

非正規雇用の増加原因に関する諸仮説の検証

太郎丸 博

目次

第1章	問題: 非正規雇用増加の原因	4
1.1	非正規雇用の定義	4
1.2	先行研究と本書の課題	6
1.3	社会階層と非正規雇用	9
1.4	本書の課題	12
第2章	非正規雇用率の年齢・時代・コーホート分析	14
2.1	なぜ、年齢・時代・コーホート分析なのか	14
2.2	データと分析法	18
2.3	分析結果	19
2.4	考察	28
第3章	非正規雇用の増加と産業構造の変化	31
3.1	非正規雇用増加の原因に関する諸仮説	31
3.2	性別・産業による非正規雇用増加の要因分解	35
3.3	法規制の効果の推定	41
3.4	議論	46
第4章	労働観の変容 1973–2008	47
4.1	問題：日本における労働観の変化	47
4.2	仕事の内的価値と自己表出的価値観の隆盛？	48
4.3	データ	49
4.4	分析法	51
4.5	分析結果	55
4.6	まとめと議論	68
第5章	自営業の周辺的な性格に関する予備的検討	71
5.1	自営と非正規雇用の類似性	71
5.2	従業上の地位による年収の不安定性の比較	73
5.3	最低賃金法違反と企業規模・産業	78
5.4	議論	85
第6章	非正規雇用と自営／正規雇用の代替性	87
6.1	先行研究	87
6.2	自営業と非正規雇用の増減に関する時系列分析	90

6.3	産業別の自営数と非正規労働者数のトレンド	101
6.4	議論	109
第7章	まとめと議論	111
7.1	まとめ	111
7.2	議論	112

第1章

問題：非正規雇用増加の原因

本書では日本でなぜ非正規雇用が増加したのかについて説明したいいくつかの仮説を、1980年代から2015年ごろまでのデータを使って検証していく。非正規雇用の定義については1.1節で詳しく論じるが、正規雇用以外の雇用形態を指し、パート、アルバイト、派遣社員、日雇い、臨時雇用、嘱託、等々を指すと考えておけばよい。非正規雇用の形態で働いている労働者を非正規労働者と本書では呼ぶ。ただし、政府統計では、労働者を雇用者と呼ぶのが通例で、ここでいう非正規労働者も非正規雇用者と呼ばれるので、データについて記述する際には雇用者といった用語を使うこともある。

多くの研究で指摘されてきたように、非正規労働者は1970年代から次第に増加し、2015年の7~9月期の労働力調査詳細集計では、1971万人で、15歳以上人口の15.1%、労働力人口の23.0%、自営業を除く労働者の37.2%を占めるに至った(総務省統計局2015a)。もともと正社員のような標準的な働き方とは異なる働き方を総称するために、「非正規」という言葉が用いられていたが、すでにごく普通の働き方となってしまった。

1.3節で述べるように、非正規雇用は正規雇用よりも賃金が低く、雇用も不安定であるため、貧困層の増加原因になると懸念されている。また、労働市場の構造や経済的不平等、人々の意識を理解するうえでも、重要な要因の一つとして理解されるようになってきた。そのため横断的な比較研究(例えば正規雇用と非正規雇用の比較分析)は蓄積が進んできたが、非正規雇用がなぜ増加したのか、といった時系列的な変化の研究は一部の研究に限られてきた。なぜなら、このような非正規雇用に関する統計は、おおむね1980年代からとられはじめたが、1990年代ぐらいまではあまり非正規雇用の規模が大きくなかったためにケース数が足りず、本格的な分析が困難であったからである。また2000年以前になされた社会調査は非正規雇用かどうかをたずねていなかったり、尋ねてもデータ・アーカイブなどでの公開が進んでいないために、実質的には多変量解析のような踏み込んだ分析ができなかつたのである。

しかし、近年はデータ・アーカイブへの社会調査データの寄託も進んだし、2000年代以降の調査では非正規雇用については調べられることが多くなったため、時系列的な比較がかなり可能になってきた。本書では主に労働力調査や就業構造基本調査の二次データを使い、非正規雇用がなぜ増加してきたのかを、いくつかの観点から明らかにしていく。

1.1 非正規雇用の定義

労働者の地位や仕事の種類を分類する場合、客観主義と呼称主義とでもいるべき二種類の分類法がある。客観主義とは、労働者の働き方の客観的な特徴(例えば、雇用期間や労働時間)を基準にして労働者や仕事を分類するやり方である。他方、呼称主義とは、労働者の地位や仕事が職場でどのように呼ばれているか(例えば、パートか、派遣か、正社員か)で、労働者や仕事を分類するやり方である。

客観主義は労働時間や賃金のように多くの社会で測定¹⁾できる基準で仕事を分類するので、比較が比較的容易であるという利点を持つ。しかし、客観主義的に非正規雇用を定義すると、日本では非正規雇用としてとらえたい対象を非正規雇用として分類できなくなってしまう。例えば、非正規雇用を有期雇用または短時間労働（週40時間未満）と定義することが考えられるが、パートやアルバイトの中には、労働時間が週40時間以上で、雇用期間も特に限られていない（つまり、正社員と同じ）という人々がかなりたくさんいる²⁾。客観主義をとると彼女たちは非正規雇用ではない、という学界や一般の人々の直感に反する分類をしてしまうことになる。

呼称主義は上記の客観主義の問題を回避できるが、職場での呼称は、職場によってさまざまなので（例えば、非常勤職員、嘱託社員、契約社員、パートナー社員）、そういった多様な呼称の働き方を本当に適切に調べ、分類できるのか、という問題がある。

元来、日本の労働統計は客観主義を採用しており、国勢調査でも労働力調査でも就業構造基本調査でも、労働時間や雇用契約期間が調べられてきた。しかし、パートやアルバイトの増加とその実態を把握する必要性から、就業構造基本調査と労働力調査では1980年代から、客観的な特徴に加えて、呼称も調べられるようになっている。SSM調査でも客観主義と呼称主義を折衷した分類が用いられており、客観的な働き方も呼称も両方重要というのが、専門家の間での合意であるように思われる。

本書では、できる限り呼称主義で正規雇用と非正規雇用を分類するが、客観的な情報しか得られない場合は「有期雇用」、「短時間労働者」といった言葉を使い、非正規雇用の動向を推測するための間接的な指標とする。呼称主義を採用するのは、日本では呼称主義による非正規雇用の定義が学界や政府ではほぼ例外なく用いられており、マスコミもこれにならっているからである。上記のように客観主義と主観主義にはそれぞれの長所と短所があり、一概にどちらがいいとは言い切れない。このような状況で私があえて客観主義に固執しても、議論を混乱させるだけで特に大きな利点があるとは思えない。ちなみに前述の非正規労働者は1971万人という推計値も呼称主義で定義した非正規労働者の数である。

また、呼称主義で定義された非正規雇用の多様性は非常に大きいものの、雇用の不安定性という点では、程度の違いは大きいものの、おおむね共通した特徴を持っている（太郎丸2008, 2009）。この不安定性という特徴は、本書が特に注目したい点であるが、客観主義ではかえってうまくとらえられない可能性が高いのである。なぜなら、前述のようにパート・アルバイトは雇用期間を定めた労働契約を結ばないことも多いが、実際の雇用は非常に不安定であることが知られているからである。

このような呼称主義的な定義が日本で定着した背景を詳しく分析した研究はみあたらないが、パート・アルバイトといった用語は、日本では広く浸透しており、多くの職場でほぼ同じ意味で用いられていると期待できるし、非常勤職員、嘱託社員、…といった呼称の多様性についても、正社員とは明確に異なるカテゴリとして多くの人々が認識するようになっていると期待できる。正社員が労働者の中で高い地位と結びついた特殊なカテゴリであることは、すでに大半の日本在住者にとって共通の認識であり、正規雇用と非正規雇用の分類に際しても特に混乱は生じないと考えられるのである。

ただし、こういった共通認識の成立は2000年以降であり、それ以前は自分が「パートである」「嘱託社員である」といった認識を明確に持っていなかった人も一定の規模で存在していたと考えられる³⁾。

1) 私たちはストップウォッチや体重計のような測定器で労働時間や雇用期間を調べているわけではないので、「測定」という言い方には未だに強い抵抗感を私は感じるが、学界の通例にしたがってこの用語を本書では用いる。

2) 欧米やその他の国々で日本と同じように呼称主義で非正規雇用を分類しているという話はまだ聞いたことがない。英語圏では有期雇用かどうかに注目することは珍しくないが、そもそも“nonstandard employment,” “irregular employment,” “atypical employment”といった用語はあるものの、それほど広く使われているわけではない。韓国での非正規雇用概念の発達については、有田（2011）が詳しいが、日本の影響を受けつつも、客観主義的な定義がしばしば用いられている。

3) 1995年と2005年のSSM調査データを比較すると、人々の非正規雇用認識の変化を反映していると思われる変化が見られる。例えば、対象者に以前のことを思い出してもらい、1985年に学校を卒業して初めて職についた人の（その初職の）非正規雇用率を調べると、1995年調査の結果よりも2005年調査の結果のほうが非正規雇用率が高い（他の関連する変数

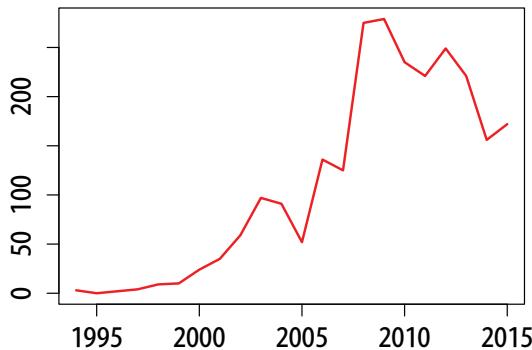


図 1.1 CiNii のキーワード検索で「非正規 AND (雇用 OR 労働)」でヒットした論文数の推移
(2016 年 2 月 13 日に検索した結果)

2000 年代に入って我々研究者やマスコミが非正規雇用というカテゴリを盛んに用いることで、この概念は一般の人々にも浸透し、呼称主義による分類が妥当性を持つようになったのかもしれない。つまり、予言の自己成就、あるいは再帰的な非正規雇用カテゴリの強化が起こっていたのかもしれない。それゆえ、呼称主義で時系列的な比較を行う際には注意が必要であり、客観的な指標を補助的な指標として検討することも重要である。

1.2 先行研究と本書の課題

非正規雇用に関する論文は、日本では毎年たくさん書かれており、もうすべてをチェックできるような状況ではない。図 1.1 は CiNii の論文検索でキーワードに「非正規 AND (雇用 OR 労働)」を設定してヒットした論文数の推移を示したものである。1995 年ごろはほぼゼロだが、2005 年にかけてゆるやかに上昇したあと 2005～2010 年の間に爆発的に増加し、その後は減少傾向である。ただし、CiNii のいう「論文」には、『週刊東洋経済』や『前衛』のような学術雑誌とは言えない雑誌や政府やシンクタンクの調査結果を報告する定期刊行物の記事もかなり含まれているので、学界だけでなく政府や硬派のジャーナリズムの関心も反映されていることには注意が必要である。

この結果を非正規雇用研究の量の粗い指標とみなすならば、非正規雇用研究の流行は峠を越えた感がある。しかし、2015 年にも 172 本の記事が書かれており、2～3 日に 1 本程度のペースで非正規雇用について何かが書かれている⁴⁾。それにもかかわらず、非正規雇用がなぜ増加したのか、という点についてはほとんど研究がなされていないように思える。以下では、日本の労働市場の変容と非正規雇用の関係に関する研究を紹介しながら、本書の主要な関心事について述べていこう。

を統制しても統計的に有意)。調査時点が違うだけで、まったく同じ母集団に対して初職非正規雇用率を計算しているはずなのに、このような違いが生じる理由は、1995 年時点では自分の初職を「パート」「嘱託社員」といったカテゴリに分類していなかった人々が 2005 年には、それらのカテゴリに分類するようになったということである。これは 1995～2005 年間に従業上の地位に関する認識が人々のあいだで重要性を増したからであると考えられる。

4) ところが、CiNii で上と同じ条件で出版年を限定せずに博士論文を検索すると、タイトルなどで明示的に非正規雇用や非正規労働に言及したものは、たったの 12 本で、そのうち 9 本が経済学、2 本が医学、あとは商学、看護学、先端科学技術がそれぞれ 1 本という結果で、社会学でヒットした博士論文はゼロであった(2016 年 2 月 13 日に検索した結果)。もちろんタイトルや抄録で非正規雇用に言及しなくても、非正規雇用を扱っている博士論文はあろうが、社会学者、特に若手の研究者の間での非正規雇用への関心は低いのかもしれない。

1.2.1 非正規雇用はどう変わったか?

非正規雇用の増加に言及した研究は枚挙にいとまがない。特に非正規雇用の増加が賃金格差の拡大や貧困をもたらすと主張する研究が多い(中村 2008; 太田 2006)。また、非正規雇用の増大は雇用の流動性を高めると言われてきた(阪口 2011; Sato 2010)。非正規雇用が正規雇用や自営業に比べて賃金が低く(太郎丸 2008; Sato 2008; 鹿又 2008)、貧困率や離転職率も高いので(岩田 2007; Takenoshita 2008; Tanaka 2008; 渡邊 2011)、労働力人口に占める非正規雇用の比率が増大すれば、賃金のジニ係数や貧困率や離転職率が高まることは簡単に数学的に証明できる。それゆえ、これらの研究の主張は基本的には全く正しい。

しかし、それらの研究は、正規雇用と非正規雇用の間の賃金格差や貧困率の差や非自発的離職率の差(これらを総称して正規-非正規格差と呼んでおく)は、この数十年の間にほとんど変化していないと仮定している。もちろん彼らが仮定しているように大きな変化はないのかもしれないが、変化しているかどうかはデータで確認してみなければわからない。また、非正規雇用はそもそもなぜ増加してきたのかについては、アドホックにバブル経済の崩壊やグローバル化が槍玉に挙げられるだけで、それらと非正規雇用の増加の間にほんとうに関係があるのかどうかデータで確認した研究はほとんど無い⁵⁾。それゆえ、

- なぜ非正規労働者は増加したのか、
- 正規-非正規格差に変化はないのか、あるとすればその原因は?

といった問題が重要な研究課題として残されているのである。ただし、これらについてもまったく先行研究がないというわけではない。いくつかの例外を示そう。非正規雇用増加の原因については、太郎丸(2009)でもある程度検討しているし、6章で詳しく見るよう、Nitta(2001); 仁田(2011); 野村(1998)のような研究もある。しかし、これらは表面的な事実を概観して仮説を示しているというレベルをこえているとは言えない。脱工業化が進み、労働力に占める女性の比率が拡大したことが非正規雇用の増加の一因であることはしばしば指摘されている。しかし、その効果がどの程度であるのかについてはあまりはっきりしていない。また、非正規雇用と正規雇用や自営業との間の代替関係についても同様である。本書では、上の二つの研究課題のうち、第一の問題に焦点を絞るが、関連する研究成果について概観しておこう。

広い意味での正規-非正規格差の変化については、離職率の変化について研究がある。阪口(2011, 2014)によれば、非自発的な離職のリスクは、1994-2004年期には全体的にそれ以前の時期よりも増大しているが、正規雇用と非正規雇用の間の離職率の差に変化はない。Nakazawa(2008)や渡邊(2011)は自発的離職も含めて同様の分析をしているが、正規-非正規間の離職率の差に明確な変化はないことを示している。ただし、これらはいずれもSSM調査のデータを使った分析結果であるので、その妥当性には多少の留意が必要である。というのは、SSMは職歴を思い出してもらうことでデータを得ているが、この種の回顧は転職を過少に推定してしまうことが知られている。それゆえ、離職率の変化につ

5) ちなみに、『「非正規労働」を考える: 戦後労働史の視角から』(小池 2016)は、非正規雇用の変化を歴史的に考察したかのように思えるタイトルであるが、いくつかの職場での非正規雇用と正規雇用の分業と非正規雇用から正規雇用への登用が考察されているだけで、非正規雇用の増加原因についてはほとんど論じられていない。この本の主要な主張は、1) 非正規労働者と正規労働者は異なる業務を担っており、前者の方がスキルレベルが低く責任も軽い業務を担っていること(それゆえ賃金格差があるのは当然である)、2) 非正規雇用は労働者のスクリーニングのためのプールとして機能するということ(働きぶりを見て見込みのある非正規労働者を正規雇用に登用する)、ということである。こういう主張が当てはまるような職場もあるのかもしれないが、それがどの程度一般化できるのかは不明であるし、これらの主張が正しかったとしても、なぜ非正規雇用が増加しているのかは依然として不明なままである。

いては、労働力調査のような回顧によらないデータも使い、別の角度から検証してみる必要はあろう。賃金格差の変化については研究が見当たらない。

また、正規–非正規間格差との関係で重要なのは、労働組合による非正規労働者の組織化である。労働組合が非正規労働者の労働条件改善のために活動するならば、両者の格差は縮小するかもしれない。周知のように労働組合は男性が家族を養える賃金を要求し続けてきた経緯があるため、女性や若者、高齢者といった人々を主な担い手とする非正規雇用に関して積極的に取り組んでこなかった。非正規労働者は正規労働者に比べると組織率も非常に低い。しかし、職場や企業によって非正規労働者支援の取り組みはさまざまであるし、コミュニティ・ユニオンによる非正規雇用支援も進んだため、近年非正規労働者の組織率は上昇していると考えられる（橋元 2010; 兵頭 2013）。

1.2.2 年齢への注目

本書では、非正規雇用の状況を概観する際に、特に年齢に注目する。正規雇用と非正規雇用の状況は、年齢、性別、学歴といった要因によって大きく異なる。それゆえ、これらを無視して非正規雇用全体について語ることは、ミスリーディングな議論になってしまう恐れがある。私自身を含めて、これまで多くの研究が若年の非正規雇用に注目してきた。それは、非正規雇用率の増大の問題性がもっとも明白なのが若年層だからであろう（太郎丸 2009）。若年層では正規–非正規の賃金格差は小さいものの、正規雇用についていれば得られたであろうオンザジョブトレーニングを若いうちに得られないことの損失は⁶⁾、他の年齢層に比べて大きいと考えられる。また、大企業や政府は正規労働者の新卒一括採用を好む傾向があり、若いうちに大企業や政府の内部労働市場に参入できないと、その不利益はその後も長く続くことが懸念されているからである。これらの「考え」や「懸念」が本当に正しいのかどうかはもっと探求されるべきではあるが、現時点においてはこれらを否定する理由はない。

未婚女性の非正規労働者はその後結婚するので、雇用が不安定で収入が低くても大きな問題ではないと考える人もいるだろうが、非正規雇用の女性は正規雇用の女性に比べて結婚しにくく（永瀬 2002; 酒井・樋口 2005; 吉田 2012）、結婚したとしても夫も非正規労働者である確率が相対的に高い（太郎丸 2011）。それゆえ決して楽観できるわけではない。また、結婚しても離別や死別によって再び働く女性も少なくないので、女性の非正規雇用率の高さを貧困や格差の問題と切り離そうとする議論には無理があろう。

それでは、中高年期の非正規労働者の状況はどのようなものだろうか。以下では、退職期以前の中高年層と退職期以後の高年層にわけて、非正規雇用の相対的な経済的困窮度について概観しよう。

退職期以前の中高年層の場合、非正規雇用の大半を占めるのは女性である。これらの女性が非正規雇用についているからと言って、社会的地位が低いとか、経済的に困窮しているとは言えない。なぜなら、この年代の女性の中には、高い地位と収入のある夫を持つ者が無視し得ない割合で存在しており、妻の低収入や雇用の不安定性が直ちに経済的困窮につながらない世帯もかなり存在しているからである。実際、夫の収入が高いほど妻が働くインセンティブは下がる（それゆえ、就業率は下がり、就業したとしても短時間労働に従事しやすく、収入も低くなりやすい）とする説はダグラス・有沢の法則と呼ばれ、20世紀の日本では繰り返し確認されている（多田 2015）⁷⁾。ただし、米国ではダグラス・有沢の法則は

⁶⁾ オンザジョブトレーニングだけでなく、研修等のオフザジョブトレーニングに関しても、非正規雇用のほうが受ける機会は少なく、そのことは賃金の低さや正規雇用への移動の難しさに結びついていると言われている（原 2011; 小杉礼子 2009）。また、正社員として働いたことがないということが一種のスティグマとして働く可能性もある。ジョブカードのような制度の導入はこういったスティグマを緩和する狙いがある（堀 2012）。

⁷⁾ ただし、夫婦の収入に相関があるとしても、両者の間に直接的な因果関係があるかどうかはかなり疑わしい（武内 2007）。パネルデータで固定効果モデルを使って夫の収入の変化が妻の就業状態の変化に及ぼす影響を推定した結果を見ると、有意にならない場合がしばしばあり、数年程度のタイムスパンでは変化しない観察されない異質性（例えば学歴やライフス

1980年ごろには成り立たなくなつておひ、その後はむしろ夫婦の収入はプラスに相関するという事実が繰り返し観察されている (Schwartz 2010)。

日本でも最近の出生コードホートほど夫婦の収入の相関が高まる（つまり、ダグラス・有沢の法則は当てはまらない）とする研究もある（尾嶋 2011）。また未婚率や離婚率の上昇⁸⁾を考えると、中高年女性非正規労働者の経済的困窮度については、はつきりとしたことはわかっていない。

ポスト退職期は男女とも非正規雇用率が非常に高いが、一部の経営者や自営業を除けば年金や資産が潤沢で経済的にゆとりがあるほど働く傾向があると考えられるし⁹⁾、働くこと、働くことの意味が退職期以前の年齢層とはかなり異なってくるため、他の年齢層とは区別して慎重に考えたほうがよかろう。

1.3 社会階層と非正規雇用

非正規雇用については様々な観点から研究が可能であろうが、本書では階級／階層の構成要素として正規雇用と非正規雇用のあいだの格差を捉える。つまり、非正規雇用の増加といった社会現象を記述したり説明したりすることが本書の目的であるが、それを通じて階級／階層構造の変容の一側面を記述ないしは説明できると考えている。

本書では、社会階層という言葉を主に職業の違いによって生じるさまざまなライフチャンスの格差という意味でもちいることにすると、この用語の意味には歴史的な変遷があるため、ごく簡単に言葉の意味を整理した上で、階級／階層と非正規雇用の関係についてどのように考えられるのか、概観しよう。

1.3.1 階級と階層という用語の近年の用法

階級は、階層と類似の概念であるが、生産関係または労働市場の構造にもとづいて複数のグループが同定でき、それらのグループ間に賃金や労働条件の格差がある場合に、これを階級と呼ぶことが多い。それに対して階層という言葉は、職業や学歴による威信や収入、ライフチャンス、等などの格差を漠然と指し示すために用いられている。階級が社会構造に起因する経済的な格差を指すのに対し、階層はもっと漠然とした意味合いで用いられる。元来、階級はマルクス主義社会理論のキーワードであったので、これとの差異化のために階層という語が用いられることが多い。ただし、最近ではマルクス主義の影響力が低下してきたせいか、マルクス主義とはまったく関係ない議論でも階級という語が使われることが多く、現在では階級という用語をマルクス主義者の占有物と考えることは出来ない¹⁰⁾。欧米では階層を、階級や人種、ジェンダーに起因するさまざまな格差を総称するために用いるといった用法も多く、階級と階層を対立的にとらえるのは、適切ではない。

欧米では、階級はむしろ地位 (status) との対比で捉えられることが多い。階級が明確な分断線を持つ複数のカテゴリからなるのに対し、地位はなだらかに変化する威信や収入、ライフチャンスのグラデーションであると考えられる。そのため社会成員の地位の高さは数量化したり順位をつけたりすることが

タイル）によって生じた「疑似」的な関連である可能性もある。

8) 異婚率は、離婚件数を何で割るかによって結果が異なる。全離婚件数を全人口で割った値を普通離婚率と呼ぶならば、2000年頃までは普通離婚率が上昇したがその後は減少傾向である。しかし、離婚は主に若年層で起きるため、高齢化が進むと年齢別の離婚率は変化しなくても、普通離婚率は減少する。そのため離婚時の年齢別に離婚件数を数え、それらを当該年齢人口で割った値が計算されている。これをみると男女とも25～34歳で減少傾向があるものの、その他の年齢層では2000～2005年の間も離婚率は上昇が続いている（厚生労働省編 2009）。2005年以降のトレンドは不明だが、現時点では離婚率は上昇傾向が続いていると信じるのが妥当であろう。

9) しかし、本当に豊かな高齢者ほど就業しにくい傾向があるのかどうかは未確認。

10) ただ、日本国内の学会大会での発言を聞いてみると、「マルクス主義ではないのに階級という用語を使うのは間違っている」といったコメントは最近でも少なくない。しかし、国際学会ではそういうことはないように思われる。

(少なくとも一定の観点からは) 可能であると考えられるのに対し、階級はそのような数量化を受け付げず、人々をいくつかのグループに分ける構造的な要因であると考えられている。

本書では、以上のような近年の用法にしたがって階級と階層という用語を用いる。

1.3.2 階級／階層と非正規雇用

それでは非正規雇用は階級や階層とどう関係しているのだろうか。非正規雇用と正規雇用のあいだに大きな賃金格差があることは広く知られており、そういう意味で階層と関係していることは明らかである。それでは階級と非正規雇用の関係はどう捉えるべきであろうか。

古典的なマルクス主義階級論にしたがえば、正規労働者も非正規労働者も同じ労働者階級に属する仲間である。しかし、近年ではこういった古典的階級論が用いられることはめずらしく、労働者をいくつかのカテゴリに分類するのが一般的である。特に欧米では中間階級 (middle class) という語で専門職や管理職、ビジネス・エリートを漠然と呼称するのが一般的である。統計的に階級をあつかう場合は、Erikson, Goldthorpe, and Portocarero (1982) の階級分類がもっとも広く用いられており、EGP 階級図式と呼ばれている。また、利用者は少ないが、Wright (1997) の階級分類もよく知られている。もっとマイナーだがミクロ階級論といった提案もなされている (Sørensen & Grusky 1996)。ただ、いずれにせよ労働者をいくつかの階級に分類しており、これらの議論にしたがえば、正規労働者と非正規労働者が同じ階級に属するのかどうかは、議論の余地がある。

EGP 階級図式は、もともと社会移動率や収入を総合的に判断して作られたものであろうが、後に Goldthorpe (2000) によって、理論的な根拠が示されている。それによると、職務を遂行するのに必要な人的資本の希少性と、監視の容易さによって労働者を 4 種類に分類することができ、これらが階級力テゴリにほぼ対応する。監視が難しかったり、成果の評価が難しい職種の場合、労働者には怠けるインセンティブが生じる。低賃金の場合、仮に怠業が摘発されて解雇されても同程度の賃金を得られる仕事を見つけることが容易になるので、怠ける労働者が増える。人的資本が希少で容易に代わりの労働者を見つけることが出来ない場合、雇い主は法定の最低賃金や新古典派的な均衡賃金よりも高い賃金を支払うことで、労働者の怠業を防ぐことが合理的になる。

これは有効賃金理論と呼ばれ、経済学では広く知られているが、Goldthorpe (2000) もこの理論を採用して、職務遂行に必要とされる人的資本が希少で監視が困難な場合、長期雇用を前提とした高い賃金、それも雇用期間が長くなるほど賃金の上昇が期待できるような内部労働市場が発達しやすいと考えている。このような労使関係は、サービス関係と呼ばれる。いっぽう監視が容易で、人的資本の希少性が低く、代わりの労働者を容易に見つけられるような職種の場合、低賃金で雇用は不安定、昇給や昇進の可能性も低くなり、外部労働市場から労働力が調達されるようになるとみなされる。このような労使関係をゴールドソープは労働契約と呼んでいる。サービス関係は専門職や管理職で発達しやすく、労働契約は非熟練マニュアル職が典型的であると考えられている。そして、労働契約とサービス関係の中間には、監視は難しいがスキルは希少ではない職種（上級ノンマニュアル）や人的資本は希少だが監視は容易な職種（熟練マニュアル）が存在することになる。

ゴールドソープは以上のような 4 つの階級分類に、自営業や農業をさらに加えると、EGP 階級図式になると主張している。これは生産関係も考慮しているものの、主に労働市場での労働者の位置を重視しているので、ウェーバー派の階級分類として位置づけられることもある (Breen 2005)。EGP 階級図式にしたがって経験的に人々を分類する際には、短時間労働者かどうかや臨時雇用かどうかは考慮されないので、非正規雇用かどうかは EGP 階級図式とは関係ないということになる。しかし、Goldthorpe (2000) のいう労働契約は非正規雇用の置かれている状況によくあっていていると考えられる。なぜなら、非

正規雇用の多くは希少な人的資本を必要としないし¹¹⁾、長期的な雇用は前提とされていないので、離職を防ぐために高い賃金を設定するということもないからである。欧米ではこういった労働者のあいだの格差は職種にそって存在するのかもしれないが、日本においては欧米ほどには職種が重要性を持たず、従業上の地位（非正規雇用か正規雇用か）が重要性を持つと考えることは可能である。

また、Wright (1997) の階級分類に非正規雇用を位置づけることも可能である。Wright (1997) はマルクス主義者であるが、生産手段の所有の有無だけでなく、組織資産と技能・資格資産も組み合わせて階級を分類している。組織資産とは企業のような経済組織内での決定権のことであるが、非正規労働者はしばしば企業の末端で働いており、正規労働者よりも組織資産が少ないことが多いと考えてよいだろう。だとすれば、Wright (1997) の階級分類を日本に当てはめる際には、正規労働者と非正規労働者を別の階級カテゴリに分類することは、不適切とはいえない¹²⁾。

さらにミクロ階級論の中にも非正規雇用は位置づけられるだろう。ミクロ階級論は、階級を職業にもとづいて多数 (Jonsson et al. (2009)) の場合は 84 種類、Weeden & Grusky (2005) の場合は 126 種類) の細かいカテゴリに分類するほうが、EGP のような主流派の大まかな分類よりも適切であると主張する。今や人々がアイデンティファイするのは、そのような大きな階級ではないし、人々の行動や意識を予測する上でも細かく階級を分類したほうがずっと適切であるとされる。ただし、彼らが階級を分類する際に用いる基準は職業だけであり、企業規模や従業上の地位は無視されている。日本の文脈でいえば、非正規雇用かどうかはしばしば人々の意識や行動と関係しており、職種と同じかそれ以上の予測力がある。日本の文脈にあわせてミクロ階級論を調整するならば、非正規雇用と正規雇用の区分は無視しえないだろう。

日本では正規雇用／非正規雇用という区分が重要な意味を持つことは広く認められているが、それが階級／階層理論上どう位置づけられるべきか、という問題は太郎丸 (2009) 以外には特に論じられていないようである。経験的に考えた場合、階級カテゴリ間には収入の格差があり、階級間の人々の移動は容易でなく、人々のライフスタイルや意識にも大きな違いがあることが想定される。これらの条件が満たされるほど、正規雇用と非正規雇用を異なる階級に分類することは経験的に妥当であるということになろう。収入の格差は繰り返し確認されているし、意識や行動の違いもしばしば確認されているが、社会移動がどの程度あるのかについては、相反する証拠がいくつか示されている。いったん非正規雇用につくと正規雇用に移動することは容易ではないということは、おおむね間違いない。しかし、低位の階級の出身者が非正規雇用につきやすいのかというと、そのような証拠はほとんど示されていない (平尾・太郎丸 2011)。

階級的アイデンティフィケーションという点でも、非正規雇用というカテゴリがどれだけ大きな意味を持っているのかははっきりしない部分も多い。男性の場合は非正規雇用の階層帰属意識は低くなりやすく、非正規労働者の夫を持つ女性の階層帰属意識も低くなりやすい。しかし、女性の場合、自分が非正規労働者でも特に階層帰属意識は低くならない。女性の場合は自分自身を主な稼得責任者とみなしておらず、夫などの他の世帯構成員の階級を「借用」しているせいであると考えられるが、非正規雇用の多数派を占める女性が低い階層帰属意識をもっていないという事実は、階級カテゴリとしての非正規雇用というアイディアとはあまりつじつまが合わない。

以上のように、通常の階級とまったく同じように正規雇用／非正規雇用という区分を用いることはま

¹¹⁾ 学歴が低いほど非正規雇用になりやすいという事実は (小杉 2003; 石田 2005)、希少な人的資本が必要とされないことが多いということを示していると思われる。また、玄田 (2010) によれば、1 年以上 1 つの勤め先にとどまり続ける若年非正規労働者のほうが、短期で職を転々とする若年非正規労働者よりも、正規雇用への移行率が高く、勤続期間が長くなることで正規雇用に必要な高い人的資本の蓄積が進むと解釈している。

¹²⁾ ちなみに Wright (1997) は日本も含めた国際比較をしているが、階級を分類するさいに非正規雇用かどうかは考慮していない。

だできないが、日本においては階級／階層を分類する上で、無視し得ない重要な要因の1つである、というぐらいまでは、おおむね専門家のあいだでは合意があると思われる。

1.3.3 階級カテゴリの縮小と拡大

非正規雇用を階級カテゴリの構成要素とみなす立場をとるならば、なぜ非正規雇用は増加したのか、という問題は、なぜ特定の階級／階層カテゴリが拡大したり、縮小したりするのか、という問題の一種と位置づけられる。このような問題は、古典的なマルクス主義においてはプチブルの淘汰や農民層分解といったかたちで論じられたし（橋本 1999）、非マルクス主義者は産業化（industrialization）や収斂理論といった文脈で論じてきた（Erikson & Goldthorpe 1992; Breen & Luijckx 2004）。ただし、これらの研究は、農民や自営業が減少しているといった事実は経験的に確認しているものの、そのような事実を説明する大きな物語がどの程度正しいのかは経験的には検証してこなかった。

欧米や東アジアの経済発展した国々で確認されている経験的な傾向として、農業層の縮小と近年のマニュアル／ブルーカラー層の縮小、そしてノンマニュアル／ホワイトカラー層の拡大がある。こういった傾向は工業化（Kerr 1983=1984; Kerr et al. 1960=1963）と脱工業化（Bell 1973=1975）というよく知られた産業構造の変化によって説明がつくので、これらの階級／階層の縮小や拡大が重要なトピックになることはなかった。これらの点についてはマルクス主義と産業主義（industrialism）のあいだで予測に大きな違いがなかったことも、階級カテゴリの拡大や縮小が研究者の関心をあまりひいてこなかつた理由の1つかもしれない¹³⁾。

確かに、農業層・ブルーカラー層の縮小やホワイトカラー層の拡大そのものは繰り返し確認された見慣れた現象かもしれない。しかし、このような現象の原因を単純に工業化／脱工業化の帰結であると考えていいのかどうかは、データをもとに検証してみなければわからない。同じように、非正規労働者の増加は日本では見慣れた風景であり、「あたり前」の現象のように思えるかもしれないが、その増加原因が何なのかは経験的に検証されるべきである。

史的唯物論にせよ産業化理論にせよ、そのような大きな物語が信憑性を失ってすでに久しいが、ある階級カテゴリがなぜ縮小したり、拡大したりするのか、という問題は依然として重要であり続けているのではないだろうか。それは現代社会を理解する上で今でも有用であると私は考える。非正規雇用の増大は、近年の労働市場の変化を特徴づける重要な変化であり、その背景を理解することは、階級／階層論においてはもちろんのこと、現代社会論にとっても意義のあることである。

1.4 本書の課題

1.3 節で確認したように、なぜ非正規雇用が増加したのか、という問題は重要な研究課題であるが、1.2 節で述べたようにその原因についてきちんと統計的なデータを用いて検証した研究はまったく見当たらない。しかし、非正規雇用増加の原因を説明する仮説がまったくないというわけではない。むしろ以下のように、よく知られた仮説がいくつかあるのだが、それらがどの程度妥当なのか、きちんと調べられていないというのが実情なのである。それゆえ、そのような一見、自明と思われるかもしれないいくつかの仮説がどの程度正しいのかを検証することを本書の課題とする。具体的には以下のようないくつかの問題に取り組んでいく。

¹³⁾ サービス労働者は商品を生産していないので、剩余価値を生み出しておらず、それゆえ搾取されてもいないし、「労働者」ともいえない、といった考えを持つマルクス主義者にとっては、脱工業化は面倒な問題だったかもしれないが、この問題について本書で深入りする必要はあるまい。

非正規雇用率の年齢・時代・コーホート分析 原因の説明の前に、まず非正規雇用が増加したプロセスを、年齢や出生コーホート、男女別に記述し、特にコーホートがどの程度、非正規雇用率の増大に影響したのか検討する。非正規雇用の増大を特定のコーホートと結びつける議論は少なくないが、印象にもとづいた誤謬であることが少なくない。年齢、コーホート、時代による変化を丁寧に識別することが、非正規雇用率の増大を正しく理解する上で決定的に重要である。こういった研究は、後述の通りほとんど存在しておらず、非常に重要な研究課題である。これは非正規雇用の増加「原因」の説明ではなく、増加のプロセスの記述である。しかし、増加のプロセスを詳しく知っておくことは、原因を説明する前に必ずやるべきことである。この課題には2章で取り組む。

通説の検討 非正規雇用が増加した原因としてしばしば言及されるものの、その真偽が検証されていない通説が3つある。それは、脱工業化、女性労働力率の増加、そして規制緩和（法制度の変化）である。非正規雇用率が高まった原因についてほとんど検討されてこなかった原因の1つは、これらの通説が説得力をもっていたことにあると考えられる。しかし、どんなに説得力があり、その正しさはほとんど自明のように思えたとしても、その通説がどの程度正しいのか検証することには意味がある。結果的に通説はやはり正しかったという「おもしろくない」結果になったとしても、このような基本的な作業から研究を進めていくほうが、けっきょくは研究をすすめる早道であろう。この問題については3章であつかう。

労働観の変化の分析 第三の課題は、労働観の変化の分析である。非正規雇用率が増加した原因としてしばしば労働観の変化が言及される。こういった議論にはまったく説得力を感じないので、私はこれまで繰り返し批判してきたが（太郎丸・亀山2006；太郎丸・吉田2007；太郎丸2007）、だからといって間違っているという決定的な根拠があるわけではなかった。そこで、4章では労働観の時系列的な変化のデータを用い、日本で労働に関する価値感がどのように変化し、その変化が非正規雇用率の増大と関係しているのかどうか、検討する。

非正規雇用とその他の就業形態の代替性の分析 最後に、非正規雇用とその他の就業形態の代替性の分析を行う。若年非正規雇用の研究では、正規雇用のポストが減少し、その分だけ非正規雇用のポストが増大したこと、若年の非正規雇用率が増大したと考えるのが通例である。しかし、若年に限らずすべての年齢層での状況を考えたとき、そのような議論が通用するかどうかは微妙である。実際、自営業や非労働力が減少したせいで非正規雇用が増えたとする議論もある。6章では、このような代替関係を時系列データを使って分析する。5章ではそのための予備的作業として、自営業がどの程度労働市場で周辺的な性質を持っているのか検討する。

以上のように、年齢や性別による違いに留意しながら、これらの問題を明らかにすることを通して、日本の階層構造がどのように変容してきたのか記述していきたい。

なお、煩雑でテクニカルな議論は、それほど長くなれば脚注にまわしてあるが、長くても避けられない場合は本文で論じている。また、論文の本筋からはややはざれるが、関連する論点も脚注で論じてある。これらの脚注は無視しても本文を理解できるように書いたつもりである。

以下ではいちいち言及しないが、本研究で行われた計算とグラフの描画はほぼすべてR（R Core Team 2015）を用いて行っている。グラフはレガシー・プロットと呼ばれる古い描画関数をかなりもちいているが、一部はggplot2（Wickham 2009）を用いて作っている。また、版組にはLaTeXのjsbookドキュメントクラスを用い（奥村・黒木2013）、文献リストはbibtexで管理し、文献のフォーマットは『社会学評論』用スタイルファイル（樋口2009）を用いている。

第2章

非正規雇用率の年齢・時代・コーホート分析

2.1 なぜ、年齢・時代・コーホート分析なのか

時代の変化に応じて、非正規雇用の総数や比率がどう変化したのかを考える場合、年齢・時代・コーホート（Age-Period-Cohort Analysis: 以下 APC と略称）分析は必須の作業である (Glenn 2005)。APC 分析とは、年齢、時代、出生コーホート（以下、コーホートと略称）の効果を識別するための分析の総称である。非正規雇用率は性別だけでなく年齢やコーホートによっても大きく異なるため、時代による変化を考える際には、年齢とコーホートについても考慮する必要がある。

例えば、女性の非正規雇用率は中高年期で高まるので、人口規模の大きなコーホートがこの年代にさしかかると労働力人口全体の平均的な非正規雇用率を押し上げる効果があると考えられる (Korenman & Neumark 2000)。また、学校を卒業してはじめて仕事につく時に正規雇用の新卒採用枠が限られていると、非正規雇用になる新卒者がふえることになるが、一度非正規雇用になると正規雇用に移動するのは容易ではないため、その後、景気が回復して新卒採用枠が増えても、この年代のコーホートの非正規労働者はその恩恵を受けられないかもしれない。このように、年齢、時代、コーホートは密接に関連しており、これらの関連を解きほぐすことが、基礎的な分析として非常に重要である (Firebaugh 1997; Glenn 2005; Yang & Land 2006)。

2.1.1 非正規雇用とコーホート

実際、非正規雇用の研究では、しばしばコーホートが注目されてきた。特にいつ学校を卒業して本格的に働き始めたのかが重要である (玄田 2001; 粒来 1997; Nakazawa 2008)。このように同じ時代に学校を離れ、就職したり、非労働力化した人々の集団を、本書では離学コーホートと呼ぶことにする¹⁾。就職活動をしていた時期に景気が悪ければ求人は減るので、希望の仕事につけない人が増える。これがその離学コーホートの人々のその後の職業経歴に影響を及ぼすことが指摘されている。非正規雇用との関係で重要なのは、学校を卒業して就いた最初の職（以下初職²⁾と略称）が非正規雇用であれば、その

¹⁾ 離学コーホートという言葉は私の造語であり、社会階層論では入職コーホートという概念がときどき使われるが、本書で重要なのはいつ学校を離れたかであって、就職した時期ではない。離学と就職の時期が異なる人もいるので、本書では離学コーホートという用語を使う。

²⁾ この初職という概念は社会階層論ではしばしば用いられるが、若年期に教育を終え、その後に働き始めるという標準的なライフコースを前提にした概念である。そのため標準的でないライフコースをたどる人に関してはどの仕事が「初職」なのか判定するのが難しいといった事態が生じることがある。例えば大学入試に失敗して浪人中にアルバイトをしたあと大学に入り大学卒業後に就職した人や、いったん就職した後に大学に入りなおし（その後再び働く）た人など、就労と教育を

後も非正規雇用にとどまり続ける確率が相対的に高いことである。それゆえ、非正規雇用率の高い時期に離学したコーホートの人々は、その後も非正規雇用率が高いということが予測される。こういった初職の効果は時間が経つにつれて次第に減少していくと考えられるが(Steijn et al. 2006; Gebel 2010)、日本国内ではその効果の永続性を強調する議論が多い(太田 2010; 太田ほか 2007; 黒澤・玄田 2001)。このような背景を考えると、非正規雇用の変化を分析する際にコーホートは非常に重要な要因であることがわかるだろう。

2.1.2 景気循環仮説とロスジェネ

私はコーホートの重要性を認めているが、これを景気循環仮説と結びつけるような議論に対しては批判的である。太郎丸(2009)と重なる部分が多いが、重要なポイントなので再説しよう。

景気循環仮説とは労働市場の変化(例えば失業率や非正規雇用率)を景気循環で説明しようとする仮説の総称である(Ashton et al. 1990)。例えば、景気が悪くなれば失業率が高まり、景気が改善すれば失業率も改善する。これは広く認められた関係で、失業率は景気の重要な指標である。このように景気循環で説明できる社会現象は少なくない。それゆえ、景気循環仮説の中には正しいと思われるものも多い。これを非正規雇用率に当てはめれば、景気循環のせいで非正規雇用率も変動するという仮説が考えられる。少なくとも2010年ぐらいまでの若者の労働に関する研究では、景気が悪くなったせいで非正規雇用率が増加した、という議論がほとんどであった。非正規雇用増加の枕詞としてバブル経済崩壊が言及されることは今でも珍しくない。景気悪化こそが諸悪の元凶であり、非正規雇用の増加もそれが原因だというわけである。

しかし、景気循環で非正規雇用の変動を説明する場合、まったく逆の仮説を考えることもできる。非正規雇用は臨時雇用という性質が強いので、解雇や雇い止めが容易である。それゆえ雇い主側から見れば、景気の良いときに非正規労働者の採用を増やし、景気が悪くなったときに解雇したり、雇い止めしたりすることで景気循環に対応するのが合理的である。もしもこのような行動を雇い主の多くがとるならば、景気の良いときは非正規雇用率が高まり、景気が悪いときは非正規雇用率は下がるはずである。つまり、多くの非正規労働者が景気に応じて失業状態と不完全雇用(underemployment)の間を行き来すると考えられるわけだが、これは前段のバブル崩壊悪玉説とはまったく逆の予測になることに留意されたい。

このように非正規雇用率と景気循環の関係については、正反対の2つの仮説が考えられるが、私が批判しようとしているのは、前者(景気が悪いと非正規雇用率が上がるとする仮説)とコーホート効果を結びつけた仮説である。これはロスジェネをめぐる議論で繰り返しあいまいなかたちで述べられてきた。ロスジェネとは、ロスト・ジェネレーションの略語で、バブル経済崩壊後の就職氷河期に就職した世代を指し、おおむね1972~1982年生まれとされる(朝日新聞社「ロストジェネレーション」取材班2007a,b)。ロスジェネは就職したときに景気が悪かったせいで希望の仕事につけず、非正規雇用率が非常に高く、その後景気が改善してもその恩恵を受けられなかったという説は、ネット上の言説や新聞紙上だけでなく、上記のような離学コーホートの効果を強調する研究者によっても述べられている。

このような仮説が説得力を持つてしまうのは、日本の大企業が新卒一括採用という慣行をとっているからである(稻上 1999; 野村 2007)。理念型としての新卒一括採用は、新しく学校を卒業したばかりの労働者だけを採用する企業慣行と定義できるだろう。それゆえ、この慣行のもとでは、企業は労働者を増やしたい時には、新卒採用者を増やし、減らしたい時には新卒採用者を減らす。そのため、どんなに

交互に体験する人はいるので、これらの人々にとって「初職」とは何なのかは視点の取り方によって変わってくるのである。同様にして離学コーホートに関しても一意に定まらない人々が存在するが、まだせいぜい数パーセントなので、とりあえずは標準的ライフコースを前提にして議論をすすめる。

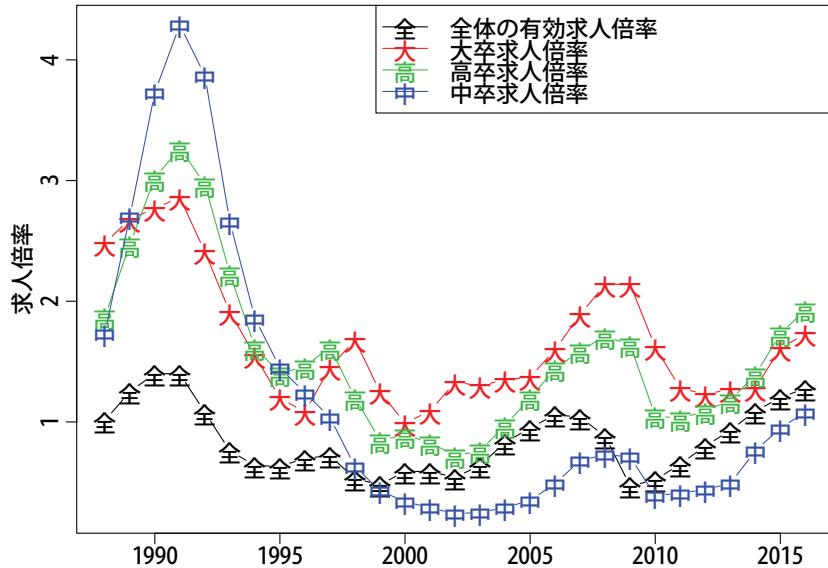


図 2.1 求人倍率の推移

出典：大卒以外のデータは厚生労働省職業安定局（2016）ほか各年より作成し、大卒はリクルートワークス研究所（2016）より作成。データの作成法が違うので、大卒とその他の比較にはあまり意味はない。

景気が良くなても一度労働市場に出てしまった（つまり新卒でない）若者は、新卒一括採用をする企業に採用されることはない。ロスジェネが「失われ」といわれる原因是、このような雇用慣行ゆえである。このように、ロスジェネは就職した時に景気が悪かったせいで非正規雇用率が高く、その後もその他の世代に比べて非正規雇用率が高いとする仮説をロスジェネ仮説と呼ぶことにする。私がロスジェネ仮説に否定的な態度を取り続けてきたのには、以下のような理由がある。

大卒中心主義的バイアス ロスジェネ仮説は大卒以上の学歴を持つ人々には当てはまるかもしれないが、中卒や高卒の人々³⁾には当てはまらないかもしれない。なぜなら、新卒一括採用の恩恵を受けるのは主に大学生だからである。中卒や高卒で働く人たちも新卒で正規労働者として一括採用されることはあるが、大卒に比べれば賃金が低く昇進や昇給の機会は限られている。つまり、中卒や高卒の場合、正規雇用につくメリットはもちろんあるが、そのメリットは大卒に比べて小さいことが多い。そのため離職率も相対的に高くなる。新卒の正規労働者の離職率は中高年層に比べて高く、2011年3月卒の若者の場合、中卒で65%、高卒で40%、大卒で32%が、3年内に最初の仕事を辞めている（厚生労働省職業安定局2014）⁴⁾。

つまり、中卒・高卒の場合、新卒で採用されても大半は3年内に離職するので、景気が良くても悪くても、新卒一括採用の恩恵は限定的で、恩恵を受けられたとしてもその恩恵は大卒に比べて小さいということである。ロスジェネ言説の主な担い手はマスコミや研究者、ネット上の言論であったから、大卒者が中心であったことは間違いない。それゆえ、大卒にしか当てはまらないことをあたかも社会全体にあてはまるかのように論じてしまった可能性がある。また、図2.1か

3) その他にも短大や高専、専門学校、大学院が最終学歴である人々もいるが、記述が煩雑になるので、本文では割愛している。これまでの学歴と社会的地位の関係についての研究成果から推測すると、短大、高専、専門学校は大学と高校の中間、大学院は大学より少しだけ大きい効果が社会的地位に対してあると考えられる（濱中2008；長尾2008；平尾ほか2011；乾ほか2013）。

4) 新卒者の3年内離職率は、かつては七五三現象と呼ばれ、中卒で7割、高卒で5割、大卒で3割と言われたが、本文で触れたように最新のデータではそれよりもやや離職率は低い。一般的には景気の良い時には離職率が高まる傾向がある。

らもわかるように、景気変動による新卒求人倍率トレンドは、中卒、高卒、大卒でほぼ同じであるものの、中卒に対する求人倍率は1995年ごろまでは高卒と同じかそれ以上であったものの、1995年以後は高卒より低くなり、好景気になっても高卒に追いつくことはなくなってしまった。これだけでも、新卒の雇用を考える際に学歴を無視するのがいかに危険かわかるだろう。

男性中心主義的バイアス ロスジェネ仮説は男性に当てはまるかもしれないが、女性には当てはまらないかもしれない。女性は出産などを期に退職する場合が今でも多く(田中 1999; Yamato 2015)、働き続けられたとしても昇進や昇給の機会は男性よりも限られている(中井 2009)。それゆえ、離職率は男性よりも高く(Takenoshita 2007)、離学時に正社員になれても、多くが離職するために新卒一括採用と終身雇用の恩恵を受ける女性は男性よりも少ない。そのため、離学時の景気や正社員就職率が、そのコーホートの女性のその後に大きな影響を及ぼすとは考えにくいのである。

クロノセントリズム クロノセントリズム(chronocentrism)とは自時代中心主義と訳すことができるだろうが、自分が生きている時代を何か特別な時代だと考えるようなものの見方のことである。しかし、長い歴史を冷静に眺めれば必ずしも特別ではないことがわかる場合も多い。「就職氷河期」という言葉にせよ、ロスジェネにせよ、バブル経済崩壊後の日本の状況を史上空前の危機に見舞われたとするような論調は、珍しいものではない。しかし、そのような危機が本当に史上空前であることを示す証拠は示されないのがふつうである。ロスジェネ仮説も同様で、これを積極的に称揚した朝日新聞社「ロストジェネレーション」取材班(2007a,b)も、自説に都合のいい事例を示す以上のことはしていない。実際には、ロスジェネと呼ばれるような世代が経験したことは、他の世代でも経験されているかもしれないである。

2008年までのデータ 1986~2008年の完全失業率と非正規雇用率の推移を出生コーホート別に分析すると、確かにロスジェネに当たる世代では、それ以前の世代に比べて非正規雇用率や完全失業率が高いのであるが、景気回復期に就職したはずのロスジェネよりも新しい世代(以下ではポスト・ロスジェネと呼ぶ)では、ロスジェネよりもさらに非正規雇用率や完全失業率が高いのである(太郎丸 2009)。ロスジェネ仮説が正しいならば、ポスト・ロスジェネの雇用状況はロスジェネよりも改善しているはずなのだが、そのようなことは2008年までのデータでは確認されなかつた。つまり、ロスジェネ仮説はデータによって反証されたのである。

しかし、太郎丸(2009)の分析には時代的な制約があって、十分なものとは言えない。この時点で入手可能だった最新のデータは労働力調査の2008年1~3月期だったが、この時点ではロスジェネは25~34歳、ポスト・ロスジェネは15~24歳で、比較のためには十分なデータがなかったのである。特にポスト・ロスジェネの状況は、ロスジェネ仮説批判のためには決定的に重要であるが、この世代が20代や30代になったときにどのような状況になるのかが、2009年時点ではわからなかったのである。本書の執筆時点(2016年3月)では、すでに労働力調査2015年1~3月期のデータがすでに入手できる。この新しいデータを使ってロスジェネやポスト・ロスジェネの非正規雇用率と失業率の動向をもっと古い世代と比較しながら明らかにしたい。

太郎丸(2009)の分析の限界の2つ目は、記述統計の概観にとどまっており、年齢と時代、コーホートの効果を十分に識別できていない点である。記述的分析は非常に重要であるが、時代の効果がコーホートの効果のように見えたり、年齢の効果がコーホートの効果のように見えたり、あるいはそれらの逆のようなことが起きたりする。多変量解析で記述的分析を補うことは重要である。本書では多変量解析で年齢、時代、コーホートの効果を識別する。

2.1.3 構造変動期から景気循環期へ？

以上のように、私はロスジェネ仮説に否定的であるが、少なくとも2000年代後半までの非正規雇用の増加は、景気循環では説明がつかず、労働市場の構造が変化したと見るべきだと考えている。このような仮説を構造変動仮説と呼ぶ(Ashton et al. 1990)。どのような構造変動が生じたのかについては、3章で詳しく論じるが、脱工業化、ポスト・フォーディズムの進行、女性労働者の増加がしばしば挙げられている。

非正規雇用の増加をもたらす構造変動が始まったのがいつなのかは不明であるが、1960年代台の後半ぐらいにはすでにパートやアルバイトの増加をどう統計的に捉えるのかが政府内で議論されており、パート・アルバイトの数が数えられ始めた1980年代台の半ばには構造変動は進行中で、2009年ごろに一段落したのではないかと私は考えている。なぜなら非正規労働者の年平均数は統計をとり始めて以来、2008年までは増加を続けてきたが、2009年にはじめて減少したからである⁵⁾。これはいわゆるリーマン・ショック⁶⁾の時期である。ただし、2010年以降は景気は回復していないにもかかわらず非正規雇用は再び増加を続けており、構造変動は依然として継続中という見方のほうが適切かもしれない。この点についても分析してみたい。

以下では非正規雇用率のほかに、完全失業率も分析する。われわれの主要な関心は非正規雇用率にあるが、失業率もあわせて考察することで、景気変動やコーホートの持つ意味をより包括的に理解できると考えられる。また、失業率がロスジェネで特に高くないことを示すことができれば、ロスジェネ仮説を批判する上で有効だと考えられる。

2.2 データと分析法

データは、完全失業率（以下、失業率と略）については、労働力調査が一貫して報告しているので、この1973～2015年の年間平均値（15～69歳）を用いる。非正規雇用率については1985～2002年は労働力調査特別調査の2月のデータを、2003～2015年は労働力調査詳細集計のデータ（いずれも15～64歳）を用いる。15～24歳については学生をのぞいた推計値を使う。

非正規雇用率に関して2種類のデータを用いるのは、非正規雇用に関する情報は2002年までは特別調査で集められていたが、2003年から労働力調査本体に統合されたためである。このような調査のやり方の変更によってデータの非連続性が生じ、非正規雇用率が高めに推計されるようになったとする指摘もある（仁田2011）。また2011年には、東日本大震災のせいで岩手、宮城、福島の一部地域で調査が困難となっているため、通常の年よりも推計値は不正確である可能性がある。しかし、これらの問題はあまり本質的な問題では無いので、2002年や2011年頃のデータの挙動に特に注意を払っていれば、十分に比較可能であると考えられる。後の分析結果を見ればわかるように非正規雇用率のトレンドを読み誤らせるほどの大きな変化が2002～03年の間や2011～12年の間に起きているわけではない。

データは個票データではなく、総務省によって作られた人口推計値のクロス表である。そのため、年齢は失業率の場合あらかじめ5歳刻み、非正規雇用率の場合は10歳刻み（15～24歳、25～34歳、…、55～64歳）である。これはコーホートを使った分析をする際に大きな障害になる。例えば2015年に35～44歳のコーホート（つまり1971～1980年生まれ）は、2014年には34歳～43歳だったわけだが、

⁵⁾ 後でくわしく見るように、年平均ではなく四半期ごとのデータを用いる場合、非正規労働者数やその比率は季節的な変動があるので、減少と増加がある程度周期的に見られるが、これは新卒の若者が労働市場に参入することによる現象なので、この文脈では重要ではない。

⁶⁾ 2008年9月15日に米国の投資銀行であるリーマン・ブラザーズが経営破綻したことによる景気後退のこと。

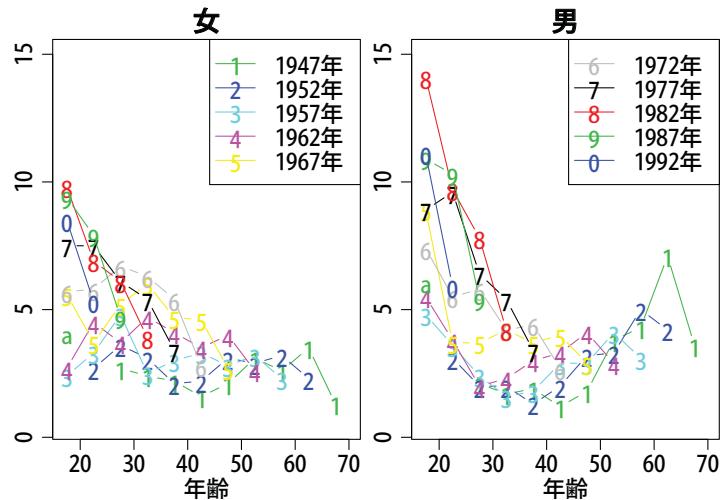


図 2.2 男女別・コーホート別失業率（横軸は年齢）

折れ線は 5 年刻みの出生年別に描かれている。なお凡例は階級の中間値を示しており、例えば「1947 年」は「1945～1949 年生まれ」という意味である。

2014 年のデータも 25～34 歳、35～44 歳といった年齢カテゴリを用いているので、34 歳～43 歳の非正規雇用率はわからないのである。そのため、この 1971～1980 年生まれの正確な非正規雇用率がわかるのは、1985, 1995, 2005, 2015 年のデータだけなのである。

それゆえ、以下ではコーホートを使った単純なグラフを作る際には、完全失業率の場合、1975, 1980, ..., 2015 年のデータだけを、非正規雇用率の場合は 1985, 1995, 2005, 2015 年のデータを使う。コーホートを使わない場合と、多変量解析を行う場合はすべてのデータを用いている。

なお、上で述べたように、この章では一貫して非正規労働者の数ではなく、労働者数に占める非正規労働者数の比率を分析する。なぜなら、非正規労働者の数は労働者全体の数に比例して増える傾向があるため、比率を分析しないと特定のコーホートが直面している困難や労働市場の構造的変容をとらえられないからである。もしも正規労働者と非正規労働者のあいだの分業システムを変えずに人口規模に比例して労働者の数だけを増やすならば非正規労働者数は増えるが、非正規雇用率は変化しない。このような人口や経済の規模による非正規労働者数の変化は、ここで扱おうとしている変化ではない。單に人口が増えたり減ったりすることによる非正規労働者数の変化は自明な現象であり、学問的な重要性はない。また、上記のロスジェネ仮説は、ロスジェネが他のコーホートよりも困窮するリスクが高いとする説であるが、单に人口規模が大きいせいで非正規雇用について、失業したりする人が多くなったとしても、そういう状態に陥る確率が他のコーホートと同じならば、ロスジェネの困窮リスクが高いというには無理があるのである。

2.3 分析結果

2.3.1 コーホート別失業率

図 2.2 は、出生コーホート別に失業率をプロットしたもので、横軸は年齢である。失業率は若い頃ほど高く、次第に下がっていくが、男性の場合は 50 歳代頃から上昇する（ただし、この再上昇のタイミングはコーホートによって多少異なり、定年延長や時代の効果によるものと考えられる）。男女で比較すると、40 歳前後では男性の方が失業率が低いものの、それ以外の年齢では女性のほうが低い。

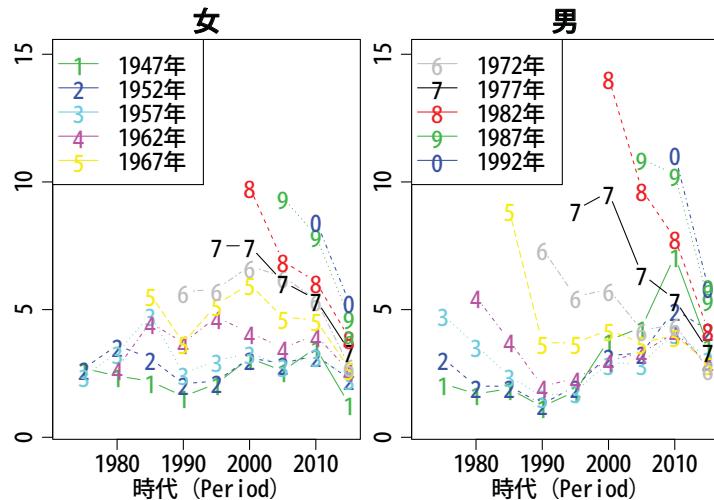


図 2.3 男女別・コーホート別失業率（横軸は時代）

折れ線は 5 年刻みの出生年別に描かれている。なお凡例は階級の中間値を示しており、例えば「1947 年」は「1945～1949 年生まれ」という意味である。

ロスジェネで失業率が特に高いかどうか見てみよう。ロスジェネは、1972～1982 年生まれなので、このグラフの凡例で言うと、7 がロスジェネのど真ん中の世代で、6 と 8 が半分ロスジェネにかかっている世代である。10 代後半から 20 代にかけての失業率を見ると、確かに 7（1975～79 年生まれ）で男女とも非常に高く、その前後の 6（1970～74 年生まれ）と 8（1980～84 年生まれ）もかなり高い。それゆえロスジェネの失業率がこのデータセット全体の平均に比べて高いのは間違いない。しかし、ポストロスジェネである 9（1985～89 年生まれ）、0（1990～94 年生まれ）もかなり失業率が高く、ロスジェネとほぼ同程度の失業率であることがわかる。またロスジェネの直前の世代である 5（1965～69 年生まれ）も 10 代や 20 代の頃はバブルのおかげで失業率が低いものの、30 代後半頃まではロスジェネとほぼ同じ失業率になっている。

同じ失業率のデータを、横軸に時代をとってプロットしたのが図 2.3 である。失業率は景気の重要な指標であることからもわかるように、景気の悪い時期には上がり、よい時には下がる。この図を見ると、1990 年頃失業率は低く、2000 年あたりまで上昇し、その後は低下傾向である。2010 年はいわゆるリーマン・ショック（2008 年）の後なので、多少失業率が高いが、それほど顕著ではない。この図からわかるのは、景気変動の影響を受けるのは、そのとき学校を卒業した特定のコーホートだけではなく、もっと年齢の上がったコーホートも同じだということである。確かに例外はあるものの（例えば壮年期にさしかかったコーホートの男性は景気が悪化していても年齢の効果で失業率が下がる）、幅広いコーホートに景気は影響するのである。

確かに、このような失業率にたいする時代の効果が、若年層ほど大きく現れるることは、よく知られた事実である。図 2.4 は、図 2.2 と図 2.3 と同じデータで、横軸に時代を取り、年齢層別に失業率をプロットしたものである。この図を見ても若年層（特に 20 歳代）の変化の大きさがわかるだろう。それゆえ、時代の効果がもっとも顕著にあらわれるのが、若年層なのである。図 2.2 で、コーホート 8（1980～84 年生まれ）の 15～19 歳時の失業率が顕著に高かったが、これはちょうど 2000 年にあたり、バブル崩壊後のもっとも景気が悪かった時期と重なっているのである。このことがこのコーホートの失業率の高さを生み出したことがわかる。しかし、その後、景気回復とともに失業率は急速に低下し、女性の場合はコーホート 5（1965～69 年生まれ）よりも低いレベルまで、男性の場合もコーホート 5 と同じ

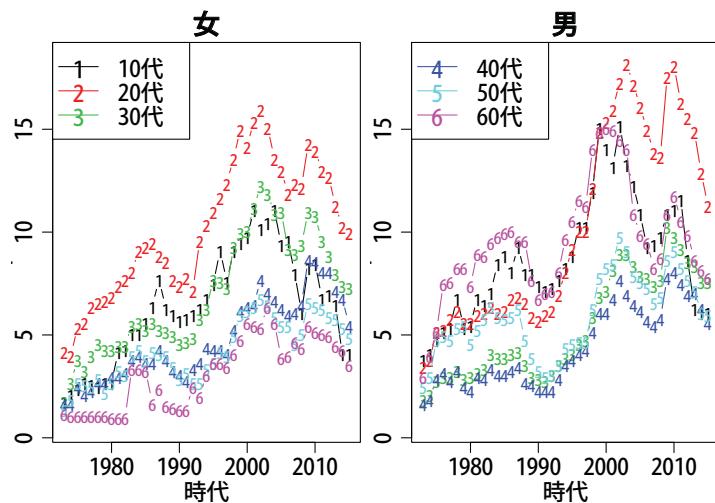


図 2.4 男女別・年齢別失業率（横軸は時代）

折れ線は調査時点の年齢別に描かれている。

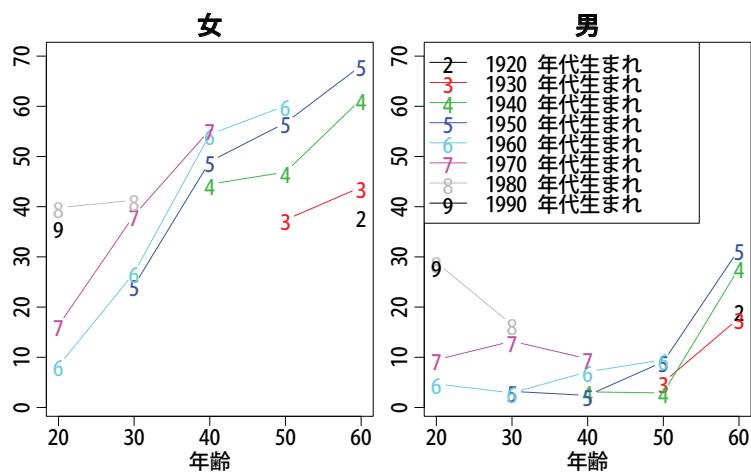


図 2.5 男女別・コーホート別非正規雇用率（横軸は年齢）

出典: 1985, 1995, 2005, 2015 年の 1~3 月期の労働力調査詳細集計。なお、出生コーホートで分類するためには年齢の分類幅にあわせて 10 年ごとのデータしか使えない

レベルまで下がっており、世代の効果というよりも時代の効果のほうが顕著な印象を受ける。言い方を変えれば、景気悪化の煽りを受けたのはロスジェネだけでなく、ロスジェネより若い世代や高齢の世代も同じであるように見える。

2.3.2 コーホート別非正規雇用率

完全失業率の場合と同じようにして、非正規雇用率が性別、コーホート、年齢によってどのように異なるのか示したのが、図 2.5 である。左側のパネルが女性の非正規雇用率で、横軸が年齢、個々の折れ線は出生コーホートに対応している。

女性の場合、年齢が上がるほど非正規雇用率が高まる。年齢が同じならば新しいコーホートほど非正規雇用率が高い傾向が見られる。ロスジェネは 1972~82 年生まれなので、凡例の 7 (1970~79 年生ま

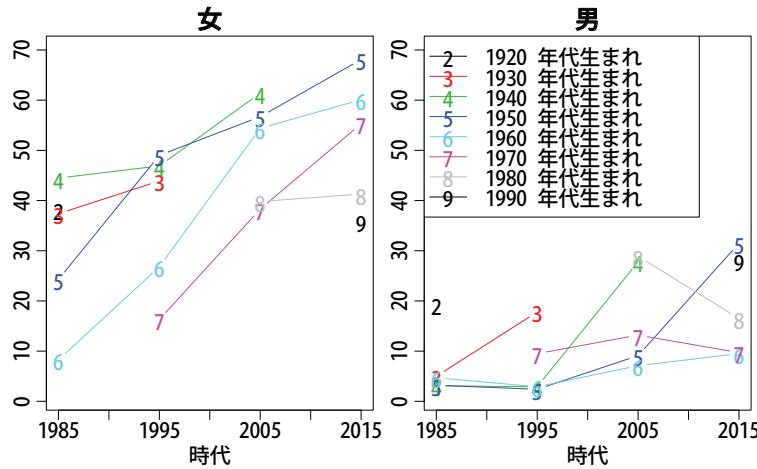


図 2.6 男女別・コーホート別非正規雇用率（横軸は調査年）

出典：1985, 1995, 2005, 2015 年の 1~3 月期の労働力調査詳細集計

れ) が概ね該当し、8 (1980~1989 年生まれ) が少し重なっている。ポストロスジェネは 8 と 9 (1990~1999 年生まれ) が概ね該当する。7 (1970~79 年生まれ) よりも 8 (1980~1989 年生まれ) のほうが顕著に非正規雇用率が高く、9 (1990~1999 年生まれ) も 8 ほどではないが、7 よりは顕著に高い。ロスジェネの前の世代である 6 (1960~1969 年生まれ) は 30 歳頃まではロスジェネより非正規雇用率が低いものの、40 歳頃にはロスジェネとほぼおなじ非正規雇用率になっている。ロスジェネ仮説に従えば、この 1960 年代生まれ世代はバブルの恩恵をもっとも受けているはずなのだが、40 歳頃までには、その恩恵は失われてしまっているように見える。

この傾向は男性でも同様である。ただし、男性の場合、年齢による非正規雇用率の違いは女性とは異なり、35~54 歳頃に非正規雇用率が低く、55 歳以上と 34 歳以下で高い。また、コーホート間の違いも女性ほど明確ではない。

同じデータを、横軸に時代をとってプロットしたのが図 2.6 である。男女とも右肩上がりの傾向が見るので、基本的には時代の効果によって非正規雇用率が引き上げられていると思われる。もちろん女性の場合は年齢が上がるほど非正規雇用率が高まるので、図 2.6 の右肩上がりの傾向は加齢によるものであって時代の効果ではないとも考えられる。しかし、男性の場合も概ね右肩上がりの傾向が見られ、凡例の 5 (1960~1969 年生まれ) のコーホートのように 2015 年には 45~54 歳でもっとも非正規雇用率が低くなるはずのコーホートですら非正規雇用率が上がっていることをふまえると、時代の効果があることは間違いない。

図 2.7 は年齢階層別に時代を横軸にとって非正規雇用率の変化を見たものである。男女ともすべての年齢階層で非正規雇用率は上昇しており、景気が良い時も悪い時もその上昇はほぼ一貫している。就職氷河期と呼ばれた 1995~2003 年も、戦後最長の景気拡大期と言わたされた 2003~2008 年も非正規雇用率は上昇を続けている。景気と連動していると思われるは、唯一 2008 年前後の変化である。リーマンショックによって非正規労働者が解雇されたせいで 2008~10 年ごろに非正規雇用率が減少し、その後の景気回復によって再び増加しているように見える。しかし、ゆるやかな増加のトレンドは概ね継続中と思われる（ただし、2005 年以降の 15~34 歳の女性の非正規雇用率は横ばいで例外となっている）。

1984~2015 年の時期に特に上昇が顕著なのは、15~24 歳（男女とも）と女性の 55~64 歳、男性の 25~34 歳である。15~24 歳の非正規雇用率の上昇は 1995~2005 年ごろで概ねバブル崩壊後の就職氷河期と呼ばれる時代と一致している。これがロスジェネ仮説にリアリティを与えていたわけであるが、

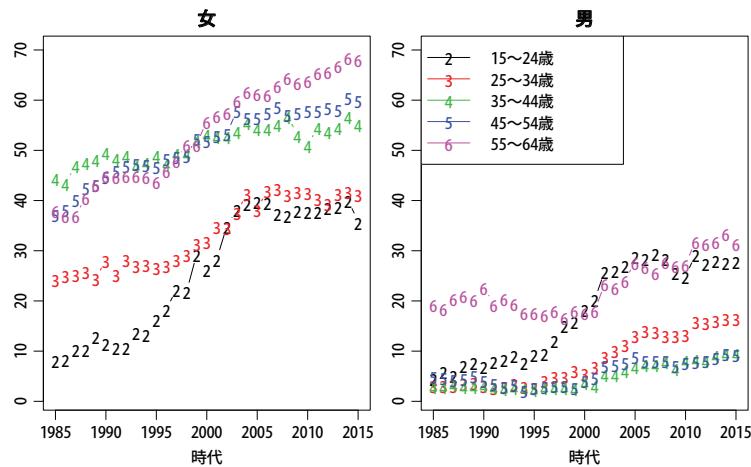


図 2.7 男女別・年齢別非正規雇用率（横軸は調査年 eta）

出典: 1985, 1995, 2005, 2015 年の 1~3 月期の労働力調査詳細集計

2005 年以降も決して非正規雇用率は下がっていないことは強調しておきたい。

女性の 55~64 歳の非正規雇用率の上昇の原因は不明であるが、女性のこの年齢層の労働力率は 2002 年以降上昇を続けている（労働力調査各年）、それまで無職であることが多かった女性たちが非正規労働者として働くようになったことが原因であるかもしれない。

男性の 25~34 歳の非正規雇用率の上昇は、2000~2005 年ごろにおき、その後も高止まりしている。この年齢層は、かつては安定した職につく時期であったのが、15~24 歳代ほどではないにせよ、不安定な層の多い移行期となってしまった感がある。

2.3.3 多変量解析

上のような失業率と非正規雇用率の傾向を多変量解析で確認してみよう。2.3.1 節と 2.3.2 節では、APC のうち 2 つだけを統制して、完全失業率と非正規雇用率を見てきた。これは単純にサンプルを分割するだけでは、APC のうち 3 つ同時に統制することが出来ないからである。しかし、それゆえに、APC の効果を完全には識別できていない。グラフではコーホートの効果のように見えても、実際は時代の効果であるようなこともありうるのである。

そのため、APC の効果を識別するためにいくつかの方法が考案されてきたが、どれも万能には程遠く、それぞれに幾つかの仮定のもとになされた推定法である (Glenn 2005; Yang & Land 2013)。ここでは多重分類混合効果モデル (cross classified mixed effects model) を用いる (Yang & Land 2006)。

ここで用いる多重分類混合効果モデルとは、以下のようなモデルである。 i 番目の年齢カテゴリ、 j 番目の時代（調査年）、 k 番目のコーホートで、性別が l の完全失業率または非正規雇用率を Y_{ijkl} 、性別の効果を $\beta_{\text{性別 } l}$ 、 i 番目の年齢カテゴリのダミー変数の係数を β_{Ai} 、 j 番目の時代のダミー変数の係数を γ_{Pj} 、 k 番目のコーホートのダミー変数の係数を γ_{Ck} とすると、

$$\log Y_{ijkl} = \beta_0 + \beta_{\text{性別 } l} + \beta_{Ai} + \gamma_{Pj} + \gamma_{Ck} + \epsilon_{ijkl} \quad (2.1)$$

である。ただし、 β_0 は切片で、 ϵ_{ijkl} は残差（平均が 0 の正規分布に従うと仮定）で、

$$\beta_{A1} = \beta_{\text{性別 } 女} = \sum_j \gamma_{Pj} = \sum_k \gamma_{Ck} = 0 \quad (2.2)$$

と制約を置く。さらに

$$\text{cov}(\beta_{Ai}, \gamma_{Pj}) = \text{cov}(\beta_{Ai}, \gamma_{Ck}) = \text{cov}(\gamma_{Pj}, \gamma_{Ck}) = 0 \quad (2.3)$$

で、 γ_{Pj} と γ_{Ck} は正規分布に従うと仮定される。ただし $\text{cov}(X, Y)$ は X と Y の共分散を意味する (Raudenbush & Bryk 2002)。

つまり、多重分類混合効果モデルとは、APC の係数は互いに独立で時代とコーホートに関しては平均 0 の正規分布をすると仮定したモデルである。この仮定はかなり強いもので、このような仮定が当てはまらないデータに無理に当てはめると、歪んだ推定結果が得られる (太郎丸 2012)。現在の我々のデータの場合は、時代の効果とコーホートの効果が相関していると考えられる (時代もコーホートも最近のカテゴリほど失業率や非正規雇用率が高いし、正規分布しているかどうかも疑わしい) ので、ある程度モデルの前提から乖離しているが、単純な OLS での推定を事前に行った結果ははっきりとしたバイアスが見られたので、多重分類混合効果モデルのほうが信頼できる結果だと考えられる。

モデルは、

1. 男女で年齢の効果は異なるが、時代とコーホートの効果は男女で同じという仮定をおいたもの (モデル 1)、
2. 男女で年齢、時代、コーホートの効果がそれぞれ異なると仮定したモデル (モデル 2)、
3. モデル 2 に、ロスジェネおよびその前後のコーホートを 10 数年の範囲でおおまかに分類したダミー変数⁷⁾を追加して、ロスジェネ仮説を検定したモデル (モデル 3)、

の 3 つである⁸⁾。なお推定には制限最尤法 (REstricted Maximum Likelihood (REML) estimation) を用い、計算には R の lme4 パッケージ (Bates et al. 2015) を、表の整形には texreg パッケージ (Leifeld 2013)⁹⁾ を使った。

失業率の推定結果

失業率に対する APC の効果を交差分類混合効果モデルで推定した結果が表 2.1 である。モデル 1 は、年齢と性別の主効果と交互作用効果、時代とコーホートの主効果を投入したモデルである。モデル 2 はモデル 1 に時代と性別、コーホートと性別の交互作用効果を追加したモデル、モデル 3 は、コーホートを 5 分類して、固定効果としてモデル 2 に追加したモデルである。コーホートの分散がすべて 0.00 になっているが、正確にはそれぞれ 0.0046, 0.0048, 0.0000 で四捨五入したせいで最初の 2 つも 0.00 になってしまっている。

AIC と BIC はモデルの適合度を示す指標で、小さいほど当てはまりがよい。3 つのモデルの適合度

⁷⁾ ロスジェネ以外のコーホートの区切りはモデル 2 の結果を見て、できるだけコーホート間の違いがはっきり出るように作ってある。

⁸⁾ 式 (2.1) と同じ記号法でモデル 1~3 を表記すると、

$$\begin{aligned} \text{モデル 1 } \log Y_{ijkl} &= \beta_0 + \beta_{\text{性別 } l} + \beta_{Ai} + \beta_{A \text{ 性別 } il} + \gamma_{Pj} + \gamma_{Ck} + \epsilon_{ijkl} \\ \text{モデル 2 } \log Y_{ijkl} &= \beta_0 + \beta_{jk \text{ 性別 } l} + \beta_{Ai} + \beta_{A \text{ 性別 } il} + \gamma_{Pj} + \gamma_{Ck} + \epsilon_{ijkl} \\ \beta_{jk \text{ 性別 } l} &= \delta_0 + \delta_{Pj} + \delta_{Ck} \\ \text{モデル 3 } \log Y_{ijkl} &= \beta_0 + \beta_{jk \text{ 性別 } l} + \beta_{Ai} + \beta_{A \text{ 性別 } il} + \beta_{\text{Cohort}} + \gamma_{Pj} + \gamma_{Ck} + \epsilon_{ijkl} \\ \beta_{jk \text{ 性別 } l} &= \delta_0 + \delta_{Pj} + \delta_{Ck} \end{aligned} \quad (2.4)$$

である。ただし、 $\beta_{A \text{ 性別 } il}$ は性別と年齢の交互作用効果 (固定効果)、 δ_0 は性別の平均的な効果 (固定効果)、 δ_{Pj} 時代による性別の効果の変化 (ランダム効果)、 δ_{Ck} はコーホートによる性別の効果の変化 (ランダム効果)、 β_{Cohort} は、大別したコーホートの効果 (固定効果) である。

⁹⁾ 以下ではいちいち参照しないが、回帰分析の結果の表はほとんど texreg を使って作っている。とても便利なパッケージである。

表 2.1 失業率の混合効果モデル

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
コーホート（1972-82 年生まれが基準カテゴリー）			
1935 年以前生まれ		-0.11 (0.06)	
1936-60 年生まれ		-0.10* (0.04)	
1961-71 年生まれ		0.06* (0.03)	
1983-97 年生まれ		-0.07 (0.04)	
AIC	-247.37	-353.41	-370.83
BIC	-126.06	-212.69	-210.71
対数尤度	148.68	205.70	218.41
N	946	946	946
コーホート数	93	93	93
時代数	43	43	43
コーホートの分散	0.00	0.00	0.00
時代の分散	0.16	0.17	0.15
残差分散	6.80	5.25	5.19
コーホートによる男性ダミーの係数の分散		0.02	0.02
時代による男性ダミーの係数の分散		0.00	0.00

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

切片、性別、年齢もモデルに投入されているが係数は割愛

を比較すると、AIC ではモデル 3、BIC ではモデル 2 の適合度が最も高い。モデル 3 のあてはまりが BIC で見るとモデル 2 より悪いのは、コーホート 5 分類の違いを見るために 4 つのパラメータを新たに追加したにもかかわらず、あまりモデルの制限尤度が改善しなかったせいである。

モデル 3 のコーホート 5 分類の基準カテゴリーは 1972-82 年生まれで、いわゆるロスジェネとくらべて他のコーホートがどれだけ失業率が高いかを示している。ポスト・ロスジェネである 1983-97 年生まれの係数はギリギリ有意ではないが ($p = 0.07$)、-0.07 で、7% ほどロスジェネより失業率が低いという予測である。これはおそらく、2003 年以降の景気回復の恩恵をこの世代がもっとも受けたせいであろう。有意水準はやや物足りないが¹⁰⁾、いちおうロスジェネ仮説の予測通りである。

しかし、ロスジェネの直前の世代である 1961-1971 年生まれの係数は 0.06 で 5% 水準で有意である。つまり、ロスジェネよりも 6% ほど失業率が高いという推定値である。これはおそらくバブル崩壊以後の不景気の影響をこの世代も受けており、他の世代に比べて失業率が高めに維持されていると考えられ

¹⁰⁾ 本書では慣例にしたがい検定は特に断りのない限り両側検定をしているが、この文脈では対立仮説が明確（ロスジェネの失業率が最も高い）なので、片側検定でいいというのが教科書的な考え方である。片側検定ならば 5% 水準で 1983-97 年生まれの係数は有意なので、ロスジェネ仮説は支持されたといえる。しかし、社会学界の慣習では対立仮説がはっきりしていても両側検定するのが一般的なので、本文は微妙な表現になっている。

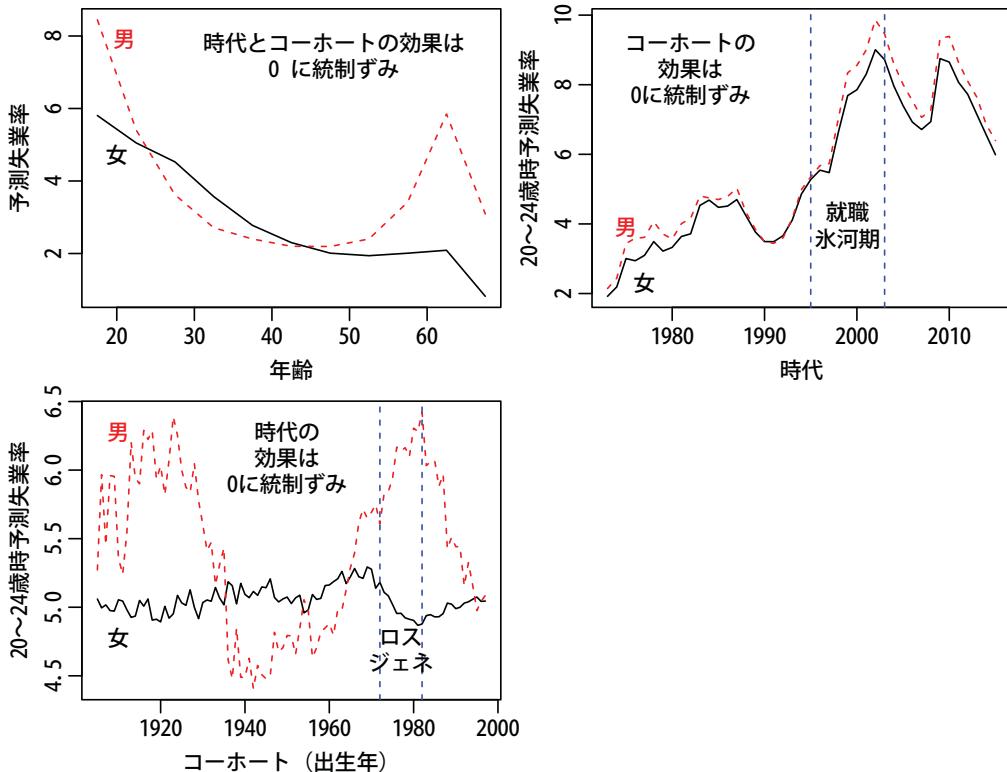


図 2.8 モデル 2 (表 2.1 から推定された失業率に対する年齢、時代、コーホートの効果

出典: 労働力調査 1973–2015 年平均失業率

る。この点ではロスジェネが特別に失業率が高いとはいえず、ロスジェネ仮説の反証となっている。

モデル 3 の係数だけでは年齢、時代、コーホートの効果がよくわからないので、モデル 2 の年齢 × 性別の係数から予測される失業率と、時代とコーホートの効果を図示したのが図 2.8 である。年齢の効果は常識的に理解可能なものだが、縦軸の失業率の数字を見ると、1~8%（全体平均失業率である 3.4% の 0.3 倍から 2.4 倍）のあいだで変動しており、性別と年齢によって、大きく変動するということは強調しておきたい。これは次に述べる 1973-2015 年の 42 年間の失業率の波動（全体平均の 0.6 倍～2.8 倍）に匹敵する変動である。

時代の効果は概ね景気変動と一致した挙動を示しており、著しく歪んだ推定にはなっていないことを示している。すなわち、21 ページの図 2.4 で示したように、完全失業率は 1973 年のオイルショック以後上昇し、1986 年のいわゆるプラザ合意の後の好景気によって低下、バブルのはじけた 1990-92 年ごろに底打ちし、その後 2003 年頃まで上昇を続ける。この頃がいわゆる就職氷河期に対応する。2003 年以後、失業率は低下し、2008 年のリーマン・ショックで一時的に上昇するもののすぐに再び低下に転じて 2015 年に至る。図 2.8 の時代の効果はこのような失業率の変化をそのままなぞるものである。

コーホートについてまず指摘すべきことは、その失業率に対する効果が非常に小さいということである。表 2.1 のコーホートの分散は、コーホートによる失業率の違いの大きさを示すが、この値は時代の分散に比べて著しく小さい。図 2.8 の左下のパネルを見てもコーホートの効果は 0.9~1.3 倍程度の範囲でしか変動しておらず、あまり大きくなことがわかる。もちろん、すでに述べたように、このデータでは、コーホートの効果と年齢や時代の効果が相關していると考えられるので、交差分類混合効果モデルの推定には歪みが生じている可能性がある。すなわち、本当はもっとコーホートの効果があるのに、モデル 2 ではコーホートの効果が過小に、年齢や時代の効果が過大に推定されてしまっているのかもし

れない。しかし、モデル 3 でもコーホート間の違いは小さいことが確認されており、多少の歪みはあるかもしれないが、コーホートの効果は時代や年齢のそれに比べて小さいと考えて良いと思われる。

コーホートによる失業率の違いをもっとくわしく見てみよう。第一に男性と女性とではかなりトレンドが異なるという点には注意が必要である。女性はあまりコーホートによる違いがないのに対して、男性は比較的大きく変動している。

男性は 1920 年代と 1960 年代生まれあたりで急激に効果が（それゆえ失業率も）高まっている。1920 年代生まれの人達は、一番古いデータである 1973 年時点で 53~62 歳であり、概ねすでにポスト退職期にあたっている。オイルショック後の不景気の影響でこの世代の失業率が高く見積もられているわけだが、もしも 1973 年以前の高度経済成長期のデータが含まれていればここまで高い値は出なかつたと考えられる。

ロスジェネとその直前の世代の差を見ると、男女で大きく異なる。男性はロスジェネのほうが失業率が高いが、女性はロスジェネのほうが低い。このような男女の違いが相殺しあって、モデル 3 では、ロスジェネのほうが少し失業率が低いという結果になったと考えられる¹¹⁾。1960 年代生まれは、その多くがバブルが崩壊する以前に学校を卒業してすでに働き始めている世代であるが、男性はその恩恵を受けロスジェネより失業率が低かったが、女性はそのような恩恵を受けられず、むしろロスジェネより失業率が高い。

ポスト・ロスジェネの失業率は低く見積もられているが、この点については慎重に考えたほうがいいかもしれない。一般に APC 分析では、変数のレンジの両端（一番古いコーホートと一番新しいコーホートや一番昔の時代と一番最近の時代、など）の効果の推定が不安定になる傾向がある。特に一番古いコーホートと新しいコーホートはデータが不十分なので、注意したほうが良い。

非正規雇用率の推定結果

非正規雇用率に関して失業率と同様の分析をした結果が表 2.2 である。AIC と BIC を見ると、モデル 3 がもっとも小さく、適合度が一番良いことがわかる。モデル 3 の結果を見ると、ロスジェネの直前の世代である 1951-1971 年生まれはロスジェネより非正規雇用率が有意に低く、ロスジェネ仮説の予測通りである。しかし、ロスジェネの直後の世代である 1983-95 年生まれは、むしろロスジェネよりも非正規雇用率が高い。これはロスジェネ仮説とは反対の結果である。要するに景気変動とはあまり関係なく新しいコーホートほど非正規雇用率が高いのである。

非正規雇用率に関しても失業率と同様にモデル 2 の年齢、時代、コーホートの効果を図示したのが図 2.9 である。男女の非正規雇用率の違いは APC による違いよりもずっと大きいことがまず目につく¹²⁾。APC の効果の大きさを比較すると、やはり年齢が大きく、次いで時代、そしてコーホートの効果が最も小さい。失業率と同様にコーホート効果が過小に推定されている可能性はあるが、やはりモデル 3 でもロスジェネ以前の世代はロスジェネの 0.6 倍、ロスジェネ以後の世代は 1.4 倍程度なので、おおむね時代の効果と同程度である（時代の効果のレンジも 0.6~1.4 倍）。失業率に比べれば非正規雇用率に対するコーホートの効果は大きく、実質的なものであるが、時代の効果もそれと同程度にあるとみるべきであろう。

コーホートによる違いを見ると、男女でトレンドに違いはなく、1930 年代生まれで非正規雇用率が高いが、これは失業率における 1920 年代の推定バイアスと同じで、この世代のデータが高齢期に限られ

¹¹⁾ また、モデル 3 ではモデル 2 に比べて時代の分散が小さくなってしまっており、モデル 2 では時代のランダム効果として表現されていた分散が、コーホート 5 分類間の違いとして推定されていることも一因と思われる。

¹²⁾ 男女の非正規雇用率の差は、年齢によって大きく異なるので、図 2.9 の 2 番めと 3 番めのパネルのように 25~34 歳時の差だけを見て判断するのは早計のように思えるかもしれない。しかし、2.9 が示すように 25~34 歳時はむしろ男女の非正規雇用率の差が比較的小さい時期であり、その後はもっと佐賀拡大するので、本文のような解釈が正しいのである。

表 2.2 非正規雇用率の推定（混合効果モデル）

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
コーホート（1972-82 年生まれが基準カテゴリ）			
1950 年以前生まれ		-0.38*** (0.06)	
1951-71 年生まれ		-0.32*** (0.04)	
1983-95 年生まれ		0.38*** (0.05)	
AIC	203.12	21.24	-52.50
BIC	251.70	84.77	22.23
対数尤度	-88.56	6.38	46.25
N	310	310	310
コーホート数	71	71	71
時代数	31	31	31
コーホートの分散	0.01	0.01	0.00
時代の分散	0.12	0.03	0.01
残差分散	26.53	8.33	6.77
コーホートによる男性ダミーの係数の分散		0.03	0.03
コーホートによる切片と男性ダミーの共分散		0.01	-0.01
時代による男性ダミーの係数の分散		0.08	0.08
時代による切片と男性ダミーの共分散		0.05	0.02

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

切片、性別、年齢もモデルに投入されているが係数は割愛

ることによるバイアスであると思われる。非正規雇用率は 1960 年代生まれあたりから上昇し、1980 年生まれ頃からゆるやかに下降してはいるが、これもこのコーホートのデータは限られているため、このような微妙な変化については判断を留保しておいたほうが良いだろう。

2.4 考察

失業率に関しては、コーホート効果は多少あるものの、時代や年齢の効果に比べれば非常に小さく、コーホート効果だけを強調するような議論はバランスを欠いていると言わざるをえない。ロスジェネ仮説に関して言えば、確かにロスジェネ後（1983 年以降生まれ）の世代はロスジェネよりも失業率が低いが、その差は小さく頑健な結果とも言い難い。ロスジェネ直前の世代（1961～1971 年生まれ）は、男女あわせて見ると、ロスジェネ以上の失業率を示している。このロスジェネ直前世代は、バブル景気の恩恵を受けているはずの世代なのだが、そのような恩恵は失業率に関してはバブル崩壊とともに消えてしまったと言うべきであろう。総じて、単純に離学時の景気がその世代のその後の失業率をずっと高め続けるといった議論が間違っているとまでは言えないが、そのような効果があったとしても時代や年齢の効果に比べると極めて微弱である。

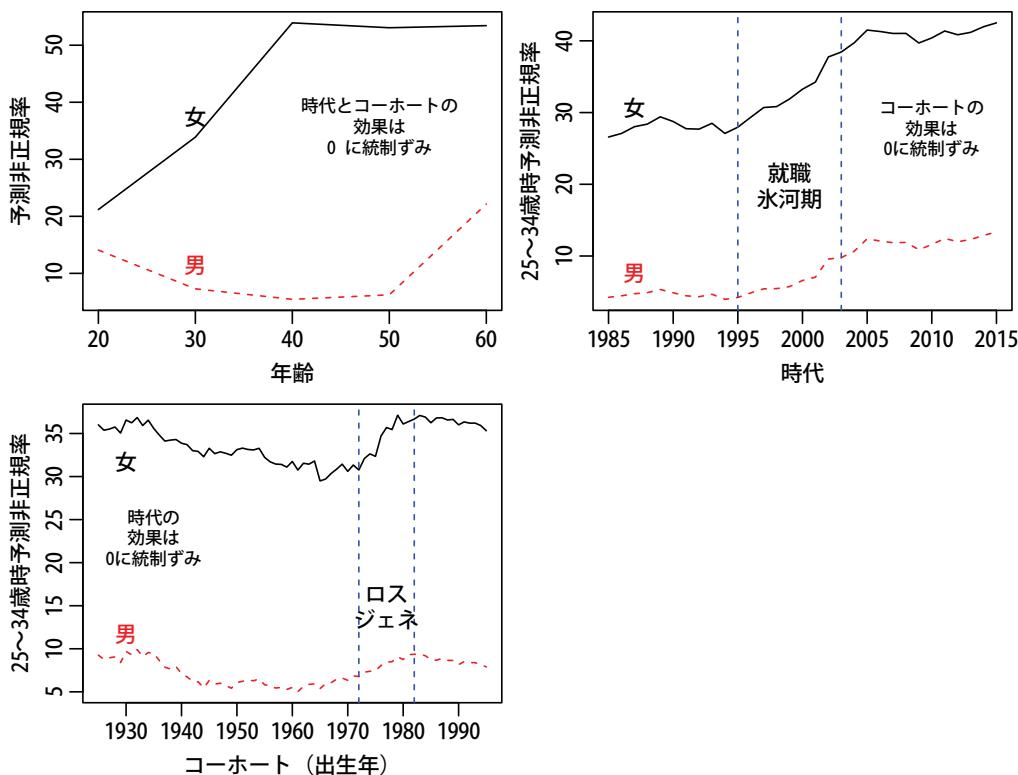


図 2.9 非正規雇用率に対する年齢、時代、コーホートの効果（表 2.2 のモデル 4 の推定結果）

出典：労働力調査特別調査 1985–2002, 労働力調査詳細集計 2003–2015, 1–3 月期非正規雇用率

非正規雇用率に関しては、実質的なコーホート効果が見られたが、これも離学時の景気によるものとは考えにくく、単純に右肩上がりに非正規雇用率が上がっている。好景気の恩恵を受けているはずのポスト・ロスジェネの非正規雇用率はロスジェネよりも高いのである。離学時の求人倍率のような特定のコーホートの非正規雇用率に特に強く影響を及ぼす要因はもちろん存在しているが、その効果は必ずしも永続するわけではなく、時間の経過とともに希釈されていく場合も多い。新卒一括採用枠からこぼれ落ちると生涯そのペナルティを負い続ける（逆に言えば、新卒時にいい仕事につければ生涯その地位を保てる）という説は正規／非正規雇用率という観点から見れば、かなり誇張が含まれている。実際には正規雇用と非正規雇用の間の移動は存在しており、離学時のペナルティは時間の経過とともに縮小していくのである。

むしろ時代や年齢の効果のほうが非正規雇用率に対して強い効果を持っている。それゆえ、ロスジェネ言説は一見もっともらしいが、よく言えば一面的、悪く言えば事実を歪曲しているのである。時代の効果を見ると、景気循環による波動は（特に失業率に関して）あるものの、明らかに右肩上がりのトレンドが失業率と非正規雇用率に関してあり、長期的な上昇傾向が止まったとは考えにくい。このようなトレンドは明らかに労働市場の構造の変化を反映したものであり、単純に景気循環の問題には還元できない。それゆえ、われわれが探求すべきなのは、労働市場のどのような変化が非正規雇用の増大を引き起こしているのか、という問題である。これについては、次章で論じる。

最後に男女の違いについて触れておこう。失業率に関しては平均的には男性の方が高く、APCによる変化も、男性の方が女性より激しい。これは女性が失職した場合、職探しをあまりせず非労働力化しやすいのに対し、男性は完全失業者として労働市場にとどまるということが主な原因であると考えられる。それゆえ、職のない人が増えても女性は失業率があまり上がらないというわけである。逆に言えば、

この点を除けば男女の失業率の年齢と時代による変化は意外に類似していると言える。ただし、コーホート効果に関しては男女で異なっていたことはすでに指摘したとおりで、その理由は不明である。

非正規雇用率の場合は、女性のほうが高く、APC による変化も激しい。これは非正規の女性は失職しやすく、職場でもっとも脆弱な位置にいるからであると考えられる。女性労働者が景気変動時のバッファとして用いられるという説があるが、それと符合する結果となっている。年齢による変化は男女ではっきり異なるのは常識通りであるが、時代とコーホートによる変化の趨勢は男女で共通しており、共通の社会的要因によるものであると考えられる。このような要因が何かについては、3 章以降で検討していく。

第3章

非正規雇用の増加と産業構造の変化

それでは非正規雇用が増加した原因はなんだろうか。俗説では、最近の若者がまじめに働かなくなったり、やりたいこと志向が強まった、労働觀が劣化した、等など、若者（明示されることはないが男性が念頭に置かれていることが多い）の価値觀の変容が原因であるとする議論は枚挙にいとまがない。これらについては、太郎丸博（2009）すでに批判したので、ここでは繰り返さない。ただし、人々の労働觀がどのように変化してきたのかについては、そもそもデータの制約からはっきりしたことはわかっていないので、4章でこの点について論じる。本章では、産業構造や法制度の変化が、非正規雇用の増加とどう関係しているのか記述していく。

産業とは、例えば、農業、建設業、サービス業、のように、企業や個人などの経済活動の種類を指す。産業構造とは、このような産業の分布（個々の産業が国民経済¹⁾や就業者総数に占める比率）や産業間の関係を漠然と指すのによく用いられる用語である。ここでは拡大解釈して、産業の性質に付随する労働市場の構造も含めて、産業構造と呼ぶ。例えば脱工業化（deindustrialization）²⁾にともなって女性の労働力に占める比率が上がったという議論はよく知られているが、このような女性労働力率の変化も、産業構造の変化の一部として扱うこととする。

このように産業構造を捉えるならば、非正規雇用率の増加も、産業構造の変容の一部であると考えられる。非正規雇用率を引き上げるような産業構造の変化とはどのようなものだろうか。以下ではこれまで述べられてきた要因／仮説を整理していく。

3.1 非正規雇用増加の原因に関する諸仮説

よく触れられる非正規雇用増加の要因として、以下の四つがあげられる。

脱工業化 非正規雇用は販売やサービスのような産業で特に多く活用されており、このような産業の規模が拡大したことが、非正規雇用率上昇の原因であるという仮説が考えられる。販売やサービスのような産業では、お客様の数が時間帯や曜日、季節によって大きく変動するため、短時間労働者や臨時雇用への需要が大きいと考えられる。また、サービス業では、規模の小さい企業も多く経営が不安定なため、長期的で安定した雇用を提供するのが難しい場合が比較的多い。このため

1) この国民経済（national economy）という用語法には違和感を感じるが、経済学で定着しているので、混乱を避けるためにあえて慣例に従っている。

2) 脱工業化といえば、D. Bell (1973=1975) の『脱工業社会（post industrial society）の到来』が有名だが、ここでは“post-industrialization”ではなく、“deindustrialization”を対応させる。なぜなら、単に第2次産業（特に製造業）の縮小を指している場合、近年の米国の研究では、deindustrialization という語が使われることのほうが多いし、ベルのいう post-industrial society とは、単に工業が縮小するという意味ではなく、知識や創造性を要する産業の拡大、といった肯定的なニュアンスが強いため、論争の的となってきたからである（Moller 2008; Hutton 2010）。

パートやアルバイト、臨時雇用が比較的用いられやすいと考えられる。

経済のボラティリティの増大 ボラティリティ (volatility) とは、変化の激しさを意味する経済学用語である。売上や仕事の量の変化が激しい企業ほど、長期にわたって安定した雇用を維持するのが困難で、需要の変化に応じて労働者の数を変化させるのが合理的になる。このような経済のボラティリティが高まったために、臨時雇用や派遣社員への需要が高まったと考えられる。このようなボラティリティと非正規雇用の関係については、森川 (2010) で検証されている。売り上げのボラティリティの高い企業ほど臨時雇用や派遣労働者を利用しやすいが、パートやアルバイトに関してはそのような関係はないこと、このような関係は特に製造業で強いことが確認されている。このようなボラティリティの増大をもたらした社会の変化として、しばしばポスト・フォーディズムが指摘される。すなわち、大量生産・大量消費の時代から、少量多品種生産と頻繁なモデルチェンジの時代によって特徴づけられるが³⁾、これは雇用の不安定性の増大と格差の拡大を伴うとされる (Dowding 2011; Wiedenhoft 2005)。

女性労働力率の増加 かつて女性の労働は、家事労働や自営業の手伝いなど、不可視化されやすい業務が多く、そのため労働力としてカウントされることが男性よりも少なかった。しかし、第一次産業および自営業の縮小とともに、家の外で賃金を受け取って働く機会が増えたため、労働力率が高まってきている (鎌田ほか編 1999)。しかし、女性は依然として家事や育児、介護の主な担い手であり続けているので、フルタイムで働いたり、長い時間をかけて通勤したり、勤め先の意向にそって転勤したりすることが困難である (Yu 2005)。このことが女性の非正規雇用率を高めていることはよく知られている。それゆえ、女性労働力率が高まれば非正規雇用率も高まる、というメカニズムが考えられる。

規制緩和 ネオリベラリズムが諸悪の根源であり、非正規雇用の増加も、労働に対する規制緩和が原因であるといった主張は、大した根拠も示されないまま繰り返されている (佐藤 2009; 伍賀 2010)。確かに 1986 年に成立した労働者派遣法によって 13 業務での派遣が可能になり、1996 年には 26 業務、1999 年の改正では、建設業務、警備業務など 7 種の業務を除くすべての業務で労働者の派遣が可能になった (門倉 2007)。こういった規制緩和が派遣労働者の増加につながったことは議論の余地がない。しかし、派遣労働者が非正規労働者全体に占める比率は 2016 年 4~6 月期で 6.6% にすぎず (労働力調査詳細集計)、非正規雇用の大多数を占めるパートやアルバイトに関してはむしろ規制を強化する法改正が繰り返されているにもかかわらず、増加が続いていることを考えると、規制緩和を指摘するよりも、規制緩和の背後にある社会的諸要因について分析したほうがずっと生産的であろう。

これらの要因はよく知られているが、これらで非正規雇用増加をどの程度まで説明できるかについては、はっきりしていない。ボラティリティについてはすでにデータ分析によって、その妥当性や効果の大きさが確認されているが、他の 3 つの効果の大きさについては、効果の存在が自明であるせいか、調べられていない。そこで、この章では、脱工業化と女性労働力率増加の効果、および規制緩和の効果がどの程度のものなのかについて検討する。これらのデータによる検証は 3.2 節と 3.3 節で行うが、その前に、正規雇用と非正規雇用の代替をめぐる議論をいくつか紹介しよう。これも定番の議論なので、この章で先行研究についてはくわしく紹介するが、データによる検証は、6 章で自営業との代替に関する検証とまとめて行うことにする。

³⁾ このような変化が本当に起きたのか、きちんと検証した論文を見つけることは出来なかったが、例えば乗用車のモデルチェンジのサイクルが短くなっていることについては、米谷 (1999) を参照せよ。

表 3.1 森川 (2010) に示された労働者数の変化の相関係数

フルタイマーとパートタイマー	-0.049～-0.091
〃 と臨時・日雇い労働者	-0.02～0.01
〃 と派遣労働者	0.071～0.349

3.1.1 正規雇用の喪失と非正規雇用の創出

非正規雇用が増えた原因として、以下のような仮説が述べられることも多い。賃金抑制などのため、雇い主は、正規労働者を解雇して（あるいは新規採用を抑制して）、それまで正規労働者が担っていた業務をかわりに非正規労働者にやらせるようになった。だから、非正規労働者の比率が高まっているのだ、というわけである。この仮説を置き換え仮説と呼んでおく。

置き換え仮説に対しては、雇用創出／喪失分析の観点からの批判もある。石原 (2003) によれば、正規労働者を減らしている企業が非正規労働者を増やしているのかというと、必ずしもそうとはいえない。むしろ、

- 非正規労働者（パートタイマー）を増やし、なおかつ正規労働者（フルタイマー）を減らした企業は、全企業のうちの 4～6% にすぎないこと、
- 正規労働者を減らした企業の約半分は、雇用削減の前にも後にも非正規労働者を雇っていないこと、

といった点を鑑みると、単純に正規労働者が非正規労働者に置き換えられたとは言えないと示唆されている。また、森川 (2010) は、企業単位のデータで、非正規労働者（短時間労働者、臨時・日雇い労働者、派遣労働者）と正規労働者（フルタイマー）の数の変化を調べ、両者の相関を計算している。フルタイマーと短時間労働者の相関は表 3.1 のとおりで、パートと臨時に關しては置き換え仮説の予測通り負の値を示しているものの、あまり大きな絶対値をとっておらず、派遣労働者に関しては正の相関であり、理論的な予測とは反対の値を示していることがわかる。

これらの研究成果が教えてくれるのは、1990 年代に非正規雇用が増大したとき、個々の企業内で単純に正規雇用の仕事が非正規雇用に置き換えられたケースというのは、必ずしも多くないということである。ただし、残念ながら、この置き換えの比率や程度については上記の分析では不明である。また、これらの研究はフルタイマーを正規労働者とみなしているという点で限界がある。また、その他の関連する変数も十分には統制されておらず、参考にはなるが、十分に満足のいくものではない。

3.1.2 正規雇用と非正規雇用の代替性

一方、2000 年代ごろに、日本の労働経済学者の間で正規雇用と非正規雇用の代替性が議論になっていたようで、数本の論文が書かれている。ここでいう代替性とは、経済学固有のかなり特殊な意味合いで用いられている。財やサービスの生産には、原材料や資本、労働力などの生産要素が投入される必要があるが、これらの生産要素の最適な量は、そのときの生産技術の水準や生産要素の価格によって決まってくる。非正規労働も正規労働もそのような生産要素の一つとみなすことができるが、両者の賃金の変化によって、雇用の規模をどう変化させるかが議論の焦点となる。

ある生産要素の価格が上昇すれば、ふつうその生産要素の投入量を減らすのが合理的であるが、それ

が別の生産要素の投入量にどう影響するかが、生産要素間の代替性や補完性を論じる時の関心事である。企業が上記の最適な生産要素の量を常に選択すると仮定したときに、ある生産要素Aの価格の上昇が、生産要素Bの投入量の増加につながるならば、生産要素AとBは代替的であるという。例えば、正規労働者の賃金が上昇したとき、(正規労働者を減らして)非正規労働者をもっと雇うことが合理的になるならば、正規労働者と非正規労働者は代替的である、ということになる。逆にある生産要素Aの価格の上昇が、生産要素Bの投入量の減少につながるならば、生産要素AとBは補完的であるという。

この代替性の存在をデータで検証するのは困難だが、企業は常に合理的に行動し、ある単純な生産関数（生産要素の量によって生産物の量を予測する関数）が正しいと仮定するならば、生産要素間の代替性や補完性の程度をデータから推定することができる。このような正規労働者と非正規労働者の代替性分析の最初の例は原(2003)で、両者には代替性はなく、むしろ補完性を示しているとされる。しかし、原(2003)の用いたデータは、非正規労働の賃金や資本、生産量といった、代替性の推定には不可欠の情報が欠けており、企業規模・産業別の平均値を代入して分析しているのだが、これで正確な推定ができるとは到底思えない。

宮本・中田(2002)も非正規雇用と正規雇用の補完性を示唆する議論を展開している。企業が一期前に非正規雇用を増やすと正社員の大規模削減は起きにくい(つまり、非正規雇用が増えたから正社員が減ったわけではない)ことが、両者の補完性の証拠とされている。しかし、彼らは上記のような厳密な代替性の分析を行っていないし、我々の関心から言えば、必ずしも非正規雇用の増加が正規雇用の減少よりも先行する必要はなく、正規雇用を先に減らしたり、正規雇用削減と非正規雇用増加を同時に行つてもよいはずなので、もう少し慎重な分析が必要である。

山口(2011)は、有価証券報告書をデータとして用いることで、企業ごとの資本規模や生産量のデータを入手し、原(2003)よりはずっと信頼できる分析結果を示している⁴⁾。それによると、正社員と非正社員のあいだには代替性が存在しており、このような代替性が存在するから、非正規雇用が増加した、と主張されている。しかし、代替性が存在するというだけでは、非正規労働者が時系列的に増加することは限らない。例えば、非正規労働者の時給がシステム外在的な要因によって上昇すれば、代替的であるがゆえにむしろ非正規労働者が減少し、正規労働者が増加するはずだからである。つまり、両者の代替性を指摘するだけでは非正規雇用増加の説明にはなっておらず、

- 非正規雇用と正規雇用の賃金比 ($\frac{\text{非正規雇用の賃金}}{\text{正規雇用の賃金}}$) が下落したか、
- 生産や経営の技術に変化があり、生産関数のパラメータの値が変化したせいで利潤を最大化する非正規労働者数の比率が高まったか、

を示す必要があるが、それは示されていない。

このような生産／経営技術の変化の効果を指摘したのが、砂田ほか(2004)である。彼らによれば、情報化によって正規労働者を減らしても生産性を維持できるような技術変化が1990年代におき、それが正規労働者と非正規労働者の代替を生じさせたとされる。つまり、情報化という生産／経営技術の変化が非正規雇用率を高めたという主張である。説得力は感じるが、これもいくつかの変数の測定が難で、残念ながら信頼性に欠ける。

以上の経済学における正規雇用と非正規雇用の代替性分析に関するレビューをまとめると、データの信頼性を考えると、山口(2011)の主張するとおり、両者には一定の代替性があるという説のほうが説得力がある。ただし、このような代替性が普遍的に存在するとは考えにくく、砂田ほか(2004)らの言うように、情報化を始めとした生産／経営技術に依存すると考えるのが穩当であろう。ただし、本当に

⁴⁾ただし、企業ごとの非正社員の賃金は不明であるため、企業規模・産業別の平均賃金を代入しており、十分に満足のいくものというわけではない

技術的な問題なのか、単なる経営者のあいだでの流行⁵⁾のようなものなのかははっきりせず、今後の研究課題の一つと言えよう。

このような正規雇用と非正規雇用の代替については6章に譲り、この章では、就業者に占めるサービス産業拡大の効果と女性の比率の増大の効果、および規制緩和の効果がどの程度のものなのに限定して推定していく。これらに非正規雇用を増加させる効果があることはほとんど自明なのであるが、それで非正規雇用の増加をほとんど説明できるほど大きな効果なのか、それとも大半は説明できないのかについては、はっきりしていない。このような基礎的分析が今までなされてこなかった（少なくとも私は見たことがない）ことは驚くべきことであり、この機会にこれを確認しておくことには意義があると思われる。

3.2 性別・産業による非正規雇用増加の要因分解

以下では、非正規雇用の増加がどの程度、産業構造（各産業で働く人の比率）の変化と、女性労働力の増加で説明できるのか、古典的な要因分解法で検討していく。

3.2.1 データ

1987年と2012年の就業構造基本調査の結果を用いる。1987年と2012年では産業の分類の仕方が大きく異なるため、比較可能なように以下の7つの産業に分類しなおした。

1. 農林漁業
2. 第二次
3. インフラ
4. 運輸通信
5. 金融
6. 公務
7. サービス

非正規雇用の増加を考える上では、特にサービス業をもっと細かく分類をしたいところであるが、残念ながら1987年はサービス業が粗くしか分類されておらず、比較可能な分類が不可能である。それでもおおまかな傾向は知ることができるし、分類が大雑把なので全体的な傾向はむしろ理解しやすいというメリットもある。

非正規雇用率を計算する場合、非正規労働者数を役員を除く労働者の数で割るのが一般的であるが、役員や自営業を含む就業者数全体で割るという選択肢もある。前者の場合、労働者の中での比率を見るので、役員や自営業の増減を加味しないが、後者は加味するという違いがあり、どちらが適切な指標かは、ケースバイケースである。例えば、すでに述べたように、正規雇用と非正規雇用の間の置き換えを見るためには、労働者に占める非正規労働者の比率を見たほうがいいだろうし、自営業を非正規雇用が代替したかどうかが問題ならば、自営や役員も含めた就業者全体に占める非正規労働者の比率を見るべきであろう。ここでは、どちらの観点からも検討したいので、両方を用いる。

⁵⁾ これは組織場(organizational field)の理論としてよく知られているが(DiMaggio & Powell 1983; McTague et al. 2009)、非正規雇用の活用と組織場の関係についてはあまり知られていない。日本の企業は欧米に比べて横並びを好み、相互に模倣しあう傾向が強いという印象はあるが、はっきりした証拠があるわけではない。1995年に経団連が提唱した雇用のポートフォリオという考え方、非正規雇用の活用を促進したといった説もあるが、このあたりの因果関係は不明なままである。

3.2.2 方法

E. M. Kitagawa (1955) の要因分解法を用いる。これは古典的な分解法であるが、広く用いられており (Neve 1995; Lim & Cho 2009)、今回のデータのように個票データが得られない場合でも計算できるというメリットがある。Kitagawa (1955) の要因分解法は、2つのサンプルの平均値（や比率）の差を、あるサブグループの分布による部分と、サブグループ内の平均値の違い（あるいはさらに両者の交互作用に）による部分に分解する方法である。例えば、白人と黒人という二種類のサンプルの平均賃金を比較すると、白人のほうが高いことが知られているが、その平均賃金の差を、白人のほうが高学歴者の比率が高いことによって生じている部分と、同じ教育水準の内部でも、黒人より白人のほうが平均賃金が高いことによる部分に分解することに用いられる。

我々の目的に即して具体的にモデルを記述しておこう。1987年の労働者に占める非正規雇用率を u_1 、2012年の非正規雇用率を u_2 とおき、両者の差を $u^{\text{差}} = u_2 - u_1$ とおく。この $u^{\text{差}}$ は以下のように三つまたは二つの部分に分解できる。

$$u^{\text{差}} = \sum_j u_{j1} p_j^{\text{差}} + \sum_j p_{j1} u_j^{\text{差}} + \sum_j u_j^{\text{差}} p_j^{\text{差}} \quad (3.1)$$

$$= \sum_j \frac{u_{j1} + u_{j2}}{2} p_j^{\text{差}} + \sum_j \frac{p_{j1} + p_{j2}}{2} u_j^{\text{差}} \quad (3.2)$$

ただし、 p_{j1}, p_{j2} は、それぞれ 1987 年と 2012 年における産業 j の比率、 u_{j1}, u_{j2} は：それぞれ 1987 年と 2012 年の産業 j における非正規雇用率、 $u_j^{\text{差}} = u_{j2} - u_{j1}$ 、 $p_j^{\text{差}} = p_{j2} - p_{j1}$ である。

式 (3.1) の右辺の第一項は、1987 年時点の各産業の非正規雇用率 (u_{j1}) に、その産業の比率の変化をかけあわせて、それらをすべての産業について計算して足し合わせたものであるから、これは各産業の非正規雇用率は 1987 年のままで、各産業の比率だけが変化した場合の、全体の非正規雇用率の変化である。他方、式 (3.1) の右辺の第二項は、各産業の比率が 1987 年のままで、各産業内の非正規雇用率だけが変化した場合の全体の非正規雇用率の変化である。最後に式 (3.1) の右辺の第三項は、産業の比率の変化と、産業内非正規雇用率の変化の交互作用効果である。すなわち、産業内非正規雇用率の増加が激しい産業の比率が拡大するような場合、この項が正の大きな値をとる。要するに、全体の非正規雇用率の変化を、産業の比率の変化による部分、産業内非正規雇用率の変化による部分、両者の交互作用の部分に分解するのが、Kitagawa (1955) の要因分解法である。

式 (3.2) のほうは、全体の非正規雇用率を、2つに産業の比率の変化と、産業内の非正規雇用率の変化に分割したもので、式 (3.1) のほうの第三項は分割されて、それぞれ産業の比率の変化と産業内非正規雇用率の変化に含まれていると解釈できる。以下では、変化の詳細をできるだけくわしく知るため、式 (3.1) を用いて、三つの要因に非正規雇用率を分解していく。

3.2.3 脱工業化の効果

Kitagawa (1955) の要因分解の結果を見る前に、そのもとのデータとなる、産業ごとの就業者にしめる非正規雇用率の変化と、各産業で働く就業者の比率の変化を示したのが、図 3.1, 図 3.2, そして図 3.3 である。まず、非正規雇用率の変化を示した図 3.1 (女性) と図 3.2 (男性) から見ていく。非正規雇用率が下がっている産業はないが、インフラ産業のように僅かな増加にとどまっている産業と、サービス業のように大きく増加している産業の違いは存在する。また、男性よりも女性のほうが増加が激しい。全産業計で見た時の非正規雇用增加に比べて、産業別で見た時の非正規雇用の増加は、どの産業でもそれほど遜色はないので、要因分解しても、産業分布の効果はそれほど大きくなないと予想できる。

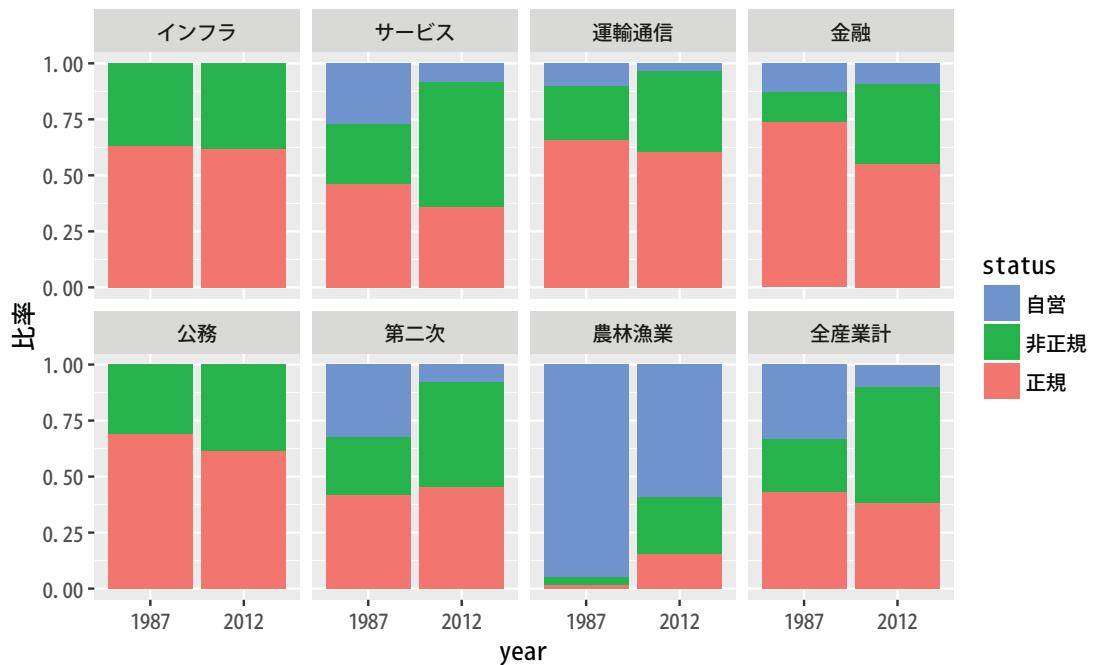


図 3.1 1987 年と 2012 年の従業上の地位の分布（女性）

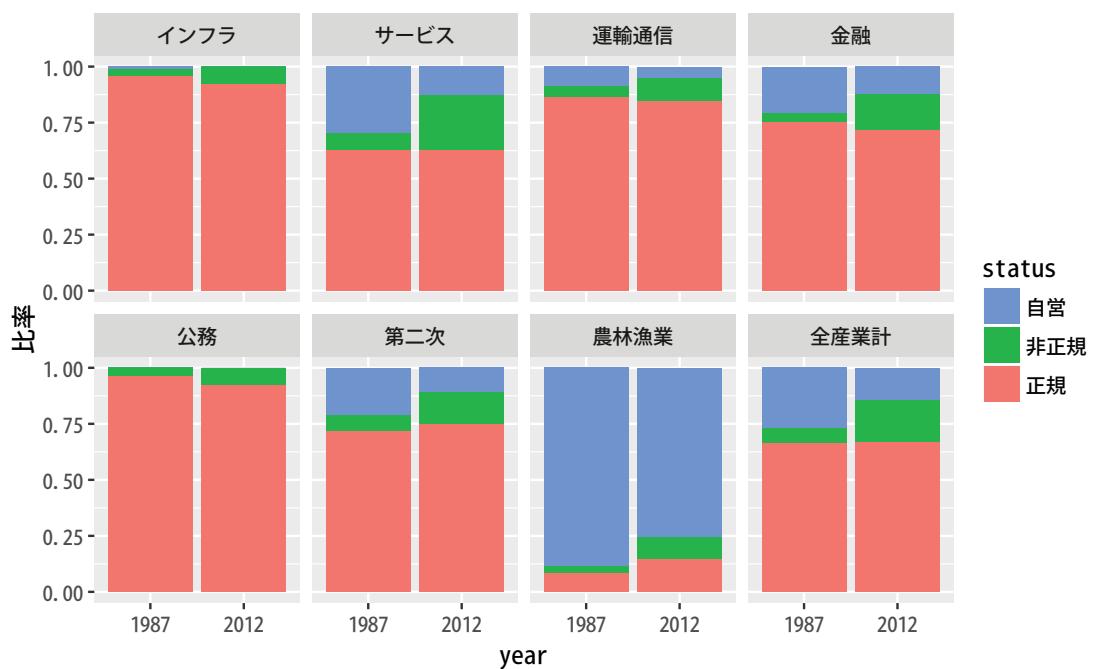


図 3.2 1987 年と 2012 年の従業上の地位の分布（男性）

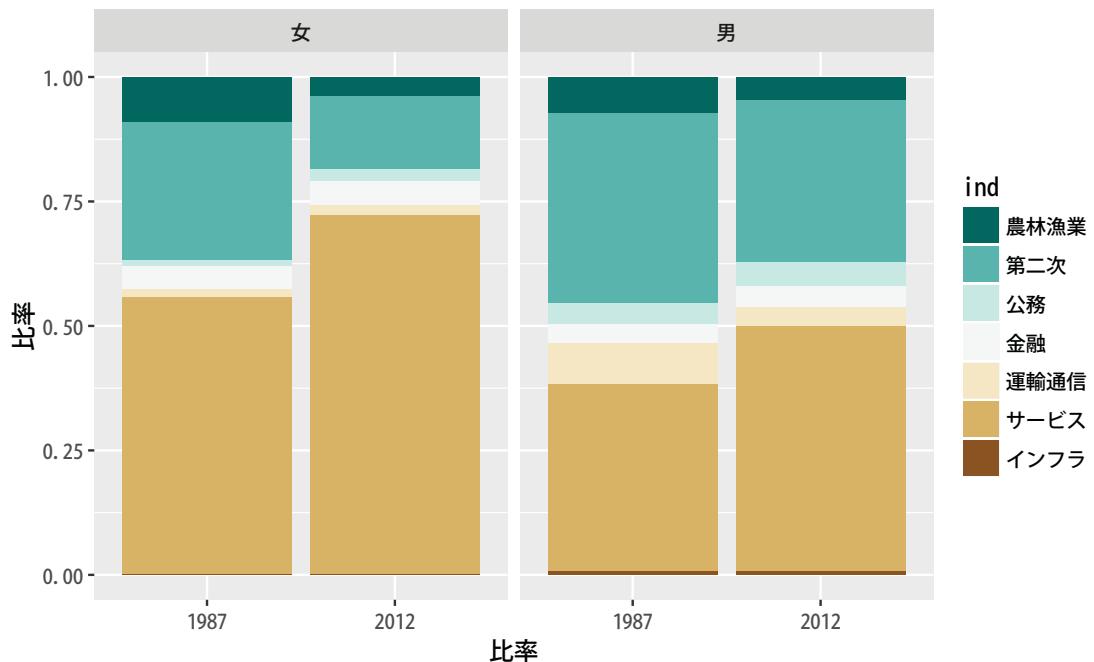


図3.3 1987年と2012年の産業の分布

表3.2 非正規雇用率の産業による要因分解（男女別）

		Between	Within	Interaction	Total
女性	Change	0.013	0.251	0.011	0.276
	ratio	0.049	0.910	0.041	1.000
男性	Change	0.002	0.105	0.012	0.119
	ratio	0.019	0.880	0.102	1.000

興味深いのは、全就業者に占める非正規雇用率が増加する場合、自営の比率が減少している点である。ただし、自営の業務が非正規労働者によって置き換えられたかどうかはこのデータからは明らかでない。なぜなら、あらゆる産業で自営は減少し、非正規は増加しているので、両者は置き換わっているように見えるのだが、彼らがそれぞれの産業の中で果たしている役割が同じだとは限らないのである。この点については後でくわしく論じる。

次に、各産業で働く就業者の比率を男女別に見てみよう（図3.3）。この図を見ると、確かに男女ともサービス産業が拡大して、第二次産業と農林漁業が縮小している。このような変化は特に女性で顕著である。しかし、その変化は7~19ポイント程度なので、非正規雇用の増加の一部しか説明できないのは明らかである。

以上のデータをもとにして、男女別に非正規雇用率の増加を産業で要因分解した結果が、表3.2である。女性の場合、全体の非正規雇用率は、1987~2012年のあいだに27.6ポイント増加したが、そのうち、1.3ポイントは産業の分布の変化によるもので、25.1ポイントは各産業内での非正規雇用率の増加によるもの、1.1ポイントは交互作用によるものである。産業分布の変化で説明できるのは、全体の4.9%、交互作用とあわせても9%にしかならない。

男性の場合も女性とほぼ同様であるが、男性の場合は非正規雇用率の増加は女性ほどには大きくなく、

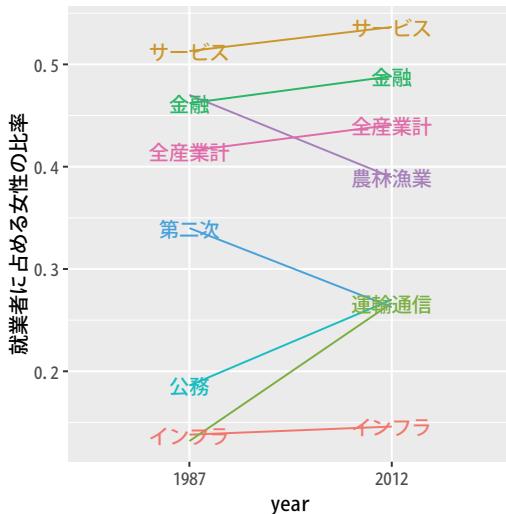


図 3.4 1987 年と 2012 年の産業別の女性就業者比

産業分布の変化によって説明できる割合もさらに低く、1.9% しかない。むしろ交互作用が大きい。これは男性の非正規雇用率が上がっているのが、サービス産業のような拡大した特定の産業に限られているからである。通常、交互作用効果は Within や Between に比べると非常に小さいと言われているが (Firebaugh 1989)、このデータでは非常に大きい。女性の場合は男性ほどではないが、やはり Between に匹敵する大きさであり、拡大産業が非正規雇用を増加させている傾向が見て取れる⁶⁾。

このように、非正規雇用率增加に対する脱工業化の効果は存在するものの、それほど大きなものではなく、9 割程度はそれ以外の要因によるものである。

3.2.4 女性労働力率増加の効果の検討

それでは、産業別に、就業者に占める女性の比率が上がったことが、非正規雇用率の増加にどの程度影響したのか、上と同じように検討してみよう。産業別の非正規雇用率は、すでに図 3.1 と 図 3.2 で見たが、男女の違いに注目して、もう一度確認しておこう。男性も女性も 1987 年から 2012 年の間に非正規雇用率は増加しているが、特に女性で増加量が多い。つまり、産業と性別を統制しても非正規雇用増加の傾向が顕著であるということだから、女性就業者比の上昇や産業構造の変化には帰すことの出来ない非正規雇用率増加の原因が別にあるということである。

次に、各産業別に、就業者に占める女性の比率の変化を示したのが、図 3.4 である。まず、全就業者に占める女性の比率の変化を見ると、確かに上昇してはいるが、41.5% から 44.1% へと上昇しているに過ぎず、2.6 ポイント程度の増加では、非正規雇用を増加させた効果は、非常に限られたものであったことがわかる。産業別に見ると、農林漁業と第二次産業では女性比は 10 ポイント以上も下がっており、縮小産業からは、女性のほうが退出しやすいようである。ただし、産業比の変化量と図の女性比の変化量の相関係数は、0.31 で、それほど大きくはない。

これらのデータをもとに、産業別に性別による非正規雇用增加の要因分解を行った結果が、表 3.3 である。この表の見方について、一番上のインフラ産業を例に説明しよう。インフラ産業は 1987 年から 2012 年の間に非正規雇用率が 4.2 ポイント増加したが (Total の数値)、そのうち 0.3 ポイントは女性

⁶⁾ これは 3.1.1 節で検討した、正規雇用と非正規雇用のあいだの単純な代替は限定的だという説と符合している。とはいえ、全体に占める効果は限定的である点は強調しておきたい。

表 3.3 非正規雇用率の性別による要因分解（産業別）

		Between	Within	Interaction	Total
インフラ	Change	0.003	0.039	-0.000	0.042
	ratio	0.064	0.942	-0.006	1.000
サービス	Change	0.005	0.230	0.003	0.237
	ratio	0.019	0.969	0.012	1.000
運輸通信	Change	0.026	0.066	0.009	0.100
	ratio	0.260	0.654	0.086	1.000
金融	Change	0.002	0.164	0.003	0.169
	ratio	0.014	0.969	0.017	1.000
公務	Change	0.023	0.044	0.003	0.070
	ratio	0.325	0.629	0.046	1.000
第二次	Change	-0.014	0.115	-0.011	0.090
	ratio	-0.156	1.279	-0.123	1.000
農林漁業	Change	-0.001	0.141	-0.012	0.129
	ratio	-0.006	1.097	-0.091	1.000
全産業計	Change	0.004	0.189	0.004	0.197
	ratio	0.022	0.958	0.020	1.000

就業者比の増加による部分で (Between の数値)、3.9 ポイントは男女それぞれの内部での非正規雇用率の増加 (Within の数値)、そして -0.0 ポイントは交互作用効果によるものである (Interaction の数値)。それゆえ、インフラ産業での非正規雇用率増加のうち、6.4% は女性就業者比の増加によるもので、94.2% は男女それぞれの内部での増加に、-0.6% は、交互作用によるものである。比率がマイナスになっているのは、交互作用は非正規雇用率を下げるよう作用しているからである。すなわち、インフラ産業では男性比は下がっているのに、非正規雇用率は男性の方で増加がはげしい。これがマイナスの交互作用を生んでいるのだが、非常に小さい効果なので無視して構わないだろう。

このようにすべての産業における要因分解の結果をみると、大半の産業で女性就業者比の変化に帰すことのできる部分は小さく、運輸通信と公務以外は、7% 未満である。交互作用に関しても同様で、運輸通信と公務以外は 2% 未満である。第二次産業と農林漁業は、女性就業者比が下がっているため、Between の値はマイナスである。それ打ち消すほど男女それぞれの非正規雇用率が増加しているために第二次産業と農林漁業の非正規雇用率は上がっているのである。

例外的な傾向を示している運輸通信と公務は、図 3.4 からわかるように、どちらも 1987 年には女性就業者比が 20% 未満と非常に低かったところから、その他の産業に比べて急激に増加している。これが女性就業者比の効果を高めている。運輸通信と公務は交互作用の比率も比較的大きく、これは女性で特に非正規雇用增加が顕著だからである。

第二次産業と農林漁業で Between の効果がマイナスになっているが、これは図 3.4 で見たようにこれらの産業に占める女性の比率が下がっているにもかかわらず、図 3.1、図 3.2 と図 3.3 で示したようにこれらの産業でも非正規雇用率が高まっているからである。つまり、これらの産業では女性比の上昇で非正規雇用率の増加を説明できないどころか、むしろ女性比とは別の要因の存在を示唆する結果と

なっている。

また、産業の要因分解の結果と同じように、Interaction の効果がかなり大きく、Between の効果に匹敵する産業が少なからずある点は、特筆に値する。つまり、もともと非正規雇用率の高い女性でさらに非正規雇用率が高まっていることが、全体の非正規雇用率を押し上げているのである。

まとめると、運輸通信と公務は女性就業者比の効果がそれぞれ 26.0% と 32.5% で例外的に大きいが、これらの産業で働く人の比率はそれほど高くないため、全産業を合計すると、女性就業者被増加の効果は 2.2%、交互作用効果と合わせても 4.4% とあまり大きくなことがわかる。このように、脱工業化や女性就業者比の増加は一定の効果はあるものの、どちらもそれほど大きなものではないのである。

3.3 法規制の効果の推定

次に時系列データを使って法規制の効果を見てみよう。すでに述べたように規制緩和の影響が繰り返し主張されてきたのは派遣労働なので、労働者派遣法の改定の後に、派遣労働者の数がどう変化するのか検討してみよう⁷⁾。

労働力調査で派遣労働者の数が数えられ始めたのは、1999 年 8 月の特別調査からである。これより後に行われた労働者派遣法の主な改定は、以下の 3 つである。

2004 年 1 月施行 1999 年の規制緩和で認可された業務の派遣期間の上限を 1 年から 3 年に延長され、

それ以前から認可されていた政令 26 業務（秘書、受付業務、専門・技術職の一部）の派遣期間の上限が 3 年から無期限に変更された。また、製造業への派遣が 1 年を上限として認可された。

2007 年 3 月施行 製造業への派遣期間の上限が 1 年から 3 年に。

2012 年 10 月施行 日雇い派遣が原則禁止になり、離職した労働者を離職 1 年後に派遣労働者として受け入れることも禁止になった。他にもグループ企業内派遣が規制対象になるなど、規制の強化がなされた。

もっとも大きな労働者派遣法の改定は、1999 年に行われた原則自由化（港湾労働や建設業務など一部の業務を除く）であると思われるが、1999 年以前の派遣労働者数がわからないので、この時の改定の効果は推定できない。2015 年にもすべての派遣事業を許可制にするという規制強化がなされたが、これもその後まだ時間があまりたっていないので、検証不可能である。2006 年には、医療関係業務で一部労働者の派遣が解禁になっているが⁸⁾、これも対象となる労働者数が非常に少ないので検討しない。それゆえ、以下では、上あげた 3 つの改定の前後で、派遣労働者の数がどう変化したのか検討していく。

7) 女性のパートに関しては、配偶者控除制度の影響が指摘されることが多いが、理論的にも実証的にも非正規雇用に対する影響は非常に小さいと言うべきである。理論上、配偶者控除の影響で控除額以上の稼得を差し控えるために非正規雇用に留まる人はほとんどないと考えられる。なぜなら、女性が税引き後の可処分所得ないしは単位時間あたりの可処分所得を最大化しようとすると仮定すると、正規雇用で働けば控除額を大きく上回る賃金と高い時給が得られることが多いので、正規雇用で働いたほうが合理的な場合がほとんどなのである。それゆえ、控除額が多少変化しても非正規雇用に対する影響はほとんどないと考えられる。配偶者控除が効果を持つのは、非正規雇用のまま労働時間を増やすして控除額以上の収入を得ようとする人々に対してであり、控除額を上げれば、労働時間と年収を増やす女性が多少は増えるだろう。しかし、正規雇用で働くとする女性を増やす効果があるとは考えにくい。実証的にも、労働力調査でパート・アルバイトの数がわかるようになって以降の配偶者控除額の変更は、2004 年に行われた配偶者特別控除の上乗せ部分の廃止であるが（国立国会図書館 2015）、このときも女性のパート・アルバイトの数のトレンドに明確な変化はない。

8) 社会福祉施設で行われる医療業務（医師、看護師、歯科衛生士、放射線技師など）に限って解禁された。言い換れば、通常の病院や障害者施設などには派遣できないというルールになっている。

3.3.1 データとモデル

データは労働力調査（詳細集計）の2002年1～3月期から2016年4～6月期を用いる。データの単位は四半期（3ヶ月）で、サンプルサイズは58である。1999～2001年の間も年に2回、労働力調査特別調査で派遣労働者の数は調べられているが、年に2回だけなので、データの形式を揃えるためにこの時期のデータは用いていない。従属変数は、男女の派遣労働者の数（万人単位）の自然対数で⁹⁾、独立変数は、時間、時間の二乗、時間の三乗、失業率（男女計、全年齢）、および、2004年4月以降ダミー、2007年4月以降ダミー、2012年10月以降ダミーである。なお、季節効果も検討したが、まったく有意ではなかったので、以下では季節効果を除外したモデルの推定結果を示す。時間はトレンド要因を統制するための変数であり¹⁰⁾、失業率は景気要因を統制するための変数である。2章で論じたように、2002年以降であれば景気が悪くなれば派遣労働者は減少し、景気が良くなれば、派遣労働者は増加すると考えられる。

推定には単純なOLSと誤差相関(AR1)を仮定したGLSによる推定の両方を用いたが、男性に関しては誤差相関が見られず、女性に関しては誤差相関が見られた。最終的に採択されたモデルで、誤差相関は男性が -0.04 で、女性は 0.48 であり、ダービー・ワトソン比で検定すると、男性の場合は $p = .558$ で有意ではなく、女性は $p = .000$ で有意であった。それゆえ、男性に関してはOLSの推定結果を、女性の場合はGLS(AR1)の推定結果を示すこととした。

AR1とは一期前の誤差（残差）が当期の誤差（残差）に影響を及ぼすと仮定するモデルである。すなわち、

$$Y_t = X_t\beta + \mu_t \quad (3.3)$$

$$\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.4)$$

と仮定するモデルである。ただし、 Y_t が第 t 期の従属変数の値、 X_t が第 t 期の切片を含む独立変数のベクトル、 β が切片を含む独立変数の係数ベクトル、 μ_t が第 t 期の誤差、 μ_{t-1} が第 $t-1$ 期の誤差、 ρ 誤差の相関係数、 ϵ_t が t 期の搅乱項である。 ϵ_t は平均がゼロの正規分布にしたがい、互いに独立に分布し、 X_t からも独立であると仮定される(Ostrom 1990; Pickup 2014)。なお、採択したモデルに関して残差の定常性(stationarity)についても検討を行ったが、ディッキー・フラー検定は、男女とも「残差は単位根過程にしたがう」という帰無仮説を5%水準で棄却したので、定常過程と考えてよからう¹¹⁾。推定には、Rのnlmeパッケージ(Pinheiro et al. 2016)を用いる。

どんなに複雑なモデルを使っても、しょせんは時系列データの分析結果なので、結果の解釈には、横断的データやパネルデータ以上に慎重を要することを強調しておきたい。

⁹⁾ 対数変換せずにそのまま分析もしてみたが、対数変換したほうが明らかに決定係数が高いので、対数変換することにした。従属変数が人数なので残差にポアソン分布を仮定することも検討したが、残差はかなりきれいに正規分布したので、そのまま正規分布を仮定した分析結果を示した。そもそもポアソン分布は期待値が大きければ正規分布に近似することが知られている(Wonnacott & Wonnacott 1969=1978; 東京大学教養学部統計学教室編 1991)、正規分布の仮定は無理なものではない。

¹⁰⁾ 時系列データでは、時間とともに単調に増加／減少したり、単位根過程(unit root process)と呼ばれるような変化の仕方をする変数が珍しくない。そのため、実質的には何の関係もないが、たまたま右肩上がりだった二つの変数が有意な相関関係を示すことがよくある。これは時間を媒介にした一種の擬似相関なので、時間を統制変数としてモデルに投入することで、このような推定バイアスを緩和することができる(Ostrom 1990; Pickup 2014)。

¹¹⁾ OLSもGLSも、残差は定常過程にしたがうと仮定するので、その仮定が正しいかチェックする必要がある。定常過程とは、(3.4)式の ρ の絶対値が1より小さいことを意味する。これに対して、単位根過程とは $\rho = 1$ の状態と定義される。定常過程では残差がゼロに「もどってくる」ことが期待できるが、単位根過程の場合、そのランダム・ウォークという別名のとおり、ゼロから離れたまま戻ってこないこともある。残差がランダム・ウォークする場合、GLSでも歪んだ推定結果になることが知られている(Ostrom 1990; Pickup 2014)。

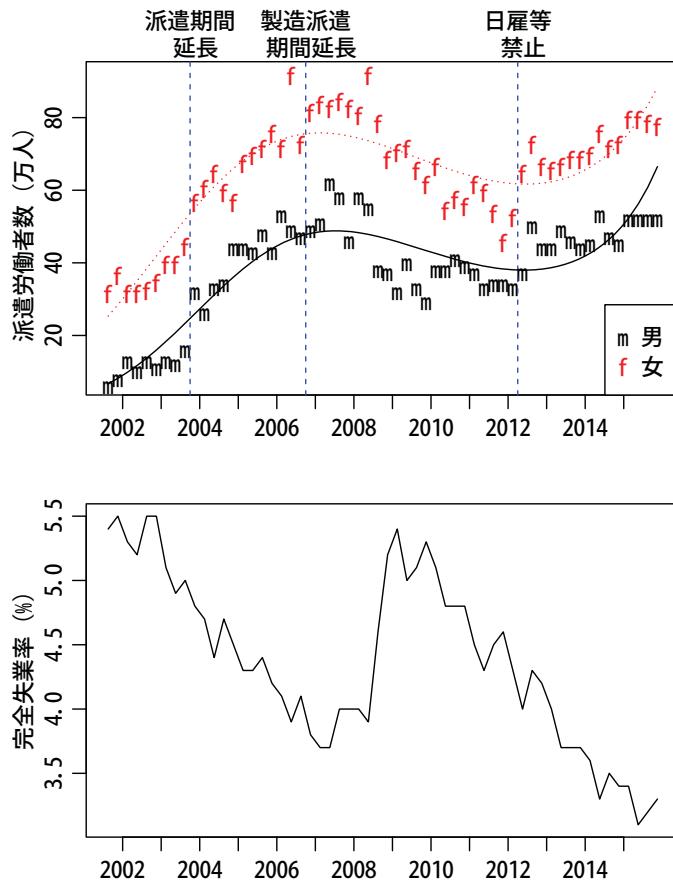


図 3.5 派遣労働者数（上パネル）と失業率の推移（2002–2016）

上のパネル中の 2 本の曲線は、それぞれ男女の派遣労働者数を時間の三次関数で予測した回帰曲線（OLS で推定）

3.3.2 結果

派遣労働者数のトレンド

まず、男女の派遣労働者数と失業率の推移を示したのが、図 3.5 である。上のパネルが派遣労働者数で、下のパネルが失業率である。大ざっぱに言えば、2002 年から 2008 年（リーマン・ショックの年）までは派遣労働者は増加し、その後 2012 年頃までは減少し、その後再び増加したが 2016 年の上半期には頭打ちとなっている。失業率はこれとおおむね相關しているが、ややズレている部分もある。例えば、失業率は 2010 年頃には減少に転じているが、この時期にも派遣労働者は減少を続けている。ほかの山や谷の位置を見ても、失業率のトレンドの変化よりもやや遅れて派遣労働者数のトレンドが変化するように見えるので、失業率は若干のタイムラグをともなって、派遣労働者数に影響する可能性について検討してみた。1~8 期（3 ヶ月前から 2 年前まで）のタイムラグをとって、男女の派遣労働者数と失業率の相関係数を計算すると、表 3.4 のように男性の場合、ラグをとると、むしろ相関係数の絶対値は小さくなる。女性の場合、3~4 期前の方が若干強い負の相関が見られるが、この程度は誤差の範疇であり、有意な違いとはいえない。

労働者派遣法改定の前後で、派遣労働者の数がどう変化したのか見てみよう。2004 年の規制緩和の前後の変化をみると、確かに改定後に大きく上昇しており、トレンドラインに切断が見られる。いっぽう 2007 年の規制緩和のときにはほとんどトレンドに変化は見られない。すでに述べたように 2006 年

表 3.4 男女の派遣労働者数と 0~8 期前の失業率との相関係数

	0 期前	1 期前	2 期前	3 期前	4 期前	5 期前	6 期前	7 期前	8 期前
男性	-0.81	-0.80	-0.78	-0.77	-0.74	-0.65	-0.55	-0.49	-0.43
女性	-0.73	-0.74	-0.75	-0.77	-0.77	-0.71	-0.64	-0.59	-0.53

表 3.5 男性派遣労働者数の時系列回帰分析 (OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
(Intercept)	5.29*** (0.23)	4.54*** (0.23)	5.38*** (0.23)	5.09*** (0.24)	4.34*** (0.26)
時間	0.02 (0.03)	-0.01 (0.02)	0.07 (0.05)	-0.01 (0.03)	-0.05 (0.04)
時間二乗	-0.15*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.16*** (0.01)	-0.17*** (0.01)	-0.11*** (0.02)
時間三乗	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)
失業率	-0.32*** (0.05)	-0.28*** (0.04)	-0.32*** (0.05)	-0.27*** (0.05)	-0.23*** (0.05)
04 年 4 月以降ダミー		0.52*** (0.10)			0.51*** (0.10)
07 年 4 月以降ダミー			-0.13 (0.09)		0.03 (0.08)
12 年 10 月以降ダミー				0.22* (0.10)	0.20* (0.08)
Adj. R ²	0.93	0.95	0.93	0.93	0.95
R ² _b	0.41	0.61	0.42	0.45	0.63
AIC	-56.34	-78.60	-56.57	-59.64	-81.09
BIC	-43.97	-64.17	-42.15	-45.22	-62.55
N	58	58	58	58	58

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

R^2_b は時間だけを独立変数としたモデルをベンチマークとした決定係数。詳しくは本文の (3.5) 式を参照。

にも一部の医療業務で規制緩和がなされたが、やはりトレンドに変化は見られない。2012 年の規制強化のあとには、むしろ派遣労働者数の上昇が見られ、トレンドラインに断絶が見られる。しかし、規制を強化しているのであるから、理論上は派遣労働者数が減るはずなのに、むしろ上昇しているというのは、何か想定外の別の要因が介在していることをうかがわせる。

回帰分析の推定結果

次に回帰分析の結果を見ていこう。男性の派遣労働者数を従属変数として OLS で推定した結果が表 3.5 で、女性の派遣労働者数を従属変数として GLS で推定した結果が表 3.6 である。これらの表に

表 3.6 女性派遣労働者数の時系列回帰分析 (GLS, AR1)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
(Intercept)	5.10*** (0.23)	4.85*** (0.25)	5.03*** (0.24)	5.01*** (0.23)	4.60*** (0.25)
時間	-0.02 (0.05)	-0.03 (0.04)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.05)	-0.11* (0.05)
時間二乗	-0.08*** (0.02)	-0.06** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.07*** (0.02)
時間三乗	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)
失業率	-0.18*** (0.05)	-0.17** (0.05)	-0.18*** (0.05)	-0.16** (0.05)	-0.13** (0.05)
04 年 4 月以降ダミー		0.19* (0.09)			0.21* (0.09)
07 年 4 月以降ダミー			0.07 (0.09)		0.12 (0.08)
12 年 10 月以降ダミー				0.16 (0.09)	0.18* (0.08)
誤差相関 ρ	0.72**	0.69**	0.71**	0.70**	0.59**
R_b^2	0.51	0.58	0.52	0.56	0.70
AIC	-83.17	-82.34	-78.78	-81.48	-77.67
BIC	-69.37	-66.73	-63.17	-65.87	-58.55
対数尤度	48.58	49.17	47.39	48.74	48.83
N	58	58	58	58	58

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

R_b^2 は時間だけを独立変数としたモデルをベンチマークとした決定係数。詳しくは本文を参照。

R_b^2 という項目があるが、これは「時間」「時間二乗」「時間三乗」だけを投入したモデル（Model 0、推定結果は割愛）に比べて、どの程度、モデルの適合度が改善したかを示す決定係数である。すなわち、Model 0 の残差平方和を SS_0 、適合度を見たいモデルの残差平方和を SS_1 とすると、

$$R_b^2 = 1 - \frac{SS_1}{SS_0} \quad (3.5)$$

である。

男女とも Model 1 はトレンド変数と失業率のみを投入したモデルである。失業率の係数は男女ともマイナスで失業率が上がると派遣労働者が減少することがわかる。絶対値は女性のほうが小さい。 R_b^2 の値をみると、男性が 0.41 で女性が 0.51 なので、トレンド要因で説明できない従属変数の分散のうち、かなりの部分が景気変動によって説明できることがわかる。

規制緩和と規制強化の効果を見ると、2004 年 4 月以降ダミーは男女とも一貫して正の有意な値を示しており、男性の方がその値が顕著に大きい。このときの規制緩和は、派遣期間の延長だけでなく、製造業派遣の解禁をともなっており、その効果が男性で特に大きく現れているのかもしれない。2007 年

の規制緩和は男女とも有意な効果がなく、2012年の規制強化は、すでにグラフで確認したように、理論上の予測とは反対に、正の有意な効果を示している。

規制緩和と失業率の効果の大きさを比較してみよう。Model 1 と Model 5 の R_b^2 を比べると、0.2 程度の上昇が見られる。この上昇分を規制緩和の効果だと考えると、Model 1 の R_b^2 が、男女それぞれ 0.41 と 0.51 だから、男性の場合、規制緩和の効果は失業率の効果の 54%、女性の場合は 37% である。

3.4 議論

以上の分析結果からわることは、通説は決して間違ってはおらず、サービス産業の拡大や女性が就業者に占める比率の上昇は、ある程度、非正規雇用の増加を説明できる。ただし、それらは増加量全体のそれぞれ 10% と 4% 程度しか説明できないのであり、残りの非正規雇用の増加は、他の要因によるものだと考えられる。ただし、繰り返しになるが、このような分析結果は産業をどのように分類するかによって変わってくるので、サービス産業内部での細かい産業分布の変化の効果をうまく拾えていない可能性がある。それゆえ、特に産業分布の変化の効果は、この章での推定値よりももっと大きいものである可能性は十分にある。

規制緩和に関しては、法改定の内容によって、非正規労働者を増やす時もあれば、効果がない場合もあることがわかる。2004 年の製造業派遣の解禁は派遣労働者の数を増やす効果があったが、2007 年の製造業派遣の期間の上限引き上げは、まったく効果がなかった。2012 年の日雇い派遣の禁止やグループ企業内派遣の禁止、正規労働者の派遣労働者への転換の禁止は、目に見えた効果がなかったどころか、この法改定後にむしろ派遣労働者は増加している。どうしてこのようなことが起きたのか、その理由についてはわからないが、「規制を強化すれば不安定雇用を減らせる」と単純に考えるのは危険であることが示唆される。もしかしたら、同じ時期に偶然、派遣労働者を増やすような出来事が起きたのかもしれない（例えば東日本大震災の復興事業に派遣労働者が投入されたのかもしれない）し、規制強化の意図せざる結果として、派遣労働者が増えたのかもしれない（例えば、日雇い派遣が使えなくなったので、代わりに恒常的に派遣労働者を雇うようになったことでその数が増えたのかもしれない）。法規制が一定の効果を持つことは疑いえないが、その効果はケースバイケースであり、慎重な検討が必要であろう。安易なネオリベ悪玉論には警鐘を鳴らしておきたい。

以上のようにこの章で検討してきた 3 つの通説はそれなりの説明力を持つものの、かなりの部分が上記のような産業構造の変化の効果だけに帰すことは出来ないことは明らかである。規制緩和の効果もトレンド要因や失業率の効果に比べると限定的である。それゆえ、価値観の変化や自営業の縮小の効果と正規雇用と非正規雇用の代替を続く章では考察していくことになる。

第4章

労働観の変容 1973–2008

4.1 問題：日本における労働観の変化

3章の最初で触れたように、非正規雇用の増加を新しいコーホートの新しい価値観と結びつける議論は珍しくない。そのような価値観としてよく言及されたのが、やりたいこと志向とでもいるべき価値観である（下村 2002; 久木元 2003）。やりたいこと志向とは、自分が本当にやりたいことを仕事にすべきである、という価値観である。逆に言えば、やりたくないことは、仕事にすべきではないということになる。このような価値観の持ち主はやりたいこと以外の仕事をしようとしないため（何がやりたいことかにもよるがしばしば）、定職につきにくくなる。このような価値観が新しい世代で広がったために、この世代を中心に非正規雇用率が高まった、というわけである¹⁾。

このような議論はいちおう筋は通っているが、経験的には支持されない。第一に、やりたい仕事の内容をはっきり持っている求職者と、持っていない求職者に関して、新しい仕事が見つかる確率を比較したところ、有意な差がないという分析結果が得られている（太郎丸・吉田 2007）。第二に、そもそも2章で詳しく論じたように、非正規雇用率はほぼすべてのコーホートで上昇しており、コーホートよりも時代の効果のほうが顕著である。それゆえ、若い世代に特有の価値観を原因として想定するのは無理があるのである。

このようにやりたいこと志向を新しいコーホートと結びつけるような議論は支持できないが、すべてのコーホートに共通する価値観の変化があるという可能性は考えられる。大きな価値観の変化がある場合、それは新しい価値観を持った新しいコーホートの登場というよりも、すべてのコーホートで価値観の変化が生じている場合のほうが多い（太郎丸編 2016）。例えば、オイルショック後の価値観の変化が大きいものの例として性役割意識があるが、性役割意識の変化はすべてのコーホートで生じており、コーホート交代の効果はわずかであることがわかっている（Cotter et al. 2011; 永瀬・太郎丸 2014）。

このようにして日本全体の平均的な労働観が変容しているという可能性は否定出来ない。データの制約から、非正規雇用の増加と労働観の変化の関係は部分的にしか検討できないが、その前段階の作業として、日本においてどのように労働観が変化しているのか記述することは重要な研究課題である。以下では、労働に関する価値観の変化を詳細に検討した上で、そのような価値観と従業上の地位（正規雇用か、非正規雇用か、自営か）との関係を明らかにしていく。

1) ちなみに、こういったやりたいこと志向批判は、キャリアカウンセラーを中心とした、やりたいことを見つけることが就職活動を成功させる鍵である（佐藤 2005; 谷内 2005）、という主張に対するアンチテーゼとして機能していた。

4.2 仕事の内的価値と自己表出的価値観の隆盛?

やりたいこと志向は、日本の若年非正規雇用の研究の中で出てきた概念であるが、類似の概念はそれ以前から存在している。すなわち、仕事に関する内的価値 (intrinsic value) がそれである (Mortimer & Lorence 1979; Lindsay & Knox 1984; Johnson 2001; Halaby 2003)。内的価値とは、仕事に内在する報酬²⁾を重視する価値観のこと、仕事そのもののおもしろさや仕事を通した自己実現（自分自身の成長や社会への貢献）を重んじる。内的価値は外的価値 (extrinsic value) という対概念とともに用いられる。外的価値とは、仕事に外在する報酬（例えば、賃金やフリンジ・ベネフィット、休暇）を重視する価値観のことである。理論レベルでは、しばしば両者はトレードオフの関係として論じられる（つまり、内的報酬と外的報酬のどちらを重視するか、といった議論がなされる）ことが多いが、因子分析すると、実際には両者はトレードオフではなく、かなり強い正の相関があることが知られている (Gesthuizen & Verbakel 2011; Johnson & Mortimer 2011)³⁾。

このような内的価値がやりたいこと志向を包含する概念であることは明らかであろう。やりたいことをやるということそのものが、就業者にとって報酬になると考えられるからである。内的価値と外的価値が時代によってどう変化しているのか、検討した研究はほとんどないが、Ester et al. (2006)によれば、1980–2000 年の西ヨーロッパでは、内的価値も外的価値も、わずかであるが上昇しているという。つまり、仕事に対する期待が（家族や地域やその他の中間集団に比べて？）全般に高まっていると見るべきであろう。

このような外的／内的価値という対概念がイングルハートの物質主義／脱物質主義という概念とよく似ていることもまた明らかであろう (Inglehart 1971, 1990=1993)。物質主義が経済的な繁栄と治安維持や社会秩序を重視する価値観であるのに対して、脱物質主義は、個人の自由と多様性、平和を重視する価値観である⁴⁾。外的価値はおおむね物質主義の一種であると考えられるし、内的価値は脱物質主義の一種とみることができる。

このようなイングルハートの理論枠組みは、その後さらに一般的なものに変更されている。イングルハートは 1997 年の著書で、

- 伝統主義 (traditional) vs. 世俗合理主義 (secular rational),
- 生存志向 (survival) vs. 自己表出志向 (self-expressive) ,

という 2 つの対概念を打ち出し、脱物質主義は自己表出志向の中心的な要素とみなされた (Inglehart 1997)。このような枠組みを前提とすれば、仕事に関する内的価値も、自己表出志向の一種と位置づけられよう。自己表出志向は、不況や体制崩壊による反動もあるものの、豊かな時代に育った新しいコ

²⁾ ここでいう報酬 (reward) とは金銭的な報酬にかぎらず、心理的なものも含めて、就業者にとってプラスになるものはすべて含む広い概念である。仕事に関する価値観の研究では広く用いられており、機能主義由来の用語法であろう (Davis & Moore 1945)。

³⁾ つまり、内的であろうと外的であろうと、多くの種類の報酬を重視する人と、質問紙に挙げられている報酬はどれもあまり重視しない人がいるということである。余談だが、こういった外的／内的という分類には、マズローの欲求 5 段階説との類似性が見られる。つまり、外的価値は生理的欲求や安全の欲求に対応し、内的価値は承認の欲求や自己実現の欲求に対応すると見ることもできよう。それゆえ、マズローに対する批判のうちのいくつか（例えば、マズローのこのような欲求の分類は経験的根拠を欠いており、むしろ西欧的な価値観が単に投影されているだけであるといった批判）は、そのまま内的／外的価値という枠組みに対しても投げかけることができよう。マズローの説とその批判については Heinzen & Nolan (2008) をみよ。

⁴⁾ 理論的には平和は個人の生存にとって重要なので、どちらかというと物質主義なのではないかと、私は思うが、経験的には、オイルショック後の西側諸国においては、平和を重視する人のほうが、経済成長よりも個人の自由や多様性を重視するというのは、理解できる。

表 4.1 「日本人の意識」調査の概要 河野・高橋 (2009) より

	1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003	2008
時期	6月	6月	9月	6月	10月	10月	6月	6月
対象者数	5436	5400	5400	5400	5400	5400	5400	5400
有効回収数	4243	4240	4064	3853	3814	3622	3319	3103
回収率	78%	79%	75%	71%	71%	67%	61%	57%

ホートによって支持され、基本的にはコーホート交代によって多くの社会に浸透していくものとされている (Inglehart & Baker 2000)。イングルハートの説には、賛否両論で様々な議論がなされているが (Inglehart et al. 2002; Li & Bond 2010; Datler et al. 2013)、時代による価値の変化についてイングルハート以上に評価された議論はないため、今でも価値変動を論じる際には重要な出発点となっている。

このようなイングルハートの議論に従うならば、日本社会においても仕事に関する内的価値志向が強まっているはずであり、それは主にコーホート交代によって生じている、という仮説が導かれる。繰り返しになるが、私はコーホート効果を誇張するこの種の議論に否定的であるが、実際にどうなっているのかデータで確認してみる必要があろう。

4.3 データ

労働観の変化の分析には、NHK の「日本人の意識 1973-2008」を用いる⁵⁾。「日本人の意識」調査は、16 歳以上の日本人を対象とした二段無作為抽出データで、面接法で尋ねられている (河野・高橋 2009)。調査期間は、6 月または 9、10 月の土日を含む 2~4 日間である。5 年おきに行われており、1973 年に 1 回目の調査が行われ、2013 年に 9 回目の調査が行われたが、2016 年 5 月現在で公開されているのが 8 回目までなので、本書では 8 回目までのデータを用いる。表 4.1 のように回収率は 1973 年の 1 回目の調査が 78%、その後は少しずつ低下し、2008 年調査の回収率は 57% である。調査期間を 10 日程度に伸ばせば、回収率は多少上げられるだろうが、そのせいでかえってサンプルの歪みが大きくなることもあるし、調査の方法をこれまでの調査とそろえておいたほうが比較可能性が高まるので、一概に調査期間を伸ばすべきとも思われない。

2008 年の「日本人の意識」の性別と年齢の分布を総務省統計局による 2008 年 10 月 1 日時点の日本人の人口推計値と比較すると、分離指数は 0.090 で、それほど大きな乖離ではない⁶⁾。同じ比較を、標準的な社会調査である日本版総合社会調査 (JGSS) の 2008 年調査と同じ総務省の人口推計の間で行うと 0.091 で、「日本人の意識」のほうがほんの少しだが歪みが小さい。研究者が主体になって実施していない社会調査データは歪みが大きいといったうわさを耳にすることもあるが、少なくともこのデータに関してはとりたてて歪みが大きいとはいえないだろう。

なお、「日本人の意識」データの男女、時代別の年齢の分布は表 4.2 の通りである。このデータの基本的な分布については、NHK 放送文化研究所編 (2010) で詳しく検討されているので、そちらを参照さ

5) 二次分析に当たっては、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「日本人の意識調査、1973~2008」(NHK 放送文化研究所世論調査部) の個票データの提供を受けた。

6) 分離指数は、以下のように計算している。まず総務省の人口推計、「日本人の意識」JGSS のデータでそれぞれ性別×年齢のクロス表を作る。ただし、年齢は 20 歳以上で、5 歳刻み、75 歳以上はひとつのカテゴリにまとめている。次に比較する 2 つのデータに関して、 $\sum_{ij} |p_{ij1} - p_{ij2}| / 2$ という式で分離指数を計算している。ただし、 p_{ij1} は一方のデータの i 行 j 列目のセルの度数のサンプル全体に占める比率、 p_{ij2} はもう一つのデータの i 行 j 列目のセルの度数のサンプル全体に占める比率、 \sum_{ij} はすべてのセルに関して足し合わせるという意味である。分離指数は 2 つのクロス表の分布が完全に一致した場合に 0 になり、最大で 1 を取りうる。

表 4.2 男女、調査年別の年齢の分布 (%)

	調査年								合計
	1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003	2008	
男 16-24 歳	18.1	16.5	15.6	16.3	16.2	12.7	11.5	10.3	
25-34 歳	22.9	22.0	17.8	14.1	13.3	13.6	13.8	11.5	
35-44 歳	23.1	22.8	21.8	20.6	20.1	15.7	14.9	15.5	
45-54 歳	14.2	19.0	19.9	19.4	19.4	19.3	16.5	15.0	
55-64 歳	11.6	11.0	14.0	18.0	16.9	18.9	20.8	20.1	
65 歳以上	10.1	8.6	10.9	11.6	14.1	19.8	22.4	27.6	
計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
合計人数	1953	1910	1836	1755	1727	1659	1519	1393	13752
女 -24 歳	16.9	15.6	14.0	13.6	14.1	11.5	8.8	7.3	
25-34 歳	24.4	25.6	20.2	16.9	15.0	14.1	12.0	11.8	
35-44 歳	23.6	22.1	24.3	23.4	18.4	16.2	17.9	14.9	
45-54 歳	16.4	16.8	16.0	17.1	18.8	19.0	18.1	15.7	
55-64 歳	10.3	11.5	13.7	14.3	17.6	18.8	18.1	20.5	
65 歳以上	8.4	8.5	11.9	14.7	16.0	20.5	25.1	29.8	
計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
合計人数	2290	2330	2228	2098	2087	1963	1800	1710	16506

れたい。

4.3.1 従属変数

従属変数には、以下のような理想の仕事についての質問に対する答えを用いる。

仕事にもいろいろありますが、どんな仕事が理想的だと思いますか。あなたがいちばん理想的だと思う仕事と、2番目にそう思う仕事とを、リストの中から選んでください。

リストに示されている選択肢は以下の通りである。

1. 働く時間が短い仕事
2. 失業の心配のない仕事
3. 健康をそこなう心配がない仕事
4. 高い収入が得られる仕事
5. 仲間と一緒に働く仕事
6. 責任者としてさいはいが振るえる仕事
7. 独立して人に気がねなくやれる仕事
8. 専門知識や特技が生かせる仕事
9. 世間からもてはやされる仕事
10. 世の中のためになる仕事
11. その他

これらの選択肢のうち、1~4は外的報酬を重視しており、5~10はおおむね内的報酬を重視したものといえよう。ただし、9番目の「世間からもてはやされる仕事」を選ぶ人はいつの時代もほとんどいないの

で、分析から除外する。11番目の「その他」を選ぶ人も非常に少なく、内容的にも解釈しようがないので、分析から除外する。

この質問は、無職の人や学生にも尋ねられているが、無職の人や学生は以下の分析からは除外する。こうした処理をするのは、無職の人の回答の意味は解釈が何通りか考えられる（例えば自分自身が将来つくかもしれない仕事について考える人もいれば、家族の従事している仕事について考える人もいるに違いない）ので、はっきりした結論を得るのが困難だからである。また学生の仕事に対する構えや仕事の持つ意味は、その他の人々とはかなり異なると考えられるため、分析から除外している。

4.3.2 従業上の地位

従業上の地位は、もともと、

1. 正規の職員または従業員
2. パートまたはアルバイト
3. 契約社員・嘱託
4. 派遣社員
5. その他
6. わからない、無回答
7. 非該当（無職と自営）

の7つに分類されている。これとは別に無職か有職かも尋ねられているので、それらの情報を使って以下のように再分類した。まず「わからない、無回答」は分析から除外し、3~5はまとめて「その他」とした。すでに述べたように無職は分析から除外するので、1を「正規雇用」、2を「パート」、無職を除外した7を「自営」、3~5を「その他」とした5分類を用いることにする。非正規雇用を2と3~5に分類したのは、人数の問題もあるが（必要なデータがすべて揃っている有効サンプルのうち「その他」は8人、「派遣社員」は35人しかいない）、パート・アルバイトは、派遣社員や契約社員と比べると時給も低く、意識にも違いが見られることも多いからである（太郎丸 2009）。

4.4 分析法

分析は、まず従属変数の記述統計を概観した後に、対数乗法モデルを使って、仕事に関する価値を示す潜在変数を抽出し、それらのトレンドをコーホート別に分析する。次に、交差分類ランダム効果モデルで、教育年数などの関連する変数を統制した場合の年齢・時代・コーホート（Age, Period, and Cohort: APC）の効果を推定する。最後に2008年のデータに限定して、従業上の地位と仕事に関する価値との関係を検討する。2008年に限定するのは、従業上の地位は2008年の調査で初めて尋ねられているからである。

分析結果を示す前に、対数乗法モデルを使った潜在変数の抽出は前例が見当たらないので、この方法を使う理由について論じておく。

4.4.1 技術的問題：「一番目に重要」、「二番目に重要」型の質問をどう扱うか

4.3.1節で示したように、これから扱おうとしている従属変数は、一番目と二番目に重要なものを尋ねた結果である。このようなタイプの質問はさまざまな項目のうちでどれを相対的に重視するかを尋ねているので、内的価値と外的価値をトレードオフの関係としてとらえる考え方で馴染みやすい。このよう

に理論との整合性が高いということは測定上のメリットといえる。しかし、この測定結果をうまくデータ処理するのは、非常に難しい。よくあるアプローチは、「いちばん重要」なものとして何が選ばれたかだけをとりあげてロジスティック回帰分析するというものである⁷⁾。しかし、これは二番目に重要として選んだ結果を無視しているため、せっかく得られた情報を無駄にし、不正確な分析をしているという批判を免れまい。意識に関する質問は、測定誤差が大きく、これを補正するために因子分析が発展してきたことを思えば、せっかく得られた「二番目に重要」などの情報を生かさないのは、もったいすぎるるのである。

「一番目に重要」、「二番目に重要」型の質問の扱い方については、もう一つよく知られたアプローチがある。これはイングルハートが脱物質主義の測定に使っているもので、政府の政策目標として、4つの項目の中から、やはり「一番目に重要」なものと「二番目に重要」ものを選ばせている。イングルハートは、4つのうちの2つを物質主義的な目標、残りの2つを脱物質主義的な目標とみなし、一番目も二番目も脱物質主義的ならば2点、どちらか一方が物質主義的で残りが脱物質主義的ならば1点、一番目も二番目も物質主義的ならば0点、という脱物質主義指標を繰り返し使っている (Inglehart 1971, 1990=1993)。このイングルハートの指標化は「二番目に重要」の項目も活用しているものの、この脱物質主義指標の妥当性にはいくつかの厳しい批判がある (Clarke et al. 1999; Davis et al. 1999)。私がここで論じたいのは、理論的根拠と経験的分析の欠如という点である。以下でもう少し詳しく論じよう。

「一番目に重要」、「二番目に重要」型の測定モデルの例

どうして、脱物質主義的な項目に○をつけた数が脱物質主義主義の価値観の指標となりうるのだろうか。イングルハートはこの点について何も説明していないが、因子分析的に考えると、以下の様な測定モデルで考えることができる。4つの政策目標が「一番目に重要」として選ばれる確率を、それぞれ $p_{1m}, p_{2m}, p_{3m}, p_{4m}$ ($\sum_i p_{im} = 1$)、脱物質主義的な価値観の強さを F とすると、

$$\text{logit } \hat{p}_{1m} = a_{01m} + a_{11m}F, \quad (4.1)$$

$$\text{logit } \hat{p}_{2m} = a_{02m} + a_{12m}F, \quad (4.2)$$

$$\text{logit } \hat{p}_{3m} = a_{03m} + a_{13m}F, \quad (4.3)$$

$$\text{logit } \hat{p}_{4m} = a_{04m} + a_{14m}F \quad (4.4)$$

というモデルが考えられる。ただし、logit x は $\log \frac{x}{1-x}$ の意味で、 a_{01m}, \dots, a_{04m} はそれぞれの項目の切片で a_{11m}, \dots, a_{14m} は傾きである。同様にして、二番目に重要として、4つの項目が選ばれる確率をそれぞれ $p_{1n}, p_{2n}, p_{3n}, p_{4n}$ ($\sum_i p_{in} = 1$) とすると、

$$\text{logit } \hat{p}_{1n} = a_{01n} + a_{11n}F, \quad (4.5)$$

$$\text{logit } \hat{p}_{2n} = a_{02n} + a_{12n}F, \quad (4.6)$$

$$\text{logit } \hat{p}_{3n} = a_{03n} + a_{13n}F, \quad (4.7)$$

$$\text{logit } \hat{p}_{4n} = a_{04n} + a_{14n}F \quad (4.8)$$

である⁸⁾。これは、因子分析や項目反応理論と同じタイプの測定モデルであり (Brown 2006)、後で述べるような相違点を除けば同じように考えることができる。

こういった測定モデルが、どの程度データに適合しているかは経験的な問題であるが、少なくともデータへの適合性がまったく検討されていないという現状には問題がある。「一番目に重要」、「二番目

⁷⁾ 例えば、田靡・宮田 (2015) は、本書と同じ NHK の「日本人の意識」データを使って、労働観の分析をしているが、二番目に重要なものの回答は無視している。

⁸⁾ パラメータに制約をかけないと実際には推定できないし、イングルハートのように一番目に重要なあいだで特に重みを変えないならば、理論的にも傾きに制約をかけたほうがいいのだが、どう制約をかけるかは、探索的に考えたほうがよからう。

表 4.3 アプリオリ・ゼロの例：一番目に重要なものと二番目に重要なもののクロス表の一部

		二番目に重要			
		a 働く時間が短い	b 失業の心配がない	c 健康をそこなうない	d ...
いちばん重要					
a 働く時間が短い		0	10	18	...
b 失業の心配がない		7	0	58	...
c 健康をそこなう心配がない		11	46	0	...
d ...		:	:	:	0

に重要」型の質問は、次に述べるように因子分析や項目反応理論用のソフトウェアでは扱いにくいために、近年の意識調査ではあまり用いられなくなってきた。しかし、脱物質主義の測定には依然として使われ続けているし、複数の選択肢の中から、相対的に重要なものを選んでもらうような場合、こういったタイプの質問は依然として有用なのである。それゆえ、そのような回答から得られた情報を有効に活用して、回答の背後にある潜在因子を抽出することは重要な研究課題といえよう。

アプリオリ・ゼロと潜在変数

カテゴリカル変数の背後にある連続的な潜在変数を抽出する方法として対応分析がある (Clausen 1998; LeRoux & Rouanet 2010)。対応分析はクロス表をデータとして、各カテゴリ間の「距離」をカイ二乗距離で測った上で、各カテゴリの相互の位置関係を多次元空間（普通は二次元）上にプロットする方法であり、多次元尺度構成法の一種として位置づけられる (岡田・今泉 1994; Borg & Groenen 2005)。林 (1974) の数量化 III 類や双対尺度法 (西里 2007) とは別に発展してきたが、近年ではそれらと数学的には同じものであることがわかっている。

このような対応分析は、ブルデューの影響もあって一部で熱狂的な人気を誇っているが、今、扱おうとしている「一番目に重要」、「二番目に重要」型のデータの分析には向いていない。というのは、「一番目に重要」、「二番目に重要」型のデータには、必ずアプリオリ・ゼロが生じるにもかかわらず、対応分析ではアプリオリ・ゼロへの対応がなされていないからである。アプリオリ・ゼロとは、データの測定法や性質上、クロス表において必ず特定のセルがゼロになることを言い、構造的ゼロ (structural zero) とも言う (Wickens 1989)。以下の議論は蛇足かもしれないが、対応分析の信奉者をなだめるためにも⁹⁾、なぜ対応分析がこのデータには合わないのか例を示しながら解説しておこう。

表 4.3 は、アプリオリ・ゼロの例として、一番目に重要な仕事の特徴と二番目に重要な仕事の特徴のクロス表の一部を示したものである。このクロス表の主対角線上のセルがすべてゼロになっていることがわかるだろう。例えば、一番目に重要なものとして「働く時間が短い」を選んだ人は、二番目に重要なものとして、「働く時間が短い」以外の選択肢を必ず選ぶはずである。それゆえ、一番目も二番目も「働く時間が短い」を選ぶ人は、質問の性質上存在しないということである。このようにして、その他の選択肢に関しても主対角線上のセルは必ずゼロになるというわけである。

⁹⁾ 対応分析は大きなクロス表を探索的に分析する場合に特に有効な手法であるが、どんなデータでも、どんな状況でも対応分析にかけてしまう研究者が存在し、彼らに言わせれば対応分析は万能なのである。そういう人たちから見れば、順序のないカテゴリカルデータから潜在変数を抽出するのに対応分析を使わないということは、到底受け入れられないと思うので、あえて紙幅を割いて解説している。

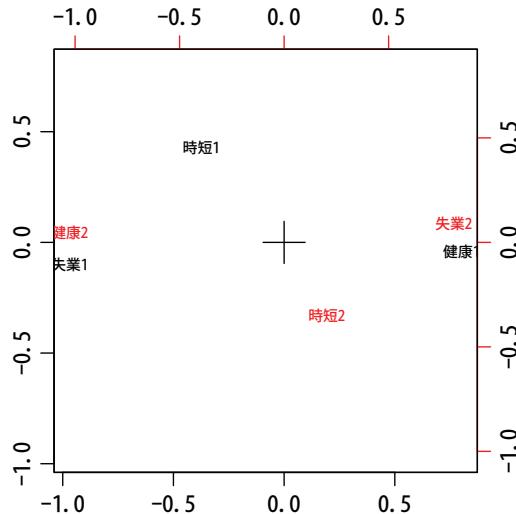


図 4.1 表 4.3 の対応分析の結果

- x 軸と y 軸の説明率はそれぞれ 96% と 4%
- 図上の文字列は、大事な仕事の特徴とそれが 1 番目に大事か 2 番目に大事かを示したもの。例えば「時短 1」は「働く時間が短い仕事」を一番目に大事なものとして選んだカテゴリを示す。
- 計算には MASS パッケージ (Venables & Ripley 2002) を用いた。

このような「一番目に重要」、「二番目に重要」型のデータから作ったアプリオリ・ゼロを含む表を機械的に対応分析にかけると、わかりにくい結果が出て、特に軸の解釈が難しくなる。図 4.1 は、表 4.3 の 3×3 表の部分を対応分析にかけた結果である。この図を見ると、時短 1 と時短 2、失業 1 と失業 2、健康 1 と健康 2、はそれぞれ図の中央を中心とした対称な位置にあるのがわかるだろう。それゆえ両者は離れた位置にある。これは対応分析では同時に選ばれやすいカテゴリが近くにプロットされるが、「一番目に重要」なものと「二番目に重要」ものは、同じものを選べないからである。失業 1 と健康 2、健康 1 と失業 2 が近い位置にあるのは、失業を一番目に選んだ人は、健康を二番目に選びやすく、健康を一番目に選んだ人は失業を二番目に選びやすいということで、じゅうぶん各項目の配置の意味は理解可能だが、軸の解釈が困難なのである。このような軸を仕事の価値を示す尺度（潜在変数）として用いたいのであるが、この軸の値が大きいほど健康や失業を選びやすいというわけではないので、仕事の価値を示す潜在変数として対応分析の結果得られる軸を用いるのは、困難なのである。

このような結果は、「一番目に重要」、「二番目に重要」型のデータを対応分析にかけると必ず起きるので、この結果から各軸の得点を計算して、仕事の価値とみなすのは無理だということである。ちなみに、同じ理由からカテゴリカル因子分析で「一番目に重要」、「二番目に重要」型のデータを分析することも困難である。ある項目が一番目に重要として選ばれると、その他の項目はどうぜん「一番目に重要」として選ばれることはないが、これがすべての項目間に誤差相関を生じさせる。確証的因子分析は誤差相関をいちおう扱えるが、扱える誤差相関の数に限りがあるので、この種のデータの分析には向いていない。

4.4.2 対数乗法モデルの応用

構造的ゼロを含むクロス表から、回答パターンを規定する潜在変数を抽出する方法として、Goodman (1979) の RC (II) モデルが考えられる。グッドマンの RC (II) モデルは対応分析と非常によく似たモ

ルで、やはり回答パターンの背後にある潜在変数を抽出する方法としてみることができるが³ (Goodman 1987)、対数線形モデルを発展させたものとしても位置づけられる。対数線形モデルではアприオリ・ゼロの扱いが簡単なので、対数線形モデルの一種である準独立モデル (Goodman 1968) と RC (II) モデルをくみあわせることで、「一番目に重要」、「二番目に重要」型の回答の背後にある潜在変数を適切に抽出できると考えられる。

グッドマンの RC (II) モデルと準独立モデルを組み合わせたものを式で表すと以下のようになる。

$$\log \hat{F}_{ij} = \lambda + \lambda_i + \lambda_j + \sum_k \phi_k \mu_{ik} \mu_{jk} + \gamma_{ij}, \quad (4.9)$$

$$\sum_i \lambda_i = \sum_j \lambda_j = \sum_i \mu_{ik} = 0, \quad (4.10)$$

$$\sum_i \mu_{ik}^2 = 1, \quad (4.11)$$

$$\gamma_{ij} = 0 \quad (i \neq j), \quad (4.12)$$

ただし F_{ij} は i 行 j 列目のセルの度数、 λ は切片であり、サンプル・サイズの効果を表す。 λ_i と λ_j は、それぞれ i 行目と j 列目の周辺度数の効果、 ϕ_k は行と列の関連の強さを示し、 k 番目の潜在変数の回答分布に対する影響力を表す。 μ_{ik} が i 番目の行または列の k 番目の潜在変数の値である。 γ_{ij} が主対角線上のセルがゼロになることを表現するためのパラメータである。通常の RC (II) モデルでは行と列で潜在変数の値が異なると仮定するが、上の式 (4.9) のモデルでは、行と列の潜在変数の値が同じになるように仮定している。このように通常の RC (II) モデルと異なる仮定を置いているのは、「一番目に重要」な仕事に割り振られる潜在変数の値と「二番目に重要」な仕事に割り振られる潜在変数の値が異なっていると解釈に困るし、理論上、一意に値が定まるほうが適當だと判断されるからである。なお以下の潜在変数抽出のための推定には LEM (Vermunt 1997) を用いた。

4.5 分析結果

4.5.1 記述統計の検討

表 4.4 は、男性が一番重要として選んだ仕事の特徴の割合のトレンドを示したものである。色の付いているセルは、上位 3 位の仕事の特徴である。「失業の心配がない」「健康をそこなう心配がない」「仲間と楽しく働ける」「専門知識や特技がいかせる」が上位 3 位にランクインしており、他の特徴は 4 位以下が続いていることがわかる。トレンドを見ると、「健康をそこなう心配がない」と「独立して気兼ねなく」は人気の低下が見られ、「専門知識や特技を活かせる」と「世の中のためになる」は人気の上昇傾向がある¹⁰⁾。「健康」は外的価値に該当し、残りは内的価値に該当するが、「独立して気兼ねなく」が減少しているのは、内的価値の弱まりを反映しているというよりは、自営業が減少し、独立が現実的な選択肢でなくなっていることを反映していると思われる。だとすれば、おおむね外的価値の低下と内的価値の上昇が見られると言えるかもしれない。

次に同じ表を女性に関して作ったのが表 4.5 である。最も人気があるのは男性と同様に「健康の心配がない」「仲間と楽しく」「専門を活かせる」だが、男性に関してはしばしばランクインしていた「失業の心配がない」は、女性に関してはほとんどの年でランクインしていない。ただし、選ばれている比率を見ると男女でほとんど差はなく、むしろ「責任者として采配をふるえる」など人気のない特徴の人気

¹⁰⁾ 多項ロジスティック回帰分析をすると、このような変化のトレンドは、「専門知識や特技を活かせる」については 5% 水準で有意、「健康」と「世の中のために」は 1% 水準で有意、「独立して気兼ねなく」は 0.1% 水準で有意である。

表 4.4 一番目に重要 (男性、 %)

	調査年							
	73	78	83	88	93	98	03	08
働く時間が短い	5	3	2	3	4	4	3	4
失業の心配がない	12	19	18	15	13	17	16	17
健康をそこなう心配がない	23	18	15	16	17	15	12	12
高い収入	8	9	10	10	13	9	11	11
仲間と楽しく働ける	14	14	13	15	18	16	17	16
責任者として采配	4	4	7	8	6	4	4	5
独立して気兼ねなく	13	12	12	10	8	9	7	6
専門活かせる	15	16	18	18	16	20	21	20
世の中のためになる	7	5	4	5	5	6	8	10

赤いセルはもっとも人気があったカテゴリ、茶色が二番目、黄色が三番目に人気があったカテゴリである。

表 4.5 一番目に重要 (女性、 %)

	調査年							
	73	78	83	88	93	98	03	08
働く時間が短い	5	4	5	4	6	5	3	3
失業の心配がない	12	18	15	14	12	15	17	14
健康をそこなう心配がない	35	26	26	24	24	20	18	20
高い収入	5	5	6	6	9	8	7	7
仲間と楽しく働ける	15	17	19	22	22	24	24	25
責任者として采配	1	1	1	1	1	1	1	1
独立して気兼ねなく	8	7	5	5	3	4	3	3
専門活かせる	15	16	18	20	18	18	22	21
世の中のためになる	5	5	3	4	4	4	5	6

赤いセルはもっとも人気があったカテゴリ、茶色が二番目、黄色が三番目に人気があったカテゴリである。

をさらに「食う」ようななかたちになっている。総じて、男女でそれほど顕著な仕事に対する好みの違いは見られない。

女性の最も重要な特徴のトレンドを見ると、「健康」「独立」の減少、「世の中のためになる」「専門活かせる」の増加、といった点は男性と同様で、かなり男女共通しているが、「仲間と楽しく働ける」が女性の場合は上昇しているという相違点もある。

二番目に重要な仕事の特徴についても男女別に同様の表を作った。それが表 4.6 と表 4.7 である。いちいち細かくみることはしないが、一番目に重要な仕事の特徴と驚くほど同じ傾向を示しており、一番目も二番目も背後に同じ選択のメカニズムと価値観があると考えるのが自然であるように思われる。これは上記の RC(II) + 準独立モデルの仮定とよく一致している。

表 4.6 二番目に重要な仕事の特徴 (男性, %)

	調査年							
	73	78	83	88	93	98	03	08
働く時間が短い	5	3	2	3	4	4	3	3
失業の心配がない	12	19	18	15	13	17	16	17
健康をそこなう心配がない	23	17	15	16	17	15	12	12
高い収入	8	9	10	10	14	10	11	11
仲間と楽しく働ける	14	14	13	15	18	16	17	16
責任者として采配	4	4	8	8	6	4	4	5
独立して気兼ねなく	13	12	12	10	8	9	8	6
専門活かせる	15	16	17	18	16	19	21	20
世の中のためになる	7	5	4	5	5	6	8	10

赤いセルは二番目に重要としてもっとも多く選ばれたカテゴリ、茶色が二番目、黄色が三番目に多かったカテゴリである。

表 4.7 二番目に重要な仕事の特徴 (女性, %)

	調査年							
	73	78	83	88	93	98	03	08
働く時間が短い	5	4	5	4	6	5	3	3
失業の心配がない	12	19	15	14	12	16	17	14
健康をそこなう心配がない	34	26	26	24	24	20	18	20
高い収入	5	6	6	6	9	8	7	7
仲間と楽しく働ける	16	16	19	22	23	25	25	25
責任者として采配	1	1	1	1	1	1	1	1
独立して気兼ねなく	8	7	5	5	3	3	3	3
専門活かせる	15	16	18	19	18	18	21	20
世の中のためになる	5	5	3	4	4	4	5	6

赤いセルは二番目に重要としてもっとも多く選ばれたカテゴリ、茶色が二番目、黄色が三番目に多かったカテゴリである。

4.5.2 潜在変数の抽出

次に一番目に重要な仕事の特徴と、二番目に重要な仕事の特徴の選択の背後にある潜在変数を抽出していくが、その前に、男女であわせて分析すべきか判断するために、準独立モデルを男女別に推定して、その標準残差を検討しておく。逆説的かもしれないが、男女合わせて同じ潜在変数を抽出したほうが、男女の比較はしやすい。男女でまったく異なる潜在変数が背後にあると考えられるならば、男女別にそれぞれ異なる潜在変数を抽出したほうが良いが、おおむね同じならば、同じ潜在変数を仮定したほうが、議論がシンプルになるという大きなメリットがある。

準独立モデルとは、直感的に言えばクロス表の主対角線上のセルだけは何らかの理由で二変数が独立の状態よりもセル度数が少ない（あるいは多い）が、他のセルに関しては、周辺度数だけで度数が

表 4.8 準独立モデルの標準残差 (男性)

	時間短い	失業	健康	高収入	仲間	責任	独立	専門	世の中
時間が短い		1.5	1.0	4.8	-2.0	-2.1	1.6	-3.6	-2.1
失業の心配ない	-2.0		6.2	3.0	3.9	-3.2	-2.2	-6.5	-4.6
健康	-0.1	5.3		-1.7	3.9	-2.9	-2.2	-2.9	-1.5
高い収入	9.1	2.4	-3.6		0.1	2.8	2.2	-2.2	-4.1
仲間と楽しく	0.5	1.1	3.5	-3.7		-3.6	-2.6	0.3	3.5
責任	-2.4	-3.1	-4.7	2.7	-4.5		3.0	6.0	3.6
独立して気がねなく	-1.5	-0.6	-0.9	1.5	-6.3	1.2		7.6	-0.4
専門生かせる	-2.6	-5.0	-3.6	1.6	-1.4	5.4	3.1		4.8
世の中のために	-1.1	-2.8	0.1	-6.4	3.1	2.9	-0.7	5.1	

- 赤: プラスで $p < .001$ 、オレンジ: プラスで $p < .01$ 、黄色: プラスで $p < .05$ 。
- 濃い青: マイナスで $p < .001$ 、青: マイナスで $p < .01$ 、薄い青: マイナスで $p < .05$ 。

予測できる（つまり二変数は独立である）状態のことを言う。式で表すと、

$$\log \hat{F}_{ij} = \lambda + \lambda_i + \lambda_j + \gamma_{ij}, \quad (4.13)$$

$$\sum_i \lambda_i = \sum_j \lambda_j = 0, \quad (4.14)$$

$$\gamma_{ij} = 0 \quad (i \neq j), \quad (4.15)$$

となる。ただし F_{ij} は i 行 j 列目のセルの度数、 λ は切片、 λ_i と λ_j は、それぞれ i 行目と j 列目の周辺度数の効果、 γ_{ij} が主対角線上のセルがゼロになることを表現するためのパラメータである。これは、55 ページの式 (4.9) のモデルから RC (II) のパラメータを取り除いたものである。

このモデルを男女別に作った一番目と二番目に重要な仕事の特徴のクロス表にそれぞれあてはめ、各セルの標準残差を計算した。 i 行 j 列目のセルの標準残差を Res_{ij} とすると、標準残差は

$$\text{Res}_{ij} = \frac{F_{ij} - \hat{F}_{ij}}{\sqrt{\hat{F}_{ij}}}$$

で定義され、モデルから予測されるセル度数 (\hat{F}_{ij}) と実際のセル度数 (F_{iji}) の乖離の程度を示す指標として考えられる。この結果が表 4.8 と表 4.9 である。例えば、表 4.8 の 1 行 4 列目の標準残差が 4.8 なので、独立状態よりも実際のセル度数のほうが多いということであり、それはつまり、一番重要な特徴として「時間が短い」を選んだ男性は、二番目に重要な特徴として「高収入」を選びやすいということである。また、同じ表の 1 行 8 列目は -3.6 なので、独立状態よりも実際のセル度数のほうが少ないということであり、それはつまり、一番重要な特徴として「時間が短い」を選んだ男性は、二番目に重要な特徴として「専門」を選びにくいということである。それぞれのセルは、標準残差の大きさで色分けされている（表の下の注釈を参照）¹¹⁾。

¹¹⁾ 標準残差は期待度数 (\hat{F}_{ij}) が十分に大きく、行と列の数も十分に大きければ、正規分布に近似する (Everitt 1977=1980)。それゆえ、表 4.8 と表 4.9 では標準残差の絶対値が 2.0, 2.6, 3.3 よりも大きければそれぞれ両側 5, 1, 0.1% 水準で有意にゼロから離れていると考えられる。

表 4.9 準独立モデルの標準残差 (女性)

	時間短い	失業	健康	高収入	仲間	責任	独立	専門	世の中
時間が短い		0.3	2.1	2.5	-0.2	-0.4	-0.8	-2.5	-2.4
失業の心配ない	-1.3		3.1	4.3	-1.1	-1.6	-0.4	-1.5	-4.2
健康	0.5	2.2		-2.6	4.4	-2.6	-0.7	-2.9	-2.8
高い収入	4.5	-0.6	-2.5		1.2	2.7	1.5	0.2	-2.7
仲間と楽しく	2.7	-0.4	0.9	-2.0		-0.4	-3.3	0.2	2.1
責任	-1.0	-0.8	-1.8	2.4	-2.3		1.2	3.5	0.6
独立して気がねなく	-0.9	0.2	-0.5	2.9	-5.9	2.8		6.1	-0.0
専門生かせる	-3.8	-1.4	-2.5	0.1	-1.9	1.8	4.3		7.2
世の中のために	-1.5	-1.0		-3.3	0.6	0.8	0.2	3.6	

- 赤: プラスで $p < .001$ 、オレンジ: プラスで $p < .01$ 、黄色: プラスで $p < .05$ 。
- 濃い青: マイナスで $p < .001$ 、青: マイナスで $p < .01$ 、薄い青: マイナスで $p < .05$ 。

表 4.8 と表 4.9 では、当初、外的価値に対応すると想定された最初の 4 つの項目と、内的価値に対応すると想定された残りの 5 つの項目の間に破線が引かれている。もしも、これらの質問に対する回答の背後に、52 ページの式 (4.1)～(4.8) 式で示したようなメカニズムがあり、外的報酬と内的報酬のどちらを相対的に重視するかが、それらの回答パターンを規定しているのならば、破線で分けた 4 つの領域のうち、左上と右下で標準残差は正の値をとり、右上と左下で負の値をとるはずである。二つの表を見ると、男性のほうが標準残差の絶対値が大きい（つまり「一番目に重要」と「二番目に重要」の関連が強い）という違いはあるものの、先に述べたとおり、左上、右下の領域でプラス、右上、左下の領域でマイナスの有意な値が出る傾向が見られる。

ただし、「仲間と楽しく」はかなりこの予測に反する傾向を示している。男女で細かい点は異なるが、「健康」との結びつきが強く、「仲間と楽しく」は内的価値に単純に対応するのではなく、内的価値と外的価値の中間に位置するような項目なのかもしれない。同様に「高収入」も外的価値に対応するはずが、内的価値項目のうちのいくつか（「責任」や「独立」）と結びついており、単純に外的価値を表しているとは考えにくい。あるいは、内的価値 vs. 外的価値という軸とは異なる仕事に関する価値観がこれらの回答パターンの背後にはあると考えたほうがよさそうである。

以上の結果から、男女で多少の違いはあるものの、おおむね類似した回答パターンがあることがわかったので、男女に同じ準独立 + RC (II) モデルをあてはめて、潜在変数の抽出を行った¹²⁾。抽出する潜在変数の数を 1～3 まで変えて、それぞれの適合度を示したのが、表 4.10 である。4 つ以上潜在変数を抽出しなかったのは、計算が収束しないのと、潜在変数を 3 つと仮定したモデルすでに p 値が 0.05 を上回っており、これ以上複雑なモデルは必要ないと判断したからである。AIC を基準としても BIC を基準としても、潜在変数を 3 つ仮定するモデルの適合度がもっとも良いので、以下ではこの 3 つの潜在変数の性質を検討していく。

図 4.2 は一つ目の潜在変数と二つ目の潜在変数の負荷量（55 ページの式 (4.9) の μ_{ik} をここでは因子

¹²⁾ 厳密には、性別 × 時代 × 一番目にだいじなもの × 二番目に大事なものの四重クロス表に準独立 + RC (II) モデルをあてはめている。男女で異なる潜在変数を抽出するモデルも推定したが、モデルの当てはまりが悪化する（つまり、複雑なモデルを仮定しても、データとモデルからの予測値との乖離はあまり小さくならない）ので、男女に同じモデルを仮定している。

表 4.10 RC (II) + 準独立モデルの適合度（潜在変数の数は 1~3）

潜在変数の数	L^2	df	p	AIC	BIC
1	1509.5	1007	0	-504.5	-8330.1
2	1151.3	1000	0.001	-848.7	-8619.9
3	1060.1	994	0.071	-927.9	-8652.4

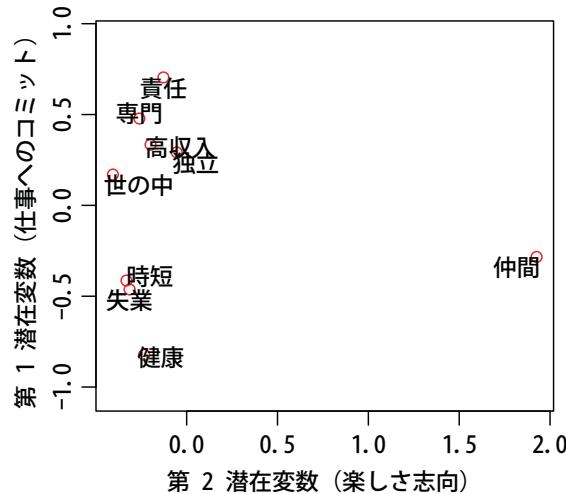


図 4.2 第一潜在変数と第二潜在変数の負荷量

分析のアナロジーで負荷量と呼んでおく)¹³⁾をプロットしたものである。第一潜在変数は「責任」や「専門」の負荷量が高く、「健康」や「失業」の負荷量が低い。それゆえ、内的価値 vs. 外的価値という概念に近いのであるが、「高収入」の負荷量がやや高く、「仲間」の負荷量が低い。そのため、内的価値 vs. 外的価値という対立軸と厳密には一致しない。そこで第一潜在変数は「仕事へのコミット」と名付けた。おおむね内的価値に対応するが、高い収入を得ることも同時に追求し、「仲間と楽しく」働くことの重要性は相対的に低い。

第二潜在変数は「仲間と楽しく」の負荷量だけが極端に高く、その他の項目の負荷量はほとんど同じである。それゆえこの潜在変数は「楽しさ志向」と名付けた。こういった潜在変数が抽出されたのは、この「仲間と楽しく」という項目は、表 4.8 と表 4.9 に表っていたように、「世の中のために」と同時に選ばれる傾向がある一方、「責任」や「独立」と同時に選ばれにくい、という具合で、内的価値 vs. 外的価値という軸とも、上記の第一の軸である「仕事へのコミット」とも関係のない独特の選ばれ方をしているせいであろう。

図 4.3 は一つ目の潜在変数と三つ目の潜在変数の負荷量をプロットしたものである。第三潜在変数は、「世の中のために」なる、「専門を活かせる」といった項目の負荷量が高く、「高収入」、「時短」、「失業」といった項目の負荷量が低い。そこで、これを「自己表出志向」と名付けた。こちらのほうが第一潜在変数よりは内的価値に近いといえるだろう。ただし、この自己表出志向は「健康」の負荷量がやや高すぎ、「責任」や「独立」とほぼ同じである点が、やや名前とずれている点である。

¹³⁾ グッドマンの RC (II) モデルでは μ_{ik} に特に決まった呼び名があるわけではない。しかし、RC (II) モデルや対応分析が因子分析とよく似ていることを考えれば、負荷量という呼び名は特に不適当というわけではないだろう。ただし、グッドマンの RC (II) モデルで想定されているメカニズムは因子分析や項目反応モデルとは若干異なっていることには注意が必要だろう。

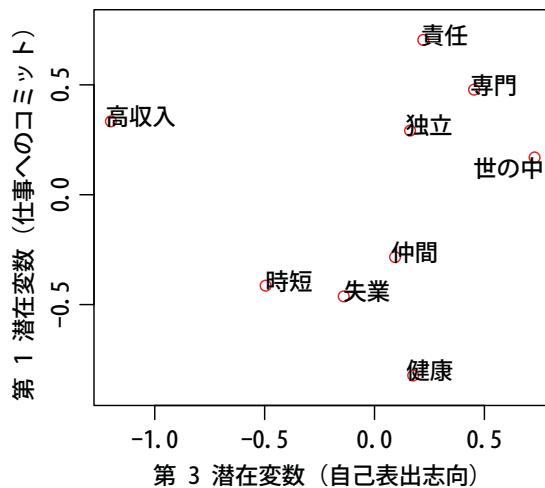


図 4.3 第一潜在変数と第三潜在変数の負荷量

これらの三つの価値が時代によってどう変化してきたのか、それらの潜在変数得点を計算した。グッドマンの RC (II) モデルから、個々人に潜勢変数の得点を割り当てる方式は特に提唱されていない。因子分析においても追加の仮定をおかずして一意に因子得点を特定する方法は存在しないことがわかっている（鈴川 2012）。そこで、単純に負荷量を重みとして潜在変数得点を計算している。すなわち、個人 l の重要な仕事の特徴に関する選択を長さ 9 のベクトル x_l であらわす。 x_l の要素は 9 つの仕事の特徴に対応しており、1 番目または 2 番目に重要として選ばれた項目は 1、その他の項目は 0 をとるとする。次に k 番目の因子の負荷量の列ベクトルを $\mu_k = (\mu_{1k}, \mu_{2k}, \dots, \mu_{9k})$ 、個人 l の k 番目の潜在変数の得点を s_{lk} とすると、

$$s_{lk} = x_l \times \mu_k$$

で定義される。

4.5.3 仕事に関する三つの価値観の変化

それらの得点の平均値を時代別に計算したのが図 4.4 である。まず、男性の場合、年によって多少の例外はあるが、おおむね仕事に対するコミットが最も高く、自己表出志向が二番目で、楽しさ志向が最も低い。いっぽう女性は、やはり例外はあるが楽しさ志向が最も高く、次が自己表出志向で、仕事に対するコミットが最も低い。

三つの価値の平均のトレンドを見ると、仕事に対するコミットはおおむね上昇基調で、男性の場合は 1973～1983 の間に上昇し、その後は横ばいである。女性の場合は、緩やかな上昇が続いている。楽しさ志向は、男性の場合、波動を続けており、あまり明確なトレンドは見えない。女性は 1978～93 年の間に上昇し、その後やや減少している。自己表出志向は、男女ともおおむね楽しさ志向と反対のトレンドを描いている。

次に仕事に対するコミットの平均値を、出生コードと男女別にプロットしたのが、図 4.5 である。これを見ると、男女とも仕事に対するコミットは加齢とともにおおむね減少する傾向が見られる。男性の場合は 50 歳を過ぎた頃から、女性の場合ははっきりしないが 30 代あたりから低下が始まるようである。コードによる違いを見ると、それほど明確な違いはないが、やや新しいコードのほうが、仕事に対するコミットは強いように見える。若いころは男女ともコードによる違いはよくわからないが、40～60 歳ぐらいのあいだでの違いが見て取れる。定年延長の効果も多少はあるが、女性の場合

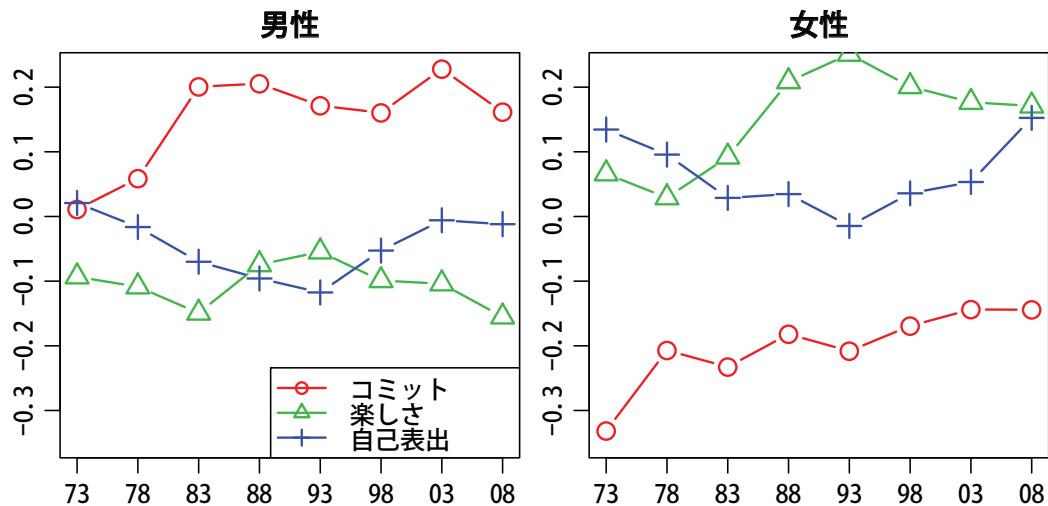


図 4.4 三つの仕事の価値の時代による推移

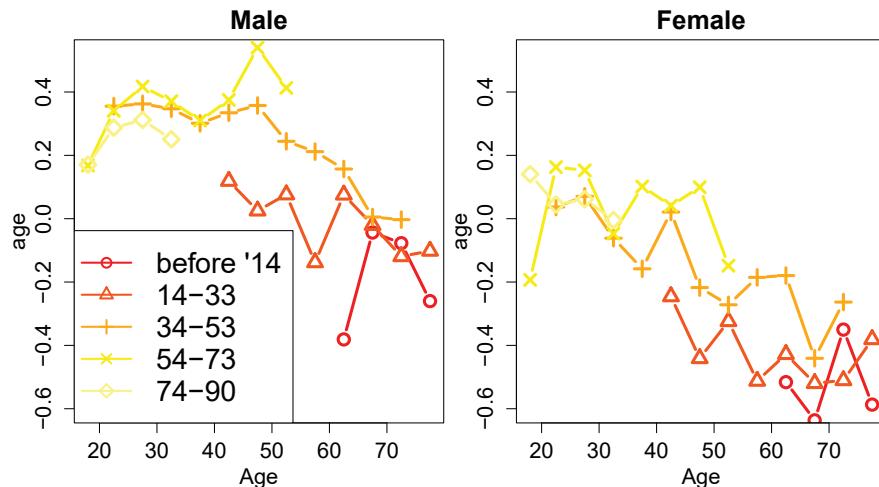


図 4.5 出生コーホート別、仕事に対するコミットの加齢による変化

はそれほど定年延長の効果はないだろうし、もっと大きな変化を反映しているように思える。

次に調査年と年齢別に同じ仕事に対するコミットの平均値をプロットしたのが図 4.6 である。調査年別で見てもおおむね最近の調査結果ほど仕事に対するコミットが強いが、時代の効果なのかコーホートの効果なのかは判然としない。

同じようにして、楽しさ志向に関してコーホート別に年齢による推移を見たのが図 4.7 で、調査年別に年齢による違いを見たのが、図 4.8 である。男女とも、20歳代でやや楽しさ志向が高いが、その後は明確な傾向は見られない。70歳前後でやや高まるように見えるが、はっきりとした傾向とは言い難い。コーホートによる違いは、男性に関しては見られないものの、女性に関しては新しいコーホートのほうが楽しさ志向が強い傾向が見られる。男性に関しては時代による変化は明確ではないものの、特に最近の20歳代で楽しさ志向が強い。女性は最近にかぎらず、昔の調査でも20歳代の楽しさ志向は強いが、その傾向が40歳代あたりにまで及んでいるというが最近の傾向と言えよう。これも時代の効果なのかコーホートの効果なのかはっきりわからない。

最後に自己表出志向の年齢による変化をコーホート別に示したのが図 4.9 で、同じく年齢・調査年別

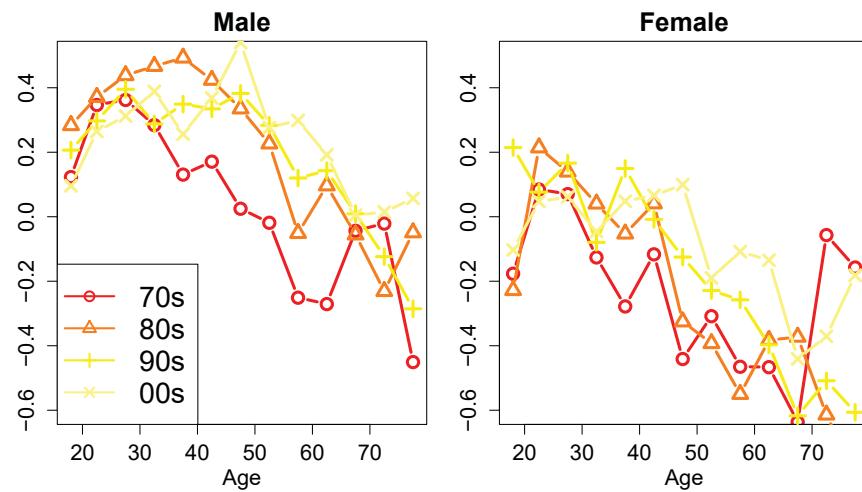


図 4.6 年齢・調査年別の仕事に対するコミット（平均値）

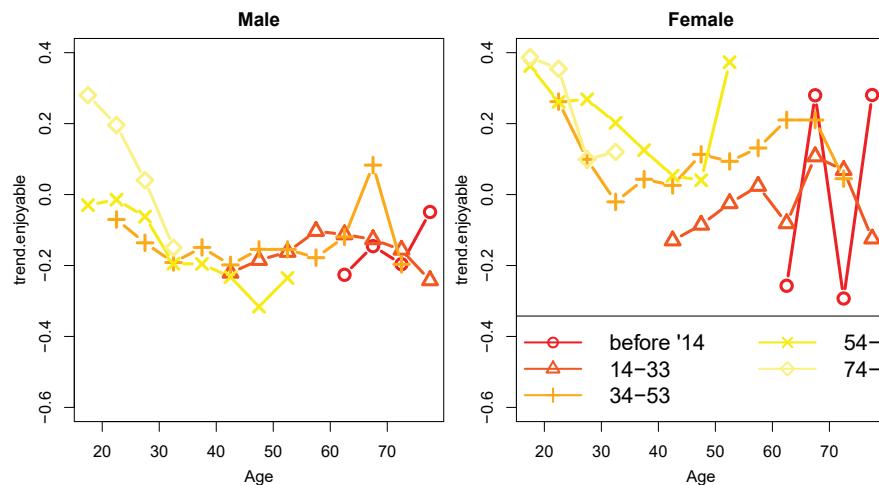


図 4.7 出生コーント別楽しさ志向の年齢による変化

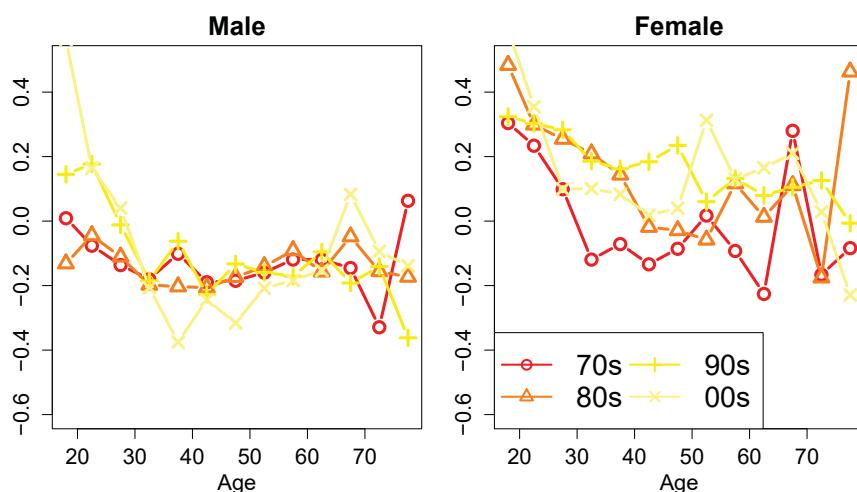


図 4.8 年齢・調査年別の楽しさ志向（平均値）

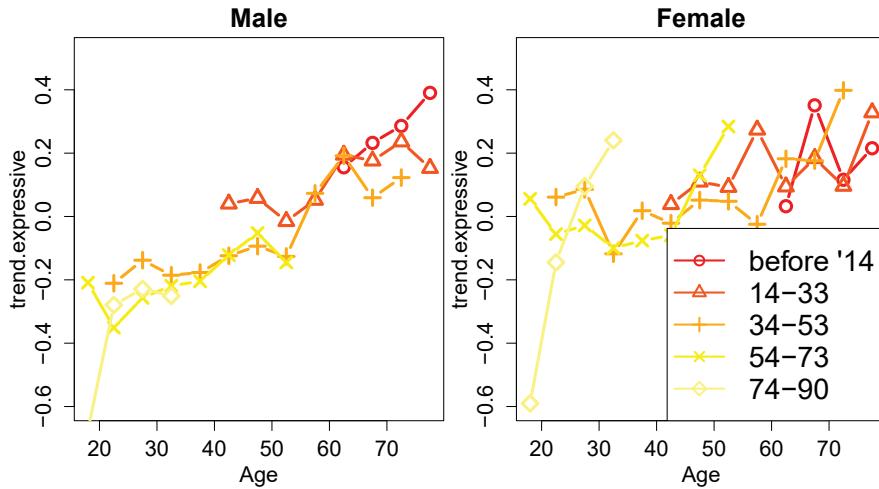


図 4.9 出生コホート別自己表出志向の年齢による変化

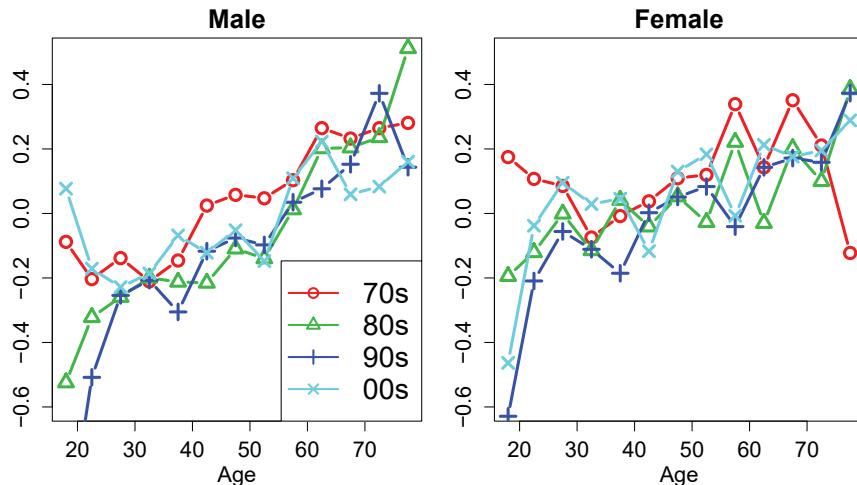


図 4.10 年齢・調査年別の自己表出志向（平均値）

に示したのが、図 4.10 である。二つの図に共通して見られる傾向は、年齢が上がるほど自己表出志向が高まるということである。これは、男性の方が顕著である（傾きが大きく、その他の要因に攪乱される程度が少ない）が、女性に関しても同様の傾向が見られ、これはコホートを統制しても時代を統制しても同じなので、確かな傾向と言えよう。出生コホートの違いは男性に関してはほとんど見られず、女性に関してあまりはっきりとした傾向は見られない。時代による変化も年齢による違いに比べると小さいと言え、あまり明確な傾向は見られない。

4.5.4 交差分類ランダム効果モデルによる APC 分析

以上の傾向をまとめるために、交差分類ランダム効果モデルで、学歴や職業、都市規模の効果を統制した場合の時代やコホートの効果を検討しておこう。23 ページの 2.3.3 節で論じたように、このモデルは、APC の効果のあいだに相関があると、推定結果が歪むため、探索的に分析する場合には、特に疑ってかかる必要がある。とはいっても、簡単に APC の効果を分割できるという点では有益である。それゆえ、この点に注意して、分析結果を見てみよう。表 4.11 がその推定結果である。まず統制変数（年

表 4.11 仕事に関する価値の交差分類ランダム効果モデルの推定結果

	コミット	楽しさ	自己表出
(Intercept)	-10.38*** (0.60)	1.13 (0.62)	-7.36*** (0.71)
女性ダミー	-3.30*** (0.15)	2.18*** (0.16)	1.65*** (0.16)
年齢（単位：10歳）	-0.68*** (0.10)	-0.34*** (0.09)	1.18*** (0.10)
年齢（単位：10歳）二乗	-0.01 (0.04)	0.16*** (0.04)	0.06 (0.04)
教育年数	0.85*** (0.04)	-0.25*** (0.04)	0.48*** (0.04)
log 都市規模	0.26*** (0.04)	-0.09* (0.05)	0.01 (0.05)
職業（農業が基準）			
自営	3.09*** (0.31)	-0.30 (0.32)	1.49*** (0.33)
販売・サービス	0.74* (0.37)	2.01*** (0.38)	-0.16 (0.39)
技能・熟練マニュアル	-0.18 (0.32)	1.21*** (0.33)	0.01 (0.34)
一般マニュアル	-0.96* (0.38)	1.78*** (0.39)	-0.34 (0.40)
事務・技術	1.71*** (0.33)	1.19*** (0.33)	1.87*** (0.35)
経営・管理	4.53*** (0.40)	0.38 (0.41)	2.74*** (0.42)
専門・その他	4.40*** (0.59)	-0.76 (0.60)	3.97*** (0.62)
婚姻状態（未婚が基準）			
離死別	0.60 (0.46)	-0.73 (0.47)	-1.12* (0.49)
既婚	-0.22 (0.36)	-0.13 (0.36)	-0.38 (0.38)
子供の年齢（子無しが基準）			
中学以下の子あり	0.37 (0.31)	-0.57 (0.32)	-0.72* (0.33)
高校以上の子あり	-0.02 (0.33)	0.23 (0.34)	-0.32 (0.35)
対数尤度	-63209.67	-63695.92	-64244.95
N	17249	17249	17249
コーホート数	20	20	20
時代数	8	8	8
コーホート効果の分散	0.20***	0.01	0.02
時代効果の分散	0.08*	0.22***	0.96***
残差の分散	89.03	94.25	100.40

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

- 時代のグループ数が 8 つしかないため、時代効果の分散の推定は不正確である可能性がある。
- 被説明変数は分散が小さすぎるので、もとの変数を 10 倍してからモデルに投入してある。
- 推定は REML だが、ランダム効果の分散は尤度比検定している。

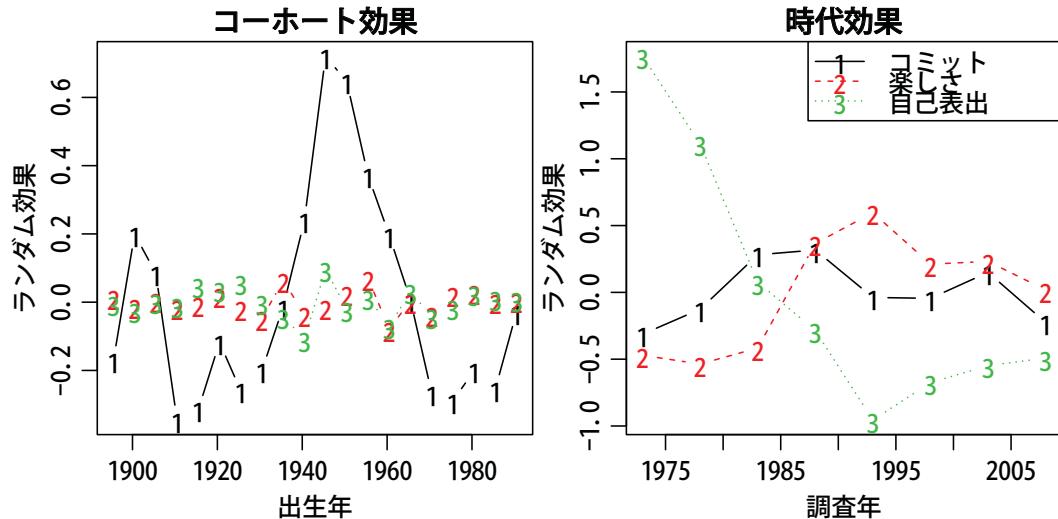


図 4.11 交差分類ランダム効果モデルにおける時代とコホートのランダム効果

齢、時代、コホート以外の変数)の効果を見ておこう。大雑把に言えば、生活が不安定で困窮のリスクの高い層で、仕事へのコミットが強く、楽しさ志向や自己表出志向が弱い傾向がある（もちろん例外もある）。また、高階層で仕事へのコミットと自己表出志向が強く、楽しさ志向が弱い。婚姻状態や子供はあまり影響がないが、離死別と中学以下の子供がある人は、やや自己表出志向が弱い。

年齢の効果は、すでに図で確認したとおりで、仕事へのコミットは加齢とともに減少、楽しさ志向は若年層と高齢層で高め、自己表出志向は加齢とともに上昇、という結果である。コホート効果の分散を見ると、コミットに関しては有意だが、楽しさ志向と自己表出志向に関しては有意ではない。時代の効果の分散はすべて有意であるが、コミットの分散は相対的に小さい。これらの結果は単純な平均値の検討とおおむね符合している。コホートの分散は推定結果よりももう少し大きい可能性はあるが、年齢とコホートの効果の相関が大きいとは、あまり考えにくいので、大きく歪んだ結果というわけでもないと思われる¹⁴⁾。

このモデルからコホートと時代のランダム効果を推定して、図示したのが、図 4.11 である。コホート効果があるのは、仕事へのコミットだけで、1940~1960 年ごろに生まれた世代で仕事へのコミットが強いことがわかる。時代効果はすべて有意であったが、仕事へのコミットは 1980 年代頃まで上昇した後、波動しながらわずかに減少している。楽しさ志向は 1990 年代前半まで上昇した後に微減、自己表出志向は、1990 年代前半まで減少した後、微増である。

なお、性別と年齢の交互作用効果を投入したモデルも推定したが、交互作用効果は有意にならなかつたので、結果は割愛している。つまり、平均値の検討では、年齢の効果は男女で多少の違いが見られたが、職業や学歴を統制すると、これらの男女差は有意ではなくなったということである。さらに時代とコホートの効果についても同様に男女差を検討したが、有意になったのは、楽しさ志向に対する男女差だけであった ($p = .003$)。具体的には図 4.12 の通りで、1973-1993 のあいだの楽しさ志向の高揚期には、男女差が拡大した（言い換えれば、男性よりも女性のほうが上昇率が高かった）が、その後の減

¹⁴⁾ イングルハートの理論に従えば、仕事に対するコミットは賃金へのコミットと結びついているので、どちらかといえば新しいコホートほど弱まっていると考えられる。いっぽう楽しさ志向や自己表出志向は高まるというのが、イングルハートの予測である。それゆえ、もしも年齢が若いほど仕事へのコミットが弱いならば、コホート効果を吸い取ってしまい、コホート効果を過小に吸いってしまう可能性があるが、実際には逆に仕事へのコミットは若いほうが強い。また、自己表出志向はむしろ高齢層のほうが強いので、これも理論上予測されるコホートの効果を吸い取っているとは考えにくい。

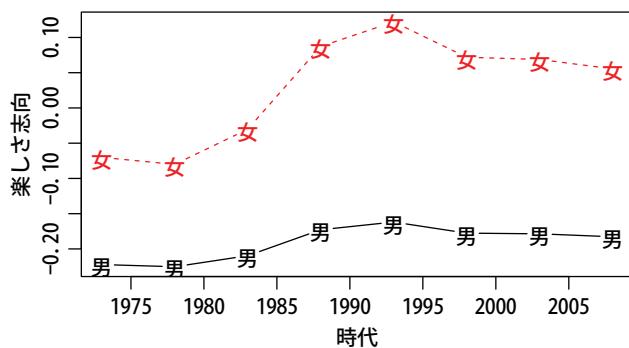


図 4.12 楽しさ志向に対する時代効果の男女差

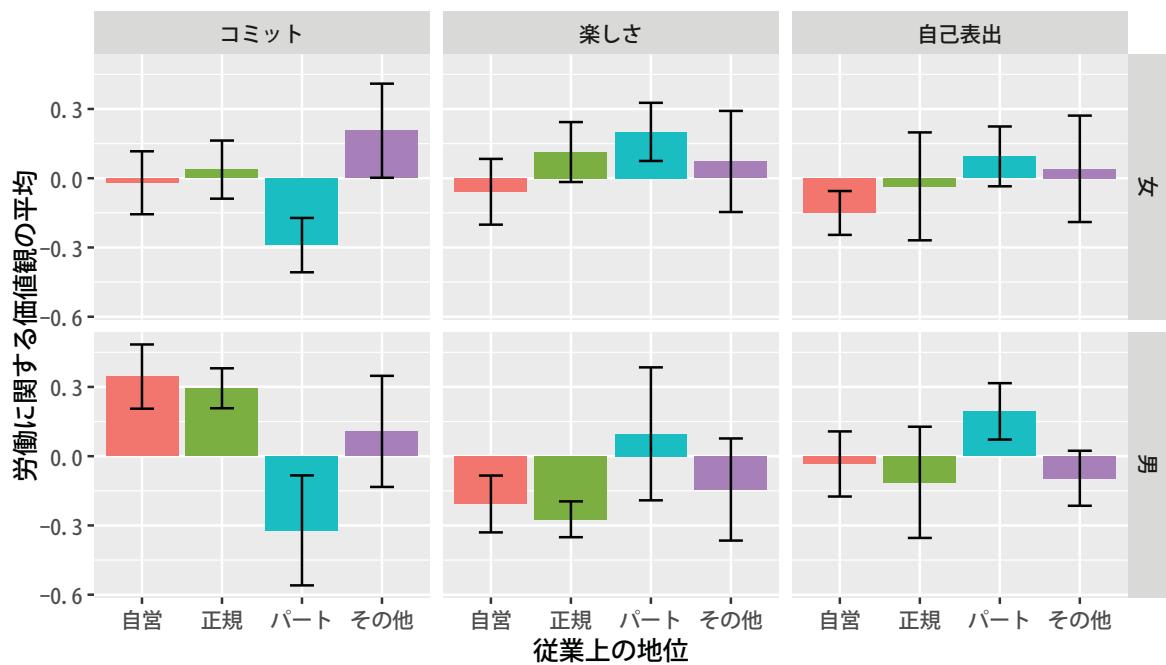


図 4.13 従業上の地位・男女別、仕事に関する価値観の平均値（2008 年）

- エラーバーは 95% 信頼区間。
- 「その他」は、派遣社員、嘱託社員を含むが、無職は含まない。

少期には男女差が縮小した（つまり、女性のほうが減少が激しかった）。

4.5.5 従業上の地位による違い

それでは、以上のような仕事に関する三つの価値観が非正規雇用を含む従業上の地位にどう関係するのだろうか。2008 年のデータに関して従業上の地位別に三つの価値観の平均値を示したのが図 4.13 である。それなりに違いがあるように見えるが、有意な差が見られるのは、コミットの強さだけで、パート・アルバイトは自営や正規雇用に比べてコミットが弱い。楽しさ志向と自己表出志向は、パート・アルバイトでやや平均値が高いが、エラーバーがほとんど重なっており、有意な差はない。

このような傾向が、他の関連する変数を統制しても見られるかどうか確認するために、従業上の地位

を従属変数として、多項ロジスティック回帰分析した結果が表4.12である。モデル1は統制変数のみを投入したモデルであり、モデル2は三つの価値観の変数を投入したモデルである。従業上の地位が従属変数で価値観が独立変数であることに違和感を感じる読者もいるかもしれないが、今、検証しようとしているのは、「価値観の変化が非正規雇用の増加をもたらした」という仮説なので、価値観が独立変数で従業上の地位が従属変数なのである。

モデル2の推定結果を見ると、やはり、コミットが強いと、パートになりにくいや、他の価値観に関しては有意な効果が見られない。モデル1とモデル2の適合度を比較すると、AICはモデル2の方が小さいが、BICはモデル1のほうが小さい。尤度比検定すると、 $\chi^2 = 34.5$ ($df = 9$) なので、0.1%水準でモデル2のほうが適合度がよい。それほど強い関係ではないが、価値観と従業上の地位には関係があると考えられる。

モデル1とモデル2の係数を比較すると、教育年数と既婚の主効果の絶対値が少し減少しており、これらの効果を価値観が媒介していると考えられるが、それほど大きな変化ではなく、他の係数はほとんど変化していないか、年齢の二乗のようにむしろ絶対値が大きくなっているものもある。つまり、価値観が他の変数の効果を媒介しているとしても、それはほんの少しであることがわかる。

4.6 まとめと議論

この章の分析結果をまとめると以下のようになる。

1. 1973年から2008年の間に「健康をそこなう心配がない」ことを重要だと考える人は減少し、「仲間と楽しく」働くことや「専門知識や技術をいかせる」ことを重要だと考える人が増えた。
2. 最も重要、二番目に重要、な仕事の特徴に対する回答から、RC(II) + 準独立モデルを用いることによって、仕事へのコミット、楽しさ志向、自己表出志向の三つが抽出された。
3. バブル崩壊の前後ごろが、これらの価値観の時代による変化の転換点であり、仕事へのコミットと楽しさ志向は、上昇から減少に転じ、自己表出志向は減少から増加に転じている。
4. コーホート効果は非常に小さく、はっきりと識別できたのは、1940～1960年ごろに生まれた世代で、仕事へのコミットが強いということだけである。
5. 2008年のデータに限定した分析の結果からは、仕事へのコミットが弱いほどパート・アルバイトになりやすいことが示された。

以上の分析結果は、イングルハートの予測と一致する部分もあるが、かなり異なっていると見るべきであろう。仕事へ強くコミットするかどうかが、第一の軸として抽出されるのは、常識的に理解できることであり、それが物質主義や脱物質主義と明確に一致していなかったとしても、特にイングルハートへの反証となっているとは思えない。しかし、第二の軸が楽しさ志向で、ようやく最後に自己表出志向が抽出されているというのは、少なくとも仕事に関する価値観に関しては、物質主義 vs. 脱物質主義（あるいは生存志向 vs. 自己表出志向）という対立軸は、あまり大きな意味が無いと考えられる。もちろん、3つめの軸になっているわけであるから、仕事の価値に関しても一定の影響はあると考えられるが、その影響は、他の二つに比べると限定的であるということである。

さらに、イングルハートによれば、この自己表出志向はコーホート交代によって徐々に増加していくはずであった。しかし、コーホートによる自己表出志向の違いは有意ではなかった。時代効果は存在したが、基本的には減少傾向で、上昇に転じたのは1990年代以降のことであった。イングルハートの立場にたてば、脱近代化は戦後生まれのベビーブーマーあたりから始まっているはずで、1990年代になっ

表 4.12 従業上の地位の多項ロジスティック回帰分析

	モデル 1			モデル 2		
	自営	その他	パート	自営	その他	パート
(Intercept)	-0.00 (0.54)	-1.11 (0.68)	0.96 (0.65)	0.22 (0.55)	-1.10 (0.70)	0.41 (0.67)
教育年数	-0.08* (0.03)	-0.02 (0.04)	-0.23*** (0.04)	-0.10** (0.03)	-0.02 (0.05)	-0.19*** (0.04)
log 都市規模	-0.07 (0.05)	0.05 (0.06)	0.08 (0.05)	-0.08 (0.05)	0.05 (0.06)	0.09 (0.05)
中学以下の子あり	0.19 (0.31)	-0.29 (0.42)	0.99** (0.37)	0.17 (0.31)	-0.29 (0.42)	0.98** (0.37)
高校以上の子あり	0.08 (0.30)	0.05 (0.39)	0.78* (0.36)	0.05 (0.30)	0.05 (0.39)	0.73* (0.36)
女性ダミー	0.47 (0.48)	0.05 (0.47)	1.09* (0.49)	0.49 (0.48)	0.06 (0.47)	1.08* (0.49)
年齢	0.78*** (0.10)	0.90*** (0.13)	0.73*** (0.14)	0.78*** (0.10)	0.92*** (0.13)	0.74*** (0.14)
年齢二乗	0.25*** (0.05)	0.23*** (0.06)	0.31*** (0.07)	0.25*** (0.05)	0.23*** (0.06)	0.31*** (0.07)
離死別	-0.13 (0.56)	-2.45* (1.13)	-1.05 (0.69)	-0.16 (0.56)	-2.51* (1.13)	-0.97 (0.69)
既婚	-0.28 (0.39)	-1.72*** (0.49)	-2.91*** (0.55)	-0.29 (0.39)	-1.75*** (0.50)	-2.83*** (0.56)
女性 × 年齢	0.09 (0.14)	-0.74*** (0.17)	-0.44** (0.16)	0.09 (0.14)	-0.74*** (0.17)	-0.44** (0.16)
女性 × 年齢二乗	-0.20* (0.08)	-0.16 (0.09)	-0.32*** (0.09)	-0.20* (0.08)	-0.15 (0.09)	-0.33*** (0.09)
女性 × 離死別	-0.18 (0.72)	2.68* (1.20)	0.91 (0.76)	-0.16 (0.73)	2.70* (1.21)	0.85 (0.76)
女性 × 既婚	0.89 (0.49)	1.83*** (0.53)	3.30*** (0.56)	0.91 (0.49)	1.84*** (0.53)	3.25*** (0.56)
コミット				0.14 (0.07)	0.09 (0.10)	-0.29*** (0.09)
楽しさ志向				-0.02 (0.08)	0.06 (0.10)	0.09 (0.08)
自己表出志向				0.04 (0.07)	-0.06 (0.09)	-0.13 (0.08)
AIC	3415.25			3398.71		
BIC	3642.71			3674.92		
Deviance	3331.25			3296.71		
N	1662			1662		

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

従属変数の基準カテゴリは「正規雇用」

て上昇が始まるというのは、かなり根本的な議論の修正が必要であろう。

当初のやりたいこと志向に関する議論との関係で言えば、やりたいこと志向に最も近い、仕事の価値は、自己表出志向であろう。自己表出志向の時代効果が1990年代以降高まっているのは、やりたいこと志向に関する議論を支持しているように見えるかもしれない。しかし、彼らの議論はコーホート効果を指摘しているのであって、時代効果を主張していたわけではない。最近の若者（つまり新しい出生コーホート）が非正規雇用につきやすいのは、彼らのコーホートに特有の価値観があるのであり、それがやりたいこと志向だ、というのが彼らの主張であった。しかし、実際に存在したのは、時代効果であり、近年の仕事に関する価値観の変化は、むしろすべての世代に共通する変化なのである。

最後に、非正規雇用の増加との関係について論じよう。暫定的な結論から言えば、非正規雇用の増加と価値観の変化はあまり関係がなさそうである。非正規雇用と関係があったのは、仕事に対するコミットの程度だけであった。コミットに対する時代効果は非常に小さく、トレンドもはっきりしなかった。コミットに対するコーホート効果は比較的大きく、1940–60年代ごろに生まれた人に比べると、その前後で低かった。しかし、コーホート交代がコミットの減少につながり、それがパート・アルバイトの増加につながったのかといえば、それはかなり疑わしい。60歳で労働市場から退出すると考えると、この世代の労働市場からの退出が始まったのは、2000年からであるが、非正規雇用の増加はそれよりもずっとまえから続いているからである。非正規雇用の増加が急激であったのは1995–2003年ごろで、この時期と、仕事へのコミットが強い世代の労働市場からの退出期がほとんど重なっていないのである。

ただし上の議論は、2008年の従業上の地位と価値観の関係は、それ以前の時点でも同じであった、という仮定にもとづいている。この仮定はそれほど無理があるとは思わないが、やはり多少の変化があると考えたほうが現実的なのかもしれない。非正規雇用の性質も変化しているのかもしれないし、慎重に考えたほうがよかろう。また、労働に関する価値観は、この章で抽出した3つ以外にも存在し、それが非正規雇用と関係しているという可能性は排除できない。それゆえ、上記の議論はあくまで暫定的なものである。ただし、本章の分析からは価値観の変化が非正規雇用の増加をもたらしたとする議論を支持するような結果がまったく得られなかつたことは強調しておきたい。やりたいこと志向がほんとうに非正規雇用の増加と関係があるのであら、やりたいこと志向とよく似た自己表出志向が非正規雇用の拡大期に増加するはずだし、非正規労働者の自己表出志向は正規労働者よりも高いはずであるが、実際にはほとんどそのような傾向は見られなかったのである。

第5章

自営業の周辺的な性格に関する予備的検討

この章では6章での議論に先立って、自営業および自営業とほぼ同義とされる伝統的セクターが、どの程度周辺的な性格をもっているのか検討する。具体的には収入の不安定性と、法定の最低賃金以下の労働がどれくらい多いのかを分析する。これまで労働市場の周辺を構成していた自営／伝統的セクターに代わって非正規雇用が増えたとする仮説を6章では検討するが、代替性の分析の前にどの程度の不安定性や収入なのかを確認しておく必要があるからである。以下では自営の周辺性にかかわるこれまでの研究成果を確認した上で、これまであまり調べられてこなかった収入の不安定性と最低賃金以下の労働がどの程度広がっているのか検討する。

5.1 自営と非正規雇用の類似性

日本では非正規雇用と自営はまったく別のものと考えられており、両者を1つのカテゴリにまとめてあつかうことはまずない。しかし、欧米では自営業を非正規雇用の一種とみなすことも珍しくない(Hevenstone 2010; Kalleberg 2000; Pedulla 2013; Rodgers & Rodgers eds. 1989)。欧米ではイタリアのような一部の国を除けば、1970年代頃までに多くの国々で自営業主の数は就業者の10%を下回っており、マルクスの予測通りプチブルは資本家と労働者に分解していくものと考えられていた(Wright & Perrone 1977)。ところが1980年代以降、多くの欧米諸国で自営業の増加が見られた。自営業は失業者の受け皿とみなされると同時に、イノベーションの担い手として期待されるようになっていった(Arum & Müller 2004)。自営業は経営も不安定なので、そこで働く人々の収入も不安定であり、自営業主はもちろんのこと労働者も、大企業の労働者のように法律や労働組合によって労働条件が保護されることは少ない(Castells & Portes 1989; Portes & Haller 2005)。それゆえ、自営業の実態は非常に多様であるものの、かなり収入が低く不安定な就業者が自営業には含まれていると考えられる。このように、自営業として働くことは標準的な働き方とは異なる(nonstandard)という意味では、臨時雇用やパートと類似しており、非正規雇用の一種だと考えることができるというわけである。こういった議論は、非正規雇用も自営業も周辺的労働の一種だという見方を支持するものであろう。

以上のような議論は非常に興味深いものであるが、少なくとも日本において非正規雇用と自営を同一視するような議論は支持できない。仁田(2011)の言うように、自営業の減少も含めて包括的に雇用の不安定性の変化を捉えるべきだという主張はもっとなものである。しかし、仁田の議論は暗に自営業は非正規雇用と同程度に低収入で不安定であるという前提で進められている。これは日本に関しては明

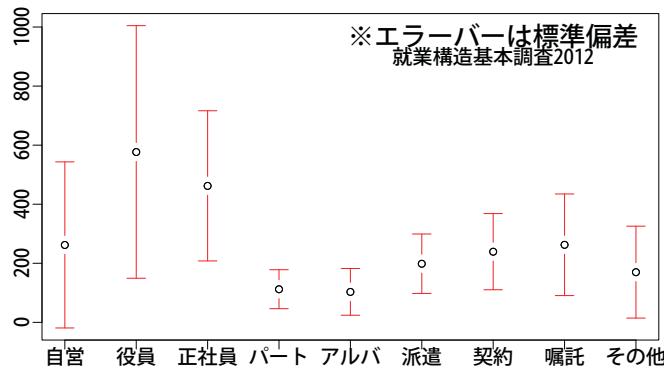


図 5.1 従業上の地位別平均年収

らかに間違っている¹⁾。自営業の年収は非正規雇用のそれよりも高いし (有田 2009; Sato 2008)、失業リスクも非正規雇用のほうが高い (Takenoshita 2008)、ということは専門家の間ではよく知られている。

図 5.1 は、従業上の地位による平均年収の違いを示しているが、パート、アルバイト、派遣よりも自営業主のほうが平均年収は高い²⁾。嘱託がほぼ自営業と同じであるが、役員のうちのある程度は実質的には自営業主とみなしうるので³⁾、自営業の平均年収はこの図の値よりも高いと考えるべきである。また、嘱託は定年後の再雇用でしばしば用いられるカテゴリなので、非正規雇用の中ではかなり正規雇用に近いものであると考えられる。確かに、自営業主や役員の年収の標準偏差が非常に大きいことには留意が必要であるが、非正規雇用の大半はパート・アルバイトであることも考慮すれば、非正規雇用のほうが収入は低いという認識で間違いない。

図 5.2 は前職の従業上の地位別に失業率を計算したものである。これを見ても自営の失業率は非常に低い。非正規雇用が解雇や雇い止めのために、必ずしも自分自身で離職する時期を決めることが出来ないのに対して、自営業は、倒産などのケースを除けばいつ廃業するのかを決める自由度が高い。このことも自営業の失業率を低く抑えていると思われる。日本の自営業は自民党政権の保護のもと (鄭 2002)、欧米に比べると新規参入も廃業も少ないというのが通説であり (Park 2010; 竹ノ下 2011)、非正規雇用とはかなり異質の存在だという見方が学界の大勢を占めている。両者を同じカテゴリにまとめて分析した研究は、日本ではこれまで見たことがない。

とはいえ、非正規雇用と自営の類似性については、もっと違った観点からも分析されるべきであろう。上記のように平均年収では少しばかり自営業のほうが高かったとしても、収入が毎年大きく変動する、つまり不安定であるかもしれない。また、自営業主自身は低収入でなかったとしても、零細企業で働く労働者の賃金が著しく低いならば、自営に担われているセクターは周辺的といえるかもしれない。以下ではこれらの点を検証していく。

1) そもそも、比較的雇用の安定した内部労働市場／第一次労働市場がかなり拡大していないと、正規雇用と非正規雇用の区別にはあまり意味がない。それゆえ、こういった議論は少なくとも内部労働市場／第一次労働市場が一定の規模を持っていると考えられるような社会に限定して行われるべきであろう。

2) 図 5.1 には家族従業者が含まれていないが、政府の定義では家族従業者とは無給なので、もしも収入があれば、それは家族従業者ではなく、別のカテゴリに分類されることになる。それゆえ、ここでは家族従業者を無視して議論している。

3) 政府統計では自営業と役員の違いは、役員が法人化された会社の役員であるのに対して、自営業主はそのような会社を設立しておらず、個人事業主として働いている人たちのことをさす。社会学的には、資本家階級と旧中産階級の区別がこれにあたるが、基本的には事業の規模を基準にしており、従業員数で区別している (橋本 1999, 2006; Wright 1985, 1997)。

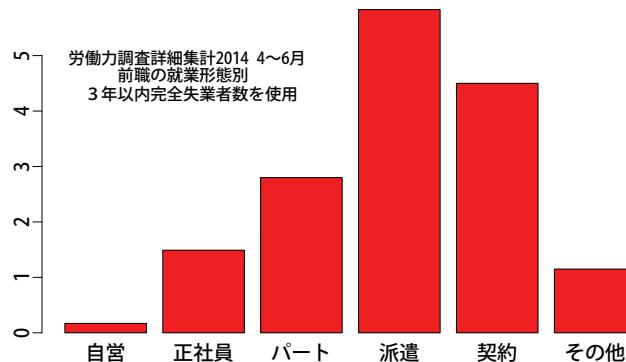


図 5.2 前職の従業上の地位別失業率

前職の従業上の地位別 3 年以内完全失業者数 (x) を、同じ時点のそれぞれの従業上の地位で働いている就業者の数 (y) と完全失業者数 (x) の和で割った値 ($\frac{x}{x+y}$)。

表 5.1 東大社研壮年パネル調査の回収状況

wave	1	2	3	4	5	6
回収率	40%	87%	86%	79%	85%	88%
損耗率	60%	65%	67%	71%	69%	70%
有効サンプルサイズ	1433	1246	1164	1012	1087	1058

5.2 従業上の地位による年収の不規則性の比較

この節では、これまでとは別の観点から非正規雇用と自営業がどの程度類似しているのか、検討してみよう。自営が不安定であるという場合、失業のしやすさというよりも、毎年の収入の変動が大きいという意味のほうが大きいように思われる。収入の変動という点で、正規雇用と非正規雇用、自営がどの程度、似ているのか検討してみよう。

5.2.1 データ

東大社研の壮年パネル調査の wave 1–6⁴⁾ を用いる。調査票は郵送で配布し、訪問して回収している。母集団は 2006 年 12 月時点での日本全国に居住している 35~40 歳の男女で、回収率は表 5.1 のとおりである。Wave 1–3 のあいだにパネルが損耗していき、Wave 4 以降はだいたい 70% の損耗率で落ちているようである。家計経済研究所の消費生活パネル調査よりも損耗率がやや高い印象であるが⁵⁾、消費生活パネル調査が女性のみを対象としていることを考えると（女性のほうが回収率が高いので）、特に東大社研・壮年パネルの質が劣るとは考えられない。

4) 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「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-6, 2007-2012」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト) の個票データの提供を受けました。本文の回収率などの算出は、SSJDA の JLPS-M の各 Wave の概要 (<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/gaiyo/PY050g.html> など) より作成。

5) 家計経済研究所の消費生活パネル調査の正確な回収状況の資料は未入手であるが、プレスリリースの資料（家計経済研究所 2000）を見ると、第 7 波の有効サンプルが 539 で、当初の計画標本サイズが 1500 なので、損耗率は 64% である。

表 5.2 用いる変数の記述統計

収入変動	性別	出生年	学歴	2007 年の従業上の地位
Min. : 0.00	男: 514	Min. : 1966	中学: 17	正社員 : 555
1st Qu.: 0.12	女: 578	1st Qu.: 1967	高校: 389	パート、請け負い、嘱託、契約社員: 226
Median : 0.21		Median : 1968	専門: 209	無職 : 155
Mean : 0.39		Mean : 1969	短大: 162	自営 : 53
3rd Qu.: 0.45		3rd Qu.: 1970	大学: 280	家族従業者: 39
Max. : 2.45		Max. : 1971	大学院: 35	派遣 : 33
				役員 : 25
				内職 : 6

5.2.2 用いる変数

収入の変化の大きさは、個人内変動係数で測定する。すなわち、個人 i の t 時点での収入を Y_{it} とすると、 i さんの調査期間内の平均収入は

$$\text{mean}(Y_{it}) = \frac{\sum_t Y_{it}}{T_i}$$

で定義する。ただし、 \sum_t はすべての時点に関して足し合わせるという意味で、 T_i は i さんの収入が観測された回数である。この回数が少ないと個人内変動係数を計算しても無意味なので、 $T_i \geq 3$ のサンプルに限定して分析している。

個人 i の個人内変動係数は、

$$V_i = \sqrt{\frac{\sum_t (Y_{it} - \text{mean}(Y_{it}))^2}{T_i - 1} \div \text{mean}(Y_{it})}$$

で定義する。このように変動係数とは標準偏差を平均値で割ったもので、これは標準偏差が変数のスケールに依存するという問題点を回避するためによく用いられている⁶⁾。以下では、この収入の個人内変動係数を収入変動と呼ぶことにする。

独立変数は、性別、出生年、学歴、最初の調査年（2007年）における従業上の地位である。それぞれの変数の記述統計は表 5.2 のとおりである。従業上の地位は、「役員」「正社員」「パート、請け負い、嘱託、契約社員」「派遣」「自営」「家族従業者」「内職」「無職」に分類したが、後で見るようにな内職は 6 人と人数が少ないだけでなく、収入が変動している人としていない人の違いが大きく、内職の平均的な傾向を知ることは不可能なので、回帰分析の際にはサンプルから除外する。

収入変動の分布をくわしくるために、ヒストグラムを描いたのが図 5.3 である。収入変動は 0 に極端に偏った分布になっていることがわかる。収入変動が 0 とは、調査期間内にまったく収入が変化しなかったということであるが、このような人々はサンプル中、218 人（20%）である。

このような収入変動は正規分布しているとは考えられないで、一般化線形モデル (Agresti

6) 「変数のスケールに依存する」とは、例えば、収入という変数を（万円）単位で入力して計算した場合と、（円）単位で入力して計算した場合では、標準偏差の大きさが異なる（後者は前者の 1 万倍になる）ということである。このような標準偏差の性質のために、平均値が大きいほど標準偏差も大きくなりやすいので、標準偏差を平均値で割るという操作が行われることがある。盛山（2004）も参照せよ。

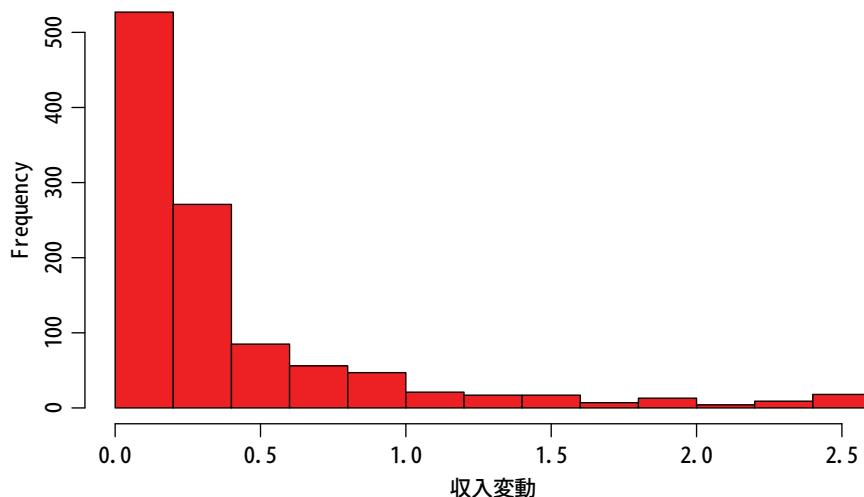


図 5.3 2007~2012 年の間の収入変動のヒストグラム

1996=2003) を用いて独立変数との関連を検討する。従属変数はガンマ分布に従うと仮定し⁷⁾、モデルは、

$$\log E(V_i + 0.05) = X_i \beta$$

である。ただし、 $E()$ は期待値、 X_i は、切片を含む説明変数のベクトル、 β はそれらの説明変数に対応する係数のベクトルである。従属変数に 0.05 を足してあるのは、ガンマ分布はゼロをとりえないからである。

5.2.3 分析結果

図 5.4 は、性別、出生年別に 2007~2012 年の間の収入変動の平均値を示したものである。男性よりも女性のほうが収入変動が大きいのは、無職と有職の間での移動が女性に関して多いからであると考えられる。また、出生年が最近の女性ほど収入変動が大きい傾向が見られるが、1971 年生まれの人の 2007~2012 年の間の年齢は、36~41 歳であるから、出産による離職やその後の再就職によるものと考えられる。これに比べると男性の収入は、出生年にかかわらず非常に安定している。

次に性別、学歴別に収入変動の平均値を示したのが、図 5.5 である。男性の方は高学歴者（短大／高専以上）のほうが収入変動が小さいのに対して、女性は逆に高学歴者の方が収入変動が大きい。ただし、中卒と大学院卒の数は非常に少なく、95% 信頼区間も大きいため、慎重に考えたほうが良かろう。

図 5.6 は男女別、2007 年の従業上の地位別に収入変動の平均値をプロットしたものである。内職をしているのは女性だけであるために、男性に対応する左側のパネルには、内職の平均値は示されていない。男女に共通する傾向として、無職で収入変動が大きく、役員と正社員で小さいという点が指摘できる。無職の不安定性はこの年齢層の無職の者が 6 年間も無職にとどまるることは稀だからであり、役員と正社員は安定的に収入を得続けられるということだと考えられる。次に、この節でとりくんでいる中心問題である、非正規雇用と自営の収入変動であるが、男女ともややパート・アルバイトの収入変動が正

⁷⁾ ガンマ分布は 0 より大きな値をとり、形状と期待値を決める二つパラメーターを持つ。形状パラメーターを固定すると期待値に比例して分散も大きくなるので、従属変数の値がゼロより大きく、値が大きくなるほど残差分散が大きくなる場合に用いられる (Faraway 2006)。予備的な分析で残差の分布を検討したところ正規分布よりもガンマ分布のほうに近似していたので、この方法を用いることにした。

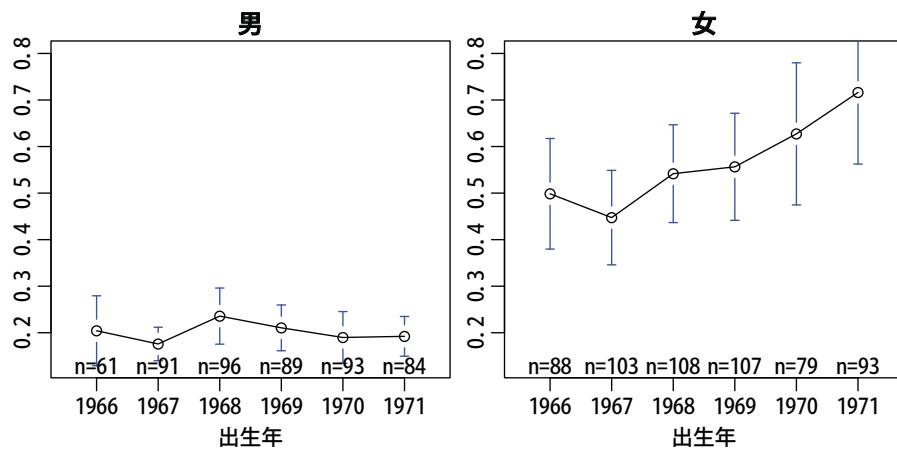


図 5.4 2007~2012 年の間の収入変動の平均値（男女、出生年別、エラーバーは信頼区間）

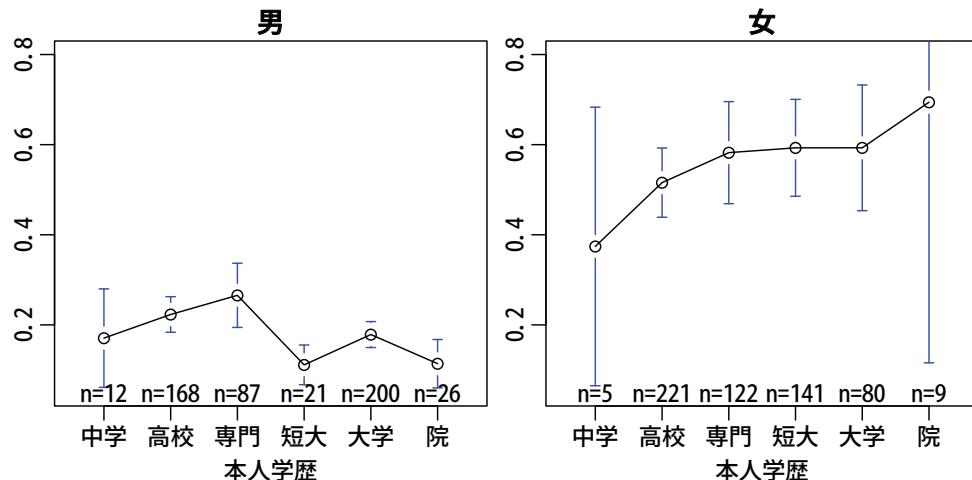


図 5.5 2007~2012 年の間の収入変動の平均値（男女、学歴別、エラーバーは信頼区間）

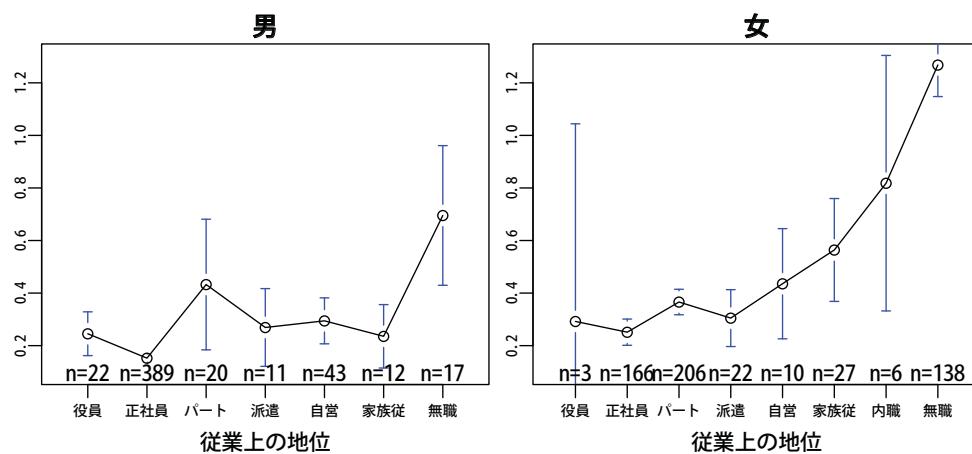


図 5.6 2007~2012 年の間の収入変動の平均値（男女、従業上の地位別、エラーバーは信頼区間）

表 5.3 収入変動のガンマ回帰分析

	Model 1	Model 2
切片	-1.23*** (0.17)	-1.22*** (0.17)
女性ダミー	0.34*** (0.06)	0.34*** (0.06)
出生年	0.02 (0.02)	0.00 (0.02)
教育年数	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.02)
正社員	-0.35* (0.17)	-0.35* (0.17)
パート他	0.07 (0.18)	0.08 (0.18)
派遣	-0.07 (0.23)	-0.07 (0.23)
自営業主	0.16 (0.21)	0.15 (0.20)
家族従業者	0.29 (0.22)	0.29 (0.22)
無職	1.14*** (0.19)	1.13*** (0.19)
女性 X 出生年		0.03 (0.03)
女性 X 教育年数		0.04 (0.03)
AIC	-215.16	-215.04
Deviance	691.60	689.36
N	1086	1086

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

従業上の地位の基準カテゴリは、経営者・役員

社員よりも大きい傾向が見られるが、男性の場合、その他の非正規雇用も、自営業主も家族従業者も同程度の収入変動であるのに対して、女性の場合は、自営業主や家族従業者の収入変動が高めである。

以上の分析結果を踏まえて、回帰分析した結果が表 5.3 である。ただし、内職は人数が 6 人しかおらず、女性だけでばらつきが大きいので、サンプルから除外してある。収入変動は女性、無職で大きく、正社員で小さいが、それ以外の効果は有意にならなかった。Model 2 では性別と出生年、性別と教育年数の交互作用効果も検討したが、有意にはならなかった。従業上の地位とその他変数の交互作用効果も探索的に検討したが、有意ではなかった（分析結果は割愛）。

5.2.4 まとめと議論

この分析では、2007年時点の従業上の地位を独立変数として分析しているが、その後の離転職を考慮していない。考慮すれば違った結果が出る可能性はあるが、分析は決して容易ではない（6時点中、自営だった時点数の比率を独立変数として用いるのか？）ので、今後の課題としたい。

最初の問題に戻って考えるならば、非正規雇用と自営業のあいだに収入の不安定性に関して大きな違いはない。正社員で安定性が高く、無職で低い（その後仕事を始めるので大きく変動する）という違いはあるが、一般に言われているほどには自営業の不安定性が高いわけではないのがわかる。しかし、労働の周辺性を考える上で、収入の不安定さが重要な要因であると考えるならば、確かに自営と非正規雇用は同程度に周辺的であるという議論を支持する結果が得られたことになる。それゆえ、5.1節で述べたように、自営の多様性は高く一概には言えないのだが、平均収入は非正規雇用よりも多少は高く、失業リスクは低いものの、収入の不安定性という点では、パートなどの非正規雇用と同じだという点は認識しておくべきであろう。

5.3 最低賃金法違反と企業規模・産業

5.3.1 問題：最低賃金法違反と自営の周辺性の関係

次に法定の最低賃金以下で働く労働者の比率について分析しよう。最低賃金に注目するのは、自営／伝統的セクターが非正規雇用と同様に労働市場の周辺に位置していると主張するような学説に従えば、自営／伝統的セクターは非常に低い賃金で潜在的な失業者を吸収し、それが失業率を低下させるはずだからである（梅村 1971；野村 1998）。このような低賃金が最低賃金を下回るとは限らないが、とうぜん通常の経済セクターよりも最低賃金法違反が多くなるはずである。このような状態を全部雇用と呼ぶ。全部雇用とは、各人が最大限の生産性をあげているわけでも、自分の賃金に満足しているわけでもないが、とにかく雇用は確保しているような状態と定義される（梅村 1971；野村 1998）。この全部雇用は完全雇用よりも失業率が低い状態と考えられている。言い換えれば、経済合理的な行為者ばかりであれば実現できないような低い失業率の状態なので、通常想定される合理的な労働者であれば働かないような低賃金での労働が存在していると考えられる⁸⁾。それゆえ、全部雇用は最低賃金以下の雇用を生みやすいはずである。こういった状態が生じるメカニズムについて野村や梅村は特に明示していないのであるが、経済合理性だけではなく、家族・親族・地域の相互扶助規範の影響が示唆されている。

それでは日本では本当に完全雇用下よりも失業率の低い全部雇用が実現してきたのだろうか。これを直接検証する方法は今のところわからない。完全雇用下での失業率がどの程度かについては諸説あり、その根拠も曖昧で検証に耐えるようなものではない。また、もしも野村や梅村が言うように、自営業が全部雇用を実現してきたのならば、主に自営業からなる伝統的セクターは、本来ならば（つまり完全雇用であれば）失業するはずの人々を雇用してきたはずである。しかし、残念ながら誰が「本来ならば失業するはずの人」なのかは識別できない。このように、彼らの議論の妥当性を検討するためには、違った角度からアプローチする必要がある。

「本来ならば失業するはずの人」を雇用するためには、高い賃金を設定することは困難である。それどころか最低賃金法を遵守することもできないかもしれない。企業規模と賃金がマイナスに相関することはよく知られている（Hollister 2004；鹿又 2008；有田 2009）、伝統的セクターとされるような産業

⁸⁾ 逆に留保賃金の高い自発的失業者を経済合理性以外の理由から、高い賃金で雇う雇い主がいるということも考えられるが、このような雇い主が多数、長期にわたって経営を維持できるとは考えにくいので、ここではこの可能性は無視する。

で賃金が低いこともよく知られている (Beck et al. 1978)⁹⁾。しかし、最低賃金に違反するほど低い賃金が伝統的セクターで設定されやすいのかについては、明らかにされていない。全部雇用は労働者が満足し得ない低賃金が実現されている状態なので、もしも主に自営によって担われている伝統的セクターで最低賃金以下の賃金が多いならば、全部雇用の議論を間接的に支持する証拠になるだろう。逆にそのような証拠がなければ、野村や梅村らの議論に対する反証となろう¹⁰⁾。それゆえ、伝統的セクターと近代的セクターのあいだで最低賃金法違反の頻度がどの程度異なるのか、調べることに意義があると考えられる。

ただし、最低賃金法違反と伝統的セクターの結びつきは、必ずしも梅村や野村が考えていたようなメカニズムで起きているとは限らない。完全雇用下でも類似の現象は起きる。最低賃金法違反は、経済学的に（つまり雇い主が利潤を最大化するように行動すると）考えれば、

- 法定の最低賃金が市場の均衡状態より高い場合、
- 雇い主が少ないために市場メカニズムが働くかない場合¹¹⁾、

に生じやすくなると考えられる。もちろん違法なので、摘発のリスクや企業の評判、雇い主の法知識や規範意識といった非経済的要因も最低賃金以下の賃金を設定するかどうかに影響してくるだろう。こういった要因が企業規模や産業とどう関係するかははっきりしないが、伝統的セクターではスキルが必要とされず付加価値の低い製品／サービスが主に生産されるので、均衡賃金が低いと考えられる。それゆえ、相互扶助などの論理を持ち出すまでもなく、最低賃金法違反は生じやすくなるという説明は可能である。

また、一般に企業規模が小さいほど労働者の平均賃金は低い。このような事実は経済学では企業規模が小さいほど労働生産性が低いことによって説明されることが多いようだが（深尾ほか 2014）、社会学では内部労働市場の不在といった要因が指摘されている（Kalleberg & Buren 1996; Hollister 2004）。いずれにせよ、規模が小さいほど賃金を押し下げる要因が働くので、最低賃金法に違反するインセンティブも高まる。これも完全雇用下で生じうる現象である。

そのため、伝統的セクターを産業で区分するにせよ企業規模にもとづいて区分するにせよ、最低賃金法違反が多いからといって、伝統的セクターが失業率を完全雇用状態よりも低める機能を果たしてきたとはいきれない。とはいえ、こういった間接的な証拠を概観することは重要であるし、私がむしろ強調したいのは、近代的セクターでも（たとえその相対的頻度が低かったとしても）、最低賃金法違反は生じるということなので、以下のデータの概観は決して無駄ではないと考える。

9) 日本での直接的な検証は見当たらないが、長松（2008）によれば、寡占的セクターは競争的セクターに比べて賃金が高い。寡占的／競争的セクターという分類は近代的／伝統的セクターという分類と同じではないが、かなり重なる。深尾ほか（2014）によれば、規模の小さい企業ほど平均賃金が低く、それは労働生産性の低さに起因するが、小企業の労働生産性を低める要因の 65% は労働力の投入量に比して資本規模が小さいことに起因するという。この資本規模という要因も伝統／近代的セクターと同じ分類ではないが、かなり重なっている。上島・舟場（1993）も日本における産業間の賃金格差を分析しており、市場収益力の高い産業で賃金が高いことを明らかにしており、これも伝統／近代的セクターの賃金格差と整合的な結果と言える。

10) 私は厳密には Popper (1963=2009) のいうような反証主義には与しないので、反証という言い方は不適切かもしれないが、野村や梅村の議論にとっては変則的問題 (anomaly) になるという程度の意味で「反証」と言っている。変則的問題については、Laudan (1977=1986) や Lakatos (1978=1986) を、私自身の方法論的な立場については太郎丸 (2006) を参照せよ。

11) 安部・田中（2007）によればフルタイム労働者や都市部のパートタイム労働者の平均賃金は、法定の最低賃金よりもかなり高いが、地方のパート賃金はかなり最低賃金に近く、最低賃金の変化に比例して変化する傾向があるという。このような現象が起きる原因として、地方では労働市場の規模が小さいために雇い主どうしのあいだで競争が起きにくいくこと（雇い主寡占と呼んでおく）が考えられる。法定の最低賃金が雇い主寡占による賃金引き下げの歯止めになっていると安部・田中（2007）は述べている。

表 5.4 企業規模別の最低賃金以下労働者率（1982 年の鹿児島、横山（1987）より転載）

事業所の規模（従業員数）	最低賃金以下で働く労働者の比率（%）
1～9 人	7.3
10～29 人	3.2
30～99 人	0.6

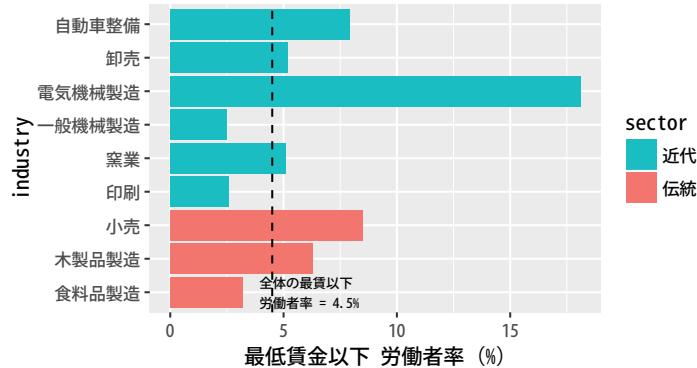


図 5.7 産業別の最低賃金法違反率（1982 年の鹿児島、横山（1987）より転載）

5.3.2 伝統的セクターと最低賃金法違反に関する先行研究

事業所の規模や産業と最低賃金法違反との関係について検討した論文は見つけられなかったが、横山（1987）による鹿児島の賃金実態調査（1982 年）の紹介によれば、最低賃金を下回る賃金で働いていた労働者の比率は、表 5.4 のとおりであった。これを見ると規模の小さい企業ほど違反率が高いことがわかる¹²⁾。次に産業によって最低賃金以下で働く労働者の比率がどう異なるのかを示したのが図 5.7 である。産業によって実質的な違いがあるのがわかるが、伝統的セクターで最低賃金以下で働く労働者の比率が高いとはいえない。Beck et al. (1978) に従えば、図 5.7 の上の 6 つの産業が近代的セクターに、下の 3 つの産業が伝統的セクターに分類されるが（5.3.3 節を参照）、どちらのセクターも全体平均より低かったり高かったりで、あまり明確な傾向がないのがわかるだろう。

以上のような結果は 1982 年の鹿児島のデータであるし、最低賃金以下で働く労働者の比率だけで判断するのは危険である。なぜなら、地域を限定すると労働市場の規模が限られているので、特定の大企業での最低賃金法違反が産業全体の最賃以下比率に大きな影響を及ぼす可能性があるからである。理想をいえばマルチレベル分析をしたいところであるが、そのようなデータが入手できないので、以下では事業所単位の全国データを使って、伝統的セクターで最低賃金法違反が相対的に多いのか検討していく。

¹²⁾ これらの推定値の誤差を正確に推定することは困難だが、「調査対象」労働者数が 15 万人だというので、「調査対象」がサンプルのことだとすれば、有意に企業規模が小さいほど最低賃金以下の賃金で働く労働者が多いと考えてよかろう。また、データの出典である賃金実態調査は従業員数が 100 人未満の事業所を対象としているので、100 人以上の労働者を雇っている事業所の実態はわからない。しかし、多少の誤差はあるだろうが、本文で述べたように規模が大きいほど最低賃金法違反は少ないと判断していいように思える。

5.3.3 データ

以下では、労働調査会出版局編 (2016) に記載の最低賃金法違反のデータを検討していく。これには、犯罪統計と同じように暗数の問題がある (鮎川 1997)。雇い主は違反を隠そうとするだろうし、労働者は最低賃金を知らなかったり、知っていても行政に期待していなかったりするので、違反件数はつねに氷山の一角であると考えるべきである。賃金実態調査の場合、違反を見つけても検挙しないので実態を正直に答えるように指示するが、労働局が調査しているので、やはり隠そうとする雇い主はいるだろう。そういうわけで、違反率は以下で示す推定値よりも実際にはもっと高いと考えるべきである。ただし、こういった隠蔽が生じる確率が事業所の産業や規模によって大きく異なるとは考えにくいので、以下の数字は意味があると考える。

伝統的セクターと近代的セクターの分類

88 ページ以降の 6.1.1 節で述べるように、伝統的セクターと近代的セクターの分類には大別すると 2 つのやり方がある。1 つ目は、自営のような小規模な事業が伝統的セクターであり、もっと大規模な事業が近代的セクターとみなすやり方である。もう一つのやり方は、資本集約的で企業規模が大きく高度な専門知識を要する産業を近代的セクター、そうでない産業を伝統的セクターとみなす分類法である。この節では、産業をもとにして伝統的セクターと近代的セクターを分類する場合、以下のような分類を行っている。

伝統的セクター 食品製造、繊維工業、衣服製造、木材製造、家具製造、その他製造、農林業、畜産・水産業、小売業、理美容業、その他商業、映画演劇、旅館業、飲食店、その他娯楽、その他

近代的セクター 紙製造、印刷製本、化学工業、窯業、鉄鋼業、非鉄金属製造、金属製品、一般機械製造、電気機械製造、輸送機械製造、ガス水道業、鉱業、建設業、道路旅客業、道路運送業、貨物取扱業、卸売業、金融広告、通信、教育研究、医療、社会福祉、その他保健、清掃屠畜、官公署、派遣

労働調査会出版局編 (2016) では、産業はもっとも細かいレベルで 44 に分類されており、そのうち鉄道旅客・航空旅客業とその他運輸業では監督が実施されていないため、最低賃金法違反があったのかどうかまったくわからない。そのためこの 2 つの産業はデータから除外されている。残りの 42 の産業を Beck et al. (1978) の区分法に従って分類した結果が上のリストである。現在の日本の状況をかんがみると、不適切ではないかと思われる点もあるが、そのままにしてある。例えば、社会福祉や清掃屠畜業が近代的セクターに分類されているが、比較的低賃金の労働者が多く、マージナルなイメージがあるので、伝統的セクターでもいいように思えるかもしれない。これらが近代的セクターにくくられているのは、社会福祉は専門性の高いサービスの提供だからであり、清掃はビル管理等の企業向けサービスの一部と見なせるからである。こういった分類に関しては異論もあるが、この 2 つに関しては伝統的セクターにカテゴライズしても以下の分析結果に実質的な違いはない。

また、各産業が伝統的か近代的かを見るもう一つの尺度として、各産業に属する事業所の平均従業員数を用いる。これは多くの従業員が必要となるような産業 = 近代的セクターという論理であるが、伝統／近代のようにバイナリーに分類するのではなく、そのまま連続変数として用いている。

5.3.4 産業／セクターと最低賃金法違反

労働調査会出版局編（2016）で、産業別に最低賃金法が遵守されているかどうか実際に調べられた事業所の数（監督実施事業所数）と、その結果違反が摘発された事業所の数（違反事業所数）が示されている。これをもとに

$$\text{違反率} = \frac{\text{違反事業所数}}{\text{監督実施事業所数}}$$

を産業ごとに計算して図示したのが図5.8である。エラーバーは違反率の95%信頼区間を示す¹³⁾。極端に信頼区間の広い産業がいくつかあるが、これは監督実施数が少ないため違反の摘発件数も少ないような産業である。違反率の誤差は監督実施数が少ないとほど大きくなるため、実施数の少ない産業の違反率はたまたま非常に低かったり、高かったりしている。すべての産業をあわせて違反率を計算すると0.12であるが、この全体違反率に95%信頼区間がかかっていない（つまり全体違反率とは有意に異なる）産業は意外に少ない。しかし、すべての産業で違反率が等しいという帰無仮説は0.1%水準で棄却されるので¹⁴⁾、産業によって違反率の実質的な違いがあると考えてよい。

それでは伝統的セクターでは最低賃金以下で労働者を雇う事業所の比率が高いのであろうか。図5.8の赤いバーが伝統的セクター、青いバーが近代的セクターであるが、特に伝統的セクターで違反率が高いということはなさそうである。上から順に全体の違反率よりも有意に違反率を見てみると、上から5つめの電気機械製造業、さらに7つ下の社会福祉業、その2つ下の繊維工業があるが、近代的セクターと伝統的セクターが混在している。逆に全体の違反率よりも有意に違反率が低い産業を下から順に見ていくと、清掃・屠畜業、理容・美容業、卸売業、小売業で、やはり2つのセクターが混在している。

すでに述べたように、この伝統的セクター／近代的セクターという分類は、時代遅れになっている可能性もあるので、各産業の平均的な事業所規模（従業員数）と違反率の関係を見てみよう。84ページの図5.9の点が42種類の産業に対応し、横軸がその産業の一事業所あたりの平均従業員数、縦軸が最低賃金法の違反率である。赤丸が伝統的セクターに分類されている産業で、青三角が近代的セクターに分類されている産業である。赤丸は比較的左の方にあり、通説通り規模が小さいことが確認できるが、規模が小さいほど違反率が高いのかというと、むしろ規模が大きい方が違反率が高いようにも見える。

しかし、前述のように産業によって監督が実施された事業所の数がかなり違うので、過分散（over dispersion）を仮定したポアソン回帰分析を行ってみた¹⁵⁾。その結果が84ページの表5.5である。事業所の規模も近代的セクターを示すダミー変数も有意な値を示していない。近代的セクターの係数は予測通りマイナスの値であるが、絶対値が小さいため有意にならない。つまり、伝統的セクターでも近代的セクターでも、最低賃金法違反率にはあまり大きな違いはないということである。

¹³⁾ 信頼区間は、違反事業所数が二項分布に従うと仮定して計算してある。比率はサンプルサイズが十分に大きく、0や1からある程度離れていれば正規分布に近似するが（Hoel 1976=1981）、このデータの場合はそうではないので、二項分布を使っている。

¹⁴⁾ 監督を受けた事業所を単位としたデータで、従属変数を違反の有無、独立変数を産業（41個のダミー変数）として、ロジスティック回帰分析を行った。すべての産業で違反率が等しいと仮定すると、そのモデルの逸脱度は108.94（df=41）なので、 $p < .001$ である。

¹⁵⁾ いわゆる対数-率モデル（log rate model）で推定している（Powers & Xie 2000）。すなわち、産業*i*での監督実施事業所数を*n_i*、違反事業所数の期待値を \hat{Y}_i 、 X_i を切片を含めた独立変数のベクトル、 β を切片を含めた係数の列ベクトルとすると、

$$\log \frac{\hat{Y}_i}{n_i} = X_i \beta$$

でモデルはあらわされる。ただし、 Y_i はポアソン分布（過分散）すると仮定される。過分散が想定される場合、社会学界では負二項分布を仮定した回帰分析がなされることが多いが、過分散を仮定したポアソン回帰分析でも同じように正しく係数の標準誤差が計算できる（Faraway 2006）。

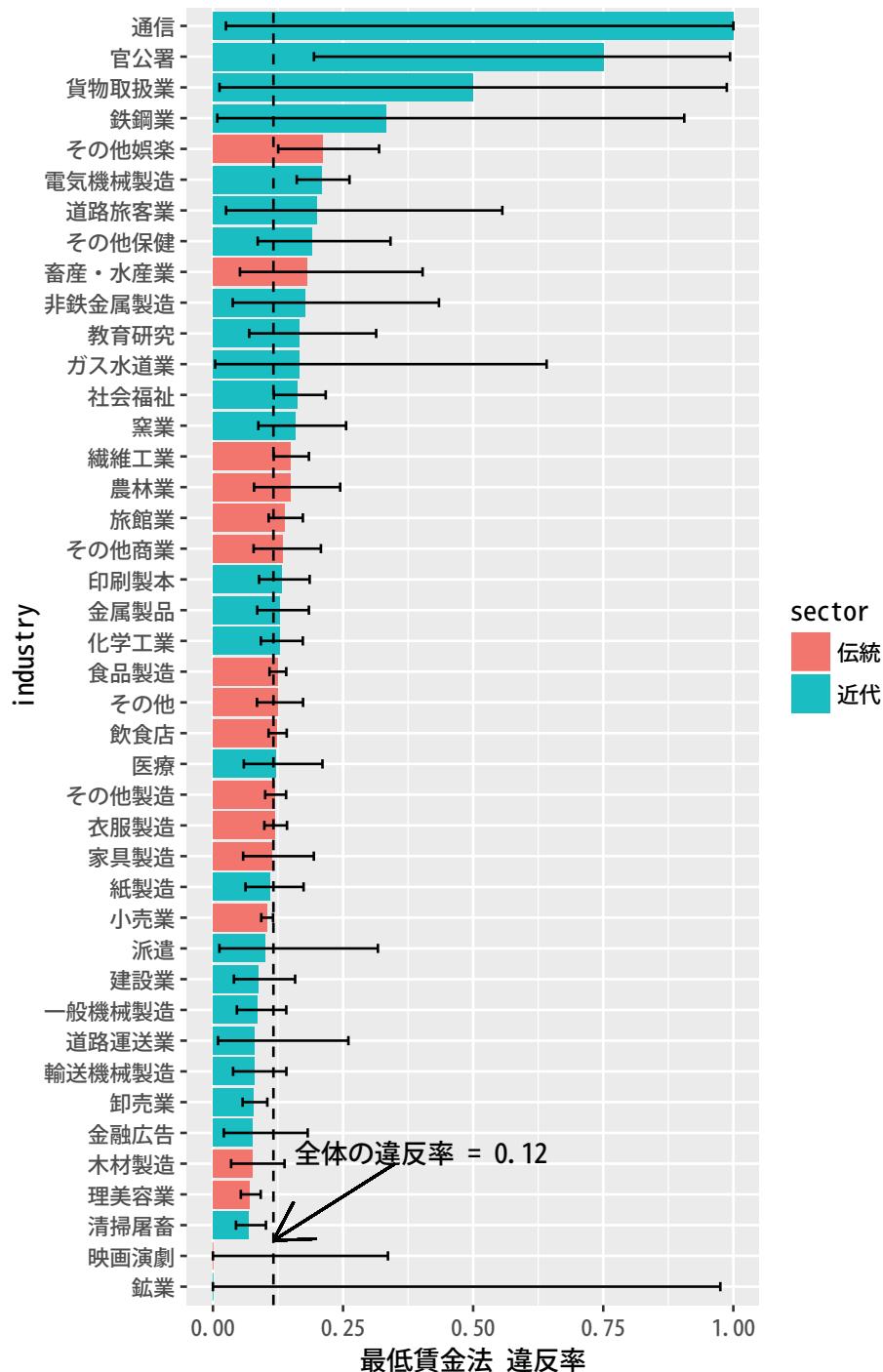


図 5.8 産業別の最低賃金法違反率

エラーバーは 95% 信頼区間

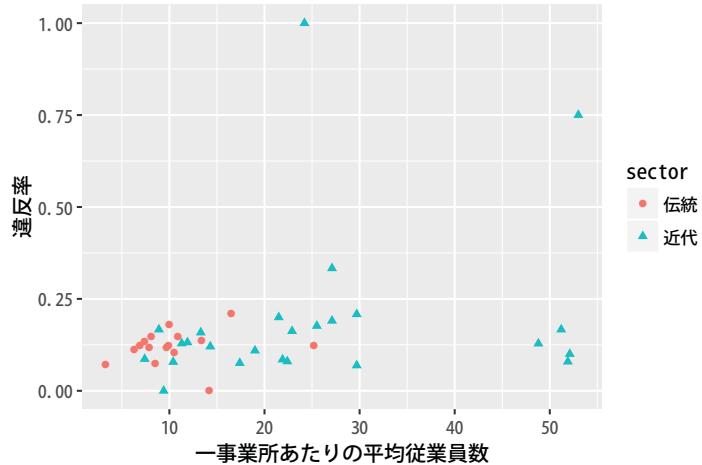


図 5.9 産業別の最低賃金法違反率

表 5.5 最低賃金法違反率のポアソン回帰分析

(Intercept)	-2.23*** (0.07)
事業所の規模 (単位: 十人)	0.06 (0.05)
近代的セクター・ダミー	-0.05 (0.11)
過分散パラメータ	2.53
N	42

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

過分散を仮定したモデル。最尤推定値ではないため尤度とそれに縛られた指標は表示していない。

5.3.5 非正規雇用と最低賃金法違反

それでは次に、正規雇用／非正規雇用の違いが最低賃金法以下の賃金とどう関係しているか見ていく。2015年の最低賃金違反の摘発事例の被害者のうち、82.6%はパート・アルバイトであった（労働調査会出版局編 2016）。いっぽう2015年の労働者（役員を除く雇用者）に占めるパート・アルバイトの比率が25.8%であるから（労働力調査詳細集計）、パート・アルバイトは他の労働者に比べると、オッズ比で

$$\frac{82.6 \times 74.2}{17.4 \times 25.8} = 13.7$$

倍も最低賃金以下で働くオッズが高いということになる。誤差の正確な推定は出来ないが、最低でも11.9倍程度のオッズ比になると推定される¹⁶⁾。これはセクター間の差異よりもずっと大きいことがわ

¹⁶⁾ オッズ比の誤差はサンプルサイズが大きいほど小さくなるが、この場合、サンプルサイズがはっきりわからない。そこでサンプルサイズを少なめに見積もって、標準誤差を計算してみよう。2015年に最低賃金法違反が摘発された事業所の数は1545であった。一事業所あたり最低でも一人の労働者が最低賃金法以下の賃金で働いていたはずであるから、最低でも1545人の労働者がサンプルとして得られているので、サンプルサイズを1545と仮定する。すると、パート・アルバイトはその82.6%の1276人、他の労働者は残りの269人であったと推計できる。いっぽう労働力調査（詳細集計）の

かるだろう。

5.3.6 まとめ

以上の分析結果からわることは、産業による違反率の違いはあまり大きくなないので対して、パート・アルバイトかどうかで大きな違反率の違いがあるということである。事業所の規模の効果はデータによって違いがあり、横山(1987)の報告では、1982年の鹿児島では明らかに規模が小さいほど最低賃金以下で働いている労働者が多かったのに対して、2015年の全国データでは平均従業員数の多さは、その産業の違反率とほとんど関係していなかった。データの単位や時代、地域が異なるので、これらは矛盾した結果ではない。事業所の規模の効果についてははっきりした結論を出すことは出来ないが、ここでの私たちの関心は、伝統的セクターで最低賃金以下の賃金で働く労働者が多くなるのか、という問題である。事業所の規模の効果もはっきりせず、産業をもとに伝統的セクターと近代的セクターを分類しても違反率に有意な違いはないことを考え合わせると、現代日本では伝統的セクターに最低賃金法以下の労働者が集中しているとはいえないだろう。

むしろ、最低賃金以下の労働と強く関連するのは性別と従業上の地位である。パート・アルバイト=非正規雇用ではないので、上の分析結果を非正規雇用一般に敷衍するのは無理があるが¹⁷⁾、違法に低い賃金を設定することで、失業率を押し下げるような働きをしているのは、特定の産業というよりも、特定の従業上の地位だと考えたほうがいいだろう。このような事実は既存の研究成果とも整合性がある。非正規雇用の賃金には企業規模の効果がそれほどないので(太郎丸2008)、企業規模にかかわらず非正規雇用の賃金は低くおさえられる。つまり、パート・アルバイトであれば大企業が勤め先であっても、賃金は非常に低いのである。

5.4 議論

この章全体の分析結果から考えられることを議論しておこう。自営業主自身の収入は、正規労働者よりも高くはないというのは繰り返し確認されているとおりであり、収入の不安定性に関しても正規労働者よりも高く、非正規雇用と同じ程度であることがわかった。しかし、自営業主に(あるいは伝統的セクターで)雇われている労働者が大企業に(あるいは近代的セクターで)雇われている労働者に比べて法定の最低賃金以下で働くことになりやすいのかというと、必ずしもそうではなかった。つまり、自営業主自身や家族従業者の収入は比較的低く不安定だが、彼らに雇われている労働者の収入も非常に低くなりやすいのかといえば、そうともいいきれないということである。

このような分析結果は自営業の周辺的な性格という問題にどのような示唆を与えるのだろうか。伝統的セクターが潜在的失業者を「吸収」するという場合、失職した労働者が起業して自分自身が自営業主になるという場合と、失職した後、自営業主に雇われるという場合が考えられる。日本で前者のようなケースは限られているということが先行研究に指摘されているのはすでに述べたとおりである(自営業の閉鎖性)。それゆえ、考えられるのは後者のメカニズムであるが、著しい低賃金で働く人

計画標本は毎月約2万5千人、1年間で30万人である。有効回収率は不明であるが、非常に低く見積もって30%と仮定する。だとすると、有効サンプル・サイズは9万人である。このうち労働者(労働力調査の用語法では役員を除く雇用者)は50.9%であった。それゆえ、労働力調査のパート・アルバイト・サンプルは、 $90,000 \times 0.509 \times 0.258 = 11,819$ 、その他の労働者のサンプルは33,991であると推計できる。これらの仮定と推計値にもとづいてオッズ比の95%信頼区間を計算すると、11.9~15.6倍である(Wickens 1989)。実際にはもっとサンプル・サイズが大きいので、誤差はもっと小さいだろう。

¹⁷⁾賃金や転職のパターンを見ても、派遣労働者や嘱託、臨時雇用はパート・アルバイトと正規労働者の中間に位置するので(太郎丸2009)、パート・アルバイトが最低賃金以下で働く確率が高いからといって、その他の非正規雇用もそうだとは言い切れない。

が特に自営／伝統的セクターに集中しているとは考えにくい。それゆえ、自営業が失業者を吸収するといったメカニズムは、少なくとも現代日本においては存在していないように思える。

もちろん、現代において存在していなかったとしても、50年前には自営／伝統的セクターは失業者を吸収する機能を持っていた可能性はあるし、他の国ではそのような機能を持っていると思われる事例は複数存在する (Buchmann et al. 2009; Park 2010)。規制が緩かったり、零細企業のニッチが存在している社会では潜在的失業者が起業することで失業を免れるというケースはあるだろう。ただ現代日本ではそのような効果は統計にあらわれるほどではないということである。

むしろ、法定最低賃金で働くことが多いのは、パート（特に女性）であり、産業／セクターはそれほど重要ではなかった。非正規雇用は正規雇用に比べて賃金が景気に応じて変動しやすいことが知られており、正規雇用の仕事は景気が後退しても賃金が下がらないため、景気後退期には求人数が減りやすいのに対して、非正規雇用は賃金が下がるので正規雇用ほどには求人が減らない、というメカニズムを想定することもできる。だとすれば留保賃金の低い潜在的失業者を吸収するバッファとして、パートやアルバイトが機能しているという可能性はある。このような可能性については6章でさらに論じていこう。

このような分析結果からは、社会的分業システムの変化が示唆されると考えられる。これについては7章で論じる。

第6章

非正規雇用と自営／正規雇用の代替性

3章では、産業構造の変容が非正規雇用の増加に及ぼす効果を検討し、4章では非正規雇用の増加と関連のあるような価値観の変容を検討した。その結果、産業構造の変容や法制度の変更が非正規雇用の増加に影響していることは確かであるが、その効果は限定的であることがわかった。また、非正規雇用の増加と符合する価値観の変化はある程度はあるものの、価値観と従業上の地位との関連は、理論上予測されるものとはかなり異なっているために、データからは仕事に関する価値観の変化が非正規雇用の増加につながったとする仮説は支持されなかった。それでは他にどのような要因が非正規雇用を増加させているのだろうか。

あまり知られていないが、非正規雇用を増加させたもう一つの要因として、周辺的な労働の変容とも言うべき要因が指摘されることがある。周辺的な労働とは、マルクスが産業予備軍と呼んだものと似ており (Marx & Engels 1848=1971)、景気が良いときは働き、悪いときは失業したり、非労働力化したり、不完全雇用状態に移動するような人々を指している。不完全雇用 (underemployment) とは、労働者の能力や意欲が最大限に発揮されていない状態と定義できる (Vera-Toscano 2008)¹⁾。例えば、フルタイムで働くし、その意欲があるのにパートタイムの仕事を仕方なくしている人や、教師として働けば優秀であるのに、造花の内職をしているような人が典型的な不完全雇用である。このような周辺的な労働力が非正規雇用化したことが、非正規雇用増加の原因という仮説が考えられる。これを周辺的労働変容仮説と呼んでおく。

この章では、周辺的労働変容仮説の妥当性について検討していく。また、それとあわせて3章で紹介した正規雇用と非正規雇用の代替がどの程度起きているのかについても検証する。

6.1 先行研究

周辺的労働変容仮説を明確に唱えた論者はいない。しかし、これに近い主張をしているのが、野村 (1998) と Nitta (2001); 仁田 (2011) である。二人とも非正規雇用が増加した原因を論じているのではなく、野村の場合は周辺的労働の性質が変容したせいで、完全失業率が高まりつつあることを警告して

¹⁾ 不完全雇用という概念は、それほど広く用いられているわけではないため、論者によって定義に多少のズレがある。ただ、非自発的なパートタイマーや学歴に見合った仕事をしていない労働者 (Åberg 2003) を不完全雇用と呼ぶという点ではほぼ一致しているようである (Maynard 2008)。これは労働力の需要と供給のミスマッチの一種であり、非正規労働者も本来の能力が発揮できていなかったり、もっと長時間働くことを望んでいるのであれば、不完全雇用ということになる (Lu 2010; Jacobs & Quian 1997; Kalleberg 2006)。ただし、「能力」とか「自発性」といったものは状況に強く依存し、測定が困難なので、「不完全雇用」という概念も曖昧なものにならざるをえない。しかし、だからといって不完全雇用といった概念を一切放棄してしまうべきだとも思えない。類似の問題は「失業」という概念も抱えているが（働く能力や意欲があるにも関わらず非自発的に無職の状態にある人が失業者だから）、だからといって「失業」という概念を放棄して労働について語ることは現実的ではなかろう。

いる。仁田の場合は非正規雇用が増加した分だけ家族従業者や零細自営のような不安定就労者が減少しているので、非正規雇用の増加だけをとらえて問題を過大に捉えることに警鐘を鳴らしている。それゆえ、二人とも自営の減少が非正規雇用増加と相關していることに重要な意味を見出しているものの、自営の減少が非正規雇用増加の原因だと言っているわけではない。しかし、野村の場合は特に、周辺的労働の規模が一定であることや、自営と非正規雇用の機能的な等価性を主張しているので、彼の議論を見逃すことはできない。

6.1.1 ルイス・モデルと二重経済

このような周辺的労働に関する議論は、Lewis (1954) や東畠 (1956) がその出発点としてあげられる。彼らによれば、近代化の初期段階では、農村は低賃金労働力の供給地として機能しており、好景気のときは労働者を都市に供給し、不景気のときは失業者を吸収する役割を果たしたという。農村は農地などに比して過剰な人口を抱えており、この過剰人口は、農村の生産性にほとんど寄与せず、飢饉のときは飢餓線上をさまようため、非常に低い賃金でも都市で労働者として働く誘引が存在する。こうして農村から都市へと移住した「移民」労働者は非常に低い賃金でも働くために、発展途上国での人件費を低く抑え、工業製品を安く作ることができる。これが工業生産の発展につながるとされる。このような議論はルイス・モデルと言われ、日本、韓国、台湾はルイス・モデルの優等生と言われている(服部 2005)²⁾。

このような農村からの「移民」労働者は不況期には失職し、そのまま失業者となるが、一部は農村に戻って農民になったり非労働力化するため、失職者数ほどには失業者が増えない³⁾。これが社会保障費や社会不安の抑制にもつながるという理屈である。

このような理論は容易に二重経済論 (Beck et al. 1978; Field 2008) へと拡張できる。二重経済論とは、一国の経済が伝統的セクターと近代的セクターというまったく異なる2つのセクターに分けられるとする議論である。伝統的セクターがあまり新しい技術を必要とせず、労働集約的で零細企業でも担えるような産業であるのに対して、近代的セクターとは最新の工業技術を導入した、資本集約的な産業で大企業によって担われるとされる。伝統的セクターでは労働者にはあまり高いスキルや知識が求められないのに対して、近代的セクターでは高い知識やスキルを持つ労働者が相対的に多く求められる。それゆえ伝統的セクターと近代的セクターの間では労働者の賃金に格差があり、近代的セクターではスキルのある労働者を囲い込む誘因が相対的に高いため、内部労働市場が発展しやすく、雇用も比較的安定している⁴⁾。

2) 逆に言えば、すべての発展途上国がルイス・モデルの予測通りに工業化を遂げるわけではないということは言うまでもない。

3) このような農村の失業者吸収メカニズムは、新古典派経済学的なメカニズムにしたがっているというよりも、親族による相互扶助の論理に従っており、それが経済学的な予測と実際の失業率の乖離を生んでいると考えられる。ちなみにルイス自身は、このような労働力移動を新古典派的に説明できると考えていたため、その後の研究では批判を受けている。

4) 余談だが理論的位置づけを少し補足しておく。このような伝統的セクターと近代的セクターの分断線が国境のような地理的な境界線と重なると、いわゆる従属理論に非常に近くなる(Sørensen 2011)。本文では触れていないが、マルクス主義者の二重経済論や二重労働市場論では、伝統的セクターに対する搾取や賃金格差が問題になることが多い(Beck et al. 1978; Wright 1985)、これも従属理論とよく似ている。ただし、本文の記述からも明らかのように、人的資本論をはじめとした主流派の経済学理論からも二重経済論は論じられている。また、二重経済論とよく似たアプローチとして、二重労働市場論がある(Doeringer & Piore 1971=2007)。二重労働市場論とは、労働市場を内部労働市場と外部労働市場に分けて考えるような理論枠組みのことである。内部労働市場とは企業内に発達する昇進や配置転換のネットワークのことであり、外部労働市場は、古典的な労働市場概念におおむね対応する。近代的セクターでは内部労働市場に属する労働者が多く、伝統的セクターでは外部労働市場に属する労働者が多いと考えられるため、両者はしばしばセットで論じられるが、完全に重なるわけではなく、別の概念と考えたほうが生産的であろう。

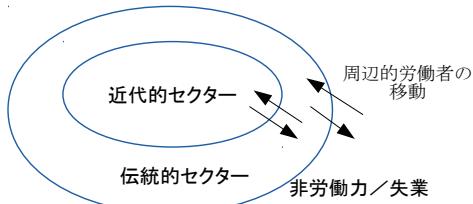


図 6.1 伝統／近代的セクターと周辺的労働者の二種類の移動のイメージ

6.1.2 非正規雇用の増加と全部雇用の衰退

伝統的なセクターと近代的なセクターが同居している社会では、近代的セクターのほうが賃金が高いため、好況期には伝統的セクターから近代的セクターへの「移民」が生じるが、不況期には失職した「移民」を伝統的なセクターが再び吸収するというわけである。このようなセクター間「移民」こそ、われわれが周辺的労働者と呼ぶ人々である。野村の議論では「伝統的セクターと自営業はほぼ重なる」と仮定されており、工業化が進んで農山漁村の人口が縮小しても、不況期には、失職した周辺的労働者を自営業（非農林漁業）や家族が吸収すると考えられる。なお、以下では特に断りのない限り、自営業、自営業主、家族従業者は、非農林漁業の自営業、自営業主、家族従業者を指す。

野村と梅村の議論には曖昧な部分が多いのだが、彼らが縁辺的労働と呼ぶ人々（本書の用語では周辺的労働者）の移動には2つのタイプがある。図6.1は、このような周辺的労働者による二種類の移動のイメージを示したものである。第一のタイプの移動は、非労働力と家族従業者のような補助的な労働のあいだの移動である。家族従業者は自営業のもとで働くので、伝統的セクターと非労働力のあいだの移動ということになる。梅村の議論に顕著であるが、景気衰退期には縁辺労働は主に非労働力化すると考えられており、それゆえ、失業率は不況期においてあまり高まらない。このような状況を全部雇用と梅村と野村は呼んでいる。このタイプの移動をする労働者は主に女性であると考えられている。

いっぽう、第二のタイプの移動は、伝統的セクターと近代的セクターのあいだの移動である。労働者の移動は伝統的セクターと近代的セクターのあいだにもあり、近代的セクターの方が賃金のような労働条件がよいため、好況期には伝統的セクターから近代的セクターへと労働者が移動し、不況期には近代的セクターで解雇された労働者が伝統的セクターへと移動していくとされる。不況期においても縁辺労働力は必ずしも非労働力化するわけではなく、少なからぬ縁辺労働者が自営業層（伝統的セクター）において働き続けると考えている。こういった伝統的セクターでの賃金は必ずしも高くはなく、フルタイムでもないかもしれないが、それなりに働き続けることができると考えられている。それゆえ、野村は、もしも伝統的セクターが縮小するならば、不況期の縁辺労働者の受け皿が失われ、失業率が上昇すると主張する。つまり、野村の考える縁辺労働者は「非労働力」と伝統的セクターのあいだを行き来するだけではなく、近代的セクターと伝統的セクターのあいだも行き来すると考えられている。ただし、この第二のタイプの移動をするのも主に女性なのか、男性もかなりの規模で存在するのかについては述べられていない。

自営業が縮小したかわりに非正規雇用が増大したと野村は言うのだが、非正規雇用は近代的セクターに属し、不況期においては伝統セクターのように縁辺労働者を吸収しないと想定されている⁵⁾。これ

⁵⁾ 非正規雇用が一律に近代的セクターに属しているという位置づけには無理がある。伝統的セクター／近代的セクターの区分は、これまで述べてきたように、産業によって分類される場合もあるし、企業規模によって分類される場合もあるし、自営業か法人か、あるいはこれらのうちのいくつかを組み合わせて分類されることもある。しかし、どう分類するにせよ、伝統的セクターで非正規労働者が働いていないということは、日本ではありえない。むしろ労働集約的で非正規労働者をた

は自営業が必ずしも経済原理にもとづいて人を雇うのではなく、親族関係や地域社会の義理人情にもとづいて人を雇うと野村は考えるからである。

しかしながら、縁辺労働力の受け入れ先という点では、自営とパートは同じであり、一種の機能的な代替関係があるというのが、野村の説である。そのような根拠として野村は、女性パートと自営業主、家族従業者数の総和が1972–1996年の間にほぼ1600万人程度で一定であったことをあげている。規模が一定だからといって機能的な代替関係があるとは限らないが、その期間に日本の労働力人口に大きな変化がなく、周辺的労働への需要にも変化がなかったと仮定し、さらにこれまで自営層が果たしてきた機能を女性パートが代替したとするならば、上記の総和が1600万人で一定、という事実は、野村の議論とつじつまが合ってはいる（が、根拠としてはそれほど強くない）。

さらにこのような説を一步進めて、自営の縮小と非正規雇用の拡大のあいだに因果関係を想定するのを、周辺的労働変容仮説と私が呼んでいる仮説である。野村は因果関係まで示唆していないが、自営業が閉鎖性の高さと後継者不足から減少し、周辺的労働の受け皿が労使双方から求められ、その結果としてパートが増加したという理由は容易に成り立つ。梅村が指摘するように、ライフサイクルの過程で、短時間労働や有期雇用に就きたいと思う労働者（主に女性）は存在するし、そういう短時間／有期の労働力への需要は、自営業が減少しても、大企業において存続し続ける（あるいはさらに増加する）と考えられるからである。

仁田の主張はもっとシンプルである。非正規雇用の増加が大きな社会問題としてクローズアップされているが、現象的一面だけが誇張されており、もっと労働力全体の変容を包括的にとらえるべきであると仁田は言う。確かに非正規雇用は増加しているが、そのぶん自営業は減少している。それゆえ、生活の不安定な人々や収入の低い人々が就業者全体に占める比率はそれほど大きく変化しているわけではないというわけである。仁田の主張も、趣旨としては首肯しうるが、非正規雇用と自営が同程度に不安定という彼の前提是、収入の不安定性という点では正しいが、他の点では事実に反するということはすでに5章で確認した。

6.2 自営業と非正規雇用の増減に関する時系列分析

6.2.1 問題

すでに見たように、野村の議論はたいへん示唆に富むものだが、現在の視点から見ると、いくつかの疑問が湧いてくる。

疑問1：周辺的労働力の規模は一定？

第一に、野村は周辺的労働力の規模は一定であるという前提で議論を進めているのだが、この前提是かなり疑わしい⁶⁾。なぜなら日本社会の経済規模が拡大し、労働力人口も増加したならば⁷⁾、周辺的労働力も増加すると考えるのが自然である。もちろん1972–1996年の間に産業構造や労働市場の構造が劇的に変化すれば、その変化の仕方に応じて周辺的労働力の数も変わってくるだろうが、いずれにせよ、

くさん雇っているような産業のいくつかは伝統的セクターにしばしば分類されるし、従業員に占める非正規雇用の比率は企業規模が小さいほど高い。

⁶⁾ 野村が厳密に何を言っているのかはっきりしない。野村が言いたかったのは、「周辺的労働力の規模はいかなる時代においても一定である」といった普遍的な命題の妥当性ではなく、「周辺的労働力の規模は1972–1996年の間には一定であった」という歴史的事実であったのかもしれない。しかし、そこは曖昧にしたまま、女性パートと自営の数の総和が一定であることを根拠に、女性パートが自営を代替しているかのような主張になんとなくだれこむるのは、論証のやり方に問題がある。

⁷⁾ 野村が議論している1972–1996年のあいだに、日本の労働力人口は実数で5194万人から6663万人に増えており（いずれも労働力調査による12月の推計値）、28%の増加である。ちなみに2015年12月の労働力人口は6588万人である。

周辺的労働力の規模は時代によって変化すると考えるほうが穩当であろう。

また、野村は自営層にかわるあらたな周辺的労働力として女性パートを想定しているが、現在の視点から見ると、ほかにも周辺的労働力と言えそうな人々は存在している。第一に、男性の労働者の一部も離職と就業を繰り返しており、周辺的であるとみてもいいように思える。若年のアルバイトのかなりの部分は、性別にかかわらず様々な事情に応じて離職と就業を繰り返すと考えていいように思える。第二に、パート・アルバイト以外の非正規雇用も周辺的労働力と言えそうなものが多い。結婚／出産を期に退職した女性が再就職する場合、パートだけでなく、派遣や臨時雇用のような地位につくケースも近年では存在しており (Yamato 2015)、パートだけを数えるのは、あまり適当とは思われない⁸⁾。それゆえ、自営業主、家族従業者、男女の非正規労働者の数の総和が時代とともにどう変化してきたのか、調べてみる必要があるだろう。

疑問 2: 自営業減少が失業増大をもたらした?

野村によれば、自営層が経済合理性を無視して周辺的労働を雇用することで、失業率は完全雇用の状態よりも低くおさえられたとされる（全部雇用）。しかし、自営業が減少することによって周辺的労働者が失業するようになり、これが失業率の増大につながりつつあるという。確かに長期的に見れば失業率は増加の趨勢である（98 ページの図 6.6 を参照）。しかし、本当にこのようなメカニズムが存在するのだろうか。確かに義理人情にもとづく雇用はあるだろうし、最低賃金すら支払われないが、とにかく雇用が維持されるということもある。しかし、それが自営=伝統的セクターに限定されるかどうかは、統計的に検討する余地がある。大企業もコネで不要な労働者を採用するといった噂はあとを絶たないし、大企業が経済合理的で、自営層が義理人情に厚いといった主張も、いささかロマンティックにすぎる。大企業が非合理的な行動をすることがあるといった議論はよくあるし (DiMaggio & Powell 1983; Smelser & Swedberg 2005; McTague et al. 2009; Strang et al. 2014)、零細自営が経済合理性を無視したら倒産してしまうかもしれない。

また、最低賃金法を順守しないのは零細自営に限らないし（この問題については 78 ページ以降の 5.3 節を見よ）、非正規雇用の賃金は、正規雇用よりも景気に敏感に反応する。不景気のときはパート・アルバイトの時給は低下するので、留保賃金の高い労働者は失業状態にとどまったり非労働力化するが、留保賃金の低い労働者は景気の悪い時期でも都市部であれば非正規雇用の職を見つけることは難しくない。それゆえ、これまで伝統的セクターで働いていた周辺的労働者が不景気の時にも非正規雇用につくというシナリオは考えられる。このように考えれば自営業が減少したからといって失業率が増大するとは言い切れないことがわかるだろう。つまり、理屈だけならどうとでも議論できてしまうので、データで検証してみる必要がある。自営業主や家族従業者の数が減少するほど失業率は増加するのか、両者の時系列相関を検討する必要があるのである。

6.2.2 疑問 3: 非正規雇用は自営の機能的代替物？

5 章で論じたように、自営と非正規雇用のあいだに一定の類似性があるのは確かであるが、非正規雇用と自営業のあいだにどの程度の機能的な代替性があるのかは、慎重な検討が必要である。この場合の「機能」とは、具体的には、

⁸⁾ 近年、定年延長の法改正に伴い、60 歳になった従業員を正社員から嘱託などの臨時雇用に移行させて雇用を継続する企業が増えている。これによって 60–65 歳の男性嘱託社員が増加しているが、彼らをここでいう周辺的労働者と呼んでいいのかどうかは議論の余地がある。彼らは 60 歳以前に行っていた業務と類似した業務を行っている場合が多いので、スキルもある程度以上必要な期間的な業務を行っている可能性が高い (藤波・大木 2011)。彼らの離職傾向は不明だが、注意が必要だろう。

- 景気後退期に、近代的セクターからの離職者を吸収し、景気回復期に労働者を近代的セクターに送り出す
- 景気後退期に、労働者を非労働力状態へと排出し、景気回復期に非労働力を労働者として吸収する、

ということである。例えば、3.3節で示したように、派遣労働者は景気の悪い時期には雇い止めするために減少する。これらの派遣労働者が失業者にならずに非労働力化したり、すぐに別の仕事を見つけるならば、派遣労働は、野村の想定した機能を果たしていると言えよう。このような社会移動⁹⁾の問題は今後の課題とし¹⁰⁾、本書では自営の減少量と非正規雇用の増加量が相関するのかどうかを検討することにする。なぜなら、もしも周辺的労働力の規模が一定で、自営の機能を非正規雇用が代替したのならば、両者の変化量は相関するはずだからである。

また、周辺的労働というと、基幹的な業務ではなく、補助的業務をなっているというイメージがあるが、補助的業務と基幹的業務を識別するのはほとんど不可能なので、上記のように時系列的な労働者数の変化に議論を限定することにする。

6.2.3 データ

データはいくつかの典拠からえられた一年を単位とする時系列データである。まず失業率は労働力調査(1953–2015)にもとづく完全失業率¹¹⁾であり、自営業主と家族従業者の数と比率も同じく労働力調査(1953–2015)から得ている。非正規雇用は労働力調査詳細集計(1984～2015)の1～3月期¹²⁾と就業構造基本調査のデータ(1982–2012)を併用する。先行研究を見ると非正規雇用については、就業構造基本調査のデータのほうがよく参照されているが、これはおそらく就業構造基本調査のほうがサンプル・サイズが大きく、推計値のサンプリング誤差が小さいと期待できるからであろう。ここでは、簡単な趨勢を見るときには就業構造基本調査を用い、時系列回帰分析を行う際には、時点数の多い労働力調査を用いる¹³⁾。景気の指標として失業率の他にGDPの実質成長率(1980–2015)を、国際通貨基金(International Monetary Fund: IMF)のWorld Outlook Economic Database, October 2016から得た。

操作的定義

正規雇用／非正規雇用といったいくつかの概念がどう測定されているか確認しておこう。

正規雇用／非正規雇用 4ページの1.1節で論じたように、呼称主義にもとづき、「パート」、「アルバイト」

9) 経済学では、こういった現象は労働移動(labor mobility)と言われることもあるし、社会学でも job mobility(定訳はないが、職務移動とでも訳すのか?)といった用語法もあるが、ここでは最も伝統的な「社会移動」(social mobility)という用語を用いることにする。

10) 本書で社会移動の問題を扱わないのは、分析が一筋縄ではいかないと考えられるからである。日本ではこういった社会移動の分析にはSSM調査データがよく用いられるが、SSMの職歴データでは非労働力と失業者を区別していないため、非正規労働者が離職した後、無職になったかどうかはわかるが、失業者になったのか非労働力化したのかは不明である。ちなみに不本意に離職する確率は、非正規労働者のほうが正規労働者のほうが高く(阪口2011, 2014)、不本意離職者のほうが自発的離職者よりも失業者になりやすいならば、非正規労働者の増大こそ失業率増加を招いていると言うべきだろう。

11) 日本では、完全失業者とは月末の一週間の間にすぐに働くが無職で仕事を探していた人のことであると、操作的には定義されている。この完全失業者と、月末の一週間に仕事をしていた人(就業者)をあわせた数を労働力人口と呼ぶが、15歳以上の労働力人口のうちに占める完全失業者の比率を、日本では完全失業率と呼ぶのが通例である(総務省統計局2015b)。

12) 2001年以前は労働力調査特別調査から得ている。

13) 時系列回帰分析では1時点を1ケースとみなすので、時点数がサンプル・サイズになる。就業構造基本調査は5年に1回であるのに対して、労働力調査は毎月なされており、完全失業率は毎月、非正規雇用数は四半期ごとに推計されるため、労働力調査のほうがずっと時点数が多く、時系列回帰分析する際には、ずっと使いやすい。

ト」、「派遣社員」、「契約社員」、「嘱託社員」、「その他」を非正規雇用とする。「正規の職員・従業員」を正規雇用とする。

自営 男女の自営業主と家族従業者（農業を含む）をあわせて自営と呼ぶ。労働力調査では、自営業主を個人で事業を営んでいる者と定義しており（総務省統計局 2015b）、これは就業構造基本調査でも同じである。本書でもその定義にしたがう。ただし、営んでいる事業が法人化されている場合は、自営業主ではなく「経営者・役員」にカテゴライズされる。このため実質的には「自営業主」とカテゴライズされる人々と同じことをしている人々の一部が、単に法人化しているという理由だけで「経営者・役員」にカテゴライズされるという問題がある。しかし、法人化はおおむね経営規模と相関するので、梅村や野村にならって、経営者・役員は無視することにする。また、家族従業者とは自営業主の家族で、自営業主の仕事を無給で手伝っている人をさす。また、自営に農業が含まれていることに留意されたい。社会学ではしばしば農業を別にわけて分析するが、ここでは農業も農業以外も自営であれば、周辺的労働の規模をしめすとみなしているので、農業も含めている。

周辺的労働 男女の自営と男女の非正規雇用をあわせて周辺的労働と呼ぶことにする。ただし、図 6.2 のみは例外的に男女の自営と女性パートを周辺的労働と呼んでいるが、これは野村の用語法にあえて忠実に従った場合の周辺的労働の変化を示すためである。

モデル

以下の分析では、用いる変数の系列相関が強いので、回帰分析では、

- 階差をとって OLS で推定、
- 階差を使ってさらに自己回帰 (AR1) を仮定した モデルを GLS で推定、

の両方を行った。階差をとってから、それを使って OLS で推定するという方法は、パネルデータ分析における固定効果モデル (Frees 2004; Allison 2009) と同じ方法である。これは単位根過程にしたがうデータの分析に一定の有効性があることが知られている。単位根過程とは、単位根過程に従う時系列変数を μ_t とすると、以下のような式で表される。

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \epsilon_t. \quad (6.1)$$

ただし、 ϵ_t は独立に正規分布する平均ゼロの確率変数である。つまり、前期の値を出発点にして、そこから確率的に変化していくようなプロセスを単位根過程と呼んでいるのである。自営業や非正規労働者の数は、とうぜん前年の人数を出発点として、そこから何らかの理由によって増えたり減ったりするので、単位根過程にしたがうと考えるのが自然である。

回帰モデルの残差がこのような単位根過程に従う場合、通常の AR1 のような誤差相関を仮定するモデルでは推定値が歪むことが知られている (Pickup 2014)。しかし、階差を取ることで、このような歪みを回避できる。いま、以下のような回帰モデルを考える。

$$Y_t = X_t\beta + \mu_t \quad (6.2)$$

一時点前の従属変数の値は、

$$Y_{t-1} = X_{t-1}\beta + \mu_{t-1} \quad (6.3)$$

である。階差とは $Y_t - Y_{t-1}$ のように、当期の値から前期の値を引くことによって得られる変数の変化量のことであるが、(6.2) 式から (6.3) 式を引いて階差をとると、

$$Y_t - Y_{t-1} = (X_t\beta + \mu_t) - (X_{t-1}\beta + \mu_{t-1}) \quad (6.4)$$

$$= (X_t - X_{t-1})\beta + (\mu_t - \mu_{t-1}) \quad (6.5)$$

である。このモデルの残差が単位根過程に従うとすると、残差は (6.1) 式のように表される。この式の μ_{t-1} を左辺に移項すると、

$$\mu_t - \mu_{t-1} = \epsilon_t \quad (6.6)$$

である。これを (6.5) 式に代入すると、

$$Y_t - Y_{t-1} = (X_t - X_{t-1})\beta + \epsilon_t \quad (6.7)$$

である。 ϵ_t は独立に正規分布するので、OLS で推定すれば、最良線形不偏推定値が得られるというわけである (Wonnacott & Wonnacott 1981=1998)。このような階差をとる方法では、もとの変数がもっている情報の多くが失われるため、特に将来の予測には不向きである。そのため最近はベクトル自己回帰 (Vector Auto Regression: VAR) モデルという方法が提唱されているが (Brandt & Williams 2006)、本書では予測が目的ではないので¹⁴⁾、あえて古い方法を使うことにした。

さらに AR1 を仮定したモデルも推定するのは、 ϵ_t も何らかの系列相関を持っている可能性を疑っているからである。なお、分析は比率と人数の両方で行ったが、主に人数に関する分析結果を用いる。これは比率で分析する場合、分母が同じ（例えば労働力人口や生産年齢人口）であれば、正規雇用の比率が上がればそのぶん非正規雇用の比率が下がる、といった事態が生じるのは必然的ではないにせよ、かなり当たり前のことなので、実際の人数での分析を重視することにする。比率を使って同じ AR1 を仮定した回帰モデルも推定したが、実質的に同じ結果が得られている¹⁵⁾。

ジェンダーの扱い

また、この章の以下の分析では、野村の議論に合わせた分析を除いて男女合わせた労働者の数を分析する。男性と女性では、働き方が大きく異なるので、労働や階層について論じる場合は男女別に分析するのが標準的な手続きである。以下の分析であえて男女をあわせた分析をしているのは、扱っている仮説が「代替」に関するものだからである。性別をまたがる代替は、男女別に分析するとうまくとらえられない可能性があるのである。例えば、男性の正規労働者を女性の非正規労働者が代替している場合、男性の正規労働者が減って女性の非正規労働者が増えるが、男女別に労働者数を分析すると、同じ性別の正規労働者と非正規労働者の増減の相関しか見ないことになってしまう。そうすると、この例のような性別をまたがる代替をとらえられないのである。男女をあわせて分析すればこのような問題は回避できる。もちろん、男女それぞれの特徴は見えなくなってしまうというデメリットはあるが、この章の分析の目的にあったアプローチを取ることにした。

¹⁴⁾ 時系列回帰分析はこれまで主に、直近の未来を予測するために用いられてきたため、必ずしも因果的説明に向いているわけではない。また、VAR も階差をとった回帰分析もやっていることに大差はないので、単純で比較的よく知られている方法を用いることにした。

¹⁵⁾ 本文で述べたように労働力人口に占める比率を使うと、正規雇用、非正規雇用、自営、失業の比率の総和が 1 になるので、1 つの変数を残りすべての変数で予測すると、決定係数は必ず 1 になる。このようなモデルを推定しても無意味なので、どれか 1 つを独立変数から除外することになるが、そういった分析をしても、労働者の数を使った回帰分析とほぼ同じ結果がえられているということである。

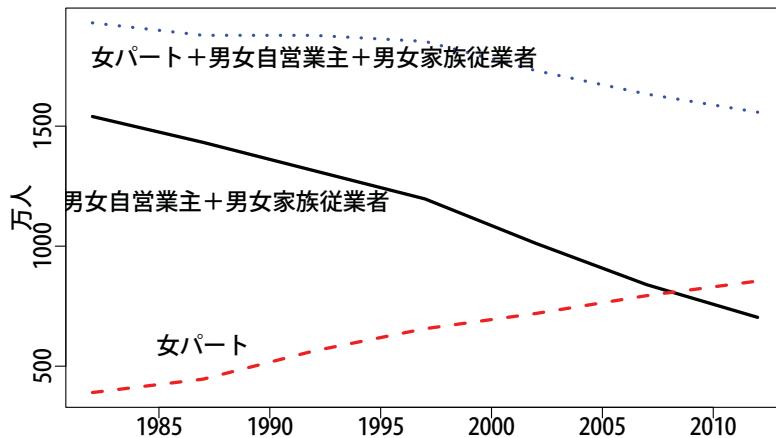


図 6.2 女性パートと自営の数 ((野村 1998) の再現)

出典：就業構造基本調査

6.2.4 分析結果

周辺的労働力は一定だったか

まず野村の用語法に従って、周辺的労働力の規模を示したのが、図 6.2 である。この図を見ると、女性パートと男女の自営（自営業主と家族従業者）の数の総和は、1982～2012 年のあいだに少しずつ減少している。特に 1997 年以降減少のスピードが若干上がっている。これは女性パートの増加スピードが上がったせいではなく、自営の減少のスピードが上がったからである。自営の減少の原因は我々の研究の範囲を超えるが、この時期はバブル崩壊後の景気後退が続いている時期であるし、2000 年に大規模小売店舗法が廃止されており、2001 年には農業生産法人として株式会社を設立することが認められている。これらがもしかしたら影響しているのかもしれない。

ちなみに、1982～2012 年の間に就業者人口は 5800 万人から 6400 万人まで増加しており、それに占める周辺的労働（野村定義）の比率は、33% から 24% まで低下している。もちろんそれで正しいのかかもしれないが、少なくとも周辺的労働の規模は一定とは限らないことがこれで明らかだろう。また、これらの事実を考え合わせれば、周辺的労働には男女の非正規雇用を含めて考えるべきだという説が、ますます説得力を持つと思われる。

次に、男女の非正規雇用をすべて周辺的労働に含むという本書での定義にしたがって、その規模（周辺的労働者数）を図示したのが図 6.3 である。このように周辺的労働をとらえると、周辺的労働の規模はむしろ増加していることになる。労働者の数だけでなく比率も見てみよう。就業者人口に占める周辺的労働者の比率は図 6.4 に示されており、波動しているものの 1982 年の 38% から 2012 年の 43% まで増加している。図 6.4 で周辺的労働の比率がもっとも低かったのは、1992–97 年で、おおむねバブル崩壊直後にあたる¹⁶⁾。周辺的労働者の人数は 1982 年以降ずっと増え続けていたにも関わらず、この時期に比率が下がるのは、この時期にも就業者数が周辺的労働者を上回るスピードで増えていたからである。この事実は、実感に反するが、人口学的效果（団塊ジュニア世代がこの時期に就業し始めた）

¹⁶⁾ 就業構造基本調査は 5 年毎に行われており、バブル経済崩壊前では、1987, 1992, 1997 年に実施されている。バブルがいつ崩壊したのか、厳密に決めるのは難しいが、日経平均株価が 1989 年の 12 月 29 日に最高額を記録した後、1990 年には下落していくので、1990 年とするのが現時点から見ると妥当と思える。ただし、地価や平均賃金など他の指標を見るとその後も上昇したりしているので、1990–1994 年ぐらいにかけて崩壊していたとするほうが穩当なのかもしれない。これらを踏まえると、1987 年はバブル崩壊前、1992 年は移行期、1997 年はバブル崩壊後ということになる。

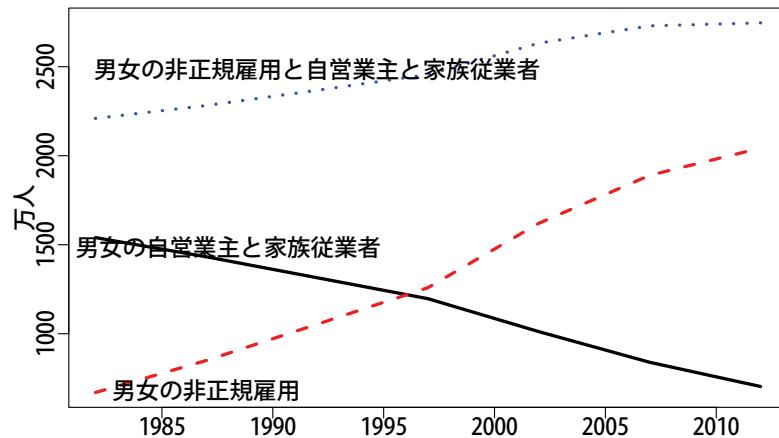


図 6.3 男女非正規と自営の数（本書のヴァージョン）

出典：就業構造基本調査

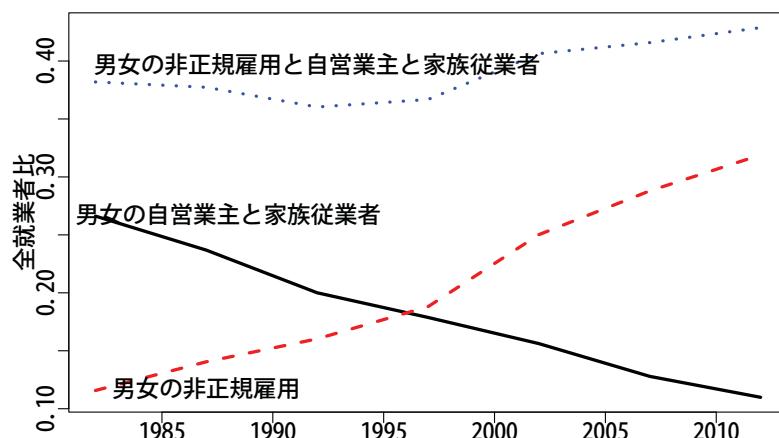


図 6.4 男女非正規と自営の比率

出典：就業構造基本調査

もあろうし、バブル景気が崩壊せずに回復するといった楽観的な観測にもとづいて正社員の採用が続けられていたことも一因であろう。

本題に戻ると、周辺的労働は、人数で見れば増加していることになるし、比率で見れば多少の波動はあるものの一定（あまり増加していない）という見方もできる。この問題を考えるときに、就業者数全体の変化を見ずに周辺的労働者の人数だけを検討するのは無意味である。それゆえ、比率を重視すべきである。比率は 1982 年と 2012 年を比べれば確かに増加しているが波動しているので 7 時点しかデータがないことも鑑みると、このデータから強い主張をするのは難しい。ただし、いずれにせよ、野村の議論に何らかの修正を加える必要があるのは明らかである。周辺的労働の規模は縮小したと認めるか、周辺的労働の定義を変更するか、（あるいはそれらの両方）をしなければ事実に反する議論になってしまふ。私は両方の変更が必要だと考えるが、この問題は後にゆずる。

自営の減少によって失業が増えたのか

次に、失業者数と自営の数のトレンドを見てみよう（図 6.5）。ここからは失業率を用いるためデータ

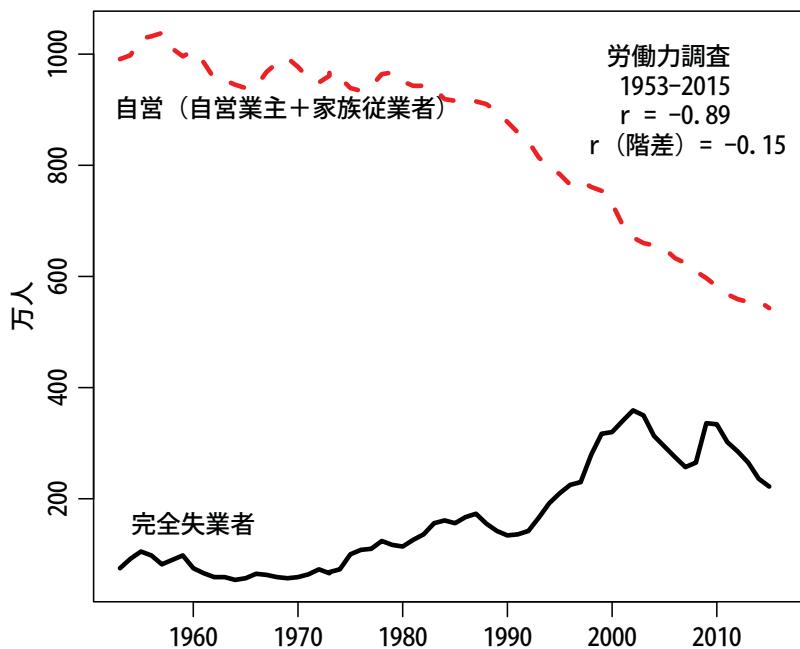


図 6.5 自営と完全失業者の数、1953–2015

出典：労働力調査

タは労働力調査を用いている。野村の説では自営業が減ったせいで失業率が上がったのであった。確かに 1953–2015 年のあいだに、自営は減少し、完全失業者は増大している。両者の時系列相関をとると -0.89 で 0.1% 水準で有意であるが、両者の階差の相関をとると -0.15 で、有意にならない。階差をとると元の変数の情報を失いすぎるという考え方立って、調査年と調査年の二乗で統制して、失業数を自営数に回帰させると、自営数の標準化偏回帰係数（偏相關係数のようなもの）は、 -0.57 でそこそこの大きさの絶対値を示すが、 $p = 0.10$ で有意にはならない（細かい結果は割愛）。このようにトレンドを統制すると、有意な相関が出ないテクニカルな理由は、調査年と自営数の共線性にある。すなわち、自営数はおおむね線形に減少を続けているので、調査年との相関係数は -0.93 である。このため自営の効果が有意にならない。しかし、これはトレンドを除去したときの自営数の変動（残差）が失業者数とあまり強く相關していないことなので、けっきょく自営数の減少が失業率を押し上げたという議論は根拠に乏しいということに変わりはない。

次に自営と失業者の相関を、人数ではなく比率で見てみよう。自営率（就業者数に占める自営の比率）と失業率、および GDP 成長率を図示したのが図 6.6 である。人数で見ても比率で見ても、自営と失業のトレンドはほぼ同じであり、自営の減少と失業の増加が見られる。両者の比率の時系列相関は有意な負の値を示すが、両者の階差の時系列相関は有意ではなく、値もプラスになってしまい、理論上予測される符号とは逆になっている。時間と時間の二乗を統制して標準化偏回帰係数を計算してもプラスになってしまい有意ではない。タイムラグも検討したがむしろ相関は下がり、もちろん有意にはならない。

ちなみにあとで統制変数として用いる一期前の GDP 成長率¹⁷⁾ と失業率との相関は、 -0.66 で有意であり、階差を使っても標準化偏回帰係数を計算してもやはり有意な結果である。GDP 成長率も失業率も景気の指標として用いられるので、有意な相関があるのは当たり前なのであるが、本当に実質的な

17) ラグを取ったほうが相関が高くなるので、一期前の値を使っている。

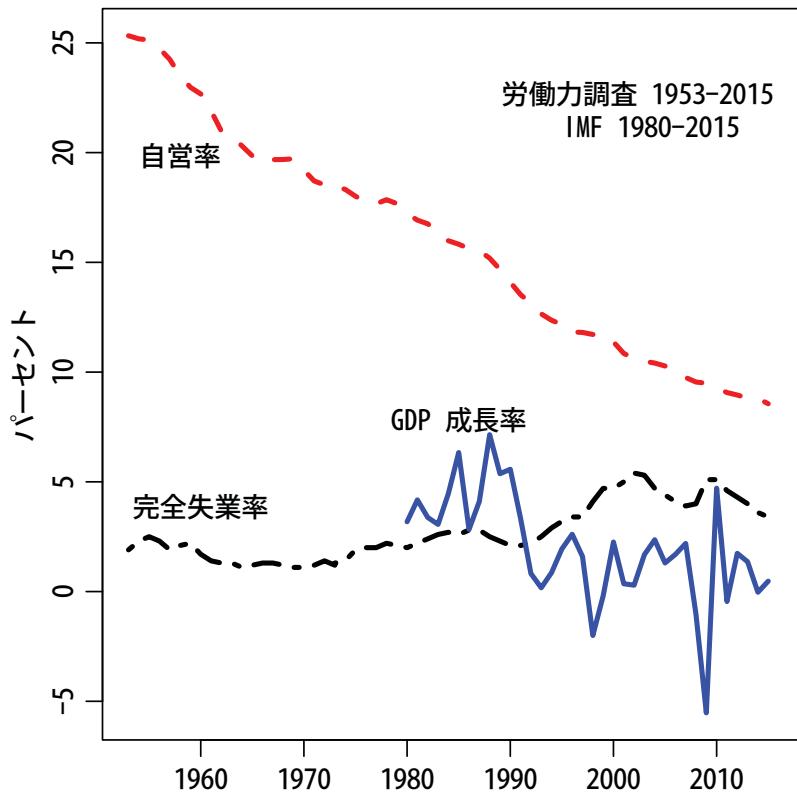


図 6.6 自営率と完全失業率、GDP 成長率

- 自営率は就業者に占める自営の比率
- 自営率と完全失業率の相関は -0.79 ($p < .001$)、両者の階差の相関は 0.12 ($p = .359$)、時間と時間の二乗を統制した偏回帰係数は 0.82 ($p = .190$)。
- GDP 成長率と完全失業率の相関は -0.66 ($p < .001$)、両者の階差の相関は -0.37 ($p = .02$)、時間と時間の二乗を統制した偏回帰係数は -0.44 ($p = .025$)。

関連があればこのようにトレンドを統制しても有意な相関が見られるということなのである。

以上のような関係を検討するために回帰分析を行った。その結果は表 6.1 のとおりである¹⁸⁾。データは GDP 成長率を使うため、1981 年以降に限定され、変数はすべて差分をとるのでサンプルサイズはさらに一時点分だけ減って、 $N = 34$ である。自営数の増減は予測通り負の傾きを示すが、ギリギリで有意にならない。OLS の場合は $p = 0.13$ 、GLS (AR1) の場合は $p = 0.12$ なので、10% 水準の片側検定ならば有意になる程度である。この結果は、単なる階差の相関よりも理論上の予測に近い。こういう結果が得られるのは、データの範囲が 1981 年以降であることに起因する。つまり、1953–1980 年のあいだは自営と失業数の増減のあいだにはあまり相関がなかったが、1981–2015 年の間にはやや相関が見られるようになった（ただし有意ではない）、ということであろう。そういう意味では野村の主張と大きく乖離した結果とはいえないが、両側 5% 水準で有意にならないので、確信を持って野村を支持することはできない。

GDP 成長率の方は OLS では 5% 水準で有意だが、GLS (AR1) だとほんとうにギリギリで有意にな

¹⁸⁾ 表 6.1 に示した以外にも色々なモデルを推定したが、自営数増減は統計的に有意ではなかった。具体的には、非労働力数を統制したり、従属変数を対数変換したり、従属変数（と自営数）を完全失業率（と自営の比率）にしたりしたが、自営数増減の係数は 10% 水準ですら有意にならなかった。

表 6.1 失業者数の増減を予測する回帰分析 1981–2015

	OLS	GLS (AR1)
(Intercept)	-6.14 (6.65)	-6.12 (8.18)
GDP 成長率増減	-2.94* (1.37)	-1.92 (0.95)
自営数増減	-0.36 (0.23)	-0.36 (0.22)
誤差相関 ϕ	0.40*	0.49*
Adj. R ²	0.16	
N	34	34

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

OLS の誤差相関は事後的に計算し、ダービー・ワトソン比のブートストラップ検定を行った。

らない ($p = 0.052$)¹⁹⁾。GDP 成長率と失業率のあいだに実質的な関係があることはまちがいないと思うが、意外に相関しないという結果である。なお、誤差の自己相関は OLS で事後的に計算した場合も、GLS (AR1) で他の係数と一緒に推定した場合もほぼ同じ正の有意な値を示しており、誤差相関は存在していると考えられる。つまり、単純な単位根過程ではなく、94 ページの (6.7) 式の ϵ_t にも誤差相関があると考えられる。

自営の減少が非正規雇用増加の原因か

それでは次に代替仮説の検証に入ろう。非正規雇用の増減を自営数と失業数、正規雇用数、GDP 成長率の増減で予測した結果が表 6.2 である。OLS で推定したモデルでだけ「非労働力増減」という変数を投入しているのは、GLS (AR1) にこのモデルを投入すると誤差相関が 1.00 になってしまい、明らかに異常な値を示したからである（その際の分析結果は割愛）。OLS のほうのモデルの残差の自己相関は 0.14 (ns) なので、OLS と GLS (AR1) の係数の乖離が大きすぎる²⁰⁾。つまり、どちらかの推定値が歪んでいる可能性を疑うべきかもしれない。

どちらのモデルがより正確なのかは不明であるが²¹⁾、どちらのモデルに関しても共通して言えることがいくつかある。まず、自営数の増減は有意ではない。ただし、その係数の絶対値は、OLS では「正規労働者増減」よりも大きく、GLS (AR1) では「正規労働者増減」ほどではないが、それに迫る大きさである。第二に、「正規労働者増減」と「失業者増減」は負の有意な値を示しており、これらの労働者の数が減ると、非正規労働者が増えるということである。GDP 成長率の増減は有意になっていないが、

¹⁹⁾ GDP 成長率は階差をとるまでもなく変化を示す指標であるし、変化の過程を見ても単位根過程とは思えないのに、階差を取りらずにそのまま独立変数として投入することも考えられるが、係数が正の値になってしまい、理論上の予測とはまったく逆になってしまいます。

²⁰⁾ このような係数の推定値の相違は、GLS (AR1) のほうのモデルに「非労働力増減」を投入していないからではない。OLS のほうのモデルから「非労働力増減」を除去したモデルも推定したが、その他の変数の係数にはほとんど変化はなかった。これは「非労働力増減」とその他の独立変数のあいだにほとんど相関がないからである (VIF = 1.44)。

²¹⁾ 単純に考えればすべてのパラメータを同時に推定している GLS (AR1) の推定結果のほうが正確であると考えられる。BIC を比較しても GLS (AR1) のほうが小さく、フィッティングがよい。ただし、GLS は本文でも述べたように推定値が不安定であり、モデルを少し変更すると推定不能だったり、明らかに変な推定値が出ることもある。サンプル・サイズが 31 しかないことを踏まえると、あまり自信をもって GLS (AR1) のほうがいいとは言えない状況である。

表6.2 非正規労働者数の増減を予測する回帰分析 1984–2015

	OLS	GLS (AR1)
(Intercept)	41.34*** (10.81)	32.26 (19.58)
自営数増減	-0.30 (0.32)	-0.49 (0.30)
正規労働者増減	-0.27** (0.10)	-0.69*** (0.11)
失業者増減	-0.63* (0.26)	-1.08*** (0.21)
非労働力増減	-0.08 (0.18)	
GDP成長率増減	3.56 (1.90)	1.70 (1.10)
誤差相関 ϕ	0.14	0.80**
Adj. R ²	0.43	
N	31	31

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

OLS の誤差相関は事後的に計算し、ダービー・ワトソン比のブートストラップ検定を行った。

景気要因は失業者数や正規労働者数の増減を媒介して、非正規労働者数に影響しているのである²²⁾。まとめると、自営の効果は有意にならなかつたものの一定の大きさがあるので、今後データの蓄積がすすめばこの分析結果が覆される可能性は十分ある。しかし、自営の増減よりも、正規雇用と失業者の増減のほうがずっと安定的に非正規雇用の増減に影響を与えており、これらよりも自営との関係を強調する議論には、無理があると言えよう。

自営の増減を予測してみる

最後に蛇足ではあるが、自営の増減をこれまでの分析と同じように他の変数で予測してみた(表6.3)。このモデルにはGDP成長率の増減を投入していないが、それはまったく有意にならないからである。表6.3を見ると、自営数の増減を予測する場合、失業者数の増減は有意な効果を持っている。しかし、その逆は有意ではなかったことはすでに表6.1で確認したとおりである。つまり、自営が減ったせいで失業者が増えたというよりも、失業者が増えた（景気が悪くなった）せいで自営が減ったと考えたほうが良さそうである²³⁾。また、非正規労働者数の増減はどちらのモデルでも有意になっていない。正規労働者数の増減はGLS(AR1)では有意になっているので、どちらかというと非正規ではなく正規労働者のほうが自営業を代替しているのかもしれない。

²²⁾ GLS(AR1)で独立変数をGDP成長率増減だけにすると、傾きは6.37で1%水準で有意になる。

²³⁾ ただし、本文でも述べたようにGDP成長率を失業者数増減の代わりに投入しても有意にならないので、失業者数増減の効果を景気要因の効果として解釈していいのかどうかは微妙な問題である。しかし、いずれにせよ、自営数が原因で失業者数が結果だという議論は説得力が弱い。

表 6.3 自営数の増減を予測する回帰分析 1984–2015

	OLS	GLS (AR1)
(Intercept)	-19.79** (5.70)	-16.32* (7.78)
非正規労働者増減	-0.11 (0.11)	-0.16 (0.10)
正規労働者増減	-0.11 (0.06)	-0.22* (0.08)
失業者増減	-0.33* (0.14)	-0.38* (0.16)
誤差相関 ϕ	0.44**	0.62*
Adj. R ²	0.13	
N	31	31

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

OLS の誤差相関は事後的に計算し、ダービー・ワトソン比のブートストラップ検定を行った。

6.3 産業別の自営数と非正規労働者数のトレンド

以上のようなトレンドと産業構造の変容はとうぜん関係があると考えられるので、類似の分析を産業別に行ってみよう。使えるデータの期間が短いので限界があるが、産業による違いは重要なので、試みに分析してみる。

6.3.1 データ

労働力調査の四半期集計（2007年1–3月期～2016年4–6月期）の時系列データを用いる。ただし、2011年1–3月期から同年の7～9月期は東日本大震災のためデータがない。2006年以前については産業分類が異なるためあわせて分析することができなかった。産業は第12回改定の日本標準産業分類（大分類）を用いるが、農林業は非正規雇用数がえられないためにデータから除外し、以下の産業は自営が存在しないか、顕著に少ないので、やはりデータから除外した。

- 鉱業、採石業、砂利採取業
- 電気、ガス、熱供給、水道業
- 複合サービス事業
- 公務（他に分類されるものを除く）

それゆえ、残りの14の産業について分析を行う。以下がその産業カテゴリ名とそのカテゴリに分類される具体的業務（ないしはその産業名からはイメージしにくそうな事業）の名前である。

1. 漁業（養殖業を含む）
2. 建設業（大工や電気設備の工事業も含む）
3. 製造業（食品、木製品、鉄鋼、化学製品、機械、等など）
4. 情報通信業（電話、TV/ラジオ放送、出版、インターネット、ソフトウェア開発、調査、データ

- ベース提供など)
5. 運輸業、郵便業（鉄道、バス・タクシー、陸運、海運、空運、倉庫など）
 6. 卸売業、小売業（自販機、訪問販売、通販も含む）
 7. 金融業、保険業（証券、先物などの取引・運用業、クレジットカードも含む）
 8. 不動産業、物品販貸業（駐車場業、貸家業も含む）
 9. 学術研究、専門、技術サービス業（総合広告業、研究所、法律事務所、文筆／デザイン業、経営コンサルティング業、獣医業、非破壊検査業を含む）
 10. 宿泊業、飲食サービス業（テイクアウトやデリバリー、給食も含む）
 11. 生活関連サービス業、娯楽業（洗濯、理容、美容、浴場、旅行代理店、家事代行、冠婚葬祭業、映画館、遊園地、パチンコ、ゴルフ場、カラオケ業を含む）
 12. 教育、学習支援業（図書館、公民館、動物園、職業教育も含む）
 13. 医療・福祉（介護業、福祉事務所、更生保護施設、共済組合などの年金／保険事業も含む）
 14. サービス業、他に分類されないもの（廃棄物処理、自動車整備、職業紹介、宗教／政治団体、と畜場を含む）

また、以下の分析では

$$\text{非正規労働者数} = \text{役員を除く雇用者数} - \text{正規の職員・従業員数}$$

とみなした。ふつう非正規労働者の数は、「非正規の職員・従業員」にカテゴライズされる者の数を用いるにもかかわらず、上記のような操作的定義を用いているのは、2010年10~12月期以前の産業別「非正規の職員・従業員」数が公開されていないからである。しかし、2011年10~12月期～2016年4~6月期に関して、「非正規の職員・従業員」数と上記定義の非正規労働者数の相関を産業別にとると、0.97～1.00（平均は1.00）なので、上記定義で問題なかろう。

6.3.2 分析結果

非正規労働者と自営の数のトレンドを産業別に示したのが図6.7である。前述のように、東日本大震災のために2011年の1~9月のデータがない。階差をとらずにそのまま非正規労働者数と自営数の相関をとったのが、各パネルの下のr1で、階差の相関係数がr2である。

まず、すでに35ページ以降の3.2節で述べたように、多くの産業で非正規労働者が増えている。図6.7と3.2節の分析結果ではタイムスパンと産業分類（そして人数を見るか比率を見るか）が異なるので、多少の違いはあるが、おおむね同じ傾向である。図6.7で非正規労働者が有意な減少トレンド²⁴⁾を示しているのは、他に分類されないサービス業だけで、これも減少が一時的かつ急激過ぎるので統計的人工物²⁵⁾の疑いがある。漁業と建設業では非正規労働者数は有意に減少も増加もしていないが、その他の産業では有意な上昇トレンドが見られる。

自営は逆に多くの産業で有意な減少トレンドが存在し、例外は情報通信業（有意な上昇トレンドがある）と、学術研究・専門・技術サービスと教育・学習支援業、医療・福祉（有意なトレンドなし）である。

非正規労働者数と自営数の相関係数(r1)を産業別に見ると、ほとんどの産業で相関は非常に弱く、非正規自営代替仮説から予測される強い負の相関を示しているのは、卸売業／小売業($r_1 = -0.87$)、宿泊

²⁴⁾ それぞれの数を時間に回帰させてOLSで傾きを推定し、傾きの符号と有意かどうかを検討している。

²⁵⁾ データの収集・分析法が適切でないために、実際には存在しないのに存在するかのように見えてしまっている現象を統計的人工物(statistical artifact)という。この場合、分類体系の変化が原因ではなく、法律の改正などの影響が疑われるが、今のところ原因はわからない。

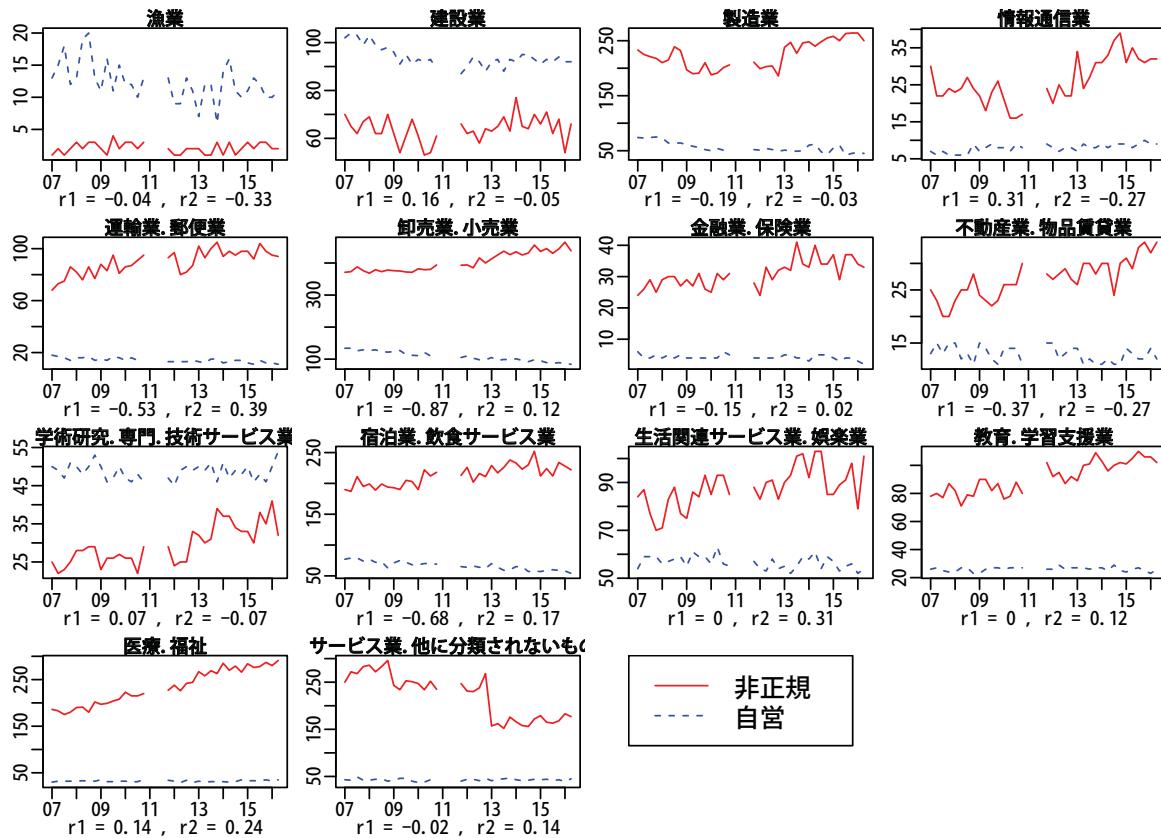


図 6.7 産業別非正規と自営の数 07/1-3 月期—16/4-6 月期 (r1 は普通の、r2 は階差の相関係数)

Y 軸のスケールが産業によって大きく異なる点に注意!!!

業・サービス業 ($r_1 = -0.68$)、運輸業・郵便業 ($r_1 = -0.53$) だけであり、これらについて階差の相関係数を計算すると、むしろ正の値を示しており、少なくとも 10 年程度のスパンで見ると代替が生じているとは言い難い。産業によっては階差の相関が負の値を示している産業もあるが、結果は産業によってかなり異なっている。

それでは同じようにして、正規労働者と非正規労働者の変化のトレンドがどう関係するか、産業別に見てみよう。図 6.8 の非正規雇用の折れ線は図 6.7 まったく同じものであり、青い破線が正規労働者数の推移を産業別に示したものである。正規労働者数の変化のトレンドを見ると、増加している産業は 2 つだけだが、はっきり変化していない産業もかなりあり、共通性は見られない。ちなみに、正規労働者数を時間に回帰させた場合 (OLS) に、時間の傾きはおおむね以下のようになった。

5% 水準で有意な正の値 学術研究・専門・技術サービス業、医療・福祉業

有意でない値 漁業、情報通信業、金融業・保険業、不動産業・物品貸借業

5% 水準で有意な負の値 建設業、製造業、運輸業・郵便業、卸売業・小売業、宿泊業・飲食サービス業、生活関連サービス業・娯楽業、教育・学習支援業、サービス業（他に分類されない）

非正規労働者数と正規労働者数の単純な相関係数 (r_1) を見ると、負の比較的大きな値を示しているのは、宿泊業・飲食サービス業 ($r_1 = -0.75$)、卸売業・小売業 ($r_1 = -0.64$)、運輸業・郵便業 ($r_1 = -0.47$)、製造業 ($r_1 = -0.45$) である。医療・福祉業のような拡大産業においては $r_1 = 0.95$ で例外的に正の大きな値を示しているが、自営の場合よりはマイナスに相関している産業が多い。

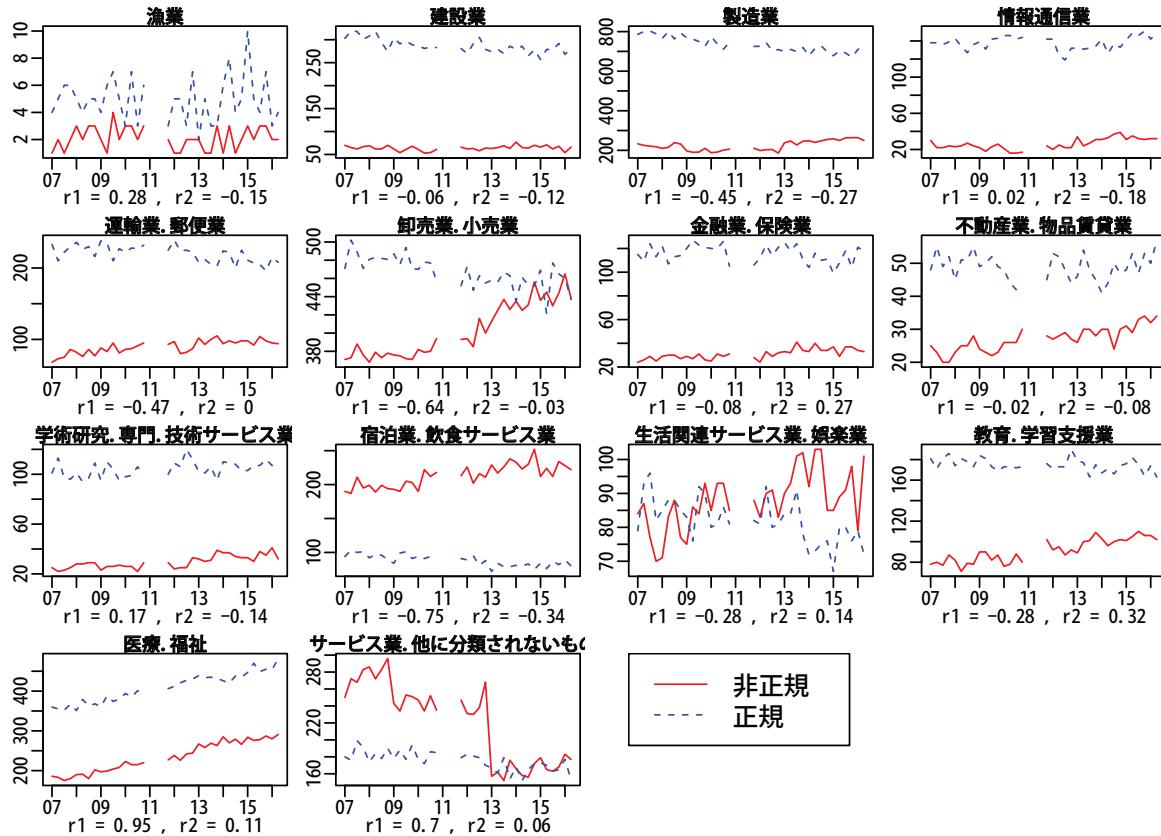


図 6.8 産業別非正規と正規の労働者数 07/1-3 月期—16/4-6 月期 (r_1 は普通の、 r_2 は階差の相関係数)

Y 軸のスケールが産業によって大きく異なる点に注意!!!

階差の相関を見ると、自営の場合と同様にプラスになったりマイナスになったりで、あまり明確な傾向は見られない。

まとめると、多くの産業で非正規労働者が増えているのは確かだが、自営や正規労働者数との相関は産業によって異なり、一貫した傾向があるとはいえない。

各産業の特徴

各産業の特徴をつかむために、主成分分析 (principal component analysis) で各産業の労働力構成の変化を示す分析結果から、産業の位置を探ってみよう。普通であれば、主成分分析のような迂遠な方法ではなく、産業別の時系列データをパネルデータとみなして、固定効果モデルのようなパネルデータ分析の方法を用いるべきである (Frees 2004; Allison 2009)。しかし、予備的に非正規労働者数を従属変数、正規労働者数と自営数、失業者数、時間を独立変数とした固定効果モデルやランダム効果モデルを推定した結果、以下のようなことがわかったので、パネルデータ分析はあきらめることにした。

1. 残差について Dickey-Fuller 検定を行うと、単位根過程は棄却され AR1 が採択される。GLS (AR1) を仮定して、固定効果モデルを独立変数の組み合わせをいろいろ変えて推定すると、どのモデルでも残差の自己相関は 0.4 程度の値になるので、階差をとるのではなく、単純に労働者数のデータをそのまま使い、AR1 を仮定するのが、適切と考えられる。
2. 誤差相関や産業による傾きの違いを仮定しない単純な固定効果モデルとランダム効果モデルについてハウスマン検定を行うと、固定効果モデルが 0.1% 水準で採択される。

3. 時間、失業率に関しては産業によって傾きが異なると仮定したほうが、すべての産業で傾きが同じと仮定するよりも当てはまりがよい。ただし、他の変数に関しては、ランダム効果モデルを使うか、固定効果モデルを使うかによってこのあたりの当てはまりの良さは異なり、推定が収束しない場合もあった。
4. どのモデルでも残差は正規分布しておらず、ポアソン分布とも異なる。残差の分散も不均一（従属変数の期待値が小さいと分散が大きく、大きいと分散が小さい）である。

要するに、すべての産業での非正規労働者数の変化を1つのモデルで表現するのは、現在、社会科学で使われている統計モデルでは不可能だということである²⁶⁾。そこで、産業ごとに別々に分析を行い、各産業の特徴と相互の類似性を探索的に検討するというアプローチをとる。

具体的には以下のようなステップで分析を行った。

1. まず、100ページの表6.2での全体の分析と同じように、産業別にAR1を仮定した時系列回帰分析を行う。ただし前の段落で述べたように階差はとらずにそのままの非正規労働者数を従属変数とする（推定結果は表6.4）。
2. 次に正規労働者数、自営、失業者数の係数を変数とみなし、産業を事例(case)とみなして、主成分分析を行って二軸を抽出して（上の3変数の相関行列がデータで、累積説明率は72%）、各産業を二次元空間上にプロットした（図6.9）。
3. 図中の各産業に対応する点の大きさは、各産業の2007年1月～2016年6月のあいだの平均就業者数に比例し、色が濃いほど非正規労働者の比率が高くなるように描いた。
4. さらに主成分分析と同じデータをZ得点に変換してから産業間のユークリッド距離を計算し、それをもとに階層的クラスター分析（ウォード法）を行い、産業を5つにグループ分けした。

²⁶⁾ 本文の箇条書きの3番目でのべたように傾きが産業によって異なるため、GMM (Generalized Method of Moments) や GEE (Generalized Estimating Equation) のような方法の利用は難しい。また、4番目の正規分布からの逸脱という問題により、ランダム効果モデルやGLSの利用も難しい。1番目に述べたように誤差相関があることがさらに推定を煩雑で不安定にしており、信頼できる結果が得られるという確信が持てない。

表 6.4 産業別非正規労働者数の時系列回帰分析 (GLS, AR1)

	漁業	建設	製造	情報 通信	運輸 郵便	卸小売	金融 保険	不動産 ・賃貸	研究・専門 ・技術	宿泊・ 飲食	生活 関連	教育	医療・ 福祉	その他 サービス	重み付け 全休平均
(Intercept)	3.84* (1.62)	-24.77 (36.81)	333.38** (111.75)	32.65 (18.25)	60.25 (35.06)	371.35*** (96.94)	20.47* (9.27)	29.07** (9.37)	37.24* (15.22)	199.89** (61.53)	8.26 (39.09)	46.15 (35.05)	225.16*** (48.65)	244.82 (124.31)	200.29*** (30.59)
正規労働者数	0.18 (0.08)	-0.11 (0.10)	-0.12 (0.12)	-0.02 (0.10)	-0.04 (0.12)	-0.14 (0.13)	0.00 (0.07)	-0.02 (0.11)	-0.15 (0.10)	-0.70 (0.37)	0.18 (0.24)	0.18 (0.16)	-0.09 (0.12)	0.09 (0.12)	-0.10 (0.44) (0.06)
自営数	-0.12 (0.06)	1.10** (0.35)	-0.08 (0.54)	-1.08 (0.80)	0.86 (0.90)	0.54 (0.48)	0.75 (0.66)	-0.41 (0.29)	-0.02 (0.27)	0.71 (0.59)	0.79 (0.50)	0.02 (0.67)	-1.27 (0.81)	0.77 (1.50)	0.19 (0.23)
失業者数	-0.00 (0.00)	0.05 (0.03)	-0.08 (0.17)	-0.01 (0.04)	0.05 (0.03)	-0.06 (0.07)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.03 (0.06)	0.04 (0.04)	-0.01 (0.04)	0.07 (0.03)	-0.06 (0.20)	-0.01 (0.04)
時間	-0.01 (0.02)	0.12 (0.11)	0.60 (1.08)	0.35 (0.20)	0.60** (0.18)	3.00*** (0.68)	0.28*** (0.05)	0.24*** (0.06)	0.35*** (0.08)	1.06*	0.48*	0.89*** (0.18)	3.41*** (0.16)	-3.10*** (0.37)	1.06*** (0.25)
R^2	0.17	0.21	0.37	0.47	0.68	0.90	0.60	0.70	0.67	0.70	0.46	0.79	0.97	0.77	-
ϕ	0.14	-0.13	0.82	0.70	0.01	0.36	-0.13	0.41	0.27	0.15	0.19	0.43	-0.35	0.50	-
N	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	-

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

- 重み付け全体平均は、それぞれの産業の就業者数（2007年1月～2016年6月平均）を重みとして用い、係数の平均値を求めた。
- 重み付け全体平均の標準誤差は、各産業の係数が独立に正規分布すると仮定して、計算した。具体的には、産業*i*の重みを w_i ($\sum_i w_i = 1$)、産業*i*の係数*j*の標準誤差を s_{ij} とすると、 $s_{ij} = \sqrt{\sum_i (w_i s_{ij})^2}$ で近似できる。

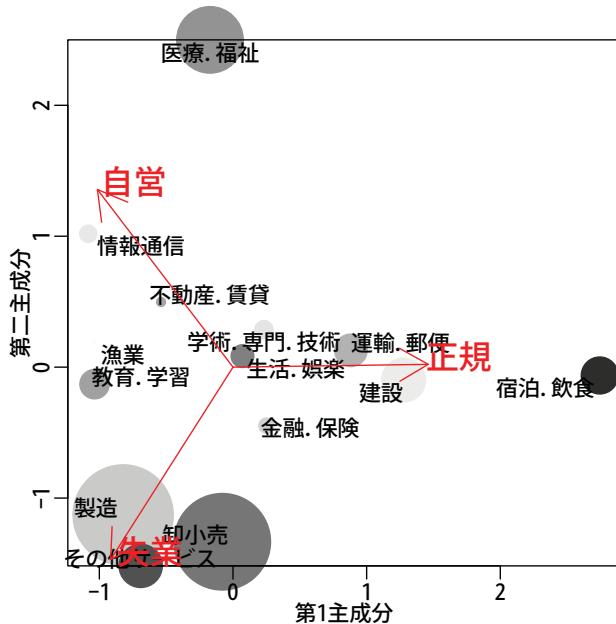


図 6.9 各産業における非正規雇用と他の就業状態との代替関係、規模、非正規雇用率

- 矢印の方向に近い産業ほど（正確には産業の点から矢印に垂線を下ろしたときの矢印上の座標が矢印の方向に近いほど）、それぞれの矢印に対応する労働力と非正規雇用とのだいたい傾向が強い（AR1の回帰係数が小さい）。
- 各産業に対する円の大きさは、それぞれの産業の就業者数（2007年1月～2016年6月の平均）に比例する。
- 各産業の円の色が黒に近いほど非正規雇用率（2007年1月～2016年6月の平均）が高い。

表 6.4 を見ると、時間以外の変数はほとんど有意になっていないことがわかる。例外的に有意であったのは以下の 3 つだけである。

- 正規労働者数が漁業で正の有意な値を示していること、
- 自営数が建設業で有意な正の値を示していること、
- 失業者数が医療・福祉業で正の有意な値を示していること。

すべての産業の係数の重み付け平均を見ると、やはり時間以外はすべて両側 5% 水準では有意でないものの、正規労働者数の係数が -0.099 ($p = .096$) であることが注目される。係数は予測通り負の値を示し、両側 10% 水準で有意、片側なら 5% 水準で有意である。予測が成り立つならば片側検定という教科書的な原則に従うならば、統計的に意味のある値である²⁷⁾。自営と失業の係数は有意ではなく、やはり平均的に見れば、自営との代替というよりも、正規労働者が非正規労働者に代替されていると見るべきであろう。

表 6.4 の、正規労働者数、自営数、失業者数の係数が類似している産業を階層的クラスター分析（標準化してからユークリッド距離を計算し、ウォード法でクラスター間の距離を計算）で分類すると、以下のような、5 つのクラスターに産業を分類・命名することができる。

自営代替クラスター 教育学習、情報通信、学術研究・専門・技術サービス、漁業。自営との代替傾向があり、失業者数の係数はほぼゼロ、正規雇用に関しては明確な傾向のないクラスター。

²⁷⁾しかし、強い確信が持てるわけではない。重み付け平均の検定は表 6.4 の注釈で述べたように、すべての産業の係数が独立に正規分布するという仮定にもとづいているが、この仮定がどの程度妥当なのかは不明である。正規分布というよりは t 分布というべきであろうし、本当に独立なのかどうかもわからない。

失業代替クラスター 製造業、卸売業・小売業、その他サービス業。失業者が多いときに非正規雇用が減少し、失業者が少ないと非正規雇用が増加する産業のクラスター。正規雇用と自営に関しては共通の特徴なし。

自営相関クラスター 建設、運輸・通信、金融・保険、生活・娯楽。自営が増えるときに非正規労働者も増え、自営が減ると非正規も減る傾向のあるクラスター。その他に関しては共通の特徴なし。このクラスターは建設業や運輸業・郵便業のように正規労働者との代替傾向がある産業も含まれるが、生活・娯楽業のようにむしろ正規が増えるときに非正規も増える産業も含まれている。

宿泊・飲食＝正規代替クラスター 宿泊・飲食は突出して正規雇用と非正規雇用のあいだの代替傾向があるため、クラスター分析をしてもその他の産業とまとまらなかった。自営数の係数がプラスのかなり大きな値を示すため、あえて他のクラスターとまとめるならば、上の自営相関クラスターとまとめられる。

医療・福祉＝失業緩衝クラスター 医療業・福祉業は、失業者が増えるときに非正規労働者数が増えるという点で独特で、自営との代替傾向も強いため他のクラスターにまとまらなかった（あえて他のクラスターに統合するなら自営代替クラスターと統合される）。失業者数の係数が正の比較的大きな値をとるという点では、建設業や運輸業・郵便業も同じであるが、これらは自営との代替傾向がない（むしろ逆である）ため、同じクラスターにまとまらなかった。

結果をまとめると、全産業を総合すると、正規労働者と非正規労働者のあいだの弱い代替傾向が見られるが、産業による違いが大きい。上記の5つのクラスターの性質について、時系列回帰分析の結果以外の情報も加味して解釈していこう。

自営との代替傾向は全産業の平均で見る限り、見出すことが出来なかつたが、例外的に、自営と非正規労働者の代替傾向が見られたのが自営代替クラスター（教育学習、情報通信、学術研究・専門・技術サービス、漁業）であった。これらの産業は漁業を除けば、高学歴者を基幹労働力とする産業であるが、就業者数の拡大が激しく、非正規労働者の比率はそれほど高くない。このような高学歴非正規労働者が自営の専門職を代替しているというシナリオが考えられる（例えば自営のピアノ教師を非正規のピアノ教師が代替するような）。さらに想像をふくらませるならば、企業規模の拡大と官僚制化が進行しつつある産業で、自営と非正規労働者との代替が生じているのかもしれない。また、平均的なスキルレベルが高いため、失業者のバッファとしてあまり機能していないと考えられる。正規雇用との代替関係が弱いのは、拡大産業だからかもしれない。

次に、製造業、卸売業・小売業、その他のサービス業では、失業者と非正規労働者のあいだに代替関係が見られた（失業代替クラスター）。これらの産業は就業者数は非常に多いものの、雇用が縮小しているか、少なくともほとんど増加しておらず、基幹労働力にあまり高学歴が必要とされない産業である。こういった低学歴の労働者がこれらの産業で不完全雇用の状態と失業状態のあいだを往復していると考えられる。失業代替クラスターの産業では、非正規雇用率が高く、自営の比率は低い。想像をふくらませるならば、これらの産業では自営の淘汰と大企業化はすでに一段落しているため、自営と労働者の代替は2007-2016年のあいだには生じていないのかもしれない。また、熟練をあまり必要としない職種が多いために失業者との代替が生じやすいのかもしれない。

第三のクラスターである自営相関クラスター（建設、運輸・通信、金融・保険、生活・娯楽）は、自営が減るときは非正規労働者も減り、増えるときは増えるような産業であった。このようなことが生じる原因として考えられるのは、両者が代替的ではなく、相補的であるということが考えられる。例えば自営業主がパートやアルバイトだけを雇い、正社員を雇わないような事業所が多ければ、廃業や開業によって、自営業主の増減と非正規雇用の増減が相関するというシナリオが考えられる。また、需要の増減に応じて、非正規労働者の数は調整するし、下請けの自営への発注の数も調整するが、正社員の数は

あまり調整しないような大企業が多ければ、やはり自営業主の増減と非正規雇用の増減が相関するはずである。つまり、自営と非正規雇用が周辺的労働力として補い合っているというイメージである。

第4のクラスターは飲食業・宿泊業だけであるが、このクラスター正規雇用との代替傾向がもっとも強く、非正規雇用率も2016年時点すでに六割をこえている。それでも非正規雇用率は上昇を続けており、上の自営相関クラスターと同じく、自営数と非正規労働者数が相関し、両者の相補的な周辺性が示唆される。

第5のクラスターも医療・福祉業だけであるが、自営との代替傾向が強いという点では、自営代替クラスターに近いが、失業者数が多いときに非正規労働者数が増えるという点が特徴的である。つまり、景気後退期に他の産業で失職した労働者の一部が、医療・福祉業に流入し、景気回復期に他の産業へ流出していくというプロセスが想像される。そういう意味では、潜在的な失業者を吸収するバッファとしての役割を果たしている産業なのかもしれない。この点では建設業にも同じ傾向が見られる（が有意ではない）。

6.4 議論

これまでの議論をまとめると以下のようになる。

1. 確かに1980年代以降自営業は減少し、非正規労働者は増大した。しかし、両者を周辺的労働とみなすと、周辺的労働は数でも比率でも一定ではない。数では1982-2012に一貫して増大し、比率では1992年まで減少し、その後増大しており、規模でも比率でも、国全体の労働力人口や産業構造に応じて変化すると見るべきである。
2. 全産業をあわせた時系列データ分析の結果を見ると、自営数の増減は完全失業者の増減にも非正規雇用の増減にも有意な効果を持たない。ただし、自営の係数は-0.3~-0.5程度でかなり大きいので、単純に自営の効果がないと断定するのは危険である。
3. むしろ非正規雇用の増減と関連するのは、失業者数と正規労働者数の増減であり、非正規雇用と両者の代替関係が示唆される。
4. 産業別に見ると、2007年以降の変化しか分析できないために限界はあるものの、産業によってかなり異なる傾向が見られた。教育学習・情報通信・学術研究・専門・技術サービス、漁業では、自営と非正規労働者との代替が示唆されたが、統計的には有意ではない。しかしいっぽう、建設、運輸・通信、金融・保険、生活・娯楽業では、逆に非正規雇用と自営の相補的な（一方が増えると他方も増える）関係が見られた。
5. 正規雇用と非正規雇用の代替関係はそれほど強くないものの、多くの産業で見られ、全体で平均すると両側10%水準で有意であった。ただし、やはり、逆の傾向を示す産業もあり、漁業、教育・学習支援業、生活関連サービス業・娯楽業では、むしろ両者は相補的な関係を示している。

これらの結果から、非正規労働者が増加した原因を考えると、まずやはり自営との代替が原因だとする仮説には説得力がない。上記のようにこの仮説を支持する結果はごく限られており、非正規雇用率が特に増加している産業のほとんどで、自営数と非正規労働者数は正の相関を示しており、両者の代替が増加の原因とは考えにくい。むしろ、正規労働者が非正規労働者に代替されたと言うべきであろう。しかし、その代替の程度はそれほど大きなものではなく、産業によってかなり傾向が異なるということである。

このような産業による違いがどのように生じているのかについてはこの章の分析からはわからないが、以下のように想像している。第一に、産業によって非正規労働者数が拡大するタイミングが異なつ

ており、2007年以前にすでに代替がほぼ完了したために代替傾向が見いだせなかつた産業がある可能性はある。例えばその他サービス業や卸小売業がそうである。そういう産業に限定して考えれば、自営と非正規雇用の代替は存在していたのかもしれない。第二に、自営と非正規雇用のあいだの代替が進んだというよりも、自営から法人へ、あるいは、非公式経済の公式化とでもいうべき変化が生じた産業もあると考えられる。自営が淘汰され、もう少し大きな企業のシェアが拡大したような産業では、これまで自営が果たしていた役割を企業が果たすようになる。そのような産業では、自営が減少し、そのぶん雇われて働く労働者が増えるので、非正規雇用だけでなく正規雇用も増加する。これが正規雇用との非正規雇用の増減が正の相関を示し、自営と非正規雇用の増減は負の相関を示す原因かもしれない。

以上のような変化はヴェーバーが言う合理化のプロセスの変形と位置づけられるのかもしれない。官僚制の拡大と貫徹は支配における形式合理性の高まりであるが、自営業は規模が小さく明文化された規則の重要性が大企業に比べて低いため、官僚制とは馴染みにくい。フランチャイズや一社だけの下請けのように上位の企業の規則の支配を強く受けるような自営業ならば、官僚制機構の末端に位置づけられるようだが、そうでなければ、合理化の流れには乗りにくかろう。すべての産業で均一に合理化が進んでいくわけではないだろうし、フランチャイズや下請けのような形態が広がっている産業とそうでない産業もあり、そういう多様性が、上のような一貫性のない多様な分析結果につながっているのかもしれない。

第7章

まとめと議論

7.1 まとめ

これまでの章で明らかになったことをまとめよう。1章ではまず、非正規雇用について研究することの重要性を確認し、その重要性にも関わらず非正規雇用増加の原因について経験的に検討した研究は非常に少ないことを述べた。それゆえその原因についてこれまでに詳しく（あるいは曖昧に）述べられてきた仮説がどの程度正しいのか検討することを本書の課題として設定した。

2章では、男女別に失業率と非正規雇用率の年齢・時代・コーホート(APC)分析を行い、男女ともコーホートの効果は限定的で、時代や年齢の効果のほうが大きいことを確認した。それをもとに、非正規雇用を世代の問題とみなして、世代間対立をあおるような議論はミスリーディングであるということを強調した。実際にはあらゆる世代と年齢層で非正規雇用率は増加しており、時代による労働市場や価値観の変容に焦点を当てるべきであることを述べた。

次に3章では、非正規雇用を増加させた背景／原因としてしばしば言及される労働市場の変化について検討した。具体的には、女性労働力率の増加と脱工業化、および法制度の変化が非正規雇用率の増大に及ぼす効果を推定した。要因分解法で、就業者に占める男女比の変化による非正規雇用率の高まりは、産業によって違いはあるものの実際の変化の-28~37%で¹⁾、全体では4.2%と、通常考えられているよりもずっと小さいことを示した。脱工業化についても傾向は同様で、非正規雇用率の上昇全体に占める脱工業化による部分の比率は、女性の場合は9%、男性の場合は12%で、通常考えられているよりも小さいことがわかった。ただし、もっと適切に産業を分類できれば、脱工業化のような産業構造の効果はもっと大きいことがわかるかもしれない。性別と産業に共通する特徴として、交互作用効果が大きく、女性やサービス業のようにもともと非正規雇用率の高いカテゴリで非正規雇用率が特に上がっていることが、非正規雇用率を押し上げている。法制度の変化の効果については、しばしば言及される労働者派遣法の改定が派遣労働者数におよぼす影響を時系列回帰分析で検討した。その結果、法制度の変化の効果は疑い得ないが、必ずしも一般に想定されるような顕著な効果があるとは限らないことがわかった。

続く4章では、労働に関する価値観が非正規雇用の増加と関係しているのかどうかを検討した。先行研究で非正規雇用との関連が主張されていたのは、やりたいこと志向であった。やりたいこと志向は、仕事の内的価値への志向の一種であり、仕事の内的価値志向は、イングルハートの自己表出志向の一種として位置づけられることを確認した上で、仕事に関する自己表出志向が増加しているかどうか

¹⁾ 3章の繰り返しになるが、「-28%」のようにマイナスになるのは、男性比が増えている産業では、非正規率の低い男性が増えているのだから、全体の非正規雇用率が下がってもいいのに、実際には男女比の効果を打ち消すほど男女とも非正規雇用率が増えているので、その産業全体の非正規雇用率が上がっているような場合である。

検討した。自己表出志向は、イングルハートの予測とは異なり、出生コーホートとは関連しておらず、1973–1993年頃までは減少し、その後増加していた（イングルハートが正しければ1973–1993年のあいだも緩やかな上昇があるはず）。さらに2008年のデータに限定すると、自己表出志向と非正規雇用かどうかは関係がなかった。非正規雇用と関係があったのは仕事へのコミットメントであるが、女性の場合はむしろ仕事へのコミットメントは1973–2008年の間に強まっており、男性に関しては明確なトレンドは見られなかった。総じて、仕事に関する価値観の変化はあるし、仕事に関する価値と非正規雇用かどうかのあいだにも関連はあるが、仕事に関する価値観の変化が非正規雇用の増加につながっているわけではないという結果が得られた。ただし、この結果は価値観をどう測定するかに強く依存しており、別のやり方で測定すれば別の結果が得られる可能性はある。

5章では、6章のための予備的な議論を行った。6章ではかつては自営業が果たしていた周辺的な労働力のバッファという機能を非正規雇用が果たすようになり、そのような機能的な代替が非正規雇用増加の原因であるという仮説の検討を行ったが、その前に自営業がどの程度「周辺」的なのかを5章で検討した。先行研究から労働移動は、他の従業上の地位（非正規雇用や正規雇用）よりも少ないことが明らかであり、通常、周辺労働、縁辺労働、周縁労働といった言葉で表される労働者層とは異なる性質があることを確認した上で、収入がどの程度不安定なのかと、法定の最低賃金以下の労働がどの程度自営セクターの労働者に多いのかを検討した。収入の安定性は正規労働者がもっとも高く、無職の者よりもっとも低かった。その他の従業上の地位（いくつかの非正規雇用と自営）が両者の中間に位置し、非正規雇用と自営のあいだには有意な違いが見られなかった。つまり、収入の不安定性という点では、非正規雇用と自営は似通っており、両者は同じように周辺的だとする議論と整合的な結果であった。次に最低賃金法違反がどのような事業所で起きやすいのかを分析すると、事業所の規模が小さいほど法定の最低賃金以下で働く労働者が多いとする先行研究があるいっぽう、通常、周辺的セクターとされる自営層とほぼかさなる事業所で特に最低賃金法違反が多いわけではないことが明らかになった。事業所の性質よりもむしろ女性やパートで最低賃金以下で働いている労働者が多いという特徴のほうが際立っていた。これらを総括すると、自営は確かに収入が不安定で周辺的な労働が持つとされる特徴の一部をもつてはいるものの、その一方で労働移動は少なく、最低賃金法違反も必ずしも多いとはいえないことがわかった。

6章では、自営を非正規雇用が代替したとする仮説を検証するために、周辺的労働の規模は一定なのか、自営の減少で失業者の増加を説明できるか、自営の減少で非正規労働者の増加を説明できるか検討したが、最初の仮説は棄却され、二つ目の仮説もほとんど支持できず、三つ目に関しても一部の産業でその可能性が示唆されるに留まった。むしろ、正規労働者数が減ると非正規労働者数が増えるという効果は、全産業で有意な効果があり、2007年以降のデータに限って産業別に見ても幾つかの産業で多少の効果が示唆された。

以上のように、女性労働率の増加や脱工業化、正規労働者との代替には、非正規雇用を増加させる一定の効果があり、価値観の変化と自営の縮小は効果が確認できなかった。これらを踏まえて、本書の締めくくりとして、どのように非正規雇用が増加したのか議論し、本書の分析結果からどのようなことが考えられるのか論じてみよう。

7.2 議論

7.2.1 ジェンダー

本書ではあまりジェンダーの問題には深入りしていないが、非正規雇用の増加とジェンダーを関連付けるのは容易であるし、それはある程度正しい。歴史的には雇用機会均等法の制定に伴い、性別を理由

として賃金や待遇に格差をつけることが法的に禁止された。そのため、女性というカテゴリのかわりに「パート」をはじめとしたさまざまなカテゴリが低賃金と不安定雇用を正当化するために活用されるようになつた、というわけである。もっといえば性差別の隠れ蓑に非正規雇用という身分が用いられているというわけである。こういったストーリーには説得を感じるが、23 ページの図 2.7 を見ればわかるように雇用機会均等法が施行された 1986 年以降に非正規雇用が急増したということはない。男性の非正規雇用率も女性と同じように増加し続けており、単純に性差別だけで非正規雇用の増加を説明するのには無理があろう。繰り返し述べているように、女性労働力率の増加はある程度非正規雇用の増加に寄与したが、もう少し複雑な議論が必要であるように思える。これについては今後の課題である。

7.2.2 変化のタイミングとデータの制約

どの時代に焦点を当てるかによって分析結果が代わってくる可能性があるという問題がある。これは特に代替を議論する際に重要である。われわれは 1980 年代から 2010 年代までの非正規雇用の増加を論じてきたが、データの制約から時代のスパンは分析ごとに少しずつ異なつていて。特に 101 ページ以降の 6.3 節で示した産業別の自営／非正規の代替に関する分析は、扱った時代の範囲が大きく異なるので、解釈には注意が必要である。ここでは 2007 年から 2016 年の前半までのあいだの変化を分析しており、非正規労働者が大きく増加した 1990 年台の後半から 2000 年台の半ばまでのデータが含まれていない。それゆえ、2007 年以降には自営と非正規労働者の代替が起きていたとしても、それ以前には生じていた可能性はある。産業によって回帰分析の結果がかなり異なつていたが、それは代替が起きたタイミングが産業によって異なつていたからなのかもしれない。

7.2.3 どのような「代替」が生じているのか？

私はこの研究テーマに取り組む前には、とうぜん非正規労働者は正規労働者を代替しているのであると考えていた。そのような代替が進んだのは、多くの日本企業が人件費を抑制するために人件費の安い非正規労働者を積極的に活用したからだと単純に考えていた。しかし、33 ページ以降の 3.1.2 節で紹介したように、そのような私の思い込みは根拠を欠いており、証拠を提示する必要があるとわかった。6 章では、そのような証拠をいちおうは示すことが出来た。正規労働者が減少するときには非正規労働者が増加する傾向があるのである。しかし、回帰係数を見るとせいぜい -0.3 程度であり、正規労働者が 1 人減ると、非正規労働者が 0.3 人増えるという程度であり、2007 年以降の四半期ごとの産業別データだと、回帰係数がゼロ付近になる産業やプラスになる産業もあった。平均的な傾向として長期的には両者の間に代替関係があったという私の説は十分にもっともらしいと思うが、例外的な産業や会社も少なくないこともまた明らかである。

7.2.4 組織慣性

33 ページ以降の 3.1.2 節で紹介したように、企業単位で見た場合に正規労働者と非正規労働者の代替があまり観察できないのは、いわゆる組織慣性 (organizational inertia) によるものかもしれない。組織慣性とは、組織が大きいほど経営方針や社内の慣行を変えることは難しいことを指して使われる概念である (Stainback et al. 2010)。仮に正規雇用を解雇してかわりに非正規労働者を雇つたほうが合理的であったとしても、解雇に必要なコストが大きければ、経営者はもっとマイルドな方法を取るかもしれない。例えば、正規労働者の解雇ではなく新規採用を抑制したり、業務が拡大し、従業員数を増やす必要があるときに非正規労働者だけを増やすという策をとることで、時間をかけて非正規雇用率を上げて

いく企業は多いだろう。このような策をとると、非正規労働者の増えるタイミングが必ずしも正規労働者が減るタイミングと一致しないので、企業単位で見た場合、一方の増加と他方の減少のあいだに相関が生じないということである。企業が業務を拡大し従業員を増やす場合に非正規労働者を主に増やし、正規労働者をあまり増やさないということは珍しくない。また業務を縮小する際に正社員の新卒採用を減らすというのもよくあることだが、これにともなって非正規労働者を増やさないことも珍しくない。つまり個々の企業は拡大や縮小の過程にあることが珍しくなく、そのような場合、正規労働者の減少と非正規労働者の増加が同時に起きないのが普通なのかもしれない。

それゆえ、同時に一方のタイプの労働者が減少して他方のタイプの労働者が増加することを「代替」の必要条件とみなすならば、正規労働者と非正規労働者の代替はあまり起きていないということになるのかもしれない。しかし、多少のタイムラグを認めるならば、企業単位でも両者の代替は生じているのかもしれない。産業別の分析でも、正規労働者と非正規労働者の増減がそれほど相関しない産業がいくつかあったのは、そういった理由なのかもしれない。ただ、こういったタイムラグの統計的モデリングは容易ではなく、今後の課題としたい²⁾。

7.2.5 非公式セクターの公式化？

自営が減少して非正規労働者が増えているのに、両者の代替がはっきりしない原因として、非公式セクターの公式化とでもいうべき現象が考えられる。非公式セクターという用語は研究者によって異なる意味合いで用いられており、統一的な定義はない。例えば、政府が把握していない経済活動の領域という意味で非公式セクターという言葉が用いられることがあるし、単に自営業を非公式セクターと言い換えているような場合もある (Cheng & Gereffi 1994; Portes & Haller 2005)。違法な経済活動や発展途上国での生存経済 (subsistence economy) を主にさして用いられることもある。ここでは政府による労働規制が及ばないような経済領域という意味で用いることにするが、このように考えれば、自営の労働は非公式セクターに属する。自営業主や家族従業者自身の労働は、労働基準法の規制を受けないので、どんなに長時間労働でも、どんなに低収入でも、政府は決して介入しない。そのため、自営業主や家族従業者の同意を取り付けることさえできれば、法規制の少ない「柔軟」な働き方をさせることが可能になる。それゆえ、公式セクターの企業は、自社の労働者にはさせられないような仕事を業務の委託やフランチャイズというかたちで非公式セクターに外注することが合理的になることがある。実際、日本では下請けや系列といったかたちで企業間の階層関係が組織されており、上位の公式セクターに属する会社ほど労働条件がよいと言われている。

しかしながら、このような企業間階層関係の末端に属する自営業の経営はその規模の小ささゆえに不安定で、自営業主や家族従業者の労働条件はよいものとはいえない。それゆえ、後継者が不足し、自営の規模は少しづつ減少している。しかし、自営が果たしてきた仕事の中には、依然として需要のあるものもあり、それが公式セクターの中にとりこまれるようになっていったのではないか、というストーリーを考えることはできる。これが7.2.3節で述べた単独自営の減少と雇われて働く労働者の増加である。このようなプロセスでは非正規労働者だけでなく、正規労働者も必要なので、単純に自営を非正規が代替しているわけではないが、自社の労働者のコストは非公式セクターへの外注よりも高くつくので、コスト削減がさらに必要となり、正規労働者を非正規労働者で代替するような動きも生じたのかもしれない。

それでは、就業者に占める自営業主や家族従業者の比率が減って労働者の比率が増えたのなら、それ

²⁾ 一方が他方に必ず先行する（あるいは追随する）といった仮定が置けるのならば分析は容易であるが、先行する場合もあれば追随する場合もある場合、どうやって分析すればいいのか、今のところ見当がつかない。

は規模の大きな企業が増加し、そういう大企業で働く人の比率が増えたからなのかというと、そうでもなさそうである。少なくとも就業構造基本調査や経済センサスのデータで1980年代と2010年代を比較して見る限り、就業者全体に占める大企業で働く人の比率は増加していない。むしろ微減である。これについてはデータを十分に検討できていないのではっきりしたことはわからないが、分社化やフランチャイズ、系列関係といった企業間ネットワークのあり方に変化があったのかもしれない。確信があるわけではないが、企業のダウンサイ징と非正規雇用の増加、自営の減少のあいだには関係があるのかもしれない。規模の小さい企業は大きい企業に課せられる義務を免除される場合があるが、これも企業のダウンサイ징とかかわっている可能性がある。例えば従業員数が4人以下の個人事業主（法人ではない）の場合は健康保険や厚生年金保険に加入しなくてもよいし、10人未満ならば、就業規則を定めなくてもよく、50人未満の事業場ならば従業員のストレスチェックや障害者の雇用は努力義務にとどまる。こういった分社化への圧力があるのかもしれない。

ざっと統計をながめた限り、単独の自営業（従業員は自営業主一人だけ）が減少し、そのかわりにもう少しだけ大きな規模の企業（従業員が2~10人程度）が増えてきていると考えられる。日本で自営業が減少していることは、農業はもちろん農業以外の産業でも繰り返し確認されている。そのような産業では、産業の規模（その産業で働く人の数）そのものが減少していく場合もあるが、もう少し規模の大きい企業で働く人々が増加し、自営の代わりを果たす場合もある。そのような産業では、自営が減少し、企業で雇われて働く労働者が増えることになるが、それは非正規労働者だけとは限らず正規労働者も同時に増えることもある。例えば自営の喫茶店のかわりに大手のコーヒーチェーンの直営店やフランチャイズ店が増える場合、末端で働く非正規労働者だけでなく、管理的な業務を担う正規労働者も増えるので、自営を非正規雇用が代替しているというよりも、単独自営を雇われて働く労働者が代替していると考えたほうが適切なのかもしれない。

総じて、研究の焦点を労働者から企業の方に移していくのが、生産的なのかもしれない。米国の社会階層論では、このような企業に注目するアプローチを構造的アプローチと呼ぶことがあるが（Baron & Bielby 1980）、日本の実情にあった構造的アプローチを模索することは、価値のある方向性のように思える。日本の社会階層論は、欧米の枠組みを日本にとりこみつつも、日本の独自性を主張してきた（原1981）。日本では産業別組合の影響力が弱く、大陸ヨーロッパのようなコーポラティズムも存在しないため、同じ職種でも企業ごとに働き方や労働条件が異なる。特に企業規模による賃金や労働条件の格差が記述されてきたのだが³⁾、非正規雇用の増加について考える場合、企業内部や企業間の分業のダイナミズムを考えるのが、生産的なアプローチなのかもしれない。

7.2.6 階級論への含意

非正規雇用は一つの階級である、とまでは言い切れないが、階級を構成する重要な要素である、という立場を本書はとっている。そのような立場にたてば、非正規雇用が増大した理由の分析とは、比較的下層に位置する階級が拡大した理由の分析であるということになる。古典的なマルクス主義階級論の視点から考えれば⁴⁾、労働に関する価値観が重要でないのはどうぜん（上部構造が下部構造を規定することはないはずだから）であるし、脱工業化が一定の効果を持つこともそれほど不思議な現象ではない（脱工業化は生産力の変化を反映しておりそれが生産関係に変化をもたらすはずだから）。また、自営業

³⁾ 通常、社会階層を幾つかのカテゴリに分類する場合、職種や生産手段の所有の有無を基準にすることが多いが、SSM新総合分類では、大企業の労働者と中小企業の労働者を分類している。企業規模を基準にして階級／階層を分類した例は、これ以外には見たことがない。

⁴⁾ 周知のようにマルクス主義的階級論の中にもさまざまな分派があり、直接生産に従事しない労働者を労働者とみなすかどうか、上部構造の自律性をどうとらえるか、女性の階級所属をどう考えるか、等など論争には事欠かない。

主が淘汰されて労働者に転落することもマルクスの予言としてよく知られているので、これも不思議な現象ではない。現在では古典的なマルクス主義の影響力は決して大きくないが、上記の諸点については、現代の階級／階層研究者も似たような印象を持つのではないだろうか。上部構造／下部構造といった枠組みを用いる研究者は現代ではめずらしいが、階級に比べれば意識や価値観のほうが移ろいやすく、価値観が階級を決定するという議論は圧倒的に少数派である⁵⁾。

しかし、女性労働力率増加の効果と正規雇用と非正規雇用の代替の効果はどう考えたらいいのだろうか。正規雇用と非正規雇用の代替は、ホワイトカラーや上層ブルーカラーの超過利潤(rent)が、資本家に奪取されるようになった、といった近年の格差論の議論とおおむね整合的である(Morgan & Tang 2007)。超過利潤とは市場が完全均衡していれば得られたであろう賃金と実際の賃金の差であり、ホワイトカラーなど上位の労働者ほどこの超過利潤が大きいとされる(Sørensen 1996, 2000)。このような超過利潤は、個人の能力に依存すると言うが、そのような能力にもとづく労働がコンピュータや機械のような資本によって置き換えられるならば、超過利潤が失われていくのは当然であろう。このような失われた超過利潤が、日本の場合はホワイトカラーや上層ブルーカラーの非正規雇用化というかたちで顕在化した、という見方は可能であろう。つまり、生産力の変化が生産関係の変化をもたらした、といった古典的階級論の（あるいは産業主義の）枠組みで理解可能である。ただし、法制度の効果が確認されていることからもわかるように、単純な技術決定論に依拠できないことは明らかである。

女性労働力率増加の効果が階級論に与える含意は、かなりやっかいな問題である。これは無業者（失業者と非労働力）の階級をどう同定するのか、という問題と不可分だからである。フェミニズムでは主婦は労働者か（あるいは家事労働は「労働」か）という論争があるが、こういった問題をどうとらえるかによって非正規雇用率と女性労働力率の関係の意味は変わってくる。仮に主婦は労働者であり、労働市場に出ていようと本質的には同じように搾取されていると考えるならば、女性が外で働くようになつたからといって女性の所属階級に大きな変化はない。それゆえ就業者だけに注目しているせいで非正規雇用という階級カテゴリが拡大しているように見えているけれども、実際にはあまり本質的な変化はない見なせるかもしれない。いっぽう仮に無業者はどの階級にも所属していない（つまり、階級は収入を得るために働いている者を分類するカテゴリである）、と考えるならば、階級の外部から内部への移動が非正規雇用というカテゴリの拡大につながったという見方もできよう。それ以外にも、女性や子供や高齢者の所属階級に関してはいくつかの見方が可能であり、1冊や2冊本を書いたぐらいでは到底決着しそうにない問題である。それゆえ、はっきりした結論は得られないが、私自身の考えを述べておこう。

現代の階級論の多数派は、無業者の所属階級について考えない、つまり階級は有業者を分類するカテゴリである、という立場をとる⁶⁾。私自身もその前提で議論を進めてきた。それゆえ、私は非正規雇用の増大を階級分布の変化ととらえてきた。このような階級分布の変化が、労働力供給の変化（女性労働力率の増大）によって起きるということは当然考えられることである。このような効果は単純に女性は家庭にとどまるよりも賃労働をすることを好むようになってきたが、男性ほどには長時間働きたがらない、という純粋な個人の選好の問題として捉える立場もあるが(Hakim 1995, 1991)、私自身はマル

5) パネルデータを用いて、若い頃の価値観がその後の職業にどの程度影響するのか検討した研究はある。例えば、Johnson (2001) や Johnson & Mortimer (2011) よりれば、青年期の仕事の価値観（内的価値と外的価値）はその後の職業にたいして多少の影響を持ってはいる（内的価値志向が高いほど自己指令性や収入、時給が高い）が、外的価値志向が高いからといって時給の高い安定した仕事についているわけではないことが示されている。また、一般論としても意識のように変化しやすい変数と階級のように変化しにくい変数に相関がある場合、変化しにくい変数が変化しやすい変数に影響を及ぼすと考えるほうが、その逆よりは適切だと考えられる(Davis 1985)

6) ただし、世代間移動の研究では、親の階級を子の出身階級とみなすので、子は無業でも親と同じ階級に属するとみなす。また、専業主婦は夫が有業の場合は夫と同じ階級に属するとみなす説もあったが、これは近年では少数派である(盛山 1994; Sørensen 1994)。

クス主義フェミニズムが主張してきたように、家父長制の論理は家庭内だけでなく職場でも機能しており、それが女性を非正規雇用にとどまらせる機能を果たしてきた、と考えている。こういったメカニズムが変わらないまま女性の労働力率だけが上がっていけば、就業者全体に占める非正規雇用の比率が増大するのは、必然的であろう。

【文献】

- 安部由起子・田中藍子, 2007, 「正規—パート賃金格差と地域別最低賃金の役割, 1990 年～2001 年」『日本労働研究雑誌』49(11): 77–92.
- Åberg, R., 2003, “Unemployment Persistency, Over-education and the Employment Chances of the Less Educated,” *European Sociological Review*, 19(2): 199–216.
- Agresti, A., 1996, *An Introduction to Categorical Data Analysis*, New York: John Wiley and Sons. (= 2003, 渡邊裕之・菅波秀規・吉田光宏・角野修司・寒水孝司・松永信人訳『カテゴリカルデータ解析入門』サイエンティスト社.)
- Allison, P. D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Thousand Oaks: Sage.
- 有田伸, 2009, 「比較を通じてみる東アジアの社会階層構造」『社会学評論』59(4): 663–81.
- , 2011, 「非正規雇用概念の適用過程からみる韓国労働市場の『格差』: 日本との比較を通じて」『社会科学研究』62(3・4 合併): 77–97.
- Arum, R. & W. Müller, 2004, “The Reemergence of Self-Employment: Comparative Findings and Empirical Propositions,” R. Arum & W. Müller eds., *The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, Princeton: Princeton University Press, 427–54.
- 朝日新聞社「ロストジェネレーション」取材班, 2007a, 『ロストジェネレーションの逆襲』朝日新聞社.
- , 2007b, 『ロストジェネレーション: さよう 2000 万人』朝日新聞社.
- Ashton, D., M. Maguire, & M. Spilsbury, 1990, *Restructuring the Labour Market: the Implications for Youth*, Macmillan.
- 鮎川潤, 1997, 『犯罪学入門』講談社.
- Baron, J. N. & W. T. Bielby, 1980, “Bringing the Firms Back in: Stratification, Segmentation, and the Organization of Work,” *American Sociological Review*, 45(5): 737–65.
- Bates, D., M. Mächler, B. Bolker, & S. Walker, 2015, “Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4,” *Journal of Statistical Software*, 67(1): 1–48.
- Beck, E. M., P. M. Horan, & C. M. T. II, 1978, “Stratification in a Dual Economy: A Sectoral Model of Earnings Determination,” *American Sociological Review*, 43(5): 704–20.
- Bell, D., 1973, *The Coming of Post-Industrial Society: A Venture in Social Forecasting*, New York: Basic Books. (= 1975, 内田忠夫訳『脱工業社会の到来』ダイヤモンド社.)
- Borg, I. & P. J. F. Groenen, 2005, *Modern Multidimensional Scaling: Theory and Applications*, 2nd ed., New York: Springer.
- Brandt, P. T. & J. T. Williams, 2006, *Multiple Time Series Models*, Thausand Oaks: Sage.
- Breen, R., 2005, “Foundations of a Neo-Weberian Class Analysis,” E. O. Wright ed., *Approaches to Class Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press, .
- Breen, R. & R. Luijkx, 2004, “Social Mobility In Europe between 1970 and 2000,” R. Breen ed.,

- Social Mobility In Europe*, Oxford: Oxford University Press, 37–75.
- Brown, T. A., 2006, *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*, New York: Guilford Press.
- Buchmann, M., I. Kriesi, & S. Sacchi, 2009, “Labour Market, Job Opportunities, and Transitions to Self-Employment: Evidence from Switzerland from the Mid-1960s to the Late 1980s,” *European Sociological Review*, 25(5): 569–83.
- Castells, M. & A. Portes, 1989, “World Underneath: The Origins, Dynamics, and Effects of the Informal Economy,” A. Portes & M. Castells eds., *The Informal Economy: Studies in Advanced and Less Developed Countries*, Baltimore: Johns Hopkins University Press, 11–37.
- Cheng, L. & G. Gereffi, 1994, “The Informal Economy in East Asian Development,” *International Journal of Urban and Regional Research*, 18: 194–219.
- Clarke, H. D., A. Kornberg, C. McIntyre, P. Bauer-Kaase, & M. Kaase, 1999, “The Effect of Economic Priorities on the Measurement of Value Change: New Experimental Evidence,” *The American Political Science Review*, 93(3): pp. 637–647.
- Clausen, S. E., 1998, *Applied Correspondence Analysis: An Introduction*, Thousand Oaks: Quantitative Applications in the Social Sciences 121, Sage.
- Cotter, D., J. M. Hermsen, & R. Vanneman, 2011, “The End of the Gender Revolution? Gender Role Attitudes from 1977 to 2008,” *American Journal of Sociology*, 117(1): 259–89.
- Datler, G., W. Jagodzinski, & P. Schmidt, 2013, “Two theories on the test bench: Internal and external validity of the theories of Ronald Inglehart and Shalom Schwartz,” *Social Science Research*, 42(3): 906 – 925.
- Davis, D. W., K. M. Dowley, & B. D. Silver, 1999, “Postmaterialism in World Societies: Is It Really a Value Dimension?,” *American Journal of Political Science*, 43(3): 935–62.
- Davis, J. A., 1985, *The Logic of Causal Order*, Thousand Oaks: Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences 07-055.
- Davis, K. & W. E. Moore, 1945, “Some Principles of Stratification,” *American Sociological Review*, 10(2): 242–249.
- DiMaggio, P. J. & W. W. Powell, 1983, “The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields,” *American Sociological Review*, 48(2): 147–60.
- Doeringer, P. B. & M. J. Piore, 1971, *Internal labor markets and manpower analysis*, Lexington: Heath Lexington Books. (= 2007, 白木光秀訳『内部労働市場とマンパワー分析』早稲田大学出版部。)
- Dowding, K., 2011, “Post-Fordism,” K. Dowding ed., *Encyclopedia of Power*, Thousand Oaks: Sage, 496–7.
- Erikson, R. & J. H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe, & L. Portocarero, 1982, “Social Fluidity in Industrial Nations: England, France and Sweden,” *British Journal of Sociology*, 33: 1–34.
- Ester, P., M. Braun, & H. Vinken, 2006, “Eroding Work Values?,” P. Ester, M. Braun, & P. Mohler eds., *Globalization, Value Change, and Generations: A Cross-National and Intergenerational Perspective*, Leiden: Brill, 89–113.
- Everitt, B. S., 1977, *The Analysis of Contingency Tables*, Boca Raton: Chapman & Hall/CRC. (= 1980, 山内光哉訳『質的データの解析』新曜社。)

- Faraway, J., 2006, *Extending the Linear Model with R: Generalized Linear, Mixed Effects and Nonparametric Regression Models*, Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Field, G. S., 2008, "Dual Economy," *International Encyclopedia of the Social Sciences* Vol. 2, Detroit: Macmillan, 456–7.
- Firebaugh, G., 1989, "Methods for Estimating Cohort Replacement Effects," *Sociological Methodology*, 19: 243–62.
- , 1997, *Analyzing Repeated Surveys*, Thousand Oaks: Sage.
- Frees, E. W., 2004, *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 藤波美帆・大木栄一, 2011, 「嘱託（再雇用者）社員の人事管理の特質と課題: 60歳代前半層を中心にして」『日本労働研究雑誌』607: 112–22.
- 深尾京司・牧野達治・池内健太, 2014, 「生産性と賃金の企業規模間格差」『日本労働研究雑誌』56(8): 14–29.
- Gebel, M., 2010, "Early Career Consequences of Temporary Employment in Germany and the UK," *Work, Employment & Society*, 24(4): 641–60.
- 玄田有史, 2001, 『仕事のなかの曖昧な不安』中央公論社.
- , 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.
- Gesthuizen, M. & E. Verbakel, 2011, "Job Preferences in Europe," *European Societies*, 13(5): 663–86.
- Glenn, N. D., 2005, *Cohort Analysis 2nd ed.*, Thousand Oaks: Sage.
- 伍賀一道, 2010, 「雇用と働き方・働きかせ方から見たワーキングプア」『社会政策』1(4): 29–40.
- Goldthorpe, J. H., 2000, *On Sociology: Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*, Oxford: Oxford University Press.
- Goodman, L. A., 1968, "The Analysis of Cross-Classified Data: Independence, Quasi-Independence, and Interactions in Contingency Tables with or Without Missing Entries," *Journal of the American Statistical Association*, 63(324): 1091–131.
- , 1979, "Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories," *Journal of the American Statistical Association*, 74(367): 537–52.
- , 1987, "New Methods for Analyzing the Intrinsic Character of Qualitative Variables Using Cross-Classified Data," *The American Journal of Sociology*, 93(3): 529–83.
- Hakim, C., 1991, "Grateful Slaves and Self-made Women: Fact and Fantasy in Women's Work Orientations," *European Sociological Review*, 7(2): 101–21.
- , 1995, "Five Feminist Myths about Women's Employment," *British Journal of Sociology*, 46(3): 429–55.
- Halaby, C. N., 2003, "Where Job Values Come from: Family and Schooling Background, Cognitive Ability, and Gender," *American Sociological Review*, 68(2): 251–78.
- 濱中義隆, 2008, 「高等教育の拡大過程における『非大学型』高等教育機会の役割と変容: 専門学校の制度化と定着に着目して」中村高康編『2005年SSMシリーズ6: 階層社会の中の教育現象』2005年SSM調査研究会, 49–67.
- 原ひろみ, 2003, 「正規労働と非正規労働の代替・補完関係の計測—パート・アルバイトを取り上げて」『日本労働研究雑誌』45(9): 17–30.
- , 2011, 「非正社員の企業内訓練の受講とその効果」原ひろみ・小杉礼子編『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, 148–89.
- 原純輔, 1981, 「職業経歴の社会学的研究」『職業の社会学的研究その3』雇用促進事業団職業研究所, 1–33.
- 橋本健二, 1999, 『現代日本の階級構造: 理論・方法・計量分析』東信堂.
- , 2006, 『階級社会: 現代日本の格差を問う』講談社.
- 橋元秀一, 2010, 「非正規雇用問題と企業別組合の役割およびその展望」『社会政策』2(1): 27–37.
- 服部民夫, 2005, 『開発の経済社会学: 韓国の経済発展と社会変容』文眞堂.
- 林知己夫, 1974, 『数量化の方法』東洋経済新報社.
- Heinzen, T. & S. Nolan, 2008, "Hierarchy of Needs," *Encyclopedia of Social Problems Vol. 1*, Thousand Oaks: Sage, 441–2.
- Hevenstone, D., 2010, "National Context and Atypical Employment," *International Sociology*, 25(3): 315–47.
- 樋口耕一, 2009, 『社会学評論』用スタイルファイルhttp://koichi.nihon.to/psnl/tex/nissya_bib.pdf.
- 平尾一朗・太郎丸博, 2011, 「世代間移動レジームにおける非正規雇用の位置」『理論と方法』26(2): 355–70.
- 平尾智隆・梅崎修・松繁寿和, 2011, 「大学院卒の処遇プレミアムとその変化: 人事管理の2時点間比較」『社会政策』3(2): 99–109.
- Hoel, P. G., 1976, *Elementary Statistics*, New York: John Wiley & Sons. (= 1981, 浅井晃・村上正康訳『初等統計学 第4版』培風館.)
- Hollister, M. N., 2004, "Does Firm Size Matter Anymore? The New Economy and Firm Size Wage Effects," *American Sociological Review*, 69(5): 659–76.
- 堀有喜衣, 2012, 「公共職業訓練とジョブ・カード政策: 制度の特徴と意義および2010年度までの進捗状況」『大原社会問題研究所雑誌』644: 9–19.
- Hutton, T. A., 2010, "Postindustrial Society," *Encyclopedia of Geography Vol. 5*, Thousand Oaks: Sage, 2262–4.
- 兵頭淳史, 2013, 「労働組合の変貌: 非正規労働者の組織化とコミュニティ・ユニオンを中心とする研究動向の検討」『社会政策』4(3): 141–51.
- 稻上毅, 1999, 「総論 日本の産業社会と労働」稻上毅・川喜多喬編『講座社会学6 労働』東京大学出版会, 1–31.
- Inglehart, R., 1971, "The Silent Revolution in Europe: Intergenerational Change in Post-Industrial Societies," *The American Political Science Review*, 65(4): 991–1017.
- , 1990, *Culture Shift in Advanced Industrial Society*, Princeton: Princeton University Press. (= 1993, 村山皓・富沢克・武重雅文訳『カルチャーシフトと政治変動』東洋経済新報社.)
- , 1997, *Modernization and Postmodernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*, Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, R. & W. E. Baker, 2000, "Modernization, Cultural Change, and the Persistence of Traditional Values," *American Sociological Review*, 65(1): 19–51.
- Inglehart, R., P. Norris, & C. Welzel, 2002, "Gender Equality and Democracy," *Comparative Sociology*, 1(3-4): 321–45.
- 乾友彦・柿澤寿信・平尾智隆・松繁寿和・山崎泉, 2013, 「大学院卒業生の賃金プレミアム: マイクロデータによる年齢-賃金プロファイルの分析」『日本教育社会学会大会発表要旨集録』65: 118–9.

- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41–57.
- 石原真三子, 2003, 「パートタイム雇用の拡大はフルタイムの雇用を減らしているのか」『日本労働研究雑誌』45(9): 4–16.
- 岩田正美, 2007, 『現代の貧困——ワーキングプア／ホームレス／生活保護』ちくま新書.
- Jacobs, J. A. & Z. Quian, 1997, "The Mobility Patterns of Part-time Workers," *Research in Social Stratification & Mobility*, 15: 29–56.
- 鄭賢淑, 2002, 『日本の自営業層: 階層的独自性の形成と変容』東京大学出版会.
- Johnson, M. K., 2001, "Change in Job Values During the Transition to Adulthood," *Work and Occupations*, 28(3): 315–45.
- Johnson, M. K. & J. T. Mortimer, 2011, "Origins and Outcomes of Judgments about Work," *Social Forces*, 89(4): 1239–60.
- Jonsson, J. O., D. B. Grusky, M. D. Carlo, R. Pollak, & M. C. Brinton, 2009, "Microclass Mobility: Social Reproduction in Four Countries," *American Journal of Sociology*, 114(4): 977–1036.
- 門倉貴史, 2007, 『派遣のリアル: 300万人の悲鳴が聞こえる』宝島新書.
- 家計経済研究所, 2000, 『平成11年度消費生活に関するパネル調査について（第7年度分）』<http://www.kakeiken.or.jp/jp/jpsc/pressrelease/p7pressrelease.pdf> (2016年8月11日閲覧).
- Kalleberg, A. L., 2000, "Nonstandard Employment Relations: Part-time, Temporary and Contract Work," *Annual Review of Sociology*, 26: 341–65.
- , 2006, *The Mismatched Worker*, New York: W. W. Norton & Company.
- Kalleberg, A. L. & M. E. V. Buren, 1996, "Is Bigger Better? Explaining the Relationship between Organization Size and Job Rewards," *American Sociological Review*, 61(1): 47–66.
- 鎌田とし子・矢澤澄子・木本喜美子編, 1999, 『講座社会学14: ジェンダー』東京大学出版会.
- 鹿又伸夫, 2008, 「バブル崩壊後の所得格差と社会階層」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会, 47–65.
- Kerr, C., 1983, *The Future of Industrial Societies: Convergence or Continuing Diversity?*, Harvard University Press. (= 1984, 嘉治元郎訳『産業社会のゆくえ - 収斂か拡散か』東京大学出版会.)
- Kerr, C., J. T. Dunlop, F. H. Harbison, & C. A. Myers, 1960, *Industrialism and Industrial Man: The Problem of Labor and Management in Economic Growth*, Cambridge: Harvard University Press. (= 1963, 川田寿訳『インダストリアリズム - 工業化における経営者と労働』東洋経済新報社.)
- Kitagawa, E. M., 1955, "Components of a Difference Between Two Rates," *Journal of the American Statistical Association*, 50(272): 1168–94.
- 小池和男, 2016, 『「非正規労働」を考える: 戦後労働史の視角から』名古屋大学出版会.
- 国立国会図書館, 2015, 「配偶者控除の見直しに関する議論」『調査と情報 ISSUE BRIEF』842: 1–11.
- 米谷雅之, 1999, 「モデルチェンジの展開: 乗用車のケースを中心に」『山口経済學雑誌』47(4): 1119–45.
- 河野啓・高橋幸市, 2009, 「日本人の意識変化の35年の軌跡（1）第8回「日本人の意識・2008」調査から」『放送研究と調査（月報）』4月号: 2–39.
- Korenman, S. & D. Neumark, 2000, "Cohort Crowding and Youth Labor Markets," D. G. Blanchflower & R. B. Freeman eds., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chicago: The University of Chicago Press, 57–105.
- 厚生労働省編, 2009, 『平成21年度「離婚に関する統計」の概況』.

- 厚生労働省職業安定局, 2014, 『新規学卒者の離職状況（平成 23 年 3 月卒業者の状況）』<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000062635.html> (2016 年 9 月 1 日閲覧)。
- , 2016, 『平成 27 年度「高校・中学新卒者の求人・求職・内定状況」取りまとめ』<http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11652000-Shokugyouanteikyokuha-kenyukiroudoutaisakubu-Jakunenshakoyoutaisakushitsu/0000109424.pdf> (2016 年 3 月 4 日閲覧)。
- 小杉礼子, 2003, 『フリーターという生き方』勁草書房。
- , 2009, 「若年者の過去 1 年間の職業能力開発経験」労働政策研究・研修機構編『若年者の就業状況・キャリア・職業能力開発の現状—平成 19 年版「就業構造基本調査」特別集計より: 資料シリーズ No.61』148-220, .
- 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.
- 黒澤昌子・玄田有史, 2001, 「学校から職場へ 「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』43(5): 4-18.
- Lakatos, I., 1978, *The Methodology of Scientific Research Programmes*, Cambridge: Cambridge University Press. (= 1986, 村上陽一郎訳『方法の擁護: 科学的研究プログラムの方法論』新曜社。)
- Laudan, L., 1977, *Progress and Its Problems: Toward a Theory of Scientific Growth*, Oakland: University of California Press. (= 1986, 村上陽一郎・井山弘幸訳『科学は合理的に進歩する 脱パラダイム論へ向けて』サイエンス社。)
- Leifeld, P., 2013, “texreg: Conversion of Statistical Model Output in R to LATEX and HTML Tables,” *Journal of Statistical Software*, 55(8): 1-24.
- LeRoux, B. & H. Rouanet, 2010, *Multiple Correspondence Analysis*, Thousand Oaks: Sage.
- Lewis, W. A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour,” *The Manchester School*, 22(2): 139-91.
- Li, L. M. W. & M. H. Bond, 2010, “Value Change: Analyzing National Change in Citizen Secularism across Four Time Periods in the World Values Survey,” *The Social Science Journal*, 47(2): 294 – 306.
- Lim, U. & S. C. Cho, 2009, “The Decomposition of Regional Wage Differentials in Korea,” *The Social Science Journal*, 46(2): 375-83.
- Lindsay, P. & W. E. Knox, 1984, “Continuity and Change in Work Values Among Young Adults: A Longitudinal Study,” *American Journal of Sociology*, 89(4): 918-31.
- Lu, L., 2010, “Employment among Older Workers and Inequality of Gender and Education: Evidence from a Taiwanese National Survey,” *International Journal of Aging and Human Development*, 70(2): 145-62.
- Marx, K. & F. Engels, 1848, *Communist Manifesto*, . (= 1971, 大内兵衛・向坂逸郎訳『共産党宣言』岩波書店。)
- Maynard, D. C., 2008, “Underemployment,” *Encyclopedia of Social Problems Vol. 2*, Thousand Oaks: SAGE, 967-9.
- McTague, T., K. Stainback, & D. Tomaskovic-Devey, 2009, “An Organizational Approach to Understanding Sex and Race Segregation in U.S. Workplaces,” *Social Forces*, 87(3): 1499-527.
- 宮本大・中田喜文, 2002, 「正規従業員の雇用と非正規労働の増加：1990 年代の大型小売業を対象に」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社, 81-102.

- Moller, S., 2008, "Deindustrialization," *Encyclopedia of Social Problems Vol. 1*, Thousand Oaks: Sage, 213–4.
- Morgan, S. L. & Z. Tang, 2007, "Social Class and Workers' Rent, 1983–2001," *Research in Social Stratification and Mobility*, 25(4): 273–93.
- 森川正之, 2010, 『企業業績の不安定性と非正規労働: 企業パネルデータによる分析』RIETI Discussion Paper Series 10-J-023.
- Mortimer, J. T. & J. Lorence, 1979, "Work Experience and Occupational Value Socialization: A Longitudinal Study," *American Journal of Sociology*, 84(6): 1361–85.
- 長松奈美江, 2008, 「職業による所得構造の変化—競争的セクターにおける中間層の所得劣化—」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会, 21–46.
- 長尾由希子, 2008, 「専修学校の位置づけと進学者層の変化: 中等後教育機関から高等教育機関へ」『教育社会学研究』83: 85–106.
- 永瀬圭・太郎丸博, 2014, 「性役割意識のコーホート分析:若者は保守化しているか?」『ソシオロジ』58(3): 19–33,129.
- 永瀬伸子, 2002, 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2): 22–35.
- 中井美樹, 2009, 「就業機会、職場権限へのアクセスとジェンダー: ライフコースパースペクティブによる職業キャリアの分析」『社会学評論』59(4): 699–715.
- 中村保, 2008, 「非正規雇用者の増加と賃金格差の拡大に関するマクロ動学分析」『國民經濟雑誌』197(1): 65–78.
- Nakazawa, W., 2008, "Has the Youth Labor Market in Japan Changed? An Event History Analysis Approach," *International Journal of Japanese Sociology*, 17(1): 129–46.
- Neve, R., 1995, "Changes in Attitudes toward Women's Emancipation in the Netherlands Over Two Decades: Unraveling A Trend," *Social Science Research*, 24(2): 167–87.
- NHK放送文化研究所編, 2010, 『現代日本人の意識構造 [第7版]』NHK出版.
- 西里静彦, 2007, 『データ解析への洞察: 数量化の存在理由』関西学院大学出版会.
- Nitta, M., 2001, "Modes of Employment in Japan," A. Holzhausen ed., *Can Japan Globalize?: Studies in Japan's Changing Political Economy and the Process of Globalization in Honour of Sung-Jo Park*, Heidelberg: Physica-Verlag, 83–95.
- 仁田道夫, 2011, 「非正規雇用の二層構造」『社会科学研究』62(3,4): 3–23.
- 野村正実, 1998, 『雇用不安』岩波新書.
- 野村正實, 2007, 『日本の雇用慣行:全体像構築の試み』ミネルヴァ書房.
- 尾嶋史章, 2011, 「妻の就業と所得格差」尾嶋史章・佐藤嘉倫編『現代の階層社会 1: 格差と多様性』東京大学出版会, 113–27.
- 岡田彬訓・今泉忠, 1994, 『パソコン多次元尺度構成法』共立出版.
- 奥村晴彦・黒木裕介, 2013, 『[改訂第6版] LaTeX2 ε 美文書作成入門』技術評論社.
- Ostrom, C. W., 1990, *Time Series Analysis: Regression Techniques*, Thousand Oaks: Sage.
- 太田清, 2006, 「非正規雇用と労働所得格差」『日本労働研究雑誌』48(12): 41–52.
- 太田聰一, 2010, 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社.
- 太田聰一・玄田有史・近藤絢子, 2007, 「溶けない氷河」『日本労働研究雑誌』569: 4–16.
- Park, H., 2010, "The Stability of Self-Employment: A Comparison between Japan and Korea," *International Sociology*, 25(1): 98–122.

- Pedulla, D. S., 2013, "The Hidden Costs of Contingency: Employers' Use of Contingent Workers and Standard Employees' Outcomes," *Social Forces*, 92(2): 691–722.
- Pickup, M., 2014, *Introduction to Time Series Analysis*, Thousand Oaks: Sage.
- Pinheiro, J., D. Bates, S. DebRoy, D. Sarkar, & R Core Team, 2016, *nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models*, R package version 3.1-125.
- Popper, K. R., 1963, *Conjectures and Refutations: The Growth of Scientific Knowledge*, New York: Routledge. (= 2009, 藤本隆志・石垣壽郎・森博訳『推測と反駁: 科学的知識の発展』法政大学出版局。)
- Portes, A. & W. Haller, 2005, "The Informal Economy," N. J. Smelser & R. Swedberg eds., *Handbook of Economic Sociology*, Princeton: Princeton University Press, 139–56.
- Powers, D. A. & Y. Xie, 2000, *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, San Diego: Academic Press.
- R Core Team, 2015, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Raudenbush, S. W. & A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods 2nd ed.*, Thousand Oaks: Sage.
- リクルートワークス研究所, 2016, 『大卒求人倍率時系列データ』<http://www.works-i.com/surveys/graduate.html> (2016年8月1日現在).
- Rodgers, G. & J. Rodgers eds., 1989, *Precarious Jobs in Labor Market Regulation: The growth of atypical Employment in Western Europe*, Geneva: International Institute for Labor Studies.
- 労働調査会出版局編, 2016, 『平成28年版 最低賃金決定要覧』労働調査会.
- 阪口祐介, 2011, 「失業リスクの趨勢分析—非正規雇用拡大の影響と規定構造の変化に注目して」『ソシオロジ』55(3): 3–18.
- , 2014, 「グローバル化の中での失業リスクの変容とジェンダー差：日本と台湾の比較から見る制度要因の影響」太郎丸博編『東アジアの労働市場と社会階層』京都大学出版会, 33–50.
- 酒井正・樋口美雄, 2005, 「フリーターのその後：就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』47(1): 29–41.
- 佐藤眞, 2009, 「近年の非正規雇用問題について」『岩手大学文化論叢』7: 107–11.
- 佐藤敏子, 2005, 『実践「職場のキャリアカウンセリング」』日本法令.
- Sato, Y., 2008, "Disparity Society Theory and Social Stratification Theory: An Attempt to Respond to Challenges by Disparity Society Theory," 佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会, 1–20.
- , 2010, "Stability and Increasing Fluidity in the Contemporary Japanese Social Stratification System," *Contemporary Japan*, 22(1-2): 7–21.
- Schwartz, C., 2010, "Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses' Earnings," *American Journal of Sociology*, 115(5): 1524–57.
- 盛山和夫, 1994, 「階層研究における「女性」問題」『理論と方法』9(2): 111–26.
- , 2004, 『社会調査法入門』有斐閣.
- 下村英雄, 2002, 「フリーターの職業意識とその形成過程 「やりたいこと」志向の虚実」小杉礼子編『自由の代償／フリーター』日本労働研究機構, 75–99.
- Smelser, N. J. & R. Swedberg, 2005, "Introducing Economic Sociology," N. J. Smelser & R. Swedberg eds., *Handbook of Economic Sociology 2nd ed.*, Princeton: Princeton University Press,

- 3–25.
- 総務省統計局, 2015a, 「労働力調査（詳細集計） 平成 27 年（2015 年）7~9 月期平均（速報）結果 総括表」<http://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/4hanki/dt/index.htm> (2016 年 2 月 1 日閲覧).
- , 2015b, 『労働力調査の解説第 4 版』<http://www.stat.go.jp/data/roudou/pdf/hndbk.pdf> (2016 年 9 月 17 日閲覧).
- Sørensen, A. B., 1996, "The Structural Basis of Social Inequality," *American Journal of Sociology*, 101(5): 1333–65.
- , 2000, "Toward a Sounder Basis for Class Analysis," *American Journal of Sociology*, 105(6): 1523–58.
- Sørensen, A., 1994, "Women, Family and Class," *Annual Review of Sociology*, 20: 27–47.
- Sørensen, G., 2011, "Dependency Theory," *International Encyclopedia of Political Science Vol.3*, Thousand Oaks: SAGE, 628–33.
- Sørensen, J. B. & D. B. Grusky, 1996, "The Structure of Career Mobility in Microscopic Perspective," J. N. Baron, D. B. Grusky, & D. J. Treiman eds., *Social Differentiation and Social Inequality*, Boulder: Westview Press, 83–114.
- Stainback, K., D. Tomaskovic-Devey, & S. Skaggs, 2010, "Organizational Approaches to Inequality: Inertia, Relative Power, and Environments," *Annual Review of Sociology*, 36(1): 225–47.
- Steijn, B., A. Need, & M. Gesthuizen, 2006, "Well Begun, Half Done? Long-Term Effects of Labour Market Entry in the Netherlands, 1950–2000," *Work, Employment & Society*, 20(3): 453–72.
- Strang, D., R. J. David, & S. Akhlaghpour, 2014, "Coevolution in Management Fashion: An Agent-Based Model of Consultant-Driven Innovation," *American Journal of Sociology*, 120(1): 226–64.
- 砂田充・樋口美雄・阿部正浩, 2004, 『情報化が正規労働比率へ与える影響』RIETI Discussion Paper Series 04-J-043.
- 鈴川由美, 2012, 「因子コアの推定」豊田秀樹編『因子分析入門』東京図書, 165–83.
- 多田隼士, 2015, 「日本経済を考える (47) 女性の活躍促進のための新たなアプローチの必要性：ダグラス・有澤の法則の変化とその要因」『ファイナンス：財務省広報誌』51(1): 88–95.
- Takenoshita, H., 2007, "Intergenerational Mobility in East Asian Countries: A Comparative Study of Japan, Korea and China," *International Journal of Japanese Sociology*, 16(1): 64–79.
- , 2008, "Voluntary and Involuntary Job Mobility in Japan: Resource, Reward and Labor Market Structure," 『理論と方法』23(2): 85–104.
- 竹ノ下弘久, 2011, 「労働市場の構造と自営業への移動に関する国際比較」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, 37–51.
- 武内真美子, 2007, 「『ダグラス=有澤法則』に関する一考察」『国際公共政策研究』11(2): 125–41.
- 田靡裕祐・宮田尚子, 2015, 「仕事の価値の布置と長期的変化:「日本人の意識」調査の 2 次分析」『社会学評論』66(1): 57–72.
- 田中重人, 1999, 『性別分業の分析: その実態と変容の条件』大阪大学博士論文 <http://www.sai.tohoku.ac.jp/~tsigeto/phd/phd5.pdf> (2016 年 3 月 1 日閲覧).
- Tanaka, S., 2008, "Career, Family and Economic Risks: A Quantitative Analysis of Gender Gap in Post-Divorce Life," 中井美樹・杉野勇編『2005 年 SSM 調査シリーズ 9 ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』2005 年 SSM 調査研究会, 21–33.

- 谷内篤博, 2005, 『大学生の職業意識とキャリア教育』勁草書房。
- 太郎丸博, 2006, 「Laudan の研究伝統論による社会学理論発展法の考察」『社会学評論』57(1): 41–57.
- , 2007, 「若年非正規雇用・無業とジェンダー 性別分業意識が女性をフリーターにするのか」『ソシオロジ』52(1): 37–51.
- , 2008, 「社会階層論と若年非正規雇用」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 201–20.
- , 2009, 『若年非正規雇用の社会学』大阪大学出版会。
- , 2011, 「若年非正規雇用と結婚」尾嶋史章・佐藤嘉倫編『現代の階層社会 1: 格差と多様性』東京大学出版会, 131–42.
- , 2012, 「繰り返し横断調査データの年齢・時代・コーホート分析に対する混合モデル・アプローチ」を批判的に読む』<http://sociology.jugem.jp/?eid=633> (2016 年 10 月 1 日閲覧)。
- 太郎丸博編, 2016, 『後期近代と価値意識の変容: 日本人の意識 1973–2008』東京大学出版会。
- 太郎丸博・亀山俊朗, 2006, 「問題と議論の枠組み」太郎丸博編『フリーターとニートの社会学』世界思想社, 1–29.
- 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): 155–68.
- 東畑精一, 1956, 「農業人口の今日と明日」有沢広巳・宇野弘蔵・向坂逸郎編『世界経済と日本経済』岩波書店, 211–36.
- 東京大学教養学部統計学教室編, 1991, 『統計学入門』東京大学出版会。
- 粒来香, 1997, 「高卒無業者層の研究」『教育社会学研究』61: 185–209.
- 上島康弘・舟場拓司, 1993, 「産業間賃金格差の決定因について」『日本経済研究』(24): 42–72.
- 梅村又次, 1971, 『労働力の構造と雇用問題』岩波書店。
- Venables, W. N. & B. D. Ripley, 2002, *Modern Applied Statistics with S*, New York: Springer.
- Vera-Toscano, E., 2008, "Underemployment," *International Encyclopedia of the Social Sciences*, Vol. 8Detroit: Macmillan Reference USA, 492–3.
- Vermunt, J. K., 1997, *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*, Tilburg University (<http://spitswww.uvt.nl/\%7Evermunt/>) 2005 年 2 月 23 日現在。
- 渡邊勉, 2011, 「職歴から見る雇用の流動化と固定化: 職業経歴の多様性」『現代の階層社会 2: 階層の移動と構造』東京大学出版会, .
- Weeden, K. A. & D. B. Grusky, 2005, "The Case for a New Class Map," *American Journal of Sociology*, 111(1): 141–212.
- Wickens, T. D., 1989, *Multiway Contingency Tables Analysis for the Social Sciences*, Mahwah: Lawrence Erlbaum Associations.
- Wickham, H., 2009, *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*, Springer-Verlag New York.
- Wiedenhoft, W. A., 2005, "Fordism and Post-Fordism," G. Ritzer ed., *Encyclopedia of Social Theory*, Thousand Oaks: SAGE, 282–3.
- Wonnacott, T. H. & R. J. Wonnacott, 1969, *Introductory Statistics*, New York: John Wiley and Sons. (= 1978, 国府田恒夫ほか訳『統計学序説』培風館。)
- , 1981, *Regression: A Second Course in Statistics*, New York: John Wiley and Sons. (= 1998, 田畠吉雄・太田拓男訳『回帰分析とその応用』現代数学社。)
- Wright, E. O., 1985, *Classes*, London: Verso.
- , 1997, *Class Counts: Comparative Studies in Class Analysis*, Cambridge: Cambridge

- University Press.
- Wright, E. O. & L. Perrone, 1977, "Marxist Class Categories and Income Inequality," *American Sociological Review*, 42(1): 32–55.
- 山口雅生, 2011, 「正社員と非正社員の代替・補完関係に関する計量分析」『日本経済研究』64: 27–55.
- Yamato, R., 2015, "The Impact of a Changing Employment System on Women's Employment upon Marriage and after Childbirth in Japan," H. Tarohmaru ed., *Labor Markets, Gender and Social Stratification in East Asia: A Global Perspective*, Leiden: Brill, 80–111.
- Yang, Y. & K. C. Land, 2006, "A Mixed Models Approach To The Age-period-cohort Analysis Of Repeated Cross-section Surveys, With An Application To Data On Trends In Verbal Test Scores," *Sociological Methodology*, 36(1): 75–97.
- , 2013, *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*, Boca Raton: Chapman and Hall/CRC.
- 横山政敏, 1987, 「最低賃金監督行政の問題点と違反の実態: 鹿児島を事例として」『商経論叢』35: 129–46.
- 吉田崇, 2012, 「初職非正規就業が結婚タイミングへ及ぼす影響の男女比較」『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』64: 1–8.
- Yu, W.-H., 2005, "Changes in Women's Postmarital Employment in Japan and Taiwan," *Demography*, 42: 693–717.