

生活の「場」は支出配分をどう変えるか？ — 酒類構成比からみた意思決定方略の生活文脈依存 —

Who Allocates the Budget Differently?

— Life-Context Dependence of Decision Strategies in Alcohol Spending Share —

(キーワード：意思決定方略，生活文脈，消費者異質性)

(Keywords: decision-making strategy, life-context, consumer heterogeneity)

任芮瑤（早稲田大学文学研究科），竹村和久（早稲田大学文学学術院）

Kazupsy@waseda.jp

1. 背景・目的

成熟市場では、消費者を一律な存在として扱うのではなく、消費者異質性を前提とした精緻なセグメンテーションが重要である（石橋，2019）。実際の購買行動も、嗜好品・日用品・健康関連など複数カテゴリの組合せとして観測され、カテゴリ間の支出配分は生活背景や選好により多様であり、生活段階に応じて支出構成が異なることが報告されている（総務省統計局，2025）。このことから、消費行動の理解について、単なる「総額」だけでなく、カテゴリ別支出やその配分（構成比）を対象として消費行動を捉える必要があると考えられる。

こうした購買行動の異質性を規定する要因として、意思決定方略に代表される心理的指標が購買と関連しうることが指摘されてきた（Bettman et al., 1998; 竹村ら，2015）。しかし、標本全体の均質性を仮定して関連を一律に推定するアプローチには統計上の限界がある。実購買金額データはゼロ過剰かつ右に歪んだ分布をとりやすく、分布特性を十分に考慮しない推定は妥当性を損なう恐れがある（West, 2021）。また、集団内に異質なサブグループが混在し、群間で関連の方向や大きさが異なる場合、全体集計により関連が減衰して推定されたり、場合によっては符号反転が生じたりし得る（Tu & Gilthorpe, 2008）。すなわち、「全体的に弱い」という結果は、必ずしも「個人差や条件差が存在しない」を意味しない。

この問題設定は、行動意思決定論が想定する状況依存性（context dependence）とも整合的である。竹村（1998, 2009）が指摘するように、意思決定行動は提示状況や文脈に応じて情報の焦点化が変化し、選好構築や方略選択が変動しうる。とりわけ状況依存的焦点モデルの観点からみれば、性別や婚姻状態といった生活属性は単なる統制変数ではなく、現実世界の制約や役割分担を通じて、特定属性への注意の向け方を変える「生活文脈」として機能し、方略-購買関係の現れ方を調整しうる。

もっとも、意思決定研究では方略の理論的分類が進んでいる一方で（Takemura et al., 2025），実購買ログのような自然発生データを用い、生活文脈が方略効果をどのように調整するかを検討した実証研究はなお限られている。

そこで本研究では、日本の消費者を対象とする質問紙調査

データとID-POSデータを紐付けたシングルソースデータを用い、生活文脈が意思決定方略と購買行動の関係をどのように調整するかを検討する。特に嗜好性が高く文脈の影響を受けやすい「酒類カテゴリ」に着目し、金額に加えて支出配分（構成比）としても再検討することで、意思決定方略と生活属性が織りなす購買行動の異質性を明らかにする。

2. 方法

2.1 使用尺度とデータ

本研究では、株式会社 明治より提供された日本の消費者を対象とする質問紙調査データと、同一対象者に紐づく1年間のカテゴリ別購買金額データ（QPR：株式会社マクロミル）を用いた。質問紙には意思決定方略尺度の12下位尺度得点（ADD, ADF, CON, DIS, LEX, EBA, CMP, NCP, MCD, MLT, ATT, ALT）に加え、購買に関連する態度・状態を測定する指標が含まれている。購買データは、年間総支出額（amount）および10カテゴリ別年間支出額（dairy, sweets, beverage, processed, basic, alcohol, healthcare, cosmetics, necessities, hobbies）から構成された。本調査は早稲田大学の研究倫理オフィスの承認を得て実施した（申請番号：2025-217）。

分析に先立ち、玉利ら（2025）に従い、意思決定方略尺度の回答が低変動または特定ラベルに集中する回答者を除外した。除外基準は標準偏差0.4以下、回答レンジ1以下、または同一ラベル率0.8以上とした。以上の基準により除外後の分析対象者は11,173名（男性5,468名，女性5,705名， $Mage = 51.75, SD = 12.44$ ）であった。

2.2 主な分析

前処理 購買金額データは右裾の重い分布となりやすい点を踏まえ、カテゴリ別購買金額（総額を含む）に対して log_{1p} 変換を施した。

全組合せの偏相関（探索的スクリーニング） 意思決定方略尺度の下位尺度得点とカテゴリ別購買金額の関連を、人口統計変数を統制した偏相関により網羅的に検討した。全「カテゴリ金額×方略」組合せで算出し、多重比較はBenjamini-Hochberg法によるFDR補正で調整した。

層別ブレークダウンの実施可能性（セル度数の確認） 層別分析に先立ち、層別条件として用い得る主要な人口統計変数の組合せについてセル度数を確認した。極小セルや著しい

不均衡が生じない層別条件を選定し、推定の安定性と妥当性に配慮した。

層別ブレークダウン偏相関 (層別探索) 実施可能と判断された層別条件に基づき4層を定義し、各層内で共変量を統制した偏相関係数を算出した。続いて、調整効果の候補を絞り込むため、各「カテゴリ金額×方略」組合せについて4層の偏相関係数の最大値と最小値を求め、その差を層間差の指標として算出した ($r_{range} = r_{max} - r_{min}$)。 r_{range} が相対的に大きい組合せを後続の正式検定の対象として抽出した。

三重交互作用を含む重回帰モデル (正式検定) 層別探索により層間差が示唆された酒類金額 (log1p) について、方略得点 (S) と購買指標の関係が性別 (G) および婚姻状態 (M) によって調整されるかを検討するため、三重交互作用項を含む重回帰モデルを推定した。モデルは以下の通りである。

$$y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 G + \beta_3 M + \beta_4 (S \times G) + \beta_5 (S \times M) + \beta_6 (G \times M) + \beta_7 (S \times G \times M) + \gamma^T C + \varepsilon$$

ここで y は酒類金額、 S は平均中心化した方略得点、 C は共変量ベクトル (年齢・世帯年収・居住地・子どもの有無・独居の有無等) である。交互作用が有意であった場合、4群 (未婚男性・既婚男性・未婚女性・既婚女性) それぞれにおける S の単純傾斜を算出し、必要に応じて傾きの差を検定した。

構成比を目的変数とする補足分析 結果の頑健性を確認するため、主結果となる酒類カテゴリについて、目的変数を酒類金額から酒類構成比 (酒類金額/総購買金額) に置換し、上記の交互作用構造で再推定した。構成比は区間 [0,1] に制約され、0 (および1) を含み得るため、0/1を回避するための微小調整を施した上で、ロジット変換 $logit(p) = \log(p/(1-p))$ を適用した。

3. 結果

3.1 主な結果

一般的傾向と層別化の妥当性 まず、人口統計変数を統制した上で、12種類の意思決定方略と12カテゴリの購買金額 (log1p) との偏相関係数を全組合せで算出した。その結果、過半数の組合せで統計的に有意であった一方、効果量はいずれも小さく (最大でも $r^2 = .003$, $q_{BH} < 0.01$)、実質的な説明力は限定的であった。そこで、「性別×婚姻状態」による層別化を行った。層別化に先立ちセル度数を確認したところ、4セルはいずれも十分なサンプルサイズを有し、著しい偏りは認められなかった (未婚男性: $n = 1764$, 既婚男性: $n = 3704$, 未婚女性: $n = 1799$, 既婚女性: $n = 3906$)。以上より、当該4層に基づく層別結果の提示に加え、交互作用項を含むモデルにより調整効果を検定した。

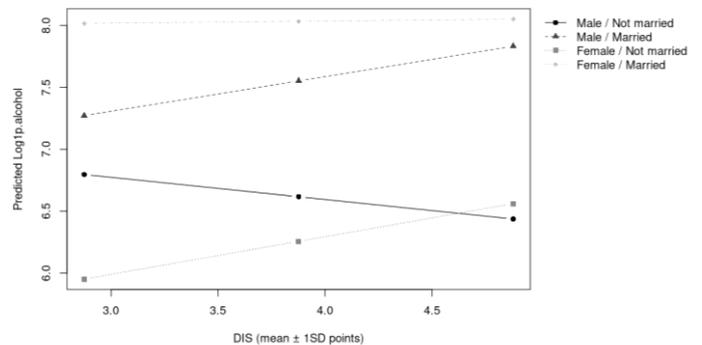
層別探索に基づく候補の抽出 「性別×婚姻状態」の4層それぞれにおいて、人口統計変数を統制した偏相関係数 r を算

出した。各「方略×カテゴリ金額」組合せについて、層間差の要約指標として $r_{range} (= r_{max} - r_{min})$ を求めた。その結果、層間差が相対的に大きい組合せがいくつか確認され、最も大きかったのは「DIS×酒類金額 (log1p)」であった ($r_{range} = .12$)。

三重交互作用による検証 (主結果) 層別探索で層間差が相対的に大きい組合せについて効果の異質性を検証するため、各カテゴリ金額 (log1p) を目的変数とし、「S×G×M」の三重交互作用項を含む重回帰モデルを推定した。抽出した20組合せに対し三重交互作用項を検定し、BH-FDR補正を適用したところ、補正後も有意であったのは「DIS×酒類金額」のみであった ($q_{BH} < .001$)。

DIS×酒類金額 「DIS×酒類金額」モデルについて単純傾斜検定を行ったところ (図1)、層によってDISの効果の方向が対照的であった。未婚男性では、DIS得点が高いほど酒類金額が低いという負の傾きが認められた ($b = -.179, 95\% \text{ CI } [-.356, -.002]$)。一方、既婚男性および未婚女性では正の傾きが認められ (既婚男性: $b = .279, 95\% \text{ CI } [0.155, 0.404]$; 未婚女性: $b = .304, 95\% \text{ CI } [0.128, 0.480]$)、未婚男性とは方向が逆であった。既婚女性では傾きは極めて小さく、信頼区間が0を含むため有意な関連は示されなかった ($b = .017, 95\% \text{ CI } [-.103, 0.137]$)。

図1. 酒類金額 (log1p) の予測値: DIS×性別×婚姻状態



傾きの事後検定 単純傾斜の層間差を対比較した結果、未婚男性の傾きは未婚女性および既婚男性と有意に異なっていた (未婚女性との差: $t(11159) = -3.79, p < .001$; 既婚男性との差: $t(11159) = -4.15, p < .001$)。さらに、既婚女性は有意な傾きを示さなかったものの、既婚男性および未婚女性の傾きとは有意に異なっていた (既婚男性との差: $t(11159) = 2.97, p = .016$; 未婚女性との差: $t(11159) = 2.64, p = .041$)。

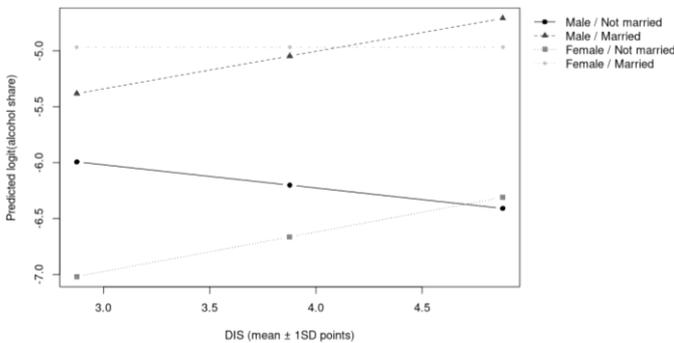
酒類構成比による再推定 (頑健性の確認) 上記のメイン結果の頑健性を確保するため、目的変数を酒類金額 (log1p) から酒類構成比に置換し、同一の交互作用構造 (DIS×性別×婚姻状態) で再推定した。その結果、単純傾斜の方向パターンは主結果と一致した (図2)。具体的には、未婚男性においてのみ負の傾きが認められ ($b = -.207, 95\% \text{ CI } [-.408, -.007]$)、既婚男性および未婚女性では正の傾きが認められた (既婚男性: $b = .335, 95\% \text{ CI } [0.194, 0.477]$; 未婚女

性： $b = .354, 95\% \text{ CI } [0.154, 0.553]$ ）。既婚女性では傾きはほぼ0であり、信頼区間は0を含んだ（ $95\% \text{ CI } [-0.136, 0.136]$ ）。

傾きの事後検定においても、未婚男性は未婚女性および既婚男性と有意に異なり（未婚女性との差：

$t(11160) = -3.89, p < .01$ ；既婚男性との差： $t(11160) = -4.33, p < .01$ ），既婚女性も未婚女性および既婚男性と有意差を示した（未婚女性との差： $t(11160) = 2.87, p = .021$ ；既婚男性との差： $t(11160) = 3.36, p < .001$ ）。さらに、ロジット変換尺度の予測値を逆変換して構成比尺度でも確認したところ、未婚男性では低下、既婚男性・未婚女性では上昇、既婚女性では変化が小さいというパターンが再現された。

図2. 酒類構成比 (logit) の予測値：DIS×性別×婚姻状態



3.2 探索的分析

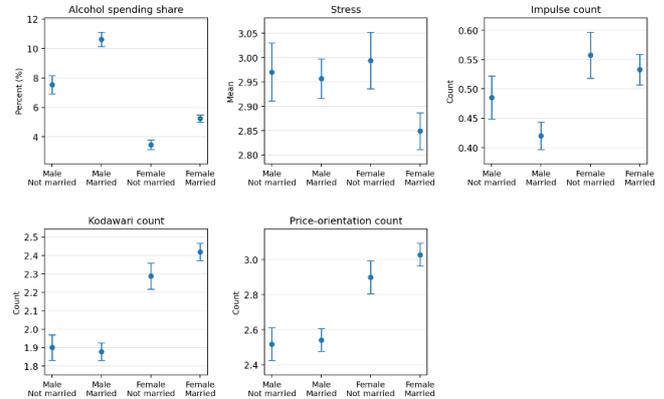
主結果では、DISと酒類支出の関連が「性別×婚姻状態」の4群で大きく異なり、未婚男性で負、既婚男性・未婚女性で正、既婚女性で概ねゼロというパターンが一貫して観察された。そこで本節では、当該の群間分岐を説明しようとする背景要因の手がかりを得るため、質問紙に含まれる購買関連指標に着目し、4群のプロフィール差と、群内における酒類支出配分との関連を探索的に整理した。なお、本分析は仮説生成を目的とする探索であり、因果推論や媒介過程の同定を意図しない。

分析対象は主分析と同一の除外後サンプルであり、4群は未婚男性・既婚男性・未婚女性・既婚女性として定義した。目的変数は酒類構成比とし、候補指標としてストレス（単一項目）、衝動性関連カウント（4項目の肯定数）、こだわりカウント（6項目の肯定数）、価格志向カウント（7項目の肯定数）を用いた。群間差はノンパラメトリック検定により評価し、必要に応じて多重比較を行った。群内関連はSpearmanの順位相関により推定し、多重比較はBH-FDR法で調整した。

その結果、酒類構成比および各候補指標はいずれも4群間で差が認められ、とくに酒類構成比の群間差が相対的に大きかった。酒類構成比の平均は既婚男性が最も高く、次いで未婚男性・既婚女性・未婚女性の順であった（既婚男性10.6%・未婚男性7.5%・既婚女性5.2%・未婚女性3.5%）。また候補指標のプロフィールとしては、こだわりカウントおよび価格志向カウントが女性群で相対的に高く、衝動性関連カウントは既婚男性で相対的に低い傾向がみられ、ストレスは既婚女性で

相対的に低い傾向が確認された。これらの群平均と95%信頼区間を図3に示す。

図3. 性別×婚姻状態4群における酒類構成比と購買関連指標のプロフィール差



一方で、各群内で酒類構成比と候補指標の関連を検討したところ、有意な関連は限定的であり、未婚男性においてのみ「こだわりカウント」と酒類構成比の弱い正の相関が認められた（ $\rho = .063$ ）。ただし効果量は微小であり、他群では同様の関連は確認されなかったことから、今回の候補指標のみで群間分岐を直接に説明するには限界が残る。

4. 考察

本研究は、意思決定方略と購買行動の関連が生活文脈によってどのように変容するかを、質問紙とID-POSを紐付けたデータで検討した。全体推定では関連は概して微小であり、平均的関連のみから方略—購買関係を評価することには限界が示唆された。一方、「性別×婚姻状態」で層別化したところ、BH-FDR補正後も有意であったのは酒類カテゴリの「DIS×性別×婚姻状態」のみであり、単純傾斜は未婚男性で負、既婚男性・未婚女性で正、既婚女性で概ねゼロと、群により方向が一致しないパターンが確認された。

この結果は、性別や婚姻状態が家計運用や同居者配慮、健康配慮等を介して、購買時に重視される属性や閾値を変化させる生活文脈として機能しうることを示唆する。非代償型であるDISは、文脈により基準の内容や厳格さが変わると、方略—購買関係が群間で異なる形で顕在化し、場合によっては符号が反転しうる。さらに、酒類金額に加えて酒類構成比で再推定しても方向パターンは概ね再現され、総支出規模の差だけでは説明しにくい異質性が、支出配分としても一定の頑健性をもつことが示唆された。加えて、探索的分析ではプロフィール差は確認されたものの、群内関連は限定的であり、本研究の候補指標のみで符号反転を十分に説明するには至らなかった。

最後に、本分析は観察データに基づくため因果方向は特定できず、文脈指標も「性別×婚姻状態」に限定される。今後は飲酒動機や世帯内制約・共同購買の有無等を導入し、文脈がどの属性を採択基準として焦点化させるのかをより直接に測定するとともに、構成比データの制約を踏まえたモデル化

も含めて検証を拡張することが望まれる。

参考文献

- Bettman, J. R., Luce, M. F., & Payne, J. W. (1998). Constructive consumer choice processes. *Journal of Consumer Research*, 25(3), 187–217. <https://doi.org/10.1086/209535>
- 石橋敬介 (2019). 商品異質性を考慮した価格反応の消費者異質性分析. *マーケティング・サイエンス*, 26(1), 65–81. <https://doi.org/10.11295/marketing-science.260106>
- 総務省統計局 (2024). 家計簿からみたファミリーライフ 総務省統計局 Retrieved February 4, 2026, from <https://www.stat.go.jp/data/kakei/family/pdf/00.pdf>
- 竹村和久 (1998). 状況依存的意識決定の定性的モデル：心的モノサン理論による説明. *認知科学*, 5(4), 4_17–4_34. https://doi.org/10.11225/jcss.5.4_17
- 竹村和久 (2009). 行動意思決定論 — 経済行動の心理学 日本評論社.
- 竹村和久・原口僚平・玉利祐樹 (2015). 多属性意思決定過程における決定方略の認知的努力と正確さ：計算機シミュレーションによる行動意思決定論的検討. *認知科学*, 22(3), 368–388. <https://doi.org/10.11225/jcss.22.368>
- Takemura, K., Tamari, Y., & Ideno, T. (2025). Classifying Decision Strategies in Multi-Attribute Decision-Making: A Multi-Dimensional Scaling and Hierarchical Cluster Analysis of Simulation Data. *Mathematics*, 13(17), 2778. <https://doi.org/10.3390/math13172778>
- 玉利祐樹・井出野尚・竹村和久 (2025). 意思決定方略の開発：初期的検討[自由論題報告]. 第71回消費者行動研究コンファレンス, 学習院大学 目白キャンパス, 46.
- Tu, Y. K., Gunnell, D., & Gilthorpe, M. S. (2008). Simpson's Paradox, Lord's Paradox, and Suppression Effects are the same phenomenon—the reversal paradox. *Emerging themes in epidemiology*, 5, 2. <https://doi.org/10.1186/1742-7622-5-2>
- West R. M. (2022). Best practice in statistics: The use of log transformation. *Annals of clinical biochemistry*, 59(3), 162–165. <https://doi.org/10.1177/00045632211050531>

謝辞

株式会社 明治 明治イノベーションセンター 物性・感性ユニットの外山義雄氏, 富永滋氏, 崎山加奈子氏に本調査において協力をいただいた。記して謝意を表します。