しているが、転勤の方がその役割が強いといえる。

ただし、転勤（異動）を経験した個人の昇進が早いということが、転勤（異動）経験自体で得られた能力等ではなく、転勤（異動）機会を高めるような事前に備わった能力等が影響していたとすれば、これらの係数は上方バイアスが残る。仮にバイアスが除かれれば、両者の差はより縮小する可能性が示唆される。これらの結果は、転勤は職務に関連したスキルを形成した結果として生じたものか、セレクションの結果なのかを次節以降で検討する。

4. 転勤と職務に関連したスキル形成

転勤は賃金プレミアムを持ち、昇進確率を高めるが、それはスキル形成とどのように関連しているのだろうか。RIETI 調査では、職業スキルそのものを把握する設問および、スキルの形成に影響する就業前の経験について把握する設問がある。これらの設問から職業スキルの指標を作成し、転勤との関係を検討する。

職業スキルに関する指標は、習熟度、企業特殊のスキル、職務遂行能力であり、定義はそれぞれ以下の通りである。習熟度は「（現在の勤め先で）その新人が、あなたと同じ程度まで仕事ができるようになるにはどの程度の期間が必要か」の設問で把握され、個人特殊のスキル・習熟度を示す指標である（久米ほか 2017）。この設問に対し、1 週間程度、1 カ月程度、3 カ月程度、半年程度、1 年程度、3 年程度、5 年程度、10 年以上のカテゴリーへの回答を求めており、年数が長ければ習熟度が高いと判断する。

企業特殊のスキルとは、「現在の仕事能力について、全体を 10 としたときに、現在勤務している会社でのみ役立つ能力の割合」の設問で把握される指標であり、企業特殊の人的資本の程度を示す（久米ほか 2017）。数値が高いほど企業特殊の人的資本の程度が高いと定義する。

職務遂行能力とは、対人基礎力、対自己基礎力、対課題基礎力、処理力、思考力、専門力の 6 つの能力指標に関する合計値で定義される（ワークス研究所 2006）¹⁶。基礎力とは、社会に出てからも

¹⁶ リクルートワークス研究所によると、2006 年に行われた調査研究を基に、対人基礎力（親和力・協働力・統率力）、

すべての人に必要となる能力であり、各能力指標はそれぞれについての3つの質問項目への回答をもとに作成されている。それぞれの3つの質問項目に対しては能力を「十分に持っている」（5点）から「持っていない」（1点）までの5段階で回答することになっており、指標としては3つの合計点を用い、数値が高いほど職務遂行能力が高いと定義する。

4-1. 職業に関連するスキルと賃金・昇進の関係

調査票で把握されたスキルの指標は、従業員のパフォーマンスと関連しているのだろうか。表11は、賃金、課長昇進を被説明変数とし、個人属性と現在の勤め先属性を制御したうえで、各職業スキル指標を説明変数とした回帰分析の結果である。

賃金と職業スキルの関係を示した表11の列(1)によると、賃金と統計的に有意に正で関連を持つ職業スキル指標は、習熟度と職務遂行能力の高さである。課長以上への昇進と職業スキルの関係を示した表11の列(2)によると、賃金と同様に、習熟度と職務遂行能力の高さが統計的に有意に正の関連を持つ¹⁷。

男女で従業員のパフォーマンスと職業スキルの関係は異なるのであろうか。男性については、全体と同様に、賃金・課長以上への昇進に対し、習熟度と職務遂行能力の高さが統計的に有意な関係にある(列3、4)。女性についても、同様の傾向を示すが、男性とは異なり、賃金と職務遂行能力には統計的に有意な関係がない(列5、6)。

男女ともに、習熟度や職務遂行能力のような職業スキルの指標は、従業員のパフォーマンスである賃金と課長以上への昇進確率と関連しているといえる。ただし、この結果は職業スキルが昇進に必要なのか、昇進の結果そのような能力が身についたのかまでは示していない点に注意が必要である。

対自己基礎力（感情制御力・自信創出力・行動持続力）、対課題基礎力（課題発見力・計画立案力・実践力）の3つに分類している。2011年の中央教育審議会答申では、「人間関係形成・社会形成能力」（≡対人基礎力）、「自己理解・自己管理能力」（≡対自己基礎力）、「課題対応能力」（≡対課題基礎力）に加えて、「キャリアプランニング能力」の4つの基礎力が定義された。経済産業省は、2006年に社会人基礎力として、「前に踏み出す力」「考え抜く力」「チームで働く力」の3つの能力を提示している。

¹⁷ 職務遂行能力を6つの基礎力に分解した場合の結果によると、職務遂行能力を構成する基礎力のうち対人基礎力に、賃金と昇進とが統計的に有意な関係を持つ。転勤は職務遂行能力のうちの対人基礎力と強い関連を持つ可能性を示唆している。

表 1 1 職務遂行能力と賃金、昇進

	(1) 男女計		(3) 男性		(5) 女性	
	賃金	課長以上昇進	賃金	課長以上昇進	賃金	課長以上昇進
習熟度	0.0314** (0.0128)	0.0561*** (0.00487)	0.0239* (0.0136)	0.0594*** (0.00537)	0.0884** (0.0447)	0.0300*** (0.00985)
企業特殊的技能	0.000848 (0.00854)	-0.00451 (0.00322)	0.000451 (0.00901)	-0.00454 (0.00355)	0.0137 (0.0302)	0.000654 (0.00702)
職務遂行能力	0.00888*** (0.00171)	0.00505*** (0.000612)	0.00954*** (0.00182)	0.00519*** (0.000663)	0.00396 (0.00528)	0.00385** (0.00150)
産業まで	y	y	y	y	y	y
Observations	4,121	4,121	3,654	3,654	467	467
R-squared	0.055	0.308	0.049	0.286	0.171	0.285

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、(1)、(2)のみ女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

4-2. 職業スキルと転勤経験の関係

職業スキルは転勤経験者と非経験者で異なるのであろうか。その点を検証したのが表12の列1、4、7である。推定結果によると、異動経験を制御しても、転勤経験は非経験者と比べ、習熟度(列1)と企業特殊的技能(列4)には統計的に有意な差がないが、職務遂行能力(列9)は統計的に有意に高い。一方で、職務遂行能力に関しては異動経験も統計的に有意に正の関連を持っており、転勤経験の係数と異動経験の係数は統計的に有意な差がない(列7、3行目)。転勤は職務遂行能力を向上させる可能性を示唆するが、異動にも同様の影響がみられる。

転勤・異動回数、国内外の転勤回数との関係はどうだろうか。習熟度は、転勤回数が多いほど(列2)、国内ではなく海外転勤回数が多いほど高い(列3)。企業特殊的技能は、転勤回数が多いほど(列5)、国内転勤回数が多いほど大きくなるが、海外転勤回数については統計的に有意に負の関連を持つ(列6)。職務遂行能力は、転勤回数および国内・海外転勤回数ともに統計的に有意な関係にない(列8、9)。異動回数については、職務遂行能力と統計的に有意に正の相関を持つ(列8、9)。

男女で職業スキルと転勤の関係は異なった傾向を持つのだろうか。表13パネルAの列(1)から(9)は男性のサンプルで、職業スキルと転勤の関係を検討した結果である。推定結果によると、全体の傾向と同様の傾向を示す。一方、表13のパネルBの列(1)から(9)の女性の場合は、職務遂行能力のみ転勤経験と海外転勤回数が統計的に有意に正の関連を持つ。職務遂行能力は昇進と関連した職業スキルであるため、転勤経験が職務遂行能力を高める経路あるいは、職務遂行能力の向上が見込める個人を選抜し転勤させている可能性を示唆している。

表 1 2 職業スキルと転職の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	習熟度			企業特殊的技能			職務遂行能力		
転職経験	0.0133 (0.0455)			0.0770 (0.0661)			1.045*** (0.355)		
異動経験	0.0180 (0.0503)			0.0770 (0.0765)			1.558*** (0.406)		
転職回数		0.0131* (0.00744)			0.0380*** (0.0123)			0.0480 (0.0633)	
異動回数		0.00933 (0.00788)	0.0108 (0.00803)		-0.0156 (0.0112)	-0.0203* (0.0112)	0.225*** (0.0560)	0.228*** (0.0566)	
国内転職回数			0.00531 (0.0101)			0.0623*** (0.0142)			0.0298 (0.0745)
海外転職回数			0.0356*** (0.00934)			-0.0364* (0.0189)			0.104 (0.197)
転職と異動の差	-0.00467 (0.0712)			4.76e-05 (0.110)			-0.513 (0.573)		
産業まで	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	4,121	4,121	4,121	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.123	0.124	0.124	0.072	0.073	0.075	0.086	0.084	0.084

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

表 1 3 職業スキルと転職の関係（男女別サンプル）

パネルA 男性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		習熟度		企業特殊的技能			職務遂行能力		
転職経験	0.0281 (0.0482)			0.0769 (0.0699)			0.949** (0.379)		
異動経験	0.0168 (0.0539)			0.0912 (0.0822)			1.416*** (0.444)		
転職回数		0.0136* (0.00754)			0.0371*** (0.0125)			0.0408 (0.0632)	
異動回数		0.0105 (0.00806)	0.0119 (0.00821)		-0.0132 (0.0115)	-0.0179 (0.0116)		0.225*** (0.0576)	0.228*** (0.0582)
国内転職回数			0.00644 (0.0104)			0.0616*** (0.0145)			0.0213 (0.0754)
海外転職回数			0.0339*** (0.00897)			-0.0361** (0.0184)			0.0989 (0.195)
転職と異動の差	0.0113 (0.0753)			-0.0143 (0.116)			-0.467 (0.620)		
産業まで	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	3,654	3,654	3,654	3,961	3,961	3,961	3,961	3,961	3,961
R-squared	0.104	0.105	0.106	0.075	0.076	0.078	0.083	0.082	0.082
パネルB 女性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		習熟度		企業特殊的技能			職務遂行能力		
転職経験	-0.132 (0.155)			0.00443 (0.226)			2.246** (1.106)		
異動経験	0.0514 (0.149)			0.0916 (0.226)			2.617** (1.063)		
転職回数		-0.0288 (0.0542)			0.0923 (0.0899)			0.466 (0.635)	
異動回数		0.0131 (0.0376)	0.0129 (0.0375)		-0.0504 (0.0581)	-0.0504 (0.0582)		0.0605 (0.273)	0.0600 (0.270)
国内転職回数			-0.0480 (0.0577)			0.101 (0.0950)			0.145 (0.619)
海外転職回数			0.264 (0.286)			-0.0481 (0.345)			5.510** (2.482)
転職と異動の差	-0.183 (0.240)			-0.0872 (0.376)			-0.371 (1.667)		
産業まで	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	467	467	467	511	511	511	511	511	511
R-squared	0.187	0.186	0.188	0.202	0.204	0.204	0.214	0.193	0.202

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

転職とスキル形成についてまとめると、転職は、賃金や課長昇進と関連する、習熟度や職務遂行能

力と統計的に正で有意な相関を持つ。職務遂行能力については、転勤、異動経験両方とも正で有意な影響があるが、両者に有意な差はない。転勤経験は、スキル形成に一定の役割があるといえるものの、むしろ転勤するものは、そもそもスキルの高いあるいはスキル向上が望めそうな個人を選抜している可能性がある。この点を検証するために、転勤の決定要因を次節で検討する。

5. 転勤の決定要因と過去の経験の関係

5-1. 転勤の決定要因

転勤経験者と未経験者に賃金や課長昇進といったパフォーマンス、スキルに差が生じていたとしても、それは転勤を経験することなのか、そもそも能力やスキルが高いものが転勤を命令されやすいため差を反映しているのだろうか。本稿で用いたデータは、同一個人を転勤前後で比較可能なパネルデータではないため固定効果を除去した推定はできない。また、転勤のみを外生的に変動させ、転勤経験を通してのみパフォーマンスに影響を与える操作変数を用いた分析も困難である¹⁸。そこで、転勤を決定する可能性があり、労働市場でのパフォーマンスに影響すると考えられる、個人の資質を示す就業前の情報を用いることで、転勤経験者と未経験者の差異を検討する。たとえば、転勤経験者は高校時代運動系の部活動を熱心に行っていた割合が高く（付表1）、そうした部活動で養われやすい非認知能力を持つ人が評価、期待されて転勤を経験しやすいという部分があるかもしれない。

この点を検証するために、転勤経験の決定要因を、就業前の属性で回帰することで検討する。具体的には、被説明変数を転勤経験の有無、国内転勤経験の有無、海外転勤経験の有無、説明変数として、就業前に決定される要因である個人属性、両親の属性および過去の経験を示す変数を用いる。個人属性は年齢、修士卒、博士卒、15歳時点の出身都道府県、長男かどうか、兄弟姉妹数、両親の属性は、父親大卒、母親大卒、過去の経験は、中3成績、高校時代の遅刻欠席の頻度、クラブへの所属である。特に注目する指標は、中3成績、遅刻欠席の頻度、クラブへの所属であり、中3成績は認知能力の代理指標を示し、高校時代の欠席・遅刻の多さ、クラブ活動の経験は非認知能力の代理変数である（久米・鶴・戸田2017、鶴2016）。

転勤・異動の決定要因に関する推定結果は表14である。表14の列（1）によると、中3成績が上の方であり、運動系クラブ、文科系クラブ問わず熱心に活動していた個人は転勤経験確率が高い。運動系クラブはほどほどであっても転勤経験確率を高める。高校時代の遅刻・欠席の少ないほど転勤経験確率を高める。

男女で違いはあるのだろうか。表14の列（2）は男性のみ、列（3）は女性のみサンプルの結果である。男性は全体と同様の傾向を示す。一方で、女性は男性とは異なり、中3時代の成績、高校時代に遅刻・欠席の頻度は転勤経験確率と統計的に有意な関係にない。統計的に有意な関連を持つのは、クラブへの所属であり、運動系は熱心であってもほどほどであっても、文化系は熱心に活動していた個人ほど、転勤経験確率が高い。

¹⁸ 補論において、観察可能な属性を用いた傾向スコアマッチングによる分析を実施している。推定結果によると、転勤経験者は非経験者と比べ賃金、課長以上への昇進、職務遂行能力が高い。

表 1 4 転勤経験の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	男女計	転勤経験 男性	女性	男女計	国内転勤経験 男性	女性	男女計	海外転勤経験 男性	女性
中3成績	0.0147* (0.00800)	0.0180** (0.00848)	-0.0152 (0.0253)	0.0105 (0.00800)	0.0140 (0.00849)	-0.0247 (0.0251)	0.00815** (0.00397)	0.00878** (0.00426)	0.00566 (0.00987)
高校時代の遅刻欠席頻度	-0.0393** (0.0177)	-0.0452** (0.0191)	-0.00223 (0.0514)	-0.0349* (0.0178)	-0.0391** (0.0193)	-0.0127 (0.0514)	0.000478 (0.00936)	-0.000640 (0.0103)	0.00835 (0.0217)
運動系クラブ熱心	0.108*** (0.0185)	0.104*** (0.0196)	0.139** (0.0595)	0.0935*** (0.0186)	0.0901*** (0.0198)	0.120** (0.0587)	0.0467*** (0.0109)	0.0419*** (0.0115)	0.0642** (0.0314)
運動系クラブほどほど	0.0560*** (0.0217)	0.0446* (0.0231)	0.160** (0.0677)	0.0516** (0.0217)	0.0416* (0.0231)	0.152** (0.0671)	0.0298** (0.0124)	0.0289** (0.0135)	-0.00773 (0.0206)
文化系クラブ熱心	0.0698*** (0.0266)	0.0635** (0.0297)	0.119* (0.0632)	0.0800*** (0.0267)	0.0762** (0.0299)	0.120* (0.0634)	0.0373** (0.0163)	0.0365* (0.0190)	0.0282 (0.0291)
文化系クラブほどほど	0.0114 (0.0261)	0.000690 (0.0296)	0.0589 (0.0602)	0.0168 (0.0261)	0.00795 (0.0296)	0.0626 (0.0603)	0.0125 (0.0146)	0.0152 (0.0174)	-0.0255 (0.0225)
個人属性	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
両親の属性	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	4,228	3,743	485	4,228	3,743	485	4,228	3,743	485
R-squared	0.055	0.037	0.130	0.051	0.035	0.135	0.043	0.047	0.117

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。個人属性とは、女性ダミー（1、4、7のみ）、年齢、年齢の二乗、修士卒、博士卒、15歳時点の出身都道府県、長男かどうか、兄弟姉妹数を示す。両親の属性とは、父親大卒、母親大卒を示す。Yは説明変数として含まれていることを示す。

国内転勤経験確率については、男女計、男女それぞれについて、転勤経験確率と同様の傾向を示す（列4から6）。転勤の中でも海外転勤を一度でも経験した場合に1をとるダミー変数を被説明変数として、回帰した結果が表14の列（7）から（9）である。特徴的なのは、男女差である。男性については転勤経験全般の結果と同様の傾向を示すが、女性については、転勤経験全般とは異なり、運動系を熱心に活動していたかどうか、海外転勤確率と統計的に正で有意な関係を持つ。

運動系クラブや文科系クラブを熱心に活動していたかどうかという指標で表されるような非認知能力を持つ個人が転勤しやすいというセレクションの可能性を示唆している。女性の場合、海外転勤に限ると運動系クラブの経験が逆に重要ということは、男性と比較して国内転勤と海外転勤のギャップは大きく、国内転勤とは異なり運動系クラブでしか養われないような非認知能力が決め手になっているような可能性があるかもしれない。

5-2. 就業前の状況、転勤経験と労働市場のパフォーマンス

就業前に決まる個人の経験は、転勤を通し、賃金など労働市場のパフォーマンスを高めるのであろうか。この点を検証するために、以下のような検討を行う。まず、第3節で実施した、賃金関数、昇進確率、第4節で実施した職業スキルを被説明変数とし、就業前に決まる個人の経験で回帰する。その関係が、転勤経験を含めた場合に変化するかを検討する。そして、第3節および第4節で確認された、転勤の影響が、クラブへの参加など就業前に決まる過去の経験を含むと変化するかを検討する。

表 1 5 パフォーマンスと過去の経験

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	対数時間当たり賃金			課長以上昇進			習熟度			企業特殊な技能			職務遂行能力		
中三成績	0.0212 (0.0185)		0.0202 (0.0185)	0.0443*** (0.00676)		0.0423*** (0.00672)	0.118*** (0.0230)		0.118*** (0.0230)	-0.208*** (0.0352)		-0.212*** (0.0352)	2.629*** (0.199)		2.595*** (0.199)
高校時代の遅刻欠席頻度	-0.00635 (0.0397)		-0.00243 (0.0398)	-0.0447*** (0.0150)		-0.0399*** (0.0149)	-0.0250 (0.0532)		-0.0253 (0.0533)	0.106 (0.0752)		0.111 (0.0753)	0.0289 (0.381)		0.0541 (0.381)
運動系クラブ熱心	0.0892** (0.0417)		0.0819** (0.0417)	0.0672*** (0.0159)		0.0566*** (0.0158)	0.191*** (0.0537)		0.191*** (0.0539)	-0.127 (0.0788)		-0.140* (0.0791)	3.433*** (0.403)		3.320*** (0.403)
運動系クラブほどほど	0.000373 (0.0478)		-0.00368 (0.0478)	0.0279 (0.0185)		0.0219 (0.0184)	-0.122* (0.0660)		-0.122* (0.0660)	0.0166 (0.0890)		0.00888 (0.0891)	0.113 (0.489)		0.0457 (0.488)
文化系クラブ熱心	0.0248 (0.0599)		0.0202 (0.0600)	-0.00368 (0.0228)		-0.0110 (0.0227)	0.0365 (0.0741)		0.0364 (0.0742)	-0.310*** (0.114)		-0.320*** (0.115)	3.226*** (0.561)		3.135*** (0.565)
文化系クラブほどほど	-0.0284 (0.0583)		-0.0292 (0.0584)	-0.0502** (0.0218)		-0.0523** (0.0217)	-0.0102 (0.0737)		-0.0105 (0.0738)	-0.273** (0.114)		-0.278** (0.113)	-0.0716 (0.573)		-0.120 (0.572)
転勤経験		0.0797** (0.0359)	0.0728** (0.0360)		0.103*** (0.0137)	0.0948*** (0.0136)		0.0133 (0.0455)	-0.00491 (0.0454)		0.0770 (0.0661)	0.0964 (0.0662)		1.045*** (0.355)	0.701** (0.344)
異動経験		0.00680 (0.0409)	0.00368 (0.0410)		0.0395*** (0.0146)	0.0360** (0.0144)		0.0180 (0.0503)	0.00961 (0.0498)		0.0770 (0.0765)	0.103 (0.0761)		1.558*** (0.406)	1.219*** (0.387)
転勤と異動の差		0.0729 (0.0577)	0.0691 (0.0577)		0.0632*** (0.0218)	0.0588*** (0.0216)		-0.00467 (0.0712)	-0.0145 (0.0709)		4.76e-05 (0.110)	-0.00702 (0.110)		-0.513 (0.573)	-0.517 (0.554)
産業まで	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,121	4,121	4,121	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.046	0.045	0.047	0.267	0.265	0.278	0.135	0.123	0.135	0.082	0.072	0.083	0.153	0.086	0.156

注：推定方法はOLSである。括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。産業までYとは、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが、説明変数として含まれていることを示す。

表 1 5 は過去の経験、転勤と労働市場のパフォーマンスの関連を分析した結果である。対数時間当たり賃金を被説明変数とした結果は列（1）から（3）である。列（1）によると、運動系クラブを熱心に行っていたかどうか賃金と統計的に正で有意な関係を持つ。ところが、列（3）で、転勤・異動経験を制御したとしても、運動系クラブを熱心に行っていたかどうかの係数の値は、ほとんど変化がない。列（2）と列（3）によると、過去の経験の制御の有無で転勤ダミーの係数が変化することはない。

表 1 5 の列（4）から（6）は課長以上昇進を被説明変数とした結果である。中 3 の成績、高校時代の遅刻・欠席頻度の少なさ、運動系クラブを熱心に行っていたかどうか、課長昇進確率と統計的に有意に正の関係を持つ（列 4）。転勤・異動経験を制御したとしても、これら過去の経験は係数の値はわずかに低下するものの依然として統計的に正で有意であり、またこれら過去の経験変数は転勤・異動経験の係数をわずかに低下させる程度である。

職務上のスキル形成との関係はどうであろうか。中 3 成績の高さ、運動系クラブを熱心に行っていた場合は、習熟度は高い傾向にある（列 7）。ただし、転勤・異動経験を含めたとしても、これらの傾向は変わらない（列 8、9）。企業特殊な技能については、中 3 成績、文科系クラブを熱心に行っていた場合に、統計的に有意に負の関係を持つ（列 10）。ただし、転勤・異動経験を含めたとしても、その傾向は変わらない（列 11、12）。職務遂行能力は、中 3 成績、運動系クラブと文科系クラブを熱心に行っていた場合に、統計的に正で有意な関係にある（列 13）。これらの傾向は転勤・異動経験を制御したとしても変わらない（列 14、15）。ただし、職務遂行能力に関しては、転勤・異動ダミーの係数は、過去の経験を含めた場合、その係数値は約 20-30%低下する。

就業前の経験と転勤決定は正の相関を持ち、就業前の経験自体は従業員のパフォーマンスや職業ス

キルと正の相関を持つため、これらの就業前の経験は従業員のパフォーマンスや職業スキルにあらわれる転勤による賃金のプレミアムの一部を捉えている可能性がある。

しかし、こうした就業前の経験をコントロールしても、転勤経験のパフォーマンスへの影響は変わらないこと、また、スキル形成の中にはこうした就業前経験の有無で転勤経験の影響が変わらないものがあることを考えれば、転勤経験それ自体がスキル形成を通じてパフォーマンスに影響を与えている可能性が否定されたわけではない。もちろん、上記で扱った就業前経験以外の転勤前経験が転勤経験に影響を与えている可能性があるため、ここで扱った就業前経験をコントロールしても残る転勤経験のパフォーマンスへの影響が転勤経験自体に由来するものか、観察されていない転勤前の経験によるものか、その精査は今後の課題といえる。

6. 主観的指標との関係

6-1. 転勤と適職感・仕事満足度・幸福度の関係

転勤経験は主観的指標と関連を持つのかを検討する。主観的な指標は賃金やスキルといった指標ではとらえきれない仕事・生活全般への評価をとらえると考えられる。主観的指標として、具体的には、適職感、仕事満足度、幸福度の転勤の関係を検討する。

適職感は、「あなたは、現在のご自分の仕事が、自分にあっていると思いますか」という問いに対し、自分にあっているかどうかを5段階で評価した設問から作成されており、主観的な仕事へのマッチングの程度の高さを示す指標である。仕事満足度は、「仕事に関して」の項目について、「あなたは現在どの程度満足していますか」に非常に不満を0、非常に満足を10とした11段階の数値を用いる。幸福度は、「全体として、あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか。」「非常に幸福」を10点、「非常に不幸」を0点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか。」への回答を用いる。仕事満足度が仕事に対する満足度を示すのに対し、幸福度は仕事を含め生活全般への主観的な評価を示している¹⁹。

これら主観的な指標を被説明変数とし、転勤経験、異動経験との関係を検討する。賃金関数の分析と同様に、年齢などの個人属性、勤続年数などの勤め先の属性、そして月収と労働時間を説明変数として順次含めることで、転勤の係数の変化を観察する。推定モデルは順序ロジットである。

推定結果は表16である。適職感と仕事満足度に関しては、個人属性、勤め先の属性を順次制御したとしても、転勤経験は正の関係を持つ（表18パネルAおよびパネルB）。ところが、幸福度は個人属性を制御した場合にのみ、転勤経験は正の関係を持つが、他の属性を制御していくと、統計的に有意な関係は検出されない（表18パネルC）。

適職感および仕事満足度は仕事に関する肯定的な評価である一方で、幸福度は、仕事を含めた生活全体への評価を示す指標であると考えられる。転勤経験は自身の仕事への主観的な評価を高めるものの、生活全体への主観的な評価を高めるとは限らない。この点は、転勤は労働市場での賃金や役職への昇進などのパフォーマンスや、職務遂行能力などのスキル形成に一定の役割を持つことで、仕事に

¹⁹ 幸福度は生産性を向上させる場合もあるため（Oswald et al. 2015）、仕事と関連した指標ともいえる。

においてはマッチングや満足度を高めるが、所得等を一定にしたとしても配偶者や家族への悪影響により生活全般の満足度を引き下げる要因であると言える。

表 1 6 主観的な指標（適職感・仕事満足度・幸福度、順序ロジット）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A	適職感							
転勤経験あり	0.285*** (0.0564)	0.286*** (0.0577)	0.262*** (0.0581)	0.244*** (0.0587)	0.241*** (0.0590)	0.231*** (0.0594)	0.211*** (0.0602)	0.160*** (0.0603)
月収、労働時間				Y	Y	Y	Y	Y
説明変数のセット		1	2	3	4	5	6	7
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
疑似決定係数	0.00237	0.00683	0.0103	0.0126	0.0130	0.0163	0.0230	0.0333
B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
仕事満足度								
転勤経験あり	0.300*** (0.0539)	0.294*** (0.0553)	0.259*** (0.0557)	0.250*** (0.0566)	0.241*** (0.0566)	0.228*** (0.0570)	0.174*** (0.0578)	0.118** (0.0580)
月収、労働時間				Y	Y	Y	Y	Y
説明変数のセット		1	2	3	4	5	6	7
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
疑似決定係数	0.00165	0.00515	0.0112	0.0122	0.0128	0.0141	0.0206	0.0283
C	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
幸福度								
転勤経験あり	0.162*** (0.0533)	0.175*** (0.0549)	0.109* (0.0556)	0.102* (0.0563)	0.0925 (0.0566)	0.0865 (0.0569)	0.0362 (0.0579)	-0.00171 (0.0581)
月収、労働時間				Y	Y	Y	Y	Y
説明変数のセット		1	2	3	4	5	6	7
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
疑似決定係数	0.00109	0.00545	0.0255	0.0261	0.0266	0.0282	0.0317	0.0367

注：推定方法は順序ロジットである。数値は係数、括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。月収・労働時間Yとは、月収と月労働時間が説明変数として含まれることを示す。説明変数セットとは、1は女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミーを示す。2は1に加え既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、3は2に加え勤続年数、勤続年数の二乗、4は3に加え8種類の企業規模ダミー、5は4に加え19種類の産業ダミー、6は5に加え11種類の職種ダミー、7は6に加え7種類の役職ダミーが説明変数として含まれていることを示す。

6-2. 転勤施策と主観的な指標の関係

前小節において、転勤は仕事に関連する主観的な評価を高めるが、生活全般の幸福度は必ずしも高めない可能性を示した。それでは、このような主観的な評価は、勤め先内で整備されている転勤制度・ルールとどのような関係にあるのだろうか。

本稿で用いたデータには、現在の勤め先での転勤経験の有無にかかわらず、現在の勤め先に存在する転勤制度・ルールを複数回答で尋ねている。具体的には、以下の10の設問、「1. 転勤の要請があれば基本的に断ることができない。」、「2. 転勤可否の希望が聞かれる。」、「3. 転勤配慮を申し出る制度がある。」、「4. 家庭的事情等（育児介護等）がある場合はあらかじめ転勤対象から免除される。」、「5. 勤務地限定正社員制度がある。」、「6. 転勤期間の上限に関するルールがある。」、「7. 転勤する地

域・ブロックの範囲のルールがある、など。」、「8. 転勤をしなくても昇進上不利にならないことが明示されている。」、「9. 配偶者の転勤などを理由に本人の希望による勤務地転換の制度がある。」、「10. 転勤に関する制度・ルールはない。」について、その有無を複数回答で尋ねている。これらのうち2から9を転勤施策とし、転勤施策と主観的な指標との関係を検討する。また、転勤施策がない場合、「転勤を基本は断ることができない」点にも着目した分析を行う。

表17は、各転勤施策があるかどうかと、「転勤を基本は断れない」とのクロス表である。転勤を断れるか、断れないかにかかわらず、転勤の可否の希望を聴取する制度は相対的にも最も高い割合で整備されている。また、転勤への配慮を申し出できるかどうか、家族理由で転勤を免除されるか、勤務地に限定があるかなどの施策を導入している割合が続く。

表17 転勤施策の分布

転勤施策	転勤を断れない	
	YES	NO
なし	0.0%	27.6%
可否希望聴取	30.7%	54.5%
配慮制度申出可	24.3%	27.5%
家族理由で転勤免除可	15.5%	18.6%
勤務地限定あり	25.9%	17.3%
期間上限あり	4.2%	6.0%
地域範囲ルールあり	7.6%	6.9%
転勤と昇進は無関係と明示	3.1%	5.1%
配偶者理由の勤務地転換あり	6.8%	6.9%

N=4472

転勤施策の導入状況と、主観的な指標の関係を示した推定結果は表18である。まず、「転勤を基本は断れない」場合、仕事満足度は統計的に有意に低くなるものの、適職感や幸福度は統計的に有意な関係にない(列1、5、9)。また、「転勤施策が存在しない」場合、適職感、仕事満足度、幸福度はすべて統計的に有意に負の関係を持つ(列2、6、10)。「転勤を基本は断れない」と「転勤施策がない」をともに説明変数に含めた場合、適職感、仕事満足度、幸福度はすべて統計的に有意に負の関係を持つ(列3、7、11)。いずれの指標で評価したとしても、転勤による個人・家族への影響を考慮しないことは、主観的な指標を引き下げるといえる。

それでは、どのような施策がその悪影響を緩和するのであろうか。表18の列4、8、12は、「転勤を基本は断れない」をコントロールした上で、転勤の各施策を説明変数に含めた結果である。このため、それぞれの施策の効果には、「転勤を基本は断れない」ことで生じる引き下げ効果は含まれないことに留意する必要がある。それでは、どのような施策が主観的な指標を高めるのであろうか。

まず、適職感、仕事満足度、幸福度すべての主観的な指標を高める施策として、「転勤可否の希望が聞かれる」、「配偶者の転勤などを理由に本人の希望による勤務地転換の制度がある」が挙げられる。

また、適職感、仕事満足度のみを高める施策として、「転勤配慮を申し出る制度がある」、「転勤をしなくても昇進上不利にならないことが明示されている」が挙げられる。適職感については、「家庭的事情等（育児介護等）がある場合はあらかじめ転勤対象から免除される」とも正の関係がある。一方、幸福度のみ高める施策としては、「勤務地限定がある」が挙げられる。

これらの結果は、転勤制度がある場合、その影響を緩和するような制度を整備することの重要性と、希望の可否を聴取するといった労使のコミュニケーションの重要性および、配偶者をはじめとした家族の状況に配慮し多様な就業形態をみとめるような環境整備が重要である点を示唆している。

表 1 8 主観的な指標と制度の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	適職感				仕事満足度				幸福度			
転勤を基本断れない	-0.0168 (0.0580)		-0.184*** (0.0619)	0.0796 (0.0600)	-0.131** (0.0553)		-0.266*** (0.0593)	-0.0457 (0.0571)	-0.0413 (0.0557)		-0.114* (0.0596)	0.00141 (0.0576)
転勤施策なし		-0.537*** (0.0870)	-0.640*** (0.0929)			-0.366*** (0.0790)	-0.514*** (0.0848)			-0.213** (0.0839)	-0.277*** (0.0900)	
転勤施策 可否希望聴取				0.317*** (0.0602)				0.261*** (0.0581)				0.181*** (0.0586)
配慮制度申出可				0.197*** (0.0653)				0.159** (0.0665)				0.0640 (0.0654)
家族理由で転勤免除可				0.224*** (0.0783)				0.0775 (0.0734)				0.0889 (0.0721)
勤務地限定あり				0.0624 (0.0717)				-0.00177 (0.0704)				0.158** (0.0694)
期間上限あり				0.0238 (0.130)				0.209 (0.127)				-0.0179 (0.131)
地域範囲ルールあり				0.0326 (0.111)				0.0655 (0.113)				0.0422 (0.108)
転勤と昇進は無関係と明示				0.345** (0.143)				0.384*** (0.134)				0.178 (0.130)
配偶者理由の勤務地転換あり				0.238** (0.116)				0.283** (0.110)				0.285*** (0.108)
月収・労働時間 産業まで	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y	Y Y
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472	4,472
疑似決定係数	0.0163	0.0196	0.0204	0.0245	0.0144	0.0152	0.0163	0.0187	0.0282	0.0285	0.0288	0.0308

注：推定方法は順序ロジットである。数値は係数、括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。月収・労働時間Yとは、月収と月労働時間が説明変数として含まれることを示す。産業までYとは、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが説明変数として含まれていることを示す。

7. 転勤経験者の転勤への評価

転勤経験者は、転勤制度をどのように評価しているのだろうか。本稿で用いた調査には、現在の勤め先での転勤経験者のみに、転勤制度に対する評価および、問題点を尋ねている。このうち転勤の全般的な評価と転勤に関連する施策の関係を検討する。

転勤制度への評価に関する変数は以下のように作成した。「現在の会社における転勤経験について、総じて、メリット／デメリットのどちらが上回りますか。」に対し、1.メリットが上回る、2.どちらかといえば、メリットが上回る、3.どちらかといえば、デメリットが上回る、4.デメリットが上回る、の回答が用意されており、上記に1または2を回答した場合に1をとる、転勤評価ダミーを作成した転勤への肯定的な評価を被説明変数し、表 1 8 で用いた各転勤施策を説明変数としたロジット推定を行う。

表 1 9 転勤への評価と施策の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)
	転勤制度への肯定的評価			
転勤を基本断れない	-0.221** (0.0943)		-0.504*** (0.106)	-0.0728 (0.101)
転勤施策なし		-0.772*** (0.149)	-1.092*** (0.164)	
転勤施策				
可否希望聴取				0.456*** (0.105)
配慮制度申出可				0.235* (0.121)
家族理由で転勤免除可				0.606*** (0.143)
勤務地限定あり				0.203 (0.124)
期間上限あり				0.330 (0.260)
地域範囲ルールあり				0.167 (0.203)
転勤と昇進は無関係と明示				1.019*** (0.356)
配偶者理由の勤務地転換あり				0.376 (0.240)
月収・労働時間	Y	Y	Y	Y
産業まで	Y	Y	Y	Y
Observations	2,227	2,227	2,227	2,227
疑似決定係数	0.0305	0.0380	0.0461	0.0674

注：推定方法は順序ロジットである。数値は係数、括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。月収・労働時間Yとは、月収と月労働時間が説明変数として含まれることを示す。産業までYとは、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが説明変数として含まれていることを示す。

推定結果は表 1 9 である。「転勤を基本は断れない」、「転勤施策がない」場合は、転勤経験者は転勤制度を否定的に評価する（列 1 から 3）。列 4 は各転勤制度を説明変数に加えた場合の結果だが、「転勤を基本は断れない」の係数は統計的に有意ではなくなる。施策のうち、「転勤可否の希望が聞かれる」、「転勤配慮を申し出る制度がある」、「家族理由で転勤免除」、「転勤をしなくても昇進上不利にならないことが明示されている」があると、転勤への評価が統計的に有意に高い。これは、上記、適職感と転勤施策と関係とほぼ同様の結果となっている。

適職感、仕事満足度、幸福度などの主観的な指標と同様に、転勤制度を肯定的に評価するかどうかは、制度の有無そのものだけではなく、労使のコミュニケーションの重要性および、家族への配慮を担保する環境整備が重要である。

8. おわりに

本稿では、経済産業研究所（RIETI）が実施した転勤・異動・定年に関するウェブアンケートの個票データを分析して、転勤経験と賃金、昇進、スキル形成の関係を定量的に分析した。

転勤経験には、約 11%の賃金プレミアムが観察され、それは個人属性や企業規模などを制御しても約 6 から 8%の賃金プレミアムが観察される。しかし、転勤経験による賃金のプレミアムは異動による賃金のプレミアムと統計的に有意な差はない。また、転勤経験による賃金のプレミアムは同一役職内では観察されない。管理職への昇進については、転勤・異動経験ともに昇進確率を高め、転勤の係数は異動の係数と比べ大きい。ただし、属性を制御していくとその差は縮小していき、異動のプレミアムは消えるが、転勤のプレミアムは残る。もし転勤（異動）しやすい個人は昇進も早いなら、これらの係数は上方バイアスが残る。仮にバイアスが除かれれば両者の差はより縮小する可能性が示唆される。転勤回数の多さは賃金や昇進確率を高めるが、賃金に関しては国内転勤回数ではなく海外転勤回数の多さが影響を与える。

賃金と正の相関を持つ職務上のスキル形成と転勤経験の関係を分析したところ、転勤は、賃金や課長昇進と関連する、習熟度や職務遂行能力と統計的に正で有意な相関を持つものの、異動経験と比べ統計的に有意な差があるほど強い影響は観察されない²⁰。転勤経験は、スキル形成に一定の役割があるといえるものの、むしろ転勤するものは、そもそもスキルの高いあるいはスキル向上が望めそうな個人を選抜している可能性がある。例えば、転勤経験を決定する要因として、就業前の状況との関連を分析すると、中3成績の高さ、高校時代の遅刻欠席の少なさ、運動系・文化系のクラブを熱心に行っていた個人は、男女共に転勤を経験する確率が高い。これらの就業前の状況は転勤経験からの賃金へのプレミアムの一部を捉えている可能性がある。一方、転勤経験には上記の就業前経験では捉えられない要因によって賃金や昇進などのパフォーマンスに影響を与えていることも確認された。これが転勤経験自体に由来するものか、観察されていない転勤前の経験によるものか、その精査は今後の課題である。

主観的な指標と転勤経験の関係を分析したところ、転勤経験者は非経験者と比べ仕事満足度や適職感が高いが、幸福度は必ずしも高くない。勤め先内での転勤に関する施策を主観的な指標に基づき評価すると、転勤を断れない、具体的な施策がない場合、適職感、仕事満足度や幸福度は低い、転勤希望の可否確認、配偶者等への配慮に関する施策がその補償をする可能性が示唆される。

以上を踏まえた政策的含意は以下の通りである。従業員のパフォーマンスに着目した分析によると、確かに転勤には一定の役割があるとはいえるが、異動と比べ適切な手段であるかは議論の余地がある。転勤への主観的な評価の結果を踏まえると、制度として残すとすれば、従業員本人、配偶者、その他家族への影響を緩和するような制度の整備、希望の可否を聴取するといった労使のコミュニケーション

²⁰ 転勤経験と異動経験の影響については、賃金や職務上のスキル形成に対しては統計的な有意な差がなかったが、課長以上昇進、幅広い役職昇進に対する影響は転勤経験の方が統計的に有意に大きかった理由やそのインプリケーションの解明については 今後の分析・検討課題としたい。

ンや多様（柔軟）な働き方の確保が重要である。特に、従業員のパフォーマンスへの影響が転勤と異動とで差が小さく、また転勤を要求される一般的な正社員と勤務地限定正社員の月収（賃金）差はない（安井ほか 2018）ことを考慮すると、多様な就業形態を認めるような環境整備が重要といえよう。

参考文献

- Ariga 2006, “Horizontal transfer, vertical promotion, and evolution of firm organization”, *Journal of Japanese and International Economies*, 20, pp.29-40
- Eriksson and Ortega 2006, “The Adoption of Job Rotation: Testing the Theories”, *Industrial and Labor and Relations Review*, Vol. 59, No. 4, pp. 653-666
- Frederiksen and Kato 2018, “Human Capital and Career Success: Evidence from Linked Employer-Employee Data”, *The Economic Journal*, 128, 1952–1982
- Gibbons and Waldman 2006, “Enriching a Theory of Wage and Promotion Dynamics inside Firms”, *Journal of Labor Economics*, 2006, vol. 24, no. 1, pp.59-107
- Kane, T. J., & Rouse, C. E. (1995). Labor-market returns to two-and four-year college. *The American Economic Review*, 85(3), 600-614.
- Lazear 2012, “Leadership: A personnel economics approach”, *Labour Economics*, 19, pp.92–101
- Oswald, Proto, and Sgroi (2015) “Happiness and Productivity”, *Journal of Labor Economics*, vol. 33, no. 4, pp.789-822
- Sato, Hashimoto and Owan (2017) “Gender Differences in Careers”, *RIETI Discussion Paper*, 17-E-051
- 上原克仁 (2007) 「大手企業における昇進・昇格と異動の実証分析」、『日本労働研究雑誌』、No. 561、pp. 86-101
- 久米功一・鶴光太郎・戸田淳仁 (2017) 「多様な正社員のスキルと生活満足度に関する実証分析」、*生活経済研究*、Vol.45, pp.25-37
- 今野浩一郎 (2017) 「転勤と人事管理」、佐藤博樹・武石恵美子編『ダイバーシティ経営と人材活用』東京大学出版、3 章
- 佐藤博樹・武石恵美子 (2017) 『ダイバーシティ経営と人材活用』東京大学出版
- 武石恵美子 (2017) 「ダイバーシティ推進と転勤政策の課題」、佐藤博樹・武石恵美子編『ダイバーシティ経営と人材活用』東京大学出版、1 章
- 鶴光太郎 (2016) 『人材覚醒経済』日本経済新聞社
- 鶴光太郎・久米功一・安井健悟・佐野晋平 (2018) 「転勤・異動・定年の実態とそのインプリケーションーRIETI「平成 29 年度 転勤・異動・定年に関するインターネット調査」報告」、RIETI ポリシーディスカッションペーパー、18-P-006
- 橋本由紀・佐藤香織 (2014) 「性別職域分離と女性の賃金・昇進」*経済分析*、65(3): 221-237
- 樋口美雄 2001 『人事経済学』、生産性出版
- 松原光代 (2017) 「転勤が総合職の能力開発に与える効果」、佐藤・武石編、2 章
- 労働政策研究・研修機構 (2017) 「企業の転勤の実態に関する調査」、JILPT 調査シリーズ、No.174

ワークス研究所（2006）『『基礎力』の育成で繋がる教育現場と社会』 株式会社リクルート
横溝岳・梅崎修（2011）「製造業における職能別キャリア管理の実態—人事マイクロデータの分析—」、
『キャリアデザイン研究』、Vol. 7、101-117
安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎（2018）「無限定正社員と限定正社員の賃金格差」、『日本
労働研究雑誌』、No.701、67-81

付表 1 記述統計量

	転勤経験なし			転勤経験あり			t-test
	N	mean	sd	N	mean	sd	
対数賃金	2236	-0.954	1.13	2236	-0.844	1.14	***
課長以上	2236	0.331	0.47	2236	0.47	0.499	***
習熟度	2047	6.37	1.45	2074	6.49	1.48	**
企業特殊技能	2236	5.47	2.18	2236	5.65	2.14	**
職務遂行能力	2236	65.5	11.4	2236	67.1	11.5	***
適職感	2236	3.59	1.04	2236	3.75	1.01	***
幸福度	2236	6.45	1.99	2236	6.63	1.95	***
仕事満足度	2236	5.69	2.24	2236	6.03	2.21	***
転勤を評価	0			2236	0.636	0.481	
女性	2236	0.16	0.367	2236	0.0684	0.253	***
年齢	2236	44.7	8.31	2236	45	8.3	
修士卒	2236	0.179	0.384	2236	0.182	0.386	
博士卒	2236	0.0143	0.119	2236	0.0143	0.119	
既婚	2236	0.719	0.45	2236	0.797	0.403	***
離婚	2236	0.034	0.181	2236	0.0242	0.154	*
死別	2236	0.00268	0.0517	2236	0.00358	0.0597	
子供数	2236	1.03	1.04	2236	1.22	1.03	***
介護者数	2236	0.207	0.54	2236	0.242	0.576	***
勤続年数	2236	16.6	9.91	2236	19.3	10	***
中3成績	2236	4.09	1.01	2236	4.14	0.965	*
欠席多い	2236	0.767	0.423	2236	0.742	0.437	*
運動系熱心	2236	0.297	0.457	2236	0.378	0.485	***
運動系ほどほど	2236	0.182	0.386	2236	0.191	0.394	
文化系熱心	2236	0.106	0.307	2236	0.102	0.303	
文化系ほどほど	2236	0.123	0.328	2236	0.0953	0.294	***
長男	2236	0.774	0.419	2236	0.772	0.419	
兄弟姉妹数	2236	1.22	0.75	2236	1.26	0.786	*
父大卒	2110	0.423	0.494	2164	0.436	0.496	
母大卒	2104	0.154	0.361	2153	0.172	0.377	

補論 A. 傾向スコアマッチングによる検討

本稿では、転勤者と非転勤者の賃金、昇進、職務遂行能力などのスキルを回帰分析で比較しているが、転勤経験者と未経験者は観察されない属性で異なる可能性があるため、そもそも属性の異なる個人を比較しているかもしれない。すなわち、転勤者がもし転勤しなかった場合の反事実との比較はできていない。このような問題に対し、傾向スコアマッチングによる対処を行った場合を本補論では検討する。すなわち、観察される属性から傾向スコアを計算し、傾向スコアで制御した場合、条件付き独立性の仮定が満たされるという前提の下で処置された平均処置効果（ATT）を推定する。

傾向スコアの推定は、転勤するかどうかを被説明変数とし、異動経験ダミー、個人属性、産業までの企業属性、過去の経験、家族の変数を説明変数としたロジットモデルで行った。推定結果は表 A である。

表 A-1 に基づく傾向スコアの分布は図 A-1 である。また、マッチング前後で説明変数がバランスするかを示したのが図 A-2 である。傾向スコアによるマッチング前では、いくつかの属性変数がバランスしていないが、マッチング後はすべての変数で処置群と制御群はバランスしている。

推定された傾向スコアに基づきマッチング推定した結果は表 A-2 である。なお、カーネルマッチングを行った²¹。推定結果によると、賃金、課長以上昇進を被説明変数とすると、転勤経験は統計的に正で有意である。習熟度と企業特殊的技能については、OLS と比べマッチングによる結果では、転勤経験者と未経験者に統計的な差はない。職務遂行能力、適職感、仕事満足度、幸福度に関しては、本文と同様に、転勤経験は統計的に正で有意である。あくまで条件付き独立性の仮定が満たされるという前提の下だが、転勤経験は従業員のパフォーマンスを向上させや職業スキルの形成を促す手段の一つであるといえる。

²¹ 推定は STATA 15 の psmatch2 で実施した。

表 A－1．傾向スコアの推定

Logit	(1) 転勤経験あり
異動経験あり	0.820*** (0.0788)
中三成績	0.0397 (0.0351)
高校時代の遅刻欠席頻度	-0.230*** (0.0785)
運動系クラブ熱心	0.459*** (0.0821)
運動系クラブほどほど	0.233** (0.0947)
文化系クラブ熱心	0.290** (0.119)
文化系クラブほどほど	0.0316 (0.116)
女性	-1.029*** (0.120)
年齢	-0.0364*** (0.00627)
修士	-0.127 (0.0917)
博士	-0.0783 (0.291)
兄弟数	0.0352 (0.0455)
父大卒	0.118 (0.0776)
母大卒	0.142 (0.102)
勤続年数	0.00685 (0.0138)
勤続年数2乗	0.0768** (0.0375)
出身都道府県、企業規模、産業ダミー	Y
Observations	4,223
pR	0.0966

注：推定方法はロジットである。数値は係数、括弧中の数値は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す。15歳時点の出身都道府県ダミー、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーが説明変数として含まれている。

図 A-1. 傾向スコアの分布

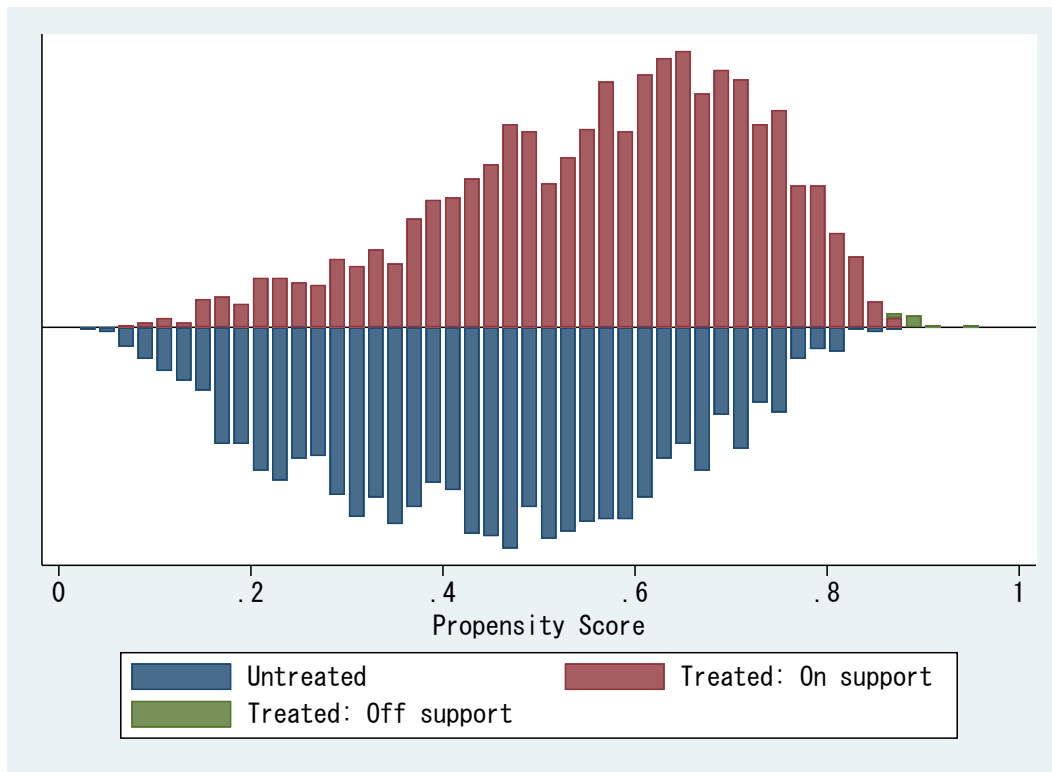


図 A-2. 説明変数のバランスチェック

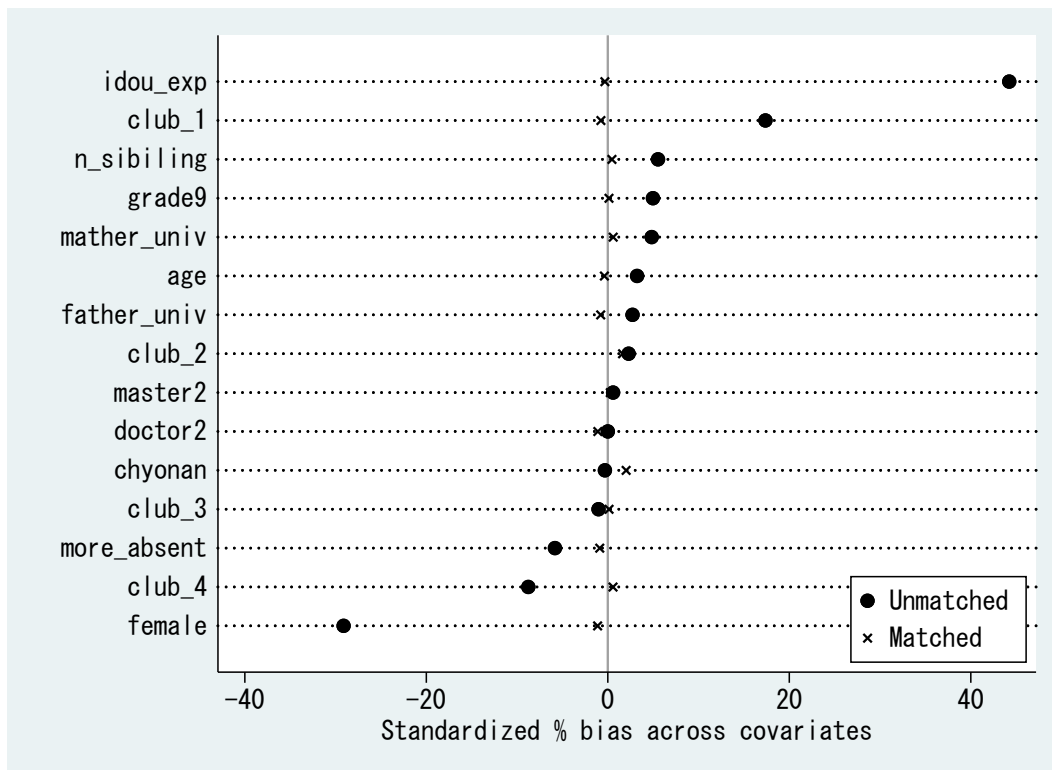


表 A－2．マッチングの推定結果

		処置群	制御群	差	標準誤差	t値		off support	on support	N
対数賃金	Unmatched	-0.838	-0.959	0.121	0.035	3.49	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	-0.839	-0.919	0.080	0.040	1.98	Treated	9	2,132	2,141
課長昇進	Unmatched	0.474	0.334	0.140	0.015	9.35	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	0.474	0.371	0.102	0.017	5.92	Treated	9	2,132	2,141
習熟度	Unmatched	6.492	6.379	0.113	0.047	2.44	Untreated	0	1,918	1,918
	ATT	6.494	6.504	-0.010	0.054	0.19	Treated	9	1,987	1,996
企業特殊技能	Unmatched	5.636	5.460	0.176	0.066	2.65	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	5.637	5.597	0.040	0.077	0.52	Treated	9	2,132	2,141
職務遂行能力	Unmatched	67.188	65.713	1.475	0.350	4.21	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	67.180	66.306	0.874	0.408	2.14	Treated	9	2,132	2,141
適職感	Unmatched	3.756	3.610	0.146	0.031	4.64	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	3.756	3.661	0.094	0.037	2.56	Treated	9	2,132	2,141
仕事満足度	Unmatched	6.044	5.707	0.337	0.069	4.91	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	6.041	5.791	0.250	0.080	3.11	Treated	9	2,132	2,141
幸福度	Unmatched	6.652	6.452	0.200	0.060	3.31	Untreated	0	2,082	2,082
	ATT	6.649	6.517	0.132	0.071	1.87	Treated	9	2,132	2,141

補論 B. 異動パターンの分析

本稿で用いたデータでは、転勤と異動を明示的に区分する設問している。本文中では、転勤に関して国内・海外回数に分けた分析を実施しているが、異動についても同様にそのパターンを区分することが可能である。異動を把握する設問は、「現在の会社での異動（同じ会社または同じ組織の中における、転居を伴わない、担当する職務または役職の変化）についてお尋ねします。異動したことはありますか。」である。加えて、異動パターンとして、「同じ会社で同じ職種への異動（例：営業一課から営業二課へ）」、「同じ会社で異なる職種への異動（例：経理課から営業課へ）」、「異なる会社で同じ職種への異動（例：親会社人事部から子会社人事部へ出向）」、「異なる会社で異なる職種への異動（例：親会社営業部から子会社人事部へ出向）」の4つについてそれぞれ回数を尋ねている。本補論では、これら異動パターンと従業員のパフォーマンス、職業スキル関係を検討する。

表 B-1 は異動パターンの記述統計量である。平均異動回数の約 2.84 回のうち、もっとも多い異動パターンは、「同一会社同一職種」への異動（約 1.59 回）である。次いで、「同一会社異職種」への異動の約 0.93 回である。設問上は出向である「異なる会社」への異動は、平均的に約 0.1、0.2 回である。

表 B-2 は、従業員のパフォーマンスを被説明変数とし、転勤回数、個人属性および産業までの勤め先属性を制御したうえでの、異動パターンの係数を示した総括表である。結果は多岐にわたるが、特徴的な結果を紹介する。

賃金および、男性の上位の役職について、「異なる会社、異なる職種」で統計的に有意に正の関係がある。また、課長昇進、上位の役職を被説明変数とした場合、「異なる会社、同一職種」で統計的に有意に正の関係がある。この結果は、親会社から子会社への出向と昇進の組み合わせにより生じている可能性が示唆される。

職業スキルに関しては、習熟度について「同一会社、同一職種」異動で正に有意、「同一会社、異なる職種」異動で負に有意である。

表 B-1. 異動パターンの記述統計

	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
異動回数	4,472	2.84	3.31	0	35
同一会社同一職種	4,472	1.59	2.40	0	20
同一会社異職種	4,472	0.93	1.59	0	34
異会社同一職種	4,472	0.20	0.60	0	10
異会社異職種	4,472	0.12	0.50	0	10

表 B－2．異動パターンが従業員のパフォーマンスに与える影響（総括表）

被説明変数	賃金			課長昇進			習熟			企業特殊			業務遂行			速度			専門職役職			上位の役職		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性
転勤回数	+	+		+	+	+	+	+	+	+	+							+			+	+	+	+
異動回数			+	+	+								+	+		+	+					+	+	
国内転勤				+	+													+			+	+		+
海外転勤	+	+		+	+	+	+	+		－	－				+			+			+	+	+	+
同同			+				+	+	+				+	+										
同異				+	+		－	－								+	+		－	－		+	+	
異同				+	+																	+	+	
異異	+	+																					+	

注：＋は係数が正であり統計的に有意であることを、－は係数が負であり統計的に有意であることを示す。被説明変数はそれぞれ、対数賃金、課長以上昇進、習熟度、企業特殊の技能、業務遂行能力、昇進速度、専門職役職への昇進、役職への昇進であり、詳細は本文を参照のこと。推定方法はOLS、ロジット、あるいは順序ロジットである。説明変数として、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、修士ダミー、博士卒ダミー、15歳時点の出身都道府県ダミー、既婚、離婚、死別、子どもの数、介護が必要な人数、勤続年数、勤続年数の二乗、8種類の企業規模ダミー、19種類の産業ダミーを用いている。サンプルサイズは全体で約4400、男性で約3900、女性で500である。