

第6章

正規・非正規雇用間格差の発生と健康状態への影響

山本勲

第1節 はじめに

本章では、日本の労働市場において正規・非正規雇用の選択がどのようなメカニズムで生じるかを議論したうえで、不本意に非正規雇用就いている不本意型非正規雇用注目しながら、非正規雇用が労働者の健康状態に与える影響や非正規雇用から正規雇用への移行メカニズムについて検証する。

日本の労働市場では、パート・アルバイトや契約・派遣労働者、嘱託といった非正規労働者の割合が上昇する一方で、正社員あるいは正規労働者の割合が長期にわたって低下を続けている。この傾向は、特に1990年代以降に顕著となり、近年では全雇用者のうち3人に1人以上が非正規雇用者になっている。こうした非正規雇用の増加は、労働需要側の要因としては、サービス化をはじめとする産業構造の転換、不確実性に対する調整弁の必要性の増大、1人あたり人件費や人員調整費用の安さなどで説明される。また、労働供給側の要因としては、多様な働き方やワークライフバランスに適した就業形態として自発的に非正規雇用が選択されるようになったことや、就業機会が豊富な非正規雇用が非自発的に選択されるようになったことなどで説明される。さらには、1990年代以降に実施された労働者派遣法の改正も、非正規雇用の増加につながったと指摘されることも多い。

このように非正規雇用の増加の背景にはさまざまな要因が考えられるが、労働者にとって非正規雇用の増加は望ましいものなのだろうか。仕事の責任が大きかったり、長時間労働を余儀なくされたり、会社に過度に拘束されたりする正社員を避け、労働者が自ら自発的に非正規雇用を選択しているのであれば、非正規雇用の増加は労働者にとって問題にはならないだろう。しかし、非正規雇用者の中には、本来であれば正規雇用を希望している

第2部 データに見る貧困からの脱出

にもかかわらず、就業機会に恵まれなかったために、不本意に非正規雇用を選択している労働者も少なくない。こうした不本意型の非正規雇用の存在は、正規雇用への需要が落ち込む不況期でも、失業せずに非正規雇用として雇用されているという意味では、労働者にとって望ましい。ところが、不本意型の非正規雇用に就くことによって労働者の満足度や健康度が著しく低下したり、いったん非正規雇用になると正規雇用への移行が難しくなったりする場合、不本意型の非正規雇用は必ずしも労働者にとって望ましい選択にはならないかもしれない。

不本意型の非正規雇用の存在は、就業形態に関するミスマッチと捉えることもできる。通常、ミスマッチは労働需要と労働供給の間でスキルや就業条件などで生じるもので、ミスマッチ失業として注目されることが多い。しかし、正規雇用への労働需給のミスマッチが生じ、その一部が失業ではなく不本意型の非正規雇用となっているような場合、ミスマッチ失業だけをみてもミスマッチの大小は判断できない。そこで、不本意型の非正規雇用注目することで、就業形態についてのミスマッチの発生状況を詳細に把握し、その影響を見定めるとするのが、本章の目的である。

こうしたことから、本章では、第2節で、正規・非正規雇用の選択がどのようなメカニズムで生じるかを議論する。ここでは野田・山本（2009）の分析内容に即し、労働者が2段階で就業形態を選択するメカニズムを考える。具体的には、まず労働者は正規雇用・非正規雇用・非就業のいずれかを選択する。この段階では労働者は自らの希望に沿って就業形態を選ぶものの、正規雇用については労働需要側の制約による数量割り当てが生じる。その結果、正規雇用を希望した労働者については、個人属性や外部環境要因などによって正規雇用・非正規雇用・失業のいずれかに分かれることになる。ここで正規雇用を希望しながらも非正規雇用を余儀なくされた労働者が、不本意型の非正規雇用と定義することになる。第2節ではこうした就業形態選択メカニズムを『慶應義塾家計パネル調査』（以下、KHPS）を用いて検証した結果を紹介しながら、非正規雇用を本意型と不本意型に区別することの重要性を述べる。

続いて、第3節では、不本意型非正規雇用注目しながら、就業形態によって労働者の健康状態がどのように異なるのかを検証する。具体的には、労働時間が自由に選べない制約によって労働時間が最適値から乖離すると、労働者の不効用が大きくなり、その結果として健康を害するメカニズムを『日本家計パネル調査』（以下、JHPS）とKHPSを用いて検証する。一般に正規雇用ほど労働時間制約が強いため、非正規雇用と比べると健康状態が悪くなっている可能性がある。一方、非正規雇用者のなかでは、不本意型の非正規雇用は、正規雇用のように長く労働できないという意味で労働時間の制約が生じており、本意型の非正規雇用よりも健康でない可能性が指摘できる。こうした点を踏まえながら、第3節では、就業形態や労働時間の違いによって労働者の健康状態が悪くなるかを明らかにする。ただし、就業形態や労働時間と健康状態の間には複雑な因果関係があるため、健康状態が悪いから非正規雇用あるいは短時間労働を選択するといった逆の因果性の

可能性を考慮に入れたうえで分析を進める。

さらに第4節では、非正規雇用から正規雇用への移行がどの程度生じているかをKHPSを用いて検証する。具体的には、ある年に非正規雇用で働いていた労働者が翌年どの程度の割合で正規雇用者に移行できているか、さらに、どのような属性で正規雇用への移行確率が高いか、といった点をKHPSを用いて明らかにする。その際には、不本意型の非正規雇用に着目し、もともと正規雇用を希望していなかった本意型と比較して、不本意型の非正規雇用者がより多く正規化できているかを検証する。

本章の分析結果を要約すると以下ようになる。まず第2節では、正規・非正規雇用の選択メカニズムについて、労働需要制約を考慮した2段階の就業形態選択モデルを用いることで、非正規雇用を本意型と不本意型に区別して捉えられることを示した。さらに、就業形態選択モデルの推計結果をもとに失業率が上昇した際の変化をシミュレートすると、就業意欲喪失効果は本意型の非正規雇用ではみられるものの、不本意型ではみられないことを明らかにした。このことから、非正規雇用を本意型と不本意型に区別することが重要であることが示唆される。

次に第3節では、就業形態や労働時間が労働者の健康状態に与える影響をJHPSとKHPSを用いて検証し、非正規雇用の健康状態は正規雇用よりも悪くなっていることがわかった。ただし、賃金や年齢といった労働者の属性や、不健康だから非正規雇用で働いているといった逆の因果性（内生性）をコントロールすると、就業形態や労働時間による健康状態の違いは解消されることも示された。もともと、非正規雇用は正規雇用よりも労働時間を自由に選択できる余地があるため、健康状態は正規雇用よりもよいと予想される。それにもかかわらず、非正規雇用の健康状態が正規雇用と変わらないことは、賃金や雇用の安定性、教育訓練、福利厚生など、労働時間以外の面で非正規雇用に起因する不効用が労働者に生じていることを示唆しており、日本の非正規雇用の問題が浮き彫りになったと解釈できる。

最後に第4節では、非正規雇用から正規雇用への移行確率をKHPSを用いて検証し、非正規雇用のうち年間で8%程度しか正規化できていないことを示した。さらに、どのような労働者で正規雇用への移行確率が大きいかを推計したところ、不本意型、若年、勤続年数3年未満、専門的・技術的職種の非正規雇用で翌年の正規化確率が高いことが明らかになった。

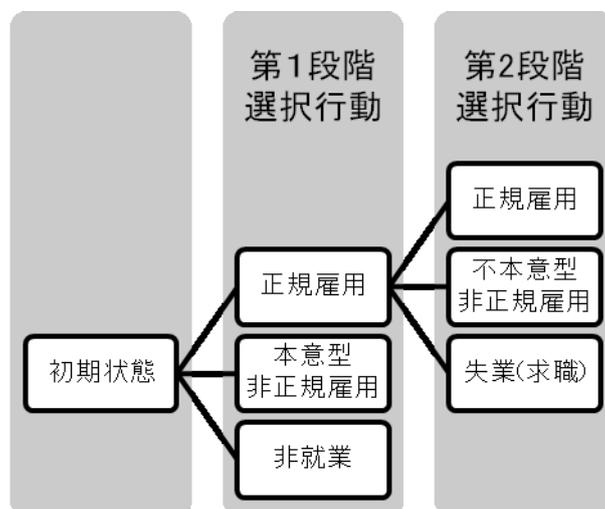
第2節 正規雇用と本意・不本意型の非正規雇用

本節では、野田・山本（2009）の分析内容にもとづきながら、正規雇用や非正規雇用といった就業形態の選択メカニズムを示し、本意型と不本意型の非正規雇用がどのようにして生まれるかを議論する。

就業形態の選択は、労働者の労働供給行動として、正規雇用・非正規雇用・非就業などの就業形態を労働者が自ら選択できることが想定されることが多い。しかし、Barrett and

第2部 データに見る貧困からの脱出

図 6-1 需要制約を考慮した2段階の就業形態選択の図式



出所：野田・山本（2009）

Doiron（2001）のように、労働需要の制約まで考慮すると、労働者の希望に反して他の就業形態の選択を余儀なくされるメカニズムを捉えることができる。たとえば、野田・山本（2009）では、図 6-1 のように、正規雇用については労働需要の制約による数量割り当てが行われるため、正規雇用を希望した労働者の一部は不本意に非正規雇用や失業を選択する可能性を考えている。図 6-1 は労働需要制約を考慮した就業形態選択を図式化したものであり、まず第 1 段階では、労働者が正規雇用・非正規雇用・非就業の 3 つの就業形態の中から 1 つを希望する¹。ただし、正規雇用を希望した場合には、労働需要の制約があるため、第 2 段階目の選択をしなければならず、正規雇用の職を得られた場合は正規雇用に就くことができるが、それ以外の場合には非正規雇用あるいは失業を選ばなくてはならない。ここで選ばれた非正規雇用が不本意型の非正規雇用であり、第 1 段階で自ら非正規雇用を希望していた本意型の非正規雇用とは異なる就業形態として捉えられる。

野田・山本（2009）では、図 6-1 の就業形態選択メカニズムを KHPS の 2004～2008 年の個人データ（調査対象者の配偶者を含む）を用いて検証している。具体的には、ライフサイクルモデルに準拠した異時点間の労働供給モデルを想定し、各個人が図 6-1 の 2 段階の就業形態選択を行う過程を検証した。検証では、正規雇用・非正規雇用の賃金関数を推計し、個々人が正規あるいは非正規雇用に就いたときの推定賃金を算出したうえで、就業形態毎の価値関数を個人別に算出し、就業形態選択を多項ロジット推計した。

¹ ここで第 2 段階目にどのような労働需要制約が生じるかは労働者には分からないという意味で不完全情報を仮定する。

表 6-1 失業率が1%上昇したときの各就業形態の選択確率の変化

				(%)	
第1段階(就業希望)		第2段階(就業選択)		第1段階+第2段階	
正規雇用	-1.11	正規雇用	-5.33	正規雇用	-3.10
		不本意型非正規雇用	1.85	不本意型非正規雇用	0.73
		失業(求職)	3.48	失業(求職)	1.26
本意型非正規雇用	-0.89			本意型非正規雇用	-0.89
非就業	2.00			非就業	2.00

出所：野田・山本（2009）

分析には1次産業・公務従事者および自営業主・家族従業者を除く未婚2,746サンプルを用いており、就業形態毎の構成比は第1段階(2,746サンプル)における正規雇用が0.56、本意型非正規雇用が0.20、非就業が0.25、第2段階(1,204サンプル)における正規雇用が0.79、不本意型非正規雇用が0.10、失業が0.11である。なお、不本意型の非正規雇用は、非正規雇用で就業している理由として「正規社員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社になかったから」と答えた労働者と定義している。

賃金関数や就業形態選択関数の推計結果は野田・山本（2009）の通りであり、ここでは推計結果の詳しい紹介は控えるが、以下、推計結果にもとづくシミュレーションの1つを紹介したい。野田・山本（2009）では、労働需要制約を考慮した就業形態選択メカニズムを推計したのち、失業率が上昇した際に就業形態選択がどのように変化するかをシミュレートしている。具体的には、推計結果から第1段階と第2段階の各就業形態の選択確率を全サンプルについて算出し、失業率が1%上昇したときにその選択確率が何%変化するかを求め、表6-1の結果を得ている。ここで失業率の上昇に注目したのは、不況期の労働供給行動である就業意欲喪失効果の大きさを把握するためである。

就業意欲喪失効果とは、不況期になると職探しを諦めて非労働力化する行動のことを指す。日本の労働市場では就業意欲喪失効果が大きいと指摘する先行研究（小野（1981）、樋口・清家・早見（1987）など）が多いが、1990年代以降、その大きさが小さくなっているとも言われている（樋口・阿部（1999）、黒田・山本（2008）など）。そこで、表6-1をみると、不況期に失業率が上昇したときに非労働力化がどのようなメカニズムで生じるかを把握することができる。

表6-1をみると、失業率の1%の上昇によって非就業の選択確率が2%上昇することが示されているが、不本意型非正規雇用や失業も2~3%程度上昇しており、不本意に非正規雇用されている労働者や失業者が非労働力化する形の就業意欲喪失効果はみられないことがわかる。その一方で、本意型非正規雇用は1%弱減少していることから、自ら希望して非正規雇用を選択している労働者については、従来通りの就業意欲喪失効果がみられることがわかる。ここでは非正規雇用を本意型と不本意型に区別したため、前者では就業意欲喪失効

第2部 データに見る貧困からの脱出

表 6-2 各就業形態の 2008 年 1 月から 2009 年 1 月の変化

(%)

	正規雇用	不本意型 非正規雇用	本意型 非正規雇用	失業(求職)	非就業
2008 年 1 月	49.57	3.68	22.43	1.79	22.52
2009 年 1 月	48.84	4.31	22.38	2.47	22.00
変化幅	-0.73	0.63	-0.05	0.68	-0.52

果があり、後者ではないことが明らかにできた。しかし、本意型と不本意型に区別しなければ、選択確率の変化は相殺し合うため、失業率が上昇しても非正規雇用の選択確率には変化がないという結果が得られてしまう。このことから、労働供給行動を正しく把握するためには、同じ非正規雇用であっても、行動特性が異なる本意型と不本意型を区別することが重要であることが示唆される。

なお、野田・山本(2009)の分析は2008年調査(2008年1月時点)までのサンプルに行ったものであるが、2008年秋に起きたリーマンショック以降の経済危機の影響が反映されている2009年調査(2009年1月時点)の結果をみると、各就業形態の変化は表6-2のようになる。表6-2をみると、2008年から2009年の急激な景気後退期に、不本意型非正規雇用が0.63%増加しており、野田・山本(2009)のシミュレーションと同様の動きをしていることがわかる。

第3節 就業形態・労働時間が健康に与える影響

前節では労働者が不本意に非正規雇用を余儀なくされるメカニズムについて議論し、非正規雇用を本意型と不本意型に区別することの重要性を示すとともに、不況期には労働需要不足によって就業形態のミスマッチが増大し、不本意型の非正規雇用が増加することを指摘した。そこで本節では、非正規で雇用されることによって、労働者にどのような影響が及ぶのかを検証する。

就業形態が労働者の効用最大化行動の結果として自ら選択されたものであれば、正規雇用であっても非正規雇用であっても、労働者の効用は最大化されているはずである。しかし、何らかの制約によって不本意に非正規雇用を選ばざるを得なかったり、正規雇用で長時間労働を強いられていたりすれば、労働者の効用が最大化されていない可能性がある。その結果、労働者の満足度や幸福度が低くなったり、健康を害してしまったりすることも考えられる。

そこで本節では、労働者の健康状態や心身症状(ストレス)に焦点を当てる。就業状態が労働者の効用に与える影響を検証する研究としては、Clark and Oswald(1994)やWinkelmann and Winkelmann(1998)、佐野・大竹(2007)など、労働者の満足度や幸

福度を分析対象にしたものが多い。この点、労働者の健康状態や心身症状を対象にする本章の分析も、効用への影響を検証する同様の研究の1つと位置づけることができるが、本章で取り上げる健康状態は、労働者からの回答にもとづく主観的健康状態ではあるものの、満足度や幸福度に比べて客観性が高いと考えることもできる。

ここでは、Ratzel (2009)のモデルを応用し、予算制約のもとで、労働者が消費 (C) と余暇 (T-H) と労働の非金銭的便益 (B) の3つの要素からなる効用 (U) を、消費 (C) と労働時間 (H) について最大化する(1)式の問題を解くと考える。

$$\begin{aligned} \max_{C,H} U = U(C, T-H, B(H)), \text{ s.t. } PC = WH \\ \text{where } U_C > 0, U_{T-H} > 0, U_B > 0, B_H > 0 \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、Tは生活時間、Pは財価格、Wは賃金率である。この効用最大化問題が通常のものとは異なるのは、労働者は労働から不効用を被るだけでなく、充実感や満足度といった非金銭的便益 (B) という効用を得ることを明示的に表した点にある。

この(1)式の1階の条件は以下の(2)式ようになり、労働から得られるネットの限界不効用 (MU_H) と消費の限界効用 (MU_C) の比率が実質賃金率に等しくなる。

$$-\frac{MU_H}{MU_C} = \frac{W}{P} \Leftrightarrow -\frac{(U_B B_H - U_{T-H})}{U_C} = \frac{W}{P} \quad (2)$$

ここで、効用を最大にする最適労働時間を H* とし、それに対応するネットの限界不効用 (MU_H*) とすると、実際の労働時間 (H) および限界不効用 (MU_H) は何らかの制約 (労働時間制度や労働者のバーゲニングパワーの低さなど) や労働者の誤認知などで、最適値から乖離することが考えられる。その結果、次の(3)式のように、労働者にとって過大な限界不効用が生じ、それが一定以上の水準に達すると健康被害 (Y) が顕現化すると想定する。

$$Y = \begin{cases} Y^* & \text{if } Y^* > c \\ 0 & \text{if } Y^* \leq c \end{cases} \quad \text{where } Y^* = f(MU_H - MU_H^*) = h(H, X) \quad (3)$$

ここで、Y*は潜在的な不健康状態であり、ある閾値 (c) を超えると実際の不健康状態が観察されることを示している。また、限界効用の乖離は労働時間 (H) やその代理変数としての就業形態、さらには賃金率をはじめとする個人属性 (X) で表現できると仮定する。

本節では、このモデルと就業形態や労働時間の関係に注目する。まず、正規雇用者については、労働時間が硬直的で、かつ、他国よりも長時間労働の傾向が顕著にみられることを考慮すると、日本では労働時間制約が強く、長時間労働のために労働からの不効用が過大となり、健康被害が生じている可能性が指摘できる。正規雇用では労働時間制約があるために自由な労働供給が行われていないことは Ham and Reilly (2002) などでも指摘されているほか、日本の長時間労働については Kuroda (2009)などで議論されている。一方、非正規雇用者については、一般には労働時間制約を受けにくいいため、最適値に近い労働時間

第2部 データに見る貧困からの脱出

が選択されていると考えられる。ただし、前節で扱った不本意型の非正規雇用に関しては、本来であれば正規雇用での就業を希望しているため、むしろ労働時間が短いことが制約となっており、最適値よりも短い労働時間のために不効用が大きくなっている可能性がある。以上のことから、就業形態と不健康度合いの関係は、非正規よりも正規雇用のほうが不健康であること、さらには、本意型非正規よりも不本意型非正規雇用のほうが不健康であることが予想される。

そこで、以下、KHPSとJHPSの個人データ（調査対象者の配偶者を含む）を用いて、上のモデルを推計する。サンプルはKHPSとJHPSの2009年調査をプールし、1次産業・公務従事者・自営・家従を除く60歳未満の男女を利用する²。ただし、推計において観察されない個人ごとの固定効果をコントロールするには、まだ1年分のデータしかないJHPSを用いることはできないので、代わりにKHPSの2004～2009年調査を利用する。

健康指標には、主観的不健康（ふだんの健康状態に対する「よい」、「まあよい」、「ふつう」、「あまりよくない」、「よくない」の5段階評価を0～4点に換算したもの）と心身症状（10項目の心身症状に対する「よくある」、「ときどきある」、「ほとんどない」、「全くない」の4段階のそれぞれの評価を0～3点に換算したものの合計）を用いた³。これらの健康指標を就業形態別にグラフに示してみると図6-2のようになる。図6-2(1)は主観的不健康指標の分布であり、不本意型の非正規雇用で健康状態がよくないことがわかる。また、図6-2(2)は心身症状の分布であり、同様に不本意型を中心に非正規雇用で心身症状が生じやすくなっている傾向がある。一方、労働時間別に健康指標を比較してみたのが図6-3であり、労働時間が短すぎても長すぎても、健康状態（主観的不健康・心身症状）が悪くなることが示されている。さらに図6-4では、就業形態別に労働時間と健康状態の関係を表しており、正規雇用や不本意型非正規雇用を中心に長時間労働ほど健康状態が悪いことや、特に不本意型非正規雇用では短時間労働でも健康状態が悪いことが確認できる。

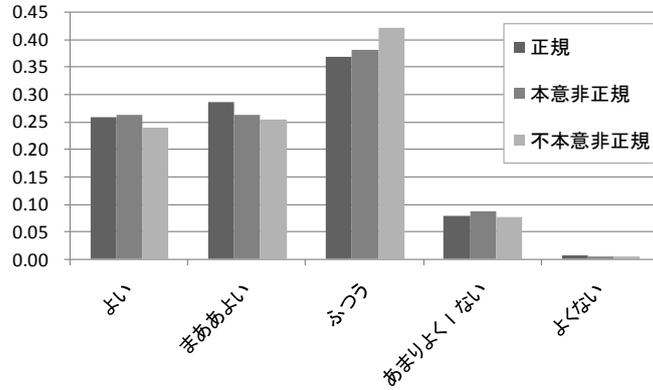
以上のように、図6-2～6-4をみる限り、正規雇用（あるいは長時間労働者）や不本意型非正規雇用（あるいは短時間労働者）で健康状態が相対的に芳しくない傾向があり、上述の予想通りの結果になっていると指摘できる。ただし、図6-2～6-4では単に就業形態・労働時間と健康状態の関係を概観しただけであり、両者の因果関係を特定したわけではない。就業形態・労働時間と健康状態の関係には複雑な因果関係があり、たとえば上述の解釈とは逆に、健康状態が悪いために正規雇用や長時間労働をしない、といった逆の因果性が存在している可能性がある。また、非正規雇用と正規雇用との健康状態の違いは、賃金や年齢など、労働時間以外の要因で生じている可能性もある。そこで、以下では、回帰分析

² 変数によってはKHPSとJHPSのサンプルで平均値や標準偏差が異なることがあるが、この点は各推計でKHPSとJHPSの違いをダミー変数でコントロールすることで対処する。

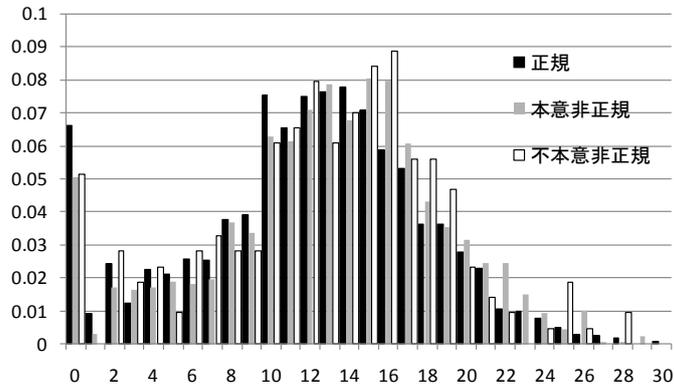
³ 心身症状（ストレス）の10項目は、「頭痛やめまいがするときがある」、「動悸や息切れがするときがある」、「胃腸の具合がおかしいときがある」、「背中・腰・肩が痛むことがある」、「疲れやすくなった」、「風邪をひきやすくなった」、「イライラすることが多くなった」、「寝つきが悪くなった」、「人と会うのがおっくうになった」、「仕事への集中力がなくなった」、「今の生活に不満がある」、「将来に不安を感じる」である。なお、同様の健康指標は馬（2009）や河井（2010）でも用いられている。

図6-2 就業形態別にみた健康指標の分布

(1) 主観的不健康

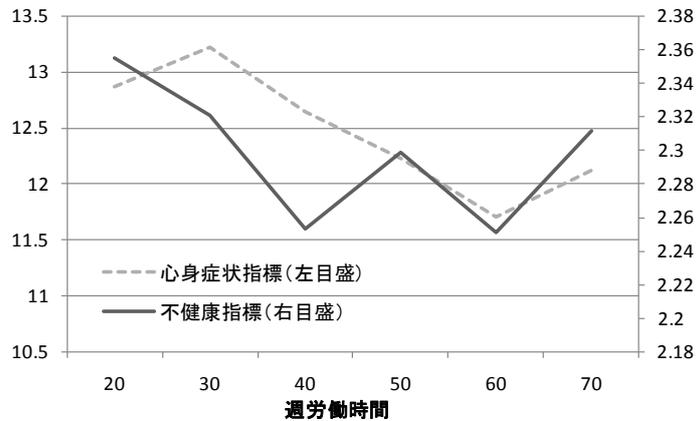


(2) 心身症状



注：サンプルは JHPS2009 と KHPS2009 をプールした 4,512 人。

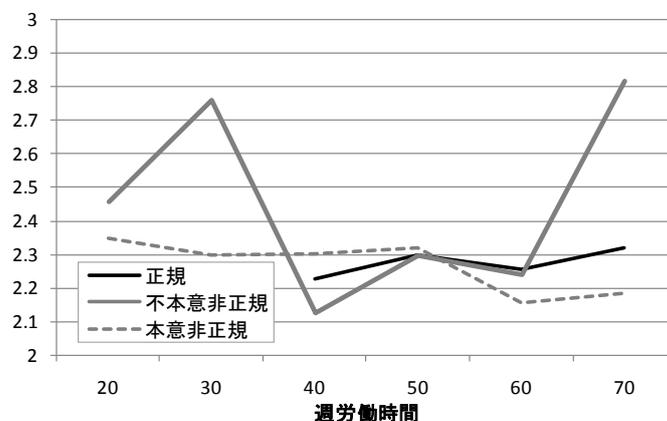
図6-3 労働時間別にみた健康指標の分布



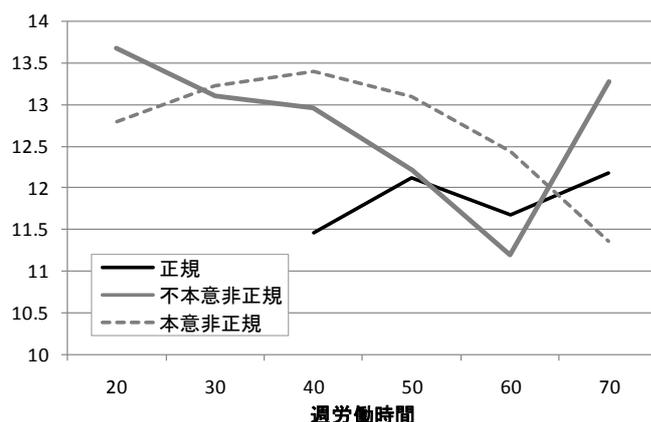
注：サンプルは JHPS2009 と KHPS2009 をプールした 4,512 人。

図 6-4 就業形態・労働時間別にみた健康指標の分布

(1) 主観的不健康



(2) 心身症状



注：サンプルは JHPS2009 と KHPS2009 をプールした 4,512 人。

によって、さまざまな個人属性をコントロールしたり、操作変数を用いて内生性をコントロールしたりして、就業形態や労働時間が健康状態に与える影響を把握する。

推計では、図 6-2～6-4 と同様に、JHPS と KHPS の 2009 年調査のデータを用いて、上述の(3)式を順序ロジットあるいはトービット・モデルで推計する。具体的には、図 6-1 の分布を考慮し、不健康指標として主観的不健康を用いる場合は順序ロジット推計を行い、心身症状を用いる場合にはトービット推計を行う。ただし、内生性と個々人の固定効果をコントロールする推計では、KHPS の 2004～2009 年調査のデータを用いて、線形モデルによる固定効果 IV 推計を行う。

推計結果は表 6-3 と表 6-4 の通りである。表 6-3 は説明変数に不本意型非正規ダミーと本意型非正規ダミー（いずれも正規雇用がベース）を用いた推計結果で、表 6-4 は説明変数に

表 6-3 就業形態が健康状態に与える影響

	(1) 不健康 Ordered Logit	(2) 心身症状 Tobit	(3) 不健康 Ordered Logit	(4) 心身症状 Tobit	(5) 不健康 FE-IV	(6) 心身症状 FE-IV
不本意非正規 (ベース=正規)	0.689 [1.55]	0.133 [1.05]	-0.111 [0.24]	-0.046 [0.33]	-1.355 [0.55]	-0.004 [0.01]
本意非正規 (ベース=正規)	1.027 [4.84]***	0.041 [0.68]	-0.085 [0.29]	0.118 [1.35]	-0.926 [0.76]	0.067 [0.46]
その他説明変数	なし		時給、年齢、年齢2乗、 性別、家族数、JHPSダミー		時給、年齢、年齢2乗、 性別、家族数、JHPSダミー	
操作変数	なし		なし		勤続年数、学歴、組合加入、 産業、企業規模、労働時間管理の有無、 県別有効求人倍率、県ダミー、年ダミー	
サンプル数	4,370 (JHPS2009+KHPS2009)	4,512	4,051 (JHPS2009+KHPS2009)	4,174	3,232 (KHPS2004~2009)	3,942

注：[]内の値は t 値

表 6-4 労働時間が健康状態に与える影響

	(1) 不健康 Ordered Logit	(2) 心身症状 Tobit	(3) 不健康 Ordered Logit	(4) 心身症状 Tobit	(5) 不健康 FE-IV	(6) 心身症状 FE-IV
週労働時間	-0.036 [2.38]**	-0.008 [1.76]*	0.023 [1.30]	-0.011 [2.16]**	-0.030 [0.31]	0.004 [0.39]
(週労働時間) ²	0.000 [1.29]	0.000 [1.80]*	0.000 [0.83]	0.000 [2.30]**	0.001 [0.61]	0.000 [0.90]
その他説明変数	なし		時給、年齢、年齢2乗、 性別、家族数、JHPSダミー		時給、年齢、年齢2乗、 性別、家族数、JHPSダミー	
操作変数	なし		なし		勤続年数、学歴、組合加入、 産業、企業規模、労働時間管理の有無、 県別有効求人倍率、県ダミー、年ダミー	
サンプル数	4,230 (JHPS2009+KHPS2009)	4,358	4,051 (JHPS2009+KHPS2009)	4,174	3,232 (KHPS2004~2009)	3,942

注：[]内の値は t 値

労働時間と労働時間の2乗項を用いた推計結果である。いずれの表も(1)と(2)は就業形態についてのダミー変数あるいは労働時間のみを説明変数に置いたケースであり、図 6-2~6-4 でみたように、(不本意型)非正規雇用や長時間労働ほど健康状態が芳しくないことが示されている。

第2部 データに見る貧困からの脱出

一方、表 6-3 および表 6-4 の(3)と(4)は時給や年齢、性別、家族人数などをコントロールしたケースで、(5)と(6)はさらに勤続年数、学歴、組合加入、産業、企業規模、労働時間管理の有無、県別有効求人倍率などを操作変数として用いて固定効果 IV 推計を行ったケースである⁴。これらの結果をみると、属性をコントロールしたり、内生性や固定効果をコントロールしたりすることで、就業形態も労働時間も健康状態との関係は認められなくなることがわかる。このことは、図 6-2~6-4 や推計(1)~(2)でみた就業形態・労働時間と健康状態の関係はいわば見せかけの相関であり、因果関係はないことを示している。つまり、不本意型非正規雇用であっても正規雇用の長時間労働であっても、それが原因で効用水準が過度に低下し、健康が損なわれることはないと解釈できる。

もっとも、上述の通り、非正規雇用は正規雇用に比べて、労働時間を選択できる可能性がある分、効用水準は最適値に近く、健康状態もよいことが予想される。それにもかかわらず、非正規雇用の健康状態が正規雇用と変わらないとすれば、非正規雇用には、労働時間以外の要因で大きな不効用が生じていると考えられる。よく指摘されるように、日本の非正規雇用は、給与はもちろんのこと、安定性や教育訓練、福利厚生などの面で正規雇用との格差が大きいとされており、正規雇用よりも健康状態がよくなっていないという本節での検証結果は、こうした非正規雇用の問題が色濃く反映されたとも解釈できよう。

第4節 非正規雇用から正規雇用への移行

前節で非正規雇用が労働者に与える影響について検証したが、たとえ不本意に非正規雇用に就いたために効用水準が下がったとしても、比較的短い時間で非正規雇用から正規雇用へ移行できるのであれば、労働者に与える影響は限定的なものに抑えられる。そこで本章の最後に、不本意型の非正規雇用に注目しながら、非正規雇用から正規雇用への移行について、若干の分析を行うことにする。

利用データは、KHPS の 2004~2009 年調査のうち、1 次産業・公務従事者・自営・家従・学生を除く 60 歳未満の男女の個人データ(調査対象者の配偶者を含む)である。このうち、分析には、ある年 (t 年) に非正規雇用として就業し、翌年 ($t+1$ 年) に非正規雇用あるいは正規雇用として就業していた 2,803 サンプルを用いる。この t 年に非正規雇用だった 2,803 サンプルのうち、 $t+1$ 年に正規雇用に移行できたのはわずか 245 サンプルにすぎず、確率にすると 8%である。この水準は、四方 (2010) による分析結果と同様であり、四方 (2010) が国際比較しているように、先進諸国の中でもきわめて低い移行確率となっている。

そこで、このサンプルを用いて、どのような労働者が正規雇用に移行できているかを把

⁴ 表 6-3~6-4 では、利用データを JHPS と KHPS をあわせたクロスセクションデータとするか ((1)~(4)の推計)、KHPS のみを用いて 2004~2009 年のパネルデータとするか ((5)~(6)の推計)、推計方法に応じて変えている。しかし、KHPS のみを用いたパネルデータを用いて(1)~(4)の推計を行っても、表 6-3~6-4 と同様の結果が得られることは確認できる。

表 6-5 非正規雇用から正規雇用への移行確率

		正規雇用 ($t+1$ 期) Probit
不本意型	(t 期)	0.023 [1.73]*
男性	(t 期)	0.189 [9.29]***
20歳代	(t 期)	0.076 [3.68]***
30歳代	(t 期)	0.029 [1.97]**
40歳代	(t 期)	0.030 [2.21]**
勤続1年未満	(t 期)	0.047 [3.05]***
勤続1～2年	(t 期)	0.026 [1.66]*
勤続2～3年	(t 期)	-0.015 [0.87]
勤続3～5年	(t 期)	0.007 [0.44]
大卒	(t 期)	-0.004 [0.31]
その他		職種・都道府 県・年次ダミー
サンプル数		2717

注1：サンプルは t 期に非正規雇用だった雇用者。

注2：年齢のベースは50歳代、勤続年数のベースは5年以上。

注2：数字は限界効果、[]内は t 値を示す。

握するためのプロビット推計を行い、表 6-5 に示した。ここでは、年齢、勤続年数、学歴、職種、産業などともに、不本意型かどうかを示すダミー変数を説明変数として用いており、 t 年にどのような属性をもっていた非正規雇用者が正規化できているかを検証している。

表をみると、非正規雇用者のうち本意型よりも不本意型のほうが正規化できる確率が2%程度有意に高いことがわかる。つまり、非正規雇用から正規雇用へ移行できる確率は全体としては高くないが、正規雇用を希望することで確実に正規雇用への移行確率は僅かに高まっており、日本の労働市場でも、いったん非正規雇用に就いてしまったらその後正規雇用される道が完全に断たれてしまうような状況には至っていないことが示唆される。別の見方をすれば、この分析結果も、第2節で指摘したように、非正規雇用を本意型と不本意型に区別することの重要性を示唆している。そもそも本意型の非正規雇用ははじめから正規雇用を望んでおらず、同じ非正規雇用であっても、正規雇用を希望する不本意型の非正

第2部 データに見る貧困からの脱出

規雇用とあわせて正規雇用化の議論することは適切ではないといえよう。

参考までに、性別や年齢、勤続年数などによる正規化確率の違いをみると、男女別では男性のほうが正規化の確率は圧倒的に高い。年齢別には20歳代が高いが、50歳代に比べると30~40歳代でも高い。勤続年数では1年未満あるいは1~2年で正規化できている。勤続年数は非正規雇用であった t 年時点のものであるため、 $t+1$ 年時点までに正規化できていることを踏まえると、非正規雇用としての勤続が3年未満であれば、正規化できる可能性が高いと判断することができる。また、表への掲載は省略しているが、職種別にみると、専門的・技術的な職種で正規化の確率が高くなっている。

なお、不本意・本意別の正規化確率を除き、こうした表6-5の分析結果は玄田（2008）、四方（2010）、石井（2010）、石井・佐藤・樋口（2010）などの研究でも見出されている。このうち、四方（2010）では本章と同じKHPSのデータを用いて、正規雇用への移行が転職を伴うものかどうかについて詳細に検証しているほか、石井（2010）や石井・佐藤・樋口（2010）では技能向上のための自己啓発を実施することで正規雇用への移行確率が高まるかどうかを検証している。

第5節 おわりに

本章では、日本の労働市場において正規・非正規雇用の選択がどのようなメカニズムで生じるかを議論したうえで、不本意に非正規雇用に就いている不本意型非正規雇用に注目しながら、非正規雇用が労働者の健康状態に与える影響や非正規雇用から正規雇用への移行メカニズムについて検証した。

まず第2節では、正規・非正規雇用の選択メカニズムについて、労働需要制約を考慮した2段階の就業形態選択モデルを用いることで、非正規雇用を本意型と不本意型に区別して捉えられることを示した。さらに、就業形態選択モデルの推計結果をもとに失業率が上昇した際の変化をシミュレートすると、就業意欲喪失効果は本意型の非正規雇用ではみられるものの、不本意型ではみられないことを明らかにした。このことから、非正規雇用を本意型と不本意型に区別することが重要であることが示唆される。

次に第3節では、就業形態や労働時間が労働者の健康状態に与える影響をJHPSとKHPSを用いて検証し、非正規雇用の健康状態は正規雇用よりも悪くなっていることがわかった。ただし、賃金や年齢といった労働者の属性や、不健康だから非正規雇用で働いているといった逆の因果性（内生性）をコントロールすると、就業形態や労働時間による健康状態の違いは解消されることも示された。もっとも、非正規雇用は正規雇用よりも労働時間を自由に選択できる余地があるため、健康状態は正規雇用よりもよいと予想される。それにもかかわらず、非正規雇用の健康状態が正規雇用と変わらないことは、賃金や雇用の安定性、教育訓練、福利厚生など、労働時間以外の面で非正規雇用に起因する不効用が労働者に生じていることを示唆しており、日本の非正規雇用の問題が浮き彫りになったと解釈できる。

最後に第4節では、非正規雇用から正規雇用への移行確率をKHPSを用いて検証し、非正規雇用のうち年間で8%程度しか正規化できていないことを示した。さらに、どのような労働者で正規雇用への移行確率が大きいかを推計したところ、不本意型、若年、勤続年数3年未満、専門的・技術的職種の非正規雇用で翌年の正規化確率が高いことが明らかになった。

非正規雇用問題を議論する際に、本意型・不本意型を区別することや労働者への影響を探ること、さらには非正規雇用からの脱出メカニズムを検証することは極めて重要であり、今後も研究の蓄積が望まれる。特に、不本意型の非正規雇用と失業のいずれで正規雇用への移行確率が高いかを検証することや、非正規から正規への移行が同一職種内あるいは職種をまたいで生じているのかを検証すること、さらには、景気循環と正規化との関係を検証することなど、今後の重要な研究課題といえよう。

参考文献

- Barrett, G. and D. Doiron (2001) "Working part time: by choice or by constraint," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 4, pp. 1042-1065.
- Clark, Andrew. E and Oswald, A. J. (1996) "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*, Vol. 61, No. 3, pp.359-381.
- Kuroda, Sachiko (2010) "Do Japanese Work Shorter Hours than before?: Measuring Trends in Market Work and Leisure Using 1976-2006 Japanese Time-Use Survey," *Journal of the Japanese and International Economies*, forthcoming.
- Steffen Rätzel (2009) "Revisiting the neoclassical theory of labour supply – Disutility of labour, working hours, and happiness," FEMM Working Papers 09005, Otto-von-Guericke University Magdeburg, Faculty of Economics and Management.
- Winkelmann, L. and Winkelmann, R. (1998) "Why Are the Unemployed So Unhappy?: Evidence from Panel Data," *Economica*, Vol.65, pp.1-15.
- 石井加代子 (2010) 「2000年代後半の貧困動態の確認とその要因に関する分析」, 瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應-京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムVI: 経済危機下の家計行動の変容』, 慶應義塾大学出版会, 第2章
- 石井加代子・佐藤一磨・樋口美雄 (2010) 「ワーキング・プアからの脱出に自己啓発支援は有効か」(本書に収録)
- 小野旭 (1981) 『日本の労働市場 外部市場の機能と構』, 東洋経済新報社
- 河井啓希 (2010) 「所得格差と労働者の身体的・精神的健康」(本書に収録)
- 玄田有史 (2008) 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』, 580号, 61-77頁
- 黒田祥子・山本勲(2008) 「異時点間の労働供給弾性値(Frisch弾性値)の計測—わが国に配偶女性のマイクロ・データを用いた検証—」, 『三田商学研究』, 第51巻, 第2号, 77-92頁.
- 佐野晋平・大竹文雄 (2007) 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』, 558号, 5-18頁.
- 四方理人 (2010) 「非正規雇用は「行き止まり」か」『女性と労働市場』 慶應義塾大学2009年度博士論文, 第3章
- 樋口美雄・阿部正浩 (1999) 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」, 樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータから見た現代女性・結婚・出産・就業・消費・貯蓄』, 東洋経済新報社

第2部 データに見る貧困からの脱出

- 樋口美雄・清家篤・早見均（1987）「労働市場：男女労働力の就業行動の変化」，浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』，東京大学出版会，263-285頁
- 野田顕彦・山本勲（2009）「不本意就業を考慮した労働供給行動の推定—労働供給の質は向上するか？」，樋口美雄・瀬古美喜・照山博司・慶應—京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムⅤ：労働市場の高質化と就業行動』，慶應義塾大学出版会，第2章
- 馬欣欣（2009）「長時間労働は労働者のメンタルヘルス問題をもたらすか」，樋口美雄・瀬古美喜・照山博司・慶應—京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムⅤ：労働市場の高質化と就業行動』，慶應義塾大学出版会，第5章