

# 『正規の世界・非正規の世界』のその後<sup>1)</sup>

神 林 龍

1980年代以降ゆらいでいるといわれる日本の雇用慣行について、中長期的な観点から議論したのが、『正規の世界・非正規の世界』(2017年、慶應義塾大学出版会)である。出版以来、いくつかの重要な指摘を受けてきたが、とくに主要な主張に関わるデータがリーマン・ショック以前の2007年に留まっていることが問題視された。本稿では、データを2012年まで延長し、リーマン・ショック以降についても本書の主要な主張、とくに長期雇用慣行の代理変数とした大卒勤続5年以上の被用者の十年残存率と、非正社員と自営業の人口に対するシェアの負の相関は変化がないことを示す。ただし、2012年の総務省『就業構造基本調査』の調査票改訂により、自分の労働契約期間がわからないとする被用者が相当数いることがわかっており、後者の主張は、これらの被用者をどう解釈するかによって異なるかもしれない点も確認された。

JEL Classification Codes: J41, J42, J46

## 1. はじめに

2018年の労働政策は、いわゆる「高度プロフェッショナル制度」を導入する労働基準法改正で幕を開けた<sup>1)</sup>。法案提出の根拠について疑問が提起されるなど、少なからず物議を醸したものの、最終的には、時間外労働の上限規制などと一括して参議院で成立し、7月6日をもって公布された。2019年4月以降、順次施行される予定である。

高度プロフェッショナル制度は、ある一定条件を満たす被用者について、労働基準法に定められた労働時間に関する規制を適用しないという制度改正である。したがって、使用者の指揮命令に服しなければならないという被用者の応諾義務が維持されたまま労働時間に関する法的規制がなくなるという、労働市場の規制メカニズムにとっては大胆な改正だった。それにも関わらず、国会審議は政治的駆け引きに終始し、

日本の労働市場政策の決定メカニズムについての議論は深まらなかった。

元来、2018年の高度プロフェッショナル制度導入時に限らず、近年の日本の労働市場政策の推移を整合的に総括するのは難しい。たとえば、1980年代の裁量労働制の導入や派遣労働法の制定以来、労働政策は規制緩和の一途を辿っていると考える向きは少なくない。その一方、男女雇用機会均等法の制定に端を発し、上記一括法案によって有期/無期契約間の均等/均衡待遇原則が義務化されるなど、重要な規制強化も同時に押し進められてもきた。見方によっては、アクセルとブレーキを同時に踏むような政策変更とも解釈でき、その背後にある一貫した理屈を見出し難い状況であることがわかる。

2017年11月に出版された拙著『正規の世界・非正規の世界』(慶應義塾大学出版会、以下本書と称す)は、得てして混乱しがちな日本の労働市場政策を考える一助として、主に1980

年代以降の労働市場の動向から得られた着想をまとめた著作である。幸い、出版後各方面で有用な批評に預かることができたが、不満としてデータが古いことが指摘された<sup>2)</sup>。

とくに「長期雇用慣行の残存」や「非正社員の増加と自営業の減少」といった重要な論点の多くが、リーマン・ショック以前の2007年までの情報に依存しており、2009年以降の好景気下での労働市場の変化を等閑視しているのではないか、という指摘である。もともと本書は、1980年代以降に繰り返し指摘された「日本的雇用慣行の崩壊と非正社員の増加」という命題に焦点を絞って実証的議論を構成しているので、2000年代後半以降の変化が重視されていないのは確かである。空前の人手不足など、少なくともこれまでの日本で表面化しなかった現象が2000年代後半以降に観察されるようになってきたのも事実なのだから、2000年代後半以降に日本の労働市場の構造変化が著しく進んだかもしれないという指摘もまた検討の対象とする必要があるだろう。

したがって本稿の目的を、本書の主要な論点である大卒十年残存率の維持や非正社員と自営業者のシェアの負の相関関係を、2012年に実施された総務省『就業構造基本調査』(以下、就調と略す)を新たに分析に加えて再検討することにおく。その結果を要約するとすれば、「本書で指摘された論点は2000年代後半以降にも継続している」という一文に尽きるが、とくに非正社員の増加に関わる論点については、2012年以降の就調の調査票に加えられた変更点が影響を及ぼしている点をあらかじめ強調したい。

すなわち、2012年就調では労働契約期間の長さに関する問いの回答に「労働契約期間がわからない」という選択肢が新たに加わり、回答の分布が「有期/無期」の二択から「有期/無

期/不明」の三択になった。しかも、早くも玄田(2017, 2018b)に指摘されたように、少なからずの被用者が第三の選択肢である「不明」を選択したのである。その結果、このカテゴリーの扱いによっては、有期契約を結ぶ被用者と無期契約を結ぶ被用者の分布が2007年までと比較して断続的に変化するように見える場合がある。この非連続的变化が、調査票の変更によるものなのか、2009年以降の好景気の賜物なのかを識別することは、残念ながら現時点ではできていない。上記にまとめた「本書で指摘された論点は2000年代後半以降にも継続している」という命題には留保が必要とする理由である。

また、本書では日本的雇用慣行のコアの部分で正社員が残存した要因のひとつとして「労使自治の原則」の存在を指摘したが、本書出版以降、公正取引委員会競争政策研究センターによって「人材と競争政策に関する検討会」報告書が公にされた。この報告書では、労働法と競争法の領域を巡って議論を整理しており、本書では明確に関連付けられなかった労使自治原則の射程と自営業の衰退との関連を示唆しているかもしれない。本稿では、最後に上記報告書の議論の内容を簡単に紹介することを通じて、将来の研究への足掛かりを提供する。

## 2. 2012年までの大卒十年残存率

2000年代後半以降の状況を付け加える前に、まず本書の概要をまとめておこう。本書は、私的自治・労使自治の伝統が戦前からの流れの中に位置づけられることを示した第I部、1980年代以降の長期雇用慣行の推移と非正社員の増加についてのデータを示した第II部、仕事の二極化など最近の底流についての個別論点を提示した第III部の3つの部分から構成される。結論としては、労使自治の原則に基づいた長期雇用

慣行は大きくは崩れておらず、非正社員の増加は自営業セクターの縮小と対応していると全体を解釈する。少子化や人口減少の傾向、経済成長の鈍化にも関わらず、1980年代以降の日本の被用者市場は拡大の一途を辿っていたという統計的事実は、使用者と被用者との関係を整える労働市場政策を考えるうえで、重要な事実認識だろう。

以上の主張の中核である長期雇用慣行に関する統計的事実として十年残存率に焦点を当てたのが Kambayashi and Kato(2017)である。十年残存率とは、人々がどの程度同一企業に勤め続けるかを示す指標のひとつで、十年を区切りとして、平均的勤続確率を推測したものである。通常、勤続確率を分析するためにはパネルデータが必要だが、残存率の推計には人口全体をカバーする多時点クロスセクションデータがあれば十分なので、先進諸国に完備されている『労働力調査』系統の統計を用いれば、パネルデータが整備されていない過去に遡ることができるなど利点が少なくない<sup>3)</sup>。

Kambayashi and Kato(2017)では、本書が引用した通り、全体として低下したように見える十年残存率も、実は職場のコアと目される大卒勤続五年以上の被用者に関しては低下していなかったことが示された。ただし、2007年までのデータのみが用いられていたため、2012年まで観測期間を拡張して報告したのが加藤・神林(2016)である。そのうち、大卒者の十年残存率についてまとめた図を再掲したのが、次の図1である。

大卒層全体について示したパネルA~Cをみると、25~29歳層での十年残存率の低下傾向がとどまっておらず、その傾向が30~34歳層にまで波及してきているかのように見える。しかし、残存率の低下傾向が継続したのは、やは

り初期時点で勤続五年にとどかない層(パネルG~I)で、勤続五年の壁を超えてしまった層については、継続的に残存率が低下し続ける傾向はない(パネルD~F)。加藤・神林(2016)でも指摘されたように、職場のコアの部分での長期雇用慣行がある程度維持されているという解釈は、2000年代後半以降にデータを延長したとしても妥当するようである。

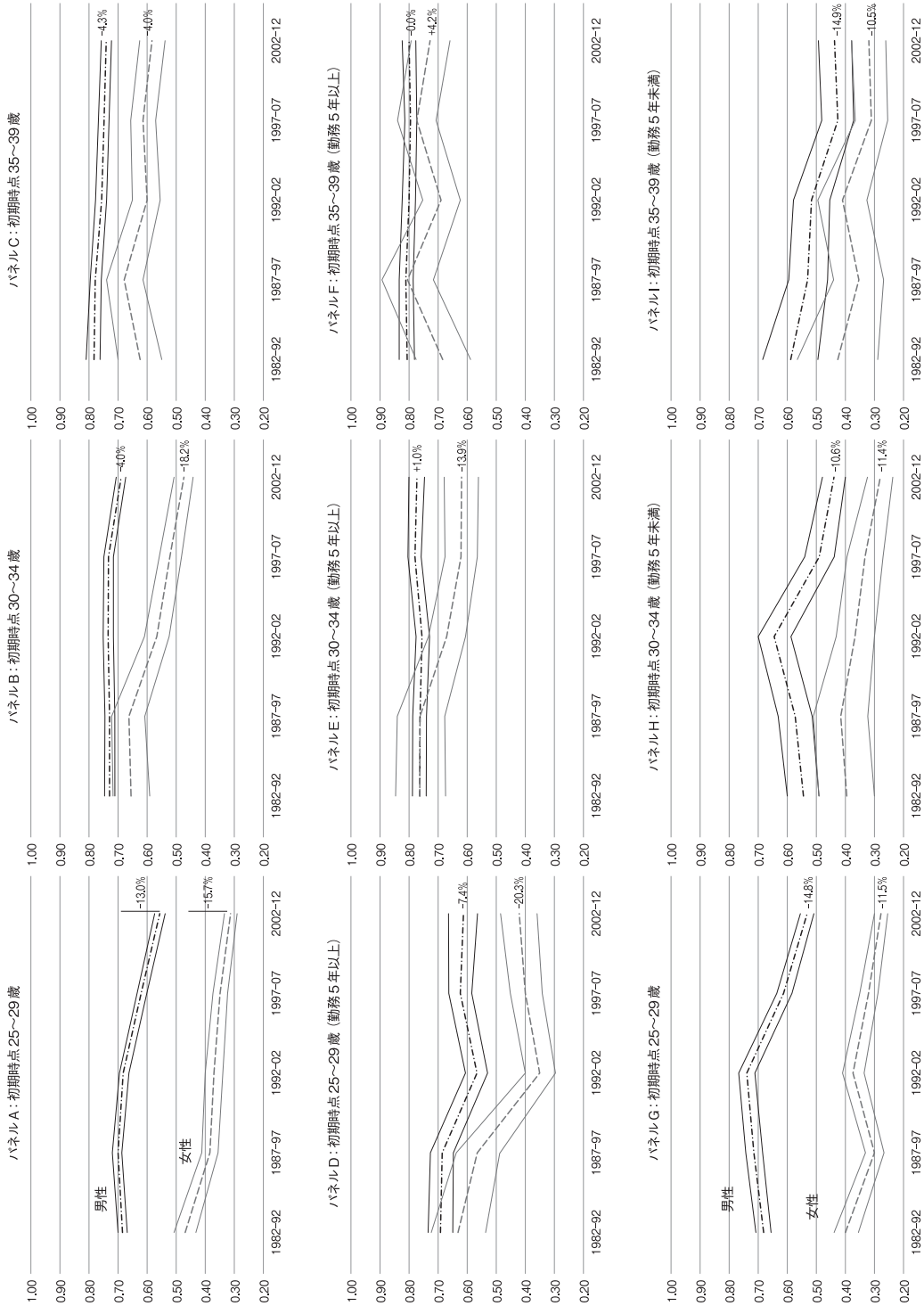
### 3. 2012年までの非正社員と自営業者のシェアの推移

それでは、本書で注目されたもうひとつの現象である、非正社員の増加と自営業セクターの減少との関係は2000年代後半以降変化があるだろうか？

次の図2は、本書図4-4に2012年調査を加えて再度描いたものである。本書図4-4と比較するため、算出方法は一切変更せず2012年調査にそのまま当てはめた。本図の要点は2点ある。まず、就業状態の分布を算出する際に、現役世代である18歳から54歳までの全人口を対象としている点に注意してほしい。通常、非正社員の比率を算出する際には被用者数が母数とされ、無業者や自営業セクターを勘定に入れない。

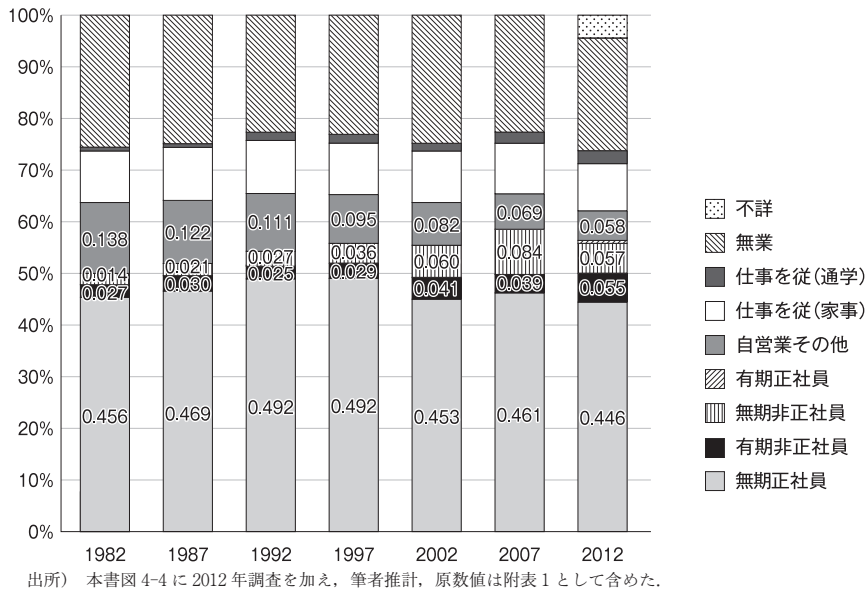
また、Kambayashi and Kato(2016)でも詳しく議論しているように、非正規雇用の統計上の定義としては主に3つ(労働契約期間、労働時間、職場での呼称)があるところ、本図では2つの定義、すなわち労働契約期間と職場の呼称を同時に用いて、被用者を4つのグループに分けている点にも注意を促したい。もし非正規雇用を有期労働契約をもつ被用者と考えるのであれば、図中では有期正社員と有期非正社員の合計となり、もし非正規雇用を職場で正社員と呼ばれていない被用者と考えるのであれば、図中

図 1. 大学卒業者の十年残存率



出所) 加藤・神林(2016)図5 図6 図7を再掲.

図2. 18～54歳の全人口構成比の変化(1982～2012年)(1)



では無期非正社員と有期非正社員の合計となる。本図では、4つの被用者グループに加えて、自営業セクターと無業者という主に6つのグループに全人口を分けた<sup>4)</sup>。

一見してわかることは、現役世代人口に占める無期正社員の割合は、1982年の45.6%からバブル期にいったん上昇したあと1990年代後半に減少し、そのあと45～46%で安定しているという点だろう。ただし、2012年の比率44.6%は1982年時点よりも1%ポイント低くなっており、リーマン・ショック以降の景気拡大に応じて、正社員が減少してきたと指摘できるかもしれない。

同時に、非正社員の主力を形成していた無期非正社員の比率が2007年の8.4%から5.7%に2.7%ポイント減少し、有期非正社員の比率が2007年の3.9%ポイントから5.5%ポイントへ1.6%ポイント増加した結果、2012年時点では無期非正社員と有期非正社員の比率が遜色なくなっている。ただし、呼称非正社員の合計は2007年の12.3%から2012年の11.2%とむし

ろ減少している。一般の印象とは異なっており、慎重な解釈が必要なことを示している。

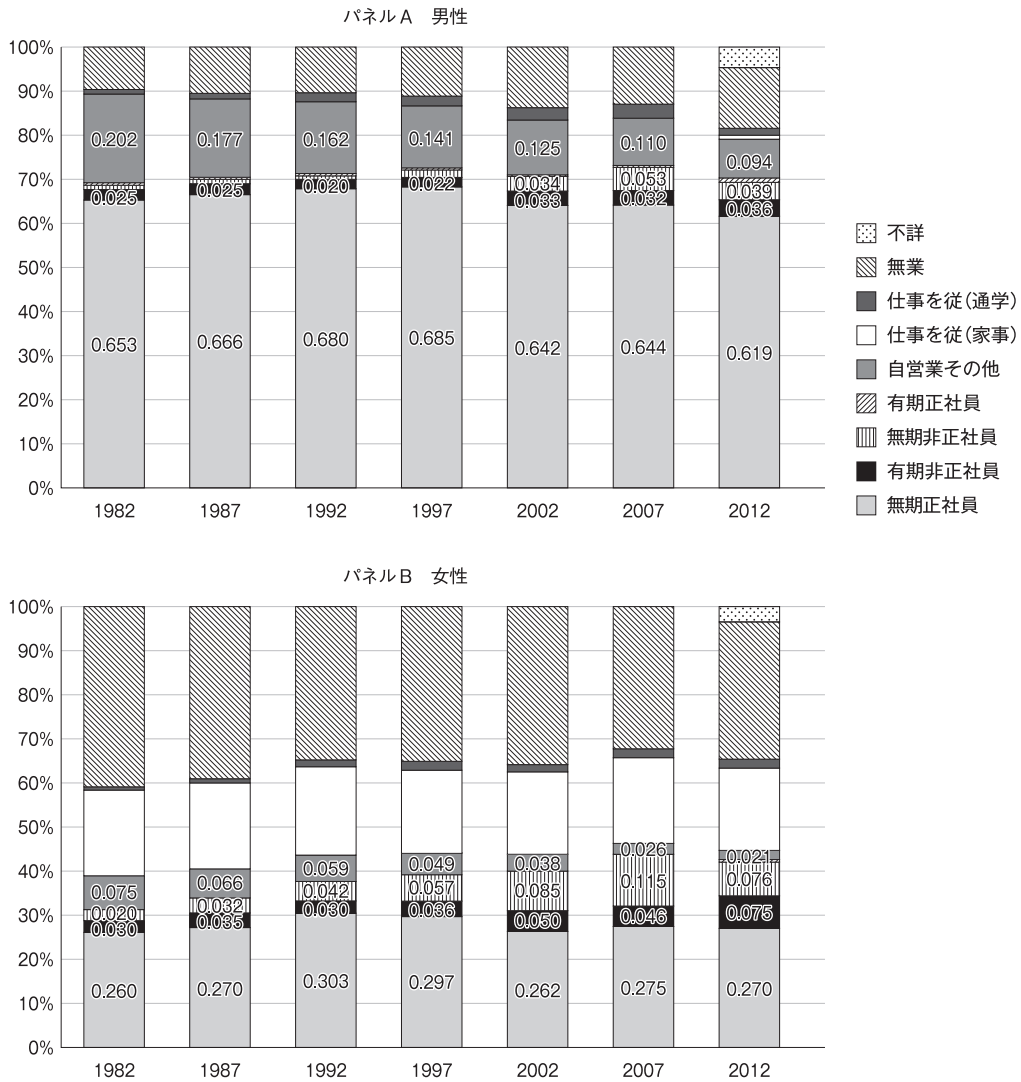
2000年代後半までとは異なる傾向があるかもしれない正社員と非正社員に対して、自営業セクターの減少傾向は、2012年を加えても大きな変化はない。5年間で1～2%ポイントの減少を継続しており、1982年の13.8%に対して2012年には5.8%と半減以上の縮小を経験している。

2012年調査では非正社員の比率が減少するなど、若干解釈が難しい点が含まれるが、ともかく議論を先に進めるために男女でわけて作図したのが次の図3である。

2007年から2012年にかけて無期正社員比率が若干減少することは、男女で共通する。男性では2.5%ポイント(64.4%から61.9%)、女性では0.5%ポイント(27.5%から27.0%)減少している。

ごく最近になって無期非正社員が減少するのもやはり男女共通している。男性では2007年の5.3%から2012年の3.9%まで1.4%ポイン

図 3. 18～54 歳の全人口構成比の変化(1982～2012 年) (2)



出所) 本書図 4-5 に 2012 年調査を加え、筆者推計、原数値は附表 1 として含めた。

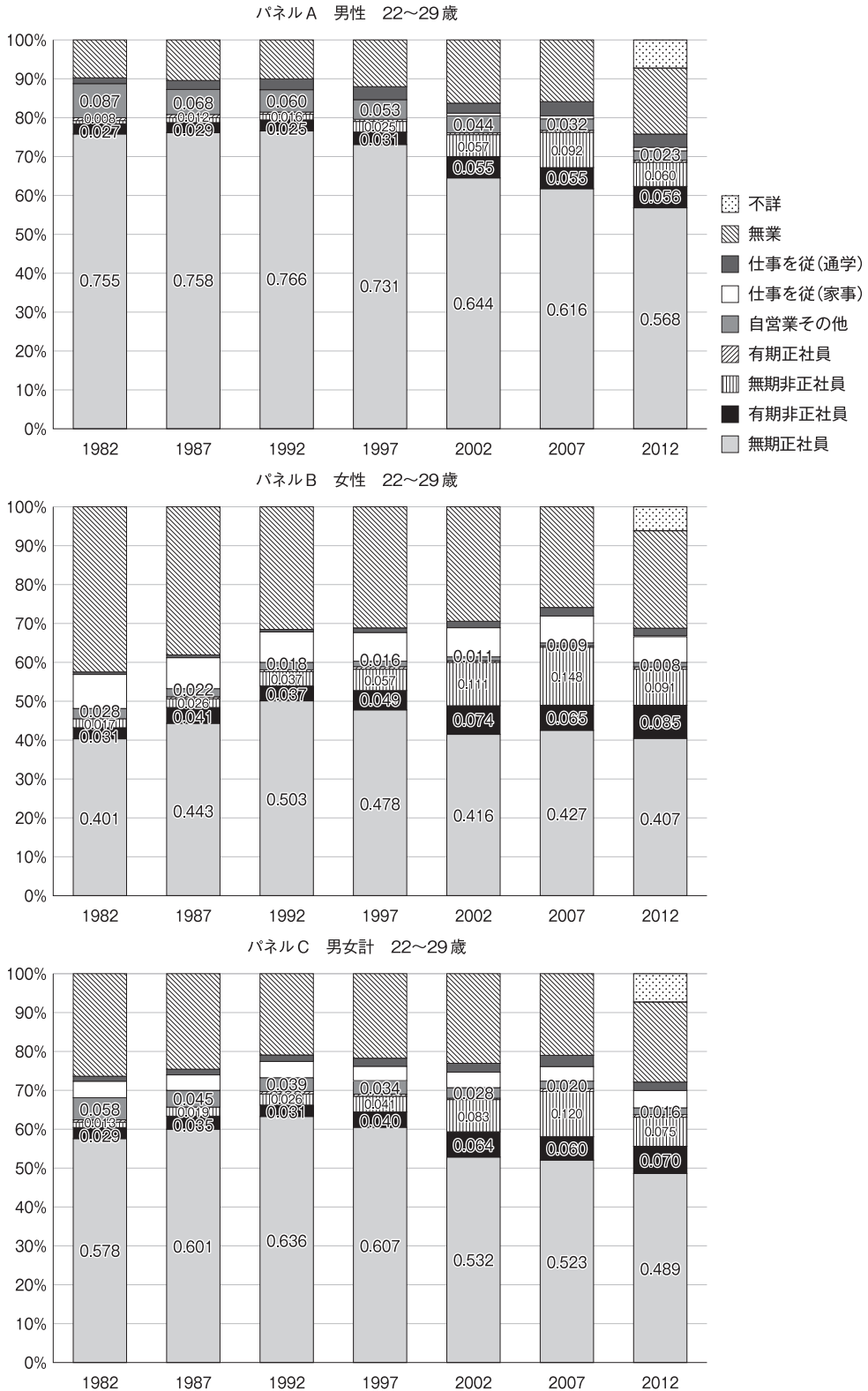
トの減少だが、女性では 11.5% から 7.6% まで 3.9% ポイントと大幅に減少した。有期非正社員の構成比が増加するという傾向もまた男女で変わらない。具体的には、男性で 3.2% から 3.6% へ、女性で 4.6% から 7.5% へ増加した。結局、呼称非正規の構成比は、男女ともに 1.0% ポイント減少(男性 8.5% から 7.5%, 女性 16.1% から 15.1%)しており、呼称非正規の構成比が 2007 年から 2012 年にかけてむしろ減少したという傾向は男女でほぼ均等に起って

いる。

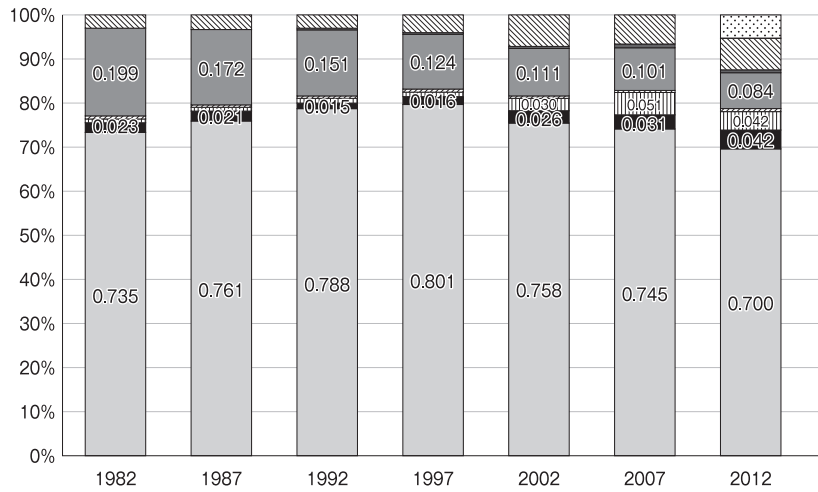
本書では非正社員化比率の増加が起っているとすれば若年男性に顕著であることが指摘されたが、その点についても 2000 年代後半以降の動きを確かめるために、22 歳から 39 歳までの若年層に注目し、作図したのが次の図 4 である。

2012 年調査を加えたことの変化は、一見して、若年層に現れているのがわかる。とくに、無期正社員比率の 2007 年から 2012 年への変化

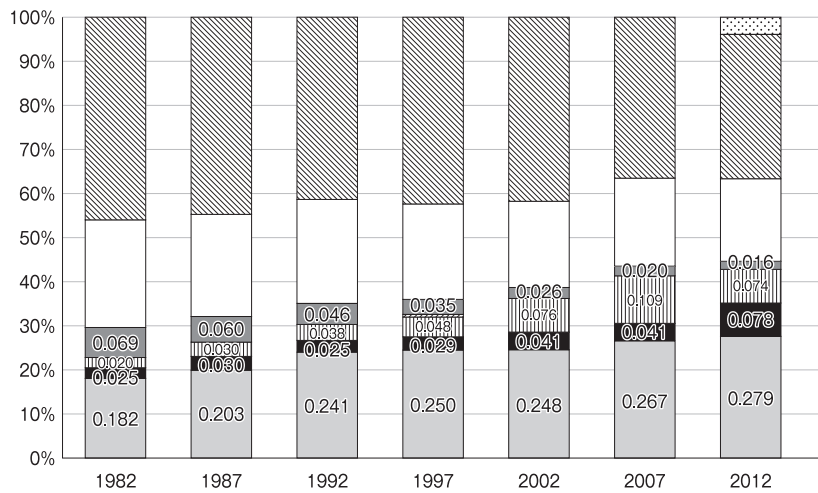
図4. 22～39歳の人口構成比の変化(1982～2012年)



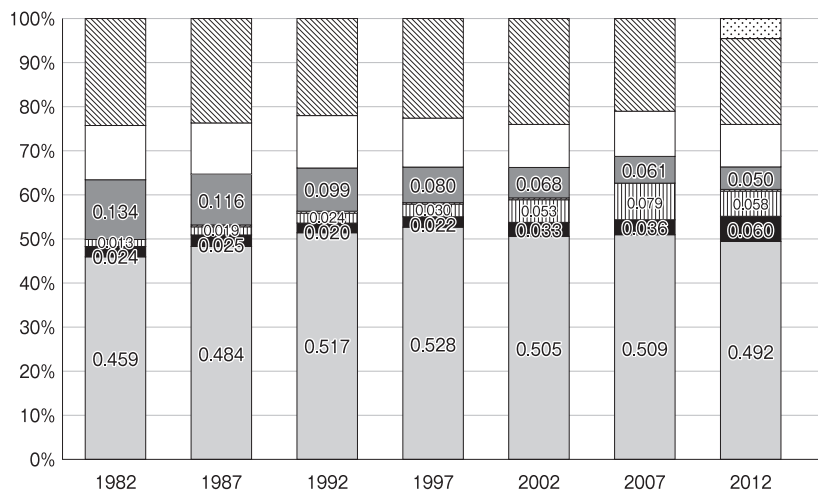
パネルD 男性 30～39歳



パネルE 女性 30～39歳



パネルF 男女計 30～39歳



出所) 本書図4-6に2012年調査を加え、筆者推計、原数値は附表2および附表3にまとめた。



表 1. 世代毎の無期正社員比率の推移

パネル A							
コホート	1982	1987	1992	1997	2002	2007	2012
22～29 歳時点	0.578	0.601	0.636	0.607	0.532	0.523	0.489
30～39 歳時点	0.517	0.528	0.505	0.509	0.492	n.a.	n.a.
変化分	-0.062	-0.074	-0.131	-0.098	-0.040		

パネル B 男性							
コホート	1982	1987	1992	1997	2002	2007	2012
22～29 歳時点	0.755	0.758	0.766	0.731	0.644	0.616	0.568
30～39 歳時点	0.788	0.801	0.758	0.745	0.700	n.a.	n.a.
変化分	0.033	0.043	-0.007	0.014	0.056		

パネル C 女性							
コホート	1982	1987	1992	1997	2002	2007	2012
22～29 歳時点	0.401	0.443	0.503	0.478	0.416	0.427	0.407
30～39 歳時点	0.241	0.250	0.248	0.267	0.279	n.a.	n.a.
変化分	-0.160	-0.193	-0.255	-0.211	-0.137		

出所) 附表 2 および附表 3 より筆者作成。

は、22～29 歳では男性 4.8% ポイント減少、女性 2.0% ポイント減少、男女計 3.4% ポイント減少、30～39 歳でも男性 4.5% ポイント減少、男女計 1.7% ポイント減少と著しくみえ、日本の雇用慣行が若年層から崩れていくと解釈できるかもしれない。

ただし、22～29 歳での減少傾向に比べると、30～39 歳での減少傾向はおしなべて緩い。ということは、後年の世代のほうが、22～29 歳時点での正社員比率が低い分、30～39 歳までにいたる十年間の変化は、相対的にみて小さい。一般に、同一世代に着目してみると、22～29 歳から 30～39 歳にかけて、男性では正社員比率は上昇する一方、女性ではその比率は減少する。男性はこの十年間で初職近辺での職探しは終わり安定的な就業先を見つける傾向があり、女性では逆に、この 10 年間で結婚/出産による

一時退出にかかることによるのだろう。2012 年調査を加えると、この 20 歳代から 30 歳代にかけての十年間の安定化傾向が、男女ともにむしろ強くなっている様子がわかる。この点を確認するために、世代毎に十年間の無期正社員比率を対応させた表を作成してみた(表 1)。

たとえば、男性に注目すると、1982 年時点で 22～29 歳だった世代は十年後の 1992 年にはおおむね 30～39 歳になる。この間の無期正社員比率は 75.5% から 78.8% へと 3.3% ポイント微増した。初職から無期正社員就職ができ、そのまま安定的に就業を継続してきた世代だといえる。これに対して、20 年後の 2002 年時点で 22～29 歳だった世代は 2012 年時点ではおおむね 30～39 歳になるが、この間の無期正社員比率は 64.4% から 70.0% へ推移している。各年齢時点での無期正社員比率は 20 歳上の世代

と比較すると小さい。しかし、20歳代から30歳代にかけての十年間での無期正社員比率の上昇幅は5.6%と1980年世代と比較すると大きい。

女性の場合、1982年時点で22～29歳だった世代の無期正社員比率は、20歳代から30歳代に至る十年間で40.1%から24.1%へ16.0%ポイント減少していたのに対し、20年後の世代である2002年時点で22～29歳だった被用者については、無期正社員比率の推移は41.6%から27.6%と両者ともに1982年世代の水準を上回り、十年間の減少幅も13.7%にとどまる。相対的にみて、無期正社員就業が増え、かつ継続就業する層も増えてきたと解釈できるかもしれない。

2012年時点での22～29歳男性の無期正社員比率の減少が、彼らが30歳代に入った2022年以降にどのような推移を辿るかは予断を許さないが、現時点で日本の雇用慣行が衰退してきていると判断するのは危険が伴うだろう。

#### 4. 労働契約期間がわからない被用者

前節でみたように2012年調査を加えても、本書の主要なメッセージは本質的な影響を受けないだろうことがわかった。ただし、上記図2で示唆されているように、2012年調査には少々検討を要する点がある。図2では一般には増加していると考えられている非正社員の構成比が減少しており、実は有業率そのものが、2007年の65.5%から2012年の62.1%に減少している。2012年調査に東日本大震災の影響が残っていた可能性は否定はできないが、有業率が3%ポイントも減少することは考えにくい。おそらく、2012年調査の不審な挙動は、「不詳」が4.0%ポイントも急増したことによる。

本稿冒頭に触れた、調査票上の労働契約期間

の問いに対する「わからない」という選択肢の回答への追加による「不詳」の増大は、本稿の主な集計対象で実数に直すと200万人を超えるほど大きい<sup>5)</sup>。したがって、この人々を集計に含めるか含めないかでは、各グループの構成比が違って算出される可能性が高い。まずは、この影響を確かめるために、附表1から附表3を用いて、それぞれ不詳を除いた形でシェアを再計算し、図示したのが次の図5である。

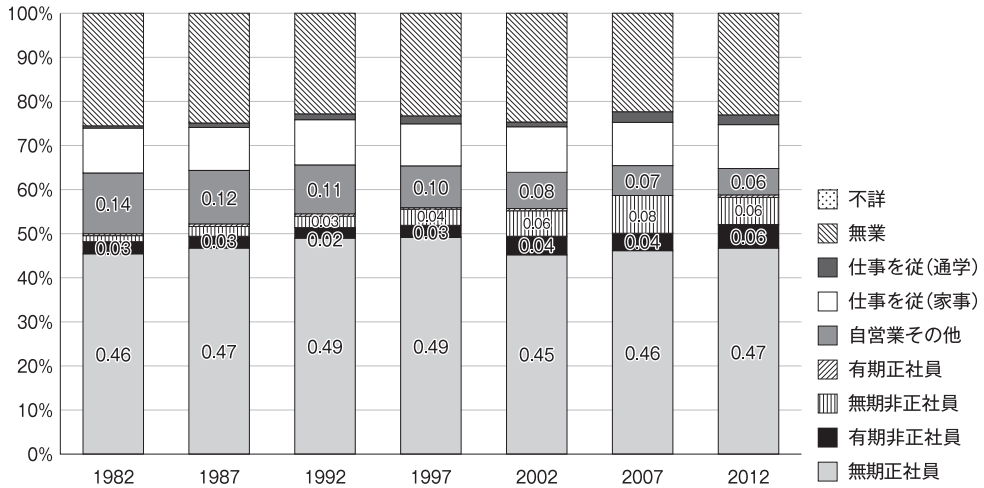
一言でまとめれば、不詳の標本を算入するかしないかで、2007年から2012年までの変化の印象は大きく異なる。

たとえば、図5のパネルAで18～54歳の現役人口の構成比をみると、無期正社員は2007年の46.2%から2012年の46.6%にむしろ微増しており、少なくとも減少はしていない。不詳を算入した場合の2012年の構成比は44.6%なので、図2において2007年から2012年にかけて減少したと思われた部分は、もしかすると不詳という選択肢が付け加わったことによるだけなのかもしれない。仮に、2012年に不詳と回答した標本のいくばくかが、その選択肢がなかった場合に無期契約だと回答していた場合、2007年以降に無期正社員の構成比が減少したとは判断するには危険が伴うことがわかる。実際、玄田(2017, 2018b)では、全有業者のうち労働契約期間がわからないと答えたのは444.7万人、そのうち正社員は323.4万人にのぼると報告されている(70頁)。

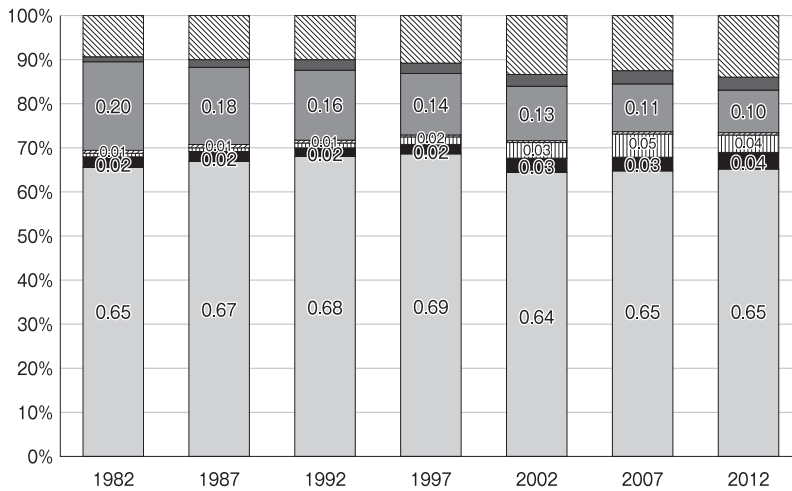
不詳のカテゴリーの影響がこの他大きいのは、変化があったかもしれない若年層についても当てはまる。無期正社員比率だけに注目してみると、2007年から2012年にかけての変化分は、図4では22～29歳で3.4%ポイント減、30～39歳で1.7%ポイント減と不詳を算入して報告したが、図5のパネルDとパネルGに示

図5. 「不詳」を除く人口構成比の変化(1982~2012年)

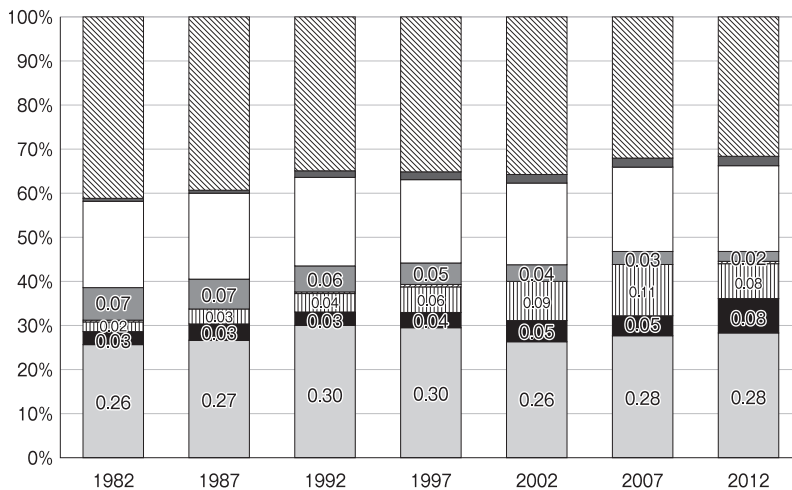
パネルA 18~54歳



パネルB 18~54歳 男性

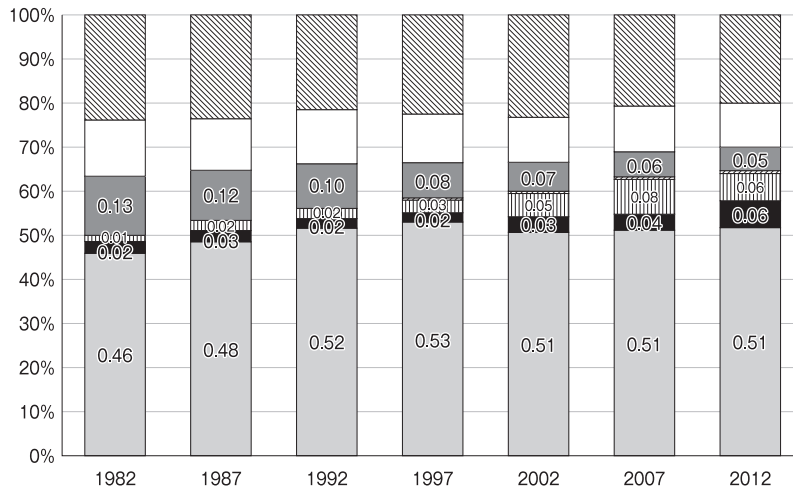


パネルC 18~54歳 女性

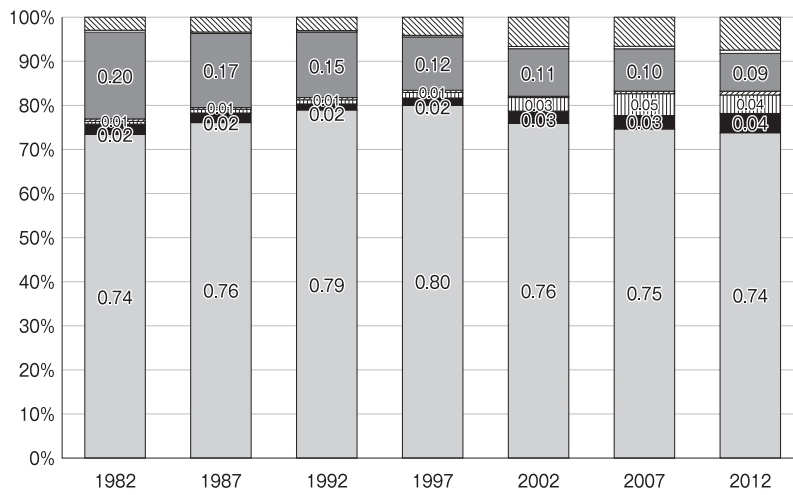




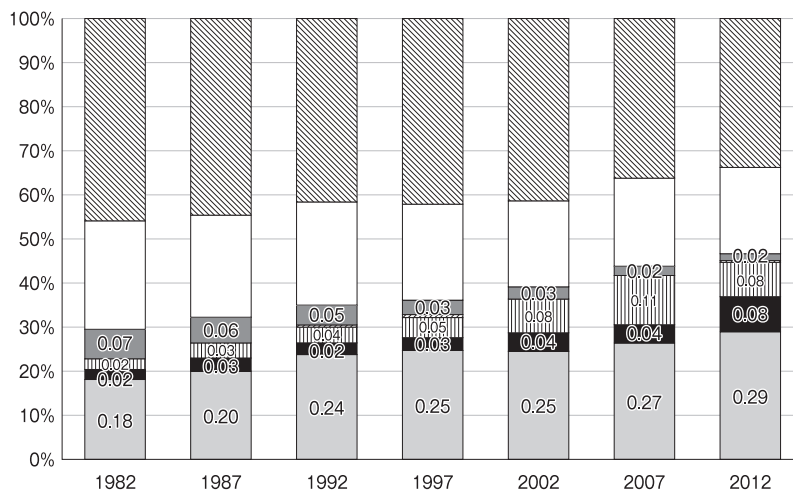
パネルG 30～39歳



パネルH 30～39歳 男性



パネルI 30～39歳 女性



出所) 附表1, 附表2および附表3より筆者作成。

したように、不詳を算入しない場合には22～29歳で0.1%ポイント増、30～39歳で0.5%ポイント増と、減少が観察されていない。パネルEとパネルFで示した22～29歳の男性と女性でも事情は似たようなもので、不詳を算入しない場合には、無期正社員比率は2007年と2012年でほとんど変化がない。結局、附表2および附表3でも掲示されているように、不詳の比率は22～29歳で6.9%、30～39歳で4.4%と大きく、2000年代後半に入って正社員比率が減少したとも言い切るは難しい。

では、不詳と回答した人々はどのような人々なのだろうか。

この点に関してはすでに玄田(2017, 2018b)が2012年就調とリクルートワークス研究所の『全国就業実態パネル調査』を用いて分析しており、同様な選択肢を設けているスペインの労働力調査と比較したGenda *et al.*(2018)など、一定の知見が蓄積されつつある。ただし、データの制約から、同時点での情報との相関関係を鍵に、たとえば「どんな背景をもった被用者が、自分の雇用期間がわからないと回答するのか」や「どんな職場に勤めている被用者が、自分の雇用期間がわからないと回答するのか」という問いに答えながら考察が進められてきた。その結果、労働市場で不利な立場に立たされることが多い被用者、たとえば非正規労働者で不詳と回答する比率が高いものの、必ずしもそうではない被用者、たとえば正規労働者でも一定数存在することが報告されている。実際、2012年調査の不詳という選択肢は労働契約期間に対して設けられているので、たとえ不詳と答えたとしても、本書において労働市場を分かつものとして指摘された職場での呼称は判明する。呼称正社員のなかで不詳と回答した人々を数えると、先にも紹介したように、そのシェアは無視

できないほどにもなる。そこで、ひとまず労働契約期間の違いをわきに置き、呼称上の正社員・非正社員・自営業その他・無業者と分類したうえで、正社員・非正社員のそれぞれについて不詳がどの程度占めているかを示したのが、次の図6である。

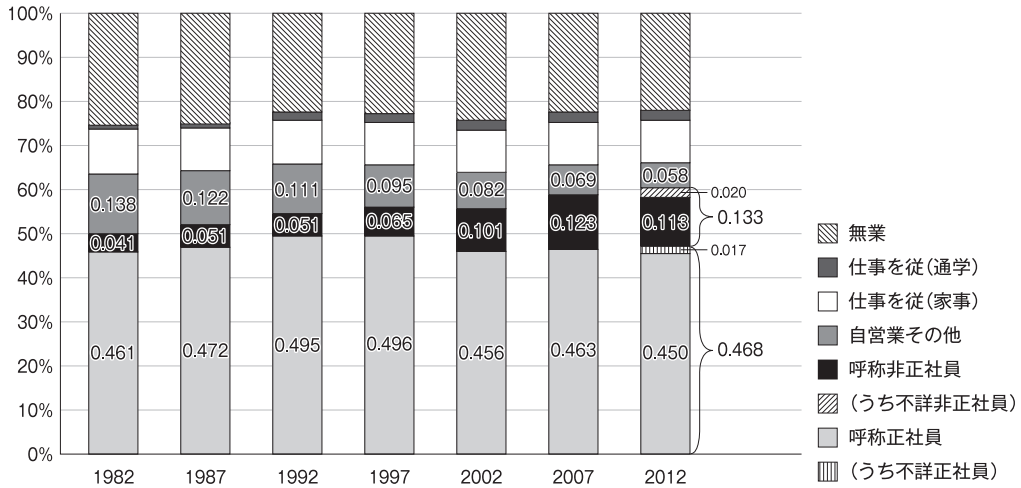
労働契約期間の差を無視して、呼称上の正社員・非正社員の人口比率だけの推移をおおざっぱにみると、2007年調査と2012年調査ではそれほど大きな変化がない。現役世代の正社員比率は46.3%から46.8%と、わずかながら増加ですらある(パネルA)。これは男女でわけても同様で、男性では落ち込んだ2002年調査以来、5年毎に64.5%、64.7%、64.6%とほぼ安定的に推移し、女性では26.4%、27.6%、28.5%と増加傾向を示している(パネルB, C)。こうした基本的な傾向は、22～29歳、30～39歳という比較的若年の年齢階層でも同様にみられるが(パネルD, G)、男性では若干の減少傾向がみられる一方(パネルE, H)、女性で増加傾向がみられ(パネルF, I)、この年齢階層では男女のコントラストがより明確である。いずれにせよ、これらの呼称正社員のうち相当数が労働契約期間がわからないと回答したことから、該当する被調査者を正社員と数えるか否かで、正社員の人口比率にブレが生じてしまい、時系列的傾向を読み解くのに難しさを加えていることがわかる。

以上の分析は、就労環境の質的評価という観点から重要な知見を提出しているが、もし不詳という選択肢がなかったとしたらどのように回答しているかは定かではない。

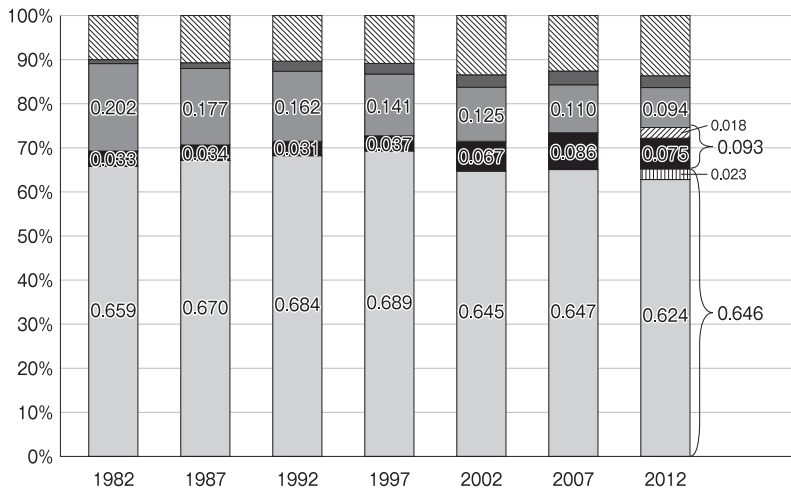
2012年調査においては、調査設計上、契約期間はわからないという人々は被用者であることはわかっている。2007年調査以前においても、被用者であることを明言しながら労働契約

図 6. 呼称による人口構成比の変化(1982~2012年)

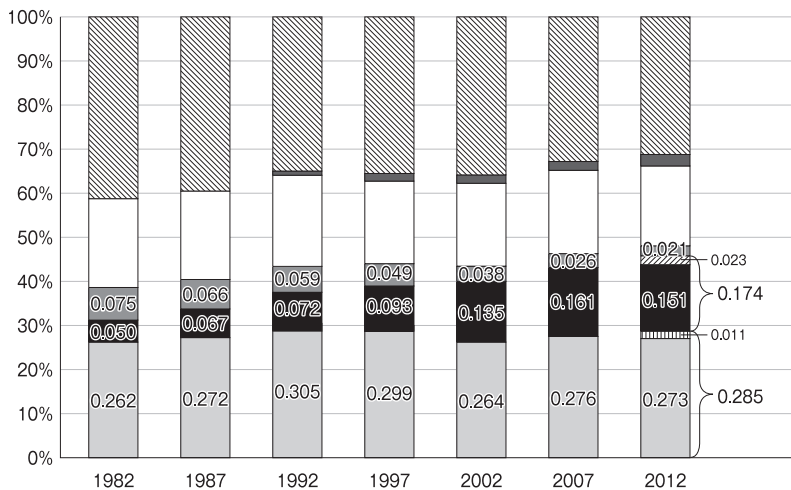
パネルA 18~54歳



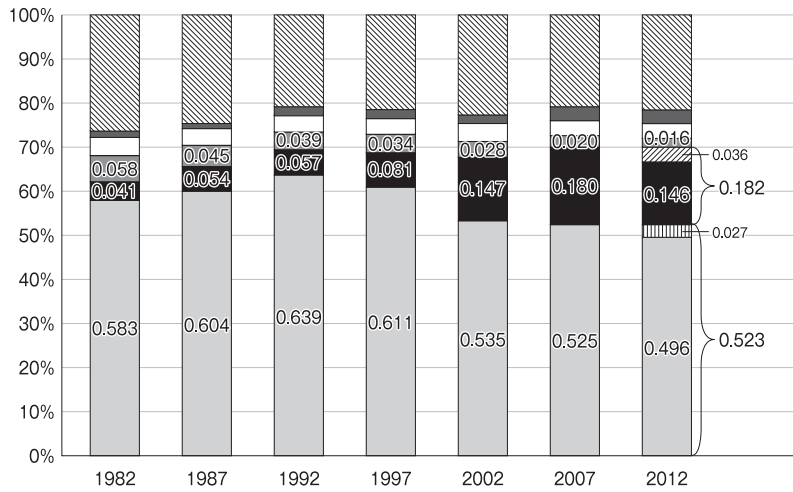
パネルB 18~54歳 男性



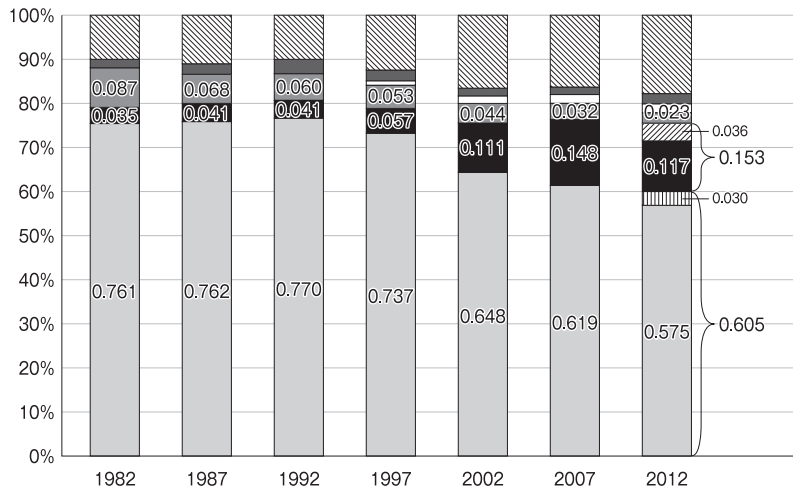
パネルC 18~54歳 女性



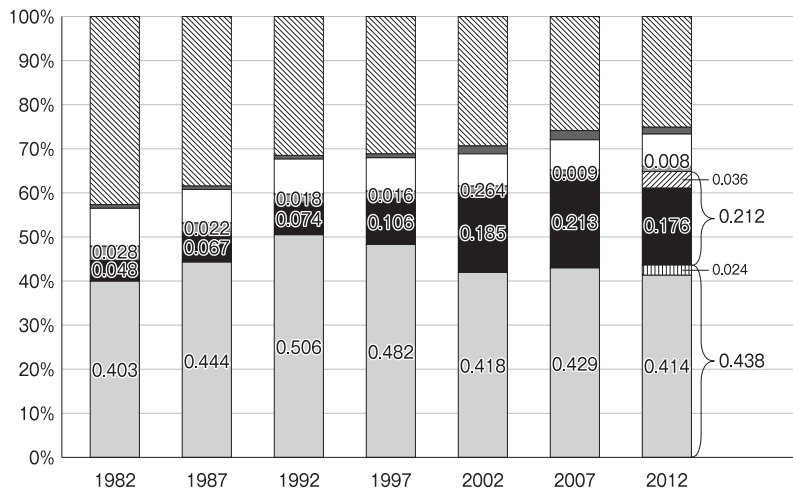
パネルD 22~29歳



パネルE 22~29歳 男性

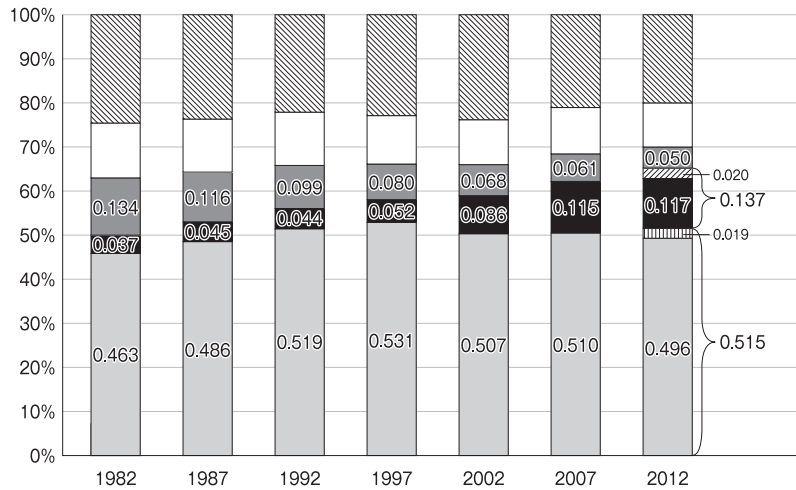


パネルF 22~29歳 女性

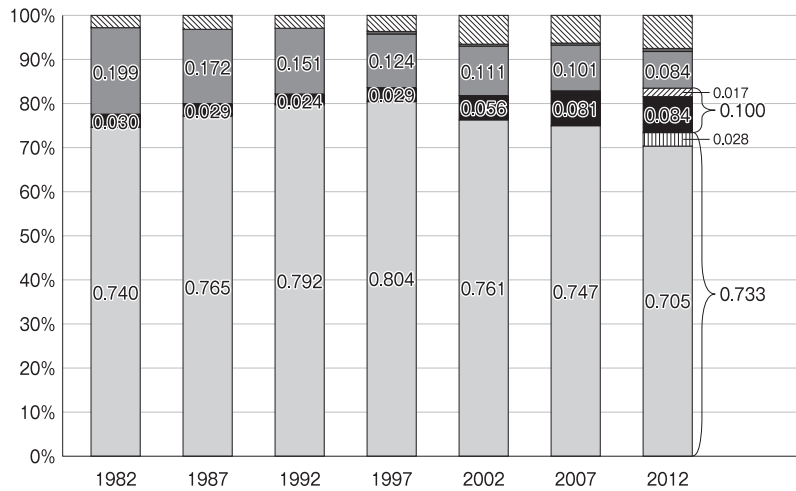




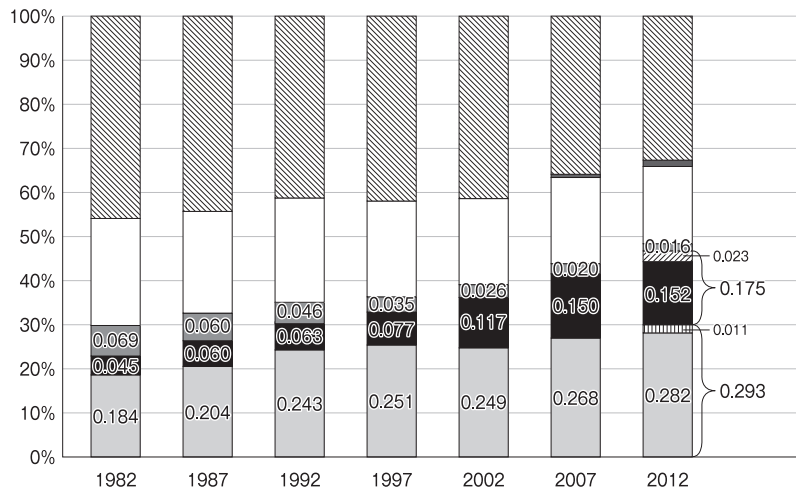
パネルG 30～39歳



パネルH 30～39歳 男性



パネルI 30～39歳 女性



出所) 就業構造基本調査より筆者作成。

期間への回答そのものを拒否した標本は一定数あるものの、たとえば2007年調査の現役世代では14万人程度にとどまっている。したがって、2012年調査で労働契約期間がわからないと答えていたような被用者が、2007年調査以前では回答を拒否していたと考えるには無理があり、おそらくはいずれかの労働契約期間を回答していたはずである。その手掛かりになるデータが総務省『労働力調査』(以下、労調と略す)にある。

就調と同様に、労調でも2018年1月に調査票の変更があり、労働契約期間が不詳であるという選択肢が付け加わった。2012年就調と異なるのは、その前段階で「有期か無期かすらわからない」という選択肢も同時に付け加わったことである。したがって労調の場合、「わからない」という回答は「有期か無期かすらわからない」「有期であることは知っているが期間がわからない」という2種類の回答が含まれることになる。ちなみに、2017年就調はこの2種類の選択肢を備えるように調査票が変更され、スペインの労働力調査もこの2段階の回答構造をとっている。

同一個人が一度しか回答しない就調と異なるのは、労調は2か月翌年2か月のパネル構造を保持しており、同一人物が4回回答する機会がある点である。したがって、調査票が変更になった2017年12月と2018年1月をまたいで、同一人物が自分の労働契約についてどう回答するかを追跡することができる。ただし、考慮しないといけないのは、新年1月というタイミングで調査票が変更されたことにより、同一人物が新年に転職したり労働契約を切り替えたりする可能性が小さくないことである。そこで、1年前の2016年12月から翌年1月にかけて回答した標本をペンチマークにして比較する。この

間調査票の変化はなかったので、もし同一人物が回答を変えた場合には、転職したり労働契約を切り替えた場合だけだからである。もし、調査票の変更をまたいだ2017年12月から2018年1月までの回答の変化が、2016年12月から2017年1月までの変化と違っていれば、それは調査票が変更になったことで、どのような労働契約に対する認識が変わったかどうかを示すと推論できる。総務省統計局は、調査票変更の影響を明らかにする一環として、以上のような試論を作成してレポートしている(総務省統計局(2018))。そこで報告された数表を整理したのが次の表2である。

たとえば、2016年12月時点および2017年12月時点で、自分の労働契約を無期であると回答した被用者は、それぞれ70.4%および70.5%を占めており、ほぼ変わらない。これらのうち、翌月やはり無期であると回答した割合は、調査票の変更をまたがなかった2017年1月では92.9%をしめるのに対し((1)列)、調査票が変更された2018年1月では85.2%に((3)列)、7.7%ポイント低下した。12月時点の被用者全体に占める比率でいえば、65.4%((2)列)から60.1%((4)列)への5.3%ポイントの低下((5)列)である。この7.7%ポイントまたは5.3%ポイントの低下は、調査票の変更によるものだと、まずは仮置きすることができる。

表を逆に読むと、2018年1月に付け加わった新しい選択肢を選んだのは、期首時点で無期契約だった被用者のうち、有期であることは知っているが期間がわからない3.7%(就業者全体での比率は2.6%)と、そもそも有期かどうかわからないという2.6%(同1.8%)、合計6.3%(同4.4%)である((3)列、(4)列)。7.7%ポイントまたは5.3%の低下のうち、相当数が不詳の回答を選択したと考えて差し支えないだろう。

表2. 12月から1月にかけての従業上の地位の推移比率

	2016年12月常雇(無期)		2017年12月常雇(無期)		(5)
	2017年1月の従業上の地位 (1)	(2)	2018年1月の従業上の地位 (3)	(4)	
		就業者全体 に対する比率 (A)		就業者全体 に対する比率 (B)	
常雇(無期)	92.9	65.4	85.2	60.1	-5.3
日雇	0.3	0.2	0.0	0.0	-0.2
臨時雇	0.7	0.5	1.7	1.2	0.7
常雇(有期)	4.2	3.0	4.7	3.3	0.4
期間不明			3.7	2.6	2.6
定め不明			2.6	1.8	1.8
その他	1.9	1.3	2.1	1.5	0.1
小計	100	70.4	100	70.5	0.1

	2016年12月常雇(有期)		2017年12月常雇(有期)		(10)
	2017年1月の従業上の地位 (6)	(7)	2018年1月の従業上の地位 (8)	(9)	
		就業者全体 に対する比率 (A)		就業者全体 に対する比率 (B)	
常雇(無期)	14.7	3.1	16.4	3.5	0.5
日雇	0.5	0.1	0.2	0.0	-0.1
臨時雇	5.8	1.2	36.9	7.9	6.7
常雇(有期)	76.6	15.9	19.8	4.2	-11.7
期間不明			18.6	4.0	4.0
定め不明			5.5	1.2	1.2
その他	2.4	0.5	2.7	0.6	0.1
小計	100	20.8	100	21.4	0.6

	2016年12月日雇		2017年12月日雇		(15)
	2017年1月の従業上の地位 (11)	(12)	2018年1月の従業上の地位 (13)	(14)	
		就業者全体 に対する比率 (A)		就業者全体 に対する比率 (B)	
常雇(無期)	18.4	0.2	28.5	0.4	0.1
日雇	43.4	0.6	12.2	0.2	-0.4
臨時雇	10.4	0.1	12.2	0.2	0.0
常雇(有期)	12.2	0.2	4.1	0.1	-0.1
期間不明			17.4	0.2	0.2
定め不明			14.1	0.2	0.2
その他	15.6	0.2	11.5	0.1	-0.1
小計	100	1.3	100	1.3	0.0

	2016年12月臨時雇		2017年12月臨時雇		(20)
	2017年1月の従業上の地位 (16)	(17)	2018年1月の従業上の地位 (18)	(19)	
		就業者全体 に対する比率 (A)		就業者全体 に対する比率 (B)	
常雇(無期)	7.1	0.5	12.1	0.8	0.3
日雇	3.8	0.3	0.4	0.0	-0.2
臨時雇	57.6	3.9	43.3	2.7	-1.2
常雇(有期)	25.0	1.7	8.6	0.5	-1.2
期間不明			18.5	1.2	1.2
定め不明			10.0	0.6	0.6
その他	6.6	0.4	7.1	0.4	0.0
小計	100	6.8	100	6.3	-0.5

出所) 総務省統計局(2018)より筆者加工。

表2から読み取れるのは、実は他の従業上の地位でも同じような異動が起こっていることである。たとえば、1年を超える有期契約をもっていると回答した被用者は、12月期首時点で21%前後いたが、そのうち翌月にやはり1年を超える有期契約を持っていると答えた比率は、調査票の変更がなかった2017年1月にかけては76.6%を占めたのに対し((6)列)、調査票の変更があった2018年1月にかけてはわずか19.8%に留まった((8)列)。その差は56.8%ポイントで、実に半数以上が回答選択肢を変更したことになる。この頻度の大きさに加えて、解釈を難しくさせるのは、期間不明、有期無期不明と回答した割合が24.1%と多いものの、契約期間が1か月以上1年未満である臨時雇であると回答した割合も36.9%とかなりを占めることである((8)列)。そして、こうした選択肢の異同は、12月時点で臨時雇と回答した被用者、日雇と回答した被用者にもそれぞれ観察される((13)列、(18)列)。「わからない」という選択肢が増えたことが、他の選択肢間の関係にも影響を及ぼしている。

ただし、臨時雇や日雇と回答した被用者は期首時点での被用者にしめるシェアはさほど大きくはない。期首時点での被用者にしめるシェアで評価した場合、大きな異動はやはり無期契約と回答した被用者と、1年を超える有期契約と回答した被用者であることがわかる。

もともと2004年の労働基準法改正まで1年を超える有期契約は、一部例外を除いて無効とされていたので、2002年調査までは無期契約と同一とみなすことができた。したがって、1980年代以来の時系列を確保するため、2007年調査において付け加わった1年を超える有期契約は、本書では無期契約とみなして集計している。したがって、不詳という選択肢が付け加

わったことによる影響は、無期とまとめられるカテゴリにおおよそ限られると考えてよいだろう。すなわち、2012年就調の選択肢に不詳が加わらなかったとすれば、無期正社員もしくは無期非正社員と回答した可能性が高いだろう。図2以降で紹介してきた無期正社員や無期非正社員の構成比の減少傾向と一致する。

## 5. 労働法と競争法の接点の出現：労使自治の境界

前節までみてきたように、本書の中心的主張だった長期雇用慣行のコアの部分の残存と、非正社員と自営業セクターの負の相関という現象は、2000年代後半以降も継続していると考えてよいだろう。

その過程で、自分の労働契約期間を知らない被用者が少なからずいることも明らかになってきた。有期契約であることはわかっているが具体的な期間はわからないという被用者については、たとえば、手元に書類がなく正確な期間をすぐに思い出せないというような状況かもしれない。比較的理解しやすい。しかし、そもそも自分が有期契約なのか無期契約なのか、労働契約をもっているかすらわからないという人々が3.8%いるという事実は重い。よく知られたように、日本の労働法制は労働契約の有無によって保護対象を限定し、有期契約か無期契約かによって適用される法理も異なる。就労条件に直結するはずの法的保護が労働契約の有無あるいは有期/無期に深く依存している以上、その知識は被用者にとっては必須であり、わからないという状況にはわかには理解しがたい。

この事実は、日本における被用者と自営業セクターの境界があいまいであることを示唆しているかもしれない。本書では、使用者と被用者との関係は形式的にいえば労使自治の及ぶ範囲で

あり、自営業セクターでは労働契約自体がないのだから、一般の取引法的契約原理に従う世界として整理されている。もし、実体としてこの境界にあいまいな部分があるのであれば、労使自治の及ぶ範囲が法的形式論でまとめきれない要素があることを示唆している。

奇しくも、本書出版後、公正取引委員会競争政策研究センターにおける「人材と競争政策に関する検討会」(以下、検討会と略す)が報告書をまとめ、公表した。検討会では、たとえば芸能人の移籍制限などを具体例に、一見すると使用者と被用者にみえる関係に競争法的判断が適用されるべきかどうかという問題が、主に法律論(独占禁止法、労働基準法)の観点から議論された。換言すれば、労使自治の及ぶ範囲についての法律論が戦わされていたともいえる。

### 5.1 競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限

検討会の議論でもっとも具体的な例として俎上に上げられたのは、いわゆる競業禁止義務や秘密保持義務を課すことによって転職を制限するという行為である。また、使用者が副業を制限する行為についても取り上げられた。

簡単にいえば、競業禁止義務とは、転職する際にはもとの使用者の競争相手に移らないという約束のことを指し、秘密保持義務とは、もとの使用者のもとの取得した営業上の秘密を転職先で使わないという約束のことを指す。もし、競合先に移ったり移動先で秘密が使われるような転職が幅を利かすようになると、もとの使用者は被用者に十分なスキルを身につけさせるのを嫌ったり、ノウハウを伝えることを躊躇したりするようになるかもしれない。このとき、転職制限は一定の経済合理性をもつ可能性がある<sup>6)</sup>。

しかし、転職制限は職業選択の自由に抵触す

るという考え方も自然である。職業選択の自由は、日本では憲法上謳われている規範のひとつであり、世界的にも基本的人権のひとつとされており、一般に、制限するのであれば慎重でなくてはならない類の規範として認識されているだろう。さらにいえば、転職は労働市場を動かす動因でもあり、労働市場の競争的環境が被用者の転職を通じて維持されるという観点は、競争法が護持すべき規範でもある。結局のところ、転職制限は、労働市場での自由な競争を阻害するという意味で競争法が関心をもつべき対象でもあった。

逆側、つまり労働法側からみると、競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限を容認するかどうかという問題は、使用者と被用者としての契約関係が消滅してしまってもなお、使用者は被用者を拘束できるのか、という問いに入れ替わる。転職後の場合は明らかだが、競業禁止義務や秘密保持義務が、もとの使用者と被用者の間の労働契約に記されているからといって、当該契約が消滅したあとも、なぜ被用者が拘束されなければいけないのかはそれほど自明ではない。副業にしたところで、労働契約に記された就業時間外であっても、被用者が使用者との契約義務に服さなくてはならないと考えることもまた、自明ではない。仮に、競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限が労働契約の埒外にあると素直に考えるのであれば、いずれも競争法の関心に任せておけば十分である。つまり、使用者が被用者の転職や副業を妨げようとするれば、労働契約とは別に、その旨約定する必要がある、この制限行為が競争制限にあたるかどうかの審査を免れる理由はどこにもない。ところが現実には、労働法の側から、競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限のいずれについても、一定の条件のもとで労働契約上の債務として認めてきたと

いう経緯がある。当該契約関係が存在しない時点においても、使用者だった人による被用者だった人に対する拘束を認めるという考え方が成立していることになる。

したがって日本の現状は、競業避止義務・秘密保持義務・副業制限の合理性を巡る議論は、競争法と労働法の両者が関心をもつべき論点として整理されておらず、労働法は転職制限を適法(あるいは違法)と認めながら、競争法は同じ行為を違法(あるいは適法)と判断する可能性があった。検討会そのものは立法機関でも行政機関でもないで、その目的は、論点整理という形を通じて労働法と競争法の境界についての議論を深めることにあった。

本稿との関連としては、競争法と労働法との境界に関する法律論は、とくに労働法の側からみると、労働契約の範囲を示唆する恰好の教材となっていることがわかる。実際のところ、日本における使用者と被用者との関係は、理屈としても単純に労働契約の有無だけで判断できるわけではないという、複雑な状況を呈しており、一部の人々が労働契約を結んでいるかいないかわからないと回答することもまた不思議ではないのかもしれない。

## 5.2 副業制限の裁判例

それでは具体的には、裁判所はどのような理屈で被用者に対する拘束を認めるのだろうか。副業制限については、小川建設事件という1982年の裁判例がある<sup>7)</sup>。以下に判旨を引用しよう。

『私企業の労働者は一般的には兼業は禁止されておらず、その制限禁止は就業規則等の具体的定めによることになるが、労働者は労働契約を通

じて一日のうち一定の限られた時間のみ、労務に服するのを原則とし、就業時間外は本来自由であることからして、就業規則で兼業を全面的に禁止することは、特別な場合を除き、合理性を欠く。しかしながら、労働者がその自由なる時間を精神的肉体的疲労回復のため適度な休養に用いることは次の労働日における誠実な労働提供のための基礎的条件をなすものであるから、使用者としても関心を持たざるを得ず、また兼業の内容によっては企業の経営秩序を侵害し、または企業の対外的信用、体面が傷つけられる場合もありうるので、従業員の兼業の許否について、労務提供上の支障や企業秩序への影響を考慮したうえでの会社の承諾にかからしめる旨の規定を就業規則に定めることは不当とはいいがた』(い。)

(小川建設事件，東京地決昭和57年11月19日，労民集 v.33, n.6, p.1028)

裁判所は、「就業時間外は本来自由である」と認めるものの、二つの理由をあげて、被用者の就業時間外の副業を制限する約束は必ずしも転職の自由を制約するものではなく、有効であると判示している。この二つの理由とはすなわち、労務提供上の支障がある場合ならびに企業の経営秩序への悪影響がある場合である。

しかし、よく考えてみると、第一の労務提供上の支障の有無は、本来被用者の責任の範囲にある。つまり、被用者にとっては、適切な労務を提供することこそが労働契約の債務なのだから、労務提供に至る過程をわざわざ使用者に指

図される必要はない。使用者は、もし被用者が適切な労務提供を怠った場合には、単純に債務不履行として扱えば足りるからである。1980年代以降順次導入されている、裁量労働制や高度プロフェッショナル制度は、労働時間管理よりも成果管理を指向する人事労務管理を念頭においているが、その場合には一層、労務提供上の支障という理由を根拠として副業を制限する理屈は弱くなるだろう。

競業禁止義務や秘密保持義務などの他の裁判例との関係でより重視されているのは、第二の「企業秩序」、言い換えれば、事業の円滑な運営への影響の有無である<sup>8)</sup>。また、この企業秩序は使用者が独裁的に決定できるものではなく、労使二者の協力のもとで構築されるものの、あくまでも二者間の合意に基づいて決定されるという性質をもっていることを強調しておきたい。

### 5.3 「企業秩序の維持」と「自由競争減殺」

他方、副業制限が競争法の観点から問題となるとすれば、使用者の単独行為として「自由競争減殺」に該当する場合であろう<sup>9)</sup>。その判断基準は、ある使用者が被用者の副業を制限することによって、その副業を通じて供給される財・サービス市場がどれだけ歪められるかという観点からの評価である。たとえば、先に引用した小川建設事件に範をとって、次のような架空の例を考えることができる。仮に、ある地域における妙齢の女性を多く雇用している使用者があったとして、その使用者が副業を制限することによって、その地域のキャバクラ産業が寡占状況に陥るとすれば、その企業の副業制限は独占禁止法でいう「自由競争減殺」の状況を創り出していると認定されるかもしれない。もちろん、現実的には、ひとつの使用者が雇用する被用者は通常は労働市場全体にとっては微々た

るものに過ぎないので、よほど特殊な技能をもった被用者でない限り、ある企業が雇用している被用者の副業を制限したからといって、彼女らが副業として従事したであろう業界の競争状況が歪められるとは考えにくい。

この例が示すように、競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限が競争法に抵触すると認定されるような状況は、おそらく現実的ではない。しかし、この思考実験が示唆する論点は、労働法と競争法の考え方の違いを如実に表している。すなわち、競争法でいう自由競争減殺は、下流市場での競争状況のみを考慮の対象としており、副業制限をする使用者の企業秩序を乱すか否かは何ら評価の材料とはならない。逆に使用者の企業秩序の維持を目的とする副業制限の合理性評価には、その副業によって潜在的に便益を得る消費者を全く考慮しない。

この点は、被用者に対する金銭補填が、競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限を課す対価となるか、という問いとも関連する。労働法的考え方に則れば、労使の合意があれば、競業禁止義務・秘密保持義務・副業制限を契約上明記して機能させることは可能なので、当該被用者に金銭補填をもちかけることによって合意にもっていくことは十分に考えられる。ところが、自由競争減殺の論理は、当該労使が本質的に無関係な川下市場での競争状況を評価の対象としている。競争制限による被害者は、川下市場のサービス需要者である消費者なのであって、副業を制限される当該被用者に対する金銭補填は何ら意味をなさない。

労働法と競争法の考え方は、かなり対照的であることがわかる。すなわち、労使自治という二者間合意で公正性を担保する労働法的考え方と、あくまで潜在的消費者という第三者からみた評価が基準となる競争法的考え方の中には、

論理的な連関関係はほとんどみえない。検討会報告書では、こうした考え方の違いが先鋭的に表現されたといえる。

日本の現状に即していえば、労使自治がある程度機能している正規の世界と、競争法の世界に委ねられている非被用者の世界の間を横たわる非正規の世界の位置づけを問い直す必要があるかもしれない。つまり、現実に関心者が被用者なのか自営業者なのかかわからないという人々の存在は、正規の世界と非被用者の世界の間にある程度緩衝地帯が存在し、非正規の世界と重なりあっている可能性がある。本書は、正規の世界と非正規の世界を対照させて日本の労働社会を描き出すことを目的としていたが、より大きく、非被用者の世界を含めた全体像の構築を急ぐ必要があるだろう。

## 6. おわりに

本稿では、2012年就調を用いて、拙著『正規の世界・非正規の世界』で指摘した、日本的雇用慣行のコアの部分の残存と、非正社員と自営業セクターとの負の相関関係は、リーマン・ショック後についても成立することを確かめた。いずれ2017年就調が公開された折には、第二次安倍政権成立後の状況についても確かめられるだろう。しかし、本稿第4節で説明したように、2012年就調の調査票の改変は、非正社員や正社員の構成比の時系列について少なからずの雑音を生じさせた。そこでも示唆したが、2017年就調はさらなる調査票の改変がなされている。スペインなどの労働力調査と同様な回答選択肢となったことから、国際比較のうえでは便利な変更だったものの、1980年代からの時系列的連続性を担保できるかどうかは、それほど自明ではない。

その一方、調査票の改変から、自分の労働契

約上の立場について、少なからずの人々があやふやな認識しかもっていないことがわかった。この点はすでに玄田(2017, 2018b)が比較的不利な就労条件との関係をもつとして強調しており、Genda *et al.*(2018)でも国際的にも共通することがわかってきている。同時に、日本における労働契約のあり方、ひいては労働市場のメカニズムを示唆する点としても興味深い。具体的には、労使自治の原則に基づき使用者と被用者の二者間合意から形成される労働市場の規範に対し、労働契約がない領域を支配する競争法はあくまでも競争状況によって規範を形成している。両者が一致する保証がどこにもない以上、あらかじめ両者の棲み分けを明確にする必要があり、労働契約の有無は有力な基準だった。

ところが日本の裁判所は、労使で合意した規範の効力を、本来労働契約が及ばない領域(就業時間外や退職後)にまでも認め、契約の切れ目が必ずしも縁の切れ目ではないという曖昧な状況を創り出してきた。この曖昧さと、日本において非正規の世界が膨張した理由、自営業セクターが減退した理由との関連を探求することで、日本の労働市場のメカニズムをもう一段広く捉えることができるだろう。

(一橋大学経済研究所)

## 注

1) 本稿は、神林(2017)に対する書評等を通じて頂戴いたしました知見をもとに作成しました。ご意見を寄せてくださった読者の方々には深く感謝申し上げます。また、一橋大学経済研究所定例研究会にご出席いただいた方々の質問・意見にも触発されることが多く、とくに、多忙な中討論者を引き受け、詳細なご意見をくださった有田伸氏には心から感謝申し上げます。

1) 労働基準法41条の2による。条文は以下の通りである。「賃金、労働時間その他の当該事業場における労働条件に関する事項を調査審議し、事業主に対し当該事項について意見を述べることを目的とする委員会(使用者及び当該事業場の労働者を代表する者を構成員とするものに限る。)が設置された事業場にお



いて、当該委員会がその委員の五分の四以上の多数による議決により次に掲げる事項に関する決議をし、かつ、使用者が、厚生労働省令で定めるところにより当該決議を行政官庁に届け出た場合において、第二号に掲げる労働者の範囲に属する労働者(以下この項において「対象労働者」という。)であつて書面その他の厚生労働省令で定める方法によりその同意を得たものを当該事業場における第一号に掲げる業務に就かせたときは、この章で定める労働時間、休憩、休日及び深夜の割増賃金に関する規定は、対象労働者については適用しない。ただし、第三号から第五号までに規定する措置のいずれかを使用者が講じていない場合は、この限りでない。以下省略」

2) 書評としては、河野(2017)、岡崎(2017)、柳川(2017)、斎藤(2018)、南雲(2018)、玄田(2018a)、近藤(2018)などがある。

3) もちろん、辞職と解雇を区別できないことや、勤続年数についての情報に誤差が混じりがちであることなど、問題点もある。残存率の有利な点や不利な点についてはKambayashi and Kato(2017)にまとめられているので、興味ある読者は参照していただきたい。

4) ただし、就調の性格上、主要な集計対象を主に仕事をする有業者とし、仕事を従とする有業者は無業者と同等に扱っている。

5) 玄田(2017, 2018b)で指摘されたように、有業者全体では400万人を超える。

6) この点において、競争禁止義務のもつ役割について経済学的研究が成立する可能性があった。しかし、米国においては、たとえばカリフォルニア州では競争禁止義務が無効であると判示されているなど、法的枠組みが判然としなかったことや、CEOなど高位職階者の秘密保持義務と事実上区別がつかなかったことなどから、経済学研究者の関心は引いてこなかった。2010年以降になって、ファストフードチェーン店など、最低賃金に近い賃金で働いている一般の被用者にも競争禁止義務を課す例が明らかになると、複数の調査が行われ、最近研究結果の公開が相次いでいる。たとえば、Prescott, Bishara and Starr(2016)は2014年に行われた調査をまとめたところ、競争禁止義務が課される被用者は両極化しており、エンジニアなどの高賃金被用者では同条項によって賃金プレミアムが認められる一方、非熟練労働者と思われる被用者にも多用され、この場合はむしろ賃金が抑制されることを示した。また、Starr, Balasubramanian, and Sakakibara(2016)は競争禁止義務が同一産業内でのスピアウトを抑制する傾向を見出し、イノベーションに対して抑制的効果を持つことを示唆した。Starr(2018)は賃金水準や技能訓練に対する効果を検証し、競争禁止義務が自己啓発を促す傾向はない一方、賃金を低下させる傾向を報告し、被用者側の交渉力を弱めるメカニズムが支配的であることを示唆している。

7) 本稿では副業制限に関する労働法的考察を以下にまとめる。日本の副業の現状については、川上(2017)が詳しい。欧州では1990年代以降の労働市場制度の変更に伴い副業が増加しているとの事実認識があり、Frederiksen, Graversen, and Smith(2008)などが詳しく報告している。ただし、経済学における副業

研究の主眼は、Shishko and Rostker(1976)以来、長きに渡り追加労働供給の決定メカニズムにあった。すなわち、現職および副業の賃金率に対する副業労働供給の弾力性が問題とされ、本業を家事労働と解釈すればパートタイム労働に対する労働供給と同じ問題として議論されてきており、本稿で注目している副業制限など法的制度との関係は視野には入っていなかった。副業には転職先を確保する役割があることなど、単なる追加労働供給以上の役割があることは、すでにReid(1972)などによって指摘されてはいたが、近年Paxon and Sicherman(1996)などによってようやく議論の俎上に上りつつある。そこでは、技能蓄積のルートのひとつとして将来的な就業機会や転職先を確保する役割が検討される一方、Abraham *et al.*(2013)によって行政データを用いた使用者側からの情報による副業が確認されるにおよび、脚注6にまとめた法的枠組みの効果を議論する素地をつくったとまとめられる。

8) 橋元運輸事件(名古屋地決昭和47年4月28日、判例タイムズ280号294頁)、ナショナルシューズ事件(東京地決平成2年3月23日判例559号15頁)などがある。また、企業秩序については、使用者のもつ懲戒権の根拠として、最高裁が「企業秩序は、企業の存立と事業の円滑な運営の維持のために必要不可欠なものであり、企業は、この企業秩序を維持確保するため、これに必要な諸事項を規則をもつて一般的に定め、あるいは具体的に労働者に指示、命令することができ、また、企業秩序に違反する行為があつた場合には、その違反行為の内容、態様、程度等を明らかにして、乱された企業秩序の回復に必要な業務上の指示、命令を発し、又は違反者に対し制裁として懲戒処分を行うため、事実関係の調査をすることができることは、当然のことといわなければならない。」と判示している(富士重工事件、最高裁三小決昭和52年12月13日民集第31巻7号1037頁)。

9) もちろん、業界内での引き抜き防止協定など、使用者間相互での取り決めがある場合には共同行為として審査対象になり、その場合は「競争の実質的制限」の観点も取り入れられる。

#### 参考文献

- 玄田有史(2017)「雇用契約期間不明に関する考察」『日本労働研究雑誌』No.680, pp.69-85.  
 玄田有史(2018a)「書評」『日本労働研究雑誌』No.693, pp.81-84.  
 玄田有史(2018b)『雇用は契約——雰囲気には負けない働き方』筑摩書房。  
 神林龍(2017)『正規の世界・非正規の世界』慶應義塾大学出版会。  
 加藤隆夫・神林龍(2016)「1980年代以降の長期雇用慣行の動向」『経済研究』第67巻第4号, pp.307-325。  
 川上淳之(2017)「誰が副業を持っているのか?」『日本労働研究雑誌』No.680, p.102, 119。  
 河野龍太郎(2017)「Review」『週刊東洋経済』2018年1月27日, p.86。  
 近藤絢子(2018)「Book Angle: 書評」『経済セミナー』2018年4-5月, p.112。

- 公正取引委員会競争政策研究センター(2018)「人材と競争政策に関する検討会」報告書, 2018年2月15日.
- 南雲智映(2018)「Book」『改革者』2018年5月, p. 64.
- 岡崎哲二(2018)「この一冊」日本経済新聞, 2018年2月10日.
- 齋藤修(2018)「2017年読書アンケート」『月刊みすず』2018年1-2月, p. 97.
- 総務省統計局(2018)『雇用契約期間別にみた雇用者数～2018年1月から雇用契約期間を詳細に把握～』「労働力調査の結果を見る際のポイント」No. 19, 2018年3月2日.
- 柳川範之(2017)「書評」『週刊エコノミスト』2017年12月5日号, pp. 54-55.
- Abraham, Katharine; John Haltiwanger; Kristin Sandusky, and James Spletzer (2013) “Exploring Differences in Employment between Household and Establishment Data,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 2, pp. S129-S172.
- Frederiksen, Anders, Ebbe Krogh Graversen and Nina Smith (2008) “Overtime Work, Dual Job Holding, and Taxation,” *Research in Labor Economics*, Vol. 28, pp. 25-55.
- Genda, Yuji; Ryo Kambayashi and Markus Heckel (2018) “Employees who do not know their labor contract term and the implications for working conditions: Evidence from Japanese and Spanish micro data,” mimeograph.
- Kambayashi, Ryo and Takao Kato (2016) “Good Jobs, Bad Jobs in Japan: 1982-2007,” Center on Japanese Economy and Business, Working Paper Series, No. 348.
- Kambayashi, Ryo and Takao Kato (2017) “Long-Term Employment and Job Security over the Past 25 Years: A Comparative Study of Japan and the United States,” *Industrial Labor Relations Review*, Vol. 70, No. 2, pp. 359-394.
- Paxson, Christina and Nachum Sicherman (1996) “The Dynamics of Dual Job Holding and Job Mobility,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 14, No. 3, pp. 357-393.
- Prescott, James; Norman Bishara, and Evan Starr (2016) “Understanding Noncompetition Agreements: The 2014 Noncompete Survey Project,” *Michigan State Law Review*, No. 2, pp. 369-464.
- Reid, Graham (1972) “Job Search and the Effectiveness of Job-Finding Methods,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 25, No. 4, pp. 479-495.
- Shishko, Robert and Bernard Rostker (1976) “The Economics of Multiple Job Holding,” *The American Economic Review*, Vol. 66, No. 3, pp. 298-308.
- Starr, Evan; Natarajan Balasubramanian, and Mariko Sakakibara (2016) “Screening Spinouts? How Non-compete Enforceability Affects the Creation, Growth, and Survival of New Firms,” *Management Science*, Vol. 64, No. 2, pp. 495-981.
- Starr, Evan (2018) “Consider This: Training, Wages, and the Enforceability of Covenants Not to Compete,” Forthcoming at *Industrial and Labor Relations Review*.





