

広島大学大学院教育学研究科紀要 第三部 第65号 2016 101-110

Well-being の日米差に自由選択の感覚が及ぼす影響

— World Values Survey データを用いた検討 —

中 里 直 樹

(2016年10月6日受理)

The Effect of Differences in the Sense of Freedom on the Corresponding Differences in the Well-being of Japanese and American Populations

— A study using the World Values Survey datasets —

Naoki Nakazato

Abstract: The current study examined whether differences in the sense of freedom explain the differences in the levels of well-being between Japanese and American populations across several decades (1981–2011). A series of mediation analyses were conducted on five individual waves of datasets from the World Values Survey. Meta-analyses were also employed to examine the summary indirect and total effects across waves from the country dummy variable to life satisfaction judgments via the sense of freedom. The final sample consisted of 5534 Japanese and 6176 American respondents across all study periods. The main findings were that (a) indirect effects via the sense of freedom largely contributed to the difference in life satisfaction judgments between Japan and the United States on all waves, and (b) summary effect sizes across waves estimated by meta-analyses also supported these findings, although the results showed some systematic between-wave variability in indirect and total effects. In conclusion, Japanese people exhibited lower levels of well-being across time, mainly due to their lower levels of sense of freedom compared with American people.

Key words: Well-being, Life Satisfaction, Sense of Freedom, World Values Survey

キーワード: Well-being, 人生満足度, 自由選択の感覚, 世界価値観調査

1. 問題と目的

Well-beingとは、主観的 Well-being のアプローチ (Diener, 1984) に基づくと、個人が「良い状態にある、良い人生を送っている」と考える程度を指す (Diener, 1984; 大石, 2009)。そして、人生満足度がその妥当な測度として広く受け入れられ、頻繁に用いられている (Diener, 1984; Schimmack, 2008)。

本論文は、課程博士候補論文を構成する論文の一部として、以下の審査委員により審査を受けた。

審査委員: 森永康子 (主任指導教員), 湯澤正通,
杉村和美, 中島健一郎

この人生満足度を Well-being の指標として用いた国際比較研究は一貫して、西洋先進諸国に比べて東洋諸国の人々の Well-being が低いことを示してきた (e.g., Deaton, 2008; Diener & Suh, 1999; Inglehart, Foa, Peterson, & Welzel, 2008)。我が国もその例に漏れない。たとえば、Diener & Suh (1999) の研究では、日本の得点は10点満点中6.53であり、他の西洋先進諸国よりも低かった (アメリカ: 7.71; カナダ: 7.88; スウェーデン: 7.97; スイス: 8.39)。他の多くの東洋諸国の人々の Well-being の低さは、経済的発展度の相対的な低さ (World Bank, 2015参照) で説明可能である²⁾。なぜなら、国の経済的環境が良いことは、その国の人々の Well-being に良い影響を与えることが示

されている (e.g., Inglehart et al., 2008) からである。しかし、経済的に恵まれている我が国 (World Bank, 2015参照) の人々の Well-being が低いのは何故だろうか。本論文では、その原因の一つとして、日本における自由選択の感覚の低さに注目し、検討を行う。

従来の Well-being 研究では、世帯収入 (e.g., Lucas & Schimmack, 2009)、対人関係の質 (e.g., Diener & Seligman, 2002)、身体的な健康状態 (e.g., Brief, Butcher, George, & Link, 1993)、住環境 (e.g., Nakazato, Schimmack, & Oishi, 2011) などが Well-being の規定因として取り上げられて来た (Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999のレビュー参照)。これに対して、近年、主に World Values Survey (世界価値観調査) のデータを用いて、自由選択の感覚が、国レベルでも個人レベルでも Well-being の重要規定因であることが示されている (e.g., Diener, Inglehart, & Tay, 2013; Inglehart et al., 2008; Nakazato, Nakashima, & Morinaga, in press)。自由選択の感覚とは、「他者による制限を受けず、自分が望むような生き方・行動を自由に選択していると個人が感じる程度」を指す (e.g., Inglehart & Baker, 2000; Inglehart et al., 2008; Veenhoven, 2014)。Well-being は個人の理想とする人生の実現度合いと定義でき (e.g., Diener, Lucas, Schimmack, & Helliwell, 2009; Oishi, Diener, Suh, & Lucas, 1999; Zou, Schimmack, & Gere, 2013)、自由選択の感覚は、理想を追求し実現させることに、日々どの程度時間や労力を費やして従事できているかを反映する。よって、自由選択の感覚は理想実現の追求のための土台となるので、Well-being の向上にとって重要であると考えられる (Nakazato et al., in press 参照)。

この自由選択の感覚と Well-being の関係についての先行研究として、Nakazato et al. (in press) は、(1) Well-being の典型的な予測因 (主観的な健康状態、世帯収入の程度、婚姻状態) の中で、自由選択の感覚は最も重要な規定因の一つであり、(2) そのことは年代 (1981年～2010年) を通して一貫しており、また (3) 典型的な個人主義的西洋文化圏の国であるアメリカの人々のみならず、典型的な集団主義的東洋文化圏の国である日本の人々においても認められることを示した。一方、Inglehart et al. (2008) は、国レベルでの自由選択の感覚の年代による変化と Well-being の変化に強い相関関係があり、また、日本においては年代を問わず、自由選択の感覚と Well-being がともに低得点であることを報告している。

以上の知見から、日本でも自由選択の感覚は Well-being の最も重要な規定因の一つであるにも拘らず、

西洋先進諸国よりも自由選択の感覚が低い (相対的に行動や生き方を自由に選択できていない) ことが、日本人の Well-being の低さの要因の一つである可能性が考えられる。しかし、日本人の Well-being の低さが自由選択の感覚の低さによって説明可能か、またどの程度説明可能かを直接的に検討した研究はこれまでに存在しない。なお、中里・中島・森永 (2015) では、この可能性について日米の人々を対象に多母集団同時分析を用いて検討している。しかし、目的変数である人生満足度の切片が日米で異なっていたため、自由選択の感覚が Well-being の日米差にどの程度寄与するか十分に検討できていたとは言い難い。そこで、本研究では、「日本人の低い自由選択の感覚が Well-being の低さをもたらしている」という仮説を立て、これについて先行研究 (e.g., Nakazato et al., in press) と同様に World Values Survey のデータを用いて、より直接的な検討をおこなう。その際、西洋文化圏の典型であり (e.g., Markus & Kitayama, 1991)、日本と同じく高い経済水準を保ってきており (World Bank, 2015参照)、かつ World Values Survey の各 Wave の調査年が日本と近い、アメリカを比較対象として取り上げる。そして、日米の Well-being の高低がどの程度自由選択の感覚の程度の差異によって説明できるか、媒介分析を用いて検討をおこなう。

2. 方法

2.1 分析データ

本研究では、World Values Survey のデータを用いた。World Values Survey とは、1981年に開始された世界各国の代表サンプル (nationally representative samples) を対象とする大規模国際調査のことを指す。調査は反復横断デザイン (repeated cross-sectional design) で行われ、現在までに計6回の調査が実施済みである。それぞれの調査時点は Wave (波) と呼ばれ、各 Wave における調査対象国のデータを約5年をかけて収集する (Wave 1: 1981年～1984年, Wave 2: 1990年～1994年, Wave 3: 1995年～1998年, Wave 4: 1999年～2004年, Wave 5: 2005年～2009年, Wave 6: 2010年～2014年)。なお、国によって各 Wave での調査年は異なり、Wave への参加の有無 (i.e., 調査の対象国となるか) も異なる。現在までに、総計で約100か国において調査がなされている。より詳しい情報は、World Values Survey のウェブサイト (World Values Survey Association, 2016) で確認可能である。

本研究では、Wave 1, 3, 4, 5, 6における日米データを分析に用いた。Wave 2にはアメリカが不参加で

あったため、分析対象外とした。なお、結果の一般性を確保するため、18歳未満70歳以上の回答者、および学生と退職済みの回答者は各 Wave での分析対象から除外した。各 Wave における最終的な分析対象者数、日米における調査実施年、男女比（女性の割合）、平均年齢を Table 1 に示す。なお、Table 1 には、以下で説明する使用変数の記述統計量も記載している。

Table 1 各 Wave における記述統計量

変数	日本		米国	
	M	SD	M	SD
Wave 1	(1981年; N = 993)		(1981年; N = 1,810)	
人生満足度	6.52	1.88	7.66	1.92
自由選択の感覚	5.52	2.06	7.56	2.01
女性の割合	517 (52.06%)		1,016 (56.13%)	
年齢	39.79	13.43	35.37	13.87
Wave 3	(1995年; N = 887)		(1995年; N = 1,054)	
人生満足度	6.55	1.90	7.60	1.94
自由選択の感覚	5.76	1.85	7.53	2.00
女性の割合	464 (52.36%)		528 (50.09%)	
年齢	42.95	12.44	40.46	12.48
Wave 4	(2000年; N = 1,027)		(1999年; N = 968)	
人生満足度	6.41	1.97	7.63	1.74
自由選択の感覚	6.02	1.91	7.98	1.78
女性の割合	564 (54.92%)		568 (58.68%)	
年齢	43.29	13.37	38.53	12.38
Wave 5	(2005年; N = 853)		(2006年; N = 837)	
人生満足度	6.95	1.79	7.25	1.72
自由選択の感覚	6.09	1.87	7.73	1.64
女性の割合	497 (58.26%)		430 (51.37%)	
年齢	44.98	12.95	41.16	12.49
Wave 6	(2010年; N = 1,774)		(2011年; N = 1,507)	
人生満足度	6.87	1.97	7.46	1.78
自由選択の感覚	5.82	1.97	7.75	1.74
女性の割合	944 (53.21%)		795 (52.75%)	
年齢	45.86	13.17	43.74	13.25

2.2 使用変数

目的変数である Well-being の測度として人生満足度 (1: 全く満足していない~10: 完全に満足している) を用いた。媒介変数として自由選択の感覚 (1: 人生において選択の自由が全くない~10: 選択の自由が非常にある) を用いた。また、国ダミー変数 (0: 米国, 1: 日本) を作成し、説明変数として用いた。その他、分析に応じて、主観的な健康状態 (1: 非常に良い~4: 良くない; スコアを逆転して使用)、世帯収入の程度 (1: 国内で最も低いグループ~10: 国内で最も高いグループ)、結婚の有無 (1: 有り, 0: 無し [e.g., 未婚・別離]) を統制変数として用いた。

2.3 分析手順

国ダミー変数の人生満足度への効果を自由選択の感覚がどの程度説明するか検討するため、各 Wave において媒介分析を行った (分析モデルについて、Figure 1 と Figure 2 参照)。これによって、人生満足度の日米差を自由選択の感覚の日米差がどの程度説明するか

検討可能となる。

なお、間接効果が有意であることのみならず、その効果量を示すことは重要である (Preacher & Kelley, 2011)。しかしながら、その指標として欠点がないものは存在しないため (Preacher & Kelley, 2011; Wen & Fan, 2015)、複数の指標を併せて報告するべきである (Wen & Fan, 2015)。統計学者たち (e.g., Field, 2013; Hayes, 2013; MacKinnon, 2008; Preacher & Kelley, 2011; Wen & Fan, 2015) が推奨する指標として、第一に間接効果についてのパス係数 (説明変数から媒介変数へのパス係数×媒介変数から目的変数へのパス係数) があげられる。特にその標準化係数については、各変数を異なる測度で測定したとしても、モデル間で間接効果の大きさを比較することができる (Field, 2013)。しかし、間接効果の標準化係数が同じであったとしても (e.g., $\beta = .20$)、総合効果の大きさ (e.g., $\beta = .30$ であるか $\beta = .50$ であるか) によって、その意味合いは異なってくる。間接効果の係数が同じでも、説明変数の目的変数への影響を媒介変数が説明する割合が異なるからである。事実、間接効果の効果量について語る際、この割合について頻繁に言及されてきた (Mackinnon, Warsi, & Dwyer, 1995)。これが推奨される第二の指標としてあげられる、総合効果に対する間接効果の比率 P_M である。この比率単体では不十分であるが、総合効果と併記することで、間接効果の程度を適切に表すことができる (Wen & Fan, 2015)。しかし、間接効果と直接効果の正負の符号が逆方向となる inconsistent mediation と呼ばれる場合 (Figure 2 も参照のこと) には、この比率の使用は適していない。なぜなら、総合効果に対する間接効果の比率の取り得る値に制限がなく、100%を超えたり負の値になり得るからである (Hayes, 2013; Mackinnon, 2008; Preacher & Kelley, 2011)。Preacher & Kelley (2011) が提唱した κ^2 (kappa squared) は、通常の間接効果であろうと inconsistent mediation であろうと、値は 0~1 の範囲に収まり、パターンの違いを問わない指標という利点を有する。それゆえ、その使用によって、前述の inconsistent mediation 時の問題に対処できるように思える。しかしながら、 κ^2 は数学的な観点から批判がなされており (Wen & Fan, 2015 参照)、現在では提唱者自身もその使用に慎重な態度を採っていることが窺える (Field, 2016; Lachowicz, 2015 参照)^{註2}。このような現状において、Wen & Fan (2015) は、inconsistent mediation 時の間接効果の程度を示す明確な方法は現時点では存在せず、研究分野内におけるメタ分析 (本研究の文脈では、Wave を通したメタ分析) の実施が一定の指標

となるのではないかと述べている。よって、これが第三の指標と言えよう。

以上のように欠点がないものは存在しない現状を鑑み、本研究では間接効果の効果を検討するにあたって、複数の指標を用いて総合的に判断をおこなう。用いる指標をまとめると、(1)各 Wave における間接効果についてのパス係数(特に標準化係数)、(2)各 Wave における総合効果に対する間接効果の比率(総合効果のパス係数も併記)は必ず表記する。さらに、いずれかの Wave で inconsistent mediation が生じた場合には、(3) Wave を通した全体的な傾向を調べるためにメタ分析(Borenstein, Hedges, Higgins, & Rothstein, 2009参照)を実施し、間接効果の統合効果量(summary effect size)およびその総合効果の統合効果量に対する比率を示す。

各 Wave における媒介分析の実施には統計ソフトウェア Mplus 7 (Muthén & Muthén, 2012) を使用した。なお、国ダミー変数は2値変数であるため、通常の YX 標準化推定値の算出は好ましくない(Brown, 2015)。説明変数の1標準偏差の変化が意味をなさないためである。そこで Mplus 7 の Standardization 機能を用いて、部分標準化推定値(i.e., Y 標準化推定値)を算出した。結果として、説明変数から目的変数への直接効果、間接効果、総合効果、および説明変数から媒介変数への効果についての標準化係数は効果量 d に相当するものとなる(Brown, 2015; MacKinnon, 2008)。この手続きによって、各変数の日米差がどの程度であるか、および目的変数の日米差を媒介変数がどの程度説明するかについて、より明確に把握可能となる。また、メタ分析の実施およびフォレストプロットの描画には、統計ソフトウェア R のパッケージ metafor 1.9-8 (Viechtbauer, 2010) を使用した。なお、メタ分析を実施する際、多くの場合、個々の研究(本研究では個々の Wave)での効果が全く同じであると仮定する固定効果モデル(fixed-effect model)を用いることは望ましくないことが、統計学者によって主張されている(e.g., Borenstein et al., 2009; Field, 2003)。よって、まず変量効果モデル(random-effects model)を用いて分析し、異質性の指標(統計量 Q の有意性、統計量 I^2) が非有意であるか極めて低い場合にのみ固定効果モデルを採用する。

3. 結果

3.1 各 Wave での媒介分析の結果

各 Wave における媒介分析の結果、Wave 5と Wave 6で inconsistent mediation が認められた(Table

2)。よって、2,3項で述べたように、メタ分析の結果を含む複数の効果量の指標を用いて、間接効果の大きさを総合的に判断する。各 Wave における(1)国ダミー変数の人生満足度への総合効果、直接効果、間接効果それぞれの非標準化係数と標準化係数、(2)総合効果に対する間接効果の比率 P_M 、(3)メタ分析による Wave を通した各効果の統合効果量(summary effect size)についての結果を Table 2に示す。

Table 2 各 Wave における媒介分析の結果

Wave	総合効果	直接効果	間接効果	比率 P_M
1	-1.13 (-.57)	-.47 (-.24)	-.65 (-.33)	58%
3	-1.05 (-.53)	-.22 (-.11)	-.83 (-.42)	79%
4	-1.22 (-.62)	-.40 (-.20)	-.82 (-.41)	67%
5	-.30 (-.17)	.30 (.17)	-.60 (-.34)	200%
6	-.59 (-.31)	.25 (.13)	-.84 (-.44)	142%
メタ分析	-.44 [-.65, -.23]	-.05 [-.27, .17]	-.39 [-.45, -.33]	89%

注) 丸括弧内は標準化係数を表す。係数は全て99%信頼区間に基づき有意。メタ分析結果は標準化係数の統合効果量を表し、鍵括弧内は99%信頼区間を示す。

それぞれの調査時点に目を向けると、Wave 1~4までは、人生満足度の日米差(i.e., 国ダミー変数の人生満足度への総合効果)は中から中の大程度であった(Wave 1: $d = -.57$, 99% CI [-.66, -.48]; Wave 3: $d = -.53$, 99% CI [-.64, -.42]; Wave 4: $d = -.62$, 99% CI [-.72, -.52])。そして重要なことには、自由選択の感覚を介する間接効果が中の小から中程度の人生満足度の日米差を生み出しており(Wave 1: $d = -.33$, 99% CI [-.39, -.28]; Wave 3: $d = -.42$, 99% CI [-.48, -.35]; Wave 4: $d = -.41$, 99% CI [-.48, -.35])。その間接効果によって人生満足度の日米差の大部分が説明可能であった(Wave 1: 58%; Wave 3: 79%; Wave 4: 67%)。これら3つの Wave のモデル例として、Wave 4における分析結果を Figure 1に示す。

一方、Wave 5と6では、人生満足度の日米差は比較的小さかったものの(Wave 5: $d = -.17$, 99% CI [-.30, -.05]; Wave 6: $d = -.31$, 99% CI [-.40, -.22])、自由選択の感覚を介する間接効果の程度には Wave 1~4との間に大きな違いは認められなかった(Wave 5: $d = -.34$, 99% CI [-.41, -.28]; Wave 6: $d = -.44$, 99% CI [-.49, -.39])。興味深いことに、両 Wave では間接効果を統制した際、inconsistent mediation が認められ、国ダミー変数の人生満足度への直接効果がプラスへと転じた(Wave 5: $d = .17$, 99% CI [.04, .30]; Wave 6: $d = .13$, 99% CI [.04, .22])。つまり、自由選択の感覚という点以外においては、日本の

方が人生満足度に肯定的な効果をもつことが示された。2.3項で述べたように、inconsistent mediation の場合、総合効果に対する間接効果の比率は間接効果の効果量として適していない。だが、上記の間接効果のパス係数に注目すると、自由選択の感覚を介する間接効果が中の小から中程度の人生満足度の日米差を生み出すという点においては、これら2つの Wave と他の3つの Wave との間に大きな差はないと言える。これら2つの Wave のモデル例として、Wave 6における分析結果を Figure 2 に示す。

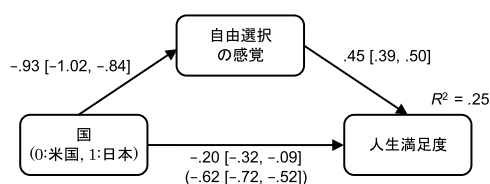


Figure 1. Wave 4における媒介分析モデルの結果
 注) 値は全て標準化係数。丸括弧内は総合効果を、鍵括弧内は99%信頼区間を表す。

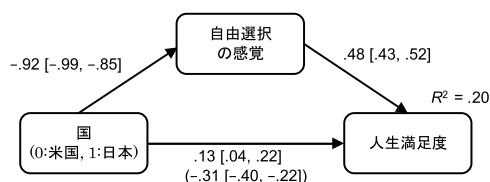


Figure 2. Wave 6における媒介分析モデルの結果
 注) 値は全て標準化係数。丸括弧内は総合効果を、鍵括弧内は99%信頼区間を表す。

なお、人生満足度の規定因の一つであり、自由選択の感覚と中程度の相関があり、かつ日米で平均値差のある主観的な健康状態 (Nakazato et al., in press 参照) を統制しても (媒介変数として並列的に投入しても)、以上の5つの Wave での結果には大きな変化は認められなかった (e.g., Wave 4での自由選択の感覚を介した間接効果: 60%, $d = -.37$, 99% CI [-.43, -.31]; 健康状態を介した間接効果: $d = -.16$, 99% CI [-.20, -.11])。さらに、同様の方法で他の典型的な Well-being の予測因 (世帯収入, 婚姻状態) を統制しても、結果にはほとんど違いがなかった (e.g., Wave 4での自由選択の感覚を介した間接効果: 60%, $d = -.37$, 99% CI [-.43, -.31])。

3.2 メタ分析による結果

Wave 5と Wave 6で生じた inconsistent mediation によって、両 Wave では総合効果に対する間接効果

の比率を適切に示すことができなかった。そこで、追加的な指標を得るためメタ分析をおこなった。具体的な検討内容は、(1) 日米の人生満足度の差異 (i.e., 国ダミー変数の人生満足度への総合効果)、および (2) それに日米の自由選択の感覚の差異が及ぼす効果 (i.e., 国ダミー変数からの自由選択の感覚を介した人生満足度への間接効果) の Wave を通した全体的な傾向を把握し、(3) 前者に占める後者の比率を算出することである。なお、前述したように、部分標準化の結果として、国ダミー変数から人生満足度への総合効果と間接効果は効果量 d に相当する。それゆえ、メタ分析によって算出される統合効果量は、効果量 d についてのもとなる。

Wave 1~6の結果に対してメタ分析を行ったところ、異質性の指標は、総合効果および間接効果両方において、Wave 間の効果量が系統的に異なることを示した (総合効果: $Q(4) = 83.03$, $p < .001$, $I^2 = 95%$; 間接効果: $Q(4) = 19.66$, $p < .001$, $I^2 = 80%$)。なお、統計量 I^2 の異質性の基準は、25%が小、50%が中、75%が大である (Higgins, Thompson, Deeks, & Altman, 2003)。よって、総合効果と間接効果の両方に対するメタ分析に際して、変量効果モデルの結果を採用する。この結果、統合効果量の99%信頼区間には、Wave による効果量の真のばらつきについての情報も加味され、固定効果モデルに比べて信頼区間の幅が広がる (Nakazato et al., in press を参照)。

Figure 3に国ダミー変数の人生満足度への総合効果に対するメタ分析結果を、Figure 4に国ダミー変数の自由選択の感覚を介した人生満足度への間接効果に対するメタ分析結果を示す (Table 2のメタ分析の欄も参照のこと)。これらの図において、Wave 1~6という表記の水平線上に示される四角形と線分は、各 Wave における推定値と99%信頼区間を示す。四角形はサンプルサイズに応じて増減し、大きいほど、統合効果量への比重が大きくなる。一番下に表示される菱形は統合効果量を示し、その中央は推定値、横幅は99%信頼区間を表す。“RE Model” という表記は、ランダム効果モデルを採用したことを表す¹³⁾。

3.1項で述べたように、国ダミー変数の人生満足度への総合効果、つまり日米の人生満足度の平均値差は、Wave 4までとそれ以降とでパターンが異なる。このことが、異質性指標における大きさ ($I^2 = 95%$) を生み出したと思われる。とは言うものの、Wave 全体として見た場合、1981年~2010年/2011年という時代においては、人生満足度の平均的な差異として中程度のものが認められた ($d = -.44$, 99% CI [-.65, -.23])。また、統合効果量の99%信頼区間に着目すると、年代

によってその時々的事象に応じて人生満足度の日米差に系統だった変化が生じることが示されたものの、その日米差は小～中の大程度の範囲に入ると示された。

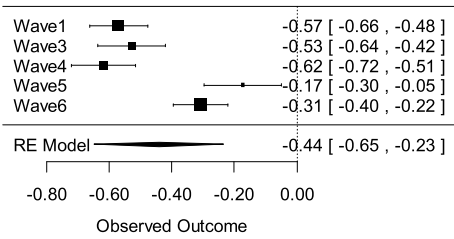


Figure 3. 国ダミー変数の人生満足度への総合効果に対するメタ分析結果

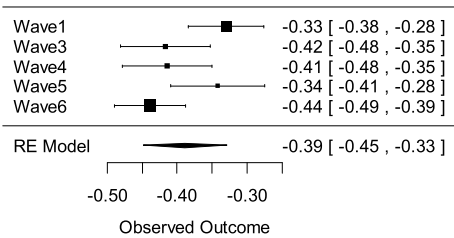


Figure 4. 国ダミー変数の自由選択の感覚を経た人生満足度への間接効果に対するメタ分析結果

続いて、国ダミー変数の自由選択の感覚を介する人生満足度への間接効果に目を向けると、Wave 1と5では他のWaveと比べてやや低くなっており、このことが大きい異質性 ($I^2 = 80\%$) につながったと考えられる。しかしながら、Wave全体を通して見た場合、自由選択の感覚の日米差が人生満足度の日米差に影響する度合いは中程度であり ($d = -.39, 99\% \text{ CI} [-.45, -.33]$)、時代による系統的な効果の差を考慮しても、中の小～中程度の範囲内にあることが見て取れる。また、最も重要なことに、統合された間接効果の推定値は、統合された総合効果の推定値の89%に相当した。以上から、Waveを通して、人生満足度の日米差の大部分を自由選択の感覚が説明したと言えよう。総合効果と間接効果におけるWave間の異質性という限界はあるものの、メタ分析の結果は間接効果の効果量の指標の一つとして、自由選択の感覚が人生満足度の日米差の大半を説明するという結果を補強する証拠を提供した。

4. 考察

4.1 結果の解釈

本研究では、日本人のWell-beingの低さを自由選

択の感覚がどの程度説明するかについて、アメリカ人との比較の上で検討した。その際、日本においても自由選択の感覚は年代を通してWell-beingの重要規定因であること(Nakazato et al., in press)、日本ではアメリカを含む他の西洋先進諸国と比して自由選択の感覚の程度およびWell-beingがともに低いこと(Inglehart et al., 2008)から、「日本人の低い自由選択の感覚がWell-beingの低さをもたらしている」という仮説を立てた。仮説検証のために、World Values Surveyの5つのWaveのデータを用い、媒介分析をおこなった。その際、自由選択の感覚を介する間接効果の大きさを適切に把握するために、(1)間接効果のパス係数、(2)総合効果に対する間接効果の比率、(3)メタ分析結果という3つの効果量の指標から総合的に検討をおこなった。5つのWaveでそれぞれ媒介分析を実施したところ、全てのWaveで人生満足度の日米差に自由選択の感覚の差異が大きな影響を与えていることが示された。つまり、1981年～2011年においては、年代の違いによらず、日本人のWell-beingの低さには自由選択の感覚の程度の低さが大きく寄与していることが明らかになった。

Wave 1からWave 4では、一般的な間接効果が認められ、上記の(1)と(2)の基準から、自由選択の感覚が人生満足度の日米差にもたらす影響は大きいことが示された。Wave 5と6においては、他のWaveとは異なり、inconsistent mediationという特殊な結果が認められた。つまり、Well-beingの日米差のうち自由選択の感覚で説明できる部分を統制すると、両調査時点(Wave 5: 日本では2005年、アメリカでは2006年; Wave 6: 日本では2010年、アメリカでは2011年)では、日本人のWell-beingの方が高いという結果である。この結果は、近年では自由に生き方や行動を選択できる程度という点以外では、日本の方が恵まれた環境であることを示唆しているのかもしれない。そのことは、これらのWaveではWell-beingの日米差が比較的小さかったこと(Table 1, Table 2およびFigure 3参照)からも窺える。Wave 4からWave 5の間の2001年に起こった同時多発テロがもたらした不安定な国内情勢が、アメリカの人々のWell-beingを幾分低下させ、日米のWell-beingの差異の減少に寄与した可能性がある。この可能性を中心に、この間に日本人のWell-beingが幾分上昇した理由も含めて、Wave 5と6でinconsistent mediationおよびWell-beingの日米差の減少が生じた理由について、今後の研究ではさらなる検討が必要である。それらの検討のためにも、2016年現在、調査が開始されつつあるWave 7のデータが示す結果は注目に値する。Wave 7においても前

の2つの調査時点と同様の結果が得られるのか、それとも Wave 5と Wave 6における現象が一過性のものか検討する必要があるだろう。また、両 Wave における間接効果の大きさについてだが、inconsistent mediation が認められたため、2,3項で述べたように総合効果への間接効果の比率からは窺い知ることができない。しかし、間接効果のパス係数は他の Wave とほぼ同等であるという結果が得られた (Table 2参照)。このことは、日本人の自由選択の感覚の相対的な低さが、彼らの Well-being に他の Wave と同程度の悪影響を及ぼしていることを示している。

さらに、inconsistent mediation の場合における他の効果量の限界に対処すべくメタ分析を実施した。その結果に基づくと、5つの Wave を通した現代 (1981年~2011年) における全体的な傾向として、次のような結論を出すことができる。(1) 日本人の Well-being は一貫してアメリカの人々よりも低く (総合効果)、年代による変動はあるものの、全体的な傾向として中程度の差異がある。(2) 日本人の自由選択の感覚の低さが Well-being の日米差に寄与しており、その効果 (間接効果) にも年代による変動はあるものの、全体的な傾向として中程度のものがある。(3) 全体的な傾向として、Well-being の日米差 (総合効果) の大部分を日本人の自由選択の感覚の低さ (間接効果) が説明する。このようなメタ分析の結果ならびに各 Wave における間接効果の効果量の指標から総合的に判断して、現代において、日本人の Well-being の低さをもたらしているものは自由選択の感覚の低さであると結論づけることができ、仮説は支持されたと言えよう。

4.2 今後の課題と本研究による貢献

今後の検討点として、以下のものがあげられる。第一に、本研究では World Values Survey のデータを用いたため、Well-being の指標としての人生満足度と自由選択の感覚はそれぞれ単一項目尺度で測定されたものを分析に使用した。しかし、単一項目尺度による測定に関しては、抽象的な概念を正確に表現することが難しいという妥当性の問題 (Martinez-Martin, 2010; 箕浦・成田, 2013; 村上, 2009)、および測定項目の信頼性に疑問が残る点 (Bergkvist & Rossiter, 2007; Lawless & Lucas, 2009) があげられ、それゆえ、未知の測定誤差の問題に適切に対処できていない (Dollinger & Malmquist, 2011)。そこで、複数の質問項目から構成される尺度 (人生満足度: Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985; 自由選択の感覚: 中里・中島・森永, 2014) を用いても、本研究の知見が再現されるか、今後検討する必要がある。もっとも、上記の限界点と各国の代表サンプルに基づく年代

を通した分析という大規模二次データ使用による利点とは、必然的なトレードオフ関係にある (Lawless & Lucas, 2011)。よって、上記の限界点が本研究の意義を減じるとは必ずしも言えないことを付記しておく。

第二に、自由選択の感覚の日米差に影響を与える社会的要因や国民の特徴も検討する必要があると考えられる。たとえば、Nakazato, Morinaga, & Nakashima (2016) は、人間関係が固定化しており新しい人間関係の構築が困難な環境 (i.e., 低関係流動性環境; Yuki et al., 2007) では、他者から嫌われたり排斥されたりすることを過度に恐れ避けようとする傾向 (i.e., 排除回避傾向; Hashimoto & Yamagishi, 2013) が形成されるため、結果的に自由選択の感覚が減少し Well-being の低下へと繋がることを報告している。上記の研究は国内調査に基づくものであるが、日本社会全体としても他の国 (e.g., アメリカ) に比べて低い関係流動性社会であることが一貫して報告されており、さらに排除回避傾向も形成されやすいことが示されている (e.g., Sato, Yuki, & Norasakkunkit, 2014)。よって、Nakazato et al. (2016) のプロセスが、関係流動性の二国間の変動を指標として用いても再現されることは十分に考えられる。今後の研究では、この可能性についても検証するべきであろう。

第三に、本研究では自由選択の感覚と相関があり、国ダミー変数の人生満足度への効果を媒介することが想定できる主観的な健康状態などを統制したが、今後の研究では他の変数も統制すべきであろう。たとえば、World Values Survey ではパーソナリティ変数が測定されていないが、楽天的もしくは悲観的な思考傾向が自由選択の感覚と Well-being の関係性の一部を説明する可能性が考えられるので、これらを測定し分析時には統制する必要があるだろう。

最後に、今後の研究では、Wave 1~4と比べて Wave 5, 6においては Well-being の日米差が減少した理由を検証する必要もあるだろう。前述したように、Wave 4と Wave 5との間に発生した同時多発テロ後のアメリカを取り巻く情勢の悪化がその一因である可能性が考えられる。しかし、World Values Survey のデータでは、この可能性を十分に検討することはできなかった。該当し得る変数として、自国が巻き込まれる戦争とテロの発生それぞれに対する不安の程度、および居住地域の安全性が提供されている。しかし、それらは Wave 6のみで測定されているため、Well-being の日米差の年代による変化の要因であるかについての検討には適していない。また、Wave 6のデータを用いて、それらを媒介変数として並列的に投入する追加分析を実施したものの、Figure 2の結果からほとんど

変化が認められなかった。今後の研究では、前述の可能性を検討するに際して、不安的な情勢の影響を時系列的かつより明確に分析するに資する大規模データの利用が望まれる。

以上のような課題はあるものの、本研究は、年代の違いに関わらず、日本人の Well-being の低さに自由選択の感覚の低さが大きく寄与していることを初めて実証した。そのことを日米それぞれの国を代表するサンプルを用いて示したことは意義深いと言えよう。本研究の Well-being 研究への貢献は、日本においても自由選択の感覚は Well-being の重要規定因であるという近年の知見 (Nakazato et al., in press) をさらに発展させ、その自由選択の感覚の低さが日本人の Well-being の低さをも説明することを明らかにした点にある。

【注1】

国の経済力の Well-being への好影響はあるところから頭打ちになる (Inglehart et al., 2008の Fig. 2参照)。しかし、多くの東洋諸国の経済力はそのポイントよりも低いと、それらの国々の人々の Well-being の低さが経済力の相対的な低さで説明可能であることが窺える。

【注2】

Field (2013) では間接効果の効果量として κ^2 の使用が推奨されていたが、正誤表 (Field, 2016) の中でその考えを改めたと表明している。その論拠として Wen & Fan (2015) の論文を引用しており、また当該論文の存在を著者に知らせたのが Preacher であることが記載されている。さらに、Preacher の指導を受けた大学院生が κ^2 の問題点について修士論文 (Lachowicz, 2015) の中で議論している。以上から、 κ^2 の主唱者である Preacher 自身も、現在ではその使用に慎重であることが窺える。

【注3】

3.1項で記述した Wave 4での総合効果および Wave 1での間接効果の結果と、Figure 3と Figure 4での対応箇所における結果では、その信頼区間の値に若干の差がある。しかし、これは分析ソフトウェアの違いによる誤差に過ぎない (i.e., 推定値と標準誤差の小数点以下何桁まで用いて信頼区間を算出するかの違い)。

【引用文献】

- Bergkvist, L., & Rossiter, J. R. (2007). The predictive validity of multiple-item versus single-item measures of the same constructs. *Journal of Marketing Research*, 44, 175-184.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta-analysis*. West Sussex, United Kingdom: Wiley.
- Brief, A. P., Butcher, A. H., George, J. M., & Link, K. E. (1993). Integrating bottom-up and top-down theories of subjective well-being: The case of health. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64, 646-653.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.)*. New York: The Guilford Press.
- Deaton, A. (2008). Income, health, and well-being around the world: Evidence from the Gallup World Poll. *Journal of Economic Perspectives*, 22, 53-72.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Diener, E., Inglehart, R., & Tay, L. (2013). Theory and validity of life satisfaction scales. *Social Indicators Research*, 112, 497-527.
- Diener, E., Lucas, R. E., Schimmack, U., & Helliwell, J. (2009). *Well-being for public policy*. New York: Oxford University Press.
- Diener, E., & Seligman, M. E. P. (2002). Very happy people. *Psychological Science*, 13, 81-84.
- Diener, E., & Suh, E. M. (1999). National differences in subjective well-being. In D. Kahneman, E. Diener & N. Schwarz (Eds.), *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp. 434-450). New York: Russell-Sage.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125, 276-302.
- Dollinger, S. J., & Malmquist, D. (2009). Reliability and validity of single-item self-reports: With special relevance to college students' alcohol use, religiosity, study, and social life. *Journal of General Psychology*, 136, 231-241.
- Field, A. P. (2003). The problems in using Fixed-

- effects models of meta-analysis on real-world data. *Understanding Statistics*, 2, 105-124.
- Field, A. P. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4th ed.). London: SAGE.
- Field, A. P. (2016). DSUS (4th ed.) Errata. Retrieved September 1, 2016, from <http://www.statisticshell.com/docs/dsus4errata.pdf>
- Hashimoto, H., & Yamagishi, T. (2013). Two faces of interdependence: Harmony seeking and rejection avoidance. *Asian Journal of Social Psychology*, 16, 142-151.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis*. New York: The Guilford Press.
- Higgins, J. P. T., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *British Medical Journal*, 327 (7414), 557-560.
- Inglehart, R., & Baker, W. E. (2000). Modernization, cultural change, and the persistence of traditional values. *American Sociological Review*, 65, 19-51.
- Inglehart, R., Foa, R., Peterson, C., & Welzel, C. (2008). Development, freedom, and rising happiness: A global perspective (1981-2007). *Perspectives on Psychological Science*, 3, 264-285.
- Lachowicz, M. (2015). *A novel measure of effect size for mediation analysis*. (master's thesis), Vanderbilt University, Nashville, Tennessee.
- Lawless, N. M., & Lucas, R. E. (2011). Predictors of regional well-being: A county level analysis. *Social Indicators Research*, 101, 341-357.
- Lucas, R. E., & Schimmack, U. (2009). Income and well-being: How big is the gap between the rich and the poor? *Journal of Research in Personality*, 43, 75-78.
- MacKinnon, D. P. (2008). *Introduction to statistical mediation analysis*. New York: Lawrence Erlbaum Associates.
- Mackinnon, D. P., Warsi, G., & Dwyer, J. H. (1995). A simulation study of mediated effect measures. *Multivariate Behavioral Research*, 30, 41-62.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.
- Martinez-Martin, P. (2010). Composite rating scales. *Journal of the Neurological Sciences*, 289 (1-2), 7-11.
- 箕浦有希久・成田健一 (2013). 2 項目自尊感情尺度の提案—評価と受容の 2 側面に注目して— 人文論究 (関西学院大学文学部・文学研究科紀要), 63, 129-147.
- 村上史朗 (2009). 測定の基礎 安藤清志・村田光二・沼崎誠 (編著), 新版 社会心理学研究入門 東京大学出版会
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus user's guide (7th ed.)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nakazato, N., Morinaga, Y., & Nakashima, K. (2016). Effect of high rejection avoidance developed under low-relational-mobile societies on people's sense of freedom and well-being. *Proceedings of 17th Annual Meeting of the Society for Personality and Social Psychology*, E242.
- 中里直樹・中島健一郎・森永康子 (2014). 協調性の共有信念と自由選択の感覚が Well-being に及ぼす影響 中国四国心理学会第70回大会発表論文集, 51.
- 中里直樹・中島健一郎・森永康子 (2015). World Values Survey データを用いた Well-being 説明モデルの日米比較検討 日本グループ・ダイナミックス学会第 62 回大会発表論文集, 134-135.
- Nakazato, N., Nakashima, K., & Morinaga, Y. (in press). The importance of freedom in the East and the West over time: A meta-analytic study of predictors of well-being. *Social Indicators Research*.
- Nakazato, N., Schimmack, U., & Oishi, S. (2011). Effect of changes in living conditions on well-being: A prospective top-down bottom-up model. *Social Indicators Research*, 100, 115-135.
- 大石繁宏 (2009). 幸せを科学する: 心理学からわかったこと 新曜社
- Oishi, S., Diener, E., Suh, E., & Lucas, R. E. (1999). Value as a moderator in subjective well-being. *Journal of Personality*, 67, 157-184.
- Preacher, K. J., & Kelley, K. (2011). Effect size measures for mediation models: Quantitative strategies for communicating indirect effects. *Psychological Methods*, 16, 93-115.
- Sato, K., Yuki, M., & Norasakkunkit, V. (2014). A socio-ecological approach to cross-cultural differences in the sensitivity to social rejection: The partially mediating role of relational mobility. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 45, 1549-1560.
- Schimmack, U. (2008). The structure of subjective well-being. In M. Eid & R. J. Larsen (Eds.), *The science of subjective well-being* (pp. 97-123). New

- York: The Guilford Press.
- Veenhoven, R. (2014). Freedom and quality of life. In A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of quality of life and well-being research*. (pp. 2356-2359). Dordrecht, Netherlands: Springer.
- Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software*, 36(3), 1-48.
- Wen, Z. L., & Fan, X. T. (2015). Monotonicity of effect sizes: Questioning kappa-squared as mediation effect size measure. *Psychological Methods*, 20, 193-203.
- World Bank. (2015). World Bank list of economies (January 2015). Retrieved April 13, 2015, from <http://siteresources.worldbank.org/DATASTATISTICS/Resources/CLASS.XLS>
- World Values Survey Association. (2016). The World Values Survey site. Retrieved July 1, 2016, from <http://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp>
- Yuki, M., Schug, J., Horikawa, H., Takemura, K., Sato, K., Yokota, K., & Kamaya, K. (2007). Development of a scale to measure perceptions of relational mobility in society. *CERSS Working Paper 75, Center for Experimental Research in Social Sciences, Hokkaido University*.
- Zou, C., Schimmack, U., & Gere, J. (2013). The validity of well-being measures: A multiple-indicator-multiple-rater model. *Psychological Assessment*, 25, 1247-1254.

【付記】

本研究は JSPS 科研費 JP16J02538 の助成を受けたものです。なお、本研究の一部は、日本社会心理学会第 57 回大会において発表しました。