

博士論文

若年者のキャリア移動の機会構造と社会ネットワーク

石田賢示

目次

図表目次	iv
------	----

序章 戦後日本社会における若年者のキャリアの構造変動

0 本研究で用いられる「キャリア」および「機会構造」概念の定義	1
1 若年雇用問題の社会問題化	2
2 若年雇用問題の構造的背景と問題設定	7
3 本研究における問い	16
4 本研究の構成	19

第1部 若年者のキャリア移動構造をとらえる概念の再検討

第1章 キャリア移動研究の枠組みと理論的課題

1 キャリア移動研究の整理の必要性	26
2 キャリア移動および関連する諸概念	28
3 構造的アプローチの枠組み	31
4 労働市場構造の特性と社会経済的地位達成の関係	41
5 若年労働市場構造に関するマクロ理論	47
6 小括	57

第2章 キャリア移動における社会ネットワークの理論

1 若年労働市場のメカニズムに関する因果モデル構築を目指して	64
2 なぜ職探しにおいて社会ネットワークが重要なのか	65
3 一貫しない社会ネットワークの効果	73
4 社会のマクロ構造により異なる社会ネットワークの効果	84
5 若年労働市場で作用する社会ネットワークメカニズム	86
6 小括	97

第2部 若年労働市場の構造

第3章 戦後日本社会における学校から職業への移行過程・・・・・・・・・・101

- 1 「ファースト・チャンス」としての学校から職業への移行・・・・・・・・101
- 2 「制度的連結理論」をめぐる論点・・・・・・・・・・・・・・・・・・104
- 3 制度的連結仮説にもとづく実証分析課題の設定・・・・・・・・・・108
- 4 使用データ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・110
- 5 多項ロジットモデルとイベントヒストリー分析・・・・・・・・・・116
- 6 分析結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・119
- 7 安定的に推移する「学校から職業への移行」構造・・・・・・・・・・148

第4章 若年労働市場の流動化と「セカンド・チャンス」・・・・・・・・・・154

- 1 重要性が増した学卒後のキャリア移動とその背景・・・・・・・・・・154
- 2 学卒後キャリアに関する論点の整理・・・・・・・・・・・・・・・・・・159
- 3 若年労働市場の流動化と「セカンド・チャンス」の検証・・・・・・・・164
- 4 使用データ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・165
- 5 時間変化の影響を適切にとらえる統計手法・・・・・・・・・・174
- 6 分析結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・178
- 7 流動化する若年労働市場に存在する「セカンド・チャンス」・・・・193
- 8 第2部の小括・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・196

第3部 若年労働市場における上昇移動機会の構造

第5章 所得変化と社会ネットワーク・・・・・・・・・・・・・・・・・・203

- 1 転職時の所得変化に関する社会学的視点の必要性・・・・・・・・・・203
- 2 転職時における社会ネットワークの影響・・・・・・・・・・・・・・・・205
- 3 埋め込み・セーフティネット・社会的閉鎖仮説の検証・・・・・・・・209
- 4 使用データ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・211
- 5 サンプルセレクションモデルの応用・・・・・・・・・・・・・・・・・・215
- 6 分析結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・216
- 7 セクター間移動で生じる「弱い紐帯の強さ」・・・・・・・・・・221

第 6 章	ジョブ・マッチングと社会ネットワーク	226
1	職場環境への着目	226
2	求職方法と職場環境の関係についての論点	227
3	制度的連結論・社会ネットワーク論からの検証	228
4	使用データ	229
5	分析結果	231
6	社会ネットワークによるスクリーニング機能	242
第 7 章	人的資本形成と社会ネットワーク	248
1	「セカンド・チャンス」獲得手段としての人的資本形成	248
2	職業訓練の効果に関する議論と分析課題	249
3	人的資本形成と社会ネットワークの関係の検証	253
4	使用データ	254
5	因果推論に迫る統計手法の応用	257
6	分析結果	266
7	弱い紐帯による人的資本蓄積の後押し効果	275
	補足 傾向スコアを用いた重みづけ後のバランスングのチェック	278
終章	1990 年代以降の若年者のキャリア移動機会構造の新たな様相	282
1	若年期キャリアの流動化とその構造	282
2	外部労働市場における弱い紐帯の強さ	285
3	構造変動期の若年労働市場に立ち現れた「弱い紐帯の強さ」	288
4	社会ネットワークに埋め込まれたセカンド・チャンス	297
5	若年期キャリア・若年労働市場のゆくえ	300
6	本研究の理論的・実証的貢献と今後の課題	303
	参考文献	321
	初出一覧	341

図表目次

図目次

図 0.1	有効求人倍率の推移	4
図 0.2	非正規雇用割合の推移	5
図 0.3	若年男性の完全失業率の推移 (%)	6
図 0.4	若年女性の完全失業率の推移 (%)	6
図 0.5	雇用形態別産業構成 (男性)	7
図 0.6	雇用形態別産業構成 (女性)	8
図 0.7	雇用形態別職業構成 (男性)	9
図 0.8	雇用形態別職業構成 (女性)	10
図 0.9	中等後教育進学率の推移 (過年度卒業者含む)	11
図 0.10	本研究における問いの設定	18
図 0.11	本研究の構成図	20
図 1.1	労働市場の分類枠組み	44
図 2.1	禁じられた三角形	67
図 2.2	弱い紐帯と構造的空隙	69
図 2.3	Nan Lin のソーシャル・キャピタル論の図式的表現	72
図 2.4	本研究で検討する脱埋め込みのタイプとその内容	96
図 3.1	「進学でも就職でもない者」の割合の推移 (%)	103
図 3.2	新卒就職者の3年以内離職率の推移 (%)	104
図 3.3	学校関係利用の割合	119
図 3.4	家族・親族関係利用の割合	120
図 3.5	友人・知人関係利用の割合	121
図 3.6	学校関係利用と各職種への入職のオッズ比 (事務職基準)	122
図 3.7	家族親族関係利用と各職種への入職のオッズ比 (事務職基準)	123
図 3.8	友人知人関係利用と各職種への入職のオッズ比 (事務職基準)	123

図 3.9	学校関係利用と各雇用形態の関連のオッズ比（正規雇用基準）	125
図 3.10	家族親族関係利用と各雇用形態の関連のオッズ比（正規雇用基準）	125
図 3.11	友人知人関係利用と各雇用形態の関連のオッズ比（正規雇用基準）	125
図 3.12	学校関係利用と各企業規模の関連のオッズ比（30-299名基準）	127
図 3.13	家族親族関係利用と各企業規模の関連のオッズ比（30-299名基準）	128
図 3.14	友人知人関係利用と各企業規模の関連のオッズ比（30-299名基準）	128
図 3.15	学校関係利用就職の初職離職リスク（1970年代入職基準）	130
図 3.16	学校関係利用就職の初職離職リスク（2000年代入職基準）	130
図 3.17	家族親族関係利用就職の初職離職リスク（1970年代入職基準）	130
図 3.18	家族親族関係利用就職の初職離職リスク（2000年代入職基準）	131
図 3.19	友人知人関係利用就職の初職離職リスク（1970年代入職基準）	131
図 3.20	友人知人関係利用就職の初職離職リスク（2000年代入職基準）	131
図 4.1	転職率の推移（男性，%）	156
図 4.2	転職率の推移（女性，%）	156
図 4.3	初職開始後の雇用形態の変化（SSM 男性データ）	184
図 4.4	初職開始後の雇用形態の変化（JLPS 男性データ）	186
図 4.5	初職正規雇用層の正規雇用就業確率の推移（SSM 男性）	190
図 4.6	初職非正規雇用層の正規就業確率の推移（SSM 男性）	191

図 4.7	初職正規雇用層の正規就業確率の推移 (JLPS 男性)	192
図 4.8	初職非正規雇用層の正規雇用就業確率の推移 (JLPS 男性)	192
図 7.1	社会ネットワークと能力開発経験の関連 (非正規のみ, オッズ比)	266
図 7.2	社会ネットワークと能力開発経験の関連 (全体, オッズ比)	267
図 8.1	若年労働市場の三層構造	283
図 8.2	本研究の問いに対する結論	290
図 8.3	マクロレベルでの社会変動を導く社会ネットワーク論の枠組み	306

表目次

表 0.1	性別・学歴・年齢層別の正規雇用労働者割合	12
表 0.2	労働市場政策支出の対 GDP 比 (%)	15
表 0.3	本研究で使用する調査データの概要	22
表 2.1	正社員転職者が利用した求職活動方法 (複数回答)	88
表 2.2	正社員転職者を採用した企業が利用した採用活動方法 (複数回答)	89
表 3.1	初職開始時年齢の平均値	102
表 3.2	本章で検証する問いと仮説	108
表 3.3	入職経路変数の操作化	111
表 3.4	要約統計量 (独立変数)	115
表 3.5	度数分布 (従属変数)	116
表 3.6	初職職業的地位に関する多項ロジットモデルの推定結果 (男性)	134
表 3.7	初職職業的地位に関する多項ロジットモデルの推定結果 (女性)	135
表 3.8	初職雇用形態に関する多項ロジットモデルの推定結果 (男性)	138

表 3.9	初職雇用形態に関する多項ロジットモデルの推定結果（女性）	139
表 3.10	初職従業先規模に関する多項ロジットモデルの推定結果（男性）	143
表 3.11	初職従業先規模の多項ロジットモデルの推定結果（女性）.....	144
表 3.12	初職離職に関する Cox 比例ハザードモデルの推定結果（男性）	145
表 3.13	初職離職に関する Cox 比例ハザードモデルの推定結果（女性）	146
表 4.1	性別・年齢層・調査年次ごとにみた正規雇用労働者割合.....	157
表 4.2	検討する問いと仮説.....	164
表 4.3	離職リスクの分析に用いる変数の要約統計量.....	169
表 4.4	学卒後キャリアの安定性の分析に用いる変数の要約統計量.....	173
表 4.5	転職・離職割合（SSM 男性・40 歳時まで）.....	179
表 4.6	転職・離職割合（JLPS 男性）.....	179
表 4.7	競合リスクモデルの推定結果.....	181
表 4.8	成長曲線モデルの推定結果.....	188
表 5.1	検討する仮説.....	210
表 5.2	分析で用いる変数の要約統計量.....	214
表 5.3	セレクションモデルの結果（男性）.....	218
表 5.4	セレクションモデルの結果（女性）.....	219
表 6.1	検討する問いと仮説.....	228
表 6.2	要約統計量.....	230
表 6.3	基礎分析の結果（男性）.....	232
表 6.4	基礎分析の結果（女性）.....	232
表 6.5	重回帰分析の結果（男性・入職経路と転職経験の交互作用なし）	236
表 6.6	重回帰分析の結果（女性・入職経路と転職経験の交互作用なし）	237
表 6.7	重回帰分析の結果（男性・入職経路と転職経験の交互作用あり）	240
表 6.8	重回帰分析の結果（女性・入職経路と転職経験の交互作用あり）	241
表 7.1	自己啓発・OFF-JT 経験割合の推移（%）.....	248

表 7.2	検討する問いと仮説	253
表 7.3	要約統計量（非正規雇用から正規雇用への移動）	257
表 7.4	要約統計量（賃金変化）	257
表 7.5	非正規雇用から正規雇用への移動比率に関する基礎分析結果	268
表 7.6	賃金変化の基礎分析結果	269
表 7.7	能力開発経験に関する二項ロジットモデルの結果（非正規のみ）	270
表 7.8	能力開発経験に関する二項ロジットモデルの結果（全体）	271
表 7.9	IPW 法による共変量調整後の正規雇用への移動割合	273
表 7.10	IPW 法による共変量調整後の賃金変化（DID 推定量）	274
表 7.11	傾向スコアと共変量平均（2009 年時非正規雇用のみ）	279
表 7.12	傾向スコアと共変量平均（その他働き方含む）	279
表 8.1	1990 年代以降の日本の若年労働市場構造	290

序章 戦後日本社会における若年者のキャリアの構造変化

0 本研究で用いられる「キャリア」および「機会構造」概念の定義

本研究は、日本の若年者のキャリア移動、およびその機会構造を規定するメカニズムの解明を目的としている。問題の背景については以下で詳述するが、ここでは本研究で頻繁に言及される「キャリア」および「機会構造」の概念に定義を与えておきたい。

本研究の対象となる「キャリア」とは、辞書的定義にしたがえば「個人が職業上たどってゆく経歴」ということになる（近藤 1993）。職業経歴は様々な側面（職業的地位、従業上の地位、役職、従業先規模、従業先など）から構成される。そのため、本研究では個人が学校卒業後労働市場に入ってから歩む、職業生活上の様々な変化の過程を「キャリア」の意味として用いる。

以下の議論では「キャリア移動」という表現も用いられる。「キャリア」という概念は生涯にわたる一連の職業経歴を意味するので、その移動とは職業経歴を構成する諸側面の変化だということになる。したがって、職業経歴の分析においては様々な側面が検討されることが多い（原 1979）。以上の定義や現実の研究での用語の用いられ方にもとづき、「キャリア」の構造とは職業経歴のパターン、そして「キャリア移動」の構造とは職業経歴の構成要素の変化のパターン、およびその量的分布であると本研究では定義する。

なお、本研究では「機会構造」(opportunity structure)なる概念も頻繁に言及される。機会構造とは、生活上価値のある様々な機会へのアクセスに関し、人々の間でその程度に違いがあることを表す概念である（Merton 1995）。より端的に言い換えれば、機会へのアクセス可能性の分布である。若年者のキャリアを研究対象とする本研究において、機会構造とは若年者のキャリア移動機会の分布を意味する。本研究によって明らかにされてゆくのは、若年者のキャリアの機会構造がいかなる要因によって規定されているかという点である。

1 若年雇用問題の社会問題化

1.1 1990年以前の若年労働市場

日本社会における、若年者の失業や早期離職に代表される若年雇用問題は、今に始まったことではない。戦前および戦後間もない頃における若年失業や早期離職は、青少年の不良化と結び付けられ問題視されていた¹⁾。また、学校卒業後の就職難も古くは明治期から社会問題として認識されていたといえる（伊藤 1991）。

しかし、これらの時期における若年雇用問題は、若年者の逸脱問題や心理的発達の問題として認識されることが多く、労働市場の問題として理解されることはなかった。安定的に生計を立てる術を持たない若年者は犯罪、危険思想に触れるリスクが高まり、社会秩序を脅かす存在となりうるとされてきた。そのため、彼らに対する指導を通じていかに職業生活に適応させるかが、当時の若年雇用対策の主眼であったといえるだろう。

戦後、幾度かの経済成長を経て社会全体が豊かになったことは「一億総中流」などの表現に象徴される。1970年代以降、多くの人々が自らの階層帰属意識を「中」と認識するようになったことをもって、階級とは無縁な中間層の到来を強調する議論も現れた（村上 1984）²⁾。そのなかでの雇用に対する社会認識は、問題点よりもむしろ日本的な雇用のシステムを肯定的に捉える向きが強かった。海外の学者から「ジャパン・アズ・ナンバーワン」と評された日本の労働市場の仕組みについて、大きな疑義は生まれ得なかった（Vogel 1979）。

この時期における若年者の離転職は、雇用問題ではなく職業生活への適応の段階であるという認識が強い。どのような仕事が「適職」であるかについて、スキルや経験の乏しい学卒後間もない若年者は十分な認識を持ってない。それゆえ、若年者の離転職はキャリア形成の試行錯誤段階として解釈されることが多かったといえる（原 1979; 菅山 2000）。

このような解釈が成り立つのには、2つの背景があると考えられる。1つには、短期的な雇用調整の場としての外部労働市場が機能していたことが挙

げられるだろう。外部労働市場は内部労働市場と対をなす概念である。職場組織において個人と地位・報酬を結びつける内部機構が内部労働市場と呼ばれる。内部労働市場におけるキャリア移動は、主に異動や昇進の形態をとって現れる³⁾。一方外部労働市場は、職場組織外で個人と地位・報酬を結合させる機構である。外部労働市場におけるキャリア移動は転職の形態をとることになり、そこでは職場組織の介入はほとんどありえない。

図 0.1 は、1960 年代から 2012 年までの常用労働者の有効求人倍率の推移をグラフに表したものである。全体での求人倍率は周期的に上下しながら推移しているが、1980 年代までは高い時期には 1 倍を大きく超える。年齢層別の有効求人倍率の情報には 1990 年以降からしかアクセスできないが、90 年代初頭における 30 歳代の有効求人倍率が非常に高いことが分かる。20 歳代の有効求人倍率は全体のそれとほぼ同水準であるが、それでも若干高い。1990 年以前も周期的に推移していたことを想定しても、若年層を対象とする求人は多かったと考えられる。そのため、若年者の離転職はジョブショッピングの期間として考えられ、その先には安定した職への就業が期待されていたし、実際にそのように機能していたのだといえよう。

もう 1 つの背景は、雇用形態が現在ほど多様ではなかったことである。パート、アルバイト、日雇い労働などは以前から存在していた働き方である。しかし、学卒後の若年就業における中心的な雇用形態は「正社員」としての働き方であったといえるだろう。そのため、1980 年代までは公的な労働統計でも「従業上の地位」とは (1) 雇用者か被雇用者か、(2) 被雇用者のうち常用労働者か臨時労働者か、という比較的単純な区分であった。そして、学卒後は基本的には常用労働者＝正社員としての働き方が前提であったといっただい⁴⁾。

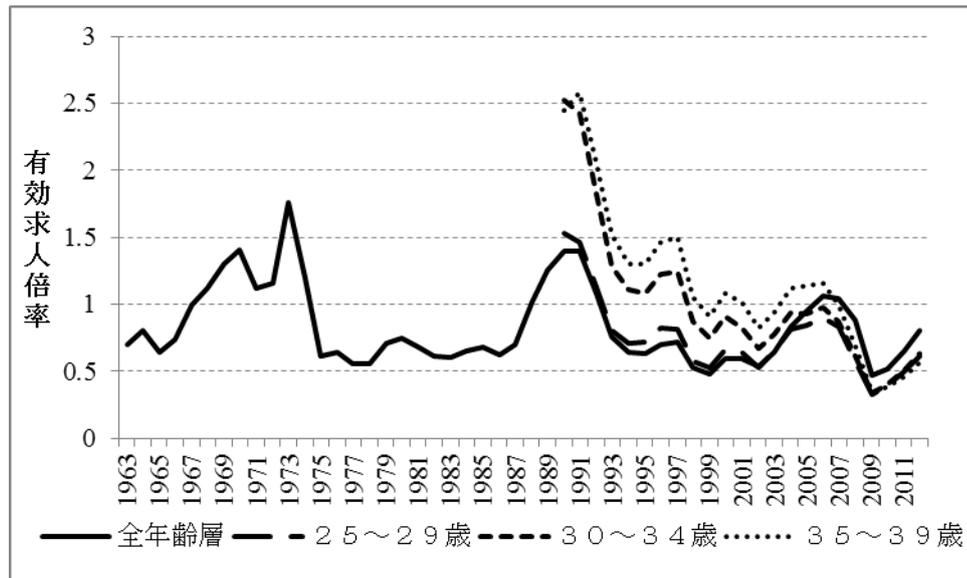


図 0. 1 有効求人倍率の推移

(出所：厚生労働省「一般職業紹介状況」時系列データより筆者作成)

1.2 構造的問題とみなされるようになった若年雇用問題

若年雇用問題が大きく問題視されず、若年者が次第に安定就業状態に移行してゆくという社会認識は、1990年代以降大きく変化することになる。若年雇用問題は若年者個人の適応の問題というよりも、労働市場の構造的問題として考えられるようになったのである。

まず、若年者の離転職が「適職」探しのためのジョブショッピング期間であることを保証する前提がなくなった。図0.1の有効求人倍率をみると、1990年代以降その水準は低下傾向にあり、2000年前後からは1倍を下回って推移している。比較的外部労働市場での求人に恵まれていた30代でさえ、他の層と同水準に落ち込んでいる。若年者の「適職」探しを許容するだけの余裕が、外部労働市場にはなくなりつつあるといえるだろう。

雇用形態も多様化した。図0.2は、男女の雇用労働者に占める非正規雇用の割合を示したグラフである。ここでの非正規雇用とは、「正社員」という呼称以外の全ての働き方を含む区分である。35～44歳女性ではほぼ平坦に推移するが、その他の層では1990年以降非正規雇用割合が急激に増加してゆく。有効求人倍率、非正規雇用の割合の推移から分かる若年雇用の状況は、

仮に若年者が正規雇用（正社員）の仕事を望んだとしても、その希望の満たされる可能性が以前よりも明らかに縮小しているといえるだろう。

その帰結は、若年雇用の不安定化である。図 0.3, 図 0.4 は男女の完全失業率の推移をそれぞれ示したものである。その水準は、男女ともに 1980 年代までの期間も徐々に上昇してきた。しかし、そのペースは 1990 年代以降加速する。また、男性については年齢層の間で失業リスクに差も生じるようになった。失業リスクは、より若年の層で大きくなる。1980 年代までは、年齢層間の失業率の差はそれほど大きくなかった。これらのデータからも分かる通り、若年雇用の問題はもはや個人の適応の問題に帰結させることが困難となり、労働市場全体の構造的問題としてとらえられるようになったのである。

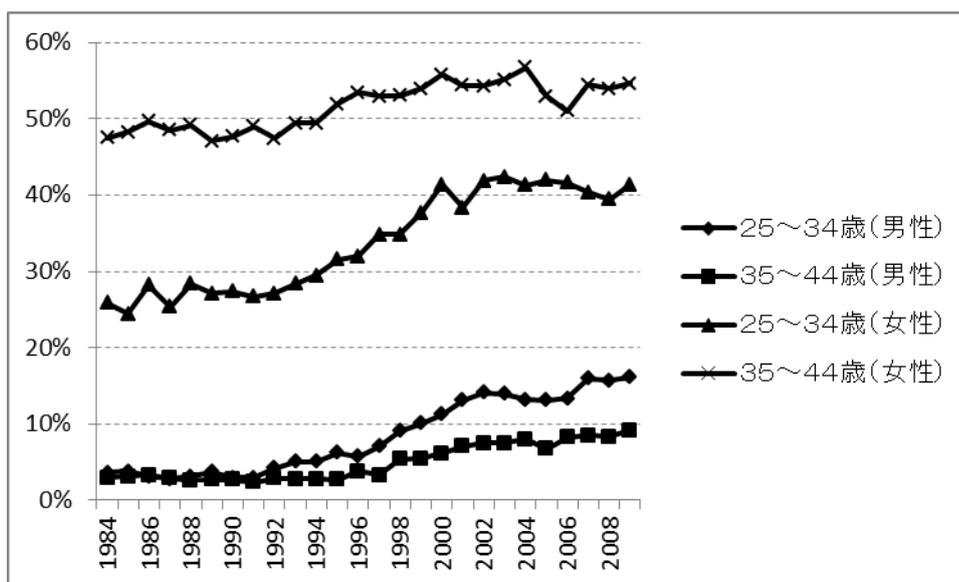


図 0. 2 非正規雇用割合の推移

(出所：厚生労働省「労働力調査」より筆者作成)

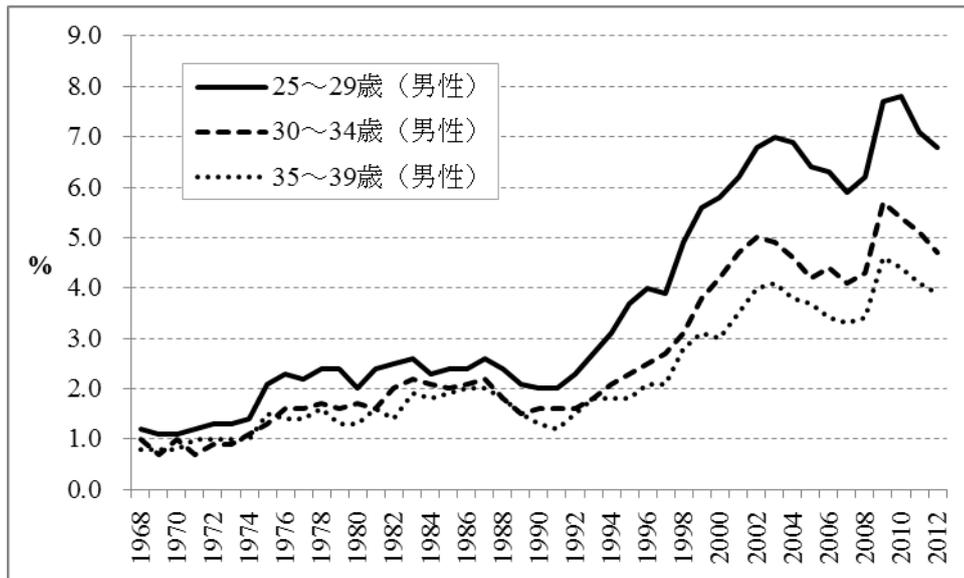


図 0. 3 若年男性の完全失業率の推移 (%)

(出所：厚生労働省「労働力調査」より筆者作成)

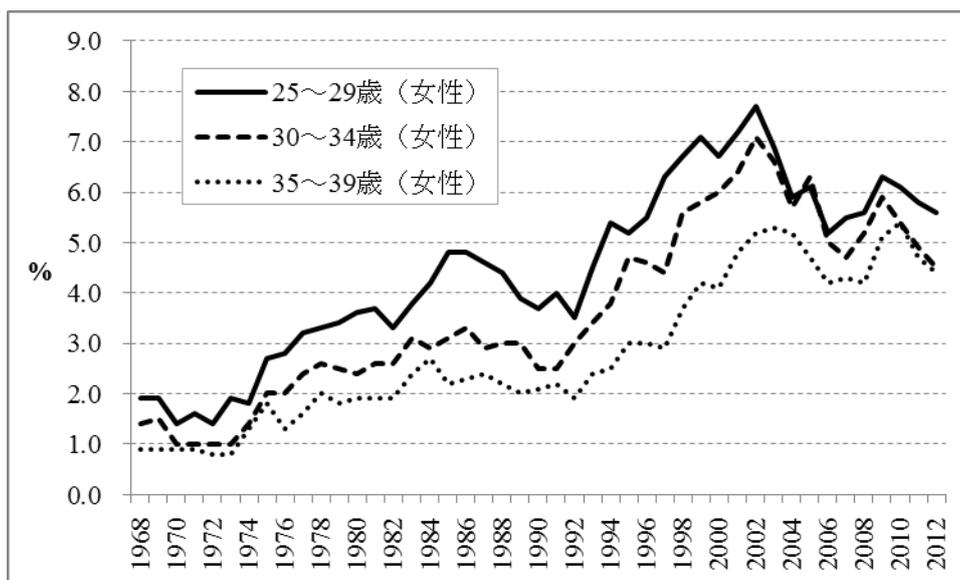


図 0. 4 若年女性の完全失業率の推移 (%)

(出所：厚生労働省「労働力調査」より筆者作成)

2 若年雇用問題の構造的背景と問題設定

2.1 産業構造・職業構造の変動

それでは、労働市場の構造が現在にかけてどのように変化してきたのかを、マクロデータから概観したい。図 0.5 と図 0.6 は、「就業構造基本調査」より産業別労働者割合を正規雇用、非正規雇用ごとに集計したものである。図 0.5 は男性、図 0.6 は女性の結果である。ここで、正規雇用は雇用労働者のうちの「正規の職員・従業員」、非正規雇用は雇用労働者のうちのそれ以外の働き方として定義している。ここでは、特に年齢層は限定していない。

図 0.5 の男性正規雇用についてみると、鉱業・建設業・製造業の第二次産業、および卸売・小売業で就業する者の割合が若干縮小し、サービス業の割合が拡大している。他のセクターについて明確な変化はみられない。しかし、鉱工業、卸売・小売業、サービス業のシェアの変化も、周辺構造を大きく変えるものとは言い難い。

他方、男性非正規雇用についてみるとサービス業の割合が拡大し、卸売・小売業の割合が縮小していることがわかる。その他の業種については、正規雇用のケースと同様に安定して推移している。

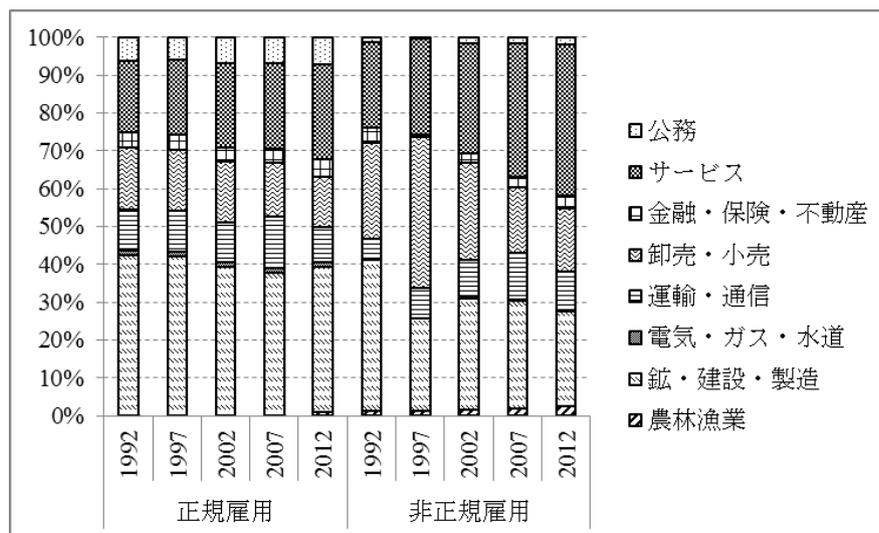


図 0.5 雇用形態別産業構成（男性）

（出所：厚生労働省「就業構造基本調査」より筆者作成）

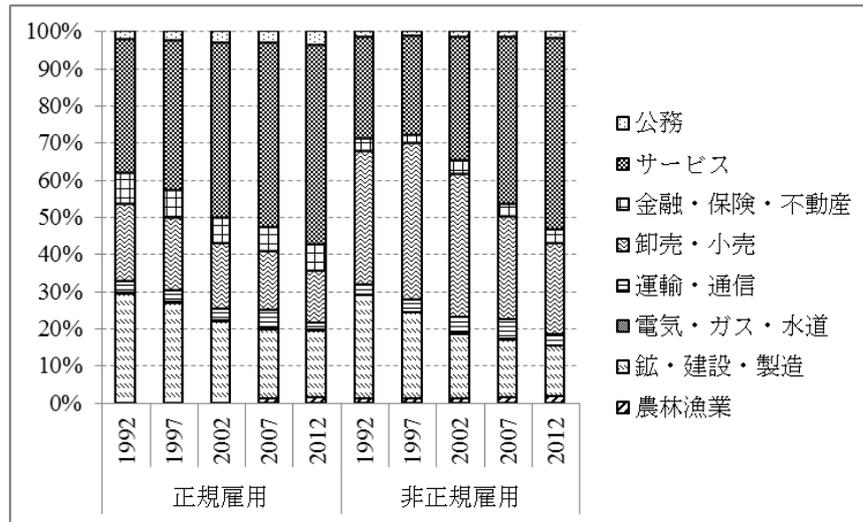


図 0.6 雇用形態別産業構成（女性）

（出所：厚生労働省「就業構造基本調査」より筆者作成）

図 0.6 に示される女性労働者の場合についてみると、雇用形態に関わらず業種別労働者割合の分布は同じように変化している。まず、サービス業のシェアが拡大し、卸売・小売業と鉱工業のシェアが縮小している。

公表されたマクロデータからのラフスケッチではあるが、近年に至る労働市場構造の変化を産業の側面からみると、次のようにまとめられるだろう。近年は非農林漁業セクターが労働市場の大部分を占めるようになり、サービス産業化が進んでいる。その一方で、卸売・小売業や鉱工業の労働者シェアは縮小している。しかし、これらの変化は主として男性非正規雇用と女性にみられるものであり、男性正規雇用層では 1990 年代以降安定した産業構成となっている。そのため、産業構造変動の影響は主に周縁労働者層⁵⁾に現れやすいといえる。

同様の確認を職業構造の側面からも行いたい。データは同じく「就業構造基本調査」である。図 0.7 は男性、図 0.8 は女性の結果を示している。産業に比べると、職業については性別、雇用形態を問わずおおよそ共通した変化の傾向がみられる。それは、生産工程・労務作業に従事する職種の縮小と、サービス職業と専門的・技術的職業の拡大である。

産業構造、職業構造の変化から、日本の労働市場の構造変動は次の通りに整理できる。サービス産業化の進行に伴い、労働市場でそのシェアが拡大し

てきたのは対人サービスを業務とするサービス職業と、専門的知識にもとづくサービスの提供を業務とする専門的・技術的職業である。そして、以上の構造変動が顕著であるのは非正規雇用や女性といった相対的に周縁に位置づけられやすい層においてである。

サービス産業化，そしてサービス職業や専門的職業のシェア拡大の流れは多くの産業社会においてもみられることである（Bukodi et al. 2008）。そのなかで日本の特徴を挙げるとすれば，労働市場の構造変動によるショックの大部分が周縁労働力によって吸収されるということであろう。実際，それにより企業組織の中核的な男性正規雇用労働者の雇用は守られ，企業活動は安定する。そして，経済状況の変化に対応するための労働力調整手段として，正社員の労働時間短縮と周縁労働力が柔軟に利用されてきたのである（Imai 2011; 太田 2012）。

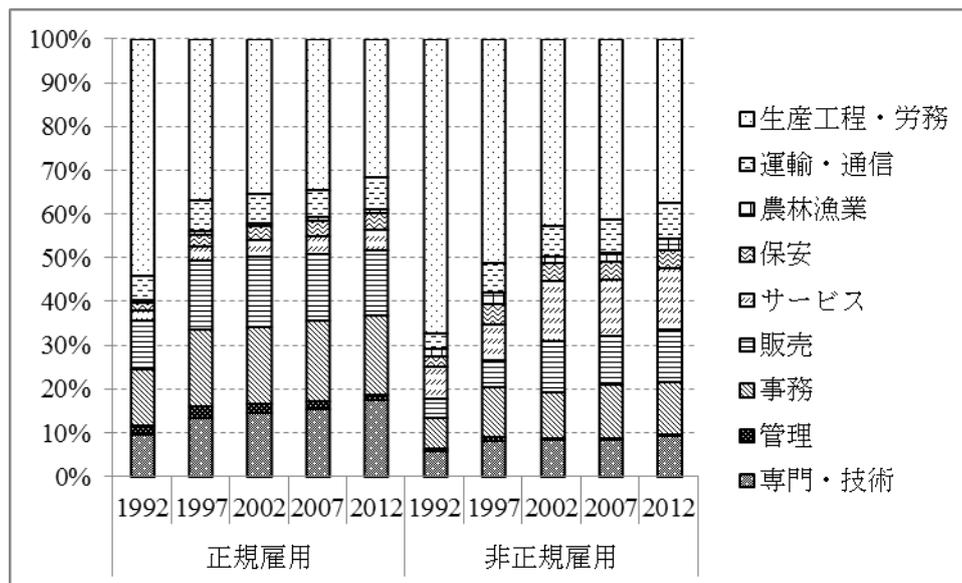


図 0. 7 雇用形態別職業構成（男性）

（出所：厚生労働省「就業構造基本調査」より筆者作成）

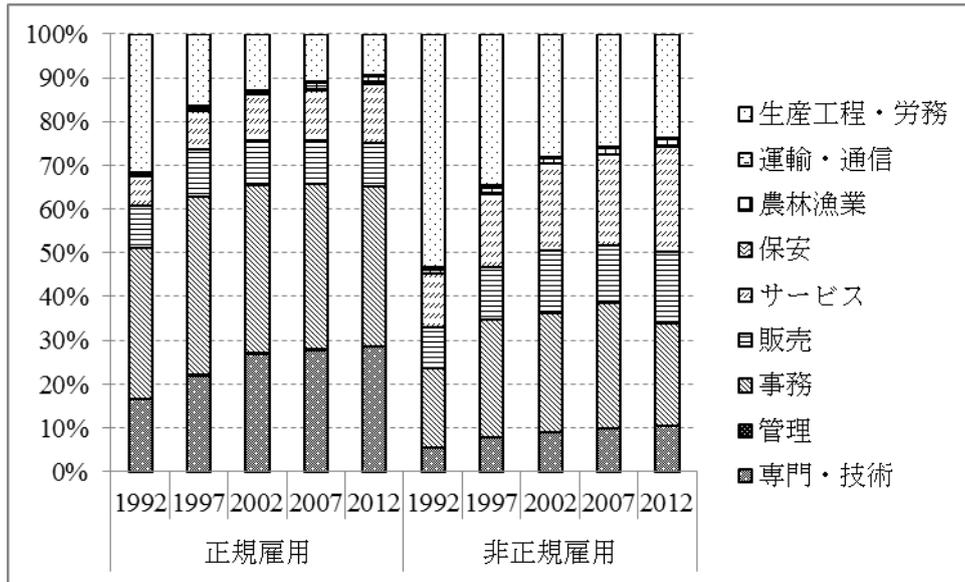


図 0. 8 雇用形態別職業構成（女性）

（出所：厚生労働省「就業構造基本調査」より筆者作成）

2.2 若年者の雇用機会の状況

2.2.1 高学歴化の進行

2.1 では、労働市場全体の構造変動をマクロデータから概観した。ここでは、若年者個人の視点から雇用機会をめぐる状況について整理しておきたい。

学校を卒業して労働市場に入ってゆく若年者の雇用機会を最も強く規定するのは学歴である。図 0.9 は、中等後教育進学率の推移を示す図である⁶⁾。専修学校（専門学校）までを含めた中等後教育進学率は 2000 年には 7 割、2011 年には 8 割に達している。大学・短大進学率に限っても 1980 年代以降では上昇傾向にあり、日本社会は高学歴化したといえる。

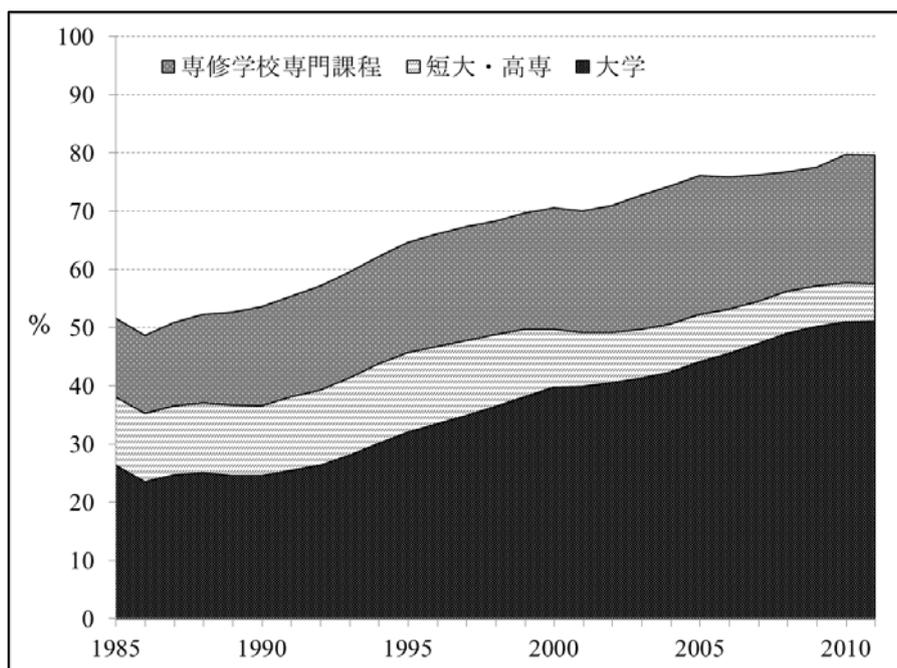


図0.9 中等後教育進学率の推移（過年度卒業者含む）

（出所：広島大学高等教育研究開発センター「高等教育統計データ集」より筆者作成）

2.2.2 非正規雇用就業リスクの遍在性と偏在性

先にみた産業・職業構造変動の結果から、周縁労働者層において構造変動が生じている可能性に言及した。それでは、周縁労働者層にはどのような若年者が入ってゆくのか。ここでは、学歴別の正規雇用労働者割合から、若年雇用問題のリスクの変化について検討してみたい。表0.1はその結果である（データは「就業構造基本調査」）。ここで学歴に注目するのは、利用できるマクロデータの中で労働市場に入ったばかりの若年者の背景情報として利用しやすく、また重要であるのが教育水準であると考えられるためである。

この表には4種類の情報が存在する。1つは、時代ごとの正規雇用労働者割合の全体的変化に関する情報である。どの学歴の層でも、最近になるほど全ての年齢層で正規雇用労働者割合は小さくなっている。その意味で、周縁労働力の拡大は若年者全体の問題であるといえるだろう。

表 0. 1 性別・学歴・年齢層別の正規雇用労働者割合

男性					女性				
小学校・中学校					小学校・中学校				
	H9	H14	H19	H24		H9	H14	H19	H24
25～29歳	74.2%	63.3%	56.6%	48.4%	25～29歳	42.2%	29.7%	24.3%	18.2%
30～34歳	73.4%	68.7%	60.0%	55.0%	30～34歳	36.8%	28.9%	22.1%	19.4%
35～39歳	71.8%	70.2%	59.5%	59.1%	35～39歳	38.4%	30.4%	22.7%	20.7%
高校					高校				
	H9	H14	H19	H24		H9	H14	H19	H24
25～29歳	91.4%	87.7%	78.9%	74.4%	25～29歳	68.1%	55.9%	44.2%	42.9%
30～34歳	92.5%	91.8%	86.7%	82.0%	30～34歳	54.3%	46.8%	40.7%	38.8%
35～39歳	91.5%	94.0%	89.7%	87.0%	35～39歳	44.6%	39.5%	36.7%	36.6%
専門学校					専門学校				
	H9	H14	H19	H24		H9	H14	H19	H24
25～29歳			79.1%	79.1%	25～29歳			67.1%	65.7%
30～34歳			88.8%	86.0%	30～34歳			57.8%	62.1%
35～39歳			90.3%	88.8%	35～39歳			49.9%	54.2%
短大・高専					短大・高専				
	H9	H14	H19	H24		H9	H14	H19	H24
25～29歳	93.2%	89.4%	81.4%	83.2%	25～29歳	78.1%	68.6%	62.3%	62.7%
30～34歳	92.2%	93.7%	91.1%	86.3%	30～34歳	66.2%	62.0%	56.1%	55.6%
35～39歳	90.7%	95.0%	90.8%	91.7%	35～39歳	54.0%	52.9%	49.1%	47.2%
大学・大学院					大学・大学院				
	H9	H14	H19	H24		H9	H14	H19	H24
25～29歳	94.0%	91.1%	87.9%	86.4%	25～29歳	80.6%	74.0%	72.2%	76.8%
30～34歳	93.6%	95.8%	92.7%	90.3%	30～34歳	76.2%	73.0%	67.7%	66.1%
35～39歳	92.3%	97.0%	94.7%	93.3%	35～39歳	67.1%	68.9%	66.9%	63.0%

(出所：厚生労働省「就業構造基本調査」より筆者作成)

2つ目は、学歴や性別といった属性による正規雇用労働者割合の違いである。女性に関して割合がより低いのは、結婚、出産、育児等によって周縁化しやすいためだと考えられる。また、学歴間の差も顕著である。男性については、1998年時点ではまだ高校卒以上の学歴であれば9割を超える者が正規雇用の職に就いており、学歴間の格差も小さかったといえるだろう。しかし、2000年以降学歴間の差は拡大する。水準に違いはあるが、学歴差という局面では女性でも同様である。

3つ目は年代差の存在である。男性については、年代差についても1998年時点ではないといってよい。この時期の差は年代差ではなく学歴差でほぼ説明可能である。しかし、2000年代以降学歴ごとの世代差も拡大するようになる。近年にかけての非正規雇用拡大は、より若年の層で明確に現れている。女性については先述の通りライフイベントの影響が想定されるため、結果は複雑である。

4つ目は世代差についてである。世代差については、学歴間で異なる結果

が得られる。年齢層は5歳刻みとなっているので、5年後の次の年齢層と比較することで、同一年齢コーホートの変化をみることができる（例：平成9年時の25～29歳と平成14年時の30～34歳）。学歴が高いほど、時間経過に伴い同じコーホートの正規雇用割合が高まりやすい。逆に、学歴が低いほど正規雇用割合が低下してゆく傾向がある。やはり女性については加齢に伴う様々な影響がありうるため、解釈は難しい。

以上の結果は、全体的に周縁労働力層が広がりながらも（遍在性）、その中でさらに格差が生じているということ（偏在性）を示唆している。特に、相対的に低い学歴の者ほど非正規就業の可能性が高く、そこから正規就業の形態に移動しにくいという若年者のキャリアの構造は、その後の若年者の生活基盤を揺るがすものになりかねないといえる。

2.3 若年者の雇用に関する政策の状況

2.3.1 就労態度の涵養を重視するキャリア教育政策

高学歴化が進行するものの、労働市場全体に占める非正規雇用のシェアが拡大したことによって、高学歴であることのメリット（安定就業など）は以前に比べて弱まったといえる⁷⁾。加えて、高学歴化が進行したことによって高等教育に進学できないことの不利は大きくなっている。

そのような状況下で、新規学卒者の就業支援政策がいかにとられてきたのか。新卒就職における日本の制度枠組みについては第4章でレビューするためここでは詳細に触れない。日本における新規学卒一括採用の慣行は、若年者を学校教育段階から職業生活の段階にスムーズに移行させる仕組みとして機能してきた。企業側の採用スケジュールに関する取り決め、学校、企業、職業安定所間の連携関係により、若年者を労働市場にスムーズに送り出してきたといえる。しかし、近年はその仕組みの枠外でキャリアを歩み始める者が増えている。

就業支援という側面では、新規学卒就職が困難になったという認識が広まるにつれて、様々な取り組みがなされるようになってきた。とりわけ組織的に政策的努力がなされているのは、高卒就職と大卒就職の文脈においてであ

る。

若年者の雇用問題に対応するため、2003年には文部科学省、厚生労働省、経済産業省、内閣府の4府省を中心に「若者自立・挑戦プラン」が策定され、文部科学省は「キャリア教育総合計画」を立案した。そこで目標とされるのは「明確な目的意識に基づく就職（職業的自立）の促進」である⁸⁾。勤労観・職業観の醸成が政策目標とされてきたのである。

「キャリア教育総合計画」のもとでは、インターンシップの推進やカリキュラムレベルで勤労・職業観について教育するためのプログラムが導入されてきた。しかし、一連のキャリア教育政策は若年者の態度形成が中心的で、教育制度と労働市場の接続をどのように整備してゆくのかについては曖昧である。また、これらが若年者のキャリアにどのような影響を与えたのかに対する精緻な検証はほぼ皆無とあってよい。

2.3.2 消極的な労働市場政策

一方、すでに労働市場に入った若年者に対する支援についてはどうか。失業率の上昇、非正規雇用の拡大といった労働市場構造の全体的変化と、その中での格差の存在に対して、労働政策は消極的であった。表0.2は、雇用支援のための政策に対する政府支出の対GDP割合（%）である⁹⁾。対GDP割合の絶対的水準を評価することは難しいため、ここでは諸外国の結果と比較しながら検討したい。

日本において相対的に積極的支出がなされていたのは、公共職業サービス（Public Employment Service）と失業者への所得補償に対してである。具体的には、前者はハローワーク等の公共職業紹介機関でのサービス、後者は雇用保険が挙げられるだろう。公共職業サービスについては、1990年時点では他の4カ国と比べても最も高い水準にあったが、その後2010年には5分の1以下に落ち込んでいる。所得補償については、ドイツやスウェーデンと比べても明らかに低く、2010年では政府介入の小さいアメリカよりも低水準となっている。

表 0. 2 労働市場政策支出の対 GDP 比 (%)

		1990	1995	2000	2005	2010
日本	公共職業サービス (PES)	0.27	0.25	0.21	0.11	0.05
	職業訓練	0.03	0.03	0.04	0.04	0.07
	雇用インセンティブ	0.02	0.03	0.03	0.07	0.10
	失業者への所得補償	0.31	0.39	0.56	0.38	0.35
ドイツ	公共職業サービス (PES)	0.18	0.21	0.23	0.30	0.38
	職業訓練	0.35	0.45	0.50	0.27	0.31
	雇用インセンティブ	0.06	0.07	0.08	0.05	0.09
	失業者への所得補償	0.98	2.04	1.89	1.98	1.27
韓国	公共職業サービス (PES)			0.02	0.03	0.02
	職業訓練			0.07	0.04	0.07
	雇用インセンティブ			0.01	0.02	0.02
	失業者への所得補償			0.08	0.20	0.34
スウェーデン	公共職業サービス (PES)	0.24	0.30	0.24	0.22	0.30
	職業訓練	0.54	0.55	0.64	0.20	0.09
	雇用インセンティブ	0.39	0.67	0.46	0.45	0.45
	失業者への所得補償	0.80	2.27	1.29	1.28	0.80
アメリカ	公共職業サービス (PES)	0.06	0.05	0.04	0.03	0.04
	職業訓練	0.10	0.07	0.06	0.05	0.04
	雇用インセンティブ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
	失業者への所得補償	0.47	0.33	0.28	0.24	0.77

(出所：OECD Statistics より筆者作成)

職業訓練，そして雇用インセンティブへの支出については低水準であるものの，近年にかけて対 GDP 比は上昇傾向にある．これは，先に述べた「若者自立・挑戦プラン」のなかにおける「ジョブカード制度」や「日本版デュアルシステム」，「若者トライアル雇用」などのプログラムの推進が反映されている結果であると考えられる．「ジョブカード制度」は，職業訓練によって身に付けた技能を公的に認証するためのプログラムであり，企業横断的な能力評価の基準を定着させてゆくことを目的としている．「日本版デュアルシステム」は，専門学校等における座学と職場における実践を交互に繰り返してゆくことで，若年者の職業能力を向上させてゆくプログラムである．そして，「若者トライアル雇用」は雇用者に就業希望者を雇用させるために，一定の補助金を交付するプログラムのことである．日本では，「トライアル雇用」制度が実施されている．トライアル雇用制度のもとでは，3ヶ月間正規就業希望者を試用し，その後正規雇用形態で雇用することで，補助金が交付される．しかしながら，他の社会と比べて日本における労働市場政策が積極的とは言い切れないことは，表 0.2 が示すとおりである．

以上の結果からは、労働市場の構造変動の影響が現れ始めた 2000 年代以降、逆に労働市場政策は消極的になっていることがわかる。企業福祉を受けにくい非正規雇用層に利用できる支援制度が整備されていないという点も、若年雇用問題を深刻化させる一因となってきたといえるだろう。

3 本研究における問い

ここまでの議論から、本研究が対象とする 1990 年代以降の若年労働市場を取り巻く問題状況は次のとおり整理できる。1980 年代より進行していたサービス産業化とそれに伴う非正規雇用の拡大は、1990 年代に入りより顕著なものとなった。同時に、マクロ経済の悪化もあわさって若年者のキャリアは不安定化した。しかし、若年労働市場全体の不安定化に対してキャリア支援のための教育および労働政策は消極的なものであった。2000 年代後半以降に格差・不平等の問題が再び脚光を浴びるようになり、ようやく若年者のキャリア移動を支援するための政策的枠組みについて議論されるようになった。

本研究における問いは次のように設定される。すなわち、「1990 年代以降の労働市場の構造変動期における、若年者のキャリア移動の機会構造がいかなるものであったか」というものである。若年者のキャリア移動の機会構造とは、若年者と職業経歴上の地位を結び付ける仕組みを意味する。本研究が対象とする 1990 年代から 2000 年代後半までは、それまでの「日本的雇用慣行」や新卒労働市場、あるいはそれに代わる制度的枠組みにあてはまらない若年層が出現した時期だといえる。この時期における若年者のキャリアが不安定なものであるという指摘は多くの先行研究でなされる。しかし、不安定な就業状態が継続し続ける若年者の数は必ずしも多くはない。学校卒業後のキャリアで、若年者は何らかの経路で安定した雇用への移動や上昇移動を経験してゆく。

1990 年代以前は、学校から職業への移行段階における制度、あるいは企業組織内部での雇用慣行が、若年者の上昇移動機会を主に規定していたといえる。1990 年代以後、その構造が根本的に変わったわけではない。しかし、

学校卒業後ただちに初職を開始しない若年者の増加や離転職率の上昇は、若年者のキャリアが上記のような典型的な枠組みではとらえきれなくなりつつあることを示しているのではないだろうか。そのような問題意識から、本研究では外部労働市場において若年者と仕事がどのように結び付いているのかに焦点を当てる。

若年者のキャリア移動の構造がいかなるものかという問いは、開かれた問いである。つまり、これだけではあらゆる回答がありうる。問題をより限定するため、本研究ではマクロ、ミクロそれぞれの観点から検証可能な問いを立てる。端的に表せば、それらは若年労働市場の構造とそこでの上昇移動機会の規定要因に関する問いである。

若年労働市場の構造に関する問いは、「外部労働市場を通じた若年者の上昇移動機会がどの程度開かれているか」というものである。上昇移動機会が開かれていないとすれば、新卒労働市場から内部労働市場への移行と、そのなかでの地位達成という枠組みが維持されているだけであり、外部労働市場が若年者のキャリア移動に積極的に果たす役割は存在しない。その場合、若年者のキャリア移動に関する研究は初職への移行の分析にのみ焦点を当てればよい。しかし、外部労働市場を通じた上昇移動機会が開かれているとするならば、それがなぜ生じるのかというメカニズムに関する問いが生じる。メカニズムに関する問いが成り立つ前提条件として、構造に関する問いが検証されなければならないのである。しかし、以上の疑問に直接に答える先行研究は多くなく、さらなる研究の蓄積が必要であるといえる。

若年労働市場における上昇移動機会の規定要因に関する問いは、「外部労働市場のなかで若年者がなぜ上昇移動機会を得られるのか」というものとして設定される。外部労働市場を通じたキャリア移動、すなわち転職が若年者の上昇移動を必ずしも保証するわけではない。また、転職結果がランダムに定まるわけでもない。これらが仮定できるならば、外部労働市場におけるメカニズムを明らかにする必要は存在しないが、現実には若年者が置かれた状況によって、転職の結果は異なり得る。その「状況」がどのようなものであるかを理論的検討にもとづく実証分析を通じて特定する必要がある。

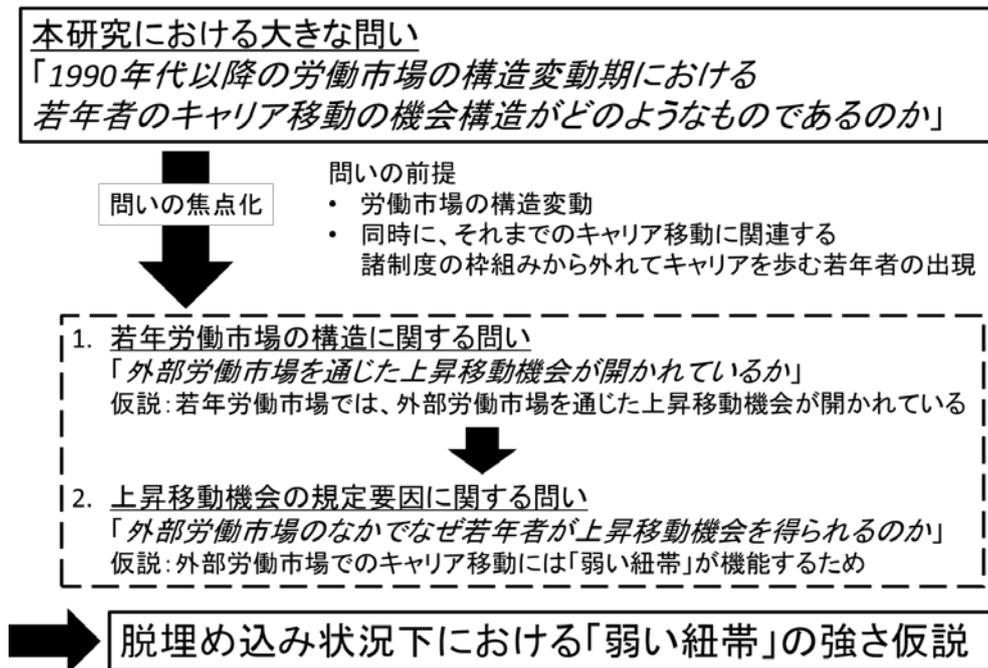


図 0. 10 本研究における問いの設定

以上の問いの関係は図 0.10 のように表現できる。1990 年代以降の若年者のキャリア移動の機会構造を外部労働市場に焦点を当てて解明するうえで、外部労働市場の構造を明らかにすることは必須の前提となる。そこで明らかにされる外部労働市場の構造を前提としたうえで、外部労働市場における若年者の上昇移動機会獲得のメカニズムが明らかにされてゆく。外部労働市場の構造とメカニズムの解明を通じて、1990 年代以降の若年者のキャリア移動の機会構造の姿が描き出されることとなる。

本研究の大きな問いに対する仮説は、「外部労働市場を通じた若年者の上昇移動機会はある程度開かれており、「弱い紐帯」が若年者の上昇移動機会の獲得可能性を高める」というものである。これを、「脱埋め込み状況における弱い紐帯の強さ仮説」と呼びたい。弱い紐帯とは、若年者を取り巻く人間関係上のなかでも、異なる交際圏を接続するような関係のことである。しかし、そのような弱い紐帯が若年者のキャリアにとって有益であるのは、彼らが労働市場のなかで不確実性の高い状況に置かれた場合に限定される。この仮説が導き出される論理は以下の章での理論的検討を通じて明らかにされる。

4 本研究の構成

4.1 分析対象の定義

以上の問題背景，問題関心にもとづき，本研究では若年者のキャリア移動の機会構造とその帰結を明らかにすることを大きな課題とする．ここでいう若年者とは，学校卒業後初職を開始してから40歳までの者である．多くの研究では34歳までを若年者とすることが多い(太田(2012)など)．しかし，この定義も厚生労働省によるものを踏襲したものであり，厚生労働省の定義に厳密な正当性があるわけではない．

本研究では，職業生活上のライフコースに即した定義付けを行う．社会学のキャリア移動研究の文脈では，30歳代まででキャリア移動が安定するようになるとみなす向きが強い(雇用促進事業団1979)．40歳時職を職業的キャリアの到達点としてみなした分析がこれまでなされてきたことをふまえ，本研究では初職入職から40歳時までを若年キャリアとする¹⁰⁾．

4.2 各章の構成

以上の分析対象について，本研究は3つのパートでの理論的，実証的検討を通じて，1990年代以降の若年者のキャリア移動の機会構造を明らかにする．図0.11は，各部とそれを構成する各章からなる，本研究全体の概要図である．

第1部では，若年者のキャリア移動をどのように理解し，説明できるのかについての理論的検討がなされる．第1章では，キャリア移動研究の知見をレビューしつつ，1990年代以降の若年労働市場構造を整理するための理論的課題を論じる．そこで議論されるのは，若年労働市場の構造がどのようなになっているのかに関する，記述的な分析枠組みについてである．第2章では，若年労働市場のなかで生じているキャリア移動のメカニズムに関する先行研究のレビューおよび理論的検討がなされる．本研究では，説明的枠組みとして社会ネットワーク論に依拠しながら，若年者のキャリア移動の機会構造

に関する分析枠組みを提示する。第1章で議論される記述的な分析枠組みから、説明的枠組みへと分析枠組みを展開することが第2章の目的となる。

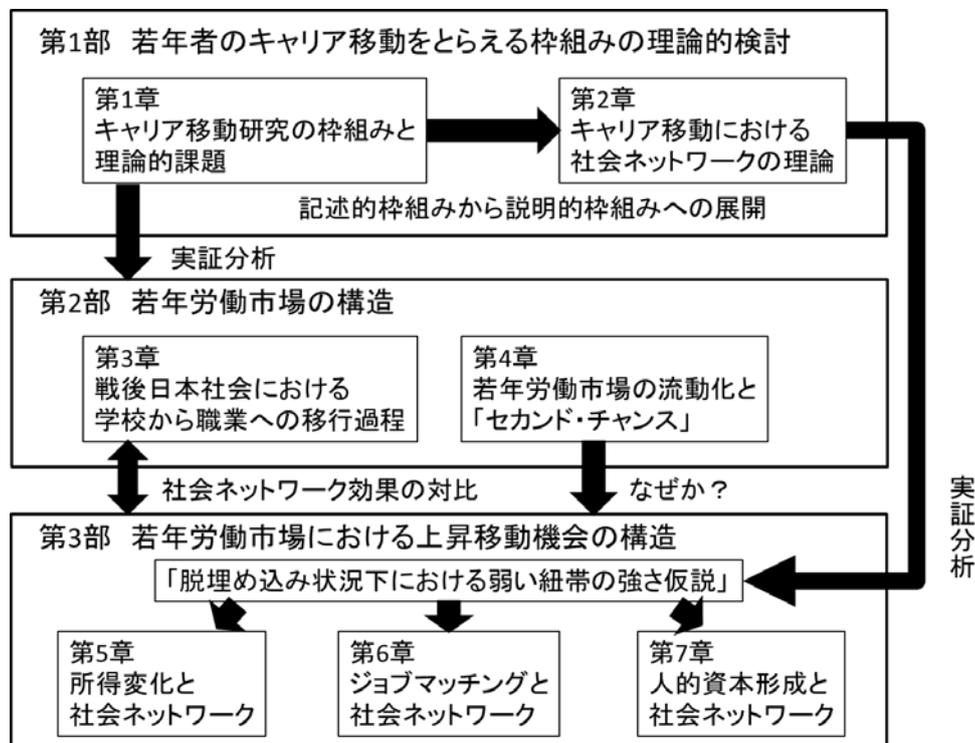


図 0. 11 本研究の構成図

第1部での理論的検討にもとづき、第2部、第3部では社会調査データを用いた実証分析が展開される。第2部では若年労働市場の構造に関する問い、すなわち「外部労働市場において若年者は上昇移動機会を得ることができるのか」が検討される。

第3章では、若年者のキャリアの入り口段階である初職入職に関して、その移行過程を再検討する。そこで検討されるのは以下の2点である。1つは、日本の新規学卒労働市場における機会構造が変化したか否か、もう1つは制度の影響が強く及ぶ労働市場において社会ネットワークがいかなる意味を持つのかである。

第4章では、制度や職場組織の内部機構の影響が及びにくい外部労働市場でのキャリア移動までを含めて、日本の若年労働市場がいかなる構造をとってきたのかを明らかにする。第3章と第4章の関係はキャリアの段階が異な

るというだけではない。第3章で扱う労働市場への参入段階で生じる格差が、その後のキャリアでどの程度相殺されるのかという点を明らかにすることを、第4章では目的としている。

第2部で明らかにされる若年労働市場の構造を前提として、第3部ではそのなかで生じるキャリア移動のメカニズムを解明する。第4章で明らかにされる外部労働市場での上昇移動機会、すなわち「セカンド・チャンス」を若年者がなぜ獲得できるのかに答える役割を、第3部の実証分析は担うこととなる。そこでは、第1部での理論的検討を通じて導き出される「脱埋め込み状況下での弱い紐帯の強さ」仮説にもとづく実証分析が展開される。

第3部での実証分析では、転職に伴う所得変化、就業先の職場環境、そして人的資本形成に対して社会ネットワーク、そのなかでも弱い紐帯が重要であることが明らかにされる。これらの実証分析の知見は、第3章での初職入職段階での社会ネットワークの効果と対比的である。労働市場において制度の影響が及ぶ場合と弱い場合では、後者において社会ネットワークの効果が観察されるようになる。

以上の理論的検討および実証分析を通じて、1990年代以降の労働市場の構造変動期における、若年者のキャリア移動の機会構造がいかなるものであるのかに対する答えが得られる。その結論およびインプリケーションは、終章にて議論される。

4.3 使用データ

本研究では、若年者のキャリアを分析するにあたり2種類の調査データを用いる。以下、それらのデータについて説明しておきたい。表0.3は使用データに関する概要を示している。

1つは、東京大学社会科学研究所が実施している「働き方とライフコースの変化に関する全国調査」（以下、JLPSと略記）の若年・壮年データである¹¹⁾。この調査の最大の特徴は、同一対象者を追跡調査するパネル調査設計をとっていることである。また、仕事や社会ネットワークに関する質問もなされており、本研究の分析課題に適している。JLPSデータを用いることで、

社会ネットワークがその後のキャリアにどのような影響を与えるのかを検討することができる。本研究による新たな知見の多くは、JLPS データの分析からもたらされる。

もう1つは、「社会階層と社会移動全国調査」(通称SSM調査)である¹²⁾。本研究で用いるのは1995年、2005年調査のデータである。SSM調査では豊富な職歴の情報が尋ねられている。本研究では若年期のキャリアの時代変化を分析する。SSM調査の職歴データは、その分析課題の遂行にとって不可欠であるといえる。

表 0. 3 本研究で使用する調査データの概要

調査名	東大社研・若年壮年パネル調査	1995年SSM調査	2005年SSM日本調査
調査実施者	東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト	1995年SSM調査研究会	2005年社会階層と社会移動調査研究会
調査対象	日本全国に居住する20～34歳(若年)、35～40歳(壮年)男女(2006年12月時点)	1994年12月31日現在で満20～69歳の有権者	2005年9月30日現在満20～69歳の男女
標本抽出方法	層化二段無作為抽出	層化二段確率比例抽出	層化二段確率比例抽出
調査方法	調査票による郵送配布・訪問回収法	調査員による個別訪問面接調査	調査員による個別面接調査と留置調査
データ数	Wave1での有効回収票数3,367(若年、回収率34.5%)、1,433(壮年、回収率40.4%)	計画サンプルサイズ4,032、有効回収数2,653(回収率65.8%)	有効抽出票数13,031、有効票数5,742(回収率44.1%)

[注]

- 1) この点に関する歴史的整理は、菅山(2000)などを参照のこと。
- 2) 実際に、人々の「中意識」が1970年代に拡大してその後安定的に推移していることが、SSM調査などの結果から明らかにされている(原・盛山1999; 白波瀬2012)。
- 3) 内部労働市場とは、組織内の管理規制により地位・報酬が労働者に配分されるような労働市場を意味する概念である(Doeringer and Piore 1971)。

本研究では、労働市場を内部と外部（転職市場）に区別して議論するドーリンジャーとピオーレによる市場概念の理解に即して議論が進められる。労働市場を対象とする社会学的研究の多くも、それに類似した観点に基づいているといえる。

- 4) 女性の場合、パートタイム労働の占める割合が大きい。女性パートタイム労働者の多くは配偶者として、補助的に家計を支えるために就業していると考えられる。この場合、もう一方の男性はフルタイム労働者（≒正社員）として働いている場合がほとんどである。そのため、生計維持のうえで正社員として働くことはやはり前提であったといえるだろう。
- 5) 周縁労働者（縁辺労働者）とは、労働力と非労働力の間を行き来する労働者のことである（梅村 1971；小野 1981）。
- 6) データは、広島大学高等教育研究開発センターウェブサイト中の、「高等教育統計データ集」のページからダウンロードした。最終ダウンロード日 2013 年 11 月 13 日。（http://rihe.hiroshima-u.ac.jp/data_category.php）
- 7) 先行研究では高学歴化に伴う学歴の効用低下に対して反証を示すものもある（濱中 2013）。しかし表 0.1 から明らかなとおり、同一学歴のなかでの時代変化をみる限り、労働市場の構造変動に高学歴化が対応しきれているとは言い難い側面がある。両者の違いは学歴の効用を学歴間で見ると、同一学歴の効用を時代間で見るとの違いである。
- 8) 文部科学省ウェブサイトより引用。最終確認日 2013 年 12 月 17 日。（http://www.mext.go.jp/a_menu/ikusei/wakamono/）
- 9) データの出所は OECD Statistics のウェブサイトである。
- 10) 利用データの関係上、年齢の範囲が多少前後することがあることを予め断っておきたい。
- 11) 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。厚くお礼を申し上げたい。
- 12) 1995 年 SSM 調査データ、および 2005 年 SSM 日本調査データの利用に

あたっては，2005年SSM調査委員会の使用許可を得た．厚くお礼を申し上げます．

第1部 若年者のキャリア移動構造をとらえる概念の再検討

第1章 キャリア移動研究の枠組みと理論的課題

1 キャリア移動研究の整理の必要性

本章では、これまでなされてきたキャリア移動研究のレビューを行う。レビューを通じて、先行研究の蓄積から何がどこまで明らかになり、何が明らかではない、あるいは新たに解くべき問題としてどのようなものが生じてきたのかを整理することが目的である。また、本研究における若年労働市場の構造に関する問いに対する仮説について、本章では理論的に検討する。

本章におけるキャリア移動の用語や概念については後述するが、これは社会学における世代内社会移動のうちの、世代内職業移動とほぼ同義である¹⁾。世代内移動と対をなすものが世代間移動である。特に社会学の社会階層論では親と子の間の階層・階級間移動を分析対象とし、階層・階級は職業によって把握される。社会階層論では世代間移動の構造を分析することによって、世代間での移動機会がどの程度開放的・閉鎖的なのかを明らかにしようとする。同時に、世代間移動の趨勢を分析することによって、世代間での移動機会がどの程度開放化・閉鎖化に進んだのかを明らかにしようとしている。世代間移動研究については理論、方法の精緻化が進むと共に、その基盤となるデータの整備もなされている。

世代間移動研究に比較して、世代内移動研究の蓄積はそれほど進んではない。後述する通り世代内移動はある個人の生涯にわたる職業移動の経歴によって把握されるため、分析にたえ得るデータ自体が多くはないことが主要な理由の1つであろう。方法については本人初職と現職のクロス表を検討するアプローチから、イベントヒストリー分析や潜在成長曲線モデルのような洗練された手法も用いられている。しかし、そのような手法に適した職業経歴データやパネルデータは多くはない。

理論の面では、内部労働市場理論（Doeringer and Piore 1971）による枠組みが中心的ではあるが、世代間移動に比べれば分析枠組みは個々の研究者の独自性に基づくところが大きい。そのため、理論と実証のサイクルはそれほ

どスムーズに進まず、研究が断片的になるきらいがあるように思われる。本研究における分析枠組みは、本章の第5節で議論する。

以上簡単に述べたが、(世代内) キャリア移動には理論、実証の両面で体系的な枠組みが存在するわけではない。そのような問題がありながらも本稿で世代内キャリア移動研究の整理を試みるのには2つの理由がある。1つは、たとえ個々の研究を統一的に捉える枠組みが不在である、あるいは曖昧であるにしても、世代内キャリア移動の研究と呼べる先行研究は長い間蓄積されているため、それらの知見をまとめることは必要な作業であると考えられるからである。社会階層論にとどまらず、労働市場の社会学や経済社会学の分野においても個人の昇進、転職や賃金変化を取り扱っている。それぞれの分野における知見を整理することは、今後の研究のためにも意義のあることであろう。世代内キャリア移動の研究を一応にでも系統的にとりまとめたものは少なく、近年の研究成果の整理も含めて意味のあるものであると考えられる。

もう1つの理由は本研究の問題関心と直接結びつく点である。1980～90年代以降、日本社会のみならず、アジア、欧米の多くの産業社会で、雇用の流動化が問題視されている。この場合における流動化は人々の間での離転職率の高まりを意味し、多くの研究ではその主たる要因として雇用保護の弱いパートタイムの労働需要が相対的に拡大していることに着目している²⁾。そのような状況下で先行研究が問うているのは、初期キャリア³⁾の段階で不安定な仕事に就くことが、その後のキャリア移動機会にいかなる影響を与えるのかということである。この問いは決して新しいものではなく、それまでの経歴がその後のキャリア移動機会にどのように影響するのかということは、世代内キャリア移動研究の基本となる問いである。初期キャリアでの不利な状況がいかにして挽回可能か、その際に生じる機会の格差、不平等の背景として何が影響しているのかという問いは、世代内キャリア移動の基本となる問いの応用形であるともいえるだろう。そのため、これまで蓄積されてきた世代内移動を中心とする先行研究の整理は、重要な基本作業の1つとして位置づけられる。

以下のセクションでは、キャリア移動の概念、そしてキャリア移動を分析するための構造主義的アプローチに関する整理を行う。計量分析の表現を借りれば、世代内キャリア移動が被説明変数となる概念であり、その対となる構造主義的アプローチが説明変数となる概念に相当する。そのうえで、これまでの国内外の実証研究の知見をとりまとめ、世代内キャリア移動研究において何が明らかになり、また明らかでないのかを議論したい。

2 キャリア移動および関連する諸概念

2.1 キャリア移動

本稿におけるキャリア移動という用語は、前節で言及した世代内職業移動という用語を一部改変したものである。前節では、世代間移動の用語について言及した。世代間移動が親と子の間での（職業）階層移動（あるいは非移動）を意味するのに対し、世代内移動はある個人の生涯にわたる職業移動を意味する。昇進や転職は世代内移動の具体的な例である。

しかし、個人が職業に関して経験する移動は、職業についてだけではない。例えば、前職と現職が同じ職業であっても、前職がパートタイムの働き方で、現職がフルタイムの働き方である場合、従業上の地位（雇用形態）に関する移動を経験していることになる。あるいは、前職、現職共に同じ職業かつ同じ従業上の地位であっても、転職を通じて賃金が増加する場合、所得に関する移動を経験していることになる。ほかには従業先の企業規模の移動なども考えられる。

職業、従業上の地位、従業先規模、賃金の全てに上下の区別がつけられると仮定すれば、これらは社会経済的地位を表す指標として理解することができる。そのため、本稿でいうキャリア移動とは、より厳密に言えば世代内の社会経済的地位の移動と呼ぶべきである。しかし、このような表現は煩雑であるし、キャリア移動という用語で社会経済的地位の移動を指すことは、少なくとも社会学や経済学の分野では了解が得られるように思われる。そのた

め、以後特に断りのない限りキャリア移動とはある個人の生涯にわたる社会経済的地位の移動を指す概念として用いたい⁴⁾。

2.2 社会経済的地位

ここで、社会経済的地位の概念を定義する必要がある。先に、職業、従業上の地位、従業先規模、賃金が社会経済的地位を表しているという自明のうちに記したが、社会経済的地位がいかなる概念であるが故に、そのような言及が可能であるのかを明確にせねばなるまい。

社会経済的地位という表現ではないが、社会的地位という概念については、たとえば「個人の各種の社会行動(のチャンス)を規定するところの属性で、他の個人・集団・社会との直接的・間接的 社会 関係の如何によって基礎づけられるもの」(安田 1971: 51-52, 傍点は原文ママ)という定義がなされている⁵⁾。そして社会関係とは個人間、集団間の相互の役割を定義づけるような関係であり、古くはマルクスによる生産関係やデュルケームの分業関係、あるいはウェーバーの支配・非支配関係などが典型例であろう⁶⁾。そして、これら種々の社会関係は諸制度と連結し、個人の様々な機会の量や質を規定する。本稿では、ひとまず安田三郎による社会的地位の定義を、社会経済的地位の概念にもあてはめたい。

それでは先に挙げたいいくつかの社会的地位の指標がそれたりうる理由について、ごく簡単に言及しておきたい。職業については、機能主義的に把握するならば社会の中で必要とされ、かつ選抜的である職業は人々からより望ましいと評価されるために、高い報酬や保護的な雇用であることも容認される。葛藤論的に把握するならば、そもそもある職業階層は他の階層に比べて様々な権力、資源をより多く保有しており、資源保有の不平等関係を維持することによって自らの権益を保つ結果として地位が立ち現れてくる。従業上の地位、特に正規雇用と非正規雇用の別が社会的地位の一部を構成しうるのは、両者の間で昇進機会や賃金体系が異なり、より根本的には雇用者から期待される役割が異なってくるからである⁷⁾。従業先規模については職業、

従業上の地位に比べれば不明瞭であるものの、昇進機会や雇用の安定性などの制度的側面で大企業と中小企業の間では差異が存在する⁸⁾。

以上の説明より、職業、従業上の地位、従業先規模は人々の社会的地位の指標として用いることができるといえる。所得や賃金については、その上下の区別が何らかの社会的・制度的関係によって定義づけられているわけではないため、社会的地位とはいえない。しかし、所得や賃金は明らかに経済的地位を示している。そして、経済的地位は予算制約を規定することで個人の機会の量や質に影響すると考えられる。したがって、これらの指標は社会経済的地位の概念を具体的に示すものとして用いられるのである。

2.3 キャリア移動を記述する概念

ここまで、キャリア移動が個人の生涯にわたる社会経済的地位の移動を意味することについて説明した。以下では、キャリア移動を記述する概念について整理したい。

キャリア移動を記述する概念には垂直移動と水平移動がある。そして、垂直移動には上昇移動と下降移動がある。垂直移動（上昇移動・下降移動）は、ある社会経済的地位に沿って前の状態から後の状態にかけて、より高いあるいは低い地位へと移動することを指す。水平移動は、社会経済的地位の次元では同等の位置にある地位の間で起こる移動のことを指す。

世代間移動の研究では、社会の状態は世代間での移動が全く起こらない状態（完全不平等）と、親世代の地位が子世代の地位に全く影響しない状態（完全平等）の二極をとり、ある社会がその間のどこに位置づけられるのかを分析している。そして、規範的観点からは、社会は完全平等であることが望ましいといえる。

しかしながら、そのような規準は世代内キャリア移動にはあてはまらない。「個人の生涯のある時点における社会的地位が後の時点におけるそれに無関係でなければいけないと考える理由は何ら存在しない」ためである（安田 1971: 63）。社会経済的地位達成におけるメリトクラティックな要因（個人の

努力と先天的な特性)を無視して上昇移動, 下降移動の経験が誰にでも等しく分配されることは, 公正さの観点からみても望ましいとはいえないだろう。

キャリア移動においては, 上昇移動の機会がどの程度存在するかが重要な研究関心となる。そして, 上昇移動の機会の分布を規定する要因の解明が, 具体的な研究課題となるのである。一方で, 垂直移動のみならず水平移動も重要な研究対象ではある。仮に社会経済的地位については移動の前後でほぼ変化がなくとも, 移動を通じてより自分に合った職場環境下に入ることができるか否かなどは, キャリア移動において無視できない重要な側面である。たとえ社会経済的地位の諸次元では変化がみえなくとも, 水平移動の結果職場や仕事への適応(ジョブマッチング)に何らかの影響があるとすれば, その後の上昇移動の可能性にも影響が生じうると考えられる⁹⁾。したがって, 水平移動についてはその質についても検討することが意味をもつのである。

キャリア移動の機会がどのような要因によってどの程度規定されているのかについて, 社会学では構造的観点からの研究が蓄積されてきたといつてよい。次節では, 構造的アプローチの概要について整理する。その際, 対比的に用いられることの多い個人主義的アプローチとの差異にも言及しつつ, 議論を進めたい。

3 構造的アプローチの枠組み

3.1 構造的アプローチの概要

前節では, キャリア移動研究でいわば被説明変数に相当するキャリア移動の概念, および関連する諸概念をごく簡単にではあるが整理した。本節では, 説明変数に相当する構造的アプローチの考え方に関して検討を行う。構造的アプローチがいかなることを指すのかを明確にするには, その対として考えられる個人主義的アプローチと本稿で一応の呼称を与える枠組みと比較することが有益である。類似の区分に基づく議論として Mayhew (1980) によるものなどがある。本稿でも Mayhew (1980) の議論や, Blau (1994) の構造概念の定義を参考にしつつ検討を行なっている。

個人主義的アプローチとは、個人の行動・態度の決定が内生的になされる
と考える立場である。内生的にというのは、行動・態度の決定過程が個人
の中で完結していることを意味する。社会経済的地位達成と学歴の関連を例に
挙げてみよう。両者の間には大抵正の関連が観察されるだろう。その関連が
なぜ生じるのかを説明・解釈する際に、たとえば「高い学歴を持つ者の方が
より生産性が高く、複雑な状況にも対応できるスキルを持っている。
そして、そのような高いスキルを持つ者ほど労働市場では高く評価されるた
め、より高い社会経済的地位を獲得しやすくなる」という説明がありうる¹⁰⁾。
この説明においては、(1) 学歴は個人のスキルのレベルを意味する、(2)
個人のスキルのレベルが高いほど社会的、経済的に高く評価される、という
2つの仮定を置くことによって、他の外生的な要因から独立して自己完結的
に学歴と社会経済的地位の間に正の関連が生じることを論じられる。

それに対して、構造的アプローチは個人の行動・態度の決定が外生的要因
によりなされるという立場に立つ。先の例と同じく、社会経済的地位と学歴
の関連について考えてみよう。観察される事実は社会経済的地位と学歴の正
の関連という点では個人主義的アプローチと同一である。しかし構造的アプ
ローチではいくつかの説明を与えられる。

1つは、「そもそも労働需要側（企業組織）が採用や人事評価の段階で、
学歴ごとに応募する職種や、評価の体系を異なったものになっている。企業側
は大卒者を管理職の候補として考えているため、彼らが組織内で昇進するた
めの仕組みを作っている。そのため、学歴が高いほど昇進・昇給機会が多く
割り当てられることが雇用慣行の下でなされ、それが高い社会経済的地位に
結びついているのである」というものである。これは、本人の能力はひとま
ず差し置いて、企業組織の雇用慣行レベルで学歴差を設けることに正の関連
を帰結させるという解釈であるため、学歴主義的な説明の1つといえるだろ
う。

あるいは、「学歴によって取得できる職業資格のレベルに違いがあり、高
度な職業資格は高い学歴を持つものでなければ取得できないように設計さ
れている。そして、高度な職業資格を必要とする職業には高い報酬が割り当
てられる。そのため、全体的に学歴と社会経済的地位の間に正の関連が生じ

るのである」という説明もありうるだろう。この説明では、高い学歴が高い職業資格の取得につながり、それが高い社会経済的地位を占める結果につながるという因果の流れであるため、人的資本論的であるともいえる。しかし、職業資格取得の段階で学歴間障壁があることや、高い報酬が個人の能力ではなくあくまで高度な職業資格に割り当てられていると考える点で、個人主義的アプローチとは明らかに異なる。

他にも構造的アプローチから学歴と社会経済的地位の正の関連に説明を与えることは可能であろう。しかし、以上のシンプルな説明の例から、構造的アプローチの特徴を十分に論じられる。構造的アプローチにおいては、ミクロレベルでの関連（学歴と社会経済的地位の関連）が、より上位レベルの制度的、あるいは集合的要因によって生み出されていると考えるのである。

先に挙げた2つの例は制度的要因に着目している。では、集合的要因として何が考えられるか。シンプルな例を考えれば、学歴の周辺構造や各種のコーホートを集合的要因として挙げられるだろう¹¹⁾。

学歴の周辺構造に関しては、希少性の観点をさらに導入することになる。何らかの理由で学歴と社会経済的地位の間に正の関連が生まれているとしても、高学歴化が進むことに高学歴と呼ばれる学歴（大学以上）の希少性は低くなる。希少性が低くなることによって、学歴によって他者との差異化を図ることは労働需給双方にとって困難になる¹²⁾。このようなエリート主義的観点からの説明においては、学歴と社会経済的地位の正の関連は、高学歴取得者の希少性に帰結されるべきだという議論になる。

コーホートの影響については、労働市場に参入する（初職を開始する）タイミングが好例である。初職開始時に不況であり、良い条件の仕事を見つけられなかった場合、ジョブミスマッチングが発生して離職リスクが高まるのは容易に想像できる。そして、早期に離職を経験することにより、初期キャリア段階でスキル形成の機会を逃してしまい、転職やその後就いた職での昇進の場面で不利に評価されやすくなる。この場合、たとえ同じく高学歴取得者であっても、初職開始時の労働市場の需給構造如何でその後のキャリア移動機会が規定されるということになる。事実、このようなことは傷痕効果として実証研究でも検討されている。

構造的アプローチにおける以上の諸点が示唆するのは、このアプローチで最終的に明らかにしようとするのが制度的・集合的要因がいかに人々の社会経済的生活に影響しているのかという点である。これは、実証研究において用いる説明変数の影響に関して制度的・集合的見地から仮説構築を行うという意味である。やや注意が必要なのは、構造的アプローチにおいて、ミクロレベル変数をマクロ的に解釈しうることがあるということである。

すなわち、個人属性変数さえも、理論的枠組み次第ではマクロレベルの側面を表すということである。たとえば、企業の事細かな雇用慣行などを操作化することは難しいため、現実にはシンプルな質問で代替する、あるいはよりラフな手段として従業先規模などで代替することがある。上記集合的要因については、出生コーホートや初職開始コーホートの効果をもって、構造的影響を解釈することになるのである。構造的アプローチからの操作化の難しさゆえに、個人主義的アプローチと用いる変数の種類はほぼ同じであり、両者の差異は論理レベルでの解釈の仕方の違いにとどまる¹³⁾。

やや単純過ぎるが、少なくとも個人のキャリア移動に関する研究では、社会学者は構造的アプローチを採用し、経済学者や心理学者は個人主義的アプローチを採用しやすいといえるだろう。実際には、個々の研究者によっていかなる分析枠組み、研究のストラテジーを採用するかで立場は異なりうる。しかし、労働市場が職種、業種や従業先規模によって分化しセグメント間でキャリア移動の機会が異なる、また概念的には本人のスキルとは独立に学歴やコーホートが個人のキャリアを規定しうると考えるのが社会学的な世代内キャリア移動研究の基本的なスタンスであろう。換言すれば、様々な外的要因がより重要な意味を持つという立場である。ただし、構造的要因を考慮するあまり理論的枠組みが複雑になりやすいことは想像に難くない。そのため、不十分なことは承知のうえで種々の構造要因のある一部に着目して理論化を行わざるを得ない。それが社会学的な世代内キャリア移動研究の体系的蓄積にとって時に困難を生じさせているともいえるだろう。

とはいえ、労働市場が同質的 (homogeneous) であると仮定する新古典派経済学的な枠組みでは、現実の社会で学歴その他の要因がいかに位置づけられているのかを考察するには不十分である¹⁴⁾。労働市場がセグメント化し

ていると先見的に考えるべきか否かは別にして、少なくとも労働市場の同質性は強すぎる仮定といえる。実証的には、様々な構造変数の影響の可能性に対して意識的であることが有益であると考えられる。

3.2 構造変数として何が考えられてきたか

以上の議論を通じて、構造的アプローチでは個人のキャリア移動の決定過程が、個人にとってはマクロレベルに位置づけられる制度¹⁵⁾や集団の影響を強く受けるという立場に立つことに言及した。制度や集団の影響を受けるということは、制度の存在によってある次元上の位置の間で、また集団を構成する各要素の間でキャリア移動の機会に差異が生じるということの意味する。つまり、個人属性の間でキャリア移動の機会に差異がみられたとしても、それを個人差（教育年数が長い個人の方がより能力が高いと考えられるから、など）として解釈するのではなく、その個人属性が社会的にどのような定義され、位置づけられているのかに注意を払うというアプローチである。

それでは、構造的アプローチの観点からどのような変数が用いられ、どのように解釈がなされてきたのか。ここでは、いくつかの構造変数に関して言及したい。

3.2.1 教育・学歴

まず、教育・学歴の変数について議論したい。分析上は教育年数や、卒業した学校のカテゴリをダミー変数として用いることになる。個人主義的アプローチでは、教育・学歴変数は個人の人的資本の水準として解釈される。一方、構造的アプローチでは学歴は社会階層変数の1つであり、意識や行動様式をある程度共有する集団として解釈しやすい。

個人主義的アプローチにおける教育変数の解釈はシンプルであり、人的資本の一次元的な尺度として用いられる。そのため、教育変数の値は高い方がよいということになり、長い教育年数は高い能力を示唆すると解釈することになる。しかし、構造的アプローチでは学歴が必ずしも一次元的な尺度であるとは限らない。それは、学歴が本人の能力のみならず、各学歴集団の中で

共有される意識や行動様式、その他の側面をも反映したものであると考えられるからである¹⁶⁾。したがって、構造的アプローチの観点から学歴変数を解釈する場合、各学歴と結果変数の関連がどのように意味づけられるのかを適切に仮説化する必要が生じる。

就職や転職の場面における教育・学歴変数の例を考えてみよう。職探しを始めてから採用・内定が決定するまでの期間を分析しようとする場合、個人主義的アプローチの立場では能力が高い方が早く仕事を見つけられると予測できるはずである。しかし、構造的アプローチの立場では仕事が早く見つけられるか否かは、学歴ごとの労働需要量と学歴の周辺分布（各学歴の労働供給量）の關係に依存する。そのため、教育年数と仕事を見つけるまでの期間に線形關係を先験的に想定することは難しいであろう。仮にこのような労働需要決定論に立つならば、学歴ごとの労働需要を確認しておく必要がある。

3.2.2 職業

次いで、職業に関する変数について検討する。社会学において職業は社会階層あるいは社会階級の概念を表す最も重要な指標であり、社会階層論においては構造変数として用いられることが多い。一方、労働経済学的な文脈では職業は技能・スキルレベルの高低、複雑度といった側面を示し、個人の人的資本を示唆する指標と考えられるだろう。社会学においては、職業分類を職業威信スコアに置き換えて連続的に扱うか、あるいはいくつかの階級・階層分類¹⁷⁾に従って離散的に扱うか、またあるいは単純にホワイトカラー／ブルーカラーのような区分を用いている。

社会階層論の枠組みでは、社会的資源やそれらの獲得機会がどの程度平等に（あるいは不平等に）分布しているのか問うている。これらの諸資源は多次的で、かつある資源については豊富に保有している階層が、別の資源の保有量が少ないという「地位の非一貫性」が観察されることは度々報告されている（Lenski 1954; 今田・原 1979; 三輪 2008a）。とはいえ、そうであるからといって世代内キャリア移動の機会が平等に分布しているとはいえない。初職入職から現職に至るまでの職業移動には一定のパターンが存在し、キャリア移動のパターンは職業階層によって明確に異なることが指摘され

ている。そして、そのパターンは個人の能力というだけではなく、職業階層間同士の連結を生み出す制度的なメカニズム（雇用慣行など）が背景で作用していると考えられる。

また、学歴と同じく労働需要に基づき職種間でキャリア移動機会の格差が生み出されることもあるだろう。その場合、先に挙げた職業威信スコアのような連続的な階層の把握の仕方は必ずしも適切ではない。キャリア移動の機会が、高い地位の職業ほど多く、低い地位の職業ほど少ないといったように線形関係で捉えられる場合は別であるが、階層ないし職種によってキャリア移動の機会、労働需要が異なる可能性は大いにありうる。

3.2.3 従業上の地位・従業先規模

職業に関連する変数としては、従業上の地位と従業先規模が挙げられる。従業上の地位とは言い換えれば個人の働き方の測度に近く、日本では正社員、アルバイト、パート、派遣社員、自営業、家族従業...などの区分である。労働統計的には、これまでは常時雇用（フルタイム）と臨時雇用（パートタイム）、そして自営という区分が用いられてきており、正社員は常時雇用、アルバイトやパート派遣、請負社員などは臨時雇用、そして自営・家族従業という対応関係にあった。しかし、雇用形態の多様化やアルバイト・パートの基幹労働力化（よりフルタイムに近い働き方に近づくこと）が指摘される中で（江夏 2008）、従業上の地位が細分化してきたと言ってよいであろう。ただし、いわゆる正規雇用・非正規雇用がいかなる基準で実際に区分されているのかは国によって異なるため、海外の先行研究の比較や比較分析を行う際には注意が必要である。

従業上の地位の操作化については、理論的枠組みというよりはそれぞれの社会の雇用制度に基づく定義がなされることが多い。しかし、いわゆる正規雇用・フルタイム労働と非正規雇用・パートタイム労働の間で賃金や上昇移動機会に格差が存在することがよく指摘されている。特に、学卒後の男性の間で非正規雇用の規模が拡大したことが社会問題として認識されるようになって以後、正規雇用・非正規雇用間格差の問題が大きく論じられるようになったとあってよいだろう。

学歴や職業と同じく、従業上の地位が階層変数足りうるかについては議論の余地があるが¹⁸⁾。しかし、従業上の地位の間でキャリア移動機会の格差が生じているか否かは、雇用制度や雇用慣行の在り方に依存するところが大きい。たとえば Blossfeld et al. eds (2008) では、アメリカやイギリスのような自由主義的でフルタイム労働者であっても解雇・レイオフのリスクが高いような労働市場構造下では、ドイツなどの保護的な労働市場に比べて雇用形態（従業上の地位）間の格差が小さいことが議論されている¹⁹⁾。また、正規・フルタイム／非正規・パートタイム間で賃金や上昇移動機会の量が逆転することはほとんどないといってよい。したがって、従業上の地位は社会経済的地位を表し、かつ雇用制度に裏打ちされた構造変数でもありと考えると差し支えないと思われる。

そして従業先規模についてであるが、この変数は特に日本の労働市場を研究対象とする際に検討されることが多い。戦後まもなくの労働市場研究より、日本における大企業と中小企業間での二重構造については議論がなされてきた（氏原 1966）。そして、その多くが大企業においては長期雇用の慣行が維持され（雇用の安定性が高い、転職率が低い、昇進機会が多い）、賃金水準も中小企業に比べて高いという指摘であった。理論的には、内部労働市場論の枠組みが用いられることが多く、一次労働市場を大企業、二次労働市場を中小企業が構成していると考えられている。この差異についても、従業上の地位と同じく雇用慣行の影響が反映されているため、従業先規模も個人の特性を表すというよりは構造的側面を表す変数であると考えられる。

3.2.4 産業

産業は、社会階層論のなかではそれほど重要視されていない変数である。それは、産業が階層を形成していることを正当化する明確な理論的枠組みがほとんどないためであり、実証研究のなかではせいぜいコントロール変数として用いられるにとどまる。しかし、労働市場研究のなかで産業を考える場合、その社会での産業構造が労働需要の在り方を規定するわけであるから、産業はキャリア移動機会に影響する重要な構造的要因となるのである。

とはいえ、産業に関する社会学的な枠組みがないわけではない。労働市場の二重構造（Core sector と Peripheral sector）を因子分析により導出し、その上で賃金やキャリア移動機会の分析を行う研究は存在する（Tolbert et al. 1980; Jacobs and Breiger 1988）。ただし、Tolbert らのアプローチで析出される労働市場の二重性は、結局大企業と中小企業の違いに帰結されると言えなくもなく、産業を用いるからこそ得られる理論的含意があるというには疑問が残る²⁰⁾。

他には、経験的に各産業規模の拡大・縮小の度合いを求め、それを Labor Market Turbulence 指標と定義した研究がある（DiPrete et al. 1997）²¹⁾。彼らは産業規模の量的変化をもって産業構造の変動を把握し、産業規模の拡大は当該産業内での移動を増大させ、逆に産業規模の縮小は別の産業へと押し出す形での移動や失業を増大させると論じている。一見当たり前の議論であるが、彼らの関心は産業構造の変動が個人の離転職に与える影響が、制度間での程度異なってくるのかという点にある。理論的、実証的には構造変動の影響（労働力を吸収するセクターと排出するセクターの影響）に関心があり、個々の産業における離転職率の差を取り扱っているわけではないことには注意すべきである。産業については、このような人口学的観点からの概念化が 1 つの有用なアプローチであると思われる。

3.2.5 コーホート

人口学的観点からの構造要因としては、他には様々なコーホートが考えられる。キャリア移動の観点から重要なものの 1 つには、入職年コーホートが挙げられる。入職年コーホートは、入職時の労働市場の状況を反映している。そのため、入職時期が不況か好況かによって、その後のキャリア移動機会にどのような差が見られるのかを検討する際には必要な変数である。

入職年コーホートやその時々々の労働市場状況の影響を表しうる変数など、時間の概念を実証モデルの中に導入するアプローチを、動的アプローチ（Dynamic Approach）と呼ぶ研究がある（Blossfeld 1986）。動的アプローチに対するものは静的アプローチ（Static Approach）や準静的アプローチ（Semi-static Approach）がある。静的アプローチにはパス解析などによ

る地位達成アプローチが挙げられており、時間の概念を捨象して出身階層、教育、初職、現職の関係構造を明らかにしようとするものである。準静態的アプローチには人的資本論や **Vacancy Competition Approach** が例として挙げられており、入職時からの経過時間（勤務年数など）のみが考慮されているものである。これらのアプローチでは、キャリア移動の機会自体を生み出す要因については検討できず、既に存在する構造の中での競争における有利・不利を論じるにとどまる。無論、競争における有利・不利が生じるメカニズムを明らかにすることは社会階層論における重要な研究課題の1つであるが、それだけでは構造変動と個人的資源の影響を識別することは難しい。先に述べた産業と同じくコーホートも人口的影響、すなわち構造変動の影響に関心を置くものといえるだろう。

3.2.6 その他の要因

ここまで議論してきた構造変数は、世代内キャリア移動研究や労働市場研究の中でも伝統的に用いられてきたものである。しかしこれらの要因の他にも着目されている重要なものがある。ここでは、勢力 (**Power**)、家族的要因、そして社会ネットワークについてごく簡単に言及しておく。

勢力については、企業における賃金水準が個人の人的資本のみならず、労働組合などの影響といった集合行為の結果定まるという議論がある (**Smith 1990**)。また、企業統治における国家、経営者、そして労働者の関係の在り方が組織構造を規定し、各種労働条件に影響するという枠組みも提唱されている (**Fligstein 1996**)。

家族的要因に関しては、労働経済学分野でも「家族の経済学」が存在するが (**Becker 1981**)、社会学的アプローチも存在する (**Drobnic and Blossfeld 2001**)。これらのアプローチでは、女性の労働参加に配偶者（夫）の社会経済的地位がいかに関与するかという点に関心を置く。経済学的アプローチでは効用最大化の観点から分析が進められるが、社会学的アプローチでは概述の通り制度的要因も分析モデルに含まれる。

最後に社会ネットワークであるが、これは **Granovetter (1974[1995]=1998)** による転職研究において発見された「弱い紐帯の強さ」から様々な研究が展

開されている。外部労働市場における職探しネットワークの影響の他にも、企業内における昇進スピードとネットワーク上の位置の間に関連があることを指摘する研究もある（Burt 1992=2006）。

4 労働市場構造の特性と社会経済的地位達成の関係

ここまで、構造的アプローチの基本的な考え方、およびそれにもとづき社会学分野では説明変数がどのように意味づけられてきたかについて議論した。以下では、本稿で言及した構造的アプローチの考え方に近い実証分析を中心に、得られた知見の整理を行う。無論、以下でとりあげる実証研究のすべてにおいて、用いられる変数が構造的アプローチのスタンスに立つわけではないが、解釈の段階で社会構造の問題に関心を払っていると筆者が判断したものを中心に整理することにした。

4.1 職業移動の分析

ここでは、狭義の職業移動（本人が従事する仕事の変化）を中心に扱う²²⁾。世代内職業移動の分析においては、初職・現職間移動表の分析が最も基本的な手法とされる。

この種の世代内移動の分析は、日本においてはSSM調査データの分析を中心に進められてきた。これまで行われてきた分析から明らかにされてきたことのなかで最も重要なのは、職業間の移動には一定のパターンが観察されるということである。まず、専門的職業に分類される職業階層においては、他の職業階層との移動がきわめて少なく、独立した存在となっている。次いで、事務職から管理職への強い経路の存在である。そして、販売職、サービス職およびブルーカラー職（熟練、半熟練、非熟練）の間での移動が多いことである。これらの傾向は、出生コーホートや調査時点によって若干の違いが見られるものの、基本的には類似しているといっていよう（原 1979, 1981; 盛山ほか 1990; 渡邊 2011）。ただし、販売職やサービス職はホワイト

カラーとブルーカラーの中間的な位置にあるということもでき、比較的多様な移動経路を有している（雇用促進事業団職業研究所編 1979）。

以上のような世代内移動を、世代間移動、教育達成の枠組みと同時に検討したのものとして Blau and Duncan（1967）による地位達成モデルが挙げられる。そこでは職業は威信スコアの形で連続的なものとして把握され、パス解析の手法によって出身階層、本人の教育達成、および本人の初職が現職にどの程度影響しているのかを検討している。その結果明らかにされたことは、個人の地位達成仮定において教育と初職の地位が重要であるということであった。彼らの分析手法は日本のデータにも応用され、そこでは学歴→初職→現職という経路が主要であることが見出されている（富永・安藤 1977；原 1979；中尾 2011）。

パス解析の手法は他の要因を同時に検討する上で有用ではあるが、職種間移動のパターンをみる上では困難が伴う。そのため、初職・現職間クロス表の分析も単純ではあるが重要である。しかし、労働市場に入ってから年数が短ければ、当然初職と現職の間で移動は起きにくいということなど、時間の概念を捨象することによる潜在的な問題が生じているともいえる。特に若年者においては労働年数が短い故にこのような問題が生じるのであり、統計的には右側打ち切り（Right Censoring）の問題として理解することができる²³⁾。

この問題に対処しつつ職業移動の機会を分析するため、イベントヒストリーの手法を用いた分析がなされてきた。日本ではセクター間移動の分析に応用され、日本における二重労働市場論が部分的には当てはまるが、大企業と中小企業における非対称な移動構造に関する仮説について否定的な結果が得られたことを報告している（盛山ほか 1990）。また、ドイツ男性の職歴データの分析結果からは、教育年数や職業威信と垂直移動の間にプラスの関係がみられるとともに、労働市場の近代化²⁴⁾が進むほど上昇移動、水平移動、下降移動のすべての種類において移動が生じやすくなることが明らかにされている（Blossfeld 1986）。

4.2 従業上の地位の移動の分析

次に従業上の地位の移動の分析についてであるが、この分析に焦点が当てられるようになったのは最近であるといつてよい。従来は雇用労働者から自営業への移動に関して検討がなされることが一部であったものの（白倉・岩本 1990; 三輪 2010）、正規雇用・非正規雇用間移動に焦点を当てたものはほとんどなかったといつてよい。

しかし、日本を含めて多くの産業社会で雇用の多様化が進み、いわゆるフルタイム・パートタイムという区分では雇用形態を把握できなくなってきた。とくに、日本でいう「非正規雇用」と呼ばれる雇用形態が他の社会でも拡大するにつれて、彼らの雇用の不安定さや賃金の低さなどが問題とされるようになってきた。

正規・非正規雇用間移動を扱う実証研究で検討されているのは、正規雇用と非正規雇用の間に存在する移動障壁の程度である。日本の先行研究では、基本的には非正規雇用から正規雇用へと移動することが困難であると指摘されている（中澤 2011a; 渡邊 2011）。その傾向のなかで、いかにして非正規雇用から「脱出」するかという点についても研究がなされている。多くの実証研究は1年間でのキャリア移動を扱っており、自己啓発とよばれる自発的な職業訓練・学習の効果（小杉 2010; 石井ほか 2010; 石田 2012）や非正規雇用であってもある程度就業継続することの効果（玄田 2008）などが検討されている。職業訓練の効果を検討する実証研究については、1年という期間で適切に訓練の効果を評価できるかという点で改善の余地があるといえよう。また、因果の問題を扱う上では、傾向スコア法などのより適切な統計手法を用いるべきである。

一方海外でも類似の問題が検討されている。その多くは国際比較分析を通じて、フルタイム・パートタイム間の移動障壁が制度によってどの程度異なるのかを検討しているといつてよい。そこで重要となるのは2つの次元であり、1つは労働参加を促す積極的な政策の次元であり、もう1つは雇用保護の強さの次元である（Bukodi et al. 2008）。労働参加を促す政策の次元では、失業者に対する社会保障の程度や職業訓練機会の提供度などが構成要素と

なっている。一方、雇用保護の強さの次元では、解雇規制が主たる構成要素となっている。Bukodiらは、これら2次元の平面上の位置によって、移動障壁の程度が異なると議論している。基本的には、図1.1のように労働市場の在り方が布置されることになる。

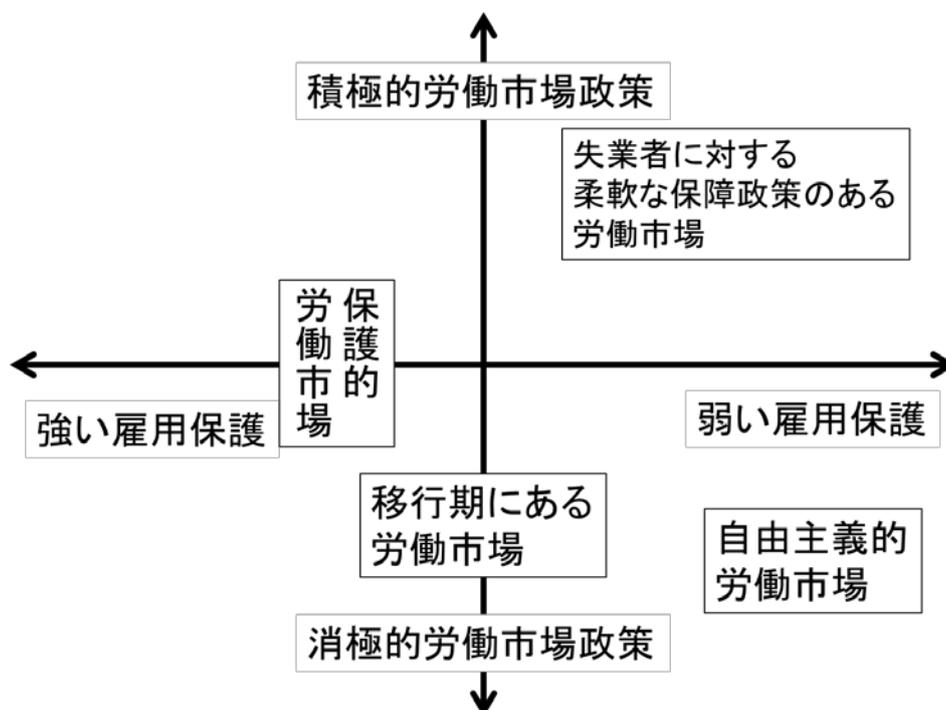


図 1. 1 労働市場の分類枠組み

(Bukodi et al.(2008)の Figure1.1 をもとに筆者作成)

図1.1に示されるような図式のもとでは、イギリスやアメリカのような労働市場は自由主義的であり、フルタイム労働者でさえ離職リスクが低くないために、相対的にはフルタイム・パートタイム間での移動障壁は弱い。そして、自由な労働市場のなかでジョブマッチングのプロセスが作用すると考えられる。北欧においては積極的な労働市場政策がとられるため、初職における不利は政策的に多少解消されると予測される(ドイツやオランダも、どちらかといえばこのカテゴリに属するとされている)。一方イタリアやスペインのようにインサイダーに保護的で労働市場政策が消極的であるような社会では、初期キャリアの不利が後に引きずられる傾向にある。これらの知

見が、Blossfeld et al.(2008)の実証研究を通じて見出されている。Blossfeldらのグループ以外にもドイツ、イタリア、イギリスを対象とした研究がなされており、概ね知見は一致している (Scherer 2004; McGinnity et al. 2005)。

彼らの実証研究のほとんどはパネルデータを用いた分析である。それに対して、日本の実証研究ではクロスセクション分析がほとんどである。例外的に潜在成長曲線モデルによって不安定雇用の状態の規定要因を分析したものがあ (中澤 2011b)。パネルデータ分析を通じて、高学歴、初職正規雇用、初職大企業・官公庁ほど不安定雇用となる可能性が低くなっていることなどが指摘されている。今後も、パネルデータの活用によって正規・非正規雇用間移動の動態的な分析が有益となるであろう。

4.2 企業内移動の分析

企業内移動の分析は、主に昇進機会の分析を意味する。この点については、理論的には Rosenbaum (1979) によるトーナメント型移動の理論が有名である。トーナメント型モデルとは、初期の移動の結果が昇進の上限やスピードに影響するというもので、競争に勝った (早く昇進する) 者だけが次の競争に進めるというモデルである。

Rosenbaum の理論的枠組みに依拠した日本の先行研究では、キャリアの中期 (およそ 10 年後) 以降にはトーナメントモデルと類似の昇進構造がみられるとする結果 (今田・平田 1995) が報告されている。同様の結果は竹内 (1995) も指摘している。トーナメントモデルの中で昇進機会を逸した者にも再度アスピレーションを抱かせるような機制が働き、努力が維持されるという点を議論している点で今田・平田 (1995) や Rosenbaum (1979) の議論とは異なる。

一方、トーナメントモデルが必ずしもあてはまらないとする実証研究も存在する。日本企業、アメリカ企業の人事レコードの分析から、トーナメントモデルよりもゲートキーピングモデルとコンテストモデルの二段階選抜が行われている可能性を指摘する研究がある (Ishida et al. 2002)。ここでいうゲートキーピングとは、初期の競争段階で不適格者をふるい落とす過程を意

味する。コンテストモデルとは、初期段階での不利は挽回可能で、キャリア全体にわたって競争する機会を有しているという枠組みである。Ishida et al. (2002) はデータ分析を通じて、競争の初期には不適合者のふるい落としがあった上で、その後は初期の失敗を挽回できるように競争の機会が与えられていくという、昇進過程の特徴を明らかにした。

企業内移動の分析を行うためには、上述のように長期にわたる人事の情報を用いることが望ましい。したがって、一般的な社会調査データで分析を行うには限界もあると思われるが、雇用の在り方が変化していると主張される現代の労働市場において、昇進の分析は今一度検討されるべき重要なテーマであるといえる。

4.3 企業間移動の分析

企業間移動の分析は、言い換えれば転職行動の分析を意味する。転職については職歴データないしパネルデータを必要とする。シンプルには経験従業員先数を入職時期のコーホートごとに集計するという方法がとられうるが(原 1979)、職業移動における打ち切りの問題は転職についても同様に起こりうる。したがって、職歴データの分析ではイベントヒストリー分析による検討が主流である。

イベントヒストリー分析で主に検討されてきたのは移動元の職種、従業員規模、学歴、移動時の年齢や入職コーホートなどである。どのセクターに転職するのかによって、独立変数の効果が異なるという知見や(佐藤 1998)、転職リスクの趨勢を検討し、階層間の相対的差異は温存したままで社会全体として転職リスクが高まったとする知見(佐藤・林 2011)が報告されている。従業員規模については、繰り返し大企業における転職率の低さと中小企業における転職率の高さが指摘されている(平田 2000; 中澤 2011a)。また、近年の正規・非正規雇用間移動の問題をモデルに組み込み、非正規雇用の中で特に転職率が高まっていることを明らかにした分析がある(中澤 2011a)。以上の知見からは、日本社会における転職が基本的には上昇移動機会の獲得

手段というよりはやむを得ず職を離れなければならない事情を反映している可能性が高い（解雇，仕事への不満など）。

一方，海外では比較研究を通じて制度の違いによって転職率がどのように異なるのかを明らかにしようとする実証研究がなされている（DiPrete et al. 1997）。DiPrete らの実証分析の結果，より個人主義的な労働市場ほど構造変動や個人の保有する社会経済的資源の影響が強いということが明らかになっている。企業間移動の研究については，今後は海外の研究動向の中に日本社会の事例がいかに関位置づけられるのかについて，実証的，理論的に検討を重ねる必要があると思われる。

4.4 賃金変化の分析

賃金変化の分析については，基本的にはパネルデータの存在なしに検討を行うことは難しい。そのため，パネルデータの蓄積が進みつつある日本では，今後の実証研究の蓄積が望まれるといえる。

しかし，一部で賃金変化の実証分析が試みられている。たとえば，従業員上の地位の変化の方向を考慮した賃金変化の分析がなされている（有田 2013）。そこでは，正規雇用から非正規雇用への移動の効果と，非正規雇用から正規雇用への移動の効果を峻別するための工夫が試みられている。

海外ではパネルデータが蓄積されており，実証研究も積み重ねられている。その中で，たとえ賃金が低下してでも，労働時間が短くて済む仕事や，自律性の高い自営業，あるいはより便利な立地の職場を求めて転職を行う者がいるといった興味深い指摘などがなされている（Dwyer 2004）。多くの場合賃金は上昇したほうが望ましいと考えられるが，さらなる検討を重ねることが有用であるといえよう。

5 若年労働市場構造に関するマクロ理論

ここまでの実証研究のレビューから，労働市場における様々なセクター間で，キャリア移動に関する様々な格差が生じることを確認した。特に，学歴，

雇用形態，そして従業先規模が重要な要因として指摘されることが多かった．学歴は高いほどキャリアにとっては有利である．雇用形態については，日本では正規雇用労働者，海外ではフルタイム労働者といった，職場組織の中核的メンバーか否かによるキャリアの格差が大きい．そして，従業先規模については大企業・中小企業間での格差が大きい．

労働経済学や社会学では，これらのセクター間の格差を整理する理論的枠組みが提示されてきた．ここではまず，それらの理論的枠組みの概要を整理し，日本の若年労働市場，若年者のキャリアがどのように議論されてきたのかを要約する．

本章ではそこからさらに議論を進め，従来の研究での若年労働市場，若年者のキャリアの見方には課題があることを論じる．そして，若年者のキャリアに対する異なる視点の提示を行う．

5.1 労働市場の二重構造論

5.1.1 理論的枠組み

労働市場の二重構造論 (dual labor market theory) は，労働市場のなかで生じる格差を記述する上で有用な枠組みである．二重構造論のエッセンスは，労働市場が一次労働市場 (primary labor market) と二次労働市場 (secondary labor market) によって構成されているという考え方である (Doeringer and Piore 1971, 石川・出島 1994)．両者の最大の違いは賃金体系に現れる．一次労働市場では安定的な固定給を基礎とした年功制賃金の体系をとるが，二次労働市場では基本給が存在せず時給や日給など労働時間に応じた賃金体系をとる．

二重構造論の意義は，どちらの労働市場に入るのかが労働者の自発的な選択の結果としてなされたものではないことを指摘したことである (玄田 2010: 166-167)．報酬の水準が低く，その配分も不安定になりがちな二次労働市場であっても，その分柔軟な働き方が可能であったり，労働市場からの出入りが自由であったりする．各人の効用最大化行為の結果として柔軟な就業形態を優先する選択がなされているならば，一次・二次の区分は大きな問

題とはなりえない。しかし、一次労働市場への参入が困難になればなるほど非自発的に二次労働市場での就業を余儀なくされる労働者が増加する。

二重構造論のもう一つの意義は、一次労働市場と二次労働市場の間に移動障壁が存在することを指摘したことである。一次労働市場では安定的な内部労働市場が発達し、地位や所得の配分は企業組織のなかで調整される。そのため外部労働市場（転職市場）との間に明確な境界が引かれ、そこから一次労働市場に参入してゆくことは容易ではない。そして、二次労働市場は基本的に労働需給関係によって地位や所得の配分が規定されるため、外部労働市場が中心的となる。報酬体系の異なる2つの労働市場の間では、移動が起こりにくいと考えられている。

二重構造論は、労働者の間に（特に賃金に関する）格差が生じる理由を、個人の特性ではなく労働市場の構造から説明しようとする枠組みである。今日のように正規・非正規間格差の問題がクローズアップされるようになると、二重構造論に対するリアリティは高まっているといえるだろう。しかし、若年者のキャリアの構造という視点からは課題も残る。

本研究の問題関心に引きつけると、一次・二次労働市場の境界間移動が生じるメカニズムについて、二重構造論は明確な答えを準備していない。二つの労働市場間での静態的な格差を記述する理論としては優れているが、労働者個人のキャリア移動を説明するには別の枠組みが必要となるだろう。

また、二重構造が概念的構成物であるのか、それともデータから導き出された結果であるのかについては曖昧さが残る。何らかの要因によって労働市場が分断されていることを事後的に議論することはできる。しかし、何が労働市場を分断するのかについては様々な見方が存在する。性別、学歴、企業規模、雇用形態など多様な次元が縮約されて二重構造の存在が発見されたわけであるが、二重構造を生み出す理論的な次元については明らかでない。その意味で、データ分析から得られた結果が二重構造だとなりかねない問題がある。

5.1.2 正規雇用・非正規雇用という軸から描き出される二重構造

以上の理論枠組みを援用しつつ、近年は正規雇用・非正規雇用の区分が労

働市場の二重構造を作り出しているという議論がなされている。これは日本企業がメンバーシップ型雇用の仕組みをとっていることに由来する（濱口 2012）。欧米社会をはじめとする多くの産業社会では、「就職」とは雇用契約を通じて文字通り何らかの職業に就くことを意味する。しかし、日本で「就職」という場合はある従業先のメンバーになることを意味し、職務に関する雇用契約は曖昧である。このような背景から、日本における「就職」は「就社」であるという表現も多い。

日本の労働市場がメンバーシップ型であるという言説を裏付ける事項として、労働組合の編成原理が挙げられる。やはり多くの産業社会では、労働組合は基本的に職種・業種別の組合であり、企業横断的である（Fligstein 2001）。一方日本の場合、労働組合は企業別組合が原則的となる（菅山 2012）。そこでは、どの職階・職種の労働者も同じ「従業員」として、労働組合のメンバーシップを得ることとなる。

ただし、企業のメンバーシップは原則として正社員すなわち正規雇用労働者に限定される。そのため、制度的には非正規雇用労働者は企業の一員としての役割、地位をもたない。結果的に、正規雇用労働者と非正規雇用労働者の中で報酬や役割の体系は明確に異なることとなる。

産業構造そして景気の変化への対応手段の1つとして、日本企業が非正規雇用による雇用調整を選択したことが、非正規雇用拡大の主な理由であることは先に触れた通りである。しかし、その一方で非正規雇用労働者を組織の中でどのように位置づけるのかについては、ほとんど無策であったといえるだろう。もちろんパート・アルバイト労働者が正社員と同様の業務に従事する非正規雇用の基幹労働力化が進行している業種も存在する²⁵⁾。しかし、それが日本の労働市場全体の特徴であるとはいえない。

その結果、非正規雇用労働力が二次労働市場の担い手となった。あるいは、二次労働市場に存在した正規雇用労働力が非正規化した可能性もあるだろう。いずれにせよ、周縁労働力の中心が非正規雇用で占められるようになり、そのシェアの拡大とともに本来は一次労働市場でキャリアを蓄積していたはずの若年労働者も非正規就業を継続せざるを得ない状況が生じた。

近年の社会階層論では、このように制度的に生み出された正規雇用層・非

正規雇用層の区分が個人のライフチャンスに影響するという議論がなされている（佐藤 2009）。雇用問題についていえば，労働市場の流動化，不安定化の様相は雇用形態により異なるというのが現時点での通説といえる。正規雇用層には安定的な内部労働市場でのキャリア形成が保証される一方，非正規雇用層は外部労働市場のなかを転々とし，安定した雇用には向かいにくい。そして，二つの層の間で異なるキャリア構造の影響が，失業リスクや所得格差などに現れることになる。この傾向は若年層においてより顕著になるといえる。

この議論が正しければ，学校卒業後初職に就く段階で正規雇用の仕事を求められるかが最も重要になる。労働市場が分断されているとすれば，学校卒業後に外部労働市場を通じて非正規雇用から正規雇用の仕事をすることは困難になる。

以上の整理は，正規雇用・非正規雇用間格差が数多く指摘されるようになった 2000 年代以降には，広く受け容れられている。正規雇用と非正規雇用の違いは，報酬水準の高低という連続的な差ではなく，報酬配分基準の質的差異を意味している。そのため，正規雇用と非正規雇用によって労働市場が二重構造をなしているという見方には同意できる。

問題は，労働市場の分断に関する議論である。正規雇用は内部労働市場，非正規雇用は外部労働市場に対応付けられるということを分断説は意味するのだが，これが理論的にも経験的にも妥当であるのかが不明確である。

理論的には，分断説が成り立つには内部労働市場と外部労働市場がそれぞれ独立に完結するシステムであることが前提となる。しかし，企業内移動の研究結果からは，両者がある程度連結する可能性も考えられる。今田・平田（1995）が指摘する昇進構造の三段階モデルに依拠しても，Ishida et al. (2002) が指摘する初期段階でのゲートキーピング，中期以降でのコンテストモデルに依拠しても，若年者のキャリアにおいては内部労働市場と外部労働市場が接続する可能性がある。

昇進構造の三段階モデルでは，初期段階では正規雇用労働者は一律平等の処遇を受けることになる。この段階では職場組織固有の選抜はほぼ発生していないため，外部労働市場を通じて新たに正規雇用労働者が加わったとして

も、職場組織内のピラミッド構造は維持される。また、若年者であればその後の勤務を通じて雇用のコストは回収されると期待される。そのため、雇業者の立場からも外部労働市場を通じて若年者を雇うことは必ずしも非効率ではない。

ゲートキーピング・コンテストモデルの二段階モデルでは、初期のゲートキーピング段階で次の段階に進むべきではないと判断された不適格者は一度昇進競争からふるい落とされることになる。その場合でも、その後挽回の機会が与えられるということがコンテストモデルの意味であるが、一度ふるい落とされた段階で若年者はより高い評価を受けられる別の組織を探して離転職するというオプションも想定される。その場合、内部労働市場の中で欠員が生じることになる。外部労働市場にいる者にとっては、報酬の水準、安定性ともにより良い条件となる内部労働市場に入ることは大きな利益となるため、移動を試みるインセンティブが生じる。他方雇業者にとってみれば、生じた欠員のポジションが不必要である場合以外にはそれを埋めようと考えられる。しかし、内部労働市場にいる者は既に何らかのポジションを占めていることになるので、内部的に欠員を埋めることは困難であり、外部労働市場を利用する必要が生じる。

内部労働市場と外部労働市場の接続可能性という観点からは、正規雇用・非正規雇用の軸による若年労働市場の分断は必ずしも理論的に自明なものではない。加えて、経験的にも若年労働市場の分断は必ずしも自明ではない。序章の表 0.1 で、同一年齢コーホートにおける正規雇用割合が時間経過に伴いどのように変化するかをみた。そこでは、なかには正規雇用へと移動してゆく層が存在する可能性も示唆されていた。そのため、二重構造論の視点から若年労働市場の分断を論じる場合には、内部労働市場（正規雇用セクター）と外部労働市場（非正規雇用セクター）間の接続の問題を再検討する必要が生じるのである。

5.2 移動レジーム論

5.2.1 理論的枠組み

労働市場の二重構造論は、主に労働経済学において提唱されてきた理論的枠組みである。一方、社会学においても労働市場構造を説明するための枠組みが議論されている。それは移動レジーム論（mobility regime theory）と呼ばれる（DiPrete et al. 1997）。二重構造論が、一つの社会に存在する二つの労働市場間の性質の違いを論じるのに対し、移動レジーム論は当該社会における資源分配の方式を論じる点で異なる。両者は対立する枠組みというよりは、労働市場の異なる側面に焦点を当てている独立した枠組みであるといえるだろう。

移動レジーム論のポイントは、労働市場構造を規定する次元として制度に着目することである。DiPrete et al.（1997）では（1）雇用創出の制約の度合い、（2）雇用保護の程度、（3）積極的労働市場政策、（4）失業者への手当て、（5）職種間の移動障壁、の5次元から労働市場構造を分類している。そして、これらの次元によって労働市場の流動性が規定される。

第一の雇用創出の制約についてであるが、これは新規の仕事がどの程度創出されるかというものである。換言すれば、既存の仕事の需要に対する弾力性ともいえるだろう。新規の仕事が創出される分既存の仕事がなくなるような、代謝の激しい労働市場であれば、それだけ労働者の移動量も増える可能性が高い。

第二の雇用保護の程度は、解雇規制の強さと考えてよい。すでに職に就いている者の雇用が保護されやすい場合、第一の要因である雇用創出がない限り新規参入は困難である。

第三の積極的労働市場政策については、2.3で議論したとおりである。職業紹介や職業訓練など、人々が仕事を得るための支援施策が積極的に行われている場合、失業のリスクは低くなることになる。

第四の失業者への手当てについては、二通りのシナリオが考えられる。一つは、失業期の生活保障基盤が整備されていることでその期間の職探しや職業訓練に費用をかけられるため、新たに仕事を見つけられるというものであ

る。もう一つはモラルハザードの観点に立つものである。つまり、給付者と受給者の間に生じる情報の非対称性により、失業に対する充実した社会保障の存在は、政策的意図とは逆に職探しや職業訓練には結びつかないというものである。

第五の職種間の移動障壁については、それが高いほどその職業セクターが縮小した場合には失業リスクが高くなる（他のセクターに移動できないため）。逆に、移動障壁が低ければ相対的に自由な移動が可能となるため、労働者の移動量が増える。

DiPrete et al. (1997) は、アメリカ、ドイツ、スウェーデン、オランダのデータの分析を通じて、労働市場構造を大きく集合主義（collectivism）・個人主義（individualism）の軸に位置づけた²⁶⁾。集合主義のもとでは、既存の職業集団の雇用は保護されやすく、職種間の移動も少ない。基本的には、産業構造変動という労働者個人からみれば比較的外生的な要因によって、労働市場の流動化が生じる。つまり、産業構造の変化に伴いあるセクターが縮小することで生じる押出型の移動と、別のセクターが拡大することで生じる誘引型の移動が、集合主義レジームのもとでの労働市場の流動性を構成する。そして、内部労働市場においては同じセクター・雇用者のなかでは個人間の差異は小さい。

一方、個人主義レジームのもとでより重要なのは個人特性である。DiPrete et al. (1997) で検討された要因は学歴であるが、学歴が高いほど流動性は低く安定的にキャリアを蓄積することになる。さらに、内部労働市場のなかでも学歴が高いほど移動の機会が多い。個人が保有する様々な社会的、経済的資源がキャリア移動に対してどのように影響するのかについては DiPrete et al. (1997) の分析だけでなくさらなる検討を重ねる必要がある。しかし、労働者に対する制度的な介入のレベルが低い労働市場では個人の保有する資源の影響力が強まるという命題は、検証可能な一般的命題として議論できるものであろう。

5.2.2 日本の労働市場は集合主義レジームか

以上の議論から、日本のケースをどのように位置づけられるのだろうか。

DiPrete et al. (1997) らの 5 つの次元に即して言えば、次の通り整理できるだろう。まず、日本では若年者の雇用創出よりも中高年労働者の雇用維持が優先された（玄田 2004）。また、日本では正社員の解雇規制が強いとされている。この点は非正規雇用を拡大させる一因でもあるとされる。以上の点から、日本の雇用システムが閉鎖的であるという論議がなされることが多く、概念的には集合主義レジームに近い認識であるといえるだろう。

しかし、解雇規制の強さは曖昧である。OECD の EPL 指標（Employment Protection Legislation）をみると、日本はイギリスやアメリカなどの個人主義的レジームに比べればその水準が高い。しかし、OECD 平均に比べ日本の水準は低い。そのため、日本の労働市場の解雇規制が強いという言説は、必ずしも根拠付けられたものとはいえない。

その他の側面についても曖昧である。労働市場政策については、序章表 0.2 で見たとおり日本は消極的である。失業対策については消極的とまではいかないものの、個人主義レジームの極に位置づけられるアメリカよりも低水準である。職種間移動についてはどうか。世代間移動の研究結果からは、日本が中程度の開放性の社会であるということが報告されている（石田・三輪 2012）。世代内移動の観点からも、戦後職種間移動の構造は安定しており、厳密な職種別労働市場は確認されないといえる（原 1981, 渡邊 2011）。

以上の諸点をふまえると、日本の労働市場が集合主義的であることを根拠付けられるのは若年層に対する雇用創出が抑制された点のみである。したがって、日本の若年者のキャリアを特徴付ける若年労働市場の性質については、実証分析を通じて議論しなければならないだろう。

5.3 日本の若年労働市場構造に関する問いと仮説

ここまで、労働市場の二重構造論と移動レジーム論に関するレビューを行った。両者は労働市場のマクロ構造を説明する理論的枠組みである点で共通する。ただし、前者は労働市場の性質を問い、後者は労働市場における地位・報酬配分の原理を問うものである点で異なることは、既に述べた通りである。

1990 年代以降、正規雇用・非正規雇用という軸により労働市場が二重構

造化する。一方、資源配分は職場組織のメンバーシップを有しているか否かにもとづきなされるという集合主義が維持されている。そのため非正規雇用労働者は労働市場においてそのシェアが拡大しているにもかかわらず、その存在は基本的に残余的に扱われてきた。その結果、正規雇用・非正規雇用の間でキャリアの分断が生じている、という見方がなされているといえるだろう。

しかし、これまでの議論に対して検討の余地が残されていることは既にみた。そこで本研究では、改めて「若年労働市場に分断が生じているのか」を問いとする。この問いで検討されるべき仮説は、若年労働市場の分断仮説と外部労働市場でのキャリアの調整仮説の2つである。

5.3.1 若年労働市場の分断仮説

この仮説は、以下の命題と前提から構成される。

命題：若年者のキャリアは正規雇用・非正規雇用間で分断されている。

前提1：労働市場の流動化・不安定化はそもそも雇用が不安定な非正規雇用の拡大によって生じたものであり、安定した正規雇用のキャリア、不安定な非正規雇用のキャリアという構造は不変のままである。

前提2：非正規雇用という働き方に至った者が、正規雇用の働き方に移動することは困難である。

すでにみたように、若年労働市場の分断仮説では、正規雇用労働者と非正規雇用労働者が全く異なるキャリアをたどり、両者の結果の格差が拡大し維持されることが命題として設定される。そして、この命題は上記の2つの仮定にもとづいている。第1の前提は、地位・報酬の配分においては正規雇用労働者、すなわち職場組織のメンバーシップを獲得していることが条件であるという、集合主義的前提を意味している。そして第2の前提は、正規雇用・非正規雇用のセクター間に移動障壁が存在するという二重構造論的前提を意味している。

5.3.2 外部労働市場でのキャリアの調整仮説

しかし、若年労働市場が集合主義レジームにもとづく二重構造をなしているという見方には、その命題が成り立つための前提に関して再検討の必要があることは既に述べた通りである。そこで本研究では、外部労働市場でのキャリアの調整仮説として、以下の命題と前提を設定する。

命題：外部労働市場は若年者のキャリアにおける地位・報酬の再分配機能を果たしている。

前提 1：労働市場の流動化はある程度の不安定化を伴うものの、1つの仕事や働き方に拘束されず、転職を通じてより良い条件の就業機会を得る可能性も有している。

前提 2：雇用形態間での差があるものの、労働市場の流動化は全体的に生じているため、非正規雇用から正規雇用に移動することもある程度可能である。

労働市場に関わる制度的枠組みがある程度弛緩した 1990 年代、労働市場の流動化は若年労働市場全体で生じたと仮定することが出来れば、外部労働市場を通じて正規雇用セクターでも空席が生じることになる。外部労働市場における空席の発生は、さらなる空席の連鎖を生み出す (vacancy chain)。ここでは、構造的に労働市場における上昇移動の機会が生み出される可能性が生まれていると考えられる。これらの前提を支持することができれば、外部労働市場が若年者のキャリアにおける地位・報酬の再分配機能を果たしているという命題につながる。以上の仮説のいずれが妥当であるかは、実証研究を通じて検討がなされなければならない。

6 小括

本稿では、世代内キャリア移動における構造的アプローチの概要と、実証研究の動向について不完全であるが一応の整理を試みた。整理の結果から、(1) キャリア移動パターンの安定性 (言い換えれば一定の移動障壁) の存

在、(2) 最近検討され始めたキャリアの不安定性の問題については、実証研究を積み重ねる必要がある、(3) 世代内キャリア移動の研究においては職歴データやパネルデータの活用が必要であること、またそれらのデータの利点を最大限に活かせる統計モデル(イベントヒストリー分析や成長曲線モデルなど)の応用が重要であること、の3点が言える。しかし、現状では特に第3の点について十分な蓄積がなされているとは言い難い。日本でも利用可能なパネルデータは整備されつつあり、実証研究の視点からは上述の手法をいかに活用するかが課題となるだろう。

また、理論的には構造的アプローチは労働市場構造や個人が置かれる社会人口的背景の影響を検証する有力な立場であるが、その体系化については世代間移動研究に比べれば大きな距離があると言わざるをえない。とはいえ、労働市場政策や雇用保護、社会保障制度の観点を導入した福祉レジーム論、移動レジーム論は、完全なものではないにせよ世代内キャリア移動の理論をより体系的に組み立てる上で有用なものとして考えられる。そのため、本章では労働市場の二重構造論と移動レジーム論に依拠しつつ、本研究が対象とする1990年代以降の若年労働市場の構造に関する問いと仮説を設定した。

分断か調整かという問いに対する答えは、第2部の実証分析の結果を待たなければならない。2000年代以降主張されてきた正規・非正規間の格差の問題は過小評価されることがあってはならないが、過大評価することも望ましくはない。学術的言説が正規・非正規間格差についての人々の直観的認識を、過剰に助長してしまうリスクがあるからだ。特に若年労働市場の構造に関する問いは政策的議論に直結するため、慎重な議論と分析を要するのである。

なお、本章で提示された外部労働市場でのキャリアの調整仮説が支持されたとして、それがなぜ可能になるのかという点については議論していない。本章における理論的検討は、あくまで若年労働市場の構造に関する問題に限定される。第2章では、本研究における若年労働市場のメカニズムに関する問いと仮説について、先行研究のレビューを踏まえた理論的検討を行う。

[注]

- 1) 以下、特に断りのない限り、世代間移動、世代内移動という場合、それぞれ世代間職業移動、世代内職業移動のことを指す。また、本研究における「キャリア移動」は、基本的に世代内移動を指していることを予め断っておく。
- 2) 日本ではいわゆる「非正規雇用」（正社員・正規職員という呼称ではない働き方の総称）の雇用継続が不安定的であることや、低い賃金水準が問題視されている。雇用継続が不安定である、また賃金水準が低い雇用形態が拡大していることは、他のアジア社会、欧米社会でも共通することである。
- 3) 初期キャリアという用語に厳密な定義は存在しない。しかし、多くの研究が共有しているところでは、おおよそ学校卒業後の初職開始から約10年間（30代半ばくらいまで）の就業を指しているといえよう。
- 4) 無論、キャリアという概念は心理学でも用いられており、そこでは長きにわたる個人の職業生活を発達過程の一部として把握している。したがって、心理学的な意味でのキャリア概念まで含めれば、職業、働き方に対する態度や意識の変化さえも分析対象となるだろう（Arthur et al. eds 1989）。しかし、相対的にはあるが客観的な社会経済的地位の移動と、主観的な職業意識の関係は、双方向的な因果関係を持ちうるものの、基本的には前者が後者に影響すると考えるべきであると思われる。なぜならば、どのような職業に就けるか、より高い賃金の仕事を得られるかは、より直接には労働需給関係や雇用慣行といった構造要因によって決定されるものであり、個人の態度は間接的であると考えられるからである。しかし、実証的には個人の態度と労働市場構造の双方向因果を検討することには一定の意味があるともいえるだろう。
- 5) 少なくとも安田三郎（1971）の議論の中では、社会的地位が「具体的に外延的には、職業やprestigeである」（安田 1971: 49）と述べており、本章でいう社会経済的地位という用語によってイメージするものとほぼ一致しているといえる。
- 6) 本文中で述べた社会関係のほかに、友人関係などよりパーソナルなもの

も社会関係には含まれうるだろう。定義によるということに留意が必要ではあるが、たとえば様々な間柄の関係（親族、恋人、友人、知人など）にある他者と本人（エゴ）の間で、有形無形の便益（精神的健康や様々な機会の入手、あるいは経済的援助など）の交換がなされていると仮定するならば、親族、友人・知人関係は互惠・互酬関係の具体的な形態の一つとして理解することができるだろう。ただし、友人関係から社会経済的地位の属性を導き出すことは難しいと思われる。個人的な人間関係が様々な社会制度と直接、間接的に結合することが考えにくいためである。

- 7) 従業上の地位のなかには自営も含まれ、自営業という働き方は正規雇用・非正規雇用の軸では適切にとらえられないため、一定の注意は必要である。独立することが一種の社会的地位達成であるとも考えることもできるからである。
- 8) たとえば、新卒就職の学生が大企業を志向する背景として、これらの側面が影響していることが考えられる。
- 9) 本章執筆時からはやや古い情報にはなるが、厚生労働省が実施した「平成18年度転職者実態調査」では、一般正社員転職者の離職理由について尋ねている。そこでは、賃金以外にも、様々な労働条件や人間関係上の理由などの割合が大きく、社会経済的地位の側面以外の理由も無視できないことが報告されている。
- 10) この説明はいわゆる人的資本論的なものであり、経済学において個人の労働移動を分析する際には、ほとんどこの枠組みが用いられる（Becker 1975=1976）。このアプローチの派生系としてシグナリング論があるが（Spence 1973）、両者の違いは学歴が具体的な意味を持つスキルを示すのか、それとも「訓練可能性」のような潜在的なスキルを示唆するのかである。学歴が個人に内在する何らかの側面を表していると解釈する点では共通しており、どちらも個人主義的アプローチであるといえるだろう。
- 11) 本文中での集合的要因は、人口的要因とも呼べるものである。しかし、集合的要因には他の種類もありうる。労働市場を対象とする研究では、労働組合のバーゲニングパワーや職探しのネットワーク、家族構造など

も集合的要因の中に含めることができるだろう。

- 12) 同じ「大学卒」の層が厚くなることによって多様性も増すため、学校歴を加味した分析等も行われるようになってきている（平沢 2005）。
- 13) 無論，企業・組織レベルの変数と個人レベルの変数をマッチさせることによってより直接にミクロ・マクロ関係にアプローチすることは可能である。しかし，そのようなデータは数少なく，またデータの質（代表性や回収率等）の面で難があることも少なくない。
- 14) 労働経済学の実証分析で，労働市場が同質的であるという正統的な枠組みを素朴に採用しているものが多いとはいえない。しかし，労働市場の構造自体が説明変数，あるいは被説明変数となる社会学的アプローチに対して，経済学的アプローチではそれは制約条件として仮定のレベルで議論されることが多い点で，両者は大きく異なる。労働市場の構造をいったん仮定してしまえば，そこでのゲームのルールが明確になる。そこでは，個人のアウトカムは効用最大化行動の結果として解釈することが可能である（何をするのが得であるかが既知であり，個人はそれに従い行動すると仮定されているから）。しかし，現実の個人は自身がいかなる状況に置かれているかについて必ずしも正しく明確に認識しているわけではない。この点について，社会学では特に仮定が置かれず，経済学では幾重もの制約条件の上にこの仮定が置かれて研究が進められていると思われる。
- 15) ここでいう制度は，公式に明文化されたものから，非公式にはあるが多くの人々に常識として，あるいは規範として共有されているものまで含意している。つまり，社会学的な意味における「制度」としてこの語を用いている。制度論に関する詳細なレビューは，河野（2002）によってまとめられているので，そちらを参照されたい。
- 16) 学歴集団間での意識や行動様式（いわゆるハビトゥス）は文化資本として概念化されている（Bourdieu and Passeron 1970=1991）。そして，文化資本の存在が社会的な交際の機会（社会関係資本）を規定し，社会経済的地位達成の機会（経済資本）に影響するという因果のつながりが議論されている（Bourdieu 1986）。
- 17) 階級分類には EGP 分類や Wright による分類などがある（Erikson et al.

- 1979; Wright 1996). また、日本においては日本社会の現状により即す形でSSM階層8分類などが用いられている。これらの分類のうちどれを用いるかは分析目的によって異なる(国際比較を行うか否か, など)。
- 18) 例えば太郎丸(2009)は、正規・非正規雇用間の様々な格差や不平等、当事者間での意識差、そして正規・非正規間の移動障壁の存在から、正規雇用や非正規雇用は階層足りうるのではないかと議論している。
 - 19) 類似の議論はBreen(2005)によってもなされており、労働市場が保護的な社会ほど、若年者の新規参入が困難であるため、若年失業率が高くなるということが指摘されている。
 - 20) Tolbertらの因子分析のモデルでは、各産業の資本集中度や労働組合の強さ、賃金水準や平均的な勤続年数など9つの変数から、第1因子をもって中核-周縁を区分しようとしている。しかし、これらの多くは企業規模によってある程度代理できるとも考えられるのである。
 - 21) “Turbulence”という語は一般的には「乱れ」などの意味を表すが、DiPreteらの議論の中では、労働市場の変動、といった意味合いで用いられているように思われる。しかし、適切な訳語が見当たらないため、ここではそのまま記載することにした。
 - 22) 分析のストラテジーとして、従業上の地位や従業先規模を統合した指標を用いた分析もなされているため、厳密に狭義の意味での職業移動とは言えない。ただし、企業間移動や企業内移動により焦点を当てた研究と区別するため、総合的な指標を用いた分析はここでは職業移動の分析の中にも含めることとした。
 - 23) 無論、様々な出生コーホートの混合サンプルを用いることの適切さについて検討を行った上で先行研究では分析が進められているのであり、大きな問題はないとされている(Blau and Duncan 1967; 原 1979)。とはいえ、問題の有無を事前に判断することは難しい。本文中でも記した通り、打ち切りの問題に対処できる方法としてイベントヒストリー分析などが提案されているため、これらの手法を積極的に用いることが、世代内キャリア移動の研究の発展に資するものと考えられる。
 - 24) 労働市場の近代化指標は、様々なマクロ統計指標の因子分析を通じて得られたもので、国民所得の増大、高学歴化、サービス産業化、ホワイ

トカラー職の増大などを反映している (Blossfeld 1986: 216).

- 25) そもそも正社員の離転職率の高い業種 (飲食業, 宿泊業など) では, 非正社員が正社員並みの役割を担っているところも多い (小杉 2010).
- 26) Collectivism に対する定訳が存在しないため, 一応ではあるが集合主義と呼ぶことにした. ちなみに, DiPrete らは労働市場が集合主義・個人主義の一次元のみでは整理しきれないことにも言及している. その上で, 比較分析の枠組みとしてこの軸を出発点にすることが有用であると議論している.

第2章 キャリア移動における社会ネットワークの理論

1 若年労働市場のメカニズムに関する因果モデル構築を目指して

第1章での議論に引き続き、本章では若年労働市場のメカニズムに関する理論的検討を行う。本研究で着目するのは、後述する社会ネットワーク論である。社会ネットワーク論の枠組みにもとづくキャリア移動の研究は社会学を中心に数多くなされており、レビュー論文も存在する（Granovetter 1982; Marsden 1991; Lin 1999）。しかし、本研究が対象とする日本を含むアジア社会を含めたレビューは、これまでの議論ではあまりなされていない。欧米社会中心のレビューとは異なる視座からの整理は、キャリア移動研究に対する社会ネットワークアプローチに対して新たな視点を提供できる可能性がある。

序章でも論じた通り、1990年代以降の労働市場の構造変動期において、既存の制度的枠組みにあてはまらない若年層が増えた。彼らがどのようなキャリアを歩むのかに関する定性的な先行研究は存在する（日本労働研究機構 2000; 乾 2010）。若年者のキャリアをよりビビッドに記述してゆく上で、これらの研究の知見がきわめて貴重であることは言うまでもない。しかし、ここでの議論は一般化・抽象度の水準が高いとは言えない。本研究以後、若年労働市場のメカニズムに迫る理論的、実証的研究を蓄積するためにも、ある程度一般化された枠組みを構築する必要がある。

次節では、キャリア移動研究の文脈でなぜ社会ネットワーク論が有用であるのかについての理論的背景を説明する。その理論的背景を基礎としながら、個人のキャリア移動を説明する有力な分析枠組みとして、これまで社会ネットワーク論にもとづく実証研究が数多く蓄積されてきた。一方で、実証研究の知見が必ずしも一貫しないということも明らかになっている。レビューをもとに、知見の相違が生まれる理由を考察する。

考察の結果にもとづき、本章では本研究で検討される若年労働市場のメカニズムの問いに対する仮説を設定する。それは序章でも宣言した「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」仮説である。脱埋め込み

(de-embeddedness)とは、埋め込み(embeddedness)と正反対の概念であり、個人が特定の制度的、社会的コンテクストから離れることを意味する。第1章での議論と関連付けながら、この仮説について議論を進める。

2 なぜ職探しにおいて社会ネットワークが重要なのか

社会ネットワークとは、行為者間の中で生じる社会関係の網状構造を意味する。そして社会ネットワーク論とは、ある行為者が埋め込まれている社会関係構造の特性が、その行為者自身の行動や状態にいかなる影響をもたらしているのかを明らかにしようとする枠組みである。その意味で、社会ネットワーク論それ自体は研究対象に依存しない分析枠組みである¹⁾。

本章で着目するのは、社会ネットワークが個人のキャリア移動にどのように影響するのかである。先に述べた通り、社会ネットワーク論は特定の研究対象に依存しない枠組みである。そのため、実証研究の知見の整理に先立ち、なぜ個人のキャリア移動にとって社会ネットワークが影響するのかを説明する必要がある。

社会ネットワーク論にもとづくキャリア移動の研究では、労働市場が不完全情報下に置かれていることを前提としている(Granovetter 1974[1995]=1998; Burt1992=2006)。つまり、求職者の立場からは移動先の職場の情報や潜在的な移動可能性について不完全な情報しかなく、雇用者の立場からは応募者について詳しいことが分からないという状況である。社会ネットワーク論では、需給双方がどの程度相手についての情報を保有できるかが、自身が置かれる社会ネットワーク構造の在り方に依存すると仮定している。社会ネットワーク構造の特性がキャリア移動に関係する情報・機会へのアクセス可能性に影響し、それがキャリア移動における有利・不利を決定するという考え方が、社会ネットワーク論にもとづくキャリア移動研究の基本的な分析枠組みとなる。

それでは、社会ネットワークのいかなる構造特性がキャリア移動機会における有利・不利を生み出すのか。社会ネットワーク論にもとづくアプローチでは、(1)社会ネットワークの水平的構造特性、(2)社会ネットワークの垂

直的構造特性，に着目した理論化が試みられてきた．以下では，これらの枠組みの整理を行う．なお，以下の記述では行為者とは個人，社会関係とは対立的ではない人間関係を指す．

2.1 社会ネットワークの水平的構造への着目

社会ネットワークの水平的構造に着目するアプローチは，あくまで社会ネットワークの関係構造の特性だけで事象を説明しようとする．行為者の属性や合理的な意思決定よりも関係構造を重視するという点で，構造主義的アプローチとも呼ばれる（安田 1997）．このアプローチを代表する理論的枠組みは，「弱い紐帯の強さ」（Granovetter 1973）と「構造的空隙」（Burt 1992=2008）である．

2つの理論的枠組みの整理に入る前に，社会ネットワーク論で共有される重要な概念を確認しておく．とりわけ重要なのは同類性（homophily）と推移性（transitivity）である．

同類性とは，関係が取り結ばれる行為者同士は属性や価値観などの個人的特性に関して類似するという意味である（Lazarsfeld and Merton 1954）．行為者Aと行為者Bの間に友人・知人関係が形成される背景には，両者が何らかの特性を共有しているからであると仮定する²⁾．いわば，「類は友を呼ぶ」という性質である．

推移性は，「友人の友人はまた友人」とも表現できる性質を意味している．すなわち，行為者Aと行為者B，そして行為者Aと行為者Cの間に社会関係が存在する場合，行為者AとCの間にも同様の関係が生じている蓋然性が高いという意味である（金光 2003: 64）．それは，AとB，AとCの関係が同類性によって形成されたものであるならば，BとCもまた類似の個人的特性を有し，同類性原理により関係が形成されると考えられるからである．

同類性と推移性という2つの概念から導出されえないのが「禁じられた三角形」（Forbidden Triad）である（Granovetter 1973）．禁じられた三角形は，図2.1のような形状をとる．つまり，行為者AとB，AとCの間には社会関係が存在するが，BとCの間には関係がないという状態である．禁じられた

三角形は社会ネットワーク形成の推移律に反するため、その背景となる同類性の原理も行為者 B と C の間には当てはまらない。しかし、現実には禁じられた三角形のような三者関係構造は存在する。弱い紐帯の強さや構造的空隙といった理論的枠組みは、この三者関係構造を出発点として構築されているといってもよいだろう。

2つの理論的枠組みは、弱い紐帯や構造的空隙といった社会ネットワークの構造特性が、個人に異質な情報をもたらすことによって、より有利な状況を生み出すことを予測する。ここで、弱い紐帯とはそれほど密ではない二者間関係、構造的空隙とは三者関係の中である二者間には関係が存在しないということを意味しており、図 2.2 のように示すことができる。弱い紐帯を保有する個人や、直接関係の存在しない二者間を媒介するような個人は、異質な情報や機会へのアクセス可能性が高くなると考えられるのである。

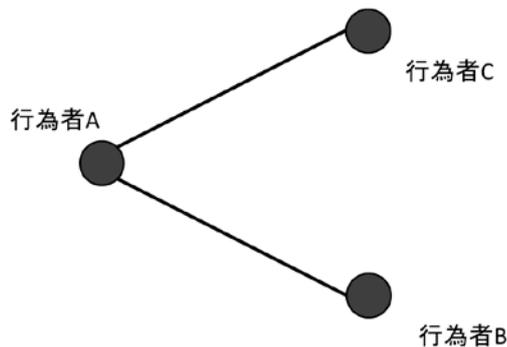


図 2. 1 禁じられた三角形

なぜ弱い紐帯を保有する、あるいは構造的空隙を埋めるような位置にすることが異質な情報を得やすくなることにつながるのか。それは、弱い紐帯や構造的空隙の存在が先に述べた禁じられた三角形の成立に関連しているためである。再び図 2.2 について検討してみよう。図 4.2 では行為者 A と B の間には親しい関係（強い紐帯）が存在するが、A と C の関係はそれに比べて弱い。同類性の観点からは、A と B の類似性は高いが、A と C の類似性は低いということになる。この場合、B と C の間には関係は生じず、C が属しているネットワークの中で共有される情報へアクセスするためには、A と C の

間の弱い紐帯を経由するしかない。弱い紐帯が異質な情報を得る上で重要なのは、それが異なるネットワークを橋渡しする機能を果たしているからである。社会ネットワーク分析の表現を借りれば、全てのブリッジは弱い紐帯であることになる。

構造的空隙が三者関係の中に存在する場合、図 2.2 でいえば、行為者 B と C は異質な他者同士である可能性が高い。そのような行為者同士との間に社会関係を取り結ぶ行為者 A は、行為者 B や C に比べて異質なネットワークにアクセスしやすいことになる。この場合も、禁じられた三角形が成立していることになる。

個人のキャリア移動においては、異質な情報や潜在的な移動機会を獲得することによって、他者よりも労働市場における職探しで有利な状況に立つことが可能になる。職探しにおいて様々な情報や機会を得られることが重要であることは、社会学のみならず経済学でも共通した認識である。特に、ジョブ・マッチングの観点からは、情報へのアクセス可能性は重要な要因となる。

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。

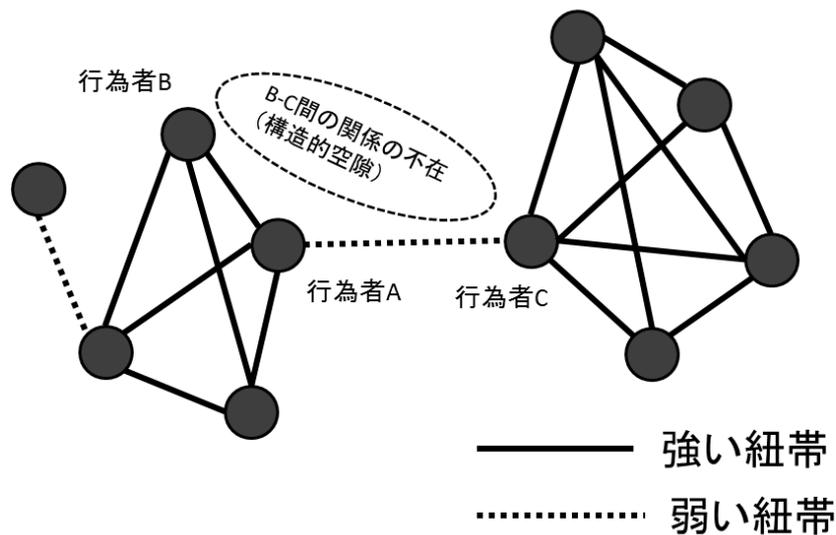


図 2. 2 弱い紐帯と構造的空間

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。

なかでも弱い紐帯の保有や構造的空間を埋められる位置にいることが重要であるのは、同質的なネットワークのなかでは得られる情報や機会の範囲が限定されてしまうためである。特に、集約的情報は求職者自身が所属していないネットワークへとアクセスできるからこそ得られるものである。したがって、仕事を早く見つけたり、満足できる仕事を見つかり、表面的な情報では分からない職場環境についての情報を得たりする場合には、先に述べたようなネットワーク特性が重要になるのである。

2.2 社会ネットワークの垂直的構造への着目

社会ネットワークの垂直的構造とは、ここではネットワーク上の行為者間の社会階層的位相関係を意味する。すなわち、社会的地位や諸資源（職業・所得・資産・財産・学歴等）が不平等に分布している社会構造の中に個人が埋め込まれ、社会ネットワークが形成されているという考え方である。先の構造主義的アプローチでは、行為者が「誰」であるかは基本的には等閑視され、あくまでネットワークの構造特性のみに焦点が当てられる。しかし、社会関係の垂直的側面を考慮する枠組みでは、関係を取り結ぶ相手が「誰」であるかが重要であると考えられる。それは、その社会関係を通じて行為者が得られる資源の量、質が、関係を取り結ぶ相手が「誰」であるかに依存するからである。

先に挙げた「弱い紐帯の強さ」仮説や「構造的空隙」理論を継承しつつ、ネットワーク資源に階層性があることを理論化したのがナン・リンによるソーシャル・キャピタル論である(Lin 2001=2008)。リンのソーシャル・キャピタルの定義は、市場での見返りを期待して投資された社会関係である。見返りは、行為者の目的の実現であり、社会関係への投資とは、他者と関係を取り結ぶ、または取り結んだ関係を維持することを意味する。そのような社会関係の特性は、上方到達性、異質性、拡張性の3つの概念によって把握される。

リンのソーシャル・キャピタル論では、ネットワークの構造だけではなく、関係を持っている相手（コンタクト）が誰であるかも重要であると主張される。コンタクトが保有している資源（富、権力、情報）の量はコンタクトの社会経済的地位に比例すると仮定される。社会経済的地位の高いコンタクトと関係を持っている場合、その相手から得られる援助、サポートの質も高まると考えられるのである。アクセスできる相手のなかで最も高い社会経済的地位を、上方到達性とリンは定義する。

弱い紐帯や構造的空隙は、多様なネットワークにアクセスできる可能性を高めるために資源として機能すると考えられた。リンは、同類原理の考え方を導入しつつ、多様なネットワークにアクセスできるということは、様々な

社会経済的地位にいるコンタクトにアクセスできることだとみなしている。人々の嗜好やライフスタイルは社会階層によって異なり、階層ごとに同質的になると考えれば、同じような社会経済的地位にいる者同士がネットワークを形成しやすくなる。それゆえ、異なる社会ネットワークへのアクセスとは異なる社会経済的地位にいる者からなる集団へのアクセスを意味することにもなる。異なる社会経済的地位の集団にアクセスできる範囲のことを異質性と呼び、それは行為者がアクセスできる社会経済的地位の最高と最低の範囲によって測定される。弱い紐帯や構造的空隙は、異なる社会階層へのアクセスに付随するものであるということになる。

最後に拡張性の概念はネットワークの広がりという意味し、測度はアクセスできるポジション（職業によって把握されることが多い）の数である。異質性と似ているが、異質性がアクセスできるネットワークの多様性を意味するのに対し、拡張性はネットワークの規模に近い意味である。異質性が低く（同質的な階層のなかでしかネットワークが形成されていない）拡張性が高い（ネットワークの規模は大きい）場合もあれば、その逆もありうるため、概念的には別のものである。

以上の概念と枠組みを図式的に示すと図 2.3 のようになる。社会階層上の位置が同じ行為者同士は同類結合原理によって社会関係を取り結びやすいが、位置が異なる者同士は関係が形成されにくい。また、そのような行為者同士の間には社会関係が形成される場合も、それは弱い紐帯であると想定される。また、異なる階層的な位置を占める行為者との間に社会関係を持つ個人は、構造的空隙を埋める行為者となりやすいと考えられる。

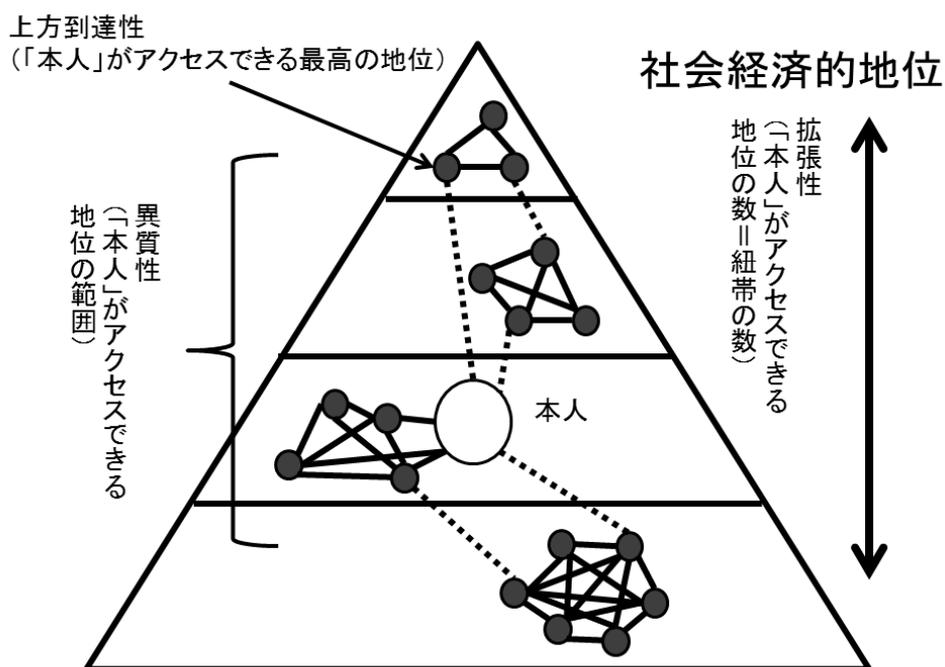


図 2. 3 Nan Lin のソーシャル・キャピタル論の図式的表現

上方到達性，異質性，拡張性によって把握されるソーシャル・キャピタルを豊富に有している個人は，やはり多様な情報や機会にアクセスしやすく，労働市場において有利な位置に立ちやすくなる．また，この枠組みではジョブ・マッチングのみならず社会経済的な地位達成という側面においても，社会ネットワークが重要であることが示唆される．行為者自身よりも高い地位を占める他者との間に社会関係を有しているということは，その他者からもたらされる情報や機会は，行為者よりも高い地位のネットワークに由来するものとなる．したがって，そのような情報や機会を通じて得られる仕事は，より社会経済的地位が高いものである可能性が高いと予測されるのである．この点は，社会ネットワークの水平的構造に着目するだけでは説明が難しい点である．リンのソーシャル・キャピタル論は，弱い紐帯の強さ仮説や構造的空隙理論を社会階層の概念を導入しつつ統合的に理論化したものとして把握することができる．

社会ネットワーク論にもとづくキャリア移動研究の枠組みでは，個人が様々なネットワークにどの程度アクセスしやすい状況にあるかが移動の機

会を規定するという点で共通している。一方、社会ネットワーク論的なアプローチには、ネットワークの構造特性に重きを置く立場（弱い紐帯の強さ、構造的空隙）と、ネットワークを通じてアクセスできる地位の特性に焦点を当てる立場（リンのソーシャル・キャピタル論）との間で差異がある。2つの立場は対立する枠組みではないが、キャリア移動機会の格差や不平等にアプローチする上では、リンのソーシャル・キャピタル論はより強力な分析枠組みであるといえよう。

以下では、社会ネットワークがキャリア移動機会にいかに関与するのかに関する実証研究の知見を整理する。その上で、これまでに明らかである点と今後アプローチすべき点をまとめる。

3 一貫しない社会ネットワークの効果

以下では、これまでに実施された実証研究の知見を整理する。先行研究の選出にあたってはできる限り多様な国・地域をカバーできるよう考慮したが、英語ないし日本語で発表された論文に限定されるというバイアスが存在する。また、言語の問題に加え、メタ分析の文脈で重要視される **Publication Bias** についても考慮できていない³⁾。ただし、厳密なメタ分析を応用するには、社会ネットワークの特性を示す変数がそれほど標準化されていないことなど様々な問題もあるため、今後の課題となる。

これまでも、Granovetter(1983)や Lin(1999), Marsden and Gorman(2001)らによって社会ネットワークとキャリア移動の関係をテーマとしたレビューが行われている。そのため、本章ではこれらの論文が発表された以降になされた実証研究の成果にとりわけ注目して整理を行う。また、日本社会を対象とした研究は彼らのレビューではカバーされていないため、特に注意して検討を行う。

3.1 ジョブ・マッチングに対する影響

ジョブ・マッチングに関して先行研究で検討されてきたのは、職探しの期間（早いほど望ましい）、仕事に対する満足度、職場への適応度・帰属意識、職場環境、勤続年数（長いほど望ましい）などである。職探しの期間が短いということは、個人が納得できる職を早く見つけられることだけでなく、職探しの期間に生じる様々な機会費用を縮減することも意味するため、重要な点である。また、満足度や適応度・帰属意識、職場環境は仕事に関する質的な側面を構成しており、Rees (1966) のいう集約的情報である。職業を継続していく上では、所得や職業的地位といった地位達成の側面のみならず、職場の中で役割を適切に果たすことのできる条件が重要であると職業社会学の文脈では考えられている（尾高 1953）。また勤続年数については、年数が長いからといってジョブ・マッチングが達成されているとは言い切れないものの、その逆は成り立つと考えられる。仕事を見つけれられるかに加え、その仕事が文字通り個人にとってマッチしているかは、ジョブ・マッチングの程度を構成する重要な側面である。

まず、職探しの期間についてであるが、弱い紐帯を通じて情報や機会を得た者は、よりフォーマルな方法（職業紹介機関や直接応募）と比べ、積極的に職探しに労力を割くということがない。さらに、そのような者の多くは前職在職中に次の職が決まっている傾向がある（Granovetter 1974[1995]=1998）。グラノヴェッターが行った転職者の研究はアメリカの専門・技術・管理的職業に従事している者に対象が限定されているものであるが、社会ネットワーク資源が豊かであると早く仕事を見つけやすいという結果は、オランダの40歳～55歳の男性失業者を対象に行われた調査データの分析でも確認されている（Sprengers et al. 1988）。シュプレングルスらの研究では、弱い紐帯を通じて高い社会経済的地位を占めるコンタクトにアクセスすることができ、そのことによって早く仕事を見つけやすくなることを報告している。

職探しの期間に関連するのは移動機会の多さである。仕事の紹介を受けやすい状況にある者は、オファーの数が少ないものに比べて積極的に職を探す必要はなく、職探しの期間は短くなるものと考えられる。アメリカの雇用労

働者を対象に行われた調査データの分析を通じて、マクドナルドらはコンタクトの地位が高いほど仕事のオファーの数が多いことを明らかにした

(McDonald et al. 2009). 類似の結果はベルギーで行われた調査でも確認されている (Hoye et al. 2009). 仕事を紹介してくれたり情報を提供してくれたりする相手の数が多いほど職探しにおいて社会ネットワークを利用しやすい。そして、社会ネットワークの積極的利用は仕事のオファーの数の多さにつながることを報告している。台湾とアメリカの管理職を対象とする比較分析でも、紐帯の強さや構造的な空隙がキャリア移動機会の認知に影響していることを明らかにしている (Ma et al. 2011). Ma et al. (2011) が他の研究と異なるのは、アメリカでは弱い紐帯や構造的な空隙の存在（すなわち、開放的なネットワークを持つこと）が移動機会の豊富さに影響する一方、台湾では強い紐帯や緊密なネットワークが重要であるという、社会によってネットワークが機能するメカニズムが異なる可能性を指摘している点である。しかし、これらの研究では社会ネットワークが潜在的な移動機会を個人に認知させると共に、実際に仕事の機会・情報伝達の機能を果たし、結果的にスムーズなキャリア移動を実現しているという点では共通しているといえよう。

一方、社会ネットワークが職探しの期間とは関連しないという結果も報告されている。これらの研究では、入職経路としてコンタクト（人的つながり）を利用することが早く仕事を見つけることにはつながらないと主張する。ポルトガルの労働力調査データを分析した Addison and Portugal (2002) では、失業状態から仕事を見つける上で様々な入職経路が関連するかを検討しており、スピードそれ自体の検討ではない。彼らが明らかにしたのは、社会ネットワークは仕事を見つける上でのポピュラーな方法ではあるものの、失業状態からの脱却については教育水準等の共変量をコントロールした後はネットワークの効果はみられず、擬似的なものであるという結果となっている。これは、オーストリアのデータを分析した研究でも同様の結果であり、入職経路としての友人・知人は職探し期間に影響しない (Weber and Mahringer 2008). 職探しの期間に対する社会ネットワークの影響については、影響があると報告する研究の多くは弱い紐帯やより高い地位へのアクセスといった、異質なネットワークへの紐帯を個人が有していることが有利であ

ると結論づけている。一方影響がないと報告する研究では、他の職探しの方法と比べて社会ネットワークが有利に機能しているわけではないという結果が示されているといえるだろう。

次に仕事満足度、適応度、帰属意識といった、仕事に対する個人の態度に関する側面と社会ネットワークの関連について先行研究で明らかにされていることを整理する。先行研究では、社会ネットワークとこれらの側面の間にポジティブな関連を認めるものがもっぱらである。先行研究間での対立点は弱い紐帯か強い紐帯か、あるいは開放的なネットワークか凝集的なネットワークか、という点である。

前述のグラノヴェッターの手による転職者研究では、人的なつながりを通じて仕事を得了場合には他の方法に比べて転職先に対する満足度が高いことが報告され、その際にも弱い紐帯の強さが主張されている（Granovetter 1974[1995]=1998）。同様の結果は経営学部・工学部出身者および MBA 取得者のキャリアを分析した Seibert et al. (2001) においても報告されている。Seibert et al. (2001) は紐帯の強さとパーソナルネットワークが開放的か否かと満足度との関係を検討しており、弱い紐帯や開放的なネットワークを有している場合、仕事に関して支援を受けられるような状況にあるため、高い満足度につながるというメカニズムがあると報告している。Seibert et al. (2001) は転職という文脈ではないが、ネットワークが資源として機能しているという点では社会ネットワーク論的アプローチの仮説に沿った結果を示している。日本でも、日本労働研究機構（2003）が首都圏 50km 以内在住の 30～49 歳男性を対象として行った調査データの分析にもとづき、人的なつながりを通じて転職した場合には満足度が高く、転職の過程でコンタクトをとった相手との紐帯が弱い場合に職務満足度が高いことを報告している。

その一方で、強い紐帯の重要性を指摘する研究も存在する。日本の転職者について分析を行った渡辺（1991）によれば、転職先の会社に対する帰属意識や職務満足度の高さに対応するのは、コンタクトとの紐帯が強いことであった。分析対象となったのは首都圏 50km 以内在住の 20～54 歳男性であり、日本労働研究機構（2003）の分析対象と類似している。渡辺（1991）と日本労働研究機構（2003）の結果は、特に紐帯の効果について正反対である。こ

の点について渡辺（2008）は、弱い紐帯が日本社会においても戦略的資源として機能するようになった可能性がある」と述べているが、渡辺自身も言うとおり推論の域にとどまるものである。満足度を直接検討しているものではないが、石田・小林（2011）は2005年SSM調査データの分析を通じ、「良い仕事が見つかったから」という理由で転職する際には血縁関係を通じて仕事を見つける傾向があることを見出した。血縁関係は強い紐帯の代理指標として用いられることがあるため⁴⁾、これらの研究結果は強い紐帯と高い満足度との間に関係があることを示すものとして理解できる。

仕事満足度については社会ネットワークの効果を認める研究が多く、紐帯の強さに関して知見が分かれているのが現状である。しかし、なかには社会ネットワークの効果がみられないとする結果も報告されている。蔡・守島（2002）は転職経験のある男女を対象としたデータの分析から、人的つながりを通じた入職は満足度との間に有意な関連をもたないことを示している。また、Mouw（2003）はNLSYデータの分析を通じて、人的なつながりも紐帯の強さも満足度とは関連しない結果を見出した。社会ネットワークがより満足できる仕事へのアクセスを可能にするという知見が多いものの、確定的な関係であると判断するにはさらなる検討が必要であるといえよう。

職場環境と社会ネットワークの関連についても、満足度といった態度の指標と類似の傾向を示しており、社会ネットワークの利用がよりよい職場環境へのアクセスを可能にするという知見が多い。中国の雇用労働者を対象に分析を行ったLin et al.（2009）は、ソーシャル・キャピタル指標（上方到達性、異質性、拡張性の合成変数）と職場における権限の間にプラスの関連がみられることを報告している。また、日本の若年者を対象とする調査データを分析した石田（2011）は血縁関係を通じた入職の場合、職能形成機会に恵まれ、失業リスクの低い職場である傾向があることを示した。ただし、仕事の環境については曖昧な結果も報告されている。Stainback（2008）はコンタクトが同じ人種か否かに着目している。分析の結果、コンタクトが同じ人種であるか否かの効果は人種によって異なり、一貫した結果ではなかった。職場環境といった仕事の質的な側面については、説明変数、被説明変数共に様々なものが用いられているので、さらなる検討が望まれる。

最後に勤続年数については、先述の石田・小林（2011）は血縁関係を通じた入職の場合、その仕事を辞めにくいということをイベント・ヒストリー分析により明らかにしている。一方で、勤続年数が長すぎることは潜在的な移動機会を失わせることになり、ジョブ・マッチングの観点からは望ましくないとする分析結果もある（Granovetter 1974[1995]=1998）。グラノヴェッターは、勤続年数が中程度（データでは2～5年程度）である者の満足度が最も高く、勤続年数が5年以上の者の満足度が低いことをその根拠としている。ジョブ・マッチングが達成されているのでその仕事を長く続けるのか、それとも他に移動する機会が存在しないためにやむを得ず仕事を継続しているのかは明らかではなく、石田・小林（2011）の分析結果もどちらかによって解釈が大きく異なる。石田・小林（2011）は基本的には前者の解釈を行なっているが、いわゆるネガティブセレクションの結果血縁紐帯を通じてしか仕事を得られないという状況にある場合、後者の解釈が成り立つ可能性も十分にありえる。

3.2 地位達成に対する影響

地位達成に対する社会ネットワークの影響は、ジョブ・マッチングの指標に比べてはるかにシンプルで明確な指標を用いて検討されている。すなわち賃金と職業的地位である。社会学における地位達成研究は、Blau and Duncan（1967）による地位達成分析から様々な形で展開されてきた。そのなかでも、社会ネットワークに着目するアプローチの地位達成研究に対する貢献は、獲得された個人的資源（学歴など）のみならず、社会的資源（社会ネットワーク）が個人の地位達成により大きな影響力を持つという命題を提示した点である（Lin 1999: 468）。

ただし、社会ネットワークと地位達成の関連に対する関心はそれ以前からも存在していた。たとえばLipset et al.(1955)は、アメリカにおける若年者を対象として初職入職機会の分析をいち早く行っている。問題の背景には、産業化の進行とともに人々が労働市場に解き放たれることによって、社会的地位の配分過程も変化した可能性があるという洞察がある。リップセットらは、

高いスキルを修得した若年者はフォーマルな方法（直接応募，公共・民間の職業紹介機関，同業者組合による斡旋など）を通じて高い地位の職（専門・准専門・経営・管理）に就くことができるものの，他の職種への参入には友人・知人のネットワークや，親族のネットワークを頼っている傾向があることを示した．また，労働市場での地位達成の鍵となるのは教育達成であり，高校卒業後のキャリア展望をどのように描いているのかが重要であるが，出身階層が高い若年者は高等教育進学や職業選択に関して多くのアドバイスを得ることが出来ているため，初職の地位達成においても成功しやすいのではないかという議論を行っている．

リプセットらの研究を実証的に展開させた **Simpson and Simpson (1962)**は，アドバイスネットワークの規模と父職，初職選択の理由を組み合わせた初職地位達成の分析を行った．シンプソンらによれば，それぞれの要因が地位達成に関係しており，父職と子の初職の世代間継承があることに加え，アドバイスネットワークの規模が大きいほど高い地位達成を遂げやすいことを示している．初職での分析に加え，シンプソンらは直近職から現職への上昇移動にアドバイスネットワーク特性が効果を持っているのかを検討している．そこで彼らは，上昇移動に寄与するのは大きなネットワークサイズで，アドバイスネットワークを主に構成するのが非親族（友人・知人）である場合だということを発見した（**Simpson and Simpson 1962: 270**）．

リプセットやシンプソンらの研究は，社会ネットワーク論に立脚しているわけではないものの，後に蓄積される研究の先駆けとなる視点を示唆している．1つは，社会ネットワークの利用において社会階層間で違いがみられること，もう1つは，社会ネットワーク利用の効用に関しても階層差があることである．

地位達成に対する社会ネットワークの影響については，(1) 社会ネットワークが地位達成を導くという立場，(2) 社会ネットワークと地位達成の間には関連が見られないという立場，(3) 社会ネットワークは地位達成にとって不利に作用するという立場，に知見が分かれているといえる．さらに，紐帯の強さやネットワークの開放性に関する知見の差異，条件付きの社会ネットワーク効果などに分かれている．

まず、社会ネットワークの地位達成効果を支持する知見を確認する。グラノヴェッターが自身で実施した調査では、ジョブ・マッチングの側面だけでなく職業的地位や収入についても尋ねており、弱い紐帯を通じて得られる仕事の収入は高く、管理的職業へのアクセスに機能していることを明らかにしている（Granovetter 1974[1995]=1998）。さらに、ナン・リンらが行った研究によって、弱い紐帯を通じて高い地位にいるコンタクトへのアクセスが可能になり、それが本人の高い職業的地位達成につながるという間接効果と、弱い紐帯の直接効果の両方が報告された（Lin et al. 1981）。その後の研究でも、弱い紐帯が高い賃金や昇進可能性の高さに結びつくことを報告する研究や（Seibert et al. 2001）、開放的なパーソナルネットワークが地位達成に寄与する結果が示されている（Erickson 2001）。

近年の研究では職探しをせずに職を見つけられる（Non job search）ことについての検討も進められている。これは、職探しをせずに職を見つけられる背景では社会ネットワークが作用しているという Granovetter（1974[1995]=1998）の知見にもとづく。Non job search について検討している先行研究は、賃金や SEI に対してポジティブな効果があることを明らかにしている（Mouw 2002; McDonald 2005; McDonald and Elder 2006）。ただし、Non job search によるポジティブな効果はキャリアの段階（McDonald 2005; McDonald and Elder 2006）、人種によって異なる（Mouw 2002）。

これらの先行研究は、社会ネットワークの水平的な構造特性（紐帯の強さやネットワークの開放性）に着目している。一方、コンタクト（接触相手）の地位に着目する枠組みでも、地位達成に対するポジティブな効果を報告する研究が多い。先に挙げた Lin et al. (1981) はその例であり、Detroit Area Study のデータを分析した Campbell et al. (1986) でも同様の結果が報告されている。その後、コンタクトの地位と本人の職業的地位達成の関連を検討する先行研究が断続的に蓄積されているが、その多くは正の関連を繰り返し報告するものである（Wegener 1991; Lin et al. 2001; Flap and Boxman 2001; Lin and Ao 2008; Moerbeek and Flap 2008; Lin et al. 2009）。

ここまで挙げた研究は、社会ネットワーク論の枠組み（すなわち、多様なネットワークへのアクセスが重要であるという立場）に沿った結果を報告す

るものであるが、逆の結果を報告する研究も存在する。Bian (1994) は、1980年代後半の中国の労働市場における社会ネットワーク（Guanxi-Network, Guanxi は「関係」）の効果を検討している。Bian (1994) によると、紐帯の強さは地位達成とは関連がない。むしろ、コンタクトの地位が重要であり、高い地位についているコンタクトを通じて入職する場合、本人の地位も高くなる(Bian 1994: 109)。また、転職する場合には人的なつながりを通じたほうが、前職よりもより高い地位に移動する。

さらに Bian (1997) は、人的なつながりを用いる場合にはより強い紐帯を介して入職する方が、地位達成につながると指摘する。Bian (1997) の分析によれば、中国の労働市場において重要なのは、最終的に好条件の仕事を自分自身に紹介してくれる他者を紹介してくれる知り合いの存在であるという。そして、そのような有力者を紹介してくれるような知り合いとの関係は、親密である傾向がある。この点について Bian(1994)は、情報の獲得という側面とは異なり、他者の権力を間接的に利用する場合、その相手との間に強い信頼関係が構築されていなければならないからであると議論している。

2005年SSM調査データを分析した石田（2009a）は、外部的理由⁵⁾で転職をせざるを得なかった者が血縁関係を通じて転職した場合、他の方法に比べて正規雇用の仕事に就きやすくなることを明らかにした。一方で地位達成の側面にはネットワークは効果を持たなかったことから、石田は日本の労働市場では社会ネットワークは戦略的な資源というよりもむしろセーフティネットとして機能していると議論している。社会関係を、効率的に情報を集めるための資源としてとらえ、幅広いネットワークを構築しようとするアメリカ社会とは異なり、日本社会では少数の相手との強いコミットメントを重視するという先行研究（辻・針原 2003）の議論を援用し、日本社会における社会的紐帯は困難な状況においてこそ、その互助的な側面が顕在化するのではないかと石田は結論付ける。石田（2009a）は仮説を「文化的差異仮説」として検討し、上記の実証的知見を導き出した。

労働市場のマクロ構造によって社会ネットワークの地位達成効果が異なることを指摘する研究もある。旧西ドイツ、オランダ、アメリカの調査データを分析して結果を比較検討した De Graaf and Flap（1988）によれば、社会

ネットワークの地位達成効果（コンタクトの地位の効果）はアメリカデータでより明確に観察される。この結果から De Graaf and Flap（1988）は、制度的な条件が社会ネットワークの効果に影響することを結論づけている。また、シンガポールの労働市場について研究している Chua（2011）では、非競争的なプライベートセクターではインフォーマルな入職経路（つまり社会ネットワーク）が入職先での賃金にプラスの効果を持つことを明らかにしている。欧米各国を対象としたパネル調査データを分析した Pellizzari（2004）は、コンタクト利用によって高い賃金の職を得られるかどうかは、企業が労働市場での採用にどの程度コストを割いているのかと関連していることを明らかにしている。企業が採用活動に投資を行っていないような労働市場では社会ネットワークの影響力が高いことを、マクロデータの結果とパネルデータ分析の結果を突き合わせながら検討している。

また、先に挙げたリップセットやシンプソンらの研究の示唆通り、社会ネットワークの地位達成効果が階層によって異なる研究成果もある。紐帯の強さの多次元性に着目した Wegener（1991）は、特にコンタクトとの相互作用の多さ（mutuality）が紐帯の強さを構成する重要な要素であることを明らかにした。その上で、紐帯の強さと本人の前職の職業的地位の交互作用効果を検討した結果、階層が高いグループでは弱い紐帯の強さが成り立つが、階層が低いグループでは強い紐帯のほうが重要であることを発見した。また、韓国の大卒就職者を対象として出身校関係者ネットワークの効果を検討した Lee and Brinton（1997）は、社会ネットワーク効果がトップ大学出身者にのみ観察されることを明らかにした。

社会ネットワークの地位達成効果に対して肯定的な知見がある一方で、ネットワークの効果が観察されないという知見も少なくない。渡辺（1991）による首都圏の転職者データの分析では、紐帯の強さは所得や企業規模、職位とは関連しない結果が得られている。この結果に対して渡辺（1991）は、「賃金、会社規模、職位といった外延的（extensive）な情報はネットワークを介さずに入手できる」ためであると解釈している（渡辺 1991: 43）。

先に挙げた石田（2009a）では職業威信スコアを被説明変数とした検討も行っているが、職業的地位に対して社会ネットワークは有意な効果をもた

なかった。戦後の日本社会ではそもそも転職が少ないことは多くの先行研究で明らかにされている（富永 1964；雇用促進事業団職業研究所編 1979；原・盛山 1999）。転職が少ないことの背景には，日本の雇用システムが外部労働市場よりは内部労働市場を制度化することによって労働力の調整を行い，昇進や賃金上昇といった地位達成の諸要素を雇用関係の中に組み込むことによって，ステップアップにつながるような企業間移動が抑制されてきたことに由来する（竹内 1995）。日本の労働市場の構造的特徴によってそもそも転職と地位達成が結びつきにくいことを踏まえ，石田（2009a）は，転職理由が肯定的なもの（良い条件の仕事が見つかった）ならば，ネットワークが地位達成の資源として機能すると予測した（コンティンジェンシー仮説）。しかし，理由の別を問わずネットワークを通じた入職は地位達成につながっていないという結果が得られた。別のデータを用いた分析でも，職業的地位に対する人的つながりの影響は観察されないものが多い（佐藤 1998；渡邊 1998）。

日本社会において地位達成効果が観察されないのが，労働市場の雇用構造に起因するのか，それとも情報の種類に由来するのかについては明らかではない。しかし，他の研究でも賃金や職業的地位に対して入職経路やコンタクトの地位は影響しないという報告が多い（蔡・守島 2002；中尾 2000）。一方，社会ネットワークの効果が観察されないとする知見は，欧米のデータでも得られている。その多くはコンタクト利用が地位達成には無効果であるというものである（Mouw 2003；Weber and Mahringer 2008）。さらに Mouw(2003) は，コンタクトの地位についても擬似効果である可能性を明らかにした。

最後に，社会ネットワークが地位達成にネガティブに作用する研究についても整理しておく。多くの分析では入職経路の検討を行っており，賃金や職業的地位に対してネガティブな効果があると報告している（Addison and Portugal 2002；Franzen and Hangertner 2006）。別の研究では，弱い紐帯を利用する結果低賃金の職に至る結果も示されている（Matthews et al. 2009）。このような結果が得られる背景には，ネガティブセレクションの影響があると推測される。すなわち，社会ネットワークの利用はいわば'Last Resort'であり，他に職を得る手段を失った場合にネットワークに頼らざるを得ないという

状況が、低い社会経済的地位への移動に結びつくと考えられるのである。その手がかりとなる Chua (2011) の分析では、競争的でメリトクラティックな公的セクターへの入職に際して社会ネットワークを利用すると、賃金が低いという結果が報告されている。労働市場で職を得る手続きがフォーマライズされている状況では、インフォーマルな求職方法は公正なものとはみなされず、それが利用される優先順位も低くなると考えられる。

4 社会のマクロ構造により異なる社会ネットワークの効果

先行研究の知見からは、社会ネットワークがキャリア移動の場面で影響することは多くの先行研究で支持されていることが明らかになった。その一方で、ジョブ・マッチングや地位達成に対して有効に機能する社会ネットワーク特性が一貫しないことや、社会ネットワーク自体が効果を持たないことも見受けられた。本節ではその背景と、今後の研究において取り組むべき課題を考察する。

社会ネットワークの効果が理論的に予測される結果と異なる理由としては、(1) 社会ネットワーク変数の測定・操作化に関する問題がある可能性、(2) 社会ネットワーク効果が異なること自体が理論的負荷を帯びている可能性、の2点を挙げることでできよう。

まず(1)の理由について触れる。先行研究の整理から、入職経路を説明変数とする分析の場合には社会ネットワークの効果が観察されにくい傾向があるように思われる。その原因としては、入職経路に様々な効果が混濁していると同時に、測定誤差も大きいことが考えられる。多くの研究では「人的つながり」と一括りに扱うか、考慮したとしても紐帯のタイプに区分する程度である。それが実際に何を意味するのかわかには判断しがたい。先行研究では親族紐帯を強い紐帯、友人・知人紐帯を弱い紐帯の代理変数として用いることが多いが、当然のことながらコンタクトの社会経済的地位の影響がこれらの変数には交絡することとなる。また、入職経路は「仕事についたきっかけ」という聞き方をされることが多いが、実際にコンタクトから仕事を紹介してもらったことを意味するのか、最終的な雇い主に対して口利き

をしてもらったことを意味するのか、あるいは仕事に関する情報を得たにとどまるのかについては明確ではない。同様に「直接応募」も曖昧なカテゴリである。直接応募という場合には、求人広告などを見て直接応募したというだけでなく、知り合いの紹介などで「手続き的に」直接応募した場合も考えられる。後者の場合、「人的なつながり」なのか「直接応募」なのかについては明確な判断は難しく、グラノヴェッター自身も入職経路のコーディングについては注意を払っている（Granovetter 1974[1995]=1998: Appendix B）。

あるいは、入職経路の効果と社会ネットワークの特性の効果は異なる側面を意味しているのかもしれない。入職経路における社会ネットワークの効果については、勤め先への応募に際して実際に利用された方法の中で、社会ネットワークが他の方法と比べていかなる効果を有しているかを検討することになる。一方、紐帯の強さやコンタクトの地位といった社会ネットワーク特性は、潜在的な効果（応募にいたる過程でのスクリーニングや、よりよい条件の応募先の発見など）を含んで効果が推定されるだろう。そのため、入職経路の効果を解釈する際には「実際に」利用されることの意味を踏まえる必要がある。多くの先行研究では、入職経路で人的なつながりを利用する場合、その者の学歴や前職の地位は低い傾向にある（佐藤 1998）。これは、先に述べたようなネガティブセレクションの影響を反映している可能性を示唆している。これらの問題を考慮するためには、入職経路で人的なつながりを利用したと回答する場合にはその相手の属性や本人との関係についての情報を得る必要があるだろう。また、最終的に職を得ることにつながった入職経路を利用するに至る過程についての情報も必要である（積極的に利用したのか、それとも最後の手段だったのか、など）。

次に（2）の理由について検討する。社会ネットワークの効果が何らかの条件により異なる可能性は、測定・方法論的理由以上に重大である。グラノヴェッター、バート、リンらの理論的枠組みから出発して多くの実証研究が蓄積されるにつれ、仮説とは反する結果も報告されるようになってきた。部分的には先に述べたように社会ネットワーク変数の測定・操作化をめぐる問題が原因であるかもしれないが、結果の異質性はキャリア移動に関する社会ネットワーク理論を発展させる上で重要な発見であるとも考えられる。

とりわけ、近年の研究では社会ネットワーク資源という個人を取り巻くミクロ構造と、労働市場の制度的要因や社会階層構造といったマクロ構造を理論的に連結させつつ個人のキャリア移動、地位達成過程を説明しようとするアプローチが増えている。Pellizzari (2004) や Chua (2011) のような研究は労働市場構造の如何によって社会ネットワークを利用することの意味が異なってくることを示した好例である。また、McDonald (2005) のようにライフコース論を援用しつつ、社会ネットワーク資源が一般的に機能するわけではなく、ある程度キャリアを蓄積した段階で転職する際にその効果が最大になるといった成果も報告されている。日本の研究では、石田 (2009a) のように雇用慣行等を踏まえた仮説構築を行う研究も生じつつある。今後は、より直接にマクロ的要因と社会ネットワークの関係を特定できるような実証分析を展開することが重要になってくるだろう。

本研究でも、労働市場のマクロ構造が若年者のキャリア移動にとって社会ネットワークが持つ意味に直接影響することを仮定する。2節で言及したとおり、社会ネットワークが職探しにおいて重要になるのは、個人が労働市場の中で得られる情報は不完全なものだからである。逆に言えば、情報の不完全性を最大限縮減することができる労働市場では、社会ネットワークの効用は生じえない。そして、情報の不完全性の程度は、労働市場に対する制度の影響力の弱さとほぼ同義である。

5 若年労働市場で作用する社会ネットワークメカニズム

5.1 社会ネットワークは重要なのか

以上の議論から、1990年代以降の労働市場の構造変動期における若年者のキャリア移動の機会に対して、社会ネットワーク論のアプローチからいかなる枠組みが設定可能であるのかを論じたい。そもそも、本研究の研究対象に社会ネットワーク論の視点が必要なのかを明確にする必要がる。この点は、先行研究でも社会ネットワーク論の枠組みによる検討が進められてきたからだという理由では明らかに不十分であろう。

社会ネットワーク論の枠組みは、外部労働市場を通じたキャリアの移動を説明する際には必要である。それは本研究においても変わらない。その理由は2点挙げられる。

5.1.1 外部労働市場の不確実性

第1の理由は、本章でも既に繰り返し言及してきたとおり、外部労働市場での職探しは不確実性が高いためである。いかなる仕事の空席がいつ生じるのか、またその仕事を得られる見込みがどの程度あるのかなど、職探しおよびその後に必要な情報は通常得難い。そのような不確実性を縮減する機能を社会ネットワークが果たすと仮定される。

本研究の対象である1990年代以降の若年者のキャリア移動は不確実性が高い状態に置かれていると考えられるため、社会ネットワーク論の視点を利用することには意味がある。この時期以降にキャリアを歩み始める若年者は、それ以前の若年者のキャリアのあり方を参照基準にすることが難しくなった。新規学卒者一括採用の慣行⁶⁾のもと、職場組織内部での初期キャリアを前提としてほぼ問題がなかった1980年代までと、その前提が置けない若年層の存在が新しい前提となった1990年代以降では、若年労働市場における条件がそもそも異なる。そのような状況下で、1990年代以降の若年労働者集団はそれまでとは異なるキャリアの歩み方を独自に学習してゆかなければならなくなったといえるだろう。

同様の問題は職場組織の側にも生じたと考えられる。1980年代までと同様に新卒一括採用の枠組みを維持することが困難になったのは、職場組織の一方的な都合にはよらず、主としてマクロ経済変動の影響によるものである。景気悪化の長期化により職場組織による新卒採用の余力は小さくなった。しかしながら、組織を維持、再生産してゆくためには新たにコアとなるメンバーを加え、育成する必要もある。両者のバランスをとったときに、外部労働市場を通じて若年者を雇用するオプションは現実的なものとなりうるだろう。その際、雇用者にとっても求職者と同様に不確実性が生じうるのである。

若年者、雇用者双方にとっての社会ネットワークの位置づけを、既存のデータから簡単に確認する。表2.1と表2.2は、厚生労働省が実施していた「転

職者実態調査」における，求職者の求職方法，そして雇用者の正社員応募方法の分布を示したものである。

求職者に関する結果（表 2.1）をみると，平成 10 年（1998 年）から平成 18 年（2006 年）までの間に，インターネットと民間の職業紹介機関を利用した求職活動が大きく増加している。民間の紹介機関の利用割合が拡大したのは，職業安定法の改正により，民間企業などにも職業斡旋業務が認められたためである⁷⁾。同時に，転職，求職活動支援のためのウェブサイトの利用も普及した。求職活動を取り巻く制度的，技術的環境の変化が，表 2.1 の結果に現れているといえる。

表 2. 1 正社員転職者が利用した求職活動方法（複数回答）

		公的 紹介 機関	民間 紹介 機関	（イン ター ネッ ト （企 業の HP）	求 人 情 報 誌	新 聞 ・ チ ラ シ 等	企 業 訪 問	出 向 ・ 前 の 会 社 の 斡 旋	縁 故 （知 人・ 友 人 等）	そ の 他
1998年	20～29歳	41.5	5.3	1.7	31.4	26	3.1	3	31.8	8.2
	30～39歳	38.1	7.3	2.9	26.3	27	4.1	5.1	37.1	9.4
2006年	20～24歳	57.8	15.1	13.2	37.1	2.6	1.4	23.0	6.5	
	25～29歳	41.8	27.1	20.2	30.2	1.8	4.7	24.6	7.1	
	30～34歳	37.0	23.0	17.1	28.3	1.5	3.7	30.1	7.9	
	35～39歳	44.6	23.4	12.8	30.3	2.7	5.1	29.7	11.8	

単位：%

（出所：厚生労働省「転職者実態調査」より筆者作成）

表 2.2 正社員転職者を採用した企業が利用した採用活動方法(複数回答)

		公 的 紹 介 機 関	民 間 紹 介 機 関	(イ ン タ ー ネ ッ ト の H P)	求 人 情 報 誌	新 聞 ・ チ ラ シ 等	ス カ ウ ト	親 会 社 ・ 関 連 会 社	縁 故 (知 人 ・ 友 人 等)	会 社 説 明 会	そ の 他
平成10年	1000人以上	47.4	7	4.4	49.3	48.4	16.5	9.2	34.8		12.1
	500~999人	67.4	17.9	3.7	49.9	39.2	8.2	9.9	24.7		9.1
	300~499人	69.9	7.8	3.3	45.4	37.8	10.7	15.3	30.5		3.9
	100~299人	70.4	7.9	3	33.8	43.3	5.8	10.3	44.5		3.6
	30~99人	77	9.6	2.1	33	38.2	5.9	10.2	46.3		6.3
平成18年	1000人以上	45.7	44.6	75.3		55	8.2	13.4	24.9	26.7	11.3
	300~999人	59.4	33.3	53		51.3	6.2	15.4	36.2	14	10.9
	100~299人	70.6	24	36.9		54.1	5.9	11.7	38.4	7.3	7.5
	30~99人	67.1	15.6	20.9		47.2	5.2	8	37.3	5.2	9

単位：%

(出所：厚生労働省「転職者実態調査」より筆者作成)

これらの求職活動方法利用の拡大とは逆に、社会ネットワーク（縁故）による求職活動の割合は縮小している。しかし、その変化はインターネット、民間の職業紹介機関の利用に比べれば緩やかである。そのため、転職活動において社会ネットワークが用いられなくなったというよりも、求職活動環境の大きな変化の中でなお社会ネットワークが無視できない程度に利用されていると解釈すべきであろう。

それでは、雇用者の側からみた社会ネットワークはいかなる意味をもつか。表 2.2 は、同じく「転職者実態調査」のなかで、正社員を募集する際に用いる募集方法の分布を示している。

求職者の場合と同様、1998年から2006年にかけてのインターネット、民間の紹介機関利用の拡大が著しい。しかし、それが顕著であるのは一般に大企業と呼ばれる300人以上、あるいは1000人以上の企業の場合である。2006年調査では新たに「会社説明会」という項目も追加されているが、1000人以上企業では4分の1強がこの手段で正社員を募集している。

他方、300人未満の中小企業ではこれらの募集方法はあまり利用されない。これらの募集方法は公開性が高いが、それゆえに求職者の注目はより目立ち

やすい大企業の情報に集中しやすくなると考えられる。その結果、中小企業がたとえ募集コストの低いインターネットや公開性の高い民間の紹介機関、会社説明会を利用して正社員を募集しようとしても、大企業が発信する情報に埋没してしまうリスクが生じる。そのため、これらの企業では公的職業紹介機関（ハローワーク）や社会ネットワークへの依存が相対的にも強い。

しかし、大企業においても、スカウトと縁故を合わせて3~4割の企業が社会ネットワークを依然として利用している。以上の結果は、求職者、雇用者にとって社会ネットワークが重要であることの傍証に過ぎないかもしれない。だが、その存在を無視して外部労働市場のメカニズムを議論することが不適切であると考えられる。

5.1.2 人的資本の蓄積に乏しい求職者が利用できる資源としての社会ネットワーク

第二の理由は、若年者は労働市場に出るからの時間が短いため、人的資本の蓄積が乏しいことである。労働市場で雇用者にアピールできる資源に乏しい若年者は、外部労働市場において相対的に不利に立たざるをえない。そのような場合、社会ネットワークを通じた求職活動のサポートには、若年者の不利をある程度埋め合わせられる可能性がある。人的資本の補完的機能を社会ネットワークが果たす可能性があるため、若年労働市場において社会ネットワークが重要であると考えられるのである。

以上の点は、日本の若年労働市場に即して次のように言い換えることができる。新規学卒一括採用慣行において、若年者は年齢、学年などデモグラフィックな要因が一定に統制された上で、提示された求人をめぐって競争を行うことになる。そのため、原理的には同じ条件の下での競争が行われ、若年者間で事前の有利・不利は想定されない。

しかし、いったん新規学卒一括採用の枠組みから離れて求職活動を行う場合、若年者の競争相手は同じような他者ではなく、技能、経験の水準が異なる他者となる。その場合、若年者は就業経験や実績が乏しくなり、求職活動においても不利になると考えられる。

また、新規学卒一括採用の枠組みが主流ではある若年労働市場において、

その枠組みを経由しない、あるいは早期に離転職してしまった若年者は、若年者のキャリアのライフコース規範を逸脱した者としてネガティブに評価されかねない。学校卒業から初職へとスムーズに移行し、その職場組織で一定期間の就業経験を重ねるといったキャリアのパターンが主流であると、若年者はそのパターンをたどることが予期され、同時に期待される。そのライフコース規範を逸脱する場合、求職活動における若年者と雇用者のコミュニケーションコストが増大し、雇用者に逸脱を納得させることが必要となる。しかし、雇用者にとってみれば若年者をどのように評価できるかに関する情報が不足しているため、ライフコース規範からの逸脱を納得することは容易ではない。

以上の背景から、1990年代以降の若年労働市場において社会ネットワークはやはり重要な意味を持つと考えられる。外部労働市場において経験の乏しい若年者は雇用者にとって魅力的な労働力とはみなされがたい。しかし、社会ネットワークにより職探しの情報の範囲が広がることで若年者が見つけられる仕事の数は増加する。また、紹介者の存在によって若年者と雇用者間のコミュニケーション不全も解消される。

外部労働市場における不確実性と、若年者の不利を解消する可能性があるため、社会ネットワークに着目することが重要であることをここまで議論した。しかし、実際に社会ネットワークが若年者のキャリアに影響しているのかは、実証的問題となる。先に表 2.1、表 2.2 でインターネット、および民間の職業紹介機関を介した求職・採用活動が活発化していることが観察された。本研究が想定するような若年労働市場における不確実性と若年者の不利は、現実には存在しないのかもしれない。この点は、実際のデータ分析を通じて検証されなければならない。

5.2 どのような社会ネットワーク特性が重要なのか

ここまで、本研究の研究対象である 1990 年代以降の若年者のキャリア移動において社会ネットワークが重要である理由について論じてきた。それでは、彼らにとってどのような社会ネットワーク上の紐帯が重要な意味を持つ

のだろうか。

本章 2 節での議論から、職探しにおいてはより異質な情報へのアクセスが重要となるので、社会ネットワーク上の弱い紐帯を保有しているか否かが職探しの結果を左右することを議論した。ここでは、本研究課題に即して弱い紐帯の強さ仮説が何を意味するのかについて検討したい。

日本社会を対象としたこれまでのキャリアの研究において、重要だとされてきたのは血縁関係を中心とする強い紐帯である。強い紐帯とは、接触頻度が多く、共有する時間が長く、相互の信頼関係が強いような人間関係のことを意味する。日本では互助的な関係に強い信頼関係が必要となるため、とりわけ仕事の紹介などにおいては血縁関係などの強い紐帯が重要になるという見方は、日本の社会学においては通説になりつつある（大岡 2012; 渡邊 2012）。実証研究においても、強い紐帯が重要であるという知見が主要である（渡辺 1991; 石田 2009a; 石田・小林 2011）。アジア社会に視野を広げれば、地位達成に対する社会ネットワークの効果とは、人事に影響力を持つ相手にアクセスできること、すなわち権力の間接利用であるため、相互の信頼関係が強くなければならないという研究もある（Bian 1994, 1997）。

そのような研究の流れに反して、本研究課題で弱い紐帯の強さ仮説を主張するのはなぜか。それは、本研究の舞台である 1990 年代の日本の若年労働市場が、上記の議論の前提を満たさない状況に置かれているからである。

第一に、転職の過程で求職者と情報提供者、紹介者と雇用者の間で強い信頼関係が必要となるという解釈は、その社会において転職が少ない、すなわち労働市場の流動性が低いことを前提としている。労働市場の流動性が低ければ、仮に離転職によって仕事の空席が生じたとしてもその数は少ない。そのような状況であれば、比較的狭い社会ネットワークの中で仕事の分配は事足りる。しかし、1990 年代の日本の若年労働市場では流動性が高まっているとされているため、強い紐帯でつながる少数の紹介者、情報提供者だけでは仕事の分配が全体として追いつかない。

第二に、求職者と雇用者の間に入る情報提供者あるいは紹介者の影響力を、強い紐帯を重視する議論では過大評価している。すなわち、媒介者が雇用者の意思決定に直接影響力を及ぼすことができるということが、暗に仮定され

ているように思われる。家族・親族経営や自営業といった、組織運営上インフォーマルな面が強いセクターでは、媒介者の影響力を仮定した議論も可能かもしれない。しかし、多くの職場組織では、意思決定はできる限り公平、公正になされることが前提となっている。その規範が存在している状況下で媒介者が雇用者に何らかの影響を与えることは、例外的にありうるかもしれないが（いわゆる「コネ採用」など）、基本的には想定しがたいことである。

労働市場の流動性が低く、そのなかで半ば例外的に生じる転職に対して、媒介者が雇用者に直接影響を及ぼすことが前提とされない以上、1990年代以降の日本の若年労働市場において「強い紐帯の強さ」がア priori に仮定されるべき理由は存在しない。むしろ、5.1で論じたような不確実性、若年者の不利といった側面がこの時期の若年労働市場では立ち現れやすくなっていると考えられる。それを仮定すれば、本研究においては強い紐帯よりも弱い紐帯の重要性に焦点を当てることになる。

5.3 脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ仮説

ここまで、本研究課題に沿って社会ネットワーク論にもとづくキャリア移動の分析枠組み、さらに弱い紐帯の強さを検討する必要性について論じてきた。以下では、第1章で議論した若年労働市場の構造に関する問いと仮説と関連付けることで、本研究で検証する若年労働市場のメカニズムに関する問いへの仮説を提示する。

第1章で議論されたのは、若年労働市場が分断されているのか、それとも外部労働市場を通じて一定の雇用調整と地位の再分配がなされているのかという論点であった。そして、後者が支持される場合、それがいかなるメカニズムによって生じるのかが、若年労働市場のメカニズムに関する問いである。

この問いに対して、本研究では以下の仮説命題とその前提にもとづき実証分析を展開する。

命題：外部労働市場において弱い紐帯の強さが発現するようになった。

- 前提 1：1990 年代以降の若年労働市場は流動化し，不確実性が高まった．
前提 2：不確実性の高い状況では，情報獲得が上昇移動機会に強く影響する．
前提 3：情報獲得に役立つのは，弱い紐帯である．

以上の仮説を，本研究では「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」と呼びたい．この仮説命題について説明するにあたり，埋め込み概念についてまず説明する．

5.3.1 埋め込みと脱埋め込み

本章冒頭でも触れたが，埋め込み（embeddedness）とは主体の意思決定や行為のあり方が特定の制度的，社会的コンテクストによって異なることを端的に意味する概念である．意思決定や行為は，主体をとりまく環境とは無関係な合理的計算にもとづき表出するのではない．その意思決定や行為は，主体が置かれたコンテクスト自体の影響を受ける（制約条件として）．また，コンテクストは主体の合理性（何が望ましいか，何をすべきかを識別するための規準）の枠組みの構築を通じてでも，主体の意思決定や行為に影響する（合理性の社会的構成）⁸⁾．

既存の制度やシステムに主体が強く埋め込まれるほど，その主体は意思決定と行為に関する他のオプションを持たないようになる．新卒一括採用の枠組みとその後の内部労働市場での安定したキャリア形成というコンテクストが安定的に維持されていた 1980 年代までは，若年者や雇用者にとってそれ以外の枠組みで求職，採用活動を行うことは考える必要性すらなかった．彼らはその枠組みの中で期待されるライフコース規範に適応してゆけばよかったのである．そのため，若年者のキャリアは社会制度の中に強く埋め込まれていたとみなせる．

5.3.2 本研究における脱埋め込み状況

逆に，主体が埋め込まれる制度的，社会的コンテクストが存在しない，あるいは埋め込みの程度が弱い場合，主体の意思決定と行為には様々な選択肢が現実には立ち現れることになる．1990 年代以降の若年労働市場は，まさに

そのような状況であったと考えられる。それは一方で多様な選択肢が生まれたと肯定的に表現できるが、他方でその中から何を選び取るべきかを判断することの困難さや、ある選択肢を選ぶことに伴うリスクが生じることも意味している。

1990年代以降の若年者のキャリアは、既存の構造からの脱埋め込みが起こった時期である。そこでは、それまでの構造を前提とした意思決定や行為のリアリティが失われ、合理性の規準が不明確になる。そのため、若年者には自身のキャリアにおける合理性の枠組みを再編成する必要性が生じる。その再編成は、彼らを取り巻く社会ネットワーク上での相互行為を通じてなされる。キャリア移動に役立つ情報や機会（仕事の紹介など）が、社会ネットワーク上の人間関係を通じてやり取りされ、それにもとづき若年者は具体的な求職活動を行う。その意味で、若年者のキャリア移動の機会が社会ネットワークの中に埋め込まれているといえるのである。

それでは、脱埋め込み状況下において弱い紐帯がなぜ重要なのであろうか。先に述べた通り、弱い紐帯はそれまで自身では知りえなかった、得ようがなかった情報や機会をもたらすと考えられるからである。そのようにいえるのは、社会ネットワーク論における弱い紐帯の本質が関係の強度にあるのではなく、異なる交際圏を橋渡しする役割に求められるからである。強い紐帯は凝集的な社会ネットワークを形成してしまうため、そこでやり取りされる情報や機会は同質的になり、紐帯を通じなくとも自身が知りえる、あるいは既知のものとなりやすい。それゆえ、脱埋め込み状況下では強い紐帯は若年者の求職活動環境を再編成することができない。

第1章での理論的検討との関連でいえば、若年労働市場が分断していることを前提とするならば、若年者は一次市場か二次市場のいずれかに埋め込まれることになるので、そこでは社会ネットワーク、なかでも弱い紐帯は機能しない。しかし、外部労働市場を通じた調整が生じているとすれば、一次市場、二次市場間での移動が生じることとなる。これは若年者のキャリアに脱埋め込み状況が生じていることを意味するため、弱い紐帯の強さが発現する可能性が生まれる。

本研究で最重要の論点は、1990年代以降の若年者のキャリアにおいて弱

い紐帯の強さが観察されるか否かということになる。しかし、脱埋め込み状況下での弱い紐帯の強さ仮説は、そのなかでの個々の問題に対しても応用可能なものである。本研究と関連する脱埋め込みのタイプ、その内容について端的にまとめたものが、図 2.4 である。

脱埋め込みのタイプ	脱埋め込みの具体的内容		結果
時代変化	制度、社会的コンテキストの緩和	→	弱い紐帯の強さ
セクター間移動	個人にとっての労働市場内での不確実性の増大	→	
制度の介入の程度	制度の影響を受けていない状態	→	

図 2. 4 本研究で検討する脱埋め込みのタイプとその内容

時代変化により既存の制度が緩和されれば、それに代わる新たな制度的枠組みに主体が埋め込まれるようになるまでは、弱い紐帯の強さが発現するといえる。この点は、以下の実証研究を通じて本研究が検討する総合的な論点である。

個人内のキャリアという観点からは、ある環境から別の環境へと移動するセクター間移動も、脱埋め込みのタイプの 1 つであるといえる。セクター間移動によって、それまでの常識が相対化され、蓄積したスキル、経験が等価変換されるとは限らなくなる。これが不確実性増大の意味であるが、そこで弱い紐帯は求職活動環境の再編成という形で不確実性を縮減する。この点は、第 3 部の第 5 章、第 6 章での議論と関係する。

個人をとりまく労働市場環境という観点からは、個人のキャリアに制度がどの程度介入しているかによって、弱い紐帯の強さ仮説の結果が変わると考えられる。制度の介入が強ければ、インフォーマルなネットワークの効果は生じにくくなる。一方、制度の介入が弱ければ労働市場環境が不確実だということになるので、弱い紐帯の強さが発現するようになる。この点は、第 2 部第 3 章と第 3 部第 7 章での実証分析と関連する。

5.3.3 「弱い紐帯の強さ」仮説の批判的精緻化

本研究で設定した「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」という仮説は、グラノヴェッターが提唱した「弱い紐帯の強さ」仮説の欠点を補っている。「弱い紐帯の強さ」仮説は情報伝達の一般理論としてインパクトを持つ

が、理論としての内的一貫性を重視した結果、外生的な条件との関係については十分な議論がなされてこなかったといえる。グラノヴェッター自身もこの点については既に自覚的であり、社会ネットワークと社会の制度的条件との関係に着目すべきだと論じている（Granovetter 1974[1995]）。しかし、この点に関する具体的な枠組みを、グラノヴェッター自身は提示していない。

本研究の仮説は、弱い紐帯がどのような場合に機能するのか（あるいはしないのか）をより体系的に示している点で、グラノヴェッターの枠組みを修正したものであるといえる。「弱い紐帯の強さ」は不確実性の高まる脱埋め込み状況においてこそ生じる。したがって、制度の影響が及ぶような状況下では労働市場の不確実性が低いため、「弱い紐帯の強さ」が生じないことを事前に予測することができる。

6 小括

本章ではまず、社会ネットワークとキャリア移動の関係に関する理論的枠組みおよび実証研究の動向をレビューした。知見のばらつきは測定技術上の問題というよりも、理論を精緻化、発展させるための出発点になると本章では結論づけたい。Blau and Duncan（1967）の地位達成モデルを発展させる形でキャリア移動の社会ネットワーク理論が構築されてきたように、社会ネットワーク理論の基本的な命題を出発点として今後は社会のマクロ構造との関係に着目することが有用であると思われる。

これまでの理論的、実証的知見の検討にもとづき、本章では本研究における若年労働市場のメカニズムに関する問いに対して、「脱埋め込み状況下での弱い紐帯の強さ仮説」を提示した。先行研究では日本社会で機能するのが強い紐帯であるという議論がなされてきたが、その議論の前提が1990年代の若年労働市場においては成り立たない可能性がある。1980年代までの若年者のキャリア移動における前提として機能してきた新卒一括採用慣行と内部労働市場のゆらぎは、若年者のキャリアを不確実化させた。その状況下で、社会ネットワーク、なかでも弱い紐帯が若年者の労働市場環境を再構成する意味を持つように至った。

本研究で言及した埋め込み概念は、経済学的アプローチが行為者を過少社会化、社会システム理論的アプローチが行為者を過剰社会化し、どちらも行為者たる個人が原子化しているという批判の下に構築された（Granovetter 1985）。この批判は、個人が社会構造の中に埋め込まれていることを踏まえた理論構築や実証研究こそが社会学の強みであることを示唆していたと思われる。

しかし、これまでの研究では説明変数としての社会ネットワーク変数の効果を検証することに焦点が置かれるあまり、社会のマクロ構造との関係を十分に考慮した実証研究や知見の解釈がなされてはこなかったように思われる。キャリア移動の社会ネットワーク論は基本的にはミクロレベル（つまりは個人レベル）の社会移動理論だということになるだろう。しかし、それが社会全体での移動機会の不平等や労働市場の有り様を説明できるように理論化されなければ、社会ネットワーク論は畢竟個人のキャリア形成のハウツー本と何ら変わらないものになりかねない（どうすれば転職に「成功」するか、など）。社会ネットワーク論にもとづくアプローチが構造社会学と称される場合の「構造」について、ミクロレベルとマクロレベルの両面からの分析が重要となる。

[注]

- 1) 本章では、社会ネットワーク論そのものに対する解説は行わず、社会ネットワーク論にもとづく、あるいは関係するキャリア移動研究の知見を整理することを目的としている。社会ネットワーク論については安田（2001）、金光（2003）、若林（2008）らの解説を参照されたい。
- 2) 実証研究でも、社会関係の形成に同類性がみられることは明らかにされている（Feld 2010）。
- 3) **Publication Bias**（出版バイアス）は、仮説に対して否定的な結果が出た研究は発表されにくいというものであり、疫学研究等においてメタ分析を行う際には注意深く検討される点である（Begg 1994）。
- 4) 紐帯の強さは基本的には二者間で共有される時間の長さや、互いの親密度などによって規定されるものである（Granovetter 1973）。そのため血

縁関係を強い紐帯，友人・知人関係を弱い紐帯と置き換えることは理論的には適切とはいえない．しかし，多くの先行研究では関係の種類が紐帯の強さを近似するものとして用いられることが多い（Mouw（2003）など）．日本の研究でも，親族関係と紐帯の強さが相関している（渡辺1991）．

- 5) 倒産・廃業・人員整理・定年・契約満了（60歳未満）による理由をそのように分類している．
- 6) 新規学卒者一括採用の慣行は，若年者は学校在籍中に卒業後の職を探し，卒業後求職期間を置かず働き始めるというものであり，新規学卒者のための求人が存在する．このような制度的枠組みは，他のアジア，欧米社会と比べても日本的であるといわれている（濱口 2012）．
- 7) 有料職業紹介事業者の扱える分野が 2000 年頃から拡大し，これらを利用した求職活動も増えた．民間の職業紹介事業者を対象とした調査研究としては，森山（2009）によるものなどがある．
- 8) 埋め込みが制約条件として影響するのは，たとえば特定の規制やインフォーマルなルールの存在によって，主体が仮に別の意思決定を下したくとも，それができないような場合である．他方，合理性の社会的構成としての埋め込みは，その規制やインフォーマルなルールの存在により，ある意思決定を下すことを主体が自明視するような場合を指す．

第2部 若年労働市場の構造

第3章 戦後日本社会における学校から職業への移行過程

1 「ファースト・チャンス」としての学校から職業への移行

第1部での理論的検討にもとづき、第2部では若年労働市場の構造を実証的に明らかにしてゆく。本章では、これまで若年労働市場の社会学的研究において注目されることの多かった、入職経路（どのような方法でその仕事を得たか）が地位達成に与える影響に関して検討を行う。先行研究との違いは、入職経路が地位達成に与える影響が時代によって変化したのか、それとも両者の関連が不変のまま維持されてきたといえるのかに焦点を当てていることにある。

本章では特に、初職入職について検討を進める。その理由は2点挙げられる。第1に、キャリアの入口となる初職の重要性が依然として大きいためである。第1部での理論的検討を通じて、若年者のキャリアを考える上で初職以降のキャリア（転職）が無視できないことを議論した。しかし、初職入職がその後のキャリアに影響をあたえることは先行研究からも明らかにされており（富永・安藤 1979; 中尾 2011）。本研究でも第2部第4章で、初職の特性がその後の状態にも影響することが確認される。

もう1つの理由は、入職経路としての「学校関係」の影響を評価するためである。ここでいう「学校関係」とは、学校による就職先の斡旋や、学校を介して機能する社会ネットワーク（OB・OGなどの先輩・後輩関係）を通じた職探しを意味している。以下で言及するが、概念的には前者は特に「制度的連結」（*institutional linkage*）、後者は「準制度的連結」（*semi-institutional linkage*）と呼ばれることがある（荻谷ほか 1993; Brinton and Kariya 1998）。これらの学校関係を通じた就職が意味を持つのは、まずもって学校卒業から初職入職への過程、すなわち「学校から職業への移行」（*school to work transition*）においてである。したがって、本章では他の入職経路との比較を行う上で、初職に注目することが望ましいと判断した。

上述の通り初職入職は日本の若年者のキャリアにとって、重要な位置づけを与えられている。ライフコースにおける初職入職は、それを経験する年齢

という側面で標準化されている。つまり、同時期に生まれた者の間では初職入職を経験する年齢がほとんど同一であるということである。この点は、これまでに行われた社会調査データの結果からも窺い知ることができる。

表 3.1 は、初職入職時年齢の平均値を、学歴および初職入職年代ごとに計算したものである。この結果のもとになるデータは、1995 年、2005 年 SSM データおよび JLPS データである（データについては後述）。学歴は、ここでは高校、大学・大学院の 2 つに限定している。それは、「学校から職業への移行」における制度的連結の問題がこれまで高卒就職と大卒就職を中心に議論されてきたためである。

表 3. 1 初職開始時年齢の平均値

	1960年代	1980年代	2000年代
高校	18.3 (0.050)	18.9 (0.097)	20.3 (0.244)
大学・大学院	22.5 (0.165)	22.9 (0.096)	23.6 (0.077)

カッコ内は標準誤差

（出所：筆者作成）

表 3.1 からは、どの学歴段階をみても平均値がほぼ各学歴段階における卒業時年齢に相当する値をとっていることが分かる。そして、カッコ内の標準誤差は 2000 年代の高卒者以外は非常に小さい。このことは、大部分の若年者が学校卒業後間を置くことなく初職を開始していることを意味する。大学・大学院については 2000 年代に平均値が上昇しているが、これは大学院進学者の増加に伴うものである。

このように、戦後日本社会における学校から職業への移行過程は、同年齢の若年者が同時期に就職を経験するように標準化されてきたといえるだろう。さらに、日本では長期雇用慣行を前提とした職能形成、昇進のシステムが形成されてきたといえる（野村 2007; 仁田ほか 2008）。それゆえ、初職入職は若年者の重要な関心事であると同時に、社会全体の関心事であった。

しかし 1990 年代以降、初職入職の標準的な経験の仕方が変化しつつある

という議論がなされてきた。1つは学校卒業時に進路が未定であることの問題（学卒無業者問題）、もう1つは就職ができてからも早期に離職してしまう問題（早期離職問題）である。

図3.1は、文部科学省の「学校基本調査」から、高卒者と大卒者に関して卒業後の進路が進学でも就職でもない者（無業者）¹⁾の割合を時系列で示したものである。2000年代後半以降、無業者の割合は低下しているが、2000年にかけてほぼ単調に無業者割合は上昇していた。表3.1の2000年代高卒者層の初職開始時年齢の平均値と標準誤差からも、学校卒業後ただちに働き始めるというライフコース規範に揺らぎが生じていることがわかる。

教育社会学では高卒無業者層が生じる過程に関する研究が行われるようになった（粒来 1999; 荻谷ほか 1997）。また、この問題は若年層に一般化されて「フリーター・ニート問題」として社会問題化し、その定義、対応をめぐるアカデミズム、ジャーナリズム、政策決定の場で様々な論議が起こった（玄田・曲沼 2006; 本田・内藤・後藤 2006; 稲葉・本田・若田部 2006）。

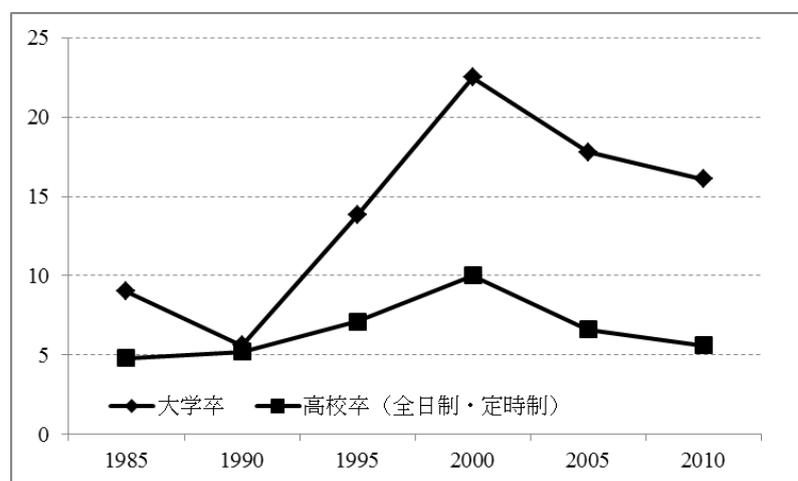


図 3. 1 「進学でも就職でもない者」の割合の推移 (%)

(出所：文部科学省「学校基本調査」より筆者作成)

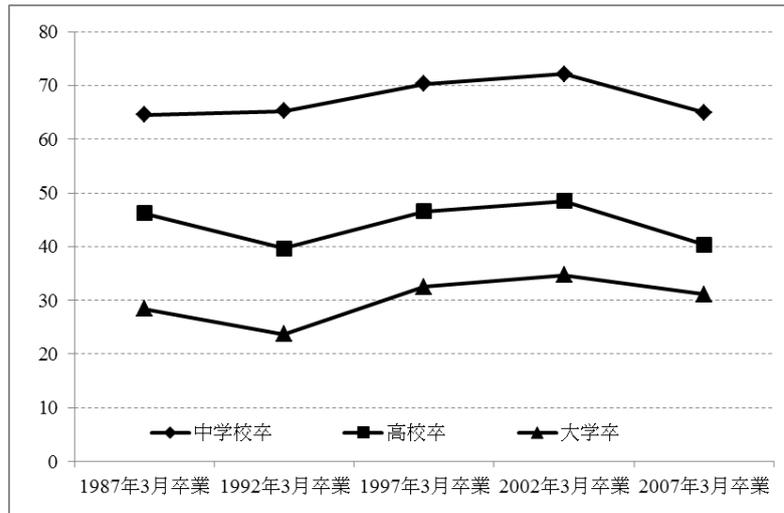


図 3. 2 新卒就職者の 3 年以内離職率の推移 (%)

(出所：厚生労働省「新規学校卒業者の就職離職状況調査」より筆者作成)

もう 1 点の早期離職問題についてもマクロデータを用いて確認しておく。図 3.2 は、厚生労働省の「新規学校卒業者の就職離職状況調査」の結果をもとに、中学校、高校、大学ごとの 3 年以内離職率を時系列で示したものである。中学校、高校、大学卒業者の 3 年以内離職率の特徴は「七五三現象」と呼ばれ、それぞれ 7 割、5 割、3 割の者が 3 年以内に就職先を離職するといわれている²⁾。グラフの推移もほぼ「七五三」に沿ったものであるが、1990 年代から 2000 年代前半にかけて、離職率が高まっていることが分かる。

これらの若年労働問題を背景として、これまで標準化され、安定的に維持されてきた学校から職業への移行過程についても疑義が投げかけられるようになった。特に教育社会学の領域では、就職のプロセスへの学校の介在の仕方に関して批判が向けられるようになった。以下、学校から職業への移行過程における学校の機能がどのように理論化され、またその理論的な枠組みがいかなる批判を受けてきたのかを整理する。その整理にもとづき、本章での検討課題を設定する。

2 「制度的連結理論」をめぐる論点

「学校から職業への移行」に関する社会学的研究において最も重要視され

るのは、若年者が労働市場に入る過程で制度や社会組織がどのように影響するのかという点である。この点について、高卒就職というフィールドから学校組織がジョブマッチングに果たす役割を実証的に検討し、「制度的連結理論」(institutional linkage theory)として理論的枠組みを提唱した研究がある(Rosenbaum and Kariya 1989; 荻谷 1991a, 1991b)。

欧米をはじめとする大部分の社会では、若年者の大半は学校卒業後に求職活動を行い就職する。その場合、若年者は学校教育の手を離れることになるので就職に対する学校の責任はほとんどない。しかし日本社会では、毎年決まった時期に新規学校卒業者を対象として企業が一定数の採用活動を行う「新規学卒一括採用」の慣行が存在する。採用活動は生徒・学生の在学中に行われ、就職先の決まった者は卒業後時間を置かずに働き始める。このような移行過程のことを、日本の教育社会学では「間断なき移行」と表現してきた(岩永 1983; 荻谷 2000)。

新規学卒一括採用慣行の下で、若年者の学校から職業への間断なき移行の実現に寄与してきたと考えられるのが、学校組織の存在であった。高卒就職では、企業からの求人票が職業安定所を経由して学校に集まる³⁾。基本的には、学校が学業成績にもとづきどの生徒をどの企業に推薦するのかを決定し、一人の生徒につき一社を割り当てる。企業サイドは、学校の推薦を信頼し、大抵の場合推薦された生徒を採用することになる。学校側は学業成績、生徒指導、進路指導を通じて生徒の認知的、人格的発達と就職(進路形成)を結びつける。一方、企業側は学校推薦への信頼を前提として勤勉で優秀な若年労働力を安定的に獲得することができる。学校教育の論理(認知的、人格的発達の実現)と労働市場の論理(生産性の高い労働力の獲得)が結びつくことで日本の高卒就職は実現し、安定的な労働需給が可能になった(荻谷 1991a)。また、求人が生徒に届くまでに職安、学校によるスクリーニングを経るため、学校・行政サイドが望ましくないと判断した求人が回避されることになる。このことにより、生徒には比較的良質な就職先が確保されることになる。

上述のメカニズムにより学校教育と労働市場という社会のサブシステムが連結し、若年者の学校から職業への移行過程が制度的に埋め込まれている

ことは「制度的連結」と概念化された。制度的連結の成立下では、若年者にとっては学校による推薦がより条件のよい就職先の獲得のツールとなる。学校は生徒の進路を確保するという機能を果たすことができる。そして、雇用者は優秀な若年労働力を確保することができる。日本の高卒就職の特質は欧米の産業社会でも肯定的にとらえられる向きがあり、日本の若年労働市場の強みを語る際に言及されてきた (Müller and Shavit 1996)。

制度的連結論は、高卒就職だけではなく、1970年代あたりまでの中卒就職や、大卒就職にもある程度あてはまるといわれる(荻谷・菅山・石田 2000; 大島 2012)⁴⁾。また、フォーマルな学校組織というわけではないが、大卒就職においては出身校のOB・OGネットワークが採用過程において情報源となることや、時には採用活動も行うことが報告されている(荻谷ほか 1993)。先輩・後輩関係は一見すると個人的な人間関係に分類されるようにもみえるが、この関係が出身校の存在なくしては成立し得ないという点で、準制度的ネットワークと表現されている(荻谷ほか 1993; Brinton and Kariya 1998)。これらの研究から、日本における学校から職業への移行が学校組織によって調整されているという認識が一般的であるといっていよう。

実証研究においても、おおよそ制度的連結論の枠組みに沿った結果が報告されている。学校関係を通じた就職が専門的・技術的職業、正規雇用、大企業へのアクセス可能性を高めることは繰り返し実証されている(石田 2005; 香川 2006)。中には初職の職業的地位と学校関係を通じた就職の間には関連がみられないとする研究もあるが(佐藤 1998)。基本的にはポジティブな関係がみられると判断してよいだろう。入職経路と入職年コーホート関係については、香川(2006)が両者の関連を検討しているものの、両者の交互作用効果については検討されていない。

また、ジョブマッチングの指標として考えられている初職離職リスクについては、そもそも実証分析が少ない。数少ない実証研究では、学校関係を通じた就職と離職リスクの間には関連がみられないというものが多い(石田・小林 2011; 中澤 2010)。そのため、両者の関係について結論を下すことには慎重でなければならない。

日本では就職における学校の機能が主張されることが多かった。しかし、

近年は学校関係を通じた就職の機能不全を主張する先行研究もみられるようになった。1節でみた通り、1990年代以降学校から職業への移行の安定性がゆらぎ始める。若年労働市場の成功の根拠であった制度的連結こそが、若年労働市場のジョブ・ミスマッチングを引き起こすようになったという議論がなされるようになった（本田 2005）。そこでの議論は、高卒就職をフィールドとして展開されている。

制度的連結批判のポイントは以下のようになる。まず、学校経由の就職のもとでは一人一社制が原則となり、その際の選抜基準は学業成績にもとづく場合が多い。そのため、生徒の希望は抑制されることが多い。第二に、推薦・斡旋の場面で学校教育の職業的意義（レリバンス）が不在であるため、学業成績がマッチングの基準とならないことも多く、職場への非定着を引き起こしやすい。別の先行研究では、学校と企業との間で望ましい生徒や能力観について認識がずれていることを指摘するものもある（筒井 2005）。

学校教育のカリキュラムがその他の社会のサブシステムから相対的に独立して形成されてきたが故に、学校教育は一定の自律性を保つことができた（沖津 1993）。しかし、そのことは同時に学校教育の内容では教育システム（学校教育）と経済システム（労働市場）が連結しがたい可能性も示唆している。その意味では、制度的連結論に対する批判は一定の説得力を持ちうる。

しかし、先行研究で対象とされているのは1990年代以降の高卒者である。この時期は労働市場の構造変動自体が生じている。そのため、若年者のミスマッチングが上述の学校経由の就職の問題点によるものなのか、それとも労働市場の変化を反映したものに過ぎないのかが識別できない。学校関係を通じた就職の影響が時代によって（どのように）変化したのかを検討しなければならない。

また、本田（2005）や筒井（2005）でも職場への定着（離職リスク）の分析は直接なされていない。制度的連結の機能不全論が正しければ、少なくとも1990年代以降の学校関係を通じた就職は、離職リスクを低くすることには寄与しないはずである。しかし、この点に関する実証分析がなされないまま、議論が一般化されている可能性がある。

これまでの先行研究から浮かび上がる論点は、学校関係を通じた就職が機

能不全をきたすようになったか否かである。そこで本章では、学校関係を通じた就職を含む入職経路が初職の地位達成、および離職リスクに与える影響の趨勢を検討する。制度的連結論批判が正しければ、近年ほど学校関係を通じた就職の有利さは弱まるはずである。

3 制度的連結仮説にもとづく実証分析課題の設定

表 3. 2 本章で検証する問いと仮説

問い	仮説	命題	「学校経由の就職」の効果		
			地位達成に 対して	離職リスクに 対して	趨勢
学校から職業への 移行段階で、若年 者と仕事はどのよ うに結び付けられ てきたのか	制度的連結 仮説	「学校経由の就職」は、若年者により良い条件の職をもたらす	+	-	不変
	職業的レリ バンス仮説	「学校経由の就職」は若年者の職業選択希望を軽視ないし無視するので、ジョブ・マッチングには寄与しない	予測なし	+	衰退
	脱埋め込み 状況下での 「弱い紐 帯」の強さ 仮説	制度による介入の強い新規学卒労働市場では、インフォーマルな社会ネットワークは職探しに影響しない	0	0	不変

以上の議論にもとづき、本章では表 3.2 に示される問いに対し、3つの仮説を検討する。本章での問いは、「学校から職業への移行段階で、若年者と仕事はどのように結び付けられてきたのか」というものである。

本章で中心的に検討されるのは、学校から職業への移行段階において制度的連結のメカニズムが作用しているか否かである。制度的連結のメカニズムが作用していれば、学校経由の就職を通じて若年者はより高い地位で、離職リスクの低い仕事を得ることが予測される。そして、そのメカニズムが安定して推移していると予測される。

これに対する仮説は、制度的連結の機能不全を主張するものである。学校経由の就職では若年者の希望や適性に沿った職業紹介が適切になされていないという議論が中心であるので、職業的レリバンス仮説と名付けておきたい。この仮説では、学校経由の就職のもとでは若年者の職業選択希望が軽視、あるいは無視されてしまうため、仮に就職してもミスマッチングが生じやす

く、離職リスクが高いという予測が導き出される。そして、労働市場の構造変動に伴い学校経由の就職の順機能自体も衰退するという議論となる。

制度的連結仮説と職業的レリバンス仮説が、本章では特に対立する2つの仮説となる。一方で、入職経路の中には社会ネットワークを通じた就職も考えられる。本章では、新卒労働市場における社会ネットワークの効果についても同時に検討する。

ここまでの整理では制度的連結論を中心とするレビューを行ったため、パーソナルネットワークに関する言及は行わなかった。社会ネットワーク論が労働市場においてどのような機能を持ちうるかについては第2章で詳細にレビューした。そのため、ここでは本章の分析でパーソナルネットワークによる労働市場参入の影響に簡単に言及するにとどめる。

社会ネットワーク論の議論をそのまま敷衍すれば、制度的連結論と同様にパーソナルネットワークを通じて就職する場合、そうでない場合よりも良い条件の就職先を得られると予測できる。また、離職リスクも低いと考えられる。

しかし、学校から職業への移行に関する現実の構造をふまえれば、そのような予測は単純過ぎるといえる。欠員が生じることで労働需要が生じる転職市場とは異なり、新卒労働市場では一定の時期に一定数の求人が生じる。就職活動の過程、スケジュールが標準化されているため、そもそも労働市場における情報の不完全性や不確実性が小さいと考えられる。労働市場において社会ネットワークは情報の不完全性や不確実性を前提として機能すると考えられるため、新卒労働市場においては有利に機能するとは考えにくい。

したがって、第2章で提示した「脱埋め込み状況下での「弱い紐帯」の強さ」仮説に従えば、社会ネットワークを通じた就職は地位達成、初職離職リスクの双方に対して影響力をもたない。そして、これが安定して推移すると考えられる。

4 使用データ

4.1 使用データ

本章では、3つの社会調査データを合併して上述の検討課題について計量分析を行う。それらは、JLPS、2005年SSMデータ、そしてこれらに加えて1995年SSMデータである。本章では初職入職時の地位達成状況、そして初職離職リスクの分析をもって入職経路としての学校や社会ネットワークの意味とその変容を明らかにすることを目的としている。その際、初職入職年コーホートの比較が有効な手段であり、多くの初職入職年代をカバーするデータを得る必要があった。そのため、これらのデータを合併して計量分析を行う。

4.2 使用変数

4.2.1 従属変数

本章では、2種類の概念について分析を行う。1つは初職入職時の社会経済的地位である。社会経済的地位をどのように捉えるかは様々な方法、測度がありうる。本章では、使用データで利用可能な変数をできる限り用いることとし、(1)職業的地位、(2)従業上の地位(雇用形態)、(3)従業先規模、の3つを分析する。

職業的地位は、SSM職業大分類に若干の変更を加えたものを使用する⁵⁾。具体的には、SSM職業小分類コードから職業大分類への分類規則にしたがい、「専門的・技術的職業」、「管理的職業」、「事務的職業」、「熟練」、「半熟練」、「非熟練」、「農業」と分類したうえで、前者2つをまとめて「専門・技術・管理的職業」とした⁶⁾。

従業上の地位は、「正規雇用」、「非正規雇用」、「自営・家族従業・内職」の3カテゴリを用いる。正規雇用の操作的定義は、「役員・経営者」および「常時雇用の一般従業員」ないし「正社員・正規の職員」のいずれかに該当する場合である。非正規雇用には、「パート」、「アルバイト」、「嘱託」、「派

遣」,「契約」が含まれる。自営・家族従業・内職のカテゴリは,「自営業主・自由業主」,「家族従業者」,そして「内職」に該当する者を含む。

また,本章では従業先規模も従属変数として用いる。日本の労働市場において,従業先規模は福利厚生や組織内でのキャリアラダーの有無など,個人のキャリアにとって重要な制度的側面を反映している変数である。基本的には,従業先規模が大きいほどこれらの側面が充実していると判断できる。分析では29名以下の規模を「小企業」,30~299名の規模を「中企業」,300名以上の規模および官公庁を「大企業・官公庁」と区分して分析する。

4.2.2 説明変数

本章で着目する説明変数は2つである。1つは入職経路変数,もう1つは入職経路と初職入職時期の交互作用項である。以下,それぞれの変数の操作化について説明する。

JLPS, SSMでの入職経路変数の対応は表3.3に示される通りである。

表 3. 3 入職経路変数の操作化

	1995年SSM	2005年SSM	JLPS
学校関係	卒業校・先生 卒業校・先輩	卒業した学校の先輩 卒業した学校や先生の紹介	卒業した学校の先輩の紹介 卒業した学校の先生の紹介
家族・親戚	家族・親戚	家族・親戚の紹介	家族・親戚の紹介
友人・知人	友人 たまに会う友人・知人 同郷の知人	友人・知人の紹介	友人・知人の紹介

学校関係を通じた就職には,回答者の出身校関係者,あるいは出身校の推薦・紹介が含まれる。これら2つの経路は異なるもののように見えるが,出身校の存在が無ければ利用できない経路であるという重要な共通点がある。また,大卒就職においては過去の「リクルーター制」やOB・OGネットワークの存在が「準制度的」に機能していると指摘する先行研究も存在する(苅谷ほか1993)。本章では「学校経由の就職」をより広く捉えて,このような操作化の手続きをとった⁷⁾。

次いで家族・親族関係による就職であるが,これについては3つの調査す

べてで「家族・親戚の紹介」という選択肢が存在するため、これを利用する。最後に友人・知人関係による就職の定義であるが、2005年SSMとJLPSでは「友人・知人の紹介」という選択肢があるためこれを利用する。一方、1995年SSMではそれらが細分化され、「友人」、「たまに会う友人・知人」、「同郷の知人」という選択肢となっている。本章ではこれらをすべてまとめて「友人・知人関係による就職」変数として定義した。本章では、友人・知人を弱い紐帯としてみなす⁸⁾。

なお、これらの入職経路変数の解釈について補足的説明を加えておく。これら3つの調査では、入職経路変数は複数回答の質問となっている。上記の経路のほかに、「求人情報を見て直接応募」、「職業安定所」、「民間の職業紹介機関」、「家業を継いだ」、「自分ではじめた」、「現在の従業先から誘われた」、「前の従業先から」、「その他」という選択肢がある。実際に2つ以上の項目を選択しているケースは、少数であるが存在する。したがって、学校関係、家族・親族関係、友人・知人関係による就職の変数の効果は、これらを選択しなかった場合と比べたときのものであると解釈すべきである。

もう1種類の入職経路と入職時期の交互作用項については、1950年代までの入職を0とし、60、70、80、90、2000年代入職をそれぞれ1、2、3、4、5とする変数と、入職経路の積をとることで作成した。交互作用項が統計的に有意であれば、入職時期によって入職経路の効果が異なるということの意味している。

4.2.3 その他の独立変数

本章で検討する他の独立変数についても説明する。本章では、各入職経路が地位達成やジョブマッチングにどのような影響を与えていたのかを検討することに加え、その影響の時代変化の程度を分析することをねらいとしている。そのため、入職経路変数とともに重要な独立変数として、初職入職年コーホートが挙げられる。コーホートの区分については、1950年以前入職、1950年代入職、1960年代入職、1970年代入職、1980年代入職、1990年代入職、そして2000年以降入職とした。1950年代以前入職の区分を用いるのは、1947年に職業安定法が制定されたこと、あるいはそれにもとづき中卒

就職では「全国需給調整会議」が行われるようになったことなど、とりわけ学校関係を経由した就職をめぐる制度的条件が大きく変化したためである。ただし以下の分析ではこのコーホートのサイズが小さいこともあり、1950年代入職と合わせることもある。

また、分析に際しては初職入職年コーホートのダミー変数を作成する際に、対比コーディングと呼ばれる方法を用いた。このコーディング方法は隣り合う2つのカテゴリ間での変化、差を統計的に検定する場合に有用な方法である。

地位達成の分析については、このほかに学歴、出身家庭の社会経済的地位、性別、調査データのダミー変数、中学校3年次成績、そして出身高校のタイプのダミー変数を用いる。学歴は高校を基準とし、義務教育段階、専門・短大・高専、そして大学・大学院という区分を用いる。SSM調査では専門学校への通学は別の質問で尋ねられている。ここでは、JLPSデータとの合併の必要上、高校までの学歴で専門学校通学歴がある場合は学歴を専門学校とし、大学以降の学歴で専門学校通学歴がある場合は元の学歴をそのまま用いることとした⁹⁾。

出身家庭の社会経済的地位は、回答者15歳時の父親の職業小分類から職業威信スコアを割り当てて、その得点を用いることとした。職業威信スコアとはある職業に対する人々の主観的な評価にもとづく数値であり、0点から100点までの範囲をとる。得点が高い職業は人々が何らかの意味で望ましいと考えられていると判断でき、様々な観点を総合した指標として理解することができる（原・盛山 1999）。

調査データダミー変数は、上述した独立変数ではとらえられない各調査データの「クセ」のようなものを出来る限りコントロールするために用いる。1995年SSM調査データを基準として、2005年SSM調査データダミー、そして2007年JLPSデータダミーを用いる。

最後に中学校3年次成績や出身高校のタイプの変数について説明しておく。中3時成績は「上の方」を基準とし、「やや上の方」「真ん中の方」「やや下の方」「下の方」「わからない」「非該当（中学校には通っていない）」のそれぞれをダミー変数として用いる。成績の変数を用いるのは、学校経由の

就職の場面では学業成績に基づく学校内部での選抜が作用しているという指摘があるためである（荻谷 1991）。SSM 調査では最後に通った学校段階における成績を尋ねてはいないので、次善の手段として中学校 3 年次成績を用いることとした。

また、出身高校のタイプについては「普通科系統（普通科・理数科・語学系・国際系）」を基準として「農業・工業・商業・水産」「その他」「高校非進学」「わからない・無回答」をダミー変数として用いる。高卒就職において特に制度的連結が機能するのは職業高校ないし専門高校と呼ばれている高校においてである。そのため、学科の影響をコントロールしてなお学校関係を通じた就職に意味のある効果が観察されるのかを検討する必要がある。なお、中 3 時成績と出身高校タイプについてはあくまでコントロール変数として用いるので、不明・無回答や中学校、高校へ進学しなかったというケースも情報として用いることとした。以上の変数の要約統計量は、表 3.3（独立変数）、表 3.4（従属変数）に示す。

表 3. 4 要約統計量 (独立変数)

	男性 (N=4330)				女性 (N=4862)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
初職入職年コーホート (対比コーディング)								
~1950's vs 1960's	0.83	0.38	0	1	0.87	0.34	0	1
1960's vs 1970's	0.65	0.48	0	1	0.68	0.47	0	1
1970's vs 1980's	0.50	0.50	0	1	0.52	0.50	0	1
1980's vs 1990's	0.33	0.47	0	1	0.33	0.47	0	1
1990's vs 2000's	0.10	0.31	0	1	0.10	0.30	0	1
学校経由入職	0.38	0.48	0	1	0.44	0.50	0	1
家族・親族関係経由入職	0.14	0.35	0	1	0.13	0.34	0	1
友人・知人関係経由入職	0.12	0.32	0	1	0.12	0.32	0	1
入職経路×初職入職年コーホート (~1950's=0~2000's=5とコード化)								
学校経由×初職入職年コーホート	0.90	1.50	0	5	1.09	1.55	0	5
家族・親族関係経由×初職入職年コーホート	0.28	0.95	0	5	0.26	0.87	0	5
友人・知人関係経由×初職入職年コーホート	0.24	0.87	0	5	0.25	0.88	0	5
学歴 (ref:高校)								
小学校・中学校	0.15	0.35	0	1	0.13	0.34	0	1
専門・短大・高専	0.12	0.32	0	1	0.32	0.47	0	1
大学・大学院	0.33	0.47	0	1	0.14	0.35	0	1
15歳時父職威信スコア	51.20	8.92	36.7	90.1	51.09	8.64	36.7	90.1
調査データダミー (ref:1995年SSM)								
2005年SSMダミー	0.52	0.50	0	1	0.53	0.50	0	1
2007年JLPSダミー	0.27	0.44	0	1	0.26	0.44	0	1
中学校3年生時成績 (ref:上のほう)								
やや上のほう	0.20	0.40	0	1	0.22	0.41	0	1
真ん中	0.37	0.48	0	1	0.45	0.50	0	1
やや下のほう	0.15	0.36	0	1	0.13	0.33	0	1
下のほう	0.09	0.28	0	1	0.04	0.19	0	1
中学校に通っていない	0.03	0.18	0	1	0.02	0.15	0	1
無回答	0.02	0.13	0	1	0.03	0.16	0	1
高校タイプ (ref:普通科)								
農業・工業・商業・水産	0.29	0.46	0	1	0.15	0.35	0	1
その他学科	0.01	0.08	0	1	0.09	0.28	0	1
高校非進学	0.17	0.37	0	1	0.15	0.36	0	1
わからない・無回答	0.00	0.07	0	1	0.00	0.06	0	1

表 3. 5 度数分布（従属変数）

職業的地位	職業的地位		雇用形態			従業先規模		
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
専門・管理	14.9%	17.9%	正規雇用	82.5%	79.7%	～29名（小企業）	30.5%	29.8%
事務	20.5%	43.3%	非正規雇用	8.7%	14.4%	30～299名 （中企業）	23.7%	25.9%
販売	16.3%	14.3%	自営・家族 従業・内職	8.8%	5.9%	300名～・官公庁 （大企業）	41.6%	34.8%
熟練	24.4%	8.0%				従業先規模不明	4.2%	9.4%
半熟練	12.9%	11.1%						
非熟練	5.8%	2.7%						
農業	5.2%	2.6%						
N	4330	4862	N	4330	4862	N	4330	4862

5 多項ロジットモデルとイベントヒストリー分析

5.1 多項ロジットモデル

本章では，初職の地位達成および初職の離職リスクに関する分析を行う．そのため，用いる統計モデルも2つの分析課題で異なるものを用いることとなる．

初職の地位達成分析では，多項ロジットモデルにより推定を行う．多項ロジットモデルは従属変数が離散的で，かつ3値以上の多値変数である場合に用いられる．多項ロジットモデルの基本的な枠組みは以下の式で表現される．

$$\log_e \frac{p_n}{p_m} = \beta_{0,n|m} + \sum_k \beta_{k,n|m} x_k \quad \text{式 3.1}$$

上の式で p_n は当該カテゴリの確率， p_m はリファレンスカテゴリの確率を意味する（ $\sum_n p_n + p_m = 1$ ）．左辺の係数は，リファレンスカテゴリ m に対してカテゴリ n が選択される場合の切片と独立変数の効果を意味する． k は，独立変数のインデックスを示す添え字である．

多項ロジットモデルでは推定される式（カテゴリ数－1）の数だけ独立変数および切片の係数が推定される．ここで重要となるのが IIA（Interdependence from Irrelevant Alternatives）の仮定と呼ばれる前提である．

IIA の仮定とは、2 つの確率の比が他の確率の大きさの影響を受けないとするものである (Long 1997)。言い換えれば、質的変数のいずれのカテゴリ間の関係が独立であることを意味する。IIA の仮定が満たされない場合、推定された係数値はバイアスを伴ったものとなる。本章で用いる従属変数は、すべてカテゴリ間の関係は相互排他的であり、IIA の仮定を満たしているといえる。

5.2 イベントヒストリー分析

データ上、観察終了時（多くは調査時点）以降の状態変化は観察不可能である。このようにケースの観察が途中で打ち切られてしまうようなデータを打ち切りデータ (censored data) と呼ぶ。今回用いる職歴データのように、就業開始時は特定できても就業終了（離転職）のタイミングが観察できないケースの存在するデータは、特に左側打ち切りデータ (left censored data) と呼ばれる¹⁰⁾。このようなデータを分析する場合には、イベント生起の観察開始からの時間を統計的に適切にコントロールしたうえで独立変数の効果を評価する必要がある。

そのための手法として広く用いられている方法が、イベントヒストリー分析 (event history analysis) と呼ばれる一連の統計手法である¹¹⁾。初職の地位達成分析に続いて本章で行うのは、初職開始時からの離職の分析である。この分析では、イベントヒストリー分析のなかのCox比例ハザードモデルを用いる。また、入職経路と離職リスクをコーホート別に基礎分析する際には、 Kaplan-Meier 推定にもとづくグラフを用いる。Kaplan-Meier 法では時間はイベントが起こる度に区切られてゆく。そのため、1つの区間 (インターバル) における時間の長さは区間ごとに異なる。

基礎分析は、各入職経路が利用されたか否かで2つの生存関数を求め、2群の生存時間 (初職継続期間) に差があるかどうかをログランク検定 (log rank test) によって評価する。ログランク検定は、全ての時間について2群間でイベント発生率が異なるか否かをカイ二乗検定によって評価するものである。本章では、初職開始年コーホートごと、入職経路ごとに Kaplan-Meier

マイヤー推定を行い，その結果に関してログランク検定を行う。

5.3 Cox 比例ハザードモデル

続いてCox比例ハザードモデルについて説明する。イベントヒストリー分析で重要な概念がハザード比 (hazard rate) と呼ばれるものである。ハザードとは，ある個人について特定のイベントが，ある時点において生起する確率のことを意味する (Allison 1984: 10)。第2章で扱った離散時間ロジットモデルでも，ハザード確率およびハザード比を適切に求めることが分析の要諦を占める。

では，Cox比例ハザードモデルはどのような方法なのか，以下簡単に説明を加えたい。本章で検討する若年者の初職離職についていえば，初職の離職というイベントが，初職を開始してからのある時点に生起する確率ということになる。これは $p(t_j)$ と表される (p はイベントが生起する確率， t_j は「ある時点」 j を意味する)。

ただし， $p(t_j)$ が概念としてはハザード比そのものではないことに注意する必要がある。時点 t_j から次の時点 t_{j+1} においてイベントが起こりうる (リスクにさらされた) 集団の中で，実際にイベントが生起する条件付きの確率である。時点 t_j から時点 t_{j+1} までの期間におけるハザード比を $h(t_j)$ とすると，

$$h(t_j) = \frac{p(t_j)}{\Delta t} \quad \text{式 3.2}$$

と表すことができる。 Δt は，時点 t_j から次の時点 t_{j+1} までの期間を意味する。上記の式は，時点 t_j から t_{j+1} までの期間に対する，その期間においてイベントが生起する条件付き確率の比である。本章での分析の場合，1年が時間の1単位を意味するため，実際には推定値 $\widehat{h}(t_j)$ は条件付き確率 $\widehat{p}(t_j)$ と等しくなる (Singer and Willett 2003: 478-480)。

$h(t_j)$ は時点 t_j から時点 t_{j+1} までのものであるので，分析の対象となった期間全体に拡張する必要がある。期間全体における累積ハザード関数は $H(t)$ と

表される¹²⁾。Cox比例ハザードモデルでは、

$$H(t) = H_0^{exp(bx)} \quad \text{式 3.3}$$

$$\log H(t) = \log H_0(t) + bx \quad \text{式 3.4}$$

におけるパラメータ b を推定する¹³⁾。ここで H_0 は、共変量の値が0であるときのハザードを意味し、ベースラインハザードとも呼ばれる。このモデルの重要な特徴は、個体間のハザード比（イベントの起こりやすさの違い）が時間によらず一定である点にある。その違いは共変量の差異に帰結される。この性質（比例ハザード性）を違反してしまう場合、離散時間ロジットモデル等別の方法により対処する必要がある。

6 分析結果

6.1 入職経路とその結果に関する基礎分析

6.1.1 各入職経路利用割合の変容

Cox 比例ハザードモデルによる多変量解析に先立ち、ここでは入職経路と各結果変数の関連について基礎的な分析を行う。まず学校関係を通じた就職の経路について検討する。

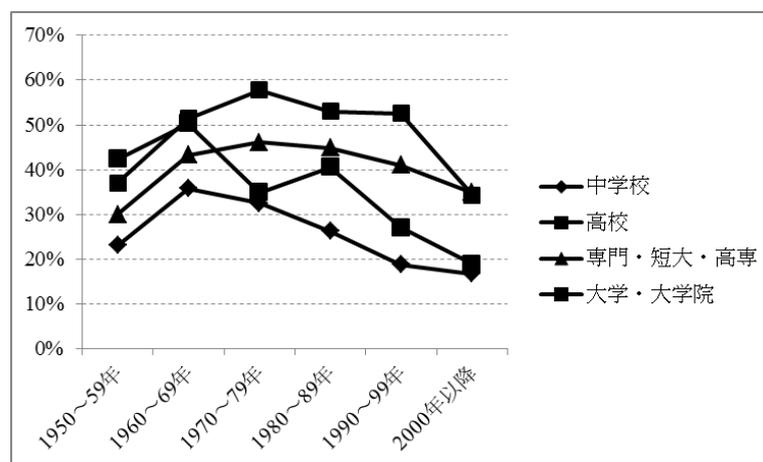


図 3. 3 学校関係利用の割合

図 3.3 は、各入職年コーホートおよび学歴段階における学校関係利用の割合をプロットした折れ線グラフである。初職入職段階における学校関係利用割合は、全体的には低下傾向にある。しかし、中学校や大学以上の学歴では低下の度合いが大きい一方、高校や専門・短大・高専学歴では緩やかな低下傾向となっている。これらの学歴の段階では、2000 年以降でも学校関係による就職はマイナーな入職経路とはなっていない。

パーソナルネットワークを通じた就職の割合も学校関係と同様に、低下傾向にある。図 3.4 と図 3.5 はそれぞれ、家族・親族関係、友人・知人関係を通じて就職した者の割合の推移を、初職入職年コーホートごとにプロットしたものである。学歴別にみると中学校までの学歴では他の学歴に比べてやや割合が高いものの、減少傾向に変わりはない。高校進学率が 90%を超える 1970 年代以降は中学校までの学歴の者の割合は非常に小さくなる。そのため、この時期以降は家族・親族および友人・知人の紹介を受ける割合がそれぞれ 1 割程度で推移するといえるだろう。

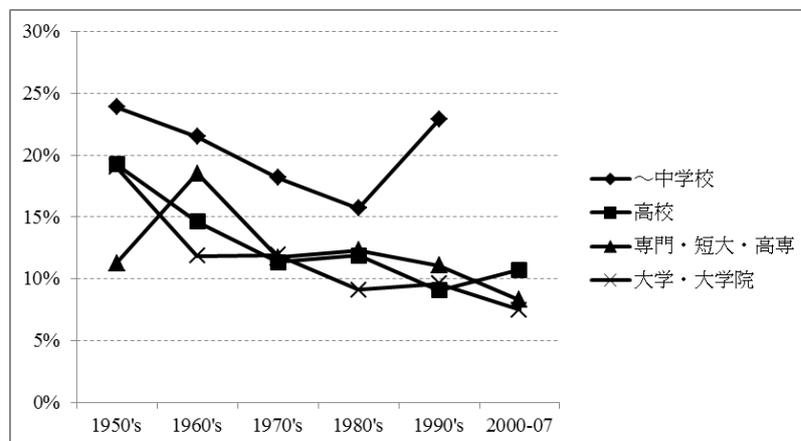


図 3. 4 家族・親族関係利用の割合

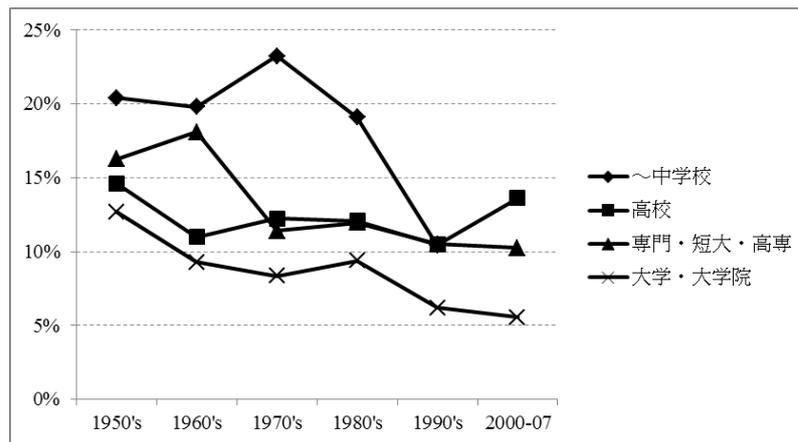


図 3. 5 友人・知人関係利用の割合

これらの結果は、先行研究で歴史的に明らかにされた新卒労働市場の形成過程を反映しているといえる。まず、高卒就職については学校が生徒と企業を仲介する役割を果たすようになり、量的にもそのような移行経路の規模は拡大してきた。近年にかけて学校経由の就職システムのゆらぎを指摘する向きは存在するものの、長期のスパンで見れば比較的安定してそのシステムを維持しているといえる。

一方大卒就職については、学校という公式組織やパーソナルネットワークの存在なしに、卒業後の職を探す場が形成されてきた。1990年代までには指定校制はなくなり、出身校のOBやOGが予備的な選考・選抜に関わるリクルーター制もほとんど存在しなくなった。代わって拡大したのは自由応募制であり、新規大卒者向けの求人の中からは形式的には自由な応募・選考が行われるようになった。

高卒就職においては学校関係による就職、大卒就職においては新卒者のための労働市場のなかにおける自由な求職活動が規模の上では主要な移行経路として成立してきたといえる。日本社会において新卒労働市場が制度化されるにつれて、入職経路としてのパーソナルネットワークは周辺に位置付けられるようになると考えられる。ここであまり触れなかったのが中学校までの学歴と、専門・短大・高専での就職である。前者については戦後その規模が急速に縮小し高卒就職へとシフトしてゆくため、現在までの変化を念頭において議論を行う場合、大きな問題とはならないと思われる。後者について

は先行研究の蓄積がそもそも少ないという問題があるが、ここでの基礎分析の結果をそのまま受け入れれば高卒就職や大卒就職の中間的な形態である可能性がある。しかし、この分析だけで積極的に解釈することは危険である。

6.1.2 地位達成と各入職経路の関連

次に、地位達成と各入職経路の関連についてみてゆく。ここでは、オッズ比による比較検討を行う。オッズ比を用いることで、それぞれの入職経路と職種、雇用形態、従業先規模の関連を、周辺度数の変化の影響を考えずに解釈することができる。オッズ比の値が1よりも大きいほど、当該入職経路との結びつきが強く、1よりも小さいほどその入職経路からは当該職種、雇用形態、従業先規模に参入しにくいということを意味する。

まず職種について検討する。図 3.6、図 3.7、図 3.8 はそれぞれ学校関係、家族・親族関係、友人・知人関係による就職と、各職種への参入の関連を示すオッズ比をプロットしたものである。ここでは、事務職を基準として、ほかの職種にどの程度入りやすいか（入りにくい）を示している。

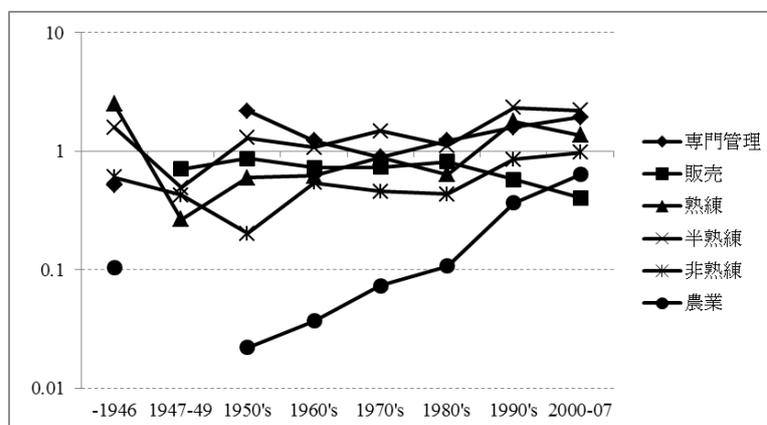


図 3. 6 学校関係利用と各職種への入職のオッズ比（事務職基準）

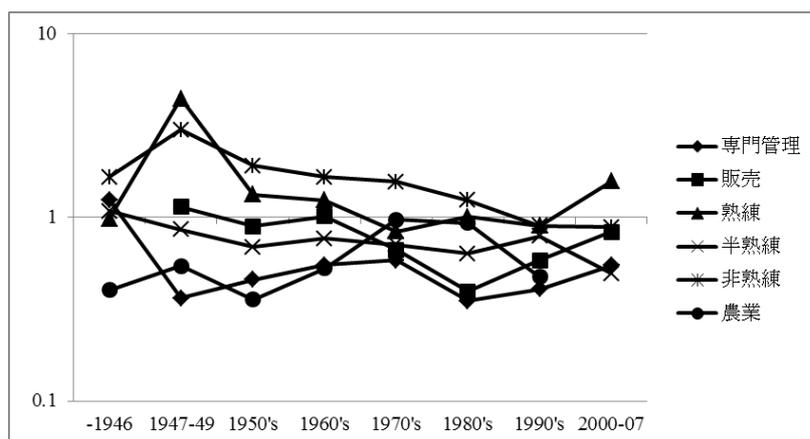


図 3. 7 家族親族関係利用と各職種への入職のオッズ比（事務職基準）

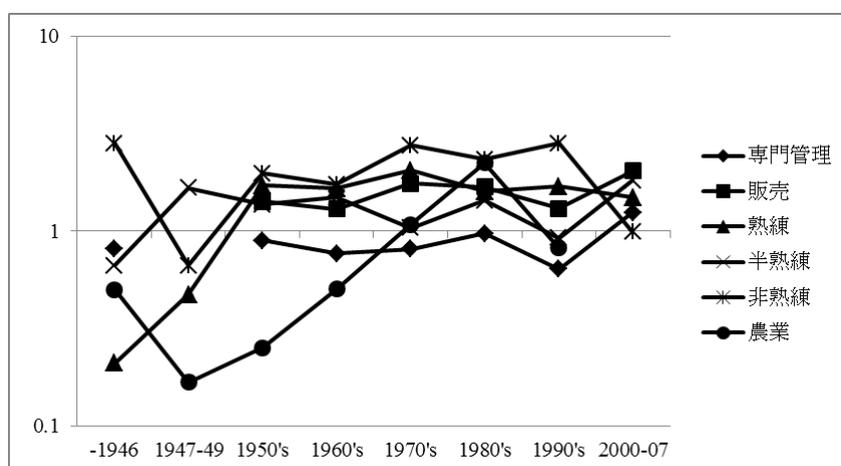


図 3. 8 友人知人関係利用と各職種への入職のオッズ比（事務職基準）

学校関係を通じた就職についてみると、農業以外についてはどの職種でもオッズ比の変化は微妙なものである。そのうえで職種間での弱いトレンドを読み取ろうとすれば、熟練、半熟練、非熟練職のオッズ比がやや上昇傾向にあることであろう。学校関係による就職によって、専門・技術・管理的職業（事実上管理的職業に区分されるケースはほとんど存在しない）に参入しやすい状態はおおよそ安定している。それ以外の職種への労働供給に関して、学校関係の入職経路の役割が変化してきた可能性がある。つまり、1980年代まではデスクワークを担う事務職を供給するように機能していた学校が、1990年代以降はより現業に近い労働力を供給するように変化したということである。この背景には、1990年代以降の大学進学率の再上昇、そしてそ

れに伴う労働需給の学歴代替が作用していると考えられる。大卒者の増加によって、事務職が彼らによって担われるようになったという意味である。

家族・親族関係を通じた就職については、非熟練職への参入が起こりにくくなるという変化以外では、トレンドと呼べる変化を見出すことは難しい。安定しているのは専門・技術・管理的職業に関するオッズ比であり、家族・親族関係を通じた就職ではこの職種に参入しにくいことが安定的であるといえるだろう。

明確なトレンドがないという点については、友人・知人関係を通じた就職でも同様である。専門・技術・管理的職業に参入しにくいという点は家族・親族関係と同様である。しかし、友人・知人関係を通じた就職では現業に近い熟練、非熟練職に参入しやすいという傾向が安定的にみられる。この理由を考えるには、第4章での離転職リスクの分析結果が参考になるだろう。第4章での分析結果は、離職・転職の可能性には職種間で差がみられ、どちらかといえばサービス職業や生産現場・労務職で離職・転職が生じやすいというものであった。この点を踏まえると、労働需要が断続的に生じやすい現業職種については、より広範に社会ネットワークを通じて需要を満たすことが効率的なのかもしれない。

続いて、従業上の地位（雇用形態）に関する基礎分析の結果について検討する。ここでは正規雇用での就職を基準として、各入職経路を経た場合に非正規雇用あるいは自営・家族従業・内職になりやすく、あるいはなりにくくなるのかを分析する。

学校関係を通じた就職の結果をみると（図3.9）、非正規雇用、自営・家族従業・内職のオッズ比はともに1を下回っている。非正規雇用についてはオッズ比が安定的に推移しているので、学校関係を通じた就職は不安定な働き方への移行を抑止してきたといえるだろう。一方、自営・家族従業・内職でオッズ比が0.01前後を推移するのは、求人票が一度は職業安定所を経由することで一般の企業組織が求人を中心になるからであるといえる。

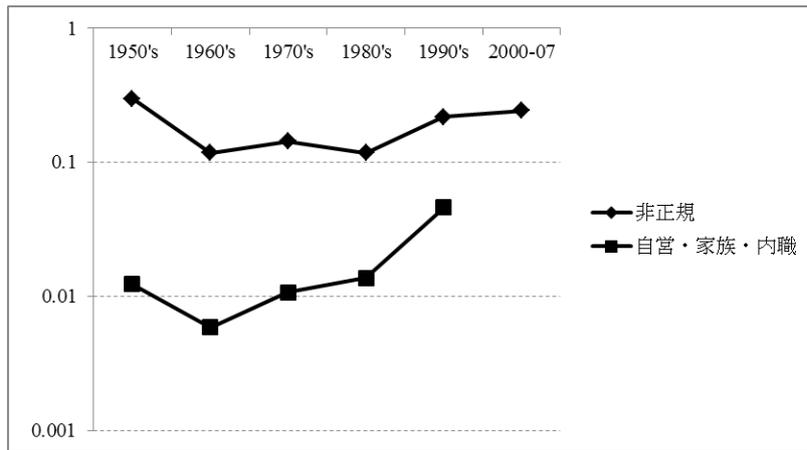


図 3. 9 学校関係利用と各雇用形態の関連のオッズ比（正規雇用基準）

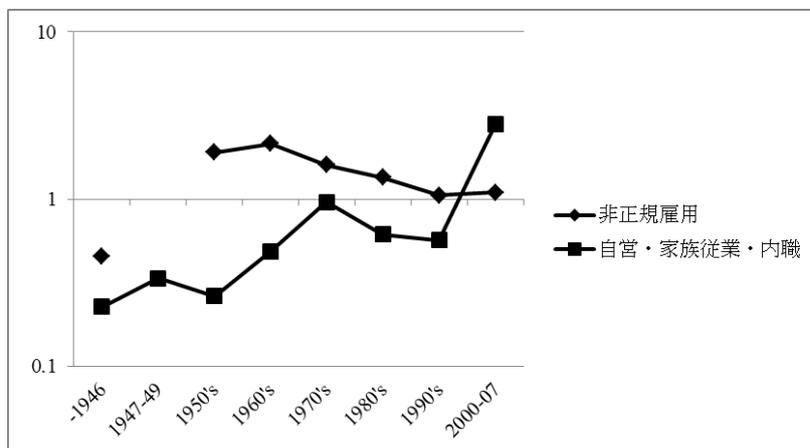


図 3. 10 家族親族関係利用と各雇用形態の関連のオッズ比（正規雇用基準）

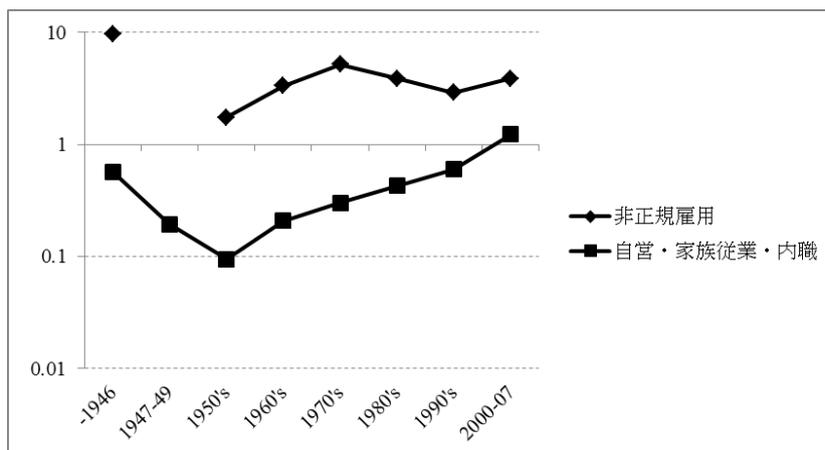


図 3. 11 友人知人関係利用と各雇用形態の関連のオッズ比（正規雇用基準）

家族関係を通じた就職についてはどうか。その結果は図 3.10 に示される。家族関係経由で非正規雇用の働き方になる可能性は、初職入職が最近になるほど小さくなり、正規雇用での就職とほとんど変わらなくなる。それに対して、家族関係経由で自営・家族従業・内職の働き方で初職を始める可能性は、最近になるほど高まる傾向にある。自営層の規模自体は縮小傾向にあるので、2000 年以降入職世代でオッズ比が 1 を大きく超えることの実質的な意味はあまりないといえる。この点について重要なのは、過去の家族・親族ネットワークが一般の企業への職業紹介機能のある程度果たしていたが（それが一時的、臨時の仕事であったとしても）、近年ではそのような特徴が弱まったということである。

友人・知人関係経由の就職でも、結果は家族・親族関係と類似している（図 3.11）。非正規雇用就職のオッズ比は安定して 1 を超えて推移しており、若年者の初職入職に際して友人・知人ネットワークは臨時雇用や一時的な仕事の供給機能を果たしていたといえる。

最後に従業先規模について検討する。ここでは中企業を基準としたときに各入職経路を経た場合の小企業、大企業・官公庁への就職可能性をオッズ比で表現する。

学校関係を通じた就職と従業先規模の関係については図 3.12 によって示される。この結果からは、過去には学校経由の就職は小企業への就職を排してきたといえる。言い換えれば、中規模以上の企業・官公庁へのアクセスを確保してきたといえるのである。しかし、そのような関係は最近になるほど弱まりつつあることが、小企業のオッズ比の上昇傾向と大企業・官公庁のオッズ比が微減傾向にあることからわかる。

次に家族関係を通じた就職の効果について、図 3.13 の結果を検討する。初職入職年コーホート間での変化はみられず、家族関係経由の就職は一貫して小企業につながりやすく、大企業・官公庁にはつながりにくい。ある程度規模の大きな企業組織になれば、採用の過程も標準化（定期採用の実施、採用・選考における試験実施など）されるようになる。そのような場合、採用・選考段階での個人的な人間関係の影響力は及び難くなると考えられる。図 3.14 の結果は、そのような制度的側面を反映したものだと解釈できる。

友人・知人関係経由の就職も、家族関係と同様に小企業への就職可能性を高めるが、大企業・官公庁への就職可能性は低いことを意味している（図3.14）。家族関係経由の就職との違いは、小企業のオッズ比が上昇傾向にあることである。過去の入職経路としての友人・知人ネットワークと従業先規模の間に差がないことは、1950年代の結果からうかがい知ることができる。しかし、その後友人・知人経由就職と小企業での就職の結びつきが強まるということは、家族・親族ネットワークの場合と同様に、インフォーマルな人間関係の影響力が採用・選抜の過程に及ばなくなってきたことを意味している。これらの結果から、戦後日本社会における学校から職業への移行プロセスは、いわゆる「コネ入社」などの表現に代表される不公平あるいは不公正な採用・選抜過程を一貫して排してきたといえるかもしれない。

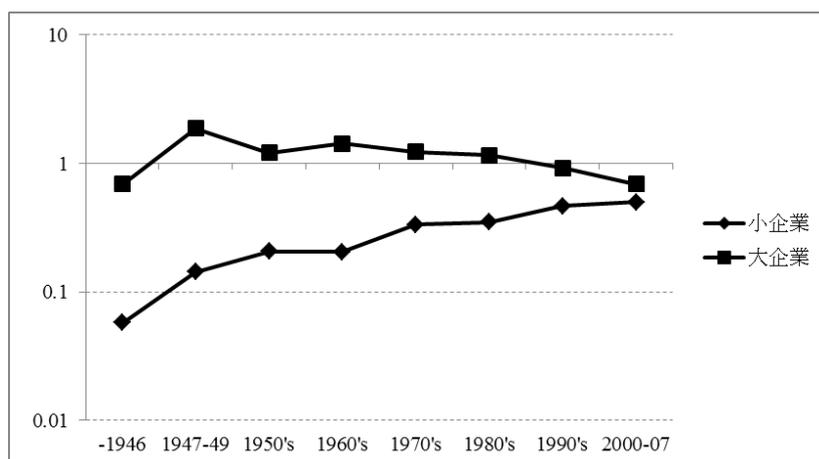


図 3. 12 学校関係利用と各企業規模の関連のオッズ比（30-299名基準）

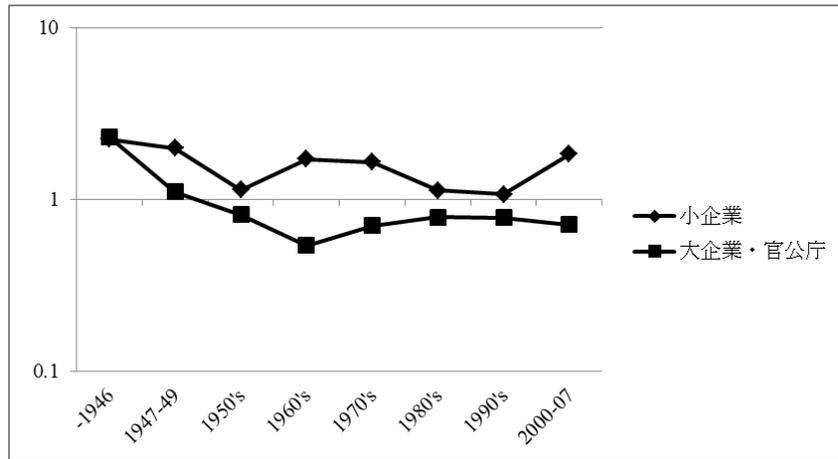


図 3. 13 家族親族関係利用と各企業規模の関連のオッズ比(30-299名基準)

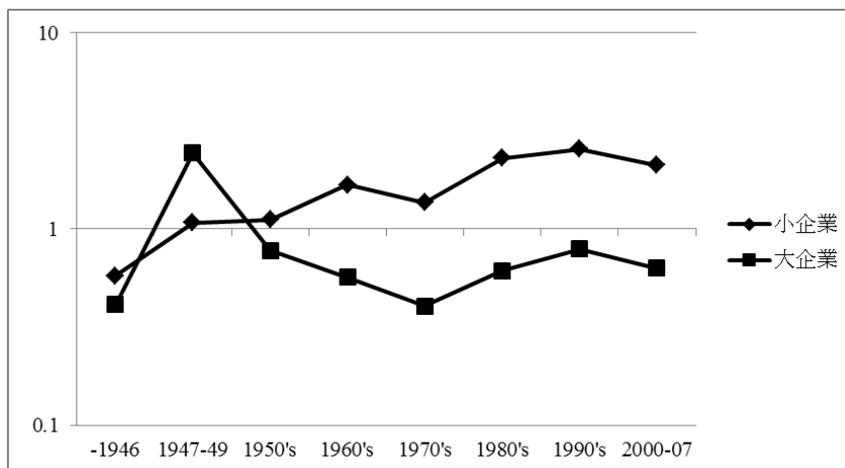


図 3. 14 友人知人関係利用と各企業規模の関連のオッズ比(30-299名基準)

6.1.3 ジョブマッチングと各入職経路の関連

入職経路としての学校、そしてパーソナルネットワークの重要性は、地位達成過程にのみ求められるわけではない。先行研究では、入職経路間で初職離職のリスクがどの程度異なるのかについても議論がなされてきた（中澤 2010）。そこには、日本の若年者キャリアの特徴を表すものとして「七五三」という表現がある通り、学校卒業後間断なく仕事に移行できたとしても、そこでの就業が長く続かないということが問題視されてきたという背景がある。そのため、学校が就職に介入することの有効性として、その職場への定着率が挙げられてきたという経緯も存在する（菅山 2012）。

同様の関心から、社会ネットワークがジョブマッチングに果たす役割を検証する際の指標としても、離職リスクが用いられている(石田・小林 2011)。2005年SSMデータを用いた実証分析では、血縁関係(本章でいうところの家族・親族関係)を通じて入職した場合、そうでない者よりも仕事を辞めにくいということが明らかにされている(石田・小林 2011)。このような結果に対しては、日本では血縁関係などの密な人間関係が重要であるのだという議論がある(渡辺 1991)。

このような文化主義的な解釈が成り立つならば、家族・親族ネットワークが職場への定着を促すという効果は時代を問わず観察されるだろう。いわゆる「国民性」のような文化的側面は、その時々々の社会経済状況によって容易に変動するものではなく、自律的な要因として考えられるからである。

離職リスクをとりあげるモチベーションは異なるものの、制度的連結論でも社会ネットワーク論でも、それぞれの立場で着目する入職経路変数が離職リスクといかなる関係にあるのかを問うてきた。本章ではこれらの観点に加え、さらに趨勢分析の視点を取り入れる。それにより、これまで指摘されてきた各入職経路変数のジョブマッチング効果がある時点に偶発的なものだったのか、それともその効果が安定的に推移してきたといえるのかを検証する。これらの検討は同時に、入職経路の効果に何らかのトレンドが存在するのかについても検討することにつながる。

まず、学校関係を通じた就職と初職離職リスクの関連について基礎分析を行う。図 3.15 と図 3.16 は、1970年代入職コーホートと2000年代入職コーホートにおける初職継続期間について、カプラン・マイヤー推定を行ったものである。それぞれのコーホートについて当該入職経路を利用したか否かによって離職リスクが異なるかは、ログランクテストによって検討している。以下では家族・親族関係や友人・知人関係についても分析するが、手続きは同様である。

カプラン・マイヤー推定の結果、学校関係を通じた就職の効果は初職開始時期によって異なることが明らかになった。1970年代にかけては、学校経由の就職の場合早く初職を辞めやすい。一方学校経由の就職の問題点や機能不全が指摘され始めた1990年代以降では離職リスクが低くなる。

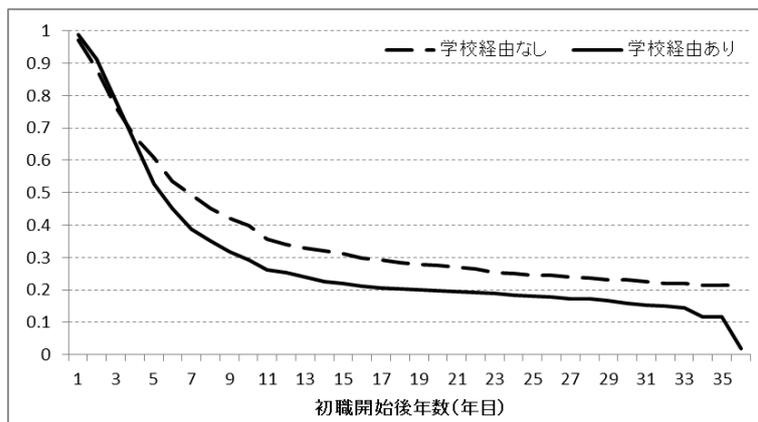


図 3. 15 学校関係利用就職の初職離職リスク（1970年代入職基準）

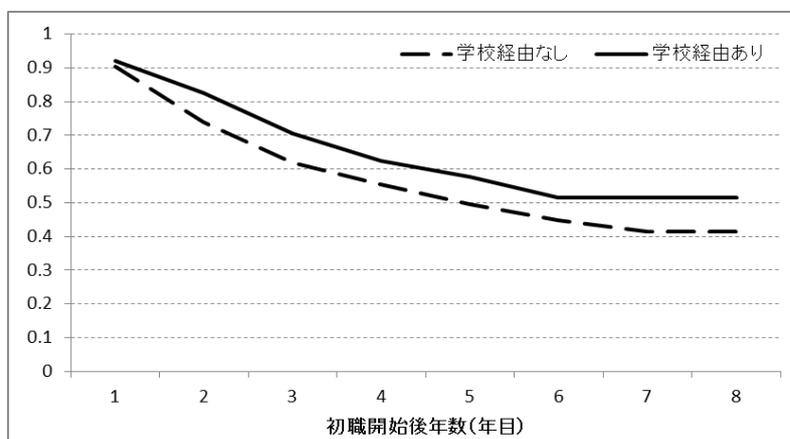


図 3. 16 学校関係利用就職の初職離職リスク（2000年代入職基準）

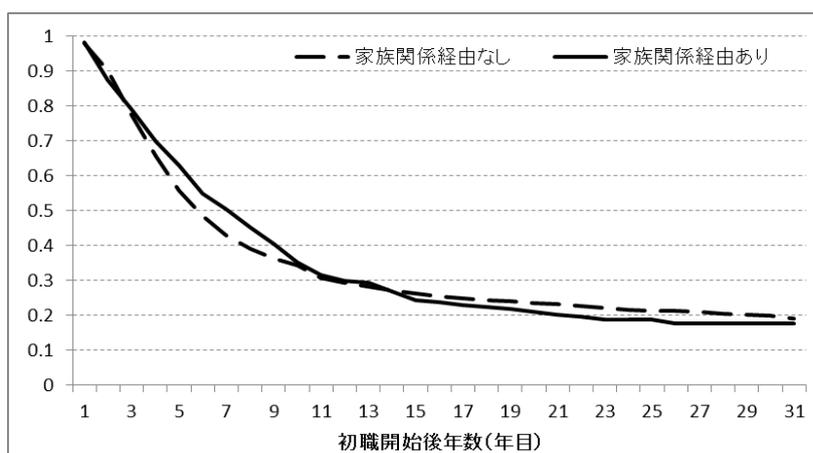


図 3. 17 家族親族関係利用と離職リスクの関係（1970年代入職基準）

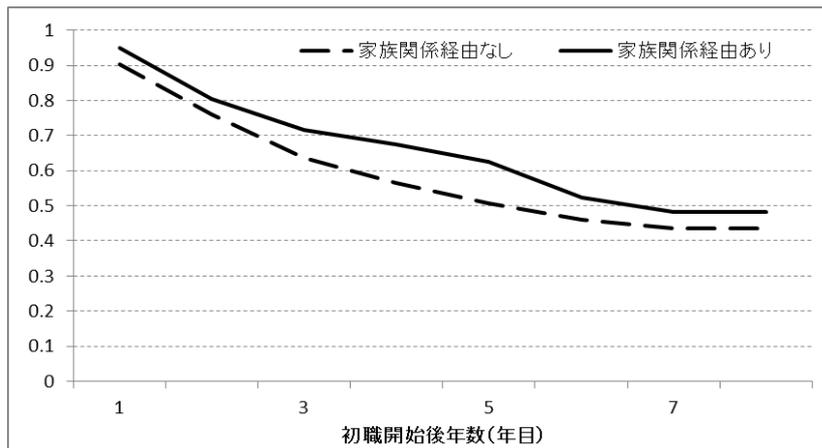


図 3. 18 家族親族関係利用と離職リスクの関係（2000年代入職基準）

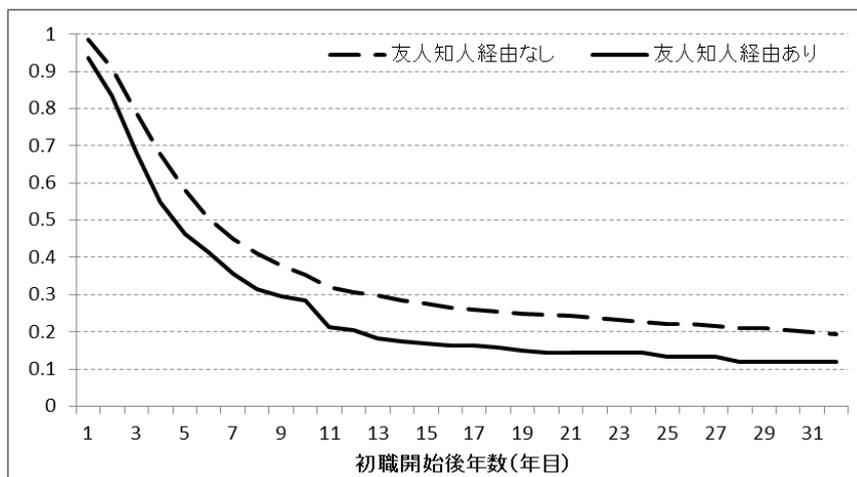


図 3. 19 友人知人関係利用と離職リスクの関係（1970年代入職基準）

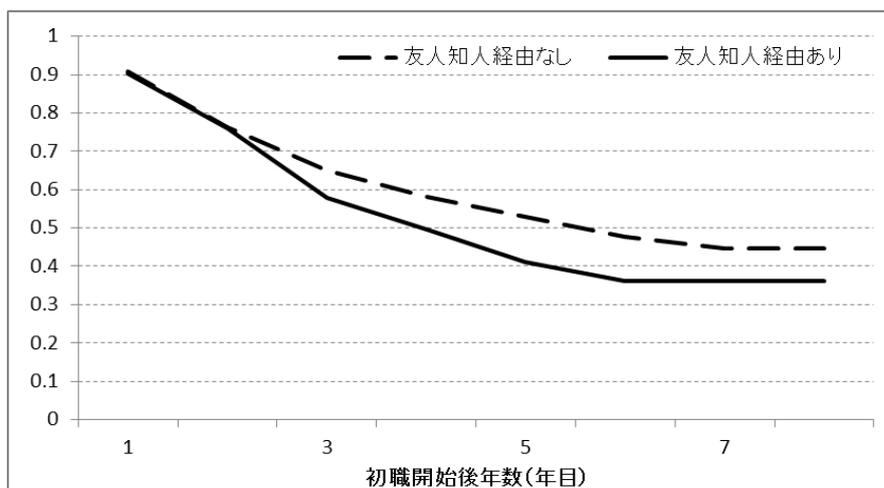


図 3. 20 友人知人関係利用と離職リスクの関係（2000年代入職）

次に、家族・親族関係経由で就職した場合に離職リスクがどのようになるのかをコーホート別に検討したものが図 3.17, 図 3.18 である。1970 年代入職コーホート（図 3.17）では、家族・親族関係経由の有無による離職リスクの差はみられない。2000 年代入職コーホート（図 3.18）では視覚的には家族・親族関係経由の就職の場合離職リスクが低いように見えるが、ログランク検定の結果統計的には有意ではなかった。この基礎分析の結果は、家族・親族関係経由での就職が離職リスクを低めるという先行研究の知見とは異なるものである（石田・小林 2011）。

最後に友人・知人関係経由での就職について Kaplan・マイヤー推定を行った図 3.19, 図 3.20 の結果についてみてみよう。学校関係、家族・親族を通じた就職とは異なり、友人・知人を通じた就職では離職しやすくなるという結果が一貫して得られている。

初職離職リスクに関する以上の分析結果は次の通りに要約できる。学校関係を通じた就職で離職リスクが低い傾向は 1990 年代以降にみられるものであり、どの世代でも観察されるものではない（むしろ、それ以前は離職リスクが高い場合が多い）。一方、友人・知人関係経由の就職では離職しやすいという傾向が一貫してみられる。基礎分析の結果からは、友人・知人ネットワークが若年者を安定したキャリアに導くようには機能していないといえる。しかし、それはネットワークの影響ではなく友人・知人経由で就職する仕事の特性（職種、雇用形態、従業先規模など）に起因する可能性があるため、多変量解析による検証を行わなければならない。また、学校関係のジョブマッチング効果は最近になって現れ始めたといえるため、その効果を一般化することには慎重であるべきだろう。

6.2 多変量解析による検討

ここまで、各入職経路が地位達成やジョブマッチングにどのように影響してきたのかについて基礎的な分析を行った。これらの傾向が、他の様々な要因をコントロールしても見いだされるのかについて、ここでは多変量解析によって検証する。

6.2.1 地位達成に対する各入職経路変数の効果

職業的地位の分析

まず、地位達成に関係する職種、雇用形態、従業先規模に関する分析を行う。分析には多項ロジットモデルを用いた。推定は男女別に行っている。

まず、職種に関する分析結果から検討する（基準は事務職）。男性、女性の推定結果はそれぞれ表 3.6、表 3.7 に示される。表 3.6、表 3.7 の上段部は初職入職年コーホートと入職経路の交互作用項を含めないモデル、下段部は交互作用項を含めたモデルである。交互作用項を含むモデル、含まないモデルの比較は、ここでは尤度比検定の結果にもとづいている。以下の結果に掲載はしていないが、赤池情報量基準 (AIC) にもとづくモデル比較の結果は、尤度比検定の結果と同様であったため省略する。

表 3. 6 初職職業的地位に関する多項ロジットモデルの推定結果（男性）

	専門・管理 係数	販売 係数	熟練 係数	半熟練 係数	非熟練 係数	農業 係数
～1950's vs 1960's	-0.029	0.250	0.330 †	-0.039	-0.136	-0.287
1960's vs 1970's	-0.188	-0.003	0.136	-0.040	0.365	-0.468
1970's vs 1980's	0.443 *	0.273	0.081	-0.207	0.156	-0.201
1980's vs 1990's	0.071	0.160	0.163	0.138	0.554 *	-0.402
1990's vs 2000's	-0.116	0.027	0.177	0.088	0.358	-0.682
学校関係	0.672 ***	-0.040	0.391 **	0.557 ***	-0.208	-3.028 ***
家族・親族関係	-0.576 **	-0.354 *	0.364 *	0.105	0.341	-1.604 ***
友人・知人関係	0.329	0.339 †	0.690 ***	0.520 *	0.772 **	-1.498 ***
父職威信スコア	0.006	-0.012 *	-0.016 *	-0.030 ***	-0.038 **	-0.120 ***
～中学校	-1.782	1.529 **	1.305 **	1.325 **	1.651 **	1.455 *
専門・短大・高専	1.894 ***	0.051	0.076	-0.604 **	-0.253	-0.832 †
大学・大学院	1.834 ***	0.121	-1.375 ***	-1.445 ***	-1.155 ***	-1.580 ***
2005年SSM	-0.147	0.096	0.263 †	0.169	0.335	0.789 ***
JLPS	0.186	0.035	0.341 †	0.548 *	0.050	0.372
15歳時成績・やや上のほう	-0.384 *	-0.034	-0.096	0.129	-0.111	-0.403
15歳時成績・真ん中	-0.523 **	0.174	0.461 **	0.536 *	0.288	0.397
15歳時成績・やや下のほう	-0.595 *	0.556 **	0.982 ***	0.969 ***	0.866 **	0.321
15歳時成績・下のほう	-0.492	0.980 **	1.650 ***	1.574 ***	1.670 ***	0.761
中学校に通っていない	-1.055	-1.716 **	-1.548 ***	-1.082 *	-1.468 *	-1.303 *
無回答	-0.579	-0.054	0.098	-0.220	0.054	-0.929
農業・工業・商業・水産	0.194	0.134	0.629 ***	0.618 ***	0.525 **	0.813 **
その他学科	1.264	0.232	0.789	1.058	-0.386	0.980
高校非進学	1.072 *	0.429	1.751 ***	1.372 **	1.327 *	1.931 *
DKNA	1.257	0.260	-0.239	0.157	-0.422	0.108
切片	-2.137 ***	-0.357	-0.601	0.100	-0.489	4.802 ***
McFadden R ²	0.168					
-2LL	13204.053					
～1950's vs 1960's	-0.062	0.333	0.319	-0.038	-0.086	-0.379
1960's vs 1970's	-0.239	0.108	0.062	-0.071	0.377	-0.574 †
1970's vs 1980's	0.406 *	0.355 †	0.010	-0.234	0.164	-0.276
1980's vs 1990's	0.029	0.233	0.083	0.106	0.556 *	-0.497
1990's vs 2000's	-0.129	0.058	0.162	0.095	0.387	-0.712
学校関係	0.430	0.414 †	-0.003	0.377	-0.277	-3.657 ***
家族・親族関係	-0.424	-0.126	0.365	0.146	0.653 †	-1.825 ***
友人・知人関係	0.179	0.631 †	0.868 **	0.751 *	0.964 *	-1.550 ***
学校経由×コーホート（～1950's基準）	0.084	-0.162 *	0.165 *	0.083	0.036	0.452 †
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）	-0.063	-0.075	-0.008	-0.016	-0.148	0.317 †
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）	0.032	-0.101	-0.089	-0.117	-0.073	0.165
父職威信スコア	0.006	-0.012 *	-0.015 *	-0.030 ***	-0.038 **	-0.122 ***
～中学校	-1.822 †	1.515 **	1.268 **	1.289 **	1.597 *	1.492 *
専門・短大・高専	1.890 ***	0.058	0.077	-0.606 **	-0.249	-0.818 †
大学・大学院	1.832 ***	0.111	-1.371 ***	-1.452 ***	-1.149 ***	-1.532 ***
2005年SSM	-0.140	0.081	0.268 †	0.169	0.332	0.802 ***
JLPS	0.215	-0.002	0.373 †	0.566 *	0.067	0.399
15歳時成績・やや上のほう	-0.384 *	-0.029	-0.101	0.129	-0.106	-0.417
15歳時成績・真ん中	-0.525 **	0.174	0.447 *	0.526 *	0.279	0.392
15歳時成績・やや下のほう	-0.595 *	0.564 **	0.961 ***	0.958 ***	0.866 **	0.298
15歳時成績・下のほう	-0.486	0.988 **	1.632 ***	1.565 ***	1.668 ***	0.742
中学校に通っていない	-1.100 †	-1.703 **	-1.578 ***	-1.100 *	-1.507 *	-1.322 *
無回答	-0.543	-0.076	0.122	-0.202	0.083	-0.945
農業・工業・商業・水産	0.193	0.135	0.624 ***	0.615 ***	0.527 **	0.801 **
その他学科	1.286 †	0.195	0.872	1.108	-0.353	1.043
高校非進学	1.085 *	0.436	1.753 ***	1.373 **	1.352 *	1.893 *
DKNA	1.294	0.234	-0.201	0.188	-0.360	0.049
切片	-2.003 ***	-0.617	-0.485	0.144	-0.571	4.979 ***
McFadden R ²	0.170					
-2LL	13172.400					
N	4330					

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 3. 7 初職職業的地位に関する多項ロジットモデルの推定結果（女性）

	専門・管理 係数	販売 係数	熟練 係数	半熟練 係数	非熟練 係数	農業 係数
～1950's vs 1960's	0.066	0.129	0.023	0.264	-0.341	-1.169 ***
1960's vs 1970's	0.244	-0.006	-0.072	-0.128	-0.768 †	-1.103 *
1970's vs 1980's	0.014	0.129	-0.057	-0.117	0.581	-0.544
1980's vs 1990's	-0.197	0.274 †	0.397 *	-0.156	0.888 **	-1.166
1990's vs 2000's	0.247 †	0.240	0.103	0.345	0.901 **	1.126
学校関係	0.480 ***	-0.753 ***	-0.429 **	0.329 *	-0.731 **	-5.355 ***
家族・親族関係	-0.588 ***	-0.804 ***	-0.357 †	-0.569 **	-0.217	-2.643 ***
友人・知人関係	-0.227	-0.185	0.014	0.201	0.381	-2.661 ***
父職威信スコア	-0.004	-0.012 *	-0.017 *	-0.029 **	-0.014	-0.087 ***
～中学校	0.349	1.241 **	0.646 †	0.652	2.535 **	2.716 **
専門・短大・高専	2.559 ***	-0.393 **	0.447 **	-1.027 ***	-0.144	0.193
大学・大学院	2.602 ***	-0.376 *	-0.941 **	-1.687 ***	-0.995 *	0.158
2005年SSM	-0.221	0.262 *	0.306 †	0.241 †	0.595 *	1.161 ***
JLPS	-0.357 *	0.165	-0.128	-0.136	0.118	-0.335
15歳時成績・やや上のほう	-0.044	0.123	0.204	0.079	-0.296	1.612 *
15歳時成績・真ん中	-0.100	0.674 ***	0.993 **	0.750 **	0.297	1.717 *
15歳時成績・やや下のほう	0.294	1.070 ***	1.548 ***	1.431 ***	1.341 **	2.276 **
15歳時成績・下のほう	0.278	0.995 **	1.408 **	1.450 ***	1.663 **	2.247 **
中学校に通っていない	0.285	-1.219 *	-0.924 †	-1.014 *	-0.930	0.552
無回答	0.361	0.809 *	1.464 ***	0.593	-0.357	2.463 **
農業・工業・商業・水産	-0.681 ***	-0.516 ***	-0.370 *	-0.779 ***	-0.512	0.187
その他学科	0.810 ***	0.540 **	0.850 ***	0.872 ***	0.513	0.552
高校非進学	0.734 *	0.709	2.302 ***	2.674 ***	0.329	1.124
DKNA	-0.079	0.183	0.259	0.114	-12.926	-11.710
切片	-2.635 ***	-0.985 *	-2.122 ***	-1.140 *	-2.677 **	0.590
McFadden R ²	0.198					
-2LL	12393.260					
～1950's vs 1960's	0.036	0.121	-0.049	0.187	-0.230	-1.297 ***
1960's vs 1970's	0.138	-0.003	-0.155	-0.212	-0.733	-1.259 *
1970's vs 1980's	-0.077	0.129	-0.127	-0.191	0.535	-0.820
1980's vs 1990's	-0.271 †	0.274 †	0.345 †	-0.210	0.816 *	-1.457
1990's vs 2000's	0.185	0.198	0.049	0.286	0.874 **	0.305
学校関係	0.078	-0.623 **	-0.619 *	0.152	-1.192 *	-9.200 **
家族・親族関係	-0.588 †	-0.590 *	-0.574 †	-0.780 **	0.229	-2.754 ***
友人・知人関係	-0.867 *	-0.705 *	-0.511	-0.258	0.226	-3.700 ***
学校経由×コーホート（～1950's基準）	0.123	-0.054	0.065	0.073	0.161	2.033 *
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）	-0.024	-0.111	0.093	0.142	-0.302 †	0.131
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）	0.224 †	0.218 *	0.212 †	0.196	0.057	1.146 **
父職威信スコア	-0.004	-0.012 *	-0.017 *	-0.029 **	-0.012	-0.087 ***
～中学校	0.333	1.255 **	0.648 †	0.647	2.511 **	2.750 **
専門・短大・高専	2.538 ***	-0.388 **	0.442 **	-1.033 ***	-0.134	0.214
大学・大学院	2.604 ***	-0.372 *	-0.918 **	-1.662 ***	-0.983 *	0.471
2005年SSM	-0.203	0.272 *	0.318 †	0.248 †	0.577 †	1.187 ***
JLPS	-0.327 †	0.180	-0.119	-0.139	0.161	-0.215
15歳時成績・やや上のほう	-0.039	0.117	0.217	0.089	-0.294	1.654 *
15歳時成績・真ん中	-0.097	0.677 ***	1.006 **	0.759 **	0.297	1.764 *
15歳時成績・やや下のほう	0.302	1.079 ***	1.560 ***	1.441 ***	1.354 **	2.315 **
15歳時成績・下のほう	0.266	0.978 **	1.419 ***	1.468 ***	1.630 **	2.291 **
中学校に通っていない	0.210	-1.239 **	-0.952 †	-1.037 *	-1.015	0.505
無回答	0.355	0.793 *	1.477 ***	0.607	-0.455	2.494 **
農業・工業・商業・水産	-0.682 ***	-0.508 ***	-0.377 *	-0.784 ***	-0.528 †	0.125
その他学科	0.815 ***	0.544 **	0.848 ***	0.868 ***	0.508	0.550
高校非進学	0.771 *	0.730 †	2.319 ***	2.690 ***	0.366	1.180
DKNA	-0.089	0.236	0.279	0.126	-16.155	-12.822
切片	-2.399 ***	-1.001 *	-1.925 **	-0.967 †	-2.815 **	0.656
McFadden R ²	0.200					
-2LL	12354.773					
N	4862					

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

男性の推定結果（表 3.6）についてみると，学校関係を通じた就職は専門・技術・管理的職業，熟練職業，半熟練職業への参入可能性を高めることがわかる．これまでの教育社会学的研究の中には，学校教育の内容と職業的能力

の間に乖離がある，つまり教育内容に職業的レリバンスが含まれていないという批判をするものがある（本田 2005a, 2005b）．しかし，大まかな職種区分ではあるものの一定の熟練を必要とする職業への移行に学校関係を通じた就職が寄与していると，このモデルからは解釈できるのではないだろうか．なお，農業についての係数は負に有意であり，学校関係を通じた就職では農業には結びつきにくいということがわかる．

次に家族・親族関係経由での就職の効果を検討する．この経路の場合，専門・技術・管理的職業，販売的職業，農業には参入しにくく，熟練職業に参入しやすい．また友人・知人関係経由での就職についてみると，販売職，熟練職，半熟練職，非熟練職に参入しやすく，農業には参入しにくい．これらの結果から，社会ネットワークによる労働力供給が主に現業部門に対するものであることが分かる．

それでは，各入職経路の効果の変化をモデルに加えた下段部の結果についても検討する．交互作用項を含めないモデルとの-2 対数尤度の差は 5%水準で統計的に有意である．したがって，入職経路効果の効果が時期によって異なるといえる．

下段部の推定結果をみると，学校経由と入職時期の交互作用項が，販売職ではマイナス，熟練職ではプラスに有意な係数を示している．このことは，近年ほど学校経由の就職が熟練職に若年者を送り出しやすくなっており，販売職には送り出しにくくなっていることを意味する．しかし，その他の交互作用効果は有意ではない．交互作用項を含める方がモデルの適合度が改善される結果ではあるものの，全体的には入職経路と就職先の職業的地位の関連は安定的に推移していると考えの方が妥当かもしれない．

同様の分析を女性についても行った結果が，表 3.7 である．まず，交互作用項を含めない上段部の結果からみると，学校経由就職は専門・技術・管理的職業，半熟練職業に参入しやすく，その他の職種には参入しにくい．女性で熟練職業に参入しにくいのは，女性の場合主要な入職先が事務職であり，現場職に対する求人が多くないからであると考えられる．そのような違いはあるものの，大方男性と類似した結果だといえるだろう．

家族・親族関係による就職の効果についてみると，すべての職種でマイナ

スの係数を示し、非熟練以外では統計的に有意な結果が得られている。上記の解釈と関連するが、女性に紹介できる職種の多くが事務的職業であることに起因するからであるといえる。

友人・知人関係による就職の効果は、農業でマイナスに有意な係数が得られているほかは、統計的に有意ではない。したがって、女性については友人・知人ネットワークが特定の職種への経路となっているとはいえない。

交互作用項を含めた下段部のモデルについても検討する。交互作用項を含めないモデルとの間での尤度比検定の結果は、統計的に有意である。したがって、交互作用項を含めることでモデルが改善されるといえるのだが、その実質的な意味については検討しなければならない。

学校関係利用については、農業以外では統計的に有意な結果ではない。家族・親族関係利用の効果についても統計的に有意なものはない。友人・知人関係を通じた就職の効果については、近年ほど専門・技術、販売、熟練職に参入しやすくなっている（ただし、専門・技術と熟練は10%水準での有意傾向）。ただし、主効果と交互作用効果を合わせた条件付き効果を求めると、2000年代入職では係数がほぼゼロに近くなる。そのため、この結果を積極的に解釈することはできず、事務職への参入と差がなくなったという程度の言及しかできない。全体的にも交互作用効果がないモデルの方が解釈しやすい。したがって、入職時期によって入職経路の効果が異なるという結果は偶発的な変動を反映したものとして考えるのが妥当であるといえる。

従業上の地位の分析

続いて、従業上の地位の分析結果について検討する。日本社会における従業上の地位、とりわけ正規雇用と非正規雇用の違いは、雇用の安定性や所得をはじめ様々な社会経済的報酬の差と関連している。

表 3.8、表 3.9 は男性、女性サンプルそれぞれに関する多項ロジットモデルの推定結果である。左側が交互作用項を含まないモデル、右側が交互作用項を含むモデルとなっている。

表 3. 8 初職雇用形態に関する多項ロジットモデルの推定結果（男性）

	主効果のみ		交互作用含む	
	非正規 係数	自営 係数	非正規 係数	自営 係数
～1950's vs 1960's	0.272	-0.336 †	0.411	-0.444 *
1960's vs 1970's	0.199	-0.441 *	0.361	-0.502 *
1970's vs 1980's	0.574 *	-0.199	0.686 **	-0.259
1980's vs 1990's	0.283	-0.636 *	0.390 †	-0.672 *
1990's vs 2000's	1.111 ***	0.553 †	1.183 ***	0.492
学校関係	-1.717 ***	-4.971 ***	-0.849 *	-5.231 ***
家族・親族関係	-0.155	-2.523 ***	0.664 †	-3.501 ***
友人・知人関係	0.401 *	-3.494 ***	0.618 †	-4.373 ***
学校経由×コーホート（～1950's基準）			-0.262 *	0.165
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）			-0.265 *	0.627 ***
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）			-0.033	0.567 *
父職威信スコア	0.006	-0.009	0.006	-0.010
～中学校	0.643	0.241	0.593	0.406
専門・短大・高専	-0.194	-0.432 †	-0.200	-0.418 †
大学・大学院	-0.946 ***	-1.349 ***	-0.954 ***	-1.296 ***
2005年SSM	0.462 *	0.670 ***	0.440 *	0.692 ***
JLPS	0.215	0.255	0.167	0.277
15歳時成績・やや上のほう	-0.295	-0.100	-0.285	-0.109
15歳時成績・真ん中	-0.074	0.406 †	-0.072	0.433 †
15歳時成績・やや下のほう	0.030	0.112	0.053	0.099
15歳時成績・下のほう	0.307	0.179	0.336	0.174
中学校に通っていない	0.299	0.875	0.292	0.945
無回答	-0.375	0.877 †	-0.367	0.864 †
農業・工業・商業・水産	-0.454 **	0.077	-0.446 **	0.066
その他学科	-0.143	0.581	-0.178	0.592
高校非進学	-0.018	0.213	0.001	0.109
DKNA	1.212 †	0.863	1.230 †	0.755
切片	-3.154 ***	-0.221	-3.592 ***	-0.094
McFadden R ²	0.254		0.262	
-2LL	3589.133		3553.055	
N	4172		4172	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

まず、男性の結果から検討する。学校関係を通じた就職は、非正規雇用、自営・家族従業・内職でマイナスに有意となっている。このことは、学校経由の就職が利用できる場合には、非常に高い可能性で正規雇用の職に就けるということを意味している。家族・親族関係を通じた就職は、非正規雇用については有意ではなく、自営・家族従業・内職についてはマイナスに有意である。友人・知人関係を通じた就職は、非正規雇用についてはプラスに有意な係数を示し、自営・家族従業・内職についてはマイナスに有意である。このことから、学校関係を通じた就職は若年者に安定した職を提供することに一定の機能を果たしているといえる。一方、社会ネットワークはそのような機能を果たさず、友人・知人ネットワークは臨時の雇用を若年者に提供するように作用しているといえる。

表 3. 9 初職雇用形態に関する多項ロジットモデルの推定結果（女性）

	主効果のみ		交互作用含む	
	非正規 係数	自営 係数	非正規 係数	自営 係数
～1950's vs 1960's	-0.075	-1.183 ***	-0.134	-1.333 ***
1960's vs 1970's	0.741 ***	-0.401	0.674 **	-0.463 †
1970's vs 1980's	0.451 **	-0.886 **	0.377 *	-0.931 **
1980's vs 1990's	0.545 ***	-0.132	0.496 **	-0.170
1990's vs 2000's	0.866 ***	-0.025	0.813 ***	-0.104
学校関係	-1.702 ***	-5.805 ***	-2.096 ***	-7.625 ***
家族・親族関係	-0.093	-2.365 ***	-0.010	-2.782 ***
友人・知人関係	0.518 ***	-3.701 ***	-0.011	-4.526 ***
学校経由×コーホート（～1950's基準）			0.118	0.942 *
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）			-0.059	0.425 *
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）			0.192 *	0.733 **
父職威信スコア	0.001	0.009	0.002	0.009
～中学校	0.162	0.053	0.162	0.087
専門・短大・高専	-0.126	-0.308	-0.128	-0.321
大学・大学院	-0.345 *	-1.055 **	-0.324 *	-1.003 *
2005年SSM	0.249 †	0.588 **	0.269 †	0.615 **
JLPS	-0.290	0.447	-0.255	0.462
15歳時成績・やや上のほう	0.008	-0.298	0.009	-0.295
15歳時成績・真ん中	-0.069	0.054	-0.064	0.056
15歳時成績・やや下のほう	-0.018	-0.196	-0.014	-0.222
15歳時成績・下のほう	0.585 *	0.571	0.566 *	0.598
中学校に通っていない	1.165 *	0.570	1.147 *	0.573
無回答	0.515 †	0.265	0.508 †	0.329
農業・工業・商業・水産	-0.366 *	-0.439	-0.372 *	-0.478
その他学科	0.187	0.441	0.184	0.453
高校非進学	0.597 †	0.763	0.620 †	0.771
DKNA	1.022 †	0.214	0.995 †	0.269
切片	-2.486 ***	-0.638	-2.328 ***	-0.498
McFadden R ²	0.253		0.257	
-2LL	4400.814		4377.842	
N	4780		4760	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

各入職経路効果のトレンドについて検討した下段部についてみてみよう。交互作用項を含めないモデルとの尤度比検定の結果は統計的に有意である。

学校関係を通じた就職については、非正規雇用で入職時期との交互作用効果がマイナスに有意である。このことは、学校経由の就職が若年者を非正規雇用への就職から保護するという機能が、近年にかけて強まっているということの意味する。家族・親族関係を通じた就職の係数も、学校経由の就職と同様に近年ほどマイナスの方向に変化している。一方、友人・知人関係経由の就職の係数はほぼ平坦に推移しており、変化は起こっていないといえる。

次に、女性サンプルの結果について検討する（表 3.9）。交互作用項を含めないモデルでは、男性サンプルの結果と同様となっている。すなわち、学校経由の就職が非正規雇用での就職から若年者を保護しているという結果で

ある。また、家族・親族関係の効果が有意でないこと、友人・知人関係の効果がプラスに有意であることも同様である。

交互作用項を含むモデルについて、尤度比検定の結果は統計的に有意である。学校経由の就職については、入職時期との交互作用効果は有意ではない。女性については、学校経由の就職が安定した職への移行を、安定的に実現してきたといえる。

家族・親族関係経由の就職については、係数の値は0前後を推移しており変化しない。主効果も有意ではないため、非正規雇用への就職と家族・親族関係の経路の間には関連が見られないといってよいだろう。

友人・知人関係経由の就職ではやや様相が異なる。交互作用項を含まないモデルでは非正規雇用の職につながりやすいという結果であったが、その効果は最近のコHORTほど強まる傾向にある。

従業先規模の分析

もう一つの地位達成指標である、従業先規模に関する分析結果に移りたい。ここでも多項ロジットモデルによる推定を行い、「従業先規模不明」の結果については割愛している。基準カテゴリは「中企業（30～299名）」としている。上段部は交互作用を含まないモデル、下段部は交互作用効果を含むモデルの推定結果である。

まず、男性サンプルの分析結果から検討する（表 3.10）。学校関係を通じた就職の効果は、小企業でマイナスに有意な係数を示すが、大企業・官公庁では有意ではない。学校経由の就職からは、小規模の企業・会社への労働力供給には至らない。第2章での分析結果と合わせて解釈すると、小企業では転職・離職の可能性が高いということであるから、やはり継続就業を可能にする就職を実現しているといえるだろう。

家族・親族関係を通じた就職の効果は、小企業では有意ではなく、大企業でマイナスに有意である。家族・親族ネットワークは零細企業への労働力供給の役割は果たさないが、それよりもやや規模の大きな企業・会社に若年者を送り出しているといえる。

友人・知人関係を通じた就職については、小企業でプラスに有意な係数、

大企業でマイナスに有意な係数を示している。これは、大企業よりも中企業に、そして中企業よりも小企業で就職しやすいということを意味している。友人・知人ネットワークは、入職経路としては零細企業に対する労働力供給源として機能していると解釈できる。

続いて入職経路の効果の趨勢を検討する。交互作用項を含めるモデルと含めないモデルでの尤度比検定の結果は、統計的に有意である。

すべての入職経路に関して、小企業に対するマイナスの効果が最近になるほど弱まっている。全体的に係数の値は上昇傾向にあるといえるだろう。一方、大企業に対する係数はほぼ変化なく推移しており、係数の水準自体もゼロ付近である。

女性サンプルの結果に移ろう（表 3.11）。学校関係を通じた就職の効果は、小企業でマイナス、大企業・官公庁でプラスに有意な係数を示している。この点は男性と類似しているが、大企業・官公庁就職に対する結果は異なる。女性については、学校関係を通じた就職は大企業への移行経路として機能してきたといえる。

一方、パーソナルネットワークの効果は従業先規模には影響していない。家族・親族経由での就職で、大企業・官公庁就職に関して 10%水準でマイナスの係数を示している程度である。そのほかの係数は統計的に有意ではなかった。

入職経路と初職入職年コーホートの交互作用効果を検討した下段部の検討に移る。交互作用項を含めないモデルとの尤度比検定の結果は統計的に有意であった。交互作用項の係数をみると、男性と同様に小企業にかんしてはどの入職経路もマイナスの効果が弱まっている。男性との違いを挙げるとすれば、交互作用効果を含めたモデルでは学校経由の就職が大企業就職に与えるプラスの主効果が有意で、交互作用効果が有意ではないことである。女性については、大企業への学校経由の就職の効果が安定してみられるといえる。

以上の分析結果は以下のように要約できるだろう。まず、学校関係、家族・親族関係、そして友人・知人関係を通じた就職が初職の地位達成に与える影響は、先行研究で示されてきたものと概ね同じであるといえる。本章の主眼は、その影響が初職を開始するコーホートによって異なるのか、何らかの体

系的な変化が生じているのかを検討することにあつた。交互作用項を含めたモデルの多くは主効果のみのモデルを改善する結果とはなっていたが、その解釈は複雑である。部分的にはトレンドと呼びうる係数変化の推移がみられたものの、全体的にはその時々で係数が大きく変動していると考えの方が妥当な結果であると考えられる。

表 3. 10 初職従業先規模に関する多項ロジットモデルの推定結果（男性）

	～29名（小企業）	300名以上・官公 庁（大企業）	不明
	係数	係数	係数
～1950's vs 1960's	-0.309 †	0.140	-0.182
1960's vs 1970's	-0.155	-0.186	-0.084
1970's vs 1980's	-0.195	-0.162	-0.376
1980's vs 1990's	0.091	0.019	0.259
1990's vs 2000's	0.102	-0.154	0.412
学校関係	-1.694 ***	-0.089	-0.369 †
家族・親族関係	-0.420 **	-0.294 *	-0.360
友人・知人関係	-0.045	-0.583 ***	-0.152
父職威信スコア	0.014 *	0.011 *	0.004
～中学校	0.124	-1.342 ***	-0.967
専門・短大・高専	0.113	-0.288 *	-0.242
大学・大学院	-0.863 ***	0.165	-0.766 **
2005年SSM	0.300 *	0.204 †	0.469 †
JLPS	-0.266	-0.066	0.376
15歳時成績・やや上のほう	0.046	-0.118	0.237
15歳時成績・真ん中	0.108	-0.454 ***	0.216
15歳時成績・やや下のほう	0.284	-0.776 ***	0.030
15歳時成績・下のほう	0.366 †	-0.773 ***	0.810 *
中学校に通っていない	-0.074	1.031 **	0.558
無回答	0.750 †	-0.204	0.995
農業・工業・商業・水産	0.054	-0.062	-0.566 **
その他学科	0.090	-0.066	-0.223
高校非進学	0.434	0.380	0.362
DKNA	0.037	-0.683	-13.260
切片	0.379	0.520	-1.590 *
McFadden R ²	0.120		
-2LL	9154.095		
～1950's vs 1960's	-0.467 **	0.178	-0.137
1960's vs 1970's	-0.312 †	-0.163	-0.027
1970's vs 1980's	-0.347 *	-0.140	-0.327
1980's vs 1990's	-0.041	0.033	0.303
1990's vs 2000's	0.025	-0.143	0.431
学校関係	-2.261 ***	-0.052	-0.108
家族・親族関係	-0.754 **	0.005	-0.017
友人・知人関係	-0.806 **	-0.355	-0.314
学校経由×コーホート（～1950's基準）	0.241 **	-0.014	-0.095
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）	0.144 †	-0.126	-0.130
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）	0.331 ***	-0.106	0.083
父職威信スコア	0.013 *	0.011 *	0.004
～中学校	0.183	-1.386 ***	-0.990
専門・短大・高専	0.116	-0.289 *	-0.246
大学・大学院	-0.795 ***	0.165	-0.767 **
2005年SSM	0.317 *	0.202 †	0.461 †
JLPS	-0.219	-0.066	0.365
15歳時成績・やや上のほう	0.044	-0.114	0.245
15歳時成績・真ん中	0.122	-0.457 ***	0.223
15歳時成績・やや下のほう	0.298	-0.775 ***	0.046
15歳時成績・下のほう	0.378 †	-0.775 ***	0.828 *
中学校に通っていない	-0.119	1.004 **	0.574
無回答	0.797 *	-0.199	0.983
農業・工業・商業・水産	0.043	-0.063	-0.562 **
その他学科	0.146	-0.054	-0.256
高校非進学	0.421	0.398	0.379
DKNA	0.066	-0.664	-13.491
切片	0.722 †	0.451	-1.722 *
McFadden R ²	0.124		
-2LL	9108.395		
N	4330		

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 3.11 初職従業先規模の多項ロジットモデルの推定結果（女性）

	～29名（小企業）	300名以上・官公 庁（大企業）	不明
	係数	係数	係数
～1950's vs 1960's	-0.732 ***	-0.413 *	-0.492 *
1960's vs 1970's	0.088	0.339 *	0.009
1970's vs 1980's	-0.148	-0.229 †	-0.038
1980's vs 1990's	-0.193	-0.082	-0.108
1990's vs 2000's	0.300 †	-0.189	0.287
学校関係	-0.987 ***	0.224 *	-0.179
家族・親族関係	-0.088	-0.246 †	-0.216
友人・知人関係	-0.073	-0.148	0.128
父職威信スコア	0.004	0.019 ***	0.013 †
～中学校	-0.116	0.038	-0.326
専門・短大・高専	0.476 ***	0.118	-0.299 *
大学・大学院	-0.276	0.360 *	-0.231
2005年SSM	0.193 †	-0.093	0.601 **
JLPS	-0.385 *	-0.149	0.861 ***
15歳時成績・やや上のほう	-0.008	-0.266 †	-0.109
15歳時成績・真ん中	0.071	-0.630 ***	-0.222
15歳時成績・やや下のほう	-0.009	-1.053 ***	-0.329
15歳時成績・下のほう	0.011	-1.060 ***	0.128
中学校に通っていない	-0.080	0.407	0.628
無回答	-0.109	-0.797 **	0.015
農業・工業・商業・水産	-0.106	-0.070	-0.271
その他学科	0.049	-0.183	0.075
高校非進学	0.767 *	-0.295	0.379
DKNA	1.588 *	1.227	1.057
切片	0.708 *	0.111	-1.395 **
McFadden R ²	0.070		
-2LL	11759.483		
～1950's vs 1960's	-0.879 ***	-0.431 *	-0.479 *
1960's vs 1970's	-0.141	0.372 **	0.079
1970's vs 1980's	-0.361 *	-0.184	0.041
1980's vs 1990's	-0.352 *	-0.048	-0.051
1990's vs 2000's	0.151	-0.177	0.284
学校関係	-1.818 ***	0.461 *	0.238
家族・親族関係	-0.621 **	-0.432 †	-0.059
友人・知人関係	-1.009 ***	-0.337	-0.178
学校経由×コーホート（～1950's基準）	0.332 ***	-0.091	-0.156 †
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）	0.199 *	0.088	-0.055
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）	0.390 ***	0.089	0.149
父職威信スコア	0.005	0.019 ***	0.013 †
～中学校	-0.143	0.072	-0.279
専門・短大・高専	0.464 ***	0.124	-0.291 †
大学・大学院	-0.191	0.341 *	-0.256
2005年SSM	0.202 †	-0.097	0.604 **
JLPS	-0.340 *	-0.170	0.856 ***
15歳時成績・やや上のほう	0.029	-0.268 †	-0.122
15歳時成績・真ん中	0.099	-0.630 ***	-0.228
15歳時成績・やや下のほう	0.010	-1.056 ***	-0.334
15歳時成績・下のほう	0.014	-1.057 ***	0.108
中学校に通っていない	-0.229	0.479	0.676
無回答	-0.086	-0.779 **	0.017
農業・工業・商業・水産	-0.134	-0.064	-0.253
その他学科	0.046	-0.180	0.079
高校非進学	0.812 **	-0.330	0.359
DKNA	1.549 †	1.283	1.133
切片	1.155 **	0.078	-1.542 **
McFadden R ²	0.076		
-2LL	11682.997		
N	4862		

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 3.12 初職離職に関する Cox 比例ハザードモデルの推定結果（男性）

	男性			
	モデル1-a 係数	モデル1-b 係数	モデル1-c 係数	モデル1-d 係数
～1950's vs 1960's	0.222 **	0.269 ***	0.159 *	0.195 *
1960's vs 1970's	0.039	0.095	0.117	0.164 †
1970's vs 1980's	0.183 *	0.233 **	0.198 *	0.240 **
1980's vs 1990's	0.028	0.076	0.058	0.097
1990's vs 2000's	0.089	0.112	-0.099	-0.079
学校関係	0.131 *	0.316 ***	0.095 †	0.274 *
家族・親族関係	-0.048	0.083	-0.113	-0.021
友人・知人関係	0.163 *	0.259 *	0.129 †	0.214 †
学校経由×コーホート（～1950's基準）		-0.080 *		-0.070 *
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）		-0.057		-0.033
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）		-0.035		-0.031
～1950's vs 1960's×観測期間（3年目=0）			0.008 †	0.008 ***
1960's vs 1970's×観測期間（3年目=0）			-0.012	-0.013
1970's vs 1980's×観測期間（3年目=0）			-0.010	-0.011
1980's vs 1990's×観測期間（3年目=0）			-0.038 *	-0.038
1990's vs 2000's×観測期間（3年目=0）			-0.168 *	-0.169 *
学校関係×観測期間（3年目=0）			0.008 †	0.003 *
家族・親族関係×観測期間（3年目=0）			0.014 *	0.011
友人・知人関係×観測期間（3年目=0）			0.008	0.004
学校経由×コーホート（～1950's基準）×観測期間（3年目=0）				0.001
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）×観測期間（3年目=0）				0.001
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）×観測期間（3年目=0）				0.005
父職威信スコア	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002
～中学校	0.354 *	0.354 *	0.342 *	0.353 *
専門・短大・高専	0.170 *	0.175 *	0.166 *	0.172 *
大学・大学院	-0.001	-0.006	-0.003	-0.005
2005年SSM	-0.713 ***	-0.709 ***	-0.721 ***	-0.719 ***
JLPS	-0.895 ***	-0.905 ***	-0.884 ***	-0.894 ***
事務	-0.034	-0.036	-0.034	-0.037 ***
販売	0.373 ***	0.360 ***	0.371 ***	0.360
熟練	0.302 ***	0.301 ***	0.299 ***	0.298 ***
半熟練	0.329 ***	0.329 ***	0.328 ***	0.328 ***
非熟練	0.155	0.160	0.157	0.158 ***
農業	0.357 **	0.373 **	0.369 **	0.376
非正規雇用	0.778 ***	0.767 ***	0.752 ***	0.745 ***
自営・家族従業・内職	-0.979 ***	-0.934 ***	-0.956 ***	-0.929 ***
～29名	-0.173 **	-0.172 ***	-0.173 **	-0.173 ***
300名以上・官公庁	-0.671 ***	-0.672 **	-0.672 ***	-0.670 **
従業先規模不明	0.139	0.140 ***	0.158	0.157 ***
15歳時成績・やや上のほう	-0.196 **	-0.195 ***	-0.198 **	-0.196 ***
15歳時成績・真ん中	-0.173 *	-0.174 **	-0.173 *	-0.172 **
15歳時成績・やや下のほう	-0.071	-0.065 *	-0.070	-0.064 *
15歳時成績・下のほう	-0.114	-0.106	-0.109	-0.105
中学校に通っていない	-0.188	-0.185	-0.205	-0.200
無回答	-0.274 †	-0.284	-0.271 †	-0.283
農業・工業・商業・水産	0.076	0.079 ***	0.076	0.079 ***
その他学科	-0.079	-0.112	-0.087	-0.118
高校非進学	-0.298 *	-0.293	-0.276 †	-0.277
DKNA	-0.121	-0.117 †	-0.137	-0.137 †
No. of subjects	3911	3911	3911	3911
No. of failures	2601	2601	2601	2601
Time at risk	46593	46593	46593	46593
-2LL	38764.752	38757.996	38734.584	38729.866

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 3.13 初職離職に関する Cox 比例ハザードモデルの推定結果（女性）

	女性			
	モデル2-a 係数	モデル2-b 係数	モデル2-c 係数	モデル2-d 係数
～1950's vs 1960's	0.023	0.065	0.107	0.136 †
1960's vs 1970's	-0.114 *	-0.065	-0.096	-0.054
1970's vs 1980's	-0.091	-0.046	-0.084	-0.051
1980's vs 1990's	-0.122 *	-0.088	-0.040	-0.018
1990's vs 2000's	-0.014	0.009	-0.331 **	-0.314 **
学校関係	0.099 *	0.245 **	0.041	0.163 †
家族・親族関係	0.059	0.220 *	0.049	0.182 †
友人・知人関係	0.033	0.160	0.041	0.114
学校経由×コーホート（～1950's基準）		-0.055 †		-0.052 †
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）		-0.068 †		-0.055
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）		-0.047		-0.026
～1950's vs 1960's×観測期間（3年目=0）			-0.023 *	-0.029 ***
1960's vs 1970's×観測期間（3年目=0）			-0.011	-0.020 **
1970's vs 1980's×観測期間（3年目=0）			-0.009	-0.012
1980's vs 1990's×観測期間（3年目=0）			-0.080 ***	-0.086
1990's vs 2000's×観測期間（3年目=0）			-0.276 ***	-0.263 ***
学校関係×観測期間（3年目=0）			0.033 ***	0.006 ***
家族・親族関係×観測期間（3年目=0）			0.012	0.021
友人・知人関係×観測期間（3年目=0）			0.000	0.026
学校経由×コーホート（～1950's基準）×観測期間（3年目=0）				0.019
家族親族経由×コーホート（～1950's基準）×観測期間（3年目=0）				-0.010 **
友人知人経由×コーホート（～1950's基準）×観測期間（3年目=0）				-0.020
父職威信スコア	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
～中学校	0.146	0.146	0.182	0.175
専門・短大・高専	0.178 ***	0.180 ***	0.180 ***	0.178 ***
大学・大学院	0.305 ***	0.300 ***	0.300 ***	0.292 ***
2005年SSM	-0.141 **	-0.141 **	-0.145 **	-0.141 ***
JLPS	-0.076	-0.078	-0.063	-0.063 **
事務	0.329 ***	0.329 ***	0.325 ***	0.319 ***
販売	0.540 ***	0.535 ***	0.532 ***	0.520 ***
熟練	0.334 ***	0.331 ***	0.332 ***	0.317 ***
半熟練	0.252 **	0.251 **	0.244 **	0.236 ***
非熟練	0.386 **	0.382 **	0.394 **	0.383 **
農業	0.596 ***	0.622 ***	0.583 ***	0.577 **
非正規雇用	0.285 ***	0.284 ***	0.263 ***	0.273 ***
自営・家族従業・内職	-0.761 ***	-0.707 ***	-0.741 ***	-0.721 ***
～29名	-0.106 *	-0.108 ***	-0.108 *	-0.107 ***
300名以上・官公庁	-0.341 ***	-0.343 *	-0.340 ***	-0.343 **
従業先規模不明	0.104	0.101 ***	0.098	0.090 ***
15歳時成績・やや上のほう	0.037	0.034 ***	0.036	0.027 ***
15歳時成績・真ん中	0.054	0.055	0.057	0.050
15歳時成績・やや下のほう	0.140 †	0.144	0.145 †	0.145
15歳時成績・下のほう	0.340 **	0.338 †	0.337 **	0.323 †
中学校に通っていない	-0.147	-0.138 **	-0.162	-0.167 **
無回答	-0.250 †	-0.256	-0.247 †	-0.257
農業・工業・商業・水産	0.107 *	0.112 ***	0.108 *	0.104 ***
その他学科	0.037	0.036 *	0.032	0.039 *
高校非進学	-0.314 *	-0.314	-0.339 **	-0.337
DKNA	-0.361	-0.360 *	-0.353	-0.373 **
No. of subjects	4515	4515	4515	4515
No. of failures	3336	3336	3336	3336
Time at risk	28738	28738	28738	28738
-2LL	51263.444	51227.676	51166.778	51144.626

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

6.2.2 初職離職リスクに関する Cox 比例ハザードモデルの推定結果

ここでは、本章でのもう1つの分析対象である、初職離職リスクに関する Cox 比例ハザードモデルの推定結果を検討する。男性、女性サンプルの推定

結果は表 3.12, 表 3.13 に示される. 初めに男性サンプル, 次いで女性サンプルの推定結果を検討する.

男性に関する推定結果(表 3.12)について検討する. モデル 1-a と 1-b は, 入職経路の主効果のみのモデルと, 入職時期との交互作用項を含むモデルである. 学校経由の就職の主効果はいずれのモデルでもプラスに有意な係数を示している. しかし, モデル 1-b では学校経由の就職の交互作用効果がマイナスに有意な係数を示している. これは, 近年になるほど学校経由の就職が初職離職リスクを低減させているということを意味している.

ほかの入職経路についてみると, 家族・親族関係の効果はモデル 1-a, 1-b 両方で有意ではない. 友人・知人関係の係数はプラスに有意であり, 交互作用効果は有意ではない. したがって, 初職を友人・知人関係を通じて得る場合離職リスクが高いという関係が安定的に観察されるといえるだろう.

ここでは, 注目する変数と観察期間(生存時間)の交互作用効果を含めたモデル 1-c と 1-d も推定した. 1-c は 1-a, 1-d は 1-b に対応する. このような手続きをとるのは, モデル 1-a と 1-b が比例ハザード性の仮定¹⁴⁾を満たしていない場合, 説明変数の係数にバイアスが生じるためである.

モデル 1-c, 1-d をみると, 注目する説明変数と観察期間の交互作用項が有意であり, モデル間の尤度比検定も統計的に有意である(1-a vs. 1-c, 1-b vs. 1-d). したがって, モデル 1-a と 1-b は比例ハザード性の仮定を満たしていない可能性が高い. したがって, モデル 1-c と 1-d の推定結果がより望ましい推定結果であるといえる.

説明変数と観察期間の交互作用効果を統制した後でも, 学校経由の就職の効果はモデル 1-a, 1-b と大きく変わらない. モデル 1-d をみると, 学校経由の就職と入職時期の交互作用効果はマイナスに有意であり, 近年ほど離職リスクを押し下げている. 友人・知人関係については, モデル 1-c, 1-d では 10%水準の有意傾向にとどまるものの主効果はプラスの係数を示しており, モデル 1-a, 1-b と同様の結果であるといえる.

女性サンプルの結果(表 3.13)に移ろう. 学校経由の就職の効果については, 男性とほぼ同様の結果が得られている. 家族・親族関係経由の就職については, モデル 2-a では有意な効果を示さないが, モデル 2-b では主効果が

プラス、交互作用効果がマイナスの係数を示している（ただし交互作用効果は10%水準での有意傾向）。友人・知人関係経由の就職の効果は有意ではない。近年ほど学校経由の就職が初職離職リスクを低減させるという傾向は、女性の場合にも観察されるといえるだろう。

女性サンプルについても比例ハザード性の仮定に抵触する場合を想定して、説明変数と観察期間の交互作用効果をコントロールしたモデル 2-c, 2-d を推定した。この場合も、学校経由の就職の効果は依然として10%水準の有意傾向で残っている。家族・親族関係経由の主効果はモデル 2-d では10%水準で観察されるものの、交互作用効果は有意ではなく、2-c では有意な効果を示していない。友人・知人関係経由の効果は、モデル 2-a, 2-b と同様に有意ではない。

初職離職リスクに関する分析結果をまとめると、男性、女性ともに近年ほど学校経由の就職が初職離職リスクを低減させる傾向にあるといえる。これは、制度的連結のジョブマッチング効果が近年見られなくなったとする議論とは反対の結果であるといえるだろう。

7 安定的に推移する「学校から職業への移行」構造

7.1 労働需要にそれぞれの入職経路がいかに対応してきたか

以上の分析結果から、若年者の学校から職業への移行過程における制度的連結、そして社会ネットワークの位置づけについて議論したい。地位達成に対する制度的連結の効果は先行研究と同様に観察され、学校経由の就職は確かにより高い地位の職へ若年者を送り込んでいる。また、他者の紹介で就職する場合は学校経由の就職に比べると非熟練セクター、そして非正規雇用のセクターにアクセスしやすくなる。そして、入職経路と地位達成の関係は1950年代以降ほぼ変化せずに推移している。

学校経由の就職が高い地位達成と結びつく背後では教育社会学者が指摘するような

「生徒・学生の選抜」と「企業の選抜」が働いていると考えられる（荻谷

1991a; 大島 2012). 学校は、生徒・学生に求人を斡旋するにあたり、学業成績を中心に事前選抜を行う。これにより推薦される生徒・学生集団は比較的優秀で勤勉な者に限定される（生徒の選抜）。同時に、学校は生徒や学生を推薦するに足る求人を精選する（企業の選抜）。

そのような仕組みが戦後の学校から職業への移行過程で安定的に機能し続けたのはなぜか。歴史的には新規学卒者を対象とする定期採用制度は戦前の第一次世界大戦以後に既に成立していた（菅山 2012）。戦後の職業安定法施行と職安行政、学校、企業の協力関係から新卒労働市場は制度化されてゆくが、その起源は戦前に出来上がっていたといえる。学校経由の就職の地位達成効果が現在まで安定して推移するということは、とりもなおさず保護的な新卒労働市場と定期採用の枠組みが安定的に維持されてきた、ということの意味していると考えられる。

新卒労働市場と定期採用慣行の存在は、同時に学校以外の主体の紹介による入職経路の重要性を低下させることになる。新卒労働市場の求人の中心は事務系のホワイトカラー職と技能工であるため、非正規雇用や非熟練の職業などの周辺的なものは排除される。そのため、定期採用以外の経路で仕事を見つける場合、これらの仕事に就きやすくなると考えられる。

また、「職員」「正社員」と呼ばれるホワイトカラー職と熟練を要する技能職と、それ以外の非熟練職の間では空席連鎖（vacancy chain）の構造も異なる。前者のセクターでは、企業組織内で生じるポジションの空席は従業員の内部異動や昇進によって生じ、その空席は企業の従業員により埋められる。すなわち内部労働市場が成立しているのである。

一方非正規、非熟練セクターでの空席は労働者の離職によって発生し、外部労働市場を通じて新たに人員を充てることで埋められる。内部労働市場メカニズムによって空席連鎖が生じるわけではないので、空席の発生はほぼランダムであるといえる。したがって、ポジションに空きができる度に必要があればその都度人員を新たに充てることになる。しかし、学校推薦による就職は基本的に定期採用制度を前提としているため、これらのセクターにおける労働需要を満たすことが難しい。また、求人広告などで直接応募を待つにしても、実際に応募が見込めるかは不確実である。そこで、縁故からの紹介

によって労働需要を満たすことになる。

個人のレベルで入職経路と地位達成の関係をとらえるかぎり、どの経路だと地位達成に有利、不利かという問題へのアプローチにとどまる。しかし、マクロレベルの問題として議論を展開すれば、二重労働市場構造を維持する1つの要素として、学校から職業への移行過程における入職経路が機能してきたといえる。すなわち、内部労働市場における労働力確保を実現する学校組織と、外部労働市場でランダムに発生する労働需要を満たす社会ネットワークの存在によって日本の若年労働市場全体が維持されてきたと結論付けられる。

7.2 犠牲を伴う制度的連結のジョブマッチング効果

本章ではもう1点、初職の離職リスクが入職経路によって異なるのか、そしてその関連が時代によって異なるか否かを検討した。分析の結果、近年の入職コーホートほど学校経由の就職と家族・親族関係経由の就職の場合に離職リスクが低くなるトレンドがみられた。

学校経由就職の効果の趨勢については、制度的連結論の限界を指摘する議論とは正反対の結果となった。むしろ学校は、近年ほど安定的に就業継続できる職場へと若年者を送り出しているのである。

この結果を解釈するうえでの1つの可能性は、生徒と企業のさらなる精選化である。雇用の流動化、不安定化が社会全体で論議されるようになるにつれ、学校の進路指導に対するプレッシャーも高まってゆく。学校組織が若年者の進路形成に関する役割期待に対応した結果が、学校経由就職の効果のトレンドに現れた可能性がある。つまり、労働市場全体で離転職、さらには失業のリスクが高まりつつある中で、学校経由の就職は若年者の初期キャリアを保護するように機能してきたと考えられるのである。

しかし、この結果を楽観的にばかり解釈することはできない。図3.3でみた通り、学校経由の就職を利用する者の割合は低下傾向にある。これは、生徒や学生が自発的に利用しないというよりも、学校が推薦できる求人数の低下によるものであろう。労働市場の状況悪化に学校組織が適切に対応しよう

とすればするほど、多くの求人がふるい落とされる可能性が高くなる。同時に、生徒や学生を精選すれば学校推薦を利用できない者も多くなる。学校が生徒・学生と企業の精選化を進めることでジョブマッチングは実現しやすくなるが、その背後で制度的連結のシステムから排除される需給関係が発生する可能性は無視できないであろう。このような「犠牲」の上に学校経由の就職のジョブマッチング効果が成り立っている可能性については、さらなる検討を進める必要があるだろう。

7.3 新卒労働市場では観察されない「弱い紐帯の強さ」

以上の分析結果と議論から、若年者と労働市場を結合する学校やネットワークの重要性が高まっているのは、初職の就業継続という側面においてであると結論づけられる。一方、入職経路と地位達成の構造は戦後の若年労働市場において安定的に維持されてきたといえる。

初職入職の段階で、社会ネットワーク、とりわけ友人・知人ネットワークの効果は観察されなかった。つまり、この段階で「弱い紐帯の強さ」はみられない。しかしこれは、先ほどから繰り返し言及している通り学校から職業への移行過程が制度化されているからだといえる。本章の分析から明らかにされたことは、新卒就職のシステムの強さであろう。

だが、第4章の分析によって明らかにされる通り、近年の若年者は転職を経験しやすくなっている。初職以降も労働市場で職探しをする必要が生じているが、それが下降移動の連鎖を意味するのか、それともある程度の上昇移動機会の存在を意味するのかは実証分析を通じて検討しなければならない。以下では、学校から職業への移行という「ファースト・チャンス」以後、若年者のキャリアの機会がどのようなものであるのかを明らかにしてゆく。

[注]

- 1) ここでは、学校基本調査における「左記以外の者」を進学も就職もしない者（すなわち無業者）としてみなした。学校基本調査での「左記」と

は就職，進学を意味する。

- 2) ここでいう離職率は，新規学卒として雇用保険に加入した者（就職者）のうち，その事業所を離職した者の比率として算出されている。雇用保険に加入する者のほとんどはいわゆる「正社員」であるため，ここでの離職率にはいわゆる非正規雇用労働者の状況が反映されていないことに注意が必要である。
- 3) 学校による生徒への職業斡旋については，職業安定法第二十七条にて「学校に寄る公共職業安定所業務の分担」で定められている。この点は高校に限らず，いわゆる「一条校」（学校教育法第一条に規定される「学校」）で適用される。
- 4) 中卒就職においても，職安行政と学校との連携関係が確認されている（石田 2000）。また，大卒就職の場面では OB・OG ネットワークや就職部によって求人が開拓，斡旋されることが報告されている（大島 2012）。
- 5) SSM 職業大分類は，「仕事において必要とされる知識や技能の種類と程度によって，職業を大分類したもの」（原編 1995）である。この分類を用いる積極的な理由は，日本の若年労働市場において学校（あるいはそれを基盤とする社会ネットワーク），パーソナルネットワークがどのようなセクターへの労働力供給を行ってきたのかを検討するためである。
- 6) このような処理を行ったのは，初職入職段階で管理的職業に該当する者が非常に少なく，単独で計量分析に耐えうるカテゴリのサイズではなかったためである。
- 7) ただし，実際には出身校の先輩・後輩関係が直接の入職経路になったケースは少なく，このダミー変数はほぼ出身校やその学校の先生による推薦・紹介を意味しているといっていよい。また，出身校の先輩・後輩関係を除いて再分析した結果は，含める場合と変わらない。したがって，本章では本文の通りの「学校関係を通じた就職」変数を用いてもよいと判断した。
- 8) 友人・知人が弱い紐帯であるとみなすことは自明ではない。しかし，分析するデータで紐帯の強さを直接測定することができない。また，先行

研究でも友人・知人を弱い紐帯の代理指標として用いていることから、本章の分析もその慣例を踏襲したい。より厳密な分析は、今後の課題としたい。

- 9) 当然ながら、このような手続きをとることは学歴が地位達成、ジョブマッチングに与える影響を推定する上では不適切である。それは、逆の因果が発生する可能性が高くなるためである。とはいえ、元の学歴変数であっても職歴の中の各時点における学歴を正確に表せているとはいえない。そのため、本章では限界を踏まえたくて慎重に解釈を行うこととしたい。
- 10) 観察開始時点が特定できないデータのことは右側打ち切りデータ (right censored data) と呼ばれる。
- 11) イベントヒストリー分析はとくに疫学や医学の分野では生存分析 (survival analysis) とも呼ばれる。これらの分野では文字通り生物の生存・死亡を分析の対象としているためそのように呼ばれる。社会科学では、様々な出来事 (イベント) の発生が分析対象となるため、イベントヒストリー分析と言いつ方がより適切であると思われる。
- 12) 累積ハザード関数の求め方には、各ハザード比の和によって求めるものや、生存関数の負の自然対数をとるものなどがある。求められた累積ハザード関数は似通っていることが多い (Singer and Willet 2003: 492)。
- 13) 表記の簡単化のため推定するパラメータの数は 1 つにしているが、多変量モデルに拡張することも可能である。
- 14) Cox 比例ハザードモデルにおいては、独立変数と観測時間間に交互作用項がないことが前提となっており、独立変数の値の違いによるハザード比の差は観測時点によらず一定であると仮定されている (比例ハザード性の仮定)。

第4章 若年労働市場の流動化と「セカンド・チャンス」

1 重要性が増した学卒後のキャリア移動とその背景

1.1 課題設定と本研究全体における位置づけ

本章では、本研究で分析対象とする若年者のキャリアについて、流動化、不安定化、そして若年労働市場に分断が生じているといえるのかを検証する。ここでは、本章での問題の所在と本研究における位置づけについて議論する。

まず、本章における「流動化」と「不安定化」という用語に一応の定義を与えておきたい。いずれの用語も短期間のうちに状態が変化しやすくなるという面を表している。しかし、具体的に個人のキャリアという観点から考えると、たとえ転職が起こっても就業を継続し続けることができているならば、キャリアが切れ目なく安定的に蓄積しているともいえる¹⁾。一方、比較的長期にわたって無業状態が生じる場合、収入を得られないことによって生計の見通しを立てにくくなる。そこで、ここでは転職が起こりやすくなることを「流動化」、無業状態に移行しやすくなることを「不安定化」と呼びたい²⁾。

若年労働市場の分断については、「セカンド・チャンス」の有無の検証によって議論したい。「セカンド・チャンス」という用語は、学校から職業への移行、すなわち初職就業という労働市場での「ファースト・チャンス」と対比的な意味で用いる。第3章では、学校から職業への移行の構造が戦後安定的に維持されてきたことを明らかにした。そして、これまではこの「ファースト・チャンス」における不平等のあり様こそがその後のキャリアを水路づけると言われてきた。

しかし、後述の通り若年転職率、失業率は戦後一貫して上昇し、初職を何らかの理由で辞めて新たに職を探す若年者は増えている。加えて、戦後の日本社会では平均的に一度は転職を経験することが指摘されてきた(原・盛山 1999)。初職以後の転職その他のキャリア移動は、比較的転職が少ないと言われる日本社会においても決してレアなライフイベントとは言い切れない面がある。

そこで本章では、学校卒業以降のキャリアにおける安定雇用への移動機会を「セカンド・チャンス」と定義したい。安定雇用とは、ここでは不本意な離職、失業のリスクが小さい働き方であることを意味する。序章および第1章で議論した、若年労働市場の分断化が起こっているとするならば、本研究で対象とする1990年代以降の若年労働市場では流動化、不安定化が進行するのみならず、「セカンド・チャンス」も存在しなくなったということになる。本章ではこれらの点を、職業経歴データを用いて実証的に検討する。

本研究全体における本章の位置づけは、若年労働市場の構造に関する問いである、「外部労働市場を通じた上昇移動機会が開かれているか」に答えるものだということである。第3章では、初職入職段階における入職経路とその結果の関係は戦後安定的に推移し、新卒一括採用の枠組みがメカニズムのレベルで変容したわけではないことを明らかにした。特に、初職離職リスク低減に対する学校経由の就職の効果は強まる趨勢すらみられる。

本章は、第3章で検討したいわば「ファースト・チャンス」にあたる初職入職の結果について、それが不利な状態でキャリアが開始されたとしても挽回可能であるかを検討するものである。第3章、第4章での実証分析を通じて、第1部の課題である若年労働市場の構造を総合的に議論することができる。

1.2 マクロデータによる問題状況の整理

1.2.1 離転職リスクの推移

ミクロデータの計量分析に先立ち、本研究における流動化、不安定化の様相を、マクロデータを用いて概観したい。図4.1、図4.2は「就業構造基本調査」から得られた男女の転職率の推移である。この図からは、年齢段階が上がるほど転職率が下がること、そして同じ年齢段階における転職率が年々上昇していることが分かる。マクロデータをみる限り、戦後の日本社会で若年者のキャリアの流動化が、たしかに起こってきたと言えるだろう。

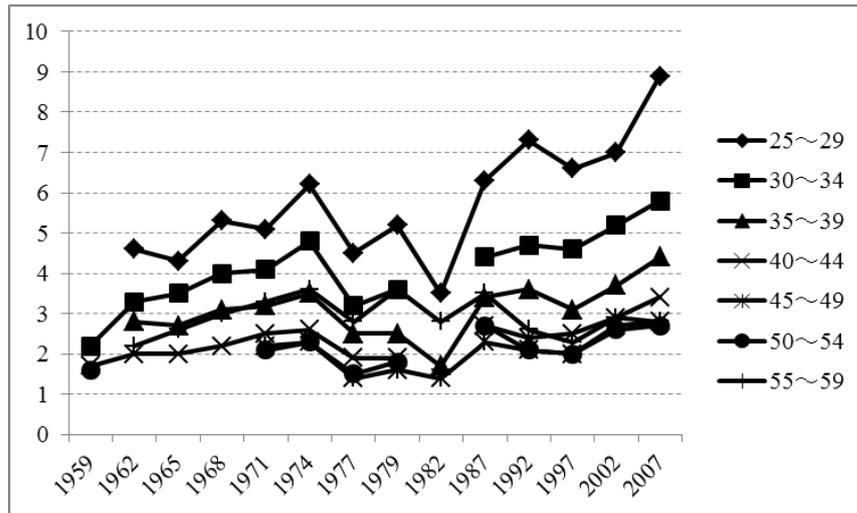


図 4. 1 転職率の推移（男性，％）

（出所：総務省「就業構造基本調査」より筆者作成）

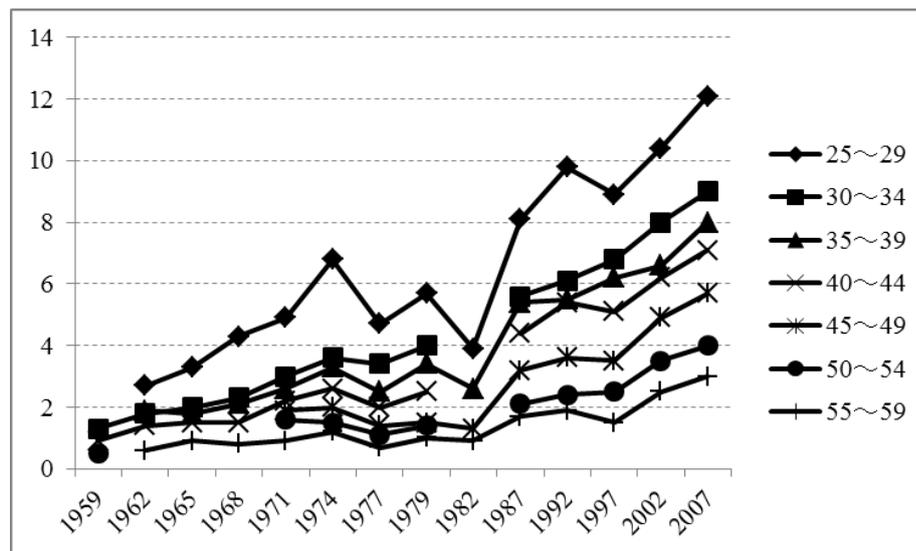


図 4. 2 転職率の推移（女性，％）

（出所：総務省「就業構造基本調査」より筆者作成）

それでは，不安定化を示す失業についてはどうか．既に序章の図 0.3，図 0.4 で触れた通りであるので詳細は省略するが，完全失業率はより若年の層で高まっている³⁾．男性では 15-24 歳では 1970 年代以降，25 歳以降では 1990 年代から完全失業率が上昇してゆく，女性についてはどの年齢層でも 1970 年代以降で完全失業率が上昇する．そして，男女ともにより若年ほど

完全失業率の上昇が急であることがわかる。また、その傾向が 1990 年代以降に強まることもわかる。これらの結果から、戦後日本の労働市場では全体的に不安定化が進みつつも、とりわけ若年層に、さらにはより最近の若年層にその影響が及びやすいことがうかがえる。

しかし、これらの結果から近年の若年者のキャリアが流動化、また不安定化していると論じるにはより詳細な検討が必要である。まず、先に挙げた転職率や完全失業率のグラフから分かることは、ある時点のある年齢層における転職・失業率の水準である。これらの図から流動化、不安定化の主張をする場合、同じ年齢層に関して異なる時点で指標の水準がどの程度異なるかを検討することになる。しかし、当然加齢によって若年者は異なる年齢層に属するようになる。キャリアの平均像を把握しようとする場合、加齢の問題を適切に処理する必要があるが、マクロデータの検討では限界がある。また、流動化、不安定化をもたらす要因については、先の指標のみでは何も議論することができない。

1.2.2 「セカンド・チャンス」の推移

次に、学卒後「セカンド・チャンス」の推移について検討する。安定雇用は先述の通り、解雇・失業リスクの小さな働き方である。日本において、その端的な指標は正規雇用の働き方であるか否かであるといえる。表 4.1 は、「労働力調査」の調査年次、そして年齢層ごとに算出した正規雇用割合である。この表からは、「セカンド・チャンス」の推移に関して 3 つの情報を読み取れる。

表 4. 1 性別・年齢層・調査年次ごとにみた正規雇用労働者割合

	1988年	1998年	2008年
	男性		
25-34歳	96.4%	94.9%	86.8%
35-44歳	97.0%	97.2%	92.0%
45-54歳	95.4%	96.7%	91.9%
	女性		
25-34歳	74.1%	70.6%	58.8%
35-44歳	52.4%	50.6%	43.2%
45-54歳	57.4%	51.0%	42.6%

(出所：総務省「労働力調査」より筆者作成)

第 1 に、調査年次ごとに正規雇用割合をみていくと、性別を問わずどの年齢層でもその割合が小さくなっていることが分かる。1990 年代以降、正規雇用のシェアは明らかに縮小してきたのである。時代間比較の観点からは、「セカンド・チャンス」が縮小傾向にあるといえる。

第 2 に、年齢層の間での差についてである。この表では 1988 年平均になるが、ここでは年齢層の間の差はそれほど大きくはない。しかし、10 年後、20 年後に年齢層間での正規雇用労働者割合の差は拡大した。男性については、その割合は若年層でより大きい。

第 3 に、この点が本章の検討課題ともかかわる点であるが、正規雇用就業の持続性についてである。1988 年に 25-34 歳であった者は 1998 年には 35-44 歳の層に相当する。表の数値を斜めの方向にみてゆくことで、同一の年齢集団の変化を大まかに追うことができる。男性についてみると、この年齢集団では 1988 年に 96.4% だった割合が 1998 年には 97.2% に微増している。同様に 1998 年に 25-34 歳の層と 2008 年に 35-44 歳の層の比較を行うと、94.9% から 92.0% と 2.9 ポイント減少している。時間の経過に伴って安定した正規雇用職を得るという可能性については、少なくともこの表からは楽観的に議論できない。

学校を出たのちに非正規雇用(アルバイト)の仕事に就く若年者の集団は、1980 年代後半に「フリーター」と呼ばれるようになった。彼らのキャリアに対する見通しは楽観的なものが多く⁴⁾、いずれは正規雇用職として働くことを前提とした学卒後初期キャリア段階での非正規雇用就業なのである。

しかし、1990 年代以降の長期にわたる不況は「フリーター」、事実上の若年非正規雇用就業者を取り巻く状況を一変させた。企業は正規雇用での採用を縮小し、正社員の労働時間の調整と非正規雇用の増減によって労働力調整を行うようになった (Imai 2011)。そのため、非正規雇用の職から正規雇用へと移動することがますます困難になり、年齢を重ねても収入の水準・安定性、雇用の安定性、その他FRINGE BENEFITにおいて不利な非正規就業を継続せざるを得なくなった。

そのような社会背景から、近年議論されているのが正規雇用・非正規雇用の分断線である (佐藤 2009; Sato and Imai eds 2011)。正規雇用の内部では、

これまで通り安定したキャリアラダーが準備されているが、非正規雇用にはそれが存在しない。そのため、日本社会全体で生じているように見える流動化、不安定化は、実は非正規雇用においてより進行しているのだという議論である。この点については、序章及び第 1 章で議論したとおりである。

たしかに、データを見る限り非正規雇用から正規雇用へと移動することは難しい。また、正規雇用から非正規雇用へと移動することは（少なくとも男性では）レアであり、移動の非対称性がみられる。このようなことから、先行研究では正規・非正規間格差の分析から「正規雇用でいることの重要性」をインプリケーションとして導き出すものが多い。

しかし、そもそも非正規雇用から正規雇用へと移動できる可能性というのはどの程度存在するのだろうか。また、その可能性は労働市場参入後一定のまま推移するのか、それとも変化するのだろうか。第 1 章で、学校を卒業した若年者のキャリア移動の構造を説明するための理論的枠組みとして、二重構造論と移動レジーム論に言及した。先行研究では若年労働市場が分断されているという結論に至っているが、若年者のキャリアにおける時間の次元を考慮して直接この問いに答える実証研究は少ない。また、労働市場の分断を主張するには不明確な点が多いことも第 1 章で議論した。そのため、さらなる実証分析と議論を要するといえる。

マクロデータをみる限りは、1990 年代以降に労働市場に参入した若年層では流動化、不安定化が進行するとともに、学校卒業後に安定雇用に移動する「セカンド・チャンス」が縮小しつつあるといえる。以下では、ここまでの先行研究の知見を簡潔にまとめるとともに、本研究での分析課題を提示する。

2 学卒後キャリアに関する論点の整理

本章での分析に先立ち、先行研究で議論された点について整理する。既に先行研究の知見の概要については第 1 章でまとめたが、ここでは本章での個別課題との関わりから検討を行う。

2.1 離転職リスクは高まってきたか

人々が以前よりも転職，あるいは離職しやすくなってきたのかを検討するために用いられてきたデータが，職業経歴データ（職歴データ）である．職歴データを用いることで，イベント発生における右側打ち切りの問題を適切に処理できるほか，必要に応じて時間共変量を含めた分析を行うことができる．

先行研究で検討されてきたのは，人々が以前よりも離職しやすくなったかという点である．これには，転職を伴う離職（本研究では転職と呼んでいる）と，無業状態に移行する離職（本研究では離職と呼んでいる）の両方が含まれる．2種類の離職を1つにまとめて分析することは必ずしも不適切とはいえない．第1に，転職であるか離職であるかの区別はデータ上でなされているにすぎず，いずれの場合も一度離職が生じていることは事実なのであるから，2種類の離職を必ず区別しなければならないことはない．第2に，離職と呼びうるイベントは，少なくとも男性については失業状態に近似すると考えられるが，図 2.3 から明らかなおりきわめてレアなものであった．これらの理由から，これまではどのようなものであれすべての離職を1種類のイベントとして取扱い，その発生タイミングに関する分析が行われてきたといえる．

結論を先取りすれば，近年労働市場に参入した若年層について流動化が進んでいるとはいえない，とするものが多い（平田 2001; Nakazawa 2008）先行研究で主張されるのは，労働市場の流動化の内実が雇用構造の変化であり，具体的には非正規雇用と呼ばれる多種多様な被雇用労働者の出現である，ということである．これらの議論が正しければ，若年者のキャリアの流動化に関する中心的な論点はいかに非正規雇用から正規雇用へと移動するかということになり，若年者の転職行動に着目する意味はそれほどないといえるかもしれない．

しかし，先に挙げた先行研究では初職の離職のみに焦点が当てられている．キャリアの流動化，不安定化について議論するならば，第二職目以降のキャリアも視野に入れた分析がより有効であろう．この点を考慮した離散時間ロ

ジットモデルによって、正規・非正規間での離職リスクの要因差に関する検討がなされている（中澤 2011a）。しかし、分析では多岐にわたる交互作用効果の検討がなされており、若年労働市場の流動化・不安定化に関する全体的な推移を捉えようとする本章とは異なる焦点のあて方をしている。

また、これは調査時期の限界であるのだが、若年失業率の上昇（不安定化）が進んだ 1990 年代以降の初職入職者については、まだまだ分析の蓄積が浅いと言わざるを得ない。この点を解決するためには、2000 年以降の入職者に関する十分な規模のサブサンプルが含まれるデータを分析する必要がある。

2.2 学卒後キャリアに「セカンド・チャンス」は存在するか

それでは、「セカンド・チャンス」についてはどのような知見が得られているか。より不安定な雇用形態で職を得ると、その後のキャリアにどのような影響が生じるのかという問いは、日本社会のみならず多くの産業社会で検討されている。とくに近年、欧米産業社会の比較分析を通して、労働市場参入後初期の段階で不安定な職に就くことが、その後のキャリアにどのような不利をもたらすのかが検討されてきた（Blossfeld et al. eds 2008）。これらの比較研究の多くでは、初職有期雇用（fixed-term employment）であることの長期的影響について検討されている。日本社会における「非正規雇用」とは完全に一致しないものの、就業を継続しにくい不安定な雇用形態であるという概念的な部分では一致をみているといえるだろう。

初職が不安定な雇用形態であることでその後も不安定な雇用形態が持続してしまうのか、あるいは失業リスクが高まってゆくのかは、当該社会の制度的状況によって異なるというのが、欧米での比較分析から得られた知見である（Scherer 2004; McGinnity et al. 2005）。

初期キャリアにおける不安定な雇用形態の長期的影響については 2 つの仮説が提示されている。1 つは「踏み石仮説」（stepping-stone hypothesis）と呼ばれる仮説である。これは、労働市場参入後一時的に不安定な雇用形態の仕事を得ることがあっても、その後安定した雇用形態の職を得る機会が十分

に開かれているというものである。もう 1 つは「袋小路仮説」(entrapment hypothesis) と呼ばれる仮説である。これは、労働市場参入後にいったん不安定な雇用形態の職を得てしまうと、その後ますます不安定な状態から抜け出せなくなるという予測である。

いずれの仮説が正しいのか。詳細は第 1 章のレビューにて言及済みであるが、労働市場が個人主義的であるか、それとも集合主義的であるかが重要な軸となる。前者の場合、そもそも労働市場全体の流動性が高いため、相対的に雇用の安定したフルタイム職でさえ、レイオフや解雇によって失業に至る可能性がある。別の見方をすれば、労働市場における空席の連鎖 (vacancy chain) が生じやすいために、初期段階で不安定な雇用形態であっても安定した雇用形態に移動できる機会があるといえる⁵⁾。

一方、労働市場が集合主義的である場合はどうか。雇用者は、いったん雇用したフルタイム労働者に対して組織・企業のコアメンバーとしての役割を期待し、安定した雇用と収入、キャリアラダー、その他福利厚生などの報酬を保障する。しかし、それ以外の者にはその組織にとって重要な役割を期待しないため、これらの報酬は保障されにくくなるかまったくされない。

以上の知見からは、個人主義的な労働市場では踏み石仮説、集合主義的な労働市場では袋小路仮説が成り立つ可能性が示唆される。先行研究では、どちらかといえば個人主義的労働市場に分類されるイギリスやアメリカでは、初期段階での不安定な雇用形態は重要な意味を持たないが、集合主義的労働市場に分類されるドイツ、オランダなどは初期段階の不利が持続するという知見が報告されている。

それでは、これらの枠組み、知見をもとにして日本のケースがどのように議論できるだろうか。先述の通り、正規雇用労働者と非正規雇用労働者の間にはキャリアラダー、職業能力開発機会、賃金水準の安定性などに関して明確な格差が存在する。また、雇用の安定性を考える上では解雇規制の水準も参考になる。解雇規制の水準の指標として頻繁に用いられるのが EPL (Employment Protection Legislation) である。日本の EPL 水準は OECD 平均と比べても決して高いわけではないが、個人主義的労働市場の典型であるイギリスやアメリカよりは高い⁶⁾。これらの点から、日本はどちらかといえば集

合主義的な労働市場であったと考えられる。したがって、理論的には袋小路仮説が妥当すると予測できるだろう。

日本を対象とした実証分析の結果も、基本的には袋小路仮説の予測に近いものといえるだろう。初職が非正規雇用である場合、現職も非正規雇用（非典型雇用）である可能性が高いという知見は、数多くの分析で報告されている（石田 2005; 香川 2006）。ただし、このような初職・現職間移動の分析では時間の次元が捨象されているため、踏み石仮説と袋小路仮説のいずれが正しいのかは検証できない。

時間の次元を導入した分析は、パネルデータの利用によって可能となる。若年女性（25歳～34歳）を対象としたパネルデータの分析から、初職開始時の雇用形態間でのフルタイム就業確率の差は、初職開始後2、3年後のピークを経てその後消滅するという結果を報告した研究がある（前田ほか 2010）。しかし、時間経過に伴う初職非正規雇用の効果の変化を検討するにあたり、推定に用いるサンプルがモデルによって異なる問題などがある。また、男性サンプルが存在しないため若年男性のキャリアについては検討できていない。

これらの点が解決されている先行研究として、中澤（2011b）によるパネルデータ分析が挙げられる。分析では、2007年から2009年までの3か年分のパネルデータを用いて、個人が不安定な雇用形態（非正規雇用＋無業）に移動する要因を検討している。そこでも初職が非正規雇用であることの不利は確認されている。しかし、この研究がこれまでの先行研究とは異なる点として挙げられるのが、時間経過の影響をコントロールしていることである。分析の結果は、20代のうちは初職が非正規雇用であっても正規雇用の職を得られるチャンスがある程度拡大するというものである。

本章では、中澤（2011b）で用いられた成長曲線モデリング（Growth Curve Modeling）を踏襲しつつ、個人の職歴データを用いて再検討を行う。そのモチベーションは4点挙げられる。

第1に、中澤（2011b）でも時間を表す年齢変数と初職非正規雇用の交互作用効果は検討されているが、初職入職段階の不利が時間経過とともに縮小するのか否かという点に分析の主眼が置かれているわけではない。本章では、

初職非正規雇用がキャリアの踏み石なのか袋小路なのかという 1 点に分析の焦点を絞り込んで議論したい。

第 2 に、交互作用効果はあくまで有意水準を 10% 水準で評価した場合の結果である。この結果が信頼できるか否かは別のデータをもって再検証する必要がある。

第 3 に、若年者の初期キャリアを雇用形態の側面から検討する場合には、より多くの観察期間を分析に組み入れられる方が望ましい。中澤（2011b）が検討したのは 3 時点のパネルデータであり、若年者のキャリアの軌道を検討するには不十分であると考えられる。

第 4 に、得られた知見の「今日性」に関する検討の必要性である。本章の分析結果が 1980 年代以降に労働市場に参入した若年者のキャリアの特質であるといえるか否かは、母集団がそれほど重ならない別のデータを用いて検討する必要がある。

3 若年労働市場の流動化と「セカンド・チャンス」の検証

表 4. 2 検討する問いと仮説

問い	仮説	命題
若年労働市場の流動化・不安定化が進んでいるか	流動化仮説	離転職しやすい者の特徴とは独立に、流動化と不安定化は進行している
	疑似流動化仮説	離転職しやすい層の拡大によって流動化が生じているだけで、流動化と不安定化が全体に及んでいるわけではない
若年労働市場に「セカンド・チャンス」は存在するか	踏み石仮説	初職入職段階で非正規雇用であっても、その後正規雇用への移動機会が拡大してゆく
	袋小路仮説	初職入職段階で非正規雇用であると、その後正規雇用への移動機会は開かれない

以上の問題関心および先行研究の知見の検討から、本章では表 4. 2 に示される 2 つの問いを立て、それぞれ仮説を検証する。第 1 の問いは若年労働市場の流動化・不安定化が進んでいるかであり、仮説は流動化仮説と疑似流動化仮説に分けられる。流動化仮説は、若年者の様々な個人特性を考慮してもなお、初職の入職時期が最近になればなるほど離転職リスクが高まっていると

いうものである。それに対する疑似流動化仮説は、そもそも離転職しやすいような層（非正規雇用など）の拡大によって流動化と不安定化が生じているだけであり、それらをコントロールすると入職時期の効果がもはやみられなくなるというものである。

第2の問いは若年労働市場に「セカンド・チャンス」が存在するかである。踏み石仮説が正しければ、非正規雇用が正規雇用就業可能性に与える負の効果は時間とともに小さくなる。つまり正規雇用への移動機会が若年者のキャリアのなかで拡大してゆくという仮説である。対する袋小路仮説は、初職入職段階での不利がそのまま持続し、その後正規雇用への移動機会がほとんど開かれないというものである。

本研究で立てられた「外部労働市場でのキャリアの調整仮説」に即すと、第1の問いについては流動化仮説、第2の問いについては踏み石仮説を支持することになる。若年労働市場は流動化し不確実性も高まっているが、それが必ずしも若年者のキャリアにとって不利益をもたらすばかりではなく、地位の再分配機能がある程度はたらくことがこの仮説では予測される。本章の分析結果から流動化仮説と踏み石仮説が支持されれば、若年労働市場の構造に関する問いについては、「外部労働市場でのキャリアの調整仮説」による説明が可能であるという結論が得られることになる。

4 使用データ

4.1 使用データ

以上の問題関心、および分析課題にもとづき、本章では職歴データを用いたイベントヒストリー分析（離散時間競合リスクモデル）および成長曲線モデルによる検討を行う。用いるデータは、「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と略記）と2005年社会階層と社会移動全国調査（以下2005年SSMと略記）の2つである。本章だけでなく、過去から現在に至る若年層の変化を検討課題とする分析では、JLPSデータとSSMデータを併用する。これらのデータを併用することで、若年層のキャリアに関する

時代比較を行うことができる。それにより、流動化、不安定化したとされる1990年代以降の若年層キャリアの姿が、果たして適切な描かれ方であるか否かを実証的に検討することが可能になる。なお、2つのデータを比較するため、SSM, JLPSデータともに40歳以下の時点の男性サンプルに限定する⁷⁾。

JLPS, 2005年SSMデータともに、個人の職歴情報を分析に用いる。ただし、これらの調査では個人の職歴情報の取り方が異なることに注意が必要である。JLPSでは第三波調査(Wave3, 2009年実施)にて、中学校卒業から調査時までの職歴を、年表形式の回答欄に書き込む形式となっている。そして、各年4月と10月時点での就業状態に関する情報がデータ化されている。そのため、各回答者個人に関して初職開始後半年ごとの就業状態がデータ化されているPerson Half-Year Period形式のデータであるということになる。ここでの時間は、1期あたり半年ということになる。

一方SSM調査では、個人の職歴は学校を卒業ないし退学後初めて就いた職業から、従業先や役職などの変化が生じるごとに尋ねられている。そこでは、それぞれの職歴の開始時年齢、終了時年齢が尋ねられているので、年齢の情報から1年ごとの就業状態をデータ化することが可能になる。したがって、SSMデータではPerson Year Period形式のデータを再構成することになる。

以下の分析では、それぞれのデータを個別に分析する。上述の通り回答の形式や時間の定義が異なることが主たる理由である。分析から得られた知見の比較を通じ、若年者のキャリアの流動化および「セカンド・チャンス」の有無を検証したい。

4.2 分析に使用する変数

4.2.1 若年転職・離職の分析に用いる変数

若年転職、離職の分析で使用する従属変数は、ある時点から次の時点にかけて、従業先に移動が生じたか否かである。ただし、ここではある従業先から別の従業先への移動⁸⁾(いわゆる「転職」)と無職状態への移動(いわゆる「離職」)をデータから可能な限り区別する⁹⁾。したがって、従属変数は

「同一従業先での就業継続」、「転職」、そして「離職」の3カテゴリからなる。なお、無業状態は分析から除外しているため、無業からの再就職という移動カテゴリも同時に除外される。

着目する説明変数は、初職参入時のコーホートである。若年層において転職あるいは離職の可能性が高まっているとすれば、学校を出て初職を開始するのが最近であるほど、転職・離職行動が起きやすいと考えることができる。なお、コーホートの区分については先見的な定義を行わず、機械的に10年区分となるように操作化を行った。

その他、本章では以下の変数をモデルに含めて分析を行う。まず、入職後期間に関する変数である。これは、各従業先に入職後に経過した時間をダミー変数化して用いることとした。従業先が変化すれば、経過時間はゼロにリセットされる。入職後期間は、JLPSでは1期半年、2005年SSMでは1期1年と観測され、分析ではどちらのデータでも1期目が基準カテゴリとなる。それ以降については、2-4期目、5-7期目、8-10期目、...、のように3期を1つのカテゴリの中に区分している。JLPSでは29期目以上、SSMでは20期目以上のカテゴリは1つにまとめているが、これはそれ以降の時点に含まれるケースが極めて少ないためである。

各観察時点での年齢は、JLPSでは出生年と初職開始年から、SSMでは初職開始時年齢からもとめ、時間共変量として用いる。ただし、JLPSは半年が1期となるので、年齢は0.5歳ずつ増加することになる。

従業先数もダミー変数化し、コントロール変数としてモデルに含める。第1従業先を基準とし、第2従業先、第3従業先、そして第4従業先以上のダミー変数を用いる。第4従業先以上という区分を用いるのは、時間変数と同様にそれ以降の従業先に含まれるケースが少ないためである。

以下は個人属性に関わる変数についてである。1つは学歴である。学歴変数についてはJLPSとSSMで構成が異なるため注意が必要である。JLPSでは、第一波調査(Wave1)時に尋ねられた「最後に通った学校」を用いている。ここでは、中学校、高校、専門学校・短大・高専、大学、大学院と区分されており、専門学校が一連の学歴の中に組み込まれている。しかし、SSMでは専門学校に通ったか否かは学歴とは別に尋ねられている。また、今回の

分析では初職入職後に学校に通い直すケースなどは考慮されていない。そのため、学歴の効果に関する解釈には慎重でなければならない。

次いで婚姻状況に関する変数である。JLPSでは調査時点で配偶者がいる場合、その相手と結婚した時期（年齢あるいは西暦，和暦年）が尋ねられている。一方SSMでは，調査時点で配偶者がいる場合には結婚時年齢が尋ねられており，これはJLPSと同様である。これに加え，SSMでは離死別者について結婚時年齢と離死別時年齢をたずねている。本章の分析では，パーソンピリオドデータ中で有配偶状態である場合には1，そうでない場合には0を割り当てる有配偶ダミーを作成し，統制変数として用いる¹⁰⁾。

分析では職業，雇用形態，産業，従業先規模も統制変数として用いる。職業については，SSM小分類コード（95年版）に基づき専門・技術，管理・事務，販売・サービス，生産工程・労務，運輸・保安，農業とカテゴリ化した。雇用形態については，役員・経営者と正社員・正規職員を「正規雇用」，パート・アルバイト・嘱託・派遣・契約社員を「非正規雇用」とした。産業については，SSM産業コードに即して農林水産業，運輸・旅行業，卸売・小売・飲食業，金融・保険・不動産業，マスコミ・情報・通信・郵貯，その他のサービス業のダミー変数を作成した¹¹⁾。基準は建設・製造・電気・ガス・水道事業・公務である¹²⁾。従業先規模については，1～29名，30～299名，そして300名以上・官公庁の3区分を用いた。以上の変数に関する要約統計量は，表4.3に示した。

表 4. 3 離職リスクの分析に用いる変数の要約統計量

	SSM男性 (個人数1500, 観察数21167)				JLPS男性 (個人数1089, 観察数20832)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
従属変数 (基準: 就業継続)								
転職	0.087	0.282	0	1	0.040	0.195	0	1
離職	0.009	0.094	0	1	0.012	0.107	0	1
入職後期間 (基準: 1期目)								
			SSMでの単位は1年				JLPSでの単位は半年	
2-4期目	0.307	0.461	0	1	0.235	0.424	0	1
5-7期目	0.190	0.392	0	1	0.171	0.376	0	1
8-10期目	0.132	0.338	0	1	0.127	0.333	0	1
11-13期目	0.091	0.288	0	1	0.097	0.296	0	1
14-16期目	0.064	0.244	0	1	0.077	0.266	0	1
17-19期目	0.042	0.201	0	1	0.059	0.236	0	1
20-22期 (SSMでは20期目以降)	0.032	0.175	0	1	0.045	0.208	0	1
23-25期目					0.035	0.184	0	1
26-28期目					0.025	0.155	0	1
29期目以降					0.033	0.178	0	1
年齢	28.358	6.663	14	40	27.662	4.871	15	40
従業先番号 (基準: 第1職目)								
第2職目 (従業先)	0.337	0.473	0	1	0.220	0.414	0	1
第3職目 (従業先)	0.148	0.355	0	1	0.090	0.287	0	1
第4職目以上 (従業先)	0.106	0.308	0	1	0.053	0.224	0	1
初職入職コーホート								
			SSMでの基準は1959年以前入職				JLPSでの単位は1990年代入職	
1960年代入職	0.269	0.444	0	1				
1970年代入職	0.222	0.416	0	1				
1980年代入職	0.195	0.396	0	1	0.310	0.463	0	1
1990年代以降入職	0.088	0.283	0	1				
2000年以降入職					0.087	0.282	0	1
学歴 (基準: 高校卒)								
中学校卒	0.263	0.440	0	1	0.023	0.149	0	1
短大・高専	0.021	0.143	0	1	0.233	0.423	0	1
大学卒	0.170	0.376	0	1	0.362	0.481	0	1
大学院卒	0.007	0.086	0	1	0.040	0.196	0	1
有配偶ダミー	0.459	0.498	0	1	0.391	0.488	0	1
非正規雇用	0.053	0.224	0	1	0.111	0.314	0	1
職業 (基準: 管理的・事務的職業)								
専門・技術	0.067	0.250	0	1	0.203	0.402	0	1
販売・サービス	0.210	0.407	0	1	0.234	0.424	0	1
生産工程・労務	0.494	0.500	0	1	0.343	0.475	0	1
運輸・保安	0.077	0.266	0	1	0.066	0.249	0	1
農業	0.021	0.145	0	1	0.008	0.092	0	1
産業								
(基準: 建設・製造・電気・ガス・熱供給・水道・公務)								
農林水産業	0.024	0.153	0	1	0.006	0.076	0	1
運輸・旅行業	0.079	0.269	0	1	0.041	0.198	0	1
卸売・小売・飲食業	0.195	0.397	0	1	0.163	0.369	0	1
金融・保険・不動産業	0.015	0.120	0	1	0.041	0.199	0	1
マスコミ・情報・通信・郵貯	0.020	0.140	0	1	0.082	0.274	0	1
その他サービス業	0.162	0.369	0	1	0.207	0.405	0	1
従業先規模 (基準: 30-299名)								
1-29名	0.256	0.437	0	1	0.245	0.430	0	1
300名以上・官公庁	0.502	0.500	0	1	0.444	0.497	0	1

4.2.2 初職非正規雇用の影響の経時的変化に関する分析で用いる変数

本章のもう一つの検討課題である、初職非正規雇用の影響の分析における従属変数は、ある時点において個人が正規雇用であるか否かである。本章で分析対象とするのは本来「雇用の安定性」である。この概念を直接測定しようとするならば、別の方法も十分に考えられる。しかし、個人の職歴情報か

ら得られる最も近い指標は雇用形態である。また、労働時間や職場環境など様々な側面を考慮する必要があるものの、失業リスクなど雇用保護・雇用保障に関わる点では明らかに正規雇用であることは有利である¹³⁾。そのため、本章では正規雇用か否かを雇用の安定性の指標として用いることとした。正規雇用であることは、JLPSでは「役員・経営者」あるいは「正社員・正規の職員」を選択している場合、SSMでは「経営者・役員」あるいは「常時雇用されている一般従業者」を選択している場合であると定義する¹⁴⁾。

正規雇用であるか否かという場合、当然ながら正規雇用でない状態を定義しなければならない。本章では、自営業・自由業・家族従業者・内職以外の被雇用労働者で上述の「正規雇用」ではない者を「非正規雇用」とした¹⁵⁾。加えて、本章では無職を合わせて正規雇用でない状態、と定義する。

無職を分析対象に加えることについては、若干の説明が必要であろう。分析対象のサンプルは40歳以下であるため、男性について無職であることが、安定して雇用され、収入を得る面で不安定であるとみなすことは操作的定義上大きな問題とはならないと思われる¹⁶⁾。女性については、4.1で述べた通り職業経歴を分断するように無職期間が生じ、データの構造が男性の場合とは大きく異なる。また、無職であることの意味も男性と同じように解釈することができない。したがって、女性は分析対象から除外した。

ここで焦点を当てる説明変数は、初職開始後の経過時間である。離転職リスクの分析における時間関数は、従業先が変わる毎に時間がリセットされるように操作化を行った。ここでは離転職の問題には焦点をあてず、初職開始後のキャリアの軌道を辿ることが分析の主眼となるため、初職開始後の時間は一貫して観測される。時間の単位については、JLPSでは半年、SSMでは1年となることは離転職リスクの分析と同様である。

ここで、本章の分析における時間変数の操作化について若干説明を加えておきたい。先行研究（中澤 2011b; 前田ほか 2010）では、初職開始からしばらくの間、具体的には20代の時期には正規雇用就業確率が上昇してゆく傾向が報告されていた。初職開始からの時間でいえば、およそ初期10年前後の時期にあたるといえる。そこで、本章では初期10年間での時間効果とその後10年間の時間効果を区別して推定したい。

具体的には、時間に関する2つの変数を用いる。1つは、初職開始後2期目（JLPSでは半年後、SSMでは1年後）から10年目までは線形に時間がカウントされ、それ以降は定数で推移する時間変数である。もう1つは、初職開始から10年目まではゼロ、それ以降線形に時間がカウントされる変数である。これらの変数によって、初職開始から10年目までの時間効果とそれ以降の効果を区別して推定することができる（Piecewise Function）¹⁷⁾。

本章で着目するもう1つの変数は、初職の雇用形態である。ここでは、初職が正規雇用であることを基準とする初職非正規雇用ダミーを用いる。初職の定義上、従属変数の場合とは異なりこの変数に無職は含まれない。

上記の通り定義した時間変数と初職の雇用形態についての交互作用項を分析する。具体的には、初期10年間の時間変数、およびそれ以降の時間変数と初職非正規ダミーの交互作用項をモデルに含めて分析する。2節で議論した踏み石仮説と袋小路仮説のいずれが妥当かは、この交互作用効果およびそれにもとづき求められる条件付きの時間変数の効果を検討することで判断できる。初職非正規雇用であることの不利（不安定雇用になりやすい）ことが時間経過に伴って縮小するのであれば、踏み石仮説が支持されることになる。一方、ますます正規雇用になりにくくなってしまえば、袋小路仮説が支持されることになる。

以上の分析用いるその他の独立変数についても言及する。1つは1期前の従属変数を独立変数として用いる（1期前正規雇用ダミー変数）。個人のキャリアの状態は経路依存的でありうるため、直前の状態の影響をコントロールするためにこの変数を用いる。

分析では初職開始年コーホート、婚姻状態、および学歴の変数も用いる。これらの定義については離転職リスクの分析で用いたものと全く同じである。係数の解釈に関しては逆の因果を含む様々な可能性が生じてしまうため、積極的な解釈には慎重でなければならない。

本章では、初職の職業も変数として用いる。操作化の方法は第2章と同様で、SSM小分類に基づくものである。ただし、本章では事務職・管理職を基準とし、「専門・技術」、「販売・サービス」、「保安・運輸・生産工程・労務」、そして「農業」と区分している。これらの変数を時間共変量として用

いることも本来は可能であるが，本章の分析では無職を含めているため，職業に関する変数を時間共変量として用いることはできない．以上の変数に関する要約統計量は，表 4.4 に示す通りである．

表 4. 4 学卒後キャリアの安定性の分析に用いる変数の要約統計量

	SSM男性				JLPS男性			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
従属変数：正規雇用	0.939	0.239	0	1	0.859	0.348	0	1
1期前正規雇用	0.939	0.239	0	1	0.859	0.348	0	1
初職非正規	0.080	0.272	0	1	0.144	0.351	0	1
	SSMにおける1期の単位は1年を表す				JLPSにおける1期の単位は半年を表す			
学校卒業後経過時間（～10年目、2期目=0）	6.995	3.512	0	10	10.484	6.752	0	20
学校卒業後経過時間（11年目～40歳時まで、10年目まで0）	2.386	3.559	0	15	0.616	1.705	0	8
初職非正規×経過時間（～10年目）	0.537	2.084	0	10	1.349	4.140	0	20
初職非正規×経過時間（11年目～40歳時まで）	0.183	1.193	0	14	0.065	0.582	0	8
有配偶ダミー	0.500	0.500	0	1	0.380	0.485	0	1
入職コーホート：1960年代	0.286	0.452	0	1				
入職コーホート：1970年代	0.227	0.419	0	1				
入職コーホート：1980年代	0.194	0.396	0	1	0.261	0.439	0	1
入職コーホート：1990年代以降	0.090	0.286	0	1				
入職コーホート：2000年代以降					0.095	0.294	0	1
中学校卒	0.187	0.390	0	1	0.019	0.137	0	1
専門・短大・高専卒	0.027	0.161	0	1	0.240	0.427	0	1
大学卒	0.226	0.418	0	1	0.376	0.484	0	1
大学院卒	0.013	0.114	0	1	0.043	0.202	0	1
初職専門・技術	0.093	0.291	0	1	0.221	0.415	0	1
初職販売・サービス	0.190	0.392	0	1	0.265	0.441	0	1
初職保安・運輸・生産工程・労務	0.526	0.499	0	1	0.393	0.488	0	1
初職農業	0.015	0.123	0	1	0.008	0.090	0	1
観察数（レベル1）	34105				20308			
個人数（レベル2）	1974				1077			

※記述統計量はレベル1での水準にもとづき算出。レベル1は各個人にネストする各時点での観察値，レベル2は各個人を単位とする。

5 時間変化の影響を適切にとらえる統計手法

5.1 離散時間ロジットモデル

本章では、ある従業先で働き始めてからの離転職リスクが、初職を開始する時代によって異なるのかを明らかにすることが目的である。このとき、単純に初職開始年のコーホートと離転職経験をクロスさせて関連をみるアプローチは明らかに不適切である。ここでは、この点について簡単に説明を加えたいので、どのような統計モデルを用いるかについて説明する。

上記のようなアプローチが不適切であるのは、主に離転職を経験していないケースの取り扱いに理由がある。従業先で働き始めてから離転職が起きないのは、その勤め先で就業継続する何らかのメカニズムが作用しているだけではなく、単純に働き始めて間もないからに過ぎないという理由も考えられる。とはいえ、仮に離転職リスクに影響を与えうる要因と就業開始からの時間が論理的にも、データ上も独立であれば、大きな問題は起きないかもしれない。

しかし両者の間には明らかに関連が存在する。離転職を引き起こしやすい要因は、そのときどきの従業先での就業期間の短さとも関連しているだろう。また、本章で着目する初職入職時コーホートと就業期間はどちらも時間に関係する要因であり、明らかに関連する。古いコーホートはそもそも労働市場にいる期間が長いから、従業先での就業期間が長くなることが十分考えられる。また、新しいコーホートは労働市場に入って間もないため、当然ながら従業先での就業期間が短く、職歴も蓄積されていない。離転職が観察されるだけの時間が経過していないに過ぎない可能性を無視すると、本来の関連とは無関係に新しいコーホートほど離転職リスクが低いという関連が観察されてしまう。

そのような場合に、第3章で言及したイベントヒストリー分析を用いる。本章ではそのなかでも離散時間ロジットモデル（discrete-time logit model）と呼ばれる方法を用いる。離散時間ロジットモデルの基本的な分析モデルは、以下の式 4.1 で表現される。

$$\log\left(\frac{\lambda(t)}{1-\lambda(t)}\right) = a + \mathbf{X}'\mathbf{b} + cd(t) \quad \text{式 4.1}$$

$\lambda(t)$ は時点 t においてイベントが発生する確率であり、その意味するところは、時点 t でリスクセットに含まれる個体のうち、実際にイベントが発生した個体数の割合である。 $\frac{\lambda(t)}{1-\lambda(t)}$ はハザード比である。これを対数変換することで線形モデルとして表現できるようになる。 a は切片、 $\mathbf{X}'\mathbf{b}$ は独立変数ベクトルとその係数ベクトルの積、そして $d(t)$ は観察時点を意味するダミー変数で、 c はその係数である。モデルの中に観察時点を表すダミー変数を含めることが離散時間ロジットモデルの要点であり、これにより時間による交絡を適切に処理することができる¹⁸⁾。

さらに本章では、就業開始から転職、あるいは離職が生じるリスクを分析するため、従属変数が3値（就業継続、転職、離職）をとることになる。そのため、分析手法として多項ロジットモデルによる推定を行うことになる¹⁹⁾。イベントヒストリー分析において、この方法は競合リスクモデル（**competing risk model**）と呼ばれる。

5.2 成長曲線モデル

もう一方の雇用の安定性に関する分析では、マルチレベルモデルを利用した成長曲線モデルを応用する。時間経過に伴う状態変化、さらには変化の程度が個体間（個人間）で異なることを統計的にモデル化する手法として、成長曲線モデル（**Growth Curve Model**）と呼ばれる方法がある。ここでは、本章で成長曲線モデルを用いる意義を中心に、この手法の基本的な考え方を説明する²⁰⁾。

本章で実際に分析する指標は雇用形態であるが、本来は雇用の安定性という概念を念頭に置いている。そして、初期の雇用形態によって雇用の安定性の推移が異なるのか、初期の雇用の安定性に関する格差はその後埋め合わせられるのかという点が分析課題となる。したがって、本章では若年者が労働市場に入ってから時間が最も重要な概念である。この点を式で表現すると、

$$y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i} \times time + \epsilon_{ti} \quad \text{式 4.2}$$

となる。 y_{ti} はある時点 t における個体 i の雇用の安定性を示し、それは i の初期状態 π_{0i} ($time=0$ のときの雇用の安定性)、時間 $time$ 、そして誤差項 ϵ_{ti} から構成される。

個人が時間の経過に伴い安定した雇用状態に移ってゆくとすれば、 π_{1i} はプラスの係数を示すことになる。しかし、このモデルでは個人差を考慮できていない。成長曲線モデルの最も重要な点は、時間経過による状態変化の個人内要因と個人間要因を識別して推定できるところにある。

この点についてももう少し説明を加えたい。まず初期状態 π_{0i} についてであるが、若年者の初職開始時の状況により差異が生じることは言うまでもない。さらに、観察しがたい個人差も初期状態に影響を与えるだろう。たとえば、冒頭で取り上げたようなフリーター志向の強い者は初期の安定性が低くなるといえる。雇用の安定性の初期状態がどの個人についても同様だという想定は、明らかに不適切であろう。

次に時間要因の係数 π_{1i} であるが、これについても個人差があると考えられる。上記の例をここでも用いたい。初期段階で既に安定した雇用状態にある者については、安定性はそれ以上高まりようがない。この場合、時間の効果はほぼみられないと考えられる。一方、フリーター志向の強い者は雇用状態を安定させようとする志向性が弱いと考えられるため、やはり時間の効果は小さくなるだろう。

以上の問題は、成長曲線モデルにおいて適切に考慮できる。観察（測定）可能な個人差については、時間を通じて共通する変数としてモデルに含めばよい。そして、観察不可能な要因は、個人間でランダムにばらつく個体差としてコントロールできる。それらは以下の式のように表現できる。

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \sum_k \beta_{0k} x_k + u_{0i} \quad \text{式 4.3}$$

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \sum_m \beta_{1m} x_m + u_{1i} \quad \text{式 4.4}$$

先ほどの式 4.2 に加え、 π_{0i} と π_{1i} に関する式 4.3 と式 4.4 が追加されている。

β_{00} と β_{10} は初期状態 π_{0i} と時間の係数 π_{1i} の切片である。そして、 π_{0i} と π_{1i} は時間不変共変量である x_k , x_m , そしてモデル中には含まれない観察されない要因からなるランダム効果 (random effect) u_{0i} , u_{1i} に分解できる。ちなみに、 β は個人間でばらつかない一定の効果であるため固定効果 (fixed effect) と呼ばれる。ランダム効果は観察可能な顕在変数ではなく、顕在変数から推定されるため潜在変数 (latent variable) である。そのため、成長曲線モデルは潜在成長曲線モデル (Latent Growth Curve Modeling) とも呼ばれる。

本章では、上述した成長曲線モデルをマルチレベルモデルの枠組みで分析する²¹⁾。本章で用いるデータは、ある個人について複数の観察値が得られているため、データが入れ子構造 (nested structure) となっているといえる。入れ子構造を考慮せずに分析を行う場合、係数の推定値にバイアスが生じ、標準誤差が過小推定されることになる。具体的な分析の文脈に即せば、独立変数の効果を誤って評価することになり、しかも標準誤差が過小推定されるため統計的に有意な結果となりやすくなるという問題が生じる。これらの点に対処するため、マルチレベル分析が有効になる²²⁾。

基本的な分析枠組みは成長曲線モデルの説明とほぼ重なるため省略するが、マルチレベル分析では誤差項およびランダム効果に関する仮定が存在する点にだけ触れておきたい。一般的な線形回帰モデル (重回帰分析) と同様に、誤差項 ϵ_{ti} は独立で、等分散であり、他の独立変数と無相関であることが仮定されている²³⁾。また、ランダム効果についても同様の仮定が満たされていることが前提となっている。

なお、本章では従属変数が2値変数であるため、マルチレベルロジットモデルによる推定となる。ロジットモデルであるのでレベル1(個々の観察値)の誤差項は存在しない。しかし、レベル2(各個人)のランダム効果については、上述の仮定が前提とされている。また、本章の分析では時間変数のランダム効果は設定しなかった²⁴⁾。

6 分析結果

6.1 離転職リスクの時代間比較

6.1.1 基礎分析

以下、転職・離職行動の初職開始コーホート間比較を行う。まず、競合リスクモデルによる分析に先立ち、性別と初職開始コーホート別に転職・離職ケースの割合を確認しておく。表 4.5、表 4.6 は男性に関する SSM、JLPS データの結果である。表を列（タテ）に見ることで、同一コーホートについて従業先での就業継続期間が長くなるほど転職・離職の割合がどのように変化するかを概観することができる。一方、表を行（ヨコ）で見ること、特定の就業継続期間における転職・離職割合がコーホート間でどの程度異なるのかを比較することができる。

はじめに、SSM 男性データを用いた表 4.5 の結果から検討する。どのコーホートでも就業継続期間が長くなるほど転職割合が小さくなることが見てとれる。勤め先で働き始めてから 2~4 年目までは転職割合が上昇し、その後低下してゆく。離職割合については、就業継続期間との間に明確な関連がみられない。

次に同じ表 4.5 を行（ヨコ）でみると、転職・離職割合は最近初職に参入したコーホート、すなわち若年層で大きくなっていることが明らかである。ただし、すべての就業継続期間の段階で等しく割合が拡大しているわけではなく、それが初職参入後の初期段階である 5 年前後あたりで顕著であることは留意すべき点である。無論、若年層のキャリアはごく初期の段階でしか観察できないため、初期段階以外では転職・離職の割合がほぼ等しいと断言することはできない。しかし、1959 年以前入職コーホートから 1980 年代入職コーホートまでの 10 期目以降（この場合 10 年目以降）の転職・離職の割合の差は、それ以前の時点に比べてそれほど大きくない。

表 4. 5 転職・離職割合（SSM 男性・40 歳時まで）

	1959年以前入職		1960年代入職		1970年代入職		1980年代入職		1990年代以降入職	
	転職率	離職率	転職率	離職率	転職率	離職率	転職率	離職率	転職率	離職率
1期目	7.3%	0.6%	8.7%	1.5%	10.2%	1.5%	10.3%	1.3%	17.4%	3.8%
2-4期目	8.9%	0.7%	9.4%	1.0%	10.6%	0.9%	13.0%	1.4%	17.2%	1.8%
5-7期目	8.1%	0.7%	7.0%	1.1%	7.2%	0.7%	8.9%	0.9%	12.1%	3.0%
8-10期目	5.4%	0.5%	5.3%	1.1%	6.3%	1.0%	5.9%	0.5%	7.7%	1.4%
11-13期目	4.4%	0.3%	4.4%	0.7%	4.7%	0.8%	4.8%	1.4%	2.2%	2.2%
14-16期目	2.5%	1.4%	3.2%	0.6%	3.4%	0.8%	1.8%	1.8%	0.0%	0.0%
17-19期目	2.8%	2.0%	1.3%	0.5%	3.0%	1.0%	5.0%	2.5%		
20期目～	2.4%	1.1%	3.3%	0.4%	2.3%	1.0%	1.5%	0.0%		

表 4. 6 転職・離職割合（JLPS 男性）

	1981～1990年入職		1991～2000年入職		2001年以降入職	
	転職率	離職率	転職率	離職率	転職率	離職率
1期目	4.0%	0.7%	3.7%	1.3%	6.5%	1.8%
2-4期目	5.5%	0.9%	5.9%	2.1%	7.7%	2.3%
5-7期目	4.4%	0.8%	3.8%	1.4%	3.8%	2.1%
8-10期目	4.6%	0.8%	4.9%	1.1%	7.4%	1.1%
11-13期目	2.1%	0.2%	2.5%	1.0%	5.8%	0.0%
14-16期目	2.9%	0.7%	2.5%	0.6%	0.0%	6.3%
17-19期目	2.6%	0.6%	1.4%	1.0%		
20-22期目	3.1%	1.3%	2.7%	0.5%		
23-25期目	1.8%	0.0%	1.5%	0.3%		
26-28期目	2.1%	1.4%	1.3%	0.0%		
29期目～	1.3%	0.4%	0.9%	0.9%		

同様の検討を JLPS 男性データの集計結果（表 4.6）で確認する。SSM データとの違いは、1990 年代以降入職がさらに 1990 年代と 2000 年代以降に分かれている点である。これにより、より最近の傾向までを射程に含めた検討が可能になる。ただし、1980 年代以前に入職した者については検討できない。

一見して明らかなのは、表 4.5 と比べて転職・離職割合の数値が小さいことである。ただし、これが対象者の違いによるものなのか、回答形式の違いによるものなのか、あるいは半年ごとのパーソンピリオドデータを用いるが故の違いであるのかは判断できない。あくまで転職・離職割合の変化の傾向を比較するにとどめ、その水準の絶対的な意味について踏み込んで議論する

ことには慎重でなければならないだろう。

表 4.6 では、転職割合が高まるのは 2001 年以降の入職コーホートにおいてである。一方、離職割合については 1980 年代入職コーホートと 1990 年代入職コーホートの間で差異が生じている。同一コーホートの中での就業継続期間による違いは、SSM データの場合とほぼ同様の傾向である。

以上の基礎分析を通じて、若年層のキャリアの流動化傾向が現在に至るまで継続している可能性が見出された。しかし、初職開始コーホートの違いは、同時に労働市場構造の変化を反映しているともいえる。とりわけ近年における非正規雇用の拡大は、若年層のキャリアを不安定にさせる要因の 1 つとも考えられている。もしキャリアの流動化傾向が、非正規雇用の拡大やサービス産業化などの雇用・産業構造の量的変化に帰結されるのならば、これらの要因の影響をコントロールすることで初職開始コーホート間の違いはなくなるはずである。この点を考慮した分析を行うため、本章では競合リスクモデルによる検討を行う。

6.1.2 初職開始時期による離転職リスクの差異

まず、2005 年 SSM 男性サンプルの推定結果について検討する。本章で焦点をあてている初職入職コーホートの効果についてであるが、転職に関しては最近の入職コーホートほど転職が起りやすいという結果となっている。対数オッズ比（対数ハザード比）の数値をみても、ほぼ単調にプラスの方向に係数が上昇していることが明らかである。離職についても転職の場合と同様に、最近の入職コーホートほど係数が高くなっている。

次に、JLPS 男性サンプルの推定結果について検討する。初職入職コーホートの効果についてみると、転職の場合は 2001 年以降入職コーホートのダミー変数について、10%水準での傾向ではあるが、プラスの傾向を示している。1990 年代に入職した層に比べて、2000 年代に入職した層では離転職リスクが高い傾向にあることを意味している。また、離職の場合は 1980 年代入職コーホートでマイナスに有意な係数となっている。これは 1990 年代以降に入職した層では離職が生じやすくなるということの意味している。

以上の結果から、離転職リスクが 1950 年代から 2000 年代に至る約半世紀

にわたって上昇傾向にあることが分かる。また、その傾向は若年労働者の属性を統計的にコントロールした上でも観察されるものである。したがって、本章での第1の問いについては、流動化仮説が支持されたとみなすことができる。

表 4. 7 競合リスクモデルの推定結果

	SSM男性データ (個人数1500)				JLPS男性データ (個人数1089)			
	転職 (vs就業継続)		離職 (vs就業継続)		転職 (vs就業継続)		離職 (vs就業継続)	
	係数	ロバスト標準誤差	係数	ロバスト標準誤差	係数	ロバスト標準誤差	係数	ロバスト標準誤差
入職後期間 (基準: 1期目)								
2-4期目	0.34 ***	0.08	-0.22	0.22	0.50 ***	0.13	0.54 *	0.23
5-7期目	0.35 ***	0.10	-0.05	0.26	0.21	0.15	0.39	0.27
8-10期目	0.26 *	0.12	0.15	0.34	0.58 ***	0.16	0.28	0.30
11-13期目	0.34 *	0.15	0.23	0.45	-0.07	0.20	0.07	0.35
14-16期目	0.12	0.19	0.45	0.52	0.09	0.21	0.15	0.39
17-19期目	0.24	0.24	0.53	0.66	-0.12	0.27	0.50	0.41
20-22期 (SSMでは20期目以降)	0.30	0.29	0.53	0.79	0.35	0.25	0.51	0.48
23-25期目					-0.14	0.34	-1.26	1.06
26-28期目					0.03	0.38	0.55	0.63
29期目以降					-0.24	0.43	-0.28	0.85
年齢	-0.07 ***	0.01	-0.01	0.03	-0.04 **	0.01	0.02	0.03
従業先番号 (基準: 第1職目)								
第2職目 (従業先)	-0.08	0.07	-0.35 †	0.19	0.26 **	0.10	-0.06	0.18
第3職目 (従業先)	0.18 †	0.10	-0.28	0.29	0.21	0.15	0.19	0.27
第4職目以上 (従業先)	0.57 ***	0.13	0.22	0.39	0.46 **	0.16	-0.04	0.37
初職入職コーホート								
1960年代入職	0.09	0.08	0.61 †	0.32				
1970年代入職	0.25 **	0.09	0.71 *	0.33				
1980年代入職	0.32 ***	0.09	0.99 **	0.33	-0.07	0.10	-0.67 **	0.20
1990年代以降入職	0.68 ***	0.10	1.61 ***	0.36				
2000年以降入職					0.23 †	0.12	0.11	0.21
学歴 (基準: 高校卒)								
中学校卒	0.10	0.07	0.15	0.25	-0.20	0.25	0.18	0.44
短大・高専	-0.39 †	0.22	-0.12	0.48	0.30 **	0.10	0.52 **	0.19
大学卒	0.06	0.10	0.29	0.27	0.07	0.13	0.13	0.23
大学院卒	0.46 †	0.25	0.98 *	0.48	0.08	0.24	0.16	0.53
有配偶ダミー	-0.33 ***	0.07	-1.21 ***	0.24	0.10	0.09	-0.97 ***	0.20
非正規雇用	0.64 ***	0.09	1.46 ***	0.20	0.95 ***	0.09	1.21 ***	0.16
職業 (基準: 管理的・事務的職業)								
専門・技術	0.41 **	0.14	0.27	0.37	-0.09	0.16	-0.18	0.32
販売・サービス	0.37 **	0.11	0.39	0.32	0.23 †	0.14	0.76 **	0.28
生産工程・労務	0.45 ***	0.11	0.27	0.31	0.10	0.14	0.42	0.29
運輸・保安	0.51 **	0.15	0.57	0.46	-0.04	0.23	0.54	0.37
農業	0.94 **	0.35	1.29 *	0.54	-0.39	0.85	1.90 **	0.72
産業 (基準: 建設・製造・電気・ガス・熱供給・水道・公務)								
農林水産業	-0.65 †	0.36	-0.06	0.50	0.67	1.08	-0.74	0.93
運輸・旅行業	0.33 **	0.13	0.42	0.40	0.28	0.22	-0.07	0.43
卸売・小売・飲食業	0.37 ***	0.09	0.22	0.28	0.42 ***	0.12	-0.14	0.22
金融・保険・不動産業	0.23	0.26	-0.17	0.78	0.66 **	0.22	-0.35	0.48
マスコミ・情報・通信・郵貯	0.31	0.20	-0.07	0.46	0.25	0.17	0.51 †	0.27
その他サービス業	0.14 †	0.08	0.48 *	0.22	0.30 **	0.11	0.08	0.20
従業先規模 (基準: 30-299名)								
1-29名	0.14 *	0.07	-0.30	0.21	0.10	0.09	0.48 **	0.18
300名以上・官公庁	-0.26 ***	0.07	-0.34 *	0.17	-0.40 ***	0.09	0.11	0.19
切片	-1.48 ***	0.23	-5.08 ***	0.69	-3.06 ***	0.36	-5.95 ***	0.70
N		21167				20832		
-2LL		13613.88				8947.32		
McFadden R ²		0.07				0.06		

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

6.1.3 競合リスクモデルにおける他の共変量の効果

表 4.7 でのその他の共変量についても確認しておく。まず、観察時点の年齢の効果であるが、転職に対しては有意な負の効果を持ち、離職に対しては

有意な係数を示さなかった。この結果は SSM, JLPS データに共通している。これは、年齢が高いほど転職が起きにくく、転職が起こればより若年の時期であるということの意味しており、マクロデータの傾向と同様である。

何番目の従業先にいるかについては、転職の場合は 4 番目以降の従業先では転職が生じやすいという結果となった。この結果は SSM, JLPS に共通している。SSM では 3 番目の従業先ダミー (10% 水準での有意傾向)、JLPS では第 2 職目ダミー (5% 水準) がプラスの係数を示している。細部ではデータ間で違いがみられるものの、転職を重ねすぎると職場に定着せずに転々と職場を移り続ける「ジョブホッパー」になりかねないことを意味している。一方、離職については 2 番目の従業先ではイベントが起きにくいという結果になっているが、統計的には 10% 水準の傾向にとどまる。JLPS データでは有意なダミー変数がないため、総合すれば何番目の職場かは離職リスクに影響しないといえる。

学歴については、SSM データでは転職、離職ともに大学院卒のダミー変数がプラスの係数を示している (転職の場合は 10% 水準での有意傾向、離職の場合は 5% 水準で有意)。JLPS では有意ではない。一見すると、高い学歴を得てもそれに見合った職が見つからないという学歴過剰 (over qualified) や「高学歴ワーキングプア」(水月 2007) のような問題と結びつきそうな結果であるが、以下述べる通り慎重な解釈が必要である。

この結果に関する可能性の 1 つとして、逆の因果関係の影響を受けているとも解釈できる。SSM 調査データから分かる学歴 (最後に通った学校) は、調査時点における学歴である。したがって、データ上でも初職開始時点での学歴は調査時点での学歴を情報として用いている。しかし、一度就職した後に再び学校に入学し、その後もう一度労働市場に入るというケースは十分に有り得る。この場合、本来は別の学歴で初職を開始し、その後離職して新たな学歴を得るわけであるが、データ上では全て最新の学歴の情報を用いざるを得ない。このような限界があるため、学歴の効果についての解釈はきわめて慎重に行わなければミスリーディングを招きかねない。

JLPS データでは、学歴については専門・短大・高専を出た者が転職、離職双方でプラスに有意な係数を示している。ただし、この点については上述

したような逆の関係が十分にあり得るため、解釈には慎重でなければならぬ。

有配偶ダミー変数の結果は、SSM データでは転職、離職両方の場合でマイナスに有意な係数を示している。これは、配偶者がいる場合は転職も離職もせず同一の従業先で就業を継続するということを意味している。JLPS データでは転職については有意ではないが、離職についてはプラスに有意な係数を示している。総合すれば、有配偶ダミーの効果は両データで共通しているといえる。

非正規雇用ダミー変数の効果についてみると、転職、離職の双方でプラスに有意な係数となっている。非正規雇用という働き方では転職のみならず、その後無職となるリスクも高いということの意味している。この結果は、SSM、JLPS に共通したものであるといえる。

職種については、SSM データでは転職の場合にすべてのダミー変数でプラスに有意な係数を示した。これは、とりわけ管理職が基準カテゴリの中に含まれているためであるといえる。一方、離職の場合は農業でプラスの係数（5%水準）を示すほかは、統計的に有意な結果は得られなかった。JLPS データでは、転職については販売・サービス職業ダミーが 10%水準の有意傾向でプラスの係数を示した。離職については販売・サービス職業ダミーと農業ダミーがプラスに有意である。

産業については、全体として販売、サービス系の産業で離転職リスクが高い。有意な変数が一致するわけではないが、SSM と JLPS でおおよそ結果は類似している。

従業先規模については、大企業・官公庁でより離転職リスクが低いという結果を、SSM、JLPS データともに示している。雇用形態に着目する議論以前に、労働経済学では大企業か否かは労働市場の二重構造化に強く影響しているという指摘がある（石川・出島 1994）。本章での競合リスクモデルの推定結果は、就業継続をキャリアの安定性とみなすならば、企業規模や雇用形態によって安定性に差がみられることを意味している。

6.2 初職非正規雇用の影響の変化

6.2.1 基礎分析

5.1 での分析の結果、若年労働市場の流動化は、雇用形態や企業規模など、流動性、不安定に影響する要因だけでは説明できない時代変化を伴うものであることが示された。つまり、第1の問いに対しては流動化仮説をどちらかといえば支持する結果だといえる。流動化する若年労働市場のなかで、初期の不利が挽回できるような「セカンド・チャンス」が存在するのか否かを、以下の分析で検討したい。

成長曲線モデルによる検討に先立ち、初職雇用形態・初職経過後年数に分けた上で、雇用形態がどのように変化するかについて基礎的な分析を行う。ここでの基礎分析では、自営業・自由業・家族従業・内職も含めた集計を行っている。

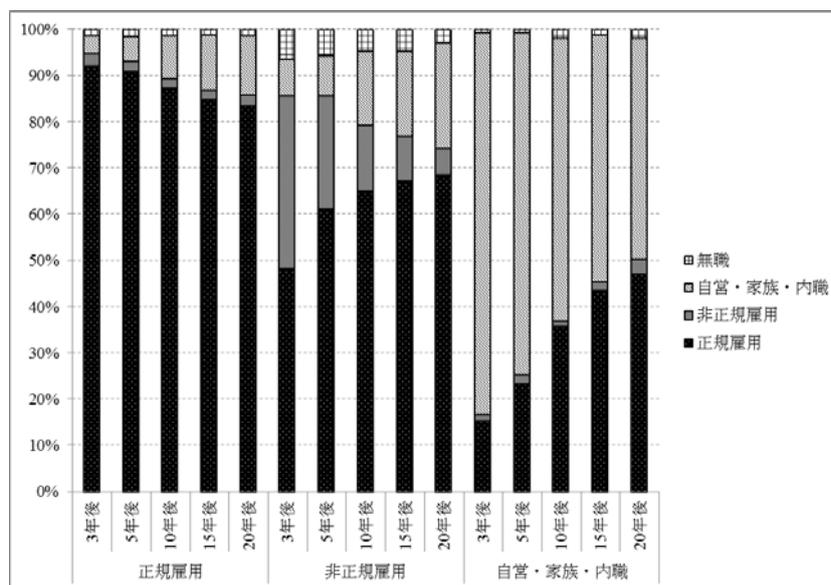


図 4. 3 初職開始後の雇用形態の変化 (SSM 男性データ)

図 4.3 は SSM データを用いた集計結果である。初職が正規雇用であった者は、徐々に正規雇用である割合が減少しているように見える。しかし一方で、自営・家族従業・内職のカテゴリの割合が増大している。このことから、

初職が正規雇用であった者のキャリアの変化は、正規雇用でいられなくなるというものではなく、正規雇用の形態で一定期間働いた後に独立といった移動のパターンを反映していると考えられる。自営業として独立することは、男性のキャリア移動における一種の到達点とも考えられる(原 1979)。一方、無職や非正規雇用の割合は小さく、また変化しない。したがって、初職が正規雇用であった者のキャリアは雇用形態の面では安定したものだといえよう。

一方、初職が非正規雇用であった者についてのキャリアの変化は、正規雇用のそれとはやや異なる。入職段階では全員が非正規雇用であったが、3年後には約半数、5年後には約6割の者が正規雇用の働き方となっている。この数値が高いか低いかを判断する基準は存在しないが、非正規雇用の形態で就職してしまうと正規雇用の仕事を得られなくなる、というような悲観的な状況ではなさそうであることが読み取れる。その後、正規雇用割合の増加のペースは緩やかになり、初職開始から20年後には7割の者が正規雇用での働き方になっている。また、初職が正規雇用であった者と同様に自営層への移動を果たす者も増加する。20年経過後では非正規雇用・無職を合わせた割合は1割に満たない。仮に義務教育を経て直ちに働き始めたとしても30代半ば、高校以上を出て働き始めれば40代あたりに入り、キャリアが成熟してくるのがこの時期であると考えられる。この段階で不安定な働き方を経験するものがそれほどいないがゆえに、これまでの日本社会では非正規雇用や無職の男性の存在はそれほど大きな問題ではなかったのだといえる。

本章の多変量解析では取り扱わない自営・家族従業・内職の層についても確認しておく。初職が自営・家族従業・内職であった者は、時間の経過にもなって正規雇用の割合が増える。しかし、これは主に「経営者・役員」としての働き方への移動であり、被雇用労働者の働き方に変化することではない。非正規雇用・無職の割合は正規雇用の場合と同様に小さく、また変化しない。自営層の経済的安定性については様々な議論がありうるが、雇用形態の面からは正規雇用と同様に非常に安定しているといえるだろう。

SSM データから「過去の」キャリア初期段階の軌跡を基礎的な集計によって確認したが、初職正規雇用層、初職自営(家族従業)層は安定した雇用

状態にある。また、本章で特に注目する初職非正規雇用層については、前者2つの雇用形態に比べればやや不安定である。しかし、キャリアの変化が落ち着く20年後あたりには、彼らの不安定さが正規雇用あるいは自営層への移動を通じて埋め合わせられているということが明らかになった。

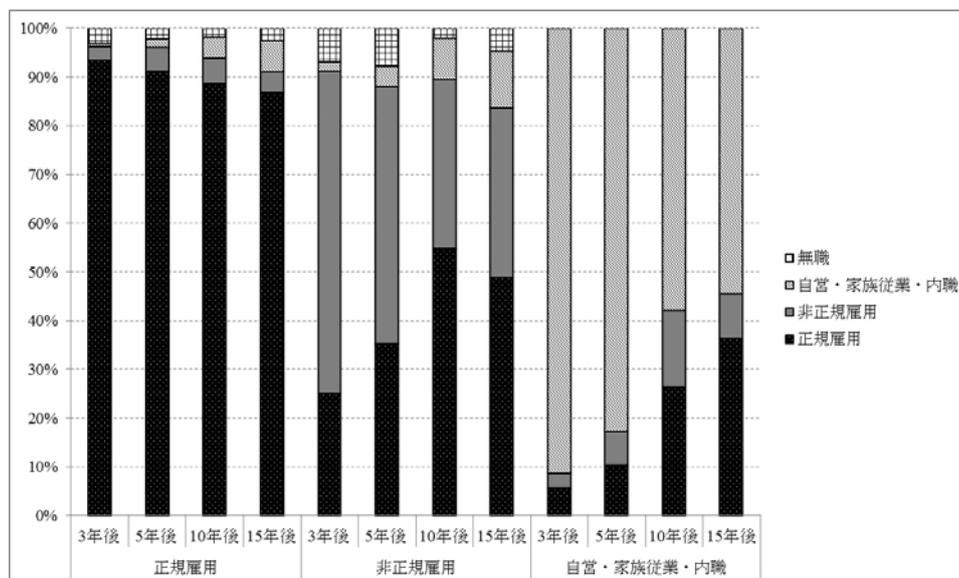


図 4. 4 初職開始後の雇用形態の変化（JLPS 男性データ）

次に、JLPS 男性サンプルの検討を行う。図 4.4 は SSM のサンプルと同じように集計したものをを用いている。ただし、JLPS では若年層をターゲットとしているため、初職開始から 20 年を経過しているケースが少ない。そのため、図 4.4 では 15 年経過後までを帯グラフでプロットすることとした。

初職正規雇用層についてみると、SSM 男性サンプルと類似の結果が得られている。正規雇用の割合が減ると同程度の割合で、自営層の割合が増えている。ただし、その割合の大きさは SSM データの場合に比べると小さい。また、若干ではあるが非正規雇用や無職になる割合が SSM データの集計結果に比べて大きい。上記のような微妙な違いはあるものの、初職を正規雇用の働き方で開始することが安定したキャリアを重ねることと対応しているという見方は成り立つといえるだろう。

初職非正規雇用層についても、キャリアの変化の大まかなパターンは SSM データのそれと類似している。しかし、時間経過にともなって正規雇用の働

き方に移動する者の割合は、「過去」の初期キャリア段階に比べて小さい。10年後に約半数の者が正規雇用の働き方に移動するが、15年後はその割合がやや少なくなっている。また、初職非正規雇用層から自営層への移動割合は時間経過とともに増える傾向にあるが、その程度が大きいとはいえない。つまり、「より最近」の初期キャリア段階において初職が非正規雇用であった者のうち、約半数強は正規雇用や自営層への移動を遂げることになるが、残りは非正規雇用あるいは無職にとどまるということの意味する。

なお、初職自営・家族従業・内職層についても、大まかなパターンはSSMデータの結果と類似している。ただし、JLPSデータの場合は1割程度の者が非正規雇用へと移動しているという点が、SSMデータの結果とは異なる点である。

SSM、JLPS 男性サンプルに関する基礎分析の結果は以下の通りに要約できるだろう。いずれのデータでも、初職雇用形態間でのキャリア移動のパターンは類似していた。このことは、これまで記述したキャリア移動パターンの特徴が日本社会ではある程度安定して持続してきたということの意味している。しかし、近年の若年層を中心とするJLPSデータでは、その安定したパターンに微妙な変化が現れ始めているといえる。SSMデータの中心を占める1980年代以前に初職を開始した層では、初職がどのような働き方であってもいずれはある程度安定した働き方への移動が実現されていた。しかしJLPSデータでは、とりわけ初職が非正規雇用である者については、安定した働き方への移動可能性が「過去の」若年層よりも早くに頭打ちになり、その程度もやや小さくなっている。

これらの点を踏まえつつ、他の要因をコントロールした後に時間の影響がどのように現れるのかを、成長曲線モデルによって検討する。なお、既に述べた通り以下の分析では自営・家族従業・内職であるケースは除外している。

まず、表4.8は成長曲線モデルの推定結果である。SSM、JLPSデータともに、初職非正規ダミーの係数は負に有意である。モデルには時間変数との交互作用項も含まれているので、この数値が意味するところは「初職が非正規雇用であると1年後も正規雇用でありにくくなる」というものである。

表 4. 8 成長曲線モデルの推定結果

	SSM男性		JLPS男性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1期前正規雇用	5.144 ***	0.135	5.086 ***	0.141
初職非正規	-0.915 **	0.288	-2.361 ***	0.337
学校卒業後経過時間（～10年目、2期目=0）	0.037 *	0.019	-0.009	0.011
学校卒業後経過時間（11年目～40歳時まで、10年目まで0）	-0.104 ***	0.0186	-0.017	0.0403
初職非正規×経過時間（～10年目）	-0.009	0.039	0.044 *	0.022
初職非正規×経過時間（11年目～40歳時まで）	0.074	0.046	-0.010	0.085
有配偶ダミー	1.133 ***	0.134	0.740 ***	0.140
入職コーホート：1960年代	-0.183	0.195		
入職コーホート：1970年代	-0.782 ***	0.204		
入職コーホート：1980年代	-0.953 ***	0.208	0.245	0.174
入職コーホート：1990年代以降	-1.661 ***	0.222		
入職コーホート：2000年代以降			-0.290	0.185
中学校卒	-0.382 *	0.163	-0.603	0.458
専門・短大・高専卒	-0.297	0.332	-0.141	0.176
大学卒	0.198	0.171	0.409 *	0.183
大学院卒	0.091	0.483	0.898 *	0.392
初職専門・技術	-0.197	0.270	-0.250	0.273
初職販売・サービス	-0.658 **	0.210	-0.526 *	0.263
初職保安・運輸・生産工程・労務	-0.538 **	0.199	-0.437 †	0.264
初職農業	-1.154 **	0.412	-0.823	0.679
切片	0.681 *	0.342	-0.350	0.367
切片分散	1.331	0.238	1.272	0.116
Logistic ICC		0.288		0.280
-2LL		5205.341		4413.594
観察数		34105		20736
個人数		1974		1077

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

では、初職が非正規雇用であることの影響が、時間とともにどのように変化するのか。これは、初職非正規雇用ダミーと時間変数の交互作用効果によって検討することとなる。

SSM データでは、時間変数は 10 年目まで、それ以降の項ともに有意ではない。しかし、主効果も含めた条件付き効果を求めると 10 年目まではプラス、それ以降はマイナスである。このことは、初職の雇用形態にかかわらず初期キャリア段階では正規就業可能性が高まる一方、10 年を過ぎたあたりから低下することを意味している。以上の結果から、初職が非正規雇用であることの不利が連鎖するという袋小路仮説は支持されず、相対的には踏み石仮説が支持されるといえるだろう。

その他の独立変数の結果についても端的に触れておく。1 期前の正規雇用ダミー変数は当然ながらプラスに有意な係数となっている。有配偶ダミー変

数はプラスに有意な係数であり、配偶者がいることと正規雇用であることの間には関連があるといえる。初職開始年コーホートについては、近年の入職コーホートほど正規雇用になりにくいという結果を示している。学歴については、学歴が中学である者は正規雇用になりにくい。初職の職種については、販売・サービス職、生産現場・労務職、そして農業で負に有意な係数となっており、これらの職種で非正規雇用・無職になるリスクが高いことを意味している。

次いで、**JLPS** データの分析結果について検討する。初職非正規ダミーの効果は負に有意である。これは、**SSM** 男性サンプルの結果と同様である。しかし、時間変数との交互作用項は 20 期目までの時間変数でプラスに有意であり、それ以降については有意ではない。この結果は、初職が非正規雇用であっても初期 10 年間は正規雇用への就業可能性が高まり、正規雇用労働者との差が縮小されてゆくものの、10 年を超えるとその傾向が平坦になることを意味している。

なお、時間変数の主効果は 1 次、2 次の項ともに有意ではない。したがって、時間が経過するにつれて正規雇用になりやすくなるという結果は初職非正規雇用層で特徴的であるといえる。以上の結果は、一定水準で限界に達するものの、初職が非正規雇用であっても時間経過とともに正規雇用への移動可能性が高まることを意味しており、部分的に踏み石仮説を支持する結果といえる。

他の共変量の結果については、概ね **SSM** 男性サンプルの結果と同様である。入職コーホートの効果は 2001 年以降入職ダミーで有意であり、最近ほど不安定雇用のリスクが高いことが確認される。学歴については大学以上か否かでの差が顕著である。職種については **SSM** データの結果とは異なり、有意な効果が得られなかった。

他の独立変数の結果についても検討する。1 期前非正規雇用ダミーはプラスに有意な係数を示し、データ、性別を問わず共通の結果となっている。有配偶ダミーはマイナスに有意であり、女性については配偶者がいることで非正規雇用や無職になりやすいという結果となっている。初職入職年コーホートについては、係数の符合から近年の入職にかけて不安定雇用化が進みつつ

あるようにみえるが、統計的には有意ではない。学歴の効果については、専門・短大・高専、あるいは大学でプラスに有意な係数を示している（大学については10%水準程度）。職種については、10%水準ではあるが専門・技術・管理的職業ダミーでプラス、販売・サービスダミーと保安・運輸・生産工程・労務・農業ダミーでマイナスに有意な係数を示している。職業階層間での雇用の安定性の格差は、近年の若年層についてもあてはまるといえるだろう。

6.2.2 安定雇用への就業機会の推移

以上の分析結果から、コントロール可能な他の要因を統制しても、初職開始後一定期間は正規雇用の仕事を得る機会が拡がるという知見が得られた。その意味では上述の通り踏み石仮説を支持する結果といえるが。

以下の図は、SSM, JLPS データの分析結果を用いて、ある時点における各個人が正規雇用でいる確率を計算し、初職経過年数（n年後）ごとにその平均をグラフにしたものである。なお、グラフ中の横軸に垂直な直線は95%信頼区間を示すエラーバーである。

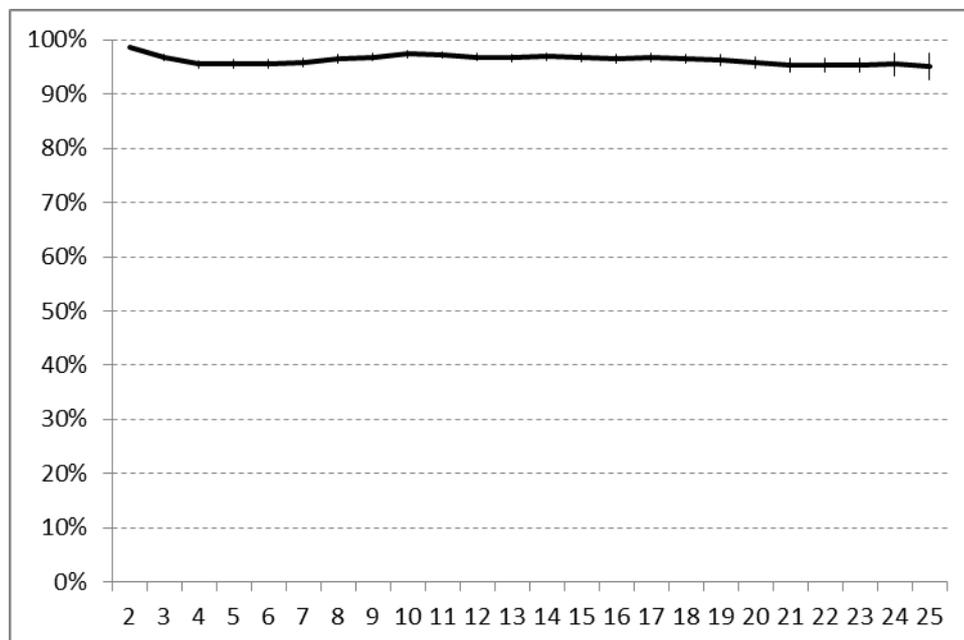


図 4. 5 初職正規雇用層の正規雇用就業確率の推移 (SSM 男性)

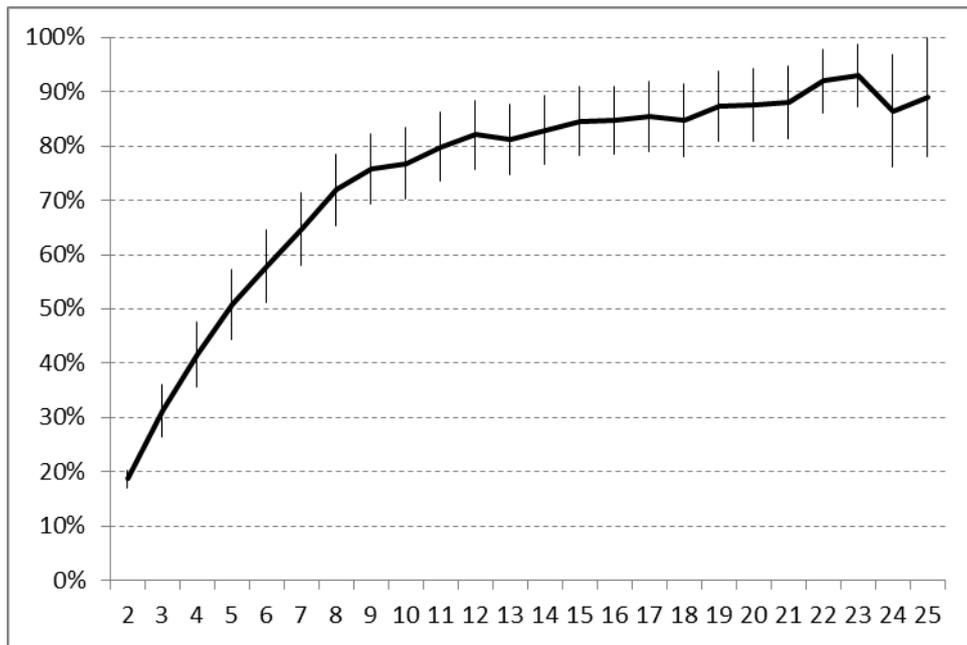


図 4. 6 初職非正規雇用層の正規就業確率の推移 (SSM 男性)

図 4.5, 図 4.6 は, SSM 男性サンプルに関して初職正規雇用層と初職非正規雇用層での正規雇用就業確率をプロットしたものである. 初職正規雇用層については, 90%後半台の確率を持続的に推移している. この結果は, 初職が正規雇用であるとほぼ確実にその後のキャリアも正規雇用の働き方で歩み続けるということを意味している.

それでは, 初職非正規雇用層についてはどうか. 図 4.6 からは, 初職開始 10 年後までで正規雇用就業確率が 80%にまで伸びることがわかる. その後上昇のペースは緩やかになるが, 初職開始 20 年前後で 90%の確率に達する. SSM 男性サンプルに関しては, 初職正規雇用層と初職非正規雇用層の格差は, ほぼ埋め合わせられるとあってよいだろう.

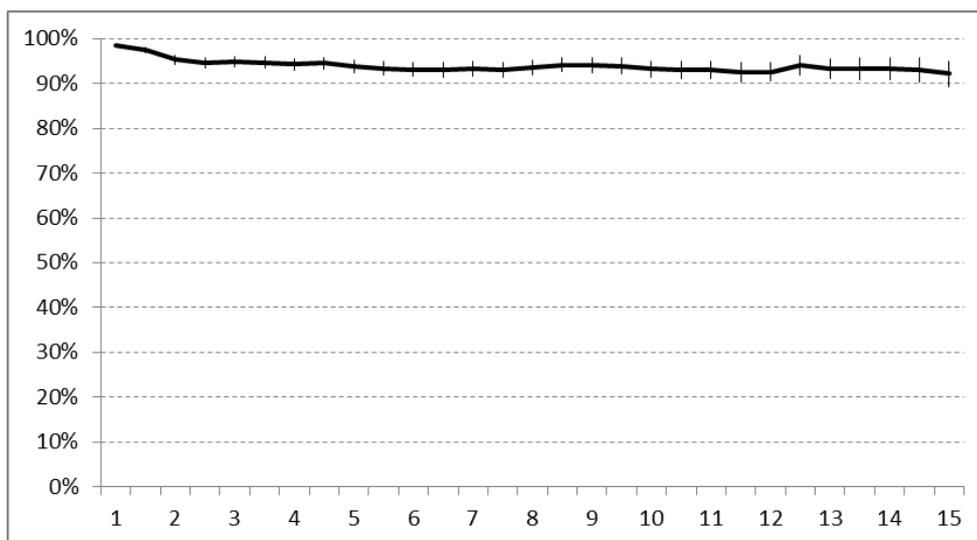


図 4. 7 初職正規雇用層の正規就業確率の推移（JLPS 男性）

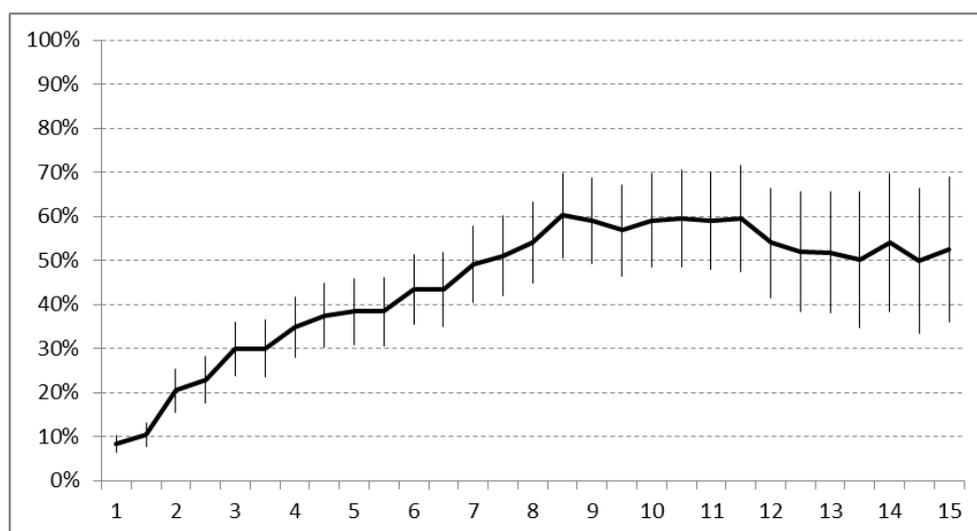


図 4. 8 初職非正規雇用層の正規雇用就業確率の推移（JLPS 男性）

一方、より最近の若年層に焦点をあてている JLPS 男性サンプルでは異なる様相となる。図 4.7, 図 4.8 は JLPS 男性サンプルでの初職正規雇用層の正規雇用就業確率の推移を示している。初職正規雇用層については、SSM 男性サンプルと同じくその後のキャリアも正規雇用であり続ける可能性が高いといえるだろう。

しかし、初職非正規雇用層では SSM 男性サンプルの場合とは異なる軌道

を描くことになる。初職開始後 10 年後（20 期経過後）あたりまでは正規雇用就業確率は上昇し続け、60%程度になる。しかし、その後の就業確率は変化せず平坦に推移する。やや保守的な解釈ではあるが、10 年後までは正規雇用に移動できる可能性が高まってゆくが、その後は変化しないとみるべきだと思われる。SSM 男性サンプルの初職非正規雇用層の結果（図 4.6）と比べると、正規雇用就業確率の水準は明らかに低い。

以上の結果から、初職正規雇用層あるいは「過去の」初職非正規雇用層は、その後のキャリアのなかで正規雇用の仕事を得られた、あるいは継続できたといえるが、「現在の」初職非正規雇用層についてはその度合いが弱まっているといえる。つまり、世代内キャリアの観点からは袋小路仮説ではなく踏み石仮説を支持すべきであるが、世代内キャリアの時代差という観点からは、キャリアの軌道はより袋小路仮説に近くなりつつあるといえるかもしれない。

しかし、SSM データでカバーされる若年者と JLPS データでカバーされる若年者の間には、労働市場構造に大きな違いが存在する。1990 年代以降に労働市場に入った者が初職入職段階での不利を完全に相殺できないのは、正規雇用のシェア自体が縮小したことによる労働力の周辺構造変化に求められる。したがって、「過去の」若年者、「現在の」若年者共に、初期キャリアのなかで「セカンド・チャンス」が存在することに変わりはない。

7 流動化する若年労働市場に存在する「セカンド・チャンス」

本章では、若年労働市場の流動化と不安定化、そしてそのなかで若年者のキャリアの分断が生じているのかについて、JLPS と 2005 年 SSM データの職歴の情報を用いて検討を進めてきた。分析を通じて、最初の問いである「若年労働市場が流動化・不安定化しているか」に対しては、労働市場の流動化仮説が妥当する結果が得られた。そのうえで、若年者のキャリアに「セカンド・チャンス」が存在するかという第 2 の問いに対しては、初職開始後 10 年間で正規雇用への移動機会が拡大してゆくという結果が得られた。この結果は、踏み石仮説に沿ったものであるといえる。

以上の結果を総合すると、若年労働市場が全体的に流動化、不安定化しつつあるものの、それが若年者のキャリアにとって必ずしも悲観すべき現状ではないという結論が得られる。若年労働市場の流動化、不安定化に対する非正規雇用拡大の影響は明らかである。しかし、非正規雇用に相当する働き方が離転職リスクの高さと結びついていたのは、現在に始まることではない。この点はSSMデータの分析結果とJLPSデータの分析結果が類似していることからいえる。階層構造と労働市場の流動性・不安定性の関係は安定的に維持されつつも、全体的に流動化が進みつつあることが示唆される。この点は佐藤・林（2011）が指摘した結果にも即すものである²⁵⁾。

そのなかで、若年者が上昇移動を経験する機会も存在する。冒頭で述べたとおり、日本では正規雇用と非正規雇用間での格差が激しいという見解が一般的である（佐藤 2009）。しかし、本章の結果からはドイツやオランダと同列には日本の労働市場を位置づけられない。その一方で、正規雇用労働者の正規雇用就業は明らかに保護されており、アメリカやイギリスのような個人主義的な労働市場構造であるともいえない。日本の現実の姿は、制度や産業構造の影響を受け、限界が存在しつつも安定雇用への一定の機会が保たれる中間的な労働市場だといえるかもしれない。そして、そのような日本の若年労働市場の姿は戦後それほど大きく変わらず推移してきたことが、SSM、JLPS データでほぼ同じ結果が得られたことから推測される。

それでは、「セカンド・チャンス」が戦後の若年労働市場で存在してきたことは、若年労働市場の構造が不変のまま推移してきたといえるのか。本章の分析結果は、「セカンド・チャンス」が存在してきたことは1990年代以前、以後で共通するものの、その獲得過程が異なる点で、若年労働市場の構造が同じであるとはいえないことを意味している。

1990年代以降の若年労働市場の流動化傾向とそのなかでの「セカンド・チャンス」の存在は、若年者の初期キャリアでの上昇移動機会が、ある程度外部労働市場での移動を通じて配分されていることを意味している。そのため、本章の結果は若年者の転職過程における機会構造を解明することが重要であるというインプリケーションをもつ。誰がよりよい条件の仕事を得られるか、あるいはより悪い条件の仕事に移らざるを得なくなるのかという上

昇・下降移動に、若年者を取り巻くどのような条件が影響するのかを検討することで、現在の外部労働市場における機会の配分がどのようなメカニズムによってなされているのかの解明につながるといえる。若年者の転職、再就職支援政策について議論するならば、このような作業を通じて政策的な介入可能性に関する詳細な検討が第一に必要なのである。

最後に、本章での限界について簡単に触れておきたい。第一に、離職のケースの測定については今後より適切な方法を用いる必要がある。今回のデータでは、特に JLPS については観察時点で偶然無職であった場合を離職とみなした。無職も職歴の中に含むように設計されている SSM データの分析結果とも大きな齟齬はなかったため、ひとまず明らかに致命的であるといえる問題はないと思われる。しかし、本章の分析結果を失業の問題にまで敷衍するには測定上解決すべき点があると考えられる。失業が生じる瞬間をどのように観察するか、また無業になることが失業とみなせるかなど検討すべき点は数多いが、本章の分析結果は日本の若年労働者の失業に関してもさらに検討を進める意義を含んでいるといえる。

第二に、初職入職コーホートの効果が持つ意味についてである。本章では、コーホート間で離転職リスクが異なるか否かのみに着目していたが、なぜそのような違いが生まれるのかは当然生じうる疑問である。労働市場の構造変動（雇用形態や職業の周辺構造の変化）は1つのメカニズムといえるが、コーホート間の違いを十分に説明するものではなかった。

考えられる他の理由として、他には企業における雇用慣行の変化や若年層における転職意識の変化があげられるだろう。前者については、企業が長期雇用慣行を維持するために労働者に保証してきた様々なベネフィット（企業福祉、年功制賃金など）が揺らぎつつある、より有り体に言えば日本的雇用慣行が弛緩しつつあるという可能性が議論できるだろう。しかし、日本的雇用慣行が弛緩しつつあるかについては、本章の職歴データからはほとんど回答できない。若年層における転職意識はそうした制度的条件の変化と共変関係にあると考えられるが、やはり職歴データの分析からは答えを出すことができない。これらの点については、今後の課題としたい²⁶⁾。

第三に、「セカンド・チャンス」の分析についてである。本章では、1990

年代以降の若年者については初職正規・非正規間の不利が完全に相殺されないことを、若年労働市場の分断化ではなく周辺構造の問題として解釈した。つまり、若年者のキャリアのメカニズムが変容したのではなく、労働市場における正規雇用のキャパシティの限界として解釈した。

ただし、この点は分析的に明らかにされたわけではなく、あくまでマクロデータ等の検討を通じて想定される仮定としているに過ぎない。本章では初職開始以後の経過時間を重要な要因としてとらえていたためにこの点に十分な検討を加えることができなかつた。この問題には、社会移動における構造変動の要因と純粋な移動の側面を識別して分析する対数線形モデルのような手法を応用することが可能であると思われる。今後は、このような手法により得られた知見と本章で得られた知見を総合することで、より頑健な議論が可能になるだろう。

8 第2部の小括

第3章、4章での実証分析の結果から、若年労働市場の構造がどのようなものであるのかについて以下でまとめたい。第1部第1章での議論から、本研究では若年労働市場の分断仮説と外部労働市場でのキャリアの調整仮説を立てた。

第3章の実証分析の結果からは、学校から職業への移行の構造が安定して推移してきたことが明らかにされた。そこで割り当てられた初職の状態が学校卒業後のキャリアの中で持続するの点については、若年者にはある程度挽回の機会のあることが、第4章の分析から示されたといえる。

以上から、第2部のテーマである若年労働市場の構造については、新卒就職や内部労働市場の仕組みが基本的には機能し続けつつ、労働市場の構造変動に伴う流動化、不安定化に対しては外部労働市場での調整機能がはたらいてきたと結論できる。そして、その調整のあり方は1990年代以前、以後で変化したといえる。

1990年代以前の若年労働市場では、新卒就職の枠組みのなかで若年者は学校から職業への移行を経験し、内部労働市場のなかでキャリアを蓄積して

ゆく。仮に初職入職段階で不安定な仕事に就いたとしても、労働市場自体が拡大していたため、上昇移動機会は求人増加を通じて多くの若年者に開かれていたといえる。その意味で、この時期における外部労働市場での調整機能は、構造的な調整であった。

しかし、1990年代以降、構造的調整とは異なる形で外部労働市場は機能し始める。新卒就職を通じて内部労働市場へ移行してキャリアを蓄積することが若年者のキャリアの主要経路ではあるものの、その経路から外れてキャリアを歩み始める者も増加した。しかし、この時期にはもはや労働市場のパイは拡大しなくなった。そのため、外部労働市場を通じた若年者の上昇移動機会の形成は、有限のパイをいかにして分配するのかという局面に移行したと考えられる。その意味で、1990年代以降の外部労働市場での調整機能は、分配的な調整に変化したといえる。

それでは、外部労働市場での上昇移動機会形成の過程が構造的調整から分配的調整へと変化した1990年代以降、いかなるメカニズムが外部労働市場の中で作用するようになったのか。第3部では若年労働市場のメカニズムに関する実証研究を通してこの問いに答える。そして、そこでは社会ネットワーク論に立脚した「脱埋め込み状況下における「弱い紐帯」の強さ」仮説にもとづく議論が展開される。

[注]

- 1) 企業特種的な人的資本の蓄積という面では望ましくないとはいえるが、就業を継続できているということは安定的に収入を得られているということでもある。
- 2) 配偶者である夫が生計を維持するため、自身は働かずに家事・育児に専念するいわゆる「専業主婦」については、本文のような定義の仕方が当てはまらない。女性のキャリアは複雑であるため、職歴データの分析では男性に限定したい。
- 3) 「労働力調査」における完全失業者の定義は次の3つの条件を満たしている者である。(1) 仕事がなく調査週間中に少しも仕事をしなかった

(就業者ではない), (2) 仕事があればすぐ就くことができる, (3) 調査週間中に, 仕事を探す活動や事業を始める準備をしていた(過去の求職活動の結果を待っている場合を含む).

- 4) 資料の代表性という観点については問題があるものの, 「フリーター」がどのように表象されてきたのかをとらえるうえで, 新聞記事は有用な資料となる. 1980年代の「フリーター」, 「フリーアルバイト」に関する記事からは, 「ある中堅出版社で出荷や在庫管理のアルバイトをしているA君(23)は…(中略)…いずれは音楽関係の出版社で働きたいと思っているが, 「あせってみても仕方ないし, 今の仕事も結構面白い」という」という記述もみられる(読売新聞1988年11月8日朝刊). 一定期間自由の利く働き方を選択したのちに正社員として働こうという見通しが, これらの記事からは読み取れるといえよう.
- 5) vacancy chainに関する構造社会学的な研究として, White(1970)によるものがある.
- 6) 2013年のOECDのEPLでは, OECD平均が2.29, 日本が2.09, イギリスが1.62, アメリカが1.17である. ちなみに, 集合主義的労働市場として挙げられるドイツは2.98, オランダは2.94である.
- 7) 女性の労働参加は進んでおり, 本研究においても無視できるものではない. しかし, 女性は結婚, 出産, 育児といったライフイベントに即して労働市場を出入りする. そのため, 職歴データを扱う上では無視できない規模で無職の割合が大きくなる. 離転職リスクの分析では無職ケースは除外され, 初職非正規雇用の影響の推移に関する分析では, 非正規雇用と無職は統合される. これらの操作化では, いったん労働市場に入ると基本的には何らかの働き方で働き続けることが前提となるため, 女性のライフコースを適切に考慮することが難しい. また, 有配偶女性については無職であることの意味が, 男性とは異なることも考えられる(男性稼ぎ手モデルの下で働く必要がない, など). 女性の就業に関する解釈は非常に複雑であるため, 本章では解釈が容易な男性サンプルに限定した. また, 分析枠組みも基本的には若年者が就業を継続することを仮定したものであるため, 男性に限定して分析, 解釈を行う方が適切であ

と思われる。女性についての検討は、今後の課題としたい。

- 8) 従業先の移動のなかには出向（同一企業グループのなかでの移動）も含まれる可能性があるが、**JLPS** や **SSM** データでは厳密に区別することが不可能である。**JLPS** の職歴年表への回答指示のなかでは、出向に関する回答の仕方については触れられていない。一方、**SSM** では「同じ組織のもとで異動があっても、従業先は同じとみなす」という方針がある。職歴の質問は面接法で尋ねられているため、出向と転職は区別されている可能性があるものの、データから判断することは不可能である。
- 9) 転職と離職の区別は、実際には非常に困難である。あくまで、ある時点と次の時点の状態を比較して転職、離職、あるいは同じ従業先を継続したのかを判断しているため、時点間の中で生じた変化については考慮できていない。こうした問題を厳密に処理するためには、より細かいスパンでの観察値を得ることが必要になるだろう。しかし、そのような手段をとっても本質的な問題が解決するわけではない。
- 10) 婚姻状況に関する変数についても注意が必要である。**JLPS** や **SSM** では婚姻歴を尋ねているわけではないので、調査票から得られる情報はあくまで現在の配偶者に関するものである。そのため、複数回結婚を経験している者についての婚姻状況の変化を的確に捉えた変数であるとは到底いえない。そのため、有配偶ダミー変数に関する積極的な解釈は難しく、あくまでライフコース上の重要な側面である結婚の影響をある程度統制する、という意味合いにとどまることを付言しておきたい。
- 11) **SSM** 職業・産業分類については原編（1995）などを参照のこと。
- 12) このような基準カテゴリ化を行ったのは、これらの業種が伝統的な大企業・大規模組織を構成するからである。
- 13) この点の根拠として、本研究でも第6章にて職場環境の分析がある。
- 14) 常時雇用労働者か否かは、いわばフルタイム労働か否かということに等しい。したがって、ほぼフルタイムの働き方であるパートやアルバイト労働者がこのカテゴリを選択する可能性は排除できない。しかし、**SSM** では「臨時雇用・パート・アルバイト」という選択肢を設けているため、常時雇用・臨時雇用と正規雇用・非正規雇用の間に大きなズレ

が生じるとも考えにくい。本来であれば契約期間の有無や労働時間を含めて厳密に定義すべきところであるが、職歴データからではそこまでの詳細な情報を得ることができない。これらの点を正確に処理した検討は、今後の課題としたい。

- 15) 具体的には、臨時雇用、パート、アルバイト、嘱託、契約社員、派遣、にあてはまる被雇用労働者である。
- 16) 1つには、日本では男性が主たる生計の担い手であるべきだとする規範 (Male Bread Winner Model) が依然として根強いということが挙げられる。また、日本社会における「世帯主」(世帯の家計の主たる収入を得ているもの) の8割近くが男性であり続けていることが、「世帯動態調査」(厚生労働省/国立社会保障・人口問題研究所) の集計結果から窺い知れる。
- 17) 三輪 (2008b) や中澤 (2011b) では、年齢を区分関数的に表現したうえで、時期によって異なる時間効果を表現している。
- 18) イベントヒストリー分析、離散時間ロジットモデルに関する詳しい解説は、Yamaguchi (1991), Allison (1984), Singer and Willet (2003) などを参照されたい。
- 19) 多項ロジットモデルについては第3章で概略を説明したので省略する。
- 20) 成長曲線モデルやマルチレベルモデルに関する詳しい解説は、Preacher et al. (2008), Wang and Wang (2012), Kaplan (2008), Raudenbush and Bryk (2002) などを参照されたい。
- 21) 成長曲線モデルの方法として他には構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling) によるものがある。SEMのほうがマルチレベルモデルよりも柔軟なモデル構築が可能であるという利点があるが、観察値が全ての個人について完全に揃っている必要がある (balanced data)。この点で、マルチレベルモデルはアンバランスデータにも対応可能である点が強みである。本章では、できるだけ多くの情報を利用することを優先してマルチレベルモデルによる分析を行うこととした。
- 22) マルチレベル分析が必ず必要かに関する端的な指標は、級内相関 (intraclass correlation) と呼ばれるものである。級内相関は $\frac{\tau}{\sigma^2 + \tau}$ で表さ

れ、 σ^2 はレベル 1 誤差の分散、 τ はレベル 2 のランダム効果の分散を意味する。級内相関が大きい場合、データのネスト構造が顕著であることを意味するため、マルチレベル分析を用いる必要性が高い。

- 23) 不均一分散や系列相関に対しては、誤差項の分散共分散行列をデザインすることである程度対応することができる。それでも対応が困難である場合は、分析方法の見直しも含めた再度の議論が必要であろう。
- 24) この理由は、時間効果のランダム効果をモデルに含める場合、推定が不安定なものとなったためである。消極的な理由ではあるが、時間効果については固定効果のみのモデルとなる。
- 25) 佐藤・林（2011）が着目したのは初職開始年コーホートではなく、観察時点での時代効果である。そこでも、職業階層間（SSM 大分類）での相対的な離転職リスクの格差は維持されつつ、2005 年にかけて全体的に離転職リスクが高まっていることを発見した。
- 26) なお、本章の結果は外部労働市場で職探しを行うことのインパクトが拡大したことを示唆するものではあるが、内部労働市場の重要性を否定するものや、そのインパクトの弱体化を主張するものでは決してない。むしろ、職種や雇用形態、企業規模の影響をみる限り、時代を通じて内部労働市場的メカニズムが安定的に維持されている中で、外部労働市場の比重も無視できないものになりつつあると読み取るべきである。内部労働市場と外部労働市場の関係についてはきわめて重要な研究テーマとなりうるが、若年者のキャリア形成を対象とする本研究の焦点からはやや外れた内容となるため、詳細な検討は行わない。この点についても、本文で言及した点と同様に今後の課題としたい。

第3部 若年労働市場における上昇移動機会の構造

第5章 所得変化と社会ネットワーク

1 転職時の所得変化に関する社会学的視点の必要性

第2部での実証分析から、学校から職業への移行過程が戦後の日本社会において安定的に推移する一方、学卒後の若年者キャリアは流動化傾向にあることが明らかになった。また、流動化する若年労働市場のなかで、若年者の中には上昇移動を経験する者が無視できない割合で存在することも明らかとなった。第3部では、その上昇機会の規定要因構造を解明することを目的とし、社会ネットワーク論にもとづく実証分析を行う。

本章の目的は、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と社会学的アプローチの意義について述べる。

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。就業に関するきわめて良質な公的統計である就業構造基本調査を用いて、若年労働市場の背景について概観したい。転職率は年々高まる傾向にあり、年齢層別には若年層でより転職率が高い。若年者の転職希望率も同様の傾向を示している。

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によると、20歳から39歳までの転職希望者について、男女ともに「収入が少ない」という理由が最多である。このことから、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。

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

and 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 and 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 and 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殊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, 企業特殊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. 企業特殊的な人的資本が蓄積されればされるほど, その外で新たに仕事を見つけることのリスク²⁾が大きくなる.

上記の説明には, 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異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。

本章では、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

2.1 職探しと社会ネットワークの関係

本章の分析では、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)。

グラノベッターは、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。グラノベ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ークスルーとなった。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。

2.2 三つの理論的枠組みと実証研究の知見

2.2.1 埋め込み論

グラノベッターの転職研究を通じて社会ネットワークが個人のライフコース上の様々な機会獲得に影響しているという考え方が知られるようになった。しかし、社会ネットワークすなわち人間関係は実質的なものであり、それがいかなるメカニズムによって作用しているのかという概念的、理論的観点には、いくつかの立場があるように思われる。本章では、経済社会学や社会階層論を中心に論じられる3つの理論的枠組みを取り上げる。

1つは、埋め込み論 (Embeddedness Theory) と呼ばれる理論的立場である (Granovetter 1985)。この立場では、現実社会での様々な経済行為が社会的文脈、とりわけ社会ネットワークの制約を受けていることを前提に議論がなされる。個々人は社会ネットワークの中に埋め込まれた存在であり、埋め込みの程度、あり方によって情報や機会にアクセスできる可能性が異なることが想定されている。具体的な社会的文脈を考慮せずに原子化された個人の自由な意思決定と行動を前提とする立場や、個々人の意思決定や行動がマクロレベルでの制度や文化によって決定されるという視座は、それぞれ過小

社会化、過剰社会化された非現実的な個人像を前提としているとして批判される。

先に紹介した「弱い紐帯の強さ」は、埋め込み論にもとづき導出される仮説の1つである。個人を取り巻く人間関係が狭く凝集的である場合には、同質的な情報や価値観が共有されやすい。しかし、転職などのように新しい機会を求める場面においては、その個人が普段接することのない異質で新しい情報や機会が必要となる。同質的なネットワークを通じてでは、そのような資源を獲得することが難しい。以上の説明は、社会ネットワークへの過剰な埋め込みは個人の転職機会を抑制すると要約できる。

先行研究では、入職経路に着目して分析がなされてきた。具体的には、友人や知人の紹介を弱い紐帯の代理指標として用い、その他の求職方法よりも高い所得、高い地位、安定した雇用につながるかが検証されてきた。

従来の研究では、紐帯の特性がどのような場合にでも一定の意味を持つことを仮定したうえで、その効果の検討がなされてきた。しかし、転職者がどのような移動を経験するのかによって、社会ネットワークの影響の度合いは異なる可能性がある。第1部第2章でもこの点については議論したが、情報の不確実性が小さいような移動パターンの場合、社会ネットワークのインパクトは小さくなる。また、社会ネットワークの凝集性が高くなればなるほど、多様な経路からの情報獲得は困難となるため、転職活動にとっては不利になると考えられる。これらの側面は、いわば移動の文脈とでも呼べるものである。しかし、紐帯の効果を検討するにあたって、これまでの先行研究では移動の文脈があまり検討されてこなかったといえる。

この点については、先行研究では2通りのアプローチが試みられている。1つは、埋め込みの程度を考慮すること、もう1つは職種や業種などのセクターの要因と組み合わせた分析である。前者については、転職前の職場での勤続年数が長いほど、その職場を中心とする人間関係に強く埋め込まれると想定し、その上で社会ネットワークの効果を検討する。職場ネットワークへの埋め込みが強いほど自発的な転職が抑制されるという結果が報告されているが(Hom and Xiao 2011)、転職結果に対する影響は検討されていない。

後者については経済学的な分析枠組みとの接合である。転職が所得低下を

もたらずのは、転職を通じて異なる職種、業種に移動することに伴い、蓄積された人的資本が失われるからだというのが経済学的な説明である。一方で、埋め込み論の視座からはこのような移動は個人が従来埋め込まれていた環境からの脱埋め込みを意味すると解釈することもできる。異なる環境への移行に際して、ジョブマッチングについて社会ネットワークがブリッジの機能を果たす可能性がある。職種間、産業間移動と社会ネットワークの相互作用効果についてはほとんど検討されていない。Chua (2011) のように公的、民間セクターで紐帯が賃金に与える効果が異なるかを検証している研究は存在するが、移動がネットワークの効果にもたらす影響を直接明らかにするものではない。

2.2.2 セーフティネット論

2 つ目の理論的な立場は、ここではセーフティネット論と便宜的に呼ぶ。この立場では、社会ネットワークは失業など不測の事態に際し、望ましくない状況を回避するための手段として位置づけられる。セーフティネット論的な立場からの研究は、経済社会学よりは家族社会学を中心になされてきたといえる (大和 2000; 野沢 2009)。それは、生活のなかで不測の事態が生じたときにまず頼る対象が、第一次集団の中心をなす家族・親族であると考えられてきたからである。家族に焦点をあてた代表性のある調査データからも、家族が重要なサポート源であるということが報告されている (菅野 2011)。

セーフティネット論的な枠組みによる経済行為の実証分析では、入職経路としての家族・親族紐帯の効果に焦点があてられてきた。これまでの研究では、家族・親族の紹介によって得た仕事はそれ以外の方法よりも正規雇用の仕事に就きやすく、また仕事を辞めにくいということが明らかにされている (石田 2009a; 石田・小林 2011)。とくに石田 (2009a) は離職理由別に家族・親族紐帯の効果を検討し、外部的理由による転職の場合には家族・親族関係がセーフティネットとして機能することを明らかにしている。しかし、キャリアのステップアップになるような転職に際して社会ネットワークがなぜ機能する、あるいはしないのかという点について明確な答えがあるわけではない。したがって、セーフティネット論の立場からの研究についてはさ

らに分析を重ねる必要があるだろう。

2.2.3 社会的閉鎖論

第3の理論的枠組みは、社会的閉鎖論 (Social Closure Theory) にもとづく社会ネットワークの解釈である。この枠組みは主に社会階層論の視座から展開されてきたといえる。社会的閉鎖とは、ある集団が自らの利益を維持するために、それと関わる様々な機会や資源を、他の集団から排他的に享受・独占する過程を指す (Murphy 1984: 548-549)。社会的閉鎖が生じるのは資本家・労働者階級間というマルクス主義的な次元のみならず、性別、人種、学歴、資格など多次元にわたる。社会的閉鎖論に関連するものとして葛藤理論、文化資本・社会関係資本論などがある (Collins 1971; Bourdieu 1986)。これらは当然同じものであるとは言えないが、ライフコース上で有利な機会が一部の集団・階層に集中しやすいという認識は一致しているといえるため、本章では社会的閉鎖論とひとまず呼ぶ。

概念的に完全な一致をみるわけではないが、社会的閉鎖論に近い枠組みは社会ネットワーク論でも社会的資源の理論 (Social Resource Theory) あるいは社会関係資本論 (Social Capital Theory) として概念化されてきた (Lin et al. 1981; Lin 2001=2008)。そこで仮定されているのは高い社会的地位ほどより質の高い情報や機会を多く保有しているというものである。海外の実証研究では高い社会的地位の知り合い (親族を含む) がいることが個人の地位達成とも関係していることを主張する結果が報告されている (Bian 1997; De Graaf and Flap 1988)。また、高い社会的地位の知り合いの有無と求職時の仕事のオファー数にも関連があるとされている (McDonald et al. 2009)。しかし、日本の先行研究で上記の枠組みに沿った実証分析はほとんどみられない。

3 埋め込み・セーフティネット・社会的閉鎖仮説の検証

以上の理論的枠組みと実証研究の知見を踏まえて、本章では表 5.1 に示される作業仮説の検討を通じて、前節で取り上げた3つの理論的枠組みの検証

を行う。それぞれの議論は、社会ネットワークが労働市場の中で資源として機能する条件に関わるものである。そのため、本章では以下の実証分析で交互作用効果の検討を進めることになる。

表 5. 1 検討する仮説

仮説	命題	実証モデルで予測される交互作用効果の向き
埋め込み仮説	H1-1 転職前の職場での勤続年数が長いほど、転職時の所得上昇に与える仕事関係の友人・知人のプラスの効果は弱い	-
	H1-2 学校卒業後の年数が長いほど、転職時の所得上昇に与える学生時代のネットワークの効果は大きい	+
	H1-3 転職に伴い職種あるいは業種の移動が生じている場合、社会ネットワークは転職時の所得上昇に寄与する	+
セーフティネット仮説	H2 転職前に失業リスクが高いほど、社会ネットワークが転職時の所得上昇に与えるプラスの効果が高い	+
社会的閉鎖仮説	H3-1 親の社会的地位が高いほど、家族・親族ネットワークは転職時の所得上昇に寄与する	+
	H3-2 本人の学歴が高いほど、学生時代の友人・知人は転職時の所得上昇に寄与する	+
	H3-3 本人の社会的地位が高いほど、仕事関係の友人・知人は転職時の所得上昇に寄与する	+

埋め込み仮説については、3つの作業仮説を立てる。1つは仕事上のネットワークの効果が、若年者が働く職場での勤続年数が長くなるにつれて小さくなるか否かの検討である。この作業仮説の背後には、同一の職場に長くいるほど仕事上のネットワークに占める職場の人間関係の比重が大きくなるという仮定がある。この仮定の上に立てば、同一の職場に長くいるほどその職場の人間関係により強く埋め込まれることになり、転職時に情報や機会を得る上でそのような凝集的なネットワークがむしろ制約となると予測できる。

2つ目の作業仮説は上記の仮説を逆手に取ったものである。学校卒業から時間が経過するほど、学生時代の友人・知人が埋め込まれるネットワークと、若年者本人が埋め込まれるネットワークは異なったものになるだろう。その

ため、学校卒業から時間が経過した後の学生時代の友人・知人関係は異なるネットワーク同士を接続させるブリッジとして機能し、転職時に様々な情報や機会を得る上でポジティブに作用すると予測できる。

もう1つは異なるセクター間での移動が起こる際に、紐帯がブリッジとして機能するか否かを検討するものである。職種・業種間移動が生じることで人的資本が失われるという解釈でも、別の環境への移行に伴い不確実性が高まることで情報や機会を得にくくなるという解釈でもよいが、紐帯の存在によってスムーズなジョブマッチングが実現することでこれらの不利益が相殺されるという予想にもとづく命題となる。ここでは特に紐帯の種類については考慮せず、セクター間移動と紐帯の交互作用効果がプラスであるかを検討する。

セーフティネット仮説については、失業リスクが高い者ほどその不利益が社会ネットワークの存在によって相殺されるかを検討する。先行研究に従えば、本来ならば離職理由を考慮すべきであるといえる。しかし、次節で言及する通り本研究で用いるデータでは回答形式の違いもあり離職理由を用いることには問題がある。そのため、主観的な回答ではあるが失業リスクを代理指標として用いることにした。社会ネットワークが個人では対応困難な緊急時において機能するならば、失業リスクが高い者ほど社会ネットワークの効用は高いはずである。

最後に社会的閉鎖仮説であるが、これらについては親の社会的地位と家族・親族ネットワーク、本人の学歴と学生時代のネットワーク、そして本人の社会的地位と仕事関係のネットワークの交互作用効果を検討する。3つのいずれについても、より高い社会経済的地位を占める者は社会ネットワークによってもたらされる効用が大きいという予測が導き出される。

4 使用データ

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³⁾。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。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。

なお、本章ではパネルデータを取り扱うため、同一対象者に関して複数の観察値が得られる。そのため、社会ネットワーク変数については各回の観察値の個人内平均をとり、各回の観察値を個人内平均で差し引く形でセンタリングを行っている。分析では、センタリングされた後の社会ネットワーク変数、および社会ネットワーク変数の個人内平均を用いる。これにより、個人の中で (時間を通じて) 相談相手がいる場合といない場合の違い (**within effect**) と相談相手がしやすい者とそうではない者との違い (**between effect**) を区別した推定が可能になる。この手続きの意義は、先行研究ではあまり検討されてこなかった社会ネットワーク資源の変化が転職機会にどのような影響を与えるのかを検討できる点にある⁴⁾。以下の分析結果では、特に断りのない限り **within effect** の解釈を中心に進める。

本章では、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⁾。

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。

前節で議論した仮説の検討で用いる変数について説明する。仮説1の埋め込み仮説については、転職前の職場での勤続年数、学校卒業からの年数、および転職に伴い職種・業種間移動があったかを用いる。職種については専門・技術、管理、事務、販売、サービス、生産工程・現場、その他の7カテゴリがあり、転職前後の職種が異なる場合は1、一致している場合は0を割り当てた。業種については、JLPSではSSM産業コード⁶⁾が割り振られているため、転職前後でコードが異なる場合には1、一致する場合には0を割り振っている。

仮説2のセーフティネット仮説については、JLPSで尋ねられている「今後1年間に失業（倒産を含む）をする可能性がある」という質問（以下、失業リスク変数）を用いる。失業リスク変数は4件尺度となっているので、分析では失業リスクが最も高いという回答に4点、あてはまらないという回答に1点を割り当てて連続変数として用いる。

最後に仮説3の社会的囲い込み仮説については、本人15歳時の父の地位、本人の現在の地位、および本人学歴を用いる。本人15歳時の父の地位と本人の現在の地位については、大企業ホワイトカラー（従業先規模300名以上または官公庁の事務職・管理職）、あるいは専門的・技術的職業である場合に1、それ以外は0とコード化した。本人学歴については、大卒以上を1、それ以外を0としている。

以上述べた変数の他、統制変数として以下のものを用いる。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・自営を基準とした非正規雇用ダミー）、単身世帯ダミー、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5.2に示す。

表 5. 2 分析で用いる変数の要約統計量

	男性サンプル (全体)				男性サンプル (転職者のみ)				女性サンプル (全体)				女性サンプル (転職者のみ)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	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 (1年後)	0.072	0.259	0	1					0.123	0.328	0	1				
1年間での個人所得変化	8.088	134.397	-1950	1100	-11.640	127.619	-500	300	10.477	89.259	-450	1800	3.493	89.981	-300	300
仕事紹介の相談相手: 家族・親族 (1年前、センタリング)	0.003	0.257	-0.67	0.67	0.014	0.253	-0.67	0.67	0.005	0.262	-0.67	0.67	0.011	0.247	-0.67	0.67
仕事紹介の相談相手: 仕事関係の友人・知人 (1年前、センタリング)	0.007	0.301	-0.67	0.67	0.015	0.296	-0.67	0.67	0.011	0.296	-0.67	0.67	-0.013	0.318	-0.67	0.67
仕事紹介の相談相手: 学生時代の友人・知人 (1年前、センタリング)	-0.001	0.247	-0.67	0.67	0.005	0.221	-0.67	0.67	0.003	0.238	-0.67	0.67	0.022	0.249	-0.67	0.67
年齢 (1年前)	33.451	5.547	20	44	30.577	5.616	20	44	33.194	6.093	20	44	31.846	6.569	20	44
既婚 (1年前)	0.569	0.495	0	1	0.434	0.497	0	1	0.464	0.499	0	1	0.382	0.487	0	1
本人上層ホワイト (1年前)	0.253	0.435	0	1	0.238	0.427	0	1	0.264	0.441	0	1	0.290	0.455	0	1
本人非正規 (1年前)	0.104	0.305	0	1	0.370	0.484	0	1	0.433	0.496	0	1	0.651	0.478	0	1
失業リスク (1年前)	1.620	0.808	1	4	2.021	1.086	1	4	1.601	0.802	1	4	1.941	1.050	1	4
単身世帯ダミー (1年前)	0.119	0.324	0	1	0.148	0.356	0	1	0.096	0.294	0	1	0.121	0.327	0	1
勤続年数 (1年前)	8.234	6.361	0	27	3.214	3.870	0	20	5.552	5.386	0	26	3.051	3.795	0	20
学校卒業後年数 (1年前)	12.728	6.209	0	28	9.614	5.963	0	25	12.900	6.861	0	30	11.158	7.114	0	25
仕事紹介の相談相手: 家族・親族個人平均	0.204	0.312	0	1	0.166	0.275	0	1	0.202	0.305	0	1	0.176	0.298	0	1
仕事紹介の相談相手: 仕事関係の友人・知人個人平均	0.375	0.381	0	1	0.345	0.370	0	1	0.287	0.341	0	1	0.281	0.325	0	1
仕事紹介の相談相手: 学生時代の友人・知人個人平均	0.179	0.291	0	1	0.175	0.299	0	1	0.158	0.276	0	1	0.162	0.277	0	1
本人大卒以上	0.495	0.500	0	1	0.471	0.500	0	1	0.304	0.460	0	1	0.324	0.469	0	1
父上層ホワイト	0.239	0.426	0	1	0.275	0.448	0	1	0.224	0.417	0	1	0.246	0.432	0	1
転職前後で職種間移動					0.339	0.474	0	1					0.371	0.484	0	1
転職前後で産業間移動					0.497	0.501	0	1					0.471	0.500	0	1
1年間での月あたり労働時間変化					-1.413	70.046	-279	252					0.588	59.425	-300	191
勤続年数×家族・親族					0.049	1.272	-4.67	8					-0.114	1.666	-8.67	12.67
学校卒業後年数×学生時代の友人・知人					0.074	2.201	-7.67	13.33					0.225	2.819	-11.33	15.33
失業リスク×家族・親族					0.061	0.603	-2	2.67					-0.004	0.536	-2.67	2.67
失業リスク×仕事関係の友人・知人					0.046	0.674	-2	2.67					-0.020	0.617	-2.67	2.67
失業リスク×学生時代の友人・知人					0.028	0.517	-1.33	2.67					0.023	0.523	-2.00	2.67
父上層ホワイト×家族・親族					0.001	0.142	-0.67	0.67					0.001	0.124	-0.67	0.67
本人上層ホワイト×仕事関係の友人・知人					-0.003	0.134	-0.67	0.67					-0.001	0.194	-0.67	0.67
本人大卒以上×学生時代の友人・知人					-0.007	0.154	-0.67	0.67					0.010	0.148	-0.67	0.67
職種間移動×家族・親族					0.011	0.172	-0.67	0.67					0.006	0.158	-0.67	0.67
職種間移動×仕事関係の友人・知人					-0.003	0.154	-0.67	0.67					-0.021	0.189	-0.67	0.67
職種間移動×学生時代の友人・知人					-0.005	0.111	-0.67	0.67					0.008	0.152	-0.67	0.67
産業間移動×家族・親族					0.004	0.201	-0.67	0.67					0.007	0.146	-0.67	0.67
産業間移動×仕事関係の友人・知人					-0.010	0.201	-0.67	0.67					-0.007	0.205	-0.67	0.67
産業間移動×学生時代の友人・知人					-0.005	0.140	-0.67	0.67					0.020	0.171	-0.67	0.67
2009年調査 (Wave3) ダミー	0.320	0.467	0	1	0.344	0.476	0	1	0.341	0.474	0	1	0.331	0.471	0	1
2011年調査 (Wave5) ダミー	0.314	0.464	0	1	0.280	0.450	0	1	0.341	0.474	0	1	0.316	0.466	0	1
観察数	2612				189				2212				272			

5 サンプルセレクションモデルの応用

本章の目的は、転職前後の個人所得変化に対する社会ネットワークの影響を検討することである。その際、転職者に限定してデータ分析を行うことには問題がある。計量分析の用語では、サンプルセレクションに伴うバイアスが生じるという問題が生じることになる。

ここでの分析目的に即して言えば、社会ネットワークが所得変化に与える影響は、転職するか否かを考慮しない場合には過小にも過剰にも推定される。転職者にサンプルを限定する場合、社会ネットワークの効果の中には転職行動と社会ネットワーク、そして転職行動と所得変化の関連が潜在的に反映されることになる。そのため、推定された社会ネットワークの効果が何を意味しているのかを解釈するのが困難になる。先行研究で発見された知見のほとんどはサンプルを転職者に限定したものである。

セレクションバイアスに対処するため、本章では二段階推定による分析を行う⁷⁾。サンプルセレクションモデルは以下の式 5.1, 5.2 によって表現される。本章の二段階推定では、一段階目（セレクションパート）で転職行動に関するプロビット推定を行い、潜在変数 z_i^* を推定する (w_i はセレクションパートでの独立変数ベクトルで、 α は係数ベクトル)。この段階では、転職者、非転職者の双方が分析対象となる。二段階目（アウトカムパート）では、セレクションパートでのプロビット推定にもとづき求められた逆ミルズ比の推定値 $\hat{\lambda}_i$ を独立変数として統制したうえで、転職者に限定して所得変化の推定を行う (x_i はアウトカムパートでの独立変数ベクトルで、 β は係数ベクトル)。その係数 θ は一段階目、二段階目の推定における誤差相関を意味する。 θ が統計的に有意であれば、転職行動と所得変化の間に関連がみられるということの意味する。以上を式で表現すると、以下の通りである。

$$z_i^* = w_i' \alpha + e_i \quad \text{式 5.1}$$

$$y_i^* = x_i' \beta + \theta \hat{\lambda}_i \quad \text{式 5.2}$$

なお、今回の分析ではパネルデータを用いるため、データは一人の回答者

につき最大3つの観察値が得られるネスト構造をとることになる。ただし、セレクションの問題とネスト構造の問題を同時に考慮することによって生じる推定の複雑さを避けるため、今回はセレクションへの対応を優先させる⁸⁾。

6 分析結果

6.1 転職行動と社会ネットワークの関連

男性、女性各サンプルについてのセレクションモデルの推定結果を表 5.3、表 5.4 に示す。転職経験の有無に関する推定結果（セレクションパート）については、用いる独立変数が同じであることもありモデル間でほぼ同一の結果が得られている。

まず、男女に共通する結果からみてみよう。本研究で焦点が当てられている社会ネットワーク変数については、センタリング後の変数、個人内平均値の両方に関して、全ての紐帯の種類で統計的には有意ではない。このことは、ある個人について観察された期間内で仕事の紹介について相談する相手がいるようになるか（**within effect**）、そして観察された期間を通じて仕事の紹介について相談できる相手が平均的にしやすい者か（**between effect**）、転職行動には差がないことを意味する。

次いで共通するのは、転職前の従業上の地位が非正規雇用であること、失業リスク、勤続年数、学校卒業後年数の効果である。転職前の職が非正規雇用である場合、1年後に転職しやすい。この結果は転職経験を扱う様々な先行研究でも確認されているものである。また、主観的な失業リスクが高くなるほど転職しやすい。勤続年数の効果はマイナスで、二乗項はプラスに有意な係数を示している。このことは、勤続年数が長いほど転職しにくい、その程度は勤続年数が長くなるほど弱まることを意味する。学校卒業後年数については、男性については10%水準ではあるが、男女ともにマイナスの係数を示している。基本的には勤続年数の効果と同様に解釈でき、労働市場に長くいるほど現在いる職場に定着するようになることを意味していると考え

られる。

男女で異なる結果は、既婚ダミー変数と本人大卒以上ダミー変数の効果についてである。既婚ダミーの効果については、男性ではプラス、女性ではマイナスに有意な係数を示している。大卒以上ダミーの効果については、男性でのみマイナスに有意な係数となっている。本章ではこれら（大卒以上ダミーについては主効果）をコントロール変数として用いているため、ここでは積極的な解釈は行わない。

表 5. 3 セレクションモデルの結果（男性）

	モデルM0 (ベースライン)		モデルM1 (埋め込み仮説)		モデルM2 (セーフティネット仮説)		モデルM3 (社会的閉鎖仮説)	
	係数	ロバスト 標準誤差	係数	ロバスト 標準誤差	係数	ロバスト 標準誤差	係数	ロバスト 標準誤差
従属変数：転職前後の収入変化								
家族・親族（センタリング）	-4.706	38.252	-66.285	54.564	147.588 *	73.708	-9.246	38.152
仕事関係（センタリング）	15.733	33.788	-5.777	45.011	49.581	70.948	27.449	36.235
学生時代（センタリング）	-53.826	32.914	-135.120 *	55.936	63.693	77.654	-31.235	52.853
年齢	0.678	4.372	-0.066	4.059	0.376	4.259	0.745	4.286
既婚	8.456	21.786	10.566	21.405	11.196	21.603	7.210	21.828
転職前後での月あたり労働時間変化	0.329 **	0.126	0.314 *	0.127	0.326 **	0.117	0.337 **	0.127
本人上層ホワイト	10.263	23.499	6.831	23.018	18.188	22.486	9.076	24.099
本人非正規	-31.072	21.575	-28.849	20.783	-33.637 †	19.421	-30.721	21.560
失業リスク	-5.388	8.579	-5.250	8.288	1.304	7.950	-4.367	8.453
単身世帯	11.660	29.268	18.732	28.412	10.419	28.399	8.046	30.605
勤続年数	-4.386	3.379	-4.909	3.112	-3.986	3.102	-3.986	3.321
学校卒業後年数	-3.301	4.493	-2.860	4.192	-3.240	4.387	-3.451	4.421
家族・親族個人内平均	49.433	36.553	38.106	34.776	66.573 †	36.543	51.886	36.370
仕事関係個人内平均	18.368	32.545	11.017	32.838	9.694	32.148	18.275	32.831
学生時代個人内平均	-1.635	32.692	11.392	32.320	-9.126	33.921	-2.285	32.476
本人大卒以上	-0.826	25.605	0.218	25.807	-3.789	25.434	-0.319	25.675
父上層ホワイト	6.732	24.094	6.947	23.295	9.789	23.809	6.353	24.232
職種間移動	16.767	22.540	16.426	22.587	19.926	21.588	17.344	23.615
産業間移動	-33.617	21.044	-38.330 †	21.920	-31.795	20.753	-33.879	21.244
勤続年数×仕事関係（センタリング）			11.548	8.439				
学校卒業後年数×学生時代（センタリング）			2.736	6.565				
職種間移動×家族・親族（センタリング）			34.761	103.312				
職種間移動×仕事関係（センタリング）			-39.632	93.549				
職種間移動×学生時代（センタリング）			-25.758	91.036				
産業間移動×家族・親族（センタリング）			77.695	96.357				
産業間移動×仕事関係（センタリング）			5.114	88.471				
産業間移動×学生時代（センタリング）			158.095 *	64.567				
失業リスク×家族・親族（センタリング）					-75.727 **	28.086		
失業リスク×仕事関係（センタリング）					-15.080	28.024		
失業リスク×学生時代（センタリング）					-53.764	34.720		
父上層W×家族・親族（センタリング）							7.550	76.880
本人上層W×仕事関係（センタリング）							-52.716	84.485
本人学歴W×学生時代（センタリング）							-36.842	70.750
Wave3ダミー	-53.509 *	22.024	-56.470 *	22.026	-54.013 *	21.288	-54.418 *	22.108
Wave5ダミー	19.254	19.525	15.304	19.615	16.847	18.872	20.952	19.751
切片	68.012	99.953	86.596	93.273	58.714	93.420	63.600	97.955
セレクションパート								
従属変数：転職経験								
家族・親族（センタリング）	0.114	0.169	0.113	0.169	0.112	0.169	0.114	0.169
仕事関係（センタリング）	0.020	0.138	0.019	0.138	0.019	0.138	0.020	0.138
学生時代（センタリング）	0.105	0.137	0.105	0.137	0.105	0.137	0.105	0.137
年齢	0.014	0.022	0.014	0.022	0.014	0.022	0.014	0.022
既婚	0.261 *	0.102	0.261 *	0.102	0.261 *	0.102	0.261 *	0.102
本人上層ホワイト	-0.037	0.098	-0.037	0.098	-0.036	0.097	-0.037	0.098
本人非正規	0.616 ***	0.107	0.617 ***	0.107	0.616 ***	0.107	0.616 ***	0.107
失業リスク	0.205 ***	0.048	0.205 ***	0.048	0.205 ***	0.048	0.205 ***	0.048
単身世帯	0.149	0.136	0.149	0.136	0.149	0.136	0.149	0.136
勤続年数	-0.119 ***	0.024	-0.119 ***	0.023	-0.119 ***	0.024	-0.119 ***	0.024
勤続年数2乗	0.003 *	0.001	0.003 *	0.001	0.003 *	0.001	0.003 *	0.001
学校卒業後年数	-0.040 †	0.020	-0.040 †	0.020	-0.040 †	0.020	-0.040 †	0.020
家族・親族個人内平均	-0.176	0.136	-0.176	0.136	-0.176	0.136	-0.176	0.136
仕事関係個人内平均	-0.046	0.111	-0.047	0.111	-0.047	0.111	-0.046	0.111
学生時代個人内平均	0.056	0.156	0.056	0.156	0.056	0.156	0.056	0.156
本人大卒以上	-0.266 *	0.113	-0.266 *	0.113	-0.266 *	0.113	-0.266 *	0.113
父上層ホワイト	0.097	0.097	0.097	0.097	0.097	0.097	0.097	0.097
Wave3ダミー	0.058	0.100	0.059	0.100	0.058	0.100	0.058	0.100
Wave5ダミー	-0.014	0.109	-0.014	0.109	-0.014	0.109	-0.014	0.109
切片	-1.441 **	0.469	-1.442 **	0.469	-1.442 **	0.469	-1.441 **	0.469
逆ミルズ比	-20.128	24.921	-15.626	20.456	-16.386	19.873	-19.893	24.377
N		2612		2612		2612		2612
打ち切られた観察数		2423		2423		2423		2423
二段階目の観察数		189		189		189		189
疑似-2LL		3442.392		3435.12		3431.112		3441.686

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

標準誤差は、ネスト構造を考慮したロバスト標準誤差を用いた(個人数は1312)。

表 5. 4 セレクションモデルの結果（女性）

	モデルF0 (ベースライン)		モデルF1 (埋め込み仮説)		モデルF2 (セーフティネット仮説)		モデルF3 (社会的閉鎖仮説)	
	係数	ロバスト 標準誤差	係数	ロバスト 標準誤差	係数	ロバスト 標準誤差	係数	ロバスト 標準誤差
従属変数：転職前後の収入変化								
家族・親族（センタリング）	-44.086 *	18.928	-16.460	23.981	-17.097	36.722	-37.036 †	21.210
仕事関係（センタリング）	28.984	21.166	33.535	34.532	46.182	42.179	14.876	19.315
学生時代（センタリング）	0.354	23.367	13.480	49.955	-23.926	49.404	-2.531	26.489
年齢	1.467	2.494	1.852	2.540	1.498	2.529	1.512	2.424
既婚	-8.413	15.757	-9.340	15.349	-8.125	15.903	-10.226	15.548
転職前後での月あたり労働時間変化	0.251 *	0.097	0.249 *	0.098	0.259 **	0.099	0.255 **	0.097
本人上層ホワイト	-2.491	14.497	-0.444	14.383	-2.427	14.768	-1.174	13.927
本人非正規	-0.662	23.515	1.021	20.924	-2.234	23.060	2.159	21.975
失業リスク	-11.537	11.132	-11.552	10.514	-12.873	10.232	-10.899	10.063
単身世帯	15.097	22.428	15.699	22.239	15.518	22.646	14.914	22.096
勤続年数	2.259	2.877	2.289	2.596	2.504	2.715	2.204	2.668
学校卒業後年数	0.631	2.778	0.145	2.762	0.634	2.772	0.507	2.668
家族・親族個人内平均	0.888	18.935	4.077	18.921	0.066	18.795	-0.396	18.812
仕事関係個人内平均	28.702	17.756	27.236	17.606	28.872	17.746	25.531	18.100
学生時代個人内平均	-2.431	21.775	-6.204	22.014	-3.142	21.701	-0.483	21.013
本人大卒以上	-14.568	16.533	-17.451	16.844	-13.671	16.788	-15.503	16.444
父上層ホワイト	0.453	14.459	2.409	14.675	0.327	14.702	-0.304	14.518
職種間移動	23.689 †	12.654	22.213 †	12.396	22.211 †	12.865	23.458 †	12.662
産業間移動	9.012	11.143	10.904	10.897	8.721	11.120	10.313	11.351
勤続年数×仕事関係（センタリング）			1.876	3.655				
学校卒業後年数×学生時代（センタリング）			-2.232	3.495				
職種間移動×家族・親族（センタリング）			-4.673	41.038				
職種間移動×仕事関係（センタリング）			-37.839	40.488				
職種間移動×学生時代（センタリング）			-12.606	51.873				
産業間移動×家族・親族（センタリング）			-62.456	43.382				
産業間移動×仕事関係（センタリング）			2.957	35.021				
産業間移動×学生時代（センタリング）			25.870	49.202				
失業リスク×家族・親族（センタリング）					-15.050	16.685		
失業リスク×仕事関係（センタリング）					-9.283	25.994		
失業リスク×学生時代（センタリング）					13.860	20.581		
父上層W×家族・親族（センタリング）							-25.806	47.930
本人上層W×仕事関係（センタリング）							36.145	41.129
本人学歴W×学生時代（センタリング）							11.813	45.709
Wave3ダミー	-0.028	13.448	-0.987	13.598	0.408	13.519	-1.215	13.546
Wave5ダミー	-8.788	13.445	-9.904	13.163	-7.135	13.459	-11.632	13.568
切片	17.248	113.411	-2.329	95.672	26.102	107.748	9.642	102.405
セレクションパート								
従属変数：転職経験								
家族・親族（センタリング）	0.052	0.148	0.051	0.148	0.050	0.148	0.051	0.148
仕事関係（センタリング）	-0.202	0.136	-0.202	0.137	-0.205	0.136	-0.199	0.135
学生時代（センタリング）	0.289 †	0.155	0.290 †	0.155	0.289 †	0.154	0.290 †	0.155
年齢	0.028	0.019	0.029	0.019	0.028	0.019	0.028	0.019
既婚	-0.176 †	0.092	-0.176 †	0.092	-0.175 †	0.092	-0.176 †	0.092
本人上層ホワイト	0.138	0.094	0.138	0.094	0.139	0.093	0.137	0.094
本人非正規	0.515 ***	0.085	0.515 ***	0.085	0.514 ***	0.085	0.515 ***	0.085
失業リスク	0.250 ***	0.042	0.250 ***	0.042	0.251 ***	0.042	0.250 ***	0.042
単身世帯	0.079	0.124	0.079	0.124	0.080	0.124	0.079	0.124
勤続年数	-0.094 ***	0.022	-0.094 ***	0.022	-0.094 ***	0.022	-0.094 ***	0.023
勤続年数2乗	0.003 *	0.001	0.003 *	0.001	0.003 *	0.001	0.003 *	0.001
学校卒業後年数	-0.044 *	0.018	-0.045 *	0.018	-0.045 *	0.018	-0.044 *	0.018
家族・親族個人内平均	-0.091	0.128	-0.090	0.127	-0.092	0.127	-0.090	0.127
仕事関係個人内平均	-0.047	0.111	-0.047	0.111	-0.046	0.110	-0.047	0.111
学生時代個人内平均	0.112	0.139	0.110	0.138	0.113	0.138	0.110	0.138
本人大卒以上	-0.143	0.096	-0.143	0.096	-0.144	0.095	-0.142	0.096
父上層ホワイト	0.016	0.089	0.016	0.089	0.017	0.089	0.016	0.089
Wave3ダミー	-0.057	0.092	-0.058	0.092	-0.057	0.092	-0.058	0.092
Wave5ダミー	-0.128	0.094	-0.128	0.094	-0.127	0.094	-0.128	0.094
切片	-1.842 ***	0.436	-1.844 ***	0.436	-1.843 ***	0.435	-1.838 ***	0.436
逆ミルズ比	-43.337	46.243	-40.890	41.555	-48.345	42.296	-38.740	40.574
N		2212		2212		2212		2212
打ち切られた観察数		1940		1940		1940		1940
二段階目の観察数		272		272		272		272
疑似-2LL		4642.4		4638.4		4641.474		4641.012

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

標準誤差は、ネスト構造を考慮したロバスト標準誤差を用いた(個人数は1176)。

6.2 転職結果と社会ネットワークの関連

続いて、転職前後の個人所得変化に関する推定結果について議論する。先の転職行動の推定結果から求められた逆ミルズ比の値はマイナスである。そのため転職行動と個人所得変化の間には負の関係があるように見えるが、統計的には有意ではないため結論は下せない。以下、各作業仮説の検討結果について議論する。

モデル M0 とモデル F0 は作業仮説に関連する交互作用項を含めない推定結果で、ベースラインとなるモデルである。男性については、5%水準で有意なネットワーク変数はなかった。一方女性については、家族・親族関係に関して 5%水準で有意な負の効果が観察される。この段階の結果からは、どちらかといえば仕事の紹介の相談相手が存在することは、むしろ転職後の所得低下に結び付きやすいことを意味しているといえよう。

それでは、それぞれの作業仮説が支持されるか、また各仮説にもとづくモデルがベースラインモデルのあてはまりを改善しているといえるかを検討しよう。モデル M1 と F1 は埋め込み論にもとづく作業仮説の検討結果である⁹⁾。

モデル M1, F1 とともに、勤続年数と仕事関係の友人・知人の交互作用項、学校卒業後年数と学生時代の友人・知人の交互作用項はいずれも有意ではない。したがって、職場への埋め込み、学校からの脱埋め込みが進むことが社会ネットワークの効果に影響を与えるとする仮説は支持されなかった。この結果は、仮説 H1-1 および H1-2 が支持されなかったことを意味する。

仮説 H1-3 についてはどうか。職種間移動と社会ネットワークの交互作用効果に関する検討結果である。男女いずれも交互作用項は有意ではなく、主効果についても 5%水準で有意な係数はない。これは、異なる職種への移動を伴う転職か否かで社会ネットワークの効果が異なるとはいえないことを意味する。

しかし、産業間移動と社会ネットワークの交互作用効果については、男性サンプルでは産業間移動と学生時代の友人・知人の交互作用効果が 5%水準で有意にプラスの値を示している。転職に伴い産業が変化する際には、学生

時代の友人・知人の存在が所得上昇を伴う転職機会につながることを意味する。しかし、学生時代の友人・知人の主効果は 5%水準でマイナスに有意である。これは、産業間移動を伴わない転職の場合にはこのネットワークの存在がむしろ所得低下を導いてしまうことを意味する。産業間移動に伴う人的資本の喪失という観点からは、学生時代の友人・知人がいる場合には産業間移動に伴い所得上昇が起こるが、いない場合には転職に伴い所得が低下する。この結果を読むことができるため、人的資本と社会ネットワークの補完的關係を見出せるともいえる。ただし、女性サンプルについては有意な結果が得られていない。以上から、仮説 H1-3 は男性について、産業間移動が生じる場合に成り立つといえる。

続いてセーフティネット論にもとづく仮説 H2 の検討結果についてであるが、女性の推定結果（モデル F2）は有意ではなく、男性の推定結果（モデル M2）は仮説と反対の結果を示している。交互作用効果はマイナスであり、失業リスクが高いほど家族・親族に相談相手がいることで所得低下を伴う転職につながりやすい。

最後に、社会的閉鎖仮説にもとづくモデル M3, F3 の結果は、いずれの交互作用項も統計的には有意ではなかった。社会ネットワークが資源として機能するのが一部の社会階層、集団の中だけに限られるという予測は、今回のデータ分析からは支持されなかったと言える。

以上の結果から、当初想定した仮説のなかで支持されたのは産業間移動と社会ネットワークの交互作用効果のみであることが明らかになった。失業リスクと社会ネットワークの交互作用項もモデルを改善していたが、予測とは異なる結果であった。また、これらの結果は男性の場合に限定されるもので、女性の転職についてはいずれのモデルも有意ではなかった。

7 セクター間移動で生じる「弱い紐帯の強さ」

本章では、若年者の転職に社会ネットワークがどのように影響しているのかを、セレクションモデルを用いて実証的に検討した。分析の結果、仕事の紹介を相談したり依頼したりできる相手がいるか否かが転職行動に影響す

ることではないものの、実際に転職が生じる際には社会ネットワークと所得上昇の間に関連があることが明らかになった。

しかし、社会ネットワークが資源として機能するのは男性の場合、そして特定の状況に限定されている。この結果は、社会ネットワークの効果を一般化して論じることはできないと主張する先行研究と同様といえるだろう。以下、この点に留意の上で知見の含意について議論したい。

本章の分析結果から新たに発見されたことは2点ある。1つは、学生時代の友人・知人ネットワークが産業間移動を伴う転職時に資源として機能しているということである。もう1つは、家族・親族のネットワークが転職前後での所得変化にプラスに寄与するのが失業リスクの低い場合に限られるということである。

異なる業種への移動は同一業種内の移動に比べれば大きな環境変化を伴うと考えられ、いわば個人内キャリアの中でも「大きな移動」と位置付けられる。その際、経済学的には人的資本の喪失を伴い、職探しにおける不確実性も高まると考えられるだろう。そのような「大きな移動」の場面では、家族・親族や職場を中心とする仕事上のネットワークよりも、学生時代に形成された、緩やかながら広がりを持ちうる社会ネットワークのほうが、情報や機会の獲得に有利に作用するといえる。以上の点を踏まえると、グラノヴェッターが提起した「弱い紐帯の強さ」は、「大きな移動」が生じるときにこそ強みが発現すると結論付けられる¹⁰⁾。移動のコンテキストを考慮した分析が有効であるといえるだろう。

それでは、もう1点の家族・親族関係と失業リスクの交互作用効果についてはどうか。当初の仮説とは異なり、分析結果は正反対となっていた。この結果は一見セーフティネット仮説が成立しないようにも思われるが、慎重な解釈が必要である。

推定結果から交互作用効果を検討すると、家族・親族ネットワークの効果がプラスになるのは失業リスクが「全くない」場合のみである。その他の場合は係数がマイナスとなるが、この結果には若年転職者が置かれた状況や彼らの意思決定が反映されている可能性がある。

第1に、失業リスクが少しでもあると認識している若年転職者にとって、

最悪の結果は失業状態に陥ることであろう。マイナスの係数の意味は、収入が減っても失業を回避しようと家族・親族を頼って転職を行う状況を示唆しているのかもしれない。すなわち、頼れる家族・親族がない場合には失業してしまうリスクの効果が、今回の分析結果にバイアスを生じさせてしまっていた可能性がある。

第2に、失業リスクがあると自認している若年転職者が家族・親族ネットワークに頼る場合、その意味が単なる仕事の紹介に関わる相談・依頼にはとどまらない可能性がある。その際得られるサポートには、金銭的な部分も含めたものがありうる。若年転職者が直面する様々な生活コストの負担を家族・親族が引き受けることで、彼らが一時的、臨時の仕事をしつつ転職機会をうかがうといった過程が存在する可能性がある¹¹⁾。その場合、収入低下分を家族が負担することになり、それが係数の符号に反映されているのかもしれない。

いずれの場合も今回の分析から結論を下せず、可能性の域を出ない。また、本章での分析により得られた結果の1つから、積極的に解釈を行うことには慎重であるべきだと思われる。本章のようなアプローチでの実証分析の例はまだ少なく、統計学の用語でいう第一種の過誤（本来は有意ではない結果を有意であると判断してしまう誤り）が生じている可能性も否定できない。しかし、家族のサポート、その前提を条件付ける社会政策のあり方と、社会ネットワークの影響に関する議論はさらに検討を進める意義があるだろう。

以上の議論から改めて当初の問題関心に立ち戻ろう。経済学で想定されるような人的資本概念だけでなく、労働市場では個人の経済行為を制約する社会的要因が存在する。そのなかでも、社会ネットワークが機会の構造を形成する重要な要因であることが明らかになった。若年労働市場の動態のさらなる解明に、経済学的なアプローチに加えて社会学的な理論・モデルが有用なのである。

最後に、本研究の限界と課題について付言しておきたい。第1に、女性サンプルについて本章の分析結果から積極的な考察を加えることは難しい。女性の就業は結婚、出産、育児などライフコースの影響を男性よりも受けやすいと考えられるため、本章のデータ分析では考慮できなかった要因が見過ご

されている可能性もある。第 2 に、本研究から導き出された知見が現代日本の若年労働市場における機会構造の特質といえるか否かには、より高年のコーホートに関する分析結果との比較が必要である。これらの点については、今後様々なデータの蓄積を待ち、改めて検討することとしたい。

[注]

- 1) 20～39 歳の男性について 32.8%，女性について 28.5%が「収入が少ない」ことを転職希望理由として挙げている。公表された結果表から筆者計算。
- 2) たとえば、ある組織で通用していた技能・スキルが他の組織では評価されないために賃金が低くなるなどの状況である。
- 3) 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。
- 4) つまり、相談相手がいるようになること (いなくなること) と、相談相手がいること (いない) ことの影響を同時に区別して検討することが可能になる。この点は、先行研究ではほとんど考慮されずにいた点であり、社会ネットワーク効果の実証研究を行う上で重大な点である。
- 5) JLPS では具体的な給与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。
- 6) SSM 産業分類 (95 年版) は 19 の分類カテゴリから構成されており、

各分類項目は他の日本標準産業分類や国勢調査の分類等での大分類とほぼ等しい。詳細については原編（1995）を参照されたい。

- 7) 詳細は Breen(1996)や Wooldridge(2008)などを参照のこと。
- 8) ちなみに、アウトカムパートについてランダム効果モデルにより推定を試みたが、切片分散（ランダム効果）は統計的には有意ではなかった。この点をもってネスト構造を無視してもよいと断言できるわけではないが、より重要なセレクション問題に対応することとした。ちなみに、ネスト構造への対処をまったくしていないわけではなく、推定値の標準誤差はネスト構造を考慮したロバスト標準誤差を用いている。
- 9) モデル M2, F2 については、仮説ごとに説明変数を個別に検討することも試みたが、結果に変化はなかった。そのため、埋め込み仮説に相当する説明変数を全てモデルに投入した結果を示す。
- 10) 本章では、学生時代の友人・知人ネットワークが「弱い紐帯」であることを直接に示しているわけでもなければ、理論的に仮定しているわけでもない。あくまで推定結果からの推論にとどまることには注意が必要である。この点は今後の課題としたい。
- 11) そのような状況が極端に現れるのが、「パラサイト・シングル」のような独身若年者の姿であろう（山田 1999）。

第6章 ジョブ・マッチングと社会ネットワーク

1 職場環境への着目

本章では、最近の若年労働市場におけるマッチング／ミスマッチングの背後で作用するメカニズムを明らかにすることを目的とする。その際、社会ネットワーク論と教育社会学における制度的連結論に着目し、人的なつながりや学校が職探しにおいてどのように機能するのかに焦点を当てて分析、考察を行う。

若年者の初期キャリアにおける定着が社会的、政策的関心事となっている。非正規雇用の拡大や新規学卒者の採用規模の縮小は、初期キャリアにおける就業状態を不安定なものにする。仕事を転々とせざるを得ない構造的問題がある一方で、採用する企業にとっては、そのような若年者は継続就業ができない者だというシグナルになる(小杉 2010)。また、すぐに仕事を辞めてしまう、辞めざるを得ない状況は、本人のスキル形成を阻害し、将来にわたるキャリア形成にとって不利に作用してしまうだろう。

これまで教育社会学では、学校を介した就職メカニズムが若年労働市場における情報の不完全性を補完し、若年者のスムーズな移行を可能にしてきたという制度的連結論の枠組みが広く受容されてきたといえよう(Rosenbaum and Kariya 1989; 荻谷 1991; Brinton and Kariya 1998)。しかし、若年者の初期キャリアにおいて、情報の不完全性を補うと考えられるのは学校だけではない。経済社会学では、社会ネットワークとキャリアの関係に関する研究が蓄積されてきた(Granovetter 1995=1998; 渡辺 1991)。ネットワークを通じた情報収集や仕事の紹介がマッチングに寄与している可能性がある。

本章では、若年労働市場において社会ネットワークや制度的連結がマッチングに寄与する要因として、若年者が働く職場の環境に着目する。若年者が用いる職探しの方法の間で、就業先の環境に違いがみられるのか否かを、若年者を対象とした社会調査データを用いて検討する。

2 求職方法と職場環境の関係についての論点

若年者の初期キャリアにおける地位達成では、学校を介した就職が有利に、人的なつながりを通じた就職は不利に作用しやすい。しかし、初期キャリアにおけるマッチングを分析するためには、地位達成の側面だけではなく、職場環境に注目することも重要であると考えられる。人的資源管理論や労働経済学、労働社会学では、職場環境がもたらす影響について研究が蓄積されている。

先行研究では、職場組織の雰囲気や文化、とりわけ上司や同僚によるソーシャルサポートが、職能形成において重要な役割を果たしていることが報告されている(Tracey et al. 1995)。また玄田・堀田(2010)は、学卒後3年間に就業を継続することが、職能形成や適職感覚の醸成に寄与することを示した。仕事のミスマッチという点については、仕事とその外側での生活(家庭生活など)との間にコンフリクトが生じる場合に精神的負担が生じ、ミスマッチの原因になることがある(Kalleberg 2006)。

本章でも分析する「東大社研・パネル調査」のデータを用いて、相澤真一(2008)は就業継続意思の規定要因を分析している。現在(あるいは直近)の仕事の就業継続意思に影響する諸要因のなかには職場環境要因も含まれている。不安定な職場や自由度の低い職場は就業継続意思に対してネガティブに作用し、協調的な雰囲気や職能形成の機会に恵まれていることが就業継続意思を高めることを相澤(2008)は報告している。

若年者の仕事のマッチングに影響する、以上のような職場環境に、彼らはどのようにして至っているのだろうか。職探しの方法と、その結果である職場環境の関連を検討する先行研究は、少なくとも日本の労働市場に関してはほとんど存在しない。このような批判に対しては、職場環境の問題は組織レベルの問題であり、職探しの方法というミクロな次元とは関係がないのではないか、という懸念がありうる。

しかし、これまで若年労働市場におけるマッチングに寄与されてきたとされる学校経由の就職の規模が縮小し、その機能がこれまでよりも弱くなったという可能性が指摘されているなかで(Brinton 2008)、学校経由の就職がいか

なる意味を持ち続けるのか、学校を介さずに仕事に就く者の帰結がどのようなものであるかを明らかにすることは、若年キャリアの研究にとって重要な課題である。若年者が埋め込まれているトランジションの構造は、制度化された学校経由の就職や、インフォーマルな社会ネットワークによって形作られている。今日におけるこれらの影響、機能を明らかにすることが、本章の意義である。

3 制度的連結論・社会ネットワーク論からの検証

以上の目的や課題に基づき、本章では入職経路と職場環境の関連を、特に個人的なネットワークを通じた入職と学校経由の就職（制度的連結）に焦点を当てて分析する。その際の問題と仮説は以下の表 6.1 に示される通りである。

表 6. 1 検討する問いと仮説

問い	仮説	命題	ジョブ・マッチング効果
職探しの方法とたどりつく職場の特徴（職場環境）の間	制度的連結仮説	学校経由の就職の場合、若年者の就業継続、キャリア形成に有利な職場にアクセスしやすくなる	初職入職時に限定
どのような関係がみられるか	脱埋め込み状況下における「弱い紐帯」の強さ仮説	転職時には弱い紐帯を通じて仕事を得ることで、より良好な職場環境へのアクセスが可能になる	転職時に限定

本章で検討する問いは、入職経路と職場環境の間にいかなる関係がみられるのかである。これに対する仮説は制度的連結仮説と脱埋め込み状況下における「弱い紐帯」の強さ仮説である。どちらも、学校経由の就職や社会ネットワークが求職者と雇用者のマッチングを実現することを予測する仮説である。これらの経路を介しない場合に比べ、求職者には求職先の詳細な情報、雇用者には求職者の詳細な情報が伝達される。結果として、求職者の視点からみれば、これらの入職経路によって良好な職場環境へとアクセスしやすくなると考えられる。

しかし、それぞれの入職経路が機能する場合は状況に依存する。学校経由

の就職は、基本的には新卒就職の枠組みの中で機能するものである。したがって、新卒就職から外れた形で学校関係者の紹介を受けても、職探し上はジョブ・マッチングの機能が期待できないと考えられる。したがって、学校経由の就職の効果は転職未経験者でのみ観察されるはずである。

一方、社会ネットワークの効果は、制度化された新卒労働市場のなかでは生じえない。この点は既に、第3章での入職経路と地位達成の関係からも明らかにされてきた。そのため、弱い紐帯の強さが観察される場面は、転職時に限定されることが予測される。

4 使用データ

以上の仮説を検討するため、本章では、東京大学社会科学研究所・パネル調査プロジェクトが2007年1～4月に、全国の20～40歳の男女を対象に実施した「東大社研・パネル調査」Wave1の若年・壮年データを用いた分析を行う。本章の分析課題は、キャリア形成の初期段階にいる若年者に社会ネットワークが与える影響を検討することである。そのため、日本の若年層について一般化できる標本が必要であり、JLPSデータは本章の分析課題の意図に合致している。本章では、必要な質問項目全てに回答している3878ケースを分析する¹⁾。記述統計量は表6.2に示す。

本章の分析での被説明変数は現職(直近の仕事も含む)職場環境である²⁾。本章では、職場での負荷の度合い、協力的な職場であるか、職場での自律性、職場における職能形成の機会、生活に合わせた仕事の調整ができるか(ワークライフバランス)、失業可能性に関して検討する。

職場での負荷の度合いについては、「ほぼ毎日残業をしている」「社員数が恒常的に不足している」「いつも締切(納期)に追われている」の三項目(二値変数で、あてはまる場合が1、あてはまらない場合が0)を合計したものを変数として用いる。これらの項目から作られた変数の信頼性係数(クロンバックのアルファ係数)は0.48と低い³⁾。しかし、実質的な意味において重なるところが大きいと判断できることや、測定された変数の項目が少ないこと、これらが二値変数であることなども信頼性係数の低さにつながっている

可能性がある。したがって、課題は残るものの本章では合成変数をそのまま用いることとする。

表 6. 2 要約統計量

	男性 (N=1915)				女性 (N=1963)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
負担の度合い	1.095	0.996	0	3	0.728	0.855	0	3
協力の度合い	1.098	1.071	0	3	1.299	1.064	0	3
仕事の自律性	5.063	1.719	2	8	4.748	1.670	2	8
職能形成の機会	5.149	1.646	2	8	4.809	1.809	2	8
ワークライフバランス	2.194	1.017	1	4	2.441	1.091	1	4
失業可能性	1.591	0.838	1	4	1.540	0.840	1	4
現職入職経路・学校関係	0.150	0.358	0	1	0.136	0.342	0	1
現職入職経路・家族親族関係	0.107	0.309	0	1	0.091	0.287	0	1
現職入職経路・友人知人関係	0.132	0.338	0	1	0.130	0.336	0	1
高校	0.324	0.468	0	1	0.285	0.451	0	1
短大・専門・高専	0.222	0.416	0	1	0.455	0.498	0	1
大学・大学院	0.429	0.495	0	1	0.252	0.434	0	1
管理	0.014	0.118	0	1	0.001	0.032	0	1
事務	0.199	0.400	0	1	0.438	0.496	0	1
販売	0.166	0.372	0	1	0.148	0.355	0	1
熟練	0.224	0.417	0	1	0.069	0.254	0	1
半熟練	0.124	0.329	0	1	0.053	0.224	0	1
非熟練	0.060	0.238	0	1	0.066	0.249	0	1
農業	0.015	0.122	0	1	0.004	0.060	0	1
30～299名	0.267	0.442	0	1	0.269	0.444	0	1
300名以上・官公庁	0.391	0.488	0	1	0.316	0.465	0	1
従業先規模不明	0.048	0.214	0	1	0.139	0.346	0	1
非正規雇用ダミー	0.136	0.343	0	1	0.433	0.496	0	1
自営・家族従業・内職ダミー	0.080	0.272	0	1	0.052	0.223	0	1
有配偶ダミー	0.492	0.500	0	1	0.524	0.500	0	1
初職継続	0.535	0.499	0	1	0.528	0.499	0	1
現在有職ダミー	0.954	0.211	0	1	0.758	0.429	0	1
1991～1999年現職開始	0.355	0.479	0	1	0.278	0.448	0	1
2000年～現職開始	0.590	0.492	0	1	0.681	0.466	0	1
2007年時年齢	32.479	5.225	21	41	32.277	5.536	21	41

協力的な職場であるかについては、「互いに助け合う雰囲気がある」「お互い連携しながら行う仕事が多い」「先輩が後輩を指導する雰囲気がある」の三項目（二値変数）を合計したものを変数として用いる。合成変数の信頼性係数は 0.57 とやはり低い。しかし、職場での度合いの負担変数と同様、本章ではこの合成変数をそのまま用いることとする。

職場での自律性変数は、「自分の仕事のペースを、自分で決めたり変えたりすることができる」と「職場の仕事のやり方を、自分で決めたり変えたりすることができる」を足し合わせたものをを用いる⁴⁾。これらの変数の相関係数は 0.55 である。

職能形成の機会に関する変数は、「教育訓練を受ける機会がある」「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」を足したものを用いる。この2つの変数の相関係数は0.48である。

生活に合わせた仕事の調整については、「子育て・家事・勉強など自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事を調整しやすい職場である」という項目を用いた。失業可能性は、「今後1年間に失業（倒産を含む）をする可能性がある」という項目を用いている。

中心となる説明変数は入職経路である。本章では3つの入職経路に着目する。1つは学校経由の就職であり、これは「卒業した学校の先輩の紹介」あるいは「卒業した学校の先生の紹介（学校推薦も含む）」のうちいずれかがあてはまる場合を1、そうでない場合を0として操作化した。もう1つは社会ネットワーク変数であるが、これは「家族・親戚の紹介」を家族・親族経由の就職、「友人・知人の紹介」を友人・知人経由の就職、としてみなした。変数の操作化は学校経由の就職変数と同様である。

また、コントロール変数として調査時年齢、学歴（ref:～高校卒業）、SSM職業8分類（ref:専門的・技術的職業）、就業先規模（ref:300人以上）、従業上の地位（ref:正規雇用）、有配偶ダミー、転職経験の有無、現在就業しているか、そして現職（辞める前の直近職）の開始年コーホート（ref:～1989年）を用いる。

仮説に即すと、家族・親戚および友人・知人・学校の先輩が「個人的なネットワークを介した就職」ということになり、学校推薦が「学校経由の就職」を意味する。仮説が正しければ、これらの説明変数は職場での負荷の度合いおよび失業可能性にはマイナスの関連を示し、その他の職場環境にはプラスの効果をもたずである。

5 分析結果

5.1 基礎分析の結果

まず、職場環境変数と入職経路の関連について基礎的な分析を行う。表

6.3 は男性サンプル、表 6.4 は女性サンプルについての基礎分析の結果である⁵⁾。

表 6. 3 基礎分析の結果（男性）

	学校関係			家族親族関係			友人知人関係		
	非利用	利用	平均値の差の有意水準	非利用	利用	平均値の差の有意水準	非利用	利用	平均値の差の有意水準
負担の度合い	1.044	1.382	***	1.119	0.888	**	1.118	0.937	**
協力の度合い	1.081	1.194	†	1.085	1.200		1.087	1.167	
仕事の自律性	5.072	5.010		5.065	5.044		5.084	4.925	
職能形成の機会	5.096	5.444	***	5.123	5.361	†	5.171	5.000	
ワークライフバランス	2.208	2.115		2.184	2.278		2.192	2.202	
失業可能性	1.605	1.507	†	1.611	1.420	**	1.577	1.679	†
N	1627	288		1710	205		1663	252	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 6. 4 基礎分析の結果（女性）

	学校関係			家族親族関係			友人知人関係		
	非利用	利用	平均値の差の有意水準	非利用	利用	平均値の差の有意水準	非利用	利用	平均値の差の有意水準
負担の度合い	0.694	0.947	***	0.737	0.635		0.756	0.537	***
協力の度合い	1.276	1.447	*	1.306	1.225		1.291	1.353	
仕事の自律性	4.745	4.767		4.762	4.607		4.743	4.780	
職能形成の機会	4.729	5.320	***	4.818	4.719		4.806	4.831	
ワークライフバランス	2.477	2.207	***	2.436	2.489		2.424	2.549	†
失業可能性	1.550	1.477		1.544	1.506		1.542	1.533	
N	1697	266		1785	178		1708	255	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

男性の結果についてみると、職場での負荷の度合いは全ての入職経路で統計的に有意な差がみられる。しかし、効果の向きが入職経路によって異なる。学校関係を通じた就職の場合、そうでない場合よりも就職先での負担が大きいという結果となった。一方、家族・親族関係と友人・知人関係を通じた就職の場合は、そうでない場合よりも職場での負担が小さい。基礎分析の段階では、社会ネットワークの影響は仮説通りであるが、学校経由の就職の影響は仮説と正反対の結果であった。

職場内での協力の程度については、学校経由の就職の場合に平均値がやや高いものの、10%水準での有意傾向にとどまる。家族・親族関係および友人・

知人関係経由での就職については有意差がみられなかった。

職能形成機会に関しては、学校経由の就職のほうが高い平均値を示し、その差は 0.1%水準で統計的に有意である。学校および学校を基礎とする関係は、スキル形成の機会に富む職場に若年者を送り込む機能を果たしている可能性がある。類似の傾向は家族・親族関係の経路についてもいえるが、5%水準で有意差があるとはいえない。友人・知人関係では 10%水準でも有意な傾向があるとはいえない。

失業可能性については、学校経由の場合平均値が 10%水準で有意に低い傾向がある。家族・親族関係の場合は、1%水準で平均値が有意に低い。これらの入職経路を利用する場合、失業可能性の高い職場は回避されるということの意味する。友人・知人関係については有意な差はみられなかった。

男性サンプルの基礎分析の結果は、職場での負担の度合いに関する学校経由就職の効果を除けば、有意な効果は概ね仮説に沿ったものであった。なお、職場での協力の程度、職場での自律性、ワークライフバランスの変数についてはいずれの入職経路でも統計的に有意な結果は得られなかった。

続いて、女性サンプルの結果を確認する。職場での負担の度合い変数については、男性同様に学校経由の場合平均値が高いという結果となった(0.1%水準で統計的に有意)。また、友人・知人関係を通じて就職する場合に平均値が低くなる(0.1%水準で有意)ことも男性サンプルと同様の結果である。なお、家族・親族関係については統計的に有意ではなかった。

職場内での協力の程度については、学校経由の就職の場合仕事に関して協力的な職場にアクセスしやすくなる結果が得られた(5%水準で有意)。ただし、家族・親族関係と友人・知人関係に関して、統計的有意差は得られていない。

職能形成機会については、学校経由の就職の場合には平均値が有意に高く、男性サンプルの場合と同様の結果である。一方、家族・親族関係と友人・知人関係について有意差はなかった。

ワークライフバランスについては、学校経由の就職では統計的に有意な差がみられる。しかし、仮説の予測とは異なり学校経由の就職のほうが平均値は低い。友人・知人関係経由の場合、平均値は高いものの 10%水準での有

意傾向にとどまる。家族・親族関係については統計的に有意な差が得られなかった。

女性サンプルの基礎分析の結果は、職場での負担の度合い、ワークライフバランスに関する学校経由の就職の効果は仮説と正反対の結果となった。その他の指標では、職場での協力の度合いと職能形成機会について仮説に沿った結果が得られた。しかしそれは学校経由の就職の場合に限られる。

5.2 重回帰分析による検討

5.2.1 職場環境に対する社会ネットワークの効果

表 6.3, 表 6.4 で観察された入職経路間での違いは、その他の共変量による影響をコントロールした後も観察されるのだろうか。それを検討した結果が表 6.4, 表 6.5 である。ここでの分析は重回帰分析を用いている。重回帰分析における入職経路の効果は、それぞれの入職経路を利用しなかった場合と比較した場合の効果を示している（係数は非標準化係数）。

まず、男性サンプルに関する推定結果を示す表 6.5 から検討したい。職場での負担の程度については、他の共変量を統制した後も基礎分析と同様の結果が得られた。職種、従業先規模、従業上の地位などの影響をコントロールしても、学校経由の就職の場合より仕事の負担の大きな職場に就職しやすい。一方、家族・親族関係や友人・知人関係経由の場合職場での負担が小さい。

職場内での協力の度合いについては、基礎分析の結果とはやや異なる結果が得られた。他の変数をコントロールした後では、学校経由の就職の効果は10%水準でも有意ではない。一方、基礎分析では有意ではなかった家族・親族関係、友人・知人関係で10%水準ではあるがプラスの効果を得られた。つまり、社会ネットワークを通じて得た仕事の場合、その職場では同僚間で協力して業務にあたる雰囲気があるという可能性が示唆される。

職能形成機会についても基礎分析の結果とは異なる。学校経由の就職、および友人・知人関係経由の就職では有意な効果がみられない。しかし、家族・親族関係経由の就職は有意にプラスの効果を得られた。同様の結果は、ワー

クライフバランス変数，失業可能性変数についてもいえる．なお，職場での自律性についてはいずれの入職経路でも有意な効果が得られなかった．

次に，女性サンプルの結果示す表 6.6 をみてみよう．職場での負担の程度については，友人・知人関係経由の効果が統計的に有意であり，より負担が小さい職場にアクセスしやすいという結果となっている．一方，学校経由の就職と家族・親族関係の就職は有意ではない．

職場での自律性については，基礎分析ではいずれの経路も有意ではなかったものの，多変量解析の結果は 10%水準ではあるが学校経由の就職がプラスの効果を示している．ただし，家族・親族関係と友人・知人関係については基礎分析の結果と同様有意な効果は得られなかった．

失業可能性変数については，学校経由の就職が 5%水準でプラスに有意な効果を示しており，失業可能性の高い職場にアクセスしやすいということの意味している．一方，家族・親族関係と友人・知人関係の効果は有意ではない．なお，職場内での協力の度合い，職能形成機会，ワークライフバランスについてはいずれの入職経路も有意ではない．

多変量解析の結果を要約すると以下の通りである．制度的連結論にもとづく学校経由の就職の効果に関する仮説は，男女ともにほとんど支持されなかった．一方で社会ネットワーク論にもとづく仮説は，男性サンプルの家族・親族関係経由での就職の場合に支持される結果が多い．友人・知人関係については支持されない結果が多いが，職場での負担の度合いについては男女ともに仮説通りの結果となっている．

表 6. 5 重回帰分析の結果（男性・入職経路と転職経験の交互作用なし）

	負担の度合い		協力の度合い		仕事の自律性		職能形成の機会		ワークライフバランス		失業可能性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
現職入職経路・学校関係	0.145 *	0.069	0.101	0.077	0.056	0.118	0.109	0.115	0.010	0.072	0.062	0.059
現職入職経路・家族親族関係	-0.205 **	0.073	0.149 †	0.082	0.052	0.124	0.320 **	0.121	0.170 *	0.076	-0.166 **	0.062
現職入職経路・友人知人関係	-0.140 *	0.067	0.146 †	0.075	-0.098	0.114	0.095	0.111	0.076	0.069	-0.027	0.057
高校	-0.019	0.145	0.028	0.162	0.488 *	0.247	-0.133	0.240	0.191	0.150	0.050	0.124
短大・専門・高専	-0.005	0.148	0.115	0.166	0.352	0.252	0.078	0.246	0.161	0.153	0.005	0.127
大学・大学院	0.024	0.149	0.081	0.167	0.577 *	0.254	0.119	0.247	0.306 *	0.154	-0.080	0.128
管理	-0.060	0.191	0.350	0.213	0.508	0.325	-0.015	0.316	-0.318	0.197	0.033	0.163
事務	-0.366 ***	0.071	-0.036	0.079	-0.397 **	0.121	-0.413 ***	0.118	-0.048	0.074	-0.091	0.061
販売	-0.286 ***	0.075	-0.008	0.083	-0.072	0.127	-0.559 ***	0.124	-0.183 *	0.077	-0.037	0.064
熟練	-0.212 **	0.075	0.083	0.084	-0.552 ***	0.128	-0.020	0.125	-0.237 **	0.078	-0.064	0.064
半熟練	-0.355 ***	0.086	-0.074	0.096	-0.894 ***	0.147	-0.529 ***	0.143	-0.264 **	0.089	-0.077	0.074
非熟練	-0.407 ***	0.108	0.124	0.121	-0.813 ***	0.184	-0.680 ***	0.179	-0.101	0.112	-0.135	0.092
農業	-0.447 *	0.191	0.276	0.213	0.232	0.325	0.036	0.316	0.406 *	0.197	-0.139	0.163
30～299名	0.218 **	0.064	0.142 *	0.071	-0.313 **	0.109	0.102	0.106	-0.116 †	0.066	-0.093 †	0.055
300名以上・官公庁	0.231 ***	0.064	0.247 **	0.071	-0.470 ***	0.108	0.715 ***	0.106	0.060	0.066	-0.270 ***	0.054
従業先規模不明	0.031	0.114	0.039	0.127	-0.393 *	0.193	0.259	0.188	0.132	0.117	-0.237 *	0.097
非正規雇用ダミー	-0.291 ***	0.072	0.063	0.080	-0.231 †	0.122	-0.179	0.119	0.403 ***	0.074	0.305 ***	0.061
自営・家族従業・内職ダミー	-0.604 ***	0.091	-0.102	0.102	0.746 ***	0.155	0.089	0.151	0.600 ***	0.094	0.098	0.078
有配偶ダミー	0.017	0.050	-0.036	0.056	0.211 *	0.085	0.173 *	0.083	0.198 ***	0.052	-0.053	0.043
初職継続	-0.116 *	0.054	-0.040	0.060	-0.016	0.092	-0.002	0.089	0.034	0.056	-0.152 **	0.046
現在有職ダミー	-0.073	0.108	0.332 **	0.120	0.585 **	0.183	0.598 **	0.178	0.351 **	0.111	-0.168 †	0.092
1991～1999年現職開始	0.013	0.107	-0.256 *	0.119	-0.041	0.181	-0.061	0.177	-0.132	0.110	-0.020	0.091
2000年～現職開始	-0.030	0.120	-0.243 †	0.135	0.091	0.205	-0.117	0.199	0.009	0.124	0.030	0.103
2007年時年齢	0.002	0.006	-0.019 **	0.006	0.043 ***	0.010	-0.029 **	0.010	-0.004	0.006	0.001	0.005
切片	1.364 ***	0.328	1.396 ***	0.367	3.124 ***	0.559	5.438 ***	0.544	1.672 ***	0.339	1.988 ***	0.280
調整済みR ²	0.0917		0.0567		0.1174		0.0874		0.0698		0.0647	
N	1915		1915		1915		1915		1915		1915	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 6. 6 重回帰分析の結果（女性・入職経路と転職経験の交互作用なし）

	負担の度合い		協力の度合い		仕事の自律性		職能形成の機会		ワークライフバランス		失業可能性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
現職入職経路・学校関係	0.049	0.062	-0.012	0.079	0.221 †	0.124	0.109	0.129	0.094	0.077	0.147 *	0.063
現職入職経路・家族親族関係	-0.090	0.066	-0.059	0.084	-0.151	0.132	-0.026	0.137	0.111	0.082	0.040	0.067
現職入職経路・友人知人関係	-0.143 *	0.056	0.058	0.071	0.125	0.111	0.133	0.116	0.007	0.070	-0.006	0.057
高校	-0.278	0.214	-0.145	0.273	-0.216	0.427	-0.447	0.445	0.168	0.268	-0.239	0.219
短大・専門・高専	-0.187	0.214	-0.073	0.273	-0.290	0.427	-0.359	0.445	0.102	0.267	-0.175	0.218
大学・大学院	-0.075	0.216	-0.196	0.276	0.033	0.431	-0.325	0.449	0.146	0.270	-0.040	0.221
管理	0.061	0.576	-0.343	0.735	0.243	1.148	-1.449	1.198	-0.472	0.720	-0.646	0.588
事務	-0.259 ***	0.050	-0.469 ***	0.064	0.391 ***	0.100	-1.174 ***	0.104	0.113 †	0.062	0.068	0.051
販売	-0.190 **	0.066	-0.169 *	0.084	0.349 **	0.131	-0.605 ***	0.136	0.179 *	0.082	0.134 *	0.067
熟練	-0.033	0.083	-0.120	0.106	-0.211	0.166	-0.461 **	0.173	0.035	0.104	0.110	0.085
半熟練	0.056	0.093	-0.466 ***	0.119	-0.367 *	0.186	-1.301 ***	0.194	0.220 †	0.117	-0.043	0.095
非熟練	-0.171 *	0.084	-0.192 †	0.108	-0.011	0.168	-0.423 *	0.176	0.217 *	0.106	-0.010	0.086
農業	-0.178	0.316	-0.175	0.403	0.017	0.630	-1.939 **	0.658	0.260	0.395	0.199	0.323
30～299名	0.195 ***	0.052	0.038	0.066	-0.217 *	0.103	0.197 †	0.107	-0.089	0.064	0.012	0.053
300名以上・官公庁	0.256 ***	0.051	0.159 *	0.066	-0.251 *	0.103	0.858 ***	0.107	-0.021	0.064	-0.103 †	0.053
従業先規模不明	0.067	0.062	-0.030	0.080	-0.420 **	0.124	0.340 **	0.130	0.047	0.078	-0.100	0.064
非正規雇用ダミー	-0.318 ***	0.045	0.095 †	0.057	-0.111	0.089	-0.485 ***	0.093	0.502 ***	0.056	0.165 ***	0.046
自営・家族従業・内職ダミー	-0.342 ***	0.093	-0.367 **	0.118	1.182 ***	0.185	-0.274	0.193	0.980 ***	0.116	0.175 †	0.095
有配偶ダミー	-0.193 ***	0.046	0.005	0.059	0.140	0.092	0.224 *	0.096	0.367 ***	0.058	-0.190 ***	0.047
初職継続	-0.117 **	0.041	0.049	0.053	-0.258 **	0.082	-0.002	0.086	0.112 *	0.052	-0.173 ***	0.042
現在有職ダミー	-0.162 **	0.049	-0.061	0.062	0.452 ***	0.097	-0.163	0.101	0.375 ***	0.061	-0.098 *	0.050
1991～1999年現職開始	-0.101	0.101	-0.061	0.129	0.099	0.202	-0.172	0.210	0.079	0.126	0.011	0.103
2000年～現職開始	-0.052	0.108	-0.262 †	0.138	-0.139	0.216	-0.205	0.225	0.221	0.135	0.057	0.111
2007年時年齢	-0.001	0.004	-0.026 ***	0.005	-0.003	0.009	-0.030 **	0.009	0.008	0.005	0.013 **	0.004
切片	1.482 ***	0.291	2.673 ***	0.371	4.787 ***	0.580	6.897 ***	0.605	0.968 **	0.364	1.389 ***	0.297
調整済みR ²	0.1062		0.0648		0.0688		0.1364		0.1415		0.0341	
N	1963		1963		1963		1963		1963		1963	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

ここで、学校経由の就職の効果について説明を加えておきたい。基礎分析の結果と重回帰分析の結果では学校経由の就職の効果の現れ方が逆であるようにみえる。その背景には共変量による間接効果の影響が考えられる。先行研究の知見が示す通り、学校経由の就職は大企業や正規雇用へのアクセス可能性を高める。そして、大企業であること、正規雇用であることは、本章の分析で取り上げた3つの指標に影響している。つまり、学校経由の就職に効果があるようにみえる場合（職能形成機会に対するプラスの効果と、失業・倒産可能性に対するマイナスの効果）、それは大企業や正規雇用による効果が含まれているからである。学校経由の就職→大企業・正規雇用へのアクセス→職場環境、という間接効果を除いた、学校経由→職場環境という直接効果を検討すると、有意な効果は観察されないということを意味する。学校経由の就職が効果をもたないように見える場合（生活に合わせた仕事の調整ができる職場か否か）についても同様である。共変量をコントロールしない状態での学校経由の就職の効果には、学校経由の就職の独自の効果と、正規雇用へのアクセスを介した効果が含まれている。そして、正規雇用の場合、仕事の調整が難しいという関連が示されている。つまり、直接効果と間接効果が相殺しあってしまうために、表 6.3、表 6.4 では学校経由の就職の見かけの効果が認められないように観察されたのであると考えられる。

5.2.2 交互作用効果の検討

本章で分析する「現職」には、初職を継続している者と第二職目以降の者が含まれていることになる。少なくとも転職経験者は、新卒一括採用ではない、通常の転職市場において仕事を探すことになるため、入職経路の効果が転職経験者か否かで異なる可能性がある。そのため、表 6.7、表 6.8 のモデルに加えて転職経験と入職経路の交互作用効果をそれぞれ検討した。以下では、有意な交互作用効果を示したものについて検討する（値は非標準化係数）。

男性についてみてみよう。学校経由と転職経験の交互作用項が負に有意である。第二職目以降で学校推薦が受けられることは考えにくいので、この場合の学校経由の入職経路変数は学生時代の恩師・先輩などの紹介として考えるべきであろう。

職場での協力の程度についてみると、家族・親族関係、友人・知人関係と転職経験の交互作用効果が有意にプラスの係数を示している。社会ネットワーク利用の効用は、初職入職段階ではなく転職時に現れるといえるだろう。

類似の結果は職能形成機会についてもいえる（家族・親族関係は5%水準で有意。友人・知人関係は10%水準での有意傾向）。ただし、学校経由と転職経験の交互作用効果は5%水準で負の効果がみられた。

表 6. 7 重回帰分析の結果（男性・入職経路と転職経験の交互作用あり）

	負担の度合い		協力の度合い		仕事の自律性		職能形成の機会		ワークライフバランス		失業可能性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
現職入職経路・学校関係	0.181 *	0.073	0.102	0.082	0.034	0.125	0.133	0.121	-0.005	0.076	0.098	0.063
現職入職経路・家族親族関係	-0.276 **	0.096	-0.004	0.107	-0.055	0.164	0.125	0.159	0.164 †	0.099	-0.125	0.082
現職入職経路・友人知人関係	-0.159	0.109	-0.049	0.122	-0.210	0.186	-0.129	0.181	0.091	0.113	0.057	0.093
高校	-0.049	0.145	0.007	0.162	0.483 †	0.248	-0.172	0.240	0.198	0.150	0.037	0.124
短大・専門・高専	-0.029	0.149	0.100	0.166	0.350	0.253	0.048	0.246	0.166	0.154	-0.007	0.127
大学・大学院	0.004	0.150	0.068	0.167	0.574 *	0.255	0.095	0.247	0.309 *	0.155	-0.090	0.128
管理	-0.061	0.191	0.350	0.213	0.508	0.325	-0.015	0.315	-0.318	0.197	0.032	0.163
事務	-0.360 ***	0.071	-0.022	0.079	-0.389 **	0.121	-0.396 **	0.118	-0.048	0.074	-0.094	0.061
販売	-0.286 ***	0.075	-0.009	0.083	-0.072	0.127	-0.560 ***	0.123	-0.183 *	0.077	-0.037	0.064
熟練	-0.214 **	0.075	0.081	0.084	-0.553 ***	0.128	-0.024	0.124	-0.237 **	0.078	-0.065	0.064
半熟練	-0.355 ***	0.086	-0.069	0.096	-0.892 ***	0.147	-0.523 ***	0.142	-0.265 **	0.089	-0.079	0.074
非熟練	-0.388 ***	0.108	0.141	0.121	-0.809 ***	0.185	-0.651 ***	0.179	-0.106	0.112	-0.128	0.093
農業	-0.452 *	0.191	0.282	0.213	0.236	0.325	0.041	0.315	0.405 *	0.197	-0.145	0.163
30～299名	0.217 **	0.064	0.140 *	0.071	-0.312 **	0.109	0.099	0.106	-0.114 †	0.066	-0.093 †	0.055
300名以上・官公庁	0.232 ***	0.064	0.243 **	0.071	-0.472 ***	0.109	0.710 ***	0.105	0.061	0.066	-0.268 ***	0.055
従業先規模不明	0.053	0.114	0.070	0.127	-0.381 †	0.194	0.304	0.188	0.126	0.118	-0.234 *	0.097
非正規雇用ダミー	-0.289 ***	0.072	0.070	0.080	-0.230 †	0.122	-0.170	0.119	0.401 ***	0.074	0.305 ***	0.061
自営・家族従業・内職ダミー	-0.596 ***	0.091	-0.085	0.102	0.755 ***	0.155	0.112	0.151	0.598 ***	0.094	0.096	0.078
有配偶ダミー	0.020	0.050	-0.032	0.056	0.213 *	0.085	0.179 *	0.083	0.198 ***	0.052	-0.053	0.043
初職継続	-0.116 †	0.061	0.024	0.068	0.037	0.105	0.065	0.102	0.041	0.064	-0.193 ***	0.052
現在有職ダミー	-0.079	0.108	0.322 **	0.120	0.579 **	0.183	0.585 **	0.178	0.351 **	0.111	-0.166 †	0.092
1991～1999年現職開始	0.005	0.107	-0.278 *	0.119	-0.053	0.182	-0.089	0.177	-0.130	0.111	-0.015	0.091
2000年～現職開始	-0.045	0.121	-0.274 *	0.135	0.075	0.205	-0.159	0.199	0.013	0.125	0.034	0.103
2007年時年齢	0.001	0.006	-0.021 **	0.006	0.042 ***	0.010	-0.032 **	0.010	-0.003	0.006	0.001	0.005
学校関係×転職	-0.625 *	0.253	-0.517 †	0.282	-0.038	0.431	-0.921 *	0.418	0.214	0.262	-0.306	0.216
家族親族関係×転職	0.187	0.146	0.371 *	0.163	0.251	0.249	0.483 *	0.241	0.007	0.151	-0.084	0.125
友人知人関係×転職	0.042	0.137	0.325 *	0.153	0.185	0.234	0.377 †	0.227	-0.025	0.142	-0.131	0.117
切片	1.446 ***	0.329	1.461 ***	0.368	3.132 ***	0.561	5.555 ***	0.545	1.647 ***	0.341	2.027 ***	0.282
調整済みR ²	0.094		0.025		0.117		0.092		0.069		0.065	
N	1915		1915		1915		1915		1915		1915	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 6. 8 重回帰分析の結果（女性・入職経路と転職経験の交互作用あり）

	負担の度合い		協力の度合い		仕事の自律性		職能形成の機会		ワークライフバランス		失業可能性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
現職入職経路・学校関係	0.079	0.066	-0.003	0.084	0.201	0.131	0.126	0.137	0.105	0.082	0.112 †	0.067
現職入職経路・家族親族関係	-0.119	0.082	-0.144	0.105	-0.148	0.163	-0.035	0.170	0.146	0.103	0.142 †	0.084
現職入職経路・友人知人関係	-0.197 *	0.080	0.027	0.102	-0.075	0.160	-0.028	0.167	-0.003	0.100	-0.072	0.082
高校	-0.284	0.214	-0.138	0.273	-0.239	0.427	-0.467	0.446	0.161	0.268	-0.258	0.218
短大・専門・高専	-0.190	0.214	-0.066	0.273	-0.313	0.427	-0.376	0.445	0.097	0.268	-0.195	0.218
大学・大学院	-0.076	0.216	-0.190	0.276	0.014	0.431	-0.338	0.450	0.142	0.270	-0.057	0.220
管理	0.045	0.575	-0.351	0.735	0.253	1.149	-1.458	1.198	-0.476	0.721	-0.625	0.587
事務	-0.259 ***	0.050	-0.466 ***	0.064	0.391 ***	0.100	-1.174 ***	0.104	0.112 †	0.063	0.065	0.051
販売	-0.192 **	0.066	-0.172 *	0.084	0.342 **	0.131	-0.610 ***	0.137	0.180 *	0.082	0.134 *	0.067
熟練	-0.022	0.083	-0.111	0.106	-0.210	0.166	-0.451 **	0.173	0.035	0.104	0.096	0.085
半熟練	0.057	0.093	-0.466 ***	0.119	-0.359 †	0.187	-1.295 ***	0.195	0.221 †	0.117	-0.039	0.095
非熟練	-0.175 *	0.084	-0.196 †	0.108	-0.026	0.169	-0.434 *	0.176	0.217 *	0.106	-0.014	0.086
農業	-0.174	0.316	-0.177	0.403	0.023	0.631	-1.931 **	0.658	0.264	0.396	0.203	0.322
30～299名	0.195 ***	0.052	0.038	0.066	-0.218 *	0.103	0.196 †	0.107	-0.089	0.065	0.011	0.053
300名以上・官公庁	0.254 ***	0.051	0.160 *	0.066	-0.257 *	0.103	0.852 ***	0.107	-0.023	0.064	-0.106 *	0.052
従業先規模不明	0.069	0.062	-0.026	0.080	-0.423 **	0.124	0.339 **	0.130	0.046	0.078	-0.107 †	0.064
非正規雇用ダミー	-0.315 ***	0.045	0.094	0.057	-0.098	0.090	-0.475 ***	0.093	0.505 ***	0.056	0.173 ***	0.046
自営・家族従業・内職ダミー	-0.337 ***	0.093	-0.362 **	0.118	1.189 ***	0.185	-0.267	0.193	0.979 ***	0.116	0.172 †	0.095
有配偶ダミー	-0.194 ***	0.046	0.005	0.059	0.137	0.092	0.222 *	0.096	0.367 ***	0.058	-0.190 ***	0.047
初職継続	-0.110 *	0.048	0.071	0.061	-0.201 *	0.095	0.033	0.099	0.102 †	0.060	-0.163 **	0.049
現在有職ダミー	-0.164 **	0.049	-0.062	0.062	0.446 ***	0.097	-0.167 †	0.101	0.375 ***	0.061	-0.101 *	0.050
1991～1999年現職開始	-0.102	0.101	-0.064	0.129	0.099	0.202	-0.172	0.210	0.081	0.127	0.015	0.103
2000年～現職開始	-0.054	0.108	-0.266 †	0.138	-0.138	0.216	-0.205	0.225	0.222	0.135	0.062	0.110
2007年時年齢	-0.001	0.004	-0.026 ***	0.005	-0.003	0.009	-0.029 **	0.009	0.008	0.005	0.013 **	0.004
学校関係×転職	-0.362 †	0.190	-0.207	0.242	0.053	0.378	-0.305	0.395	-0.075	0.237	0.420 *	0.193
家族親族関係×転職	0.085	0.137	0.242	0.175	-0.025	0.273	0.021	0.285	-0.098	0.171	-0.303 *	0.139
友人知人関係×転職	0.105	0.111	0.063	0.142	0.384 †	0.222	0.311	0.231	0.018	0.139	0.124	0.113
切片	1.478 ***	0.291	2.653 ***	0.372	4.772 ***	0.581	6.889 ***	0.606	0.977 **	0.364	1.401 ***	0.297
調整済みR ²	0.107		0.061		0.069		0.136		0.140		0.038	
N	1963		1963		1963		1963		1963		1963	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

女性については、職場での負担の程度は男性と同様に学校経由と転職経験の交互作用効果が10%水準ではあるが負の傾向を示している。職場での自律性については友人・知人関係と転職経験の交互作用効果が10%水準でプラスの有意傾向を示している。失業可能性については、家族・親族関係と転職経験の交互作用効果が負に有意な係数を示している。主効果をあわせて転職経験者に関する家族・親族関係の効果をみると-0.16となり負の効果を示す。一方、学校経由と転職経験の交互作用効果は正に有意な係数を示している。

転職経験と入職経路との交互作用効果を検討すると、転職経験者については社会ネットワーク論にもとづく仮説を支持する結果が増えた。10%水準での有意傾向も含めるため明確な結果であるとはまではいえないが、転職市場において社会ネットワークは無視できない影響力を有していると言えるかもしれない。一方で、転職市場における学校関係の効果は複雑であり、よい条件の職場環境にアクセスしやすくなる場合とそうでない場合がある。

6 社会ネットワークによるスクリーニング機能

本章では、若年者の初期キャリアの継続、定着やキャリア形成にとって重要な職場環境

と、入職経路（仕事に就いた方法）の関係を検討した。分析にあたり、社会ネットワーク論と制度的連結論の枠組みに依拠した。個人的なネットワークや学校を介した就職の場合、職探しに有用な情報をスクリーニングする機能が作用するために、ポジティブな職場へとアクセスしやすくなるという仮説を立て、若年者を対象とした社会調査データの計量分析を通して検討した。

分析の結果を改めて記述すると、家族・親族ネットワークは様々な側面で良好な職場環境に若年者を送り出し、その効果は転職時にさらに明確に現れる。友人・知人ネットワークの効果は転職時にみられるようになる。学校経由の就職については部分的に仮説を支持するような結果もみられたが、全体的には支持されない結果が多い。本章での仮説の検証結果は、家族・親族ネットワークについてはほぼ仮説通りであるといえる。友人・知人ネットワー

クについては転職時に仮説があてはまるといえるが、学校経由の就職については仮説が支持されたとはいえないと結論づけられる。

分析結果をもとに、初期キャリアのマッチングにおける社会ネットワーク（人的なつながり）の機能について、もう少し議論を進めたい。職探しにおいて、求人側が職場のネガティブな側面をあえて求職者に伝えることは、マッチングの可能性を低下させるだけでなく、職場の評判を悪くすることにもなりかねないため合理的ではない。したがって、求職者はフォーマルな方法（求人誌、ウェブ、説明会など）でネガティブな情報を知ることが困難である。しかし、人的なつながりを介することで、求職者は様々な情報を知ることができ、その職場が自分に適しているかどうかを判断しやすくなるのだと考えられる。また、紹介者である家族、親族、友人、知人の側に立てば、仕事を紹介する場合にネガティブな職場を紹介することは、求職者との関係を損ねかねない。また、紹介された人物（求職者）が職場を辞めてしまった場合、企業側と紹介者の信頼関係も損なわれる可能性がある。つまり、仕事を紹介するにあたり、紹介者は求職者にも企業にも責任を負うことになる。以上のようなメカニズムが人的なつながりを通じた入職の関連の背景で作用し、情報の不完全性を補完していたのだと解釈できる。いわば、求職者と企業に対するスクリーニング機能を果たしているといえるだろう。

今回の分析では家族・親族ネットワークは初職継続者、転職経験者を問わず上述のスクリーニング機能がはたらいっているといえる。一方で同じ社会ネットワークでも、友人・知人ネットワークについては転職時にスクリーニング機能が作用すると結論づけられる。他の章と同様に構成概念妥当性に関して課題が残るものの、この結果は若年者の転職における「弱い紐帯の強さ」の傍証となりうるだろう。これまでの先行研究では入職経路としての友人・知人関係の効果は曖昧であるか、職探しに対して意味を持たないという結果が多かった。しかし、職探しの質的な側面において友人・知人ネットワークは家族・親族ネットワーク同様に重要な資源となりうるのである。

ただし、友人・知人ネットワークを「弱い紐帯」、家族・親族ネットワークを「強い紐帯」として排他的に把握しようとする、本章の分析結果は解釈が困難になる。従来の理論的枠組みではいずれかの効果が成り立つ場合、

他方が成り立たないと考えられてきたからである。また、どちらかといえばより広範にスクリーニング機能が認められたのは家族・親族ネットワークである。

ここでは、2つの解釈可能性について議論したい。1つは、社会関係の信頼の度合いである。分析では、社会ネットワークのなかでも家族・親戚のネットワークがより機能していることが示された。血縁関係がその他の社会関係と異なるのは、それが断絶してしまう可能性が低いことであろう。逆に言えば、容易には断絶しないような関係であるからこそ、その維持に注意深くなる。それほど親しくない知人関係ならば、対立が生じれば付き合いを止めればよいかもしれない。しかし、血縁関係については対立が生じても関係を容易に断ち切ることは難しい。対立が常態化した関係は個人には大きな心理的負担をもたらすだろう。大きな負担を強いられるような職場を紹介して相手の信頼を損ねるよりは、相手が満足するような職場を選んで紹介する方が関係維持において合理的である。

このような解釈が成り立つのは、血縁関係における信頼の度合いの強いことが仮定できるからである。他者によってもたらされる結果、成果に対する期待が成り立つ背後には、それまでに蓄積された多くの社会的交換と、それを通じた互酬性規範が存在する (Homans 1961)。求職者たる若年者は、紹介者である家族・親族が自分のキャリアに不利になるような職場を紹介するようなことはないだろうと期待する。そして、その期待を認知した家族・親族は互酬性規範にもとづき、できるだけ条件の良い職場を若年者に紹介しようとする。家族・親族関係経由の就職と良好な職場環境へのアクセスとの関係は、そのような相互行為のもとに実現していた可能性がある。

しかしこの解釈の枠組みに依拠する場合、なぜ友人・知人関係の効果が転職時には作用したのかを説明することができない。上述のメカニズムが成り立っているならば、転職時にでも友人・知人関係の効果は観察されにくくなるはずである。この齟齬を説明するには、初職入社時と転職時における友人・知人ネットワークの質について改めて考える必要があるだろう。

そこで考えられるもう1つの可能性は、仕事の紹介者としての家族や親族、そして友人・知人の社会的地位である。初職入社時の若年者は、まだ地位達

成の結果が定まっていない段階にいる。そのような若年者にとって、仕事の紹介をしてくれるような家族や親族は既に社会的地位達成を遂げた存在である可能性が高い。つまり、社会的地位がより高い者から仕事を紹介してもらうことで、より良好な職場にアクセスしやすくなるという可能性である。この見方が正しければ、社会的地位の高い紹介者と知り合いであるか、またそのような紹介者が含みうる多様なネットワークにアクセスできるかが重要となる。その場合、先に述べたような関係の強度は重要ではないか、副次的なものである。したがって、仕事の紹介者が友人・知人であっても、その社会的地位が高ければ、本章における家族・親族の紹介と同様の結果が得られるはずである。

この解釈の方法であれば、本章の分析結果を前者の解釈枠組みによるよりも適切に説明できる。社会ネットワーク論における人間関係形成の前提の1つに同類原理と呼ばれるものがある (Lazarsfeld and Merton 1954)。この概念はきわめてシンプルなもので、交際関係を取り結ぶ2者は互いに様々な面で類似するところが多いというものである。本章の内容と関連付けると、学校卒業直後の若年者にとって友人・知人とは同じような新規学卒者か、あるいは働き始めてそれほど時間が経過していない者であろう。この場合、若年者が利用できるネットワーク上の他者は、本人と同じく未だ地位達成の途上にある可能性が高い。したがって、ネットワーク上の友人・知人が紹介できる仕事や仕事に関する情報の質に限界があるため、初職入職時には資源として友人・知人ネットワークが機能しにくいといえる。

一方、転職時には友人・知人ネットワークの多様性も高まり、その中には高い社会経済的地位を占める他者も存在するようになると考えられる。この段階では、家族・親族ネットワークと同じように友人・知人ネットワークも職探しのための資源として機能するようになると予測できるのである。本章の分析では、上記の点にまで踏み込んだ検討ができず、理論的に解釈するにとどまる。この点は、今後ポジション・ジェネレータ項目などを用いた検証によって明らかにできるだろう⁶⁾。

最後に、本章の分析では学校経由の就職の直接効果があまり観察されなかったことについて説明を加えておきたい。これまで、制度的連結論における

「良好」な職場として、大企業でのホワイトカラーの仕事が暗黙の前提となっていたように思われる。しかしこの定義は、あくまで地位達成の側面からみた「良好」さであろう。それ以外の様々な側面に対して学校経由の就職がどのように位置づけられるのかに関しては、さらなる検討の余地がある。学校側は、これまで就職先の斡旋に関してどのような情報を重視していたのだろうか。たとえば筒井美紀(2005)は、学校と企業の間で能力要件に関する認識のギャップが存在することを指摘している。学校側の方針によって、どのような情報やサポートが伝わるのか。また、逆に伝わらないものがあるとするればそれは何か。若年者のトランジション研究における社会ネットワークや制度的連結の構造と機能に関する、さらなる調査研究が求められる。

[注]

- 1) 第一波調査は郵送法、訪問回収により実施された。標本抽出の方法は層化二段無作為抽出法である。有効回収率は若年サンプルが 34.5% (有効アタック数 9771 票に対して有効回収数 3367)、壮年サンプルが 40.4% (有効 3549 票に対して有効回収数 1433 票) である。なお本章の分析で用いるサンプルについては、男性のサンプルサイズは 1915、女性のサンプルサイズは 1963 である。
- 2) 調査では、調査時点で働いていない回答者であっても直近に働いていた場合には、そのときの仕事に関する情報を尋ねている。そのため、調査時点で働いている者を含めて分析する。ただし、調査時点での就業、非就業は職場環境に対する回答に影響を与えとかがえられるため、調査時点での就業ダミー変数を用いてその影響をコントロールする。
- 3) クロンバックのアルファ係数は、測定された項目間信頼性係数の下限を

指し示す指標であり、 $\alpha = \frac{m}{m-1} \times \frac{1 - \sum_k \sigma_k^2}{\sigma_{sum}^2}$ と定義される。mは項目数、 $\sum_k \sigma_k^2$ は

各項目の分散の合計、そして σ_{sum}^2 は合成変数の分散を意味する。式より、項目数が多くなるほどアルファ係数が高くなることが明確である。そのため、本章の分析でアルファ係数の低いことは懸念すべき問題ではある

ものの、だからといって合成変数が無意味だと断言することもできないと思われる。労働条件の指標については、今後さらに検討を進める必要があるだろう。

- 4) 「かなりあてはまる」を4とし、「あてはまらない」を1とする4件順序尺度である。以下の質問項目についても同様である。
- 5) これらの変数の平均値それ自体に実質的な意味はない。以降の分析では、それぞれの入職経路を利用する場合としない場合の相対的な差に注目して検討、解釈を行うこととなる。
- 6) ポジション・ジェネレータは、知り合いの中に特定の職業・地位に就いている者がいるかどうかを尋ねる質問である。この測定によって把握されるネットワークの特性には異質性（アクセス可能な社会的地位の範囲）、拡張性（アクセス可能な社会的地位の数）、上方到達性（アクセス可能な最高の社会的地位）がある（Lin 2001=2008）。実証研究の結果からは、これらが地位達成やその他の就業条件に影響するという知見が報告されている（Lin and Erickson eds 2008）。

第7章 人的資本形成と社会ネットワーク

1 「セカンド・チャンス」獲得手段としての人的資本形成

ここまでの実証分析では、社会ネットワークが転職結果にもたらす直接効果について検討を進めてきた。本章では、社会ネットワークが人的資本形成を通じて間接的に影響するか否かを検討する。

具体的には、現在の日本の労働市場で正規雇用の仕事を得る上で、職場外での職業訓練がもたらす影響について検討する。能力開発の方法は OJT (On the Job Training), OFF-JT (OFF the Job Training), 自己啓発の3種に分けられる。OJTは職場での仕事を通じてなされる訓練, OFF-JTは職場外での訓練・研修, そして自己啓発とは労働者が自発的に行う能力開発であるとされている(上西 2004)。

本章では、(1) 非正規雇用から正規雇用への移動, そして(2) 賃金変化, に対する職業訓練の効果を検討する。雇用の安定性や能力形成機会の程度など, キャリア形成の様々な側面で正規雇用と非正規雇用の間には格差が存在すると指摘されている(OECD 2009; 堀田 2009)。また, 本章で検討する自己啓発, OFF-JTは正規雇用への就業支援という側面から議論されている(小杉・原 2011)。

表 7. 1 自己啓発・OFF-JT 経験割合の推移 (%)

		自己啓発			
		H21	H22	H23	H24
男性	正社員以外	26.3	26.4	24.5	26.7
	正社員	45.9	44.2	45.7	50.7
女性	正社員以外	18	15.6	17.6	20.1
	正社員	34.9	36.8	39.5	41.1
		OFF-JT			
		H21	H22	H23	H24
男性	正社員以外	19.3	25.7	25.7	18.7
	正社員	43.5	46	43.9	42
女性	正社員以外	16.5	16.9	16.9	19
	正社員	29.1	32.2	35.9	33

(出所：厚生労働省「能力開発基本調査」より筆者作成)

個人の能力開発をめぐる状況について、マクロデータを用いて概観しておきたい。表 7.1 は厚生労働省が実施している「能力開発基本調査」から、自己啓発およびOFF-JTの経験率を雇用形態ごとに時系列で示したものである。自己啓発、OFF-JTともに明らかなのは、正社員すなわち正規雇用と非正規雇用の間での機会格差である。このような背景から、近年は非正規雇用労働者に対する能力開発支援の体系的な政策として、ジョブカード制度が立案、実施されている¹⁾。

しかし、若年労働者個人に対する就業支援政策が本格的に実施されるようになったのは 2000 年代以降のことであり、その効果に関する検証が非常に少ないのが現状である。本章では、若年者キャリア移動の機会獲得の手段として職場外での能力開発がどのような効果を持つのかを検討したい。

2 職業訓練の効果に関する議論と分析課題

2.1 労働移動・賃金上昇手段としての職業訓練の効果と分析枠組み

正規雇用・非正規雇用間の格差に類似する問題はヨーロッパでも議論されている。初期キャリアの段階で有期雇用契約の職に就くことが、その後無期雇用の職に就くための足がかり (stepping-stone) として位置づけられるのか、それともさらに有期雇用の職を転々とするにつながらるか (entrapment)、という点が検討されている (Scherer 2004; McGinnity et al. 2005; Blossfeld et al. 2008)。先行研究の多くは国際比較分析を通じて、労働市場の制度的差異によって初期キャリア段階で有期雇用の職にいることの影響を明らかにしようとしている。

一方で、誰にとって有期雇用の職が stepping-stone あるいは entrapment であるのかという点に関する分析はそれほど蓄積されていない。日本においては、先に挙げた自己啓発や OFF-JT が、非正規雇用から正規雇用への橋渡し機能を果たすか否かについて検討がなされており、その多くは職場外での能力開発が正規雇用への移動に対して有効に機能することを主張するものである (小杉 2010; 石井ほか 2010)。また、非正規雇用としてある程度継続

的に働き続けることが正規雇用への移動に対して重要であるという結果もある（玄田 2008）。

賃金変化に対する職業訓練の効果については、労働経済学の分野で研究が蓄積されてきた（Ashenfelter and Card 1985; Heckman et al. 1997）。しかし、日本においては分析可能なデータがこれまで整備されなかったなどの事情もあり、実証分析はあまり蓄積されてこなかった（黒沢 2001）。しかし近年、労働経済学を中心としてパネルデータの分析によって職業訓練の効果を検証する実証研究がみられるようになった（黒沢 2003; 吉田 2004）。社会学分野では、資格取得が収入に対して影響するかを検討する先行研究があるが（阿形 2000）、実証研究の量は多くはない。

正規雇用への移動に対する職業訓練の効果については、ポジティブな結果が報告されることが多いことは上述の通りである。一方、賃金変化に対する職業訓練の効果については、職業訓練の種類によって結果が若干異なるものの、全体的には無効果であるか弱い効果であるという結果である。また、導き出される知見は特定の地域の職業訓練学校卒業者を対象とした調査や（黒沢 2003）、女性を対象としたパネルデータの分析に依拠するものである。本章の分析で用いるデータは若年者に関して日本社会に一般化できる調査に基づくものであり、先駆的な先行研究にさらなる蓄積を加えるものであると期待できる。

また、人的資本形成とその結果に関する分析枠組みは、基本的に人的資本論（Becker 1964）に依拠することとなるが、社会学的な分析枠組みに基づく実証分析は多くない。上述した資格社会論に立脚する実証分析は、職業資格制度が労働市場における報酬体系とどのような対応関係を持っているかという点に焦点が置かれている。問題設定はすぐれて社会学的であるといえるが、若年者と労働市場がどのように結びつくのかに関心を置く本研究の視点とはやや異なる立場といえる。

そこで、本章でも社会ネットワーク論に着目する。社会ネットワークに着目する枠組みでは、個人が埋め込まれる人間関係構造が人的資本形成の機会を制約するという立場に立つ（Coleman 1988; Burt 2001; Lin 1999）。

ここでも、社会ネットワークの性質とその帰結については2つの対立的な

立場が存在する。1つは凝集的な人間関係構造が人的資本形成につながるといふものである。カトリック系の学校生徒を対象としたデータの分析から、生徒が衆人環視状況に置かれている場合にはテストスコアが高いという結果が得られている (Coleman 1988)。コールマンは、その過程で生じる可能性の一つとして、ピアグループ効果について言及している。

一方、同じデータを用いて正反対の結果を導いたものがバートによる分析である (Burt 2001)。彼は、むしろ開放的な人間関係構造下でテストスコアが高いという結果を報告しており、オーソドックスな社会ネットワーク論の仮説に依拠している (多様な機会、情報へのアクセス)。

両者の視点はどちらも社会ネットワークの開放性・閉鎖性の次元で議論がなされている。しかし、閉鎖的なネットワーク内での人間関係はほぼ強い紐帯であるといえる。また、開放的なネットワークの中には弱い紐帯が含まれる可能性が高いといえる。したがって、ここではそれぞれを強い紐帯、弱い紐帯と言い換えて議論を進めたい。

理論的に、いずれの立場が正しいのかについては第4章でも述べたとおり明確な結論はない。おそらくはLin (2008) の述べる通り、アウトカムがどのような性質であるのかによって資源として機能するネットワークの性質は異なるのであろう²⁾。学習行為を促す規範を作用させるという点では強い紐帯が重要であろう。一方、機会の多様性という側面では弱い紐帯の存在が鍵となる。いずれが正しいかよりは、問題によって適切に枠組みを使い分けることが有用だといえる。

では、本章の検討課題である能力開発機会 (自己啓発や OFF-JT) についてはどうか。予め本章の分析の限界について触れておくと、凝集性・開放性そのものを測定して分析できているわけではないので、上述した2つの立場のいずれが正しいかを断定することは難しい。とはいえ、測定上の限界があるものの、社会ネットワークの特性を表す概念と測定された指標の対応についてはある程度の正当化が可能であると思われる。この点については変数に関する項で説明したい。

2.2 セレクションの過程を考慮することの重要性

本章では、職業訓練の効果を検討するにあたり、そもそも誰が自己啓発やOFF-JTを経験しやすいのかという点を検討する。自己啓発やOFF-JTに着目する先行研究の多くでは、そもそも誰がこれらに取り組みやすいのかという点はあまり検討されていない³⁾。この点が重要であるのは以下の理由にもとづく。

それは、自己啓発やOFF-JTの機会を持ちやすい層と持ちにくい層の違いが、これらの経験の有無に反映されているに過ぎない可能性があるからである。多くの先行研究では学歴や職業など、能力開発経験に影響すると考えられる先行要因が共変量としてコントロールされている。しかし、そもそも自己啓発やOFF-JTの経験がそれらに先行する諸要因によってどの程度規定されるのかを検討しなければ、分析の結果得られる職業能力開発の効果の解釈も難しい。能力開発経験に学歴や職業的地位が強く影響するならば、それらをコントロールした後にも観察される能力開発経験の効果は、現実には特定の条件を満たす人々にとっての効果である可能性が高い。これまでの研究では、この点をそれほどふまえずに自己啓発やOFF-JTの効果を一般的に論じる傾向があるように思われる。正規就業支援策の1つとしての自己啓発やOFF-JTが若年層のキャリア移動に対してどのような意味を持っているのかは、それらの経験を持ちやすいのが誰なのかという点を踏まえて考察されるべきであろう。

本章では、非正規雇用から正規雇用に移動する機会がどのような人々に開かれているのかを明らかにするうえで、自己啓発やOFF-JTといった能力開発経験がセカンド・チャンスとして機能しているのか否かに着目する。その際に、自己啓発、OFF-JT経験の有無を規定する要因を踏まえながら検討を行う。

3 人的資本形成と社会ネットワークの関係の検証

表 7. 2 検討する問いと仮説

問い	仮説	命題
(1) 社会ネットワークが人的資本形成に寄与するか	弱い紐帯の強さ	異なる交際圏からもたらされる情報により、どのような能力開発が有効かなどを知ることができるようになるため、積極的な人的資本投資を行う
	強い紐帯の強さ	接触頻度の高い相手がメンターとして相談に乗ることで、人的資本投資行為が促される
(2) 能力開発経験が上昇移動に寄与するか	人的資本投資仮説	OFF-JTや自己啓発は、先行要因の影響とは独立に賃金上昇、正規雇用への移動に寄与する

以上の分析課題にもとづき、本章では表 7.2 に示される問い、およびそれらに対する仮説を検証する。以下、これらについて説明する。

最初の問いは、本章冒頭で触れた人的資本形成に、社会ネットワークが影響するか否かというものである。これに対する仮説は 2 つ挙げられる。1 つは「弱い紐帯の強さ」仮説であり、多様な情報の獲得により有効な人的資本形成手段を認知することを通じて、積極的な人的資本投資行為を行うというものである。対する仮説は「強い紐帯の強さ」仮説とでも表現すべきものである。この仮説のもとでは、若年者の人的資本投資行為において重要なネットワークは若年者自身が普段から接触するような相手である。そして、そのような相手による相談機能が、人的資本行為を促すというものである。

この問いにもとづき、次の問いではそのような人的資本投資行為、すなわち能力開発経験が実際に利益を生み出しているのかを検討する。そこでの仮説はシンプルな人的資本投資仮説であり、仕事に役立てるために行った OFF-JT や自己啓発活動が、賃金上昇や非正規雇用から正規雇用への移動に寄与するというものである。

本章では第 1 の問いについては事前にどちらが妥当であるかを判断することが難しい。しかし、社会ネットワークが人的資本形成に影響し、かつ人的資本行為がセカンド・チャンスの獲得に寄与するならば、若年者の上昇移動機会獲得に対する社会ネットワークの間接的影響を見出すことができる

だろう。

4 使用データ

分析に用いるのは、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)の2009～2012年調査データである。第1の課題である自己啓発とOFF-JTの機会の規定要因の検討については、2009年(Wave3)データと2010年(Wave4)データを用いる。第2の課題である非正規雇用から正規雇用への移動、および賃金変化の検討については、2009年(Wave3)、2010年(Wave4)、2011年(Wave5)、2012年(Wave6)データを用いる。

第1の課題で用いる変数について説明する。自己啓発とOFF-JTの規定要因の検討については、Wave4調査で過去1年間でのこれらの能力開発経験の有無を尋ねている。経験がある場合を1、ない場合を0とコードしてロジスティック回帰分析を用いた検討を行う。

その際には、学歴、職業、環境的要因を主に検討する。学歴、職業は人的資本の蓄積という観点から重要な要因として考えられる(Booth 1991)。学歴はさらなる訓練を積むための基礎的な認知的スキルを意味する。また、ノンマニュアルの仕事はマニュアルワークに比べれば継続的な研修等の必要性が高いと考えられる。

環境的要因については、第1に職場の特性を考えることができる。JLPSデータでは授業先規模と職場における教育・訓練機会に関する変数が利用できる。従業員規模が大きいほど職能形成に対する投資をする余裕があると考えられる。質的な側面としては職場のなかで教育訓練、職業訓練を受ける機会がどの程度あるかが能力開発の経験に影響すると予測される。特に、職場が提供する教育・訓練機会については、先行研究では特に考慮されていない。

本章では、もう1つの環境的、社会的要因として社会ネットワークに着目する。仕事に関する相談相手の存在は、能力開発機会に関する情報などのサポートを得る上での源となると考えられ、理論的には社会関係資本が人的資本形成の後押しをするというColeman(1988)やLin(1999)の議論に沿うものとなる。

以下、使用変数に関して説明する。個人の人的資本の指標としては学歴、職業、就業形態を変数として用いる。学歴については中学校・高校を基準として専門卒、短大・高専卒、大学卒以上のダミー変数を用いる。職業は専門的・技術的職業ダミー、管理的・事務的職業ダミーを作成し、その他の職種を基準とした⁴⁾。就業形態については正規雇用⁵⁾を基準として、非正規雇用、自営・家族従業者、学生、無職のダミー変数を用いている。

職場環境については、企業規模と教育・訓練機会の変数を用いる。企業規模については、30名～299名を基準とし、1～29名、300名以上・官公庁、企業規模がわからない、の3つのダミー変数を用いる。教育訓練機会と職業能力を高める機会に関しては、「教育訓練を受ける機会・仕事を通じて職業能力を高める機会がある」という質問に対して、「かなりあてはまる」「あてはまる」「あまりあてはまらない」「あてはまらない」という選択肢が準備されている。分析では、「あてはまらない」を基準カテゴリとするダミー変数を用い

社会ネットワーク変数としては、仕事の相談相手に関する質問を用いる。「自分の仕事や勉強のこと」に関する相談相手の中で、「親」「配偶者または恋人」「兄弟姉妹」「その他の親戚」のなかから選択された項目の数を家族・親族での仕事の相談相手とした。また、「仕事関係の友人・知人」と「学生時代の友人・知人」はそのまま用いている。

ここで、社会ネットワーク変数と社会ネットワーク概念の対応について触れておきたい。先行研究のレビューの項でも言及したが、今回用いる変数が社会ネットワーク概念を適切に表しているとはいえない。しかし、それでもJLPSを用いる理由は2点ある。1つは、若年者のキャリア移動の姿を明らかにする上で時間経過を分析に組み込むことが重要であり、そのためにはパネルデータを用いる必要があるためである。もう1つは、社会ネットワーク変数の外部妥当性については疑問の余地が残るものの、それに代わる利用可能なデータは存在しない。

加えて、JLPSで尋ねているのは相談相手の「間柄」であるが、この情報から社会ネットワークの性質に関して類推することもできなくはない。本章の分析で対象とするのは学校を卒業して既に労働市場の中にいる若年者で

あるから、今回用いる社会ネットワーク変数の中では「学生時代の友人・知人」が最も接触頻度が少なく異質的であると考えられる。それに比べれば、他の変数は相対的に接触頻度が多く同質的になりやすいといえる。この対応関係についての類推を証明することができないことが本章（ひいては本研究）の限界ではあるが、ひとまず「学生時代の友人・知人」を弱い紐帯、「家族・親族」と「仕事上の友人・知人」を強い紐帯とみなしたい。

これらの要因の他に、回答者の回答時年齢、婚姻状況（既婚ダミー）、「職業能力を向上させたい」（4件尺度）、そして単身世帯か否かのダミー変数を用いる。以上の独立変数を用いて推定した自己啓発、OFF-JT 経験の予測確率を傾向スコアとして、先に述べた正規雇用への移動、および賃金変化の分析を行う。

第2の課題の検討では、2009年から2010年の1年間で自己啓発またはOFF-JTを経験したか否かで、2010年、2011年、2012年の雇用形態や賃金にどのような変化が起きたのかを分析する。非正規雇用から正規雇用への移動については、2009年調査時に非正規雇用労働者であった者に限定し、その後正規雇用に移動しているかを検討する。その際、全ての調査時点で被雇用労働者（正規雇用あるいは非正規雇用）であるケースに限定している。

賃金変化については、雇用形態によるサンプルの限定は行わない。各調査時点での税引き前給与所得を労働時間で除して時給に相当する変数を作成した。その上で、2009年調査時の時給と2010年、2011年、2012年調査時の時給の差を従属変数とする。時給の差は対数変換を施しているため、時給が何パーセント変化したかを意味することになる。

なお、従業上の地位、賃金の変化について2009年を基点とするのは、1年という比較的短期間で自己啓発やOFF-JTの効果が発現するとは限らず、ラグを伴う可能性があるためである（吉田 2004）。以上の変数の要約統計量は、表 7.3、表 7.4 に示される通りである。

表 7. 3 要約統計量（非正規雇用から正規雇用への移動）

非正規→正規への移動（2009年時非正規）	男性（N=90）				女性（N=382）			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
2010年時正規雇用	0.167	0.375	0	1	0.079	0.269	0	1
2011年時正規雇用	0.289	0.456	0	1	0.097	0.296	0	1
2012年時正規雇用	0.356	0.481	0	1	0.128	0.335	0	1
09 - 10年間OFF-JT経験	0.222	0.418	0	1	0.202	0.402	0	1
09 - 10年間自己啓発経験	0.300	0.461	0	1	0.220	0.415	0	1
仕事の相談相手・学生時代の友人知人	0.200	0.402	0	1	0.254	0.436	0	1
仕事の相談相手・仕事上の友人知人	0.344	0.478	0	1	0.474	0.500	0	1
仕事の相談相手・家族親族	0.533	0.502	0	1	0.757	0.430	0	1
専門・短大・高専ダミー	0.289	0.456	0	1	0.421	0.494	0	1
大学・大学院ダミー	0.411	0.495	0	1	0.196	0.398	0	1
2009年時職の勤続年数	3.322	3.926	0	19	3.387	3.919	0	19
2009年時職場での職能形成機会	4.567	1.818	2	8	4.508	1.814	2	8
2009年時失業可能性	2.022	1.049	1	4	1.754	0.862	1	4
2009年時年齢	32.056	5.470	23	43	35.495	5.633	23	43
2009年時専門・技術職	0.211	0.410	0	1	0.157	0.364	0	1
2009年時管理・事務職	0.100	0.302	0	1	0.366	0.482	0	1
2009年時29人以下	0.144	0.354	0	1	0.236	0.425	0	1
2009年時300人以上・官公庁	0.311	0.466	0	1	0.296	0.457	0	1
2009年時従業先規模不明	0.222	0.418	0	1	0.207	0.406	0	1
2009年時職能向上意識	3.211	0.918	1	4	3.094	0.733	1	4
2009年時単身世帯ダミー	0.100	0.302	0	1	0.055	0.228	0	1
2009年時月あたり労働時間	165.722	57.133	8	300	126.531	52.648	3	290
2009年時有配偶ダミー	0.267	0.445	0	1	0.589	0.493	0	1

表 7. 4 要約統計量（賃金変化）

賃金（時給換算）変化	男性（N=718）				女性（N=608）			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
2009 - 2010年間変化	0.023	0.354	-2.089594	2.990034	0.020	0.273	-2.139988	2.350317
2009 - 2011年間変化	0.031	0.316	-2.420368	2.055725	0.024	0.272	-2.284236	2.350317
2009 - 2012年間変化	0.060	0.306	-2.421079	1.432814	0.042	0.277	-2.079442	2.350317
09 - 10年間OFF-JT経験	0.325	0.469	0	1	0.288	0.453	0	1
09 - 10年間自己啓発経験	0.331	0.471	0	1	0.313	0.464	0	1
仕事の相談相手・学生時代の友人知人	0.241	0.428	0	1	0.304	0.460	0	1
仕事の相談相手・仕事上の友人知人	0.526	0.500	0	1	0.520	0.500	0	1
仕事の相談相手・家族親族	0.585	0.493	0	1	0.711	0.454	0	1
専門・短大・高専ダミー	0.212	0.409	0	1	0.454	0.498	0	1
大学・大学院ダミー	0.501	0.500	0	1	0.278	0.448	0	1
2009年時職の勤続年数	8.643	6.327	0	25	5.766	5.365	0	24
2009年時職場での職能形成機会	5.201	1.626	2	8	4.824	1.792	2	8
2009年時失業可能性	1.684	0.819	1	4	1.605	0.786	1	4
2009年時年齢	34.706	5.303	23	43	34.438	5.847	23	43
2009年時専門・技術職	0.265	0.441	0	1	0.268	0.443	0	1
2009年時管理・事務職	0.185	0.389	0	1	0.423	0.494	0	1
2009年時29人以下	0.213	0.410	0	1	0.258	0.438	0	1
2009年時300人以上・官公庁	0.448	0.498	0	1	0.329	0.470	0	1
2009年時従業先規模不明	0.035	0.183	0	1	0.110	0.313	0	1
2009年時職能向上意識	3.286	0.709	1	4	3.181	0.703	1	4
2009年時単身世帯ダミー	0.111	0.315	0	1	0.095	0.294	0	1
2009年時月あたり労働時間	207.678	54.904	21	465	160.678	56.450	4	420
2009年時有配偶ダミー	0.584	0.493	0	1	0.490	0.500	0	1
非正規雇用ダミー	0.095	0.293	0	1	0.434	0.496	0	1
自営ダミー	0.045	0.206	0	1	0.033	0.179	0	1

5 因果推論に迫る統計手法の応用

本章では、非正規雇用から正規雇用への移動、そして賃金上昇に対する職業訓練の効果を推定することを目的としている。分析結果の検討に先立ち、

本章で用いる分析手法について説明を加えておきたい。以下で説明する傾向スコア法やDID推定は調査観察データの分析において因果効果を適切に推定するために用いられる手法であり、労働経済学などでも応用が進んでいる。社会学の分野では、アメリカを中心としてこれらの手法の応用が進んでいるといえる。しかし、少なくとも日本の社会学的研究においてはそれほど知られている計量分析の手法ではない。そのため、詳細は方法論に関する文献を挙げるにとどまるが、基本的な点については本節で確認しておきたい⁶⁾。

5.1 傾向スコア法

5.1.1 因果推論の根本問題

職業訓練のみならず、社会科学においては何らかの政策的介入やプログラム実施により、介入を受けたものの賃金が上がるか、政策が実行された地域住民の満足度が高まるかなど、介入・処置の効果に関する研究関心がしばしば生じる。分析においては、何らかの処置がなされた、あるいは原因となる何らかの事象が起こったから、結果変数に何らかの影響が生じたか否かを統計的に推論することになる。

しかし、ある事象 D が生じた者($D=1$)と、その事象が生じなかった者($D=0$)と比べて結果変数に差があるからといって、結果変数の差を事象 D が起きたか否かに帰結できると判断できるだろうか。結論を先取りすれば、そのように判断することは厳密には不可能である。なぜならば、因果推論の根本問題として、「事象 D が起こった者について、もし事象 D が起きなければどうなるか」、また「事象 D が起こらなかった者について、もし事象 D が起きればどうなるか」を知ることが不可能だからである。これを式で表すと、

$$Y_i = DY_{i|D=1} + (1-D)Y_{i|D=0} \quad \text{式 7.1}$$

となる。 $D=1$ の場合、事象 D が起こらなかった場合の結果変数は知ることができず、 $D=0$ の場合、事象 D が起こった場合の結果変数を知ることができない。

原因と考えられる事象 D の生起について、反対の状況下で生じたであろう潜在的な結果のことを、反実仮想 (Counterfactual) と呼ぶ。本来ならば、処置群については $D=1$ のときの観測された結果と $D=0$ のときの潜在的な結果 (仮に事象が起きなかったとした場合の結果) の差が、事象 D が生じたからこそ現れた結果変数に対する効果である。統制群については、 $D=1$ の場合の潜在的な結果 (仮に事象が起きた場合の結果) と $D=0$ のときの観測された結果の差が、統制群に関する事象 D の因果的な効果である。すなわち、これらを式で表現すれば、

$$ATT = E(Y_{1|D=1} - Y_{1|D=0}) \quad \text{式 7.2}$$

$$ATC = E(Y_{0|D=1} - Y_{0|D=0}) \quad \text{式 7.3}$$

$$ATE = \frac{n_1}{N} ATT + \frac{n_0}{N} ATC \quad \text{式 7.4}$$

となる。ATT は Average Treatment Effect for Treated, ATC は Average Treatment Effect for Control の略であり、ATE (Average Treatment Effect) は ATT と ATC の重みづけ平均である。

しかし、反実仮想状況下での結果変数を観察することは先にも述べたとおり不可能である。得られた情報から単純に求められるのは、 $E(Y_{1|D=1} - Y_{0|D=0})$ のみである。それゆえ、多くの実験研究では処置群と統制群を等質な 2 群にすることによって、統制群の結果変数の期待値を「仮に処置を受けなかった場合の、処置群の結果変数の期待値」として判断することになる。すなわち、 $Y_{0|D=0} = Y_{0|D=1}$ といえるかが重要になるのである。

多くの実験室研究では、対象者 (被験者) に対する原因変数を無作為に割り当てる。職業訓練を例にとれば、無作為割り当て実験であれば、調査対象者 (被験者) が職業訓練を受けるか否かを調査者自身が無作為に割り当てることができる。無作為割り当てにより、職業訓練を受けた群 (処置群) と受けなかった群 (統制群) は様々な要因に関して等質な 2 群となる。他の要因に関して処置群と統制群は等しいので、結果変数 (賃金やスキルのレベルなど) に 2 群間で差があるとすれば、その原因は職業訓練を受けたか否かに帰

結することが可能である。

しかしながら、無作為割り当てを行うことが難しい調査観察データでは、鍵となる説明変数（処置変数）の効果を適切に推定できない。処置変数の効果を適切に推定できないのは、選択バイアスの影響を受けるためである。

調査観察データでは、調査実施時点で既に職業訓練を受けているか否かは決まっているのであり、調査者あるいは調査設計者が無作為割り当てを行うことは不可能である。そして、職業訓練を受けるか否かは対象者個人の意思決定・選択に基づき、その背景では様々な先行要因が作用している。したがって、調査観察データを用いて職業訓練の効果を推定しようとする場合、推定された効果の中には職業訓練を受けるか否かの選択の影響が反映される可能性が高い。より正確な職業訓練の効果を得るためには、選択バイアスを調整する方法が必要となる。本章で用いる傾向スコア法は、そのための手法である。

5.1.2 傾向スコア法とその仮定

調査観察データを用いた分析で、選択バイアスの影響を補正して原因事象 D の効果を推定するためには、事象 D の生起に先行する様々な要因から傾向スコア（Propensity Score）を求める必要がある。その上で、傾向スコアを用いた重みづけやマッチングの手続きを経て処置群と統制群の比較を行うことになる。傾向スコア（Propensity Score）とは、対象者 i について原因と考えられる事象 D の生じやすさを示す指標である。多くの場合、事象 D の生起を従属変数とし、事象 D の発生に影響すると考えられる先行要因を独立変数とするロジットモデル、プロビットモデルによって求められた予測確率をもって傾向スコアとみなしている。式で表せば、

$$e_i = Pr(D = 1|x) \quad \text{式 7.5}$$

となる。 e_i は対象者 i の傾向スコアであり、それは様々な先行変数群（ベクトル x ）によって条件づけられたときの、事象 D の発生確率（ $Pr(D = 1|x)$ ）として表現される。

(1) サポート問題

処置群と統制群が同質であるか否かという問題について、サポート問題と呼ばれるものがある。傾向スコアに沿ってマッチングを行うとき、処置群と統制群のそれぞれから、最も傾向スコアが近い者同士をマッチさせることで、処置群に対する反実仮想条件下での結果変数の値を求めることになる。しかし、処置群に属する者の傾向スコアが統制群の傾向スコアの範囲を大きく逸脱している場合、仮にマッチングを行ったとしても質的に大きく異なる二者を比較していることになる。

(2) 強く無視できる割り当て条件

サポート問題に対処するために比較対象を同じ傾向スコアの範囲に存在する者だけに限定して、その後マッチングを行うことになる。傾向スコア法を用いて分析を行う際に注意すべきは、調整後の処置群と統制群が同質な2群であるか否かである。言い換えれば、傾向スコアによる調整後には処置群と統制群への割り当てが外生的であるか否かである。すなわち、

$$(Y_0, Y_1) \perp D | e \quad \text{式 7.6}$$

が満たされていることを確認する必要がある。式 7.6 での e は傾向スコアを意味する。それにより条件づけられた（調整された）後の説明変数 D の割り当てと、処置群の結果変数 Y_1 、統制群の結果変数 Y_0 の間には交絡要因が存在しない（独立である、 \perp ）ことが、式 7.6 の意味である。上の式が満たされていなければ、傾向スコアによる調整は失敗していることを意味する。この条件は、「強く無視できる割り当て条件」と呼ばれる。

実際の分析において処置群と統制群が同質であることを確認するための手続きは、次の2点について統計的仮説検定を通じて保証することである。

- (1) 処置群と統制群の間で、傾向スコアの平均に差がない
- (2) 処置群と統制群の間で、傾向スコアの推定に用いた共変量について差がない

傾向スコアによる調整を行った後には、2群間で傾向スコアの平均、そして傾向スコアの推定に用いた共変量の平均に差がないことを確認したうえで、分析に進む必要がある。

5.1.3 傾向スコアを用いた重み付け

傾向スコアを求めた後には、それをを用いてマッチングや重みづけ、層別を行って原因変数の処置効果を推定することになる。本章では、重み付けによる分析を行う。マッチングにはNearest Neighbor Matchingやキャリパーマッチングなどの手続きがあるが、マッチングの基準が一義的に定まっているわけではなく、多少の恣意性が含まれる⁷⁾。重みづけはデータの情報を余すところなく利用できるという点で有益である。特に、本章で分析する非正規雇用労働者については、特に男性に関してはサンプルサイズも小さく、マッチングによる分析ではさらにサンプルサイズが小さくなる可能性がある。反実仮定の発想を直観的に表現できるのはマッチングの手法であるように思われるが、処置群と統制群の等質性を保証する手段としては、重み付けによる方法も十分に有用である。

傾向スコアを用いてサンプルを重み付けし、その上で処置群と統制群の間で結果変数の差を検討する方法をIPW法（Inverse Probability Weighting Method）と呼ぶ（Rubin 1985; 星野 2009）。これは、処置群と統制群の結果変数について、傾向スコアの逆数を用いて重み付け平均を求めるものである。それぞれの重み付け平均は、

$$\hat{E}(y_1) = \frac{\sum \frac{z_i y_i}{e_i}}{\sum \frac{z_i}{e_i}} \quad \text{式 7.7}$$

$$\hat{E}(y_0) = \frac{\sum \frac{(1-z_i) y_i}{1-e_i}}{\sum \frac{1-z_i}{1-e_i}} \quad \text{式 7.8}$$

と表現できる（ z は割り当て変数、 e は傾向スコア）。求められた重み付け平均の差は、先に述べたATEに相当する。

5.2 差分の差推定 (DID Estimation)

5.2.1 差分の差推定の概要

差分の差推定は 2 時点間のパネルデータ分析において因果効果を推定する上で有力な手法の 1 つである。 t 期において、何らかの処置や介入を受けた群（処置群、たとえば職業訓練）と受けなかった群（統制群）について、ある結果変数（たとえば賃金）を考える。これらは、

$$y_{it|D=1} = \omega_{i|D=1} + d_t + \gamma + \epsilon_{it|D=1} \quad \text{式 7.9}$$

$$y_{it|D=0} = \omega_{i|D=0} + d_t + \epsilon_{it|D=0} \quad \text{式 7.10}$$

として表すことができる。ここで、 $y_{it|D=1}$ 、 $y_{it|D=0}$ はそれぞれ職業訓練を受けた者と訓練を受けなかった者の t 期における賃金を表す。 D は職業訓練経験の有無を表す指標で、訓練を受けた場合 1、受けなかった場合 0 とコード化されている。そして、 ω_i は時間不変の個体差、 d_t は個体共通にみられる時点の効果⁸⁾、 ϵ_{it} は誤差である。そして、 γ が職業訓練を受けた場合の因果効果であり、統制群には含まれない。処置や介入のより正確な因果効果を求めたい場合には、 γ をいかにして適切に推定するかが重要になる。

仮に結果変数の測定が 1 時点で行われていないクロスセクションデータの場合、職業訓練の効果を求めるには $y_{it|D=1}$ と $y_{it|D=0}$ の差を取るようになる。このとき、

$$y_{it|D=1} - y_{it|D=0} = \gamma + (\omega_{i|D=1} - \omega_{i|D=0}) + (d_t - d_t) + (\epsilon_{it|D=1} - \epsilon_{it|D=0}) \quad \text{式 7.11}$$

となり、期待値を求めると

$$E(y_{\cdot t|D=1} - y_{\cdot t|D=0}) = \hat{\gamma} + E(\omega_{\cdot|D=1} - \omega_{\cdot|D=0}) + E(d_t - d_t) + E(\epsilon_{\cdot t|D=1} - \epsilon_{\cdot t|D=0}) \quad \text{式 7.12}$$

と表すことができる。ここで、個体共通にみられる時点の効果は差を取ることで除去され、最小二乗推定においては残差の平均はゼロであるから、右辺

第 4 項の残差の差も除去される。したがって、処置群と統制群の賃金の差は、職業訓練の因果効果と時間不変の個体差の差の期待値によって表現することができ、

$$E(y_{\cdot t|D=1} - y_{\cdot t|D=0}) = \hat{\gamma} + E(\omega_{\cdot|D=1} - \omega_{\cdot|D=0}) \quad \text{式 7.13}$$

となる。

ここで問題となるのは、右辺第 2 項の時間不変の個体間の異質性に関する要因である。上記の式から明らかであるが、1 時点のクロスセクションデータでは、処置群と統制群の賃金の差を職業訓練の効果に帰結することができない。個体間の異質性の差は直接観察できず、職業訓練の効果に反映されることになるため、処置群と統制群の間で時間不変の個体要因に差が存在する場合、職業訓練の効果はバイアスを含んで推定されることになる。

観察されない異質性による処置・介入の効果のバイアスをどのように除去できるか。2 時点のパネルデータがあれば、この問題にある程度対処することが可能である。ここで、1 期前の $t-1$ 期における処置群と統制群の結果変数を考えると、

$$y_{it-1|D=1} = \omega_{i|D=1} + d_{t-1} + \epsilon_{it-1|D=1} \quad \text{式 7.14}$$

$$y_{it-1|D=0} = \omega_{i|D=0} + d_{t-1} + \epsilon_{it-1|D=0} \quad \text{式 7.15}$$

と表すことができる。ここで、 ω_i は時間不変であるので t 期の場合と変わらない。処置群の $t-1$ 期の結果変数については、まだ処置・介入を受ける前であるため、因果効果 γ は含まれない。

ここで、処置群と統制群のそれぞれについて、 t 期と $t-1$ 期での結果変数の差の期待値を求めると、次のように表記することができる。

$$E(y_{\cdot t|D=1} - y_{\cdot t-1|D=1}) = \hat{\gamma} + E(\omega_{\cdot|D=1} - \omega_{\cdot|D=1}) + E(d_t - d_{t-1}) + E(\epsilon_{\cdot t|D=1} - \epsilon_{\cdot t-1|D=1}) \quad \text{式 7.16}$$

$$E(y_{\cdot t|D=0} - y_{\cdot t-1|D=0}) = E(\omega_{\cdot|D=0} - \omega_{\cdot|D=0}) + E(d_t - d_{t-1}) + E(\epsilon_{\cdot t|D=0} - \epsilon_{\cdot t-1|D=0}) \quad \text{式 7.17}$$

2 群のそれぞれについて，2 時点間で差をとることによって，時間不変である個体間の異質性に関する項は除去される．また，残差についてはゼロであると仮定できるので，

$$E(y_{t|D=1} - y_{t-1|D=1}) = \hat{\gamma} + E(d_t - d_{t-1}) \quad \text{式 7.18}$$

$$E(y_{t|D=0} - y_{t-1|D=0}) = E(d_t - d_{t-1}) \quad \text{式 7.19}$$

となる．さらに，2 群のそれぞれについての 2 時点間の差分の差をとると，時間固有の効果が除去され，

$$E(y_{t|D=1} - y_{t-1|D=1}) - E(y_{t|D=0} - y_{t-1|D=0}) = \hat{\gamma} \quad \text{式 7.20}$$

となる．これにより，観察されない異質性を除去した処置・介入の効果を得ることができる．2 時点間の結果変数の差について，さらに 2 群間で差をとることによって推定された因果効果 $\hat{\gamma}$ を，DID 推定量 (Difference in Difference Estimator: 差分の差推定量) と呼ぶ．

5.2.2 傾向スコア法との組み合わせ

DID 推定量は観察されない個体間の異質性を統制することによって不偏性をもつが，処置・介入の割り当てに関する選択バイアスの問題が残っている．調査観察データを用いるほとんどの研究では，原因として考える説明変数の割り当てを無作為に行うことができず，個人の意思決定・選択の過程の影響を受けることになる．DID 推定によって「そもそも賃金が上がりやすい層とそうではない層の違い」はある程度コントロールできるが，「そもそも訓練を受けやすい層とそうではない層の間で，賃金変化に差があるか」を調整することはできていない．そのため，処置群と統制群を同じような条件下で比較することによって選択バイアスに対処する必要が生じ，傾向スコア法を用いる意義が生じる．傾向スコア法の概略については 4.1 で述べた通りである．本章では賃金変化の DID 推定に際して，傾向スコアを用いた重み付けによって調整を行う．

6 分析結果

6.1 基礎分析の結果

6.1.1 社会ネットワークと能力開発経験の関係

まず、人的資本形成機会の指標となる自己啓発と OFF-JT 経験と社会ネットワークの関係について、基礎的な分析を行っておきたい。図 7.1、図 7.2 は、自己啓発、OFF-JT、および性別によって各社会ネットワーク変数と能力開発経験変数の関連をオッズ比で表したものである。それぞれの相手に仕事に関する相談をするほうが能力開発経験を持ちやすい場合、オッズ比の値が大きくなる。図 7.1 は 2009 年調査時に非正規雇用労働者であった者に限定し、図 7.2 はその他の働き方も含めた結果である。

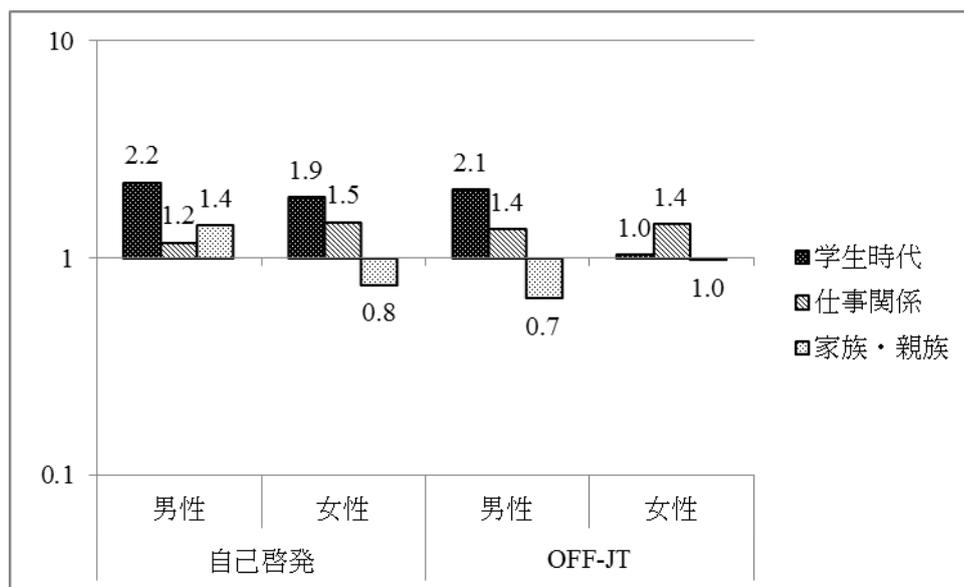


図 7.1 社会ネットワークと能力開発経験の関連（非正規のみ，オッズ比）

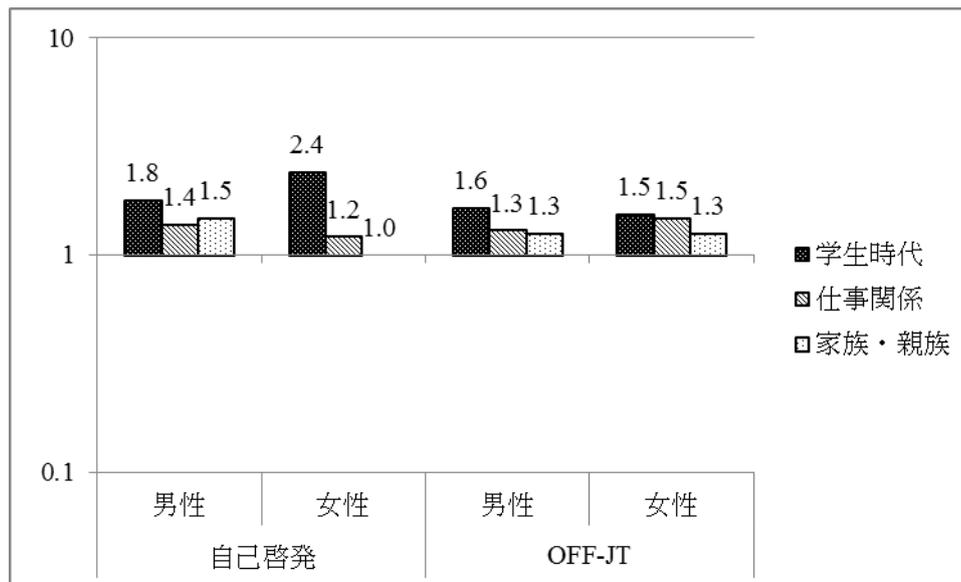


図 7. 2 社会ネットワークと能力開発経験の関連（全体，オッズ比）

図 7.1 の結果から，学生時代の友人・知人への相談が能力開発経験と結びつきやすいことが分かる．男性については自己啓発，OFF-JT の双方で 2.2，2.1 倍経験しやすい．女性については，OFF-JT では相談の有無はほとんど経験の有無と関連しないが，自己啓発経験については 1.9 倍の開きがある．

それに比べて，仕事関係の友人・知人と家族・親族については対応関係が弱い．仕事関係の友人・知人に相談する場合，1.2 倍～1.5 倍能力開発経験をもちやすいものの，学生時代の友人・知人に比べると結びつきは弱い．家族・親族に相談する場合は，相談しない場合ほぼ違いがないといえる．

他の働き方を含めた図 7.2 から，類似の結果を読み取ることができる．能力開発経験に結びつきやすいのは学生時代の友人・知人への相談であり，それは自己啓発経験に関して明確に観察される．非正規雇用に限定した場合とほぼ同様に，仕事関係の友人・知人，家族・親族への相談と能力開発経験の有無に強い結びつきがあるとは言い難い．

社会ネットワークと能力開発経験の関連についての基礎分析からは，学生時代の友人・知人という相対的に弱い社会的紐帯が人的資本形成機会の獲得に若年者を結びつける可能性が示唆される．この結果からは，人的資本形成の文脈でも「弱い紐帯の強さ」がみられるといえるだろう．

6.1.2 能力開発経験と雇用形態・賃金変化の関係

それでは、能力開発経験がその後の雇用形態移動、賃金変化にどのような影響をあたえるのかを検討したい。表 7.5 は非正規雇用から正規雇用への移動比率が自己啓発、OFF-JT 経験の有無でどの程度異なるのかを示したものである。

表 7.5 をみると、男女ともに自己啓発、OFF-JT 経験を持つことで正規雇用の仕事を得やすいことがわかる。また、2009 年時から時間が経過するにつれて能力開発経験の有無による正規雇用への移動比率の差が大きくなっていることも読み取れる。これらの結果から、他の要因を考慮しないで単純に能力開発経験の影響をみる限り、非正規雇用から正規雇用への移動機会につながるといえる。また、能力開発経験の効果が時間経過にともなってより明確に現れるようになることも示唆される。

それでは賃金変化についてはどうか。表 7.6 は時給変化の対数値に関する集計結果である。数値は時給の変化率を意味し、能力開発経験がある群とない群とでの差が差分の差推定量となる。

表 7. 5 非正規雇用から正規雇用への移動比率に関する基礎分析結果

		自己啓発					
		男性			女性		
		平均 (比率)	標準誤差	N	平均 (比率)	標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.11	0.04	63	0.06	0.01	298
	経験あり	0.30	0.09	27	0.15	0.04	84
	比率の差	0.19			0.10		
2009年→2011年	経験なし	0.21	0.05	63	0.06	0.01	298
	経験あり	0.48	0.10	27	0.21	0.05	84
	比率の差	0.28			0.15		
2009年→2012年	経験なし	0.25	0.06	63	0.09	0.02	298
	経験あり	0.59	0.10	27	0.27	0.05	84
	比率の差	0.34			0.19		
		OFF-JT					
		男性			女性		
		平均 (比率)	標準誤差	N	平均 (比率)	標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.11	0.04	70	0.06	0.01	305
	経験あり	0.35	0.11	20	0.17	0.04	77
	比率の差	0.24			0.11		
2009年→2011年	経験なし	0.23	0.05	70	0.07	0.01	305
	経験あり	0.50	0.11	20	0.22	0.05	77
	比率の差	0.27			0.16		
2009年→2012年	経験なし	0.29	0.05	70	0.09	0.02	305
	経験あり	0.60	0.11	20	0.27	0.05	77
	比率の差	0.31			0.18		

表 7. 6 賃金変化の基礎分析結果

		自己啓発					
		男性			女性		
		平均 (比率)	標準誤差	N	平均 (比率)	標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.01	0.02	480	0.01	0.01	418
	経験あり	0.04	0.03	238	0.04	0.02	190
	差分の差	0.03			0.02		
2009年→2011年	経験なし	0.02	0.01	480	0.02	0.01	418
	経験あり	0.05	0.02	238	0.03	0.02	190
	差分の差	0.03			0.01		
2009年→2012年	経験なし	0.05	0.01	480	0.03	0.01	418
	経験あり	0.08	0.02	238	0.06	0.02	190
	差分の差	0.03			0.02		
		OFF-JT					
		男性			女性		
		平均 (比率)	標準誤差	N	平均 (比率)	標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.02	0.02	485	0.01	0.01	433
	経験あり	0.03	0.03	233	0.05	0.02	175
	差分の差	0.01			0.04		
2009年→2011年	経験なし	0.03	0.01	485	0.02	0.01	433
	経験あり	0.03	0.02	233	0.04	0.02	175
	差分の差	-0.01			0.03		
2009年→2012年	経験なし	0.06	0.01	485	0.03	0.01	433
	経験あり	0.05	0.02	233	0.08	0.02	175
	差分の差	-0.01			0.05		

非正規雇用から正規雇用への移動の場合とは異なり，自己啓発，OFF-JTの効果はほとんどみられない。しかし，女性サンプルの2009年と2012年の間では，5パーセントポイントの差がみられる（5%水準で統計的に有意）。OFF-JTの効果が賃金上昇に反映されるには一定の時間経過が必要となるのか，それとも有意差が偶然生じたものなのかはこの結果からは判断しがたい。以下の詳細な分析でさらに検討する必要がある。

6.2 多変量解析・傾向スコア法による分析

6.2.1 誰が職場外での能力開発を行いやすいか

前項の基礎分析で，社会ネットワークが人的資本形成に影響している可能性が示された。それでは，人的資本投資行為であるOFF-JTや自己啓発活動を行うか否かに先行する要因をコントロールした後でも社会ネットワークの効果は確認されるのだろうか。この点について，以下では二項ロジットモデルによる検討を行う。

表 7. 7 能力開発経験に関する二項ロジットモデルの結果（非正規のみ）

	男性				女性			
	OFF-JT		自己啓発		OFF-JT		自己啓発	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
仕事の相談相手・学生時代の友人知人	1.123	0.829	1.262 †	0.747	-0.181	0.354	0.448	0.327
仕事の相談相手・仕事上の友人知人	-0.918	0.860	-0.614	0.667	0.072	0.295	-0.093	0.291
仕事の相談相手・家族親族	-0.723	0.734	-0.009	0.619	0.058	0.346	-0.313	0.326
専門・短大・高専ダミー	1.631	1.052	1.787 †	0.959	0.223	0.345	0.173	0.348
大学・大学院ダミー	1.765 †	1.055	1.924 †	0.980	0.714 †	0.417	0.335	0.421
2009年時職の勤続年数	-0.017	0.096	-0.013	0.082	0.007	0.038	-0.003	0.038
2009年時職場での職能形成機会	0.186	0.217	0.169	0.175	0.277 **	0.085	0.173 *	0.083
2009年時失業可能性	-0.169	0.362	-0.085	0.289	0.012	0.173	0.037	0.165
2009年時年齢	0.008	0.072	-0.010	0.060	0.031	0.032	0.036	0.031
2009年時専門・技術職	-0.177	0.919	0.938	0.717	0.624	0.406	1.183 **	0.404
2009年時管理・事務職	0.745	1.149	-0.199	1.030	-0.353	0.331	0.132	0.329
2009年時29人以下	1.928 †	1.075	0.068	0.885	0.993 *	0.420	0.241	0.399
2009年時30人以上・官公庁	-0.585	0.943	-0.674	0.761	0.777 †	0.403	0.298	0.374
2009年時従業先規模不明	0.270	0.983	-1.277	0.883	0.514	0.443	-0.050	0.425
2009年時職能向上意識	0.003	0.433	0.484	0.396	0.420 †	0.214	0.771 ***	0.221
2009年時単身世帯ダミー	1.866	1.141	1.765 †	1.021	0.470	0.630	0.721	0.578
2009年時月あたり労働時間	0.022 **	0.008	-0.001	0.005	0.002	0.003	0.001	0.003
2009年時有配偶ダミー	-0.775	0.987	0.651	0.784	0.061	0.392	-0.204	0.386
切片	-7.086 *	3.334	-4.256	2.615	-6.461 ***	1.555	-6.447 ***	1.518
McFadden R ²	0.299		0.227		0.117		0.148	
-2LL	66.847		84.992		339.158		342.903	
Model p値	0.055		0.126		p < .001		p < .001	
N	90		90		382		382	

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, † p < .1

表 7.7 は、非正規雇用労働者に限定した場合の推定結果である。これを見ると、他の共変量の影響を統制すると社会ネットワークの影響がみられなくなった。男性サンプルの自己啓発については、学生時代の友人・知人に関して 10%水準でプラスに有意な傾向がみられるものの、この結果を強調することはできないといえる。

ただし、この結果から非正規雇用労働者については社会ネットワークが人的資本形成と無関係であると結論づけることにも慎重であるべきだと考えられる。特に男性サンプルについては、サンプルサイズが小さいことが推定の有効性に影響を与えている可能性がある。補足的に、他の働き方も含めた推定で非正規雇用と社会ネットワーク変数の交互作用効果を検討したが、統計的に有意ではなかった。このときの学生時代の友人・知人変数の主効果は有意であった。そのため、非正規雇用労働者のサンプルサイズが十分に確保できれば、基礎分析で得られたように学生時代の友人・知人に相談相手がいる場合には能力開発の機会を得やすい可能性がある。

他の要因の推定結果についても確認しておく。男性サンプルについては、独身ダミーが自己啓発、OFF-JT に共通してプラスの効果を与えている。また、OFF-JT については従業先規模が 1~29 名である場合（10%水準での傾向）、月あたり労働時間が長いほど経験を持ちやすい。自己啓発については、

専門的・技術的職業に従事している者ほど経験を持ちやすい。学歴変数については、男性の自己啓発について専門・短大・高専卒ダミーが10%水準でプラスに有意な傾向を示すにとどまった。

女性サンプルについては、教育訓練機会変数、専門的・技術的職業ダミー変数、職業能力を向上させることに対する態度変数がプラスの効果を示していた。男性サンプルに比べると、そもそも能力開発経験を持ちやすい状況に置かれる者が実際に自己啓発、OFF-JTを経験しやすく、同時にネットワーク資源にもアクセスしやすいという関係が読み取れる。学歴変数については、有意な結果が得られなかった。

表 7. 8 能力開発経験に関する二項ロジットモデルの結果（全体）

	男性				女性			
	OFF-JT		自己啓発		OFF-JT		自己啓発	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
仕事の相談相手・学生時代の友人知人	0.643 **	0.209	0.591 **	0.206	0.172	0.233	0.553 *	0.229
仕事の相談相手・仕事上の友人知人	0.010	0.191	0.178	0.189	0.140	0.216	-0.246	0.218
仕事の相談相手・家族親族	0.094	0.191	0.274	0.190	0.262	0.242	-0.188	0.238
専門・短大・高専ダミー	0.343	0.267	0.402	0.270	-0.136	0.279	0.315	0.288
大学・大学院ダミー	0.165	0.251	0.351	0.251	0.030	0.315	0.169	0.325
2009年時職の勤続年数	-0.032 †	0.019	-0.048 *	0.019	-0.042 †	0.024	-0.056 *	0.024
2009年時職場での職能形成機会	0.437 ***	0.064	0.238 ***	0.060	0.360 ***	0.068	0.333 ***	0.068
2009年時失業可能性	-0.302 *	0.123	-0.121	0.117	0.030	0.137	0.183	0.135
2009年時年齢	0.023	0.023	0.004	0.022	0.043 †	0.024	0.032	0.024
2009年時専門・技術職	0.435 †	0.228	0.716 **	0.224	0.759 **	0.291	0.972 **	0.295
2009年時管理・事務職	0.140	0.259	0.398	0.256	-0.261	0.265	-0.068	0.268
2009年時29人以下	-0.177	0.275	-0.125	0.268	0.157	0.293	-0.112	0.293
2009年時300人以上・官公庁	-0.093	0.218	-0.086	0.216	0.514 †	0.265	0.151	0.265
2009年時従業先規模不明	0.281	0.530	-0.426	0.553	0.059	0.398	-0.357	0.409
2009年時職能向上意識	0.111	0.138	0.409 **	0.141	0.396 *	0.158	0.832 ***	0.165
2009年時単身世帯ダミー	0.088	0.318	0.377	0.314	0.440	0.350	0.511	0.352
2009年時月あたり労働時間	0.000	0.002	0.001	0.002	0.002	0.002	0.003	0.002
2009年時有配偶ダミー	0.411 †	0.234	0.749 **	0.238	0.161	0.267	-0.023	0.270
2009年時非正規	0.088	0.350	0.393	0.338	-0.753 **	0.287	-0.538 †	0.285
2009年時自営	-0.009	0.490	-0.109	0.490	-0.561	0.700	-0.508	0.713
切片	-4.299 ***	1.018	-4.417 ***	1.014	-6.046 ***	1.174	-6.997 ***	1.211
McFadden R ²	0.126		0.173		0.123		0.217	
-2LL	791.237		800.074		603.946		591.478	
N	718		718		608		608	

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, † p < .1

次に表 7.8 は、他の働き方も含めた推定結果である。この結果からは、女性の OFF-JT 以外で学生時代の友人・知人関係がプラスの効果を示している。この結果は基礎分析の結果とほぼ同様であり、社会ネットワークが若年者を人的資本形成機会に結びつけると解釈できる。

他の共変量の結果をみると、調査時に勤務している従業先での勤続年数が短いほうが能力開発経験を持ちやすい。これは、その勤め先での経験がまだ浅いため人的資本に対する初期投資段階であることを意味しているといえ

る。

勤め先が提供する教育訓練機会はプラスの効果を示している。勤め先が従業員の能力開発に積極的である場合には若年者も経験を持ちやすいといえるが、この結果は当然ともいえるだろう。

また、職種については専門的・技術的職業ダミーでプラスの効果が見られている。このことは、人的資本形成機会にも一定の階層差がみられることを意味しているだろう。一方、学歴変数については有意な結果が得られていない。女性については、非正規雇用ダミーが負に有意な結果を示している。これは、結婚している女性の多くが非正規雇用として働く場合、主たる生計維持者になる必要がない可能性が高く、あえて能力開発に労力を割く必要性がないからだと考えられる。職業能力向上に対する志向性の変数はプラスに有意であり、個人的要因も重要であることがわかる。

6.2.3 非正規雇用から正規雇用への移動に対する能力開発経験の効果

それでは、以下の分析では傾向スコアを用いた IPW 法による差分の差推定を行い、自己啓発や OFF-JT が効果を持つのかを検討したい。なお、傾向スコアを用いた重みづけを行った結果、共変量の平均値が経験群と非経験群の間で等しくなっているかの確認は行っている（詳細は Appendix にて参照されたい）。表 7.9 は、2009 年調査時に非正規雇用であった者が 1 年間で自己啓発、OFF-JT 経験を持つか否かでその後正規雇用に移動しやすくなるのかについて、IPW 法による重み付け比率を求めた結果である。

傾向スコアによる調整を行わない場合、自己啓発、OFF-JT とともに経験のあるほうが正規雇用へと移動しやすい結果が得られていた（表 7.5）。しかし、男性サンプルでの自己啓発の効果については、傾向スコアによる調整後は有意ではないという結果となった。女性サンプルでは、2009 年から 2010 年にかけての移動比率は有意ではない。しかし、2009 年から 2011 年、2009 年から 2012 年にかけて自己啓発の有意な効果がみられるようになる。男性については、自己啓発が正規雇用への移動に寄与するという関係はそもそも自己啓発に取り組みやすいかどうかによって生み出される擬似効果であったといえる。女性については、自己啓発の効果はみられるが、2～3 年の期間を

置いて評価する必要がある。

OFF-JT の効果は自己啓発のそれに比べて明確に発現する。男性については 1 年間で OFF-JT の効果がみられ、そこでの差が 2 年後、3 年後も持続する。女性については、OFF-JT を受けた後徐々にその効果が大きくなる傾向がある。

表 7. 9 IPW 法による共変量調整後の正規雇用への移動割合

		自己啓発					
		男性			女性		
		平均 (比率)	ロバスト標準誤差	N	平均 (比率)	ロバスト標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.130			0.061		
	経験あり	0.279		90	0.173		382
	比率の差	0.148	0.149		0.111	0.075	
2009年→2011年	経験なし	0.210			0.071		
	経験あり	0.381		90	0.239		382
	比率の差	0.170	0.202		0.168	0.075	
2009年→2012年	経験なし	0.248			0.098		
	経験あり	0.505		90	0.293		382
	比率の差	0.257	0.233		0.195	0.076	
		OFF-JT					
		男性			女性		
		平均 (比率)	ロバスト標準誤差	N	平均 (比率)	ロバスト標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.111			0.058		
	経験あり	0.597		90	0.178		382
	比率の差	0.486	0.179		0.120	0.062	
2009年→2011年	経験なし	0.221			0.068		
	経験あり	0.666		90	0.235		382
	比率の差	0.445	0.177		0.166	0.066	
2009年→2012年	経験なし	0.271			0.096		
	経験あり	0.671		90	0.272		382
	比率の差	0.400	0.180		0.175	0.067	

6.2.4 賃金変化に対する能力開発経験の効果

賃金変化についてはどうか。基礎分析では、女性の自己啓発で 2009 年から 2012 年にかけての変化が 5%水準で有意であるという結果が得られるだけであった。表 7.10 は、IPW 法で重みづけた後の DID 推定量である。

まず、自己啓発の効果について検討する。男性サンプルでは、基礎分析の結果と同様に自己啓発の効果は有意ではなかった。女性サンプルでは、2009 年から 2012 年にかけての変化で、10%水準の有意傾向ではあるが自己啓発

の効果が観察される。具体的には、自己啓発経験がない場合に比べて、自己啓発に取り組むことで時給の上昇率が7.8%ポイント高い。

表 7. 10 IPW 法による共変量調整後の賃金変化 (DID 推定量)

		自己啓発					
		男性			女性		
		平均	ロバスト 標準誤差	N	平均	ロバスト 標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.016			0.007		
	経験あり	0.044		718	0.011		608
	差分の差	0.028	0.030		0.004	0.042	
2009年→2011年	経験なし	0.030			0.021		
	経験あり	0.043		718	0.077		608
	差分の差	0.012	0.024		0.057	0.041	
2009年→2012年	経験なし	0.059			0.028		
	経験あり	0.059		718	0.107		608
	差分の差	-0.001	0.024		0.078	0.042	
		OFF-JT					
		男性			女性		
		平均	ロバスト 標準誤差	N	平均	ロバスト 標準誤差	N
2009年→2010年	経験なし	0.022			0.004		
	経験あり	0.026		718	0.047		608
	差分の差	0.005	0.031		0.044	0.037	
2009年→2011年	経験なし	0.046			0.017		
	経験あり	0.018		718	0.089		608
	差分の差	-0.028	0.026		0.071	0.032	
2009年→2012年	経験なし	0.077			0.022		
	経験あり	0.037		718	0.123		608
	差分の差	-0.040	0.023		0.101	0.034	

次に、OFF-JT の効果について確認すると、男性についてはやはり OFF-JT の効果がみられない。DID 推定量の推移をみると、徐々にマイナスの値に転じている。この意味は、OFF-JT 経験群の賃金が低下しているというよりは、OFF-JT を受けない群の賃金が上昇していることによると考えられる。類似の傾向は自己啓発についてもみられる。自己啓発も含めて総合的にみれば、男性については能力開発経験が賃金上昇に結びつかないという解釈にとどめておくべきだと思われる。

女性サンプルでの OFF-JT の効果については、基礎分析では有意な結果がみられなかったものの、傾向スコアによる調整後の DID 推定量は 2009 年 -

2011年、2009年 - 2012年の賃金変化で有意であり、その効果も時間の経過にともなって大きくなっている。自己啓発の結果と合わせても、短期間でその効果が現れることは期待できないものの、能力開発経験が賃金上昇に寄与するという関係は認められるといえるだろう。

7 弱い紐帯による人的資本蓄積の後押し効果

7.1 分析結果の要約

本章では、社会ネットワークと人的資本形成機会の関係、そして人的資本形成がその後のキャリア移動、および賃金変化に与える影響を検討してきた。前者については、学生時代の友人・知人のネットワークが自己啓発活動やOFF-JTへの取り組みに若年者を促す傾向がみられた。

後者については、傾向スコアによるIPW法によりATEを求めて因果効果を推定した結果、非正規雇用から正規雇用の移動に対してOFF-JTが効果を持つことが明らかになった。その効果は、経験後時間が経過するに伴い大きくなる。自己啓発経験の効果については、女性のみで観察された。その効果がラグを伴い発現することは、OFF-JTの場合と同様である。

賃金変化に対する能力開発の効果は、それに比べると微弱なものにとどまる。男性の場合は、自己啓発もOFF-JTも賃金上昇に寄与しない。一方女性については、OFF-JT経験後2年経過したあたりから賃金上昇の効果が現れ始める。また、自己啓発についてもその効果が徐々に現れる傾向がみられた。

7.2 人的資本形成機会における「弱い紐帯の強さ」の可能性

以上の結果にもとづき、考察を行いたい。社会ネットワーク変数のうち、能力開発経験に寄与していたのは学生時代の友人・知人の存在だけであった。特にOFF-JTは企業が行う職場外での研修などが中心となるため、仕事上の友人・知人の存在が重要になると考えられたが、分析の結果は関連がみられないというものであった。

学生時代の友人・知人ネットワークは、学校を卒業した若年者にとっては中心的な交際圏にはならない。しかし、中心的ではなくなるからこそ、多様な情報を得るための相談相手として重要な存在となる。その意味で、若年者にとっての学生時代の友人・知人は「弱い紐帯」として機能している可能性がある。

第6章、第7章でも、若年者の初期キャリアにおいて友人・知人関係が無視できない影響力を持つことが示されたが、本章でもその結論に整合的な結果が得られた。社会学の従来議論では、家族・親族関係や「強い紐帯」の重要性を主張するものが多く、その認識が半ば定説化しつつある⁹⁾。しかし、少なくとも近年の若年者については拡張的な友人・知人ネットワークを中心とする「弱い紐帯」の重要性が高まりつつあるといえるのではないか。日本の労働市場における社会ネットワークの位置づけについては、今後理論的な再検討を重ねるべきだと考えられる。

しかし、本章の分析には限界もある点に留意が必要である。今回用いた変数では直接に紐帯の強度を測定しているわけではない。若年労働市場における「弱い紐帯の強さ」の発現について厳密に検討するには、さらなる調査研究を行う必要があるだろう。

7.3 女性に限定される能力開発の賃金上昇効果

次に、能力開発経験の賃金上昇効果の結果について考察したい。傾向スコアによる分析の結果、男性についてはいずれの種類も能力開発も効果を持たなかった。男性の場合、より強く人事考課や年功制賃金の制度に埋め込まれていることが背景にあると考えられる。これらの制度は、基本的に企業に入った後に働き続けることを想定して設計されている。その前提に当てはまるのは生計維持者の役割が期待される男性であり、男性の賃金構造は制度の影響を強く受けているといえる。そのため、能力開発を通じて何らかのスキルを身に付けたとしても、それを適切に評価するシステムが人事考課制度の中に組み込まれていなければ意味をなさない。

一方女性についてはどうか。女性の場合、男性に比べて結婚、出産、育児

などで休職，離職を経験しやすい．そのため女性のキャリア形成は男性に比べてイレギュラーなものになりやすい（武石 2006）．この場合，男性に比べて女性のキャリアはより脱制度的であると考えられる．脱制度的な労働市場のなかでは，個人の保有する資源（asset）が重要性を帯びるといわれている（DiPrete et al. 1997）．若年女性のキャリア形成はより個人主義的になるため，能力開発経験の効果が現れやすくなるのかもしれない．

7.4 おわりに

以上の議論からは，同じ労働市場の中でも属性の違いによってキャリア形成の構造が異なり，同時に資源として機能する要因も異なることが示唆される．本章では，能力開発，職業訓練が直接効果を示すのは個人主義的なキャリア形成の場合においてであると結論付けたい．そして，人的資本形成機会の構造を形作るうえで，弱い紐帯が重要な役割を果たしていることを付言したい．仮に日本の労働市場がより個人主義的な方向にシフトするならば，上記の側面はより明確に立ち現われてくる可能性がある．

本章では能力開発の具体的な内容にまで立ち入ることはできなかったが，これらは今後さらなる検討を進めることで明らかにしたい．先行研究と本章の分析を関連付けるならば，能力開発によって資格等を取得することでスキルが可視化されて，はじめてその効果が発現するのか否かなどである．この点は，日本社会での資格の機能を解明するうえで重要である（例えば阿形（2008）など）．

また，本章の結果から政策提言を行うためには慎重な議論も必要である．社会科学における因果効果の分析には，SUTVA の仮定に抵触する可能性が常につきまとうことになる（石田 2012；中澤 2013）．本章の結果でいえば，OFF-JT が非正規雇用から正規雇用への移動に効果を発揮したことをもって，すべての非正規雇用労働者に OFF-JT を経験させることを正当化することはできない．正規雇用の空席は常に有限であり，仮にもすべての非正規雇用労働者が OFF-JT を経験すれば，必ず一定数の者は OFF-JT を受けたにも関わらず正規雇用に移動できない．

また、傾向スコアによる調整はあくまでモデルに含まれた要因に関してなされただけである。観察されない（モデルに含まれない）要因のなかに能力開発経験の有無に強く影響する場合、それらの影響が推定された因果効果に反映されている可能性は十分にある。今後は、能力開発経験を規定する必要十分な要因を明らかにしてゆくことも重要な課題となる。

補足 傾向スコアを用いた重みづけ後のバランスングのチェック

非正規雇用から正規雇用への移動に関する分析では、表 7.7 の推定結果から得られる予測確率を傾向スコアとして用いる。また、賃金変化に関する分析では、表 7.8 の結果から得られる予測確率を傾向スコアとして用いる。

ここで、求められた傾向スコアを用いて重み付けを行う際に、「強く無視できる割り当て条件」が満たされているかを確認する必要がある。その結果を示したものが、表 7.11 と表 7.12 である。

表 7.11 は、非正規雇用労働者に限定した場合のバランスングの確認結果である。傾向スコアを用いて調整を行わない場合、当然ではあるが能力開発経験のある群で明らかに傾向スコアが高い。しかし、調整後は全ての場合において能力開発経験のある群とない群とで傾向スコアの平均値に統計的な有意差はみられない。さらに、傾向スコアの推定に用いた共変量についても、統計的な有意差のあるものはみられなかった。賃金変化の分析で用いる傾向スコアについてバランスングのチェックを行った表 7.12 でも同様の結果が得られている。したがって、観察された要因についてという条件は残るものの、その範囲では能力開発経験のある群とない群の間で等質性が保証されており、「強く無視できる割り当て条件」がひとまず成り立っていると考えられる。

表 7. 11 傾向スコアと共変量平均（2009年時非正規雇用のみ）

	男性 (N=90)				女性 (N=382)			
	OFF-JT		自己啓発		OFF-JT		自己啓発	
	非経験群	経験群	非経験群	経験群	非経験群	経験群	非経験群	経験群
ウェイト調整前傾向スコア	0.150	0.476	0.222	0.482	0.175	0.306	0.184	0.347
ウェイト調整後								
傾向スコア平均	0.220	0.264	0.299	0.309	0.195	0.188	0.217	0.217
仕事の相談相手・学生時代の友人知人	0.188	0.180	0.187	0.181	0.256	0.297	0.255	0.228
仕事の相談相手・仕事上の友人知人	0.368	0.312	0.339	0.273	0.476	0.467	0.476	0.466
仕事の相談相手・家族親族	0.504	0.460	0.515	0.445	0.755	0.688	0.754	0.724
専門・短大・高専ダミー	0.271	0.266	0.293	0.478	0.416	0.388	0.418	0.455
大学・大学院ダミー	0.428	0.488	0.409	0.397	0.196	0.188	0.203	0.211
2009年時職の勤続年数	3.280	2.675	3.288	2.934	3.402	3.135	3.376	3.366
2009年時職場での職能形成機会	4.565	4.421	4.511	4.506	4.472	4.290	4.469	4.298
2009年時失業可能性	2.026	1.707	2.105	2.398	1.758	1.712	1.756	1.666
2009年時年齢	31.950	32.635	32.248	30.877	35.462	34.848	35.448	35.310
2009年時専門・技術職	0.199	0.168	0.222	0.221	0.149	0.143	0.153	0.165
2009年時管理・事務職	0.115	0.155	0.099	0.252	0.371	0.374	0.370	0.428
2009年時29人以下	0.103	0.109	0.110	0.107	0.229	0.194	0.229	0.182
2009年時300人以上・官公庁	0.339	0.287	0.343	0.259	0.294	0.259	0.212	0.332
2009年時従業先規模不明	0.220	0.247	0.218	0.343	0.211	0.263	0.212	0.332
2009年時職能向上意識	3.229	3.049	3.227	3.330	3.096	3.205	3.096	3.125
2009年時単身世帯ダミー	0.103	0.108	0.107	0.079	0.050	0.040	0.050	0.045
2009年時月あたり労働時間	168.483	181.837	167.263	163.693	125.692	115.375	125.933	117.969
2009年時有配偶ダミー	0.257	0.239	0.274	0.207	0.589	0.644	0.588	0.617

表 7. 12 傾向スコアと共変量平均（その他働き方含む）

	男性 (N=718)				女性 (N=608)			
	OFF-JT		自己啓発		OFF-JT		自己啓発	
	非経験群	経験群	非経験群	経験群	非経験群	経験群	非経験群	経験群
調整前傾向スコア平均	0.275	0.428	0.281	0.434	0.229	0.434	0.233	0.488
調整後								
傾向スコア平均	0.317	0.318	0.325	0.317	0.282	0.269	0.300	0.288
仕事の相談相手・学生時代の友人知人	0.234	0.224	0.227	0.211	0.296	0.257	0.290	0.247
仕事の相談相手・仕事上の友人知人	0.525	0.536	0.524	0.558	0.518	0.463	0.524	0.499
仕事の相談相手・家族親族	0.580	0.544	0.581	0.548	0.706	0.717	0.705	0.708
専門・短大・高専ダミー	0.214	0.243	0.218	0.219	0.453	0.510	0.453	0.499
大学・大学院ダミー	0.495	0.487	0.491	0.466	0.277	0.272	0.274	0.254
2009年時職の勤続年数	8.696	8.643	8.699	8.650	5.873	6.189	5.822	5.622
2009年時職場での職能形成機会	5.169	5.157	5.190	5.098	4.809	4.647	4.785	4.758
2009年時失業可能性	1.698	1.731	1.706	1.784	1.614	1.596	1.602	1.519
2009年時年齢	34.724	34.895	34.791	34.552	34.514	34.491	34.428	33.897
2009年時専門・技術職	0.257	0.257	0.256	0.246	0.257	0.254	0.251	0.262
2009年時管理・事務職	0.187	0.199	0.188	0.198	0.430	0.482	0.432	0.500
2009年時29人以下	0.217	0.213	0.214	0.178	0.259	0.250	0.260	0.190
2009年時300人以上・官公庁	0.441	0.408	0.444	0.471	0.326	0.337	0.323	0.303
2009年時従業先規模不明	0.036	0.065	0.033	0.030	0.114	0.178	0.114	0.259
2009年時職能向上意識	3.284	3.288	3.284	3.252	3.171	3.102	3.167	3.071
2009年時単身世帯ダミー	0.109	0.101	0.110	0.119	0.095	0.089	0.092	0.082
2009年時月あたり労働時間	207.491	206.732	208.510	208.613	159.478	151.780	159.775	149.721
2009年時有配偶ダミー	0.575	0.561	0.583	0.547	0.499	0.559	0.492	0.555
非正規雇用ダミー	0.099	0.125	0.094	0.094	0.437	0.505	0.437	0.504
自営ダミー	0.045	0.050	0.044	0.032	0.033	0.023	0.034	0.026

[注]

- 1) ジョブカード制度は、OJT と OFF-JT の組み合わせによる実践的な職業能力形成、訓練プログラムの受講前後でのキャリア・コンサルティングなどを通じて若年者の安定的な雇用への移行を促すことがねらいとされている（小杉 2011）。また、訓練成果として習得した職業能力が企業外にも通用する汎用性をもつように、「職業能力評価基準」とよばれる業界横断的基準によって評価される。
- 2) Lin（2008）は様々な実証研究の知見をふまえた上で、凝集的なネットワークは規範維持や情緒的なサポートの上で有用であり、開放的なネットワークは道具的行為（情報・機会の獲得）の上で有用であるとまとめている。この点については、他の論者もほぼ同様の立場をとっている（Portes 1998）。
- 3) 選択バイアスを補正するための統計的手法（二段階推定、傾向スコア法など）を用いる実証研究では、この点に注意深いといえる。しかし、先行研究では考慮されていない先行要因が存在すると考えられる。これらについては後述する。
- 4) ここでは、職業的地位の指標としてよりも、職務の性質を優先してカテゴリ化を行った。
- 5) ここでは、働き方として「経営者・役員」または「正社員・正規の職員」を選択した者を正規雇用とみなし、「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」、「派遣社員」または「請負社員」と回答した者を非正規雇用とみなしている。
- 6) 傾向スコア法の詳細については星野（2009）、Guo and Fraser（2010）、DID 推定については川口（2008）、Halaby（2004）などを参照されたい。
- 7) マッチングの方法やキャリパーの基準の取り方によって、推定されるトリートメント効果の結果は変わりうる。
- 8) たとえば、観察することが難しい「才能」のような要因は ω_i に含まれる。時点固有の効果には、たとえば 2008 年に起きた「リーマン・ショック」などのように、同じ時点であれば全員が経験するような事象の影響が含

まれる。

- 9) 『社会学辞典』においても，日本社会では強い紐帯が重要である，との説明がなされている（大岡 2012; 渡邊 2012）。

終章 1990年代以降の若年者のキャリア移動機会構造の新たな様相

1 若年期キャリアの流動化とその構造

1.1 若年期キャリアは流動化したか

ここまでの実証分析の結果から、序章での問題設定、そして第1部で立てられた仮説に対してどのように答えられるのかを議論したい。ここでは、若年期キャリアの構造がどのようなものであるかについて検討する。

第2章での職歴データの分析から、若年期キャリアは流動化しているという結果が得られた。流動化が、もともと流動的の高いセクター（非正規雇用、サービス産業）の拡大だけに帰結できないことが要点である。そこでいかなるメカニズムが作用しているのかについては今後の課題となる。しかし、外部労働市場での労働需要が縮小しているにもかかわらず、そのなかでの移動が活発になっていることは本研究から指摘できる若年期キャリアの今日の特徴であるといえるだろう。

1.2 若年労働市場に分断は起こっているか

流動化が起こるなかで、若年労働市場が正規雇用・非正規雇用の区分で分断されているという見方が、若年者のキャリアの研究においては主流であったといってよい。しかし、第3章でのデータ分析の結果は、労働市場の分断論を支持する結果とはならなかった。

分析の結果は、若年期キャリアの初期10年後まで安定就業の機会は拡大してゆくが、その後機会の拡大傾向は逡減、停滞するようになる。このパターンは戦後の若年期キャリアに共通して観察されるものであった。そのため、若年期キャリアにおけるセカンド・チャンスの存在によって若年労働市場の分断が抑止されているというメカニズムが、戦後から現在に至るまでの若年労働市場の特徴の1つだといえる。

しかし、この点には留意が必要である。JLPSとSSMデータの知見の比較

から、過去と現在の若年期キャリアが同じだとはいえない。過去の若年者については初職段階で非正規雇用就業せざるを得ないとしても、その後正規・非正規間の格差は相殺されていた。しかし、現在の若年者については安定雇用機会の拡大が平坦化した後に初職段階の格差が維持されることになる。若年期キャリアの経時的変化のパターン（メカニズムの次元）は安定的に維持されているものの、その周辺構造が不安定化の方向に動いているということが、データ分析の結果から導かれる結論だといえるだろう。これは、失業率上昇や全体的な非正規雇用の規模拡大といったマクロデータからも裏付けられる。

1.3 若年労働市場の三層構造

以上の結果から、第2部のテーマである若年期キャリアの流動化・不安定化について次の結論を下せる。

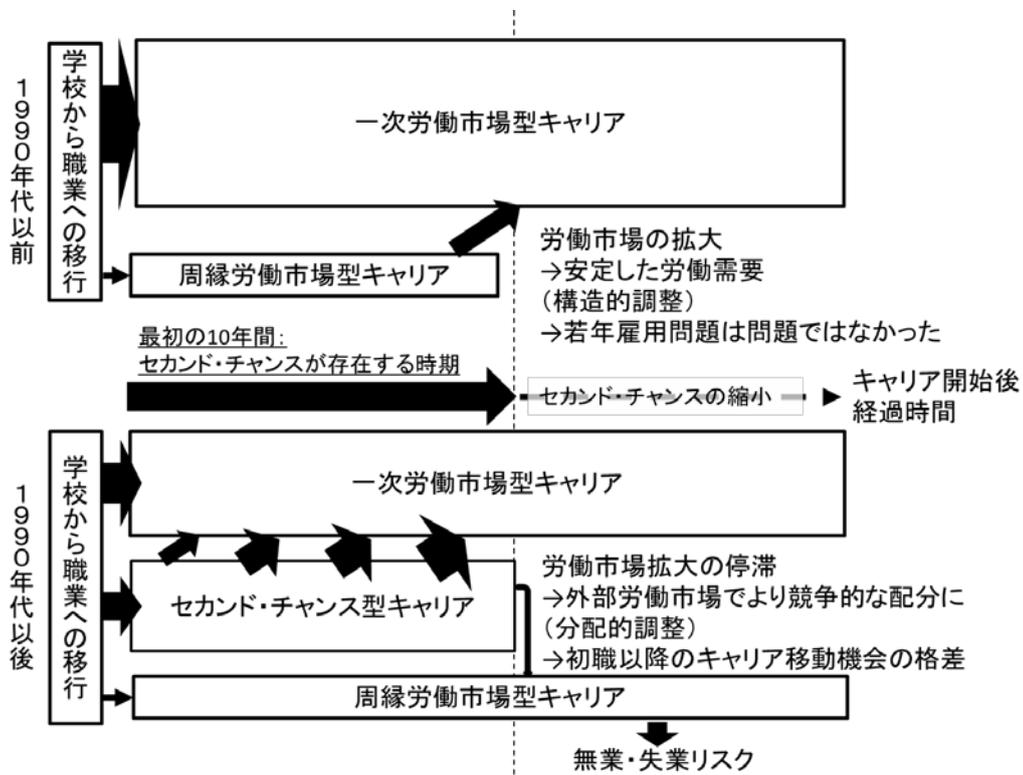


図 8. 1 若年労働市場の三層構造

- (1) 1990年代以降の労働市場の構造変動期における非正規雇用の拡大により、若年期のキャリアが必ずしも不安定化したわけではない。若年非正規雇用労働者の多くは、初職開始後10年間で安定的な職を得て一次労働市場型のキャリアへ移行してゆく。
- (2) 若年労働市場の流動化は、(1)で挙げたような移動が主に転職を通じて実現されることを意味している。しかし、転職によって誰もがキャリアを安定させられるわけではなく、外部労働市場による調整はより競争的になりつつある。

以上の結論は、若年労働市場における「外部労働市場によるキャリアの調整仮説」を支持する。不安定化が叫ばれる昨今の日本の若年労働市場の分断は認められない。また、労働市場の流動化が非正規雇用の拡大で十分に説明されることもない。

この結果は、2000年代に入り格差の問題がクローズアップされる中で注目されてきた、SSMデータによる先行研究が導き出した結論とはやや異なる。そこで主張された結論は、非正規雇用・正規雇用の軸により労働市場が分断されているというものであった(佐藤 2009)。同時に、正規雇用、非正規雇用といった雇用形態が新たな社会階層を形成する可能性も議論された(太郎丸 2009)。本研究では、非正規雇用から正規雇用への移動経路が存在するという意味で、両者の境界が移動障壁と呼ぶほどの強いものではないことが主張される。

結論の違いは、キャリアの分析において時間軸を考慮したか否かにより生じる。多くの先行研究でとられるのは初職・現職間移動の検討という分析戦略である。ここでは初職から現職への途中過程、すなわち時間の次元が捨象される。そのため、初職の雇用形態が現職のそれと対応するという経路依存関係が強調されることになる。

しかし、個人の生涯におけるキャリアにおいて経路依存性が生じることは当然のことであり、またある程度はそうであるべきだともいえる(安田 1971)。より重要な検討課題は、上昇移動機会が「パターン」と呼べるほど明確な移動類型として観察されるか否かということである。そして、その機

会がどのようにして生じているのかということである。これらを明らかにするためには、時間の次元を分析に組み込まざるを得ない。

時間軸を考慮した本研究によって、初職非正規雇用の若年者の大半が正規雇用のキャリアへと移動できること、しかしその移動パターンは初職開始後最初の10年間のみ観察されるということが明らかになった。若年者にセカンド・チャンスは存在するが、それは時限付きである。学校から職業への移行段階における不平等（ファースト・チャンスの不平等）は初職開始後最初の10年間で挽回できる可能性がある程度存在する。しかし、この時期は同時にキャリアを安定させられる者と不安定雇用に陥る者を分けてしまう（セカンド・チャンスの不平等）時期でもある。

図8.1では、1990年代以前には上記のパターンが存在しないように描かれている。それは、この時期における若年層の労働需要が安定的に存在していたためである（図0.1を参照）。若年者が一時的に不安定な職に就いたとしても、十分な労働需要を背景として雇用問題が解決されてきたと考えられる。労働市場の周辺構造により若年雇用の問題が解消されてきた1990年代以前とは異なり、1990年代以降は有限のパイをめぐる分配がどのようになされるのかが問題となってきたといえる。これらの点は、1990年代以前と以後で、若年者のキャリア移動の機会構造が構造的調整から分配的調整へと変化した可能性を示している。

2 外部労働市場における弱い紐帯の強さ

2.1 社会ネットワークは重要か

第2部での分析から、日本の若年労働市場では明確な分断が存在しないことを示した。これは、学校卒業後に若年者がキャリアを歩み始めてからの時間に着目することによって、新たに明らかにできたことである。従来のように、初職・現職間での関連を検討するだけでは、一次労働市場（正規雇用セクター）と二次労働市場（非正規雇用セクター）の境界が強調されるあまり、二次労働市場から一次労働市場への移動パターンは埋没してしまっていた

といえる。しかし、そのような移動パターンは例外的なものではなく、若年者のキャリアにおける挽回の機会として機能してきたのである。

それでは、外部労働市場の調整過程で何が重要な要因となるのか。外部労働市場における上昇移動機会の獲得は、誰にでも開かれているのか。それとも、何らかの体系的なメカニズムが存在しているといえるのか。本研究では社会ネットワーク論の理論的枠組みに依拠しながら実証分析を行った。

分析の結果、初職入職（学校から職業への移行）段階では社会ネットワークは資源として機能しにくいことが明らかになった。この理由は制度の存在に求められる。学校から職業への移行段階において、日本社会では新卒労働市場が存在する。定期採用慣行、新卒労働市場の存在によって職探しの過程が制度化される。そのため、そこではインフォーマルな資源が機能しにくい。

一方、初職以降の転職の場面では社会ネットワークは資源として機能する。本研究では、転職結果として所得変化、職場環境、雇用形態の諸側面に着目して分析を行った。ネットワークの効果は一貫して明確に観察されるわけではない。しかし、セクター間移動が起きる場合、また周縁労働力層において社会ネットワークの影響力は強まる。また、社会ネットワークは人的資本形成の後押し機能を果たす側面も持つ。先行研究では仕事の紹介機能に焦点が当てられることが多かった。しかし、現実の経済行為において様々な機会、情報の獲得過程が社会ネットワークに埋め込まれていることを無視できない。

2.2 脱埋め込み状況における弱い紐帯の強さ

そのように資源として機能する社会ネットワークはどのようなものだろうか。分析の結果、「弱い紐帯の強さ」の再評価可能性が示されたといえるだろう。第2部の実証分析で社会ネットワークが機能する場合、その多くは友人・知人ネットワークの存在が転職時に有利な状況を生み出すという結果を意味していた。

本研究で用いたネットワークの定義付けが直接に紐帯の強さを指し示すわけではない。しかし、社会ネットワークの拡張性という観点からは、家族・

親族ネットワークに限界があることは明らかであろう。今後さらなる検討を要するといえるものの、日本社会においては血縁関係がより重要であるという従来の議論は再検討すべきだといえる。

2.3 二種類の異なる地位・報酬配分メカニズム

以上の分析結果から、第3部のテーマである外部労働市場におけるメカニズムについて、次の通り結論が導き出される。

- (1) 労働市場の流動化によって、若年者の転職機会に対する社会ネットワークの影響力が強まった。
- (2) 労働市場における制度の介入が弱い場合、弱い紐帯が若年者の転職機会を規定する。

近年の転職メディア（インターネット、民間の職業紹介機関）の多様化と普及によって若年者は制約なく求職活動が行えるようにも思われるが、実際には社会ネットワークによる情報や機会の制約を依然として受けている。この点については第2章5.1にて公表されたデータをもとに議論を行ったが、本研究の実証分析からも結論（1）が妥当性を持つことが示された。

また、結論（2）は「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」仮説を支持することを意味する。「強い紐帯」の指標となる家族・親族関係が職探しにおいて有効に機能する場合もある（第6章）。しかし、転職や人的資本形成の場面においてより重要なのは友人・知人関係である。

結論（1）と（2）をまとめれば、「脱埋め込み状況下において社会ネットワークの影響力が強まり、そこで重要となるのが弱い紐帯である」と言い表すことができる。社会ネットワーク資源は、制度の影響を強く受ける労働市場においては機能しない。新卒労働市場（第3章）然り、また男性労働者を想定した「日本的」雇用慣行が働きやすい局面（第8章）然りである。制度がキャリアに介在することで、社会ネットワークが影響力を持つ前提である市場の不完全性は大きく縮減される。

逆に、制度の介在がない場合には社会ネットワークの影響力が大きくなる。それは、移動時の情報の不完全性、不確実性が大きいためである。外部労働市場での移動量が多くなるほど、労働需給間での不確実性は高まる。そして、その不確実性を縮減するためのシステムとして、社会ネットワークが果たすジョブマッチング機能は増大すると考えられる。

ただし、社会ネットワークの機能が顕在化するのには集団間を緩やかにつなぐブリッジについてである。凝集的なネットワークに埋め込まれている若年者は、新しい仕事の紹介や転職希望先として考えている企業などの詳細な情報にアクセスすることができない。脱埋め込み状況下にいる若年者にとって重要なのは、自身の求職状況を迅速かつ適切に認知することである。その際、強い紐帯からでは若年者が既に知っている、あるいは得ることができる情報しかもたらされない可能性が高い。そのため、拡張性が高く情報が連鎖しやすい弱い紐帯が、若年者のキャリア移動機会にとって重要となるのである。しかし、弱い紐帯へのアクセスは有限である。ここに、社会ネットワークによるミクロレベルでの機会格差の発生の可能性が生まれるだろう。

以上の考察から、1990年代以降の日本の若年労働市場では二種類の地位・報酬配分メカニズムが併存していると結論付けられる。内部労働市場では制度が地位・報酬の配分を決定する。一方、外部労働市場では個人が保有する様々な資源が地位・報酬の水準を規定する。そのなかの中心的な要因の1つが、社会ネットワークであり、弱い紐帯なのである。

3 構造変動期の若年労働市場に立ち現れた「弱い紐帯の強さ」

ここまで、各章の結果をまとめつつ、第2部、第3部のサブテーマに対する答えについて議論してきた。この節では、以上の議論をもとに本研究の結論をまとめたい。

序章で設定された本研究の問いは、「1990年代以降の労働市場の構造変動期における

若年者のキャリア移動の機会構造がどのようなものであるのか」というものであった。本研究の一連の分析結果から導き出される結論は、「1990年代以

降の若年労働市場におけるセカンド・チャンスの獲得に、弱い紐帯が影響するようになった」というものである。外部労働市場を通じて得られる上昇移動機会の存在は、社会ネットワーク論の視点をもって観察できるようになる。

1990年代以降、非正規雇用の拡大により、若年者のキャリアに関する様々な格差が鮮明化したことは事実である。一方で、二次労働市場から一次労働市場への系統的な移動経路は存在する。その意味で、若年労働市場に分断は生じていない。

だが、1990年代から2000年代半ばまでの期間、そのような系統的な移動機会が若年者全体に開かれていたわけではない。職業訓練や「自己啓発」といった、キャリアのステップアップと関わりと考えられる自発的な活動によっては、セカンド・チャンスの獲得には至らない。より重要なのは、そもそもそのような準備が行えるような環境に置かれていることなのである。

セカンド・チャンスを獲得できるような環境とは、職探し上有益な情報や仕事の紹介などがやり取りされるような環境である。そしてそのような状況は、多様な情報源へのアクセスを通じて情報、機会の連鎖を発生させる弱い紐帯によって生まれる。社会ネットワーク論、そして「弱い紐帯の強さ」仮説の視点がなければ、若年者がセカンド・チャンスを獲得する系統的なメカニズムは見えてこず、個人差の問題として昇華されてしまう。

なぜ「弱い紐帯の強さ」が1990年代以降の若年労働市場で観察されるようになったのか。それは、本研究の第2章で議論したように、この時期の若年労働市場が既存の制度的枠組みが弛緩しつつある状況にあったからである。つまり、若年者のキャリアが脱埋め込み状況下に置かれ、不確実性が高まったためである。1990年代以降、若年労働市場は脱埋め込み状況にシフトし、弱い紐帯の持つインパクトが大きくなったといえる。以上の説明図式は、図8.2のように整理することができる。

「1990年代以降の労働市場の構造変動期における若年者のキャリア移動の機会構造がどのようなものであるのか」

「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」仮説による実証分析

「セカンド・チャンス獲得の背景で、弱い紐帯によりもたらされる系統的な過程が存在するようになった」

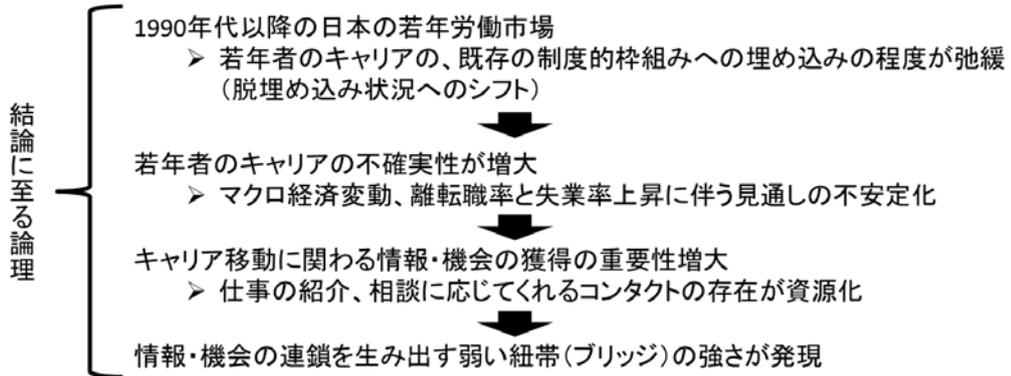


図 8. 2 本研究の問いに対する結論

表 8. 1 1990 年代以降の日本の若年労働市場構造

労働市場構造	移動レジーム	労働市場の機能	雇用に対する制度の役割
内部労働市場	集合主義	基幹労働力供給・維持	雇用の安定
社会ネットワークによる弱連結	個人主義	地位再配 分機能	政策プログラムと雇用慣行のリンケージ形成
セカンド・チャンス層			教育訓練機会の提供、雇用の確保
社会ネットワークによる弱連結		労働市場の構造変動に対する緩衝機能	
周縁労働力層			

それでは、1990 年代以降に立ち現れた「弱い紐帯の強さ」が、日本の若年労働市場のどこで観察されるようになったのか。本研究の分析からは、弱い紐帯は外部労働市場におけるセカンド・チャンス型キャリアを形成するとまとめられる。そして、弱い紐帯は若年者を周縁労働力層からセカンド・チャンス層へ、そしてセカンド・チャンス層から内部労働市場へと接続する。以下では、若年労働市場を構成する各層の特徴と社会ネットワークとの関係を整理する。表 8.1 は、それらを端的に要約したものである。

3.1 内部労働市場

内部労働市場においては、新たな雇用創出・雇用の流動性を高めることよりもすでにポジションを占めている者の雇用が保護される。また、すでに組織のメンバーシップを得ている者には安定した昇進・昇進機会と豊富な教育訓練機会が保証されている。その意味で、内部労働市場（一次労働市場型キャリア）における若年者の移動レジームは集合主義的（集合主義的）だといえる。このことは、内部労働市場においては社会ネットワークがキャリアに意味をもたないことを意味する。

内部労働市場で若年者のキャリアが保護されることによって、企業組織の生産活動の中核を担う基幹労働力の育成と維持がなされる。基幹労働力としての役割を担う場合、日本においては職務や勤務地、ときには労働時間に関して無限定的に仕事に従事することが求められる。しかし、その対価としてきわめて安定した社会経済的地位達成の機会を保証されるのである。

内部労働市場で職業キャリアを歩む若年者に対して労働政策が果たす役割は、第一に雇用の安定と保障であるといえる。企業組織が作り出す制度的枠組みとしてはいわゆる「日本的」雇用慣行を挙げることができる。長期雇用慣行、年功制賃金、そして企業別労働組合の要素により、企業内部のメンバーの雇用を安定化させるとともに、彼らの福利厚生を充実させる努力が払われてきたといえるだろう。また、社会制度的には解雇規制と雇用保険の存在によって、正規雇用労働者を中心とする一次労働市場型キャリアが安定雇用状態を逸脱しない仕組みが整備されている。基本的に、内部労働市場が日本の労働市場の中心部分を構成していると判断でき、外部労働市場の場合に比べれば内部労働市場の構造変動は極めて小さなものだといえる。

日本の内部労働市場と教育の関係についてはどうか。本研究の分析からは、学校推薦による労働力供給の仕組み（制度的連結）が若年者を正規雇用、および比較的大きな規模の企業へと送り出すことが確認された。また、学歴が高い者ほどこれらのセクターに入りやすいことも確認された。

これらの結果は、学校および高等教育が中核的な労働力の供給機能を担っていることを意味している。しかし、別の見方をすれば新卒労働市場の枠組

みのなかで就職できなかつた者、高等教育に進学できなかつた者の雇用機会は著しく制約されることになる。その結果、労働市場に入ってからキャリアが不安定な方向に水路づけられやすくなってしまうという問題を内在した機能であることには注意が必要であろう。

3.2 周縁労働力層

次に、周縁労働力層に関する説明を行いたい。周縁労働力層は、先行研究における二次労働市場に相当する。そこでの移動レジームは個人主義であり、地位や報酬は職務内容や労働時間など個人要因によって規定される。しかし、個人主義ではあるものの職務の中心は定型的で単純な作業が中心となるため、人的資本や学歴に対する報酬の水準は限定的である。

周縁労働力層にとどまる若年者にとって、社会ネットワークの影響はやはり限定的である。このセクターにおける仕事の空席の発生は、内部労働市場に比べると頻繁なものとなる。したがって、社会ネットワークを利用せずとも仕事を得ることができる。また、その地位や報酬の水準もおおよそ等しく低い。そのため、周縁労働力層内部での移動に社会ネットワークは機能しない。

周縁労働市場の機能は、労働市場全体の構造変動に対する緩衝機能である。何らかの外的ショックにより生じる産業構造、労働需給構造、雇用構造の変動は、労働移動量や失業の量に影響を与える。しかし、内部労働市場が直接に構造変動の影響を受けてしまうと、それを形成する諸制度の根幹が揺らぐことになる。労働市場の中核部分を保護するため、その時々状況に応じて周縁労働市場の規模が収縮する。様々な労働市場リスクを周縁労働力が引き受けることによって、一次労働市場型キャリアは保護され、それに連なる様々な制度的枠組みも温存される（定期採用および日本的雇用慣行、雇用に関する社会政策）。

しかし、周縁労働力層が社会全体に対して果たす役割は労働力調整機能であるため、そこにいる労働者はそれ以上の役割とそれに対する報酬を受け取ることができない。定型的な業務が中心であるため外部労働市場で有利にな

るようなスキル形成にはつながらない。また、多くの仕事は有期雇用であるため雇用期間を過ぎれば失業し、キャリアラダーは存在しない。周縁労働力層における二次労働市場型キャリアが、欧米の比較研究で言及される行き止まり（袋小路）のキャリアになりやすいといえる。

そのため、周縁労働力層に対する労働政策の中心的な役割は、（不本意就業者という限定付きで）教育訓練機会を提供し、彼らの雇用を確保してゆくことであろう。周縁労働力層に留まる限り、安定した就業を望むことはできず、それは不安定で低水準の所得に陥るリスクを高める。若年層の貧困への対応は、まずもってこの層に対してなされなければならないであろう。

この層にいる若年者に対する教育政策上の意義は、学校教育段階で若年者が就業に対する準備をどこまで整えられるかに依存する。近年では、就職活動の支援のみならず学校と企業が連携することによってカリキュラムレベルで職業、キャリアに対して理解を深めてゆくための取り組みが行われている（小杉・堀編 2013）。これらの取り組みが、生徒・学生が労働市場に出てゆくための対応能力の醸成を志向しているという点では一定の評価ができるかもしれない。

しかし、キャリア教育の現状は生徒・学生の就労態度への介入にとどまっているものであり、労働市場の構造変動に対して教育政策サイドが体系的に対応できているとはいえない。これは、教育内容に職業的な関連付け、意義を持たせるべきだという職業的レリバンス論（本田 2005a; 小方 2008）を肯定すべきだという意味とは異なる。職業的レリバンス論も、結局は若年者個人の労働市場における対応能力の涵養に帰結されるものであり、論理構造はレリバンス論が批判する職業観・勤労観重視のキャリア教育と大きな違いはない。

問題であるのは、教育内容それ自体でも若年者個人それ自体でもなく、学校教育の内容が労働市場においてどのように定義づけされるのかという社会的構成（Social Construction）のあり方である（荻谷 1991b; Granovetter 1992）。荻谷（1991a）が明らかにした高卒就職をめぐる制度的連結は、学校における「教育の論理」（実質的には学校生活、学業への適応）を企業が求める「労働力の質」（生産性の高さ）へと変換する、学校と企業の信頼関係

によって構成されるシステムであった。このような構造的視点からのアプローチが、改めて求められている。

3.3 セカンド・チャンス層

最後に、内部労働市場と周縁労働力層の間に位置づけられるセカンド・チャンス層について説明する。内部労働市場と周縁労働力層はそれぞれ集合主義、個人主義に対応する。セカンド・チャンス層は個人主義レジーム下に置かれているとあってよい。

関連する議論として福祉資本主義レジーム論があり、そこでは集合主義、個人主義、そして社会民主主義に産業社会が分類できるという(Esping-Andersen 1999=2001)。本研究での論理構成は福祉資本主義レジーム論と類似しているが、ここでのセカンド・チャンス層の移動レジームが社会民主主義的であるとはいえない。社会民主主義レジーム下では個人主義的に人々は移動するものの、その機会形成には制度の強い介入が存在している。

しかし、本研究におけるセカンド・チャンス層で社民主義的メカニズムが存在するわけではない。また、集合主義的なメカニズムがはたらくわけでもない¹⁾。そのため、セカンド・チャンス層における移動はあくまで個人主義的である。周縁層に比べると安定雇用につながる機会が相対的に豊富に存在するという点が違いとして挙げられるのである。

そして、セカンド・チャンス層において「弱い紐帯の強さ」は最大に達する。内部労働市場のように制度的な制約が強いわけではないが、周縁労働力市場のように行き止まりの仕事が多数を占めるわけでもないのが、セカンド・チャンス層の特徴である。不確実性が高いものの、その中には若年者のキャリアの上昇移動機会も存在する。このような場合に情報獲得の効用が高まり、その手段として弱い紐帯の強さが現れてくるのである。

労働市場の機能は、セカンド・チャンス層も外部労働市場のなかを移動する層であるため、構造変動による影響の緩衝機能を担うことになる。しかし、周縁労働力層がほぼその機能に限定されるのに対し、セカンド・チャンス層には一次労働市場型キャリアへの経路が存在する。すなわち地位・報酬の再

配分機能を果たしているといえる。

ただし、ライフコースの観点からは、セカンド・チャンス層への所属は時限付きであるといえる。若年期キャリアのなかでも初期段階（分析では初職開始から10年経過後あたりまで）にいる者だけが、セカンド・チャンス層にとどまることができる。その段階で内部労働市場に移動できない場合、非自発的な周縁労働力者としての就業を余儀なくされるリスクが高まる。

セカンド・チャンス層に対する労働政策および教育政策の役割は、教育訓練機会の提供や「行き止まりではない」仕事の提供など、周縁労働力層と共通する面もある。他方、セカンド・チャンス層に独自にみられる政策の役割として、政策プログラムと雇用慣行のリンケージ形成が挙げられる。教育訓練機会を提供するにも、そこで若年者が身に付けたスキルを雇用可能性の高さに転じるための評価システムを整備する必要がある。また、雇用者に対しては積極的に若年者を雇用するためのインセンティブを付与してゆく必要がある。現時点では「ジョブカード制度」や「トライアル雇用制度」などが実践されており、労働政策と教育政策が横断的に対応できる部分が数多くある。しかし、これらの政策プログラムは実施されてからまだ日が浅い。これらのプログラムの政策評価については一定の観察期間を置く必要があるだろう。本研究の実証分析（第8章）からも示された通り、職業訓練の効果が2、3年経過後はじめて発現することも十分に考えられる。そのため、安易で拙速な判断は、かえって評価におけるミスリーディングを招く可能性がある。

雇用が流動化し、失業リスクも高まるなかで従来からの制度的枠組みが維持され、同時に労働市場の明確な分断が回避されてきたのは、上述のような労働市場構造とメカニズムが存在してきたからだといえる。つまり、外部労働市場が柔軟に機能することで内部労働市場が維持され、かつ不安定雇用からの「脱出」の機会も一定程度創出される。そして、労働市場分断回避の背景で、各層の境界間移動を社会ネットワークが緩やかに橋渡ししてきたといえるのである。

しかし、この議論はあくまでキャリア移動の観点からなされるものであることには留意が必要である。上述の議論は、若年労働市場における不平等の

問題を射程に含めるものではない。先行研究では、20代有業者のジニ係数が2000年以降上昇していることが報告されている（太田 2005）。若年労働市場の構造とメカニズムの問題と、労働市場構造の変動が所得の不平等に与える影響をもたらしたのかは別の問題である。今後はキャリア移動研究の枠組みと所得格差の問題を直接に結びつけて議論することも課題となるだろう。

3.4 構造的調整から分配的調整への変化によって生じた「弱い紐帯の強さ」

以上の議論から、1990年代以前、以後の間で若年労働市場の機会構造にどのような変化が生じたのかをまとめたい。この間に、労働市場自体の規模は拡大しなくなり、その一方で流動性は高まった。そのため、外部労働市場における雇用調整の仕組みが構造的調整から分配的調整にシフトしたといえる。同時に、若年労働市場の流動性の増大は、そのなかにおける不確実性の増大を伴うものであった。

このようなマクロレベルでの社会変動を背景として、若年者のキャリアの不確実性を縮減するメゾレベルでの要因として、社会ネットワークの重要性が高まる。そして、不確実性縮減は情報へのアクセスにより実現されるため、ブリッジとなる紐帯、すなわち弱い紐帯が重要な役割を果たすことになる。

社会の構造変動を通じて生まれた弱い紐帯の強さは、若年者の現実の求職活動における情報獲得の資源として機能し、若年者の上昇移動可能性を規定する。そして、社会移動を通じて若年者が取り巻く社会ネットワークは再編され、労働市場において有用な情報や機会の分布が形成されてゆく。

以上のプロセスを通じて、外部労働市場における格差・不平等、すなわち学校卒業後のキャリア移動における「セカンド・チャンス」の不平等が生じたといえる。社会ネットワークが若年者のキャリアに対して持つ意味は、よりマクロな制度的、社会的状況によって規定される。そのことを前提として、若年者のキャリア移動機会は社会ネットワーク構造のなかに埋め込まれているといえるのである。

4 社会ネットワークに埋め込まれたセカンド・チャンス

4.1 1990年代以降の若年労働市場における社会ネットワークの 順機能と逆機能

1990年代以降の若年労働市場が集合主義と個人主義の折衷型構造をなし、そのなかでのセカンド・チャンス形成に弱い紐帯が寄与しているという結論の上で、以下では本研究のインプリケーションについて議論したい。本研究では、社会ネットワークという非経済的でありインフォーマルな社会組織が、若年期のキャリアの機会構造を形作っていることを明らかにした。そのマイクロレベル、マクロレベルそれぞれの次元での意味合いは次のように整理できる。

マイクロレベルでは、社会ネットワークが若年者を一次労働市場への橋渡し機能を果たしているといえる。しかしその具体的機能についてみると、先行研究で注目されてきた職業紹介機能は重要ではない。むしろ、若年者個人が外部労働市場のなかでより良い条件での転職を可能にするような機会、情報の獲得に、社会ネットワークは寄与しているのである。やや一般化すれば、スキル蓄積の乏しい若年労働者が労働市場におけるコンピテンシーを高めるための基盤として、社会ネットワークが機能しているといえる²⁾。

マクロレベルにおける意味合いはやや複雑である。マイクロレベルにおける上述の機能をそのままマクロレベルに展開すると、労働市場コンピテンシーの高い若年者が増えることになるので、労働市場全体でジョブマッチングの可能性も高まる。また、転職が生じる場合にもステップアップにつながるような移動が増加する可能性が高い。これは、社会ネットワークが労働市場を安定化させる順機能として位置づけられる。

一方、マイクロレベルで社会ネットワークの効用が生じるために、マクロレベルでは労働市場が不安定化する逆機能も想定される。それは、資源となるネットワークにアクセスできるか否かによって機会の格差が生じてしまうことである。

本研究の実証分析で明らかにされたことは、外部労働市場で資源として機

能するネットワークが、友人・知人からなるネットワークであるということであった。さらに、同じ友人・知人でも職場を中心とすると考えられる仕事関係の友人・知人ではなく、学生時代の友人・知人がより重要な機能を果たしていた。若年者が労働市場に入ってから、学生時代の友人・知人とは異なる交際圏（職場の人間関係など）にお互いが埋め込まれてゆくと考えられる。そのため、学卒後の若年者にとって学生時代の友人・知人は「弱い紐帯」、すなわちブリッジとして位置づけられる。

このことが意味するのは、ブリッジとなるような紐帯を保有しているか否かが外部労働市場での有利・不利に影響してしまうということである³⁾。職業紹介の機能が現代の若年労働市場にはないとしても、社会ネットワークの資源の有無、多少によって職探し上の機会格差が生じることは、市場の公平性を損ねることにはほかならない。それではネットワークが市場の効率性を高めるのか。この点を評価する枠組みは、現状では存在しない⁴⁾。本研究の研究結果からいえるのは、労働市場の各層間の連結と様々な機会構造に、社会ネットワークが影響しているということである。そのような労働市場の姿が何らかの外的基準に照らしあわせたときにどの程度望ましいのかについては、今後理論的、実証的な検討を重ねてゆく必要がある。

一つのインプリケーションは、社会ネットワークが果たしていた機能が政策的に代替できるのかを検討してゆくことかもしれない。社会ネットワークが役割を果たしていたのは、職場環境に関する様々な情報の獲得や、人的資本形成への後押しにおいてであった。見方を変えれば、これらにより多くの若年者がアクセスできるような仕組みが存在すればよいのかもしれない。

しかし、雇用支援のための政策プログラムを充実させたとしても、そこには選択の問題が発生する。誰が政策プログラムを利用するかという問題は、一見すると公平性の問題には抵触しないようにも思われる。しかし、政策プログラムを利用するという意思決定の過程で、やはり社会ネットワークをはじめとする様々な先行要因が影響する可能性がある。

また、地位や所得のようにゼロサム的なアウトカムに対する政策プログラムの効果とは、そのプログラムを利用する層としない層が存在して初めて検証可能になる。つまり、プログラムの効果は、アウトカム要因やプログラム

利用の周辺分布に依存することを意味する。労働市場政策が雇用に与える効果は、薬の服用が病気の治癒に与える効果とは質的に全く異なるのである⁵⁾。社会ネットワークの具体的機能を政策的に代替することにも、明らかに限界があるといえる。

4.2 ネットワーキングに介入は可能か

もう一つのインプリケーションは、社会ネットワーク資源自体の創出システムを構想することであろう。以下の議論で扱われることは今後の課題である。しかし、ネットワーク形成への介入可能性は社会ネットワークや社会関係資本の研究において重要なテーマとなるだろう。

ネットワーキングへの介入の議論は、存在しないわけではない。たとえば、現代社会における孤立（相談相手の不在）の解決のための手段として、（1）家族関係の見直し、（2）地域社会の活性化、（3）地域社会と家族の連携、などが挙げられている（石田 2011）⁶⁾。しかし、いずれの議論も凝集的なネットワーク形成・維持（連帯形成）のためのものである。「弱い紐帯」につながるような関係形成への介入については、現状ではそれほど実質的な議論があるわけではない。

そのなかで、ネットワーキングへの介入可能性に関する萌芽的議論も存在する。たとえば、メアリー・ブリントンが社会ネットワーク形成のために多様な「場」を創出してゆくことの意義を説いている（ブリントン 2008）。ここでいう「場」とは何らかの社会集団というニュアンスであると考えてよい。

欧米社会では、学校や職場の外に多様な社会的活動の「場」が存在するとブリントンはいう（ボランティアやクラブなど）。個人は、複数の「場」に所属し、それぞれの「場」での生活・活動を通じて多様な人間関係を構築し、社交性に代表されるような社会生活上の基本スキルを身につけてゆく。

一方、日本では学齢期は学校、就職後は職場と地域が人間関係構築・維持の「場」であったため、ネットワーク形成の機会がきわめて限定的であったといえる。そのため、1990年代の労働市場の構造変動に伴い雇用が失われることで、職場という人間関係形成の「場」が同時に失われてしまったこと

になる。このことが社会的孤立を生み出し、若年者の社会参加の機会が喪失してしまうリスクが高まる（ブリントン 2008; 乾 2010）。

なぜ多様な「場」への所属が「弱い紐帯」の形成に重要なのか。ある人物が複数の集団に所属している場合、その人物は集団間を間接的に結ぶブリッジの役割を果たすことになる。一方、間接的に結合した2つの集団のそれぞれに所属する者にとって、ブリッジの役割を果たす人物は新たな情報や機会をもたらす存在となりうる。

二者間の紐帯形成に直接介入することは非現実的である。しかし、多くの人々が参加可能な紐帯形成の「場」を提供してゆくことは、政策的にも可能であろう。実際に、2011年3月に起きた東日本大震災の後、様々なボランティア活動が行われるようになり、人々の学校、職場、地域以外での社会的活動の場が増加している。また、近年は「ツイッター（Twitter）」や「フェイスブック（Facebook）」に代表されるようなソーシャル・ネットワーキング・サービス（SNS）の利用が急激に普及している。SNSが直接面識のない二者間に紐帯を形成できるかについては実証的問題となりうるが、オンラインでの相互行為（メッセージの交換）がface to faceの関係に発展することは、論理的には十分に考えられるものである。対人関係形成に焦点を当てたビジネスも生まれている⁷⁾。

ただし、これらの「場」への参加についても、選択の問題を逃れられない。さらに、自発性のみならずこれらの「場」に参加するためのコストをめぐって多種多様な格差が存在していると考えられる。人間関係をめぐる機会格差の問題は、人間社会における根本的な問題の1つなのかもしれない。

5 若年期キャリア・若年労働市場のゆくえ

最後に、今後の若年期キャリアの姿、そして若年労働市場に関するインプリケーションについて議論したい。本研究では、現状の若年労働市場が集合主義レジームと個人主義レジームの折衷型構造となっていると結論づけた。ここでは、現在の労働・雇用政策に関わる議論なども交えつつ、3つのシナリオについて考察したい。

5.1 集合主義・個人主義の折衷型の維持

労働市場の各層で異なる分配メカニズムを維持しつつ、境界間の移動機会も創出してゆくための仕組みを整備することが、現実に行われていることである。そこでは、一次労働市場型キャリアが拡大できない可能性があるということが前提とされている。有限の雇用機会に対して、袋小路の仕事をいかにして減らしてゆくかが問題意識であるといえる。

そのための政策的努力は具体的になされている。一つは移動機会拡大のための政策であり、その具体例は「トライアル雇用制度」である。正規雇用創出のためには若年者を動機付けるだけでなく、雇用者に雇用インセンティブを付与することも必要である。

もう一つの移動機会拡大のための政策は、職能評価の制度化である。これは「ジョブカード制度」における「職業能力評価基準」として具体化されている。「職業能力評価基準」は業界横断的に職業能力を評価するための枠組みであり、職種や業種ごとに基準が定められている。この基準にもとづき、若年者の身につけた職業能力をハローワークが公的に認証することで、転職時のスキルがコンピテンシーとなるようにすることがねらいである。

移動機会の拡充とは異なるベクトルは、セカンド・チャンス層を拡大することである。その具体的な方策として企業レベルで取り組まれていることは、「限定正社員」の拡充である（高橋 2012）。限定正社員は、正社員ほど保護されてはいないが、非正規雇用ほど不安定な立場ではない。非自発的な周縁労働者の発生を抑止し、「不安定ではない」働き方の厚みを増してゆく方向は、有限な安定雇用層を前提としてキャリアの機会格差を縮小するための方策といえる。ワークシェアリングなども、このベクトルに沿った方策といえるだろう。

5.2 集合主義レジームへのシフト

第二に、集合主義レジームへシフトするシナリオが挙げられる。つまり、就業者全体の待遇水準を向上させ、保護するための制度的枠組みを広く適用

していくアプローチである。

ただし、この場合一定の割合で新規参入者（特に若年者）が労働市場から排除されるリスクは高まる。また、集合主義レジームへのシフトは二重構造化のシナリオである。したがって、このシナリオのもとでは現在問題とされている若年雇用問題を解決することにはつながらないといえるだろう。

5.3 個人主義レジームへのシフト

第三に、現状の労働市場構造を解体して全体的な流動化をさらに進行させるシナリオである。セカンド・チャンス層と周縁労働力層はすでに個人主義レジーム下に置かれているため、ここでの改革対象は内部労働市場である。内部労働市場で保証されている雇用保護を緩和してゆくことが、個人主義レジームへのシフトによって生じると考えられる事象である。

個人主義レジームへのシフトは、集合主義レジームへのシフトに比べれば現実的である。集合主義レジームを拡充するためには、一次労働市場における雇用を新たに創出できることが前提となる。しかし、現在まででそのような可能性が低いことは、先行研究からも明らかである（玄田 2004）。不確実な雇用創出可能性よりは、安定的な雇用獲得の機会配分の原理をより個人主義的にしようとするベクトルが、個人主義レジームへのシフトの意味となる。

そのような議論は、現実には起こっている。自民党が2012年12月に政権与党に復帰後、経済成長を実現してゆくための戦略を議論するための有識者会議として「産業競争力会議」が開かれている。そこでは、解雇規制の緩和も含めた「労働移動型」の社会構想に関わる議論がなされている⁸⁾。

しかし、移動レジーム論の枠組みからも明らかな通り、個人主義レジームへのシフトは個人が保有する諸資源による機会格差を発生させる可能性がある。そのため、4節で述べた社会ネットワークによる機会の不平等がより現実味を帯びることとなる。公平性の観点からは、明らかに問題のある立場である。また、効率的な地位・報酬配分が実現されるかについては不確実である。

また、現状のメンバーシップ型雇用慣行を前提にしている限り、労働移動

型の労働市場レジームを実現することは困難である。では、雇用慣行を抜本的に改革できるのか。戦後長きに渡り維持されてきた制度は強い経路依存性を持つと考えられる。おそらく、雇用慣行の改革は大きな摩擦を生じさせるであろう。そのようなコスト・リスクを生じさせて実現する労働移動型の社会が、若年雇用問題を解決できるのかに対する見込みはきわめて不確実である。

本研究が実証分析にもとづき立脚する立場は、現実の若年労働市場の構造を受け入れた上で、各層に対して現在進行形でなされている政策的介入については一定の観察期間を置いて評価を行うべきだというものである。集合主義へのシフトも、個人主義へのシフトも、その帰結に対する期待 (expectation) は不確実なものにならざるをえない。データにもとづく議論を尊重する限り、不確実性を軽視・無視した議論は無責任であると言わざるをえない。

我々が認識すべきなのは、現実の若年労働市場が複数の層と、それぞれに存在するメカニズムによって成立していることである。現実を軽視した特定の立場への傾倒は、必ずその立場にマッチしない人々の排除を生み出す。その意味で、現状のハイブリッド型若年労働市場の維持と漸進的な改善の方向は、少なくとも誤った判断には最も至りにくいものであろう。

そして、様々な政策的努力の成果を評価できるのは、党派性ではなくデータのみである。政策の効果の検証が当たり前になる社会が実現することこそが、実は若年雇用問題解決のための王道であるのかもしれない。

6 本研究の理論的・実証的貢献と今後の課題

6.1 本研究の理論的・実証的貢献

ここまで、本研究によって描き出される現代日本の若年者のキャリア、そしてその機会を規定する社会ネットワークのありようについて論じてきた。社会ネットワーク論の枠組みを用いて個人のキャリア移動のメカニズムに迫る社会学的研究は、これまでも断続的にはなされていた (渡辺 1991; 佐藤 1998; 石田 2009a)。しかし、本研究は雇用が流動化し、それが問題視さ

れるようになった近年の日本社会を対象に、そこでの外部労働市場における社会ネットワークの意味を明らかにしたという点で独自性を持つ。以下では、以上の議論が隣接諸分野にいかなる貢献をもたらすかについて述べる。

6.1.1 経済社会学

本研究では若年者のキャリアの分析を通じ、日本社会の外部労働市場における機会構造の解明を目指した。その意味で、本研究は労働市場の社会学的研究の1つであるといえる。最初に、経済社会学に対してどのような貢献ができたのかを議論したい。

経済社会学では、個人の経済行為が社会構造からの制約をいかに受けているかに焦点が当てられている。すなわち、経済行為の社会構造への埋め込みのありようを探求の課題としてきたといつてよい。個人のキャリアをめぐる機会構造の影響については、グラノベッターによる先駆的な転職研究をはじめとして、リンらによる地位達成研究への組み込みへと展開されていった。

グラノベッターやリンらの立場は、経済行為をはじめとする道具的行為の有利・不利が集団間を橋渡しするような人間関係（紐帯）の存在に依存するというものであった。そして、そのような紐帯は「弱い紐帯」であるというのが彼らの議論である。しかし、様々な社会を対象とする実証研究を通じて、「弱い紐帯の強さ」仮説を相対化する試みもなされてきた。

「弱い紐帯の強さ」仮説を相対化する中心となる場は、アジア社会である。経済体制の移行期における中国社会を対象に分析を行ったビアンの研究は、その代表だといえる（Bian 1994, 1997）。データ分析によって描き出されたのは、中国社会において重要なのは権力へのアクセスであり、そのためには親密な人間関係が鍵を握るという構造である。いわば、日本における「コネ社会」と呼ばれる状況が、移行期の中国社会で一般的にみられていたといえる。

類似の傾向は日本でも観察されており、それは第4章で議論したとおりである（渡辺 1991; 石田 2009a）。経済体制の異なる2つの社会でいわゆる「強い紐帯」がより重要であるという知見が得られたこと、アジア社会間での緩やかな共通項として家族主義⁹⁾が存在すると考えられていることから、アジ

ア社会における社会ネットワークの意味は文化主義的に解釈されやすかったといえる。

本研究は、アジア社会では強い紐帯が重要だというこれまでの議論とは異なり、社会ネットワークと制度の布置関係の上に労働市場の機会構造が成り立つことを示した。制度の介入がある場合、インフォーマルな社会ネットワークはそれほど意味を持たない。しかし、その制度的枠組みから離れると、社会ネットワーク構造が機会の不平等に影響してくるのである。そして、制度や既存の慣行の影響が弱まるほど、弱い紐帯によって機会構造が再編成されるようになる。本研究で実証された「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」とは、以上の意味を含んでいる。

社会ネットワーク論に立脚するキャリア研究のなかには、社会ネットワーク論の論理のみで議論を構成するものもある。グラノヴェッター、リンらは制度の重要性を意識しているものの、実証分析との関連は必ずしも定かではない。例えばリンらの国際比較研究から通じて彼らが主張したいことは、社会制度によって異なる社会ネットワークの影響というよりも、社会制度を通じて共通する社会ネットワークの影響である。

本研究は、経済行為に代表される道具的行為に関する有利・不利を規定する社会ネットワーク特性とその影響力を解釈するうえで、制度の問題を取り込んだ。新卒労働市場か転職市場か、正規雇用か非正規雇用か、男性か女性かという比較の仕方は、方法論的には明らかに厳密ではない。両者の違いが制度の存在、その強度の問題なのか、そこにいる個人の特性の問題なのかについてはより厳密な議論と分析が必要である。しかし、本研究は社会ネットワークの影響と制度の存在、あるいは強さの間に相互作用が存在する可能性を示したといえる。

以上の視点により、グラノヴェッターの転職研究以降、社会ネットワーク論のアプローチにより行われてきた実証研究を統合的に説明することができる。たとえば、グラノヴェッターの転職研究は「アメリカ社会」における、「男性の専門・技術・管理的職業の転職者」という対象者に限定されているため、そこで見出された弱い紐帯の強さがきわめて特殊な状況下でしか観察されないのではないかという批判がありうるだろう。しかし、「アメリカ社会」

という条件を制度的な埋め込みの強さの変数としてとらえれば、制度的な埋め込みの程度が弱い社会だと一般化できる。また、グラノベッターによるインタビュー対象者の転職過程の記述を見る限り、多くの転職者は類似の職種、業種内での移動ではなく、異なる職種、業種間での移動を経験している。移動経験のパターンも埋め込みの程度の変数としてとらえることができ、グラノベッターの研究における事例は脱埋め込み状況にいる転職者であるといえる。

「脱埋め込み状況下における弱い紐帯の強さ」仮説の視点は、個人の行為というミクロレベルの次元と、個人を取り巻くマクロな社会状況、そして両者をつなぐメゾレベルでの社会ネットワークの三者関係を有機的に整理できる。図 8.3 は、一般化した形でこれらの関係を図式化したものである。

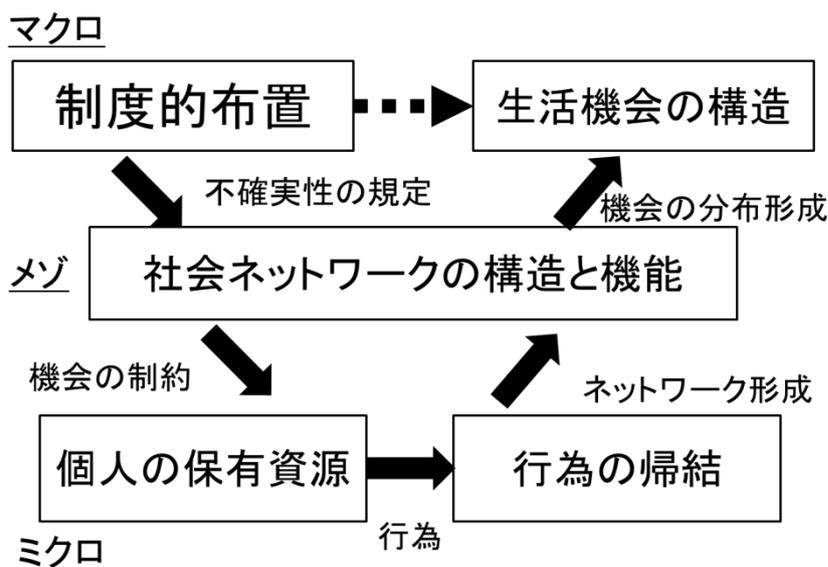


図 8. 3 マクロレベルでの社会変動を導く社会ネットワーク論の枠組み

この図式では、新卒労働市場とその後の外部労働市場のような静態的な比較や、労働市場の構造変動前後での違いといった動的な比較のどちらの議論も可能である。マクロな制度的布置により個人が置かれる不確実性の度合いが規定され、社会ネットワークの効用の大きさが決まる。それにより個人を取り巻く社会ネットワークが資源か否かが定まり、様々な行為の結果に影響

響する。そして、行為の結果は社会ネットワーク構造を再編し、機会の分布が形成される。その結果、人々の社会的、経済的生活の上で有用な機会（生活機会）の構造が規定される。この一連の因果連鎖によって、ある制度的環境の下である生活機会構造が生まれるメカニズムを記述することができる。

第2章でも言及したが、これまでの社会ネットワーク論に依拠したキャリア移動の実証研究は、ミクロレベルでの議論に焦点が当てられすぎてきたように思われる。本研究は、制度が社会ネットワークの機能の関数となるという視点から、社会ネットワーク論によるマクロ・ミクロ連結の枠組みについて実証的に明らかにできた。本研究の枠組みは、今後国際比較研究などに展開してゆける一般化可能性の高いものである。

6.1.2 社会階層論

社会階層（社会階級）は、人々のライフコース上での様々な機会（ライフチャンス）の格差の基層をなす（Goldthorpe and McKnight 2006; Portes 2008）。とりわけ日本社会の場合、初職開始段階、つまり労働市場に入る段階における学歴の効果は明確にみられる。この点は本研究の分析でも観察され、先行研究でも繰り返し指摘されてきた（富永・安藤 1979; 原 1979; 中尾 2011）。一方で学歴の効果は初職の割り当てに強い影響力を持つものの、その後のキャリアは初職の影響を強く受ける（竹内 1995）。その意味で、日本の世代内キャリア移動は逐次的であり、その構造は現在に至って安定的に維持されているといえるだろう。以上の構造は、キャリア移動の記述的側面をなす。いわば、「日本の若年者のキャリアはどのような軌跡を描くのか」という問いに答えるものとなる。

それでは、本研究は社会階層論におけるキャリア移動の研究にどのような貢献を果たしたといえるだろうか。それは、「日本の若年者のキャリア移動の機会と結果に格差が生じるのはなぜか」という説明的問いに対して、社会ネットワーク論の視座から1つの説明を与えたことである。実証分析の結果から導き出された答えは、職探しにおいて社会ネットワークが利用できるか、また利用する社会ネットワークの特性によって、獲得できる情報・機会の量と質が異なるからである。

ブラウとダンカンによる地位達成モデルから、教育、初職、現職に至る経路の研究が数多くなされてきた。それぞれの段階を結ぶ経路で何が起きているのかを説明する枠組みには様々なものが存在する。「重要な他者」(Significant Others)の存在が職業アスピレーション(どの程度のランクの職業に就きたいか)を介して職業的地位達成に影響するという社会心理学的モデル(Sewell et al. 1969)、上昇移動の機会が空席の発生可能性に依存するという構造主義的モデル(White 1970)などが挙げられる。

しかし、社会心理学的なモデルも構造主義的モデルも十分な枠組みにはなっていない。社会心理学的モデルの場合、高い地位達成を志向するように個人を駆動させるメカニズムが重要な位置を占める。だが、「なぜ実際にその地位を得られたのか」の答えにはなっていない¹⁰⁾。また、構造主義的モデルはキャリア移動の連鎖の発生を説明することはできても、その中でなぜある者がより高い地位を得て、別の者が得られないのかを説明することが難しい。

社会ネットワーク論は、両者の中間に位置づけられるモデルである。地位達成につながるような個人の行為、あるいは態度形成自体が、社会ネットワークの制約を受ける。アスピレーションを否定するわけではなく、アスピレーションの形成そのものが、個人が埋め込まれた社会ネットワークのなかでの相互行為を通じて実現されてゆくと考えるのである。空席の連鎖のなかで生じる有利・不利についても同様である。どのような機会、情報を得られるかは、現実の人間関係上での相互行為のあり方に依存する。

本研究は実証分析を通じて、キャリア移動あるいは地位達成過程におけるメゾレベル要因として社会ネットワークが重要であることを明らかにできたといえる。内部労働市場のメカニズムが強く働くと考えられる場合には社会ネットワークが影響力をもたないことは、6.1.2にて議論したとおりである。そのような状況で重要なメゾレベル要因は、企業組織の人事・雇用管理に現れるガバナンス構造である。社会ネットワーク構造が重要になるのは、そのような機制の存在しない外部労働市場(転職市場)においてである。個人の行為(求職活動)とその結果である報酬配分の間には、社会ネットワークを通じた情報・機会の格差が存在しているのである。

6.1.3 教育社会学

本研究が主に対象としていたのは、学卒後の若年期のキャリア移動である。そのため、教育社会学的研究の主なテーマの1つである「学校から職業への移行」に関する分析が詳細になされたわけではない。また、本研究における教育関連変数、概念の扱いは説明変数的であり、それら自体の説明はほとんど行っていない。

しかし、学校から職業への移行および初職の離職リスクに関する分析（第3章）、そしてパネルデータを用いた分析（第7章）からは、教育社会学に対する実証的知見、および今後の研究への展開という点で新たな視点をもたらすことができている。

第1の論点は、新たな視点というよりも従来の視点の再評価である。学校から職業への移行に関する分析では、学校経由の就職は不安定な職をスクリーニングする機能を果たしていることが示唆された。とりわけ、初職非正規雇用への就業と初職の離職に関するリスクは、学校経由の就職の場合近年ほど低いという結果も得られた。日本においては学校、企業、職安の間に存在する制度的連結の機能不全を指摘する議論がみられるが、データ分析の結果はそのような言説を棄却するものである。

しかし、第3章でも議論したとおり、この結果は制度的連結の礼賛を意味しない。そもそも学校経由の就職を利用できる者は少なくなっている。これは、学校推薦の利用規模が縮小している可能性、また学校の中での生徒・学生の厳しい精選が進んでいる可能性を示唆している。学校経由の就職がミスマッチを引き起こすという議論は本研究の分析からは支持できないが、学校、企業、職安の関係をどのようにとらえてゆくかについては、今後検討を進めてゆく意義があるだろう¹¹⁾。

もう1つの論点は、社会ネットワーク論からみた同窓ネットワークの意味についてである。本研究の実証分析では、学卒後の若年者の転職、人的資本形成において在学時の友人・知人関係がポジティブな意味を持つことが示されていた。学生時代の友人・知人は卒業後別々の交際圏（職場など）に入ってゆくわけであるから、仕事上の友人・知人や家族・親族に比べて「弱い紐帯」である可能性がある。そのような推論にもとづき、本研究の第三部の結

論が導き出された。

日本の教育社会学では、同窓会組織を対象とした研究が断片的になされてきた（黄 1998, 2007）。しかし、対象はいわゆる伝統校と呼ばれる高校に限定されてきた。それだけでなく、そこでどのようなネットワークが形成されるのか、そのネットワークが同窓会という親睦集団の性質を超えて個人のライフチャンスに影響するのかという点については、理論的にも実証的にも定かではない。同窓会組織をとらえる概念・理論装置が不在であるために、結局のところノスタルジックな記述に終始してしまうのである。

同窓ネットワークは、現実には個人のキャリアの様々な局面で影響力を見せる。本研究の実証分析の結果はその1つである。また、大卒就職においてもOB・OGは情報源として機能している（荻谷ほか 1993）。さらにそこでサポート機能が必ずしも就職部などのフォーマルな組織によっては代替されない点に、政策的含意へと結びつけることの困難が存在する（三輪・石田 2010）。一見無関係でありそうな同窓ネットワークとライフチャンスの関係は、「学閥」という古い問題の今日的な姿である。「ネットワーク社会」「絆」など多少なりとも聞こえの良い言葉が広がる一方、その負の側面である不公平の問題や、その背後で学校がハブとしての機能を果たしていることについては、今後も研究を進めてゆくべきだといえるだろう。

6.1.4 労働経済学

ここまでは、社会学の中の諸分野に対して本研究が果たす貢献に関して言及してきた。6.1.1 で述べた通り、本研究は若年者のキャリアの分析を通じた労働市場の社会学的研究である。

労働市場を対象とする研究分野として多大なインパクトを持つのが労働経済学であろう。そして、労働経済学において最も鍵となるのが人的資本概念である。労働経済学では、個人のキャリアは人的資本蓄積の過程であり、賃金に代表される種々の報酬は個人のスキル、すなわち人的資本に対して支払われると考える。

一方、社会学におけるキャリアは地位（ポジション）の移動の過程であり、報酬は地位に対して支払われると考える。もし地位が人的資本の水準のみに

基礎づけられるものであるならば、社会学におけるキャリア移動の研究は経済学のそれと実質的には何も変わらない。この点について、どのように考えるべきであろうか。

本研究の労働経済学に対する意義は、社会ネットワーク論的アプローチが人的資本概念とは異なる枠組みでキャリア移動の過程を説明することを示すことで、労働移動の社会的側面を主張できる点にある。また、人的資本概念と社会ネットワーク概念が対立するものではないことを示せた点も、貢献の1つといえる。

先に、社会学において報酬は地位に対して支払われると考えられていると述べた。この地位は、社会階層論で想定されるような職業的地位や学歴にはとどまらない。本研究によって明らかにされたことは、個人が社会ネットワーク上でどのような地位を占めるのかが重要であるということであり、それは保有・動員できる社会的紐帯の種類に反映される。

様々な集団にアクセスできるような紐帯、すなわちブリッジを多く保有できるようなネットワーク上の位置を占められる者は、情報・機会の獲得において有利になりやすい。本研究の実証分析の結果示された友人・知人関係のプラスの効果は、社会ネットワーク上で媒介的な地位を占めることによる効用を意味すると考えられる。ありふれた表現を借りれば、様々なネットワークにアクセスできることによる「役得」と言える。

経済学では、そのような「役得」を求めるための活動をレントシーキングと呼ぶ。また、レントの存在は市場の効率性を損ねる一因であると考えられている¹²⁾。規範的な議論はひとまず置くとして、現実の資源配分がどのようになされているかを考える際に、社会ネットワークが生み出す「役得」が現代日本の労働市場において依然として無視できないものであるという知見が、本研究の実証的貢献である。インターネット等情報獲得のツールが広く普及した現在でも、職探し、ジョブマッチングの過程は完全情報下には置かれていないという意味で「自由」ではない。市場概念が経済学によって発展してきたことは紛うことなき事実であるといえるが、現実の市場はより社会的な世界観に適合している。

しかし、人的資本論と社会ネットワーク論は対立的なものではなく、生産

的な対話は十分に可能である。両者は独立した概念ではあるが、何らかの次元の両極をなすものではない。

まず、社会ネットワークは人的資本形成という個人の行為に寄与する。この点は本研究の実証分析（第7章）からも、先行研究（Coleman 1988）からもある程度妥当性をもって主張できる。また、高い人的資本は社会ネットワーク資源の蓄積に寄与する。本研究では社会ネットワーク資源の蓄積自体の規定因については詳細に議論しなかったが、この点は先行研究で広く認められている（Lin 2001=2008）。

さらに、社会ネットワークは人的資本の喪失による損失を補完する。転職者の所得変化の分析において、産業間移動は所得低下をもたらすものの、仕事の紹介を依頼できる社会ネットワークの存在によってそれが回避されることが明らかにされた（第7章）。

以上の諸点は、労働市場の社会学的研究が、経済学に対して独自性を提示しつつも協力的に研究を進められる可能性を示唆している。社会ネットワーク論と人的資本論によって、労働市場の研究は一層説明力を伴ったものへと発展してゆくといえる。教育社会学との協力関係という視点からみれば、学校から職業への移行過程に対する学校教育の効果やインフォーマルなネットワークの影響を評価する方向などは、労働経済学や教育経済学とも十分に知見や議論の共有ができる。特に、ピアグループ効果などは多分に社会ネットワーク構造と関連していると考えられるため、今後の研究が期待できる部分である。

6.2 残された課題

以上、就業やキャリア移動を対象とする諸分野に対する本研究の貢献について言及した。6.1 冒頭でも述べた通り、本研究は社会ネットワーク論という概念装置を用いて日本の若年者のキャリア移動構造を明らかにした新たな取り組みである。その上で、本研究の知見にもとづきつつ、(1) 本研究では対象としなかったが重要である研究課題、そして(2) 社会ネットワーク論に依拠するキャリア移動研究全体で解決すべき課題、について最後に論じ

たい。

6.2.1 新たに立ち現れる「問題」と古い「問題」の新たな様相

はじめに、本研究では対象としなかったが重要である問題に触れたい。それは2種類あり、それまで「問題」とはされてこなかった新たな研究対象と、旧来より「問題」であるとされてきたことの今日的課題である。ここで「問題」とカッコ付きなのは、以下の研究課題が研究上の問い (research question) であると同時に社会問題 (social problem) としての意味合いも持つからである。

日本社会における移民と労働市場

外国人移民の数 (在留外国人数) は 1990 年代から単調増加傾向にある。1991 年の 122 万人からピークの 2008 年には 222 万人に増加している。2008 年の「リーマン・ショック」や 2011 年の東日本大震災の影響で最近数年間は減少傾向にある。日本に移動する外国人移民をどのように処遇するかという政策的問題、そして彼らが日本社会の中でどのようなキャリア移動を遂げるのかという研究上の関心の重要性は高い。ヒトの移動という面でも国際化が進む中で、労働市場における移民の位置づけは文字通り新しい「問題」となっている。

しかしながら、外国人移民については今日関心を集めながらも良質なデータが存在しないために、十分な実証研究がなされてはいない。数少ない実証研究でも、データの制約、サンプルの代表性等解決すべき問題が多々存在する (内藤ほか 2009; Takenaka et al. 2012)。

理論的にも、日本社会の慣習や制度に強くは埋め込まれていない外国人移民がどのように職を見つけ、社会的・経済的地位達成を遂げるのかについて明確な枠組みがあるわけではない。そのような状況下で、社会ネットワークへの着目は有用である。本研究の議論を外国人移民にまで広げると、制度に埋め込まれていない彼らの機会構造はインフォーマルな社会ネットワークに制約されると考えられる。その際、日本人や同国出身者との社会的紐帯が移民の地位達成といかなる関係にあるのかなど、社会ネットワーク論の枠組

みにもとづき実証的に明らかにすべき問題は多い。

彼らの社会ネットワークが *economic engrave* を形成し、職は保障されるがそこからは抜け出せない構造を生み出すのか、あるいは様々な機会にアクセスできるブリッジとなるのかは、海外の先行研究でも検討されている点である (Portes and Sensenbrenner 1993; Palloni et al. 2011)。受入れられた外国人移民の実像を明らかにしてゆくうえでも、日本社会を対象にした実証研究の必要性が高まっている。

日本の内部労働市場再考

もう1つは、古い「問題」の新たな様相についてである。具体的には、いわゆる「正社員」のキャリア形成の問題である。

本研究で明らかにしてきたのは外部労働市場、すなわち転職市場におけるキャリア移動の機会構造である。それゆえ、内部労働市場における地位と報酬の配分構造(昇進・昇給のメカニズム)については明らかにできていない。内部労働市場を構成する管理規制、制度の問題については明らかに十分な分析、考察ができておらず、今後の課題となる。繰り返し述べている通り、社会ネットワークがキャリア移動に重要な役割を果たすという本研究の知見は、あくまで転職の場面に限定されることに注意されたい。正規雇用労働者の転職において社会ネットワークがどのような意味をもつのかも、より詳細に検討を進めてゆく必要がある。

非正規雇用の問題がクローズアップされるなかで、「正社員」のキャリア、処遇は「問題」とはならなかった。しかし、非正規雇用問題とあわせて叫ばれることの多い「日本的雇用慣行」の衰退が事実であるならば、その影響が正規雇用労働者たる「正社員」に及んで然るべきである。だが、その点についてはほとんど検証がなされていない。近年「正社員」に焦点をあてた研究もなされつつあるが(小倉 2013)、さらに蓄積が進められるべきである。

内部労働市場は、マクロレベルでは労働力の中核を供給する重要な役割を果たし、ミクロレベルでは個人が安定的にキャリアを歩んでゆく場となる。そこでの構造とメカニズムが変化したのか否かは、とりもなおさず人々の経済的生活の基盤に関わることである。社会学では 2000 年代初頭以降実証的

な研究はほとんどなく（今田・平田 1995；竹内 1995；Ishida et al. 2002），従来のモデルの再検証を含めて研究を進める必要があるだろう。また，労務管理，労働経済学といった研究分野でも，人事の研究がなされている（中島ほか 2013）。内部労働市場の分析においても，社会学と経済学の知見を相互に援用し合うことが可能である。

キャリアとジェンダーの関係

もう1つはジェンダーの問題である。女性の労働参加は近年進行している新たな様相である。一方，キャリアをめぐる男女の格差は古くから議論されてきた問題でもある。その意味で，今後もキャリアとジェンダーの関係は問い続けられるべき問題である。

この点について，現在の若年者を対象としつつも，本研究では彼らが基本的には就業を継続する，またそれを望んでいることを念頭において仮説構築，結果の解釈を行ってきた。そのため，結婚，出産，育児といったライフイベントを契機に労働市場を出入りしやすい女性のキャリアについては，十分な分析と考察ができたとは言にくい。労働市場を対象とする他の研究でも，女性のキャリア移動に関して積極的な概念化，理論化を試みる例はあまりなく，成功しているともいえない。キャリア移動に関するジェンダーの問題も，今後取り組むべき課題である。

6.2.2 社会ネットワーク論からのキャリア移動研究の今後に向けて

最後に，本研究自体が今後解決すべき課題について述べる。本研究では社会ネットワーク論の枠組みにもとづき実証研究を進めてきた。そこでの知見が日本社会における若年者のキャリア移動の構造を明らかにし，関連研究領域に対する示唆にも富むことはここまで論じた通りである。その上で，今後社会ネットワーク論からのキャリア移動研究をさらに深化させるための課題について触れておきたい。

理論上の課題

まず，理論的な面での課題について議論したい。本研究で依拠した理論枠

組みは、社会ネットワーク論における「弱い紐帯の強さ」仮説であった。他の実証研究でも、基本的にはこの仮説を出発点に社会ネットワークとキャリアの関係を分析している。

本研究で明らかにできなかったのは、社会ネットワークとキャリアの関係の時代差である。地位達成に対して入職経路（仕事の紹介者）としての社会ネットワークは有利に機能することがなく、その関係は戦後現在に至るまで安定的なものであった（第5章）。この点は、入職経路に着目してきた先行研究（佐藤 1998; 石田 2009a）の結果とも符合する。

しかし、転職過程における有益な情報・機会を求職者にもたらす社会ネットワークのあり方については、先行研究間で一致をみない。たとえば、1980年代の20～54歳ホワイトカラー労働者の転職においては「強い紐帯」が情報の獲得に有利に機能していたとされているが（渡辺 1991）、同様の調査設計で2000年代に調査研究を行った結果、情報収集度とコンタクトとの紐帯の強さは負の関係にあった。これはすなわち「弱い紐帯の強さ」を支持する結果であるといえる（渡辺 2008）。本研究の実証分析のサンプルは1990年代以降に労働市場に入った若年者であり、彼らについて「弱い紐帯の強さ」が認められたといえる。

これらの知見の違いが時代差といえるかについては、残念ながら本研究で用いた変数と同様のものが過去の社会調査データで利用できないため、詳細に検討することができない。しかし、1980年代から2000年代にかけて労働市場構造が変化したことは事実であり、そのなかで求職上重要な資源となる社会ネットワークの意味が変化した可能性も考えられる。今後は、労働市場の構造変動と社会ネットワークの構造と機能の変動が、どのような対応関係にあるのかを実証的に明らかにするとともに、理論的に整理することが必要となる¹³⁾。その取り組みは、社会ネットワーク論に依拠した労働市場の社会理論の構築に前進をもたらすものとなるだろう。

方法論上の課題

もう1つは社会ネットワークの変数の測定をめぐる問題である。本研究を含む社会ネットワーク論に依拠したキャリアの研究における最重要変数は

社会ネットワーク変数である。しかし、社会ネットワーク変数の構成概念妥当性、内的一貫性については不明確な点がある。

本研究を含むほとんどの実証研究では、コンタクトとの間柄を社会ネットワークの特性として判断することが多い。紐帯の強さについては、接触頻度が基本的な基準となる。そのため、紐帯強度が強い順に家族・親族、仕事上の友人、社交上の友人、たまに会う知人、といったように分類がなされることが多い。

しかし、コンタクトとの間柄と紐帯の強さの対応関係を以上のように固定的にとらえるべき理由は存在しない。本来であれば、紐帯の強さを何らかの枠組みに沿って直接に測定すべきなのである。しかし、キャリア移動の分析に用いることのできる調査データのなかに、紐帯の強さをとらえる指標はほとんど存在しない。

その結果、社会ネットワーク変数がネットワークの何を意味しているのかが不明瞭になる。本研究でも、基本的には間柄と紐帯強度を上記の通りに対応付けて解釈することで「弱い紐帯の強さ」の支持する結論に至った。しかし、社会ネットワーク上のコンタクトの間柄が意味するところは、紐帯強度には限定されない。さまざまな社会的地位を反映している可能性も十分に考えられる。

社会ネットワークの特性で重要なのが紐帯の強さなのか、それともコンタクトの社会的地位（に埋め込まれた様々な資源）であるのかは、両者を同時に検討できるデータをもって初めて検証できる。その作業を通じて、グラノヴェッターのいう「弱い紐帯の強さ」仮説とリンのいう「社会関係資本」仮説の相対的優位性を明らかにすることもできる。残念ながら、そのような調査データは現在のところ存在しないため、今後の調査研究の課題となる¹⁴⁾。

ここまでの実証分析ではデータの質に関して代表性を優先し、若年者のキャリア移動構造の輪郭を描くことを重視したために、測定の問題は二の次になってしまっていた。他の優れた先行研究でも、同様の傾向が見られる。尺度構成、測定の問題は、今後の調査研究を通じて解決してゆかなければならないといえよう。

[注]

- 1) 企業内部で非正社員を正社員に登用する仕組み（内部登用）は確かに存在するものの、非正規雇用から正規雇用への移動における多数派ではない（小杉 2012）。
- 2) 本研究での理論的検討および実証分析の結果は、先行研究における質的研究の成果とも整合的なものである（乾 2010）。学校から職業への移行段階においてフリーターとなった若年者にとって、多様な人間関係を持てるか否かがその後のキャリアの過程の明暗を分けている。不安定な働き方であっても、そのなかで様々なネットワークへとアクセスできる機会を持つ者は、徐々に自身のキャリアを安定化させてゆき、仕事満足度も高い。一方、閉じた人間関係の中で生活を送らなければならない者は、そもそも同じような境遇の同士でネットワークを形成してしまうため、キャリアに関して新たな機会を得ることが難しくなるという。
- 3) この点は、資源としての社会ネットワークの性質の階層性という問題で議論されている（Lin 2001=2008; 筒井 2007）。本研究ではこの点を直接の分析課題とはいなかったため、今後の課題となる。本研究で用いた社会ネットワーク変数について言えば、入職経路としての「友人・知人」は学歴や職業的地位の面で低い地位にある者が利用しやすい。また、仕事の紹介を相談できる友人・知人の有無については、有業者であるほうがそのような紐帯を持ちやすく、他の属性は明確な関連がみられなかった。社会ネットワーク資源保有とその効用の問題は区別して議論する必要がある、この点も今後の課題となる。
- 4) 社会ネットワークを基盤とした社会関係資本が、人的資本とは異なり市場の公平性や効率性に寄与するとはいえないか、あるいはそれらにたいして曖昧な意味合いしかもたないという問題については、すでに社会学者によって議論されている（Portes 1998; 筒井 2007）。
- 5) 石田（2012）ではこの点に言及がなされている（石田 2012: p. 10）。反実仮想の枠組みにおいて因果効果を推定する場合、他の個人が処置（treatment）を受けたか否かにかかわらず、処置の効果が一定であると

- いう仮定 (Stable Unit Treatment Value Assumption: SUTVA) が置かれている (Rubin 1986). 社会科学においてこの仮定を置くことが妥当であるか否かについては, 慎重な議論が必要であるといえる (石田 2012: 11).
- 6) 石田 (2011) は, 家族関係への回帰はイエ制度や「標準世帯」(夫婦に子ども二人の家庭)の問題点に逆行する問題があり, 地域社会の活性化は住民の自発性に依存しなければならないという問題があると指摘している. その上で, 家族が担ってきた役割を地域に開きつつ, その実現のために行政が協力関係を構築することの重要性を説いている. しかし, いずれの議論も実現可能性の点では様々な困難が伴うものには違いなく, この点は石田 (2011) でも十分に意識されている.
 - 7) その一例として, 株式会社リンクバルが企画・運営している「街コン」と呼ばれるソーシャル・ビジネスが挙げられる. 「街コン」は, 飲食業などと協力しながらいわゆる「合コン」を企画・運営しているプロジェクトである. 詳細はウェブサイト (<http://machicon.jp/>) を参照のこと.
 - 8) 小泉純一郎内閣 (2001年4月 - 2006年9月) における規制緩和改革のブレーンとして参画した竹中平蔵氏は, 雇用調整制度を雇用維持型から労働移動型へとシフトさせることが必要であると主張している (平成25年3月16日, 第4回会議における発言).
 - 9) 社会生活の様々な側面において, 家族が主要な単位として位置づけられる体制のことを意味する (Esping-Andersen 1999=2001).
 - 10) 個人の地位達成の問題がアスピレーションの高低の問題に収斂させられるならば, 全員の職業アスピレーションが高まればそれに伴い高い地位達成が実現されるだろうか. そのような状況は明らかに非現実的である.
 - 11) ミスマッチの結果の1つとして, 未就職のまま学校を卒業する場合もある. 本研究では直接分析できていないが, この点も含めた新卒就職の「組織化」の過程を明らかにしてゆくことが教育社会学的, 労働政策的にも重要であろう (小杉・堀編 2013).
 - 12) たとえば各種のロビー活動などは, 自由市場的なメカニズムに介入する行為であるとして, 経済学的には是認されないものとなる.

- 13) 時代比較を行ったものではないが、職場内の凝集的な人間関係を基盤とする「伝統的」企業と、開放的な人間関係を基盤とする「新しい」企業の比較研究から、後者では社会ネットワークがキャリア上の資源に変化している可能性を示した研究がある（石田 2009b）。時代比較を行う上では、労働市場全体の問題とともに、企業組織内部の構造に着目する組織社会学的観点も有用になると思われる。
- 14) 紐帯の強度の測定が曖昧であると同時に、コンタクトの地位の測定も曖昧である。コンタクトの地位を測定する方法は「ポジションジェネレータ」と呼ばれ、リストに挙げられた地位（主に職業的地位）を占める友人・知人の有無を尋ねるものがある。しかし、どの地位をリストに含めるか、またリストに含める地位の数によって測定されるネットワーク資源の量は異なりうる。このような点については、先行研究ではほぼ検討されていない。この点も、今後の研究課題となる。

参考文献

- Addison, J. T., and P. Portugal, 2002, "Job Search Methods and Outcomes," *Oxford Economic Papers* 54: 505-553.
- 阿形健司, 2000, 「資格社会の可能性 学歴主義は脱却できるか」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 127-148.
- , 2008, 「職歴形成における職業資格利用者の分析」阿形健司編『2005年SSM調査シリーズ4 働き方とキャリア形成』2005年SSM調査委員会, 85-102.
- 相澤真一, 2008, 「誰が仕事をやめたがっているのか—重要なのは職場環境か、それとも家庭か?」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 No.14.
- Allison, P. D., 1984, *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Sage.
- 有田伸, 2010, 「変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性: 従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として」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 No.35.
- Arthur, M.B., D. T. Hall, and B. S. Lawrence eds, 1989, *Handbook of Career Theory*, Cambridge University Press.
- Ashenfelter, O. and D. Card, 1985, "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs," *The Review of Economics and Statistics*, 67(4): 648-660.
- 安藤延男, 1993, 「個人化」森岡清美・塩原勉・本間康平編集代表『新社会学事典』有斐閣, 459.
- Bauer, D. J., 2004, "A Note on Comparing the Estimates of Models for Cluster-Correlated of Longitudinal Data with Binary or Ordinal Outcomes," *Psychometrica*, 74(1): 97-105.
- Becker, G. S., 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with*

- Special Reference to Education*, Columbia University Press. (= 佐野陽子
訳, 1976, 『人的資本：教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経
済新報社)
- , 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press.
- Begg, C. B., 1994, “Publication Bias,” H. Cooper and L. V. Hedges eds, *The
Handbook of Research Synthesis*, Sage, 399-410.
- Bian, Y., 1994, *Work and Inequality in Urban China*, State University of New
York Press.
- , 1997, “Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges,
and Job Searches in China,” *American Sociological Review*, 62(3): 366–
85.
- Blau, P. M., 1994, *Structural Contexts of Opportunities*, The University of
Chicago Press.
- Blau, P. M., and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*,
Wiley.
- Blossfeld, H.-P., 1986, “Career Opportunities in the Federal Republic of
Germany: A Dynamic Approach to the Study of Life-Course, Cohort, and
Period Effects,” *European Sociological Review* 2(3): 208-225.
- Blossfeld, H.-P., S. Buchholz, and E. Bukodi eds, 2008, *Young Workers,
Globalization and the Labor Market: Comparing Early Working Life in
Eleven Countries*, Edward Elgar Pub.
- Booth, A. L., 1991, “Job-Related Formal Training: Who Receives It and What Is
It Worth?” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53(3): 281-294.
- Bourdieu, P., and J. C. Passeron, 1970, *La Reproduction*, Les Éditions de Minuit.
(=宮島喬訳, 1991, 『再生産』藤原書店)
- Bourdieu, P. 1986, “The Forms of Capital,” J. G. Richardson eds, *Handbook of
Theory and Research for the Sociology of Education*, Greenwood,
241-258.
- Breen, R., 1996, *Regression Models: Censored, Sample Selected or Truncated
Data*, Sage.

- , 2005, "Explaining Cross-national Variation in Youth Unemployment: Market and Institutional Factors," *European Sociological Review* 21(2): 125-134.
- ブリントン, M. C., 2008, 『失われた場を探して—ロストジェネレーションの社会学』NTT出版.
- Brinton, M. C. and T. Kariya, 1998, "Institutional Embeddedness in Japanese Labor Markets," M. C. Brinton and V. Nee eds., *The New Institutionalism in Sociology*, Russell Sage Foundation, 181-207.
- Bukodi, E., E. Ebralidze, P. Schmelzer, and H.-P. Blossfeld, 2008, "Struggling to become an insider: does increasing flexibility at labor market entry affect early careers?: A theoretical framework," H.-P. Blossfeld, S. Buchholz, and E. Bukodi eds, 2008, *Young Workers, Globalization and the Labor Market: Comparing Early Working Life in Eleven Countries*, Edward Elgar Pub, 3-27.
- Burt, R. S., 1992, *Structural Holes: The Social Structure of Competition*, Harvard University Press (=2006, 安田雪訳『競争の社会的構造—構造的空隙の理論』新曜社) .
- , 2001, "Structural Holes versus Network Closure as Social Capital," Lin, N., K. Cook, and R. S. Burt eds., 2001, *Social Capital: Theory and Research*, Aldine de Gruyter, 31-56.
- Campbell, K. E., P. V. Marsden, and J. S. Hurlbert, 1986, "Social Resources and Socioeconomic Status," *Social Networks* 8: 97-117.
- 蔡在錫・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, V., 2011, "Social networks and labour market outcomes in a meritocracy," *Social Networks* 33: 1-11.
- Coleman, J. S., 1988, "Social Capital in the Creation of Human Capital," *American Journal of Sociology* 94: S95-S120.
- Collins, R., 1971, "Functional and Conflict Theories of Educational Stratification" *American Sociological Review*, 36, 6, 1002-1019.

- De Graaf, N. D., and H. D. Flap, 1988, "'With a Little Help from My Friends': Social Resources as an Explanation of Occupational Status and Income in West Germany, The Netherlands, and the United States," *Social Forces*, 67(2): 452-472.
- DiPrete, T. A., Graaf, P. M. de, Luijkx, R., Tåhlin, M., and Blossfeld, H. -P., 1997, "Collectivist Versus Individualist Mobility Regimes?: Structural Change and Job Mobility in Four Countries," *American Journal of Sociology* 103(2): 318-358.
- Doeringer, P. M., and M. J. Piore, 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Heath.
- Drobnic, S., and H.-P. Blossfeld, 2004, "Career Patterns over the Life Course: Gender, Class, and Linked Lives," *Research in Social Stratification and Mobility*, 21: 139-164.
- Dwyer, R. E., 2004, "Downward Earnings Mobility after Voluntary Employer Exits," *Work and Occupations* 31: 111-139.
- 江夏幾太郎, 2008, 「非正規従業員への人事諸施策の充実と正規従業員の就労意識－『労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査』の再分析」『日本労働研究雑誌』 570: 68-81.
- Erickson, B. H., 2001, "Good Networks and Good Jobs: The Value of Social Capital to Employers and Employees," Lin, N., K. Cook, and R. S. Burt eds., 2001, *Social Capital: Theory and Research*, Aldine de Gruyter., 127-158.
- Esping-Andersen, G., 1999, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton University Press (=岡沢憲英・宮本太郎訳, 2001, 『福祉資本主義の三つの世界』 ミネルヴァ書房) .
- Fernandez, R. M., and I. Fernandez-Mateo, 2006, "Networks, Race, and Hiring," *American Sociological Review*, 71(1): 42-71.
- Flap, H., and E. Boxman, 2001, "Getting Started: The Influence of Social Capital on the Start of the Occupational Career," Lin, N., K. Cook, and R. S. Burt eds., 2001, *Social Capital: Theory and Research*, Aldine de Gruyter,

159-181.

- Fligstein, N., 1996, "Markets as Politics: A Political-Cultural Approach to Market Institutions," *American Sociological Review* 61(4): 656-673.
- , 2001, *The Architecture of Markets: An Economic Sociology of Twenty-First Century Capitalist Societies*, Princeton University Press.
- Franzen, A. and D. Hangartner, 2006, "Social Networks and Labour Market Outcomes: The Non-Monetary of Benefits of Social Capital," *European Sociological Review*, 22 (4): 353-68.
- Fuller, S., 2008, "Job Mobility and Wage Trajectories for Men and Women in the United States" *American Sociological Review*, 73, 158-83.
- 玄田有史, 2004, 『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社.
- , 2008, 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』580: 61-77.
- , 2010, 『人間に格はない 石川経夫と2000年代の労働市場』ミネルヴァ書房.
- 玄田有史・堀田聡子, 2010, 「「最初の3年」は何故大切なのか」佐藤博樹編『働くことと学ぶこと—能力開発と人材活用』ミネルヴァ書房, 33-57.
- 玄田有史・曲沼美恵, 2004, 『ニート フリーターでも失業者でもなく』幻冬舎.
- Granovetter, M., 1973, "The Strength of Weak Ties," *The American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-1380.
- , 1974[1995], *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, University of Chicago Press (=1998, 渡辺深訳『転職—ネットワークとキャリアの研究』ミネルヴァ書房) .
- , 1983, "The Strength of Weak Ties: A Network Theory Revisited," *Sociological Theory*, 1: 201-233.
- , 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness," *The American Journal of Sociology*, 91(3): 481-510.
- , 1992, "Economic Institutions as Social Constructions: A Framework for Analysis," *Acta Sociologica* 35: 3-11.

- Goldthorpe, J. H. and A. McKnight, "The Economic Basis of Social Class," S. L. Morgan, D. B. Grusky and G. S. Fields eds, *Mobility and Inequality*, Stanford University Press, 109-136.
- Guo, S., and M. W. Fraser, 2010, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, Sage.
- Halaby, C. N., 2004, "Panel Models in Sociological Research: Theory into Practice," *Annual Review of Sociology* 30: 507-544.
- 濱口桂一郎, 2012, 『若者と労働—「入社」の仕組みから解きほぐす』中央公論新社.
- 原純輔, 1979, 「職業経歴の分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 198-231.
- , 1981, 「職業経歴の社会学的研究—到達点と課題」雇用促進事業団職業研究所『職業の社会学的研究（その3）』, 2-31.
- 原純輔編, 1995, 『SSM 産業分類・職業分類（95年版）』, 1995年SSM調査研究会.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層—豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd, 1997, "Matching as an Economic Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *The Review of Economic Studies* 64(4): 605-654.
- 平沢和司, 2005, 「大学から職業への移行に関する社会学的研究の今日的課題」『日本労働研究雑誌』542: 29-37.
- 平田周一, 2000, 「流動化する労働市場？」原純輔編『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 88-117.
- Hom, Peter W. and Xiao, Zhixing, 2011, "Embedding Social Networks: How Guanxi Ties Reinforce Chinese Employee's Retention" *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 116, 118-202.
- Homans, G. C., 1961, *Social Behavior: Its Elementary Forms*, Routledge and Kegan Paul.
- 本田由紀, 2005a, 『若者と仕事 「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会.

- , 2005b, 『多元化する「能力」と日本社会 ハイパー・メリトクラシー化のなかで』NTT出版.
- 本田由紀・内藤朝雄・後藤和智, 2006, 『「ニート」って言うな』光文社.
- 星野崇宏, 2009, 『調査観察データの統計科学 因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- 堀田聡子, 2009, 「「初職非正社員」は不利なのか—「最初の三年」の能力開発機会とその後のキャリア」佐藤博樹編著『働くことと学ぶこと 能力開発と人材活用』ミネルヴァ書房: 147-184.
- Hoye, G. V., E. A. J. van Hooft, and F. Lievens, 2009, "Networking as a job search behaviour: A social network perspective," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 82: 661-682.
- 今田幸子・平田周一, 1995, 『ホワイトカラーの昇進構造』日本労働研究機構.
- 今田高俊・原純輔, 1979, 「社会的地位の一貫性と非一貫性」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 161-197.
- Imai, J., 2011, *The Transformation of Japanese Employment Relations: Reform without Labor*, Mcmillan.
- 稲葉振一郎・本田由紀・若田部昌澄, 2006, 「そんなにいるわけない！ ニート「85万人」の大嘘」『諸君！』2006年3月号: 168-179.
- 乾彰夫, 2010, 『“学校から仕事へ”の変容と若者たち—個人化・アイデンティティ・コミュニティ』青木書店.
- Ishida, H., K.-H. Su, and S. Spilerman, 2002, “Models of Career Advancement in Organizations,” *European Sociological Review* 18(2): 179-198.
- 石田浩, 2000, 「中卒者就職のミクロなメカニズム」荻谷剛彦・菅山真次・石田浩編『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会, 113-154.
- , 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-57.
- , 2012, 「社会科学における因果推論の可能性」『理論と方法』27(1): 1-18.
- 石田浩・三輪哲, 2012, 「社会移動の趨勢と比較」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 3-19.
- 石田賢示, 2011, 「若年労働市場における社会ネットワークと制度的連結の影

- 響—社会ネットワークによるスクリーニング機能」『社会学年報』40: 63-73.
- , 2012, 「正規雇用への移動に対する職場外での能力開発の効果」『社会学研究』91: 215-238.
- 石田光規, 2009a, 「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): 279-96.
- , 2009b, 『産業・労働社会における人間関係—パーソナルネットワーク・アプローチによる分析』日本評論社.
- , 2011, 『孤立の社会学 無縁社会の処方箋』勁草書房.
- 石田光規・小林盾, 2011, 「就職におけるネットワークの役割」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2—階層と移動の構造』東京大学出版会: 239-252.
- 石井加代子・佐藤一磨・樋口美雄, 2010, 「ワーキング・プアからの脱出に自己啓発支援は有効か」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie 編『貧困のダイナミズム 日本の税社会保障・雇用政策と家計行動』慶応大学出版会: 103-131.
- 石川経夫・出島敬久, 1994, 「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, 169-209.
- 伊藤彰浩, 1991, 「戦前期日本における高等教育と就職難問題—その系譜と比較史的考察」『大学論集』20: 147-169.
- 岩永雅也, 1983, 「若年労働市場の組織化と学校」『教育社会学研究』38: 134-145.
- Jacobs, J. A., and R. L. Breiger, 1988, “Careers, Industries, and Occupations: Industrial Segmentation Reconsidered,” G. Farkas and P. England eds, *Industries, Firms, and Jobs*, Aldine de Gruyter, 43-63.
- 香川めい, 2006, 「学校から職業への移行に関する二つの経路—「間断」のない移行と「学校経由」の就職—」『東京大学大学院教育学研究科紀要』46: 155-64.
- Kalleberg, A. L., 2006, *The Mismatched Worker*, W. W. Norton and Company.
- 金光淳, 2003, 『社会ネットワーク分析の基礎—社会的関係資本論にむけて』

勁草書房.

Kaplan, D., 2008, *Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions* (2nd edition), Sage.

苅谷剛彦, 1991a, 『学校・職業・選抜の社会学—高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会.

———, 1991b, 「教育の経済学から「経済の教育社会学」へ—高卒者の就職とその社会的構成の比較社会学」『教育社会学研究』49: 57-78.

———, 2000, 「問題の提起と本研究の射程」苅谷剛彦・菅山真次・石田浩編『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会, 1-30.

苅谷剛彦・沖津由紀・吉原恵子・近藤尚・中村高康, 1993, 「先輩後輩関係に“埋め込まれた”大卒就職」『東京大学教育学部紀要』32: 89-118.

苅谷剛彦・菅山真次・石田浩編『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会.

苅谷剛彦・粒来香・長須正明・稲田雅也, 1997, 「進路未決定の構造—高卒進路未決定者の析出メカニズムに関する実証的研究」『東京大学大学院教育学研究科紀要』37: 45-76.

川口大司, 2008, 「労働政策評価の計量経済学」『日本労働研究雑誌』579: 16-28.

小杉礼子, 2010, 『若者と初期キャリア 「非典型」からの出発のために』勁草書房.

———, 2011, 「正社員への移行支援政策としたのジョブ・カード制度の現状と課題」小杉礼子・原ひろみ編著『非正規雇用のキャリア形成 職業能力評価社会をめざして』勁草書房, 193-222.

小杉礼子・原ひろみ編著, 2011, 『非正規雇用のキャリア形成 職業能力評価社会をめざして』勁草書房.

小杉礼子・堀有喜衣編, 2013, 『高校・大学の未就職者への支援』勁草書房.

河野勝, 2002, 『制度』東京大学出版会.

雇用促進事業団職業研究所編, 1979, 『日本人の職業経歴と職業観』至誠堂.

近藤美智子, 1993, 「キャリア」森岡清美・塩原勉・本間康平編集代表『新社会学事典』有斐閣, 268.

- 黒沢昌子, 2003, 「公共職業訓練の収入への効果」『日本労働研究雑誌』 514: 38-49.
- Lazarsfeld, P. F. and R. K. Merton, 1954, “Friendship as social process: a substantive and methodological analysis,” M. Berger, T. Abel, and C. H. Page eds., *Freedom and Control in Modern Society*, Octagon Books, 18–66.
- Lee, S., and M. C. Brinton, 1996, “Elite Education and Social Capital: The Case of South Korea,” *Sociology of Education* 69(3): 177-192.
- Lenski, G. E., 1954, “Status Crystallization: Non-Vertical Dimension of Social Status,” *American Sociological Review* 19, August: 405-413.
- Light, A. and K. McGarry, 1998, “Job Change Patterns and the Wages of Young Men” *The Review of Economics and Statistics*, 80, 2, 276-286.
- Lin, N., 1999, "Social Networks and Status Attainment," *Annual Review of Sociology*, 25: 467-487.
- Lin, N., 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, Cambridge University Press (=2008, 筒井淳也・石田光規・桜井政成・三輪哲・土岐智賀子訳『ソーシャル・キャピタルー社会構造と行為の理論』ミネルヴァ書房) .
- Lin, N. eds, 2010, *Social Capital (Critical Concepts in the Social Sciences)*, Routledge.
- Lin, N., and D. Ao, 2008, “The Invisible Hand of Social Capital: An Exploratory Study,” N. Lin and B. H. Erickson eds, *Social Capital: An International Research Program*, Oxford University Press, 107-132.
- Lin, N., D. Ao, and L. Song, 2009, “Production and Returns of Social Capital: Evidence from Urban China,” R-M. Hsung, N. Lin, and R. L. Breiger eds, *Contexts of Social Capital: Social Networks in Markets, Communities, and Families*, Routledge, 163-192.
- Lin, N. and B. H. Erickson eds., 2008, *Social Capital: An International Research Program*, Oxford University Press, 107-132.
- Lin, N., W. M. Ensel, and J. C. Vaughn, 1981, “Social Resources and Strength of

- Ties:Structural Factors in Occupational Status Attainment,” *American Sociological Review*, 46: 393–405.
- Lin, N., Y-C. Fu, and R-M. Hsung, 2001, “The Position Generator: Measurement Techniques for Investigation of Social Capital,” Lin, N., K. Cook, and R. S. Burt eds., 2001, *Social Capital: Theory and Research*, Aldine de Gruyter, 57-81.
- Lipset, S. M., R. Bendix, and F. T. Malm, 1955, "Job Plans and Entry into the Labor Market," *Social Forces*, 33(3): 224-232.
- Long, J. S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage.
- Ma, R., Y-C. Huang, and O. Shenkar, 2011, “Social Networks and Opportunity Recognition: A Cultural Comparison Between Taiwan and the United States,” *Strategic Management Journal* 32: 1183-1205.
- 前田佐恵子・濱秋純哉・堀雅博・村田啓子, 2010, 「新卒時就職活動の失敗は挽回可能か？—家計研パネルの個票を用いた女性就業の実証分析」ESRI ディスカッションペーパーシリーズ No. 234.
- Marsden, P. V., and E. H. Gorman, 2001, "Social Networks, Job Changes, and Recruitment," I. Berg and A. L. Kalleberg eds, *Sourcebook of Labor Markets: Evolving Structures and Processes*, Plenum Publishers: 467-502.
- Matthew, R., and R. Pendakur, and N. Young, 2009, “Social Capital, Labour Markets, and Job-Finding in Urban and Rural Regions: Comparing Pathes to Employment in Prosperous Cities and Stressed Rural Communities in Canada,” *The Sociological Review* 57: 306-330.
- Mayhew, B. H., 1980, “Structuralism versus Individualism: Part1, Shadowboxing in the Dark,” *Social Forces* 59(2): 335-375.
- McDonald, S., 2005, “Patterns of Informal Job Matching across the Life Course: Entry-Level, Reentry-Level, and Elite Non-Searching,” *Sociological Inquiry*, 75(3): 403-428.
- McDonald, S., and G. H. Elder, Jr, 2006, "When Does Social Capital Matter?: Non-Searching for Jobs across the Life Course," *Social Forces*, 85(1):

521-549.

McDonald, S., N. Lin, and D. Ao, 2009, "Networks of Opportunity: Gender, Race, and Job Leads," *Social Problems* 56(3): 385-402.

McGinnity, F., A. Mertens, and S. Gundert, 2005, "A Bad Start?: Fixed-Term Contracts and the Transition from Education to Work in West Germany," *European Sociological Review* 21(4): 359-374.

Merton, R. K., 1995, "Opportunity Structure: The Emergence, Diffusion, and Differentiation of a Sociological Concept, 1930s-1950s," F. Adler and W. S. Laufer eds, *The Legacy of Anomie Theory*, Transaction Publishers, 3-78.

水月昭道, 2007, 『高学歴ワーキングプア 「フリーター生産工場」としての大学院』 光文社.

Mincer, J. and Y. Higuchi, 1988, "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan" *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, 97-133.

三輪哲, 2008a, 「アジア社会における社会的地位の非一貫性」有田伸編『2005年SSM調査シリーズ13 東アジアの階層ダイナミクス』2005年SSM調査研究会, 25-42.

——, 2008b, 「キャリア軌跡からみる世代間移動機会の不平等とその趨勢」『理論と方法』23(2): 23-40.

——, 2010, 「新規開業における世代間再生産と社会的ネットワークの影響」『日本政策金融公庫論集』6: 79-100.

三輪哲・石田賢示, 2010, 「大卒就職における社会ネットワークの効果」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』59(1): 39-56.

Moerbeek, H., and H. Flap, 2008, "Social Resources and Their Effect on Occupational Attainment through the Life Course," N. Lin and B. H. Erickson eds, *Social Capital: An International Research Program*, Oxford University Press, 133-156.

森山智彦, 2009, 『転職経路が機会の不平等性・所得格差に与える影響』財団法人全国勤労者福祉・共済振興会(公募研究シリーズ⑦)。

- Mouw, T., 2002, "Racial Differences in the Effects of Job Contacts: Conflicting Evidence from Cross-Sectional and Longitudinal Data," *Social Science Research* 31: 511-538.
- , 2003, "Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?," *American Sociological Review*, 68(6): 868-98.
- Müller, W. and Y. Shavit, 1996, "The Institutional Embeddedness of the Stratification Process: A Comparative Study of Qualifications and Occupations in Thirteen Countries," Y. Shavit and W. Müller eds, *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford University Press, 1-48.
- 村上泰亮, 1984, 『新中間大衆の時代—戦後日本の解剖学』中央公論社.
- Murphy, R., 1984, "The Structure of Closure: A Critique and Development of the Theories of Weber, Collins, and Parkin" *The British Journal of Sociology*, 35, 4, 547-567.
- 内藤久裕・川口大司・中村二郎・町北朋洋・神林龍, 2009, 『日本の外国人労働力』日本経済新聞出版社.
- 中尾啓子, 2011, 「地位達成モデルの東アジア国際比較」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 289-300.
- 中澤渉, 2010, 「二極化する若年労働市場：学校を介した「制度的連結」が初期キャリアに及ぼす影響」『日本行動計量学会 第38回大会抄録集』: 58-59.
- , 2011a, 「分断化される若年労働市場」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, 51-64.
- , 2011b, 「若年層の不安定雇用に関する成長曲線モデル分析」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 No.39.
- , 2013, 「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性」『教育社会学研究』93: 151-172.
- Nakazawa, W., 2008, "Has the Youth Labor Market in Japan Changed?: An Event

History Analysis Approach,” *International Journal of Japanese Sociology*,
17(1): 129-146.

中嶋哲夫・井川静恵・柿澤寿信・松繁寿和・梅崎修, 2013, 『人事の統計分析 : 人事マイクロデータを用いた人材マネジメントの検証』ミネルヴァ書房.

日本労働研究機構, 2000, 『フリーターの意識と実態—97人へのヒアリング調査より—』日本労働研究機構.

———, 2003, 『資料シリーズ No.137 転職のプロセスと結果』日本労働研究機構.

仁田道夫・久本憲夫・梅崎修・青木宏之・山下充, 2008, 『日本的雇用システム』ナカニシヤ出版.

野村正實, 2007, 『日本的雇用慣行—全体像構築の試み』ミネルヴァ書房.

野沢慎司, 2009, 『ネットワーク論に何ができるか—「家族・コミュニティ問題」を解く』, 勁草書房.

尾高邦雄, 1953, 『新稿 職業社会学』福村出版.

OECD, 2009, *Jobs for Youth: Japan*, OECD, Paris. (= 濱口桂一郎監訳, 2009, 『日本の若者と雇用 OECD 若年者雇用レビュー: 日本』明石書店).

小方直幸, 2008, 「大学から職業への移行をめぐる日本的文脈」山内乾史編『教育から職業へのトランジション—若者の就労と進路職業選択の教育社会学』東信堂, 32-44.

小倉一哉, 2013, 『「正社員」の研究』日本経済新聞出版社.

大橋勇雄・中村二郎, 2002, 「転職のメカニズムとその効果」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム—労働移動の経済学』東洋経済新報社, 145-173.

沖津由紀, 1993, 「教育内容の制度化過程—学習指導要領(算数・数学)の内容の変遷より—」『教育社会学研究』54: 85-106.

小野旭, 1981, 『日本の労働市場—外部市場の機能と構造』東洋経済新報社.

大岡栄美, 2010, 「弱い紐帯—グラノヴェッター」日本社会学会社会学事典刊行委員会編『社会学事典』丸善出版, 242-243.

大島真夫, 2012, 『大学就職部にできること』勁草書房.

- 太田清, 2005, 「フリーターの増加と労働所得格差の拡大」ESRI ディスカッションペーパーシリーズ No. 140.
- 太田聡一, 2012, 『若年者就業の経済学』日本経済新聞社.
- Palloni, A., D. S. Massey, M. Ceballos, K. Espinosa, and M. Spittel, 2001, “Social Capital and International Migration: A Test Using Information on Family Networks,” *American Journal of Sociology*, 106(5): 1262-1298.
- Pellizzari, M., 2004, “Do Friends and Relatives Really Help in Getting a Good Job?” CEP Discussion Paper No 623.
- Portes, A., 1998, “Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology,” *Annual Review of Sociology*, 24: 1-24.
- , 2010, *Economic Sociology: A Systematic Inquiry*, Princeton University Press.
- Portes, A. and J. Sensenbrenner, 1993, “Embeddedness and Immigration: Notes on the Social Determinants of Economic Action,” *American Journal of Sociology*, 98(6): 1320-1350.
- Preacher, K. J., A. L. Wichman, R. C. MacCallum and N. E. Briggs, 2008, *Latent Growth Curve Modeling*, Sage.
- Raudenbush, S. W., and A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Sage.
- Rees, Albert, 1966, “Information Networks in Labor Markets,” *American Economic Review*, 56(1): 559-566.
- Rosenbaum, J. E. and T. Kariya, 1989, "From High School to Work: Market and Institutional Mechanisms in Japan," *The American Journal of Sociology*, 94(6): 1334-65.
- Rosenbaum, J. E., 1979, “Tournament Mobility: Career Patterns in a Corporation,” *Administrative Science Quarterly* 24(2): 220-241.
- 佐藤博樹・小泉静子, 2007, 『不安定雇用という虚像—パート・フリーター・派遣の実像』勁草書房.
- Sato, Y. and J. Imai eds, 2011, *Japan's New Inequality: Intersection of Employment Reforms and Welfare Arrangements*, Trans Pacific Press.

- 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.
- , 2009, 「現代日本の階層構造の流動性と格差」『社会学評論』 59(4): 632-647.
- 佐藤嘉倫・林雄亮, 2011, 「現代日本の格差の諸相」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, 3-17.
- Scherer, S., 2004, “Stepping-stones or traps?: the consequences of labour market entry positions on future careers in West Germany, Great Britain and Italy,” *Work Employment Society* 18: 369-394.
- Seibert, S. E., M. L. Kraimer, and R. C. Liden, 2001, “A Social Capital Theory of Career Success,” *The Academy of Management Journal* 44(2): 219-237.
- 盛山和夫・都築一治・佐藤嘉倫・中村隆, 1990, 「職歴移動の構造」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 83-108.
- Sewell, W. H., A. O. Haller, and A. Portes, 1969, “The Educational and Early Occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, 34: 82-92.
- 白波瀬佐和子, 2012, 「若者の格差 意識とライフコースからの考察」盛山和夫・上野千鶴子・武川正吾編『公共社会学 2 少子高齢社会の公共性』東京大学出版会, 215-234.
- 白倉幸男・岩本健良, 1990, 「現代の階層構造における自営業の位置」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 109-126.
- Simpson, R. L., and I. H. Simpson, 1962, "Social Origins, Occupational Advice, Occupational Values, and Work Careers," *Social Forces*, 40(3): 264-271.
- Singer, J. D., and Willett, J. B., 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press.
- Smith, M. R., 1990, “What is New in “New Structuralist” Analyses of Earnings?” *American Sociological Review* 55(6): 827-841.
- Spence, M., 1973, “Job Market Signaling,” *The Quarterly Journal of Economics*

87(3): 355-374.

Sprengers, M., F. Tazelaar, and H. D. Flap, 1988, "Social Resources, Situational Constraints, and Re-Employment," *Netherlands Journal of Sociology* 24: 98-116.

Stainback, K., 2008, "Social Contacts and Race/Ethnic Job Matching," *Social Forces*, 87(2): 857-886.

菅野剛, 2011, 「サポート・ネットワークにおける身近な家族の重要性の変化—1998年 - 2008年の比較から—」 稲葉昭英・保田時男編『NFRJ08 第2次報告書 4 階層・ネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 61-81.

菅山真次, 2000, 「中卒者から高卒者へ」 荻谷剛彦・菅山真次・石田浩編『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会, 193-264.

———, 2010, 『「就社」社会の誕生—ホワイトカラーからブルーカラーへ』名古屋大学出版会.

高橋康二, 2012, 「限定正社員区分と非正規雇用問題」 JILPT ディスカッションペーパー12-03.

武石恵美子編, 2006, 『雇用システムと女性のキャリア』勁草書房.

Takenaka, A., K. Ishida, and M. Nakamuro, 2012, "Negative Assimilation: How Immigrants Experience Economic Mobility in Japan," ESRI Discussion Paper Series No. 293.

竹内洋, 1995, 『日本のメリトクラシー—構造と心性』東京大学出版会.

太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学 階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会.

Tolbert, C., P. M. Horan, and E. M. Beck, 1980, "The Structure of Economic Segmentation: A Dual Economy Approach," *American Journal of Sociology* 85(5): 1095-1116.

富永健一, 1964, 「日本社会と労働移動」 尾高邦雄編『技術革新と人間の問題』ダイヤモンド社: 261-309.

富永健一・安藤文四郎, 1977, 「階層的地位形成過程の分析」『現代社会学』

- 4(2): 3-53.
- Tracey, J. B., S. I. Tannenbaum, and M. J. Kavanagh, 1995, "Applying Trained Skills on the Job: The Importance of the Work Environment," *Journal of Applied Psychology*, 80(2): 239-52.
- 粒来香, 1999, 「高卒無業者層の研究」『教育社会学研究』 61: 185-209.
- 辻竜平・針原素子, 2003, 「「小さな世界」における信頼関係と社会秩序」『理論と方法』 18(1): 15-31.
- 筒井淳也, 2007, 「ソーシャル・キャピタル理論の理論的位置づけ—効率性と公平性の観点から」『立命館産業社会論集』 42 (4) : 123-135.
- 筒井美紀, 2005, 「高卒就職の認識社会学—「質の内実」が「伝わる」ことの難しさ」『日本労働研究雑誌』 542: 18-28.
- 梅村又次, 1971, 『労働力の構造と雇用問題』岩波書店.
- 上西充子, 2004, 「能力開発とキャリア これからのキャリア形成」佐藤博樹・佐藤厚編著『仕事の社会学 変貌する働き方』有斐閣: 19-35.
- 氏原正治郎, 1966, 『日本労働問題研究』東京大学出版会.
- Vogel, E. F., 1979, *Japan As Number One: Lessons for America*, Harvard University Press.
- 若林直樹, 『ネットワーク組織—社会ネットワーク論からの新たな組織像』有斐閣.
- Wang, J. and X. Wang, 2012, *Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus*, Wiley.
- 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.
- , 2008, 「転職者のジョブ・マッチング過程」渡辺深編著『新しい経済社会学 日本の経済現象の社会学的分析』上智大学出版会: 154-184.
- 渡邊勉, 1998, 「戦後日本の入職経路の分析」佐藤嘉倫編『1995年SSM調査シリーズ3 社会移動とキャリア分析』1995年SSM調査研究会: 1-29.
- , 2011, 「職歴からみる雇用の流動化と固定化」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 173-187.

- , 2012, 「変貌する職業キャリア形成」日本社会学会社会学事典刊行委員会編『社会学事典』丸善出版, 390-391.
- Webber, A., and H. Mahringer, 2008, “Choice and Success of Job Search Methods,” *Empirical Economics* 35: 153-178.
- Wegener, B., 1991, “Job Mobility and Social Ties: Social Resources, Prior Job, and Status Attainment,” *American Sociological Review* 56(1): 60-71.
- 黄順姫, 1998, 『日本のエリート高校—学校文化と同窓会の社会史』世界思想社.
- , 2007, 『同窓会の社会学—学校的身体文化・信頼・ネットワーク』世界思想社.
- White, H. C., 1970, *Chains of Opportunity: System Models of Mobility in Organizations*, Harvard University Press.
- , 2008, *Identity and Control: How Social Formations Emerge (2nd Edition)*, Princeton University Press.
- Wooldridge, J., 2008, *Introductory Econometrics; A Modern Approach 4th Edition*, South-Western Pub.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』, 筑摩書房.
- Yamaguchi, K., 1991, *Event History Analysis*, Sage.
- 大和礼子, 2000, 「”社会階層と社会ネットワーク”再考」『社会学評論』51(2): 235-250.
- 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.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会.
- 安田雪, 1996, 『社会ネットワーク分析：何が行為を決定するか』新曜社.
- , 2001, 『実践社会ネットワーク分析—関係を読み解く理論と技法』新曜社.
- 吉田恵子, 2004, 「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』532: 40-53.
- 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.

初出一覧

序章 書き下ろし

第 1 章

「世代内キャリア移動研究の動向—構造的アプローチによる知見の整理—」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』第 61 集第 2 号, 1-22 頁, 2013 年 6 月

第 2 章

「社会ネットワークとキャリア移動—理論的枠組みと実証研究の知見の整理—」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』第 61 集第 1 号, 1-20 頁, 2012 年 12 月

第 3 章 書き下ろし

第 4 章 書き下ろし

第 5 章 書き下ろし

第 6 章

「若年労働市場における社会ネットワークと制度的連結の影響—社会ネットワークによるスクリーニング機能」『社会学年報』第 40 号, 63-73 頁, 2011 年 7 月

第 7 章

「正規雇用への移動に対する職場外での能力開発の効果」『社会学研究』第 91 号, 215-238 頁, 2012 年 9 月

終章 書き下ろし