



「若年非就業女性は何を不安に感じているのか？」  
(What makes young non-working women anxious?)

May 17, 2016

小原美紀 (Miki Kohara)

大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 准教授

Associate Professor, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

中山真緒 (Mao Nakayama)

大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 修士課程 2 年

Master's student, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【キーワード】 不安, 若年女性, 失業状態, 非労働力状態, 日本

【JEL Classification Number】 J64, J81, I12,

【要約】 本論文では、非就業状態にある日本の若年未婚女性について、働くことに対する不安がどのように形成されているかを明らかにする。分析には、非就業の若者をターゲットにした数少ない調査である『非就労・未婚・若年女性実態調査』（2014年、大阪府）を用いる。分析の結果、第一に、若年非就業未婚女性が抱える能力不安と健康不安では、その形成要因が大きく異なることが示される。第二に、これらの不安の形成要因は失業（求職）グループと非労働力グループで大きく異なることが示される。とくに能力不安については両グループの差が顕著に見られる。実際に求職活動をしている失業グループでは、年齢の低さや短大卒であるといった働くスキル不足が能力不安の原因であるのに対して、求職活動をしていない非労働力状態のグループでは、先延ばし傾向や一度も働いたことがないなど個人の行動特性が能力不安を高めている。さらに、失業グループでは貧しい家計の若者ほど不安を持つ傾向にあり、非労働力グループでは、豊かな家計の若者ほど不安を感じている。失業者の不安を取り除きジョブマッチングをよくする政策と、非労働力者の不安を取り除き求職状態に移行させる政策では、ターゲットにされるべき若者の特徴や取り除かれるべき不安の内容が大きく異なると言える。

## 1. はじめに

日本の女性の労働参加率は、その低さがしばしば議論される。世界銀行が発表する統計によると、2014年時点の女性の労働参加率（15歳以上人口に占める就業または求職活動中の者の割合）は、日本では49%となっており、60%を超える多くの欧州先進国や、アメリカ合衆国の56%に比べて低い水準に留まっている<sup>1</sup>。

労働参加率が低い理由として一般に言われていることは、育児や家事といった家計内労働の必要性や、社会的な通年により女性の労働インセンティブが削がれているというものである。ところが、実際には、育児や家事の必要性に迫られていない者でも労働参加率は低い可能性がある。平成22年の『国勢調査』によれば、20歳から34歳までの未婚女性で、非就業状態のうち求職活動を行っていない非労働力状態の者は、20歳から24歳の未婚女性の約3.5%（約9万7千人）、25歳から29歳の約4.8%（10万2千人）、30歳から34歳の約6.6%（9万3千人）に及んでいる。このように、未婚の若年女性においても労働参加をしていない者が一定割合存在している。何が若年未婚女性の労働意欲を阻害しているのだろうか。彼女たちが抱える労働不安は何により形成されているのだろうか。

本論文では、非就業状態にある日本の若年未婚女性について、彼女たちの「働くことに対する不安」がどのように形成されているかを明らかにする。分析には、大阪府が2014年に行った『非就労・未婚・若年女性実態調査』を用いる。この調査は、非就業状態（学生を除く）にある34才までの未婚女性を対象に、労働意識や労働不安を尋ねている。調査には、本人の属性だけでなく、家計状況や、これまでの職歴に関する情報も含まれているため、不安の形成要因をさまざまな角度から明らかにできる。さらに、非就業状態の者の中には、まったく働く気がない者から求職活動をしている者までが存在している。この調査では、回答者の求職行動が詳細に尋ねられている。この求職意欲の情報を用いて、求職状態の者と非労働力状態の者において、不安の形成要因に差があるのか検証する。

失業者と非労働力者に分けて分析することは3つの利点を持つ。第一に、理論的には両者は識別されており、両者の行動の決定要因は大きく異なるはずである。識別されることが必要でありながら、データから両者を分けることは通常の調査では難しいため、これまで分析

---

<sup>1</sup> The World Bank Open Data (<http://data.worldbank.org/>). この定義では15歳以上人口に占める割合として定義されるため、生産年齢人口（15歳以上64歳以下）に占める労働力人口の割合として定義する場合よりも低めに定義されてしまう。ただし、生産年齢人口に占める割合で見ても日本の女性の労働参加率は主要先進国よりも低い。

が行われてこなかった。両者を分けた分析は学術的な貢献を持つ。第二に、女性の労働参加を促進しようと思えば、政策上、非労働力状態にある女性を求職状態（労働力状態）に移行させることが重要になる。両者の労働不安の形成要因を分けて分析することで、とくに非労働力者がどのような理由で不安を高めているのかを知ることができる。第三に、不安の形成要因のうち観察できない要素が存在することで、説明変数として捉えた変数と不安形成の間に見せかけの相関をもたらす可能性がある。もともと働く意欲の低い者が前職でパートタイム労働やアルバイト労働を選択していて、彼女たちが不安を抱きやすいのであれば、労働意欲と不安の間の相関を捉えているだけなのに、パートタイム労働やアルバイト労働をしていたことが不安を高めるように見えてしまう。失業者と非労働力者に分けて分析することで、労働意欲をコントロールして不安の形成要因を明らかにできる。

分析の主要結果は以下の通りである。第一に、若年非就業未婚女性が抱える「能力不安」と「健康不安」では形成要因が大きく異なる。「能力不安」の形成には、年齢や先延ばし傾向、就職経験、家計状況のほか、前職の雇用形態や労働時間が影響を与える。一方、「健康不安」の形成には、個人属性ではなく学卒時の景気がおもに影響を与えている。第二に、これらの不安の形成要因は失業グループと非労働力グループで大きく異なっている。とくに「能力不安」については両グループの差が顕著に見られる。実際に求職活動をしている失業グループでは、年齢の低さや短大卒であるといった働くスキル不足が「能力不安」の原因であるのに対して、求職活動をしていない非労働力状態のグループでは、先延ばし傾向や一度も働いたことがないなど個人の行動特性が「能力不安」を高めている。さらに、失業グループでは貧しい家計の若者ほど不安を持つ傾向にあり、非労働力グループでは、豊かな家計の若者ほど不安を感じている。残念ながら、「健康不安」の分析については十分な特定化がなされなかったが、「健康不安」についても非労働力グループにおいて先延ばし傾向を持つ者ほど不安を感じていることが示された。失業者の不安を取り除き良いジョブマッチングを促す政策と、非労働力者の不安を取り除き求職活動を開始させる政策では、ターゲットとされるべき非就業者も、取り除かれるべき不安の内容も大きく異なると言える。

本論文の構成は以下の通りである。つづく2節では関連する先行研究をまとめ、推定モデルを説明する。3節では使用データを紹介する。4節で分析結果を示し、結果から導かれる政策インプリケーションを述べる。最終節で論文全体をまとめる。

## 2. 関連研究と推定モデル

就業状態と不安の関係に関する経済学的な研究は、失業が健康状態に与える影響の検証として行われることが多い。Schaller and Stevens (2015) は、1996年から2012年の米国の Medical Expenditure Panel Survey を用いて、21歳から65歳までの個人を対象にした分析を行い、解雇等の非自発的失業を経験した者は憂うつ感や不安感を持つようになることを示している<sup>2</sup>。Sullivan and Von Wachter (2009) は、1980年から2006年におけるペンシルバニア州の行政データを用いて、大規模な一斉解雇に直面した世代の男性について、解雇された者は解雇されなかった者よりも解雇から20年経った後の死亡率が高いことを示している。

欧州では失業保険が手厚いため失業が経済厚生に与える影響は小さいと言われるものの、類似の結果を報告する研究もある<sup>3</sup>。Browning and Heinesen (2012) は、1980年から2006年までのデンマークの行政データを用いて、工場閉鎖により解雇された男性について、解雇後の自殺率やアルコール依存関係の疾患率の高まりや、精神的な健康状態の悪化が見られるとしている。Theodossiou (1998) は、1992年の British Household Panel Survey を用いて、16歳から91歳までの就業、非就業、非労働力（学生を除く）の全ての状態の者を対象に分析を行い、失業した人は不安や憂うつ感を持つことが多く、自信や自尊心を喪失していることを示している。

個人の失業ではなく、マクロ経済全体の失業率の高まりや景気の悪化が人々の精神的な健康状態や心理状態に与える影響を分析した研究も存在する。Classen and Dunn (2012) は米国の州別月次パネルデータを用いた分析を行い、大量解雇が行われたときに自殺件数が増えることを示している。Tefft (2011) は、2004年から2009年の米国において月次失業率が高まった時に「憂うつ」や「不安」といった用語をインターネットで検索する件数が増えることを示している。Maclean (2013) および Maclean and Hill (2015) は、アメリカ合衆国の National Longitudinal Survey of Youth を用いて、景気が悪い時に悪い地域で就職した男性は自尊心が低く、抑うつ状態になる割合が高いことを示している。Ratcliffe and Taylor (2015) は、1991年から2008年のイギリスの British Household Panel Survey を用いて、株式市場の不確実性が上がると精神的な健康状態が悪化することを示している。

---

<sup>2</sup> ただし、非自発的失業を経験した者ほど医療施設に入院するといった関係は見られない。

<sup>3</sup> たとえば、Schmitz (2011) は、1991年から2008年までの German Socio-Economic Panel を用いて、58歳までの男女を対象にした分析を行い、工場閉鎖による失業は精神的な健康状態に大きな影響を与えないことを示している。ただし、この分析の対象は労働力状態にある男女となっており、工場閉鎖により完全に働く気を喪失し労働状態から脱落したものは分析サンプルに含まれていない。

これらの研究は、いずれも、職を失うことが不安に与える因果効果（精神的健康状態の悪さや不安を感じやすいことが非就業になるやすいという逆の因果効果を取除いた、失職の真の因果効果）を捉える貴重な研究である。ただし、これらの研究には見落とされやすい分析対象が存在している。失業により完全に働く意欲を失ってしまう者、すなわち非労働力状態にある者である。この非労働力状態にある者は若年女性に多い。本研究では、18歳から34歳までの日本人女性で、未婚でありかつ非就業状態にある者（学生は除く）を分析ターゲットにし、非就業者の不安が何により形成されているかを明らかにする。さらに、非就業状態の者のうち、求職活動を行っている失業者と、非労働力者で不安の形成が異なるのかを確かめる<sup>4</sup>。

働くことに関する不安の程度 ( $y_i^*$ ) が、個人属性のベクトル ( $X_1$ )、家計所得 ( $X_2$ )、マクロ経済状況 ( $X_3$ ) により説明されるモデルを考える：

$$y_i^* = X_{1i}\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i$$

ここで、不安を持つかどうかは連続的ではあるが観測できない潜在変数であり、実際に観測されるのは、働くことに関する不安を持つかどうか ( $y_i$ ) となる。そこで、誤差項が標準正規分布に従うことを仮定してプロビットモデルで分析を行う。推定は、はじめにサンプル全体について行い、その後、失業状態にある者と非労働力状態にある者に分けて行う。失業状態にある者と非労働力状態にある者の区別については次節で説明する。

被説明変数である「不安」には、働くことに対して、(1) 能力に関する不安があるかどうかと、(2) 健康の維持に関する不安があるかどうかの二つを用いる。タイプの異なる二つの不安を比較することで、不安がどのように形成されているのかを明らかにする。

説明変数については、過去の研究で不安を決定するのに重要だとされる変数を選択する。また、さまざまな説明変数を取り入れた上で特定化が良いものを選択する。以下の推定結果では、上記の説明変数に加えて、前職（非就業状態に入る前の職場）の就業環境 ( $X_4$ ) を取り入れた分析も示す。なお、学卒後すぐに直面した就業状況、すなわち初職の職場環境も個人の労働不安には大きな影響を与える可能性があるが、これらを説明変数に加えると、他の説明変数との多重共線性により推定値が不安定になる。初職の労働時間や所得、雇用形態といった変数は個人の能力を捉えるため学歴などの個人属性と強く相関するし、学卒時のマク

---

<sup>4</sup> 就業状態別に健康状態を分析した研究に、Broom et al. (2006) がある。彼女らは豪国において40歳から44歳を対象に分析を行い、失業者は就業者に比べて、抑うつ状態を含む精神的健康状態が悪いものの、就業者でも彼らを取り巻く労働環境が悪ければ失業者と同じぐらい精神的健康状態が悪い可能性を指摘している。

口変数とも相関してしまうためである。よって、初職の就業環境は説明変数には取り入れず、結果を解釈するときに説明を補う。

分析にあたり注意しなければならないのは、上記の不安に関する推定式において、観察できない要因が脱落していることがもたらす内生性の問題の存在である。不安の決定要因は数限りなく存在している。重要な変数はなるべく落とさないようにモデルに取り入れるが、分析者がデータとして観察できない形成要因が存在する可能性は残る。これらが誤差項に落とされていて説明変数と相関するのであれば、推定値はバイアスを持つ。この可能性を考えて、「能力不安」と「健康不安」の両決定式を、Bivariate Probit モデルを用いて同時に推定し、互いの誤差項が相関する可能性を認めた分析も試みた。分析の結果、推計値や限界効果はほぼ同じであり、かつ、誤差項は相関しないという仮説は 10%の有意水準で棄却されなかった（補表 1）。そこで、本論文では、各不安の決定式を Probit モデルで推定した結果を解釈する。より厳密な内生変数の考慮は今後の分析課題としたい。

### 3. データ

分析には、2014 年 7 月に大阪府が行った『非就労・未婚・若年女性実態調査』を用いる。この調査は、ある調査会社に登録された 20～34 歳までの女性で、無配偶で無業（学生を除く）の者を対象に、労働不安や労働への考え方、家計状況、求職活動の状況、生活行動について詳細に尋ねたものである。

被説明変数には「能力不安」と「健康不安」の有無を用いる。これらは、「働くことに対して自信がない、不安であると思うことはありますか。該当するすべてに○を付けて下さい」という質問に対する回答を用いて作成する。回答の選択肢は「1. 自分の能力が通用するかどうか、2. 対人関係で上手くやっていけるかどうか、3. 経済的に自立できるかどうか、4. ワークライフバランスを保てるかどうか、5. 家事とのやりくりをうまくできるかどうか、6. 健康でいられるかどうか、体調を崩さないかどうか、7. その他、8. 自信がない不安であると思うことはほとんどない」である。これらの選択肢のうち、「能力不安」については「自身の能力が通用するかどうか」を選んだ人を 1、選んでいない人を 0 とし、「健康不安」については「健康でいられるか、体調を崩さないかどうか」を選んだ人を 1、選んでいない人を 0 としており、それぞれ不安ならば 1、不安でないならば 0 となる 2 値変数となっている。

説明変数には、個人属性として、年齢、先延ばし傾向、就職未経験者、学歴を入れる。先延ばし傾向とは、「やらなければいけないことをズルズル先延ばししてしまう」という項目に対し、そう思わないを選んだ人を1、あまりそう思わないを選んだ人を2、ややそう思うを選んだ人を3、そう思うを選んだ人を4とし、それぞれ対数変換した4段階の変数である。就職未経験者とは、学卒後にこれまで働いた勤務先についての項目で、1社も会社に勤めていない人を1、1社以上会社に勤めていた人を0とするダミー変数である。学歴は、回答者の最終学歴を表すダミー変数を作成する。ベンチマークを中学校・高等学校を卒業した者とし、専門学校・各種学校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒のそれぞれに該当すれば1、しなければ0となる3つのダミー変数を取り入れる。

個人属性に加えて、同居家族の豊かさをコントロールするために、家計所得を追加する。これは、回答者と生計を共にする家族の年間総収入について、100万円刻みで100万円未満を1、1000万以上を11とする11段階に分け、それぞれ対数変換した変数である。また、マクロ経済状況として、学卒時の景気を学卒時有効求人倍率で捉える。これは、回答者が一番最後に卒業した学校の終了または退学した年、月ごとの有効求人倍率である。

以上が基本となる推定モデルの変数であるが、これらに過去の就業状況を加えた特定化も合わせて行う。回答者が最後に就いていた職の状況としては、最後の職の所得が高かったかどうか、労働時間が長かったかどうかの変数を作成する。所得が高かったとは、推定サンプルでの所得分布の75%点にあたる月収18万円以上であったことを指し、最後の職の月収が18万円以上ならば1、就業未経験者をはじめ最後の職についての情報がない者を含め月収が18万円未満ならば0となる変数とする。労働時間が長かったとは、推定サンプルでの労働時間分布の75%点にあたる週176時間以上のことを指し、最後の職の一週間当たりの労働時間が176時間以上ならば1、最後の職についての情報がない者を含め176時間未満ならば0となる変数である。なお、最後の職での所得と労働時間は相関が高いため、別々に入れて推定する。

また、最後の職の雇用形態を所得や労働時間の代わりに説明変数に入れた特定化も試す。これは、最後の職の雇用形態として正社員を選んだ人、契約社員を選んだ人、派遣社員を選んだ人をそれぞれ1とし、最後の職についての情報がない者を含めそれ以外の人を0とする、正社員、契約社員、派遣社員のダミー変数として作成する。ベンチマークはそれ以外の雇用形態の者、すなわち、パートタイム労働者やアルバイト雇用をされていた者、および自営業者である。

分析の後半では、全体のサンプルを失業者と非労働力者の2つのグループに分けた分析を行う。ここでいう失業者とは、現在の求職活動について、「ハローワークや派遣会社に登録するなど具体的な求職活動をしている」または「リクナビ等の求人サイトや就職情報誌、新聞・チラシ、友人の紹介などを使い求職活動をしている」を選んだ人を指し、85サンプルがこれに該当する。一方非労働力者とは、現在の求職活動について、「働きたいけども具体的な求職活動はしていない」、「将来条件が合えば働きたい」または「現在も将来も働く気はない」を選んだ人を指し、184サンプルがこれに該当する。

#### <表1>

補表1に、これらの変数の定義がまとめられている。各変数の記述統計は表1に示されている。分析に入る前に、不安に関する統計をまとめておきたい。「能力不安」と「健康不安」を共に持っている者は全体の33.2%で一番多い。「能力不安」のみ持っている者が25.8%、「健康不安」のみ持っている者が18.8%、両方とも持っていない者が22.1%となっている。先に述べた通り、不安については、「能力不安」や「健康不安」のほかにも、「対人関係の不安」「経済的自立の不安」「ワークライフバランスの不安」「家事とのやりくりの不安」についても回答されている。全サンプルで各不安を持つ割合を見ると、「能力不安」から順に58.49%、52.08%、68.30%、25.66%、29.43%、23.40%となっている。

これらの不安項目について、因子分析を行ったところ、第1因子は「経済的自立への不安」「ワークライフバランスに関する不安」「家事とのやりくりに関する不安」「健康不安」からなり、全体の約37%を説明する。この因子は、健康を含む生活全般に関するものと言える。第2因子は「能力不安」「対人関係不安」からなり、全体の約18%を説明している。この因子は自分の能力に関するものだと言えよう。

以下の分析では、それぞれの因子から一つずつにあたる「能力不安」と「健康不安」について、その形成要因を分析する。「能力不安」に注目する理由は、過去の研究においても政策を考える上でも、若者の能力開発は重要な分析テーマであるためである。「健康不安」に注目する理由は、近年、若者の自殺の急増など若年層の精神的健康状態の問題が取り沙汰されており、この問題は非就業と強い関係を持ち得るからである。ただし、全ての不安について以下と同様の分析を行い、共通因子の間で結果は大きく変わらないことを確認した。



## 4. 推定結果

### 4-1. 若年女性の能力不安と健康不安の形成要因

表2は、能力不安と健康不安の推定結果である。各パネルにおいて(1) - (4)の各列は異なる共変量を用いた分析結果を示している。(1)列は前職の情報を取り入れない場合、(2)列は前職の所得水準の高さを表すダミー変数を加える場合、(3)列は前職の労働時間の長さを表すダミー変数を加える場合、(4)列は前職の雇用形態を加える場合である。前職の情報はダミー変数ではなく所得や労働時間を連続変数として或いは対数値として加えても結果は変わらない。

表2のパネルAは能力不安の形成要因を、パネルBは健康不安の形成要因を分析した結果を示している。表全体から統計的に有意な変数は両不安の決定式で大きく異なることがわかる。まず、パネルAにおいて能力不安の決定要因を見ると、(1) - (4)列でいずれの共変量を用いたケースでも、若いほど不安を感じる確率が高いことが5%または10%の有意水準で統計的に支持される。若い女性ほどスキルが身につけていないことから不安を感じるようになると考えられる。また、先延ばし傾向を持つ場合に不安を感じる確率が高いことが1%の有意水準で有意となっている。先延ばし傾向のある者ほど必要な人的資本投資を先延ばしにしてきた可能性があり、それが不安となって表れているのかもしれない。さらに、就職未経験者の方が不安を感じる確率が高いことが5%あるいは1%の有意水準で支持される。一度も働いていない者ほど経験不足から能力不安を感じる事が予想される。

学歴を見ると、短大卒ダミーの係数が正であり、10%あるいは15%の有意水準で有意である。加えて専門学校卒や4年制大卒の係数も正となっている。一般に、学歴は能力の高さを捉える変数だと考えられているが、学歴が高いほど能力を要求される仕事に就く確率が高く、一度離職した後の再就職にあたっては能力不安を感じる事が多いのかもしれない。短大卒でとくに大きな影響が出ることは、専門学校卒の者とは異なり、短大卒の者は大卒と同じ職場で働くケースも多く、相対的に能力不足を感じやすいことを示唆しているのかもしれない。

能力不安の形成要因として特徴的な要素として、家計の豊かさもある。未婚の若年女性の場合、多くは親など親族と同居しているだろう。推定結果によると、どの共変量を使ったケースにおいても家計所得の係数は正であり10%の有意水準で有意となっている。すなわち、同居家族全体の所得が高い者ほど能力不安を持っている。一般的な指摘として、豊かな家計

の者ほど働く必要がないために不安を感じにくい（ただし留保賃金は高いため就業していない）と言われることがある。これが正しいのであれば係数は負となるはずである。加えて、これが正しいのであれば、豊かな家計の若者ほど能力不安だけでなく健康不安も感じにくいと考えるのが自然であろう。しかしながら、後にパネル B で見る通り、家計所得は健康不安の形成には影響を与えていない。考えられる可能性の一つとして、豊かな家計の者ほど、そもそも学生のころから働く意欲は低く、働くための人的資本形成を行っておらず、結果として働く自信がなく不安が大きいと答えていることが挙げられる。

パネル A によると、これらの個人属性や家計所得に加えて前職の状況も現在の不安形成に影響している。前職での労働所得の高さは不安の形成に影響を与えていないが（列（2））、前職で労働時間が長かった者ほど、能力不安を感じやすいことが 10%の有意水準で統計的に支持されている（列（3））。労働時間が長かった者ほど仕事の強度や求められるスキルが高かった可能性がある。同時に、できるだけ長く働きたいあるいは働く必要がある者ほど、能力不足を実感している可能性もあるだろう。

さらに列（4）においては、前職でパートタイム労働者や自営業者と比べて、契約社員であった者は不安を形成しにくいことが示されている（負の係数が 5%の有意水準で有意である）。契約社員であった者は、自分のスキルに特化した仕事に就いていた者が多く、実際にスキルを身に着けていることやその自信があることを反映した結果であろう<sup>5</sup>。

つづいて、表 2 のパネル B において健康不安の形成要因を見ると、個人属性や、家計の豊かさの係数はいずれも 10%の有意水準で有意ではない。これに対して、学卒時の有効求人倍率の高さは、（1） - （4）のいずれの共変量を使ったケースでも 5%有意水準で有意となっている。係数は正であり、有効求人倍率が高かった、すなわち景気が良かった時に就職した者ほど、健康不安を形成しやすいと言える。景気が良かった時に就職した場合は、一般的に良い雇用条件で就職できる可能性が高く、仕事を辞めにくいと考えられる。今回の分析対象は非就業の若年女性、すなわち、仕事を辞めてしまった者である。景気が良かった時に就職して辞めてしまった者は、働き続けている同世代の周りの者と比べて働く自信を持ってないのかもしれない。とくに、スキルに関する能力不安ではなく、生活全般にかかわる健康不安を高めるという結果は、彼女たちがスキル不足以上に根本的な力への不安を感じているのかも

---

<sup>5</sup> 本研究で用いたデータでは、契約社員の平均月給は高く、平均労働時間も正社員と変わらないほどに長い。このサンプルで前職が契約社員だった者は、専門技術を持った者が比較的多い可能性がある。

しれない。

景気が良い時に就職した場合に健康不安が形成されやすい理由をさらに掘り下げるために、初職の状況を確認してみる。今回の調査標本となっている就業意欲の低い若年非就業女性の初職の特徴を調べてみると、初職が正規社員や正規職員であった割合は、景気が良い時（有効求人倍率で言えば0.93以上）に就職した者でも、景気が悪い時（有効求人倍率で言えば0.57以下）に就職した者でもほぼ同じで約38%となっている<sup>6</sup>。ただし、本分析のサンプルにおいて景気が良かった時に就職した者は、初職がパートタイム労働者であった割合が高く、景気が悪かった時に就職した者は、初職が契約社員や派遣社員であった割合が高い。すなわち、景気が良かったにもかかわらず、初職からパートタイム労働者であった者は、景気が悪くて初職から契約社員や派遣労働者であった者よりも健康不安を持ちやすいと言える。

これに関連すると思われる結果が、列（2）－（4）で示されている。最後に就いていた職での所得の高さや労働時間の長さの係数は0に近く、統計的にも有意になっていない。ところが、列（4）において、雇用形態の係数はすべて負であり、とくに正社員、派遣労働者の負の係数は10%あるいは15%の有意水準で有意となっている。これは、雇用形態のベンチマークであるパート労働者や自営業者が健康不安を持ちやすいことを示している。パート労働が健康不安に負の影響を与える可能性は、前段落で初職就職時の景気の影響を見た際にも指摘した。パート労働の不安定さが健康を阻害することを反映しているのかもしれない。

## <表2>

### 4-2. 失業者と非労働力者の差

4-1では能力不安と健康不安の形成要素を見てきた。これらの不安の形成は、失業者（求職者）と非労働力者でどう異なるのであろうか。使用した調査が非就業者の求職状況を詳細に尋ねていることを利用して、以下では、失業者と非労働力者の二つのグループに分けた分析を行う。失業グループは求職活動を実際に行っているのに対して、非労働力グループは行っていない。すなわち二つのグループに分けることで、労働意欲の差をコントロールして、

<sup>6</sup> 通常、景気が良い時には正規職員や正規社員の割合が高まるが、本分析で用いるデータの調査対象は、非就業の若年未婚女性で求職活動を熱心に行っていない者も多く含まれているため、初職の正規割合は景気の良し悪しにかかわらず同じ程度いると考えられる。

不安の形成要因を分析することも可能となる。

失業者（求職者）と非労働力者に分けて能力不安の形成要因を分析した結果が表3である。この表の a と b の欄を比べると、失業者（求職者）と非労働力で統計的に有意である要素が大きく異なることがわかる。失業者では、年齢が若いことや、短大卒であることが能力不安を高めること、前職で労働時間が長かったことが能力不安を高めていることが、10%の有意水準で確認される。求職活動をしている者で見れば、年齢の低さや教育の不十分さにより働くスキルが身につけていないことが能力不安の原因となっていると言える。また、過去に長く働いていた者、あるいは長く働きたいと考えている（長く働く必要がある）者ほど能力への不安を持ちやすいと言える。

一方、非労働力者では、先延ばし傾向を持つほど、また就職未経験であるほど能力不安を持っていることがわかる。失業者よりも個人の性格や特徴に起因する要素が不安を形成させていると言える。また、前職で契約社員だった者ほど能力不安を持たないことが示されている。過去に契約社員として働いていたことが、現在は働く気はなくとも働こうと思えば働けるという自信となっている可能性がある。

注目されるのは家計所得の係数である。失業者（すなわち求職者）では、家計所得の係数は負であり、列（1）（2）では15%の有意水準で有意となっている。これに対して非労働力者では、家計所得の係数は正であり、（1）－（4）の全てにおいて1%あるいは5%の有意水準で有意となっている。働く意欲のない非労働力者では豊かな家計の若者ほど能力不安を感じているが、働く意欲のある求職者では少なくともその関係は見られないか、逆に、貧しい家計の若者ほど能力不安を感じている。言い換えれば、豊かな家計の若年女性ほど能力不安を感じているが、彼女たちは働く意欲を失ってしまっている。一方で、実際に働こうと思っている若年女性では、不安を感じているのは決して豊かな家計の者ではなく、むしろ貧しい家計の者である。一般に言われる「豊かであるほど能力に不安があり働く気を持ってない」のは非労働力状態にある若者に特有のものであり、労働意欲があり求職活動を実際に行っている者についてはこの関係は見られない<sup>7</sup>。

表3で得られた結果をまとめると、前表2のパネルAで見てきた結果 - 年齢が若いことや、短大卒であること、前職の労働時間が長かったことが能力不安を形成する - は失業者でのみ

---

<sup>7</sup> 表3の右欄に示す通り、とくに年齢と先延ばし傾向、家計所得の係数について、失業者と非労働力者の両グループで有意な差があることが、少なくとも15%の有意水準で示されている。

見られる傾向であったと言える。逆に、先延ばし傾向があることや就職経験がないこと、かつ契約社員であったことが能力不安を形成するという結果は、非労働力者のみの特徴であったと言える。家計の豊かさについては、非労働力グループでは豊かな家計の若者ほど能力不安を感じ、求職者グループでは貧しい家計の若者ほど能力不安を感じている可能性がある。

<表3>

表4は、健康不安の形成要因を失業者と非労働力者に分けて分析した結果である。健康不安の推定については、すべての係数が同時にゼロとなるという仮説を15%の有意水準でも棄却できない（最下段に、この仮説を検定するWald統計量を示している）。サンプル数の少なさの問題もあると考えられるが、この分析の特定化は十分であるとは言えない。よって、参考までに以下に結果の解釈を示すが、今後さらに分析する必要があることに留意されたい。

表4によると、非労働力者でのみ、先延ばし傾向の係数が正であり10%あるいは15%の有意水準で有意となっている。正の係数は失業者（求職者）では確認されず、両グループでの係数の差は（1）－（3）において15%の有意水準で有意となっている。先延ばし傾向にある者が健康不安を持ちやすいという傾向は、能力不安についても非労働力者でのみ観察されていた。先延ばし傾向にある者ほど不安を形成しやすいことは非労働力者に特有のものであると言える。

表4では、また、学卒時の有効求人倍率が健康不安を高めることが、（1）（2）（4）において10%あるいは15%の有意水準で示されている。表2パネルBで見たように、景気が良い時に就職した者は、失業した場合に同年代の雇用者と比較して不安を感じやすいのかもしれない。このことは、能力不安よりも、とくに職業生活全般に関連した不安である健康不安として、かつ、働く意欲の高い失業グループのみで現れると言える。

最後に、前職の雇用形態について見ると、非労働力者について、契約社員の係数が負で10%の有意水準で有意となっている。前節で述べた通り、使用した調査の回答者に限ると前職が契約社員であった者は比較的専門性の高い者が多いようである。契約社員であったという経験は、能力不安と同様に健康不安も低下させている可能性がある。この影響が非労働力者で顕著になるのは、たとえある時点で働く気がないとしても、いずれまた働けるという自信を持っていることの表れかもしれない。

<表4>

すべての結果をまとめると、まず、表2では、非就業の若年未婚女性が抱える能力不安と健康不安では、その決定要因が大きく異なることが示された。能力不安の形成には、年齢や先延ばし傾向、就職経験、家計状況のほか、前職の雇用形態や労働時間が影響を与える。一方、健康不安の形成には、学卒時の景気や前職の雇用形態が影響を与える。つぎに、表3と4では、これらの不安の形成要因は失業者（求職者）と非労働力者で大きく異なっていた。能力不安について見ると、年齢の低さや短大卒であるといった働くスキルの不十分さが不安を高めることが、働く意欲の高い失業（求職）グループで見られる。これに対して、非労働力グループでは、先延ばし傾向や一度も働いたことがないなど個人の行動特性に起因した不安が見られる。さらに、非労働力グループでは、豊かな家計の若者ほど不安を感じているが、失業（求職）グループでは、逆に貧しい家計の若者ほど不安を持っている可能性がある。健康不安の形成要因については、推定モデルの特定化が適切ではなく十分な議論ができないが、能力不安の推定と同様に、先延ばし傾向が不安を高める様子が非労働力者のみで観察される。また、学卒時に景気が良かった者ほど不安を感じる傾向が失業グループで観察される。

これらの結果はいくつかのインプリケーションを持っている。第一に、非就業の若年未婚女性がいだく労働不安は、政策によって解消されるべきである。なぜなら、個人の過失によらない理由で不安が生み出される可能性があるからである。本分析では、学卒時の景気が、働きたいと考えている若年女性の労働不安を高めている可能性が指摘された。学卒時の景気は外生ショックであり個人が制御できるものではない。

第二に、よく言われる「経済的に豊かな家計の子供が働こうとしない傾向」は若年の非就業未婚女性については二つの意味で事実を十分に捉えていない。一つ目に、豊かな家計の若者は働く意欲を失っているかもしれないが、彼女たちは働く能力について「不安を感じている」のであり、働くことに関心がないとか、働かなくても（働けなくても）気にしていないのではない。彼女たちが本当に働かなくてよいと思っているのであれば、不安も感じないはずである。本分析で明らかになったことは、求職活動の意欲を持たない未婚の若年女性たちが実際に働くことへの不安を感じていて、豊かな家計の若者ほどその傾向があるという事実である。二つ目に、実際に求職活動をしている女性で見れば、貧しい家計の若者の方が働くことに対して不安を持っており、この不安の存在により、貧しい家計の若者の方が働き出せ

ていない可能性がある。

第三に、もっとも重要なインプリケーションとして、失業（求職）状態と非労働力状態にある若年未婚女性では、不安を持つ者の特徴が異なる。すなわち、失業者の働く不安を解消しより良いジョブマッチングに結び付ける政策と、非労働力者の働く不安を解消し求職行動に参加させる政策では、ターゲットとすべき若年未婚非就業女性も、解消すべき不安の内容も異なる。失業者においては、短時間労働ではなくフルタイムで働きたい（働く必要がある）と考えている者や貧しい者ほど不安を感じると同時に、受けてきた教育や経験不足に起因した不安が存在することから、労働意識の改革よりも、能力に対する自信をつけさせる職業トレーニングなどが必要とされよう。一方、非労働力者においては、先延ばし傾向があり一度も労働経験がない者、豊かな家計の者が不安を感じていることから、労働意識を変えさせることが必要であろう。働くことを先延ばしにすることでますます不安を解消できなくなること断つためには、労働体験プログラムへの参加を強く促すことも必要だろう。先にも述べた通り、非労働力状態にある者は働くことに関心がないわけではない。働くことに対して不安を感じているのであり、不安を取り除けば、労働力状態に移行する可能性がある。

## 5. おわりに

本論文では、非就業状態にある若年未婚女性について、労働不安の形成要因を分析してきた。分析には2014年に大阪府が行ったウェブ調査を使用した。この調査の対象は、近畿圏に住む18-34歳までの未婚で（一度も結婚したことがなく）、無職（学生やアルバイトをしているものを除く）の女性である。働くことに関する不安は数多く存在するが、本論文では、働くときに必要となる能力が足りないのではないかという「能力不安」と、健康でいられるかという「健康不安」に注目して分析してきた。

不安を持っているかどうかを2値変数として捉えたプロビット分析の結果、まず、非就業の若年未婚女性が抱える「能力不安」と「健康不安」では、その決定要因が大きく異なることがわかった。たとえば、「能力不安」の形成には、年齢や先延ばし傾向、就職経験、家計状況のほか、前職の雇用形態や労働時間が影響を与えるが、「健康不安」の形成には、個人属性よりも学卒時の景気がおもに影響を与えていた。次に、これらの不安の形成要因は失業者と非労働力者で大きく異なることがわかった。「能力不安」については、年齢の低さや短大卒であるといった働くスキルの不十分さが不安を高めることが、実際に求職活動をしている失業

グループで見られた。これに対して、求職活動をしていない非労働力グループでは、先延ばし傾向や一度も働いたことがないなど個人の行動特性に起因して不安が形成されていた。さらに、非労働力グループでは、豊かな家計の若者ほど不安を感じているが、失業グループでは、貧しい家計の若者ほど不安を持っていることがわかった。「健康不安」の形成要因については分析モデルの特定化が十分ではなく結論するにはさらなる分析が必要であるが、「能力不安」と同様に、非労働力グループで先延ばし傾向が不安を高めることが示された。また、失業グループでは、学卒時に景気が良かった者ほど不安を感じる傾向が観察された。

実際に求職活動をしている失業状態の者と、非労働力状態の者で不安の形成要因が異なることは、若年未婚女性の労働不安を解消し就業率を高める政策を考える際に、両グループに対して異なるアプローチが必要であることを示唆している。失業グループでは貧しい家計の者ほど不安を感じ、受けてきた教育や経験不足に起因する不安が存在している。よって、労働意識の改革よりも、能力に対する自信をつけさせる職業トレーニングなどが求められよう。

非労働力状態の者に対しても、労働不安を解消し、働く意欲を喚起する政策が必要である。非労働力グループでは、先延ばし傾向があり、一度も労働経験がない者、豊かな家計の者が働くことへの不安を感じている。働くことを先延ばしにする傾向があり、留保賃金も高いと考えられる豊かな家計の者に労働意欲を与えることは簡単ではない。彼女たちの労働意識の改革も必要であるし、労働体験を持つよう強く促すことも必要になろう。重要な点は、非労働力状態にある彼女たちが労働に対して不安を感じていることである。彼女たちは、働けなくてもよい、あるいは働かなくてもよいと考えているわけではない。そう考えているなら、労働に不安すら感じないはずである。不安を解消すれば、非労働力状態にある彼女たちを労働力状態へ向かわせることができる可能性がある。

最後に本論文で得られた結果について留意点を述べておく。本分析では、不安の形成要因を見てきた。しかしながら、不安の形成要因を解消したところで、彼女たちが熱心に求職活動をするようになるかどうかはわからないし、求職活動の末に働けるようになるのかもわからない。潜在的な労働供給者が抱えている不安の解消が、求職者の求職活動の努力水準や実際のジョブマッチングを高める可能性や、逆に労働参加やジョブマッチングが進まない問題の所在については、今後の分析課題として残されている。



## 参考文献

- Broom, D.H., D'Souza, R.M., Strazdins, L., Butterworth, P., Parslow, R., Rodgers, B., 2006. The lesser evil: Bad jobs or unemployment? A survey of mid-aged Australians. *Social Science & Medicine* 63(3), 575–586.
- Browning, M., Heinesen, E., 2012. Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization. *Journal of Health Economics* 31(4), 599-616.
- Classen, T.J., Dunn, R.A., 2012. The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States: a new look using mass-layoffs and unemployment duration. *Health Economics* 21(3), 338-50.
- Schaller, J., Stevens, A.H., 2015. Short-run effects of job loss on health conditions, health insurance, and health care utilization. *Journal of Health Economics*, 43, 190-203.
- Sullivan, D., Von Wachter, T., 2009. Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data. *The Quarterly Journal of Economics* 124 (3), 1265-1306.
- Tefft, N., 2011. Insights on unemployment, unemployment insurance, and mental health. *Journal of Health Economics* 30(2), 258-64.
- Theodossiou, I., 1998. The effects of low-pay and unemployment on psychological well-being: a logistic regression approach. *Journal of Health Economics* 17(1), 85-104.
- Maclean, J.C., 2013. The health effects of leaving school in a bad economy. *Journal of Health Economics* 32, 951–964.
- Maclean, J.C., Hill, T.D., 2015. Leaving school in an economic downturn and self-esteem across early and middle adulthood. *Labour Economics* 37, 1-12.
- Ratcliffe, A., Taylor, K., 2013. Who cares about stock market booms and busts? Evidence from data on mental health. *Oxford Economic Papers* 67 (3), 826-845.

表1. 記述統計

変数	全体				失業者				非労働力者			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数												
能力不安	0.5911	0.4926	0.0000	1.0000	0.6471	0.4807	0.0000	1.0000	0.5652	0.4971	0.0000	1.0000
健康不安	0.5204	0.5005	0.0000	1.0000	0.4118	0.4951	0.0000	1.0000	0.5707	0.4963	0.0000	1.0000
個人属性												
学歴												
専門学校卒	0.1227	0.3287	0.0000	1.0000	0.1765	0.3835	0.0000	1.0000	0.0978	0.2979	0.0000	1.0000
短期大学卒	0.1338	0.3411	0.0000	1.0000	0.0941	0.2937	0.0000	1.0000	0.1522	0.3602	0.0000	1.0000
四年制大学卒	0.3494	0.4777	0.0000	1.0000	0.4824	0.5027	0.0000	1.0000	0.2880	0.4541	0.0000	1.0000
対数年齢	3.3230	0.1469	2.8904	3.5264	3.3002	0.1359	2.9444	3.5264	3.3335	0.1509	2.8904	3.5264
先延ばし傾向	1.0206	0.3938	0.0000	1.3863	1.0789	0.3294	0.0000	1.3863	0.9937	0.4184	0.0000	1.3863
就職未経験者	0.3420	0.4753	0.0000	1.0000	0.2000	0.4024	0.0000	1.0000	0.4076	0.4927	0.0000	1.0000
家計の豊かさ												
家計所得	1.1630	0.7637	0.0000	2.3979	1.3172	0.6736	0.0000	2.3979	1.0917	0.7935	0.0000	2.3979
マクロ経済状況												
学卒時有効求人倍率	0.7546	0.2000	0.4300	1.0700	0.7864	0.1977	0.4800	1.0700	0.7399	0.1999	0.4300	1.0700
最後の職の状況												
所得が高かった	0.1004	0.3011	0.0000	1.0000	0.1176	0.3241	0.0000	1.0000	0.0924	0.2904	0.0000	1.0000
労働時間が長かった	0.1152	0.3199	0.0000	1.0000	0.1765	0.3835	0.0000	1.0000	0.0870	0.2825	0.0000	1.0000
最後の職の雇用形態												
正規社員	0.2305	0.4219	0.0000	1.0000	0.3529	0.4807	0.0000	1.0000	0.1739	0.3801	0.0000	1.0000
契約社員	0.0520	0.2225	0.0000	1.0000	0.0824	0.2765	0.0000	1.0000	0.0380	0.1918	0.0000	1.0000
派遣社員	0.1115	0.3154	0.0000	1.0000	0.1529	0.3621	0.0000	1.0000	0.0924	0.2904	0.0000	1.0000

注1. 観測数は全体で269, 失業者に限定する場合は85, 非労働力者に限定する場合は184である.

注2. 変数の定義については本文および補表1を参照.

表2. 能力不安と健康不安の形成要因

被説明変数: 働くための能力(健康)に不安があれば1、なければ0となる2値変数

	A. 能力不安				B. 健康不安			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
個人属性								
対数年齢	-0.4187*	-0.4438*	-0.4814**	-0.4327*	0.1088	0.1276	0.1048	0.1094
	(0.235)	(0.238)	(0.239)	(0.237)	(0.234)	(0.237)	(0.236)	(0.235)
先延ばし傾向	0.3119***	0.3114***	0.2997***	0.3088***	0.0601	0.0610	0.0590	0.0475
	(0.082)	(0.082)	(0.083)	(0.083)	(0.079)	(0.079)	(0.079)	(0.080)
就職未経験者	0.1426**	0.1493**	0.1792***	0.1491*	-0.0201	-0.0258	-0.0175	-0.1164
	(0.069)	(0.069)	(0.068)	(0.081)	(0.070)	(0.071)	(0.071)	(0.084)
学歴: 専門学校卒	0.0994	0.0974	0.1026	0.1142	0.0140	0.0152	0.0143	0.0323
	(0.098)	(0.099)	(0.102)	(0.098)	(0.103)	(0.103)	(0.103)	(0.103)
短期大学卒	0.1415†	0.1416†	0.1596*	0.1525*	-0.0096	-0.0086	-0.0082	-0.0106
	(0.088)	(0.088)	(0.085)	(0.088)	(0.099)	(0.100)	(0.100)	(0.101)
四年制大学卒	0.0871	0.0834	0.0829	0.0854	-0.0378	-0.0346	-0.0383	-0.0109
	(0.073)	(0.074)	(0.074)	(0.075)	(0.075)	(0.075)	(0.075)	(0.076)
家計の豊かさ								
家計所得	0.0743*	0.0732*	0.0809*	0.0749*	0.0286	0.0292	0.0289	0.0295
	(0.042)	(0.042)	(0.042)	(0.042)	(0.042)	(0.042)	(0.042)	(0.042)
マクロ経済状況								
学卒時有効求人倍率	0.1327	0.1353	0.1304	0.1289	0.3383**	0.3357**	0.3377**	0.3078*
	(0.165)	(0.166)	(0.169)	(0.168)	(0.165)	(0.165)	(0.165)	(0.166)
最後の職の状況								
所得が高かった		0.0610				-0.0527		
		(0.105)				(0.106)		
労働時間が長かった			0.2296***				0.0173	
			(0.084)				(0.101)	
雇用形態: 正社員				0.0611				-0.1619*
				(0.086)				(0.087)
契約社員				-0.2813**				-0.1815
				(0.130)				(0.141)
派遣社員				0.0235				-0.1563†
				(0.116)				(0.108)
観測数	269	269	269	269	269	269	269	269
対数尤度	-166.2773	-166.1059	-163.2064	-164.0297	-183.2178	-183.0990	-183.2033	-181.0579
Wald統計量(全パラメータ=0)	31.34***	31.43***	35.88***	38.19***	6.16	6.35	6.19	10.08

注. 限界効果を示す。( )内はロバスト標準誤差であり, \*\*\*, \*\*, \*, +はそれぞれ1%, 5%, 10%, 15%で有意であることを示す.

表3. 失業者と非労働力者の差:能力不安の形成  
被説明変数:能力不安があれば1、なければ0となる2値変数

	a. 失業者				b. 非労働力者				失業者と非失業者の係数の差の検定 [P値]			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
個人属性												
対数年齢	-0.9101** (0.439)	-0.8881** (0.440)	-1.0401** (0.465)	-1.0331** (0.441)	-0.1759 (0.302)	-0.2253 (0.305)	-0.1947 (0.304)	-0.1971 (0.307)	[0.144] †	[0.185]	[0.107] †	[0.100] *
先延ばし傾向	0.0773 (0.164)	0.0766 (0.164)	0.0270 (0.163)	0.0186 (0.165)	0.3595*** (0.095)	0.3560*** (0.095)	0.3550*** (0.095)	0.3739*** (0.097)	[0.173]	[0.176]	[0.107] †	[0.083] *
就職未経験者	0.1452 (0.136)	0.1433 (0.137)	0.1876† (0.123)	0.0765 (0.181)	0.1643** (0.082)	0.1808** (0.083)	0.1915** (0.083)	0.1871** (0.093)	[0.985]	[0.934]	[0.861]	[0.656]
学歴:専門学校卒	0.1126 (0.148)	0.1169 (0.146)	0.1048 (0.154)	0.1357 (0.144)	0.0790 (0.128)	0.0756 (0.129)	0.0901 (0.127)	0.0552 (0.129)	[0.826]	[0.796]	[0.900]	[0.647]
短期大学卒	0.2331† (0.150)	0.2357† (0.149)	0.2389* (0.142)	0.2286† (0.155)	0.0908 (0.108)	0.0937 (0.107)	0.1105 (0.106)	0.1050 (0.109)	[0.456]	[0.455]	[0.465]	[0.510]
四年制大学卒	-0.0144 (0.135)	-0.0085 (0.137)	-0.0032 (0.132)	-0.0113 (0.134)	0.1012 (0.095)	0.0966 (0.095)	0.0892 (0.098)	0.1098 (0.097)	[0.502]	[0.548]	[0.593]	[0.484]
家計の豊かさ												
家計所得	-0.1234† (0.081)	-0.1234† (0.082)	-0.1013 (0.079)	-0.1132 (0.081)	0.1402*** (0.051)	0.1379*** (0.051)	0.1423*** (0.051)	0.1282** (0.051)	[0.007] ***	[0.008] ***	[0.011] **	[0.013] **
マクロ経済状況												
学卒時有効求人倍率	0.1093 (0.268)	0.1131 (0.267)	0.0034 (0.290)	0.0825 (0.273)	0.1655 (0.207)	0.1819 (0.208)	0.2170 (0.211)	0.1619 (0.210)	[0.897]	[0.870]	[0.575]	[0.844]
最後の職の状況												
所得が高かった		-0.0377 (0.173)				0.1431 (0.123)				[0.404]		
労働時間が長かった			0.2447** (0.112)				0.2010† (0.125)				[0.673]	
雇用形態:正社員				-0.0787 (0.153)				0.1415 (0.108)				[0.249]
契約社員				-0.3021 (0.232)				-0.3893*** (0.149)				[0.719]
派遣社員				-0.0332 (0.184)				0.0105 (0.155)				[0.852]
観測数	85	85	85	85	184	184	184	184				
対数尤度	-48.7390	-48.7142	-46.8740	-47.9194	-110.5417	-109.9902	-109.4615	-107.9557				
Wald統計量(全パラメータ=0)	14.79*	14.97*	17.45**	17.02†	28.43***	29.09***	31.41***	34.62***				

注. 限界効果を示す。( )内はロバスト標準誤差であり, \*\*\*, \*\*, \*, †はそれぞれ1%, 5%, 10%, 15%で有意であることを示す。

表4. 失業者と非労働力者の差:健康不安の形成

被説明変数:健康不安があれば1、なければ0となる2値変数

	a. 失業者				b. 非労働力者				a.失業者と b.非失業者の限界効果の差 差の検定 [P値]				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	
個人属性													
対数年齢	0.2511 (0.476)	0.2509 (0.482)	0.1546 (0.486)	0.2772 (0.480)	-0.2421 (0.300)	-0.2073 (0.303)	-0.2367 (0.301)	-0.2012 (0.303)	[0.381]	[0.421]	[0.494]	[0.399]	
先延ばし傾向	-0.1372 (0.176)	-0.1372 (0.176)	-0.1692 (0.179)	-0.1084 (0.191)	0.1504* (0.090)	0.1538* (0.090)	0.1525* (0.090)	0.1415+ (0.090)	[0.146] +	[0.141] +	[0.108] +	[0.237]	
就職未経験者	-0.1284 (0.143)	-0.1284 (0.143)	-0.0944 (0.149)	-0.1845 (0.166)	-0.0398 (0.080)	-0.0531 (0.082)	-0.0476 (0.083)	-0.1130 (0.095)	[0.588]	[0.644]	[0.778]	[0.691]	
学歴:専門学校卒	-0.0121 (0.175)	-0.0122 (0.176)	-0.0020 (0.180)	-0.0238 (0.177)	0.1304 (0.124)	0.1327 (0.122)	0.1278 (0.124)	0.1282 (0.126)	[0.508]	[0.500]	[0.553]	[0.488]	
短期大学卒	-0.1128 (0.198)	-0.1128 (0.200)	-0.1156 (0.190)	-0.1177 (0.204)	0.0389 (0.114)	0.0385 (0.115)	0.0345 (0.114)	0.0413 (0.116)	[0.523]	[0.527]	[0.514]	[0.516]	
四年制大学卒	0.0934 (0.139)	0.0933 (0.142)	0.1095 (0.140)	0.1175 (0.139)	-0.0428 (0.094)	-0.0383 (0.093)	-0.0384 (0.094)	-0.0217 (0.093)	[0.417]	[0.438]	[0.381]	[0.406]	
家計の豊かさ													
家計所得	0.0407 (0.085)	0.0407 (0.085)	0.0555 (0.087)	0.0287 (0.086)	0.0379 (0.048)	0.0393 (0.049)	0.0374 (0.048)	0.0308 (0.049)	[0.973]	[0.984]	[0.851]	[0.987]	
マクロ経済状況													
学卒時有効求人倍率	0.4736* (0.280)	0.4736* (0.280)	0.3970 (0.290)	0.4737+ (0.289)	0.2578 (0.206)	0.2474 (0.206)	0.2461 (0.208)	0.2312 (0.206)	[0.526]	[0.507]	[0.664]	[0.486]	
最後の職の状況													
所得が高かった		0.0004 (0.174)				-0.1088 (0.136)				[0.625]			
労働時間が長かった			0.1902 (0.156)				-0.0588 (0.139)				[0.231]		
雇用形態:正社員				-0.1141 (0.146)				-0.1235 (0.116)				[0.980]	
契約社員				0.0979 (0.243)				-0.3210* (0.175)				[0.176]	
派遣社員				-0.1251 (0.173)				-0.1176 (0.143)				[0.948]	
観測数	85	85	85	85	184	184	184	184					
対数尤度	-53.7874	-53.7874	-53.0512	-53.0502	-121.1185	-120.7981	-121.0314	-119.5644					
Wald統計量(全パラメータ=0)	8.24	8.26	10.03	8.88	9.14	9.74	9.27	11.81					

注. 限界効果を示す。( )内はロバスト標準誤差であり, \*\*\*, \*\*, \*, +はそれぞれ1%, 5%, 10%, 15%で有意であることを示す。

補表1. 変数の定義

変数名	定義
能力不安	働くことに対する不安のうち、「自身の能力が通用するかどうか」が不安であるを選んだ人＝1、選んでいない人＝0
健康不安	働くことに対する不安のうち、「健康でいられるか、体調を崩さないかどうか」が不安であるを選んだ人＝1、選んでいない人＝0
年齢	回答者の調査時点での年齢
先延ばし傾向	「やらなければいけないことをズルズル先延ばしてしまう」という項目に対し、そう思わないを選んだ人＝1、あまりそう思わないを選んだ人＝2、ややそう思うを選んだ人＝3、そう思うを選んだ人＝4
就職未経験者	学卒後一度も就業経験がない＝1、就業経験がある＝0
専門学校卒	回答者の最終学歴が「専門学校、各種学校」＝1、それ以外＝0
短期大学卒	回答者の最終学歴が「短大、高専」＝1、それ以外＝0
四年制大学卒	回答者の最終学歴が「大学、大学院」＝1、それ以外＝0
家計所得	回答者と生計を共にする家族の年間総収入が、100万円未満＝1、100～200万円未満＝2、200～300万円未満＝3、300～400万円未満＝4、400～500万円未満＝5、500～600万円未満＝6、600～700万円未満＝7、700～800万円未満＝8、800～900万円未満＝9、900～1000万円未満＝10、1000万円以上＝11
学卒時有効求人倍率	回答者の卒業年、卒業月における有効求人倍率
所得が高かった	最後の職の一ヶ月当たりの所得が18万円以上＝1、それ以外(就業未経験者を含む)＝0
労働時間が長かった	最後の職の一週間当たりの労働時間が176時間以上＝1、それ以外(就業未経験者を含む)＝0
正社員	最後の職の雇用形態が正社員＝1、それ以外(就業未経験者を含む)＝0
契約社員	最後の職の雇用形態が契約社員＝1、それ以外(就業未経験者を含む)＝0
派遣社員	最後の職の雇用形態が派遣社員＝1、それ以外(就業未経験者を含む)＝0
失業者	現在の求職活動について、「ハローワークや派遣会社に登録するなど具体的な求職活動をしている」または「リクナビ等の求人サイトや就職情報誌、新聞・チラシ、友人の紹介などを使い就職活動をしている」を選んだ人
非労働力者	現在の求職活動について、「働きたいけども具体的な求職活動はしていない」または「将来条件が合えば働きたい」または「現在も将来も働く気はない」を選んだ人

補表2. 能力不安と健康不安の同時決定(Bivariate Probit Modelの分析結果)

被説明変数: 不安であるならば1、そうでないならば0となる変数

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	能力不安	健康不安	能力不安	健康不安	能力不安	健康不安	能力不安	健康不安
個人属性								
対数年齢	-1.0645* (0.624)	0.2754 (0.589)	-1.1290* (0.635)	0.3234 (0.598)	-1.2273* (0.631)	0.2647 (0.592)	-1.0970* (0.628)	0.2760 (0.593)
先延ばし傾向	0.8082*** (0.217)	0.1526 (0.203)	0.8067*** (0.217)	0.1550 (0.204)	0.7766*** (0.218)	0.1501 (0.204)	0.7994*** (0.219)	0.1216 (0.206)
就職未経験者	0.3767** (0.185)	-0.0508 (0.175)	0.3952** (0.187)	-0.0652 (0.177)	0.4779** (0.190)	-0.0444 (0.179)	0.3921* (0.219)	-0.2938 (0.211)
学歴: 専門学校卒	0.2605 (0.264)	0.0338 (0.257)	0.2557 (0.265)	0.0363 (0.257)	0.2701 (0.265)	0.0346 (0.257)	0.3042 (0.269)	0.0816 (0.259)
短期大学卒	0.3765† (0.259)	-0.0241 (0.247)	0.3766† (0.259)	-0.0217 (0.248)	0.4330* (0.261)	-0.0209 (0.248)	0.4078† (0.262)	-0.0262 (0.250)
四年制大学卒	0.2227 (0.196)	-0.0947 (0.188)	0.2130 (0.197)	-0.0870 (0.189)	0.2127 (0.198)	-0.0957 (0.188)	0.2178 (0.200)	-0.0258 (0.193)
家計の豊かさ								
家計所得	0.1938* (0.110)	0.0718 (0.105)	0.1911* (0.110)	0.0732 (0.105)	0.2111* (0.111)	0.0727 (0.105)	0.1954* (0.111)	0.0742 (0.106)
マクロ経済状況								
学卒時有効求人倍率	0.3407 (0.430)	0.8501** (0.415)	0.3474 (0.430)	0.8441** (0.416)	0.3336 (0.433)	0.8483** (0.415)	0.3314 (0.434)	0.7715* (0.418)
最後の職の状況								
所得が高かった			0.1594 (0.274)	-0.1328 (0.271)				
労働時間が長かった					0.6609** (0.273)	0.0421 (0.254)		
雇用形態: 正社員							0.1557 (0.231)	-0.4093* (0.226)
契約社員							-0.7364* (0.431)	-0.4671 (0.376)
派遣社員							0.0568 (0.281)	-0.3980 (0.278)
定数項	2.1874 (2.224)	-1.6944 (2.116)	2.3828 (2.252)	-1.8387 (2.138)	2.6344 (2.239)	-1.6634 (2.123)	2.2867 (2.241)	-1.3907 (2.133)
観測数	269		269		269		269	
対数尤度	-348.7545		-348.4408		-345.7063		-344.3055	
Wald統計量(全パラメータ=0)	33.74***		34.26**		39.00***		40.73***	
誤差項同士の相関=0の検定結果								
$\chi^2$ 乗値	1.4812		1.5281		1.4068		1.5641	
[p値]	[0.2236]		[0.2164]		[0.2356]		[0.2111]	

注. 係数を掲載している。( )内はロバスト標準誤差。