

# 労働と幸福度

佐野 晋平

(日本学術振興会特別研究員)

大竹 文雄

(大阪大学教授)

本稿は、幸福度の決定要因として、労働変数がどのような影響を及ぼすのか3つのデータセットを用い実証的に明らかにした。特に、短期的な幸福度の変動、他人との比較の重要性、パネルデータによる因果関係の識別、日米比較に焦点を当てて分析を行った。推定結果によると、短期的には個人的なニュースが幸福度の決定に重要である、日本では他人より高い生活水準にあると考えていれば幸福だがアメリカでは不幸である、壮年期において失業が幸福度を引き下げるといった結果を得た。

## 目次

- I はじめに
- II 労働と幸福度をめぐる論点
- III データ
- IV 分析結果
- V おわりに

## I はじめに

どのような労働者が幸福なのだろうか。通常は賃金が高いほど労働者は幸福で、労働時間が長いほど不幸だと考えられている。こうした通念は、統計的にも確かめられるのだろうか。どのような職業、産業の労働者が幸福なのだろうか。失業の影響はどうだろう。本稿では、幸福度の決定要因として、労働変数がどのような影響を及ぼすのか実証的に明らかにする。

本研究の特徴は、3つの異なるデータセットを用い、様々な仮説を検証できる点である。まず、月次毎のクロスセクションデータを用いることで短期的な幸福度の変動を調べることができる。幸福度は個人的なニュースによって変動している可

能性が高いため、ニュースの変動を考慮した労働状態の効果を調べることができる。また、幸福度は自身の所得水準だけではなく、他人との比較、直面している所得分布により異なる可能性がある。本稿で用いるデータは、他人との比較に関するユニークな設問があり、他人との比較が幸福度に与える効果を調べることができる。パネルの特性を生かし、因果関係を明らかにできる点も本稿の特徴である。加えて、日本とアメリカで同じ設計のアンケート調査を用いているため、日米比較が可能となっている。

## II 労働と幸福度をめぐる論点

### 1 失業・無業・労働と幸福度

失業者は不幸なのだろうか。もし市場均衡を前提とする新古典派経済学が想定する世界が正しければ、失業は自発的であると考えられる。仮に、労働市場の賃金調整が伸縮的であれば、失業状態にあるものは低賃金で働くよりも、よりよい職場を求めて自発的に失業していると考えられる。も

しも失業者が自ら望んで失業状態にあるのならば、同一の所得水準の下では雇用者のほうが失業者と比べ同水準の幸福度かそれ以下の幸福度であるといえる。

仮に、労働市場の賃金調整が十分に伸縮的ではなく、賃金の下方硬直性があり失業が発生しているのならば、失業状態で高い所得を得ている状態と、その同じ水準で労働をしている場合では、労働に負の効用がある限り、失業状態のほうが高い効用水準にあるといえる。もし雇用状態にあることが失業と比べ非金銭的な面で幸福度を高めるのであれば、失業対策としては失業給付金の水準を上げるより、同額で雇用創出を行うことが望ましいということになる。この意味で、失業状態が幸福度に与える効果を調べることは重要となる（大竹 2004）。

## 2 就業形態と幸福度

働いているという状態が同じであっても、どのような就業形態を選択しているかで幸福度が異なる可能性がある。たとえば、自営業であることは、低賃金であるがその代わりに、自ら労働時間を選択できるという利点がある（Blanchflower and Oswald 1998, Kawaguchi 2004）。したがって、所得水準を同一とした場合、労働時間を容易に変更できない労働者と比べ、労働時間を最適水準に容易に変更できる自営業者のほうが同水準または高い幸福度を得ていると考えられる。

パートタイム労働者に関しても同様の議論が成り立ちうる。ただし、パートタイム労働者の場合は、労働市場の需給条件がタイトであるため、正社員になれず、「非自発的に」パートタイム労働者を選択している可能性がある。この場合、同一の所得水準の下でも、パート労働者は雇用者と比べ不幸であるかもしれない。

## 3 仕事と満足度

雇用されている状態で幸福度に差が生じるのはどのような場合なのだろうか。新古典派モデルに従うと、余暇・消費の選択モデルに代表されるように、通常家計は余暇から正の効用を得ており、労働から負の効用を得る。家計は労働により獲得

された所得を元に消費を行うことで正の効用を得る。この意味で、主観的な幸福度が効用を表しているのならば、賃金の絶対水準は幸福度を引き上げ、労働それ自身は幸福度を引き下げる。

新古典派モデルが妥当であり、労働時間が幸福度に負の影響を与えていたとしても、その影響は必ずしも線形の関係を持つとはいえない。たとえばワークホリックは労働から正の効用を得ている状態を意味する（Hamermesh and Slemrod 2005）。したがって、労働時間と幸福度は非線形の関係にある可能性が高い。

近年、自身の賃金の絶対水準のみならず、他人との比較より効用を得るという参照点モデルが多く検証されている。このモデルでは、同僚、近所の住人、国民全体などといったある参照点を設定し、その参照点よりも高い生活水準にあることが効用を高めるというものである（Hamermesh 1975, Clark and Oswald 1996, Clark 2003）。

比較対象の平均的な賃金水準だけでなく、比較グループの賃金分布の形状により幸福度が変化するモデルも提唱されている。Brown *et al.* (2005) は実験データを用い、平均値が同じであっても賃金分布が異なれば、幸福度が異なるということを見出した。

雇用されている状態で幸福度に差が生じる場合として、職種と産業、企業規模間の差異が考えられる。たとえば、企業規模が大きいということは、賃金以外のFRINGE BENEFITが小規模企業よりも充実しており、幸福度が高まる可能性がある。また賃金水準や労働時間では捉えることのできない雇用保障の点で、企業規模、産業間で幸福度に差が生じているかもしれない。たとえば、失業リスクや賃金変動リスクが高い職種や産業に属している個人は、賃金や労働時間を一定にしても不幸である可能性がある。

## 4 クロスセクション分析とパネル分析

本研究の利点は、パネル調査をデータとして用いていることである。パネル調査を用いることにより、因果関係を識別できる。

幸福度の決定要因の論点に、年齢効果と世代効果の識別問題がある。先行研究によると幸福度と

年齢にはU字型の関係がある。しかし、ほとんどの研究はクロスセクション分析であるため、加齢に伴う幸福度の変化なのか、ある世代に生まれたことが幸福感に影響を与えているのかが識別できない。

同様に婚姻状況と幸福度の関係もパネルデータを用いることで識別が可能となる。すなわち結婚により幸福度が上昇するのか、もともと幸福な個人が結婚しているのかについて、因果関係を明らかにできる。

次に、賃金と幸福度の関係がある。労働変数と幸福度については内生性があると考えられる。たとえば、賃金が高いことは幸福度を高めるだろう。一方、幸福な個人は昇進の際有利になって高賃金を得ると考えることもできる。つまり、観測されない個人の性格（固定効果）が賃金と幸福度双方に影響を与えている可能性がある。この問題は、パネルデータを用い固定効果を制御することで対処する。

## 5 日米比較

本研究で用いるデータセットは日本だけでなくアメリカでも実施されたものであり、同一の設計の下での、両国間の比較が容易となっている。両国の直面する景気状況や国民性の違いが日米間の幸福度を変化させている可能性がある。

## Ⅲ データ

本研究では3つのデータセットを用い、労働と幸福度の関係を明らかにする。

### 1 月次データ

分析に用いる1つ目のデータは、『大阪大学COE月次データ（以下、月次データ）』である。本調査は、2005年8月より毎月15日前後に訪問面接法によって実施され、20歳以上の2000人が全国から無作為抽出された。毎月約1400人（約70%）からの回答がある。分析に利用するデータは2005年8月調査から2006年9月調査であり、合計約1万9000人のサンプルが利用可能である。月次調査の特徴的な点は、性別・職業などに加え、

幸福度や個人的なニュースに対する評価を尋ねている点である。分析に用いる幸福度とニュースの設問は、以下のようになっている。

#### ●幸福度の質問

この1週間に、あなたがどのように感じていたかを思い出してください。

あなたはこの1週間どの程度幸福だと感じていましたか。「非常に幸福」を10点、「非常に不幸」を0点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか。

#### ●ニュースの質問

この1週間の、あなた自身の生活に関する個人的なニュースや身の回りの出来事の中で、良いことや良くないことも含め、最も重要なものを1つ思い起こしてください。「最も良い」を5点、「最も悪い」を-5点として評価すると、その個人的なニュースや身の回りの出来事は何点ぐらいになると思いますか。

20歳から64歳までにサンプルを限定したため、分析に用いることのできるサンプルは最大約1万4000人である。

月次データの利点として、個人的なニュースの評価を尋ねているため、ニュースの効果を制御した上で、労働状態と幸福度の関係を分析できる点がある。また、毎月調査され約1年間プールされているため、幸福度の短期的な変動を捉えることができる点。一方、月次調査の欠点は、幸福度の決定要因として重要な所得に関する情報が毎月尋ねられているわけではないことにある。しかし、サンプル数が十分大きいため、所得が調査されている月のデータだけで統計的に十分な自由度を確保できる。ただし、利用可能な労働変数が少ないこと、パネル調査でないことにより、個人属性の影響を十分に除去できないという問題点がある。この点は、後述するパネル調査で補完する。

### 2 パネル調査（日本）

分析に用いる2つ目のデータは、『くらしの好みと満足度についてのアンケート（以下、日本パネルデータ）』である。本調査は大阪大学COEに

より2004年より継続して調査されているデータである。本調査は現在までに3カ年調査された。2004年調査は、2004年2月に20歳以上の6000人を全国から二段階抽出、訪問留め置き法にて実施し、4224人からの回答を得た(回答率70.4%)。2005年調査は、2005年2月に、前年度の回答者4224人を再調査し、2987人の回答を得た。2006年調査は、2006年2月から3月に、前年の回答者2987人に加え、新たに2000人を二段階抽出し、計4987人を対象に調査し、3767人の回答を得た。3カ年合計で約1万サンプルが利用可能である。パネル調査の特徴的な点は、就業状態等の労働変数を詳細に調査している点に加え、危険回避度や時間選好率といった個人の選好パラメータに関する調査を詳細に行っている点である。分析に用いる幸福度の設問は以下のようにになっている。

全体として、あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか。「非常に幸福」を10点、「非常に不幸」を0点として、あなたは何点ぐらいに思いますか。

分析に用いるサンプルは20歳から64歳までに限定する。その結果、分析に用いることのできるサンプルは最大約8000である。

パネル調査を用いることの利点は、詳細な労働変数に加え、選好パラメータに関する質問など個人の属性変数を詳細に尋ねており、かつそれらをパネルとして利用できる点である。したがって、個人の属性を十分に制御したうえで、労働変数が幸福度に及ぼす効果を明らかにできる。一方、パネル調査の欠点として、パネルの減耗が激しい点がある。パネルの減耗とは、ある年の調査に回答した個人が次の年に調査に回答しないために、サンプルから抜け落ちてしまうことである。本調査は、訪問留め置き法を採用しているため、前年調査時点から翌調査時点にかけて住居を変えてしまった場合、サンプルから抜け落ちる可能性が高い。しかし、64歳以下のサンプルに限ると、パネルの減耗率はそれほど高いとはいえないため、パネルの脱落によるバイアスは小さいといえる<sup>1)</sup>。

### 3 パネル調査(アメリカ)

分析に用いる3つ目のデータは、『アメリカ版くらしの好みと満足度についてのアンケート(以下、アメリカパネルデータ)』である。本調査は大阪大学COEにより2005年よりアメリカにおいて調査されている。日本で行われた調査と同様の設問設計であるため、設問形式の違いにより分析結果が変化するというのを回避できる。アメリカパネルデータは日本調査と同時期に、無作為抽出、郵送法によって実施され、2005年で対象者1万2338人のうち4979人の回答を得ている。2006年調査では、前年の回答者を再調査し、3094人の回答を得ている。分析に用いるサンプルは日本と同様に20歳から64歳までに限定している。その結果、約5900サンプルが利用可能である。

本稿の分析で用いる幸福度は「生活満足度」である。幸福度の代理変数としては「賃金満足度」や「仕事の満足度」がありうる。家計所得や失業状態などの分析では生活満足度を幸福度の代理変数とすることができるが、企業規模や勤続年数に関する効果では代理変数として十分ではない可能性がある。本稿では、個人属性に関する変数を十分に制御した場合、賃金水準や労働時間の生活満足度への効果と仕事の満足度の効果は同じであるとして分析を進める<sup>2)</sup>。

## IV 分析結果

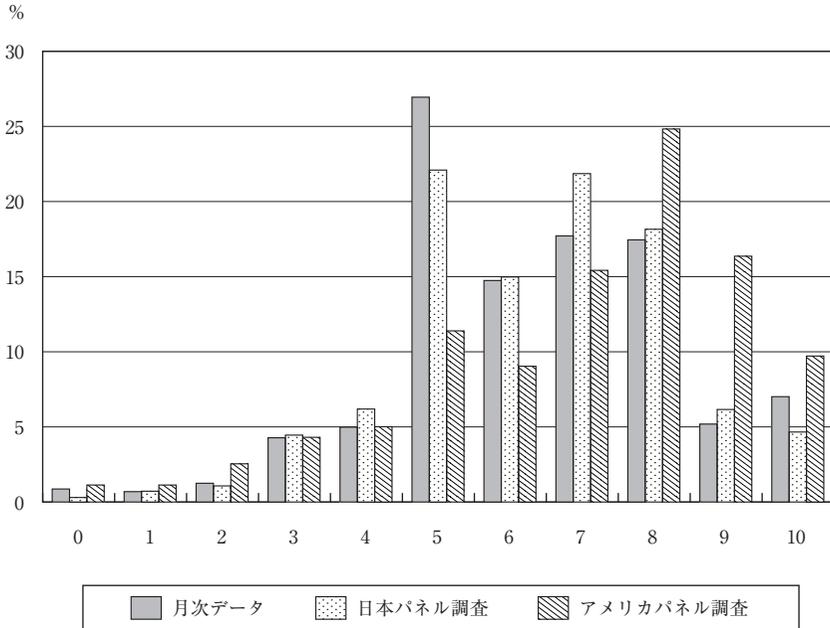
月次調査とパネル調査を用い、労働と幸福度の関係を明らかにしよう。なお、図1より3つのデータセットの幸福度の分布を見ると、日本の2つの調査の間には大きな違いはなく、分布の形状も先行研究と比べ似通った形をしている(大竹2004、筒井・大竹・池田2005)。また、アメリカの幸福度の分布は、日本よりも高いところに偏っている(アメリカ平均:6.95、日本平均:6.38)。

### 1 月次データによる分析

#### ① 記述統計、グラフによる分析

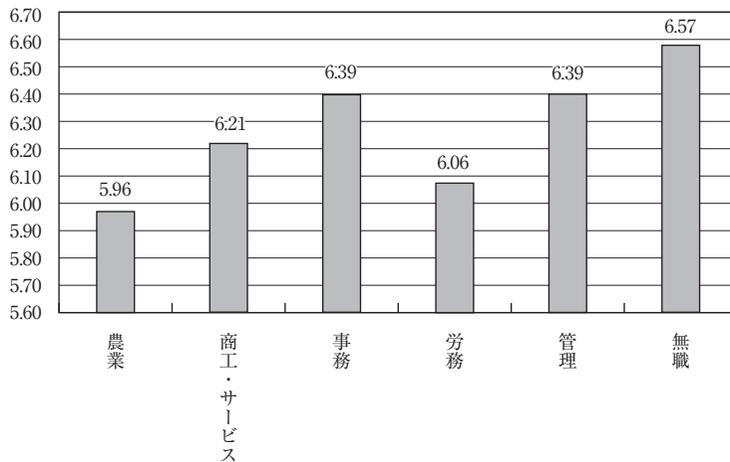
図2は職業別の幸福度の分布を示したものであ

図1 幸福度の分布



注：各データセットとも64歳以下のサンプルに限定している。

図2 職業別幸福度（月次データ）



る。この図によると、就業者の平均的な幸福度に比べ無職であることがもっとも幸福度が高いといえる。ただし、本調査では失業と無業を完全に区分していないために、非労働力であるのか職探しをして無業であるのかの識別ができない。

② 回帰分析の結果

個人的なニュース評価, 所得, 学歴などを一定

にした場合の、職業形態と幸福度の関係について回帰分析により明らかにする。被説明変数である幸福度が0から10までの段階を示す変数であるため、推定方法は順序プロビット法を用いる。コントロールする説明変数は、性別、年齢、年齢の2乗、学歴ダミー（中卒=参照グループ、高卒、大卒以上）、職業ダミー（農業、商工・サービス、事務、労務：参照グループ、管理、無職）、対数年収

表1 幸福度の決定要因（月次データ）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	幸福度					
個人的ニュース	0.230 (47.51)***	0.213 (27.24)***	0.220 (55.65)***	0.206 (31.68)***		
悪いニュース					-0.251 (4.68)***	-0.289 (6.29)***
よいニュース					0.728 (17.76)***	0.675 (19.23)***
男性	-0.198 (9.15)***	-0.166 (4.54)***	-0.239 (12.39)***	-0.186 (5.63)***	-0.197 (5.42)***	-0.215 (6.61)***
年齢	0.016 (2.19)**	0.008 (0.65)	0.011 (1.96)**	-0.003 (0.27)	0.010 (0.76)	-0.002 (0.18)
年齢2乗	-0.000 (2.13)**	-0.000 (0.68)	-0.000 (2.21)**	0.000 (0.04)	-0.000 (0.82)	-0.000 (0.05)
高卒	0.068 (1.54)	0.062 (0.85)	0.131 (3.67)***	0.084 (1.40)	0.085 (1.17)	0.091 (1.54)
大卒以上	0.198 (4.19)***	0.158 (1.97)**	0.255 (6.66)***	0.178 (2.74)***	0.179 (2.25)**	0.197 (3.06)***
農業	0.028 (0.38)	0.057 (0.46)	0.067 (0.93)	0.096 (0.78)	0.082 (0.68)	0.108 (0.90)
商工・サービス	0.064 (2.15)**	0.114 (2.25)**	0.070 (2.35)**	0.113 (2.25)**	0.124 (2.48)**	0.119 (2.40)**
事務職	0.083 (3.14)***	0.050 (1.13)	0.072 (2.80)***	0.021 (0.50)	0.048 (1.11)	0.019 (0.44)
管理職	0.161 (3.09)***	0.141 (1.64)	0.172 (3.36)***	0.122 (1.45)	0.165 (1.94)*	0.141 (1.68)*
無職			0.125 (4.95)***	0.142 (3.32)***		0.140 (3.30)***
log(年収)		0.161 (4.01)***		0.238 (7.21)***	0.182 (4.58)***	0.250 (7.66)***
調査月, 都市規模, 地域	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	9655	3506	13841	4872	3570	4968

注：「悪いニュース」はマイナスのニュース評価をした場合に1をとるダミー、「よいニュース」はプラスのニュース評価をした場合に1をとるダミー。括弧の中はz値。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で有意であることを示す。推計方法は順序プロビットモデル。括弧の中は標準誤差。ダミーのベースはそれぞれ中卒ダミー、労務職ダミーである。調査月、都市規模、地域ダミーを含んでいる。

である。

表1は月次データを用いた場合の推定結果である。推計結果によると、男性は女性よりも不幸であり、年齢と幸福度はU字型の関係を示していることがわかる。しかし、年収をコントロールすると年齢の効果が消えている。高学歴者は低学歴者と比べ幸福度であり、所得の上昇は幸福度を高める。個人的によいニュースに直面した場合、幸福度を高める。ニュースが幸福度に与える効果は非対称である。すなわち、よいニュースに直面した場合の幸福度の上昇の程度は、悪いニュースに直面した場合の幸福度の低下より大きい。

職業と幸福度の関係をみると、所得をコントロー

ルした場合、サービス業や管理職が、労務職と比べ幸福であることがわかる。観測されない労働時間の柔軟性や労働環境の良し悪しが幸福度を変化させているため、この結果がもたらされたのかもしれない。

## 2 日米パネルデータによる分析

### ① 記述統計、グラフによる分析

月次データでは無業者が非労働力状態にあるのか失業状態にあるのかの識別ができなかった。また、労働力状態にあっても労働者であるのか自営業者やパート労働者であるのかの識別ができなかった。パネルデータでは就業に関して詳細に尋ねて

図3 就業形態別幸福度（パネルデータ）

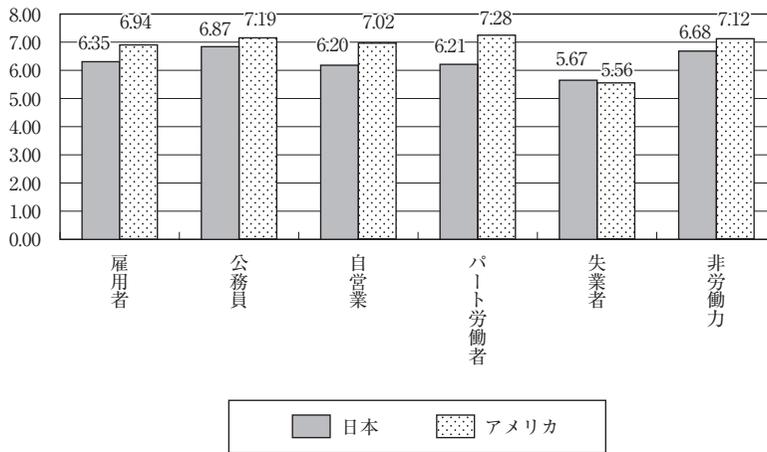
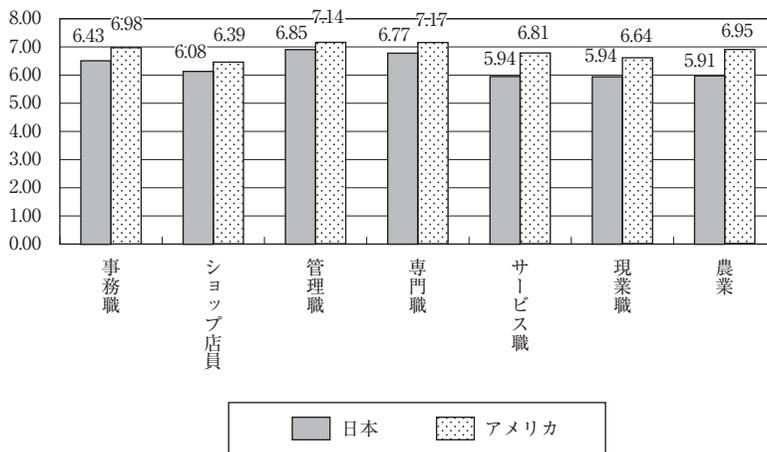


図4 職業別幸福度（パネルデータ）



いるため上記の識別が可能となる。また、労働者であっても企業規模、産業、労働時間などの情報が利用可能である。そのため月次調査では観察されなかった、労働時間の柔軟性や労働環境の良し悪しが幸福度へ与える効果を調べることができる。

図3は就業形態別の幸福度を示したものである。月次データと同様に、無業（非労働力）であることは幸福度が高く、失業者の幸福度は低い。雇用者の中では、公務員であることがもっとも幸福度が高い。日米で就業形態別の幸福度の分布は似通っているが、アメリカ人でパート労働者である者の幸福度がやや高いことが特徴的である。

職業別の幸福度を示したものが図4である。こ

の図によると、専門職や管理職であることがもっとも幸福度が高い。この結果は、一般的に高所得であり、時間の柔軟性が高いことを反映している可能性がある。日米間で職業別の幸福度の特徴に差異はほとんどない。

産業別の幸福度（図5）を見ると、日本では、金融業やその他に分類される産業の幸福度が高い。金融業は高所得であることを反映している可能性がある。その他の場合は、専門職や公的部門の就業者が「その他」に回答しているため、高い幸福度を生んでいる可能性が高い。アメリカでも金融業の幸福度は高いが、鉱業の平均的な幸福度がもっとも高くなっている。

図5 産業別幸福度 (パネルデータ)

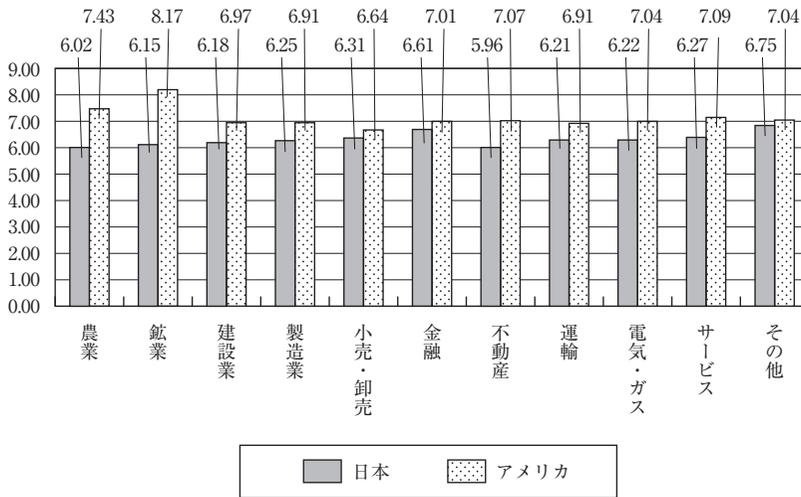
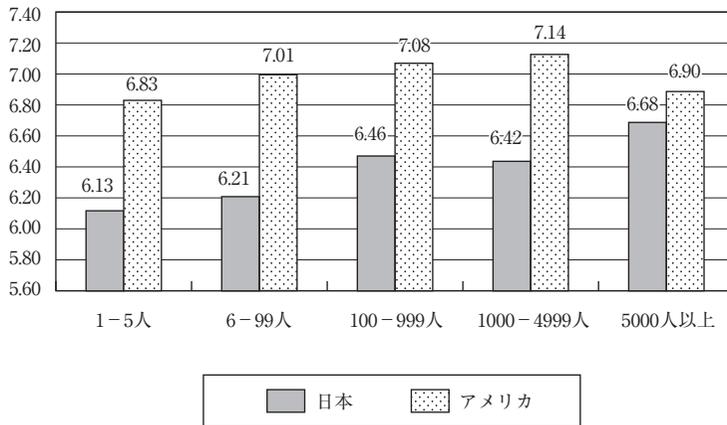


図6 企業規模別幸福度 (パネルデータ)



企業規模別の幸福度を示したものが図6である。図6によると、いわゆる大企業に勤めている労働者の幸福度が高いといえる。勤続年数別に見た場合、勤続年数が増えるにつれ幸福度が上昇している結果が見取れる。これらの結果は、所得水準の高さを反映している可能性が高い。アメリカでも大企業に属している労働者の幸福度は高いが、5000人以上の企業規模の幸福度は1000~4999人の規模の幸福度よりやや低いものとなっている。

勤続年数別の幸福度の分布によると(図7)、勤続年数が増えるほど幸福度が高い。日本においては勤続年数が増えるほど所得水準が高く、労働時間を調整しやすい管理職についている可能性が高いた

め、高い幸福度を生んでいる可能性がある。

週当たり労働時間別の幸福度をプロットしたものが図8である。日本では、労働時間が長くなればなるほど平均的な幸福度は低下する。しかし、週90時間以上労働を行っている者の平均的な幸福度は他と比べ高い。このことはワーカホリックにより労働自身に効用を感じているという可能性が示唆されるが、サンプル数が21と少ないため、異常値である可能性も否定できない。一方、アメリカの場合、労働時間が長くなるほど平均的な幸福度は低下している。

本調査はパネルデータであるため、就業状態の

図7 勤続年数別幸福度（パネルデータ）

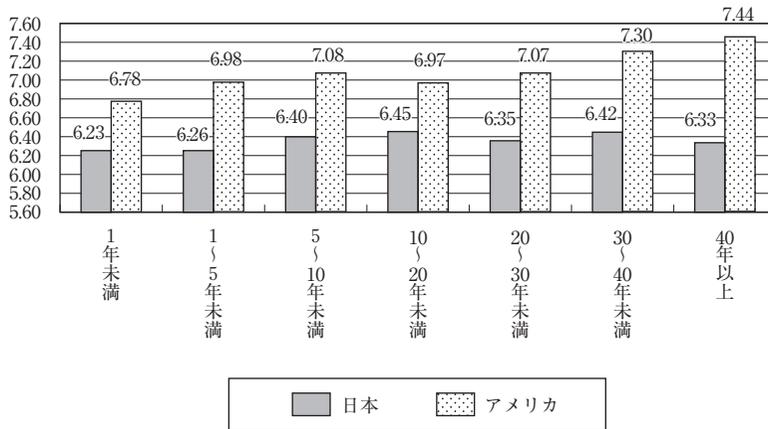


図8 労働時間別幸福度（パネルデータ）

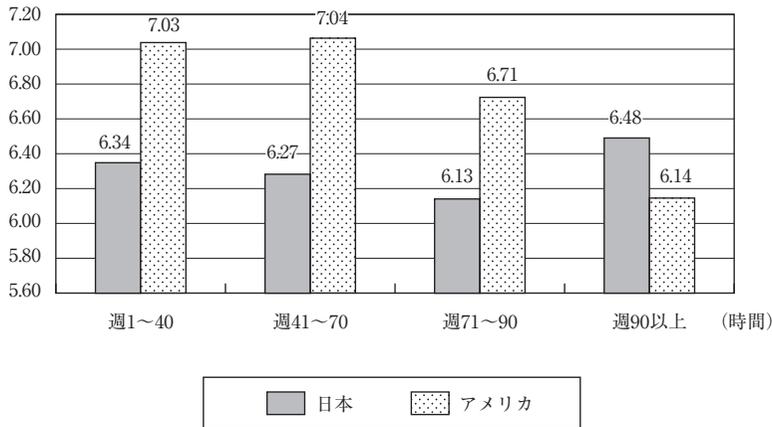


表2 状態変化と幸福度変化

	日本 (2004-2006)		アメリカ (2005-2006)	
	サンプル数	幸福度変化	サンプル数	幸福度変化
雇用→非労働力	187	-0.09	80	0.01
失業→非労働力	26	-0.35	25	-0.04
雇用→失業	41	-0.02	29	-0.31
変化なし	3573	-0.13	1523	0.03
失業→雇用	28	0.21	20	-0.90
非労働力→失業	13	0.46	84	0.48
非労働力→雇用	146	-0.12	25	0.08
合計	4014	-0.12	1786	0.03

変化と幸福度の変化の関係を調べることができる。表2は就業状態の変化と幸福度の変化を示したものである。これらの表によると、雇用状態から失業や非労働力へ変化した個人の幸福度は低下し、雇用状態になった個人の幸福度は上昇している。

ただし、日本では非労働力から雇用状態になった場合幸福度が低下し、アメリカでは失業から雇用状態に変化した場合、幸福度が低下している。これは所得の変化を一定にしたものではないが、就業による所得の上昇よりも、労働時間の増加によ

図9 望ましい労働時間との乖離と満足度（パネルデータ）

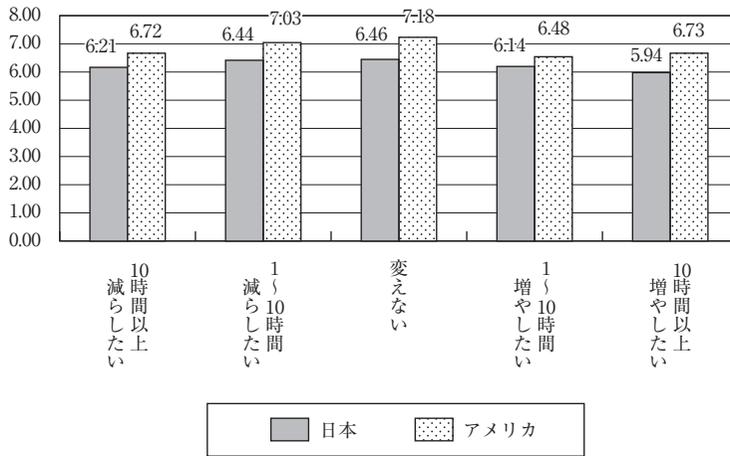
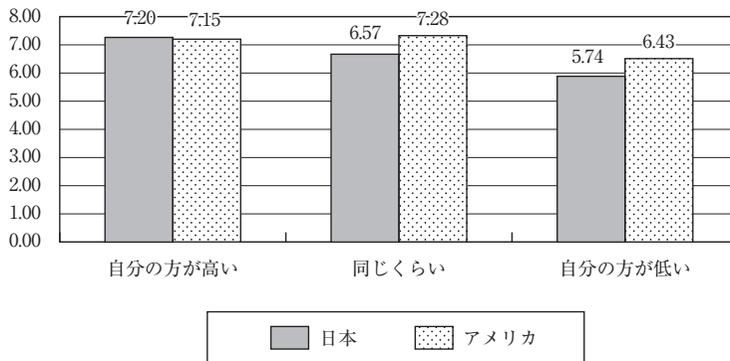


図10 生活水準の他人との比較と幸福度



る負の効用の程度が上回っている可能性がある。

パネルとして利用できないが、2005年と2006年調査ではそれぞれ特徴的な質問をしている。まず、2005年データでは最適な労働時間との乖離の程度の質問を行っている。すなわち、「現在の時間給のもとで、あなたが自由に労働時間を選べるとすれば、あなたは労働時間を増やしますか、減らしますか。それはどの程度ですか。」という設問から、賃金を一定にした場合に現在の労働時間が最適なのか、増減をしたいのかを尋ねている。最適労働時間との乖離と幸福度の分布を示したものが図9である。図9によると、日米で同様の傾向を示し、現在の労働時間を変更したくないという個人がもっとも幸福度が高く、少しでも労働時

間を変更したい個人の幸福度が低いという結果になっている。労働時間を減らしたいと思っている個人より、増やしたいと思っている個人の幸福度が低い点が特徴的である。

次に、2006年調査では「他人との比較」に関する設問をしている。「あなたの周りの人の生活水準はあなたの生活水準と比べ高いと思いますか。」という設問に、「高いと思う、同じくらい、低いと思う」と回答させるものである。図10は他人との比較と幸福度の分布を示したものである。図10によると、日本では、他人よりも生活水準が高いと思っている個人の幸福度が高い。もし個人が他人の生活水準（たとえば所得）を正確に予測しているならば、本人の所得水準をコントロールしたうえで、他人との比較項が統計的に有意であ

表3 誰と比較をしているか

日本				
構成比	男女計	N = 2979		
比較対象	他人より高い	同じくらい	他人より低い	合計
身近な人	5.1	39.2	23.9	68.1
会社関係	1.4	8.7	5.0	15.2
その他	1.4	8.5	6.7	16.6
合計	8.0	56.5	35.6	100
アメリカ				
構成比	男女計	N = 2125		
比較対象	他人より高い	同じくらい	他人より低い	合計
身近な人	8.3	38.4	16.1	62.8
会社関係	1.7	6.3	3.0	11.0
その他	4.0	14.3	8.0	26.2
合計	14.1	58.9	27.1	100

注：「身近な人」は比較対象が、「近所、同級生、親戚、子供の同級生の親」，「会社関係」は比較対象が、「勤め先の同期、勤め先の全体、同業他社の同期、同業他社の全体」，「その他」は比較対象が、「日本全体の平均、世界全体の平均、上記以外の知人、その他」である。

れば、参照点モデルが成立する可能性がある。一方、アメリカでは他人と同じであるという個人がもっとも幸福度が高く、他人よりも高い、もしくは低いと思っている個人の幸福度が低い。表3によると、他人よりも高いと思っている個人の比率は日本よりアメリカのほうが高い。すなわち日本では自分を「中流」だと感じている個人が多く、アメリカでは自分を高所得者だと思っている個人が多い。これは両国間の所得分布の違いを反映したものかもしれない。

2006年調査では、誰と生活水準を比べたのかについての設問を行っている。表3によると、近所の人など身近な人と比較している個人が多い。

## ② 回帰分析の結果

月次データの分析時と同様に、所得、学歴などを一定にした場合の、労働変数と幸福度の関係について回帰分析により明らかにする。被説明変数である幸福度が0から10までの段階を示す変数であるため、推定方法は順序プロビット法を用いる。

主な説明変数は、性別、年齢、年齢の2乗、学歴ダミー（中卒：参照グループ、高卒、大卒、院卒）、結婚状態ダミー（未婚：参照グループ、既婚、離死別<sup>3)</sup>）、5年以内に失業を経験したかどうか、子供

がいるかどうか、6歳以下の子供がいるかどうか、健康状態（5：健康～1：不健康）、他人のことを気にするか、宗教を熱心に信仰しているか、対数年収（本人所得または家計所得）、対数時間当たり賃金、対数週当たり労働時間である。なお、労働時間については2004年では調査されておらず、賃金や労働時間の効果は2005年および2006年のサンプルのみを利用する。労働変数としてさらに職業ダミー、産業ダミー、勤続年数ダミー、企業規模ダミーを用いる。危険回避度の指標として「虎穴にいらずんば虎兇を得ず」ということわざに考えが近いならもっとも危険愛好的であり、「君子危うきに近寄らず」ならばもっとも危険回避的とする11段階の変数を用いる。時間割引率の指標は、「2日後に1万円をもらうか、9日後にいくらもらうか」という仮想的な設問に対し、要求する利子率を用いる。すなわち、利子率が高いほどせっかちである。

## 3 クロスセクション分析

表4は就業形態と幸福度の関係を示したものである。日本では、男性が不幸であり、年齢と幸福度はU字型の関係を示し、高学歴者は幸福である。これらの結果は月次データの結果や大竹（2004）、筒井・大竹・池田（2005）と整合的である。また、

表4 幸福度の決定要因に関する基本推計モデル

	日本			アメリカ		
	(1) 男女計	(2) 男性	(3) 女性	(4) 男女計	(5) 男性	(6) 女性
男性	-0.169 (4.74)***			-0.051 (1.42)		
年齢	-0.033 (2.69)***	-0.018 (0.99)	-0.047 (2.68)***	-0.042 (3.82)***	-0.046 (2.76)***	-0.044 (2.87)***
年齢の2乗	0.000 (2.76)***	0.000 (0.75)	0.001 (2.94)***	0.001 (4.00)***	0.001 (3.00)***	0.001 (2.88)***
高卒	0.242 (4.47)***	0.254 (3.40)***	0.216 (2.71)***	0.214 (0.49)	0.162 (0.22)	0.350 (0.64)
大卒	0.389 (6.78)***	0.336 (4.24)***	0.427 (5.02)***	0.369 (0.88)	0.341 (0.47)	0.492 (0.95)
院卒	0.646 (5.38)***	0.420 (2.97)***	1.356 (5.28)***	0.548 (1.29)	0.666 (0.91)	0.557 (1.06)
失業経験	-0.137 (3.61)***	-0.145 (2.57)**	-0.120 (2.29)**	-0.221 (5.62)***	-0.305 (5.16)***	-0.157 (2.97)***
既婚	0.311 (4.19)***	0.540 (5.21)***	0.119 (1.08)	-0.402 (7.48)***	-0.389 (4.89)***	-0.429 (5.77)***
離婚	-0.080 (0.80)	-0.302 (2.07)**	0.010 (0.07)	-0.387 (6.50)***	-0.568 (6.05)***	-0.267 (3.43)***
死別	0.030 (0.25)	-0.163 (0.67)	-0.088 (0.59)	-0.458 (3.82)***	-0.198 (0.76)	-0.488 (3.58)***
子持ちダミー	0.013 (0.21)	-0.104 (1.15)	0.092 (1.00)	-0.101 (2.00)**	-0.101 (1.31)	-0.104 (1.52)
6歳以下の子持ち	0.268 (5.44)***	0.282 (4.05)***	0.255 (3.56)***	0.010 (0.18)	0.026 (0.30)	-0.003 (0.04)
健康	0.169 (12.19)***	0.129 (6.55)***	0.211 (10.64)***	0.182 (12.45)***	0.190 (8.66)***	0.178 (9.02)***
他人を気にする	-0.237 (7.03)***	-0.195 (4.03)***	-0.276 (5.84)***	0.094 (2.67)***	0.088 (1.66)*	0.093 (1.95)*
宗教を熱心に信仰する	0.405 (7.42)***	0.285 (3.32)***	0.473 (6.60)***	0.256 (6.91)***	0.225 (3.89)***	0.274 (5.63)***
公務員	0.081 (1.37)	0.073 (1.02)	0.085 (0.77)	-0.008 (0.14)	-0.049 (0.61)	0.020 (0.27)
自営業	-0.015 (0.32)	-0.006 (0.11)	0.034 (0.45)	0.006 (0.10)	-0.056 (0.69)	0.063 (0.67)
パート	-0.124 (2.38)**	0.253 (1.18)	-0.092 (1.52)	0.131 (1.27)	0.147 (0.45)	0.126 (1.14)
失業	-0.104 (0.90)	-0.342 (2.14)**	0.269 (1.56)	-0.275 (3.20)***	-0.375 (2.81)***	-0.193 (1.71)*
非労働力	0.073 (1.62)	0.195 (1.97)**	0.109 (1.88)*	0.052 (1.04)	0.052 (0.59)	0.042 (0.68)
危険回避度	0.001 (0.11)	-0.008 (0.81)	0.014 (1.40)	-0.041 (5.49)***	-0.050 (4.50)***	-0.034 (3.41)***
時間割引率	-0.027 (3.06)***	-0.020 (1.56)	-0.030 (2.44)**	-0.008 (0.78)	0.010 (0.61)	-0.023 (1.57)
log(家計所得)	0.260 (10.23)***	0.303 (7.91)***	0.253 (7.23)***	0.036 (1.20)	-0.007 (0.15)	0.065 (1.62)
Observations	5213	2513	2700	3605	1619	1986

注：括弧の中はz値。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で有意であることを示す。地域、調査年、新規サンプルダミーを含んでいる。以下同じ。

既婚者は幸福であるが、その効果は男性のほうが高く、男性に限れば離婚は幸福度を下げる。子供がいることは必ずしも幸福度を高めないが、6歳以下の子供がいた場合幸福度が高まる。健康であるほど幸福である。他人を気にすると答えた個人は不幸であり、宗教を熱心に信仰している人は幸福度が高い。危険回避的であるほど幸福度は低く、せっかちであるほど幸福度は低い。

就業形態の効果を見ると、男女計の場合、パート労働者の係数が負に有意であるが、失業の係数は負だが統計的に有意ではない。この結果は大竹(2004)と異なるものだが、大竹(2004)で用いた調査時期に比べ、本研究で用いたデータセットの調査時期のほうが景気がよいためもたらされた可能性がある。しかし失業経験ダミーは負で有意であるため、失業自体は幸福度を引き下げる可能性が高い。男女間の差を見ると、男性では失業が幸福度を有意に引き下げているが、女性にはその関係が見られない。また男女とも非労働力であると幸福度が高い。

アメリカの結果も日本と多くの部分で共通しており、いくつかの点で異なる。まず、「他人を気にする」の係数は正に有意である。この点は、他人との比較の程度と関連している可能性があり、後で詳しく議論する。次に婚姻状態の違いの効果が日米で大きく異なる。アメリカでは男女とも結婚の係数が統計的に有意であり、特に女性の係数が男性のそれと比べ大きい。またアメリカでは失業の幸福度に与える効果が負に有意な結果である。

表4で示した基本モデルに、労働条件に関する様々な変数を追加したモデルも推定した。結果表の詳細は割愛するが、主な結果を紹介しよう。まず、労働時間が観測できる2005年と2006年調査で就業者に限定してサンプルを用いた分析結果である。日本において、賃金水準をコントロールすると男女計ではパートの係数は負で統計的に有意である。ただし男性ではパートの効果は正で有意であり、女性では負である。つまり、日本の女性では、労働時間をコントロールしてもパート就業は正社員に比べて幸福度が低く、正規社員に就けないため非自発的にパートに就業しているか、非労働力を選びたいにもかかわらずパート就業をせ

ざるをえない状況にあることを意味している。なお、アメリカのデータでは就業者間で幸福度に有意な差がない。長い労働時間は日本では有意に幸福度を引き下げるが、アメリカでは係数は負であるが、統計的には有意ではない。

現在の賃金率の下で自由に労働時間を変えられるとすれば何時間働くかという最適労働時間と現実の労働時間の乖離の効果についても推定した。その結果、最適労働時間と乖離が発生している場合、幸福感が下がる。日本では統計的に有意な差はないが、アメリカでは10時間以上減らしたい場合と1~10時間増やしたい場合が統計的に有意であり、労働時間を減らしたいと思っている人のほうが幸福度がより大きく低下している。

勤続年数、企業規模、産業などの属性を詳細にコントロールした場合はどうだろうか。推計結果によると、日本において、大企業や管理職であることが幸福感を高め、その効果は男性のみに見られる。ただし、産業間や勤続年数の幸福度への効果は見られない。アメリカにおいては、大企業であることが幸福感を高める効果がやや見られるが、その他の属性による違いは見られない。

日本では他人を気にしている個人は幸福度が低く、アメリカでは高い。他人との比較についてより詳細に分析してみよう。表4の基本モデルに、他人よりも生活水準が高いと思っているかどうか、についての変数を加えると、興味深い結果が得られた。日本について、「他人を気にする」人は幸福度が統計的に有意に低いが、他人よりも高いと思っている人は幸福で、低いと思っている人は不幸である。女性のほうが他人を気にして、比較しているときの幸福度の変化が大きい。一方、アメリカでは「他人を気にする」という係数は正で有意であり、他人より生活水準が低くても高くても、幸福度を引き下げている。男女間の差異については、男性が他人より低いと思っている場合の幸福度の低下の程度が大きい。つまり、アメリカ人は他人と同じくらいの生活水準だと思っている場合に最も幸福度が高い。

比較対象が誰であるかによって、他人との比較の効果がどのように変化するかについても検討した。日本では、身近な人や会社の人と比べ同程度

である、または高いと思っている場合の幸福度が高い。特に、会社の人と比較して、他の人よりも生活水準が高いと感じている場合の幸福度の上昇が大きく、その効果は女性のほうが大きい。アメリカでは、身近な人と比べて生活水準が低いと思っている個人の幸福度が低い<sup>4)</sup>。

なぜ、日本では他人と比べると不幸で他人より高いと思っていると幸福であり、アメリカでは他人と比べると幸福で他人より高いと不幸なのだろうか。表3によると、日本で自分が他人よりも高いと思っている人の割合は、アメリカのそれと比べ小さい。これは日米の所得分布の違いを反映している可能性がある。日本では所得上位層が少なく、所得上位者になることで幸福感を感じ、上位層を見ることで不幸になっている。一方、アメリカでは所得上位層が多く、所得上位者になるとそれよりも下位層を見ることで幸福感を感じている。これは Brown *et al.* (2005) の議論と整合的である。

#### 4 パネル分析

クロスセクション分析では固定効果を十分に考慮していないため、失業したから不幸なのか、不幸な人が失業しやすいのかという因果関係が識別できない。そこでパネル分析を試みる。推計方法は Winkelmann and Winkelmann (1998) に従い、幸福度が6以上を1、それ以外を0とするダミー変数に変換し、固定効果ロジット法を用いた<sup>5)</sup>。

推計結果の詳細は割愛するが、日本のデータを用いた推計結果によると、失業の係数は負であるが統計的に有意ではない。しかし、年齢階層別にみると、失業の幸福度への影響が異なることが明らかになった。男女とも、30から49歳のいわゆる壮年期の失業が幸福度を引き下げている。一方、若年の非労働力状態であることは幸福度を高めている可能性がある。また、女性に関しては、若年期の非労働力状態は幸福であるが、壮年期の非労働力状態は不幸である。結婚に関しては、男性で結婚が有意に幸福度を高め、クロスセクション分析の結果とは異なり、離婚も有意に幸福度を高めるという結果を得ている。ただし、サンプルサイズが小さいことから結果は必ずしも安定的なもの

ではない。アメリカのデータを用いた場合、失業や賃金の効果は見られない。この結果もサンプル数や調査期間が短いために発生している可能性があり、より詳細な分析が必要である。

#### V おわりに

本稿は、幸福度の決定要因として労働変数がどのような影響を及ぼすのか、3つのデータセットを用いた実証的に明らかにした。特に、短期的な幸福度の変動、他人との比較の重要性、パネルデータによる因果関係の識別、日米比較に焦点を当てて分析を行った。推定結果によると、短期的には個人的なニュースが幸福度の決定に重要である、日本では他人より高い生活水準にあると考えていれば幸福だがアメリカでは不幸である、30から49歳のいわゆる壮年期の失業が幸福度を引き下げるといった結果を得た。

- 1) すべてのサンプルでは2004年調査から2005年調査で約29%の脱落が発生しているのに対し、64歳以下では同期間で約3%程度の脱落しか見られない。
- 2) 生活満足度といった主観的な情報を分析に用いる場合、いくつかの問題点がある(富岡 2006)。たとえば、回答者が戦略的な回答を行い、その結果満足度が個人の真の効用を表していない可能性がありうる。本稿では、生活満足度が個人の効用水準を十分に表しているものとして分析を進める。
- 3) 2004年調査においては離婚と死別を区別して尋ねていない。そこで、2005年かつ2006年で「死別」と回答した個人であり、2004年に「離死別」と回答した個人については「死別」であるとした。
- 4) 日本では「誰と比較したか」という設問に対して単一回答を指示しているが、アメリカパネルデータでは複数回答を指示している。しかし2つ以上回答したものは極めて少数であり、本稿の分析では複数回答したものはサンプルから除外した。
- 5) その他の方法として、幸福度をあたかも連続変数として固定効果モデルを用いる方法がある。しかし、固定効果モデルを採用する場合、各数値間の距離が同一であるという仮定が置かれる。また、固定効果ロジットモデルでは被説明変数を2値変数に変換する必要があり、そのため変数間の時系列変動が小さくなる問題がある。この問題を回避するには固定効果順序ロジットモデルが適しているが(Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004)) 本稿では記述的な問題より、固定効果ロジットモデルを採用した。

#### 参考文献

- Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. (1998) "What Makes an Entrepreneur?" *Journal of Labor Economics*, 16(1), 26-60.
- Brown, Gordon D.A, Gardner, Jonathan, Oswald, Andrew, J.

- and Qian, Jing (2005) "Does Wage Rank Affect Employees' Wellbeing?" *IZA Discussion Paper* No. 1505.
- Clark, Andrew. E (2003) "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data" *Journal of Labor Economics*, Vol. 21 No. 2 pp. 323-351.
- Clark, Andrew. E and Oswald, A. J. (1996) "Satisfaction and Comparison Income" *Journal of Public Economics* 61(3) pp. 359-381.
- Ferrer-i-Carbonell, A. and Frijters, P. (2004) "How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?" *Economic Journal* 114 July, pp. 641-659.
- Hamermesh, D.S (1975) "Interdependence in the Labor Market" *Economica* 42 pp.420-429.
- Hamermesh, D.S and Slemrod, J. (2005) "The Economics of Workaholicism: We Should not Have Worked on This Paper" *NBER Working Paper*, 11566 Aug 2005.
- Kawaguchi, D. (2004) "Positive, Non-Earnings Aspects of Self-Employment: Evidence from Job Satisfaction Scores" mimeo.
- Winkelmann, L. and Winkelmann, R. (1998) "Why Are the Unemployed So Unhappy?: Evidence from Panel Data" *Economica* 65 pp. 1-15.
- 大竹文雄 (2004) 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』No. 528 pp. 59-68.
- 筒井義郎・大竹文雄・池田新介 (2005) 「なぜあなたは不幸なのか」ISER ディスカッションペーパー No. 630.
- 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』No. 551 pp. 17-31.

さの・しんべい 日本学術振興会特別研究員。最近の主な著作に「女性の雇用待遇と教員市場における実証分析」(大阪大学博士論文, 2006年)。労働経済学専攻。

おおたけ・ふみお 大阪大学社会経済研究所教授。最近の主な著作に『日本の不平等——格差社会の幻想と未来』(日本経済新聞社, 2005年)。労働経済学専攻。