

Recruit
Works
Institute

Works Discussion Paper Series

No.11

東京圏への転入者の
仕事・所得・Uターン志向

太田 聡一

東京圏への転入者の仕事・所得・Uターン志向

太田 聡一
慶應義塾大学経済学部

2016年4月

要旨

本稿は、「ワーキングパーソン調査 2014」を用いて東京圏に転入した労働者の仕事や年収、さらにはUターン志向について検討した。その結果、大卒以上の男性転入者は、東京圏出身でずっと東京圏で過ごしてきた人に比べて中学3年時の成績の自己評価が高く、一般入試経験者で、大学の専攻分野は理系であり、大学院卒の人が相対的に多く、そのことが転入者の高所得のひとつの源泉となっていた。大学卒業後に東京圏に転入してきた人は高い役職についていることが多く、それが年収プレミアムを生み出している。出身地および大学所在地の特徴を代理するいくつかの変数を説明変数に導入した上で、あらためて年収決定式を推定したところ、出身地の失業率が低かったり、給与水準が高かったり、出身地が遠隔地であったりする人は東京圏での年収が高い傾向にある。とくに出身地の失業率の影響は、推定式の定式化によらず頑健であった。一方で、大学所在地の影響としては、人口当たりの大学数が多い地域の大学卒業者は、東京圏転入後に高い給与水準を得ている傾向がある。大卒以上の女性については、男性とは異なり、転入者の所得プレミアムは観察されないが、配偶者がいないサンプルに限定すればプレミアムが出現した。大卒男性正社員の東京圏転入者サンプルを用いて出身地へのUターン転職志向の分析を行ったところ、成果を追求する職場で働いている人はUターンに積極的な傾向が見られた。その一方で、1%の所得上昇は約0.2%Uターン転職志向である確率を低下させていた。また、出身大学が東京圏にある人や現在親と同居している人のUターン志向は低かった。

キーワード：東京圏、地域間労働移動、Uターン

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、所属する機関およびリクルートワークス研究所の見解を示すものではありません。

1. はじめに

今、東京圏への人の集中が活発に議論されている。政府も2015年に閣議決定された「まち・ひと・しごと創生総合戦略」（2015改訂版）において、毎年数多くの若年者が地方から東京圏に流出し、それが地域経済の停滞に拍車をかけるという悪循環を問題視しており、地方における「雇用の質」の確保・向上を目指す方針を掲げている。

地方から東京圏に人が流入する理由については、これまでの地域間労働移動の研究から一定の事実が判明している。例えば、戸田・太田（2009）は1990年と2000年の『国勢調査』を用いた2時点パネル分析から、都道府県間の粗フロー移動率は、地域間の賃金格差や失業率格差といった変数によって大きく規定されており、「報酬水準」と「就業機会」が移動の主要な要因となっていることを明らかにしている。また、その他のアメニティ等の地域特性の影響も考慮した分析を行っている。ただし、東京圏への流入メカニズムをさらに深く理解するためには、どのようなタイプの労働者が東京圏に流入していて、そうした人々が東京圏の企業でどのように処遇されているかについて明確に把握する必要がある。しかしながら、そうした研究は日本において必ずしも多くないように思われる。

そうした側面の既存研究として、太田（2007）がある。この論文では、日本全国を都市部と非都市部に分割し、出身地と居住地の組み合わせによる勤労所得格差を分析している。KHPS（慶應義塾家計パネル）データを用いた検証によると、地方出身の都市部居住者が最も給与水準が高い一方で、地方出身の地方居住者が最も低い給与水準を得ていた。そして、地方出身者の所得が都市部出身者よりも高いのは、前者の勤続年数が長く、正社員や管理職となっている傾向が強いことや、大きな企業に勤めている割合が高いことが影響していた。さらに、地方から都市部に出てくる人々は、父親が高学歴で、父親の勤務先の企業規模が大きく、母親は専業主婦である場合が多く、地方の「恵まれた家計」から登場している点を明らかにした。

石黒・李・杉浦・山口（2012）は、弘前大学人文学部附属雇用政策研究センター（EPRC）が実施した調査を用いて、東北地方から東京圏に移動した若者について分析した。その結果、東京圏流入者は高い所得を得ていることが多いことや、大学進学時に東京圏に転入した者は上位大学出身が多く、父親が専門職・技術系・管理的職業についている傾向が強いことを明らかにした。地方の比較的恵まれた家計から東京圏への転入者が生まれており、そうした人々は地元に残る人々よりも高い勤労所得を得ているという点で、太田（2007）と同様の結論に到達している。

本稿は、リクルートワークス研究所による「ワーキングパーソン調査2014」を用いて、太田（2007）の分析をさらに推し進めることを目指している。この調査は、中学時代の成績（自己評価）や出身高校のタイプ、さらには大学進学時の入試形態（一般入試、推薦入試、AO入試など）、学部系統などが尋ねられており、東京圏転入者の特徴が従来よりも詳細に把握できるメリットをもつ。さらには、最終学歴の所在地が調査されているので、転入時期

を大まかに把握できる。本稿は、こうしたデータを用いて、東京圏への転入者の所得が東京圏出身かつ東京圏の学校を卒業した者と比べてどの程度異なるかを明らかにする。その上で、学歴（大卒・高卒）の違いや、男女の違いが転入者の年収に及ぼす影響を把握したい。

また本稿では、出身地の労働市場の状況と東京圏で得ている所得の関係を分析する。東京圏に移動することは出身地（あるいは最終学校所在地）で得られたかもしれない雇用機会を放棄することを意味する。したがって、労働市場の状況が良い地域からの東京圏転入者はより高い報酬を得る傾向があるかもしれない。出身地の効果と最終学校所在地の効果を明確に分離して把握することも本稿の大きな目的である。

さらに、本調査では東京圏に転入してきた人々のUターン転職（およびIターン転職）の意向が尋ねられており、この情報を用いてどのような労働条件や労働環境に置かれた人が地元（あるいは他の地方）に移動したいかを明らかにしたい。その際には、「ワーキングパーソン調査」のきわめて詳細な職場や仕事の状況変数が有用となる。東京圏から地方へのUターンに対する政策的な関心が高まっている一方で、Uターン希望者の特性についての研究蓄積は必ずしも多くないので、こうした分析は価値があるものと思われるⁱ。

本稿は以下のように構成されている。次節では本稿で用いるデータを紹介するとともに、大卒以上男性のデータを用いて出身地・学校所在地と所得やその他の変数の違いを概観する。第3節では、大卒以上男性転入者の就業状況や年収と出身地・大学所在地との関係を統計的な手法を用いてさらに詳細に検討する。第4節では、大卒以上の女性や高卒男性のデータを用いて、性差や学歴の違いによって生じる影響を把握する。第5節は、大卒以上男性正社員の転入者データを用いて、Uターン志向の規定要因を分析する。第6節はまとめにあてられる。

2. データ

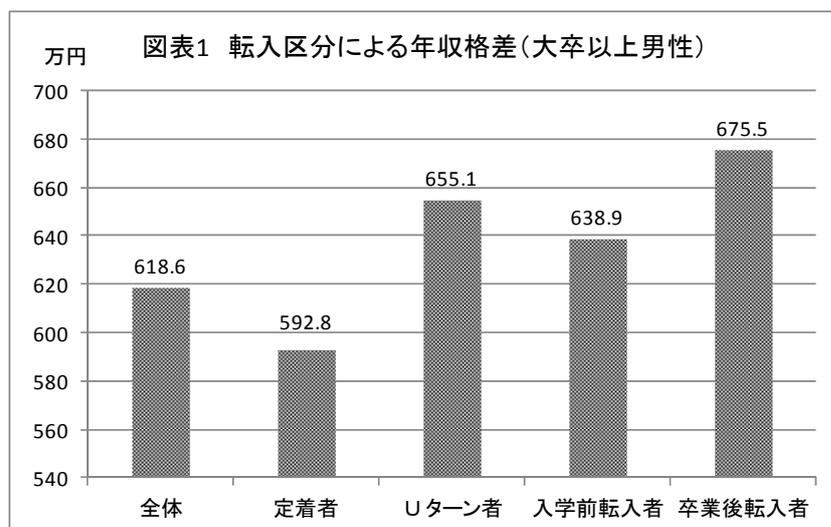
用いるデータはリクルートワークス研究所による「ワーキングパーソン調査 2014」である。この調査は、東京圏で働く人々の就業に関する実態と意識を明らかにするために実施され、東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県で働く、正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイト、業務委託として2014年8月最終週に1日でも就業している18～69歳の男女（学生除く）が対象になっている。インターネットモニター調査で、合計9,857名（男性：5600名、女性：4257名）の回答が得られている。

この調査のメリットのひとつは、出身地と最終学校の所在地（両者とも都道府県）が尋ねられている点である。このことで、出身地と最終学校所在地が東京圏での所得等に与える影響を分離して把握することができるようになった。なお、出身地の定義であるが、質問においては「出身地とは、必ずしも出生した所に限らず、ご自分が出身地だと思っている所をお答えください」とされており、小さい頃に比較的長く居住した地域も含まれていると推測される。

もうひとつのメリットは、父母の学歴、中学3年時における成績（自己評価）、通った高校で進学者の方が就職者よりも多かったかどうか、さらには大学入学が一般入試によるものであったかどうかなど、個人の能力と密接に関連する変数が調べられていることである。この項目を利用することで、どのような能力をもった個人が非東京圏から東京圏に転入してきているのかについての重要なヒントが得られるようになる。

データは、以下のようにクリーニングをかける。まず、男性・大学卒以上のサンプルを抽出して対数所得を算出し、その平均か標準偏差の3倍以上離れているサンプルを除外する。これは、極度に所得が低いサンプルや高いサンプルの存在によって結果が大きく左右されないようにするための措置である。また、主に民間雇用者の中での格差に注目することにして、公務員もサンプルに含めない。年齢については、60歳未満に限定する。海外出身者や海外の学校を卒業した人々はサンプルに含めることにする。

本稿では、主に大卒あるいは大学院卒の男性に注目したい。その理由は、高学歴男性は職業的な理由によって地域間を移動しやすいため、東京圏への人材集中と最も密接に関連していると考えられるためである。大卒以上の女性や高卒男性については、第4節で追加的な分析の対象とする。



本稿では、東京圏に在住している人を東京圏出身かどうかと最終学校が東京圏にあったかどうかで4つのタイプに区分する。第1は、東京圏出身かつ東京圏の学校を卒業した者で、ここでは簡単に「定着者」と呼ぶ。このタイプと他のタイプの状況を比べることが本稿の主な目的となる。第2は、出身地が東京圏であるものの、何らかの理由で東京圏以外の学校を卒業した者である。この人々は「東京圏にUターンしてきた人々」と考えて「Uターン者」と呼ぶ。第3は、非東京圏出身で、東京圏の学校を卒業した人々となる。例えば、地方から東京の大学に入学し、そのまま東京で就職したような人々が含まれる。こうした人々を「入学前転入者」と呼ぶ。第4は、出身が非東京圏、学校も非東京圏であるにも関わらず、

東京圏に在住している人々で、こうした人々以上のような区分全体を「転入区分」と呼ぶことにしたい。

ここで用いる大卒以上男性のサンプルサイズは3,078で、そのうち「定着者」は1,838人で、59.7%を構成する。「転入者」については、「Uターン者」が252人で8.2%、「入学前転入者」が490人で15.9%、「卒業後転入者」が498人で16.2%となっている。東京圏以外からの「転入者」は、このサンプルではほぼ4割に達している。こうした転入区分毎に平均年収を算出すると、図表1のような結果になった。全体の平均年収は618.6万円だったが、「定着者」の平均年収は592.8万円と平均よりも低くなっている。その一方で、「転入者」は全ての区分で年収水準が高く、とくに「卒業後転入者」の平均年収は675.5万円と「定着者」に比べて80万円以上高くなっている。こうした顕著な差についての分析が本稿の主要な課題のひとつとなる。

図表2 記述統計量(大卒以上男性)

	全体	定着者	Uターン者	入学前転入者	卒業後転入者
年収(万円)	618.6 (328.6)	592.8 (326.2)	655.1 (316.1)	638.9 (329.0)	675.5 (333.8)
対数年収	6.29 (0.547)	6.24 (0.553)	6.37 (0.488)	6.32 (0.562)	6.39 (0.518)
父親大卒以上	0.46 (0.498)	0.49 (0.500)	0.45 (0.499)	0.41 (0.493)	0.38 (0.485)
母親大卒以上	0.16 (0.369)	0.18 (0.387)	0.12 (0.329)	0.13 (0.342)	0.13 (0.342)
中学3年時の成績(上位)	0.65 (0.478)	0.60 (0.491)	0.60 (0.492)	0.76 (0.428)	0.74 (0.439)
中学3年時の成績(下位)	0.09 (0.291)	0.11 (0.316)	0.10 (0.305)	0.05 (0.216)	0.06 (0.245)
進学者が多い高校卒	0.79 (0.406)	0.78 (0.414)	0.72 (0.449)	0.81 (0.391)	0.85 (0.360)
一般入試による大学入学	0.77 (0.422)	0.73 (0.442)	0.80 (0.403)	0.83 (0.379)	0.82 (0.385)
理系	0.38 (0.486)	0.33 (0.470)	0.55 (0.498)	0.35 (0.476)	0.51 (0.500)
大学院卒	0.16 (0.368)	0.12 (0.325)	0.24 (0.429)	0.17 (0.379)	0.26 (0.439)
正社員・正規職員	0.90 (0.303)	0.89 (0.316)	0.90 (0.300)	0.91 (0.292)	0.92 (0.266)
従業員数1000人以上	0.44 (0.496)	0.41 (0.492)	0.51 (0.501)	0.43 (0.496)	0.50 (0.500)
年齢	40.47 (9.96)	40.02 (9.84)	40.21 (9.05)	41.55 (10.60)	41.16 (10.14)
勤続年数	12.06 (10.06)	11.69 (9.72)	10.98 (9.61)	12.69 (10.76)	13.34 (10.66)
役職者	0.46 (0.499)	0.43 (0.495)	0.45 (0.498)	0.52 (0.500)	0.52 (0.500)
サンプルサイズ	3078	1838	252	490	498

図表2は、次節以降の実証分析で用いる様々な変数の記述統計量を示している。ここで年収、年齢、勤続年数以外は該当する場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数として定義されている。「転入者」に特徴的なこととして、父親や母親が大卒あるいは大学院卒である割合が「定着者」に比べて低い。その一方で、「入学前転入者」、「卒業後転入者」では

中学3年時の成績（学年に占める位置の自己評価）が「定着者」に比べて高い傾向がある。理系である割合および大学院卒である割合は、大学所在地が非東京圏である「Uターン者」と「卒業後転入者」で高い。一般入試による入学試験で大学に入学した割合は、「定着者」で低くなっている。正社員・正規職員である割合、年齢、勤続年数、役職がある割合、大企業（従業員数1,000人以上）に勤務する割合なども、総じて「転入者」の方が高い傾向がある。転入区分による属性の違いは、年収格差をある程度説明するものと考えられる。次節以降では、さらにこうした点について詳細な検討を行う。

3. 実証分析—大卒男性の場合

3-1 卒業前の状況と転入区分

ここでは、両親の学歴、本人の成績自己評価、大学の専攻といった就業前の条件が、「定着者」「Uターン者」「入学前転入者」「卒業後転入者」といった区分とどのように対応しているかをより詳細に検討する。先に見たように、概して「転入者」は中学3年時の成績の自己評価が高いが、これは他の変数、例えば大学での専攻が理系であったことや最終学歴が大学院であったことと相関している。よって、他の変数を制御した上でそれぞれの変数が転入区分に与える影響を見るためには、回帰分析の手法を用いるのが妥当であろう。そこで、被説明変数として定着・転入区分を用いて、大学卒業前の状況を説明変数にした多項ロジットモデルを推定する。これによって、例えば中学3年時の成績の高い人は、どの転入区分に該当しやすいかを把握することができるようになる。この情報は、どのような人が東京圏に来ているのかを明らかにするうえで有用であると考えられる。

ここで用いた説明変数は、本人の年齢、父親が大卒以上であることを表すダミー変数、母親が大卒以上であることを表すダミー変数、中学3年時の成績についての自己評価のダミー変数、通った高校の卒業生の進路が進学の方が就職よりも多かったことを表すダミー変数、大学入学が一般入試であることを表すダミー変数、大学での専攻が理系であることを表すダミー変数、および最終学歴が大学院であることを表すダミー変数、および定数項である。被説明変数のベースは東京圏の「定着者」とした。中学3年時の成績は、学年平均よりも「上のほう」「やや上のほう」の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数と、「下のほう」「やや下のほう」の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数の2つを用いる。

結果は、図表3にある。まず、年齢は区分に影響を及ぼしていない。父親大卒ダミーは「入学前転入者」および「卒業後転入者」でマイナスとなっており、父親が大卒でない場合には両区分である確率が高くなる。一方で、母親が大卒でない場合には「Uターン者」である確率が高くなっている。逆に言えば、両親の学歴は「定着者」で高い傾向がある。

しかし、中学3年時の成績の自己評価は、「入学前転入者」および「卒業後転入者」で低くなっている。最も高いのは「入学前転入者」で中学時代の成績の自己評価が高い場合に、

「定着者」に比べて「入学前転入者」と区分される確率が1.8倍になる。ただし、成績が低いという自己評価と区分との関係はほとんど見られない。

図表3 転入区分のMultinomial Logit法による推定結果(ベース:定着者)

変数	Uターン者		入学前転入者		卒業後転入者	
	係数	RRR	係数	RRR	係数	RRR
年齢	-0.00218 (0.00665)	0.998	0.00738 (0.00560)	1.007	0.00286 (0.00549)	1.003
父親大卒以上	0.0185 (0.151)	1.019	-0.271** (0.112)	0.763	-0.473*** (0.118)	0.623
母親大卒以上	-0.489** (0.217)	0.613	-0.188 (0.161)	0.829	-0.0998 (0.166)	0.905
中学3年時の成績(上位)	-0.162 (0.158)	0.850	0.613*** (0.133)	1.846	0.426*** (0.130)	1.532
中学3年時の成績(下位)	-0.213 (0.247)	0.808	-0.359 (0.247)	0.698	-0.136 (0.224)	0.873
進学者が多い高校卒	-0.376** (0.162)	0.687	-0.0461 (0.137)	0.955	0.279** (0.142)	1.322
一般入試による大学入学	0.407** (0.167)	1.503	0.442*** (0.134)	1.556	0.389*** (0.132)	1.475
理系	0.784*** (0.147)	2.189	-0.120 (0.118)	0.887	0.510*** (0.111)	1.666
大学院卒	0.537*** (0.176)	1.710	0.423*** (0.153)	1.526	0.641*** (0.137)	1.899
定数項	-2.183*** (0.344)		-2.192*** (0.276)		-2.337*** (0.285)	
log pseudolikelihood	-3259.036					

注:ベースは定着者。サンプルサイズは3,078。()内は頑健標準誤差、RRRはrelative-risk ratioを表す。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

出身高校の卒業者の進路について、進学者が就職者よりも多い場合には、「卒業後転入者」と区分される確率が「定着者」よりも高くなり、逆に「Uターン者」で低くなる。地方の大学を卒業して東京圏に来る場合には、出身地によって高校の平均的なタイプが異なることを意味している。

大学への入学経路としては、一般入試である場合に「定着者」以外である確率が高くなる。おそらく、東京圏で私学が多く入試制度の多様化が進んでおり、「定着者」はその影響を受けやすいものと考えられる。

理系であることは、「Uターン者」および「卒業後転入者」に区分される確率を高める。両者とも東京圏の外の大学を卒業したことになるが、その場合には国立のシェアが高く、理系比率も高くなっている可能性がある。とくに理系の人材が東京圏に移動していることもあり得るが、東京圏以外のサンプルがない本データからは判別はつかない。なお、大学院卒の場合にも、「定着者」以外に区分される確率が高くなる。

総じて、東京圏に入ってくる人材は、中学3年時の成績の自己評価が高く、一般入試経験者で、大学の専攻分野は理系であり、大学院卒の人が比較的多い。こうした特徴は、所得水準を高める方向に作用しやすく、それが東京圏「定着者」とその他の区分の人々との所得格差をもたらしている可能性がある。次節では、所得についての検討を行う準備として、転入区分の違いが、所得の重要な規定要因である雇用形態や就業先のタイプや役職に与える影響を考察しておきたい。

3-2 雇用形態・就業先タイプ・役職

まず、転入区分の違いによる雇用形態への影響を調べるため、現職が正社員である場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数を作成し、これを被説明変数とした回帰分析（プロビット法）を行う。説明変数としては、「定着者」をベースにして「Uターン者」ダミー、「入学前転入者」ダミー、「卒業後転入者」ダミーの3つのダミー変数と年齢および定数項を導入する。この定式化に加えて、説明変数に3-1で導入した卒業前の状況を表す変数群を導入した定式化も推定する。これによって、転入区分が正社員である確率に及ぼす影響が、卒業前の状況とどの程度関連しているか把握することができるようになる。例えば、卒業前の状況を説明変数として導入したことで、区分ダミーの説明力が大幅に低下するならば、卒業前の状況がその区分に属していることの重要な側面をピックアップしていることになる。

図表4 就業の状況(雇用形態、企業規模、勤続年数、役職有無)の結果

	正社員(Probit)		大企業勤務(Probit)		勤続年数(OLS)		役職あり(Probit)	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	係数	係数	限界効果	限界効果
Uターン者	0.0111 (0.0188)	-0.00164 (0.0200)	0.0984*** (0.0335)	0.0863** (0.0345)	-0.833 (0.507)	-0.920* (0.512)	0.0229 (0.0347)	0.0258 (0.0352)
入学前転入者	0.0154 (0.0142)	0.0101 (0.0144)	0.0194 (0.0254)	-0.00612 (0.0257)	-0.00245 (0.409)	-0.00946 (0.411)	0.0613** (0.0278)	0.0410 (0.0282)
卒業後転入者	0.0325** (0.0134)	0.0188 (0.0145)	0.0839*** (0.0253)	0.0506* (0.0260)	0.907** (0.387)	0.834** (0.394)	0.0803*** (0.0270)	0.0666** (0.0278)
年齢	0.00219*** (0.000595)	0.00202*** (0.000594)	0.00247*** (0.000903)	0.00257*** (0.000952)	0.658*** (0.0162)	0.656*** (0.0166)	0.0262*** (0.00105)	0.0263*** (0.00110)
父親大卒以上		0.0137 (0.0118)		0.0474** (0.0202)		0.0756 (0.298)		0.0367* (0.0217)
母親大卒以上		-0.000664 (0.0158)		0.0258 (0.0272)		0.199 (0.344)		0.0196 (0.0287)
中学3年時の成績(上位)		0.00150 (0.0124)		0.115*** (0.0212)		0.392 (0.327)		0.134*** (0.0228)
中学3年時の成績(下位)		-0.0511** (0.0234)		-0.0417 (0.0348)		-0.869* (0.485)		-0.0654* (0.0371)
進学者が多い高校卒		0.00193 (0.0131)		0.0203 (0.0232)		-0.263 (0.336)		-0.00869 (0.0254)
一般入試による大学入学		0.00494 (0.0127)		0.0232 (0.0219)		-0.571* (0.306)		-0.00646 (0.0237)
理系		0.0412*** (0.0115)		0.0158 (0.0203)		1.048*** (0.319)		0.0124 (0.0219)
大学院卒		0.0411*** (0.0141)		0.118*** (0.0271)		-0.950*** (0.355)		-0.0234 (0.0279)
定数項					-14.63*** (0.563)	-14.40*** (0.659)		
(疑似)決定係数	0.0114	0.0311	0.006	0.0293	0.428	0.4323	0.171	0.1852

注: サンプルサイズは3,078。()内は頑健標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

推定結果は図表4の第1列および第2列に示されている。卒業前の状況を導入しない場合、正社員である確率に対する区分の効果は「卒業後転入者」で有意にプラスとなっており、正社員確率が「定着者」に比べて約3%高くなる。ただし、第2列に示されているように、卒業前の状況を導入すれば「卒業後転入者」の効果は有意ではなくなる一方、成績が低い場合に正社員確率は低くなり、大学での専攻が理系であった場合や大学院卒であった場合には

正社員確率は高くなる。正社員確率に対する転入区分の影響は、中学時代の成績、大学での専攻、大学院卒業であるかどうかで区分間で異なることに起因する部分が多いと言える。

続いて、就業先のタイプとして、企業規模を取り上げる。「ワーキングパーソン調査」では、会社全体の従業員数（常用雇用のアルバイト・パートを含む人数）を12区分で尋ねている。ここでは、1,000人以上である場合に1、1,000人未満である場合に0の値をとる変数を導入し、正社員確率を推定した定式化と同様の定式化で推定を行う。

推定結果は、図表4の第3列および第4列に示されている。まず、年齢が有意にプラスの影響を与えている。転入区分では、「Uターン者」と「卒業後転入者」がプラスで有意となっており、両区分に属する労働者は「定着者」に比べて1,000人以上の企業に勤務している傾向がより強い。限界効果は両者とも約9%と大きな値となっている。卒業前の状況を説明変数に導入すると、父親が大卒であること、中学3年時の成績が良い場合、さらには大学院卒であることが大企業勤務の確率を上昇させていることが判明する。卒業前の状況を説明変数に入れたことで、「卒業後転入者」の限界効果はやや低下したが、「Uターン者」の限界効果はあまり低下していない。よって、卒業前の状況を表す変数が転入区分を通じて大企業勤務確率に影響を及ぼす大きさは、それほど大きいとは言えない。

勤続年数も所得の大きな規定要因である。被説明変数を勤続年数にしてOLSで推定した結果が図表4の第5列および第6列に示されている。年齢が強い説明力を持つことは当然であろう。年齢に加えて転入区分だけを説明変数に導入した結果によると、「卒業後転入者」のみで有意にプラスとなっており、「定着者」よりも約9%勤続年数が長い。卒業前の状況を表す変数を説明変数に入れた場合にも「卒業後転入者」の限界効果はそれほど低下しない。そして、中学3年時の成績が低い場合、一般入試によって大学に入学した場合、大学院卒の場合には勤続年数は低下する。大学院卒の効果は、大学院に行くことで就職が遅くなることによるものと考えられる。一方、理系出身者は勤続年数が長くなる。大学院卒の係数と理系の係数がほぼ同じなので、理系の大学院出身者は定着性が高いために、勤続年数のロスがほとんど生じないことになる。

最後に役職について、勤務先で役職についている場合を1、ついていない場合に0をとる変数を被説明変数にしたプロビット分析を行う。推定結果は、図表4の第7列および第8列にある。当然ながら、年齢は有意にプラスとなっている。卒業前の状況を表す変数を入れない場合には、「入学前転入者」と「卒業後転入者」は有意にプラスであり、その限界効果もそれぞれ約6%と8%となっており、大きいと言える。卒業前の状況を表す変数を入れた場合には、これらの限界効果は縮減し、とくに「入学前転入者」は統計的有意性を失う。追加した変数で有意なものは、父親大卒（プラス）、中学3年時の成績（上位）（プラス）、中学3年時の成績（下位）（マイナス）となっている。中学時代の成績が役職に就く確率に対して強い影響力を持っており、転入区分の効果もその一部を反映していたものと考えられる。

以上のように、転入区分によって正社員である確率、大企業に勤務している確率、勤続年数、役職に就いている確率などは異なっており、概して「卒業後転入者」は「定着者」に比

べて高い値となっている。また、卒業前の状況、なかでも中学3年時の成績はこれらの確率および勤続年数に強いインパクトを与えている。そして、「卒業後転入者」と「定着者」の格差の一部は、この変数や大学時代の専攻、大学院進学といった転入区分間における卒業前の状況の差異を反映しているものと解釈される。

3-3 所得格差

ここでは、被説明変数を年収の対数値にした回帰分析を行う。これまでと同様、転入区分ダミー変数を導入することで、「転入者」と「定着者」の所得格差を測定する。説明変数に徐々にコントロール変数を加えていくことで、所得格差の規定要因を探っていくことにする。具体的には、最初に転入区分と定数項のみを説明変数とした回帰分析を行い、それに年齢、年齢2乗を加えたもの、さらに就業前の状況を表す変数群を加え、それ以降は、雇用形態ダミー、企業規模ダミー、勤続年数・勤続年数の2乗、役職ダミーを順次説明変数に加えた回帰式を推定する。

OLSによる推定結果が図表5に示されている。第1列は、転入区分ダミーと定数項のみを説明変数とした推定結果を示している。「定着者」に比べて「Uターン者」は12.9%、「入学前転入者」は7.8%、「卒業後転入者」は15.0%所得が高くなっており、いずれも1%水準で統計的に有意となっている。第2列のように年齢および年齢の2乗を説明変数に導入すると、所得格差はそれぞれ10.6%、5.4%、12.6%に縮小する。それでもかなりの大きさである。

上記に加えて、卒業前の状況を表す諸変数を説明変数に加えると、さらに「定着者」と「転入者」の所得格差は縮小する(第3列)。これは、転入区分と卒業前の状況を表す諸変数との間に相関関係があるので、後者を説明変数に入れなければ、転入区分の係数は卒業前の状況の効果を含んだものになるためである。ただし、格差縮小の程度は、転入区分によって異なる。最も格差が縮小するのが「入学前転入者」であり、もはや有意ではなくなる。これは、「入学前転入者」と「定着者」の所得格差は卒業前の状況を表す諸変数の差異で尽きているために、卒業前の状況を表す諸変数を説明変数に導入することで転入区分の年収に及ぼす影響が消失したものを考えられる。その次に影響を受けた転入区分は「卒業後転入者」であり、「定着者」との所得格差の3割程度が卒業前の状況を表す諸変数によって説明される。最も影響を受けなかったのは「Uターン者」であり、格差の縮小率は12%程度となっている。卒業前の状況の中で最も強いインパクトが観察されるのは、中学3年時の成績の自己評価であり、上位ダミーも下位ダミーも統計的に有意である。推定結果によると成績上位と下位の差は約20%にも及んでいる。それに加えて、進学者が多い高校を卒業したことを表すダミー変数、父親・母親が大卒であるダミー変数、そして大学院卒を示すダミー変数が所得にプラスの影響を及ぼしている。

図表5 対数年収の推定結果(大卒以上男性)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Uターン者	0.129*** (0.0333)	0.106*** (0.0285)	0.0937*** (0.0278)	0.0917*** (0.0250)	0.0761*** (0.0245)	0.0925*** (0.0243)	0.0746*** (0.0233)
入学前転入者	0.0776*** (0.0285)	0.0540** (0.0242)	0.0255 (0.0238)	0.0123 (0.0205)	0.0129 (0.0197)	0.0154 (0.0195)	0.00619 (0.0181)
卒業後転入者	0.150*** (0.0266)	0.126*** (0.0216)	0.0865*** (0.0220)	0.0640*** (0.0195)	0.0474*** (0.0184)	0.0454** (0.0180)	0.0279 (0.0170)
年齢		0.120*** (0.00713)	0.113*** (0.00708)	0.0845*** (0.00624)	0.0885*** (0.00616)	0.0680*** (0.00785)	0.0668*** (0.00741)
年齢2乗		-0.00114*** (8.87e-05)	-0.00106*** (8.76e-05)	-0.000731*** (7.64e-05)	-0.000784*** (7.53e-05)	-0.000606*** (9.68e-05)	-0.000667*** (9.05e-05)
父親大卒以上			0.0673*** (0.0178)	0.0560*** (0.0151)	0.0457*** (0.0145)	0.0469*** (0.0143)	0.0365*** (0.0132)
母親大卒以上			0.0407* (0.0240)	0.0357* (0.0210)	0.0356* (0.0204)	0.0347* (0.0202)	0.0322* (0.0188)
中学3年時の成績(上位)			0.109*** (0.0194)	0.107*** (0.0168)	0.0809*** (0.0161)	0.0839*** (0.0158)	0.0540*** (0.0149)
中学3年時の成績(下位)			-0.0918*** (0.0324)	-0.0538* (0.0282)	-0.0463* (0.0277)	-0.0408 (0.0266)	-0.0509** (0.0248)
進学者が多い高校卒			0.0708*** (0.0210)	0.0641*** (0.0179)	0.0565*** (0.0174)	0.0598*** (0.0170)	0.0497*** (0.0163)
一般入試による大学入学			0.0139 (0.0192)	0.0167 (0.0165)	0.00933 (0.0157)	0.0166 (0.0153)	0.0244* (0.0145)
理系			0.0246 (0.0180)	-0.00714 (0.0153)	-0.0137 (0.0147)	-0.0214 (0.0146)	-0.00519 (0.0136)
大学院卒			0.129*** (0.0227)	0.106*** (0.0201)	0.0781*** (0.0195)	0.0966*** (0.0196)	0.0984*** (0.0185)
定数項	6.242*** (0.0129)	3.381*** (0.137)	3.317*** (0.139)	4.024*** (0.124)	3.670*** (0.142)	4.048*** (0.161)	4.156*** (0.154)
雇用形態ダミー	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
勤続年数・勤続年数2乗	No	No	No	No	No	Yes	Yes
役職ダミー	No	No	No	No	No	No	Yes
決定係数	0.012	0.291	0.332	0.508	0.549	0.566	0.626

注: サンプルサイズは3,078。()内は頑健標準誤差。

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

さらに、雇用形態を表すダミー変数(5個)、従業員数で測った企業規模を表すダミー変数(11個)、勤続年数・勤続年数の2乗、役職ダミー(6個)を順次追加していった結果が、第4列から第7列に示されている。その結果、「定着者」と「卒業後転入者」の格差は順次縮小していき、役職ダミーを導入した段階で有意性を失う。先に見たように、「卒業後転入者」は平均的に勤続年数が長いので、大学卒業後に転職して東京圏に入ってきた人はそれほど多くないと推測される。むしろ、東京圏以外の出身で東京圏以外の大学を出た優秀な人材を東京圏の企業が採用し、そうした人材が高い役職についているケースが多いのではないかと推測する。それとは対照的に、「定着者」と「Uターン者」の格差は、雇用形態などの諸変数を追加してもなお残っており、それは7.5%に達する。「Uターン者」は、これまで見てきた変数では十分に捕捉できない特性をもっており、それが年収を引き上げていると考えられる。

「Uターン者」の年収が高いひとつの可能性は、「外国の大学・大学院」への進学であろう。東京圏の人材が外国の大学で高いスキルを身に付けて東京圏に戻って就職した場合には、海外での経験が生かされて高い収入が得られるのかもしれない。そこで、学校所在地が海外であった場合に1、国内であった場合に0をとるダミー変数を作成し、説明変数に加えてみた。結果としては、海外ダミーは有意にはならず、また「定着者」と「Uターン者」の

格差を縮小させる影響は見られなかった。現段階では、「Uターン者」のどのような特性が「定着者」との所得格差をもたらしているのかは明らかではない。

3-4 地域特性の導入

ここまでの分析では、出身地あるいは最終学校の所在地が東京圏（東京、千葉、埼玉、神奈川）にあるか否かに着目してきた。これまで見てきたように、こうした分類方法で多くのことが明らかになるが、非東京圏の異質性はそれほど活用されているとは言いがたい。例えば、東京圏に在住しているある地域の出身者は、同じく東京圏に在住している他地域の出身者に比べて、たとえ同じ地域の学校を卒業していたとしても、年収が高いかもしれない。仮にそうした状況があるならば、その背後にある要因を検討することで、東京圏集中のメカニズムの解明に資することができると思われる。

そこで本節では、出身地および最終学校所在地の特徴を代理するいくつかの変数を説明変数に導入した上で、あらためて年収決定式を推定する。サンプルサイズの制約も考慮して、以下のような方法を用いることにしたい。

まず、出身地の影響を分析する際には、出身地が東京圏以外のサンプルを用いる。したがって、「入学前転入者」と「卒業後転入者」のデータセットが分析対象となる。他方、学校所在地の影響を分析する際には、学校所在地が東京圏以外のサンプル、すなわち「Uターン者」と「卒業後転入者」のデータセットを分析対象とする。転入のメカニズムを検討したいので、「定着者」のサンプルは使用しない。そのうえで、出身地あるいは学校所在地の特徴を表すいくつかの説明変数（都道府県別）を用いて、年収の対数値を説明する。ただし、出身地が東京圏以外のサンプルを用いて出身地の特徴が年収に与える影響を見る際には、学校所在地の影響を制御する必要がある。本稿では、都道府県別の学校所在地ダミーを説明変数に加えることでコントロールする。こうすることで、少なくとも都道府県レベルにおいて学校所在地の影響は完全にコントロールされ、出身地の特徴を表す変数の効果は学校所在地の影響を除外したものとなる。学校所在地が東京圏以外のサンプルを用いて、学校所在地の特徴の影響を見る際には、出身地ダミー変数を説明変数に導入する。

出身地あるいは学校所在地の特徴を代表する変数として、公刊統計から得られる以下の4つの都道府県別の変数を採用することにする。

- ① 人口10万人当たり大学数：都道府県別の「人口推計」（総務省）および「学校基本調査」（文部科学省）より計算される。2000年～2014年までの15年間の平均値。大学数の多い地域には有力大学が含まれており、そうした地域からの転入者も有力大学出身者が多い可能性がある。この変数は学校所在地の特徴を捉えるものなので、出身地の大学数は年収に影響を及ぼすとは考えにくい。
- ② 失業率：都道府県別の男性の失業率であり、「国勢調査」（総務省）のデータを用いた。

2000年、2005年、2010年の3時点の平均値を採用した。出身地あるいは学校所在地の雇用機会の多寡を表す変数として用いる。出身地（学校所在地）の失業率が低く、雇用機会が豊富な状況では、地方出身の優秀な人材にとってわざわざ東京圏での雇用にとられる必要が少なくなる。それでも東京圏にとどまっている人は、東京圏での年収が高い人に限定される。よって、出身地（学校所在地）の失業率が高いと東京圏での年収が低くなる可能性がある。

- ③ 実質給与水準：40-44歳男性の「きまって支給する現金給与額」を物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）で割ったものを用いる。「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）および「消費者物価指数」（総務省）の全国データを用いる。出身地（学校所在地）の実質給与水準が高いときには、地元での就職の魅力が高くなるので、東京圏では年収がかなり高い人が就業することになる可能性がある。
- ④ 東京からの距離：国土地理院が報告している都道府県庁間距離を用いた。非東京圏からの移動コストの代理変数であり、基本的にプラスの符号が期待される（移動コストを上回る年収上のメリットがある人が東京圏に転入するため）。

説明変数として2つのパターンを用意した。第1は、年齢・年齢の2乗項、出身地（学校所在地）ダミー、そして上記の変数を説明変数として用いたケースであり、第2は、それに加えて卒業前の状況を表す変数群（父親大卒ダミー、母親大卒ダミー、中学3年時の成績自己評価ダミー（上位、下位）、進学者が多い高校卒ダミー、一般入試による大学入学ダミー、理系ダミー変数、大学院卒ダミー）を説明変数に導入したケースである。標準誤差の算定に際しては、出身地が東京圏以外のサンプルでは出身地で、学校所在地が東京圏以外のサンプルでは学校所在地でクラスター化したものを採用する。

推定結果は図表6に示している。まず、東京圏以外の出身地サンプルを用いた分析結果を見る。最も頑健な結果は、出身地の男性失業率の効果であり、どの定式化においても1%水準で有意にマイナスとなっている。地元で雇用機会が豊富であれば、東京圏で高い収入が見込める人のみが東京圏に転入したり、そのまま東京圏にとどまったりすることから生じる効果であると推測される。全く影響がないのは、出身地の大学数を表す変数であり、これは当然であろう。出身地の実質給与水準と東京からの距離は、卒業前の状況変数を説明変数に導入しない場合でかつ失業率を説明変数として導入した場合に有意にプラスとなる。すなわち、実質給与水準が高い地域出身の人は、高い年収をもたらすような卒業前の状況であることを意味している。そこで、卒業前の状況を表す諸変数と、実質給与水準との関係を調べたところ、実質給与水準が高い地域の出身者は、進学者が多い高校出身者である傾向が強いことが判明した。さらに、第8列の回帰分析で、進学者が多い高校出身ダミーだけを取り除くと、失業率、実質給与水準、東京からの距離が全て少なくとも10%水準で有意となった。最も頑健なものは失業率の効果であるが、その他の変数の影響も無視すべきではないであろう。

図表6 対数年収の推定結果(大卒以上男性:地域変数の導入)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
【東京圏以外の出身地サンプル】								
大学数(人口10万人当たり)	0.0312 (0.0907)			-0.0212 (0.0863)	0.0277 (0.0921)			-0.0165 (0.0893)
失業率(男性)		-0.0318*** (0.0104)		-0.0367*** (0.0118)		-0.0323*** (0.0112)		-0.0360*** (0.0132)
実質給与水準(男性、40-44歳)			0.0619 (0.0557)	0.0920** (0.0441)			0.0412 (0.0555)	0.0695 (0.0455)
東京からの距離(1000キロ)	0.0174 (0.0569)	0.0932 (0.0643)	0.0561 (0.0688)	0.159* (0.0798)	0.00609 (0.0589)	0.0810 (0.0663)	0.0328 (0.0734)	0.131 (0.0854)
定数項	3.530*** (0.212)	3.712*** (0.217)	3.318*** (0.274)	3.407*** (0.246)	3.432*** (0.225)	3.618*** (0.227)	3.297*** (0.288)	3.391*** (0.257)
卒業前の状況変数	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.370	0.373	0.371	0.375	0.395	0.398	0.395	0.399
【東京圏以外の学校所在地サンプル】								
大学数(人口10万人当たり)	0.253*** (0.0478)			0.262*** (0.0514)	0.228*** (0.0541)			0.242*** (0.0574)
失業率(男性)		-0.00101 (0.0181)		0.00869 (0.0206)		0.00170 (0.0182)		0.0122 (0.0199)
実質給与水準(男性、40-44歳)			0.0420 (0.0794)	-0.0171 (0.0817)			0.0249 (0.0708)	-0.0350 (0.0712)
東京からの距離(1000キロ)	0.0640 (0.0734)	0.0914 (0.100)	0.111 (0.104)	0.0369 (0.126)	0.0702 (0.0756)	0.0888 (0.105)	0.105 (0.103)	0.0260 (0.122)
定数項	3.674*** (0.210)	3.805*** (0.212)	3.625*** (0.379)	3.695*** (0.353)	3.649*** (0.210)	3.761*** (0.195)	3.666*** (0.342)	3.728*** (0.321)
卒業前の状況変数	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.426	0.414	0.414	0.427	0.454	0.445	0.445	0.455

注:東京圏以外の出身地サンプルの場合には学校所在地ダミー、東京圏以外の学校所在地サンプルの場合には出身地ダミー、他の説明変数としては、年齢、年齢2乗、学校所在地ダミー(出身地サンプル)、出身地ダミー(学校所在地サンプル)、第5~第8列ではこれに加えて父親大卒ダミー、母親大卒ダミー、中学3年時の成績自己評価ダミー(上位、下位)、進学者が多い高校卒ダミー、一般入試による大学入学ダミー、理系ダミー変数、大学院卒ダミーを加えている。東京圏以外の出身地サンプルのサンプルサイズは982。東京圏以外の学校所在地サンプルのサンプルサイズは725。()内はクラスター化標準誤差。

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

続いて、東京圏以外の学校所在地サンプルを用いた分析結果を見る。学校所在地の特性については単純明快で、人口10万人当たりの大学数が多い地域の大学を出た人々は、1%有意水準で年収が高くなっている。大学集中地域の大学を卒業して東京圏に転入した人は、非東京圏の有力大学の出身者である可能性が高く、そのことが東京圏での年収を引き上げているものと考えられる。その一方で、在住者大学所在地の失業率、実質給与水準、東京からの距離は全く有意な影響を年収に与えない。これは、出身地の影響を対照的である。東京圏への転入者に限定すれば、労働市場との結びつきという意味では、学校所在地の労働市場よりも出身地の労働市場が重要な意味合いを持っていることになる。

4. 大卒女性と高卒男性について

ここまでは大卒以上男性に分析対象を限定してきた。これは、職業的な理由による東京圏転入性向がこのグループで高く、明確な分析結果が得られると考えたためである。その一方で、大卒以上男性以外の転入者の動向も地域労働市場の動向に大きな影響を及ぼすはずで

ある。そこで、本節では大卒以上女性と高卒男性の転入者に焦点を当てる。

まず、大卒以上女性について、転入区分が対数年収に与える影響を見ておきたい。図表5と同様に、大卒以上女性の対数年収を転入区分や年齢、年齢2乗、卒業前の状況変数群に回帰させた結果が図表7に示されている。興味深いことに、「転入者」と「定着者」の格差は有意でない。「Uターン者」や「入学前転入者」については、符号もマイナスになっている。学歴が同じではあるが、男性とは全く異なる結果である。

図表7 対数年収の推定結果(大卒以上女性)

	大卒以上女性全体			「配偶者なし」に限定		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Uターン者	-0.0114 (0.0821)	-0.00307 (0.0820)	-0.0588 (0.0805)	0.0483 (0.109)	0.0217 (0.104)	-0.00967 (0.0997)
入学前転入者	-0.0269 (0.0538)	-0.0139 (0.0536)	-0.0236 (0.0530)	-0.0285 (0.0550)	0.0329 (0.0516)	0.0253 (0.0510)
卒業後転入者	0.0297 (0.0593)	0.0364 (0.0581)	0.0196 (0.0574)	0.123** (0.0569)	0.139*** (0.0521)	0.104** (0.0526)
年齢		0.0652*** (0.0151)	0.0581*** (0.0148)		0.0932*** (0.0163)	0.0938*** (0.0162)
年齢2乗		-0.000886*** (0.000197)	-0.000804*** (0.000194)		-0.000998*** (0.000220)	-0.00102*** (0.000218)
父親大卒以上			0.0633 (0.0399)			0.0530 (0.0382)
母親大卒以上			0.0486 (0.0451)			0.0343 (0.0443)
中学3年時の成績(上位)			-0.0225 (0.0438)			0.118*** (0.0444)
中学3年時の成績(下位)			-0.0553 (0.0704)			-0.0600 (0.0722)
進学者が多い高校卒			0.0778* (0.0471)			0.0651 (0.0491)
一般入試による大学入学			0.134*** (0.0385)			0.0631* (0.0379)
理系			0.150*** (0.0520)			0.179*** (0.0522)
大学院卒			0.251*** (0.0725)			-0.00214 (0.0782)
定数項	5.559*** (0.0220)	4.450*** (0.272)	4.378*** (0.271)	5.692*** (0.0225)	3.783*** (0.285)	3.558*** (0.288)
サンプルサイズ	1,507	1,507	1,507	871	871	871
決定係数	0.000	0.019	0.055	0.005	0.125	0.166

注:()内は頑健標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

理由のひとつとして、女性の東京転入の理由として夫の転勤に伴うものが多く、本人の経済的な理由による移動が少ないことがあるかもしれない。あるいは、結婚や出産に伴うキャリアの断絶が生じるために、それまで「転入者」として得ていた「定着者」との所得格差を失っているのかもしれない。そこで、サンプルを配偶者がいない女性に限った結果も図表7に示した。ここから明らかなように、配偶者がいない女性では、「卒業後転入者」の係数が有意になっており、その大きさも男性と同程度に大きい。よって、有配偶女性については、無配偶女性や男性に比べて「転入者」としてのリターンを得にくい労働市場の構造が存在し

ているものと考えられる。

図表8 対数年収の推定結果(高卒男性)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Uターン者	0.180** (0.0746)	0.0196 (0.0744)	0.00149 (0.0758)	-0.0187 (0.0568)	-0.0172 (0.0532)	0.0123 (0.0524)	0.0142 (0.0488)
入学前転入者	0.0338 (0.124)	0.0149 (0.0904)	0.0205 (0.0910)	-0.0279 (0.0756)	-0.0422 (0.0690)	-0.0109 (0.0653)	-0.00676 (0.0647)
卒業後転入者	0.259*** (0.0526)	0.204*** (0.0436)	0.173*** (0.0425)	0.135*** (0.0370)	0.0769** (0.0338)	0.0737** (0.0328)	0.0607* (0.0312)
年齢		0.0981*** (0.0123)	0.0932*** (0.0119)	0.0506*** (0.0108)	0.0594*** (0.0108)	0.0524*** (0.0119)	0.0504*** (0.0115)
年齢2乗		-0.000894*** (0.000159)	-0.000843*** (0.000155)	-0.000400*** (0.000139)	-0.000510*** (0.000138)	-0.000504*** (0.000154)	-0.000495*** (0.000147)
父親高卒以上			-0.0256 (0.0464)	-0.0283 (0.0401)	-0.0353 (0.0380)	-0.0307 (0.0373)	-0.0364 (0.0365)
母親高卒以上			0.109** (0.0469)	0.0881** (0.0404)	0.0908** (0.0389)	0.0938** (0.0378)	0.0860** (0.0371)
中学3年時の成績(上位)			0.0449 (0.0470)	0.0620 (0.0397)	0.0440 (0.0381)	0.0300 (0.0370)	0.0102 (0.0367)
中学3年時の成績(下位)			-0.1092** (0.0427)	-0.0122 (0.0374)	-0.00598 (0.0355)	-0.0352 (0.0341)	-0.0298 (0.0338)
進学者が多い高校卒			-0.199*** (0.0430)	-0.0648* (0.0355)	-0.0501 (0.0345)	-0.0379 (0.0329)	-0.0255 (0.0324)
定数項	5.861*** (0.0267)	3.513*** (0.226)	3.653*** (0.226)	4.712*** (0.209)	4.298*** (0.233)	4.363*** (0.234)	4.410*** (0.230)
雇用形態ダミー	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
勤続年数・勤続年数2乗	No	No	No	No	No	Yes	Yes
役職ダミー	No	No	No	No	No	No	Yes
決定係数	0.027	0.318	0.344	0.538	0.595	0.627	0.649

注: サンプルサイズは(1)-(5)は790、(6)-(7)は789。()内は頑健標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

続いて、学歴面での違いを浮き上がらせるために大卒以上男性と高卒男性との比較を行いたい。ここでも図表5と同様の分析を行った。ただし、卒業前の状況変数は、大卒以上の場合とは異なる。大学に関連した変数は除外し、父親・母親の学歴ダミー変数は、高卒以上である場合に1、そうでない場合に0をとる変数として構築した。推定結果は図表8に示している。

第1列から、何らコントロールを施さない場合には、「定着者」に比べて「Uターン者」は18.0%、「卒業後転入者」は25.9%も年収が高い。これらは、大卒以上男性の場合よりも大きい。ただし、第2列のように年齢を導入すると、「Uターン者」の所得格差は約2%まで大きく縮小する。高卒の場合、「Uターン者」で見られる格差は、「定着者」に比べてこの区分の年齢が高いことによる。「卒業後転入者」は年齢や卒業前の状況変数を説明変数に追加してもなお、17.3%も「定着者」よりも高い年収となっている。

第4列以降は、雇用形態ダミー、企業規模ダミー、勤続年数・勤続年数2乗、役職ダミーを順次導入した推定結果を示している。これらの変数を加えることで、格差は約6%まで縮小する。とりわけ、企業規模を追加したときの縮小率が大きいことがわかる。おそらく、県外就職した高卒者が、都市部で規模の大きい企業に就職する傾向があることを反映しているものと推測される。

5. 大卒男性のUターン転職志向の規定要因

では、東京圏に転入してきた人々のうちでどのようなタイプがUターンに積極的なのであろうか。この調査では、「あなたは以下のことをしてみたいと思いますか」という質問の中で「出身地への転職：Uターン転職」および「地方への転職（出身地は除く）：Iターン転職」に対して「すぐにでもしたい」「いつかはしたい」「したいとは思わない」の3択で回答を求めている。ここではこの情報を用いて「転入者」のUターン転職志向およびIターン転職志向を調べたい。そのために、出身地が非東京圏のサンプルに限定する。また、非東京圏出身者のみを分析対象とする（「入学前転入者」および「卒業前転入者」によって構成される）。労働者の属性は、大卒以上の男性正社員とするⁱⁱ。

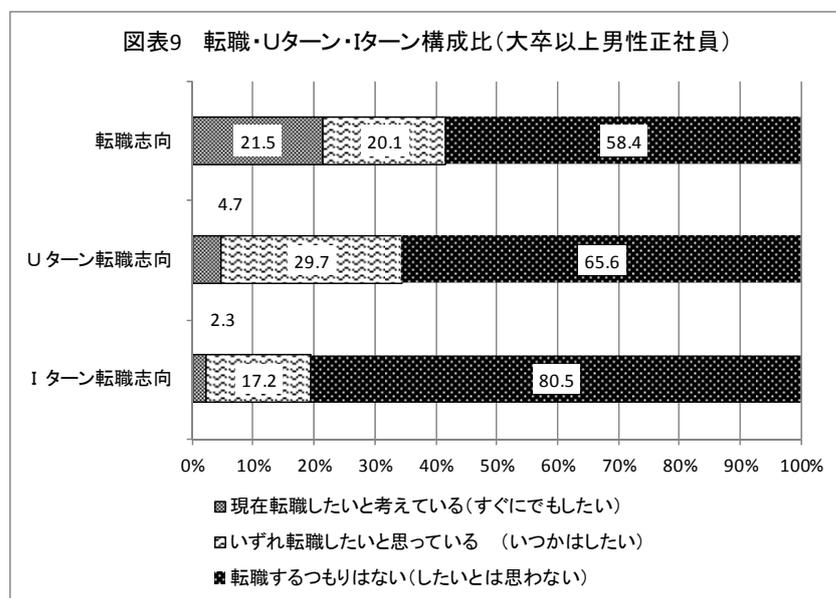
本稿で用いた調査では出身地についての情報は都道府県名だけであり、そこでの友人関係や実家の有無など、Uターンの重要な規定要因と思われる変数は集められていない。その一方で、現在の仕事の状況についてはきわめて詳しい。ここでは、そうした調査の特性を生かして、現時点でどのような就業状況にある「転入者」のUターン（Iターン）転職志向が強いのかについての分析に集中することにしたい。また、通常の転職行動と比較するために、「転職志向」についても分析を行っておきたい。本調査では、「あなたは今後、転職（会社や団体を変えること）することを考えていますか」という質問項目に対して、「現在転職したいと考えており、転職活動をしている」「現在転職したいと考えているが、転職活動はしていない」「いずれ転職したいと思っている」「転職するつもりはない」の4択となっており、ここから転職志向の変数を作成する。

具体的には、UターンとIターンでは「すぐにでもしたい」「いつかはしたい」場合には1、「したいとは思わない」場合には0をとる2値変数を「Uターン転職志向」および「Iターン転職志向」の代理変数とする。それに合わせて通常の転職者についても、「転職するつもりはない」が0、それ以外は1をとる変数を「転職志向」の代理変数とするⁱⁱⁱ。

説明変数は、入学前転入者ダミー、対数年収、週平均労働時間、仕事や職場に対する本人の考え方、これまで用いてきた卒業前の状況を表す諸変数、年齢、勤続年数、大企業ダミー、役職ダミー、有配偶者ダミー、少なくとも一人の親（義父・義母も含む）との同居を表すダミー変数、そして出身地ダミーとした。出身地ダミーの代わりに、出身地の状況を表す変数でUターンに影響を与えるような変数を用いることも可能であるが、ここではあくまで出身地の固定効果を取り除いて、現在の就業状況等がUターン志向にどのように結び付いているかを明らかにしたい。

先に述べたように、被説明変数は「転職志向」、「Uターン転職志向」、「Iターン転職志向」である。図表9は、大卒男性正社員のうちで「転職志向」や「U（I）ターン転職志向」をもつ人の割合を示している。少なくとも「いずれ転職したい」と考えている人は41.6%に上る。その一方でUターン転職志向の人は34.4%であるが、それでも3分の1を超える。その意味でUターン志向は強いように見えるが、「すぐにでもUターン転職したい」とする

比率は4.7%と、「現在転職したいと考えている」人の21.5%の4分の1以下に過ぎない。
Iターン転職についての希望は、Uターン転職よりもさらに少ない。



注: 凡例の()内はUもしくはIターン転職志向に適用される。「現在転職したいと考えており、転職活動をしている」と「転職志向の現在転職したいと考えているが、転職活動はしていない」の2つの区分は「現在転職したいと考えている」にまとめている。
サンプルサイズは901。

各転職志向をプロビット法で推定した結果が図表10にある(説明変数の詳細は付表参照)iv。以下ではまず、「転職志向」と「Uターン転職志向」を対比させながら見ていきたい。係数の推定結果からは、「転職志向」と「Uターン転職志向」には共通の規定要因がある一方で、異なる点も少なくないことが判明する。共通項としては「仕事の成果が把握しやすい」場合や「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない職場」で働いていると感じている方が「転職志向」や「Uターン転職志向」が共に強くなる。逆に、「自分が果たすべき役割が明確である」という設問に肯定的に回答している人は、両者とも弱くなる。成果の追及が強かったり、果たすべき役割が曖昧であったりする場合には、地域内移動(転職)および地域間移動(Uターン)を促進するという結論が得られた。

異なる点としては、第1に、職場や仕事の特性には、「Uターン転職志向」には影響しないが「転職志向」には影響する変数が数多くあることが挙げられる。「締め切りや納期にゆとりがない」「突発的な業務が生じることが頻繁にある」といった仕事特性や、「この職務にふさわしい技能(スキル)や能力を持っている」という自己評価は転職志向を強める。逆に、「成長実感がある」「前例やマニュアルに従う定型的な仕事が多い」「私の興味は今の職業(職種)と合っている」「私は一緒に働く人たちと上手くやっている」という場合には「転職志向」が低くなる。このように、成長感やスキルや人間関係などは「転職志向」を高める

が、「Uターン転職志向」とは関連していない。

図表10 転職志向・Uターン・Iターン転職志向の推定結果(Probit法)

	転職志向		Uターン転職志向		Iターン転職志向	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
入学前転入者	0.0187	(0.0394)	-0.119***	(0.0368)	-0.0579**	(0.0283)
対数年収	-0.0528	(0.0589)	-0.203***	(0.0553)	-0.0939**	(0.0428)
週労働時間	0.00110	(0.00186)	0.000287	(0.00176)	0.000102	(0.00127)
「働き方の密度が高い」	-0.0290	(0.0395)	0.00494	(0.0379)	-0.0233	(0.0291)
「成長実感あり」	-0.0757*	(0.0437)	-0.0572	(0.0399)	-0.0201	(0.0318)
「締切や納期にゆとりがない」	0.125***	(0.0424)	0.00889	(0.0401)	0.0144	(0.0318)
「突発的な業務が生じることが頻繁にある」	0.0831*	(0.0431)	0.0419	(0.0389)	-0.00790	(0.0316)
「仕事の成果が把握しやすい」	0.0878**	(0.0444)	0.0866**	(0.0422)	0.00738	(0.0317)
「自分が果たすべき役割が明確である」	-0.0870*	(0.0481)	-0.0770*	(0.0442)	-0.0174	(0.0331)
「ある専門領域に特化した仕事である」	-0.000746	(0.0415)	0.0209	(0.0383)	-0.0262	(0.0302)
「前例やマニュアルに従う定型の仕事が多い」	-0.108**	(0.0419)	-0.0186	(0.0406)	-0.0433	(0.0304)
「仕事の手順や進め方の自由度が高い」	0.000327	(0.0416)	-0.0240	(0.0383)	-0.00236	(0.0312)
「今の職場に自分の仕事を代わりにできる人がいる」	0.0647	(0.0409)	0.0123	(0.0373)	-0.0230	(0.0290)
「仲間と協力して進める仕事が多い」	0.0453	(0.0400)	-0.0143	(0.0367)	-0.00189	(0.0292)
「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない職場」	0.0803*	(0.0421)	0.0715*	(0.0394)	0.0329	(0.0316)
「無理をしても顧客からの要望に応える職場」	-0.0100	(0.0420)	-0.0121	(0.0392)	0.0302	(0.0316)
「私の興味は今の職業(職種)と合っている」	-0.125***	(0.0437)	-0.0451	(0.0419)	-0.0428	(0.0321)
「この職務にふさわしい技能(スキル)や能力を持っている」	0.101**	(0.0447)	0.0114	(0.0426)	-0.0109	(0.0341)
「私の個人的な価値観と会社の価値観や文化は合っている」	-0.0483	(0.0454)	0.0418	(0.0426)	0.0361	(0.0346)
「私は一緒に働く人たちと上手くやっている」	-0.0841*	(0.0473)	0.00789	(0.0424)	-0.0782**	(0.0353)
「私の性格と上司の性格は合っている」	-0.0369	(0.0446)	0.0266	(0.0426)	0.0323	(0.0330)
「私は社内で評価されている」	-0.0407	(0.0450)	-0.0328	(0.0415)	-0.00517	(0.0336)
父親大卒以上	-0.0320	(0.0411)	-0.0360	(0.0404)	0.0222	(0.0312)
母親大卒以上	0.0732	(0.0609)	0.000548	(0.0561)	0.00244	(0.0438)
中学3年時の成績(上位)	0.0352	(0.0488)	0.0907**	(0.0428)	-0.0161	(0.0359)
中学3年時の成績(下位)	0.0668	(0.0921)	0.178**	(0.0870)	-0.0462	(0.0521)
進学者が多い高校卒	0.0315	(0.0512)	0.00999	(0.0466)	-0.0380	(0.0394)
一般入試による大学入学	-0.00545	(0.0513)	-0.0479	(0.0472)	-0.00948	(0.0380)
理系	-0.0134	(0.0434)	0.0824**	(0.0401)	-0.0160	(0.0316)
大学院卒	-0.0675	(0.0493)	-0.0389	(0.0456)	-0.0260	(0.0349)
年齢	-0.00255	(0.00300)	-0.00295	(0.00279)	-0.000999	(0.00215)
勤続年数	-0.0106***	(0.00258)	-0.00132	(0.00241)	0.000116	(0.00180)
役職者	0.0362	(0.0452)	0.108***	(0.0419)	0.0267	(0.0344)
大企業(従業員数1,000人以上)	-0.0862**	(0.0394)	-0.0379	(0.0378)	-0.0167	(0.0292)
既婚	-0.00877	(0.0448)	-0.0523	(0.0427)	0.0223	(0.0332)
父(義父)あるいは母(義母)と同居	0.0135	(0.101)	-0.223***	(0.0555)	-0.0820	(0.0562)
Log pseudolikelihood	-513.28		-510.36		-402.14	
サンプルサイズ	896		901		891	

注: 東京圏以外の出身地サンプルに限定。これ以外の説明変数として出身地ダミーを導入している。

「」の説明変数は、肯定的な回答である場合に1、そうでない回答の場合に0をとるダミー変数。

説明変数の詳細については付表を参照。

()内は頑健標準誤差。

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

第2に、「転職志向」と「Uターン転職志向」の顕著な違いとして、大学入学前に転入してきた人々は大学卒業後に転入してきた人々に比べて「Uターン転職志向」が10%近くも低くなっていることが挙げられる。こうした傾向は「転職志向」には見られない。比較的早い段階で転入すると東京圏になじみやすかったり、友人等が多くできたりするからかもしれない。

もうひとつ興味深いのは、年収(対数)が「Uターン転職志向」のみで1%水準で有意にマイナスとなっている。「Uターン転職志向」は「転職志向」と異なって所得水準に敏感であり、1%の所得上昇は0.18%「Uターン転職志向」である確率を低下させる。この点は、以下のように解釈しうる。これまで明らかにしたように「転入者」は移動コストを負担しても高い所得を求めて東京圏に流入してきた人々である。そのような人々の中で高い所得を得ている人は、出身地に戻っても相応の所得を得ることは相当困難となる。逆に、Uターン

を考慮する人は、東京圏での所得水準が低いために、地方に戻っても所得面での大きなダメージを受けにくい人だと考えられる。

第3に、父母（あるいは義父母）と同居している人々は「Uターン転職志向」が低い。これも「転職志向」の推定結果にはなかった特徴である。おそらく、出身地に親がいないことの代理変数になっているものと思われる。Uターンをする理由として「親の面倒を見る」「親の仕事を引き継ぐ」ということがあれば、東京圏で親が同居している場合には「Uターン転職志向」は大きく低下するだろう。事実、この変数のインパクトは非常に大きく、親との同居はUターン志向の確率を20%以上も低下させる。

Iターンについても、大学入学前に転入してきた人々は大学卒業後に転入してきた人々に比べて「Iターン転職志向」が低くなる。また、所得の高い人ほど「Iターン転職志向」が低いことも「Uターン転職志向」と共通している。しかしながら、親との同居変数や成果関連変数は有意ではなくなった。

6. おわりに

本稿では、東京圏に転入してくる人々が得ている所得の規定要因を検討した。とくに、出身地も最終学校所在地も東京圏であった大卒男性（「定着者」と呼称した）と、そうでない大卒以上男性との年収格差に注目した。出身地が東京圏で最終学校所在地が非東京圏の人々を「Uターン者」、出身地が非東京圏で最終学校所在地が東京圏の人々を「入学前転入者」、出身地・最終学校所在地ともに非東京圏の人々を「卒業後転入者」と呼んで、そうした人々のタイプや年収などを「定着者」と比較した。主要な結果は以下のようにまとめられる。

- (1) 東京圏に転入した大卒以上の男性は、「定着者」に比べて中学3年時の成績の自己評価が高く、一般入試経験者で、大学の専攻分野は理系であり、大学院卒の人が相対的に多い。
- (2) 正社員である確率、大企業に勤務している確率、勤続年数、役職に就いている確率を分析したところ、概して「卒業後転入者」は「定着者」に比べて高い値となっている。また、卒業前の状況、なかでも中学3年時の成績はこれらの確率および勤続年数に強いインパクトを与えている。
- (3) 「定着者」と3つの区分の「転入者」との所得格差は大きく、しかも転入区分によって異なっている。「定着者」に比べて「Uターン者」は12.9%、「入学前転入者」は7.8%、「卒業後転入者」は15.0%所得が高い。ただし、対数年収の回帰式の説明変数に年齢や卒業前の状況を表す変数を導入することで、それぞれ9.3%、2.5%、8.7%まで低下する。これは、「転入者」が「定着者」に比べて中学3年時の成績の自己評価が高いなどといった属性の違いが、年収に反映しているからである。さらに、役職等をコントロ

ールすることで「卒業後転入者」の年収プレミアムはほとんど消失する。「卒業後転入者」が高い役職についていることが多いことが、年収プレミアムを生み出す大きな要因になっている。

- (4) 出身地および大学所在地の特徴を代理するいくつかの変数を説明変数に導入した上で、あらためて年収決定式を推定したところ、出身地の失業率が低かったり、給与水準が高かったり、出身地が遠隔地であったりする人は東京圏での年収が高い傾向にある。とくに出身地の失業率の影響は、推定式の定式化によらず頑健であった。一方で、大学所在地の影響としては、人口当たりの大学数が多い地域の大学卒業者は、東京圏転入後に高い給与水準を得ている傾向がある。
- (5) 大卒以上の女性については、男性とは異なり、「転入者」の所得は「定着者」よりも高くない。ただし、配偶者がいないサンプルに限定すれば、「卒業後転入者」が大卒男性と同等の大きい年収プレミアムを得ていた。理由としては、既婚女性の東京転入の理由として夫の転勤に伴うものが多く、本人の経済的な理由による移動が少ないことや、結婚や出産に伴うキャリアの断絶が生じるために、それまで「転入者」として得ていた「定着者」との所得格差を失っている可能性が考えられる。
- (6) 高卒男性でも、大卒男性と同様に「Uターン者」や「卒業後転入者」と「定着者」との間で大きな所得格差がある。「Uターン者」については年齢をコントロールすることで格差は消失するが、「卒業後転入者」の格差は持続する。ただし、企業規模を説明変数に導入することで大きく格差は縮減することから、「卒業後転入者」は「定着者」に比べて大企業に所属している傾向が強く、そのことが所得格差の大きな要因になっていることがわかる。地方の高卒者がより良い就職の機会を求めて東京圏に移動しているものと考えられる。
- (7) 大卒男性正社員の東京圏「転入者」サンプルを用いて出身地へのUターン転職志向の分析を行った。ここでは、出身地ダミーを導入することで、出身地域の特性はできるだけ除去した。Uターン転職志向のProbitモデルを推定したところ、成果を追求する職場で働いている人はUターンに積極的な傾向が見られた。その一方で、1%の所得上昇は約0.2%Uターン転職志向である確率を低下させていた。また、出身大学が東京圏にある人や現在親と同居している人のUターン志向は低かった。Iターンについては、Uターンと同様に、出身大学が東京圏にある場合や年収上昇がIターン転職の志向を弱めるが、Uターンとは異なり親との同居のマイナスの影響は生じない。

総じて、以上の分析結果は、東京圏が能力の高い人材に大きなチャンスを提供しており、非東京圏の人材が東京圏に流入している事実をあらためてあぶり出すものになっている。大卒男性では、中学時代の成績が良い人が東京圏の大学に入学し、そこで就職して相対的に高い収入を得ている。また、非東京圏の有力大学を卒業した人々も、東京圏で役職について高い報酬を得ている。高卒男性に対しても、東京圏は非東京圏の高校卒業者に対して規模の

大きな企業に就職するというメリットを提供している。男性のみならず、配偶者のいない女性に対しても、東京圏は転入者への経済的メリットを提供していた。そして、高い収入を得ている者ほど、平均的に見てUターン・Iターン志向は弱い。すなわち、東京圏転入で大きなメリットを受けた人材ほど、そのまま東京圏に定着しようとする傾向が強くなっていた。

本稿は、非東京圏からの転入者が東京圏で高い所得を得ていることそのものを問題としているわけではない。かりに非東京圏の雇用機会が大きく拡大するとともに所得水準が十分に高くなれば、わざわざ東京圏で就業する人はより高い補償所得を求めるので、東京圏への転入者の収入は上昇するであろう⁹。そうではなく、能力の高い人々にとっての活躍のチャンスが東京圏に集中してしまっており、非東京圏出身者にとって自らの能力を十分に生かそうとすると地域間移動が必要となる事実こそ重要であろう。

残された課題は多い。例えば、移動のタイミングと所得変化の関係は検討することができなかった。また、東京圏在住者に対する調査を用いたことから、出身地の人材分布の中でどのような人々が東京圏に流入したのかについての正確な測定はできなかった。これらの点は今後の課題としたい。

【参考文献】

石黒格・李永俊・杉浦裕晃・山口 恵子 (2012) 『「東京」に出る若者たち—仕事・社会関係・地域間格差』、ミネルヴァ書房。

江崎雄治 (2007) 「地方圏出身者のUターン移動」『人口問題研究』63-2、pp. 1-13。

太田聰一 (2007) 「労働市場の地域間格差と出身地による勤労所得への影響」、樋口美雄、瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズム III』所収、慶應義塾大学出版会、pp. 145-172。

戸田淳仁・太田聰一 (2009) 「都道府県間労働移動の再検証—『国勢調査』による粗フロー分析」、清家篤・駒村康平・山田篤裕編『労働経済学の新展開』第3章、慶應義塾大学出版会。

付表 図表10で用いた説明変数の作成法

説明変数	作成方法
「働き方の密度が高い」	「あなたの時間あたりの働きぶりをお聞きします。時間あたりで考えて、現在のあなたの働きかたの密度はどれくらいですか」に対して「これ以上は働けないほど働いている」「精一杯働いている」の場合に1、「少しはゆとりを持って働いている」「かなりゆとりを持って働いている」の場合に0をとる変数。
「成長実感あり」	「あなたは、現在の仕事を通じて、「成長している」という実感を、どの程度持っていますか」に対して「強く持っている」「持っている」場合に1、「どちらともいえない」「あまり持っていない」「持っていない」場合に0をとる変数。
「締切や納期にゆとりがない」 「突発的な業務が生じることが頻繁にある」 「仕事の成果が把握しやすい」 「自分が果たすべき役割が明確である」 「ある専門領域に特化した仕事である」 「前例やマニュアルに従う定型的な仕事が多い」 「仕事の手順や進め方の自由度が高い」 「今の職場に自分の仕事を代わりにできる人がいる」 「仲間と協力して進める仕事が多い」 「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない職場」 「無理をしても顧客からの要望に応える職場」	左記のそれぞれの項目について「全くその通りである」「どちらかといえばその通りである」の場合に1、「どちらともいえない」「どちらかといえばそうではない」「全くそうではない」の場合に0をとる変数。
「私の興味は今の職業(職種)と合っている」 「この職務にふさわしい技能(スキル)や能力を持っている」 「私の個人的な価値観と会社の価値観や文化は合っている」 「私は一緒に働く人たちと上手くやっている」 「私の性格と上司の性格は合っている」 「私は社内で評価されている」	左記のそれぞれの項目について「強くそう思う」「そう思う」場合に1、「どちらともいえない」「そう思わない」「全くそう思わない」場合に0をとる変数。

ⁱ Uターン移動の研究としては、例えば「第5回人口移動調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の結果を用いた江崎(2007)がある。ここでは4つの地方圏のUターン率の差異が調べられているが、地域間の差は小さいとしている。その一方、「村」出身者のUターン率が低いことが明らかにされている。

ⁱⁱ 正社員に限定するのは、非正社員と正社員との間で移動性向や仕事内容に大きな差があるのが通例であり、サンプルの同質性を高めた上で、仕事や職場の状況の影響を見ることが望ましいと考えたためである。

ⁱⁱⁱ UターンやIターンの設問は3段階であり、それをそのまま生かすことも可能であるが、「すぐにしたい」と「いつかはしたい」は時間的なズレを表している側面もあるため、ここでは単純に2値変数とした。3値変数にして順序プロビット等を行ってみたが、定性的な結果は大きく変わらない。

^{iv} 「Uターン転職志向」が「転職志向」のサブセットとなっている場合には、それぞれを別個に推定するよりも両者の関連性を取り込んだモデルを推定する方が望ましい。しかしながら、「転職するつもりはない」と回答した人の少なくない部分が将来的にUターン転職についての希望を表明しているという事実に鑑み、本稿では個別に推定することにした。

^v 3-4節の分析結果は、このようなロジックが成立しやすいことを示している。非東京圏の労働市場の改善は転入者の給与水準を向上させるが、東京圏への転入人数を抑制することを通じ

て、転入者に支払われる給与総額は減少するものと推測される。