

初職の違いがその後の人生に及ぼす影響

— LOSEF 個票データを用いた分析 —

稲垣誠一・小塩隆士

本稿では、日本において、学校や大学を卒業した直後の就業状態(初職)の違いがその後の人生にどのような影響を及ぼすかを検討する。具体的には、全国レベルのインターネット調査(男性3,117名、女性2,818名、30~60歳)の個票データに基づき、初職の状況が現在の就業、世帯所得などの社会経済的状态や婚姻状態、生活満足度、精神健康に及ぼす影響を分析する。本稿での分析結果によれば、初職が非正規雇用あるいは非就職であれば、現在の就業状態が非正規になりやすいほか、正規以外のキャリア期間が長く、未婚にとどまり、生活満足度が低く、心理的ストレスを感じやすい。また、初職が生活満足度や精神健康に及ぼす影響は、足元の社会経済的状态や婚姻状態によって完全には媒介されず、かなり直接的に作用している。

JEL Classification Codes: J28, J62

1. はじめに

本稿の目的は、日本において、学校や大学を卒業した直後の就業状態がその後の人生(30歳代から50歳代)にどのような影響を及ぼすかを、全国レベルの社会調査に基づいて分析することである。そこでの最大の注目点は、初職が正規雇用以外であった場合、現在の就業、所得などの社会経済的状态(socioeconomic status)や婚姻状態、生活満足度、精神健康にどのような違いが出てくるかという点である。

労働市場への参入時におけるマクロ経済状況がその後の人生に持続的な影響を及ぼすことは、多くの先行研究が示唆している。例えば、Kahn(2010)は米国のデータを用いて、当初のマクロ経済状況が良好でないと、その後の賃金や昇進が不利になることを示している。Oreopoulos *et al.*(2012)も、カナダのデータを用いて同様の結果を導いている。日本でも、Genda and Kurosawa(2001)が、卒業時点で失業率が高いとその後の転職の確率が高まることを示している。

このようなコーホート効果に加えて、近年では、個人レベルにおける初職の違いの影響が注目を浴びるようになってきている。ヨーロッパ諸国

では、労働市場に入る際の就業状態が各国で多様化しており、その長期的な影響をめぐる議論が展開されてきた(Scherer(2004), (2005))。そこでは、初職が期限付きの雇用契約であれば、その後も不安定な就業状態から離れることができないと主張する、「罫シナリオ」(entrapment scenario)が一方に存在する。他方、「踏み石シナリオ」(stepping-stone scenario)は、柔軟な形の初職はむしろ多様な就業機会を得、就業経験を積むためのチャンスを与えるものであり、初職が正規雇用だった者にも長期的には追いつけると主張する。ヨーロッパ諸国における実証研究を見ると、後者の「踏み石シナリオ」を支持するものが多い(例えば、Baranowska *et al.*(2011), Booth *et al.*(2002), Gebel(2010), McGinnity *et al.*(2005), Steijn *et al.*(2006)参照)。

しかし、日本ではヨーロッパ諸国とは対照的に、「罫シナリオ」の妥当性を示唆する実証分析が蓄積されつつある。例えば、Kondo(2007)は、日本のデータに基づき、初職が正規雇用以外であればその後に正規雇用になる可能性が低下することを明らかにしている。さらに、Esteban-Pretel *et al.*(2011)は、初職が正規雇用以外であれば、個人の厚生が長期的に低下する

可能性を示している。ただし、Hamaaki *et al.* (2013)は、女性雇用者に限ってであるが、初職の状況がその後の就業に有意に影響することを確認すると同時に、その影響が学校卒業後徐々に薄れることも明らかにしている。

一般的に言えば、初職とその後の人生との関連性は、その社会における教育・訓練システムや労働市場の仕組み、雇用慣行、その他の社会経済的背景に依存する。日本はヨーロッパ諸国とは異なり、若者は学校や大学を卒業する前に就職活動を行い、その大部分が卒業直後にフルタイムの正規雇用として勤労生活に入っている。総務省「労働力調査」を見ても15~24歳(学生を除く)の非正規雇用の比率は、1980年代半ばまでは7%以下にとどまっていた。こうした学校から職場への円滑な移行が、日本の若年層の失業率が国際的に低いことの重要な原因として指摘されてきた(Ryan(2001))。長期的雇用関係や年功序列制度で特徴づけられる日本企業は、これまで正規雇用の採用を新卒者に限定する形で行ってきた(Clark and Ogawa(1992), Hashimoto and Raisian(1992))。さらに、アジアのその他諸国との競争が高まっている中で、日本企業は近年、人件費を引き下げのために賃金の低い非正規雇用の比率を高めている(Hashimoto and Higuchi(2005))。

本稿は、日本の労働市場における「畏シナリオ」と「踏み石シナリオ」の妥当性を直接比較するものではないが、初職がその人生をどこまで左右しているかを広範囲に調べるところに先行研究と異なる特徴がある。すなわち、社会経済的状態や婚姻状態だけでなく、生活満足度や精神健康に初職がどのような影響を及ぼすかが本稿における注目点となっている。ヨーロッパでは、初職が正規雇用でない場合も少なくなく、また、それがその後の就業生活にとって悪いシグナルとは必ずしもなっていない。そのため、先行研究では、初職がその後の生活満足度や精神健康に及ぼす影響は、筆者らの見る限りあまり取り上げられていないようである。

2. 仮説

本稿では、以下の3つの仮説の妥当性を検証する。第1の仮説は、初職はその後の人生における社会経済的状態や婚姻状況、生活満足度や精神健康に影響を及ぼす、というものである(仮説1)。具体的には、現在の就業状態は言うまでもなく、卒業後から現在に至るまでの就業状態、世帯所得、婚姻状態など、さまざまな側面への初職の影響に注目する。Genda and Kurosawa(2001)やKondo(2007)の分析結果が示唆するように、初職が正規以外であれば、現在の就業状態やそれまでの就業状態も正規以外となる可能性がかなりある。もしそうであれば、初職が正規以外であれば現在の賃金所得が低いことも十分予想できる。さらに、現在及びこれまでの不安定な就業状態や所得の低さは婚姻のチャンスを引き下げられるかもしれない。また、初職の違いは、以上のさまざまな経路を通じて、あるいは直接的にその後の主観的厚生に影響すると考えることもできる。

しかし、初職が正規以外であった場合、その生活満足度や精神健康への影響は、現在あるいはこれまでの社会経済的状態や婚姻状態によって完全には媒介されないのではないかと考えてみる。これが、第2の仮説である。確かに、不安定な就業状態や未婚の状態が生活満足度や精神健康にもマイナスの影響を及ぼすことはこれまでの研究で明らかにされている(Braveman *et al.*(2005), Diener and Biswas-Diener(2002), Frey and Stutzer(2002))。しかし、初職が正規以外であったことの影響は、そうした要因に完全には媒介されず、足元の生活満足度や精神健康に直接及んでいるかもしれない。実際、親から受けた虐待やネグレクトなど、子供期の逆境的経験が成年期における社会経済的状態や主観的健康にトラウマ的な影響を残すことを示す先行研究もある(Currie and Widom(2010), Oshio *et al.*(2013), Zielinski(2009))。初職において正規雇用になれなかったことは、子供期の逆境的体験のようにトラウマとなっているだろうか。

第3の仮説は、初職がその人生に及ぼす影響は男女間で異なるというものである。ヨーロッパでも、Bukodi and Dex(2010)を始めとしてこの問題を明示的に扱った研究は少なからず存在する。日本でも、キャリア・パスは女性の方が男性より多様化している。結婚してからの、あるいは子育て期間中の女性は、労働市場にフルタイムの正規雇用者としてとどまるほか、パートタイムの非正規雇用者として働く、あるいは労働市場から完全に退出して専業主婦になるという選択肢を持っている(Tsuya and Bumpass(2004))。さらに、日本では、女性が子育て期間後に労働市場に再び参入する場合、正規雇用者ではなく非正規雇用者となる場合も少なくない。したがって、既婚女性のかかなりの部分は配偶者に、程度の差こそあれ経済的に依存する形をとっている。このように、配偶者や家族との関係と就業状態の相関を反映して、初職がその後の人生に対してもつ意味合いは、女性の場合、男性より複雑だと考えられる。

本稿ではさらに、統計的な分析を行うに際して、初職選択に潜在的に伴うと考えられる内生性の問題を明示的に考慮する。初職によってその後の人生の状況を説明する回帰式を推計する場合、その両方に影響を及ぼすはずの、観測できない個人レベルの変数が存在する可能性がある。その影響を処理しなければ、観測される初職の影響もバイアスを受ける。本稿ではこうしたバイアスを軽減するため、Neumark(2002)やKondo(2007)、Hamaaki *et al.*(2011)の手法に従い、労働市場に参入した時点における労働市場のマクロ的な状況を初職の操作変数として用いることにする。

3. 分析手法

3.1 サンプル

本稿では、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：さらなる進化と飛躍」(研究代表者：高山憲之)の一環として、2011年11月に実施された「くらしと仕事に関する調査」(LOSEF: Japanese Longitudinal Survey on Employment and

Fertility)から集めたマイクロデータを用いる(Takayama *et al.*(2012)参照)。LOSEFは、公的年金制度に関する行政データを含む「ねんきん定期便」が送付される公的年金の加入者(共済組合の加入者を除く)で、かつ、インターネット調査会社のモニターとして登録されている者の中から、30代、40代、50代の男女各1,000人、合計6,000人を調査対象とした社会調査である。同調査の質問項目には、学校や大学を卒業してから現在に至るまでの就業状況、現在における所得や婚姻状態、家族構成、幸福感や主観的健康感など主観的厚生、その他さまざまなものが含まれている。

LOSEFの特徴の一つとして、回答者に学校や大学卒業以降における年金加入状況を、「ねんきん定期便」の記載を転記させている点が挙げられる。「ねんきん定期便」は、共済組合の加入者である公務員などを除き、公的年金の保険料を納付している人々に政府から郵送される文書である。公的年金の加入資格は就業状況と密接に連動しているので、過去の就業状況に関する回顧的回答に伴う計測誤差がかなりの程度解消される。推計に必要な変数について回答漏れがある回答者を除くと、サンプルは5,935人(30歳代1,965人、40歳代1,916人、50歳代2,054人；男性3,117人、女性2,818人)となる。

ただし、本稿で用いるサンプルには幾つかのバイアスが掛かっている点には注意が必要である。第1に、サンプルは「ねんきん定期便」を保有している人たちに限定されている。したがって、公務員など共済組合の加入者がはじめから排除されているほか、おそらく公的年金に興味がないために「ねんきん定期便」を保管していない者もサンプルに含まれていない。第2に、インターネット調査に特有のバイアスがサンプルに掛かっている可能性がある。すなわち、サンプルの学歴構成が全国平均より高めに、都市部の居住者のウェイトも高めになっている。推計結果を解釈する場合には、こうした潜在的なバイアスを念頭に置く必要がある。

3.2 変数

次に、分析に用いる変数を説明する。まず、就業状態については、LOSEFの回答に基づき、それぞれの年齢時点において、(a)正規雇用者(経営者・役員を含む)、(b)非正規労働者(パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員、嘱託、家族従業者・内職；ただし、第3号被保険者を除く)、(c)自営業者(自由業者を含む)、(d)非就業(「収入に伴う仕事はせず、求職活動中だった」「収入に伴う仕事はせず、求職活動もしていなかった(家事手伝いなど)」)、(e)「家事のみ」(「収入に伴う仕事はせず、家事・育児に専念していた」)のほか、(f)「非正規でかつ第3号被保険者」、という6つの形態に分類する(なお、この(f)という区分は、第3号被保険者制度が導入された1986年度以降にのみ設けており、1985年度以前は、主婦パートであっても(b)に分類している)。このうち、(e)と(f)における男性のウェイトは極めて低い。

これらの就業状態については、Kondo(2007)に倣って、(a)を「正規」、残りを「正規以外」として二分する。このうち、自営業や「家事のみ」、「非正規でかつ第3号被保険者」の分類は恣意的である(後者の2つは、分かりやすいように以下ではそれぞれ「専業主婦」「主婦パート」と呼ぶ)。しかし、自営業はウェイトが低く、安定的な就業状態に含めても結果は大きく変わらない。一方、専業主婦及び主婦パートの性格には微妙なところがあり、サンプルからそれを除いた場合の結果も調べてみる。さらに本稿では、卒業から現在に至るまでの期間において、正規以外の就業状態に置かれていた期間(年数)の比率にも注目する。

現在における社会経済的状态を示すその他の変数としては、本人所得と婚姻状態に注目する。婚姻状態については、LOSEFは「結婚している(再婚、内縁関係を含む)」「同棲している」「離婚した」「別居している(単身赴任は同居とみなす)」「死別した」「未婚である」と分類しているが、回帰分析に際しては「未婚」とそれ以外に二分する。

生活満足度については、LOSEFは「全体的に考えて、現在の生活にどれくらい満足していますか」という問いに対して、「1.とても不満」「2.不満」「3.どちらかという不満」「4.どちらかという満足」「5.満足」「6.とても満足」という6段階で回答させている。本稿では、このうち下位の3つを「生活満足度が低い」と定義して1とし、それ以外を0とする二値変数を作成している。

次に、精神健康については、抑鬱の度合いを6つの観点から5段階で回答させるK6と呼ばれる標準的な尺度で把握している(Furukawa *et al.*(2008), Kessler *et al.*(2002), (2010))。具体的には、「過去1ヵ月の間、どのくらいの頻度で次のことがありましたか」として、「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか」「気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」「何をするのも骨折りと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」という6つの質問に対して、「いつも(=4)、たいてい(=3)、ときどき(=2)、少しだけ(=1)、全くない(=0)」という5つの選択肢から選びさせ、その合計値を計算する(値の範囲は0~24；本サンプルでは、各選択肢間の内的整合性の度合いを示すクロンバックの α 係数は0.928と十分高い)。日本の場合、その値が5以上になると、うつ病の発生確率が一段と高まるなど、心理的ストレスの存在を示すことが知られている(Sakurai *et al.*(2011))。本稿でも、K6が5以上あれば「心理的ストレスあり」と定義する。

以上の変数のほかに、共変量として学歴(高卒以下、短大・高専卒、大学卒、大学院卒)、年齢(30歳代、40歳代、50歳代)を用いる。また、現職の居住地域の経済状況の影響を制御するため、厚生労働省「職業安定業務統計」に基づき、調査時点(2011年度)における都道府県別の有効求人倍率を説明変数に加える。

初職の操作変数としては、労働市場に初めて参入した時点における労働市場の状況を示した2つの変数を用いる。第1は、卒業年度におけ

る都道府県別の有効求人倍率である。この変数は各都道府県の労働市場の需給環境を反映し、値が高いほど需給が逼迫し、正規雇用に対する需要が高くなると予想される。理想的には、実際に卒業した時点で居住していた都道府県の有効求人倍率を用いるべきであるが、そうした情報は把握できない。そのため、Kondo(2007)と同様、現在における居住地の値を用いる。第2は、同じく卒業年度における、全国レベルの雇用者数に占める非常用雇用者数(臨時雇、日雇の合計)の比率である。この値は、全国レベルにおける労働市場の需給環境のほか、雇用形態に対する企業の選好をマクロ的に反映すると考えられる。この変数は、総務省統計局「労働力調査」から入手できる。いずれの変数も、初職とは関連性はあるものの、個人の能力や就業意欲といった観測不可能な変数とは直接的な関連性はないと考えられる。

3.3 回帰分析の方法

最初に、記述統計レベルの分析として、初職が正規か正規以外かで、その後の人生がどのように異なるかを、その他の変数の影響を制御しないで、男女別に調べてみる。その結果を念頭に置きながら、次のような再帰的(recursive)な2変数プロビット回帰モデルを推計する。すなわち、この回帰モデルは2本の方程式で構成されるが、そのうち、主たる方程式(方程式1)は、現在のさまざまな状況を示す二値変数を「初職が正規以外」と共変量(学歴・年齢)によって説明し、副次的な方程式(方程式2)は、「初職が正規以外」を、2つの操作変数(都道府県レベルの有効求人倍率と全国レベルの非常用雇用者率;いずれも卒業年度)と共変量(学歴・年齢)によって説明するものであり、この2本の方程式を同時に推計する。「未婚」「生活満足度が低い」「心理的ストレスあり」という3つの二値変数についても同じような2変数プロビット回帰モデルを推計する。一方、「正規以外のキャリア期間比率」と「本人所得」という2つの連続変数については、説明変数が二値変数の場合と同様の発想により、「初職が正規以外」

を二値のトリートメントとするトリートメント効果モデルを最尤法で推計する。

次に、「初職が正規以外」が生活満足度や精神健康に及ぼす影響に対して、現在の社会経済的状态や婚姻状態がどこまで媒介するかを調べる。そのために、まず、現在の社会経済的状态や婚姻状態を示す各変数を、上記の再帰的2変数プロビット回帰モデルの主たる方程式(方程式1)に説明変数として一つずつ追加する。次に、すべての変数を同じ方程式に説明変数として追加する。これらの回帰式の推計結果において、「初職が正規以外」が「心理的ストレスあり」に及ぼす直接的な影響が、説明変数の追加によってどの程度弱まるかに注目する。

4. 分析結果

4.1 記述統計分析

表1は、サンプルの基本的な特徴を要約したものである。この表からもわかるように、初職が正規以外だった者の比率は男性16.0%、女性21.4%となっている(非就業はそれぞれ4.1%、5.9%)。自営業や家事のみ、非正規雇用かつ第3号被保険者の比率は極めて低い。調査時点における就業が正規以外の比率は、初職の場合よりやや高めで、男性34.1%、女性83.7%となっている。ただし、女性の場合、家事のみが45.6%、非正規雇用かつ第3号被保険者が6.0%(いずれも第3号被保険者)と比率がかなり高く、正規以外にこれらを含めるかどうかで結果が大きく異なることが推察される。

次に、初職が正規であった人と正規以外であった人との間で、その後の人生にどの程度の違いが出てくるかを、男性(上段)と女性(中・下段)に分けてそれぞれ見たのが表2である。女性については、家事のみ、非正規雇用かつ第3号被保険者をサンプルに含めた場合(中段)と含めない場合(下段)に分けてある。ただし、いずれもその他の変数は制御していない。

まず、男性について見ると、初職が正規以外だと、現職も非正規になりやすくなるほか、それまでの就業キャリアにおける非正規の期間も長くなり、本人所得も低くなり、未婚にとどま

表 1. サンプルの記述統計量

		全体	男性	女性
比率				
年齢	30 歳代	0.331	0.318	0.346
	40 歳代	0.323	0.319	0.327
	50 歳代	0.346	0.363	0.327
学歴	高卒以下	0.251	0.202	0.305
	短大・高専卒	0.239	0.124	0.367
	大学卒	0.458	0.588	0.314
	大学院卒	0.052	0.086	0.013
初職	正規雇用者(a)	0.814	0.840	0.786
	非正規雇用者(b)	0.115	0.105	0.126
	自営業(c)	0.011	0.011	0.011
	非就業(d)	0.050	0.041	0.059
	家事のみ(e)	0.010	0.002	0.018
	非正規雇用かつ第3号被保険者(f)	0.000	0.000	0.000
	正規以外(b~f)	0.186	0.160	0.214
現職	正規雇用者(g)	0.424	0.659	0.163
	非正規雇用者(h)	0.164	0.113	0.220
	自営業(i)	0.074	0.112	0.033
	非就業(j)	0.092	0.113	0.069
	家事のみ(k)	0.218	0.002	0.456
	非正規雇用かつ第3号被保険者(l)	0.029	0.001	0.060
	正規以外(h~l)	0.576	0.341	0.837
婚姻状態	未婚	0.235	0.302	0.161
	配偶者あり(同棲含む)	0.704	0.649	0.765
	離死別	0.061	0.049	0.073
生活満足度	6段階のうち下位1~3	0.407	0.459	0.348
心理的ストレス	K6≥5	0.415	0.422	0.408

(続く)

表 1. (続)

	<i>M</i>			
年齢	<i>M</i>	45.6	46.1	45.0
	<i>SD</i>	9.0	9.0	8.9
本人所得(100万円)	<i>M</i>	329.4	515.4	123.7
	<i>SD</i>	348.8	360.9	177.9
全国レベルの非常用雇用者比率(卒業年度)	<i>M</i>	0.115	0.115	0.114
	<i>SD</i>	0.015	0.016	0.015
都道府県別有効求人倍率(2011年度)	<i>M</i>	1.122	1.123	1.121
	<i>SD</i>	0.250	0.252	0.248
都道府県別有効求人倍率(卒業年度)	<i>M</i>	0.971	0.975	0.966
	<i>SD</i>	0.697	0.675	0.721
正規以外のキャリア期間比率	<i>M</i>	0.526	0.373	0.696
	<i>SD</i>	0.293	0.252	0.237
生活満足度(1~6)	<i>M</i>	3.59	3.44	3.75
	<i>SD</i>	1.20	1.22	1.15
サンプル数		5,935	3,117	2,818

る比率が高まり、生活満足度が低下し、心理的ストレスを感じる度合いも高くなる傾向が顕著に見られる(平均値の違いの p 値は両側検定でいずれも 0.1% 未満)。

女性の場合についてみると、専業主婦または主婦パートである女性をサンプルに含めた場合

(上段)、初職と現職の関係は有意でなくなり、本人所得も有意とは言いにくくなる($p=0.100$)。これは、初職が正規であっても、結婚して専業主婦になったり、主婦パートにとどまる女性が少なからずいるためであろう。一方、現職が家事のみ、非正規雇用かつ第3号被保険者である

表2. 初職がその後の人生に及ぼす影響

初職	正規	正規以外	差	p 値
男性				
現職が正規以外	0.296	0.574	-0.278	<0.001
正規以外のキャリア期間比率	0.315	0.677	-0.236	<0.001
本人所得(100万円)	550.3	331.8	218.5	<0.001
未婚	0.256	0.544	-0.288	<0.001
生活満足度が低い	0.429	0.616	-0.187	<0.001
心理的ストレスあり	0.404	0.518	-0.114	<0.001
観測数	2619	498		
女性				
現職が正規以外	0.833	0.851	-0.078	0.298
正規以外のキャリア期間比率	0.655	0.845	-0.190	<0.001
本人所得(100万円)	120.8	134.2	-13.4	0.100
未婚	0.143	0.227	-0.084	<0.001
生活満足度が低い	0.335	0.397	-0.062	0.004
心理的ストレスあり	0.392	0.465	-0.073	<0.001
観測数	2,214	604		
女性(専業主婦・主婦パートを除く)				
現職が正規以外	0.642	0.731	-0.089	0.003
正規以外のキャリア期間比率	0.568	0.815	-0.248	<0.001
本人所得(100万円)	226.3	214.9	11.4	0.356
未婚	0.302	0.404	-0.102	<0.001
生活満足度が低い	0.408	0.449	-0.041	0.184
心理的ストレスあり	0.423	0.485	-0.062	0.048
観測数	1,030	334		

注) その他の変数の影響は制御せず。

女性をサンプルから除いた場合(下段)、初職が正規以外であると現職も非正規となる傾向が有意な形で示される。本人所得への影響は、ここでも有意ではない。それ以外の側面では、生活満足度との関係が有意でなくなり、心理的ストレスありとの関係の有意性が低下する点が注目される。これらの結果は、婚姻状態が、初職と現在の生活満足度や精神健康との関係を媒介している可能性を示唆するものである。

4.2 回帰分析

表3は、初職が現在の就業状況に及ぼす影響に関する、2変数プロビット・モデルの推計結果を、男性(第1列)と女性(第2,3列)に分けて紹介したものである。女性の結果は、専業主婦・主婦パートをサンプルに含めた場合(第2列)と、除いた場合(第3列)に分けて示している。それぞれ、上段は被説明変数を「現職が正規以外」とする第1式と、下段は被説明変数を「初職が正規以外」とする第2式の結果をまと

めたものである。数値は、すべて限界効果で表記してある。

まず、男性について見ると、初職が正規以外であれば、現職が正規以外になる確率は51.8%高まることがわかる(0.1%有意)。一方、女性の場合は、専業主婦・主婦パートをサンプルに含めると、初職は現職に有意な影響を及ぼさないのに対して、サンプルに含めない場合は、初職が正規以外であれば、現職が正規以外になる確率は45.1%上昇する(0.1%有意)、という対照的な結果になっている。女性の場合、専業主婦・主婦パートをサンプルに含める際には、それらのタイプの女性は正規以外として分類しているので、この結果は、女性の場合、初職が正規であっても専業主婦・主婦パートになるケースがかなり多いことを反映しているものと考えられる(この表には示していないが、初職が正規だった女性のうち、調査時点で専業主婦・主婦パートであった者の比率は53.5%であり、初職が正規以外だった女性の場合の44.7%を

表 3. 初職が現在の就業状態に及ぼす影響(限界効果)

プロビット・モデル及び2変数プロビット・モデルの推計結果

	男性	女性	
		専業主婦・主婦パートをサンプルに 含める	含めず
方程式 1(被説明変数=「現職が正規以外」)			
初職が正規以外	0.518*** (0.123)	-0.137 (0.180)	0.451*** (0.087)
短大・高専卒(基準=高卒以下)	-0.004 (0.034)	0.008 (0.018)	-0.010 (0.031)
大卒	-0.062* (0.031)	-0.024 (0.019)	-0.073* (0.032)
大学院卒	-0.147*** (0.042)	-0.157* (0.069)	-0.097 (0.115)
40 歳代(基準=30 歳代)	0.079 (0.027)	0.036 (0.027)	0.178*** (0.031)
50 歳代	0.261*** (0.026)	0.088*** (0.025)	0.240*** (0.041)
都道府県別有効求人倍率 (調査時点(2011 年度))	-0.037 (0.034)	-0.084** (0.028)	-0.103* (0.050)
方程式 2(被説明変数=「初職が正規以外」)			
都道府県別有効求人倍率 (卒業年度)	-0.039*** (0.012)	-0.036** (0.012)	-0.012 (0.034)
全国レベルの非常用雇用者比率 (同)	0.025*** (0.006)	0.000 (0.010)	-0.030* (0.012)
短大・高専卒(基準=高卒以下)	-0.081*** (0.014)	0.007 (0.020)	0.018 (0.030)
大卒	-0.170*** (0.018)	0.039 (0.022)	0.094** (0.033)
大学院卒	-0.123*** (0.011)	0.043 (0.076)	0.031 (0.094)
40 歳代(基準=30 歳代)	-0.060*** (0.016)	-0.122*** (0.020)	-0.179*** (0.026)
50 歳代	-0.062*** (0.022)	-0.077* (0.033)	-0.193*** (0.033)
ρ	-0.345 (0.203)	-0.350 (0.341)	-0.883 (0.456)
likelihood test of $\rho=0: \chi^2(1)$	2.478	0.514	1.928
Log likelihood	-3100.117	-2640.264	-1559.965
N	3117	2818	1364

注) ()内は標準誤差。専業主婦・主婦パートは、正規以外に分類される。 ρ は方程式 1 及び 2 の誤差項の相関係数。*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

上回っている)。

さらに、表の下段を見ると、男性の場合、卒業年度において都道府県レベルの有効求人倍率が高いほど、また、全国レベルの非常用雇用者比率が高いほど、初職が正規以外になる確率が高まることが分かる。これに対して、女性の場合は、専業主婦・主婦パートをサンプルに含めた場合は、都道府県レベルの有効求人倍率にかかる係数だけがマイナスで有意となり、含めない場合は、全国レベルの非常用雇用者比率にか

かる係数がプラスで有意となる。後者の結果は予想とは逆の結果であり、モデルの定式化に工夫の余地があることを示唆している。なお、2本のプロビット回帰式の誤差項(ρ)は、それがゼロであるという仮説をどのモデルでも棄却できない。

なお、表には示していないが、第 2 式を含めずに、第 1 式だけの単純なプロビット・モデルを用いて推計すると、「初職が正規以外」の限界効果は、男性 31.5%、女性 3.2% (専業主婦・

表4. 「初職が正規以外」がその後の人生に及ぼす影響(限界効果)

	男性	女性	
		専業主婦・主婦パートをサンプルに 含める	含めず
2変数プロビット・モデル推計結果			
現職が正規以外	0.518*** (0.088) ^b	-0.137 (0.180)	0.451*** (0.124)
未婚	0.570*** (0.087)	0.502*** (0.127)	0.371 (0.296)
生活満足度が低い	0.502** (0.051)	0.593*** (0.035)	0.501*** (0.051)
心理的ストレスあり	0.516*** (0.043)	0.555*** (0.050)	0.520*** (0.064)
トリートメント効果モデルの推計結果			
正規以外のキャリア期間比率	0.544*** (0.030)	0.273*** (0.047)	0.316 (0.174)
本人所得(百万円)	-337.1*** (46.4)	4.1 (34.1)	-28.2 (48.2)
N	3117	2818	1364

注) ()内は標準誤差。専業主婦・主婦パートは、正規以外に分類される。 ρ は方程式1及び2の誤差項の相関係数。*** $p < 0.001$ 、** $p < 0.01$ 、* $p < 0.05$ 。

主婦パートをサンプルに含めた場合)及び10.0% (含めない場合)となり、2変数プロビット・モデルの場合の結果より低めの値が得られる。(観察されない)能力やモチベーションが欠落変数であれば、むしろ逆の結果になってもおかしくない。同様の状況はKondo(2007)でも見られるが、操作変数の設定が適切でない可能性もあり、今後解決すべき問題として残されている。

表4は、表3で行ったのと同様に、これまで及び現在のさまざまな社会経済的状況や婚姻状況を方程式1の被説明変数にして、2変数プロビット・モデル及びトリートメント効果モデルの推計結果を男女別に紹介したものである。ただし、「初職が正規以外」の限界効果とその標準誤差のみを報告している。男性の場合について見ると、初職が正規以外であれば、(表3で既に確認したように)現職が正規以外になる確率が高まるだけでなく、未婚にとどまり、生活満足度が低くなり、心理的なストレスを感じる確率が有意に高まり、正規以外のキャリア期間比率も長くなり、本人所得が低くなることが確認される。

女性の場合もほぼ同様の傾向が見受けられるが、専業主婦・主婦パートをサンプルに含める

かどうかで結果はいくぶん異なる。表3ですでに確認したような、現職への影響の違いのほか、未婚や正規以外のキャリア期間比率への影響が専業主婦・主婦パートをサンプルに含めると有意でなくなる。これは、こうした女性が未婚でなく、しかも、就業形態が正規以外と分類されていることに起因すると考えられる。なお、男性の場合と異なり、女性では初職の違いが本人所得に有意な影響を及ぼさないことも注目される。

次に、初職が現在の生活満足度や精神健康に及ぼす影響をさらに詳細に見てみよう。表5は、「初職が正規以外」が生活満足度に及ぼす影響を、2変数プロビット・モデルによって推計した結果(限界効果)を男性(上段)と女性(下段)に分けてまとめたものである。女性については、専業主婦・主婦パートをサンプルに含めた結果のみを紹介する。モデル1は比較のためのベンチマークであり、現在の社会経済的状態や婚姻状態の影響を何も制御していないモデルである(その結果は表4第1行にすでに示してある)。モデル2~5は、現職が正規以外、正規以外のキャリア期間比率、本人所得、未婚をそれぞれ一つずつ説明変数に加えたものであり、モデル6はそれらすべてを加えたものである。

表 5. 初職やその後の状況が生活満足度に及ぼす影響(限界効果)

2変量プロビット・モデルの推計結果(被説明変数=生活満足度が低い)

モデル	1	2	3	4	5	6
男性						
初職が正規以外	0.502*** (0.051) ^b	0.499*** (0.043)	0.295** (0.099)	0.452*** (0.094)	0.334*** (0.088)	0.364*** (0.092)
現職が正規以外		0.156*** (0.018)				0.038 (0.024)
正規以外のキャリア期間比率			0.294*** (0.048)			-0.062 (0.051)
本人所得(百万円)				-0.407*** (0.030)		-0.344*** (0.034)
未婚					0.225*** (0.022)	0.152*** (0.023)
女性						
初職が正規以外	0.593*** (0.035)	0.591*** (0.036)	0.594*** (0.047)	0.592*** (0.034)	0.537** (0.071)	0.530*** (0.074)
現職が正規以外		-0.010 (0.020)				0.017 (0.030)
正規以外のキャリア期間比率			-0.022 (0.033)			0.020 (0.046)
本人所得				0.057 (0.041)		-0.045 (0.060)
未婚					0.171*** (0.026)	0.188*** (0.029)

注) ()内は標準誤差。女性のサンプルは、専業主婦・主婦パートを含む。すべてのモデルにおいて、学歴と年齢が制御されている。「正規以外のキャリア期間比率」「本人所得」は連続変数、それ以外は二値変数。本人所得の係数は百万円単位で推計した結果を1000倍して表記。*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。

男女いずれにおいても、初職が生活満足度に及ぼす影響は、上記のそれぞれの変数を加えることによって低下するものの、その影響は有意な形で残る。ただし、男女を比較するといくつかの違いに気づく。すなわち、男性の場合は、モデル2~5において、追加した変数はすべて有意であり、それに伴って「初職が正規以外」の限界効果はかなり低下し(特にモデル3と5)、変数を全部追加したモデル6では、その限界効果はモデル1から約27%低下している(0.502→0.364)。これに対して、女性の場合は、追加変数のうち有意なのは「未婚」だけであり、「初職が正規以外」の限界効果の低下の度合いは総じて限定的である。すべての変数を加えたモデル6における「初職が正規以外」の限界効果も、モデル1と比べて約11%の低下(0.593→0.530)にとどまっている。さらに、モデル6における「初職が正規以外」を比べると、女性のほうがいくぶん大きめとなっていることも注目される。

最後に、表6は、表5で示したのと同じような形で、初職の精神健康への影響に関する推計結果をまとめたものである。生活満足度の場合と同様、男女いずれの場合においても、初職の影響は、さまざまな要因の影響をすべて制御しても有意な形で残る。ただし、生活満足度の場合とはやや異なり、初職の影響や、それが他の変数に媒介される度合いは男女間でそれほど大きな差はない。

5. 考 察

本稿では、日本のデータに基づき、初職がその後の人生における社会経済的状態や婚姻状態、精神健康に及ぼす影響を分析してきた。具体的には、3つの仮説、すなわち、仮説1:初職はその後の人生におけるさまざまな側面に影響する;仮説2:初職が生活満足度や精神健康に及ぼす影響は、その他の要因の媒介効果を制御しても有意な形で残る;仮説3:初職がその後の人生に及ぼす影響は男女間で異なる、を検証し

表 6. 初職やその後の状況が精神健康に及ぼす影響(限界効果)

2変量プロビット・モデルの推計結果(被説明変数=心理的ストレスあり)

モデル	1	2	3	4	5	6
男性						
初職が正規以外	0.516*** (0.043) ^b	0.508*** (0.039)	0.395*** (0.079)	0.492*** (0.047)	0.424*** (0.069)	0.440*** (0.077)
現職が正規以外		0.099*** (0.017)				0.026 (0.023)
正規以外のキャリア期間比率			0.203*** (0.045)			-0.021 (0.053)
本人所得				-0.221*** (0.026)		-0.159*** (0.030)
未婚					0.166*** (0.021)	0.124*** (0.021)
女性						
初職が正規以外	0.555*** (0.050)	0.540*** (0.069)	0.554*** (0.050)	0.554*** (0.100)	0.500*** (0.100)	0.439*** (0.118)
現職が正規以外		-0.068** (0.023)				-0.123** (0.035)
正規以外のキャリア期間比率			0.009 (0.034)			0.158** (0.050)
本人所得				0.070 (0.042)		-0.063 (0.064)
未婚					0.102*** (0.026)	0.111*** (0.029)

注) ()内は標準誤差。女性のサンプルは、専業主婦・主婦パートを含む。すべてのモデルにおいて、学歴と年齢が制御されている。「正規以外のキャリア期間比率」「本人所得」は連続変数、それ以外は二値変数。本人所得の係数は百万円単位で推計した結果を1000倍して表記。*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。

てきた。

まず、本稿で得られた結果は、このうち仮説1と整合的であることが容易に確認できる。初職が正規以外だと、現職が正規以外となるだけでなく、正規以外のキャリア期間が長くなり、本人所得が低く、未婚にとどまり、生活満足度が低く、心理的ストレスを抱える可能性が有意に高まる。初職が現在の就業状態に影響することは、Kondo(2007)の結果と整合的だが、彼女の分析はサンプルを男女別にすると有意な結果が得られていない。これは、彼女の用いたサンプルが小さかったためだと思われる(男性666人、女性740人;本稿のサンプルは男性3,117人、女性2,818人)。また、本稿では、初職の影響が現在の就業形態だけでなく、その後の人生におけるそれ以外の側面にも影響していることを明らかにしている。

一方、仮説2の妥当性も確認できた。初職が現在の生活満足度や精神健康に及ぼす影響は、男女ともに、現在の社会経済的状況や婚姻状況

によっていくぶん媒介されるものの、完全には媒介されない。初職が正規以外だったという経験は、その後の人生において、それ自体として生活満足度や精神健康に直接的な影響を及ぼしている。

最後に、本稿の分析では初職の影響の仕方には男女間で差があることも認められ、仮説3がある程度成り立つことも分かる。まず、表4で見たように、初職が正規以外である場合、現職が正規以外になり、正規以外のキャリア期間が長くなり、本人所得が低くなり、未婚にとどまる確率は、女性より男性のほうが高くなっている。しかし、生活満足度や精神健康への影響については、専業主婦や主婦パートを女性のサンプルに含めるかどうかで、男女間の違いが異なってくる。専業主婦や主婦パートをサンプルに含め、女性全体を男性と比較すると、初職の影響は、男性より女性のほうがいくぶん高めとなるが、それらをサンプルに含めないと男女間の差はあまり見られなくなる。

また、初職が生活満足度に及ぼす影響は、男性の場合は現在の就業状態や婚姻状態によってかなり媒介されるものの、女性の場合はあまり媒介されない。男性の場合は、日本の社会経済環境の下では、現在の不利な社会経済的状态や婚姻状態を改善することが難しい。だからこそ、そうした足元の状態が初職の影響を強く媒介してしまうのかもかもしれない。これに対して、女性の場合、ライフスタイルを男性より柔軟な形で選択できるので、足元の状態や婚姻状態が仮に不利になったとしても、それが生活満足度に及ぼす影響は男性ほど大きくならず、その結果、それらの媒介効果が限定的になるとも考えられる。しかし、精神健康の面では、こうした男女間の違いはそれほど明確でない。一般人レベルの心理的ストレスに関する限り、初職の違いは男女ともかなりの程度それに直接的な影響を及ぼしている。

6. 結 論

正規雇用以外の初職は、その後の人生に不利な影響を及ぼすという意味で日本では bad start となっているというのが本稿の基本的な結論である。この結果は、期限付きの契約やそのほか非正規雇用で就業生活を始めても、最終的にはそれ以外の人に追いつくことはできないという、ヨーロッパ諸国で見られる傾向とは対照的である。さらに、本稿では、初職の違いが生活満足度や精神健康に及ぼす影響についても検討した。社会経済的状态や婚姻状態の媒介効果を制御しても、正規以外の初職が生活満足度や精神健康に及ぼす影響は消えないことが確認された。こうした結果は、日本の雇用慣行やその他の社会経済的要因が、非正規雇用として労働市場に再参入する機会を制限していることを反映したものと言える。

こうした興味深い結果は得られたものの、本稿の分析が、インターネット調査に内在するバイアス以外にも多くの限界を持っていることは否定できない。第1に、本稿が用いているデータのクロスセクショナルな性格を考えると、現在における社会経済的・婚姻状態と精神健康と

の間で因果関係を正確に捉えることは難しい。例えば、抑鬱によって働く意欲や配偶者を探す意欲が減退するという、逆の因果関係の存在も否定できない。第2に、本稿では、初職を分類するに際して、非就業を非正規雇用と一括りにしている。これは、非就業の比率がかなり低いことを考慮したためだが、新卒後の就業状態が非正規雇用と非就業ではその後の就業キャリアに差が出てくる可能性がある。第3に、初職の影響が年齢やライフステージによって変化する状況が十分に捉えられていない。本稿では、年齢を共変量としてのみ推計モデルに登場させているが、加齢によって初職の影響が減衰していくことも十分予想される。また、初職の違いの重要性は、世代によっても異なっているはずであるが、本稿のデータでは世代効果と年齢効果を区別できない。第4に、専業主婦や主婦パートについては、本稿では正規以外と分類するか、あるいは必要に応じてサンプルから外すという処理を行ったが、女性の就業形態には正規・非正規という二分法では把握できない面があるはずである。こうした課題は、今後の研究課題として残っている。

(シーエーシー・前一橋大学経済研究所、一橋大学経済研究所)

謝 辞

一橋大学の濱秋純哉講師には、一橋大学研究所定例研究会における筆者らの本論文の報告に際して討論者となっていただき、貴重なコメント数多く頂戴した。また、同研究会のその他の参加者からも多くの質問やコメントをいただいた。なお、本論文の基礎となった調査の実施や本論文の作成は、日本学術振興会科学研究費補助金・特別推進研究(課題番号 220000011)からの財政的支援を受けている。以上、記して謝意を表す。

参 考 文 献

- Baranowska, A., M. Gebel and I. E. Kotowska (2011) "The Role of Fixed-Term Contracts at Labour Market Entry in Poland: Stepping Stones, Screening Devices, Traps or Search Subsidies?" *Work, Employment and Society*, Vol. 25, No. 4, pp. 777-793.
- Booth, A. L., M. Francesconi and J. Frank (2002) "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?" *The Economic Journal*, Vol. 112, No. 480, pp. 189-

- 213.
- Braveman, P. A., C. Cubbin, S. Egerter, S. Chideya, K. S. Marchi, M. Metzler and S. Posner (2005) "Socioeconomic Status in Health Research: One Size Does Not Fit All." *The Journal of the American Medical Association*, Vol. 294, No. 22, pp. 2879-2888.
- Bukodi, E. and S. Dex (2010) "Bad Start: Is There a Way Up? Gender Differences in the Effect of Initial Occupation on Early Career Mobility in Britain," *European Sociological Review*, Vol. 26, No. 4, pp. 431-446.
- Clark, R. and N. Ogawa (1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Comment," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 336-345.
- Currie, J. and C. S. Widom (2010) "Long-Term Consequence of Child Abuse and Neglect on Adult Economic Well-Being," *Child Maltreat*, Vol. 15, No. 2, pp. 111-120.
- Diener, E. and R. Biswas-Diener (2002) "Will Money Increase Subjective Well-Being? A Literature Review and Guide to Needed Research." *Social Indicators Research*, Vol. 57, No. 2, pp. 119-169.
- Esteban-Pretel, J., R. Nakajima and R. Tanaka (2011) "Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation," *Labour Economics*, Vol. 18, No. 4, pp. 513-526.
- Frey, B. S. and A. Stutzer (2002) "What Can Economists Learn From Happiness Research?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 2, pp. 402-435.
- Furukawa, T. A., N. Kawakami, M. Saitoh, Y. Ono, Y. Nakane, Y. Nakamura et al. (2008) "The Performance of the Japanese Version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan," *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, Vol. 17, No. 3, pp. 152-158.
- Gebel, M. (2010) "Early Career Consequences of Temporary Employment in Germany and the UK," *Work, Employment and Society*, Vol. 24, No. 4, pp. 641-660.
- Genda, Y. and M. Kurosawa (2001) "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, No. 4, pp. 465-488.
- Hamaaki, J., M. Hori, S. Maeda and K. Murata (2013) "How Does the First Job Matter for an Individual's Career Life in Japan?" *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 29, pp. 154-169.
- Hashimoto, M. and Y. Higuchi (2005) "Issues Facing the Japanese Labor Market," in Ito, T. and H. Patrick and D. Weinstein eds., *Reviving Japan's Economy*, Cambridge: MIT Press, pp. 341-381.
- Hashimoto, M. and J. Raisian (1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 346-354.
- Kahn, L. B. (2010) "The Long-Term Labor Market Consequences of Graduating from College in a Bad Economy," *Labour Economics*, Vol. 17, No. 2, pp. 303-316.
- Kessler, R. C., G. Andrews, L. J. Colpe, E. Hiripi, D. K. Mroczek, S. L. Normand et al. (2002) "Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Non-Specific Psychological Distress," *Psychological Medicine*, Vol. 32, No. 6, pp. 959-976.
- Kessler, R. C., J. G. Green, M. J. Gruber, N. A. Sampson, E. Bromet, M. Cuitan et al. (2010) "Screening for Serious Mental Illness in the General Population with the K6 Screening Scale: Results from the WHO World Mental Health (WMH) Survey Initiative," *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, Vol. 19, No. Suppl 1, pp. 4-22.
- Kondo, A. (2007) "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 21, No. 3, pp. 379-402.
- 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*, Vol. 21, No. 4, pp. 359-374.
- Neumark, D. (2002) "Youth Labor Markets in the United States: Shopping around vs. Staying Put," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 3, pp. 462-482.
- Oreopoulos, P., T. von Wachter, and A. Heisz (2012) "Short-and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 4, No. 1, pp. 1-29.
- Oshio, T., M. Umeda and N. Kawakami (2013) "Childhood Adversity and Adulthood Subjective Well-Being: Evidence from Japan," *Journal of Happiness Studies*, Vol. 14, No. 3, pp. 843-860.
- Ryan, P. (2001) "The School-to-Work Transition: A Cross-National Perspective," *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 1, pp. 34-92.
- Sakurai, K., A. Nishi, K. Kondo, K. Yanagida and N. Kawakami (2011) "Screening Performance of K6/ K10 and Other Screening Instruments for Mood and Anxiety Disorders in Japan," *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, Vol. 65, No. 5, pp. 434-441.
- 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 and Society*, Vol. 18, No. 2, pp. 369-394.
- Scherer, S. (2005) "Patterns of Labour Market Entry: Long Wait or Career Instability? An Empirical Comparison of Italy, Great Britain and West Germany," *European Sociological Review*, Vol. 21, No. 5, pp. 427-440.
- Steijn, B., A. Need and M. Gesthuizen (2006) "Well Begun, Half Done? : Long-Term Effects of Labour Market Entry in the Netherlands, 1950-2000,"

- Work, Employment and Society*, Vol. 20, No. 3, pp. 453-472.
- Takayama, N., S. Inagaki and T. Oshio (2012) "The Japanese Longitudinal Survey on Employment and Fertility (LOSEF): Essential Features of the 2011 Internet Version and a Guide to Its Users," *PIE/CIS Discussion Papers*, 546.
- Tsuya, N. O. and L. L. Bumpass (2004) *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. Honolulu: University of Hawaii Press.
- Zielinski, D. S. (2009) "Child Maltreatment and Adult Socioeconomic Well-Being," *Child Abuse and Neglect*, Vol. 33, No. 10, pp. 666-678.