

物価上昇局面における内的参照価格の更新メカニズムの時系列的変化に関する実証研究

滋賀大学大学院 データサイエンス研究科

武本 理央

第1章：はじめに

1.1 研究背景

近年、世界的に原油や天然ガスなどのエネルギー価格が高騰し、それにともなって国内の製造や物流にかかるコストも上昇している。さらに円安が進んだことで輸入原材料の調達価格も高まり、食品や日用品など幅広い商品で原価の上昇が続いている。こうした背景から、メーカーでは販売価格を見直す動きが広がり、店頭でも値上げは続いている。このような物価上昇局面では、消費者の価格に対する意識が高まり、ブランドスイッチや買い控えといった動きが強まる。したがって、消費者が価格変化をどのように捉え、購買行動がどのように変化するかを理解することは、メーカーや小売業者にとってますます重要になっている。

消費者が価格をどのように捉えているかを理解する手がかりとして、「内的参照価格」という概念がある。内的参照価格とは、過去の購買経験や店頭観察を通して心の中に形成される基準価格であり、商品を購入する際はこれを実際の販売価格と比較して購買判断やブランド選択を行う。販売価格が内的参照価格より高い場合には割高感や損失を感じて購入を控える傾向があり、反対に低い場合には割安感や利得を感じて購入が促される。

物価が上昇すると、店頭価格が内的参照価格より高くなることから、買い控えなどの行動が見ら

れるが、一定期間が経過すると徐々に消費者の価格感覚が現在の市場価格に適応し、内的参照価格が物価上昇後の価格に近づくことで消費行動が元の状態に戻る。

図1は、このような物価上昇局面における内的参照価格の更新過程の一例を、簡略化して示したものである。図中では、販売価格の変化に応じて内的参照価格が徐々に更新されていく様子が描かれており、その更新メカニズムには、先行研究において代表的に用いられてきた更新率 α を用いる指数平滑法を採用している。 α は一時点前の内的参照価格と一時点前の販売価格の加重平均において、販売価格にどれだけ重みを置くかを定めるパラメータである。本来、内的参照価格は、顧客が当該商品を購入ないし価格認知したタイミングで更新されるものであるが、この図ではすべての時点で内的参照価格が更新される構造を採用している。すなわち、個々の顧客の購買行動ではなく、来店者全体による価格観察を通じた「店舗的」な内的参照価格の変化を簡略的に示したものである。

従来の内的参照価格に関する研究では、セールなどによる一時的な価格変化を前提としていた。このような一時的な価格変化においては、内的参照価格の更新メカニズムは一定であると仮定されることが多かった（e.g. Briesch, Krishnamurthi, Mazumdar, and Raj, 1997; Moon, Russell, and Duvvuri, 2006）。図中の青色の破線は、そのよう

な固定的な α に基づく内的参照価格の推移を表している。

一方、近年は経済環境の変化に伴い物価が急激かつ恒常的に上昇している。このような局面では、消費者の価格感覚や購買行動に変化が生じることから、内的参照価格の更新メカニズムも変化している可能性がある。とりわけ、更新率自体が時間変化している可能性が考えられる。その一例として、内的参照価格の更新スピードが一時的に遅くなる場合における内的参照価格の推移を図中の赤色の破線で示す。

これらの点を踏まえると、更新率が時間変化する可能性を考慮することで、物価上昇局面における消費者の価格感覚の変化をより正確に捉えることができると考えられる。そのため、更新率の時系列的な変化を明らかにすることは重要である。

1.2 研究の目的

本研究の目的は、物価上昇が続く局面において、消費者の価格感覚の変化を明らかにすること

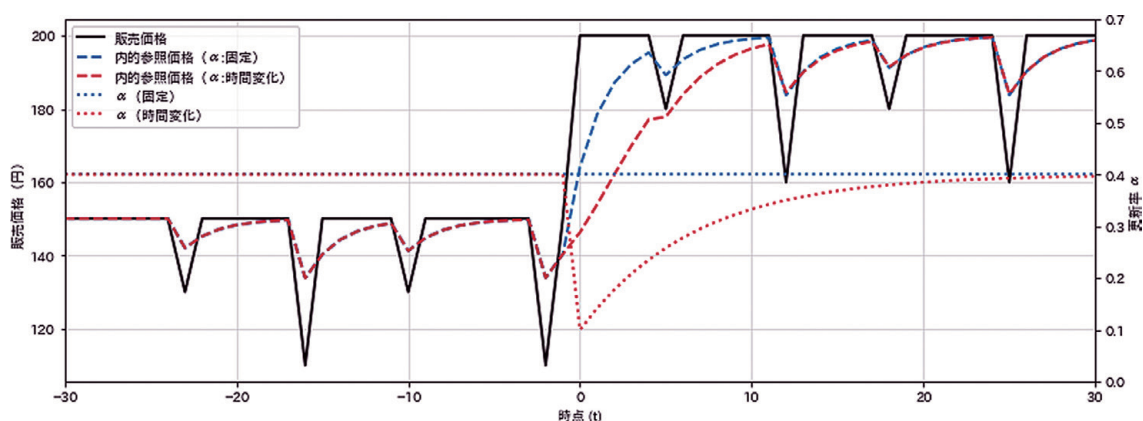


図1. 販売価格と内的参照価格の推移

である。この課題に対し、本研究では消費者の内的参照価格に着目し、その更新過程を分析する。特に、先行研究で代表的に用いられてきた指数平滑型の更新構造を前提としつつ、更新率を時間固定と仮定するのではなく、時間とともに変化するものとして捉えるモデルを構築する。このモデルを用い、物価上昇局面において内的参照価格の更新率がどのように時間変化するのかを実証的に検証する。このように更新率を動的に捉える視点は、内的参照価格の更新過程を時系列的に理解するための新たな分析視角を提供する点で、先行研究を補完するものである。

加えてこうした分析は、物価上昇局面において消費者がどの程度新しい価格水準に適応しているのかを把握することを可能にする。その結果、値上げ後に実施される価格プロモーションをどの時点で行うことが消費者にとっての利得が大きく感じられ、より効果的となり得るのかといった、マーケティング上の課題を検討する上で活用可能な知見を提供する。

第2章：先行研究

2.1 内的参照価格に関する先行研究

内的参照価格に関する先行研究は数多く存在する。

Kalwani, Yim, Rinne, and Sugita (1990) は、

内的参照価格にプロスペクト理論の枠組みを応用し、消費者が内的参照価格と販売価格を比較して判断する際、損失には強く反応し、利得には相対的に弱く反応する非対称な構造を示した。

Briesch et al. (1997) は、内的参照価格のモ

デリングとして、すべてのブランドに共通の参照価格を用いるモデルやブランドごとに個別の参照価格を定義するモデルなど複数の内的参照価格モデルを比較し、(1)式のマデリングが最もデータに適合し、予測精度が高いことを明らかにした。(1)式は、 t 期における顧客 h のブランド j に対する内的参照価格 IRP_{hjt} は、 $t-1$ 期における顧客 h のブランド j に対する内的参照価格と $t-1$ 期に顧客 h に提示されたブランド j の販売価格 $Price_{hjt-1}$ による指数平滑で表されることを示している。 α は更

$$IRP_{hjt} = (1 - \alpha)IRP_{hjt-1} + \alpha Price_{hjt-1} \quad (1)$$

そして、内的参照価格がブランド選択にどのような影響を与えるかに関する先行研究には以下のようなものがある。

Moon et al. (2006) は、消費者のブランド選択行動を、参照価格を用いないブランド選択モデル、内的参照価格が効用に影響する記憶ベースのモデル、直近に購入したブランドの現在価格からなる参照価格が効用に影響する刺激ベースのモデルの3つに分け、潜在クラスモデルにより消費者を分類した。記憶ベースモデルにおける t 期の顧客 h が持つブランド j に対する効用 U_{hjt} は(2)式で表される。ここで IRP_{hjt} のマデリングは(1)式

$$U_{hjt} = \theta_j^{(0)} + \theta^{(1)} Price_{hjt} + \theta^{(2)} (IRP_{hjt} - Price_{hjt})_+ + \theta^{(3)} (Price_{hjt} - IRP_{hjt})_+ + \theta^{(4)} LOY_{hjt} + \theta^{(5)} F_{hjt} + \theta^{(6)} D_{hjt} \quad (2)$$

また、杉田、斉藤、櫻井 (2010) は、ブランド選択における内的参照価格の更新メカニズムに着目し、ブランドロイヤルティと更新率の関係を明らかにした。彼らは、内的参照価格を(1')式のような指数平滑型の構造で定式化した。ここで

$$IRP_{hjt} = (1 - \alpha)IRP_{hjt-1} + \alpha PR_{hjt} \quad (1')$$

$$PR_{hjt} = \frac{Price_{hjt}}{\max_{h,t}(Price_{hjt})} \quad (3)$$

α をブランドロイヤルティの関数で表現し推定した結果、ロイヤルティが0、すなわち過去に一度も購買経験のないブランドに対しては α が0.25である一方、ロイヤルティが1に近づくにつれて α は急速に低下し、ロイヤルティが1の場合には

新率、つまり購入日に観察した販売価格が内的参照価格の更新にどの程度反映されるかを表すパラメータであり、範囲は $[0,1]$ である。複数の商品カテゴリに対して α を推定した結果、 α は0.35~0.53の範囲にあった。この指数平滑による内的参照価格のマデリングは、消費者が過去の購買経験で観察した価格を学習しながら新たな情報を取り入れる過程を直感的に表現できる点で自然かつ柔軟であり、多くの後続研究で採用されている。

であり、 LOY_{hjt} はブランドロイヤルティの程度、 F_{hjt} は特売の有無、 D_{hjt} は特別陳列の有無、各 θ は各変数の効用に対する影響度を表すパラメータである。また、 $(x)_+$ は x が正の値の場合は x に等しい値をとり、負の値の場合は0をとる。つまり、 $(IRP_{hjt} - Price_{hjt})_+$ は、内的参照価格の方が販売価格より高く、顧客が利得を感じる場合を表し、 $(Price_{hjt} - IRP_{hjt})_+$ は、販売価格の方が内的参照価格より高く、顧客が損失を感じる場合を表している。この構造により、プロスペクト理論に基づく損失回避的な価格反応をモデル化することができる。

PR_{hjt} は実売価格そのものではなく、(3)式のように当該ブランドの最大売価で割った価格掛け率として定義される。この定義により、内的参照価格も価格掛け率の尺度で構築されることになる。

0.003となった。これは、ロイヤルティの高いブランドに対しては、販売価格が次期以降の内的参照価格にほとんど影響を与えないことを意味している。すなわち、過去に頻繁に購買してきたブランドについては内的参照価格がほぼ固定されてお

り、現在の販売価格は次回の内的参照価格にほとんど影響を与えない。このように内的参照価格の更新に関する消費者異質性が実証的に示されている。この研究では潜在クラスモデルを用いて、セ

グメント s 別に効用関数のパラメータ推定を行っており、 t 期のセグメント s に属する顧客 h がブランド j に対して持つ効用は、(4)式のように表される。

$$U_{hjt|s} = \theta_{j|s}^{(0)} + \theta_s^{(1)} PR_{hjt} + \theta_s^{(2)} (IRR_{hjt} - PR_{hjt})_+ + \theta_s^{(3)} (PR_{hjt} - IRR_{hjt})_+ + \theta_s^{(4)} LOY_{hjt} \quad (4)$$

これらのように、先行研究の多くは、内的参照価格の更新率 α を時間固定のパラメータとして仮定している。また、杉田 他 (2010) は α をブランドロイヤルティの関数として定義しており、このロイヤルティ自体は時間とともに変化するため、結果的に α も時間変化しているが、更新率の時間変化そのものを直接的に扱ったわけではない。すなわち、内的参照価格の更新における「時系列的な柔軟性」という観点は、これまで十分に検討されてこなかったといえる。

2.2 物価上昇局面における消費者購買行動に関する先行研究

物価上昇に伴う消費者の購買行動の変容については、先行研究により以下のような知見が示されている。

Dutt and Padmanabhan (2011) は、物価上昇により経済的制約に直面した消費者は、支出の最適化を図るために消費を平準化する傾向があることを明らかにした。具体的には、耐久財の購入を先送りにしたり、必需品への支出を優先したりするほか、ナショナルブランド (NB) からプライベートブランド (PB) への乗り換えや、より安価な販売チャネルへの移行といった節約行動が観察されている。

また、Bijmolt, Van Heerde, and Pieters (2005) は、メタ分析によりインフレ率の上昇が消費者の価格感度を高める傾向があることを示した。すなわち、物価上昇局面では、消費者は価格に対してより敏感に反応するようになり、購買行動を調整する傾向が強まると考えられる。

Lamey, Deleersnyder, Dekimpe, and Steenkamp (2007) は、米国および欧州 4 カ国の食料品や日用品などの POS データに基づく市場シェアの推移を通じて、景気後退期には NB か

ら PB へのブランドスイッチが進み、景気回復期には NB に戻る動きも見られるものの、PBにとどまる消費者も一定数存在し、結果として PB の市場シェアが恒常的に高まる傾向があることを示した。

Mennekes and Schramm-Klein (2025) は、ドイツにおける高インフレ期を対象に、消費者の購買行動の変化を React–Cope–Adapt (RCA) フレームワークに基づいて分析した。金銭的制約や商品不足はストレスを高め、初期にはパニック購買などの衝動的対応 (React) を引き起こすこと、次第に節約や PB 商品の選好といった戦略的対処 (Cope) へ移行し、最終的には、これらの節約行動や PB 商品の選好といった戦略的行動が、持続的な購買行動として定着する (Adapt) 傾向があることが示されている。

このように、物価上昇時は消費者の購買行動が変化しており、ブランド選択や購買決定などにさまざまな影響を及ぼすことが先行研究により示されている。これらの行動変容は、消費者が「価格が高いか安い」かを判断する際の基準、すなわち内的参照価格の変化と密接に関係していると考えられる。例えば、物価が急激に上昇した際に、消費者が購買をためらい買い控えを選択するのは、内的参照価格がこれまでの水準から十分に更新されておらず、価格を依然として「高すぎる」と感じているためだと解釈できる。このような局面では、内的参照価格の更新率が相対的に低下し、直近の価格情報が内的参照価格に十分に反映されにくくなっている可能性がある。

したがって、内的参照価格の更新メカニズムにおいて α を時間固定の定数として仮定するのではなく、社会情勢や経済状況に応じて変化する時変パラメータとして捉えることが、物価上昇時の消費者行動の理解において重要な視点となる。

第3章：提案モデル

3.1 内的参照価格の定式化

本研究では、内的参照価格の更新率 α を時間変化する状態変数として捉え、その推移を状態空間モデルにより表現する。そして、 α を用いて生成される内的参照価格を効用関数に組み込み、ブランド選択モデルを構築する。ブランド選択モデルには多項ロジットモデルの枠組みを採用する。

まず、内的参照価格の更新式について説明する。一般的に顧客 h の時点 t のブランド j に対する内的参照価格 IRP_{hjt} は、(1)または(1')式のように定義される。ここで、 t は顧客ごとに当該カテゴリの商品を購入したというイベントの時系列番号を表している。すなわち、これらの式は、 h 番目の顧客が当該ジャンルの商品を t 回目に購入したときの j 番目のブランドに対する内的参照価格が、 $t-1$ 回目の購入時点における内的参照価格と販売価格もしくは価格掛け率の指数平滑によって更新されることを示している。

本研究では、価格に関する変数として、(1')式のように価格掛け率を採用する。これは、ブランドごとに価格水準が異なるため、価格の変化額そのものでは、価格変化がブランド選択に及ぼす影

響をブランド間で適切に比較することが難しいためである。そこで、基準となる価格に対してどの程度価格が変化したかという相対的な価格変化に着目することで、各ブランドの価格水準の違いを考慮した上で、価格変化がブランド選択に及ぼす影響を捉える。また本研究で用いる更新率 α は、時間変化を明示するために暦日を添え字とし、 α_t と表記する。ただし、ここにおける t は(1')式における t と意味合いが異なる。(1')式では顧客の購買イベントが何回目かを表現していたが、ここでの t は暦日を表している。

y_{ht} を顧客 h が暦日 t に購買したブランドを表すカテゴリ変数とすると、顧客 h の暦日 t におけるブランド j に対する内的参照価格の更新式は α_t を用いて(5)式のように定義される。内的参照価格は、(1')式と同様に価格掛け率の尺度で表される。ただし、 IRP_{hjt} の t についても(1')式の t とは異なり、暦日を表す t である。この更新は顧客 h が暦日 $t-1$ において商品カテゴリ内のいずれかのブランドを購入した場合、すなわち、 $y_{ht-1} \in \{1, \dots, J\}$ が成り立つときに限り更新され、購買がない場合には暦日 $t-1$ の値がそのまま翌日である暦日 t の内的参照価格として保持される。

$$IRP_{hjt} = \begin{cases} (1 - \alpha_{t-1})IRP_{hjt-1} + \alpha_{t-1}PR_{hjt-1} & \text{if } y_{ht-1} \in \{1, \dots, J\} \\ IRP_{hjt-1} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

ここで、更新率 α_t は暦日 t におけるブランド j の価格掛け率を、翌日である暦日 $t+1$ の内的参照価格にどの程度反映させるかを示す変数である。この α_t は(0,1)の範囲をとるよう、(6)式のように潜在的な状態変数 μ_t をロジスティック関数で変換することで定義する。このように定義することで、 μ_t の変動に応じて α_t の値を柔軟に変化させることができる。そして、 μ_t は、(7)式で表される自己回帰モデル（AR(1)モデル）に従い、時間とともに動的に変化する状態変数として定義する。ここで ρ は自己回帰係数であり、過去の状態が現在の状態に及ぼす影響の強さを表す。AR(1)

構造を採用する理由は、 $|\rho| < 1$ とすることで、過去の状態の影響が時間の経過とともに徐々に弱まる点にある。この性質により、 μ_t は一方向に累積的に偏ることなく推移し、更新率が恒常的に極端な値に張り付くことを防ぐことができる。また誤差項 ξ_t には、位置パラメータ0、標準偏差 σ_ξ をもつラプラス分布を仮定する。ラプラス分布は正規分布と比較して裾が厚く急激な変化を許容するため、 μ_t の一時的な急激な変化を柔軟に表現することができる。

$$\alpha_t = \frac{1}{1 + \exp(-\mu_t)} \quad (6)$$

$$\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \xi_t \quad |\rho| < 1, \xi_t \sim \text{Laplace}\left(0, \frac{\sigma_\xi}{\sqrt{2}}\right) \quad (7)$$

3.2 ブランド選択モデルの定式化

次に、ブランド選択行動に関する効用関数を定式化する。本研究では、顧客 h が暦日 t にブランド j を選択する際の効用を (8) 式のように定義する。ここで $\theta_j^{(0)}$ はブランド固有の定数項であり、価格を含む総合的なブランド魅力度を表す。そして、 $\theta^{(1)}$ は価格掛け率についての利得の影響、 $\theta^{(2)}$ は価格掛け率についての損失の影響、 ε_{hjt} は誤差項である。識別性の観点から基準ブランド J に対する定数項を $\theta_J^{(0)} = 0$ とする。なお、第2章で取り上げた先行研究では、販売価格や価格掛け率そ

のものを効用関数に含めたモデルが採用されていた。本研究においても、これらの価格水準を表す項を導入したモデルの推定を試みたが、対応するパラメータの事後分布は0付近に集中する半正規型の形状を示し、価格水準を表す項の寄与は限定的であることが示唆された。これは、内的参照価格の更新率の時間変化を許容していることにより、販売価格と内的参照価格の差による項の説明力が相対的に高まった結果であると考ええる。本研究では、内的参照価格の更新率の変化の解明に主眼を置いていることから、価格水準を表す項は効用関数から除外した。

$$U_{hjt} = \theta_j^{(0)} + \theta^{(1)}(IRP_{hjt} - PR_{hjt})_+ + \theta^{(2)}(PR_{hjt} - IRP_{hjt})_+ + \varepsilon_{hjt} \quad (8)$$

効用最大化理論では、「消費者の選択行動では、各個人がその時点で選択可能な選択肢の中から自身にとって最大の効用を与える選択肢をだいたいにおいて選ぶ」と考える。この枠組みのもとで、誤差項 ε_{hjt} に独立のガンベル分布を仮定すると、

効用の確定項と確率項の構造から、選択確率は多項ロジットモデルとして導出される。このとき、顧客 h が暦日 t にブランド j を選択する確率は (9) 式に示す効用の確定項 V_{hjt} を用いて (10) 式のように表される。

$$V_{hjt} = \theta_j^{(0)} + \theta^{(1)}(IRP_{hjt} - PR_{hjt})_+ + \theta^{(2)}(PR_{hjt} - IRP_{hjt})_+ \quad (9)$$

$$p_{hjt} = \Pr(y_{ht} = j) = \frac{\exp(V_{hjt})}{\sum_{k \in J} \exp(V_{hkt})} \quad (10)$$

このようにして定義されたブランド選択モデルは、内的参照価格の更新率に時間変化を許容し、さらに暦日ベースの時間指標 t を用いてその変動

をモデル化している点において、モデル構造自体に新規性を有している。

表1. 変数一覧表

変数	説明
IRP_{hjt}	価格掛け率の尺度での内的参照価格
α_t	更新率
PR_{hjt}	価格掛け率
y_{ht}	購買したブランドを表すカテゴリ変数

μ_t	α_t を生成する状態変数
ρ	μ_t の自己回帰係数, $ \rho < 1$
ξ_t	μ_t に付与されるラプラスノイズ
σ_ξ	ξ_t の標準偏差
U_{hjt}	効用
θ	$\theta = \{\theta_j^{(0)}, \theta^{(1)}, \theta^{(2)}\}$, 効用関数に含まれるパラメータ
ε_{hjt}	ガンベル分布に従う誤差項
V_{hjt}	効用の確定項
p_{hjt}	選択確率

第4章：実証研究

4.1 研究仮説

本研究では、値上げが生じた直後の更新率の動きについて以下の初期仮説を考えた。

【仮説】値上げ後、内的参照価格の更新率は一時的に低下し、その後時間経過とともに元の水準に向かって上昇する。

この仮説は、次のような消費者の反応を想定している。値上げ直後の消費者は、値上げ前の価格に慣れているため、新しい価格を速やかに受け入れにくい。したがって、購買時の支払価格が急上昇しても、その情報を内的参照価格に反映させる程度（更新率）は低くなり、内的参照価格は実際の購買価格に対して乖離した状態がしばらく続くと考えられる。しかし、時間の経過とともに消費者は新しい価格に適応し、値上げ後の価格を通常の価格として認識し始める。この段階では、直近の購買経験に基づく価格情報が内的参照価格の更新に反映されやすくなり、更新率は元の水準へ回復していく。結果として、内的参照価格は徐々に実際の価格に近づくと予想される。

4.2 推定方法

本研究で構築するブランド選択モデルは状態変数を含む一般状態空間モデルとして記述される。

推定対象は、効用関数に含まれる時不変のパラメータ $\theta = \{\theta_j^{(0)}, \theta^{(1)}, \theta^{(2)}\}$ および、状態変数 μ_t および、その遷移過程を規定するパラメータ ρ, σ_ξ である。一般状態空間モデルの代表的な推定手法には、MCMCを用いる一括型の推定手法と粒子フィルタなどの逐次型の推定手法が存在する。本研究ではパラメータと状態変数の双方を推定する必要があり、逐次型の手法を用いる場合にはMCMCのステップごとに全時点の状態変数を推定する必要が生じる。その結果、計算負荷が大きくなり、実用的な推定時間を確保することが困難となる。以上を踏まえ、本研究ではモデル全体を一括して推定可能なMCMC法を採用する。

MCMC法とは、提案分布から生成されたパラメータの候補値に対して、観測データに基づく尤度および事前分布から定まる事後分布に基づき、受容または棄却を行う操作を繰り返すことで、事後分布に従うサンプル列を構成するベイズ推定手法である。状態空間モデルをMCMC法で推定する場合には、状態方程式と観測方程式を確率モデルとして記述したうえで、パラメータと状態変数を同時にサンプリングすることで推定を行う。本研究では、MCMC法の実装にPythonのベイズ推定ライブラリであるPyMCを用いる。

続いて、パラメータおよび状態変数の事前分布を定義し、その一覧を表2に示す。

まず、自己回帰係数 ρ は状態遷移過程の定常性を確保するため、 $|\rho| < 1$ を満たす必要がある。本研究では、内的参照価格の更新率を規定する状態 μ_t は、消費者の価格認知や学習傾向といった比較的緩やかに変化する心理的特性を表すものであり、日次レベルで急激な反転を繰り返すよりも、一定の慣性を伴って滑らかに推移すると考えられる。このような解釈上の自然さを踏まえ、本研究では負の自己相関は想定せず、 $\rho \in (0,1)$ を仮定し、 $\rho \sim \text{Beta}(10,2)$ と定義した。

次に、 μ_t に付与されるラプラスノイズ ξ_t の標準偏差 σ_ξ は正の値をとる必要があるため、事前分布として HalfNormal 分布を採用する。過度に大きな変動を抑制しつつ、更新率が一時的に急変する可能性を許容する弱情報事前分布となるよう $\sigma_\xi \sim \text{HalfNormal}(0.5)$ と設定した。

続いて、状態変数の初期値に関する事前分布に

ついて説明する。 μ_t の初期値 μ_0 は、初期値の不確実性を反映しつつも、非現実的な極端値を避けるため、 $\mu_0 \sim \mathcal{N}(0,0.5^2)$ と設定する。

最後に、効用関数に含まれるパラメータ θ の事前分布について説明する。まずブランド固有の定数項 $\theta_j^{(0)}$ は、広い範囲に均等な確率を与える一様分布 $\theta_j^{(0)} \sim \text{Uniform}(-5,5)$ を仮定する。利得・損失に関わるパラメータについては、先行研究から符号方向に関する知見は得られているものの、その大きさについては明確な知見が得られていない。このため、係数の符号は固定し、係数の大きさについては特定の値に偏らないよう広い範囲を許容する一様分布を設定する。そのため、利得は効用を高め、損失は効用を低下させるという性質を踏まえ、 $\theta^{(1)} \sim \text{Uniform}(0,15)$ 、 $\theta^{(2)} \sim \text{Uniform}(-15,0)$ と設定する。

表2. 事前分布の設定

変数	事前分布
ρ	$\text{Beta}(10,2)$
σ_ξ	$\text{HalfNormal}(0.5)$
μ_0	$\mathcal{N}(0,0.5^2)$
$\theta_j^{(0)}$	$\text{Uniform}(-5,5)$
$\theta^{(1)}$	$\text{Uniform}(0,15)$
$\theta^{(2)}$	$\text{Uniform}(-15,0)$

第5章：データ

5.1 本研究で使用するデータの概要

本研究では、北海道の生活協同組合であるコープさっぽろが保有するID・POSデータを使用する。コープさっぽろは北海道内に100以上の店舗を展開し、生鮮食品、加工食品、日用品に加えて独自のPB商品など幅広く取り扱っている。ID・POSデータには、購買日時、購買店舗、顧客ID、商品コード、販売価格、数量などの情報が記録さ

れている。また、顧客IDには性別や年代といった顧客属性情報も紐づいている。

5.2 分析対象となるデータの選定

5.2.1 対象商品カテゴリと対象商品

本研究が対象とする商品カテゴリはケチャップである。ケチャップを選定した理由は主に4点ある。1点目は、ケチャップは上位4ブランドでカ

テゴリのシェアの大部分を占めており、主要ブランドに絞って分析できる点で扱いやすいことである。2点目は、主要ブランドが近い時期にメーカーによる価格改定（値上げ）が行われている点である。本研究では更新率をブランド共通とするため、複数ブランドが同時期に価格改定していることが望ましく、ケチャップカテゴリはこの条件を満たしている。3点目は、ケチャップは同日内で価格が変動することが少ない点である。本研究で用いるブランド選択モデルでは、顧客があるブランドを購入した場合、選択されなかったブランドの価格も必要である。ケチャップは同日内における価格変動が少ないため、顧客が購入しなかったブランドの価格をその日の全POSデータにおける販売価格の最頻値で代替しても実際に顧客が売り場で認知した価格とかけ離れにくく、この点において分析対象として適している。4点目は、在庫が安定しており欠品が生じにくい点である。そのため、ブランド選択が在庫によって制限される可能性が低い。

さらに、ケチャップカテゴリ内で分析対象とするブランドについて述べる。本研究では、札幌区内の店舗におけるケチャップカテゴリのブランド別シェアを算出し、その中で上位4商品を分析対象として選定した。対象商品の概要を表3に示す。表3に示す通り、これら4商品でケチャップカテゴリ全体の販売数量の70%以上を占めている。また、4商品の容量はほぼ同程度であり、同一カテゴリ内の比較対象として妥当である。

カゴメトマトケチャップ（以下、カゴメ）はカテゴリ内で最大のシェアを有するNBであり、CO・OPトマトケチャップ（以下、CO・OP）は低価格帯のPBとして位置づけられる。デルモンテリコピンリッチトマトケチャップ（以下、デルモンテ）は高価格帯の商品であり、HEINZトマトケチャップ逆さボトル（以下、ハインツ）は海外ブランドとして一定の支持を得ている。

図2に示す価格推移をみると、4商品はいずれも近い時期に価格改定（値上げ）が行われていることが確認できる。各商品の価格改定時期は、公式情報とデータ上の動向をもとに整理すると以下のとおりである。まず、カゴメは、公式サイト上で2024年2月1日納品分から価格改定を実施すると公表されており、データ観察からは2024年1月31日から値上げが確認できた。CO・OPは、公式情報は確認できなかったものの、データ観察から2024年3月13日から値上げが確認できた。デルモンテは、公式サイト上で2024年4月1日納品分から価格改定を行うと公表されており、データ上では2024年3月27日から値上げが確認できた。ハインツについても、公式情報は得られなかったが、データ観察から2024年3月27日から価格水準が上昇したことが確認できた。また、これらの価格改定時期を基準として、その前後3か月間の平均販売価格を算出した結果を表3に示している。この結果からも、各ブランドにおいて価格水準の明確な上昇が生じていることが確認できる。

表3. 対象商品の概要

商品	容量(g)	3 か月平均販売価格(円)		シェア率 (%)
		値上げ前	値上げ後	
カゴメ トマトケチャップ	500	217.5	253.0	42.2
CO・OP トマトケチャップ	500	146.6	189.5	21.8
デルモンテ リコピンリッチトマトケチャップ	485	247.3	299.9	4.4
HEINZ トマトケチャップ逆さボトル	460	218.9	237.9	4.3

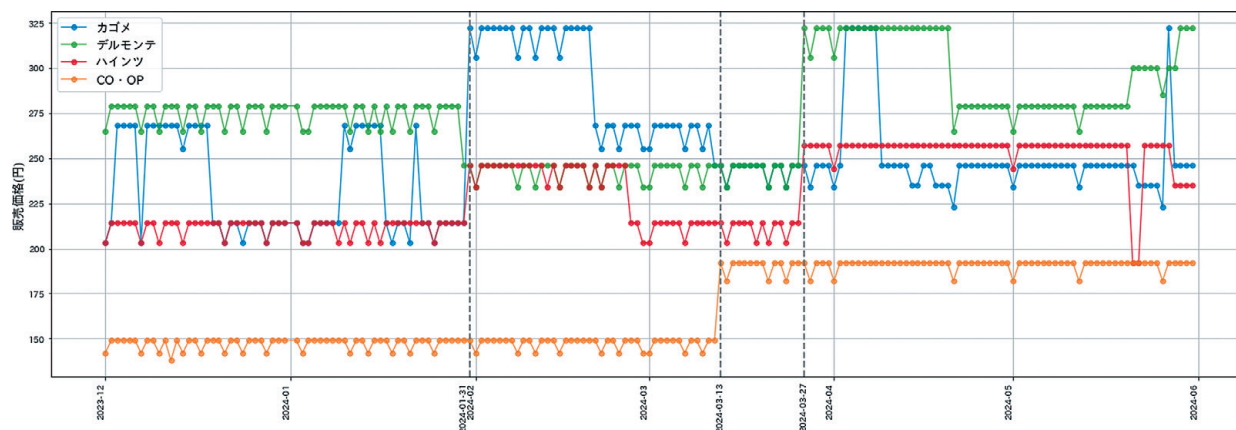


図2. ケチャップのブランド別日最頻販売価格の推移

5.2.2 対象期間

本研究では、日次レベルの購買データを用いて分析を行う。対象期間は2023年12月1日から2024年5月31日までの6か月とした。これは、4商品の値上げが2024年2月から3月にかけて生じており、その前後の選択行動の変化を把握するためである。

5.2.3 対象店舗

本研究では、対象商品とする4商品すべてを取り扱っている札幌市内の41店舗を分析対象とする。ブランド選択モデルを扱う多くの先行研究では、単一店舗の購買データを用いた分析が一般的である。しかし、本研究では更新率の推定に十分なデータ量を確保する必要があるため、単一店舗では観測データが不足する。そこで、複数店舗のデータを統合して分析に用いることとした。

複数店舗のデータを統合するにあたっては、全店舗で同一の更新率の推移を仮定する。対象店舗は地理的に近接しており、消費者が接する価格環境も似通っていると考えられる。実際、主要ブランドの値上げ時期は店舗間でおおむね一致していた。こうした価格環境の共通性を踏まえれば、販売価格の変化に対する反応の速度を表す更新率の推移についても、店舗間で大きな乖離はないとみなすことができる。したがって、本研究では更新率の推移を店舗間で共通と仮定して分析を行う。

5.2.4 対象顧客

本研究では対象とする顧客を、一定以上の購買

頻度を有する顧客に限定して分析を行う。これは、全顧客を対象とすると購買頻度の極めて低い顧客が多数含まれ、データ規模が過度に大きくなることに加え、理論的にも購買頻度の低い顧客が内的参照価格を参考にブランド選択をしているとは考えにくいためである。従って本研究では、対象カテゴリにおいて対象期間のうち購買回数が3回以上の顧客、6,221名を分析対象とした。

5.3 価格データの補完処理

本研究で用いるID・POSデータでは、顧客が実際に購買したブランドの価格情報は取得できるが、顧客が購買しなかった他のブランドの価格情報は記録されていない。ブランド選択モデルにおいては、顧客はあるカテゴリ内のあるブランドを購入した場合、同じカテゴリの他のブランドの価格も必要となる。そこで、購買しなかった他ブランドの価格については、ID・POSデータ上で同日・同店舗において最も多く観測された価格（最頻価格）を用いる。

第6章：モデル推定の事前検証

6.1 検証用データの生成

本章の目的は、実データを用いた推定に先立ち、提案モデルがMCMCにより適切に推定可能であるかを事前に検証することである。実データでは真の更新率は観測できないため、推定結果の妥当性を直接評価することが難しい。そのため、更新率を含むパラメータの真値をあらかじめ設定し、それに基づいて生成した検証用のデータを用いて推定することで、推定手法自体の性能を検証

する。具体的には、先行研究における推定結果を参考に、検証用モデルのパラメータ真値を設定する。また、販売価格は実データの特徴を反映させるため、観測期間の中央付近での値上げと、ランダムな値下げプロモーションを含むように設計する。生成した価格の推移を図3に示す。なお、検証用データの規模については、実データとの整合性を考慮し、期間を182日間、顧客数を5,000人、総購買件数を23,457件と設定した。

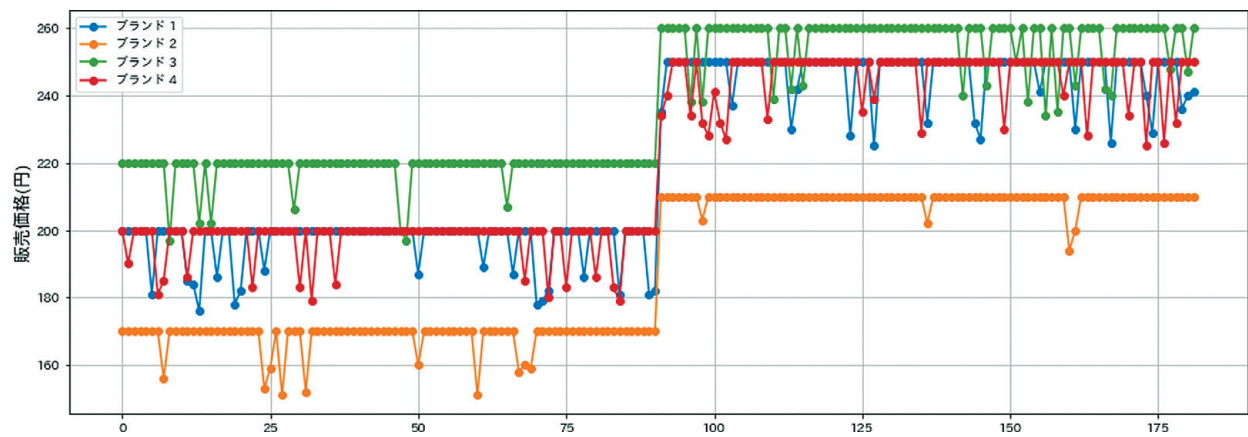


図3. 事前検証用のブランド別日最頻販売価格の推移

6.2 検証用データによる推定結果

前節で生成した検証用データを用いて提案モデルの推定を行い、その結果を示す。具体的には、MCMCにより得られたパラメータの事後分布や更新率の推移を真値と比較することで、設定したデータ数およびサンプリング設定の下で、パラメータが適切に推定されているかを確認する。推定にはMCMC法を用い、反復回数を2,000回、バーンイン期間を1,000回、チェーン数を4本と設定した。事前分布は、第5章で用いた設定と同様に表2に示した分布を採用している。

図4は、モデルに含まれるパラメータについて、真値と推定結果の比較を目的として、事後分布と真値を重ねて示した図とトレースプロットを併せて示したものである。また表4は、パラ

メータの真値と事後平均、収束判定指標 $\hat{R}$ を示している。 $\hat{R}$ はチェーン内分散とチェーン間分散を比較することで、複数チェーンが同一の事後分布に収束しているかを評価する指標であり、1.0に近いほど収束が良好であることを示す。一般的に $\hat{R} < 1.1$ であれば十分に収束していると判断される。図4に示した事後分布はいずれのパラメータについても単峰的な形状であり、確率密度は真値の周辺で高い値をとっていることが分かる。ただし、 $\theta^{(1)}$ および $\theta^{(2)}$ については、分布のピークが真値と完全には一致しておらず、真値よりもやや大きい値に位置している。このようなずれが生じる要因として、本モデルでは誤差項の分散 σ_ξ が真値よりやや大きく推定されており、その結果、回帰係数の絶対値が小さくなっている可能性が考えられる。また、設定した事前分布の影響が事後分

布に一部反映されている可能性もある。一方で、分布全体として真値から大きく乖離しているわけではなく、表4に示した事後平均はいずれも真値

に比較的近い値をとっている。また、すべてのパラメータにおいて $\hat{R}$ は1.1未満であり、十分に収束していると判断できる。

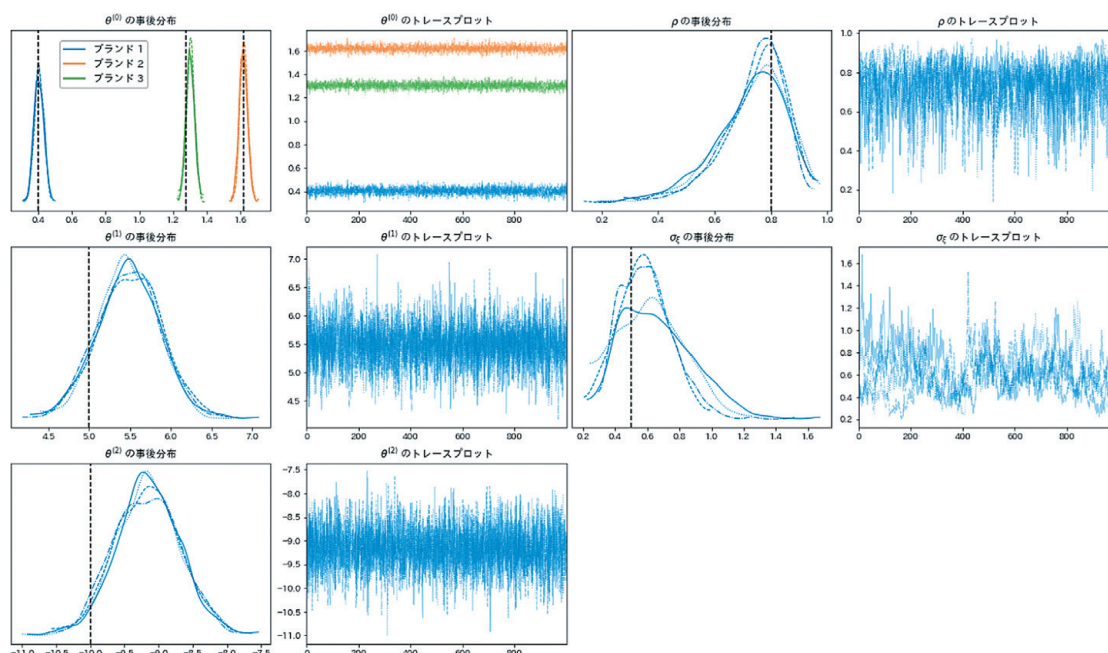


図4. 検証用モデルにおけるパラメータの事後分布とトレースプロット

表4. 検証用モデルの推定結果

変数	真値	事後平均	$\hat{R}$
$\theta_1^{(0)}$	0.40	0.41	1.00
$\theta_2^{(0)}$	1.62	1.62	1.00
$\theta_3^{(0)}$	1.28	1.30	1.00
$\theta^{(1)}$	5.00	5.49	1.00
$\theta^{(2)}$	-10.00	-9.16	1.00
ρ	0.80	0.73	1.02
σ_ξ	0.50	0.61	1.06

また図5は、更新率の真値と事後平均の推移、およびその90%信用区間を示している。一部の時点では真値が90%信用区間の範囲外であるが、全

体としては事後平均は真値の推移に沿っており、更新率の動的な変化が適切に捉えられていることが分かる。

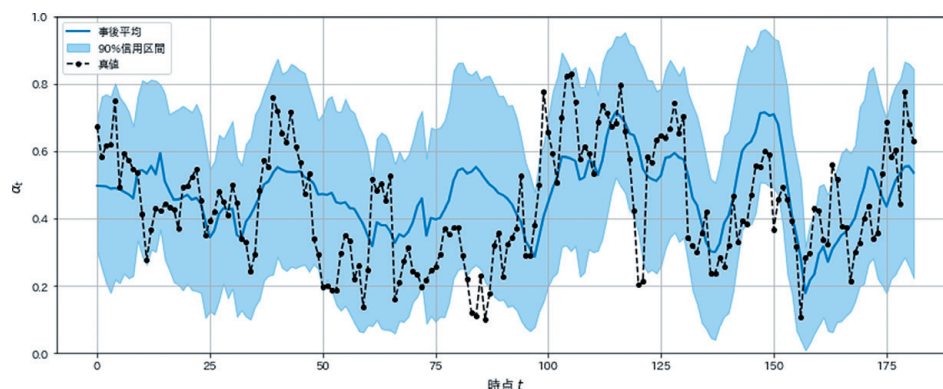


図5. 検証用モデルにおける更新率 α_t の推定結果

これらの結果から、パラメータによっては事後分布のピーク位置と真値との間に一定のずれが見られるものの、数値的な代表値および分布全体の形状、 $\hat{R}$ による収束判定の結果を踏まえると、推定は安定していることが確認された。また、更新率 α_t の推移についても、真値の時間的变化を概ね

適切に追従できていることが示された。以上を踏まえ、データ数が約23,000件、反復回数2,000回、バーンイン期間1,000回、チェーン数4本という条件の下で、実データを用いた推定結果について検討する。

第7章：結果と考察

7.1 モデル比較

本節では、従来用いられてきた内的参照価格の更新率を時間固定と仮定した時間固定モデルと、第3章で示した更新率に時間変化を許容した提案モデルとの比較を行う。時間固定モデルは、内的参照価格の更新率を(1')式により定式化し、ブランド選択モデルは(8)、(9)、(10)式により表現される。モデル比較には、one-step-ahead予測に基づく予測対数尤度を用いる。これは、各時点において、それ以前の観測情報を用いてモデルパラメータを推定するとともに状態変数を更新し、その情報に基づいて次時点の選択確率を予測し、実際の選択結果に対する対数尤度を計算する指標である。時不変のモデルパラメータについては、

MCMCにより推定された事後平均を代表値として用いる。

表5は、2024年2月1日から2024年3月31日までの60時点を評価対象期間とし、one-step-ahead予測に基づいて算出した各モデルの平均予測対数尤度を示している。平均予測対数尤度の値が大きいほど、予測性能が高いことを意味する。

表5より、提案モデルの平均予測対数尤度は時間固定モデルよりわずかではあるが上回った。ただし、提案モデルは内的参照価格の更新率が時間とともに変化する構造を明示的に捉えることができる。そのため、予測性能だけでなく、価格変化に対する消費者の適応過程を分析するという本研究の目的を踏まえ、以降では提案モデルに基づいてパラメータ推定結果および考察を行う。

表5. 各モデルの予測対数尤度によるモデル比較

モデル	平均予測対数尤度
時間固定モデル	-137.975
提案モデル	-137.801

7.2 モデルパラメータの推定結果

本節では、提案モデルを用いた実データの推定結果について報告する。

まず、時間変化しないパラメータの推定結果についてみていく。図6は、各パラメータの事後分布およびトレースプロットを示しており、表6は各パラメータの事後平均、95%信用区間および収束判定指標 $\hat{R}$ を示している。

まず、図6のトレースプロットおよび表6に示

す $\hat{R}$ より、 $\theta_j^{(0)}$ はいずれのブランドについても収束していることが確認できる。事後分布は単峰型で、推定された $\theta_j^{(0)}$ の事後平均の大きさは、市場シェアの大小関係と概ね対応している。

続いて、 $\theta^{(1)}$ および $\theta^{(2)}$ の推定結果に着目する。図6に示すように、 $\theta^{(1)}$ は一部のチェーンにおいて二峰型の事後分布を示しているものの、全体としては3.8~4.0付近に分布のピークがあり、 $\hat{R}$ の結果も踏まえて概ね収束していると判断できる。同様に、 $\theta^{(2)}$ についても一部で二峰型の事後分布

が見られるが、主に-2.5~-2.4付近に分布のピークが位置しており、 $\hat{R}$ の結果も踏まえて概ね収束していると判断できる。Kalwani et al. (1990)は、ブランド選択において消費者は損失回避的な行動をとると示しており、 $|\theta^{(1)}| < |\theta^{(2)}|$ となると報告している。しかし本研究の結果では、 $|\theta^{(1)}| > |\theta^{(2)}|$ となっており、損失回避とは反対の利得回避を示した。その理由としては、二つ考えられる。一つは、本研究が先行研究とは異なり、経済環境の変化に伴う物価の恒久的な上昇局面を対象としている点にある。先行研究では、値下げと値上げのいずれも一時的な価格変動であったのに対し、本研究における値上げは価格改定による恒常的な価格上昇である一方、値下げは主として一時的なセールによるものである。このような状況下では、値下げは一時的な利得として強く認識されやすいのに対し、値上げは恒常的な水準変化として受け止められるため、内的参照価格との差異に対する反応の大きさが非対称になる可能性がある。その結果として、値下げに対する反応を表す $\theta^{(1)}$ が相対的に大きく、値上げに対する反応を表す $\theta^{(2)}$ が相対的に小さく推定された可能性がある。もう一つの理由として、第6章で行った事前検証においてもみられたように、正の値をとる係数 $\theta^{(1)}$ は真値より絶対値が大きく、負の値をとる係数 $\theta^{(2)}$ は真値より絶対値が小さく推定される傾向があり、

この影響により実データにおいて $|\theta^{(1)}| > |\theta^{(2)}|$ となった可能性がある。

次に、状態方程式に含まれる自己回帰係数 ρ に着目する。図6および表6に示すとおり、 ρ の事後分布は安定しており、 $\hat{R}$ も1に近い値を示していることから、推定は良好に収束していると判断できる。推定された ρ は比較的高い値をとっており、更新率の背後にある状態変数が強い持続性を有していることを示唆している。

最後に、ラプラス分布の標準偏差 σ_ξ に着目する。こちらも同様に事後分布は安定しており、 $\hat{R}$ も1に近い値を示していることから、推定は良好に収束していると判断できる。推定された σ_ξ は1.6付近に分布のピークがある。この値は状態変数 μ_t が1日ごとの変動によって水準を変えうる大きさであることを示している。具体的には、ラプラス分布の性質から、1日あたりの誤差 ξ_t の約6割は ± 1.6 の範囲に含まれ、状態変数が明確な変動を示す可能性を持つと解釈できる。仮に、 α_t が0.5付近にある状況を考えると、 μ_t が ± 1.6 程度変化した場合、 α_{t+1} は、0.2~0.8程度の比較的高い水準または低い水準へ移動しうる。したがって、本結果は、更新率が平常時には安定的に推移する一方で、特定の時点では水準の大きな変化を示すことを本モデルが許容していることを示唆している。

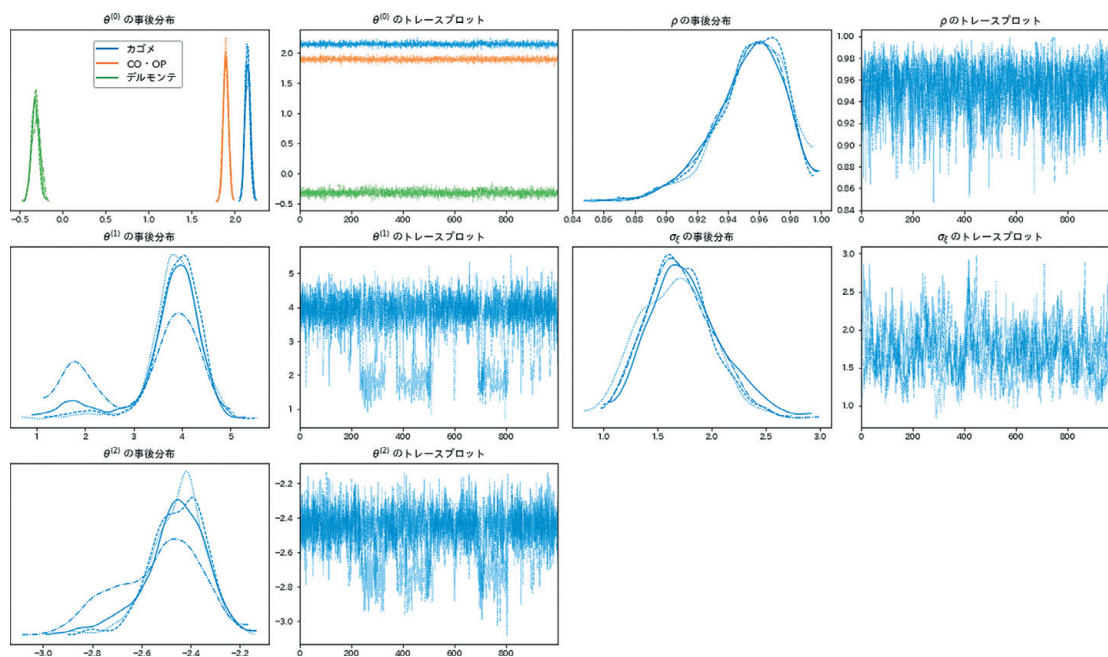


図6. 実データを用いたモデルにおけるパラメータの事後分布とトレースプロット

表6. 実データを用いたモデルの推定結果

変数	事後平均	95%信用 区間(下限)	95%信用 区間(上限)	$\hat{R}$
$\theta_1^{(0)}$	2.15	2.09	2.21	1.00
$\theta_2^{(0)}$	1.90	1.90	1.96	1.00
$\theta_3^{(0)}$	-0.32	-0.32	-0.40	1.01
$\theta^{(1)}$	3.67	1.65	4.77	1.03
$\theta^{(2)}$	-2.48	-2.79	-2.23	1.03
ρ	0.95	0.91	0.99	1.00
σ_ξ	1.71	1.09	2.33	1.02

7.3 内的参照価格の更新率の推移

本節では、推定された内的参照価格の更新率 α_t の時系列的な推移について検討する。本研究では、内的参照価格の更新率を時間変化する α_t として推定した。この α_t は消費者の深層心理そのものを直接捉えたものではなく、各時点における価格変動や購買行動に基づいてモデルから推定される更新率である点には留意しながらも、内的参照価格の更新メカニズムがどのような局面で変化するかを考察する上で有用な情報を提供すると考えられる。

図7は状態変数 μ_t の推移を示している。これより、 μ_t は増減を繰り返しながら時間変化しており、その水準は一定ではないことがわかる。これをロジスティック変換した更新率 α_t の推移を図8に示す。図8に示すように、 α_t は一定ではなく、増減を繰り返しながら推移している。各時点における α_t の事後平均を見ると、1から0.9程度の範囲で推移しており、時期によって大きく異なっていることがわかる。

以下では、 α_t の推移について時間の流れに沿って順に考察する。

まず、2023年12月上旬を見ると、 α_t は0に近い低い水準で推移していることが確認できる。このことは、この期間において内的参照価格が販売価格よりも過去の内的参照価格に強く依存しており、販売価格が内的参照に反映される程度が非常に小さいことを表している。その要因の一つとして、図2の価格の推移に見られるように、この期

間にはいずれのブランドにおいても価格水準が概ね安定して推移していた点が考えられる。このような状況では、新たな価格情報を内的参照価格に反映させる必要が生じにくく、その結果として更新率が低い水準にとどまったのではないかと考える。

次に、2023年12月下旬から2024年1月初旬にかけて α_t が上昇していることが確認できる。図2より、この期間においてカゴメの価格水準が大幅に低下している一方、他のブランドでは大きな価格変化は観測されていない。図9に示すブランド別の購買件数の推移を見ると、カゴメは他のブランドと比べて購買件数が多く、分析データに占める比重が高いことが分かる。このため、更新率の推定においてもカゴメの価格変動が相対的に強く反映されている可能性がある。これらを踏まえると、当該期間における α_t の上昇は、カゴメの価格水準の低下を受けて、消費者がその価格水準を内的参照価格として取り込みやすくなった結果である可能性が考えられる。

その後、2024年1月初旬から3月初旬にかけて α_t は0に近い低い水準で推移していることが確認できる。この期間は、カゴメにおいて1月中旬頃に一度価格水準が上昇し、さらに2月に価格改定による価格水準の上昇がみられる。このように価格上昇局面において α_t が低い水準にとどまっている点は、消費者が値上げ後の価格を新たな内的参照価格として速やかに受け入れられず、値上げ後の販売価格が内的参照価格に強く反映されにくい状態にあった可能性を示唆している。

そして、2024年3月におけるCO・OPの価格改定時期とデルモンテ、ハインツの価格改定時期には、 α_t が上昇している様子が確認できる。カゴメの価格上昇局面では更新率が低い水準にとどまっていた一方で、CO・OP、デルモンテ、ハインツの価格改定時期には、 α_t が速やかに上昇している。この違いは、ブランドの特徴や市場における価格変動の捉えられ方と関係していると考ええる。カゴメは、分析期間を通じて価格水準の変動が比較的多いことから、価格上昇が恒常的なものとして認識されにくく、消費者が様子見を行っていた可能性が考えられる。また、12月下旬から1月上旬や1月下旬などに大幅な値下げが行われており、こうした値引きプロモーションの存在によって、将来的な価格低下が想起されやすい状況にあり、内的参照価格が値上げ後の価格水準で更新されにくかった可能性が考えられる。一方で、CO・OPは価格水準が比較的安定している。そのため、速やかに内的参照価格が値上げ後の価格水準で更新されたと考えられる。また、デルモンテおよびハインツの価格改定はCO・OPと近い時期に生じていることから、この時期の価格変化は特定ブランドに限られた事象というよりも、市場全

体の価格環境の変化として認識されやすかった可能性がある。その結果として、これらのブランドにおいては、値上げ後の販売価格が内的参照価格に比較的速やかに反映された可能性が考えられる。さらに、このようなブランド間の違いは、ブランドロイヤルティの差異とも関係している可能性がある。杉田 他 (2010) は、ブランドロイヤルティが高いほど内的参照価格の更新率が低下し、価格変化が内的参照価格に反映されにくくなることを示している。本研究のデータにおいても、分析期間中に一種類のブランドのみを継続的に購買していた顧客の割合は、カゴメが63.7%と最も高く、CO・OP (53.6%)、ハインツ (53.3%)、デルモンテ (34.2%) を上回っている。このことから、カゴメにおいて更新率 α_t が価格上昇局面においても低い水準にとどまった背景には、相対的に高いブランドロイヤルティが要因のひとつである可能性が考えられる。

なお、2024年5月の更新率の上昇については、デルモンテの価格低下との対応が見られるものの、信用区間が広く推定の不確実性が高いことから、ここでは詳細な考察を控える。

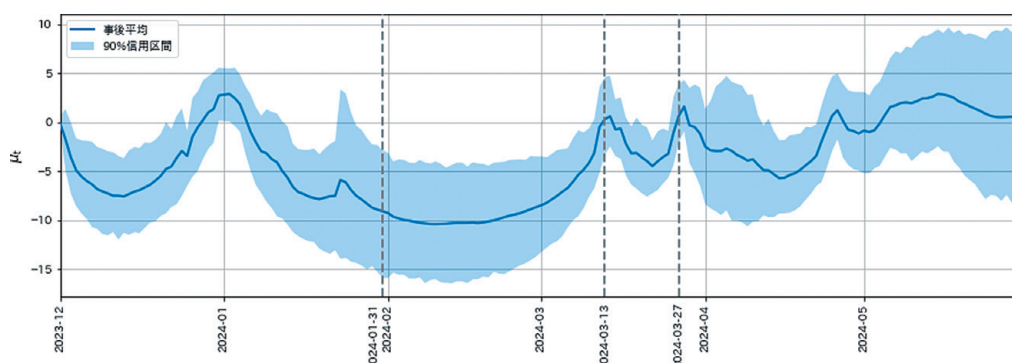


図7. 実データを用いたモデルにおける状態変数 μ_t の推定結果

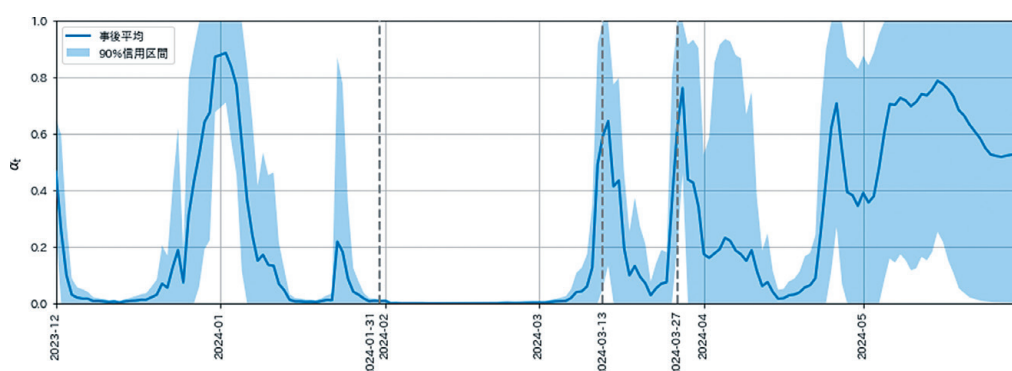


図8. 実データを用いたモデルにおける更新率 α_t の推定結果

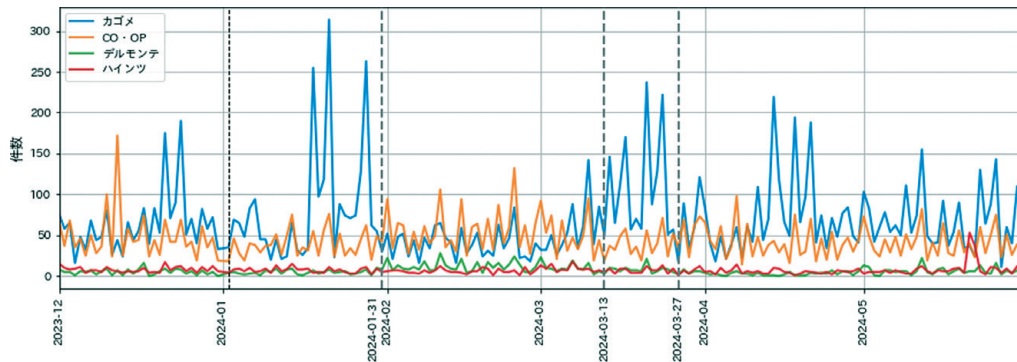


図9. 分析対象データに基づくブランド別日次選択件数の推移

これらの結果を見ると、更新率のピークの値には価格変化の方向による違いが見られた。カゴメにおいて価格水準が低下した局面では、更新率 α_t が0.8を超える高い値を示している一方、価格上昇局面では更新率のピークは0.6~0.7程度にとどまっている。これは、一時的なセールによる値下げの場合、セール終了後には価格が元の水準に戻るため、内的参照価格もその後の更新を通して元の水準に戻りやすいのに対し、恒常的な値上げの場合には、価格水準が継続することから、内的参照価格は一度に大きく更新されるのではなく、時間をかけて新たな水準に適応していくためであると考えられる。

本研究では当初、値上げが生じた直後には、消費者が値上げ前の価格に慣れているため、内的参照価格の更新率 α_t が一時的に低下し、その後時間の経過とともに再び高まるという仮説を設定していた。しかし、本研究の推定結果からは、値上げ局面における更新率の挙動は必ずしも一様ではなく、更新率の水準、更新のタイミング、ならびに各ブランドの値上げに対する更新率の反応の違いという三点において、仮説では想定していなかった特徴が確認された。

第一に、更新率の水準に着目すると、本研究で推定された α_t は、期間によっては0に近い低い水準を示しており、更新率を時間固定とした先行研究で報告されてきた0.3~0.5程度の更新率を大きく下回る。この期間にはいずれのブランドにおいても価格水準が概ね安定している一方で、5円~15円程度の小幅かつ一時的な値下げは観測されている。こうした日常的なセールは、消費者にとって予期された価格変動として認識されやすく、内

的参照価格に強く反映されにくいことから、更新率は低水準にとどまったと考えられる。その結果、日常的なセールでは販売価格が内的参照価格を下回り、利得が大きく評価されることで効用が高まり、購買行動が促進されると解釈できる。この点は、日常的なセールであっても売上やブランド選択を促進するという既存の想定とも整合的である。

第二に、更新率の時間的な推移を見ると、 α_t は緩やかに変化するというよりも、特定の時点で急激に上昇する傾向を示している。すなわち、内的参照価格の更新が常に同じ強さで行われるのではなく、販売価格が内的参照価格に強く反映される局面と、そうでない局面とが存在する可能性が示唆される。本研究の結果では、大きな価格変化が観測された時点において更新率が急上昇する傾向が見られる。

第三に、価格改定による価格水準の上昇に対する更新率の反応には、ブランド間で差異が見られた。同様に値上げが行われた局面であっても、ブランドによって値上げ時に速やかに更新率が上昇する場合と低い水準にとどまる場合があることが示された。具体的には、普段から売価の変動が大きいブランドが単独で値上げした場合には、更新率は低い水準にとどまる一方で、普段から売価が比較的安定している商品が値上げした場合や、同一カテゴリ内の複数ブランドが同時期に値上げを行った場合には、更新率が高まる傾向が観察された。

第8章：結論

8.1 研究成果

本研究の成果は、大きく分けて学術的成果と実務的成果の2点に整理できる。

まず、学術的成果としては、内的参照価格のモデリングにおいて更新率を時変パラメータとして扱い、暦日ベースの時間指標を用いてその変化を動的に捉えるモデル構造を提案した点が挙げられる。従来の内的参照価格に関する研究では、更新率を時間固定のパラメータとして仮定する場合が多かったのに対し、本研究では更新率を時変パラメータとして扱うために状態空間モデルの枠組みで状態変数として組み込むことで、物価上昇局面における内的参照価格の更新メカニズムをより柔軟かつ的確に表現することが可能となった。この点は、内的参照価格の更新過程を時系列的に捉える新たな分析視角を提供するものといえる。

次に、実務的成果としては、価格プロモーションの実施タイミングに関する示唆を与える点が挙げられる。本研究で推定された内的参照価格の更新率の変化パターンが一定の再現性を持つと仮定すれば、将来の物価上昇局面においても、内的参照価格の更新過程をある程度見通すことが可能になると考えられる。このように、内的参照価格の更新過程を事前に想定できれば、価格改定後の各時点において、顧客がどの程度新しい価格水準に慣れているのか、あるいは依然として値上げ前の価格を基準に判断しているのかを把握するための手がかりが得られる。このような内的参照価格の推移を踏まえたうえで価格プロモーションを設計すると、消費者が知覚する値下げ幅が相対的に大きくなるタイミング、すなわち内的参照価格が十分に更新されたタイミングを見極めてプロモーションを計画的に実施することが可能となる。

一方で、価格改定時には消費者の内的参照価格の更新を促進することも重要な課題である。例えば、値上げ後の価格水準において特売を実施することで、消費者が新たな価格水準に早期に適応す

ることを促すといった対応が取られる場合がある。このような施策は、単に短期的なプロモーション効果を高めることを目的とするのではなく、内的参照価格の更新を加速させることを意図したものである。また、こうした価格対応は競合他社の価格設定の影響を強く受けるため、各時点における市場環境を踏まえた調整が不可欠となる。

以上の点を踏まえると、今後は内的参照価格の更新促進と、プロモーション効果の最大化とのバランスをいかに両立させるかという観点から、価格戦略を検討する必要がある。

さらに、本研究の結果からは、値上げに対する内的参照価格の更新の仕方がブランドによって異なる可能性も示唆されており、価格改定後のプロモーション戦略を一律に設計するのではなく、ブランド特性に応じて調整する必要性を示している。

8.2 今後の課題

本研究にはいくつかの課題が残されており、今後の研究において検討を深める必要がある。

第一に、提案モデル全体の構造に関する課題が挙げられる。時間固定モデルとの予測性能の比較では、提案モデルは時間固定モデルをわずかに上回る結果となった。このことから、内的参照価格の更新率に時間変化を導入することによる一定の効果が確認された一方で、更新率の時間変化をより適切に捉えるためには、さらなるモデル構造の検討が必要である。今後は、更新率の時間変化が消費者の選択行動にどの時点で、どの程度影響を及ぼすのかをより適切に捉えられるよう、効用関数の構造や状態変数の定義を含め、提案モデル全体の構造についてさらなる検討が必要である。

第二に、内的参照価格の更新率のブランド異質性に関する検討が挙げられる。本研究では、更新率をブランド共通のパラメータとして推定した

が、推定結果からは、ブランドごとに更新率の変化の仕方が異なる可能性が示唆された。今後、更新率をブランド別に推定することで、物価上昇局面において内的参照価格がどのタイミングで更新されるのかを、より詳細に把握できると考えられる。これにより、本研究では明確に捉えきれなかった、一部ブランドにおいて更新率の上昇が即時には生じなかったケースについても、更新が生じた時点やその時間的推移を明らかにできる可能性がある。

第三に、更新率の時間変化が購買環境の違いに

よってどのように異なるのかについても、さらなる分析が必要である。本研究では更新率を店舗間で共通と仮定したが、実際には店舗の立地条件や来店客の特性、さらには商品カテゴリの違いによって、内的参照価格の更新プロセスが異なる可能性がある。今後は、店舗属性やカテゴリ特性を考慮したモデル拡張を行うことで、内的参照価格の更新メカニズムに関する理解をより一層深めることが期待される。

謝辞

本研究の遂行にあたり、多くの方々より多大なるご支援とご指導を賜りました。ここに記して、心より感謝申し上げます。まず、本研究の指導教員である河本先生には、研究テーマの設定から分析手法の検討、論文の執筆に至るまで、終始丁寧かつ的確なご指導を賜りました。深く感謝申し上げます。また、インダストリアルアドバイザーである小川様には、マーケティングの専門的な視点から多くの示唆や助言を賜り、分析およびコーディング面でも多大なご支援を賜りました。深く感謝申し上げます。さらに、副指導教員である今

井先生には、分析手法の検討に際して鋭いご指摘や貴重なアイデアを賜りました。ここに厚く御礼申し上げます。加えて、副指導教員である増田先生には、マーケティングの視点から有益なご助言を頂戴しました。心より感謝申し上げます。加えて、本研究で使用したID・POSデータをご提供いただき、データに関する問い合わせにも丁寧にご対応いただいたコープさっぽろの川崎様に、心より感謝申し上げます。

生成AIの利用について

本研究の一部の作業において、生成AIを補助的に利用した。具体的には、コーディングの実装補助やエラーの確認に際して参照した。生成AI

の出力は参考情報として用い、その内容については著者自身が確認している。

参考文献

Bijmolt, Tammo H., Van Heerde, H. J., and Pieters, Rik G. (2005), “New Empirical

Generalizations on the Determinants of Price Elasticity,” *Journal of Marketing Research*,

- Vol. 42 (May), 141–156.
- Briesch, Richard A., Lakshman J. Krishnamurthi, Tridib Mazumdar, and S. P. Raj (1997), “A Comparative Analysis of Reference Price Models,” *Journal of Consumer Research*, Vol. 24 (Sept.), 202–214.
- Dekimpe, M. G. and Van Heerde, H. J. (2023), “Retailing in Times of Soaring Inflation: What We Know, What We don't Know, and a Research Agenda,” *Journal of Retailing*, Vol. 99 (3), 322–336.
- Dutt, Pushan and Padmanabhan, Vineet (2011), “Crisis and Consumption Smoothing,” *Marketing Science*, Vol. 30 (May), 491–512.
- Kalwani, Manohar U., Yim, Chi Kin, Rinne, Heikki J., and Sugita, Yoshi (1990), “A Price Expectations Model of Customer Brand Choice,” *Journal of Marketing Research*, Vol. 27 (August), 251–262.
- Lamey, L., Deleersnyder, B., Dekimpe, M. G., and Steenkamp, J.-B. E. M. (2007), “How Business Cycles Contribute to Private-Label Success: Evidence from the United States and Europe,” *Journal of Marketing*, Vol. 71 (1), 1–15.
- Mennekes, T. and Schramm-Klein, H. (2025), “Effects of crisis-induced inflation on purchasing and consumer behavior in Germany,” *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 85 (July).
- Moon, Sangkil, Gary J. Russell, and Sri Devi Duvvuri (2006), “Profiling the Reference Price Consumer,” *Journal of Retailing*, Vol. 82 (1), 1–11.
- 佐藤忠彦、樋口知之(2013)『ビッグデータ時代のマーケティング—ベイジアンモデリングの活用』講談社.
- 杉田善弘、齊藤嘉一、櫻井聡 (2010)「値引きをしても内的参照価格が下がらないとき：内的参照価格形成におけるブランドロイヤルティの調整効果」『学習院大学 経済論集』, 47 (3).
- 中村博(1999)「参照価格を考慮した消費者のブランド選択モデル」『行動計量学』, 26 (2), 78–88.