



RIETI Discussion Paper Series 11-J-052

非正規労働者の希望と現実 —不本意型非正規雇用の実態—

山本 勲
慶応義塾大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

非正規労働者の希望と現実* 不本意型非正規雇用の実態

山本 勲 (慶応義塾大学)[†]

要 旨

本稿では、『慶應義塾家計パネル調査』(2004~10年)の個票データを用いて、正規雇用の職がないために仕方なく非正規雇用になっている不本意型の非正規雇用の実態を明らかにするとともに、就業形態毎に人々の主観的厚生水準がどのように異なるかを検証する。検証の結果、非正規雇用の大多数は自ら選択している本意型であること、しかし不本意型の非正規雇用者は失業者の約1.5倍と無視しえない人数であること、不本意型の非正規雇用は独身、20歳代あるいは40~50歳代、契約社員や派遣社員、運輸・通信職や製造・建設・保守・運搬などの作業職などで多く、また、景気循環との関係では不況期に増える傾向があることなどが明らかになった。このほか、就業形態の選択行動や就業形態間の移行状況をみると、不本意型の非正規雇用は、同じ非正規雇用であっても本意型とはその特性が異なり、むしろ失業との類似性が高いことがわかった。次に、個々人の主観的厚生指標として心身症状(ストレス)の大きさを点数化した指標を就業形態間で比較したところ、正規雇用よりも非正規雇用や失業、非労働力でストレスが大きくなっていることがわかった。しかし、個人属性や就業選択の内生性をコントロールすると、正規雇用よりもストレスが大きいのは、不本意型の非正規雇用と失業だけであることも確認できた。つまり、非正規雇用だからといって厚生水準が低くなっているとは限らず、その大多数を占める本意型については正規雇用や非就業と厚生水準は変わらない。一方で、不本意型の非正規雇用については、失業と同程度に、他の就業形態よりもストレスが有意に大きくなっており、需要側の制約のために効用が低下し、健康被害という形でその影響が顕現化していると解釈できる。

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿の分析に用いたデータは、『慶應義塾家計パネル調査』(2004~10年)の個票データである。本稿の作成に当たっては、鶴光太郎氏(経済産業研究所)、大竹文雄氏(大阪大学)、黒田祥子氏(東京大学)をはじめ、経済産業研究所「労働市場制度改革研究会」の参加者から大変有益なコメントをいただいた。コメントを下された各氏に深く感謝申し上げたい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者個人に属する。

[†] E-mail: yamamoto@fbc.keio.ac.jp

1 はじめに

雇用者の3割のウエイトを占めるようになった非正規雇用は、日本の労働市場で今後どのように活用されるべきだろうか。2008年の金融危機を契機に非正規雇用の不安定性がクローズアップされるようになり、非正規雇用をこれまで同様に活用し続けるべきか、あるいは、規制を強め何らかの制限を加えるべきかといった議論が活発になされている。しかし、ひと言で非正規雇用といっても、パート・アルバイト、契約・嘱託社員、派遣社員などの呼称、あるいは、契約期間でみても、そこには多様な労働者が含まれる。そこで本稿では、非正規雇用の多様性のうち、労働者が希望して就業しているかどうかに着目し、正規雇用の職がないために仕方なく非正規雇用に就いている不本意型の非正規雇用に焦点を当てた分析を行う。

就業していない人のうち、需要制約やミスマッチなど労働市場に問題があるため職がみつからずジョブサーチしている人は、自ら進んで就業しないことを選択した人とは区別され、失業者として注目される。非正規雇用を本意型と不本意型に区別するのはこれと同じ考え方であり、需要制約やミスマッチの影響がある点で不本意型の非正規雇用は失業と類似した就業形態といえる。これまで失業が社会的・学術的に注目されてきた半面、不本意型の非正規雇用への関心は必ずしも高くはなかった。しかし、非正規雇用が増加し、経済の不確実性や構造的なミスマッチが増大する中、非正規雇用を本意型と不本意型に分けることで、新たな知見や政策の方向性がみえてくる可能性がある。

たとえば、不本意型の非正規雇用に就くことで労働者の厚生が低くなっているとすれば、失業と同様に不本意型の非正規雇用は、社会的な政策対応を施す対象になりうる。一方で、不本意であっても、失業せずに雇用されているという意味では、不本意型の非正規雇用には失業率の上昇を抑え、労働者の生活を支える役割もある。正規雇用への移行確率や労働者の厚生水準が失業より劣らなければ、不本意型の非正規雇用は、不況期の一時的な受け皿として評価することもできる。こうした問題意識のもと、次節以降では『慶應義塾家計パネル調査』の個票データを用いて、同じ非正規雇用であっても、それを希望して就いている本意型と希望していない不本意型ではその特性や主観的厚生が大きく異なるかどうかを検証する。

本稿の分析は主に2つからなる。1つは、不本意型の非正規雇用の特性を記述統計やシンプルな推計をもとに明らかにすることである。これまで、不本意型に注目した非正規雇用の研究としては、永瀬 [1997]、Barrett and Doiron [2001]、脇坂 [2003]、周 [2008]、野田・山本 [2009] などがある。たとえば、永瀬 [1997] は正社員とパートタイム労働者の賃金の差が Rosen [1974] 流の補償賃金格差で説明できないことや、非自発的パートがパートタイム労働者の約15%を占めること、中高年・低学歴・長時間労働者が不本意パートにな

りやすいために賃金格差が生じている可能性があることなどを指摘している。また、Barrett and Doiron [2001]も、カナダのデータを用いて、不本意型のパートタイム労働者の賃金が低くなっている点などを明らかにしている。さらに、野田・山本 [2009] では、労働供給行動が本意型と不本意型の非正規雇用で異なることや、就業意欲喪失効果は不本意型ではなく本意型の非正規雇用で顕著にみられることなどを示している¹。これらの先行研究に対して、本稿の特色としては、個々人の最新のパネルデータをもとに、不本意型の非正規雇用の特性を包括的に明らかにすること、特に失業や正規雇用、本意型の非正規雇用、非労働力とった多様な就業形態間の比較や就業形態間のダイナミズム（移行）の検証を行うことが挙げられる。

本稿のもう 1 つの分析は、就業形態毎に個々人の効用がどの程度異なるか、特に、不本意に非正規雇用に就くことで効用がどの程度低下しているかを検証することである。就業形態によって労働者の効用が異なる可能性は、これまでも Clark and Oswald [1994] や Winkelmann and Winkelmann [1998]、大竹 [2004]、佐野・大竹 [2007] など示されている。しかし、これら経済学分野の研究のほとんどが失業に焦点を当てたものであり、多くの研究で労働者の主観的厚生指標が失業によって低下することが指摘されてきた。その一方で、これらの研究では、非正規雇用さらには不本意型の非正規雇用といった就業形態が労働者の主観的厚生をどの程度低くするかについては、必ずしも明らかにされていない²。もっとも、疫学研究の分野においては、Virtanen et al. [2003] や馬場・近藤 [2005] など、主観的厚生指標の 1 つである主観的健康度と就業形態の関係を検証した研究蓄積がある。たとえば、Virtanen et al. [2003] は、フィンランドの労働者のデータを用いて、就業者のほうが無業者よりも主観的健康指標がよいことや、契約期間の定めの有無によって主観的健康指標は異なることなどを示している。また、馬場・近藤 [2005] は『消費生活に関するパネル調査』（家計経済研究所）を用いて、女性の就業形態（就業か無業、常勤か非常勤、雇用者が自営業主など）と主観的健康指標の相関関係を検証し、非常勤よりも常勤のほうが健康状態がよい傾向にあることを指摘している。ただし、馬場・近藤 [2005] も指摘しているように、これらの研究は横断面的な分析にもとづくため、就業形態と主観的健康指標の因果関係の解釈については慎重になる必要がある³。これに対して本稿の分析は、非正規雇用を本意型と不本意型に分けること、さらに、労働者の個人属性をコントロール

¹ このほか、脇坂 [2003] は、不本意型の非正規雇用に就いているのは、男性、高年齢、無配偶者、家計維持者に多いと示しているほか、周 [2008] では、やむを得ず非正規雇用になった若者が近年増加していることなどが示されている。

² 後述するように、最近の日本の研究では、就業形態による主観的厚生の違いを検証する研究もみられるようになった（森川 [2010] や鶴ほか [2011] など）。

³ 疫学・心理学の分野の研究では、健康に関する他のリスク要因（喫煙や肥満など）が豊富にコントロールされている一方で、労働者の観察される個人属性（所得や資産、学歴、家族構成など）や観察されない固定効果が十分にコントロールされていないことが多く、本稿の分析はその点で差別化が図られていると考えられる。

するとともに、操作変数を用いた固定効果推計を実施することで、主観的厚生（健康）指標が就業形態の選択に影響を与える逆の因果性の可能性をコントロールすることなどが大きな特色といえる。

本稿の分析で得られた結果をまとめると次のようになる。まず、不本意型の非正規雇用は全サンプルの 3.4%、非正規雇用に占める比率でも 13.8%と小さく、非正規雇用で就業している雇用者の大多数は自ら選択している本意型であることがわかった。ただし、不本意型の非正規雇用は、失業と比べると、その数は約 1.5 倍と無視しえないことも示された。このほか、不本意型の非正規雇用は、独身、20 歳代あるいは 40～50 歳代、契約社員や派遣社員、運輸・通信職や製造・建設・保守・運搬などの作業職などで多く、また、景気循環との関係では不況期に増える傾向があることも明らかになった。このほか、就業形態の選択行動や就業形態間の移行状況を見ると、不本意型の非正規雇用は、同じ非正規雇用であっても本意型とはその特性は異なり、むしろ失業との類似性が高いことがわかった。

次に、個々人の主観的厚生指標として心身症状（ストレス）の大きさを点数化した指標を就業形態間で比較したところ、正規雇用よりも非正規雇用や失業、非労働力でストレスが大きいことがわかった。しかし、年齢や所得などの個人属性や就業選択の内生性をコントロールすると、非正規雇用の中でもストレスが大きいのは不本意型だけであり、本意型の非正規雇用については、非就業と同様に、正規雇用と同程度のストレスになっていることも明らかになった。非正規雇用だからといって厚生水準が低くなっているとは限らず、その大多数を占める本意型については正規雇用や非就業と変わらないことは特筆に値しよう。一方で、不本意型の非正規雇用については、正規雇用や本意型の非正規雇用などの就業形態よりも心身症状指標が有意に大きく、その大きさは失業と同程度である。不本意型の非正規雇用や失業という就業形態は、いずれも労働者の希望に合わないという意味で需要側の制約を受けており、そのために厚生水準が低下し、健康被害という形でその影響が顕現化していると解釈できる。

以下、2 節では、本稿で用いるデータについて説明するとともに、不本意型の非正規雇用の実態を明らかにする。次に 3 節では、就業形態によって労働者の主観的厚生が異なるかどうかを心身症状を用いて分析する。そのうえで最終節では分析結果のまとめと含意について議論する。

2 データでみる非正規雇用の実態

2.1 不本意型非正規雇用の分布

データおよび就業形態の定義

本節では、『慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey、以下 KHPS）』の個票

データを用いて、不本意型を中心とする非正規雇用の実態を明らかにする。KHPS は、2004 年から毎年 1 月末時点に実施されている同一個人に対する追跡調査であり、全国に居住する満 20～69 歳の男女個人を母集団とし、層化 2 段階抽出法により無作為に抽出された個人を調査対象者としている。調査対象者は 2004 年の 4,000 人と 2007 年に追加された 1,400 人の合計 5,400 人となっている。ただし、調査対象者の配偶者にも調査を行っているため、実際には約 9,000 人のデータが利用できる。2005 年以降の継続回答率は 82.7%、86.4%、91.3%、90.9%、92.6%と推移している。KHPS の標本特性については木村 [2005] で詳しく分析されているが、『国勢調査』（総務省）や『労働力調査』（総務省）などの他の統計調査と比べ、調査項目の分布に有意な差は認められないことがわかっている。

KHPS では調査対象者に就業状態と勤め先での職位（勤務形態）を聞いており、そこから正規雇用（常勤の職員・従業員＜正規社員＞）、非正規雇用（契約社員、アルバイト・パートタイマー、派遣社員、嘱託）、非就業者の区別ができる。このうち、非就業者については、職探しの有無を聞いているので、職探しをしている人を失業（求職）、それ以外を非労働力に分類することができる。さらに、非正規雇用者については、その勤務形態で働いている理由として、「正規社員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社がなかったから」、「賃金・労働条件・待遇などがよかったから」、個人的な事情から正規社員の労働条件では働けないから、「その他」のいずれであるかを聞いている。そこで本稿では、の「正規社員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社がなかったから」を選択している人を不本意型の非正規雇用、からを選択した人を本意型の非正規雇用と定義する。その結果、本稿で扱う就業形態は、「正規雇用」、「不本意型非正規雇用」、「本意型非正規雇用」、「失業」、「非労働力」の 5 つになる。

このような定義で求めた不本意型の非正規雇用はどの程度のウエイトを占めるのか。以下、民間企業に勤める 54 歳以下の男女の雇用者（学生を除く）をサンプルとして、この点を確認していく⁴。

就業形態の分布

まず、図 1 で就業形態の構成比をみると、2004～10 年の平均で正規雇用は 52.1%、不本意型非正規雇用は 3.4%、本意型非正規雇用は 21.2%、失業は 2.3%、非労働力は 21.0% となっている。非正規雇用に注目すると、全サンプルに占める比率は 24.6%、雇用者に占める比率では 32.1% となり、『労働力調査』（総務省）のデータなどでも指摘されるように、雇用者の 3 人に 1 人が正規雇用ではなく非正規雇用として働いていることがわかる。この

⁴ なお、55 歳以上を含めないのは、次節での分析に合わせるためである。次節では、就業形態が労働者の健康状態に与える影響をみるが、そのとき、年齢の高いサンプルを含めると、健康状態が悪いから非正規雇用を選択するといった逆の因果性が生じやすくなるため、54 歳以下の雇用者に限定する。

うち、本稿で注目する不本意型の非正規雇用は全体の 3.4%に過ぎず、非正規雇用に占める比率でも 13.8%と小さい⁵。つまり、非正規雇用で就業している雇用者の大多数は自ら選択している本意型であり、不本意型は少数派に過ぎないといえる。近年、非正規雇用の待遇の悪さや不安定性に対する社会的な関心が高まり、その是正が検討されているにもかかわらず、大多数の労働者は自発的に非正規雇用を選択していることは興味深い。もちろん、本意型の非正規雇用にも問題がないわけではなく、本意型といっても、正規雇用に伴う長時間労働などのデメリットと非正規雇用に伴う不安定性などのデメリットを比較考量し、消去法的に自ら非正規雇用を選んでいる人も含まれるだろう。しかし現状の雇用条件を所与とした場合、たとえ不安定性が伴っても、非正規雇用の多くが自発的な選択をしている事実は、非正規雇用問題を考えるうえで重要だと思われる。

一方、不本意型の非正規雇用は、雇用者の中で決して多くはないが、失業者と比べると、その数は約 1.5 倍と無視しえないことも注目すべきであろう。さらに、図 1 で時系列的な推移をみると、不本意型の非正規雇用は不況期に大きくなる傾向がみてとれる。すなわち、不本意型の非正規雇用の比率は、好況期だった 2007 年が 3.0%と最も低く、リーマン・ショック後の 2010 年には 3.9%まで上昇している。

次に、図 2 で属性別の分布をみると、まず、男女の違いとして、全体に占める不本意型の非正規雇用の比率は、男性よりも女性で高いことがわかる。ただし、女性のほうが非正規雇用のウエイトが圧倒的に大きいため、非正規雇用に占める比率としてみると、女性よりも男性のほうが不本意型が高い。次に、男女別にみると、男性では 20 歳代や独身で高いことや、女性では 20 歳代や独身とともに 40～50 歳代で高いことがわかる。独身の場合、不本意であっても、生活のためには就業機会のある非正規雇用を選ばざるをえないと推察できる。また、女性については、出産・育児期にいったん労働市場から退出した後、40～50 歳代で再び参入する「M 字型」の労働供給パターンが一般に観察されるが、労働市場に再参入する時点で正規雇用を希望しても、非正規の職しか見つからない傾向があるといえよう。

さらに図 3 では、非正規雇用に占める不本意型の比率をいくつかの側面で比較できる。まず、雇用形態別にみると、不本意型はアルバイト・パートタイマーで少ない一方で、契約社員や派遣社員で多く、3 割以上が不本意型となっている。学歴別にみると、不本意型の比率に大きな違いはみられない。次に、職種別には、運輸・通信職や製造・建設・保守・運搬などの作業職、保安職で不本意型が多く、産業別にみても関連する製造業、運輸、通信情報業で多くなっている。

⁵ 厚生労働省の『就業形態の多様化に関する総合実態調査』（2007 年）を用いて、非正規雇用を選んだ理由として「正社員として働ける会社になかったから」と回答した非正規雇用者を不本意型と定義すると、非正規雇用の比率は 18.9%となる。ただし、この調査は複数回答形式で非正規雇用を選んだ理由を 3 つまで回答してもらうようになっているため、不本意型の比率が大きめにしやすい点は留意が必要である。

就業形態選択の要因

最後に、上でみた個人属性を含め、労働者がどのような要因によって各就業形態を選んでいるかを把握するため、誘導形の多項ロジットモデルを推計する。就業形態の選択に影響を与える要因としては、年齢、学歴、家族構成（婚姻状態、未就学のこどもの有無、同居人数）、県別有効求人倍率を考える。これらの変数の基本統計量は表1のとおりである。

表2が多項ロジットモデルの推計結果であり、各就業形態の選択確率に対する限界効果を掲載している。表をみると、不本意型非正規雇用の確率を有意に高める要因としては、女性、50歳代、高卒、独身、未就学児のいないこと、同居人数が少ないこと、有効求人倍率が低いことが挙げられる。これらの多くは上の図表で確認したことであり、基本的な個人属性を同時にコントロールしても、同様の結果が得られたことになる。

ここで有効求人倍率に注目すると、景気の悪い時期や地域ほど、不本意型の非正規雇用が増え、逆に、本意型の非正規雇用は減る傾向が示されている。これは、不況期に職探しを諦める就業意欲喪失効果が（不本意型ではなく）本意型の非正規雇用で見られることを指摘した野田・山本[2008]と整合的な結果といえよう。一方で、表2からは、不本意型の非正規雇用と同様に、失業も不況期に増加する傾向が確認できる。これらのことから、不本意型の非正規雇用は、同じ非正規雇用であっても本意型とはその特性が異なり、むしろ失業に近い就業形態と捉えることもできる。

2.2 不本意型非正規雇用と失業の類似性

不本意型の非正規雇用が、本意型の非正規雇用ではなく、むしろ失業に近いということは、表2の多項ロジットモデルを用いた検定でも確認できる。具体的には、推計した多項ロジットモデルにおいて、各説明変数の係数が就業形態間で有意に異なっているかをWald検定で確認する方法をとる。本稿では非正規雇用を本意型と不本意型に区別した分析を行っているが、両者の属性や行動が同じであれば、それぞれを区別する必要はない。しかし、その場合には、表2の多項ロジットモデルの推計結果で、本意型と不本意型の係数は統計的に有意に異ならないはずである。

そこで、表3では、就業形態間の組み合わせ毎に各係数が同一であるという帰無仮説をWald検定した際のカイ2乗検定量を掲載した。検定結果は、すべての組み合わせにおいて帰無仮説が1%水準で棄却されることを示しており、5つの就業形態はすべて異なるカテゴリとみなすことが適当といえる。さらに、カイ2乗検定量の大きさを比べると、不本意型の非正規雇用は正規雇用との組み合わせでは3,679、本意型の非正規雇用の組み合わせでは416.8、失業との組み合わせでは50.4、非労働力との組み合わせでは847.5となっている。ここで、カイ2乗検定量が大きいほど就業形態間での係数の違いが大きいとみなせば、不

本意型の非正規雇用は、本意型の非正規雇用ではなく失業と最も類似性が高いと解釈することができる。

さらに、不本意型の非正規雇用と失業の類似性は、就業形態間のダイナミズムでも確認できる。図 4 はその年に正規雇用就業している確率を前年の就業形態毎に示したものである。これをみると、正規雇用では 9 割以上が継続して正規雇用されている一方で、他の就業形態から正規雇用への移行確率は 2 割未満と非常に低いこと、ただし、その中には、不本意型の非正規雇用あるいは失業から正規雇用への移行確率が相対的には高く、それぞれ 15%と 19%となっていることがわかる。さらに、掲載は省略するが、このことは労働者の属性をコントロールした分析結果をみても当てはまる。具体的には、表 2 の多項ロジットモデルで用いた説明変数と就業形態毎のダミー変数を用いて、翌年に正規雇用される確率をプロビット推計すると、不本意型の非正規雇用と失業の係数の大きさは統計的に有意に異ならず、また、本意型の非正規雇用や非労働力よりも有意に大きくなる。

以上で示された不本意型の非正規雇用と失業の類似性については、いくつかの解釈ができよう。1 つは、ポジティブな解釈であり、非正規雇用という就業機会がなければ、不本意型の非正規雇用は失業者になっていたというものである。特に、不本意型の非正規雇用から正規雇用へ移行できる確率は絶対水準では低いが、失業など他の就業形態と比べて見劣りするわけではない。このことを踏まえると、不本意型の非正規雇用は、正規雇用に就けない労働者の生活を支え、失業率の上昇を抑えるという意味で一定の役割を果たしていると解釈することができよう。もう 1 つは、ネガティブな解釈であり、失業と同様に、不本意型の非正規雇用は何らかの需要側の制約を受けており、労働者の希望が実現されていないため、労働者の厚生が低下している可能性があるというものである。仮に不本意型の非正規雇用の厚生が低下しているとすれば、何らかの政策対応も必要になる。そこで、次節では、就業形態毎に労働者の厚生がどのように異なるか、具体的には、需要制約を受けている不本意型の非正規雇用で働いている労働者ほど、本意型の非正規雇用などの他の就業形態に比べて（主観的）厚生が低くなっているかを検証する。

3 不本意型非正規雇用の主観的効用

3.1 心身症状指標の作成

前節に引き続き、本節では KHPS の個票データを用いて就業形態毎に人々の厚生水準が異なるかどうかを検証する。ここでは、個々人の厚生水準の代理指標として、心身症状（ストレス）に関する自覚の度合いを点数化した心身症状指標を用いる。

近年、個々人の主観的厚生 (subjective well-being)、つまり主観で判断した効用水準を、アンケート調査などで計測する行動経済学の研究が増えており⁶、本稿の分析もその 1 つと位置づけられる。主観的厚生指標としては、幸福度や満足度が用いられることが多いが、Kahneman and Krueger [2006]が指摘するように、そうした指標は、調査方法 (質問項目の順番など) や環境 (天気など) によって結果が左右されやすい傾向があり、計測誤差が伴うとの批判をしばしば受ける。これに対して、心身症状指標は、心身に関する症状を淡々と細かく聞くので、調査方法や環境による影響は受けにくいと考えられる。事実、Kahneman and Krueger [2006]や Smith et al. [2005]などでは、幸福度や満足度などの主観的厚生指標の正当性を裏付けるエビデンスとして、健康指標との相関の高さが提示されており、健康指標の 1 つである心身症状指標の客観性は幸福度や満足度よりも高いと考えられる。ただし、心身症状指標はあくまでメンタルヘルスの状況を指標化したものであるため、個々人の効用の一部 (特に、何らかのネガティブな部分) を捉えているにすぎない点には留意が必要といえる。

KHPS では調査対象者に、「イライラすることが多くなった」といった心身症状項目について、「よくある」、「ときどきある」、「ほとんどない」、「全くない」の 4 つのいずれがあてはまるかを回答してもらっている。そこで、本稿では 11 項目の心身症状⁷を利用し、それぞれを 0 (全くない) から 3 (よくある) で点数化して、すべてを合計したものを心身症状指標 (0~33 点) と定義する。この心身症状指標が大きいほど心身症状やストレスが大きく、メンタルヘルスが芳しくないと判断できる。なお、KHPS のうち、2004 年と 2007 年は心身症状に関する質問が実施されていないため、分析にはこれらの年を除いた 2005 年、2006 年、2008 年、2009 年、2010 年の 5 年分のデータを用いる⁸。

以下では個々人の厚生水準が心身症状指標に部分的に反映されていると想定したうえで、就業形態別の比較を行うこととしたい。

3.2 心身症状指標の比較

図 5 は心身症状指標の分布 (ヒストグラム) を就業形態別にまとめたものであり、比較のために各図とも正規雇用者の分布も併せて掲載した。まず、図からは、いずれの分布も

⁶ 主観的厚生指標に関する展望論文としては富岡 [2006] が参考になる。

⁷ 具体的な心身症状項目は、「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」、「今の生活に不満がある」、「将来に不安を感じる」の 11 項目である。

⁸ このほか、ふだんの健康状態について「よくない」と回答しているサンプルと過去 2 年間に入院経験のあるサンプルについては、分析から除外する。ただし、これらのサンプルを分析に含めた場合でも、本稿の分析結果に大きな違いは生じない。

心身症状が全くみられないことを意味するゼロにスパイクがあることが特徴として挙げられる。次に、就業形態間の比較をすると、正規雇用以外の就業形態の分布はいずれも正規雇用よりも右側に位置しており、心身症状が多く生じていることがわかる。その傾向は、不本意型の非正規雇用で最も顕著であり、心身症状指標の高い範囲に多くのサンプルが分布していることがみてとれる。事実、図 6 で就業形態毎の心身症状指標の平均値をみると、正規雇用が 14.1、不本意型の非正規雇用が 16.3、本意型の非正規雇用が 15.4、失業が 14.8、非労働力が 15.3 となり、不本意型の非正規雇用のストレスが最も大きいことがわかる。

ただし、ここでは心身症状指標と就業形態の関係を単純に比較しているにすぎず、就業形態がストレスに与える因果関係を特定しているわけではない点には十分留意すべきである。たとえば、正規雇用よりも非正規雇用で大きいとしても、非正規雇用によって心身症状が多くあらわれるのか、あるいは逆に、心身症状があってメンタルヘルスが芳しくないから正規雇用ではなく非正規雇用を選択しているのかは把握できない。特に、非労働力の心身症状指標が正規雇用よりも大きいことには、そうした逆の因果性が生じている可能性がある。この点については、以下の分析で、統計的に逆の因果性を考慮したうえで、就業形態が心身症状指標に与える影響を検証することとしたい。

このほかの属性と心身症状指標の関係を図 6 でみてみると、2009～10 年の不況期や高い年齢層で心身症状が大きくなっていることや、独身と既婚の間には大きな違いはみられないこと、どの就業形態でも男性よりも女性で心身症状が大きくなっていることがわかる。なお、幸福度や満足度で測った主観的厚生水準は、男性よりも女性のほうが高いことが多くの先行研究で示されており（大竹 [2004] など）、本稿では逆の結果が得られたことになる。これは、主観的厚生水準指標として、本稿では幸福度や満足度ではなく心身症状指標を用いていることによるものと考えられ、この点については留意が必要といえよう⁹。

3.3 分析フレームワーク

理論的背景と実証モデル

就業形態によって主観的厚生水準（本稿では心身症状指標）が異なるとしたら、そこにはどのような理論的な背景があるのだろうか。そもそも個々人が最大効用の得られる就業形態を合理的に選択しているとしたら、効用の異質性を個人属性等でコントロールした後

⁹ この心身症状指標特有の男女差によって、非正規雇用の心身症状指標が大きくなっている可能性も考えられるが、図 5 では、就業形態毎に比べても男性よりも女性で心身症状指標が大きくなっており、非正規雇用に女性が多いため心身症状指標が大きくなっているわけではないことがわかる。また、以下の分析では固定効果モデルで労働者に固有の要因をコントロールするため、就業形態毎の心身症状指標を比較する際に、心身症状指標の男女差は影響しないことになる。

の主観的厚生水準は、就業形態に左右されることはないと考えられる。しかし、就業形態の選択に何らかの制約が生じている場合、その制約によって個々人の主観的厚生水準が低くなることもありえる。本稿では、5つの就業形態のうち、正規雇用、不本意型非正規雇用、失業の3つに制約が生じている可能性を考える。

正規雇用についての制約は、労働時間制約である。Stewart and Swaffield [1997]や Ham and Reilly [2002]、Bryan [2004]などが指摘するように、労働者は労働時間を自由に変えることができず、労働時間を減らしたいと希望しているにもかかわらず、実際には長時間労働を強いられている労働者が少なからず存在する。特に、日本では長時間労働が常態となっており、多くの正規雇用者が労働時間を減らしたいと希望している（Kuroda and Yamamoto [2011]）。労働には不効用が伴うとすれば、長時間労働を強いられるような労働時間制約が正規雇用で生じている場合、主観的厚生水準は正規雇用で低くなることが予想される。非正規雇用の労働時間は平均的には短く、また、正規雇用に比べて労働時間や日数を調整できる余地が労働者側にあるため、この点では正規雇用者よりも主観的厚生水準が高くなっていてもおかしくない。

一方、不本意型の非正規雇用および失業についての制約は、不況による需要不足やミスマッチなどの要因によって希望する職に就けていないという意味での制約である。不本意就業あるいは失業によって主観的厚生水準が低くなっていることは容易に想像できる。本稿ではその点を定量的に確認するとともに、同じ非正規雇用でも本意型は需要側の制約を受けていないために主観的厚生水準が高くなっているという意味においても、本意型と不本意型で非正規雇用の特性が異なる可能性があることを検証する。

以上のことを踏まえ、ここでは次の実証モデルを考える。すなわち、個々人の効用を U 、最適値を U^* 、主観的効用の一部を反映する心身症状を Y^* 、その観測値を Y として、次の関係を想定する。

$$Y = \begin{cases} Y^* & \text{if } Y^* > c \\ 0 & \text{if } Y^* \leq c \end{cases} \quad \text{where } Y^* = f(U^* - U) = g(L, X),$$

ここで、個々人の効用は上述の制約によって最適値 U^* からの乖離が発生し ($U^* - U > 0$)、それによって心身症状（ストレス） Y^* が生じる。ただし、心身症状は一定の閾値 c を超えるまでは 0 が観察され、心身症状が大きくなると顕現化する。また、効用の乖離は、就業形態 L と個人属性 X によって規定されるものとする。

本稿では、この実証モデルをトービットモデルおよび最小自乗法で推計することを試みる。ここで、就業形態 L については、正規雇用、不本意型の非正規雇用、本意型の非正規雇用、失業、非労働力に関するダミー変数を用いるほか、個人属性 X は性別ダミー、年齢層ダミー、世帯所得、既婚ダミー、未就学子どもダミー、世帯人数、預金、借金を用いる。

内生性の考慮

上の実証モデルを推計する際には、就業形態と心身症状指標の内生性を注意深く考慮する必要がある。実証モデルでは、就業形態 L が心身症状指標に影響を与えることが仮定されているが、推計では、心身症状が多いために非正規雇用や非労働力を選択するといった逆の因果性の可能性を考慮することが重要となる。

そこで、分析では、労働者固有の効果によって生じる内生性を考慮するために個人ごとの固定効果をコントロールし、さらに、時間とともに変わりうる要因についても操作変数でコントロールする推計も実施する。具体的には、県別の有効求人倍率、1年前の就業形態（5 就業形態についてのダミー変数）、学歴（大卒、短大・高専卒、高卒、中卒についてのダミー変数）、居住地域（関東および近畿についてのダミー変数）を操作変数とする固定効果 IV 推計を行う。ただし、固定効果モデルではトービットモデルなどの非線形モデルを扱えないため、線形モデルを仮定する。

3.4 分析結果

分析結果は表 4 のとおりである。まず、個人属性をコントロールしないケース（1~3）をみると、トービットモデルや最小二乗推計では、図 6 でみたように、正規雇用以外の就業形態で心身症状指標はおおむね有意に正規雇用よりも大きくなっている。しかし、内生性を考慮した固定効果 IV 推計では、不本意型の非正規雇用と失業だけが、正規雇用よりも有意に心身症状指標が大きい。このことは、本意型の非正規雇用や非労働力の心身症状指標は正規雇用よりも大きいものの、因果関係としては心身症状があつてメンタルヘルスが芳しくないために、正規雇用ではなく本意型の非正規雇用や非労働力を選択していることを示唆する。

一方、不本意型の非正規雇用の心身症状指標は固定効果推計でも大きくなっているため、不本意型の非正規雇用という就業形態が原因となって労働者のストレスが大きくなっていると解釈することができる。事実、不本意型の非正規雇用から正規雇用へ移行してきたサンプルについて心身症状指標の変化をみてみると、17.6 から 16.4 と 1.2 ポイント低下しており、固定効果推計の結果が示すように、不本意型の非正規雇用から正規雇用へと就業形態を変化させることで労働者のストレスは減る傾向にあることがわかる。なお、トービットモデルと最小二乗推計の結果を比べると、係数の大きさなどは極めて類似しており、心身症状指標がゼロとなるサンプルが多数観察されたことの影響はそれほど大きくないものと推察される。

次に、個人属性をコントロールしたケース（4~6）をみると、トービットモデルや最小二乗推計において、不本意型の非正規雇用以外の就業形態では正規雇用と心身症状指標が

有意に異なることがわかる。個人属性の係数をみると、年齢や低所得という要因が心身症状指標を大きくする傾向があり、本意型の非正規雇用や非労働力の心身症状指標が図6やケース1~3の推計で大きかったのは、就業形態の直接的な影響ではなく、年齢の高さや所得の低さに起因するものである可能性も示唆される。

一方、固定効果IV推計をみると、不本意型の非正規雇用とともに失業の心身症状指標も、統計的に有意に正規雇用よりも大きくなっている。また、不本意型の非正規雇用と失業の係数の差の検定を行うと、両者は統計的に有意に異なるという結果が得られる。つまり、心身症状の悪化は不本意型の非正規雇用と失業で同程度であると解釈できる。

以上、推計結果からは、不本意型の非正規雇用と失業という就業形態に就くことで、心身症状あるいはストレスが大きくなり、メンタルヘルスを害する可能性が高まることがわかった。これらの就業形態はいずれも労働者の希望に合わないという意味で需要側の制約を受けており、そのために厚生水準が低くなっていると解釈できる。失業が主観的厚生水準を低くすることは、Clark and Oswald [1994]、Winkelmann and Winkelmann [1998]、大竹 [2004]、佐野・大竹 [2007] などの多くの先行研究で指摘されてきたことであるが、本稿では、失業だけでなく不本意型の非正規雇用でも主観的厚生水準が低下することを示したことになる¹⁰。

一方、長時間労働という意味での制約を受けている可能性のある正規雇用は、本意型の非正規雇用や非労働力と心身症状の大きさは同程度であった。このことから、1つには、正規雇用で働く日本人が長時間労働を強いられているとしても、大きな不効用は生じにくい効用関数をもっているという解釈ができる。日本人はしばしばワーカホリックといわれるように、長時間労働からの不効用は小さく、むしろ仕事の充実感など仕事自体から効用を得る傾向が強いことが反映されているのかもしれない。もう1つには、本意型の非正規雇用であっても、雇用の不安定性といった日本の非正規雇用に固有の問題があり、それが主観的厚生水準を低めているとの解釈もできよう。本稿では、年齢や世帯所得、あるいは、個々人の固定効果などをコントロールしたが、それ以外の要因で就業形態に固有のものが心身症状に影響を与えている可能性があり、それが非正規雇用の不安定性などの問題であると考えることもできる¹¹。

¹⁰ このことは、鶴ほか [2011] による最近の研究でも確認できる。彼らは、経済産業研究所が実施した日雇い派遣労働者をはじめとする非正規労働者へのアンケート調査をもとに、不本意に非正規雇用として働いている労働者ほど幸福度が低いことを明らかにしている。

¹¹ このことは、補償賃金仮説で非正規雇用の賃金が説明できないことを指摘した先行研究（永瀬 [1997] や森川 [2010]）の結果とも整合的といえる。たとえば、森川 [2010] は、経済産業省の実施した労働者に対するアンケート調査のデータをもとに、労働者の賃金と労働時間をコントロールしても、女性の派遣社員や男性のパートタイマーで仕事に対する満足度が低くなっていることを明らかにしている。

4 おわりに

本稿では、『慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey)』(2004 ~ 2010 年) の個票データを用いて、不本意型を中心とする非正規雇用の実態を明らかにするとともに、就業形態毎に人々の主観的厚生水準が異なるかどうかを検証した。不本意型の非正規雇用とは、本来ならば正規雇用に就きたいのに職がないため仕方なく非正規雇用に就いている就業形態のことであり、本稿では、自ら非正規雇用を希望している本意型の非正規雇用と区別した分析を行った。

分析の結果、不本意型の非正規雇用は全サンプルの 3.4%、非正規雇用に占める比率でも 13.8% と小さく、非正規雇用で就業している雇用者の大多数は自ら選択している本意型であることがわかった。ただし、不本意型の非正規雇用は、失業と比べると、その数は約 1.5 倍と無視しえないことも示された。このほか、不本意型の非正規雇用は、独身、20 歳代あるいは 40 ~ 50 歳代、契約社員や派遣社員、運輸・通信職や製造・建設・保守・運搬などの作業職などで多く、また、景気循環との関係では不況期に増える傾向があることも明らかになった。このほか、就業形態の選択行動や就業形態間の移行状況をみると、不本意型の非正規雇用は、同じ非正規雇用であっても本意型とはその特性は異なり、むしろ失業との類似性が高いことがわかった。

次に、個々人の主観的厚生指標として心身症状 (ストレス) の大きさを点数化した指標を就業形態間で比較したところ、正規雇用よりも非正規雇用や失業、非労働力でストレスが大きいことがわかった。しかし、年齢や所得などの個人属性や就業選択の内生性をコントロールすると、非正規雇用の中でもストレスが大きいのは不本意型だけであり、本意型の非正規雇用については、非就業と同様に、正規雇用と同程度のストレスになっていることも明らかになった。非正規雇用だからといって厚生水準が低くなっているとは限らず、その大多数を占める本意型については正規雇用や非就業と変わらないことは特筆に値しよう。一方で、不本意型の非正規雇用については、正規雇用や不本意型の非正規雇用などの就業形態よりも心身症状指標が有意に大きく、その大きさは失業と同程度である。不本意型の非正規雇用や失業という就業形態は、いずれも労働者の希望に合わないという意味で需要側の制約を受けており、そのために厚生水準が低下し、健康被害という形でその影響が顕現化していると解釈できる。

以上の分析結果からは、非正規雇用問題を議論する際には、本意型と不本意型に区別する視点が重要であることが含意として導かれる。同じ非正規雇用であっても、属性や厚生水準などは本意型と不本意型で大きく異なる。近年、非正規雇用問題として、待遇の悪さや不安定性が問題視されるが、大多数の非正規雇用は自ら希望してその就業形態を選択しているという意味では、非正規雇用問題の深刻度は、相対的には本意型よりも不本意型で大きいと捉えられる。このため、政策対応としては、必要性がより高い不本意型の非正規

雇用を優先することが重要といえよう。

そもそも非正規雇用に不安定性が生じるのは、企業が不確実性に対処するために、雇用調整のバッファとして非正規雇用を活用していることが背景にある。景気変動に応じて雇用を柔軟に調整できるからこそ企業の競争力を保つことができることを踏まえると、非正規雇用の不安定性をどの程度是正すべきか、あるいは、非正規雇用の活用にどの程度の規制を設けるかといった議論は、労働者からみた雇用の不安定性と企業からみた雇用の柔軟性のバランスをどのようにとるかが大きな論点になる。その際に、非正規雇用全体の仕組みを変えることは企業経営に与える影響が大きいため、まずは非正規雇用の中でも圧倒的に人数が少ない不本意型から政策的な対応を検討していくことが 1 つの方向性として考えられるだろう。

一方、本稿では、不本意型の非正規雇用は失業との類似性が高いという結果も示された。このことは、仮に非正規雇用という就業機会がなければ、不本意型の非正規雇用は失業者になっていたとの解釈もでき、その点を重視すれば、不本意型であっても非正規雇用で就業できていることは、むしろ失業率の上昇を抑え、労働者の生活を支えているという意味で、一定の役割を果たしていると評価できよう。失業でなく不本意型の非正規雇用に就くことで、かえって正規雇用へ移行しにくくなるのであれば、安易に不本意就業することは問題ともいえるが、本稿の分析からは、正規雇用への移行確率や主観的厚生水準は失業と不本意型の非正規雇用で変わらないことが示されている。

しかしながら、不本意型の非正規雇用は、何らかの需要側の制約を受けており、労働者の希望が実現していないという意味では、失業と同様に、政策的な対応を施す必要があるのも事実である。本稿の分析では、不本意型の非正規雇用で就業することで効用が低下し、結果的に労働者の心身症状、つまりストレスが有意に大きくなっている可能性が示された。不況期に一時的に不本意に非正規雇用される労働者が増加することは仕方がないとしても、中長期的には、より多くの正規雇用への需要を創出することや、非正規雇用から正規雇用への移行がスムーズになるような制度設計を構築することが必要といえよう。

参考文献

- 大竹文雄 [2004] 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』、528号、pp.59-68.
- 木村正一 [2005] 「慶応義塾家計パネル調査の標本特性」、樋口美雄・慶應義塾大学経済連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム』、慶應義塾大学出版会.
- 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、pp.5-18.
- 周燕飛 [2008] 「若年就業者の非正規化とその背景: 1994 - 2003 年」『日本経済研究』、第 59 巻、第 2 号、pp.83-103.
- 富岡淳 [2006] 「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』、551号、pp. 17-31.
- 永瀬伸子 [1997] 「女性の就業選択: 家庭内生産と労働供給」、中馬宏之・駿河輝和(編)『雇用慣行の変化と女性労働』、東洋経済新報社.
- 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.
- 馬場康彦・近藤克則 [2005] 「女性の労働と主観的健康感—就業形態・状況別分析」『季刊家計経済研究』 No.65、pp.51-59.
- 森川正之 [2010] 『雇用保障とワーク・ライフ・バランス - 補償賃金格差の視点から - 』、RIETI Discussion Paper Series10-J-042、経済産業研究所.
- 脇坂明 [2003] 「パートタイマーの正社員への変更希望」、日本労働研究機構(編)『非典型雇用労働者の多様な就業実態』、日本労働研究機構.
- Barrett, Gary F. and Denise J. Doiron [2001] “Working part time: by choice or by constraint,” *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 4, pp.1042-1065.
- Bryan, Mark [2004] “Free to choose? Differences in the hours determination of constrained and unconstrained workers,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 59, No. 2, pp.226-252.
- Clark, Andrew. E and Oswald, A. J. [1996] “Satisfaction and Comparison Income,” *Journal of Public Economics*, Vol. 61, No. 3, pp.359-381.
- Ham, John, C., and Kevin T. Reilly [2002] “Testing Intertemporal Substitution, Implicit Contracts, and Hours Restriction Models of the Labor Market Using Micro Data,” *American Economic Review*, Vol. 92, No. 4, pp.905-927.
- Kahneman, Daniel and Alan B. Krueger [2006] “Developments in the Measurement of

- Subjective Well-Being,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20, No.1, pp.3–24.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto [2011] “Firm’s demand for work hours: Evidence from cross-country and firm-worker matched data,” mimeo.
- Rosen, Sherwin [1974] “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, pp.34–55.
- Smith, Dylan M., Kenneth M. Langa, Mohammed U. Kabeto, and Peter A. Ubel [2005], “Health, Wealth, and Happiness: Financial Resources Buffer Subjective Well-Being After the Onset of a Disability,” *Psychological Science*, Vol.16, No.9, pp.663–666.
- Stewart, Mark B. and Joanna K. Swaffield [1997] “Constraints on the desired hours of work of British men,” *Economic Journal*, Vol.107, pp.520–35.
- Virtanen P, Liukkonen V, Vahtera J, Kivimäki M, Koskenvuo M.[2003] “Health inequalities in the workforce: the labour market core-periphery structure,” *International Journal of Epidemiology*, Vol.32, pp.1015–1021.
- Winkelmann, Liliana. and Rainer Winkelmann [1998] “Why Are the Unemployed So Unhappy?: Evidence from Panel Data,” *Economica*, Vol.65, pp.1–15.

図 1：就業形態の構成比の推移

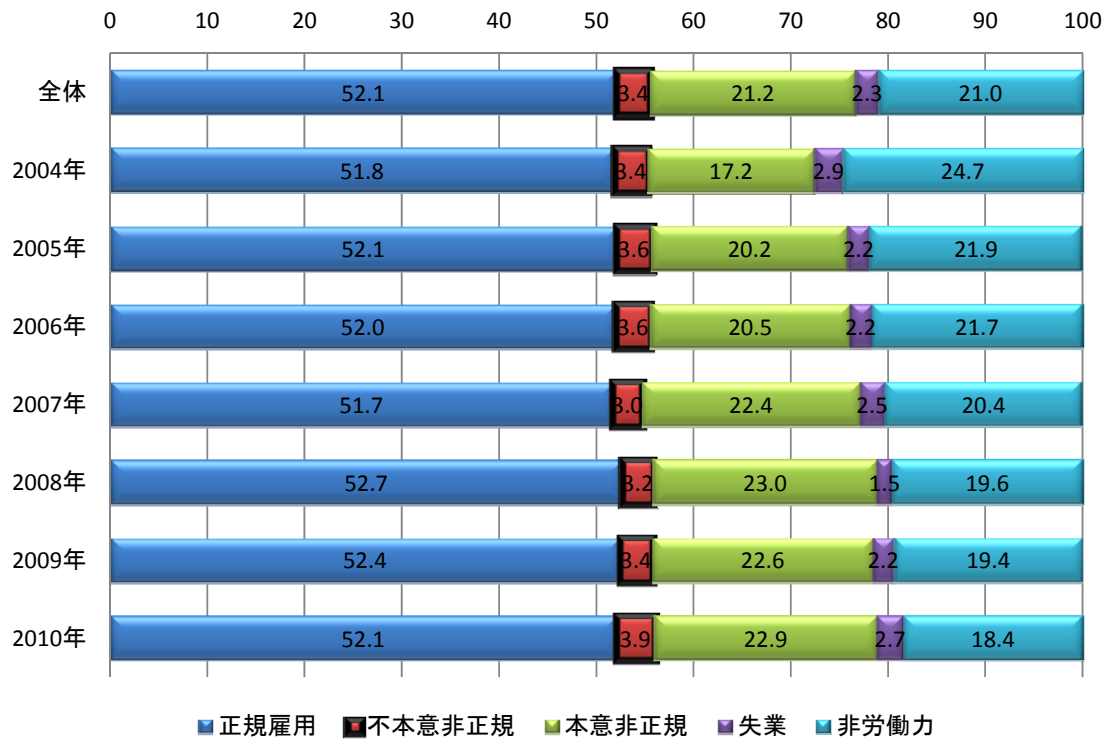
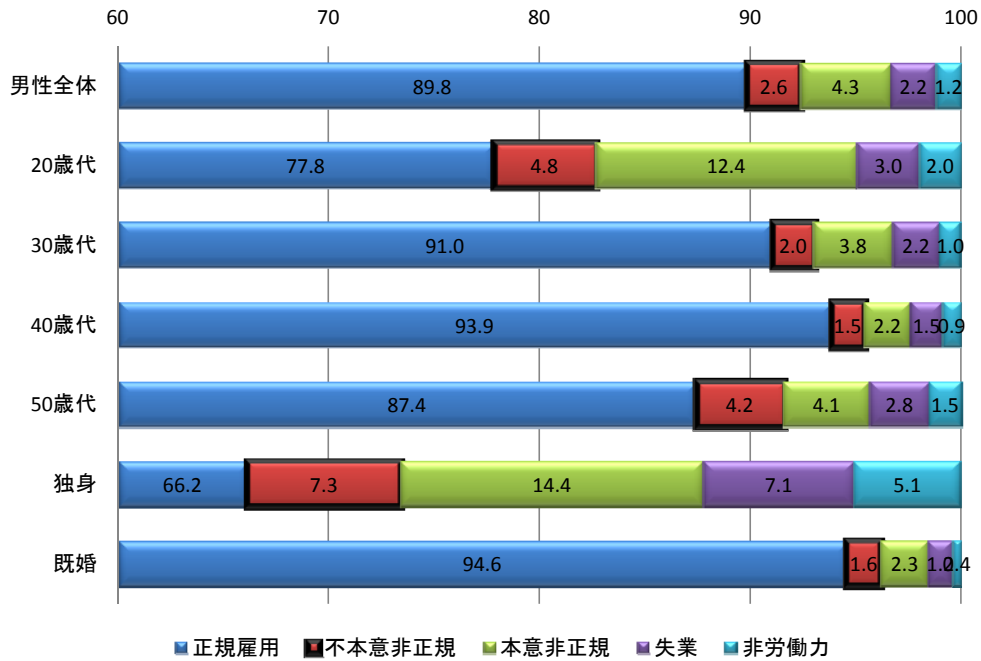


図 2：男女別・年齢層別・婚姻別にみた就業形態の構成比

(1) 男性



(2) 女性

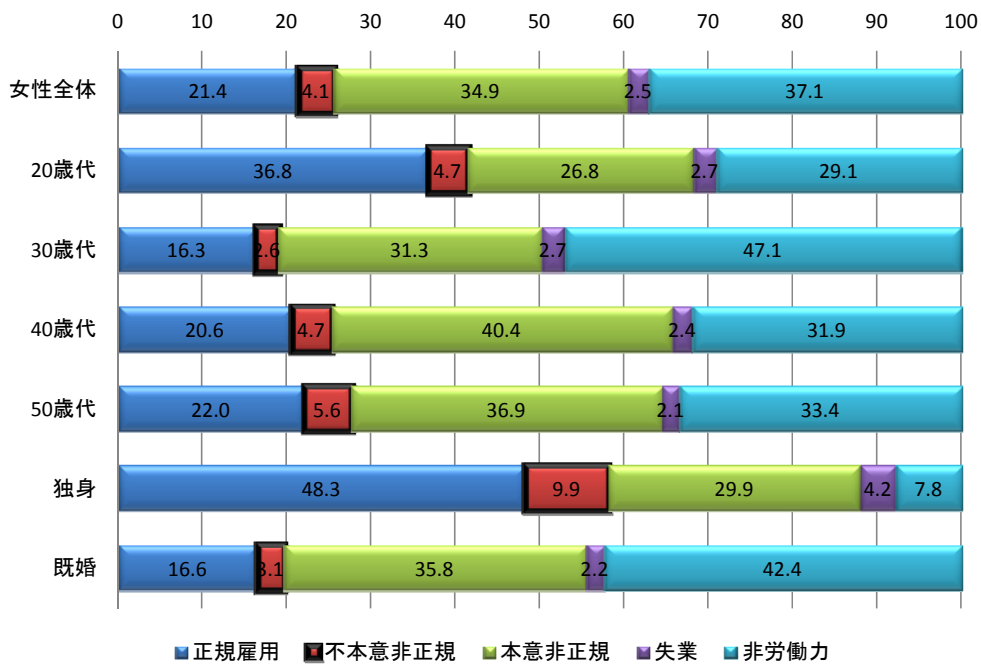
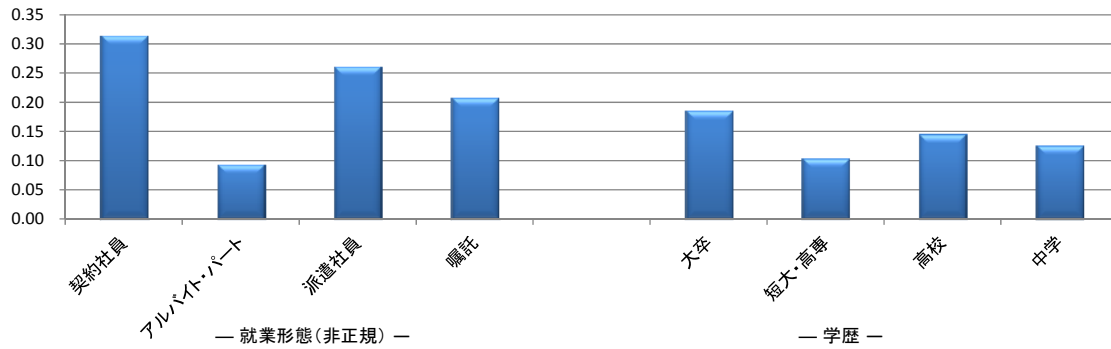
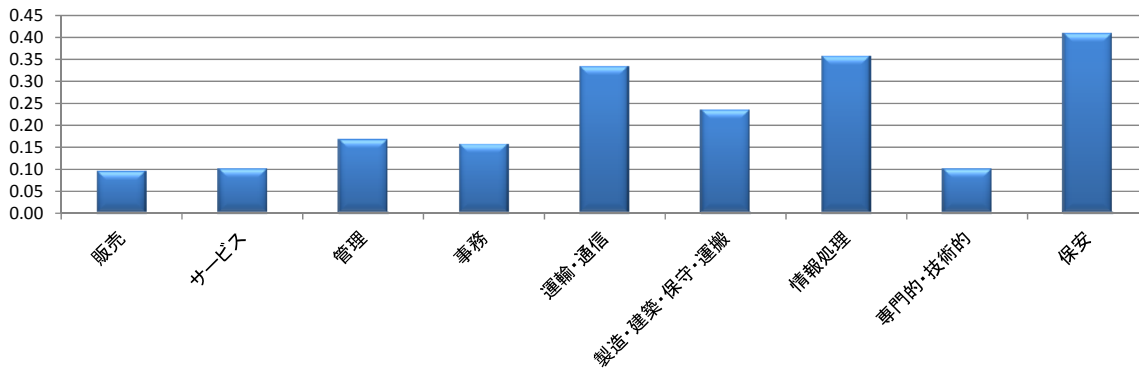


図3：非正規雇用に占める不本意型の比率

(1) 就業形態（非正規雇用）および学歴別



(2) 職種別



(3) 産業別

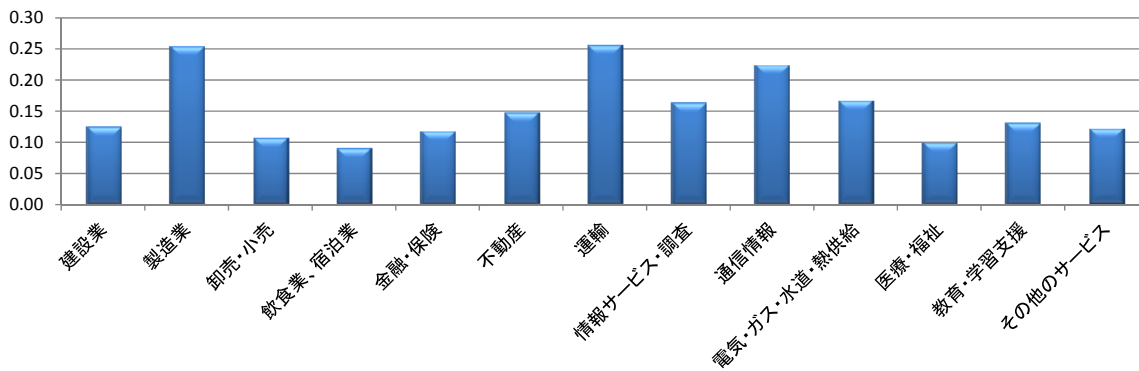
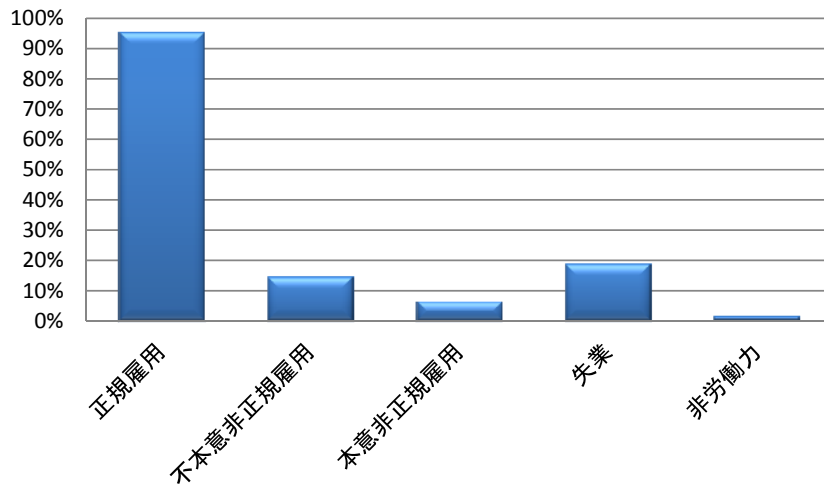


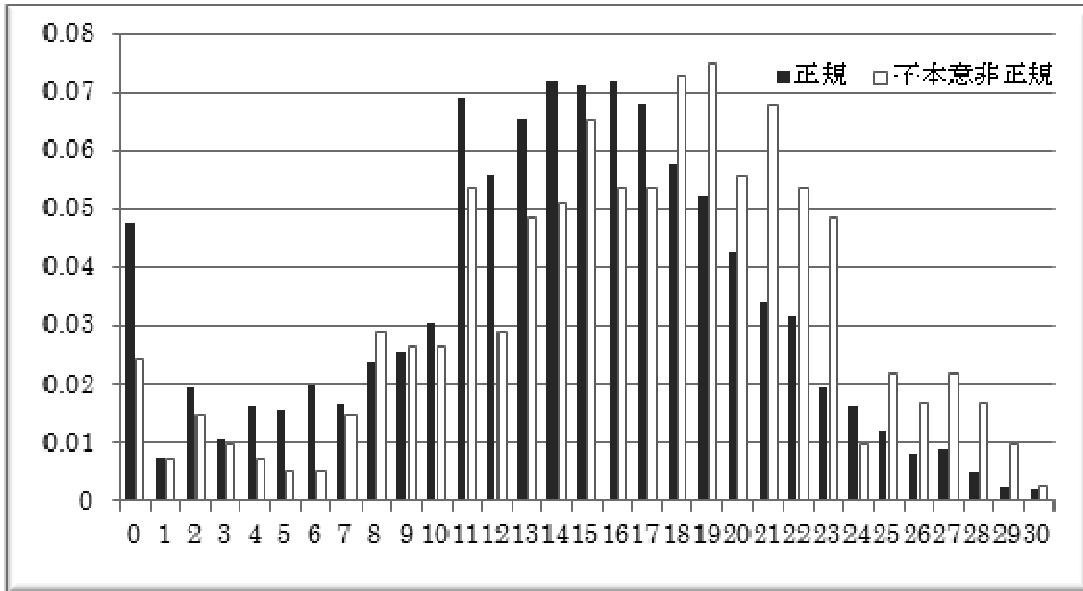
図4：正規雇用への移行確率



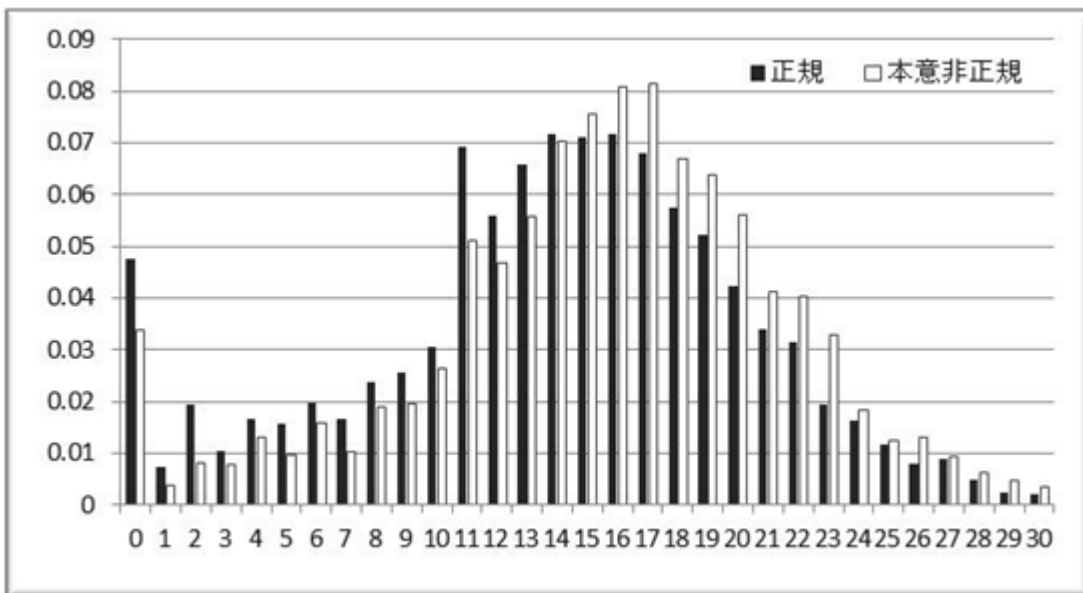
備考：前年の就業形態毎に翌年に正規雇用に移行する確率を算出している

図 5：就業形態別の心身症状指標（ストレス）の分布

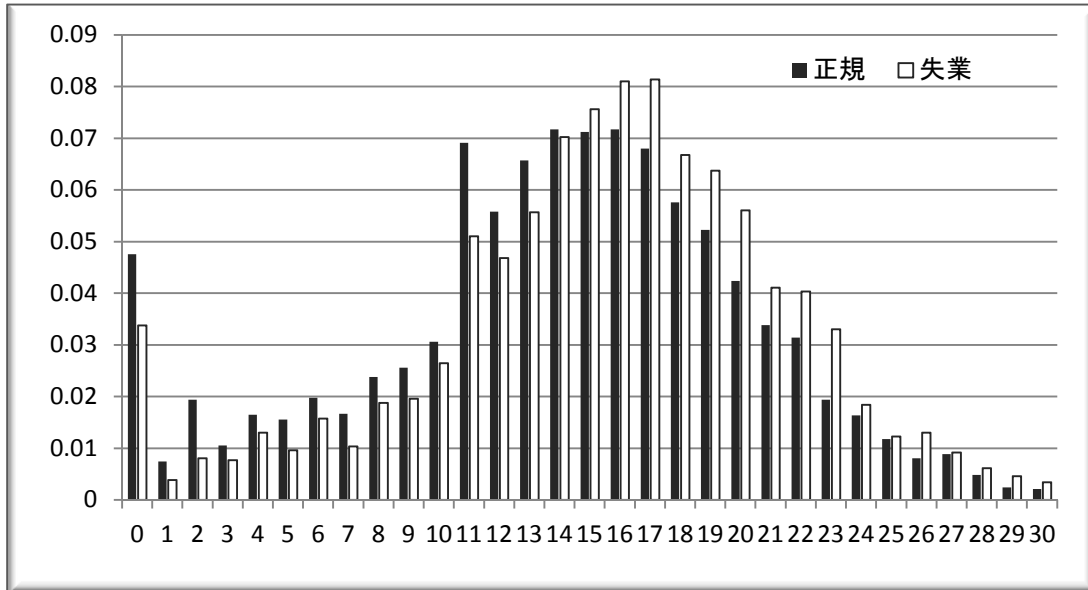
(1) 不本意型非正規雇用



(2) 本意型非正規雇用



(3) 失業



(4) 非労働力

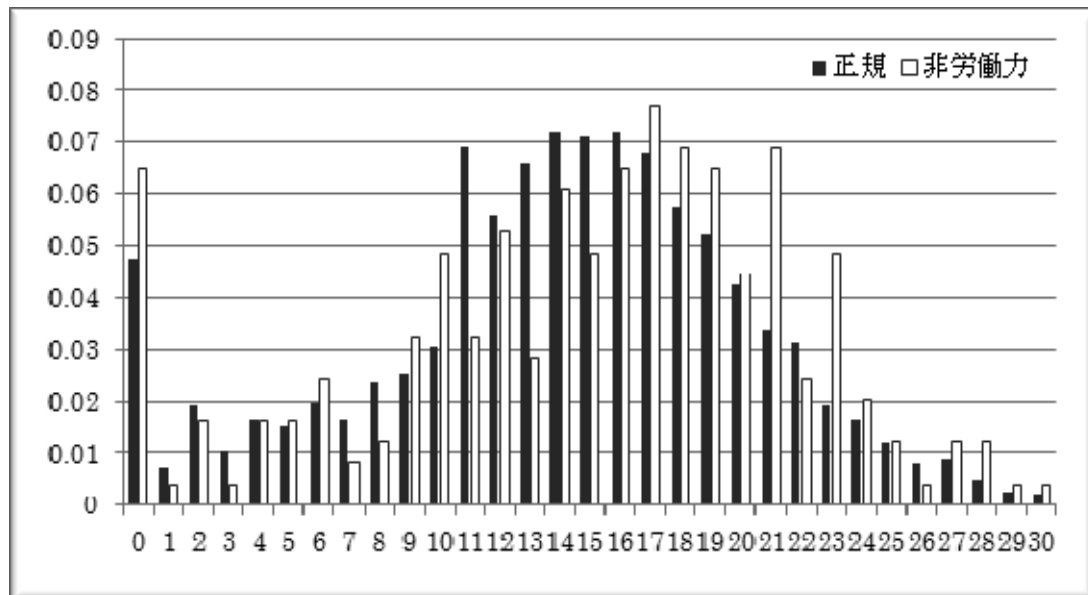
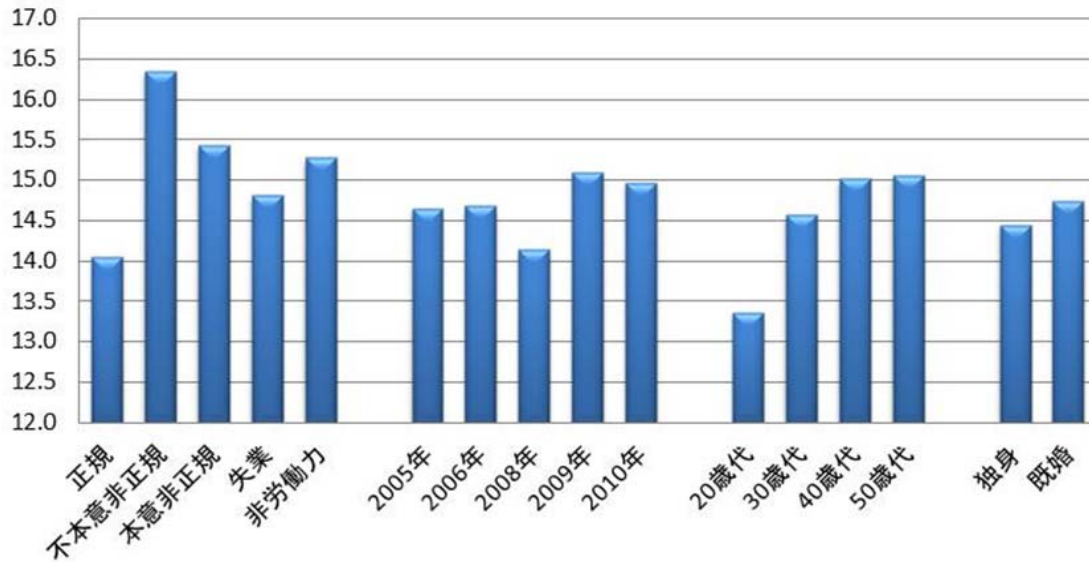


図 6：属性別にみた心身症状指標

(1) 就業形態、年次、年齢層、婚姻



(2) 性別・就業形態

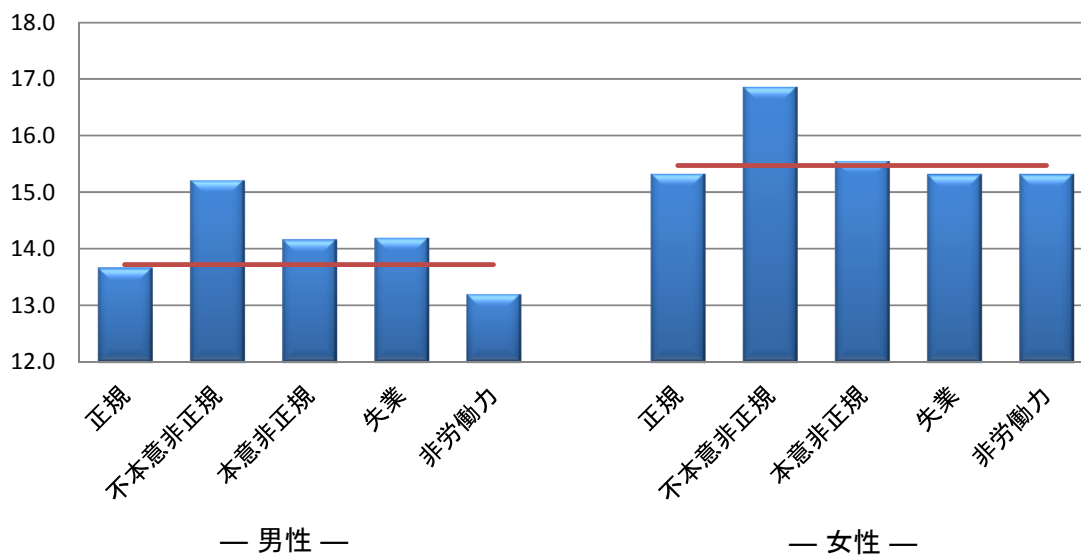


表 1：基本統計量

	正規	不本意非正規	本意非正規	失業	非労働力
男性ダミー	0.77 (0.42)	0.34 (0.47)	0.09 (0.29)	0.41 (0.49)	0.03 (0.16)
年齢ダミー(ベース=20歳代)					
30歳代	0.31 (0.46)	0.23 (0.42)	0.31 (0.46)	0.36 (0.48)	0.44 (0.50)
40歳代	0.38 (0.48)	0.34 (0.48)	0.39 (0.49)	0.31 (0.46)	0.31 (0.46)
50歳代	0.18 (0.39)	0.25 (0.44)	0.18 (0.38)	0.19 (0.39)	0.15 (0.36)
学歴ダミー(ベース=短大・高専卒)					
大卒	0.34 (0.47)	0.18 (0.38)	0.13 (0.33)	0.18 (0.39)	0.16 (0.37)
高卒	0.43 (0.50)	0.53 (0.50)	0.51 (0.50)	0.50 (0.50)	0.43 (0.50)
中卒	0.08 (0.27)	0.09 (0.28)	0.10 (0.30)	0.15 (0.35)	0.10 (0.29)
家族構成					
既婚ダミー	0.83 (0.38)	0.60 (0.49)	0.83 (0.38)	0.62 (0.49)	0.95 (0.22)
未就学の子どもダミー	0.23 (0.42)	0.08 (0.27)	0.13 (0.34)	0.14 (0.34)	0.42 (0.49)
同居人数	3.84 (1.42)	3.48 (1.43)	3.93 (1.37)	3.61 (1.38)	3.96 (1.22)
県別有効求人倍率	0.89 (0.35)	0.84 (0.33)	0.90 (0.35)	0.84 (0.34)	0.88 (0.33)
サンプルサイズ	9,977	656	4,058	447	4,018

備考) 括弧内は標準誤差。

表 2：多項ロジットモデルの推計結果

	正規	不本意非正規	本意非正規	失業	非労働力
男性ダミー	0.681** (0.006)	-0.011** (0.002)	-0.311** (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.356** (0.005)
年齢ダミー(ベース=20歳代)					
30歳代	-0.073** (0.018)	-0.002 (0.005)	0.020 (0.013)	0.015** (0.006)	0.041** (0.008)
40歳代	-0.043* (0.019)	0.008 (0.006)	-0.002 (0.014)	0.006 (0.006)	0.031** (0.009)
50歳代	-0.082** (0.022)	0.028** (0.008)	-0.012 (0.015)	0.012+ (0.007)	0.054** (0.012)
学歴ダミー(ベース=短大・高専卒)					
大卒	0.023 (0.015)	-0.006 (0.005)	-0.029** (0.011)	-0.003 (0.005)	0.015* (0.007)
高卒	-0.055** (0.012)	0.010* (0.004)	0.039** (0.009)	0.009* (0.004)	-0.002 (0.005)
中卒	-0.046* (0.020)	-0.001 (0.006)	0.023 (0.014)	0.025** (0.008)	-0.000 (0.007)
家族構成					
既婚ダミー	-0.015 (0.017)	-0.065** (0.008)	0.044** (0.011)	-0.047** (0.008)	0.083** (0.004)
未就学の子どもダミー	-0.070** (0.014)	-0.018** (0.005)	-0.076** (0.009)	-0.006 (0.004)	0.170** (0.010)
同居人数	0.007+ (0.004)	-0.003* (0.001)	0.005+ (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.008** (0.002)
県別有効求人倍率	0.002 (0.013)	-0.014** (0.005)	0.030** (0.010)	-0.012** (0.004)	-0.006 (0.006)

備考) 1. 就業形態の選択確率への限界効果。括弧内は標準誤差 (White robust standard errors)。
 2. サンプルサイズは 19,156、疑似決定係数は 0.2807、対数尤度は -16525.412。
 3. 「**」、「*」、「+」は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。

表 3：就業形態の類似性比較

	正規雇用	不本意非正規	本意非正規	失業	非労働力
正規雇用	-	771.5	3,679.1	485.3	2,237.4
不本意非正規	3,679.1	-	416.8	50.4	847.5
本意非正規	771.5	416.8	-	359.7	991.1
失業	3,679.1	50.4	359.7	-	698.1
非労働力	2,237.4	847.5	991.1	698.1	-

備考) 就業形態の組み合わせ毎に、表 4-1 の多項ロジット・モデルの各係数が同一であるという帰無仮説を Wald 検定した際のカイ 2 乗検定量を掲載。いずれも有意水準 1%で帰無仮説は棄却される。

表 4：心身症状指標の推計結果

	個人属性あり			個人属性なし		
	(1) トービット モデル	(2) 最小二乗 推計	(3) 固定効果 IV推計	(1) トービット モデル	(2) 最小二乗 推計	(3) 固定効果 IV推計
就業形態(ベース=正規)						
不本意非正規	2.37** (0.34)	2.31** (0.33)	2.02** (0.73)	1.19** (0.36)	1.15** (0.36)	1.52* (0.76)
本意非正規	1.43** (0.15)	1.39** (0.14)	-0.20 (0.40)	0.01 (0.20)	0.00 (0.19)	-0.01 (0.41)
失業	0.74 (0.47)	0.77+ (0.45)	3.80** (1.47)	-0.08 (0.49)	-0.03 (0.46)	3.98* (1.58)
非労働力	1.26** (0.16)	1.24** (0.16)	-0.29 (0.44)	-0.16 (0.22)	-0.16 (0.22)	-0.20 (0.47)
世帯所得(百万円)				-0.14** (0.02)	-0.14** (0.02)	-0.05+ (0.03)
既婚ダミー				-0.34 (0.23)	-0.34 (0.22)	0.18 (0.64)
未就学子どもダミー				0.08 (0.18)	0.08 (0.18)	-0.16 (0.21)
世帯人数				0.14** (0.05)	0.14** (0.05)	0.10 (0.11)
預金(百万円)				-0.01+ (0.01)	-0.01+ (0.01)	-0.00 (0.01)
借金(百万円)				0.01** (0.01)	0.01** (0.01)	0.01 (0.01)
男性ダミー				-1.82** (0.18)	-1.79** (0.18)	
年齢ダミー(ベース=20歳代)						
30歳代				1.25** (0.25)	1.23** (0.24)	
40歳代				2.01** (0.26)	1.96** (0.25)	
50歳代				2.32** (0.28)	2.24** (0.27)	
定数項	13.92** (0.09)	14.04** (0.08)	14.68** (0.17)	14.51** (0.33)	14.62** (0.31)	14.46** (0.71)
対数尤度	-37806	-38260	-27882	-35118	-35521	-25912
サンプルサイズ	11,718	11,718	11,009	10,941	10,941	10,303

備考) 1. 括弧内は標準誤差 (White robust standard errors)

2. 「**」、「*」、「+」は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。