

2016 年度 卒業論文

ビール産業における
需要関数推定と合併評価

慶應義塾大学 経済学部
石橋孝次研究会 第 17 期生

西本 光

はしがき

本稿の扱っているテーマは差別化された財の需要関数推定と合併評価であり、さらに差別化された財としてはビールを選んでいる。また付け加えると、昨年の三田論と同じテーマを扱っている。この需要関数の推定は産業組織論のテーマとしては非常にオーソドックスなテーマであるうえ、日常生活でも身近なビールを分析の対象に選択しているので、本稿の扱っているテーマは分かりやすく感じられるかもしれない。しかし、日本のビール市場を調べると他国には見られない、税制当局との関わりの中での他国とは若干異なる商品展開や商品戦略が見られることが分かった。

また需要関数の推定については昨年の三田論では AIDS モデルによる推定のみであったが、今回は ALM モデルという異なるモデルも使うことにし、二通りのアプローチで需要関数推定を行った。ALM モデルと AIDS モデルそれぞれの比較を行うことで、それぞれのアプローチの特徴を明らかにした所存である。

目次

序章	1
第 1 章 現状分析	2
1.1 ビールの定義	2
1.2 酒税とビールの需要	4
1.3 業界再編の流れ	7
1.4 国内大手 4 社の現状とブランド	9
第 2 章 需要関数の推定に関する理論分析	12
2.1 需要関数推定の理論分析	12
2.1.1 Antitrust Logit Model	12
2.1.2 Almost Ideal Demand System	14
2.2 合併シミュレーション	19
2.2.1 ALM での合併シミュレーション	20
2.2.2 AIDS での合併シミュレーション	21
2.3 需要関数推定の先行研究	22
2.3.1 AIDS モデルと多段階選択モデルによる需要関数推定	22
2.3.2 第 3 段階 (The Bottom Level)	22
2.3.3 第 2 段階 (The Middle Level)	24
2.3.4 第 1 段階 (The Top Level)	24
2.3.5 操作変数の選定	25
2.3.6 先行研究における実証結果	25
2.3.7 実証方法	26
第 3 章 実証分析	28
3.1 AIDS モデルによる需要関数の推定	28
3.1.1 AIDS モデルと多段階選択モデル	28
3.1.2 第 3 段階 (The Bottom Level) のデータと推定式	30
3.1.3 第 3 段階 (The Bottom Level) の推定結果	34

3.1.4	第2段階 (The Middle Level) のデータと推定式	37
3.1.5	第2段階 (The Middle Level) の推定結果	38
3.2	ALM モデルによる需要関数の推定	39
3.3	推定結果に対する考察	45
第4章	Werden-Froeb Index による合併評価	46
4.1	Compensating Marginal Cost Reductions	46
4.2	ベルトラン競争市場における CMCR	47
4.3	キリンとサントリーの WFI	48
第5章	結論	50
	参考文献	51

序章

ビールと一口に言っても、アサヒや麒麟など様々なメーカーがスーパードライや一番搾りなど様々なブランドを展開しており、人それぞれ好みは別れる商品である。また、日本ではビールの代替商品として発泡酒や第三のビールと称される新たなビール風飲料も登場している。こうした製品ごとに性質が異なる財を差別化された財と言い、その需要関数の推定は産業組織論においても重要なテーマである。

本稿ではまず第1章で、酒税法・税制当局との関係を中心に国内ビールメーカーの取ってきた戦略について整理する。はじめはビールのみであったが、徐々に発泡酒や第三のビールと称される新ジャンル商品が登場してきた背景を明らかにしたい。その一方で、近年のビール市場の再編についても整理しビール業界では合併が頻繁に行われていることも確認する。第2章では需要関数推定に関する理論分析について見ていく。差別化された財の需要関数推定に関するアプローチとして、Werden and Froeb (1994) と Deaton and Muellbauer (1980a, b) を用いて二通りのアプローチがあることを確認する。また差別化された財の需要関数推定としては、著名な先行研究である Hausman *et al.* (1994) における議論を明らかにし、自らの実証手法を決める。次に第3章では、Hausman *et al.* (1994) に基づいて日本におけるビール市場の需要関数推定を二通りのアプローチで行い、それぞれのアプローチを具体的に確認していく。また両社の比較を行うことで、どちらのアプローチが好ましいかを確認する。そして第4章では Goppelsroeder *et al.* (2008) で提唱された Werden-Froeb Index を用いて合併評価を行い、もし麒麟とサントリーの合併が実現していた場合、いかなる影響が出たかを考えたい。

差別化された財の需要関数推定はオーソドックスなテーマであるが、様々なアプローチをすることによって、推定し需要関数を大いに活用したいと思う。

第 1 章 現状分析

本章ではビールについての定義を確認する一方、日本市場の現状や問題点を指摘する。そして近年のビール業界の世界的な動向について明らかにし、日本のビール各社の動きを考察する。

1.1 ビールの定義

この節ではビールと発泡酒、新ジャンルの区分とその変遷について紹介する。日本におけるビールの定義は、酒税法第三条第 12 号において以下のように厳密に定義されている。

酒税法第三条第 12 号

ビール 次に掲げる酒類でアルコール分が二十度未満のものをいう。

イ 麦芽、ホップ及び水を原料として発酵させたもの

ロ 麦芽、ホップ、水及び麦その他の政令で定める物品を原料として発酵させたもの（その原料中当該政令で定める物品の重量の合計が麦芽の重量の百分の五十を超えないものに限る。）

従って、麦芽やホップ、水以外の原料、例えばその他の法令で定める麦や米、とうもろこし、こうりやん、ばれいしよ、でんぷん、糖類などの物品を用いて醸造する場合、麦芽とそれ以外の原料の重量が麦芽の半分を超えてしまうとビールではなく発泡酒の分類になる。つまり、麦芽が重量に占める比率が 3 分の 2 以上であればビールという分類になる。またビールの主たる原料である麦芽は、大麦麦芽を用いられることが主流であるが、小麦麦芽を用いることもあり、小麦麦芽を用いたバイツェンビールもビールに区分される。次に発泡酒の区分について確認する。発泡酒は酒税法第三条第 18 号で以下のように定義されている。従って、発泡酒は重量に占める麦芽の比率が 3 分の 2 未満で蒸留酒を原料として含まないものということになる。こうした定義に従うと、発泡酒はビールではなくあくまでもビール風味のアルコール飲料の一つということになる。

酒税法第三条第 18 号

発泡酒 麦芽又は麦を原料の一部とした酒類（第七号から前号までに掲げる酒類及び麦芽又は麦を原料の一部としたアルコール含有物を蒸留したものを原料の一部としたものを除く。）で発泡性を有するもの（アルコール分が二十度未満のものに限る。）をいう。

最後に新ジャンルについてその区分方法を確認する。新ジャンルは第 3 のビールとも称されるが、ビールとは全く異なる原料と製法で製造されており、消費者の誤解を避けるためにビール各社は新ジャンルとの呼称を用いている。新ジャンルや第 3 のビールという呼称は法律上定義されておらず、市場に流通する一般に言われている新ジャンルはその他の醸造酒とリキュールのどちらかに区分されている。まず、その他の醸造酒は酒税法第三条第 19 号で以下のように定義されている。

酒税法第三条第 19 号

その他の醸造酒 穀類、糖類その他の物品を原料として発酵させた酒類（第七号から前号までに掲げる酒類その他政令で定めるものを除く。）でアルコール分が二十度未満のもの（エキス分が二度以上のものに限る。）をいう。

つまり、その他の醸造酒とは麦芽を原料としない酒類を指すことになり、ビールや発泡酒とは明確に異なる。一方、リキュールは酒税法第三条第 21 号で以下のように定義されている。

酒税法第三条第 21 号

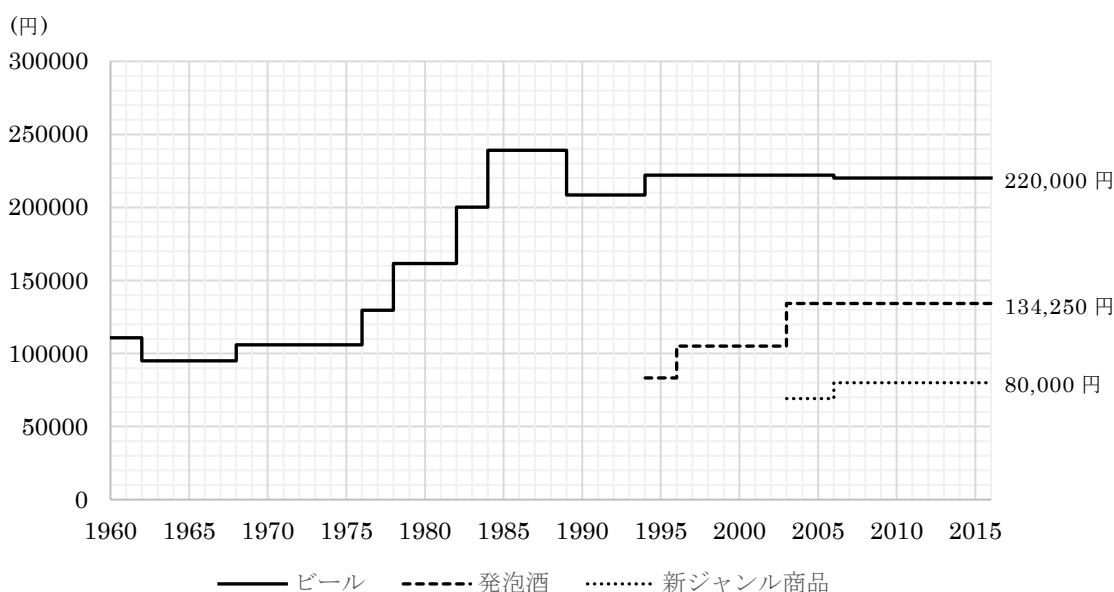
リキュール 酒類と糖類その他の物品（酒類を含む。）を原料とした酒類でエキス分が二度以上のもの（第七号から第十九号までに掲げる酒類、前条第一項に規定する溶解してアルコール分一度以上の飲料とすることができる粉末状のもの及びその性状がみりんに類似する酒類として政令で定めるものを除く。）をいう。

つまり、蒸留酒に糖類や香料を加えたものがリキュールを指すことになる。リキュールの中には麦を蒸留したものもあり、発泡酒と原料が共通している場合もあるが、発泡酒の定義では麦を蒸留した酒類は含まないことになっている。

1.2 酒税とビールの需要

こうした発泡酒や新ジャンルなどのビールを代替する商品が登場した背景には高水準な酒税がある。図 1-1 は酒税の変遷を表したグラフであるが、ビールの酒税は高度経済成長終焉後、国の税収を補うために頻繁に増税が行われているのが分かる。特に昭和 50 年代には 4 回にわたって増税が行われており、1 キロリットル当たりの酒税はビールが 220,000 円、発泡酒が 134,250 円、新ジャンルが 80,000 円となっている。

図 1-1 1 キロリットル当たりの酒税の変遷



出所：ビール酒造組合『日本のビール・発泡酒・新ジャンルと税』より作成

ビールへの高水準の課税が行われる一方、1980 年代後半の日米構造協議を契機とした、小売免許における規制緩和の政府方針を受け、1989 年には酒類販売業免許等取扱要領改正により酒類免許に関する規制が緩和され、店舗面積 1 万 m² 以上の大型店舗でも種類の販売が可能となった。¹ その結果、大型スーパーや酒類ディスカウントストアが登場し価格競争が激化し、ビール各社は値下げを迫られることになったが、ビール価格の多くは酒税で占められていたため値下げが困難な状況であった。そのため国内ビール各社はビールの区分に入らず、酒税の低い代替商品の開発に注力した。

¹ みずほコーポレート銀行「Mizuho Industry Focus Vol.13 最終段階を迎えた酒類小売免許の規制緩和－小売シェアの変化と製販売各層の課題－」より

このようにして登場したのが発泡酒や第 3 のビールとも称される新ジャンルである。まず 1994 年にサントリーが業界初となる発泡酒「ホップス」を発売した。この「ホップス」は 1 節で紹介したように、酒税法上のビールに該当しないよう、原材料に占める麦芽比率を落とすことで酒税を安く抑えることに成功し、順調に売り上げを伸ばしたことで、麒麟やアサヒなどの他メーカーもこれに追随し発泡酒市場が確立した。しかし、酒税による税収減が生じたことで、発泡酒に対する酒税の増税が行われるようになり、ビール各社は再び酒税の低い商品の開発に取り組むこととなった。そして、2003 年 9 月、麦芽を原料に使用しないビール風飲料「ドラフトワン」をサッポロビールが発売し、新ジャンル商品が登場した。²

以上が今日のビール系飲料市場が確立した経緯であるが、発泡酒と新ジャンル商品の登場は市場に大きな変化をもたらした。前ページの図 1-1 で明らかにしたように発泡酒や第 3 のビールは酒税が低いのが特徴であり、1 缶当たりの販売価格も安くなっている。表 1-1 はビール、発泡酒、第 3 のビールの 1 缶（350mL）当たりの平均販売価格を比較した表である。ビールの販売価格に占める酒税の割合は約 35%となっており、ビールの酒税が極めて高水準であることが分かる。また酒税の特徴として、税抜き価格のみならず酒税にも消費税が課税されると規定されているため、ビールの価格はより一層高くなる仕組みとなっている。こうした高水準の酒税の結果、ビールの販売価格は 221 円と発泡酒の価格より約 35%高く、第 3 のビールの価格より約 55%高くなっている。

表 1-1 ビール系飲料のジャンルごとの販売価格

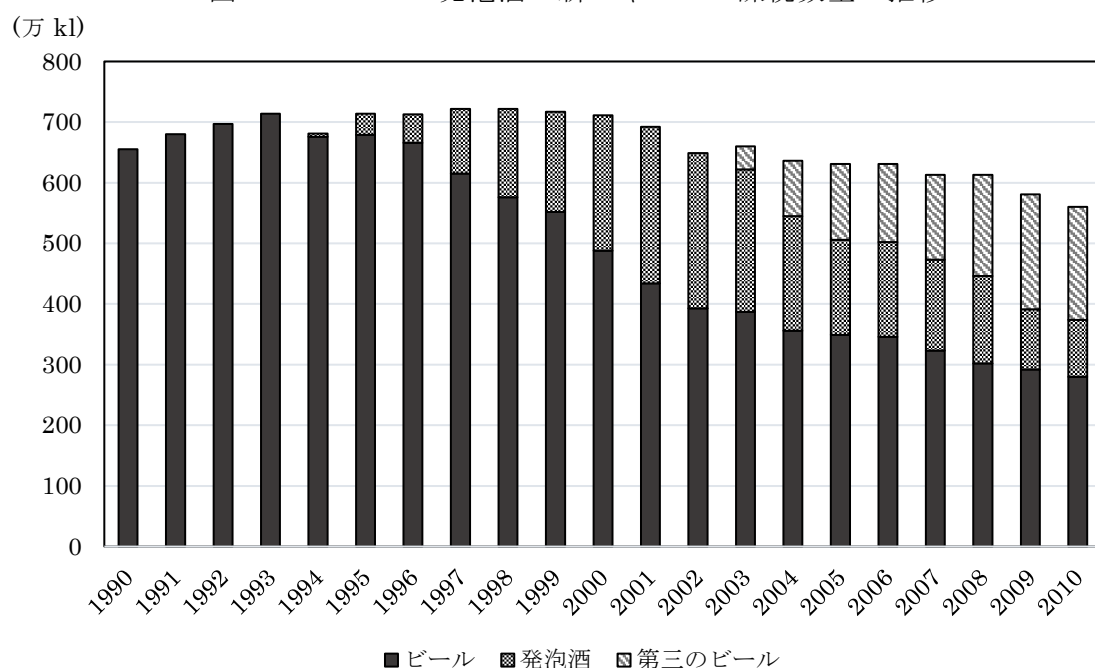
	ビール	発泡酒	第 3 のビール
税抜き価格	128 円	105 円	104 円
酒税	77 円	47 円	28 円
消費税	16 円	12 円	11 円
合計	221 円	164 円	143 円

出所：ビール酒造組合『日本のビール・発泡酒・新ジャンルと税』より作成

² 一連の発泡酒や新ジャンル商品の登場に関する歴史は、麒麟ビールホームページ「麒麟歴史ミュージアムー酒・飲料の歴史ー」を参考に作成した。

こうした低価格商品の登場に対し当初、ビールの需要は大きく減少する一方、発泡酒は大きく需要を伸ばしたが、発泡酒についてはその後の2回の増税と更に低価格な新ジャンルの登場により需要を大きく減らしている。新ジャンルについても発売当初は販売好調であったが、ライフスタイルの変化や消費者の嗜好の多様化、少子高齢化による人口減少により、近年、販売量は横ばいで推移している。次の図1-2は近年のビールや発泡酒、新ジャンルの課税荷量の推移を表している。

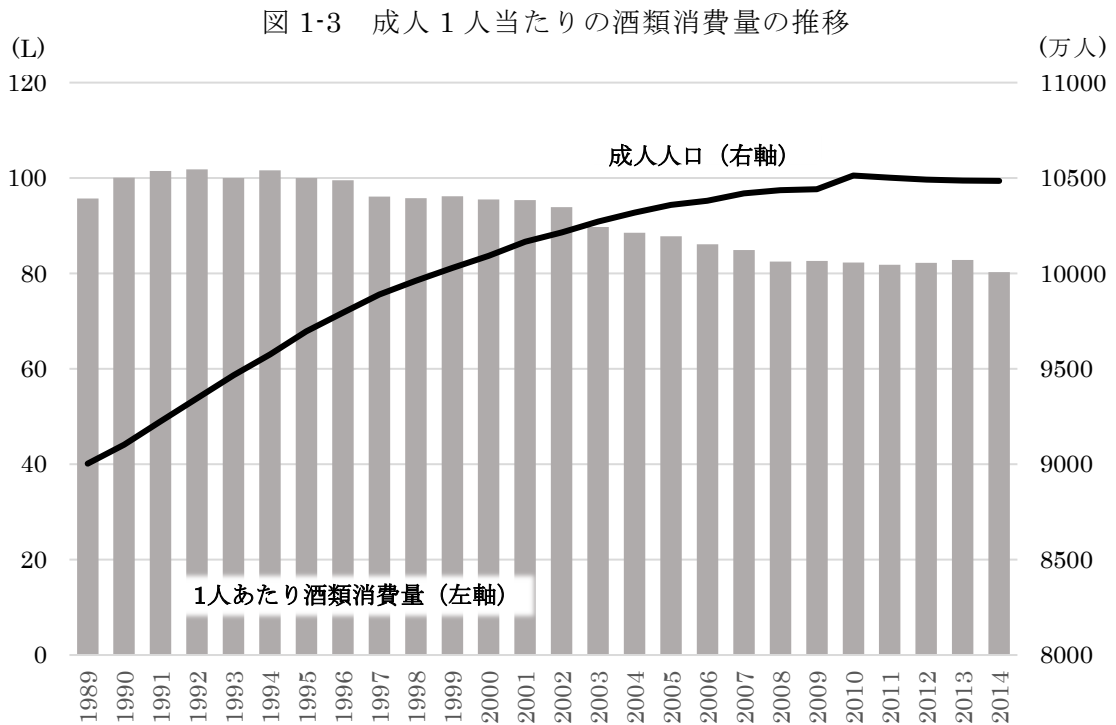
図1-2 ビール・発泡酒・新ジャンルの課税数量の推移



出所：国税庁課税部酒税課『酒のしおり（平成28年3月）』より作成

グラフから明らかなように、ビールと発泡酒の課税数量が減少する一方、新ジャンルの課税数量が増加している。特に発泡酒の課税数量の減少は顕著である。またビール各社が力を入れてきた新ジャンルの課税数量が横ばいに推移していることから、ビール・発泡酒・新ジャンルを合わせた合計の課税数量も減少しており、ビール系飲料の国内市場は縮小傾向であることが分かる。また課税数量の減少と並行して成人1人当たりの酒類消費量も大幅に減少している。次ページの図1-3は日本人の成人1人あたり酒類消費量の推移を表したグラフだが、1992年の101.8Lをピークに減少に転じ、2014年には80.3Lにまで1人当たりの消費量が落ち込んでいることが分かる。1989年から2010年にかけて人口が増加しているにもかかわらず、ビール・発泡酒・新

ジャンルの課税数量および成人1人当たりの酒類消費量が減少していることから、日本人のアルコール離れは明白なものであり、酒類メーカーは需要減少への対応に迫られ、酒類業界では再編の動きが活発化している。

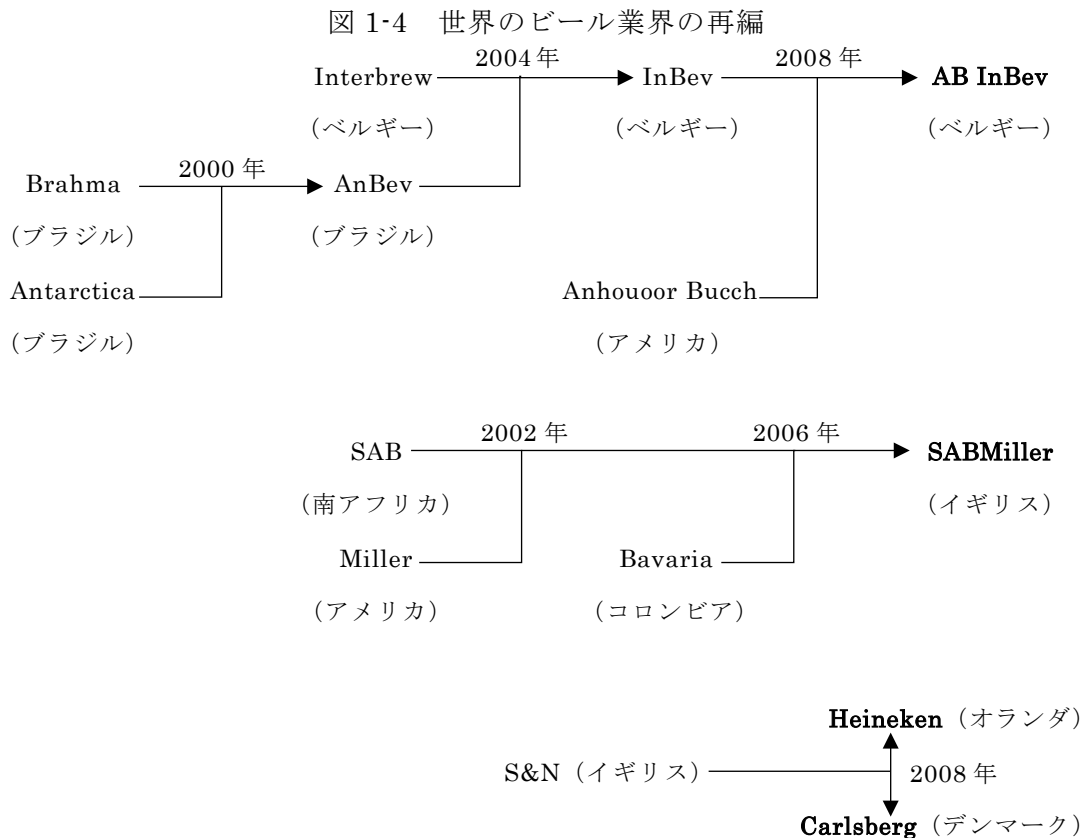


出所：国税庁課税部酒税課『酒のしおり（平成28年3月）』より作成

1.3 業界再編の流れ

2節で示したように酒類への需要の減少は、日本だけでなく世界の酒類メーカーは再編の動きを強めている。世界的再編の中でも中心的役割を果たしているのが、「バドワイザー」や「コロナ」を擁するアンハイザー・ブッシュ・インベブ（ABインベブ）と「ミラー」や「ペローニ」を擁するSABミラーの2社であった。前者のABインベブは2008年11月、ベルギーのインベブが米大手アンハイザー・ブッシュを買収したことにより発足した企業である。2012年にはメキシコのグルポ・モデロを大型買収しており、世界のビール市場でシェア1位の地位を不動なものとしている。買収側のインベブは2004年、母体であったベルギーのインターブリューがブラジルのアンベブを買収したことで発足した企業であり、グローバルな再編の流れを見ることができる。一方、後者のSABミラーは2002年、南アフリカのサウス・アフリカン・ブルワリーズ（SAB）の米ミラー買収によって誕生したプレーヤーである。SABミラーもABイ

ンベブと同様、各国の同業他社を買収することで世界シェア 2 位の地位を維持してきた。具体的なシェアを見てみると、2015 年現在、ビール系飲料の世界シェアは 1 位が AB インベブでシェア 21.2%，2 位が SAB ミラーでシェア 10.2%，3 位がハイネケンでシェア 9.2%，4 位がカールスバーグでシェア 6.1%，5 位が華潤創業でシェア 6.0% となっている。³ 上位 5 社のシェアは合計で 52.7% となっており、寡占市場となっている。また直近の出来事であるが、2016 年 10 月には AB インベブによる SAB ミラーの買収が完了しており、市場の寡占化は進む一方となっている。この業界最大規模の買収は 2015 年 11 月の両社による買収合意がもととなっており、買収額は 790 億ポンド（約 11 兆円）であった。この新会社は各国当局の承認を得るため、イタリアのペローニなど欧州の SAB ミラー傘下のビール関連会社をアサヒグループホールディングスに売却することが決定している。⁴ 以上のようにビール業界では世界規模での再編が行われ、競争が激化しつつあると言える。



出所：A. T. カーニー「ビジネスコラム：『グローバル超競争』時代の成長戦略」

³ 日経産業新聞（2016年7月4日）より

⁴ 日経ビジネスオンライン（2016年4月11日）より

こうした世界的再編の流れに対して、麒麟、アサヒ、サッポロ、サントリーの国内大手 4 社の中でもいち早く海外展開を進めてきたのが麒麟である。1998 年には豪州ビール業 2 位のライオンネイサンへの出資（2009 年には完全子会社化）を行い、2002 年にはフィリピン首位のサンミゲル社への資本参加を行っている。またサントリーは麒麟には遅れをとるが、2014 年 4 月、米蒸留酒大手ビーム社を 1 兆 600 億円で購入し蒸留酒市場での地位を確立した。一方、アサヒやサッポロは長らく海外展開で後れを取ってきたが、上述のようにアサヒは SAB ミラー傘下のビール関連会社の買収に合意しており、ヨーロッパ進出を本格化する予定である。以上のように麒麟を筆頭に国内大手 4 社は海外進出を進めてきたが、国内事業については 2009 年には麒麟とサントリーが経営統合を検討した以来進んでいない。この経営統合が実現していれば、新会社の売上高 3 兆 8000 億円、国内シェア 50%の巨大企業が誕生していたが、サントリー創業家の株式問題や企業風土の違いから翌年に破談となった。⁵

1.4 国内大手 4 社の現状とブランド

新ジャンル商品の台頭や国内ビール市場の縮小は 2 節で触れたとおりであるが、最後に国内大手 4 社の現状と主力ブランドについて触れておく。

次の表は麒麟、アサヒ、サッポロ、サントリーの国内大手 4 社の展開する主力ブランドをまとめたものである。

● アサヒグループホールディングス

<p>スーパードライ（ビール）</p> <p>1987 年の発売以来、長年、市場シェアの上位を占めている最大のブランド。辛口を前面に押し出し、多ビールとの差別化に成功。</p>
<p>スタイルフリー（発泡酒）</p> <p>2008 年の発売以来、市場シェアの上位を維持しているが、麒麟の「淡麗〈生〉」の後塵を拝している。</p>
<p>クリアアサヒ（新ジャンル）</p> <p>2008 年の発売以来、市場シェアの上位を維持しているが、麒麟の「のどごし」の後塵を拝している。</p>

出所：アサヒグループホールディングスホームページより作成

⁵ ロイター（2009 年 7 月 13 日）より

● キリンホールディングス

一番搾り生ビール（ビール） 1990年に発売以来、キリンの主力ビールブランドとなっている。市場シェアはアサヒスーパードライの後塵を拝している。
淡麗〈生〉（発泡酒） 1998年に発売。キリン初の発泡酒であり、発泡酒としては後発ながらも高いシェアを誇る。
のどごし生（新ジャンル） 2005年に発売以来、新ジャンル市場においてトップシェアを誇る。

出所：キリンホールディングスホームページより作成

● サッポロホールディングス

エビス（ビール） サッポロビールの前身である日本麦酒醸造会社時代から存在するブランド。ビール市場の中でもプレミアムビールに分類され、プレミアムビールにおける市場シェアはサントリーの「ザ・プレミアム・モルツ」に次ぐ2位。
黒ラベル（ビール） 1977年の発売以来、サッポロの主力ビールブランドとなっている。アサヒの「スーパードライ」やキリンの「一番搾り」に押され市場シェアは低い。
麦とホップ（新ジャンル） 2008年に発売。原料を麦とホップのみにこだわったのが特徴であるが、新ジャンル市場では苦戦している。

出所：サッポロホールディングスホームページより作成

● サントリーホールディングス

ザ・プレミアム・モルツ（ビール） 2003年の発売以来、サッポロの「エビス」を抑えてプレミアムビールにおける市場シェア1位を達成している。
金麦（新ジャンル） 2007年の発売以来、4年連続で過去最高販売数量を更新しているブランド。

出所：サントリーホールディングスホームページより作成

以上の表から麒麟とアサヒはビール、発泡酒、新ジャンルのそれぞれのジャンルでブランド展開を進めていることが分かる。一方、サントリーは展開ブランドを絞っているが、いずれのブランドも各市場において高いシェアを持つことが特徴である。

次に国内大手4社の業績と近年の動向について確認する。次の表1-2は各社の業績と近年の動向をまとめたものであるが、アサヒとサントリーの好調な業績が目立つ。麒麟はブラジル事業の不調により長らく業績が低迷していたが、近年、回復の兆しを見せつつある。サッポロは収益では他社に見劣りするが、不動産事業での安定した収益が同社の経営を支えている。

表 1-2 国内大手4社の業績

アサヒグループホールディングス	
業績	概略・近年の動向
売上高：1兆8,574億円 営業利益：1,351億円	ビールシェア国内1位。国内市場では新ジャンルが健闘し、最高純益を達成。SABミラーより東欧ビール事業を買収。
麒麟ホールディングス	
業績	概略・近年の動向
売上高：2兆1,969億円 営業利益：1,247億円	ビールシェア国内2位。ブラジル事業の不調解消と国内事業の好調により業績は好転しつつあるも、収益力は他社に劣る。
サッポロホールディングス	
業績	概略・近年の動向
売上高：5,337億円 営業利益：139億円	ビールシェア国内4位。主力ブランド「エビス」の販売と国内不動産事業の好調により業績急回復。2017年決算では最高益を見込む。
サントリーホールディングス	
業績	概略・近年の動向
売上高：2兆6,867億円 営業利益：1,850億円	ビールシェア国内3位。清涼飲料の好調や米ビーム社の買収により、2014年度には麒麟を抜き、酒類・飲料事業で国内1位。

出所：東洋経済新報社「会社四季報」より作成

第2章 需要関数の推定に関する理論分析

本章では、需要関数の推定方法とその先行研究、そして合併シミュレーションに関する理論を紹介する。本論文で扱っているビール系飲料を含めた差別化された財の需要関数推定および合併シミュレーションの方法としては、離散選択モデルや Almost Ideal Demand System（以下、AIDS モデル）を伴う Multi-stage Budgeting モデルが代表的である。またビール系飲料の需要関数推定および合併シミュレーションの主な先行研究としては、Hausman *et al.* (1994) や Rojas (2008), Ashenfelter *et al.* (2015) がある。

2.1 需要関数推定の理論分析

差別化された財の需要関数の推定方法としては、上述のように離散選択モデルや AIDS モデルを伴う Multi-stage Budgeting モデルが代表的である。以下、前者の代表的な方法として ALM モデルを紹介し、後者については本節では AIDS モデルを紹介する。

2.1.1 Antitrust Logit Model (ALM モデル)

ALM モデルは差別化された財の需要関数推定方法としては、データ制約が少ない比較的簡便な方法として、米国司法省のエコノミスト Werden により Werden and Froeb (1994) で提唱されたモデルである。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に従うと考える。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こと仮定したモデルである。

ロジット需要関数モデルは、一般的に n 個の選択肢の中から C 個の離散的選択をするランダム効用モデルに基づいている。次に消費者 i の製品 j を選ぶことで得られる間接効用を以下のように定義する。

$$U_{ij} = \alpha_j - \beta p_j + e_{ij} \quad (2.1)$$

ここで、 β は価格に対する価値判断を示すパラメータであり、すべての消費者とすべての製品に対して一定であると仮定する。また α_j はその製品とその他のブランドの一般的な特性の差異を表し、 e_{ij} は消費者個人に特有の効用の構成要素を表し、 p_j とは相

関しない。この e_{ij} が独立で同一に分布し、消費者が最も効用が高いと感じるブランドを選択するとき、製品 j を選択する確率はロジスティック関数の形式をとり、

$$\pi_j = \frac{\exp(\alpha_j - \beta p_j)}{\sum_{k \in C} \exp(\alpha_k - \beta p_k)} \quad (2.2)$$

と表すことができる。⁶

分析の対象となる市場内のブランドは $1, \dots, n-1$ と表し、これらのブランを内部財と呼び、分析の対象とはならない n 個目のブランドは外部財と呼ぶ。現行の価格ベクトルを \mathbf{p} とし、市場シェアで加重平均した内部財の価格指数を市場価格 \bar{p} 、市場シェアを s とする。市場価格 \bar{p} については $\bar{p} = \sum_{j=1}^{n-1} s_j p_j$ と定義する。自己価格弾力性 ε_{ii} と交差価格弾力性 ε_{jk} は

$$\varepsilon_{ii} = \beta p_j (1 - \pi_j) = [\beta \bar{p} (1 - s_j) + \varepsilon s_j] \frac{p_j}{\bar{p}}, \quad (2.3)$$

$$\varepsilon_{jk} = \beta p_k \pi_k = s_k (\beta \bar{p} - \varepsilon) \frac{p_k}{\bar{p}} \quad (2.4)$$

と表せる。また内部財に関する需要の弾力性を集計すると、

$$\varepsilon = - \left[\frac{\partial \pi_i(\lambda \mathbf{p})}{\partial \lambda} \right] \left[\frac{\bar{p}}{\pi_i(\mathbf{p})} \right] = \beta \bar{p} \pi_n \quad (2.5)$$

ただし、 $\pi_i(\mathbf{p}) \equiv 1 - \pi_n(\mathbf{p})$ は内部財を選択する確率の合計であり、 λ はスカラー量である。すなわち、 π_n は外部財を選択する確率である。従って ALM モデルにおいては価格、数量の市場シェアの時系列データ、可能であれば市場の需要弾力性 ε があれば推定が可能となる。推定の手順としては、 β と入手可能でなければ ε を推定する。その上で、外部財を選択する確率 π_n と内部財を選択する確率 π_j を計算する。そして、上式を用いて自己価格弾力性と交差価格弾力性を算出する。

β と ε の推定方法であるが、先行研究があればその研究における値を使用することになる。適切な先行研究がなければ価格や数量のデータを用いて推定することになる。 ε の推定方法としては市場の販売量を $Q = (\sum_{j=1}^{n-1} p_j q_j) / \bar{p}$ と定義することによって、市場の需要関数を推定することが可能である。また β の推定方法は Werden and Froeb (1994) には明記されていないが、Werden と β の推定についてヒアリングを行った泉

⁶ ロジットモデルについての詳細は Ben-Akiva and Lerman (1985) を参照されたい。

田その他 (2006) によると、2 組の内部財の数量もしくはシェア、価格の時系列データを用いて、以下の推定式を用いた β を推定する方法が紹介されている。

$$\ln \frac{s_{1t}}{s_{2t}} = \alpha + \beta(p_{1t} - p_{2t}) \quad (2.6)$$

次に $\varepsilon = -\beta \bar{p} \pi_n$ の関係を用いることで、外部財を選択する確率 π_n を計算する。内部財を選択する確率の合計が $\pi_i(\mathbf{p}) = 1 - \pi_n(\mathbf{p})$ であることから、各ブランドを選択する確率は市場シェアを乗じて、 $\pi_j = s_j(1 - \pi_n)$ と計算することができる。そして、各ブランドを選択する確率を求めたうえで、 $\varepsilon_i = \beta p_j(1 - \pi_j)$ と $\varepsilon_{jk} = \beta p_k \pi_k$ を用いることによって自己価格弾力性と交差価格弾力性の導出が可能となる。

2.1.2 Almost Ideal Demand System (AIDS モデル)

AIDS モデルは、現実の消費動向の背後に代表的家計の経済合理的選択行動を想定し、需要理論と整合的な各財の需要関数を集計した需要体系の中でも、諸性質を備えているという点で理想的である。以下、一般的な需要理論と AIDS モデルの導出について考える。

家計の財に関する選好順序は、反射性、推移性、連続性、非飽和性、凸性の 6 つの選択公理を満たすと仮定することにより効用関数 $v(q)$ で示すことができる。⁷ この効用関数 $v(q)$ に選択公理の要請する性質に加えていくつかの仮定を置く。

- 効用関数 $v(q)$ の仮定

(A1) $v(q)$ は q について少なくとも 2 回微分可能であり連続関数

(A2) $\partial v(q)/\partial q \geq 0$

(A3) 任意の異なる財ベクトル q^0, q^1 について

$$v(q^0) > v(q^1) \Rightarrow \text{任意の } \theta \in (0,1) \text{ について、} v[\theta q^0 + (1 - \theta)q^1] > v(q^1)$$

この条件の下で家計が経済合理的選択行動を行うと仮定すると、互いに双対な最適化問題の解として間接効用関数 $\psi(x, p)$ と支出関数 $c(u, p)$ が定義される。つまり、

$$\begin{aligned} \max u = v(q) \quad \text{subject to} \quad p \cdot q = x \\ \min x = p \cdot q \quad \text{subject to} \quad v(q) = u \end{aligned} \quad (2.7)$$

⁷ 選択公理と効用関数の議論は奥野・鈴木 (1985), 「ミクロ経済学 I」を参照されたい。

を解くことになる。また導出された間接効用関数 $\psi(x, p)$ は次の性質を有する。

● 間接効用関数の性質

(B1) $\psi(x, p)$ は x, p について少なくとも 2 回微分可能であり連続関数

(B2) $\partial\psi(x, p)/\partial x > 0$, $\partial\psi(x, p)/\partial p \leq 0$

(B3) 任意の $\lambda \in (0, +\infty)$ について、 $\psi(\lambda x, \lambda p) = \psi(x, p)$

(B4) 任意の異なる価格ベクトル p^0, p^1 について、

$$\psi(x, p^0) = \psi(x, p^1) \Rightarrow \text{任意の } \theta \in [0, 1] \text{ について } \psi[x, \theta p^0 + (1 - \theta)p^1] < \psi(x, p^0)$$

(A5) Roy の恒等式

$$m_i(x, p) = -\frac{\partial\psi/\partial p_i}{\partial\psi/\partial x}$$

一方、支出関数の性質としては

● 支出関数の性質

(C1) $c(u, p)$ は p について少なくとも 2 回微分可能な p, u に関する連続関数

(C2) $\partial c(u, p)/\partial u > 0$, $\partial c(u, p)/\partial p \geq 0$

(C3) 任意の $\lambda \in (0, +\infty)$ について、 $c(\lambda u, \lambda p) = \lambda c(u, p)$

(C4) 任意の異なる価格ベクトル p^0, p^1 について、

$$\text{任意の } \theta \in [0, 1] \text{ について } c[u, \theta p^0 + (1 - \theta)p^1] \geq c(u, p^1)$$

(C5) Shephard の補題

$$h_i(u, p) = \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i}$$

以上の 5 つがあげられる。以上の間接効用関数の性質(B2)および支出関数の性質(C2)を利用することにより、以下の関係が成立する。

$$\psi(x, p) = c^{-1}(u, p) \quad \text{もしくは} \quad c(u, p) = \psi^{-1}(x, p) \quad (2.8)$$

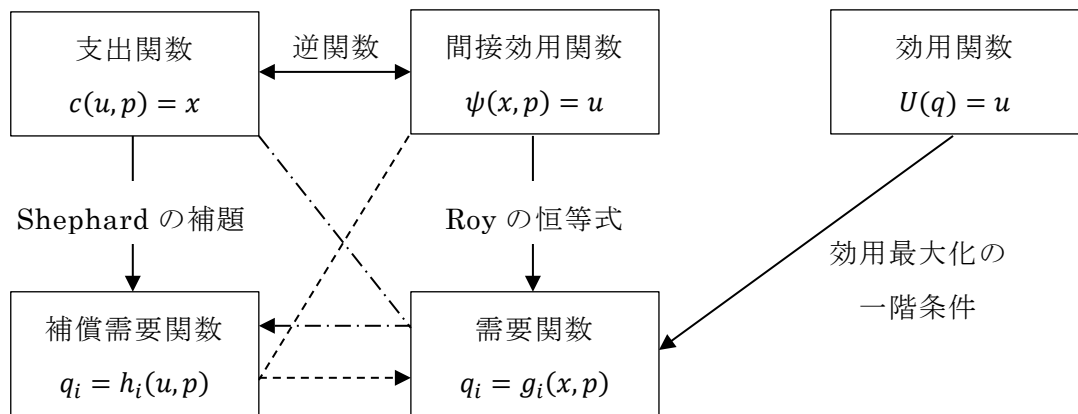
つまり、間接効用関数と支出関数は u, x を介して互いに逆関数関係にある。また、以下の双対定理を用いることによって間接効用関数と支出関数は効用関数に対応づけることができる。

すなわち、

$$\begin{aligned}
 U(q) &= \max_u [u; p^T q \geq c(u, p)] \\
 U(q) &= \min_p [\psi(x, p); p^T q \leq x]
 \end{aligned}
 \tag{2.9}$$

従って、 $U(q), \psi(x, p), c(u, p)$ は家計の選好を表す択一的な概念となり、どれか一つの関数型を特定することによって、需要関数の体系を導出することができる。

図 2-1 需要関数導出の体系



出所：Deaton and Muellbauer (1980a)より作成

効用関数を特定し、効用最大化条件を陰関数定理によって q_i について解くことで、需要関数を導出する通常のアプローチに比べ、間接効用関数を特定し Roy の恒等式から需要関数を特定するアプローチの方が容易である。また支出関数を特定し、Shephard の補題により補償需要関数を導出し、(2.8)式を用いて需要関数を特定するアプローチも容易である。すなわち、

$$q_i = h_i(u, p) = h_i(\psi(x, p), p) = g_i(x, p)
 \tag{2.10}$$

と需要関数を特定する。

以上のアプローチで導出された需要体系は次の一般的制約条件を満たす。こうした需要理論の一般的議論と性質に基づいて AIDS モデルについて考える。

(D1) 加法性条件：
$$\sum p_k h_k(u, p) = \sum p_k g_k(x, p) = x$$

(D2) 同次性条件： 任意の $\theta \in (0, +\infty)$ について

$$h_i(u, \theta p) = h_i(u, p) = g_i(\theta x, \theta p) = g_i(x, p)$$

(D3) 対称性条件： $\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_i}$ ただし、 $i \neq j$

(D4) 負値性条件： $\partial h_i / \partial p_j$ の要素を集計した $n \times n$ 行列は負定値である。つまり任意のベクトル ξ について

$$\sum_i \sum_j \xi_i \xi_j \frac{\partial h_i}{\partial p_j} \leq 0$$

AIDS モデルの特徴としては代表的家計の存在を前提としている点にある。Muellbauer (1976) は代表的家計の概念を明確にし、家計間にわたる集計を許容する選考クラスを明らかにすることで、実際に観測される個別家計のデータを集計データとして処理することを正当化した。このように集計された家計間データに基づいた選好から需要体系を導出するという点において、AIDS モデルは需要理論と整合的と言え、現時点においては最も一般的な需要関数推定方法として広く使われている所以である。次に以上の議論を基に Deaton and Muellbauer (1980b) において定義された AIDS モデルを紹介する。

AIDS モデルでは、家計間にわたる集計を、線型エンゲル関数を前提とせずに可能とする PIGLOG 選好を顕示する支出関数に基づいている。つまり、分離可能な効用関数 $u = f[(v_1(q_1), v_2(q_2), \dots, v_G(q_G), \dots, v_N(q_N))]$ を持つ消費者が、複数の財の価格を所与として、一定の効用を得るのに必要な支出関数を $c(u, p)$ とおいて次のように表す。

$$\log c(u, p) = (1 - u) \log\{a(p)\} + u \log\{b(p)\} \quad (2.11)$$

ここで効用水準 u は $u \in [0, 1]$ を満たす。 $a(p)$, $b(p)$ は、それぞれ、最低限の生活費用、効用に対する限界支出である。この支出関数が、線型エンゲル関数を前提とせずに、家計間にわたる集計を可能とする PIGLOG 型関数である。この $a(p)$, $b(p)$ を特定化し、Shephard の補題を適用して誘導した補償需要関数から、需要関数の体系に変換するという手順で AIDS は行われる。任意の支出関数を近似しうるように、 $a(p)$, $b(p)$ を以下のようにトロンスログ型とコブ・ダグラス型の関数で定義する。

$$\log a(p) = a_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \quad (2.12)$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.13)$$

これを (2.11) 式に代入すると以下のようなになる。

$$\begin{aligned} \log c(u, p) &= (1 - u) \log \{a(p)\} + u \log \{b(p)\} \\ &= \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \end{aligned} \quad (2.14)$$

ここで、費用関数が分離可能な効用関数に基づくという前提より、 $\log c(u, p)$ は、価格ベクトル \mathbf{p} について加法性および同次性が保証されるため、

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \beta_j = 0 \quad (2.15)$$

が成り立つ。

ここで、総支出に対するある財への支出のシェア $w_i = p_i q_i / c(u, p)$ を定義する。

$$\frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i \quad (2.16)$$

このとき、上述した加法性・同次性により、シェア w_i は以下のように各価格と支出の関数として以下のように表せる。

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2.17)$$

ここで、対称性を導入し、

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

を設定する。これにより以下が成立する。

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \quad (2.18)$$

これを用いると、シェア w_i はさらに簡略化されて、以下のように定式化することができる。

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \{x/P\} \quad (2.19)$$

なお、 $\log P$ は

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (2.20)$$

で定義されるトランスログ型価格指数である。しかし、この価格指数をもとの式に代入すると、推定式は非線形となり推定が煩雑になるため、実務上は Stone 指数を用いることが多い。つまり、

$$\log P = \sum_j w_j \log p_j \quad (2.21)$$

を用いる。

2.2 合併シミュレーション

2 節では合併シミュレーションの手法について紹介する。ALM モデルや AIDS モデルでは要求されるデータが異なるが、Epstein and Rubinfeld (200) によると、次の定式化を行うことでいずれのモデルにおいても合併シミュレーションが可能となる。

まず、企業数が 3 であり、企業 1 がブランド 1 を企業 2 がブランド 2 を企業 3 がブランド 3 を製造すると仮定する。企業 1 と企業 2 が合併すると仮定すると、合併前と合併後の均衡条件は以下の通りである。ただし、 m_i はブランド i のマージンであり、 $m_i = (p_i - c_i)/p_i$ である。

- 合併前の均衡条件

$$\begin{aligned} \text{ブランド 1 : } & q_1 + m_1 \varepsilon_{11} q_1 = 0 \\ \text{ブランド 2 : } & q_2 + m_2 \varepsilon_{22} q_2 = 0 \\ \text{ブランド 3 : } & q_3 + m_3 \varepsilon_{33} q_3 = 0 \end{aligned} \quad (2.22)$$

- 合併後の均衡条件

$$\begin{aligned} \text{ブランド 1 : } & m_1 \varepsilon_{11} q_1 + q_1 + m_2 \varepsilon_{21} \frac{p_2}{p_1} q_2 = 0 \\ \text{ブランド 2 : } & m_1 \varepsilon_{12} \frac{p_1}{p_2} q_1 + q_2 + m_2 \varepsilon_{22} q_2 = 0 \\ \text{ブランド 3 : } & q_3 + m_3 \varepsilon_{33} q_3 = 0 \end{aligned} \quad (2.23)$$

以上の均衡条件を基に描くモデルにおける合併シミュレーションを行う。

2.2.1 ALM モデルでの合併シミュレーション

ALM モデルにおいて合併後の均衡条件を書き換えると以下のようになる。

$$\text{ブランド 1 : } m_1 \varepsilon_{11} \pi_1 + \pi_1 + m_2 \varepsilon_{21} \frac{p_2}{p_1} \pi_2 = 0$$

$$\text{ブランド 2 : } m_1 \varepsilon_{12} \frac{p_1}{p_2} \pi_1 + \pi_2 + m_2 \varepsilon_{22} \pi_2 = 0 \quad (2.24)$$

$$\text{ブランド 3 : } \pi_3 + m_3 \varepsilon_{33} \pi_3 = 0$$

この (2.24) 式の両辺を $\pi_i \varepsilon_{ii}$ で割って整理すると、

$$\text{ブランド 1 : } m_1 + \frac{1}{\varepsilon_{11}} + m_2 \frac{p_2}{p_1} \left(\frac{\varepsilon_{21} \pi_2}{\varepsilon_{11} \pi_1} \right) = 0$$

$$\text{ブランド 2 : } m_1 \frac{p_1}{p_2} \left(\frac{\varepsilon_{12} \pi_1}{\varepsilon_{22} \pi_2} \right) + \frac{1}{\varepsilon_{22}} + m_2 = 0 \quad (2.25)$$

$$\text{ブランド 3 : } \frac{1}{\varepsilon_{33}} + m_3 = 0$$

上式において、 $(\varepsilon_{ij}/\varepsilon_{ii})(\pi_j/\pi_i)$ は転換率を表している。つまり、ブランド i の価格が上昇してブランド i の需要量が減少したとき、その減少量に対してブランド j の需要量の増加幅がどれくらいであるかを測る指標である。ここで、上式を行列表記すると、

$$\begin{bmatrix} 1/\varepsilon_{11} \\ 1/\varepsilon_{22} \\ 1/\varepsilon_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -(p_2/p_1)\theta_{21} & 0 \\ -(p_1/p_2)\theta_{12} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{bmatrix} = 0 \quad (2.26)$$

となる。ただし、 $\theta_{ij} = -(\varepsilon_{ij}/\varepsilon_{ii})(\pi_j/\pi_i)$ とし、ブランド i からブランド j への転換率を表す。また市場シェア、価格弾力性について、

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

$$\varepsilon_{ii} = -\beta p_i (1 - \pi_i(p_1, p_2, \dots, p_n)) = -\beta p_i \left(1 - \frac{\exp(\alpha_i - \beta p_i)}{\sum_{j=1}^n \exp(\alpha_j - \beta p_j)} \right), \quad (2.27)$$

$$\varepsilon_{ij} = \beta p_j \pi_j(p_1, p_2, \dots, p_n) = \beta p_j \frac{\exp(\alpha_i - \beta p_i)}{\sum_{k=1}^n \exp(\alpha_k - \beta p_k)}$$

であるから、自己価格弾力性と交差価格弾力性は全ブランドの価格の関数であり、自己価格弾力性と交差価格弾力性から成る転換率も全ブランドの商品の関数となる。以上の (2.27) 式を連立方程式として解くことで、合併後の価格 p_i^{post} を求めることができる。ただし、非線形な連立方程式を解くことになるので、数式処理ソフトを用いて

算出することになる。⁸ また合併後の市場シェアは需要関数に $\alpha_i, \beta, p_i^{post}$ を代入することで求めることができる。

2.2.2 AIDS モデルでの合併シミュレーション

AIDS モデルにおける合併前の均衡条件は以下のようにになる。

$$\begin{aligned} \text{ブランド 1: } & w_1 + w_1 \varepsilon_{11} m_1 = 0 \\ \text{ブランド 2: } & w_2 + w_2 \varepsilon_{22} m_2 = 0 \\ \text{ブランド 3: } & w_3 + w_3 \varepsilon_{33} m_3 = 0 \end{aligned} \quad (2.28)$$

上式を行列表記すると

$$\begin{pmatrix} w_1 \\ w_2 \\ w_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_1 & 0 & 0 \\ 0 & w_2 & 0 \\ 0 & 0 & w_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} = 0 \quad (2.29)$$

AIDS モデルでは価格が既知であることが前提なので、限界費用の計算を上記の式を用いて行うことが可能である。

次に合併後の均衡条件は以下のようにになる。

$$\begin{aligned} \text{ブランド 1: } & w_1 + w_1 \varepsilon_{11} m_1 + w_2 \varepsilon_{21} m_2 = 0 \\ \text{ブランド 2: } & w_2 + w_1 \varepsilon_{12} m_1 + w_2 \varepsilon_{22} m_2 = 0 \\ \text{ブランド 3: } & w_3 + w_3 \varepsilon_{33} m_3 = 0 \end{aligned} \quad (2.30)$$

上式を行列表記すると

$$\begin{pmatrix} w_1 \\ w_2 \\ w_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} & \varepsilon_{21} & 0 \\ \varepsilon_{12} & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_1 & 0 & 0 \\ 0 & w_2 & 0 \\ 0 & 0 & w_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} = 0 \quad (2.31)$$

となる。また市場シェア、価格弾力性については、

$$\begin{aligned} w_i &= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \{x/P\} \\ \varepsilon_{ii} &= -1 + \frac{\gamma_{ii} + \beta_i \varepsilon w_i}{w_i} + w_i (1 + \varepsilon), \\ \varepsilon_{ij} &= \frac{\gamma_{ij} + \beta_i \varepsilon w_j}{w_i} + w_j (1 + \varepsilon) \end{aligned} \quad (2.32)$$

である。いま、 w_i は既知であり $\gamma_{ii}, \gamma_{ij}, \beta_i, \varepsilon$ はデータから推計可能な値である。

ALM と同様、上記の式は非線形関数の連立方程式になることから、数式処理ソフトを用いて合併後の価格を算出することになる。

⁸ 数式処理ソフトとしては Mathematica が代表的である。

2.3 需要関数推定の先行研究

3 節ではビール市場における需要関数推定の主たる先行研究として、Hausman *et al.* (1994) での議論を紹介する。その上で、第 3 章で ALM モデルと AIDS モデルによる日本のビール市場における需要関数推定を行い、その結果に基づいて合併シミュレーションおよび WFI の算出を行う。

2.3.1 AIDS モデルと多段階選択モデルによる需要関数推定

主たる先行研究である Hausman *et al.* (1994) を紹介する。Hausman *et al.* (1994) では多段階選択モデルと AIDS モデルの併用が特徴である。まずは消費者の選択行動を多段階に分けることから始める。消費者は選択のパターンとして、第 1 段階で数ある製品群の中からビール系飲料への支出を決定し、第 2 段階でビール系飲料の中から価格に応じてプレミアムビール、ポピュラービール、ライトビールのうち、いずれか一つへの支出を決定する。そして第 3 段階として、バドワイザーやクアーズなどのブランドへの支出を決定する。このように Hausman *et al.* (1994) では消費者の選択行動を 3 段階に分けている。この選択行動を効用ツリーで表現したのが次ページの図 3-1 である。

2.3.2 第 3 段階 (The Bottom Level)

第 3 段階での推定は先述のようにパラメータの数が膨大になる傾向にある。そのため、第 3 段階では Deaton and Muellbauer (1980a, b) による AIDS 型の需要関数モデルを利用する。AIDS モデルでの市場 n における時点 t のブランド i の需要は以下のように定式化される。

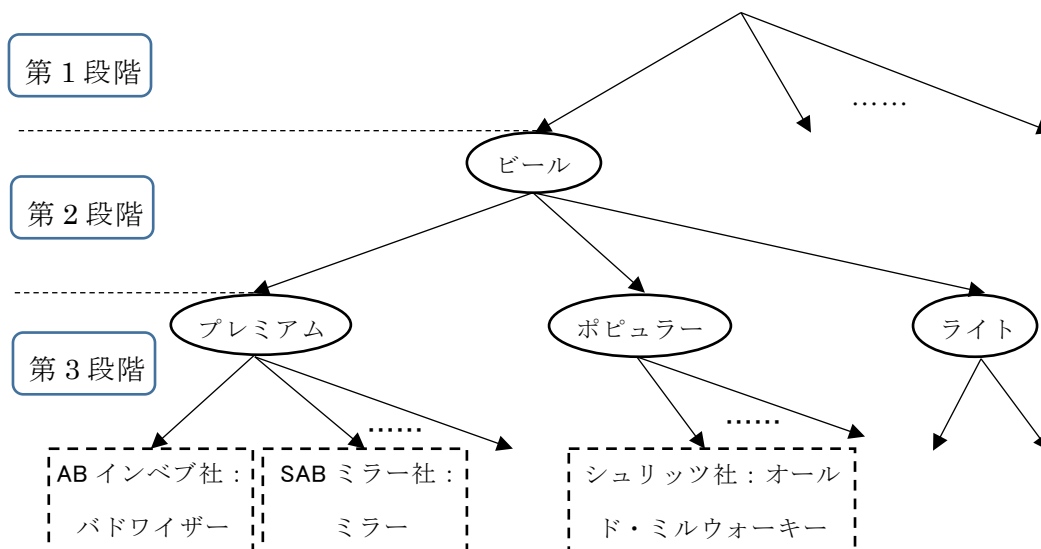
$$s_{int} = \alpha_{in} + \beta_i \log\left(\frac{y_{Gnt}}{P_{nt}}\right) + \sum_{j=1}^J \gamma_{ij} \log(p_{jnt}) + \varepsilon_{int} \quad (2.33)$$

被説明変数の s_{int} はグループへの総支出に対するブランド i の支出シェアであり、

$$s_{int} = \frac{p_{int}q_{int}}{\sum_{j=1}^{JG} p_{jnt}q_{jnt}} \quad (2.34)$$

p_{int} はブランド i の価格で、 q_{int} はブランド i の生産量である。多段階選択モデルと AIDS モデルを同時に使う都合上、Deaton and Muellbauer (1980a, b) の表記とは異なることを断っておく。

図 3-1 3 段階選択モデルの効用ツリー



出所：北野（2012）を参考に筆者作成

説明変数については、 y_{Gnt} はグループ全体での総支出、 P_{nt} はグループレベルでの価格指数、 p_{jnt} はブランド j の市場 n における時点 t の価格である。末尾の ε_{int} は需要ショックなどを表す誤差項となっている。また推定されるパラメータについて、 $\beta_i = 0$ かどうか検定することで、グループのホモセティシティーについて検定できる。 γ_{ij} は自己価格弾力性もしくは交差価格弾力性を表している。

グループレベルの価格指数 P_{nt} は第 2 章で議論したように、以下のトランスログ型の式で表す。

$$\log(P_{nt}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{JG} \alpha_j p_{jt} + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^{JG} \sum_{j=1}^{JG} \gamma_{jl} \log(P_{lt}) \log(P_{jt}) \quad (2.35)$$

しかし、これを代入した推定式は非線形となり推定が煩雑になるため、実務上は Stone 指数を用いることは既に第 2 章で議論したとおりである。この論文における Stone 指数は以下の通りである。

$$\log(P_{nt}) = \sum_{j=1}^{JG} s_{jnt} \log(p_{jnt}) \quad (2.36)$$

2.3.3 第2段階 (The Middle Level)

第2段階での市場 n における時点 t のグループ m における需要は以下のように、対数線形型の式で定式化される。

$$\log(q_{mnt}) = \beta_m \log(y_{Bnt}) + \sum_{k=1}^K \delta_k \log(\pi_{knt}) + \alpha_{mn} + \varepsilon_{mnt} \quad (2.37)$$

被説明変数の q_{mnt} はグループ m における生産量であり、説明変数の y_{Bnt} はビール系飲料の総支出、 π_{knt} はグループ価格指数を表している。このグループ価格指数 π_{knt} は、第3段階で用いた(2.35)式による価格指数をそのまま用いることができるが、ラスパイレス型の加重平均価格指数を用いても良い。また(2.35)式による価格指数を用いて推定した場合とラスパイレス型の加重平均価格指数を用いて推定した場合では、Hausman *et al.* (1994) によると、その推定値にそれほど差はない。パラメータについては、 β_m がグループ全体の需要に対する所得弾力性、 $(\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_K)$ はグループ間の自己・交差価格弾力性を表している。ちなみにこの第2段階においても第3段階と同様に AIDS 型にできるが、Hausman *et al.* (1994) によると制約の少ない対数線形型の需要関数の推計結果は、AIDS 型の需要関数で得られる推計と極めて近いとある。

2.3.4 第1段階 (The Top Level)

第1段階のビール系飲料全体への需要は以下のように定式化できる。

$$\log(u_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(y_t) + \beta_2 \log(\Pi_t) + Z_t \delta + \varepsilon_t \quad (2.38)$$

被説明変数の u_t はビール系飲料全体の消費量であり、説明変数の y_t は実質可処分所得、 Π_t はビール系飲料の価格指数、 Z_t は需要関数をシフトさせる要因となる変数である。具体的には財ごとに異なる原材料、パッケージコストなどがある。

2.3.5 操作変数の選定

Hausman *et al.* (1994) では特に言及されていないが、需要のショックを表す誤差項 ε は価格と正の相関を持つと考えられるので、最初二乗法による推定はバイアスのある推定になってしまう。そのため推定の際には操作変数を用いた推定を行う必要がある。操作変数 X_{it} は以下の条件を満たさなければならない。⁹

⁹ 北野 (2012) における差別化された財の需要関数推定の議論を参照されたい。

$$\text{cov}(p_{it}, X_{it}) \neq 0 \quad \text{and} \quad \text{cov}(\varepsilon_{it}, X_{it}) = 0 \quad (2.39)$$

すなわち、説明変数の価格と相関を持ち、観察できない需要ショックである、誤差項とは相関を持たないことが必要である。通常、こうした条件を満たす操作変数としては賃金や地価など、費用関数に影響を与える変数を用いることが多い。しかしながら、差別化された財の需要を推定する場合、日次データを用いて推定されることが多いので、そのようなデータの集計上の制約から賃金や地価は操作変数としてふさわしくない。こうした操作変数の選定に関する問題に対して、Hausman (1997), Nevo (2001), Rojas (2008) では、同一商品の同一時点での別の市場での平均価格を操作変数としてしている。同一商品であればコストは全国的に共通しているので、ある市場での価格はほかの市場の価格に相関していると考えられる。しかしながら、消費者はある一定範囲の地理的購買範囲を持つと考えられるので、需要ショックは市場間で独立していると考えることができ、同一商品の同一時点での別の市場での平均価格は操作変数として妥当といえる。

2.3.6 先行研究における実証結果

以下、実証結果を紹介する。モデル自体の推定は第3段階から行うのが通常であるが、Hausman *et al.* (1994) では第2段階の実証結果から掲載されているので、本論文もそれに準拠して第2段階の実証結果からする。第2段階はプレミアムビール、ポピュラービール、ライトビールの3グループ間の推定となる。回帰式は対数線形型の式なので、推定された価格の係数はすべて弾力性となる。第2段階の推計結果は26ページに第3段階の推計結果と共に記載する。結果について、自己価格弾力はどのグループも負であり、交差価格弾力性は全て正となっている。あるグループにおいて値上げが起こる一方、他のグループの価格が不変である時、あるグループにおける需要は減少すると考えるのは当然であるので、この結果は理論と整合的である。

次に第3段階のプレミアムビールにおける実証結果は次ページの表3-2の通りである。第2段階と同様、自己価格弾力性は負となっており交差価格弾力性は負となっているので、経済理論とも整合的である。なお、Coorsのみ有意な結果が得られなかったので表では省略されている。回帰結果の表は省略するが、ポピュラービール、ライトビールにおいても同様の結果が得られる。

2.3.7 実証方法

本論文の実証分析においては、多数の操作変数を設定しており、推定パラメータの数を越えて操作変数を設定する必要があるため、丁度識別条件を満たさない。つまり、2段階最小二乗法による実証は適しておらず、過剰識別のケースでも近似的にパラメータを推定することのできる GMM（一般化モーメント法）を採択する必要がある。

まず、一般的なモーメント条件として、以下が成立する。

$$E[f_j(\mathbf{w}_i, \mathbf{z}_i, \theta)] = 0, j = 1, \dots, m \quad (2.40)$$

ここで \mathbf{w}_i は内生変数と外生変数を含むベクトルで、 \mathbf{z}_i は操作変数ベクトル、 θ は未知のパラメータ、 $f_j(\cdot)$ は既知の関数である。 θ の次元を k とし、 $m \geq k$ とする。このとき、()式は m 個の積率条件を含む。 $m = k$ を満たすとき、()式に対応する標本モーメント

$$g_i(\theta) = \frac{1}{N} \sum_i f_j(\mathbf{w}_i, \mathbf{z}_i, \theta), j = 1, \dots, m \quad (2.41)$$

を利用し、 $\forall g_j, g_j(\theta) = 0$ となるように θ を決定すればよい。

$m > k$ となるとき、つまり過剰識別のケースでは、()式をすべて 0 とするような一意的な解は存在しない。そのため、()式に含まれるモーメント条件を加重行列 (weighting matrix) のウェイトとする目的関数を作り、その目的関数を最小化するような θ を推定する。目的関数は以下のようなになる。

$$Q_N(\theta) = g(\theta)' W g(\theta) \quad (2.42)$$

ここで $g(\theta)$ は $m \times 1$ 行列で、 j 番目の要素が()式の $g_j(\theta)$ に対応する。()式を最小化する $\hat{\theta}$ を GMM 推定量といい、モーメント条件がすべて正しいとき、 $\text{plim} \hat{\theta} = \theta$ が証明できる。以上が GMM の理論である。実証分析では、これらの演算を Stata によって行う。

表 3-1 第 2 段階の実証結果

	Premium	Popular	Light
$\log(y_{Bnt})$	0.978 (0.011)	0.943 (0.022)	1.067 (0.015)
$\log(P_{Premium})$	-2.671 (0.123)	2.704 (0.244)	0.424 (0.166)
$\log(P_{popular})$	0.510 (0.097)	-2.707 (0.193)	0.747 (0.127)
$\log(P_{Light})$	0.701 (0.070)	0.518 (0.140)	-2.424 (0.092)
Constant	0.501 (0.283)	-4.021 (0.560)	-1.183 (0.377)

Number of Observations = 101

出所 : Hausman *et al.* (1994)

表 3-2 第 3 段階の実証結果 (プレミアムビール)

	Budweiser	Molson	Labatts	Miller	Coors
$\log(Y/P)$	-0.004 (0.006)	-0.011 (0.007)	-0.006 (0.005)	0.017 (0.003)	-
$\log(P_{Budweiser})$	-0.936 (0.041)	0.372 (0.231)	0.243 (0.034)	0.150 (0.018)	-
$\log(P_{Molson})$	0.372 (0.231)	-0.804 (0.031)	0.183 (0.022)	0.130 (0.012)	-
$\log(P_{Labatts})$	0.243 (0.034)	0.183 (0.022)	-0.588 (0.044)	0.028 (0.019)	-
$\log(P_{Miller})$	0.150 (0.018)	0.130 (0.012)	0.028 (0.019)	-0.377 (0.017)	-
Constant	0.393 (0.062)	0.377 (0.078)	0.230 (0.056)	-0.104 (0.031)	-
Conditional Own Price Elasticity	-3.527 (0.113)	-5.049 (0.152)	-4.277 (0.245)	-4.201 (0.147)	-4.641 (0.203)

出所 : Hausman *et al.* (1994)

第3章 実証分析

本章では第2章での理論分析と先行研究に基づいて、国内ビール市場における需要関数推定と合併シミュレーションを行う。

3.1 AIDS モデルによる需要関数の推定

以上、AIDS モデルを伴う多段階選択モデルを用いた需要関数推定を紹介したが、通常、AIDS モデルには POS データをベースとしたパネルデータを用いる。現在、日本において POS データの入手は可能であるが、企業への提供を前提としており、個人が入手することは困難である。そのため、本論文では基本的に日経テレコンの提供する「日経 POS 情報・売れ筋商品ランキング」という、日本経済新聞社が集計している POS データを加工したものを利用する。このデータの特徴としては、集計したデータを平均化して全国レベルのデータに加工してある点である。そのため、パネルデータではなく時系列データとなる。

ALM モデルでは市場の弾力性が必要とされるため、先に AIDS モデルによる需要関数推定を行い、事前に市場の弾力性を推計しておく。次節において ALM モデルによる需要関数推定を行い、AIDS モデルによる結果と比較したい。

3.1.1 AIDS モデルと多段階選択モデル

AIDS モデルによる需要関数推定には、2011年1月から2013年12月までの全国レベルの月次データを用いる。つまり、月次の時系列データとなる。本来、AIDS モデルでは POS データに基づくパネルデータの利用が基本であるが、前述のように個人での POS データの入手は困難であるため、日経テレコンの提供する「日経 POS 情報・売れ筋商品ランキング」およびビール各社がホームページ上で公開している「課税数量報告」を利用する。またデータを集計する際には、最も売り上げの大きい販売単位である 350mL×6本を基準に集計した。使用するデータは週次レベルでも取得可能であるが、後述するように操作変数の選定をすることを考慮して月次レベルで取得した。

まず Hausman *et al.* (1994) に倣って消費者の選択行動を考えつつ、支出の段階を決定する。先行研究に倣えば第1段階はビールへの支出を決定することになるが、近年の発泡酒と新ジャンルの台頭という、日本市場の特殊性を考慮して、第1段階はビール、発泡酒、新ジャンルを含めたビール系飲料への支出を決める段階とする。次に

第2段階ではビール、発泡酒、新ジャンルの3種類のグループに、それぞれいくら支出するか決める段階となるが、データの制約から発泡酒と新ジャンルを同一のグループと見做す。表は各グループの平均価格であるが、発泡酒と新ジャンルは価格が近い
ため、発泡酒と新ジャンルを同一のグループと見做す設定に妥当性はあると考える。

表 3-1 ビール系飲料の平均価格

	ビール	発泡酒	ビール風アルコール飲料
平均価格 (2010年~2014年)	1,124 円	771.8 円	655.2 円

出所：総務省「小売物価統計調査」より作成

そして最後に第3段階では各グループ内でブランドへの支出を決める段階となる。

以上から前提となる消費者の支出決定段階は、

- 第1段階
ビール、発泡酒、新ジャンルのビール系飲料への支出を決定する
- 第2段階
ビール系飲料の中から、ビールへ支出するか、発泡酒および新ジャンルに支出するか決定する
- 第3段階
あるグループの中から、ビールであればキリンの一番搾りとアサヒのスーパードライ、第3のビールであればキリンののどごしとサントリーの金麦、など言ったように数あるブランドの中から1つのブランドへの支出を決定

という3段階の消費選択モデルを考えることができる。効用ツリーとして図で表すと、次のページの図 2-3 のようになる。また今回、分析に用いるブランドは次ページの表 3-2 の通りである。

図 3-1 ビール系飲料の 3 段階選択

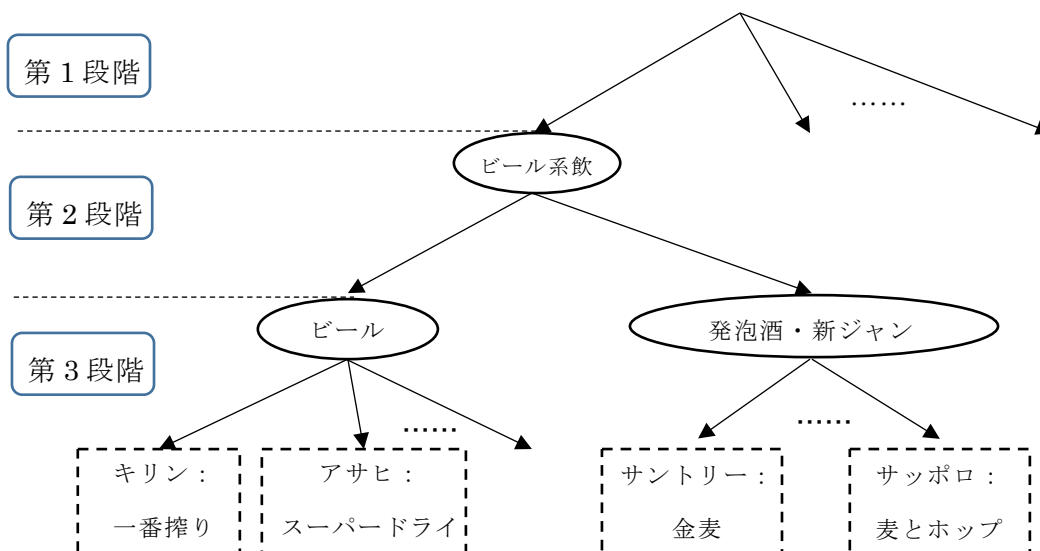


表 3-2 実証に用いるブランド

グループ	メーカー	ブランド
ビール	アサヒ	スーパードライ
	キリン	ラガー, 一番搾り
	サッポロ	黒ラベル, エビス
	サントリー	ザ・プレミアム・モルツ
発泡酒	アサヒ	スタイルフリー
	キリン	淡麗, 淡麗グリーンラベル
第 3 のビール	アサヒ	クリアアサヒ, オフ
	キリン	のどごし
	サッポロ	麦とホップ
	サントリー	金麦

3.1.2 第 3 段階 (The Bottom Level) のデータと推定式

第 3 段階において使用するデータは、2011 年 1 月から 2013 年 12 月までの全国レベルの月次データである。データの出所は日経テレコンの提供する「日経 POS 情報・売れ筋商品ランキング」およびビール各社がホームページ上で公開している「課税数量報告」である。実証に使用するデータの記述統計量は、まず第 3 段階のビールに関

するものが表 3-3 である。次に第 3 段階の発泡酒・新ジャンルに関するものが次のページの表 3-4 である。

表 3-3 ビールに関する記述統計量 (第 3 段階)

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
$S_{Superdry}$	12.99722	1.548545	17.4	10.6
$S_{Ichibanshibori}$	5.166667	0.607571	6.6	4.3
S_{Lagar}	2.219444	0.248216	2.8	1.7
$S_{The Premium Malts}$	3.480556	0.488625	4.7	2.8
S_{Ebisu}	2.683333	0.388771	3.8	2.1
$S_{Kuro Label}$	2.022222	0.265234	2.4	1.4
$\log(y_{Beer}/P)$	13.35625	0.321974	14.05986	12.74424
$p_{Superdry}$	1040.358	7.262167	1056	1024.1
$p_{Ichibanshibori}$	1058.814	8.135219	1077.8	1036.3
p_{Lagar}	1075.219	5.539253	1090.1	1065.5
$p_{The Premium Malts}$	1195.967	17.83261	1222.7	1162.6
p_{Ebisu}	1177.219	14.48186	1200.8	1148.6
$p_{Kuro Label}$	1062.303	6.314676	1075.9	1049.9

Number of Observations = 36

また分析を行う前に第 2 章 3 節で言及したように、操作変数を選定しなければならない。通常であれば同一商品の同一時点での別の市場での平均価格を操作変数として選定したいが、今回使用しているデータが時系列データであるので、別の操作変数を選定する必要がある。そのため、ビールの販売価格の内訳を明らかにすることで、ビールの費用関数に影響を与える要素を決定しそれを操作変数とする。次の図 3-2 はビールの販売価格の内訳である。

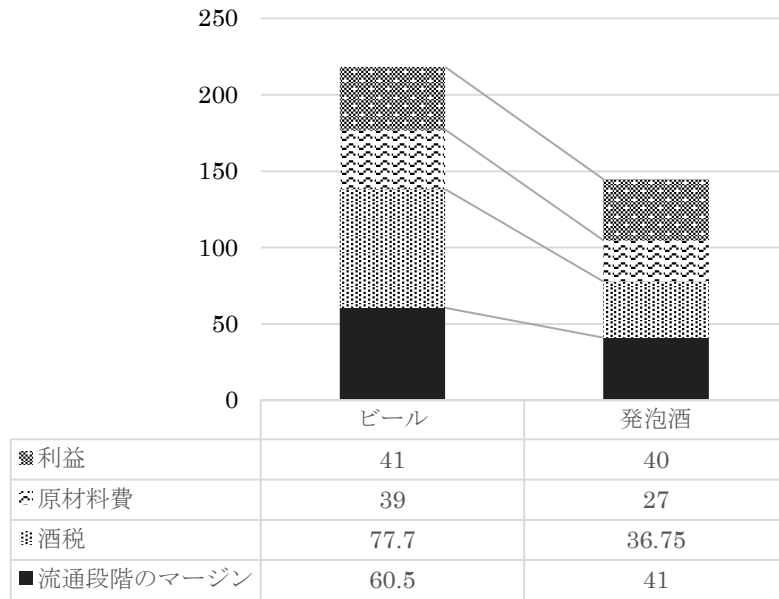
表 3-4 発泡酒・新ジャンルに関する記述統計量（第 3 段階）

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
S_{Tanrei}	3.3	0.306128	4.3	2.9
$S_{Tanrei Greenlabel}$	3.002778	0.266711	3.4	1.9
$S_{Stylefree}$	2.386111	0.277903	3.0	1.9
$S_{Nodogoshi}$	6.833333	0.538782	7.8	5.6
$S_{Clear Asahi}$	3.577778	0.414805	4.2	2.7
S_{Off}	1.747222	0.248982	2.2	1.3
$S_{Kinmugi}$	4.427778	0.308429	4.9	3.7
$S_{Mugi to Hop}$	2.672222	0.338578	3.3	2.1
$\log(y_{Others}/P)$	6.507778	0.137572	7.351983	5.932667
p_{Tanrei}	721.8778	5.026508	731.4	712.2
$p_{Tanrei Greenlabel}$	725.5667	5.608769	736.4	715.2
$p_{Stylefree}$	729.3972	3.447109	734.5	720.2
$p_{Nodogoshi}$	603.8194	10.36408	624	586
$p_{Clear Asahi}$	602.8472	9.965583	618.2	587.6
p_{Off}	619.3278	11.80183	640.3	597.3
$p_{Kinmugi}$	593.9083	8.949840	611.5	580.7
$p_{Mugi to Hop}$	598.8222	8.730541	615.2	586.8

Number of Observations = 36

また分析を行う前に第 2 章 3 節で言及したように、操作変数を選定しなければならない。通常であれば同一商品の同一時点での別の市場での平均価格を操作変数として選定したいが、今回使用しているデータが時系列データであるので、別の操作変数を選定する必要がある。そのため、ビールの販売価格の内訳を明らかにすることで、ビールの費用関数に影響を与える要素を決定しそれを操作変数とする。次の図 3-2 はビールの販売価格の内訳である。図 3-2 からビールと発泡酒は、流通段階のマージンと原材料費の 2 つが価格に反映されていることが分かる。新ジャンルにおいても同様の費用構造が考えられる。

図 3-2 ビール・発泡酒の販売価格内訳



出所：日本経済新聞（2002年8月16日号）より作成

またビール、発泡酒、新ジャンルの価格や販売量を見ると、夏や長期休暇に消費量が増大する傾向があり、その月の平均気温が価格に影響を与えられとされる。以上から費用に影響を与える操作変数としては、「アルミニウム価格」、「麦芽価格（ビールのみ）」、「運送業の平均賃金」を選定する。また夏に需要が大きく伸びることから、「札幌・東京・大阪・名古屋・福岡の平均気温」を操作変数に追加する。「アルミニウム価格」は日本経済新聞の集計しているアルミ地金市況（単位：円/kg）、「麦芽価格」は農林水産省の集計している輸入麦芽の平均価格（単位：円/kg）、「運送業の平均賃金」は総務省統計局の集計している家計調査の家計収支（単位：円）から取得している。気温については気象庁のデータベースから取得した。操作変数の記述統計量は次ページの表 3-5 の通りである。そして推定式を確認すると、第 3 段階ではブランドレベルの需要関推定を行うので、推定しなければならないパラメータの数を抑制するため、AIDS モデルを用いて以下のように定式化する。

$$s_{int} = \alpha_{in} + \beta_i \log\left(\frac{y_{Gnt}}{P_{nt}}\right) + \sum_{j=1}^J \gamma_{ij} \log(p_{jnt}) + \varepsilon_{int} \quad (3.1)$$

また最後に推定方法について確認すると、操作変数を説明変数より多く用いるので、推定には GMM を採択した。

表 3-5 操作変数に関する記述統計量（第 3 段階）

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
<i>temperature_{Sapporo}</i>	9.243219	9.908092	25.9	-6.3
<i>temperature_{Tokyo}</i>	16.57333	8.218031	30.74286	3.428571
<i>temperature_{Osaka}</i>	16.79882	8.625967	31.37143	3.828571
<i>temperature_{Nagoya}</i>	16.01166	8.927405	30.91429	1.5
<i>temperature_{Fukuoka}</i>	17.19837	8.285497	31.1	3.085714
<i>aluminium price</i>	239.5604	31.60904	332.8	191.2
<i>malts price</i>	56.44976	7.269249	69.54548	46.62479
<i>transport wage</i>	348567.8	77751.8	616183	290852

Number of Observations = 36

3.1.3 第 3 段階（The Bottom Level）の推定結果

まずビールの推定結果を確認する。いま、自ブランドの価格が上がれば、自ブランドへの需要は少なくなり、他ブランドの価格が上がれば、自ブランドへの需要が増えるはずである。つまり、予想される符号は自己価格弾力性については負であり、交差価格弾力性については正である。ビールの推定結果は次のページの表 3-6 の通りである。

表 3-6 を見ると自己価格弾力性については全て負に有意であり、予想と一致する結果が得られたと言える。一方、交差価格弾力性については負に有意となっているものもある。以上から必ずしも予想・理論と一致する結果が得られたとは言えない。

この結果の原因としてはデータの制約にあると考えられる。通常、AIDS モデルはパネルデータの使用を前提としているが、今回は時系列データを用いたうえに、サンプルサイズも 36 と少ない。そのため、推定結果が操作変数により大きく左右される結果となっており、予想する結果が得られなかったと考える。

表 3-6 第 3 段階 (ビール)

	スーパー ドライ	一番搾り	ラガー	ザ・プレミ アム・モル ツ	エビス	黒ラベル
log (Y/P)	-0.033* (0.024)	0.003 (0.010)	-0.117*** (0.003)	-0.025*** (0.012)	-0.015*** (0.007)	-0.009** (0.004)
スーパー ドライ	-0.215** (0.218)	-0.197 (0.448)	0.038* (0.037)	0.063 (0.073)	0.066* (0.064)	0.032 (0.033)
一番搾り	-0.526 (0.031)	-0.430** (0.031)	-0.120* (0.021)	1.667** (0.700)	0.916*** (0.427)	0.140* (0.247)
ラガー	0.037 (1.007)	0.030 (0.199)	-0.082** (0.191)	0.791* (0.764)	0.687** (0.400)	0.300* (0.181)
ザ・プレミアム ・モルツ	1.019*** (0.034)	0.145** (0.199)	0.007 (0.061)	-3.486** (0.270)	0.047 (0.157)	0.203** (0.154)
エビス	1.263* (0.938)	0.632** (0.400)	0.102* (0.121)	0.137 (0.536)	-0.460** (0.293)	0.201* (0.154)
黒ラベル	0.130 (1.782)	-0.547 (0.685)	0.084* (0.024)	1.091* (1.045)	0.620* (0.553)	-0.158* (0.286)

(注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意を表す

また発泡酒・新ジャンルの推定結果は次のページの表 3-7 の通りである。予想される符号はビールと同じく、自己価格弾力性が負であり、交差価格弾力性が正である。

上の表より、アサヒオフの自己価格弾力性が負に有意ではなく、正になっていることが分かる。また交差価格弾力性についても正に有意なものも散見される。結果全体を通して有意な値が少なく、十分な推定を行えたとは言い難い結果である。

表 3-7 第 3 段階（発泡酒・新ジャンル）

	淡麗	淡麗グリーンラベル	スタイルフリー	のどごし	クリアアサヒ	オフ	金麦	麦とホップ
log (Y/P)	0.0278 (0.030)	-0.064** (0.036)	-0.014* (0.010)	-0.051* (0.033)	-0.022* (0.020)	-0.069 (0.009)	-0.028** (0.015)	0.045 (0.020)
淡麗	-0.093* (0.142)	-0.367* (0.363)	0.044 (0.060)	0.112 (0.168)	0.100* (0.095)	0.010 (0.039)	-0.298 (0.450)	1.465** (0.882)
淡麗グリーンラベル	3.400** (1.893)	0.940 (1.821)	0.265* (0.138)	4.189*** (1.892)	2.031** (1.161)	1.321*** (0.552)	0.783* (0.500)	0.724 (1.531)
スタイルフリー	-3.592** (1.872)	0.936* (0.578)	-0.195* (0.442)	2.257* (2.135)	1.838* (1.079)	-1.290*** (0.408)	0.523* (0.487)	-0.452 (1.200)
のどごし	0.206 (0.783)	0.658** (0.585)	0.377** (0.208)	-0.422** (0.347)	0.745** (0.436)	0.302** (0.156)	0.075 (0.115)	0.904* (0.815)
クリアアサヒ	0.678* (0.643)	1.216* (1.176)	0.067 (0.393)	-0.513 (1.577)	-2.273*** (0.863)	0.281* (0.172)	1.508** (1.200)	1.361** (0.970)
オフ	0.777 (2.600)	-0.716* (0.620)	0.650* (0.538)	1.552* (1.300)	1.703** (1.289)	0.010 (0.651)	0.334 (0.758)	-0.082 (0.265)
金麦	1.523* (0.752)	1.670 (2.20)	1.382* (1.233)	0.834** (0.422)	0.445* (0.300)	1.137** (0.890)	-0.427* (0.385)	2.186** (0.924)
麦とホップ	0.871 (1.974)	0.642 (1.275)	0.520** (0.167)	2.903 (2.942)	0.947 (1.503)	1.250 (1.420)	0.926* (0.778)	-0.748** (0.351)

(注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意を表す

3.1.4 第2段階 (The Middle Level) のデータと推定式

第2段階において使用するデータは、第3段階と同じく2011年1月から2013年12月までの全国レベルの月次データである。データの出所は日経テレコンの提供する「日経POS情報・売れ筋商品ランキング」およびビール各社がホームページ上で公開している「課税数量報告」である。またビール、発泡酒、新ジャンルへの支出は総務省統計局の「家計調査結果」の家計収支編から、1世帯当たりのビールおよび発泡酒・その他のアルコール風飲料への購入金額を用いた。ただし、 q_{Beer} をビールの販売量、 q_{Others} を発泡酒および新ジャンルの販売数量、 $\log(\pi_{Beer})$ をビールの価格指数、 $\log(\pi_{Others})$ を発泡酒および新ジャンルの価格指数とする。また操作変数として全産業の平均賃金を選定した。

第1段階における記述統計量は以下の表3-8の通りである。

表 3-8 第2段階における記述統計量

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
q_{Beer}	348.7854	63.6160	568.2239	202.8710
q_{Others}	280.6593	42.9023	392.0295	137.5801
$y_{Overall}$	1.12×10^8	1.21×10^8	1.37×10^9	8129682
$\log(\pi_{Beer})$	30.3653	0.1075641	30.55448	30.03294
$\log(\pi_{Others})$	38.64196	0.1348528	38.90508	38.2328
$wage$	321409	104304.4	882735	222778

Number of Observations = 36

推定式については Hausman *et al.* (1994) に倣って第1段階の需要関数は対数線形型の需要関数を用いる。すなわち、

$$\log(q_{mnt}) = \beta_m \log(y_{Bnt}) + \sum_{k=1}^K \delta_k \log(\pi_{knt}) + \alpha_{mn} + \varepsilon_{mnt} \quad (3.2)'$$

を用いる。なお第2段階で使用する価格指数は第3段階の価格を集計する必要があるが、Hausman *et al.* (1994) によると、価格指数はラスパイレス型の加重平均指数で代用しても良いとされており、価格指数はどちらのものを利用して結果にほとんど影響はないとある。

いまグループを「ビール」と「発泡酒・新ジャンル」の2つに分けて考えているので、推定される需要関数は2本となる。ここで、この需要関数のパラメータについて考察する。通常、ある財の価格が上昇すればその財への需要は減退し、同じに市場に属するその他の財の需要が増加すると考えられる。したがってビールの価格が上昇すれば、ビールの需要が減退する一方、同じグループに属する発泡酒・新ジャンルの需要が増加するはずである。つまり、左辺にビールの生産量をとった場合、右辺のビールグループ価格指数のパラメータ、すなわちビールの自己価格弾力性は負になり、発泡酒・新ジャンルグループ価格指数のパラメータ、すなわち交差価格弾力性は正になると考えられる。左辺に発泡酒・新ジャンルの生産量をとった場合にも同様のことがいえる。またビール系飲料への支出が増えれば、ビール系飲料の生産量は当然増えるので、ビール系飲料への支出 y_{Bnt} のパラメータ β_m は当然正になると言える。

3.1.5 第2段階 (The Middle Level) の推定結果

まずビールの需要関数の推定結果は表 3-9 の通りである。ビールの需要関数においては、総支出の係数は正に有意、自グループの価格指数についての係数は負に有意、他グループの価格指数についての係数は正に有意という結果になった。

表 3-9 第2段階 (ビール)

	係数	標準誤差
$\log (y_{Overall})$	0.582931**	0.250239
$\log (\pi_{Beer})$	-2.357601***	0.457495
$\log (\pi_{Others})$	2.257313**	1.340859

(注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意を表す

次に発泡酒と新ジャンルの需要関数の推定結果は次ページの表 3-10 の通りである。ビールの需要関数と同様、総支出の係数は正に有意、自グループの価格指数についての係数は負に有意、他グループの価格指数についての係数は正に有意という結果が得られた。

表 3-10 第 2 段階（発泡酒・新ジャンル）

	係数	標準誤差
$\log(y_{Overall})$	0.7938972**	0.494406
$\log(\pi_{Beer})$	4.557601***	1.386102
$\log(\pi_{Others})$	-3.719835**	0.984510

(注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意を表す

以上が第 2 段階と第 3 段階の推定である。残りは第 1 段階の推定であるが、今回、ビール系飲料市場全体の価格弾力性には興味はないので、第 1 段階における推定は行わない。

3.2 ALM モデルによる需要関数推定

1 節に引き続いて、本節では ALM モデルによる需要関数推定を行う。

ALM モデルによる需要関数推定には、2010 年 9 月から 2013 年 12 月までの全国レベルの週次データを利用する。つまり、週次の時系列データとなる。ALM モデルでは価格と市場シェア、そして市場の需要の弾力性のデータが必要となる。

各ブランドの販売シェアや価格に関する週次データは、日経テレコンの提供する「日経 POS 情報・売れ筋商品ランキング」から取得した。ブランドは先ほどと同じく、ビールはアサヒのスーパードライ、キリンの一番搾りとラガー、サッポロの黒ラベルとエビス、サントリーのザ・プレミアム・モルツの週次データ、発泡酒はアサヒのスタイルフリー、キリンの淡麗〈生〉と淡麗グリーンラベルの週次データ、第 3 のビールはアサヒのクリアアサヒとオフ、キリンののどごし、サッポロの麦とホップ、サントリーの金麦である。またデータを取得する際には、最も売上の大きい販売単位である 350mL×6 本を基準にデータを取得した。市場の需要の弾力性については、先ほどの AIDS モデルによる需要関数推定の結果、ビールの需要弾力性が -2.36 であり、発泡酒・新ジャンルの需要弾力性が -3.72 である。以下、ALM モデルによるビールの需要関数推定で利用する記述統計量をまとめておく。

表 3-11 記述統計量 (ALM モデル&ビール)

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
<i>S</i> Superdry	14.61657	1.335478	10.7	18
<i>S</i> Ichibanshibori	5.346409	.8222265	3.9	8.4
<i>S</i> Lagar	2.210497	.2632073	1.4	3
<i>S</i> The Premium Malts	3.480663	.8683392	2.4	7.8
<i>S</i> Ebisu	2.588398	.4715556	1.9	4.8
<i>S</i> Kuro Label	1.99116	.312035	1.2	2.7
<i>p</i> Superdry	1055.703	198.1106	1022	3704.363
<i>p</i> Ichibanshibori	1060.08	8.746374	1031.2	1081.5
<i>p</i> Lagar	1075.939	6.101507	1061.3	1097.7
<i>p</i> The Premium Malts	1200.165	20.6651	1157.1	1244.4
<i>p</i> Ebisu	1179.917	15.4806	1143.3	1207.4
<i>p</i> Kuro Label	1061.84	6.742472	1046.7	1079.4

Number of Observations = 181

上記の時系列データを用いて、まずは財 i と財 j (ただし $i \neq j$) について β の推定を行う。推定式は以下のものである。

$$\ln \frac{S_{it}}{S_{jt}} = \alpha + \beta(p_{it} - p_{jt}) \quad (3.3)$$

経済理論上、予測される β の符号はマイナスである。また時系列データであるため系列相関の可能性を考慮して、推定には Cochrane-Orcutt 法を用いて系列相関の問題に対処する。以下、各 2 ブランド間における推定の結果を紹介する。まず次ページの表 3-12 はビールのブランド間における β をまとめたものである。この表によると、アサヒのスーパードライとその他のブランド間の推定結果について、符号が正かつ有意でないものが散見される。アサヒビールはビール市場においては珍しい辛口が売りであり、他ブランドの売上にあまり左右されないため、このような結果になったと考察できる。一方、スーパードライを除いたブランド間では全て正かつ有意な結果が得られた。

表 3-12 ビール市場における β

	一番搾り	ラガー	ザ・プレミアム ム・モルツ	エビス	黒ラベル
スーパー ドライ	2.09×10^{-6} (0.0003)	2.36×10^{-5} (0.0003)	-6.96×10^{-5} (0.0006)	-9.83×10^{-5} (0.0005)	5.05×10^{-5} (0.0003)
一番搾り		0.074*** (0.0017)	0.0136*** (0.0011)	0.1385*** (0.0014)	0.0105*** (0.0013)
ラガー			0.1300*** (0.0009)	0.1360*** (0.0010)	0.0071*** (0.0014)
ザ・プレミアム ・モルツ				0.0122*** (0.0010)	0.1339** (0.0010)
エビス					0.1457* (0.0012)

(注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意を表す

以下、各ブランドの弾力性を導出するために、 $\beta = 0.0125$ と固定する。弾力性を導出する式は第 2 章で議論したように以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{自己価格弾力性} : \varepsilon_i &= \beta p_j (1 - \pi_j) \\ \text{交差価格弾力性} : \varepsilon_{jk} &= \beta p_k \pi_k \end{aligned} \quad (3.4)$$

上式から弾力性の導出には、あるブランドを選択する確率は $\pi_j = s_j(1 - \pi_n)$ で求められるので、まずは外部財を選択する確率を求めなければならない。外部財を選択する確率は $\varepsilon = -\beta \bar{p} \pi_n$ の関係から導出できる。いま、 $\varepsilon = -2.36$ 、 $\beta = 0.0125$ 、 \bar{p} は既知なので、 $\pi_n = -\varepsilon / \beta \bar{p}$ となる。よって各ブランドを選択する確率を計算することが可能であり、求めた値を (3.3) 式に代入することで、自己価格弾力性および交差価格弾力性を求めることができる。弾力性を計算した結果は次ページの表 3-13 にまとめてある。

AIDS モデルによる推定とは異なり、自己価格弾力性は全て負であり、交差価格弾力性は全て正となり、予想と一致する符号が得られた。

表 3-13 ALM モデルによる推定結果（ビール）

	スーパー ドライ	一番搾り	ラガー	ザ・プレ ミアム・ モルツ	エビス	黒ラベル
スーパードライ	-11.3269	0.50841	0.19805	0.69808	0.57603	0.17297
一番搾り	1.44813	-12.3816	0.19805	0.69808	0.57603	0.17297
ラガー	1.44813	0.50841	-13.1482	0.69808	0.57603	0.17297
ザ・プレミアム ・モルツ	1.44813	0.50841	0.19805	-13.8425	0.57603	0.17297
エビス	1.44813	0.50841	0.19805	0.69808	-13.7152	0.17297
黒ラベル	1.44813	0.50841	0.19805	0.69808	0.57603	-12.9745

続いて発泡酒・新ジャンルにおいても同様にして自己価格弾力性および交差価格弾力性を求める。まず発泡酒と新ジャンルの推定に用いるデータの記述統計量を次ページの表 3-14 にまとめておく。先ほどと同様にして発泡酒・新ジャンルの各ブランド間の β を推定すると、全ての値が正かつ有意に求まり概ね 0.02 から 0.03 の間に収まる。各ブランドの弾力性を求めるには β の値を固定する必要があるので、 $\beta = 0.025$ と固定する。弾力性を導出する式は先ほどのものを再掲すると以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{自己価格弾力性} : \varepsilon_i &= \beta p_j (1 - \pi_j) \\ \text{交差価格弾力性} : \varepsilon_{jk} &= \beta p_k \pi_k \end{aligned} \tag{3.4}$$

外部財を選択する確率は $\varepsilon = -\beta \bar{p} \pi_n$ の関係から導出できるが、いま、 $\varepsilon = -3.72$, $\beta = 0.0125$, \bar{p} は既知なので、 $\pi_n = -\varepsilon / \beta \bar{p}$ となる。よって先ほどと同様に各ブランドを選択する確率を計算することが可能であり、求めた値を (3.3) 式に代入することで、自己価格弾力性および交差価格弾力性を求めることができる。弾力性を計算した結果は 2 ページ先の表 3-15 にまとめてある。

表 3-14 記述統計量 (ALM モデル&発泡酒・新ジャンル)

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
<i>S</i> Tanrei	3.09619	0.26382	4.3	2.5
<i>S</i> Tanrei Greenlabel	2.960952	0.204514	3.4	1.9
<i>S</i> Stylefree	2.258095	0.23525	3.1	1.7
<i>S</i> Nodogoshi	6.529524	0.483163	7.8	5.5
<i>S</i> Clear Asahi	3.33619	0.43126	4.2	2.3
<i>S</i> Off	1.673333	0.165405	2.2	1.3
<i>S</i> Kinmugi	4.509524	0.34293	5.3	3.7
<i>S</i> Mugi to Hop	2.387619	0.35618	3.3	1.8
<i>p</i> Tanrei	723.6562	4.803022	732.2	710.9
<i>p</i> Tanrei Greenlabel	727.8876	5.809983	742.4	715.6
<i>p</i> Stylefree	729.0267	13.10983	735.5	601.7
<i>p</i> Nodogoshi	608.96	8.270773	625.8	589.7
<i>p</i> Clear Asahi	608.3219	7.180984	620.4	592.9
<i>p</i> Off	625.7438	8.12006	643.1	610
<i>p</i> Kinmugi	598.3638	7.477558	612.2	583.8
<i>p</i> Mugi to Hop	603.4914	6.839311	615.6	590.2

Number of Observations = 181

表 3-15 ALM モデルによる推計結果（発泡酒・新ジャンル）

	淡麗（生）	淡麗グリーンラベル	スタイルフリー	のどごし	クリアアサヒ	オフ	金麦	麦とホップ
淡麗（生）	-15.0738	4.633945	4.662093	4.559695	4.591584	4.625456	4.592307	4.606332
淡麗グリーンラベル	4.633987	-15.2501	4.662093	4.559695	4.591584	4.625456	4.592307	4.606332
スタイルフリー	4.633987	4.633945	-10.0234	4.559695	4.591584	4.625456	4.592307	4.606332
のどごし	4.633987	4.633945	4.662093	-55.5189	4.591584	4.625456	4.592307	4.606332
クリアアサヒ	4.633987	4.633945	4.662093	4.559695	-16.8933	4.625456	4.592307	4.606332
オフ	4.633987	4.633945	4.662093	4.559695	4.591584	-0.74057	4.592307	4.606332
金麦	4.633987	4.633945	4.662093	4.559695	4.591584	4.625456	-30.4434	4.606332
麦とホップ	4.633987	4.633945	4.662093	4.559695	4.591584	4.625456	4.592307	-4.54097

3.3 推定結果に対する考察

1 節では AIDS モデルによる需要関数推定を行い、2 節では ALM モデルによる需要関数推定を行ったが、データの制約から AIDS モデルによる推定結果は不安定であり、また推定結果の符号が予想通りにはならなかった。一方で、ALM モデルによる需要関数推定では、推定結果の符号は予想通りになり期待通りの結果が得られた。そもそも AIDS モデルはデータがリッチでありパネルデータの使用が前提である。しかし、今回、少ないサンプルサイズでの推定を行わざるを得ず推計がうまく機能しなかったことを考えると、パネルデータであるという前提は非常に重要な制約となると言える。ALM モデルはそもそもデータの取得が難しい時に取られる手法だが、まさに今回の分析はデータの制約がある中で実施したので、ALM モデルによる推定結果が期待通りのものになったと考えられる。しかし、注意すべき点としては ALM モデルによる需要関数推定は交差価格弾力性がすべて同じになってしまうので、ブランドごとに違いは生まれないので、交差価格弾力性を用いたアプローチができないということである。

第4章 Werden-Froeb Index による合併評価

合併評価を行う手法として Goppelsroeder *et al.* (2008)が提唱した WFI がある。WFI を用いることにより、合併当該企業が合併後、合併前の価格及び数量を再度達成するために必要な効率性向上の程度を、限界費用減少分が限界費用に占める割合として測定することが可能となる。以下、この指数の詳細と合併評価の手法を HHI との関連性において紹介する。

4.1 Compensating Marginal Cost Reductions

合併を含めた企業統合の効果として効率性の向上が強調されることが多いが、その一方で、企業数の減少による集中度の向上とそれに伴う価格の上昇という、消費者に対する負の影響を与える可能性が大いにある。こうした反競争的效果を保証するために、合併企業にどの程度の効率性向上が求められるかを、製品ごとに限界費用の減少として求めるのが CMCR である。CMCR を定義するために、 n 個の差別化された財と K 社の企業がある市場を想定する。一般性を保つために 1 社が複数の財を生産する可能性を考え、 $K \leq n$ とするが、それぞれの財は 1 社によってのみ生産されるとする。また企業 k が m_k 個の異なる財を生産すると仮定すると、 $\sum_{k=1}^K m_k = n$ である。ここで、一般性は失われるが製品に通し番号をつけるために、企業 1 が生産する財を m_1 とし、企業 2 が生産する財を $m_1 + 1, \dots, m_1 + m_2$ とし、企業 3 が生産する財を $m_1 + m_2 + 1, \dots, m_1 + m_2 + m_3$ とする。よって企業 1 から企業 k までが生産する財の総数は $n_k = \sum_{j=1}^k m_j$ と定義できる。

次に需要関数を定義する。財 j の価格を p_j として需要関数を $Q_i(\mathbf{p}) = Q_i(p_1, \dots, p_n)$ と定義する。但し、この需要関数は常に正であり、連続かつ 2 階微分可能であるとする。また一般的な仮定として、財 i と財 j について、この 2 財が代替財であるとき $\partial Q_i(\mathbf{p}) / \partial p_j \leq 0$ であり、この 2 財が補完財であるとき $\partial Q_i(\mathbf{p}) / \partial p_j > 0$ であるとする。さらに $(Q_1(\mathbf{p}), \dots, Q_n(\mathbf{p}))$ のヤコビ行列を正則であると仮定する。逆関数の定理から価格に関する逆需要関数が存在し、製品 i に関する逆需要関数を $P_i(\mathbf{q}) = P_i(q_1, \dots, q_n)$ と定義する。この逆需要関数についても、常に正であり、連続かつ 2 階微分可能であるとする。

続いて企業 k について、製品バンドルを $(q_{n_{k-1}+1}, \dots, q_{n_k})$ 、費用関数を $C_k(\mathbf{q}_k) = C_k(q_{n_{k-1}+1}, \dots, q_{n_k})$ 、製品 i の限界費用を $c_i(\mathbf{q}_k)$ として、費用関数は厳密に正で 2 階微分可能であるとする。企業 1 から企業 l までが合併したのち、合併当該企業が直面する

費用関数について、 $\tilde{c}(q_1, \dots, q_{n_i}) = \tilde{c}(\mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_l)$ とする。この費用関数についても、先ほどと同様に厳密に正で 2 階微分可能であるとする。また合併後の製品 i ($1 \leq i \leq n_l$) の限界費用は $\tilde{c}_i(q_1, \dots, q_{n_l})$ とする。

以上の前提から CMCR の値を求めるが、一般に CMCR の値は合併企業の生産する製品の属する市場の競争形態によって異なる。そのため、本論文ではビール市場の分析を行うことを考慮して、ベルトラン競争下における CMCR の導出を紹介する。

4.2 ベルトラン競争市場における CMCR

企業 1 から企業 l までが合併すると考える。まず企業 k の直面する最大化問題は

$$\max_{p_{n_{k-1}+1}, \dots, p_{n_k}} \sum_{j=n_{k-1}+1}^{n_k} p_j Q_j(\mathbf{p}) - C_k(Q_{n_{k-1}+1}(\mathbf{p}), \dots, Q_{n_k}(\mathbf{p})) \quad (4.1)$$

である。この一階条件は

$$Q_i(\mathbf{p}) + \sum_{j=n_{k-1}+1}^{n_k} (p_j - c_j(\mathbf{q}_k)) \frac{\partial Q_j(\mathbf{p})}{\partial p_i} = 0, \text{ for } i = n_{k-1} + 1, \dots, n_k \quad (4.2)$$

である。ここで合併当該企業である企業 1 から企業 l までの合併前の一階条件を行列表記すると、

$$\mathbf{q}^{(n_l)} + \mathbf{Q}_0(\mathbf{p}^{(n_l)} - \mathbf{c}^{(n_l)}) = \mathbf{0} \quad (4.3)$$

但し、

$$\mathbf{Q}_0 = \begin{pmatrix} \mathbf{Q}_{11} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Q}_{22} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ \mathbf{0} & \dots & & \mathbf{Q}_{ll} \end{pmatrix} \quad (4.4)$$

は $n_l \times n_l$ の可逆行列であり、この部分行列は

$$\mathbf{Q}_{ij} = \begin{pmatrix} \frac{\partial Q_{n_{i-1}+1}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_{j-1}+1}} & \frac{\partial Q_{n_{i-1}+2}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_{j-1}+1}} & \dots & \frac{\partial Q_{n_i}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_{j-1}+1}} \\ \frac{\partial Q_{n_{i-1}+1}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_{j-1}+2}} & \frac{\partial Q_{n_{i-1}+2}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_{j-1}+2}} & \dots & \frac{\partial Q_{n_i}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_{j-1}+2}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Q_{n_{i-1}+1}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_j}} & \frac{\partial Q_{n_{i-1}+2}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_j}} & \dots & \frac{\partial Q_{n_i}(\mathbf{p})}{\partial p_{n_j}} \end{pmatrix} \quad (4.5)$$

である。この部分行列は企業 j により生産される製品の価格に対する、企業 i の製品の需要関数のヤコビ行列の行と列を入れ替えたものである。つまり、 \mathbf{Q}_0 は合併に含まれるすべての財の合併前の価格効果を集めたものとなる。

合併当該企業の合併後の一階条件は、

$$Q_i(\mathbf{p}) + \sum_{j=1}^{n_l} (p_j - \tilde{c}_j(\mathbf{q}^{(n_l)})) \frac{\partial Q_j(\mathbf{p})}{\partial p_i} = 0, \text{ for } i = n_{k_{k-1}} + 1, \dots, n_l \quad (4.6)$$

であり、この一階条件についても先ほどと同様に行列表記をすると、

$$\mathbf{q}^{(n_l)} + \mathbf{Q}_1(\mathbf{p}^{(n_l)} - \tilde{\mathbf{c}}^{(n_l)}) = \mathbf{0} \quad (4.7)$$

である。但し、

$$\mathbf{Q}_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{Q}_{11} & \mathbf{Q}_{21} & \cdots & \mathbf{Q}_{l1} \\ \mathbf{Q}_{12} & \mathbf{Q}_{22} & \ddots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ \mathbf{Q}_{1l} & \dots & & \mathbf{Q}_{ll} \end{pmatrix} \quad (4.8)$$

は可逆行列であるとする。以上からベルトラン競争下における合併による限界費用の減少分は

$$\Delta \mathbf{c}_B \equiv \mathbf{c}^{(n_l)} - \tilde{\mathbf{c}}^{(n_l)} = (\mathbf{Q}_0^{-1} - \mathbf{Q}_1^{-1})\mathbf{q}^{(n_l)} \quad (4.9)$$

と表すことができる。

以上の手順により **WFI** は導出可能であるが、この指数の特徴をいくつか確認しておく。まずは特定の関数形を仮定する必要がないという点であり、必要な情報が「合併企業の合併前の生産量」、「合併企業の合併前の価格」、「各製品の弾力性」の3つのみであるという点である。また合併企業が生産費用を開示する必要がないため、合併企業が費用を虚偽申請する恐れもないという点である。**WFI** は合併企業のユニラテラルな効果を解消するには、どの程度、費用効率性が向上すればよいか算出することができるため、合併評価の手法として適当であるといえる。

4.3 キリンとサントリーの **WFI**

キリンとサントリーを例に **WFI** を計算し、両社が合併した場合、効率性の向上は見る事ができたのか検証してみたい。**WFI** の計算は Goppelsroeder *et al.* (2008) に掲載されているコードを用いて、**Matlab** で計算を行うことができる。

用いるデータは第3章で用いたものであるが、それに加えて第3章で得られたAKMモデルによる弾力性を用いる。そして両社のWFIを計算した結果は17.6%であり、両社が合併した場合、費用面で17.6%というかなりの効率性向上を実現しなければ、ユニラテラルな効果は解消されないという結論に至った。両社の合併はサントリー創業家の扱いや風土の違いから破談となったが、実際に合併が起きた場合も良い影響を与えたとは言い難いといえる。

第5章 結論

本稿ではビールという財の特性に注目し、差別化された財の需要関数推定を行い、その結果に基づいて合併評価を行い、キリンとサントリーの合併について考察した。何度も繰り返すようだが、差別化された財の需要関数推定は産業組織論ではオーソドックスなテーマであるので、本稿では二通りのアプローチを用いて推定することにした。

第1章ではビールの定義という基本的な部分から議論を展開したが、ビールの定義は酒税にかかわる重要なものであることを明らかにした。そして、ビールの定義と酒税の関係が各社が発泡酒や新ジャンル商品を開発するきっかけとなり、市場に3種類のジャンルのビールが存在するという、日本独特の事情をもたらしたことが分かった。

第2章では差別化された財の需要関数推定の方法として、Werden and Froeb (1994) と Deaton and Muellbauer (1980a, b) に触れ二通りのアプローチがあることを確認した。前者による ALM モデルは非常に簡便な方法であり、データの制約も少ないことから有用性が高いことを紹介した。また後者による AIDS モデルは現在においても最も理想的であると呼ばれる、需要体系であることを明らかにしたが、同時にデータ上の制約が多いことにも触れた。そして、主な先行研究として Hausman *et al.* (1994) を紹介し、AIDS モデルと多段階選択モデルの併用による需要関数推定方法を確認した。

第3章では第2章で紹介したモデルを用いて、実際に需要関数の推定を行ったが、AIDS モデルによる推定結果は若干、予想される結果とは異なりデータの制約が厳しいことが明らかとなった。ALM モデルによる推定結果は予想される結果とも整合的であったが、交差価格弾力性が各ブランド間で同じになってしまうという欠点も明らかにした。

そして第4章では Goppelsroeder *et al.* (2008) による Werden-Froeb Index の理論を紹介するとともに、キリンとサントリーの事例に実際にあてはめ、実際に合併が起こった場合、両企業にはかなりの効率性向上が求められたということを明らかにした。

参考文献

- 奥野正寛・鈴木興太郎 (1985), 「モダン・エコノミクス ミクロ経済学 (1)」岩波書店
- 泉田成美, 石垣浩晶, 木村友二, 五十嵐俊子 (2006), 「商品差別化と合併の経済分析」競争政策研究センター
- 北野泰樹 (2012), 「需要関数の推定」公正取引委員会委員会ディスカッションペーパー.
- 慶田昌之 (2012), 「ビールと発泡酒の税率と経済厚生」独立行政法人経済産業研究所ディスカッションペーパー.
- Ben-Akiva, E. and Lerman, R., (1985), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press.
- Deaton, A. and Muellbauer, J., (1980a), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- Deaton, A. and Muellbauer, J., (1980b), “An Almost Ideal Demand System”, *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, 312-326.
- Epstein, R. J. and Rubinfeld, D. L., (2001), “Merger Simulation: A Simplified Approach with New Applications,” *Antitrust Law Journal*, Vol. 69, 883-919.
- Epstein, R. J. and Rubinfeld, D. L., (2004), *Technical Report: Effects of Mergers Involving Differentiated Products*, COMP/B12003/07.
- Goppelsroeder, M., Schinkel, M. P. and Tuinstra, J., (2008), “Quantifying The Scope for Efficiency Defense in Merger Control: The Werden-Froeb Index,” *The Journal of Industrial Economics*, Vol, 56, No. 4, 778-808.
- Hausman, J. A., Leonard, G. K. and Zona, J. D., (1994), “Competitive Analysis with Differentiated Products”, *Annales d'Économie et de Statistique*, No. 34, 159-180.
- Muellbauer, J., (1976), “Community Preferences and the Representative Consumer,” *Econometrica*, Vol. 44, No. 5, 979-999.
- Nevo, A., (2001), “Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry,” *Econometrica*, Vol. 69, No. 2, 307-342.
- Rojas, C., (2008), “Price Competition in U.S. Brewing,” *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 56, No. 1, 1-31.

- Werden, G. J. and Froeb, L. M. (1994), "The Effects of Mergers in Differentiated Products Industries: Logit Model and Merger Policy," *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 10, No.2, 407-426
- Werden, G. J., (1996), "A Robust Test for Consumer Welfare Enhancing Mergers Among Sellers of Differentiated Products," *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 44, No. 4, 409-413.
- アサヒビールホームページ <http://www.asahibeer.co.jp/>
- A. T. カーニーホームページ <https://www.atkearney.co.jp/>
- Kirin ホームページ <http://www.kirin.co.jp/>
- 厚生労働省ホームページ <http://www.mhlw.go.jp/>
- サッポロビールホームページ <http://www.sapporobeer.jp/>
- サントリーホームページ <http://www.suntory.co.jp/>
- 総務省統計局ホームページ <http://www.stat.go.jp/>
- 東洋経済オンラインホームページ <http://toyokeizai.net/>
- 日本経済新聞社ホームページ <http://www.nikkei.com/>
- 日経テレコン 21 ホームページ <http://t21.nikkei.co.jp/>
- 農林水産省ホームページ <http://www.maff.go.jp/>
- ビール酒造組合ホームページ <http://www.brewers.or.jp/index.html>
- ロイターホームページ <http://jp.reuters.com/>

あとがき

なんとか卒論を提出することができたことに安堵している。思えば自分は B 方式で大学に入学しており、入学当初は経済史を専攻しようと考えていた。何事も因果関係でつなぐことができる、歴史に魅了された故であった。そのため大学 1 年生の時のマクロ経済などの理論経済にはあまり関心が持てないでいた。しかし、大学 2 年生になりミクロ経済学の授業が始まると、そんな思いは一変した。論理的に議論を組み立てつつ、しかも数学的に証明可能であるという点に非常に魅力を感じるようになった。当初、経済史のゼミに進むことも考えていたが、ミクロ経済学にも興味を持つようになったため、ゼミはミクロ経済学のゼミに進むことにした。そうした経緯で石橋ゼミに入会したが、周りのゼミ員はみな A 方式で入学しており、数学が得意で優秀なメンバーばかりであった。またゼミで扱う教科書や論文も難しく、数学があまり得意ではない自分が石橋ゼミでやっていくことができるか不安は大いにあった。しかし、そんなふがない自分を、石橋先生は温かくも厳しくご指導くださり、またゼミの仲間も手を貸してくれた。そうした周りの支えによって、ゼミを最後まで続け卒論を書き終えることが出来たと改めて感じる。2 年間、ゼミで一緒に過ごしたゼミの仲間とずぼらな私を見捨てることなく指導して下さった石橋先生に感謝を述べたいと思う。2 年間ありがとうございました。