『学習院大学　経済論集』第32巻　第1号（1995年3月）

包装消費財における参入順序効果の測定

学習院大学経営学研究科博士後期課程　森　治憲
学習院大学経済学部　上田　隆穂

1.　はじめに

我々は先に開催された日本マーケティングサイエンス学会1994年夏期研究大会「マーケティングにおける経験的一般化」特別セッションで新製品市場における先発優位に関する報告を行った。

しかしながら，その報告では時間の制約から，実証分析に関する技術的・計量経済学的な問題は殆ど触れることができなかった。これらの点は研究の一義的な目的からは本質的ではないが，現実に実証モデルを適応した際に発生する様々な問題の解決策を提示することは別の意味で重要なことと思われる。そこで，本研究は先に発表した報告の補足としてこれらの点に焦点を絞り「包装消費財における参入順序効果の測定」として発表する。

次章で研究の概要を述べ，次に，その分析で用いられた技術的な話題を順に説明していく。まず，分析に用いられた先発度の性質や妥当性，集計上の問題，ブランド特定化ダミー，最後は合理的期待仮説に基づく参入の扱いについてである。

2.　研究の概要

新製品市場における先発優位の存在は経済学的な立場や消費者行動学的な立場から様々に指摘され，その効果もいくつかの研究により実証されている。本研究も先発優位を実証する一連の研究の中に位置づけられるものであるが，研究の枠組みをブランド選択の理論と Lieberman, Montgomery (1988) が唱えた先発優位の源泉に負っているため，我々は分析対象を次のように規定した。第一に先発企業の参入順序による優位のみを対象とするのではなく，より包括的に参入時期の早さによる優位へと問題を拡張する。第二に参入順序効果をマーケット・シェアに直接影響する小売り店のフェイスの確保や市場の隙間の先取りと不確実性下の購買行動（消費者は先発製品を標準とみなす傾向がある）に制限する。さらに，本研究では以下に述べる実証上の問題点を次のように解決した。

第一の問題は先発企業の失敗例の欠落や自己申告制による信頼性の欠如，初期参入企業と先発企業との混同などデータの信頼性に関する問題である。これはＰＯＳデータを用いることで解決した。第二は順序の尺度化の問題である。順序尺度では絶対的な時間の情報が失われるが，逆に，絶対的な時間では普及や購買頻度が異なるカテゴリー間での比較ができない。この問題は3章で議論される“先発度”を定義することで解決した。第三は製品属性や顧客層が異なる複数カテゴリーを同時に分析することから生じる問題である。これはデータ数が十分に大きいためカテゴリー毎に分析することで解決する。第四は参入の扱いの問題である。多くの研究で企業の市場参入が内生変数であることが指摘されているが，本研究の枠組みでは統計的な問題は生じないことが証明される。これは6章で示され

る。

分析では多項ロジット・モデルがカテゴリー毎に適用された。被説明変数はマーケット・シェアで単位量（分析された全製品の総容量をその総販売個数で割った一個当たりの平均容量）に換算した販売個数に基づいた値である。説明変数は単位当たり通常売価と価格掛け率，先発度，ブランド属性を考慮したダミー変数である。このダミー変数には5章で述べる理由から消費者に識別可能で統計的に推定可能なすべての要因が取り込まれた。

モデルに個人の同質性と購買行動の独立性が仮定されるため，第jブランドの第t期におけるマーケット・シェアを s_{tj}，説明変数を x_{jt}，係数を β とすれば；

$$s_{jt}=\exp(\beta' x_{jt})/\Sigma\exp(\beta' x_{kt})$$

と表される。ただし，分母の総和は全ブランドについて取られている。

データは日本経済新聞社から提供された1987年から約7年間の集計月次ＰＯＳデータである。9つの新製品カテゴリーは観測打ち切り時の状態から成熟期を対象とする第1グループと成長期を対象とする第2グループに分けられた。この判別は先発度を求めるために推定したロジスティック曲線による。

同一時期に同一ブランドで複数アイテムのある場合は，統合前の複数アイテムと統合後の単一ブランドで選択確率（シェア）が等しくなるように統合した。この手法は4章で詳述する。

ロジスティック曲線は非線形最小二乗法で推定され，数値計算にはガウスーニュートン法が用いられた。多項ロジット・モデルの推定は最尤法で，その数値計算はニュートンーラフソン法による。

推定結果は下の表に示されている。標本数が非常に多いため，すべての係数はゼロと有意に異なる。(1)は推定されたダミー変数の個数，(2)は分析されたブランド数である。

表1　推定結果

			(1)	(2)	掛け率	先発度	相対化先発効果
第1グループ：成熟期							
1	リンスインシャンプー	:	4	4	-0.9053	0.1176	-0.1299
2	コンパクトタイプ衣料用洗剤	:	3	5	-0.8691	0.0235	-0.0271
3	トイレ用シートタイプクリーナー	:	2	3	0.0379	-0.0385	-0.9829
第2グループ：成長期							
4	液体ハミガキ	:	0	3	-0.8978	-0.4391	0.4891
5	ミネラルウォーター	:	0	3	-0.9689	-0.2429	0.2507
6	ペットボトル入りウーロン茶	:	0	3	-0.0548	-0.9974	18.208
7	大人用パンツタイプ紙おむつ	:	1	3	-0.8218	-0.4692	0.5709
8	薄型生理用品	:	3	4	-0.6511	-0.0062	0.0095
9	チューブ入りわさび	:	0	2	-0.9241	-0.3821	0.4134

本論文冒頭

先発度自体は相対化された尺度であるが，多項ロジット・モデルに課せられる係数の二乗和が1に等しいという制約から，説明変数の個数が異なるカテゴリー間で係数を単純に比較することはできない。そこで，参入順序効果を，先発度の係数を同じくカテゴリー間で相対化された尺度である価格掛け率の係数で割った値として測定した。この値を相対化先発効果とする。

この値をダミー変数の個数と成熟期＝1としたダミー変数，対象ブランド数に形式的に回帰することで参入順序効果を解釈した。ただし，価格掛け率の効果が先験的知識と大きく異なるトイレ用シートタイプクリーナーとペットボトル入りウーロン茶は除いた。

相対化先発効果
＝ 0.644637－0.083225×ダミーの個数
(-0.515621)
－0.046288×成熟 or 成長
(-0.081438)
－0.077112×ブランド数
(-0.315273)

括弧内は標準化回帰係数である。

この結果から次の仮説が導かれた。第一に既存研究が指摘するほど参入順序効果は大きくない。定数項に表された価格掛け率の効果に対する純粋な参入順序効果の割合は僅か64％である。第二にこの効果自体も他の要因に大きく影響される。まず，競合ブランド数や選好属性数の増加は参入順序効果を縮小させる。これは実際に作用する参入順序効果がカテゴリー間で異なることを意味している。さらに，市場の成熟も参入順序効果を縮小させる。以上の仮説は過大評価でも過小評価でもなく極めて妥当なものと言えるであろう。

以上が「包装消費財における参入順序効果」として報告された研究の概要である。

3．先発度

この章では参入順序を測る尺度として先発度を定義し，この尺度の持つ特性と理論的根拠を示していく。

3-1 先発度の定義

参入順序を相対化した時間を基に表すことは順序変数やダミー変数を使うことより望ましい。これはカテゴリー間での比較が可能となるためと，外されたブランドの処理が不要となるためである。この相対化はロジスティック分布を基に行われるが，その理由は次節で述べる。

まず，単位量に換算した全ブランドの販売個数をロジスティック曲線で表し，その漸近値で割ることにより，対応する分布関数に変換する。μとσを分布の平均と標準偏差，第jブランドの参入時点をt_jとすれば，先発度O_jは；

$$O_j=(t_j-\mu)/\sigma$$

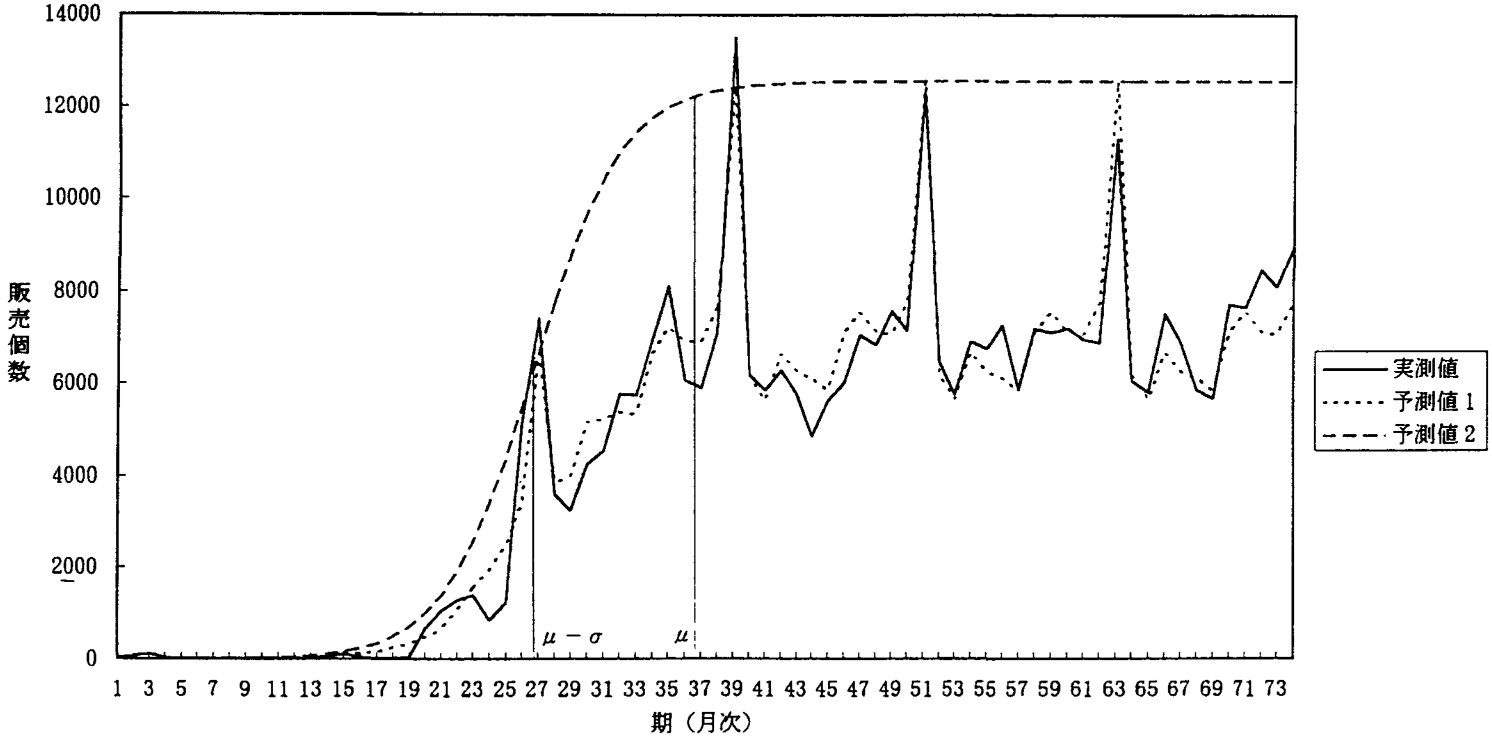
と定義される。

具体的を示す。図1はトイレ用シートタイプクリーナーの月次での販売個数（10枚1単位）の推移を表している。次節で述べるように，予測値1は月ダミーを加えて推定した曲線である。漸近値は成長を規定するパラメーターの値とは無関係なため，この曲線の12月を基準にして予測値2を導いた。この漸近値で割った曲線がロジスティック分布である。この場合，平均$\mu=26.7$，標準偏差$\sigma=4.89$だから，例えば，第20期に参入したブランドの先発度は（20－26.7）／4.89≒－1.37となる。

この先発度は成長過程の中心（分布関数の平均，変曲点）に対し，それ以前の参入ブランドには負の，以後のブランドには正の値を与える。必然的に先発ブランドはカテゴリー

本論文冒頭

図１　トイレ用シートタイプクリーナー



本論文冒頭

間で異なる値を取るが，この性質は市場成長の長さを反映しているに過ぎない。逆に，先発時点を中心とすると，その時点に対応する市場成長の程度がカテゴリー間で異なるため真の相対化とはならない。このように，カテゴリー間での相対化という意味では，先発度は望ましい性質を持っていると言うことができる。

3-2　ロジスティック分布を用いる理由

市場成長を捉えるためにロジスティック分布を用いる理由の第一点は，この分布が平均と分散で完全に規定されるため，先発度が各カテゴリーを通して完全に相対化されるためである。しかし，二つの母数で規定される分布関数は無数（正規分布など）にある。この中からロジスティック分布を選択する理由は背後にある普及モデルの存在にある。

現在の普及モデルは，内部の革新者と模倣者の定常的な行動原理に基づいた Bass モデルと，その改良型が主流である。本研究で用いたロジスティック関数は Bass モデルの特殊な場合で外部影響モデルと呼ばれる基本的なモデルである。

t 期の採用者数を$N(t)$，潜在的な総採用者数をN^*とする。初期条件を$N(0)=N_0$とすれば，外部影響モデルはロジスティック関数として次のように表される。

$$N(t)=\frac{N^*}{1+\exp(-\beta N^* t+\gamma)}$$

ただし；

$$\gamma=\log\frac{N^*-N_0}{N_0}$$

元来，普及モデルは新製品や情報の普及過程をモデル化したもので，新製品の販売個数を説明するモデルではない。そこで，次に新製品の販売個数の推移が同一のアナロジーで説明されることを示していく。

まず，$N(t)$を t 期の潜在採用者数に改める。これは現段階で新製品を購入する可能性のある人の総数であり，前に定義した潜在的な総採用者数N^*とは異なる。この値は外部影響モデルにより説明されるものとする。この潜在的採用者数のうち当期に実際に購買する率をα，一回の購買で購入する量を u とすれば，単位当たり総販売個数$S(t)$は；

$$S(t)=u\alpha N(t)$$

$$=\frac{u\alpha N^*}{1+\exp(-\beta N^* t+\gamma)}$$

と販売個数の推移は再びロジスティック関数として表される。上式を漸近値$u\alpha N^*$で割れば分布関数に変換される。

実際の分析では，季節変動を考慮するために購買率αを月の関数とする。

$$\theta=u\alpha(1+\sum_{j=1}^{11}\phi_j d_j)$$

d_j：第 j 月のダミー変数

ϕ_j：その係数

また，ダミー変数は1月から11月まで，基準を12月とした。先発度を求めるために必要な係数は市場成長を規定するβN^*とγだけであるため，この調整による分布関数への変換には何の問題も生じない。

4．多項ロジット・モデルにおける選択対象の統合

ロジット・モデルを基にした実証分析では複数の選択対象を便宜上一つの対象にまとめる必要に迫られることが多い。ブランド選択においてはサイズや用途の異なる同一ブランドの統合や“その他”ブランドの作成などである。しかし，この統合に伴う属性値の適切な処理については知られていない。統合され

本論文冒頭

るブランドの属性値の平均を統合されたブランドの属性値とするのが一般的である。この章では統合化に対する解決策を提示する。

4-1　統合のアルゴリズム

まず，以下の議論が多項ロジット・モデルの枠内でなされていることを述べておく。

次に変数を定義する。ブランドnの選択確率をp_n，その属性をK次元行ベクトルX_nとし，係数をベクトルβで表す。

ここで，ブランドm_n，$n=1\sim J$を便宜上のブランドmに統一することを考える。この複数ブランドの統合に際して次式の成立が論理的に要求される条件である。

$$\sum_{n=1}^{J} p_{mn} = p_m$$

$$\Leftrightarrow \quad \sum_{n=1}^{J} \exp(X_{mn}\beta) = \exp(X_m\beta)$$

$$\Leftrightarrow \quad \alpha = X_m\beta$$

ただし；

$$\alpha = \log\left\{\sum_{n=1}^{J} \exp(X_{mn}\beta)\right\}$$

この一次方程式を満たす属性ベクトルX_mは$K \geqq 2$である限り無数に存在する。この解集合をΩで表す。統計的にはΩの元はすべて同値である。しかし，非現実的な値は避けたいという意味で統合後の属性ベクトルは元のベクトルに近い方が望ましい。さらに，推定前の処理を前提にしているため係数ベクトルβは未知であり，具体的な元ωを求めることはできない。

これらの問題を解決するため，最小二乗の意味で元の属性ベクトルに最も近い一意な解ω^*を次の条件付き最小化問題の解として求めることを提案する。すなわち；

$$\min \pi = \sum_{n=1}^{J} (X_{mn} - \omega)(X_{mn} - \omega)'$$

$$= \sum_{n=1}^{J} X_{mn}X_{mn}' - 2X_A\omega' + J\omega\omega'$$

$$\text{s.t.} \quad \omega \in \Omega \Leftrightarrow \omega\beta = \alpha$$

ただし；

$$X_A = \sum_{n=1}^{J} X_{mn}$$

この問題の解ω^*はラグランジュ乗数法により求めればよい。ロジット・モデルが誤差項に仮定した第一種極値分布のパラメーターをbとすれば，$\beta'\beta = b^2$より；

$$\omega^* = \frac{1}{J}X_a + \frac{1}{b^2}\left\{\alpha - \frac{X_A\beta}{J}\right\}\beta'$$

となる。J個のブランドm_nが統合される前後で，ブランド数は当然変化しても，ロジット・モデルの分母（指数関数の和）の値は制約式が満たされている限り変化しない。この値をQとすれば，最適解ω^*におけるβ'の係数括弧内は以下のように変形できる。

$$* = \log\left\{\sum_{n=1}^{J} \exp(X_{mn}\beta)\right\} - \frac{1}{J}\sum_{n=1}^{J} X_{mn}\beta$$

$$= \log\left\{\sum_{n=1}^{J} \exp(X_{mn}\beta)\right\} - \log Q$$

$$+ \frac{J}{J}\log Q - \frac{1}{J}\sum_{n=1}^{J} X_{mn}\beta$$

$$= \log\sum_{n=1}^{J} p_{mn} - \frac{1}{J}\sum_{n=1}^{J} \log p_{mn}$$

この値をθとすれば；

$$\omega^* = \frac{1}{J}X_A + \frac{1}{b^2}\theta\beta'$$

となり，最小二乗の意味で元の属性ベクトルに最も近い解ω^*は元の属性の平均値から成る属性ベクトルから係数ベクトルの定数倍を

本論文冒頭

引いた値として表されることがわかる。この解をロジット・モデルの指数関数部分に代入すれば以下のようになる。

$$\begin{aligned}\exp(\omega^*\beta)&=\exp(\frac{1}{J}X_A\beta+\frac{1}{b^2}\theta\beta'\beta)\\&=\exp(\frac{1}{J}X_A\beta+\theta)\\&=c\ \exp(\frac{1}{J}X_A\beta)\end{aligned}$$

ただし；

$$c=\sum_{n=1}^{J}p_{mn}\times(\prod_{n=1}^{J}p_{mn})^{-1/J}$$

この様に，推定前に具体的な ω^* を表すことはできないが，この係数 c と統合される属性ベクトルの平均 X_A/J から，β 自身の推定は可能となる。

4-2 要約

問題を一般化する。ブランドを $1_1\sim1_{J1}$，$2_1\sim2_{J2}$，……，$N_1\sim N_{JN}$とし，$n_1\sim n_{Jn}$をブランドn，n＝1～Nに統合することを考える。

統合されたブランドnの属性ベクトルをブランド$n_1\sim n_{Jn}$の各属性ベクトルの平均としてX_nと表す。ここで；

$$c_m=\sum_{n=1}^{J}p_{mn}\times(\prod_{n=1}^{J}p_{mn})^{-1/J}$$

とすれば，統合後の第nブランドの選択確率は次のように表される。

$$p_n=\frac{c_n\exp(X_n\beta)}{\sum_{j=1}^{N}c_j\exp(X_j\beta)}$$

この様に，統合されたブランドの選択確率は多項ロジット・モデルの各指数関数部分を定数倍した形で表される。従って，推定は最尤法により容易に行うことができる。係数 c の推定は選択確率 p_{mn} の最尤推定値（最尤推定量は母数の変換に対して不変という望ましい性質を持つ）である単位当たり販売個数に基づくマーケット・シェア s_{mn} を用いて行われる。

5 ブランド特定化ダミーの扱い

Cooper, Nakanishi (1988)はブランド特定化ダミーで表される効果を「マーケットの状態とは独立に各ブランド固有の魅力を反映させる」ものと定義している。現実にもブランド選択を基にした実証分析では必要不可欠な手法と言える。しかし，実際の分析では本来の意図から離れて現段階で関心のない属性の効果を代表させる手段として安易に用いられているように思われる。この章ではブランド特定化ダミーの扱いについて再考する。

5-1 定義

例えば，チョコレートを考えてみよう。ブランド属性（説明変数）には価格，広告の有無，大量陳列の有無，甘さ，舌ざわり，ブランド名などが考えられる。この中でマーケットの状態と独立な属性は甘さ，舌ざわり，ブランド名である。これらの効果をブランド特定化ダミーで表すことができるであろうか。換言すると，マーケットの状態とは独立な複数の属性の効果を単一のダミー変数で表すことができるであろうか。

残念ながら，答は否である。確かに，この変数はCooper, Nakanishi (1988)の定義した条件を満たす。通常の回帰モデルの枠内では可能だが，多項ロジット・モデルでは用いることができない。そこで，多項ロジット・モデルにおけるブランド特定化ダミーを先に述べた定義を強めた形で次のように再定義する。

定義 ブランド特定化ダミーが表す効果は次の性質を持つ複数の属性を総合的に反映させたものである。第一に消費者の効用を規定す

本論文冒頭

る。第二に時間に依存しない。第三に属性値や違いを明確に識別することはできない。

この定義は第三の性質により特徴づけられる。すなわち，Cooper, Nakanishi (1988)の定義にこの性質を加えたものである。従って，ブランド選択において識別可能な属性が理論的に要求されるのであれば，これらの効果をブランド特定化ダミーの効果として表すことはできない。これは変数選択において，理論的または統計的に根拠がない限り，分析者は厳密な意味で「倹約の原理」を使えないことを意味している。

5-2 証明

第三の性質が要求される理由を背理法により証明する。それには完全に属性が規定される場合にブランド特定化ダミーを用いると矛盾が生じることを示せばよい。

効用の非確率項がL個の属性で完全に規定されることを仮定する。ここで，これらL個の属性のうち第K＋1属性から第L属性がマーケットの状態に依存しない属性とする。この時，第jブランド第t期の効用は；

$$U_{jt}=\sum_{k=1}^{K}\beta_k X_{tjk}+\sum_{k=K+1}^{L}\beta_k X_{jk}$$

と表される。

Cooper, Nakanishi (1988)の定義したブランド固有の魅力の効果は右辺第二項に含まれるはずである。一般性を失うことなく，この効果と第二項で表される値と等しいことを仮定する（そうでない場合は第K＋n属性から先を考えればよい)。ここで，この第二項の値をα_jとする。

ブランド特定化ダミーをd_jとし，その係数をγ_{K+j}で表す。このダミー変数の値は当該ブランドで1を取るから，係数γ_{K+j}と第jブランド固有の効果はα_jと等しくなければならない。ブランド数をN個とすれば，係数ベクトルはL次元のβから（K＋N）次元のγへと変化する。すなわち；

$$\gamma' =(\beta_1\cdots\cdots\beta_K\ \gamma_{K+1}\cdots\cdots\gamma_{K+L})$$
$$=(\beta_1\cdots\cdots\beta_K\ \alpha_1\cdots\cdots\alpha_L)$$

しかし，この係数ベクトルはα_jの定義から明らかな様に，一般に；

$$\|\gamma\|\neq 1$$

である。これは，多項ロジット・モデルの係数ベクトルとして矛盾である。

以上から，ブランド特定化ダミーが識別可能な属性の効果を代表できないことが示された。また，背理法の仮定で第L－N＋1属性から第L属性が真の意味でのブランド特定化ダミーとしても議論は変わらない。この場合には第K＋1属性から第L－N属性の効果がブランド特定化ダミーに吸収できないことが示される。

6 市場参入の扱い

Lieberman, Montgomery (1988)は，先発や後発戦略が期待されるマーケット・シェアや利益を基に意志決定されるとの議論から，参入を表す変数を内生変数，すなわち，その変数を含む方程式を同時方程式体系の誘導型として扱うべきとしている。Kalyanaram, Urban (1992)も課題としてこの問題を挙げている。

この章では多項ロジット・モデルの場合には参入を内生変数として扱う必要のないことをMoore,Boulding and Ronald (1991)の定式化を基に示していく。

6-1 Moore et al. (1991)のモデル

Moore, Boulding and Ronald (1991)のモデルはLieberman, Montgomery (1988)の指摘を

本論文冒頭

合理的期待仮説に基づいて定式化したものである。従って，各企業がマーケット・シェアを規定する関係式のすべてを知っていることが前提となっている。また，以下の議論は簡単化のため先発と後発の二種類の意志決定のみを考える。

企業iの参入効果を除くすべてのシェアへの決定要因をX_iとし，先発（後発）の場合に期待されるシェアを$MS_{ip}^E(MS_{if}^E)$とする。先発（後発）であることから生じる平均的なシェアを$\gamma_p(\gamma_f)$とし，観測されない企業特性の効果を$\alpha_{ip}(\alpha_{if})$とすれば，各場合に期待されるシェアは次のようになる。

$$\begin{aligned} MS_{ip}^E &= X_i\beta+\gamma_p+\alpha_{ip} \\ MS_{if}^E &= X_i\beta+\gamma_f+\alpha_{if} \end{aligned} \qquad (1)$$

ただし，βは係数である。誤差項をεとすれば，先発（後発）戦略を取った場合の実際のシェアを次のように表すことができる。

$$\begin{aligned} MS_{ip} &= MS_{ip}^E+\varepsilon_{ip} \\ MS_{if} &= MS_{if}^E+\varepsilon_{if} \end{aligned} \qquad (2)$$

先発ダミーP_iを用いることで，(2)式を実際に観測されるシェアMS_iに関する式に書き換える。

$$\begin{aligned} MS_i &= P_iMS_{ip}+(1-P_i)MS_{if} \\ &= \gamma_f+X_i\beta+\gamma P_i+\varepsilon_i \end{aligned} \qquad (3)$$

ただし；

$$\begin{aligned} \varepsilon_i &= P_i(\varepsilon_{ip}+\alpha_{ip}) \\ &\quad +(1-P_i)(\varepsilon_{if}+\alpha_{if}) \\ \gamma &= \gamma_p-\gamma_f \end{aligned}$$

一般にε_{ip}とε_{if}は異なる分布に従うために，先発ダミーPが誤差項と独立ではないことが示された。

6-2　ロジット・モデルの場合

Moore, Boulding and Ronald (1991)のモデルは各戦略を取った時に期待されるマーケット・シェアを基に企業が先発・後発を意志決定すると構造化している。次に，多項ロジット・モデルを仮定した場合に先発ダミーと誤差項が独立となることを示すために，意志決定の基準をシェアではなく消費者が認識する効用に置き換えて考える。

まず，(1)式において観測されない企業特性の効果αは，先発(後発)に依存する部分は平均効用$\gamma_p(\gamma_f)$に，依存しない部分は決定要因$X_i\beta$に吸収されるはずである（元の議論でも不要である)。この場合は平均効用γに企業iを示す添え字を付ければよい。

実際に観測（理論的に想定）される効用は定数効用に確率項が加えられた値として表される。この定数部分が企業iが期待する効用である。しかし，多項ロジット・モデルの下では効用関数に予め第一種極値分布が規定されている。変数（先発ダミー）の値が誤差項に影響を与えれば多項ロジット・モデル自体が成立しない。従って，(2)式のε_{ip}とε_{if}は独立かつ同一の分布に従うはずである。

自明なことだが，誤差項と先発ダミーが独立なことを示すため，先発ダミーPを与えたときの条件付き確率を求める。(3)式の誤差項は；

$$\varepsilon_i=P_i\varepsilon_{ip}+(1-P_i)\varepsilon_{if}$$

となるから，任意の可測集合Aに対し；

$$\begin{aligned} & P(\varepsilon_i\in A) \\ &= P(P_i=1)\{1\times P(\varepsilon_{ip}\in A)\} \\ &\quad +P(P_i=0)\{(1-0) \\ &\quad \times P(\varepsilon_{if}\in A)\} \\ &= P(\varepsilon_{ip}\in A) \\ &\quad \times\{P(P_i=1)+P(P_i=0)\} \\ &= P(\varepsilon_{ip}\in A) \\ &= P(\varepsilon_{if}\in A) \end{aligned}$$

が成立する。従って，各戦略を取った場合の条件付き確率は次のようになる。

$$P(\varepsilon_i \in A \mid P_i = 1)$$

$$= \frac{P(P_i = 1)\{1 \times P(\varepsilon_i \in A)\}}{P(P_i = 1)}$$

$$= P(\varepsilon_i \in A)$$

同様に；

$$P(\varepsilon_i \in A \mid P_i = 0) = P(\varepsilon_i \in A)$$

となる。

以上により誤差項εが先発(後発)という事象に対し独立であることが示された。

7 おわりに

本論文の目的は先に発表した「包装消費財における参入順序効果」を技術的に補足することにある。通常，学術誌に掲載される実証論文では紙面の制約から十分な分析手続きが報告されることは少ない。読者に分析の細部での曖昧さが残るため，同様の分析が行い難いことは否めない。この意味で，我々が進めてきた分析の概要は十分に明らかにされたことと思う。

確かに，ここでの議論は数学的技巧主義に過ぎないとの批判もあるかと思われる。おそらく，ここで指摘した点を無視しても同様の結果は得られるであろう。

しかし，初めに与えた仮定との論理的整合性に固執するのは神経質な学者の気休めではなく，分析の正確さを保証するためである。実証分析とは仮定された状況での仮説の検証という証明の一形態である。いくら高度な論法を用いようと，その適用過程に論理的な裏付けがなければ仮説は検証されたことにはならない。

分析者は自分自身の問題意識に応じた統計的モデルを選択し，その適用した仮定を尊重するように細部を整えて分析を進めるべきである。このことを今後の分析に対する自戒の念として議論を終わりにしたい。

［参考文献］

(1) M.B. Lieberman and D.B. Montgomery : First-Mover Advantages. *Strategic Management Journal*, Vol.9 (1988)
(2) W. T. Robinson and C. Fornell : Sourcesof Market Pioneer Advantages in ConsumerGoods Industries, *Journal of Marketing Research*, Vol.22 (1985)
(3) G. Kalyanaram and G. L. Urban : Dynamic Effects of The Order of Entry on Market Share, Trial Penetration, and Repeat Purchases for Frequently Purchases Consumer Goods, *Marketing Science*, Vol.11 (1992)
(4) F. H. Alpert, M. A. Kamins, & J. L. Graham : An Examination of Reseller Buyer Attitudes Toward Order of Brand Entry, *Journal of Marketing*, Vol.56 (1992)
(5) M. J. Moore, W. Boulding, & R. C. Goodstein : Pionnering and Market Share : Is Entry Time Endogenous and Does It Matter?, *Journal of Marketing Research*, Vol.XXXVIII (1991)
(6) P. N. Golder and G. J. Tellis : Pioneer Advantage : Marketing Logic or Marketing Legend?, *journal of Marketing Research*, Vol.XXX (1993)
(7) G. Kalyanaram and D. R. Wittink, Heterogeneity in Entry Effects between Nondurable Consumer Product Categories, *International Journal of Research in Marketing*, Vol.11 (1994)
(8) T. Amemiya : Advanced Econometrics,

本論文冒頭

Harvard University Press (1985)

(9) N. L. Johnson and Samuel Kotz : Continnuous Univariate Distribution 1, 2, John Wiley (1970)

(10) C. R. Rao : Linear Statistical Inference and Its Applications (2nd edition), John Wiley (1973), 奥野忠一他訳「統計的推測とその応用」

(11) L. G. Cooper and M. Nakanishi : Market Share Analysis, International Series in Quantitavie Marketing (1988)

(12) 片平秀貴「マーケティング・サイエンス」東京大学出版会(1987)

(13) 畠中道雄「計量経済学の方法」創文社(1991)

(14) 上田隆穂，森治憲「包装消費財における参入順序効果」1994年日本マーケティングサイエンス学会報告