

第10章

給与所得およびその変化が雇用者の仕事満足度に与える影響

馬欣欣

要旨

本稿では JHPS2009～2010 の個票データを活用し、給与所得（以下では、「所得」と略称する）およびその変化が日本の雇用者の仕事満足度に与える影響に関する実証分析を行い、相対所得仮説および順応仮説を検証した。まず、相対所得仮説については、(1) 雇用者全体のサンプル、男女別・就業形態別のサブサンプルを用いて分析したが、いずれも仕事満足度は絶対所得および相対所得の両方に依存していることが検証された、(2) 絶対所得および相対所得が仕事満足度を与える影響については就業形態間の差異以上に、男女間の差異が大きい。(3) 企業規模、企業制度、仕事の権限、職場の対人関係などの企業内部の仕事・職場要因は、雇用者の仕事満足度に大きな影響を与えていることがわかった。次に、順応仮説については、(1) 雇用者全体のサンプル、男女別・就業形態別のサブサンプルを用いた分析により、仕事満足度は、所得の変化率から影響を受けることが確認され、順応仮説が検証された、(2) 所得の変化率が仕事満足度を与える影響は、女性のグループ、非正規のグループにおいてより強く現れていることが示された。

第1節 はじめに

1990年代以後、経済学の分野では仕事の満足度に関する実証研究が増えているが、こうした研究の現実的意義は、主に以下の2点にあるといえよう。第一に、仕事満足度は、就業を通じた労働者の効用水準 (utility あるいは well-being) を反映する指標の1つであることから (Clark and Oswald 1996; Clark 2005; Van Praag and Ferrer-i-Carbonell 2004)、その水準を計測・把握することは労働政策をはじめとする種々の政策立案に有益な示唆を与えるであろう。第二に、仕事の満足度は、労働者の離職意向、組織へのコミットメント、さらに企業生産性・効率性に関連することが指摘されている (Freeman 1978; Akerlof, Rose and Yellen 1988 ; Clark 2005)。したがって、仕事満足度を向上させる方途を検討・提案することは、企業にとって重要な知見を提供することになる。

とくに日本では、1990年代以降、所得格差の拡大が問題視されるようになり、それに伴って成果主義賃金制度をはじめ企業の賃金制度のあり方に対する批判も数多くみられた。しかし、給与所得 (以下では、「所得」と略称する) 格差の拡大や給与所得変動リスクの高まりに対する反応は、個々の労働者のリスク回避度、余暇嗜好、職種や就労環境などによっても異なるため、必ずしも仕事満足度にマイナスの影響を与えとはかぎらない。アメリカでは日本より所得格差の拡大が幸福度に与える影響は小さいという研究もある (大竹 2004 ; 大竹・白石・筒井 2010)。また、アメリカや日本などの先進国では、一人当たり実質所得が上昇しても国民の幸福度はほぼ一定水準で維持されているという「幸福のパラドックス」現象の存在が指摘されている (Easterlin 1974 2001)。したがって、給与所得格差の拡大と労働者の効用 (仕事の満足度や幸福度など) との関係を深く議論するには、実証分析を通じて所得とその変化が仕事の満足度にどの程度そしてどのように影響するのかを明らかにしなければならない。

この所得と仕事満足度との関係については、これまで相対所得仮説と順応仮説が提唱されてきた。相対所得仮説 (relative income hypothesis) では、個人の効用 (幸福度、生活満足度、仕事満足度など) は労働者の所得水準 (以下では、「絶対所得」と呼ぶ) のみならず、参照グループに比較した相対所得からも影響を受けると説明されている (Duesenberry 1949; Leibenstein 1950)。他方、順応仮説 (adaptation level hypothesis) は、人間は動物と同じように新しい環境に対応し、すぐになれるという本能をもっているため、所得の変動という「環境変化」に順応する結果、元の水準 (満足度) に戻ると説明する。つまり、所得が増加した直後は満足度も高くなるが、その後目標所得水準も上昇するため、満足度も元の水準に戻るといっているのである (Easterlin 2001, 2005)。これら二つの仮説について、欧米では、Cappelli and Sherer(1988)、Levy-Garboua and Montmarquette(2004)、Sloane and Williams (2000)、Clark and Oswald (1996)が、絶対所得のみならず、相対所得も仕事の満足度に影響を与えているとして、相対所得仮説を支持している。日本で

は、大竹（2004）、佐野・大竹（2007）は、絶対所得が幸福度に影響を与えることを指摘しており、また筒井（2010）は絶対所得、相対所得、所得の変化率が幸福度に影響を与えており、相対所得仮説と順応仮説の双方を支持している。しかし、これまでの日本の研究では、所得に関連する各要因が仕事満足度に与える影響を分析したものが少なく、また両者の関係に相対所得仮説および順応仮説が当てはまるかどうかは検証されていない。

そこで本稿では、慶應義塾大学パネル設計・解析センターが実施した「日本家計パネル調査（以下では、JHPS と呼ぶ）」の2009、2010年の個票データを用い、（1）絶対所得および相対所得は仕事満足度に影響を与えるか（相対所得仮説）、（2）所得の変化率は仕事満足度に影響を与えるか（順応仮説）という2つの仮説を実証的に検証することとする。

以下、第2節で先行研究を紹介し、第3節で推定モデル、用いたデータ、変数設定について述べる。第4節では計測結果を説明し、最後に本稿から得られた結論および政策示唆をまとめる。

第2節 先行研究のサーベイ

1 理論仮説：なぜ、所得が仕事の満足度に影響を与えるか

まず、絶対所得、相対所得、所得の変化と仕事満足度との関係について、諸理論仮説を整理しておこう。

第一に、絶対所得が仕事の満足度に与える影響については、労働供給の主体均衡モデルにより説明される。他の条件が一定であれば、絶対所得が上昇すると無差別曲線が上方向にシフトする。つまり、労働時間および余暇嗜好が一定であれば、絶対所得が増加するほど労働者の効用（仕事の満足度）も高くなると予想される。

第二に、相対所得が仕事の満足度に与える影響については、相対所得仮説によって説明されているが、この背景には嗜好の相互依存仮説（interdependence of preference）と相対剥奪理論（relative deprivation theory）がある。

（1）Leibenstein（1950）、Kapteyn et al.（1978）、Frank（1985）は、消費者の満足度は商品自身（機能的需要）のみならず、商品自身以外の要因（非機能的需要）にも依存すること（例えば、良い商品を持つことが社会地位の向上につながる）に基づいて、嗜好の相互依存仮説を提唱し、労働者の効用（仕事の満足度）は、労働者自身に類似するグループ（例えば、同一年齢層、同一学歴グループ、同一職種グループなど）の所得を比較した結果に影響を受けると主張した。

（2）相対剥奪理論は、所得格差に関して、Easterlin（1974）、Boskin and Sheshinski（1978）、Layard（1980）、Frank（1985）、Akerlof and Yellen（1990）により提唱されたものである。これらによれば、労働者は参照グループの差異が大きくなるほど、（自分のほうが劣っている場合）生存機能の欠乏がより強く感じられる。つまり、自分の所得が参照グループのそれより低いほど相対剥奪感が生じやすくなり、仕事の満足度も下

がると考えられる。

第三に、所得の変化率（過去の所得への依存度）が仕事の満足度に与える影響については、順応仮説によれば、労働者自身の目標水準所得（あるいは所得獲得嗜好）は、現実の所得が増加すると、その後に目標所得水準も高くなり、その結果、仕事の満足度が元の水準に戻ると説明される（Easterlin 2001,2005）。

一方、補償賃金仮説によると、解雇リスク回避度が高い労働者の場合、長期雇用が保障されれば、相対所得格差や所得の変化率が大きくなっても仕事の満足度が低下するとはかぎらない。したがって、絶対所得、相対所得、所得の変化率がどの程度仕事の満足度に影響を与えるかについては、実証的な分析によって明らかにされなければならない。

2 実証研究のサーベイ

そこで次に、所得と仕事の満足度に関する実証研究についてサーベイしておこう。

仕事満足度に関する早期の研究として、Hamermesh(1977)、Freeman(1978)などが挙げられる。これらは、効用理論に基づいて、順序ロジットモデル（あるいは順序プロビットモデル）を用いた実証分析により、仕事満足度に影響を与える主な要因として、所得、労働時間、個人属性、仕事・職場を挙げることができるとしている（この他、Clark and Oswald 1996；Clark, Oswald and Warr 1996；Bender et al. 2005；Bender and Heywood 2006；Donohue and Heywood 2006；Gazioglu and Tansel 2006；Booth and Van Ours 2008も参照）。

このうち、所得が仕事満足度に与える影響について、実証分析した研究を見ると、まず、絶対所得の影響について、Hamermesh(1977)、Levy-Garboua and Montmarquette (2004)、Sloane and Williams (2000)、Clark and Oswald (1996)などは、絶対所得が高くなるほど、仕事満足度が高くなることを指摘している。

次に相対所得を分析した研究をみると、相対所得の代理指標によって大きくて2種類に分けられる。(1) Cappelli and Sherer(1988)、Levy-Garboua and Montmarquette(2004)、Sloane and Williams (2000)、Clark and Oswald (1996)は、賃金関数の推定値(predicted income)を相対所得の代理指標とし、Ferrer-i-Carbonell(2005)、Vendrik and Woltjer(2007)は、参照グループの平均賃金を相対所得の代理指標として分析を行った結果、絶対所得のみならず、相対所得も仕事満足度に影響を与えており、絶対所得が一定であれば、相対所得が高くなるほど、仕事満足度が低くなる傾向にあることを証明している。

(2) Hamermesh(1977)は、所得の対数値の残差（残差＝ \ln 所得の実際値－ \ln 所得の理論値＝ \ln （所得の実際値/所得の理論値））を相対所得の代理指標として用いて分析を行い、相対所得がアメリカの雇用者の仕事満足度に影響を与えることを証明している。筒井（2010）は、「世帯所得/周りの世帯の所得」を相対所得の代理指標として用いて相対所得仮説の検定を行った。その結果、日本では、相対所得仮説が支持され、絶対所得が一定であれば、相対所得が高くなるほど幸福度が高くなることを示している。

Ferrer-i-Carbonell(2005)、Vendrik and Woltjer(2009)は、「ln世帯所得－ln参照グループの平均所得」を相対所得として分析を行い、相対所得が高くなるほど、仕事の満足度が高くなることを明示している。

日本では、欧米のような仕事満足度に関する実証分析はまだ少ないが、本稿の分析アプローチに近いものとして、3つの論文を挙げておこう。大竹(2004)は、2002年に独自に行った「くらしの好みと満足度についてのアンケート」調査の個票データ、および内閣府が実施した1978年から1999年にかけての3年ごとの時系列の個票データ『国民生活選好度調査』を用いて多重回帰分析を行い、失業経験や失業不安が幸福度を低くすることを示している。佐野・大竹(2007)は、「大阪大学COE月次データ」と2002年に独自に行った「くらしの好みと満足度についてのアンケート」を用い、20歳以上の労働者を分析対象にした結果、絶対所得は有意に幸福度を引き上げると指摘している。筒井(2010)は、2008年2月に実施した大阪大学COEアンケート調査の個票データを用い、絶対所得、相対所得、所得の変化率がいずれも幸福度に影響を与えており、相対所得仮説と順応仮説が検証されたことを示している。

先行研究に対して本稿がもつ主な特徴は、以下の2点である。第一に、本稿では、絶対所得、相対所得、所得の変化が日本雇用者の仕事満足度に与える影響に着目して実証分析を行い、相対所得仮説、順応仮説を検証する。第二に、リスク回避度、宗教信仰などの個人的価値観、企業制度、仕事の権限、職場の対人関係などの要因が主観的仕事満足度に影響を与えると予想されるが、先行研究ではこれらの要因をコントロールしていないため、推定結果にバイアスがかかっている可能性があると考え、本稿では、JHPS2009～2010の2年間分の調査項目を活用し、上記のような各要因を統御した上で、賃金所得と仕事の満足度に関する分析を行う。そして最後に、それらの分析結果に基づき、企業制度、職場の労働環境の影響を考慮した分析を行い、仕事満足度を高めるための企業制度について提言を行う。

第3節 計量分析の方法

1 推定モデル

まず、本稿の分析モデルについて説明する。Clark and Oswald(1996)によれば、仕事から受ける効用は、具体的に(1)式のように示される。

$$U = f(WT, Wage, I, J)$$

(1)

(1)式では、 WT は労働時間、 $Wage$ は所得、 I は個人属性(individual-specific characteristics)、 J は仕事・職場属性(workplace-specific characteristics)を示す。本稿

では、所得の効果に着目するため、所得 $Wage$ の代理指標¹、個人属性 I 、仕事・職場属性 J 、また仕事以外の他の要因 μ をすべて X として表示すれば、仕事満足度は (2) 式のように変更できる。

$$U = f(Wage, X)$$

(2)

(2) 式に基づいて、限界効果に関する推定式は、次式で表される。

$$U_{it} = \beta_{wage} \ln wage_{it} + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it}$$

(3)

(3) 式では、 U_{it} は労働者 i の t 期の効用 (ここでは仕事満足度)、 $wage_{it}$ は労働者 i の t 期の所得、 X_{it} は所得以外の各要因 (例えば、労働時間、個人属性、仕事・職場の就労環境に関連する各要因など)、 ε_{it} は誤差項を示す。 β_{wage} 、 β_x はそれらの要因の推定係数である。(4) 式に基づいて、相対所得仮説および順応仮説に関する推定式を (4) 式、(5) 式で示す。

相対所得仮説によれば、効用関数は (4) 式のように示される。

$$\begin{aligned} U_{it} &= \beta_1 \ln wage_{it} + \beta_2 (\ln wage_{it} - \overline{\ln wage_t}) + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= \beta_1 \ln wage_{it} + \beta_2 \ln \left(\frac{wage_{it}}{wage_t} \right) + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(4)

(4) 式では、 $\overline{\ln wage_t}$ は、労働者 i が比較対照となる参照グループの所得の対数值、 $\ln \left(\frac{wage_{it}}{wage_t} \right)$ は相対所得を示す (これは、労働者 i の実際の所得が比較対照グループの平均賃金を何%上回っているか、あるいは何%下回っているかを示す)。本稿では Hamermesh(1977)、Ferrer-i-Carbonell(2005)、Vendrik and Woltjer(2009)、筒井 (2010) に基づいて、「 \ln 所得の実際値 - \ln 参照グループの所得」を相対所得として用いている。しかし、上記の先行研究とは若干異なり、本稿では、参照グループの所得は参照グループの所得の平均値ではなく、所得関数の推定値を用いている。つまり、「相対所得 = \ln 所得の実際値 - \ln 所得の理論値」のように相対所得を計算して用いている。この指標を用いるメリットは、参照グループの賃金所得とのギャップ (労働者と参照グループ間の所得格差) の影響を直接に計測できる。 β_1 、 β_2 、 β_x は各要因の推定係数である。(4) 式では、

¹ ここで $Wage$ は所得に関連する各要因の総称であり、つまり、 $Wage$ は絶対所得、相対所得、所得の変化率の各要因を示している。

労働者 i の t 期の絶対所得 $\ln wage_{it}$ および相対所得 $\ln(\frac{wage_{it}}{wage_{it}^*})$ が、労働者 i の t 期の仕事満足度に与える影響の相対的な強さを、 β_1 、 β_2 で示す。 β_1 、 β_2 の推定結果に注目したい。 β_2 が 0 でなければ、相対所得が仕事満足度に影響を与えており、相対所得仮説が検証されることを意味する（後出、表 2、表 3）。

続いて、所得の変化が仕事満足度に与える影響は、(5) 式で示される。

$$U_{it} = \beta_1 \ln wage_{it} + \beta_2 (\ln wage_{it} - \ln wage_{it}^*) + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$= \beta_1 \ln wage_{it} + \beta_2 \ln(\frac{wage_{it}}{wage_{it}^*}) + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it}$$

(5.1)

(5) 式では、 $\ln wage^*$ は目標水準所得の対数値を示す。目標水準所得は過去の所得に依存し、 $\ln wage^* = \sum_{i=1} a_i \ln wage_{t-i}$ 、 $\sum_{i=1} a_i = 1$ のように示される。 $\ln wage^*$ を (5.1) 式に代入すると、(5.2) 式となる。

$$U_{it} = (\beta_1 + \beta_2) \ln wage_{it} - \beta_2 \sum_{i=1} a_i \ln wage_{it-i}, \sum_{i=1} a_i = 1 + u_i + \varepsilon_{it}$$

(5.2)

ここで、一期前の所得 $wage_{it-1}$ と調査時点の所得 $wage_{it}$ を用いると、所得の変化率 r_{it} を計算できる。このとき、 $r_{it} = \frac{wage_{it} - wage_{it-1}}{wage_{it-1}}$ より、 $wage_{it-1} = \frac{wage_{it}}{r_{it} + 1}$ と変形して (5.2) 式に代入すると、(5.3) 式となる。

$$U_{it} = \beta_1 \ln wage_{it} + \beta_2 \ln(1 + r_{it}) + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it}$$

(5.3)

労働者 i の t 期の所得 $\ln wage_{it}$ および所得の変化率 r_{it} が労働者 i の t 期の仕事満足度に与える影響の相対的な強さが、 β_1 、 β_2 で示されている。(5.3) 式の β_1 、 β_2 の分析結果に注目したい。 β_2 が 0 でなければ、過去の所得に依存する目標水準所得が、仕事満足度に影響を与えており、順応仮説が検証されることを意味する（後出、表 4、表 5）。

なお、(4) 式、(5.3) 式で示す所得と仕事満足度に関する実証分析を行う際に、仕事満足度に関する順序ロジットモデル (McKelvey and Zavonia 1975) を用いている。順序ロジットモデル分析の推定式を、(7) 式で示す。

$$\Pr(U = m) = \Pr(k_{(m-1)it} < \beta_{Wage} Wage + \beta_x X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} < k_{mit})$$

(6)

(6)式において、 U は仕事満足度の序数、 m は、順序づけの選択肢（仕事満足度の五段階評価）、 k は効用水準、 $Wgae$ は所得（絶対所得、相対所得、所得の変化率）であり、 X

は所得以外の各変数である。 β_{wage} 、 β_x はそれらの推定係数を示す。

2 データおよび変数設定の説明

本稿では、慶應義塾大学パネル設計・解析センターが2009年及び2010年の1月末に実施した「日本家計パネル調査」(JHPS2009~2010)の個票データを用いる²。JHPSは、仕事満足度、所得、労働時間、労働者の個人属性、仕事・職場の属性などの情報が豊富であり、所得と仕事満足度に関する最新の情報を把握した上で、この課題に関する実証分析を行うことが可能である。以下では、変数の設定について説明する(表1参照)

まず、被説明変数について述べる。(1)仕事満足度の順序カテゴリ変数の設定については、「仕事の充実度・満足度が高い」の調査項目を用い、「そうと思う=5、どちらかといえばそう思う=4、どちらかともいえない=3、どちらかといえばそうと思わない=2、そうと思わない=1」のように被説明変数を設定している。(2)仕事の満足度の変化に関する順序カテゴリ変数の設定については、以下のように設定している。まず2年間の仕事満足度の差(=2010年仕事満足度-2009年仕事満足度)を算出する。次に「その差がマイナスの場合=1、その差がゼロの場合=2、その差がプラスの場合=3」のように「仕事の満足度の変化」(仕事の満足度が減った=1、仕事満足度が不変=2、仕事満足度が増えた=3)の順序カテゴリ変数を設定している。

次に、説明変数の設定について述べる。本稿では、主に所得、労働時間、個人属性、仕事・職場要因の4種類のグループに分けて各変数を設定している。

第一に、所得に関する各変数の設定は以下の通りである。

(1)絶対所得 $wage_{it}$ については、「昨年度の貴方の主な仕事から収入はいくらでしたか。税金、社会保険などが差し引かれる前の金額をお答えください」の質問項目に基づいて年間所得の変数を設定している³

(2)所得の変化($\Delta wage_{it} = wage_{it} - wage_{it-1}$)は「2010年年間所得-2009年年間所得」のように算出したものである。所得は消費者物価指数により調整した(2009年基準)。

(3)相対所得は、 $\ln(\frac{wage_{it}}{wage_t})$ により算出した。 $\overline{wage_t}$ は、比較する基準となっており、

これは所得関数⁴の推定係数に基づいて計算したものである

(4)所得の変化率 r は、一期前の所得と調査時点の所得を用いて、 $r_{it} = \frac{wage_{it} - wage_{it-1}}{wage_{it-1}}$ のように計算したものである。

第二に、Clark (1996)、Bender et al. (2005)、Booth and Van Ours (2008)は、

² JHPSに関する詳細な説明は本書第1部を参照されたい。

³ 本税引き後の所得が社会保障制度に強く関連するため、本稿では税引き前の所得に関する分析を行った。

⁴ 所得関数を推定する際に、サンプルセレクションバイアスの問題に対応するため、ヘックマンの二段階推定法を用いている。これらの推定結果については、付表1を参照されたい。

表1 記述統計量

	2009年					2010年				
	サンプル	平均値	標準誤差	最小値	最大値	サンプル	平均値	標準誤差	最小値	最大値
仕事満足度	1610	3.4366	1.2239	1	5	1956	3.3369	1.1445	1	5
賃金所得										
賃金所得(対数値)	2102	5.6456	0.9178	2.3026	7.5496	1868	5.6337	0.9156	2.3026	7.6009
賃金所得変化(対数値)	825	3.0399	1.1652	0.0000	6.7334	727	5.3393	1.0536	1.0986	7.4348
週労働時間	1326	5.4955	1.2797	1.6094	8.1017	1932	4.5857	0.8722	-1.2528	6.0605
個人属性										
健康	2285	0.6035	0.4893	0	1	1985	0.6176	0.4861	0	1
年齢	2286	43.4252	12.0057	21	64	1986	44.1541	11.6831	22	64
男性	2286	0.5017	0.5001	0	1	1986	0.4975	0.5001	0	1
学歴										
中卒	2282	0.0364	0.1873	0	1	1980	0.1010	0.3014	0	1
高卒	2282	0.4290	0.4950	0	1	1980	0.4692	0.4992	0	1
短大卒	2282	0.1556	0.3625	0	1	1980	0.1182	0.3229	0	1
大学・大学院卒	2282	0.3067	0.4612	0	1	1980	0.2475	0.4317	0	1
その他	2282	0.0723	0.2590	0	1	1980	0.0641	0.2451	0	1
宗教あり	1947	0.3066	0.4612	0	1	1980	0.2510	0.4337	0	1
リスク回避度	2203	0.4978	0.2013	0	1	1956	0.4404	0.2454	0	1
家族構成										
3歳以下の子供数	2286	1.1321	1.1133	0	8	1986	1.1752	1.1296	0	8
親との同居	2286	0.1400	0.3470	0	1	1986	0.3303	0.4704	0	1
持ち家	2271	0.7530	0.4314	0	1	1980	0.7657	0.4237	0	1
貯蓄対数値	1474	5.9123	1.3180	1.0986	9.3057	1369	5.9121	1.3706	0	10.5966
仕事の属性										
職種										
販売職	2257	0.1245	0.3302	0	1	1965	0.1318	0.3384	0	1
サービス職	2257	0.1427	0.3498	0	1	1965	0.1389	0.3460	0	1
管理職	2257	0.0461	0.2097	0	1	1965	0.0539	0.2260	0	1
事務職	2257	0.1994	0.3996	0	1	1965	0.1995	0.3997	0	1
現場生産職	2257	0.1941	0.3956	0	1	1965	0.1878	0.3906	0	1
専門・技術職	2257	0.2065	0.4049	0	1	1965	0.2010	0.4009	0	1
その他の職種	2257	0.0868	0.2817	0	1	1965	0.0870	0.2819	0	1
産業(製造業以外)										
製造業	2270	0.2022	0.4017	0	1	1973	0.1896	0.3921	0	1
就業形態										
非正規	2286	0.3395	0.4736	0	1	1986	0.3484	0.4766	0	1
組合員	2237	0.2526	0.4346	0	1	1902	0.2571	0.4371	0	1
職場の労働環境										
企業規模										
29人以下	2264	0.2429	0.4289	0	1	1967	0.2506	0.4335	0	1
30～99人	2264	0.1736	0.3788	0	1	1967	0.1632	0.3696	0	1
100～499人	2264	0.2191	0.4137	0	1	1967	0.2186	0.4134	0	1
500人以上	2264	0.2902	0.4540	0	1	1967	0.2918	0.4547	0	1
官公庁	2264	0.0742	0.2622	0	1	1967	0.0757	0.2647	0	1
自宅に持ち帰って仕事の量	1590	2.0201	1.4840	1	5	1949	1.6870	1.2246	1	5
仕事の権限	1595	3.1981	1.4719	1	5	1954	3.0752	1.4254	1	5
上司との関係	1537	3.8621	1.1390	1	5	1956	3.8344	1.0729	1	5
同僚との関係	1454	3.9814	1.0343	1	5	1956	4.0429	0.9397	1	5
企業内部の制度										
短時間勤務制度あり	2263	0.2316	0.4219	0	1	1945	0.2946	0.4560	0	1
在宅勤務制度あり	2263	0.0389	0.1934	0	1	1943	0.0396	0.1951	0	1
半日・時間単位休暇制度あり	2264	0.4333	0.4956	0	1	1945	0.4689	0.4992	0	1
長期フレッシュ休暇制度あり	2259	0.2390	0.4266	0	1	1942	0.2312	0.4217	0	1
異動の社内公募制度あり	2254	0.1788	0.3833	0	1	1941	0.2045	0.4035	0	1
再雇用制度あり	2264	0.2257	0.4181	0	1	1943	0.2409	0.4277	0	1
非正規から正規への転換制度あり	2262	0.0115	0.1066	0	1	1949	0.0082	0.0903	0	1
地域										
北海道	2286	0.0437	0.2046	0	1	1986	0.0438	0.2047	0	1
東北	2286	0.0717	0.2581	0	1	1986	0.0705	0.2560	0	1
関東	2286	0.3307	0.4706	0	1	1986	0.3303	0.4704	0	1
中部	2286	0.1903	0.3926	0	1	1986	0.1858	0.3890	0	1
近畿	2286	0.1627	0.3692	0	1	1986	0.1652	0.3714	0	1
中国	2286	0.0612	0.2398	0	1	1986	0.0619	0.2411	0	1
四国	2286	0.0302	0.1711	0	1	1986	0.0312	0.1740	0	1
九州	2286	0.1094	0.3122	0	1	1986	0.1113	0.3146	0	1

出所：JHPS2009～2010により計測

注：年齢が20～64歳の雇用者に限定。

労働時間が長くなるほど、仕事満足度が下がることを指摘している⁵。労働時間の影響をコントロールするため、「貴方は収入を得る仕事を1週間に平均して何時間しますか(残業時間を含む)」の設問項目に基づいて週労働時間を設定している。

第三に、個人属性については、以下のように分けてそれぞれの変数を設定している。

(1) Clark (1996)、Clark and Oswald (1996)、Clark, Oswald and Warr (1996)は、年齢の影響はU字型の関係にあり、つまり仕事満足度は若年層、高年齢層が中年年齢層より低いことを示している。年齢の影響を考察するため、年齢、年齢の二乗を変数として設定している。

(2) 教育水準、健康、職種、産業は、人的資本の要因として仕事の満足度に影響を与えたと考えられる。Clark (1996)、Clark and Oswald (1996)、Bender and Heywood (2006)は教育水準が高いほど、仕事満足度が低くなることを指摘しており、また、Clark (1996)、Gazioglu and Tansel (2006)は健康状況が悪くなるほど、仕事満足度が低くなることを示している。本稿では、これらの人的資本要因を統御するため、学歴ダミー、健康ダミー、職種ダミー、産業ダミーを設定している。

(3) Clark and Oswald (1996)、Bender et al. (2005)、Donohue and Heywood (2006)は、仕事満足度に男女の差異が存在すること(gender gap in job satisfactions)を示している。性別の差異をコントロールするため、性別(男性ダミー)を説明変数として設定している。

(3) 持ち家ダミー、貯蓄、家族人数、親との同居ダミー、0~3歳子供の数を余暇嗜好(あるいは就業意欲)の代理指標として設定している。

(4) 主観的仕事の満足度は、個々労働者の価値観にも関連すると考えられる。これらの要因を統御するため、本稿ではリスク回避度⁶宗教信仰ありダミー⁷を用いている。

第四に、Akerlof, Rose and Yellen (1988)、Idson(1990)、Gazioglu and Tansel (2006)は企業規模などの職場要因が仕事満足度に影響を与えることを指摘している。本稿における仕事・職場属性に関する各変数の設定は、以下の通りである。

(1) 企業規模によって内部労働市場の状況が異なると考えられる。Idson(1999)は企業規模が仕事の満足度に影響を与えることを示している。企業規模の影響を統御するため、企業規模ダミーを設定している。

(2) 企業制度が仕事の満足度に影響を与える可能性が存在する。諸制度の実施の影響を考察するため、各種の制度ダミー(短時間勤務制度、在宅勤務制度、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度、異動の社内公募制度、再雇用制度、正規社員への転換制度)の7種類を設定している。

⁵馬(2010,2011)は、労働時間が日本雇用者の仕事満足度に影響を与えることを示している。

⁶ リスク回避度は、JHPSにおける「あなたが普段お出かけになるとき、降水確率が何%以上ならば傘を持って出かけますか」の設問項目に基づいて、「リスク回避度=1-降水確率」のように計算した。

⁷ 宗教信仰ダミーについては、JHPSにおける「あなたは、信仰している宗教はありますか」の質問項目に基づいて、「ある」「特に信仰していないが、家の宗教はある」と回答した者=1、「ない」と回答した者=0と設定している。

(3) 仕事・権限の配分、職場の対人関係が仕事の満足度にも影響を与えると考えられるため、仕事の量ダミー、仕事の権限ダミー、上司との関係ダミー、同僚との関係ダミー変数を設定している。

(4) Freeman(1978)、Borjas(1979)は、非組合員に比べ、組合員の場合、仕事の満足度が低くなることを指摘している。組合の影響を統御するため、組合員ダミーを設定している。

(5) Bender et al. (2005) は就業形態によって仕事満足度が異なることを示している。就業形態により、就業環境が異なり、また正規雇用者と非正規雇用者の余暇嗜好が異なるため、仕事満足度における就業形態間の差異が存在すると考えられる。就業形態の影響をコントロールするため、就業形態ダミーを設定している。

第五に、他の要因については、地域により、労働市場の状況が異なっており、労働市場の需給関係も仕事満足度に影響を与えると考えられる。こうしたマクロ労働市場の要因をコントロールするため、地域ダミーを設定している。

サンプルの選定について、本稿では雇用者の所得と仕事満足度に着目するため、分析対象を年齢 20～64 歳の雇用者に限定し、自営業者、経営者をサンプルから除外した。また年間所得の異常値の処理については、「標準偏差±3倍」以外のサンプルを異常値として除外した。欠損値があるサンプルも除外した。記述統計量を表 1 で示している。

第4節 計量分析の結果

1 相対所得仮説の検定

相対所得仮説に関する実証分析の結果を、表 2（雇用者全体）、表 3（男女別・就業形態別）でまとめており、以下のことが示されている。

第一に、サンプル全体を用いた分析結果をみる（表 2 参照）。表 2 の推定 1 では、絶対所得の推定係数（ β_1 ）は 0.1261 で、その有意水準は 1% となっている。相対所得の推定係数（ β_2 ）は 0.1283 で、その有意水準は 10% である。推定 2 では、個人属性要因を加えた結果、 β_1 (0.8677) と β_2 (0.8630) の推定係数が大きくなっており、これらはいずれも 5% で統計的に有意である。推定 3 では、職場要因を統御すると、統計的に有意ではないが、 β_1 (-0.1984) と β_2 (-0.1348) がすべてマイナスの値となっている。これらの推定結果によれば、日本の雇用者の仕事満足度は、絶対所得のみならず、相対所得にも依存することが確認され、相対所得仮説が検証された。

ここで、推定 1、推定 2、推定 3 の分析結果を比較しておこう。推定 1、推定 2 において、 β_1 および β_2 はいずれも正の値であるが、推定 3 で企業規模、企業制度、仕事の権限、職場の対人関係などの要因を統御すると、 β_1 および β_2 は負の値となっている。また、有意水準については、推定 1、推定 2 では、 β_1 および β_2 の推定係数が統計的に有意であるが、推定 3 では β_1 および β_2 はいずれも統計的に有意ではない。これらの分析結果より、

表2 仕事の満足度と相対所得格差の検定（全体）

	推定1		推定2		推定3	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
Ln絶対所得	0.1261 ***	2.33	0.8677 ***	2.91	-0.1984	-0.35
Ln相対所得	0.1283 *	1.67	0.8630 ***	2.88	-0.1348	-0.24
週労働時間	-0.1024 ***	-2.65	-0.1224 ***	-2.62	-0.0425	-0.69
男性			-0.4282 ***	-2.97	-0.0997	-0.42
健康			0.4290 ***	5.13	0.3145 ***	3.25
年齢			-0.1067 **	-2.55	0.0081	0.13
年齢の二乗			0.0012 ***	2.70	0.0001	0.08
学歴（中卒）						
高卒			0.1850	1.25	0.1182	0.75
短大卒			-0.0721	-0.41	-0.0493	-0.26
大学・大学院卒			0.0307	0.19	0.1714	0.89
その他			-0.1492	-0.73	-0.0707	-0.31
宗教あり			0.1926 **	2.26	0.0429	0.48
リスク回避度			-0.2277	-1.40	-0.2846	-1.67
3歳以下の子供数			0.0164	0.42	0.0033	0.08
親との同居			0.1383	1.47	0.1086	1.10
持ち家			-0.0749	-0.78	-0.0394	-0.39
貯蓄			0.0000	0.18	1.39E-05	0.37
職種（事務職）						
販売職			0.2991 **	2.13	0.1730	1.07
サービス職			0.3461 **	2.17	0.1354	0.71
管理職			0.1208	0.52	0.4277	1.37
現場生産職			-0.1010	-0.76	0.0761	0.54
専門・技術職			0.1797	1.50	0.2666 **	1.96
その他の職種			0.1112	0.72	0.1418	0.84
製造業			-0.1452	-1.36	-0.0057	-0.05
就業形態（正規）						
非正規					-0.3232	-0.55
組合員					-0.0979	-0.88
自宅に持ち帰って仕事の量					0.1066 ***	3.22
仕事の権限					0.2984 ***	9.54
上司との関係					0.8293 ***	15.81
同僚との関係					0.1887 ***	3.43
企業規模（29人以下）						
30～99人					-0.0873	-0.65
100～499人					0.0130	0.09
500人以上					0.2280	1.06
官公庁					0.2128	0.87
短時間勤務制度					-0.0129	-0.13
在宅勤務制度					-0.0465	-0.23
半日・時間単位休暇制度					-0.0693	-0.72
長期フレッシュ休暇制度					-0.0002	0.00
異動の社内公募制度					0.0307	0.27
再雇用制度					0.2961 ***	2.96
非正規から正規への転換制度					-0.2574	-0.68
地域ブロック	あり		あり		あり	
2010年ダミー	-0.1472 *	-1.77	0.0140	0.15	-0.0182 ***	-0.18
サンプルサイズ	2595		2365		2266	
決定係数	0.0019		0.0160		0.1214	
対数尤度	-3812.6649		-3413.5286		-2915.6299	

出所：JHPS2009～2010により計測

注：1）*、**、***は有意水準が10%、5%、1%を示す。

2）年齢が20～64歳の雇用者に限定した計測。

表3 仕事の満足度と相対所得格差の検定（男女別・就業形態別）

	推定1		推定2		推定3	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
男性						
Ln絶対所得	0.2665 ***	2.81	1.3096 ***	2.68	2.3130 *	1.63
Ln相対所得	0.1900	1.56	1.2240 **	2.47	2.2925 *	1.62
女性						
Ln絶対所得	0.1707 *	1.94	0.4560	1.06	-1.0967	-1.26
Ln相対所得	0.2071 *	1.74	0.4473	1.05	-1.0593	-1.24
正規						
Ln絶対所得	0.2453 **	2.19	0.5325	1.37	-0.4052	-0.46
Ln相対所得	0.2326 *	1.81	0.5213	1.32	-0.3312	-0.38
非正規						
Ln絶対所得	0.3396 *	1.62	1.4205 **	2.41	-1.1484	-0.83
Ln相対所得	0.3399	1.58	1.3977 **	2.41	-1.1505	-0.85
正規・男性						
Ln絶対所得	0.4742 ***	2.84	0.8721	1.56	2.8208 +	1.58
Ln相対所得	0.3559 *	1.73	0.7139	1.24	2.7385 +	1.55
正規・女性						
Ln絶対所得	0.2117	1.00	0.2770	0.47	-1.5109	-1.23
Ln相対所得	0.3374	1.43	0.3588	0.61	-1.3633	-1.14
非正規・男性						
Ln絶対所得	0.4310	1.05	2.9305 **	2.34	-1.3526	-0.48
Ln相対所得	0.4586	1.06	2.9804 **	2.40	-0.9462	-0.35
非正規・女性						
Ln絶対所得	0.6556 **	2.16	0.7031	1.01	-3.4001 **	-1.96
Ln相対所得	0.5651 **	1.97	0.6197	0.90	-3.5264 **	-2.07

出所：JHPS2009～2010により計測

注：1) +、*、**、***は有意水準が12%、10%、5%、1%を示す。

2) 年齢が20～64歳の雇用者に限定した計測。

3) 推定1：説明変数：所得、労働時間

推定2：説明変数：推定1の説明変数＋個人属性要因

推定3：説明変数：推定2の説明変数＋職場要因

企業内部の就労環境は、雇用者の仕事満足度に大きな影響を与えることが示された。この理由として、日本の企業では内部労働市場の影響力が強いことが挙げられよう。つまり、多くの日本の雇用者は、「会社人間」と呼ばれるように、会社で仕事することに大きな生きがいを見出しているため、主体均衡モデルで示されるような、労働時間、所得だけではなく、内部昇進、内部査定、仕事の配置、対人関係などの仕事・職場要因が労働者の効用（仕事満足度）に大きな影響を与えられよう。

第二に、男女別・就業形態別に関する分析結果を検討する。分析結果を表3で示しており、以下では、主に推定3に基づいて説明する。

(1) 分析結果により、絶対所得と相対所得が仕事満足度に与える影響に男女の差異が存在することがわかった。

例えば、男性の場合、 β_1 と β_2 の推定係数がそれぞれ2.3130 (β_1)、2.2925 (β_2) であ

る（いずれも有意水準は10%）。したがって、絶対所得が高く、相対所得格差が大きくなるほど、男性雇用者の仕事満足度は高くなることが示された。一方、女性では β_1 と β_2 の推定係数がそれぞれ-1.0967 (β_1)、-1.0593 (β_2)となっている（ただし、統計的に有意ではない）。絶対所得が高く、相対所得格差が大きくなるほど、女性雇用者の仕事満足度は低くなる傾向にある。男女とも、 β_2 が0となっておらず、相対所得仮説が検証された。

なぜ、絶対所得と相対所得が仕事満足度に与える影響に男女の差異が存在しているのか。理由の一つとして、男女により仕事の目的が若干異なることも考えられよう。例えば、性別役割分業仮説によれば、男性が家計の主な稼得者、女性が家計の補助労働者（周辺労働者）である場合、男性雇用者が所得を重視する結果、他の条件が一定であれば、絶対所得、相対所得が仕事満足度に有意にプラスの影響を与えると考えられる。

(2) 絶対所得と相対所得が仕事満足度に与える影響は、就業形態（正規雇用者と非正規雇用者）によって異なるが、その就業形態間の差異は小さい。例えば、正規雇用者では β_1 が-0.4052、 β_2 が-0.3312となっている（ただし、統計的に有意ではない）。非正規雇用者の場合、 β_1 が-1.1484、 β_2 が-1.1505となっている。統計的な因果関係は弱い、正規雇用者、非正規雇用者のグループにおいて、いずれも相対所得仮説が成立している傾向にある。

(3) 正規雇用者グループ、非正規雇用者グループにおいて、いずれも男女間の格差が存在する。例えば、正規雇用者のグループにおいて、推定係数が男性では2.8208 (β_1)、2.7385 (β_2)、女性では-1.5109 (β_1)、-1.3633 (β_2)となっている。また、推定係数の有意性については、男性の場合が11~12%となっているが、女性ではいずれも統計的に有意ではない。ここから、正規雇用者の場合、相対所得仮説は男性において女性より強く支持される傾向にある。一方、非正規雇用者のグループでは、推定係数が男性で-1.3526 (β_1)、-0.9462 (β_2)であり、女性では-3.4001 (β_1)、-3.5264 (β_2)である。また、推定係数の有意性については、女性では5%の有意水準となっているが、男性ではいずれも統計的に有意ではない。非正規雇用者の場合、相対所得仮説は女性において男性より強く支持されることが示された。

2 順応仮説の検定

順応仮説に関する実証分析の結果を、表4（雇用者全体）、表5（男女別・就業形態別）でまとめており、以下のことが示されている。

まず、サンプル全体を用いた分析結果をみる。表1の推定1では、統計的に有意ではないが、絶対所得の推定係数 (β_1) は0.0169であり、所得の変化率の推定係数 (β_2) は0.0956となっている。推定2では、個人属性要因を加えると、 β_1 が-0.0729、 β_2 が0.1123となっている。推定1、推定2では、 β_1 は統計的に有意ではないが、 β_2 の有意水準はいずれも5%で統計的に有意である。推定3では、職場の就労環境に関連する各要因を統御すると、 β_1 が-0.1686、 β_2 が0.1074となっており、推定係数は統計的に有意である。以

表4 仕事の満足度と順応仮説の検定（全体）

	推定1		推定2		推定3	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
Ln絶対所得	0.0169	0.30	-0.0729	-0.85	-0.1686 *	-1.80
Ln(1+所得の変化率)	0.0956 **	2.18	0.1123 **	2.30	0.1074 **	2.08
週労働時間	-0.1056 ***	-2.66	-0.0790 *	-1.75	-0.0515	-1.07
男性			-0.1138	-1.20	-0.1169	-1.18
健康			0.4536 ***	5.22	0.2599 ***	2.85
年齢			-0.0392	-1.12	-0.0141	-0.38
年齢の二乗			0.0006	1.46	0.0003	0.64
学歴（中卒）						
高卒			0.4620 **	2.29	0.2438	1.15
短大卒			0.3024	1.34	0.1622	0.69
大学・大学院卒			0.4874 **	2.32	0.3556 *	1.61
その他			0.1952	0.79	-0.0523	-0.20
宗教あり			0.1871 **	1.99	0.0021	0.02
リスク回避度			-0.1860	-1.03	-0.2026	-1.06
3歳以下の子供数			0.0553	1.31	0.0193	0.43
親との同居			0.1718 *	1.64	0.1700	1.54
持ち家			-0.1551	-1.46	-0.1372	-1.23
貯蓄			1.92E-05	0.49	3.78E-05	0.91
職種（事務職）						
販売職			0.2134	1.42	0.1668	1.04
サービス職			0.1593	0.98	0.1161	0.66
管理職			0.5298 ***	2.65	0.4039 *	1.95
現場生産職			-0.1196	-0.82	0.1323	0.85
専門・技術職			0.2717 **	2.09	0.3031 **	2.19
その他の職種			0.1742	1.06	0.2463	1.40
製造業			-0.0921	-0.79	-0.0574	-0.46
就業形態（正規）						
非正規					-0.1714	-1.18
組合員					-0.1964 *	-1.74
自宅に持ち帰って仕事の量					0.1004 ***	2.75
仕事の権限					0.3252 ***	9.34
上司との関係					0.8674 ***	14.60
同僚との関係					0.1666 ***	2.71
企業規模（29人以下）						
30～99人					-0.0834	-0.58
100～499人					0.0777	0.56
500人以上					0.1651	1.13
官公庁					0.1130	0.57
短時間勤務制度					0.0377	0.34
在宅勤務制度					-0.0139	-0.06
半日・時間単位休暇制度					-0.0999	-0.94
長期フレッシュ休暇制度					0.0484	0.40
異動の社内公募制度					0.1011	0.81
再雇用制度					0.3317 ***	2.99
非正規から正規への転換制度					-0.1262	-0.31
地域ブロック	あり		あり		あり	
2010年ダミー	-0.1631 *	-1.86	-0.0878	-0.90	-0.0817	-0.80
サンプルサイズ	2211		1931		1843	
決定係数	0.0023		0.0153		0.1286	
対数尤度	-3245.9452		-2794.6026		-2355.6553	

出所：JHPS2009～2010により計測

注：1）*、**、***は有意水準が10%、5%、1%を示す。

2）年齢が20～64歳の雇用者に限定した計測。

表5 仕事の満足度と順応仮説の検定（男女別・就業形態別）

	推定1		推定2		推定3	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
男性						
Ln絶対所得	0.1234	1.34	-0.0763	-0.88	-0.0407	-0.25
Ln(1+所得の変化率)	0.0943	1.42	0.1128 **	2.31	0.0742	0.91
女性						
Ln絶対所得	-0.0132	-0.17	-0.1097	-0.93	-0.1659	-1.31
Ln(1+所得の変化率)	0.0973 *	1.65	0.1282 **	1.97	0.1148 *	1.67
正規						
Ln絶対所得	0.0655	0.71	-0.0619	-0.50	-0.1731	-1.27
Ln(1+所得の変化率)	0.1157 **	1.97	0.1083 *	1.66	0.1247 *	1.80
非正規						
Ln絶対所得	-0.0627	-0.58	-0.1274	-0.95	-0.1486	-1.01
Ln(1+所得の変化率)	0.0945	1.28	0.1726 **	2.07	0.1838 **	2.09
正規・男性						
Ln絶対所得	0.2363 *	1.86	0.1211	0.68	-0.0626	-0.31
Ln(1+所得の変化率)	0.0808	1.06	0.0754	0.87	0.1225	1.31
正規・女性						
Ln絶対所得	-0.1116	-0.78	-0.1741	-0.94	-0.1510	-0.75
Ln(1+所得の変化率)	0.1719 *	1.87	0.1537	1.51	0.0908	0.83
非正規・男性						
Ln絶対所得	-0.1361	-0.72	-0.0417	-0.15	-0.1723	-0.49
Ln(1+所得の変化率)	0.2265	1.50	0.0847	0.48	0.0249	0.12
非正規・女性						
Ln絶対所得	-0.0168	-0.12	-0.0698	-0.42	-0.0205	-0.11
Ln(1+所得の変化率)	0.0488	0.56	0.1279	1.29	0.1524	1.44

出所：JHPS2009～2010により計測

注：1）+、*、**、***は有意水準が12%、10%、5%、1%を示す。

2）年齢が20～64歳の雇用者に限定した計測。

3）推定1：説明変数：所得、労働時間

推定2：説明変数：推定1の説明変数＋個人属性要因

推定3：説明変数：推定2の説明変数＋職場要因

上から、日本の雇用者の仕事満足度は、絶対所得のみならず目標水準所得にも依存していることが示され、順応仮説が検証された。現実には、所得が増加した後に目標所得水準も高くなり、その結果、他の条件が一定であれば、仕事満足度は、元の水準に戻る可能性があることをうかがわせる。

次に、男女別・就業形態別に関する分析結果を検討する。これらのサブサンプルを用いた分析結果を表3で示しており、以下では、主に推定3の結果を用いて説明する。

(1) 男女別の分析結果を検討する。絶対所得と目標水準所得が仕事満足度に与える影響に、男女の差異が存在する。例えば、 β_1 と β_2 の推定係数は男性（ β_1 が-0.0407、 β_2 が0.0742）が女性（ β_1 が-0.1659、 β_2 が0.1148）より小さい。また、統計的な有意性については、男性の場合、 β_1 と β_2 の推定係数はいずれも統計的に有意ではないが、女性の場合、 β_2 の有意水準が10%となっている。男女とも、 β_2 が0となっておらず、順応仮説が検証されたが、女性において男性より強く支持される傾向にある。

(2)雇用形態別の分析結果をみる。目標水準所得が仕事満足度に与える影響において、正規雇用者と非正規雇用者間の差異が存在するが、その差異が小さい。例えば、正規雇用者の場合、推定係数がそれぞれ -0.1731 (β_1)、 0.1247 (β_2)であり、非正規雇用者では同じく -0.1486 (β_1)、 0.1838 (β_2)となっている。 β_2 の推定係数の大きさは、非正規雇用者が正規雇用者よりやや大きい。推定係数の有意性について、正規雇用者、非正規雇用者とも、 β_1 は統計的に有意ではないが、 β_2 は有意である(有意水準は正規が10%、非正規が5%)。

(3)男女別・就業形態別の分析結果について検討する。正規雇用者グループにおいて男女の格差が小さい。例えば、正規雇用者のグループにおいて、推定係数が男性では -0.0625 (β_1)、 0.1225 (β_2)、女性では -0.1510 (β_1)、 0.0908 (β_2)となっている。また、推定係数の有意性をみると、男女とも、いずれも統計的に有意ではない。

一方、非正規雇用者のグループにおいても、推定係数が男性では -0.1723 (β_1)、 -0.0249 (β_2)、女性では -0.0205 (β_1)、 -0.1524 (β_2)となっている。 β_2 の大きさは女性が男性より大きい。また、推定係数の有意性をみると、女性では5%の有意水準となっているが、男性ではいずれも統計的に有意ではない。非正規雇用者の場合、順応仮説は、女性において男性より強く支持されている。

第5節 まとめ

本稿では、慶應義塾大学パネル設計・解析センターが実施した「日本家計パネル調査」(JHPS2009~2010)の個票データを活用し、給与所得およびその変化が日本雇用者の仕事満足度に与える影響に関する実証分析を行い、効用に関する相対所得仮説および順応仮説を検討した。実証分析から得られた主な結論は、以下の通りである。

第一に、相対所得仮説の検定については、(1)雇用者全体のサンプル、男女別・就業形態別のサブサンプルを用いた分析結果において、いずれも相対所得仮説が検証され、仕事満足度は、絶対所得および相対所得の両方に依存することが明らかになった。(2)絶対所得および相対所得が仕事満足度に与える影響において、就業形態間の差異が存在するものの、男女間の差異のほうが大きい。(3)企業規模、企業制度、仕事の権限、職場の対人関係などの要因を統御すると、絶対所得および相対所得は正の値から負の値に変わり、これらの推定係数の統計的な有意性がなくなる。したがって、企業内部の職場の就労環境は、日本の雇用者の仕事満足度に大きな影響を与えることが示された。

第二に、順応仮説の検定については、(1)雇用者全体のサンプル、男女別・就業形態別のサブサンプルを用いた分析結果において、いずれも順応仮説が検証され、仕事満足度は、所得水準および目標水準所得の両方に依存することが示された。(2)目標水準所得が仕事満足度に与える影響は、女性のグループ、非正規のグループにおいてより強く現れている。

これらの実証分析の結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第一に、相対所得仮説の検証結果によれば、絶対所得および相対所得がいずれも日本の雇用者の仕事満足度に影響を与える傾向にある一方、企業内部の就労環境も仕事満足度に大きな影響を与えることが示された。とくに仕事の権限が大きくなるほど、また上司・同僚との関係が良好になるほど、仕事満足度が高くなる傾向にある。また、他の条件が一定であれば、育児や介護等で退職した者の再雇用制度を設けている会社で勤める労働者、あるいはこの制度を利用した経験を持つ労働者の場合、仕事満足度が高くなることがわかった。したがって、雇用者の仕事満足度を高めるため、所得水準を高めることだけではなく、良い人間関係ができる職場を構築すること、仕事の責任と権限の配置、家族にやさしい雇用制度の実施が、有効であると考えられる。

第二に、統計的に有意ではないが、絶対所得、労働時間、個人属性、職場属性などの各要因が一定である場合、相対所得が高くなるほど、仕事満足度が低くなる傾向にある。このことから、成果主義的賃金制度の導入などにより企業内部の所得格差が大きくなると、雇用者の仕事満足度が低くなる可能性も考えられる。企業内部である程度の競争（トーナメント）は必要であろうが、同一グループ内での所得格差の拡大は、雇用者の仕事満足度を低下させる効果を持つことに留意すべきであろう。

第三に、順応仮説の検証結果によれば、賃上げあるいはペースアップの幅が大きくなれば、短期的には仕事満足度が高くなる可能性があるが、その後に目標水準所得も上昇するため、それを長期的に高く維持できるかどうかは不明確である。したがって、企業は労働者の就業意欲を高めるため、所得のみに依存するのではなく、それ以外の人事労務管理制度を工夫することも必要である。

参考文献

- Akerlof, G. A., A. K. Rose and J. K. Yellen (1988) "Job Switching and Job Satisfaction in the U.S. Labor Market," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp.495-582.
- Akerlof, G. A. and J. K. Yellen (1990) "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment," *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp.255-284.
- Bender, K. A., S. M. Donohue and J. S. Heywood (2005) "Job Satisfaction and Gender Segregation," *Oxford Economic Paper*, 57, pp.479-496.
- Bender, K. A. and S. Heywood (2006) "Job Satisfaction of the Highly Educated: The Role of Gender, Academic Tenure, and Earnings," *Scottish Journal of Political Economy*, 53(2), pp. 253 – 279.
- Borjas, G. J. (1979) "Job Satisfaction, Wages and Unions," *Journal of Human Resource*, 14, pp.21-40.
- Booth, A. L. and J. C. Van Ours (2008) "Job Satisfaction and Family Happiness: the Part-time Work Puzzle," *Economic Journal*, 118, pp.77-99.

- Boskin, M. and E. Sheshinski (1978) "Optimal Redistributive Taxation when Individual Welfare Depends upon Relative Income," *Quarterly Journal of Economics*, 92, pp.589-601.
- Cappelli, P. and P.D. Sherer (1988) "Satisfaction, Market Wages, and Labor Relations: An Airline Study," *Industrial Relations*, 27(1), pp.57-73.
- Clark, A. E. (1996) "Job Satisfaction in Britain," *British Journal of Industrial Relations*, 34, pp. 189- 217.
- Clark, A. E. and A. Oswald (1996) "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*, 8, pp.233- 242.
- Clark, A. E., A. Oswald and P. Warr (1996) "Is Job Satisfaction U-Shaped in Age?" *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69, 1996, pp.57- 81.
- Clark, A. E. (1997) "Job Satisfaction and Gender: Why are Women so Happy at Work?" *Labor Economics*, 4, pp.341-372.
- Clark, A. E. (2005) "What Makes a Good Job? Evidence from OECD Countries" in Bazen, A., C. Lucifora and W. Salverda (eds.) *Job Quality and Employer Behavior*, Palgrave, pp.10-30.
- Donohue, S. and J. Heywood (2006) "Job Satisfaction, Comparison Income and Gender: Evidence from the NLSY," *International Journal of Manpower*, 25, pp.211-234.
- Duesenberry, J. S. (1949) *Income, Savings, and the Theory of Consumer Behaviour*, Cambridge: Harvard UP.
- Easterlin, R. A. (1974) "Does Economic Growth Improve the Human Lot?" in David, P. A. and W. B. Melvin (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Stanford University Press, New York.
- Easterlin, R. A. (2001) "Income and Happiness: toward a Unified Theory," *The Economic Journal*, 111, pp.465-484.
- Easterlin, R. A. (2005) "Building a Better Theory of Well-Being," in Bruni, L. and P. L. Porta (eds.), *Economics and Happiness*, Oxford University Press, Oxford.
- Frank, R. H. (1985) "Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status," Oxford University Press, Oxford.
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) "Income and Well-Being: an Empirical Analysis of the Comparison Income Effect," *Journal of Public Economics*, 89, pp.997-1019.
- Freeman, R. B. (1978) "Job Satisfaction as an Economic Variable," *American Economic Review*, 68, pp.135-141.
- Gazioglu, S. and A. Tansel (2006) "Job Satisfaction in Britain: Individual and Job Related Factors," *Applied Economics*, 38, pp.1163-1171.

- Hamermesh, D. (1977) "Economic Aspects of Job Satisfaction," in Ashenfelter, O. and W. Oates (ed s.) *Essays of Labor Market Analysis*, Wiley, New York.
- Idson, T. L. (1990) "Establishment Size, Job Satisfaction and the Structure of Work," *Applied Economics*, 22, pp.1007-1018.
- Kapteyn, A. B. M. S van Praag and F. G. van Herwaarden (1978) "Individual Welfare Functions and Social Preference Spaces," *Economic Letters*, 1, pp.173-177.
- Layard, R. (1980) "Human Satisfactions and Public Policy," *Economic Journal*, 90, pp.737-750.
- Levy-Garboua, L. and C. Montmarquette(2004) "Reported Job Satisfaction: What Does it Mean?" *Journal of Scio-Economics*,33(2), pp.135-151.
- Leibenstein, H. (1950) "Bandwagon, Snob, and Veblen Effects in the Theory of Consumer's Demand," *Quarterly Journal of Economics*, 64(2), pp.183-207.
- McKelvey, R and W. Zavonia (1975) "A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables," *Journal of Mathematical Sociology*, 4, pp.102-120.
- Sloane, P. J. and H. Williams (2000) "Job Satisfaction, Comparison Earning and Gender," *Labor*, 14, pp.473-502.
- Van Praag, B. M. S and A. Ferrer-i-Carbonell (2004) *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press, Oxford.
- Vendrik, M. C. M. and G. B. Woltjer(2007) "Happiness and Loss Aversion: Is Utility Concave or Convex in Relative Income?" *Journal of Public Economics*, 91(2007), pp.1423-1448.
- 大竹文雄 (2004) 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』第 528 号、59-68 ページ。
- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎 (2010) 『日本の幸福度』日本評論社。
- 佐野晋平・大竹文雄 (2007) 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』第 558 号、4-18 ページ。
- 馬 欣欣(2010) 「長労働時間が日本雇用者の仕事満足度に影響を与えるか—KHPS および JHPS の個票データを用いた実証分析」 KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES DP2009。
- (2011) 「日本における仕事満足度の決定要因およびその雇用形態間の差異」『日本労働研究雑誌』第 607 号、pp.12、137。
- 筒井義郎(2010) 「幸福度研究の課題」大竹文雄・白石小百合・筒井義郎『日本の幸福度』日本評論社。

付表1 所得関数

	第二段階の推定		第一段階の推定	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年齢	0.0602 ***	2.66	0.1035 ***	6.86
年齢の二乗	-0.0006 **	-2.05	-0.0013 ***	-7.42
学歴 (中卒)				
高卒	0.0913 *	1.84	0.0627	0.77
短大卒	0.0991 *	1.72	0.0600	0.63
大学・大学院卒	0.1696 **	2.54	0.2132 **	2.49
その他	0.0573	0.87	0.0016	0.01
労働時間	0.1242 ***	9.86		
健康	0.0108	0.32	0.1144 ***	2.70
男性	0.4747 ***	4.88	0.4554 ***	10.98
職種 (事務職)				
販売職	-0.1793 ***	-4.17		
サービス職	-0.2628 ***	-5.95		
管理職	0.3405 ***	5.62		
現場生産職	-0.0710 *	-1.69		
専門・技術職	0.0814 **	2.25		
その他の職種	-0.1914 ***	-3.98		
製造業	-0.0291	-0.84		
正規	0.8678 ***	27.81		
労働組合	0.0309 **	2.55		
企業規模 (29人以下)				
30~99人	0.0946 **	2.49		
100~499人	0.1510 ***	4.20		
500人以上	0.2852 ***	8.08		
官公庁	0.2827 ***	5.53		
3歳以下の子供数			-0.0100	-0.50
親との同居			0.0444	0.86
介護あり			-0.0150	-0.24
持ち家			0.0951 *	1.87
貯蓄			-2.33E-05	-1.41
地域 (関東)				
北海道	-0.1601 ***	-2.60	-0.0404	-0.39
東北	-0.2500 ***	-5.08	-0.0386	-0.46
中部	-0.0080	-0.23	-0.0398	-0.66
近畿	-0.0698 **	-1.97	0.0041	0.07
中国	-0.0653	-1.23	0.0795	0.87
四国	-0.1190	-1.38	-0.2223 *	-1.81
九州	-0.0623	-1.54	-0.0181	-0.26
2010年ダミー	0.0059	0.05	0.4999 ***	11.80
定数項	2.4521 ***	2.99	-2.6294 ***	-8.07
逆ミルズ比	0.0590	0.17		
サンプルサイズ	4015			
センサリング数	1975			
非センサリング数	2040			
Prob>chi2	0.0000			

出所：JHPS2009～2010により計測

注：1) *、**、***は有意水準が10%、5%、1%を示す。

2) ヘックマン二段階の推定法による推定。