



RIETI Discussion Paper Series 18-J-026

幸福感と自己決定—日本における実証研究 (改訂版)

西村 和雄
経済産業研究所

八木 匡
同志社大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<https://www.rieti.go.jp/jp/>

幸福感と自己決定—日本における実証研究

西村和雄（神戸大学／経済産業研究所）*

八木匡（同志社大学）**

要旨

国連の世界幸福度報告書によれば、日本の幸福度はそれほど高くなく、また、「人生の選択の自由」が低い傾向がある。1970年代以降、幸福度研究では、「主観的幸福感が所得水準と必ずしも相関しない」ことが重要なテーマの1つになってきた。本研究では、2万人の日本人の調査を行い、様々な質問をすることで、所得、学歴、健康、人間関係、自己決定を説明変数とする分析を行った。その結果、年齢との関係では、幸福感が中年期で落ち込む「U字型曲線」を描き、所得との関係では、所得の増加ほどには主観的幸福感は増加しないことが分かった。また、幸福感を決定する、健康、人間関係に次ぐ要因としては、所得、学歴よりも自己決定が強い影響を与えている。自分で人生の選択をすることが、選んだ行動の動機付けと満足度を高める、それが幸福感を高めることにつながるであろう。「人生の選択の自由」が低いとみなされる日本社会で、自己決定度の高い人の幸福度が高いということは注目に値する結果である。

キーワード：幸福感、自己決定、所得比較、前向き志向、不安感

JEL Classification Codes : I31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「日本経済の成長と生産性向上のための基礎的研究」（代表：西村和雄ファカルティフェロー）の成果の一部である

* 神戸大学経済経営研究所教授，経済産業研究所 FF

** 同志社大学経済学部教授

1. 序論

本研究では、2万人の日本人のデータから、幸福感に影響する要因の分析を行った。

幸福感に関する研究は、従来から経済学や心理学において数多く存在する。ギリシャの哲学者アリストテレスは、幸福を人生の究極の目標ととらえていたし、最近ではフランスのサルコジ大統領が設置した委員会が、幸福度計測指標¹についての報告書¹を出すなど、幸福感の測定に力を入れる国も出てきた²。幸福感とは古くて新しいテーマである。

その背景には、1970年前後から、所得水準と幸福度の値が必ずしも相関しないことが指摘され、幸福度研究が心理学や経済学の分野で注目を浴びてきたことがある。特に、イースタリン (Easterlin, 1974) による実証結果は、「イースタリン・パラドックス」と呼ばれて、多くの研究者が、幸福感を構成する要因を分析するきっかけとなった (Scitovsky, 1976 を参照)。なぜ、イースタリン・パラドックスが起こるかについては2つの説明がされている³。1つは、所得が絶対的に増加しても、他者との相対的な位置づけが上昇していなければ、幸福度が上昇しないという相対所得仮説である (Easterlin (1974) を参照)。もう一つは、所得が上がっても、一時的に幸福度が上がるが、慣れてしまうと、幸福度は元の水準近くまで減少するという順応水準理論である⁴。順応水準理論と共通する考えは古くからあった。アダム・スミスは、『道徳感情論』 (1757) の第Ⅲ部第三章の中で⁵、

「幸福とは、心の平安と喜びにある。心の平安なしに喜びはありえないし、だから、完全な心の平安が存在するところでありながら、楽しみをもたらさえないものが存在することなど、まずない。だが、まったく変化が期待できない永続的な境遇のもとでは、すべての人間の心は、長期的にも短期的にも、その本来的で日常的な心の平安に復帰する。繁栄しているときには、一定の時がたてば、それは平安な心の状態へ後退するが、逆境にある場合、一定の時がたてば、それは心の平安に復帰する。」

と書いている。経済的に豊かになっても、時間が経つと幸福感は元の水準に戻るというので

¹ 委員会では、座長のジョセフ・スティグリッツコロロンビア大学教授、アドバイザーのアマルティア・センハーバード大学教授、委員のケネス・アロースタンフォード大学教授、ジェームス・ヘックマンシカゴ大学教授など、ノーベル経済学賞受賞者を多く起用している。そしてパリ政治学院 (IEP) のジャン・ポール・フィトゥシ教授がコーディネーターを務めた (Stiglitz et. al. (2009) 参照)。

² 英国では、キャメロン首相の下で、国民の生活の質と満足度を測る英国版「幸福度指数」の作成が進みだした。日本では内閣府が日本の幸福感に基づく幸福度指標試案を2011年12月に公表した (内閣府(2011) 参照)。また、ブータンでは、国内総生産(GDP)ではなく国民総幸福量 (Gross National Happiness、GNH) の向上を政策目標として掲げている。

³ その後の、イースタリン・パラドックスに関連した研究には、Veenhoven (1989)、Easterlin (2001)、Coleman (2009) 等がある。

⁴ 順応水準理論は Helson (1974) の中で提示されている。Jonathan Haidt (2006) では、適用原理としてこの理論を解説している (p.84)。Brickman and Campbell (1971) では、この理論を「快樂のトレッドミル理論」と呼び、詳細に議論している。

⁵ 『道徳感情論』初版は1757年に出版され、第6版まで改訂されている。本論文では、アダム・スミス／高哲男訳『道徳感情論』, p.272, 2013年講談社から引用している。

ある。

Diener (1984) は、幸福感をもたらす様々な要素を整理して、その後のこの分野の研究の発展の基礎をつくった。最近では、経済的豊かさという物的資源に加えて、友人やパートナーの存在といった対人的資源も幸福感に影響を与えるという研究や(Diener and Oishi、2000、佐伯・大石、2014)、あるいは所得、雇用に留まらず、経済的自由度や政治的要因まで扱った研究もある⁶。

2012年4月に始まった、国連による世界幸福度報告書は、150以上の国や地域を対象とした、主観的な幸福度の調査報告書である⁷。報告書では、回帰分析を用いて、幸福度に対する6つの説明変数のそれぞれの寄与を求めている。説明変数は、(1)一人あたりGDP、(2)社会的支援、(3)健康寿命、(4)人生の選択の自由、(5)寛容さ、(6)汚職の認識である。この報告書の幸福度の国際ランキングを見ると、一人当たりGDPの値と幸福度が相関せず、「イースタリン・パラドックス」が成り立っているように見える。

また、子どもの頃に受けた子育てと成人後の幸福感についての研究もある⁸。Raboteg-Saric and Sakic (2014)では、子ども時代に親から受けた子育てのあり方と友人関係が成人した後の幸福感にどのような影響を与えるかについて実証的な分析を行っている。Yap and Jorm (2015)では、子育てタイプによって、子どもの不安感とか鬱の程度、内面化の程度に与える影響について実証分析を行った。Nishimura and Yagi (2017)では、親の子育てタイプを支援型、厳格型、迎合型、放任型、冷淡型の5つに分類し、支援型の子育てを受けた子供が、将来において、他のタイプの子育てを受けた子供よりも、高い幸福感を持っているという結果を得た。支援型の子育ての特徴は、子どもの自立を促すことにある。

Lyubomirsky and Ross (1997, 1999)と Lyubomirsky et.al. (2001)は、幸福感を感じる者が、どのような経験の蓄積を行ってきたかという視点で分析を行った。特に、Lyubomirsky and Ross (1999)では、自尊心が幸福感と関係することを示唆している⁹。また、Orth (2017)は、親の子育てのあり方や家庭環境が、成人後の自尊心に強い影響を与えることを実証的に示している。

幸福度は、心理学、経済学、社会学などにとどまらず、多くの専門に關係する。2000年には、Journal of Happiness Studies- An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being が Springer 社から創刊され、主観的な幸福度の研究が学際的な専門分野としても認知された。

⁶経済的自由度と幸福感との關係については Jackson (2017)を参照。政治的要因については、Frey and Stutzer (2001, 2002)を参照。

⁷この調査におけるそれぞれの国の幸福度は、個人が自分の幸福度が0から10のどの段階にあるかを答えた回答の数値の平均値である。2018年の幸福度のランキング1位はフィンランドであった。2位はノルウェー、次いでデンマーク、アイスランド、スイスである。アメリカは18位、日本は54位であった。

⁸子育ての子どもへの影響に関する研究として、Baumrind (1967,1968), Lamborn, et. al. (1991), Maccoby and Martin (1983), Maccoby (1992), Kim, et. al. (2013), González et al. (2017)等、広範囲に亘って存在している。

⁹稼得能力と自尊心との關係については、Kirkeboen, et. al. (2016)等の研究がある。 .

我々は、日本で 2 万人の男女に対するアンケートを通じて、幸福度を決定する要因について調査を行った。世界幸福度報告書では、幸福度を 6 つの変数で説明しているが、「社会的支援」は社会保障が比較的充実した国にとっては、個人間の差は小さい。報告書は「寛容さ」を寄付がどれだけ行われているかで測っているが、これは、寄付金額に対する、寄付する対象や所得控除の額に制限がある国では、個人間の差は少なくなる。「汚職の認識」は国による差は大きい、同じ国の中での個人間の差は少ないと思われる。そこで、世界幸福度報告書で使われた 6 つの説明変数のうち、同じ国の中の個人間で変わりうる変数として、本論文では所得、健康、選択の自由の 3 つを取り上げる。

次に、「人生の選択の自由」との関連で、我々は、上記の先行研究の中から、支援型の子育てが子どもの自立を促すという結果と、自尊心が幸福感と結びついているという結果に注目した。そして、回答者が、自分の意思で進学する大学や就職する企業を決めたか否かをたずね、それ等の回答から、「自己決定」という変数を作成した。自己決定が動機付けにおいて重要であることは Deci and Ryan (1985, 2000) で示されている。また、それが幸福度に影響するメカニズムについては、Ryan and Deci (2000) で詳細に議論されている。これらの研究は、幸福感を決定する要因として自己決定が重要であることを示唆しており、そのため我々は、進学や就職といった人生における選択における自己決定の度合いをたずねて、実際に、幸福度に影響しているかを調べた。

一方、日本の内閣府 (Cabinet Office) では、主観的幸福度指標を作成するにあたり、経済社会状況、健康、関係性の 3 つを重視している。本論文でも、人間関係を説明変数に加える。

また、世界幸福度報告書や内閣府の指標にはないが、本論文では、出身大学の難易度を考慮に入れた学歴を説明変数に加える。少なくとも日本においては、高い学歴をもつこと、とくに難易度の高い大学を卒業していることは、就職、結婚に影響し、本人や家族にとって、誇りになっているからである。

なお、我々の分析では、オックスフォード式の心理幸福度を測る質問によって幸福感を測定し、所得、学歴、自己決定、健康、人間関係の 5 つを説明変数とした。いずれの説明変数も、具体的に回答することが可能で、個人間の比較も可能な変数である。それらをアンケートで尋ね、成人後の幸福感と相関するかについて分析を行った。その結果、自己決定が有意に幸福度に影響することが示された。なお、我々は、回答者に 0 から 10 の数値で幸福感のレベルを答えてもらい、主観的幸福度も測定したが、幸福度として、心理幸福度あるいは主観的幸福度のいずれを使っても、結果に本質的な違いはなかった。

以下では、第 2 章で調査データの概要、第 3 章で、因子分析により、心理的幸福感を構成する因子と自己決定の程度を表す因子を抽出し、第 4 章で自己決定指数を提示する。第 5 章では、心理的幸福感と所得・学歴・自己決定との関係について、重回帰分析を用いて分析する。第 6 章では、主観的幸福感を用いて、それまでの結果を検討する。第 7 章で結論をまとめる。

2. 調査データの概要

本研究で用いるデータは、独立行政法人経済産業研究所における「日本経済の成長と生産性向上のための基礎的研究」の一環として、楽天リサーチを通じて実施した「生活環境と幸福感に関するインターネット調査」の結果である。調査は、2018年2月8日から2018年2月13日にかけて実施している。調査対象者は、全国20歳以上70歳未満の男女個人であり、性別・年代・都道府県で人口構成比に合わせて割付回収を行っている。配信数は933,329であり、回収数は33,598、回収率は3.6%であった。回収した標本に対して非整合データのチェック等のデータチェックを行い、信頼性の高いデータのみを抽出し、分析で用いた標本回収数は20,005となっている。

データ特性は、次のように整理される。標本回収数(度数)は20,005であるが、世帯年収額については、未回答数が3,335あり、分析で用いる有効観測個数16,670である。個人年収額の未回答数は2,359であり、分析で用いる有効観測個数は17,646である。性別分布は、男性は50.2%、女性は49.8%であり、男女ほぼ同数である。表1にあるように、平均年齢は46.09歳で、20歳以上69歳までとなっている。中央値が46歳であり、歪度が-0.046と小さい値であることから、左右対称に近い年齢分布であることが分かる。尖度は3でほぼ正規分布となり、3よりも小さな値の場合には、正規分布よりもフラットな分布となる。

世帯年収の平均は753.57万円で、ほぼ中央値と一致している。歪度は0.667と小さく、やや右に歪んだ分布である。一般に所得分布は対数正規分布のように右に歪んでいるが、今回のデータも同様である。世帯年収の尖度は1であることから、正規分布よりもフラットな分布である。個人年収の平均は338.24万円で、中央値の250万円から離れている。これは、無職で所得0の回答者のデータが多く含まれていることによる。歪度は1.5であり、世帯年収よりも右側に歪む度合いが強くなっている。尖度は3に近く、尖り方は正規分布とほぼ同じである。

表1 要約統計量

		年齢	世帯年収額(万円)	個人年収額(万円)
度数	有効	20005人	16670人	17646人
	欠損値	0	3335	2359
平均値		46.09	753.5663	338.2353
中央値		46.00	750.0000	250.0000
標準偏差		13.422	303.73576	318.50660
歪度		-0.046	0.667	1.501
尖度		-1.121	0.998	3.224
最小値		20	100.00	0.00
最大値		69	1800.00	1800.00

パーセンタイル	25	35.00	550.0000	50.0000
	50	46.00	750.0000	250.0000
	75	58.00	950.0000	450.0000

表2では学歴分布を示しており、大卒以上の比率が23.3%となっている。文部科学省『学校基本調査』によると、1980年代初頭の大学進学率は37%程度で、現在55%程度であるので、23.3%は実際の大卒以上比率よりもやや少ないと考えられる。

表 2 学歴分布

		度数	パーセント	累積パーセント
有効	中卒	630	3.1	3.2
	高卒	12456	62.3	66.1
	高専・専門学校・短大卒	2094	10.5	76.7
	大卒	3661	18.3	95.2
	大学院卒	952	4.8	100.0
	合計	19793	98.9	
欠損値		212	1.1	
合計		20005	100.0	

本調査では、最終学歴のみならず、大卒以上の回答者に対しては、出身大学の難易度を聞いている。設問は、「大卒以上の方にお聞きします。出身大学の入学難易度はいかがでしたか？ 複数の大学を卒業された方は、最初に卒業した大学の入学難易度をお答えください。」であり、選択肢は1) 低難易度（偏差値50未満）、2) 中難易度（偏差値50以上60未満）、3) 高難易度（偏差値60以上）である。この設問のみでは、高卒の標本が脱落するため、高卒サンプルに対しては0という値を付与している。分布は、高卒以下の比率が76.7%、低難易度の比率が3.1%、中難易度の比率が11.8%、高難易度の比率が8.2%、欠損値は1.1%である。次節の図3において、出身大学の難易度を考慮した学歴と心理的幸福度を分析する。

婚姻状況は表3で示されており、未婚者は30.6%で、離婚者は7%となっている。離婚者の比率は2017年度人口動態統計で示される離婚率17%と婚姻率49%との比(0.17/0.49)である35%という値と比べると、やや低めである。

表 3 婚姻状況

		度数	パーセント	累積パーセント
有効	未婚	6122	30.6	30.6
	既婚	12154	60.8	91.4

	離婚	1395	7.0	98.3
	死別	334	1.7	100.0
	合計	20005	100.0	

表4で示される家族形態については、それ以外の中に未婚の単身世帯が入っている。国勢調査での3世代世帯比率が10%程度あることを考えると、使用データの3世代世帯比率が4.9%であることは、やや低めである。

表4 家族形態

		度数	パーセント	累積パーセント
有効	夫婦だけ	4592	23.0	23.0
	夫婦と子ども	6933	34.7	57.6
	片親(あなた自身)と子ども	792	4.0	61.6
	夫婦と子どもと親	984	4.9	66.5
	それ以外	6704	33.5	100.0
	合計	20005	100.0	

子どもの状況については、子どものいない比率が39.1%となっているが、この中には未婚者が多く含まれている。末子が高校生以上の比率は35.4%あり、末子が中学生以下の比率は25.4%となっている。子どものいる世帯の平均子どもの数は1.88人であり、国勢調査に基づく既婚世帯の平均子ども数の約2名に近い値である。

3. 心理的幸福感を構成する因子と主な説明変数

3.1 前向き志向と不安感

本調査では、心理的幸福感を測定するため、Hills and Michael (2002)で提示された質問リストを用い主因子法による因子分析によって因子を抽出した。用いた質問リストの信頼性をしめす統計量であるクロンバックのアルファ係数は0.733であり、質問リストから除外すべき質問項目はないと判断した。

この因子分析の結果、心理的幸福感の因子として、表5に示される2つの因子を抽出し、それを「前向き志向」、「不安感」とよぶことにした。

表5 説明された分散の合計

因子	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和			回転後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	9.974	34.392	34.392	9.449	32.584	32.584	6.593	22.735	22.735

2	2.890	9.966	44.358	2.253	7.770	40.354	5.109	17.619	40.354
因子抽出法：主因子法：エカマックス回転									

表6 回転後の因子行列

	前向き 志向	不安感
物事に良い影響を与えられる	0.7	-0.295
いつも他人を元気づける	0.688	-0.188
いつも熱心に取り組む	0.684	-0.129
ほとんどの事は楽しめる	0.66	-0.322
物事の中から美しい部分を見つける	0.657	-0.197
大きな活力を持っている	0.656	-0.384
人生は素晴らしい	0.647	-0.49
人生はとても実りがある	0.645	-0.435
何でも挑戦できると感じる	0.63	-0.271
たいていの人に温かく接する	0.619	-0.063
よく笑う	0.583	-0.225
自分はとても幸せだ	0.531	-0.517
自分の人生にとっても満足している	0.51	-0.586
自分のやりたい事のために時間をつくれる	0.449	-0.175
たびたび気分が高まり上機嫌になる	0.444	0.028
決断をすることは難しいことではない	0.433	-0.161
精神的に機敏で注意を怠らない	0.421	0.039
他人にとっても関心がある	0.406	0.073
あまり自分の人生を思うようにコントロールできていない	-0.146	0.707
この世界が素晴らしい場所だとは思わない	-0.293	0.632
自分がしたい事と自分がしてきた事の間には差がある	-0.014	0.625
過去の幸せな記憶があまりない	-0.256	0.585
人生に特別な目的や意義を感じない	-0.267	0.564
自分が魅力的だとは思わない	-0.272	0.551
現状に必ずしも満足していない	0.114	0.549
あまり健康的でない	-0.186	0.537
将来に対して楽観はしていない	0.043	0.514
他人と一緒に遊ばない	-0.257	0.415
眠れない	-0.076	0.41

各回答者の回答から前向き志向と不安感それぞれの値（因子得点）を計算し、その値から計算した統計量を表7で示している。正規分布との比較では、前向き志向も不安感も歪みはわずかであり、形状も尖っていないことが歪度と尖度の値からわかる。実際、前向き志向と不安感の相関係数は-0.09と小さな値となっており、相関は弱いことが確認される。

表7 心理的幸福感関連変数統計量

		前向き志向	不安感
度数	有効	20005	20005
	欠損値	0	0
平均値		0	0.000000
中央値		0.0201958	-0.0674152
最頻値		-0.27213	-0.12866
標準偏差		0.94218840	0.92167556
歪度		-0.262	0.360
尖度		1.730	0.562
最小値		-4.79320	-3.35924
最大値		4.61084	3.64959
パーセンタイル	25	-0.5802443	-0.5802443
	50	-0.0674152	-0.0674152
	75	0.5080292	0.5080292

なお、本研究では、「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。番号(0～10)から最も近いものを1つ選んでください。」という質問により主観的幸福感も調査している。主観的幸福感は、序論で触れたように、政府機関による幸福度調査でしばしば用いられてきた幸福指標であり、心理的幸福感の因子の信頼性を評価する上において一つの参照指標となると考えられる。

本調査結果における主観的幸福度の平均は7.04であり、標準偏差は2.29である。心理的幸福感の因子と主観的幸福感との相関をみるため、表8ではこれらの変数間の相関係数を見ている。相関係数は、前向き志向と主観的幸福感が0.413、不安感と主観的幸福感が-0.619となっている。これらの相関係数は、心理的幸福感の因子と主観的幸福感の指標が強い相関関係にあることを示しており、心理的幸福感の因子は主観的幸福感をかなりの程度反映していると判断することが可能であろう。心理的幸福感の因子は、多くの設問から導出するが故に、主観的幸福感を反映しながらも、それよりも多くの情報を含んでいると考えられる。したがって、以下では、主に心理的幸福感を因子分析によって因子を抽出した上で、説明変数の影響を評価する。なお、主観的幸福感については第6章で分析する。

表 8 相関係数

	前向き志向	主観的幸福度	不安感
前向き志向	1	0.413**	-0.091**
主観的幸福度	0.413**	1	-0.619**
不安感	-0.091**	-0.619**	1

：**は、相関係数は 1% 水準で有意 (両側)であることを示している。

図 1 では、年齢階級別に前向き志向と不安感との関係についてみている。縦軸は前向き志向と不安感の値 (因子得点) のグループ別平均値を示している。この図から示されているように、前向き志向の年齢階級別パターンは、35 歳の 0.055 から 49 歳の -0.080 へと低下し 50 以上で 0.034 へと上昇し、不安感も、35 歳の 0.098 から 49 歳の 0.113 へと上昇し、50 以上の -0.148 へと低下している。なお、主観的幸福感についても、同様な傾向を確認している。このような結果は、幸福感が年齢に関して U 字型をとる、すなわち若い時期と老年期において高く、中年期で低いという一般的に知られている結果と整合的である (Blanchflower and Oswald (2008) 参照)。

図 1 年齢階級別前向き志向と不安感

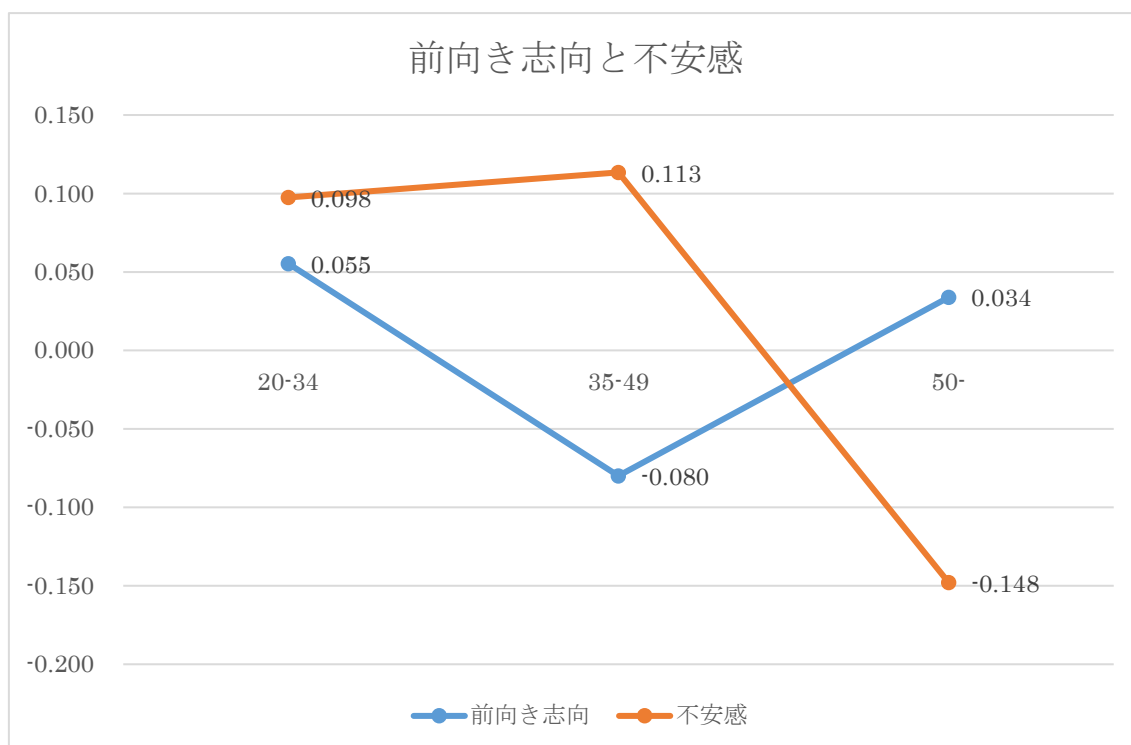


図 2 では、世帯年収額と前向き志向および不安感との関係を示している。縦軸は前向き志向と不安感の値 (因子得点) のグループ別平均値を示している。前向き志向は、所得の増大

に伴って上昇し、不安感は所得の増大と共に減少している。

図2 世帯年収階級別 前向き志向と不安感

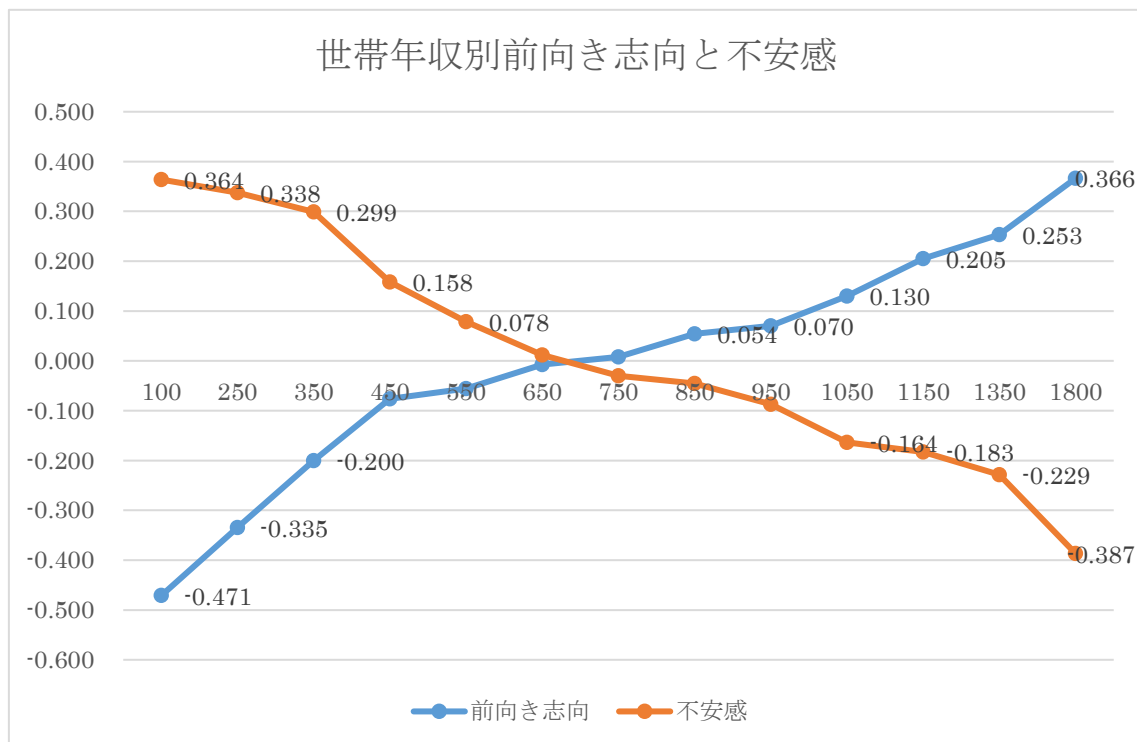
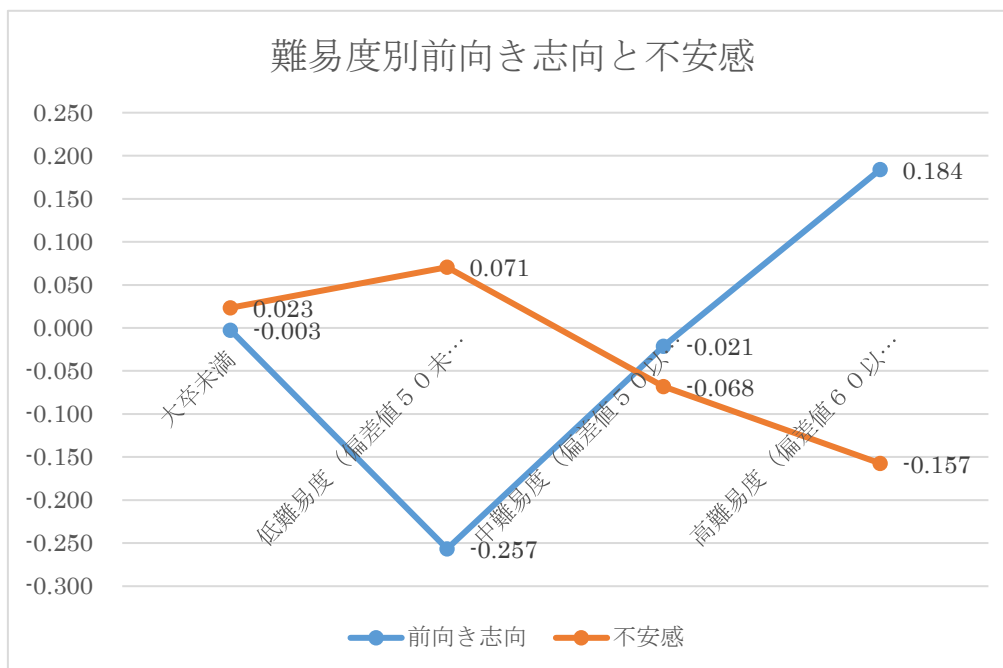


図3は、卒業大学難易度別に前向き志向と不安感を示している。大卒未満は表2で示されるように82.1%が高卒であり、卒業大学難易度のグループには、大卒と大学院卒が含まれている。縦軸は前向き志向と不安感の値(因子得点)のグループ別平均値を示している。大卒未満の前向き志向-0.003に対して、低難易度大学卒の前向き志向が-0.257とかなり低い値をとっている点が注目される。高難易度大学卒の前向き志向は0.184と大卒未満の前向き志向よりも高くなっている。不安感も同様な傾向を示しており、大卒未満の不安感0.023よりも、低難易度大学卒の不安感0.071の方が高くなっている。そして、中難易度大学卒の-0.068、高難易度大学卒の-0.157と不安感が低下している。

図3 卒業大学難易度別前向き志向と不安感



3.2. 自己決定指数

本調査では、「中学から高校への進学先は誰が決めましたか?」という質問と、「高校から大学への進学先は誰が決めましたか?」という質問に対して、1) 全く希望ではなかったが周囲のすすめで決めた、2) あまり希望ではなかったが周囲のすすめで決めた、3) どちらとも言えない、4) ある程度自分の希望で決めた、5) 自分の希望で決めた、という5つの選択肢による回答を得ている。なお、大学に進学しなかった場合は、専門学校および短大、大学進学をしないという決定をどの程度自己決定しているかについて回答を得ている。5段階の回答平均は、大卒未満が4.35、低難易度が3.85、中難易度が4.09、高難易度が4.41となっており、大卒未満が高難易度と近い自己決定度となっている。

さらに、「初めての就職先は自分で決めましたか?あなたに最もあてはまるものをお答えください。」という質問に対して、1) 全く希望ではなかったが周囲のすすめで決めた、2) あまり希望ではなかったが周囲のすすめで決めた、3) どちらとも言えない、4) ある程度自分の希望で決めた、5) 自分の希望で決めた、6) 就職したことはない、という6つの選択肢による回答を得ている。ここで6)を選択したものは、欠損値として処理している。

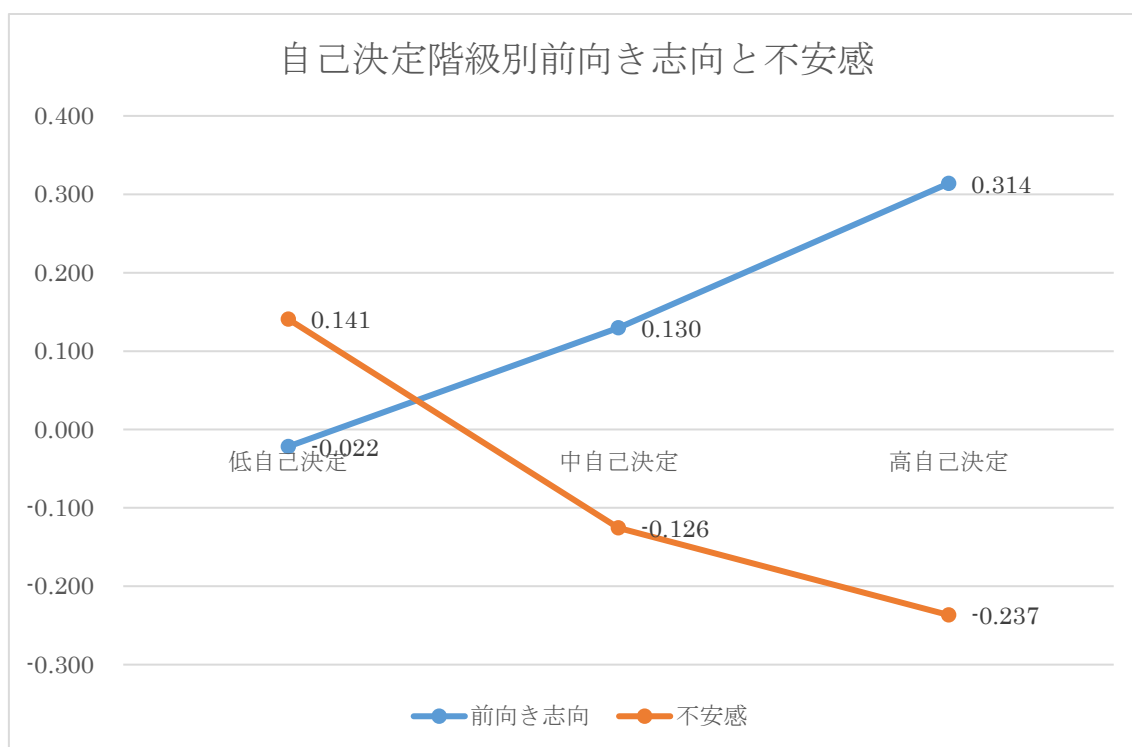
「中学から高校への進学」、「高校から大学への進学」、「初めての就職」の自己決定に関する質問を因子分析にかけて、自己決定因子を作成し、因子分析で計算された値(因子得点)を自己決定指標と呼ぶ。

自己決定指標の男女別の値は、男性で0.0123であり、女性で-0.0230となっている。ただし、差に関する検定での有意確率は0.243となっており、この差は有意とはなっていない。また、大卒未満では-0.0244、低難易度で0.1555、中難易度で0.0318、高難易度で0.2376

となっている。年齢階層別に見ると、20-34歳で-0.0301、35-49歳で-0.0111、50歳以上で0.0348となり、年齢の上昇によって値は上昇している。

自己決定因子得点について、第1四分位点以下の値を取るグループを低自己決定とし、第1四分位点以上第3四分位点以下のグループを中自己決定、第3四分位点以上のグループを高自己決定とする。図4では、自己決定階級別前向き志向と不安感を示している。縦軸は前向き志向と不安感の因子得点のグループ別平均値を示している。図から示されるように、低自己決定の前向き志向の値は、-0.022であるのに対し、高自己決定の前向き志向の値は0.314となっており、自己決定と前向き志向は、ほぼ比例的に増大している。不安感に関しては、低自己決定で0.141という値を取り、高自己決定では-0.237という値を取っており、ほぼ反比例の形で自己決定の程度と不安感の関係している。

図4 自己決定階級別前向き志向と不安感



3.3. 健康と人間関係

序論でも触れたように、人々の幸福感に影響を与える変数として、健康状態と人間関係が考えられる。本研究では、健康状態を5段階で聞き、人間関係については配偶者または恋人といったパートナーとの関係、職場の仲間および上司との関係について5段階で質問した。これらの質問の選択枝への回答の分布は表9および表10で与えられている。

表9 健康状態の分布

	度数	パーセント
5. 健康である	3247	16.2
4. どちらかといえば健康である	4653	23.3
3. 普通	7484	37.4
2. どちらかといえば健康でない	3345	16.7
1. 健康でない	1276	6.4
合計	20005	100.0

図5では、健康状態別前向き志向と不安感を示している。縦軸は前向き志向と不安感の値（因子得点）のグループ別平均値を示している。前向き志向は、健康状態が最も悪い「健康でない」において-0.374という値をとり、健康状態が良くなるにつれて緩やかに高まり、最も良い「健康である」において最大値0.381をとる。不安感は、健康状態が最も悪い「健康でない」において0.831という値をとり、健康状態が良くなるにつれて減少し、最も良い「健康である」において最小値-0.543を得る。

図5 健康状態別前向き志向と不安感

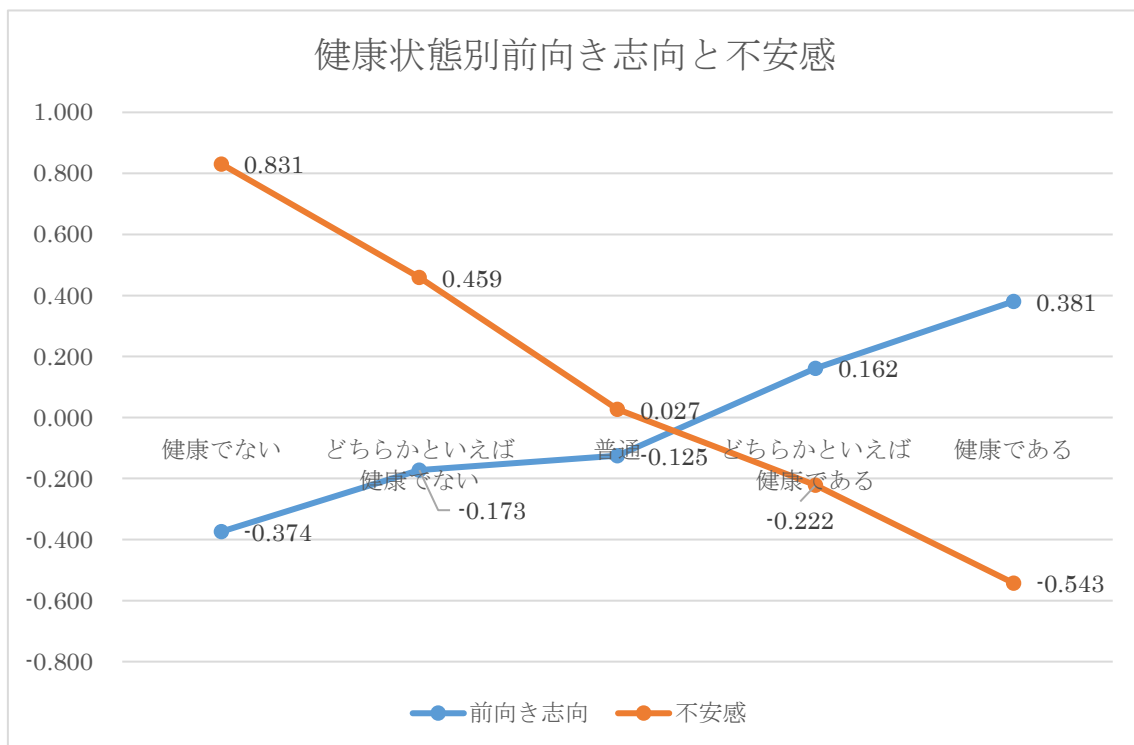


表10 人間関係

		パートナーとの関係		職場の仲間との関係		職場の上司との関係	
		度数	%	度数	%	度数	%
有効	5. 満足している	5193	26.0	1423	7.1	1159	5.8
	4. どちらかといえば満足している	3824	19.1	4853	24.3	3718	18.6
	3. どちらともいえない	4379	21.9	4873	24.4	5428	27.1
	2. どちらかといえば不満である	1857	9.3	2014	10.1	2226	11.1
	1. 不満である	1653	8.3	1007	5.0	1639	8.2
	合計	16906	84.5	14170	70.8	14170	70.8
欠損値	どちらもいない	3099	15.5	5835	29.2	5835	29.2
合計		20005	100.0	20005	100.0	20005	100.0

人間関係を表す設問に対する回答は順序のみが意味を持つ。スピアマン順位相関係数で相関の程度を見ることにする。表11で示されている通り、配偶者または恋人との関係と職場の仲間との順位相関係数は0.226、配偶者または恋人との関係と直属の上司との順位相関係数は0.182となっており、どちらも相関が強くないため、配偶者または恋人との関係は、独立な変数として扱う。これに対して、職場の仲間と直属の上司との相関係数は0.556と強い相関関係にある。職場の仲間との関係性と直属の上司との関係性に関する質問に対する回答を因子分析（主成分法）にかけ、計算された主成分得点を「職場における人間関係指標」と呼ぶことにする。

表11 人間関係を表す変数間の順位相関係数

		配偶者（夫または妻）または恋人との関係	職場の仲間	直属の上司
配偶者（夫または妻）または恋人との関係	相関係数	1.000	0.226**	0.182**
	有意確率（両側）	.	0.000	0.000
	度数	16906	11950	11950
職場の仲間	相関係数	0.226**	1.000	0.556**
	有意確率（両側）	0.000	.	0.000
	度数	11950	14170	14170

直属の上司	相関係数	0.182**	0.556**	1.000
	有意確率（両側）	0.000	0.000	.
	度数	11950	14170	14170
**、相関係数は 1% 水準で有意（両側）。				

図6では、配偶者・パートナーとの関係別の前向き志向と不安感を示している。縦軸は前向き志向と不安感の値（因子得点）のグループ別平均値を示している。図から示されるように、前向き志向は、関係が最も悪い「不満である」において-0.259という値をとり、関係が良くなるにつれて緩やかに高まり、最も良い「満足している」において最大値0.312という値をとる。不安感とは、関係が最も悪い「不満である」において0.592という値をとり、関係が良くなるにつれて減少し、最も良い「満足している」において最小値-0.404という値をとる。

図6 配偶者・パートナーとの関係別前向き志向と不安感

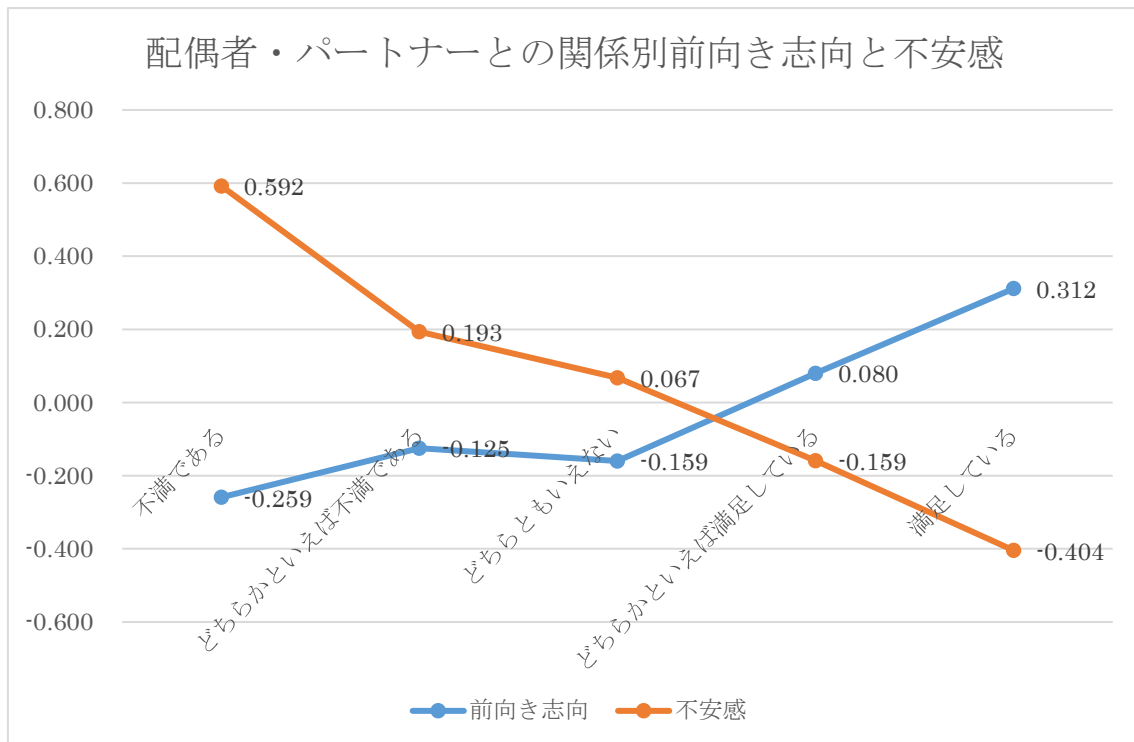


図7では、職場の仲間との関係別前向き志向と不安感を示している。縦軸は前向き志向と不安感の値（因子得点）のグループ別平均値を示している。図から示されるように、前向き志向は、「全く満足していない」において、最小値-0.495をとり、関係が良くなるにつれて前向き志向が高まり、「大いに満足している」において最大値 0.496をとる。不安感とは、「全

く満足していない」において最大値 0.540 をとり、関係が良くなるにつれて不安感が減少し、「大いに満足している」において最大値-0.321 をとる。

図 7 職場の仲間との関係別前向き志向と不安感

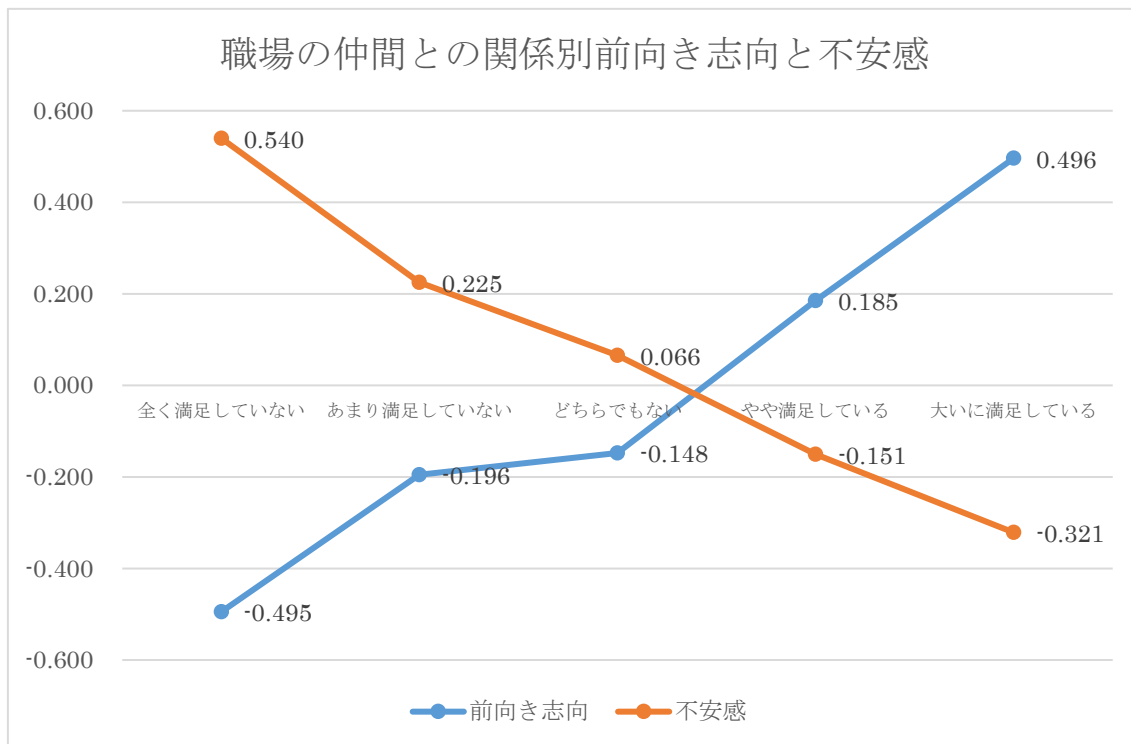
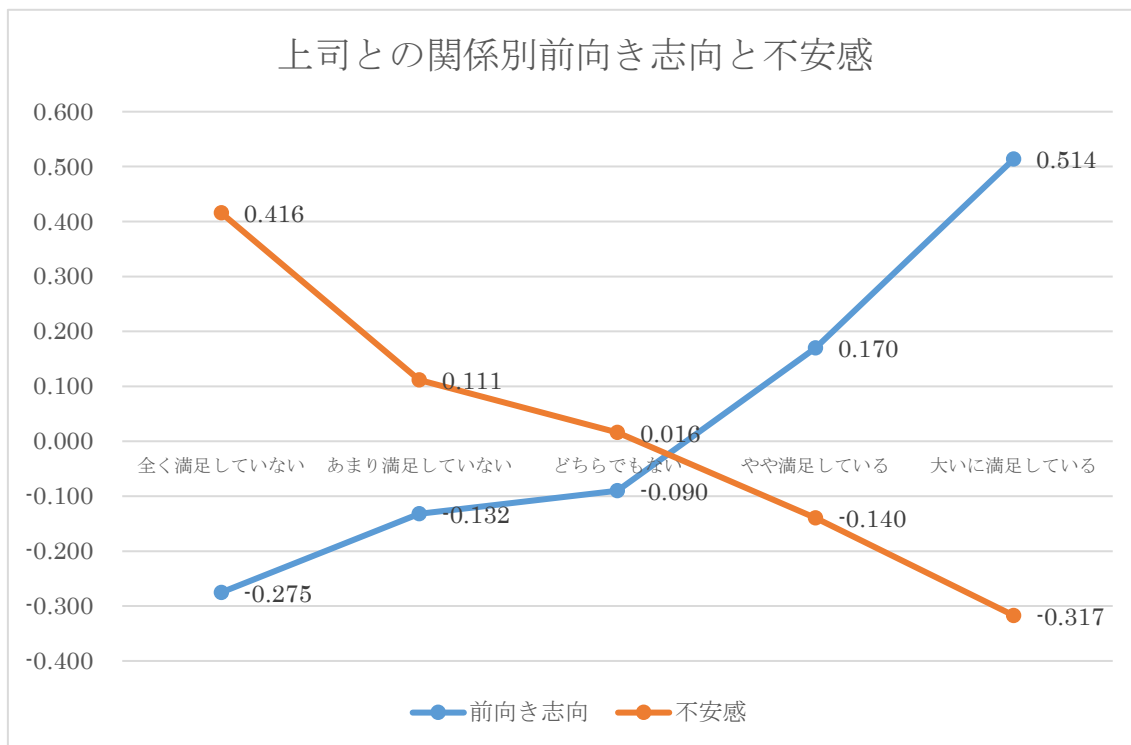


図 8 では、上司との関係別前向き志向と不安感を示している。縦軸は前向き志向と不安感の値 (因子得点) のグループ別平均値を示している。図から示されるように、前向き志向は、関係が最も悪い「全く満足していない」において-0.275 という値をとり、関係が良くなるにつれて高まり、最も良い「大いに満足している」において最大値 0.514 をとる。不安感、関係が最も悪い「全く満足していない」において 0.416 という値をとり、関係が良くなるにつれて不安感が減少し、最も良い「大いに満足している」において最小値-0.317 をとっている。

図8 上司との関係別前向き志向と不安感



4. 幸福感を決定する要因の包括的分析

表12では、前向き志向と不安感の決定要因を重回帰分析した結果における標準化係数を示している。説明変数の係数は、被説明変数に対する影響度を表している。しかし、そのままでは説明変数の単位に依存した値となるため、変数間で影響力の比較を行うことはできない。そこで、係数値を単位に依存しない値に変換したものが標準化係数である。変数間で重回帰分析の標準化係数の比較を行うことにより、変数の被説明変数に対する影響度を比較することが可能となる。

まず、モデル1は、前向き志向を被説明変数として、影響が予想される変数すべてをモデルに組み込んだ重回帰分析の結果を示す。推計の安定性は、モデル1とモデル2のパラメーター値の比較において、変数の追加または減少によってパラメーター値が大きく変化していないことから確認でき、多重共線性を疑う結果にはなっていない。モデル2の結果を見ると、男性ダミーは統計的に有意に負であり、男性は女性よりも前向き志向が低いことが分かる。図1で示されているように、前向き志向は年齢に関して凹関数となっており、二次関数で回帰する。よって、前向き志向は中年で最も低くなる。性別、年齢項といった本人がコントロール不能な属性以外で、最も影響力が強いのが健康状態であり、次に職場の人間関係、配偶者または恋人との関係、世帯年収額、自己決定指標、勤続年数、既婚ダミ

一、卒業大学難易度と続く。健康と人間関係が前向き志向に強い影響を与えることは、ある意味で当然といえる。体調が悪ければ、前向きに物事を考える気力は低下するであろうし、また、人間関係が良好でなければ、幸福感が低くなることは容易に予想される。

表12のモデル3では、不安感を被説明変数として、影響が予想される変数すべてをモデルに組み込んだ重回帰分析の結果、また、モデル4では、有意な説明変数のみで重回帰分析を行った分析結果を示している。推計の安定性は、モデル3とモデル4のパラメータ値の比較において、変数の追加または減少によってパラメータ値が大きく変化していないことから確認でき、多重共線性を疑う結果にはなっていない。統計的に有意な変数のみで分析を行ったモデル4をみると、男性ダミーが有意に正であることから、男性は女性よりも不安感を感じやすい。年齢項は有意ではなく、不安感には年齢と無関係に決まる。不安感の決定要因において性別以外で最も影響力が強いのが健康状態であり、次に配偶者または恋人との関係、職場の人間関係、個人年収額、自己決定指標と続く。卒業大学難易度、既婚ダミー、週労働時間、個人年収、失業経験は、統計的に有意では無いため、モデル2では除去している。良好な健康と人間関係、および所得が不安感を引き下げることは容易に納得できる。しかし、自己決定指標が統計的に有意に不安感を下げるように影響を与えることは自明ではなく、注目に値する。

表12 前向き志向と不安感決定要因の重回帰分析結果（標準化係数）

	前向き志向		不安感	
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
男性ダミー	-0.074**	-.075**	0.116**	0.102**
学歴	0.033*	*	-0.002	
年齢	-0.405**	-0.444*	0.002	
年齢二乗	0.403**	0.426**	-0.104	
世帯年収額	0.084**	0.074**	0.002	
自己決定指標	0.063**	0.068**	-0.076**	-0.079**
既婚ダミー	-0.034		-0.037*	-0.073**
勤続年数	-0.049**	-0.060**	0.017	
週労働時間	0.032		0.024	
個人年収額	-0.016		-0.092**	-0.092**
失業経験	0.017		0.039	
健康状態	0.165**	0.163**	-0.299**	-0.298**

配偶者（夫または妻）または恋人との関係	0.138**	0.130**	-0.222**	-0.224**
職場人間関係	0.157**	0.153**	-0.165**	-0.161**
修正済み決定係数	0.134	0.134	0.279	0.278

注:**の係数は 1% 水準で有意 (両側)、*の係数は 5% 水準で有意 (両側)。

5. 心理的幸福感と所得・学歴・自己決定

表 12 の分析では、配偶者または恋人との関係、職場の人間関係を説明変数として含んだモデルを推計した。しかしながら、これらの変数を追加することにより、欠損値が大幅に増大している。特に、職場の仲間および職場の上司といった質問に対して欠損値が多く、重回帰分析で用いるデータは基本的に既婚者で非自営業の就業者となっている。そこで本節では、標本対象を非就業者と未婚者まで幅広く含めるために、配偶者および恋人との関係と、職場での人間関係、勤続年数、週労働時間を説明変数から除去したモデルで重回帰分析を行う。

まず、表 13 において、前向き志向に影響がありそうな変数をすべて含めたモデル 5 と、統計的に有意に影響のある変数のみを含むモデル 6 を比較する。推計の安定性は、モデル 5 とモデル 6 のパラメーター値の比較において、変数の追加または減少によってパラメーター値が大きく変化していないことから確認でき、多重共線性を疑う結果にはなっていない。統計的に有意な変数のみで重回帰分析を行ったモデル 6 の結果を見ると、男性ダミーは統計的に有意に負となっており、男性は女性よりも前向き志向が低いことが示されている。年齢に関しては、二乗項が正の符号を取っていることから、年齢と前向き志向との関係は、図 1 に示されるような U 字型になっていることが分かる。一方、世帯年収額は前向き志向に有意に正の影響を持っている。

自己決定指標は、前向き志向に対して有意に正の効果を持っている。標準化係数の値を比較することにより、所得や学歴よりも強い影響を持っていることが理解できる。自ら選んだ道を進む人ほど、前向き志向をより強く持つ。既婚ダミーは、配偶者またはパートナーとの人間関係をモデルから除去すると、統計的に有意に変わる。ここでの学歴とは、出身大学の難易度を考慮した変数を意味する。本論文の以下で使われる学歴も同様な意味である。

表 13 のモデル 7 とモデル 8 では、不安感を形成する要因に関する重回帰分析結果の標準化係数を示している。影響のありそうな変数をすべて含めたモデルであるモデル 7 と、統計的に有意な変数のみから成るモデル 8 を比較する。推計の安定性は、モデル 7 とモデル 8 のパラメーター値の比較において、変数の追加または減少によってパラメーター値が大きく変化していないことから確認でき、多重共線性を疑う結果にはなっていない。すべての

変数が統計的に有意となっているモデル8において、男性ダミーは有意に正であり、女性よりも不安感を感じやすいことを示している。不安感に関して、学歴は有意ではない。図1に示されているように年齢と不安感の関係は逆U字型になっており、このことは年齢の二乗項が有意に負であることから確認できる。不安感、世帯年収額によって影響を受けていないが、個人年収額に有意に影響を受けている。これは、世帯年収額よりも個人年収額が不安感を下げる効果が大いであることを示している。例えば、主婦は世帯年収が高くとも、個人年収は低くなっている場合が多い。本分析結果は、個人年収の低い主婦は、例え世帯年収がある程度あったとしても、不安感を持ちやすいことを示唆している。

自己決定は、所得や学歴よりも影響力が強く、有意に負となっている。これは、自己決定で進学および就職を決定した個人は、不安感の程度が低いことを意味している。失業経験は不安感を増大させる効果を持つ。これは、失業経験がある場合は、将来に対しての不安を持ちやすいということであろう。

表13 前向き志向と不安感決定要因の重回帰分析結果（標準化係数）

	前向き志向		不安感	
	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8
男性ダミー	-0.085**	-0.087**	0.112**	0.112**
学歴	0.038**	0.039**	-0.006	
年齢	-0.816**	-0.800**	0.562**	0.546**
年齢二乗	0.773**	0.759**	-0.672**	-0.647**
世帯年収額	0.092**	0.093**	-0.024	
自己決定指標	0.100**	0.098**	-0.119**	-0.118**
健康状態	0.208**	0.208**	-0.374**	-0.376**
既婚ダミー	0.038**	0.035**	-0.132**	-0.140**
個人年収額	0.000		-0.079**	-0.095**
失業経験	0.027	0.032**	0.067**	0.068**
修正済み決定係数	0.097	0.097	0.243	0.245

注:**の係数は 1% 水準で有意 (両側)、*の係数は 5% 水準で有意 (両側)。

上記の議論を整理し、所得、学歴、自己決定が幸福感に与える影響について標準化係数の値を棒グラフで比較する。図9では、表13を基に、前向き志向決定要因の標準化係数を比較している。表13で示されるように、所得変数として有意となったのが、個人年収額ではなく世帯年収額であることから、図9では世帯年収額を入れている。この図から示され

ているように、自己決定指標の標準化係数は所得や学歴の標準化係数よりも、有意に高い値を示し、前向き志向に対して強い正の影響を与えていることが理解できる。幸福感にとっては、自らの判断で自らの道を選択することは、高い学歴を得ることとか、高い所得を得ることに勝る重要性を持つことを示唆している。自己決定によって進路を決定した者は、目的を達成するために、自らの判断で努力することによって、成果を達成する可能性がより高くなり、また、達成した結果に対して、責任と誇りを持つことが考えられる。達成感と自尊心は、前向き志向につながる要素である。自己決定の重要性は、幸福感を得るために何が必要であるのかという問いに対する答えの一つを与えていると言えよう。

図10では、表13を基に不安感決定要因の標準化係数を比較している。表13で示されるように、所得変数として有意となったのが、世帯年収額ではなく個人年収額であることから、図10では個人年収額を入れている。この図と学歴が統計的に有意でなかった点を合わせて考えると、自己決定指標は所得とか学歴よりも、不安感を引き下げることにより大きな影響を与えていることが理解できる。自己決定をする人は、大学や職業等のミスマッチの可能性は少なく、たとえ失敗しとしても、自らが別の選択肢を試みる事が可能であり、予め、それを用意しておくことも可能であることが不安感を低くしていると考えられる。

また、Nishimura and Yagi (2017)では、支援型子育てが、所得、学歴、前向き志向、安心感（不安感の逆）といった項目すべてにおいて、最も高い成果をもたらしていることを明らかにした。支援型子育ての特徴は、自立を促すことであり、自立することが、自己決定の機会を高めるので、今回の実証結果と整合的である。Ng, et. al. (2004)は、7歳から12歳までの子どもを対象とした実証研究によって、自立を支援する母親の子育てが、子どものパフォーマンスを高める結果を示しており、能力形成において自立が重要な要因であることを示唆している。

図9 前向き志向決定要因の重要度（標準化係数）

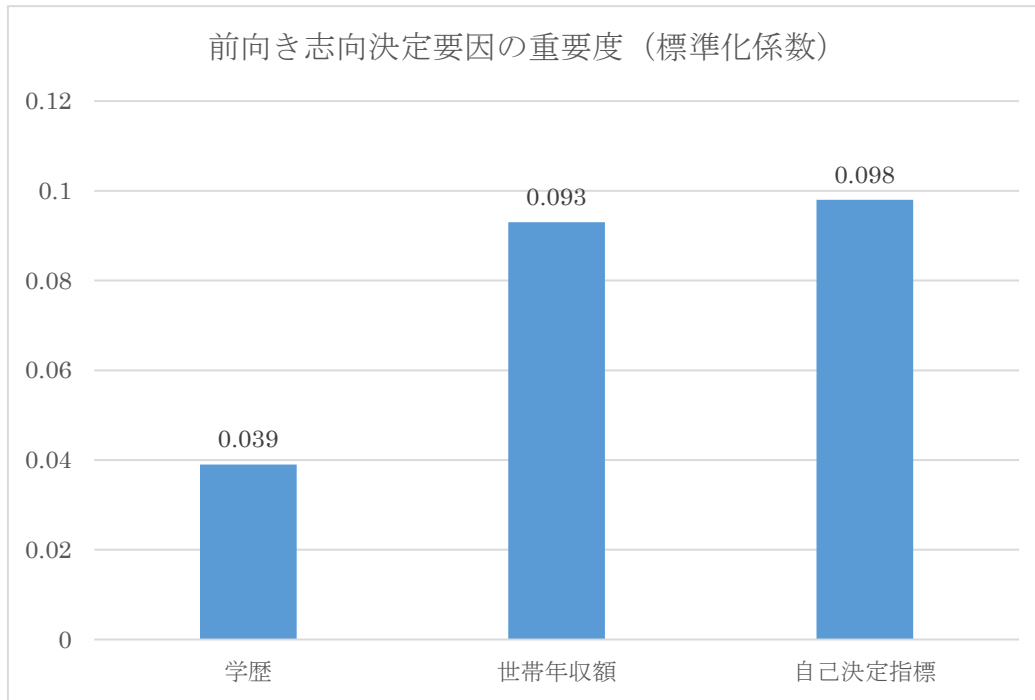
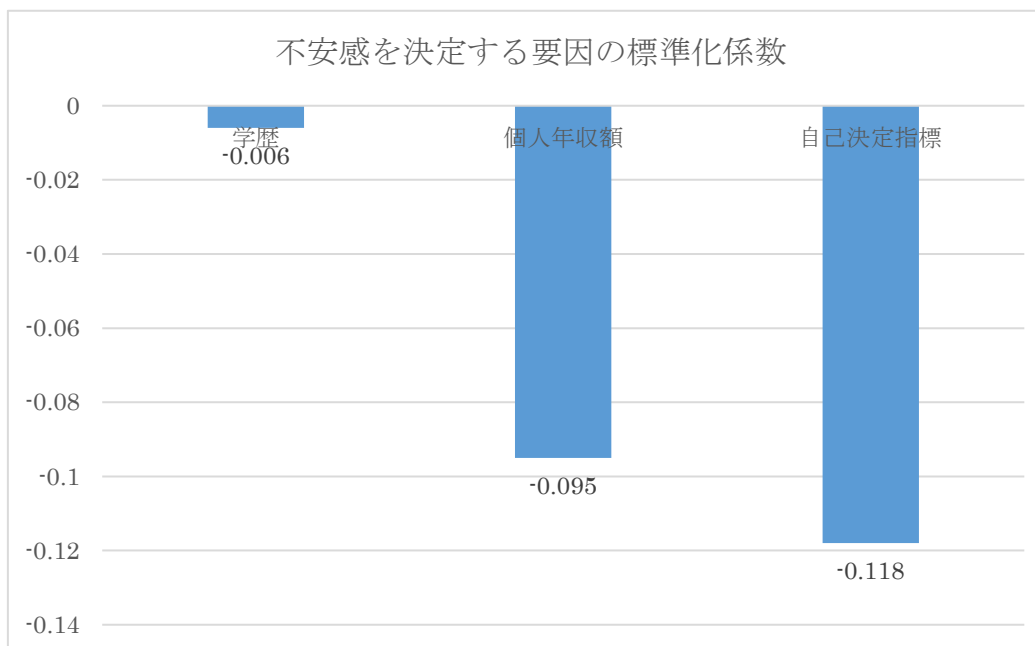


図10 不安感を決定する要因の重要度（標準化係数）



注：学歴は説明変数として統計的に有意ではない。

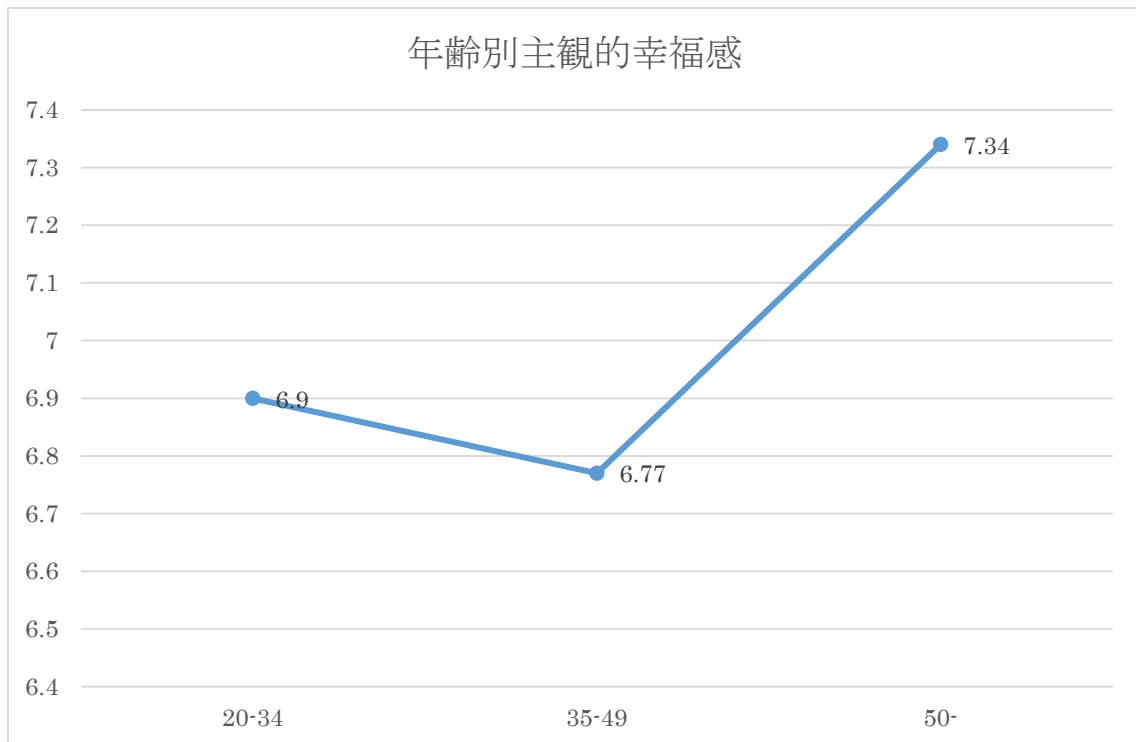
6. 主観的幸福感と年齢・所得・自己決定

これまでの分析では、心理的幸福感の決定要因について分析を進めてきた。しかし、序

論でも議論したように、幸福感研究では、主観的幸福感を用いた分析も多い。そこで、これまでの議論が、主観的幸福感を幸福感指標として用いた場合でも成立するかどうかを検討する。

人が感じる主観的幸福感の度合いを年齢別グラフにすると、人生の始まりと終わりでは高く中年期で落ち込む「U字型曲線」を描くという結果は、一般的に知られた結果である。（最近の研究では、Blanchard and Oswald (2008)、Kahneman and Deaton (2010)を参照。また、日本においても、松島他 (2013)でも回帰分析の結果においてU字型曲線が示されている。）我々の調査で用いたデータでも、同様な傾向を確認することができ、図11で示されるように、35～49歳で主観的幸福感は下がっていることが分かる。この結果は、図1で示された前向き志向の年齢階級別パターンと同じである。

図11 年齢階級別主観的幸福感



また、図2で前向き志向と所得との関係を確認したが、ここでは所得と主観的幸福感との関係について調べる。そのため、幸福感の変化率と所得変化率の比率を各所得階級毎で計算し、幸福感の所得弾力性の変化を求める。第*i*所得階級の所得変化率は、

$$\frac{(\text{第}i\text{所得階級の階級値} - \text{第}i-1\text{階級の階級値})}{\text{第}i-1\text{階級の階級値}}$$
 によって求め、第*i*所得階級の主観的幸福感変化率は、

$(\text{第}i\text{所得階級の主観的幸福感平均値} - \text{第}i-1\text{階級の主観的幸福感平均値}) / \text{第}i-1\text{階級の主観的幸福感平均値}$

として求めて求める。幸福感の所得弾力性は、
第*i*所得階級の主観的幸福感変化率 / 第*i*所得階級の所得変化率
である。

図12は、世帯年収階級別主観的幸福感の所得弾力性を示す。弾力性を計算する場合には、1階層前の値を用いるため最低所得階層については弾力性を計算できず、弾力性の値の計算は世帯年収550万円以上で行っている。この図から示されているように、弾力性が正であるので、所得が増加するにつれて主観的幸福度が増加する。しかし、弾力性は1以下なので、所得の増加率ほどには主観的幸福感が増加しない。その変化率の比も1100万円が最大となることが分かる。序論で議論した「イースタリン・パラドックス」は、異なる国のデータを比較した場合、より高い所得が必ずしもより高い幸福感をもたらしていないというのが「イースタリン・パラドックス」であった。ここでは日本のデータを用いて、所得と主観的幸福度の関係を調べた。所得が増加しても、幸福感は比例的に増加するわけではないというのがその結果である。

図12 世帯年収階級別主観的幸福感の所得弾力性（横軸は世帯年収階級値で単位は万円）

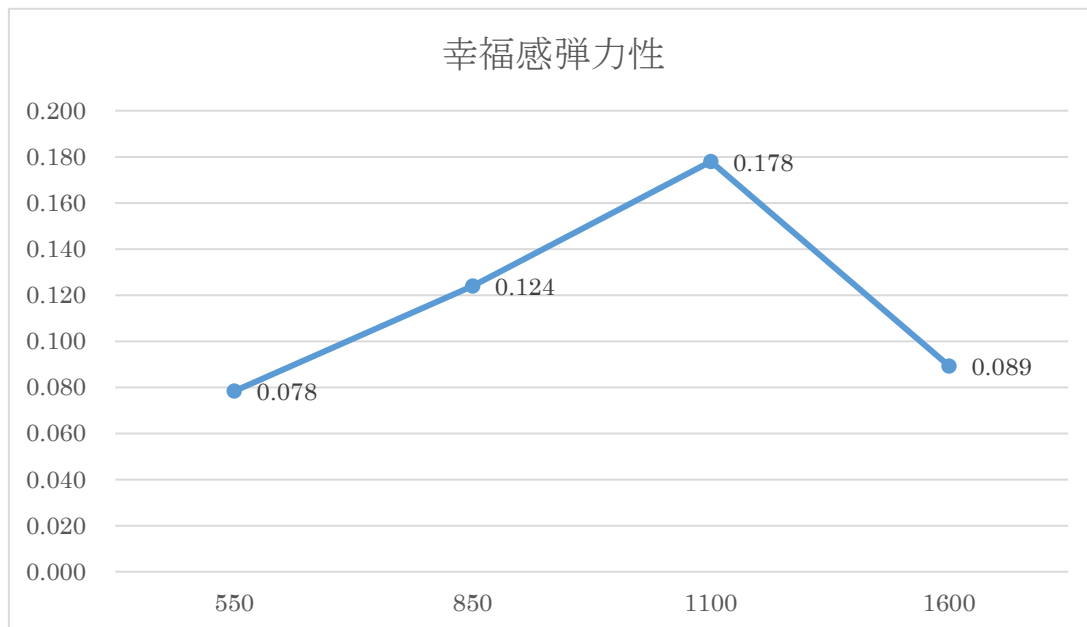


表14においては、標本対象が狭くならないように注意しながら、主観的幸福感に影響がありそうな変数をすべて含めたモデル9と、統計的に有意に影響のある変数のみを含むモ

デル10の重回帰分析を比較している。

推計の安定性は、モデル9とモデル10のパラメーター値の比較において、変数の追加または減少によってパラメーター値が大きく変化していないことから確認でき、多重共線性を疑う結果にはなっていない。統計的に有意な変数のみで重回帰分析を行ったモデル10の結果を見ると、男性ダミーは統計的に有意に負となっており、男性は女性よりも主観的幸福感が低いことが示されている。年齢に関しては、二乗項が正の符号を取っていることから、年齢と主観的幸福感との関係はU字型になっていることが分かる。この結果は、図11で示されるU字型と整合的である。一方、学歴は統計的に有意ではなく、主観的幸福感には影響を与えていない。世帯年収額は主観的幸福感に有意に正の影響を持っている。個人年収は有意では無かったため、モデル10では除去している。自己決定指標は、主観的幸福感に対して有意に正の効果を持っている。図13では、表14を基に、主観的幸福感決定要因として焦点を当てている学歴、所得、自己決定の標準化係数を比較している。この図で示されているように、標準化係数の値を比較することにより、自己決定は所得や学歴よりも強い影響を持っている。自ら選んだ道を進む人ほど、より高い主観的幸福感を持っている。これらの結果は、前向き志向の分析結果とほぼ一致している。

所得が幸福感に与える影響が限定的であることについては、相対所得理論や順応水準理論を用いて、多くの研究者によって指摘されてきた。学歴については、難易度の高い大学を卒業した人は、より高い所得を得ることになりがちであり、幸福度も高い。しかし、所得を通じた効果を取り除いて学歴の効果を評価すると、幸福度への影響は有意ではないのである。

所得が学歴に相関するように、所得、学歴が自己決定に相関するという可能性も考えられる。自己決定度が高い人は、物事の達成度が高くなり、所得が高く、学歴も難易度の高い大学に入学する人が多くなるという関係である。本研究では、重回帰分析を行うことにより、所得と学歴が幸福感に与える直接的な効果は分離しており、自己決定が幸福感に与える直接効果からは所得と学歴の効果は分離されている。ただし、自己決定が所得と学歴に影響を与え、間接的に幸福感に影響を与えている部分については、推計を行っていない。したがって、自己決定の幸福度に与える影響は、間接効果を含まない分だけ過小評価をされている可能性がある。それでも、自己決定が幸福度に与える影響は、所得や学歴の与える影響に比べて、大きいのである。

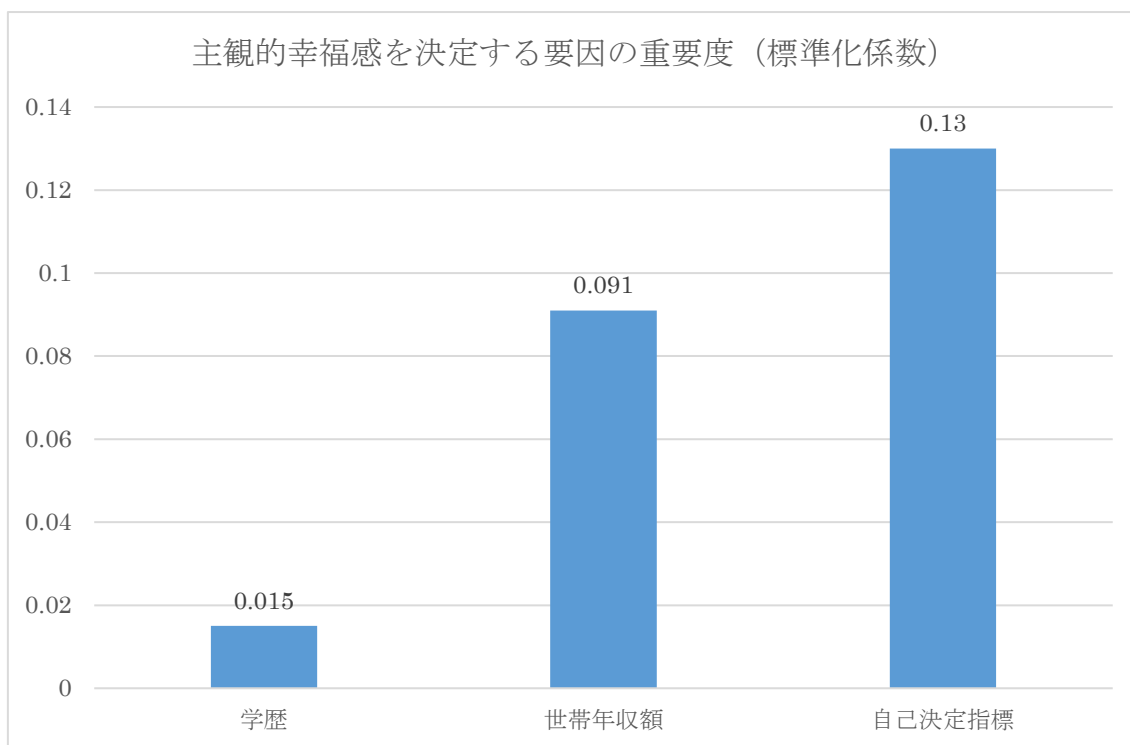
表14 主観的幸福感の重回帰分析結果（標準化係数）

	主観的幸福感	
	モデル9	モデル10

男性ダミー	-0.129**	-0.116**
学歴	0.015	
年齢	-0.703**	-0.660**
年齢二乗	0.753**	0.710**
世帯年収額	0.076**	0.091**
個人年収額	0.027	
健康状態	0.377**	0.379**
自己決定指標	0.128**	0.130**
既婚ダミー	0.210**	0.208**
失業経験	-0.044**	-0.047**
修正済み決定係数	0.284	0.284

注:**の係数は 1% 水準で有意 (両側)。

図13 主観的幸福感を決定する要因の重要度 (標準化係数)



注：学歴は説明変数として統計的に有意ではない。

7. 結語

多くの人、幸福を得るために必要なものとして、所得や学歴が重要であることには異論がないであろう。一方で、人生の目標や喜びは、もっと違うことによって得られると考える

者も多い。本研究では、2万人の日本人の調査を行い、様々な質問をすることで、所得、学歴、健康、人間関係、自己決定を説明変数として、分析を行った。その結果、年齢との関係では、幸福感が中年期で落ち込む「U字型曲線」を描き、所得との関係では、所得が増加するにつれて、主観的幸福度が増加するが、所得の増加率ほどには主観的幸福感は増加せず、その変化率の比も1100万円が最大となることが分かった。また、幸福感を決定する要因としては、健康、人間関係に次ぐ変数としては、所得、学歴よりも自己決定が強い影響を与えることが分かった。自分で人生の選択をすることで、選択する行動への動機付けが高まる。そして満足度も高まる。そのことが幸福感を高めることにつながっているであろう。国連の世界幸福度報告書での、国際ランキングでは、日本は幸福度がそれほど高くなく、特に国全体で見ると、「人生の選択の自由」の変数の値が低い国である。そういう日本社会で、自己決定度の高い人が、幸福度が高い傾向にあることは注目に値する。

参考文献

- Baumrind, D. (1967). *Child care practices anteceding three patterns of preschool behavior*. Genetic Psychology Monographs, 75(1), 43-88.
- Baumrind, D. (1968). "Authoritarian vs. authoritative parental control." *Adolescence*, 3, 255-272.
- Blanchflower, D. and Oswald, A. "Is Well-Being U-Shaped over the Life Cycle?" (with D. Blanchflower), *Social Science & Medicine*, 2008, 66, 1733-1749.
- Brickman, Philip and Campbell, D.T. (1971). "Hedonic relativism and planning the good society." *Adaptation-level theory: A symposium* ed.by M.H.Apley, New York: Academic Press.
- Coleman, R. (2009). "Measuring progress towards gross national happiness: From GNH indicators to GNH national accounts." *Gross national happiness: Practice and measurement*, ed.by D. K. Ura and Penjore D. 15-48.
- Deci, E. L. and Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York, NY: Plenum.
- Deci, E. L. and Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*11, 227-268.
- Diener, E. (1984) "Subjective well-being." *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E. and Oishi, S.(2000) "Money and happiness: Income and subjective well-being across nations." *Culture and subjective well-being*, ed.by Diener, E. and E.M.Suh: 185-218, Cambridge, MIT Press.
- Easterlin, R. (1974). "Does economic growth improve human lot? Some empirical evidence." *Nation and Households in Economic growth: Essays in Honor of Moses Abramowitz*, ed. by Davis, P. A. & Reder, M. W. :pp. 89-125, London: Academic Press.
- Easterlin, R. (2001). "Income and happiness: Towards a unified theory." *Economic Journal*, 111, 465-484.
- Frey, B. and Stutzer, A. (2001). *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-being*. Princeton: Princeton University Press.
- Frey, B. and Stutzer, A. (2002). "What can economists learn from happiness research?" *Journal of Economic Literature* 40, 402-435.
- González-Carrasco, M., F. Casas, F.Viñas, S. Malo, M.E. Gras and Bedin I. (2017), "What leads subjective well-being to change throughout adolescence? An exploration of potential factors." *Child Indicators Research* 10, no.1: 33-56.
- Haidt, J. (2006). *The happiness hypothesis: Finding modern truth in ancient wisdom*. Basic Books. 邦訳は『しあわせ仮説』（藤澤隆史、藤澤玲子訳）2011年、新曜社。

Helson, H.(1947) "Adaptation-level as frame of reference for prediction of psychophysical data." *The American journal of psychology* 60, no.1: 1-29.

Hills, P. and Argyle M. (2002). "The Oxford Happiness Questionnaire: a compact scale for the measurement of psychological well-being." *Personality and individual differences* 33, no.7: 1073-1082.

Kahneman, D. and Deaton A.(2010), "Does Money Buy Happiness? A Brief Summary of High Income Improves Evaluation of Life But Not Emotional Well Being", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, September 6, 2010.

Kim, S., Y. Wang, D. Orozco-Lapray, Y. Shen and Murtuza M.(2013), "Does 'Tiger Parenting' Exist? Parenting Profiles of Chinese Americans and Adolescent Developmental Outcomes," *Asian American Journal of Psychology* 4, no. 1, 7–18.

Kirkeboen, L. J., E. Leuven and Mogstad,M. (2016). "Field of study, earnings, and self-selection." *The Quarterly Journal of Economics* 131.no.3: 1057-1111.

Lamborn, S. D, N. S. Mounts, L. Steinbergand Dornbusch, S. M.(1991). "Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families", *Child Development* 62, 1049-1065.

Lyubomirsky, S., and Ross, L. (1997), "Hedonic consequences of social comparison: a contrast of happy and unhappy people." *Journal of personality and social psychology* 73, no.6: 1141-57.

Lyubomirsky, S. and Ross, L.(1999). "Changes in attractiveness of elected, rejected, and precluded alternatives: a comparison of happy and unhappy individuals." *Journal of personality and social psychology* 76, no.6: 988-1007.

Lyubomirsky, S., K.L.Tucker and Kasri, F. (2001). "Responses to hedonically conflicting social comparisons: Comparing happy and unhappy people." *European Journal of Social Psychology* 31, no.5: 511-535.

Maccoby, E.E. (1992) "The role of parents in the socialization of children: An historical overview." *Developmental psychology* 28.6: 1006.

Maccoby, E.E. and Martin, J. A. (1983). "Socialization in the context of the family: Parent-child interaction." In E. M. Hetherington (Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 4. Socialization, personality, and social development*, 1–101, New York: John Wiley & Sons.

Ng, F. F., G. A. Kenney - Benson, and Pomerantz, E. M. (2004), "Children's achievement moderates the effects of mothers' use of control and autonomy support." *Child Development* 75, no.3, 764-780.

Nishimura, K. and Yagi, T.(2017), "How Parenting Affects Children's Futures: Empirical Study in Japan," *Journalism and Mass Communication* 7, no. 1, 35-45

Orth, U. (2018). "The Family Environment in Early Childhood Has a Long-Term Effect on Self-Esteem: A Longitudinal Study From Birth to Age 27 Years." *Journal of Personality and Social Psychology* 114, no.4 :637-655, American Psychological Association

Raboteg-Saric, Z. and Sakic, M. (2014). "Relations of parenting styles and friendship quality to self-esteem, life satisfaction and happiness in adolescents." *Applied Research in Quality of Life* 9,no.3: 749-765.

Ryan, R. M. and Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.

Scitovsky, T. (1976) *The Joyless Economy: An Inquiry into Human Satisfaction and Consumer Dissatisfaction*, Oxford University Press.

Smith, A. (1757) *The theory of moral sentiments*, London: Printed for A. Millar, in the Strand: and A. Kincaid and J. Bell, in Edinburgh.

Smith, A. (2002) *The theory of moral sentiments*, Cambridge University Press.

Stiglitz, J. E., A. Sen, and Fitoussi, J.-P. (2009), *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*,
<http://ec.europa.eu/eurostat/documents/118025/118123/Fitoussi+Commission+report>.

Yap, M. B. H. and Jorm, A.F. (2015). "Parental factors associated with childhood anxiety, depression, and internalizing problems: A systematic review and meta-analysis." *Journal of Affective Disorders* 175: 424-440.

Veenhoven, R. (1989). "National wealth and individual happiness." *Understanding economic behaviour*. ed. by K.G. Grunert and Ölander, F., 9-32. Springer, Dordrecht.

佐伯政男,大石繁宏(2014). "幸福感研究の最前線." *感情心理学研究* 21.2: 92-98.

内閣府 幸福度に関する研究会 (2011)、『幸福度指標試案』、

松島みどり, 立福家徳, 伊角彩, & 山内直人 (2013). 現在の幸福度と将来への希望~ 幸福度指標の政策的活用~. 内閣府経済社会総合研究所 『New ESRI Working Paper』, (27).