

# Loss Leading 販売の有効性に関する実証研究:

## 異なる価格戦略タイプのチェーン比較を通して<sup>1</sup>

研究代表者：カリフォルニア大学サンディエゴ校 Rady School of Management 林田光平  
慶應義塾大学大学院経済学研究科 星野崇宏

現代の食品小売業界では、消費者の店舗来店や購買意欲を促進する一つの方策として、特定の商品を継続的に値引きをして集客を行う戦略（Loss Leading）が常態化している。しかしながら、その有効性については必ずしも明確となっているわけではない。さらに、値引き対象となる商品に関しては、消費者の値ごろ感の基準である参照価格が低下することで将来の購買機会に一層価格に対してシビアな行動をとるようになり得る。したがって、値引きを適当に行うのではなく、事前に将来への影響も考慮した上での適切な値引きのタイミングや幅を調べることができれば、より無駄を省いた効果的なマーケティング戦略につながる。そこで本研究では、値引きが常態化しているとされている牛乳カテゴリーを対象に、まず値引きが店舗売上や来店客数に与えている影響を大規模な実購買データを用いて推定する。さらに、消費者の参照価格形成に関する動的なプロセスと価格認知に係る要素を考慮した構造モデルを用いて、値引き幅やタイミングの改善の可能性を探索する。分析に際しては、HiLo プライシングと EDLP プライシングという異なる価格戦略をとる 2 タイプのチェーンに関して IDPOS データを収集し、値引き販売の有効性に関して比較分析も行った。分析の結果、HiLo タイプのチェーンにおいては、平均的に牛乳カテゴリーの値引きにより当該店舗の同日総売上金額・来店客数ともに増加しているのに対して、EDLP タイプの店舗においては、同日総売上金額・来店客数ともに牛乳の値引きは負の影響が見られた。さらに値引きが長期的な売上に与える影響に関するシミュレーション分析を行ったところ、将来の参照価格低下への影響が大きいときに値引きをした場合には、期間全体の売上金額が悪化する傾向があることが明らかになった。このように、値引きについては、消費者の内的参照価格を十分に考慮し、現在における短期的なメリット（それさえ存在しないケースも存在する）だけでなく、長期的な観点から実施すべきかどうかを慎重に検討することが重要であるということが示された。

**Key words :** Loss Leading、価格販促、内的参照価格、プロスペクト理論

### 1. 問題意識と課題

値引き（価格販促）が恒常化している現代の食品小売産業において、果たしてそれ自体が小売店舗の売上改善につながっているのかどうかは明確な結論が得られていない。一般に、価格販促は近隣他店舗からの顧客誘引等を目的に、自店舗の利益上昇のために行なわれる。いわゆる Loss

<sup>1</sup> 本研究は、社団法人 J ミルク乳の社会文化 2018 年度による助成を受けたものである。なお、本稿の分析内容に関する解釈や含意は著者等によるものであり、関連機関の意見を代表するものではない。

Leading 戦略と呼ばれるものであるものの、その効果の有無については理論的に明らかなものではなく、ケース・バイ・ケースで実データによる評価が必要なものである。さらに、一時的な値引きが長期的に消費者の購買行動に影響を及ぼす場合には、小売店舗としては考慮に入れる期間全体を通じての売上改善に至ったかどうかに興味のある点である。実際の消費者の動的な購買行動については、特に内的参照価格論等で研究が蓄積されてきた。そこでは、消費者は値頃感についてある参照基準を持っており、今回の購買価格や観測した価格をもとにしてそれら参照基準は更新されていくということが示されてきている（白井、2005）。このような動的なメカニズムを考慮した上で価格販促の是非について評価することは、消費者行動と小売店の価格設定行動を理解するためにも重要な課題と言える。

そこで本研究では、小売価格の客寄せを目標とした値引き行動（Loss Leading）が小売業にとって有効な戦略となっているかどうかを検証する。具体的には、第 1 に、特定のカテゴリに関する値引きが当該店舗の売上指標に及ぼした影響を分析し、Loss Leading の有効性に関して分析することを課題とする。そして第 2 に、消費者が価格に対して抱く値頃感の目安である内的参照価格の形成を踏まえた行動的モデルを前提とする離散選択モデルを用いて、値引きが常態化しているとされているカテゴリを対象に、消費者の内的参照価格の形成にかかるパラメータや価格感度に関するパラメータが購買行動を十分に説明できるかどうかを検討すること課題とする。第 3 に、値引き効果について、現在の値引きが即時的には購買を促進するものの、中長期的には内的参照価格の低下を通じて将来の購買行動を変化させるという現在と将来のトレードオフに関して、シミュレーションを用いて分析することを課題とする。

分析に際しては、実験室や調査票ベースの検証が比較的多く存在する内的参照価格論の実証研究に対して、本研究では複数店舗チェーンに関してのユニークな IDPOS データを用いて、消費者の選択肢集合ならびに購買行動モデルを構築する<sup>1</sup>。さらに、分析結果はチェーンの性質に依存することも十分考えられるため、ここでは特にストアレベルの価格戦略の違いに焦点を当てて、異なる 2 チェーンに関して同様の分析を行うことにした。具体的には、価格を頻繁に高低させる傾向にある HiLo プライシングタイプのチェーンと、常時低価格帯を維持する傾向にある EDLP プライシングタイプのチェーンそれぞれについて分析を行った。また、消費者の動的な購買行動のモデル化に関しては、特に内的参照価格のモデリングを取り入れている Terui and Dahana(2006a, b) に依拠してモデル構築と推定を行った。

分析対象とするカテゴリとしては、牛乳（白物乳飲料 1 リットル区分）を取り上げる。なぜなら、牛乳は、一般に日本以外の先進諸国においても、小売店において頻繁に Loss Leading 目的での値引きの対象となっており、それに起因した公正取引上の論争について指摘されているため、議論の一般性が他の商品群よりも高いと考えられるからである。その上で、さらに日本独自の背景としては、完全に外生的な輸入資材価格の上昇に伴う生産コスト上昇期においても、牛乳小売価格帯が長期間に渡って低迷をしたために、生産者価格の上昇が遅れ、原材料の生産者に対して少なくない影響を及ぼす可能性なども指摘されている（林田、2018；Hayashida, 2018）。すなわち、交渉において強い力を持つ小売店の小売価格設定行動はサプライチェーンの上流に位置する産業に対する行動にも影響を与えるため、どのような価格設定行動が有効な戦略となるのかどうかは、単に小売業界の利益にとどまる問題ではなく、牛乳乳製品の流通全体に影響を与えるものである。

分析結果によると、HiLo タイプのチェーンにおいては、牛乳カテゴリの価格販促により店舗・

日別での来店客数・総売上金額がともに増加しているのに対して、EDLP タイプのチェーンでは、総売上金額・来店客数ともに負の影響を与えていることが明らかとなった。また、内的参照価格の水準自体は、ブランド・ストアタイプにより違いがあることや、消費者の価格判断においては一定の価格受容（値上げ・値下げに関する価格判断の考慮とはならない）領域が存在し、その大きさは値上げ側よりも値下げ側で大きいために値下げは値上げより認知されにくいことが明らかになった。さらに、消費者の効用に与える影響は両ストアタイプともに値下げよりも値上げのほうが大きいという非対称性が存在することも明らかになった。これらの結果は、おおむねプロスペクト理論と同化対比理論に整合的な結果である。さらに、推定値を用いたシミュレーション分析により価格販促の長期的なトレードオフを考慮した効果を計測したところ、両ストアタイプともに、内的参照価格形成初期の段階で値引きをした場合には、期間全体の値引きカテゴリーの売上が悪化する傾向が強いこと、そして、その効果は EDLP タイプの店舗においてより強いいため、店舗売上全体への影響とも合わせると、EDLP タイプのチェーンでは値引きは必ずしも有効な手段とはいえないこと等が明らかになった。

本稿は Loss Leading に関する応用ミクロ領域並びにマーケティング・サイエンス領域の研究潮流と関連する。第 1 に、複数財を販売する企業が一部の財を限界費用以下の水準まで値下げするような行動が合理的であるかどうかを説明する理論的な研究群と関連がある。従来の理論では、価格情報について比較的無知である消費者を、一部の商品で極端に安い価格付けで自店舗に引きつけて顧客を囲い込み、他のカテゴリーの価格を上げることで全体的なマークアップ上昇につなげるという広告戦略(Advertising Strategy)の垂種モデルとして理解することが合理的な説明として理解されていた。しかしながら、生鮮食品のような消費者が頻繁に購買をする財に関しては、価格情報について消費者は常に無知であるという仮定は現実的とはいえず、一部のカテゴリーにおいて値引きが存在することの十分な説明とはならない。一方で、他店舗を排除するための一時的な値下げ (Predatory Pricing、略奪的価格設定) という理論的なアプローチも存在するものの、これは値引き状態が長期間に渡って存続している状態を説明できない。そのような視点を踏まえて、カテゴリー内部化による全体利潤最適化(Optimal cross-subsidization)による説明も試みられてきた。しかしながら、このモデルではどの財が Loss Leading されるかという点については固定されており (外生的な設定)、より包括的な理解には至っていない。類似のモデル化としては、Chen and Rey(2012)によるものがある。そこでは、販売する財カテゴリー集合のサイズについて非対称な小売店間の競争を想定し、消費者は価格について事前に完全情報を持っており、ショッピングコストに異質性があるという、生鮮食品の購買行動としては妥当性が高いケースを分析している。

第 2 に、一部のカテゴリーに対する限界費用以下の値引きが反競争的な効果を持つかどうかという厚生的な観点からの接近である。上述の Chen and Rey(2012)による理論分析の結果、大規模小売店と小規模小売店の双方で販売されることになる財について Loss Leading が引き起こされ、販売カテゴリー集合の大きい大規模小売店が小規模小売店から収益を搾取することを示し、限界費用以下の価格設定を当局が規制することによって、そうでない場合よりも社会厚生が改善するような均衡が存在することを示した。一方で、Johnson(2017)は、Chen and Rey(2012)とは異なり、消費者に非計画購買をする層が一定数存在する場合についてモデル化し、そのような非計画購買を念頭に置いて小売が複数カテゴリーにまたがった価格設定を同時にした場合の均衡を調べた。それにより、競合店舗を明示的にモデル化しなくとも、非計画購買の可能性によって、ある一定の

条件を満たすカテゴリーでは、全て限界費用以下の価格設定を行うことが最適となるような均衡の存在を示している。また、そこでは、Chen and Rey(2012)とは異なり、Loss Leading は反競争的な効果は持たない。

このように多数の理論研究が進められていることに対して、Loss Leading に関する実証研究としては、直接的に上述の理論予測を検証した実証研究はまだ筆者らの知るところ存在しておらず、どちらかという店舗の収益性への影響を価格販促の観点から調べたものに偏っている。具体的には、SKU 単位での価格と売上数量の関係性に対して焦点が置かれたマーケティング・サイエンスないしは流通研究領域における研究群があげられる。

また、値引きと売上の関係性がミクロ経済学理論と整合性を持つかという論点も関連領域としていくつか研究されている。具体的には、購買行動が記録されているスキャナーパネルデータから SKU 単位で商品が頻繁に値引きされているという事実を発見し、スーパーマーケットにおいて、ある特定のカテゴリーで需要が高い時期に価格が低下するような一見すると需給の法則に矛盾するような現象が複数の実証研究において報告されている。このような点に関する整理として、Lal and Matutes(1994)が理論的なモデルにより、価格販促効果により需要が増加する場合においても価格が減少する現象を合理的に説明した Loss Leader モデルを提示した。それを踏まえて、Chevalier et al.(2003)は Loss Leader モデルによる理論予測と整合的な実証結果を、マクロに関する需要の季節変動を利用することで示した。一方で、Nevo and Hatzitaskos(2006)は、高需要期に価格が低下する現象は、需要の価格弾力性が増加することにより大部分が説明されてしまうため、あえて Loss Leader モデルにより説明する意味は薄いと指摘している。すなわち、より多くの数量を購入するのであれば、より低い価格の財を探索することは消費者にとって合理的である、という点を考慮すれば、Chevalier et al.(2003)の分析結果は必ずしも成立しないというものである。さらに Gandhi et al.(2013)は、Chevalier et al.(2003)と Nevo and Hatzitaskos(2006)では、ともに価格指数に関するデータ集計区分が粗いことにより生じる解釈の問題点を指摘し、より粒度の細かいレベルで分析を行った。その結果、需要ピーク時には購買される商品が安売りされている商品にシフトするという構成シェアの変化がおこるために平均的には低価格となるものの、安売りされていない商品についてはそのような構成シェア変化は観測されなかった。このことは、需要ピーク時に低価格となる Loss Leader 仮説に整合する結果となっている<sup>ii</sup>。

本研究の位置づけとしては、マーケティング・サイエンス領域の研究と類似し、ある特定カテゴリーに対する Loss Leading が店舗レベルの売上指標に与える影響等を分析することである。さらに、先行研究の理論分析などでは考慮されていない長期的な Loss Leading の影響について、事前に分析者が設定した Loss Leader カテゴリーのみに限定した結果ではあるものの、値引き販売による価格設定が長期的な観点から小売店の観点から最適な行動といえるかどうかを検証している点はユニークな点である。

本論文の構成は以下の通りである。まず第2節において、本稿で使用する IDPOS データに関して、集計区分の説明と Loss Leading 仮説に関する記述的な分析を行う。続いて、第3節において消費者の内的参照価格とゲイン・ロスの非対称性を踏まえた離散選択構造モデルを提示し、推定結果と解釈を第4節で示す。そして推定値を用いた値引きの有効性に関するシミュレーション分析に関して、第5節で示し、第6節で本研究の結論と今後の課題を示す。

## 2. データと記述統計

### 1) データ

本研究では、小売店舗での販売行動と消費者の購買行動を捉えるために、複数店舗を展開する2つの小売チェーン全店舗に関する日別・店舗別のIDPOSデータを用いた。すなわち、ある日ある店舗においてレジスターを通過したすべての商品の価格・数量とが分かる。加えて、その店舗においてID付き会員カードを使用したモニターに関しては、その中から購買した全ての商品が同定できる。このような特性を利用することで、当該日時に当該店舗で販売されていた商品を高い精度で近似した選択肢集合を用いた上で、消費者の購買行動を把握することができる点が利点である。欠点としては、全ての販売商品がレジスターを通過するとは限らないため、実際の選択肢集合とは必ずしも完全には一致しないこと、消費者は必ずしもすべての選択肢を十分吟味して購買行動をしているとは限らないため、現実の選択肢集合とのずれの存在が否定できない点(Masatlioglu et al., 2012)、などが考えられる<sup>iii</sup>。両チェーンは価格変更に関して対照的な価格設定行動をとっており、一般的に価格を頻繁に高低させるHiLoと呼ばれる価格戦略をとるチェーンAと、比較的常時、低価格販売を行うEDLPと呼ばれる価格戦略をとるチェーンBである。両チェーンともに、複数の店舗を様々な地域にて運営している（期間全体を通して、チェーンAは111店舗、チェーンBは227店舗である。）。分析に係る期間は、2010年3月31日から2013年7月1日までの日別・店舗別データである。

牛乳カテゴリーの各チェーン上位シェアのブランドとそれ以外の集計カテゴリーに関して、曜日別の加重平均価格を表1に示した。ここから、HiLoタイプのチェーンでは月曜日と金曜日に、比較的いずれのブランドにおいても平均的に低価格となることが分かる。一方で、EDLPタイプのチェーンではそのような曜日間の価格差は顕著には見られない。このように、牛乳だけに着目しても、各チェーンの価格設定は対照的な行動によりもたらされていることが確認できる。

表 1: 各チェーンの牛乳に関する曜日別平均価格

|                 | 日曜日   | 月曜日   | 火曜日   | 水曜日   | 木曜日   | 金曜日 | 土曜日   |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|-------|
| HiLo            |       |       |       |       |       |     |       |
| Brand1 (others) | 218.9 | 205.1 | 217.4 | 217.4 | 216.7 | 205 | 218   |
| Brand2          | 187.5 | 167.9 | 188.1 | 184.9 | 187.3 | 164 | 186   |
| Brand3          | 164.9 | 159   | 165.4 | 165.1 | 165.4 | 158 | 163.7 |
| Brand4          | 229   | 211   | 228.5 | 229   | 228.2 | 211 | 227.5 |
| EDLP            |       |       |       |       |       |     |       |
| Brand1 (others) | 151.9 | 153.5 | 152.4 | 153.5 | 153.4 | 153 | 152.5 |
| Brand2          | 155   | 155   | 155.1 | 155.3 | 155.1 | 153 | 154.8 |
| Brand3          | 96.1  | 96.1  | 96.1  | 96.2  | 96.1  | 96  | 96.1  |
| Brand4          | 193.9 | 193.8 | 193.8 | 193.9 | 193.8 | 194 | 193.9 |

註 1: 各セルの値は表頭・平仄に対応する状態に関して、数量で重みをつけて平均した値である。

### 2) 分析対象の限定と記述統計

Loss Leading 販売行動が与える影響を分析する対象カテゴリーとしては、牛乳（1L サイズの白物乳飲料）カテゴリーに着目する。一般に日本以外の先進諸国においても、小売店において頻繁に Loss Leading 目的での値引きの対象となっていることや、それに起因した公正取引上の論争に

ついて指摘されていることから、牛乳は Loss Leading を分析するに際して重要なベンチマークとなるカテゴリーといえる。加えて分析上の意味においても、以下の意味で比較的扱いやすいカテゴリーでもあるといえる。第 1 に、液体製品であるため重量の問題から、一度の購買で複数個や複数ブランドを同時に購買するという行動はあまり取られないため、伝統的な選択モデルによるモデリングないしはその拡張による対処で十分である点である。第 2 に、賞味期限の問題から値引き時に買い置きなどの行動が取りにくいいため、値引きと消費者の購買タイミングを考慮した動的な合理的選択行動モデルのような拡張が必ずしも不要であるという点である。このような点を鑑みて、本稿では牛乳カテゴリーを対象を絞り、Loss Leading による小売売上への影響ならびに Loss Leading されたカテゴリーの長期的な値引きの影響に関して分析する。

分析に用いるデータに関しては、原データにおいて異常値（価格・総売上金額 0 のサンプル、欠損値を含むサンプル）を含む観測データをリストワイズに除去した上で、HiLo タイプ・EDLP タイプのチェーンそれぞれに関して、期間内の売上シェア上位 3 ブランドを抽出して用いた。したがって、両店舗で分析に用いるブランドは異なっており、ブランド ID に関して対応関係はない。なお、その際の集計区分は、顧客 ID-日-店舗 ID とし、価格については該当する状態に関して数量で加重平均を取ることで集計した。また、値引きについてのフラグはデータ上観測できないため、本稿では値引き幅について以下のように定義してその代理指数として用いることとする。すなわち、店舗ごと・各ブランドごとの「期間内最高価格」から「実売小売価格」の差分として、値引き幅を定義して算出して用いる。

3 節以降における構造モデルの推定においては、消費者の選択肢集合を分析者が予め設定することが必要である。実際に利用可能な選択肢集合を個別の消費者ごとに観測することはできないため、ここでは最も簡便な選択肢集合の近似方法として、上位ブランドとそれ以外の集計カテゴリー（便宜上ブランド 1 と表した。）に分類した群を構築した。これら各チェーンにおける、上位シェアブランドとそれ以外の集計カテゴリーの価格と販売シェアは表 2 に示すとおりである。

表 2: 各チェーンの構造モデル推定に用いる選択肢集合の集計値

|                 | 価格  |       |       |     | シェア   |
|-----------------|-----|-------|-------|-----|-------|
|                 | 最小値 | 平均値   | 標準偏差  | 最大値 |       |
| HiLo            |     |       |       |     |       |
| Brand1 (others) | 148 | 212   | 16.86 | 238 | 6.99  |
| Brand2          | 148 | 174.4 | 16.07 | 215 | 33.36 |
| Brand3          | 148 | 162.9 | 12.11 | 198 | 51.15 |
| Brand4          | 148 | 221.8 | 14.7  | 238 | 8.5   |
| EDLP            |     |       |       |     |       |
| Brand1 (others) | 94  | 152.8 | 21.86 | 199 | 61.99 |
| Brand2          | 125 | 154.7 | 7.02  | 189 | 26.53 |
| Brand3          | 94  | 96.1  | 1.86  | 118 | 8.34  |
| Brand4          | 139 | 193.8 | 2.9   | 199 | 3.14  |

### 3) ロスリーディング仮説に関する回帰分析による検証

まず、本研究で用いるデータにおいて、値引きの影響が小売店舗の売上指標に与える効果の方向性やその程度、ならびに、HiLo タイプ店舗と EDLP タイプ店舗それぞれで異質性があるかどうかを確認するために、以下の回帰分析による検証を行った。仮にロスリーディング戦略が有効であれば、本稿で検証する代表的なロスリーディングカテゴリーである牛乳の値引きは、店舗の総売上金額を増加させているはずである。

ここで、総売上金額を増加させるメカニズムは様々な経路が考えられる<sup>iv</sup>。第1に、牛乳カテゴリー単体で値下げによる売上数量の増加が損失にはつながっていない可能性である（効果1）。これは、現状の価格設定が牛乳カテゴリー単体の利潤最大化のケースよりも高い水準にあったとすれば生じる可能性がある。第2に、牛乳カテゴリーの値下げによる他のカテゴリーへの購買意欲への波及効果が存在する可能性である（効果2）。この場合は、牛乳カテゴリーと他のカテゴリーの間に補完関係があることになり、Thomassen et al.(2017)などが議論しているようなカテゴリー間の関係を内在化して店舗全体の利潤最大化問題を考えた場合に発生する可能性がある。第3に、牛乳カテゴリーの値引きにより来店客数が増加し、それらのメリットが値引き分から生じる損失をカバーしている可能性である（効果3）。

このような仮説を検証するために、まず値引きが店舗売上に与える影響指標として、1) 総売上金額、2) 来店者数を設定して、店舗・日別単位に集計した区分で分析することにする<sup>v</sup>。分析に際しては、観測できない時間一定の効果を部分的に考慮するために、曜日ダミー、月ダミー、週ダミーをコントロールしたモデルも分析する。加えて、観測できない店舗ごとに一定の効果をコントロールするために、店舗ダミーを含めた分析結果も示した。モデルに関する詳細な議論に関しては、林田（2020）を参照されたい。

分析結果を、表3から表10に示す。まず、HiLo タイプのチェーンに関して、表3の1行目より、比較的厳密なモデルである(3)や(4)列では、牛乳カテゴリーの平均的な値引き度合いが大きいほど、総売上金額が増加していることがわかる。すなわち、牛乳カテゴリーの値引きにより、来店者数×客単価が増加したと言える。具体的には、時間固有の効果とストアレベルの影響を含めたモデル(4)列では、0.006%増加している。続いて来店者数に関しては、表4より、時間固有の効果とストアレベルの影響を含めたモデル(4)列では、有意に0.006%増加している事がわかる。このように、平均的に見れば、HiLo タイプのチェーンでは牛乳カテゴリーを値引きは小売売上の改善につながっているといえる。

表 3: 各カテゴリーの値引きが店舗総売上に与える影響 (HiLo)

|                              | log(売上 <sub>st</sub> ) |                      |                      |                      |
|------------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1)                    | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| log(牛乳値引き幅 <sub>st</sub> )   | -0.012***<br>(0.002)   | -0.011***<br>(0.001) | 0.012***<br>(0.001)  | 0.006***<br>(0.001)  |
| log(パン値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.229***<br>(0.006)    | 0.193***<br>(0.005)  | 0.043***<br>(0.005)  | -0.003<br>(0.002)    |
| log(冷凍食品値引き幅 <sub>st</sub> ) | 0.001**<br>(0.001)     | 0.007***<br>(0.001)  | 0.005***<br>(0.000)  | 0.001***<br>(0.000)  |
| log(その他値引き幅 <sub>st</sub> )  | -0.123***<br>(0.007)   | -0.171***<br>(0.006) | -0.101***<br>(0.005) | -0.096***<br>(0.003) |
| 曜日固定効果                       |                        | ○                    | ○                    |                      |
| 月固定効果                        |                        | ○                    | ○                    |                      |
| 週固定効果                        |                        | ○                    | ○                    |                      |
| 日固定効果                        |                        |                      |                      | ○                    |
| 店舗固定効果                       |                        |                      | ○                    | ○                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.023                  | 0.336                | 0.584                | 0.903                |
| Adj. R <sup>2</sup>          | 0.023                  | 0.335                | 0.583                | 0.902                |
| Num. obs.                    | 67284                  | 67284                | 67284                | 67284                |
| RMSE                         | 0.478                  | 0.395                | 0.313                | 0.152                |

註 1: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

註 2: RMSE は二乗平均平方根誤差を表す.

表 4: 各カテゴリーの値引きが来店客数に与える影響 (HiLo)

|                              | log(Number Visited <sub>st</sub> ) |                      |                      |                      |
|------------------------------|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1)                                | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| log(牛乳値引き幅 <sub>st</sub> )   | -0.042***<br>(0.001)               | -0.030***<br>(0.001) | 0.004***<br>(0.001)  | 0.006***<br>(0.001)  |
| log(パン値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.113***<br>(0.004)                | 0.067***<br>(0.004)  | -0.010***<br>(0.002) | -0.002<br>(0.002)    |
| log(冷凍食品値引き幅 <sub>st</sub> ) | -0.005***<br>(0.000)               | -0.000<br>(0.000)    | 0.001***<br>(0.000)  | 0.001***<br>(0.000)  |
| log(その他値引き幅 <sub>st</sub> )  | -0.168***<br>(0.005)               | -0.246***<br>(0.005) | -0.110***<br>(0.003) | -0.087***<br>(0.003) |
| 曜日固定効果                       |                                    | ○                    | ○                    |                      |
| 月固定効果                        |                                    | ○                    | ○                    |                      |
| 週固定効果                        |                                    | ○                    | ○                    |                      |
| 日固定効果                        |                                    |                      |                      | ○                    |
| 店舗固定効果                       |                                    |                      | ○                    | ○                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.045                              | 0.178                | 0.776                | 0.816                |
| Adj. R <sup>2</sup>          | 0.045                              | 0.177                | 0.776                | 0.813                |
| Num. obs.                    | 67282                              | 67282                | 67282                | 67282                |
| RMSE                         | 0.335                              | 0.311                | 0.163                | 0.148                |

註 1: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

註 2: RMSE は二乗平均平方根誤差を表す.

続いて、HiLo タイプのチェーンにおいてこのような売上増加が見られるメカニズムを考察するために、表 5 に、牛乳カテゴリーへの値引き分が、店舗売上に与える影響を店舗-日別に集計したデータセットを用いて解析した結果を示す。時間・店舗固有の要因をコントロールした(2)と(4)列の結果を解釈すると、牛乳カテゴリーへの値引き 1%につき、牛乳カテゴリー自体の売上を 0.019%



増加させ、その他カテゴリーの売上についても0.006%増加させていることが分かる。このように、表3から5を総合して考察すると、HiLo タイプのチェーンにおいては、値引き対象の牛乳カテゴリー自体への売上に対する影響（効果1）だけでなく、その他カテゴリーへの波及効果の存在（効果2）が示唆され、来店客数の増加も加わり全体売上としては0.006%程度の改善に貢献している（効果3）と解釈できる。

表5: 各カテゴリーの値引きが牛乳・その他カテゴリーの売上に与える影響（HiLo）

|                              | log(Sales <sub>st</sub> ) |                      |                      |                      |
|------------------------------|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1) 牛乳カテゴリー               | (2) 牛乳カテゴリー          | (3) その他カテゴリー         | (4) その他カテゴリー         |
| log(牛乳値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.026***<br>(0.002)       | 0.019***<br>(0.001)  | -0.012***<br>(0.002) | 0.006***<br>(0.001)  |
| log(パン値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.137***<br>(0.007)       | -0.009*<br>(0.005)   | 0.229***<br>(0.006)  | -0.003<br>(0.002)    |
| log(冷凍食品値引き幅 <sub>st</sub> ) | 0.005***<br>(0.001)       | 0.000<br>(0.000)     | 0.001*<br>(0.001)    | 0.001***<br>(0.000)  |
| log(その他値引き幅 <sub>st</sub> )  | -0.065***<br>(0.008)      | -0.075***<br>(0.006) | -0.123***<br>(0.007) | -0.096***<br>(0.003) |
| 日固定効果                        |                           | ○                    |                      | ○                    |
| 店舗固定効果                       |                           | ○                    |                      | ○                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.011                     | 0.654                | 0.023                | 0.903                |
| Adj. R <sup>2</sup>          | 0.011                     | 0.649                | 0.023                | 0.902                |
| Num. obs.                    | 67284                     | 67284                | 67284                | 67284                |
| RMSE                         | 0.530                     | 0.316                | 0.479                | 0.152                |

註1: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

註2: RMSE は二乗平均平方根誤差を表す。

次に EDLP タイプのチェーンに関しては、表6の1行目より、いずれのモデルを用いたとしても、牛乳カテゴリーを値引きは総売上金額に対して-0.014%～-0.001%と有意に負の効果を及ぼすことが示された。さらに、来店客数に関しても表7より、いずれのモデルを用いたとしても、牛乳カテゴリーを値引きは-0.016%～-0.001%と、有意に減少につながっているという結果になる。なお、モデル(3)や(4)で導入される店舗固定効果に関して、一般には以下のような議論が当てはまると想定される。すなわち、ここで想定される店舗固有の要因とは、立地などの競争度に与える変数であると考えられ、これら観測できない要因を無視した分析は結果にバイアスをもたらすといえる。具体的なバイアスの方向としては、他の要因を一定とした時に、競争度は高いほうが来店客数は減少し、かつ、値引きの金額幅も大きくなると予想される。このようなケースで競争度を無視した場合、統計的には値引き幅の変数に関する係数に負のバイアスが生じる（欠落変数バイアス）。表6の結果は、まさにこのような状態を表しているものといえる。

したがって、店舗固有の要因を考慮した(3)や(4)列の結果がより真値に近いと考えられる。総合すると、EDLP タイプのチェーンにおいては、HiLo タイプのチェーンと対照的に、牛乳カテゴリーへの値引きは来店客数の減少につながっているといえる。これらより、EDLP タイプのチェーンでは、値引き分をその他カテゴリーから回収できていない（効果2がない）か、来店客数のうち価格感度の高い消費者の割合が増加した可能性（効果3がない）が考えられる。特に、効果3に関しては、安い時を狙って来店して安価な商品だけを購買し、他カテゴリーをあまり同時購買しないチェリーピッカー層の存在に起因する可能性が考えられる<sup>vi</sup>。

表 6: 各カテゴリーの値引きが店舗総売上に与える影響 (EDLP)

|                              | log(売上 <sub>st</sub> ) |                      |                      |                      |
|------------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1)                    | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| log(牛乳値引き幅 <sub>st</sub> )   | −0.014***<br>(0.001)   | −0.008***<br>(0.001) | −0.003***<br>(0.000) | −0.001***<br>(0.000) |
| log(パン値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.021***<br>(0.002)    | 0.019***<br>(0.002)  | −0.005***<br>(0.001) | −0.001*<br>(0.001)   |
| log(冷凍食品値引き幅 <sub>st</sub> ) | 0.016***<br>(0.001)    | 0.019***<br>(0.001)  | 0.008***<br>(0.000)  | 0.009***<br>(0.000)  |
| log(その他値引き幅 <sub>st</sub> )  | 0.655***<br>(0.002)    | 0.666***<br>(0.002)  | −0.053***<br>(0.001) | −0.035***<br>(0.001) |
| 曜日固定効果                       |                        | ○                    | ○                    |                      |
| 月固定効果                        |                        | ○                    | ○                    |                      |
| 週固定効果                        |                        | ○                    | ○                    |                      |
| 日固定効果                        |                        |                      |                      | ○                    |
| 店舗固定効果                       |                        |                      | ○                    | ○                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.453                  | 0.489                | 0.964                | 0.976                |
| Adj. R <sup>2</sup>          | 0.453                  | 0.489                | 0.964                | 0.976                |
| Num. obs.                    | 157865                 | 157865               | 157865               | 157865               |
| RMSE                         | 0.592                  | 0.572                | 0.151                | 0.124                |

註 1: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

註 2: RMSE は二乗平均平方根誤差を表す。

表 7: 各カテゴリーの値引きが来店客数に与える影響 (EDLP)

|                              | log(来店客数 <sub>st</sub> ) |                      |                      |                      |
|------------------------------|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1)                      | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| log(牛乳値引き幅 <sub>st</sub> )   | −0.016***<br>(0.001)     | −0.013***<br>(0.001) | −0.003***<br>(0.000) | −0.001***<br>(0.000) |
| log(パン値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.043***<br>(0.001)      | 0.044***<br>(0.001)  | −0.001<br>(0.001)    | 0.002***<br>(0.001)  |
| log(冷凍食品値引き幅 <sub>st</sub> ) | −0.010***<br>(0.001)     | −0.007***<br>(0.001) | 0.002***<br>(0.000)  | 0.002***<br>(0.000)  |
| log(その他値引き幅 <sub>st</sub> )  | 0.371***<br>(0.001)      | 0.382***<br>(0.001)  | −0.042***<br>(0.001) | −0.031***<br>(0.001) |
| 曜日固定効果                       |                          | ○                    | ○                    |                      |
| 月固定効果                        |                          | ○                    | ○                    |                      |
| 週固定効果                        |                          | ○                    | ○                    |                      |
| 日固定効果                        |                          |                      |                      | ○                    |
| 店舗固定効果                       |                          |                      | ○                    | ○                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.348                    | 0.396                | 0.925                | 0.940                |
| Adj. R <sup>2</sup>          | 0.348                    | 0.396                | 0.925                | 0.940                |
| Num. obs.                    | 157546                   | 157546               | 157546               | 157546               |
| RMSE                         | 0.424                    | 0.408                | 0.144                | 0.129                |

註 1: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

註 2: RMSE は二乗平均平方根誤差を表す。

表 8: 各カテゴリーの値引きが牛乳・その他カテゴリーの売上に与える影響 (EDLP)

|                              | log(Sales <sub>st</sub> ) |                      |                      |                      |
|------------------------------|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1) 牛乳カテゴリー               | (2) 牛乳カテゴリー          | (3) その他カテゴリー         | (4) その他カテゴリー         |
| log(牛乳値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.069***<br>(0.001)       | 0.041***<br>(0.001)  | -0.014***<br>(0.001) | -0.001***<br>(0.000) |
| log(パン値引き幅 <sub>st</sub> )   | 0.013***<br>(0.002)       | -0.015***<br>(0.002) | 0.021***<br>(0.002)  | -0.001*<br>(0.001)   |
| log(冷凍食品値引き幅 <sub>st</sub> ) | 0.017***<br>(0.001)       | 0.017***<br>(0.001)  | 0.016***<br>(0.001)  | 0.009***<br>(0.000)  |
| log(その他値引き幅 <sub>st</sub> )  | 0.354***<br>(0.002)       | -0.031***<br>(0.003) | 0.656***<br>(0.002)  | -0.035***<br>(0.001) |
| 日固定効果                        |                           | ○                    |                      | ○                    |
| 店舗固定効果                       |                           | ○                    |                      | ○                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.203                     | 0.714                | 0.453                | 0.976                |
| Adj. R <sup>2</sup>          | 0.203                     | 0.711                | 0.453                | 0.976                |
| Num. obs.                    | 157865                    | 157865               | 157865               | 157865               |
| RMSE                         | 0.629                     | 0.379                | 0.593                | 0.124                |

註 1: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

註 2: RMSE は二乗平均平方根誤差を表す

続いて、EDLP タイプのチェーンにおいて牛乳カテゴリーの値引きによりこのような売上減少が見られるメカニズムを考察するために、表 8 に、牛乳カテゴリーへの値引き分が、それらを購入した消費者の総支出に与える影響に関して、店舗・日別単位に集計したデータセットを用いて解析した結果を示す。時間・店舗固有の要因をコントロールした(2)と(4)列の結果を解釈すると、Loss Leader である牛乳カテゴリーへの値引き1%につき、牛乳カテゴリー自体の売上を0.041%増加させるものの、その他カテゴリーの支出については0.001%と減少させることが分かる。この結果は、HiLo タイプのチェーンでは牛乳カテゴリーへの値引きはその他カテゴリーの売上に正の影響を与えていたのに対し、EDLP タイプのチェーンでは負の影響を与えているといえる。このように、EDLP タイプのチェーンに関して、表 6 から 8 を総合して考察すると、値引き対象の牛乳カテゴリー自体の売上への影響は正の効果（効果 1）が存在するものの、その他カテゴリーへの負の波及効果の存在（効果 2）が明らかになった。来店客数への影響も HiLo タイプのチェーンとは対象に負であり、全体売上としては0.001%程度減少している（効果 3 がない）と解釈できる。このように、HiLo タイプのチェーンと EDLP タイプのチェーンでは、Loss Leading の効果に関して対照的な結果が得られたといえる。

以上の回帰分析の結果より、第 1 に、HiLo タイプのチェーンでは、牛乳価格を値引きすることにより少なくとも短期的な意味では売上指標に正の効果がある一方で、EDLP タイプのチェーンでは、売上指標に負の効果が存在することが明らかになった。このような対照的な結果は、消費者の値ごろ感が両店舗で異なっていること、また値ごろ感に関する更新プロセスに係るパラメータに構造的な差異が存在している可能性を示唆する。しかしながら、本節のような回帰分析のみではそのような論点についてはあくまで仮説的な言及にとどまる。なぜなら、本節のような誘導形に基づく分析だけでは、消費者が内的参照価格を更新するプロセスをモデル化できておらず、その意味において、値引きがもたらす動学的な推移ならびに期間全体の小売売上最大化に関する示唆は十分与えることができないためである。そこで、次節では、内的参照価格を考慮したモデルを導入し、認知的なプロセスを明示的に考慮した消費者の構造的な選択モデルを展開すること

にする。

### 3. モデル

本節では、消費者の価格判断に関する認知的要素を考慮した Terui and Dahana (2006a, b) に基づいたモデルを用いて、消費者の選好構造に係るパラメータを推定するためのモデルを提示する。まず閾値を考慮しない場合についてのモデルを提示し、本稿で用いる参照価格の定義を行う。続いて、閾値モデルに展開し、その推定方法に関して簡潔に議論する。なお、Terui and Dahana (2006a) ではプロビットモデルを想定しているのに対し、本稿では推定の簡便化を図る目的で、Han et al. (2001) や Richards (2017) と同様に選択確率が陽表的に表せるロジットモデルにより推定する。また、推定に際しては、推定時間を縮約するために、HiLo タイプのチェーンと EDLP タイプのチェーンそれぞれに関して、ランダムに 500 家計・3 期間をランダムに抽出した 1500 サンプルをそれぞれ用いる。

本モデルに関連した研究としては、Han et al.(2001)がある。彼らの研究では、参照価格からのゲインとロスについて考慮した確率的閾値モデルを提案し、スキャナーパネルデータを用いて推定したところ、通常のロジットモデルよりも高いサンプル内適合度を示すことを報告している。さらに分析結果から、当該財価格の分散が大きいほど消費者はゲインに敏感になり、ロスに対する忌避が小さくなることも示している。また、Han et al.(2001)の推定モデルは本稿と同じく誤差項にロジット分布を仮定したロジットタイプで、最尤法により推定している。ただし、参照価格のメモリパラメータについては、グリッドサーチにより求めている。それに対し、Terui and Dahana(2006a)は、ベイズ統計によるサンプリングの枠組みにより、メモリパラメータについても同時に探索するというアプローチを採用している点で推定手法は異なっている。本稿でも、Terui and Dahana(2006a)と同様に、MCMC を用いたベイズ推定によりパラメータを求めるアプローチを取る。

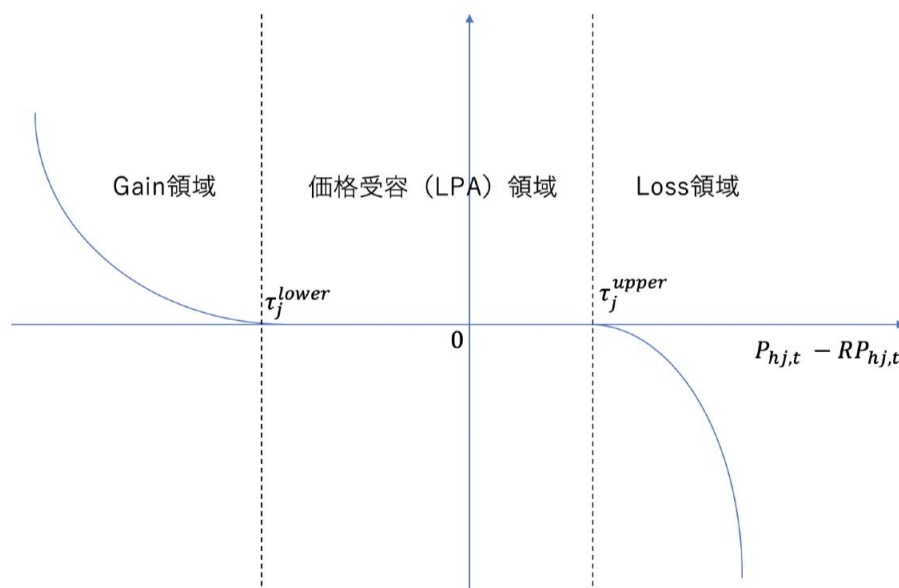


図 1: 閾値・内的参照価格を考慮した確率的効用関数の概念図

## 1) ゲイン・ロスで非対称な確率的効用関数

ある家計  $h \in \{1, \dots, H\}$  が  $t \in \{1, \dots, T\}$  期にあるブランド  $j \in \{1, \dots, J\}$  を小売店舗  $s \in \{1, \dots, S\}$  で購買した場合に得る効用を、誤差項を含んだ確率効用関数として表現すると以下の通りである<sup>vii</sup>。なお、 $H = 500$ ,  $T = 3$ ,  $J = 4$  である。

$$U_{hjt} = \beta_{G(j)} G(RP_{hts} - P_{hjt}) + \beta_{L(j)} L(P_{hjt} - RP_{hts}) + \beta_j + \epsilon_{hjt} \cdot \cdot \cdot (1)$$

ただし、 $\beta_j$  はブランド  $j$  の固定効果、 $RP_{hts}$  は Terui and Dahana (2006a) 等で採用されている内的参照価格であり後述の方法で関数型を特定化する。また、 $G$  ないし  $L$  は店頭小売価格  $P_{hjt}$  が内的参照価格  $RP_{hts}$  を上回っていれば 1 (そうでなければ 0)、下回っていれば 0 (そうでなければ 0) をとるインジケータ変数であり、 $\beta_{G(j)}$ ,  $\beta_{L(j)}$  をそれぞれブランド  $j$  に関するゲインレジームとロスレジームにおける効用への効果を表す係数とする。プロスペクト理論が予測するところによると、消費者はゲインよりもロスのほうを大きく感じるために  $\beta_{G(j)} < \beta_{L(j)}$  となることが予想される (Tversky and Kahneman, 1979)。最後に、誤差項  $\epsilon_{hjt}$  を導入し、これらを *Type I Extreme Distribution* に従って独立に分布することを仮定することにより、closed form で陽に表すことが可能なロジットモデルとして定式化する。さらにモデルの識別性のために、基準ブランド 1 の効用を 0 として、そこからの差として  $u_{hjt}$  を新たに定義してこれを以降の推定に際して用いることにする。

## 2) 参照価格の定式化

参照価格  $RP_{hts}$  に関しては、その形成過程や様々な基準による分類手段が理論的に検証されてきた (白井, 2005)。また、それらの理論化の過程から導かれた仮説を検証する目的で実験室や調査票を中心とした実証研究も進められてきた。本稿では、それらの知見の一部を援用し、プロスペクト理論を考慮した効用最大化の枠組みの中において参照点のフレームワークとしてこれを位置づける。

実際の推定に際しては、参照価格としては前回支払価格、前期の参照価格と前期支払価格の平滑化今期の近隣店舗価格と、前期の参照価格と前期支払価格の平滑化されたものをさらに平滑化したものなどが定式化として適用されてきている (Terui and Dahana, 2006a)。一方で、外的参照価格としては、前期購買ブランドの現在価格、今期の各ブランド価格のロイヤルティによる重み付け平均、今期のカテゴリー内最低価格などが用いられている。本稿では、消費者が現在の価格と内的参照価格の重み付けの更新プロセスに関わるパラメータについて関心があるため、以下の前期の参照価格と前期支払価格の平滑化という内的参照価格型により参照価格  $RP_{hts}$  を特定化し、モデルに導入することにする。

$$RP_{hjt} = \alpha_j P_{hj,t-1} + (1 - \alpha_j) RP_{hj,t-1} \cdot \cdot \cdot (2)$$

なお、参照価格の更新に関するパラメータはストアタイプ・購買するブランドによって異質である可能性が存在するので、それぞれ  $\alpha$  ではなく  $\alpha_j$  と表現した上で、HiLo タイプのチェーン、EDLP

タイプのチェーンごとに推定を実施することにする。

### 3) 閾値モデル

さらに、消費者は値下げや値引きに対して反応しない価格領域を持つ可能性があり、参照点についてはそのような幅を持つ領域を考慮に入れることが必要である。このような消費者の行動は、同化対比理論(Sherif et al., 1958)による理論的な裏付けにより過去の研究においても取り入れられている(Terui and Dahana, 2006a ; Richards et al., 2015)。閾値をモデル内に取り入れる方法は、(1)式の2 レジームに関する効用関数を、価格受容領域 (price acceptance region; 以降、pa と略記する。)を定義して以下の3 レジーム (利得領域 gain、価格受容領域 pa、損失領域 loss) に分割すればよい。なお、価格受容領域 pa を  $L_j = (\tau_j^{lower}, \tau_j^{upper}]$  とし、各ブランド  $j$  ごとに下限  $\tau_j^{lower}$  と上限  $\tau_j^{upper}$  の間にある中央レジームの範囲として表現するものとする。

$$u_{hjtr} = \beta_{G(j)}(RP_{htr} - P_{hjtr} - \tau_j^{lower})I_{hjtr,gain} + \beta_{L(j)}(P_{hjtr} - RP_{htr} - \tau_j^{upper})I_{hjtr,loss} + \beta_j + \epsilon_{hjtr} \quad (3)$$

ただし、 $I_{hjtr,gain}, I_{hjtr,loss}$  についてはそれぞれ以下のように定義して用いる。

$$I_{hjtr,gain} = \begin{cases} 1 & (RP_{htr} - P_{hjtr} > \tau_{j,gain}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$$

$$I_{hjtr,loss} = \begin{cases} 1 & (P_{hjtr} - RP_{htr} > \tau_{j,loss}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$$

### 4) 推定

誤差項  $\epsilon_{hjts}$  についての仮定より、家計  $h$  が  $t$  期に店舗  $s$  でブランド  $j$  を選択する確率は以下のロジット式で表すことができる。

$$\Pr(y_{hts} = j) = \frac{\exp\left((\beta_{G(j)}(RP_{htr} - P_{hjtr} - \tau_j^{lower})I_{hjtr,gain} + \beta_{L(j)}(P_{hjtr} - RP_{htr} - \tau_j^{upper})I_{hjtr,loss} + \beta_j)\right)}{\sum_{j=1}^J \exp\left((\beta_{G(j)}(RP_{htr} - P_{hjtr} - \tau_j^{lower})I_{hjtr,gain} + \beta_{L(j)}(P_{hjtr} - RP_{htr} - \tau_j^{upper})I_{hjtr,loss} + \beta_j)\right)}$$

ここで、推定すべきパラメータを  $\Theta = \{\beta, \tau, \alpha\}$  でまとめて表すものとする、上式のパラメータを推定するには、以下の対数尤度関数  $\log L$  を最大化するようなパラメータ  $\Theta$  を求めれば良い。

$$\log L := \sum_{t=1}^T \sum_{h=1}^H \Pr(y_{hts} = j)$$

推定に際しては、対数尤度を最大化するように MCMC アルゴリズムにより各パラメータの条件付き事後分布からのサンプリングを行い、パラメータの事後分布を求める。

## 4. 分析結果

効用関数に関するパラメータの推定結果を、HiLo タイプのチェーンについて表 11 に、EDLP タ

タイプのチェーンについて表 12 に示した。推定に際しては MCMC アルゴリズムを 10000 回繰り返し、はじめの 3000 回については burnin 期間とした。なお、一般に MCMC の枠組みではパラメータの収束判断基準に議論がのこるところであるが、本稿では R-hat 基準、チェーン間における事後分布のカーネル密度の重なり具合、ならびに各パラメータに関するチェーンの自己相関逓減の程度を全て確認し、推定した全パラメータが収束していると判断した。

以上の前提のもとで、推定結果の解釈にうつる。まず、両タイプのチェーンともにいずれのブランドに関しても、ゲインに係るパラメータよりもロスに係るパラメータのほうが概ね大きな値で計測されている。このことは、プロスペクト理論が想定するような、損失回避的な消費者の性質を表すものであるといえる。また、同様の議論は価格閾値に関するパラメータについても当てはまる。両タイプのチェーンともにいずれのブランドでも値上げよりも値下げのほうが価格変化として認知されにくい傾向があり、その差は、特に高価格帯のブランド 2 においてより顕著である。参照価格の更新にかかるメモリパラメータについては、HiLo タイプのチェーンでは、ブランド 2 で 0.20、ブランド 4 で 0.51、EDLP タイプのチェーンでは、ブランド 2 で 0.24、ブランド 4 で 0.52 となり、それぞれブランド 4 では現在の購買価格が相対的に大きく参照価格の更新に影響することが明らかとなった。

表 9：HiLo 型店舗における効用関数の推定結果

|                              | 推定値（事後平均） | 2.5%分位点   | 97.5%分位点  |
|------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| <b>パラメーター</b>                |           |           |           |
| $\beta_2$                    | 1.663     | 1.530     | 1.801     |
| $\beta_3$                    | 2.145     | 2.029     | 2.262     |
| $\beta_4$                    | 0.232     | 0.075     | 0.396     |
| $\beta_2^G$                  | 4.068     | 3.091     | 5.065     |
| $\beta_3^G$                  | 14.902    | 0.754     | 29.163    |
| $\beta_4^G$                  | 13.935    | 0.834     | 29.079    |
| $\beta_2^L$                  | 9.433     | 7.735     | 11.177    |
| $\beta_3^L$                  | 10.568    | 8.397     | 12.864    |
| $\beta_4^L$                  | 14.454    | 0.911     | 29.272    |
| $\alpha_2$                   | 0.200     | 0.139     | 0.266     |
| $\alpha_3$                   | 0.384     | 0.268     | 0.531     |
| $\alpha_4$                   | 0.514     | 0.035     | 0.975     |
| $\tau_2^{upper}$             | 0.002     | 0.000     | 0.008     |
| $\tau_3^{upper}$             | 0.004     | 0.000     | 0.013     |
| $\tau_4^{upper}$             | 13.705    | 0.013     | 29.089    |
| $\tau_2^{lower}$             | 0.005     | 0.000     | 0.017     |
| $\tau_3^{lower}$             | 15.285    | 1.293     | 29.371    |
| $\tau_4^{lower}$             | 12.760    | 0.011     | 29.035    |
| <b>統計量</b>                   |           |           |           |
| lp                           | -5361.294 | -5368.743 | -5355.636 |
| Share of Correctly Predicted | 0.449     | NA        | NA        |

表 10：EDLP 型店舗における効用関数の推定結果

|                              | 推定値（事後平均） | 2.5%分位点   | 97.5%分位点  |
|------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| <b>パラメーター</b>                |           |           |           |
| $\beta_2$                    | -1.091    | -1.167    | -1.016    |
| $\beta_3$                    | -1.630    | -1.723    | -1.540    |
| $\beta_4$                    | -2.431    | -2.560    | -2.300    |
| $\beta_2^G$                  | 0.598     | 0.456     | 0.746     |
| $\beta_3^G$                  | 13.921    | 0.285     | 29.187    |
| $\beta_4^G$                  | 14.843    | 0.793     | 29.306    |
| $\beta_2^L$                  | 21.627    | 9.632     | 29.655    |
| $\beta_3^L$                  | 20.842    | 8.202     | 29.693    |
| $\beta_4^L$                  | 26.616    | 19.240    | 29.903    |
| $\alpha_2$                   | 0.236     | 0.160     | 0.329     |
| $\alpha_3$                   | 0.223     | 0.100     | 0.423     |
| $\alpha_4$                   | 0.523     | 0.213     | 0.840     |
| $\tau_2^{upper}$             | 0.174     | 0.102     | 0.255     |
| $\tau_3^{upper}$             | 0.160     | 0.087     | 0.293     |
| $\tau_4^{upper}$             | 0.005     | 0.000     | 0.017     |
| $\tau_2^{lower}$             | 0.014     | 0.000     | 0.068     |
| $\tau_3^{lower}$             | 15.278    | 0.234     | 29.229    |
| $\tau_4^{lower}$             | 16.070    | 2.836     | 29.384    |
| <b>統計量</b>                   |           |           |           |
| lp                           | -4874.802 | -4882.143 | -4869.411 |
| Share of Correctly Predicted | 0.344     | NA        | NA        |

また、価格閾値の大きさから、HiLo タイプのチェーンではブランド 3、4 でそれぞれ15.3円、12.8円以上の値引きを行わなければ、消費者が値引きとして認知しないこと、その反面、ブランド 2、3 では0.002円、0.004円という僅かな幅の値上げであっても消費者はそれを認知してしまう点が明らかとなった。このように、値上げは難しいものの、値下げも一度に大きく引き下げなければ有効ではないという意味で、実務上は同様に困難さがあるということに整合的な結果と言える。同様のことは EDLP タイプのチェーンに関しても概ね当てはまる。ただし、HiLo タイプのチェーンにおけるブランド 4 の $\tau_3^{upper}$ が13.71円と比較的大きく、値上げの余地が大きいといえる。すなわち、理論的には HiLo タイプのチェーンはブランド 4 を13.71に限りなく近い幅で値上げをすることで、売上シェアを減少させずに値上げすることが可能となり、売上が上昇する。

## 5. シミュレーション分析

本節では、効用関数の推定により得られたパラメータ推定値を用いることで、牛乳のブランドレベルでの値引きが小売売上に長期的に与える影響に関して分析するために、仮想的なシミュレーション分析を行う。短期的には、他の要因を一定として、他の選択肢よりも値引きされたブランドは消費者にとって魅力的な選択肢となるために購買確率は高まる。しかしながら、あるタイミングにおいて値引きにされたブランドを購入した消費者は、内的参照価格をその重みに基づいて下方に更新し、次期以降の参照価格は低下することになる。この時間を通じた動的な効果により、値引きは将来的な購買確率を低下させる。また、値引きにより購買確率が高まる程度は前節で推定された価格感度と価格閾値のパラメータにも依存し、価格受容領域  $pa$  外においては、ゲインとロスにより重みを付けた形で評価される。このようなメカニズムにより、長期的には値引きは小売店にとって魅力的な選択肢になるとは必ずしも限らない。さらに、短期的な観点からも、



数量シェアの増加は売上（数量×価格）の増加につながるとは限らないため、必ずしも値引きによる売上が発生するともいえない。

このような視点を定量的に分析するために、前節で用いたモデルと推定したパラメータをベンチマークとしたシミュレーション分析を行う。具体的には、まずあるブランドの価格が特定の割合だけ値引きされた場合に、そのブランドが残りの期間において購買される確率を求め、それをベンチマークと比較することで、期間全体の総売上金額に与える影響を分析する。これにより、牛乳カテゴリーへの値引きが長期的な意味で売上にどの程度影響を与えるのか、その影響は値引きの程度にどのような形で依存するのか（それは単調的か非単調的か）、値引きに最適なタイミングがあるとするればそれはいつなのか、といった点に関してストアタイプごとに比較検討することができる。理論的には、値引き（価格販促）は、他の条件を一定とした場合に、その他のブランドと比べて低価格になることにより、そのブランド自体の購買確率を上昇させる。しかしながら、その購買シェアの上昇が、その時点において価格低下に見合ったものになっているかどうか（効果1：価格弾力性との関係）、また、次期以降の内的参照価格を低下させることによりそのブランドの購買確率をどの程度低下させるかどうか（効果2：長期的な参照価格低下による影響）、という主として2つの負の側面が存在していることから、必ずしも小売売上は正となるとは限らない。

表 11：HiLo 型店舗における値引きによる期間全体の売上変化（10%値引きの場合）

|                         | T=1    | T=2    | T=3    | T=4    | T=5    | T=6    | T=7    | T=8    | T=9    | T=10   |
|-------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Discount Brand 1</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | -0.917 | -0.903 | -0.942 | -0.973 | -0.817 | -0.926 | -0.895 | -0.999 | -1.015 | -0.976 |
| brand2                  | 0.469  | 0.685  | 0.411  | 0.572  | 0.408  | 0.329  | 0.397  | 0.559  | 0.429  | 0.424  |
| brand3                  | -0.403 | -0.926 | -0.497 | -0.505 | -0.612 | -0.545 | -0.572 | -0.722 | -0.489 | -0.562 |
| brand4                  | 0.972  | 1.423  | 1.187  | 1.035  | 1.238  | 1.339  | 1.266  | 1.388  | 1.230  | 1.298  |
| <i>Discount Brand 2</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | -0.362 | -0.894 | -0.841 | -0.867 | -0.790 | -0.887 | -0.903 | -0.989 | -0.950 | -0.866 |
| brand2                  | -7.044 | 0.040  | 0.304  | 0.310  | 0.379  | 0.589  | 0.851  | 1.017  | 1.209  | 1.530  |
| brand3                  | 2.541  | -0.604 | -0.742 | -0.462 | -0.656 | -1.043 | -0.925 | -1.114 | -1.246 | -1.493 |
| brand4                  | 5.151  | 1.227  | 1.060  | 0.710  | 0.747  | 1.168  | 0.684  | 0.818  | 0.738  | 0.581  |
| <i>Discount Brand 3</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | -0.545 | -1.130 | -1.164 | -1.210 | -1.200 | -1.229 | -1.229 | -1.250 | -1.351 | -1.366 |
| brand2                  | 2.488  | -0.776 | -0.601 | -0.584 | -0.746 | -0.860 | -0.978 | -1.149 | -1.509 | -1.678 |
| brand3                  | -2.188 | -0.598 | -0.824 | -0.742 | -0.610 | -0.637 | -0.514 | -0.518 | -0.215 | -0.169 |
| brand4                  | -0.291 | 1.984  | 2.114  | 2.041  | 2.059  | 2.234  | 2.228  | 2.512  | 2.642  | 2.807  |
| <i>Discount Brand 4</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | -0.783 | -0.854 | -0.804 | -0.883 | -0.929 | -0.824 | -0.735 | -0.810 | -0.920 | -0.815 |
| brand2                  | 0.400  | 0.561  | 0.560  | 0.437  | 0.350  | 0.619  | 0.602  | 0.388  | 0.575  | 0.425  |
| brand3                  | -0.502 | -0.620 | -0.596 | -0.569 | -0.469 | -0.769 | -0.744 | -0.562 | -0.497 | -0.479 |
| brand4                  | 0.337  | 0.310  | 0.234  | 0.412  | 0.456  | 0.372  | 0.294  | 0.400  | 0.219  | 0.283  |

註1）各セルにおける値は、各ブランドjに関して、T期に値引きをした場合の、1家計あたりの、現実支出金額に対する期間全体変化幅を表している。仮想的なケースにおける各家計の支出金額については、まず各期・各ブランドごとの平均購買確率値を算出し、そこから算出した数量に値引き後の価格を掛け合わせるにより算出した。このようなシミュレーションを100回繰り返して平均値をとった値を示している。

まず表 11 より、HiLo タイプのチェーンにおける各ブランドを現状の実売価格から10%だけ値引きした場合に関して、その値引きタイミングごとに期間全体の売上がどのように変化するかを示した。分析結果によると、ブランド 2 を値引きした場合には、 $T=1$  期を除けば、いずれのタイミングで値引きをしたとしても、利得が高くなることが示されている。また、この効果は、参照価格低下による効果 2 がない期間最終期( $T = 10$ )において最も強く現れている。一方で、ブランド 3 に関しては、いずれのタイミングにおける値引きも小売店にとっては損失となっており、カテゴリ単位で見れば、価格弾力性との関係から、そもそも値引きは適切なプライシング戦略とはなっていないことが明らかとなった。加えて、値引き幅のカテゴリ総売上金額への影響は、タイミングによって必ずしも単調な形で増加ないし減少するようなものではないという結果も得られた。

表 12：EDLP 型店舗における値引きによる期間全体の売上変化（10%値引きの場合）

|                         | $T=1$  | $T=2$  | $T=3$  | $T=4$  | $T=5$  | $T=6$  | $T=7$  | $T=8$  | $T=9$  | $T=10$ |
|-------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Discount Brand 1</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | -0.128 | -0.084 | -0.199 | -0.162 | -0.142 | -0.262 | -0.451 | -0.118 | 0.064  | -0.177 |
| brand2                  | -1.378 | -1.306 | -1.176 | -1.308 | -1.274 | -1.213 | -1.110 | -1.187 | -1.396 | -1.263 |
| brand3                  | -0.330 | -0.381 | -0.378 | -0.348 | -0.378 | -0.339 | -0.256 | -0.427 | -0.347 | -0.349 |
| brand4                  | 1.414  | 1.347  | 1.342  | 1.408  | 1.402  | 1.378  | 1.296  | 1.379  | 1.270  | 1.389  |
| <i>Discount Brand 2</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | 6.088  | 1.485  | 1.411  | 1.268  | 1.116  | 1.084  | 1.031  | 0.928  | 0.961  | 0.807  |
| brand2                  | -8.045 | -2.213 | -2.092 | -2.094 | -1.937 | -2.038 | -1.780 | -1.766 | -1.643 | -1.500 |
| brand3                  | 0.141  | -0.314 | -0.324 | -0.317 | -0.364 | -0.305 | -0.370 | -0.305 | -0.392 | -0.376 |
| brand4                  | 2.509  | 1.358  | 1.330  | 1.480  | 1.548  | 1.597  | 1.451  | 1.415  | 1.428  | 1.399  |
| <i>Discount Brand 3</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | 0.854  | 0.717  | 0.735  | 0.618  | 0.646  | 0.819  | 0.715  | 0.650  | 0.702  | 0.729  |
| brand2                  | -1.177 | -1.296 | -1.262 | -1.176 | -1.213 | -1.298 | -1.203 | -1.120 | -1.277 | -1.244 |
| brand3                  | -0.489 | -0.429 | -0.463 | -0.466 | -0.469 | -0.464 | -0.396 | -0.453 | -0.391 | -0.404 |
| brand4                  | 1.301  | 1.462  | 1.470  | 1.509  | 1.537  | 1.432  | 1.293  | 1.365  | 1.391  | 1.355  |
| <i>Discount Brand 4</i> |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| brand1                  | 0.704  | 1.020  | 0.650  | 0.634  | 0.741  | 0.947  | 0.841  | 0.679  | 0.758  | 0.772  |
| brand2                  | -1.328 | -1.307 | -1.165 | -1.151 | -1.247 | -1.313 | -1.344 | -1.233 | -1.402 | -1.239 |
| brand3                  | -0.317 | -0.342 | -0.284 | -0.352 | -0.330 | -0.381 | -0.284 | -0.300 | -0.319 | -0.332 |
| brand4                  | 1.307  | 0.947  | 1.081  | 1.240  | 1.186  | 1.139  | 1.111  | 1.174  | 1.329  | 1.149  |

註 1) 各セルにおける値は、各ブランド  $j$  に関して、 $T$  期に値引きをした場合の、1 家計あたりの、現実支出金額に対する期間全体変化幅を表している。仮想的なケースにおける各家計の支出金額については、まず各期・各ブランドごとの平均購買確率値を算出し、そこから算出した数量に値引き後の価格を掛け合わせるにより算出した。このようなシミュレーションを 100 回繰り返して平均値をとった値を示している。

次に、EDLP タイプのチェーンに関して同様の分析結果をまとめた表を 12 に示した。まずブランド 2 に関しては、いずれのタイミングで値引きをしたとしても損失が上回り、効果 1 が表出していると考えられること、そして、その影響は内的参照価格の更新期間の後半( $T = 9, 10$ )になるほ

ど薄まることから効果 2 の影響が存在していること、が確認できる。一方で、ブランド 4 に関しては、いずれの期においても値引きによる売上減少は発生しないことも明らかになった。同様のことは HiLo チェーンのブランド 4 に関しても当てはまる。なお、いずれのチェーンでもブランド 4 の内的参照価格更新のメモリパラメータはブランド 2 や 3 よりも大きく、内的参照価格が比較的早く更新されるブランドである。また、HiLo タイプのチェーンの場合と同じく、値引き幅の総売上金額への影響はタイミングによって必ずしも単調な形で増加ないし減少するようなものではない。

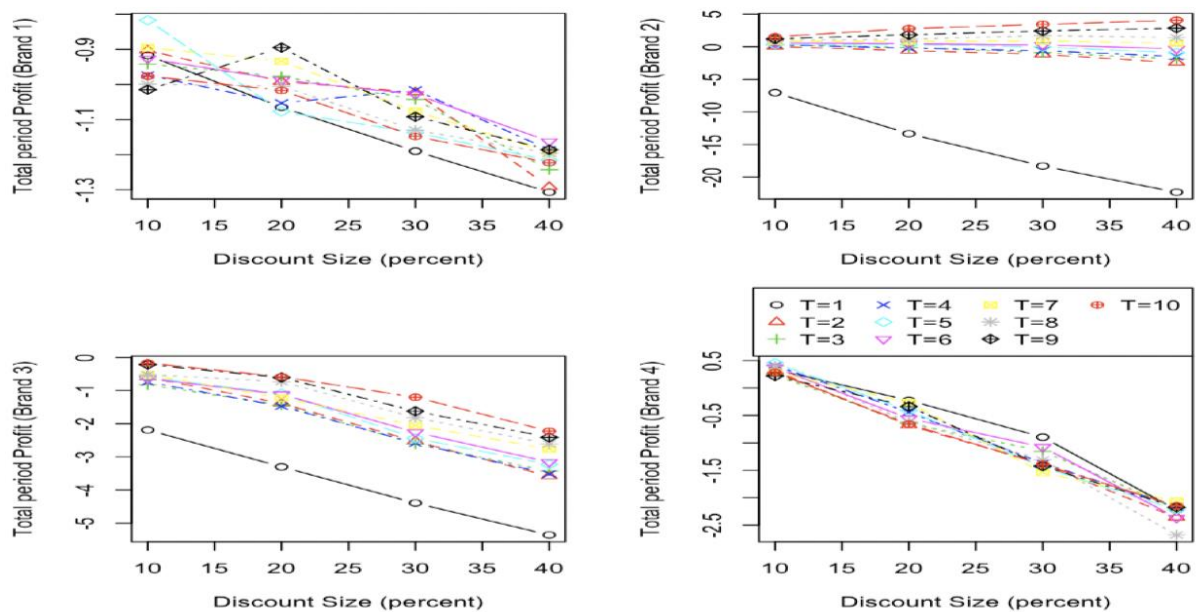


図 2:HiLo チェーンにおける値引き幅・値引きタイミングに応じた期間内総売上金額の平均値

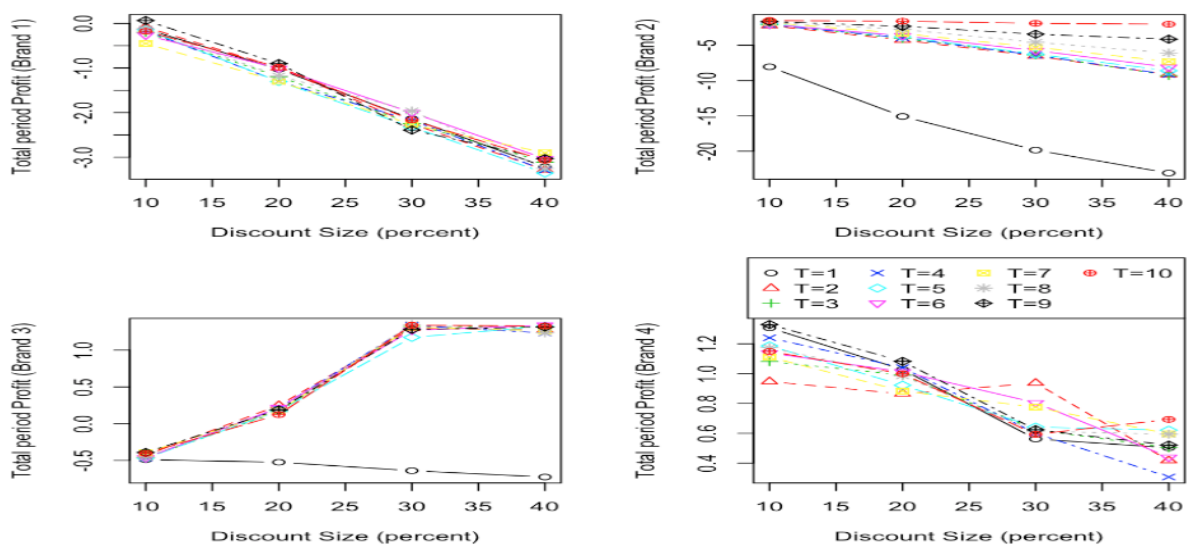


図 3:EDLP チェーンにおける値引き幅・値引きタイミングに応じた期間内総売上金額の平均値

さらに、値引き幅の深さが売上金額に動的に与える影響を調べるために、図 2 と図 3 に、それぞれ HiLo タイプのチェーンと EDLP タイプのチェーンで、値引き幅ごとに総期間売上の値がどのように変化するかについて図示した。これらから、必ずしも値下げ幅に応じて売上が減少（増加）するというような単調な関係性が存在するわけではないことが確認できる。また、HiLo タイプのチェーンにおけるブランド 4 では、値下げ幅が20%を上回る水準になると、いずれの値引きタイミングであったとしても、期間全体の総売上を悪化させる傾向が出現することが確認できる。

ここで、第 2 節の回帰分析による店舗全体への影響と、本節の Loss Leader カテゴリーに限定した構造モデルによる分析結果を総合して解釈すると、以下のようになる。まず、牛乳カテゴリーへの値引きは店舗売上の増加につながることが示されていた HiLo タイプのチェーンに関しては、値引き対象カテゴリー自体への影響はブランド 2 あるいは 4 の影響で緩和されている可能性が高い。なぜなら、シミュレーションの結果から明らかなように、HiLo タイプのチェーンにおけるブランド 2 では、 $T = 1$ 期を除けば、牛乳自体の値引きがその利益を長期的に減少させることがない。また、ブランド 4 では、10%程度の値引きであれば、いずれの値引きタイミングとしても牛乳自体の値引きがその利益を長期的に減少させることはない。したがって、約半数近くのシェアを占めるブランドにおいて値引きによる悪影響があまり見られない傾向にあり、値引きカテゴリー自身への影響が弱められていることも、店舗売上増加の正の効果を打ち消さずにすむ一因である。

一方で、HiLo タイプのチェーンにおけるブランド 3 では、値引きはいずれの幅であったとしてもブランド 3 の期間全体売上を減少させており、ブランド 2 や 4 のような売上増加は見込めない。したがって、牛乳カテゴリーと店舗売上の値引き効果を同時に見込むのであれば、ブランド 2 や 4 の値引きに集中するほうが有益であるといえる。

次に、EDLP タイプのチェーンでは、牛乳カテゴリーの値引きは店舗利益につながらないことが回帰分析から明らかになっていた。その上で、値引きカテゴリー自身への影響としても、値引きに肯定的ではない結果が出ている。具体的には、シミュレーションの結果から明らかなように、シェアの 8 割近くを占めているブランド 1 や 2 において値引きが値引き幅を問わずにいずれのタイミングで講じられたとしても売上を減少させてしまっている。すなわち、EDLP チェーンでは基本的に牛乳の値引きが店舗全体への売上の効果としても、牛乳カテゴリー単体への効果としても、有効に機能しない性格があるといえる。

一方で、EDLP タイプのチェーンにおけるブランド 3 では、値引きのタイミングと値引き幅を工夫することで牛乳カテゴリーの売上を増加させることができることが示されている。具体的には、内的参照価格形成の初期である  $T = 1$ 期における値引きと、値引き幅 10%の値引きを除いて、期間内総売上を増加させる事ができる可能性が示されている。ただし、このブランドはすでに最も低価格なブランドであり、そのような価格設定が実際上可能であるかどうかは議論の余地があるかもしれない。

ここまでの検討結果の上で実応用上の留意点も存在する。すなわち、上記の議論では、値引きが牛乳のブランド単位での売上に与える影響は現在の消費者に関する内的参照価格更新プロセスがどの段階にあるかという、実データだけでは判断が難しい要素に依存する側面が強い。したが

って、小売店としては大半の消費者が $T = 1$ のフェーズにいと想定して、最も慎重な価格設定を行なうことにより合理性があると判断することになるかもしれない。また、ここで行ったシミュレーションによる推論では、牛乳の値引きが他のカテゴリーの購買を促進する補完的な効果を持つかどうかの検証には踏み込めていない。もしそのような効果が存在して店舗売上を向上させる効果が第2節の回帰分析の結果に含意されているとすれば、複数財カテゴリーの需要関数をモデルで明示に考慮する事が必要であり、今後の課題である。

## 6. 結論と今後の課題

本研究では、消費者の価格判断についての認知的要因を考慮したモデルと実際の店舗販売・購買データを用いて、小売による価格販促が小売業にとって有効な戦略となっているかどうかを検証した。分析に際しては、HiLo タイプと EDLP タイプという異なる価格設定戦略をとる2つの小売チェーンに関する IDPOS データを集計して用い、特定カテゴリーへの値引きという Loss Leading 戦略が店舗レベルの売上指標に与える影響の分析と、特定カテゴリーの家計レベルでの認知的要素を考慮した構造モデルの推定を行った。分析対象のカテゴリーとしては、国内だけでなく国際的にも小売店においては典型的な Loss Leader とされている牛乳に着目した分析を行った。

分析結果より、Loss Leading 戦略に関しては、HiLo タイプのチェーンにおいては、牛乳カテゴリーの値引きにより店舗日別での来店客数・総売上金額ともに増加しているのに対して、EDLP タイプのチェーンでは、同日総売上金額・来店客数ともに牛乳の値引きは負の影響が見られた。また構造モデルの推定結果より、1)内的参照価格の値はブランド・ストアタイプにより異質性があること、2)消費者の価格判断には価格判断の考慮とならない領域が存在し、3)その大きさはゲイン側よりもロス側で大きいこと、4)消費者の効用に与える影響は両ストアタイプともにゲインよりもロスのほうが大きいという非対称性が存在することなど、概ね、プロスペクト理論と同化対比理論に整合的な推定結果を得た。加えて、5)消費者は値上げ・値下げを認知しない領域が存在し、その幅はブランド・ストアにより異質的であることも明らかとなった。さらに、推定値を用いたシミュレーション分析により、値引きにより一時的にシェアが増加するものの将来の参照価格が低下することで売上が減少するという Loss Leader カテゴリー自身でのトレードオフを考慮した分析を行い、売上金額への影響を計測した。その結果、6)両ストアタイプともに、内的参照価格形成初期の段階で値引きをした場合には、期間全体の売上性が悪化する傾向が強いことなどが明らかになった。さらに、7) EDLP タイプの店舗ではシェアの大半を占めるブランドにおいて売上改善する値引き幅と値引きタイミングが見当たらないため、店舗売上を増加させることがないという結果とも合わせると、EDLP タイプのチェーンでは牛乳を Loss Leader とした価格販促は店舗全体としては有効な手段とはいえないことが示唆される。

本研究で残された課題として、需要推定の構造モデルが牛乳単独のカテゴリーとなった点である。牛乳カテゴリーの値引きが他のカテゴリーやミクロなレベルの来店行動に及ぼす総合的な影響を評価するためにも、複数財カテゴリー・複数店舗選択構造需要モデルへの拡張が有益である。また、データ制約から家計属性や店舗属性に関する情報が得られなかったため、階層構造の導入は見送ったものの、これらを利用できるデータにより本稿の帰結がどの程度頑健なもののかを検証することも今後の課題である。さらには、明示的に参照価格を計測できるような実地調査からの推定値を本研究との推定値と比較してその頑健性を確かめることも重要な課題である。

## 参 考 文 献

- Chen, Zhijun and Patrick Rey(2012)“Loss Leading as an Exploitative Practice,” *The American Economic Review*, Vol. 102, No. 7, pp. 3462–3482.
- Chevalier, Judith A., Anil K. Kashyap, and Peter E Rossi.(2003) “Why Don’t Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data,” *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, pp. 15–37.
- Erdem, Tülin, Michael P. Keane, and Baohong Sun.(1998)“Missing Price and Coupon Availability Data in Scanner Panels: Correcting for the Self-Selection Bias in Choice Model Parameters,” *Journal of Econometrics*, Vol. 89, No. 1-2, pp. 177–196.
- Gandhi, Amit, Zhentong Lu, and Xiaoxia Shi(2013)“Estimating Demand for Differentiated Products with Error in Market Shares,” mimeo.
- Han, Sangman, Sunil Gupta, and Donald R Lehmann(2001)“Consumer Price Sensitivity and Price Thresholds,” *Journal of Retailing*, Vol. 77, No. 4, pp. 435–456.
- Hayashida, Kohei(2018)“Bargaining Power between Food Processors and Retailers: Evidence from Japanese Milk Transactions,” *Conference Proceedings No. 277730 for the International Conference of Agricultural Economics*, Vancouver, British Columbia.
- Johnson, Justin P. (2017) “Unplanned Purchases and Retail Competition,” *The American Economic Review*, Vol. 107, No. 3, pp. 931–965.
- Lal, Rajiv and Carmen Matutes (1994) “Retail Pricing and Advertising Strategies,” *The Journal of Business*, Vol. 67, No. 3, pp. 345–370.
- Masatlioglu, Yusufcan, Daisuke Nakajima, and Erkut Y. Ozbay (2012) “Revealed Attention,” *The American Economic Review*, Vol. 102, No. 5, pp. 2183–2205.
- Nevo, Aviv and Konstantinos Hatzitaskos (2006) “Why Does the Average Price Paid Fall during High Demand Periods?” mimeo.
- Richards, Timothy J., Miguel I. Gómez, and Iryna Printezis (2015) “Hysteresis, Price Acceptance, and Reference Prices,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 98, No. 3, pp. 679–706.
- Sherif, M., Taub, D., & Hovland, C. I. (1958). Assimilation and Contrast Effects of Anchoring Stimuli on Judgments. *Journal of Experimental Psychology*, 55(2), 150.
- Terui, Nobuhiko and Wirawan Dony Dahana (2006a) “Price Customization Using Price Thresholds Estimated from Scanner Panel Data,” *Journal of interactive Marketing*, Vol. 20, No. 3-4, pp. 58–70.
- Terui, Nobuhiko and Wirawan Dony Dahana (2006b) “Research Note - Estimating Heterogeneous Price Thresholds” *Marketing Science*, Vol. 25, No. 4, pp. 384–391.
- Thomassen, Øyvind, Howard Smith, Stephan Seiler, and Pasquale Schiraldi (2017) “Multi-category



competition and market power: a model of supermarket pricing,” *The American Economic Review*, Vol. 107, No. 8, pp. 2308–51.

Tversky, Amos, and Daniel Kahneman (1979) “Prospect theory: An analysis of decision under risk,” *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, pp. 263–291.

Tversky, Amos and Daniel Kahneman (1992) “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty,” *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5, No. 4, pp. 297–323.

白井美由里(2005)「消費者の価格判断のメカニズム：内的参照価格の役割」、『千倉書房』。

林田光平(2018)「小売企業による牛乳の買手市場支配力と価格伝達」、『フードシステム研究』、第25巻、第2号、33–47頁。

林田光平(2019)「特定カテゴリーへの値引きが 店舗売上指標に与える影響 : Loss Leader カテゴリーに着目して」、『マーケティング・サイエンス』、第27巻、第1号、63–80頁。

---

<sup>i</sup> Terui and Dahana(2006a, b)は例外的存在である。

<sup>ii</sup> 加えて、構造的な需要モデルも推定して価格弾力性が需要ピーク時に変化するかについても検証している。そこでは、財の集計粒度が細くなるほど、特定日時に特定店舗におけるある商品の観測シェアが0となる問題が頻繁に生じることに注目し、これらを完全に省略して推定を行うことは選択バイアスと同じメカニズムで推定値にバイアスを生じさせることを指摘し、その修正方法も提案している。

<sup>iii</sup> IDPOS データではなくスキャナーパネルデータの場合は、各モニター（会員）が実際に購買した商品に関する価格・数量情報しか把握できない。したがって、本データでは各モニター（会員）だけでなく、レジスターを通過した全ての来店客の価格・数量情報を利用できるという意味で、スキャナーパネルデータの欠点を補完していることは確かである。レジスターを通過していない商品なども考慮して選択肢集合を構築するには、近隣店舗のチラシ広告データなどで欠落した価格情報を補完することや、Erdem et al. (1998)の提案するような方法で欠測した価格を補完して推定することで推定量の効率性が向上する。

<sup>iv</sup> 本稿では牛乳カテゴリーの値引きに関する効果を分析することが目的であるため、牛乳を購買した消費者に関する分析結果に限定されており、来店者の中で牛乳を購買するかどうか考慮に入れたものの実際に購買を行わなかった消費者の影響は加味されていないことに注意された

<sup>v</sup> すなわち、1日に複数回来店していた場合でも、1回の来店として扱う。いうまでもなく、そのようなサンプルは全体のうち少数であるため全体の結果に大きな影響は及ぼさない。

<sup>vi</sup> 牛乳カテゴリーに限れば、このような可能性はチラシ広告などを通じて、価格感度の高い消費者が情報取得することにより来店行動に影響を与えられていると考えられる。

<sup>vii</sup> 本稿では購買の単位は個人ではなく家計と想定する。また、本稿の形式ではブランド間の補完性は考慮していない。牛乳は一度の購買で1つのブランドを1個購買するという行動が主流であることから、このような単純化は大きな問題ではない。なお、財の補完関係を考慮した食料品を対象とした実証研究としては、地元産との補完関係 (Richards et. al., 2017), プライベートラベル商品との補完性 (Erdem and Sun 2012; Erdum and Chang 2012; Richards Yonezawa 2015), 新鮮さとの関係 (Govindasamy and Thornsbury 2006), 有機農産物との関係 (Meas et al 2014) などが研究されている。