



Policy Research Institute
Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries

プロジェクト研究
〔主要国農業政策・
食料需給〕
研究資料 第17号

令和7年度カントリーレポート

食料品貿易

令和8年3月

農林水産政策研究所

本刊行物は、農林水産政策研究所における研究成果について、主として行政での活用に資するため取りまとめた資料であり、学術的な審査を経たものではありません。研究内容の今後一層の充実を図るため、読者各位から幅広くコメントをいただくことができれば幸いです。

まえがき

このカントリーレポートは、当研究所の研究者が世界の主要各国について農業・農政の分析を行った成果を広く一般に提供するものである。

当研究所においては、平成19（2007）年度から、単年度の「行政対応特別研究」の枠組みの下で毎年カントリーレポートを作成・公表してきたが、平成25（2013）年度からは、研究の枠組みが3年度にわたる「プロジェクト研究」に移行した。プロジェクト研究は、平成25（2013）年度から平成27（2015）年度までを一期目、平成28（2016）年度から平成30（2018）年度までを二期目、平成31（2019）年度から令和3（2021）年度までを三期目とし、令和4（2022）年度から令和6（2024）年度までを四期目とし、令和7（2025）年度から五期目を実施している。

これまで当研究所では、農業政策立案の観点から重要となる国・地域を対象とした農業情勢と関連政策の分析と国際食料需給の分析を実施してきた。五期目の「主要国における農業政策の多様化とそれを踏まえた中長期的な世界食料需給に関する研究」においても、これまでに蓄積された知見を活用しながら、世界の主要国・地域の農業情勢及び関連政策の調査研究を行っている。そして、国・地域別の知見と定量的な食料需給予測の連携を深め、よりの確な需給見通しの策定に努めている。さらに、多くの国々が共通した課題に直面するようになっている現状を踏まえ、各国・地域単独での分析に加えて、関連した複数国を横断する課題を設定し、各国の政策や関連状況を比較・分析している。

本レポートは、農林水産政策研究所における研究成果について、主として行政での活用に資するため取りまとめた資料であり、学術的な審査を経たものではない。農林水産政策研究所では今後も海外農業情報の収集・分析を充実させる方針であり、広範の読者の方より、御指導・御指摘を賜れば幸いである。

【参考】 平成19年～令和7年度カントリーレポート

（平成19年度）

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第1号 中国、韓国

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第2号 ASEAN、ベトナム

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第3号 インド、サブサハラ・アフリカ

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第4号 オーストラリア、アルゼンチン、EU 油糧種子政策の展開

（平成20年度）

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第5号 中国、ベトナム

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第6号 オーストラリア、アルゼンチン

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第7号 米国、EU

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第8号 韓国、インドネシア

（平成21年度）

行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第 9 号 中国の食糧生産貿易と農業労働力の動向
行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第 10 号 中国, インド
行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第 11 号 オーストラリア, ニュージーランド, アルゼンチン
行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第 12 号 EU, 米国, ブラジル
行政対応特別研究〔二国間〕研究資料第 13 号 韓国, タイ, ベトナム

(平成 22 年度所内プロジェクトカントリーレポート)

所内プロジェクト研究〔二国間〕研究資料第 1 号 アルゼンチン, インド
所内プロジェクト研究〔二国間〕研究資料第 2 号 中国, タイ
所内プロジェクト研究〔二国間〕研究資料第 3 号 EU, 米国
所内プロジェクト研究〔二国間〕研究資料第 4 号 韓国, ベトナム

(平成 23 年度行政対応特別研究カントリーレポート)

行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 1 号 中国, 韓国 (その 1)
行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 2 号 タイ, ベトナム
行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 3 号 米国, カナダ, ロシア及び大規模災害対策
(チェルノブイリ, ハリケーン・カトリーナ, 台湾・大規模水害)
行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 4 号 EU, 韓国, 中国, ブラジル, オーストラリア

(平成 24 年度行政対応特別研究カントリーレポート)

行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 1 号 中国, タイ
行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 2 号 ロシア, インド
行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 3 号 EU, 米国, 中国, インドネシア, チリ
行政対応特別研究〔主要国横断〕研究資料第 4 号 カナダ, フランス, ブラジル, アフリカ, 韓国, 欧米国内食料援助

(平成 25 年度プロジェクト研究資料)

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 1 号 中国, タイ, インド, ロシア
プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 2 号 EU, ブラジル, メキシコ, インドネシア
プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 3 号 アメリカ, 韓国, ベトナム, アフリカ

(平成 26 年度プロジェクト研究資料)

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 4 号 タイ, オーストラリア, 中国
プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 5 号 米国, WTO, ロシア
プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 6 号 EU (フランス, デンマーク)
プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第 7 号 インド, アルゼンチン, ベトナム, インドネシア

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第8号 米国農業法，ブラジル，韓国，欧州酪農

（平成27年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第9号 総括編，食料需給分析編

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第10号 EU（CAP改革，フランス，スコットランド，デンマーク，フィンランド，酪農）

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第11号 中国，インド，インドネシア，中南米，アフリカ

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第12号 タイ，ベトナム，ミャンマー，オーストラリア，ロシア，ブラジル

プロジェクト研究〔主要国農業戦略〕研究資料第13号 米国，フランス，韓国，GMO（米国，EU）

（平成28年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第1号 総論，横断的・地域的研究，需給見通し

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第2号 米国（農業支援政策，SNAP制度），EU（価格所得政策とCAP簡素化，酪農，農業リスク管理，フランス），韓国，台湾

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第3号 タイ，ベトナム，オーストラリア，ロシア

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第4号 中国，インド，インドネシア，メキシコ，ケニア

（平成29年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第5号 横断的・地域的研究，需給見通し

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第6号 米国（米国農業法，農業経営の安定化と農業保険，SNAP-Ed），EU（CAP農村振興政策，フランス，英国），韓国，台湾

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第7号 タイ，ベトナム，オーストラリア，ロシア，ブラジル

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第8号 中国，インド，インドネシア，メキシコ，アフリカ，フィリピン

（平成30年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第9号 横断的・地域的研究，需給見通し

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第10号 米国，カナダ，EU（条件

不利地域における農業政策，共通農業政策（CAP）の変遷における政治的要因等の検討，ドイツ，フランス，英国），ロシア

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第 11 号 中国，韓国，台湾，インドネシア，フィリピン，タイ，インド，アフリカ

プロジェクト研究〔主要国農業戦略横断・総合〕研究資料第 12 号 メキシコ，ブラジル，アルゼンチン，オーストラリア

（令和元年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 1 号 米国，EU（CAP），フランス，英国，CETA，ロシア

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 2 号 中国，台湾，ベトナム，アフリカ（ケニア）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 3 号 ブラジル，メキシコ，アルゼンチン，ウルグアイ，オーストラリア

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 4 号 横断的・地域的研究，世界食料需給分析

（令和 2 年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 5 号 EU（農産物貿易政策等，持続可能性確保と経済復興・成長に向けた取組，フランス），英国，ロシア

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 6 号 タイ，ベトナム，インドネシア，韓国，中国

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 7 号 ブラジル，アルゼンチン，パラグアイ，オーストラリア

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 8 号 横断的・地域的研究，世界食料需給分析

（令和 3 年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 9 号 EU（農産物貿易政策等），英国，ロシア

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 10 号 タイ，ベトナム，インドネシア，中国，インド，西アフリカ

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 11 号 ブラジル，アルゼンチン，パラグアイ，オーストラリア

プロジェクト研究〔主要国農業政策・貿易政策〕研究資料 第 12 号 横断的・地域的研究，世界食料需給分析

（令和 4 年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第 1 号 EU，ドイツ，ロシア・ウクライナ

プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第2号 タイ、ベトナム、中国、
インド、アフリカ、セネガル
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第3号 ブラジル、アルゼンチン
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第4号 横断的・地域的研究、世
界食料需給分析

（令和5年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第5号 アルゼンチン
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第6号 ベトナム、中国、インド、
西アフリカ
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第7号 EU、フランス、ロシア
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第8号 世界食料需給分析

（令和6年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第9号 タイ、ベトナム、中国、
インド
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第10号 EU、英国、ドイツ、ロ
シアとウクライナ、米国
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第11号 アルゼンチン、セネガ
ル、ガーナ
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第12号 横断的・地域的研究 持
続的食料システムの構築に関する国際比較研究
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第13号 横断的・地域的研究、世
界食料需給分析

（令和7年度プロジェクト研究資料）

プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第14号 タイ、ベトナム、中国、
インド、韓国
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第15号 EU、ウクライナ、米国
プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第16号 アルゼンチン、西アフリ
カ、ガーナ

プロジェクト研究 「主要国における農業政策の多様化とそれを踏まえた中長期的な世界食料需給に関する研究」

令和7年度 カントリーレポート 第17号

食料品貿易

目 次

第1章 中国成都市における菜種油の消費者選好

ーベスト・ワースト・スケーリングによるアプローチー

(樋口 倫生)

1. はじめに
2. データと分析方法
3. 計測結果
4. 考察
5. おわりに

第2章 中国上海市における日本酒の消費者選好

ーベスト・ワースト・スケーリングによるアプローチー

(樋口 倫生)

1. はじめに
2. データと分析方法
3. 分析方法
4. 計測結果
5. おわりに

第 1 章 中国成都市における菜種油の消費者選好

ーベスト・ワースト・スケーリングによるアプローチー

樋口 倫生

1. はじめに⁽¹⁾

中国における菜種生産は近年拡大を続けており、2015 年に 1385.9 万トンだった生産量は 2024 年には 1686.9 万トンへと増加している（中国国家统计局）。この増産の背景には、国内における菜種油需要の高まりがある。現在、中国は世界最大の菜種油消費国であり、2024 年の生産量は 783.9 万トン、輸入量は 195 万トンに達し、いずれも世界全体の 20% を超えている（USDA PSD）。

一方で、このように巨大な菜種油市場を有するにもかかわらず、家庭における菜種油購入時の意思決定要因については学術的知見が十分に蓄積されていない。特に、消費者が重視する属性（安全性、味、自然さ、産地など）の相対的重要度を体系的に把握した研究は極めて限られている⁽²⁾。

そこで本研究では、複数の属性に対する相対的重要度を明示的に推定できるベスト・ワースト・スケーリング（Best–Worst Scaling: BWS）を採用する。従来の需要分析は、価格や所得といった経済変数に焦点がおかれてきたため、食品に内在する多様な属性に対する消費者選好を十分に把握できない。BWS は、消費者がさまざまな側面から価値を見いだす食品、特に油脂製品のような商品について、その主観的価値をよりの確にとらえられる手法といえる。

以上を踏まえ本稿では、国内最大の菜種産地であり、菜種油の伝統的消費地域として知られる四川省に着目し、同省最大の都市である成都市における家庭での菜種油選好を BWS によって明らかにすることを目的とする。

菜種油の消費者選好を BWS により分析した研究はほとんど存在しない。一方、多くの先行研究が蓄積されている植物油としてオリーブオイルがある。例えば Dekhili et al. (2011) は、チュニジアとフランスの消費者を対象に BWS 分析を行っている。フランスの消費者は、味やエキストラバージン表示、公的な地理的表示を重視する一方、チュニジアの消費者は、味、産地、有機ラベルを重視することを明示した。Chrysochou et al. (2022) はデンマーク、フランス、チュニジア、米国の比較から、オリーブオイルの種類（エキストラバージンか精製オリーブオイルかなど）が最も重要な属性であることに加え、価格、過去の経験、原産国も重要視されることを示した。また、De Gennaro et al. (2021) は、イタリアにおいて、味、原産国、地理的表示が最も重要である一方で、ブランドやパッケージングはほとんど重視されないことを示した。

さらに、Pérez y Pérez and Gracia (2023) は、世界最大のオリーブオイル生産・消費国であるスペインの消費者を対象に、また Yagi et al. (2025) は日本の消費者を対象に、条件付きロジットモデルを用いて、オリーブ油を購入する際の選好を明らかにしている。Pérez y Pérez and Gracia (2023) は、価格、原産地、原産地呼称保護 (PDO) ラベル、オリーブ品種が重要視される一方で、有機認証ラベル、サイズ、パッケージングは低く評価されることを報告している。Yagi et al. (2025) は、安全性が最も重視され、次いでエキストラバージン表示、風味・味、鮮度が続くことを示した。

以上の先行研究は、国や文化的な背景によって重視される属性が異なるものの、大きな傾向として、消費者がオリーブオイルを購入する際には、味、原産地、価格を重視する一方で、パッケージングやブランドの重要度は低いという共通傾向を示している。

本稿は、このようなオリーブオイルに関する既存研究の知見を踏まえつつ、同じ植物油である菜種油を対象として、四川省成都市の消費者がどのような属性を重視するのかを説明する点に独自性がある。とりわけ、中国の消費者を対象に、菜種油を含む植物油の購買選好を BWS によって体系的に分析した研究はこれまで存在せず、本稿は中国における植物油の消費者選好を定量的に検証する初めての試みとして学術的意義が大きいといえる。

加えて、安全性、産地、自然さ等の属性評価を精緻に把握することは、中国国内での高付加価値型油脂製品の開発・販売促進や差別化戦略の策定、さらには日系企業を含む海外企業による対中輸出戦略の検討など、菜種油の販売を拡大する上で有益な示唆を与える。このように、本稿は学術的貢献にとどまらず、実務的な意義も併せ持つ。

2. データと分析方法

(1) ベスト・ワースト・スケーリング (BWS)

本研究では、菜種油購入時に消費者が重視する属性の相対的重要性について、BWS を用いて分析した。BWS 分析は⁽³⁾、Finn and Louviere (1992) によって開発されたものであり、アンケート回答者に3つ以上の属性にかかわる選択肢を示し、回答者がもつ何らかの評価尺度をもとに、「最も重要 (Best)」な属性と「最も重要視しない (Worst)」属性を一つずつ選ぶように求める調査手法である。この反復的な選択プロセスを通じて、各属性に対する評価尺度上の相対的な位置を明らかにする (柘植ら, 2024)。

本稿で利用する属性は、Lusk and Briggeman (2009)、Sun et al. (2023) を参考にして決定した。Lusk and Briggeman (2009) は、属性となる食の価値を定義し、BWS を用いて計測した先駆的な研究であり、自然さ、安全性、環境への影響、原産地、公正さ、栄養、味、見た目、利便性、価格、伝統といった属性を採用している。また、Sun et al. (2023) は、肉と代替肉に対する消費者選好を検討しており、本稿と同様に、中国における特定食品を対象とした実証研究である。Sun et al. (2023) で取り上げる属性は、Lusk and Briggeman (2009) の11種類とほぼ重なるが、公平性を動物福祉として議論が進められている。本研究で扱う菜種油は、動物福祉とは関係しないので、利用する属性は、第1表のように、動物福祉では

なく、公平性を含めて11種類に設定した。

アンケートの設計では、つり合い型不完備ブロック計画（Balanced Incomplete Block Design, BIBD）をもとに、11種類の属性から11の選択セットを構築した⁽⁴⁾。各選択セットは、第1図のように、5種類の属性で構成されており、各属性が全ての選択セットに合計5回出現する。回答者には、各属性が、具体的に何を意味するかを説明している⁽⁵⁾。

回答者は、家庭用として菜種油を購入する際に「最も重要」と「最も重要ではない」と考える属性を各選択セットで選ぶよう求められる。このようにして得られたBWS質問票の作成、さらにそれに対する分析は、Aizaki and Fogarty (2023) にもとづきRプログラムを用いて実施した。

第1表 属性の説明

属性	説明
自然さ	現代技術や化学成分を使用しない程度
価格	購入時に支払う金額
安全性	摂取後に病気にならないか
栄養価	タンパク質、脂肪などの成分の量と種類
利便性	調理や摂食の容易さ
公平性	農家が公平に利益を得られているのか
環境	生産過程が環境に与える影響
味	味覚をどれだけ満足させるか
伝統	伝統的な食事方法の保護がなされているのか
産地	国産原料を使用しているか
外観	菜種油の色や透明度などの見た目の魅力

資料：筆者作成

問1 以下のうち、家庭用の菜種油を購入する際に、最も重要だと思う項目と最も重要ではないと思う項目を一つずつお選びください。

最も重要だと思う項目と最も重要ではないと思う項目を、それぞれの回答ボックスにドラッグ&ドロップしてください。

自然さ

現代技術や化学成分を使用しない程度

価格

購入時に支払う金額

安全性

摂取後に病気にならないか

栄養価

タンパク質、脂肪などの成分の量と種類

利便性

調理や摂食の容易さ

最も重要

最も重要ではない

第1図 BWSの質問例

資料：筆者作成

（2）データの収集

本研究では、2023年3月に、四川省成都市在住の消費者を対象として、オンライン調査を実施した。調査はKANTAR社（www.kantar.com/en-cn）の保有する消費者データベースを用いて行った。調査対象者は、中国の都市部人口統計における性別および年齢構成をもとに、成都市に対して割当法（quota sampling）を適用して抽出した。

調査は20～54歳の成人層を対象として実施し、計130名から回答を得た。年齢上限については、調査会社の制約によるものであるが、当該年齢層は食用油の購入経験を有する可能性が高いと考えられる。また、BWS分析の妥当性を確保するため、食用油の購入経験の有無によるスクリーニングを行った結果、回答者130名のうち125名（96%）を分析対象者として採用した⁽⁶⁾。

第2表には、スクリーニングを通過した125名の人口統計学的特徴を示している。調査対象者の性別および年齢の分布は、中国都市部の人口構成をおおむね反映しており、本調査のサンプルは消費者の選好を把握するうえで妥当性があると考えられる。

第2表 回答者の人口統計学的特徴

属性	比率(%)	属性	比率(%)
性別		世帯所得（月額）	
男性	50.4	1万元以下	3.2
女性	49.6	1万～1万5千元	10.4
年齢		1万5千～2万元	19.2
20代	24.0	2万～2万5千元	23.2
30代	33.6	2万5千～4万元	28.0
40代	28.0	4万元以上	16.0
50歳以上	14.4		
世帯構成員			
1人	3.2		
2人	7.2		
3人	52.0		
4人	17.6		
5人以上	20.0		

資料：筆者作成

（3）BWSの分析方法

BWSによる分析方法には、ある属性が、「最も重要」と選ばれた回数と「最も重要ではない」と選ばれた回数にもとづいてスコアを算出する計数分析、混合ロジットモデルや潜在クラスロジットモデルといった計量経済学の手法を用いて分析を行う計量経済分析がある⁽⁷⁾。

1) 計数分析

回答者 n ($n=1, 2, 3, \dots, N$) が選んだ属性の重要性を評価するため、BW スコアを次のように計算する。回答者 n が 11 の選択セットに対し、属性 k ($k=1, 2, 3, \dots, K$) を、「最も重要」と選んだ回数を B_{nk} 、「最も重要ではない」と選んだ回数を W_{nk} とする。 B_{nk} に対する全回答者の集計値 (Best) は、

$$B_k = \sum_{n=1}^N B_{nk} \quad (1)$$

となり、 W_{nk} に対する全回答者の集計値 (Worst) は、

$$W_k = \sum_{n=1}^N W_{nk} \quad (2)$$

となる。この 2 変数の差 (B-W) は、BW スコアと呼ばれ、

$$B - W_k = B_k - W_k \quad (3)$$

となる。 $B - W_k$ を、回答者数 (N)、さらに 11 の選択セットにおいて属性 k が出現する回数 (5 回) で除したものは、標準化 BW スコア (std.BW) といい、

$$\text{std.BW} = (B - W_k) / 5N \quad (4)$$

と表現できる。標準化 BW スコアの最大値は 1、最小値は -1 となる。

2) 混合ロジットモデル

次に、ランダム効用理論の枠組をもとに、回答者の選択行動を分析する。最初に、回答者の選好の同質性を前提として議論を進める。

回答者 n は、選択セット t ($t=1, \dots, T$) にある属性を選ぶ際に、自身の価値判断基準で、属性間の重要性の差を最大化する 2 つの属性を選択していると仮定する。選択セット t に K_t 種類の属性があるとする、回答者 n は $K_t(K_t-1)$ 個の選択可能な組み合わせの中から、価値の差を最大化する「最も重要」な属性 b と「最も重要ではない」属性 w の組み合わせを選択する⁽⁸⁾。 β_k を属性 k の評価尺度上の位置 (属性 k の重要性) と定義すると、属性 b と w の間の計測可能な差異は、

$$U_{nbwt} = \beta_b - \beta_w + \varepsilon_{nbwt} \quad (5)$$

と表現できる。(5) 式の ε_{nbwt} は誤差項である。

回答者 n が、選択セット t で、属性 b と属性 w を選択する確率を P_{nbwt} とする。 P_{nbwt} は、属性 b と w の差異が、他の選択可能な組み合わせ ($K_t(K_t-1) - 1$ 個) で作られる差異よりも大きくなる確率を意味し、以下の (6) 式で特定される。

$$P_{nbwt} = \text{prob}(U_{nbwt} > U_{nkmt}) = \text{prob}[(\beta_b - \beta_w) - (\beta_k - \beta_m) > (\varepsilon_{nkmt} - \varepsilon_{nbwt})] \\ \forall km \neq bw \quad (6)$$

(6) 式の ε_{nbwt} が独立で同一な第 I 種極値分布 (ガンベル分布) に従うとすると、 P_{nbwt} は

$$P_{nbwt} = \frac{\exp(\beta_b - \beta_w)}{\sum_{k=1}^{K_t} \sum_{m=1}^{K_t} \exp(\beta_k - \beta_m) - K_t} \quad (7)$$

と整理できる。

これまでの選好の同質性という前提とは異なり、属性 k に対する消費者の選好に異質性が存在すると仮定する。この場合、属性 k の評価尺度上の位置 (選好パラメータ) が、特

定の分布に従ってランダムに変化する確率変数であるとして、混合ロジットモデルで分析を進める。

混合ロジットモデルでは、属性 k の選好パラメータは、回答者ごとに異なり、(8) 式のように表現する。

$$\beta_{nk} = \beta_k + \sigma_k \eta_{nk} \quad (8)$$

(8) 式の β_k と σ_k は、 β_{nk} の平均と標準偏差で、推計すべきパラメータである⁽⁹⁾。誤差項の η_{nk} は、選好の異質性を考慮するための確率変数で、平均が 0、標準偏差が 1 の正規分布に従う。

(8) 式の β_{nk} を、(7) 式の β_k に代入すると、回答者 n が、属性 b, w を選択する確率 (P_{nbw}) は、

$$P_{nbw} = \int_{\beta} L_n f(\beta) d\beta \quad (9)$$

$$L_n = \prod_{t=1}^T \frac{\exp(\beta_{nb} - \beta_{nw})}{\sum_{k=1}^{K_t} \sum_{m=1}^{K_t} \exp(\beta_{nk} - \beta_{nm}) - K_t} \quad (10)$$

と記述できる。ここで、 $\beta = (\beta_{n1}, \beta_{n2}, \dots, \beta_{nK})$ は、全ての属性 (K 種類) に対する選好パラメータで構成されたベクトルであり、 $f(\beta)$ は β の確率密度関数である。

β_k, σ_k の推計値を得るため、(9) 式をもとに、Halton draws を 1000 回行うシミュレーテッド最尤推定 (Simulated Maximum Likelihood Estimation) を実施した。

β_k の推計値を利用すると、属性 k が選択される確率を示す選好シェア (SP : share of preference) : S_k は、

$$S_k = \frac{\exp(\widehat{\beta}_k)}{\sum_{j=1}^K \exp(\widehat{\beta}_j)} \quad (11)$$

で計算できる (Lusk and Briggeman, 2009)。 (11) 式からわかるように、全ての属性の SP を合計すると 1 になる。また、 $S_k/S_m = x$ で倍率を求めると、属性 k は、属性 m の x 倍の重要性をもつと解釈できる。

3) 潜在クラスロジットモデル

次いで、選好の異質性が離散的であるとして、潜在クラスロジットモデルを推定する。このモデルでは、属性 k に対する回答者 n の評価尺度上の位置 (選好パラメータ) の分布が離散的密度関数をもつと仮定し、各潜在クラス c ($c = 1, 2, \dots, C$) ⁽¹⁰⁾ における選好パラメータ (β_{kc}) を推定する⁽¹¹⁾。

回答者 n が特定の潜在クラス c に所属する確率、すなわちクラスメンバーシップ確率を π_{nc} とする。このとき、回答者 n が属性 b と属性 w を選択する確率 (P_{nbw}) は、次式で与えられる。

$$P_{nbw} = \sum_{c=1}^C \pi_{nc} L_{nc} \quad (12)$$

$$L_{nc} = \prod_{t=1}^T \frac{\exp(\beta_{bc} - \beta_{wc})}{\sum_{k=1}^{K_t} \sum_{m=1}^{K_t} \exp(\beta_{kc} - \beta_{mc}) - K_t} \quad (13)$$

ここで、クラスメンバーシップ確率 (π_{nc}) は、回答者 n の個人属性ベクトル Z_n 、クラスの所属を規定するパラメータ θ_c を用いて、

$$\pi_{nc} = \frac{\exp(\theta_c Z_n)}{\sum_{c=1}^C \exp(\theta_c Z_n)}, \theta_c = 0 \quad (14)$$

と表現できる。 θ_c は、モデルの識別性を確保するため 0 に基準化している。(12) 式をもとにした最尤法を利用して、各パラメータを推計した。

3. 計測結果

(1) BW スコア

収集したデータを用いて、(1) 式から (4) 式で定義した各変数、つまり Best, Worst, その差の B-W, さらに B-W を標本数 (125 名), 属性の出現回数 (5 回) で除して求めた std.BW を算出した (第3表)。Best をみると、外観が最小の 29 であり、全ての属性が、消費者から少なくとも 29 回「最も重要」な属性として選択されている。std.BW については、11 種類の属性の中で、安全性 (0.482) が最大値であり、成都市の消費者は、菜種油の購入に際して安全性を最も重視しているといえる。

第3表 BW スコア

属性	Best	Worst	B-W	std.BW
安全性	314	13	301	0.482
栄養価	295	23	272	0.435
自然さ	269	14	255	0.408
味	190	33	157	0.251
利便性	49	128	-79	-0.126
価格	41	139	-98	-0.157
伝統	47	171	-124	-0.198
産地	60	204	-144	-0.230
公平性	42	188	-146	-0.234
環境	39	189	-150	-0.240
外観	29	273	-244	-0.390

注 (1) 各変数の定義は、(1) 式から (4) 式を参照。

(2) 属性は、B-W, std.BW の高い順に並べている。

安全性に続いて、栄養価 (0.435), 自然さ (0.408), そして味 (0.251) が購入時に重視される属性となっている。味の次に位置する利便性 (-0.126) がマイナスであるので、安全性から味までの上位の属性は、Worst よりも Best が大きな値であった。一方、std.BW の最小値は外観 (-0.390) であり、菜種油を購入する際に、最も重視されない属性である。環境 (-0.240), 公平性 (-0.234), 産地 (-0.230) といった属性も、相対的に重要性が低い。

（2）混合ロジットモデル

消費者の選好構造をより詳細に検討するため、混合ロジットモデルを計測し、その結果を第4表に示す。第4表にあるように、平均の推計値は全て正であり、かつ1%水準で統計的に有意であった。これは、基準とした外観より、他の全ての属性が重要視されていることを意味する。属性の相対的重要度（選好シェア）の順位は、第3表に示したB-Wの結果と完全に一致した。また、選好シェアが10%を超える属性は、B-Wがプラスの属性と重なっている。

第4表 混合ロジットモデルの推計結果

属性	平均	標準偏差	SP	倍率
安全性	3.70 *** (0.215)	1.96 *** (0.200)	32.5	40.6
栄養価	3.44 *** (0.188)	1.43 *** (0.180)	25.0	31.2
自然さ	3.24 *** (0.180)	1.49 *** (0.175)	20.3	25.4
味	2.62 *** (0.154)	1.02 *** (0.159)	11.0	13.8
利便性	1.05 *** (0.135)	0.88 *** (0.124)	2.28	2.9
価格	0.88 *** (0.145)	1.08 *** (0.138)	1.92	2.4
伝統	0.73 *** (0.147)	1.13 *** (0.128)	1.66	2.1
産地	0.69 *** (0.134)	0.88 *** (0.126)	1.60	2.0
公平性	0.67 *** (0.133)	0.87 *** (0.134)	1.57	2.0
環境	0.53 *** (0.151)	1.26 *** (0.142)	1.35	1.7
外観	ベースライン		0.80	1.0
対数尤度=-3174				

注（1）SPは選好シェア（%）を表し、属性はSPが大きい順に配列した。

（2）平均は外観に対する相対値である。平均と標準偏差は、(8)式における β_k と σ_k の推計値である。

（3）（）内は、標準誤差を表し、***は1%水準で統計的に有意であることを意味する。

（4）倍率は外観の選好シェアに対する各属性の比率である。

平均に着目すると、安全性（3.70）が最も大きく、第2位に栄養価（3.44）が位置している。安全性の選好シェアは32.5%であり、その重要度は栄養価の1.3倍、外観の40.6倍に相当する。一方、平均が最小であったのは環境（0.53）であるが、外観を基準（0）としているので、実際に最も重視されない属性は外観となる。外観の選好シェアは0.80%にとどまり、菜種油購入時にこの属性が重視される確率は極めて低いといえる。

栄養価の次には、自然さ（平均3.24、選好シェア20.3%）と味（2.62、選好シェア11%）が続いており、いずれも比較的高い位置を占めている。

これに対し、価格、伝統そして産地は、選好シェアがそれぞれ、1.92%、1.66%、1.60%であり、重視度が低く、消費者はこれらの属性を購入判断においてほとんど考慮していない。

最後に、標準偏差に注目すると、全ての属性において推計値は1%で有意であり、特に、安全性や自然さの標準偏差が大きい。これらの属性に対する消費者選好には顕著な異質性

が存在することが示唆される。以上を踏まえ、次節では、選好の異質性が連続的に分布するのではなく、複数の異なる選好を有する集団（クラス）が混在しているという前提にもとづき、潜在クラスロジットモデルを用いて分析を行う。

（３）潜在クラスロジットモデル

本節では、得られた BWS に関連するデータを用いて、潜在クラスロジットモデルを推定した。まずクラス数を決定するため、第5表に、対数尤度、赤池情報量基準（AIC）、そしてベイズ情報量基準（BIC）を示した。

対数尤度をみると、クラス数が増加するにつれて単調に増加している。AIC と BIC は、モデルの適合度と複雑さのバランスを考慮する指標であり、通常は値が最小となるモデルが最適とされる。

第5表 最適なクラス数を決定するための指数

クラス数	対数尤度	AIC	Δ AIC	BIC	Δ BIC
2	-3142.4	6338.8		6560.8	
3	-3052.9	6193.9	-2.29	6555.7	-0.08
4	-2986.8	6095.6	-1.59	6597.1	0.63
5	-2920.3	5996.5	-1.63	6637.8	0.62
6	-2900.0	5990.0	-0.11	6771.1	2.01
7	-2861.9	5947.7	-0.71	6868.6	1.44

注（1） ΔX は X の増加率（%）を示す。

BIC はクラス数が 3 のときに最小となる。したがって、BIC からはクラス数 3 が最適なモデルとなる。AIC は、継続して減少しており、最小の値となるクラス数が決定できない。そこで増加率をみると、クラス数が 5 までは大きく減少するが、それ以降は緩やかに減少、または横ばいの傾向を示している。このことは、5 クラスを超えるモデルの適合度の改善はごくわずかであり、モデルの複雑性を増しても得られる利益は限定的であることを意味する。したがって AIC からは、過剰適合を避けるため、暫定的にクラス数 5 が適切なモデルであると判断した⁽¹²⁾。

これらの結果から、BIC は 3 クラスを、AIC は 5 クラスを最適解として示している。両基準の判断が異なることから、最適なクラス数の候補は 3 から 5 の範囲にあると考えられる。本稿では、これらの結果とモデルの解釈の容易さを総合的に考慮し、4 クラスを最終的なモデルとして採用した。

第6表 潜在クラスロジットモデルの推計結果

属性	クラス1 [32.8%]				クラス2 [16.3%]			
	係数	SP	順位		係数	SP	順位	
安全性	1.353 ***	(0.181)	17.0	1	5.315 ***	(0.513)	34.3	1
栄養価	1.063 ***	(0.183)	12.7	3	5.222 ***	(0.468)	31.2	2
自然さ	1.100 ***	(0.175)	13.2	2	4.715 ***	(0.486)	18.8	3
味	0.990 ***	(0.171)	11.8	4	3.963 ***	(0.460)	8.9	4
利便性	0.839 ***	(0.165)	10.2	5	2.323 ***	(0.409)	1.7	7
価格	0.448 ***	(0.164)	6.9	6	2.587 ***	(0.479)	2.2	5
伝統	0.399 **	(0.176)	6.6	7	2.341 ***	(0.451)	1.8	6
産地	0.393 **	(0.164)	6.5	8	1.389 ***	(0.365)	0.68	8
公平性	0.278	(0.167)	5.8	9	0.140	(0.329)	0.19	9
環境	0.122	(0.166)	5.0	10	-0.873 ***	(0.327)	0.07	11
外観	ベースライン		4.4	11	ベースライン		0.17	10

クラスメンバーシップ

年齢	0.037	(0.034)			0.131 ***	(0.047)		
男性	-0.770	(0.636)			0.310	(0.750)		
世帯人員数	-1.391 **	(0.582)			-1.401 **	(0.660)		
所得	0.069 **	(0.029)			0.029	(0.036)		
子女	0.868	(0.671)			1.467	(0.831)		
高齢者	4.468 ***	(1.443)			4.685 ***	(1.470)		

対数尤度 = -3148

属性	クラス3 [23.4%]				クラス4 [27.5%]			
	係数	SP	順位		係数	SP	順位	
安全性	6.679 ***	(0.484)	74.2	1	2.481 ***	(0.262)	11.3	4
栄養価	4.800 ***	(0.405)	11.3	3	3.395 ***	(0.315)	28.1	2
自然さ	4.802 ***	(0.395)	11.4	2	3.414 ***	(0.363)	28.6	1
味	2.652 ***	(0.305)	1.3	4	3.100 ***	(0.319)	20.9	3
利便性	0.820 ***	(0.234)	0.21	8	0.262	(0.233)	1.2	9
価格	0.433 **	(0.221)	0.14	9	0.585 ***	(0.218)	1.7	7
伝統	0.930 ***	(0.239)	0.24	7	-0.049	(0.219)	0.90	11
産地	-0.123	(0.218)	0.08	11	0.933 ***	(0.245)	2.4	6
公平性	1.329 ***	(0.282)	0.35	6	0.462	(0.238)	1.5	8
環境	1.967 ***	(0.337)	0.67	5	0.990 ***	(0.247)	2.5	5
外観	ベースライン		0.09	10	ベースライン		0.94	10

クラスメンバーシップ

年齢	0.019	(0.034)			ベークラス			
男性	-0.662	(0.614)						
世帯人員数	-1.577 ***	(0.540)						
所得	0.049	(0.029)						
子女	1.540 **	(0.704)						
高齢者	2.474	(1.327)						

注 (1) ()内は標準誤差, SP は選好シェア(%)を表す。***, **は, 1%水準, 5%水準で統計的に有意であることを示す。順位は, 選好シェアの大きい順である。[] 内は (14) 式のクラスメンバーシップ確率。子女は中学生以下の子供と同居している世帯, 高齢者は 60 歳以上の高齢者と同居している世帯を指す。

第6表には, クラス数を 4 にした潜在クラスロジットモデルの推計結果を示している。

まず、全体的な特徴を確認する。各クラスへの所属確率は、クラス1が32.8%、クラス2が16.3%、クラス3が23.4%、クラス4が27.5%であり、クラス1が最大、クラス2が最小となっている。

各クラスにおいて選好シェアが最も大きい属性をみると、クラス4で自然さが最大となっている点を除けば、いずれのクラスでも安全性が最重要視されている。第2位の属性は、クラス1およびクラス3が自然さ、クラス2およびクラス4が栄養価である。一方で、選好シェアが最小の属性はクラスごとにばらつきがみられ、クラス1では外観、クラス2では環境、クラス3では産地、クラス4では伝統となっている。選好シェアが最大の属性と最小の属性の比率を比較すると、クラス3が900と際立って大きく、次いでクラス2(487)、クラス4(31.9)が続き、クラス1(3.87)が最小である。また、第1位と第2位の属性の比率をみると、クラス1(1.29)、クラス2(1.10)、クラス4(1.02)はおおむね1に近いが、クラス3は6.53と著しく高い。

次に、各クラスの特徴を整理する。クラス1では、選好シェアが最大の属性(安全性)と最小の属性(外観)の比率が3.87と、他のクラスと比べ顕著に小さい。このことは、属性間の選好の差が相対的に小さいことを示しており、「選好の差が小さいクラス」と位置づけられる。また、価格の選好シェアが6.9%で一定の重視がみられる点も特徴である。

クラス2は、安全性を重視する一方、栄養価の選好シェア(31.2%)が他のクラスと比べて相対的に大きい。この特徴から、「栄養価重視クラス」と呼ぶ。

クラス3は、安全性の選好シェアが74.2%と突出して大きい。最下位の産地(0.08%)と比較するとその倍率は900倍に達し、第2位の自然さ(11.4%)と比較しても6.53倍に及ぶ。この極めて顕著な特徴から、「安全性最優先クラス」とした。

クラス4は、4つのクラスの中で唯一、安全性の選好シェアが1位でなく、自然さが最大となり、次いで栄養価、味が続く。自然さおよび味の選好シェアが他のクラスよりも相対的に大きく、「自然さ、味重視クラス」とした。自然さの定義に含まれる製造方法が、間接的に味に影響している可能性にも留意する必要がある。

以上のような特徴を有する各クラスについて、(14)式をもとに、クラスメンバーシップ確率に対して個人属性(Z_n)がどのような影響を及ぼすのかを検証する。個人属性(Z_n)には、Zhai et al. (2023) および Wu et al. (2024) にならい、年齢、男性(性別)、所得を含めた。また、家庭内での調理行動を通じて菜種油購入に影響を及ぼすと考えられる世帯人員数、子女(との同居)、高齢者(との同居)といった変数も組み入れた⁽¹³⁾。

推計結果から、以下の点が確認された⁽¹⁴⁾。まず、クラス1は比較的所得が高く、60歳以上の高齢者と同居している傾向がみられる。また、世帯人員数の係数は、有意にマイナスであり、この点は、クラス2およびクラス3にも共通している。したがって、相対的に世帯規模が大きいクラスとして、クラス4を位置づけることができる。

クラス2は回答者自身の年齢が高く、60歳以上の高齢者と同居している可能性が高いクラスである。一方、クラス3は中学生以下の子供と同居している確率が高い点に特徴がある。なお、性別はクラス分けに対し統計的に有意な影響を及ぼさなかった。

4. 考察

（1）BW スコアと混合ロジットモデル

本研究では、BWS の分析を通じて、中国成都市における菜種油に対する消費者選好を明らかにした。BW スコアおよび混合ロジットモデルの計測結果から、以下の点が指摘できる。

第一に、最も重視される属性は安全性であった。この結果は、中国の消費者に根強く存在する食品の品質に対する不安心理を反映していると考えられる。特に、地溝油問題が広く認知されている中国において⁽¹⁵⁾、食用油の安全性への関心が高まっていることが推察される。安全性は、Yagi et al. (2025) のオリーブオイルを対象とした研究においても最重要視されており、同じ東アジアに属する日本と中国において、植物油に対して安全性が最も重視されることが確認された。

第二に、安全性の次に重視される属性は栄養価であった。これは、近年の中国における健康志向の高まりを反映したものであると解釈できる⁽¹⁶⁾。

第三に、続いて重要視される属性は自然さ（現代技術や化学成分を使用しない程度）であった。その背景には、化学溶剤を用いた抽出法で生成されるトランス脂肪酸への懸念があると思われる。さらに、中国の菜種油の多くが圧搾法で製造されており、その製造方法が風味や品質の認識に影響している点も、自然さが評価される理由といえる。自然さは、Dekhili et al. (2011) や Chrysochou et al. (2022) のオリーブオイルの分析で、重要視される属性であり、本研究の菜種油でも同様の選好があることが確かめられた。

第四に、通常、財の品質に関する情報が十分に開示されている場合、その情報は価格に反映され、消費者は価格を品質判断の指標として用いることができる。しかし、本研究で実施した中国成都市における調査では、品質を判断する手がかりとなりうる価格が、消費者にとって必ずしも重要な属性として認識されていないことが示された。この結果は、価格が消費者選好において重要な属性であると報告している Chrysochou et al. (2022) や Pérez y Pérez and Gracia (2023) の結果とは対照的である。

第五に、産地もあまり重要視されないという結果が得られた。これは、日本から輸入される菜種油について、中国の消費者が産地による差別を行わずに購入する可能性があることを示唆している。

ただし、日本で流通している菜種油の多くは、カナダ産の遺伝子組み換え（GMO）菜種を原料としており⁽¹⁷⁾、中国向け輸出においては、GMO に対する中国消費者の懸念や輸送コストの高さなどの要因から、実現可能は低いと思われる。一方で、日本産の非 GMO 菜種で生産される菜種油は、一部の中小規模事業者による生産に限られるものの、安全性の観点からも比較的輸出の実現可能性が高いと考えられる。

第六に、菜種油の購入時において伝統はあまり重視されなかった。成都市が所在する四川省は菜種の主産地であり、また菜種油を利用する四川料理の伝統が根付いた地域である

ことから、消費者が伝統を考慮して購入行動をとると想定された。しかし、本研究の結果は、伝統が購入時の主要な判断基準ではないことを示している。これは、伝統が評価の対象になるのは、まず食の安全性や栄養価といった基本要件が十分に満たされた場合に限られるためだと解釈できる。

(2) 潜在クラスロジットモデル

潜在クラスロジットモデルを推定した結果、「選好の差が小さいクラス」(クラス1)、「栄養価重視クラス」(クラス2)、「安全性最優先クラス」(クラス3)、「自然さ、味重視クラス」(クラス4)という4つの異なる消費者セグメントに分類された。本節では、それぞれのクラスの特徴と含意を考察する。

第一に、「安全性最優先クラス」の消費者は、食品の安全性をなによりも優先する傾向があった。個人属性との関連をみると、このクラスには中学生以下の子供と同居する世帯が多く含まれており、子供に対する食の安全性への強い懸念が反映されていると解釈できる。この背景として、2008年に中国で発生したメラミン混入粉ミルク事件を挙げることができる。同事件により全国的に子供が被害を受けた経験を通じて、中国の親たちが子供に関わる食品の安全性を特に重視するようになったと指摘されている (Qiao et al., 2012)。

第二に、これとは対照的に、安全性よりも自然さや味を重視するクラスが存在する。このクラスでは世帯人員数が比較的多く、二世帯家族あるいは三世帯家族が共に食事をする機会が多いと考えられる⁽¹⁸⁾。その結果、食事に対する関心や調理方法・味わいに対するこだわりが高まる可能性がある。このことが、属性選好として自然さや味への関心の高さに反映されていると解釈できる。

第三に、「選好の差が小さいクラス」では、他のクラスとは異なり、価格という要因も一定の重要性をもつことが明らかとなった。この点は、BWスコアや混合ロジットモデルにはなかった結果であり、品質が価格に反映されていると認識する消費者層が一定程度存在することを示す。

第四に、「栄養価重視クラス」は、年齢が比較的高く、また60歳以上の高齢者と同居している世帯が多くなる。高齢者を含む世帯では、安全性に加えて、健康維持のために栄養価を重視する意識が強いことが示唆される。

このように、潜在クラスロジットモデルの推定結果からは、消費者の菜種油に対する選好が均質ではなく、安全性、自然さ、味、栄養価、価格といった多様な観点にもとづいて異なるセグメントが存在することが確認された。これらの知見は、商品開発やマーケティング戦略を立案する際に、消費者を画一的に捉えるのではなく、異質なニーズに即した対応が必要であることを示唆している。

5. おわりに

本稿は、世界最大の菜種油消費国である中国で、国内最大の菜種産地である四川省に位

置する省都・成都市の消費者を対象に、ベスト・ワースト・スケーリング（BWS）を用いて菜種油に対する選好を明らかにした。先行研究の知見を踏まえ、菜種油購入時に消費者が重視する 11 種類の属性の相対的重要度を計測した。計数分析および混合ロジットモデルによる推定の結果、成都市の消費者は菜種油の購入に際し、安全性を最も重視していた。次いで、栄養価など健康志向に関連する属性の重要度が高かった。一方で、外観、価格、産地といった属性は、相対的に重要度が低かった。特に、品質を判断する手がかりとなりうる価格が、消費者にとって必ずしも重要な属性として認識されていないことが示された。さらに、潜在クラスロジットモデルによる分析から、選好の異質性にもとづく 4 つの消費者セグメントが存在することが確認された。最大セグメントである選好の差が小さいクラスは、価格も一定の重要性をもつという特徴がみられた。自然さ、味重視クラスは世帯人員数が多い傾向にあり、家族での食事の楽しみを重視することが示唆された。安全性最優先クラスには中学生以下の子女をもつ世帯が多く含まれ、安全性への関心が突出していた。栄養価重視クラスは高齢者と同居する世帯が多く、健康維持の意識が強いことが示唆された。これらの結果は、中国の植物油市場において、安全性、栄養価、自然さといった基本的な属性が極めて重要であることとともに、消費者のニーズが一律ではないことを示している。

注（1）本章は、樋口ら（2025）をもとに、主として行政での活用に資するため取りまとめた資料であり、学術的な審査を経たものではない。

（2）近年の植物油に関する研究については、樋口（2026）を参照されたい。

（3）BWS 分析は、評価対象である選択肢の特徴によって、Case 1, Case2, Case 3 に分類される。ここで説明する手法は Case 1（object case）に該当する。

（4）BIBD の詳細については、Louviere et al. (2015) を参照されたい。

（5）属性の内容に関しては、第 1 表に示した情報以外の追加的な説明を回答者に対して行っていない。そのため、回答結果が回答者の事前知識や認識の差に影響を受けている可能性がある。この点は、本研究の限界の一つであり、今後の課題として取り組む必要がある。

（6）食用油の購入未経験者については、購入場面を想定した質問に対して適切な回答が得られない可能性がある。

（7）ここでの議論は、Aizaki and Fogarty (2023), 柘植ら（2024）, Train (2009), Wu et al. (2024), Zhai et al. (2023) を参考にした。

（8）本稿では、各選択セットに 5 種類の属性が含まれるので、回答者は 20 通りの組み合わせから選択することになる。

（9）確率変数ではない。

（10）C は、小文字と区別するため、イタリック体では表記していない点に注意されたい。

（11） β_{kc} は、クラス間の選好の異質性を表すパラメータである。

（12）このようにクラス数を決定する方法は、Sun et al. (2023) や Wu et al. (2024) で行われている。

（13）個人属性の操作的定義は以下のとおりである。年齢および世帯人員数については、回答者に実数値を直接回答させ、その回答値を分析に用いた。男性（性別）は、男女のいずれかを選択させ、男性を 1、女性を 0 とする二値変

数として符号化した。所得は、あらかじめ1,000元刻みの所得階級を設定して質問し、回答者が選択した階級の下限値を所得額として用いた。子女（との同居）については、中学生以下の子供と同居しているか否かを尋ね、同居している場合を1、同居していない場合を0とする二値変数として記録した。高齢者（との同居）は、60歳以上の高齢者との同居の有無を質問し、同居している場合を1、同居していない場合を0とした。

(14) クラス4の係数を0として基準化しているため、推計値はクラス4との比較によって解釈する必要がある。

(15) 地溝油とは、厨房排水溝や下水道から回収された油脂、食品廃棄物から抽出された油脂などを、脱色・脱臭などの工程を経て違法に食用油に偽装したものである。2000年以降、中国でこのような油を製造・販売した業者が相次いで摘発され、重大な社会問題となった (Li et al., 2017)。

(16) 近年の中国の健康志向については Zhang et al. (2022)を参照。

(17) 日本は菜種の99.9%を輸入に依存しており（農林水産省, 2024）、その半分近くをカナダから輸入している。

(18) 談・今井（2003）では、中国において家族が共に食事することの重要性が述べられている。

[引用文献]

- Aizaki, H. and Fogarty, J. (2023) R Packages and Tutorial for Case 1 Best-Worst Scaling. *Journal of Choice Modelling* 46: 100394. <https://doi.org/10.1016/j.jocm.2022.100394>
- Chrysochou P., Tiganis A., Trabelsi I.T., Grunert K.G. (2022) A Cross-cultural Study on Consumer Preferences for Olive Oil, *Food Quality and Preference* 97: 104460. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2021.104460>
- Dekhili, S., L. Sirieix, and E. Cohen (2011) How Consumers Choose Olive Oil: The Importance of Origin Cues, *Food Quality and Preference* 22(8): 757-762. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2011.06.005>
- De Gennaro, B. C., L. Roselli, F. Bimbo et al. (2021) Do Italian Consumers Value Health Claims on Extra-Virgin Olive Oil? *Journal of Functional Foods* 81: 104461. <https://doi.org/10.1016/j.jff.2021.104461>
- Finn A. and Louviere J. J. (1992) Determining the Appropriate Response to Evidence of Public Concern: The Case of Food Safety, *Journal of Public Policy & Marketing* 11(2):12-25. <https://doi.org/10.1177/074391569201100202>
- 樋口倫生（2026）「植物油に関する最近の研究動向」『農林水産政策研究所レビュー』130:6-7
https://www.maff.go.jp/primaff/kanko/review/attach/pdf/260318_pr130_04.pdf
- 樋口倫生・張馨元・八木浩平（2025）「中国・成都における菜種油の消費者選好 ―ベスト・ワースト・スケーリングによるアプローチ」第61回東北農業経済学会秋田大会報告
- Li, J., N. Cui and J. Liu (2017) Gutter oil: An Overview of Chinese Food Safety Issues and Policies, *Global Health Promotion* 24 (3): 75–78. <https://doi.org/10.1177/1757975915623733>
- Lusk, J. L. and Briggeman, B. C. (2009) Food Values, *American Journal of Agricultural Economics* 91(1): 184-196. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.01175.x>
- Louviere, J. J., Flynn, T. N., and Marley, A. A. J. (2015) *Best-Worst Scaling: Theory, Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- 農林水産省（2024）『油糧生産実績調査』
- Pérez y Pérez, L., and A. Gracia (2023) Consumer Preferences for Olive Oil in Spain: A Best-Worst Scaling Approach, *Sustainability* 15(14):11283. <https://doi.org/10.3390/su151411283>

- Qiao G., T. Guo, and K. Klein (2012) Melamine and Other Food Safety and Health Scares in China: Comparing Households with and without Young Children, *Food Control* 26(2):378-386 <https://doi.org/10.1016/j.food-control.2012.01.045>
- Sun, J., D. L. Ortega and W. Lin (2023) Food Values Drive Chinese Consumers' Demand for Meat and Milk Substitutes, *Appetite* 181, 106392. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.106392>.
- 談麗玲・今井範子 (2003) 「世代同居家族の生活スタイルと同居意識 (第1報) 中国都市集合住宅における世代同居家族の住生活と住意識に関する研究 —四川省成都における—」『日本家政学会誌』54(10): 841-854.
- Train, K. (2009) *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press, Cambridge, England.
- 柘植隆宏・栗山浩一・庄子康 (2024) 「ベスト・ワースト・スケーリング —環境経済・政策学研究への適用を中心に—」『環境経済・政策研究』17(2): 28-38.
- Wu, W., Yuan, R., Wang, Q., and Jin, S. (2024) Consumers' Preferences for the Attributes of Plant-Based Meat in China: A Best-Worst Scaling Approach, *Future Foods* 9: 100384. <https://doi.org/10.1016/j.fufo.2024.100384>
- Yagi K., G. Maesano, G. Li, M. Canavari (2025) Olive Oil Preferences Among Japanese Consumers: Best-Worst Scaling on Country of Origin and Consumer Heterogeneity, *Agribusiness*. <https://doi.org/10.1002/agr.70015>
- Zhai, Q., Li, Q., Sher, A. and Chen, C. (2023) The Role of Information Heterogeneity in Blockchain-based Traceability Systems: Evidence from Fresh Fruits Buyers in China, *International Food and Agribusiness Management Review* 26(3): 489-518. https://brill.com/view/journals/ifam/26/3/article-p489_8.xml
- Zhang Y., Zhou M., Jiang M., Zhang X., Wang X., and Wang B (2022) Awareness of Initiative Practice for Health in the Chinese Population: A Questionnaire Survey Based on a Network Platform, *World Journal of Clinical Cases* 10(16):5241-5252. doi:10.12998/wjcc.v10.i16.5241

第2章 中国上海市における日本酒の消費者選好

ーベスト・ワースト・スケーリングによるアプローチー

樋口 倫生

1. はじめに ⁽¹⁾

日本から中国への日本酒の輸出は近年拡大を続けており、2010年の輸出量625キロリットルに対し、2024年には8倍以上の5,323キロリットルに達した。2024年の輸出量は米国に次いで第2位であり、中国は日本酒の主要な輸出先として確固たる地位を築きつつある⁽²⁾。このような輸出拡大、すなわち中国側の輸入拡大の背景には、所得水準の上昇に伴う中間層・富裕層の拡大、嗜好の多様化、そして日本文化や日本産品への関心の高まりがあると考えられる。さらに、2024年12月には日本における「伝統的酒造り」がユネスコ無形文化遺産に登録され、日本酒の国際的認知度が一層高まることが期待されており、中国市場における日本酒需要のさらなる拡大が見込まれる。

しかし、日本酒市場の拡大傾向が確認される一方で、中国における一般消費者の日本酒購買行動、およびその意思決定に影響を与える要因に関する学術的研究は依然として限られている。そこで本研究では、中国の主要都市であり、文化的影響力の高い上海市に焦点を当て、消費者が日本酒を購入する際に重視する属性を明らかにすることを目的とする。

分析手法としてはベスト・ワースト・スケーリング (Best-Worst Scaling: BWS) を用いる。BWSは、消費者の選好構造を体系的に把握するための手法として Finn and Louviere (1992) により提唱されたものであり、3つ以上の属性からなる選択肢を提示し、回答者自身の評価基準に基づいて「最も重要 (Best)」および「最も重要でない (Worst)」属性をそれぞれ1つずつ選択させる調査法である (柘植ら, 2024)。その後、BWSはマーケティング、観光、食品など多様な分野で応用されており、消費者行動分析において有効な方法論として確立している。

一方で、日本酒を対象にBWSを適用した研究は、筆者の知る限りほとんど存在しない。これに対して、同じ醸造酒であるワインについては、購買行動の分析にBWSを用いた多くの先行研究が報告されている。たとえば、Cohen (2009) は14か国を対象とした研究で、「以前に試飲したことがある」や「他者からの推薦」といった属性が購買意思決定において重要であることを示した。Goodman (2009) も13か国を対象にワイン購入時の要因を分析し、「試飲経験」や「推薦」が主要な判断基準であると報告している。Yu et al. (2009) は中国・北京の消費者を対象とした実証分析を行い、「以前に飲んだことがある」「原産地」「ブランド名」「誰かの推薦」といった要因が購買に強く影響することを示した。さらに、

Nunes et al. (2016) はポルトガルにおけるワイン嗜好を分析し、「試飲経験」「産地」「友人や親族からの推薦」が重視される一方、「アルコール度数」や「ボトルの形状・色」は相対的に重視されないことを明らかにしている。Pentz and Forrester (2020) は南アフリカの消費者を対象に、「以前に試飲したことがある」および「他者からの推薦」が自家消費用ワイン購入時の最も重要な要因であることを報告している。

これらの先行研究は、国や文化的背景によって重視される属性に違いはあるものの、共通して「試飲経験」や「他者の推薦」「原産地」といった経験的・社会的要因が購買行動に強く影響する一方、「パッケージ」や「ブランド」といった外的要素は相対的に重視されない傾向を示唆している。

本研究は、これらワインに関する知見を踏まえつつ、同じ醸造酒である日本酒を対象に、中国・上海市の消費者が購入時にどのような属性を重視するのかを BWS を用いて定量的に明らかにする点に独自性を有する。特に、中国の消費者を対象に日本酒の購買選好を体系的に分析した研究はこれまで存在せず、本研究はその端緒を開く試みとして学術的意義が大きいといえる。

2. データと分析方法

(1) ベスト・ワースト・スケーリング (BWS)

本研究では、日本酒を購入する際に消費者が重視する属性の相対的重要性を明らかにするため、BWS を用いて分析を行った。本研究で用いる属性は、Cohen (2009), Goodman (2009), Pentz and Forrester (2020) など、ワインの購買行動を対象とした既存研究で使用されている属性を参考に設定した。これらの研究では、消費者がワインを購入する際に重視する要因として、「以前に飲んだことがある」「誰かが推薦した」「ブドウの品種」「原産国」「ブランド名」「受賞歴 (メダルや賞)」「そのワインについて読んだことがある」「料理との相性」「ラベル情報」「陳列における情報」「ラベルの魅力」「店舗での販促陳列」「アルコール度数 13%以下」といった属性が挙げられている。

本研究では、これらの先行研究を参考に、日本酒の特性を考慮して、第1表に示す13の属性を利用した。すなわち、「以前に飲んだことがある」「誰かが推薦した」「ブランド名」「メダルや賞」「料理との相性」「店舗での販促陳列」「価格」などは先行研究と共通の属性である。一方で、日本酒特有の要素を反映させるため、ワイン研究における「ブドウの品種」を「原料米の種類」に、「アルコール 13%以下」を「アルコール度数」に置き換えた。また、「ラベル情報」に関しては、「日本酒のランク (純米大吟醸、吟醸酒など)」を新たに導入した。「産地」についても、日本酒の場合、少数の現地生産以外、大部分が日本からの輸入であるので、この属性は考慮しなかった。さらに、中国での消費環境を踏まえ、「メディアで有名人が紹介した」「オンラインで購入可能である」といった属性も追加した。

第1表 属性の説明

属性	属性に対する説明
1 原料	原料となる米の種類
2 受賞	メダルやアワード（受賞歴）
3 ランク	日本酒のランク：大吟醸酒、吟醸酒など
4 度数	アルコール度数
5 ブランド	日本酒のメーカー、ブランド名
6 デザイン	ボトルやラベルのデザイン
7 推薦	友人や親戚に勧められた
8 有名人	メディアで有名人が紹介
9 陳列	店頭でのプロモーション用陳列
10 価格	価格
11 オンライン	オンラインショップで購入できる
12 経験	以前、その日本酒を飲んだことがある
13 料理	食べたい料理の味に合う

資料：筆者作成

第2表 13種類の属性に対する BIBD

選択セットの番号	属性番号				
1	5	6	9	11	
2	2	7	9	12	
3	5	7	8	10	
4	2	6	10	13	
5	3	4	6	7	
6	1	2	4	5	
7	2	3	8	11	
8	4	10	11	12	
9	3	5	12	13	
10	1	7	11	13	
11	1	6	8	12	
12	1	3	9	10	
13	4	8	9	13	

資料：Aizaki and Fogarty (2023) をもとに作成。

注：属性番号は、第1表の番号に対応。

本研究では、13 種類の属性に基づき 13 の選択セットを構築した。各選択セットへの属性の割り当てには、つり合い型不完備ブロック計画 (Balanced Incomplete Block Design; BIBD) を採用した⁽³⁾。BIBD の設計は Aizaki and Fogarty (2023) に準拠し、R プログラムを用いて作成した。割り当て結果を第 2 表に示す。第 2 表に示すように、各選択セットは 4 種類の属性から構成され、各属性は全 13 セットで 4 回ずつ出現するように設計されている。この設計により、属性の出現頻度が均等化され、分析における推定の偏りを最小限に抑えることが可能となる。第 1 図には選択セット 1 を用いた質問票の一例を示す。各選択セットは第 1 図と同じ形式で回答者に提示され、1 人の回答者が全 13 セットについて回答した。

各 BWS の質問において、回答者は提示された 4 種類の属性の中から、最も重要な属性 (Best) と最も重要ではない属性 (Worst) をそれぞれ 1 つずつ選択するよう求められる。この手法により、回答者が持つ潜在的な評価基準を把握することができる。各回答者には、先ほど設計した 13 の選択セットすべてについて同様の判断を行ってもらった。これにより、各属性について十分な数の評価データが得られ、統計分析に必要な推定精度を確保することが可能となる。

問 1

自分で飲むために日本酒を購入する際に重視する点について、それぞれの設問ごとに、最も重視する項目と最も重視しない項目を 1 つずつお選びください。

最も重視する	項目	最も重視しない
☐	日本酒のメーカー名、ブランド名	☐
☐	ボトルやラベルのデザイン	☐
☐	店頭でのプロモーション用陳列	☐
☐	オンラインショップで購入できる	☐

第 1 図 BWS の質問例

(2) データの収集

本研究では、2022 年 2 月に、中国上海市在住の消費者を対象にアンケート調査を行った。データは GMC 株式会社を通じて実施した Web アンケート調査で得た。調査対象者は、中国の都市部人口統計における性別・年齢構成をもとに、上海市に割当法 (quota sampling) を適用して決定した。

本研究では、日本酒の飲酒経験の可能性が高い 20～54 歳の層を対象に絞って調査を行

い、最終的に 600 名から回答が得られた。適切な BWS の分析結果を得るため、過去 3 年間に日本酒を飲んだことがあるという人で回答者をスクリーニングし 591 名のサンプルを得た。このうち、第 3 表には、スクリーニングを通過した 591 名の人口統計学的な特徴を示している。調査対象者の性別、年齢の分布は中国都市の人口構成をおおむね反映しており、本調査のサンプルは消費者の選好を把握するうえで妥当性があると考えられる。

第 3 表 回答者の人口統計学的特徴

属性	比率 (%)	属性	比率 (%)
性別		世帯構成員	
男性	54.0	1人	3.4
女性	46.0	2人	10.7
		3人	55.7
年齢		4人	22.3
20～29歳	34.2	5人	8.0
30～39歳	31.5		
40～49歳	21.5	世帯所得	
50～54歳	12.9	20万元以下	33.2
		21万～28万元	17.4
		29万～36万元	24.9
		37万元以上	24.5

注：所得は 4 分位階層別に区分したが、同額サンプル (20 万元) が多数存在するため、25%からのずれが生じている。

3. 分析方法

(1) 条件付きロジットモデル⁽⁴⁾

ここでは、ランダム効用理論の枠組に基づき、回答者の選択行動を分析する。まず、回答者間で選好が同質であると仮定して議論を進める。回答者 n ($n=1, 2, 3, \dots, 591$) は、選択セット s ($s=1, \dots, 13$) の中の属性 k ($k=1, \dots, 13$) について⁽⁵⁾、自身の価値判断基準に従い、「最も重要 (best)」と考える属性と「最も重要でない(worst)」と考える属性をそれぞれ 1 つずつ選択する。BWS (Best-Worst Scaling) 選択理論では、この組み合わせを選択する確率が、重要度の尺度上の差に比例すると仮定する。

選択セット s には 4 種類の属性が含まれるため、回答者 n には $4 \times (4 - 1) = 12$ 通りの選択可能な組み合わせが与えられる。回答者は、主観的な価値の差を最大化する組み合わせ、つまり「最も重要」な属性 b と「最も重要ではない」属性 w の組み合わせを選択する (以下、 b は「最も重要」な属性、 w は「最も重要ではない」属性として用いる。)。このとき、属性 b と w の間の潜在的な重要度の差 (D_{nbws}) は次式で表される。

$$D_{nbws} = \delta_b - \delta_w + u_{nbws} \quad (1)$$

ここで、 δ_k は属性 k に対する重要性の尺度上の位置を、 u_{nbws} は誤差項を表す。

回答者 n が選択セット s において属性 b と w を選択する確率 (P_{nbws}) は、属性 b と w

の重要度の差が、他の選択可能な 11 個の組み合わせ（属性 i と j ）で作られる重要度の差よりも大きくなる確率を意味し、次式のように定義される。

$$P_{nbws} = \Pr(D_{nbws} > D_{njs}) \quad \forall ij \neq bw \quad (2)$$

(1)式を(2)式に代入して整理すると、

$$P_{nbwt} = \Pr[(\delta_b - \delta_w) - (\delta_i - \delta_j) > (-u_{nbws} + u_{njs})] \quad (3)$$

となる。(3)式で、誤差項 u_{nbws} が独立で同一な第 I 種極値分布（ガンベル分布）に従うと仮定すると、 P_{nbws} は次の多項ロジットモデル（Multinomial Logit Model, MNL）で表現できる。

$$P_{nbws} = \frac{\exp(\delta_b - \delta_w)}{\sum_{k \in s} \sum_{l \in s} \exp(\delta_k - \delta_l) - 4} \quad (4)$$

ここで、 $k \in s$ は選択セット s に含まれる属性(合計 4 種類)を示す。分母で 4 を引いているのは、 $k=l$ の場合を除外するためである。なお、 δ_k の推計に際しては、モデルを識別するため、1 つの属性の係数を 0 に基準化する必要がある。本研究では、「陳列」を基準属性とした。

属性 k の選択確率を示す選好シェア（SP : share of preference）： (S_k) は、推定された δ_k をもとに、次式で求められる（Lusk and Briggeman, 2009）

$$S_k = \frac{\exp(\delta_k)}{\sum_{l=1}^{13} \exp(\delta_l)} \quad (5)$$

13 種類の属性に関する SP の総和は 1 となり、また比率 $S_k/S_m = x$ で倍率を求めると、属性 k は、属性 m の x 倍の重要性をもつと解釈できる。

(2) 混合ロジットモデル

次に、消費者選好の同質性という設定を緩和し、属性 k に対する選好に個人間で異質性が存在し、その異質性が連続的に分布すると仮定する。この場合、属性 k の評価尺度上の位置（選好パラメータ）を確率変数とみなし、混合ロジットモデルによって分析を進める。

回答者 n に対する属性 k の選好（重要性）パラメータ（ δ_{nk} ）は、(6)式で表される。

$$\delta_{nk} = \delta_k + \sigma_k \varepsilon_{nk} \quad (6)$$

(6)式で、 δ_k と σ_k は、それぞれ平均と標準偏差を表すパラメータであり、誤差項の ε_{nk} は平均 0、分散 1 の標準正規分布に従う（属性間で無相関を仮定）。(6)式を、(4)式の δ_k に代入し、全選択セットの積をとったものを L_n とする。

$$L_n = \prod_{s=1}^{13} \frac{\exp(\delta_{nb} - \delta_{nw})}{\sum_{k \in s} \sum_{l \in s} \exp(\delta_{nk} - \delta_{nl}) - 4} \quad (7)$$

このとき、回答者 n が、属性 b, w を選択する確率（ P_{nbw} ）は、

$$P_{nbw} = \int_{\delta} L_n f(\delta) d\delta \quad (8)$$

と記述できる（Train, 2009）。ここで、 $\delta = (\delta_{n1}, \delta_{n2}, \dots, \delta_{n13})$ は、13 種類の属性に対応する選好パラメータのベクトル、 $f(\delta)$ はその確率密度関数である。

(8)式をもとに、Halton draws を 1000 回行うシミュレーテッド最尤推定 (Simulated Maximum Likelihood Estimation) を実施し、 δ_k , σ_k の推計値を得た。推定された δ_k を用いることで、選好シェア (S_k) は、(5) 式から算出できる。なお、(6)式で、 $\sigma_k = 0$ とすると、 $\delta_{nk} = \delta_k$ となり、混合ロジットモデルは、条件付きロジットモデルとなる。

(3) 潜在クラスロジットモデル

選好の異質性が離散的であると仮定し、潜在クラスロジットモデル (Latent Class Logit Model) を推定する。このモデルでは、属性 k に対する回答者 n の評価尺度上の位置 (選好パラメータ) の分布が離散的密度関数をもつと仮定し、各潜在クラス c ($c=1, 2, 3, \dots, C$) における選好パラメータ (δ_{kc}) を推定する。

回答者 n が特定のクラス c に属する確率 (π_{nc}) は、クラス c のパラメータ θ_c を用いて次式で表される。

$$\pi_{nc} = \frac{\exp(\theta_c)}{\sum_{c=1}^C \exp(\theta_c)} \quad (9)$$

(7) 式と同様の変数 L_{nc} を次のように定義する。

$$L_{nc} = \prod_{s=1}^{13} \frac{\exp(\delta_{bc} - \delta_{wc})}{\sum_{k \in S} \sum_{l \in S} \exp(\delta_{kc} - \delta_{lc}) - 4} \quad (10)$$

(9) 式と (10) 式を利用すると、回答者 n が属性 b と属性 w を選択する確率 (P_{nbw}) は

$$P_{nbw} = \sum_{c=1}^C \pi_{nc} L_{nc} \quad (11)$$

となる。各パラメータの推定には、式 (11) に基づく最尤推定法を利用した。

回答者 n がどの潜在クラスに属するかは観測されないため、ここで推計されたパラメータおよび回答者 n の選択行動データを用いて、当該回答者が各クラスに属する事後確率を算出する。その後、最も高い事後確率を示したクラスに回答者 n を割り当て、得られたクラス分類に基づいて、人口統計学的属性と潜在クラスとの関連性を検討する。

なおクラスが 1 つ、つまり $C=1$ の場合、 $\pi_{nc}=1$ となり、(11)式は、(4) 式となる。つまり、条件付きロジットモデルは潜在クラスロジットモデルで $C=1$ の場合の特殊なケースといえる。

4. 計測結果

(1) 条件付きロジットモデル

収集したデータを用いて、(4) 式に基づき条件付きロジットモデルを推計した (第 4 表)。本文でも述べたように、条件付きロジットモデルは個人間の選好パラメータの同質性を仮定しており、これは、混合ロジットモデルにおいて分散を 0 とした場合、あるいは潜在クラスロジットモデルにおいてクラス数を 1 と仮定した場合に相当する。

第 4 表に示すように、推計されたすべての係数は正であり、1%水準で統計的に有意であった。これは、いずれの属性も、基準とした「陳列」よりも選好されることを意味する。

推計結果のうち、最も大きな値を示したのは「ランク」であり、その係数は1.96であった。対応する選好シェアは18.4%で、陳列と比較して約7.1倍重視されていることがわかる。次いで、ブランド(1.67)、料理(1.64)、および原料(1.53)が続く、いずれも比較的高い重要度を示した。

一方で、推計値が最も小さかったのは有名人(0.15)であったが、基準である陳列(0)よりは大きい値を示した。したがって、最も重視されなかった属性は「陳列」であり、その選好シェアは2.6%にとどまった。「有名人」もまた3.0%と小さく、重要度の低い属性であることが確認された。

第4表 条件付きロジットモデルの推計結果

属性	推計値	選好シェア
ランク	1.96 *** (0.048)	18.4%
ブランド	1.67 *** (0.046)	13.8%
料理	1.64 *** (0.046)	13.4%
原料	1.53 *** (0.046)	12.0%
度数	0.98 *** (0.045)	6.9%
経験	0.97 *** (0.044)	6.8%
推薦	0.75 *** (0.044)	5.5%
受賞	0.73 *** (0.044)	5.4%
デザイン	0.47 *** (0.044)	4.1%
価格	0.46 *** (0.043)	4.1%
オンライン	0.42 *** (0.044)	3.9%
有名人	0.15 *** (0.044)	3.0%
陳列		2.6%
対数尤度=	-16755	

資料：筆者計算。

注1) 推計値は、(1)式の δ_k であり、陳列に対する相対的な値である。

2) カッコ内は、標準誤差を示す。***は、1%水準で有意であることを示す。

3) 属性は、選好シェアの大きい順に並べた。

(2) 混合ロジットモデル

消費者の選好構造をより詳細に把握するため、混合ロジットモデルを計測し、その結果を第5表に示す。第5表にあるように、平均の推計値はいずれも正の値をとり、すべて1%水準で統計的に有意であった。したがって、基準とした「陳列」よりも、他のすべての属性が統計的に有意に重要であるといえる。

平均に注目すると、最も大きな推計値を示したのは「ランク」(2.86)であり、次いで「料理」(2.32)が続く。「ランク」の選好シェアは26.5%で、重要度は「料理」の1.7倍、「陳列」の17.5倍に相当する。一方、平均が最小であったのは基準値(0)の「陳列」であり、最も重視されない属性であった。陳列の次に低いのは「有名人」である。「陳列」と「有名人」の選好シェアは1.5%、1.8%にとどまり、日本酒購入時にこれらの属性が重視さ

れる確率は極めて低いといえる。

第5表 混合ロジットモデルの推計結果

属性	平均	標準偏差	選好シェア	倍率
ランク	2.86 *** (0.082)	1.40 *** (0.072)	26.5%	17.5
料理	2.32 *** (0.088)	1.69 *** (0.084)	15.5%	10.2
ブランド	2.28 *** (0.069)	1.07 *** (0.069)	14.9%	9.8
原料	2.10 *** (0.075)	1.28 *** (0.067)	12.4%	8.2
度数	1.29 *** (0.064)	0.97 *** (0.063)	5.5%	3.6
経験	1.27 *** (0.058)	0.69 *** (0.065)	5.4%	3.6
推薦	1.03 *** (0.062)	0.91 *** (0.064)	4.3%	2.8
受賞	0.97 *** (0.072)	1.38 *** (0.072)	4.0%	2.6
価格	0.63 *** (0.073)	1.44 *** (0.076)	2.8%	1.9
デザイン	0.61 *** (0.055)	0.54 *** (0.084)	2.8%	1.8
オンライン	0.53 *** (0.062)	0.97 *** (0.064)	2.6%	1.7
有名人	0.19 *** (0.058)	0.78 *** (0.064)	1.8%	1.2
陳列			1.5%	1.0
対数尤度	-15479			

注1) 属性は選好シェアが大きい順に配列した。

2) 平均と標準偏差は、(6)式の δ_k と σ_k の推計値であり、平均は陳列に対する相対値。

3) ()内は、標準誤差を表し、***は1%水準で統計的に有意であることを意味する。

4) 倍率は陳列の選好シェアに対する各属性の比率である。

5) 平均について、順位が連続する2つの属性 k および l について、帰無仮説「属性 k の値 $\leq$ 属性 l の値」を仮定し、 t 検定を行った。その結果、「料理」と「ブランド」、「度数」と「経験」、「価格」と「デザイン」については、有意水準10%で統計的に帰無仮説を棄却できなかった。

上位の属性に目をもどすと、2番目の「料理」に次いで、ブランド（平均2.28、選好シェア14.9%）が3位であり、いずれも消費者の選好に対して比較的強い影響を及ぼしている。なおこの2つは、統計的には差があるという仮説を棄却しており、重要度に大きな相違はない。4番目には、原料（2.10、選好シェア12.4%）があり、この上位4つが日本酒購入時に非常に高い重要性をもつ属性といえよう。また、度数、経験、推薦、受賞の選好シェアは、5.5～4.0%にあり、中国の消費者から中程度の評価を得ている。

最後に、標準偏差に注目して選好の異質性を検討する。すべての属性において、標準偏差の推計値は1%水準で統計的に有意であり、選好の同質性が棄却される結果となった。したがって、条件付きロジットモデルよりも、個人間の選好差を考慮できる混合ロジットモデルの方が適切であるといえる。標準偏差の大きさからいうと、特に「料理」、「価格」、「ランク」において、個人の嗜好の差が大きいことが示唆される。

(3) 潜在クラスロジットモデル

本節では、得られたBWSデータを用いて、選好の異質性が連続的に分布するのではな

く、複数の異なる選好を有する集団（クラス）が混在しているという前提に基づき、潜在クラスロジットモデルの推定を行った。まず、最適なクラス数を決定するため、第6表に各クラスに対応する対数尤度、赤池情報量基準（AIC）、およびベイズ情報量基準（BIC）を示した。

対数尤度は、クラス数の増加に伴い単調に増加しており、モデルの適合度が向上していることを示している。AIC と BIC は、モデルの適合度と複雑さのバランスを考慮した指標であり、一般にこれらの値が最小となるモデルが最適とされる。しかし、本分析においては、AIC、BIC とともにクラス数が7まで連続的に減少しており、最小値をもって最適なクラス数を決定することができない。そこで、AIC と BIC の減少率に着目すると、クラス数3までは、AIC と BIC が大きく減少した後、減少率はやや低下している。ただし、クラス数5と6の間で、両指標の減少率に再び顕著な乖離がみられた。

AIC や BIC の減少率が低下する場合、モデルの複雑性を高めても適合度の改善は限定的であり、モデルの追加的な利益は小さいとされており、以上の結果を踏まえ、本研究では、クラス数が3から5の範囲において妥当なモデルが存在すると判断した。その中で、モデルの解釈可能性を比較検討し、クラス数4を最終的なモデルとして採用した⁽⁶⁾。

第7表には、クラス数を4にした潜在クラスロジットモデルの推計結果を示す。まず、全体的な特徴について概観する。各クラスに所属する確率は、クラス1が29.0%、クラス2が22.2%、クラス3が19.5%、クラス4が29.3%であり、クラス1とクラス4がそれぞれ約30%と比較的大きな確率となっている一方で、クラス3が最も小さい確率となっている。

各クラスにおいて選好シェアが最も高い属性は、クラス4における「料理」を除き、すべて「ランク」である。「ランク」が第1位となるのは、クラスを1つとして計算した条件付きロジットモデル（第4表）と同一のものである。第2位の属性は、クラス4では「ランク」、クラス1とクラス2では「ブランド」、クラス3では「料理」である。ブランドは条件付きロジットモデルでは2番に位置しており、クラス1とクラス2と一致する。

第6表 最適なクラス数を決定するための指数

クラス数	対数尤度	AIC	ΔAIC	BIC	ΔBIC
1	-16754.7	33533.4		33646.6	
2	-16189.8	32429.7	3.29	32665.5	2.92
3	-15793.8	31663.5	2.36	32021.9	1.97
4	-15609.1	31320.2	1.08	31801.2	0.69
5	-15442.8	31013.5	0.98	31617.1	0.58
6	-15341.9	30837.8	0.57	31564.0	0.17
7	-15255.6	30691.2	0.48	31540.1	0.08

注：ΔAIC は AIC の減少率（%）を示す。

第7表 潜在クラスロジットモデルの推計結果

属性	クラス1 [29.0%]				クラス2 [22.2%]			
	係数		SP	順位	係数		SP	順位
ランク	0.662 *** (0.097)		10.0%	1	3.334 *** (0.197)		27.7%	1
ブランド	0.647 *** (0.108)		9.8%	2	2.865 *** (0.155)		17.4%	2
料理	0.597 *** (0.089)		9.4%	4	1.211 *** (0.125)		3.3%	8
原料	0.346 *** (0.096)		7.3%	8	2.814 *** (0.189)		16.5%	3
度数	0.401 *** (0.087)		7.7%	5	1.421 *** (0.133)		4.1%	5
経験	0.359 *** (0.081)		7.4%	7	1.114 *** (0.124)		3.0%	9
推薦	0.633 *** (0.093)		9.7%	3	1.259 *** (0.138)		3.5%	7
受賞	0.278 *** (0.106)		6.8%	9	2.765 *** (0.195)		15.7%	4
デザイン	0.237 *** (0.090)		6.5%	11	1.285 *** (0.121)		3.6%	6
価格	0.374 *** (0.087)		7.5%	6	0.143 (0.115)		1.1%	12
オンライン	0.256 *** (0.083)		6.7%	10	0.521 *** (0.114)		1.7%	10
有名人	0.177 ** (0.086)		6.2%	12	0.391 *** (0.115)		1.5%	11
陳列			5.2%	13			1.0%	13

	クラス3 [19.5%]				クラス4 [29.3%]			
	係数		SP	順位	係数		SP	順位
ランク	2.840 *** (0.256)		21.9%	1	3.539 *** (0.154)		21.8%	2
ブランド	2.117 *** (0.223)		10.6%	4	2.975 *** (0.133)		12.4%	4
料理	2.830 *** (0.211)		21.7%	2	4.070 *** (0.158)		37.1%	1
原料	2.080 *** (0.209)		10.2%	5	3.027 *** (0.147)		13.1%	3
度数	2.226 *** (0.182)		11.8%	3	1.302 *** (0.117)		2.3%	6
経験	1.280 *** (0.153)		4.6%	7	2.142 *** (0.127)		5.4%	5
推薦	0.498 *** (0.148)		2.1%	9	1.131 *** (0.120)		2.0%	7
受賞	-0.255 (0.156)		1.0%	12	0.846 *** (0.124)		1.5%	8
デザイン	0.085 (0.132)		1.4%	10	0.671 *** (0.115)		1.2%	9
価格	1.999 *** (0.169)		9.4%	6	0.108 (0.127)		0.71%	12
オンライン	0.956 *** (0.140)		3.3%	8	0.472 *** (0.109)		1.0%	10
有名人	-0.589 *** (0.143)		0.71%	13	0.440 *** (0.122)		0.98%	11
陳列			1.3%	11			0.63%	13

注1) 属性は第4表の順番に合わせた。

2) 各クラスに示された[]内は(9)式の当該クラスに属する確率、()内は標準誤差、SPは選好シェアを表す。

3) ***, **は、1%水準、5%水準で統計的に有意であることを示す。

4) 順位は、選好シェアの大きい順である。

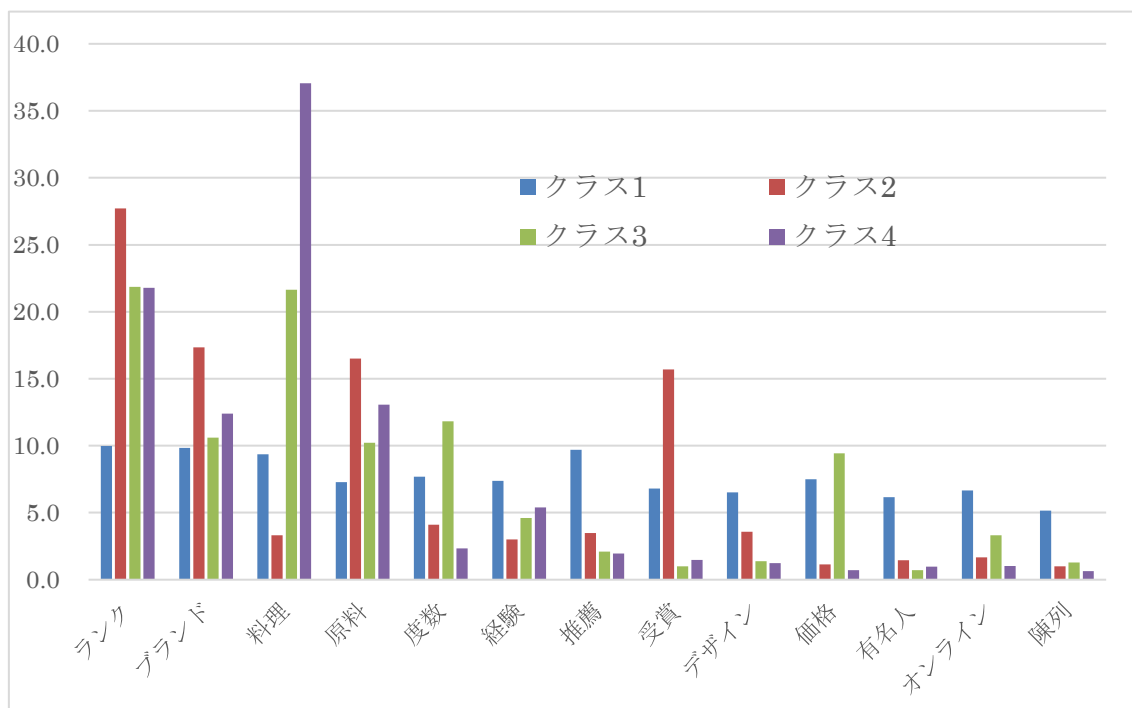
一方、選好シェアが最も小さい属性は、クラス3では「有名人」であるが、それ以外のクラスではいずれも「陳列」となっており条件付きモデルと等しい。選好シェアの最大属性と最小属性の比率をみると、クラス4が58.6と最も大きく、次いでクラス3(30.9)、クラス2(28.0)、クラス1(1.9)の順となる。また、第1位と第2位の属性の比率に注目すると、クラス1(1.01)およびクラス3(1.01)はほぼ同程度であるのに対し、クラス2(1.60)

とクラス4（1.7）は明確な差がみられる。

次に、第2図も参照しつつ、各クラスの特徴を整理する。まず注目されるのは、クラス4における「料理」の選好シェアの高さである。クラス4は、4つのクラスの中で唯一、「ランク」の選好シェアが1位ではなく、「料理」が最大となっている点において顕著な特性を示す。さらに、第1位の「料理」と第2位の「ランク」の選好シェアの比率、および第1位の「料理」と最下位の「陳列」の比率は、いずれも他のクラスより大きい。また、各属性の選好シェアをクラス間で比較すると、クラス4が最も高い値を示すのは「料理」のみである。このため、クラス4を「料理最優先クラス」と位置づける。

次に、クラス2では「ランク」の選好シェアが際立って高い。このクラスは、「ブランド」、「原料」、「受賞」に対しても他のクラスと比べて高い選好を示す一方で、「料理」に対する関心が非常に低いという傾向を有している。したがって、「客観的指標重視クラス」と分類する。

続いてクラス3を見ると、クラス内では「ランク」と「料理」を同程度に最重要視していることが確認される。ただし、他のクラスとの比較では、「度数」、「価格」の選好シェアが高い点も特筆に値する。これらの結果から、クラス3は「度数・価格重視クラス」として位置づけられる。



第2図 各クラスの選好のシェア（%）

注：第7表をもとに、筆者作成。

最後にクラス1をみると、いずれの属性においても選好シェアが10%以下であり、クラス内では、顕著に高い値を示す属性が存在しない。実際、最大の選好シェアをもつ「ランク」と最小の「陳列」の比率は1.9にとどまり、他クラスに比して相対的に小さい。こ

の結果は、クラス1において属性間の選好差が比較的小さいことを意味しており、「選好の差が小さいクラス」と位置づけられる。なお、クラス横断での比較では、「経験」「推薦」「デザイン」「有名人」「オンライン」「陳列」といった中位から下位にある属性が、他クラスと比較して重視される傾向がみられる点も、このクラスの性質として指摘できる。

5. おわりに

本研究では、近年急速に拡大を続ける中国の日本酒市場において、文化的影響力の高い上海市の消費者が、購入時にどのような属性を重視しているのかを、ベスト・ワースト・スケーリング (BWS) を用いて定量的に明らかにした。2024年には日本酒の対中輸出量が過去最高水準に達し、「伝統的酒造り」のユネスコ無形文化遺産登録による認知度向上も期待される中、これまで限定的であった中国市場における日本酒の消費者選好構造を体系的に分析した点に、本研究の学術的な意義がある。

分析の結果、上海市の消費者が日本酒を購入する際に最も重視する属性は、一貫して「日本酒のランク（純米大吟醸、吟醸酒など）」であることが示された。これに次いで「料理との相性」、「ブランド名」、「原料米の種類」が上位に位置しており、これらの属性が上海市場における日本酒選択の主要な決定因子であることが確認された。

また、潜在クラスロジットモデルを用いた分析により、上海市の消費者の間には明確な選好の異質性が存在することが確認された。「料理最優先クラス」「客観的指標重視クラス」「度数・価格重視クラス」「選好の差が小さいクラス」という複数の消費者セグメントの存在は、中国市場における日本酒が、食事との結びつきやステータス性、価格感応度など、異なる文脈で受容されていることを示している。これは、日本酒が中国市場において単なる嗜好品にとどまらず、食文化や社会的価値と結びついた商品として認識されている可能性を示唆するものである。

もっとも、本研究は上海市に限定した分析であり、中国全体の消費者行動を代表するものではない。今後は、北京、広州、成都など他地域への調査拡張を通じて、地域間の選好差を比較検討することが求められる。また、市場環境や消費者意識の変化を踏まえ、時系列的な分析を行うことも重要な課題である。本研究の知見が、中国市場における日本酒の効果的なマーケティング戦略の構築と、日本酒文化の持続的な浸透に資することを期待したい。

注 (1) 本稿は、今後加筆・修正の上、所報への投稿を予定している。したがって、内容が大幅に変更される可能性があり、本稿はあくまでも暫定的なものである。

(2) 日本酒の HS コード (220600200) を利用して財務省 (2026) からデータを得た。なお金額ベースの輸出 (2025年) では、米国が 110 億円、中国が 133 億円で、中国が第 1 位となっている。

(3) ブロックという用語は、本稿における選択セットと同義である。

(4) 以下の議論は、Sun et al.(2023)、柘植ら (2024) に大きく依拠している。

- (5) 選択セットは第2表、属性は第1表に示されている。
- (6) このようにクラス数を決定する方法は、Sun et al.(2023) で行われている。

[引用文献]

- Aizaki, H. and Fogarty, J. (2023) R Packages and Tutorial for Case 1 Best-Worst Scaling. *Journal of Choice Modelling* 46: 100394. <https://doi.org/10.1016/j.jocm.2022.100394>
- Cohen, E. (2009) Applying best-worst scaling to wine marketing. *International Journal of Wine Business Research* 21(1): 8–23.
- Finn A. and Louviere J. J. (1992) Determining the Appropriate Response to Evidence of Public Concern: The Case of Food Safety. *Journal of Public Policy & Marketing* 11(2): 12-25. <https://doi.org/10.1177/074391569201100202>
- Goodman, S. (2009). An international comparison of retail consumer wine choice. *International Journal of Wine Business Research*, 21(1): 41–49 <https://doi.org/10.1108/17511060910948026>
- Lusk, J. L. and Briggeman, B. C. (2009) Food Values. *American Journal of Agricultural Economics* 91(1): 184-196. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.01175.x>
- Nunes, F., Madureira, T., Oliveira, J.V., and Madureira, H. (2016) The consumer trail: Applying best-worst scaling to classical wine attributes. *Wine Economics and Policy* 5(2): 78–86. <https://doi.org/10.1016/j.wep.2016.10.002>
- Pentz, C., and Forrester, A. (2020) The importance of wine attributes in an emerging wine-producing country. *South African Journal of Business Management* 51(1): a1932. <https://doi.org/10.4102/sajbm.v51i1.1932>
- Sun J., D. Ortega and Wen L. (2023) Food Values Drive Chinese Consumers' Demand for Meat and Milk Substitutes. *Appetite* 181(1): 106392. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.106392>.
- Train, K. (2009) *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press, Cambridge, England.
- 柘植隆宏・栗山浩一・庄子康(2024)「ベスト・ワースト・スケーリング —環境経済・政策学研究への適用を中心に—」『環境経済・政策研究』17(2) : 28-38.
- Yu Y., H. Sun, S. Goodman, S. Chen, and H. Ma (2009) Chinese choices: a survey of wine consumers in Beijing, *International Journal of Wine Business Research*, 21(2): 155 168. <http://dx.doi.org/10.1108/17511060910967999>
- 財務省 (2026) 「普通貿易統計」 <https://www.customs.go.jp/toukei/search/futsu1.htm> (2026 年 3 月アクセス)

2026（令和8）年 3月31日 発行

プロジェクト研究〔主要国農業政策・食料需給〕研究資料 第17号

令和7年度カントリーレポート 食料品貿易

編集発行 農林水産省 農林水産政策研究所

〒100-0013 東京都千代田区霞が関 3-1-1

電話 (03)6737-9000

FAX (03)6737-9600
