

倫理的消費におけるジェンダーギャップの計量分析

星 敦 士

1. はじめに

倫理的消費 (Ethical Consumption) とは、自然環境や社会的公正・正義に対する配慮、あるいは企業などへの異議申し立てや支援を意図した購買行動を通して、様々な社会的課題の解決を目指す消費者の行動である。環境問題の解決に焦点をあてた消費行動はグリーンコンシューマリズムとして、また政治的な働きかけを意図した消費行動は政治的消費 (Political Consumption) として定義されることもあるが、倫理的消費はそれらを広く含む、社会的・倫理的・政治的視点をもった消費行動といえることができる。

倫理的消費におけるジェンダーギャップとは、このような消費行動が、特に女性において顕著である状態を指す。なぜ「ギャップ (格差)」という表現が使われるかという点、消費は家内労働と密接に関連した行動であり、家庭生活を維持するための日常的な買い物は、多くの家族においてほぼ女性が担っているという現状があるためである。国立社会保障・人口問題研究所が2018年に実施した「第6回全国家庭動向調査」における夫婦の家事遂行頻度に関する質問では、約6割の回答者 (有配偶の女性) が、夫が「日常的な買い物」をする頻度は「月1~2回程度」ないし「まったくしない」とする一方、自身については9割以上の回答者が「週1~2回」以上の頻度で遂行していると回答している (国立社会保障・人口問題研究所 2019)。倫理的消費に対するジェンダー間の態度や経験の差が、このような家庭における家事分担の過度な偏りとそれを支える伝統的な役割規範を反映したものならば、それは既存のジェンダー不平等を維持、強化するという点で「ギャップ (格差)」ということになる。ただし、冒頭に述べたように倫理的消費の定義が含む商品・サービスの対象領域、選択基準は多岐にわたっており、一律に女性が男性よりもあらゆる倫理的消費に積極的であるかどうかは定かではない。環境配慮行動や政治的消費についても、多くの研究は女性の方が男性より

も積極的という傾向を示しているものの、調査方法や分析データ、測定の方法によって結論は異なる¹⁾。

そこで本研究では、日本社会における倫理的消費のジェンダー差を確認するとともに、倫理的消費に対する態度や経験が私的領域や公共領域に関するジェンダー不平等をどのように反映しているのか検討する。

2. 倫理的消費におけるジェンダー差はどのように説明されるか

本研究のリサーチクエスションは、「倫理的消費に対する態度、経験にジェンダー差はあるか」、「倫理的消費に対する態度、経験に関連する要因はジェンダーによってどのように異なるか」という2つの問いである。前者については、本研究が用いる調査データについて男女別の集計を行うことで基本的な傾向が明らかになる。この節では、後者の男女間の比較分析を行う際にどのような要因に注目すべきか、それぞれの要因の影響が男女間でどのように異なると想定できるかについて、Micheletti (2003) が示した政治的消費のジェンダー差を説明する3つのモデルを参照する。

Micheletti (2003) は、政治的消費におけるジェンダー差—なぜ政治的消費に関心をもつ女性が多いのか—を説明するために、「社会化モデル (Socialization Model)」「状況モデル (Situational Model)」「構造モデル (Structural Model)」という3つのモデルを提示している。社会化モデルは、性役割の社会化を背景として男女間で異なる消費行動の機会の差から政治的消費のジェンダー差を説明する。よって消費行動、特に家族のための買い物をする機会、家庭役割への責任の分担程度が男女間で違わないならば、政治的消費におけるジェンダー差も存在しないと考える。環境配慮行動など「持続可能な消費 (Sustainable Consumption)」におけるジェンダー差に関する研究を概観することを通して、男女の社会的役割と消費行動との関連を検討した Bloodhart and Swim (2020) は、買い物の機会や頻度以外にジェンダー間で異なる消費の場面と内容

にも言及しているが、いずれにしても、男女で異なる家事の分担状況や購買行動、消費の対象、消費における選好の違いを性役割との関連で説明する点は一致する。女性が環境配慮行動に積極的であることを示した研究においても、このように性役割の社会化という観点から解釈するものが多い。

状況モデルは、女性が家庭内のケア提供者として位置づけられている状況の影響に着目する。妻として、母親として女性だけがもつ「女性性」の特殊性を強調するため、政治的消費におけるジェンダー差の解消には悲観的な立場となる²⁾。Micheletti (2003) は“momism” (母親主義) という概念を示して女性はケアの対象となる存在 (家族、あるいは子ども) に対するリスクをより強く認知することを紹介しながら、ケアという私的領域に関する動機づけに基づく消費行動の選択が公共性をもつときに、それが政治的行動に転換されるとしている。

構造モデルは、既存の政治システムからの女性の排除や疎外が、女性の政治的消費への関わりを導くと説明する。女性は自身が関心をもった社会的課題の解決を目指そうとすると、政治制度への関わりではなく市場における消費行動を通じて実現せざるをえないという、現行の政治システムの差別的な構造が倫理的消費のジェンダー差に反映されているとする。Micheletti (2003) では、消費行動における連帯を通じた女性の政治参加について過去、そして現在の事例が紹介されている。

これらのモデルは、いずれも政治的消費への態度、経験、行動頻度に関するヨーロッパ、アメリカを中心とした既存の調査研究において、女性が男性よりも積極的であるという結果が多数あることを踏まえて、それを説明しようとするものである。しかし、倫理的消費におけるジェンダー差は、その有無も含めて必ずしも明確ではない。また、同じ性別のなかにも個人差は存在するので、その散らばりをどのように説明するのか、といった問いも考慮する必要がある。そこで本研究では、倫理的消費に対する態度と経験、倫理的消費と関連する要因という2つの点についてジェンダー差を確認することにより、日本において倫理的消費のジェンダーギャップがあるとすればそれはどのようなかたちで、どのような背景のもと生じているのかを検討する。

3. 仮説

Micheletti (2003) が整理した女性の政治的消費への関与に関する3つのモデルをベースとしながら、本研究が対象とする倫理的消費の個人差を説明する仮説を以下のように設定した。まず、社会化モデルに関する仮説は以下のとおりである。

仮説1-1 伝統的な性別役割に関する規範意識が強い女性ほど倫理的消費に積極的である。

仮説1-2 伝統的な性別役割に関する規範意識が弱い男性ほど倫理的消費に積極的である。

家庭生活に対する自身の役割責任を強く感じる (ように社会化された) 女性ほど、食料品、生活用品の購買頻度が高く、商品選択において様々な倫理的基準を考慮する機会が多くなることから、倫理的消費に対しても積極的な態度を示すと予測される。一方、男性については、伝統的な性別役割に関する規範に同意する (ように社会化されている) ほど、家事遂行の頻度は少なく、そもそも倫理的消費を実践する機会自体が乏しいため、倫理的消費に対して消極的な態度を示すと予測される。特に、家事遂行に関する分業のあり方は、「男性と女性、どちらがするべきか」ではなく「女性がするべきか、(男女) 共同ですべきか」という選択肢での判断になるのが現状であることを踏まえると、女性にとってはどちらの選択でも自身の関与は既定であるのに対して、男性にとっては自身が関与すべきか否かを表すことになる。よって、自身も家庭役割に一定の責任を果たすべきだと考えている男性ほど、倫理的消費に積極的な態度をとると考えることができる。次に、状況モデルに関する仮説は以下のとおりである。

仮説2 ケアの対象となる家族がいる人ほど、倫理的消費に積極的である。

状況モデルでは倫理的消費のジェンダー差について、女性が、妻や母親という家庭内においてケアを提供する主体になっている状況から説明するが、すべての女性が妻であり、母親であるわけではない。また、男性にも夫であり、父親であるという家庭内の役割がある。ただし、先にみたように、このモデルでは、「状況」が同一であれば男女ともに同じような行動を選択することは想定していない。妻であること、母親であること

がもたらす「女性性」は女性に特有なものであって、同じ状況において男性が発揮できるものではないと考えている³⁾。その点において、家庭内でケア提供者として位置づけられているという状況を倫理的消費への積極性の要因としながら、このモデルは、女性には男性とは異なる特別な資質（たとえば、「母性」と表現されているもの）があり、女性のほうが男性よりも家族のケアを考えていること、家族に対するリスクにより敏感であることを指摘する。「社会化モデル」はそのような男女間の差を異なる性役割の社会化によって説明するが、「状況モデル」では、女性がケア提供者に位置づけられるという状況が、女性特有のアイデンティティを形成することを通して倫理的消費に影響を及ぼすことを想定している。よって、このモデルに関しては、特に女性において、という制約を考慮して以下の仮説を追加する。

仮説2' ケアの対象となる家族がいることによる倫理的消費への影響は、特に女性において顕著である。

最後に、構造モデルに関する仮説は以下のとおりである。

仮説3 政治的疎外を感じる人ほど、倫理的消費に積極的である。

現実的には既存の政治システムが男性に占有されており、その運用が男性に有利に行われているとしても、だからといって男性が政治的疎外を感じないかというところではない。選挙、議会で行われる議論、あるいは議員に対する無力感や不信感、政治のことはよく分からないといった感覚を抱くことが、社会的公正の実現や社会的課題の解決を政治、すなわち選挙による代表の選出と議論によってではなく、自らの消費行動を通して実現しようとする動機づけになる可能性は男女ともに存在する。ただし、日本社会における政治領域のジェンダーギャップの現状を踏まえるならば、男性は政治的疎外を感じてもすぐに別の手段を考慮する必要はない—なぜなら、現実には政治システムは男性によって占有されており、男性に有利に運用されているので—のに対して、女性が政治的疎外を感じた場合は、現行の政治システム以外の、社会に働きかける別のルートを探す必要に迫られることが予想される⁴⁾。市場における自身の志向に沿った商品選択は、女性にとってより有力な政治的課題への働きかけの方法であ

り、政治参加の手段となる。よって、このモデルに関しても、特に女性において、という制約を考慮して以下の仮説を追加する。

仮説3' 政治的疎外を感じることによる倫理的消費への影響は、特に女性において顕著である。

4. データと変数

4.1 データ

本研究が分析対象とするデータは、調査委託会社のネット登録モニタについて性別・年齢・最終学歴・就業形態の情報に基づいた標本割当を行い、2018年12月にスクリーニング調査と本調査を実施して得られたものである⁵⁾。調査依頼、回答はいずれもウェブ上で行われ、各属性ごとに設定した割当数に達した段階で回収を打ち切った。最終的な回答者数は997人である。

4.2 従属変数

倫理的消費の測定について、調査では倫理的消費の概念整理を行っている田中（2012）による「否定的／肯定的」「社会・企業対応／自然・生活対応」という2つの軸を組み合わせた4分類に対応する質問項目を設定した⁶⁾。具体的には、「あなたがふだんの買い物で気をつけていることとして、以下のそれぞれの事柄はどのくらいあてはまりますか。」という質問文を提示し、「1. 従業員が劣悪な仕事環境や労働条件で働いている企業の商品であることがわかれば、その商品は買わない」「2. 販売・製造している企業が社会的責任（利益を追求するだけでなく、様々なかたちで社会に貢献すること）を果たしていないことがわかれば、その商品は買わない」「3. 地震などの被災地への支援を目的とした商品であれば、他の商品より値段が高くても買う」「4. 発展途上国の貧困労働者の支援を目的とした商品（フェアトレード商品など）であれば、他の商品より値段が高くても買う」「5. できるだけ再利用可能・リサイクル可能な容器に入った商品を買う」「6. できるだけ地元でつくられた商品や生産者の顔が見える商品を買う」「7. ふだん使っている商品が環境に悪影響を与えていることがわかれば、その商品は買わない」「8. 買って使わなかったり、余らせてしまいそうな商品は買わない」という8個の項目について「あてはまらない」から「あてはまる」までの4段階尺度で尋ねている。

また、この「ふだんの買い物で気をつけていること」

とは別に、社会的課題の解決のために抗議としての不買（ボイコット）、あるいは応援としての積極的購入（バイコット）を実際に行ったことがあるかについて、「あなたは最近5年くらいの間に、環境保護や企業倫理の観点から、次にあげるようなことをしたことがありますか。」という質問文のもと、「1. 特定の企業の商品を買うのをやめる」「2. 特定の企業の商品を積極的に買う」という2つの項目を提示して、経験の有無（ある／ない）の選択を求めた。

4.3 独立変数

3節において女性の消費行動を通じた政治参加を説明する3つのモデル（社会化モデル・状況モデル・構造モデル）に基づく仮説を提示した。以降の分析において、それぞれの仮説を検証するための独立変数は以下のとおりである。分析では、これらの変数に加えて、回答者の年齢のほか、社会経済的地位を表すものとして、教育年数、地位集団スコア、世帯収入を統制変数として用いた⁷⁾。

[社会化モデル要因]

社会化モデルに関する要因を表す変数として、本研究では「性別役割意識」と「仕事による家庭犠牲への意識」を用いる。ここでの「性別役割意識」は女性における結婚・出産と就業の関連のあり方について尋ねた質問における選択肢のうち、「結婚したら、家庭を守ることに専念したほうがよい」に1を、「結婚しても子どもができるまでは、職業をもっていたほうがよい」と「結婚して子どもが生まれても、できるだけ職業をもち続けたほうがよい」を0とした2値変数である。よって数値が大きいほうがより強い伝統的な性別役割観を有していることを意味する。「仕事による家庭犠牲への意識」については、「仕事のためならば、家庭が多少犠牲になっても仕方がない」という提示に対する「1 そう思う」から「4 そう思わない」までの4段階尺度の回答である。こちらは数値が大きいほど家庭生活を重視することを意味する。

[状況モデル要因]

状況モデルに関する要因として、「配偶者の有無」と「子どもの有無」を用いる。いずれの変数も、いる場合に1を、いない場合に0をとる。家庭役割を果たすべきという規範を内面化している（社会化されている）と倫理的消費に積極的になるという説明が社会化モデルだとすれば、状況モデルは実際にケアを提供す

る対象がいること、本人がケアの担い手となっていることによる影響に着目していると言することができる。女性であっても、家庭内でケアを提供する状況になれば、倫理的消費に対して積極的ではないかもしれない。あるいは、男性であっても、子どもがいるなど家庭内で何らかのケアを提供する状況にあれば、倫理的消費に積極的な態度を示すかもしれない。

[構造モデル要因]

社会全体としてみた場合の現在の政治システムにおける女性の排除、疎外の程度（たとえば、議員における女性割合など）は、マクロレベルでみた倫理的消費のジェンダー差については説明するかもしれないが、個人によって異なる倫理的消費への態度を分析する場合には、政治システムや現行の制度からの疎外感を個人レベルでとらえる変数が必要である。そこで本研究では、構造モデルに関する要因として、政治的有効性感覚を用いる。政治的有効性感覚とは、「政治過程に対して影響を与えている、もしくは与えることができるという感覚」（Campbell et al. 1954: 187）であることから、排除や疎外の程度に関する個人的感覚（政治的疎外感）は、その反転として定義することができる。政治的有効性感覚は、有権者側の能力に関わる「内的有効性感覚」と、政治家側の反応に関わる「外的有効性感覚」の2つに区分される（Balch 1974）。ここでは、調査で提示した4つの項目「自分のようなふつうの市民には、政府のすることに対して、それを左右する力はない（影響力）」「政治や政府が何をやっているのか、自分にはよく理解できない（理解度）」「選挙では、自分一人くらい投票しなくてもかまわない（投票義務感）」「国会議員は、当選したらすぐ国民のことを考えなくなる（信頼感）」に対する「1 そう思う」から「4 そう思わない」までの4段階尺度による回答を用いた。「影響力」と「理解度」が内的感覚に、「信頼感」が外的感覚に対応するのに対して、「義務感」は政治参加に対する意欲と捉えることもできる。いずれも、数値が大きいほど、政治に対する自身の有効性の感覚が高いこと（疎外感が低いこと）を意味する。

5. 分析結果

5.1 倫理的消費への態度におけるジェンダー差

調査において測定した8項目の倫理的消費に対する態度と、過去5年間におけるバイコット・ボイコット

表1 男女別にみた倫理的消費への態度とバイコット・ボイコット経験

	女性 (n=391)		男性 (n=430)		t 検定	
	平均値	S.E.	平均値	S.E.	t 値	p
倫理的消費への態度						
従業員が劣悪な仕事環境や労働条件で働いている企業の商品は買わない	1.734	0.839	1.742	0.944	0.125	0.900
社会的責任を果たさない企業の商品は買わない	1.535	0.837	1.542	0.954	0.117	0.907
被災地への支援を目的とした商品は値段が高くても買う	1.506	0.787	1.430	0.833	-1.343	0.180
発展途上国の貧困労働者の支援を目的とした商品は値段が高くても買う	1.332	0.789	1.249	0.791	-1.515	0.130
再利用可能・リサイクル可能な容器に入った商品を買う	1.611	0.837	1.484	0.830	-2.191	<u>0.029</u>
地元でつくられた商品や生産者の顔の見える商品を買う	1.729	0.846	1.472	0.827	-4.396	<u>0.000</u>
環境に悪影響を与える商品は買わない	1.854	0.786	1.686	0.845	-2.944	<u>0.003</u>
買っても使わなかったり、余らせてしまう商品は買わない	2.256	0.755	2.077	0.853	-3.170	<u>0.002</u>
ボイコット・バイコットの経験の有無						
過去5年間の購買・不買経験：特定の企業の商品を買うのをやめる	0.235	0.425	0.281	0.450	1.505	0.133
過去5年間の購買・不買経験：特定の企業の商品を積極的に買う	0.217	0.413	0.235	0.424	0.597	0.550

経験の有無について、前者は4段階尺度による回答を0～3点のスコア（得点が高いほど「あてはまる」方向）として、後者は経験ありの比率について男女別に比較したものが表1である。

それぞれの倫理的消費とされる行動に対する態度（平均値）の男女差についてt検定を行った結果、5%水準で有意な差がみられたのは「再利用可能・リサイクル可能な容器に入った商品を買う」「地元でつくられた商品や生産者の顔の見える商品を買う」「環境に悪影響を与える商品は買わない」「買っても使わなかったり、余らせてしまう商品は買わない」の4項目だった（下線の項目）。これは、本調査が倫理的消費の測定において参照した田中（2012）による分類のなかで「自然・生活対応」、すなわち自然環境や普段の日常生活に関連する消費の領域であった。一方、「社会・企業対応」に分類される消費行動では、男女間で有意差がみられた項目はなかった。また、過去5年間に実際に何らかのボイコット、バイコットを行ったかどうかを尋ねた質問の男女差についても、いずれも有意ではなかった。

この集計から、本研究の一つ目の問いに関わるジェンダー差、すなわち倫理的消費に対する態度や経験における差については、どのようなタイプの倫理的消費であっても男性より女性のほうが積極的（あるいはその逆）というわけではないことが明らかになった。女性が男性よりも積極的なのは、社会や企業に対して課題の解決を働きかけるために不買行動を行ったり、あるいは積極的な購入によって支援するといった「社会・企業対応」的な消費ではなく、商品を選択する際にリサイクルや環境配慮、地産地消といった要素を考えるといった「自然・生活対応」的な領域における消費行動といえる。また、普段の買い物のなかで提示し

たような倫理的な事柄に気をつけているかどうかを尋ねる質問では、このように一部の領域において性別による違いがみられるものの、バイコット、あるいはボイコットといった実際の行動という観点からの質問については、日本におけるバイコット・ボイコットの規定要因を検証した水越ほか（2021）と同様、性別による違いはみられなかった。

5.2 倫理的消費と関連する要因におけるジェンダー差

5.2.1 倫理的消費に対する態度の分析

前節の集計から、倫理的消費におけるジェンダー差は大きく分けて「社会・企業対応」的な消費行動ではなく「自然・生活対応」的な消費行動にみられることが示された。そこで、本研究のもう一つの問いである、倫理的消費と関連する要因における差については、倫理的消費を「社会・企業対応」と「自然・生活対応」という2つのタイプに分けて指標化して分析を行う。なお、この節の分析で用いる倫理的消費の指標は、2つのタイプそれぞれの項目のスコアを用いて主成分分析を行って求めた主成分得点である⁸⁾。

表2は、男女間でその態度に違いがあった「自然・生活対応」の倫理的消費に関する主成分得点を従属変数として、男女別に重回帰分析を行った結果である⁹⁾。政治的消費におけるジェンダー差を説明する3つのモデルの1つである社会化モデル、すなわち、性役割と消費行動の関連を背景とした説明に関する要因をみると、男性サンプルの分析において「仕事による家庭犠牲」が有意な負の効果を示していた。「仕事による家庭犠牲」は、数値が大きいほど「仕事のためならば、家庭が多少犠牲になっても仕方がないとは思わない」ことを意味するので、ここでの結果は、仕事によって

表2 倫理的消費(自然・生活対応)に関する重回帰分析

	女性 (n=391)			男性 (n=430)		
	B	S.E.	β	B	S.E.	β
年齢・社会階層						
年齢	0.010	0.005	0.106 *	0.012	0.005	0.121 *
教育年数	0.039	0.028	0.072	0.042	0.024	0.088 †
地位集団スコア	0.033	0.019	0.091 †	0.038	0.018	0.107 *
世帯収入(単位100万円)	-0.001	0.015	-0.006	0.018	0.015	0.065
社会化モデル要因						
性別役割意識	-0.147	0.192	-0.039	-0.160	0.137	-0.056
仕事による家庭犠牲	0.026	0.063	0.020	-0.116	0.059	-0.095 *
状況モデル要因						
配偶者の有無	0.186	0.116	0.095	0.026	0.132	0.013
子どもの有無	0.029	0.108	0.015	0.059	0.127	0.028
構造モデル要因						
政治的有効性感覚(影響力)	0.059	0.053	0.072	0.060	0.048	0.070
政治的有効性感覚(理解度)	-0.034	0.057	-0.038	-0.042	0.051	-0.048
政治的有効性感覚(投票義務感)	0.134	0.043	0.191 **	0.074	0.043	0.098 †
政治的有効性感覚(信頼感)	-0.131	0.050	-0.138 **	-0.089	0.048	-0.096 †
(Intercept)	-1.558	0.530		-1.557	0.451	
R ²		0.100 **			0.089 **	
Adjusted R ²		0.071			0.063	

** : p < .01 * : p < .05 † : p < .10

家庭が犠牲になるべきではないと考える家庭重視の男性ほど、「自然・生活対応」の倫理的消費に積極的ではないという意味になる¹⁰⁾。これは社会化モデルが想定するような、「男性が日々の家庭生活にもっと責任を持つようになれば、ジェンダーギャップはなくなる」(Micheletti 2003: 255) という見通しとは異なり、より家庭生活を重視する、伝統的な性別役割分業観にとらわれない男性ほど倫理的消費に消極的な態度をとるという結果であった。よって仮説1は男女ともに成立しない。

次に状況モデルと呼ばれるケアの対象の存在に倫理的消費の要因を求める説明に関する変数の影響をみると、女性サンプル、男性サンプルとも、配偶者がいること、子どもがいることによる効果はいずれも有意ではない。このモデルでは、妻であること、母であることは女性性の不可欠な部分であるので、女性は女性というだけでこのような消費行動に積極的である、という説明がなされているが、今回の分析では、妻(あるいは夫)であることも、母親(あるいは父親)であることも、そうではない同性に比べて倫理的消費に対して積極的にさせるという効果はみられなかった。よって仮説2についても男女ともに成立しない。なお、仮説2について男女合わせたデータを用いて性別と配偶者、子どもの有無それぞれの交互作用を確認したと

ころ、性別(女性)と配偶者(いる)、性別(女性)と子ども(いる)、いずれの組み合わせについても交互作用項による効果、単純傾斜の検定結果とも有意ではなく、仮説2も成立しなかった。

最後に、構造モデル、すなわち倫理的消費への女性の積極的な態度を既存の政治システムからの排除、疎外と関連させる説明に関する要因をみると、女性サンプルでは政治的有効性感覚のうち、「投票への義務感」と「政治家に対する信頼」が5%水準で有意な関連を示していた。「選挙では、自分一人くらい投票しなくてもかまわない」という項目への否定的態度と、「国会議員は、当選したらすぐ国民のことを考えなくなる」という項目への肯定的態度、すなわち、政治参加への意欲が高いケース、政治家への不信が強いケースほど、倫理的消費に対して積極的であるという結果だった。よって仮説3については、政治的疎外による倫理的消費に対する正の効果という点では「信頼感」に関して成立する。一方の「義務感」については、疎外ではなく参加への意欲が倫理的消費に正の効果を与えていた。仮説3についても男女合わせたデータを用いて交互作用を確認したところ、性別とそれぞれの政治的有効性感覚の交互作用項の効果は「義務感」についてのみ10%水準で有意だったものの、単純傾斜の検定ではいずれの交互作用においても女性のみ1%水

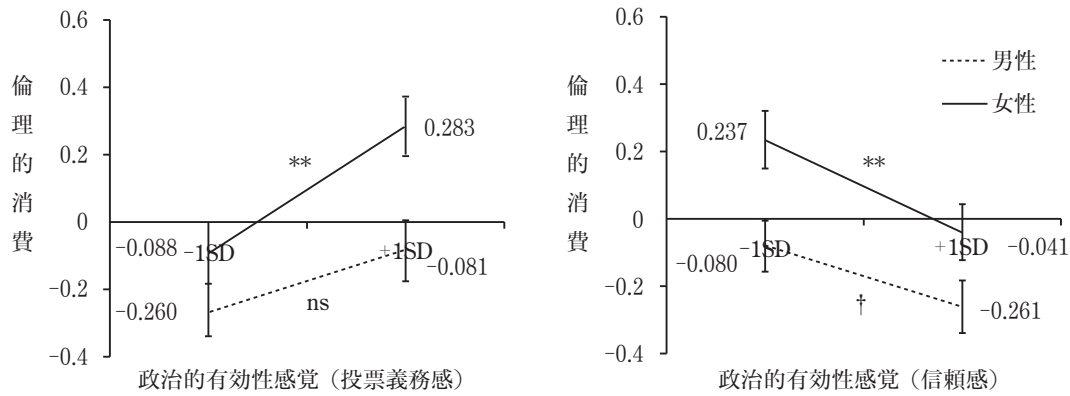


図1 「政治的有効性感覚」の効果に関する単純傾斜の検定結果

準で有意であった。

図1は、構造モデルに関する要因「政治的有効性感覚（投票義務感）」と「政治的有効性感覚（信頼感）」について性別との交互作用を確認する分析を行い、単純傾斜の検定結果を図示したものである。義務感についてみると、男性における効果は有意ではないが、女性では有意な正の効果であり、「自分1人くらい投票しなくてもかまわない」とは思わない、つまり疎外感を感じていない女性ほど倫理的消費に積極的であるという仮説とは異なった関連がみられた。一方の信頼感については、男性における効果は10%水準でみたときに有意であるが、女性では1%水準で有意な負の効果があり、「国会議員は当選したら国民のことを考えなく

なる」と思っている、つまり疎外感を感じている女性ほど倫理的消費に積極的であるという仮説に沿った関連がみられた。よって仮説3'については、部分的に妥当であったといえる。

表3は、社会・企業対応の倫理的消費に関する主成分得点を従属変数として、男女別に重回帰分析を行った結果である。

自然・生活対応の倫理的消費についての分析結果（表2）に比べると、男女間の差は明確ではない。つまり倫理的消費のなかでも、社会的課題の解決を目的として不買や積極的購入を通して企業に働きかけたり、様々な支援を目的とした消費行動の要因に関してはジェンダー差はほぼみられないといってよい。男女と

表3 倫理的消費（社会・企業対応）に関する重回帰分析

	女性 (n=391)			男性 (n=430)		
	B	S.E.	β	B	S.E.	β
年齢・社会階層						
年齢	0.010	0.005	0.111 *	0.006	0.005	0.064
教育年数	0.003	0.027	0.005	0.044	0.026	0.088 †
地位集団スコア	0.039	0.018	0.110 *	0.030	0.019	0.081
世帯収入 (単位100万円)	0.010	0.014	0.037	0.008	0.015	0.026
社会化モデル要因						
性別役割意識	0.103	0.186	0.028	0.050	0.145	0.017
仕事による家庭犠牲	-0.023	0.061	-0.019	-0.069	0.062	-0.053
状況モデル要因						
配偶者の有無	0.048	0.113	0.025	-0.038	0.140	-0.017
子どもの有無	-0.146	0.105	-0.078	0.260	0.134	0.121 †
構造モデル要因						
政治的有効性感覚 (影響力)	0.056	0.051	0.070	0.061	0.051	0.068
政治的有効性感覚 (理解度)	0.036	0.055	0.042	0.020	0.054	0.022
政治的有効性感覚 (投票義務感)	0.094	0.042	0.139 *	0.037	0.045	0.047
政治的有効性感覚 (信頼感)	-0.128	0.048	-0.139 **	-0.158	0.050	-0.164 **
(Intercept)	-1.079	0.515		-1.041	0.477	
R ²		0.099 **			0.072 **	
Adjusted R ²		0.071			0.045	

**：p<.01 *：p<.05 †：p<.10

も政治的有効性感覚のうち「政治家への信頼」が社会・企業対応の倫理的消費に対する積極的な態度と負の方向で関連しており、女性は投票への義務感の高さによる効果も加わる。女性においては、政治への参加意欲と信頼感のなさという政治的疎外感はタイプを問わず倫理的消費に対する積極的な態度の動機づけとなっている。一方、男性については、社会問題の解決や支援を目指すタイプの倫理的消費において、より政治への信頼（信頼感のなさ）と関連していることが明らかになった。

5.2.2. бойкот・バイкот経験に関する分析

前節の分析と同様、倫理的消費と関連する要因におけるジェンダー差の存在を確認するため、 бойкот・バイкот経験を従属変数として多項ロジスティック回帰分析を行った（表4・5）。 бойкот・バイкот経験は、いずれも経験がないケースを基準カテゴリとして、 бойкотのみ経験あり、バイкотのみ経験あり、両方とも経験あり（デュアルコット）の選択肢をもつ変数である。

男性サンプルにおいて社会化モデルに関する要因の効果は仮説とは異なる方向で有意となっている結果は、

前節の分析と同様である。ここでは、仕事によって家庭が犠牲になることへの態度（犠牲になってもやむをえないと考えること）とともに、性別役割意識に関する変数も、伝統的な性別役割観をもっているケースにおいて бойкот・バイкот両方とも経験があると回答するという方向で関連していた。状況モデルに関する要因に有意な効果をもつものがない点も、前節の結果と同様である。構造モデルに関しては、政治的有効性感覚のうち、政治家への信頼感に関わる変数が、女性ではデュアルコットの経験に、男性では бойкотの経験に対して有意な効果を示していた。なお、本研究では統制変数として年齢と社会階層に関する変数を用いたが、女性サンプルにおいてのみ、経済的な要因である世帯収入が бойкотを含むカテゴリの選択と有意に関連していた。前節の分析においても、倫理的消費に対して社会経済的地位を表す変数の一つである地位集団スコアが有意な効果をもつ結果も示されていたことから、倫理的消費の地位表示的な、階層文化としての側面も示唆されていたが、普段の買い物行動における心がけではなく、 бойкотという環境保護や企業倫理の観点から特定の企業の商品を積極的に購入するという行動については、特に女性において経済的

表4 бойкот・バイкот経験に関する多項ロジスティック回帰分析（女性）

	бойкотのみ		バイкотのみ		両方とも経験あり	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
年齢・社会階層						
年齢	0.010	0.020	-0.026	0.019	-0.033	0.017 †
教育年数	-0.142	0.106	0.009	0.120	-0.039	0.087
地位集団スコア	0.080	0.074	0.070	0.069	0.142	0.061 *
世帯収入（単位100万円）	-0.021	0.062	0.120	0.058 *	0.117	0.048 *
社会化モデル要因						
性別役割意識	-0.085	0.812	-0.895	1.154	0.376	0.591
仕事による家庭犠牲	-0.084	0.244	-0.409	0.244 †	-0.289	0.244
状況モデル要因						
配偶者の有無	-0.577	0.480	0.362	0.571	-0.131	0.378
子どもの有無	-0.066	0.481	-0.428	0.492	-0.443	0.347
構造モデル要因						
政治的有効性感覚（影響力）	0.282	0.164 †	-0.378	0.255	0.285	0.177
政治的有効性感覚（理解度）	-0.145	0.190	0.341	0.240	0.102	0.216
政治的有効性感覚（投票義務感）	0.118	0.165	0.179	0.201	0.207	0.152
政治的有効性感覚（信頼感）	-0.132	0.186	-0.114	0.227	-0.441	0.170 **
(Intercept)	-1.551	2.317	-2.464	2.591	-1.913	1.836
Nagelkerke R ²			0.168			
χ ²			60.322 **			
df			36			
AIC			757.904			
BIC			912.683			

**：p<.01 *：p<.05 †：p<.10

表5 ボイコット・バイコット経験に関する多項ロジスティック回帰分析（男性）

	ボイコットのみ		バイコットのみ		両方とも経験あり	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
年齢・社会階層						
年齢	-0.026	0.017	-0.036	0.023	-0.029	0.013 *
教育年数	0.136	0.081 †	0.053	0.120	0.141	0.067 *
地位集団スコア	-0.021	0.063	-0.020	0.069	0.019	0.056
世帯収入（単位100万円）	-0.056	0.043	0.062	0.067	-0.026	0.045
社会化モデル要因						
性別役割意識	-0.231	0.540	0.918	0.539 †	0.723	0.344 *
仕事による家庭犠牲	-0.126	0.195	-0.277	0.244	-0.534	0.174 **
状況モデル要因						
配偶者の有無	0.016	0.450	0.798	0.661	0.035	0.374
子どもの有無	-0.082	0.428	0.845	0.599	-0.003	0.375
構造モデル要因						
政治的有効性感覚（影響力）	-0.006	0.171	0.045	0.249	0.044	0.132
政治的有効性感覚（理解度）	0.200	0.149	-0.444	0.243 †	-0.015	0.160
政治的有効性感覚（投票義務感）	0.083	0.143	0.066	0.206	0.024	0.137
政治的有効性感覚（信頼感）	-0.501	0.189 **	0.296	0.224	-0.027	0.137
(Intercept)	-1.503	1.448	-0.617	2.100	-0.465	1.294
Nagelkerke R ²			0.162			
χ^2			65.160 **			
df			36			
AIC			879.672			
BIC			1038.159			

**：p<.01 *：p<.05 †：p<.10

な豊かさ結びついていることが示された。男性では高学歴であることがボイコットを含むカテゴリーの選択と有意に関連している傾向もみられたことも踏まえると、社会階層的な地位が倫理的消費に与える影響とその性差についても検討する必要があるといえる。

6. 考察

様々なタイプの倫理的消費に対する態度についてジェンダー差の有無を確認した結果、リサイクルや環境配慮、地産地消といった「自然・生活対応」の領域における倫理的消費において、女性の方が男性よりも普段の買い物などで気をつけていることが明らかになった。ただし、「社会・企業対応」の領域に含まれる消費への態度、そして不買運動への参加（ボイコット）、支援的な消費（バイコット）の経験については男女間で有意差はみられなかった。

「自然・生活対応」の倫理的消費についてその要因の男女差を検討した結果、女性の倫理的消費を説明するモデルとして最も適合的だったのは構造モデルであった。ただし、このモデルが想定するような政治的疎外による影響だけではなく、投票に対する義務感と

いう政治参加への意欲も倫理的消費の動機づけとなっていることが明らかになった。社会的公正や環境配慮を求める消費行動に関心をもつのは、既存の政治システムで権力をもつ政治家を信頼していない女性であるとともに、一方では、投票行動を通じた既存の政治システムへの参加に義務感をもっている、政治参加に意欲的な女性でもある。構造モデルに関する要因に一定の説明力があつたことをふまえると、倫理的消費とは政治的消費であり、倫理的消費に対する態度と経験の男女差は政治的疎外を背景としたジェンダーギャップと表現すべき格差といえる。

社会化モデルと状況モデルに関する要因については、仮説において想定したような関連はみられなかった。社会化モデルに関していうと、男性において伝統的な性別役割観をもっていたり、家庭よりも仕事を優先するような意識をもっているほうがリサイクルや環境保護、地産地消といった「自然・生活対応」の倫理的消費に積極的であり、ボイコットとバイコットともに経験しているという仮説とは異なった方向の関連があるという結果であった。家庭役割を担うことに対して否定的な男性ほど、日常的な購買行動において倫理的な商品選択基準を気にすると回答している背景には、そう

いった男性ほど普段は「家事」としての買い物をしていない傾向にあることが考えられる。家事としての買い物と、そうではない自分のための買い物、その時限りの買い物にはその内容に大きな違いがある。普段の生活で家事役割をあまり担っていない男性が店頭でいくつかの種類の中から1つの商品を選ぶことになったときに、(たとえ多少高価であっても)エコやリサイクル、地元の食材といったエシカルなキーワードに関心を向けたり、特定の企業の応援を意図して買ってみる、あるいはニュースで見たような不正に関わる企業の商品を買わないで、といった選択をしているのかもしれない。一方で、家庭役割を大事に考えていたり、日常的に家事を分担している男性は、社会ではなく家計にとって持続可能な消費を心がけており、普段の買い物のなかで商品を選ぶ際は社会的公正や環境配慮といった観点ではなく、より安い価格であることやセール品であることを重視しているとも考えられる。

このような解釈を可能にする背景には、買い物に限らず家事負担において男女間で圧倒的な格差が存在しており、特に既婚男性の消費が家庭役割のなかで極めて限定的な、補助的な位置づけとなっているという現状がある。近年は日本においても男性の家事育児参加の程度は増えているものの、北欧を対象とした先行研究が示しているような、家庭役割に対する責任感の向上が倫理的消費の実践につながるかは不明である。

ただし、本研究では分析に使用したデータ上の制約から、仮説を設定する際に参照したそれぞれのモデルに関する要因を、モデルが想定している理路に沿って忠実に操作化できているわけではない。たとえば、社会化モデルであれば、本研究では性役割規範、仕事と家庭のバランスに関する意識を用いたが、このモデルの検証にとってより適切なのは実際の家事の遂行頻度であったり、家庭役割の分担に対する意欲などである。また、状況モデルであれば、幼少期の子どもの有無に着目したり、回答者が家庭内で実際にどのくらいケアを担う必要がある状況にいるのかなども考慮すべきであろう。理論モデルの妥当性を仮説検証を通して確認するうえで必要なデータの適切な収集と変数の操作化については今後の課題としたい。

付記

本研究は、JSPS 科研費 (科研費番号 16K04032) の助成を受けたものです。

注

1) たとえば、環境配慮行動に関して Zelezny et al.

(2000) は女性の方が男性よりも他者志向性、社会的責任感が強く、そのため環境配慮行動にも積極的だとしている一方、Grønhøj and Ölander (2007) は、それまでに指摘されてきたような環境配慮的な消費行動における男女差はほとんどないと述べている。Shah et al. (2007) による政治的消費主義の分析では、多変量を統制すると性別は有意な効果を示していなかった。日本においても、寄付つき商品の購入経験は男性の方が多いとする研究 (泉水 2019)、フェアトレードの購入経験は女性の方が多いとする研究 (渡辺 2021)、バイコット・ポイコットの経験に男女差はみられないとする研究 (水越ほか 2021) など、研究対象とする行動の定義、測定、調査方法によって結果は多様である。

- 2) ただし、母性や母性愛が女性に特有なものであるという考え方については否定的な研究もある。たとえば、柏木・若松 (1994) は、3~5歳の子どもをもつ親を対象とした研究から、「子どもはかわいい」「育児は楽しい」といった育児への肯定感に母親と父親で違いはなく、「子どもは分身である」という感情は父親の方が強いことを明らかにしている。
- 3) 母親になることと「母性」の関連について、Tucker (2021=2023) は子どもをもつことによる母親の変化に対して様々な視点からアプローチしているが、父親にもそのような変化が生じることは否定していない。
- 4) 世界経済フォーラム (WEF) が発表した「Global Gender Gap Report」(世界男女格差報告書) 2023年版によると、日本のジェンダーギャップ指数は146か国中125位、分野別では、「政治」が138位であった (World Economic Forum 2023)。
- 5) 調査方法の詳細と結果の概要については、林ほか (2019) を参照。
- 6) 本調査における倫理的消費の測定方法の検討と具体的な質問項目の設定に関しては星 (2022) を参照。
- 7) 地位集団スコアとは、回答者が様々な職業に対して感じる親疎 (近いか遠いか) の感覚 (=社会的相互作用距離) から回答者の社会的地位を測定するものである。本調査における具体的な測定方法は星 (2022) を、社会的相互作用距離に基づく社会的地位の測定については林 (2018) を参照。
- 8) 星 (2022) において明らかになったように、本調査が倫理的消費の構成要素として含めた「自然・生活対応」の「否定型」である「買って使わなかったり、余らせてしまいそうな商品は買わない」は同領域の他項目との関連が弱く、主成分分析においても負荷量が小さいことから、本研究の分析では除外した。
- 9) 独立変数に性別を含めて重回帰分析を行った結果、社会モデル、状況モデル、構造モデルそれぞれに関する要因を統制しても性別 (女性=1/男性=0) は、有意な正の効果を示した ($B=0.011$, $\beta=0.117$, $p=0.001$)。よって、ジェンダー差はこれら3つのモデルに関する要因にすべて分解されるものではなく、

本研究では扱っていない環境リスク認知や向社会的意識、他者志向など、性差と倫理的消費を媒介する他の要因の存在も予測される。Dietz et al. (2002)は女性の方が男性よりも利他主義的価値観を重視しており、それが環境配慮行動の性差をもたらしている可能性を示唆している。

- 10) 性別を独立変数に含めて重回帰分析を行い、性別と「仕事による家庭犠牲」の組み合わせによる交互作用効果を確認したところ、 $B=0.155$ (S.E.=0.084)、 $\beta=0.062$ と10%水準でみた場合に有意であった。以下は単純傾斜の検定結果である。表2の結果と同様、男性においてのみ、仕事によって家庭が多少犠牲になることはやむをえないは考えないケースほど、普段の買い物において倫理的消費に該当する事柄をより気にしていないことが示された。

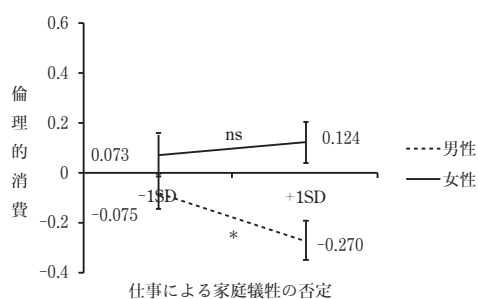


図 「仕事による家庭犠牲の否定」の効果に関する単純傾斜の検定結果

文献

- Balch, G. I., 1974, "Multiple Indicators in Survey Research: The Concept "Sense of Political Efficacy," *Political Methodology* 1(2): 1-43.
- Bloodhart, B., and J. K. Swim, 2020, "Sustainability and Consumption: What's Gender Got to Do with It?," *Journal of Social Issues*, 76(1): 101-113.
- Compbell, A., G. Gurin, and E. W. Miller, 1954, *The Voter Decides*, Evanston: Row, Peterson.
- Dietz T, L. Kalof and P. Stern, 2002, "Gender, values, and environmentalism," *Social Science Quarterly*, 83: 353-364.
- Grønhøj, A. and F. Ölander, 2007, A Gender Perspective on Environmentally Related Family Consumption, *Journal of Consumer Behaviour*, 6: 218-235.
- 林拓也, 2018, 『職業間距離の計量社会学——人々の意識からみる職業の多次元構造』ナカニシヤ出版。
- 林拓也・星敦士・山本圭三・田藤裕祐, 2019, 「生活スタイルと社会意識に関するアンケート調査結果報告(速報)」奈良女子大学学術情報リポジトリ, 2019年4月 (URL: <http://hdl.handle.net/10935/5217>).
- 星敦士, 2022, 「倫理的消費の世代間比較——社会階層, 社会ネットワーク, 政治意識との関連から」『甲南大学紀要文学編』172: 99-116.
- 柏木恵子・若松素子, 1994, 「親となる」ことによる人格発達——生涯発達の視点から親を研究する試み」『発達心理学研究』5(1): 72-83.
- Micheletti, M., 2003, "Why More Women? Issues of Gender and Political Consumerism," Michele Micheletti, A. Follesdal and D. Stolle eds., *Politics, Products, and Markets: Exploring Political Consumerism Past and Present*, New Brunswick: Transaction Publishers, 2003. 245-264.
- 水越康介・大平修司・スタニスロスキースミレ・日高優一郎, 2021, 「日本におけるバイコットおよびボイコットに関する一考察——応援する消費行動の考察に向けて」『JSMD レビュー』5(1): 25-32.
- 泉水清志, 2019, 「倫理的消費の経験と態度——婚姻の有無・職業による検討」『育英短期大学研究紀要』36: 15-28.
- Shah, D. V., D. M. McLeod, E. Kim, S. Y. Lee, M. R. Gottlieb, S. S. Ho and H. Breivik, 2007, "Political Consumerism: How Communication and Consumption Orientations Drive" Lifestyle Politics, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 611: 217-235.
- 田中洋, 2012, 「マーケティングから見た倫理的消費の可能性」『CEL: Culture, Energy and Life』98: 30-33.
- Tucker, A., 2021, *MOM GENES: Inside the New Science of Our Ancient Maternal Instinct*, New York: Gallery Books. (=2023, 西田美緒子訳『母性の科学——ママになると脳や性格がすごく変わるわけ』インターシフト.)
- 渡辺龍也, 2021, 「フェアトレードと倫理的消費(II)——全国調査が明らかにするその動向」『現代法学』40: 95-144.
- World Economic Forum, 2023, *Global Gender Gap Report 2023*, World Economic Forum.
- Zelezny, L. C., Poh-Pheng Chua and C. Aldrich, 2000, "Elaborating on Gender Differences in Environmentalism," *Journal of Social Issues*, 56(3): 443-457.

付表 独立変数の記述統計量

	女性		男性	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢・社会階層				
年齢	41.509	10.084	42.721	10.496
教育年数	13.882	1.766	14.130	2.104
地位集団スコア	12.279	2.628	12.009	2.837
世帯収入(単位100万円)	6.038	3.544	6.736	3.684
社会化モデル要因				
性別役割意識	2.361	1.155	2.509	1.190
仕事による家庭犠牲	2.299	1.081	2.793	1.159
状況モデル要因				
配偶者の有無	0.606	0.489	0.600	0.490
子どもの有無	0.425	0.495	0.409	0.492
構造モデル要因				
政治的有効性感覚(影響力)	3.166	1.357	3.233	1.346
政治的有効性感覚(理解度)	2.115	1.005	2.191	1.097
政治的有効性感覚(投票義務感)	0.066	0.249	0.149	0.356
政治的有効性感覚(信頼感)	3.156	0.760	3.051	0.826