

# 商品差別化と合併の経済分析

2006年10月

競争政策研究センター共同研究



## 商品差別化と合併の経済分析

### 【執筆者】

泉田成美

東北大学大学院経済学研究科助教授  
(公正取引委員会競争政策研究センター客員研究員)  
izumida@econ.tohoku.ac.jp

石垣浩晶

NERA 株式会社コンサルタント  
(公正取引委員会競争政策研究センター客員研究員)  
Hiroaki.Ishigaki@nera.com

木村友二

公正取引委員会競争政策研究センター研究員  
Yuji\_Kimura@jftc.go.jp

五十嵐俊子

公正取引委員会競争政策研究センター研究員  
Toshiko\_Igarashi@jftc.go.jp

### 【この研究報告書の担当と位置付けについて】

- 1 この共同研究は、競争政策研究センターの客員研究員と内部研究員が共同で研究を企画し、打合せや作業を重ねて完成させたものである。報告書の執筆は、泉田成美が第1章第2節(1)、第2章第1節及び第3章第2・3節、石垣浩晶が第2章第2節、第3章第1節(1)及び第3章第4節、木村友二が第2章第2節、五十嵐俊子をはじめに、第1章、第2章第3節、第3章第1節(2)及びおわりに、を主に担当した。
- 2 本研究をすすめるに当たっては、平成17年6月、平成18年1月及び6月の競争政策研究センターワークショップで報告し、参加者から多くの有益な示唆を得た。
- 3 本稿の内容は筆者達が所属する組織の見解を表すものではなく、記述中のあり得べき誤りは筆者達のための責任に帰する。



## 目次

はじめに	1
第1 差別化された財市場における企業結合審査の考え方	2
1 日米欧のガイドラインにおける考え方	2
(1) 米国	2
(2) 欧州	4
(3) 日本	5
2 合併の単独（ユニラテラル）効果の経済理論	6
(1) 市場支配力の推定	6
ア 市場支配力の指標	6
イ プライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の関係	8
ウ 伝統的なアプローチ：市場支配力の間接的な推定	12
エ 市場支配力の直接的な推定	14
(2) 差別化された財市場における合併の効果	14
(3) 単独（ユニラテラル）効果と市場画定	15
3 経済分析の活用状況	17
(1) 米国	17
(2) 欧州	19
(3) 日本	19
(4) 海外における経済分析の例	19
ア US v. Kimberly-Clark Corp(米国, 1995年)	20
イ New York v. Kraft General Foods, Inc.(米国, 1995年)	23
ウ Volvo/Scania(欧州, 1999年)	24
第2 合併シミュレーションの経済理論・実証分析手法	30
1 需要関数の推定方法	30
(1) 需要関数の性質	30
(2) 両対数形の需要関数	33
(3) ワーキング・レッサー型エンゲル関数	34
(4) ストーン分析	35
(5) 線形支出体系	37
(6) ロッテルダムモデル	38
(7) AIDシステム(Almost Ideal Demand System, AIDSモデル)	41
(8) 残余需要関数(Residual Demand Function)	43
2 合併シミュレーションの経済理論・実証方法	47
(1) 製品差別化のある市場での合併の基本モデル	47
(2) 需要関数の推定	50
ア ALMモデル	50
イ AIDSモデル	54
ウ PCAIDSモデル	57
(3) 合併シミュレーション	60

ア	ALM モデル	61
イ	AIDS モデル	62
ウ	PCAIDS モデル	64
3	データ	65
(1)	スキャナーデータについて	66
(2)	スキャナーデータの内容	66
(3)	スキャナーデータ分析の留意点	67
付論	需要構造の推定	68
第3	バター・マーガリンのスキャナーデータによる実証分析	72
1	バター・マーガリン産業の概要	72
(1)	バター	72
ア	バターとは	72
イ	バターの種類	73
ウ	バターの製造設備と製造方法	73
エ	バターの供給	74
オ	バターの需要	75
カ	家庭用バターの流通経路	75
キ	バターの輸入	76
ク	バターの製造業者	77
(2)	マーガリン	77
ア	マーガリンとは	77
イ	マーガリンの種類と用途	78
ウ	マーガリンの生産工程	79
エ	マーガリンの需要	80
オ	輸入	80
カ	マーガリンの製造業者	81
(3)	バターとマーガリン(類)の比較	81
2	バター・マーガリン市場の需要関数の推定	82
(1)	推定モデル	82
ア	2段階 AIDS モデル(2 Stage AIDS model)	82
イ	3段階 AIDS モデル(3 Stage AIDS model)	83
ウ	両対数形の需要関数の推定モデル	84
(2)	データ	85
(3)	推定方法	85
(4)	AIDS モデルによる需要システムの推定結果	86
ア	2段階 AIDS モデル	86
イ	3段階 AIDS モデルの推定結果	93
(5)	両対数形の需要関数の推定結果	98
ア	入れ子なしの推定	98
イ	入れ子ありの推定	103

3	バター・マーガリンの市場画定分析.....	108
(1)	SSNIPテストとクリティカル・ロス分析(CLA) .....	108
(2)	クリティカル・ロス分析(CLA)を用いたバター・マーガリンの市場画定.....	111
(3)	需要の自己価格弾力性の推定値.....	113
(4)	AIDSモデルの推定値を用いたクリティカル・ロス分析(CLA).....	115
	ア マーガリン市場 .....	115
	イ バター市場 .....	116
	ウ ファット市場.....	116
(5)	両対数形の需要関数モデルの推定値を用いたクリティカル・ロス分析(CLA) .....	118
	ア マーガリン市場 .....	118
	イ バター市場 .....	118
4	バター・マーガリン市場の合併シミュレーション .....	120
(1)	仮想的合併と具体的手段 .....	120
(2)	の推定.....	120
(3)	ALM合併シミュレーション .....	121
	ア の推定 .....	121
	イ 合併シミュレーション .....	122
(4)	AIDS 合併シミュレーション .....	123
(5)	PCAIDS 合併シミュレーション .....	124
(6)	まとめ .....	124
	おわりに .....	132
	1 本研究のまとめと成果.....	132
	2 今後の課題.....	134
	参考文献 .....	136





はじめに

企業結合審査は、企業結合が将来の市場における競争にどのような影響を及ぼすかについての判断を行うものであり、様々な定性的・定量的証拠を収集・分析することが必要となるが、より精緻な分析を行うために、経済分析の果たす役割が高まっている。

特に、ブランド等によって差別化された財市場における企業結合が、製品の価格などの競争状況に与える影響を分析するに当たっては、米国において、スキャナーデータ（Scanner Data、我が国では「POSデータ」とも呼ばれる。）を用いた合併シミュレーションなどの計量経済分析手法が活用されており、消費財や小売業などの企業結合審査に適用されている。また、欧州においては、米国と合併審査の実質的基準が異なっていたため、このような分析手法が用いられにくいとされてきたが、2004年に合併規則が改正され、水平合併に関するガイドラインも整理されたことから、差別化された財の合併経済分析手法に対する関心が高まっており、合併シミュレーションを実施したとされる事例も出てきているところである。

我が国においても、平成16年の企業結合ガイドライン（「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」平成16年5月31日公正取引委員会）において、ブランド等によって差別化された財市場において、代替性の高いブランド同士が企業結合を行う結果、当事会社の一方的な価格引上げが可能となる場合を問題とすることが明らかにされている。経済の成熟化、消費者の嗜好の多様化等から、今後、ブランドによる競争上の優位性が問題となる企業結合が増加すれば、欧米で実施されているような経済分析の手法が必要とされる機会が増える可能性がある。

本調査においては、差別化された財市場における企業結合が競争に及ぼす影響について、理論的な考え方や事例を整理するとともに、バター及びマーガリン類について、米国において事案の分析に活用されているのと同様のスキャナーデータを我が国について入手して実証分析を行い、我が国において今後どのような分析手法が可能かを検討する。

## 第1 差別化された財市場における企業結合審査の考え方

### 1 日米欧のガイドラインにおける考え方

米国の水平合併ガイドラインでは、差別化された財市場における企業結合が競争に及ぼす影響については、主に当事会社による一方的な価格引き上げの影響（「ユニラテラル効果（Unilateral Effects）」）の一類型として説明されている。欧州の水平合併ガイドラインでも同様に、合併の非協調的効果（Non-coordinated effects）の一つとして扱われており、そこで示されている考え方は、米国のユニラテラル効果の考え方と同じであると考えられる。また、我が国の企業結合ガイドラインにおいても、商品がブランド等により差別化されている場合の競争への影響に対する考え方が示されているが、これも欧米とほぼ同様の内容を指しているものと考えられる。

#### (1) 米国

米国の企業結合規制においては、1970年代までは、主としてハーバード学派が主張した市場集中度仮説に基づき、合併の結果、市場集中度が高まることにより競争制限効果が高まると推定されていた。また、その場合に推定される競争制限効果とは、市場支配的な企業による価格引き上げ又は Bain や Stigler などが主張した共謀仮説に基づく協調による価格引き上げであった。米国における1984年までの合併ガイドラインについても、ハーバード学派の考え方を反映し、寡占市場における協調効果の分析及び支配的な企業の価格支配力の発生を問題視する考え方が中心となっていた。

1980年代に入ると、シカゴ学派の台頭により、市場集中度仮説による違法性の推定は緩和され、具体的な競争制限効果の立証が重要となった。そのため、競争制限効果の発生プロセスに関する理論の精緻化が進められ、主にゲーム理論の発展がこれを支えた。例えば、Salant, Switzer, and Reynolds(1983)は、寡占的な市場における合併の結果、市場参加者の協調行動によらずとも価格が上昇する可能性があることを示した。また、Deneckere and Davidson(1985)はベルトラン競争が行われている場合に、合併が生じると価格が上昇し、消費者余剰が減少する可能性を理論的に示した。Farrell and Shapiro(1990)は、クールノー寡占においては、合併によるシナジー効果がない限り、合併後の価格が上昇することを示し、さらに、合併する企業の合算シェアが大きいほど、価格が低下するためには大きな効率性の達成が必要であることが示した。

このような1980年代の理論・実証的な研究の成果を踏まえ、差別化された財市場における合併のユニラテラル効果（Unilateral Effects）という考え方が、1992年水平合併ガイドラインにおいて採用された。

1992年水平合併ガイドラインでは、合併の結果、競争が滅殺される場合について、まず、協調効果による場合とユニラテラル効果（一方的な価格の引き上げ）とに分け、さらにユニラテラル効果について、比較的同質的な財の場合と比較的差別化された財の場合に分けて示している。差別化された財のユニラテラル効果については、水平合併ガイドラインの§2.21で説明されている。

当該説明によれば、商品が差別化されている場合には、異なる市場参加者によって販売されている製品は、互いに完全な代替品ではない。また、それらの製品の代替性

の度合いは、それぞれ異なっている。このため、市場における競争は一様ではなく (non-uniform)、局地化 (localized) されている。つまり、個々の市場参加者は、自分が販売している商品と密接な代替性のある商品を販売している競争者と、より直接的に競争することになる。

そのような場合に、密接な代替性のある商品を販売している市場参加者同士が合併すると、競争が減退する可能性が高まる。なぜならば、これまでは互いに密接な代替性のある商品を販売している市場参加者の一方が、自社の商品の価格を引き上げようとしても、需要者はもう一方の市場参加者の商品に切り替えてしまい、結果として利益を増やすことができないので、価格引上げを行うことができなかった。しかしながら、合併後は、一方の商品の価格を引き上げた場合に、需要者が切り替わるのは自社の別の商品ということになるので、企業としては利益を減らさずに価格引上げを行うことができるようになるからである。

このことを具体例で示すと、例えば、市場に A、B、C、D、E という 5 つのブランドが存在したとする。A は 25%、B は 20%、C は 20%、D は 20%、E は 15% のシェアを占め、消費者から見ると A と B は代替性が高いが、C、D、E は代替性が低いという状況であるとする。つまり、A が消費者にとって最も人気のある商品であり、A の消費者からみて、B は 2 番目に購入したい商品であるが、C、D、E という商品は購入候補として有力ではない。

ここで A と B が合併する場合を考える。合併前は、A が商品の値上げを企てても、B が価格を据え置く限り、消費者は B の商品にシフトしてしまうので、売上げが減少してしまい、値上げは成功しない。同様に、B の消費者からみて 2 番目に購入したい商品が A であると仮定すれば、B が商品の値上げを企てても、A が存在するため、値上げは成功しない。

しかしながら、A と B の合併が行われると、合併した企業は A と B の両方の商品を自らの支配下に置くことになる。この場合、A の商品を値上げした場合に、消費者は B の商品に切り替えるが、B もまた同じ企業の商品であるので、A と B を合わせた企業の売上げは減少しない。なぜならば、他の企業が販売する C、D、E 商品に切り替える消費者は少ないため、値上げを牽制する要因とはならないからである。したがって、A 商品の値上げは成功することになる。同様に、B 商品の値上げ、または A 商品と B 商品の両方も可能となる。

一方、A と C が合併する場合を考えると、A の商品と C の商品は、代替性が低いので、合併後に A 商品の値上げを行うと、その需要は競争業者である B の商品に移ってしまい、また C 商品の値上げを行った場合に、A 商品以外の商品に需要が移ってしまうのであれば、A 商品や C 商品の値上げを行っても利益とならないことになる。

このような場合、A と B が合併しても A と C が合併しても合算シェアは同じであるが、合併する企業間の代替性の違いによって、競争に与える影響は異なることになる。つまり、市場シェアは、市場参加者が互いの競争に及ぼす影響を適切に反映していない可能性があることがわかる。

このように、差別化された財の市場では、市場シェアが小さいからといって、競争相手に及ぼす影響が小さいとは限らないし、市場シェアが大きいからといって、影響

が大きいとは限らない。したがって、市場シェアだけでなく、商品の代替性の程度を分析し、競争への影響を判断することが重要であることが示されている。

このような考え方が、1992年のガイドラインに採り入れられた結果、差別化された財に関する企業結合の分析も積極的に行われるようになり、後記のように、経済分析を用いてユニラテラル効果の有無を立証する方法が発展した。

## (2) 欧州

欧州において、差別化された財市場における合併が競争に及ぼす影響についての考え方が整理されたのは、2004年の合併規則の改正と水平合併ガイドラインの制定による。それ以前は、合併審査の実質的基準がいわゆる市場支配的地位(Dominance)基準であったことから、代替性の高い企業間の企業結合であっても、合算シェアが低い場合には、違法としにくいとされてきた(OECD(2003))。

ただし、ブランドなどによって差別化された財の合併についての分析は、水平合併ガイドラインの制定以前にも行われている。例えば、Nestle/Perrierの合併は、ミネラルウォーターが他の飲料と同一の関連市場に属するかが問題となり、ミネラルウォーター同士は価格の相関が高い一方、ミネラルウォーターと他の飲料とは価格の相関が低いことから、ミネラルウォーターと他の飲料とは異なる関連市場であると判断されたが、これは、飲料市場における差別化の問題を扱っているといえる。

また、トラックメーカーの合併であるVolvo/Scaniaの合併では、トラックの重量等によって市場が分かれると考えられるところ、欧州委員会の意思決定には用いられなかったものの、経済データを分析して、当事会社の商品間の代替性を推定し、合併シミュレーションを行う方法が試みられている。

このように、差別化された財市場における合併の効果については、いくつかの事案において検討がなされてきたものの、米国同様の考え方を採ることが可能となったのは、2004年の合併規則の改正に伴い、合併の実質的基準として、米国のSLC(significant lessening of competition: 競争の実質的減殺)基準に近い、SIEC(significant impediment of effective competition: 有効競争の実質的阻害)基準が採用された影響が大きいと考えられる。

2004年に公表された、欧州の水平合併ガイドラインにおける差別化された財の分析の内容は、基本的には米国の水平合併ガイドラインの考え方とほぼ同一であると考えられる。欧州の水平合併ガイドラインも、合併の結果、有効競争が実質的に阻害される場合について、非協調的効果と協調的効果に分けており、前者が米国の水平合併ガイドラインのユニラテラル効果に該当するものと考えられる。

合併の非協調的効果について、欧州のガイドラインでは、財が同質な場合と差別化された場合にはっきりとは区別せず、合併の結果、「競争上の重要な制約」が取り除かれることによって、競争制限効果が生じるとしている。つまり、ガイドラインのパラ24では、合併の結果、1つ又はそれ以上の売手に対する「競争上の重要な制約」が取り除かれることによって、有効な競争を阻害することになる可能性があるとする。とりわけ、合併当事者間の競争がなくなることが最も直接的な影響であるとし、例として、合併前に一方が価格を引き上げた場合に、他方に売上げを奪われるような状況

があれば、合併はそのような制約を取り除くことになるとしている。つまり、合併当事者間の競争が消滅する結果、合併当事者以外の競争者も合併当事者の価格引き上げによって需要が増え、その結果、価格を引き上げることが有利になると説明している。

財が差別化されている場合については、パラ 28～30【合併企業が密接な競争者であること】においてより詳細に説明されている。まず、パラ 28 では、商品が差別化された状況で、ある関連市場の中の特定の商品同士が密接な代替財である場合を説明する。ここで、商品が差別化された状況の説明として、脚注 32 では、「製品は、種々の方法で差別化される。例えば、支店又は店舗立地に基づく地理的位置に係る差別化があり得る。立地は、小売流通、銀行、旅行代理店又はガソリンスタンドにとって重要である。同様に、差別化は、ブランド・イメージ、技術仕様書、品質又はサービス水準に基づくこともある。市場における広告活動の水準は、企業がその製品を差別化しようとする活動の指標となり得る。他の製品に関しては、購買者は、競争者の製品を使用するための転換費用を負担しなければならないことがある。」と説明している。

商品同士が密接な代替財である場合の例としては、当該商品が消費者の第一選択と第二選択である場合を挙げており、米国の水平合併ガイドラインと同様である。そして、競争者が当事会社の商品と代替的な財を生産している場合ほど、当事会社が値上げを行うインセンティブは抑制されるとしている。

次いで、ガイドラインのパラ 29 では、商品間の代替性の程度をどのようにして測るかにについて、データが利用可能であれば、消費者選好に関する調査結果、購買パターンの分析、交差弾力性の推定や転換率（Diversion Ratio）の推定によってなされ得るとしている。これらの分析の裏付けとなる証拠に関する説明は、米国よりも具体的に書かれている。

最後に、ガイドラインのパラ 30 においては、合併後、合併企業の競争者が商品の位置付けの再配置（Repositioning）を行ったり商品ポートフォリオを拡張する可能性についても言及し、そのような場合には、合併後に当事会社が価格を引き上げるインセンティブに影響する可能性を指摘している。他方、競争者によるそのような商品の位置付けの再配置や商品ポートフォリオの拡張は、しばしばリスクと埋没費用（Sunk Cost）を伴うため、実施されない可能性があることも指摘している。

このように、欧州の水平合併ガイドラインにおける差別化された財同士の合併に対する考え方は、米国の水平合併ガイドラインにおける差別化された財のユニラテラル効果の考え方と同様であるが、米国で発展したユニラテラル効果の分析を下敷きに、分析に使われる経済分析的証拠や理論的考え方に関する説明がより詳細なものとなっている。

### (3) 日本

日本においては、平成 16 年の企業結合ガイドライン改正によって、商品が差別化された場合における企業結合に関する説明が詳細になった。

平成 16 年の企業結合ガイドラインでは、水平型企业結合について、当事会社の単独行動による競争の実質的制限と協調的行動による競争の実質的制限とに分類しており、さらに、単独行動による競争の実質的制限について、商品が同質的なものである場合と

差別化されている場合に分類している。このような整理は、米国の水平合併ガイドラインの整理の仕方と同じである。

当事会社の単独行動による競争の実質的制限について、商品が差別化されている場合については、企業結合ガイドラインの第4 - 1 - (1)イにおいて、あるブランドの商品の価格が引き上げられた場合に、需要者は代替品として、他のブランドの商品を一様に購入の対象とするわけではなく、価格が引き上げられた商品の次に需要者にとって好ましい(代替性の高い)ブランドの商品を購入することになるとしている。つまり、財が差別化された市場においては、ある商品の価格が引き上げられた場合に、需要者は、当該製品に代わる次善の代替品を選択することを説明している。

このような場合に代替性の高い商品間で企業結合が行われ、他の競争業者が当事会社の商品と代替性の高い商品を販売していない場合には、当事会社が、あるブランドの価格を引き上げることにより、売上げが減少しても、当該ブランドと代替性の高い他方のブランドの売上げが増えることによって、売上げの減少を補うことができるので、当事会社グループ全体としては、売上げを減少させることなく価格を引き上げることが可能になるので、企業結合の結果、当事会社が単独で価格をある程度自由に左右することができるようになる蓋然性が高いとしている。

このような考え方は、米国の合併ガイドラインや欧州の水平合併ガイドラインにおける差別化された財の考え方と基本的には同じ内容を指していると考えられる。

## 2 合併の単独(ユニラテラル)効果の経済理論

前記1のように、日米欧のガイドラインにおいて、差別化された財市場における合併が競争に及ぼす効果に対する考え方は基本的には同一であると考えられる。また、これらの背景には、合併が競争に及ぼす効果に関する経済学的な考え方がある。以下では、合併が競争に及ぼす競争制限効果の経済学的な考え方と、差別化された財市場における単独(ユニラテラル)効果の経済理論について、簡単に説明する。

### (1) 市場支配力の推定

#### ア 市場支配力の指標

合併の競争制限効果をみるためには、一定水準以上に価格を引き上げる力、すなわち市場支配力が生じるか否かをみるのが重要である。市場支配力の有無をどのような方法によって評価するのかについては、これまでさまざまな議論が行われてきた。

経済学的には、市場支配力とは企業が競争市場における価格水準以上に、すなわち限界費用以上に価格を上昇させることができる能力であると考えられる。この立場からは、プライス・コスト・マージン(「ラーナー指数」ともいう。)が市場支配力を表す指標となる。 $P$ を価格、 $MC$ を限界費用とするとプライス・コスト・マージン( $PCM$ )は次の式で表される。

$$\frac{P - MC}{P} = PCM ; \text{プライス・コスト・マージン} \quad (1.1)$$

理想的には、プライス・コスト・マージンによって、ある企業が市場支配力を有しているかどうか、市場支配力が上昇することになるのかどうかを直接推定できることが望ましいが、プライス・コスト・マージンを直接推定することは多くの場合不可能であると考えられている。すなわち、プライス・コスト・マージンを直接推定することには、少なくとも2つの問題が存在している。

プライス・コスト・マージンの推定に関する第一の問題は、プライス・コスト・マージンが純粋に経済理論上の指標であり、現実の経済データを使って直接計測することが困難であるということに関連している。つまり、プライス・コスト・マージンを直接計測するためには、価格と限界費用の計測が必要となる。しかしながら、限界費用という概念は、経済理論上は有用な概念であるものの、現実のデータを用いて限界費用を正確に測定することは難しい。すなわち、限界費用は企業活動に必要とされる技術に関する正確な情報がなければ正確に測定することが不可能な概念であるため、十分な技術情報を持たない競争当局や経済学者が正確に測定することは難しく、また、企業に対して限界費用を測定するのに十分な情報を開示させるインセンティブを与えることも困難であると考えられている。

第2の問題は、仮に現実の企業データから限界費用が測定できたとしても、データから測定されるプライス・コスト・マージンが、経済理論上のプライス・コスト・マージンと一致する保障は存在しないということに関連している。すなわち、経済理論上の限界費用概念は、企業の生産活動が効率的に行われていることを前提として導出される概念であるが、競争圧力が存在しないために、市場支配力を有している企業では、生産非効率性（X非効率性）などの発生によって、非効率な生産活動が行われている可能性が高い。

非効率な生産活動によって、総費用だけでなく限界費用も効率的な水準から上昇すると、プライス・コスト・マージンの値は小さなものとなる。すなわち、現実の企業データから限界費用が測定できたとしても、その限界費用の値を用いて計算されたプライス・コスト・マージンが小さな値であったときには、それが、価格支配力が存在していないことを意味しているのか、生産非効率性（X非効率性）の結果であるのかを識別することはできない。このような過少推定の問題があるために、現実の経済データを使ってプライス・コスト・マージンを推定しても、市場支配力を過少に評価して誤った判断をする危険性が高いと考えられているのである。

以上のような理由によって、プライス・コスト・マージンを用いて、市場支配力の大きさを直接推定することが困難であったために、伝統的には、市場支配力の存在を推定させるような状況証拠を利用することによって、間接的に市場支配力の存在を推定するアプローチが採用されてきた。

しかしながら、1980年代以降の経済学の発展は、市場支配力の測定のための計量経済学的方法を開発し、市場支配力の大きさや合併の効果を直接推定することを可能にしつつある。基本的には、限界費用からプライス・コスト・マージンを計測するのではなく、不完全競争理論の考え方を応用し、需要の価格弾力性からプライス・

コスト・マージンを推定するという方法である<sup>1</sup>。つまり，需要の価格弾力性を推定できるだけの信頼性の高いデータが入手できれば，市場支配力の測定は可能ということになる。

そこで，プライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の関係について整理する。

#### イ プライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の関係

不完全競争理論では，プライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性との間に一定の関係が存在することが示されている。近年開発された反トラスト法の経済分析，すなわち，市場支配力の推定・市場画定・合併シミュレーション分析では，すべてこの関係にもとづいて分析が行われている。そこで，不完全競争におけるプライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の関係について，独占企業の場合，同質財の寡占市場の場合，差別化された財の寡占市場の場合に分けて，理論的な整理を行う。

#### (ア) 独占企業の行動理論

独占企業の生産量； $Q$

独占企業の価格； $P$

市場需要関数； $Q = D(P)$

市場逆需要関数（市場需要関数の逆関数）； $P = P(Q)$

独占企業の費用関数； $C = C(Q)$

独占企業の限界費用； $MC = C'(Q) = \frac{dC}{dQ}$

とすると，独占企業の利潤関数は以下のように定義される。

独占企業の利潤； $\pi = PQ - C(Q) = P(Q) \times Q - C(Q)$

このとき，利潤最大化のための1階の条件は，

$$\frac{d\pi}{dQ} = P'(Q) \times Q + P(Q) - C'(Q) = 0 \quad (1.2)$$

であり，上式を変形すると，(1.3)式が導出される。

$$P'(Q) \times Q + P(Q) - C'(Q) = \frac{dP}{dQ} \times \frac{Q}{P} + \frac{P - MC}{P} = 0$$

$$\frac{P - MC}{P} = -\frac{dP}{dQ} \times \frac{Q}{P} \quad (1.3)$$

ここで，

$$\frac{P - MC}{P} = PCM ; \text{ プライス・コスト・マージン} \quad (1.1)$$

<sup>1</sup> Epstein and Rubinfeld (2004b) では，ブランドレベルのプライス・コスト・マージン情報が得られることを前提に，合併シミュレーションを行う手法も検討されている。



$$\varepsilon = -\frac{dQ}{dP} \times \frac{P}{Q}; \text{ 需要の価格弾力性} \quad (1.4)$$

であるため、独占均衡において、

$$PCM = \frac{1}{\varepsilon} \quad (1.5)$$

が成立している。すなわち、独占均衡において、プライス・コスト・マージン(PCM)は需要の価格弾力性の逆数に等しくなっている。

#### (1) 寡占企業の行動理論

寡占企業の行動理論として、ここでは、同質財の寡占市場モデルとして、クールノー・ナッシュ・モデルを、差別化された財の寡占市場として、ベルトラン・ナッシュ・モデルを取り上げる。クールノー・ナッシュ・モデルでは戦略変数は生産量であり、ベルトラン・ナッシュ・モデルでは戦略変数は価格である。

#### クールノー・ナッシュ・モデル (同質財の寡占市場)

同質財の市場では、各企業は共通の価格に直面している。

企業数 ;  $n$

企業  $i$  の生産量 ;  $q_i \quad i = 1, \dots, n$

市場生産量 ;  $Q \quad Q = q_1 + \dots + q_n$

価格 ;  $P$

市場需要関数 ;  $Q = D(P)$

市場逆需要関数 (市場需要関数の逆関数) ;  $P = P(Q) = P(q_1 + \dots + q_n)$

企業  $i$  の費用関数 ;  $C_i = C_i(q_i)$

企業  $i$  の限界費用 ;  $MC_i = C'_i(q_i) = \frac{\partial C_i}{\partial q_i}$

とすると、企業  $i$  の利潤関数は以下のように定義される。

企業  $i$  の利潤 ;  $\pi_i = P \times q_i - C_i(q_i) = P(Q) \times q_i - C_i(q_i)$

このとき、企業  $i$  の利潤最大化のための1階の条件は、

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial q_i} = P'(Q) \times q_i + P(Q) - C'_i(q_i) = 0 \quad (1.6)$$

であり、上式を変形すると、(1.7)式が導出される。

$$P'(Q) \times q_i + P(Q) - C'_i(q_i) = \frac{dP}{dQ} \times \frac{Q}{P} \times \frac{q_i}{Q} + \frac{P - MC_i}{P} = 0$$

$$\frac{P - MC_i}{P} = -\frac{dP}{dQ} \times \frac{Q}{P} \times \frac{q_i}{Q} \quad (1.7)$$

ここで,

$$\frac{P - MC_i}{P} = PCM_i; \text{ 企業 } i \text{ のプライス・コスト・マージン} \quad (1.8)$$

$$\varepsilon = -\frac{dQ}{dP} \times \frac{P}{Q}; \text{ 需要の価格弾力性} \quad (1.9)$$

$$m_i = \frac{q_i}{Q}; \text{ 企業 } i \text{ のマーケットシェア} \quad (1.10)$$

であるため, クールノー・ナッシュ均衡において,

$$PCM_i = \frac{m_i}{\varepsilon} \quad (1.11)$$

が成立している。すなわち, クールノー・ナッシュ均衡において, 企業  $i$  のプライス・コスト・マージン ( $PCM_i$ ) は企業  $i$  のマーケットシェアを需要の価格弾力性で割った値に等しくなっている。

#### ベルトラン・ナッシュ・モデル (差別化された財の寡占市場)

一方, 差別化された財の市場では, 各企業は異なった価格で財を販売しているため, 需要関数の定式化がクールノー・ナッシュ・モデルとは異なっている。

企業数;  $n$

企業  $i$  の生産量;  $q_i \quad i = 1, \dots, n$

企業  $i$  の価格;  $p_i$

企業  $i$  の需要関数;  $q_i = q_i(p_1, \dots, p_n)$

企業  $i$  の費用関数;  $C_i = C_i(q_i)$

企業  $i$  の限界費用;  $MC_i = C'_i(q_i) = \frac{\partial C_i}{\partial q_i}$

とすると, 企業  $i$  の利潤関数は以下のように定義される。

企業  $i$  の利潤;  $\pi_i = p_i \times q_i - C_i(q_i)$

このとき, 企業  $i$  の利潤最大化のための一階の条件は,

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_i}{\partial p_i} &= q_i + p_i \times \frac{\partial q_i}{\partial p_i} - C'_i(q_i) \times \frac{\partial q_i}{\partial p_i} = 0 \\ q_i + (p_i - MC_i) \times \frac{\partial q_i}{\partial p_i} &= 0 \end{aligned} \quad (1.12)$$

であり，上式を変形すると(1.13)式が導出される。

$$q_i + \frac{p_i - MC_i}{p_i} \times \frac{\partial q_i}{\partial p_i} \times \frac{p_i}{q_i} \times q_i = 0 \quad (1.13)$$

ここで，

$$\frac{p_i - MC_i}{p_i} = PCM_i ; \text{企業} i \text{のプライス・コスト・マージン} \quad (1.14)$$

$$\varepsilon_{ii} = -\frac{\partial q_i}{\partial p_i} \times \frac{p_i}{q_i} ; \text{企業} i \text{の需要の価格弾力性（自己弾力性）} \quad (1.15)$$

であるため，上式は次のように変形できる。

$$q_i + PCM_i \times (-\varepsilon_{ii}) \times q_i = 0$$

$$PCM_i = \frac{1}{\varepsilon_{ii}}$$

すなわち，ベルトラン・ナッシュ均衡において，

$$PCM_i = \frac{1}{\varepsilon_{ii}} \quad (1.16)$$

が成立しており，企業*i*のプライス・コスト・マージン( $PCM_i$ )は企業*i*の需要の価格弾力性（自己弾力性）の逆数に等しくなっている。

以上の結果をまとめると，不完全競争市場では，プライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の間に以下の関係が存在すると考えることができる。

$$\text{独占市場； } PCM = \frac{1}{\varepsilon} \quad (1.5)$$

$$\text{同質財の寡占市場； } PCM_i = \frac{m_i}{\varepsilon} \quad (1.11)$$

$$\text{差別化された財の寡占市場； } PCM_i = \frac{1}{\varepsilon_{ii}} \quad (1.16)$$

すなわち，これらの関係を利用することによって，需要の価格弾力性の値を知ることができれば，プライス・コスト・マージンの大きさを推定することが可能ということになる。

需要の価格弾力性とは，価格が1%上昇したときに，需要量が何%変化するかを表した値である。価格が上昇したときに，生活必需品で密接な代替品が存在しない場合には，消費者は高価格の下でもその財を購入せざるを得ないので需要の価格弾力性は小さな値となるであろう。逆に，生活必需品でない場合や密接な代替品が存在するときには，価格が上昇した場合に，消費者は代替品に購入を切り替えたり，消費を取り止めることが可能となるため，需要の価格弾力性はより

大きな値となるであろう。需要の価格弾力性は、そうした意味で財の代替可能性を表した指標であり、プライス・コスト・マージンが需要の価格弾力性の逆数に比例しているのは、市場支配力が需要の代替可能性の制約を受けていることを表していると考えることができる。

ただし、ここで注意しておかなければならないことは、上記の理論モデルでは企業数は一定であり、参入の可能性は考慮されていないことである。参入の可能性があるときには、参入阻止価格理論によって主張されているように、価格水準はより低いものになり、プライス・コスト・マージンもそれに応じて低下すると考えられる。参入の可能性が考慮されていないモデルから出発するのは、分析のための基準となる値を提供するためであり、需要によって制約を受けるプライス・コスト・マージンの推定値を基準にして、参入の可能性を追加的に考慮すればよいのである。

#### ウ 伝統的なアプローチ：市場支配力の間接的な推定

前節において、不完全競争理論を利用することによって、需要の価格弾力性の値を知ることができれば、市場支配力の指標であるプライス・コスト・マージンの大きさを推定することが可能であることをみた。需要の価格弾力性は、需要関数を推定することによって求めることができる値であるため、需要関数を推定するに足るだけの信頼性の高いデータが入手できれば、プライス・コスト・マージンの値は推定可能ということになる。

現在のところ、信頼性の高いデータの利用可能性という制約によって、市場支配力の推定のための新しい計量経済学的手法が用いられる機会は限られたものとなっており、多くの場合伝統的なアプローチによる間接的な推定が行われている。しかしながら、この分野での経済分析のイノベーションは急速に進んでおり、より少ないデータによる推定方法も提案されている。この新しいアプローチについて述べる前に、伝統的なアプローチとその問題点について触れておくことも有益であろう。

伝統的なアプローチにおいて競争当局が採る典型的な手順は、最初に関連市場を定義した上で市場支配力を評価するというものである。1950年代から60年代の米国では、ハーバード学派のSCPパラダイムの影響の下、高い集中度とマーケット・シェアの存在が市場支配力の存在を推定させるというアプローチを採用していた。しかしながら、ハーバード学派の理論の妥当性をめぐるハーバード・シカゴ論争を経て、1980年代以降そのような主張は明確に否定されている。シカゴ学派やコンテストブル市場理論が主張しているように、どんなにマーケット・シェアの高い企業であっても、参入が容易で十分な競争圧力が存在する市場では高価格を維持することは不可能であるからである。

前節で確認したように、標準的な不完全競争理論によっても、

$$\text{独占市場； } PCM = \frac{1}{\varepsilon} \quad (1.5)$$

$$\text{同質財の寡占市場； } PCM_i = \frac{m_i}{\varepsilon} \quad (1.11)$$

$$\text{差別化された財の寡占市場； } PCM_i = \frac{1}{\varepsilon_{ii}} \quad (1.16)$$

という関係が成立するので、需要の価格弾力性が十分に高い市場では、たとえ独占企業であっても高い価格を付けることはできない。したがって、高い集中度とマーケット・シェアの存在が市場支配力の存在を推定させるというアプローチは理論的にも誤りであることが示されている。

したがって、現在では、競争政策上、集中度やマーケット・シェアのみで即座に市場支配力の存在を推定することは行われていない。しかしながら、集中度やマーケット・シェアが十分に小さければ市場支配力は発生し得ないため、集中度やマーケット・シェアが一定水準よりも低いのであれば市場支配力は存在しないと推定することには十分な合理性があり、各国の競争当局はそのような立場を採用している。

その結果、集中度やマーケット・シェアが一定の水準を超えている場合に、集中度、マーケット・シェアに加えて、参入の容易さ、サンクコストの有無、スイッチングコストの大きさ、ロックイン効果、ネットワークの外部性、買い手集中度、買い手の交渉力の有無、過剰生産能力の有無、企業の将来性、生産の代替性、取引の性質、効率性への影響など、様々な要因を総合的に判断した上で、問題となっている企業が市場支配力を有しているかどうか、すなわち競争水準以上に価格を引き上げる力を持っているかどうかを総合的に判断することになる。

このような伝統的なアプローチは、市場支配力の大きさを直接測定することができないという制約の下で開発され、改善されてきたアプローチであり、考慮の対象となっている要因が市場支配力に対してどのような影響を及ぼしうるのかを理論的に十分検討した上で用いる限り、十分に有効なアプローチである。しかしながら、複数存在する要因が市場支配力に対して異なる影響を及ぼすときに、全体として市場支配力がどの程度存在することになるのかについて、判断が恣意的となり得る可能性も存在する<sup>2</sup>。また、市場画定についても、恣意的に関連市場が広く設定されてしまえば、各企業のマーケットシェアは小さなものとなり、市場支配力は存在しないという印象を持ちやすくなり、逆に関連市場が狭く設定されてしまうことによって、各企業のマーケットシェアは大きなものとなり、市場支配力が存在するという印象を持ちやすくなる場合がある。

したがって、市場支配力の大きさを直接測定することができない場合には伝統的なアプローチのみを用いることはやむを得ないと考えられるが、需要関数の推定のためのデータが入手可能であり、市場支配力の大きさを直接測定可能な場合には、経済分析を行った上で、伝統的なアプローチとの整合性を見ることにより、分析の信頼性が高まることは言うまでもないであろう。

<sup>2</sup> ボーイング社とマクドネル・ダグラス社の合併を巡って、米国とEUの競争当局の判断が異なったように、複数の要因を総合的に判断するという恣意的な判断プロセスの下では、同一の事件に対して競争当局間で異なる判断をする可能性は排除できないであろう。

## エ 市場支配力の直接的な推定

1980年代以降の経済学の発展は、新たな計量経済学的手法を開発して市場支配力の大きさを直接推定したり、合併の効果をシミュレーションすることを可能にしている<sup>3</sup>。

基本的にはどの方法も、前記イでみたプライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の関係

$$\text{独占市場； } PCM = \frac{1}{\varepsilon} \quad (1.5)$$

$$\text{同質財の寡占市場； } PCM_i = \frac{m_i}{\varepsilon} \quad (1.11)$$

$$\text{差別化された財の寡占市場； } PCM_i = \frac{1}{\varepsilon_{ii}} \quad (1.16)$$

を利用し、需要の価格弾力性を推定することによってプライス・コスト・マージンの大きさを測定するという考え方を基礎にしている。つまり、問題となっている財の需要関数を推定し、推定されたパラメータの値を用いて需要の価格弾力性を推定、需要の価格弾力性の推定値を用いてプライス・コスト・マージンを推定するという順番で市場支配力を推定することになる。この分析においては、需要関数の推定の信頼性が重要であり、需要関数の推定の信頼性が高ければ、それだけ市場支配力の推定の信頼性が高くなると考えることができる。具体的な需要関数の推定方法については、第2章1で説明する。

### (2) 差別化された財市場における合併の効果

上記(1)イでみたように、差別化された財市場における企業の行動は、ベルトラン・ナッシュ・モデルで説明される。このモデルにおいて、限界費用を一定とすれば、合併の結果、企業の最適条件が変化し、価格が引き上げられることとなる。合併が行われると、企業の行動がどのように変化するかについて、数学的な理論モデルの説明は、第2章2で行うが、ここでは簡単な例を用いて説明する。

仮に市場にA、B、Cの3社の企業が存在するとして（3社は同一の規模、費用構造と仮定）、このうちA社とB社が合併したと考える。合併後、A+B社が価格を引き上げると、競合するC社の需要は増えるため、その分だけC社は、自社の商品について高い価格を設定することが可能となる。A+B社の価格引上げに反応してC社が価格を引き上げた結果、今度は、A+B社の需要が少し増え、A+B社はさらに小幅の価格引上げが可能になる。このような競争者間における価格引上げと需要代替のプロセスが、互いに価格を引き上げるインセンティブがなくなるまで続くことになる<sup>4</sup>。

<sup>3</sup> Baker and Bresnahan (1985, 1988)による残余需要の推定、Werden and Froeb (1994)、Werden, Froeb and Tardiff (1996)によるロジットモデルなど。

<sup>4</sup> なお、このような価格引上げは、A、B、C社のそれぞれが自己の利潤最大化を図るために行うものであり、3社が協調して価格を引き上げるものではない。

もしも、この商品が全く同質的な財であった場合には、A + B社が価格を引き上げた場合でも、C社がA + B社よりも少しだけ低い価格に設定すれば、C社に供給制約がない限り、C社に全ての需要がシフトする。このため、A + B社はC社よりも少し価格を低く下げざるを得ない。これに対して、C社はさらに価格を引き下げるので、A + B社とC社は互いに価格を引き下げ、結局価格は限界費用まで下がることになる。つまり、合併によって価格を引き上げるインセンティブは存在しない。

しかし、商品が差別化されている場合には、A、B、C社の商品は互いに完全な代替財ではないので、A + B社が価格を引き上げ、C社がそれよりも少し低い価格をつけたとしても、需要が全てC社にシフトすることはない。また、C社が自社の増えた需要に対して、価格を少し引き上げたとしても、A + B社に需要を全て奪われる心配はない。

この結果、差別化されたベルトラン競争においてA社とB社の合併が行われると、理論的には、価格引上げのインセンティブが生じることになる<sup>5</sup>。特に、A社とB社が密接な代替財を生産しており、C社の商品との代替性が低い場合には、A + B社が価格を引き上げて、C社に奪われる需要が少ないために、価格引上げが利益になる可能性が高い。

ここで注意が必要なのは、合併がユニラテラル（一方的な価格引上げ）効果をもたらすといっても、当事会社の価格だけが上昇するわけではないことである。合併の結果、当事会社の価格だけが上昇するのであれば、当事会社の商品だけを市場として画定し、独占的な価格引上げが生じることを問題視するのと同じである。しかしながら、差別化された財市場においては、競争者も含めた市場が画定され、合併の結果、上記で説明したプロセスを通じて、当事会社だけでなく、競争者にも価格引上げのインセンティブが生じ、市場全体の平均価格が上昇することとなる。

前記1で説明したような、欧米のガイドラインにおけるユニラテラル効果や差別化された財の非協調的効果の考え方は、このようなベルトラン・ナッシュ均衡のモデルを前提としたものと考えられる。このような考え方が導入されたことにより、シェアや集中度が合併後の価格支配力を示す指標であるとの考え方（市場集中度仮説）への依存が弱まることとなった。

### (3) 単独（ユニラテラル）効果と市場画定

製品差別化された市場における競争制限効果の考え方は、市場画定とは何かに関する議論も提起した<sup>6</sup>。

第1は、もしも競争制限効果が直接的に測定できるのであれば、市場画定は不要ではないかという議論である。

伝統的なアプローチにおいては、関連市場としてどのような市場範囲を認定するのかがその後の判断に多大な影響を与える。例えば、関連市場として広い市場範囲を認定すれば、集中度・マーケットシェアは小さな値となり、多くのライバル企業が存在することになるので市場支配力は発生しないという判断に傾きがちである。他方、関

<sup>5</sup> ここでは、限界費用は一定とし、効率性は考慮していない。

<sup>6</sup> 詳しい議論は林（2002b）。

連市場として狭い市場範囲を認定すれば集中度・マーケットシェアは大きな値となり、合併によって市場支配力が発生することになるという印象を持ちやすくなる。そのため、伝統的なアプローチを採用する場合、関連市場の画定が第一のそして最も重要なプロセスとなる。

米国の初期の反トラスト訴訟においては財の物理的な特性と代替性<sup>7</sup>に基づいて関連市場の認定をすることが多かったが、そのような判断は主観的なものとなりやすく、誤った判断を導きやすい。そのため、次章以下で紹介するような経済学的な根拠を持った関連市場画定のための計量経済学的な分析方法が開発されることとなった。

この新しい経済学的なアプローチの下では、関連市場の画定を市場支配力の存在を判断するための不可欠な前提と考えることは誤りである。市場支配力の存在を直接推定することが可能であるとき、関連市場の画定は基本的には不要となる。すなわち、経済学的には、市場支配力とは価格を競争的な水準から引き上げることの意味しているので、価格引上げが可能であることを直接示すことができれば、関連市場の画定は不要となる。例えば、Staples 事件判決(1997年)<sup>8</sup>において、裁判所が地理的市場の一部において合併企業による単独の価格引上げが可能であると予想される場合に、その価格引上げが予想される市場を画定する必要は無いと述べているのは、それ以前の訴訟手続における関連市場の画定というプロセスを形式的には残しながらも、関連市場の画定というプロセスが市場支配力の有無を判断するための不可欠な前提ではないという経済学的な主張を受け入れていると考えることができる。

他方、多くの場合、利用可能なデータや情報の制約によって、市場支配力を直接推定するための計量経済学的方法は実行不可能である。そのような場合、市場支配力の存在を間接的に推定する伝統的なアプローチを採らざるを得ない。したがって、関連市場を画定した上で、集中度・マーケットシェア・参入の可能性・効率性への考慮などのさまざまな要因を検討して市場支配力が強化されることになるのかを判断することになる。

したがって、市場支配力を直接的に測定できるようなデータや証拠が揃っている事案では、市場画定の必要性がなくなる可能性があるが、データや証拠の制約がある事案では、伝統的なアプローチに沿った市場画定のプロセスが今後も必要となるものと考えられる。特に、単独効果ではなく、協調効果が問題となるような事案では、市場支配力を直接的に推定する方法が複雑になるため、伝統的なアプローチに基づいて市場画定が行われる場合が多いものと考えられる。

差別化された財市場における単独（ユニラテラル）効果の考え方が市場画定に関して惹起した第2の論点は、差別化された財市場において、市場支配力を直接的に測定することができるのであれば、関連市場は、当該財市場全体ではなく、価格が上昇する商品だけではないかという議論である<sup>9</sup>。

つまり、例えば、Aという商品市場において、a社とb社が合併し、a社とb社の商品の代替性が高いことにより、ユニラテラル効果が発生するというのであれば、a

<sup>7</sup> 米国の市場画定基準の変遷について、詳しくは林（2002a）。

<sup>8</sup> FTC v. Staples, Inc., 970 F. Supp. 1066 [D. D. C. 1997]

<sup>9</sup> 白石（2005）の議論も同様の考え方に基づくものと考えられる。



社の商品 + b 社の商品こそを商品市場として画定すべきではないかという考え方である。

実際に、Staples 事件では、文房具市場全体ではなく、オフィス向け文房具というセグメントが関連市場として画定され、オフィス向け文房具メーカーが3社から2社に減少することによる価格上昇が生じるとして、競争制限効果が認定されている。

しかしながら、前記(2)において、ユニラテラル効果の考え方の背景にある、差別化されたベルトランモデルについて説明したように、理論的には、合併の結果、価格を引き上げるインセンティブが生じるのは当事会社だけではない。競争業者も当事会社の商品との代替性の程度に応じて、それぞれの商品の価格を引き上げることが利益となる。したがって、上記の例で言えば、a 社やb社の商品の価格が上昇するだけでなく、A商品市場において競争業者であるc、d、e社等の商品の価格も上昇することになる。各社の商品の価格が上昇した結果、A商品の平均価格が一定水準以上に上昇することになれば、A商品市場において競争制限効果が発生すると考えられる。

ただし、当事会社の商品間だけが非常に代替性が高く、競争業者の商品との代替性がほとんどない結果、当事会社の商品の価格上昇のみが顕著であり、競争業者の価格はほとんど上昇しないという場合もあり得る。そのような場合には、Staples 事件のように、代替性の特に高い商品だけに限定して、市場が画定される可能性もあろう。しかしながら、差別化の度合いは商品によって様々であり、言わば濃淡がはっきりしている場合もあれば、ぼんやりしている場合もある。例えば、後記3で紹介する朝食用シリアルの記事では、シリアル市場は、形状、甘さ、風味、入っている穀物の種類等によって、商品の銘柄が200以上にも分かれており、差別化の程度が区々となっている。そのような場合に、当事会社の商品だけで関連市場が形成されるとは考えにくい。このため、シリアル市場全体を関連市場として画定し、当事会社の商品を含めて、シリアルの価格がどれだけ上昇するかをみるのが妥当であったと考えられる。

前記2(1)で説明した需要弾力性は、市場支配力の直接的な推定に用いられるだけでなく、次章以下で紹介するように、市場画定にも用いることができる。伝統的なアプローチにおいては、関連市場を画定し、その前提の上で市場支配力を評価することしかできなかったが、需要弾力性を推定することが可能であれば、市場支配力を直接的に推定することができるだけでなく、伝統的なアプローチにおける関連市場の画定が妥当か否かの検証にも役立つことができると考えられる。

### 3 経済分析の活用状況

前記2(1)でみたような市場支配力を直接的に推定する方法が可能になるにつれて、80年代以降、理論的なモデルを実際のデータに当てはめた実証分析の研究が進められてきたが、1990年代半ば以降、そのような実証分析の実務における応用が行われ、裁判における経済的証拠としても用いられるようになってきた。第3節では、実際の企業結合審査における差別化された財に関する合併の経済分析の活用状況と具体例を紹介する。

#### (1) 米国

差別化された財市場におけるユニラテラル効果については、1992年の水平合併ガイドラインに盛り込まれたが、実際の事案における活用が目立ってきたのは、1995年前後からであると考えられる。1996年に司法省の幹部が行ったスピーチ<sup>10</sup>では、司法省が、Fish Stick（シーフード）、マスカラ（化粧品）、食パンといった商品の合併審査において、ユニラテラル効果の分析を計量的に実施したとしている。例えば、Fish Stickの事件では、64の市・地域に関する2年分の週次のスキャナーデータが収集され、需要の弾力性が推定された。しかしながら、これらの事案については、どのようなモデルや推定式が使われたのかについては、詳しく知ることはできない。

差別化された財市場におけるユニラテラル効果に関する考え方が広く知られるようになったのは、複数の訴訟事件を通じてである。特に1997年のStaples事件では、当事会社と米国FTCの双方が経済分析の結果について争ったことから、ユニラテラル効果の考え方とともに、その分析手法についても関心が高まることとなった<sup>11</sup>。

一方、本報告書で主に紹介するユニラテラル効果の経済分析は、需要関数を推定し、これを用いて、合併後に価格がどれだけ上昇するかを予測する合併シミュレーション分析が中心となっている。このような分析の例は、1995年頃から見られるようになった。

このような合併シミュレーションが用いられた例としてよく知られているのが、Kimberly Clark / Scott 事件（1995年）と、Kraft General / Nabisco 事件（1995年）である。いずれも当事会社側又は競争当局側のエコノミストが事案の分析の一部を論文等の形で公開しているためである。この他にも、複数の消費財の合併で合併シミュレーションの手法が用いられていると考えられるが、その詳しい内容が公開されているものは少ない。ただし、仮想的事例を用いた研究論文は複数存在する。

また、消費財以外の産業で、合併シミュレーションが用いられた例としては、航空、長距離電話などが存在する。ただし、これらの産業では、規制の存在やデータの特殊性があるため、分析モデルに工夫が必要であると考えられる。ソフトウェア産業の合併であるOracle / People Soft 事件（2004年）では、司法省側のエコノミストが行った合併シミュレーションの結果は連邦地裁によって退けられた。

なお、前記2(3)で触れたように、需要関数の推定から導かれた需要の弾力性は、市場画定にも用いられ得る。関連市場の候補となる商品について、スキャナーデータを用いて需要弾力性を測定し、これを臨界弾力性（critical elasticity）と比較し、その大小によって市場を画定する臨界弾力性分析（critical elasticity analysis）又はこれを応用した臨界損失分析（critical loss analysis、以下本研究では「クリティカル・ロス分析（CLA）」という。）である。例えば1995年のInterstate BakeriesによるContinental Baking Companyの買収では、このような手法が用いられたことが知られている<sup>12</sup>。

<sup>10</sup> Robinson(1996)

<sup>11</sup> ただし、Staples 事件では、本報告書で紹介する手法とは異なり、いわゆる Natural Experiments の手法が用いられている。越知・丹野・林・NERA（2005）193～196 ページ参照。

<sup>12</sup> Werden(2000)

## (2) 欧州

欧州の企業結合審査において、差別化された財市場における合併のユニラテラル効果の考え方が正式に採り入れられたのは、2004年のガイドラインにおいてであると考えられる。

2004年の合併規則の改正までは、合併審査に関する実質的基準としてドミナント（dominant）基準が採用されていたため、差別化された商品市場における代替性の高い商品間の合併であっても、当該商品のシェアが比較的低い場合には、競争制限効果を問題とすることは難しいとされていた。ただし、それ以前にも、ブランド等で差別化された財の合併の影響が問題となった事案では、当事会社側が経済分析を提出し、これを欧州委員会が評価する形で、考え方は採り入れられたものがある。例えば、米国でも審査が行われ、合併シミュレーションが行われたとされる Kimberly Clark / Scott の合併（1995年）においても、当事会社側が経済分析を提出したとされる。

他方、Volvo / Scania 事件においては、外部の研究者に委託し、合併シミュレーションが実施されたが、データや分析の精度の信頼性が低かったことから、合併シミュレーションの結果は、欧州委員会の判断には直接は用いられなかった。

2004年の合併規則の改正によって、合併審査の実質的基準がドミナント基準から SIEC（significant impediment of effective competition）基準に変更され、合併によって支配的な企業が形成されず、また、市場参加者間の協調によらない場合でも競争制限効果が発生することを問題視することが可能になったとされる。また、Airtours 事件等で、欧州委員会の立証が不十分であったとされたことから、分析の強化が課題とされ、Chief Economist ポストの創設と、経済分析を担当する Chief Economist Team が結成され、経済分析の強化が図られた。これらの規制や組織の改革を通じて、合併シミュレーションの手法も研究され、Oracle 事件等のいくつかの事案に応用されている。

## (3) 日本

我が国の公表事案で、差別化された財を扱ったものはあまりないが、平成17年度の主要な企業結合事例（平成18年6月7日公正取引委員会）における事例1（ユニ・チャーム株式会社による株式会社資生堂からの生理用品事業の譲受けについて）では、生理用品事業において、ナプキンが差別化の度合いが強い商品であるとして、当事会社の商品間の代替性を消費者調査、シェアの動き、交差弾力性などの点から検討を行い、当事会社間の製品の代替性は低い一方、競争業者の商品が強い代替性を有しているとしている。また、有力な競争業者が存在しており、また、それらの競争業者が供給余力を有していることなどから、企業結合の結果、当事会社のシェアは、一定の取引分野によって、低いものでは35%、高いものでは65%となるものの、当事会社の単独行動により、一定の取引分野における競争を実質的に制限することとはならないと判断した。

## (4) 海外における経済分析の例

前記のとおり、差別化された財市場における合併の審査事案において、合併シミュレーションなどの経済分析手法を用いた例は増えているものの、その分析の詳細が知られ

ているものは限られている。以下では、米国を中心に、消費財においてスキャナーデータを用いた代表的な分析例を紹介する。

ア US v. Kimberly-Clark Corp(米国, 1995年)<sup>13</sup>

1995年に製紙メーカーのキンバリークラーク社(Kimberly-Clark)は、同業者のスコット社(Scott Paper)を買収する意図を表明した。両社は、ティッシュペーパー、トイレットペーパー、ペーパータオル、ペーパーナフキン及び乳児用おしり拭き等の製品で競合関係にあった。これらの商品は、それぞれ代替関係が小さいため、異なる関連市場を形成すると考えられた。

また、各商品において、両者の競合関係は異なっていた。例えば、ティッシュペーパー市場で、キンバリークラーク社の「クリネックス(Kleenex)」ブランド(市場シェア48.4%, 第1位)とスコット社の「スコットティーズ(Scottie)」ブランド(市場シェア7%, 第3位)は大きなシェアを有するため、キンバリークラーク社が、一方又は両方の商品の価格を一方向的に引き上げる力とインセンティブの両方を有するようになることとされた。さらに、キンバリークラーク社に対抗するブランドは、プロクター・アンド・ギャンブル(P&G)社の「Puffs」ブランド(市場シェア30%, 第2位)だけになるため、キンバリークラーク社とプロクター・アンド・ギャンブル社がティッシュペーパーの価格を協調的に引き上げる蓋然性を高めることとされた。このため、当事会社は、司法省に対して問題解消措置を提出することを条件に合併を認められた。

他方、ペーパータオル市場では、両者は競争力のあるブランドを有していないため、シェアは比較的小さく、問題は少ないと考えられた。

問題の有無が一見しただけでは明らかではなかったのが、トイレットペーパー市場である。市場画定については、当事会社側も司法省側もトイレットペーパーを関連市場とすることで見解が一致したが、トイレットペーパー市場におけるブランドの市場シェアは以下ようになっていた。

キンバリークラーク社のブランドである「Kleenex」は約8%のシェア、スコット社のブランドである「ScotTissue」と「Cottonelle」はそれぞれ約17%、約7%のシェアを占めるため、当事会社の合算シェアは約31%となり、合併後の市場集中度(HHI)は約2300、HHIの増分は約400となる。また、スコット社の商品の中でも、「Cottonelle」はプレミアムブランドであり、「ScotTissue」はエコノミーブランドであるという商品の差別化があった。したがって、両社の合併によって、ユニラテラル効果が生じるか否かが問題となった。

<sup>13</sup> Hausman and Leonard(1997); 越知・丹野・林・NERA(2005), pp129-132, 174-177; United States v. Kimberly-Clark and Scott Paper(1995)。

ブランド（会社名）	市場シェア
Charmin(P&G)	30.9%
ScotTissue(Scott)	16.7%
Northern(James River)	12.4%
Angel Soft(Georgia-Pacific)	8.8%
Kleenex(Kimberly-Clark)	7.5%
Cottonele(Scott)	6.7%
Private Label	7.6%
Other	9.4%
当事会社合算	30.9%

Hausman & Leonard(1997)では、本件について、当事会社側のエコノミストが実施した分析の一部が紹介されている。

Hausman と Leonard は、AC ニールセンによる 1992 年 1 月から 1995 年 5 月までの米国 5 都市分の週次のスキャナーデータを入手し、A I D S モデルによる需要システムの推計を行った。

商品  $i$  の需要システムは以下の推計式に基づき、推計された。

$$S_{int} = \alpha_{in} + \beta_i \log(Y_{nt} / P_{nt}) + \sum_{j \in B,P} \gamma_{ij} \log P_{jnt} + \epsilon_{int} \quad (1.17)$$

$n=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T$

ここで、 $S_{int}$  は  $t$  期における  $i$  ブランドの  $n$  市内の販売額シェア、 $Y_{nt}$  は  $t$  期における  $n$  市内の当該産業全体への支出額、 $P_{nt}$  は  $t$  期における産業全体の  $n$  市内の価格インデックス、 $P_{jnt}$  は  $t$  期における  $j$  ブランドの  $n$  市内の価格である。 $\gamma_{ij}$  は、あらゆる商品間の交差弾力性を示し、必要であれば  $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$  とすることによって対称性の条件を課すこともできるが、データの動きを見て、実際の商品の代替状況と整合的である必要がある。

Hausman & Leonard(1997)のモデルにおいては、消費者が段階的に消費の意思決定を行う (multi-stage budgeting) ので、(1.17) 式の  $Y_{nt}$  には消費者の支出額全体ではなく、当該産業に対する支出額の合計が用いられるとともに、当該産業に対する支出額は、消費者の所得全体 ( $y_{nt}$ ) と産業の価格インデックス ( $P_{nt}$ ) を説明変数とする 1.18 式 (商品全体の需要弾力性の推計式) の中で決定されるという形をとっている。

$$\log u_{nt} = \mu_n + \delta_1 \log y_{nt} + \delta_2 \log P_{nt} + z_{nt} \delta_3 + \epsilon_{nt} \quad (1.18)$$

ここで、 $u_{nt}$  は、 $t$  期における商品の  $n$  市内の総消費額、 $\mu_n$  は  $n$  市に関する固定効果、 $y_{nt}$  は  $t$  期における  $n$  市内の実質化した可処分所得、 $P_{nt}$  は  $t$  期における  $n$  市内の産業の

価格インデックス， $z_{nt}$ は  $t$ 期における  $n$ 市内の人口動態の変化や季節性，時間の効果を加味する変数である。

このような推計式を用いて需要の自己弾力性，交差弾力性の推計を行った結果，下記のような結果が得られた。

ブランド（会社名）	自己弾力性	Kleenex との 交差弾力性
Charmin(P&G)	-2.75	0.69
ScotTissue(Scott)	-2.94	0.18
Northern(James River)	-4.21	0.21
Angel Soft(Georgia-Pacific)	-4.08	0.13
Kleenex(Kimberly-Clark)	-3.38	--
Cottonelle(Scott)	-4.52	0.19
Private Label	-2.02	
Other	-1.98	

この分析結果によって，合併企業の商品は，P & G社の Charmin よりも自己弾力性の絶対値が大きく，特に，Kleenex ブランドや Cottonelle ブランドは，価格を引き上げた場合に，需要が大きく減少することが示されている。また，Kleenex ブランドの交差弾力性をみると，ScotTissue や Cottonelle との交差弾力性よりも Charmin との交差弾力性の方が大きいため，Kleenex ブランドの価格が上昇した場合に，需要が代替するのは，スコット社の商品よりも，競争業者である P & G社の商品であることも示されている。つまり，キンバリークラーク社の商品の次善の代替品は，スコット社の商品ではなく，P & G社の商品であるということになる。

また，この需要弾力性の推計結果を用いて，Hausman&Leonard は，合併後の価格上昇効果の予測，すなわち合併シミュレーションを行った。それによれば，合併後の効率性（費用低下）の効果を見込まない場合であっても価格の上昇率は1～2%の範囲に収まっており，また，効率性の効果が見込まれる場合には，スコット社の商品の価格は低下することが予想された。

	効率性がない場合	効率性がある場合
Kleenex	2.4%	0.4%
Cottonelle	1.4%	-0.3%
ScotTissue	1.2%	-1.8%

これらの分析結果が裏付けとなって，トイレットペーパー市場では，両社の合併による競争上の弊害はないと認められ，司法省は，同市場における問題解消措置を求めなかった。

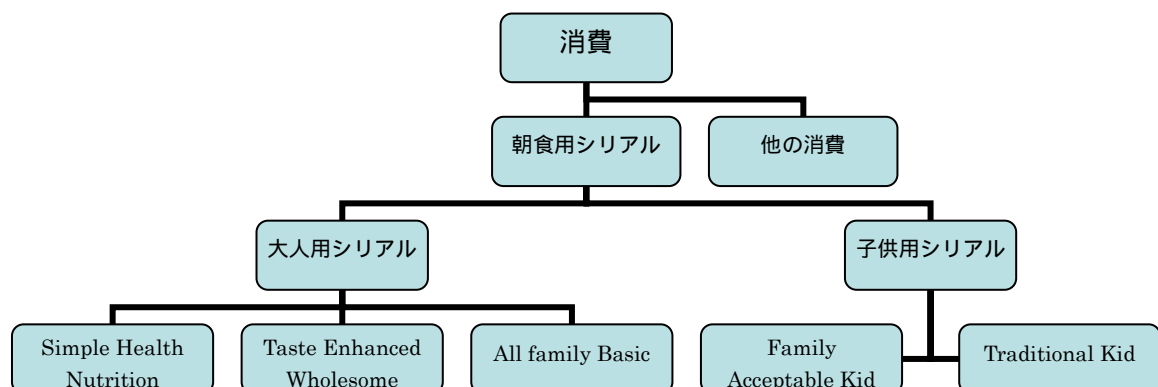
イ New York v. Kraft General Foods, Inc.(米国, 1995年)<sup>14</sup>

1992年11月に、朝食用シリアルを製造販売しているクラフトゼネラルフーズ(Kraft General)社が、同じく朝食用シリアルを製造販売しているナビスコ(Nabisco)社の当該事業を譲り受けることに合意した。朝食用シリアル市場におけるクラフト社のシェアは11.7%で3位、ナビスコが2.8%で6位であり、業界第1位のケロッグ(Kellogg)社が37.03%、第2位のゼネラルミルズ(General Mills)社が25.12%のシェアを有していた。本件について、FTCは訴追を見送ったが、ニューヨーク州司法長官は、大人向けの朝食用シリアル市場において、単独効果及び協調効果を生じるおそれがあるとして提訴した。

原告(ニューヨーク州)側は、大人用シリアル市場を関連市場とし、クラフトゼネラルフード社のPostブランドと、ナビスコ社のGrapeNutsブランドが競合するため、単独効果が生じるとし、また、市場が寡占的となり、協調効果も発生するとした。これに対して、合併企業側は、各ブランド間の交差弾力性及び大人用のシリアルと子供用のシリアルの交差弾力性を計測したところ、大人用シリアルと子供用シリアルの間交差弾力性が高かったことから、朝食用シリアル全体が関連市場であるとし、PostブランドとGrapeNutsブランド間の交差弾力性は低かったことから、単独効果は生じないとした。

本件において、原告(ニューヨーク州)側のエコノミストであったCotterill教授は、朝食用シリアル全体の需要関数として、Hausman(1994)<sup>15</sup>の計測した弾力性を用い、次段階以降の需要関数の推計には両対数形のモデルを用いたとされる。

一方、当事会社側のエコノミストであった、Rubinfeld教授は、AIDSモデルを用いて、朝食用シリアル市場における需要の自己弾力性及び交差弾力性を計測した。Rubinfeld教授は、個人消費について、以下の図のような階層構造を前提とし、需要関数を推定したとされている。



<sup>14</sup> State of New York v. Kraft General Foods, Inc.(1995); Rubinfeld(2000); Cotterill, R and Haller L(1997); 林(2002b).

<sup>15</sup> Hausman, J.(1994).

裁判所は、大人用シリアルと子供用シリアルの交差弾力性が高いこと及び供給者側の生産能力の代替性を考慮して、朝食用シリアル全体を関連市場とした。また、朝食用シリアル市場においては、多数のブランドが存在するなか、Post ブランドと GrapeNuts ブランドは商品特性や顧客層、広告宣伝等が異なり、需要の交差弾力性が低いことから、単独効果は生じないと認定した。

#### ウ Volvo / Scania ( 欧州, 1999 年 )

欧州では、1999 年に行われた Volvo / Scania の事案<sup>16</sup>において、欧州委員会が外部の研究者に委託し、合併シミュレーションが行われたとされる。

本合併では、Volvo 社が Scania 社を買収することによって、欧州におけるトラックの製造・販売（特に重量トラック部門）とバスの製造・販売（シティバス、インターシティバス、観光バス）について、支配的地位を創出することになるかが問題とされた。

本件の審査の際に、欧州委員会の依頼を受けた外部研究者である、Toulouse 大学の Ivaldi 教授と、Leuven 大学の Verboven 教授は、両社の合併によって欧州各国の 16t 以上の重量トラック市場において価格がどの程度上昇するか、入れ子ロジットモデル（Nested Logit Model）を用いて合併シミュレーションを実施した。合併シミュレーションの結果では、欧州のほとんどの国において価格上昇が見込まれるとされ、特に北欧諸国では、大幅な価格上昇が生じると予想された。

しかしながら、この合併シミュレーションでは、利用できるデータが 16 ヶ国の 2 年分の年次データしかなかったことや、トラックの販売においては、通常、値引きが行われているが、分析には表示価格（List Price）のデータが使われたこと、また、各国の市場の違いに応じた異なるパラメータが用いられなかったために、信頼できる分析結果が得られなかった。実際にも北欧諸国では、Volvo 社の粗利率が 30% 前後であるのに対し、分析結果では 80% もの粗利率が予測されるなど、現実と合致しない結果が得られたとされる。このため、欧州委員会は、分析結果を参考にはしたものの、結論を出すに当たっては、伝統的な分析手法に依拠して判断を下したとされる。すなわち、欧州委員会は、欧州地域の各国市場を地理的市場として画定したが、うち 5 ヶ国で当事会社の市場シェアが 49% 以上となり、また、デンマークとポルトガルでも 44~49% といった高シェアとなる。これに対して、ユーザー（トラック事業者）は規模が小さく、また、ブランド・ロイヤリティが高いため、買手購買力が弱い。加えて、人口密度の低さから、市場への参入コストは高く、参入の可能性は低いと考えられる。このため、当事会社の合併は市場支配的地位を創出するとみなされた。

Ivaldi 教授と Verboven 教授が行ったシミュレーションの詳細は分からないものの、Ivaldi and Verboven(2000, 2005)によって、その一端を知ることができる。このモデルは、Berry(1994)が用いた入れ子ロジットモデルを拡張したものであるとされている。ここで消費者（ユーザー）は、トラック事業者であり、重量トラックを内部財、それ以外の選択肢（他の種類のトラックや他の輸送手段）を外部財と考える。重量トラックは、牽引車とトレーラーが分離したトラクター（Tractor）トラックと、牽引車とトレーラー

<sup>16</sup> Case No. Comp/M 1672 Volvo/Scania, 15 March 2000.



が一体となったリジッド (Rigids)トラックという2つのグループに分けられる(以下前者のグループを「T」、後者のグループを「R」という)。各グループの中の車種同士は、グループ間の車種同士よりも密接な代替性を有するとみなされる。

消費者  $i$  が  $j$  財を購入することによる効用は、(1.19)式によって与えられる。

$$u_{ij} = \mu_j + \alpha_{ig} + (1 - \alpha_{ij}) \quad (1.19)$$

ここで、 $\mu_j$  は、すべての消費者に共通した、商品  $j$  の評価の中央値であり、商品  $j$  の価格 ( $p_j$ )、商品  $j$  の特徴 ( $x_j$ ) 及び誤差項 ( $\epsilon_j$ ) に依存する。したがって、

$$\mu_j = x_j - p_j + \epsilon_j \quad (1.20)$$

また、(1.19)式において、 $\alpha_{ig}$  及び  $\alpha_{ij}$  は、個々の消費者  $i$  の中央値  $\mu_j$  からの乖離を示すランダムな変数である。つまり、 $\alpha_{ig}$  は、 $g$  グループに所属する全ての商品に共通する、消費者  $i$  の効用である。一方、 $\alpha_{ij}$  は、個々の商品  $j$  によって異なる消費者  $i$  の効用である。 $\alpha_{ij}$  は、0 から 1 の間の値をとり、同一のグループに属する商品に関する消費者の効用の相関を示す。もしも、 $\alpha_{ij}$  が 1 であれば、同一のグループに属する商品に関する選好は完全に相関していることになり、これらの商品は完全な代替財であることを示す。他方、 $\alpha_{ij}$  の値が 0 に近づくほど、同一のグループに属する商品に関する選好の相関は低くなり、 $\alpha_{ij}$  が 0 であれば、同一のグループの商品間でも異なるグループの商品間でも代替性は変わらないこととなり、通常のリジッドモデルと同じことになる。

各消費者  $i$  は、自らの効用を最大化する商品  $j$  を選択する。消費者が商品  $j$  を選択する確率を計算するには、入れ子ロジットモデルでは、 $\alpha_{ig}$  と  $\alpha_{ij}$  がロジスティカル分布に従うような分布をするとみなす。外部財に対する平均的な効用水準を 0 に標準化する、つまり  $\epsilon_0 = 0$  とすると、消費者が商品  $j$  を選択する確率は以下の式によって与えられる。

$$s_j = \frac{\exp(\delta_j / (1 - \sigma))}{D_g} \cdot \frac{D_g^{1-\sigma}}{1 + \sum_{g=1}^G D_g^{1-\sigma}} \quad (1.21)$$

このとき、 $D_g$  は、以下の式によって定義される。

$$D_g = \sum_{k \in G_g} [\delta_k / (1 - \sigma)] \quad (1.22)$$

モデルがランダムな効用最大化と整合的であるためには、 $\sigma$  は正の値であり、 $\sigma$  は 0 から 1 の間の値をとる必要がある。消費者全体としてみると、商品  $j$  の選択可能性  $s_j$  は商品  $j$  の市場シェアと等しくなることになる。つまり、消費者全体を  $N$  とすれば、商品  $j$  の販売量  $q_j$  は、消費者の選択確率  $s_j$  と  $N$  を掛けたものとなる。

$$q_j = s_j N$$

一方、企業の利潤最大化条件をみると、まず、各企業  $f$  が  $F_f$  の商品を生産する場合、

企業  $f$  の利益は、各商品の営業利益の合計（各商品の価格費用マージン × 各商品の数量の合計）から固定費用  $K$  を差し引いたものとなる。

$$\pi_f = \sum_{j \in F_f} (p_j - c_j) q_j - K \quad (1.23)$$

合併前の企業は、それぞれ  $\pi_f$  を最大化するよう、価格設定を行うことになる。利潤最大化条件は、

$$\sum_{k \in F_f} (p_k - c_k) \frac{\partial q_k}{\partial p_j} + q_j = 0 \quad (1.24)$$

ここで、商品  $j$  に関する限界費用は一定とし、商品  $j$  の特徴のベクトル  $w_j$  及び誤差項  $\epsilon_j$  に依存すると考える。  $\epsilon_j$  は推定するパラメータである。

$$c_j = \exp ( w_j + \epsilon_j ) \quad (1.25)$$

合併後の企業も、合併後の企業が保有する商品群  $F_f$  の利潤の合計を最大化することになる。

Ivaldi と Verboven は、以上のようなモデルを想定した上で、(1.21)式によって需要システムを推定し、(1.20)式と(1.25)式を用いて合併前の均衡価格を計算した。推定されたパラメータは  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  である。また、推定に用いられた観察可能なデータは価格  $p_j$ , 売上  $q_j$ , 商品の性質  $x_j$  及び  $w_j$  であり、消費者の評価の中央値及び限界費用に影響を与える。また、潜在的な消費者の数  $N$  は既知であると仮定された。他方、観察されない特徴  $\epsilon_j$  と  $\epsilon_j$  はいずれも誤差項となり、需要システム(1.21)式及び利潤最大化条件(1.24)式において非線形の形で含まれている。利潤最大化条件(1.24)式では、 $\epsilon_j$  に関する解を得るために、対数線形に変換する。また、需要システム(1.21)式で線形化を行うために、Berry (1994) によって提唱された手法を用いたとされる。このようにして、非線形の3段階最小二乗法を用いて、変形した需要関数と利潤最大化条件を推定した。

モデルを推定するために、用いたデータは16カ国の2年分(1997年と1998年)のデータであり、価格は標準モデルの表示価格であった。商品の性質  $x_j$  及び  $w_j$  に用いた変数としては、馬力、トラクターかそうでないかに関するダミー変数、各国に固有の効果を測るダミー変数、企業に固有の効果を測るダミー変数、商品が国内企業によって生産されているかを示す交差項である。価格と売上の内生性の問題を回避するために、操作変数として、ある国の年間の全ての競合製品の馬力の合計及びあるグループ内の全ての競合製品の馬力の合計が用いられた。

市場規模  $N$  について、2つの仮定を置いた推計が行われた。  $\beta = 0.5$ , すなわち、潜在的な市場規模全体は、年間平均売上の1.5倍である場合と、  $\beta = 3.0$ , すなわち4倍である場合である。

推計の結果は以下のとおりである。

	= 0.5		= 3.0	
	推計値	S.E.	推計値	S.E.
	0.312	0.092	0.280	0.094
	0.341	0.240	0.304	0.240

と の推計結果では、 は正であり、価格が上昇すれば需要が減少することが示されている。また、 は1より有意に小さいという結果が出ているので、グループ内（T又はR）の商品が完全な代替品であるという仮説は棄却された。一方、グループ内の商品同士の競争と、異なるグループ間（TとR）の商品同士の競争は対称的であるという仮説も棄却されないものの、TとRのグループ間で若干のセグメンテーションがあるということも示唆された。

この結果を用いて、需要弾力性が計算された。その結果、 = 0.5 の場合には、各国市場の需要弾力性は-0.5～-0.6 前後であり、 = 3.0 の場合には、需要弾力性は、-1.0～-1.5 前後と計算された。しかし、弾力性の大きさは、潜在的市場規模、すなわち に依存する。 が大きいと、外部財との代替性が高いことを示唆し、需要弾力性は大きくなるが、 が小さいと、需要弾力性は小さくなる。データが2年分しかなかったため、の正確な推定は難しいと考えられた。Ivaldi and Verboven(2000, 2005)によれば、16 t以上の重量トラックの弾力性は-0.9 前後であり、24 t以上の重量トラックの弾力性は-0.4 前後であるという過去の分析があったため、その結果との整合性を考えて、 = 3.0 という結果を分析に採用したとしている。

= 3.0 の場合の各国の市場の需要弾力性を用いて、2つの分析が行われた。まず、潜在的な市場支配力テスト（Potential Market Power Test）として、当事会社が価格を5%、10%、25%上げた場合に利益が増えるか減るかが計算された。

	需要弾力性	価格上昇率別の当事会社の利益変化率(%)		
		5%	10%	25%
オーストリア	-1.53	-0.70	-5.96	-35.09
ベルギー	-1.11	1.05	0.49	-8.63
デンマーク	-1.02	1.63	2.09	-2.25
フィンランド	-0.98	2.51	2.98	-4.89
フランス	-1.17	0.18	-1.40	-13.86
ドイツ	-1.52	-0.23	-2.79	-19.70
ギリシャ	-0.63	1.39	-0.02	-14.49
アイルランド	-1.05	2.12	1.70	-10.02
イタリア	-1.63	-1.14	-7.63	-41.79
ルクセンブルグ	-0.94	-0.07	-1.51	-11.86
オランダ	-1.54	0.77	-2.47	-26.70
ノルウェー	-1.14	2.74	3.58	-2.37

ポルトガル	-1.21	1.16	-0.12	-13.37
スペイン	-1.22	0.23	-2.05	-18.65
スウェーデン	-0.96	2.95	4.91	5.67
イギリス	-1.27	1.28	0.49	-11.04
EU平均	-----	1.00	-0.49	-14.32

計算結果によれば、5%の値上げの場合には、オーストリア、ドイツ、イタリア、ルクセンブルグの4カ国以外のすべての国で値上げは利益になり、特に、スウェーデン、ノルウェー、アイルランド、デンマークでの利益増加が大きい。他方、10%の値上げの場合は、9カ国で利益が減少することになる一方、スウェーデン、ノルウェー、フィンランド、デンマークでは5%の値上げの場合よりも利益が増加すると計算された。しかし、25%の値上げの場合には、スウェーデンを除くすべての国で利益が減少することが示された。Ivaldi and Verboven(2000, 2005)は、この結果を市場画定（SSNIPテスト）に応用すれば、5%の値上げでは、ほとんどの国で当事会社の商品が市場を構成し、10%の場合でもなお多くの国で当事会社の商品が市場を構成することになるとしている。このことは、各国別の市場が成立することを裏付けていると考えられる。

もう一つの分析として、現実の市場支配力テスト（Actual Market Power Test）が実施された。すなわち、合併後、競争企業は、非協力的な価格設定を行うという前提のもとで、ナッシュ均衡価格が求められた。

価格上昇率 (%)	Volvo/Scania		競争業者	
	Rigid	Tractor	Rigid	Tractor
オーストリア	1.69	2.15	0.05	0.08
ベルギー	6.75	5.41	0.14	0.16
デンマーク	11.55	8.17	0.26	0.19
フィンランド	10.03	7.83	0.39	0.24
フランス	2.97	2.97	0.09	0.08
ドイツ	1.65	2.19	0.04	0.06
ギリシャ	4.98	5.39	0.25	0.26
アイルランド	10.87	7.36	0.21	0.30
イタリア	2.02	1.49	0.07	0.07
ルクセンブルグ	3.33	1.65	0.05	0.05
オランダ	3.56	3.47	0.21	0.16
ノルウェー	13.17	8.63	0.32	0.28
ポルトガル	6.67	5.06	0.19	0.12
スペイン	3.65	2.98	0.06	0.08
スウェーデン	22.34	12.64	0.47	0.32
イギリス	7.15	4.79	0.27	0.12

シミュレーションの結果では、Volvo / Scania は、いくつかの国、特に北欧とアイルランドで 10%以上の価格引上げを行うことが予測されている。これに対して、競争業者も価格を引き上げるが、その価格上昇率は 1 % 以下と非常に小さいという結果が出ている。

Ivaldi and Verboven は、さらに消費者余剰についても計算し、ノルウェーとスウェーデンでは 10%以上、また、デンマーク、フィンランド、アイルランドの 3 カ国では 5 % 以上の消費者余剰が減少すると予測している。また、5 %の効率性が見込まれたとしても、この 5 カ国では、消費者余剰の減少が大きいとしている。

前記のように Ivaldi と Verboven の分析は、信頼性の低いデータに基づいて行われたため、欧州委員会は、これらの分析を決定文には用いず、伝統的な市場シェアと参入障壁や顧客の価格交渉力といった要素に基づいて分析を行ったが、結果的には、欧州委員会は、重量トラック市場において、スウェーデン、ノルウェー、フィンランド、アイルランドにおいて市場支配的地位が形成されると認定し、また、デンマークについても市場支配的地位が形成される可能性があるとしており、Ivaldi and Verboven の分析結果と類似の結論となっている。

## 第2 合併シミュレーションの経済理論・実証分析手法

第2章では、第1章で紹介した、製品差別化された財の合併が競争に与える効果に関するガイドラインや事例の背景となる経済理論と実証分析手法の紹介を行う。続く第3章では、第2章で紹介される実証分析手法の一部を用い、バター・マーガリン類のスキャナーデータによる市場画定・合併シミュレーションの実証分析が行われる。

第2章ではまず、第3章において実施される、市場画定のためのクリティカル・ロス分析及び競争制限効果の測定のための合併シミュレーションに用いられる需要関数の推計方法を紹介する(第2-1)。需要関数の理論的な枠組みから導かれる帰結と、データの制約の中でそれらと整合性を持たせながら推計を行っていく試みとして様々な方法が紹介される。具体的には、両対数形の需要関数、ストーンによる方法、ロッテルダムモデル、AID システム、残余需要関数による方法について順に解説する。

次に、製品差別化がある下での水平合併のシミュレーションの枠組みについて説明する(第2-2)。製品差別化がある状況で寡占的な価格競争が行われている場合における水平的合併の効果について簡単な理論的説明を行った後に、現在、合併シミュレーションの主要な方法として知られている ALM, AIDS モデル, PCAIDS モデルについて解説をする。

最後に、近年、特に消費財や小売業の合併の経済分析において利用されるようになっており、次章の実証分析でも用いられるスキャナーデータの性質についての簡単な解説を行う(第2-3)。

### 1 需要関数の推定方法

第1-2でみたように、市場支配力の直接的な推定には、需要関数の推定の信頼性が重要であり、需要関数の推定の信頼性が高ければ、市場支配力の推定の信頼性も高くなると考えられる。本節では、需要関数の主要な推定方法について解説する。

#### (1) 需要関数の性質

ミクロ経済学の消費者行動理論では、選好に関する標準的な仮定の下で、予算制約下の効用最大化問題の解として、マーシャル型需要関数(2.1)式が導出される。

#### マーシャル型需要関数

$$q_k = g_k(x, p), \quad (k=1, \dots, n) \quad (2.1)$$

$q_k$  ; 需要量,  $x$  ; 所得,  $p$  ; 価格ベクトル  $p = (p_1, \dots, p_n)$

$n$  ; 財の数

すなわち、マーシャル型需要関数とは、価格と所得の関数として需要量が決定される需要関数のことである。

選好に関する仮定によって、マーシャル型需要関数が満たしていると予想されるいくつかの性質が存在している。需要分析において重要な性質としては、総和条件と同時性制約の二つの条件が重要である。総和条件とは、総支出が所得と等しくなってい

ることを表しており、予算制約が等号で満たされていることを意味している。同時性制約とは、需要関数が0次同次関数であり、価格と所得が同じ比率で増加したときに、需要量が変化しないことを表している。同時性制約が成立するのは消費需要行動に貨幣錯覚が存在しないときである。総和条件と同時性制約を数式で表せば、以下のようになる。

$$\text{総和条件： } x = \sum_k p_k q_k = \sum_k p_k q_k(x, p) \quad (2.2)$$

同次性制約：需要関数は0次同次関数

$$g_k(\theta x, \theta p) = g_k(x, p), \quad (k = 1, \dots, n) \quad (2.3)$$

需要分析では、貨幣単位や測定単位の違いによる影響を取り除き、国際間比較を可能にするために、弾力性概念が用いられる。マーシャルの弾力性(粗弾力性)として、支出弾力性( $e_i$ )、価格弾力性(自己弾力性)( $e_{ii}$ )、交差弾力性( $e_{ij}$ )は以下のように定義される。

$$\text{支出弾力性 } e_i = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log x} \quad (2.4)$$

$$\text{価格弾力性}^{17} \text{ (自己弾力性) } e_{ii} = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log p_i} \quad (2.5)$$

$$\text{交差弾力性 } e_{ij} = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log p_j}, \quad (i, j = 1, \dots, n, i \neq j) \quad (2.6)$$

ここで支出弾力性とは、総支出が1%変化したときに需要量が何%変化するかを表した値であり、価格弾力性(自己弾力性)とは、i財の価格が1%変化したときにi財の需要量が何%変化するかを表した値、交差弾力性とは、j財の価格が1%変化したときにi財の需要量が何%変化するかを表した値である。

推定された需要関数が総和条件と同時性制約を満たしているかどうかを検定する方法として、支出シェア  $w_k$

$$w_k = \frac{p_k q_k}{x} \quad (2.7)$$

と弾力性を用いて、総和条件と同時性制約より導出される関係を検定することが可能である。すなわち、総和条件より、

<sup>17</sup> 通常のマクロ経済学の教科書では、自己価格弾力性の値を正值化するために、定義式にマイナスをつけることが通例である。しかしながら、需要分析を行うときに自己弾力性の定義ではマイナスをつけ、交差弾力性の定義ではマイナスをつけないという異なった取り扱いをすると、分析の解釈で無用の混乱を招きがちであるため、価格弾力性(自己弾力性)の定義にマイナスをつけないことが通例である。本章でもこの理由により、自己価格弾力性の定義式にマイナスをつけないこととする。したがって自己価格弾力性は、負の値となる。

$$\sum_k w_k e_k = 1 \quad (2.8)$$

$$\sum_k w_k e_{ki} + w_i = 0 \quad (2.9)$$

同次性制約より，

$$\sum_k e_{ik} + e_i = 0 \quad (2.10)$$

の関係が成立するので，この関係を利用すればよい。

一方，予算制約下の効用最大化問題の双対問題として，所与の効用水準の下での支出最小化問題を考えると，ヒックス型需要関数(2.11)式が導出される。

### ヒックス型需要関数

$$q_k = h_k(u, p), \quad (k = 1, \dots, n) \quad (2.11)$$

$q_k$  ; 需要量 ,  $u$  ; 効用水準 ,  $p$  ; 価格ベクトル  $p = (p_1, \dots, p_n)$

$n$  ; 財の数

ヒックス型需要関数は  $u$  を一定水準に補償された場合の価格と需要量の関係を表した関数であり，補償需要関数と呼ばれる。

最適点では2つの問題の解は一致しているので，

$$q_k = g_k(x, p) = h_k(u, p), \quad (k = 1, \dots, n) \quad (2.12)$$

が成立している。

ヒックスの需要関数に関しては，総和条件，同時性制約に加えて，対称性と負値性という2つの理論的な制約が存在している。

総和条件は，マーシャルの需要関数と同じく総支出が所得と等しくなるというもので，(2.13)式で表される。

$$\text{総和条件} : x = \sum_k p_k h_k(u, p) = \sum_k p_k q_k(x, p) \quad (2.13)$$

同時性制約は需要関数が価格に関して0次同次関数になるというもので，(2.14)式で表される。

$$\text{同次性制約} : h_k(u, \theta p) = h_k(u, p), \quad (k = 1, \dots, n) \quad (2.14)$$

ヒックス型の需要に対する価格の偏微分係数を，



$$s_{ii} = \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_i} \quad (2.15)$$

$$s_{ij} = \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j}, \quad (i, j = 1, \dots, n, i \neq j) \quad (2.16)$$

と定義すると、対称性と負値性の制約は次のように表される。

対称性制約：任意の  $i$  と  $j$  に対して、 $s_{ij} = s_{ji}$  ( $i \neq j$ )

負値性制約： $s_{ij}$  要素の  $(n \times n)$  行列は負値半定符号行列である。

すなわち、対称性と負値性の制約は、 $s_{ij}$  要素の  $(n \times n)$  行列であるスルツキー行列が対称行列で負値半定符号行列であることを求めている。実証的には、ヒックス型需要関数は直接測定することが不可能な関数なので、マーシャル型の需要関数を推定し、

$$s_{ij} = \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial g_i}{\partial x} p_j + \frac{\partial g_i}{\partial p_j} \quad (2.17)$$

(2.17)式を利用して、スルツキー行列に変換すればよい。この変換の結果、スルツキー行列は具体的に計算され、同時性、対称性、負値性の制約は実証的にテストすることが可能となる。

ヒックスの弾力性(補償された弾力性)として、支出弾力性( $e_i^*$ )、価格弾力性(自己弾力性)( $e_{ii}^*$ )、交差弾力性( $e_{ij}^*$ )は以下のように定義される。

$$\text{支出弾力性 } e_i^* = \frac{\partial \log h_i(u, p)}{\partial \log x} \quad (2.18)$$

$$\text{価格弾力性(自己弾力性)} e_{ii}^* = \frac{\partial \log h_i(u, p)}{\partial \log p_i} \quad (2.19)$$

$$\text{交差弾力性 } e_{ij}^* = \frac{\partial \log h_i(u, p)}{\partial \log p_j}, \quad (i, j = 1, \dots, n, i \neq j) \quad (2.20)$$

マーシャルの弾力性(粗弾力性)は代替効果と所得効果の2つの効果を含んだ概念であるため、実証的に複数の財の代替・補完関係を検証しようとするときには、ヒックスの弾力性(補償された弾力性)の値を推定する必要がある。

## (2) 両対数形の需要関数

需要関数を推定する際には、推定可能な関数形に推定モデルを特定化する必要がある。1950年代以前の初期の需要分析においては、マーシャル型需要関数(2.1)式を理論的な制約を考慮することなくさまざまに特定化する方法が用いられた。

多くの場合，推定モデルの定式化は一般的な関数形を線形近似することによって行われた。1950年代以前の初期の需要分析において用いられた代表的な関数形は，両対数形の需要関数である。

### 両対数形の需要関数

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log x + \sum_k e_{ik} \log p_k \quad (2.21)$$

$q_i$  : 需要量 ,  $x$  = 所得 ,  $p_k$  = 価格

両対数形の需要関数(2.21)式は ,(2.1)式の1次のログ線形近似である。(2.21)式を , 最小2乗法を用いて推定すれば , 推定パラメータは  $\alpha_i$  ,  $e_i$  ,  $e_{ik}$  であり , マーシャルの弾力性を直接推定することになるため , 解釈も容易である。

その一方で , 両対数形の需要関数の特定化では , 総和性条件が自動的に満足されないという難点がある。1950年代以前の消費需要分析では , 理論的整合性を重視しなかったため両対数形の需要関数を用いて時系列データによる需要関数の推定が行われたが , 理論的な整合性を満足していないため , 推定値の信頼性には疑問が生じることとなる。

### (3) ワーキング・レッサー型エンゲル関数

時系列データによる分析同様に , クロスセクション・データを用いた消費需要分析も可能である。しかしながら , クロスセクション・データでは , すべての経済主体は同一の価格体系に直面することになるので , 消費需要行動の差は所得水準と家計特性 , 特に家計構成員の差で表されることになる。

家計特性の差を無視すれば , 需要関数はエンゲル関数(2.22)式で表されることになる。

$$q_i = g_i(x) \quad (2.22)$$

エンゲル関数の関数形としてどの関数形がふさわしいのかについて多くの実証研究が行われた。代表的な研究として , プライス・ハウタッカー<sup>18</sup>はさまざまな関数形のもとで , エンゲル関数の測定を行った。しかしながら , エンゲル関数の特定化に関して , 決定的な関数形は出てこなかった。

逆に , 理論的な制約を課す関数形として , 総和条件を満たすエンゲル関数がワーキング<sup>19</sup>によって考案され , レッサー<sup>20</sup>によって採用された。その関数形はワーキング・レッサー型エンゲル関数と呼ばれている。

<sup>18</sup> Prais and Houthakker (1954)

<sup>19</sup> Working (1943)

<sup>20</sup> Leser (1963)

## ワーキング・レッサー型エンゲル関数

$$w_k = \alpha_k + \beta_k \log x \quad (2.23)$$

ワーキング・レッサー型エンゲル関数は支出シェアが  $\log x$  の線形関数となっている。ここで推定されるパラメータは  $\alpha_k$  と  $\beta_k$  であり、総和条件は  $\sum_k w_k = 1$  となる。この条件は、

$$\sum_k \alpha_k = 1, \quad \sum_k \beta_k = 0 \quad (2.24)$$

と同一であるが、ワーキング・レッサー型エンゲル関数(2.23)式を個別に最小2乗法を用いて推定すると、総和条件を満たした定式化であるため、(2.24)式は自動的に満足することになる。また、このワーキング・レッサーモデルでは  $\beta_k$  の推定値に対して、

$$\beta_k > 0 \Rightarrow \text{ぜいたく品}$$

$$\beta_k < 0 \Rightarrow \text{必需品}$$

と解釈することが可能である。

### (4) ストーンの分析

初期の実証的な需要分析では理論的な制約にはあまりこだわらずに、さまざまな財・サービスの需要の弾力性を測定することに分析の目的があった。手法的には個別財の需要関数のパラメータが単一方程式によって推定された<sup>21</sup>。すなわち、両対数型の需要関数に対する単一方程式の推定を行うことによって、弾力性の値をパラメータとして推定していた。

対数需要関数が総和性の条件を満たしていないことは知られていたが、当時はそれほど気にされていなかった。いうまでもなく、理論的な制約を考慮せずに関数形を特定化し、推定上のバイアスを考慮せずに計量モデルの推定を行うのであれば、その結果得られたパラメータの推定値の信頼性は高くはならない。

そうした状況の中で、ストーン<sup>22</sup>は、需要関数の推定モデルに対して、対称性、同時性などの理論的制約を考慮した特定化を行うことでその後の分析に強い影響を与えた。

#### 両対数型の需要関数

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log x + \sum_k e_{ik} \log p_k \quad (2.25)$$

<sup>21</sup> 価格と消費量(生産量)は需要関数と供給関数の均衡によって決定されるので、現実の価格と消費量(生産量)のデータを用いて需要関数の推定を行うときには、同次方程式を推定するために2段階最小2乗法か操作変数法を用いなければ同次方程式バイアスが発生してしまう。初期の分析では、需要関数の理論的な制約に対する考慮が少なかったのと同じく、同次方程式バイアスや識別問題などの推定上の問題に対する考慮もあまりなされなかった。

<sup>22</sup> Stone(1954a)

(  $q_i$  ;  $i$  財の需要量 ,  $x$  ; 所得 ,  $p_k$  ;  $k$  財の価格 ,  $e_i$  ; 所得弾力性 ,  $e_{ik}$  ;  $i$  財需要に対する  $k$  財価格の交差弾力性 )

を用いて , スルツキー方程式によって交差弾力性を分解すると(2.26)式の関係が導出される。

$$e_{ik} = e_{ik}^* - e_i w_k \quad (2.26)$$

(  $e_{ik}^*$  ; 補償された交差弾力性 ,  $w_k$  ; 支出シェア )

この(2.26)式を(2.25)式に代入すると , (2.27)式が導出される。

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \left\{ \log x - \sum_k w_k \log p_k \right\} + \sum_k e_{ik}^* \log p_k \quad (2.27)$$

ここで ,

$$\sum_k w_k \log p_k = \log P \quad (2.28)$$

とおけば ,  $\log P$  は一般物価指数の対数値と考えることができる。(2.28)式はストーン価格指数と呼ばれる。このとき ,  $(x/P)$  は実質所得と考えることができる。

ストーン価格指数(2.28)式を代入すると , (2.27)式は

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log(x/P) + \sum_k e_{ik}^* \log p_k \quad (2.29)$$

に変形される。また , (2.10)式と(2.26)式より同次性制約は

$$\sum_k e_{ik}^* = 0 \quad (2.30)$$

となる。このとき ,

$$\sum_k e_{ik}^* \log(p_k/P) = \sum_k e_{ik}^* \log p_k - P \sum_k e_{ik}^* = \sum_k e_{ik}^* \log p_k \quad (2.31)$$

となるので , (2.29)式は , (2.32)式に変形される。

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log(x/P) + \sum_k e_{ik}^* \log(p_k/P) \quad (2.32)$$

この(2.32)式がストーンの分析の基礎となる需要関数の定式化である。(2.32)式の推定パラメータは  $\alpha_i$  ,  $e_i$  ,  $e_{ik}^*$  であり , 補償された価格弾力性  $e_{ik}^*$  の値を直接推定できる定式化になっている。

ストーンは(2.32)式を基礎にして , さらにいくつかの変更を行った。第1に , 先見的に代替・補完関係が存在しないと考えられる財に関しては  $e_{ik}^* = 0$  と考え , 無関係だ

と考えられる財の価格の項をあらかじめ除外した<sup>23</sup>。第2に、クロスセクション・データを使って支出弾力性  $e_i$  の推定値  $e_i^{**}$  を推定し、前もって実質所得の項を左辺に移動した。第3に、残差の系列相関を小さくするため、1階の階差を取った<sup>24</sup>。第4に、嗜好の変化が起こっている可能性を考慮して、タイムトレンドの項  $\theta_i$  を追加した<sup>25</sup>。これらの変更を行った結果、最終的な推定式は、次の(2.33)式となった。

$$\Delta[\log q_i - e_i^{**} \log(x/p)] = \theta_i + \sum_{k \in K} e_{ik}^* \Delta \log(p_k/p) \quad (2.33)$$

$e_i^{**}$  ; クロスセクション・データから得られた支出弾力性

$K$  ; 代替財が補完財かが先験的に考えられ仮定できる財

$\theta_i$  ; タイムトレンド項

$\Delta$  ; 1階の階差オペレータ

ストーンの定式化は、経済理論の制約と推定上の問題点の両方に対応したものであり、両対数型の需要関数よりは明らかに優れた定式化であるといえる。

#### (5) 線形支出体系

Stone(1954b)では、別の需要関数の定式化が提案されている。そこでは、需要関数を一般的な線形に特定化した(2.34)式から出発している。

$$p_i q_i = \beta_i x + \sum_k \beta_{ik} p_k \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (2.34)$$

$x$  ; 総支出,  $p$  ; 価格,  $q$  ; 需要量

(2.34)式に総和条件, 同次性, 対称性の理論制約を課したとき, これらの制約を同時に満足する特定化が線形支出体系の特定化(2.35)式である。

<sup>23</sup> ストーンが(2.32)式の定式化を行った直接的な理由は、少ないサンプル数の下で自由度を確保することを可能にするためである。 $n$ 財の下で(2.32)式を制約無しに推定すると、実質所得について  $n$  個の、価格について  $n^2$  個のパラメータ推定を行わなければならない。時系列の年次データしか入手できないときには、サンプル数はどうしても少ないものになってしまう。少ないサンプル数の下で説明変数が多いと自由度が小さくなってしまい、推定の信頼性が低下する。そのような状況の下では、経済理論を利用することによって説明変数の数を先見的に減らす工夫が必要だったのである。(2.25)式の定式化では交差弾力性  $e_{ik}$  は代替効果と所得効果の両方を含んでおり、代替効果が0であっても、所得効果が0でないことがありうるので、先験的に  $e_{ik} = 0$  を仮定することには困難が伴う。そのため、(2.25)式の定式化で先見的に説明変数を減らすことは困難である。それに対して、 $e_{ik}$  を代替効果と所得効果に分解することによって、 $e_{ik}^* = 0$  と先験的に考えられる財を分析から取り除くことが可能になったのである。

<sup>24</sup> 推定誤差が系列相関していると、通常の  $t$  検定を行うことができなくなる。系列相関が1階の自己相関であるならば、1階の階差を取ることによって問題は解消される。時系列データは系列相関していることがきわめて多く、1階の階差を取ることによって系列相関が解決されることが少なくない。

<sup>25</sup> 需要関数の推定を行うときには、推定期間中需要関数の形状は同一であるという仮定を暗黙に置かざるを得ない。しかしながら、年次の時系列データを用いて需要関数の推定を行うときには、データ期間は10年、20年の長期になってしまうので、嗜好の変化が起こらず需要関数の形状が期間中同一であるという仮定は非現実的な仮定と考えざるを得ない。そこで、長期間のデータを用いた推定を行うときには、何らかの形で嗜好の変化を反映したパラメータを明示的に導入する必要がある。

$$p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i (x - \sum_k p_k \gamma_k) \quad (2.35)$$

$$\sum_k \beta_k = 1$$

双対性を利用すると，線形支出体系(2.35)式の支出関数は(2.36)式となる。

$$C(u, p) = \sum_k p_k \gamma_k + u \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.36)$$

支出関数に対する理論的な制約として，支出関数は凹関数でなければならない。

$\beta_i \geq 0$  ,  $x \geq \sum_k p_k \gamma_k$  ,  $q_i > \gamma_i$  ならば  $C(u, p)$  は凹関数となるが，これらの制約が保証されなければ  $C(u, p)$  は凹関数ではなく，(2.35)式は制約付効用最大化行動からは導出できないという理論的な問題が発生してしまう。

これらの制約は，必要以上に強い制約である。劣等財の場合，線形支出体系(2.35)式において  $\beta_i < 0$  となるが，前述したように  $\beta_i < 0$  だと凹性を満たさないという問題が発生する。また， $\beta_i \geq 0$  とすると，どの財も補完財とはならず，すべての財が代替財となってしまう。

したがって，すべての財が劣等財ではなく，代替財と仮定される分類のもとでしか，線形支出体系の推定を行うことはできない。これらの制約は需要関数の推定にとって必要以上に厳しい制約である。また，線形支出体系で需要関数の推定を行うと，価格と支出弾力性の推定結果の間に近似的な比例関係が発生してしまうことが報告されている。

需要関数の推定モデルの定式化において，総和条件，同次性，対称性などの理論的な制約を満たしている方が望ましいことはいうまでもない。しかしながら，特定の線形関数に数学的な理論制約を課して導出された定式化が，きわめて制約の強い状況においてしか用いることができないとすれば，一般的な需要分析の推定モデルの定式化としては不十分である。線形関数に総和条件，同次性，対称性の3つの性質を同時に満たすことを制約として課した定式化で，すべての財に関して適用可能という意味で一般性をもった需要関数の定式化は，筆者の知る限りまだ成功していないようである。

## (6) ロッテルダムモデル

特定の線形関数に総和条件，同次性，対称性などの理論的な制約を課して導出された需要関数の定式化は一般性を持たないことが明らかになると，果たしてこれらの制約が一般的な状況で成立する制約であるのか，が問題とされるようになった。すなわち，できるだけ一般的な関数形で特定化された需要関数を用いて，理論的な制約を課した場合と課さない場合で推定し，尤度比検定などでそのような制約が統計的に妥当であるかどうかをテストする分析が行われた。

そのような目的の需要関数として、<sup>26</sup>タイルによって提案されたモデルがロツテルダムモデルである。ロツテルダムモデルは、ストーンの分析を基礎として、理論制約のテストを可能とする定式化を行っている。

両対数型の需要関数

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log x + \sum_k e_{ik} \log p_k \quad (2.37)$$

を微分すると、(2.38)式が導出される。

$$d \log q_i = e_i d \log x + \sum_k e_{ik} d \log p_k \quad (2.38)$$

ストーンの分析より、スルツキー分解によって  $e_{ik} = e_{ik}^* - e_i w_k$  となるので、次のように書き直すことができる。

$$d \log q_i = e_i (d \log x - \sum_k w_k d \log p_k) + \sum_k e_{ik}^* d \log p_k \quad (2.39)$$

(2.39)式は、ストーンの分析での(2.27)式の微分形である。この定式化で、対称性を制約として課そうとすると、制約式に変動する支出シェアが含まれることになるので、理論制約のテストが容易ではない。この問題は、支出シェア  $w_i$  を(2.39)式の両辺に掛けることによって解決する。

その結果、ロツテルダムモデルは(2.40)式で表される。

$$w_i d \log q_i = b_i d \log x^* + \sum_k c_{ik} d \log p_k \quad (2.40)$$

ただし、

$$d \log x^* = d \log x - \sum_k w_k d \log p_k = \sum_k w_k d \log q_k \quad (2.41)$$

$$b_i = w_i e_i = p_i \partial q_i / \partial x \quad (2.42)$$

$$c_{ij} = w_i e_{ij}^* = p_i p_j s_{ij} / x \quad (2.43)$$

$s_{ij}$  はスルツキー代替行列の  $(i, j)$  要素

である。(2.41)式の第3項は予算制約式から導出される。

ロツテルダムモデル(2.40)式の総和条件は、

$$\sum_k b_k = 1, \quad \sum_k c_{kj} = 0 \quad (2.44)$$

であるが、最小2乗法による推定は総和条件を自動的に満足するので、このモデルにおいて総和条件はテストすべき制約とはならない。

<sup>26</sup> Theil (1965)

同次性制約は、

$$\sum_k c_{jk} = 0 \quad (2.45)$$

対称性制約は、

$$c_{ij} = c_{ji} \quad (2.46)$$

で表現され、これらの制約がテストの対象となる制約である。ロツテルダムモデルも一見すると特殊な関数形の定式化のように見えるが、理論制約を簡単な形でパラメータに課すことを目的で導出された定式化であり、その意味でのメリットは非常に大きい。

実証分析では、(2.40)式に離散近似を行い、動学的なシフト項  $a_i$  を切片に含んだ(2.47)式に対する推定を行う<sup>27</sup>。  $t$  は時点を表している。

$$w_{it} \Delta \log q_{it} = a_i + b_i \sum_k w_{kt}^* \Delta \log q_{kt} + \sum_k c_{ikt} \Delta \log p_{kt} \quad (2.47)$$

$(i = 1, \dots, n)$

$$\Delta \log q_{it} = \log q_{it} - \log q_{it-1} \quad (2.48)$$

$$\Delta \log p_{it} = \log p_{it} - \log p_{it-1} \quad (2.49)$$

$$w_{it}^* = \frac{1}{2}(w_{it} + w_{it-1}) \quad (2.50)$$

ロツテルダムモデルに対する同次性制約と対称性制約のテストは、バーテン<sup>28</sup>やディートン<sup>29</sup>によって行われた。ともに最尤法でロツテルダムモデルを推定し、制約を置く場合と無制約の場合の最尤値を用いて尤度比検定を行った。その結果、いずれの場合も同次性の仮定ははっきりと棄却された。ディートンの分析では対称性制約と矛盾しない分析結果を得たが、バーテンの分析では対称性制約は否定されており、その後のロツテルダムモデルの分析でも安定した結果は得られていない。

ロツテルダムモデルの定式化によって、同時性制約や対称性制約を直接テストすることが可能になったが、その結果、はっきりと同時性制約が棄却される結果となった。この分析結果は、同次性の棄却が現実の正しい描写であるのか、それともロツテルダムモデルの関数形の近似が良くない近似であるのか、という議論を生み出すことになった。

その結果、需要関数の推定には、少なくとも2つの問題が内在していることが明らか

<sup>27</sup> (2.47)式に対する推定を行うためには、 $b_i$  と  $c_{ik}$  を定数と仮定することが必要である。 $b_i = w_i e_i = p_i \partial q_i / \partial x$  ,  $c_{ik} = w_i e_{ik}^* = p_i p_k s_{ik} / x$  であるため、これらの仮定が満たされる保証は存在しない。そうした意味で、これらの仮定はかなり強い仮定である。

<sup>28</sup> Barten(1967), Barten(1969)

<sup>29</sup> Deaton(1974)



かにされた。第1はデータ集計の問題であり，分析の基礎となる消費者行動理論はあくまで1人の消費者の行動に対してのみあてはまるものであり，集計された需要と集計された支出の間に消費者行動理論に基づく安定的な関係が維持される保証はないという問題である。より粗いレベルでのデータの集計が行われれば，この問題はより深刻なものとなるであろう。この問題に対処するためには，より細かいデータの利用が必要不可欠になる。

第2の問題は近似の問題である。どのような推定モデルの定式化であれ，それは真の関数の近似に過ぎない。たとえ局所的には当てはまりの良い近似であっても大域的には近似の当てはまりは悪くなる。ロツテルダムモデルもあくまで1つの近似に過ぎず，同次性を満たす真の需要関数を不適切な観測期間で近似させたために，同次性を満足しない推定結果が得られたのかもしれない。消費者の嗜好は長期的には変化すると考えられるから，長期間の時系列データを用いて推定を行えば，需要関数の推定としては好ましくない推定結果が得られる可能性が高い。この問題に対する対処としては，より一般的な近似を工夫することと，観測期間を適切に設定することで改善は可能であろう。

(7) AID システム (Almost Ideal Demand System, AIDS モデル)

需要関数の推定モデルにおいて，現在最も受け入れられている定式化が，Deaton and Muellbauer(1980a, b) のAID システム (Almost Ideal Demand System) あるいはAIDS モデルである。モデルの名称になっているように，“ほとんど理想的な需要システム (Almost Ideal Demand System)” であると考えられている。

AIDS モデルは，(3)節のワーキング・レッサー型エンゲル関数 (ワーキング・レッサーモデル)

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \log x \quad (2.51)$$

$w_i$  ;  $i$ 財の支出シェア， $x$  ; 総支出額

の拡張形である。すなわち，クロスセクション分析のためのモデルであるワーキング・レッサーモデルを時系列分析に応用するために，価格効果を含む形に拡張したモデルがAIDS モデルである。

AIDS モデルは次のように導出される。双対性により支出関数  $C(u, p)$  と，マーシャル型需要関数は同じ情報を与えており，支出関数は需要関数に変換可能という性質を利用する。

まず，支出関数を，

$$\log C(u, p) = a(p) + ub(p) \quad (2.52)$$

$$a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \left(\frac{1}{2}\right) \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \quad (2.53)$$

$$b(p) = \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.54)$$

$\alpha_k, \beta_k, \gamma_{kj}^*$  は定数。

と定義する。

このとき,  $C(u, p)$  は,  $p$  について 1 次同次関数なので, 同次性条件は,

$$\sum_k \alpha_k = 1, \quad \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_k \beta_k = 0 \quad (2.55)$$

である。(2.54), (2.53)式を(2.52)式に代入し, シェパードの補題から,

$$\frac{\partial \log C(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{C} = q_i \cdot \frac{p_i}{C} = w_i$$

という性質を利用して  $u$  を消去すれば, 次の AID システムが導出される。

#### AID システム (AIDS モデル)

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P) \quad (2.56)$$

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \left(\frac{1}{2}\right) \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (2.57)$$

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) = \gamma_{ji} \quad (2.58)$$

(2.56)式から(2.58)式で定義されるモデルが AID システムと呼ばれる。AID システムはロツテルダムモデルやトランスログモデルなどの, 先行する需要関数の定式化モデルの一般形となっていると同時に,  $w_i$  と  $\log x$  の間の未知の真の関係の第一次近似と考えられる。

(2.56)式に対する理論的制約は, 次のように表される。

総和条件: すべての  $j$  について

$$\sum_k \alpha_k = 1, \quad \sum_k \beta_k = 0, \quad \sum_k \gamma_{kj} = 0 \quad (2.59)$$

$$\text{同次性制約: すべての } j \text{ について, } \sum_k \gamma_{jk} = 0 \quad (2.60)$$

$$\text{対称性制約: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (2.61)$$

$$\text{負値制約: } C_{ij} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j \log(x/p) - w_i \delta_{ij} + w_i w_j \quad (2.62)$$

$$\delta_{ij} = 1 \quad (i = j \text{ のとき})$$

$$= 0 \quad (i \neq j \text{ のとき}) \quad (\text{クロネッカーデルタ})$$

によって定義される  $C$  行列が負値判定符号行列

実際には, (2.56)式に制約をかけないで推定すれば, 自動的に総和条件は満足され

るので、AIDS モデルにおいても総和条件はテストすべき制約とはならない。

(2.56)式の特徴は、関数の特定化自体が線形に近いことである。 $P$  はストーン価格指数

$$\log P = \sum_k w_k \log p_k$$

に置き換えてあらかじめ計算することができ、ストーン価格指数による定式化を行えば、最小2乗法によって1本ずつ推定することが可能である。

AID システムのパラメータ  $\beta_i$  の値によって、その財がぜいたく品か必需品か区別されることになる。すなわち、

$$\beta_i > 0 \quad \Rightarrow \quad i \text{ 財はぜいたく品}$$

$$\beta_i < 0 \quad \Rightarrow \quad i \text{ 財は必需品}$$

と解釈することができる。また、 $\gamma_{ij}$  は  $(x/P)$  が一定の下での、 $j$  財の価格  $p_j$  の支出シェア  $w_j$  に対する弾力性の大きさを表している。

理論制約に対するテストという点では、AIDS モデルの同次性テストについて、これまでさまざまな近似式、データセットの下で行われてきたが、集計された時系列データにフィットした需要関数は同次性を満足せず、また恐らく対称性も満足しないという結論が繰り返し現れている。そうした意味では AIDS モデルの定式化も、需要分析の最終的な目的が需要関数の真の特定化を発見することだと考えればまだ不十分なものだと考えることもできるであろう。しかしながら、AIDS モデル以上に一般性を持った定式化のモデルが今のところ存在しないこともまた事実なのである。

#### (8) 残余需要関数 (Residual Demand Function)

AIDS モデルは現在のところ最も一般性を持った需要関数の定式化であると考えられているが、一般性を持っているがゆえに次元問題 (dimensionality problem) と呼ばれる問題を避けることができない。すなわち、ストーンの分析以来 AIDS モデルに至る一連の需要分析は、基本的に市場全体の需要関数を推定しようとするものである。説明変数には  $n$  種類の財の価格が含まれるが、分析を細かくしようとすればするほど  $n$  は大きな値となってしまふ。とりわけ、細かく差別化された市場の需要分析をしようとすると、 $n$  の値は非常に大きな値となってしまふ。モデル全体としてみると、価格の係数だけで  $n^2$  のパラメータの推定をすることになるので、 $n$  の値が大きすぎることはそれ自体が問題である。すなわち、需要関数の推定に用いるデータの数が十分に大きなものでない限り、十分な自由度を確保することができず、信頼性の高いパラメータ推定をすることが不可能となるからである。

我々はいつでも標本数の多い分析データを入手できるとは限らない。その一方で、分析の目的によっては、必ずしもすべての財の自己弾力性や交差弾力性の値を知る必

要があるわけではない。そのような状況では、需要システム全体を推定するには不十分な数のデータであっても、特定の財の自己弾力性や交差弾力性を推定できるような、部分的な需要システムの特定化がなされていればよい。

そのような推定方法として、Baker and Bresnahan (1985, 1988) の残余需要関数 (Residual Demand Function) の推定モデルがある。Baker and Bresnahan (1985, 1988) は、市場全体の需要関数を推定するのではなく、寡占市場の均衡条件を利用して、個別企業が直面する残余需要関数を特定化し、推定することで自己弾力性や交差弾力性を推定する方法を提案している。

企業数は  $n$  であり、各企業がそれぞれ 1 種類ずつの差別化された財を生産している寡占市場を考える。各企業が直面する需要関数 (マーシャル型需要関数) を以下のように定義する<sup>30</sup>。

$$q_i = D_i(p_i, p_{-i}, y) \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2.63)$$

$q_i$  ; 企業  $i$  の需要量 ,  $p_i$  ; 企業  $i$  の価格

$p_{-i}$  ; 企業  $i$  を除いた価格ベクトル  $p_{-i} = (p_1, \dots, p_{i-1}, p_{i+1}, \dots, p_n)$

$y$  ; 需要に影響を与える外性変数のベクトル

$n$  ; 企業数 (= 財の数)

差別化された財の寡占市場であるので、戦略変数は価格であり、利潤最大化の 1 階の条件から導き出される最適反応関数は次のように定義される。

$$p_i = R_i(p_{-i}, y, w, c_i) \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2.64)$$

$w$  ; 産業特有のコスト変数のベクトル

$c_i$  ; 企業  $i$  特有のコスト変数

(2.64)式から、企業  $i$  を除いたすべての企業の最適反応関数のベクトル(2.65)式を導出することができる。

$$p_{-i} = R_{-i}(p_i, y, w, c_{-i}) \quad (2.65)$$

$c_{-i}$  ; 企業  $i$  を除いたすべての企業の、企業特有のコスト変数のベクトル

<sup>30</sup> 企業が複数のブランドを生産している場合には、需要関数を各ブランドに対する需要関数と読み替えることによって拡張可能である。

(2.65)式を(2.63)式に代入すると、企業*i*の残余需要関数(2.66)式となる。

$$q_i = D_i^r(p_i, w, c_{-i}, y) \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2.66)$$

残余需要関数(2.66)式の推定モデルは、(2.67)式で表される。

$$\log q_i = \alpha_i + \beta_i \log p_i + \sum_s \gamma_{is} y_s + \sum_l \mu_{il} w_l + \sum_{k \neq i} \delta_{ik} c_k + v_i \quad (2.67)$$

$$(i = 1, \dots, n)$$

$\alpha_i$  ; 定数項

$\beta_i$  ; 残余需要の自己価格弾力性  $\beta_i = \frac{d \log q_i}{d \log p_i} = \varepsilon_{ii}^r$

$v_i$  ; 誤差項

(2.67)式の推定では、内生性の問題が発生する。すなわち、 $p_i$ と $q_i$ は同次決定される内生変数であるため、通常最小2乗法では同次方程式バイアスが発生する。そのため、2段階最小2乗法か操作変数法を用いて推定を行うことになる。

2企業(企業1と企業2)の自己価格弾力性と交差弾力性を知りたいときには、部分残余需要関数を(2.68)式で定義し、

$$q_i = D_i^{pr}(p_1, p_2, w, c_{-1 \& 2}, y) \quad (i = 1, 2) \quad (2.68)$$

(2.69)式の推定モデルを2段階最小2乗法か操作変数法を用いて推定すればよい。

$$\log q_i = \alpha_i + \beta_{ii} \log p_i + \beta_{ij} \log p_j + \sum_s \gamma_{is} y_s + \sum_l \mu_{il} w_l + \sum_{k \neq i} \delta_{ik} c_k + v_i$$

$$(i, j = 1, 2; i \neq j) \quad (2.69)$$

$\beta_{ii}$  ; 部分残余需要の自己価格弾力性  $\beta_{ii} = \frac{d \log q_i}{d \log p_i} = \varepsilon_{ii}^{pr}$

$\beta_{ij}$  ; 部分残余需要の交差弾力性  $\beta_{ij} = \frac{d \log q_i}{d \log p_j} = \varepsilon_{ij}^{pr}$

AIDSモデルでは分析の対象となっている市場のすべての財の価格と販売量のデータが必要であるのに対して、残余需要関数は1組の価格と生産量のデータがあれば推定可

能である。その代わり，信頼性の高い費用に関するデータが必要とされる。AIDS モデルと残余需要関数のどちらのモデルを用いるのかは，入手可能なデータの性質によって決定されるであろう。

## 2 合併シミュレーションの経済理論・実証方法

### (1) 製品差別化のある市場での合併の基本モデル

製品差別化のある市場を記述するモデルとして、一般的には、差別化がなされている製品に関する価格競争が行われるベルトランモデルが用いられる。企業が合併する前の均衡条件と合併した後の均衡条件を比較することにより、合併の効果が価格水準に与える影響を見ることができる。次のような仮定を置くことによって議論を進めていく。

商品差別化が存在している。

ブランドごとに限界費用は一定，同一である。

一回のベルトラン競争が行われている。つまり，企業は価格を設定することによって利潤最大化を達成しようとする競争を行っている。各企業の価格を戦略変数としたナッシュ均衡が成立するような結果が市場において実現する。

次のような記号を用いる。

ブランド  $i$  の価格:  $p_i$

ブランド  $i$  の販売量:  $q_i$

ブランド  $i$  の市場シェア:  $s_i = \frac{q_i}{\sum_j q_j} = \frac{q_i}{Q}$

ブランド  $i$  の販売額シェア:  $\omega_i = \frac{p_i q_i}{\sum_j p_j q_j} = \frac{p_i q_i}{Y}$

ブランド  $i$  の限界費用:  $c_i$

ブランド  $i$  の価格費用マージン:  $(p_i - c_i) / p_i = m_i$

ブランド  $i$  の需要のブランド  $i$  の価格に対する（自己）需要弾力性<sup>31</sup>:  $\varepsilon_{ii} = \frac{\partial q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{q_i}$

ブランド  $i$  の需要のブランド  $j$  ( $j \neq i$ ) の価格に対する（交差）需要弾力性:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_j}$$

<sup>31</sup> 本章では，自己価格弾力性の定義式にマイナスをつけないこととしている。前掲脚注 17 参照。

$$\text{市場全体の需要弾力性: } \varepsilon = \frac{dQ}{dP} \frac{P}{Q}$$

ここでは、一つの企業が一つのブランドだけの生産を行っているケースの合併の効果の理論的説明を、企業が3社存在するときのケースを用いて説明する。企業1, 2, 3が存在し、それぞれの企業がブランド1, ブランド2, ブランド3を販売しており、企業1と企業2が合併する場合について考える。

まず、合併前の市場の均衡条件の導出を行う。企業1の目的関数は、

$$(p_1 - c_1)q_1 \quad (2.70)$$

と表されることから、この企業の利潤最大化の一階の条件は、

$$(p_1 - c_1) \frac{\partial q_1}{\partial p_1} + q_1 = 0 \quad (2.71)$$

となる。この式は、ブランド1の価格を1単位上昇させると、ブランド1を購入しつづける消費者から得られる利益の増加分が $q_1$ である一方で、消費者が価格の上昇から他のブランドに代替することによりブランド1の需要を減少させることから生じる利益の変化が $(p_1 - c_1) \partial q_1 / \partial p_1$ だけあることから、これらの変化分を等しくすることによって利潤が最大化されるということを意味している。

この一階の条件を変形することによって次の関係式を導くことができる。

$$\frac{p_1 - c_1}{p_1} \frac{\partial q_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_1} q_1 + q_1 = m_1 \varepsilon_{11} q_1 + q_1 = 0 \quad (2.72)$$

同様の利潤最大化条件は企業2と3についても導くことができ、ベルトラン・ナッシュ均衡として記述される市場の均衡は次の行列形式によって表現することができる。

$$\begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ q_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_1 & 0 & 0 \\ 0 & q_2 & 0 \\ 0 & 0 & q_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.73)$$

上記の一階の条件式から、各企業の価格・限界費用のマークアップ率 $m_i$ は次のような大きさになる。

$$m_i = -\frac{1}{\varepsilon_{ii}} \quad i=1,2,3 \quad (2.74)$$

次に、合併後の市場均衡について考える。企業1と企業2が合併すると、この合併企業の目的関数は $(p_1 - c_1)q_1 + (p_2 - c_2)q_2$ となる。つまり、合併することによって、合併前には企業1と企業2はそれぞれ独自に各ブランドの価格を設定することによって自らの利潤を最大化していたのに対し、合併した企業は自らの持つブランド1とブランド2について、両方の価格を同時にコントロールすることによって利潤最大化することが可能になる。そこで、この合併企業の利潤最大化の一階の条件は次のようになる。



$$(p_1 - c_1) \frac{\partial q_1}{\partial p_1} + q_1 + (p_2 - c_2) \frac{\partial q_2}{\partial p_1} = 0 \quad (2.75)$$

$$(p_1 - c_1) \frac{\partial q_1}{\partial p_2} + (p_2 - c_2) \frac{\partial q_2}{\partial p_2} + q_2 = 0 \quad (2.76)$$

これらの条件式は，ブランド 1 とブランド 2 の価格設定は，それぞれ他方のブランドに対する一方の価格の変更の影響を考慮に入れながら，決定されることを意味している。これらの条件は，例えば，ブランド 1 の価格を 1 単位上昇させると，そのままブランド 1 を購入しつづける消費者から得られる利益の増加分  $q_1$  がある一方で，他のブランドに消費者が代替することによって生じる利益の変化  $(p_1 - c_1) \partial q_1 / \partial p_1$  が生じるが，合併前とは異なり，ブランド 2 に代替される利益  $(p_2 - c_2) \partial q_2 / \partial p_1$  が発生する。したがって，合併前と比べ，ブランド 1 の価格を引き上げる誘因があることが分かる。同様のことは，ブランド 2 の価格設定についても当てはまる。

合併後の市場均衡の条件を行列の形で表すためにブランド 1 の価格に対する一階の条件式を書き直すと次のように表せる。

$$\frac{p_1 - c_1}{p_1} \frac{\partial q_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_1} q_1 + q_1 + \frac{p_2 - c_2}{p_2} \frac{\partial q_2}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_2} \frac{p_2}{p_1} q_2 = m_1 \varepsilon_{11} q_1 + q_1 + m_2 \varepsilon_{21} \frac{p_2}{p_1} q_2 = 0 \quad (2.77)$$

同様に，ブランド 2 の価格に対する一階の条件式も次のように表すことができる。

$$m_1 \varepsilon_{12} \frac{p_1}{p_2} q_1 + q_2 + m_2 \varepsilon_{22} q_2 = 0 \quad (2.78)$$

企業 3 の利潤最大化の一階の条件は合併前後において変化しないことから，合併後の市場均衡は次の形で表すことができる。

$$\begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ q_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} & (p_2/p_1)\varepsilon_{21} & 0 \\ (p_1/p_2)\varepsilon_{12} & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_1 & 0 & 0 \\ 0 & q_2 & 0 \\ 0 & 0 & q_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.79)$$

この式を  $m_1, m_2$  について解くと，

$$m_1 = \frac{\varepsilon_{22} p_1 q_1 - \varepsilon_{21} p_2 q_2}{p_1 q_1 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}, \quad m_2 = \frac{\varepsilon_{11} p_2 q_2 - \varepsilon_{12} p_1 q_1}{p_2 q_3 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})} \quad (2.80)$$

となり， $m_3$  については，

$$m_3 = -\frac{1}{\varepsilon_{33}} \quad (2.81)$$

の条件のままである。これらの条件を合併後の価格について連立方程式を解き，合併前の価格と合併後の価格の大きさを比較することによって合併の効果を比較することができる。

## (2) 需要関数の推定

### ア ALM モデル

#### (ア) 考え方

ALM (Antitrust Logit Model) は、製品差別化された市場における合併の効果を、経済理論モデルを用いたシミュレーションによって簡単に予測することを目的として、司法省のエコノミスト Gregory Werden を中心として開発された単純化されたロジット需要関数モデルである。

ALM モデルは、一般的なロジットモデルと同様に、消費者は消費する財の数量ではなく、どの財を選択するかという離散的な意思決定を行う離散選択モデル (Discrete Choice Model) に従っている。これは特定の商品のカテゴリーの中から効用を最大化する一つの商品を確率的に選択するということを仮定したモデルである。

ALM モデルとは、具体的には、次のようなものである。消費者  $k$  がブランド  $i$  を選択することによる効用は、

$$U_{ik} = \alpha_i - \beta p_i + e_{ik} \quad (2.82)$$

と表される。ここで、 $\alpha_i$  はブランド  $i$  と他のブランドとの一般的な商品特性の違いを示すパラメータであり、 $\beta$  は価格に対する価値判断を示すパラメータであり、全ての消費者と全てのブランドに対して一定であると仮定される。 $e_{ik}$  は、観察者からは見えない消費者個人特殊的な確率的な要素を示しており、 $p_i$  とは相関せず、独立で同一のロジスティック分布関数 (logistic distribution) に従っている<sup>32</sup>。

消費者は最も効用が高いと感じるブランドを選択し、 $e_{ik}$  が上記のような分布に従うのであれば、ブランド  $i$  を選択する確率は次のように表すことができる。

$$\pi_i = \frac{\exp(\alpha_i - \beta p_i)}{\sum_{j=1}^n \exp(\alpha_j - \beta p_j)} ; i = 1, \dots, n \quad (2.83)$$

この ALM モデルは、関係のない選択肢からの独立性 (IIA; Independence of Irrelevant Alternatives) (「比例性 (Proportionality)」ともいう。) という性質を持っている。この性質は、ある選択肢を選ぶことをやめたときに、他の選択肢を選択することによってその選択の代替を行うが、そのときに、代替的な選択肢をそれぞれのシェアに応じた割合で選択するというものである。例えば、ブランド 1 のシェアが 10%、ブランド 2 のシェアが 30%、ブランド 3 のシェアが 60% の時には、ブランド 1 の 1% の価格上昇に対してブランド 1 の需要が 60 単位減少したときに、ブランド 3 のシェアはブランド 2 のシェアの 2 倍あることから、ブ

<sup>32</sup> McFadden (1974)

ブランド 2 の増加量は 20 単位，ブランド 3 のシェアの増加量は 40 単位となることを意味している。また，この IIA の性質が満たされていれば，特定のブランド  $i$  の価格上昇に対する他の商品の交差弾力性は全て同じ値となる<sup>33</sup>。

以下において，分析の対象となる市場内のブランドは  $1, \dots, N-1$  によって示し，これらのブランドを内部財 (inside goods) と呼ぶ。  $N$  番目の財については，内部財以外の財を選択することを意味している外部財 (Outside good) と定義する。例えば，ミネラルウォーターのブランドが  $N-1$  個あり，その他の選択肢を総括して  $N$  と呼ぶことに対応している。

(1) 需要システムの推計：Werden and Froeb (1996)

Werden and Froeb (1996, p.95) に従えば，ALM モデルによる合併シミュレーションは次の三段階の手順によって実施することができる。ここでは，価格，数量の市場シェアのクロスセクション・データが一組，そして可能であれば，市場の需要の弾力性 ( ) が既知であることが前提とされている。

まず， と を既知でなければ推定する。その上で，外部財の選択確率  $\pi_N$  を計算し，内部財の選択確率  $\pi_i$  ( $i = 1, \dots, N-1$ ) を算出する。そして，それぞれの財の自己弾力性と交差弾力性を算出する。次に，合併前の均衡における企業の利潤最大化の一階の条件から，限界費用  $c_i$  を導く。そして，  $\alpha_i$  の値を需要関数から算出することになる。

第一段階においては， と の値に関して先行研究などの推定値があれば，それを利用する。しかし，既知ではないときには，何らかの手段によってこれらの値を推計することが必要となる。例えば， に関しては次のような方法で推定することができる。

販売量によって加重平均した価格指数  $\bar{p} = \sum_{j=1}^{N-1} s_j p_j$  を市場価格とし，市場の販売量を  $Q = \left( \sum_{j=1}^{N-1} p_j q_j \right) / \bar{p}$  と定義することによって，市場の需要関数を推定する<sup>34</sup>。

の推定に関しては様々な方法がある<sup>35</sup>。

まず，二組の内部財 (例えば，ブランド 1 とブランド 2) の数量 (もしくは，

<sup>33</sup> 仮に市場全体の需要量を  $D$  とすると，ブランド 2 の需要量は  $3D/10$ ，ブランド 3 の需要量は  $6D/10$  となる。そのため，ブランド 1 の価格が 1% 増加した場合のブランド 2 の交差弾力性は  $20 / (3D/10) = 200/3D$  であり，ブランド 3 の交差弾力性は  $40 / (6D/10) = 200/3D$  となることから，ブランド 1 の他の両ブランドに対する交差弾力性は同じ値になることが分かる。

<sup>34</sup> つまり，ブランドのパネルデータ (これを加工することによって上記の集計されたデータを導くことができる) か，集計された時系列データのどちらかが必要となる。これは，後述の AIDS モデルの 2 段階目に当たる需要関数に類似のものである。

<sup>35</sup> Werden and Froeb (1994, 1996) においては の推計方法については，明確には説明していない。ここで説明している具体的な方法は，筆者が Froeb とのメールのやり取りを通じて個人的にヒアリングをした内容である。

数量シェア)と価格の時系列データがあれば、 $\ln(s_{1t}/s_{2t}) = a + \beta(p_{1t} - p_{2t})$ といった推定式を用いることによって、 $\beta$ の推定をすることができる<sup>36</sup>。ここで、価格とブランドのリストを作り、消費者がどのブランドを選択するのかということについてアンケートを通じた実験を行うことによって、そのサーベイデータを実験データとして直接的にロジット関数を最尤法によって推定して  $\beta$  を計算することができる。

また、他の方法として、どれか一つの内部財の限界費用が分かるのであれば、最適化の一階の条件、 $(p_i - c_i)/p_i = 1/\varepsilon_{ii} = \bar{p}/[\{\beta\bar{p}(1-s_i) + \varepsilon_i\}p_i]$ を使っての値を算出することができる。

次に、 $\varepsilon = -\beta\bar{p}\pi_n$ <sup>37</sup>の関係を用いて、内部財を買わない確率、 $\pi_n$ の値を計算する。

ここで、 $\bar{p}$ には前述の市場シェアによる加重平均価格  $\sum_{j=1}^{N-1} s_j p_j$ を用いている。

内部財の選択確率  $\pi_i$  ( $i = 1, \dots, N$ )は、 $\pi_i = s_i(1 - \pi_N)$ の関係を用いて計算することができる。この関係式から ALM ではブランド  $i$  の選択確率は、財の市場シェアに外部の財を選択しない確率を掛けたものと等しくなっていることが分かる。

最後に、弾力性の値を計算する。自己弾力性は  $\varepsilon_{ii} = \beta p_i(1 - \pi_i)$ の関係式を用いて計算し<sup>38</sup>、交差弾力性は  $\varepsilon_{ij} = p_j \beta \pi_j$  ( $i \neq j$ )の関係式を用いて計算する。

第二段階においては、合併前の利潤最大化の一階の条件を用いて各ブランドの限界費用を算出する<sup>39</sup>。

各企業が1ブランドしか販売していないようなときには、限界費用は次のように計算することができる。企業1を例に取り上げると、企業1の目的関数は利潤の大きさとなる  $(p_1 - c_1)q_1$ である。ただし、離散選択モデルを前提として、消費者の総数が定数  $I > 0$ であれば、ブランド1の販売量は  $q_1 = I\pi_1$ と表すことができることから、ALM では企業1の目的関数を  $(p_1 - c_1)\pi_1$ とみなして分析することができる。

そのため、利潤最大化の一階の条件は、 $m_1 \varepsilon_{11} \pi_1 + \pi_1 = 0$ となるが、これは通常の一階の条件  $m_1 \varepsilon_{11} q_1 + q_1 = 0$ の  $q_1$ を  $\pi_1$ に置き換えたものと同じである。したがっ

<sup>36</sup> ここでは、 $s_i = \exp(\alpha_i - \beta p_i) / \sum_{j=1}^{N-1} \exp(\alpha_j - \beta p_j)$ という、内部財全体を選ぶという選択をしたことを条件とした内部のブランド  $i$  を選択する確率を用いて推定式を導出している。

<sup>37</sup> この式の導出については付論 (pp.68~71)を参照。

<sup>38</sup> この式の導出についても付論 (同上)を参照。

<sup>39</sup> 通常の経済学の理論モデルの分析においては、費用条件や需要条件を外生的な構成要素として企業の価格や販売量を予測することになるが、ここでは、逆に価格や販売量が既知であるときに、費用条件や需要条件を推定するというを行っている。

て、企業1（ブランド1）の限界費用は、一階の条件に  $m_1 = (p_1 - c_1) / p_1$  を代入して変形した、 $c_1 = p_1(1 + \varepsilon_{11})$  を用いて計算することができる。

(ウ) 需要システムの推計：Epstein and Rubinfeld (2004)

Epstein and Rubinfeld (2004, VI Technical Appendix B)に従えば、ALMによる合併シミュレーションを行うには、以下の2段階の手順に従ってなされる。この方法においては、価格とシェアのパネルデータ、そして、市場の需要弾力性が入手可能であることが前提とされている<sup>40</sup>。

第一段階として、（市場の需要弾力性）が分かっているならば推定を行う。また、パネルデータを用いて  $\alpha_i$  と  $\beta$  を推定する。これらからそれぞれの財の自己弾力性と交差弾力性を算出する。第二段階として、合併前の一階の条件から限界費用  $c_i$  を計算する。

第一段階については、内部財を選択するという条件付きの確率に注目すれば、

$$s_{ict} = \exp(\alpha_i - \beta p_{ict}) / \sum_{j=1}^{N-1} \exp(\alpha_j - \beta p_{jct}); \quad i = 1, 2, 3, \dots, N-1 \quad (2.84)$$

となることから、両辺の自然対数を取ると、

$$\ln s_{ict} = \alpha_i - \beta p_{ict} - \ln \left[ \sum_{j=1}^{N-1} \exp(\alpha_j - \beta p_{jct}) \right]; \quad i = 1, 2, 3, \dots, n-1 \quad (2.85)$$

となる。N-1 財を価値尺度財（貨幣のような他の財の価値を測る尺度となる財）のように想定し、 $i = 1, \dots, N-1$  の式から N-1 財の式を両辺それぞれ引くと、

$$\ln s_{i,ct} - \ln s_{N-1,ct} = \ln(s_{i,ct} / s_{N-1,ct}) = \alpha_i - \alpha_{N-1} - \beta(p_{i,ct} - p_{N-1,ct}) \quad (2.86)$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, N-2$$

と書ける。したがって、最も単純なケースでは、次のシステムをパネルデータによって推定し、 $a_i$ （厳密には N-1 財と  $\alpha_{N-1}$  の差）と  $\beta$  を推定する。

$$\ln(s_{1ct} / s_{N-1,ct}) = \gamma_1 + \beta(p_{1ct} - p_{N-1,ct}) + v_1 \quad (2.87)$$

$$\ln(s_{2ct} / s_{N-1,ct}) = \gamma_2 + \beta(p_{2ct} - p_{N-1,ct}) + v_2$$

...

<sup>40</sup> ブランド  $i$  が  $1, \dots, N$  であり、市場（地域） $c$  は  $1, \dots, N$  であり、測定期間  $t$  は  $1, \dots, T$  で表されるとする。必要となる最小限のパネルデータはブランド、市場、測定期間毎の市場価格  $p_{ict}$ （同一ブランドにおけるバリエーションが多く存在するときには何らかの基準による加重平均価格）、ブランド、市場、測定期間毎の数量による市場シェア  $s_{ict}$ （同一ブランドにおけるバリエーションが多く存在するときには、総数の計算に何らかの工夫を用いる）のパネルデータである。

$$\ln(s_{N-2,ct} / s_{N-1,ct}) = \gamma_{N-2} + \beta(p_{N-2,ct} - p_{N-1,ct}) + v_{N-2}$$

ここで， $\gamma_i = \gamma_i - \gamma_{N-1}$  である。

このモデルは，様々な拡張を行うことができる。例えば，各地域の特殊性を表す固定効果 (fixed effect) を  $\gamma_i$  と表し，この影響を考慮すると，ブランドのシェア関数は次のようにすることができる。

$$\ln(s_{1ct} / s_{N-1,ct}) = \gamma_1 + \beta(p_{1ct} - p_{N-1,ct}) + \sum_{k=1}^{C-1} \delta_{1k} + u_{1ct} \quad (2.88)$$

$$\ln(s_{2ct} / s_{N-1,ct}) = \gamma_2 + \beta(p_{2ct} - p_{N-1,ct}) + \sum_{k=1}^{C-1} \delta_{2k} + u_{2ct}$$

...

$$\ln(s_{N-2ct} / s_{N-1,ct}) = \gamma_{N-2} + \beta(p_{N-2,ct} - p_{N-1,ct}) + \sum_{k=1}^{C-1} \delta_{N-2,k} + u_{N-2,ct}$$

が 1 ~ C-1 までなのは，多重共線性を防ぐためである。なお，他にデータが存在すれば，価格以外のスーパーマーケットの情報，例えばセールの有無に関する変数を加えることもできる。

と  $\gamma_i$  が分かれば，前記(イ)と同様に，外部確率  $\pi_N$  の導出は  $\varepsilon = -\beta p \pi_n$  を用いることで簡単に計算することができる<sup>41</sup>。また，内部財のブランドの選択確率も  $\pi_i = s_i(1 - \pi_N)$  によって計算することができることから，弾力性についても同様に，自己弾力性には  $\varepsilon_{ii} = \beta p_i(1 - \pi_i)$ ，交差弾力性には  $\varepsilon_{ij} = p_j \beta \pi_j$  ( $i \neq j$ ) の関係を用いて計算することができる。

限界費用の推定については前記(イ)と同様に行うことができる。

## イ AIDS モデル

前節(7)で紹介した AIDS モデルに基づいた合併シミュレーションを行った研究としては，Hausman, Leonard, and Zona (1994)，Hausman and Leonard(1997)などが代表的であり，ここでは主に Hausman, Leonard, and Zona (1994)とサーベイ論文である Epstein and Rubinfeld (2004)に従って説明をする。

AIDS モデルの推定にはパネルデータが用いられる。つまり，ブランド，市場(地域)，測定期間毎の市場価格  $p_{ict}$  (同一ブランドにおけるバリエーションが多く存在する場合には，何らかの基準に基づいた加重平均価格) 及びブランド，市場，測定期間毎の販

<sup>41</sup> 価格や数量については，合併前の状況をよく反映されているものを用いることになることから，通常，直近のデータを用いる。データとしてはパネルデータであることから，ブランドの価格は，地域ごとの販売量シェアなどをウェイトに加重平均価格，ブランドの市場シェアについては，地域ごとの市場シェアの平均をとるなどをするにより，地域全体の市場シェアを計算するといった方法が必要になると考えられる。

売額における市場シェア  $\omega_{ict}$  (販売量  $q_{ict}$  のデータであったとしても、価格のデータがあれば市場シェアを計算することは可能である) が、最低限必要なデータとなる<sup>42</sup>。

以下、説明の便宜上、分析の対象となる市場におけるブランドは、 $1, \dots, N$  までが存在し、それらは全て内部財とする。

需要の推定式は一般的には、

$$\omega_{ict} = a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} \ln p_{jct} + h_j \ln(Y_{ct} / P_{ct}) = a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} \ln p_{jct} + h_j (\ln Y_{ct} - \ln P_{ct})$$

$$i = 1, \dots, N; c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T$$
(2.89)

となる。この式は、特定のブランドの需要量 (購入額) は、全てのブランドの価格と実質所得 (Y/P) に依存していることを意味するものである。ここでの価格指数  $P_{ct}$  はストーンインデックス指数、つまり、

$$\ln P_{ct} = \sum_j^N \omega_{jc} \ln p_{jct}$$
(2.90)

を用いている<sup>43</sup>。ここで、ウェイトは  $\omega_{jc} = \sum_{t=1}^T \omega_{jct}$  であり、市場  $c$  におけるブランド  $j$

のデータ期間 ( $1, \dots, T$ ) における収入シェアの平均を用いる。  $Y_{ct}$  は、 $c$  市場の  $t$  期における  $i$  ブランドが属するブランドカテゴリへの支出の総額を表している。つまり、

$$Y_{ct} = \sum_{j=1}^N p_{jct} q_{jct}$$

となる。

結果として、

$$\omega_{1ct} = a_1 + \sum_{j=1}^N b_{1j} \ln p_{jct} + h_1 \ln(Y_{ct} / P_{ct}) + u_{1ct}$$
(2.91)

$$\omega_{2ct} = a_2 + \sum_{j=1}^N b_{2j} \ln p_{jct} + h_2 \ln(Y_{ct} / P_{ct}) + u_{2ct}$$

...

$$\omega_{N-1ct} = a_{N-1} + \sum_{j=1}^N b_{N-1j} \ln p_{jct} + h_{N-1} \ln(Y_{ct} / P_{ct}) + u_{N-1ct}$$

を推定することになる。

<sup>42</sup> ALM においては、数量による市場シェアが用いられているが、AIDS (PCAIDS についても同様) においては、販売額による市場シェアを用いるというように違いがあることに注意。

<sup>43</sup> Hausman, Leonard, and Zona (1994) や Hausman and Leonard (1997) においては、指数価格の定義式が明示されていないが、これらの著者の後年の研究、Hausman and Leonard (2002) において、本文に示されたような式を用いている。

なお、推定を厳密に行うとすれば、Stone Index ではなく、ラスパイレス型の価格指数を採用することになるが、この場合には、推定式は非線形になることから、推定が煩雑となる。また、どちらを用いて推定するかは推定値にそれほど大きな相違をもたらすことはないため、どちらを用いるかということについては気にする必要はない。(Hausman, Leonard, and Zona, 1994, p.164) ストーンインデックス指数を用いて、推定式を線形にしたモデルを、厳密には LA/AIDS (Linear Approximate Almost Ideal Demand System) モデルという。

特に制約を加えずに、この需要システムの推計を行うと、 $a_i$ 、 $b_{ij}$ 、 $h_i$ のすべてについての推計値を得ることになる。しかし、経済理論から導かれる帰結を考慮に入れると、推定しなければならない係数の数を減らすことができ、統計上の優位性が高い推定が可能となる。

まず、交差弾力性が対称的になるというスルツキーの対称性を要求すれば、 $b_{ij} = b_{ji}$ となることから、推定しなければならないパラメータの数を大幅に減らすことができる。

次に、全ての価格を同率で変化させた場合にはブランドの市場シェアは変化しないという性質である、需要の同次性からは、 $d\omega_i/\omega_i = 0 = \sum_{j=1}^N b_{ij}(dp_j/p_j)$ ； $i = 1, 2, 3, \dots, N$  であることから、 $\sum_{j=1}^N b_{ij} = 0$ ； $i = 1, 2, 3, \dots, N$  を意味しており、これを制約として課すことができる。

最後に、シェアという数字の性質から、どのような価格、販売量であったとしても、ブランド支出額のシェアの合計は必ず1でなければならないという総和性の制約を課すことができる。つまり、 $\sum_{j=1}^N \omega_j = 1$ である。したがって、この制約は、すべての*i*について、 $\sum_{j=1}^N a_j = 1$ 、 $\sum_{j=1}^N h_j = 0$ 、 $\sum_{j=1}^N b_{ji} = 0$ であることを意味している。

これらの制約を課すことによって、推定しなければならない係数の数は大幅に低下し、通常はより統計的有意性の高い推定を行うことができる。しかし、経験上、そのような制約を課したとしても AIDS モデルの推定においては、経済理論的な整合性を保った上で統計的有意性の高い推計の結果を得ることは必ずしも容易ではない<sup>44</sup>。

なお、ALM と同様に、他の説明変数を加えることによって推定を行うこともあり、例えば、各地域の特殊性を表す固定効果を として含めて推定することもできる。

また、これは AIDS モデルに限ったことではないが、需要関数の推定を行う場合、価格と販売量は需要と供給の両方の要因から決定されるため、取引される価格と数量は外生的に決定されるものではなく、需要と供給の両方によって内生的に決定されることに注意が必要である。一般的には、供給側の要因を無視して需要関数の推定を行えば、内生変数である価格と攪乱項に相関関係が生じ、最小二乗法による通常の推定を行えば、推定値の不偏性と効率性が達成されなくなってしまう。

この識別性の問題は、通常、主要な投入物の価格を操作変数として用いて、二段階の推定を行うことによって解決することができる。しかし、例えば、週次のスキャナーデータと整合的な週次の投入物価格の入手は困難であることから、この方法を使うことができないことが多い。

上記の推定式から得られたパラメータを用い、次の式を用いて自己価格弾力性と交

<sup>44</sup> Epstein and Rubinfeld (2001, pp.888)



差価格弾力性を計算することができる<sup>45</sup>。

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii} + h_i \varepsilon \omega_i}{\omega_i} + \omega_i (1 + \varepsilon) \quad (2.92)$$

$$\varepsilon_{ik} = \frac{b_{ik} + h_i \varepsilon \omega_k}{\omega_i} + \omega_k (1 + \varepsilon) \quad (2.93)$$

限界費用の導出に関しては、原則的には、ALM と同じように一階の条件を用いることによって計算することができるが、AIDS モデルは ALM モデルとは異なり、販売量の市場シェアを用いていることから、多少変形した式を用いる方が計算をしやすい<sup>46</sup>。

企業 1 の均衡における最適化の一階の条件は、 $m_1 \varepsilon_{11} q_1 + q_1 = 0$ 、 $\omega_2 + m_2 \varepsilon_{22} \omega_2 = 0$  であり、これに  $p_1/Y$ 、 $p_2/Y$  をそれぞれ掛ければ、 $m_1 \varepsilon_{11} p_1 q_1 / Y + p_1 q_1 / Y = m_1 \varepsilon_{11} \omega_1 + \omega_1 = 0$ 、 $\omega_2 + m_2 \varepsilon_{22} \omega_2 = 0$  のように表すことができる。したがって、これら

の式を解くことによって、ブランド 1 とブランド 2 の限界費用を  $c_1 = p_1 \left( 1 + \frac{1}{\varepsilon_{11}} \right)$ 、

$c_2 = p_2 \left( 1 + \frac{1}{\varepsilon_{22}} \right)$  と計算することができる。

#### ウ PCAIDS モデル

AIDS モデルに基づく合併シミュレーションは、パネルデータを必要とし、需要関数の推定にも手間がかかるという実務上の難しさがある。このような実務上の問題点を解決することを目的として、パネルデータの代わりにクロスセクション・データのみを用いて AIDS モデルに近い合併シミュレーションを行う方法が、Epstein and Rubinfeld (2001) によって考案された PCAIDS (Proportionally-Calibrated AIDS) モデルである。

PCAIDS モデルの特徴は、AIDS モデルに、ALM モデルが有する性質である関係のない選択肢からの独立性 (IIA) もしくは比例性 (Proportionality) の仮定 (p.50) が加えられていることである。つまり、ブランド 1 のシェアが 20%、ブランド 2 のシェアが 30%、ブランド 3 のシェアが 50% である場合には、ブランド 1 の価格上昇の結果としてシェアの減少分が 16% とすると、ブランド 2 のシェアは  $6\% (= (16 \times 30) / (30 + 50))$ 、ブランド 3 のシェアは  $10\% (= (16 \times 50) / (30 + 50))$ 、それぞれ増加することを仮定している。

PCAIDS モデルにおいて必要となるデータは、ブランドの売上高シェア  $\omega_i$ 、需要の総弾力性、市場内の任意の一つのブランド (これをブランド 1 とする) の価格弾力性  $\varepsilon_{11}$  である。必ずしもパネルデータを必要とするわけではない。

合併シミュレーションを行うための準備として次の二つの手順を行う。最初に、 $\varepsilon_{11}$  が既知でなければ、推定を行う。そして、需要関数の  $b_{ij}$  ( $i, j = 1, \dots, N-1$ ) を計算

<sup>45</sup> 導出については付論 (pp.68~71) を参照。

<sup>46</sup> Epstein and Rubinfeld (2004)

し、財の自己弾力性と交差弾力性を求める。第二に、合併前の一階の条件から、価格費用マージン  $m_i$  を算出する。

PCAIDS モデルでは、AIDS モデルとほとんど同じく、

$$\omega_1 = \alpha_1 + b_{11} \ln(p_1) + b_{12} \ln(p_2) + \dots + b_{1N-1} \ln(p_{N-1}) \quad (2.94)$$

$$\omega_2 = \alpha_2 + b_{21} \ln(p_1) + b_{22} \ln(p_2) + \dots + b_{2N-1} \ln(p_{N-1})$$

...

$$\omega_{N-1} = \alpha_{N-1} + b_{N-11} \ln(p_1) + b_{N-12} \ln(p_2) + \dots + b_{N-1N-1} \ln(p_{N-1})$$

という需要システムを仮定する。AIDS モデルと異なる点は、所得による需要への影響を無視しているところにある<sup>47</sup>。

第一段階において、 $\varepsilon_{ii}$  が未知である場合には、前記アの ALM の項で説明したような方法によって  $\omega_i$  を推定する。また、 $\varepsilon_{11}$  が未知であるときには、少なくとも一つのブランドの需要関数を推定することができなければならず、そのためには時系列データが必要となる。

簡単に説明するために、ここでは 3 つのブランドが販売されている状況を考える。PCAIDS モデルは、あくまで AIDS モデルに IIA の仮定を加えたものであることから、 $\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \omega_i(\varepsilon + 1)$  の関係も成立している。この式を変形することによって、 $b_{11} = \omega_1(\varepsilon_{11} + 1 - \omega_1(1 + \varepsilon))$  が得られる。つまり、市場全体の価格弾力性とブランド 1 の自己弾力性が分かれば、支出によって測った市場シェアの値から  $b_{11}$  の値を求めることができる。

そして、IIA の仮定から、 $p_1$  の価格が 1 単位上昇すると、ブランド 2 のシェアは、 $b_{21} = -b_{11}\omega_2 / (\omega_2 + \omega_3)$  だけ増加し、ブランド 3 のシェアは  $b_{31} = -b_{11}\omega_3 / (\omega_2 + \omega_3)$  だけ増加することが分かる。したがって、ここで計算された  $b_{11}$  を代入することによって  $b_{12}$  と  $b_{13}$  を計算することができる。つまり、既知のデータのみを使って表現すると、

$$b_{21} = -\omega_1(\varepsilon_{11} + 1 - \omega_1(1 + \varepsilon))\{\omega_2 / (\omega_2 + \omega_3)\} \quad (2.95)$$

$$b_{31} = -\omega_1(\varepsilon_{11} + 1 - \omega_1(1 + \varepsilon))\{\omega_3 / (\omega_2 + \omega_3)\} \quad (2.96)$$

と全ての  $b_{ji}$  を計算することができる。したがって、 $p_2$  や  $p_3$  の価格が上昇したときに

<sup>47</sup> この仮定の妥当性は検証されるべきであるが、商品の価格が所得に比べてそれほど大きくない食品品のような商品では、所得に対する割合が高くなる、例えば、自動車などとは異なり、所得が需要量には大きな影響を及ぼさないことから、所得効果を無視したとしても需要関数の推定結果に大きな差が出ないことが多い。

は，IIA の仮定から  $\varepsilon_{22}$  や  $\varepsilon_{33}$  の値が既知であれば，全ての  $b_{j2}$  や  $b_{j3}$  を次のように計算することができる。

$$b_{12} = -b_{22}\omega_1 / (\omega_1 + \omega_3); \quad b_{32} = -b_{22}\omega_3 / (\omega_1 + \omega_3) \quad (2.97)$$

$$b_{13} = -b_{33}\omega_1 / (\omega_1 + \omega_2); \quad b_{23} = -b_{33}\omega_2 / (\omega_1 + \omega_2) \quad (2.98)$$

次に，AIDS モデルの同次性から

$$b_{11} + b_{12} + b_{13} = 0, \quad b_{21} + b_{22} + b_{23} = 0, \quad b_{31} + b_{32} + b_{33} = 0 \quad (2.99)$$

が成立している。初めの二つの式を  $b_{11}$  によって割り，上記の  $b_{ij}$  に関する式を代入すると次のようになる。

$$1 - \frac{\omega_1}{1 - \omega_2} \frac{b_{22}}{b_{11}} - \frac{\omega_1}{1 - \omega_3} \frac{b_{33}}{b_{11}} = 0 \quad (2.100)$$

$$-\frac{\omega_2}{1 - \omega_2} + \frac{b_{22}}{b_{11}} - \frac{\omega_2}{1 - \omega_3} \frac{b_{33}}{b_{11}} = 0 \quad (2.101)$$

この式を行列表現に書き換えると，次のようになる。

$$\begin{pmatrix} -\frac{\omega_1}{1 - \omega_2} & -\frac{\omega_1}{1 - \omega_3} \\ 1 & -\frac{\omega_2}{1 - \omega_3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{b_{22}}{b_{11}} \\ \frac{b_{33}}{b_{11}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ \frac{\omega_2}{1 - \omega_1} \end{pmatrix} \quad (2.102)$$

これを解くことによって， $\frac{b_{ii}}{b_{11}} = \frac{\omega_i}{1 - \omega_1} \frac{1 - \omega_i}{\omega_1}$ ，つまり  $b_{ii} = \frac{\omega_i}{1 - \omega_1} \frac{1 - \omega_i}{\omega_1} b_{11}$  という関係式を導くことができる。これは，例えば， $b_{11}$  を導出することによって，他の  $b_{ii}$  を支出による市場シェアを用いることによって求めることができ，それらの値を用いることによって全ての  $b_{j2}$  や  $b_{j3}$  を求めることができることを意味している。

弾力性の計算については，PCAIDS モデルは AIDS モデルに制約を課した特殊モデルであることから，AIDS モデルと同様に  $\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \omega_i(\varepsilon + 1)$  と  $\varepsilon_{ik} = \frac{b_{ik}}{\omega_i} + (1 + \varepsilon)\omega_k$  を用いて計算することができるが，この式を直接使うことなく，上記において導出した  $b_{ij}$  の公式に数値を代入することによる次の弾力性の公式を利用することもできる。

$$\varepsilon_{jj} = \frac{(1 - \omega_j)\varepsilon_{11} + (\omega_j - \omega_1)\varepsilon}{1 - \omega_1}; \quad j = 1 \quad (2.103)$$

$$\varepsilon_{ik} = \frac{\omega_k(\varepsilon - \varepsilon_{11})}{1 - \omega_1}; \quad i, k = 1, 2, 3, \dots, N; \quad j = k \quad (2.104)$$

PCAIDS モデルでも、企業の最適化の一階の条件は、原則的には AIDS と同じ一階の条件になるため、価格情報が既知であるならば、AIDS モデルと同様に限界費用を計算することができる。しかし、PCAIDS モデルにおいては価格情報が入手可能であることは前提とされていないことから、限界費用の計算は原則的には不可能である。

しかし、限界費用の代わりにプライス・コスト・マージン  $m_i$  が計算できれば、合併シミュレーションを実施することは可能であり、合併前後の価格の比較をすることはできる。

合併前に、企業 1 がブランド 1、企業 2 がブランド 2 を販売していたならば、それぞれの企業の均衡における一階の条件は  $m_1 \varepsilon_{11} \omega_1 + \omega_1 = 0$ 、 $\omega_2 + m_2 \varepsilon_{22} \omega_2 = 0$  となり、これらを解くことによって  $m_1 = -\frac{1}{\varepsilon_{11}}$ 、 $m_2 = -\frac{1}{\varepsilon_{22}}$  となる。そして、合併後に、企業 1 がブランド 1 とブランド 2 を販売すれば、二つの一階の条件式  $m_1 \varepsilon_{11} \omega_1 + \omega_1 + m_2 \varepsilon_{21} \omega_2 = 0$ 、 $m_1 \varepsilon_{12} \omega_1 + \omega_2 + m_2 \varepsilon_{22} \omega_2 = 0$  が満たされる必要がある。

そのため、これらの式を連立方程式として解くことによって  $m_1 = \frac{\varepsilon_{22} \omega_1 - \varepsilon_{21} \omega_2}{\omega_1 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}$ 、 $m_2 = \frac{\varepsilon_{11} \omega_2 - \varepsilon_{12} \omega_1}{\omega_2 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}$  と計算することができる。これらの式を比較することによって、合併前と後の合併による価格・費用マージンへの影響を見ることができる。

### (3) 合併シミュレーション

ALM を提唱した Werden et al. (1994, 1996) と PCAIDS を提唱した Epstein and Rubinfeld (2001, 2004) においては、入手可能なデータ的前提が多少異なることもあり、合併シミュレーションの定式化が若干異なる。そこで、まず、両モデルの定式化を説明し、Epstein and Rubinfeld の提案した定式化によれば、AIDS, PCAIDS, さらに ALM においても合併シミュレーションを行うことができることを示す。

次のような状況によって説明をする。企業数は 3、企業 1 はブランド 1、企業 2 はブランド 2、企業 3 はブランド 3 を販売しており、企業 1 と企業 2 が合併をする。

合併前と合併後の均衡条件を示すと次のようになる。

#### 合併前

$$\text{ブランド 1 : } q_1 + m_1 \varepsilon_{11} q_1 = 0 \quad (2.105)$$

$$\text{ブランド 2 : } q_2 + m_2 \varepsilon_{22} q_2 = 0 \quad (2.106)$$

$$\text{ブランド 3 : } q_3 + m_3 \varepsilon_{33} q_3 = 0 \quad (2.107)$$

#### 合併後

$$\text{ブランド 1 : } m_1 \varepsilon_{11} q_1 + q_1 + m_2 \varepsilon_{21} \frac{p_2}{p_1} q_2 = 0 \quad (2.108)$$

$$\text{ブランド 2 : } m_1 \varepsilon_{12} \frac{p_1}{p_2} q_1 + q_2 + m_2 \varepsilon_{22} q_2 = 0 \quad (2.109)$$

$$\text{ブランド 3 : } q_3 + m_3 \varepsilon_{33} q_3 = 0 \quad (2.110)$$

#### ア ALM モデル

ALM モデルを前提とすると、合併後の市場の均衡条件は次のようなものになる。

$$\text{合併企業 1 \& 2 \cdot ブランド 1 : } \pi_1 + m_1 \varepsilon_{11} \pi_1 + m_2 \varepsilon_{21} \frac{p_2}{p_1} \pi_2 = 0 \quad (2.111)$$

$$\text{合併企業 1 \& 2 \cdot ブランド 2 : } m_1 \varepsilon_{12} \frac{p_1}{p_2} \pi_1 + \pi_2 + m_2 \varepsilon_{22} \pi_2 = 0 \quad (2.112)$$

$$\text{企 業 3 \cdot ブランド 3 : } \pi_3 + m_3 \varepsilon_{33} \pi_3 = 0 \quad (2.113)$$

ブランド  $i$  の一階の条件を  $\pi_i \varepsilon_{ii}$  によって割ることでこれらの式を整理し直すと、

$$\text{合併企業 1 \& 2 \cdot ブランド 1 : } \frac{1}{\varepsilon_{11}} + m_1 + \left( \frac{\varepsilon_{21} \pi_2}{\varepsilon_{11} \pi_1} \right) \frac{p_2}{p_1} m_2 = 0 \quad (2.114)$$

$$\text{合併企業 1 \& 2 \cdot ブランド 2 : } \left( \frac{\varepsilon_{12} \pi_1}{\varepsilon_{22} \pi_2} \right) \frac{p_1}{p_2} m_1 + \frac{1}{\varepsilon_{22}} + m_2 = 0 \quad (2.115)$$

$$\text{企業 3 \cdot ブランド 3 : } \frac{1}{\varepsilon_{33}} + m_3 = 0 \quad (2.116)$$

となる。ここで、 $(\varepsilon_{ij} / \varepsilon_{ii})(\pi_j / \pi_i)$  はブランド  $i$  の価格が上昇したときにブランド  $i$

の需要量の減少に対してブランド  $j$  の需要量の増加がどれくらいであるかを測っている、転換率(Diversion Rate)である<sup>48</sup>。

これらを行列によって示すと次のようになる。

$$\begin{bmatrix} 1/\varepsilon_{11} \\ 1/\varepsilon_{22} \\ 1/\varepsilon_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -(p_2/p_1)\theta_{21} & 0 \\ -(p_1/p_2)\theta_{12} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{bmatrix} = 0 \quad (2.117)$$

ここで、 $\theta_{ji} = -(\varepsilon_{ij} / \varepsilon_{ii})(\pi_j / \pi_i)$  であり、ブランド  $i$  から  $j$  への転換率を表している。

<sup>48</sup> Shapiro (1997)を参照。ブランド  $i$  とブランド  $j$  が代替的である場合、ブランド  $i$  の価格上昇に対して、通常、ブランド  $i$  の需要量は減少し、ブランド  $j$  の需要量は増加することから、転換率は $-(\varepsilon_{ij} / \varepsilon_{ii})(\pi_j / \pi_i)$ と定義される。

合併後の価格の算出においては，市場シェア  $\pi_i$ ，弾力性  $\varepsilon_{ii}$ ，変換率  $\theta_{ij}$  が全て価格の関数であることに注意しなければならない。つまり，

$$\pi_i = \frac{\exp(\alpha_i - \beta p_i)}{\sum_{j=1}^N (\alpha_j - \beta p_j)} \quad (2.118)$$

$$\varepsilon_{ii} = -\beta p_i (1 - \pi_i(p_1, p_2, p_3, \dots, p_N)) = -\beta p_i \left( 1 - \frac{\exp(\alpha_i - \beta p_i)}{\sum_{j=1}^N \exp(\alpha_j - \beta p_j)} \right) ; \quad (2.119)$$

$$\varepsilon_{ij} = \beta p_j \pi_j(p_1, p_2, p_3, \dots, p_N) = \beta p_j \frac{\exp(\alpha_j - \beta p_j)}{\sum_{k=1}^N \exp(\alpha_k - \beta p_k)} ; \quad (2.120)$$

であることから，自己・交差弾力性は全商品の価格の関数であり，自己・交差弾力性と選択確率からなる転換率  $\theta_{ji} = -(\varepsilon_{ij} / \varepsilon_{ii})(\pi_j / \pi_i)$  も全商品の価格の関数となる。

また，価格・費用マージンは， $m_i = (p_i - c_i^{post}) / p_i$  であり，もし合併による効率性向上が認められず，合併によって限界費用が変化しないのであれば， $c_i^{post} = c_i^{pre}$  とする。

上記の連立方程式は明示的に解くことができないことから，合併後の価格  $p_i^{post}$  については Mathematica などの数式処理ソフトを使って数値的に計算することになる。合併後の市場シェアについては  $\alpha_i$ ， $p_i^{post}$  を需要関数に代入することによって計算することができる。

## イ AIDS モデル

AIDS，PC/AIDS を前提として合併前の均衡条件を示すと次のようになる。

$$\text{企業 1} \cdot \text{ブランド 1} : \omega_1 + \omega_1 \varepsilon_{11} m_1 = 0 \quad (2.121)$$

$$\text{企業 2} \cdot \text{ブランド 2} : \omega_2 + \omega_1 \varepsilon_{12} m_1 = 0 \quad (2.122)$$

$$\text{企業 3} \cdot \text{ブランド 3} : \omega_3 + \omega_3 \varepsilon_{33} m_3 = 0 \quad (2.123)$$

これを行列の表現によって示せば次のようになる。

$$\begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_1 & 0 & 0 \\ 0 & \omega_2 & 0 \\ 0 & 0 & \omega_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} = 0 \quad (2.124)$$

もしも AIDS モデルによって分析が行われているのであれば、価格は分かっていることから、限界費用の計算を上記の式を用いて簡単に行うことができる。その一方で PCAIDS モデルの場合であれば、価格データの入手は前提としていないことから、限界費用の算出はできないということになる。

企業 1 と企業 2 が合併することによって、市場均衡の条件式は次のように変わる。

$$\text{ブランド 1 : } \omega_1 + \omega_1 \varepsilon_{11} m_1 + \omega_2 \varepsilon_{21} m_2 = 0 \quad (2.125)$$

$$\text{ブランド 2 : } \omega_2 + \omega_1 \varepsilon_{12} m_1 + \omega_2 \varepsilon_{22} m_2 = 0 \quad (2.126)$$

$$\text{ブランド 3 : } \omega_3 + \omega_3 \varepsilon_{33} m_3 = 0 \quad (2.127)$$

これを行列の形で示せば、

$$\begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} & \varepsilon_{21} & 0 \\ \varepsilon_{12} & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_1 & 0 & 0 \\ 0 & \omega_2 & 0 \\ 0 & 0 & \omega_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} = 0 \quad (2.128)$$

となる。

ここで合併後の価格算出において注意すべきことは、販売量の市場シェア  $\omega_i$ 、弾力性  $\varepsilon_{ii}$  は全て商品の価格の関数になっているということである。つまり、AIDS モデルの場合には次のようにこれらの値が計算されている。

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii} + h_i \varepsilon \omega_i}{\omega_i} + \omega_i (1 + \varepsilon) \quad (2.129)$$

$$\varepsilon_{ik} = \frac{b_{ik} + h_i \varepsilon \omega_k}{\omega_i} + \omega_k (1 + \varepsilon) \quad (2.130)$$

$$\omega_i = a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} \ln p_j + h_j \ln(Y/P) \quad (2.131)$$

ここで、 $b_{ij}$ 、 $h_i$ 、 $\varepsilon$ 、 $\omega_i$  は既知であるか、データから推計された値となっている<sup>49</sup>。また、 $Y$  と  $P$  は価格の関数になっていることに注意する必要がある。また、価格費用マージンは  $m_i = (p_i - c_i^{post}) / p_i$  であり、合併による効率性向上が特に認められず限界費用が合併によって変化しなければ  $c_i^{post} = c_i^{pre}$  となる。

上記の連立方程式も、ALM と同様に非線形の関数の連立方程式となることから、代数的に各価格について式として解くことができないため、やはり Mathematica などの数式処理ソフトを用いて数値的に解くことになる。また、市場シェアは算出された価格を代入することによって計算することができる。

<sup>49</sup> については、合併により内部財の価格が変化することによって、産業の（平均）価格も変化することから、市場全体の価格弾力性の変化も考慮する方が合併シミュレーションとしてはより正確である。しかし、過去の研究の多くにおいては、合併前後の の変化の可能性については無視して扱っている。

## ウ PCAIDS モデル

PCAIDS モデルの場合には、価格のデータの入手が前提とされていないことから、限界費用を推定することはできない。そのため、価格上昇率を推定するためにはAIDSモデルとは異なった工夫が必要になる。

$\delta_i$  を合併前価格と比べた合併後価格の上昇率とすると、 $p_i^{post} = \exp(\delta_i)p_i^{pre}$  と定義できる<sup>50</sup>。そして、 $\gamma_i$  を合併による効率性向上による限界費用の減少率とし、

$c_i^{post} = (1 - \gamma_i)c_i^{pre}$  である。  $m_i^{post} = 1 - (c_i^{post} / p_i^{post})$  に、 $p_i^{post} = \exp(\delta_i)p_i^{pre}$  と

$c_i^{post} = (1 - \gamma_i)c_i^{pre}$  を代入すると、合併後の価格費用マージンは、

$$m_i^{post} = 1 - \frac{(1 - \gamma_i)c_i^{pre}}{\exp(\delta_i)p_i^{pre}} = 1 - \frac{1 - \gamma_i}{\exp(\delta_i)} \frac{c_i^{pre}}{p_i^{pre}} \quad (2.132)$$

と表すことができる。ここで、 $m_i^{pre} = (p_i^{pre} - c_i^{pre}) / p_i^{pre}$  を変形すると

$c_i^{pre} / p_i^{pre} = 1 - m_i^{pre}$  のように限界費用と価格の比が価格費用マージンの関数として

表すことができることに注意すると、

$$m_i^{post} = 1 - \frac{(1 - \gamma_i)}{\exp(\delta_i)} \frac{c_i^{pre}}{p_i^{pre}} = 1 - \frac{(1 - \gamma_i)(1 - m_i^{pre})}{\exp(\delta_i)} \quad (2.133)$$

を導出することができる。すなわち、合併後の価格費用マージンは、価格上昇率と効率性を考慮すれば、合併前の価格費用マージンの関数として表すことができることが分かる。

同様に、各ブランドのシェアは、需要関数を全微分すると  $d\omega_i = \sum_j^N b_{ij}(dp_j / p_j)$

と表すことができることから、

$$\omega_i^{post} = \omega_i^{pre} + \sum_{j=1}^N b_{ij} \exp(\delta_i) \quad (2.134)$$

という形で、価格ではなく価格上昇率を用いて合併後のシェアを計算することができる。

<sup>50</sup>  $(p^{post} - p^{pre}) / p^{pre} = \delta_i$  より、 $p^{post} / p^{pre} = 1 + \delta_i$ 、 $\ln(p^{post} / p^{pre}) = \ln(1 + \delta_i)$ 。ここで、 $\ln(1 + \delta_i) = \delta_i - \delta_i^2 / 2 + \delta_i^3 / 3 \dots$  とテイラー展開できることに注意する。 $\delta_i$  の値はそれほど大きくないということを見ると、第二項以降の大きさは微々たるものなので無視してもさほど実用上の問題は無い。即ち、 $\ln(p^{post} / p^{pre}) = \delta_i$  という近似は許容しえる。両辺に指数をとると、 $\exp(\delta_i) = p_i^{post} / p_i^{pre}$ 、又は、 $p_i^{post} = \exp(\delta_i)p_i^{pre}$  となる。



そして、この式を用いることにより、PCAIDS の自己・交差弾力性も次のように価格上昇率の関数として表すことができる。

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \omega_i(1 + \varepsilon) \quad (2.135)$$

$$\varepsilon_{ik} = \frac{b_{ik}}{\omega_i} + \omega_k(1 + \varepsilon) \quad (2.136)$$

したがって、PCAIDS モデルにおいては、

$$\begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} & \varepsilon_{21} & 0 \\ \varepsilon_{12} & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_1 & 0 & 0 \\ 0 & \omega_2 & 0 \\ 0 & 0 & \omega_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} = 0 \quad (2.137)$$

を価格上昇率  $\delta_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) の関数として表し、数値的に解くことによって価格上昇率を導出することができる。

同じ価格上昇率を用いた方法は AIDS モデルと ALM モデルにも適用することができる。特に、AIDS モデルにおいて所得効果がない場合（もしくは、所得効果は小さく無視することができる場合）には、PCAIDS モデルと全く同じ方法を用いることがで

き、ALM モデルの場合には、 $\delta_i = \frac{p_i^{post} - p_i^{pre}}{p_i^{pre}} = p_i^{post} / p_i^{pre} - 1$ 、もしくは、

$p_i^{post} = (1 + \delta_i)p_i^{pre}$  と表すことによって同様に分析することができる。

### 3 データ

需要の弾力性を測定し、シミュレーションによって合併後の価格上昇効果を直接的に測定する手法は、分析のモデルだけではなく、分析を行うに足るデータが必要となる。

企業結合審査においては、しばしば分析に耐えるデータが存在しないことが、経済分析を実施する妨げとなってきた。例えば、需要の弾力性を推定するに当たっては、基本的には、価格と数量の時系列データが必要となる。企業結合審査に当たって、産業全体の売上げ（平均価格）や数量、または合併企業の売上げ、価格、数量のデータを入手することは可能かもしれないが、競争業者の売上げ（価格）や数量のデータを入手することは困難である場合が多い。また、たとえ入手できたとしても、分析可能なデータベースの形で整理するには、非常な労力を要することが想像される。

しかしながら、小売業における販売データの電子化、つまり、いわゆるスキャナーデータ（POS データ）の発展と、そのデータをデータベース化する事業によって、主に食品や日用雑貨などの消費財を中心に、経済分析に耐え得る価格・数量のデータが整備されるようになった。

以下では、簡単にスキャナーデータ（POS データ）の特徴と利用に当たっての留意点を紹介する。

## (1) スキャナーデータについて

スキャナーデータ (Scanner Data) は、我が国ではPOSデータとも呼ばれ、バーコードとコンピュータシステムに象徴されるPOS (Point of Sales : 販売時点) システムにより収集された小売店等の販売データを指す。簡単に言えば、商品のバーコードをレジなどのスキャナーで読み込むと、商品情報と価格が自動的に入力され、小売店の売上データとして、コンピュータに記録される仕組みである。

小売店の売上情報は、当初は主に小売店が売上管理を行うために導入したものであり、一旦売上として集計されてしまえば、それで用が足るものであった。その後、何がいくつ売れたという情報をデータベースとして蓄積し、マーケティング・販売戦略に生かされるようになった。(財)流通システム開発センターの調査によれば、現在、全国店舗の64.3%がPOSシステムを導入しており、業態別では、百貨店は全店舗の84.0%、総合スーパーは95.8%、食品スーパーは94.5%、コンビニエンスストアでは98.6%の店舗で導入済みであるとされる。

このようなデータベースは、大手小売業が自らの社内で構築し、販売戦略に生かす場合もあるが、データベース企業が、複数の小売店(チェーン)からデータを収集してデータベース化し、それを提供小売店にフィードバックする一方、第三者に販売して収入を得るという場合もある。

米国では、このような小売店データをデータベース化し、販売する企業としてエーシーニールセン社(AC Nielsen Corporation)やIRI社(Information Resources Inc.)が知られている。実際の合併経済分析で用いられるスキャナーデータも、この2社のものが多いとされる。

## (2) スキャナーデータの内容

スキャナーデータには、大別して2種類のデータがある(守口(2003))。一つは、スキャン・パネル・データと呼ばれるもので、「何が」「いつ」「いくらで」「いくつ」売れたかという情報であり、また場合によっては「誰に」売れたかを把握することもできる。サンプル数は限られるが、顧客属性の精度が高いデータである。スキャン・パネル・データには、レジで購買情報を入力(スキャン)するストア・スキャン方式と、スキャナーの配布を受けた消費者(モニター)が家庭で購買情報を入力(スキャン)するホーム・スキャン方式がある。ストア・スキャン方式では、通常「何が」「いつ」「いくらで」「いくつ」売れたかまでしか分からないことが多いが(ただし、レジで性別、年代等の顧客属性を入力する場合がある。)、ホーム・スキャン方式であれば、「誰に」売れたかという顧客属性まで把握できる。

一方、スキャン・パネル・データの他に、顧客ID付きPOSデータというタイプのデータもある。いわゆる「ポイントカード」などのFSP (Frequent Shoppers) 情報を蓄積するものである。ストア・スキャン方式同様、レジで購買情報を入力(スキャン)するものであるが、「誰に」売れたかという顧客情報が得られるという点では、ホーム・スキャン方式と同様である。ただし、ホーム・スキャン方式の場合は、サンプル(消費者モニター)数が限定されている一方、顧客属性情報の精度が高いが、FSP情報は、サンプル数は多い一方、顧客属性情報の精度は劣ると言われている。

米国で、ユニラテラル効果の経済分析に用いられるスキャナーデータには、I R I 社、エーシーニールセン社などが収集したスキャン・パネル・データが用いられる場合が多い。我が国でも株式会社インテージ（以下「インテージ社」という。）、エーシーニールセン・コーポレーション株式会社などが同様のデータを販売しており、本調査の第3章の実証研究においても、インテージ社のスキャン・パネル・データ（統合S R I（全国小売店パネル調査））を利用する。

### (3) スキャナーデータ分析の留意点

スキャナーデータは、米国において、差別化された財市場におけるユニラテラル効果の分析に活用されてきているが、Hosken, et.al (2002)によれば、スキャナーデータ分析を行うに当たって注意すべき点も明らかになってきている。例えば、データを総計して（Aggregation）分析するに当たっては、以下のような点について注意すべきであるとされている。第一は、販売チャネルを総計する際の問題である。販売するチャネルによって消費者の需要弾力性が異なる可能性がある。例えば、量販店の消費者の需要の価格弾力性は高いが、コンビニエンスストアの消費者の需要の価格弾力性は小さいかもしれない。

第二は、集計期間の問題である。週次のデータでは、月次のデータに比べると、セールなどを反映して価格の変更がより頻繁に現れる可能性がある。また、セールに反応した消費者が、買いためなどを行うと、販売数量の変化が大きくなり、需要の価格弾力性は大きく出る可能性がある。

第三は、製品のサイズや種類の違いである。通常量販店ではコンビニエンスストアよりも大きなパッケージが販売される傾向がある。また、同一アイテムの中で、大容量パッケージと小容量パッケージの間で代替関係があるかもしれない。

第四は、スキャナーデータで推計することができるのは、小売レベルでの需要関数であるが、合併審査で検討する必要があるのは、メーカーレベルの需要関数であるので、たとえ小売店同士が激しく競争し、その結果として消費者が移動していても、メーカーレベルで見た需要には大きな変化はないという場合もあるとしている。

このように、スキャナーデータを分析するに当たっては、販売チャネル、集計期間、同一ブランドの中の商品のバリエーション等に注意する必要があるが、本調査の第3章では、まず、販売チャネル別のサンプルから拡大推計された月次データを用いて、企業ごとに販売商品のデータを合算し、企業別の需要関数を推計することとする。

付論 需要構造の推定

1 ALM モデル

(1) 市場需要関数の弾力性の導出

$$\begin{aligned} \varepsilon &= \frac{\partial(\pi_i(\lambda \mathbf{p}))}{\partial \lambda} \frac{\bar{p}}{\pi_i(\lambda \mathbf{p})} \\ &= \frac{\left( \sum_{k \in I} -\beta \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right) \left( 1 + \sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right) - \left( \sum_{k \in I} -\beta \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right) \left( \sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right)}{\left( 1 + \sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right)^2} \frac{\sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) p_k}{\sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k)} \\ &= \frac{\left( \sum_{k \in I} -\beta \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right) \frac{\sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) p_k}{\sum_{h \in I} \exp(\alpha_h - \beta \lambda p_h)}}{\left( 1 + \sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k) \right)^2 \frac{\sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k)}{1 + \sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k)}} = \frac{-\beta \bar{p}}{1 + \sum_{k \in I} \exp(\alpha_k - \beta \lambda p_k)} = -\beta \bar{p} \pi_N = -\beta \bar{p} (1 - \pi_i(\mathbf{p})) \end{aligned}$$

(2) 市場シェアと選択確率との関係の導出

$$\begin{aligned} \pi_i &= \frac{\exp(\alpha_j - \beta p_j)}{\sum_{k=1}^N \exp(\alpha_k - \beta p_k)} = \frac{\exp(\alpha_j - \beta p_j)}{\sum_{k=1}^{N-1} \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \frac{\sum_{k=1}^{N-1} \exp(\alpha_k - \beta p_k)}{\sum_{k=1}^N \exp(\alpha_k - \beta p_k)} = \frac{\exp(\alpha_j - \beta p_j)}{\sum_{k=1}^{N-1} \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \left( 1 - \frac{\exp(\alpha_N - \beta p_N)}{\sum_{k=1}^N \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \right) \\ &= s_i (1 - \pi_n) \end{aligned}$$

(3) ブランド i の自己弾力性の導出

$$\begin{aligned} \varepsilon_{ii} &= \frac{\partial \pi_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{\pi_i} = - \frac{\beta \exp(\alpha_i - \beta p_i) \sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k) - \beta (\exp(\alpha_i - \beta p_i))^2 \left\{ \frac{p_i \sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k)}{\exp(\alpha_i - \beta p_i)} \right\}}{\left( \sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k) \right)^2} \\ &= \frac{-\beta p_i \exp(\alpha_i - \beta p_i) \sum_{k \neq i} \exp(\alpha_k - \beta p_k)}{\sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \left\{ \frac{1}{\exp(\alpha_i - \beta p_i)} \right\} = \frac{-\beta p_i \sum_{k \neq i} \exp(\alpha_k - \beta p_k)}{\sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \\ &= -\beta p_i \left\{ \frac{\sum_{k \neq i} \exp(\alpha_k - \beta p_k)}{\sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \right\} = -\beta p_i \left\{ \sum_{k \neq i} \pi_k \right\} = -\beta p_i (1 - \pi_i) \end{aligned}$$

(4) ブランド i のブランド j の価格に関する交差弾力性の導出

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial \pi_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{\pi_i} = \frac{\beta \exp(\alpha_j - \beta p_j) \exp(\alpha_i - \beta p_i)}{\left( \sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k) \right)^2} \left\{ \frac{p_j \sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k)}{\exp(\alpha_i - \beta p_i)} \right\} = \frac{p_j \beta \exp(\alpha_j - \beta p_j)}{\sum_k \exp(\alpha_k - \beta p_k)}$$

$$= p_j \beta \pi_j$$

## (5) 限界費用の導出

$m_1 \varepsilon_{11} \pi_1 + \pi_1 + m_2 \varepsilon_{21} \frac{p_2}{p_1} \pi_2 = 0$  ,  $m_1 \varepsilon_{12} \frac{p_1}{p_2} \pi_1 + \pi_2 + m_2 \varepsilon_{22} \pi_2 = 0$  を連立方程式で ,  $m_1$  と  $m_2$  に

ついて解けば ,  $m_1 = \frac{p_1 \varepsilon_{22} \pi_1 - p_2 \varepsilon_{21} \pi_2}{p_1 \pi_1 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}$  ,  $m_2 = \frac{p_1 \varepsilon_{11} \pi_2 - p_2 \varepsilon_{12} \pi_1}{p_2 \pi_2 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}$  となる。

ここで ,  $m_i = (p_i - c_i) / p_i$  という関係を使い , 両式を限界費用について解けば ,

$$c_1 = p_1 \left( 1 - \frac{p_1 \varepsilon_{22} \pi_1 - p_2 \varepsilon_{21} \pi_2}{p_1 \pi_1 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})} \right) , \quad c_2 = p_2 \left( 1 - \frac{p_1 \varepsilon_{11} \pi_2 - p_2 \varepsilon_{12} \pi_1}{p_2 \pi_2 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})} \right) \text{ のようになる}^{51}.$$

## 2 AIDS モデル

### (1) ブランド i の自己弾力性の導出<sup>52</sup>

需要関数より ,  $\frac{\partial \omega_i}{\partial p_i} = \frac{b_{ii}}{p_i} + h_i \left( \frac{1}{Y} \frac{\partial Y}{\partial p_i} - \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right)$  という関係が AIDS より導出できるが ,  $\omega_i$  の

定義からは ,  $\frac{\partial \omega_i}{\partial p_i} = \frac{\partial \left( \frac{p_i q_i}{Y} \right)}{\partial p_i} = \frac{(p_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i} + q_i) Y - \frac{\partial Y}{\partial p_i} p_i q_i}{Y^2} = \frac{1}{Y} \left( p_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i} + q_i - \omega_i \frac{\partial Y}{\partial p_i} \right)$  となる。

したがって , AIDS では ,  $\frac{b_{ii}}{p_i} + h_i \left( \frac{1}{Y} \frac{\partial Y}{\partial p_i} - \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right) = \frac{1}{Y} \left( p_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i} + q_i - \omega_i \frac{\partial Y}{\partial p_i} \right)$  が恒等式として

成立しなければならない。ここで , 両辺に  $Y / p_i$  をかけると ,  $\frac{b_{ii}}{p_i} \frac{Y}{p_i} + h_i \left( \frac{1}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} - \frac{Y}{P} \frac{1}{p_i} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right)$   
 $= \frac{\partial q_i}{\partial p_i} + \frac{q_i}{p_i} - \frac{\omega_i}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i}$  となるので ,  $\frac{\partial q_i}{\partial p_i}$  で解くと  $\frac{\partial q_i}{\partial p_i} = -\frac{q_i}{p_i} + \frac{b_{ii}}{p_i} \frac{Y}{p_i} + \frac{\omega_i}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} +$

<sup>51</sup> なお , 更に , 弾力性の式  $\varepsilon_{ii} = -\beta p_i (1 - \pi_i)$  ,  $\varepsilon_{ij} = \beta p_j \pi_j$  を代入すると ,  $p_1 - c_1 = p_2 - c_2 =$

$\frac{1}{\beta(1 - \pi_1 - \pi_2)}$  が成立することを示すことができる (Werden and Froeb 1994)。

<sup>52</sup> Epstein and Rubinfeld 2001, ALJ pp. 916.

$h_i \left( \frac{1}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} - \frac{Y}{P} \frac{1}{p_i} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right)$ を得ることができる。したがって、自己弾力性は、

$$\begin{aligned} \varepsilon_{ii} &= \frac{\partial q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{q_i} = \left( -\frac{q_i}{p_i} + \frac{b_{ii}}{p_i} \frac{Y}{p_i} + \frac{\omega_i}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} + h_i \left\{ \frac{1}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} - \frac{Y}{P} \frac{1}{p_i} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right\} \right) \frac{p_i}{q_i} \\ &= -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \frac{\omega_i}{q_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} + h_i \left( \frac{1}{q_i} \frac{\partial Y}{\partial p_i} - \frac{Y}{P} \frac{1}{q_i} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right) = -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \frac{p_i}{Y} \frac{\partial Y}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial p_i} + h_i \left( \frac{1}{q_i} \frac{\partial Y}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial p_i} - \frac{Y}{P} \frac{1}{q_i} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right) \\ &= -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \left( \frac{P}{Y} \frac{\partial Y}{\partial P} \right) \left( \frac{p_i}{P} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right) + h_i \left( \frac{Y}{p_i q_i} \left\{ \frac{P}{Y} \frac{\partial Y}{\partial P} \right\} \frac{p_i}{P} \frac{\partial P}{\partial p_i} - \frac{Y}{p_i q_i} \frac{p_i}{P} \frac{\partial P}{\partial p_i} \right) \\ &= -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + w_i(1 + \varepsilon) + h_i \left( \frac{(1 + \varepsilon)w_i}{\omega_i} - \frac{w_i}{\omega_i} \right) \\ &= -1 + \frac{b_{ii} + h_i \varepsilon w_i}{\omega_i} + w_i(1 + \varepsilon) \end{aligned}$$

と表すことができる。ここで、市場の価格弾力性（の絶対値）を  $\varepsilon$  とすれば、価格に関する総支出の弾力性は、 $\frac{\partial Y}{\partial P} \frac{P}{Y} = \left( P \frac{\partial Q}{\partial P} + Q \right) \frac{P}{PQ} = \frac{P}{Q} \frac{\partial Q}{\partial P} + 1 = 1 + \varepsilon$  と計算できることを使っている。

また、ブランド  $i$  の価格に関する平均価格の弾力性は、Stone index より、

$$\frac{\partial P}{\partial p_i} \frac{p_i}{P} = \frac{d \ln P}{d \ln p_i} = w_i \text{ と計算できることを使っている。}$$

なお、PCAIDS では、所得効果を見逃していることから、ブランド  $i$  の自己弾力性は上記の式において  $h_i = 0$  という制約を置いた式になる。すなわち、 $\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + w_i(1 + \varepsilon)$ 。

## (2) ブランド $i$ のブランド $j$ の価格に関する交差弾力性の導出

自己弾力性と同様に、 $\frac{\partial q_i}{\partial p_j} = \frac{b_{ij}}{p_j} \frac{Y}{p_i} + \frac{\omega_i}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_j} + h_i \left( \frac{1}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_j} - \frac{Y}{P} \frac{1}{p_i} \frac{\partial P}{\partial p_j} \right)$  であることを使うと、

交差弾力性は次のように計算できる。

$$\begin{aligned} \varepsilon_{ij} &= \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i} = \left( \frac{b_{ij}}{p_j} \frac{Y}{p_i} + \frac{\omega_i}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_j} + h_i \left( \frac{1}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_j} - \frac{Y}{P} \frac{1}{p_i} \frac{\partial P}{\partial p_j} \right) \right) \frac{p_j}{q_i} \\ &= \frac{b_{ij}}{\omega_i} + \frac{p_i q_i}{Y} \frac{1}{p_i} \frac{\partial Y}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i} + h_i \left( \frac{p_j}{p_i q_i} \frac{\partial Y}{\partial p_j} - \frac{Y}{P} \frac{p_j}{p_i q_i} \frac{\partial P}{\partial p_j} \right) \\ &= \frac{b_{ij}}{\omega_i} + \left( \frac{P}{Y} \frac{\partial Y}{\partial P} \right) \left( \frac{p_j}{P} \frac{\partial P}{\partial p_j} \right) + h_i \left( \frac{Y}{p_i q_i} \left( \frac{P}{Y} \frac{\partial Y}{\partial P} \right) \left( \frac{p_j}{P} \frac{\partial P}{\partial p_j} \right) - \frac{Y}{p_i q_i} \left( \frac{p_j}{P} \frac{\partial P}{\partial p_j} \right) \right) \\ &= \frac{b_{ij}}{\omega_i} + w_j(1 + \varepsilon) + h_i \left( \frac{(1 + \varepsilon)w_j}{\omega_i} - \frac{w_j}{\omega_i} \right) = \frac{b_{ij} + h_i \varepsilon w_j}{\omega_i} + w_j(1 + \varepsilon) \end{aligned}$$

PCAIDS では, 所得効果を見逃していることから, 交差弾力性は, 上記の式において  $h_i = 0$  と

置いた式になる。すなわち,  $\varepsilon_{ij} = \frac{b_{ij}}{\omega_i} + w_j(1 + \varepsilon)$ 。

### (3) 限界費用の導出

$m_1 \varepsilon_{11} \omega_1 + \omega_1 + m_2 \varepsilon_{21} \omega_2 = 0$ ,  $m_1 \varepsilon_{12} \omega_1 + \omega_2 + m_2 \varepsilon_{22} \omega_2 = 0$  を連立方程式で,  $m_1$  と  $m_2$  について解けば,  $m_1 = \frac{\varepsilon_{22} \omega_1 - \varepsilon_{21} \omega_2}{\omega_1 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}$ ,  $m_2 = \frac{\varepsilon_{11} \omega_2 - \varepsilon_{12} \omega_1}{\omega_2 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})}$  となる。ここで,

$m_i = (p_i - c_i) / p_i$  という関係を使い, 両式を限界費用について解けば,

$$c_1 = p_1 \left( 1 - \frac{\varepsilon_{22} \omega_1 - \varepsilon_{21} \omega_2}{\omega_1 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})} \right), \quad c_2 = p_2 \left( 1 - \frac{\varepsilon_{11} \omega_2 - \varepsilon_{12} \omega_1}{\omega_2 (\varepsilon_{12} \varepsilon_{21} - \varepsilon_{11} \varepsilon_{22})} \right) \text{ になる。}$$

## 3 PCAIDS モデル

### (1) ブランド i の自己弾力性の公式

$$\begin{aligned} \varepsilon_{ii} &= -1 + \frac{b_{ii}}{\omega_i} + \omega_i (\varepsilon + 1) = -1 + \frac{\omega_i}{\omega_i} \frac{1 - \omega_i}{1 - \omega_1} b_{11} + \omega_i (\varepsilon + 1) \\ &= -1 + \frac{\omega_i}{1 - \omega_1} \frac{1 - \omega_i}{\omega_i} \{ \omega_1 (\varepsilon_{11} + 1 - \omega_1 (1 + \varepsilon)) \} + \omega_i (\varepsilon + 1) \\ &= \frac{(1 - \omega_i) \varepsilon_1 + (\omega_i - \omega_1) \varepsilon}{1 - \omega_1} \end{aligned}$$

### (2) ブランド i のブランド j の価格に関する交差弾力性の導出

$$\begin{aligned} \varepsilon_{ij} &= \frac{b_{ij}}{\omega_i} + (1 + \varepsilon) \omega_j = \frac{-\frac{\omega_i}{1 - \omega_j} \left( \frac{\omega_j}{1 - \omega_1} \frac{1 - \omega_j}{\omega_1} \right) b_{11}}{\omega_i} + (1 + \varepsilon) \omega_j \\ &= \frac{-\frac{\omega_i}{1 - \omega_j} \left( \frac{\omega_j}{1 - \omega_1} \frac{1 - \omega_j}{\omega_1} \right) \omega_1 \{ \varepsilon_{11} + 1 - \omega_1 (1 + \varepsilon) \}}{\omega_i} + (1 + \varepsilon) \omega_j \\ &= \frac{-\omega_j \{ \varepsilon_{11} + 1 - \omega_1 (1 + \varepsilon) \}}{1 - \omega_1} + (1 + \varepsilon) \omega_j = \frac{-\omega_j \{ \varepsilon_{11} + 1 - \omega_1 (1 + \varepsilon) \} + (1 - \omega_1) (1 + \varepsilon) \omega_j}{1 - \omega_1} \\ &= \frac{\omega_j (\varepsilon - \varepsilon_{11})}{1 - \omega_1} \end{aligned}$$

### 第3 バター・マーガリンのスカナーデータによる実証分析

第3章では、第2章で紹介したモデルとスカナーデータを用いて、実際にバターとマーガリンに関する需要の弾力性を測定、市場画定と合併シミュレーションを試みる。

実証研究の対象として、バターとマーガリンを選んだのは、企業やブランド名によって差別化が存在すること以外に、以下のような理由がある。第一に、両者の外形や味、用途が類似しており、同一の取引分野とみなせるか、異なる取引分野とみなすべきかを判断するに当たって、経済分析の実施が有益であると考えられるからである。第二に、需要弾力性の推計を行うに当たっては、商品（ブランド）数が多すぎると、有意な結果を導くことが難しい場合が多い<sup>53</sup>。バターとマーガリンは、ブランド（企業）によって商品が差別化されているものの、菓子や飲料ほどブランド（企業）数が多くはなく、ブランド（企業）数は主要なものがそれぞれ5つ程度と限られている。また、味噌や醤油などのように、地域性による差別化もさほど強くないと考えられる。第三に、Scheffman & Spiller（1996）、川村（1999）といった、同一商品について海外（米国）のスカナーデータを用いた先行研究が存在することである。Scheffman and Spiller（1996）では、米国のバターとマーガリンのスカナーデータを用いて残余需要弾力性を推計し、バターとマーガリンそれぞれの自己需要弾力性が高かったことから、同一の市場である可能性が高いとしている。また、川村（1999）は、米国のマーガリンのスカナーデータを用いてLA/AIDSモデル<sup>54</sup>によるブランドレベルの需要弾力性を推計し、ナビスコ、ユニリーバといったマーガリンブランドの自己需要弾力性は比較的高く、ブランド間の交差弾力性はほとんどが正の値であり、代替関係が強いといった結果を得ている。日本のスカナーデータを用いた分析結果を、これら米国のスカナーデータを用いた分析結果と比較することも有益であろう。

#### 1 バター・マーガリン産業の概要<sup>55</sup>

まず、バターとマーガリン産業の概要について述べれば、以下のとおりとなる。

##### (1) バター

###### ア バターとは

バターとは、牛乳から分離したクリームを強く攪拌することによって乳脂肪を塊状に集合させ、これを練り上げて製造される、乳製品である。

<sup>53</sup> 例えば、AIDSモデルでは、対称性の仮定などの制約を課さない限り、商品数を二乗した弾力性（自己弾力性及び交差弾力性）を推計しなければならなくなるとされる。前掲 Rubinfeld, D(2000).

<sup>54</sup> 脚注 43 参照。

<sup>55</sup> 本節については、バターについて、鷹尾編（2001）、全国乳業共同組合連合会 HP、日本酪農乳業協会 HP、マーガリンについて、池田・唯是・矢野（1990）、日本食糧新聞社（1982）、日刊経済新聞社（2000、2005）、日本マーガリン工業会 HP 等を参照した。



## イ バターの種類<sup>56</sup>

バターは、その成分によって加塩バター（有塩バター）と無塩バターに分類される。加塩バターとは、食塩を1～2%添加したバターで、一般家庭用として使われている。無塩バターに比べると風味に勝り、保存性も良好である。通常、「バター」という場合には加塩バターを指している。他方、無塩バターは、食塩無添加のバターであり、業務用として幅広く使われる。冷蔵保存の場合には、加塩バターに比べて保存性がやや劣るので、家庭用としては製菓用などを除き、あまり使用されない。

また、バターは、その製法によっても、発酵（酸性）バターと甘性（非発酵）バターに分かれる。発酵バターは、クリームを乳酸菌を用いて発酵させるバターで、特有の芳香と酸味を付与したものである。わが国では、昭和50年代の末頃から販売されているが、高級バターとして、贈答用などに用いられることが多い。他方、甘性バターは、普通のクリームから作られるバターで、わが国ではバターのほとんどがこの種のものである。

家庭で使われるバターは、その大部分が甘性・加塩バターである。発酵バター、無塩バターも量は少ないものの、市販されている。

## ウ バターの製造設備と製造方法

我が国でバターの製造が行われたのは、明治5年の東京麻布の北海道開拓試験場で試験製造されたのが最初で、本格的な工業的製造が行われるようになったのは昭和に入ってからである。

近年は、大量生産を可能にする「連続式バター製造設備」が導入されており、装置産業化が進んでいる。結果として、工場の平均規模は大型化する傾向にあり、過去においては、小規模の会社・工場が大手乳業に吸収されていった経緯がある。牛乳・乳製品の工場は、普通飲用牛乳類を中心に製造する市乳工場と、乳製品を中心に製造する乳製品工場とに大別されるが、両者を併設する工場（会社）も多い。

甘性（非発酵）バターは、以下のような手順で製造される。

遠心分離器で牛乳からクリームを作る。

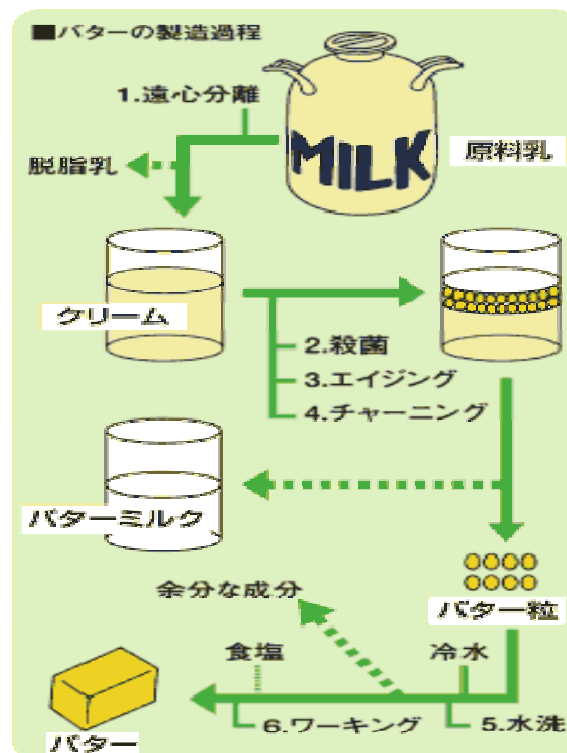
これを殺菌し、3～13で8時間くらい熟成（「発酵バター」では熟成の前に乳酸菌を加えて発酵させる。）し、バターチャーンに入れてチャーニング（一

<sup>56</sup> その他の種類として次のようなものがある。ホイップドバター：製造直後のバターを、泡立機を通して、バター組織に空気を送り込んで製造する。伸展性がよく、溶融しにくい性質を持つため製菓用としてつかわれる。バターオイル：脂肪率99.3%以上で、水分が0.5%以下のほとんど乳脂肪だけからなる製品である。保存性がよく、バターに近い色合いと組織を有する。製造法としては、遠心分離法、静置法があるが、前者が一般的である。還元牛乳やアイスクリームの原料として使用される。粉末バター：粉末クリームの製造と同様の方法で、高脂肪クリームに適当な無脂乳固形分を加えて、噴霧乾燥させて製造する。フレーバーバター：数々の風味を加えたバターである。蜂蜜、果汁、コーヒー、チョコレートなどが風味成分として使われる。ホエイバター：チーズホエイ（whey 乳清（にゅうせい））を作る際に固形物と分離された副産物として大量に作られる、乳（牛乳）から乳脂肪分やカゼインなどのタンパク質を除いた水溶液で、ヨーグルトを静かに放置しておくとして上部に溜まる液体と同じものである。）から分離して得られるホエイクリームを原料として造ったバター。ギー：水牛の乳を過熱殺菌したあと乳酸発酵により凝固させ、これをチャーニング（クリームを容器の壁面などにぶつけるようにすることで、クリーム中の脂肪球を固まらせる作業）バターを作る。このバターをさらに過熱し濾過してえられた透明な脂肪をギーという。製菓用や調理用に使われる。

種の攪拌操作で、チャーニングと呼ぶ樽のような容器を回転させてクリームをかき回し、脂肪球を破壊して凝集させ、バター粒を形成させる)する。この操作でバター粒とバターミルクができる。

バター粒を水洗した後、必要に応じて食塩や色素(天然色素のアンナトールかカロチン)を加えて練圧(ワーキング)を行う。これによって均質な組織となる。

バターは、木箱、ダンボール箱、たる箱などにバラ詰されたり、市販用に小型包装(225g, 200g, 113g)される。市販品は、ほとんどが硫酸紙あるいはアルミ箔パーチ(アルミホイルに極薄の硫酸紙を張り合わせたもの)でバターを内装し、これをワックスコーティングしたカートンで個装し、さらにダンボールに詰める。わずかながら、缶詰やびん詰の製品もある。



出所：社団法人日本酪農乳業協会 HP  
(<http://www.j-milk.jp/library/8d863s000000qnem.html>)

## エ バターの供給

バターの生産は、飲用牛乳類の余り(余乳)による生産という色合いが強く、年による変動が大きい。国内生産で足りない場合は、海外からの輸入によって賄われる。

バターの生産には、季節の影響も受ける。バターを含む家庭用乳製品の生産は、原料である生乳と設備能力との関係で規定されている。内地では、生乳は優先的に飲料向けに使用されているため、飲用牛乳類の需要期である夏季には、生乳生産量の季節的な減少もあって、乳製品生産量は著しく減少する傾向がある。

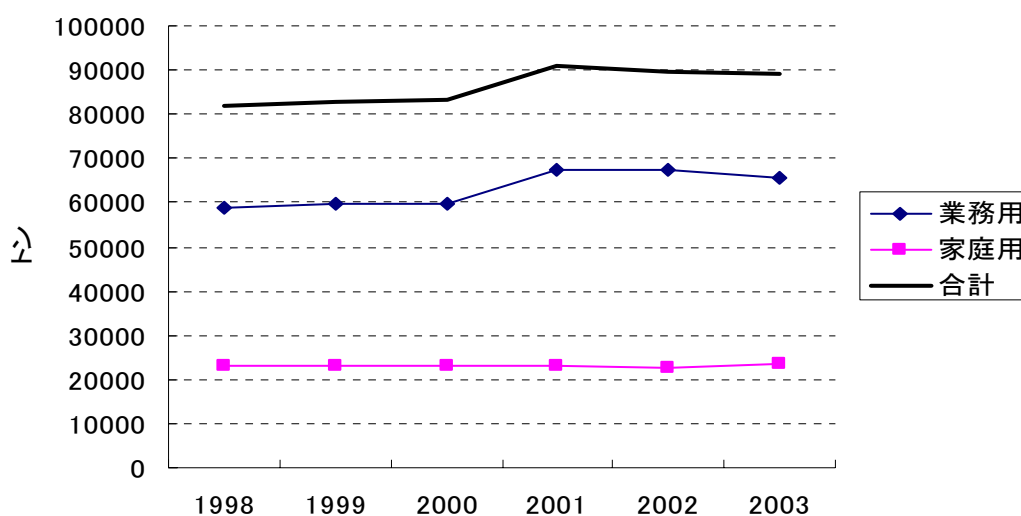
平成 16 年度における、全国の乳牛飼養頭数は約 169 万頭で、そのうち全国の戸数の 3 割程度を占める北海道の酪農家が、約半数の頭数を飼養している。結果として、北海道で生産された牛乳の多くが、日本全国の需要を満たすために運ばれている。

バターを含む加工品向けの牛乳の価格については、生産者団体（酪農組合・農業組合等）と乳業メーカーの相対取引で決定される<sup>57</sup>。

## オ バターの需要

戦後、洋風化や食生活の改善が進むにつれ、バターの消費は急激に増加した。しかし、最近では、バターの代用品として開発されたマーガリンの品質改良が進み、特に食パン向けの用途において、バターの需要を代替する面が多くなってきており、「家庭用バター」の需要は停滞気味と言われている（また、スライスチーズとの競合もあると言われている）。他方、菓子や市乳還元原料（飲料用の牛乳に戻すことができるもの）として使用される「業務用バター」は、大きな需要の伸びはないものの、家庭用と比べれば堅調といえる。現在の生産量の内訳は、業務用が 7 割、家庭用が 3 割となっている。

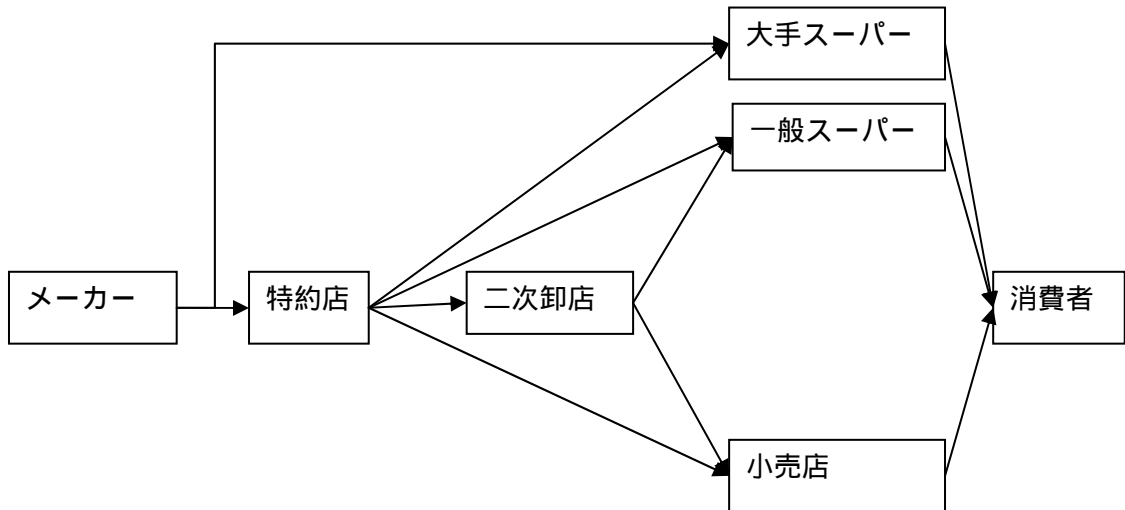
バターの用途別生産量の推移



飲料用の牛乳に比べれば、バターやチーズの消費の季節性は大きくないが、冬場の方がやや消費量が多い傾向がみられる。

## カ 家庭用バターの流通経路

<sup>57</sup> 政府（独立行政法人農畜産業振興機構に委託）は、飲料用牛乳価格よりも加工原料用牛乳価格が低くなることから、加工原料乳生産者補給金等暫定措置法に基づき、生産者に「加工原料乳補給金」を支給している（H13年度の補給金単価は、10.74 円/kg）。この補給金の存在は、2001年に廃止された「不足払い制度」に代わるものである。「不足払い制度」のもとでは、加工原料乳価格については、政府が行政価格（基準取引価格、保証価格、安定指標価格）を示し、保証価格と取引価格の差額を補填（不足払い）していた。すなわち、制度の名前や支払い方は変更されたものの、実態として、生産者を保護するために補助金が支給され続けている。



家庭用バターの流通は、現在は、スーパーを通じた販売が約 8 割程度となると推定される。生産は、大規模工場で集中的に行われることが多く、メーカーは、各地に自営もしくは借用の低温倉庫を配送基地として有し、生産工場から各地の配送基地への製品輸送が行われる。つまり、製造工場で製造された製品は一旦工場内の倉庫に收容された後、各地の中間倉庫に輸送され、次いで、各取引先に輸送される。

#### キ バターの輸入

バターの輸入については、従来は、輸入数量制限(import quota)が行われていたが、平成 7 年のウルグアイラウンド合意(UR 合意)を受けて、関税化された。

UR 合意を受けた、バター輸入に関する制度は、次のようなものである。まず、カレントアクセス(current access)<sup>58</sup>と呼ばれる一定量を輸入することが義務付けられている。このカレントアクセス分については、政府(現在は農畜産業振興機構という独立行政法人に業務を移管)が輸入を行っている(平成 13 年 3,800 トン、平成 14 年 8,600 トン、平成 15 年 9,300 トン)。この政府が輸入したバターは、その買入価格に 35%の関税を課した上で、1 k g 当たりのマークアップが 806 円未満になる条件をつけた上で、入札によって民間に売り渡している。

民間業者が輸入を行う場合には、関税割当(tariff quota)制度に基づき、政府(現在は独立行政法人農畜産業振興機構)が、一旦輸入者から買い入れ、直ちに売り戻しを行うことにより、売買差額(関税相当量の一部)を徴収することになっている。関税割当制度とは、一定の輸入数量の枠内に限り、無税又は低税率(一次税率)を適用して、需要者に安価な輸入品の供給を確保する一方、この一定の輸入数量の枠を超える輸入分については、高税率(二次税率)を適用することによって国内生産者

<sup>58</sup> カレントアクセスの量は、1995 年以降の 6 年間の実施期間において、基準期間(1986~1988 年度)の年間平均輸入相当分にあたる。生乳換算で 13 万 7 千トンの輸入がもとめられており、1995 年から 2001 年までは脱脂粉乳で輸入が行われていた。しかし、雪印事件をきっかけとして、脱脂粉乳の需要が減少し、政府での在庫が積みあがったため、2002 年度より、バターによる輸入が行われるようになったという経緯がある。

の保護を図る仕組みである。

バターに関して一次税率（35%）を受けるためには、農林水産省に割当申請しなければならないが、特別な用途のものに限定されているため、一般用のバターはこの適用を受けない。結果として、一次税率の適用を受けるバターは数量が限定されているだけでなく用途においても限定されていることから、輸入量は多くない。

他方、この割当を受けずに民間業者等が輸入を行う場合には、二次税率が適用されることになる。この場合、輸入量に制限はないが、バターの二次税率は29.8% + 985 円/kg で、実効税率は極めて高い。例えば、300 円/kg が輸入価格であるとすれば、一次税率が課せられれば国内価格は405 円/kg であるのに対して、二次税率が課せられることになれば国内価格は約1374 円/kg となり、実効税率は約350%にもなる。したがって、二次税率の適用を受けるバターの輸入量も極めて少ない。

結果として、カレントアクセス以外のバターの輸入量は極めて限定的であるのが実情である。平成14年度についてみると、政府による輸入は、6000 トン強<sup>59</sup>であるが、その他の輸入は合わせても400 トン強しかない。国内需要量が約8万7千トンであったことから、輸入は、10%未満であることが分かる。このような状況は、現在においても同じようである。

なお、バターは、「国家貿易品目」の一つとなっているため、政府（現在は独立行政法人農畜産業振興機構）が、バターの価格が高騰し、または高騰することが見込まれるときに、輸入される場合があるとされている。

## ク バターの製造業者

乳業界では、雪印乳業(株)、明治乳業(株)及び森永乳業(株)が、大手3社と考えられている。これらは、売上規模が大きいことに加えて、全国的な事業展開を行っており、牛乳・乳製品のほとんどの製品分野について事業を行っている。

しかし、乳業メーカーは、総合的な牛乳・乳製品事業を営む企業と、特定の製品分野を中心とする企業に分けられるため、特定の分野にのみ強い企業（例えば、六甲バター(株)は、売上の8割がチーズである。）が存在する。また、特定の地域に強い企業も存在し、例えば、よつ葉乳業(株)は、北海道における地位は高く、バター市場についてみれば、雪印にはかなわないものの、明治と森永以上の市場シェアを占めているとされる<sup>60</sup>。

## (2) マーガリン

### ア マーガリンとは

マーガリンとは、精製した油脂に発酵乳・食塩・ビタミンなどを加えて乳化し、練り合わせた加工食品である。1869年、ナポレオン3世当時のフランスにおいて、当時不足していたバターの代替品として開発された。

<sup>59</sup> 年度内に通関が終了しなかったものがあり、カレントアクセス数量を下回っている。カレントアクセスで決められた量は、H14年度は8600トンである。

<sup>60</sup> 日刊経済通信社（2005）

我が国では、マーガリンは明治 41 年（1908 年）より生産され、大正 3 年（1913 年）の農商務令により「人造バター」という名称が定められていたが、その名のとおり、あまり良いイメージは持たれていなかった。しかし、製法や品質の改良に伴い、昭和 29 年（1954 年）に「マーガリン」の統一名称と日本農林規格（JAS）が定められた。昭和 40 年代に「ソフトマーガリン」が開発されると同時に、原料油脂は植物性油脂のものが主流となった。また、後記のとおり、昭和 61 年（1986 年）以降、低脂肪の「ファットスプレッド」がマーガリンとは異なる JAS 規格を得て、急速に市場を拡大している。

マーガリンとバターとの違いは、バターの主原料が牛乳であるのに対し、マーガリンの主原料は植物性・動物性の油脂であることである。また、ソフトタイプのマーガリンと比べるとバターは固めであるなど、形状に違いがあるとされるが、最近ではバターを加えたマーガリンなども販売されている。

	マーガリン	バター
原料	植物性・動物性の油脂	牛乳
形状	やわらかく、なめらか。パンに塗ったり、練りこみやすい。	固めの質感。 形状を保ちやすい。
バリエーション	カロリーーフのものやチョコレート、ガーリックなど風味をつけたもの。お菓子用の無塩タイプなど。	発酵させた牛乳で作った発酵バターやお菓子用の無塩タイプなど。

出所：日本マーガリン工業会 HP（<http://www.j-margarine.com/>）

## イ マーガリンの種類と用途

マーガリン類は、農林水産省が定めた JAS 規格により、「マーガリン」と「ファットスプレッド」に分類される。「マーガリン」は油脂含有率が 80% を超えるもの、「ファットスプレッド」は油脂含有率が 80% 未満のものである。「ファットスプレッド」は、マーガリンに比べて油分が少なく、水分の割合が多いため、カロリーが少なくて柔らかく、パンに塗りやすく、また、風味原料と呼ばれている果実、果実加工品、チョコレートなどの味をつけることが許されている。

### マーガリン類の JAS 規格

	マーガリン	ファットスプレッド
性状	鮮明な色調を有し、香味及び乳化の状態が良好であって、異味異臭がないこと。	1. 鮮明な色調を有し、香味及び乳化の状態が良好であり、異味異臭がないこと。 2. 風味原料を加えたものにあっては、風味原料固有の風味を有し、きょう雑物をほとんど含まないこと。
油脂含有率	80% 以上であること。	80% 未満であり、かつ、表示含有量に適合していること。

	マーガリン	ファットスプレッド
乳脂肪含有率	40%未満であること。	40%未満であり、かつ、油脂中 50% 未満であること。
油脂含有率及び水分の合計量		85%（砂糖類、はちみつ又は風味原料を加えたものにあつては 65%）以上であること。
水分	16.0%以下であること。ただし、業務用の製品（25%以下のものを除く。）にあつては、17.0%以下であること。	
融点	35 以下であること。ただし、25 g 以下のものにあつては 38 以下であること。	
異物	混入していないこと。	
内容量	表示量に適合していること。	

出所：日本マーガリン工業会 HP (<http://www.j-margarine.com/>)

日本マーガリン工業会によれば、マーガリンの用途は、「家庭用」、「学校給食用」、「業務用」の3つに分けられる。「家庭用」は、別名テーブルマーガリンとも言い、パンに塗ったり料理に使ったりされる。植物油を使い、冷蔵庫に入れておいても硬くならず、出してすぐパンに塗れる使い勝手の良いものが多い。

これに対して「学校給食用」は、1食分相当が6～10gの小分け包装となっており、マーガリンが溶ける温度（融点）が家庭用マーガリンよりも3ほど高い38以下に設定されている。これは学校給食では、給食の始まる直前まで冷蔵庫に置いておけないため、夏の気温の高さで溶けてしまわないようにするためである。

「業務用」マーガリンは、菓子やパンを作る際に用いられるもので、作られるお菓子やパンの種類に応じて、用途別のマーガリンが開発されている（ケーキ用、アイシング用、ロールイン用、逆相型、二十乳化型、コンパウンドマーガリン等）。

#### ウ マーガリンの生産工程

マーガリンの原料は動物性・植物性の油脂である。大豆油、なたね油、コーン油、パーム油、ヤシ油、綿実油、ひまわり油などの植物油が60%強を占め、魚油、豚脂、牛脂などが残りを占める。

マーガリンの生産工程は、まず3～4種類の原料油脂を貯油タンク（窒素ガスを詰めて酸化を防ぐ。）に詰めて加温し、着色料（カロテン）、乳化剤などの副原料と配合する。

次に、水に粉乳、食塩、香料を溶かしたもの（「水相」という。）を油系の配合物に加えて、配合された原料と副原料が均一になるように50～60に加温しながら攪拌、乳化させる。

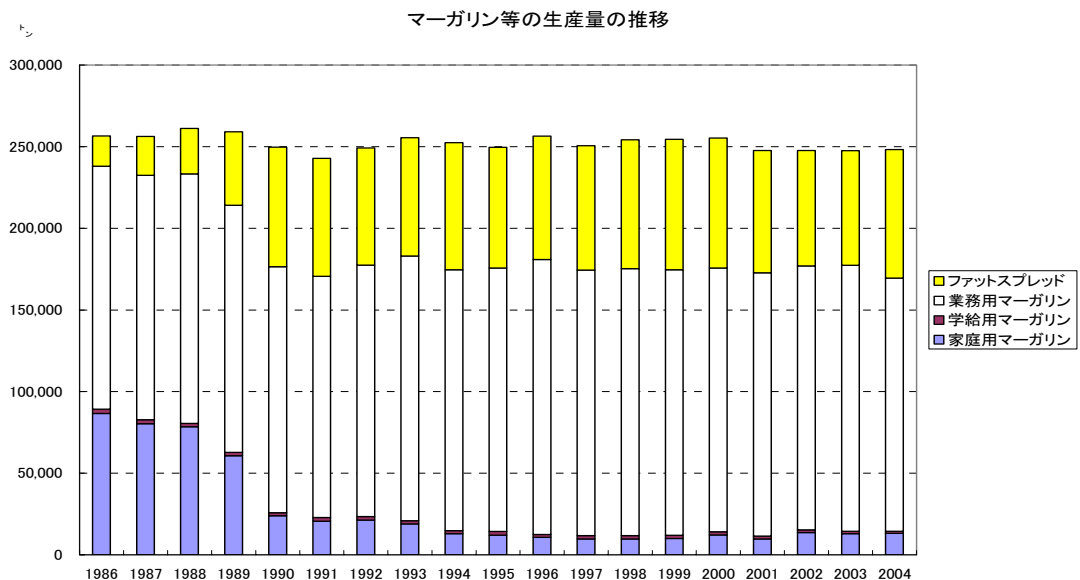
これを急冷練機で殺菌・急冷しながら練り合わせると、脂肪が固化し半流動状となるので、マーガリンに仕上げ、充填・包装する。製造工程が終わると検査を行い、出荷される。

## エ マーガリンの需要

家計調査によれば，マーガリンの1世帯あたりの年間支出金額は平成16年で834円，年間消費量は1,552gであり，減少傾向にある。世帯構造の変化や，健康志向によって脂肪分を避ける傾向などの影響を受けている。

日本マーガリン工業会によれば，平成16年のマーガリン類（マーガリン＋ファットスプレッド）の年間生産量は，248,318トンとなっており，横這いから減少傾向が続いている。

その内訳は，家庭用が65,187トン（26.2%），学校給食用が1,356トン（0.5%），業務用が181,775トン（73.2%）となっており，家庭用は横這いから微減，学校給食用は減少，業務用はほぼ横這いとなっている。また，家庭用のうち，約8割をファットスプレッドが占めているものと考えられる。



資料：日本マーガリン工業会

## オ 輸入

マーガリンには35%（WTO協定では29.8%）と高い関税がかけられており，輸入は非常に少ない。

	輸入量（kg）	対国内生産量比
1998	1,202,946	0.47%
1999	1,066,020	0.42%
2000	1,325,941	0.52%
2001	1,265,667	0.51%
2002	1,295,769	0.52%
2003	889,151	0.36%
2004	869,348	0.35%

資料：貿易統計等より作成



## カ マーガリンの製造業者

マーガリンの用途は、業務用の割合が大きいですが、業務用においてシェアの大きいメーカーは、家庭用の販売は少なく、家庭用においてシェアの大きいメーカーは、業務用においてはシェアが小さいという特徴がある。また、家庭用主体のメーカーは、JAS規格上ファットスプレッドに分類される商品も販売している。

富士経済（2002）によれば、業務用の上位メーカーとしては、鐘淵化学工業，旭電化工業，月島食品工業，ミヨシ油脂，不二製油，日本リーバがあり，この6社で販売シェアの8～9割を占めるものと考えられる。このうち，日本リーバ以外は，家庭用のシェアは小さい。

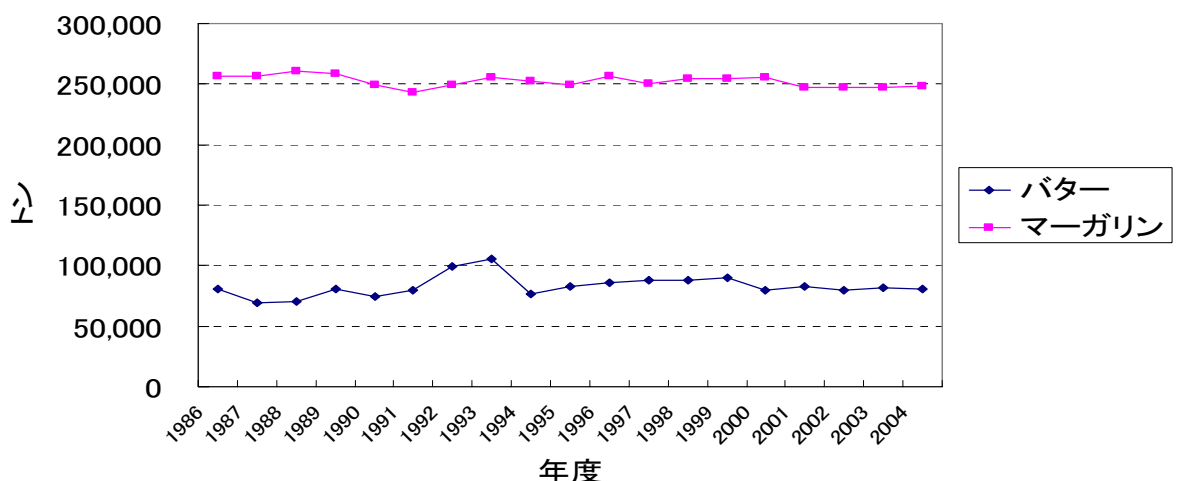
一方，家庭用では，雪印乳業，明治乳業，日本リーバの3社が大手であるとされる（日刊経済新聞社（2005））。雪印乳業は，1939年に「雪印マーガリン」のブランド名で販売開始した。次いで明治乳業も，1963年に家庭用マーガリンの販売を開始している。他方，日本リーバは，1966年に豊年製油とユニリーバの合併会社である豊年リーバでマーガリン，ショートニング，ラードの製造販売を開始，1977年に現社名に変更した。1993年に，味の素（1970年よりマーガリンの製造販売）の「マリナー」ブランドの商標権を譲受している。

### (3) バターとマーガリン（類）の比較

前記アで見たように，バターとマーガリンは，その原料や製法が異なるが，マーガリンがバターの代替品として開発され，当初「人造バター」と呼ばれたことから，その外見や味は類似している。用途についても，パンに塗るという用途では重複がある。

そこで両者の生産量を比較すると，近年のマーガリンの生産量は25万トン前後，バターの生産量は9万トン前後で，マーガリンの生産量がバターの生産量の3倍弱ある。

バターとマーガリンの生産量の比較



他方，価格を比較すると，100グラム当たりでは，バターの小売価格は140円前後である一方，マーガリンの小売価格は60円前後と，バターの価格がマーガリンの価格

の2倍強である。ただし、バターのパッケージは200グラムであり、200グラム未満のパッケージの販売も多いが、マーガリンのパッケージは180グラム又は200グラムであるものの、400グラムや450グラムという大容量パッケージも市販されている。

## 2 バター・マーガリン市場の需要関数の推定

前記1でバター・マーガリン産業について概観したところ、マーガリンはバターの代替品として開発され、現在も一部用途で重複がみられる、他方、バターの主原料は牛乳であるが、マーガリンの主原料は油脂である、バターには、発酵バター・甘性バター及び無塩バター・有塩バターという区別が存在する一方、マーガリン(類)も、JAS規格による油脂含有量の区別により、マーガリンとファットスプレッドという区別が存在する、バターもマーガリンも用途により業務用と家庭用という区別が存在する、家庭用のバターとマーガリンの生産業者は一部重複している、バターもマーガリンも輸入品はほとんど流通していない、バターとマーガリンでは、マーガリンの方が国内生産量は多く、価格はバターの方が高いといった特徴が挙げられる。これらの特徴も考慮に入れた上で、本節では、バター・マーガリンに関するスキャナーデータを用いた需要関数の推定を行う。

### (1) 推定モデル

ここではバター・マーガリン市場の合併シミュレーション分析を行うために、AIDSモデルによる需要システムの推定を行う。合併シミュレーションに先立って、市場画定分析を行うため、AIDシステムは2段階モデル(2 Stage model)と3段階モデル(3 Stage model)の2つのモデルで推定を行うことにした。また、需要関数の推定において簡便的に用いられることの多い両対数の需要関数モデルについても、AIDSモデルパラメータ推定値にどの程度の差が発生するのか比較するため推定を行った。

#### ア 2段階 AIDS モデル(2 Stage AIDS model)

AIDSモデルでは市場全体の需要方程式とブランドのシェア方程式を推定するが、バター・マーガリン市場を2段階で推定する場合には、1段階目にバターとマーガリンを合わせた市場をファット市場と定義し、ファット市場の需要方程式(以下「ファット方程式」という。)を推定し、2段階目に各ブランドのシェア方程式を推定することになる。推定モデルは以下の通りである。

ブランド数:  $N$

ブランド  $i$  の価格:  $p_i$  ( $i = 1, \dots, N$ )

ブランド  $i$  の販売量:  $q_i$

総支出額:  $Y = \sum_i p_i q_i$

$$\text{ブランド } i \text{ の販売額シェア: } w_i = \frac{p_i q_i}{\sum_j p_j q_j} = \frac{p_i q_i}{Y}$$

第1段階 ファット市場（マーガリン市場+バター市場）全体の需要弾力性 の推定

推定式； ファット方程式

$$\ln\left(\frac{Y}{P}\right) = \delta_0 + \delta_1 \ln(P) \quad (3.1)$$

$P$ ：ストーン価格指数

$$\ln P = \sum_j^N w_j \ln p_j$$

$\delta_1$  がファット市場（マーガリン市場+バター市場）全体の需要弾力性 の推定値を与える。この の推定値はALMやPC AIDSによる合併シミュレーションにも利用可能である。

第2段階 各ブランドのシェア方程式の推定

推定式； シェア方程式

$$\begin{aligned} w_i &= a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} \ln p_j + h_j \ln(Y/P) \\ &= a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} \ln p_j + h_j (\ln Y - \ln P) \end{aligned} \quad (3.2)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

ファット方程式の推定によって得られた の値と、各ブランドのシェア方程式の推定パラメータの値を用いることによって、各ブランドの自己価格弾力性・交差価格弾力性を計算することができる。

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{b_{ii} + h_i \varepsilon w_i}{w_i} + w_i (1 + \varepsilon) \quad (3.3)$$

$$\varepsilon_{ik} = \frac{b_{ik} + h_i \varepsilon w_k}{w_i} + w_k (1 + \varepsilon) \quad (3.4)$$

イ 3段階 AIDS モデル(3 Stage AIDS model)

バター・マーガリンの消費に関して、消費者は多段階の意思決定をしているのかもしれない。すなわち、まずバターとマーガリンの購入量を決定した上で、次にどのブラン

ドを購入するのかを決定しているのかもしれない。このような多段階消費（いわゆるゴーマンの仮定）が成り立っているのであれば，バター・マーガリン間の代替が重要になるため，ファット市場にバター市場・マーガリン市場の入れ子(nest)をいれて，3段階の推定を行うことが有益となる。

推定モデルは次の3段階になる。

第1段階 ファット方程式(3.1)式

第2段階 マーガリン方程式(3.5)式，バター方程式(3.6)式

$$\ln\left(\frac{Y_m}{P_m}\right) = \eta_{m0} + \eta_{m1} \ln(P_m) \quad (3.5)$$

$$\ln\left(\frac{Y_b}{P_b}\right) = \eta_{b0} + \eta_{b1} \ln(P_b) \quad (3.6)$$

$Y_m$  : マーガリン総支出額

$Y_b$  : バター総支出額

$P_m$  : マーガリン・ストーン価格指数

$P_b$  : バター・ストーン価格指数

第3段階 マーガリンブランドのシェア方程式(3.7)式，バターブランドのシェア方程式(3.8)式

$$w_i = a_i + \sum_{j=1} b_{ij} \ln p_j + h_j \ln(Y_m / P_m) \quad (3.7)$$

$$w_i = a_i + \sum_{j=1} b_{ij} \ln p_j + h_j \ln(Y_b / P_b) \quad (3.8)$$

ウ 両対数形の需要関数の推定モデル

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log Y + \sum_k e_{ik} \log p_k \quad (3.9)$$

(3.9)式の通常の推定に加えて、両対数形の需要関数の推定においても、ゴーマンの仮定に基づいて、バター・マーガリン市場に入れ子を入れた2段階の推定も行った。

## (2) データ

データはインテージ社が小売店から収集したスキャナーデータ（統合SRI（全国小売店パネル調査））をもとに、市場全体の販売金額・販売個数を推定した拡大推定データを利用した。

2002年10月から2005年9月までの36ヶ月間<sup>61</sup>をサンプル期間とする月次データについてであり、日本全国を10地域に分割したパネルデータの企業レベルの集計データを利用した。

われわれが分析の対象とした企業レベルのブランドは次の14ブランドである。なお、使用したインテージ社のデータは、個別企業やブランドの価格やシェア情報を不特定多数に公開しないことを前提に提供されたものであり、これらの情報が特定されないよう、本分析では個別企業・ブランド名を匿名とし、数量やシェア、価格に関する記述統計量を記載しないこととしている。

- M 1 マーガリンA社
- M 2 マーガリンB社
- M 3 マーガリンC社
- M 4 マーガリンD社
- M 5 マーガリンE社
- M 6 マーガリンF社
- M O マーガリンその他合計
- B 1 バターA社
- B 2 バターB社
- B 3 バターC社
- B 4 バターD社
- B 5 バターG社
- B 6 バターH社
- B O バターその他合計

## (3) 推定方法

フィックスド・イフェクトモデルによるパネルOLSを行った。ただし、AIDSモデルのファット関数の推定と、マーガリン方程式(3.5)式、バター方程式(3.6)式の推定では、操作変数法による推定を行った。利用した操作変数は北海道地域の価格である。したがって、分析対象となっているサンプルは、北海道を除く9地域のパネルデータである。

<sup>61</sup> なお、バター等乳製品の販売に影響を与えたと考えられる雪印食中毒事件（2000年）等の影響を受けたと考えられる期間は分析対象より除かれている。

(4) AIDS モデルによる需要システムの推定結果

ア 2 段階 AIDS モデル

(3.1)式 (83 ページ) に関する推定結果は, 下表 3.2.1 のとおりである。なお, 季節性をコントロールするために, 冬期を Winter, 夏期を Summer とする季節ダミーを用いた推定を行った。

表 3.2.1 AIDS 2 stage model ファット関数推定結果

	被説明変数
説明変数	LN(Y/P) 係数
C	36.9752 ***
t 値	(4.323186)
LNP	-4.2552 ***
t 値	(-2.678119)
WINTER	0.2247 ***
t 値	(4.384207)
SUMMER	-0.1463 ***
t 値	(-9.481793)
R-squared	0.984592
Adjusted R-squared	0.984059
S.E. of regression	0.09415
Sum squared resid	3.075911
J-statistic	1.31E-08

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

また, (3.2)式 (83 ページ) に関する推定結果は, 次ページ以降の表 3.2.2 (87~90 ページ) のとおりである。なお, 被説明変数 WM1~WM0, WB1~WB0 は, それぞれ 85 ページのブランド M1~M0 及び B1~B0 の販売額シェアであり, 説明変数 LNPM1~LNPM0 及び LNPB1~LNPB0 は, ブランド M1~M0 及び B1~B0 の価格の自然対数である。

表 3.2.2 AIDS 2 stage model シェア関数推定結果(1)

説明変数	被説明変数			
	WM1 係数	WM2 係数	WM3 係数	WM4 係数
LNPM1 t 値	-0.3434 *** (-9.6398)	0.1730 *** (5.3237)	0.0090 (0.8712)	0.0055 (1.5931)
LNPM2 t 値	0.0739 ** (2.5253)	-0.1362 *** (-5.1069)	0.0150 * (1.7732)	0.0042 (1.5085)
LNPM3 t 値	0.0021 (0.1625)	0.0338 *** (2.8099)	-0.0295 *** (-7.7371)	0.0050 *** (3.9563)
LNPM4 t 値	0.0898 * (1.7189)	-0.0438 (-0.9184)	-0.0147 (-0.9748)	-0.0290 *** (-5.7757)
LNPM5 t 値	0.0007 (0.0573)	-0.0118 (-1.0810)	-0.0013 (-0.3681)	0.0028 ** (2.3825)
LNPM6 t 値	0.2031 *** (3.0979)	-0.0072 (-0.1207)	0.0374 ** (1.9731)	0.0114 * (1.8129)
LNPM0 t 値	0.0419 * (1.8998)	-0.0145 (-0.7210)	-0.0138 ** (-2.1617)	-0.0006 (-0.2646)
LNPB1 t 値	-0.2864 *** (-6.7737)	-0.1152 *** (-2.9876)	-0.0068 (-0.5600)	-0.0030 (-0.7454)
LNPB2 t 値	-0.1370 *** (-4.1594)	-0.0302 (-1.0067)	-0.0348 *** (-3.6625)	-0.0154 *** (-4.8577)
LNPB3 t 値	0.0045 (0.2579)	0.0107 (0.6816)	0.0042 (0.8418)	0.0027 * (1.6527)
LNPB4 t 値	-0.0102 (-0.5448)	0.0090 (0.5303)	0.0119 ** (2.2049)	0.0065 *** (3.5918)
LNPB5 t 値	-0.0039 (-0.2137)	0.0044 (0.2672)	0.0071 (1.3549)	-0.0012 (-0.6730)
LNPB6 t 値	0.0287 *** (2.6828)	0.0219 * (2.2456)	-0.0049 (-1.5755)	-0.0003 (-0.3125)
LNPB0 t 値	-0.0168 (-1.3652)	-0.0073 (-0.6549)	-0.0049 (-1.3838)	0.0010 (0.8596)
LN(Y/P) t 値	-0.0668 *** (-5.0424)	-0.0045 (-0.3691)	-0.0004 (-0.1046)	-0.0021 * (-1.6703)
CONSTANT t 値	3.0346 *** (5.7092)	0.8789 * (-1.8128)	0.1675 (1.0910)	0.1071 ** (2.0945)
R-squared	0.8272	0.9359	0.9312	0.9528
Adjusted R-squared	0.8149	0.9313	0.9263	0.9494
S.E. of regression	0.0167	0.0153	0.0048	0.0016
Sum squared resid	0.0938	0.0780	0.0078	0.0009
Log likelihood	974.7154	1007.8160	1421.7810	1817.5800
Akaike info criterion	-5.2762	-5.4601	-7.7599	-9.9588
Schwarz criterion	-5.0063	-5.1902	-7.4900	-9.6889
F-statistic	66.8416	203.7633	188.9901	281.5462
Prob(F-statistic)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
同時性の検定				
Chi-square	16.0659 ***	1.995948	1.064351	1.501625

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

AIDS 2 stage model シェア関数推定結果(2)

説明変数	被説明変数							
	WM5 係数		WM6 係数		WMO 係数		WB1 係数	
LNPM1 t 値	-0.0128 (-1.2681)		-0.0038 (-1.3338)		0.0266 (2.5804)	**	0.1399 (2.9889)	***
LNPM2 t 値	0.0008 (0.0966)		0.0019 (0.8047)		0.0141 (1.6715)	*	0.0522 (1.3583)	
LNPM3 t 値	0.0098 (2.6329)	***	-0.0005 (-0.4504)		-0.0030 (-0.7767)		-0.0358 (-2.0685)	**
LNPM4 t 値	0.0136 (0.921542)		0.0131 (3.1106)	***	-0.0071 (-0.4685)		-0.0511 (-0.7448)	
LNPM5 t 値	-0.0230 (-6.77576)	***	0.0030 (3.0654)	***	-0.0028 (-0.8094)		0.0216 (1.3677)	
LNPM6 t 値	0.0332 (1.7956)	*	-0.0042 (-0.7844)		-0.0049 (-0.2590)		-0.2433 (-2.8253)	***
LNPM0 t 値	0.0026 (0.4154)		0.0021 (1.1676)		-0.0655 (-10.2696)	***	0.0339 (1.1699)	
LNPB1 t 値	-0.0135 (-1.1287)		-0.0017 (-0.4890)		-0.0467 (-3.8171)	***	0.3980 (7.1628)	***
LNPB2 t 値	-0.0145 (-1.5597)		-0.0053 (-2.0024)	**	-0.0059 (-0.6225)		0.2114 (4.8857)	***
LNPB3 t 値	0.0053 (1.0850)		0.0015 (1.0443)		0.0021 (0.4260)		0.0086 (0.3797)	
LNPB4 t 値	-0.0048 (-0.9045)		-0.0017 (-1.0945)		0.0032 (0.5868)		-0.0500 (-2.0377)	**
LNPB5 t 値	-0.0091 (-1.7784)	*	-0.0042 (-2.9032)	***	-0.0029 (-0.5492)		0.0890 (3.7577)	***
LNPB6 t 値	-0.0091 (2.6741)	***	-0.0004 (-0.4560)		-0.0015 (-0.4819)		-0.0233 (-1.6515)	*
LNPB0 t 値	-0.0009 (-0.2692)		-0.0002 (-0.1658)		0.0015 (0.4302)		0.0497 (3.0765)	***
LN(Y/P) t 値	0.0000 (0.0012)		-0.0049 (-4.5670)	***	-0.0114 (-2.9761)	***	0.0668 (3.8379)	***
CONSTANT t 値	0.0438 (0.2920)		0.0820 (1.9098)	*	0.7123 (4.6323)		-3.8667 (-5.5362)	***
R-squared	0.9081		0.9660		0.8866		0.7809	
Adjusted R-squared	0.9015		0.9636		0.8784		0.7652	
S.E. of regression	0.0047		0.0014		0.0048		0.0220	
Sum squared resid	0.0075		0.0006		0.0078		0.1619	
Log likelihood	1430.0280		1880.5320		1421.2500		876.4051	
Akaike info criterion	-7.8057		-10.3085		-7.7569		-4.7300	
Schwarz criterion	-7.5358		-10.0386		-7.4871		-4.4602	
F-statistic	137.9156		396.9775		109.0954		49.7418	
Prob(F-statistic)	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
同時性の検定								
Chi-square	0.041578		0.002607		13.25087	***	26.96097	***

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準



AIDS 2stage model シェア関数推定結果(3)

説明変数	被説明変数							
	WB2 係数		WB3 係数		WB4 係数		WB5 係数	
LNPM1 t 値	-0.0078 (-0.6428)		0.0348 (2.7206)	***	-0.0057 (-2.3809)	**	0.0090 (0.7097)	
LNPM2 t 値	-0.0131 (-1.3147)		0.0018 (0.1756)		-0.0029 (-1.4799)		0.0165 (1.5900)	
LNPM3 t 値	0.0101 (2.2495)	**	-0.0033 (-0.6885)		0.0014 (1.5489)		0.0070 (1.4929)	
LNPM4 t 値	0.0154 (0.8642)		0.0052 (0.2743)		0.0109 (3.1210)	***	0.0020 (0.1088)	
LNPM5 t 値	0.0046 (1.1289)		-0.0021 (-0.4906)		0.0040 (4.9255)	***	0.0088 (2.0590)	**
LNPM6 t 値	-0.0104 (-0.4659)		-0.0578 (-2.4530)	**	0.0097 (2.2044)	**	0.0169 (0.7258)	
LNPM0 t 値	0.0222 (2.9494)	***	0.0137 (1.7295)	*	0.0015 (1.0203)		-0.0060 (-0.7635)	
LNPB1 t 値	-0.0167 (-1.1570)		0.0541 (3.5564)	***	-0.0048 (-1.7034)	*	0.0347 (2.3078)	**
LNPB2 t 値	0.0011 (0.1015)		0.0323 (2.7297)	***	-0.0021 (-0.9385)		-0.0068 (-0.5816)	
LNPB3 t 値	0.0130 (2.2074)	**	-0.0725 (-11.6680)	***	0.0018 (1.5267)		0.0168 (2.7355)	***
LNPB4 t 値	0.0131 (2.0512)	**	-0.0008 (-0.1250)		0.0000 (0.0145)		0.0147 (2.2216)	**
LNPB5 t 値	-0.0060 (-0.9669)		0.0128 (1.9721)	**	-0.0030 (-2.5050)	**	-0.0861 (-13.4349)	***
LNPB6 t 値	0.0034 (0.9223)		0.0055 (1.4159)		0.0027 (3.7580)	***	-0.0007 (-0.1852)	
LNPB0 t 値	0.0038 (0.9080)		0.0043 (0.9658)		0.0037 (4.5322)	***	-0.0197 (-4.5180)	***
LN(Y/P) t 値	-0.0054 (-1.2039)		0.0085 (1.7874)	*	-0.0019 (-2.1251)	**	0.0008 (0.1795)	
CONSTANT t 値	-0.0606 (-0.3338)		-0.2207 (-1.1548)		-0.0693 (-1.9501)	*	-0.0095 (-0.0501)	
R-squared	0.5850		0.9311		0.7548		0.8597	
Adjusted R-squared	0.5553		0.9261		0.7372		0.8496	
S.E. of regression	0.0057		0.0060		0.0011		0.0060	
Sum squared resid	0.0110		0.0121		0.0004		0.0119	
Log likelihood	1361.1950		1343.0030		1948.3550		1346.9360	
Akaike info criterion	-7.4233		-7.3222		-10.6853		-7.3441	
Schwarz criterion	-7.1534		-7.0524		-10.4154		-7.0742	
F-statistic	19.6771		188.5364		42.9652		85.5192	
Prob(F-statistic)	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
同時性の検定 Chi-square	1.189468		0.777041		8.457134	***	0.051846	

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

AIDS 2 stage model シェア関数推定結果(4)

説明変数	被説明変数			
	WB6 係数		WB0 係数	
LNPM1 t 値	-0.0014 (-0.1153)		-0.0228 (-2.3484)	**
LNPM2 t 値	-0.0279 (-2.7903)	***	-0.0003 (-0.0350)	
LNPM3 t 値	0.0003 (0.0564)		0.0025 (0.6931)	
LNPM4 t 値	-0.0043 (-0.2399)		0.0000 (-0.0016)	
LNPM5 t 値	-0.0010 (-0.2379)		-0.0034 (-1.0314)	
LNPM6 t 値	-0.0067 (-0.2976)		0.0229 (1.2787)	
LNPM0 t 値	-0.0017 (-0.2312)		-0.0158 (-2.6288)	***
LNPB1 t 値	-0.0056 (-0.3878)		0.0138 (1.1927)	
LNPB2 t 値	-0.0017 (-0.1487)		0.0089 (0.9871)	
LNPB3 t 値	0.0032 (0.5451)		-0.0020 (-0.4245)	
LNPB4 t 値	0.0097 (1.5139)		-0.0007 (-0.1293)	
LNPB5 t 値	-0.0153 (-2.4741)	**	0.0183 (3.7173)	***
LNPB6 t 値	-0.0336 (-9.1480)	***	-0.0057 (-1.9466)	*
LNPB0 t 値	0.0078 (1.8635)	*	-0.0220 (-6.5570)	***
LN(Y/P) t 値	0.0113 (2.4921)	**	0.0099 (2.7478)	***
CONSTANT t 値	0.2814 (1.5461)		-0.0808 (-0.5569)	
R-squared	0.8440		0.9474	
Adjusted R-squared	0.8328		0.9437	
S.E. of regression	0.0057		0.0046	
Sum squared resid	0.0110		0.0070	
Log likelihood	1360.4840		1442.0290	
Akaike info criterion	-7.4194		-7.8724	
Schwarz criterion	-7.1495		-7.6025	
F-statistic	75.5035		251.5952	
Prob(F-statistic)	0.0000		0.0000	
同時性の検定 Chi-square	6.722663	***	0.070718	

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

AIDS モデルで需要の価格弾力性を計算するときには、制約付(Conditional)の弾力性と、制約なし(Unconditional)の弾力性を計算することが通例である。制約付(Conditional)の弾力性とは、ストーン価格指数  $P$  が一定、および  $(Y/P)$  が一定という制約の下での弾力性推定値であり、所得効果が存在しないときの弾力性の値である。それに対して制約なし(Unconditional)の弾力性とは、所得効果を含めた全体の弾力性を表している。

表 3.2.3 (91~92 ページ) が、(3.3)式及び(3.4)式(83 ページ)に基づき計算された 2 段階 AIDS モデルによる制約付及び制約なしの弾力性の推定結果である。

表 3.2.3 AIDS 2 stage model 弾力性推定値

Conditional (1)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M0
M1	-1.939	1.421	0.286	0.286	0.286	0.286	1.216
M2	0.435	-1.723	1.519	0.171	0.171	0.171	0.666
M3	0.024	0.246	-3.628	0.522	0.450	0.024	0.024
M4	0.334	0.014	0.014	-3.864	0.014	1.334	0.014
M5	0.031	0.031	0.031	0.304	-1.967	0.330	0.031
M6	0.737	0.013	3.376	1.147	1.457	-0.987	0.013
M0	0.184	0.034	-1.206	0.034	0.034	0.034	-3.258
B1	-0.751	-0.486	0.270	0.270	0.270	0.270	-1.363
B2	-0.439	0.049	-3.086	-1.476	0.049	-0.486	0.049
B3	0.025	0.025	0.025	0.298	0.025	0.025	0.025
B4	0.006	0.006	1.077	0.646	0.006	0.006	0.006
B5	0.031	0.031	0.031	0.031	-0.362	-0.394	0.031
B6	0.119	0.161	0.016	0.016	0.368	0.016	0.016
B0	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028

Conditional (2)

	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B0
M1	0.819	0.286	4.456	-0.750	0.286	0.286	-1.201
M2	0.171	0.171	0.171	0.171	0.171	-3.834	0.171
M3	-0.112	0.236	0.024	0.024	0.024	0.024	0.024
M4	0.014	0.014	0.014	2.004	0.014	0.014	0.014
M5	0.031	0.031	0.031	0.754	0.453	0.031	0.031
M6	-0.914	0.013	-6.905	1.777	0.013	0.013	0.013
M0	0.034	0.499	1.676	0.034	0.034	0.034	-0.996
B1	0.787	0.270	6.741	-0.609	1.934	0.270	0.270
B2	0.855	-0.951	3.917	0.049	0.049	0.049	0.049
B3	0.025	0.298	-9.654	0.025	0.831	0.025	0.025
B4	-0.184	0.280	0.006	-0.994	0.713	0.006	0.006
B5	0.370	0.031	1.561	-0.520	-5.099	-2.159	1.222
B6	-0.072	0.016	0.016	0.508	0.016	-5.794	-0.354
B0	0.217	0.028	0.028	0.708	-0.919	1.151	-2.404

Unconditional (1)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M0
M1	-2.8699	0.2063	-0.9295	-0.6705	-0.9295	-0.3211	0.4928
M2	-0.1188	-2.4519	0.7908	-0.4117	-0.5574	-0.2017	0.2296
M3	-0.0551	0.1423	-3.7315	0.4466	0.3464	-0.0254	-0.0367
M4	0.2900	-0.0443	-0.0443	-3.9134	-0.0443	1.2997	-0.0228
M5	-0.0695	-0.1020	-0.1020	0.1957	-2.1006	0.2484	-0.0502
M6	0.6945	-0.0435	3.3187	1.0997	1.4006	-1.0227	-0.0217
M0	0.0732	-0.1116	-1.3514	-0.0816	-0.1116	-0.0415	-3.3551
B1	-1.6285	-1.6364	-0.8799	-0.6356	-0.8799	-0.2954	-2.0476
B2	-0.5985	-0.1605	-3.2958	-1.6435	-0.1605	-0.5962	-0.0783
B3	-0.0563	-0.0819	-0.0819	0.2220	-0.0819	-0.0237	-0.0381
B4	-0.0140	-0.0204	1.0499	0.6246	-0.0204	-0.0079	-0.0103
B5	-0.0695	-0.1011	-0.1011	-0.0723	-0.4945	-0.4617	-0.0431
B6	0.0665	0.0904	-0.0537	-0.0422	0.2978	-0.0244	-0.0278
B0	-0.0610	-0.0900	-0.0900	-0.0639	-0.0900	-0.0336	-0.0500

Unconditional (2)

	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B0
M1	-0.7037	-0.9295	1.9879	-1.5487	-0.9295	-3.0591	-3.2138
M2	-0.7466	-0.5574	-1.4753	-0.2856	-0.5574	-5.6815	-1.0757
M3	-0.2428	0.1323	-0.1242	-0.0471	-0.0796	-0.2410	-0.1371
M4	-0.0596	-0.0443	-0.1064	1.9652	-0.0443	-0.1260	-0.0780
M5	-0.1377	-0.1020	-0.2052	0.6639	0.3196	-0.2912	-0.1851
M6	-0.9856	-0.0435	-7.0088	1.7387	-0.0435	-0.1202	-0.0783
M0	-0.1490	0.3533	1.3973	-0.0627	-0.1116	-0.3478	-1.2213
B1	-0.6478	-0.8799	4.3876	-1.3625	0.7837	-2.8513	-1.6429
B2	0.5909	-1.1605	3.4871	-0.0877	-0.1605	-0.4864	-0.2975
B3	-0.1089	0.1907	-9.7968	-0.0490	0.7244	-0.2358	-0.1398
B4	-0.2177	0.2532	-0.0425	-1.0124	0.6867	-0.0629	-0.0356
B5	0.2042	-0.1011	1.2842	-0.6083	-5.2313	-2.4897	0.9945
B6	-0.1612	-0.0537	-0.1286	0.4598	-0.0537	-5.9125	-0.4602
B0	0.0683	-0.0900	-0.1615	0.6248	-1.0364	0.8770	-2.5640

イ 3段階 AIDS モデルの推定結果

3段階 AIDS モデルにおける第1段階のファット方程式(3.1)式の推定結果は、86ページの表3.2.1と同じである。次に、第2段階のマーガリン方程式(3.5)式及びバター方程式(3.6)式(84ページ)の推定結果は、下表3.2.4に示される。さらに第3段階のマーガリンブランドのシェア方程式(3.7)式及びバターブランドのシェア方程式(3.8)式(84ページ)の推定結果は、次ページ以降(94~97ページ)の表3.2.5に示されている。

表3.2.1(再掲) AIDS 3 stage model ファット方程式

説明変数	被説明変数	
	LN(Y/P)	係数
C	36.9752	***
t 値	(4.323186)	
LNP	-4.2552	***
t 値	(-2.678119)	
WINTER	0.2247	***
t 値	(4.384207)	
SUMMER	-0.1463	***
t 値	(-9.481793)	
R-squared	0.984592	
Adjusted R-squared	0.984059	
S.E. of regression	0.09415	
Sum squared resid	3.075911	
J-statistic	1.31E-08	

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

表3.2.4 AIDS 3 stage model バター・マーガリン方程式

説明変数	被説明変数	
	LN(YM/PM)	LN(YB/PB)
	係数	係数
C	-1.710622	1.190201
t 値	(-0.68171)	(0.279275)
LNPM	-0.587949	0.903248
t 値	(-2.200961)	(1.990882)
LNPB	1.136346	-1.742467
t 値	(3.427605)	(-3.094646)
LN_Y_P_	0.864085	1.188867
t 値	(26.61894)	(21.56422)
WINTER	-0.123531	0.211517
t 値	(-7.357802)	(7.417915)
SUMMER	0.023535	-0.044791
t 値	(3.744256)	(-4.195648)
R-squared	0.997681	0.994755
Adjusted R-squared	0.997587	0.994542
S.E. of regression	0.035093	0.059601
Sum squared resid	0.424866	1.225518
J-statistic	2.36E-09	1.37E-09

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

表 3.2.5 AIDS 3 stage model マーガリンブランドシェア関数推定結果(1)

説明変数	被説明変数				
	WM1 係数	WM2 係数	WM3 係数	WM4 係数	
C t 値	0.365999 (0.560172)	-0.135654 (-0.205988)	-0.042239 (-0.176838)	0.152431 (1.841262)	*
LNPM1 t 値	-0.451305 *** (-9.150679)	0.391668 *** (7.878987)	0.028243 (1.566432)	0.011112 (1.778255)	*
LNPM2 t 値	0.165054 *** (4.209199)	-0.214505 *** (-5.42725)	0.025406 * (1.772263)	0.002277 (0.458385)	
LNPM3 t 値	-0.023053 (-1.45975)	0.049979 *** (3.139815)	-0.046123 *** (-7.988863)	0.011982 (5.987762)	***
LNPM4 t 値	0.163884 ** (2.36915)	-0.077617 (-1.113224)	-0.046152 * (-1.824972)	-0.059787 (-6.821192)	***
LNPM5 t 値	0.023016 (1.466896)	-0.001643 (-0.103922)	0.003261 (0.568572)	0.007282 (3.663093)	***
LNPM6 t 値	0.124271 (1.422218)	-0.183288 ** (-2.081136)	0.04283 (1.340788)	0.013525 (1.22161)	
LNPM0 t 値	0.114572 *** (3.876855)	-0.004769 (-0.160094)	-0.01396 (-1.292081)	-0.001034 (-0.276041)	
LN_YM_PM_ t 値	-0.046776 *** (-2.731138)	0.056003 *** (3.244132)	0.009227 (1.473633)	-0.002266 (-1.044353)	
R-squared	0.906148	0.928004	0.942436	0.951122	
Adjusted R-squared	0.901483	0.924425	0.939575	0.948693	
S.E. of regression	0.022548	0.022726	0.008243	0.002857	
Sum squared resid	0.173871	0.17664	0.023238	0.002791	
Log likelihood	863.5805	860.7365	1225.836	1607.297	
Akaike info criterion	-4.697669	-4.681869	-6.710199	-8.829427	
Schwarz criterion	-4.503364	-4.487564	-6.515893	-8.635122	
F-statistic	194.2376	259.3104	329.3648	391.4751	
Prob(F-statistic)	0	0	0	0	

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

AIDS 3 stage model マーガリンブランドシェア関数推定結果(2)

説明変数	被説明変数		
	WM5 係数	WM6 係数	WMO 係数
C t 値	-0.220875 (-0.978544)	0.006511 (0.100505)	0.873827 *** (3.727042)
LNPM1 t 値	-0.020524 (-1.204607)	-0.005957 (-1.218049)	0.046762 *** (2.642263)
LNPM2 t 値	-0.003667 (-0.270697)	0.001141 (0.293377)	0.024294 * (1.726485)
LNPM3 t 値	0.017899 *** (3.280737)	-0.001307 (-0.834698)	-0.009376 * (-1.654485)
LNPM4 t 値	0.017602 (0.73656)	0.016729 ** (2.439053)	-0.01466 (-0.590595)
LNPM5 t 値	-0.035364 *** (-6.524085)	0.006379 *** (4.100379)	-0.002932 (-0.520729)
LNPM6 t 値	0.03946 (1.307223)	-0.009387 (-1.083447)	-0.027411 (-0.874213)
LNPM0 t 値	0.00562 (0.550464)	0.005008 * (1.709062)	-0.105438 *** (-9.942493)
LN_YM_PM_ t 値	0.010285 * (1.738172)	-0.004 ** (-2.355586)	-0.022472 *** (-3.656333)
R-squared	0.91082	0.971357	0.895918
Adjusted R-squared	0.906387	0.969933	0.890744
S.E. of regression	0.007789	0.002236	0.008091
Sum squared resid	0.020751	0.001709	0.022389
Log likelihood	1246.208	1695.566	1232.535
Akaike info criterion	-6.82338	-9.319812	-6.747416
Schwarz criterion	-6.629075	-9.125507	-6.55311
F-statistic	205.4674	682.2466	173.1679
Prob(F-statistic)	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

AIDS 3 Stage model バターブランドシェア関数推定結果(1)

説明変数	被説明変数			
	WB1 係数	WB2 係数	WB3 係数	WB4 係数
C t 値	-2.265169 *** (-5.533972)	0.950724 *** (4.349372)	0.218966 (1.17654)	0.147058 *** (3.366013)
LNPB1 t 値	-0.014023 (-0.21015)	-0.074953 ** (-2.103423)	0.028441 (0.937429)	-0.012138 * (-1.704215)
LNPB2 t 値	0.138109 *** (2.761424)	-0.042234 (-1.581275)	0.029918 (1.315652)	-0.014847 *** (-2.781218)
LNPB3 t 値	0.05693 ** (2.238616)	0.039285 *** (2.892683)	-0.153751 *** (-13.29691)	0.006361 ** (2.34337)
LNPB4 t 値	-0.111584 *** (-3.952305)	0.036762 ** (2.438268)	-0.010986 (-0.855783)	0.001501 (0.498203)
LNPB5 t 値	0.190835 *** (6.875019)	-0.022252 (-1.501139)	0.040353 *** (3.197287)	-0.009165 *** (-3.093328)
LNPB6 t 値	0.020774 (1.279268)	0.021679 ** (2.499852)	0.014337 * (1.9417)	0.010041 *** (5.792963)
LNPB0 t 値	0.090479 *** (4.839077)	-0.002376 (-0.23791)	0.009335 (1.098003)	0.006877 *** (3.445934)
LN_YB_PB_ t 値	0.063179 *** (4.718641)	-0.045725 *** (-6.394921)	0.006214 (1.020665)	-0.005659 *** (-3.959775)
R-squared	0.91239	0.803619	0.936855	0.653362
Adjusted R-squared	0.908035	0.793857	0.933716	0.636132
S.E. of regression	0.026116	0.013946	0.011874	0.002787
Sum squared resid	0.233251	0.06652	0.048221	0.002657
Log likelihood	810.696	1036.526	1094.433	1616.161
Akaike info criterion	-4.403867	-5.658479	-5.980185	-8.878674
Schwarz criterion	-4.209562	-5.464174	-5.785879	-8.684369
F-statistic	209.51	82.32427	298.4781	37.91885
Prob(F-statistic)	0	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準



AIDS 3 stage model バターブランドシェア関数推定結果(2)

説明変数	被説明変数					
	WB5		WB6			WB0
	係数		係数			係数
	1.190281 ***		0.581356 ***			0.176784
C	(5.340597)		(2.893509)			(1.030788)
t 値	0.078774 **		-0.025268			0.019167
LNPB1	(2.168126)		(-0.771459)			(0.685546)
t 値	-0.048633 *		-0.0438 *			-0.018513
LNPB2	(-1.785852)		(-1.784173)			(-0.883452)
t 値	0.043197 ***		0.008664			-0.000685
LNPB3	(3.119597)		(0.694037)			(-0.064308)
t 値	0.042876 ***		0.028906 **			0.012525
LNPB4	(2.78912)		(2.085826)			(1.05878)
t 値	-0.20619 ***		-0.035199 **	***		0.041619 ***
LNPB5	(-13.64233)		(-2.58341)			(3.578447)
t 値	0.010212		-0.072805 ***			-0.004237
LNPB6	(1.154871)		(-9.133691)			(-0.622753)
t 値	-0.053666 ***		0.011057	***		-0.061706 ***
LNPB0	(-5.271335)		(1.204779)			(-7.876481)
t 値	-0.028292 ***		0.012481 *			-0.002198
LN_YB_PB_	(-3.880678)		(1.899051)			(-0.391744)
t 値	0.843918		0.856288			0.930316
R-squared	0.836159		0.849144			0.926852
Adjusted R-squared	0.01422		0.012819			0.010942
S.E. of regression	0.069154		0.056199			0.040949
Sum squared resid	1029.537		1066.874			1123.858
Log likelihood	-5.619649		-5.827078			-6.143656
Akaike info criterion	-5.425344		-5.632773			-5.949351
Schwarz criterion	108.7738		119.8683			268.5799
F-statistic	0		0			0
Prob(F-statistic)						

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

2段階 AIDS モデルと同様，得られた推定パラメータを基に，バター・マーガリン市場及び各ブランドの需要の弾力性の推定を行った結果が，下表 3.2.6 及び次ページ以降の表 3.2.7 である。

需要の価格弾力性の推定値

表 3.2.6 バター・マーガリン市場間の需要の弾力性

	M	B
M	-2.698	-2.000
B	-0.431	-3.899

表 3.2.7 マーガリンブランド間の需要の価格弾力性  
conditional elasticity

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M0
M1	-1.421	1.943	0.500	1.123	0.500	0.500	1.437
M2	0.631	-1.496	1.635	0.294	0.294	0.294	0.780
M3	0.044	0.228	-3.390	0.715	0.487	0.044	-0.144
M4	0.358	0.024	-2.412	-4.327	0.024	0.977	0.024
M5	0.055	0.055	0.055	0.463	-1.821	0.418	0.055
M6	0.023	-0.652	0.023	0.023	0.023	-0.977	0.023
M0	0.294	0.060	0.060	0.060	0.060	0.346	-3.051

unconditional elasticity

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M0
M1	-2.644	0.307	-0.849	-0.227	-1.203	-0.533	0.702
M2	-0.084	-2.440	0.842	-0.499	-0.712	-0.314	0.353
M3	-0.064	0.082	-3.509	0.597	0.342	-0.047	-0.209
M4	0.300	-0.054	-2.476	-4.391	-0.055	0.926	-0.013
M5	-0.078	-0.124	-0.093	0.315	-1.996	0.298	-0.028
M6	-0.033	-0.728	-0.040	-0.040	-0.052	-1.029	-0.012
M0	0.147	-0.136	-0.102	-0.102	-0.141	0.220	-3.153

表 3.2.8 バターブランド間の需要の価格弾力性  
conditional elasticity

	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B0
B1	-0.364	-0.038	0.636	-0.291	2.193	0.636	0.636
B2	0.340	-0.881	0.119	-1.015	-0.843	-2.521	0.119
B3	0.148	0.410	-8.470	0.542	0.911	0.056	0.056
B4	-0.164	0.345	0.015	-0.985	0.862	1.757	0.015
B5	0.379	0.073	2.048	-0.627	-5.005	-2.049	1.202
B6	0.039	0.234	0.741	0.805	0.039	-5.349	0.039
B0	0.209	0.042	0.063	0.588	-0.998	0.063	-2.611

unconditional elasticity

	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B0
B1	-3.089	-1.496	-1.843	-1.676	1.163	-3.838	-1.843
B2	-0.169	-1.165	-0.344	-1.277	-1.032	-3.313	-0.344
B3	-0.096	0.289	-8.690	0.412	0.801	-0.319	-0.164
B4	-0.227	0.312	-0.042	-1.020	0.836	1.657	-0.042
B5	0.066	-0.093	1.765	-0.788	-5.177	-2.533	0.919
B6	-0.129	0.142	0.590	0.715	-0.034	-5.549	-0.112
B0	-0.065	-0.101	-0.184	0.437	-1.114	-0.342	-2.858

(5) 両対数形の需要関数の推定結果

(3.9) 式 (84 ページ) に基づき, 両対数形の需要関数についても推定を行った結果を次ページ以降 (99~107 ページ) の表 3.2.9~表 3.2.11 に示した。なお, 被説明変数 LNQM1~LNQMO・LNQB1~LNQBO は, それぞれブランド M1~M0 及び B1~B0 の販売数量の自然対数である (説明変数の表記は, AIDS モデルに用いたものと同じ)。

ア 入れ子なしの推定

表 3.2.9 両対数形の需要関数の推定結果 ブランドレベル(1)

説明変数	被説明変数			
	LNQM1 係数	LNQM2 係数	LNQM3 係数	LNQM4 係数
C	2.964415	-1.342664	1.428678	-6.543869
t 値	(1.573168)	(-0.445712)	(0.173964)	(-1.542273)
LNPM1	-2.003533 ***	0.978998 ***	1.064901 **	0.182155
t 値	(-16.61261)	(5.077784)	(2.026004)	(0.670768)
LNPM2	0.280502 ***	-1.872417 ***	0.114448	-0.10715
t 値	(2.783032)	(-11.62078)	(0.260542)	(-0.472131)
LNPM3	0.01366	0.210435 ***	-2.79875 ***	0.447661 ***
t 値	(0.298576)	(2.877211)	(-14.03643)	(4.345529)
LNPM4	0.336332 *	-0.134499	-1.366091 *	-3.301998 ***
t 値	(1.819214)	(-0.455076)	(-1.69545)	(-7.932007)
LNPM5	-0.021096	-0.068952	0.081662	0.386655 ***
t 値	(-0.495764)	(-1.013619)	(0.440341)	(4.035447)
LNPM6	0.838707 ***	-0.043793	2.338236 **	1.502457 ***
t 値	(3.574886)	(-0.116765)	(2.28681)	(2.844098)
LNPM0	0.170267 **	-0.170113	-1.334656	0.045912
t 値	(2.236567)	(-1.397788)	(-4.022644) ***	(0.267837)
LNPB1	-0.176997	0.114242	0.66674	0.897627 **
t 値	(-0.899827)	(0.363304)	(0.77775)	(2.026659)
LNPB2	-0.379777 ***	-0.159695	-2.335783 ***	-0.789103 ***
t 値	(-3.212102)	(-0.844897)	(-4.532975)	(-2.964052)
LNPB3	-0.024826	0.034307	-0.409778	0.067576
t 値	(-0.410692)	(0.355007)	(-1.555393)	(0.496464)
LNPB4	-0.02523	0.094986	0.518815 *	0.458451 ***
t 値	(-0.387767)	(0.91319)	(1.829591)	(3.129216)
LNPB5	0.02998	0.166708 *	0.897907	-0.032521
t 値	(0.474775)	(1.651437)	(3.262683) ***	(-0.228721)
LNPB6	0.108894 ***	0.137022 **	-0.196424	-0.032773
t 値	(2.913855)	(2.293533)	(-1.205999)	(-0.389464)
LNPB0	-0.023136	0.004909	0.249901	0.15199
t 値	(-0.542101)	(0.071948)	(1.343556)	(1.581621)
LNPM	0.728014 ***	0.898266 ***	1.119574 ***	0.875539 ***
t 値	(14.09059)	(10.87539)	(4.972004)	(7.525843)
SUMMER	0.006896	0.009534	0.049482	-0.004828
t 値	(0.640868)	(0.554201)	(1.055088)	(-0.199268)
WINTER	-0.092878 ***	-0.093931 ***	-0.164186 **	-0.185432 ***
t 値	(-5.234096)	(-3.311221)	(-2.123024)	(-4.640926)
R-squared	0.994002	0.981557	0.969108	0.988358
Adj. R-squared	0.993534	0.980117	0.966696	0.987449
S.E. of regression	0.058015	0.092745	0.252845	0.130633
Sum squared resid	1.120808	2.864373	21.28884	5.682635
Log likelihood	528.1519	359.258	-1.792045	235.9462
Akaike criterion	-2.784177	-1.845878	0.159956	-1.160812
Schwarz criterion	-2.492719	-1.55442	0.451414	-0.869354
F-statistic	2122.678	681.6376	401.7891	1087.304
Prob(F-statistic)	0	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

両対数形の需要関数の推定結果 ブランドレベル(2)

説明変数	被説明変数		
	LNQM5 係数	LNQM6 係数	LNQMO 係数
C	-8.623648 *	-3.511839	14.25494 ***
t 値	(-1.777334)	(-0.823387)	(3.085422)
LNPM1	-0.340641	-0.74798 ***	0.638631 **
t 値	(-1.096934)	(-2.74009)	(2.159755)
LNPM2	0.099392	-0.500664 **	0.11177
t 値	(0.382977)	(-2.194628)	(0.452294)
LNPM3	0.192841	-0.030212	-0.093229
t 値	(1.63698)	(-0.291753)	(-0.831122)
LNPM4	0.575469	0.057245	-0.036319
t 値	(1.20887)	(0.136799)	(-0.080125)
LNPM5	-1.970862 ***	0.228946 **	-0.133368
t 値	(-17.98768)	(2.37708)	(-1.278324)
LNPM6	1.363232 **	0.944778 *	0.218678
t 値	(2.256647)	(1.779161)	(0.380164)
LNPM0	0.036942	0.176072	-2.981415 ***
t 値	(0.188458)	(1.021824)	(-15.97306)
LNPB1	0.669173	0.329805	-0.778533
t 値	(1.321216)	(0.740771)	(-1.614298)
LNPB2	-0.816385 ***	-0.029439	0.074038
t 値	(-2.681626)	(-0.110008)	(0.255404)
LNPB3	0.254217	-0.100306	0.022281
t 値	(1.633236)	(-0.733097)	(0.150334)
LNPB4	-0.165448	-0.246752 *	0.016189
t 値	(-0.987541)	(-1.675508)	(0.101482)
LNPB5	-0.320246 **	-0.510447 ***	-0.190842
t 値	(-0.987541)	(-3.571398)	(-1.232657)
LNPB6	0.337402 ***	-0.061248	-0.026919
t 値	(3.506322)	(-0.724084)	(-0.293789)
LNPB0	0.037972	0.034448	0.184506 *
t 値	(0.345547)	(0.356613)	(1.76328)
LNy	0.95838 ***	0.76193 ***	0.64777 ***
t 値	(7.20392)	(6.515349)	(5.113556)
SUMMER	-0.012689	0.046725 *	-0.002426
t 値	(-0.457952)	(1.918379)	(-0.091968)
WINTER	-0.122073 ***	-0.11605 ***	-0.07804 *
t 値	(-2.671715)	(-2.889405)	(-1.793743)
R-squared	0.98519	0.98826	0.985019
Adjusted R-squared	0.984033	0.987343	0.98385
S.E. of regression	0.149383	0.131314	0.142243
Sum squared resid	7.431003	5.74202	6.737597
Log likelihood	187.6619	234.0749	205.2943
Akaike info criterion	-0.892566	-1.150416	-0.990524
Schwarz criterion	-0.601108	-0.858958	-0.699066
F-statistic	851.9769	1078.146	842.1419
Prob(F-statistic)	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

両対数形の需要関数の推定結果 ブランドレベル(3)

説明変数	被説明変数			
	LNQB1 係数	LNQB2 係数	LNQB3 係数	LNQB4 係数
C	-15.85977 *** (-6.489686)	-6.346781 * (-1.693447)	3.322734 (0.377087)	-19.62064 *** (-3.290308)
t 値				
LNPM1	0.45502 *** (2.909126)	-0.096649 (-0.402923)	1.785765 *** (3.166468)	-1.115153 *** (-2.921884)
t 値				
LNPM2	0.236848 * (1.811931)	-0.402795 ** (-2.009316)	1.35816 *** (2.881656)	-0.487836 (-1.529476)
t 値				
LNPM3	-0.1199 ** (-2.020752)	0.255156 *** (2.804085)	-0.472413 ** (-2.208181)	0.179116 (1.237157)
t 値				
LNPM4	0.150787 (0.628883)	0.244083 (0.663798)	-0.733273 (-0.848186)	1.29921 ** (2.220661)
t 値				
LNPM5	0.127145 ** (2.303923)	0.111919 (1.322397)	0.226888 (1.140243)	0.510808 *** (3.793346)
t 値				
LNPM6	-0.15196 (-0.499426)	-0.426906 (-0.914885)	-0.496391 (-0.452465)	0.95853 (1.291055)
t 値				
LNPM0	0.1721 * (1.743113)	0.486929 *** (3.215888)	0.496429 (1.394504)	0.15211 (0.631392)
t 値				
LNPB1	-0.911987 *** (-3.574977)	0.362166 (0.925729)	-0.344027 (-0.37402)	0.618107 (0.99299)
t 値				
LNPB2	0.594094 *** (3.874428)	-0.939686 *** (-3.996004)	-0.963201 * (-1.742159)	-0.127028 (-0.339507)
t 値				
LNPB3	0.15934 ** (2.032443)	0.231971 (1.929382)	-5.336529 *** (-18.87864)	0.390083 ** (2.03914)
t 値				
LNPB4	-0.19401 ** (-2.299145)	0.343503 *** (2.654386)	-0.329868 (-1.084179)	-0.946691 *** (-4.597769)
t 値				
LNPB5	0.243773 *** (2.97667)	-0.07689 (-0.612221)	0.568471 * (1.925181)	-0.309583 (-1.549238)
t 値				
LNPB6	-0.103336 ** (-2.132083)	0.079372 (1.067851)	0.169776 (0.971513)	0.591905 *** (5.004971)
t 値				
LNPB0	0.149697 *** (2.704594)	0.097362 (1.147016)	0.179289 (0.89838)	0.677392 *** (5.015626)
t 値				
LNYP	1.244495 *** (18.57262)	0.809972 *** (7.882087)	1.505537 *** (6.231464)	0.728688 *** (4.456747)
t 値				
SUMMER	-0.023788 * (-1.704512)	-0.026539 (-1.239989)	-0.030299 (-0.60213)	-0.001289 (-0.03786)
t 値				
WINTER	0.168343 *** (7.315022)	-0.079972 ** (-1.239989)	0.383951 *** (4.627157)	-0.224117 *** (-3.991087)
t 値				
R-squared	0.99078	0.980368	0.96957	0.970729
Adjusted R-squared	0.99006	0.978835	0.967194	0.968443
S.E. of regression	0.075241	0.115388	0.27129	0.183593
Sum squared resid	1.885166	4.433707	24.50824	11.22423
Log likelihood	434.558	280.6184	-27.14081	113.4273
Akaike info criterion	-2.264211	-1.408991	0.300782	-0.480152
Schwarz criterion	-1.972753	-1.117533	0.59224	-0.188694
F-statistic	1376.339	639.574	408.0862	424.7435
Prob(F-statistic)	0	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

両対数形の需要関数の推定結果 ブランドレベル(4)

説明変数	被説明変数		
	LNQB5 係数	LNQB6 係数	LNQB0 係数
C	-11.56716 *	6.311842	-13.08489 *
t 値	(-1.942023)	(0.5597)	(-1.906112)
LNPM1	-0.24365	-0.246547	-0.242526
t 値	(-0.639144)	(-0.341589)	(-0.552003)
LNPM2	0.425116	-1.793872 ***	0.743497 **
t 値	(1.334385)	(-2.973969)	(2.024899)
LNPM3	0.318814 **	0.402495	-0.111584
t 値	(2.204612)	(1.47003)	(-0.669495)
LNPM4	-0.020624	-1.157187	-0.009687
t 値	(-0.035292)	(-1.045881)	(-0.014382)
LNPM5	-0.01122	-0.011231	-0.052577
t 値	(-0.083415)	(-0.044102)	(-0.339166)
LNPM6	0.531824	-0.680075	0.9217
t 値	(0.717153)	(-0.484364)	(1.07841)
LNPM0	0.002458	1.542925 ***	-1.135211 ***
t 値	(0.010215)	(3.386575)	(-4.093281)
LNPB1	2.287981 ***	-1.581595	0.941763
t 値	(3.679916)	(-1.343545)	(1.31425)
LNPB2	0.198026	-0.837384	-0.449411
t 値	(0.529878)	(-1.183447)	(-1.043392)
LNPB3	0.573697 ***	0.041332	-0.118193
t 値	(3.002452)	(0.114248)	(-0.536705)
LNPB4	0.512934 **	1.161105 ***	0.372617
t 値	(2.494046)	(2.981854)	(1.572016)
LNPB5	-4.095784 ***	-0.755603 **	0.830469 ***
t 値	(-20.52025)	(-1.99945)	(3.610105)
LNPB6	0.102174	-4.28736 ***	-0.269307 **
t 値	(0.864956)	(-19.16972)	(-1.978121)
LNPB0	-0.304324 **	0.745413 ***	-1.95899 ***
t 値	(-2.25593)	(2.918486)	(-12.60005)
LNy	1.052903 ***	2.270338 ***	1.351924 ***
t 値	(6.447169)	(7.342482)	(7.182634)
SUMMER	0.030669	0.036277	0.009059
t 値	(0.901663)	(0.563312)	(0.231076)
WINTER	-0.216356 ***	0.137953	-0.040155
t 値	(-3.857351)	(1.299045)	(-0.621164)
R-squared	0.967218	0.950381	0.984134
Adjusted R-squared	0.964658	0.946507	0.982895
S.E. of regression	0.18338	0.3472	0.211349
Sum squared resid	11.19819	40.14252	14.87464
Log likelihood	113.8454	-115.9576	62.74242
Akaike info criterion	-0.482474	0.794209	-0.198569
Schwarz criterion	-0.191017	1.085667	0.092889
F-statistic	377.8852	245.3133	794.4179
Prob(F-statistic)	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

イ 入れ子ありの推定

表 3.2.10 両対数形の需要関数の推定結果 バター・マーガリン

説明変数	被説明変数	
	LNQM 係数	LNQB 係数
C t 値	3.116986 *** (3.318231)	-9.671212 *** (-7.27662)
LNPM t 値	-1.17093 *** (-9.80773)	0.739856 *** (4.379873)
LNPB t 値	0.212588 (1.563538)	-0.869115 *** (-4.517763)
LNy t 値	0.800819 *** (27.51848)	1.216313 *** (29.54012)
SUMMER t 値	0.016952 *** (2.649445)	-0.026731 *** (-2.952708)
WINTER t 値	-0.118992 *** (-11.69374)	0.127068 *** (8.825718)
R-squared	0.99746	0.996014
Adjusted R-squared	0.997357	0.995852
S.E. of regression	0.036728	0.051967
Sum squared resid	0.465397	0.931686
Log likelihood	686.3564	561.4176
Akaike info criterion	-3.729758	-3.035653
Schwarz criterion	-3.567837	-2.873732
F-statistic	9678.513	6157.327
Prob(F-statistic)	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

表 3.2.11 両対数形の需要関数の推定結果 バター(1)

説明変数	被説明変数			
	LNQB1 係数	LNQB2 係数	LNQB3 係数	LNQB4 係数
C t 値	-4.79102 *** (-5.177785)	-1.495328 (-0.601087)	24.77854 *** (4.343352)	-13.30169 *** (-3.363632)
LNPB1 t 値	-1.236686 *** (-8.895756)	0.637212 * (1.704874)	-0.881651 (-1.028616)	1.25558 ** (2.113264)
LNPB2 t 値	0.23225 *** (2.738264)	-1.341408 *** (-5.882534)	-1.041761 ** (-1.992142)	-0.684046 * (-1.887081)
LNPB3 t 値	0.142389 *** (3.349572)	0.321713 *** (2.814913)	-5.476282 *** (-20.89445)	0.432797 ** (2.382219)
LNPB4 t 値	-0.178169 *** (-3.779093)	0.417891 *** (3.296883)	-0.43453 (-1.49489)	-0.848871 *** (-4.21293)
LNPB5 t 値	0.290966 *** (6.222747)	-0.075013 (-0.596711)	0.662455 ** (2.297894)	-0.345176 * (-1.727298)
LNPB6 t 値	0.03248 (1.199539)	0.185026 ** (2.54166)	0.231525 (1.386854)	0.815103 *** (7.043651)
LNPB0 t 値	0.13856 *** (4.416818)	0.028466 (0.337511)	0.251105 (1.298257)	0.572381 *** (4.269162)
LNyB t 値	1.106442 *** (42.44346)	0.613885 *** (8.758981)	1.191525 *** (7.413416)	0.820299 *** (7.362751)
SUMMER t 値	0.010473 (1.361623)	-0.017201 (-0.831828)	0.005202 (0.109707)	0.052832 (1.607219)
WINTER t 値	0.031494 ** (2.521469)	-0.151149 *** (-4.501036)	0.228719 *** (2.970007)	-0.396571 *** (-7.428979)
R-squared	0.996851	0.979395	0.969615	0.969335
Adjusted R-squared	0.996676	0.978244	0.967917	0.967621
S.E. of regression	0.043514	0.116989	0.268284	0.18597
Sum squared resid	0.643778	4.653367	24.47202	11.75884
Log likelihood	627.9531	271.9145	-26.87464	105.0518
Akaike info criterion	-3.377517	-1.399525	0.260415	-0.47251
Schwarz criterion	-3.161622	-1.18363	0.476309	-0.256616
F-statistic	5665.608	850.5774	571.0428	565.6516
Prob(F-statistic)	0	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準



両対数形の需要関数の推定結果 バター(2)

説明変数	被説明変数		
	LNQB5 係数	LNQB6 係数	LNQB0 係数
C t 値	-1.608973 (-0.402687)	14.29739 * (1.868029)	-5.167714 (-1.122473)
LNPB1 t 値	2.992376 *** (4.984739)	-0.92854 (-0.807486)	0.96743 (1.398636)
LNPB2 t 値	-0.078002 (-0.212975)	-1.843512 *** (-2.6277)	-0.794012 * (-1.881514)
LNPB3 t 値	0.658966 *** (3.589864)	0.115981 (0.329846)	-0.142618 (-0.674294)
LNPB4 t 値	0.672245 *** (3.302077)	1.299793 *** (3.333047)	0.539399 ** (2.299471)
LNPB5 t 値	-4.099972 *** (-20.30599)	-0.814128 ** (-2.104962)	0.791249 *** (3.401069)
LNPB6 t 値	0.267778 ** (2.290218)	-4.127888 *** (-18.43055)	-0.025951 (-0.192629)
LNPB0 t 値	-0.402505 *** (-2.971299)	0.579617 ** (2.233693)	-2.032675 *** (-13.02271)
LNyB t 値	0.644857 *** (5.728597)	1.429082 *** (6.627502)	1.045233 *** (8.058545)
SUMMER t 値	0.013461 (0.405301)	-0.001943 (-0.030547)	-0.006327 (-0.165326)
WINTER t 値	-0.318533 *** (-5.905804)	0.068766 (0.665594)	-0.165708 *** (-2.666419)
R-squared	0.964859	0.945555	0.983
Adjusted R-squared	0.962895	0.942513	0.98205
S.E. of regression	0.1879	0.35993	0.216505
Sum squared resid	12.00413	44.04684	15.93725
Log likelihood	101.3357	-132.6648	50.32224
Akaike info criterion	-0.451865	0.848138	-0.168457
Schwarz criterion	-0.23597	1.064032	0.047438
F-statistic	491.3274	310.781	1034.752
Prob(F-statistic)	0	0	0

\*\*\*,1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

両対数形の需要関数の推定結果 マーガリン(1)

説明変数	被説明変数			
	LNQM1 係数	LNQM2 係数	LNQM3 係数	LNQM4 係数
C	-4.069691 ***	-7.072812 ***	-0.829374	-6.068776
t 値	(-2.741616)	(-2.803729)	(-0.101544)	(-1.472045)
LNPM1	-1.786052 ***	1.284597 ***	1.316038 **	0.365476
t 値	(-17.81891)	(7.541413)	(2.386245)	(1.312868)
LNPM2	0.360819 ***	-1.721796 ***	0.040791	-0.145505
t 値	(4.37537)	(-12.28588)	(0.089897)	(-0.635299)
LNPM3	-0.027381	0.19251 ***	-2.790964 ***	0.535017 ***
t 値	(-0.80567)	(3.333139)	(-14.925)	(5.668169)
LNPM4	0.419333 ***	0.016102	-1.8368 **	-3.414067 ***
t 値	(2.793325)	(0.063116)	(-2.223737)	(-8.188589)
LNPM5	0.047278	0.00595	0.189536	0.523954 ***
t 値	(1.3983)	(0.103557)	(1.018801)	(5.579642)
LNPM6	0.625902 ***	-0.201001	2.293333 **	1.594076 ***
t 値	(3.333664)	(-0.629959)	(2.219943)	(3.057027)
LNPM0	0.273184 ***	-0.016701	-1.198194 ***	0.095003
t 値	(4.367512)	(-0.157118)	(-3.481488)	(0.54688)
LNPM	0.898256 ***	1.158726 ***	1.136863 ***	0.979625 ***
t 値	(22.18727)	(16.84159)	(5.103532)	(8.71241)
SUMMER	0.001542	-0.004384	0.048401	-0.02037
t 値	(0.197578)	(-0.33058)	(1.12737)	(-0.940002)
WINTER	-0.020583 **	0.035632 **	-0.049191	-0.034794
t 値	(-2.059121)	(2.097594)	(-0.894385)	(-1.253306)
R-squared	0.995803	0.985414	0.965541	0.987605
Adjusted R-squared	0.995568	0.984599	0.963616	0.986912
S.E. of regression	0.048031	0.081625	0.264279	0.133398
Sum squared resid	0.784375	2.265303	23.74681	6.050264
Log likelihood	592.3971	401.4933	-21.45979	224.6625
Akaike info criterion	-3.179984	-2.119407	0.230332	-1.137014
Schwarz criterion	-2.964089	-1.903513	0.446227	-0.921119
F-statistic	4245.531	1208.967	501.4157	1425.77
Prob(F-statistic)	0	0	0	0

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

両対数形の需要関数の推定結果 マーガリン(2)

説明変数	被説明変数		
	LNQM5 係数	LNQM6 係数	LNQMO 係数
C t 値	-12.96414 *** (-2.751787)	-11.47867 *** (-2.820598)	13.23685 *** (2.97766)
LNPM1 t 値	-0.232505 (-0.730879)	-0.566397 ** (-2.061163)	0.784594 *** (2.613829)
LNPM2 t 値	0.081625 (0.311871)	-0.434727 * (-1.922855)	0.144316 (0.584365)
LNPM3 t 値	0.271929 ** (2.521056)	-0.149159 (-1.600868)	-0.164632 (-1.617558)
LNPM4 t 値	0.792348 * (1.663045)	0.147993 (0.359591)	0.055746 (0.124)
LNPM5 t 値	-1.777283 *** (-16.56231)	0.335051 *** (3.614543)	-0.078787 (-0.778101)
LNPM6 t 値	1.145193 * (1.921852)	0.963927 * (1.872682)	0.085204 (0.151538)
LNPM0 t 値	0.061743 (0.311024)	0.299304 * (1.745402)	-2.989347 *** (-15.9588)
LNPM t 値	1.109652 *** (8.636074)	0.899923 *** (8.107992)	0.490073 *** (4.042122)
SUMMER t 値	-0.026245 (-1.059789)	0.024918 (1.164866)	-0.026699 (-1.142591)
WINTER t 値	0.024371 (0.768219)	-0.01327 (-0.484236)	-0.047267 (-1.142591)
R-squared	0.984253	0.987946	0.984359
Adjusted R-squared	0.983373	0.987273	0.983485
S.E. of regression	0.152439	0.131679	0.143839
Sum squared resid	7.900817	5.895419	7.0345
Log likelihood	176.6269	229.3292	197.5321
Akaike info criterion	-0.87015	-1.16294	-0.986289
Schwarz criterion	-0.654255	-0.947046	-0.770395
F-statistic	1118.522	1466.71	1126.212
Prob(F-statistic)	0	0	0

\*\*\*,1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

### 3 バター・マーガリンの市場画定分析

第1章2(3)で述べたように、市場支配力を直接推定することが可能であれば、関連市場の画定は必ずしも必要ではない。他方、市場支配力の推定に用いられる需要弾力性は、関連市場の画定にも用いることができる。クリティカル・ロス分析(CLA)は、需要システムの推定結果を用いて、市場画定や競争制限効果の推定を行う手法の一つである。

本節では、前記2で行ったAIDSモデルによる需要システムの推定結果を用いて、バター・マーガリンに対する市場画定分析を行う。分析方法は、クリティカル・ロス分析(CLA)を用いたSSNIPテストである。分析の結果、マーガリン市場・バター市場ともに単独の関連市場を構成することはできないこと、市場範囲をマーガリンとバターを合わせたファット市場に広げたとしても、ファット市場のみで単独の関連市場を構成することはできないことを示している。

また、簡便的に用いられることの多い両対数形の需要関数モデルによる推定結果を用いて、クリティカル・ロス分析(CLA)を行い、AIDSモデルによる結果と比較している。その結果、両対数形の需要関数モデルでは、非弾力的な方向に推定するバイアスが存在するため、より狭い市場範囲を関連市場と判断してしまう傾向が存在することが示された。この結果から、両対数形の需要関数モデルは、誤った判断を導くことになるので他の手法が可能であれば用いるべきではないと考えることができる。

#### (1) SSNIPテストとクリティカル・ロス分析(CLA)

関連市場を画定することは、単純に財の特性に基づいて市場を分類することではなく、競争的な制約を相互に与えあっている製品の範囲や地理的な範囲を明確にするという意義を持つ。関連市場の画定のための計量経済学的方法として、米国司法省が1982年の合併ガイドラインで提案した方法がSSNIPテストと呼ばれる方法であり、欧米を中心に多くの競争当局で採用されている方法である。

SSNIPテストは、需要・供給の代替可能性から関連市場の範囲を画定しようとするものであり、経済学的にはごく自然な発想から出発しているテストであるといえることができる。しかしながら、SSNIPテストが公表されたときに、テストの実行可能性についての否定的な見解が数多く存在した。その結果、1980年代・1990年代を通じて、SSNIPテストの実行方法についての議論が展開されることとなり、これらの議論を通じて明らかになったSSNIPテストを実行するための有力な手法の一つがクリティカル・ロス分析(CLA)である。

クリティカル・ロス分析(CLA)は1989年にHarris and Simons (1989)によって導入されて以来、米国・EUの反トラスト分析において広く受け入れられている。Harris and Simons (1989)はクリティカル・ロス分析(CLA)を合併分析のための手法として用いたが、市場画定(製品市場および地理的市場の市場画定)、ユニラテラル効果の分析、協調された行動(カルテル・談合)の分析に対しても広く応用されている。

クリティカル・ロス分析(CLA)は単純な質問から出発している。すなわち、「所与の価格上昇に対して何%の販売量の減少が発生すれば、仮想的な独占企業にとってこの価格上昇は不利益となるのか?」という質問から出発している。いうまでもなくこの質問は、SSNIPテストに対するごく自然な質問である。

仮想的な独占企業にとって、価格上昇が不利益となる最小の販売量減少率(%)をクリティカル・ロス(Critical Loss, CL)と呼ぶ。それに対して、価格上昇によって発生する実際の販売量減少率(%)をアクチュアル・ロス (Actual Loss, AL)と呼ぶ。もしもアクチュアル・ロス(AL)がクリティカル・ロス(CL)よりも大きいのであれば、その価格上昇は仮想的独占企業にとって利益とならない。SSNIP テストの考え方に基けば、その市場は関連市場を構成していないということになる。

別の見方をすれば、アクチュアル・ロス(AL)がクリティカル・ロス(CL)よりも大きいのであれば、仮想的独占企業にとって価格引上げは利益を生まないということになるので、協調的な価格引上げ行動も発生しない。独占企業であっても価格引上げが利益を生まないのであるから、寡占企業の単独の価格引上げも利益を生まない。したがってユニラテラル効果も発生しないことになる。クリティカル・ロス分析の立場に立つと、市場画定の問題と、市場支配力の推定の問題は相互に関連している。

### クリティカル・ロス(CL)の計算方法

仮想的独占企業の価格が  $P$ 、生産量が  $Q$ 、平均可変費用が生産量に関わらず一定で  $c$ 、固定費用が  $F$  で表されるとする。そのときの仮想的独占企業の利益を  $\pi_0$ 、その状態から  $Y$  (%)の価格上昇、 $X$  (%)の販売量減少が発生したときの利益を  $\pi_1$  とすると、 $\pi_0$ 、 $\pi_1$  の値は次の式で表される。

$$\pi_0 = PQ - (cQ + F) = (P - c)Q - F$$

$$\pi_1 = ((1 + Y)P - c)(1 - X)Q - F$$

次に、 $\pi_1 - \pi_0 \leq 0$  となる  $X$  の大きさを求める。

$$\pi_1 - \pi_0 = \{((1 + Y)P - c)(1 - X)Q - F\} - \{(P - c)Q - F\} = YPQ - (P + YP - c)XQ$$

なので、 $\pi_1 - \pi_0 \leq 0$  となるのは、

$$YPQ - (P + YP - c)XQ \leq 0$$

すなわち、

$$X \geq \frac{YP}{(YP + P - c)} = \frac{Y}{Y + \frac{P - c}{P}}$$

のときである。 $(P - c)/P$  は平均可変費用の下でのマージン率を表しているが、平均可変費用が生産量に関わらず一定の時には、平均可変費用と限界費用は等しくなるので、平均可変費用の下でのマージン率はプライス・コスト・マージン(PCM)に他ならない。そこで、 $(P - c)/P = PCM$  とすれば、

$$X \geq \frac{Y}{Y + PCM}$$

と表すことができる。

クリティカル・ロス(CL)は、価格上昇が不利益となる最小の销售量減少率(%)のことなので、%表示のために100をかけて、

$$CL = \frac{Y}{Y + PCM} \times 100 \quad (3.10)$$

と表される。(3.10)式より、仮想的独占企業のプライス・コスト・マージン(PCM)さえわかれば、クリティカル・ロス(CL)を簡単に計算することができる。例えば、プライス・コスト・マージン(PCM)が50%の仮想的独占企業が5%の価格上昇をしたときのクリティカル・ロス(CL)は、

$$CL = \frac{5(\%)}{5(\%) + 50(\%)} \times 100 \approx 9.1\%$$

すなわち、5%の価格上昇によって、販売量が9.1%以上減少すると、この仮想的独占企業の利益は減少することになる。このことを、需要の価格弾力性の大きさから考えると、仮想的独占企業が直面する需要の価格弾力性が1.82よりも大きければ、5%の価格上昇によって引き起こされる販売量の減少は、9.1%よりも大きくなる。

では、仮想的独占企業のプライス・コスト・マージンはどうやって推定することができるのであろうか。もしもインタビュー等を通じて、平均費用に対するマージン率に関する情報が入手可能であるならば、その情報を利用して、市場全体の平均費用に対するマージン率を推定し、それを仮想的独占企業のマージン率とすることも可能である。

もしも需要関数を推定するのに十分な価格と生産量に関する情報が入手可能であるならば、需要関数を推定することによって、

$$\text{同質財の寡占市場； } PCM_i = \frac{m_i}{\varepsilon} \quad (1.11)$$

$$\text{差別化された財の寡占市場； } PCM_i = \frac{1}{\varepsilon_{ii}} \quad (1.16)$$

という性質を利用して各企業のプライス・コスト・マージンを推定することができる。その上で、マーケットシェアや販売額シェアなどをウェイトに用いて、市場全体のプライス・コスト・マージンを推定し、それを仮想的独占企業のプライス・コスト・マージンとすることができる<sup>62</sup>。

マーケットシェア  $m_i$  をウェイトに用いて加重平均するのであれば、

$$PCM = m_1 PCM_1 + \dots + m_n PCM_n \quad (3.11)$$

販売額シェア  $w_i$  をウェイトに用いて加重平均するのであれば、

<sup>62</sup> 現在、その市場で生産活動を行っている企業がすべて合併して仮想的独占企業となったとしても、合併による効率性の改善が存在せず、まったく同じ企業活動を行うのであれば、仮想的独占企業のプライス・コスト・マージンは、現在存在している企業のプライス・コスト・マージンの加重平均になると考えることができるであろう。

$$PCM = w_1 PCM_1 + \dots + w_n PCM_n \quad (3.12)$$

とすることによって、仮想的独占企業のプライス・コスト・マージンを推定することができる。このとき、同質財の寡占市場であれば、マーケットシェアをウェイトに用いて加重平均すれば、

$$m_1 PCM_1 + \dots + m_n PCM_n = \frac{m_1^2}{\varepsilon} + \dots + \frac{m_n^2}{\varepsilon} = \frac{HHI}{\varepsilon}$$

となるので、 $HHI/\varepsilon$  を市場全体のプライス・コスト・マージンと考えて、仮想的独占企業のプライス・コスト・マージンとすることも可能である。

### アクチュアル・ロス(AL)の計算方法

アクチュアル・ロス(AL)は、仮想的独占企業の価格引上げに対して、何%の販売量の減少が現実には発生するのかを表した値である。販売量の減少は、価格上昇に対する需要量の減少による販売量の減少と、参入の発生による販売量の減少、に分けて考えることができる。もしもインタビュー等を通じて、価格上昇に対する需要量の減少と、参入の可能性についての情報が入手可能であれば、それらの情報を利用することによって、アクチュアル・ロス(AL)の値を推定することができるであろう。

もしも需要関数を推定するのに十分な価格と生産量に関する情報が入手可能であるならば、需要関数を推定し、市場全体としての需要の価格弾力性を計算すれば、それが価格上昇による需要量の減少が引き起こした販売量の減少率の推定値となる。参入の可能性が存在するときには、需要の価格弾力性の値に、参入によって発生する販売量の減少率の予想値を加えたものが、アクチュアル・ロスの推定値となる。規制の存在などの理由によって、短期的には参入の可能性が存在しないときには、需要の価格弾力性を推定するだけでよいことになる。

すなわち、需要関数の推定を行うことができれば、アクチュアル・ロス、クリティカル・ロスともに計算が可能であり、SSNIP テストも実行可能であるということになる。

### (2) クリティカル・ロス分析(CLA)を用いたバター・マーガリンの市場画定

仮想的な独占企業にとってのクリティカル・ロス(CL)は(3.10)式で表される。

$$CL = \frac{Y}{Y + PCM} \times 100 \quad (3.10)$$

$Y$  ; 価格上昇率(%)

$PCM$  ; 仮想的独占企業のプライス・コスト・マージン(%)

$Y$ の値としては、5%を用いることが多い。また、仮想的独占企業のプライス・コスト・マージンの推定値として、ここでは、個別企業のプライス・コスト・マージンの推定値を販売額シェアで加重平均した値を用いることにする<sup>63</sup>。すなわち、仮想的独占企業

<sup>63</sup> 加重平均のウェイトとして、マーケットシェアを用いても分析の結論は変化しない。

のプライス・コスト・マージン(%)は，(3.12)式を用いて推定することにする。

$$PCM = w_1PCM_1 + \dots + w_nPCM_n \quad (3.12)$$

$n$  ; 企業数

$PCM_i$  ; 企業*i*のプライス・コスト・マージン(%)

$w_i$  ; 企業*i*の販売額シェア

個別企業のプライス・コスト・マージン(%)は，バター・マーガリン市場が差別化された財の市場であるため，ベルトラン・ナッシュ・モデルを用いて，自己価格弾力性の推定値  $\varepsilon_{ii}$  を用いて求めることができる。すなわち，ベルトラン・ナッシュ均衡では，個別企業のプライス・コスト・マージン(%)は(3.13)式を用いて推定することができる。

$$PCM_i = -\frac{1}{\varepsilon_{ii}} \times 100 \quad (3.13)$$

$$\varepsilon_{ii} = \frac{dq_i}{dp_i} \times \frac{p_i}{q_i} ; \text{企業 } i \text{ の需要の自己価格弾力性}^{64}$$

一方，アクチュアル・ロス(AL)の計算のためには，価格上昇によって引き起こされる 需要の減少による販売量の減少率(%)， 参入の発生による販売量の減少率(%)， を推定する必要がある。現在のところ，日本のバター・マーガリン市場では，5%程度の価格上昇によって新規参入が発生するとは考えにくい状況にあるといっても差し支えないであろう。したがって，議論をバター・マーガリン市場に限定する限り，アクチュアル・ロス(AL)の計算においては，価格上昇によって引き起こされる需要の減少による販売量の減少率(%)のみを考慮すればよいと考えられる。その値は問題となっている市場の需要の価格弾力性  $\varepsilon$  を用いて，(3.14)式で推定することができる。

$$AL = -\varepsilon \times Y \quad (3.14)$$

クリティカル・ロス分析(CLA)を用いた SSNIP テストでは，このように推定したクリティカル・ロス(CL)とアクチュアル・ロス (AL)の値を比較すればよい。もしもアクチュアル・ロス(AL)がクリティカル・ロス(CL)よりも大きいのであれば，その価格上昇は仮想的独占企業にとって利益とならないことになる。したがって，SSNIP テストの考え方に基づけば，その市場は単独の関連市場を構成していないということになる。逆にアクチュアル・ロス(AL)がクリティカル・ロス(CL)よりも小さいのであれば，その価格上昇は仮想的独占企業にとって利益となることを意味している。SSNIP テストの考え方に基づけば，その市場は外部から競争的な制約を受けておらず，単独の関連

<sup>64</sup> 本章では自己価格弾力性の定義式にマイナスをつけないこととしている。前掲脚注 17 参照。



市場を構成していると考えることができる。すなわち、

$AL > CL \Rightarrow$  単独の関連市場を構成していない

$AL < CL \Rightarrow$  単独の関連市場を構成している

(3.15)

と考えることができる。

### (3) 需要の自己価格弾力性の推定値

我々は前記2において、AIDSモデルと両対数形の需要関数モデルを用いて需要の価格弾力性の推定を行った。その推定結果から、クリティカル・ロス分析で用いる自己価格弾力性の推定値  $\varepsilon_{ii}$  のみをまとめたものが表3.3.1である。

表 3.3.1 バター・マーガリン市場における需要の価格弾力性（自己価格弾力性）の比較

	AIDS 2 Stage	AIDS 3 Stage	両対数	両対数 2 Stage
	-4.255	-4.255		
MM		-2.698		-1.171
BB		-3.899		-0.869
M1M1	-2.870	-2.644	-2.004	-1.786
M2M2	-2.452	-2.440	-1.872	-1.722
M3M3	-3.732	-3.509	-2.799	-2.791
M4M4	-3.913	-4.391	-3.302	-3.414
M5M5	-2.101	-1.996	-1.971	-1.777
M6M6	-1.023	-1.029	0.945	0.964
M0M0	-3.355	-3.153	-2.981	-2.989
B1B1	-0.648	-3.089	-0.912	-1.237
B2B2	-1.160	-1.165	-0.940	-1.341
B3B3	-9.797	-8.690	-5.337	-5.476
B4B4	-1.012	-1.020	-0.947	-0.849
B5B5	-5.231	-5.177	-4.096	-4.100
B6B6	-5.913	-5.549	-4.287	-4.128
B0B0	-2.564	-2.858	-1.959	-2.033

いうまでもなく、需要関数の推定方法としてはAIDSモデルのほうが、両対数形の需要関数モデルよりもはるかに信頼性が高いとされている。両者の推定結果を比較すると、AIDSモデルの方が自己価格弾力性の推定値の絶対値が大きく、両対数形の需要関数モデルの方が推定値の絶対値が小さいという傾向が顕著に読み取れる。すなわち、

AIDS モデルと比較して、両対数形の需要関数を用いた推定モデルは弾力性を過少推定するバイアスが存在していると考えられる。

また、両対数形の需要関数モデルの推定では、M6 ブランドの自己価格弾力性が正の値となっており、経済理論と矛盾する推定結果である。それに対して AIDS モデルではすべての自己価格弾力性の推定値が負の値となっており、理論との矛盾は存在しない。そうした点でも、本分析結果における両対数形の需要関数モデルの推定値の信頼性には問題があると考えられよう。

一方、AIDS モデルの 2 段階モデル(2 Stage model)と 3 段階モデル(3 Stage model)の推定値を比較すると、多くのブランドで自己価格弾力性の推定値はほぼ同じ値であるものの、B1 ブランドにおいて推定結果が大きく異なっている。このことは、3 段階モデルにおいて想定していたゴーマンの多段階消費の仮定、すなわち、消費者はまずバターとマーガリンの購入量を決定してからそれぞれの市場で各ブランドの購入量を決定するという仮定が、成立していない可能性を示唆している。すなわち、バターとマーガリンは別々の市場ではなく、同一の市場である可能性を示唆していると考えられる。そこで、後記(4)では、クリティカル・ロス分析(CLA)を行うことによって、バターとマーガリンがそれぞれ単独の関連市場を構成しているのか、バターとマーガリンを合わせて単独の関連市場を構成しているのか、バターとマーガリンを合わせても単独の関連市場を構成することはできず、より広い範囲の関連市場の一部であると考えられるのかを検証する。

(4) AIDS モデルの推定値を用いたクリティカル・ロス分析(CLA)

本節では、SSNIP テストの考え方に従って、まずマーガリン市場とバター市場が、それぞれ単独の関連市場を構成しているかどうかを、クリティカル・ロス分析(CLA)によってテストする。

ア マーガリン市場

マーガリン市場におけるクリティカル・ロス分析の結果が表 3.3.2 に示されている。その結果、 $AL > CL$ となるので、マーガリン市場は単独の関連市場を構成していると考えすることはできない。

表 3.3.2 AIDS モデル・マーガリン市場での CLA の結果

MM = -2.698

I	ii	PCMi (%)	Wi	PCMi*Wi
M1	-2.644	37.821	0.500	18.919
M2	-2.440	40.975	0.294	12.048
M3	-3.509	28.498	0.044	1.253
M4	-4.391	22.776	0.024	0.541
M5	-1.996	50.111	0.055	2.735
M6	-1.029	97.193	0.023	2.271
M0	-3.153	31.720	0.060	1.906

PCM (%)	39.673
Y (%)	5.000
CL	11.193
AL	13.489

## イ バター市場

バター市場におけるクリティカル・ロス分析の結果が表 3.3.3 に示されている。その結果，ここでも  $AL > CL$  となるので，マーガリン市場同様にバター市場も単独の関連市場を構成していると考えすることはできない。

表 3.3.3 AIDS モデル・バター市場での CLA の結果

BB = -3.899

I	ii	PCMi (%)	Wi	PCMi*Wi
B1	-3.089	32.375	0.636	20.579
B2	-1.165	85.812	0.119	10.172
B3	-8.690	11.508	0.056	0.649
B4	-1.020	98.004	0.015	1.435
B5	-5.177	19.315	0.073	1.403
B6	-5.549	18.023	0.039	0.698
B0	-2.858	34.990	0.063	2.218

PCM (%)	37.154
Y (%)	5.000
CL	11.861
AL	19.493

## ウ ファット市場

前記ア及びイの分析により，マーガリン市場・バター市場ともに単独の関連市場を構成しているとは考えられないとの分析結果を得た。そこで，SSNIP テストの考え方に従って市場範囲を広げ，マーガリンとバターを合わせた市場としてファット市場を考え，クリティカル・ロス分析を行った。その結果，やはり  $AL > CL$  となった。すなわち，マーガリンとバターを合わせたファット市場に市場範囲を拡大したとしても，単独の関連市場を構成していると考えすることはできない。

表 3.3.4 AIDS モデル・ファット市場での CLA の結果

= -4.255

I	ii	PCMi (%)	Wi	PCMi*Wi
M1	-2.870	34.844	0.285544	9.950
M2	-2.452	40.785	0.171232	6.984
M3	-3.732	26.799	0.024444	0.655
M4	-3.913	25.554	0.013612	0.348
M5	-2.101	47.605	0.031348	1.492
M6	-1.023	97.783	0.013349	1.305
M0	-3.355	29.806	0.034269	1.021
B1	-0.648	154.373	0.270306	41.728
B2	-1.160	86.172	0.049296	4.248
B3	-9.797	10.207	0.025145	0.257
B4	-1.012	98.778	0.006261	0.618
B5	-5.231	19.116	0.031052	0.594
B6	-5.913	16.913	0.016497	0.279
B0	-2.564	39.001	0.027644	1.078

PCM (%)	70.557
Y (%)	5.000
CL	6.618
AL	21.276

以上の結果から、AIDS モデルによる需要関数の推計結果を用いた CLA 分析を行うと、バター・マーガリンは、そのみで単独の関連市場を構成するわけではないし、バター・マーガリンを合わせたとしても、単独の関連市場を構成するわけではなく、より広い範囲の関連市場の一部であると考えられることができる。この分析では、参入の影響は考慮していないが、参入の影響が存在するときにはアクチュアル・ロスはより大きな値となるため、参入の影響を考慮したとしても結論は変化しないことは明らかである。

以上の AIDS モデルによる需要関数を前提とした分析結果に基づけば、伝統的なアプローチにより市場支配力の推定を行う場合であっても、バター市場・マーガリン市場をそれぞれ単独の関連市場であると考え、集中度やマーケットシェアを計算することは誤りであろうことが示唆された。バター・マーガリンを含んだより広い範囲の商品市場を関連市場として考える方が望ましいことを AIDS モデルに基づく CLA 分析は示している。

(5) 両対数形の需要関数モデルの推定値を用いたクリティカル・ロス分析(CLA)

現在のところ，AIDS モデルが最も信頼性の高い需要関数の推定方法である。しかしながらその一方で，両対数形の需要関数の方が直感的に理解しやすく推定も容易であるため，簡便的に用いられることが多いのも事実である。AIDS モデルと両対数形の需要関数モデルのパラメータ推定値や分析結果に大きな違いが無ければ，簡便的に両対数形の需要関数モデルを用いても深刻な問題は発生しないであろう。そこで本節では，両対数形の需要関数モデルの推定値を用いたクリティカル・ロス分析を行い，AIDS モデルの下での分析結果と比較することによって，バター・マーガリンについて，両対数形の需要関数モデルの推定結果を用いるべきではないことを示すことにする。

ア マーガリン市場

両対数形の需要関数モデルの推定値を用いた，マーガリン市場におけるクリティカル・ロス分析の結果が表 3.3.5 に示されている。その結果，AIDS モデルの分析結果とは異なり， $AL < CL$  となるので，マーガリン市場は単独の関連市場を構成しているとの結論になってしまう。

表 3.3.5 両対数モデル・マーガリン市場での CLA の結果

MM = -1.171

I	ii	PCMi (%)	Wi	PCMi*Wi
M1	-1.786	55.989	0.500	28.007
M2	-1.722	58.079	0.294	17.077
M3	-2.791	35.830	0.044	1.575
M4	-3.414	29.291	0.024	0.696
M5	-1.777	56.266	0.055	3.071
M6	0.964	-103.742	0.023	-2.424
M0	-2.989	33.452	0.060	2.010

PCM (%)	50.012
Y (%)	5.000
CL	9.089
AL	5.855

イ バター市場

両対数形の需要関数モデルの推定値を用いた，マーガリン市場におけるクリティカル・ロス分析の結果が表 3.3.6 に示されている。その結果，ここでも AIDS モデルの分析結果とは異なり， $AL < CL$  となるので，マーガリン市場は単独の関連市場を構成しているとの結論になってしまう。

表 3.3.6 両対数モデル・バター市場での CLA の結果

I	ii	PCMi (%)	MM Wi	-0.869 PCMi*Wi
B1	-1.237	80.861	0.636	51.400
B2	-1.341	74.549	0.119	8.837
B3	-5.476	18.261	0.056	1.031
B4	-0.849	117.804	0.015	1.724
B5	-4.100	24.390	0.073	1.771
B6	-4.128	24.225	0.039	0.938
B0	-2.033	49.196	0.063	3.118

PCM (%)	68.820
Y (%)	5.000
CL	6.773
AL	4.346

以上の分析結果から明らかなように、両対数形の需要関数モデルの推定結果を用いると、需要の価格弾力性の大きさを過少推定してしまい、関連市場の範囲を狭く推定するバイアスが発生する。AIDS モデルと両対数形の需要関数モデルのパラメータ推定値や分析結果に大きな違いが存在するので、両対数形の需要関数モデルを用いて分析を行えば深刻な問題が発生する。したがって、バター・マーガリンについて、本分析のように AIDS モデルによる需要関数の推定が可能な場合には、関連市場の画定分析において安易に両対数形の需要関数モデルを信頼することは望ましくないことが示唆された。

#### 4 バター・マーガリン市場の合併シミュレーション

##### (1) 仮想的合併と具体的手段

ここでは、バター・マーガリン市場において第1位と第2位のA社とB社が合併することを前提として<sup>65</sup>、ALM、AIDS、PCAIDSの定式化に従った合併シミュレーションの実施を試みた。

合併シミュレーションに当たって、Werden and Froebが公開していた、MathematicaのプログラムSimMerger Lite及びEpsteinが公開しているExcelのマクロプログラムPCAIDS Simulatorを利用した。

##### (2) の推定

既にAIDSモデルによる需要関数の推定が行われているため、ALMやPCAIDSモデルのシミュレーションに必要なファット市場全体の需要の弾力性は既知であるが、ALMやPCAIDSモデルは、一般的には、限られたデータしかない場合に行われる手法であることを考慮し、スキャナーデータを総計し市場全体の価格と販売量が入手可能であることを前提として の推定を行った場合に、AIDSモデルでの結果と大きく異なるかどうかを確認した。

一般的に行われる需要関数の推定方法に従い、いわゆる両対数形の定式化<sup>66</sup>、時系列データであることを考慮してCochrane-Orcutt法を用いて系列相関の問題に対処、

需要の季節変動が極めて大きいことを考慮するために月次ダミーを追加、という方法を用いて推定を行った<sup>67</sup>。販売量は各月のすべてのバターとマーガリンの販売量の合計個数であり、価格は、販売個数シェアをウェイトとして加重平均したものを使った。(ダミー変数、定数項についての報告は省略している。)

被説明変数	Coef.	Std. Err.	t	P> t
$\ln(\bar{p})$	-3.656318*	1.265539	-2.89	0.009

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

Rho=0.8599391

Number of obs = 35

F( 12, 22) = 34.44 (Prob > F = 0.0000)

R-squared = 0.9495

Durbin-Watson statistic = 2.503895

推定された弾力性の値は-3.7となり、前記2(4)におけるAIDSモデルの推定による-4.2と大きくは変わらない値が得られた。

<sup>65</sup> 第3章第3節の市場画定分析では、AIDSモデルによる需要関数の推定結果に基づくCLA分析の結果、関連市場は、バターとマーガリンを合わせたファット市場よりも広い可能性が示唆されているが、本節では、ALM、AIDSモデル、PCAIDSモデルの各手法の比較が主眼であるので、ファット市場を前提とした上で分析を行った。

<sup>66</sup> 第3章第3節の市場画定分析では、市場画定分析について、パネルデータを用いたAIDSモデルが利用可能な場合に両対数形の需要関数を用いることが適切ではないことが示されているが、ここでは、パネルデータではない時系列データのみが利用可能な場合を前提としている。

<sup>67</sup> Stataを使って推定。Prais-Winstenにしたがう誤差項の系列相関がある場合の一般化最小二乗法を用いてもほとんど同じ結果が得られる。



### (3) ALM合併シミュレーション

A社とB社が合併する場合を分析することから，それらの会社のバターとマーガリンの時系列データ，また，ファット市場全体の市場価格と，販売量の情報が入手可能であると仮定した。

#### アの推定

ALMは十分なデータがない場合においても容易にシミュレーションを行う手法であると考えられるため，A社とB社のバターとマーガリンの時系列データしか入手できないということを前提として，(3.16)式を用いての推定を行った。

$$\ln(s_{A,t} / s_{B,t}) = a + \beta(p_{A,t} - p_{B,t}) \quad (3.16)$$

ここで，s はファット市場を前提としたA社，B社それぞれのバターとマーガリンの市場シェアを表す。経済論理上，の符号はマイナスになることが見込まれる。誤差項の系列相関が存在したため，Cochrane-Orcutt法を用いて対応した。(定数項は興味の対象ではないため，報告は省略している。)

#### A社バターとB社バター

被説明変数	Coef.	Std. Err.	t	P> t
$p_{bA} - p_{bB}$	-0.007033	.0044716	-1.57	0.125

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

=0.218104

Number of obs = 35

F( 1, 33) = 2.47 (Prob > F = 0.1253)

R-squared = 0.0697

Durbin-Watson statistic = 2.271965

#### A社マーガリンとB社マーガリン

被説明変数	Coef.	Std. Err.	t	P> t
$p_{mA} - p_{mB}$	-0.0093934*	.0038625	-2.43	0.021

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

= 0.3641793

Number of obs = 35

F(1, 33) = 5.91 (Prob > F = 0.0206)

R-squared = 0.1520

Durbin-Watson statistic = 2.272864

### A社バターとB社マーガリン

被説明変数	Coef.	Std. Err.	t	P> t
$P_{bA} - P_{mB}$	0.0054809	.0040814	1.34	0.188

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

$$= 0.2757735$$

Number of obs = 35

F(1, 33) = 1.80 (Prob > F = 0.1885)

R-squared = 0.0518

Durbin-Watson statistic = 2.170263

### A社マーガリンとB社バター

被説明変数	Coef.	Std. Err.	t	P> t
$P_{mA} - P_{bB}$	0.0009395	.0028194	0.33	0.741

\*\*\*;1% \*\*;5% \*;10% 有意水準

$$=0.5987532$$

Number of obs = 35

F(1, 33) = 0.11 (Prob > F = 0.7411)

R-squared = 0.0034

Durbin-Watson statistic = 2.538311

ALM モデルの仮定を前提とすると、マーガリン同士とバター同士による の推定値が、せいぜい0.01 程度であることは、商品間全体の代替性の程度があまり高くない、独立財の関係に近いと思われる<sup>68</sup>。また、マーガリン同士とバター同士の推定では の符号は ALM が前提とする経済理論と一致する値が得られているが、マーガリンとバターの組み合わせでは、その経済理論とは矛盾する結果が得られていることから、本市場においては IIA の仮定は満たされていないと考えられる。

### イ 合併シミュレーション

の推定結果から、ALM の前提条件である IIA が満たされていない可能性が高いと思われるが、シミュレーションを実行するに当たっては、IIA が満たされていると仮定して先に進む。そして、上記のマーガリン同士の推定結果を参考に を0.01 と仮定する。

この =0.01 の値と =-3.65 や-4.25 の組合せでは、SimMerger Lite 上では、あまりにも価格上昇が小さくなり算出不可能になるため、 の値を0.01 と固定した上で、 =-2, =-1 として合併の効果を算出した。また、逆に、 =-3.65 と

<sup>68</sup> Epstein & Rubinfeld で説明されているパネルデータを用いた推定方法を使って を推定したが、 の値はせいぜい0.017 程度となるだけであった。

固定した上で、 $\epsilon = 0.05$  と  $\epsilon = 0.1$  としたものも計算した。(結果は 125 ページ ~ 128 ページの表 3.4.1 ~ 3.4.4 を参照。)

$\epsilon = 0.01$  と固定し  $\eta = -2$  とした場合と  $\eta = -1$  とした場合を比べると、 $\eta = -1$  の方が、合併の結果として市場全体の価格が上昇することがわかる。実際、 $\eta = -1$  の場合には、5%以上の価格上昇であるため、米国の水平合併ガイドラインに照らすと単独効果で問題ありと判断される可能性がある。他方、 $\eta = -2$  の場合には、0.02%程度しか価格が上昇しない。この  $\eta = -2$  の結果から、 $\epsilon = 0.01$  で  $\eta = -3.65$  や  $-4.2$  という場合の価格上昇は更に微少な割合でしかないと考えられるため、ALMモデルを前提とすれば、当該合併によって単独効果のシナリオにおいては、競争は実質的に制限されないと判断できると考えられる。

$\eta = -1$  と  $\eta = -2$  である場合の結果の違いについては、弾力性マトリックスを比較することで理解が可能である。 $\eta = -2$  の場合より  $\eta = -1$  の場合の方がブランドの自己弾力性の絶対値が小さく、交差弾力性は大きい。すなわち、 $\eta = -1$  の場合の方が、あるブランドの価格を引き上げた場合に自己の需要の減少割合は小さく、ファット市場全体の需要弾力性の絶対値が小さいことから、他のブランドの需要が増加する割合も高くなり、合併企業が価格を引き上げると競争企業も価格を引き上げる割合が高くなり、それに対応して合併企業も価格を引き上げるという連鎖が強く働くと考えられる。

#### (4) AIDS 合併シミュレーション

前記 2 (4) で行われた 2 段階推定の unconditional demand に基づいて限界費用を推定したところ、D社のバター、A社のバターの限界費用がマイナスになり、F社のマーガリンの限界費用がほぼゼロになり、また、A社のマーガリンの限界費用が価格以上になってしまったことにより、合併シミュレーションを行うことはできなかった<sup>69</sup>。(結果は 129 ページの表 3.4.5 参照)

限界費用がマイナスになる理由は、第 2 章の 2 で示しているように、1 ブランドしか生産していない企業のベルトラン競争の利潤最大化の最適条件をみると、価格費用マージン = 自己弾力性の絶対値の逆数となることから、自己弾力性の値が 1 より小さくなると、算出される限界費用がマイナスとなるということで、おおむね説明できる。実際、D社のバター、F社のマーガリンの自己弾力性の絶対値は 1 に近いか 1 を下回っている。

逆に、限界費用が極めて大きくなり価格を上回るのは、複数ブランドを販売している場合に商品間に補完関係があると費用が大きくなる可能性があることから説明できる。A社のマーガリンの価格に関するA社のバターの交差弾力性は-1.7であることからA社のマーガリンとバターは補完的な関係にあり絶対値自体は比較的大きいことから、57 ページの限界費用の計算式における括弧の中の分数がプラスになり、括弧の中の値自体が 1 を超え、結果として、導出される限界費用が価格を上回るのである。

<sup>69</sup> Conditional demand の推定に従ったとしても同様の結果になる。また、推定値の優位性が低い交差弾力性についてはゼロとして計算したとしても、算出された限界費用がネガティブになることや、価格以上になるという問題を解決することはできなかった。

この問題は、AIDS 需要関数の推定方法の改善によって解決される可能性もあるが、市場競争のモデルとしてベルトラン競争がふさわしくない可能性も考えられる。

#### (5) PCAIDS 合併シミュレーション

PCAIDS モデルによる合併シミュレーションは、AIDS による需要関数の推定の結果を用いて行った。AIDS モデルの需要関数の推定においては、A 社及び B 社のマーガリンの自己弾力性の絶対値が 2 を上回っているが、A 社のバターの自己弾力性の絶対値は 1 に満たず、B 社のバターの弾力性も 1 程度であるため、A 社のバターの弾力性が既知であるという仮定をおいた。弾力性マトリックスの計算には、Epstein の PCAIDS Simulator を利用し、合併シミュレーション自体は SimMerger Lite を利用した。

なお、PCAIDS Simulator では、 $\epsilon_{AA}$  は自己弾力性よりも小さくないと計算ができなくなることから（商品が補完関係にならないようにする制約がソフトに加えられている。第 2 章 2 (3) 参照。）、 $\epsilon_{AA} = -2$  と  $\epsilon_{AA} = -2.5$  を採用して計算した。（結果は 130~131 ページの表 3.4.6 及び 3.4.7 参照）

$\epsilon_{AA} = -2$  と  $\epsilon_{AA} = -2.5$  の場合を比べると、 $\epsilon_{AA} = -2$  の方が市場全体の価格が上昇しているが、市場全体の価格上昇は 4.6% であり、また、 $\epsilon_{AA} = -2.5$  の場合には、価格上昇は、市場全体で 1.33% に留まり、推定された市場の弾力性の絶対値は 3 から 4 程度であることから、合併による価格上昇はより軽微なものであると考えられる。すなわち、PCAIDS モデルを前提とすると、合併による価格上昇はそれほど大きなものではないと考えられる。

$\epsilon_{AA} = -2$  と  $\epsilon_{AA} = -2.5$  の場合では、 $\epsilon_{AA} = 2$  の方が各ブランドの自己弾力性の絶対値と交差弾力性が大きく、ALM の  $\epsilon_{AA} = -2$  と  $\epsilon_{AA} = -1$  の場合における自己弾力性と交差弾力性との大小関係とは微妙に異なっている。しかし、 $\epsilon_{AA}$  の絶対値が小さい方が価格の上昇の程度が大きくなるという点では同じ結果が出ている。

#### (6) まとめ

ALM と PCAIDS の手法を用いると、バターとマーガリン分野において第 1 位と第 2 位のシェアを占める A 社と B 社の合併が行われたとしても、合併によって、市場全体で 5% というような価格上昇が起こるとは考えがたい。ファット市場全体での価格弾力性が 3~4 といった値であることから、合併によって当事会社が価格を引き上げたとしても、競合するブランドへの代替は限定的であり、市場全体での価格上昇は大きくならないからである。

他方、推定された AIDS モデルを前提とすると、市場においてベルトラン競争が行われているという前提では、算出されるブランドの限界費用がマイナス、または、価格以上になるといったことから、シミュレーション自体ができなかった。このことは、需要関数の推定に改善の必要、及び、ベルトラン競争ではない競争モデルを仮定する必要を示唆すると考えられる。需要関数の推定については、本研究では月次データに注目して行ったことから、価格と需要量の関係がより鮮明に表れると期待される週次データによる推定によって解決される可能性があると思われる。

表 3.4.1 A L Mモデル (  $\alpha = -2$  と  $\beta = 0.01$  ) の場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	<b>-2.296</b>	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
B2-q	0.011	<b>-2.308</b>	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
B3-q	0.011	0.002	<b>-2.172</b>	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
B4-q	0.011	0.002	0.002	<b>-2.622</b>	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
B5-q	0.011	0.002	0.002	0.000	<b>-2.351</b>	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
B6-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	<b>-2.180</b>	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
B0-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	<b>-3.067</b>	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
M1-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	<b>-1.807</b>	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
M2-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	<b>-1.722</b>	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
M3-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	<b>-1.653</b>	0.001	0.001	0.001	0.001
M4-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	<b>-2.828</b>	0.001	0.001	0.001
M5-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	<b>-1.809</b>	0.001	0.001
M6-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	<b>-2.898</b>	0.001
M0-q	0.011	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	0.011	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001	<b>-2.085</b>

市場レベル

	BEFORE	AFTER	$\Delta$	% $\Delta$
Industry Quantity	17687	17611.4	-75.65	-0.43%
Laspeyres Price Index	203.932	204.37	0.43768	0.21%
Industry Profits	1780.73	1780.8	0.06526	0.00%
Guidelines HHI	3493.36	5746.83	2253.47	

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

企業レベル

	P0	P1	% $\Delta$ P	Q0	Q1	% $\Delta$ Q	$\pi$ 0	$\pi$ 1	% $\Delta$ $\pi$
企業A	198.232	198.815	0.29%	13288.4	13212.3	-0.57%	1340.51	1340.54	0.00%
企業C	194.845	194.845	0%	1273.89	1274	0.01%	127.567	127.577	0.01%
企業D	276.075	276.075	0%	296.108	296.133	0.01%	29.6204	29.6229	0.01%
企業E	180.991	180.991	0%	670.142	670.198	0.01%	67.0632	67.0688	0.01%
企業F	289.898	289.898	0%	198.544	198.561	0.01%	19.8587	19.8604	0.01%
企業G	235.212	235.212	0%	408.746	408.78	0.01%	40.8928	40.8963	0.01%
企業H	218.086	218.086	0%	504.294	504.336	0.01%	50.4571	50.4614	0.01%
バターその他	306.798	306.798	0%	401.434	401.468	0.01%	40.161	40.1644	0.01%
マーガリンその他	208.64	208.64	0%	645.516	645.57	0.01%	64.5971	64.6025	0.01%

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

製品レベル

	S0	S1	P0	P1	% $\Delta$ P	Q0	Q1	% $\Delta$ Q
B1	24.16%	24.16%	230.709	231.11	0.17%	4272316	4255587	-0.39%
B2	4.14%	4.11%	231.002	232.063	0.46%	731971	724310	-1.05%
B3	4.08%	4.10%	217.34	217.34	0%	721868	721929	0.01%
B4	0.55%	0.55%	262.203	262.203	0%	97377	97385.2	0.01%
B5	2.31%	2.32%	235.212	235.212	0%	408746	408780	0.01%
B6	2.85%	2.86%	218.086	218.086	0%	504294	504336	0.01%
B0	2.27%	2.28%	306.798	306.798	0%	401434	401468	0.01%
M1	30.27%	30.29%	181.797	182.198	0.22%	5354707	5333739	-0.39%
M2	16.56%	16.46%	172.721	173.781	0.61%	2929368	2898707	-1.05%
M3	3.12%	3.13%	165.43	165.43	0%	552027	552073	0.01%
M4	1.12%	1.13%	282.872	282.872	0%	198731	198748	0.01%
M5	3.79%	3.81%	180.991	180.991	0%	670142	670198	0.01%
M6	1.12%	1.13%	289.898	289.898	0%	198544	198561	0.01%
M0	3.65%	3.67%	208.64	208.64	0%	645516	645570	0.01%

	P0	MC0	(P0-MC0)/P0	P1	MC1	(P1-MC1)/P1
B1	230.709	129.649	43.80%	231.11	129.649	43.90%
B2	231.002	130.601	43.46%	232.063	130.601	43.72%
B3	217.34	117.2	46.07%	217.34	117.2	46.07%
B4	262.203	162.171	38.15%	262.203	162.171	38.15%
B5	235.212	135.167	42.53%	235.212	135.167	42.53%
B6	218.086	118.031	45.88%	218.086	118.031	45.88%
B0	306.798	206.754	32.61%	306.798	206.754	32.61%
M1	181.797	80.7367	55.59%	182.198	80.7367	55.69%
M2	172.721	72.3201	58.13%	173.781	72.3201	58.38%
M3	165.43	65.2911	60.53%	165.43	65.2911	60.53%
M4	282.872	182.839	35.36%	282.872	182.839	35.36%
M5	180.991	80.9181	55.29%	180.991	80.9181	55.29%
M6	289.898	189.876	34.50%	289.898	189.876	34.50%
M0	208.64	108.569	47.96%	208.64	108.569	47.96%

表 3.4.2 A L Mモデル (  $\alpha = -1$  と  $\beta = 0.01$  ) の場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	<b>-2.023</b>	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
B2-q	0.284	<b>-2.261</b>	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
B3-q	0.284	0.049	<b>-2.128</b>	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
B4-q	0.284	0.049	0.045	<b>-2.615</b>	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
B5-q	0.284	0.049	0.045	0.007	<b>-2.324</b>	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
B6-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	<b>-2.149</b>	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
B0-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	<b>-3.032</b>	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
M1-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	<b>-1.537</b>	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
M2-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	<b>-1.581</b>	0.026	0.016	0.035	0.017	0.039
M3-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	<b>-1.628</b>	0.016	0.035	0.017	0.039
M4-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	<b>-2.813</b>	0.035	0.017	0.039
M5-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	<b>-1.775</b>	0.017	0.039
M6-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	<b>-2.882</b>	0.039
M0-q	0.284	0.049	0.045	0.007	0.028	0.032	0.035	0.280	0.146	0.026	0.016	0.035	0.017	<b>-2.048</b>

市場レベル

	BEFORE	AFTER	$\Delta$	% $\Delta$
Industry Quantity	17687	16452	-1235	-6.99%
Laspeyres Price Index	203.93	219.05	15.11	7.41%
Industry Profits	2190.92	2256.31	65.39	2.98%
Guidelines HHI	3493.36	5746.83	2253.47	

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

企業レベル

	P0	P1	% $\Delta P$	Q0	Q1	% $\Delta Q$	$\pi 0$	$\pi 1$	% $\Delta \pi$
企業A	198.232	218.299	10.12%	13288.4	11740.9	-11.65%	1741.59	1774.37	1.88%
企業C	194.845	195.121	0.14%	1273.89	1362.61	6.96%	132.244	141.829	7.25%
企業D	276.075	276.137	0.02%	296.108	317.407	7.19%	29.8656	32.0336	7.26%
企業E	180.991	181.134	0.08%	670.142	717.767	7.11%	68.3337	73.2925	7.26%
企業F	289.898	289.939	0.01%	198.544	212.869	7.22%	19.9686	21.4183	7.26%
企業G	235.212	235.298	0.04%	408.746	438.041	7.17%	41.3617	44.3641	7.26%
企業H	218.086	218.193	0.05%	504.294	540.326	7.15%	51.173	54.8872	7.26%
バスターその他	306.798	306.883	0.03%	401.434	430.212	7.17%	40.6132	43.5612	7.26%
マージンその他	208.64	208.777	0.07%	645.516	691.428	7.11%	65.775	70.5483	7.26%

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

製品レベル

	S0	S1	P0	P1	% $\Delta P$	Q0	Q1	% $\Delta Q$
B1	24.16%	24.52%	230.709	243.448	5.52%	4272316	4034372	-5.57%
B2	4.14%	3.22%	231.002	270.335	17.03%	731971	529797	-27.62%
B3	4.08%	4.69%	217.34	217.616	0.13%	721868	772139	6.96%
B4	0.55%	0.63%	262.203	262.266	0.02%	97377	104381	7.19%
B5	2.31%	2.66%	235.212	235.298	0.04%	408746	438041	7.17%
B6	2.85%	3.28%	218.086	218.193	0.05%	504294	540326	7.15%
B0	2.27%	2.62%	306.798	306.883	0.03%	401434	430212	7.17%
M1	30.27%	30.74%	181.797	194.536	7.01%	5354707	5056481	-5.57%
M2	16.56%	12.89%	172.721	212.054	22.77%	2929368	2120260	-27.62%
M3	3.12%	3.59%	165.43	165.706	0.17%	552027	590470	6.96%
M4	1.12%	1.29%	282.872	282.934	0.02%	198731	213025	7.19%
M5	3.79%	4.36%	180.991	181.134	0.08%	670142	717767	7.11%
M6	1.12%	1.29%	289.898	289.939	0.01%	198544	212869	7.22%
M0	3.65%	4.20%	208.64	208.777	0.07%	645516	691428	7.11%

	P0	MC0	(P0-MC0)/P0	P1	MC1	(P1-MC1)/P1
B1	230.709	92.3209	59.98%	243.448	92.3209	62.08%
B2	231.002	119.208	48.40%	270.335	119.208	55.90%
B3	217.34	113.529	47.76%	217.616	113.529	47.83%
B4	262.203	161.343	38.47%	262.266	161.343	38.48%
B5	235.212	134.02	43.02%	235.298	134.02	43.04%
B6	218.086	116.612	46.53%	218.193	116.612	46.56%
B0	306.798	205.628	32.98%	306.883	205.628	32.99%
M1	181.797	43.4089	76.12%	194.536	43.4089	77.69%
M2	172.721	60.9266	64.73%	212.054	60.9266	71.27%
M3	165.43	61.6196	62.75%	165.706	61.6196	62.81%
M4	282.872	182.011	35.66%	282.934	182.011	35.67%
M5	180.991	79.0222	56.34%	181.134	79.0222	56.37%
M6	289.898	189.322	34.69%	289.939	189.322	34.70%
M0	208.64	106.745	48.84%	208.777	106.745	48.87%

表 3.4.3 A L Mモデル (  $\alpha = -3.65$  と  $\beta = 0.05$  ) の場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	-9.75	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
B2-q	1.79	-11.24	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
B3-q	1.79	0.31	-10.58	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
B4-q	1.79	0.31	0.28	-13.06	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
B5-q	1.79	0.31	0.28	0.05	-11.59	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
B6-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	-10.70	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
B0-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	-15.12	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
M1-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	-7.32	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
M2-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	-7.72	0.17	0.10	0.22	0.10	0.24
M3-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	-8.11	0.10	0.22	0.10	0.24
M4-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	-14.04	0.22	0.10	0.24
M5-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	-8.83	0.10	0.24
M6-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	-14.39	0.24
M0-q	1.79	0.31	0.28	0.05	0.17	0.20	0.22	1.77	0.92	0.17	0.10	0.22	0.10	-10.19

市場レベル

	BEFORE	AFTER	$\Delta$	% $\Delta$
Industry Quantity	17687	16417.9	-1269.2	-7.18%
Laspeyres Price Index	203.932	208.187	4.25517	2.09%
Industry Profits	470.797	495.07	24.2736	5.16%
Guidelines HHI	3493.36	5746.83	2253.47	

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

企業レベル

	P0	P1	% $\Delta P$	Q0	Q1	% $\Delta Q$	$\pi_0$	$\pi_1$	% $\Delta \pi$
企業A	198.232	203.873	2.85%	13288.4	11470.4	-13.68%	380.421	393.076	3.33%
企業C	194.845	194.97	0.06%	1273.9	1428.93	12.17%	26.7132	30.1421	12.84%
企業D	276.075	276.103	0.01%	296.108	333.751	12.71%	5.98651	6.75689	12.87%
企業E	180.991	181.055	0.04%	670.142	753.97	12.51%	13.737	15.5037	12.86%
企業F	289.898	289.916	0.01%	198.544	223.888	12.77%	3.99971	4.51445	12.87%
企業G	235.212	235.251	0.02%	408.746	460.46	12.65%	8.29804	9.36575	12.87%
企業H	218.086	218.134	0.02%	504.294	567.835	12.60%	10.274	11.5957	12.87%
パターその他	306.798	306.836	0.01%	401.434	452.239	12.66%	8.1474	9.19574	12.87%
マーガソその他	208.64	208.702	0.03%	645.516	726.351	12.52%	13.2201	14.9204	12.86%

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

製品レベル

	S0	S1	P0	P1	% $\Delta P$	Q0	Q1	% $\Delta Q$
B1	24.16%	24.63%	230.709	234.234	1.53%	4272316	4042972	-5.37%
B2	4.14%	2.87%	231.002	242.205	4.85%	731971	471849	-35.54%
B3	4.08%	4.93%	217.34	217.464	0.06%	721868	809720	12.17%
B4	0.55%	0.67%	262.203	262.231	0.01%	97377	109756	12.71%
B5	2.31%	2.80%	235.212	235.251	0.02%	408746	460460	12.65%
B6	2.85%	3.46%	218.086	218.134	0.02%	504294	567835	12.60%
B0	2.27%	2.75%	306.798	306.836	0.01%	401434	452239	12.66%
M1	30.27%	30.86%	181.797	185.322	1.94%	5354707	5067259	-5.37%
M2	16.56%	11.50%	172.721	183.924	6.49%	2929368	1888352	-35.54%
M3	3.12%	3.77%	165.43	165.555	0.08%	552027	619209	12.17%
M4	1.12%	1.36%	282.872	282.9	0.01%	198731	223995	12.71%
M5	3.79%	4.59%	180.991	181.055	0.04%	670142	753970	12.51%
M6	1.12%	1.36%	289.898	289.916	0.01%	198544	223888	12.77%
M0	3.65%	4.42%	208.64	208.702	0.03%	645516	726351	12.52%

	P0	MC0	$(P0-MC0)/P0$	P1	MC1	$(P1-MC1)/P1$
B1	230.709	199.966	13.33%	234.234	199.966	14.63%
B2	231.002	207.937	9.98%	242.205	207.937	14.15%
B3	217.34	196.37	9.65%	217.464	196.37	9.70%
B4	262.203	241.986	7.71%	262.231	241.986	7.72%
B5	235.212	214.911	8.63%	235.251	214.911	8.65%
B6	218.086	197.713	9.34%	218.134	197.713	9.36%
B0	306.798	286.502	6.62%	306.836	286.502	6.63%
M1	181.797	151.054	16.91%	185.322	151.054	18.49%
M2	172.721	149.655	13.35%	183.924	149.655	18.63%
M3	165.43	144.46	12.68%	165.555	144.46	12.74%
M4	282.872	262.654	7.15%	282.9	262.654	7.16%
M5	180.991	160.493	11.33%	181.055	160.493	11.36%
M6	289.898	269.752	6.95%	289.916	269.752	6.96%
M0	208.64	188.16	9.82%	208.702	188.16	9.84%

表 3.4.4 A L Mモデル (  $\alpha = -3.65$  と  $\beta = 0.1$  ) の場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	-18.50	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
B2-q	4.58	-22.32	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
B3-q	4.58	0.78	-21.01	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
B4-q	4.58	0.78	0.73	-26.10	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
B5-q	4.58	0.78	0.73	0.12	-23.07	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
B6-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	-21.30	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
B0-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	-30.11	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
M1-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	-13.66	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
M2-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	-14.92	0.42	0.26	0.56	0.27	0.63
M3-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	-16.12	0.26	0.56	0.27	0.63
M4-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	-28.03	0.56	0.27	0.63
M5-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	-17.54	0.27	0.63
M6-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	-28.72	0.63
M0-q	4.58	0.78	0.73	0.12	0.45	0.51	0.57	4.52	2.35	0.42	0.26	0.56	0.27	-20.24

市場レベル

	BEFOR	AFTER	Δ	%Δ
Industry Quantity	17687	16679.6	-1007.4	-5.70%
Laspeyres Price Index	203.932	207.242	3.31042	1.62%
Industry Profits	263.697	289.925	26.2279	9.95%
Guidelines HHI	3493.36	5746.83	2253.47	

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

企業レベル

	P0	P1	%ΔP	Q0	Q1	%ΔQ	π0	π1	%Δπ
企業A	198.232	202.608	2.21%	1.3E+07	11182.3	-15.85%	218.159	232.515	6.58%
企業C	194.845	195.009	0.08%	1273.89	1580.71	24.08%	13.5396	17.0588	25.99%
企業D	276.075	276.111	0.01%	296.108	372.119	25.67%	3.00235	3.7866	26.12%
企業E	180.991	181.075	0.05%	670.142	838.188	25.08%	6.91658	8.7212	26.09%
企業F	289.898	289.922	0.01%	198.544	249.812	25.82%	2.00391	2.52743	26.13%
企業G	235.212	235.262	0.02%	408.746	512.947	25.49%	4.16651	5.25459	26.11%
企業H	218.086	218.149	0.03%	504.294	632.09	25.34%	5.16382	6.51196	26.11%
パターその他	306.798	306.847	0.02%	401.434	503817	25.50%	4.09056	5.15882	26.12%
マーガソその他	208.64	208.72	0.04%	645.516	807.642	25.12%	6.65456	8.391	26.09%

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

製品レベル

	S0	S1	P0	P1	%ΔP	Q0	Q1	%ΔQ
B1	24.16%	24.63%	230.709	233.423	1.18%	4272316	4107822	-3.85%
B2	4.14%	2.31%	231.002	239.748	3.79%	731971	385026	-47.40%
B3	4.08%	5.37%	217.34	217.503	0.08%	721868	895727	24.08%
B4	0.55%	0.73%	262.203	262.24	0.01%	97377	122374	25.67%
B5	2.31%	3.08%	235.212	235.262	0.02%	408746	512947	25.49%
B6	2.85%	3.79%	218.086	218.149	0.03%	504294	632090	25.34%
B0	2.27%	3.02%	306.798	306.847	0.02%	401434	503817	25.50%
M1	30.27%	30.87%	181.797	184.511	1.49%	5354707	5148539	-3.85%
M2	16.56%	9.24%	172.721	181.466	5.06%	2929368	1540886	-47.40%
M3	3.12%	4.11%	165.43	165.593	0.10%	552027	684981	24.08%
M4	1.12%	1.50%	282.872	282.908	0.01%	198731	249745	25.67%
M5	3.79%	5.03%	180.991	181.075	0.05%	670142	838188	25.08%
M6	1.12%	1.50%	289.898	289.922	0.01%	198544	249812	25.82%
M0	3.65%	4.84%	208.64	208.72	0.04%	645516	807642	25.12%

	P0	MC0	(P0-MC0)/P0	P1	MC1	(P1-MC1)/P1
B1	230.709	212.63	7.84%	233.423	212.63	8.91%
B2	231.002	218.955	5.22%	239.748	218.955	8.67%
B3	217.34	206.711	4.89%	217.503	206.711	4.96%
B4	262.203	252.064	3.87%	262.24	252.064	3.88%
B5	235.212	225.018	4.33%	235.262	225.018	4.35%
B6	218.086	207.846	4.70%	218.149	207.846	4.72%
B0	306.798	296.608	3.32%	306.847	296.608	3.34%
M1	181.797	163.718	9.94%	184.511	163.718	11.27%
M2	172.721	160.673	6.98%	181.466	160.673	11.46%
M3	165.43	154.802	6.42%	165.593	154.802	6.52%
M4	282.872	272.732	3.58%	282.908	272.732	3.60%
M5	180.991	170.67	5.70%	181.075	170.67	5.75%
M6	289.898	279.805	3.48%	289.922	279.805	3.49%
M0	208.64	198.331	4.94%	208.72	198.331	4.98%



表 3.4.5 AIDSモデルの場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	<b>-0.65</b>	-0.88	4.39	-1.36	0.78	-2.85	-1.64	<b>-1.63</b>	-1.64	-0.88	-0.64	-0.88	-0.30	-2.05
B2-q	0.59	<b>-1.16</b>	3.49	-0.09	-0.16	-0.49	-0.30	-0.60	-0.16	-3.30	-1.64	-0.16	-0.60	-0.08
B3-q	-0.11	0.19	<b>-9.80</b>	-0.05	0.72	-0.24	-0.14	-0.06	-0.08	<b>-0.08</b>	0.22	-0.08	-0.02	-0.04
B4-q	-0.22	0.25	-0.04	<b>-1.01</b>	0.69	-0.06	-0.04	-0.01	-0.02	1.05	<b>0.62</b>	-0.02	-0.01	-0.01
B5-q	0.20	-0.10	1.28	-0.61	<b>-5.23</b>	-2.49	0.99	-0.07	-0.10	-0.10	-0.07	-0.49	-0.46	-0.04
B6-q	-0.16	-0.05	-0.13	0.46	-0.05	<b>-5.91</b>	-0.46	0.07	0.09	-0.05	-0.04	0.30	-0.02	-0.03
B0-q	0.07	-0.09	-0.16	0.62	-1.04	0.88	<b>-2.56</b>	-0.06	-0.09	-0.09	-0.06	-0.09	-0.03	-0.05
M1-q	<b>-0.70</b>	-0.93	1.99	-1.55	-0.93	-3.06	-3.21	<b>-2.87</b>	0.21	-0.93	-0.67	-0.93	-0.32	0.49
M2-q	-0.75	-0.56	-1.48	-0.29	-0.56	-5.68	-1.08	-0.12	<b>-2.45</b>	0.79	-0.41	-0.56	-0.20	0.23
M3-q	-0.24	0.13	<b>-0.12</b>	-0.05	-0.08	-0.24	-0.14	-0.06	0.14	<b>-3.73</b>	0.45	0.35	-0.03	-0.04
M4-q	-0.06	-0.04	-0.11	<b>1.97</b>	-0.04	-0.13	-0.08	0.29	-0.04	-0.04	<b>-3.91</b>	-0.04	1.30	-0.02
M5-q	-0.14	-0.10	-0.21	0.66	0.32	-0.29	-0.19	-0.07	-0.10	-0.10	0.20	<b>-2.10</b>	0.25	-0.05
M6-q	-0.99	-0.04	-7.01	1.74	-0.04	-0.12	-0.08	0.69	-0.04	3.32	1.10	1.40	<b>-1.02</b>	-0.02
M0-q	-0.15	0.35	1.40	-0.06	-0.11	-0.35	-1.22	0.07	-0.11	-1.35	-0.08	-0.11	-0.04	<b>-3.36</b>

製品レベル

	P0	MC0
B1	230.709	<b>-472.9</b>
B2	231.002	165.3
B3	217.34	195.6
B4	262.203	<b>-527.9</b>
B5	235.212	190.2
B6	218.086	181.2
B0	306.798	187.1
M1	181.797	<b>437.0</b>
M2	172.721	103.4
M3	165.43	121.7
M4	282.872	148.8
M5	180.991	94.8
M6	289.898	<b>6.4</b>
M0	208.64	146.5

表 3.4.6 PCAIDSモデル (  $\epsilon = -2$  と M1 ブランドの弾力性 = -2.85 ) の場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	-2.86	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
B2-q	0.32	-3.12	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
B3-q	0.32	0.06	-3.13	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
B4-q	0.32	0.06	0.05	-3.17	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
B5-q	0.32	0.06	0.05	0.01	-3.15	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
B6-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	-3.14	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
B0-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	-3.14	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
M1-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	-2.86	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
M2-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	-3.01	0.03	0.02	0.04	0.02	0.04
M3-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	-3.15	0.02	0.04	0.02	0.04
M4-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	-3.16	0.04	0.02	0.04
M5-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	-3.14	0.02	0.04
M6-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	-3.16	0.04
M0-q	0.32	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.04	0.32	0.17	0.03	0.02	0.04	0.02	-3.13

市場レベル

	BEFOR	AFTER	Δ	%Δ
Industry Quantity	17687	16123.9	-1563.1	-8.84%
Laspeyres Price Index	203.932	213.321	9.38909	4.60%
Industry Profits	1310.8	1342.49	31.6889	2.42%
Guidelines HHI	3493.36	5746.83	2253.47	

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

企業レベル

	P0	P1	%ΔP	Q0	Q1	%ΔQ	π0	π1	%Δπ
企業A	198.232	209.99	5.93%	13288.4	11631.6	-12.47%	1000.14	1015.19	1.50%
企業C	194.845	196.823	1.02%	1273.9	1300.78	2.11%	80.0685	84.3314	5.32%
企業D	276.075	278.851	1.01%	296.108	302.446	2.14%	25.9517	27.347	5.38%
企業E	180.991	182.815	1.01%	670.142	684.447	2.13%	38.6273	40.7	5.37%
企業F	289.898	292.808	1.00%	198.544	202.806	2.15%	18.2144	19.1955	5.39%
企業G	235.212	237.577	1.01%	408.746	417.496	2.14%	30.5212	32.1621	5.38%
企業H	218.086	220.283	1.01%	504.294	515.059	2.13%	35.0253	36.9047	5.37%
バターその他	306.798	309.889	1.01%	401.434	410.003	2.13%	39.2226	41.3273	5.37%
マーガリンその他	208.64	210.75	1.01%	645.516	659.282	2.13%	43.0289	45.3377	5.37%

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

製品レベル

	S0	S1	P0	P1	%ΔP	Q0	Q1	%ΔQ
B1	24.16%	24.37%	230.709	240.811	4.38%	4272316	3929641	-8.02%
B2	4.14%	3.40%	231.002	255.988	10.82%	731971	547969	-25.14%
B3	4.08%	4.57%	217.34	219.546	1.02%	721868	737107	2.11%
B4	0.55%	0.62%	262.203	264.841	1.01%	97377	99460.3	2.14%
B5	2.31%	2.59%	235.212	237.577	1.01%	408746	417496	2.14%
B6	2.85%	3.19%	218.086	220.283	1.01%	504294	515059	2.13%
B0	2.27%	2.54%	306.798	309.889	1.01%	401434	410003	2.13%
M1	30.27%	30.50%	181.797	189.848	4.43%	5354707	4917527	-8.16%
M2	16.56%	13.87%	172.721	190.365	10.22%	2929368	2236452	-23.65%
M3	3.12%	3.50%	165.43	167.11	1.02%	552027	563673	2.11%
M4	1.12%	1.26%	282.872	285.716	1.01%	198731	202986	2.14%
M5	3.79%	4.24%	180.991	182.815	1.01%	670142	684447	2.13%
M6	1.12%	1.26%	289.898	292.808	1.00%	198544	202806	2.15%
M0	3.65%	4.09%	208.64	210.75	1.01%	645516	659282	2.13%

	P0	MC0	(P0-MC0)/P0	P1	MC1	(P1-MC1)/P1
B1	230.709	139.992	39.32%	240.811	139.992	41.87%
B2	231.002	152.461	34.00%	255.988	152.461	40.44%
B3	217.34	147.25	32.25%	219.546	147.25	32.93%
B4	262.203	178.911	31.77%	264.841	178.911	32.45%
B5	235.212	160.541	31.75%	237.577	160.541	32.43%
B6	218.086	148.632	31.85%	220.283	148.632	32.53%
B0	306.798	209.092	31.85%	309.889	209.092	32.53%
M1	181.797	110.133	39.42%	189.848	110.133	41.99%
M2	172.721	114.23	33.86%	190.365	114.23	39.99%
M3	165.43	112.04	32.27%	167.11	112.04	32.95%
M4	282.872	193.097	31.74%	285.716	193.097	32.42%
M5	180.991	123.351	31.85%	182.815	123.351	32.53%
M6	289.898	198.158	31.65%	292.808	198.158	32.32%
M0	208.64	141.982	31.95%	210.75	141.982	32.63%

表 3.4.7 PCAIDSモデル (  $\epsilon = -2.5$  と M1 ブランドの弾力性 =  $-2.85$  ) の場合

弾力性マトリックス

	B1-p	B2-p	B3-p	B4-p	B5-p	B6-p	B0-p	M1-p	M2-p	M3-p	M4-p	M5-p	M6-p	M0-p
B1-q	-2.86	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
B2-q	0.13	-2.97	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
B3-q	0.13	0.02	-2.97	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
B4-q	0.13	0.02	0.02	-2.99	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
B5-q	0.13	0.02	0.02	0	-2.98	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
B6-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	-2.98	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
B0-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	-2.98	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
M1-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	-2.86	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
M2-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	-2.92	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
M3-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	-2.98	0.01	0.02	0.02	0.02
M4-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	-2.99	0.02	0.02	0.02
M5-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	-2.98	0.02	0.02
M6-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	-2.99	0.02
M0-q	0.13	0.02	0.02	0	0.01	0.02	0.02	0.13	0.07	0.01	0.01	0.02	0.02	-2.97

市場レベル

	BEFORE	AFTER	Δ	%Δ
Industry Quantity	17687	17078.9	-608.11	-3.44%
Laspeyres Price Index	203.932	206.644	2.71223	1.33%
Industry Profits	1277.43	1281.1	3.67528	0.29%
Guidelines HHI	3493.36	5746.83	2253.47	

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

企業レベル

	P0	P1	%ΔP	Q0	Q1	%ΔQ	π0	π1	%Δπ
企業A	198.232	201.749	1.77%	13288.4	12669.2	-4.66%	950.407	952.012	0.17%
企業C	194.845	195.095	0.13%	1273.9	1277.1	0.25%	83.8555	84.3855	0.63%
企業D	276.075	276.427	0.13%	296.108	296.857	0.25%	27.369	27.5427	0.63%
企業E	180.991	181.222	0.13%	670.142	671.832	0.25%	40.7013	40.9591	0.63%
企業F	289.898	290.266	0.13%	198.544	199.045	0.25%	19.25	19.3719	0.63%
企業G	235.212	235.512	0.13%	408.746	409.779	0.25%	32.2624	32.4671	0.63%
企業H	218.086	218.364	0.13%	504.294	505.566	0.25%	36.9059	37.1396	0.63%
パターその他	306.798	307.189	0.13%	401.434	402.447	0.25%	41.3286	41.5903	0.63%
マーガリその他	208.64	208.907	0.13%	645.516	647.143	0.25%	45.3469	45.6341	0.63%

注: 数量の単位は千個。利潤の単位は百万円

製品レベル

	S0	S1	P0	P1	%ΔP	Q0	Q1	%ΔQ
B1	24.16%	24.26%	230.709	233.569	1.24%	4272316	4143340	-3.02%
B2	4.14%	3.95%	231.002	237.763	2.93%	731971	674846	-7.80%
B3	4.08%	4.24%	217.34	217.619	0.13%	721868	723680	0.25%
B4	0.55%	0.57%	262.203	262.538	0.13%	97377	97623.9	0.25%
B5	2.31%	2.40%	235.212	235.512	0.13%	408746	409779	0.25%
B6	2.85%	2.96%	218.086	218.364	0.13%	504294	505566	0.25%
B0	2.27%	2.36%	306.798	307.189	0.13%	401434	402447	0.25%
M1	30.27%	30.39%	181.797	184.078	1.25%	5354707	5190753	-3.06%
M2	16.56%	15.58%	172.721	178.643	3.43%	2929368	2660227	-9.19%
M3	3.12%	3.24%	165.43	165.642	0.13%	552027	553415	0.25%
M4	1.12%	1.17%	282.872	283.232	0.13%	198731	199233	0.25%
M5	3.79%	3.93%	180.991	181.222	0.13%	670142	671832	0.25%
M6	1.12%	1.17%	289.898	290.266	0.13%	198544	199045	0.25%
M0	3.65%	3.79%	208.64	208.907	0.13%	645516	647143	0.25%

	P0	MC0	(P0-MC0)/P0	P1	MC1	(P1-MC1)/P1
B1	230.709	146.246	36.61%	233.569	146.246	37.39%
B2	231.002	151.617	34.37%	237.763	151.617	36.23%
B3	217.34	143.874	33.80%	217.619	143.874	33.89%
B4	262.203	174.51	33.44%	262.538	174.51	33.53%
B5	235.212	156.282	33.56%	235.512	156.282	33.64%
B6	218.086	144.903	33.56%	218.364	144.903	33.64%
B0	306.798	203.846	33.56%	307.189	203.846	33.64%
M1	181.797	115.169	36.65%	184.078	115.169	37.43%
M2	172.721	113.094	34.52%	178.643	113.094	36.69%
M3	165.43	109.594	33.75%	165.642	109.594	33.84%
M4	282.872	188.122	33.50%	283.232	188.122	33.58%
M5	180.991	120.256	33.56%	181.222	120.256	33.64%
M6	289.898	192.942	33.44%	290.266	192.942	33.53%
M0	208.64	138.391	33.67%	208.907	138.391	33.75%

おわりに

## 1 本研究のまとめと成果

本報告書では、商品が差別化された市場における合併が競争に及ぼす影響について、その理論的考え方・分析手法や事例を整理すると共に、スキャナーデータを用いて、市場画定と合併シミュレーションを実際に試みた。

まず、第1章では、日米欧の合併ガイドラインにおいて、差別化された商品市場における合併がどのように扱われているかについて概観した後に、合併審査又は訴訟の場において、合併シミュレーションなどの経済分析が用いられた事例を紹介した。

ガイドラインにおける、財が差別化された場合の合併の競争制限効果は、米国の1992年水平合併ガイドラインにおいて、いわゆる「ユニラテラル効果」として説明されたのが最初であり、欧州や我が国のガイドラインにおける考え方もほぼ同様であると考えられる。この差別化された財市場における「ユニラテラル効果」の経済学的な根拠は、財が差別化された場合の寡占市場におけるベルトランモデルであると言われている。

需要の価格弾力性を推定し、ベルトランモデルにおけるプライス・コスト・マージンと需要の価格弾力性の関係を利用すれば、市場支配力の直接的な測定が可能となるが、従来は、分析に利用できるデータの制約等からこのような手法を採ることが難しかった。しかしながら、スキャナーデータ等詳細な価格・数量のデータが利用できるようになったことにより、需要の価格弾力性を実際に測定し、市場支配力を直接的に推定したり、市場画定を実施する方法が可能になってきている。これを合併に応用し、合併前後の企業の最適化条件の変化から、価格上昇を予測するのが合併シミュレーションである。欧米では、このような手法が実際の合併事案に用いられつつある。

第2章では、合併が競争に及ぼす影響を推定するための基礎となる需要関数の推計方法について、経済理論とデータの制約の下で、実際の消費行動とより整合性の高い推計を行う方法が工夫された歴史的な経緯に沿って説明した。これまでのところ、AIDSモデルが最も一般性の高い定式化のモデルであるとされているが、推定するパラメータの数が商品数の2乗となるため、分析に用いるデータの数が十分に大きなものでない限り、十分な自由度を確保することができず、信頼性の高い推定結果を得ることができないという問題点がある。そのような問題を解消するために、需要システム全体ではなく、特定の財の自己弾力性や交差弾力性を推定できる手法として、残余需要関数があるが、一組の価格と生産量のデータがあれば推定が可能というメリットがある一方、信頼性の高い費用に関するデータが必要とされる。したがって、入手可能なデータの性質によって、AIDSモデル又は残余需要関数といったモデルの使い分けが決まると考えられる。

次いで、合併による企業の利潤最大化行動の変化が、経済理論上どのように記述されるかを説明し、現在よく知られている合併シミュレーションの方法である、ALM、AIDSモデル、PCAIDSモデルの方法を紹介した。AIDSモデルは、真の需要関数の近似として最も理想的であるとされているが、その推定には一般的にパネルデータが必要であり、分析する商品の数が多いとパラメータの推定が難しくなる。これに対して、ALMやPCAIDSは、比例性（HIA）の仮定等の制約を課すことにより、推定に必要なデータの要求度や必要となるパラメータの数を減らして、分析を簡易にしたものである。しかしながら、比例性（HIA）の仮定が満たされない場合には、分析結果は、信頼度の低いものとなるおそ

れがある。

このように、需要関数の推定や合併シミュレーションには、いくつかの手法が開発されているが、それぞれメリットやデメリットがあり、利用可能なデータによって、適当な手法を選択することが必要となる。また、第2章では、情報技術の発展の結果、欧米の企業結合審査において利用されるようになっているスキャナーデータの概要についても説明している。

第3章では、バター・マーガリン市場のスキャナーデータを用いることによって、実際に需要関数の推計を行うと共に、海外において合併審査における市場画定の際に用いられているクリティカル・ロス分析(CLA)を行うことで、これらの商品に関する市場画定分析を行い、また、ALM、AIDSモデル、PCAIDSモデルの各手法に従った合併シミュレーションを試みた。

実証分析の結果、以下のような示唆が得られた。第一に、AIDSモデルに基づく需要関数の推計結果をクリティカル・ロス分析(CLA)に当てはめて市場画定を行うと、バターとマーガリンを一つの市場と考えたファット市場より広い市場が画定される可能性が示された。これは、Scheffman & Spiller (1996)が、米国のスキャナーデータを用いて需要関数の推計を行った結果とも整合的である。他方、対数線形モデルに基づく需要関数の推計結果をクリティカル・ロス分析(CLA)に当てはめたところ、市場は狭く画定されるという結果が得られたことも、Scheffman & Spiller (1996)の分析結果と一致している。

このことは、使用する需要関数によって異なる結果がもたらされ得るということを示していると考えられるところ、実施期間やデータに一定の制約が課されている中であって、いかに精緻なモデル・手法を設計するかということは、大きな課題である。

また、消費者の実感からすれば、バターとマーガリンではそれぞれ独立した市場が成立すると考えられるのではないかという見方もあり、実際の企業結合審査や訴訟においては、消費者調査や業界関係者のインタビューなどの情報が収集できれば、それらの情報との整合性も勘案した上で市場画定を行うことになるものと考えられる。実際にも、朝食用シリアル的事案において裁判所は、経済分析の結果だけでなく、定性的な情報も勘案した上で、市場画定に関する判断を下している。

第二に、ALMとPCAIDSモデルによる合併シミュレーションでは、ファット市場において高シェアの企業同士が合併したとしても、価格上昇効果は限定的である可能性が示唆された。シェアと集中度に基づいて競争制限効果を判断すれば、大幅な価格上昇が見込まれると予想される場所であるが、経済分析を用いることによって、需要が十分に弾力的である市場においては、たとえ高シェアの企業同士の合併であっても、市場支配力を有し得ないことを示すことができた。

他方、AIDSモデルに基づく需要関数の推計値を用いた場合には、ベルトラン競争の仮定の下では、算出されるブランドの限界費用がマイナスになったり、価格よりも大きくなるといった問題が生じるなど、この市場における合併シミュレーションの難しさも示された。

このように、本研究の意義としては、差別化された財市場における合併が競争に及ぼす効果を分析するに当たって、欧米において活用されるようになっている計量経済学的な分析手法を用いると、過去の経験則やシェア・集中度から予想される市場画定・競争制限

効果とは異なる結論が導かれる可能性があることが示された。

実際の企業結合審査や訴訟に当たっては、定性的な情報との整合性も勘案した上で結論が導かれることとなると考えられるものの、今回の研究により、分析に適するデータが存在し、かつ、人員や時間などの制約がなければ、計量経済学的な手法を用いることによって、より精緻な分析を行うことができる可能性が示唆されたものと考えられる。

差別化された財市場における合併が競争に及ぼす効果については、欧米ではいくつかの先行研究が存在し、実際の事案に対する適用も行われているところであるが、我が国ではこれまで、そのような先行研究や公表された適用事例はほとんど存在しなかった。しかし、我が国においても、平成 16 年の企業結合ガイドライン改訂によって、差別化された財市場における合併の競争制限効果に関する考え方が詳細に記載されるようになり、実際の適用事例も出てきていることから、今後こうした事案について、より精緻な分析を行うことが求められる可能性がある。このような問題意識から、本研究では、理論的な整理を行った上で、まずは代表的な分析手法を試してみることを目標としたが、上記のように、一定の成果が得られたことにより、今後、必要に応じて企業結合審査に計量経済学的な手法を適用していくことは有効であることが確認された。ただし、計量経済学的な手法を事案の分析に適用するに当たっては、使用できるデータや分析に割くことのできるリソースによって、適切なモデルの選択が重要になり、また、市場画定や競争制限効果の有無を判断するに当たっては、定性的な情報等との整合性を確認する作業も必要である。

## 2 今後の課題

今後の課題としては、データの精度の向上、代替的な市場画定、推計方法の工夫などが挙げられる。

第一に、データの精度の向上については、今回のファット市場の分析においては、月次データを用いたため、価格の変化に対応した需要量の変化が必ずしも明確に表れていない可能性があるが、週次データを用いることにより、セールなどの価格変化に対する需要量の変化をより仔細に捉えることができると考えられ、推計の精度を向上させることができる可能性がある。

第二に、今回のクリティカル・ロス分析 (CLA) を用いた市場画定においては、バター市場、マーガリン市場から出発し、ファット市場に広げるという形で SSNIP テストを実施したが、例えば、バター市場には発酵バターという、特定の消費者が主に選好すると考えられる高級バターが存在する。このため、バター市場をセグメントに分けて、SSNIP テストを実施すれば、この発酵バターについての市場が画定される可能性が考えられる。つまり、バターやマーガリンについての分析を詳細にし、例えば、高級品の市場が画定できるかどうかを調査することにより、代替的な市場画定の可能性を検討できるだろう。

第三に、今回の分析においては、企業ごとにブランド (商品) を集計した需要関数の推計を行ったが、一つの企業が複数のブランド (商品) を有する場合、個別のブランド (商品) 別に需要関数を推計することによって、商品の需要の代替状況がよりの確に把握できる可能性がある。また、今回の分析では、消費者の選好について特段の仮定を設けなかったが、一般的な消費者の行動から導かれる、消費の意思決定プロセスに関する

仮定を加えることによって、計量経済分析の精度を上げることができるかもしれない。具体的には、味、品質、パッケージなどの違いについて、ネスト（入れ子）を入れた推計方法が知られている。例えば、消費者は当初、バター、マーガリンを含めたファット市場全体から各個別のバター、マーガリンのブランドを選択するのではなく、初めはバター又はマーガリンの集合のどちらかを選択し、次にその集合の中の高級品（例えば発酵バター）のセグメント又は日用品（例えば甘性バター）のセグメントを選択し、最後にそのセグメント内から個別の商品を選択すると仮定して推計を行うことが考えられる。

このように、本研究の結果とそれによって明らかになった課題を踏まえ、引き続き研究の発展・深化が図られることにより、我が国における企業結合審査の経済分析の精緻化が、今後一層図られることが期待される。

## 参考文献

### Merger Regulation, Guidelines and Cases

European Commission, Commission Regulation (EC) No 802/2004 of 20 January 2004 on the control of concentrations between undertakings.

European Commission, Guidelines on the assessment of horizontal mergers under the Council Regulation on the control of concentrations between undertakings.

公正取引委員会「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」(平成16年5月31日)

公正取引委員会「平成17年度における主要な企業結合事例について」(平成18年6月7日)  
1-7 ページ

Organization for Economic Cooperation and Development, Substantive Criteria for Merger Assessment, DAFFE/COMP(2003)5, February 11, 2003.

U.S. Department of Justice and the Fair Trade Commission, Horizontal Merger Guidelines, Issued on April 2, 1992 and revised on April 8, 1997

Case No. COMP/M.190 (Nestle/Perrier), 22 Jul 1992

Case NO. COMP/M.1672 (Volvo/Scania), 14 March 2000.

Case No. COMP/M.3216 (Oracle/Peoplesoft), 26 Oct 2004

FTC v. Staples, Inc., 970 F. Supp. 1066 [D. D. C. 1997]

State of New York v. Kraft General Foods, Inc., US District Court, Southern District of New York(1995).

USA v. Oracle Corporation, US District Court for the Northern District of California (Sep.9, 2004)

United States v. Kimeberly-Clark and Scott Paper, Competitive Impact Statement, (Dec.12, 1995)

### Market Delineation and Market Power

Bain, J. S. (1951) "Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-1940," *Quarterly Journal of Economics*, 65: 293-324.

Bain, J. S. (1956) *Barriers to New Competition*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Baker, J. B. and T. F. Bresnahan. (1985) "The Gains from Merger or Collusion in Product Differentiated Industries," *Journal of Industrial Economics*, 33: 427-444.

Baker, J. B. and T. F. Bresnahan. (1988) "Estimating the Residual Demand Curve Facing a Single Firm," *International Journal of Industrial Organization*, 6: 283-300.

Cotterill, R and Haller L(1997), "An Econometric Analysis of the Demand for RTE Cereal: Product Market Definition and Unilateral Market Power Effects", Food Marketing Policy Center Research Report No.35.

Epstein, R. J. and D. L. Rubinfeld. (2004) "Technical Report: Effects of Mergers Involving Differentiated Products," COMP/B12003/07.



- Harris, B. C. and J. J. Simons. (1989) "Focusing Market Definition: How Much Substitution is Necessary?" *Research in Law and Economics*, 12: 207-226.
- LECG Ltd. (1999) Quantitative Techniques in Competition Analysis, (Research Paper for Office of Fair Trading, UK).
- Werden, G. J. and L. M. Froeb. (1994) "The Effect of Mergers in Differentiated Products Industries : Logit Demand and Merger Policy," *Journal of Law, Economics and Organization*, 10: 407-426.
- Werden, G. J., L. M. Froeb and T. J. Tardiff. (1996) "The Use of the Logit Model in Applied Industrial Organization," *International Journal of the Economics of Business*, 3: 83-105.
- 林秀弥 (2002a) 「競争法における関連市場の画定基準(1)(2)」『民商法雑誌』126 - 1 , 2
- 林秀弥 (2002b) 「製品差別化が顕著な産業における企業結合分析の特色 - いわゆる「単独の市場支配力 (unilateral effects) と市場画定」」『公正取引』626号 71 ページ
- 白石忠志 (2005) 「独禁法講義」第3版, 有斐閣, 38-39 ページ

#### Demand Estimation

- Baker, J. B. and T. F. Bresnahan. (1985) "The Gains from Merger or Collusion in Product Differentiated Industries," *Journal of Industrial Economics*, 33: 427-44.
- Baker, J. B. and T. F. Bresnahan. (1988) "Estimating the Residual Demand Curve Facing a Single Firm," *International Journal of Industrial Organization*, 6: 283-300.
- Barten, A. P. (1967) "Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations," *Econometrica*, 36: 213-51.
- Barten, A. P. (1969) "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System," *European Economic Review*, 1: 7-73.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, (1975) "Trancendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review*, 65: 367-83.
- Deaton, A. S. (1974) "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970," *Econometrica*, 42: 341-67.
- Deaton, A. S. and J. Muellbauer. (1980a) "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70: 312-36.
- Deaton, A. S. and J. Muellbauer. (1980b) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- Leser, C. E. V. (1963) "An Empirical Test of Homogeneity and Symmetry in a Demand System with Taste Changes," *Structural Change and Economic Dynamics*, 3: 167-176.
- Prais, S. J. and H. S. Houthakker. (1954) *The Analysis of Family Budget*, Cambridge University Press.
- Stone, J. R. N. (1954a) *The Measurement of Consumers ' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom: 1920-1938*, Cambridge University Press.
- Stone, J. R. N. (1954b) "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis; to the Pattern

- of British Demand," *Economic Journal*, 64: 511-27.
- Theil, H. (1965) "The Information Approach to Demand Analysis," *Econometrica*, 33: 67-87.
- Working, H. (1943) "Statistical Laws of Family Budget," *Journal of the American Statistical Association*, 38: 43-56.

#### Economic Theory behind merger regulation.

- Deneckere R. and C. Davidson. (1985) "Incentives to Form Coalition with Bertrand Competition," *Rand Journal of Economics*, 16.4: 473-486.
- Farrell J. and Shapiro C. (1990) "Horizontal Mergers: An Equilibrium Analysis" *American Economic Review* 80(March): 107-126.
- Salant S. and Switzer S. and Reynolds R. (1983) "Losses from Horizontal Merger: The Effects of and Exogenous Change in Industry Structure on Cournot-Nash Equilibrium" , *Quarterly Journal of Economics*, 48 (May): 185-199.
- Shapiro, C. (1996) "Mergers with Differentiated Products," *Antitrust*, 10.2: 23-30.
- Willig, R. D. (1991) "Merger Analysis, Industrial Organization Theory, and Merger Guidelines," *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1991: 281-332.

#### Empirical Methods for Antitrust: General

- Baker, J. B. and D. L. Rubinfeld. (1999) "Empirical Methods in Antitrust Litigation: Review and Critique," *American Law and Economics*, 1.1: 386-435.
- Carlton, D. W. (2003) "The Relevance for Antitrust Policy of Theoretical and Empirical Advances in Industrial Organization," *George Mason Law Review*, 12.1: 47-63.
- Hosken, D., D. O'Brien, D. Scheffman, and M. Vita. (2002) *Demand System Estimation and its Application to Horizontal Merger Analysis*, FTC Working Paper.
- Ivaldi, M., B. Jullien, P. Rey, P. Seabright, and J. Tirole. (2003) "Quantitative Procedures for Competition Policy," in *The Economics of Unilateral Effects*, (Report for DG Competition, European Commission)
- Lexecon. (2005) *An Introduction to Quantitative Techniques in Competition Analysis*
- LECG Ltd. (1999) *Quantitative Techniques in Competition Analysis*, (Research Paper for Office of Fair Trading, UK).
- Robinson, C.(1996) "Quantifying Unilateral Effects in Investigations and Cases" , speech before the George Mason Law Review Symposium on October 11, 1996.
- Scheffman, D. and M. Coleman. (2002) *FTC Perspectives on the Use of Econometric Analyses in Antitrust Cases*.
- Werden, G. J. (2000) "Expert Report in United States v. Interstate Bakeries Corp. and Continental Baking Co.," *International Journal of the Economics of Business*, 139.
- Werden, G. J. (2002) "A Perspective on the Use of Econometrics in Merger Investigations

and Litigation," *Antitrust*, 16.2: 55-58.

越知保見，丹野忠晋，林秀弥，NERA 株式会社（2005）「企業結合審査と経済分析」，競争政策研究センター共同研究，2005年11月。

### Econometrics

Baltagi, B. H. (2001) *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.

Greene, W. (2003) *Econometric Analysis, 5th Edition*, Prentice Hall.

Maddala, G. S. (1983) *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs, Cambridge UP.

Hensher, D. A. (1986) "Sequential and Full Information Maximum Likelihood Estimation of a Nested Logit Model," *Review of Economics and Statistics*, 68.4: 657-667.

Train, K. E. (2003) *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge UP.

Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Wooldridge, J. M. (2002) *Introductory Econometrics*, 2nd Edition, South-Weston.

### Merger Simulation: General

van Damme, E. and J. Pinkse. (2005) *Merger Simulation Analysis: an Academic Perspective*, Center for Economic Research Discussion Paper.

Werden, G., L. Froeb, and D. T. Scheffman. (2004) *A Daubert Discipline for Merger Simulation*, Department of Justice.

Craig Peters. (2003) *Evaluating the Performance of Merger Simulation: Evidence from the U.S. Airline Industry*, Economic Analysis Group Discussion Paper, January 2003.

### Merger Simulation: Antitrust Logit Model

Anderson, S. P., A. de Palma and J.-F. Thisse. (1992) *Discrete Choice Theory of Product Differentiation*, MIT Press.

Ben-Akiva, M. and S. Lerman. (1985) *Discrete Choice Analysis*, MIT Press.

Berry, S. T. (1994) "Estimating Discrete-choice Models of Product Differentiation," *Rand Journal of Economics*, 25.2: 242-262.

Froeb, L., T. J. Tardiff, and G. Werden. (1997) "The Demsetz Postulate and the Effects of Mergers in Differentiated Product Industries," in *The Role of Economists in Modern Antitrust*, ed. Fred S. McChesney. New York: Wiley.

Ivaldi, M. and F. Verboven. (2000) "Quantifying the Effects from Horizontal Mergers in European Competition Policy," Draft Paper, December 2000.

Ivaldi, M. and F. Verboven. (2005) "Quantifying the Effects from Horizontal Mergers

- in European Competition Policy," *International Journal of Industrial Organization*, 23: 669-691.
- Irwin, D. A. and N. Pavcnik. (2004) "Airbus versus Boeing Revisited: International Competition in the Aircraft Market," *Journal of International Economics*, 64: 223-245.
- Nevo, A. (2000) "Mergers with Differentiated Products: The Case of Ready-to-Eat Cereal," *Rand Journal of Economics*, 31.3: 395-421.
- Slade, M. (2004) "Market Power and Joint Dominance in U. K. Brewing," *Journal of Industrial Economics*, 52.1: 133-163.
- Taylor, Lester, D. (1980) *Telecommunications Demand*, Mass. Ballinger.
- Talyer Lester, D. (1993) "Pricing Telecommunications Services: Comment on Gabel and Kennet," *Review of Industrial Organization*, 8: 15-19.
- Werden, G. and L. Froeb. (1994) "The Effects of Mergers in Differentiated Products Industries: Logit Demand and Merger Policy," *Journal of Law, Economics & Organization*, 10.2: 407-26.
- Werden, G. and T. Tardiff. (1996) "The Use of the Logit Model in Applied Industrial Organization," *International Journal of Economics and Business*, 3.1: 83-105.
- Werden, G. "Simulating the Effects of Differentiated Products Mergers: A Practical Alternative to Structural Merger Policy," *George Mason Law Review*, forthcoming,
- Werden, G. and L. Froeb. (1996) "Simulation as an Alternative to Structural Merger Policy in Differentiated Product Industries," in Coate & Kleit eds. *The Economics of the Antitrust process* 65.
- Werden, G. and L. Froeb. (2002) "The Antitrust Logit Model for Predicting Unilateral Competitive Effects," *Antitrust Law Journal*, 70.1: 257-260.
- Werden, G. (1996) "A Robust Test for Consumer Welfare Enhancing Mergers among Sellers of Differentiated Products," *Journal of Industrial Economics*, 44.4: 409-413.
- Werden, G. (1997) *Simulating the Effects of Differentiated Products Mergers: A Practitioners' Guide*, Food Marketing Policy Center, University of Connecticut.

#### Merger Simulation (including Market Definition): AIDS

- Barone, G. (2004) *Predicting Unilateral Price Effects of Horizontal Mergers: The Case of the Italian Sports Drinks Industry, (Draft)* Bank of Italy, Economic Research Unit.
- Bonfrer, A. and J. S. Raju. (2003) *The Demand and Supply-side Impact of the Kimberly-Clark, Scott Paper Products Mergers in the Facial Tissue Category*, Wharton-SMU Research Center Working Paper.
- Bresnahan, T. (1997) "The Apple-Cinnamon Cheerios War: Valuing New Goods, Identifying Market Power, and Economic Measurement," mimeo.
- Capps, O. Jr., Church, J. and Love, A. (2001) "Specification Issues and Confidence

- Intervals in Unilateral Price Effects Analysis," mimeo, University of Calgary, Canada.
- Cotterill, R. W., W. P. Putsis, and R. Dhar. (2000) "Assessing the Competitive Interaction between Private Labels and National Brands," *Journal of Business*, 73.1: 109-137.
- Cotterill, R. W., W. P. Putsis, and R. Dhar. (2001) "Do Models of Vertical Strategic Interaction for National and Store Brands Meet the Market Test?" *Journal of Retailing*, 77.1:
- Cotterill, R. W. and L. E. Haller. (1997) *An Econometric Analysis of the Demand for RTE Cereal: Product Market Definition and Unilateral Market Power Effects*, Food Marketing Policy Center Research Report, 35.
- Cotterill, R. W., A. W. Franklin, and L. Y. Ma. (1996) "Measuring Market Power Effects in Differentiated Product Industries: An Application to the Soft Drink Industry." Food Marketing Policy Center, University of Connecticut, Storrs, CT.
- Cotterill, R. W. (1996) "High Cereal Prices and the Prospects for Relief by Expansion of Private Label and Antitrust Enforcement." March. Food Marketing Policy Issue Paper No. 11.
- Deaton, A. S. and J. Muellbauer. (1980) "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70: 312-36.
- Dhar, T., J.-P. Chavas, and B. W. Gould. (2003) "An Empirical Assessment of Endogeneity Issues in Demand Analysis for Differentiated Products," *American Journal of Agricultural Economics*, 85: 605-617.
- Ellison, S., I. Cockburn, Z. Griliches and J. Hausman. (1997) "Characteristics of demand for Pharmaceutical Products: an Examination of Four Cephalosporins," *Rand Journal of Economics*, 28.3: 426-446.
- Hausman, J. (1994), "Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Competition", Unpublished draft, MIT and NBER.
- Hausman, J., G. Leonard, and J. D. Zona. (1994) "Competitive Analysis with Differentiated Products," *Annales D'Economie et de Statistique*, 34 : 159-180.
- Hausman, J. and G. Leonard. (1997) "Economic Analysis of Differentiated Products Mergers Using Real World Data," *George Mason Law Review*: 321-346.
- Hausman, J. A. and G. K. Leonard. (2002) "The Competitive Effects of a New Product Introduction: A Case Study," *Journal of Industrial Economics*, 49.6: 1377-1398.
- Hausman J. A. and W. E. Taylor (1981) "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, 49.6: 1377-1398.
- Gorman, W. M. (1995) *Separability and Aggregation; Collected Works of W. M. Gorman, Volume 1*.
- Rubinfeld, D. L. (2000) "Market Definition with Differentiated Products: The Post/Nabisco Cereal Merger," *Antitrust Law Journal*, 68.1: 163-182.
- Scheffman, D. T. and P. T. Spiller. (1996) "Econometric Market Delineation," *Managerial*

*and Decision Economics*, 17: 165-178.

Peterson, E. and R. Cotterill. (1998) *Incorporating Flexible Demand Systems in Empirical Models of Market Power*, Food Marketing Policy Center Research Report No. 43.

#### Merger Simulation: PCAIDS

Epstein, R. J. and D. L. Rubinfeld. (2001) "Merger Simulation: A Simplified Approach with New Applications," *Antitrust Law Journal*: 883-912.

Epstein, R. J. and D. L. Rubinfeld. (2004a) *Technical Report: Effects of Mergers Involving Differentiated Products*, COMP/B12003/07.

Epstein, R. J. and D. L. Rubinfeld. (2004b) "Merger Simulation with Brand-Level Margin Data: Extending PCAIDS with Nests," in *Advances in Economics & Policy*, 4.1.2.

Coloma, G. (2004) *Econometric Estimation of PCAIDS Models*, CEMA University, Buenos Aires, Argentina.

Dalkir, S. and E. Kalkan. (2004) "Predicting Potential Welfare Effects of Actual and Hypothetical Merger Proposals in the Turkish Privatization Program," *METU Studies in Development*, December: 167-188.

Wu, L. (2004) "Two Methods of Determining Elasticities of Demand and Their Use in Merger Simulation," in Wu L. ed. *Economics of Antitrust*.

#### Scanner Data , Margarine & Butter Industry

池田正範・唯是康彦・矢野俊正編 (1990) 『 ' 90 図説日本の食品工業』光琳社 , pp636-649

川村保 (1999) 「加工食品のブランドレベルでの需要分析 - P O S データ分析 - 」 『農業経済研究』第 71 巻第 1 号 , pp28-36.

全国乳業共同組合連合会 H P ( <http://jf-milk.lin.go.jp/> )

鷹尾亨編 (2001) 『牛乳・乳製品の実際知識 (第 6 版)』東洋経済新報社

日刊経済新聞社 (2005) 『創刊 50 周年記念酒類食品統計月報特別増刊 - 人口減を勝ち抜くための Challenge 2015 Databook』

日刊経済新聞社 (2000) 『酒類食品統計月報 500 号記念増刊 - 酒類・食品産業 on Graphics』

日本食糧新聞社 (1982) 『食品産業事典』(上) 第 3 版補訂版

(社)日本酪農乳業協会 H P 酪農乳業関係情報

( <http://www.j-milk.jp/expertise/index.html> )

日本マーガリン工業会 H P ( <http://www.j-margarine.com> )

富士経済 (2002) 「2002 年食品マーケティング便覧 (品目編) N0.2」富士経済

守口剛 (2003) 「マーケティングにおける販売データと顧客データの活用」 『 P O S ・顧客データの分析と活用』同文館出版 , pp4-18.

流通システム開発センター H P ( <http://www.dsri.jp/company/02/pos-system.htm> )