習慣型購買商品におけるブランド選択と陳列効果 ～競争地位別にみた反応関数の違い～

- ①——はじめに
- ②——先行研究の概観
- ③——仮説の設定
- ④——実験概要
- ⑤——分析および考察
- ⑥——おわりに

安藤 和代

● 早稲田大学 商学学術院 助手

恩蔵 直人

● 早稲田大学 商学学術院 教授

須永 努

● 早稲田大学大学院 商学研究科 博士後期課程

——はじめに

近年の厳しい経済環境下において、新規出店や売り場拡張など、規模の経済性を求めた成長戦略を実行できる小売企業は限られている。その一方において、多くの小売業は既存店をベースに経費削減や業務効率の改善に注力し、収益性の向上、オペレーション・システムの高度化、売り場や販売促進活動の効率化に取り組んでいる。こうした大きな流れの中で、ROI指標は事業の評価基準として一層の重みを持って扱われるようになってきている。つまり、投下資本からいかに効率的に利益を上げるかということが重視されているのである。小売業にとって店舗は大きな比重を占める投下資本であり、売り場スペース、ひいては棚スペースから得られる売上や利益を最大にすることが期待されており、そのために売

場スペースが持つ販売力を把握することは最大関心事となっている。

本研究では、スーパーマーケットにおいて通常棚の陳列スペースが持つ販売力を把握することを目的に、特定商品カテゴリーに注目し店舗実験を行った。具体的には、当該カテゴリーの棚を30週間にわたりコントロールし、棚に配置する商品のブランド、価格、フェイス数を変化させ、当該ブランドの販売成果に及ぼす影響を検証した。80年代、米国において店舗実験による陳列効果の検証が行われたが、得られた結果は必ずしも一致しておらず、影響力についての見解にもばらつきが見られた。また店舗環境が米国とは異なる日本において、独自に店舗実験を行い、陳列効果の検証を行った事例はほとんどない。とすれば、長期にわたる実験を行ない、陳列効果について考察してみることの価値は小さくないものと思われる。

また本研究の特徴は、売上に影響すると思われる複数の要因を総合的に扱い、他の条件をコントロールすることによって収集された信頼性の高いデータを用いている点にある。

分析にあたり、ブランド特性や価格による陳列効果の違いを明確に示すため、売上反応曲線の検証も行った。先行研究では、陳列効果の量的把握のため、スペース弾力値の測定が行われているが、店舗実験を通して得られたデータを使って関数化に取り組んだ研究はほとんど見受けられず、その点も本研究の価値を高めていると思われる。次節では関連する既存研究をレビューし、得られた知見や課題の整理を通して、仮説の導出へとつなげたい。

—— 先行研究の概観

1. 陳列効果の有無に関わる研究

商品配置が売上に与える効果については実務家の関心も高く、古くから議論されてきた領域である。中でも「特別陳列」の効果に着目する研究は数も多く、単体の効果および複数のセールス・プロモーション手段との相互作用効果が検討されてきた。それら研究は恩蔵（1990）によって詳しくレビューされており、特別陳列の効果は非常に大きいことが明らかにされている。例えば Dillon Study (1960) の実験では、特別陳列された商品の売上数量は通常価格販売時で約 4.7 倍、値引き時で約 8.0 倍になった。複数プロモーション施策の比較実験を行った Wilkinson, Paksoy and Mason (1982) によると、一時的に売上を増加させる働きがあるのは、広告よりも特別陳列や値引きであったという。

一方、通常棚内での商品配置効果を調べる実験は、特別陳列にフォーカスした実験ほど多くはない。代表的な研究としては、棚スペースが売上に与える効果を明らかにすべく店

舗実験を行った Cox (1964, 1970) や、複数のマーケティング変数の一つとして陳列スペースを取り入れ店舗実験を行った Wilkinson, Paksoy and Mason (1981, 1982) が挙げられる。

Cox (1970) は、習慣的に購買される商品（コーヒー用粉クリーム）と衝動的に購買される商品（食塩）について、上位と下位の 2 ブランドを選び、棚スペースを変化させることで当該ブランドの売上が変化するのか、またその変化は商品特性やブランド特性によって異なるのかを調べるため、6 店舗 × 3 週間の乱塊法で実験を行った。棚スペースは全体の 1/3, 1/2, 2/3 の 3 水準でコントロールされた。その結果、衝動買い商品の上位ブランドにおいてのみ、棚スペースの水準間に統計的に有意な差が認められ、仮説を支持する結果となった。設定していた仮説とは「習慣的に購買される商品ではブランドに関わらず（上位か下位か）、棚スペースと売上数量の間に関係性がない」「上位ブランドの衝動買い商品では、棚スペースと売り上げ数量の間に関係性がある」「下位ブランドの衝動買い商品では、棚スペースと売上数量の間に関係性がない」である。

Wilkinson, Paksoy and Mason (1981, 1982) の研究では、価格 3 水準（通常価格、割引価格、原価）、陳列 3 水準（通常スペース、拡張スペース、特別陳列）、新聞広告 2 水準（ある、なし）で変化させた場合の販売数量が 4 つの商品（石鹼、りんごジュース、米、冷凍パイシート）で比較されている。その結果、特別陳列をすると、価格によって程度の差はあるものの、いずれの商品においても販売数

量は通常スペース時の販売数量よりも大きく増加した。しかし拡張スペースの場合、りんごジュースと石鹸の販売量は通常スペース時より上回ったものの、その差は無視できるほどの小さな差であり、米（通常価格）と冷凍パイシートでは通常スペース時を下回る結果となった。統計的な検定も行われたが、通常スペース時と拡張スペース時で有意な差は見られなかった。

以上のように、陳列スペースの増加と販売成果の関係を調べる店舗実験の結果を見ると、部分的もしくはわずかなプラスの影響が見られるケースがあるものの、明確な関係性は見出されていない。自らの実験結果を受けてCox（1964）は、「スーパーマーケットにおいて、食料品の売上を増加させるために『棚スペースを増加させる』という手段をとることは、非効率的である」と結論づけている。

2. 陳列効果の量的把握に向けた研究

前項で取り上げた研究は、棚スペースの変更が販売成果に影響を及ぼすのか否かといった影響力の存在にフォーカスしている。これに対し、スペース弾力性に関する研究は、棚スペースの影響力を量的に把握することを目的としている。

スペース弾力性を測定した初期の研究にCurhan（1972）の取り組みがある。Curhanはスペースと売上数量の関係を明らかにするために、スペース弾力値を従属変数として、11の商品特性を独立変数とした重回帰分析を行った。その結果、決定係数は0.032（自由度修正済み決定係数で0.012）となり、モデルとしては認め難いものとなった。分析にあたり

Curhanは、先に紹介したCox（1964, 1970）やWilkinson et al.（1981, 1982）の研究のように、限られた商品を対象とする実験では結果を一般化することが困難であると考え、約500の商品を対象とした。通常営業下の店舗で棚スペースを増減させ¹⁾、スペース変更前後5～12週にわたって売上数量が観察された。その結果からスペース弾力値を導出したところ、全商品平均のスペース弾力値は0.212となった。

さらにCurhanは、独立変数とした11の製品特性について、それぞれサンプルを2分割し、スペース弾力値の平均を比較した。すると、統計的に有意な差が認められ、差の方向が仮説と一致したのはブランドのタイプ（仮説：プライベート・ブランドはナショナル・ブランドよりスペース弾力値が大きくなる）と、非計画購買の程度（仮説：非計画購買指数が高いほどスペース弾力値も大きくなる）であった（ $p < 0.25$ ）。

他の研究を見ても、スペース弾力値は価格弾力値などと比較して概ね小さい。Heinsbroek（1977）はカテゴリーレベルでのスペース弾力値を測定したところ、その平均値は0.15であった。しかも、40%が0.05以下で、0.5を超えるカテゴリーはなかったと記している。類似するCorstjens and Doyle（1981）の研究では平均値が0.086となっており、店舗業態レベルで弾力性を測定したThürlik（1988）の研究では、デパート、スーパーマーケット、ハイパーマーケットのいずれにおいても0.6前後であった。さらに守口（1989）の研究でも、0.2前後であったと記されている。このようにばらつきも見られるが、いずれの場合もスベ

ース弾力値は、価格弾力値などと比較して、小さな値になっている。

—— 仮説の設定

1. 棚スペース増が販売成果に与える影響

これまで見てきたように、先行研究では棚スペースと売上数量の間に弱い関係性が見られるだけであり、スペース弾力値も概ね0.2前後にとどまっている。しかし、これらの結果を疑問視する研究者もいる。例えば Bultez and Naert (1988) や Borin and Ferris (1995) である。Bultez and Naert (1988) は、研究方法に付随する問題を指摘している。具体的には、実験デザインの不備、スペース配分バリエーションの少なさ、売上データの信頼性の低さなどであり、正しくコントロールされた店舗実験が行われた場合、棚スペースの変化と売り上げには明らかな因果関係が見出せるのではないかと示唆している。販売監査法による研究では両者の関係性が認められていること（例えば Frank and Massy 1980 ; Dréze, Hoch and Purk 1994）、視覚認知の研究では棚スペースの拡大が特定商品や商品群の売上にポジティブな影響を与えるという見方が支持されていること (Phillips and Bredshaw 1993)²⁾などを考慮すると、Bultez and Naert (1988) の指摘には妥当性があると考えられる。

次に Borin and Ferris (1995) は、スペース弾力値が小さな値となる理由を「ほとんどの商品が十分な棚スペースを与えられているので、スペースを拡張してもそれに見合う販売成果の向上がもたらされなかったのだろう」と説明している。そうであるならば、日米に

おける店舗環境の違い³⁾を考慮する必要がある。つまり米国と比較して狭い売り場に、より多品種の商品が陳列されている日本において、当該商品の販売成果に与える1フェイスの影響力は米国より大きくなると推測される。

さらに消費者の購買行動の違いも、スペース弾力値に差をもたらすものと思われる。米国の計画購買比率は30%を超える値であるのに対して (PoPai-Dupon Study 1978)、日本ではその値が約11%と言われている (青木 1983)。Curhan (1972) が示したように、非計画的に購買される商品は、そうでない商品よりスペース弾力値が高くなるのであるならば、非計画購買が多い日本では米国よりスペース弾力値が高くなると推測される。以上の点から、次の仮説が導き出される。

仮説1 日本において、棚スペースを増やすことは、当該商品の販売成果にプラスの影響を与える。

2. 棚スペースの変化と売上反応関数

次に、棚スペースと売上数量の間に何らかの関係があるならば、フェイス数を変化させた場合の売上反応関数はどのような形状になるのだろうか。非価格プロモーションを実施した際の売上反応関数は、特定できないとする研究もあるが (Blattberg, Briesch and Fox 1995)、一般的に逓減型またはS字型になるとされている (Lambin 1976)。また、陳列効果を販売監査法で検証した Dréze, Hoch and Purk (1994) の研究によれば、フェイス変化による売上反応関数はS字型である。従って、逓減型もしくはS字型関数になるものと予想

される。しかしこうした研究では、商品特性についての議論がなされていないため、当該商品が耐久財なのか非耐久財なのか、リーダーブランドなのかノン・リーダーブランドなのか、といった違いが反応関数にどのように影響するのかについては明確にされていない。

セールス・プロモーションに関する先行研究では、ブランドによってプロモーション効果が不均衡であることが指摘されている (Blattberg, Briesch and Fox 1995; Krishnamurthi and Raj 1991)。競争地位の高いブランドは、プロモーションによって他ブランドからのスイッチを獲得しやすく、競争地位の低いブランドと比較してより大きな効果を得やすい。つまり、ブランド・エクイティによってブランド・スイッチに偏りが生じ、それが不均衡を生むとされている。先述のCox (1970)の実験においても、衝動買い商品に限定されるが、上位ブランドではフェイス増が販売成果にプラスの効果をもたらし、下位ブランドではその効果がもたらされないという結果になっている。以上の指摘から、競争地位の高いリーダーブランドは、ノン・リーダーブランドと比較して陳列効果を得やすく、その影響は早い段階 (小さなスペースの増加) で現れると推測される。では、そのメカニズムはどのようなものだろうか。我々は陳列効果を、アテンション効果とシグナリング効果の2つに分けて考察した。

1つ目のアテンション効果とは、特定の刺激に対して瞬間的に情報処理能力を集中させる効果のことを意味している (Greenwald and Leavitt 1984)。過去の広告研究では、意識的反応を導出できる刺激の特徴として、色や新しさと並び大きさが挙げられていること

から、消費者のアテンションをひきつける力は、フェイス数が増加することによって大きくなるのではないかと考えた。つまり、より大きな視覚的刺激を与えられることによって、より大きなアテンションが得られるということである。またその場合、フェイス数とアテンション効果の間にはリニアな関係があると想定した。

もう1つのシグナリング効果は、帰属理論によって説明できる (Shaver 1975)。つまり消費者は、「陳列スペースが他より広い」という結果の原因を推論し、その原因を「よく売れている商品であるから」「今日のお買い得商品であるから」などと特定する。つまり、陳列スペースの広さは消費者に何らかのメッセージを発信しており、広いスペースはポジティブな意味を伝達すると考えられる。しかし、1段のフェイス数が固定されている通常の陳列棚において、隣の商品よりも狭いフェイス数ではシグナリング効果は現れないだろう。当該商品が隣の商品よりも広いフェイス数を提供された時点でシグナリング効果が現れ、一気に閾値に到達すると考えられる。したがって、フェイス数とシグナリング効果の間にはS字型の関係が成立すると予想される。

これまで論じてきたアテンション効果とシグナリング効果は、商品の競争地位によって差異が見られるのだろうか。広告に関する先行研究によれば、人は関心のある刺激により多くのアテンションを示すことが明らかになっていることから (Mackenzie, Lutz and Belch 1986)、アテンション効果は、ノン・リーダーブランドよりリーダーブランドに大きく現れると考えられるであろう。また Ratheswar,

Mick and Reitinger (1990) によって示されているように、消費者に関連する刺激は知覚の閾値が低いため、意識的反応が迅速に導かれる。よって、リーダーブランドにおいては、効果が早く現れるアテンション効果によって一気に閾値にまで到達するため、反応関数は逓減型モデルになると考えた。一方、ノン・リーダーブランドにおいては、リーダーブランドと比較してアテンション効果による売り上げ上昇効果は抑制されるが、隣接商品のフェイス数より大きなフェイス数を得た時点でシグナリング効果が現れ、2つの効果が併合して閾値に到達するため、反応関数はS字型モデルになると考えた。以上の点から、次の仮説が導き出される。

仮説2：リーダーブランドにおいて、フェイス数を変化させた場合の売上反応関数は逓減型モデルになる。

仮説3：ノン・リーダーブランドにおいて、フェイス数を変化させた場合の売上反応関数はS字型モデルになる。

—— 実験概要

1. 概要

実験は、2004年5月17日から2004年12月11日までの30週間、首都圏を中心にチェーン展開するスーパーマーケットの1店舗で、納豆カテゴリーの陳列棚を借り切って行われた。実験店は東京都西部に位置し、同商圈内には競合店が2店ある。売り場面積は2,600㎡、1日の平均来店客数は約2,300人である。

納豆を実験対象に選んだ理由は、消費頻度が高く頻繁に購買されること、関与が相対的に低くスイッチングが起りやすいこと、賞味期限の関係から長期にわたる家庭内ストックができないことにある。従って、納豆の売り上げはマーケティング変数の変更に対して敏感に反応することが予想され、本実験に適した商品であると判断した。

実験は納豆棚の最下段で行った。通常、スーパーマーケットにおいて納豆などの日配品が置かれている什器は、最下段が他の段よりもせり出したL字構造で、陳列スペースが広がっている。そのため、商品が顧客の目に触れる面積が広く、大量陳列が可能な最下段は特売用スペースとなっており、大部分の消費者がこの最下段から商品を選択している⁴⁾。実際に最下段の売上・利益はともに大きな割合を占めており、最下段をいかにマネジメントするかは、流通・メーカーの両者にとって最大の関心事となっている。

実験では、最下段陳列商品のブランド2水準、価格2水準、フェイス数4水準をとりあげた。この3要因を操作して店舗用の棚割表を週別に作成し、店の担当者に指示通りの陳列をするよう依頼した。データの信頼性を確保するために、陳列後の確認と陳列状況の写真撮影も依頼した。さらに学生アルバイトを隔日で売り場へ派遣し、商品の陳列が計画通りであることの確認と、必要な場合は修正をするよう指示した。

2. リサーチ・デザインとデータ

先に示した通り、この実験の目的は、ブランド2水準、価格2水準、フェイス数4水準

■図表——1

実験棚割りのイメージ

を変化させ、当該ブランドの販売成果に与える影響を検証することにある。実験で取り上げた2つの商品は、納豆市場におけるシェア第1位メーカーの主力ブランドであるリーダーブランドと、第2位メーカーの主力ブランドである⁵⁾。業界における競争地位と同様に、2つのブランドは実験店舗においても売り上げ第1位と第2位の実績を誇っている。いずれも1個50g入りの発泡スチロールトレイが3個パックになったもので、市場に最も多く出回っているタイプの商品である。

価格は98円と108円の2水準に設定した。メーカー希望小売価格は158円であるが、日常的に100円前後の価格が設定されていることから現実的な価格を採用した。また協力メーカーの調査結果によれば、消費者の内的参照価格は約100円であったので、分析基準に参照価格を入れられるような2水準に設定した⁶⁾。棚スペースは、実験店舗の棚幅に合わせて4フェイスから、6フェイス、8フェイス、最大13フェイスまでの4水準とし、13フェイスの場合を除いて実験ブランドのとなりに

■図表——2

実験条件

ブランド	フェイス数	価格		データ数
		98	108	
リーダーブランド	4	6	6	12
	6	5	7	12
	8	7	5	12
	13	7	6	13
集計		25	24	49
ノン・リーダーブランド	4	6	6	12
	6	8	6	14
	8	7	6	13
	13	6	6	12
集計		27	24	51
総計		52	48	100

プライベート・ブランド（以下PB）を98円で配した（図表-1）。実験条件は図表-2に示されている。

実験にあたっては次のデータを収集した。最下段陳列データ、実験期間の日別・SKU別の販売データ（販売価格、売上金額・数量、粗利）、来店客数、自店と競合店のチラシデータ。自店と競合店のチラシデータは同商圏の新聞購読者に依頼して収集した。次節では、これらのデータを用いて分析を行う。

—— 分析および考察

1. 仮説1の検証

仮説の検証に先立ちデータを分析したところ、自店および競合店のチラシの有無は販売成果に影響を及ぼしていなかったため、チラシ配布日のデータを除外することなく集計に加えた⁷⁾。分析においては、季節指数を反映させた100人当たりの売上数量を販売成果として使用することにした。

さて、仮説1の「日本において、棚スペースを増やすことは、当該商品の販売成果にプラスの影響を与える」を確認するため、ブランド（2水準）、価格（2水準）、フェイス数

（4水準）を説明変数とした分散分析を行った。その結果、フェイスの主効果（0.1%水準）と、価格とフェイスの交互作用効果（1%水準）、価格とフェイスとブランドの交互作用効果（10%水準）が認められた。分散分析の結果は図表-3にまとめられている。フェイス数間の多重比較を行ったところ、概ね各区間で有意な差が認められたものの、6フェイスと8フェイスの間で有意差が認められなかった（4フェイスと6フェイスの間は10%水準、8フェイスと13フェイスの間は1%水準）。詳細を分析するため、1%水準で交互作用効果が認められた価格別にフェイス数間の多重比較を行ったところ、98円の場合は全区間で有意

■図表——3

分散分析結果

従属変数: 季節指数入り100人あたり販売数量

ソース	タイプⅢ平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
価格	65.746	1	65.746	80.231	.000
フェイス	139.618	3	46.539	56.792	.000
ブランド	7.772	1	7.772	9.484	.003
価格 * フェイス	11.881	3	3.960	4.833	.004
フェイス * ブランド	4.440	3	1.480	1.806	.152
価格 * フェイス * ブランド	6.647	4	1.662	2.028	.098
誤差	68.835	84	.819		
総和	1635.728	100			
修正総和	308.817	99			

R2乗=.777 (修正済みR2乗=.737)

■図表——4

多重比較結果（フェイス毎の販売数量）

な差が認められたのに対し（4フェイスと6フェイスの間は10%水準，その他フェイスの間は1%水準），108円の場合は4フェイス，6フェイス，8フェイスの間で有意差はなく，4フェイス，6フェイス，8フェイスの各フェイスと13フェイスの間にのみ有意性が認められた（1%水準）。

これらの結果から，仮説1は概ね統計的に支持され，特に参照価格以下の場合に強く認められた。その一方で，参照価格より高い価格設定の場合には，多少のフェイス増では効果がなく，大幅にスペースを広げる場合にのみ有効であることが明らかになった（図表－4）。

2. 仮説2，仮説3の検証

フェイス数の変化による売上反応関数の検討に移ろう。リーダーブランドの売上反応関数が逓減型モデルになるかどうかについて検証するため，98円販売時のデータを使って分析したところ，次の逓減型関数を表す式で説明することができた（修正済み決定係数0.74， $F=58.8$ ， $p<0.01$ ）。散布図に推定曲線をあてはめたところ図表－5のようになった。

$$1.42^Y = 0.68X \quad Y=\text{販売数量}, \quad X=\text{フェイス数}$$

次にノン・リーダーブランドの98円販売時のデータが，S字型関数で表すことができるかどうかについて検証する。

飽和点を明らかにするため，6.6から8.0までの値で試行したところ，7.3がもっともあてはまりがよいという結果となり，さらに分析した結果，次のS字型関数を表す式で説明することがわかった（修正済み決定係数0.72， $F=63.3$ ， $p<0.01$ ）（推定曲線は図表－6）。

■図表－5

フェイス変化に伴う売上反応関数
リーダーブランド（98円販売時）

$$Y = \frac{7.3}{1 + \exp(-Z)}$$

$$Z = -1.56 + 0.25X$$

推定曲線の形状からわかるように，リーダーブランドとノン・リーダーブランドではフェイス数の変化に対して異なる反応を示すことが明らかになった。フェイス増の効果はノン・リーダーブランドよりリーダーブランドにおいて早く（小さな増加で）現われ，早い段階で閾値に近づく。一方，ノン・リーダーブランドにおいては緩やかな増加から始まり，ある時点で一気に閾値近くに到達する（本研

■図表－6

フェイス変化に伴う売上反応関数
ノン・リーダーブランド（98円販売時）

究では8フェイス周辺)。しかしいずれの場合も、フェイスを広げることによる販売増の効果には限度があることもグラフの及ぼす形から見て取れる。

仮説にはないが、参照価格が反応関数に及ぼす影響を調べるため、108円販売時のデータを使って両ブランドの反応関数を検証した。散布図を描いてみたところ、いずれも通増型モデルがあてはまりそうであると判断したので、通増型の関数式で分析したところ、リーダーブランドでは次のi式で、ノン・リーダーブランドではii式で説明できた(i式：修正済み決定

■図表——7

フェイス変化に伴う売上反応関数
リーダーブランド (108円販売時)

■図表——8

フェイス変化に伴う売上反応関数
ノン・リーダーブランド (108円販売時)

係数 0.54, $F=28.5$, $p<0.01$, ; ii式：修正済み決定係数 0.39, $F=16.3$, $p<0.01$,) (推定曲線は図表—7, 図表—8)。

$$i\text{式} \quad Y=1.32 \cdot 1.11^X \quad ii\text{式} \quad Y=0.83 \cdot 1.14^X$$

参照価格を上回る価格設定の場合、ブランドに関わらずフェイス増による販売促進効果は緩やかなものとなり、遅れて(大きな増加)効果が現れることをグラフの形状が表している。

従って、仮説2、仮説3は参照価格以下の場合にのみ支持され、部分的支持という結果となった。そして参照価格を上回る場合は、通増型モデルとなることが明らかになった。

3. 考察

以上の通り、実験データを分析したところ概ね仮説を支持する結果となった。得られた知見をまとめると図表—9と図表—10になる。

■図表——9

フェイス数変化が販売成果(数量)に及ぼす影響

■図表——10

フェイス変化による売上反応関数

ブランド	参照価格	
	参照価格より安い	参照価格より高い
リーダーブランド	逓減型モデル	通増型モデル
ノン・リーダーブランド	S字型モデル	

フェイス増は販売数量にプラスの影響を及ぼすことが統計的に支持された。分散分析の結果、フェイス数に関しては、主効果だけでなく、フェイス数と価格、フェイス数と価格とブランドの交互作用効果が認められた。従って、フェイス効果を最大化したいと考える場合、フェイス数単体でなく、フェイス数とブランドと価格の組み合わせによる効果を念頭におくべきであろう。詳細な分析の結果、ブランド競争地位によって販売成果に及ぼす影響力は明らかに異なり、反応関数の違いにはっきりと現れている。本稿では、その違いをアテンション効果とシグナリング効果に分けて検討したところ、仮説を支持する結果が得られた。ただし、2つの効果の所在や作用の仕方については、さらなる検証が必要であろう。

また参照価格より高い価格設定の場合、価格はフェイス増のプラス効果を押し下げる効果があることがわかった。例えば参照価格以下である時、リーダーブランドでは4フェイスから6フェイスで、ノン・リーダーブランドでは6フェイスから8フェイスで反応曲線が大きく上向くが、参照価格を上回る価格設定の時、いずれのブランドにおいても8フェイスから13フェイスまで曲線が上向かない。これらの傾向は、反応モデルを明らかにすることで、より明確に理解することができた。

その際、仮説で示した2つの効果、アテンション効果とシグナリング効果はどのように働いたのであろうか。参照価格を上回ったことでアテンション効果は打ち消され、13フェイスという圧倒的なフェイス数が与えられたとき初めてシグナリング効果が現れたと考え

ることができそうであるが、この点についても、今後の検討が必要であることは言うまでもない。

—— おわりに

本研究では、通常棚でフェイス数を変化させることが当該ブランドの販売成果にどのような影響を及ぼすかについて調べるため、フィールド実験を行った。同様の店頭実験は、日本において過去にあまり行われていない。特に販売成果に影響を及ぼすと考えられる価格やブランドを完全にコントロールした店頭実験は希少であり、ここで得られた知見は学術的貢献に留まらず、棚効率を高めたいと考える流通業者や、陳列スペースの獲得に関心を高めるメーカーに対しても貢献できる内容であると考ええる。

しかし課題も残されている。1つ目の課題は、限定的な実験であることである。本研究で示した知見は一定期間、一店舗で行われた実験データを基にしており、しかも1つの商品カテゴリー棚の最下段で販売される2つの主要ブランドの販売データを使って分析した結果である。30週間にわたって店舗をコントロールしたが、多様な条件設定のため、個別の有効データ数は必ずしも十分とは言えない。研究内容の信頼性を高めるためには、さらに多くのデータで検証することが必要であり、一般化のためには複数店舗での実験や類似する他の商品カテゴリー（牛乳や豆腐など）での検証が求められるであろう。

2つ目の課題は、得られた知見を個別的に論じている点である。より総合的、複合的に

検討を加え、実際の売り場で活用可能な知見へと発展させていくことが必要であると思われる。こうした過程を通して、より有効な棚管理が実現されることになるだろう。

付記 本研究は、早稲田大学マーケティング・コミュニケーション研究所によるインスタ・マーケティング研究の一環として行われたものである。研究の過程でご協力いただいた各社に対し、この場を借りて御礼申し上げる。

注

- 1) 店舗が導入している棚制ソフトの指示に従って、商品毎のフェイス数変更は行われた。
- 2) 店を一巡した顧客は自動的に、無意識で通りすぎた売り場の品揃えを画像として読み取っており、売り場とその周辺を含め、自分を頂点に円錐状に広がる範囲の映像を記録している。従って、ある商品の売り場が大きくとられていたならば、視覚的に認知されやすく、区別されやすく、より多く購入されるという。
- 3) 近年、日本においても大型店業態、例えばスーパーセンターなどが現れているが、そういった売場面積が大きな業態であっても日本の1坪当たりのSKUは米国の2.8倍だという(<http://www.dynamic-m.co.jp/>)。
- 4) 「納豆に関するアンケート2004」(<http://www.natto.ne.jp>)によれば、購入時の重視点として66.4%の人が価格を、34.5%の人が特売を挙げており、最下段商品を中心とした購入が多いことを示している。
- 5) 2004年度出荷金額ベースのシェアは第1位メーカーが30.4%、第2位メーカーが12.9%となっている(酒類食品統計月報2005年6月号)。
- 6) 内的参照価格とは、消費者の心の中に形成される対象商品にふさわしい価格イメージのことである。協力メーカーが東京在住者96名に「納豆といえはいくらを想定しますか」と質問したところ、約60%が98~100円と回答したことから、98円は参照価格以内、108円は参照価格を超える価格と想定した。

参考文献

- 青木幸弘 (1983), 「消費者の店舗内購買行動に関する一考察」『マーケティング・ジャーナル』日本マーケティング協会, 第3巻, 第2号, 11-23頁。
- Blattberg, Robert C., Richard Briesch and Edward J. Fox (1995), "How Promotions Work," *Marketing Science*, Vol.14, No.3, pp.122-32.
- Borin, N. and P. Farris (1995), "A Sensitivity Analysis of Retailer Shelf Management Models," *Journal of Retailing*, Vol.71, No.2, pp.153-71.
- Bultez, A. and P. Naert (1988), "SHARP: Shelf Allocation for Retailers's Profit," *Marketing Sciences*, Vol.7, No.3, pp.211-31.
- Corstjens, M., and P. Doyle (1981), "A Model for Optimizing Retail Space Allocations," *Management Sciences*, Vol.27, No.7, pp.822-33.
- Cox, Keith K. (1970), "The Effect of Shelf Space of Branded Products," *Journal of Marketing Research*, Vol.7, No.1, pp.55-8.
- Cox, Keith K. (1964), "The Responsiveness of Food Sales to Shelf Space Changes in Super Markets," *Journal of Marketing Research*, Vol.1, No.2, pp.63-7.
- Curhan, Ronald C. (1972), "The Relationship Between Shelf Space and Unit Sales in Supermarkets," *Journal of Marketing Research*, Vol.9, No.4, pp.406-12.
- "The Dillon Study," (1960), *Progressive Grocer*, January, pp.48-72.
- Drze, Xavier, Stephen J. Hoch and Mary E. Purk (1994), "Shelf Management and Space Elasticity," *Journal of Retailing*, Vol.70, No.4, pp.301-26.
- Frank, R. E. and W. F. Massy (1970), "Shelf Position and Space Effects on Sales," *Journal of Marketing Research*, Vol.7, No.1, pp.59-66.
- Greenwald, A. G. and C. Leavitt (1984), "Audience Involvement in Advertising: Four Levels," *Journal of Consumer Research*, Vol.11, No.1, pp.581-92.
- Heinsbroek, H. (1977), *De Maximalisatie van de Schapruimtetoeewijzing in de Supermarket*, Doctoral Dissertation, Free University of Brussels.
- 7) チラシが販売成果に及ぼす影響については井上淳子, 恩蔵直人, 須永努 (2005) を参照。井上淳子, 恩蔵直人, 須永努 (2005), 「小売陳列スペースの効果的なマネジメント」『マーケティング・ジャーナル』日

- 本マーケティング協会, 第98号, 80-92頁。
- Krishnamurthi, L. and S. P. Raj (1991), "An Empirical Analysis of the Relationship Between Brand Loyalty and Consumer Price Elasticity," *Marketing Science*, Vol.10, No.2, pp.172-83.
- Lambin, J. J. (1976), *Advertising, Competition, and Market Conduct in Pligopoly over Time*, North-Holland.
- Mackenzie, S. B., R. L. Lutz and G. E. Belch (1986), "The Role of Attitude toward the Ad as a Mediator of Advertising Effectiveness: A Test of Competing Explanations," *Journal of Marketing Research*, Vol.23, No.2, pp.130-143.
- 守口剛 (1989)「シェルフ・ディスプレイ効果についての考察-シェルフ・ポジション効果の実証研究を中心として」, 田島義博・青木幸弘編著『店頭研究と消費者行動分析』誠文堂新光社, 285-303頁。
- 恩蔵直人 (1990)「セールス・プロモーション研究の発展過程と今後の課題」『早稲田商学』第338・339合併号, 219-48頁。
- Phillips, H. and R. Bradshaw (1993), "How Customers Actually Shop: Customer Interaction with the Point of Sale," *Journal of the Marketing Research Society*, Vol.35, No.1, pp.51-62.
- Ratheswar, S., D. Mick and G. Reitingner (1990), "Selective Attention in Consumer Information Processing: The Role of Chronically Accessible Attributes," *Advances in Consumer Research*, Vol.17, pp.547-53.
- Shaver, Kelly G. (1975) *An Introduction to Attribute Processes*, Winthrop Publishers. (稲松信雄, 生熊譲二訳『帰属理論入門』誠信書房, 1981年)。
- Thürlik, R. (1988), "Les Grandes Surfaces en France: Etude de la Relation Ventes/Surface du Magasin," *Resherche et Applications en Marketing*, Vol.3, No.3, pp.21-37.
- Willkinson, J. B., J. Barry Mason and C. H. Paksoy (1982), "Assessing the Impact of Short Term Supermarket Strategy Variables," *Journal of Marketing Research*, Vol.57, No.1, pp.72-86.
- Willkinson, J. B., C. H. Paksoy and J. Barry Mason (1981), "A Demand Analysis of Newspaper Advertising and Changes in Space Allocation," *Journal of Retailing*, Vol.57, No.2, pp.30-48.

安藤 和代 (あんどう かずよ)

立教大学文学部卒業。(株)ワールド広報部課長を経て、現在、早稲田大学商学学術院助手、同大学大学院商学研究科博士後期課程在籍中。

主な業績に「マーケティング活用に向けたクチコミ研究」『日経広報研究所報』第219号(2004年)などがある。

恩蔵 直人 (おんぞう なおと)

早稲田大学商学学術院教授。専攻はマーケティング。

須永 努 (すなが つとむ)

早稲田大学商学部卒業。現在、同大学大学院商学研究科博士後期課程に在籍中。主な業績に「消費者による情報創造—推論に基づく属性信念の形成—」『流通研究』第8巻 第1号(2005年)などがある。