

平成26年度 卒業論文

初職非正規雇用からの離脱
—— 2005年SSM調査から ——

専修大学人間科学部社会学科

指導教員名 金井雅之

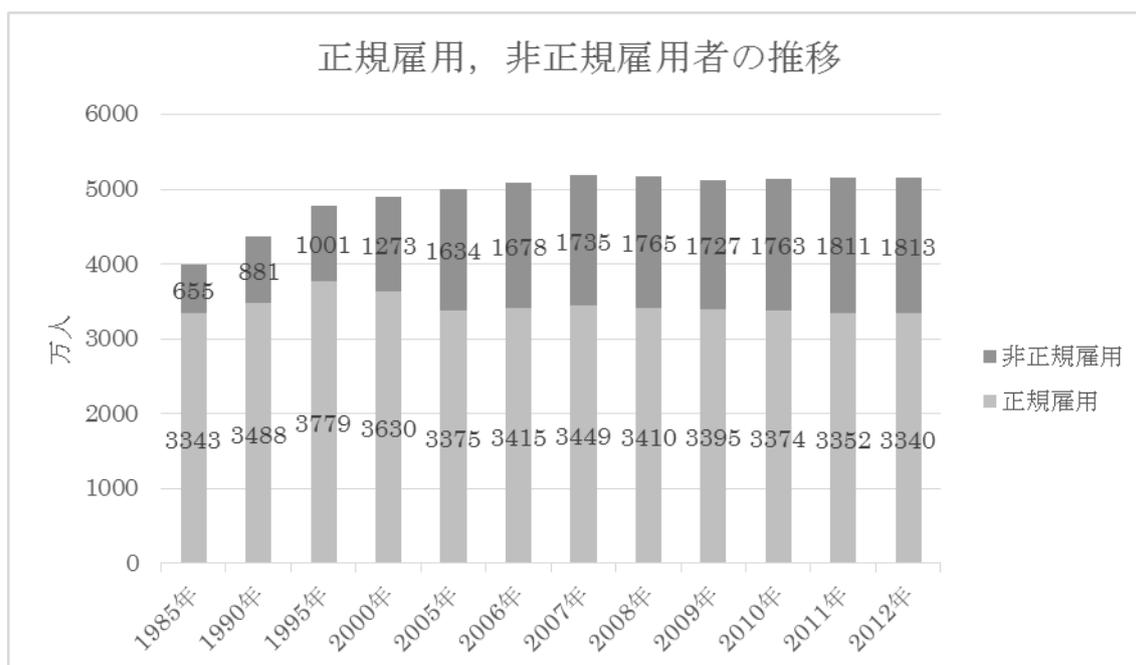
HS23-0131G 菊地 卓哉

目次

第1章 研究の目的.....	1
第2章 先行研究.....	5
第3章 データと方法.....	7
3.1. 分析枠組み.....	7
3.2. 使用データ.....	7
第4章 変数と記述統計量.....	8
4.1. 従属変数.....	9
4.2. 独立変数.....	10
4.3. 統制変数.....	10
4.4. 二変数の関連.....	11
第5章 分析結果.....	13
第6章 まとめと考察.....	15
文献.....	17
謝辞.....	18

第1章 研究の目的

現在、パート、契約、派遣などの非正規労働者が増え続けている。厚生労働省「平成 24 年労働力調査」によると、雇用者に占める非正規雇用者比率は 1990 年代半ばから増加し、2012 年には 35.2%と、雇用者全体の 3 分の 1 以上を非正規雇用が占めているのが現状である(図 1)。総務省統計局「平成 25 年就業構造基本調査」においては、男女別で男性は 22.1%、女性は 57.5%を非正規労働者が占めるまでに至り、男女ともに上昇が続いている。なかでも女性の非正規労働者の割合は、この 20 年間に 39.1%から 57.5%へと 18.4%も上昇しており、非正規労働者の約 7 割弱は女性が占めているという(総務省 2012)。



データ出所：総務省「平成 25 年労働力調査」より筆者作成

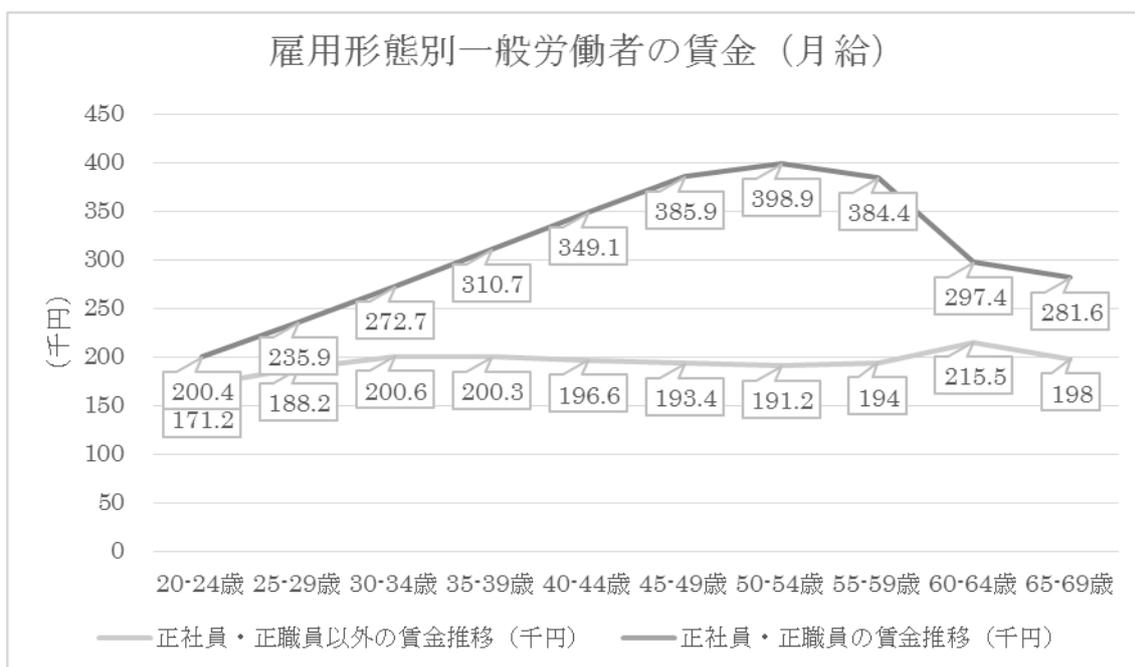
図 1 正規雇用, 非正規雇用者の推移

非正規雇用労働者は、賃金が低く勤続年数が増加しても賃金がほとんど上昇しないこと、社会保険加入率が低いことから、非正規雇用者の増加は、セーフティネットから漏れた低所得者層の増加やそれに伴う将来的な生活扶助率の増加への懸念、家族形成への負の影響など、社会的にも大きな問題となっている(菅 2014)。

日本では「高度経済成長」つまり 1955 年～1973 年の過程で、日本的な独特な正規雇用慣行が形成された。脇田滋 (2014) によれば、その日本的雇用慣行の長所は、新規学校卒業から定年まで約 40 年間に及ぶ長期雇用、未熟練若年者に対する企業内での職業訓練 (On the Job Training)、生活の必要に対応した賃金 (年功賃金・家族賃金) であったという。1973 年には労働者全体の 93% が正規雇用であったり、この日本的雇用慣行は雇用政策や労働・社会保障法の前提となっていた。しかし 1973 年の「石油ショック」以降、日本は高度経済成長から低成長の段階に入った。1990 年代以降のバブル崩壊後の景気低迷や製造業をはじめとするグローバル化の中の国際的競争力の要求なども背景として、日本的雇用慣行の前提が崩れて、従来とは違う「非正規雇用」を導入することになったのである。

長引く経済不況の影響から、資本、労働力の節約のために正規雇用が減少し、アルバイトやパート、契約社員や派遣・請負といった働き方が増加したが、そのような非正規雇用は正規雇用に比べて賃金水準が低く、不安定な雇用であることが言われている (小杉 2010)。総務省統計局「労働力調査特別調査」(2007) によると、男性の場合正規雇用の平均 339.9 万円に対して、パート・アルバイトの平均は 144.3 万円 (正規雇用の約 42%)、その他の非正規雇用の場合は 231.6 万円 (正規雇用の約 68%) となっている。また女性の場合は正規雇用の平均 266.9 万円に対してパート・アルバイトの平均は 112.0 万円 (正規雇用の約 42.0%)、その他の非正規雇用は平均 199.4 万円 (正規雇用の約 71%) であり、就業形態によって収入水準が異なっている。

ある一時点で賃金の低い仕事に就くことはこれまででもあったと考えられる。例えば、見習い期間や入社したての若い時代の賃金である。しかし、正規雇用であれば、勤続して一人前になりさえすれば、より高い賃金を得られる可能性がみえる。雇用形態によるはっきりした分断がなければ勤続して能力を伸ばし、高い収入を得られるようになる可能性は見えやすかったはずである。



データ出所：厚生労働省「平成 25 年賃金構造基本統計調査」より筆者作成

図 2 年齢段階別個人収入

以上の図のように正規雇用にある人は年齢が上がるとある程度の賃金の上昇があり、安定した雇用環境にあるといえるが、それ以外、つまり非正規雇用の職などに就く人々は上昇があまり見られず、不安定な雇用であると考えられる。小杉礼子（2010）が総務省統計局「就業構造基本調査」（2007 年）を用いて調べた結果では、正規雇用の場合は男女ともに、また高卒でも大卒でも年齢段階が上がるとともに年収も時間あたり収入も上昇しているという。また、年齢が高まるほど、職業能力の蓄積があり、より高い賃金が支払われるという関係があると推測している。一方で、パート・アルバイトの場合は、ほとんど年齢にかかわらず、あるいはむしろ高い年齢ほど低下しており、パート・アルバイトという非正規雇用のままでは、勤続していても収入の上昇はほとんど期待できないという。

正規雇用である場合、就業規則で決められた労働時間は通常週 40 時間、つまりフルタイムで働くことが一般的である。しかし、岩井浩ら（2009）によれば、フルタイム労働を少なくとも週 35 時間以上と考えた場合、「パート・アルバイト」でありながら週 35 時間以上働く労働者の割合は男性で約 5 割、女性で約 3 割である。ここに労働実態と処遇の格差、つまり正規雇用と同程度長い時間を働いても正規雇用にもはるかに劣る処遇しか受けられないという格差が存在しているのである。

非正規雇用者はこのように、正社員に比べた相対賃金の低さや勤続年数の短さから、不安定雇用にあるという認識が一般である。ただ玄田有史（2008）によれば、2000 年代半ば以降、景気回復による労働市場の需給改善の影響を受け、非正規雇用者の正規雇用者との賃金格差には改善傾向もみられたという。

社会学における「格差」は、経済格差ばかりでなく、「希望格差」(山田 2004)のように人々の意識の問題にも焦点があてられる。この意識の上での格差の議論でも、若者の就業問題は注目される。山田昌弘(2004)の言う「希望格差社会」は不安定化して「努力が報われない機会」が増大した社会であり、能力や資源としての家族に恵まれ将来に希望の持てる人とそうではない人が分裂するというものである。そして希望を持ってない人の代表がフリーターであるとされている。働き方の変化が所得と希望の格差を広げ、ワーキングプアの増加が起こっているということである。

我が国の非正規雇用の問題は、こうした格差の大きさに加えて、いったん非正規になると正規雇用への移行が難しいことにある。非正規雇用と正規雇用の間には高い壁があるといえるが、それはこれまで述べてきたように我が国の企業の雇用慣行、労働市場の仕組みがある。我が国の企業の特徴と言われる長期雇用慣行とそれに付随する新規学卒採用重視の雇用管理は、新規学卒のタイミングをはずした採用を限定的なものにしてきた。中途採用は少なからず行われてきたが、その原則は他の企業での経験を評価するキャリア採用であり、新規学卒採用とは別の枠組みで考えられてきた。新規学卒採用においては採用後の教育訓練を前提にポテンシャル、つまり訓練可能性が評価されることが多い。それがシグナルとしての学歴・学校歴から判断されるという仮説が成り立つ面もあるが、ここで測られているものは近年の能力観では汎用的能力に当たるものであり、これは学校教育を通じて獲得・蓄積される能力という側面を持つ。新卒採用での基準は、職務経験を持たないことを前提としたものである。採用後の初任研修や初期のジョブローテーションなど、職務経験がないという点で同質な若者たちを、集団的に育成する仕組みを多くの企業が確立してきた。そうした初期の訓練を重視する企業は多く、採用数が少ない中小企業であっても同様の段階を踏んだ育成を意識した企業が多いことが考えられる。こうした採用・育成の仕組みは新卒限定で適用される。すでに労働市場に出ている者は、育成に手間をかける労働者としてではなく、必要な能力を備えていることをその経歴などから評価して採用する対象とみなされる。その経験が非正規雇用であっても、新規学卒でなければ、新卒採用・育成の枠組みからは外れるのである(小杉 2010)。

では、学卒段階で正規雇用になる経路から外れた非正規雇用者は、どのようにして正規の雇用に移行することができるのだろうか。

第2章 先行研究

非正規雇用から正規雇用への離脱についての先行研究では、一度フリーターになると正規雇用への離脱の困難なことを多くのフリーター研究は指摘し、若年の自由な選択としての非正規就業に警鐘を鳴らしている（小杉編 2002 等）。

フリーターの実態分析についてはすでに様々な立場からの研究がある。1990年代のフリーター問題の研究は、好景気な年代だったこともあり、あえて正規社員にならずにアルバイトなどを選ぶという「若者の職業意識の問題」という考えが多かった。しかしその後、2000年代からはフリーター問題への認識は個人の意識の問題というだけでなく、「若者はチャンスに恵まれていない」という就業の特質や社会的背景を検討する考え方が増えてきている（小杉 2010）。

正規雇用への移行を抑える傾向に働く要因として先行研究でもたびたび指摘されているのは低学歴であることと女性であることである。理由として、低学歴であることはグローバル化と技術革新が進展する中で、国内ではより高度な知識が活用される産業の比重が増し、そこでより高い学歴を持った労働者のほうが需要が大きいためであると考えられている。一方、女性であることについては性別役割分業観に基づく個人の側の意識の文脈で多くが語られていることが多い。

非正規から正規への移行率は2002年から2007年の景気拡大期には高まっており、労働需要が高まることで移行促進の大きな要因であることは多くの文献で触れられている（小杉 2010, 玄田 2008, 熊沢 2007 等）。

また熊沢誠（2007）は、不景気な時期が就職活動時期と重なるとフリーターになりやすく、フリーター体験の長い若者は採用基準としてマイナスの評価を受けやすい。そのため景気が回復したとしても離脱が難しく世代的な不平等が生まれていることを指摘している。

上西（2002）は、正社員への移行者にはフリーター通算期間が一年未満程度であるものが多く、移行していないものには2年を超えた者が多いことを明らかにし、そこに企業側の強い年齢選好があると指摘する。短期でフリーターを辞めた若い層なら、職場での経験や技能の蓄積がさほど求められない「第2新卒」と同等の競争条件に立てるということである。

そのような研究がある一方で、玄田（2008）は、2002年の「就業構造基本調査」を用いて、前職非正規であった人が過去1年間に正規の職に移行したかどうかを規定する要因を分析し、ここから非正規労働者として2～5年程度の期間、同一企業で継続就業することが正規の移行にプラスの効果をもたらすことを指摘した。一定期間働き続けることが正社員として求められる潜在能力や継続性を示すシグナルになるという理論に基づくものである。

小杉（2010）は年齢と前職期間、初職が正社員であるかどうかは相互に関連して複雑な効果になると述べている。また、非正規での勤続が評価される場合と評価されない場合があるといい、比較的若い年齢ならば一つの仕事を長く続けることは効果的だが、初職から非正規のまま 30 歳代になった場合の勤続の効果は明らかではないという。

これらの指摘を踏まえて本論文では、今後のキャリア展開において正規雇用になれる可能性が低くなると言われる初職が非正規雇用であったものに焦点を当てる。初職が非正規であったものでも、一定期間以上働くことによって正規雇用への移行が成功する可能性が高まるのではないだろうか。また、自分自身の行動しだいで正規雇用という安定した職に就くという道筋が見えれば、人々は格差に絶望するだけでなく、希望を抱くことができるのではないだろうか。

今回の分析では初職が非正規だった離職者について、転職による正規雇用への影響を与える要因を明らかにする。

第3章 データと方法

3.1. 分析枠組み

本論文では、先行研究において正規雇用への移行が難しいとされる初職が非正規であった人にデータを限定する。初職が非正規になってしまった人であっても、希望を持ってある程度初職を続けた人ほど、初職をすぐにやめてしまう人よりも次の職において正規雇用になりやすいのではないかという仮説から、二つ目の雇用形態を従属変数とし、初職継続雇用期間を独立変数におく。また、日本的雇用慣行の変遷など、世代によって正規雇用になる効果の違いがあると考えられる。そして、そのような時代の変化の効果は性別によって変わるものであると考えられる。そのため、性別、年齢を加えて分析を行う。さらに、統制変数として、先行研究においてでも統制変数として加えられることの多い学歴に関する項目を加え、二項ロジスティック回帰分析を用いて分析を行う。

3.2. 使用データ

2005年SSM調査委員会が2005年に実施した「2005年SSM日本調査」を用いて分析を行う。

終身雇用制の崩壊、フリーターの増加、パート・アルバイトの増加など、労働市場の流動化が指摘されるなか、この調査では、流動性と階層・不平等の関係を解明することを目指している。また、流動性の高まりという時代背景のなかで、人びとがどのようなキャリア（職業経歴）をたどるのか、そして自身のキャリアをどのように考えるのか、といったキャリアをめぐる問題群の解明も主要なねらいとなっている。

調査対象者は日本全国に居住する2005年9月30日時点で満20歳から満69歳までの男女個人である。標本抽出においては全国の市区町村を人口規模に応じて層化し、投票区を第1次抽出単位として1010拠点を抽出、選挙人名簿から対象者を系統抽出法により抽出する層化二段確率比例抽出を行った。調査員による個別面接調査と留置調査を行い、有効回答数は5742人（回収率44.1%）であった。

第4章 変数と記述統計量

変数「初職形態」は、「1. 経営者, 役員」から「8. 内職」までの8個存在する(表1)。これらのうち、これまでの先行研究で非正規雇用と分類されてきたのは、「3. 臨時雇用・パート・アルバイト」、「4. 派遣社員」、「5. 契約社員, 嘱託」の3つである(表1)。

本研究では、初職が非正規雇用であった人が、その後正規雇用に移行するための条件を解明するための条件を解明することを目的としているため、分析対象のデータをこれら3つの値を取るケースに限定する。そのため、表2の再編後の初職形態では「自由業主, 自由業者」、「家族従業者」、「内職」といった変数が欠損値として扱われている。こうした、初職非正規者の割合は、全体の11.1%である。

表1 初職形態

	度数	有効比率	全体比率
1. 経営者, 役員	22	0.4%	0.4%
2. 常時雇用されている一般従業者	4469	80.5%	77.8%
3. 臨時雇用・パート・アルバイト	544	9.8%	9.5%
4. 派遣社員	30	0.5%	0.5%
5. 契約社員, 嘱託	47	0.8%	0.8%
6. 自営業主, 自由業者	99	1.8%	1.7%
7. 家族従業者	329	5.9%	5.7%
8. 内職	11	0.2%	0.2%
有効回答計	5551	100.0%	96.7%
無回答・欠損値	191		3.3%
総計	5742		100.0%

表2 初職形態(再編後)

	度数	有効比率	全体比率
非正規雇用	621	12.1%	10.8%
正規雇用	4491	87.9%	78.2%
有効回答計	5112	100.0%	89.0%
無回答・欠損値	630		11.0%
総計	5742		100.0%

また、男女において労働市場における環境は大きく異なるものであると考えられるため、本論文においては性別によって分析を分けて分析を行う（表 3）。

表 3 性別

	度数	全体比率
男性	213	34.3%
女性	408	65.7%
有効回答計	621	100.0%

それに加え、年代における日本的雇用慣行の変遷など、世代によって正規雇用になる効果に違いがあると考えられるため、年齢を 20～34 歳、35～59 歳、60 歳以上に分け、分析を行う。また 20～34 歳をバブル崩壊後の世代、35～59 歳をバブル崩壊前の世代と考え、分析を行うが、60 歳以上については、戦前の今とは全く異質な雇用環境であったと考えられるため、分析から除外することとする。

4.1. 従属変数

従属変数では「二つ目の職歴の雇用形態」という変数を用いる。変数「二つ目の職歴の雇用形態」は、「1. 経営者、役員」から「9. 無職」までの 9 個存在し、そのうちの「経営者、役員」、「常時雇用されている一般従業者」を「正規雇用」、「臨時雇用・パート・アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員、嘱託」、「無職」を「非正規・無職」という変数として用い、それ以外の値を欠損値とする（表 4）。

表 4 二つ目の職歴の雇用形態

	男			女		
	度数	有効比率	全体比率	度数	有効比率	全体比率
正規雇用	104	56.8%	48.8%	100	29.3%	24.5%
無職・非正規	79	43.2%	37.1%	241	70.7%	59.1%
有効回答数	183	100.0%	85.9%	341	100.0%	83.6%
欠損値	30		14.1%	67		16.4%
合計	213		100.0%	408		100.0%

4.2. 独立変数

独立変数として、初職の在籍期間の「終わり」の年齢から「始まり」の年齢を引いて作成した「初職継続期間」についての変数を用いる。また、初職継続期間を、先行研究を参考に「1年」、「2年」、「3年」、「4～5年」、「6年以上」と再編し、分析においてこれを使用する（表5）。

表5 初職継続期間

	男			女		
	度数	全体比率	累積比率	度数	全体比率	累積比率
1年	80	37.6%	37.6%	133	32.6%	32.6%
2年	31	14.6%	52.2%	78	19.1%	51.7%
3年	22	10.3%	62.5%	49	12.0%	63.7%
4～5年	32	15.0%	77.5%	55	13.5%	77.2%
6年以上	48	22.5%	100.0%	93	22.8%	100.0%
合計	213	100.0%		408	100.0%	

4.3. 統制変数

統制変数として「学歴」という変数を用いる。この変数は、学歴を尋ねた質問において、最終学歴が「中学」、「高校」である場合「高卒以下」とし、「高専」、「短大」、「大学」、「大学院」が最終学歴である人を「高学歴」として再編したものであり、今回の分析においてこれを使用する（表7）。

表6 学歴

	度数	有効比率	全体比率
中学	134	21.6%	21.6%
高校	311	50.2%	50.1%
高専	1	0.2%	0.2%
短大	84	13.5%	13.5%
大学	83	13.4%	13.4%
大学院	7	1.1%	1.1%
有効回答計	620	100.0%	99.9%
無回答・欠損値	1		0.2%
総計	621		100.0%

表 7 学歴（再編後）

	男			女		
	度数	全体比率	有効比率	度数	全体比率	有効比率
高卒以下	160	75.1%	75.5%	285	69.9%	69.9%
高学歴	52	24.4%	24.5%	123	30.1%	30.1%
有効回答数	212	99.5%	100.0%	408	100.0%	100.0%

統制変数として年齢のデータを用いる。また、この分析において 60 歳以上の層に関しては今回分析で使用する「2005 年 SSM 日本調査」が実施された 2005 年から遡ると戦前に当たる世代であり、現在の雇用状況と大幅に異なる環境であったことが推測される。そのため今回の分析においては 60 歳以上の変数に関しては使用せず、分析を行う（表 8）。

表 8 年齢

	男		女	
	度数	全体比率	度数	全体比率
20～34 歳	80	37.6%	156	38.2%
35～59 歳	96	45.1%	146	35.8%
60 歳以上	37	17.3%	106	26.0%
合計	213	100.0%	302	100.0%

4.4. 二変数の関連

多変量解析を行う前に、独立変数と従属変数の男女それぞれの単純な関連性についてクロス集計表を作成し、カイ自乗検定を行う。

独立変数「初職継続期間」と従属変数「二つ目の職歴の雇用形態」についての関連を確認する。表 8 はこの 2 変数の男性のクロス集計表である。カイ二乗検定の結果、この関連は母集団において 0.5%水準で有意であった。一方で表 9 はこの 2 変数の女性のクロス集計表であるが、カイ二乗検定の結果、有意な関連は見られていない。

表 8 初職継続期間と二つ目の職歴の雇用形態との関連（男性）

	正規雇用	無職・非正規雇用	合計
1年	41 (59.4%)	28 (40.6%)	69 (100.0%)
2年	11 (47.8%)	12 (52.2%)	23 (100.0%)
3年	6 (30.0%)	14 (70.0%)	20 (100.0%)
4~5年	10 (34.5%)	19 (65.5%)	29 (100.0%)
6年	11 (26.2%)	31 (73.8%)	42 (100.0%)
合計	79 (100.0%)	104 (100.0%)	183 (100.0%)

$\chi^2 = 14.872, df = 4, p < 0.0049.$

表 9 初職継続期間と二つ目の職歴の雇用形態との関連（女性）

	正規雇用	無職・非正規雇用	合計
1年	84 (72.4%)	32 (27.6%)	116 (100.0%)
2年	49 (67.1%)	24 (32.9%)	73 (100.0%)
3年	30 (69.8%)	13 (20.2%)	43 (100.0%)
4~5年	36 (76.6%)	11 (23.4%)	47 (100.0%)
6年	42 (67.7%)	20 (32.3%)	62 (100.0%)
合計	241 (100.0%)	100 (100.0%)	341 (100.0%)

$\chi^2 = 1.683, df = 4, p < 0.7938.$

第5章 分析結果

本節では、それぞれの独立変数が「二つ目の職歴の雇用形態」に与える影響について、統制変数や交互作用を用いて二項ロジスティック回帰分析を行い、検討する。

分析の結果、男性（表 10）では、交互作用項を入れない場合において、初職継続期間が 1 年の場合と比べて 4～5 年の場合に、二つ目の雇用形態が正規雇用になることに有意な正の関連性が見られた。また年齢も 20～34 歳よりも 35～59 歳の方が有意に正規雇用になりやすくなっている事がわかる。しかし交互作用項を入れた場合は、どのような関連も見られなかった。

女性（表 11）の場合、交互作用項を入れない場合においてはどのような関連も見られなかった。しかし一方で、交互作用項を入れた場合においては、初職継続期間に関しては 1 年と比べると 2 年が 10%水準、6 年以上が 5%水準で、二つ目の職歴の雇用形態が正規になる有意な正の効果があることがわかる。また、年齢については 20～34 歳の世代よりも、35～59 歳の世代の方が 1%水準で有意に正規雇用につきやすくなっている事がわかる。交互作用項を見ると、20～34 歳の世代よりも 35 歳～59 歳の世代の方が初職継続期間が 1 年と比べて 2 年、3 年、4～5 年が 5%水準、6 年以上が 10%水準で有意に無職や非正規雇用になりやすいという関連があることがわかる。

表 10 男性の二つ目の職歴の雇用形態についての二項ロジスティック回帰分析

	交互作用なし		交互作用あり	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	-0.90 **	0.35	-0.86 *	0.39
初職継続期間				
2年	0.59	0.53	0.03	0.74
3年	1.04	0.63	0.72	0.80
4～5年	0.87 †	0.51	0.99	0.72
6年以上	0.70	0.51	1.54	1.23
年齢				
35～59歳	0.88 *	0.37	0.76	0.53
学歴				
高学歴	0.51	0.41	0.57	0.42
初職継続期間 2年×35～59歳			1.32	1.16
初職継続期間 3年×35～59歳			0.91	1.41
初職継続期間 4～5年×35～59歳			-0.25	1.01
初職継続期間 6年以上×35～59歳			-0.96	1.35

従属変数は二つ目の職歴の雇用形態. 初職期間の基準カテゴリーは1年. 年齢の基準カテゴリーは20～34歳. 学歴の基準カテゴリーは高卒以下.

N=149. † < .10, * < .05, ** < .01, *** < .001.

表 11 女性の二つ目の職歴の雇用形態についての二項ロジスティック回帰分析

	交互作用なし		交互作用あり	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	-1.01 ***	0.28	-1.45 ***	0.35
初職継続期間				
2年	0.15	0.36	0.89 †	0.53
3年	0.08	0.44	0.96	0.62
4～5年	-0.48	0.45	0.46	0.67
6年以上	0.59	0.45	1.51 *	0.69
年齢				
35～59歳	0.41	0.28	1.54 **	0.49
学歴				
高学歴	0.08	0.28	-0.06	0.30
初職継続期間 2年×35～59歳			-1.57 *	0.73
初職継続期間 3年×35～59歳			-1.92 *	0.89
初職継続期間 4～5年×35～59歳			-1.87 *	0.91
初職継続期間 6年以上×35～59歳			-1.83 †	0.94

従属変数は二つ目の職歴の雇用形態. 初職期間の基準カテゴリーは1年. 年齢の基準カテゴリーは20～34歳. 学歴の基準カテゴリーは高卒以下.

N=251. † < .10, * < .05, ** < .01, *** < .001.

第6章 まとめと考察

本論文では、初職が非正規だった離職者について、正規雇用への転職に影響を与える要因を明らかにするために分析を行った。本章ではこれらの分析結果を整理し、現代日本社会における正規雇用への移行問題について考察する。

まず男性の場合、分析の結果交互作用項を入れなかった場合は、初職継続期間の4～5年と年齢35～59歳に有意な正の関連が確認できる。年齢については、20～34歳よりも35～59歳の年齢の層、つまりバブル崩壊以前の人々の方が初職非正規雇用であっても次の職で正規雇用になりやすかったことがわかる。男性で初職継続期間と年齢の交互作用を入れた場合は、どのような関連も見ることができなかった。この結果は、男性には世代別の違いがみられなかったということである。

次に女性の場合について見ていく。女性の分析の交互作用なしについて見てみるとどのような関連も見ることができない。しかし交互作用ありについてのモデルを見てみると、初職継続期間が1年よりも2年と6年以上が有意に正の関連があり、また年齢が5%水準で有意となっている。そして交互作用をみると、35～59歳の女性は20～34歳の女性に比べて、初職継続期間が長くなると正規雇用ではなく非正規雇用や無職に移行しやすくなっていることがわかる。

以上の分析結果から考察してみると、まず、交互作用なしの男性の初職継続期間において、10%水準という低い有意確率ではあるものの、4～5年に正規雇用への正の関連があることは玄田（2008）の、前職非正規であった人は非正規労働者として2～5年程度の期間、同一企業で継続就業することが正規雇用への移行にプラスの効果をもたらすという指摘と整合性がとれている。つまり、男性の場合、初職から二職目という限定的な場面においても、玄田の言うように2～5年就業が仕事を続ける能力があるという企業に対するシグナルになりうるということである。この結果は男性において希望となりうる結果であると考えられる。山田（2004）の言う「希望格差社会」は、不安定化して「努力が報われない機会」が増大した社会で、将来に希望の持てる人とそうではない人が分裂するというものであり、非正規雇用の広がりによって生まれた働き方の変化が所得と希望の格差を広げていることを指摘していた。しかし、たとえ就職活動に失敗したといったことで、非正規雇用の職にやむを得ず就いたとしても、2～5年という期間、仕事を継続することで正規への職につきやすくなる可能性がある。そのような目標が生まれる点で、「希望」につながるものであるといえるのではないだろうか。

一方で女性の分析では、交互作用ありの分析において興味深い結果が見られる。女性の20～34歳世代においては、初職継続期間が2年であることが有意に正規雇用に移行しやすいという結果が表れているが、女性の35～59歳世代は、初職が長くなるほど次の二つ目の

職歴の雇用形態が無職、あるいは非正規雇用になりやすくなっているのである。このような、世代による変化は男性においてはみられておらず、女性においてのみ起こっている。

これは歴史的背景から考察しなければならないであろう。脇田（2014）によれば、日本では1955年～1973年の「高度経済成長」の過程で、日本独特な正規雇用慣行が形成され、生活も「一億総中流」と呼ばれる程に向上し、社会的格差が少なく「分厚い中間層」が存在する社会が形成されたという。「日本的雇用慣行」の優秀さが海外にも盛んに宣伝される程であったというが、しかし「日本的雇用慣行」にはいくつかの否定的特徴があった。その中のひとつが、その「日本的雇用慣行」が男性のみが対象であり、女性は結婚、出産を機会に退職するということが一般化していたことであった。現在も、裁判所や国連からは日本の雇用における「男女差別」が指摘され続けている。1973年の「石油ショック」以降、日本は高度経済成長から低成長の段階に入った。日本的雇用慣行の前提が崩れて、従来とは違う「非正規雇用」を導入することになったと言われている。1970年代には、「家計補助的就労者」として、主婦パートタイマーが増大した。男性正社員である夫の「被扶養者」として、社会保険や税制上の「優遇」を受けることと引き換えに、年収100万程度を強制される低賃金労働者であったという。企業にとっては「人件費節約」「雇用調整」が可能であるために、主婦パートを歓迎した。労働者・労働組合は、「男性正規雇用」が削減されず、家計補助収入が増えることから主婦パートタイマーの導入に強く抵抗しなかったという。

このような背景から考えれば、35～59歳の世代の女性たちは、非正規雇用は結婚の前の一時的な仕事であったということが考えられる。つまり性別役割分業に基づいた、女性は仕事ではなく、家庭に入るものだという考え方が社会全体に根強く残っていたということである。本論文の分析において、無職と非正規雇用を一つの変数として扱っていた。性別役割分業意識の観点から見れば、当時の女性たちは主婦への移行、つまり本分析では無職への移行として扱われていたと考えられる。仕事を長く続けていたくても、仕事を続けても昇進できず、親や職場の上司、世間の目といったものが結婚を半ば強制させる環境があったのではないかということも推察できる。逆に、20～34歳の女性の交互作用ありの2年に有意な正の関連が見られたということはバブル以降の女性は35～59歳の世代の女性が置かれていた、社会の性別役割分業意識が以前と比べて和らぎ、男性の働き方に、女性の働き方が近づいて行っているということがいえるのではないだろうか。

文献

- 青山悦子, 2014, 「非正規雇用と多様な正社員」『嘉悦大学研究論集』56(2): 1-19.
- 玄田有史, 2001, 『仕事の中の曖昧な不安——揺れる若年の現在』中央公論新社.
- 玄田有史, 2008, 「前職が非正規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.
- 後藤道夫・吉崎祥司・竹内章郎・中西新太郎・渡辺憲正, 2007, 『格差社会とたたかう——(努力・チャンス・自立) 論批判』青木書店.
- 後藤道夫, 2011, 『ワーキングプア原論——大転換と若者』花伝社.
- 堀有喜衣, 2007, 『フリーターに滞留する若者たち』勁草書房.
- 岩井浩・福島利夫・菊地進・藤江昌嗣編, 2009, 『格差社会の統計分析』北海道大学出版会.
- 菅万理, 2014, 『大卒初職非正規就業から正社員への移行——大学時代の過ごし方に注目して』一橋大学経済研究所世代間問題研究機構.
- 小杉礼子編著, 2002, 『自由の代償／フリーター——現代若者の就業意識と行動』日本労働研究機構.
- 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.
- 厚生労働省, 2013, 「平成 25 年版 労働経済の分析——構造変化の中での雇用・人材と働き方」(2014 年 12 月 13 日取得, http://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/roudou/13/dl/13-1-5_03.pdf).
- 熊沢誠, 2007, 『格差社会ニッポンで働くということ』岩波書店.
- 益田仁, 2012, 「若年非正規雇用労働者と希望」『社会学評論』63(1): 87-105.
- 太田清, 2006, 「非正規雇用と労働所得格差」『日本労働研究雑誌』557: 41-52.
- 斎藤友里子・三隅一人編, 『現代の社会階層 [3] ——流動化のなかの社会意識』東京大学出版会.
- 総務省, 2012, 「平成 24 年就業構造基本調査結果」(2014 年 12 月 13 日取得, <http://www.stat.go.jp/data/shugyou/2012/pdf/kyoyaku.pdf>).
- 脇田滋, 2014, 「‘日本型’非正規雇用改善のための法政策」『社会科学研究年報』44: 269-275.
- 山田昌弘, 2004, 『希望格差社会』筑摩書房.

謝辞

本稿では，二次分析に当たり，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから〔「2005年SSM日本調査，2005」（2005SSM研究会データ管理委員会）〕の個票データの提供を受けた．謹んで感謝申し上げたい．