

CPRC Discussion Paper Series
Competition Policy Research Center
Japan Fair Trade Commission

小売業における競争と消費者厚生 of 計測

松浦 寿幸
慶應義塾大学産業研究所
砂田 充
公正取引委員会競争政策研究センター

CPDP-40-J June 2009

1-1-1, Kasumigaseki, Chiyoda-ku, TOKYO 100-8987 JAPAN

Phone:+81-3-3581-1848 Fax:+81-3-3581-1945

URL:<http://www.jftc.go.jp/cprc.html>

E-mail:cprcsec@jftc.go.jp

小売業における競争と消費者厚生計測*

松浦寿幸

慶応義塾大学 産業研究所

砂田充

公正取引委員会 競争政策研究センター

要旨

本稿では、我が国の食品小売市場に注目し、大規模店参入による価格低下とサービス品質の改善の消費者厚生評価を行った。我が国においては、大規模小売店舗法の規制緩和過程にある 1990 年代を通じて、低価格戦略を武器とする専門スーパーと呼ばれる中規模のスーパーとコンビニエンスストアに代表される独自のサービスを提供する新業態が躍進した。本稿では、小売サービスの需要関数を推計することにより、1990 年代の食品小売市場における消費者厚生の変化を計測し、価格変化とサービス品質の改善が消費者厚生の変化に及ぼした影響を分析している。推計結果からは、サービス品質の改善が消費者厚生の変化に対し、大きな影響を及ぼしていたことが示された。

* 本稿作成に当たり、黒田昌裕氏、中島隆信氏、長岡貞男氏、小田切宏之氏、岡田羊佑氏、川口大司氏、鈴木彩子氏、深尾京司氏、およびその他、慶應義塾大学、一橋大学、経済産業研究所、日本経済学会、公正取引委員会のセミナー参加者から有益なコメントをいただいた。また、経済産業省木下善雄氏（経済産業省）、高橋睦春氏（経済産業統計協会）からデータ利用について有益なアドバイスをいただいた。記して感謝したい。なお、論文に示された意見は筆者個人のものであり、筆者らが所属する機関の意見を反映したものではない。

1. はじめに

参入規制は競争を阻害する効果を持ち、消費者厚生を悪化させる可能性がある。さらに、参入規制による競争圧力の欠如は、既存業者による技術革新の誘引を引き下げることから、生産性上昇にも悪影響を及ぼすとされている。よって、研究者のみならず、政策担当者も、参入規制の改革には強い関心を持っている。

我が国では、大規模小売店舗法（以下、大店法）により、大規模店の参入や増床が長く規制されてきたことが知られている。こうした規制により、既存の大規模店は、規制によるレントを享受できたと言われている。同時に、零細小売店は、競争圧力から保護されることにより、利益率が低くとも、営業継続が可能となったとされている。大店法は、1980年代後半の日米構造協議を契機に批判が高まり、1990年代を通じて段階的な規制緩和が行われ、2000年に廃止された。

しかしながら、当初の期待と裏腹に、GMS（総合スーパー）の市場シェアはさほど拡大していない。1990年代後半から、カルフルやウォルマートなどの外資系総合スーパーの参入もみられたが、カルフルは2005年に撤退し、西友に出資したウォルマートも苦戦が報じられている。これらの事例によると、大店法の規制緩和は小売市場にそれほど大きな影響を及ぼしていないかのように見える。

一方で、1990年代の小売市場の特徴として、中規模専門スーパー及びコンビニエンスストアのような新しい業態の躍進があげられる。これらの業態は、後にみるように、低価格戦略や独自サービスの導入によって、市場シェアを拡大させた。したがって、1990年代の小売市場における競争の影響を評価するにあたっては、こうした業態間の価格差やサービス品質の格差を考慮する必要がある。

本研究の目的は、小売業態別の価格差とサービス品質を明示的に考慮しつつ、小売業の競争によって消費者厚生がどの程度改善したかを計測することである。さらに、小売サービスの需要関数の推計を通じて、なぜ我が国では大規模店のシェアが拡大しなかったのかについても考察したい。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では日本の小売業における歴史的、制度的背景を紹介し、消費者厚生計測における諸問題について論じる。第3節では、関連論文のサーベイを行い、第4節ではモデルを提示する。第5節ではデータセットについて説明し、第6節では推計結果を提示する。まとめと結語は最終節において述べる。

2. 背景

本節では、まず、大店法の歴史的な経緯、ならびに1990年代の小売市場の動向を概観した後、小売市場の評価についての問題点について議論する。

2.1. 大店法の歴史的背景

我が国の小売業では、小規模小売業者の保護を目的に、大規模小売店の出店が長く規制

されてきた¹。小規模小売業者の保護は 1937 年に制定された百貨店法を起源とする。百貨店法は世界二次大戦後、GHQ によって廃止されたものの、1956 年に再び復活した。その後、1960 年代後半から 1970 年代初頭にかけて、百貨店法の規制の対象とならないダイエーなどの総合スーパーが躍進した。これを受けて、1974 年には、百貨店法は、その規制対象の見直しが行われ、大店法が制定された。制定当時の政策当局の意図としては、大店法は小規模小売業者の保護のみならず、海外からの巨資を持つ新規参入者を制限するためという目的があったとも言われている（鶴田・矢作, 1991）。また、大店法による新規の大規模店の参入阻止によって、大規模小売業者間の競争を制限する効果もあった。（Nishimura and Tachibanata, 1996）

1978 年に大店法は強化され、大規模小売業者がある地域で新規出店を行う場合、まず通商産業省への届出が義務付けられた。同省はその地域の小規模小売業者への新規参入の影響を調査し、地元の既存業者に顕著な負の効果が期待される場合、同省は床面積や営業日、閉店時間、祝休日数等に関する出店計画を修正するよう参入事業者に促すとされている。ただし、実際には、同省の役割はガイドラインを示すだけであり、地域の利害関係者によって実際の調整は行われた。さらに、地方政府は大規模店舗に追加的参入規制（いわゆる「横だし規制」）を課すことが認められていたため、地域によっては、より厳しい参入規制が敷かれることがあった。

図 1 の(a)と(b)は、それぞれ、1991 年における大規模店の平均小売価格、大規模店の営業時間と地域別の大規模店規制指標の相関をみたものである。大規模店規制指標は、Nishimura and Tachibana (1996)によって構築された、都道府県が独自に設定できる追加的規制、いわゆる「横だし規制」の規制強度の指標である。大規模店の平均小売価格と大規模店規制指標の間には正の相関が、営業時間と規制指標の間には負の相関がみられる。

こうした流れは、1980 年代後半からの日米構造協議を契機に、見直しが行われ、1994 年には、床面積 1000 平方メートル以下の店舗の参入が自由化され、1998 年には、2000 年をもって大店法が廃止されることが決定された。

== 図 1 ==

2.2. 1990 年代の小売市場の動向

本小節では、いくつかの統計指標に注目して、1990 年代の小売市場の動向を概観する。まず、図 2 は、1979 年から 2004 年にかけての小売店の年平均参入・退出率である。規制緩和の過程に伴い、1990 年代後半に参入、退出率が増加した。とりわけ、1997 年以降、参入・退出率共にかなり増加している。次に、業態別の市場シェアに注目しよう。図 3 は、小売業態間の売上高シェアの変遷を示したものである。零細小売店のシェアが 69%から 58%に

¹ この議題の歴史的調査については、Lark (1994)と Mayer-Ohle(2003)を参照されたい。

縮小している一方で、特定商品群を大量に扱うディスカウント店のような専門スーパーとコンビニエンスストアは、それぞれ 9.9%から 18.1%、3.3%から 5.2%までシェアを拡大させている²。

専門スーパーやコンビニエンスストアのような新業態の躍進は、価格戦略と斬新なサービスによる差別化によって説明できる。すなわち、専門スーパーが価格を下げることによってシェアを伸ばした一方、コンビニエンスストアは革新的な流通サービスによってシェアを拡大してきた³。表 1 では、品目ごとに、業態間の価格差をみたものである。同一銘柄の品目でみても、かなり大きな価格差があることがわかる。専門スーパーは低い価格で商品を取り扱っているのに対して、コンビニエンスストアは他の業態に比べて比較的高い価格付けで商品を販売している。コンビニエンスストアが高い価格付けにも関わらず、シェアを伸ばした理由は、その独特なサービスによるものである。例えば、全国展開するコンビニエンス・チェーンでは、POS システムによって収集した顧客情報を生かした商品開発が進められている。また、最大のコンビニエンスストア・チェーンであるセブンイレブンでは、オリジナル・ブランドの商品販売を多数取り扱い、その売上シェアは 50%にも達するという⁴。

さらに、長時間営業や追加的サービスもコンビニエンスストア経営にとって不可欠である。基本的に、日本では多くのコンビニエンスストアは 24 時間営業であり、コピーや写真の現像、宅配便の取り扱い、公共料金支払い等の追加的サービスも提供する。

最後に、コンビニエンスストア・チェーンのもう一つの特徴は、商品配送システムにある。コンビニエンスストアの主力商品の一つは、おにぎりやお弁当のようなファーストフードである。こうした商品は、賞味期限が短いため、主要なチェーンはそれぞれの小売店舗に一日に 3 回から 5 回の配送を行っていると言われている。コンビニエンスストアの売上シェアは専門スーパーに比べて未だに低い、利益率はアメリカの水準と競っている。MGI (2001)によると、セブンイレブンジャパンによって経営されている店舗の利益率はアメリカの平均水準より 50%高い。

== 図 2・図 3 ==

一方、小規模小売店のシェアを国際比較してみると、我が国では、小規模店舗のシェアがかなり高い水準のままであることがわかる。図 4 では、アメリカ、イギリス、スランスと業態別の売上シェアを比較しているが、食品小売業における日本の小規模店舗のシェアは最も高い。零細小売店とコンビニエンスストアを小規模店舗とみなすと、アメリカ、イ

² 小売店舗形態についての定義は表 2 を参照のこと。

³ いくつかのディスカウントスーパーチェーンはその独特なサービスで市場シェアを伸ばしてきた。詳しくは Larke and Causton (2005)の第 9 章から 11 章を参照。

⁴ 日本のコンビニエンスストアーについての詳細は Larke and Causton (2005)の第 8 章を参照されたい。

ギリス、フランスにける小規模店のシェアは 30%程度であるのに対して、日本の小規模店のシェアは 56%に達する。

== 図 4 ==

規制改革前後の小売市場のパフォーマンスを測る方法として、生産性指標に注目する方法が考えられる。図 5 では、労働生産性（従業員当たり売上高）の推移を示しているが、1990 年ごろまでは上昇傾向にあった生産性指標は、その後、ほぼ横ばいとなっている。これまでみてきたように、小売業では、1990 年代を通じて、大きな産業構造の変化がみられた。新業態小売店増加の競争圧力により零細で非効率的な小売店は減少傾向にあるが、にもかかわらず、1990 年以降、生産性の上昇傾向がみられなくなってしまうという事実はどのように理解すべきであろうか。

== 図 5 ==

一つの解釈として、従来の労働生産性指標では「真の生産性」を正確に捉えられていないことが上げられる。具体的には、生産性指標の分子である売上高に関しては、小売サービスの質が考慮されていないという問題がある⁵。たとえば、営業時間の長い小売業業態（新業態）がシェアを拡大させたとすると、この事実は、消費者はサービスの質の高い業態を選択していると解釈することができる。小売業のアウトプットを売上高で計測する場合、新業態と旧業態の間に価格差がなければ、アウトプットには変化は生じない。しかし、実際には、新業態の店舗はコストを払って営業時間を拡大し、消費者はその便益を享受しているため、サービスの質の改善分をアウトプットとして考慮すべきである。こうした処理を施さないと、営業時間拡大によるコスト増が生産性指標を押し下げてしまうことになる。

2.3. 小売業の市場の評価

欧米の研究では、小売業のアウトプットの定義に関する議論は、Oi (1992) や Betancourt and Gautschi (1988)らによって展開されている。彼らの研究によると、小売業のアウトプットは、各種の流通サービスの組み合わせとして定義されている。流通サービスとは、Betancourt and Gautschi (1988)の場合、次の 5 つのカテゴリーのサービスと定義している。すなわち、(1) 立地の良さ、(2)品揃え、(3)適切な商品の在庫の確保、(4)情報提供、の 5 つである。その後、Betancourt 氏らは、Betancourt and Gautschi (1993)と Betancourt and Gautschi (1996)

⁵ もうひとつの問題として、労働投入の計測の問題がある。Matsuura (2007)によると、小売業における全従業員に対するパートタイム従業員数の割合は 1991 年から 2004 年の間に 33.4%から 54.5%に上昇しているが、商業統計で雇用形態別に従業者数の数値が得られるのは、1999 年以降の調査に限られる。小売業における労働投入の計測上の問題については、松浦・菅野(2008)を参照されたい。

において、これらの概念を踏まえ、業種別の利益率と小売サービスの関係に関する実証分析を行っている。

本稿では、こうした先行研究を踏まえ、小売サービスの質の計測を通じて、規制緩和が進められた1990年代における消費者厚生の変化を計測する。生産性については、前述のとおり、信頼に足るべき正確な投入情報が入手できないため計測には大きな困難を伴う。それゆえ、生産性の分子であるアウトプットの評価の一環として、サービスの品質の計測を分析の中心に据える。消費者厚生の変化は需要関数を計測することによって計測が可能となる。類似の研究としては、Hausman and Leibtag (2007)をあげることができる、Hausman and Leibtag(2007) は、ウォルマートの参入による価格競争の便益を計測している。わが国の研究としては、Sunada (2004)が、小売業のサービスの質の計測を試みている。本稿では、Hausman ならびに Sunada のモデルを援用し、1990年代の小売市場における消費者厚生の計測を試みる。

3. 先行研究

近年の産業組織論では、差別化された製品の需要構造を分析するフレームワークが多数提案されている。ここでは代表的な、三つの方法を紹介する。第一の方法は、ロジット・モデルを援用したものであり、代表的なものとしては、Berry (1994)が提案した、消費者選好の分布を極値分布に特定化した需要モデルがよく知られている。具体的には、Berry et al. (1995)ではアメリカの自動車市場に同様のモデルを適用している。このタイプのフレームワークのさまざまな分野に応用されており、たとえば、Nevo (2001) のアメリカのシリアル市場、Ohashi (2003) のアメリカのVTR市場や、Werden and Froeb (1996)の合併シミュレーションへの応用などがある。ロジット・モデルは最近の産業組織論の実証研究においても標準的なフレームワークであろう。

第二の特定化は、Feenstra (1995)によって提案されたCES型効用関数である。Feenstra (1995)では、さまざまな効用関数とヘドニック価格指数との関係を整理し、消費者選好が極値分布に従うことを前提したCES型効用関数とヘドニック型価格関数の関係を示している。実際の市場分析への応用としては、Sunada (2004)が日本の小売業のcost-of living指数を構築するために、CESモデルを使用している。ロジット・モデルとCESモデルの最も異なる特徴は、ロジット・モデルにおいては、各消費者は1ユニットの製品を購入すると仮定されているのに対して、CESモデルでは、各消費者が連続的な数量を消費することを許容している。

第三の特定化方法は、Bresnahan (1981, 1987)による垂直的差別化モデルである。Bresnahan (1981, 1987)では、差別化された製品が製品の質や価格によって順序付けられている垂直的差別化モデルを用いてアメリカの自動車市場を分析している。彼のモデルでは、限界効用は消費者によって異なり、あるタイプの分布に従うとされているが、そのような序列構造はやや強い仮定である。Sunada (2005)は、製品の品質の限界効用が一様分布に従うと仮定し、

日本の携帯電話市場における質の変化と新製品の導入の影響を評価するためのモデルを提案している。

第四のフレームワークは、Almost Ideal Demand System (AIDS)である。Hausman (1996)と Hausman and Leonard (2002)はそれぞれアメリカのシリアル市場とトイレトペーパー市場に AIDS を応用し、新製品の厚生効果の評価を行っている。Hausman (1997), や Hausman, et al. (1994)はアメリカのトイレトペーパー産業とビール産業における合併の競争効果を評価するために AIDS を活用している。また、Okada and Hatta (1999)は、AIDS を応用して日本の電気通信市場を分析している。このように AIDS は幅広く経済分析に用いられているが、推計されるパラメータが市場における差別化された製品の数につれて増加するという特徴を持っているため、製品の数が増加すると推計が困難になるという問題が存在する。

本稿では、Sunada (2004)に倣い、消費者の購入の有無の決定と購入量の決定を同時に扱うことができる CES 型効用関数を用いて分析を行う。

4. モデル

消費者選択

消費者は小売店のタイプ $j=1 \dots N$ を選択し、間接効用関数を持つと仮定する。

$$V_j^h = \ln y - \ln \phi[p_j, z_j] + \varepsilon_{jh}, \quad j = 1, \dots, N \quad (1)$$

y は消費者の所得、 p_j はタイプ j のサービスの価格、 z_j は j タイプ小売店の特徴を表すベクトルを指す。それぞれの消費者は以下の確率で嗜好された製品 j を選択する。

$$P_j = \text{Prob}[V_j > V_k, \quad \forall k = 1, \dots, N] \quad (2)$$

もしタイプ j の小売店が選択されれば、消費者 h によって消費される量は(1)の間接効用関数によって決定される。Roy's Identity を使って、

$$x_j = -\frac{\partial V_j^h / \partial p_j}{\partial V_j^h / \partial y} = y(\partial \ln \phi / \partial p_j) \quad (3)$$

したがって、それぞれの製品に期待される需要は

$$X_j = x_j \text{Pr}_j. \quad (4)$$

となる。この設定において、消費者は、購入するか否かという離散的な意思決定と同時に、どの程度購入するかという量的な(連続的な)選択を行っている想定する。McFadden (1978, 1981)によると、もし(2)における確率項がタイプ 1 の極値分布に従うとすると、集計間接効用関数は、以下のように定義される。

$$G(p_1, z_1, \dots, p_N, z_N, y) = \ln y + \ln H[\phi(p_1, z_1)^{-1}, \dots, \phi(p_N, z_N)^{-1}] \quad (5)$$

Nested CES Demand system

ここでは、消費者は二段階の意思決定を行っているとは定する。第一に、個人はそれぞれ $g=1, \dots, G$ のグループ（例えば、GMS、ディスカウントスーパー、コンビニエンスストア）から製品を購入するかどうかを決定し、第二に、個人はそのグループのどの小売店から購入するかを決定する。（図5参照）それぞれのグループ g で利用可能な小売店は $J_g \subset \{1, \dots, N\}$ で表示される。消費者 h の効用は以下の式で与えられる。

$$V_j^h = \ln y - \alpha \ln [p_j / f(z_j)] + \varepsilon_j^h \quad \alpha > 0. \quad (6)$$

Berry(1994)に従い、確率誤差項 ε_j^h を以下のように定義する。

$$\varepsilon_j^h = \zeta_g^h + (1 - \rho)e_j^h, \text{ for } j \in J_g \quad (7)$$

ここで、 e_j^h は iid の極値分布に従う誤差項である。

(5)式の関数 H を以下の線形関数とすると、

$$H(e^{-\varepsilon_1}, \dots, e^{-\varepsilon_N}) = \sum_{g=0}^G \left[\sum_{j \in J_g} e^{-\varepsilon_j / (1 - \rho_g)} \right]^{(1 - \rho_g)}, \quad (8)$$

集計効用関数は

$$U = G(p_1, z_1, \dots, p_N, z_N, y) = y \sum_{g=0}^G \left[\sum_{j=1}^N [p_j / f(z_j)]^{-\alpha / (1 - \rho_g)} \right]^{(1 - \rho_g)}, \quad (9)$$

となる。

期待総需要は

$$X_j = - \frac{\partial G / \partial p_j}{\partial G / \partial y} = y \left(\frac{\alpha y}{p_j} \right) \frac{p_k / f(z_k)}{D_g} \times \frac{D_g^{(1 - \rho_g)}}{\sum_{g=1}^G D_g^{(1 - \rho_g)}}, \text{ for } j \in J_g \quad (10)$$

とる。

ここで、 $D_g = \sum_{j \in J} [p_k / f(z_k)]^{-\alpha / (1 - \rho_g)}$ の項は“inclusive value”である。

(16)の右辺にある期待需要は三つの項からなる。第一項の $y \left(\frac{\alpha y}{p_j} \right)$ は伝統的なコブ・ダグラス型需要関数で、第二項の $p_k / f(z_k) / D_g$ は小売業態 g のグループに対する需要におけ

る小売店 j の確率選択、またはシェアであり、第三項の $D_g^{(1-\rho_g)} / \sum_{g=1}^G D_g^{(1-\rho_g)}$ は、小売業態 g のグループの確率選択、またはシェアである。

ここで、グループ g 内において価格 p_j は z_j を対称であると仮定する。つまり、 $j \in J_g$ ⁶ に関して、 $p_j = p_g, f(z_j) = f(z_g)$ と仮定する。この場合、

$$D_g = \sum_{j \in J} [p_k / f(z_k)]^{-\alpha / (1-\rho_g)} = [p_g / f(z_g)]^{-\alpha / (1-\rho_g)} N_g$$

なので、集計需要関数は以下のように導出される。

$$X_j = -\frac{\partial G / \partial p_j}{\partial G / \partial y} = \frac{\alpha y}{p_g} \frac{1}{N_g} \left(\frac{(p_g / f(z_g))^{-\alpha} N_g^{(1-\rho_g)}}{\sum_{l=1}^L [p_l / f(z_l)]^{-\alpha} N_l^{(1-\rho_g)}} \right) \quad (11)$$

$$X_g = X_j N_g = \frac{\alpha y}{p_g} \left(\frac{(p_g / f(z_g))^{-\alpha} N_g^{(1-\rho_g)}}{\sum_{l=1}^L [p_l / f(z_l)]^{-\alpha} N_l^{(1-\rho_g)}} \right) \quad (12)$$

小売店舗数 N_g の増加は、当該グループ内の選択肢の増加を意味する。Love of Variety のロジックと同様、店舗数の多い業態は消費者にとって利用しやすく業態の需要を増加させると考える。

この需要関数が与えられると、タイプ j のサービスに関する市場シェアは以下のように導かれる。

$$S_g = \frac{p_g X_g}{\sum_l p_l X_l} = \frac{(p_g / f(z_g))^{-\alpha} N_g^{(1-\rho_g)}}{\sum_{l=1}^L [p_l / f(z_l)]^{-\alpha} N_l^{(1-\rho_g)}} \quad (13)$$

$f(z_g) = \exp(\gamma z_g + \xi_g)$ とサービスの質関数を特定し、次のような式を得る。 ξ_g はタイプ g の小売業態に関する観測されないサービスの特徴であり、平均 0 の確率変数である。

$$\ln \left(\frac{p_g X_g}{p_{g'} X_{g'}} \right) = \ln \left(\frac{S_g}{S_{g'}} \right) = -\alpha \ln \left(\frac{p_g}{p_{g'}} \right) + \alpha \cdot \gamma (z_i - z_j) + (1 - \rho_g) \ln \left(\frac{N_g}{N_{g'}} \right) + \alpha (\zeta_g - \zeta_{g'}) \quad (14)$$

$\rho_g = 1$ のとき、 N_g における増加はグループ g のシェアに影響を与えないことに注意を要する⁷。一方 $0 < \rho_g < 1$ の時、グループ g の売上シェアはグループ g における小売店舗数の増加

⁶ この特定化は Berry and Waldfogel (1999) によって提案され、ラジオ放送における過剰参入の社会的非効率性の分析に用いられている。

⁷ $\rho_g = 1$ の時、 N_g の増加は小売店舗形態 g のそれぞれのグループにおける小売店 j の売上シ

に伴い上昇する。 $\rho_g=0$ の場合は、需要構造の Nest 構造は否定され、CES タイプの需要関数に退化する。

厚生評価への拡張

ここでは、サービスの質、価格変化、店舗数の変化によって生じる消費者厚生の変化を推計する方法について検討する。

まず、(9)式に示される集計直接効用関数に基づくと、支出関数は次のように表される。

$$\begin{aligned} E(U, p, z; \alpha) &= \left(\sum_{g=0}^G \left[\sum_{j=1}^N [p_j / f(z_j)]^{-\alpha / (1-\rho_g)} \right]^{1-\rho_g} \right)^{-1} G \\ &= \left(\sum_{g=0}^G [p_g / f(z_g)]^{-\alpha} N_g^{(1-\rho_g)} \right)^{-1} G. \end{aligned} \quad (15)$$

期首における効用を一定にしたときの補償変化を、以下のように支出関数の対数差分として定義する。

$$CV = \ln E(U, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^0, \mathbf{N}^0; \alpha) - \ln E(U, \mathbf{p}^1, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^1; \alpha). \quad (16)$$

$\mathbf{p}^0, \mathbf{z}^0, \mathbf{N}^0$ はサンプル期初における価格、サービス品質指標、小売店舗数を表し、 $\mathbf{p}^1, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^1$ は期末を価格、サービス品質、小売店舗数とする。

Feenstra (1995)によると、補償変化における変化は以下のように三つの部分に分解できる。

$$\begin{aligned} CV &= \ln E(U, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^0, \mathbf{N}^0; \alpha) - \ln E(U, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^0; \alpha) \\ &\quad + \ln E(U, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^0; \alpha) - \ln E(U, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^1; \alpha) \\ &\quad + \ln E(U, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^1; \alpha) - \ln E(U, \mathbf{p}^1, \mathbf{z}^1, \mathbf{N}^1; \alpha) \\ &= CV_q + CV_N + CV_p \end{aligned} \quad (17)$$

第一項の CV_q は価格と小売店舗数を変化前の水準に保ったまま、平均的な質の変化による消費者厚生の増加を表す。第二項の CV_N と第三項の CV_p はそれぞれ、他の要素を固定した時の消費者厚生の変化、小売店舗数と価格の変化による厚生の変化である。 CV_N の増加は、高いサービスの質を持つ小売業態のシェアの変化の効果と考えられる。

5. データ

本稿で扱うデータセットは 1991 年、1997 年、2002 年の食品小売業における小売店の都道府県別パネルデータである。主要なデータソースは商業統計（経済産業省）である。商業統計からは、品目別売上、従業者数のほか、営業時間や決済手段などのサービス属性に

エアにのみ影響を与える。詳細は、補論を参照のこと。

関わる情報を得ることが出来る。商業統計の制約の一つとして、営業費用と販売価格に関する情報が得られないことがあげられる。そのため、価格情報として、全国物価統計調査（総務省）が提供する地域や小売店（小売業態）のタイプ別の品目レベルでの価格情報を使用した。商業統計と全国物価統計調査の小売業態の定義は異なっているので、全国物価統計調査の小売業態の定義に合うように、商業統計の個票データを再編加工している。本稿での小売業態の定義は、表2を参照されたい。小売業態別の食品小売業の小売売上高シェアは図6に示されている⁸。都道府県別、業態別の価格指数は、全国物価統計調査による品目別、都道府県別、業態別の価格指数を、消費者物価指数（総務省）のウェイトで集計して推計している。

サービスの質指標については、営業時間、商品在庫対売上高比率、売り場面積対従業員比率、単独店比率、現金決済比率、品揃え幅指標を使用する。営業時間は時間的な意味での消費者アクセスの指標であり、同じ商品価格で営業時間が長ければサービスの質が高いと考え、市場シェアには、プラスの影響を及ぼす期待できる。商品在庫対売上高比率は商品回転率の逆数であり、その係数はプラスにもマイナスにもなりうると考えられる。もし、ある業態で、商品在庫対売上高比率が低ければ、売上対して在庫が少ないことを意味するので、こうした業態では、たとえばジャスト・イン・タイムの配送システムを充実させており、顧客に新鮮な食品を提供できる体制が整っていると推測できる。もし、こうしたサービスを消費者が高く評価するならば、その係数はマイナスになると予想される。一方で、売上高に対する在庫金額は、品揃えの指標としてみることもできる。もし、消費者が在庫額で測った品揃えを評価するのであれば、この係数はプラスになるであろう。次の、売り場面積対従業員比率の係数もプラスにもマイナスにもなりうる変数であると考えられる。広い床面積を持つ小売店は、多様な製品を提供できる。一方、顧客に価格の十分な情報や製品の特徴を提供するには、マネージャーは従業員数を増やさなければならない。期待される係数の符合は、消費者の嗜好によって正でも負でもありうる。単独店比率は、支店を持たない小売店の比率であり、チェーン組織に加盟していない店舗比率の代理指標である。チェーン組織に加盟している店舗は、価格や商品情報の提供において非加盟店よりも優れていると考えら得る。よって、ある業態で単独店舗率が高ければ市場シェアが小さくなると考えられる。現金決済比率は、都道府県ごと、業態ごとに計算した、現金決済しかできない店舗の比率である。この指標が低い場合、支払い方法が多様な店舗が多いことになる。決済手段の多様性は小売店のサービスの一つと考えれば、係数は負の符号が期待される。品揃え幅指標は、取り扱い品目のハーフィンダール指数であり、以下のように定義される。

$$D_i = 1 - \sum \omega_{ik}^2,$$

ω_{ik} は小売店 i の商品 k の売上シェアを指す⁹。取り扱い品目を増やすにつれ、指標 D は 1 に

⁸ GMS は多様な製品を扱うが、ここでの売上高データは食品と飲料製品に限られている。

⁹ 取り扱い品目は 4 桁の品目コードにしたがって定義される。

近づく。一方、一つの取り扱い品目を持つ小売店は、 $D=0$ である。取扱商品は、個票情報を利用することにより 4 桁品目ごと店舗ごとに情報が得られるので、小売店舗ごとに指標を計算し、売上シェアをウェイトにして都道府県別業態別に集計した。また、ここでは、商品のバスケットを食品に限定した指標と全商品を対象とした品揃え幅指標を用意している。後者の指標は、総合スーパーや百貨店のよう食品以外の多様な商品を扱う業態の特徴を捉えるために作成した指標である。

表 3 では、小売食品業のサービス指標の特徴が示されている。たとえば、コンビニエンスストアの場合、平均価格は百貨店に次いで高いものの、営業時間や在庫額対売上比率が低いことが示されている。

6. 操作変数

相対価格と小売店舗数は内生変数なので、OLS 推計では一致推定量が得られない。そこで、このバイアスを調整するために GMM により推定を行う。本稿では、Berry (1994), Berry, et al. (1995), Hausman (1996), ならびに Nevo (2001)において検討されている標準的な操作変数を使用している。具体的には、(1)各業態が提供するサービス変数、(2)競合する他の業態のサービス変数の平均、(3)他の市場（都道府県）における同じ業態の平均価格、(4)小売業の費用に関する変数、つまり、都道府県別業態別の平均賃金、である。賃金データは、賃金構造基本調査（厚生労働省）から得ている。(1)と(4)は、供給サイドの情報であり、価格には影響するものの、需要には直接影響を持たない。(2)は競争の指標であり、やはり需要には直接影響しない変数である。(3)は、Hausman (1996)などと同様に、ここでは、費用構造を示す変数の一つであると考えている。というのは、他の地域の同じ業態の価格は、当該地域の需要には影響しないが、一方で、当該地域の当該業態と似通った費用構造を有していると考えられる。それゆえ、価格と相関を持つ変数であると考えられる。

7. 推計結果

推計結果は表 4 に示されている。いずれの推計式においても、小売業態ダミー、都道府県ダミー、年次ダミーが含まれている。Model 1 と Model 3 は、最小二乗法 (OLS) による推定結果、Model 2 と Model 4 は、GMM による推定結果である。OLS による推計結果の相対価格の係数については、理論制約に反して全て正になっている。しかし、操作変数を用いた GMM による推計結果をみると、価格の係数はすべて負で有意になっており、操作変数を用いた推定により理論的設定と整合的な結果が得られたといえる。また、Model 1 と Model 2 についての特定化は、小売店舗数の対数値を含まず、(11)式のように表現された CES タイプの需要関数に対応する。Model 3 と Model 4 は、Nested CES タイプの需要関数に対応するものであり、小売店舗数の対数値の係数は $1-\rho_g$ に対応するので、この係数は、0 と 1 の間の値を取ることが理論的に要請される。結果は、Model 3、Model 4 のいずれにおい

ても、係数は 0 と 1 の間に収まっており、Nested CES タイプによる特定化を支持する結果が得られた。さらに、Model 2 について Hansen's J 検定は棄却されたものの、Model 4 では棄却されなかった。したがって、Model 4 による、nested CES タイプの需要関数の特定化のほうが適切であるといえる¹⁰。

Model 4 の他の変数に注目すると、営業時間、現金決済比率、単独店比率、品揃え幅指標は、いずれも有意で期待された通りの符号が得られた。商品在庫対売上高比率の係数は負であり、ジャスト・イン・タイム配送システムを導入している店舗では商品在庫対売上高比率が低くなると考えると、消費者はシステム導入によって新鮮な食品を提供する小売店を高く評価していると解釈できる。売場面積従業員比率の係数は負であるが、統計的には有意ではない。

さらに、推計されたパラメータを使って、小売業態別のサービスの品質指数を計算した。小売業態のダミー変数は、それぞれの小売業態が提供するサービスの質を捕らえていると考え、この係数もサービスの質の一部としてみなして、サービス品質指数を計算している。また、基準化のため、1991 年の零細小売店のサービス品質指数が 1.0 として指数を計算している。推計されたサービス品質指数は表 5 に示されている。小売業態によってサービス品質指数にかなりのバラつきが見られる。最も高いサービス品質を提供しているのはコンビニエンスストアであり、それに続いて、総合スーパー（GMS）や専門スーパー、百貨店などの大型小売業者のサービスの質指数も、零細小売店のサービス品質の 1.5 から 2 倍の値となっている。また、コンビニエンスストアのサービスの品質はサンプル期間中上昇傾向にあり、2002 年には 3.943 に達している。したがって、コンビニエンスストアのシェア増加の要因は、サービス品質の向上によるものと考えられる。

次に、消費者厚生の変化についてみてみよう。表 6 は、年平均の消費者厚生の変化とその要因分解を示している。前述のとおり、ここでの小売価格の変化は、一般物価（CPI 総合指数）に対する相対価格として評価している。1991 年から 2002 年の年平均の消費者厚生の変化は 2.2% から 2.5% であるが、その過半が、サービス品質の変化、 CV_q の改善によって説明されることが示されている。一方、 CV_N は小売業態別小売店舗数のシェアの変化の効果と考えられるので、正の CV_N はサービス品質の低い零細小売店の減少や、コンビニエンスストア、量販店のシェア拡大を反映していると考えられる。価格による効果 CV_p は、前者の二つに比べると。表 5 で確認したように、90 年代を通じてコンビニエンスストアのサービス品質が改善していることと、コンビニエンスストアのシェアが拡大していることを踏まえると、90 年代におけるコンビニエンスストアの躍進は、食品小売市場における消費者厚生変化において重要な役割を果たしていると解釈できる。

今回の推計結果と業態別のサービス属性に注目して考えると、我が国において総合スー

¹⁰ 小売店舗数の指数についての有意性のワルド検定統計量は 58.55 であり、帰無仮説は有意水準 1% で棄却された。仮説 $\rho_g = 0$ に関する検定統計量は 9.17 であり、有意水準 1% で棄却された。

パーのシェアが拡大しなかったのは、価格面でサービス面でも十分な差別化ができなかったことためであると解釈できる。たとえば、表3をみると、専門スーパーの食品の価格指数は0.907であるのに対して、総合スーパーでは0.963となっている。一方で、営業時間や商品在庫対売上比率などのその他のサービス属性指標は、専門スーパーとほぼ変わらない値を示している。従業員当たり売場面積では、総合スーパーが比較的高い値をとっているものの、需要関数の推計においては、同変数は統計的に有意ではなく、日本の食品小売市場においては、消費者は広い売り場面積を積極的には評価していないことを反映している。

上記のファインディングは、ウォルマートやカルフルといった外資系総合スーパーが日本国内でシェアを獲得できない理由とも整合的である。Aoyama (2007)によると、両社は、外国市場に参入する際、大量販売を武器に、メーカーに対して値引き交渉を行い、低価格で商品を調達することにより競争力を確保する戦略をとってきたが、両社とも、日本では、メーカーからの低価格商品調達に失敗し、かつ、山積み商品の大量販売が受け入れられず、失敗したと指摘されている。

8. 結語

本稿では、我が国の食品小売市場に注目し、大規模店参入による価格低下とサービス品質の改善の消費者厚生の評価を行った。我が国においては、大店法の規制緩和過程にある1990年代を通じて、低価格戦略を武器とする専門スーパーと呼ばれる中規模のスーパーとコンビニエンスストアに代表される独自の新サービスを提供する新業態が躍進した。本稿では、小売サービスの需要関数を推計することにより、1990年代の食品小売市場における消費者厚生の変化を計測し、価格変化とサービス品質の改善が消費者厚生変化に及ぼした影響を分析している。推計結果からは、サービス品質の改善が消費者厚生の変化により大きな影響を及ぼしていたことが示された。

最後に、本稿で残された研究課題を述べて結びとしたい。第一の課題は、地域別の比較分析である。本稿における分析は、都道府県別パネルデータセットに基づくものであったため、地域別の厚生変化を比較することが可能である。従来から、小売業の市場構造は大都市圏と地方圏とではかなり異なっていることが指摘されている。たとえば、松浦・元橋(2006)は、1997年から2002年における、大型小売店の売上高成長率を、大都市圏と地方圏で比較し、後者が前者を上回っていること、その背景として、地方圏では自動車保有比率の実質的に増加しており、郊外型の大規模店が増加していることを指摘している。

第二に、本稿で提示した分析の枠組みを用いることで、サービス品質の役割を国際比較することが可能である。サービス業における生産性の国際比較の難点は、消費者嗜好の差異を考慮することである。本稿で提示したモデルでは、消費者の嗜好の違いは、価格やサービス品質の係数として表されるので、このパラメータを二国間で比較することで、国際比較が可能となる。

第三に、この研究フレームワークは、小売業だけでなく、ホテルやアミューズメントパ

ーク、レストラン等のサービスの差別化を伴う他のサービス業にも応用できる。伝統的なアウトプット指標は質の変化を調整していないため、これらの産業の生産性を推計するのは困難であるといわれている。しかし、本稿のフレームワークを用いることで、サービス品質を定量評価することが可能となる。サービス業における生産性は昨今経済学者によって注目され始めているため、こうした研究を積み重ねることで理解が深まること期待したい。

参考文献

- Aoyama, Y (2007) "Oligopoly and the Structural Paradox of Retail TNCs: an Assessment of Carrefour and Wal-Mart in Japan," *Journal of Economic Geography*, 7, 66.471-490.
- Berry, S. T. (1994), "Estimating Discrete-Choice Model of Product Differentiation," *RAND Journal of Economics*, 25(2), pp. 242–262.
- Berry, S. T., J. Levinson, and A. Pakes (1995) "Automobile Prices in Market Equilibrium," *Econometrica*, 63(4), pp. 841–890.
- Berry, S. T., and J. Waldfogel (1995) "Free Entry and Social Inefficiency in Radio Broadcasting," *Rand Journal of Economics*, 30(3), pp. 397-420.
- Betancourt, R. (2004). *The Economics of Retailing and Distribution*, Northampton: Edward Elgar
- Betancour, R. and D A. Gauschi, (1988) "The Economics of Retail Firms," *Managerial and Decision Economics*, 24, pp. 1034-1052.
- Betancour, R. and D A. Gauschi, (1996) "An International Comparison of the Determinants of Retail Gross Margins," *Empirica*, 23, pp. 173-189.
- Betancour, R. and D A. Gauschi, (1993) "The Outputs of Retail Activities: Concepts, Measurement and Evidence from U.S. Census Data," *Review of Economics and Statistics*, 75, pp. 294-301.
- Bresnahan, T. F. (1981) "Departures from Marginal-Cost Pricing in the American Automobile Industry," *Journal of Econometrics*, 17(2), pp. 201–237.
- Bresnahan, T. F. (1987) "Competition and Collusion in the American Automobile Industry: the 1955 Price War," *Journal of Industrial Economics*, 35(4), pp. 457–482.
- Feenstra R. C, (1995) "Exact Hedonic Price Indexes," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77(4), pages 634-53.
- Feenstra R. C, (2004) *Advanced International Trade: Theory and Evidence* Princeton University Press
- Hausman, J. (1997) "Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Competition," in T. F. Bresnahan and R. J. Gordon, eds., *The Economics of New Goods*, National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, 58, Chicago: University of Chicago Press, pp. 209–237.
- Hausman, J. and E. Leibtag (2007) "Consumer Benefits from Increased Competition in Shopping Outlets: Measuring the Effects of Wal-Mart," *Journal of Applied Economics*, 22(7), pp.1157-1177.
- Hausman, J. and G. K. Leonard (1997) "Economic Analysis of Differentiated Products Mergers Using Real World Data," *George Mason Law Review*, 5(3), pp. 321–346.
- Hausman, J. and G. K. Leonard (2002) "The Competitive Effects of a New Product Introduction: a Case Study," *Journal of Industrial Economics*, 50(3), pp. 237–263.
- Hausman, J., G. Leonard, and J. D. Zona (1994) "Competitive Analysis with Differentiated

- Products,” *Annales D’Economie et de Statistique*, 34, pp. 159–180.
- Larke, R. (1994). *Japanese Retailing*, London: Routledge.
- Matsuura, T. (2007), “Productivity improvement in service sector; Retail industry of Japan,” prepared for the APO research meeting in 29th November, 2007.
- Mayer-Ohle, H. (2003), *Innovation and Dynamics in Japanese Retailing- From Techniques to Formats to Systems*, Hampshire: Palgrave Macmillan.
- McFadden, D. (1978) “Modeling the Choice of Residential Location,” in *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, ed. by A. Larlqvist, L.Lundqvist, F.Snickars, and J. Weibull, North-Holland.
- McFadden, D. (1981) “Econometric Models of Probabilistic Choice.” in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, ed. by C F. Manski and D McFadden, MIT Press.
- Mckinsey Global Institute. (2000) *Why the Japanese Economy is not Growing; micro barriers to productive growth*
- Nevo, A. (2001) “Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry,” *Econometrica*, 69(2), pp. 307–342.
- Nishimura, G. K., T. Tachibana. (1996) “Entry Regulations, Tax Distortions and the Bipolarized Market: the Japanese Retail Sector,” Sato, R., R. Ramachandran., H., Hori eds. in *Organization, Performance, and Equity: Perspectives on the Japanese Economy*, Kluwer Academic Publication, pp. 1-57.
- Ohashi, H. (2003) “The Role of Network Effects in the US VCR Market, 1978–1986,” *Journal of Economics & Management Strategy*, 12(4), pp. 447–494.
- Oi, Walter (1992) “Productivity in the Distributive Trades: The Shopper and the Economies of Massed Reserves,” in *Output Measurement in the Service Sector*, ed. by Z. Grilliches, Chicago: University of Chicago Press.
- Okada, Y. and K. Hatta (1999) “The Interdependent Telecommunications Demand and Efficient Price Structure,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 13(4), pp. 311–335.
- Sunada, M. (2004) “Measuring the COL Index, Output and Productivity Growth of Service Industries: The Case of the Japanese Retail Industries,” Keio University Market Quality Research Project Discussion Paper Series, the 21st Century Center of Excellence Program, Graduate School of Economics and Graduate School of Business and Commerce, Keio University, DP2004-14.
- Sunada, M. (2005) “Welfare Effects of Quality Change and New Products in the Japanese Mobile Telecommunications Market: 1995-2001,” *Economics of Innovation and New Technology*, 14(8), pp. 715-733.
- Werden, G. J., L. M. Froeb, and T. Tardiff (1996) “The Use of the Logit Model in Applied Industrial Organization,” *International Journal of the Economics of Business*, 3(1), pp. 83–105.

鶴田俊正・矢作俊之 (1991) 「大店法システムとその形骸化」三輪芳郎・西村清彦編『日本の流通』東京大学出版会

松浦寿幸・元橋一之 (2006) 「大規模店の参入・退出と中心市街地の活性化」RIETI Discussion Paper, 06-J-051

松浦寿幸・菅野早紀 (2008) 「わが国の小売業における参入・退出と生産性変動—『商業統計』パネルデータに基づく実証分析」『経済統計研究』Vol.36, No.3, pp.37-48.

補論: N_g 増加の市場シェアへの影響

(10)式で見たように、グループ g のシェアまたは確率選択は

$$\Pr_g = \frac{(p_g / f(z_g))^{-1/\alpha} N_g^{1-\rho_g}}{\sum_l (p_l / f(z_l))^{-1/\alpha} N_l^{1-\rho_g}}.$$

である。したがって、 N_g に対するグループ g の確率選択の弾力性 η_g は、

$$\eta_g = \frac{\partial \Pr_g}{\partial N_g} \frac{N_g}{\Pr_g} = (1 - \rho_g) \left[1 - \frac{(p_g / f(z_g))^{-1/\alpha} N_g^{-\rho_g}}{\sum_l (p_l / f(z_l))^{-1/\alpha} N_l^{1-\rho_g}} \right] = (1 - \rho_g)(1 - \Pr_j)$$

となる。一方、グループ g の小売店舗 j の確率選択は、

$$\Pr_j = \Pr_{j|g} \Pr_g = \frac{1}{N_g} \frac{(p_g / f(z_g))^{-1/\alpha} N_g^{1-\rho_g}}{\sum_l (p_l / f(z_l))^{-1/\alpha} N_l^{1-\rho_g}},$$

であり、 $0 \leq \rho_g \leq 1$ を満たす。

$\rho_g = 1$ の時、 $\eta_g = 0$ 、 $\eta_j = -1$ となる。したがって、 N_g の増加につれてグループ g の小売店舗 j のシェアは低下する一方で、グループ g のシェアは上昇する。

$\rho_g = 0$ の時、

$$\Pr_j = \frac{(p_g / f(z_g))^{-1/\alpha}}{\sum_l (p_l / f(z_l))^{-1/\alpha} N_l},$$

$$\eta_g = 1 - \frac{(p_g / f(z_g))^{-1/\alpha}}{\sum_l (p_l / f(z_l))^{-1/\alpha} N_l} = 1 - \Pr_j < 0,$$

$$\eta_j = -\frac{(p_g / f(z_g))^{-1/\alpha}}{\sum_l (p_l / f(z_l))^{-1/\alpha} N_l} = -\Pr_j.$$

よって、

$0 \leq \eta_g \leq 1 - \Pr_j$ 、 $-1 \leq \eta_j \leq -\Pr_j$ となる。したがって、 $0 < \rho_g < 1$ の時、 N_g の増加はグループ g のシェアの増加とグループ g の小売店舗 j のシェアの低下を伴う。

表 1 . 業態別品目別価格差

	013 即席めん,袋入り,チキンラーメン(1袋,円)	078 明治ブルガリアヨーグルト,LB51(500ml,円)	023 電子レンジB,東芝,ER-VS6(1台,円)	108 ワイシャツ,東南アジア製,綿35%,ポリエステル65%(1枚,円)	130 歯磨きA,ライオン,デンターTライオン(170g,円)
全国(全店舗)	81.60	228.17	81,169	2,298	212.0
東京都(全店舗)	82.30	231.81	81,230	2,316	213.1
002 スーパーチェーン店	82.06	230.21	79,442	2,295	216.0
003 その他のスーパー店	81.14	227.60	71,500	1,682	210.7
004 コンビニエンスストア	83.74	235.70	-	-	223.0
005 百貨店	83.59	239.61	86,037	2,279	224.3
006 一般小売店	82.30	236.02	80,855	2,313	207.2

出所：平成4年全国物価統計調査（総務省）

表2. 小売業態の定義と統計間の対応

(1) 小売業態の定義

id		セルフサービス	売場面積	営業時間	Note
1	総合スーパー		3000m ² 以上		2
2	専門スーパー		250m ² 以上		3
3	百貨店	×			2
4	零細小売店	×			
5	コンビニエンスストア		30m ² ~ 250m ²	14時間以上	

Note

- 1) セルフサービス店とは、以下の条件を満たす売場が、売場全体の50%を占める店舗を指す。
 - i) 商品はパッケージされ、値段が明記されている。
 - ii) ショッピング・バスケットやショッピング・カートが提供されている。
 - iii) 支払いはレジで行う。
- 2) 百貨店と総合スーパーは、衣料品、食品、家庭用品のそれぞれの品目を10% ~ 70%を扱っている店舗である。
- 3) 専門スーパーとは、食品を70%以上扱っている店舗である。

(2) 小売業態の定義の対応

id		全国物価統計調査		商業統計
		1997, 2002	1992	
1	総合スーパー	総合スーパー	チェーン・スーパー	総合スーパー
2	専門スーパー	専門スーパー	その他スーパー	専門スーパー
3	百貨店	百貨店	百貨店	百貨店
4	零細小売店	一般小売店	一般小売店	その他のスーパー
				専門店 中心店
5	コンビニエンスストア	コンビニエンスストア	コンビニエンスストア	コンビニエンスストア

表3．食品小売業の業態別価格・サービス属性の平均値

(i) 価格指数			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	0.908	0.991	0.963
2 専門スーパー	0.922	0.966	0.907
3 百貨店	1.024	1.121	1.139
4 零細小売店	0.96	0.974	0.953
5 コンビニエンスストア	0.969	1.021	0.982
(ii) 営業時間(24で基準化した指数)			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	0.385	0.425	0.452
2 専門スーパー	0.419	0.448	0.45
3 百貨店	0.364	0.384	0.388
4 零細小売店	0.423	0.419	0.405
5 コンビニエンスストア	0.71	0.878	0.919
(iii) 単独店比率			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	0.047	0.029	0.02
2 専門スーパー	0.192	0.172	0.138
3 百貨店	0.181	0.152	0.21
4 零細小売店	0.806	0.781	0.777
5 コンビニエンスストア	0.753	0.799	0.774
(iv) 商品在庫額対売上比率			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	0.07	0.08	0.09
2 専門スーパー	0.06	0.08	0.09
3 百貨店	0.10	0.09	0.08
4 零細小売店	0.14	0.14	0.14
5 コンビニエンスストア	0.05	0.04	0.04
(v) 従業員あたり売場面積			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	37.89	48.60	42.82
2 専門スーパー	24.98	33.76	34.31
3 百貨店	34.55	45.52	55.02
4 零細小売店	15.07	17.26	17.35
5 コンビニエンスストア	11.59	10.57	8.39
(vi) 現金決済比率			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	0.266	0.208	0.118
2 専門スーパー	0.650	0.650	0.527
3 百貨店	0.022	0.039	0.051
4 零細小売店	0.431	0.435	0.442
5 コンビニエンスストア	0.655	0.696	0.704
(vii) 品揃え幅指標(食品)			
	1991	1997	2002
1 総合スーパー	0.74	0.72	0.68
2 専門スーパー	0.25	0.24	0.24
3 百貨店	0.81	0.80	0.78
4 零細小売店	0.15	0.16	0.15
5 コンビニエンスストア	0.26	0.31	0.35

出所：商業統計より筆者ら作成

表4. 市場シェア式の推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
サンプル数	1410	1410	1410	1410
Adj R-sq:	0.9229	0.9229	0.9739	0.9739
Log(相対価格)	0.82 [3.53]***	-4.94 [-4.68]***	1.23 [9.11]***	-1.45 [-1.84]*
Log(店舗数比率)			0.82 [51.29]***	0.65 [6.92]***
Log(営業時間)	1.95 [13.32]***	2.39 [11.53]***	0.59 [6.60]***	1.01 [4.42]***
現金決済比率	-0.25 [-2.71]***	-0.18 [-1.73]*	-0.29 [-5.38]***	-0.24 [-3.67]***
商品在庫対売上比率	-0.19 [-0.35]	-3.36 [-3.68]***	-3.74 [-11.30]***	-4.27 [-7.28]***
単独店比率	-0.63 [-6.86]***	-0.39 [-2.35]**	-0.3 [-5.65]***	-0.35 [-3.43]***
Log(売り場面積対従業員比率)	-0.07 [-1.27]	0.13 [1.57]	-0.09 [-2.87]***	-0.01 [-0.30]
品揃え指標(全商品)	0.57 [6.45]***	0.47 [4.35]***	0.39 [7.51]***	0.39 [6.71]***
品揃え指標(食品)	1.34 [6.13]***	1.47 [5.63]***	0.83 [6.50]***	1.00 [6.52]***
業態ダミー (base= 総合スーパー)				
専門スーパー	-0.08 [-0.39]	0.03 [0.10]	2.14 [16.27]***	1.64 [5.79]***
百貨店	2.26 [16.71]***	2.13 [9.34]***	1.75 [22.07]***	1.73 [12.70]***
零細小売店	-0.91 [-4.07]***	0.07 [0.22]	2.33 [16.12]***	2.01 [6.18]***
コンビニエンスストア	3.56 [29.18]***	3.8 [22.34]***	-0.21 [-2.10]**	0.64 [1.35]
定数項	-0.1 [-1.06]	-0.28 [-3.20]***	-0.02 [-0.36]	-0.17 [-4.26]***
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
推定方法	OLS	GMM	OLS	GMM
Hansen J Statistics		16.695		5.445
Chi-sq p-value		0.011		0.364

Note:

1) カッコ内はt値。

2) "****", "***", "**" は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で統計的有意であることを示す。

表5. 業態別サービス品質指標

	1991	1997	2002
1 総合スーパー	2.701	2.799	2.913
2 専門スーパー	2.038	1.913	1.912
3 百貨店	2.207	2.439	2.455
4 零細小売店	1.000	1.009	0.990
5 コンビニエンスストア	2.348	3.194	3.560

注: サービス品質指標は、推計パラメータに基づいて計算している。
 また、指標は、すべて零細小売店の1991年時点でのサービス水準に基づいて
 基準化している。

表6. 消費者厚生の変化とその要因分解(年率換算)

	1991-1997	1997-2002
CV	3.7%	1.9%
CV_q	2.1%	1.2%
CV_N	1.4%	0.1%
CV_p	0.2%	0.5%

図1 . 規制指標と小売価格・営業時間

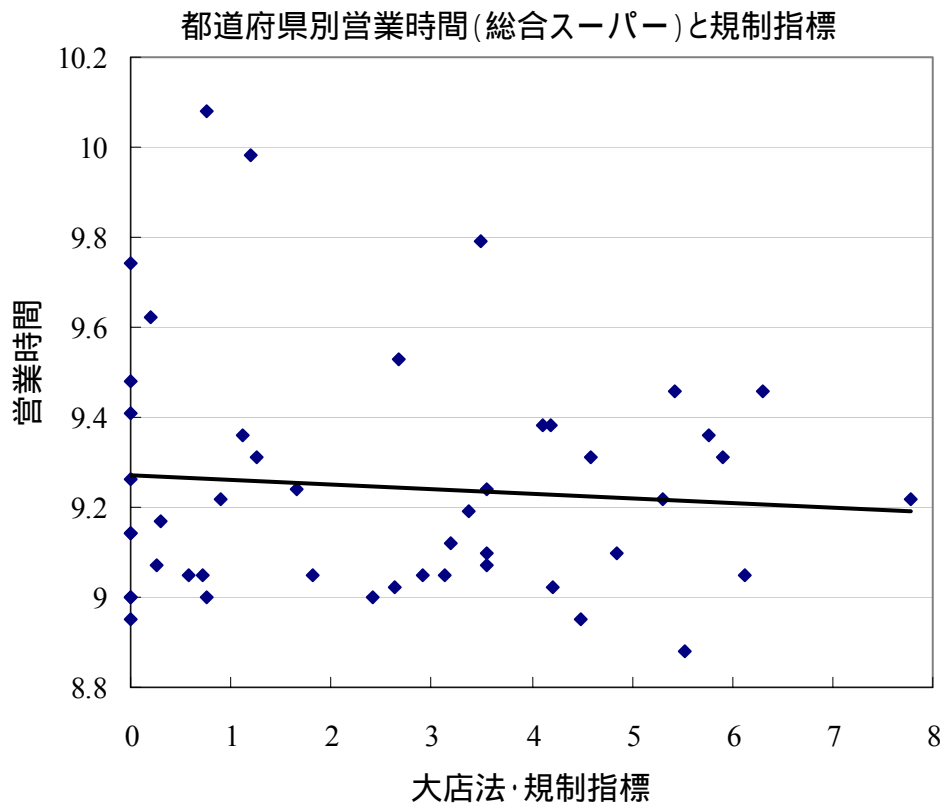
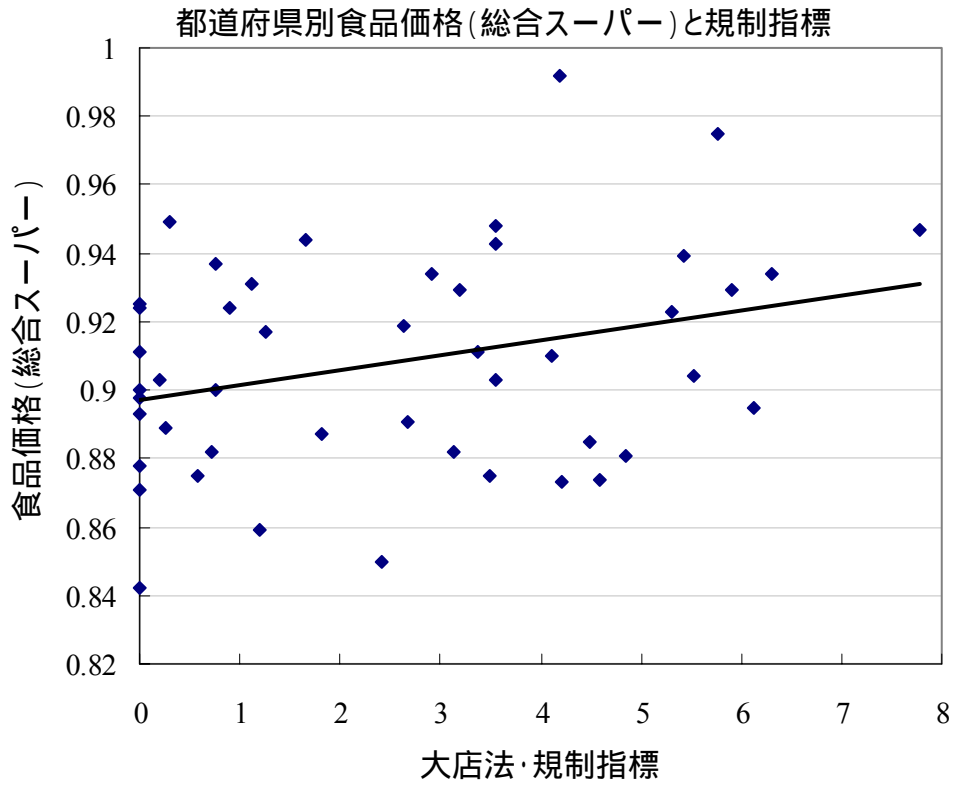


図2. 参入・退出率の推移 (年率換算)

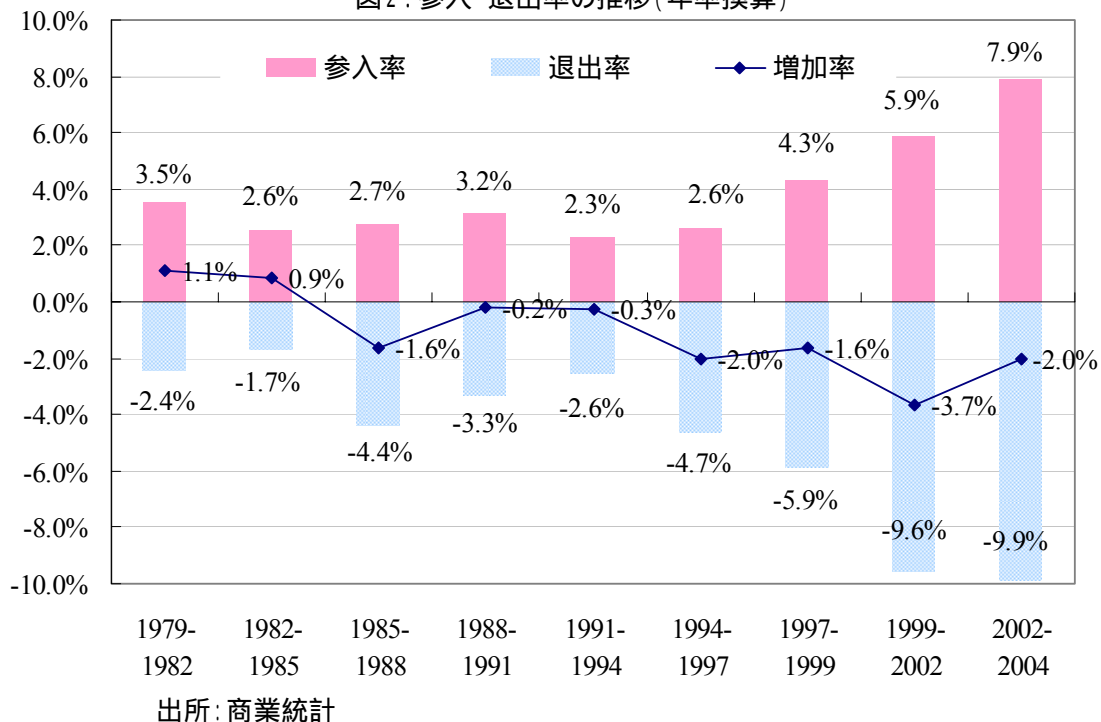


図3. 食品小売業の業態別シェア

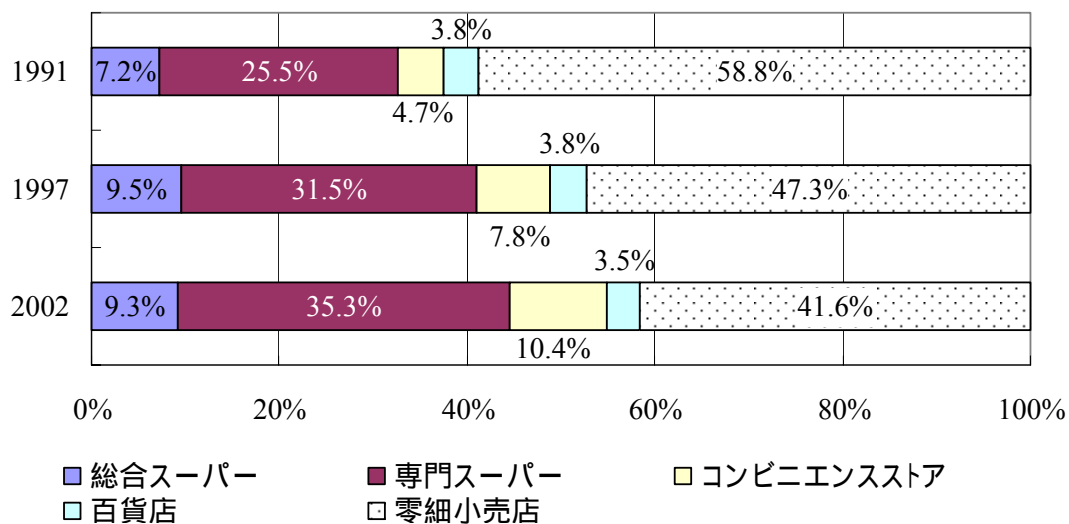
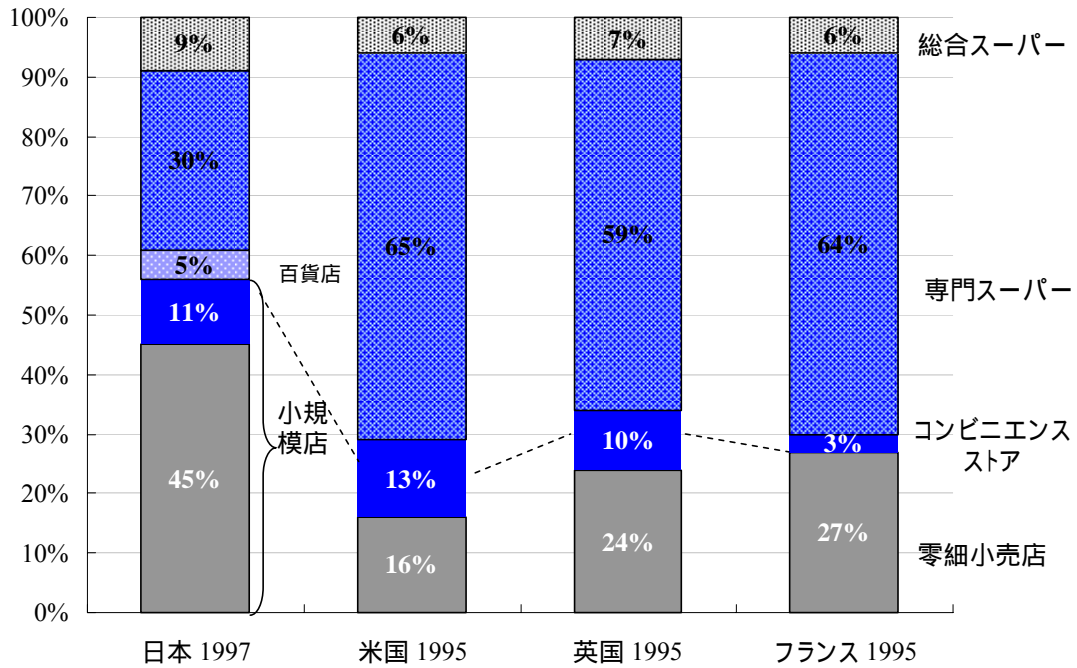
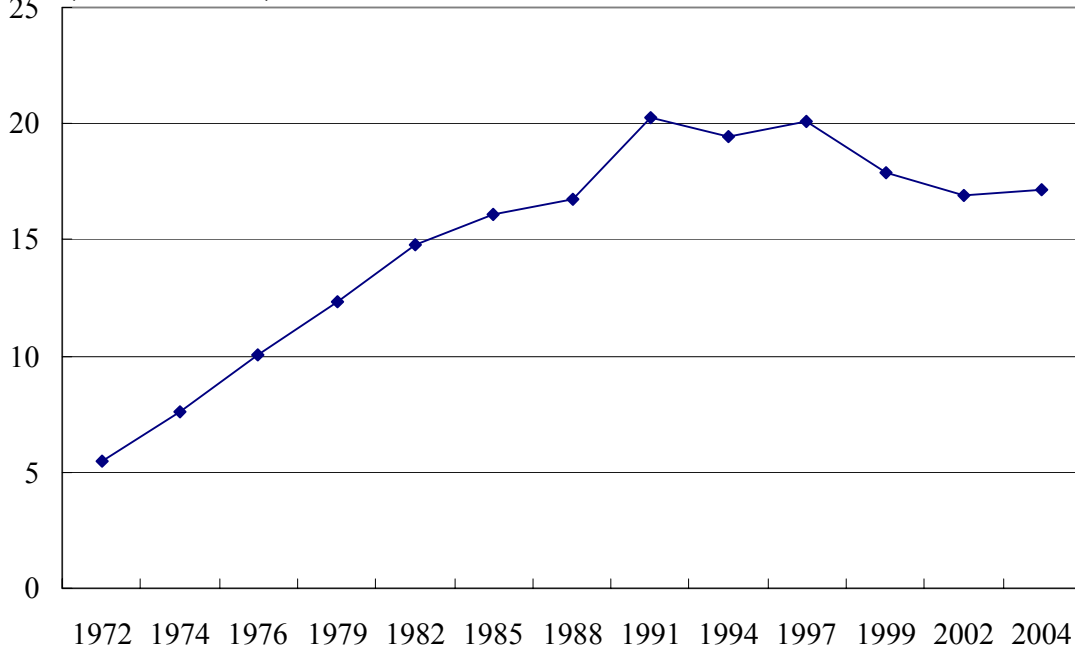


図4. 食品小売行における業態シェアの国際比較



出所: Mckinsey Global Institute (2000)

(単位: 100万円) 図5. 従業員あたり売上高



出所: 商業統計