



RIETI Discussion Paper Series 08-J-047

# 流通業における規制緩和の効果： 少子高齢化社会へのインプリケーション

宇南山 卓  
神戸大学

慶田 昌之  
東京大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

# 流通業における規制緩和の効果： 少子高齢化社会へのインプリケーション

宇南山 卓

慶田 昌之

神戸大学大学院経済学研究科

東京大学 COE 特任研究員

2008年7月

## 概要

本稿では、流通業における効率化が、少子高齢化社会へ与えるインプリケーションを考察する。一般に流通業の生産性を計測することは困難であるが、ここでは、規制緩和に伴う変化を分析することで、流通業の効率化が経済厚生に与える影響を計測した。

流通業の効率化は、高齢化社会において2つの観点から重要な論点となる。一つは、イノベーションの達成という観点である。もう一つは、高齢者や就業している女性にとっては、購買行動そのものの負担が大きく、生活の質を左右するという観点である。

具体的には、1999年3月に実施された規制緩和のうち、特に影響の大きかった、ドリンク剤販売の実質自由化の効果を分析することで、流通業の効率化がもたらす影響を分析した。規制緩和によって、ほとんど全てのスーパーでドリンク剤が販売されるようになり、販売数量も急激に増加した。一方で、価格はそれほど低下しておらず、規制緩和の効果が価格以外の要因を通じて消費者に影響を与えていたことが示唆された。

さらに、販売している店舗が増加したこと自体が、消費者にとっての利便性を向上させたと考え、規制緩和による価格低下の効果と、非価格効果である利便性の向上を分解できるモデルを構築した。推定の結果、規制緩和は、補償変分で評価して151億円の経済厚生改善効果があった。さらに、その効果の90%以上は、価格低下によるものではなく、非価格要因である利便性の向上によってもたらされたものであることが分かった。

すなわち、流通業の効率化は、重要なイノベーションの手段であり、利便性を通じて生活の質を向上させる効果もある、ことが示されたのである。

キーワード： 規制緩和、ショッピングコスト、価格弾力性、POS データ

# 1 はじめに

本稿では、流通業における効率化が、少子高齢化社会へ与えるインプリケーションを考察する。流通業の生産性を概念的に正しく計測することは困難であるが (Nakajima, 2007)、ここでは、規制緩和に伴う変化を分析することで、流通業の効率化が経済厚生に与える影響を計測した。

流通業の効率化は少子高齢化社会での経済活動に様々な側面から影響を与えるが、最も重要なものとして、流通業の効率化が重要なイノベーションであることが挙げられる。少子高齢化により要素投入が制約される経済において、持続的な経済成長を実現するためにはイノベーションが決定的な役割を果たす。イノベーションとは、所与の資源でより多くの付加価値を生み出すことを可能にすることであり、新たな科学技術の開発などの「ハードな技術進歩」に限られない。例えば、イノベーションについて多くの研究を行ったシュンペーターは、主要著書である『経済発展の理論』(Schumpeter, 1912; 日本語訳, 1977)の中で、新たな仕入れ先の確保、販売ルートの開拓、独占の形成・打破は、新商品の開発・生産技術の革新と並ぶ重要なイノベーションの形態であると述べており、流通業の効率化が重要なイノベーションの形態であることは明らかである。特に、日本においては、流通業における生産性が低いことが知られており (例えば元橋 (2008) を参照)、潜在的には大きなイノベーションが期待できる分野である。

一方で、流通業は家計の生活の質に直接大きな影響を与えるという点でも、少子高齢化社会にとって大きなインパクトを持っている。例えば、表 1 は、世帯属性別の「牛乳」の購入頻度を示したものである。「牛乳」は保存期間が短く年齢などによる消費行動の違いが小さいため、その購入頻度は消費者がどの程度頻繁に「買い物」をするかの指標とみなせる。この表のパネル A を見ると、65 歳以上の高齢者世帯は若年世帯と比較して、購入頻度が低いことが分かる。これは、高齢になると購買行動そのものが大きな負担となり、消費生活の制約となっていることを示している。さらに、より利便性が高いと考えられる都市部と町村部を比較するために、それぞれの年齢層で比率を取ったのが「都市部 / 町村部」の列である。この列から、全年齢層で購入頻度が低下している、すなわち町村部での利便性が低いことが示されるが、その落ち込みは高齢者ほど高い。これは、高齢者のほうが利便性の向上に関して敏感であることを示している。パネル B では、世帯主が男性の若年核家族世帯に限定して妻の就業と購入頻度の関係を見たものである。このパネルより、全般的に妻が就業していると購買行動が制約されることが分かる。さらに、妻が有業である場合の購入頻度の落ち込みは、乳幼児が 2 人以上いる世帯で大きく、育児負担の大きな就業女性の購買行動が制約されていることが分かる。こうした観察より、消費者にとって利便性が高い流通形態が実現すれば、既存の統計で観察することが困難であるとしても、少子高齢化社会での実質的な経済厚生を改善することができることが示される。

こうした観点から、本稿では、流通業の効率化がもたらす経済厚生の改善効果を分析する。特に、流通業における規制緩和を活用することで、流通業の効率化が経済厚生に与える変化を計測した点が特徴である。流通業においても、他の経済活動の多くと同様に、非経済的な理由による多くの規制が存在している。規制は、しばしば競争を阻害することで非効率を発生させ、経済厚生が最適水準を下回る原因となる。規制を変更することで流

通業の効率化をすすめることが可能であれば、政策的に経済厚生上の便益を得ることが可能であり、少子高齢化の下で経済成長を達成する有力な方法となりうるのである。

具体的には、1999年3月31日に施行された医薬品に関する規制緩和、その中でも影響の大きかった「ドリンク剤」に注目して、規制緩和が経済厚生に与えた影響を評価した。ドリンク剤は、もともと医薬品として、薬局・薬店でのみ販売されていた。しかし、規制緩和によって、医薬部外品と呼ばれる販売に関する規制のないカテゴリーに分類され、一般小売店でも販売可能となった。医薬品に関する規制は、医薬品の誤用を防止して安全を確保する上で不可欠であり、単純な経済合理性だけではその効果を評価できないが、このドリンク剤については、専門的な見地から「特に安全上問題のない」と判断されており、非経済的な要因については無視することができる。

一方で、販売の自由化という点に注目すると、流通業の効率化の影響を分析するのに理想的な状況である。潜在的な参入を阻害する規制は、独占的な市場を形成することになり、価格を高止まりさせるという影響がある<sup>1</sup>。さらに、流通業、特に小売業に関する参入規制には、購入が可能な店舗が過小になるという意味で利便性を低下させる効果がある。逆に、小売業の規制緩和による、新たな店舗の参入の状況を分析すれば、実際に流通業が効率化した場合の価格低下効果と、財の購入にかかる利便性の上昇効果を計測できるのである。

しかし、規制緩和前後の状況を正確に把握・分析するためには、通常の経済統計による分析は困難である。なぜなら、規制の対象は経済外的な要因によって決定されており、経済的な側面によって分類・集計して表象している通常の経済統計では、規制緩和の影響だけを抽出することが困難だからである。例えば、ドリンク剤は、一般的な分類（例えば、日本標準商品分類等）において、独立した項目として表象されていない。そのため、規制緩和を正確に評価するためには、より詳細に分類されたデータによって規制緩和の対象を特定する必要がある。

ここでは、分析対象の小売の状況を観察するために、POS（Point of Sales）データと呼ばれる個々の小売店の販売を詳細に記録したデータを利用した。POSデータの利用によって、規制緩和の対象のみを厳密に抽出して分析することが可能となった。一方で、POSデータは、ランダムサンプリングによる標本調査のような日本全体の動きを代表する統計ではない。そのため、日本全体での規制緩和の効果を推定するには、マクロ的な統計である薬事工業生産動態統計（厚生労働省）などと組み合わせて分析する必要があった。

こうしたデータを観察することによって、規制緩和後にドリンク剤を販売する店舗が急増し、ほとんど全ての小売店で販売されるようになったことが明らかになった。これは、緩和前の規制が実際に小売店の参入を阻止していたことを意味しており、規制緩和の有効性を示すものである。さらに、ドリンク剤の生産はマクロ的な統計で見ても約20%増加しており、市場が規制緩和後に急激に拡大していた。すなわち潜在的にはドリンク剤への需要は大きかったのである。

大幅な数量の増加に対して、価格は規制緩和後に概ね3%程度しか低下していない。これは、規制緩和の効果として競争促進による価格低下が注目されるが、少なくとも短期的

---

<sup>1</sup>経済企画庁（2000）および内閣府（2001；2003；2007）などは、規制緩和の経済厚生への影響を分析するにあたり、競争促進による価格低下や技術革新の促進に注目している。

には、実際の価格低下はそれほど大きくないことが分かる。特に、ドリンク剤市場に多くの小売店が参入したことを考慮すると、競争促進が価格を引下げの効果は大きくないと考えられる。それに対し、利便性の上昇の効果を見るために、家計側の統計を用いたドリンク剤（を含む品目）の購入頻度を観察した。すると、平均の購入回数が規制緩和後に約25%上昇していた。これは、消費者が購入頻度を増加させたということであり、販売店舗の参入によって消費者の利便性が高まったことを示唆している。

これらの観察から、流通業の効率性を評価するには、利便性向上の効果を評価することが重要であることが明らかとなった。そこで、本稿では、利便性をショッピングコストとして明示的に考慮したモデルを構築した。モデルを用いた分析により、利用可能なデータだけに基づいて、規制緩和の効果のうち、価格低下がもたらす部分と利便性の上昇がもたらす部分が識別可能となる。

モデルにおいて、規制緩和の効果は、消費者の支出関数に基づく補償変分として計測される。補償変分の評価には価格弾力性の推定が不可欠であるため、まず、POSデータを用いて価格弾力性を推定した。その推定された価格弾力性と、マクロデータで把握される日本全体の価格・数量の変化によって、経済厚生に対するマクロ的な影響が計測されるのである。

推計された結果によれば、ドリンク剤の規制緩和には、規制緩和がなかった場合に約151億円の消費が増加したのと同等の経済厚生の改善効果があったことが示された。さらに、その経済厚生の増加の、90%以上が利便性上昇効果によってもたらされたことを明らかにした。すなわち、流通業に関する規制が撤廃されたことによって、大きな経済厚生上の改善が観察されたこと、さらにその改善の源泉が競争的な市場の実現による価格低下ではなく店舗が参入したこと自体による利便性の上昇であること、を明らかになったのである。

結局、これらの結果は、2つの点で流通業の効率化が少子高齢化社会において重要な役割を果たすことを示している。第1に、流通業の効率化は、経済厚生を大きく改善する可能性があるという点である。ドリンク剤市場は、高々1,500億円程度の規模であるが、それでも無視できない経済厚生上の改善を生み出したことから、少子高齢化社会の下で経済成長を達成する一つの重要な手段であることが分かる。第2に、流通業の効率性を測るには、効率化による価格低下のみならず、消費者の利便性という観点が必要である点である。購買行動は時間的・物理的な負担が大きい行動であり、高齢者や就業女性にとって質を高めるために重要な要因である。

本稿の以下の構成は次の通りである。第2節では、ドリンク剤の規制緩和の経緯について述べた。第3節では、ドリンク剤市場に関する統計の利用可能性を述べ、規制緩和が与えた効果を概観した。さらに、その観察に基づき、経済厚生の変化を分析するモデルを提示した。その結果、経済厚生の評価には需要の価格弾力性が重要な役割を果たすことが示される。第4節では、価格弾力性を推定するための方法を提示し、実際に価格弾力性を推定した。第5節は、観察された価格・数量の変化および推定された価格弾力性を用いて、経済厚生の変化の評価とその要因分解をしている。第6節は結論である。

## 2 医薬品の販売規制と規制緩和の経緯

日本政府は、「自己責任原則と市場原理に立つ自由で公正な経済社会としていく」ことを目的として、「規制緩和推進計画」を1995年に閣議決定して以来、規制のあり方を積極的に見直している<sup>2</sup>。ここでは、最初の「規制緩和推進計画」に基づき、1999年3月31日に施行された、医薬品に関する規制緩和に注目した。

医薬品類は薬事法により、医薬品・医薬部外品・化粧品・医療用具に分類され、主として安全性の観点から様々な規制が存在している。薬事法第2条によれば、「医薬品」とは、

1. 日本薬局方に収められている物
2. 人又は動物の疾病の診断、治療又は予防に使用されることが目的とされている物であつて、機械器具、歯科材料、医療用品及び衛生用品（以下「機械器具等」という。）でないもの（医薬部外品を除く。）
3. 人又は動物の身体の構造又は機能に影響を及ぼすことが目的とされている物であつて、機械器具等でないもの（医薬部外品及び化粧品を除く）

である。このうち、1に該当するものが狭義の「医薬品」である。その販売は許可制であり、薬剤師の配置などの要件によって取扱可能な品目が決定され、薬局・一般販売業・特例販売業などに分類されている。つまり、免許を持たない一般の販売業者が医薬品を扱うことはできないのである。

ここで取り上げるドリンク剤も、主成分は日本薬局方に収められているビタミン類であり、もともとは医薬品として販売されていた<sup>3</sup>。すなわち、ドリンク剤が販売できたのは、医薬品を扱うことのできる薬局・薬店に限定されていた。

この医薬品に対する販売規制は、規制緩和推進計画に基づき緩和が検討された。しかし、具体的な規制緩和の方法として、医薬品全般に関する販売規制を緩和するという方法ではなく、「医薬品のうち特に安全上問題のないもの」を販売規制のない「医薬部外品」に移行させることによって一般小売店でも取扱えるようにするという方法がとられた。これは、医薬品という財の性質上、販売者の規制を一律に緩めることが困難であることに起因しており、実質的には特定の財の販売が自由化されたのと同じ意味を持っている。

医薬部外品に移行させる「規制緩和の対象」は、まず1998年9月に規制緩和推進委員会によって23薬効群が選定された。それらを中央薬事審議会医薬品販売規制緩和特別部会において安全性などの観点から審議し、「特に安全上問題のない」15薬効群だけが選定されるというプロセスによって決定された。つまり、安全上の問題に関しては専門的な見地から評価されており、ここで取り上げる規制緩和は、単純に流通の問題として捉えることができる。そのため、ここでは規制緩和された財の安全性については経済厚生を評価するうえで考慮しなかった。

---

<sup>2</sup>この推進計画は、当初1999年までの5年計画であったが、1996年および1997年に計画の改訂が行われ最終的に3年計画に短縮された。また1998年から2000年にかけては新たな3カ年計画が策定され、さらに、2001年4月には内閣府への「総合規制改革会議」の設置によって、継続的に議論がされている。

<sup>3</sup>もともと医薬品ではなく、清涼飲料水として販売されていたドリンク剤類似の商品（代表的なものとして、オロナミンC、リアルゴールドなど）については、分析の対象には含めていない。

関連法・政令は1999年3月31日付で施行となり、実際に、「医薬品」のうち約290品目が「医薬部外品」（新指定医薬部外品）に移行した<sup>4</sup>。医薬部外品に指定された中でも、特に効果の大きかったのが、一般にドリンク剤と呼ばれる「ビタミン含有保健剤」である<sup>5</sup>。ただし、一般にドリンク剤と呼ばれている製品全てが対象とはなっていないことに注意が必要である。もともと、小売店で販売されるドリンク剤には、内容量が100mlである狭義のドリンク剤と内容量が100mlより少ない（30mlや50mlなどの）ミニドリンク剤がある。1999年に「医薬部外品：ビタミン含有保健剤」に移行したものの大部分は、「狭義のドリンク剤」であり、ミニドリンク剤を中心に規制緩和の対象とならなかった「医薬品ドリンク剤」が存在するが、以下での分析の対象とはしていない<sup>6</sup>。

### 3 ドリンク剤の規制緩和と価格・数量・経済厚生

#### 3.1 データ

既存の多くの統計において、ドリンク剤は独立した項目として表象されていないため、データの利用可能性の観点から見ると、ドリンク剤に関する規制緩和を評価することは非常に困難である。例えば、家計調査の支出項目としては品目分類の「栄養剤」が該当するが、錠剤のビタミン剤などと合算されている。また、消費者物価指数の品目として「ドリンク剤」が存在しているが、規制緩和の対象とならない「ミニドリンク剤」と区別することはできない。

ここでは、規制緩和の対象を厳密に抽出して影響を観察するために、商品ベースで価格と数量が把握可能なデータである、財団法人流通システム開発センターが提供している「流通POSデータベースサービス（以下RDS）」を利用した。RDSは、流通システム開発センターが契約している全国のスーパーから提供された、POS（Point of Sales）データであり、日時・店舗・商品識別番号ごとに、売上金額・数量が利用可能なデータである<sup>7</sup>。

サンプル期間は1998年から2000年の3年間として、データの頻度は日次データである。このサンプル期間中に、RDSに日次で売上を報告した店舗は合計で210店舗存在しており、さらに3年間の全ての月で売上を報告したのは86店舗である。これらの店舗で売上

<sup>4</sup>品目数については、総合規制改革会議「規制改革の推進に関する第3次答申」首相官邸ホームページ（<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/kisei/tousin/031222/1-01.html>）に基づく。

<sup>5</sup>ビタミン含有保健剤とは、「滋養強壮、虚弱体質、肉体疲労・病中病後（又は病後の体力低下）・食欲不振（又は胃腸障害）・栄養障害・発熱性消耗性疾患・妊娠授乳期（又は産前産後）（ビタミンA、Dを含まないもの）などの場合の栄養補給」のためのもの。

<sup>6</sup>1999年の規制緩和では規制緩和の対象とならなかったミニドリンク剤の一部は、2002年に追加的に行われた規制緩和によって、「ビタミンを含有する保健薬」および「生薬を主たる有効成分とする保健薬」として新たに医薬部外品に移行（新範囲医薬部外品と呼ばれる）した。そのため、現在（2008年時点）で一般の小売店で見ることのできる「医薬部外品」のドリンク剤のうち、ここで取り上げるのは「新指定医薬部外品」だけであることに注意が必要である。

<sup>7</sup>薬局・薬店での売上げに関するPOSデータとして、インテージ社が提供しているSDI（全国薬局・薬店パネル調査）が存在しているが、今回の研究では利用できなかった。

が記録されている商品のうちで、規制緩和の対象となったことが確認できたドリンク剤は商標ベースで22商品である<sup>8</sup>。つまり、ここでのサンプルは、210店舗での22商品についての、3年間の日次パネルデータとなっている。ただし、実際には、POSデータでは売上の記録された日付のみ記録されるため、アンバランスパネルであり、構築されたデータセットの標本数は、356,633レコードである。

このRDSによって、規制緩和の対象を厳密に限定した上で売上数量・価格を観察することができるが、その結果だけでは規制緩和の効果を測定することはできない。一般に、POSデータは、日本全体の小売店に関するランダムサンプリングに基づいた標本データではないため、POSデータへの企業の参入・退出は日本の小売店全体の変化を代表したものではない。特に、規制緩和前のドリンク剤の販売者である薬局・薬店のデータがほとんど利用できないことは、POSデータの偏りを大きくする要因である。実際、1999年の全国消費実態調査によれば、「ドリンク剤」を含む「医薬品」の購入先別の支出金額は、薬事販売免許を保有していると考えられる、薬局・薬店が該当する「一般小売店」・ドラッグストアなどの「量販専門店」の合計で62%であるのに対し、ここでのPOSデータのサンプル店舗の大部分が該当する「スーパー」・「コンビニエンスストア」・「生協」は、合計で21%程度にとどまっている<sup>9</sup>。これは、POSデータの合計の動きを見ても、十分な分析ができないことを示唆している。

この問題に対応するために、日本全体の動きを代表するマクロ統計も同時に観察する必要がある。医薬品に関するマクロ統計としては、厚生労働省公表の「薬事工業生産動態統計」が利用可能である。薬事工業生産動態統計は医薬品の生産・出荷に関する基礎的な統計であり、ここでは、「国内生産の国内向け出荷額」を見る。

マクロ統計は全ての流通経路の合計をカバーしているが、上で述べたように、規制緩和の対象を厳密に抽出することはできない。実際、薬事工業生産動態統計では、薬効分類という科学的な組成を基準とした分類が用いられており、規制緩和の対象だけを抽出することはできない。ドリンク剤は、もともと、ビタミン剤・滋養強壮薬として分類され、その他の商品と集計されて表象されていた。規制緩和後は、医薬部外品の「ビタミン含有保健剤」として、独立した項目として表象されるようになったが、規制緩和の前後の変化を観察するためには、これらビタミン剤・滋養強壮薬・ビタミン含有保健剤の3つを合算しなければならない。そのため、以下の分析でマクロ的な変化を見る際に、規制緩和の対象外も含まれることに注意が必要である。

価格に関するマクロ統計としては、消費者物価指数の品目「ドリンク剤」を用いることができる。消費者物価指数の原データである小売物価統計調査を見ると、ドリンク剤の調査銘柄が「リポビタミンD：瓶売り」であることが明記されており、規制緩和の対象商品であることがわかる。もちろん特定の銘柄に限定されてはいるが、ランダムサンプリングに

---

<sup>8</sup>ドリンク剤としてカテゴリーされている商品の中で、規制緩和の対象となったかどうか不明な商品も存在したが、それはすべて分析から除外した。

<sup>9</sup>ただし、「医薬品」の大部分が販売が規制されている狭義の「医薬品」であるため、ドリンク剤などの新指定医薬部外品に限定すると、このシェアは大きく変化すると考えられる。また、近年では、ドリンク剤の通信販売での購入が目目されているが、2004年の全国消費実態調査で見ても、そのシェアは3.5%に過ぎず、無視できる水準である。

基づく「代表的な」価格の動向が捉えられている。

結局、POS データを用いると、規制緩和の対象を厳密に抽出することができるが、店舗側が限定されてしまい、日本全体での動きを観察することができない。一方で、マクロ統計では、日本全体の動きを見ることができるが、規制緩和の対象だけを抽出することができなくなる。そこで、以下では、RDS のデータとマクロ統計を組み合わせて分析を進める。

### 3.2 規制緩和と市場への影響

ここでは、規制緩和の前後で、ドリンク剤市場がどのように変化したかを概観する。そのために、まず、規制緩和によって、実際にドリンク剤を販売している店舗が増加したかを見る。ドリンク剤の規制緩和は実質的に販売規制の解除であり、その規制の解除によって小売店が参入したかどうかによって、規制緩和の効果を直接的に観察することができる。

企業の参入についてはマクロ統計がないため、RDS のサンプル店舗の参入状況を見た。特に、時系列比較が可能のように、36ヶ月全ての月に売上を報告している 86 店舗について、ドリンク剤を販売している店舗の割合を図 1 に示した。図 1 は、規制緩和前の 1999 年 3 月まではドリンク剤を販売していたのは約 10% だけであったが、規制緩和後 1 ヶ月で約 90% に上昇し、1 年後にはほぼ全ての店舗でドリンク剤が販売されるようになったことを示している。比較のために、図 1 には、医薬品ドリンク剤を販売している店舗の割合も示したが、規制緩和後もほとんど上昇していない。つまり、新たに参入した小売店は、1999 年 4 月以降も医薬品を販売していない店舗なのである。また、ここでの POS データに含まれる店舗の業態はスーパーであり、薬局・薬店以外の一般小売店である<sup>10</sup>。言い換えれば、販売を開始した店舗は、医薬品販売免許を新たに取得したのではなく、規制緩和によってドリンク剤販売が可能になった店舗である。すなわち、医薬品の販売規制は、実質的に小売店の行動を変化させており、規制緩和には実質的な意義があったことが示されている<sup>11</sup>。

このように、急激にドリンク剤販売店舗が増加したが、それに伴って合計の売上金額も増加している。図 2 は、上と同じ 86 店舗での合計売上を示したものであり、規制緩和直後から売上が急増し 1 ヶ月で約 2 倍にまで増加していることを示している。また、図 2 には、規制緩和の対象にならなかった医薬品ドリンク剤の販売金額についても示されている。医薬品ドリンク剤の販売金額は、規制緩和の前後でほとんど変化しておらず、販売金額の増加が規制緩和の効果であることが示唆されている。

しかし、この売上金額は、ここでのサンプル 86 店舗についてのみの結果であり、規制緩和前の主な販売店舗である薬局・薬店がほとんど含まれていない。そのため、既存の薬局・薬店の売上が大幅に低下している可能性があり、売上金額の伸びを過大に評価している可能性が高い。

そこで、マクロ全体での変化を見るために、「薬事工業生産動態統計」を用いた出荷額

<sup>10</sup>ここで規制緩和前に販売している店舗は、特に大型のスーパーのテナントとして入居している薬局・薬店であると考えられる。

<sup>11</sup>販売店舗の割合の変化自体は、薬局・薬店を除外しているため、過大に示されていることには注意が必要である。

の変化を図3に示した。この図3によれば、「ビタミン含有保健剤」の出荷額は、1999年で1088億円、2000年で1416億円である。しかし、規制緩和前から比較するためには、錠剤のビタミン剤などの製品も含む「ビタミン剤」・「滋養強壮薬」との合計を見る必要があり、その合計は、1998年と比較して、1999年は968億円、2000年は1104億円の出荷額の増加が観察されている。つまり、薬事工業生産動態統計では見ると、概ね1000億円の市場が創出されてきたことになる。

さらに、マクロ統計の参考として、日本経済新聞社による推計を図4に示した。日本経済新聞社の推計は、その推計方法は明らかにされていないが、日経産業新聞に毎年7月に掲載される「点検シェア攻防：本社100品目調査」における、ドリンク剤の国内出荷額に基づく「市場規模」を時系列的にまとめたものである。記事によれば、市場規模はドリンク剤とミニドリンク財を合算したものであり、薬事工業生産動態統計より規制緩和の対象に近い範囲である。この推計では、ドリンク剤全体の出荷金額は、1998年と比較して1999年が350億円、2000年で約500億円程度増加している。

薬事工業生産動態統計・日本経済新聞社の推計は、ともに規制緩和の対象以外にも含めた変化ではあるが、変化率ではどちらも約20%の増加である。実額としては、500億円と1000億円の違いはあるが、マクロ的に見ても規制緩和によってドリンク剤の市場が急拡大したことがわかる。

次に、規制緩和によって価格がどのように変化したかを見る。図6は、POSデータから得られた「リポピタンD：瓶入り(100ml)」の価格を、1998年1月を100として基準化した価格指数を示したものである<sup>12</sup>。図6によれば、ドリンク剤の価格は規制緩和直後に約3%低下している。さらに、その後1999年中は安定したが、2000年になり急激に価格が低下している。一方、マクロ統計として、月次の消費者物価指数(CPI)の動向を示したのが図5である。CPIにおいては、品目「ドリンク剤」が表象されており、日本全体でのドリンク剤の価格動向を知ることができる。図5もドリンク剤が規制緩和直後に価格が低下し、その後も継続的に価格が低下していることを示しているが、低下幅は1%程度であり、POSデータと比較して小さい。

この違いの原因として、ここでのPOSデータに、ドラッグストアが含まれていないことが考えられる。CPIの基礎データとなる小売物価統計調査では、日本全国からランダムサンプリングされた店舗で調査されているため、原理的にはドラッグストアの価格動向が反映されている。規制緩和の前後で、ドラッグストアが価格を変化させていなければ、ここでのPOSデータは、価格の低下を過大に評価している可能性がある。

一方で、規制緩和の影響を把握する上で、CPIを用いることが不適切である可能性もある。それは、小売物価統計調査では調査店舗が固定されており、規制緩和によって多くの小売店がドリンク剤販売に参入してきたことを考慮すると、実際の価格動向と異なる可能性がある。さらに、小売物価統計調査では、特売については価格調査の対象外としている。規制緩和直後には、一時的な特売が行われていた可能性があり、CPIが価格の低下を過小

<sup>12</sup>消費者物価指数年報によれば、CPIで調査されている具体的な銘柄は「リポピタンD：瓶入り(100ml)」であり、また、POSデータの金額シェアで見てもリポピタンDのシェアは70%以上であり、CPIとの整合性からここではリポピタンDに限定して価格指数を計算した。

に評価している可能もある。

しかし、いずれにしても、規制緩和直後に価格は高々3%程度しか低下しておらず、マクロ的な売上げ金額が規制緩和直後に約20%上昇したのと対照的である。これは、先験的に考えられる、価格低下による消費量の増加という波及経路とは異なり、ドリンク剤の規制緩和は価格低下以外の要因によって消費者に影響を与えたと考えられる。

その価格以外の要因として考えられるのが、より近くの小売店でドリンク剤が購入できるようになるという、利便性の向上である。上で見たように、規制緩和は多くの小売店の参入をもたらした。財の購入には、商品の対価以外に「ショッピングコスト」がかかっていることを明示的に考慮すれば、新たな小売店の参入は、財への対価としての価格低下だけでなく、消費者にとってショッピングコストの低下をもたらすのである。

利便性の上昇をデータで観察するために、図7では、総務省の『家計調査』にけるドリンク剤に該当する品目である、「栄養剤」の購入頻度を示した。この図7より、規制緩和後にこの栄養剤の購入頻度が規制緩和後に上昇したことが示唆される。より明確にするために、規制緩和前後で分けて平均すると、規制緩和前では平均の購入頻度は1世帯1ヶ月当たり0.25回であったのが、規制緩和後に0.32回になっており、約25%購入頻度が増加している。

以上の観察をまとめると、実質的な販売規制が緩和されたことで、多くの小売店がドリンク剤販売に参入してきた。それに伴い、ドリンク剤の消費金額は約20%増加したが、価格は3%程度しか下落していない。これは、規制緩和が、価格以外の要因でも、消費者の購買行動に影響を及ぼしたことを示唆している。価格以外の要因として、小売店舗の参入による利便性の向上が考えられる。すなわち、規制緩和の効果を計測するには、価格低下に加え、利便性が上昇した効果を考慮することが必要である。

### 3.3 モデル

ここでは、経済厚生観点から、規制緩和の影響を評価するモデルを提示する。特に、規制緩和の効果を価格低下効果と非価格効果に分解できるモデルとした。ただし、ドリンク剤の規制緩和がもたらした経済厚生の変化を、消費者の厚生の変化にのみ注目して測定し、企業の利潤については考慮しない。また、競争促進は企業の技術革新を促し、間接的に消費者の構成を改善する効果が期待できるが、ここでは考慮していない<sup>13</sup>。

消費者の厚生の変化は、支出関数を用いた補償変分(CV)として計測する。補償変分とは、消費者の支出関数を用いて次のように書ける。

$$CV = e(p_R, s_R; u_L) - e(p_L, s_L; u_L) \quad (1)$$

ただし、 $e$ は消費者の支出関数、 $p$ はドリンク剤の価格、 $s$ は利便性の尺度、 $u$ は効用水準である。消費者の厚生が価格のみならず、利便性にも依存していることを明示的に分析するために、支出関数に $s$ が支出関数の要素として含まれる。また、下付の $R$ は規制緩和前、

<sup>13</sup>経済企画庁(2000)および内閣府(2001; 2003; 2007)では、医薬品の規制緩和以外の、いくつかの規制緩和の効果測定しているが、そこでも消費者余剰にのみ注目して分析をしている。

$L$  は規制緩和後の水準を示しており、ドリンク剤以外の価格体系は規制緩和前後で変化しないと仮定している。

この規制緩和の効果 ( $CV$ ) は、規制緩和がなかったときに、規制緩和後と同じ厚生水準を達成するために必要な消費水準の増加額である。このように金額で評価することによって、例えば、規制緩和の効果は、消費者にとって  $CV$  円の減税と同じ効果があると解釈できる。

支出関数の具体的な関数型を特定するために、消費者の効用最大化問題を以下のように定式化する。

$$\max_{q, Q} u(q, Q) = q^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + Q \quad (2)$$

ただし、 $q$  はドリンク剤の消費、 $Q$  はその他の財の消費量である。 $\varepsilon$  はドリンク剤の価格弾力性であり、 $\varepsilon > 1$  とする。一方、利便性については、予算制約式に次のような Iceberg 型の取引コストを導入することで表現する。

$$Y = spq + Q \quad (3)$$

ただし、 $Y$  は消費者の予算であり、 $p$  は他の全ての財の価格 (すなわち一般物価水準) で基準化したドリンク剤の価格である。 $s$  は「ショッピングコスト」の大きさを示す係数であり、利便性の指標である。規制緩和前は  $s_R > 1$  であり、規制緩和後は原則自由化されているため、基準として  $s_L = 1$  とする

全体としての予算が、ドリンク剤への支出に対し十分に大きいこと、すなわち  $Y > spq^*$  を仮定すると、この最大化問題の解として得られるドリンク剤の最適消費は、

$$q^* = \left(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}\right)^\varepsilon (sp)^{-\varepsilon} \quad (4)$$

として書ける。この最適消費を、効用関数に代入することで、支出関数は、

$$e(p, s; u) = spq^* + (u - q^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}) \quad (5)$$

$$= u + \frac{(\varepsilon-1)^{\varepsilon-1}}{\varepsilon^\varepsilon} (sp)^{1-\varepsilon} \quad (6)$$

と書くことができる。この支出関数を用いて、規制緩和前後の  $p$ 、 $s$  を代入することで、規制緩和のもたらす補償変分  $CV$  は、

$$CV = \frac{1}{\varepsilon} (q_L^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} - q_R^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}) \quad (7)$$

$$= \frac{1}{\varepsilon-1} (x_L) \left\{ 1 - \left( \frac{x_R/x_L}{p_R/p_L} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right\} \quad (8)$$

ただし、 $x = pq$  であり、はドリンク剤への支出金額である。特に 2 行目の変形に、 $s_L = 1$  を利用した。結局、この式から、 $CV$  は価格弾力性  $\varepsilon$ 、規制緩和後のドリンク剤への支出金額、ドリンク剤への支出金額・価格の変化を知ることができれば計測できる。

さらに、式 (4) を  $x$  を用いて書き換え、支出金額の変化・価格の変化が観察可能であることに注意すると、

$$\Delta \log s = \frac{1}{\varepsilon} \Delta \log x - \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (-\Delta \log p) \quad (9)$$

と変形することで、ショッピングコストの変化率を推定することができる。すなわち、価格弾力性を知ることができれば、規制緩和の効果を価格低下効果と利便性上昇効果に分解することができる。

ここでのモデルにおける、価格弾力性と支出金額の変化だけで補償変分が計算できるという結果は、Quasi-linear な効用関数の性質に依存している。Quasi-linear な効用関数では、ドリンク剤の需要が所得に依存しないため、支出金額の変化が価格と利便性の変化のみに帰着できるのである。

Quasi-linear な効用関数であれば、補償変分が消費者余剰と一致しており、さらにドリンク剤の価格弾力性を一定と仮定しているため、補償変分を1つのパラメータのみで計測できるのである。また、次節で見ると、Quasi-linear な効用関数は exact に集計可能であるため、効用関数のパラメータである価格弾力性を、家計側のデータではなく集計された店舗データである POS データによって、計測することが可能なのである。

つまり、ここでの結果は極めて限定的な条件のモデルに基づいた結果である。しかし、Quasi-linear な効用関数については、多くの応用厚生分析で用いられており (Varian, 1992; p165) 先験的にドリンク剤の所得弾力性が低いと考えられることから、十分に許容できる仮定と考える。

## 4 価格弾力性の推定

### 4.1 ショッピングコストと需要関数

規制緩和がもたらす経済厚生の変化を計測するには、需要の価格弾力性を推定することが不可欠であった。そこで、ここでは POS データを用いて、価格弾力性を推定することを考える。

前節の式 (4) より、各個人  $i$  の時点  $t$  におけるドリンク剤の需要関数は次のように書ける。

$$\log q_{it} = \alpha + \varepsilon(\log p_{it} + \log s_{it}) \quad (10)$$

ただし、 $\alpha$  は  $\varepsilon$  に依存した定数である。ここで、利用できるデータが、各店舗で日次で集計された合計の価格と数量であるため、各個人の需要を店舗ごとに集計しなければならない。

店舗  $j$  の需要は、実際に来店してドリンク剤を購入する消費者の数によって変動する。消費者が店舗  $j$  を選択し来店するかどうかは、ドリンク剤の価格や利便性だけでなく、その他の商品の価格、消費者の時間コスト、広告チラシの配布など多くの要因に依存する。ここでは、それらの変動を誤差項として表現し、次のような需要関数を考える。

$$\log q_{jt} = \log\left(\sum_i q_{it}\right) = \alpha + \varepsilon \log p_{jt} + \varepsilon \log s_{jt} + \mu_{jt} \quad (11)$$

ただし、 $\mu_{jt}$  が来店者数の対数である。また、Quasi-linear な効用関数を仮定しているために、個人を集計しているにも関わらず、対数価格の係数である  $\varepsilon$  は、推定したい効用関数のパラメータと一致している。

この式で価格弾力性を推定するには、利便性の尺度  $s$  のデータが必要である。利便性の高い店舗は、競争上の優位にあり、利便性と価格は高い相関を持つと予想でき、 $s$  を含めない推計は、Omitted Variable の問題を発生させ、推定される価格弾力性がバイアスを持つ。

しかし、 $s$  は現実のデータで測定することは困難である。特に、日次で店舗別に利便性を測る尺度を構築することは、実質的に不可能であると考えられる。それに対し、ここでは  $s$  に関する係数を推定する必要はなく、利便性の尺度  $s$  は線形かつ加法の形式で需要に影響を与えていることに注意すると、 $s$  のデータを構築する代わりに、 $s$  の変動を吸収できるダミー変数を推計に加えれば推計が可能となる。この性質は、Iceberg 型のショッピングコストを仮定したことにより、実質的には価格と対称的な役割を果たしていることから導かれる。

具体的には、 $s$  は、立地など店舗固有の要因に加えて、他の商品の取り扱い状況、近隣の道路の混雑状況、天候など、時点にも依存する。そこで、ここでは、利便性はコントロールするために、規制緩和前後  $\times$  店舗の固有効果、年  $\times$  月のダミー、各曜日に対応するダミー、祝日ダミーを考慮した。

結局、推定される式は、

$$\log q_{jt} = c + \varepsilon \log p_{jt} + Z_t \gamma + \xi_{jt} \quad (12)$$

ただし、 $Z$  が上で挙げたダミー変数の集合であり、 $x_i$  は上のダミー変数では捉えられない需要ショックである。また、同じ「ビタミン含有保健剤」であっても、品質が異なることを許容するために、ブランドごとのダミーも  $Z$  として推計に含めた。

## 4.2 需要関数の識別と操作変数

結局、価格弾力性の推定に必要な変数は、各店舗・時点ごとの価格と売上数量である。しかし、単純に数量を価格で回帰しても、需要関数のパラメーターを推定できないことが知られている。これは、同時方程式の識別問題として知られ、価格が需要と供給が一致する均衡点で決定することによる、潜在的な同時決定問題である（例えば、Hausman (1983) を参照）。すなわち、各店舗の価格が需要ショックの影響を受けるのであれば、推計式 (12) において、説明変数  $\log p_{jt}$  と誤差項  $\xi_{jt}$  が相関を持ち、最小二乗法 (OLS) によって推定される係数  $\varepsilon$  は、バイアスを持つという問題である。

この問題に対し、ある変数  $X_{it}$  が存在して、

$$\text{cov}(\log p_{jt}, X_{it}) \neq 0 \text{ かつ } \text{cov}(\xi_{jt}, X_{it}) = 0 \quad (13)$$

であるならば、 $X_{it}$  を操作変数とする操作変数法での推定によって、需要の価格弾力性が推定できることが知られている。すなわち、問題は、そのような条件を満たす操作変数が存在するかどうかである。

一般的なマクロデータを用いた推定では、供給にのみ影響を与え需要には影響を与えない変数として、賃金や地価などを操作変数として用いることが多い。しかし、そうしたデータは、年次や四半期といった頻度で公表されるのが一般的で、日次の価格の変動はほとんど

ど説明できない。一方、時系列データであるマクロ変数で価格弾力性を推定するには、サンプルの観測数が十分確保できないため困難である。また、時系列データでは、価格の変化と利便性の変化が同時に発生した場合、それぞれの影響を識別することがきわめて困難であり、利便性の上昇効果も価格の変化の影響とみなされてしまう。ここでは、店舗ごとに規制緩和前後で別の固有効果を含めることで、利便性の変化をコントロールしており、数量の変化に対する価格の効果を識別できているのである。

その問題に対し、Hausman (1997)、Nevo (2001) および Hausman and Leonard (2002) では、同一時点・同一商品の、地理的に別の市場での価格を操作変数としていた。地理的に異なる店舗であっても、同一商品であればコスト面では共通要因が存在すると考えられ、ある地域での価格は他の地域の価格と相関を持つと考えられる。一方で、消費者が一定の地理的な範囲で購買をするならば、需要ショックは地理別に独立と考えることができる。すなわち、他の地域での同一商品の価格は、適切な操作変数となるとしている。

これらの先行研究では、米国の州別・週別に集計されたデータを用いており、地理的に市場が分断されていると仮定することは合理的であった。しかし、ここでの POS データは、店舗ごとに集計されており、しかも各店舗が地域的にどこに存在しているかの情報は利用できない。そのため、先験的に店舗ごとに需要が独立であると仮定することはできない。

そこで、ここでは、同一店舗・同一日付・同一ブランドの、異なるロットの価格を操作変数とすることを考える。POS データにおいては、各商品は JAN コードによって把握されている。JAN コードは販売ロットによっても異なり、POS データを用いることで販売の形態を識別できる。具体的なドリンク剤の「販売ロット」とは、複数本のまとめ売りであり、確認できただけで「1本売り」から「50本売り」まで12種類の販売ロット数が存在していた<sup>14</sup>。しかし、販売金額で見れば、1本売りと10本売りだけで90%以上のシェアを占めており、ここでは「瓶売り」と「箱売り」のみを分析対象とした。

販売ロットが異なっていることで、最も重要な違いは、1本あたりの価格、すなわち単価、が異なることである。図8は、同一ブランドの瓶売りと箱売りでの1本あたりの価格を示したものであるが、財としてはまったく同一の商品の価格であるにもかかわらず、箱売りのほうが約30%価格が低いことが分かる。

また、図9に、ロットごとに売上曜日別のシェアを示した。瓶売りに関しては、曜日による販売金額の変動が極めて小さく、毎日一定の割合で売上げていることがわかる。それに対し、箱売りは、日曜日の売上が大きく、月曜日など平日の売上は小さい。言い換えれば、週末にまとめて購入される傾向がある。

さらに、店舗の属性別に瓶売りと箱売りの売上金額シェアを見たものが、図10・11である。図10を見ると、営業時間の短い店舗ほど箱売りのシェアが大きく、相対的に長い営業時間の店舗では瓶売りが40%程度のシェアがある。これは、瓶売りの購入者と箱売りの購入者では、購入する時間帯が異なることが示唆されている。図11から見ると、都市部の店舗ほど瓶売りのシェアが大きく、特にビジネス街の店舗では売上のほとんどが瓶売りとなっている。これは、購入者の属性の違いが示されていると考えられる。

---

<sup>14</sup>他の飲料では、1本あたりの容量が異なるという問題も存在しているが、ドリンク剤については、同一商品の容量が異なるものは存在しなかった。

こうした販売ロット別の売上げパターンの違いから、ロットが異なると市場が分断されていると考えられる。言い換えれば、数量にして10倍、単価で30%異なる商品であり、購入者は、店舗に来てからロットを選択しているとは考えられない。その意味では、ロットの選択は外生（少なくとも先決）であると考えられ、異なるロットの需要は独立と考えられる。すなわち、 $\text{cov}(\mu_{jt}^1, \log p_{jt}^{10}) = 0$  と仮定することができる。

一方で、同一店舗・同一銘柄であれば、販売ロットが異なっても、メーカーや卸売り業者は共通であり、価格決定主体も同じであることから、価格の相関は高いと考えられ、 $\text{cov}(\log p_{jt}^1, \log p_t^{10}) \neq 0$  となる。すなわち、箱売りの価格は、瓶売り価格の適切な操作変数となるのである。

さらに、瓶売りの購入者は、より必要性が高く、即時的に消費するための購入行動であることが考えられることから、効用関数のパラメータとしての価格弾力性を推定するには、瓶売り市場を考慮することが適切と考えられる。言い換えれば、箱売りの購入は一種の在庫投資であり、箱売りの価格弾力性は、現在の価格のみならず、価格の変動の予想などに依存しており、推定したい効用関数のパラメータとは異なると考えられるのである<sup>15</sup>。

結局、ここでは瓶売りに関して、推計式(12)を用いて、同一日・同一店舗・同一銘柄の箱売りの価格  $\log p_{jt}^{10}$  を操作変数として、二段階最小自乗法(2SLS)によって推定するのである。

#### 4.3 推定結果

推定のために、POSデータに含まれる全210店舗について、個別商標ベースで22商品、3年の日次データを用いた。さらに、操作変数として用いるために、同一ブランドの瓶売りと箱売りが同時に販売された店舗・日だけを抽出した。このサンプルの限定によって、標本数は68,469となった<sup>16</sup>。

式(12)を、OLSおよび箱売りの価格を操作変数とした2SLSで推定した結果が、表2である。また、参考のため、箱売りの需要の弾力性を、OLSおよび瓶売りの価格を操作変数とした2SLSで推定した結果も示した。

全店舗・全期間での推定の結果を示したものが推計式(1)であり、瓶売りの弾力性は、1.76となった。また、第1段階の推計における操作変数のF値、および箱売りの価格に関する係数も共に1%の水準で有意であった。すなわち、異なるロットの価格は説明力のある適正な操作変数である。

推計式(2)では規制緩和前のサンプルだけで推計した結果であり、推計式(3)では、規制緩和後のデータのみを用いて推計した結果が示されている。規制緩和の前後で、価格弾力性はそれぞれ1.92と1.93となっており、係数は極めて安定的である。効用関数は規制緩和前後で変化していないとすれば、ここでの結果が信頼できるものであることを示している。特に、OLSで推計した結果と比較して、2SLSで推計した結果が安定した結果となって

<sup>15</sup> 「購入」と「消費」が異なる場合に、需要の弾力性が正しく推定できない問題については、Keen (1986)、Meghir and Robin (1992)、Robin (1993)などを参照。

<sup>16</sup> 瓶売り単独で売上が記録されているのは、282,169サンプルであった。

おり、操作変数法を用いることの重要性が示唆されている。

一方で、箱売りの価格弾力性は、全期間で 4.89 となっており、瓶売りと比較して弾力的である。この価格弾力性の違いは、消費者の在庫行動を反映していると考えられる。特に、規制緩和前後で、瓶売りよりも弾力的であるという性質は変わらないが、水準が 2.96 から 5.37 へとより弾力的に変化している。この点については、消費者の在庫行動をモデル化することで説明可能と考えられるため、今後の課題としたい。

## 5 経済厚生の変化とその要因分解

上の式 (8) で示されたように、ここでのモデルから計算される規制緩和による補償変分  $CV$  は、

$$CV = \frac{1}{\varepsilon - 1} (x_L) \left\{ 1 - \left( \frac{x_R/x_L}{p_R/p_L} \right)^{\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}} \right\}$$

と書くことができる。

すでに見たように、薬事工業生産動態統計では、規制緩和後であれば「ビタミン含有保健剤」の出荷量が表象されており、1999 年で 1089 億円、2000 年で 1416 億円となっている。1999 年は 4 月以降の部分だけであることを考慮して、ここでは  $x_L$  として 1416 億円を使う。

規制緩和前の対象となったドリンク剤マクロ的な支出金額は利用できないため、 $x_R/x_L$  の正確な測定は困難である。しかし、上で見たように、薬事工業生産動態統計においても、日本経済新聞社の推定によっても、支出金額の増加率は約 20%であったので、ここでは  $x_R/x_L$  として、 $0.83 (= 1/1.2)$  を用いる。

価格の低下については、CPI で見ると約 1%であったが、POS で見ると約 3%となっていた。CPI、POS どちらもマクロ統計としては不十分であるため、両方の結果について考慮する。すなわち  $p_R/p_L$  は、1.01 もしくは 1.03 とする。

さらに、式 (9) により、規制緩和前後の  $x$  と  $p$  が観察できると  $s$  の変化率も推定できるため、 $s$  の変化率が推定できれば、経済厚生の変化は、

$$CV \simeq -\left(\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}\right)^\varepsilon (\Delta \log s + \Delta \log p) \quad (14)$$

と書け、 $CV$  そのものも価格の低下効果による部分と、利便性向上効果に分解することができる。

上で述べた数値に加え、前節で推定した価格弾力性を用いた  $CV$  の大きさと、その内訳をまとめたものが、表 3 である。ベースラインの結果は、弾力性が瓶売りの全期間をプールした推定値である 1.76、価格の低下が 1%であるとして評価したケースである。この場合には、 $CV$  は 151 億円であり、その 90%以上が利便性向上効果によってもたらされている。

代替的な価格の弾力性として、規制緩和前後で分割して推定したときの価格の弾力性である 1.93、箱売りの全期間プールでの弾力性である 4.89 についても計算した。価格弾力性が大きくなるほど、規制緩和の効果は小さいと評価される。規制緩和の基本的な効果は、利

便性も含めた実質的な価格の低下であり、20%の支出金額の増加を所与とすると、価格の弾力性が小さいほど、実質価格の低下が大きかったとみなすことになり、規制緩和の効果であるCVも大きくなるのである。

価格の低下については、最も保守的に1%の低下をベースラインとしたが、3%、5%のケースについても計算をしている。価格の低下は、それほど大きな影響を与えておらず、価格低下をCPIの5倍に見積もっても、CVは20%程度しか増加しない。

結局、ドリンク剤の規制緩和によって、規制緩和が行われなかった場合に、規制緩和と同じ経済厚生を達成するための消費の増分は、151億円程度であることがわかった。これは、1999年時点で278兆円の家計消費全体で見れば、0.005%の消費の増加程度の効果であるが、消費全体に占めるシェアの小さい1商品に対する影響であることを考えると十分に大きなインパクトである。

さらに、その約151億円の厚生増分のうち、価格低下がもたらした効果は13億円で過ぎず、残りの90%以上は利便性の向上によってもたらされている。これは、競争促進による価格低下よりも販売している店舗そのものが増加することが、経済厚生上重要な役割を果たしているのである。

内閣府(2003; 2007)では、医薬品の規制緩和として再販売価格指定制度の一部廃止を分析している。再販売価格指定制度の廃止は、販売可能な小売店には影響を与えず、競争を通じた価格低下効果のみをもたらす。その意味で、販売規制の緩和は再販売価格指定制度の廃止よりも大きな効果が期待できる。実際に、内閣府(2003; 2007)では、化粧品・医薬品に関する再販売価格指定制度の廃止によって926億円の厚生増加効果があったと推定している。市場規模や価格低下効果を考慮すると、相対的に大きな政策効果があったといえるだろう。これは、小売業に関する競争政策を検討する上で重要な観点を提供している。

## 6 結論

ここでは、「規制緩和推進計画」に基づく規制緩和のうち、1999年3月31日に施行された医薬品に関する規制緩和を利用して、流通業の効率化が経済厚生にもたらす効果を分析した。特に、その中でも影響の大きかった「ドリンク剤」に注目して、規制緩和が経済厚生に与えた影響を評価した。

規制緩和によって、多くの小売店舗がドリンク剤販売に参入し、ドリンク剤市場は急拡大した。一方で、価格はそれほど低下せず、価格以外の要因の存在が示唆された。価格低下以外の規制緩和の波及経路として、小売店舗の増加による利便性の上昇を指摘した。さらに、規制緩和の経済厚生への影響を測定するためのモデルを構築し、この利便性の上昇効果を測定した。

その結果、約151億円の経済厚生増加効果があったことが明らかにされた。さらに、この経済厚生の変化を価格引下げ効果と利便性上昇効果に分解すると、経済厚生増分の約90%は利便性の上昇によってもたらされていた。これは、市場規模が約1500億円の市場に対する販売規制の緩和であることを考慮すると、規制緩和による流通業の変化が、経済厚生に大きな影響を与えたことを示唆している。

少子高齢化の下で経済成長を達成するためには、イノベーションが必要であるが、規制などの制度を変更することは社会全体の効率性を上げるという意味で、イノベーションを達成させる重要な手段と言える。特に流通業は、国際的に比較して生産性が低いとされており(元橋, 2008)、改善の余地が大きいと考えるられる。実際、多くの財の販売が依然として規制されており、それらについても、経済厚生上のコストを明らかにする必要があるだろう。

さらに、ここでの結果によって、小売業に関する規制緩和の効果の源泉は、新たな店舗の参入によって、利便性が向上した効果であることを示唆している。これまでの規制緩和を評価する研究では、規制緩和の経済厚生への影響として、競争促進による価格低下や技術革新の促進に関心が集中して、利便性の向上効果については十分な分析がなかった。

Nakajima(2007)は、小売業の生産性の向上とは「小売サービスにおける消費者の選択肢を増やすことである。」と指摘しており、流通業の役割のうち「利便性の向上」部分を計測した本研究の結果は、消費者の観点から効率化を評価するという点で重要である。

少子高齢化社会においては、購入そのものにかかるコスト、言い換えれば利便性が家計の消費行動に大きな影響を与える。高齢者は移動コストが高く財の購入のコストは無視できず、小売店舗の多様化は生活時間の多様化を許容して女性の就業を促進する。こうした効果は、GDP だけでは計測できない「生活の質」に直接的な影響を与えるため、小売業の効率化は、少子高齢化の進む日本にとって重要な課題である。特に、他の医薬品や酒類などの財についての販売規制、大規模店舗などの業態についての規制について、今後のさらなる検討が必要であろう。

## 参考文献

- [1] 阿部修人・外木暁幸 2007. 「価格改定頻度および特売と消費者物価指数の動向：大規模 POS データに基づく考察」日本経済学会 2007 年度秋季大会発表論文
- [2] 経済企画庁 2000. 「近年の規制改革の経済効果：利用者メリットの分析」『政策効果分析レポート No.1』経済企画庁調査局経済分析室刊
- [3] 内閣府 2001. 「近年の規制改革の経済効果 - 利用者メリットの分析（改訂試算）」『政策効果分析レポート No.7』内閣府政策統括官刊
- [4] 内閣府 2003. 「90 年代以降の規制改革の経済効果 - 利用者メリットの分析（再改訂試算）」『政策効果分析レポート No.17』内閣府政策統括官刊
- [5] 内閣府 2007. 「規制改革の経済効果 - 利用者メリットの分析（改訂試算）2007 年版」『政策効果分析レポート No.22』内閣府政策統括官刊
- [6] 元橋 一之 2008. 「日本の小売業はなぜ生産性が低いのか？：市場競争に関する日米英比較分析から」内閣府経済社会総合研究所 第 34 回 ESRI - 経済政策フォーラム「日本経済の生産性向上のために」発表資料
- [7] Hausman, Jerry A and Leonard, Gregory K, 2002. "The Competitive Effects of a New Product Introduction: A Case Study," *Journal of Industrial Economics, Blackwell Publishing*, vol. 50(3), pages 237-63, September.
- [8] Hausman, Jerry A., 1994. "Valuation of New Goods under Perfect and Imperfect Competition," NBER Working Papers 4970, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [9] Hausman, Jerry A., 1983. "Specification and estimation of simultaneous equation models," in *Handbook of Econometrics*, Z. Griliches and M. D. Intriligator (ed.), Handbook of Econometrics, edition 1, volume 1, chapter 7, pages 391-448, Elsevier.
- [10] Keen, Michael, 1986. "Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 1, No. 3. pp. 277-286.
- [11] Matsuura, Toshiyuki and Motohashi, Kazuyuki, 2005. "Market Dynamics and Productivity in Japanese Retail Industry in the late 1990's," *RIETI Discussion Paper* 2005-E-01.
- [12] Meghir, C. and Robin, J-M., 1992. "Frequency of Purchases and the Estimation of Demand Systems", *Journal of Econometrics*, 53, pp53-85.
- [13] Nevo, Aviv, 2003. "Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry," *Econometrica*, Vol. 69, No. 2, pp307-342.
- [14] Nakajima, Takanobu, 2007. "Is Retail Service Productivity Really Low in Japan?: Numerical experiment based on Shepard's model," *ESRI Discussion Paper Series*, No. 193.

- [15] Robin, Jean-Marc, 1993. "Econometric Analysis of the Short-Run Fluctuations of Households' Purchases," *The Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 4. pp. 923-934.
- [16] Schumpeter, Joseph A., 1912. *The Theory of Economic Development: An inquiry into profits, capital, credit, interest and the business cycle*, 日本語訳：塩野谷祐一, 中山伊知郎, 東畑精一訳 (1977) 『経済発展の理論：企業者利潤・資本・信用・利子および景気の回転に関する一研究(上・下)』岩波書店.
- [17] Varian, Hal R., 1992. *Microeconomic Analysis (Third Edition)*, Norton: New York.

表 1: 「牛乳」の購入頻度

パネル A : 年齢階級別購入頻度				
	平均	市区部	町村部	町村部 / 市区部
34 歳以下	5.26	5.33	4.88	0.91
35 歳から 44 歳	6.71	6.76	6.54	0.97
45 歳から 54 歳	6.06	6.18	5.59	0.90
55 歳から 64 歳	5.01	5.09	4.66	0.92
65 歳から 74 歳	4.78	4.90	4.24	0.86
75 歳以上	4.55	4.64	4.10	0.88
パネル B : 妻の就業形態別購入頻度				
	平均	妻無業	妻有業	妻有業 / 妻無業
乳幼児 0 人	5.80	6.18	5.33	0.86
乳幼児 1 人	6.28	6.40	5.72	0.89
乳幼児 2 人以上	6.40	6.54	5.43	0.83
平均	6.00	6.30	5.40	0.86

- (出所) 1998 年から 2000 年の『家計調査』品目別購入頻度の特別集計
- 1 世帯・1ヶ月あたりの購入回数
- パネル B は男性が世帯主で年齢 40 歳以下かつ「夫婦と子供からなる世帯」のみを対象
- 乳幼児とは 0 から 3 歳の子供である。

表 2: 価格弾力性の推定結果

		OLS		IV	
		$\varepsilon$	Std. Err.	$\varepsilon$	Std. Err.
(1) 全期間	1 本売り	1.38***	0.032	1.76***	0.225
	10 本売り	4.92***	0.039	4.89***	0.267
(2) 規制緩和前	1 本売り	0.92***	0.086	1.92*	1.07
	10 本売り	3.37***	0.104	2.96**	1.28
(3) 規制緩和後	1 本売り	1.47***	0.035	1.93***	0.238
	10 本売り	5.23***	0.042	5.37***	0.282

\* 価格以外の説明変数は、店舗×規制緩和前後の固有效果、年×月ダミー、曜日ダミー、祝日ダミー、ブランドダミーである。また、\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表 3: 経済厚生改善の大きさ (CV) とその要因分解

		価格弾力性					
		1.76		1.93		4.89	
価格の低下		(億円)	(構成比)	(億円)	(構成比)	(億円)	(構成比)
1%	CV	151		137		53	
	価格低下効果	13	(8%)	13	(9%)	12	(23%)
	利便性向上効果	139	(92%)	125	(91%)	40	(77%)
3%	CV	166		150		57	
	価格低下効果	38	(23%)	38	(25%)	37	(64%)
	利便性向上効果	128	(77%)	113	(75%)	21	(36%)
5%	CV	180		163		62	
	価格低下効果	63	(35%)	63	(39%)	61	(98%)
	利便性向上効果	117	(65%)	100	(61%)	1	(2%)

図 1: ドリンク剤を販売する店舗のシェア

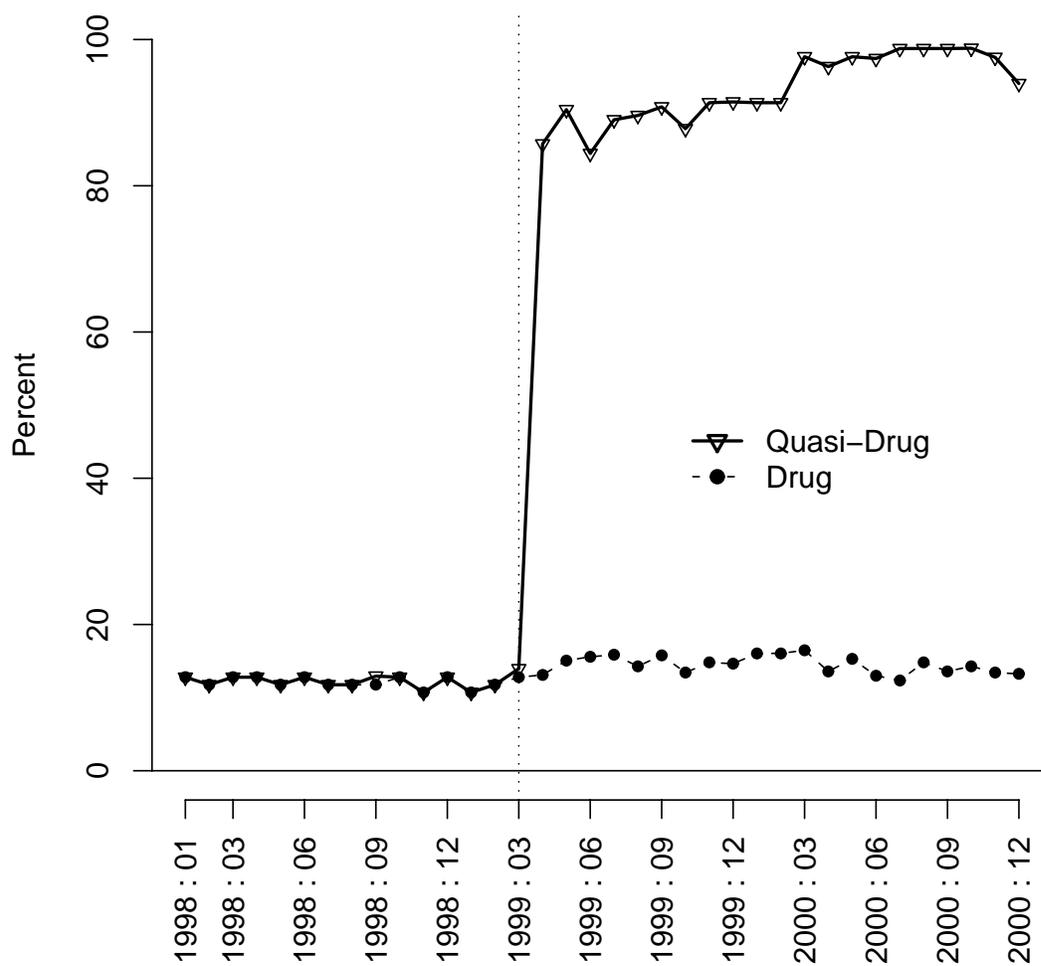


図 2: ドリンク剤の合計販売金額

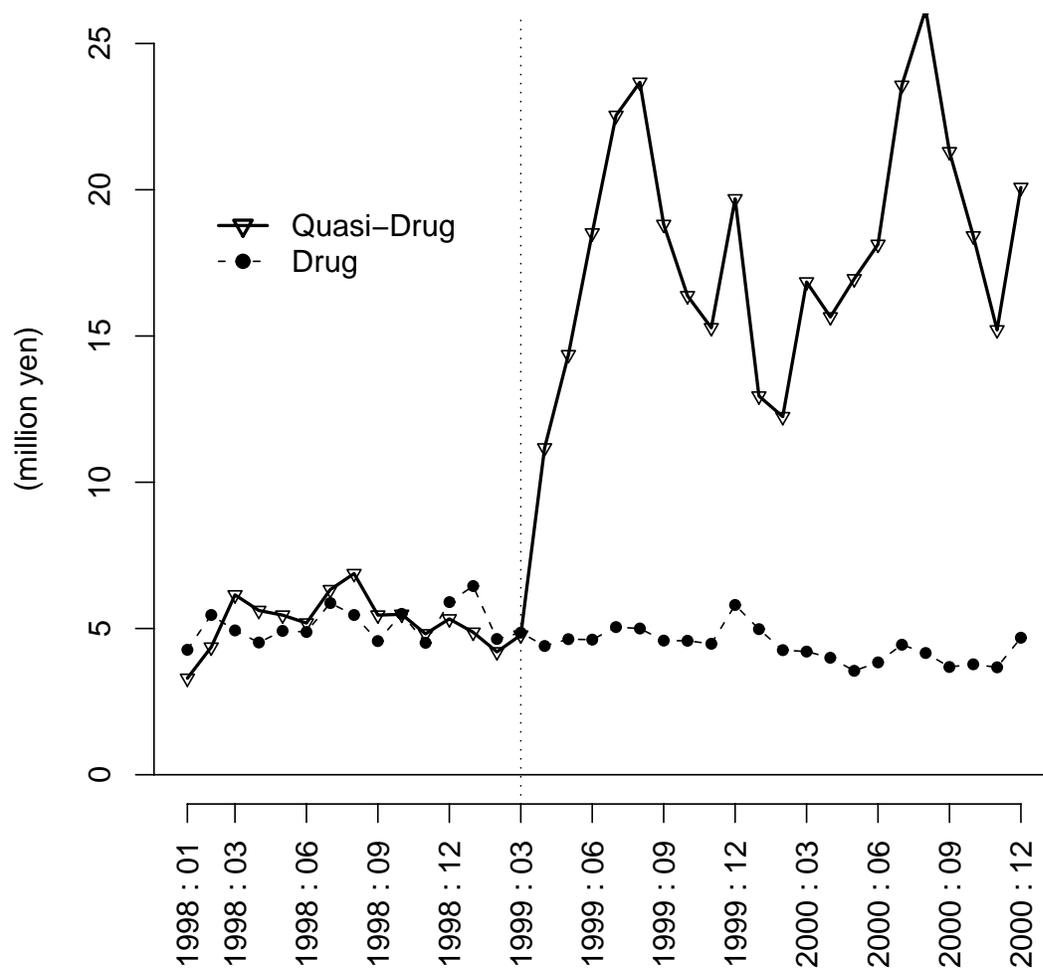


図 3: ドリンク剤のマクロ生産金額（薬事工業生産動態統計）

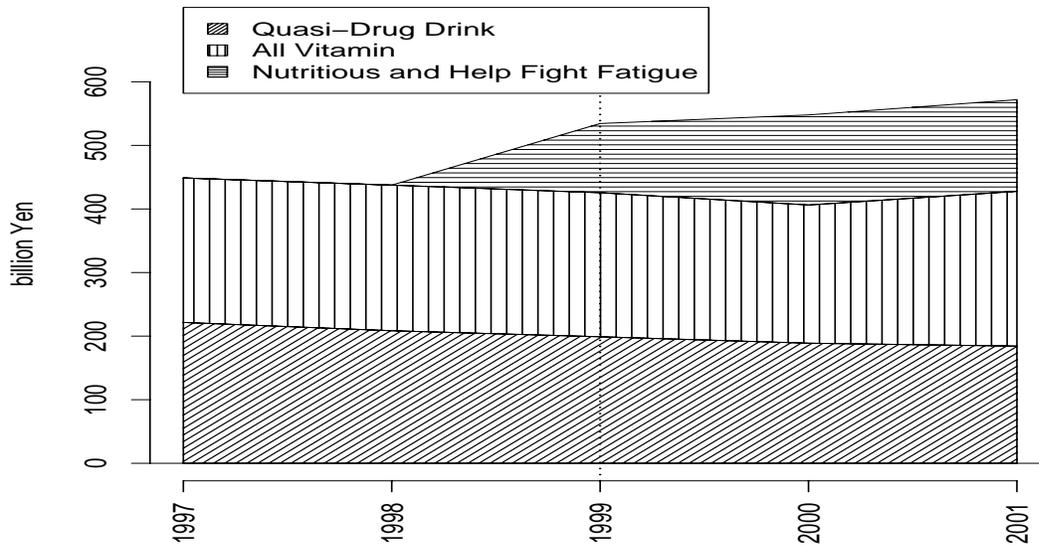


図 4: ドリンク剤のマクロ生産金額（日本経済新聞社推計）

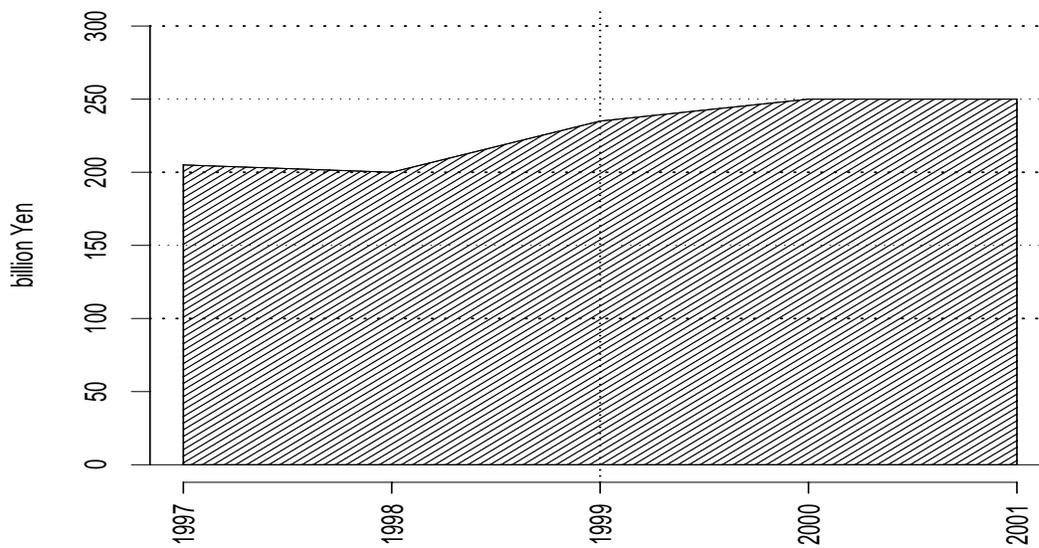


図 5: ドリンク剤の消費者物価指数 (リポビタミン D・1本売り)



図 6: ドリンク剤の価格指数:POSでの平均価格 (リポビタミン D・1本売り) 1998年1月=100

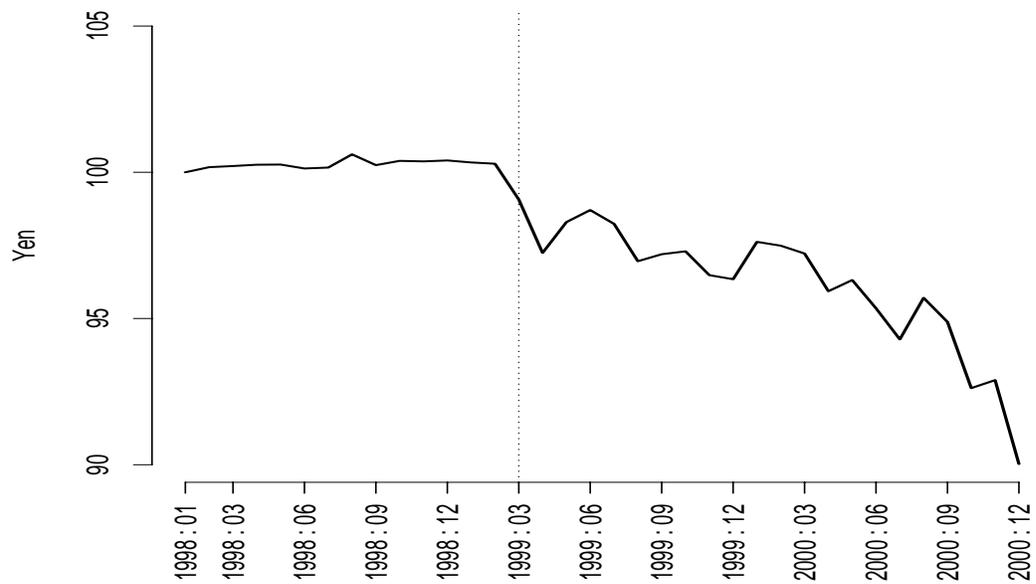


図 7: 家計調査「栄養剤」の購入頻度

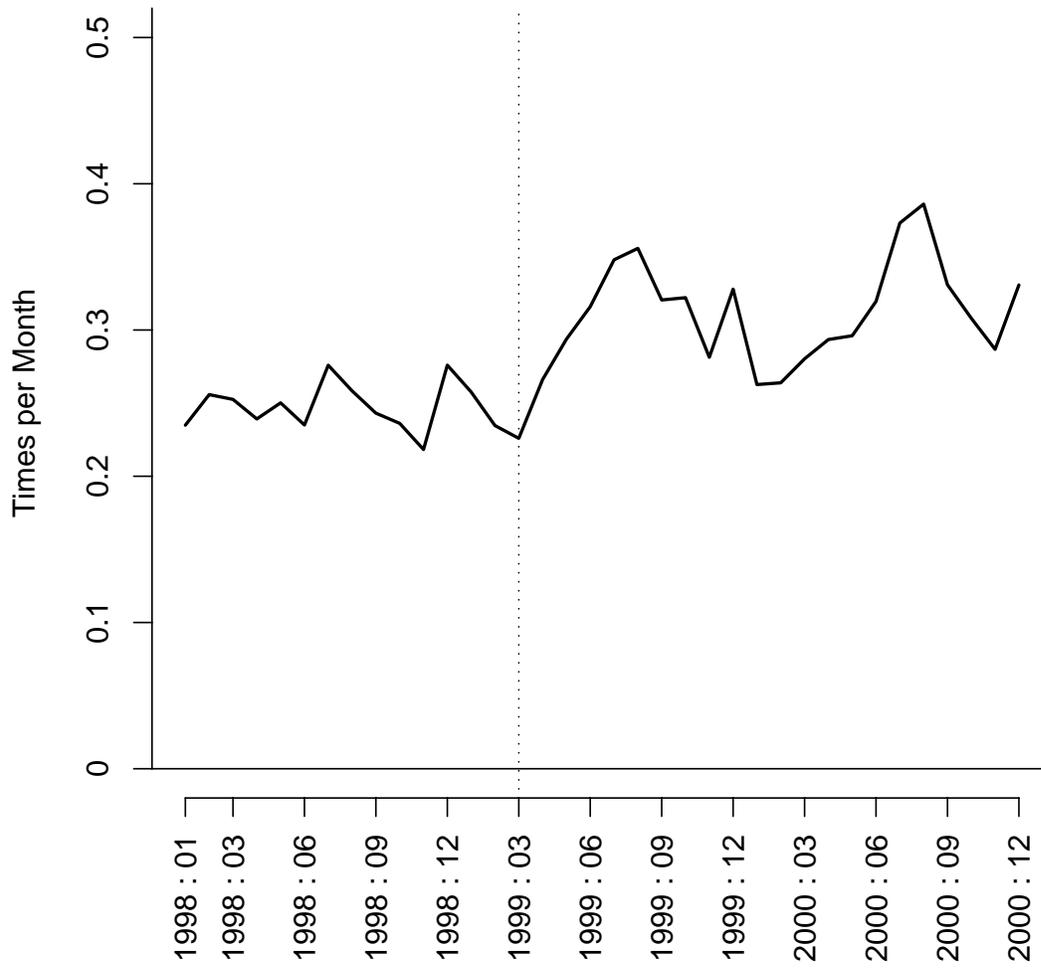


図 8: ロット別の平均単価

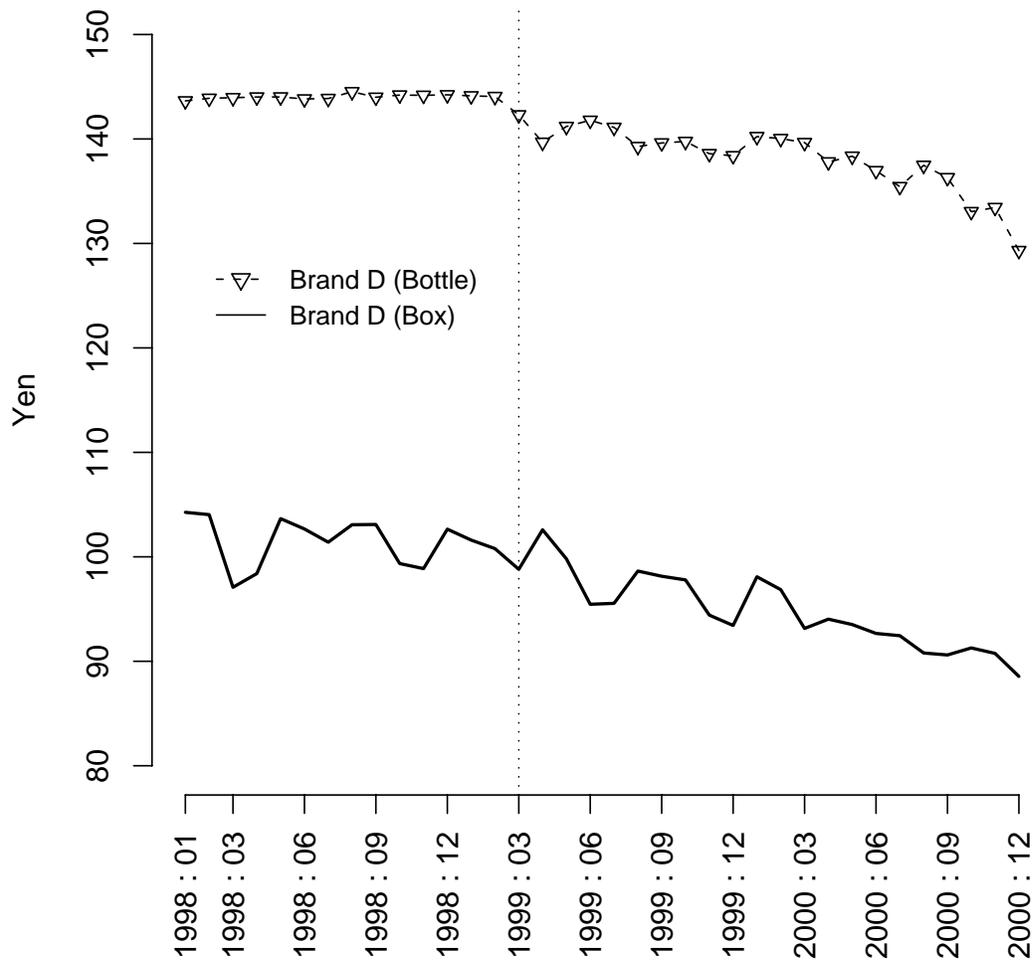


図 9: ロット別曜日ごとの平均販売数量

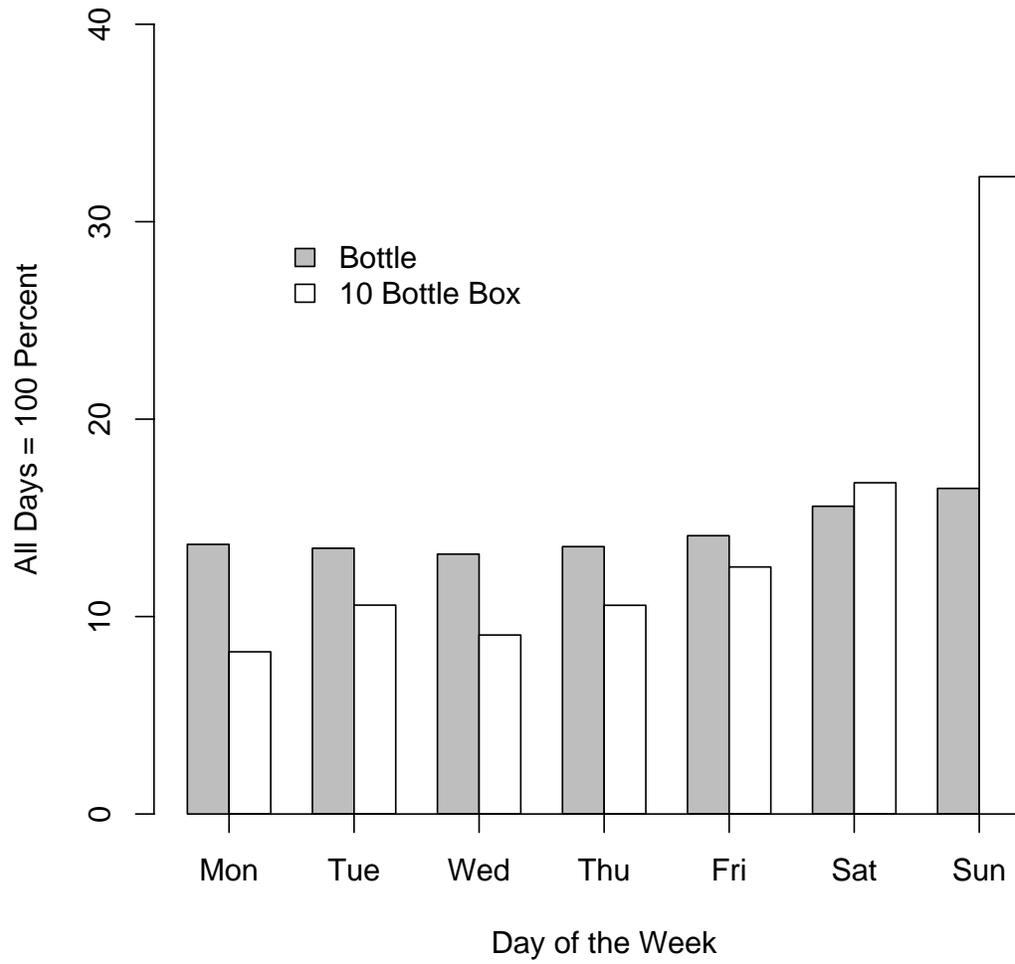


図 10: 店舗の営業時間別のロットごとの売り上げシェア

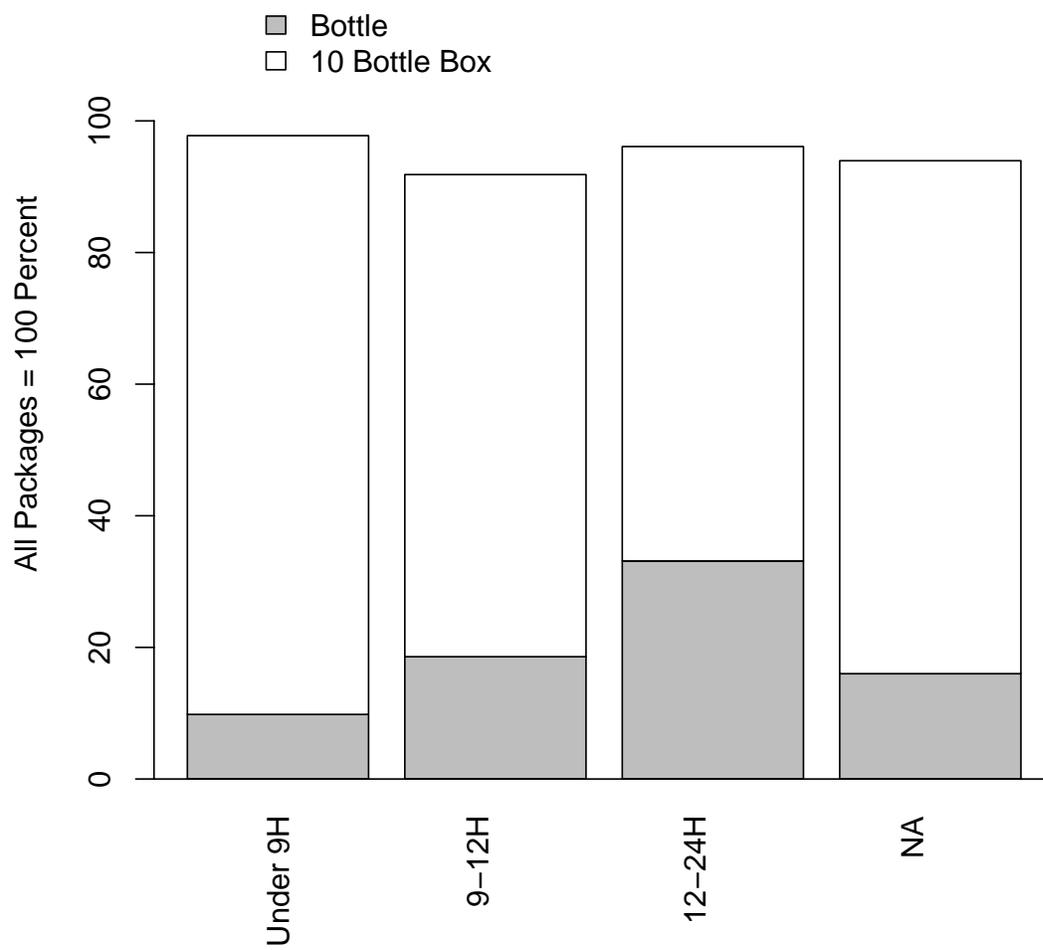


図 11: 店舗の立地環境別ロットごとの売り上げシェア

