

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

若年者の転職と社会ネットワーク：
社会ネットワークの効果に関する基礎的分析

Job Change and Social Network of Youth:
A Basic Analysis of the Effects of Social Network
on the Job Change and the Change in Income

石田賢示

(東北大学大学院／日本学術振興会)

Kenji ISHIDA

September 2013

No.70

若年者の転職と社会ネットワーク —社会ネットワークの効果に関する基礎的分析—

石田賢示（東北大学大学院／日本学術振興会）

本研究では、若年期の初期キャリアにおいて良い条件での転職機会が生じる要因を、とりわけ若年者の社会ネットワークに着目して検討する。JLPS では Wave1, Wave3, Wave5 の調査で「仕事の紹介を依頼したり、相談したり出来る相手」の有無を尋ねている。各時点での相談相手の有無が、1年後の転職および転職前後の所得変化にどのように影響するかを、記述統計やクロス集計を中心に検討する。

クロス表の分析の結果、転職に対しては家族・親族や仕事上の友人・知人が抑制的に作用し、学生時代の友人・知人が転職行動を導きやすい可能性が得られた。また、所得変化に関しても、学生時代の友人・知人に相談相手がいる者が転職した後には所得が上昇しやすい（少なくとも、減少が抑えられる）傾向がみられた。しかし、多変量解析によって検討した結果、これらの傾向は支持されなかった。今後は、社会ネットワーク変数に関する交互作用項の検討、分析手法の精緻化を通じて、より詳細で正確な知見を得る手続きを経る必要がある。

【付記】

本研究は、科学研究費補助金基盤研究 (S) (18103003, 22223005) の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。記して感謝の意を表したい。

1. 問題の所在

本稿の目的は、若年初期キャリアにおいてステップアップとなるような転職が生じる要因を、特に若年者の社会ネットワークに着目して検討することである。本節では、近年の若年者転職の背景について述べる。

近年、特に若年層におけるキャリアの流動化が指摘されており、それは若年転職率の上昇に反映されている。表1は就業構造基本調査での20歳～39歳までの男女の転職率を示したものである。男女共に、年齢層別にみると20代は30代よりも転職率が高い。しかし、どの年齢層でも最近になるにつれて転職率がほぼ単調に上昇していることがわかる。

表1 転職者比率の推移¹

	20歳～24歳	25歳～29歳	30歳～34歳	35歳～39歳
	男性(%)			
1987年	10.5	6.3	4.4	3.4
1997年	9.1	6.6	4.6	3.1
2007年	11.5	8.9	5.8	4.4
	女性(%)			
1987年	9.8	8.1	5.6	5.4
1997年	11.2	8.9	6.8	6.2
2007年	13.3	12.1	9	8

また若年者の転職希望率も高まっている。表2は同じく就業構造基本調査で尋ねられている転職希望率であるが、比率の変化は転職率のそれと類似している。就業構造基本調査では「あなたはこの仕事を今後も続けますか」と尋ねられ、転職希望者は「ほかの仕事に変わりたい」を選択した者だと定義されている。実際に転職するか、あるいはできるかは別にして、少なくとも潜在的には良い機会があれば転職したいと考える若年層が一定程度存在すると考えられるだろう。

表2 転職希望率の推移²

	20歳～24歳	25歳～29歳	30歳～34歳	35歳～39歳
	男性(%)			
1987年	19.6	13.1	11.1	9.1
1997年	20.8	17	13.3	10.6
2007年	23	19.5	16.1	13.3
	女性(%)			
1987年	19.2	15.2	13.4	12.7
1997年	22	18.3	16.2	14
2007年	22.7	20.6	17.2	15.4

¹ 就業構造基本調査より筆者作成。

² 就業構造基本調査より筆者作成。

転職を望む若年者はなぜ転職したいと考えるのだろうか。2007年の就業構造基本調査の結果から、20歳から39歳までの転職希望者について、転職希望理由に関する質問をグラフで表現したものが図1である。男女ともに「収入が少ない」という理由が最多であり、賃金・所得に対する不満が転職行動発生の主たる要因であると考えられる。そのため、転職前後での収入変化は転職の良し悪しを評価する主要な基準となりうる。

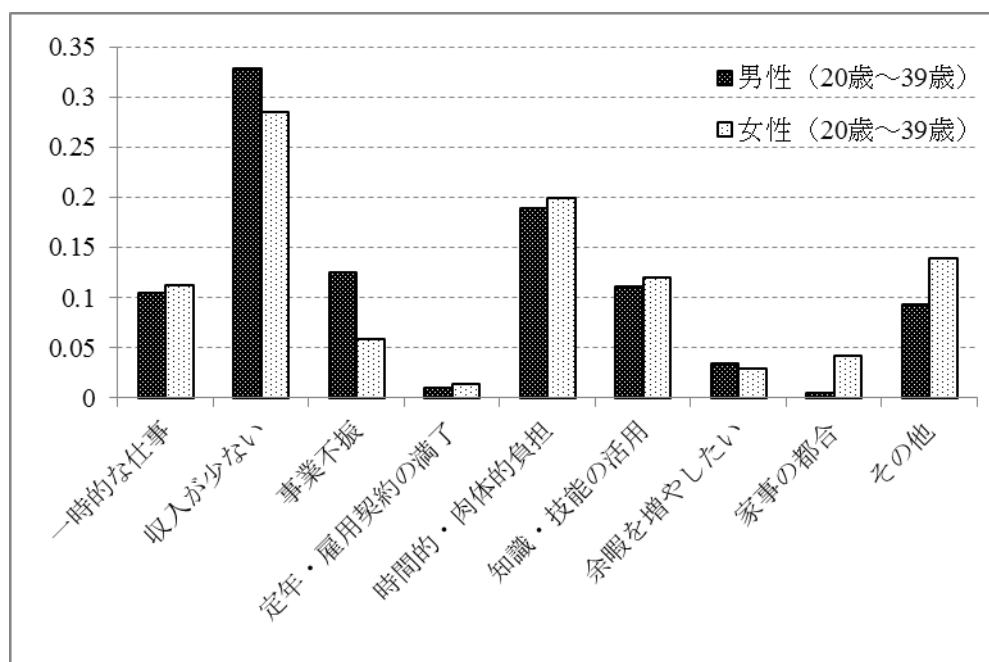


図1 転職希望理由

では、転職は賃金・所得の上昇あるいはそれに関連する形でのキャリア移動につながるのだろうか。転職者と非転職者の比較という視点からは、転職はキャリア移動にネガティブな結果もたらすと報告するものが多い。これまでの社会調査データの分析からは、所得関数に対する影響としては、転職は所得低下につながりやすいという報告がなされている (矢野 1998; Light & McGarry 1998; Fuller 2008)。雇用慣行と賃金構造の連関が背景では作用していると考えられる。いわゆる年功制賃金体系が強く機能するセクターでは転職率が低いという比較研究もなされている (Mincer & Higuchi 1988)。

一方で、転職経験それ自体が所得に直接影響を与えるわけではなく、転職によってどのような職に就くかが重要であるという分析結果がある (吉田 2011)。また、時間不変の個人間の異質性をコントロールすることで、転職のネガティブな効果が消滅するという実証研究がある (Light & McGarry 1998)。同様の問題関心から、前職の離職理由を個人間の異質性の代理指標として用いることで転職の負の効果は主に非自発的な転職によって引き起こされていることが報告されている (大橋・中村 2002)。以上の点について、離職理由

と観察されない個人間の異質性を同時に考慮した研究でも同じ結果が得られている (Fuller 2008)。

転職に伴う賃金変化の研究は、主として経済学において蓄積されてきた。それは、転職によってそれまで蓄積されてきた企業特種的な人的資本が喪失することの影響を評価しようという問題関心が背後に存在しているからである。しかし転職者の中でも状況によっては、仮に転職しないことを想定したときの潜在的な結果よりも、転職によってよりよい条件の仕事を得る機会がある、ということが近年の実証研究の示唆するところであろう。それでは、そのような機会がいかなるメカニズムで分配されているのか。この点について経済学ではやはり人的資本論の立場から説明がなされる。基本的には、企業特種的な人的資本の喪失量が小さいほど転職のベネフィットが大きくなる (少なくとも賃金低下しない) という論理である。

上記の説明では、求職者個人が自由に職探しをできるという前提が存在する。しかし、現実には職探しの場面では求人情報の獲得や仕事の紹介に関する機会について様々な制約がある。そして、その制約が個人間での職探しの機会の格差を生じさせると考え、そのような制約としてどのようなものが考えられるのかを問うのが社会学的なアプローチであるといえよう。本研究の意義は、転職の経済学的研究では半ば自明とされる職探しの機会構造がいかなるものであるのかを、部分的にはあるが社会的に明らかにすることである。本稿では、転職に関する社会学的研究においてこれまで注目されてきた社会ネットワークの影響について焦点を当てる。その際、社会ネットワークが作用する背景で考えられる 3 つの理論的立場にもとづき仮説を構築し、それらの実証分析を行う。

2. 転職時における社会ネットワークの影響

(1) 職探しと社会ネットワークの関係

本稿の分析では、とりわけ若年者を取り巻く社会ネットワークに着目する。近年はインターネットなどの普及によって、様々な情報を容易に獲得できるようになった。そのため、個人的な人間関係がそれほど重要ではないと考えることもできる。

しかし、仕事に関する情報には外延的なものと集約的なものがある (Rees 1966)。外延的情報とは賃金、会社規模などに代表されるような属性の情報であり、比較的容易に知ることができる。一方集約的情報は、職場の雰囲気や具体的な職務内容など、組織の中に入らなければ分からないような情報である。

社会ネットワークは、とりわけ集約的情報の面において重要である。雑誌や広告、インターネットなどを利用すれば、外延的な情報は手に入れやすいが、集約的な情報まではわからない。また、雇用者の側からすれば、採用の際に応募者がどのような人物なのかにつ

いて詳細に知りたい場合、応募者の知り合いなどから情報を得ることがコストのかからない方法である。そのため、社会ネットワークは求職活動において重要な資源となるのである。

転職時に社会ネットワーク（個人を取り巻く人間関係構造）が影響するということを実証的に検討した古典的研究は、グラノヴェッターによるアメリカの専門・技術・管理職の転職に関する研究である（Granovetter 1995=1998）。グラノヴェッターは、積極的な求職活動を行わずに賃金などの労働条件が良い仕事に転職している者の存在に着目し、そのような転職者の多くが個人的な人間関係を通じて仕事を得ていることを明らかにした。また、その際に用いられる人間関係は、日常的に接触するような親しい相手ではなく、接触頻度の低い知人であることを発見した。グラノヴェッターはこの点について、接触頻度の低い知人は、転職に際して異なる交際圏同士をつなぐ橋渡し機能を果たしているのだと論じた。

彼は労働市場における社会的な要因の影響を明らかにすることで、転職の社会学的理論を提唱した。また、様々な援助は親しい相手からもたらされるという常識とは異なる結果は、社会ネットワーク研究におけるブレイクスルーとなった。彼の分析枠組みは「弱い紐帯の強さ」仮説（Granovetter 1973）として、多くの追試的検証が重ねられている。

先行研究では、社会ネットワークがキャリア移動や地位達成にどのように影響するのかについて、様々な結果が報告されている。入職経路に着目した分析の多くは、「友人・知人による仕事の紹介」を弱い紐帯の代理指標とみなしている。しかし、多くの分析ではよりよい条件の転職機会にはつながらないという結果が報告されている（佐藤 1998; 蔡・守島 2002; Mouw 2003; Franzen & Hangartner 2006; 石田 2009）。また、紐帯の強さを接触頻度によって測定した日本の実証研究では、普段よく連絡を取り合う人物から得た情報が転職後の労働条件に影響していることから、強い紐帯がより重要であるという結果も報告されている（渡辺 1991）。

(2) 本研究の検討課題

本稿では上述の問題関心、分析枠組み、そして先行研究の知見にもとづきながら、若年層をターゲットとする調査データの分析を通じ、転職と社会ネットワークの関係を検討する。先に挙げた先行研究群では社会ネットワークの効果が観察されないか、あるいは予測とは異なる結果が報告されていた。しかし、これらの結果はキャリアがある程度安定する40代以降の人々も含まれるサンプルから得られた知見である³。より移動が生じやすい若年・早期青年期においては人的資本の蓄積も相対的に乏しく、周囲の人間関係から得られ

³ この点は就業構造基本調査の転職率からも分かることである。加えて、1970年代に行われた調査研究からも、30代後半以降定年を迎えるあたりまでは転職が少なくなり、キャリアの安定期に入ると整理されている（雇用促進事業団職業研究所編 1979）。

るサポートの影響力がより大きい可能性も考えられる。本来ならば同一のデータを用いてコーホート間比較等を行うべきであるかもしれないが、以下で分析するデータは若年層が母集団となっている。したがって、若年層において社会ネットワークの影響がより鮮明に現れるか否かについては、先行研究の知見との比較をすることとどめたい。

3. データと変数・方法

分析に用いるデータは、東京大学社会科学研究所・パネル調査プロジェクトが実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(以下 JLPS) の若年パネル調査、および壮年パネル調査データである。対象者は 2007 年調査時 (Wave1) に 20 歳から 40 歳までの、日本在住の男女である⁴。分析では、Wave1 から Wave6 までの情報を用いている。

キーとなる説明変数は社会ネットワークである。ここでの分析では、Wave1, Wave3, Wave5 で尋ねられている「仕事を紹介してもらうこと」を相談したり頼んだりする相手の有無に関する質問を用いる。分析では 3 種類のネットワーク変数を用いる。1 つ目は親、配偶者または恋人、兄弟姉妹、その他の親戚をまとめて「家族・親族」、2 つ目は「仕事関係の友人・知人」、3 つ目は「学生時代の友人・知人」である。家族・親族については上記の相手が選択されていれば 1、そうでなければ 0 を割り当て、仕事関係、学生時代の友人・知人についてはそれぞれが選択されていれば 1、そうでなければ 0 を割り当てている。

本稿では、2 つの従属変数について分析する。1 つは 1 年間での転職経験の有無、もう 1 つは転職経験者に関する 1 年間での個人所得の変化である。転職経験については、ウェーブ間で勤め先の変化があった場合は転職が発生したとみなしている。個人所得については、臨時収入や副収入を含める形で 13 の収入カテゴリからなる変数に、各カテゴリの中間の値を割り当てた⁵。ここでは、1 期前の社会ネットワーク資源の状態が、1 期後に転職しているかに影響するかを検討することとなる。

⁴ 若年、壮年パネル調査は 2007 年に日本全国に居住する 20~34 歳、および 35~40 歳の男女を母集団として、郵送配布、訪問回収により行われた調査である。第 1 回調査 (Wave1) は 2007 年 1~3 月にかけて実施され、その後毎年同時期に追跡調査が行われている。なお、第 5 回調査 (Wave5) では Wave1 からの対象者に加えて、2011 年に 24~38、39~44 歳の男女を新規サンプルとして郵送法による調査を行っている。なお、Wave1 での有効回収率は若年、壮年パネルそれぞれ 34.5%、40.4%である。Wave5 で行われた補充調査対象者に関する有効回収率は 32.1%である。

⁵ JLPS では具体的な給与と所得の質問もなされているが、Wave2 以降で尋ねられている。そのため Wave1 から Wave2 にかけての所得変化を分析に加えることはできない。分析に用いるサンプルサイズを確保することを優先し、今回はプリコードでの個人所得質問を用いることとした。

ちなみに、既述の通り社会ネットワークに関する質問は Wave1, Wave3, Wave5 でのみ尋ねられている。そのため、従属変数については Wave1 から Wave2, Wave3 から Wave4, そして Wave5 から Wave6 にかけての個人収入変化を分析することになる。

以下の分析では、最初に記述統計、クロス集計といった基本的な集計によって社会ネットワークと転職行動、および転職前後での収入変化について検討する。その上で、他の共変量も用いた上で簡単な多変量解析を行う。転職行動に関しては二項ロジット分析、収入変化については転職者にサンプルを限定した上で通常の重回帰分析を行う。その際、分析に用いるすべてのケースを1つのデータセットとして分析を行うため、1人の個人に関して複数の観察値が得られることになる。このようなデータのネスト構造を考慮するため、本稿の分析ではネスト構造を考慮したロバスト標準誤差を用いる⁶。

表 3 基本統計量

	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
転職経験	0.07	0.26	0	1	0.13	0.33	0	1
家族・親族	0.19	0.39	0	1	0.20	0.40	0	1
仕事上の友人・知人	0.37	0.48	0	1	0.28	0.45	0	1
学生時代の友人・知人	0.17	0.37	0	1	0.15	0.36	0	1
年齢	34.50	5.56	21	45	34.28	6.20	21	45
職種 (ref:管理・事務)								
専門・技術ダミー	0.22	0.41	0	1	0.26	0.44	0	1
販売・サービスダミー	0.28	0.45	0	1	0.23	0.42	0	1
生産工程・労務ダミー	0.30	0.46	0	1	0.11	0.31	0	1
農業ダミー	0.01	0.11	0	1	0.01	0.08	0	1
従業先規模 (ref:30-299名)								
1-29名ダミー	0.28	0.45	0	1	0.27	0.44	0	1
300名以上・官公庁ダミー	0.44	0.50	0	1	0.34	0.47	0	1
従業先規模不明ダミー	0.04	0.19	0	1	0.12	0.33	0	1
働き方 (ref:正規雇用)								
非正規ダミー	0.11	0.31	0	1	0.43	0.50	0	1
自営・家族従業・内職ダミー	0.08	0.28	0	1	0.06	0.23	0	1
有配偶ダミー	0.57	0.50	0	1	0.48	0.50	0	1
学歴 (ref:高卒)								
中卒ダミー	0.02	0.12	0	1	0.01	0.08	0	1
専門学校・専修学校卒ダミー	0.17	0.38	0	1	0.22	0.41	0	1
短大・高専卒ダミー	0.04	0.20	0	1	0.22	0.41	0	1
大卒以上ダミー	0.47	0.50	0	1	0.28	0.45	0	1
月あたり労働時間変化 調査時 (ref:W1->W2)	0.36	46.59	-380	290	1.55	35.63	-300	260
W3->W4ダミー	0.30	0.46	0	1	0.32	0.47	0	1
W5->W6ダミー	0.37	0.48	0	1	0.40	0.49	0	1
観察数	3856				3320			
個人数	1964				1812			

多変量解析において用いる統制変数は以下の通りである。転職経験に関する分析では年齢、婚姻状態（既婚ダミー）、従業上の地位（正規雇用を基準とした非正規雇用・自営ダミ

⁶ 本研究では転職行動とその後の収入変化を別個のモデルによって分析している。このような手続きは正しくなく、とりわけ収入変化の分析についてはそれに先立つ転職行動の影響を適切に処理する必要がある。モデルとしてはサンプルセレクションモデルなどを用いるべきであるが、本稿ではひとまず基本的な関係をとらえることを主眼に置いているため、これらの問題は今後解決することとしたい。

一), 職種 (管理職・事務職を基準とした専門・技術, 販売・サービス, 生産工程・労務, 農業のダミー変数), 学歴 (高卒を基準とした中卒, 専門卒, 短大・高専卒, 大卒以上のダミー変数), そして調査年ダミー (2007 年を基準とした 2009 年, 2011 年ダミー) を用いる。転職前後での個人収入変化については, これらに加えて 1 か月あたり労働時間の変化を用いる。以上の諸変数に関する記述統計を表 3 に示す⁷。

4. 分析結果

(1) 記述統計・クロス集計による分析

a. 転職行動と社会ネットワークの関係

表 4 転職経験割合

	W1→W2		W3→W4		W5→W6	
	転職割合 (%)	N	転職割合 (%)	N	転職割合 (%)	N
	男性					
1981-86生	23.66	224	26.39	216	15.49	284
1976-80生	15.65	345	14.23	260	11.45	332
1971-75生	9.07	540	10.8	435	8.7	494
1966-70生	3.8	526	6.82	425	5.64	514
全体	10.76	1635	12.72	1336	9.48	1624
	女性					
1981-86生	29.2	274	31.63	294	24.86	366
1976-80生	19.18	318	20.47	298	26.36	349
1971-75生	15.18	336	24.93	349	20.75	424
1966-70生	12.86	451	18.08	448	17.29	590
全体	18.13	1379	23.18	1389	21.57	1729

まず, 1 年間での転職経験割合に関する基礎的な分析を行う。表 4 は, 各ウェーブ間での転職経験割合を性別・出生コーホート別に算出した結果である。男女共に, 若い出生コーホートほどほぼ単調に転職経験割合の大きいことが読み取れる。この点は表 1 で示した就業構造基本調査の集計結果とほぼ同様の結果といえるだろう。ただし, 就業構造基本調査や労働力調査といった他の公的統計の集計結果に比べて, 転職率がやや大きいことには留意が必要かもしれない。

調査時点の間では, Wave3 から Wave4 (2009 年から 2010 年) にかけての転職割合がその他の時点に比べて大きい。また, 男性の 1981 年 - 86 年生まれコーホートについては,

⁷ なお, 多変量解析を行う前の基礎分析では表 3 に示すような完全回答ケースだけでなく, 集計に用いた変数について情報が得られるすべてのケースを用いている。そのため, 従属変数や説明変数の比率や平均値が表 3 のものとは異なる。

Wave5 から Wave6 にかけて転職経験割合について、その前よりも 10 ポイント以上減少している⁸。

続いて、表 5 は「仕事の紹介を相談・依頼できる」相手として家族・親族、仕事上の友人、学校時代の友人・知人がいると回答した者の割合をウェーブ毎に集計したものである。男女ともに、仕事の紹介を相談・依頼できる相手として仕事上の友人・知人を挙げている者の割合が最も大きく、これは時点を通じて共通である。そして、全体的には学校時代の友人・知人に相談相手がいるという者の割合が最も小さい。

男女間では、女性のほうが家族・親族を挙げる者の割合が大きい。一方、男性のほうが仕事上、および学校時代の友人・知人を挙げる者の割合が大きい。このことは、若干ではあるが女性に比べて男性のほうが非親族ネットワークを利用しやすいということを意味している。

表 5 仕事の紹介を依頼・相談できる相手の有無

	W1	W3	W5
	男性		
家族・親族	18.6%	20.4%	19.2%
仕事上の友人・知人	31.4%	34.7%	33.9%
学校時代の友人・知人	20.9%	16.9%	16.2%
N	2365	1681	1923
	女性		
家族・親族	23.4%	22.3%	22.4%
仕事上の友人・知人	25.2%	26.1%	24.0%
学校時代の友人・知人	16.8%	14.8%	14.5%
N	2435	1926	2357

表 6 仕事の紹介を相談できる相手の有無と転職行動のオッズ比

	W1→W2転職	W3→W4転職	W5→W6転職
	男性		
家族・親族	1.2	0.8	0.7
仕事関係の友人・知人	0.6	0.8	0.9
学生時代の友人・知人	1.3	1.2	0.8
	女性		
家族・親族	0.7	0.8	1.1
仕事関係の友人・知人	0.9	0.7	0.8
学生時代の友人・知人	1.8	1.0	0.9

⁸ ちなみに、労働力調査の年齢階級別での年平均転職者比率の増減をみると、平成 23 年、平成 24 年の 15～24 歳、25～34 歳男性の転職者比率はともにほとんど変化していない。したがって、データ上の転職者割合の変化が母集団レベルでの変化を反映しているというよりは、対象者の何らかの特性を反映している可能性が考えられる。しかし、本稿ではこの点について結論を下せるだけのデータ分析を行わないので、断定的な議論はできない。

表 6 は、それぞれの相談相手の有無と転職行動の有無をクロスさせた際のオッズ比をとったものである。表 5 では仕事上の友人・知人を挙げる者の割合が最も高かったが、転職行動の有無に関するオッズ比は男女共に全ての時点で 1 を下回っている。仕事を探す上では仕事関係の友人・知人が最も相談しやすいものの、その結果新しい仕事得るということにはつながりにくいということを意味している。転職は新たな勤め先に移ることをここでは意味しているので、現時点での仕事に関する人間関係では異質で新しい情報や機会を得にくいのかかもしれない。その意味で、職探しにおいては仕事関係の友人・知人のネットワークはより「強い紐帯」に近い可能性がある⁹。

一方学生時代の友人・知人は、一部異なるものの男女ともに 3 つの間柄の中では最もオッズ比の値が高い。特に女性の Wave1 から Wave2 にかけての転職では、Wave1 時点で学生時代の友人・知人に相談相手がいると回答した者は、そうでない者に比べて 1.8 倍の傾向で転職しやすい（男性の場合は 1.3 倍）。

家族・親族については、男女間でやや異なる結果が得られている。男性の場合、学生時代の友人・知人と仕事関係の友人・知人の間に位置づけることができる。女性の場合は、仕事関係の友人・知人と同程度に転職に対しては抑制的な影響を持つといえるかもしれない。

以上の基礎的分析からは、学生時代の友人・知人のなかに仕事の紹介を相談できる相手がいる者は、転職しやすいという傾向がみられた。それに対して、家族・親族や仕事上の人間関係のなかでそのような相手がいても、若年者の転職行動とはあまり関連しないといえる。

b. 転職前後の収入変化と社会ネットワークの関係

次に、転職者に限定して転職前後の収入変化を検討する。表 7 は 1 年間での個人所得変化を転職の有無別に示したものである。男女共に、転職者の所得上昇は非転職者のそれに比べて小さいか、あるいは負の値をとっている。単純集計の段階では、大方の先行研究の指摘通り転職は所得に対してポジティブには作用しにくいことを示唆している。ウェーブ間の違いでは、男性については 2009 年から 2010 年にかけては全体的に所得が減少しており、その程度は転職者においてより大きくなっている¹⁰。

表 8 は、転職者にサンプルを限定し、それぞれの相談相手がいる者といない者の間で個人所得変化を集計したものである。男性についてみると、家族・親族に相談相手がいる場

⁹ もちろん、この点は得られた結果から推論しているに過ぎない。これは、以下の家族・親族と学生時代の友人・知人に関する解釈でも同様である。

¹⁰ この時期は、2008 年に起きたリーマン・ショックの余波を受けている時期かもしれないが、本稿ではこれ以上の分析は行わない。

合、いない場合よりも所得上昇の度合いが小さい。仕事関係の友人・知人については曖昧な結果で、Wave1 から Wave2, および Wave3 から Wave4 にかけての所得変化に関しては相談相手がいるほうが所得上昇に寄与している。しかし、Wave5 から Wave6 にかけては逆の結果となっている。学生時代の友人・知人に関しては、どの時点でも相談相手がいる場合のほうが、いない場合よりも所得上昇に寄与しているといえる。

表 7 1年間での収入変化

所得変化	転職者		非転職者	
男性				
W1->W2	11.5 (199.3)	N=133	21.2 (146.3)	N=1318
W3->W4	-30.0 (162.6)	N=124	-1.6 (126.6)	N=1027
W5->W6	10.8 (113.2)	N=125	13.6 (126.1)	N=1316
女性				
W1->W2	-3.4 (105.2)	N=186	20.7 (121.4)	N=1001
W3->W4	-9.8 (105.9)	N=220	5.0 (75.9)	N=921
W5->W6	-14.5 (96.7)	N=287	7.1 (81.7)	N=1213
数値は平均値。括弧内は標準偏差				

女性サンプルについては、男性よりも転職後の所得変化がマイナスになりやすい。その中で、家族・親族や仕事関係の友人・知人で仕事の紹介を相談できる者がいると回答している場合、いない場合よりも所得の減少分が大きい。一方、学生時代の友人・知人については男性の場合と同様に、相談相手がいる場合のほうが所得上昇に寄与しやすい（正確に言えば、減少の度合いが小さい）。

以上の基礎分析からは、転職は所得の減少につながる可能性があるものの、学生時代の友人・知人のネットワークは転職前後での所得上昇に、少なくとも所得の減少を抑えることに寄与している可能性が見出された。一方、家族・親族や仕事関係の友人・知人は所得上昇に対して寄与しない傾向がみられた。そして、これらの傾向は男女共に大きく変わらない。

表 8 相談相手の有無と所得変化の関係

	男性				女性			
	家族・親族							
	いない	N	いる	N	いない	N	いる	N
W1→W2	13.10 (21.32)	105	5.36 (19.30)	28	-2.10 (9.02)	155	-9.68 (10.54)	31
W3→W4	-32.55 (15.99)	106	5.88 (31.25)	17	-9.70 (7.79)	183	-10.42 (18.51)	36
W5→W6	13.68 (11.20)	106	-5.26 (23.30)	19	-11.09 (6.33)	230	-28.51 (13.10)	57
仕事関係の友人・知人								
	いない	N	いる	N	いない	N	いる	N
W1→W2	-15.05 (10.26)	98	85.71 (57.85)	35	-1.47 (6.30)	136	-8.50 (23.20)	50
W3→W4	-40.00 (17.63)	50	-12.21 (26.50)	43	-9.73 (7.75)	167	-8.17 (17.15)	52
W5→W6	14.87 (12.97)	79	3.80 (16.26)	46	-15.25 (6.01)	223	-12.11 (14.82)	64
学生時代の友人・知人								
	いない	N	いる	N	いない	N	いる	N
W1→W2	7.38 (21.27)	105	26.79 (19.83)	28	-5.85 (9.09)	141	4.44 (14.48)	45
W3→W4	-27.81 (17.01)	98	-25.00 (25.29)	25	-10.08 (7.95)	191	-7.76 (14.15)	29
W5→W6	8.10 (10.41)	108	27.94 (34.82)	17	-15.22 (6.25)	248	-10.26 (13.68)	39

(2)多変量解析

以上の結果は他の要因の影響を考慮せずに得られたものである。以下では、多変量解析の手法により社会ネットワーク変数の影響を検討する。

a. 転職行動と社会ネットワークの関係

表 9 は、転職経験の有無に関する二項ロジスティック回帰分析の結果である。推定は、男女別に行なっている。

男性の推定結果をみると、社会ネットワーク変数の係数はどれも有意ではない。基礎的分析でも、オッズ比は 1 前後の値であった。仕事の紹介について相談できる相手の有無が転職機会に影響するとはいえないという結果は、多変量解析を通じても得られたということになる。一方女性については、学生時代の友人・知人の効果が正に有意であり、相談相手がない場合に比べている場合は 1.4 倍転職しやすい傾向がある。その他、サービスの職業や非正規雇用であると転職しやすく、大企業では転職しにくいといった結果は、従来の研究で報告されている結果とほぼ同様である。

表 9 転職行動に関するロジット分析の結果

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
家族・親族	-0.122	0.170	-0.239	0.147
仕事上の友人・知人	0.198	0.140	-0.137	0.130
学生時代の友人・知人	-0.111	0.172	0.350 *	0.145
年齢	-0.081 ***	0.013	-0.041 ***	0.011
専門・技術ダミー	0.098	0.232	0.376 *	0.158
販売・サービスダミー	0.489 *	0.205	0.266 †	0.158
生産工程・労務ダミー	-0.022	0.216	0.195	0.186
農業ダミー	0.049	0.657	0.272	0.565
1-29名ダミー	0.201	0.170	0.252 †	0.152
300名以上・官公庁ダミー	-0.762 ***	0.164	-0.210	0.147
従業先規模不明ダミー	0.239	0.252	0.161	0.170
非正規ダミー	1.374 ***	0.171	1.336 ***	0.136
自営・家族従業・内職ダミー	-0.341	0.281	0.705 *	0.296
有配偶ダミー	0.009	0.153	-0.317 *	0.135
中卒ダミー	0.239	0.539	0.543	0.558
専門学校・専修学校卒ダミー	0.212	0.198	0.002	0.176
短大・高専卒ダミー	0.408	0.265	0.005	0.169
大卒以上ダミー	-0.022	0.170	0.228	0.160
W3->W4ダミー	0.206	0.158	-0.032	0.133
W5->W6ダミー	-0.015	0.162	-0.205	0.134
定数項	-0.206	0.470	-1.327 **	0.397
観察数	3856		3320	
個人数	1964		1812	
擬似-2LL	1813.505		2333.473	
*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$				
標準誤差はネスト構造を考慮したロバスト標準誤差				

b. 転職前後の収入変化と社会ネットワークの関係

次に、表 10 は転職者に限定して転職前後の個人所得変化について重回帰分析を行った結果である（係数の値は非標準化係数）。学生時代の友人・知人の相談相手が所得変化に対してプラスに影響しているように表 8 の結果からは読み取れたが、多変量解析の結果統計的に有意な結果はみられなかった。その他の変数では、男性については年齢の係数がマイナスであるので、若い時期での転職は所得減少につながりにくいことを意味している。

以上の分析結果からは、社会ネットワークが転職行動やその結果としての所得変化に影響するとはいえないことが導き出されたといえよう。それよりは、他の属性に関する変数のほうが転職に影響しやすいといえる。

表 10 転職前後の収入変化に関する OLS 推定

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
家族・親族	5.605	22.150	-13.352	10.849
仕事上の友人・知人	16.623	18.534	16.773	14.041
学生時代の友人・知人	-32.660	23.486	7.399	13.541
年齢	-4.961 **	1.639	1.441 †	0.845
専門・技術ダミー	11.875	30.259	3.859	15.897
販売・サービスダミー	6.333	26.854	0.482	13.390
生産工程・労務ダミー	-17.009	30.034	8.858	13.611
農業ダミー	-34.572	69.744	-53.790 †	29.754
1-29名ダミー	21.649	20.339	-2.391	11.072
300名以上・官公庁ダミー	-31.392	21.996	-29.026 *	14.350
従業先規模不明ダミー	-2.511	25.576	-13.791	12.180
非正規ダミー	4.046	17.092	23.299	15.346
自営・家族従業・内職ダミー	46.624	40.562	0.829	18.576
有配偶ダミー	12.253	17.563	-8.638	12.484
中卒ダミー	20.964	32.822	-8.322	15.329
専門学校・専修学校卒ダミー	-19.743	22.969	-17.211	13.728
短大・高専卒ダミー	-38.370	33.968	4.616	11.528
大卒以上ダミー	8.090	24.594	-7.832	14.927
月あたり労働時間変化	0.182	0.155	0.144	0.097
W3->W4ダミー	-27.536	21.574	-1.123	11.946
W5->W6ダミー	29.007	18.515	-13.960	12.080
定数項	143.969 *	59.132	-43.391	31.049
観察数	253		372	
個人数	225		332	
F値	1.79*	F(21, 224)	2.09**	F(21, 331)
R ²	0.120		0.074	
*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$				
標準誤差はネスト構造を考慮したロバスト標準誤差				

5. まとめ

以上の基礎的分析と多変量解析の結果からは、若年層の転職において社会ネットワークが重要な要因となっている、ということはいえないということが示唆される。用いているデータ、変数は違うものの、この結果は先行研究群の知見と大きく変わらない。

ただし、社会ネットワークが転職に影響しない、と結論を下すには本稿の基礎的分析では不十分である。第一に、本稿の分析で仮定されているのはどのような層・集団でも社会

ネットワークの効果が同じであるということには留意が必要である。個人属性によって社会ネットワークが異なる影響を示す可能性は十分に有り得る。キャリア移動や地位達成の研究において社会ネットワークに着目する立場でも、ネットワークの交互作用効果を検討するものが多い¹¹。この点については、今後さらに分析を精緻化させる必要がある。

第二に、これはデータの制約であるため解決は難しいことであるが、測定の問題も挙げられる。間柄という側面から仕事の紹介を相談できる相手を尋ねる質問が、社会ネットワーク論におけるどのような概念を意味しているのかについては慎重にならなければならない。

第三に、分析手法の問題である。先行研究も含め、これまでの知見はほとんど転職者に限定したサンプルの計量分析によって見出されてきた。しかし、先にも述べたとおり転職結果に対する社会ネットワークの影響を適切に評価するためには、それに先立つ転職経験の有無というセレクションの問題を処理しなければならない。本稿でもこの点は全く考慮せずに分析を行ったが、より正確な推定結果を得るためにはモデルの改善は必須と言えるだろう。

参考文献・引用文献

- 蔡苙錫・守島基博, 2002, 「転職理由と経路, 転職結果」『日本労働研究雑誌』 506: 38-49.
- Chua, Vincent, 2011, “Social Networks and Labour Market Outcomes in a Meritocracy” *Social Networks*, 33(1): 1-11.
- Franzen, Axel and Hangartner, Dominik, 2006, “Social Networks and Labour Market Outcomes: The Non-Monetary Benefits of Social Capital” *European Sociological Review*, 22(4): 353-368.
- Fuller, Sylvia, 2008 “Job Mobility and Wage Trajectories for Men and Women in the United States” *American Sociological Review*, 73: 158-83.
- Granovetter, Mark, 1995, *Getting a Job: A Study of Contacts and Career 2nd Edition*, Chicago: University of Chicago Press (= 渡辺深訳, 1998, 『転職—ネットワークとキャリアの研究』, ミネルヴァ書房) .
- , 1973, “The Strength of Weak Ties” *The American Journal of Sociology*, 78: 1360-1380.
- 石田光規, 2009, 「転職におけるネットワークの効果—地位達成とセーフティネット」『社会学評論』, 60(2): 279-296.
- 雇用促進事業団職業研究所, 1979, 『日本人の職業経歴と職業観』 至誠堂.

¹¹ 最近の研究では、セクターの違いによるネットワークの効果を検討したもの (Chua 2011) やライフステージによるソーシャル・キャピタルの効果の違いを検討している研究 (McDonald and Elder, Jr. 2006) などが挙げられる。

- Light, Audrey and McGarry, Kathleen, 1998, "Job Change Patterns and the Wages of Young Men" *The Review of Economics and Statistics*, 80(2): 276-286.
- McDonald, Steve and Elder, Jr., Glen H., 2006, "When Does Social Capital Matter?: Non-Searching for Jobs across the Life Course" *Social Forces*, 85(1): 521-549.
- Mincer, Jacob and Higuchi, Yoshio, 1988, "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan" *Journal of the Japanese and International Economies*, 2: 97-133.
- Mouw, Ted, 2003, "Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?" *American Sociological Review*, 68(6): 868-898.
- Rees, Albert, 1966, "Information Networks in Labor Markets" *American Economic Review*, 56(1): 559-566
- 佐藤嘉倫, 1998, 「地位達成過程と社会構造—制度的連結理論の批判的再検討」『日本労働研究雑誌, 457: 27-40.
- 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』, 46(1): 2-15.
- 矢野眞和, 1998, 「所得関数の計測からみた教育と職業」 苅谷剛彦編『1995年SSM調査シリーズ 11 教育と職業—構造と意識の分析』, 1995年SSM調査研究会, 105-118.
- 吉田崇, 2011, 「初期キャリアの流動化と所得への影響」 佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 2 格差と多様性』, 東京大学出版会, 19-34.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金
基盤研究 S：2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度

厚生労働科学研究費補助金
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>