

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

浦川 邦夫

(京都大学大学院経済学研究科博士課程)

松浦 司

(京都大学大学院経済学研究科博士課程)

1. はじめに

(1) 生活満足度の変遷

90年代後半以降、経済情勢の悪化などのさまざまな要因によって、人々の間に将来への不安が高まっている。内閣府の「国民生活に関する世論調査」によると、「あなたは、全体として、現在の生活にどの程度満足していますか」と尋ねられた回答者のうち、「満足している」もしくは「まあ満足している」と回答している者の割合は、1995年から2004年にかけてほぼ一貫して減少傾向（1995年：72.7%→2003年：59.8%）にあり、「やや不満だ」もしくは「不満だ」と回答している者の割合は、ほぼ一貫して増加傾向（1995年：24.6%→2003年：37.3%）にある¹⁾。

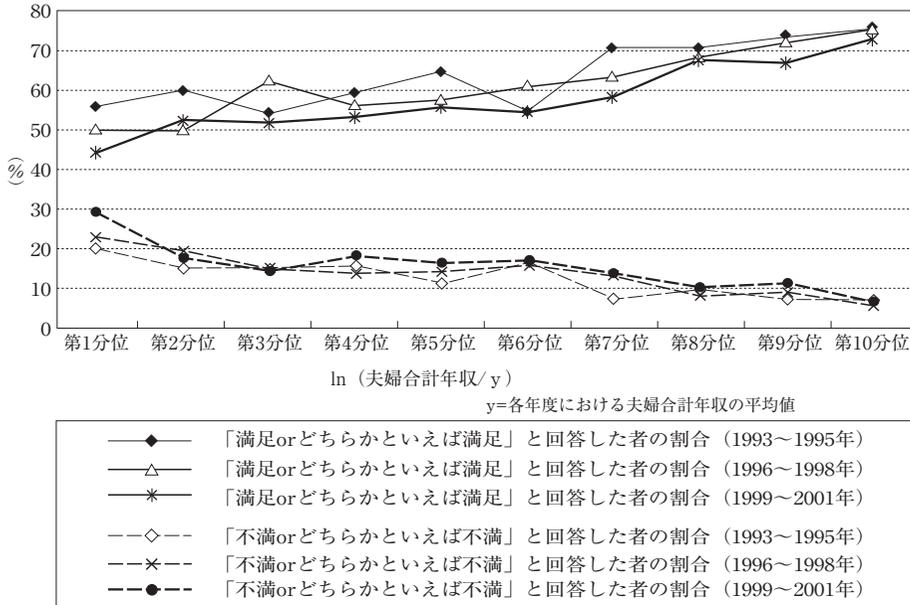
このように、現在の生活に対して不満を抱いている人々の割合が上昇傾向にある原因の一つとして考えられるのは、冒頭で述べたように経済情勢の悪化による家計の圧迫である。色川（1999a）が（財）家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データ（1995年調査-1997年調査）を用いて分析した結果によると、有配偶女性における夫婦合計年収と生活満足度の間には、有意な正の相関があることが示されている。しかしながら、色川（1999a）の指摘にもあるとおり、その相関はもっとも強い場合でも0.203（1997年）にとどまっており、収入が増えれば満足度が上昇するという傾向は、現実のデータを見る限りそれほど明瞭ではない。

図表-1は、「消費生活に関するパネル調査」の

有配偶者のデータを用いて、夫婦合計年収の平均所得からの乖離と生活満足度の関係を年代別にグラフ化したものであり、点線が各所得分位において「生活満足度において不満（=どちらかといえば不満+不満）と答えた人の割合」、実線が「満足（=どちらかといえば満足+満足）と答えた人の割合」を表している。図表-1から読み取れるように、家計の経済状態と生活満足度との間には一定の相関が見られ、その度合いは近年やや強まっている。ただし、両者の相関がそれほど見受けられない所得範囲もかなり存在していることがわかる²⁾。したがって、所得は、幸福感を測る尺度として重要な役割を果たしているものの、各自のおかれた状況の違いによって、その効果は大きく異なっているのである。

Ferrer-i-Carbonell（2005）は、個人の主観的満足度（Subject Well Being）に影響を与えるのは、自身の収入や世帯収入の絶対額ではなく、むしろ、自分の属性と類似した集団（以下、類似集団と呼ぶ）と比較した場合の相対的な収入であることを主張している。ここで重要な点は、図表-1のように、自分の属性と類似していない集団まで含めた家計全体の平均所得と自身の所得との格差に関しては、それほど個人の主観的満足度に影響を与えないであろうという指摘である。Ferrer-i-Carbonell（2005）がドイツ社会経済パネル調査（GSOEP）の個票データを用いたパネル順序プロビット推定の推定結果によると、出生年、居住地、教育年数において自分と類似した属性を持つ類似集団と比較して自身の所得が高い場合、有意

図表-1 生活満足度と夫婦合計年収との関係（有配偶者）



に生活満足度が高くなるということが示されている。また、Clark and Oswald (1996) では、イギリスの労働者のデータを用いて、自身と同じような属性を持つグループの平均的な賃金と自身の賃金所得との乖離が仕事満足度に有意な影響を与えていることが指摘されている³⁾。しかしながら、上記の先行研究のように、自身と類似した属性を持つ集団との相対的な所得格差が満足度に与える影響を我が国において実証的に考察した研究は、著者たちの知る限り存在しない。そこで、本稿では、これらの先行研究をふまえ、「消費生活に関するパネル調査」を用いて、集団内における若年女性の相対所得と生活満足度との関係について分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、1-(2)節では生活実態と生活満足度の関係性を扱った我が国の先行研究の比較・考察を行う。そして、2節では、Ferrer-i-Carbonell (2005) によって提示された相対的格差と生活満足度との関係性に関する理論モデルを概観する。3-(1)節では推定に使用するデータの説明を行い、3-(2)節、3-(3)節では、前節のモデルをもとにして、自身の属性に類似した集団との所得格差が生活満

足度に与える影響をパネル順序プロビットによって推定する。その際、教育年数（対数値）、同居タミー、年齢、住宅ローンタミーなどが、説明変数として使用される。4節では、前節の計量モデルの推定結果をふまえ、結果の考察を行う。

(2) 日本の先行研究

日本における生活満足度と生活実態の関係性を分析した研究としては、前田 (1998)、色川 (1999a)、色川 (2004) などがある。前田 (1998) は、1995年の「社会階層と社会移動調査」(以下SSM95と略す)を用いて、階層帰属意識と生活満足度の関連性について分析を行っており、生活満足度と強い連関を持つ変数として、自由時間、過去10年間の生活水準の変化、世帯収入、耐久消費財の所有件数等を挙げている。また、色川 (1999a) は「消費生活に関するパネル調査」を用いて、生活満足度と生活実態を示すさまざまな変数との間にどのような相関が見られるかを分析している。生活実態を示す変数としては、本人年収、夫婦合計年収、貯蓄、住宅ローン、資産、学歴、職業上の地位、子どもの有無、生活時間などが用いられており、分析結果からは、生活実態を

図表-2 各グループの本人 (+ 夫) 所得の記述統計量

	(1) 有配偶			(2) 無配偶		
	Obs	平均	標準偏差	Obs	平均	標準偏差
出生コホート①/ 中卒・高卒/大都市	396	607.11	342.4	105	238.22	173.28
出生コホート①/ 短大卒/大都市	403	766.11	624.36	107	316.28	183.1
出生コホート①/ 大卒・院卒/大都市	127	975.69	325.17	50	369.65	154.99
出生コホート①/ 中卒・高卒/大都市以外	1,766	631.37	294.47	290	259.63	183.65
出生コホート①/ 短大卒/大都市以外	1,375	674.14	294.36	184	313.73	149.78
出生コホート①/ 大卒・院卒/大都市以外	344	835.02	304.28	68	390.95	143.6
出生コホート②/ 中卒・高卒/大都市	342	590.54	241.05	211	247.5	123.79
出生コホート②/ 短大卒/大都市	253	630.38	226.96	227	302.59	104.98
出生コホート②/ 大卒・院卒/大都市	93	904.31	452.61	161	369.89	134.01
出生コホート②/ 中卒・高卒/大都市以外	1,347	521.43	248.83	406	218.45	104.98
出生コホート②/ 短大卒/大都市以外	771	584.88	269.98	496	291.3	137.71
出生コホート②/ 大卒・院卒/大都市以外	215	651.5	368.73	176	345.93	129.35
出生コホート③/ 中卒・高卒/大都市	125	528.61	172.04	61	183.69	89.07
出生コホート③/ 短大卒/大都市	114	595.98	254.7	112	269.47	137.42
出生コホート③/ 大卒・院卒/大都市	34	726.65	269.9	90	293.26	148.65
出生コホート③/ 中卒・高卒/大都市以外	348	497.78	180.99	277	215.11	104.92
出生コホート③/ 短大卒/大都市以外	210	510.22	187.11	274	258.89	107.24
出生コホート③/ 大卒・院卒/大都市以外	67	634.67	241.31	152	267.35	137.94

注: 1) 有配偶者は夫婦合計年収の記述統計量であり、無配偶者は本人年収の記述統計量を示す
 2) 出生年コホートは、①1959年生まれ～1964年生まれ、②1965年生まれ～1969年生まれ、
 ③1970年生まれ～1973年生まれの3グループである

示す変数と生活満足度との間には、それほど高い相関は見受けられないとの結論を得ている。ただし、色川 (1999a) は、収入と生活満足度の間には、線型的な相関だけでは把握できない関連性が存在する点を主張しており、Ferrer-i-Carbonell (2005) の分析で考察の対象となっている「自身の属性に類似した集団との相対的な格差」が一定の影響を与えている可能性がある。本稿では、類似集団との相対的な格差が生活満足度に与える影

響を分析するうえで、前田 (1998)、色川 (1999a) で考慮された生活実態を表す種々の変数をコントロール変数として用いている。

2. 相対的所得と満足度に関する理論モデル

Ferrer-i-Carbonell (2005) の理論モデルでは、主観的幸福 (SWB) W を以下のように仮定している。

$$W = SWB(y, y_r, X) \quad (1)$$

y は本人 (結婚している場合、本人 + 夫) の所得であり、 y_r は自身と属性の類似した類似集団の所得を示している。また、 X は年齢、借金、持ち家などの資産、学歴、子どもの数、居住地区、職業上の地位といったコントロール変数である。

分析を行うにあたり、どのような属性を用いて類似集団を定義するかという点が大変重要な問題

となる。本稿では、類似集団を学歴、出生年コホート、居住地域、婚姻状況が類似している集団と定義した。玄田 (2003) における市場所得関数の推定では、年齢階級、市群、地域ブロック、婚姻の状態の各ダミー変数が、所得に対して非常に有意な影響を与えていることが指摘されている。また、石川・出島 (1994) など多くの先行研究において、教育年数と所得の相関が示されている⁴⁾。本稿においても、自分と類似した集団を定義する

図表-3 諸変数の記述統計量

	(i) 有配偶		(ii) 無配偶	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
生活満足度	3.549	0.926	3.416	0.966
年齢	32.711	4.122	29.526	4.005
29歳未満ダミー	0.25	0.485	0.575	0.49
30歳～34歳ダミー	0.409	0.492	0.294	0.395
35歳～39歳ダミー	0.284	0.451	0.11	0.589
40歳以上ダミー	0.057	0.232	0.02	0.139
教育年数 (対数)	2.573	0.099	2.606	0.109
中高卒ダミー	0.519	0.5	0.391	0.488
短大等ダミー	0.375	0.484	0.406	0.491
大卒ダミー	0.106	0.307	0.202	0.402
子どもの数	1.705	0.959	0.185	0.589
本人年収 (対数)	2.563	2.477	5.316	1.186
夫年収 (対数)	6.168	0.545	-	-
平日労働時間 (対数)	2.889	2.97	5.613	1.838
休日労働時間 (対数)	0.248	1.103	0.485	1.54
無職 (夫) ダミー	0.011	0.104	-	-
無職ダミー	0.502	0.5	0.101	0.302
パートダミー	0.215	0.411	0.155	0.362
持ち家ダミー	0.616	0.486	0.692	0.462
住宅ローンダミー	0.586	0.493	0.212	0.409
親と同居ダミー	0.314	0.464	0.777	0.416
	Obs	8,330	Obs	3,447

注: 1) 労働時間は分単位での記述統計量である
 2) 都市ダミー (13大都市=1 それ以外=0)
 3) パートダミー (アルバイト、パートタイマー=1 それ以外=0)
 4) 親同居ダミー (親と同一建物で生活している=1 それ以外=0)
 5) 労働時間、本人年収、夫年収は、変数に1を加えた値の対数値を分析に使用

$$y_{RI} = \ln(y) - \ln(y_r) \quad (2)$$

y_r は、個々のサンプルが所属する集団の平均所得を示す⁷⁾。すなわち、 y_{RI} は、自身の世帯収入(対数値)と所属する集団の平均的な世帯収入(対数値)との差分によって表現される。本稿では y_{RI} と生活満足度との関係が有意に正であるかどうかを3-(2)節において分析する。

また、Duesenberry (1949)、Frey and Stutzer (2002) の主張に見られるように、所属する集団内の平均収入よりも高いサンプル (richer) が得ている生活満足度と低いサンプル (poorer) が得ている生活満足度が相対的な所得格差から受けている影響

上で、学歴、出生年、居住地域、婚姻状況の重要性を考慮し、学歴は①中卒・高卒、②高専・短大等、③大卒以上の3グループ、出生年コーホートは、①1959年生まれ～1964年生まれ、②1965年生まれ～1969年生まれ、③1970年生まれ～1973年生まれの3グループ⁵⁾、居住地区は①大都市 (=13大都市) と②大都市以外の2グループ、婚姻状況は①有配偶、②有配偶以外の2グループに分割する。すなわち、合計36 (=3×3×2×2) から成る類似集団 (reference group) を定義することによって分析が行われる⁶⁾。図表-2では、おのおの類似集団ごとに本人 (+夫) 所得の平均、標準偏差を表している。高学歴であるほど、また多くのケースでは大都市居住であるほど、所得分布が右に移動している様子が図表-2より読み取れる。

分析を行ううえで、本稿では相対的な格差 y_{RI} を以下のように定義する。

生活満足度が相対的な所得格差から受けている影響は、必ずしも対称的ではないと想定される。例えば、集団内における低所得層の方が、相対的な所得格差からより大きな影響を受けているケースが考えられる。そのため、非対称性を考慮した2変数 (richer、poorer) を説明変数に加えたモデルを推定することにより、集団内における低所得層、高所得層のどちらが、より相対的な所得格差から影響を受けているかの検証を3-(3)節で行う。2つの変数の定義は以下の(3)式によって表現される。

$$\begin{aligned} \text{if } y \geq y_r \text{ then } & \text{richer} = \ln y - \ln y_r \\ & \text{poorer} = 0 \\ \text{if } y < y_r \text{ then } & \text{richer} = 0 \\ & \text{poorer} = \ln y_r - \ln y \end{aligned} \quad (3)$$

図表-4 ランダム効果順序プロビットによる推定結果 [有配偶]
[被説明変数=生活満足度(5段階)]

	(I) 相対所得を含まないケース		(II) 相対所得を含むケース [式(4)]		(III) 相対所得を含むケース [式(6)]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
30歳～34歳ダミー	-0.058	0.045	-0.047	0.045	-0.048	0.045
35歳～39歳ダミー	-0.119+	0.067	-0.097	0.067	-0.098	0.067
40歳～44歳ダミー	-0.148	0.104	-0.113	0.104	-0.113	0.104
教育年数(対数)	0.477*	0.245	0.613*	0.246	0.629*	0.246
子ども数	-0.247**	0.041	-0.246**	0.041	-0.244**	0.041
本人年取(対数)	0.008	0.011	-0.006	0.012	-0.007	0.012
夫年取(対数)	0.263**	0.034	0.118*	0.057	0.124**	0.057
パートダミー	-0.133*	0.056	-0.111*	0.056	-0.105+	0.056
本人無職ダミー	-0.062	0.096	-0.064	0.096	-0.06	0.096
夫無職ダミー	-0.360**	0.138	-0.433**	0.139	-0.453**	0.14
平日労働時間(対数)	-0.014	0.015	-0.016	0.015	-0.015	0.015
休日労働時間(対数)	-0.025+	0.015	-0.023	0.015	-0.022	0.015
親と同居ダミー	-0.320**	0.06	-0.317**	0.059	-0.316**	0.059
持ち家ダミー	0.233**	0.053	0.231**	0.053	0.231**	0.053
住宅ローンダミー	-0.119**	0.038	-0.123**	0.038	-0.123**	0.038
類似集団との所得差 $\ln y - \ln y_r$	/	/	0.238**	0.076	/	/
- Richer -	/	/	/	/	0.423**	0.115
- Poorer -	/	/	/	/	-0.164*	0.084
Year ダミー(1994-2001)	Yes		Yes		Yes	
チェンバレン型 個別効果 \bar{z}_j	Yes		Yes		Yes	
Constant	0.512**	0.014	0.510**	0.013	0.510**	0.013
Intercept 1	-0.594	0.681	-1.181+	0.703	-1.089+	0.704
Intercept 2	0.597	0.68	0.008	0.703	0.101	0.704
Intercept 3	1.814**	0.681	1.227+	0.703	1.320+	0.704
Intercept 4	3.998**	0.681	3.412**	0.703	3.506**	0.704
LR (chi ²) 統計量		350.4		360		364.6
対数尤度		-9184.3		-9179.5		-9177.2
Obs		8,330		8,330		8,330

注: **: 1%, *: 5%, +: 10%水準で有意

3. 計量分析

(1) 使用するデータ

計量分析に用いるデータは、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データであり、1993年(第1年度)から2001年(第9年度)までの9年分のデータを使用している。本調査は、1993年に24歳から34歳の女性1,500人を対象に始まり、1997年に24歳から27歳までの第二次サンプル500人が追加されている。本調査はパネル調査であり、同一の個人に対して繰り返し追跡調査がなされているため、個人の異質な属性を

コントロールしたうえで、関心の高い説明変数と被説明変数の関係を抽出することが可能になる。本稿では、有配偶者、無配偶者ともに、無回答者以外のすべてのサンプル(N×T=11,777)を使用している。

(2) 計量分析(I)

2節で示した理論モデルをもとにして、推定モデルを以下の(4)式として定義した。

$$W_{it} = \alpha + \beta \ln(y_{it}) + \gamma y_{RL, it} + \sum_k \delta_k x_{k, it} + v_i + \eta_{it} \quad (4)$$

図表-5 ランダム効果順序プロビットによる推定結果 [無配偶]

[被説明変数=生活満足度 (5段階)]

	(I) 相対所得を含まないケース		(II) 相対所得を含むケース [式(4)]		(III) 相対所得を含むケース [式(6)]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
30歳～34歳ダミー	-0.132*	0.065	-0.135*	0.068	-0.148*	0.068
35歳～39歳ダミー	-0.99	0.114	-0.093	0.121	-0.117	0.12
40歳～44歳ダミー	-0.242	0.209	-0.228	0.215	-0.251	0.216
教育年数 (対数)	1.459**	0.326	1.531**	0.387	1.520**	0.387
子ども数	-0.103	0.137	-0.014	0.076	-0.017	0.075
本人年収 (対数)	0.067*	0.028	0.061	0.026	0.147	0.22
パートダミー	-0.189*	0.08	-0.202*	0.081	-0.183*	0.082
本人無職ダミー	-0.669**	0.225	-0.694**	0.224	-0.695**	0.223
平日労働時間 (対数)	-0.088*	0.037	-0.097**	0.037	-0.097**	0.037
休日労働時間 (対数)	-0.031+	0.017	-0.042**	0.016	-0.043**	0.016
親と同居ダミー	-0.229*	0.107	-0.246*	0.112	-0.226*	0.111
持ち家ダミー	0.309**	0.1	0.326**	0.106	0.309**	0.104
住宅ローンダミー	-0.043	0.066	-0.047	0.067	-0.052	0.067
類似集団との所得差 $\ln y - \ln y_r$	/	/	0.018	0.216	/	/
- Richer -	/	/	/	/	0.230	0.239
- Poorer -	/	/	/	/	0.086	0.222
Year ダミー (1994-2001)	Yes		Yes		Yes	
チェンバレン型 個別効果 \bar{z}_j	Yes		Yes		Yes	
Constant	0.513**	0.021	0.516**	0.021	0.516**	0.022
Intercept 1	0.864*	1.088	0.876	1.082	1.338	1.098
Intercept 2	2.115**	1.088	2.125*	1.081	2.587*	1.097
Intercept 3	3.392**	1.090	3.401**	1.081	3.864**	1.098
Intercept 4	5.389**	1.093	5.395**	1.083	5.859**	1.100
LR (chi ²)		103.00		95.31		99.47
統計量						
対数尤度		-4055.3		-4059.1		-4057.0
Obs		3,447		3,447		3,447

注: **: 1%, *: 5%, +: 10%水準で有意

W_{it} は個人*i*の*t*期における生活満足度を表しており、パネル調査の質問項目では1(大変満足)から5(大変不満)の5段階で尋ねられているが、分析の際には順序プロビット推定における解釈を容易にするために、1(大変不満)から5(大変満足)の5段階に置き換えた変数を用いる。 $y_{RL, it}$ は前節で定義した同じグループ内(=自身の所属する類似集団)の人々との相対的格差を示す変数であり、 γ の符号は正の値であることが予測される。また、 $x_{k, it}$ は生活満足度を説明するためのコントロール変数であり、年齢、学歴ダミー、労働時間、所得、住宅ローンダミーなど、生活満足度との相関が高い変数を使用する。推定に使用した変

数の記述統計量は、図表-3によって示されている。なお、 v_i は個人*i*の観測できない個別の効果であり、 η_{it} は通常の誤差項である⁸⁾。

本稿では、被説明変数である生活満足度が順序変数であるため、主な推定方法としてパネル順序プロビット推定を用いた。パネルデータによる推定では、主にランダム効果推定と固定効果推定の選択が必要となるが、Ferrer-i-Carbonell (2005)と同様、Chamberlain (1980)、Hsiao (1986)によって提唱されたチェンバレン型のランダム効果推定を適用する。伝統的なランダム効果推定では、「個人特有の効果 v_i が説明変数 $x_{k, it}$ と相関しない」という強い仮定が置かれるが、チェンバレン

型のランダム効果推定では、個人特有の効果と説明変数との間の相関を許容し、個人特有の効果をコントロールした上でのパラメータ推定が行われる。

観測できない個人特有の効果 v_i は、以下の(5)式によって表される。

$$v_i = \sum_j \lambda_j \bar{z}_{j,i} + \omega_i, \quad j \leq k \quad (5)$$

$$\omega_i | z_i \sim Normal(0, \sigma_\omega^2)$$

ω_i は説明変数と相関がなく、純粋な誤差項部分である。また、コントロール変数 $x_{k,it}$ のうち、時点によって変化する変数の集合を $z_{j,it}$ とすると、各時点を通じて $z_{j,it}$ を平均した値が $\bar{z}_{j,i}$ である⁹⁾。

図表-4の(II)は、有配偶者のサンプルにおける(4)式の推定結果を示したものである。また、無配偶者のサンプルにおける(4)式の推定結果は、図表-5の(II)で示される。

図表-4(II)から明らかのように、最も関心の高い変数である類似集団との相対格差 y_{Ri} ($=\ln y_i - \ln y_j$)は、有配偶者のサンプルにおいては、有意水準1%で正に有意であった。すなわち、有配偶者に関しては、Ferrer-i-Carbonell(2005)などの先行研究と同様、我が国においても、相対的な所得格差が生活満足度に有意な影響を与えていることが示唆された。しかしながら、図表-5(II)を参照すると、無配偶者のサンプルにおいては、類似集団との相対格差 y_{Ri} は有意ではない。無配偶者の場合は、自分と類似した集団との所得格差が生活満足度に影響を与える傾向はさほど見られないわけである。むしろ、所得の絶対額が生活満足度に与える影響が大きい[相対所得の変数を含まないケースである図表-5(I)参照]。

次にコントロール変数に注目すると、有配偶サンプル、無配偶サンプルともに、教育年数(対数)が正に有意であった。我が国の若年女性においては、学歴の高い方が生活満足度は高い傾向にある。一方、Clark and Oswald(1996)の分析では、学歴と生活満足度は有意に負の関係にあることが示されている。Clark and Oswald(1996)は、このような推定結果が得られた理由として、高学歴の人たちは、目標設定が高く、現状に満足

しにくい傾向にあるためと推察している。本稿の実証結果では、学歴水準は生活満足度に正で有意となっているため、Clark and Oswald(1996)の推定とは反対の結果である。欧米では、学歴が収入や職業を得る手段にすぎないと考える人々が多いのに対して、日本人は学歴の獲得自体に満足感を見いだしている可能性がある。ただし、本稿は若年女性を対象としており、日本と諸外国を比較して結論を出すにはさらなる検証が必要であろう。

また、有配偶女性において、子ども数が有意水準1%で負に有意である点も注目される。我が国では、少子化・晩婚化が年々進行しておりさまざまな対応策が議論されているが、子どもを育てることに希望・幸福感を持てるような生活環境の整備は、非常に重要な政策課題である。

さらに、平日労働時間(対数値)、休日労働時間(対数値)は、無配偶女性において負に有意である。有配偶女性で労働時間が長い女性は、生活満足度をより低下させると予想されたのだが、むしろ、無配偶女性の方が、長い労働時間を嫌う傾向にあった。ただし、無配偶女性の本人無職ダミーは負に1%有意であるため、雇用を完全に喪失してしまうケースにおいては、生活満足度は大きく低下する。

また、住宅ローンダミー、親との同居ダミーは、有配偶女性において有意水準1%で負に有意であり、有配偶女性の生活満足度に与える影響が大きい。

なお、紙幅の制約上、年次ダミーの詳細な結果は図表から割愛したが、93年をベースとした場合、有配偶サンプルでは、94年が負に1%有意、97年が負に5%有意、98年が負に10%有意、2000年が負に1%有意、2001年が負に10%有意という推定結果であった。また、無配偶サンプルでは、96年のみが正に1%有意である。すなわち、年次ダミーのパラメータの符号に関しては、有配偶サンプル、無配偶サンプルにおいてかなりのバラツキが見受けられた。

(3) 計量分析(II)

2節で示したように、類似集団の平均収入より

も高いサンプル (richer) の満足度と、低いサンプル (poorer) の満足度が相対的な所得格差から受ける影響には非対称性が存在する可能性がある。そこで、本節では、推定モデルを以下の (6) 式に変形し、非対称性を考慮した 2 変数 (richer、poorer) を説明変数に加えたモデルの推定を行う。

$$W = \alpha + \beta \ln(y_{it}) + \gamma \cdot richer_{it} + \psi \cdot poorer_{it} + \sum_k \delta_k x_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

変数の定義は 2 節の (3) 式で示したとおりである。(6) 式をチェンバレン型のランダム効果順序プロビットによって推定した結果は、有配偶サンプルが図表-4 の (Ⅲ)、無配偶サンプルが図表-5 の (Ⅲ) で示される。

最も関心の高い変数である *richer* と *poorer* は、有配偶サンプルにおいては、どちらの変数も有意であった。ただし、*richer* の変数の方が *poorer* に比べて有意水準が非常に高いのが特徴的である。すなわち、類似集団の平均所得より高い所得を得ている女性 (= *richer*) の生活満足度の方が、より類似集団との所得差から大きな影響を受けている。これは、Ferrer-i-Carbonell (2005) の研究と対照的な結果である。

Ferrer-i-Carbonell (2005) の推定においては、*richer* の変数が非有意となるケースが報告されており、ある一定量の所得を得ると、金銭面以外の指標が生活満足度に与える影響の程度が強まる可能性が指摘されている。しかしながら、我が国の有配偶者に関して言えば、むしろ高所得者層の方が、自らと類似している集団との所得格差に関して、関心が高いと言える。

なお、(4) 式の推定結果と同様、無配偶サンプルでは、*richer*、*poorer* ともに非有意であった。[図表-5 (Ⅲ) 参照]¹⁰⁾ したがって、無配偶女性のケースでは、相対的な所得格差が生活満足度に与える効果は限定的であると考えられる。

なお、諸々のコントロール変数の有意性に関しては、前節の (4) 式の推定結果と概ね同様であったため、詳細な解説は割愛する。また、標準的なプールド順序プロビット推定を行った場合においても、本稿で得られた相対的格差と生活満足度に

関する主要な結論は変わらなかった。

4. おわりに

Frey and Stutzer (2002) ら多くの研究者が指摘するように、人々の幸福感、生活満足度がどのような要因によって影響を受けるかに関する研究は、経済学においても大変重要なテーマである。本稿では、Ferrer-i-Carbonell (2005) の問題意識をもとに、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、出生年、教育水準などにおいて自身と類似した属性を持つ集団との相対的な所得格差が生活満足度に与える影響に関して計量分析を行った。

パネル順序プロビットによる推定結果からは、有配偶者の場合、所得の絶対水準だけでなく、自分と類似した属性を持つ類似集団との相対的な所得格差が、個々人の生活満足度に大きな影響を与えているということが示唆された。すなわち、日本の社会においても、個々人は特定のリファレンス・グループとの乖離をもとにして、主観的な生活満足度を決定する側面があると考えられる。

自分と類似したグループとの相対的関係が個人の幸福感に与える影響が強い場合、どれだけ所得を得ても自分と同じような属性を持った他者がもっと多くの所得を得ているために、なかなか生活の満足感を得られない高所得層が生まれ出される可能性がある。その一方で、少ない収入でありながら生活満足度が比較的高い低所得層も存在すると考えられる。したがって、このような社会では、McBride (2001) が指摘するように、個人の合理的行動を分析する上で単純な線型の効用関数 [$U = U(Y)$, $U' > 0$] をあてはめることは妥当とは言えないだろう。

最後に、今後の研究を進める上での展望について言及したい。第一に、本稿で得られた推定結果は、サンプルが 20 代～30 代の若年女性に限定されている「消費生活に関するパネル調査」によって得られたものであるため、男性についても同様の推定結果が得られるかどうかに関しては、さらなる分析が必要となる。第二に、無配偶者に関して

は、所得の絶対額をコントロール変数に加えると相対的な所得が有意とならないが、所得の絶対額をコントロール変数に含めないケースでは、無配偶のサンプルでも相対所得が生活満足度に与える影響は高いという推定結果が得られている。このため、無配偶者に関して、さらに相対的な所得格差と生活満足度の関係について検証を重ねる必要があると考える。第三に、相対的な所得格差に対する関心がどの時点で人々の間に高まったのかに関する検討が必要である。本稿で用いた「消費生活に関するパネル調査」は、1993年から調査が開始されており、相対的格差が生活満足度に与える効果は、初年度のデータからすでに見受けられるが、70年代、80年代に遡った場合にも、相対的な所得格差が生活満足度に有意な影響を与えていたのか否かに関する検証を他のデータセットを用いて行うことは有用であると考え。これらの点に関する詳細な検討は、著者たちの今後の課題である。

注

- 1)『消費生活に関するパネル調査』の90年代後半のデータによる生活満足度の趨勢は、内閣府の『国民生活に関する世論調査』に比べると明確ではないが、金融危機が表面化した97年など、経済状況の低迷に応じて、平均的な生活満足度は低まるという点では同じような特徴を持つ。
- 2)なお、無配偶者のデータを用いて、本人年収の平均所得からの乖離と生活満足度の関係を年代別にグラフ化した場合にも、有配偶者と同様の傾向が見られ、両者の相関がそれほど見受けられない所得範囲がかなりの程度で存在する。
- 3)また、McBride (2001) も、クロスセクションデータを用いて、絶対的な所得ではなく、相対的な所得が主観的満足度 (SWB) にとって重要であるという仮説を検証している。その結果、主に高所得者層において、相対的な所得が満足度に有意な影響を持つことが示されている。ただし、McBride (2001) の分析は、所得のみに注目したものであり、他の変数でのコントロールはなされていない。
- 4) Ferrer-i-Carbonell (2005) の分析においては、類似集団を定義するうえで、学歴、出生年コーホート、居住地域による区分がなされている。ただし、Ferrer-i-Carbonell (2005) が分析で用いたドイツ社会経済パネル調査 (GSOEP) はサンプルが約70,000あり、40代以上のサンプルも多数存在するため、年齢階層、教育年数によるグループ分けは本稿よりもさらに細かく、総数では、50のリファレンスグループが定義されている。

- 5) 1970年～1973年生まれサンプルは、すべて第5年度 (1997年) に新しく追加されたサンプルであるため、コーホートに関しては同一のグループとして扱うことが適当と判断した。
- 6) 同一個人であっても、婚姻状況、居住地域などの変化によりリファレンスグループが移動する可能性を考慮して分析を行う。
- 7) Ferrer-i-Carbonell (2005) の分析と同様、本人 (+夫) 収入に1を加えたものを分析に使用する。
- 8) $\eta_{it} \sim Normal(0,1)$ の仮定がなされている。
- 9) β_{it} の係数 λ_{it} は個人特有の効果 v_{it} との相関ファクターとして解釈されるが、生活満足度 W_{it} に直接的な意味を与えるものではない点は注意が必要である。観測できない個人特有の効果と説明変数との相関を考慮に入れたチェンバレン型ランダム効果プロビット推定の詳細な説明は、Wooldridge (2002) pp.487-489、Ferrer-i-Carbonell (2005) 等を参照されたい。
- 10) 本人年収 (対数) を説明変数から除外し、相対所得のみを変数とした場合には、*richer, poorer* は、ともに有意水準5%で正に有意となる。しかしながら、本人年収 (対数) を変数に含めた場合は、相対所得は有意ではない。

文献

- 石川経夫・出島敬久, 1994, 「労働市場の二重構造」, 石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, 169-209.
- 色川卓男, 1999a, 「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.
- , 1999b, 「結婚・出産・離婚で女性の〈生活満足度〉はどう変わるか」, 樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 193-223.
- , 2004, 「妻と夫で生活満足度が乖離する要因は何か——乖離要因の同一性と差異」『季刊家計経済研究』64: 45-54.
- 玄田有史, 2003, 「見過ごされた所得格差——若年世代 vs. 引退世代、自営業 vs. 雇用者」『季刊社会保障研究』38 (3): 199-211.
- 前田忠彦, 1998, 「階層帰属意識と生活満足感」, 間々田孝夫編『95年SSM調査シリーズVol.6——現代日本の階層意識』, 89-112.
- Chamberlain, G., 1980, “Analysis of Covariance with Qualitative Data,” *Review of Economic Studies*, 47: 225-238.
- Clark, A. E. and Oswald, A. J., 1996, “Satisfaction and Comparison Income,” *Journal of Public Economics*, 61: 359-381.
- Duesenberry, J. S., 1949, *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge: Harvard University Press.
- Ferrer-i-Carbonell, A., 2005, “Income and Well-being: an Empirical Analysis of the Comparison Income Effect,” *Journal of Public Economics*, 89: 997-1019.

- Frey, B. S. and Stutzer, A., 2002, "What Can Economists Learn from Happiness Research?", *Journal of Economic Literature*, 40 (2): 402-435.
- Frey, B. S. and Stutzer, A., 2002, *Happiness and Economics*, Princeton: Princeton University Press.
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge Univ. Press.
- McBride, M., 2001 "Relative-income Effects on Subjective Well-being in the Cross-section," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 45: 251-278.
- Ravallion, M., and Lokshin, M., 2002 "Self-rated Economic Welfare in Russia," *European Economic*

Review, 46: 1453-1473.

Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.

(2006年6月5日掲載決定)

うらかわ・くにお 京都大学大学院経済学研究科博士課程。主な著書に『日本の貧困研究』（東京大学出版会，2006，共著）。公共政策専攻。

まつうら・つかさ 京都大学大学院経済学研究科博士課程。応用経済学専攻。