

## 幸福感と環境配慮行動の関係性

JGSS-2008 による分析

竹橋 洋毅

名古屋大学エコトピア科学研究所

The Relationship between Well-Being and Eco-Friendly Behaviors:  
Analysis from the Data of JGSS-2008

Hiroki TAKEHASHI

EcoTopia Science Institute

Nagoya University

Based on motivational perspectives, this study examined the relationship between well-being and eco-friendly behaviors. Results indicated that eco-friendly behaviors and attitudes were positively related with well-being when controlling for the effects of geographic, health, and economic factors. Moreover, the relationships between eco-friendly behaviors and well-being were influenced by economic factors. For individuals who belonged to a high economic status or did not feel economic-related anxiety, this study found several correlations between eco-friendly behaviors and well-being. For individuals who belonged to a low status or felt anxiety, this study found few correlations. Furthermore, eco-friendly behaviors (i.e., bringing your own shopping bag) which did not require economic costs tended to correlate with well-being. These results suggest some causality between an eco-friendly behavior and well-being when the behavior is motivated intrinsically. The discussion considered some policy implications to improve the social sustainability.

Key Words: JGSS, well-being, eco-friendly behavior

本研究では、動機づけ的な視座に基づき、幸福感と環境配慮行動の関係性について検討を行った。その結果、環境配慮的な行動や態度は幸福感とポジティブに関連することが示唆された。この関係性は人口統計学的要因、健康状態、経済的変数の影響を統制した場合にも確認された。また、幸福感と環境配慮行動の関係性は経済的要因により調整されていた。高い階層に属する人や経済的不安が小さい人では幸福感と環境配慮行動の間にポジティブな相関が見られた。一方、低階層に所属する人や経済的不安が大きい人では幸福感と環境配慮行動の間に相関関係が殆ど見られなかった。さらに、経済的負担が小さい環境配慮行動 (i.e., マイバックの使用) では幸福感との相関が見られやすかった。これらの結果は、環境配慮行動が内発的動機づけに基づく場合に幸福との関連が強まることを示唆している。最後に、社会の持続可能性を高めるための方策について議論が為された。

キーワード：JGSS，幸福感，環境配慮行動

## 1. 目的

生活の豊かさを向上させることは人類の目標であり、この目的を達成するために活動を拡大してきた。その結果、現在では資源枯渇や温暖化などの環境問題が深刻化しており、その解決は現代において最も重要な問題の1つとして位置づけられている(OECD, 2001)。この問題に関する重要な視点として、持続可能性(sustainability)という考え方が提起されている。持続可能性は、1987年の国連「環境と開発に関する委員会(通称、ブルントラント委員会)」の報告において提起された概念であり、将来世代が彼ら自身の要求を満たす能力を損なうことなく、現存する人々の要求を満たすことができる発展として定義される。即ち、持続可能性とは自然環境や資源の有限性を考慮し、現代世代が環境容量の中で発展を目指すべきであるとする考え方であり、OECD(2001)においても将来社会の重要な指針として位置づけられている。持続可能型社会の構築においては、発展による「幸福向上」と人間活動による「環境負荷低減」を両立させることが求められる。

それでは、幸福向上と環境負荷低減は両立しうるのだろうか。政治的な文脈では、両者が対立するものとして位置づけられてきた(Brown & Kasser, 2005)。環境保全のための行動は、欲望や欲求、究極的には幸福に反するものであり、自己犠牲を伴うものとして見なされてきた。その一方で、個人レベルでは幸福と環境配慮が両立しうることが実証的に示されてきた(Kasser, 2010)。De Young(2000)は、環境配慮的かつ向社会的な行動(i.e., 倹約や地域参加)が生活満足度の向上に寄与することを示唆している。また、Kasser & Sheldon(2002)の研究では、クリスマスに環境配慮的な活動に従事した参加者は幸福感が高かったことが報告されている。さらに、Brown & Kasser(2005)の調査研究では、幸福感と環境配慮行動の間にポジティブな相関関係が確認されている。これらの知見は、個人レベルの幸福感と環境配慮行動が相反するものではなく、むしろポジティブな相関関係にあることを示唆している。Myers & Diener(1995)は幸福研究を俯瞰し、人生満足度における最も重要な源泉は非物質的なものであると結論づけていることを踏まえると、幸福向上には大きな環境負荷を伴う物質消費型のライフスタイルが必ずしも必要とされないと考えられる。

幸福感と環境配慮行動の関係性は、動機づけの要因によって説明される。Kasser & Ryan(1996)は動機づけの源泉として内発的価値(i.e., 自己成長)と外発的価値(i.e., 経済的成功)という2分法を提起しているが、Richins & Dawson(1992)は物質主義的(即ち、外発的)な個人が、そうでない人よりも、幸福感が低く、環境配慮行動(i.e., リサイクル)への従事が少ないことを明らかにしている。さらに、Brown & Kasser(2005)は幸福感と環境配慮行動の関連が内発的価値によって媒介されることを示唆している。即ち、幸福感と環境配慮行動の間にはポジティブな関係が見られるが、統制変数として内発的価値を投入した場合には相関関係が消失した。これらの知見は、内発的価値により動機づけられた環境配慮行動は幸福感を向上させるのに対して、外発的価値により動機づけられた環境配慮行動は幸福感を向上させないという可能性を示唆している。この可能性が真であるならば、個人の置かれた経済的状况によって、幸福感と環境配慮行動の関連の仕方が異なるという仮説を導出できる。Maslow(1954)の欲求階層説によれば、人間欲求は生存に関する低次欲求から自己実現という高次欲求までの5つの欲求が階層構造を為しており、低次欲求が充足されない場合には高次欲求に方向づけられないと論じている。経済水準の低い人々は、低次欲求の充足が妨げられていることから、環境配慮に関する行動(i.e., 節電)は経済的理由という外発的価値に基づく度合いが相対的に大きく、内発的価値に基づく度合いが小さいと考えられる。その結果、環境配慮行動に従事したとしても、経済的に困窮している人では環境配慮行動が幸福感の向上に寄与しにくいものに対して、経済的に困窮していない人では環境配慮行動により幸福感が得られやすい可能性がある。以上の議論に基づき、本研究では経済的要因が環境配慮と幸福感の関係性に与える影響について検討することを主な目的として設定した。

なお、環境配慮行動には節電、公共交通の利用、マイバックの使用、故障物品の修理、再生製品の購入などの様々な方略が存在するが、これらの全てが幸福感と関連するかについては明らかにされていない。動機づけの視座に従えば、マイバック使用などの金銭的負担が小さい行動は、それを行う

か否かが個人の意志に依存する度合いが大きく、内発的な価値に基づいて為されやすいと想定されるため、幸福感との関係が見られると予測される。一方で、公共交通の利用などの金銭的負担が大きい行動は、それを行うか否かが金銭的要因によって規定される度合いが相対的に大きく、特に経済的に困窮している人では外発的価値に基づいて為されやすいと想定されるため、幸福感との関連が見られにくいと予測される。この議論に基づき、本研究では個別的な環境配慮行動と幸福感の関係性について検討することとした。

また、本研究では環境配慮に関する行動だけでなく、態度についても検討対象とした。環境配慮的な施策を推進していく上では市民の賛意が不可欠であり、どのような環境配慮的な考え方が幸福感に結びつきやすいかを明らかにすることには意義があるだろう。持続可能性に関する考え方には、「弱い持続可能性」と「強い持続可能性」の2つが存在する(Pearce, Markandya, & Barbier, 1989)。弱い持続可能性は自然資本の減少分を人工資本によって代替することを認める考え方であるのに対して、強い持続可能性は自然資本の不可逆的な損失を招かないように一定に保つことを優先し、人工資本による代替を認めない考え方である。後者は、前者よりも人間活動への制約が厳しく、環境制約をまず考慮し、それを侵さない範囲で人間活動を認めるという考え方であり、環境配慮活動を「義務的なもの」として捉えることから、外発的価値との関連が強いと考えられる。従って、強い持続可能性への態度は弱い持続可能性への態度と比べて幸福感と関連しにくいと予測される。そこで、本研究では持続可能性に対する2つの態度と幸福感の関係性についても検討することとした。

本研究では、20～89歳という幅広い年齢層からなる国民代表的サンプルであるJGSS-2008のデータを用い、幸福感に關与する様々な交絡要因の影響を排除した分析により、幸福感と環境配慮傾向との関連性について検討する。幸福感は性別や配偶者の有無などの人口統計学的変数、経済的要因、健康状態などと関連することが指摘されているため、本研究ではそれらの影響を統制した上で、環境配慮に関する各変数が幸福感を予測するか否かを検討する。さらに、経済的要因に基づいて群分けを行い、幸福感と環境配慮の関連の仕方が群間で異なるかについても検討する。一般家庭からの温室効果ガス排出量は1990年から2008年にかけて34.7%の増加が見られており、何らかの対策が必要であること(環境省, 2009) 環境配慮的な施策に向けた合意形成においては国民の理解や協力が不可欠であることを踏まえると、JGSSのデータを用い、幸福感と環境配慮の両立性について検討することには意義があると考えられる。

## 2. 方法

### 2.1 データ

本研究で用いるデータは、JGSS-2008のA票であった。JGSS-2008は、層化二段無作為抽出法により選ばれた日本全国に居住する20-89歳の男女に対する調査であり、2008年10-12月にかけて実施された。本稿で用いたA票の有効回収数は2,060、回収率は58.2%であった。このデータは幅広い年齢や地域をカバーした日本国民全体を代表するサンプルであり、所得や教育歴、階層帰属意識など複数の社会経済的指標を含んでいることから、経済的状況が異なる集団間では幸福感と環境配慮の関連が異なるという仮説について検討する上では有効なデータであると考えられる。本研究では、欠損値のあるサンプルを分析から除外し、1,947人(全体の94.5%)のデータを分析対象とした。

### 2.2 変数

幸福感としては、「あなたは、現在幸せですか」という問いに対し、「幸せ」と「不幸せ」を両極とする5段階で評定を求めたものを用いた。本研究では幸福感が高いほど、評定値が大きくなるように変換した。環境配慮に関する変数としては、以下の8つを用いた。環境配慮行動の指標としては、「電気は、こまめに消す」、「なるべく公共交通機関を利用する(バス・電車など)」、「買物には袋などを持参する」、「故障した物は修理して使う」、「再生(リサイクル)の商品を買う(トイレットペーパー・ノートなど)」、「無農薬・有機栽培野菜を買う」という行動をどのくらい行っているかという問いに対

して、「よくする」と「まったくしない」を両極とする4段階で評定を求めたものを用いた。本研究では環境配慮行動の頻度が高いほど、評定値が大きくなるように数値変換を行った。環境配慮態度の指標としては、弱い持続可能性への態度としては「地球環境の保護よりも、経済成長を優先すべきだ」という問い、強い持続可能性への態度としては「地球環境の悪化を防ぐためならば、生活が不便になってもかまわない」という問いに対し、「賛成」と「反対」を両極とする4件法で評定を求めたものを用いた。本研究では環境配慮態度がポジティブであるほど、評定値が大きくなるように変換を行った。これらの8つの環境配慮変数は、大橋（2010）の研究に基づいて採用した。

経済的要因としては、階層帰属意識と経済的不安を採用した。階層意識は「かりに現在の日本の社会全体を、以下の5つの層にわけるとすれば、あなた自身はどれに入りますか」という問いに対し、「上」から「下」までの5段階で評定を求めたものを用いた。階層帰属意識は、世帯所得や教育年数、職業などとの関連を示すものの、現在の客観的な経済指標だけでなく、過去の経済状態や将来への生活水準改善への期待なども反映するといわれ（篠崎, 2006）、社会的位置を表わす主観的指標とされる。本研究では階層帰属意識が高いほど、評定値が高くなるように数値変換を行った。JGSSを用いた研究においても、幸福感と階層帰属意識にはポジティブな相関関係が確認されている（穴戸, 2007）。経済的不安は、「今後の生活について、経済的に不安を感じていますか」という問いに対し、「とても感じている」から「まったく感じていない」までの5段階で評定を求めたものを用いた。本研究では経済的不安が高いほど、評定値が高くなるように数値変換を行った。

幸福感に影響する他の変数として、性別（男性、女性）、配偶者（有、無）<sup>(1)</sup>、年齢（20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代、70歳以上）<sup>(2)</sup>、教育水準（中卒、高卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）という人口統計学的変数を用いた。これらの変数はすべてカテゴリ変数として分析を行った。従来の研究では、女性が男性よりも、高齢者が他の年齢層よりも、配偶者を持つ者が持たない者よりも、幸福を感じやすいことが示されている（e.g., Frey & Stutzer, 2002; 岩井, 2002）。また、本研究では主観的健康についても分析項目として採用したが、これは主観的な健康状態が幸福感の重要な規定因の1つであり、健康状態が良好であるほど幸福感が高まるという知見（e.g., Frey & Stutzer, 2002; 岩井, 2002; Layard, 2005）に基づいている。主観的健康の指標としては、「あなたの現在の健康状態は、いかがですか」という問いに対し、「幸せ」と「不幸せ」を両極とする5段階で評定を求めたものを採用した。本研究では幸福感が高いほど、評定値が大きくなるように変換を行った。

### 2.3 分析法とモデル

まず、幸福感と他の変数の関係性について探索するために、各変数の水準ごとに幸福感の平均値と標準偏差を算出するとともに、環境配慮変数、経済的変数、人口統計学的変数、主観的健康のそれぞれを独立変数、幸福感を従属変数とする一元配置の分散分析を実施した。次に、本研究では6つの環境配慮行動が幸福感と異なる関連を持つ可能性があるかと想定したが、環境配慮行動に関する項目間の相関が高い場合には共通因子を用いて、幸福感との関連を検討すべきであろう。この問題について検討するため、環境配慮行動に関する項目に対して因子分析を行った。その後、幸福感と環境配慮の関連について検討するため、幸福感を目的変数とした回帰分析を実施した（人口統計学的変数、主観的健康、経済関連変数が幸福感に与える影響についてのモデルを構成し、それらの変数の影響を統制した上で、各環境配慮変数を個別的に投入し、幸福感との関連を検討した<sup>(3)</sup>）。最後に、経済的状況が異なる集団間で幸福感と環境配慮の関連の仕方が異なるかを解明するため、経済的要因（階層帰属意識、経済的不安）に基づいて群分けを行い<sup>(4)</sup>、その群ごとに前述の回帰分析を実施し、幸福感と環境配慮変数の関連について検討を行った。

## 3. 結果

### 3.1 幸福感と各変数の関係性

本研究の目的は、人口統計学的変数、経済的変数、主観的健康の影響を統制した上で、環境配慮傾

向と幸福感の関連を検討することになったが、その検討のための線形モデルを構築するに当たって、それらの変数と幸福感の関連について把握することが必要とされる。そこで、本研究では幸福感を従属変数、他変数を独立変数とする一元配置の分散分析を行った。表1には、環境配慮変数の各水準における幸福感の平均値と標準偏差、分散分析の検定結果を示す。表2には、人口統計学的変数、主観的健康、経済関連変数の各水準における幸福感の平均値と標準偏差、分散分析の検定結果を示す。

まず、環境配慮行動と幸福感の関係性について焦点を当てると、節電頻度では「よくする」と評定した者は「時々する」と評定した者より幸福感が高かった ( $p<.01$ )。公共交通の利用では、水準間に有意差が見られなかった ( $p>.27$ )。マイバック使用では、「よくする」、「時々する」、「あまりしない」と評定した者が「まったくしない」と評定した者より幸福感が高かった ( $p<.05$ )。故障物品の修理では、「よくする」と評定した者は他よりも幸福感が高かった ( $p<.05$ )。再生製品の購入では、水準間に有意な差が見られなかった。無農薬・有機野菜の購入では、「よくする」や「時々する」と評定した者は「あまりしない」や「まったくしない」と評定した者よりも幸福感が高く ( $p<.10$ )、「あまりしない」と評定した者は「まったくしない」と評定した者よりも幸福感が高かった ( $p<.10$ )。環境配慮態度に着目すると、弱い持続可能性への態度では、「ややポジティブ」と評定した者は「ネガティブ」と評定した者より幸福感が高かった ( $p<.05$ )。強い持続可能性への態度では、水準間に有意な差が見られなかった。以上をまとめると、公共交通の利用および再生製品の購入の頻度、強い持続可能性への態度を除外すれば、環境配慮傾向が強いほど、幸福感が高まるという傾向が見られた。

表1 環境配慮変数ごとの幸福感の平均値と標準偏差

		n	%	M	SD	F値
節電頻度	全くしない	27	1.4	3.67	1.07	5.35 **
	あまりしない	180	9.2	3.84	0.96	
	時々する	716	36.8	3.83	0.90	
	よくする	1,024	52.6	3.99	0.97	
公共交通の利用頻度	全くしない	450	23.1	3.86	0.97	1.33
	あまりしない	593	30.5	3.88	0.93	
	時々する	389	20.0	3.93	0.95	
	よくする	515	26.5	3.97	0.96	
マイバックの使用頻度	全くしない	484	24.9	3.81	1.01	7.51 **
	あまりしない	369	19.0	3.84	0.94	
	時々する	450	23.1	3.88	0.92	
	よくする	644	33.1	4.05	0.91	
故障物品の修理頻度	全くしない	88	4.5	3.59	1.24	4.21 **
	あまりしない	379	19.5	3.89	0.92	
	時々する	901	46.3	3.91	0.91	
	よくする	579	29.7	3.97	0.97	
再生製品の購入頻度	全くしない	182	9.3	3.90	1.04	1.24
	あまりしない	415	21.3	3.87	0.92	
	時々する	808	41.5	3.89	0.93	
	よくする	542	27.8	3.98	0.97	
無農薬・有機野菜の購入頻度	全くしない	197	10.1	3.75	1.05	10.82 **
	あまりしない	545	28.0	3.78	0.95	
	時々する	759	39.0	3.94	0.92	
	よくする	446	22.9	4.09	0.93	
弱い持続可能性への態度	ネガティブ	106	5.4	3.90	1.07	2.57 †
	ややネガティブ	467	24.0	3.85	0.98	
	ややポジティブ	890	45.7	3.89	0.91	
	ポジティブ	484	24.9	4.01	0.96	
強い持続可能性への態度	ネガティブ	124	6.4	3.93	0.97	1.14
	ややネガティブ	490	25.2	3.85	0.94	
	ややポジティブ	1,085	55.7	3.92	0.95	
	ポジティブ	248	12.7	3.98	0.96	

\*\* $p<.01$  \* $p<.05$  † $p<.10$

表2 人口統計学的変数、主観的健康、経済的変数ごとの幸福感の平均値と標準偏差

		n	%	M	SD	F値
性別	男性	938	48.2	3.86	0.97	5.59 *
	女性	1,009	51.8	3.96	0.93	
配偶者	有	1,438	73.9	4.02	0.89	77.54 **
	無	509	26.1	3.60	1.03	
年齢	20歳代	159	8.2	3.84	0.96	3.44 *
	30歳代	335	17.2	3.94	0.94	
	40歳代	340	17.5	3.80	0.97	
	50歳代	417	21.4	3.83	0.93	
	60歳代	356	18.3	3.99	0.95	
	70歳以上	340	17.5	4.04	0.94	
教育水準	中卒	310	15.9	3.79	1.03	4.03 *
	高卒	930	47.8	3.90	0.95	
	短大・高専卒	270	13.9	4.06	0.87	
	大学・大学院卒	437	22.4	3.94	0.93	
主観的健康	1:悪い	62	3.2	3.24	1.34	47.40 **
	2	229	11.8	3.59	0.99	
	3	615	31.6	3.71	0.89	
	4	480	24.7	3.98	0.81	
	5:良い	561	28.8	4.28	0.91	
階層帰属意識	下	158	8.1	3.36	1.16	41.56 **
	中の下	723	37.1	3.71	0.95	
	中の中	853	43.8	4.09	0.85	
	中の上	201	10.3	4.29	0.80	
	上	12	0.6	4.58	0.79	
経済的不安	まったく感じていない	21	1.1	4.62	0.67	31.35 **
	あまり感じていない	245	12.6	4.18	0.93	
	どちらともいえない	279	14.3	4.11	0.83	
	ある程度感じている	925	47.5	3.96	0.87	
	かなり感じている	477	24.5	3.54	1.07	

\*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$ 

経済変数に着目すると、階層帰属意識について「上」、「中の上」、「中の中」と評定した者は「中の中」や「下」と評定した者よりも幸福感が高く ( $p < .01$ ) 「中の上」と評定した者は「中の中」と評定した者よりも幸福感が高く ( $p < .05$ ) 「中の中」と評定した者は「下」と評定した者よりも幸福感が高い ( $p < .01$ ) というように、階層が高いほど、幸福感が高いという傾向が見られた。経済的不安では、不安を「まったく感じていない」や「あまり感じていない」と評定した者は「ある程度感じている」や「かなり感じている」と評定した者よりも幸福感が高く ( $p < .01$ ) 「どちらともいえない」や「ある程度感じている」と評定した者は「かなり感じている」と評定した者よりも幸福感が高い ( $p < .01$ ) というように、経済的不安が小さいほど、幸福感が高いという傾向が見られた。

その他の変数については、男性よりも女性の方が、配偶者を持たない者よりも持つの方が、幸福感が高かった ( $p < .01$ )。また、年齢に着目すると、幸福感は70歳以上が40歳代と50歳代よりも高く ( $p < .05$ )、60歳代が40歳代よりも高い ( $p < .05$ ) というように、高齢になると幸福感が高まるという傾向が見られた。学歴では、短大・高専卒者は中卒者 ( $p < .01$ ) や高卒者 ( $p < .10$ ) よりも幸福感が高く、大学・大学院卒との間には差が見られなかった。最後に、主観的健康は「1. 悪い」と「5. 良い」を両極とする指標であったが、「5」を評定した者は他よりも幸福感が高く ( $p < .01$ )、「4」を評定した者は「3」以下の者よりも幸福感が高く ( $p < .01$ )、「3」を評定した者は「1」を評定した者よりも幸福感が高い ( $p < .01$ ) というように、主観的健康が良好であるほど、幸福感が高いという傾向が見られた。

以上から、環境配慮傾向と幸福感の関連を検討する上では人口統計学的変数、主観的健康、経済的変数の影響を統制する必要があるといえる。また、環境配慮変数、経済的変数、主観的健康は幸福感との線形関係を概ね満たすことから、本研究ではこれらを連続変数として回帰分析に投入することとした。

### 3.2 環境配慮行動に関する因子分析

環境配慮行動と幸福感との関連を検討する上で、環境配慮行動に関する6項目を個別的に扱うべきか、その集約的変数を用いるべきかについて判断するために、主因子法、プロマックス回転の因子分析を行い、固有値1以上という基準から1因子が得られた<sup>(5)</sup>。表3に、因子負荷量と共通性を示す。共通性が.350を超えた項目が存在しなかったことから、本研究ではこれらの項目を個別的に扱うことにした。

表3 環境配慮行動の6項目に対する因子分析(n=1,947)

	因子負荷量	共通性
節電頻度	.439	.192
公共交通の利用頻度	.353	.125
マイパックの利用頻度	.563	.317
故障物品の修理頻度	.505	.255
再生商品の購入頻度	.571	.326
自然食品の購入頻度	.490	.240
初期の固有値	1.456	
説明率	24.268	

### 3.3 幸福感と環境配慮の関係性

環境配慮変数と幸福感の関係性について検討するため、幸福感を従属変数、人口統計学的変数、主観的健康、経済的変数を独立変数とする線形モデルを構成し、それらの影響を統制した上で、8つの環境配慮変数を個別的にモデルに投入した。表4には人口統計学的変数、主観的健康、経済関連変数の標準化偏回帰係数を、表5には各環境配慮変数を個別的に投入した場合の標準化偏回帰係数を示す。

表4 人口統計学的要因、健康状態、経済的要因による幸福感の予測モデル(n=1,947)

	$\beta$
切片	-
性別(ref: 女性)	2.917 **
	男性
	-.100 *
配偶者(ref: 無)	
	有
	.436 **
年齢(ref: 70歳以上)	
	20歳代
	-.120
	30歳代
	-.216 **
	40歳代
	-.335 **
	50歳代
	-.299 **
	60歳代
	-.115 †
教育水準(ref: 大学・大学院卒)	
	中卒
	-.054
	高卒
	.006
	短大・高専卒
	.072
主観的健康	.217 **
階層帰属意識	.194 **
経済的不安	-.100 **
F値	36.951 **
調整済みR <sup>2</sup>	.194

\*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$  †  $p < .10$

表 5 幸福感と各環境配慮変数の関連

	$\beta$	
節電頻度	.062	*
公共交通の利用頻度	.016	
マイバツクの利用頻度	.052	**
故障物品の修理頻度	.061	*
再生商品の購入頻度	.036	†
無農薬・有機野菜の購入頻度	.078	**
弱い持続可能性への態度	.049	*
強い持続可能性への態度	.005	

\*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$  †  $p < .10$

統制変数: 性別、配偶者、年齢、教育水準、主観的健康、階層帰属意識、経済的不安

その結果、性別 ( $p < .05$ )、配偶者 ( $p < .01$ )、年齢 ( $p < .01$ )、主観的健康 ( $p < .01$ )、階層帰属意識 ( $p < .01$ )、経済的不安 ( $p < .01$ ) の効果が見られた。即ち、男性よりも女性の方が、配偶者を持たない者よりも持つ者の方が、70 歳以上の者は 20 歳代以外の年代よりも、幸福感が高かった。また、健康状態が良好であると感じるほど ( $p < .01$ )、階層意識が高いほど ( $p < .01$ )、経済不安が小さいほど ( $p < .01$ )、幸福感が高いという結果が得られた。

さらに、人口統計学的変数、主観的健康、経済的変数の影響を統制した上で、各環境配慮変数を個別的に投入した結果、幾つかの環境配慮変数において幸福感との関連が見られた。まず、節電 ( $p < .05$ )、マイバツクの使用 ( $p < .01$ )、故障物品の修理 ( $p < .01$ )、再生製品の購入 ( $p < .10$ )、無農薬・有機野菜の購入 ( $p < .01$ ) などの環境配慮行動の頻度が高いほど、幸福感が高かった。また、弱い持続可能性への態度がポジティブであるほど、幸福感が高いという結果が得られた ( $p < .05$ )。なお、公共交通の利用頻度と強い持続可能性への態度では、幸福感との有意な関連が見られなかった。

### 3.4 経済水準ごとの幸福感と環境配慮の関係性

本研究の主目的は、経済的状況が異なる集団間では幸福感と環境配慮傾向の関連が異なるという仮説について検討することであった。まず、階層帰属意識に基づき 2 群に分け、幸福感を従属変数、性別、配偶者、年齢、教育水準、主観的健康、階層帰属意識、経済的不安を独立変数とする線形モデルを構成した上で、8 つの環境配慮変数を個別的にモデルに投入した。その結果、階層高群では節電頻度 ( $p < .05$ )、公共交通の利用頻度 ( $p < .10$ )、マイバツクの使用頻度 ( $p < .05$ )、故障物品の修理頻度 ( $p < .10$ )、再生商品の購入頻度 ( $p < .05$ )、無農薬・有機野菜の購入頻度 ( $p < .10$ )、弱い持続可能性への態度 ( $p < .05$ ) が幸福感と関連していた。一方、階層低群ではマイバツクの使用頻度 ( $p < .10$ ) と故障物品の修理頻度 ( $p < .10$ )、無農薬・有機野菜の購入頻度 ( $p < .01$ ) のみが幸福感と関連していた。

表 6 階層帰属意識ごとの幸福感と各環境配慮変数の関連

	階層高群 (n=1,066)	階層低群 (n=881)
	$\beta$	$\beta$
節電頻度	.073 *	.045
公共交通の利用頻度	.042 †	-.010
マイバツクの利用頻度	.048 *	.055 †
故障物品の修理頻度	.060 †	.063 †
再生商品の購入頻度	.054 *	.015
無農薬・有機野菜の購入頻度	.048 †	.105 **
弱い持続可能性への態度	.062 *	.028
強い持続可能性への態度	.028	-.015

\*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$  †  $p < .10$

統制変数: 性別、配偶者、年齢、教育水準、主観的健康、階層帰属意識、経済的不安



次に、経済的不安に基づき3群に分類し、幸福感を従属変数、性別、配偶者、年齢、教育水準、主観的健康、階層帰属意識、社会的不安を独立変数とする線形モデルを構成した後、8つの環境配慮変数を個別的にモデルに投入した。その結果、不安低群では節電頻度 ( $p<.05$ )、マイバックの使用頻度 ( $p<.05$ )、故障物品の修理頻度 ( $p<.10$ ) において幸福感との関連が見られ、不安中群では節電頻度 ( $p<.10$ ) とマイバックの使用頻度 ( $p<.05$ )、無農薬・有機野菜の購入頻度において幸福感との関連が見られた。一方、不安高群では無農薬・有機野菜の購入頻度 ( $p<.01$ ) のみが幸福感と関連していた。

表7 経済的不安ごとの幸福感と各環境配慮変数の関連

	不安低群(n=545)	不安中群(n=925)	不安高群(n=477)
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
節電頻度	.101 *	.075 †	.003
公共交通の利用頻度	.051	.024	-.032
マイバックの利用頻度	.066 *	.056 *	.025
故障物品の修理頻度	.074 †	.045	.079
再生商品の購入頻度	.045	.021	.042
無農薬・有機野菜の購入	.044	.055 †	.138 **
弱い持続可能性への態度	.050	.033	.063
強い持続可能性への態度	.034	.027	-.039

\*\*  $p<.01$  \*  $p<.05$  †  $p<.10$

統制変数: 性別、配偶者、年齢、教育水準、主観的健康、階層帰属意識、経済的不安

#### 4. 考察

本研究では、環境配慮傾向が幸福感とどのように関連するかについて検討することを目的とした。特に、本研究では動機づけ理論に基づき、経済的状况が異なる集団間では環境配慮傾向と幸福感の関連が異なるという仮説について検討することを主目的とした。

その結果、幸福感の予測因として、性別、配偶者、健康、経済水準という従来の幸福研究 (e.g., Frey & Stutzer, 2002; 岩井, 2002; Layard, 2005; 穴戸, 2007) において指摘された要因だけでなく、環境配慮に関する変数が有意であった。節電、マイバックの使用、故障物品の修理、再生製品の購入、無農薬・有機野菜の購入などの環境配慮行動の頻度が高いほど、弱い持続可能性への態度がポジティブであるほど、幸福感が高かった。この結果は、環境配慮が幸福感の向上に寄与するという本研究および先行研究 (e.g., Brown & Kasser, 2005) の視座と一致する。より興味深いことに、公共交通の利用や強い持続可能性への態度では幸福感との関連が見られなかった。これらの結果は、動機づけ的な視座から統一的に解釈可能であろう。マイバック使用などの金銭的負担が小さい環境配慮行動はそれを行うか否かは個人の意志という内発的動機づけによるところが大きかったのに対して、公共交通の利用などの金銭的負担が大きい環境配慮行動はそれを行うか否かは金銭的要因という外発的動機づけによる度合いが大きかったと考えられる。また、弱い持続可能性の考え方は環境配慮的活動における主体の裁量を認めるものであり、内発的動機づけを反映しやすかったのに対し、強い持続可能性の考え方は環境容量を侵さない範囲で人間活動を許容するという環境配慮を義務的に捉えるものであり、外発的動機づけを反映しやすかったと考えられる。このような動機づけの差異が環境配慮傾向と幸福感の関係性に影響を与えたと解釈できる。この解釈は、Brown & Kasser (2005) の知見と一致することから、妥当性の高い議論であると考えられる。

次に、経済的状况が異なる集団間では幸福感と環境配慮傾向の関連の仕方が異なることが示唆された。まず、階層高群ではすべての環境配慮行動が幸福感と関連したのに対し、階層低群では幸福感との関連が見られたのはマイバックの使用、故障物品の修理、無農薬・有機野菜の購入の3つであった。また、経済的不安が低い群では節電頻度、マイバックの使用、故障物品の修理が幸福感と関連し、不安中群では節電頻度、マイバックの使用、無農薬・有機野菜の購入が幸福感と関連したのに対し、不

安高群では無農薬・有機野菜の購入頻度のみが幸福感と関連していた。以上を要約すると、環境配慮行動と幸福感の関連は経済水準が高い人々よりも低い人々の方が全般的に弱い傾向にあるが、無農薬・有機野菜の購入に限っては逆転現象が見られた。前者の結果は仮説と一致し、動機づけの視座から解釈できる。経済水準が高い人々では、環境配慮行動が内発的動機づけによって規定される程度が大きく、環境配慮行動により幸福感を向上させやすかったと考えられる。一方、経済水準が低い人々では、環境配慮行動が外発的動機づけによって規定される程度が大きく、環境配慮行動により幸福感を向上させるにくかったと考えられる。Brown & Kasser (2005) は環境配慮行動と幸福感の関連が内発的価値によって媒介されることを示唆しているが、本研究の結果はその知見と一致するとともに、幸福感と環境配慮行動の両方を向上させるためには土台となる経済的な豊かさがまず必要とされるという可能性を示唆する。これを踏まえると、経済的に困窮した人が多い発展途上国では、環境配慮行動が幸福感の向上に寄与しにくいことから、自発的な環境配慮行動が生じにくいと考えられる。このことは、環境保全に伴うコストを世界全体でどのように配分していくかという問題と密接に関わっており、発展途上国と先進国の間における合意形成の難しさを暗示している。この問題を乗り越えるための方策を、社会学者が連携して模索していく必要があるだろう。

無農薬・有機野菜の購入においてのみ、経済水準が低い人の方が高い人よりも幸福感との関連が強いという逆転現象が見られたが、これについては予測していなかった。この結果を考える上では、山本(2007)の知見が示唆に富む。彼女は、無農薬・有機野菜の購入意図を研究対象とし、階層帰属意識が低い人々がそうでない人々より購入頻度が低いことを明らかにしている。また、佐藤・坂上・鈴木・植田・高月(2005)は、学生などの低所得者の無農薬農産物に対する支払意思額が低いことを示唆している。以上から、無農薬・有機野菜は経済水準が低い人々にとって普段購入しがたい割高な食材であり、その食材を用いた料理は食事に対する満足度を高め、それが幸福感の向上に寄与していた可能性が考えられる。この可能性が真であるならば、無農薬・有機野菜の購入が幸福感を高めるプロセスは内発的動機づけに起因していないという点で、他の環境配慮行動のそれとは異なっていると考えられる。今後、各環境配慮行動がどのようなプロセスを通じて幸福感を向上させるかについて実証的な検討が必要とされる。

なお、本研究で見られた幸福感と環境配慮傾向の関連性は、それほど強いものではなかった。これは、本研究で用いた幸福感尺度が人生に関する総合的な評価を問うものであり、個々の環境配慮行動によって生じる幸福感の変動が大きいことに起因すると考えられる。ただし、幸福感の測度を変更した場合にはより強い関係性が得られる可能性が指摘できる。実際、Brown & Kasser (2005) は幸福感の指標として短期的な生活満足度やポジティブ感情を問う尺度を用い、幸福感と環境配慮行動の間により強い関連 ( $\beta = .44, p < .001$ ) を見出している。短期間に焦点を当てた場合には、環境配慮行動と幸福感の間に明確な関連が見られるといえよう。このような短期的な生活満足度やポジティブ感情は、個人生活の質を豊かにするものであり、長期的には人生の総合評価としての幸福感の向上にも寄与すると考えられる。

最後に、本研究において得られた知見に基づき、今後の社会のあり方について議論したい。人類の持続的な発展のためには、幸福感と環境負荷低減を両立することが求められる。まず、弱い持続可能性と強い持続可能性を比較すると、後者は環境制約の中で人間活動を制限するという厳しい基準を持つものであり、市民の賛意が得られにくいと考えられる。実際、大橋(2010)は後者が前者よりも支持されにくいことを実証的に示している。より重要なことに、弱い持続可能性への態度は幸福感とポジティブに関連していたのに対し、強い持続可能性への態度は幸福感と関連しなかった。即ち、弱い持続可能性の考え方は幸福感の向上に寄与しうるものであるのに対して、強い持続可能性の考え方は幸福感と環境負荷低減の両立が困難であると考えられる。これを踏まえると、環境負荷低減に向けて国民全体の協力を呼びかける際には、弱い持続可能性の考え方に基づくメッセージ作成が効果的であると考えられる。次に、持続可能性を高める上で有効な施策について考えると、低次欲求の充足度によって幸福感と環境配慮の関連が異なるという結果は示唆に富む。低階層に属する人々や経済的不安

を抱える人々は環境配慮行動に従事したとしても、それにより幸福感を得られにくいため、幸福感と環境配慮行動の両立は困難であると考えられる。持続可能型社会の構築には、国民全体での合意形成や協力が不可欠であることを踏まえると、個人生活の安寧に配慮した施策やビジョンが求められるといえる。幸福かつ持続可能な社会の構築は現代社会における重要な課題といえるが、この問題を考える上では人間の動機づけ的な側面に基づく分析が不可欠であり、今後さらなる研究が必要とされる。

#### [Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力をを受けて実施している研究プロジェクトである。

#### [注]

- (1) 配偶者としては、「現在、配偶者がいる」の該当者のみを「有」として、他を「無」として分類した。
- (2) 本研究では、「70 歳代」と「80 歳代」をまとめ、「70 歳以上」というカテゴリを使用したが、これは一般線形モデルによる分析において 80 歳代 (n=73) を基準変数するにはサンプル数が少なく、70 歳代 (n=267) と統合した方が分析の妥当性が高まると考えたことに起因する。
- (3) 回帰分析を行う際、8 つの環境配慮変数を同時に投入するという分析法も存在する。環境配慮変数の評定値には各変数に特有な成分と環境配慮に関する全般的傾向が含まれると考えられるが、同時投入モデルでは全般的傾向の影響が統制され、各変数に特有な成分の影響のみが抽出されてしまう。本研究では全般的傾向を含む個別的な環境配慮変数と幸福感の関連に関心があったため、同時投入による分析法を採用しなかった。
- (4) サンプル数が群間で均一となるように配慮し、階層帰属意識は 2 群（階層高群は「上」、「中の上」、「中の中」、階層低群は「中の下」と「下」から構成）、経済的不安は 3 群（不安低群は「まったく感じていない」と「あまり感じていない」、不安中群は「どちらともいえない」、不安高群は「ある程度感じている」と「かなり感じている」から構成）に分類した。
- (5) 因子抽出法として最尤法や一般化した最小 2 乗法を採用した場合にも、共通性が .350 を超えた項目は存在しておらず、共通性の低さが確認された。なお、大橋（2010）は個別的な環境配慮行動を集約するために主成分分析を用い、単一の成分を得ている。それに対し、本研究では各環境配慮行動に共通した因子を想定すべきか否かについて関心があったため、因子分析を実施し、共通性の観点から環境配慮行動を個別的に扱うべきであると判断した。これらの分析法および結果の相違は、分析者の関心が異なることに起因すると考えられる。

#### [参考文献]

- Brown, Kirk W., and Kasser, Tim, 2005, "Are Psychological and Ecological Well-Being Compatible? The Role of Values, Mindfulness, and Lifestyle," *Social Indicators Research*, 74(2): 349-368.
- De Young, Raymond, 2000, "Expanding and Evaluating Motives for Environmentally Responsible Behavior," *Journal of Social Issues*, 56(3): 509-526.
- Frey, Bruno S., and Stutzer, Alois, 2002, *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- 岩井紀子, 2002, 「幸せですか—日本人の幸福感」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿：JGSS にみる意識と行動』有斐閣選書, 2-8.
- 環境省, 2009, 『2008 年度（平成 20 年度）の温室効果ガス排出量（速報値）について』  
<http://www.env.go.jp/earth/ondanka/ghg/2008sokuho.pdf>
- Kasser, Tim, 2010, "Psychological Need Satisfaction, Personal Well-Being, and Ecological Sustainability," *Ecopsychology*, 1(4): 175-180.

- Kasser, Tim, and Ryan, Richard M., 1996, "Further Examining the American Dream: Differential Correlates of Intrinsic and Extrinsic Goals," *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22(3): 280-287.
- Kasser, Tim, and Sheldon, Kennon M., 2002, "What Makes for a Merry Christmas?" *Journal of Happiness Studies*, 3(4): 313-329.
- Layard, Richard, 2005, *Happiness: Lessons from a New Science*, The Penguin Press HC, New York.
- Maslow, Abraham H., 1954, *Motivation and Personality*, Harper and Row, New York.
- Myers, David G., and Diener, Ed, 1995, "Who is Happy?" *Psychological Science*, 6(1): 10-19.
- 大橋正彦, 2010, 「わが国消費者におけるエコ諸行動とその規定因—JGSS-2002 と JGSS-2008 の比較を中心に—」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』10: 61-72.
- OECD, 2001, Highlight of the OECD Environmental Outlook, OECD, Paris:  
<http://www.oecd.org/dataoecd/33/38/1863523.pdf>
- Pearce, David W., Markandya, Anil, and Barbier, Edward B., 1989, *Blueprint for a Green Economy*, Earthscan, London.
- Richins, Marsha L., and Dawson, Scott, 1992, "A Consumer Values Orientation for Materialism and its Measurement: Scale Development and Validation," *Journal of Consumer Research*, 19(3): 303-316.
- 佐藤真行・坂上雅治・鈴木靖文・植田和弘・高月紘, 2005, 「有機野菜に対する消費者選好分析 地域内有機物循環と認証ラベル」『環境科学会誌』18: 243-255.
- 篠崎武久, 2006, 「JGSS から見た主観的階層の経年変化」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』5: 33-45.
- 穴戸邦章, 2007, 「高齢期における幸福感規定要因の男女差について—JGSS-2000/2001 統合データに基づく検討—」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』6: 45-56.
- 山本理子, 2007, 「無農薬・有機栽培野菜の購入を規定する要因—JGSS-2002 を用いた分析—」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』6: 181-192.