

〔特集〕 「くらしと仕事に関する調査」を用いた実証分析

## 初職正規男性の早期転職をめぐる一考察

白石 浩介(拓殖大学政経学部教授)

藤井 麻由(国立社会保障・人口問題研究所研究員)

高山 憲之(年金シニアプラン総合研究機構研究主幹・一橋大学名誉教授)

### 要旨

本稿では、新卒直後に正規社員として入職した男性の早期離職について検討した。とりわけ初職入職後5年以内の離職に着目し、いかなる要因が早期離職に影響しているのか、そして、早期離職者のその先のキャリアはどうなるのか、の2つについて考察した。分析に利用したのは2011年にインターネットを通じて実施された「くらしと仕事に関する調査(LOSEF)」のパネルデータである。2011年4月時点の年齢層が30歳代と40歳代を比較した分析結果によると、まず、30歳代男性の方が早期に離職していた。次に、卒業時のマクロ経済状態、コミュニケーション能力をはじめとする個人属性や初職の属性も早期離職に影響していた。さらに早期離職者は30歳時点で正規職に就いていない確率が高いことも観察された。

### 1. 問題の所在

日本では採用形態多様化の必要性が従来、各方面から強く主張されてきた。ただ、若者にとっては学卒直後の新規一括採用が依然として主要な入職ルートとなっている。日本の企業は、従業員を確保する主要な手段として新卒の学生を定期的かつ大量に採用する一方、正社員として入社した新卒者に中身の濃い企業内訓練を継続的に施し、長期雇用や年功賃金を保障してきた。新規採用ルートに首尾よく乗った若者は、安定した雇用や給与が約束されるとともに職務能力を高めていくことができたのである。

しかし、過去20年間、日本では上記のような入職ルートが年々狭まる一方、初職における非正規雇用は増加の一途をたどっている。初職でしくじる若者には職業能力を形成する機会がほとんど与えられな

い。また、初めて就いた職はその後の就業形態に影響を与えることも示されており(たとえばKondo(2007), Hamaaki et al. (2011), Ariga et al. (2012), 高山・白石(2012)等を参照されたい)、非正規雇用として職業生活を始めた人は、その後、正社員に転じることが容易でない。就職シーズンが到来するたびに正社員としての入社を目指して学生が奔走するのは、このような事情があるからにほかならない。

ところが、このように苦労して獲得した初職正社員の地位を、早々に捨ててしまう若者が少なくない<sup>(注1)</sup>。

海外の研究では、若者の移動費用は相対的に低く、個々の企業に固有の技術も相対的に少ないため、彼らが離職・転職をすることは必ずしも問題視されるべきことではなく、むしろキャリア形成の初期段階においてジョブ・マッチの質を高めるための手段であると理解されている。たとえばTopel and Ward(1992)は、アメリカにおける若年労働者の離職・転職が最終的に安定的・長期的な雇用を得るための過程であることを明らかにした。また、カナダのデータを用いたOreopoulos et al. (2012)によると、離職・転職は、初職を得たときの景気が悪かったために低い水準の賃金からキャリアを始めた世代が他の世代の賃金水準に追いつくための有効な手段であった。同様の結果はドイツのデータを用いたBachmann et al. (2009)でも得られている。

日本では、正社員としてキャリアを始めた若者の早期離職に関する研究は今のところ多くない。ただ、いくつかの先駆的な研究によって、早期離職の決定要因に関するエビデンスが蓄積されてきた<sup>(注2)</sup>。たとえば黒澤・玄田(2001)は、不景気による不本意就職、低学歴、不十分な職業意識、進路指導の不足、

販売職・対人サービス業などを早期離職の要因として取りあげ、実証的に分析した。そして、①不景気の中で不本意に就職した人は、のちに景気が好転した際に本来の希望先に就職する確率が高いこと、および、②在学中に進路指導をしっかりと受けた人は転職回数が少ないこと、を明らかにした。その実証結果は、「若者は職業意識が低く、辛抱も足りない」という、それまでの通念に疑問を投げかけ、環境要因の重要性を浮きぼりにする形となった。さらに、太田（2010）は労働政策研究・研修機構によるアンケート調査（2007年）を引用しつつ、早期に離職する若者には、①入社前に会社のことを知らなかった、②社内教育が十分ではなかった、③会社内に相談相手がいなかった、④労働条件が厳しかったなどの要因が作用していた可能性を指摘している。また、今野（2012）は若者層の流行語「ブラック企業」に着目し、新規採用された正社員が採用直後から過大かつ過酷な勤務条件を課され、早期辞職に追い込まれている現実を抉り出した。くわえて、小倉（2010）は入職時のマッチングが悪くても職場環境が悪くなければ若者は会社を辞めないことを究明している。

本稿では、これらの先行研究の成果を踏まえつつ、2011年に日本で実施されたパネル調査「くらしと仕事に関する調査」を用いて、(i) 新卒直後に正規社員として入職した男性の早期離職の決定要因、および(ii) 早期離職者のその後のキャリア、の2つの問題について実証的に分析する。1990年代以降、産業構造や労働市場が変化したので、分析結果が世代で異なる可能性がある。そこで、本稿では上記2つの問題を世代別に考察することにした。主な考察結果は以下のとおりである。まず、2011年4月時点の年齢層が30歳代と40歳代を比較すると、30歳代男性の方が早期に離職していた。次に、卒業時のマクロ経済状態、コミュニケーション能力をはじめとする個人属性や初職の属性も早期離職に影響していた。さらに、早期離職者は30歳時点で正規職に就いていない確率が相対的に高いことも観察された。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、本稿で扱うデータを次節で説明する。第3節では記述統計の面から初職正規男性の転職に関する最近の動向を整理する。第4節では推定に用いる計量モデルを説明し、第5節で分析結果を解説する。最後に第6節

で主な考察結果を要約する。

## 2. 使用データ

### 2.1 調査名とサンプル

本稿で使用するデータは日本学術振興会・特別推進研究プロジェクト「世代間問題の経済分析：その深化と飛躍」（研究代表者：高山憲之）が2011年11月に日本で実施した「くらしと仕事に関する調査」（Longitudinal Survey on Employment and Fertility：以下「2011年LOSEF」と略称する）である。2011年LOSEFは、「ねんきん定期便」が送付される全国の公的年金加入者（2009年度の詳細版を保有していた個人に限定した。共済組合加入者は含まない）のうち、インターネット調査会社にモニターとして登録している個人の中から、30代、40代、50代の男女各1000人、合計6000人を選びだして行われた調査である<sup>(注3)</sup>。

2011年LOSEFデータは、「ねんきん定期便」における記載事項からの転記分を含んでいる。すなわち1人あたり最大10社までの厚生年金加入事業所における就業履歴（入社・退社年月日、企業規模、産業、職種、従業上の地位、給与ほか）等の情報が利用可能である。本稿では、2011年4月において30-49歳であった男性に着目し、卒業と同時に正社員として入職した866人を分析対象とした<sup>(注4, 5)</sup>。このグループを以下では「初職正規男性」と呼ぶ。

### 2.2 変数の定義

本稿では上述したサンプルを用いて、初職正規からの早期離職率とその決定要因を世代別に考察・比較するとともに、早期離職者のその後における労働市場のパフォーマンスがどのようになっていたかを調べる。

初職正規からの早期離職の決定要因を分析する際に被説明変数として使用したのは初職の継続日数である。本稿では以下の2つの理由により、初職入職後の5年（つまり、1825日）間における初職継続日数に分析を限定した。すなわち第1に、なぜ若年雇用者が「早期」に離職してしまうのかを調べることに我々の関心があるからにはほかならない。第2に、若い世代の回答者を可能なかぎりサンプルに残しておきたいからである。初職に従事することが可能で

あった期間は調査時点の年齢が若い回答者ほど短い。そのため、初職の継続日数を長めの期間で分析しようとすると、若い年齢の回答者がサンプルから脱落していってしまう。早期離職率とその決定要因を世代別に分析し世代間で比較することに我々の興味があるので、若い世代のサンプル数だけが少なくなることは避けたい。そこで本研究では初職入職後の5年間における初職継続日数に焦点をあてて分析することにした。

次に、早期離職者のその後における労働市場のパフォーマンスがどのようになるかを分析する際に被説明変数として使用したパフォーマンス指標は、30歳の時に役員・経営者または正規の従業員として働いていた場合に1、そうでない場合に0の値を取るダミー変数である。

上記2つの分析にあたって使用した説明変数は大きく分けて3種類ある。1つ目は初職を探していた時期のマクロ経済状態を表す変数、2つ目は初職に就いた時点の個人属性を表す変数、3つ目は初職の特徴を表す変数である。初職を探していた時期のマクロ経済状態を表す変数としては、厚生労働省作成資料「一般職業紹介状況」に記載されている卒業1年前の有効求人倍率を使用した。

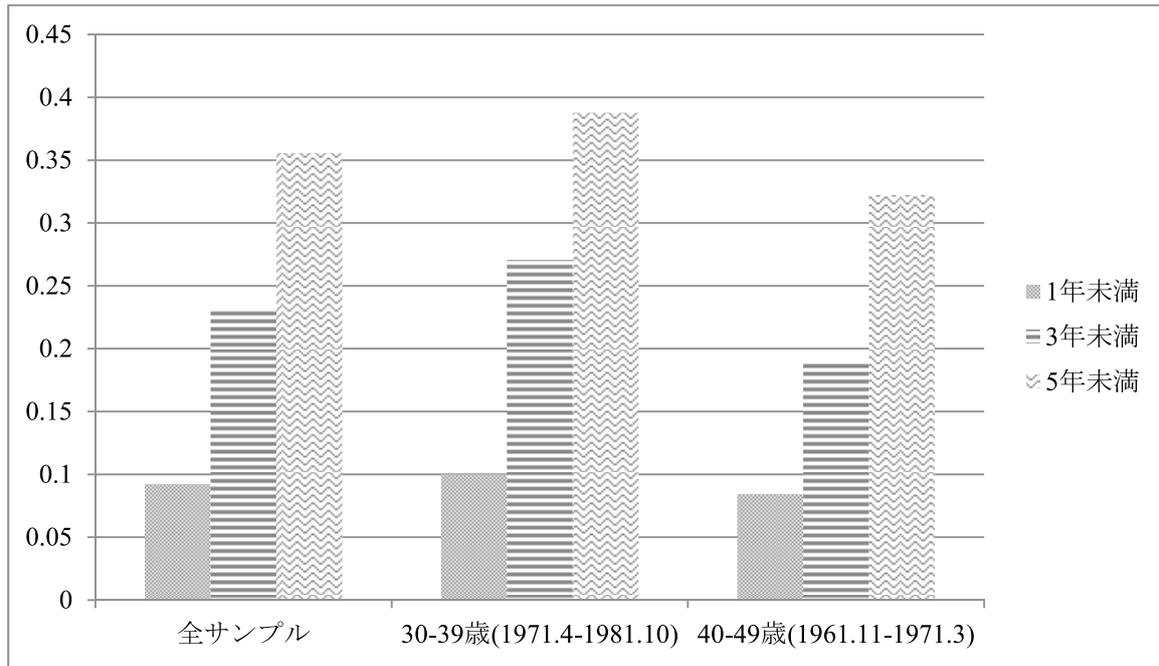
初職に就いた時点の個人属性を表す変数には、個人の最終学歴を表すダミー変数（高卒，短大・専門学校卒，大卒），コミュニケーション能力の高さを表す指標<sup>(注6)</sup>，子ども時代の家庭環境における物質面の豊かさを表す指標<sup>(注7)</sup>，子ども時代の家庭環境における精神面の豊かさを表す指標<sup>(注8)</sup>，初職に就いた年に両親と別居していたか否かを表すダミー変数，そして，初職に就いた年の居住地域を表すダミー変数（京浜大都市圏，中京大都市圏，京阪神大都市圏，その他）等を含めた。

他方，初職の特徴を表す変数には，従業員1,000人以上の大企業であったか否かを表すダミー変数，製造業であったか否かを表すダミー変数，管理職または専門職であったか否かを表すダミー変数，そして初年度の月収を表す変数等を含めた。本稿第4節以降のモデル分析では上記の全ての変数に関する情報を有する801人のサンプルを使用した。表1は，そのサンプルについて実証分析で使用する全ての変数の要約統計量をサンプル全体および世代別（2011年4月時点で30-39歳と40-49歳）に分けて示したものである。世代別にみると，30-39歳層のほうが卒業1年前の有効求人倍率が低かった（景気が悪かった）。一方，個人属性では，若い世代の方が15歳時

表1 要約統計量

	全サンプル	30-39歳 (1971.4-1981.10)	40-49歳 (1961.11-1971.3)
卒業1年前の有効求人倍率	0.813	0.735	0.894
<b>個人属性</b>			
<b>学歴：</b>			
高卒	0.232	0.217	0.248
短大・専門学校卒	0.139	0.139	0.138
大卒	0.629	0.644	0.614
コミュニケーション能力	0	-0.025	0.026
15歳時点の家庭環境：物質面の豊かさ	0	0.159	-0.167
15歳時点の家庭環境：精神面の豊かさ	0	-0.012	0.013
初職に就いた年に両親と別居していた	0.350	0.349	0.350
初職に就いた年の居住地域：			
京浜大都市圏	0.331	0.298	0.366
中京大都市圏	0.089	0.088	0.090
京阪神大都市圏	0.162	0.161	0.164
その他	0.418	0.454	0.381
<b>初職の特徴</b>			
企業規模が1000人以上	0.442	0.398	0.488
製造業	0.356	0.356	0.355
管理職あるいは専門職	0.498	0.495	0.501
初年度の賃金	199.763	201.257	198.197
サンプル数	801	410	391

図1 離職者の割合



2011年LOSEFより作成した。

点で物質面における家庭環境は良かったが、精神面における家庭環境は悪く、コミュニケーション能力も低かった。さらに初職の属性では、若い世代の方が従業員1000人以上の大企業に勤める割合が低かったことがわかる。

### 3. 記述統計からみた離職の動向

#### 3.1 初職からの離職状況

まず初めに、新卒直後に正規社員として入職した後の男性の初職からの離職状況を概観するため、初職正規男性が初職企業から入職後1, 3, 5年未満で離職した割合を調べた。その結果が図1である。この図から、いずれの世代でも相当数が早期に離職していたことがわかる。すなわち40-49歳層では、初職入職後1年未満で離職した割合が約8.5%、3年未満で離職した割合が19%、5年未満で離職した割合が32%となっていた。一方、30-39歳層では、その割合がそれぞれ約10%、27%、39%となっていた。これらの数字は、次の2つのことを示唆している。まず、若者の離職は初職入職後4年目以降も減少していない。従来、若者については初職入職後3年未満の離職に高い関心が集まっていた(城(2006)参照)が、新卒後3年間だけに注目することは政策的観点からみるとミスリーディングとなるおそれがある。

次に、40歳代より30歳代の方が初職入職後の5年間を通じて早めに離職している。全般的な雇用環境が年々厳しさを増しているにもかかわらず、若い世代ほど初職正規社員が早期に離職していたことは特記に値しよう。

#### 3.2 早期離職者の特性

新卒直後に正規社員として入職した後において、早期に離職するか否かはどのような要因に依存して決まるのだろうか。この点を調べる第一歩として、ここでは、早期離職者の特性を概観する。表2aは、初職入職後5年未満に離職したサンプルとそうでないサンプルに分け、卒業1年前のマクロ経済、個人属性、初職の特性を表す変数がそれぞれどのように異なっていたかを示したものである。5年未満に離職したサンプルの場合、そうでないサンプルに比べ、総じて卒業1年前のマクロ経済状況が悪かった。また、高卒や短大・専門学校卒の割合が相対的に高い一方、大卒の割合は相対的に低かった。さらに、15歳時点における両親からの精神面でのサポートが弱く、初職入職時に親と同居している割合は高かった。初職の属性に関しては、従業員1000人以上の大企業、製造業、管理職・専門職である割合がそれぞれ低かった。世代別にみてもほぼ同様のことが観察できる

(表2b, 表2c)。ただし、30-39歳層では、早期離職者のサンプルとそうでないサンプルの間で、マク

ロ経済の状況や親との同居割合に統計的に有意な違いはなかった。一方、早期離職者の方が総じてコミ

表2a 5年未満で離職した個人と離職していない個人の比較 (全サンプル)

	5年未満で離職した	5年未満で離職しない
卒業1年前の有効求人倍率	0.761	0.843
<b>個人属性</b>		
学歴:		
高卒	0.286	0.200
短大・専門学校卒	0.175	0.117
大卒	0.539	0.683
コミュニケーション能力	-0.062	0.037
15歳時点の家庭環境: 物質面の豊かさ	-0.03	0.019
15歳時点の家庭環境: 精神面の豊かさ	-0.15	0.086
初職に就いた年に両親と別居していた	0.293	0.383
初職に就いた年の居住地域:		
京浜大都市圏	0.333	0.329
中京大都市圏	0.088	0.089
京阪神大都市圏	0.162	0.163
その他	0.418	0.419
<b>初職の特徴</b>		
企業規模が1000人以上	0.283	0.536
製造業	0.316	0.379
管理職あるいは専門職	0.421	0.544
初年度の賃金	189.072	206.063
サンプル数	297	504

表2b 5年未満で離職した個人と離職していない個人の比較 (30-39歳層)

	5年未満で離職した	5年未満で離職しない
卒業1年前の有効求人倍率	0.813	0.934
<b>個人属性</b>		
学歴:		
高卒	0.359	0.194
短大・専門学校卒	0.180	0.118
大卒	0.461	0.688
コミュニケーション能力	0.042	0.018
15歳時点の家庭環境: 物質面の豊かさ	-0.26	-0.120
15歳時点の家庭環境: 精神面の豊かさ	-0.15	0.090
初職に就いた年に両親と別居していた	0.250	0.399
初職に就いた年の居住地域:		
京浜大都市圏	0.414	0.342
中京大都市圏	0.086	0.091
京阪神大都市圏	0.164	0.163
その他	0.336	0.403
<b>初職の特徴</b>		
企業規模が1000人以上	0.336	0.563
製造業	0.383	0.342
管理職あるいは専門職	0.438	0.532
初年度の賃金	184.050	205.082
サンプル数	128	263

表2c 5年未満で離職した個人と離職していない個人の比較 (40-49歳層)

	5年未満で離職した	5年未満で離職しない
卒業1年前の有効求人倍率	0.721	0.745
<b>個人属性</b>		
学歴：		
高卒	0.231	0.207
短大・専門学校卒	0.172	0.116
大卒	0.598	0.676
コミュニケーション能力	-0.141	0.057
15歳時点の家庭環境：物質面の豊かさ	0.14	0.171
15歳時点の家庭環境：精神面の豊かさ	-0.15	0.082
初職に就いた年に両親と別居していた	0.325	0.365
初職に就いた年の居住地域：		
京浜大都市圏	0.272	0.315
中京大都市圏	0.089	0.087
京阪神大都市圏	0.160	0.162
その他	0.479	0.436
<b>初職の特徴</b>		
企業規模が1000人以上	0.243	0.506
製造業	0.266	0.419
管理職あるいは専門職	0.408	0.556
初年度の賃金	192.876	207.134
サンプル数	169	241

コミュニケーション能力は低かった。

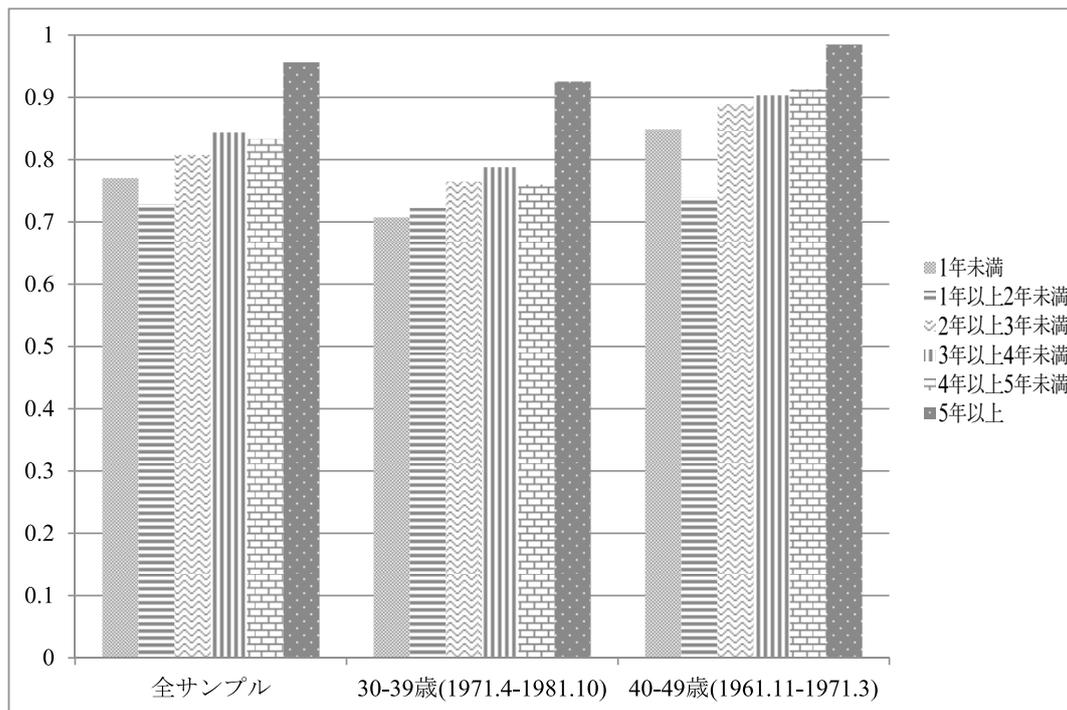
以上、早期離職者の特性を、卒業1年前のマクロ経済の状況、個人属性、並びに初職の属性で記述した。しかし、表2の計数はあくまでも早期離職と各々の変数の間の相関を表しているだけであり、他の変数の影響を考慮していない。本稿の第4節以降では、

この点を考慮に入れて分析し、その結果について解説する。

### 3.3 早期離職者のその後

初職正規の男性が初職から離職した後にたどった就業経歴はどうなっていたのだろうか。この点を調

図2 初職在職期間別にみた30歳時点の正規職就業割合



2011年LOSEFより作成した。正規職には役員・経営者を含む。

べるために、30歳時点で役員・経営者または正規の従業員として働いていた割合を初職在職期間別に計算した。その計算結果によると、5年未満に離職したサンプルの場合、30歳時点で役員・経営者または正規の従業員として働いていた割合は初職在職期間が長くなるにしたがって単調増加していたわけでは必ずしもない。ただ、その割合は5年未満で離職しなかったサンプルが最も高い（約95%以上、図2）。また、初職が正規の30-39歳層は40-49歳層に比べ、30歳時点で役員・経営者または正規の従業員として働いていた割合が初職在職期間の長短に関係なく低くなっていたことがわかる。

#### 4. 推定方法

本稿では、初職正規から早期に離職する要因について調べるために生存時間分析を用いる。プロビットのような2項選択モデルを用いずに生存時間分析の手法を採用する理由としては、以下の2点を挙げることができる。第1に、2011年LOSEFの職歴に関する詳細なデータを利用すれば、単にある期間内（たとえば5年以内）に離職したか否かだけでなく、初職を離職するまでの正確な期間（日単位）を生存時間分析でモデル化することができるからである。第2に、時間で変化する変数も生存時間分析で容易に扱うことができるからにほかならない。これに対して、ある期間内に離職したか否かの2項選択モデルでは、当該期間内で変化する変数に、ある1時点での値を割りあてなくてはならない。したがって今回の分析では生存時間分析を採用することにした。

##### 4.1 初職からの離職状況

初職からの離職状況を調べるため、まず、ある個人が初職に従事している期間を  $T$  とし、生存関数  $S(t)$  を初職に  $t$  時点より長くともどまる確率と定義する。

$$S(t) = P(T > t) \quad (1)$$

そして、この生存関数をノンパラメトリックに推定し、以下のKaplan-Meier推定値を導出する。推定は2011年4月時点で30-39歳のグループと40-49歳のグループに分けて行った。

$$\hat{S}^{\alpha}(t) = \prod_{n_j \leq t} \left( \frac{n_j - d_j}{n_j} \right) \quad (h=1,2) \quad (2)$$

ここで、 $\alpha_1$ は40-49歳層、 $\alpha_2$ は30-39歳層を表す。

また、 $n_j$ は  $t$  時点で離職する可能性のあった個人の総数、 $d_j$ は  $t$  時点で実際に離職した個人の数をそれぞれ表している。

##### 4.2 初職正規から早期に離職する要因

初職正規を離職するまでの期間は比例ハザードモデルで表されると仮定する。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(X_{it}\beta) \quad (3)$$

ここで、 $h(t|X)$ は  $t$  時点のハザード関数であり、 $t$  時点まで初職に従事していたことを所与としたとき、次の瞬間に離職する確率を表している。ある個人が初職に従事している期間を  $T$  とすると、ハザード関数は

$$h(t|X) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | X \geq t, X)}{\Delta t} \quad (4)$$

となる。ここで、 $X_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{Kit})$  は  $K$  個の説明変数を含むベクトルである。我々が推定で主に使用する変数は、個人が学校を卒業する1年前のマクロ経済状態を表す変数  $X_{it}^M$ 、時間で変化しない（初職に就いてから5年間に変化しない）個人属性を表す変数  $X_{it}^I$ 、そして初職の性質を表す変数  $X_{it}^F$  である。さらに、初職に就いた後に起こった出来事が  $T$  に与える影響を分析するため、 $t$  時点でのマクロ経済状態を表す変数と、時間で変化する（初職に就いてから5年間に変化する）個人属性を表す変数を説明変数として加えたモデルも推定する。(3)式の  $h_0(t)$  は全ての個人に共通であり、ベースラインハザード関数と呼ばれている。

本稿では、初職における在職期間  $T$  がワイブル分布に従うと仮定し、(3)式のモデルを最尤法によって推定する。第2節で述べたように、我々は初職入職後5年以内の離職に焦点をあてるので、この期間内に離職しなかった個人を尤度推定では打ち切りが生じた (censored) ケースと見なしている。

推定は30-39歳層と40-49歳層に分けて行う。その推定結果から各世代の「代表的な」個人の生存関数を以下のように計算することができる。

$$\begin{aligned} S^{\alpha}(t|\bar{X}^{\alpha}) &= P^{\alpha}(T > t|\bar{X}^{\alpha}) \\ &= \exp\left\{-\int_0^t h_0^{\alpha}(u) \exp(\bar{X}^{\alpha} \hat{\beta}^{\alpha}) du\right\} \\ & \quad (h=1,2) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $\bar{X}^{\alpha}$ は各説明変数の世代  $h$  の平均値を含むベクトルであり、 $\hat{\beta}^{\alpha}$ は  $\bar{X}^{\alpha}$ の係数の推定値である。

### 4.3 早期離職者の離職後における労働市場のパフォーマンス

初職正規を早期に離職した人々の場合、その後の労働市場におけるパフォーマンスはどのようになっていたのか。それを検証するため、30歳時に役員・経営者または正規の従業員として働いていた場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数を被説明変数として、以下のプロビットモデルを推定する。

$$W_i = 1[\gamma_0 + \sum_{j=1}^5 \gamma^j D_i^j + X_i + \varepsilon_i \geq 0] \quad (j=1, 2, \dots, 5)$$

$$P(W_i = 1 | X_i, D_i) = \phi(\gamma_0 + \sum_{j=1}^5 \gamma^j D_i^j + \beta X_i) \quad (6)$$

ここで、 $W_i$ は30歳時の正規ダミー、 $D_i^j$ は個人*i*が初職に就いてから*j*年目に離職した場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数（例えば $D_i^1$ は初職に就いてから1年目で離職することを表す指標）、 $\phi$ は標準正規の累積分布関数である。この分析では各*j*について $X_i$ の平均値 $\bar{X}$ とパラメーターの推定値 $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}^j, \hat{\beta}$ で評価した $\phi(\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}^j + \hat{\beta}\bar{X}) - \phi(\hat{\gamma}_0 + \hat{\beta}\bar{X})$ を計算し、その大きさを比較することにより、初職から離職するタイミングが離職後の労働市場におけるアウトカムと関係しているかどうかを検証する。上記の(6)式も世代別に推定する。

## 5. 推定結果

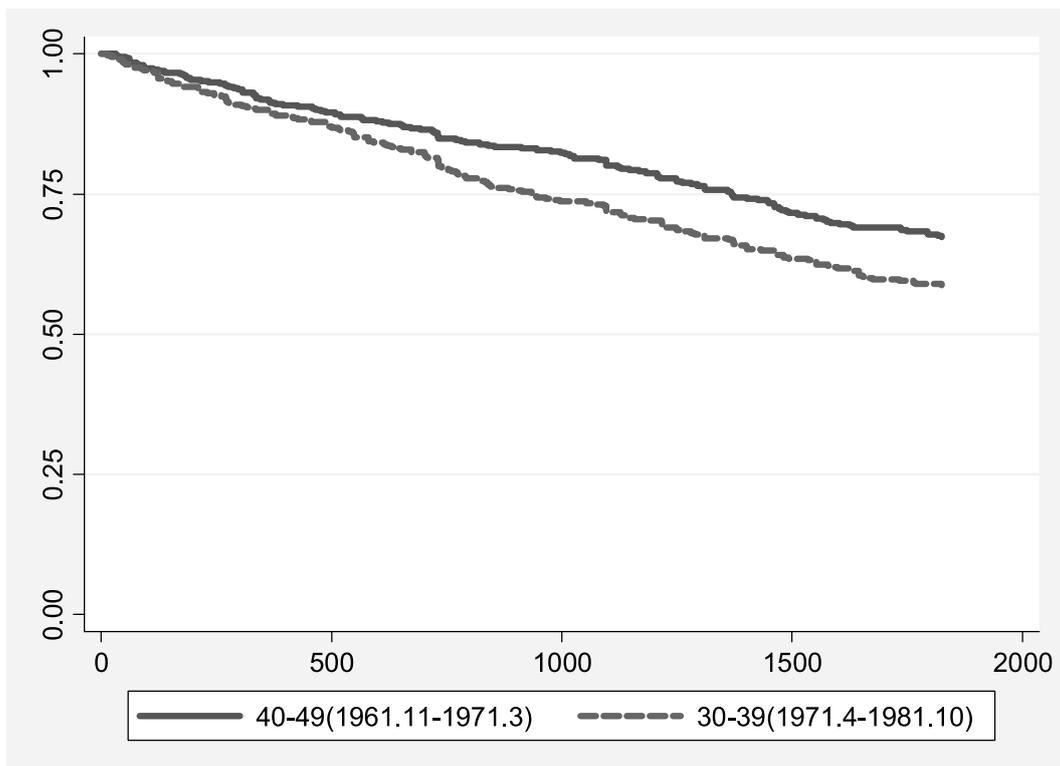
### 5.1 初職からの離職状況

図3は生存関数(1)式のKaplan-Meier推定値を表している。点線が30-39歳層、実線が40-49歳層である。40-49歳層では、就職後1年目で初職と同じ企業に勤めていた確率は92%、3年目で81%、5年目で67%であったと推定されている。一方、30-39歳層の場合、就職後1年目で初職と同じ企業に勤めていた確率の推定値は90%、3年目で73%、5年目で59%であった。やはり若い世代のほうが、初職入職以降の5年間を通して離職する確率が高かったことがわかる。

### 5.2 初職正規から早期に離職する要因

次に、卒業する1年前のマクロ経済状態を表す変数および時間で変化しない個人属性を表す変数のみを制御して、(3)式を世代別に推定してみた。その結果は表3のとおりである。全てのサンプルを使った推定と世代別推定の各々について、トレンド項を制御した場合としない場合に分けて推定結果を掲載した。

図3 カプラン・マイヤー推定量



2011年LOSEFより作成した。

表3 初職正規の早期離職決定要因(1)

	全サンプル		30-39歳 (1971.4-1981.10)		40-49歳 (1961.11-1971.3)	
	卒業1年前の有効求人倍率	-0.899** (0.243)	-0.899** (0.243)	-0.939* (0.426)	-1.090* (0.490)	-0.888* (0.363)
個人属性						
学歴 (基準は高卒)						
短大・専門学校卒	0.062 (0.179)	0.059 (0.183)	0.080 (0.259)	0.088 (0.260)	0.168 (0.272)	0.153 (0.274)
大卒	-0.483** (0.153)	-0.492** (0.181)	-0.436+ (0.251)	-0.366 (0.274)	-0.487* (0.232)	-0.528* (0.248)
コミュニケーション能力	-0.069 (0.060)	-0.069 (0.060)	-0.159* (0.077)	-0.160* (0.077)	0.065 (0.096)	0.060 (0.097)
15歳時点の家庭環境：物質面の豊かさ	0.029 (0.064)	0.029 (0.064)	0.053 (0.086)	0.058 (0.086)	-0.013 (0.098)	-0.017 (0.099)
15歳時点の家庭環境：精神面の豊かさ	-0.129* (0.060)	-0.129* (0.060)	-0.126 (0.083)	-0.126 (0.083)	-0.129 (0.091)	-0.126 (0.091)
初職に就いた年に両親と別居していた	-0.117 (0.136)	-0.117 (0.136)	-0.044 (0.175)	-0.053 (0.176)	-0.274 (0.221)	-0.279 (0.221)
初職に就いた年の居住地域 (基準は、その他)						
京浜大都市圏	0.051 (0.139)	0.052 (0.139)	-0.256 (0.192)	-0.272 (0.193)	0.440+ (0.210)	0.438* (0.210)
中京大都市圏	-0.063 (0.220)	-0.063 (0.220)	-0.182 (0.288)	-0.183 (0.287)	0.162 (0.345)	0.156 (0.346)
京阪神大都市圏	0.025 (0.172)	0.024 (0.172)	-0.200 (0.227)	-0.198 (0.227)	0.325 (0.270)	0.328 (0.270)
30-39歳層	0.213+ (0.122)	0.193 (0.243)				
トレンド項		0.002 (0.022)		-0.023 (0.035)		0.020 (0.041)
サンプル数	801	801	410	410	391	391
尤度	-831.460	-831.456	-460.145	-459.941	-365.871	-365.761

注：括弧内は標準誤差を表す。+ $p < 0.10$ , \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ .

全てのサンプルを使用した推定結果によると、卒業1年前の景気が良く有効求人倍率が高いと、離職のハザードは低い。したがって、景気の良い時に初職を得た個人は、不景気の時に初職を得た個人に比べ、初職に長く留まる傾向にある。この結果は先行研究とも整合的である。すなわち、景気が悪い時には良い職を得る可能性が低いいため、不本意な職でも就職してしまう確率が高く、その結果、不景気の時に就職した個人は相対的にみて早期にその職を離職しがちである。さらに、学歴が高かったこと（大卒）や15歳時点において家庭が精神面で豊かであったことは離職ハザードを抑制する。この結果はトレンド項の有無から影響を受けない。

世代別の推定値はどうか。40歳代とは異なり、若い30歳代でのみ、コミュニケーション能力が高いことが離職のハザードを抑制する傾向にある。この結果は、特に若い世代にとって、学歴だけでは計れないような非認知能力 (non-cognitive ability) の高

さが職場で人間関係を築き、その職に必要な技術を蓄積することを容易にする結果、その分だけ離職することのコストも高くなることを示唆している可能性がある。

表4は、卒業する1年前のマクロ経済状態を表す変数および時間で変化しない個人属性を表す変数に、初職の属性を表す変数を制御変数として加えて(3)式を推定した結果である。まず、全てのサンプルを使用した推定結果によると、初職の属性を制御しても、卒業1年前の有効求人倍率が高かったことと15歳時点における家庭が精神面で豊かであったことが有意に離職のハザードを低めていた。ただし、初職の属性を制御すると、卒業1年前における有効求人倍率の係数（絶対値）は小さくなる。つまり、卒業1年前のマクロ経済状況が離職率に及ぼす影響は初職の性質を仲介して実現している。さらに大卒の係数も有意ではなくなる。このことは、学歴の影響が全て初職の性質に仲介されることを意味している。

表4 初職正規の早期離職の決定要因(2)

	全サンプル		30-39歳 (1971.4-1981.10)		40-49歳 (1961.11-1971.3)	
	卒業1年前の有効求人倍率	-0.783** (0.246)	-0.793** (0.246)	-0.847* (0.429)	-0.708 (0.487)	-0.728* (0.369)
<b>個人属性</b>						
学歴(基準は高卒)						
短大・専門学校卒	0.069 (0.185)	0.039 (0.187)	-0.075 (0.263)	-0.084 (0.264)	0.350 (0.285)	0.337 (0.287)
大卒	-0.192 (0.165)	-0.288 (0.188)	-0.130 (0.263)	-0.191 (0.283)	-0.247 (0.248)	-0.288 (0.261)
コミュニケーション能力	-0.081 (0.060)	-0.085 (0.060)	-0.155* (0.079)	-0.155* (0.079)	0.035 (0.097)	0.028 (0.097)
15歳時点の家庭環境:物質面の豊かさ	0.008 (0.064)	-0.003 (0.064)	0.002 (0.087)	-0.006 (0.088)	0.017 (0.097)	0.011 (0.098)
15歳時点の家庭環境:精神面の豊かさ	-0.139* (0.061)	-0.138* (0.061)	-0.158+ (0.083)	-0.158+ (0.083)	-0.130 (0.093)	-0.126 (0.094)
初職に就いた年に両親と別居していた	-0.084 (0.136)	-0.082 (0.136)	-0.060 (0.176)	-0.050 (0.177)	-0.239 (0.222)	-0.244 (0.222)
初職に就いた年の居住地域(基準は、その他)						
京浜大都市圏	0.174 (0.141)	0.190 (0.142)	-0.135 (0.194)	-0.107 (0.200)	0.580** (0.213)	0.579** (0.213)
中京大都市圏	0.057 (0.220)	0.055 (0.221)	-0.096 (0.289)	-0.088 (0.289)	0.298 (0.347)	0.299 (0.347)
京阪神大都市圏	0.092 (0.173)	0.090 (0.173)	-0.147 (0.229)	-0.146 (0.229)	0.447+ (0.272)	0.454+ (0.272)
<b>初職の特徴</b>						
企業規模(基準は1000人未満)						
1000人以上	-0.765** (0.134)	-0.767** (0.134)	-0.819** (0.189)	-0.825** (0.190)	-0.736** (0.195)	-0.728** (0.195)
産業(基準は、その他)						
製造業	-0.121 (0.128)	-0.125 (0.128)	-0.450* (0.178)	-0.451* (0.178)	0.307 (0.188)	0.298 (0.189)
職種(基準は、その他)						
管理職あるいは専門職	-0.427** (0.120)	-0.447** (0.122)	-0.425** (0.160)	-0.443** (0.163)	-0.438* (0.189)	-0.449* (0.190)
初年度の賃金	-0.004** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.004 (0.002)
30-39歳層	0.201 (0.124)	-0.023 (0.242)				
トレンド項		0.024 (0.022)		0.021 (0.036)		0.022 (0.043)
サンプル数	801	801	410	410	391	391
尤度	-801.130	-800.549	-436.653	-436.479	-354.071	-353.935

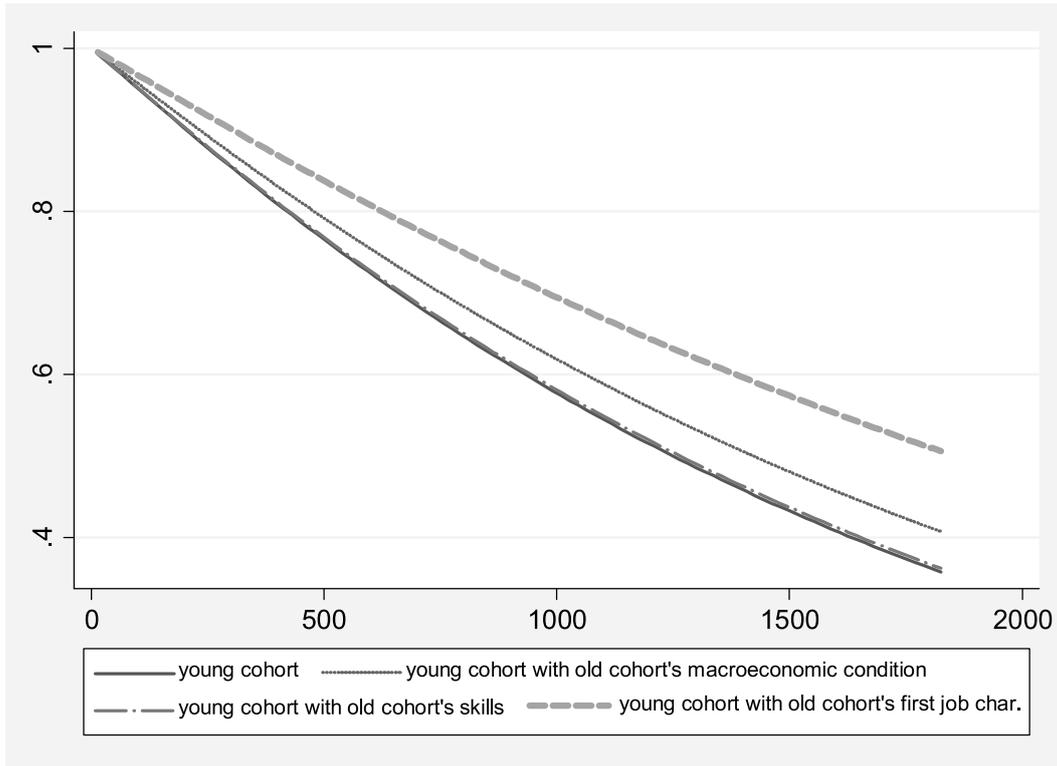
注: 括弧内は標準誤差を表す。\* $p < 0.10$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

初職の属性については、初職が1000人以上の大企業勤務であること、管理職あるいは専門職であること、初年度の賃金が高いこと、の3つは全て離職のハザード率を下げる。従業員規模が相対的に小さい会社では、社内における配置転換の余地が狭い。さらに、若い世代では製造業で働くことと離職のハザード率が下がる。若い世代の場合、製造業以外では企業が時間をかけて人材を育成することが相対的に少ないサービス業が多く、その分だけ離職することのコストが低くなることが考えられる。なお、トレンド

項を制御しても基本的にはこれらの結果に変化はない。以上の結果から、30-39歳層と40-49歳層の双方の世代にとって、卒業1年前のマクロ経済、個人の属性、企業属性のいずれもが初職正規の早期離職と統計的に有意に関係していることが判明した。

それでは、5.1節で観察された30-39歳層と40-49歳層における離職率の差は、個々の属性の相違によってどれだけ説明されるのだろうか。この点を調べるために簡単な思考実験を行ってみた。その結果が図4である。図4の実線グラフは、推定された

図4 若い世代の生存関数の推定結果



2011年LOSEFより作成した。

30-39歳層の「代表的な」個人の生存関数を描いたものである。これに対して、点線のグラフは、30-39歳層の「代表的な」個人が、他の条件は全てそのまま、40-49歳層の「代表的な」個人と同じ卒業前年のマクロ経済状態 $\bar{X}^{Mc_1}$ を経験したと仮定した場合の生存関数（つまり、30-39歳層の「代表的な」個人の属性 $\bar{X}^{lc_1}$ 、初職の属性 $\bar{X}^{Fc_1}$ と、40-49歳層の「代表的な」個人が経験した卒業前年のマクロ経済の状態 $\bar{X}^{Mc_1}$ で評価した30-39歳層の生存関数の推定値）

$$S^{c_2}(t|\bar{X}^{lc_1}, \bar{X}^{Fc_1}, \bar{X}^{Mc_1}) = \exp\left\{-\int_0^t h_0^{c_2}(u) \exp(\bar{X}^{lc_1} \hat{\beta}^{lc_2} + \bar{X}^{Fc_1} \hat{\beta}^{Fc_2} + \bar{X}^{Mc_1} \hat{\beta}^{Mc_2}) du\right\} \quad (7)$$

を描いたものである。この点線のグラフは全ての時点で実線グラフの上を通っている。つまり、30-39歳層の「代表的な」個人が、他の条件は全てそのまま、40-49歳層の「代表的な」個人と同じ卒業前年のマクロ経済状態 $\bar{X}^{Mc_1}$ を経験した場合は、30-39歳層の「代表的な」個人よりも5年以内の全ての時点で生存確率が高くなる。

次に、図4の棒・点線のグラフは、30-39歳層の「代表的な」個人が、他の条件は全てそのまま、40-49歳層の「代表的な」個人と同じ属性 $\bar{X}^{lc_1}$ を持つ

と仮定した場合の生存関数（つまり、40-49歳層の「代表的な」個人の属性 $\bar{X}^{lc_1}$ 、30-39歳層の「代表的な」個人の初職の属性 $\bar{X}^{Fc_2}$ と卒業前年のマクロ経済の状態 $\bar{X}^{Mc_2}$ で評価した30-39歳層の生存関数の推定値）

$$S^{c_2}(t|\bar{X}^{lc_1}, \bar{X}^{Fc_2}, \bar{X}^{Mc_2}) = \exp\left\{-\int_0^t h_0^{c_2}(u) \exp(\bar{X}^{lc_1} \hat{\beta}^{lc_2} + \bar{X}^{Fc_2} \hat{\beta}^{Fc_2} + \bar{X}^{Mc_2} \hat{\beta}^{Mc_2}) du\right\} \quad (8)$$

を描いたものである。40-49歳層のほうが30-39歳層よりもコミュニケーション能力の高さを表す指標や15歳時点の家庭環境における精神面の豊かさを表す指標が高いので、棒・点線のグラフは実線のグラフよりもわずかに上に描かれている。しかし、その差は点線のグラフと実線のグラフの差よりもはるかに小さい。したがって、個人の属性よりも卒業前年のマクロ経済状態の方が早期離職の決定要因として重大である。

さらに、図4の棒線グラフは、30-39歳層の「代表的な」個人が、他の条件は全てそのままとし、40-49歳層の「代表的な」個人の初職と同じ属性 $\bar{X}^{Fc_1}$ を持つと仮定した場合の生存関数（つまり、40-49歳層の「代表的な」個人の初職の属性 $\bar{X}^{Fc_1}$ 、30-39歳層の「代表的な」個人の属性 $\bar{X}^{lc_1}$ と卒業前年

のマクロ経済状態 $\bar{X}^{Mc_2}$ で評価した30-39歳層の生存関数の推定値)

$$S_{c_2}(t|\bar{X}^{Ic_2}, \bar{X}^{Fc_1}, \bar{X}^{Mc_2}) = \exp\left\{-\int_0^t h_0^{c_2}(u) \exp(\bar{X}^{Ic_2} \hat{\beta}^{Ic_2} + \bar{X}^{Fc_1} \hat{\beta}^{Fc_2} + \bar{X}^{Mc_2} \hat{\beta}^{Mc_2}) du\right\} \quad (9)$$

を描いたものである。40-49歳層のほうが30-39歳層よりも従業員1000人以上の大企業に勤めている割合や管理職・専門職として勤めている割合が高いので、

棒線グラフは実線のグラフよりも上に描かれている。また、点線や棒・点線のグラフよりも上を通過している。これは、初職が卒業前年のマクロ経済と個人属性の両方に依存して決まるため、この2つの要素の影響を両方反映しているためと考えられる。

以上が、卒業する1年前のマクロ経済状態を表す変数、時間で変化しない個人属性を表す変数、初職の属性を表す変数を制御変数として使用した場合の

表5 初職正規の決定要因（5年間で時間とともに変わらない変数も含む）

	全サンプル	30-39歳 (1971.4-1981.10)	40-49歳 (1961.11-1971.3)
卒業1年前の有効求人倍率	-0.987** (0.264)	-1.173* (0.563)	-0.761 (0.515)
t年前の有効求人倍率	0.720** (0.252)	0.694 (0.504)	0.761* (0.308)
<b>個人属性</b>			
学歴（基準は高卒）			
短大・専門学校卒	0.013 (0.197)	-0.193 (0.285)	0.258 (0.292)
大卒	-0.267 (0.188)	-0.208 (0.288)	-0.336 (0.262)
コミュニケーション能力	-0.074 (0.063)	-0.119 (0.083)	0.000 (0.099)
15歳時点の家庭環境：物質面の豊かさ	-0.027 (0.067)	-0.085 (0.091)	0.053 (0.103)
15歳時点の家庭環境：精神面の豊かさ	-0.148* (0.063)	-0.147+ (0.088)	-0.153 (0.094)
t年に両親と別居していた	-0.104 (0.132)	-0.071 (0.179)	-0.178 (0.202)
t年に結婚していた	-0.663 (0.510)	-0.588 (0.594)	-0.998 (1.013)
t年の居住地域（基準は、その他）			
京浜大都市圏	0.054 (0.148)	-0.161 (0.215)	0.327 (0.217)
中京大都市圏	0.069 (0.222)	0.032 (0.290)	0.135 (0.346)
京阪神大都市圏	-0.035 (0.184)	-0.138 (0.242)	0.170 (0.288)
<b>初職の特徴</b>			
企業規模（基準は1000人未満）			
1000人以上	-0.729** (0.141)	-0.871** (0.204)	-0.634** (0.205)
産業（基準は、その他）			
製造業	-0.114 (0.133)	-0.491** (0.189)	0.368+ (0.193)
職種（基準は、その他）			
管理職あるいは専門職	-0.416** (0.128)	-0.421* (0.174)	-0.390* (0.199)
t年目の賃金	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
30-39歳層	0.165 (0.266)		
トレンド項	0.019 (0.023)	0.007 (0.038)	-0.004 (0.050)
サンプル数	801	410	391
尤度	-766.073	-413.418	-343.119

注：括弧内は標準誤差を表す。+ $p < 0.10$ , \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ .

表 6 初職在職期間と30歳時点の正規職就業割合との関係

	全サンプル	30-39歳 (1971.4-1981.10)	40-49歳 (1961.11-1971.3)
初職在職期間：1年未満	-0.192** (0.060)	-0.221* (0.087)	-0.161+ (0.086)
初職在職期間：1年以上2年未満	-0.210** (0.065)	-0.159+ (0.083)	-0.316** (0.120)
初職在職期間：2年以上3年未満	-0.134* (0.063)	-0.142 (0.087)	-0.123 (0.101)
初職在職期間：3年以上4年未満	-0.120* (0.057)	-0.121 (0.086)	-0.103 (0.076)
初職在職期間：4年以上5年未満	-0.145* (0.067)	-0.191+ (0.104)	-0.0914 (0.083)
卒業1年前の有効求人倍率	0.005 (0.036)	0.032 (0.104)	0.055 (0.036)
30歳の時の有効求人倍率	0.042 (0.048)	0.029 (0.087)	0.055 (0.074)
<b>個人属性</b>			
学歴（基準は高卒）			
短大・専門学校卒	0.021 (0.024)	0.0667+ (0.037)	-0.016 (0.034)
大卒	0.0679+ (0.036)	0.165* (0.074)	0.000 (0.028)
コミュニケーション能力	0.008 (0.009)	0.017 (0.016)	0.002 (0.008)
15歳時点の家庭環境：物質面の豊かさ	-0.011 (0.010)	-0.027 (0.018)	0.002 (0.008)
15歳時点の家庭環境：精神面の豊かさ	0.0003 (0.009)	-0.0034 (0.018)	0.0005 (0.008)
t年に両親と別居していた	0.014 (0.020)	0.031 (0.035)	0.008 (0.017)
t年の居住地域（基準は、その他）			
京浜大都市圏	-0.028 (0.024)	-0.078 (0.049)	0.005 (0.018)
中京大都市圏	-0.008 (0.035)	-0.030 (0.066)	0.008 (0.023)
京阪神大都市圏	-0.046 (0.033)	-0.102 (0.063)	-0.003 (0.024)
<b>初職の特徴</b>			
企業規模（基準は1000人未満）			
1000人以上	0.004 (0.019)	0.027 (0.035)	-0.006 (0.016)
産業（基準はその他）			
製造業	0.0375* (0.018)	0.0825** (0.032)	0.014 (0.015)
職種（基準はその他）			
管理職あるいは専門職	0.019 (0.019)	0.049 (0.034)	-0.001 (0.016)
初年度の賃金	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0004)	0.0002 (0.0002)
30-39歳層	-0.031 (0.035)		
トレンド項	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.008)	-0.006 (0.005)
サンプル数	801	410	391
尤度	-221.362	-413.418	-343.119

注：正規職は役員・経営者を含む。括弧内は標準誤差を表す。+ $p < 0.10$ , \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ .

推定結果である。最後に、初職入職後に起こった出来事が早期離職に及ぼす影響を検証するため、さらに時間で変化する変数を説明変数に加えて(3)式を推定した。その結果は表5のとおりである。全サンプルを用いて得た結果からは、卒業前年のマクロ経済状態が良いことが離職のハザードを低めるのに対して、初職に就いた後のマクロ経済状態が良いことは離職のハザードを高めることが示唆されている。これは、景気が良いときには現職よりも良い仕事のオファーがくる可能性が高く、先行研究結果と整合的である。世代別にみると、30-39歳層では卒業前年のマクロ経済状態が離職のハザードと有意に相関を持つものの、初職入職後のマクロ経済状態は有意に相関を持たない。他方、40-49歳層では逆のことが成立している。このような世代間の違いが観察される理由については必ずしも明確ではなく、今後さらなる精査が求められている。初職入職後に起こる出来事の変数に関しては、離職のハザードと有意に相関するものはない。

### 5.3 早期離職者のその後における労働市場のアウトカム

30歳の時に役員・経営者または正規の従業員として働いていた確率は早期離職者の方が早期に離職しない個人より低い傾向にあったか否か。その点を調べるため、(6)式のプロビットモデルを最尤法によって推定した。その結果が表6である。30歳代、40歳代のいずれにおいても、初職を5年未満で離職することは30歳時に役員・経営者または正規の従業員として働いていた確率と有意に負の相関を持っていた。各ダミー変数 $D^j$  ( $j=1, \dots, 5$ ) の相関の大きさ(絶対値)は $D^1$ か $D^2$ が最も大きいので、必ずしも単調ではないものの、総じて初職に就いていた期間が長い個人ほど30歳時に安定した就業形態でいた可能性が相対的に高いと言えよう。ただ、ほぼ全ての組み合わせにおいて、これらの係数の大きさの差は統計的に有意ではない。本稿で使用したデータに関するかぎり、初職を5年以内に離職するタイミングと30歳時の安定した就業形態との決定的な関係は得られなかった。

## 6. 結語

本稿では2011年LOSEFのパネルデータを用いて、正社員として入職した時期が新卒直後であった男性だけに分析対象をしばり、初職からの早期離職率と早期離職の決定要因を世代別に考察・比較するとともに、初職正規からの早期離職とその後の労働市場におけるアウトカムとの関係についても調べた。

主な考察結果は次のように要約することができる。まず第1に、初職入職時から5年以内の離職率には世代によって大きな違いがあり、若い世代の方が高い傾向にあった。第2に、卒業前年のマクロ経済状態が悪かった個人は、そうでなかった個人よりも初職を5年以内に離職する傾向が強かった。この結果は先行研究と変わらない。第3に、若い世代においてはコミュニケーション能力や、両親から精神面のサポートを受けることによって養われるであろう非認知的能力が高い個人ほど、初職を5年以内に離職する傾向が弱かった。第4に、初めての就職先が大企業であることや初職が管理職あるいは専門職であること、また、とくに若い世代では製造業であることが、5年以内の離職を抑制する方向に働いた。このように初職の特徴も離職率と深く関わっていた。最後に、正社員として初職に就いてから5年以内に離職した者は、世代にかかわらず、30歳時点で安定した就業形態にない可能性が相対的に高い。ただし、本稿の分析に関するかぎり、上述の結果が因果関係を表しているのか否かを識別することができていないので、解釈には注意が必要である。

### 【謝辞】

本論文の基礎となった研究に対して日本学術振興会科学研究費補助金・特別推進研究(「世代間問題の経済分析：その深化と飛躍」課題番号220000011)から補助金を頂戴した。また本稿の準備過程で玄田有史(東京大学)、神林龍・堀雅博・川口大司(いずれも一橋大学)の各教授から貴重なコメントと有益な助言をいくつか賜った。記して謝意を表したい。

### 〈注〉

(注1)たとえば、2006から2007年にかけて離職した25歳から34歳の男性の約60%にあたる44万人は、役員または正規からの離職であった(平成19年就業構造基本調査)。

(注2)神林(2012)(2013)は転職行動に関する最近の研究動向を展望している。

(注3)2011年LOSEFデータの詳細については稲垣(2012)、高

山・稲垣・小塩 (2012) を参照されたい。

(注4) 分析の対象を男性のみに限定したのは、女性が日本では結婚・出産・子育て等、男性とは異なる理由で離職することが少なくないからである。女性サンプルに関する分析は別の機会に譲りたい。

(注5) 2011年LOSEFには、回答者が最後に通った学校・大学の卒業年度に関する情報がない。

そこで本稿では、生まれ年と最終学歴から「卒業予定年度」を計算し、この「卒業予定年度」が最初の厚生年金加入事業所への入職年度と等しい個人のみを分析用のサンプルとした。

(注6) 中学校時代の友人関係を表す3つの変数「同性の友人(話をしたり遊んだりする友人)がいた」「同性の親しい友人(悩みを相談できる友人)がいた」「異性の友人がいた」を用いて主成分分析を行い、第1主成分スコアをコミュニケーション能力の代理変数とした。この変数の値が大きければ大きいほど、コミュニケーション能力が高いことを表す。

(注7) 15歳時の家庭状況を表す変数のうち、とくに物質面における豊かさの度合いに関連する11個の変数「あなたを塾・習い事に通わせていた」「新聞を定期購読していた」「雑誌を定期購読していた」「自動車(マイカー)を持っていた」「持ち家であった」「レストランなどで外食をよくした」「子供の個室があった」「自宅に風呂があった」「自宅にトイレがあった」「エアコンがあった」「自治体の図書館カードがあった」を用いて主成分分析を行い、第1主成分スコアを子ども時代の家庭環境における物質面の豊かさを表す指標とした。この変数の値が大きければ大きいほど、物質面で豊かであったことを表す。

(注8) 15歳時の家庭状況を表す変数のうち、とくに精神面における豊かさの度合いに関連する14個の変数「親は愛情を注いであなたを育ててくれた」「親と一緒にスポーツや遊びをした」「子育てに無関心な親であった」「親は、学校の勉強をよくみてくれた」「子供に平気で暴力をふるう親であった」「生真面目で何事もおろそかにしない親であった」「我慢強く、怒ることはあまりない親であった」「ストレスに弱い親であった」「向上心の強い親であった」「喧嘩が絶えず夫婦仲の良くない親であった」「親は飲酒について節度を持っていた」「母親が喫煙していた」「親は病気がちであった」「互いに助け合い、支えあう親であった」を用いて主成分分析を行い、第1主成分スコアを子ども時代の家庭環境における精神面の豊かさを表す指標としている。この変数の値が大きければ大きいほど、精神面で豊かであったことを表す。

#### ＜参考文献＞

Ariga, K., Kurosawa, M., Ohtake, F., and Sasaki, M. (2012), "How Do High School Graduates in Japan

Compete for Regular, Full-time Jobs? An Empirical Analysis Based upon an Internet Survey of the Youth," *The Japanese Economic Review*, 63(3), pp.348-379.

Bachmann, R., Bauer, T.K., and David, P. (2009), "Cohort Wage Effects and Job Mobility: Evidence from German Linked Employer-Employee Data," RWI, Essen.

Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S., and Murata, K. (2011), "How Does the First Job Matter for an Individual's Career Life in Japan?" PIE/CIS DP-516, Hitotsubashi University.

Kondo, A. (2007), "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, pp.379-402.

Oreopoulos, P., von Wachter, T., and Heisz, A. (2012), "Short- and Long-term Career Effects of Graduating in a Recession," *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), pp.1-29.

Topel, R.H., and Ward, M.P. (1992), "Job Mobility and the Careers of Young Men," *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp.439-479.

稲垣誠一 (2012) 「1950年代生まれの所得格差と就業行動：年金定期便の加入履歴等に関するインターネット調査の概要と分析」『日本統計学会誌』41(2), 285-317頁。

太田聡一 (2010) 『若者就業の経済学』日本経済新聞出版社。

小倉一哉 (2010) 「会社を辞めない人はどんな人か？」『日本労働研究雑誌』603号。

神林龍 (2012) 「ねんきん定期便からみた日本の転職行動」『年金と経済』31(3), 71-82頁。

神林龍 (2013) 「近年の北米における離転職に関する実証的研究のサーベイ：データセットの視点から」『経済研究』64(2), 175-189頁。

黒澤昌子・玄田有史 (2001) 「学校から職場へー「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』490号。

厚生労働省 (2012) 「新規学卒者の離職状況に関する資料一覧」同省ホームページ, 2012年11月。

今野春貴 (2012) 『ブラック企業ー日本を食いつぶす妖怪』文春新書。

城繁幸 (2006) 『若者はなぜ3年で辞めるのか?』光文社新書。  
高山憲之・稲垣誠一・小塩隆士 (2012) 「『くらしと仕事に関する調査：2011年インターネット調査』の概要と調査客体の特徴等について」世代間問題研究プロジェクト・ディスカッションペーパー, 551号。

高山憲之・白石浩介 (2012) 「日本のBad Start, Bad Finish問題」『年金と経済』31(3), 29-60頁。