

女性の働き方と生活満足度 ——固定効果モデルを用いた労働時間や雇用形態の影響分析[†]

戸田 淳仁

(リクルートワークス研究所 研究員)

1. はじめに

日本においてワーク・ライフ・バランスを推進するために、望ましい企業の人事管理や働き方について議論されている（例えば、山口2009; 佐藤・武石編 2011; 武石編 2012）。その背景には日本の長時間労働が問題視されているように、個人の意思に反して仕事に時間がとられてしまい、生活に余裕がなくなり、結果として仕事と生活のバランスが取れていないという問題意識がある。もちろん労働時間の長短という結果だけでなく、その結果が個人の意思による（例えば、長時間労働に対して抵抗感がなくむしろ自ら進んで行う）ものなのか、それとも個人の意思とは反して、何らかの制約のもとで起こっていることなのかを識別することは重要である。

労働時間の長短や、労働時間に関連する雇用形態について、それが本人の自由な選択によるものか、それとも何らかの制約によって選択せざるをえないのかについては、これまでいくつかの研究がある。労働時間については、原・佐藤（2007）や戸田（2007）が希望する労働時間と現実の労働時間について分析を行っているし、雇用形態については山本（2011）が正社員になることのできなかった不本意型非正規社員について分析を行っている。いずれの研究も、労働時間や雇用形態が自分の本意によるものかという主観的な情報を用いているが、実態を把握するうえでは重要な示唆を与えている。ただし、労働者本人が何らかの制約のもとで働いているとしても、生活全体の満足度

に対して影響がそれほどないとすれば、労働時間や雇用形態に対する主観について注目する必要がないかもしれない。また逆に言うと、働き方によって生活満足度が大きく異なるのであれば、その要因を探っていくことによってよりよい生活を送る示唆が得られると言える¹⁾。

本稿では、雇用形態の多様化に代表されるように、働き方が多様化している中で、女性の働き方の違いにより、どれだけ生活満足度に違いがあるのかについて分析を行う。生活満足度という指標は経済学においても主観的厚生（Subjective well-being）を表す指標として注目されてきた（Kahneman and Krueger 2006）。しかし、主観的な指標には、アンケート回答者の認知におけるバイアス等から生じる測定誤差などがあるため慎重に分析を行う必要がある（富岡 2010）。そこで本稿では、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」（以下、JPSC）の持つパネルデータの特徴を生かして、Ferrer-i-Carbonell and Frijters（2004）が提唱した固定効果をコントロールした順序ロジットモデルを推定する。このことにより、主観的な指標を扱う際の問題点がある程度克服すると同時に、個人特有の効果をコントロールしたうえでの説明変数の効果を見るため、因果関係についても言及できる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では生活満足度に関する先行研究について、網羅的ではないが本稿に関連の深い研究を中心に紹介する。第3節では、本稿で用いる固定効果順序ロジットモデルについて説明する。第4節では、利用するデータに

について説明し、生活満足度の変数について単純な記述統計量を観察する。第5節では分析結果を紹介し、第6節で結論を述べる。

2. 先行研究

生活満足度については欧米で多くの研究がある。例えば、Kahneman and Krueger(2006)によると、主観的厚生に関する研究は、論文検索システムであるEconLitを調べる限りでは、1991～95年においては4本の論文が検索されるのに対し、2001～05年においては100本以上の論文が検索されるとしている。また、生活満足度という主観的なデータがどれほど実態を把握するうえで妥当なものかを調べるために、諸々の変数との相関を調べ、所得上昇や結婚といったポジティブにとらえられるイベントがあった個人の生活満足度は高いという相関関係を見いだしている。その他にも、浦川(2011)によると、健康、学歴、隣人・地域との関係など多岐にわたることを指摘している。

本稿の研究に関連して働き方について分析した研究として、佐野・大竹(2010)がある。大阪大学のパネルデータを用いて、労働状態と幸福度の関係を注目している。その結果によると、記述統計でみた場合であるが公務員の幸福度が高く、自営業やパート労働者は、失業者に比べると幸福度が高いが、雇用者や非労働力の者に比べて幸福度が低くなっている。また、職業別では、管理職や専門職の幸福度が他の職業と比べて幸福度が高く、企業規模については、勤務先の企業規模が大きくなるにつれて幸福度が高くなるという関係が見られた。大企業や管理職の幸福度は、男性についてはさまざまな変数をコントロールした計量分析の結果においても見られる。ただし、以上の分析では固定効果モデルを利用していないので観察されない個人特有の要因はコントロールされていない。

海外の研究では膨大なものがあるが、Boothらの一連の研究について指摘したい(Booth and van Ours 2008, 2012)。Booth and van Ours(2008)はイギリスのパネルデータを用いて、仕

事満足度や生活満足度に対する労働時間の影響を見てみる。女性では長時間労働が仕事満足度や生活満足度に対して負の影響を持っているが、男性では必ずしもそうではないことを示している。Booth and van Ours(2012)は、オランダのパネルデータを用いて、オランダの女性雇用者に占める割合の高いパートタイマーについて、自ら進んでパートタイマーになっているのかそれとも何らかの制約があるのかについて調べている。分析の結果、既婚女性のパートタイマーは仕事満足度が比較的高く、労働時間を変更したいとも思っていないことから、パートタイマーという働き方は必要でありもしそれが無くなってしまうと、パートタイマーで働きたい女性は、フルタイムで働くかもしくは働かないという制約のある中から選択せざるを得なくなると主張している。Boothらの一連の研究では、Chamberlain(1980)が提唱したランダム効果に説明変数との相関を許容したモデルや、Ferrer-i-Carbonell and Frijters(2004)が提唱した固定効果をコントロールした順序ロジットモデルを用いている。

最後に、JPSCを用いて生活満足度について分析した研究について2つ紹介する。色川(1999)は年収の増減や住居形態の変化などの生活実態が、収入満足度や生活満足度に与える影響を見ている。その結果、クロスセクションの分析では生活満足度と相関する変数はあまりなく、年収や住居形態の変化ごとにタイプ別に行った分析では、無配偶の女性において収入増加はある程度生活満足度を高めるということが分かったが、生活実態が変動しても満足度が有意に高まる属性はあまり見いだせなかったとしている。その背景として、生活満足度はあまり変動しにくいこと、さまざまな要因が絡み合っただけで初めて変動する可能性があることを指摘している。

浦川・松浦(2007)は、所得水準ではなく、居住地域や教育水準などで類似するグループと比較した時の所得差が生活満足度に影響を与えるという仮説を検証した。その結果、有配偶の女性については仮説通りの結果が得られ、所得が高いとしても、個人がレファレンスするグループも高けれ

図表-1 女性の生活満足度と週当たり労働時間との関係

	生活満足度					不満・計	満足・計	サンプル サイズ
	不満	どちらか と言え ば 不満	どちらとも いえ ない	どちらか と言え ば 満足	満足			
非就業	4.7%	12.2%	26.1%	44.1%	13.0%	16.8%	57.0%	5,641
週当たり労働時間								
15時間未満	5.1%	14.1%	24.3%	48.9%	7.6%	19.2%	56.5%	816
15～21時間	4.0%	16.4%	28.3%	43.7%	7.5%	20.5%	51.3%	1,114
22～34時間	5.8%	16.0%	29.4%	41.6%	7.1%	21.9%	48.7%	2,450
35～42時間	3.6%	13.2%	28.7%	44.8%	9.7%	16.8%	54.5%	3,693
43～48時間	4.3%	13.5%	27.1%	45.0%	10.1%	17.8%	55.1%	2,377
49時間以上	4.5%	13.4%	26.7%	45.8%	9.6%	18.0%	55.3%	1,853
合計	4.5%	13.6%	27.3%	44.4%	10.2%	18.1%	54.6%	17,944

注: JPSC(第11回～第19回)より作成。ただし週当たり労働時間の質問に無回答のサンプルは除く

ば必ずしも生活満足度は高いとは言えない。浦川・松浦(2007)では、Chamberlain(1980)のモデルをベースに推定している。このような分析では、個人がどのようにレファレンスグループを形成するかについては恣意性が入り、理論的な枠組みや過去の経験からレファレンスグループを形成するメカニズムを明らかにしないと行けない。この点までには浦川・松浦(2007)は触れておらず、また本稿でもこの点は明確にできないので、先行研究として挙げておくにとどめる。

3. 分析方法

以下では本稿で用いる分析方法について説明する。主観データを用いた分析では、クロスセクションの分析では相関関係を見ることはできるが、因果関係を見ることはできない。なぜなら、クロスセクションの分析で回帰分析を行うと、例えば個人の性格や志向といった第三者には観察されない要因が誤差項に含まれる。その結果、観察できない要因と説明変数が相関していると、誤差項と説明変数が相関し推定値はバイアスを含んでしまう。ここでは、個人の性格や志向といった観察されない要因は、観察期間では変動しないという前提のもとで、パネルデータの特徴を生かし、固定効果モデルを用いた推定を行う。

また被説明変数は生活満足度であるが、これは5段階で評価されるものになっているため、二項ロジットモデルをそのまま適用することはできない。固定効果を考慮した順序ロジットモデルを適用する。

被説明変数の潜在変数 y_{it}^* が以下のように書けるとする。

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、 i は個人、 t は調査時点を表す添え字、 x は説明変数、 β は推定したいパラメータである。ここで α_i は個別効果を表し、説明変数と相関していてもよいとする。また、 ε は誤差項であり、ロジスティック分布に従うと仮定する。

潜在変数 y_{it}^* はデータとして直接は観察できず、以下の変数 y_{it} のみが観察される。両者の関係は以下のとおりとする。

$$y_{it} = k \text{ if } \mu_k < y_{it}^* \leq \mu_{k+1} \quad (2)$$

ただし、上記の k は選択肢(の番号)を示す記号であり、以下のモデルの場合は $k=1, \dots, 5$ である²⁾。ある選択肢 k が選ばれる確率は、

$$\Pr(y_{it}=k|x_{it}, \alpha_i) = \Lambda(\mu_{k+1} - x_{it}'\beta - \alpha_i) - \Lambda(\mu_k - x_{it}'\beta - \alpha_i) \quad (3)$$

と書ける。上記の Λ はロジスティック分布の累積密度関数である。

図表-2 女性の生活満足度と雇用形態との関係

	生活満足度							サンプル サイズ
	不満	どちらか と言え ば 不満	どちらとも いえ ない	どちらか と言え ば 満足	満足	不満・計	満足・計	
非就業	4.7%	12.1%	26.1%	44.1%	13.0%	16.8%	57.1%	5,641
正社員	3.4%	11.5%	26.1%	48.0%	11.0%	14.9%	58.9%	6,177
非正社員	5.5%	16.9%	29.7%	41.0%	6.9%	22.4%	47.9%	6,167
合計	4.5%	13.6%	27.4%	44.5%	10.2%	18.1%	54.7%	17,985

注: JPSC(第11回～第19回)より作成

図表-3 生活満足度と調査時点との関係

	生活満足度							サンプル サイズ
	不満	どちらか と言え ば 不満	どちらとも いえ ない	どちらか と言え ば 満足	満足	不満・計	満足・計	
第11回(2003年)	4.7%	14.3%	27.6%	43.8%	9.6%	19.0%	53.4%	2,135
第12回(2004年)	4.6%	13.8%	28.8%	43.4%	9.5%	18.3%	52.9%	1,978
第13回(2005年)	4.8%	13.4%	28.8%	42.7%	10.4%	18.2%	53.1%	1,867
第14回(2006年)	4.5%	14.1%	28.4%	43.0%	9.9%	18.7%	53.0%	1,769
第15回(2007年)	4.5%	14.5%	27.1%	44.1%	9.7%	19.0%	53.9%	1,704
第16回(2008年)	4.1%	13.0%	26.4%	44.5%	11.9%	17.2%	56.5%	2,277
第17回(2009年)	4.4%	12.9%	26.5%	45.3%	10.9%	17.3%	56.2%	2,163
第18回(2010年)	4.6%	13.3%	25.5%	46.4%	10.3%	17.9%	56.6%	2,083
第19回(2011年)	4.6%	13.0%	27.6%	45.6%	9.1%	17.7%	54.7%	2,009
合計	4.5%	13.6%	27.4%	44.4%	10.2%	18.1%	54.6%	17,985

注: JPSC(第11回～第19回)より作成

上記のモデルを推定する際には、 $\mu - \alpha$ しか推定できないことが問題となる。Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004) は個人ごとに k を特定しつつ、固定効果順序ロジットモデルを固定効果二項ロジットモデルに変換する方法を開発した³⁾。カットオフポイント k に対して $c_{it}^k \equiv 1(y_{it} \geq k) = 1 - \Lambda(\mu_k - x_{it}'\beta - \alpha_i)$ と定義し、 $c_i^k = (c_{i1}, \dots, c_{iT})$ としたうえで、ウェイト w を用いて疑似対数尤度関数は下記のように書けるとした^{4) 5)}。

$$\log L(\beta) = \sum_{i=1}^N \sum_{k=2}^K w_i^k \log \Pr(c_i^k = j_k | \sum_{t=1}^T c_{it}^k = \alpha_i) \quad (4)$$

そのうえで、個人によって異なるカットオフポイントを前提として、尤度関数のヘッセ行列が最小になるように、カットオフポイントを求める。その際、ヘッセ行列をパラメータで評価しないとイケな

いので、条件付きロジットモデルの推定値を充てる。最適なウェイトを求めたうえで、再度 (4) 式に代入してパラメータを得るという方法である^{6) 7)}。

ただし、上記の方法では固定効果モデルであるため、時間を通じて変化する観察できない要因はコントロールできていない。そのため時間を通じて変化する要因が誤差項に含まれていれば、本稿の推定値はバイアスを持つことになる。この点についての検討は今後の課題としたい。

4. 使用するデータ

以下では使用するデータについて説明したい。「消費生活に関するパネル調査」(JPSC) の第11回から第19回までのデータを用いる。第11回か

図表-4 分析サンプルの基本統計量

	全サンプル			既婚者サンプル		
	サンプル サイズ	平均	標準誤差	サンプル サイズ	平均	標準誤差
生活満足度	15,447	3.368	1.010	8,120	3.400	1.012
週当たり労働時間						
15時間未満	15,447	0.044	0.206	8,120	0.053	0.224
15～21時間	15,447	0.063	0.244	8,120	0.089	0.285
22～34時間	15,447	0.140	0.347	8,120	0.165	0.371
35～42時間	15,447	0.205	0.404	8,120	0.140	0.347
43～48時間	15,447	0.130	0.337	8,120	0.082	0.275
49時間以上	15,447	0.101	0.302	8,120	0.052	0.223
正社員ダミー	15,430	0.334	0.472	8,113	0.203	0.402
非正社員ダミー	15,430	0.350	0.477	8,113	0.379	0.485
失業ダミー	15,447	0.020	0.140	8,120	0.015	0.123
家計の年間所得(対数値)	13,152	6.379	0.604	8,120	6.454	0.469
同居ダミー	15,398	0.307	0.461	8,120	0.157	0.364
近居ダミー	15,447	0.260	0.439	8,120	0.322	0.467
主観的健康ダミー	15,444	0.488	0.500	8,120	0.493	0.500
配偶者ありダミー	15,447	0.675	0.469			
週当たり労働時間(夫)						
35～42時間				8,086	0.135	0.342
43～48時間				8,086	0.251	0.434
49時間以上				8,086	0.585	0.493
夫の年間所得(対数値)				8,099	6.175	0.475

注: 生活満足度は、満足=5、どちらかと言えば満足=4、どちらともいえない=3、どちらかと言えば不満=2、不満=1としたときの点数。失業ダミーは非就業の人のうち、「具体的な求職活動をしている」人を1とするダミー変数。同居ダミーは親と同一建物で、生計を共にしている人を1としたダミー変数。近居ダミーは、「親と同一建物で生計が別」「親と同一敷地内の別建物に居住」「同一町内または1km以内に親が居住」と回答した人を1としたダミー変数。主観的健康ダミーは、普段の健康状態が「とても健康」「まあ健康」と回答した人が1、「ふつう」「あまり健康ではない」「まったく健康ではない」と回答した人を0としたダミー変数。JPSC（第11回～第19回）より作成

らはパネルCが追加され、ある程度の期間を保ちつつより幅広い年齢層のデータを確保できるため、このようなサンプル期間を設定した。

被説明変数は生活満足度である。調査票では、「あなたは生活全般に満足していますか」と尋ねられ、「満足」(10.2%)、「どちらかと言えば満足」(44.4%)、「どちらともいえない」(27.4%)、「どちらかと言えば不満」(13.6%)、「不満」(4.5%)の5段階の中から選ぶ。()内の値は、サンプル期間の全サンプルにおける比率である⁸⁾。以下で説明する生活満足度はすべて女性に対するものであることを改めて注意しておきたい。

図表-1は、週当たり労働時間ごとに生活満足度の関係を見たものである。非就業は57.0%が満足であるのに対し、週労働時間15時間未満56.5%、15～21時間51.3%、22～34時間48.7%と満足と回答する割合が低下していく。しかしさらに労働時間の長い35時間以上では、満足と回答する割合が高くなっていく。非就業で満足と回答する割合が高いことと、労働時間と生活満足度は必ずしも比例的に変化しないことがうかがえる。

図表-2は、雇用形態ごとに生活満足度の分布を見たものである。特筆すべきなのは、非正社員については満足と回答する割合が低く、逆に不満

図表-5 生活満足度に関する実証分析(全サンプル、労働時間)
被説明変数 = 生活満足度

	(1)	(2)	(3)
過当たり労働時間(ベース:非労働力)			
15時間未満	- 0.152 (0.113)	- 0.129 (0.126)	- 0.190 (0.131)
15～ 21時間	- 0.071 (0.100)	- 0.073 (0.110)	- 0.141 (0.114)
22～ 34時間	- 0.165** (0.082)	- 0.218** (0.091)	- 0.258*** (0.094)
35～ 42時間	0.057 (0.084)	- 0.029 (0.094)	- 0.029 (0.097)
43～ 48時間	- 0.041 (0.093)	- 0.131 (0.104)	- 0.103 (0.108)
49時間以上	- 0.308*** (0.104)	- 0.440*** (0.117)	- 0.410*** (0.121)
失業ダミー	- 0.437*** (0.142)	- 0.447*** (0.156)	- 0.512*** (0.163)
配偶者ありダミー	0.393*** (0.091)	0.293*** (0.102)	0.121 (0.117)
家計の年間所得 (対数値)		0.120** (0.059)	0.174*** (0.063)
同居ダミー			- 0.360*** (0.118)
近居ダミー			- 0.055 (0.089)
主観的健康ダミー			1.286*** (0.057)
対数尤度	- 6535.6	- 5299.7	- 5001.1
サンプルサイズ	15,447	12,681	12,678

注: 推定方法は固定効果順序ロジットモデル。変数については図表-4の注を参照。調査時点のダミー変数の結果は表に掲載されていないが、説明変数としてコントロールしている。()内の値は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

と回答する割合が高い。労働時間や雇用形態によって生活満足度に差があるように見られるが、その差が統計的有意であるのかについて次節で検討する。

図表-3は、調査時点ごとの生活満足度の分布である。第15回調査(2007年)まではほぼ、分布は同じである。満足と回答した割合は52～53%台を推移している。その後第16回調査(2008年)より満足と回答した割合が56%とわずかに高くなり、その後は第18回調査(2010年)まで56%を超えている。このように調査時点によって生活満足度の回答分布が異なる可能性があるため、次節

の分析では調査時点でコントロールをする。

次に、推定モデルで使用する説明変数について説明する。基本統計量は図表-4にある。次節で推定するモデルは基本的には非就業で求職活動をしていない人(非労働力に当たる人)に対して生活満足度の違いを見るような形式にしている。過当たり労働時間は、労働時間と生活満足度が比例的な関係ではないと予測されるため、ダミー変数にして説明変数に加えることにした。また雇用形態について、非正社員はひとくくりにした。非正社員のうちパートや派遣社員、契約社員といった詳細が調査されたのが第16回調査からであるため、比較的連続的にとれる区分によって変数を作成した。

また、佐野・大竹(2010)でも指摘されているように、失業状態にある個人とそうでない個人で生活満足度が異なる可能性があるため、失業状態をコントロールする。浦川(2011)の指摘もあるが、所得は絶対水準でかつ非就業の女性も含めるため家計所得(本人と家族の所得の合計)でコントロールし、住居形態として親と同居もしくは近居しているか、健康状態といった変数でコントロールする。

さらに、既婚者サンプルに限定して、追加する変数として夫の過当たり労働時間や夫の年間所得も追加している。ただし、既婚者のうち夫が失業している者はサンプル期間を通じて極端にサンプルが少ないため、夫が失業している者はサンプルの対象外とした。

5. 分析結果

図表-5は、全サンプル(既婚女性+未婚女性)において労働時間が生活満足度に与える影響を見た結果である。図表-5の(1)式は労働時間と失業、

図表-6 生活満足度に関する実証分析（全サンプル、雇用形態）

被説明変数 = 生活満足度	(1)	(2)	(3)
正社員ダミー	0.037 (0.084)	-0.021 (0.093)	-0.059 (0.097)
非正社員ダミー	-0.125* (0.069)	-0.173** (0.076)	-0.223*** (0.079)
失業ダミー	-0.429*** (0.142)	-0.414*** (0.155)	-0.513*** (0.162)
配偶者ありダミー	0.426*** (0.090)	0.314*** (0.101)	0.124 (0.116)
家計の年間所得 (対数値)		0.129** (0.058)	0.170*** (0.063)
同居ダミー			-0.358*** (0.117)
近居ダミー			-0.057 (0.089)
主観的健康ダミー			1.289*** (0.058)
対数尤度	-6.556.8	-5.317.7	-5.017.0
サンプルサイズ	15,485	12,709	12,706

注: 推定方法は固定効果順序ロジットモデル。変数については図表-4の注を参照。
調査時点のダミー変数の結果は表に掲載されていないが、説明変数としてコントロールしている。()内の値は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

配偶者の有無のみをコントロールした推定結果であるが、週当たり労働時間が22～34時間と49時間以上では、非労働力の者に比べて生活満足度が低くなっている。短時間労働者の中でも21時間以下といった短時間であれば非労働力の者とそれほど満足度が変わらなく、働くこと自体に何らかの制約があったりネガティブなものではないことを示しているが、22～34時間においては、働くことに制約があるなどネガティブなこととしてとらえられ、結果として生活満足度が低くなっている可能性がある。また、49時間以上の長時間労働においては、長時間労働するぶん生活を犠牲にすることが起こり、結果として生活満足度が低くなっている可能性がある。

また、失業中である人ほど非労働力の人に比べて生活満足度が低く、先行研究と同様の結果が得られた。また、配偶者がいるほうがいないほうに比べて生活満足度が高い。浦川（2011）も指摘す

るように、家族との結びつきは幸福に対する重要なファクターであり、既婚者が未婚者や離職者と比べて主観的幸福度が高いと指摘している研究は多く見られる。これらの先行研究と同様の結果が得られたと言える。

図表-5の(2)式、(3)式は(1)式の頑健性を確かめるため、いくつかの変数を追加的にコントロールしている。図表-5の(2)式は家計の年間所得でさらにコントロールしているが、これまで注目した変数の結果にあまり変わりはない。また、年間所得はプラスで統計的に有意であり、図表-5の(3)式はさらに、親との同居・近居並びに主観的健康度でコントロールした結果である。興味深い結果は親と同居している場合、親と離れて暮らしている場合と比べて生活満足度が低くなっている点である。この変数の場合、親と一緒に暮らして生計を共にしている場合

を指しているのが、生計を共にする場合何らかの不和が生じて生活満足度が低下していると言える。主観的健康ダミーについては統計的に有意であり、健康的な人ほど生活満足度が高いという結果が得られている。また、先ほどの変数のうち配偶者ありダミーの係数が有意でなくなっている。

図表-6は、図表-5のうち労働時間ではなく雇用形態の影響を見た結果である。図表-6の(1)式から(3)式までは図表-5と構造は同じなので、雇用形態の効果のみに注目する。どの推定結果でも非正社員ダミーの係数がマイナスで統計的に有意である。また、正社員である人は非労働力である人と比べて生活満足度に有意な差は見られない。非正社員である人は非労働力である人に比べて生活満足度が低いという結果であり、非正社員で働くあるいは働かざるを得ない人は何らかの制約やネガティブな状況が生じていて、結果として生活満足度が低くなっているといえる。佐野・大

図表-7 生活満足度に関する実証分析（既婚者サンプル、労働時間）

被説明変数 = 生活満足度

	(1)	(2)	(3)
週当たり労働時間(妻)			
15時間未満	-0.118 (0.151)	-0.108 (0.151)	-0.089 (0.152)
15～21時間	-0.090 (0.126)	-0.082 (0.126)	-0.063 (0.127)
22～34時間	-0.281** (0.110)	-0.277** (0.111)	-0.249** (0.112)
35～42時間	-0.013 (0.127)	-0.013 (0.127)	0.036 (0.129)
43～48時間	-0.108 (0.152)	-0.107 (0.153)	-0.086 (0.155)
49時間以上	-0.399** (0.183)	-0.402** (0.184)	-0.356* (0.186)
失業ダミー(妻)	-0.305 (0.220)	-0.273 (0.220)	-0.255 (0.221)
週当たり労働時間(夫、ベース: 42時間未満)			
43～48時間		0.199** (0.094)	0.190** (0.094)
49時間以上		0.226** (0.096)	0.211** (0.097)
家計の年間所得(対数値)	0.457*** (0.107)	0.470*** (0.108)	0.253* (0.144)
夫の年間所得(対数値)			0.384*** (0.146)
同居ダミー	-0.143 (0.190)	-0.112 (0.191)	-0.088 (0.192)
近居ダミー	-0.005 (0.110)	-0.014 (0.110)	-0.020 (0.111)
主観的健康ダミー	1.223*** (0.071)	1.255*** (0.072)	1.255*** (0.072)
対数尤度	-3,198.7	-3,170.5	-3,152.0
サンプルサイズ	8,120	8,073	8,044

注: 推定方法は固定効果順序ロジットモデル。変数については図表-4の注を参照。調査時点のダミー変数の結果は表に掲載されていないが、説明変数としてコントロールしている。()内の値は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

竹(2010)ではクロスセクションデータによる分析で示しているが、固定効果をコントロールしたモデルにおいても非正社員という働き方が生活満足度を下げていることに注意したい。

次に、図表-7は既婚女性に限定して図表-5と同様の分析を行った結果である。(1)式は図表-5の(3)式と対応する推定式であるが、結果自体

は同居ダミーが統計的に有意でないという点を除いては同じである。図表-7の(2)式は、夫の週当たり労働時間を追加的にコントロールした結果である。週当たり42時間未満に対して長時間化すると、妻の生活満足度が高まるという結果が得られた。この可能性として、夫の労働時間と賃金が相関しており、夫の労働時間が長い人ほど賃金も

図表-8 生活満足度に関する実証分析（既婚者サンプル、雇用形態）

被説明変数 = 生活満足度

	(1)	(2)	(3)
正社員ダミー(妻)	- 0.178 (0.133)	- 0.132 (0.133)	- 0.087 (0.135)
非正社員ダミー(妻)	- 0.169* (0.093)	- 0.171* (0.093)	- 0.142 (0.094)
失業ダミー(妻)	- 0.340 (0.220)	- 0.278 (0.221)	- 0.260 (0.222)
週当たり労働時間(夫、ベース: 42時間未満)			
43～48時間		0.179* (0.094)	0.181* (0.094)
49時間以上		0.190** (0.095)	0.179* (0.096)
家計の年間所得(対数値)	0.449*** (0.107)	0.449*** (0.108)	0.238* (0.143)
夫の年間所得(対数値)			0.382*** (0.145)
同居ダミー	- 0.114 (0.190)	- 0.087 (0.191)	- 0.060 (0.192)
近居ダミー	0.017 (0.110)	0.013 (0.110)	0.011 (0.110)
主観的健康ダミー	1.244*** (0.072)	1.258*** (0.072)	1.261*** (0.072)
対数尤度	- 3,203.4	- 3,179.5	- 3,160.7
サンプルサイズ	8,130	8,084	8,055

注: 推定方法は固定効果順序ロジットモデル。変数については図表-4の注を参照。調査時点のダミー変数の結果は表に掲載されていないが、説明変数としてコントロールしている。()内の値は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

高く結果として生活満足度が高くなっているということがある。この可能性を排除するために、図表-7の(3)式において夫の年間所得でさらに追加的にコントロールした。その結果においても、夫の労働時間の係数がプラスで統計的に有意である。そのため賃金による影響ではなく、夫の労働時間が長い家計ほど、夫が家庭におらず妻が自由に時間を使えるために生活満足度が高まるという可能性を否定できない。

図表-8は、図表-7のうち労働時間ではなく雇用形態の影響を見たものである。夫の週当たり労働時間は、10%有意水準ではあるが、生活満足度を高める効果があると言える。また、雇用形態に

ついては、図表-8の(3)式においては統計的に有意でないなど、既婚者に限って言えば非正社員であるからと言って生活満足度が低くなるとは言い切れない。また、主観的健康については、図表-7、図表-8のどの推定においても統計的に有意である。

6. 結びにかえて

本稿では、労働時間や雇用形態といった女性の働き方の違いにより、どれだけ生活満足度が異なってくるのかという点について、固定効果モデルを用いてより因果関係を示す形で分析を行っ

た。その結果以下のことが分かった。

第一に、女性の労働時間が生活満足度に与える効果は比例的ではない。過当たり労働時間が22～34時間や49時間以上において統計的有意な影響が観察された。過当たり35時間以下の短時間労働者の中でも、労働時間によって状況は異なり、22～34時間については何らかの制約を抱えながら働いており生活満足度が低下している可能性があること、長時間労働により時間的制約が高まり生活満足度が低下していることを示唆している。労働時間によっておかれている状況が異なると言える。

第二に、非正社員の生活満足度は非労働力の者より統計的有意に低く、正社員の生活満足度は非労働力の者と有意な差が見られなかった。非正社員という働き方は、例えば正社員として働きたいのに何らかの制約により働けなく仕方なく非正社員で働くというような制約があり、そのもとで働いているがために生活満足度が低くなっている可能性がある。ただし、既婚者に限定した分析では非正社員と非労働力の人の差は見られなかったため、この影響は頑健ではないといえる。

第三に、既婚者に限定した議論だが、夫の労働時間が長くなるほど妻の生活満足度が高まることが分かった。それは夫の労働時間が長くなれば所得が増えるといった効果をコントロールしてもなお見られる効果であり、夫の労働時間が長い家計ほど、夫が家庭におらず妻が自由に時間を使えるために生活満足度が高まるという可能性を指摘した。

働き方によって生活満足度が異なるということは、個人の勤め先や職業選択において何らかの制約が働き、不本意の就労を行っている人が少なからずいるといえる。ただし、欧米と異なり、日本では「生活全般」といった場合、仕事を除いた時間全体をさすという印象を回答者に与える可能性もある。そのため、上記の結果からただちに、個人の勤め先や職業選択においてネガティブな制約があり、多くの人が自由な働き方をできていないとは言い切れない。日本において生活満足度という指標がどのようなことを指すのか、人によって与える印象が異なるのかさらに検討をしていかなければならない。そのうえで、働き方の制約や自

由度について議論していくことが必要であろう。

†本稿で述べられている主張・意見は著者個人によるものであり、著者の所属機関によるものではない。

注

- 1) 関連する議論として日本人の幸福感についての議論がある。詳しくは大竹・白石・筒井編 (2010) を参照。
- 2) ただし、 $\mu_1 = -\infty, \mu_5 = +\infty, \mu_k < \mu_{k+1}$ for $\forall k$ とする。
- 3) Baetschmann et al. (2011) のモンテカルロ実験によると、Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004) が提案したモデルは一致性が得られない場合があるとしている。それは上記で説明している推定方法において、上記の方法とは異なりウェイト w を y の平均値で代用することがあるため、一致性が得られないと Baetschmann et al. (2011) は説明している。Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004) 以外の固定効果順序ロジットモデルの推定を行いパフォーマンスを比較することは今後の課題としたい。
- 4) より一般的に、添え字 i は $i=1, \dots, T$ 、 k は $k=1, \dots, T$ を取りうるとする。
- 5) Baetschmann et al. (2011) が示しているように、(4) 式のように尤度関数を定義すると、nuisance parameter を消去させることができる。
- 6) 詳細は Baetschmann et al. (2011) を参照。
- 7) 実際の推定は、Stata Version 12 を用い、プログラムコードは Chair of Empirical International Economics に公開されているプログラムを用いた。(http://www.uni-goettingen.de/en/199539.html, 2011年5月10日 update, 2012年8月20日確認)
- 8) 以下で示す図表の値と異なる場合があるが、無回答や欠損値などを除いた場合の値である。

文献

- 色川卓男, 1999, 「生活実態と〈生活満足度〉のパネル分析」『季刊家計経済研究』43: 50-58.
- 浦川邦夫, 2011, 「幸福度研究の現状——将来不安への処方箋」『日本労働研究雑誌』612: 4-15.
- 浦川邦夫・松浦司, 2007, 「相対的格差が生活満足度に与える影響——『消費生活に関するパネル調査』による分析」『季刊家計経済研究』73: 61-70.
- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎編, 2010, 『日本の幸福度——格差・労働・家族』日本評論社.
- 佐藤博樹・武石恵美子編, 2011, 『ワーク・ライフ・バランスと働き方改革』勁草書房.
- 佐野晋平・大竹文雄, 2010, 「労働は人々を幸せにするか？」(大竹ほか編 2010: 105-128).
- 武石恵美子編, 2012, 『国際比較の視点から日本のワーク・ライフ・バランスを考える——働き方改革の実現と政策課題』ミネルヴァ書房.
- 戸田淳仁, 2007, 「労働時間の二極化現象」樋口美雄ほか編『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』慶應義塾大学出版会, 173-192.

- 富岡淳, 2010, 「経済学における主観的データの意義と問題点」(大竹ほか編 2010: 75-102).
- 原ひろみ・佐藤博樹, 2007, 「労働時間の現実と希望のギャップからみたワーク・ライフ・コンフリクト」『季刊家計経済研究』79: 72-79.
- 山口一男, 2009, 『ワーク・ライフ・バランス——実証と政策提言』日本経済新聞社.
- 山本勲, 2011, 「非正規労働者の希望と現実——不本意型非正規雇用の実態」RIETI Discussion Paper, 11-J-052.
- Baetschmann, Gregori, Kevin E. Staub and Rainer Winkelmann, 2011, “Consistent Estimation of the Fixed Effects Ordered Logit Model,” IZA Discussion Paper, No. 5443.
- Booth, Alison L. and Jan C. van Ours, 2008, “Job Satisfaction and Family Happiness: The Part-time Work Puzzle,” *Economic Journal*, 118: F77-F99.
- Booth, Alison L. and Jan C. van Ours, 2012, “Part-time Jobs: What Women Want?” *Journal of Population Economics*, forthcoming.
- Chamberlain, Gary, 1980, “Analysis of Covariance with Qualitative Data,” *Review of Economic Studies*, 47 (1) : 225-38.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada, and Paul Frijters, 2004, “How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?” *Economic Journal*, 114: 641-659.
- Geishecker, Ingo and Maximilian Riedl, 2011, “Ordered Response Models and Non-Random Personality Traits: Monte Carlo Simulations and a Practical Guide,” Center for European, Governance and Economic Development Research, Working Paper, No.116.
- Kahneman, D. and A. B. Krueger, 2006, “Developments in the Measurement of Subjective Well-Being,” *Journal of Economic Perspectives*, 20 (1) : 3-24.

とだ・あきひと リクルートワークス研究所 研究員、公益財団法人家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「職種経験はどれだけ重要になっているのか——職種特殊的人的資本の観点から」(『日本労働研究雑誌』594, 2010)。労働経済学、応用計量経済学専攻。