

# ポイントデーと値引きデーはどちらが有効か？

## ——商圈要因を考慮した販促デーの効果測定——

中 川 宏 道

### 1. はじめに

現在、ポイントカードを導入している多くの小売業において、ポイントデーが導入されており、通常のポイント付与率の「ポイント3倍デー」や「ポイント5倍デー」などがおこなわれている<sup>(1)</sup>。一方で、ポイントカード会員を対象とした値引きデーをおこなっているチェーンも存在する<sup>(2)</sup>。イオンなどのように、ポイントデーと値引きデーを併用しているチェーンも存在する。

それでは、ポイントデーと値引きデーでは、どちらの販売促進（販促）効果が大きいのであろうか。経済合理性の観点からは、消費者にとって値引きの方がポイントよりも有利であることは明らかである。値引きによって節約された金銭は、消費者の財布に残り、すぐに使うことができる。さらに、その金銭の使用対象は限定されず、どこでも、何に対しても使うことができる。一方、ポイントの場合には、すぐに、どこでも、何にでも使用できるわけではない。したがって、流動性の高さゆえポイント付与よりも値引きの方が選好されると考えられるため、ポイントデーよりも値引きデーの方が高い販促効果であることが予想される。

しかしながら、先行研究におけるさまざまな

実験や購買データ分析から、必ずしもポイント付与よりも値引きが選好されるわけではなく、場合によっては値引きよりもポイント付与の方が選好されることが示されている。買物金額の総額に応じて一定の割合のポイントが付与されるバスケット方式によるポイント付与と値引きの知覚価値に関する実験では、値引き・ポイント付与水準が低い水準（1%および5%）のときには、値引きよりもポイント付与の方が知覚価値は高いことが示されている（中川 2015）。さらに、食品スーパーで単品に紐付いてポイントが付与される商品ポイント方式によるポイント付与と単品の値下げの売上効果については、商品単価が低いとき、または値引率・ポイント付与率が低いときに、値引きよりもポイント付与の方が売上効果は高くなることが示されている（中川・星野 2017）。

ただし、中川（2015）はバスケット方式のポイント付与と値引きに関するサーベイ実験であり、中川・星野（2017）は単品レベルのポイント付与と単品値引きに関する消費者の行動データ（ID付きPOSデータ）による分析結果である。バスケット方式のポイント販促や値引きの、実際の消費者行動のデータによる検証、もしくはフィールド実験はまだおこなわれていない<sup>(3)</sup>。

(1) 例えばイオンでは、毎月5日・15日・25日はポイント2倍デー、毎月10日はポイント5倍デーとなっている（2023年12月時点）。

(2) 例えばイトーヨーカドーでは、毎月8日・18日・28日は5%値引きデーとなっている（2023年12月時点）。

(3) 野村（2017）によれば、サーベイ実験とは、電話やインターネット上でおこなわれる調査票調査等に実験的な手法を組み込んで、被験者に何らかの刺激を与え、それによる変化を調査するタイプの実験である。フィールド実験とは、実験室のような隔離された場所ではなく、店舗など現実社会の中でおこなわれるタイプの実験である。

さらには、値引きデーやポイントデーの効果は、商圈要因によってどのように変化するのであろうか。先行研究では、商圈に関するさまざまな要因、例えば商圈の高齢者比率、世帯人数、所得、人種構成などが価格弾力性に影響を与えていることが確認されている。しかしながら、多くは単品レベルの値引きの効果に関する研究であり、バスケット方式のポイント販促および値引きの効果に与える商圈要因に関する研究は存在しない。

本研究の目的は、バスケットポイント方式に該当するポイントデーと値引きデーの効果を、実際の購買データを用いて明らかにすることである。そして、それらの効果について商圈要因の影響を明らかにすることである。以降、第2節では、ポイント付与および値引きの販促効果に関する研究のレビューをおこない、先行研究の課題を明確にする。第3節において、分析データの概要を説明し、および本研究の仮説を提示する。第4節では、実際に使用したデータの詳細な説明、および効果測定に関するモデルの定式化をおこなう。第5節において分析結果を提示し、第6節では分析結果に関する考察をおこなう。

## 2. 先行研究のレビュー

### 2.1. 値引きとポイント付与の販促効果に関する研究

値引きとポイント付与の知覚価値に関する実験をおこなった研究として、中川(2015)と秋山(2010)があげられる。中川(2015)はバスケット方式の値引きとポイント付与の知覚価値に関するサーベイ実験をおこない、被験者間要因配

置により、値引き・ポイント付与水準が1%と5%のときには、値引きよりもポイント付与の方が知覚価値は高くなる一方、値引き・ポイント付与水準が10%と25%のときには、値引きとポイント付与の知覚価値に有意差が無いことを確認している。また、秋山(2010)は大学近隣にあるレストランでの750円のランチを想定した大学生対象のサーベイ実験をおこない、値引率20%(150円の値引き)とポイント付与率20%(150ポイント付与)との被験者内要因配置により、割引のうれしさ(7件法)とお得感(7件法)は、値引きの方がポイント付与よりも高いことを示している。

実際の小売業の購買データを用いて値引きとポイント付与の効果を比較した研究として、中川・星野(2017)、Zhang & Breugelmans(2012)、Wei & Xiao(2015)がある。これらのうち、単品方式のポイント付与と値引きの効果を比較しているのは、Zhang & Breugelmans(2012)と中川・星野(2017)である。Zhang & Breugelmans(2012)は、オンライン店舗において従来おこなわれてきた単品方式の値引きを、すべて単品方式のポイント付与に切り替えた小売業を自然実験として分析をおこなった<sup>(4)</sup>。制度の変更前後で販促の売上効果を比較したところ、変更前の値引き対象アイテム数よりも変更後のポイント付与対象アイテム数が少なくなり(1週間当たり55.54SKUから46.24SKUへの変化)変更前の値引率よりも変更後のポイント付与率の方が小さくなっているにも関わらず(5.87%から4.95%への変化)、変更前の値引きよりも変更後のポイント付与の方が売上効果は高いことを確認している。ただし、変更前後での販促の対象商品がコ

(4) 自然実験とは、調査者による意図的な介入ではなく、他者が与えた、あるいは自然にもたらされた要因の影響を検証するものである(野村2017)。

ントロールされていないため、集計バイアスの可能性は残されている<sup>(5)</sup>。

中川・星野（2017）は首都圏のスーパーマーケットの集計されたPOSデータ（商品別店舗別日別の売上データ）を用いて単品方式の値引きとポイント付与の売上効果の比較をおこなった。具体的には、単品方式の値引きとポイント付与がおこなわれた加工食品53アイテムを対象として、一般化線形モデルにより、ポイント付与と値引きの弾性値を比較している。その結果、ベネフィット水準が低い場合にはポイント付与の方が値引きよりも弾性値が高く、ベネフィット水準が高い場合にはポイント付与の方が値引きよりも弾性値が低くなることが確認されている。例えば商品価格が100円の場合、値引き・ポイント付与水準が低い水準（1%から3%まで）はポイント付与の方が値引きよりも効果が高いものの、値引き・ポイント付与水準が4%を超えると逆転してポイント付与よりも値引きの方が効果が高くなることが示されている。

単品レベルではなく、カテゴリーレベルでのポイント付与と価格弾力性を比較しているのは、Wei & Xiao（2015）である。Wei & Xiao（2015）は、ポイント付与がカテゴリー単位で実施される小売業の購買履歴データを用いて多変量プロビットモデルによる分析をおこない、カテゴリーレベルで価格弾力性とポイント付与の弾力性を算出した。この結果、ポイント付与の弾性値よりも価格弾力性の方が高いことが確認されている。ただし、Wei & Xiao（2015）のモデルは単品レベルではなくカテゴリーレベルである。分析対象のチェーンでは、ポイント付与の販促はカテゴリーレベルで付与されるため、ポイント付与の弾性値については問題は無

い。しかしながら価格弾力性については、単品レベルで実施される価格販促をカテゴリーレベルで集計して分析しているため、同一商品の値引きなのか、別のより低価格の商品に代替しているのかが区別できず、本来の意味での価格弾力性とはいえない。したがって、ポイント付与の弾性値よりも価格弾力性が高いとは単純に言い切れない。

まとめれば、先行研究において、低いベネフィット水準ではポイント付与の方が値引きよりも知覚価値が高く、売上効果も高い一方、高いベネフィット水準ではポイント付与の方が値引きよりも知覚価値が低く、売上効果も低い傾向が確認されている。ただし、付与水準の高低の境がバスケット方式と単品方式で若干異なっている。例えばバスケット方式では5%は低い水準だが、単品方式では高い水準となる。また、上記の知見はバスケット方式のサーベイ実験研究、および単品方式のフィールド実験の結果によるものであり、消費者の実際の行動データ（フィールド実験）によるバスケット方式のポイント付与と値引きの効果はまだ確認されていない。

## 2.2. 値引きの販促の効果と商圈要因に関する研究

店舗レベルでの販促効果と商圈特性に関する研究を表1にまとめている。先行研究では、商圈が売上に与える直接効果と、値引きやチラシなどの販促効果に対して商圈がどのように影響を与えるかという調整効果に大別される。前者の直接効果についての研究は、佐藤（1997）、Haans & Gijbrecchts（2011）、Echanbadi et al.（2013）などであり、カテゴリーによって、高所得世帯比率が高いほど売上が低い、などの

(5) 例えば変更前後での販促の対象商品が異なる場合、ブランド力の高い商品と低い商品とでは販促の効果が変わり得る。

表1 先行研究のまとめ

研究	分析対象データ	対象カテゴリー	推定方法	被説明変数	説明変数			
					商圏要因 (社会人口要因)	商圏要因 (競合特性)	店舗特性	
Mulhern & Williams (1994)	米国南西部の州の6店舗のPOSデータ	・ツナ ・ゼリー ・ケーキの素	2群の価格弾力性の比較 (共分散分析)	対象ブランドの価格弾力性 ・チャリンク性	・ヒスパニック地区ダミー (-)	——	——	ブランド特性・SP特性 ・売上への直接効果 ・PB ・チラシ ・競合価格
Hoch et al. (1995)	米国の同一チェーンの83店舗	・食品(ソフトドリンク、シーフード、缶詰、スナック、クッキー、冷凍主食、冷凍デザート、ジュース、冷凍野菜、冷凍ジュース、シリアル、ポトル、ジュース) ・非食品(トイレレットペーパー、衣料洗剤、柔軟剤、食器洗剤、歯磨き粉、ペーパータオル)	回帰分析に よって求めた 価格弾力性を 被説明変数と し、説明変数と する2段階回 帰分析	対象ブランドの 価格弾力性 ・特売品弾力性 ・自玉商品弾 力性	・60歳以上人口比率 (+) ・高専教育以上比率 (-) ・黒人もしくはヒスパニック人口比率 (+) ・所得中央値 (-) ・5人以上世帯割合 (+) ・女性就業率 (+) ・15万\$以上の住宅価値の比率 (-)	・最寄りのウェアアハハウスまでの距離 (-) ・最寄りのウェアアハハウスの規模 (+) ・最寄りのSM5店舗までの平均距離 (-) ・最寄りのSM5店舗の規模 (+)	——	——
Montgomery (1997)	米国の同一チェーンの83店舗のPOSデータ	・オレンジジュース	階層ベイズ	対象ブランドの 価格弾力性 ・特売品弾力性 ・自玉商品弾 力性	・60歳以上人口比率 (+) ・高専教育以上比率 (+) ・黒人もしくはヒスパニック人口比率 (+) ・所得中央値 (+) ・5人以上世帯割合 (+) ・女性就業率 (-) ・15万\$以上の住宅価値の比率 (-)	・最寄りのウェアアハハウスまでの距離 (-) ・最寄りのウェアアハハウスの規模 (+) ・最寄りのSM5店舗までの平均距離 (-) ・最寄りのSM5店舗の規模 (+)	——	——
佐藤 (1997)	京都圏280店舗のPOSデータ	・主要39カテゴリー	回帰分析 (OLS)	対象カテゴリー リーの店舗売上金額 PI	※売上への直接効果 ・商圏人口(カテゴリーによる) ・単身世帯比率(カテゴリーによる) ・高校、大学数(カテゴリーによる) ・昼夜間人口比率(カテゴリーによる) ・住宅地立地(カテゴリーによる)	※売上への直接効果 ・競合CVS(カテゴリーによる) ・競合GMS/SM/HC(カテゴリーによる)	・駐車場 ・酒販扱い ・たばこ取扱 ・売場面積	——
Mulhern et al. (1998)	米国の同一チェーンの35店舗のPOSデータ	・酒類(750mlボトル)	Hoch et al. (1995)と同様に2段階回帰分析	対象ブランド 下の価格弾 力性	・黒人割合 (-) ・ヒスパニック割合 (-) ・平均所得 (+)	—— (酒類は当該店舗の地域独占のため、考慮する必要なし)	——	ブランドの市場シェア (-) ・特売日割合 (-) ・チャリンク性 (-)
Gijsbrechts et al. (2003)	スウェーデンのチェーンの55店舗のPOSデータ	・チラシ対象カテゴリー	各チラシ要素と商圏要因の交互作用を加えた回帰分析	・店舗売上金額 ・店舗客数 ・チャリンク性 ・弾力性	※売上、客数への間接効果 ・65歳以上世帯比率(弾力率は+) ・総所得25万\$以下世帯比率(弾力率は+) ・ダブルインカム世帯比率(弾力率は+) ・単身世帯比率(弾力率は+)	※売上、客数への間接効果 ・商圏内における自店売上シェア (-) PI (弾力率は+)	・店舗の売場面積	・チラシ特性(値引率、食品のPI、モーショングラフィック、モーショントラッキング、チャリンク性の特集)
Haams & Gijsbrechts (2011)	4つの小売チェーン(各43店舗、21店舗、15店舗)のPOSデータ	・柔軟剤 ・赤ちゃん用オムツ ・シリアル ・コーラ	回帰分析 (OLS)	対象カテゴリー 売上金額	※売上への直接効果 ・65歳以上人口割合 (-) ・国家モテル所得以上の住民割合 (+)	※売上への直接効果 ・競合店舗数 (-)	※売上への間 接効果 ・店舗の売場面積 (+)	・(チラシによる)目玉商品 ・店内ディスプレイ数 ・店舗購入者向け数 ・店舗の面積 ・値引率
Echanbadi et al. (2013)	米国のトップチェーンの小売業者の226店舗の購入履歴データ	・ガソリン	順序ロジットモデル	対象ブランドの再購買	※再購買への直接効果 ・市況規模 (+) ・人口増加率 (-) ・平均所得 (-) ・自家用車所有率 (+) ・平均通勤時間 (+) ・男性人口比率 (+) ・都市人口比率 (+) ・黒人人口比率 (-) ・ヒスパニック人口比率 (+)	※再購買への直接効果 ・地域の市場シェア (+)	——	・ブランドの品質

知見が得られている。後者の調整効果については、値引きやチラシなどの販促に対する消費者の反応の度合いが、商圈によって異なることが先行研究によって指摘されている。以下では販促効果への調整効果としての商圈要因について言及する。

販促効果に影響を与える調整効果としての商圈要因は、大きく社会人口的要因と競合店舗要因に大別できる。社会人口要因とは、商圈居住者（世帯）の年齢、所得水準、就業状況、教育水準、人種などである。競合店舗要因とは、商圈内の競合店舗数や店舗までの距離などである。

まずは社会人口要因について述べていく。商圈人口の年齢について、高齢者人口比率が高いほど、価格弾力性が高くなっている研究（Montgomery 1997, Gijsbrechts et al. 2003）がある一方、影響を与えないとする研究（Hoch et al. 1995）が存在する。

所得については、所得水準が高い商圈ほど価格弾力性が高くなる研究が多い（Montgomery 1997, Gijsbrechts et al. 2003, Mulhern et al. 1998）が、影響を与えないとする研究も存在する（Hoch et al. 1995）。ただし資産状況でみると、高い住宅価値の比率が高い商圈ほど、価格弾力性は低くなっていることで先行研究は一致している（Hoch et al. 1995, Montgomery 1997, Gijsbrechts et al. 2003）。

世帯人数については、5人以上世帯割合が高いほど価格弾力性が高くなるという研究（Hoch et al. 1995, Montgomery 1997）がある一方、単身世帯比率が高いほど価格弾力性が高くなるという研究が存在する（Gijsbrechts et al. 2003）。

女性の就業状況については、女性就業率が高いほど価格弾力性が高くなるという研究が多い（Montgomery 1997, Gijsbrechts et al. 2003）。しかしながら、Hoch et al. (1995) では女性就業率は価格弾力性に有意な影響が確認されていない。

人種については、黒人割合が高い商圈ほど価格弾力性が高いことが確認されている（Hoch et al. 1995, Montgomery 1997）。ただし酒類（ハードリカー）のような嗜好品については、黒人割合が低い商圈ほど価格弾力性は高くなっている（Mulhern et al. 1998）。また、ヒスパニック割合は黒人割合とは異なり、価格弾力性に影響を与えないとする研究も存在する（Mulhern & Williams 1994, Mulhern et al. 1998）。

教育水準については、高等教育以上の人口割合が高いほど、価格弾力性が高くなるという研究（Montgomery 1997）と、価格弾力性が低くなるという研究（Hoch et al. 1995）が混在している。

競合店舗の状況に関して、最寄りのウェアハウス（コストコなどの会員制倉庫型卸売業・小売業）までの距離があるほど価格弾力性が低くなり、最寄りのウェアハウスの商圈内売上シェアが高いほど価格弾力性が高くなる（Hoch et al. 1995, Montgomery 1997）。しかし近隣のスーパーマーケット5店舗までの距離が長くなるほど、価格弾力性は高くなる研究がある一方（Montgomery 1997）、有意な関係がみられないとする研究も存在する（Hoch et al. 1995）。同じく近隣のスーパーマーケット5店舗の商圈内売上シェアが高くなるほど、価格弾力性は高くなる研究がある一方（Montgomery 1997）、有意な関係がみられないとする研究も存在する（Hoch et al. 1995）。

まとめれば、販促効果に与える商圈要因のうち社会人口変数については、高齢人口比率や所得水準、5人以上世帯割合および単身世帯比率、女性就業率、黒人比率が高いほど、価格弾力性が高くなる傾向が確認されている一方、資産価値（高い住宅価値の比率）が高いほど価格弾力性が低くなる傾向が確認されている。ただし、高齢者人口比率や女性就業率、人種については異なる研究結果が混在している。販促効果

に与える商圈要因の店舗要因については、最寄りのウェアハウスまでの距離が長いほど、最寄りのウェアハウスの商圏内売上シェアが高いほど価格弾力性は高くなる。ただし、近隣のスーパーマーケットまでの距離や近隣のスーパーマーケットの商圏内売上シェアについては、異なる結果が混在している。

### 2.3. 先行研究の課題

以上の先行研究の結果を踏まえると、3点の研究上の課題を指摘することができる。まず第1に、バスケット方式の値引きおよびポイント付与の効果について、消費者の実際の行動データ（フィールド実験）による検証はまだおこなわれていない。実験室実験およびサーベイ実験とは、原因となる変数を研究者が操作し、結果となる変数がどのように変化するかを調べる方法であり、①被験者に対して何らかの働きかけ（介入・操作）をおこなうこと、②実験群と統制群をもうけること、③被験者の無作為割り当てをおこなうこと、がなされている（野村 2017）。そのため、実験室実験およびサーベイ実験は内的妥当性の高い研究結果といえる反面、実験の状況が現実と異なるため、研究の生態学的妥当性が低く、外的妥当性がフィールド実験よりも低いと考えられる（野村 2017, 星野 2009）。対照的に、フィールド実験は現実社会において実験をおこなうため、現実社会に存在するさまざまな影響を受けた結果であることから、一般化しやすい。その反面、フィールド実験の内的妥当性は実験室実験およびサーベイ実験に劣り、外的要因のコントロールが難しく、交絡しやすい（野村 2017）。したがって、実験室実験およびサーベイ実験とフィールド実験の両面からプロモーションの効果測定をアプローチしていくことで、内的妥当性および外的妥当性の高い研究結果となるため、フィールド実験による値引きおよびポイント付与の比較を

おこなうことが求められる。

第2に、販促効果の商圈要因に関する先行研究では、対象となっているのはほとんどが値引き、すなわち価格販促の効果に対して商圈要因が与える影響をみているものがほとんどであり、ポイント販促の効果に対して商圈要因が与える影響をみているものは現時点では存在しない。さらには、バスケット方式の値引きの効果に対する商圈要因の影響についても、先行研究ではまだ検証されていない。

第3に、販促効果の商圈要因について、いくつかの先行研究では2段階推計という分析上の問題点を指摘することができる。例えば Hoch et al. (1995) や Mulhern et al. (1998) は、まず店舗・商品ごとに価格弾力性を求め、得られた価格弾力性を被説明変数として商圈要因を説明変数とする OLS を実施している。すなわち、まず第1段階で得た弾力性の推定値を弾力性の唯一の真の値として、第2段階で被説明変数として利用している。しかしながら、推定値の変動を考慮しなければ、誤差の過小評価となってしまう。具体的に説明すると、Hoch et al. (1995) や Mulhern et al. (1998) は、第1段階で求めた店舗  $s$  ごとの商品  $i$  の価格弾力性を第2段階で被説明変数として使用し、店舗の商圈要因を説明変数として回帰分析をおこなっている。したがって第2段階においては集計バイアスを招いてしまっている可能性が高い。Gijbrecchts et al. (2003) のように、商圈要因を調整効果として推計することが望ましい。価格弾力性やポイント付与の弾力性を推定する際にも、商圈要因を調整効果として同時に推定するべきである。

## 3. 本研究の内容

学術論文の論理構成としては、先に仮説を提示して、次に分析対象データを説明するのが一

一般的であるが（例えば近江 2011），本研究は分析対象チェーンの販促に関する自然実験であり，仮説設定もこのチェーンの販促の実施状況に大きく依存するため，先に分析対象データについて説明する。

### 3.1. 分析データの概要

使用するデータは，九州地方のドラッグストア A チェーン全店舗のポイントカード会員の，店舗別日別に集計された来店客数データである<sup>(6)</sup>。期間は，2007年3月1日から2008年2月29日の366日であるが，13日の休店日があるため353日間のデータとなっている<sup>(7)</sup>。2007年3月1日時点での店舗数151のうち，2008年2月29日までに閉店した3店舗を除き，分析対象店舗は148店舗となっている。

分析対象チェーンのポイントカードの概要について説明する。100円の買物で1ポイントが付与され，100ポイント単位で100円の割引を受けることができる。TポイントやPontaのような提携型ではなく，当該チェーンでのみポイントを貯め，当該チェーンでのみポイントを使用することができる。

分析対象チェーンの販促デーとしては，毎月5・6日はすべての顧客に対して5%値引きの値引きデー（以下，全員値引きデー），毎月11・12日はチラシ特売（以下，チラシデー），毎月17・18日はポイント5倍のポイントデー（以下，ポイントデー），毎月25・26日はポイントカード会員のみ5%値引きの値引きデー（以下，会員のみ値引きデー）である。すなわち，ポイント5倍デーとポイントデーはそれぞれ5%のポイント付与率と値引率であり，比較可能な水準となっている。したがって，ポイントデーと値引きデーの販促効果を比較することができる自然実験の状態となっている。

本研究では店舗の商圈範囲を半径2キロとして統一し，算出した商圈データ（メッシュデータ）を使用する<sup>(8)</sup>。商圈人口は，商圈内に居住している人口数である。高齢者人口割合は，商圈内の人口に占める65歳以上人口の割合である。単身世帯割合は，商圈内の総世帯に占める単身世帯の割合である。昼夜間人口比率は，昼間人口を夜間人口で除したものであり，昼夜間人口比率が低いほど住宅地立地であることを意味している。高所得世帯割合は，商圈内の総世

表2 店舗の特徴

	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最低	最高
面積（坪）	148	160.20	56.28	36.39	361.87
競合店舗数（ドラッグストア）	148	3.18	3.48	0.00	19.00
商圈人口（1,000人）	148	48.00	35.92	0.51	160.22
単身世帯割合（%）	148	0.31	0.12	0.14	0.66
昼夜間人口比率（%）	148	0.56	0.48	0.17	3.51
高齢者人口比率（%）	148	0.16	0.04	0.10	0.40
高所得世帯割合（%）	148	4.05	1.68	0.94	9.33

(6) データの制約から，来店客数はあくまでポイントカード会員の来店客数であり，非会員は含まれていない。

(7) 2007年5月26～27日，6月7～9日，6月26日，6月28日，7月21日，7月27～30日，11月26日の13日間である。

(8) 半径2キロメートルのメッシュデータにより算出した。商圈範囲を半径2kmに設定したのは，当該チェーンの担当者へのヒアリングの結果，当該チェーンでは2kmを標準の商圈設定としていることによる。同担当者によると，半径2km以内の顧客による売上が店舗売上の70%以上を占めているという。

帯に占める年収1,000万円以上の世帯の割合である<sup>(9)</sup>。

店舗の特徴についてまとめたものが、表2である。店舗面積は36坪から362坪の店舗まで幅広いものの、平均は160.2坪である。競合店舗数は、0店舗から19店舗まで幅広いものの、平均は3.18店舗である。商圈人口は、513人から16万人まで幅広く、都市型の店舗から郊外型の店舗までさまざまなタイプの店舗が存在している。単身世帯比率は、平均31.03%であるものの、14.02%から66.48%まで幅広い。昼夜間人口比率は、17.11%から351.09%まで幅広いものの、平均は55.95%であることから、基本的には住宅地立地の店舗が中心である。高齢者人口比率は、9.72%から40.11%まで幅広いものの、平均は16.33%である。高所得世帯比率は、0.94%から9.33%まで幅広いものの、平均4.05%である。

### 3.2. 研究の目的

本研究の目的は、バスケット方式の値引きとポイント付与の効果を比較することである。本研究で使用するデータのチェーンは、3.1. で述べたように、ポイントデーではポイント付与率が5%、値引きデーにおける値引率は5%となっている。したがって、1ヶ月のうちに値引率5%の日とポイント付与率5%の日が必ず存在するという状態を自然実験として利用し、来店客数に与える影響を比較する。その際に、来店客数に影響を与えると考えられる店舗面積や、土日祝日の影響についてもコントロール変数として考慮する。

さらには、それぞれの販促デーが来店客数に与える影響について、商圈要因の調整効果についても併せて検証をおこなう。例えば商圈内に競合店舗数が多いほど、値引きデーやポイントデーの効果はより強まるのか（弱まるのか）という調整効果を検証する。

本研究におけるフレームワークを示したのが

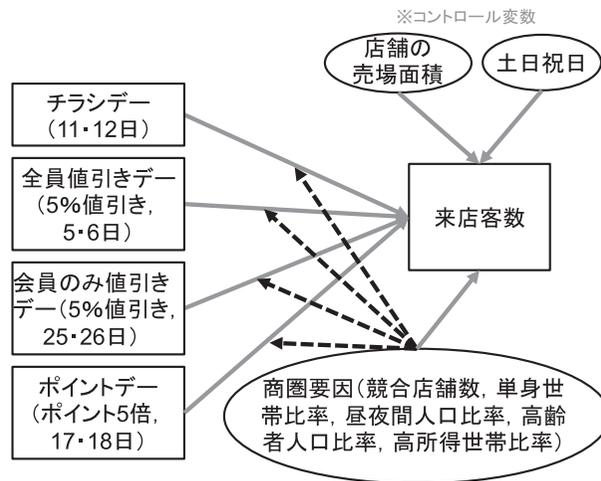


図1 本研究のフレームワーク

(9) 2010年以降の住宅・土地統計調査のメッシュデータでは年収1,500万円以上の世帯数が入手可能となったが、本研究対象の2008年当時は年収が1,000万円以上の世帯数しか得ることができなかったため、高所得世帯割合の定義を1,000万円以上としている。

図1である。チラシデー、全員値引きデー、会員のみ値引きデー、ポイントデーの来店客数への弾性値を測定し、会員のみ値引きデーとポイントデーの弾性値の比較をおこなう。また、個人要因や商圈要因がこれらの販促デーに与える調整効果についても検証する。

### 3.3. 研究の仮説

本研究における仮説を導出する。被説明変数である来店客数はポイントカード会員の来店客数であり、ポイントカード会員だけが対象となるのは会員のみ値引きデーとポイントデーであるため、導出する仮説を会員のみ値引きデーとポイントデーの2つに絞ることとする。ただし、考察ではチラシデーや全員値引きデーについても対象とする。

第2節で確認したように、バスケット方式の値引きとポイント付与の知覚価値について、5%水準では値引きよりもポイント付与の方が高い知覚価値であることが確認されている（中川2015）。したがって実際の購買行動についても、5%水準では、ポイントデーの方が値引きデーよりも客数向上の効果が高いと考えられる。したがって、仮説1が導出される。

仮説1：[販売デーの来店客効果] 付与水準が5%では、ポイントデーの方が会員のみ値引きデーよりも来店客数効果は高い。

次に、値引きデーとポイントデーの弾性値に関する商圈要因の調整効果に関する仮説を提示する。ポイントカードは乗り換えコストを高める人工的なツールであり、ユーザーを囲い込むロックイン効果を生じさせる（Shapiro & Varian 1998）。消費者がポイントカードを持っていない別の店舗を利用すれば、これまで貯めたポイントが無駄になるという多大な乗り換えコストの負担が意識されるためである。その点、即時的な値引きがなされる会員のみ値引き

デーには、貯めなければならないポイントほどの乗り換えコストの負担は意識されないであろう。このように、ポイントカード会員はロックイン効果が働くため、競合店舗が多いほど値引きデーよりもポイントデーの方が、ポイントカード会員にとっては相対的に有利になるであろう。したがって、以下の仮説が導出される。

仮説2：[販促デーの来店客数効果に関する競合店舗数の調整効果] 競合店舗数が多くなるほど、相対的に会員のみ値引きデーの効果よりもポイントデーの効果をより高める。

次に、単身世帯比率の調整効果の仮説を提示する。一般的には、単身世帯は相対的に生活費に余裕がなく、販売促進には敏感に反応すると考えられる。Gijbrecchts et al.(2003)においても、チラシの値引きについて単身世帯比率は正の調整効果が確認されている。生活費に比較的余裕がない単身世帯にとって、利得が即時的な値引きの方が利得が延期的なポイント付与よりも魅力があると考えられる。したがって単身世帯比率が高くなるほど、会員のみ値引きデーの方がポイントデーの効果よりも高くなると考えられる。

仮説3：[販促デーの来店客数効果に関する単身世帯比率への調整効果] 単身世帯比率が高くなるほど、相対的に会員のみ値引きデーの効果よりもポイントデーの効果をより低くする。

次に、昼夜間人口比率の調整効果の仮説を提示する。昼夜間人口比率が高いほど、繁華街が典型的であるが、実際の居住地ではない人が多いことを意味する。したがって、自宅周辺の店舗に比べてスポット的な使い方が多くなるため、利得が即時的な値引きの方が利得が延期的なポイント付与よりも魅力があると考えられる。したがって、昼夜間人口比率が高くなるほど、会員のみ値引きデーの方がポイントデーの効果よりも高くなると考えられる。

仮説4：[販促デーの来店客数効果に関する昼夜間人口比率への調整効果] 昼夜間人口比率が高くなるほど、相対的に会員のみ値引きデーの効果よりもポイントデーの効果をより低くする。

次に、高齢者人口比率の調整効果の仮説を提示する。一般的には、高齢者ほど相対的に低所得になるため、単身世帯比率の場合と同様に、販促デーの効果は高くなると考えられる。ポイントカードの知覚価値を検証した中川（2018）によると、（30歳を基準とした）60歳ダミーは負に有意であった。ポイントカードは将来の値引きと考えられるため、将来の見通しが立たない高齢者にとってはポイントカードの知覚価値が低くなると考えられる。一方で、値引きデーは利得が即時的であるため、将来の見通しが立たない高齢者により好まれるであろう。したがって、以下の仮説が導出される。

仮説5：[販促デーの来店客数効果に関する高齢者人口比率の調整効果] 高齢者人口比率が高くなるほど、相対的に会員のみ値引きデーの効果よりもポイントデーの効果をより低くする。

次に、高所得世帯比率の調整効果の仮説を提示する。世帯が高所得になるほど販売促進に対してそれほど敏感に反応しなくなると考えられる。先行研究では、所得水準が高い商圈ほど、価格弾力性が低くなることが確認されている（Montgomery 1997, Gijbrecchts et al. 2003, Mulhern et al. 1998）。ただし、ポイントカードの知覚価値を検証した中川（2018）によると、所得水準はポイントカードの知覚価値に有意な影響を与えてはいない。つまり、ポイントカードの販促効果に対して所得水準は負の影響を与えないと推測される。以上のことから、以下の仮説が導出される。

仮説6：[販促デーの来店客数効果に関する高所得世帯比率の調整効果] 高所得者世帯比率が高くなるほど、相対的に会員のみ値引きデーの効果よりもポイントデーの効果をより高める。

## 4. 分析データとモデル

### 4.1. 使用するデータの変数の定義

本研究で使用するデータセットとしては、148店舗×366日のパネルデータである。ただし、定休日（不定期）を除き、さらに1日の来店客数が10人未満の日を異常値の日として除去しているため、最終的に得られた観測数は51,300である。

被説明変数はカード会員の来店客数である。説明変数は、チラシデー・ダミー（11日と12日を1）、全員値引きデー・ダミー（5日と6日を1）、会員のみ値引きデー・ダミー（25日と26日を1）、ポイントデー・ダミー（17日と18日を1）である。来店客数に影響を与えるコントロール変数として、店舗の売場面積を時点固定で店舗によって異なるコントロール変数とし、土日祝日ダミー（土曜日と日曜日と祝日を1）を店舗固定で時点によって異なるコントロール変数としている。さらには、商圈（半径2km）内の競合店舗数、単身世帯比率、昼夜間人口比率、高齢者人口比率、高所得世帯比率を、販促デーの来店客数効果に関する調整変数とする。

### 4.2. 分析モデル

本研究では(1)式のようなモデルを推計し、会員のみ値引きデーとポイントデーの弾性値を求める。ただし、 $y_{it}$ は店舗*i*時点*t*の来店客数、 $Flyer\_D_t$ はチラシデー・ダミー、 $AllDis\_D_t$ は全員値引きデー・ダミー、 $FSPDis\_D_t$ は会員のみ値引きデー・ダミー、 $POINT\_D_t$ はポイント

デー・ダミー,  $x_t$  は店舗固定で時点によって異なるコントロール変数（土日祝日など）,  $x_i$  は時点固定で店舗によって異なるコントロール変数（売場面積など）,  $u_{it}$  は誤差項である。

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Flyer\_}D_t + \beta_2 \text{AllDis\_}D_t + \beta_3 \text{FSPDis\_}D_t + \beta_4 \text{POINT\_}D_t + \sum \theta_i x_t + \sum \rho_i x_i + u_{it} \quad (1)$$

(1) 式にもとづいて, 日ごとのクロスセクション・データとしてすべてのデータをプールして OLS 推定するのが, プーリング (OLS) 推定である。ただし今回扱うデータはパネルデータである。パネルデータとは, 複数の経済主体の情報を時系列で追跡したデータを指す。そのため, 誤差項は (2) 式のような構造をしていると仮定する<sup>(10)</sup>。  $\mu_i$  は観察不可能な店舗独自の固有効果を表し,  $\lambda_t$  は観察不可能な時間効果,  $v_{it}$  は攪乱項を表している。

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (2)$$

固有効果  $\mu_i$  と説明変数に相関がある場合, 説明変数と誤差項の間に相関関係が生まれ, 一致性が得られず, パラメータは BLUE にはならない<sup>(11)</sup> (山本 2015)。このため, 固有効果  $\mu_i$  を明示的に考慮した推計をおこなう必要がある。すなわち, 店舗ごとに期間平均値からの乖離をとった推定式を推定することで, 時間を通じて変化しない固有効果  $\mu_i$  を除去する。これを固定効果モデルという。

しかし, 固有効果  $\mu_i$  と説明変数に相関がない場合, 固有効果  $\mu_i$  があるために, 同じ店舗  $i$  の別の時点  $t$  の誤差間で自己相関が生じる可能性が生じ, 誤差項の共分散ゼロという仮定が満

たされないため, 効率性が得られず, パラメータは BLUE にはならない (山本 2015)。そのため, 誤差間の自己相関を考慮した一般化最小二乗法を用いて推定する変量効果モデルによって推定をおこなう。以上のプーリング推定, 固定効果推定, 変量効果推定をおこない, Breusch-Pagan 検定および Hausman 検定によって最もふさわしい推定方法を判定する。

次に, 商圈要因の調整効果について述べる。競合店舗数を  $compe_i$ , 単身世帯比率を  $single_i$ , 昼夜間人口比率を  $daynight_i$ , 高齢者人口比率を  $old_i$ , 高所得世帯比率を  $rich_i$  とすると, それぞれの交互作用を含む回帰式は, (3)~(7) 式で表される。(3)~(7) 式についても, (1) 式と同様にプーリング推定, 固定効果推定, 変量効果推定をおこない, Breusch-Pagan 検定および Hausman 検定によって最もふさわしい推定方法を判定する。

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Flyer\_}D_t + \beta_2 \text{AllDis\_}D_t + \beta_3 \text{FSPDis\_}D_t + \beta_4 \text{POINT\_}D_t + \beta_5 compe_i + \beta_6 \text{Flyer\_}D \times compe_i + \beta_7 \text{AllDis\_}D_t \times compe_i + \beta_8 \text{FSPDis\_}D_t \times compe_i + \beta_9 \text{POINT\_}D_t \times compe_i + \sum \theta_i x_t + \sum \rho_i x_i + u_{it} \quad (3)$$

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Flyer\_}D_t + \beta_2 \text{AllDis\_}D_t + \beta_3 \text{FSPDis\_}D_t + \beta_4 \text{POINT\_}D_t + \beta_5 single_i + \beta_6 \text{Flyer\_}D \times single_i + \beta_7 \text{AllDis\_}D_t \times single_i + \beta_8 \text{FSPDis\_}D_t \times single_i + \beta_9 \text{POINT\_}D_t \times single_i + \sum \theta_i x_t + \sum \rho_i x_i + u_{it} \quad (4)$$

(10) このように「個体固有」の固定効果だけでなく「時点固有」の固定効果が含まれているモデルは, 二元配置固定効果推定法もしくは二元配置変量効果推定法という。詳細は, 北村 (2009) を参照されたい。

(11) BLUE は, 最良線形不偏推定量 (Best Linear Unbiased Estimator) の略で, 最小二乗推定量が最も適切な推定量となる条件である線形性, 不偏性, 効率性, 一致性のことである (山本 2015)。

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Flyer\_D}_i + \beta_2 \text{AllDis\_D}_i \\ & + \beta_3 \text{FSPDis\_D}_i + \beta_4 \text{POINT\_D}_i \\ & + \beta_5 \text{daynight}_i + \beta_6 \text{Flyer\_D} \times \text{daynight}_i \\ & + \beta_7 \text{AllDis\_D}_i \times \text{daynight}_i \\ & + \beta_8 \text{FSPDis\_D}_i \times \text{daynight}_i \\ & + \beta_9 \text{POINT\_D}_i \times \text{daynight}_i + \sum \theta_i x_i \\ & + \sum \rho_i x_i + u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Flyer\_D}_i + \beta_2 \text{AllDis\_D}_i \\ & + \beta_3 \text{FSPDis\_D}_i + \beta_4 \text{POINT\_D}_i + \beta_5 \text{old}_i \\ & + \beta_6 \text{Flyer\_D} \times \text{old}_i + \beta_7 \text{AllDis\_D}_i \times \text{old}_i \\ & + \beta_8 \text{FSPDis\_D}_i \times \text{old}_i + \beta_9 \text{POINT\_D}_i \\ & \times \text{old}_i + \sum \theta_i x_i + \sum \rho_i x_i + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Flyer\_D}_i + \beta_2 \text{AllDis\_D}_i \\ & + \beta_3 \text{FSPDis\_D}_i + \beta_4 \text{POINT\_D}_i + \beta_5 \text{rich}_i \\ & + \beta_6 \text{Flyer\_D} \times \text{rich}_i + \beta_7 \text{AllDis\_D}_i \times \text{rich}_i \\ & + \beta_8 \text{FSPDis\_D}_i \times \text{rich}_i + \beta_9 \text{POINT\_D}_i \\ & \times \text{rich}_i + \sum \theta_i x_i + \sum \rho_i x_i + u_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

## 5. 分析結果

### 5.1. 記述統計量

分析にあたり、今回使用しているデータセッ

ト（日別店舗別）における被説明変数および説明変数の記述統計量をまとめたものが表3である。被説明変数である来店客数について、平均は244.49人である。来店客数についてのヒストグラムが図2である。来店客数の最大が4,097人であるものの、1,000人を超える来店客数は全体の1%に過ぎない。来店客数が1,000人以下で全体の99.0%を占め、500人以下で92.6%を占めている。

会員のみ値引きデーの平均がチラシデー、全員値引きデー、ポイントデーに比べて若干低くなっているのは、2007年5月26日、6月26日、11月26日は全店舗で休店であったため、3営業日分だけ全員値引きデーが少なくなっているためである。

変数同士の相関係数は、表4にまとめられている。例えば単身世帯比率と昼夜間人口比率や、昼夜間人口比率と競合店舗数などのように、商圈に関する変数同士の相関係数が高いことがわかる。したがって多重共線性を避けるため、商圈の調整効果を測定するには商圈変数を1つずつ入れながら確認することにする。

### 5.2. 分析モデルにおける推定結果

このデータにもとづいて、プーリング推定、変数効果モデル、固定効果モデルの3つのモデル

表3 記述統計量

	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最低	最高
●被説明変数					
来店客数	51,300	244.49	211.67	10	4097
●説明変数					
チラシデー・ダミー	51,300	0.07	0.25	0	1
全員値引きデー・ダミー	51,300	0.07	0.25	0	1
会員のみ値引きデー・ダミー	51,300	0.06	0.24	0	1
ポイントデー・ダミー	51,300	0.07	0.25	0	1
売場面積（坪）	51,300	160.50	56.26	36.39	361.87
土日祝日	51,300	0.31	0.46	0	1
競合店舗数（ドラッグストア）	51,300	3.07	3.23	0	18
単身世帯比率（%）	51,300	30.81	11.27	14.02	66.48
昼夜間人口比率（%）	51,300	54.54	45.01	17.11	351.09
高齢者人口比率（%）	51,300	16.35	4.47	9.72	40.11
高所得世帯割合（%）	51,300	4.05	1.68	0.94	9.33

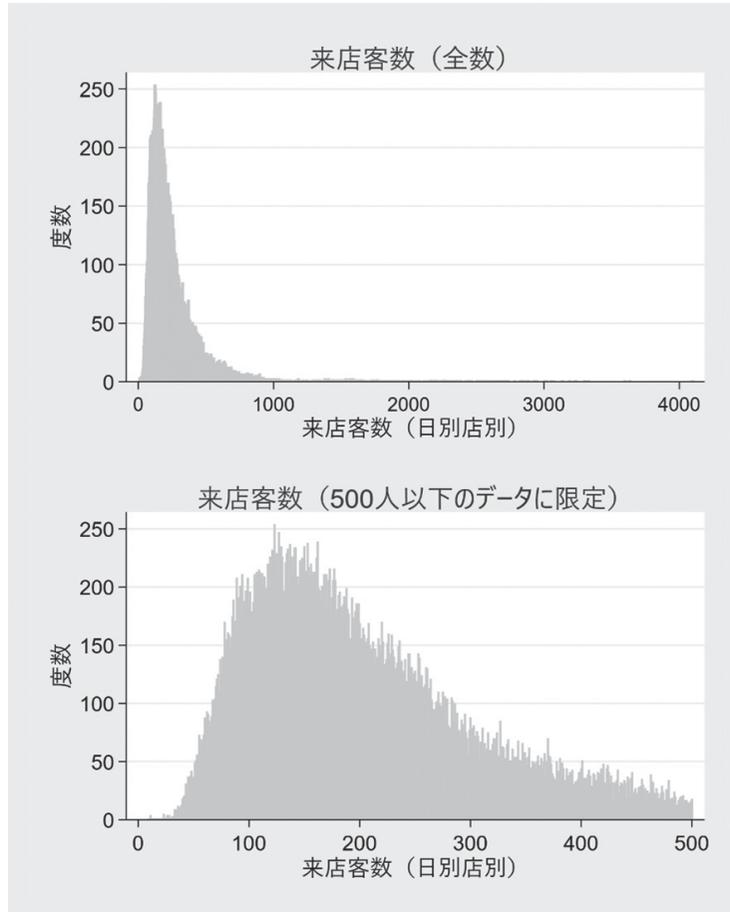


図2 被説明変数（来店客数）のヒストグラム

表4 相関係数マトリックス

	客数	チラシデー・ ダミー	全員値引 きデー・ ダミー	会員のみ値 引きデー・ ダミー	ポイント デー・ ダミー	店舗 面積(坪)	土日 祝日 ダミー	競合店 舗数	単身 世帯 比率	昼夜間 人口 比率	高齢者 人口 比率	高所得 世帯 比率
客数	1											
チラシデー・ダミー	0.1828	1										
全員値引きデー・ダミー	0.0645	-0.0736	1									
会員のみ値引きデー・ダミー	0.1216	-0.0685	-0.0685	1								
ポイントデー・ダミー	0.0435	-0.0735	-0.0736	-0.0684	1							
店舗面積(坪)	0.1549	0.0001	-0.0002	-0.0002	0.0001	1						
土日祝日ダミー	0.0065	-0.0132	-0.0378	-0.0413	0.0108	0.0012	1					
競合店舗数	0.0606	0.0002	0.0005	-0.0001	0.0000	-0.1117	-0.0001	1				
単身世帯比率	0.3600	-0.0001	0.0001	0.0002	-0.0002	-0.0453	0.0005	0.5751	1			
昼夜間人口比率	0.2655	-0.0002	-0.0001	0.0002	0.0001	-0.1339	0.0005	0.5417	0.6995	1		
高齢者人口比率	-0.0402	-0.0002	-0.0002	0.0003	0.0003	-0.114	0.0001	-0.2651	-0.0162	0.0706	1	
高所得世帯比率	-0.0957	0.0005	0.0001	-0.0003	-0.0004	0.0233	-0.0001	0.2076	-0.086	-0.1906	-0.2161	1

による推定結果が表5である。Breusch-Pagan 検定により、変量効果推定が選択される。さらには Hausman 検定により、変量効果推定が選択される。これらの検定結果から、変量効果推定が3つのモデルの中で最もふさわしい推定方法であると判定された。したがって、以降では変量効果モデルにしたがって結果を読み取っていく。

変量効果推定の係数は、0.1%水準ですべて有意である。会員のみ値引きデー・ダミーの係数が0.2559であるのに対し、ポイントデー・ダミーの係数が0.2999であった。係数の差について、帰無仮説を(1)式の $\beta_3 = \beta_4$ として線形制約の検定をおこなったところ、ポイントデー・ダミーの方が会員のみ値引きデー・ダ

ミーよりも高かった( $\chi^2(1) = 6.81, p = 0.0091$ )。したがって、仮説1は支持された。

次に、会員のみ値引きデーおよびポイントデーの来店客数への効果に関する商圈要因の調整効果についてみていく。多重共線性を避けるため、交互作用に含まれる変数(チラシデー・ダミー, 全員値引きデー・ダミー, 会員のみ値引きデー・ダミー, ポイントデー・ダミー, 商圈要因の変数)はすべて中心化をおこなっている。

(3)~(7)式の推定結果について、モデル4~8として表6にまとめられている。(3)~(7)式のすべてにおいて、変量効果推定が最もふさわしい推定方法として選択されている<sup>(12)</sup>。さらに、調整変数が販促デーの来店客数に与える

表5 分析結果 (交互作用なし)

被説明変数 ln (来店客数)	モデル1 プーリング (OLS) 推定		モデル2 変量効果推定		モデル3 固定効果推定	
説明変数						
チラシデー・ダミー	0.6502	(0.0102)***	0.4245	(0.0169)***	0.4245	(0.0168)***
全員値引きデー・ダミー	0.3116	(0.0102)***	0.2333	(0.0169)***	0.2333	(0.0168)***
会員のみ値引きデー・ダミー	0.4751	(0.0109)***	0.2559	(0.0169)***	0.2559	(0.0168)***
ポイントデー・ダミー	0.2672	(0.0102)***	0.2999	(0.0169)***	0.2999	(0.0168)***
店舗面積 (坪)	0.0025	(0.0000)***	0.0025	(0.0007)***		
土日祝日ダミー	0.0459	(0.0055)***	-0.0711	(0.0169)***	-0.0711	(0.0168)***
定数項	4.758	(0.0081)***	4.7643	(0.1137)***	5.163	(0.0119)***
日ダミーの有無		無		有		有
観測数	51,300		51,300		51,300	
店舗数	—		147		147	
全体の決定係数	0.1535		0.2096		0.1608	
Breusch-Pagan 検定 (プーリング OLS vs 変量効果)			$\chi^2(1) = 78 \times 10^5$ P = 0.0000			
Hausman 検定 (変量効果 vs 固定効果)			$\chi^2(352) = 0.03$ P = 1.0000			

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

( ) 内は標準誤差

(12) モデル4~8のBreusch-Pagan 検定, および Hausman 検定の結果, すべてのモデルで変量効果モデルが採択されている。モデル4では, Breusch-Pagan 検定の結果は $\chi^2(1) = 78 \times 10^5$ で変量効果モデルが採択され, Hausman 検定の結果は $\chi^2(356) = 0.03$ で変量効果モデルが採択された。モデル5では, Breusch-Pagan 検定の結果は $\chi^2(1) = 76 \times 10^5$ で変量効果モデルが採択され, Hausman 検定の結果は $\chi^2(356) = 0.03$ で変量効果モデルが採択された。モデル6では, Breusch-Pagan 検定の結果は $\chi^2(1) = 77 \times 10^5$ で変量効果モデルが採択され, Hausman 検定の結果は $\chi^2(356) = 0.03$ で変量効果モデルが採択された。モデル7では, Breusch-Pagan 検定の結果は $\chi^2(1) = 78 \times 10^5$ で変量効果モデルが採択され, Hausman 検定の結果は $\chi^2(356) = 0.03$ で変量効果モデルが採択された。モデル8では, Breusch-Pagan 検定の結果は $\chi^2(1) = 77 \times 10^5$ で変量効果モデルが採択され, Hausman 検定の結果は $\chi^2(356) = 0.03$ で変量効果モデルが採択された。

表6 分析結果（交互作用あり）

被説明変数 ln（来店客数）	モデル4 変数効果推定	モデル5 変数効果推定	モデル6 変数効果推定	モデル7 変数効果推定	モデル8 変数効果推定
説明変数					
チラシデー・ダミー	0.4245 (0.0168)***	0.4245 (0.0168)***	0.4245 (0.0168)***	0.4245 (0.0168)***	0.4245 (0.0168)***
全員値引きデー・ダミー	0.2333 (0.0168)***	0.2333 (0.0168)***	0.2333 (0.0168)***	0.2333 (0.0168)***	0.2333 (0.0168)***
会員のみ値引きデー・ダミー	0.2558 (0.0168)***	0.2559 (0.0168)***	0.2559 (0.0168)***	0.2559 (0.0168)***	0.2559 (0.0168)***
ポイントデー・ダミー	0.2998 (0.0168)***	0.2999 (0.0168)***	0.2999 (0.0168)***	0.2999 (0.0168)***	0.2999 (0.0168)***
店舗面積（坪）	0.0026 (0.0007)***	0.0027 (0.0007)***	0.0029 (0.0007)***	0.0024 (0.0007)***	0.0025 (0.0007)***
土日祝ダミー	-0.0711 (0.0168)***	-0.0711 (0.0168)***	-0.071 (0.0168)***	-0.0711 (0.0168)***	-0.0711 (0.0168)***
競合店舗数（ドラッグストア）	0.0168 (0.0116)				
単身世帯比率		1.9972 (0.3216)***			
昼夜間人口比率			0.4138 (0.0835)***		
高齢者人口比率				-1.1675 (0.8282)	
高所得世帯比率					-6.1568 (2.1984)**
競合店舗数との交差項					
×チラシデー	-0.0066 (0.0008)***				
×全員値引きデー	0.0032 (0.0008)***				
×会員のみ値引きデー	0.0075 (0.0008)***				
×ポイントデー	0.0065 (0.0008)***				
単身世帯比率との交差項					
×チラシデー		-0.4330 (0.0225)***			
×全員値引きデー		0.1861 (0.0225)***			
×会員のみ値引きデー		0.2393 (0.0239)***			
×ポイントデー		0.1580 (0.0225)***			
昼夜間人口比率との交差項					
×チラシデー			-0.132 (0.0056)***		
×全員値引きデー			0.0221 (0.0056)***		
×会員のみ値引きデー			0.0247 (0.0060)***		
×ポイントデー			0.0195 (0.0056)***		
高齢者人口比率との交差項					
×チラシデー				0.0585 (0.0569)	
×全員値引きデー				-0.1188 (0.0569)*	
×会員のみ値引きデー				-0.1498 (0.0606)*	
×ポイントデー				-0.3001 (0.0569)***	
高所得世帯比率との交差項					
×チラシデー					-0.2120 (0.1520)
×全員値引きデー					-0.3894 (0.1519)*
×会員のみ値引きデー					0.9781 (0.1617)***
×ポイントデー					0.8343 (0.1522)***
定数項	4.6954 (0.1231)***	4.735 (0.1120)***	4.6938 (0.1141)***	4.7818 (0.1128)***	4.7574 (0.1120)***
N	51,300	51,300	51,300	51,300	51,300

\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

効果について、図3にまとめている。

競合店舗数の調整効果（モデル4）について、競合店舗数と会員のみ値引きデーとの交互作用および競合店舗数とポイントデーとの交互作用は、それぞれ正で有意であった。ただし、(3)式の  $\beta_8 = \beta_9$  の帰無仮説を検証したところ、棄却されなかった ( $\chi^2(1) = 0.84, p = 0.3582$ )。すなわち、競合店舗数と会員のみ値引きデーとの

交互作用および競合店舗数とポイントデーとの交互作用の係数に有意差はなかった。したがって、仮説2は支持されなかった。競合店舗数が多くなるにつれて、チラシデーの効果の傾きは非販促デーよりも低くなるのに対して、会員のみ値引きデーおよびポイントデーの効果の傾きはともに非販促デーよりも高くなっていく。また、全員値引きデーの調整効果よりも、会員

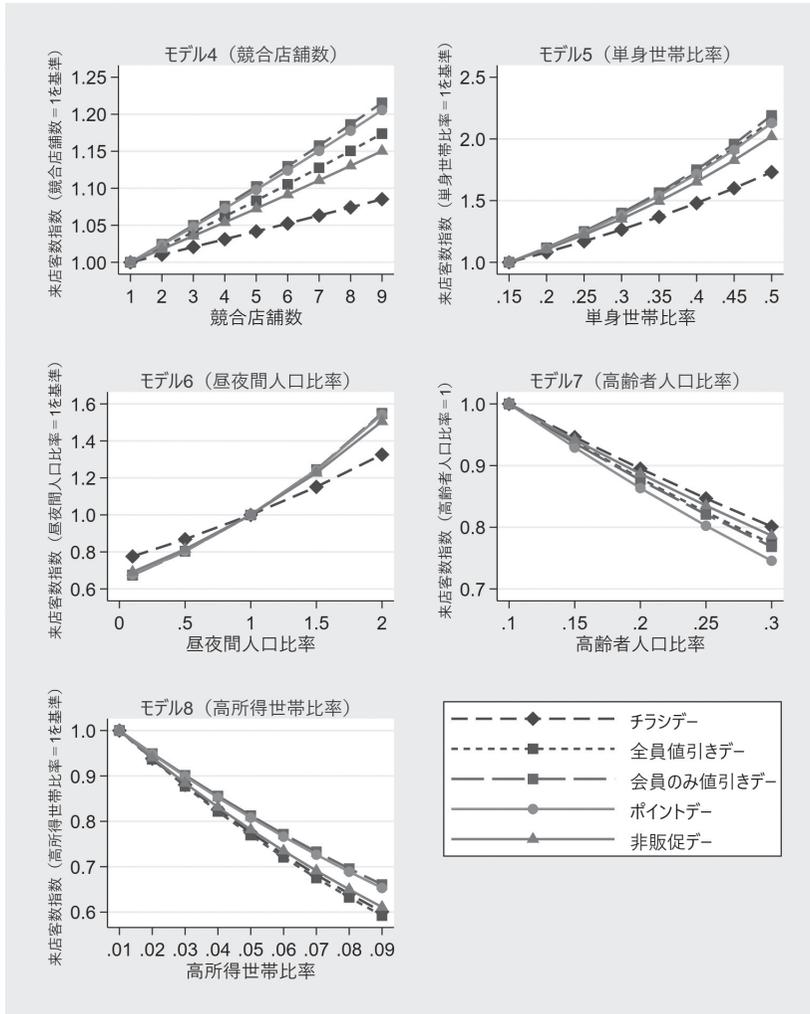


図3 商圈要因が来店客数に与える影響

のみ値引きデーおよびポイントデーの調整効果の方が高かった（それぞれ $\chi^2(1) = 15.60, p = 0.0001$  および $\chi^2(1) = 9.85, p = 0.0017$ ）。

単身世帯費率の調整効果（モデル5）について、単身世帯比率と会員のみ値引きデーとの交互作用および単身世帯比率とポイントデーとの交互作用は、それぞれ正で有意であった。ただし、(4) 式の $\beta_8 = \beta_9$ の帰無仮説を検証したところ、帰無仮説は棄却された( $\chi^2(1) = 6.72, p = 0.0095$ )。すなわち、単身世帯比率と会員のみ値引きデーとの交互作用の係数の方が、単身世帯比率とポ

イントデーとの交互作用の係数よりも有意に高かった。したがって、仮説3は支持された。単身世帯比率が増加するにつれて、すべての販促デーの効果は高くなっていくものの、Chirashiデーの傾きは非販促デーよりも低くなっていくのに対して、会員のみ値引きデー、ポイントデー、全員値引きデーの傾きは非販促デーより高くなっていく。またChirashiデーの調整効果よりも会員のみ値引きデー、ポイントデー、全員値引きデーの調整効果の方が高かった（それぞれ $\chi^2(1) = 456.69, p = 0.0000$  および $\chi^2(1) = 377.60, p$

=0.0000 および  $\chi^2(1)=414.95$ ,  $p=0.0000$ 。

昼夜間人口比率の調整効果（モデル6）について、昼夜間人口比率と会員のみ値引きデーとの交互作用および昼夜間人口比率とポイントデーとの交互作用は、それぞれ正で有意であった。ただし、(5) 式の  $\beta_8=\beta_9$  の帰無仮説を検証したところ、棄却されなかった ( $\chi^2(1)=0.43$ ,  $p=0.5109$ )。すなわち、昼夜間人口比率と会員のみ値引きデーとの交互作用の係数および昼夜間人口比率とポイントデーとの交互作用の係数には有意差はなかった。したがって、仮説4は支持されなかった。昼夜間人口比率が高くなるほど、すべての販促デーの効果は高くなっていき、会員のみ値引きデー、ポイントデー、全員値引きデーの効果は同等である。またチラシデーの調整効果よりも会員のみ値引きデー、ポイントデー、全員値引きデーの調整効果の方が高かった（それぞれ  $\chi^2(1)=393.52$ ,  $p=0.0000$  および  $\chi^2(1)=394.16$ ,  $p=0.0000$  および  $\chi^2(1)=407.31$ ,  $p=0.0000$ ）。反対に言えば、昼夜間人口比率が低くなるほど、会員のみ値引きデー、ポイントデー、全員値引きデーの効果よりもチラシデーの効果が高くなっていく。

高齢者人口比率の調整効果（モデル7）について、高齢者人口比率と会員のみ値引きデーとの交互作用および高齢者人口比率とポイントデーとの交互作用は、それぞれ負で有意であった。ただし、(6) 式の  $\beta_8=\beta_9$  の帰無仮説を検証したところ、5%水準では棄却されなかった ( $\chi^2(1)=3.55$ ,  $p=0.0596$ ) もの、10%水準で有意傾向が確認された。すなわち、高齢者人口比率と会員のみ値引きデーとの交互作用の係数の方が高齢者人口比率とポイントデーとの交互作用の係数よりも有意に高かった。したがって、仮説5は5%水準では支持されなかったものの、10%水準においては支持された。高齢者人口比率が高くなるほど、全員値引きデーと会員のみ値引きデーとポイントデーの傾きは非販

促デーよりも低かった。チラシデーの傾きに比べると、会員のみ値引きデー、ポイントデーの傾きは有意に低かった（それぞれ  $\chi^2(1)=6.82$ ,  $p=0.0090$  および  $\chi^2(1)=21.70$ ,  $p=0.0000$ ）。

高所得世帯比率の調整効果（モデル8）について、高所得世帯比率と会員のみ値引きデーとの交互作用および高所得世帯比率とポイントデーとの交互作用は、それぞれ正で有意であった。ただし、(7) 式の  $\beta_8=\beta_9$  の帰無仮説を検証したところ、棄却されなかった ( $\chi^2(1)=0.46$ ,  $p=0.4995$ )。すなわち、高所得世帯比率と会員のみ値引きデーとの交互作用の係数および高所得世帯比率とポイントデーとの交互作用の係数には有意差はなかった。したがって、仮説6は支持されなかった。高所得世帯比率が高くなるほど、すべての販促デーの効果は低くなっていくものの、会員のみ値引きデーとポイントデーは非販促デーに比べてなだらかになっている。チラシデー、全員値引きデーに比べてポイントデーの調整効果は高かった（それぞれ  $\chi^2(1)=25.87$ ,  $p=0.0000$  および  $\chi^2(1)=35.42$ ,  $p=0.0000$ ）。

## 6. 考察

### 6.1. 結果の解釈

本研究において、チラシデー、全員値引きデー、会員のみ値引きデー、ポイントデーが来店客数に与える効果を、パネルデータを用いた変量効果モデルによって推定した。さらに、競合店舗数、単身世帯比率、昼夜間人口比率、高齢者人口比率、高所得世帯比率が上記の販促デーに与える調整効果を推定した。本研究の結果から解釈できることは、以下の通りである。

まず第1に、付与水準が5%という比較的低い水準では、ポイントデーの方が会員値引きデーよりも効果が高いという結果は、Thaler (1985) のメンタル・アカウンティング理論を援用した中川 (2015) および中川・星野 (2017) の現金とポイ

ントに関するメンタル・アカウンティング理論の仮説と合致する。すなわち少額の現金は当座勘定になるが多額の現金は貯蓄勘定となり、少額のポイントは貯蓄勘定となるが多額のポイントは当座勘定になるがゆえに、5%という比較的低いベネフィット水準においては、単品方式だけではなくバスケット方式においてもポイント付与の方が値引きよりも有効であると解釈できる。

それでは、どのような顧客が値引きデーおよびポイントデーに反応するのであろうか。本研

究ではID付きPOSデータを使用しているため、顧客の行動属性（購買金額など）によってセグメントを分けることが可能である。ここでは探索的に、顧客を購買金額によってベビー・ミドル・ライトに分け、それぞれのセグメントごとに販促デーの効果を比較する<sup>(13)</sup>。その分析結果が表7および図4にまとめられている<sup>(14)</sup>。

ライト層では正で有意なのはチラシデーだけであり、販促効果はチラシデーだけが1を超えている<sup>(15)</sup>。全員値引きデーおよびポイントデー

表7 分析結果（購買金額三分位ごと）

被説明変数 ln（来店客数）	ライト層 変数効果推定		ミドル層 変数効果推定		ヘビー層 変数効果推定	
説明変数						
チラシデー・ダミー	0.4282	(0.0401)***	0.4163	(0.0253)***	0.3600	(0.0183)***
全員値引きデー・ダミー	-0.0434	(0.0401)	0.1489	(0.0253)***	0.2778	(0.0183)***
会員のみ値引きデー・ダミー	-0.0882	(0.0401)*	0.1557	(0.0253)***	0.3038	(0.0183)***
ポイントデー・ダミー	-0.0443	(0.0401)	0.1666	(0.0253)***	0.3587	(0.0183)***
店舗面積（坪）	0.0016	(0.0005)**	0.0019	(0.0006)**	0.0028	(0.0008)**
土日祝ダミー	-0.2485	(0.0401)***	-0.1598	(0.0253)***	-0.0970	(0.0183)***
定数項	2.5115	(0.0905)***	3.3565	(0.1089)***	3.9832	(0.1395)***
N	51,272		51,300		51,300	

\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

(13) 当該期間のポイントカード会員の購買金額により1/3ずつの階級に分け、下位1/3をライト層、次の1/3をミドル層、最後の1/3をヘビー層としている。ただし、期間の途中入会や引越等による途中離脱の影響を除くため、分析期間の前後1年(2006年3月1日から2007年2月28日および2009年3月1日から2010年2月28日)に売上実績のある会員に限定している。各階層の基本統計量は、以下の通りである。

	人数	平均購買金額	標準偏差	最低購買金額	最高購買金額
全体	774,500	28,786	36,539	50	2,585,739
ライト層	258,188	4,795	2,754	50	9,944
ミドル層	258,152	17,885	5,278	9,945	28,499
ヘビー層	258,160	63,680	45,364	28,500	2,585,739

(14) ライト層、ミドル層、ヘビー層のすべてにおいて、Breusch-Pagan検定、およびHausman検定の結果、すべてのモデルで変数効果モデルが採択されている。ライト層のBreusch-Pagan検定の結果は $\chi^2(1) = 46 \times 10^5$ で変数効果モデルが採択され、Hausman検定の結果はすべて $\chi^2(352) = 0.15$ で変数効果モデルが採択された。ミドル層のBreusch-Pagan検定の結果は $\chi^2(1) = 67 \times 10^5$ で変数効果モデルが採択され、Hausman検定の結果はすべて $\chi^2(352) = 0.06$ で変数効果モデルが採択された。ヘビー層のBreusch-Pagan検定の結果は $\chi^2(1) = 79 \times 10^5$ で変数効果モデルが採択され、Hausman検定の結果はすべて $\chi^2(352) = 0.02$ で変数効果モデルが採択された。

(15) ライト層において、客数が0となるサンプルが欠損値となっているため、サンプルサイズは28少ない51,272となっている。このため、ライト層においては若干係数が過大評価されている。ただし、過大評価されても会員のみ値引きデーやポイントデーはなおマイナスとなっており、本稿での議論に影響はない。

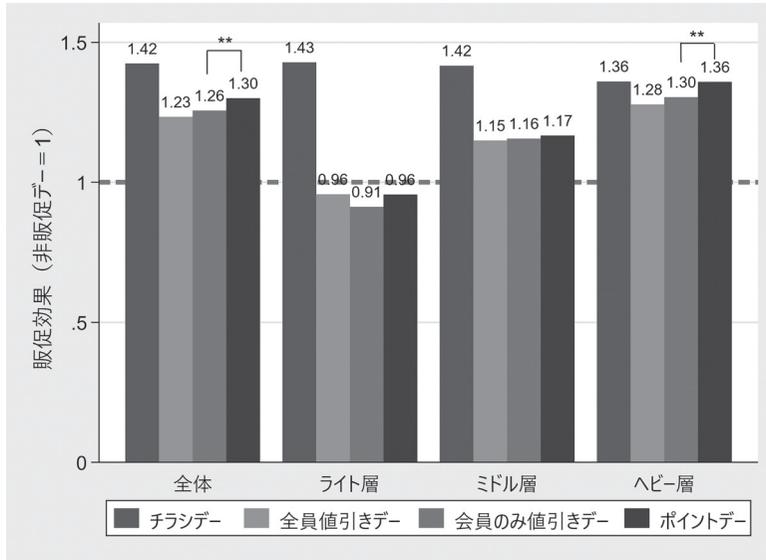


図4 販促効果（購買金額三分位ごと）

は有意ではなく、会員のみ値引きデーは負で有意であった。ミドル層ではすべての販促デーが正で有意であるものの、チラシデーの効果が他の販促デーよりも高くなっている。ところがヘビー層では、ポイントデーの販促効果はチラシデーと同等であり、全員値引きデーや会員のみ値引きデーよりも高くなっている。したがって、ポイントデーはヘビー層にとって特に有効であるといえる。

第2に、同じ値引きデーでも、会員のみ値引きデーの方が全員値引きデーよりも効果が高いという結果は、ポイントカード会員にとっては同じ価値にもかかわらず、ポイントカード会員限定の販促デーの方が全員対象の販促デーよりも価値が高いと知覚している可能性を示唆している。これは、「手に入りにくくなるとその機会がより貴重なものに思えてくる」という希少性の原理と合致する (Cialdini 2009)。その背景として、自由な選択が制限されたり脅かされたりすると、自由を回復しようとする欲求によって、その自由を以前よりも欲することによって妨害に反発するという心理的リアク

タンス理論と整合的である (Brehm & Brehm 1981)。

第3に、競合店舗数の調整効果について、競合店舗数が多くなるほど、ポイントカードの効果（ポイントデーおよび会員のみ値引きデー）がチラシデーや全員値引きデーよりも相対的に高くなることの解釈である。ポイントカードのロックイン効果により、競合店舗数が多くなるほどポイントカード会員の特典である会員のみ値引きデーとポイントデーにおいて効果を発揮していると考えられる。競合店舗数の調整効果の大きさは、即時的便益（値引き）および延期的便益（ポイント）の効果に与える影響は同等であるものの、全員値引きデーよりは会員のみ値引きデーおよびポイントデーの方が高かった。これは、便益が即時的であろうと延期的であろうとポイントカードそのもののロックイン効果が高いことを示唆している。また、チラシデーの効果が非販促デーよりも低いのは、競合店舗のチラシや特売の効果によって、当該店のチラシデーの魅力が低くなっていると解釈できる。

第4に、単身世帯比率の調整効果について、

単身世帯比率が高くなるほど、ポイントデーよりも会員のみ値引きデーの方が相対的に高くなることの解釈である。これは、単身世帯は金銭的、時間的余裕が比較的無いため、即時的便益の方が延期的便益よりもより好まれるようになると解釈できる。単身世帯比率の調整効果について、全員値引きデーとポイントデーの効果に差はなかったのも、単身世帯が即時的便益を好むことを反映していると考えられる。競合店舗数の調整効果と同様に、単身世帯比率の調整効果がチラシデーは負で有意であったのは、単身世帯にとってチラシデーの魅力が低いと解釈できる。

第5に、昼夜間人口比率の調整効果について、昼夜間人口比率が低くなるほど、相対的にチラシデーの効果が他の販促デーよりも高くなることの解釈である。チラシは自宅に配達される新聞に折り込まれているものをみることが多いため、チラシデーは住宅地である昼夜間人口比率が低い商圏では特に有効であり、オフィス街や繁華街などの昼夜間人口比率が高い商圏ではあまり有効ではないと考えられる。

第6に、高齢者人口比率の調整効果について、高齢者人口比率が高くなるほど、ポイントデーは会員のみ値引きデーに比べて相対的に低くなることの解釈である。これは、高齢者は若年者に比べて近い将来に対する見通しが立ちにくいことから、ポイントのような延期的便益よりは、値引きのような即時的便益の方が好まれる可能性がある。

第7に、高所得世帯比率の調整効果について、高所得世帯比率が高くなるほど、ポイントカードの効果（ポイントデーおよび会員のみ値引きデー）がチラシデーや全員値引きデーよりも相対的に高くなることの解釈である。高所得世帯であるほど金銭的余裕が比較あるために、チラシデーや全員値引きデーには相対的にあまり反応しないものの、ポイントカードの

ロックイン効果が高所得世帯に対してある程度有効であると解釈できる。

## 6.2. インプリケーション

本研究におけるインプリケーションとしては、以下の3点があげられる。

まず第1に、来店客数を増加させたいときには、値引きデーよりもポイントデーの方を優先すべきである。特に、ヘビー層の顧客を増加させたいときには、値引きデーよりもポイントデーを優先すべきである。

第2に、ポイントカード会員にとって、商圏内に競合店舗数が多い店舗、商圏内の単身世帯比率が高い店舗、商圏内の昼夜間人口比率が高い店舗、商圏内の高所得世帯比率が高い店舗では、チラシデーよりも、会員のみ値引きデーおよびポイントデーを優先すべきである。なかでも単身世帯比率が高い店舗では、ポイントデーよりも会員のみ値引きデーを優先すべきである。

第3に、商圏内の高齢者人口比率が高い店舗では、チラシデーを会員のみ値引きデーおよびポイントデーよりも優先すべきである。特にポイントデーは、会員のみ値引きデーよりも効果が低いため、あまり優先すべきでない。

## 6.3. 本研究の限界と今後の研究課題

研究をさらに発展させるためには、以下の3点に取り組む必要があると考えられる。まず第1に、本研究は（データの制約から）カード会員に限定したものであるが、非会員も含めた効果検証をおこなうことが、今後の課題である。非会員を含めた分析により、チラシと値引きとポイントのそれぞれの役割分担がより明確になると考えられる。

第2に、本研究では来店客数を被説明変数としているが、売上金額を被説明変数とする場合の効果検証は今後の研究課題である。単純に売上金額を被説明変数とする場合、値引きデーで

は値引き分だけ売上金額を減少させるが、ポイントデーではポイントは将来の値引きであるものの当該日の売上金額には反映されないため、単純に比較することが難しい。ポイントデーにおける将来の値引き分を考慮した効果検証が、今後の研究課題に残されている。

第3に、本研究は店舗レベルの分析（店舗×日の来店客数）をおこなっているが、消費者レベルの分析をおこなうことが今後の課題である。例えば消費者レベルのパネルデータ分析（日×消費者）によるロジット・モデルをおこなうことにより、個人要因の調整効果も明らかになると考えられる。個人要因の調整効果の検証が、今後の研究課題に残されている。

## 謝辞

本研究はJSPS 科研費 18K12887（若手：研  
究代表者 中川宏道）、および名城大学経済・  
経営学会の研究助成を受けてなされたものであ  
る。感謝申し上げる次第である。

## 引用文献

- 秋山学 (2010). 割引におけるポイント・貨幣の主観的価値『人間文化』, 28, 41-47.
- Brehm, S. S., & Brehm, J. W. (1981). *Psychological reactance: a theory of freedom and control*: Academic Press.
- Cialdini, R. B. (2009). *Influence: science and practice (5th ed ed.)*: Pearson/Allyn and Bacon.
- Echambadi, R., Jindal, R. P., & Blair, E. A. (2013). Evaluating and Managing Brand Repurchase Across Multiple Geographic Retail Markets. *Journal of Retailing*, 89 (4), 409-422.
- Gijsbrechts, E., Campo, K., & Goossens, T. (2003). The impact of store flyers on store traffic and store sales: a geo-marketing approach. *Journal of Retailing*, 79 (1), 1-16.
- Haans, H., & Gijsbrechts, E. (2011). "One-deal-fits-all?" On Category Sales Promotion Effectiveness in Smaller versus Larger Supermarkets. *Journal of Retailing*, 87(4), 427-443.
- Hoch, S. J., Kim, B., Montgomery, A. L., and P. E. Rossi (1995). Determinants of Store-Level Price Elasticity. *Journal of Marketing Research*, 32 (1), 17-29.
- 星野崇宏 (2009). 『調査観察データの統計科学：因果推論・選択バイアス・データ融合』, 岩波書店
- 北村行伸 (2016). 『パネルデータ分析』, 岩波書店.
- 北村行伸 (2009). 『マイクロ計量経済学入門』, 日本評論社.
- Montgomery, A. L. (1997). Creating micro-marketing pricing strategies using supermarket scanner data. *Marketing Science*, 16 (4), 315-337.
- Mulhern, F. J., & Williams, J. D. (1994). A comparative analysis of shopping behavior in Hispanic and non-Hispanic market areas. *Journal of Retailing*, 70 (3), 231-251.
- Mulhern, F. J., Williams, J. D., & Leone, R. P. (1998). Variability of Brand Price Elasticities across Retail Stores: Ethnic, Income, and Brand Determinants. *Journal of Retailing*, 74 (3), 427-446.
- 中川宏道 (2018). スーパーマーケットにおけるポイントカードの知覚価値とその要因. 『流通情報』, 49(5), 64-84
- 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』, 8, 16-29.
- 中川宏道・星野崇宏 (2017). ポイント付与と値引きはどちらが効果的か? : マグニチュード効果を導入したプロモーション効果の推定. 『流通研究』, 20(2), 1-15.
- 野村康 (2017). 『社会科学の考え方：認識論, リサーチ・デザイン, 手法』, 名古屋大学出版会.
- 近江幸治 (2011). 『学術論文の作法』, 成文堂.
- 佐藤栄作 (1997). 商圏分析モデルの現状と課題. 『オペレーションズ・リサーチ』, 42(3), 137-142.
- Shapiro, C., & Varian, H. R. (1998). *Information rules: a strategic guide to the network economy*: Harvard Business School Press.
- Thaler, R. (1985). Mental Accounting and Consumer Choice. *Marketing Science*, 4 (3), 199-214.
- Wei, L. Y., & Xiao, J. J. (2015). Are points like money? An empirical investigation of reward promotion

- effectiveness for multicategory retailers. *Marketing Letters*, 26 (1), 99-114.
- 山本勲 (2015). 実証分析のための計量経済学, 中央経済社
- Zhang, J., & Breugelmans, E. (2012). The Impact of an Item-Based Loyalty Program on Consumer Purchase Behavior. *Journal of Marketing Research*, 49 (1), 50-65.

Which Sales Strategy is More Effective for Retail Companies,  
Price Discounts or Rewards That Give Extra Points?

Hiromichi Nakagawa

Abstract

Which is more effective for retailers, point days or discount days? Furthermore, in which trade area are point days and discount days particularly effective? In this study, we examine the effect of point day and discount day on the number of customers visiting a drugstore that offers both discount day (5% discount) and 5 times points (5% points awarding rate) and the store's trade area. The results showed that the number of customers who visited drugstores on discount days (5% point discount) and 5 times points (5% point award rate) was higher than that on point days (5% point discount). The results showed that customers visited more on point days than on discount days. The results showed that point days had a greater effect on the number of customers visiting stores than discount days. The ratio of single-person households and the number of customers who visited stores on sales promotion days were also examined. The effect of the ratio of single-person households and the ratio of elderly customers on the effect of the number of customers visiting stores on sales promotion days was higher on discount days than on points days. At the 5% grant level, point days were more effective than discount days, but the effect of single-person households was larger on point days than on discount days. However, in trade areas with a high ratio of single-person households and elderly residents, discount days may be more effective than point days. However, in trade areas where the ratio of single-person households and the ratio of elderly citizens are high, it is suggested that discount days may be more effective than point days.