

飲食・宿泊後の支払い方法と顧客満足の変容への影響 —「支払いの痛み」の媒介効果と知覚品質の調整効果 に着目して—

An Empirical Study on the Impact of Payment Methods after Dining and Accommodation on Customer Satisfaction: The Mediating Effects of Pain of Paying and the Moderating Effects of Perceived Quality

大阪経済法科大学大学院経済学研究科経営学専攻修士課程 徐 瑞
大阪公立大学大学院経営学研究科グローバルビジネス専攻後期博士課程 倪 咲傑
大阪経済法科大学 深瀬 澄
Graduate School of Osaka University of Economics and Law XU RUI
Osaka Metropolitan University Graduate School of Business Yijie NI
Osaka University of Economics and Law Kiyoshi FUKASE

Abstract

We examine the impact of payment methods on social media evaluations in the restaurant and hotel industries, focusing on the “pain of paying.” Based on Mental Accounting Theory and the JCSI model, a scenario-based experiment was conducted with 2,000 participants. The results indicate that convenient payment methods reduce the pain of paying, thereby enhancing perceived value and improving social media evaluations. Perceived quality was found to moderate this relationship. Furthermore, analysis using inverse propensity score weighting revealed that cash payments, compared to credit cards, produce less elastic changes in perceived pain. Notably, when service quality is low or unstable, offering cash as a payment option may serve as a buffer against negative customer reactions.

Keywords : Payment methods, Pain of paying, Mental accounting, Temporal Pressure, Doppler effect

1. はじめに

近年、情報通信技術(ICT)の進展に伴い、消費者の決済環境は現金中心からクレジットカード・スマートフォン決済へと急速に多様化している。サービス産業において、支払い手段は単なる代金回収のプロ

セスだけではなく、顧客体験(カスタマージャーニー)の最終局面を構成する重要な要素である。

顧客満足度の向上は企業の至上命題であり、特にSNSでの口コミが即座に拡散される現代において、購買後の評価管理は極めて重要である。次節に詳説

するが、消費による効用の代償として、金銭を支出する際に感じる心理的な苦痛や不快感を「支払いの痛み」(Pain of Paying)といい、その強さは支払い方法により異なり、利便性が高いほど、また決済(引き落とし)までの時間差が長いほど、緩和される。

しかし、支払いの痛みに関する既存研究は主に購買行動そのもの、すなわち「支払い方法が購買決定(買うか否か)に与える影響」に焦点を当てられており、「支払いの痛み」がサービス利用後の「顧客満足度」や「SNS 評価」にどう連鎖するかについては十分な解明がされていない。特に、宿泊や外食産業のように品質体験後に支払いが発生する場合、体験したサービス品質によって、支払いの痛みが調整される可能性も考えられるが、このような逆方向の因果関係について検討した既存研究が見当たらない。

そこで本研究では、支払い方法の選択が支払いの痛みにどのような影響を与え、それが知覚価値および顧客満足度にどのように結びつくのかを明らかにする。具体的な課題として、外食場面を想定した実験結果より、(1)支払い方法の利便性と時間差が支払いの痛みに与える影響、(2)痛みが知覚価値を介して満足度に及ぼすメカニズム、(3)知覚品質による支払いの痛みへの調整効果を、実証的に検証する。

実証分析にあたっては、構造方程式モデリング(SEM)に加え、所得、資産、生活環境、家族構成等の交絡要因による支払い方法の自己選択バイアスおよび痛みに対する感応度への影響を排除するため、傾向スコア逆確率重み付け(Inverse Probability Weighting ;IPW)を用いた頑健性の検証を行う。

2. 先行研究

2.1 支払いの痛み

Thaler(1985)⁽¹⁾は行動経済学において心理的会計(Mental Accounting)の概念を提唱し、人々は支払いを心理的に「損失」、消費による満足を「利益」として認識し、両者を心理的な勘定に記録するとした。Zellermayer(1996)⁽²⁾はこの損失感を「支払いの痛み」(Pain of Paying)と定義し、支払い行為によって生じる即時的な心理的不快感や負の効用を指すとし、これが消費者の意思決定プロセスに影響を及ぼすことを示した。Thaler(1985)に基づき複式心理会計(Double-entry mental accounting)を提案したPrelec & Loewenstein(1998)⁽³⁾は、「損失」と「利益」は相互抑制関係にあり、支払いの痛みは支払い方法やそのタイミングによって強度が変化し、消費の快楽を減殺する可能性を指摘した。すなわち商品の購入時点と支払い完了時点の「時間差」が長いほど、支払いの痛みは軽減されるとした。Liu & Zhang(2021)⁽⁴⁾は、「支払い方法の利便性」を消費者が取引を完了するために必要な認知的・物理的努力

の少なさ、および時間的効率性より評価し、支払い方法が便利であるほど痛みは低減することを指摘している。さらに、Shah(2015)⁽⁵⁾は支払金額が支払いの痛みに影響することを示し、金額が高いほど痛みが強くなるとともに、金額が高い場合には支払い方法による調整効果が大きく、金額が低い場合にはその差異がほとんど見られないことを明らかにした。

2.2 顧客満足度モデル

小野(2010)⁽⁶⁾はミシガン大学で開発された顧客満足度指数をベースに日本の顧客満足およびロイヤルティを推定するJCSIモデルを提唱した。JCSIモデルは、顧客体験を評価するための6つの主要指標から構成され、各指標は表1に示される。

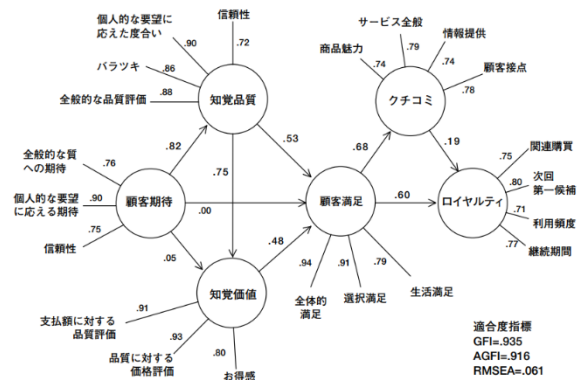
表1 JCSIモデルを構成する主要指標

①顧客期待	利用者が事前に抱く企業やブランドに対する印象や期待
②知覚品質	実際に商品やサービスを利用した際に感じる品質評価
③知覚価値	提供されたサービスや商品の品質と価格を比較し、利用者が感じる納得感やコストパフォーマンス
④顧客満足	利用後に感じる満足の度合い
⑤口コミ	利用したサービスや商品の内容を他者に伝える意向
⑥ロイヤルティ	今後も同じ商品やサービスを継続的に利用したいという再購入意向

(出所) 小野(2010)より筆者ら作成。

これらの指標間の関係性は図1に示される。「顧客期待」は「知覚価値」および「顧客満足」に直接的な影響を及ぼさないが、「知覚品質」に対して直接的な影響を与える。さらに「知覚品質」は「顧客満足」に対して直接的な影響を与えるだけでなく、「知覚価値」を媒介することで間接的にも「顧客満足」に影響を及ぼす。すなわち、「顧客満足」は「知覚品質」と「知覚価値」の双方に依存し、これらの要素が「口コミ」や「ロイヤルティ」の形成に連鎖的な影響を与える構造を持つ。

図1. JCSIモデルの因果構造

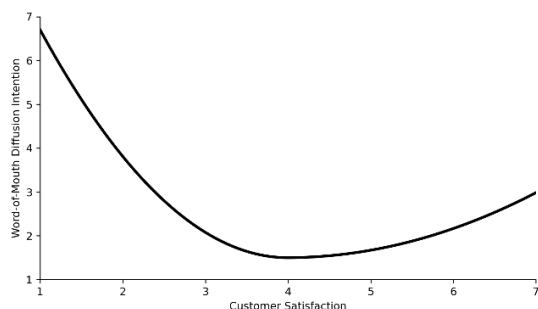


(出所) 小野(2010)より抜粋。

Anderson (1998)⁽⁷⁾は、顧客満足とクチコミ発信

意図との関係について、図2に示す「非対称U字型」の関数形が妥当であることを示した。極端な不満と満足の局面でクチコミが活性化しやすく、その増加の感度は左右対称ではなく、一般に不満側の傾きが大きくなりやすいという含意を持つ。

図2 顧客満足度と口コミ発信意図における非対称性



(出所) Anderson (1998) を元に筆者ら作成。

2.3 支払い方法と購買後評価に関する研究の断絶

支払い方法によって生じる支払いの痛みの程度は異なり、それが消費者の購買意欲に影響を与えることが先行研究で示されている (Soman 2003)⁽⁸⁾。購買後の評価について、JCSI モデルでは知覚価値を支払い額に対する品質や品質に対する価格で評価する。つまり、知覚品質が一定の場合、知覚価格 (心理的金額換算) が低いほど知覚価値が高まり、それに伴い顧客満足度も高まることが示されている。また、Thomas & Monnier (2024)⁽⁹⁾ は現金支払い/カード支払いなどの支払い方法によって、価格に対する「痛み」や「快樂」の感情反応が変化し、それが価格評価に影響を与えると主張した。

しかし、支払方法から支払いの痛みを媒介して購買意図に至るまでの意思決定の研究と、購買後の顧客満足や情報発信に関する研究とが断絶している。支払い方法に関する研究では、顧客関係性マネジメント (CRM) の視点で、現金値引きとクレジットカード払いのポイント付与とを金銭的な感覚で比較する等の研究は散見されるが⁽¹⁰⁾ ⁽¹¹⁾ ⁽¹²⁾、支払いの痛みが購買後に社会的・長期的にどのように影響するかについては検討がされていない。

そこで、本研究では、支払い方法と支払いの痛みの関係に関する知見と、購買後の顧客満足や購買情報の拡散に関する知見とを連鎖させ、支払いの痛みが、特に飲食業やホテル業を利用した SNS ユーザーによる情報拡散に及ぼす影響について考察する。

2.4 知覚品質先行型の後払い研究の空白

Chatterjee & Rose (2012)⁽¹³⁾ は、支払手段が購買段階における製品属性への注意配分に影響を及ぼすことを指摘している。具体的には、支払いの痛みが相対的に低いクレジットカードの利用時には、消費

者は製品の便益的側面 (例: 高性能、快適性など) に認知的資源を集中させる傾向がある。一方、痛みが強調される現金の利用時には、価格や追加費用といったコスト関連属性への注意が高まることが確認されている。さらに、支払い手段による痛みの差異は、消費者の認知評価を介して製品の知覚品質に影響を及ぼすことが示唆されている。

しかし、この研究は購買時点での商品属性回想に基づいており、実際の体験後評価を対象としていない。飲食業や宿泊業などサービス利用後の支払いにおいては、顧客はすでに製品・サービスの品質を体験しているため、支払い手段による注意焦点の違いが知覚品質評価に影響するだけでなく、体験済みの知覚品質が逆に支払いの痛みに作用する可能性もあると考えられるが、このような研究が見当たらない。

本研究では、顧客が感じる知覚品質の変化に伴い、支払いの痛みも変容する可能性を仮定し、この変化分を「痛みの変化」と名付ける。本研究の独自性は、既存研究とは逆方向の因果関係を想定する点にある。

3. 仮説とモデル設定

前述した本研究の問題意識と先行研究を踏まえ、具体的な研究課題として、以下に示す仮説群を設定し、次節以降で実証的に検証を行う。

現金、カード、スマートフォン決済等による支払い方法は、その利便性や、購入時点と支払い完了時点の時間差により、支払いの痛みに影響を及ぼす。支払い方法が便利であるほど (前掲、Liu & Zhang 2021)、また、時間差が大きいほど (前掲、Prelec & Loewenstein 1998)、支払いの痛みも軽減されるので、以下の仮説を設定する。

H1-1: 支払い方法が便利であるほど、支払いの痛みが軽減される。

H1-2: 消費と支払いの時間差が長いほど、支払いの痛みが軽減される。

支払いの痛みは顧客の知覚価格に影響し、知覚品質が一定の場合、顧客の知覚価値にも影響する。この場合、痛みが大きいほど、顧客の知覚価値は低下し、結果として顧客満足度も低下すると考えられる (前掲、小野 2010) ので、以下の仮説を設定する。

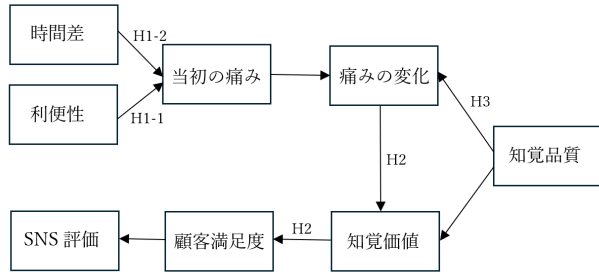
H2: 支払いの痛みにより知覚価格が高額に感じられるため知覚価値が低下し、顧客満足度も低下する。

飲食業や宿泊業などサービス利用後の支払いにおいては、支払い手段による注意焦点の違いが知覚品質評価に影響する (前掲、Chatterjee & Rose 2012) だけでなく、体験済みの知覚品質が逆に支払いの痛みに作用する可能性もある (筆者ら) と考えられるので、以下の仮説を設定する。

H3：サービス利用後の支払いにおいて、知覚品質が支払いの痛みと知覚価値の間に調整効果を持つ。

以上の仮説を検証するため、図3に示す分析モデルを構築する。

図3 仮説群の分析モデル



(出所) 筆者ら作成。

4. 研究方法

4.1 実験デザイン

本研究では、外食産業における後払い方式に着目し、支払手段と知覚品質が消費者の心理的評価および行動意図に与える影響を検証するため、インターネット調査によるシミュレーション実験を実施した。参加者は全国規模で抽出された外食経験者2,000名とし、年齢、性別、学歴、職業、年収、居住地、同居家族などの基本情報も記録した。

実験では、高級フランス料理店で一人15,000円の飲み放題付きコースを利用する状況を想定し、参加者には支払い方法を選択してもらう。支払い方法の選択肢は、表2に示される5種類で構成され、利便性と時間差による2要因の主効果を想定した。

表2. 支払い方法の分類

支払い方法	時間差	
	即時払い	事後払い
利便性 高位	QRコードからデビットカード	QRコードからクレジットカード
利便性 中位	デビットカード	クレジットカード
利便性 低位	財布から現金	なし

(出所) 筆者ら作成。

まず、その方法でお金を支払うことにより感じる心理的痛みをリッカート尺度で評価する。次に知覚品質について以下の2種類のシナリオを提示した。

シナリオ1：料理が非常に美味しく、スタッフやソムリエのサービスも高品質であると感じる状況(高品質条件)。

シナリオ二値段が高いのに、料理の味が悪く、スタッフやソムリエのサービスも低品質であると感じる状況(低品質条件)。

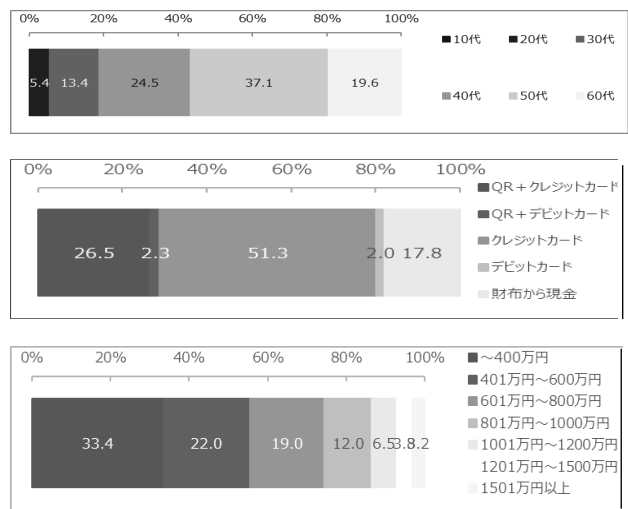
参加者は、これらの提示されたシナリオに基づき、支払いの痛みの変化、知覚価値、顧客満足度とSNS評価をリッカート尺度で評価する。

4.2 分析に用いたデータ

楽天インサイトの協力を得て、2025年5月にインターネット調査を実施し、回収2,004件のうち不備値を除いた有効回答2,000件を分析対象とした。

実験参加者は高齢層の割合が高く、50代以上が56.7%であった。支払い方法はクレジットカード(実物提示)が最も多く(51.4%)、デビットカード(QRコード決済+カード提示の合算)は4.3%と少数であった。年収は400万円~600万円の層が最多であり、全体の42.8%を占めた(図4)。

図4 実験参加者のプロフィール

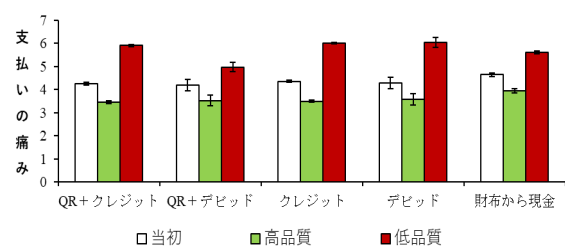


(出所) 楽天インサイトをもとに筆者ら一部修正。

5. 分析結果

支払い方法別の痛みの平均値は、図5に示されるように、提供された飲食とサービスに対する知覚品質により変容し、当初の痛みと比べ、高品質の場合は有意に緩和され、低品質の場合は増幅される。

図5 支払い方法別の痛み(知覚品質による変容)



(出所) 筆者ら作成。

5.1 仮説1の検証

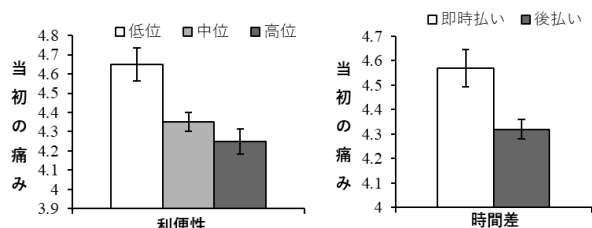
支払いの痛み(当初)を、支払い方法の利便性(低位/中位/高位)と時間差(現在/後払い)の2要因で

比較する際、通常は被検者内 2 要因分散分析が用いられる。しかし本研究では、支払い方法を利便性と時間差により表 2 (前掲) のように類型化したため、両主効果間に線形関係の問題が生じる危険性がある。そこで、各主効果について被験者内一要因分散分析による検証を行った。HAD18 を使用し、有意水準 5% とした結果は以下のとおりである (図 6)。

支払いの痛みにおいて、支払いの利便性 (低位/中位/高位) による平均値に有意な差が認められた。[$F=7.237$, $p=0.002$, 偏 $\eta^2=0.007$]。

同様に、支払いの時間差 (現在/後払い) についても、有意な差が認められた。[$F=8.453$, $p=0.005$, 偏 $\eta^2=0.004$]。これより H1-1 と H1-2 が支持された。

図 6 支払い方法の特質と支払いの痛み



(出所) 一要因分散分析の出力結果。

5.2 仮説 2 の検証

支払いの痛みによる影響について、Amos29 を使用して構造方程式モデリング (SEM) を行った結果は図 7 に示される (ただし、支払いの時間差については利便性との多重共線性問題が生じたため除外した)。

モデル適合度は AGFI, CFI とともに 1 に近い良好な値を示し (表 3)、全ての標準化パス係数は 0.1% 水準で有意となった (表 4)。

図 7 構造方程式モデリングによる推定結果

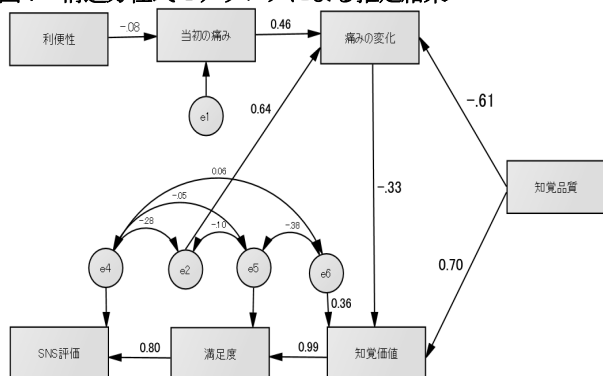


表 3 モデル適合度

モデル	RMR	GFI	AGFI	PGFI
モデル番号 1	0.01	0.999	0.997	0.357

表 4 分析モデルにおけるパス係数のパラメータ推定結果

結果変数	原因変数	標準化パス係数	非標準化パス計数	標準誤差	検定統計量	確率
当初の痛み	利便性	-0.079	-0.187	0.037	-5.037	***
SNS評価	満足度	0.797	0.535	0.007	81.985	***
痛みの変化	当初の痛み	0.461	0.547	0.011	47.745	***
知覚価値	痛みの変化	-0.326	-0.345	0.007	-46.332	***
痛みの変化	知覚品質	-0.615	-2.32	0.038	-60.86	***
知覚価値	知覚品質	0.696	2.781	0.028	98.175	***
満足度	知覚価値	0.993	0.978	0.005	203.904	***
知覚価値	e6	0.361	0.721	0.008	89.521	***
痛みの変化	e2	0.64	1.208	0.013	89.521	***

確率: *** 0.001 > P

(出所) 筆者ら推定。

モデルにおいて、支払いの痛みは「知覚価値」を低下させる。しかし、「当初の痛み」は「知覚品質」から当初を上回る影響を受け、「痛みの変化」として観察される。供された飲食とサービスに満足して「知覚品質」が高く評価された場合、「痛みの変化」が緩和され、これを媒介して「知覚価値」を高める。一方、飲食とサービスに満足できずに知覚品質が低く評価されると、「痛みの変化」が増幅されて、これを媒介して「知覚価値」を低下させる。この結果より、仮説 H3 が支持される可能性がある。

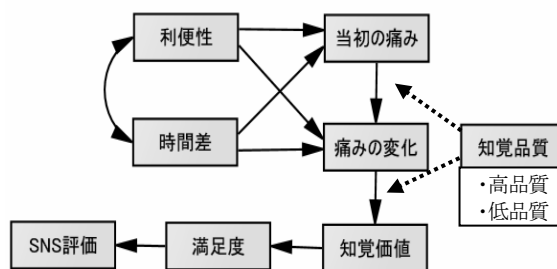
「知覚品質」は、「知覚価値」に対して直接効果と「痛みの変化」を介した間接効果の 2 方向から影響を与えていることが確認された。さらに、「知覚価値」が高まることにより「顧客満足度」が改善され、その結果、「SNS 上の評価」を相対的に向上させる可能性が期待できる。すなわち、仮説 H2 が支持された。

5.3 仮説 3 の検証

図 7 の分析モデルにおいて、「知覚品質」は「知覚価値」だけではなく、「痛みの変化」にも影響を与えていることが確認された。これにより Thomas & Monnier (前掲) をはじめとする先行研究とは逆方向の因果関係の存在が確認され、仮説 H3 が支持された。ただし、Judea Pearl (1995) (14) におけるバックドア基準によれば、「知覚品質」は交絡因子として「痛みの変化」と「知覚価値」に影響しているため、両者間のパスに擬似相関が生じている可能性がある。

擬似相関の問題に対する 1 つの解決策として、交絡因子を階層化して層別に分析する方法がある。

図 8 「知覚品質」による「支払いの痛み」の調整効果



(出所) 筆者らによる想定。

そこで、本研究では交絡因子である「知覚品質」

を調整変数に用いて、パスに対して及ぼす調整効果を分析する(図8)。調整効果分析は、調整変数の変化に伴うパラメータ推定値の影響を考察する手法であり、調整変数が連続変数の場合には、調整変数と原因変数との交差項を導入する。しかし、調整変数に用いる「知覚品質」は2つのシナリオ(シナリオ1=高品質/シナリオ2=低品質)を想定した二値のカテゴリー変数であるため、これをグループ化変数とする多母集団同時分析を行い、それぞれのパス係数の官能度を比較することで調整効果とみなす。

表5. 多母集団同時分析における測定不変性の検討結果

モデル	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC	BCG
制約なし	0.987	0.962	0.987	0.047	266.09	266.38
構造モデルのウェイト	0.965	0.925	0.962	0.069	577.07	577.31
構造モデルの共分散	0.965	0.932	0.962	0.065	571.07	571.29
構造モデルの残差	0.934	0.903	0.926	0.079	1035.53	1035.68

(出所) パラメータ制約に関する筆者らの試算結果。

多母集団同時分析では配置不変性を仮定し、測定不変性を検討するために、表5に示す4つのパラメータ制約モデルを想定し、適合度指標を比較した。結果、測定不変性は該当せずAGFIが最も高く、AIC、RMSEAが最も低い「制約無し」モデルを採用した。

ただし、サービス利用後の支払いを仮定し、知覚品質をグループ変数化した場合、「支払い方法の「利便性」、「時間差」によって痛みが緩和される」とした前掲のLiu & Zhang (2021)、Prelec & Loewenstein (1998)による指摘の一部が支持されなくなったため、知覚品質が高い場合、低い場合について、分析モデルをそれぞれ、図9、図10のように修正した。

図9. シナリオ1：知覚品質が高い場合のパス図

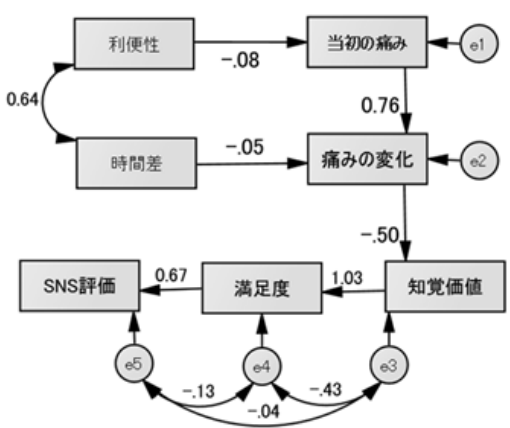
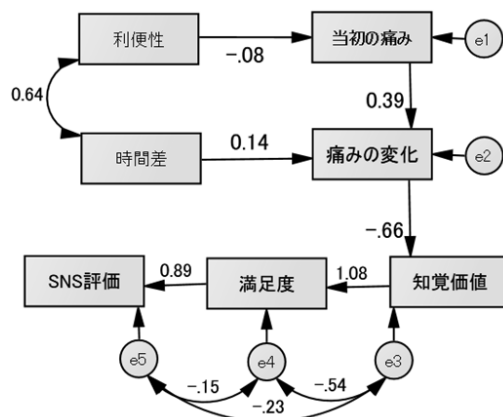


図10. シナリオ2：知覚品質が低い場合のパス図



(出所) 多母集団同時分析による推定結果。

シナリオ1、シナリオ2における標準化パス係数のパラメータ推定結果は、表6、表7に示される。

まず、「支払い方法」と「痛み」との関係に対する知覚品質の調整効果について、両シナリオともに「利便性」から「当初の痛み」への標準化パス係数は有意で弱い負値(-0.079)で同値となり、Liu & Zhang (2021)の指摘が支持されたが、「痛みの変化」へのパスは非有意となり緩和効果が認められなかった。一方、Prelec & Loewenstein (1998)による「時間差」による緩和効果は「当初の痛み」に対しては確認できず、「痛みの変化」に対して、知覚品質が高品質の場合に限り標準化パス係数が負値(-0.053)となり支持された。だが低品質の場合は正值(0.141)となり支持されず、「時間差が痛みを増幅する」という先行研究とは真逆の分析結果となったが、いずれにせよ、知覚品質による調整効果の影響を強く受けていると考えられる。

次に、「当初の痛み」と「痛みの変化」との関係に対して、知覚品質が高品質の場合は、標準化パス係数は0.757で「当初の痛み」の影響を強く受けるが、低品質の場合は0.39で、その影響力が半分強に弱まった一方で「時間差」の影響が強められたことから、知覚品質による調整効果が働いていると考えられる。

さらに、「痛みの変化」と「知覚価値」との関係に対して、知覚品質が高品質、低品質の場合の標準化パス係数はいずれも負値(-0.504、-0.664)となり、「支払いの痛みは知覚価値を低下させる」とする仮説H2が支持されたが、低品質の場合の影響力が増幅されたことから調整効果が働いている可能性が高い。

加えて、「満足度」と「SNS評価」との関係に対して、高品質、低品質の場合の標準化パス係数は、0.671、0.885でいずれも正值となり、満足度がSNS上に拡散される結果となったが、知覚品質が低く評価された場合、低い満足度がより強く反映されてしまう危険性が懸念される。

表6 シナリオ1：知覚品質が高品質の場合

結果変数	原因変数	標準化パス係数	非標準化パス計数	標準誤差	検定統計量	確率
当初の痛み	← 利便性	-0.079	-0.187	0.053	-3.561	***
痛みの変化	← 時間差	-0.053	-0.202	0.055	-3.684	***
痛みの変化	← 当初の痛み	0.757	0.748	0.014	52.175	***
知覚価値	← 痛みの変化	-0.504	-0.279	0.011	-26.097	***
満足度	← 知覚価値	1.025	1.026	0.03	33.786	***
SNS評価	← 満足度	0.671	0.683	0.037	18.58	***

表7 シナリオ2：知覚品質が低品質の場合

結果変数	原因変数	標準化パス係数	非標準化パス計数	標準誤差	検定統計量	確率
当初の痛み	← 利便性	-0.079	-0.187	0.053	-3.561	***
痛みの変化	← 時間差	0.141	0.472	0.068	6.9	***
痛みの変化	← 当初の痛み	0.39	0.341	0.018	19.072	***
知覚価値	← 痛みの変化	-0.664	-0.428	0.011	-39.742	***
満足度	← 知覚価値	1.08	1.105	0.021	52.993	***
SNS評価	← 満足度	0.885	0.934	0.025	36.977	***

(出所) 多母集団同時分析の出力結果。

以上の多母集団同時分析の結果より、知覚品質による調整効果の影響を受けている可能性の高いパスと相関が判明した。これらについて、表8に示すパラメータ推定値間の差に対する統計検定量の出力値より、調整効果の影響を受けているものを特定する。いずれのシナリオについても標本数は2000以上なので、正規分布を仮定し、5%有意($Z > 1.96$)で、パラメータ推定値に有意な差が認められるものについて調整効果を有意とする。検定の結果、図9および図10に示すモデルにおける「利便性」から「当初の痛み」を除く全てのパス、「知覚価値」と「SNS評価」間の相関(両方向パス)について、有意な差が認められ、仮説3に掲げた「痛みの変化」から「知覚価値」も含めて、調整効果が確認された。

表8 パラメータ推定値間の差の検定結果

結果変数	原因変数	統計量	調整効果	結果変数	原因変数	統計量	調整効果
当初の痛み	← 利便性	0.000	なし	利便性	⇄ 時間差	0.000	なし
痛みの変化	← 時間差	7.687	有意	知覚価値	⇄ SNS評価	-3.784	有意
痛みの変化	← 当初の痛み	-17.779	有意	知覚価値	⇄ 満足度	-0.41	なし
知覚価値	← 痛みの変化	-9.779	有意	満足度	⇄ SNS評価	-0.23	なし
満足度	← 知覚価値	2.147	有意				
SNS評価	← 満足度	5.629	有意				

(出所) 「1対比較検定統計量」の出力結果より筆者ら作成。

6 支払い方法と知覚品質に対する痛みの感応度

6.1 支払い方法別の痛みの比較

①当初の痛み、②知覚品質が高品質の場合、③知覚品質が低品質の場合における、5つの支払い方法による支払いの痛みの平均値は、図11に示される。それぞれについて、多重比較検定(修正 shaffer 法)により支払方法による痛みの強さを比較し、5%水準で有意な差が認められたものを表9にまとめた。

この結果から、以下のように痛みの強さを序列化でき、①および②では、「現金決済」>「QR+クレジ

ット」、「クレジットカード」であり、③では、「クレジットカード」>「QR+クレジット」>「現金決済」>「デビットカード」>「QR+デビット」の順となる。

図11 支払い方法別の痛みの平均比較

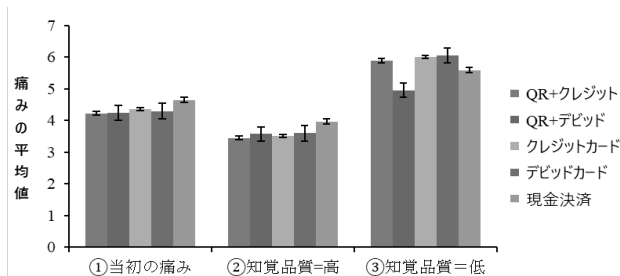


表9 多重比較検定(修正 shaffer 法)の結果

①当初の痛み	差	標準誤差	95%下限	95%上限	t値	df	p値	調整p値
QR+クレジット - 現金決済	-0.417	0.107	-0.627	-0.206	-3.887	5736	.000	.001 **
クレジットカード - 現金決済	-0.289	0.096	-0.478	-0.101	-3.008	5736	.003	.016 *
②知覚品質=高品質の場合	差	標準誤差	95%下限	95%上限	t値	df	p値	調整p値
QR+クレジット - 現金決済	-0.512	0.107	-0.722	-0.302	-4.775	5736	.000	.000 **
クレジットカード - 現金決済	-0.443	0.096	-0.632	-0.255	-4.608	5736	.000	.000 **
③知覚品質=低品質の場合	差	標準誤差	95%下限	95%上限	t値	df	p値	調整p値
QR+クレジット - QR+デビット	0.928	0.237	0.463	1.392	3.917	5736	.000	.001 **
QR+クレジット - 現金決済	0.294	0.107	0.084	0.504	2.744	5736	.006	.036 *
クレジットカード - 現金決済	0.420	0.096	0.231	0.608	4.366	5736	.000	.000 **
QR+デビット - クレジットカード	-1.054	0.232	-1.509	-0.598	-4.539	5736	.000	.000 **
QR+デビット - 現金決済	-0.634	0.242	-1.108	-0.160	-2.622	5736	.009	.035 *
QR+デビット - デビットカード	-1.094	0.331	-1.743	-0.446	-3.307	5736	.001	.006 **

(出所) 筆者ら作成。

6.2 支払い方法別の痛みの感応度比較

知覚品質の変化に対する支払いの痛みの感応度を比較するため、表10において、まず支払い方法別にシナリオによる「変化率」(%)を「痛みの変化」/「当初の痛み」の比より算出し、次に、これらの変化率(%)を全体の変化率(%)で除して「弾力性」 η 値を求め感応度を比較した。ただし、「デビットカード」の利用者は2.0%と標本数が極めて少なく、標準誤差も大きいことから、多重比較検定においても有意な差が確認されず、分析から除外した。

知覚品質の評価による痛みの変化率は、いずれの支払い方法でも良質な場合の緩和効果(負値)よりも、粗悪な場合の増幅効果(正値)の方が大きく、非対称性が認められた。デビットカードと現金は、クレジットカードに比べて変化幅が小さく、特に粗悪な場合の増幅が抑制される傾向がみられた。

弾力性 η 値を比較すると、これらの「即時払い」の方法($\eta < 1$)では、クレジットカードのような「事後払い」($\eta > 1$)よりも痛みが変化しにくく、特に知覚品質が低い場合には、事後払いに比べて痛みの増幅が顕著に抑制されていることが示された。

表10. 知覚品質に伴う支払の痛みの変化率と弾力性

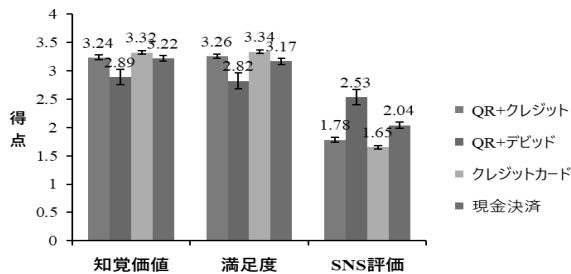
知覚品質		QRクレジット トカード	クレジット トカード	QRデビ ットカード	現金	全体平均
平均値	当初	4.25	4.35	4.20	4.65	4.38
	高い	3.45	3.50	3.52	3.95	3.57
	低い	5.91	6.01	4.98	5.62	5.89
変化率%	高い	-18.87%	-19.64%	-16.06%	-15.0%	-18.4%
	低い	38.84%	38.09%	18.65%	20.8%	34.6%
弾力性 η	高い	1.02	1.07	0.87	0.82	1.00
	低い	1.12	1.10	0.54	0.60	1.00

(出所) 筆者ら作成。

6.3 粗悪なサービスに対する購買心理の比較

知覚品質が低評価な場合について、図12に示される購買プロセスにおける心理状態を多重比較検定(修正 shaffer 法)により支払い方法別に比較した。

図12 低品質に対する購買心理・行動の比較



(出所) 筆者ら作成。

「知覚価値」と「満足度」は7件尺度で、いずれも評価値平均が3.5未満の低評価となり、特に「QR+デビットカード」(2.89, 2.82)は上位2位に比べて有意に低く(P<.05)、特に厳しく評価されていた。

「SNS評価」は5件尺度で、評価値平均の順に有意な差が認められ序列化ができた。上位は即時払いの「QR+デビットカード」(2.53)と「現金決済」(2.04)で、下位は事後払いの「QR+クレジット」(1.78)とクレジットカード(1.65)であり厳しく評価された。

7 傾向スコア分析による交絡因子の調整

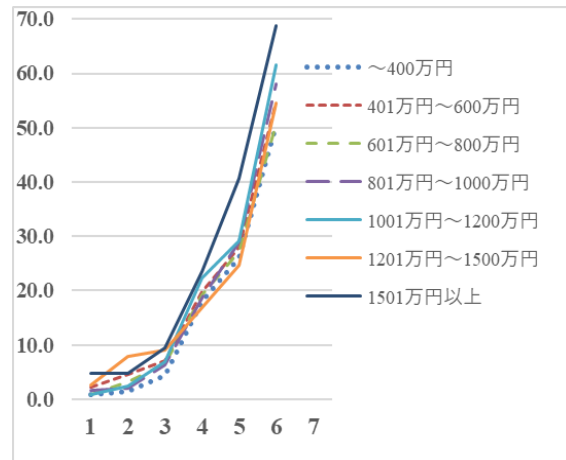
7.1 世帯年収による影響の検討

これまで「支払いの痛み」を、「支払い方法」の要因から比較したが、この両者の背後で、年収や資産保有状況をはじめとする交絡因子の影響が、分析結果に反映されている可能性が考えられる。

知覚品質が低評価の場合について、支払いの痛みの評価値(横軸)と、その累積構成比%(縦軸)との関係を図13のローレンツ曲線に示して、世帯年収別に比較した。上部を世帯年収「1501万円以上」、「1001万円~1200万円」、「801万円~1000万円」が通り、下部を「~400万円」が通過することから、世帯年収の増加に伴い支払いの痛みが緩和する傾向がうかがえる。ただし「1201万円~1500万円」につ

いては2極化し、痛みが「2」以下の層もみられるが、高所得層でありながら比較的下方を通過している。

図13 低品質における支払いの痛みのローレンツ曲線



(出所) 回答者(匿名)のプロフィールより筆者ら作成。

注: 横軸の痛み「7」の累積構成比(100%)を省略している。

表11に示すクロス集計を行い、世帯年収別に支払い方法の選択割合を比較した。カイ2乗検定の結果、世帯年収により支払方法別の構成比に有意な差がみられた($\chi^2(24)=85.524, p<.001, V=.103$)。さらに残差分析の結果、「~400万円」の構成比では「現金」が有意に高く、600万円以下では「クレジットカード」が低く、高所得層になるほど「現金」が低下し、「1501万円以上」と「801万円~1000万円」では「クレジットカード」が有意に高いことが示された。

表11 世帯収入と支払い方法の選択割合

世帯年収	支払い方法					合計
	現金	QR+クレ ジット	クレジット カード	QR+デ ビット	デビット カード	
~400万円	△25.56	▼23.02	▼46.64	2.39	2.39	100.0
401万円~600万円	19.7	29.02	▼46.94	2.72	1.59	100.0
601万円~800万円	▼12.86	29.92	53.02	2.10	2.10	100.0
801万円~1000万円	▼11.62	26.97	△59.75	0.83	0.83	100.0
1001万円~1200万円	▼10.00	24.62	56.92	3.08	5.38	100.0
1201万円~1500万円	▼6.49	29.87	61.04	1.30	1.30	100.0
1501万円以上	▼4.69	25.00	△65.63	4.69	0.00	100.0
合計	17.8	26.6	51.3	2.3	2.0	100.0

(出所) 筆者ら作成。

注: △は有意に多い、▼は有意に少ない(残差分析の結果)

7.2 「無作為割り当て」再現(傾向スコア分析)

本研究における支払い方法の議論は、「即時決済 vs. 事後決済」ないし「キャッシュ vs. クレジット」の比較に絞られるが、前節の検討結果より、分析結果の解釈に際して交絡因子の影響を無視できない。

そこで、まず共変量による支払い方法選択の偏りを最小化するため、傾向スコア分析を用いてそれぞれの選択確率を求め、逆確率重み付け(IPW; Inverse

Probability Weighting)による追加分析を実施した。Rosenbaum & Rubin (1983) (15)に基づくこの手法は、原因変数と結果変数の双方に関係をもつ共変量の影響を統計的に調整することで、「無作為割り当て実験」(RCT ;Randomized Controlled Trial)に近い比較条件を反実仮想的に再現することを目的とする。

具体的には、処置変数を表12に示す支払い方法の選択(1=事後引落とし、0=即時払い)とし、これと5%水準で有意な相関を示した居住地域、子供の有無、職業、学歴、世帯年収、住宅の有無、免許証の有無をダミー変数化して共変量候補とした。なお、処置変数を二値に単純化したのは、複数群比較を反復する際に選択母集団が変動し、推定の安定性が低下することを避けるためである(Rubin 1991) (16)。

表12 処置変数の群分けと分析による標本数の調整結果

処置変数X	アンケート回答	標本数	調整前	IPW調整後
X=1 事後引落とし	QR+クレジット	532件	1561件	2001件
	クレジットカード	1029件		
X=0 即時払い	QR+デビット	45件	310件	2028件
	財布から現金	356件		
相関係数	処置変数Xと傾向スコアPS間		0.305	0.006

(出所) 筆者ら作成。

注：標準誤差が大きいため「デビットカード」を除外した。

表13 ロジスティック回帰による傾向スコア分析結果

変数名	非標準化係数	標準化係数	標準誤差	VIF	Z値	p値
切片(事後引落とし)	0.132		0.287		0.458	.647
東京都	0.247	.043	0.179	1.073	1.384	.166
神奈川県	0.359	.052	0.221	1.049	1.622	.105
滋賀県	-1.308	-.066	0.490	1.014	-2.667	.008 **
徳島県	-0.930	-.031	0.712	1.014	-1.306	.192
熊本県	-1.015	-.044	0.565	1.021	-1.796	.072 +
既婚(B=未婚)	0.348	.086	0.133	1.345	2.615	.009 **
財務・経理	1.509	.101	0.738	1.027	2.045	.041 *
事務職	0.361	.057	0.204	1.090	1.770	.077 +
会社経営・役員	1.225	.075	0.771	1.052	1.589	.112
公務員・団体職員	0.688	.079	0.324	1.068	2.122	.034 *
医師・看護師・弁護士	0.580	.071	0.279	1.069	2.077	.038 *
自営業	-0.694	-.073	0.237	1.043	-2.925	.003 **
専業主婦(主夫)	-0.296	-.047	0.185	1.183	-1.598	.110
学歴_中学校卒	-0.356	-.026	0.352	1.144	-1.013	.311
学歴_高校卒	-0.197	-.044	0.166	2.033	-1.181	.238
学歴_短大・高専卒	0.692	.114	0.225	1.586	3.067	.002 **
学歴_大学卒	0.497	.123	0.168	2.217	2.958	.003 **
学歴_大学院卒	0.677	.066	0.386	1.237	1.753	.080 +
~ 400万円	-0.157	-.037	0.129	1.307	-1.215	.224
801万円~1000万円	0.292	.048	0.214	1.136	1.368	.171
1201万円~1500万円	0.586	.057	0.413	1.069	1.418	.156
1501万円以上	0.706	.063	0.457	1.075	1.546	.122
持ち家・一戸建て	0.416	.105	0.208	4.030	1.997	.046 *
持ち家・マンション	0.580	.104	0.256	2.690	2.270	.023 *
免許証あり(B=なし)	0.600	.092	0.170	1.064	3.540	.000 **

R²_{MLZ} .159 -2対数尤度 1934.616 Cox-Snell .087
(出所) 筆者ら作成。

続いて、これらの共変量候補を順序ロジット回帰分析に投入して処置変数を推定し、推定結果のp値に依存せず共変量を採用することで、表13に示すモ

デルを特定した。支払い方法と有意な相関を示す共変量をp値の基準のみで除外すると、選択バイアスの軽減という本分析の目的が損なわれるためである。

強いて言えば、大卒や院卒の高学歴層、1501万円以上の高所得層、免許証取得層では「事後引落とし」、滋賀県や徳島県の地方在住、自営業、専業主婦層では「即時払い」が選択されやすい傾向が示された。

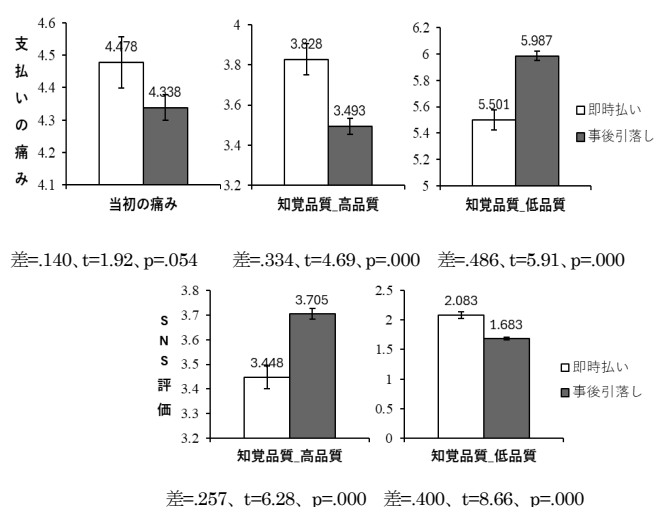
7.3 傾向スコア分析の結果

分析対象者1,962名について、表13(前掲)に示した共変量を用い、順序ロジスティック回帰分析により処置変数(X=1)の選択確率である傾向スコアPSを推定した。X=0の選択者については(1-PS)を用い、これらの逆数を重みとして適用することで、傾向スコアの低い選択結果の出現頻度を相対的に高め(高い結果は微調整する形で)分布を補正した。

調整後の結果は表12(前掲)に示すとおりである。加重後のサンプルサイズは、「事後引落とし」群2,001件、「即時払い」群2,028件となり、両群はほぼ均衡化した。また、処置変数と傾向スコアの相関係数は.305から.006へと大幅に低下し、共変量分布が両群間で平均化され、属性の偏りが統計的に調整されたことが確認された。

傾向スコアによる逆数重み付けを適用し、「無作為割り当て」に近い比較条件の下で、支払いの痛みとSNS評価について、知覚品質と支払い方法(二値)による二要因分散分析を実施した。分析結果は図14に示されるように、支払い方法の選択と目的変数の両方に関係をもつ交絡因子の影響をほぼ除去しても元の結果と同様の傾向が確認された。

図14. 傾向スコア重み付け後の痛み(上)とSNS評価(下)



(出所) 筆者ら作成。

7.4 追加分析

前節では、支払い方法の選択に影響する要因を探索したが、「支払いの痛み」や「SNS評価」のみに影

響する他の要因が脱落している可能性が考えられる。この場合にも擬似相関が生じ推定を誤る危険がある。

これらの要因を探索するために、傾向スコアによる逆数重み付けを適用したうえで、「支払いの痛み」(3 状態) および「SNS 評価」(2 状態) を目的変数とする重回帰分析を計 5 回実施した。説明変数には、処置変数である「支払い方法の時間差」(X=1: 事後引落とし、X=0: 即時払い) に加え、目的変数との相関が確認された個人属性を候補として投入した。OLS 推定ではステップワイズ法を用い、10%水準で有意となった変数を選択した。

標準化係数の推定結果は表 14 に示す(紙幅の都合上、「当初の痛み」は割愛)。サンプル数が約 2,000 と大きいため決定係数は高くないものの、処置変数はいずれのモデルにおいても 1%水準で有意であった。また、「事務職」「会社経営・役員」「専業主婦」「短大・高専卒」など、結果変数と処置変数の双方に関連する交絡因子が確認されたが、これら以外の変数を投入しても処置変数の符号は一貫しており、推定結果の安定性が示された。

表 14 支払いの時間差以外の痛みと SNS 評価への影響要因

支払いの痛み (高品質)	標準化係数	p 値	VIF
支払い_時間差	-.111	.000**	1.009
事務職	.113	.000**	1.039
パート・アルバイト	.057	.011*	1.044
同居_5人	-.068	.002**	1.020
会社経営・役員	-.063	.004**	1.011
未婚	.057	.011*	1.061
三重県	-.060	.006**	1.007
山形県	.054	.014*	1.003
同居_1人	-.045	.050+	1.073
群馬県	.050	.024*	1.010
福岡県	-.046	.036*	1.009
管理職	-.048	.034*	1.044
同居_4人	.042	.067+	1.110
R ² .060**			
支払いの痛み (低品質)	標準化係数	p 値	VIF
支払い_時間差	.170	.000**	1.008
女性	.115	.000**	1.354
会社経営・役員	.084	.000**	1.017
パート・アルバイト	.086	.000**	1.181
無職	.070	.002**	1.042
研究・開発・技術者	-.060	.008**	1.078
管理職	-.055	.015*	1.074
香川県	.053	.016*	1.022
専業主婦(主夫)	.049	.044*	1.253
北海道	.041	.060+	1.014
R ² .086**			
p < .01, *p < .05, +p < .10 ⁺			

SNS評価 (高品質)	標準化係数	p 値	VIF
支払い_時間差	-.123	.000**	1.011
女性	.087	.000**	1.021
企画・マーケティング	.052	.021*	1.010
総務・人事	.050	.024*	1.008
同居_4人	-.058	.010*	1.041
未婚	-.053	.018*	1.035
高知県	.044	.046*	1.001
石川県	.043	.051+	1.003
会社経営・役員	.042	.063+	1.013
群馬県	-.040	.068+	1.002
R ² .041**			
SNS評価 (低品質)	標準化係数	p 値	VIF
支払い_時間差	-.200	.000**	1.010
女性	-.097	.000**	1.448
事務職	.114	.000**	1.126
企画・マーケティング	.098	.000**	1.014
同居_1人	.078	.000**	1.015
大学生	.082	.000**	1.017
会社経営・役員	-.083	.000**	1.019
山形県	.065	.002**	1.003
学歴_短大・高専卒	-.058	.008**	1.085
パート・アルバイト	.042	.078+	1.257
福岡県	.049	.021*	1.008
香川県	-.044	.037*	1.003
未婚	-.051	.025*	1.162
専業主婦(主夫)	-.060	.020*	1.455
無職	-.038	.084+	1.082
R ² .124**			

(出所) 筆者ら作成。

注: 推定に IPW を適用したため、処置変数と他の属性変数の影響力を標準化回帰係数で比較することは適切ではない。

7.5 痛み変化のドップラー効果メカニズム

すなわち、高い知覚品質を伴う体験では、時間差(事後払い)が支払いの痛みを緩和し、その結果として SNS 評価が向上する。一方、知覚品質が低い場合には、同じ時間差が支払いの痛みを増幅させ、SNS 評価を低下させる傾向が確認された。これらの分析

結果に対してはもはや大きな疑念を挟む余地はない。

特に、知覚品質が低いサービスに対する支払いは強い不快感を伴い、決済時点あるいはその直前に痛みの強度がピークに達する可能性が高い。この状況を時間的圧力の観点から捉えると、決済時点を基準とした時間軸において、決済が前方に控えている「事後払い」では、決済時点に近づくにつれて痛みが増幅されると考えられる。他方、決済をすでに済ませ、決済時点から時間的に遠ざかっていく「即時決済」では、痛みが相対的に緩和されると推察される。

自然科学分野では、電車が踏切の警報機を通過する際や、サイレンを鳴らした救急車が接近・通過・遠ざかる際に、音源との距離変化に応じて知覚される周波数が変調する現象が「ドップラー効果」として知られている。本研究の結果は、支払いの痛みにおいても、決済時点との時間的距離に応じて知覚強度が変化するという、類似したメカニズムが存在する可能性を示唆している。

この結論は、分析対象から「QR+デビットカード」利用者を除き、「現金 vs. キャッシュレス」という二群で比較した場合にも、数値に若干の変動はみられるものの頑健であった(表 15)。したがって、「キャッシュレスほど常に評価が高い」という単純な図式では説明できず、支払い方法の心理的効果が体験品質によって非対称に発現し得ることが示唆される。

特に、低品質条件において現金支払い者の SNS 評価が相対的に高くなる傾向は、現金の即時完結性が心理的区切り(closure)として機能し、不満の持続や拡散を抑制した可能性を示すものである。

表 15 処置変数(クレジット/現金)の回帰係数推定結果

処置変数 支払方法	支払いの痛み			SNS評価	
	当初	高品質	低品質	高品質	低品質
キャッシュレス (t値)	-0.286 (-3.94)	-0.442 (-6.07)	0.407 (6.37)	0.258 (6.20)	-0.362 (-7.92)
時間差 (t値)	-0.165 (-2.30)	-0.357 (-5.04)	0.505 (7.84)	0.224 (5.52)	-0.424 (-9.40)

(出所) 筆者ら作成。

注: 時間差(表 15 の非標準化係数)は推定結果の比較のため。

8. 結論と今後の課題

本研究は、支払い方法が顧客満足度に与える影響を「支払いの痛み」という心理的要因を通じて解明することを目的とし、AISAS モデルおよび JCISI モデルを理論基盤として、シナリオ実験・構造方程式モデリング(SEM)・共分散分析、さらに傾向スコアに基づく逆数重み付け(IPW)による頑健性検証を組み合わせることで実証したものである。

理論的貢献として、第一に、先行研究では指摘されていなかった知覚品質が「支払いの痛みの変化」

に対して調整効果を持つことを実証した。すなわち、知覚品質が高い場合には支払いの痛みが相対的に緩和され、低い場合には強化される。第二に、IPWを用いた分析により、現金支払いにおける非対称性を明らかにした。低品質条件において、現金支払いはキャッシュレス決済よりも支払いの痛みが低く、SNS評価が高くなる傾向が確認された。この現象を時間的圧力 (temporal pressure) の観点から解釈すると、事後払い (後払い) 方式では、支払いという出来事が時間軸の前方に位置するため、支払い時点に近づくにつれて痛みの強度が増大する。一方、即時決済では、支払いが時間軸上で消費者の背後に位置するため、支払い時点から時間的距離が広がるにつれて、知覚される痛みは徐々に弱まっていく。これは、従来の「キャッシュレス=満足度向上」という単純な図式に修正を迫る知見である。

実務的含意として、企業は決済体験を「価格」や「品質」と同列の戦略的要素として設計すべきである。高品質なサービスを提供する場面では、キャッシュレスの利便性が顧客評価の低下を抑制するが、サービス品質が不安定な場合や低い場合、現金の選択肢を残すことが顧客の不満爆発を防ぐ防波堤になり得る。

しかしながら、本研究の限界と今後の課題は以下の通りである。第一に、消費金額の影響である。本実験では金額を固定したが、高額消費と低額消費では「支払いの痛み」の感度が異なる可能性がある。今後は金額水準を操作変数とした実験が求められる。第二に、文化的背景の影響である。本研究で見られた現金支払いの特異性は、日本の「現金志向」という文化的文脈に依存している可能性がある。中国のようなモバイル決済が主流の市場において同様の弾力性が観察されるか、比較文化研究が必要である。

つまり、本研究は「支払い」が単なる取引処理ではなく、顧客体験の評価を規定する独立したマーケティング変数であることを示した。SNS時代における競争優位の鍵は、消費の快楽と支払いの痛みのバランスをどう設計するかであり、本研究はそのための基礎的な理論枠組みを提供したといえる。

注

- (1)Thaler, R. (1985). Mental accounting and consumer choice. *Marketing Science*, 4(3), 199-214.
- (2)Zellermayer, O. (1996). The pain of paying. A dissertation for the degree, Carnegie Mellon University.
- (3)Prelec, D., & Loewenstein, G. (1998). The red and the black: Mental accounting of savings and debt. *Marketing Science*, 17(1), 4-28.
- (4)Liu, Y., Luo, J., & Zhang, L. (2021). The effects of mobile payment on consumer behavior. *Journal of Consumer Behaviour*, 20(3), 512-520.
- (5)Shah, A. M. (2015). What's pain got to do with it?: How the pain of payment influences our choices (*Doctoral dissertation, Duke University*). ProQuest Dissertations Publishing.
- (6)小野 謙司 (2010). 「JCSI による顧客満足モデルの構築」『マーケティングジャーナル』Vol. 30 No. 1.
- (7)Anderson, E. W. (1998). Customer Satisfaction and Word of Mouth. *Journal of Service Research*, 1(1), 5-17.
- (8)Soman, D. (2003). The effect of payment transparency on consumption: Quasi experiments from the field. *Marketing Letters*, 14(3), 173-183.
- (9)Thomas, M., & Monnier, A. (2024). Affective Price Evaluations: How Pain, Pleasure, and Metacognitive Feeling Influence Price Evaluations. In *New Directions in Behavioral Pricing* (pp. 29-50).
- (10) 寺地 一浩 (2013). 「ポイントベネフィットに対する消費者行動研究」、『大阪市立大学大学院創造都市研究科博士学位論文』
- (11) 中川宏道 (2015). 「ポイントと値引きはどちらが得か? : ポイントに関するメンタル・アカウンティング理論の検証」、『行動経済学』
- (12) Freddy Lim, So Yeon Chun, Ville Satopää (2024), "Loyalty Currency and Mental Accounting: Do Consumers Treat Points Like Money?" *Manufacturing & Service Operations Management Vol. 26, No. 5*
- (13)Chatterjee, P., & Rose, R. L. (2012). Do payment mechanisms change the way consumers perceive products? *Journal of Consumer Research*, 38(6), 1129-1139.
- (14)Pearl, J. (1995). Causal diagrams for empirical research. *Biometrika*, 82(4), 669-688.
- (15)Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70, 41-55.
- (16)Rubin, D. B. (1991). Practical Implications of Modes of Statistical Inference for Causal Effects and the Critical Role of the Assignment Mechanism. *Biometrics*, 47, 1213