

若者の初職継続

—就職前の希望の実現はあてになるか—

石田 賢示

(東北大学大学院教育学研究科 博士後期課程)

1. 問題の所在

現代の若者にとって、1つの仕事を続けることはどの程度重要なのだろうか。内閣府が関与し、日本でも実施されている「世界青年意識調査」では、転職に対する意識を尋ねている。図1は第8回調査（2007年実施）での韓国、アメリカ、イギリス、フランスとの比較のグラフである¹。「一生一つの職場で働き続けるべきである」と回答した者の割合は、日本では12.5%と最も高い。一方、「才能を生かすために積極的に転職する方がよい」と回答する者の割合は10.7%と、5か国中最も小さい。「強い不満があれば転職することもやむをえない」や「職場に不満があれば、転職する方がよい」というカテゴリを含めても、日本の若年者が転職に対して相対的に保守的であるということがわかる。

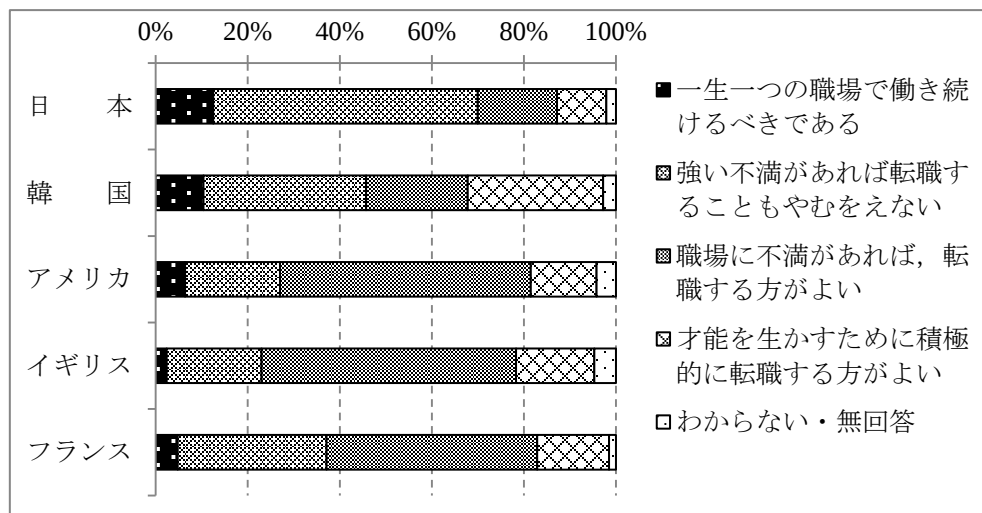


図 1 転職意識の5か国比較グラフ（第8回調査）

¹ 世界青年意識調査では、18歳から24歳の男女を対象としている。本校で分析するデータのもとになった対象者は20歳から40歳の非学生男女であるため、対象者の重なりはそれほどない。しかし、本稿で分析する初職についていえば、2011年現在で40歳である者が仕事を始めるのは1990年過ぎあたりからである。世界青年意識調査は1972年から4、5年おきに繰り返し実施されているため、2011年現在30代後半以降の対象者の年齢層が初職に就くあたりの意識について、間接的に知る手掛かりにはなるだろう。

図2は、第6回調査（1998年）から第8回調査（2007年）にかけての転職意識の変化をグラフで表したものである。これをみると、「一生一つの職場で働き続けるべきである」の割合はおよそ10年の間に3%ポイント弱上昇している。この違いはそれほど大きくないが、「才能を生かすために積極的に転職する方がよい」は10%ポイント以上低下している。5か国間の比較の結果と合わせると、他の社会と比べて日本の若者は転職に対しては保守的で、その程度は最近にかけてやや強まっている傾向にあるといえるだろう。

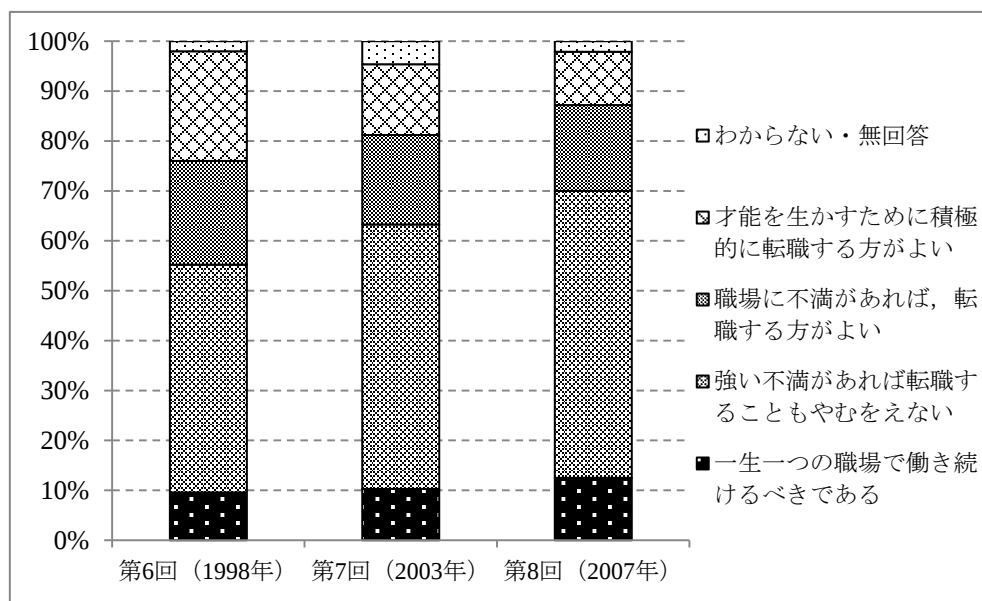


図 2 転職意識の時点間比較のグラフ（日本）

本稿では、現代日本の若年者が仕事を続ける背景となる（あるいは、早い段階で初職を離れる）要因を、初職に焦点を当てて分析する。一度も仕事をしたことがない者でない限り、ほとんどの若年者は初職を経験する。そのため、初職に焦点を当てることで分析の対象となるデータのサイズがある程度確保できる。また、初職はキャリア形成の第1歩であり、初期キャリアの如何はその後のキャリア形成に影響すると考えられている（OECD 2008=2010）。

2. 先行研究と検討課題

本稿の分析では、若年者の初職離職タイミングに対する、就職時のマッチングの影響にとりわけ注目したい。就職時のマッチングとは、具体的には初職開始時に抱いていた希望が、現在のところ実現しているかという意味で本稿では用いる。

先行研究では、職探しの過程でやりたい仕事が決まっていることで早く内定が決まるかを検討した研究がある（太郎丸・吉田 2007）。自分のやりたい仕事や仕事を選ぶ基

準を、自己分析を通じて明確に決められることを企業は要求しているといわれる（香川 2010）。しかし、太郎丸・吉田（2007）はジョブカフェの登録データベースの分析から、やりたい仕事を決めていること自体は求職期間を短くすることとは関連がないことを指摘した。

また、日本労働研究機構（現、労働政策研究・研修機構）が実施したフリーターに対する聞き取り調査（日本労働研究機構 2000）の記録をもとに、フリーターからの離脱を阻害する背景を論じた研究もある（久木元 2003）。久木元（2003）によれば、やりたい仕事に対して固執することで、かえってフリーターからの離脱が困難になるという問題があるという。

先行研究では非正規雇用や失業状態からの移行に対して、やりたい仕事が決まっているかが影響するかを検討してきた。言い換えれば、マッチングに際しての基準が絞り込まれているか否かが、職を得ることに影響するかを検討していることになると思われる。

それでは、実際にマッチングに成功する（就職時の希望が実現する）ことで、その後の就業が安定する（その仕事を続けようとする）ことにつながるのだろうか。本稿では、初職の働き方や意識を尋ねたデータの分析を通じて、就職前の希望の実現度と初職離職のタイミングの関連を検討する。

3. データと変数

3.1. データ

用いるデータは、東北大学教育学部・教育学実習（統計的調査実習）と山形大学地域教育文化学部・社会調査演習が共同で実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査」である。調査対象は日本全国に在住する20～40歳の非学生男女である。実査は調査票の郵送法によって行われたが、事前のウェブ調査に回答したモニターをランダムに選出した。そのため、正確には郵送法とウェブ調査の併用である。調査実施期間は2011年7月である。計画サンプルサイズは500名であり、有効回収数は447名（有効回収率は89.4%）であった。本研究では、447名のうち必要な質問全てに回答している386ケースが分析に用いられている²。

3.2. 変数

表1は、本稿の分析で用いた変数の要約統計量である。

説明の対象となるのは、初職を離職するタイミングである。分析に用いたサンプルのう

² 分析に用いたサンプルは、初職が被雇用者である者に限定している。そのため、初職が経営者・役員、自営業主、家族従業者、内職である者や無業の者（専業主婦やまだ一度も働いたことがない者）は分析には含まれない。このように限定するのは、若年就業に関する議論の多くは、被雇用者を想定したものだからである。

ち、38%が初職を離職している。しかし、初職を辞めた者の中でも、働き始めてから比較的早くに離職する者もいれば、ある程度の期間働いてから離職する者もいる。若年者の早期離職を検討するためには、初職の離職というイベントと、それが発生するまでの時間を同時に分析しなければならない。そのため、イベント・ヒストリー分析（生存時間分析）と呼ばれる方法を用いる。イベント・ヒストリー分析についての簡単な説明は分析方法の節（3節）で行い、離職タイミングの検討は分析結果の節（4節）で行う。

初職を辞めたか否かについては、問15の「あなたが学校卒業後初めてなされたお仕事は今も続けていますか、それとも続けていませんか。続けていない場合は、仕事を辞めたときの年齢をお答えください」で辞めたと答えた場合を1、続けていると答えた場合を0とした。初職を辞めるまでのタイミングは、離職時年齢と初職就職時年齢（問8）の差で把握している。

初職の離職タイミングを説明するいくつかの要因のうち、本稿で特に着目するのは初職に関する希望の実現度である。問13の「学校を卒業して初めてなされたお仕事は希望通りの職業でしたか、それとも希望通りの職業ではありませんでしたか。あてはまるものを1つ選んでください」をもって、初職の希望の実現度とした³。初職の希望の実現度は、初職の辞めやすさとマイナスの関連を示すと予測される。

なお、関連する要因として、初職満足度も検討した。希望の実現度と初職の満足度は関連するかもしれないが、概念的には独立である。初職離職において重要なのが就職前の希望のミスマッチングの度合いなのか、それとも就職後の状態のいずれなのかを比較検討する⁴。

「若年者のライフスタイルと意識に関する調査」では、仕事内容、福利厚生、給料、勤務地、やりがい、職場環境に関して、「初めてなされたお仕事に関して、以下の点に関してどの程度満足していましたか。それぞれに関して、あてはまるもの1つを選んでください」（問14）と尋ねている⁵。本稿では、これらの変数を用いて合成変数を作成して分析を行った⁶。初職の希望の実現度と同様、満足度に関する合成変数も初職の辞めやすさとマイナスの関連を示すと予測される。

その他、性別、出生年代、学歴、初職への移行形態、初職雇用形態、初職住業先規模を

³ 1：希望通りだった，2：どちらかといえば希望通りだった，3：どちらかといえば希望通りではなかった，4：希望通りではなかった，の4件法で尋ねている。なお，分析に際して「0：希望通りではなかった～3：希望通りだった」と値を割り当てた。

⁴ 近年，仕事に対する内的報酬志向（やりがいなどに代表される，働くことそれ自体に目的を求めるような態度を意味する）が高まっているという議論もある（米田 2011）。

⁵ 1：満足，2：まあ満足，3：やや不満，4：不満，の4件法で尋ねている。分析では，「0：不満～3：満足」と値を割り当てた。

⁶ 合成変数を作成したのは，それぞれの項目間の相関係数が高く，それぞれの項目がそれ自体として何らかの概念を指し示してしるわけではないからである。合成変数として，主成分分析によって求めた2つの主成分を用いる。主成分分析に関する簡単な説明も，イベント・ヒストリー分析と同様，分析方法の節で行う。

表 1 分析に用いた変数の要約統計量

	%／平均値	
初職を辞めた (%)	38.08%	
性別 (%)		
男性 (基準カテゴリ)	47.67%	
女性	52.33%	
出生年代 (%)		
1986-1991 生	40.16%	
1981-1985 生	24.35%	
1976-1980 生	18.91%	
1971-1975 生 (基準カテゴリ)	16.58%	
学歴 (%)		
高校	19.69%	
専門・高専	14.51%	
短大	11.66%	
大卒以上 (基準カテゴリ)	52.33%	
中学校・その他	1.81%	
移行形態 (%)		
間断なき移行 (基準カテゴリ)	88.34%	
間断あり	11.66%	
初職雇用形態 (%)		
正社員・正規職員 (基準カテゴリ)	75.39%	
非正規雇用	24.61%	
初職従業先規模 (%)		
1～29 人	26.17%	
30～299 人	35.49%	
300 人～・官公庁 (基準カテゴリ)	38.34%	
初職が希望通りだったか／初職満足度 (平均値)	標準偏差	
初職が希望通りだったか (0＝希望通りではなかった)	1.68	(0.95)
仕事内容満足度 (0＝不満)	1.89	(0.77)
福利厚生満足度 (0＝不満)	1.77	(0.93)
給与 (0＝不満)	1.59	(0.93)
勤務地 (0＝不満)	2.16	(0.81)
やりがい (0＝不満)	1.80	(0.86)
職場環境 (0＝不満)	1.66	(0.90)
N=386		

検討した。その操作的定義については表1の通りである。移行形態については、学校卒業時年齢と初職就職時年齢が同じである場合は「間断なし」とし、異なる場合は「間断あり」とした⁷。

⁷ 最後に通った学校を卒業した年齢が、初職就職時年齢よりも高い場合はありうる（一度就

4. 分析方法

4.1. 初職離職タイミングを検討するためのイベント・ヒストリー分析

本稿の検討対象は、若年者の初職の離職タイミングである。そのためには初職に就いてから離職するまでの期間を知る必要があるが、単純に初職の就業期間を求めることには問題がある。

対象者のなかには、初職に就いてから離職せずに働き続けている者がいる。しかし、そのような者が初職を辞めない、辞めにくい、と結論付けることは誤りである。たとえば、初職に就いたばかりの者が調査対象者になった場合、その仕事をすぐに辞めるか、それとも長く働き続けるかを判断することはできないだろう。また、初職開始からある程度時間が経過している者についても、1、2年後でも初職を継続しているかどうかは分からない。

それでは、初職を継続している者を除き、初職を辞めた者だけ进行分析すればよいのか。これも誤りである。離職のタイミングを分析する際には、(1) 離職するか否か、(2) 離職するとすればそれまでの期間はどれくらいか、の2点を同時に解く必要がある。初職を辞めた者だけに限定すると、(1) については検討できない。

初職を離職するか否かと、離職までの期間を、初職を継続している者も含めて解析するための手法を、イベント・ヒストリー分析（生存時間分析）と呼ぶ。上記のように、現在までのところ初職を離職していないような事象をセンサリング（打ち切り）という。なお、本稿ではCox比例ハザードモデルと呼ばれる手法によって、分析を行う。

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）。本稿で検討する若年者の早期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、

$$h(t_j) = \frac{p(t_j)}{\Delta t}$$

職してから、再び大学に入学し直す、あるいは大学院に進学する、など）。そのようなケースについては、初職就職直前の学歴を知ること、学卒後働き始め、その後学校教育に戻ることがない者との比較が可能になる。しかし、今回の調査では最後に通った学校の情報しか分からない。また、初職就職後に再び学校教育に戻ったケースはきわめて少数であるため、分析からは除外した。

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。本稿での分析の場合、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 & 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⁸。Cox比例ハザードモデルでは、

$$H(t) = H_0^{e(bx)}$$

$$\log H(t) = \log H_0(t) + bx$$

におけるパラメータ b を推定する⁹。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。

4.2. 初職満足度を把握するための主成分分析

主成分分析とは、「観測されたいくつかの量的変数を合成して、データの持つ情報をよく説明できる新たな次元を探り出す手法」であり、合成の際にはそれぞれの量的変数に「適切な重みをつけた上で足し合わせることが特徴と言える」（村瀬ほか 2007: 223）。データをよく説明できるように求められた重みからなる次元を主成分といい、重みづけによって新たに作成された合成変数を主成分得点という。

本稿では、仕事内容、福利厚生、給料、勤務地、やりがい、職場環境に関する満足度を4件尺度で測っているものを量的変数とみなし、これらについて主成分分析を行った。その結果を表2に示す。

主成分分析の結果、第1主成分として抽出されたのは、やりがい、仕事内容、職場環境、勤務地に関して負荷量が大きなものである。これらは賃金あるいはFRINGE BENEFIT（有給休暇など）のような金銭的報酬とは異なる側面であるため、ここでは非金銭的満足度成分としてみなす。第2主成分は、給与と福利厚生に関して負荷量大きい。したがって、これは金銭的満足度成分として本稿では扱うこととする。

⁸ 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 & Willett 2003: 492)。

⁹ 表記の簡便化のため、推定するパラメータの数は1つにしているが、多変量に拡張することも可能である。

表 2 主成分分析の結果（バリマックス回転後の解）

	非金銭的満足度 (第 1 主成分)	金銭的満足度 (第 2 主成分)
やりがい	0.85	0.08
仕事内容	0.83	0.08
職場環境	0.65	0.32
勤務地	0.50	0.15
給与	0.18	0.80
福利厚生	0.13	0.85
固有値	2.14	1.50
寄与率	35.67%	24.96%
N=386		

5. 分析結果

5.1. 初職継続率の比較

図3は、初職の継続率を希望の実現度別に求めたグラフである¹⁰。グラフから読み取れるのは、初職が希望通りではなかったと考えるグループほど初職を早く辞めやすく、初職の継続率も低いということである。

「希望通りではなかった」「どちらかといえば希望通りではなかった」層については、初職に就いてから2, 3年目で初職継続率が50%を下回る。一方、「どちらかといえば希望通りだった」層は同じ時期において7割弱～6割弱が初職を続けている。就職前の希望が叶ったと最も強く考えている「希望通りだった」層に至っては、2年目、3年目の継続率がそれぞれ76%, 68%である。このグループの初職継続率が約50%になるのは10年目前後からである。これらの結果から、初職が希望通りである者はその仕事を継続しやすい傾向にあるといえそうである¹¹。

¹⁰ 各グループのケース数は、「希望通りではなかった」が 54, 「どちらかといえば希望通りではなかった」が 93, 「どちらかといえば希望通りだった」が 160, 「希望通りだった」が 79 である。

¹¹ 長く働いているうちに、希望通りだったと考えるようになる可能性はあるものの、この調査データでは回顧的な質問で希望の実現度を測らざるを得ない。この点はデータの限界であり、今後の研究によって解決する余地が残っているといえるだろう。

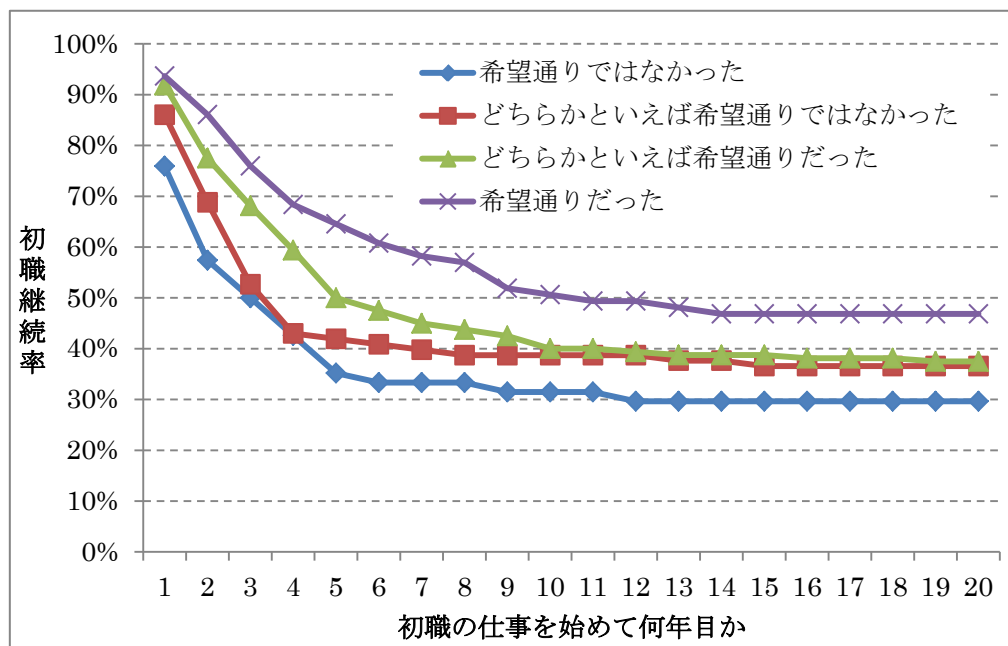


図 3 初職希望の実現度別にみた初職継続率のグラフ

5.2. 多変量解析による検討

それでは、初職の希望の実現度が初職の離職タイミングに与える影響は、他の様々な要因を考慮しても観察されるのだろうか。表3は、Cox比例ハザードモデルの推定結果である。説明変数の係数（ハザード比）がプラスに大きいほど早く辞めやすく、マイナスに大きいほど辞めにくいことを意味する。

本稿で焦点を当てている初職の希望の実現度のハザード比は0.02で、統計的には有意ではない。ハザード比の指数をとったものはオッズ比となり、オッズ比はイベントの起こりやすさが何倍違うかを示す指標として用いられる。希望の実現度のオッズ比は1.02倍であり、実現度の認知による離職タイミングへの影響はほとんどないといってよい。

初職満足度に関してみると、主成分分析の結果得られた2つの合成変数のうち、給与や福利厚生といった金銭的効用に関わる満足度得点は統計的に有意ではない。一方、やりがい、仕事内容、職場環境、勤務地といった非金銭的効用に関わる満足度得点のハザード比はマイナスに有意である。これは、非金銭的な満足度が高いほど初職を辞めにくいことを意味する。

その他の共変量についてもみてみよう。女性ダミーのハザード比は-0.66で統計的に有意である。これは、男性に比べて女性のほうが初職を辞めにくいことを意味する。女性のほうが、結婚や出産を期に初職を辞めやすくなるとも考えられるが、この結果はそのような解釈には反するものである¹²。

¹² 結婚・出産のタイミングが本調査では尋ねられていないため、初職の離職タイミングに与える影響を検討することができなかった。婚姻状況は訪ねているので、「既婚・離死

表 3 Cox 比例ハザードモデルの推定結果

	係数	標準誤差	
女性(d)	-0.66	0.15	***
1986-1991 生(d)	-0.90	0.20	***
1981-1985 生(d)	-0.20	0.19	
1976-1980 生(d)	-0.24	0.21	
高校(d)	0.64	0.17	***
専門・高専(d)	0.32	0.20	
短大(d)	0.14	0.21	
中学校・その他(d)	0.75	0.43	†
間断あり(d)	0.10	0.20	
非正規雇用(d)	0.97	0.17	***
1～29 人(d)	0.52	0.18	**
30～299 人(d)	0.29	0.17	†
初職が希望通りだったか	0.02	0.09	
非金銭的満足度	-0.30	0.09	***
金銭的満足度	0.02	0.08	
-2LL	2524.60		
N	386		

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

出生年代については、本データの対象者の中でも最年長である1971～1975年生まれの者と比べたときに、1986～1991年生まれダミーのハザード比は-0.90で、0.1%水準で有意である。これは、30代後半から40歳の年齢集団に比べ、20代後半までの集団は初職を辞めにくいという傾向を意味している。近年の不況状況下で、より若年の者にとっては初めて就いた仕事にとどまり続けることの価値が高く、転職に対して保守的になっていると解釈できるかもしれない。このことは、冒頭で挙げた世界青年調査の結果からもうかがえる。しかし、彼らは同時に初職の仕事を始めてから間もないこともあるため、単に働き始めてからの期間が短いので辞めにくいようにみえるだけかもしれず、解釈には注意を要する。

続いて学歴であるが、大卒以上の学歴の者と比較して、高卒者ダミーのハザード比は0.64で、0.1%水準で統計的に有意である。オッズ比をとると1.9であり、高卒者は大卒以上の学歴の者に比べて2倍近くの確率で初職を早く辞めやすい。若年者の3年以内離職率の違いをみても、学歴が高くなるほど早期離職率が低くなる傾向にあり（OECD 2008=2010）、本稿

別」を1, 「未婚」を0としたダミー変数を作成し、女性ダミーとの交互作用項を含めたモデルを推定した。しかし、交互作用項は有意ではなく、女性ダミーのハザード比も-0.53であり、1%水準で有意であった。

の分析結果は整合的である。

学校卒業後直ちに就職できたか否かについてみると、間断ありダミーの効果は初職を早く辞めやすいかに対して統計的に有意ではない。初職離職のタイミングに対しては、新卒就職ができたか否かそれ自体が影響するわけではないといえる。

ただし、間断なき移行は従業上の地位と就業先規模を介して間接的な影響を持っている。従業上の地位について、初職非正規雇用ダミーのハザード比は0.97で、オッズ比は2.63である。初職が正規雇用の者と比べて、非正規雇用であった者は2.6倍以上の確率で初職を早く辞めやすい。また、300人以上企業・官公庁と比較して、初職の就業先が1～29人の小企業であった者は1.67倍の確率で初職を早く辞めやすい（ハザード比は0.52で、1%水準で統計的に有意）。

表 4 学卒後初職入職までの間断の有無と初職雇用形態のクロス表

	正規雇用	非正規雇用	N
間断なき移行	79.5%	20.5%	341
間断あり	44.4%	55.6%	45
計	75.4%	24.6%	386

$p < .001$ ($\chi^2=26.29$, $df=1$) , $V=0.26$

表 5 学卒後初職入職までの間断の有無と初職従業先規模のクロス表

	1～29 人	30～299 人	300 人～・官公庁	N
間断なき移行	23.5%	35.8%	40.8%	341
間断あり	46.7%	33.3%	20.0%	45
計	26.2%	35.5%	38.3%	386

$p < .01$ ($\chi^2=12.72$, $df=2$) , $V=0.18$

間断なき移行（つまり新卒就職）が間接的な効果を持っているというのは、間断ありダミーと従業上の地位、そして就業先規模がそれぞれ関連しているからである。表4、表5はそれぞれのクロス表であるが、 χ^2 乗検定の結果は共に有意であり、関連の強さ（クラメールのV）もある程度大きいといえるだろう。これらの結果から、間断なき移行が正規雇用や大企業・官公庁といった安定した初職を導き、それにより初職を辞めにくくなるという関係を読み取ることができる。

ここまでの分析から、初職が希望通りであるかどうかは初職の離職タイミングと関連しないことが明らかになった。補足の分析として、初職の希望の実現度を従属変数とした重回帰分析を行った。その結果は表6に示されている。分析の結果、初職が非正規雇用である場合には希望の実現度が小さくなる傾向がみられた（5%水準で有意）。ただし、その他の属性に関する変数は有意ではなく、モデル全体の分散分析の結果は5%水準では有意ではな

かった¹³.

表 6 初職希望実現度の規定要因に関する重回帰分析

	非標準化係数	標準誤差
定数	1.80	0.22 ***
女性 (d)	0.07	0.15
1986-1991 生 (d)	-0.13	0.20
1981-1985 生 (d)	0.02	0.19
1976-1980 生 (d)	0.01	0.21
高校 (d)	-0.18	0.17
専門・高専 (d)	-0.13	0.20
短大 (d)	-0.02	0.21
中学校・その他 (d)	0.18	0.43
間断あり (d)	-0.11	0.20
非正規雇用 (d)	-0.33	0.17 *
1～29 人 (d)	-0.07	0.18
30～299 人 (d)	-0.14	0.17
調整済み R ²	0.02 [†]	
N	386	

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

6. 結論

これらの結果をもとに、議論を進めたい。先行研究では、「やりたい仕事」が明確に決まっていることは内定までのスピードに影響しないか、あるいは進路選択基準をより厳しくしてしまっている可能性が指摘されてきた。本研究の発見は、仮に「やりたい仕事」が希望通り実現していたとしても、その仕事を長く続けるわけでも、すぐに辞めてしまうわけでもなく、就業継続に対して就職前の希望が実現しているか否かはあてにならないということを、データ分析を通じて見出した点にある。

この結果から、2つの異なる方向の示唆を得ることができると思われる。1つには、「やりたい仕事」について就職前にこだわることには何ら意味はないということである。先行研究の知見も踏まえながら解釈すると、「やりたい仕事」について考えるほど進路選択が困難になり、仮に「やりたい仕事」が決まっていたとしても仕事が決まるとは限らず、さらに「やりたい仕事」が実現したとしても、それはその仕事を長く続けることを保証しな

¹³ 投入した説明変数の数が多いため、モデルの分散分析の結果が有意ではなくなったのだと考えられる。

いのだから、「やりたい仕事」についてこだわるだけ時間や労力を浪費している可能性がある。「やりたい仕事」はその時々によって変化する可能性も十分に考えられるため、より柔軟に臨む方がキャリアの蓄積にとってはよいかもしれない。もしも、「やりたい仕事」について就職前にこだわったとしても、職探しにも就業継続にも意味がないという主張が正しいとするならば、学校教育におけるキャリア教育の実効性には疑義が生じるであろう（「やりたい仕事」について考えること自体が価値のあることだ、と仮定しない限り）。この点については、他の調査データの追試分析などを通じて、より頑健な結果を求める必要がある。

もう1つの示唆は問題提起に近いが、「やりたい仕事」が実現するか否かがキャリアの蓄積に意味を持たず、依然として企業規模や従業員上の地位が影響することの意味である。日本社会ではジョブ・マッチングといった観点が意味を持たず、これまでも、そしてこれからも若年者の就職が文字通りの「就職」ではなく実際には「就社」（菅山 2010）を意味し続けることになるのだろうか。マッチングが意味を持つべきか、あるいは「就社」（内部労働市場の発達を選択）ではなく「就職」（職種別労働市場の発達を選択）であるべきか、といった価値判断に対して一義的な答えを出すことは難しい。その時々自分の仕事に何らかの意味を見出したり、仕事内容や待遇に満足・納得したりすることができるならば、マッチングなどにこだわる必要はなく、職場に適応すればよいだけである。しかし、もし近年の若年者の労働志向が多様化し、労働に対する内的報酬志向が高まっているという主張が正しいとすれば（米田 2011）、職場への適応を前提としたキャリア形成を想定することは現実的でなく、やはりマッチングが必要になるだろう。

「やりたい仕事」の実現がキャリアの蓄積に影響するかどうか、社会全体にどのような影響を及ぼすかについては、今後詳細な検討をすることが有益である。産業社会学の立場に立てば、マッチングが職場・企業の生産性を高めるのか、ということが問題となる。キャリア移動研究の文脈では、就業継続や転職といった、労働市場の流動性にどのような影響を及ぼすのか、が検討課題になるだろう。そして、様々な研究領域に共通する問題としては、所得やその後のライフチャンスの格差に対して何らかの影響が生じるのか、ということが考えられる。これまでのところジョブ・マッチングがそれほど意味を持たないとしても、今後もその動向に着目することが、社会的、学術的にも意義をもつものと思われる。

参考文献

- Allison, P. D., 1984, *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, California: Sage.
- 香川めい, 2010, 「「自己分析」を分析する—就職情報誌に見るその変容過程」 荻谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学—データから見る変化』東京大学出版会：171-197.

- 久木元真吾, 2003, 「「やりたいこと」という論理—フリーターの語りとその意図せざる帰結」
『ソシオロジ』 48 (2) : 73-89.
- 村瀬洋一・高田洋・廣瀬毅士編, 2007, 『SPSS による多変量解析』オーム社.
- 日本労働研究機構, 2000, 『フリーターの意識と実態—97 人へのヒアリング結果より—』日
本労働研究機構.
- OECD, 2008, *Job for Youth: Japan*, Paris: OECD (=2010, 濱口桂一郎監訳・中島ゆり訳『日本
の若者と雇用』明石書店).
- Singer, J. D., & Willett, J. B., 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and
Event Occurrence*, New York: Oxford University Press.
- 菅山真次, 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.
- 太郎丸博・吉田崇, 2007, 「若者の求職期間と意識の関係—「やりたいこと」は内定率に影響
するか—」『理論と方法』 22 (2) : 155-168.
- 米田幸弘, 2011, 「格差社会のなかの仕事の価値志向—脱物質主義化仮説の再検討」 齊藤友里
子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会 :
111-125.