

所得と女性の幸福度

水谷 徳子

(公益財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

所得や消費は、個人の主観的厚生とどのような関係があるのだろうか。経済学では、より高い所得やより多い消費は、より高い効用水準をもたらすという前提に基づいていた。この仮定の妥当性を検証するため、1970年代初頭以来、幸福度研究の文脈において所得と主観的幸福度あるいは満足度との関係は、盛んに議論されているトピックスの一つである。そして、これまでさまざまな研究によって、個人の主観的幸福度のパターンは、必ずしも消費や所得とともに増加しないことが発見されている。

例えば、Easterlin (1974) は、一国内で平均以上に所得が高い人はそうでない人に比べて幸福であるが、ある一定の所得を超えると所得の増加は必ずしも幸福度の増大をもたらさないことを示している。また、一国の幸福度の平均値を時系列にみると、高度経済成長によって日本は一人当たりGDPが大きく上昇したにもかかわらず、幸福度の目立った変動がないことが報告されている (Frey and Stutzer 2002)。また、アメリカ人の幸福度は1970年代初頭から1990年代後半にかけて低下傾向であることが指摘されている (Blanchflower and Oswald 2004)。

このような傾向は、日本の有配偶女性 (妻) の所得と幸福度の関係からも確認することができる。図表-1は、1995年から2010年の有配偶女性の実質所得の平均値と幸福度の平均値の推移である。幸福度は、5段階 (1~5) で数字が大きいほど幸

福度が高いことを示す。日本では、女性の市場労働参加が増加の一途をたどり、有配偶女性の実質所得は、概ね増加傾向にある。一方、主観的幸福度の平均値は、2002年まで低下傾向にあり、所得が増えれば主観的幸福度が上昇するという傾向は観察されない。

そこで本論文では、所得と有配偶女性 (妻) の主観的幸福度の関係を概観する。特に、女性自身の所得の絶対水準から主観的幸福度が影響を受けているのか、所得そのものだけでなく労働時間の増加や家計への妻の経済的貢献度、生活水準の相対的位置が主観的幸福度に影響しているのか、家計の所得の源泉 (誰の収入か) によって妻の主観的幸福度が異なるのかを探究する。

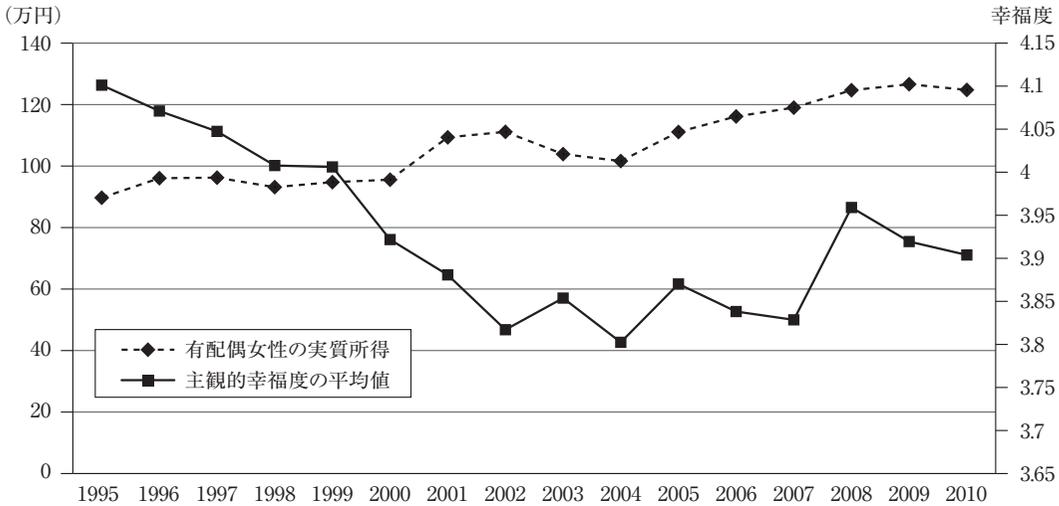
本稿の構成は以下の通りである。第2節は使用するデータとその記述統計を示す。第3節で推定結果について考察し、第4節でまとめと展望を述べる。

2. 所得と妻の幸福度 (1) : 記述統計

(1) 使用するデータ

本研究の分析に用いるデータは、(公財) 家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』(以下、JPSC) である。この調査は、1993年に24歳から34歳までの女性1,500人(以下「コーホートA」)を対象に始まり、1997年に500人(以下、「コーホートB」)、2003年に836人(以下、「コーホートC」)、2008年に636人(以下、「コーホートD」)が調査の対象者に追加されている¹⁾。

図表-1 有配偶女性の実質所得と主観的幸福度の推移



出典：(公財)家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』、総務省『消費者物価指数(CPI)』
 注：簡便に、消費者物価指数<全国、年平均(基準年2010年)>で除して実質化し、有配偶女性の実質所得を作成

図表-2 記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
幸福度	3.922	0.828	1	5
世帯所得(対数値)	6.357	0.508	0	9.062
妻の所得(対数値)	2.818	2.478	0	8.912
夫の所得(対数値)	6.151	0.646	0	9.012
夫の所得四分位	2.498	1.120	1	4
第1四分位ダミー	0.252	0.434	0	1
第2四分位ダミー	0.249	0.432	0	1
第3四分位	0.250	0.433	0	1
第4四分位	0.250	0.433	0	1
妻の所得/世帯所得	0.151	0.184	0	1
生活程度	2.858	0.701	1	5
上	0.031	0.173	0	1
中の上	0.230	0.421	0	1
中の中	0.595	0.491	0	1
中の下	0.140	0.347	0	1
下	0.005	0.068	0	1
年齢	35.066	5.925	24	51
教育年数	13.113	1.652	9	18
就労ダミー	0.540	0.498	0	1
子どもの有無	0.867	0.339	0	1
住宅ローンダミー	0.393	0.488	0	1

JPSCでは、「あなたは幸せだと思っていますか。それとも、不幸だと思っていますか。」という質問項目があり、回答は、1(とても幸せ)から5(とても不幸)の5段階から選択されている。本研究では、分析の際に解釈を容易にするため、1(とても不幸)から5(とても幸せ)の5段階に置き換えたものを幸福度の変数とする。

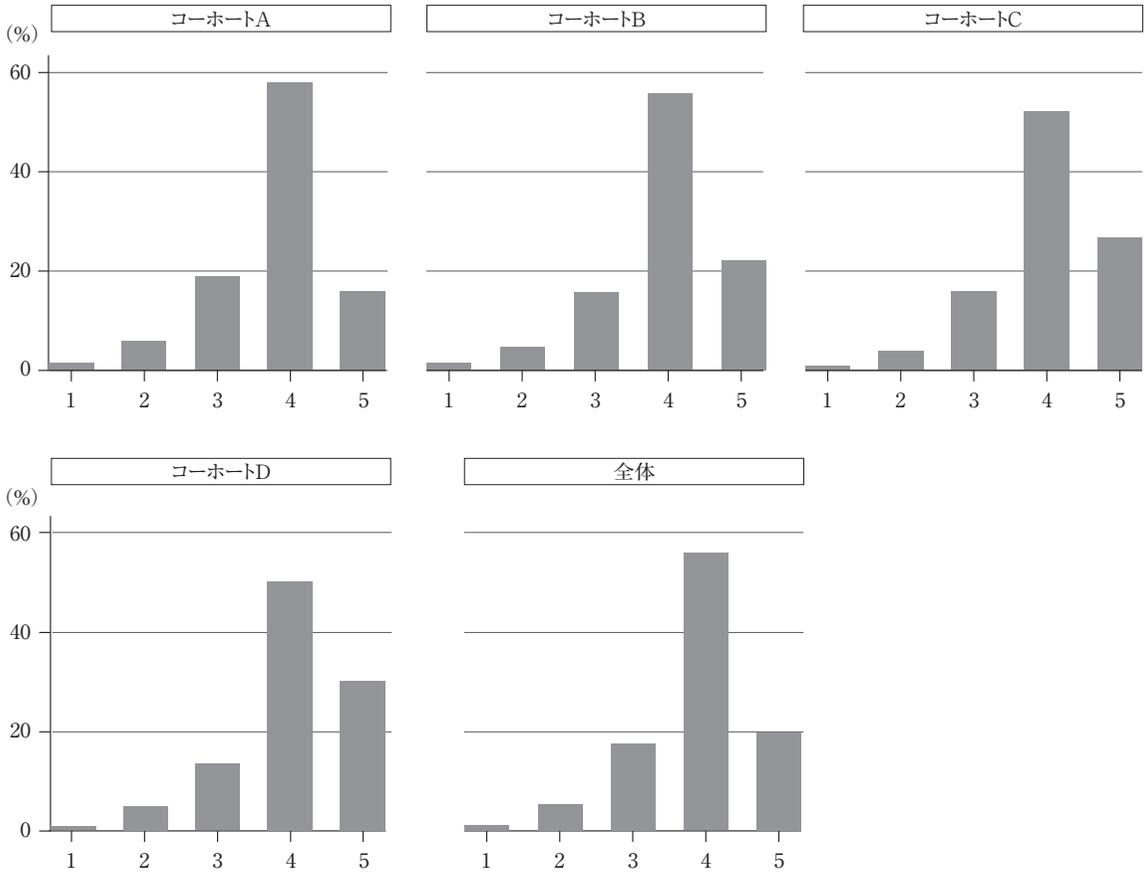
最も注目する所得に関する変数については、JPSCでは、妻の年収だけでなく、夫の年収の情報も利用することができる。本研究では、夫婦それぞれの年収(対数

なお、第1回調査(1993年実施)と第2回調査(1994年実施)では、幸福度の調査項目がないため、本研究では1995年(第3回調査)から2010年(第18回調査)までの15年分の有配偶女性²⁾の個票データを用いる。

値³⁾だけでなく、夫の年収と妻の年収を合計した値(対数値)を「世帯所得」として用いる。

その他、妻自身の属性として、年齢や教育年数⁴⁾、就業しているかどうか等の情報や、家計の属性として、子どもの有無、住宅ローンの有無等の変数

図表-3 幸福度の分布(有配偶女性)——コーホート別



をコントロール変数として加える。回帰分析で用いる各変数の記述統計（平均、標準偏差、最小値、最大値）は、図表-2にまとめている。

(2) 記述統計

計量分析の推定結果を示す前に、有配偶女性の幸福度や所得に関する記述統計を確認しておく。

図表-3は、コーホート別の幸福度の分布（有配偶女性）を示したものである。幸福度の分布は、「3: どちらでもない」よりも右側に偏っており（平均⁵⁾: 3.92）、全体として、分布の形状も先行研究と似通っている（大竹 2004; 筒井ほか 2009）。

図表-4は、妻の所得や夫の所得、世帯所得の四分位別の幸福度の平均値を示したものである。妻の幸福度は、夫の所得や世帯所得とともに上昇し

ていることが観察される。

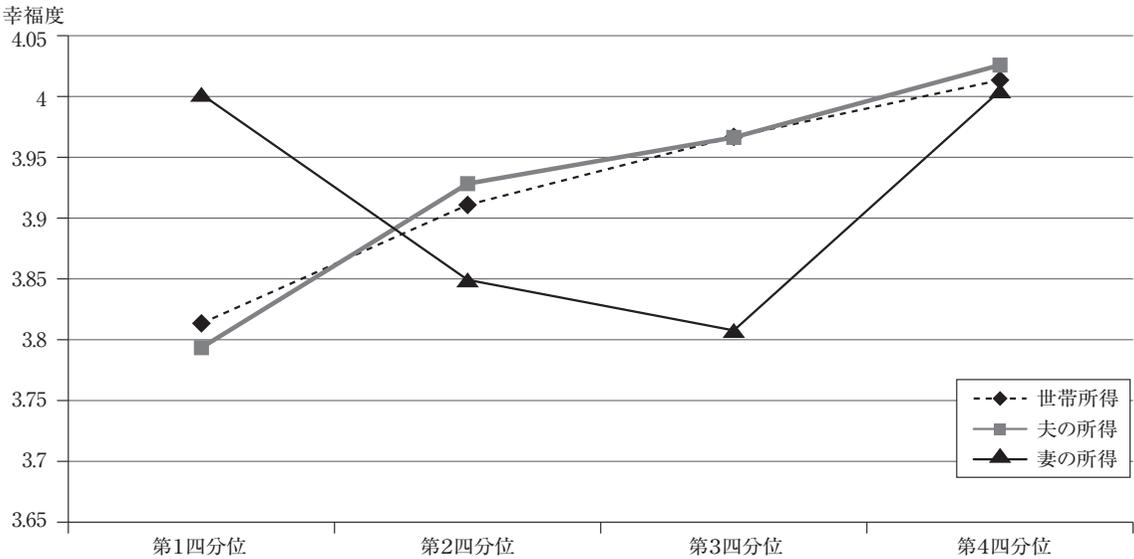
一方、妻の幸福度は、妻本人の所得の増加に応じて、増加しているという関係は観察されず、妻の所得の第1四分位と第4四分位の幸福度が高い。余暇が正常財であり、労働が負の効用をもたらすとするれば、夫の所得が減少する等で世帯所得が少なく、妻が余暇を減らして労働供給をおこなっているため、第2四分位と第3四分位の幸福度が相対的に低いことが考えうる。

3. 所得と女性の幸福度（2）：推定結果

(1) 世帯所得と妻の幸福度

学歴や子どもの有無、就業状態などの個人属性を一定にした場合の、所得と幸福度の関係を回帰分析により明らかにする。被説明変数である幸福

図表-4 有配偶女性の幸福度の平均値——世帯所得・夫の所得・妻の所得の四分位別



度が1から5までの順序変数であるため、推定方法は順序プロビット法を用いる。本研究はクロス・セクション分析であり、個人間での固定的な幸福度の差を十分に考慮していないため、幸福度と各変数の相関の強さ（各係数の大きさや正負）を観察しているにすぎないことに注意が必要である。

図表-5の(1)列は、世帯所得(夫婦合計年収⁶⁾(対数値)の絶対水準と幸福度の関係を示したものである。(1)列をみると、世帯所得の係数は1%水準で有意に正の値をとっている。世帯所得の絶対水準と幸福度には正の相関がみられる。

次にコントロール変数に注目すると、年齢が有意に負、年齢の2乗が有意に正の値をとっており、多くの先行研究(Blanchflower and Oswald 2007; Graham et al. 2004 等)での報告と同様、年齢と幸福度にはU字型の関係が観察される。

しかし、この影響が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度と関係しているのか識別できない⁷。そこで本研究では、JPSCの設計に即して、コーホート別(コーホートAからコーホートD)にサンプルを分けて、同様の推定をおこなった。

図表-5の(1-a)列から(1-d)列に示された結果をみると、コーホートAでは、U字型の関係は

観察されないものの、年齢と幸福度には有意に負の関係がある。一方でコーホートBからコーホートDでは、年齢効果が消える⁸⁾。コーホートによって幸福度の決定要因が異なる可能性があるので、以下でもコーホート別に分析した結果も併せて示す。

教育年数は、有意に正で推定されており、教育年数が長いほど、幸福度が高い。所得をコントロールしてもこの効果が観察されることから、高い教育が能力や技能を向上させ、所得を上昇させることで幸福度を高めるだけでなく、学ぶこと自体あるいは、学歴の獲得自体に幸福を感じている可能性がある。

就労ダミーは、有意に負の値をとっている。経済学において、労働は負の効用をもたらすという想定と整合的であると考えられる。また、子どもをもつことは、幸福度と負の相関があり、子どもの誕生と子育てにより結婚の幸福度が低下するという多くの先行研究(Tsang et al. 2003)と整合的な結果である。住宅ローンダミーは、負で有意に推定されている。ローン返済に伴う借入れ制約に直面し、消費が制限されてしまうことによって、幸福度が低下しているという一つの解釈が可能である。

図表-5 所得と妻の幸福度に関する推定結果(順序プロビット)

被説明変数:幸福度

	(1)					(2)				
	(1-1) 全体	(1-a) コーホートA	(1-b) コーホートB	(1-c) コーホートC	(1-d) コーホートD	(2-1) 全体	(2-a) コーホートA	(2-b) コーホートB	(2-c) コーホートC	(2-d) コーホートD
世帯所得(対数値)	0.2653*** [0.0179]	0.2894*** [0.0222]	0.3106*** [0.0495]	0.1645*** [0.0456]	0.3073*** [0.0902]					
妻の所得(対数値)						-0.0109** [0.0045]	-0.0290*** [0.0062]	0.0094 [0.0107]	0.0017 [0.0105]	0.0046 [0.0204]
夫の所得(対数値)										
夫の所得(四分位)										
第2四分位ダミー										
第3四分位										
第4四分位										
年齢	-0.1187*** [0.0164]	-0.0526** [0.0263]	-0.0342 [0.1629]	0.1459 [0.1770]	1.1197 [1.0086]	-0.0695*** [0.0125]	-0.0464** [0.0223]	0.0674 [0.1174]	0.1641 [0.1165]	0.3326 [0.5221]
年齢の2乗	0.0011*** [0.0002]	0.0005 [0.0003]	0.0003 [0.0025]	-0.0032 [0.0029]	-0.0224 [0.0185]	0.0005*** [0.0002]	0.0005 [0.0003]	-0.0006 [0.0019]	-0.003 [0.0020]	-0.0062 [0.0097]
教育年数	0.0706*** [0.0053]	0.0636*** [0.0067]	0.0864*** [0.0135]	0.0642*** [0.0132]	0.0282 [0.0267]	0.0820*** [0.0041]	0.0920*** [0.0056]	0.0861*** [0.0097]	0.0539*** [0.0094]	0.0413*** [0.0148]
就労ダミー	-0.2282*** [0.0177]	-0.2452*** [0.0220]	-0.2629*** [0.0454]	-0.2339*** [0.0465]	-0.1516 [0.1000]	-0.1435*** [0.0219]	-0.0636** [0.0306]	-0.2343*** [0.0500]	-0.2410*** [0.0475]	-0.1202 [0.0864]
子どもの有無	-0.1760*** [0.0265]	-0.1549*** [0.0371]	-0.1179** [0.0578]	-0.3222*** [0.0603]	-0.1507 [0.1179]	0.1129*** [0.0184]	0.1082*** [0.0252]	0.0747* [0.0439]	-0.0085 [0.0422]	0.3219*** [0.0776]
住宅ローンダミー	0.0540*** [0.0177]	0.0572*** [0.0213]	0.1033** [0.0489]	0.0286 [0.0501]	-0.1417 [0.1206]	0.1442*** [0.0162]	0.1336*** [0.0195]	0.2257*** [0.0443]	0.1458*** [0.0454]	0.1018 [0.1115]
調査年、都市規模、 地域ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
対数尤度	-19496.3	-12937.4	-2963.8	-2794.9	-626.8	-29593.7	-17077.5	-4965.2	-5488.5	-1857.2

	(3)					(4)				
	(3-1) 全体	(3-a) コーホートA	(3-b) コーホートB	(3-c) コーホートC	(3-d) コーホートD	(4-1) 全体	(4-a) コーホートA	(4-b) コーホートB	(4-c) コーホートC	(4-d) コーホートD
世帯所得(対数値)	0.0032 [0.0052]	-0.0175** [0.0069]	0.0268** [0.0125]	0.0212* [0.0123]	0.013 [0.0257]	0.0043 [0.0052]	-0.0174** [0.0069]	0.0250** [0.0125]	0.0241* [0.0124]	0.0219 [0.0261]
妻の所得(対数値)										
夫の所得(対数値)	0.1933*** [0.0134]	0.2150*** [0.0164]	0.1848*** [0.0332]	0.1148*** [0.0406]	0.1758** [0.0752]					
夫の所得(四分位)										
第2四分位ダミー						0.1355*** [0.0240]	0.1595*** [0.0315]	0.1414** [0.0579]	0.0584 [0.0569]	0.0501 [0.1122]
第3四分位						0.2398*** [0.0248]	0.2976*** [0.0309]	0.1429** [0.0639]	0.0953 [0.0641]	0.2473* [0.1380]
第4四分位						0.4076*** [0.0264]	0.4528*** [0.0314]	0.2777*** [0.0747]	0.3465*** [0.0813]	1.0955*** [0.2921]
年齢	-0.1186*** [0.0164]	-0.0551** [0.0263]	-0.0298 [0.1629]	0.1527 [0.1770]	1.058 [1.0083]	-0.1286*** [0.0165]	-0.0688*** [0.0264]	-0.027 [0.1629]	0.139 [0.1773]	0.925 [1.0100]
年齢の2乗	0.0011*** [0.0002]	0.0005 [0.0003]	0.0002 [0.0025]	-0.0033 [0.0029]	-0.0212 [0.0185]	0.0012*** [0.0002]	0.0007* [0.0003]	0.0002 [0.0025]	-0.0031 [0.0029]	-0.0189 [0.0185]
教育年数	0.0771*** [0.0052]	0.0739*** [0.0066]	0.0886*** [0.0135]	0.0656*** [0.0132]	0.0401 [0.0266]	0.0713*** [0.0053]	0.0647*** [0.0067]	0.0913*** [0.0135]	0.0627*** [0.0133]	0.0423 [0.0267]
就労ダミー	-0.1786*** [0.0257]	-0.1089*** [0.0343]	-0.2845*** [0.0605]	-0.2663*** [0.0590]	-0.1269 [0.1186]	-0.1724*** [0.0257]	-0.0985*** [0.0343]	-0.2906*** [0.0606]	-0.2636*** [0.0591]	-0.0965 [0.1191]
子どもの有無	-0.2067*** [0.0269]	-0.1973*** [0.0374]	-0.1314** [0.0596]	-0.3211*** [0.0615]	-0.1702 [0.1226]	-0.2082*** [0.0269]	-0.1966*** [0.0374]	-0.1370** [0.0597]	-0.3266*** [0.0616]	-0.153 [0.1224]
住宅ローンダミー	0.0608*** [0.0177]	0.0657*** [0.0212]	0.1151** [0.0487]	0.0352 [0.0505]	-0.14 [0.1218]	0.0408** [0.0179]	0.0419** [0.0214]	0.1200** [0.0491]	0.0155 [0.0514]	-0.162 [0.1229]
調査年、都市規模、 地域ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
対数尤度	-19502.7	-12930.9	-2966.5	-2796.0	-629.8	-19482.1	-12904.3	-2975.9	-2792.9	-627.3

注: 括弧内は標準誤差を示す

表中の*は10%、**は5%、***は1%水準で有意であることを示す

順序プロビットの閾値(cut point)は省略している

(2) 妻の所得と妻の幸福度

先にみたように有配偶女性の所得は、年々増加傾向にある。妻本人の所得の増加は、幸福度にどのような影響を与えているのだろうか。本項では、妻の幸福度と所得の関係をより詳細に検討する。具体的には、Lee and Ono (2008) の手法に倣い、世帯所得（夫婦合計）の源泉の違いによって、妻の幸福度への影響がどのように異なるかを確認する。

まず、世帯所得ではなく、妻自身の所得（対数値）の絶対水準は、妻の幸福度にどのような影響を与えるのだろうか。図表-5の(2)列をみると、全体として((2-1)列)妻の自分自身の所得の増加は、幸福度を有意に低下させる。コーホート別に見てみると、この効果はコーホートAでは観察されるが、それ以外のコーホートでは観察されない。妻の幸福度に関しては、妻本人の所得よりも世帯所得のほうが、より重要であることがわかる。

本研究で使用している世帯所得は、夫の所得と妻の所得の合計である。そこで世帯所得の代わりに世帯所得を構成する夫と妻それぞれの所得を変数として使用した結果を図表-5の(3)列に示している。全体として、夫の所得は、妻の幸福度に有意にプラスの影響を与えていることが観察される。

異なるのは、年齢をコントロールした上でも、コーホート別に見たときに、夫の所得が同一であれば、コーホートAでは妻自身の所得は有意に妻の幸福度を低下させるが、それ以外のコーホートでは妻自身の所得は妻の幸福度に正の影響を与えるという点である。これは、世帯所得を所得の変数として使った場合に、世帯所得の増加によって幸福度が高まるという結果だったのは、コーホートで解釈が異なることを意味する。

コーホートAでは、妻本人の所得の増加により不幸を感じるが、夫の所得のプラスの影響がそれを打ち消すほど大きいと、世帯所得で見た場合、世帯所得の増加は幸福度を高める。一方、コーホートA以外では、妻の幸福度は夫の所得の増加により大きくプラスの影響を受けると同時に、影響は小さいものの妻本人の所得の増加によっても幸福

度を高め、世帯所得で見た場合に、世帯所得の増加は、幸福度を高める。

しかし、この妻の所得の妻自身の幸福度への影響は見せかけの可能性がある。その可能性に対する第一の説明は、労働時間である。例えば、妻が長時間労働して高い所得を獲得している場合には、妻自身の所得というより労働時間の負の影響が反映されている可能性がある。

第二の説明は、世帯所得に占める妻の所得の割合である。夫の所得減少によって世帯所得が減少すれば、妻は余暇を減らし労働供給をおこなうと考えられる。世帯所得が一定だとしても、妻の家計への経済的貢献度が高いほど幸福度が低下しているのかもしれない。

第三の説明は、相対所得である。同僚や周囲の人より給与が高いと幸福度が高くなる(Garza et al. 2008)という結果もあるように、妻は、絶対所得ではなく、相対所得を参照しているのかもしれない。以上の可能性については、次項で再考する。

図表-5の(4)列は、夫の所得の非線形の効果を確認するために、夫の所得の四分位に基づく所得階層ダミー変数を加えている。妻本人の所得と幸福度の関係は、(3)列とほとんど同じ結果である。夫の所得は、夫の所得階層が高いほど、妻の幸福度に大きく影響する。特に、コーホートC、Dに関しては、夫の所得階層が低い場合には夫の所得は幸福度に有意な効果はもたないが、夫の所得が第4四分位である場合、夫の所得は妻の幸福度に大きくプラスの影響を与える。

(3) 労働時間・妻の家計への経済的貢献度・相対所得の影響

本項では、前項で観察された妻の幸福度に対する妻自身の所得の影響について、労働時間、妻の家計への経済的貢献度、相対所得の点から再度検証する。

図表-6⁹⁾の(A)欄には、妻の平日労働時間(対数値)と妻の休日労働時間(対数値)を加えて推定した結果を示している。妻の労働時間をコントロールすると、妻の幸福度に対する妻自身の所得効果は消え、平日の労働時間が有意に負で推定さ

図表-6 労働時間・妻の世帯への経済的貢献・相対所得と幸福度
被説明変数:幸福度

	全体	コーホートA	コーホートB	コーホートC	コーホートD
(A)	(1)	(a)	(b)	(c)	(d)
妻の所得(対数値)	0.0049 [0.0056]	-0.0112 [0.0074]	0.0218 [0.0133]	0.0165 [0.0130]	-0.0021 [0.0268]
夫の所得(対数値)	0.1940 *** [0.0139]	0.2123 *** [0.0169]	0.2004 *** [0.0351]	0.1192 *** [0.0419]	0.1697 ** [0.0761]
妻の平日労働時間(対数値)	-0.0692 *** [0.0262]	-0.1144 *** [0.0320]	0.0077 [0.0730]	0.0212 [0.0685]	0.2212 [0.1591]
妻の休日労働時間(対数値)	-0.0491 * [0.0255]	-0.0552 * [0.0315]	-0.0906 [0.0594]	0.0113 [0.0793]	0.0845 [0.1333]
対数尤度	-18909.1	-12529.1	-2875.0	-2720.6	-600.1
(B)					
世帯所得(対数値)	0.3199 *** [0.0207]	0.3205 *** [0.0246]	0.3596 *** [0.0587]	0.2711 *** [0.0622]	0.2642 ** [0.1258]
妻の所得/世帯所得	-0.1790 *** [0.0618]	-0.3001 *** [0.0772]	-0.0313 [0.1576]	-0.002 [0.1673]	-0.1582 [0.3114]
妻の平日労働時間(対数値)	-0.0969 *** [0.0270]	-0.1451 *** [0.0330]	-0.0348 [0.0750]	-0.0007 [0.0701]	0.1963 [0.1624]
妻の休日労働時間(対数値)	-0.0493 * [0.0255]	-0.0591 * [0.0315]	-0.0687 [0.0596]	0.009 [0.0793]	0.0769 [0.1336]
調査年、都市規模、地域ダミー 対数尤度	yes -18854.1	yes -12502.9	yes -2866.8	yes -2710.8	yes -594.6
(C)					
世帯所得(対数値)	0.0398 ** [0.0197]	0.0477 * [0.0246]	0.0786 [0.0543]	-0.019 [0.0512]	0.1473 [0.0954]
生活程度					
中の下	0.6455 *** [0.0515]	0.5892 *** [0.0686]	0.8034 *** [0.1251]	0.6332 *** [0.1147]	0.5106 ** [0.2452]
中の中	1.1924 *** [0.0509]	1.1822 *** [0.0681]	1.2434 *** [0.1239]	1.1023 *** [0.1119]	1.0336 *** [0.2373]
中の上	1.5520 *** [0.0563]	1.5752 *** [0.0740]	1.6243 *** [0.1403]	1.3410 *** [0.1281]	1.3485 *** [0.2813]
上	2.7074 *** [0.1689]	2.7510 *** [0.2137]	6.5993 [82.6213]	2.4015 *** [0.3191]	5.5519 [147.1374]
妻の平日労働時間(対数値)	-0.0974 *** [0.0255]	-0.1593 *** [0.0310]	0.029 [0.0714]	-0.0056 [0.0666]	0.1139 [0.1585]
妻の休日労働時間(対数値)	-0.0510 ** [0.0257]	-0.0749 ** [0.0318]	-0.0247 [0.0597]	-0.0133 [0.0799]	0.0797 [0.1376]
調査年、都市規模、地域ダミー 対数尤度	yes -18145.3	yes -12002.0	yes -2767.2	yes -2621.6	yes -576.2

注: 括弧内は標準誤差を示す

表中の*は10%、**は5%、***は1%の有意水準で係数の推定値がゼロから離れていることを示す

順序プロビットの閾値(cut point)は省略している

その他の変数に、妻の年齢、妻の年齢の2乗、妻の教育年数、妻の就労ダミー、子どもの有無、住宅ローンダミー、調査年ダミー、都市規模ダミー、地域ダミーを含んでいる

れている。その他の説明変数は、図表-5の(3)列とほとんど同じ結果である。

すなわち、妻の労働時間を考慮しなかった場合に、妻の所得が幸福度を低下させていたのは、自

分自身の所得そのものを不幸に感じていたわけではない。労働時間の増加を通じて所得が増加していたことによって、労働時間の増加が幸福度に負の影響を及ぼしていたと考えられる¹⁰⁾。

次に、家計への妻自身の経済的貢献の幸福度への影響をみる。妻の所得が年々増加するに伴い、世帯所得に占める妻の所得の割合も年々増加傾向にある。本研究では、家計への妻自身の経済的貢献を示す変数として、世帯所得に対する妻の所得の比率を用いて推定する。この比率が高いと、世帯所得に対する妻の経済的貢献が高いことを意味する。また、この変数は、配偶者間の所得比率であり、家計内での相対所得と捉えることもできる。

図表-6の(B)欄では、世帯所得の絶対水準に加えて、世帯所得に対する妻の所得の比率を用いて推定している。本研究で観察されてきたように世帯所得の増加は妻の幸福度を高める。また、世帯所得に占める妻の所得の割合が高くなると幸福度が低下する。世帯所得が同一であれば、家計への妻自身の経済的貢献度が高いことが幸福度を低下させている。

所得と幸福度に関するこれまでの研究で、人々の幸福度は所得の絶対水準よりもむしろ、他人との相対的な所得によるという結果が報告されている。最近では、Luttmer (2005) が、地域内での他の人(参照グループ)の所得が高いと、主観的幸福度が低下することを示している。Ferrer-i-Carbonell (2004) は、所得が参照グループより低い場合には、その人の幸福度に負の影響があり、高い場合には影響がないことを示している。日本では、浦川・松浦(2007)がFerrer-i-Carbonell (2004)の手法をJPSCのパネルデータを用いて分析しており、有配偶者の場合、所得の絶対水準だけでなく、自分と類似した参照グループ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ることを報告している。

JPSCの調査には、
「現在のあなたの生活程度は、世間一般からみて、次のどれにはいると思いますか。

1: 上、2: 中の上、3: 中の中、4: 中の下、5: 下」

という質問項目がある。本研究では、所得のデータが絶対的な生活程度を表すのに対して、この質問項目の回答を相対的な生活程度と捉え、相対的所得の代理変数とする。

分析には、解釈が容易になるよう、1(下)か

ら5(上)の5段階に置き換えたものを生活程度つまり相対所得の代理変数とする。

図表-6の(C)欄に結果を示す。相対所得の変数を加えると、世帯所得の効果が小さくなる。妻の幸福度は、所得の絶対的な水準ではなく、相対的な社会経済的位置によって大きく影響を受ける。また、この結果は、妻の主観的な幸福度には客観的な所得の指標よりも、主観的な生活程度のほうが影響が大きいと解釈することもできる。

4. おわりに

本研究は、(公財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』をもとに、所得と妻の幸福度の関係を吟味した。

平均的な回答者(妻:有配偶女性)において、世帯所得と夫の所得はともに妻の幸福度と正の相関をもっている。一方、妻自身の所得の増加は妻の幸福度にほとんど影響がない、あるいは幸福度の若干の低下を伴う。

この妻自身の所得の幸福度に対する影響は、妻自身の所得の影響というより労働時間や、妻の家計への経済的貢献度の影響を反映している可能性を示唆した。つまり、余暇を正常財と仮定した場合、夫の所得が減少すれば妻が余暇を減らし、労働供給をおこなうと描写される単純な静学モデルと整合的であると解釈しうることがわかった。

最後に、妻の幸福度は、所得の絶対水準だけでなく、所得の相対水準に大きく影響を受けることが示された。主観的幸福度を効用とみなすと、人々は絶対的な所得に加え、相対的な所得に依存する効用関数を持っていることを示唆している。

しかし、本研究の分析からこのように強く主張するには、限界がある。第一に、本研究はクロス・セクション分析であり、測定できない要因の影響と説明変数の影響を区別できておらず、因果関係が識別されていない。JPSCはパネルデータであり、その特徴を生かし、回答者の時間を通して固定的な要因についてその影響を排除した幸福度の研究が今後の課題である。また、幸福度の尺度は、しばしば主観的データであり、順序変数である。こ

のようなデータを用いた場合の分析の精緻化や推定方法の妥当性の検討も望まれる。

第二に、有配偶女性を対象とした分析である。本研究の結論を一般化するためには、有配偶男性あるいは無配偶女性での分析をおこない、それらとの比較を明らかにする必要がある。第三に、本稿で用いている相対所得の代理変数は、世間一般からみた生活程度を問う設問の回答であり、誰と比較しているのかが明らかになっていない。個人の相対的な社会経済的属性を考えるとときに、参照集団（リファレンスグループ）がどのように定義されるのかは重要な問題である。さまざまな区分によって定義された参照集団を用いた分析結果を提示し、比較検証することは意義が大きいだろう。

これらについては今後の課題とし、妻の主観的幸福度が何によって規定されているかを厳密に分析する必要がある。そして、家計内の経済主体（例えば夫や妻）の各効用関数のインプットが異なるのかどうかを明らかにすることは、家計内の経済主体の行動を描写するモデル構築の際に、新たな視点を提供するだろう。

注

- 1) コーホートAには1959年から1969年生まれ、コーホートBには1970年から1973年生まれ、コーホートCには1974年から1979年生まれ、コーホートDには1980年から1984年生まれの女性が含まれる。
- 2) 本研究では有配偶女性を対象としている。例えば、幸福度が低下したために離婚した女性はサンプルから外れてしまうので、セレクション・バイアスが生じている可能性がある。
- 3) 変数に1を加えた値の対数値を分析に使用。
- 4) 回答者本人の最高学歴を次のように年数変換した値。中学卒=9、高校卒（入学資格を中学卒とする専門・専修を含む）=12、短大・高専学校卒（入学資格を高校卒とする専門・専修を含む）=14、大学卒=16、大学院卒=18。
- 5) 各コーホートの幸福度の平均は、コーホートA:3.85、コーホートB:3.98、コーホートC:4.10、コーホートD:4.27である。
- 6) 本研究では、妻の所得の影響に着目するため、夫婦合計年取を世帯所得として用いる。実際には、世帯人数が多ければ一人当たりの所得水準が低くなるため、世帯人数で割った一人当たりの所得と幸福度の関係を分析するほうがより適切であるかもしれない。
- 7) Blanchflower and Oswald (2007) では、パネルデータを用いて分析することで、世代効果と年齢効果を識別

し、世代の影響を調整しても、年齢と幸福度にはU字型の関係が観察されることを示している。

- 8) コーホートAに比べて、コーホートBからコーホートDでは、各コーホートに含まれる年齢の幅が狭い（3歳から5歳）ため、年齢効果が観察されない可能性がある。
- 9) 推計に用いるモデルは図表-5と同様、順序プロビット法であり、所得に関する変数以外については、図表-5で用いたコントロール変数（年齢、年齢の2乗、教育年数、就労ダミー、子どもの有無、住宅ローンダミー、調査年ダミー、都市規模ダミー、地域ダミー）が含まれる。
- 10) Baucells and Sarin (2007) では、所得から得られる効用を過大評価し、労働と余暇の時間配分を誤ってしまうという結果が報告されている。

文献

- 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, 2004, 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』528: 59-68.
- 筒井義郎・大竹文雄・池田新介, 2009, 「なぜあなたは不幸なのか」『大阪大学経済学』58 (4) : 20-57.
- Baucells, M. and R. Sarin, 2007 “Happiness and Time Allocation,” IESE Research Papers, No. D/710.
- Blanchflower, D. G. and A. J. Oswald, 2004, “Well-Being over Time in Britain and the USA,” *Journal of Public Economics*, 88: 1359-1386.
- Blanchflower, D. G. and A. J. Oswald, 2007, “Is Well-Being U-Shaped over the Life Cycle,” NBER Working Papers, #12934.
- Easterlin, R. A., 1974, “Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence,” P. A. David and M. W. Reder eds., *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, New York: Academic Press, 89-125.
- Ferrer-i-Carbonell, A., 2004, “Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect,” *Journal of Public Economics*, 89: 997-1019.
- Frey, B. S. and A. Stutzer, 2002, *Happiness and Economics*, Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Garza, A., A. Sannabe and K. Yamada, 2008, “Job Satisfaction and Happiness: New Evidence from Japanese Union Workers,” Discussion Papers in Economics and Business, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy (OSIPP), Osaka University, 08-10.
- Graham, C., A. Eggers and S. Sukhtankar, 2004, “Does Happiness Pay?: An Exploration Based on Panel Data from Russia,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 55: 319-342.

- Luttmer, E., 2005, "Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-Being," *Quarterly Journal of Economics*, 120 (3) : 963-1002.
- Lee, K. S. and H. Ono, 2008, "Specialization and Happiness in Marriage: A U.S.-Japan Comparison," *Social Science Research*, 37 (4) : 1216-1234.
- Tsang, L., C. Harvey, K. Duncan and R. Sommer, 2003, "The Effects of Children, Dual Earner Status, Sex Role Traditionalism, and Marital Structure

on Marital Happiness over Time," *Journal of Family and Economic Issues*, 24 (1) : 5-26.

みずたに・のりこ 公益財団法人 家計経済研究所
研究員。主な論文に「自信過剰が男性を競争させる」(共
著, 『行動経済学』2 (1), 2009)。応用経済学・応用
計量経済学専攻。(mizutani@kakeiken.or.jp)