

## 投資家のサステナビリティ選好に関する国際比較研究

高崎経済大学経済学部教授

阿部圭司

高崎経済大学 学長

水口 剛

高崎経済大学経済学部准教授

佐藤敦子

高崎経済大学経済学部准教授

宮田庸一

### <要旨>

近年、機関投資家を中心として ESG 投資への関心が高まっているが、いわゆる最終投資家である個人も同様だろうか。Bauer et al. (2018) は、オランダの個人投資家を対象にサステナビリティ投資選好の存在を実証したが、サステナビリティ投資選好の有無にはホフステッドの国民文化差が影響を及ぼす (Labidi et al., 2020) という指摘がある。ESG 投資への関心を計るバロメーターでもある国連の責任投資原則に署名している機関の数に関し、2021 年 7 月時点で日本は欧米諸国に比して少ない状況である。本研究では、日本の金融機関の協力を得て個人を対象としたアンケート調査を実施し、その結果を多項ロジットモデルで分析し、日本の個人には社会選好の強さと ESG 投資への支持に有意な関係があるという結果を得た。

### <キーワード>

サステナビリティ選好    社会選好    ESG 投資    ESG リテラシー    国民文化差

## 1. はじめに

近年、ESG 投資への関心が高まりを見せている。ESG 投資とは、投資判断において環境 (E)、社会 (S)、ガバナンス (G) の要素を考慮することである (水口, 2019)。2006

年に国連が責任投資原則（Principles for Responsible Investment, 以下「PRI」）を提唱し、以来、ESG投資という概念は注目されるようになる。近年ではESG投資を宣言するPRIへの署名を行う機関投資家数が増加している。

ESG投資を支持する機関投資家増加の背景としては、主として3つの論理があると考えられる。第1に、ESG要素を考慮することで資金運用におけるリスク・リターンを改善できるという直接的経済合理性である。第2に、投資の持つ負の外部性を削減し、経済活動の基盤を守ることで、長期的に資金ポートフォリオ全体の利益が守られるという間接的経済合理性である。第3に、運用資産の受益者がサステナビリティを重視した投資を望むサステナビリティ選好（Sustainability preferences）を有しており、その意向を反映させるためである（水口, 2019）。

第1の論点に関し、ESG投資対象となる金融資産のパフォーマンス分析などの研究が国内外で多数発表されている（Clark et al., 2015, Brooks and Oikonomou, 2017）。一方、第3の論点についても個人を対象に「サステナビリティ選好」を調査する研究例が見受けられる（Riedel et al., 2017, Bauer et al., 2018）。しかしながら、ESG投資のパフォーマンス分析に関する研究に比較すると圧倒的に少ない状況である。

本研究の問題意識は次の3点である。①欧州、米国では、ミレニアム世代を中心にサステナビリティ選好が存在すると言われるが（Riedel et al., 2017, Bauer et al., 2018）、日本でも同様の傾向があるのか。②仮にサステナビリティ選好があるとしたら、その有無や強さは何に依存するのか。年齢、性別、保有資産、教育水準などが影響するのか。③ESGリテラシー（ESGに関する理解度）や国による文化的背景の違いがサステナビリティ選好に影響しているのか。

近年、世界的にPRI署名機関数が増加している。これは機関投資家がESG投資を重視していることの現れともいえる。図表1ではPRI署名機関数を国または地域別に示しているが、日本の署名機関数は、他国・地域と比較して、国の経済規模・金融市場規模の割には多いと言えないのではないだろうか。この現象が示しているのは、日本の機関投資家層のESG投資に対する意識、サステナビリティ選好に関し、欧米諸国と比べて温度差があるということなのだろうか。これは、機関投資家が運用している資金の最終受益者である個人投資家の志向を反映してのことなのか。もしくは個人投資家にはサステナビリティ選好があるにもかかわらず、運用者である機関投資家はその意図を反映していないのか。

Bauer et al. (2018) は、オランダの個人投資家を対象に、サステナビリティ投資選好の存在を実証している。オランダのPRI署名機関数は134社であり、日本の96社を上回っている。そこで、本研究では、日本の個人を対象としてBauer et al. (2018) が行った調

査の追試を行い、オランダと日本の個人の間で、サステナビリティ投資選好について差異が認められるのか、検証を行う。

図表1 PRI 署名機関数 (2021年7月6日現在)

| 国 / 地域            | 署名機関数 | 国 / 地域                | 署名機関数 |
|-------------------|-------|-----------------------|-------|
| US                | 819   | Netherland            | 134   |
| UK & Ireland      | 725   | Africa & Middle East  | 127   |
| France            | 326   | Belgium & Luxembourg  | 116   |
| Nordic            | 296   | Brazil                | 101   |
| Australia & NZ    | 231   | Japan                 | 96    |
| Southern Europe   | 223   | Latin America(ブラジル以外) | 93    |
| Germany & Austria | 221   | China                 | 61    |
| Canada            | 194   | CEE & CIS             | 32    |
| Switzerland       | 178   |                       |       |
| Asia (日本と中国以外)    | 161   | 合計                    | 4,134 |

出所：PRI ウェブサイト、<https://www.unpri.org/signatories/signatory-resources/signatory-directory>

## 2. サステナビリティ投資に関する先行研究

ここでは、ESG投資に関連する投資家のサステナビリティ選好、社会選好に関する研究、国民文化の関係性に関する先行研究について述べる。ESG投資のパフォーマンス分析に関する研究と比較すると、圧倒的に研究例は少ない。ESG投資に関する先行研究は機関投資家を対象とした研究が多く、個人投資家および個人のESGリテラシーを対象とした先行研究は限定的である。ESG投資と国民文化の影響や相関に関する先行研究も極めて限定的である。以下に、個人のサステナビリティ選好と国民文化差の影響に関する先行研究について述べる。

Park et al. (2007) は、環境維持に関する意識と国民文化の関係性に関する分析を行った。世界経済フォーラムが提唱する環境維持指数と、Hofstede et al. (2010) の国民文化インデックスを統計解析したところ、環境維持に関する意識と、ホフステッド・インデックスの「権力格差」と「男性らしさ・女性らしさ」指数にはそれぞれ負の相関が認められた。ホフステッド・インデックスの「権力格差」志向とは、社会における不平等への対応に関する価値観を示している。権力格差が小さい価値観の代表的な例は「人々の間の不平等は最小限にす

べきである」というもので、権力格差の大きい価値観は「人々の間に不平等があることは予期されているし、望まれている」というものである (Hofstede et al., 2010)。ホフステッドの「男性らしさ・女性らしさ」志向とは、人生におけるモチベーション、自己主張と謙虚さに関する価値観についてである。男性らしさの強い価値観は、「働くために生きる」、挑戦、収入、評価と出世が重要であるというものである。女性らしさの強い価値観は、「生きるために働く」、人間関係と生活の質を大切だと考えるというものである (Hofstede et al., 2010)。Parket et al. (2007) によれば、権力格差の大きい文化、男性らしさの強い文化では、環境維持に関する意識が低い、ということになる。

Riedl et al. (2017) は、個人投資家が社会的責任投資を行う動機に関する実証研究を行った。オランダの個人投資家を対象にオンライン・アンケート調査を行い、約 3,200 人分のデータを統計分析した。この論文では実際に社会的責任投資に資金を投じている個人投資家群と、そうではない一般的な個人投資家群に「もらったお金をお返しする」というゲーム形式の調査を行い、「社会選好」を計測した。結果として、個人投資家が社会的責任投資ファンドを選択する場合、個人がそもそも抱いている「社会選好」が最も強い動機となり、次いで「社会的シグナリング」も投資の動機となる。「社会的シグナリング」とは「ほかの人に対して自分が社会的投資の理解者であることのアピール」を意味する。「社会選好」の強い投資家は、社会的責任投資ファンドの経済的リターンが他の投資に比べて劣後してもかまわないと考えていることも示された。Riedl et al. (2017) の調査はオランダの個人投資家を対象に行われたが、世界価値観調査 (World Value Survey) を参照し、社会的責任投資ファンドの残高がオランダよりも大きいアメリカとドイツについても、オランダとの文化的類似性を理由に、この研究の結果を類推適用できるのではないかと述べつつ、文化差や社会経済的要因が投資家の社会選好や投資における経済的判断にどのような影響をおよぼすのか、といった分析を今後の研究で行う余地があるとしている。

Labidi et al. (2020) は、投資家の社会的責任投資行動に対する国民文化差の影響について検証した。45 カ国の株式投信 14,396 件の 1991 年から 2017 年の 26 年間の資金流入状況とホフステッド・インデックスとの相関分析を行った。その結果として、ホフステッド・インデックスの「男性らしさ」志向および「不確実性回避」志向と社会的責任投資選好は逆相関の関係にあることが示された。ホフステッドの「不確実性回避」志向とは、ある文化に属しているメンバーが、あいまいな状況や未知の状況に対して不安や脅威を感じる程度のことである (Hofstede et al., 2010)。不確実性の高い文化においては、人生に絶えず付きまとう不確実性は脅威であり、取り除かねばならない、という価値観が強いとされる。Labidi らの研究によれば、「男性らしさ」志向の強い国、「不確実性回避」志向の強い国では、

社会的責任投資に消極的になるというものである。Labidiらは、ホフステッド・インデックスのみならず GLOBE project のデータを用いた追試もを行い、社会的責任投資と国民文化差の関係性が頑健であるとしている。

Bauer et al. (2018) は、オランダの小売業の確定給付年金の加入者を対象に、個人のサステナビリティ選好に関して実証研究を行った。同年金は、従来、SDGs の3つの項目で投資先とエンゲージメントをしていたが、項目を4つに増やす（サステナビリティへの取組みを強化する）ことの賛否を加入者にアンケート調査という形で問いかけ、49,522人に質問票を送り、2,507人が回答した（回収率5.1%）。結果として、回答者の66.7%がSDGsを4項目にする（サステナビリティ投資を強化する）ことに賛成の意向を示した。また、社会選好（何の見返りもなしにどの程度良いことをしようと思うか）を10段階で尋ねると平均6.1の回答となり、社会選好の強さとSDGsの支持に有意な関係が示された。この研究は、個人の社会選好意識と、年金資産運用におけるサステナビリティ選好との相関を示し、資産運用機関である機関投資家にとって示唆的な研究結果であろう。

日本国内における個人を対象としたESG投資に関する意識調査では、年金シニアプラン総合研究機構（2012, 2018）などがある。2012年の調査によれば、日本の個人はESG投資に対して積極的な取り組み（31.0%）よりも消極的な対応を求めるもの（34.9%）が多数派であった（年金シニアプラン総合研究機構, 2012, p3）。同機構が2017年に再度行った同様の意識調査では、公的年金運用においてESG投資を積極的に行ってほしい派（32%）が消極派（24%）を上回ったが、意向不明は44%に及んだ（年金シニアプラン総合研究機構, 2018, pp3～4）。

本研究では、日本の個人投資家にはサステナビリティ選好が認められるのか、Bauer et al. (2018) の調査方法を踏まえ、日本の金融機関に口座を持つ個人を対象に、アンケート調査を行う。ホフステッド・インデックスにおいて、日本はオランダに比較して「男性らしさ」志向が著しく強い（Hofstede et al., 2010）。Park et al. (2007)、Riedl et al. (2017) の結果を踏まえると、Bauer et al. (2018) と同様の結果とはならない可能性がある。

### 3. 分析の枠組み

本研究における調査は三井住友銀行の協力を得て行われた。調査対象は同行のiDeCo（個人向け確定拠出年金）加入者とし、電子メールによる回答の依頼を行い、回答についてもオンライン画面での入力・選択により得た。調査内容は、回答者の属性、知識、志向に関する20個の変数で、性別、年代、学歴、所得、保有資産といった属性に加え、自身の社会選好の強さを10段階で評価したもの、環境リテラシーの水準、その他とした。調査期

間は2020年12月1日から14日までの2週間とした。全部で1,675名に送信し、うち88名からの回答を得た。回収率は5.3%である。調査対象者が加入するiDeCoには標準コースと選択する投資信託にESGファンドを含む未来プロジェクトコースがあり、今回の分析対象は標準コースの回答者70名とした。

目的変数には、iDeCo加入者らに対し、標準コースの株式型の中に、ESG投資商品が追加されるなら、これに投資するか、という設問への回答である。選択肢はいいえ（現状維持）、はい（ESG投資商品へ投資したい）、わからない、の3択とした。この離散選択行動をモデル化するため、Bauer et al. (2018)と同様、多項ロジットモデルを採用する。

選択のベースには「いいえ」とし、Bauer et al. (2018)の分析と同じ基準（現状維持）とした。用いたモデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \log \frac{P(Y=1)}{P(Y=0)} = & \beta_{1,0} + \beta_{1,1}female + \beta_{1,2}age_4 + \beta_{1,3}age_5 + \beta_{1,4}age_6 \\ & + \beta_{1,5}school_3 + \beta_{1,6}school_4 + \beta_{1,7}school_5 + \beta_{1,8}income + \beta_{1,9}assets \\ & + \beta_{1,10}Social\ Preferences + \beta_{1,11}Environment\ literacy \\ & + \beta_{1,12}Return + \beta_{1,13}Risk + \beta_{1,14}Impact \\ & + \beta_{1,15}SDGsReturn(unrelated) + \beta_{1,16}SDGsReturn(negative) + \beta_{1,17}SDGsReturn(no\ idea) \\ & + \beta_{1,18}SDGsRisk(unrelated) + \beta_{1,19}SDGsRisk(negative) + \beta_{1,20}SDGsRisk(no\ idea) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log \frac{P(Y=2)}{P(Y=0)} = & \beta_{2,0} + \beta_{2,1}female + \beta_{2,2}age_4 + \beta_{2,3}age_5 + \beta_{2,4}age_6 \\ & + \beta_{2,5}school_3 + \beta_{2,6}school_4 + \beta_{2,7}school_5 + \beta_{2,8}income + \beta_{2,9}assets \\ & + \beta_{2,10}Social\ Preferences + \beta_{2,11}Environment\ literacy \\ & + \beta_{2,12}Return + \beta_{2,13}Risk + \beta_{2,14}Impact \\ & + \beta_{2,15}SDGsReturn(unrelated) + \beta_{2,16}SDGsReturn(negative) + \beta_{2,17}SDGsReturn(no\ idea) \\ & + \beta_{2,18}SDGsRisk(unrelated) + \beta_{2,19}SDGsRisk(negative) + \beta_{2,20}SDGsRisk(no\ idea) \end{aligned}$$

ここで、Y=0は「いいえ」、Y=1は「わからない」、Y=2は「はい」の選択肢を示す。 $\beta_{jk}$  ( $j=1, 2, k=1, \dots, 20$ )は推計されるパラメータ、独立変数は以下の通りである。

- female（性別）：回答者の性別により設定されるダミー変数。女性の場合は1、男性の場合は0を取る。
- age（年代）：回答者の年代により設定されるダミー変数（全3個）。30代であれば

$age_i = 0$  ( $i = 4,5,6$ )、40代 ( $i = 4$ )、50代 ( $i = 5$ )、60代 ( $i = 6$ ) それぞれの年代の場合は、 $age_i = 1$  と定める。

- school (学歴)：回答者の学歴により設定されるダミー変数 (全3個)。高校卒ならば  $school_i = 0$  ( $i = 3,4,5$ )、短大・専門学校卒 ( $i = 3$ )、大学卒 ( $i = 4$ )、大学院卒 ( $i = 5$ ) それぞれの場合は、 $school_i = 1$  と定める。
- income (所得)：回答者の年収について、500万円未満なら0、500万円以上ならば1となるダミー変数 (アンケートでは、年収に関して6区分 (300万円未満、300万円～500万円未満、500万円～700万円未満、700万円～1000万円未満、1000万円～1500万円未満、1500万円以上) を選択肢とした)。500万円で区分したのは、国税庁「民間給与実態統計調査」令和元年度分における給与所得者の平均給与額436万円を参考に設定した。
- assets (保有金融資産)：回答者の保有金融資産について、1000万円未満なら0、1000万円以上なら1となるダミー変数 (アンケートでは、保有する金融資産額について7区分 (300万円未満、300万円～500万円未満、500万円～1000万円未満、1000万円～2000万円未満、2000万円～5000万円未満、5000万円～1億円未満、1億円以上) を選択肢とした)。1000万円で区分したのは、金融広報中央委員会調査 (令和2年) における2人以上世帯の金融資産保有額 (金融資産を保有していない世帯を含む) の平均額1436万円、中央値650万円を参考に設定した。
- social preferences (社会選好)：見返りなく社会に良いことをしたいか、という質問に対し、1=全くない～10=とても強い、となる10段階のリッカート尺度を比例尺度として利用した。
- environmental literacy (環境リテラシー)：環境リテラシーに関するクイズ (全5問) の合計点 (5点満点) を比例尺度として利用した。
- return、risk、impact (リターン、リスク、インパクトの3要素のバランス)：各要素の重視する程度を0～10で評価し、多重共線性を回避するため、3要素によるベクトルの長さに対する各要素の比で定義した。例えばリターン、リスク、インパクトの評価をそれぞれ  $a$ 、 $b$ 、 $c$  としたとき、リターンの比は  $a/\sqrt{a^2+b^2+c^2}$  で与えた。
- SDGs Return (環境・社会への取り組みがリターンに影響するか)：環境・社会への取り組みがリターンに影響するか、という質問への回答についてのダミー変数 (全3個)。プラスに働くとした回答であるならば、 $SDGsReturn (unrelated) = 0$ 、 $SDGsReturn (negative) = 0$ 、さらに  $SDGsReturn no idea) = 0$  とし、関連はない  $k = unrelated$ 、マイナスに働く ( $k = negative$ )、わからない ( $k = no idea$ )、それぞれの

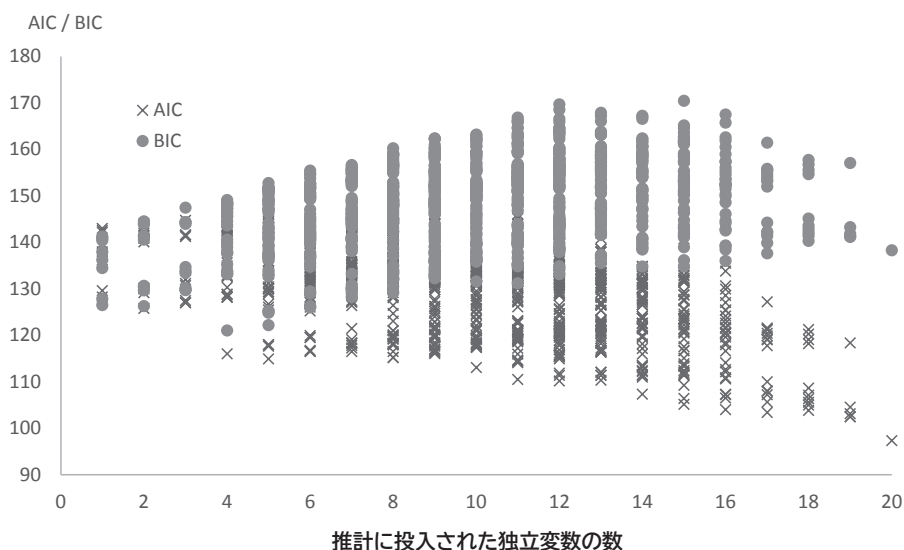
回答であれば、 $SDGsReturn(k) = 1$  と定める。

- SDGs Risk（環境・社会への取り組みがリスクに影響するか）：環境・社会への取り組みがリスクに影響するか、という質問への回答についてのダミー変数（全3個）。リスクを小さくするとした回答であるならば、 $SDGsRisk(unrelated) = 0$ 、 $SDGsRisk(negative) = 0$  さらに  $SDGsRisk(no\ idea) = 0$  とし、関連はない、リスクを大きくする、わからない、それぞれの回答であれば  $SDGsRisk(k) = 1$  と定める。

#### 4. 分析結果

独立変数間の相関係数は -0.72 から +0.68 の範囲にあり、多重共線性の恐れはないと判断した。年代、学歴、SDGs に対するリターン、リスクの考え方についてはそれぞれ3つのダミー変数で1種類の変数とみなし、また、リターン、リスク、インパクトのバランスについても3変数を1種類とみなした。その結果、20個の独立変数を10種類の変数群として総当たり法（1,023通り）によりパラメータを推計することとした。モデル選択に関しては、AICとBICを採用した。投入された独立変数の数毎にプロットしたものが図表2である。横軸が投入される独立変数の数、縦軸がAIC及びBICの値である。

図表2 推計に投入した独立変数の数とAIC、BICの変化



図表からAICではすべての独立変数を投入したモデルが、BICでは4つの独立変数を投入したモデルが最適なモデルと判定された。図表3から5に我々の推計結果を示す。モデル(1)はSocial preferences、社会選好への強度のみを独立変数としたもの、モデル(2)



図表3 多項ロジット回帰の結果（目的変数：ESG投資への可否）

モデル(1)：ベースには「いいえ」(Y=0)を採用

|                           | わからない (Y=1) |            |          | はい (Y=2) |            |          |
|---------------------------|-------------|------------|----------|----------|------------|----------|
|                           | Estimate    | Std. Error | Pr(> z ) | Estimate | Std. Error | Pr(> z ) |
| <b>Constant</b>           | -0.499      | 1.022      | 0.625    | -3.911   | 1.459      | 0.007 ** |
| <b>social preferences</b> | 0.352       | 0.198      | 0.076 .  | 0.806    | 0.247      | 0.001 ** |

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Log-Likelihood: -61.104 AIC=128.209

McFadden R<sup>2</sup>: 0.1099 BIC=126.457

Likelihood ratio test : chisq = 15.089 (p.value = 0.00052914)

| モデル(1)    |       | 実際の選択 |       |       | 的中率   |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|
|           |       | いいえ   | わからない | はい    |       |
| モデル<br>予測 | いいえ   | 0     | 1     | 0     | 0.0%  |
|           | わからない | 10    | 28    | 15    | 52.8% |
|           | はい    | 0     | 8     | 8     | 50.0% |
| 全体の的中率    |       |       |       | 51.4% |       |

図表4 多項ロジット回帰の結果（目的変数：ESG投資への可否）

モデル(2)：ベースには「いいえ」(Y=0)を採用

|                           | わからない (Y=1) |            |          | はい (Y=2) |            |           |
|---------------------------|-------------|------------|----------|----------|------------|-----------|
|                           | Estimate    | Std. Error | Pr(> z ) | Estimate | Std. Error | Pr(> z )  |
| <b>Constant</b>           | -0.207      | 1.465      | 0.888    | -5.940   | 2.275      | 0.009 **  |
| <b>school</b>             |             |            |          |          |            |           |
| school_3                  | -0.094      | 1.605      | 0.953    | 2.727    | 1.887      | 0.148     |
| school_4                  | -1.868      | 1.301      | 0.151    | -0.456   | 1.582      | 0.773     |
| school_5                  | 15.401      | 2544.578   | 0.995    | 15.662   | 2544.578   | 0.995     |
| <b>social preferences</b> | 0.510       | 0.246      | 0.038 *  | 1.092    | 0.309      | 0.000 *** |

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Log-Likelihood: -52.002 AIC=116.004

McFadden R<sup>2</sup>: 0.2425 BIC=120.998

Likelihood ratio test : chisq = 33.293 (p.value = 5.4533e-05)

| モデル(2)    |       | 実際の選択 |       |       | 的中率   |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|
|           |       | いいえ   | わからない | はい    |       |
| モデル<br>予測 | いいえ   | 4     | 2     | 0     | 66.7% |
|           | わからない | 6     | 31    | 11    | 64.6% |
|           | はい    | 0     | 4     | 12    | 75.0% |
| 全体の的中率    |       |       |       | 67.1% |       |

図表5 多項ロジット回帰の結果（目的変数：ESG投資への可否）

モデル(3)：ベースには「いいえ」(Y=0)を採用

|                           | わからない (Y=1) |            |          | はい (Y=2) |            |          |
|---------------------------|-------------|------------|----------|----------|------------|----------|
|                           | Estimate    | Std. Error | Pr(> z ) | Estimate | Std. Error | Pr(> z ) |
| <b>Constant</b>           | 49.038      | 44.244     | 0.268    | -6.370   | 47.599     | 0.894    |
| <b>female</b>             | -5.385      | 3.844      | 0.161    | -10.628  | 5.424      | 0.050    |
| <b>age</b>                |             |            |          |          |            |          |
| age_4                     | -2.072      | 4.213      | 0.623    | -4.686   | 5.384      | 0.384    |
| age_5                     | 2.791       | 3.063      | 0.362    | -0.602   | 3.611      | 0.868    |
| age_6                     | 28.897      | 4225.012   | 0.995    | 36.317   | 4225.018   | 0.993    |
| <b>school</b>             |             |            |          |          |            |          |
| school_3                  | -17.606     | 13.691     | 0.198    | -8.476   | 12.837     | 0.509    |
| school_4                  | -23.091     | 16.261     | 0.156    | -19.609  | 16.229     | 0.227    |
| school_5                  | 6.284       | 5614.923   | 0.999    | 1.561    | 5614.926   | 1.000    |
| <b>income</b>             | 5.436       | 3.227      | 0.092    | 1.144    | 2.932      | 0.696    |
| <b>assets</b>             | -9.716      | 6.338      | 0.125    | -8.745   | 6.421      | 0.173    |
| <b>social preferences</b> | 2.329       | 1.930      | 0.228    | 4.811    | 2.500      | 0.054    |
| <b>environment test</b>   | 2.109       | 1.630      | 0.196    | 1.291    | 1.624      | 0.427    |
| <b>return</b>             | -31.526     | 32.153     | 0.327    | -7.848   | 31.443     | 0.803    |
| <b>risk</b>               | -26.718     | 26.346     | 0.311    | 1.552    | 30.597     | 0.960    |
| <b>impact</b>             | -25.704     | 21.024     | 0.221    | 2.502    | 21.473     | 0.907    |
| <b>SDGs Return</b>        |             |            |          |          |            |          |
| unrelated                 | 11.243      | 6091.606   | 0.999    | 10.824   | 6091.606   | 0.999    |
| negative effect           | 11.578      | 8.485      | 0.172    | -30.325  | 6717.780   | 0.996    |
| No idea                   | -3.956      | 8950.469   | 1.000    | -15.381  | 8950.468   | 0.999    |
| <b>SDGs Risk</b>          |             |            |          |          |            |          |
| unrelated                 | -3.406      | 4.442      | 0.443    | -2.853   | 4.681      | 0.542    |
| negative effect           | -16.510     | 11.251     | 0.142    | -12.130  | 9.828      | 0.217    |
| No idea                   | 5.455       | 8950.466   | 1.000    | 18.547   | 8950.466   | 0.998    |

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Log-Likelihood: -26.656           AIC=97.308

McFadden R<sup>2</sup>: 0.6117           BIC=138.278

Likelihood ratio test : chisq = 83.984 (p.value = 5.8383e-05)

| モデル(3)    |       | 実際の選択 |       |       | 的中率   |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|
|           |       | いいえ   | わからない | はい    |       |
| モデル<br>予測 | いいえ   | 5     | 1     | 2     | 62.5% |
|           | わからない | 3     | 33    | 2     | 86.8% |
|           | はい    | 2     | 3     | 19    | 79.2% |
| 全体の的中率    |       |       |       | 81.4% |       |

は BIC により選ばれたモデル、モデル (3) は AIC により選ばれたモデルである。また、各表には推計モデルで算出した回答者の選択肢と、実際の選択により求めた的中率をまとめたもの付けてある。的中率のパネルについては、それぞれのパネルにおける対角線部分がモデルの予測と実際の選択が合致した、すなわち的中したケースであり、標本の大きさ (n=70) で除して全体の的中率を算出している。また、各行では選択肢毎の的中率も求めている。

## 5. 考察

図表 3 から 5 までを見ると、Likelihood ratio test で与えられた、尤度比検定の p 値は十分に小さいことにより、すべてのモデルは有意となり、モデルの妥当性を確認することができた。モデル間の当てはまりについて検討すると、モデル (3) は、モデル (1) の McFadden の擬似決定係数を大きく改善していることが分かる。また、推計モデルで算出した回答者の選択肢と、実際の選択により求めた的中率から得た的中率も、モデル (1) から (3) の順で改善しており、相対的に当てはまりの良さが改善されている、と判断できる。

次に、回答者の選択行動に影響を与える変数について検討する。図表 3 から 5 まで共通して有意な変数として得られたのは、Bauer et al. (2018) と同じく Social preferences、すなわち社会選好への強度、関心であった。特に ESG 投資を支持する回答である「はい」を目的変数とした推計式では、すべてのモデルで正の有意な係数が得られており、社会選好への関心が強いほど、ESG 投資を支持する割合が高まる、という結果が得られた。この結果は推計を行ったほぼすべてのモデルにおいても同様な傾向を示し、頑健な結果である。社会選好への関心の強さとサステナビリティ投資との関連性は、社会的、文化的差異があると考えられるオランダと日本においては異ならない、共通した傾向と判断してもよいだろう。

モデル (3) においては性別、年齢などのデモグラフィック属性との関係を検証している。「はい」を目的変数とした推計では Female、女性であることを示すダミー変数が Bauer et al. (2018) と異なり 10% の有意水準で係数がマイナスとなった。つまり女性であるほど ESG 投資への支持割合が低くなる、ということの意味している。オランダでの調査とは異なり、我々の調査対象は給付額が決まっていない確定拠出型という違いから、一般にリスク回避の傾向が強い女性の反応が現れたとも考えられるが、モデル (2) では性別ダミー変数が選ばれず、モデル (3) では前述の通り 10% の有意水準であるなど、統計学的には弱い結果であり、Bauer et al. (2018) との明確な差異を示す結果とは言い切れない。今後、標本数を十分に増やし、検証の精度を上げることが必要と思われる。また年齢は、モデル

(2) においては選ばれず、モデル (3) においてはどのカテゴリーも有意な結果にはなっておらず、本研究の標本においてはミレニアム世代に特にサステナビリティ投資への志向があるかは明らかにはできなかった。

## 6. おわりに

本研究は、日本の個人にはサステナビリティ選好があるのか否かという点について、オランダで行われた Bauer et al. (2018) のアンケート調査方法を日本で追試する形で検証を試みた。問題意識としては、①欧州、米国では、ミレニアム世代を中心にサステナビリティ選好が存在すると言われるが、日本でも同様の傾向があるのか。②仮にサステナビリティ選好があるとしたら、その有無や強さは何に依存するのか。③年齢、性別、保有資産、教育水準等の基本属性に加え、ESG リテラシー (ESG に関する理解度) や国による文化的背景の違いがサステナビリティ選好に影響しているのか、という3点である。

分析手法としては、確定拠出型年金への加入者に対し、ESG 投資商品が追加された場合に投資するかどうかという趣旨のアンケート調査を行った。その結果を多項ロジットモデルで分析し、社会選好の強さと ESG 投資への支持に有意な関係があるという結果を得た。これは先行研究である Bauer et al. (2018) の結果と同じものであったが、基本属性によってもたらされる差異、およびオランダと日本の国民文化差の反映を十分に確認するには至らなかった。Bauer et al. (2018) と本調査結果の比較において、日本とオランダの文化差をどのように考慮すべきか、という点が国際比較研究上の論点となる。Park et al. (2007) は環境リテラシーとホフステッドによる国民文化差の「男性らしさ」「権力格差」志向との負の相関性を指摘している。また、Labidi et al. (2020) は、社会的責任投資選好と「不確実性回避」「男性らしさ」志向との負の相関性を指摘した。ホフステッド・インデックスにおける日本とオランダの位置付けは、「権力格差」志向の強さでは日本 49 位 / 76 カ国、オランダ 63 位 / 同、「男性らしさ」志向では日本 2 位 / 76 カ国、オランダ 66 位 / 同、「不確実性回避」志向では日本 11 位 / 76 カ国、オランダ 55 位 / 同となっている (Hofstede et al., 2010)。つまりホフステッドの国民文化差に関し、オランダと日本の間には、サステナビリティ投資選好に影響を及ぼしうる文化的要因の違いがある。冒頭で述べたように、オランダの方が日本よりも PRI 署名機関数が多いのは、この文化差の反映と見ることも出来る。年金シニアプラン総合研究機構 (2012, 2018) の意識調査の結果を見ても、Bauer et al. (2018) のオランダでの調査との比較において、ESG 投資に対する日本の個人の意識が積極的であるとは言い難い。だが、本研究において個人レベルでのサステナビリティ投資選好に着目すると、オランダに同じく日本でもその存在を確認した。

Labidi et al. (2020) が示したように社会的責任投資の選好に関する国民文化差の影響について、日本とオランダの違いを更に検証する必要がある。

本研究の限界としては、標本数が少ない点を指摘せざるを得ず、問題意識で示したような年齢、性別等の基本属性、ESG リテラシー（ESGに関する理解度）や文化的背景の違いがサステナビリティ選好に影響しているのかについて十分な結果を導くに至らなかった。だが、個人投資家を対象とした調査・分析手法の進展に、本研究は一定の寄与を行ったと言えよう。次に調査をする機会が得られれば、規模を拡大し、より大きな標本で分析することと同時に、回答者の危険回避度や金融リテラシーを計測し、コントロール変数として投入する、あるいは社会的、文化的要因を分析する方法を取り入れることを試みたいと考える。

〈謝辞〉本研究での調査実施にあたり、株式会社三井住友銀行 プライベート・アドバイザリー本部職域ソリューション部のご協力により必要なアンケートデータを収集することができました。ここに改めて感謝し、お礼を申し上げます。

#### 〈注〉

- 1 調査は高崎経済大学に設置された研究倫理審査委員会の承認を受けて実施された。
- 2 推計には R (ver.4.1.0.) 及び mlogit ライブラリを用い、パラメータは最尤推定で求めた。
- 3 モデル評価に用いた AIC (Akaike's Information Criterion; 赤池情報量基準、Akaike, 1973) は以下の式を用いて算出した。

$$AIC = -2LL + 2\{k + (y-1)\}$$

ここで、 $LL$  は最大対数尤度、 $k$  は独立変数の数、 $y$  は選択肢の数である。また、BIC (Bayesian Information Criterion、Schwarz, 1978) は以下の式を用いて算出した。

$$BIC = -2LL + \{k + (y-1)\} \times \ln(n)$$

ここで、 $LL$ 、 $k$  は AIC と同じであり、 $\ln(\cdot)$  は自然対数、 $n$  は標本の大きさである。

#### 〈参考文献〉

- Akaike, H. (1973) "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle", Second International Symposium on Information Theory, Akadémiai Kiadó, Budapest, pp.267-281.
- Bauer, R., Ruoff, T., Smeets, P. (2018) "Get Real! Individuals Prefer More Sustainable Investments". Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3287430>
- Brooks, C., Oikonomou, I. (2017) "The Effects of Environmental, Social and Governance Disclosures and Performance on Firm Value: A review of the literature in accounting and finance", *The British Accounting Review*, Vol.50, Issue 1, pp.1-41.
- Clark, L.G., Feiner, A., Viehs, M. (2015) "From the Stockholder to the Stakeholder: How

- sustainability can drive financial outperformance”. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2508281>
- Charness, G., Gneezy, U. (2012) “Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.83, No.1, pp.50-58.
- Hofstede, G., Hofstede, G.J., Minkov, M. (2010) *Cultures and Organizations* (3rd Ed.) (岩井八郎・岩井紀子訳『多文化世界（原書第3版）』有斐閣)
- Labidi, C., Laribi, D., Ureche-Rangau, L. (2021) “National culture and socially responsible fund flows”, *Emerging Markets Review*, Vol.46, issue C.
- 水口剛 (2019) 『サステナブルファイナンスの時代 - ESG/SDGs と債券市場』金融財政事情研究会
- Natixis Investment Managers (2017) ‘Mind Shift: Getting Past the Screens of Responsible Investing’
- 年金シニアプラン総合研究機構 ESG 研究チーム (2012) 「一般国民に対する ESG 投資に関するアンケート結果について」『調査研究レポート・平成 24 年度』
- 公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構 (2018) 「年金資金による ESG 投資に対する一般国民の意識に関する調査研究」『平成 29 年度 研究報告書』
- 野村アセットマネジメント (2020) 「ESG 投資に関する意識調査～世代を超えた ESG 投資への関心の広まり～」
- Park, H., Russell, C., Lee, J. (2007) “National culture and environmental sustainability: A cross-national analysis”, *Journal of Economics and Finance*, Vol.31, No.1, pp.104-121.
- Peggy D. Dwyer, James H. Gilkeson, and John A. List, (2002) “Gender differences in revealed risk taking: evidence from mutual fund investors”, *Economics Letters*, Vol.76, No.2, pp.151-158.
- Riedl, A., Smeets, P. (2017) “Why Do investors Hold Socially Responsible Mutual Funds?”, *Journal of Finance*, Vol. LXXII, No.6, pp.2505-2549
- Schroders (2017) “Global investor study: Global perspectives on sustainable investing”
- Schwarz, G. (1978) “Estimating the dimension of a model”, *Annals of Statistics*, Vol. 6, pp.461-464.

受付日：2021年7月15日

受理日：2021年11月30日