

2017 年度 卒業論文

紙巻きたばこ市場における税率の評価

慶應義塾大学 経済学部  
石橋孝次研究会 第 18 期生

山田 良一

## はしがき

本論文では「紙巻きたばこ市場」に着目し、その税率についての評価を行う。「税率」というと政府が値上げを行っているように聞こえるが、実際には増税に合わせて企業も同時に値上げするなど様々な影響がある。分析においては、そうした要素も考慮してゆかなければならない。

たばこはそれにかかる税の税率が数年おきに変更されている、日本でも数少ない産業である。一方で喫煙による弊害も大きく、製品について情報公開義務のある規制産業でもある。その点、モデルを立ててデータを使った研究をする上で、たばこ市場は恵まれていた。

本稿では分析をする中で、ミクロ経済学の一分野の産業組織論の知識、計量経済学の手法を用いた。たばこ税についての論文は国内に多数あるが、こうした手法を用いているものは少ない。近年たばこに限らず多くの製品で増税が声高に叫ばれているが、そうした問題について日本国内の市場を例にとった研究として寄与できればと思う。

## 目次

序章	1
第1章 紙巻きたばこ市場の現状分析	2
1.1 たばこ製品の種類	2
1.2 日本のたばこ市場	3
1.3 たばこ税	4
1.4 たばこによる負の外部性	6
第2章 税率変更に関する理論モデル	8
2.1 クールノー競争下での税率モデル	8
2.2 最適な税率	9
第3章 国内紙巻きたばこ市場の需要関数の推定	13
3.1 需要関数の推定にかかる理論モデル	13
3.2 推計に用いるデータ	19
3.3 推定結果	21
第4章 限界費用の計測	26
4.1 Ciliberto and Kuminoff (2010)	26
4.2 国内紙巻きたばこ市場における実証分析	28
第5章 たばこ税率の評価	31
5.1 Ohashi, Nakajima and Doi (2010)	31
5.2 国内紙巻きたばこ市場における実証分析	34
第6章 結論	38
参考文献	39
あとがき	40

## 序章

本稿では紙巻きたばこ市場の市場構造を明らかにし、たばこ税の政策評価をする。そのために、ミクロ経済学の応用分野である産業組織論の手法を使用し、需要の価格弾力性からの分析を行う。本章では本稿全体の構成を示す。

第 1 章では日本の紙巻きたばこ市場の市場動向やたばこ税の変遷、受動喫煙など影響の大きさを示す。第 2 章では Auerbach and Hines (2001) に基づき、増税時の利潤最大化モデルを確認する。第 3 章では北野 (2012) に基づき、後に利用する紙巻きたばこ市場の需要関数を特定する。第 4 章では Ciliberto and Kuminoff (2010) に基づき、弾力性を用いたマークアップの分析により紙巻きたばこ市場の競争形態を特定する。第 5 章では Ohashi, Nakajima and Doi (2010) に基づき、最適なたばこ税率を算出する。そのうえで、現在の税率の評価を行う。第 6 章では本論文全体としての結論を述べ、考察を行う。

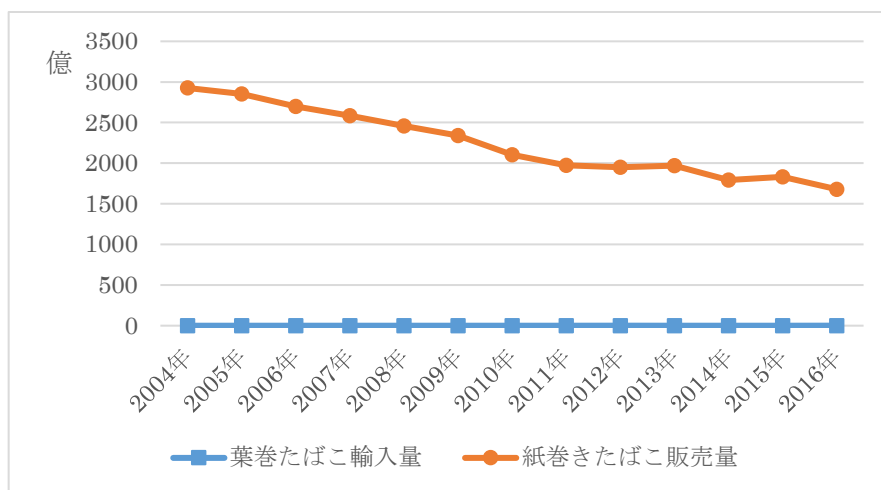
## 第 1 章 現状分析

本章の第 1 節ではたばこ製品の種類について確認し、第 2 節ではこれまでの市場の動向について述べ、第 3 節ではたばこの税制について、第 4 節では喫煙によって与える影響を整理してゆく。

### 1.1 たばこ製品の種類

日本たばこ産業によれば、たばこはその製造法によって大きく 8 種類に分類できる。それは現在主流である紙巻きたばこ、1970 年代までメジャーであった葉巻たばこ、西欧で吸われてきたパイプ、日本で古くからあるキセル、中東に伝わっている水たばこ、そして 2010 年頃から出回った無煙たばこ、たばこペーパー、電子たばこである。これらの内、日本では紙巻きたばこと葉巻たばこが多く吸われているが、その消費量は紙巻きたばこが圧倒的である。図 1-1 は、紙巻きたばこの販売量と葉巻たばこの輸入量の推移である。葉巻たばこは 2004 年に国内での生産が中止され、それ以降は輸入物のみが販売されているため 2 つを比べるための指標とした。これによると、2016 年の時点で葉巻たばこの輸入量は紙巻きたばこ販売量の約 0.02% であり、以降の分析では葉巻たばこを無視して紙巻きたばこのみに着目する。

億本 図 1-1 品目別たばこ数量



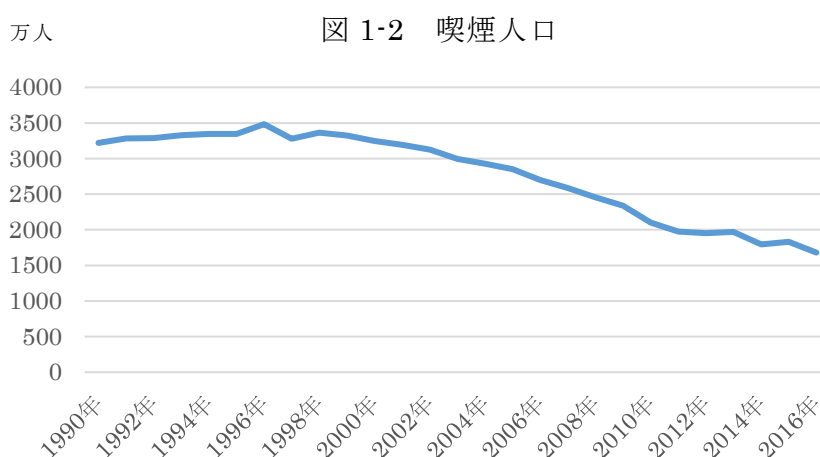
出所：財務省「貿易統計」より作成

また、紙巻きたばこの中でも旧 3 級品と呼ばれる廉価たばこと、それ以外のたばこに大きく分けることができる。旧 3 級品とはわかばやエコーに代表される、日本たばこ産業が買い取った葉タバコの中で質の悪い葉を集めて作られた 6 銘柄である。これらは 2017 年 11 月時点で、通常のたばこよりも 120 円ほど安い価格設定となっている。

## 1.2 日本のたばこ市場

日本では古来よりたばこが親しまれてきたが、1904 年の煙草専売法により初めてたばこの製造が国の管理下に置かれるようになった。その後 1949 年に日本専売公社にその管理が移され、専売制による独占が続く。しかし、1985 年に日本たばこ産業が発足すると同時に専売制が終了し、輸入製品が国内に入ってくるようになった。ただし、現在でも国内で栽培された葉タバコの買取り、国内でのたばこの製造は日本たばこ産業の独占が続いている。1985 年までは日本たばこ産業が国内シェアの 100% を持っていたが、年々それを減らし現在では 60% 前後にとどまっております。フィリップ・モリス、ブリティッシュ・アメリカン・タバコの 2 社が残りのシェアの大半を握っている。

一方でたばこの喫煙人口も年を追うごとに減っており、販売量も大きく落ち込んでいる。図 1-2 は日本の喫煙人口を示しているが、ここ 30 年で 2 分の 1 にまで減少した。



出所：厚生労働省「全国たばこ喫煙者率調査」より作成

この理由として、1990年ごろから段階的にたばこ税が引き上げられてきたこと、健康志向が広がりたばこをやめる人が増えたことなどが挙げられる。実際にたばこの売上でも、健康に害を与えるタールが少ない銘柄が好まれるようになってきた。また近年では飲食店などの店舗で禁煙、分煙化が進んだこと、医師にかかって禁煙をする環境が整ってきたことなどから、さらに喫煙人口が減少することが予想される。第3章で行う実証分析では、この喫煙人口を参考に潜在需要を決定した。

### 1.3 たばこ税

たばこ税は国税の中でも特に高い税率を誇っていると同時に、国と地方の重要な財源となっている。表1-1は2017年11月現在の日本のたばこ税の詳細を表している。たばこ税は重量税であり、旧3級品を除くたばこは1000本あたり12244円の税が、旧3級品は6812円のたばこ税がかけられる。通常たばこは1箱20本で販売されるため、1箱あたり244.88円の税金がかけられ、さらにこれに消費税が加算される。例えば440円のたばこであれば、63.1%の277.47円が税金ということになる。

表 1-1 たばこ税内訳 (円/千本)

区分 種類	国税			地方税			合計
	たばこ税	たばこ特別税	小計	道府県たばこ税	市町村たばこ税	小計	
紙巻きたばこ パイプたばこ 葉巻たばこ 刻みタバコ、かみ用及び かぎ用の製造たばこ	5302	820	6122	860	5262	6122	12244
旧3級品の紙巻きたばこ	2960	456	3406	481	2925	3406	6812

出所：財務省ホームページより作成

たばこ税は過去に幾度も増税が行われており、そのたびに値上げがされてきた。表1-2は1990年以降の20本当たりのたばこ税と消費税の変更の一覧である。消

費税を考慮すると、20年前と比べてたばこ税は150円ほど増税されている。また、増税に合わせて商品の値上げも行われるため、マイルドセブン<sup>1</sup>をとってみると20年前と比べて220円値上げがされている。

表 1-2 たばこ税・消費税変更一覧

たばこ税		(円)
～1998年		107.2
1998年	たばこ特別税創設	123.6
2003年	たばこ税増税	140
2006年	たばこ税増税	174.88
2010年	たばこ税大幅増税	244.88
消費税		
1997年	消費税増税	3%→5%
2016年	消費税増税	5%→8%

出所：日本たばこ産業ホームページより作成

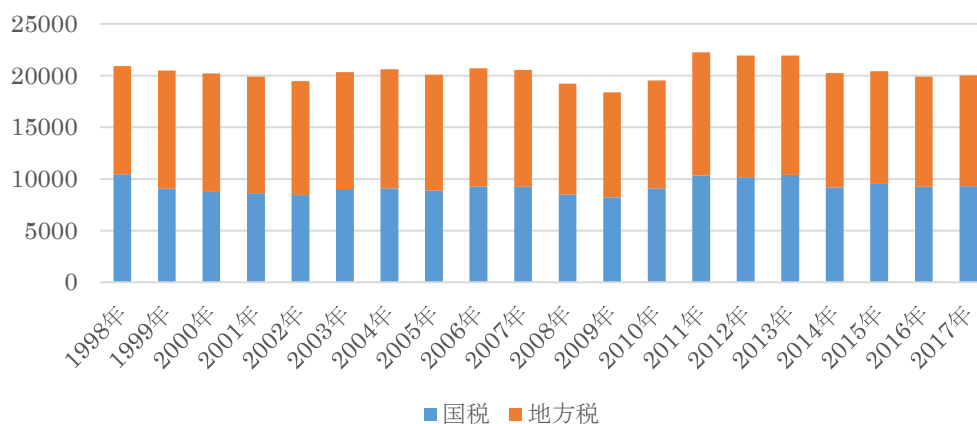
たばこ税の税収はなだらかな減少傾向にあるが、増税の度に一時的に税収は増加している。図 1-4 は 2005 年から 10 年間のたばこ税の収入額である。2003 年、2006 年、2010 年のデータを見ると前の年の税収を上回っていることがわかる。また、その税収は他の重量税による収入を見ても引けを取らない。国税・地方税合わせて、たばこ税は約 2 兆円にも上り、2015 年度の国税収入の 1.8% を占めており、揮発油税、印紙税、酒税に次ぐ国庫の財源となっている。

<sup>1</sup> 2012 年に「メビウス」に商標変更された



億円

図 1-4 たばこ税の収入



出所：日本たばこ協会ホームページより作成

たばこは頻繁に増税が行われており、税金政策の評価をする上での確な市場と考えられる。以降の章では過去の増税を例にとり、余剰の変化を見てゆく。

#### 1.4 たばこによる負の外部性

たばこから生まれる問題として、喫煙者の健康被害や受動喫煙、施設管理などが挙げられる。こうしたたばこによる負の外部性を試算した論文として、医療経済研究機構（2010）がある。この節ではその概要と結果を見てゆく。

##### 1.4.1 日本における喫煙対策と経済損失の定義

日本では 2003 年に受動喫煙防止の盛り込まれた健康増進法、2005 年にはたばこ規制枠組み条約の発効などがあり、広告パッケージの規制や路上喫煙防止条例などの法整備も進んでいった。また、医療機関でニコチン依存症が保険の適応対象となるなど、社会的な取り組みも進んでいる。ここではたばこによる経済損失を「喫煙者が一消費者として負担しきれずに喫煙者が属している共同体に負担させているコスト」と定義する。具体的には喫煙による健康面の費用、施設・環境面の費用、労働力損失による費用としている。喫煙による健康面での被害は 20～30 年後にやってくるため、この推計では一律 25 年として分析する。

### 1.4.2 推計結果

2005年度のデータを用いた推計結果は表1-3のようになる。表から分かる通り、総計するとたばこは4兆3264億もの経済損失を生んでいるという結果になり、その規模はGDPの0.86%に該当する。また、喫煙による健康被害よりも、それによる労働機会の損失の方が大きいという結果になり、健康面のコストは1兆7680億円と国民医療費の5.3%占めている。以上のことから、たばこ税の政策評価をする上で外部性を考慮することは必要であるといえる。

表1-3 たばこによる負の外部性

喫煙によるコスト（健康面）			（単位：億円）
超過医療費			17680.85
直接喫煙	医療費		14498.85
	歯科医療費		1750.57
受動喫煙	医療費		1431.43
超過介護費			4760.3
小計①			17680.85
喫煙によるコスト（施設・環境面）			（単位：億円）
喫煙がもたらす火災の消防費用			1879.03
喫煙関連の清掃費用			39.32
小計②			1918.35
喫煙によるコスト（労働力損失）			（単位：億円）
喫煙関連疾患による労働力損失			23596.15
直接喫煙	入院/死亡に関わる労働力損失		22153.81
	受動喫煙		1442.34
喫煙がもたらす火災による労働力損失			68.34
その他の労働力損失			15604.15
小計③			23664.49
総額			43264.69

出所：医療経済研究機構（2010）

## 第2章 税率変更に関する理論モデル

本章では Auerbach and Hines (2001) の理論の説明を行う。第1章で述べたように、税率が上がると価格は増税額以上に上昇する。そして価格上昇により需要量は減り、それに付随して負の外部性にも変化がある。政府はこうした要素も考慮したうえで社会余剰を最大化させるような税率を決定し、ラムゼイ価格を付けさせなければならない。

### 2.1 クールノー競争下での税率モデル

まず、増税が行われたときの企業の反応を確認する。 $n$ 社の企業がある市場で同質財によるクールノー競争を行っているとする。政府はこの財に従量税 $t$ を課税しているとする、企業 $i$ の利潤は下の式で表される。

$$\pi = Px_i - tx_i - C(x_i) \quad (2.1)$$

ここで $P$ は市場価格で、 $x_i$ は企業 $i$ の財の生産量、 $C(x_i)$ は $x_i$ を生産したときにかかる費用である。市場全体での生産量を $X$ とし、(2.1)を $X$ で微分すると

$$P + x_i \frac{dP}{dX} (1 + \theta) - t = C'(x_i) \quad (2.2)$$

となる。ここで $\theta$ は企業固有の変数で、 $(dX/dx_i - 1)$ によって表される。(2.2)から分かるように、 $\theta = 0$ のときは自身の生産量が他社に影響を与えない状況、 $\theta = -1$ のときは完全競争市場となる。ここで $\theta$ が $t$ に影響を受けないとし、企業に対称性の仮定を置くと

$$x_i = \frac{X}{n},$$

$$C(x_i) = C\left(\frac{X}{n}\right),$$

$$\frac{dX}{dt} = \frac{dP/dt}{dP/dX},$$

$$\frac{dx_i}{dt} = \frac{dP/dt}{n(dP/dX)}$$

となるため

$$\frac{dP}{dt} = \left\{ 1 + \frac{1+\theta}{n}(1+\eta) - \frac{C''(X/n)}{ndP/dX} \right\}^{-1}, \quad (2.3)$$

$$\eta = \frac{d^2P}{dX^2} \frac{X}{dP/dX}$$

となる。(2.1)の2回微分式を参照すると、利潤を最大化する生産量で(3.3)の右辺は1を超えることがわかる。このことから政府が税率を上げたときに、企業は増税額以上に値上げを行うことが予想される。

参考に、税による市場への影響の一例をあげる。税金がかけられると一般に死荷重が生まれ、余剰が減ると考えられている。しかし税率を

$$t = \frac{X}{n} \frac{dP}{dX} (1+\theta) \quad (2.4)$$

のように定めれば、(2.2)に代入すればわかるように、限界費用と同じ価格設定が行われるようになる。一方で、製品によって負の外部性が発生する場合には、税率を引き上げることによってその効果を抑制することも可能である。これは2節にて紹介する。

## 2.2 最適な税率

ここではラムゼイ価格について理論の説明を行う<sup>2</sup>。1項では企業が増税額以上に値上げを行わないとき、2項では企業が増税額以上に値上げを行うとき、3項では外部性を考慮したときのモデルを立ててゆく。

### 2.2.1 企業の反応を考慮しないモデル

消費者はそれぞれ $\mathbf{p} \cdot \mathbf{x} \leq y$ の制約条件の下、効用 $U(\mathbf{x})$ を $x_i (i = 0, 1, \dots, N)$ で最大化する。ここで $\mathbf{p}$ は各製品の市場価格で $y$ は予算である。また、政府の従量税による税収を $R$ 、税率を $t$ 、企業の製品に付ける価格を $\mathbf{q}$ とする。このとき $\mathbf{p} = \mathbf{q} + \mathbf{t}$ が成り立つため、余剰の最大化問題は

$$\max_{\mathbf{p}} V(\mathbf{p}, y) \quad (2.5)$$

$$(\mathbf{p} - \mathbf{q})' \mathbf{x} \geq R$$

となる。ここで $V(\cdot)$ は消費者全体の間接効用関数である。また、簡易化のために外

---

<sup>2</sup> cit in; ~Ramsey (1927)

部財を基準として税額を 0 とし、税額を除いた企業の価格を 1 とする。つまり、 $x_0$ の価格を  $q_0 = p_0 = 1$  とする。このとき(2.5)は予算制約に関連する係数<sup>3</sup> $\mu$ を用いて 1 階条件を

$$-\lambda x_i + \mu \left[ x_i + \sum_j t_j \frac{dx_j}{dp_j} \right] = 0 \quad i=1, \dots, N \quad (2.6)$$

$$\lambda \equiv \partial V(\mathbf{p}, y) / \partial y$$

と書け、(2.6)をスルツキー分解すると

$$\sum_j t_j S_{jt} = -\frac{\mu - \alpha}{\mu} x_i \quad i=1, \dots, N \quad (2.7)$$

と変形できる。ここで $\alpha$ は予算が 1 単位増えたときの限界社会余剰である。

ここまで企業の増税に対する反応を考えずに社会余剰の最大化問題を解いてきたが、次の節ではそれを考慮したうえでモデルを立てる。

### 2.2.2 企業の反応を考慮するモデル

第 1 節にて、増税されたときに企業は増税額以上に価格を上げることが示された。ここでは企業の値上げによる反応を考慮したモデルを説明する。まず、企業の投入関数を

$$f(\mathbf{z}) \leq 0 \quad (2.8)$$

と定義する。ここで $\mathbf{z}$ は製品のベクトルで、完全競争市場では $q_i/q_j = f_i/f_j \forall i, j$ を満たし、規模に関する収穫が一定なら $f(\cdot) = 0$ となる。企業は税を考慮して価格を決定するため、制約条件に税収 $\mathbf{R}$ を加えなくてはならない。制約条件を $f(\mathbf{x} + \mathbf{R}) \leq 0$ として間接効用関数を $V(\mathbf{p}, \boldsymbol{\pi})$ とすると、ラグランジュ式は

$$V(\mathbf{p}, \boldsymbol{\pi}) - \mu f(\mathbf{x} + \mathbf{R}) \quad (2.9)$$

となる。前項とは異なり $\mathbf{p}$ と $t$ の関係が複雑化しているが、同様の方法で 1 回微分を求めると

---

<sup>3</sup> 財 0 の価格を基準としたために発生した歪みを正す乗数。

$$-\lambda x_i + \lambda \frac{d\pi}{dp_i} + \mu \left[ -\sum_j q_j \frac{dx_j}{dp_j} \right] = 0 \quad i=1, \dots, N \quad (2.10)$$

であるから、これに  $\mathbf{p}'\mathbf{x} = \pi$  を  $p_i$  で微分した一階条件

$$x_i + \sum_j p_j \frac{dx_j}{dp_i} - \frac{d\pi}{dp_i} = 0 \quad i=1, \dots, N \quad (2.11)$$

を合わせると

$$-\lambda x_i + \lambda \frac{d\pi}{dp_i} + \mu \left[ x_i + \sum_j t_j \frac{dx_j}{dp_i} - \frac{d\pi}{dp_i} \right] = 0 \quad i=1, \dots, N \quad (2.12)$$

となる。ただし(3.12)中の  $dx_j/dp_i$  には、直接需要が変化する効果と利潤へ与える間接的な効果を含んでおり、式にすると(2.13)となる。

$$\frac{dx_j}{dp_i} = \frac{\partial x_j}{\partial p_i} + \frac{dx_j}{dy} \frac{d\pi}{dp_i} \quad (2.13)$$

さらに限界社会余剰  $\alpha$  を用いると、(2.13)と合わせて(2.12)は下のよう書き換えられる。

$$-\lambda x_i + \mu \left[ x_i + \sum_j t_j \frac{\partial x_j}{\partial p_j} - \frac{\mu - \alpha}{\mu} \frac{d\pi}{dp_j} \right] = 0 \quad i=1, \dots, N \quad (2.14)$$

(2.14)を(2.7)と同様にスルツキー変換をすれば

$$-\sum_j t_j S_{ji} = \frac{\mu - \alpha}{\mu} \left( x_i - \frac{d\pi}{dp_i} \right) \quad i=1, \dots, N \quad (2.15)$$

となり、(2.7)と違いが分かる。(2.15)の右辺には  $d\pi/dp_i$  が出てきており、規模に関する収穫が一定<sup>4</sup>なら一階条件の解は一意に定まる。また、(2.15)の左辺が減少すると、右辺の  $x_i$  が(2.7)のそれ以上に下がることとなる。このことから、社会余剰の減少を考慮した上での税収の増加が、増税による企業への負担を上回らなければならぬことを示す。つまり

$$\frac{dEB}{dp_i} = \frac{\mu - \alpha}{\mu} \left( \frac{dR}{dp_i} + \frac{dEB}{dp_i} \right) \quad i=1, \dots, N \quad (2.16)$$

となる。ここで  $EB$  は企業への増税による超過的な負担、 $R$  は税収を表しており、

---

<sup>4</sup>  $\pi \equiv 0$  のとき

政府はこの式を考慮しながら税率  $t$  を通して価格  $p$  を操作する。

### 2.2.3 外部性を考慮したモデル

最後に、これまでに説明してきたモデルをもとに、製品をもとに発生する負の外部性を考慮したモデルを考える。まず消費者の間接効用関数を間接効用関数を  $V(\mathbf{p}; E)$  と置き、各製品が同様の外部性を生んでいるとする。このときラグランジュ式は

$$HV(\mathbf{P}; X) - \mu f(\mathbf{X}) \quad (2.17)$$

となる。これを(2.6)と同様に微分すると

$$-\lambda x_i + \mu \left[ x_i + \sum_j t_j^* \frac{dx_j}{dp_i} \right] = 0 \quad i=1, \dots, N, \quad (2.18)$$

$$t_j^* = t_j + \frac{HV_E}{\mu} = t_j + \frac{HV_E/\lambda}{\mu/\lambda}$$

と書ける。最適な税率は  $t_j^*$  で表され、 $(HV_E/\lambda)/(\mu/\lambda)$  の項がピグー税となる。また、ラムゼイ価格は  $(1 + t_j^*)p_j$  で表される。

## 第3章 国内紙巻きタバコ市場の需要関数の推定

この章では北野（2012）で紹介されている理論を用いながら、実際に日本の紙巻きタバコ市場を例にとり需要関数の推定を行う。

### 3.1 需要関数の推定にかかる理論モデル

#### 3.1.1 同質財モデル

まずは、古典的な需要関数の推定から出発する。消費者は、市場にあるコーヒーには差異がなく全て共通の質を持っている、と認識していると想定する。つまり消費者はどのブランドのコーヒーを購入するかは問題でなく、コーヒーが互いに完全代替の関係にあるとする。このとき、タバコの需要関数は

$$\ln(Q) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P) + u \quad (3.1)$$

と表せる。ここで $Q$ はコーヒーの需要量、 $P$ はコーヒーの価格で $u$ は観測できない需要をシフトさせる要因である。また $\alpha_0 > 0$ 、 $\alpha_1 < 0$ となることが予想される。

#### 3.1.2 差別財モデル

第1項ではコーヒーを完全な代替関係にあるとしたが、実際にはブランドごとに味や含有成分量が異なり、全て同じ財とみなすことはできない。ここでは財を特性や品質の束として消費者の効用を各財の特性上に定義し、財間の代替関係を特性に依存させた離散選択モデルを用いる。

市場 $t$ には $j_t$ 個の差別化された財が供給されているとする。消費者はその財の中で、消費者 $i$ が財 $j$ を選択したときの効用を $u_{ijt}$ としたときに

$$u_{ijt} \geq u_{ij't}, \quad \forall j' = 0, 1, \dots, J \quad (3.2)$$

となる場合、消費者は財 $j$ を選択する。ここで選択肢0は財を購入しないというアウトサイドオプションを表している。ここで

$$u_{ijt} = v_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3.3)$$

とする。 $v_{ijt}$ は消費者 $i$ の特性と財 $j$ の品質によって決まる確定項で、消費者の嗜好の異質性を表し、 $\varepsilon_{ijt}$ は消費者や財ごとにランダムに決まる確率項である。そしてこの確定項は



$$v_{ijt} = \alpha(y_{it} - p_{jt}) + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt} + \xi_{jt} \quad (3.4)$$

と定式化される。ここで  $y_i$  は消費者  $i$  の所得、 $p_{jt}$  は財  $j$  の価格で、 $(y_{it} - p_{jt})$  はたばこ以外への支出、 $x_{ikt}$  は財  $j$  の品質、 $\xi_{jt}$  は観測できない製品の特徴を表している。また、 $\alpha$  は所得の限界効用で、 $\beta$  は製品の特徴から得られる限界効用であり、この 2 つは推定するパラメーターである。ここで全ての消費者が財  $j$  を選んだ時の平均効用を  $\delta_{jt}$  とすると

$$\delta_{jt} = -\alpha p_{jt} + \sum_k x_{jkt} \beta_k + \xi_{jt} \quad (3.5)$$

と定式化できる。<sup>5</sup>

### 3.1.3 ロジットモデル

ロジットモデルにおいて、 $\varepsilon_{ijt}$  は独立に同一の第一種極値分布に従うと仮定する。このとき消費者  $i$  が財  $j$  を選択する確率は

$$\text{Prob}(u_{ijt} \geq u_{ij't}, \forall j' = 0, 1, \dots, J) = \frac{e^{\delta_{jt}}}{1 + \sum_l e^{\delta_{lt}}} \quad (3.6)$$

と導ける。(3.6)の右辺に注目すると、選択確率は平均効用のみの関数として表現されているため全ての消費者の選択確率は共通となる。したがって個人の選択確率は市場全体で財  $j$  が選択されている割合、つまりシェア  $s_{jt}$  と一致すると考えられる。そのため

$$s_{jt} = \frac{e^{\delta_{jt}}}{1 + \sum_l e^{\delta_{lt}}} \quad (3.7)$$

となり、需要関数は

$$q_{jt} = M_t \cdot s_{jt} \quad (3.8)$$

と書ける。ここで  $M$  は潜在需要である。推定式は

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = \delta_{jt} = -\alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jkt} + \xi_{jt} \quad (3.9)$$

となり、これをもとに推定を行う。ただし観測できない品質  $\xi_{jt}$  は価格  $p_{jt}$  と相関すると考えられ、内生性の問題が発生する。そのため推定の際には操作変数法を用いる必要がある。

---

<sup>5</sup> アウトサイドオプションを選択したときの平均効用を 0 と基準化している

また、ロジットモデルでは財の代替関係に強い制約をかけることで推定するパラメーターの数を減らしている。しかし、これによって需要関数の定式化に問題が発生している。例えばある 2 財をとった時に、その財の需要の比は

$$\frac{s_{jt}}{s_{lt}} = \frac{e^{\delta_{jt}}}{e^{\delta_{lt}}} \quad (3.10)$$

となる。この財  $j$  と  $l$  のシェアの比は 2 つの財の品質・価格のみに依存することを意味しており、他の財の価格や品質が変化しても (3.9) には影響がないということになってしまう。こうした問題は IIA の問題と呼ばれており、次節ではこれを緩和する入れ子ロジットモデルを紹介する。

### 3.1.4 入れ子ロジットモデル

この項では IIA によって発生する問題を緩和するため、入れ子ロジットモデルを紹介する。手法としては、財をいくつかの入れ子のグループに分割し、ある財の価格が変動したときの効果が同じ入れ子グループと異なる入れ子グループで違いが生じるようにする。

入れ子ロジットモデルでは、(3.4)において  $\varepsilon_{ijt}$  が一般化極値分布に従うとする。ここでは自動車を例にとり、図 3-1 のように 2 段階の選択をする需要のモデルを考える。このとき、財  $j$  の選択確率は

$$s_{jt} = s_{jt/g(j)} \cdot s_{g(j)t} \quad (3.11)$$

となる。ここで  $s_{jt/g(j)}$  はグループ  $g(j)$  を選んだ時の財  $j$  の条件付き選択確率、 $s_{g(j)t}$  はグループ  $g(j)$  が選択される確率である。これらは

$$s_{jt/g(j)} = \frac{e^{\delta_{jt}/\lambda}}{\sum_{l \in g(j)} e^{\delta_{lt}/\lambda}} = \frac{e^{\delta_{jt}/\lambda}}{e^{I_{g(j)t}}}, \quad (3.12)$$

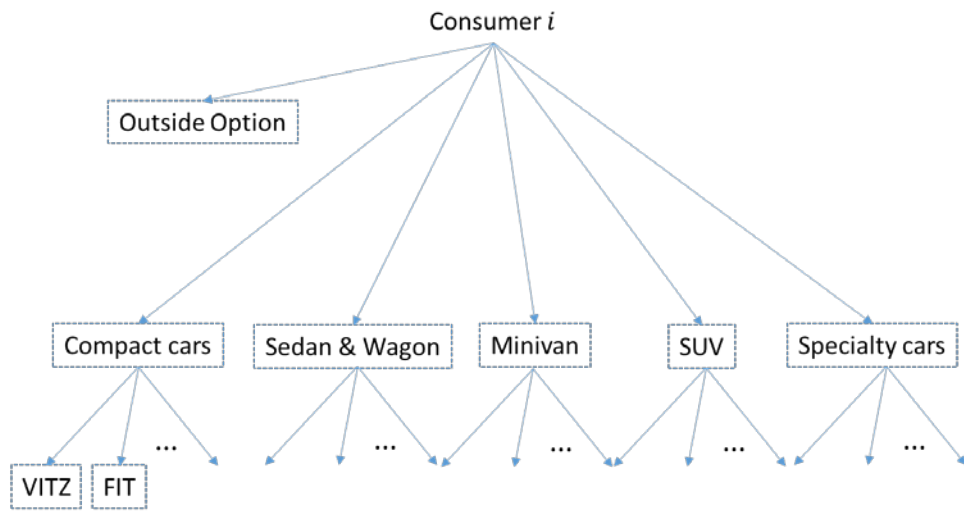
$$s_{g(j)t} = \frac{e^{I_{g(j)t}}}{1 + \sum_{g \in G} e^{\lambda I_{gt}}} \quad (3.13)$$

となる。また、

$$L_{gt} = \ln \left( \sum_{l \in g} e^{\delta_{lt}/\lambda} \right) \quad (3.14)$$

はグループ  $g$  を選んだ時に対応する Inclusive value である。

図 3-1 自動車市場における入れ子の構造



出所：北野 (2012)

入れ子ロジットモデルの推定式は、各財のシェアとアウトサイドオプションの比から導出することができる。アウトサイドオプションは単独でグループを構成しているため、

$$s_{0t} = \frac{1}{1 + \sum_{g \in G} e^{\lambda I_{gt}}} \quad (3.15)$$

となる。このことから(3.11), (3.12), (3.13), (3.15)を用いて推定式

$$\begin{aligned} \ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) &= \delta_{jt} + (1 - \lambda) \ln(s_{jt/g(j)}) \\ &= -\alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jt} + (1 - \lambda) \ln(s_{jt/g(j)}) + \xi_{jt} \end{aligned} \quad (3.16)$$

が得られる。ただし、入れ子ロジットモデルが効用最大化問題と整合的になるには  $0 < \lambda < 1$  を満たさなくてはならない。 $\lambda$  が 1 に近づくにつれて、財は完全代替の関係に近づき、0 に近づくにつれて関連のない市場となってゆく。

またロジットモデルと同様に、入れ子ロジットモデルでも内生性の問題が発生する。今回は価格  $p_{jt}$  に加え、グループ内のシェアである  $s_{jt/g(j)}$  は全体のシェアである  $s_{jt}$  と関連し合っているため、こちらも内生変数として操作変数を用いた推定を行う必要がある。

### 3.1.5 ランダム係数ロジットモデル

入れ子ロジットモデルでは、緩和されているものの IIA の問題が残っている。この項では、この問題を解消するランダム係数ロジットモデルを紹介する<sup>6</sup>。このモデルは、観察された品質  $x_{jt}$  の財間の近さによって代替関係が異なることを許容したモデルである。まず効用関数を

$$u_{ij} = \alpha \ln(y_i - p_j) + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{jk} + \xi_j + \varepsilon_{ij} \quad (3.17)$$

と定式化する。ここで  $y_i - p_j$  は対象とする財以外への支出である。 $y_i - p_j$  は対数の形で効用関数に含まれているため、(3.17)において所得の限界効用は所得水準に応じて変化する。さらに第 2 項の品質にかかる係数にはインデックスの  $i$  がついており、消費者によって品質に対する嗜好の異質性があることを示している。この係数を数式で特定化すると、

$$\beta_{ik} = \beta_k + \sigma v_{ik} \quad (3.18)$$

となり、 $\beta_k$  は消費者に共通する品質  $x_k$  に対する係数で、 $v_{ik}$  は消費者ごとに異なる嗜好を表す。ここで  $v_{ik}$  は標準正規分布に従うと仮定すると、 $\beta_{ik}$  は平均  $\beta_k$ 、分散  $\sigma_k^2$  の正規分布に従うということになる。これを用いて効用関数を書き換えると

$$\begin{aligned} u_{ij} &= \sum_k \beta_k x_{jk} + \xi_j - \alpha p_j + \sum_k (\sigma_k v_{jk}) s_{jk} + \varepsilon_{ij} \\ &= \delta_j + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij}, \end{aligned} \quad (3.19)$$

$$\delta_j = \sum_k \beta_k x_{jk} + \xi_j, \quad \mu_{ij} = -\alpha p_j + \sum_k \sigma_k v_{ik} x_{jk}$$

となる。ここで  $\delta_j$  は消費者に共通の平均効用、 $\mu_{ij}$  は消費者ごとに異なる財  $j$  への嗜好を表している。 $\varepsilon_{ij}$  が第 I 種極値分布に従うとすると、消費者  $i$  が財  $j$  を選択する確率は

$$s_{ij} = \frac{e^{\delta_j + \mu_{ij}}}{1 + \sum_l e^{\delta_j + \mu_{il}}} \quad (3.20)$$

となる。ただし集計データでは、どの属性の消費者がどの財を選んだのかという個人選択がわからないので、各財のシェアを下のように定義する。

<sup>6</sup> cit in; ~Berry *et al.* (1995)

$$s_j = \int_y \int_v s_{ij} dP_v(v) dP_y(y) \quad (3.21)$$

$P_y(\cdot)$ は消費者の所得の累積分布関数、 $P_v(\cdot)$ は標準正規分布の累積分布関数である。

### 3.1.6 ランダム係数ロジットモデルの推定方法

この項では BLP と呼ばれるランダム係数ロジットモデルによる集計データの推定方法を説明する。離散選択モデルには、任意の非ゼロのシェアのベクトル  $\mathbf{s} = (s_1, \dots, s_j)'$  を再現する平均効用ベクトル  $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \dots, \delta_j)'$  が存在する。よってロジットモデルと同様に、このモデルも  $\delta_j$  に含まれる  $\xi_j$  を誤差項とする推定式と考えることができる。ただしランダム係数ロジットモデルでは推定式を解析的に導出できないため、 $\mu_{ij}$  上のパラメーター  $\boldsymbol{\theta} \equiv (\alpha, \pi, \sigma)$  が与えられた下で、観察されたシェア  $\mathbf{s}$  と対応する  $\boldsymbol{\delta}$  を縮小写像法により計算しなければならない。推定式は

$$\xi_j(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta}) = \delta_j(\boldsymbol{\theta}) - \mathbf{x}'_j \boldsymbol{\beta} \quad (3.22)$$

とできる。

次にパラメーターの推定方法を紹介する。需要のショック  $\xi$  と相関のない操作変数  $\mathbf{z}$  を用いて、一般化最小 2 乗法により  $(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta})$  の推定値を得ることができる。操作変数行列を  $\mathbf{Z} = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_L), \mathbf{z}_l = (z_{1l}, \dots, z_{jl})'$  とすると GMM 推定量は

$$(\hat{\boldsymbol{\theta}}, \hat{\boldsymbol{\beta}}) = \arg \min_{\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta}} \boldsymbol{\xi}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta})' \mathbf{Z} \mathbf{W} \mathbf{Z}' \boldsymbol{\xi}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta}) \quad (3.23)$$

となる。ただし  $\mathbf{W}$  は加重行列である。また、(3.23) の最適化問題から

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = (\mathbf{X}' \mathbf{Z} \mathbf{W} \mathbf{Z}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{Z} \mathbf{W} \mathbf{Z}' \boldsymbol{\delta}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \quad (3.24)$$

が得られる。ここで  $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_k)$  である。 $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  は  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  の関数となるため、推計にはのみについて最適化問題を解けばよいということになる。ただし  $\boldsymbol{\delta}$  は解析的に解けないため、縮小写像法により下のように計算する。

$$\boldsymbol{\delta}^{h+1} = \boldsymbol{\delta}^h + \ln \mathbf{s} - \ln \mathbf{s}(\boldsymbol{\delta}^h; \boldsymbol{\theta}) \quad (3.25)$$

まず、平均効用の初期値  $\boldsymbol{\delta}^0 = (\delta_1^0, \dots, \delta_j^0)$  を定めて  $(\boldsymbol{\delta}^h; \boldsymbol{\theta})$  を計算し  $\boldsymbol{\delta}^1$  を求める。もし  $\boldsymbol{\delta}^0$  と  $\boldsymbol{\delta}^1$  との差が  $\varepsilon$  よりも大きければと  $\boldsymbol{\delta}^1$  と  $\boldsymbol{\delta}^2$  で計算する。これを繰り返し、 $\boldsymbol{\delta}^{h+1}$  と  $\boldsymbol{\delta}^h$  との差が  $\varepsilon$  より小さくなった時の  $\boldsymbol{\delta}^h$  をパラメーター  $\boldsymbol{\theta}$  における平均効用とする。以上の手順で集計データから推定値を求めることができる。

## 3.2 推計に用いるデータ

本節では、次節での推計に用いるデータの確認を行う。

### 3.2.1 データ

使用したデータは年次データである。対象範囲は 1990 年から 2016 年の 27 期間とした。収集したデータは紙巻きたばこの販売数量、販売価格、製品特性、喫煙人口である。

紙巻きたばこの販売数量は、日本たばこ協会がホームページにて発表している「年度別販売実績上位 20 銘柄の推移」より取得した。このデータは 1997 年までは 10 銘柄、それ以降は 20 銘柄の販売数量のみ掲載されているため、これを市場の全製品とみなして推定を行った。次に販売価格は、総務省統計局の公表している「小売物価統計調査（動向編）」より入手した。ただし 2014～2016 年度については、過去のヤフーニュースをさかのぼり価格を調査した。製品特性は通販たばこ屋ドットコムホームページにて入手した。喫煙人口は日本たばこ産業が公表している喫煙人口割合と、総務省統計局の「人口推計」から算出し、これをもとに潜在需要を算出した。説明変数とする特性値は、Park (2009) を参考に設定しており、表 3-1 はその概要である。

表 3-1 紙巻きたばこの特性値

特性値	説明
niko	ニコチン量(mg)
tar	タール量(mg)
men	メンソールダミー
len	長さ
box	ボックスダミー

niko、tar はたばこ 1 本当たりに含まれる成分量で、men はメンソールであれば 1 をとるダミー変数、len は長さが 70mm であれば 1、75mm であれば 2、80mm であれば 3、85mm であれば 4、100mm であれば 5 をとる変数である。Park(2009) で使用された変数の内太さに関わるものは、サンプル数が少ないため使用しなかった。またこのほかに、銘柄が発売されてから経過した年数 *firyr* と、その銘柄を

含むブランドで一番初めに発売されたものの経過した年数 *blyr* を追加した。次の表 3-2 はこれらの記述統計量である。

表 3-2 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
<i>price</i>	301.7565	77.43	460	130
<i>niko</i>	.6045	.3893	1.4	0.1
<i>tar</i>	7.3050	4.896	19	1
<i>men</i>	.0762	.2656	1	0
<i>box</i>	.4727	.4998	1	0
<i>len</i>	.5608	1.093	4	0
<i>firy</i>	16.9716	12.20	51	0
<i>blyr</i>	30.8627	10.95	58	0

*Number of Observations=459*

### 3.2.2 操作変数

第 1 節の理論で触れたように、価格や入れ子ロジットモデルのグループのシェアなどの変数には内生性が生じている。ここでは実際に推計に用いた操作変数を紹介する。

操作変数としては、外国産葉タバコの平均輸入価格(円/kg)、国内葉タバコの生産量(t)、企業*f*が生産する他の財の特性の合計、東京都、大阪府、福岡県、愛知県の最低賃金の上昇幅(円)を選んだ。外国産たばこの平均輸入価格は財務省の「貿易統計」から、国内葉タバコの生産額は全国たばこ耕作組合中央会のホームページから、最低賃金のデータは厚生労働省の「労働統計」から取得した。企業*f*が生産する他の財の特性の合計は、北野 (2012) で紹介されている手法をもとに使用した<sup>7</sup>。また、操作変数の数が多いため 2SLS は使わずに GMM を使用した。

<sup>7</sup> cit. in: ~Berry *et al.* (1995)

### 3.3 推定結果

#### 3.3.1 同質財モデルの推計結果

第1節の理論をもとに推計を行った。推計式は

$$\ln(Q) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P) + u \quad (3.1)$$

で、推計結果は表 3-3 のようになった。(3.1)は OLS による推定、(3.1)'は操作変数を用いた GMM 推定である。操作変数で制御する前から price の係数は負となっており、期待通りの符号となった。消費者が価格に敏感であることがうかがえる。Root MSE が高く、回帰に含まれていない変数があることがわかる。

表 3-3 同質財モデルの推定結果

ln(quantity)	(3.1)		(3.1)'	
	OLS		GMM	
variable	coef	std.err	coef	std.err
ln(price)	-1.591***	1.262	-1.757***	.1299
cons	17.78***	.7176	18.64***	.7498
Root MSE	.6814		.6853	
Number of obs	459		459	

\*\*\*は 1%有意、 \*\*は 5%有意、 \*は 10%有意

#### 3.3.2 ロジットモデルの推定結果

前節と同様に推計を行った。推計式は

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = \delta_{jt} = -\alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jkt} + \xi_{jt} \quad (3.9)$$

である。推計結果は表 3-4 のようになった。

価格は OLS でも GMM でも負で有意と、予想通りの結果となった。特性値も niko、tar、box は有意となっている。また、同質財モデルと比べて決定係数は大幅に改善されており、特性が重要な変数であることがわかる。Root MSE は同質財モデルよりも小さくなっており、より当てはまりのよいモデルとなった。



表 3-4 ロジットモデルによる推計結果

ln(s <sub>jt</sub> ) - ln(s <sub>0t</sub> )		(3.9) OLS		(3.9)' GMM	
		logit		logit	
variable		coef	std.err	coef	std.err
price	α	-.0059***	.0002876	-.0061***	.0003176
niko	β <sub>1</sub>	2.508***	.6408	3.7032***	.5905
tar	β <sub>2</sub>	-.1900***	.05360	-.2875***	.05166
len	β <sub>3</sub>	-.1084***	.03152	.1613***	.02895
men	β <sub>4</sub>	.0241	.1103	.4021**	.1894
box	β <sub>5</sub>	-.5032***	.07265	-.5915***	.07121
firy	β <sub>6</sub>	.0071*	.004316	.0127***	.004679
blyr	β <sub>7</sub>	.0034***	.003487	.0401***	.003239
Root MSE		0.5825		0.5882	
Number of obs		459		459	

\*\*\*は 1%有意、 \*\*は 5%有意、 \*は 10%有意

### 3.3.3 入れ子ロジットモデルの推定結果

次に、入れ子ロジットモデルを用いた推計を行う。推計式は

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = -\alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jt} + \sigma_a \ln(s_{jt|g(j)}) + \xi_{jt} \quad (3.25)$$

である。また、3段階の入れ子ロジットモデルとして、Ohashi, Nakajima and Doi (2010) を参考に

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_0) = \alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jt} + \sigma_a \ln(s_{g(jt)}) + \sigma_b \ln(s_{jt|g(j)}) + \varepsilon_{jt} \quad (3.26)$$

も設定した。そして消費者は

第 1 段階：たばこの中から紙巻たばこを選択し、旧 3 級品の廉価たばこかそれ以外のたばこかを選択する

第 2 段階：旧 3 級品以外のたばこのうち、タール量が 7mg 未満のものか 7mg 以上のものかで選択する

第 3 段階：セブンスター・ワンやメビウス・スーパーライトなど銘柄を選択する



表 3-4 入れ子ロジットモデルの推計結果

ln(s <sub>jt</sub> ) - ln(s <sub>0</sub> )	(3.25) OLS		(3.25)' GMM		(3.26) OLS		(3.26)' GMM		
	2-stage nested logit		2-stage nested logit		3-stage nested logit		3-stage nested logit		
variable		coef	std.err	coef	std.err	coef	std.err	coef	std.err
price	α	-.0052***	.0003676	-.0046***	.0007961	-.0038***	.0002657	-.0039***	.0004019
ln(s <sub>g(jt)</sub> )	σ <sub>a</sub>	.3001***	.09962	.8591***	.2619	.1476**	.7017	.1622**	.08320
ln(s <sub>jt g(j)</sub> )	σ <sub>b</sub>	—	—	—	—	.5586***	.02583	.5695***	.02364
niko	β <sub>1</sub>	2.7959***	.6422	3.9428***	.7119	4.6796***	.4584	3.8176***	.6519
tar	β <sub>2</sub>	-.2142***	.05373	-.3129***	.06187	-.3441***	.03813	-.2794***	.05542
len	β <sub>3</sub>	.0926***	.03167	.0825**	.03392	.0262	.02240	-.0229	.01827
men	β <sub>4</sub>	.0200	.1093	.2418	.1725	.1559**	.07690	.1472**	.09178
box	β <sub>5</sub>	-.4792***	.07245	-.4246***	.08000	-.0359	.05475	-.0183	.04908
firy	β <sub>6</sub>	.0067	.004281	.0099**	.004974	.0003	.003014	.0005	.002785
blyr	β <sub>7</sub>	-.0386***	.003462	-.0356***	.004232	.0238***	.002521	-.0207***	.002850
Root MSE		0.5774		0.8262		.4046		0.4041	
Number of obs		459		459		459		459	

\*\*\*は 1%有意、 \*\*は 5%有意、 \*は 10%有意

### 3.3.4 ランダム効用係数ロジットモデルの推定結果

最後に BLP の推計結果を示す。Park(2009)のモデルをもとに推計式を

$$\ln(s_{jt}/s_{0t}) = X_j' \beta + P_{jt} \alpha + \bar{\xi} + \xi_{jt}, \quad (3.27)$$

$$\ln(s_{jt}/s_{0t}) = X_j' \beta + P_{jt} \alpha + \bar{\xi} + CF_{jt} \vartheta + \hat{\xi}_{jt} \quad (3.28)$$

と設定した。ここで  $CF_{jt}$  は価格を操作変数で回帰したときの残差で、これによって  $\hat{\xi}_{jt}$  が他の項と相関を持たなくさせる。推計結果は表 3-5 のようになった。

表 3-5 BLP による推定結果

$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t})$		(3.27)		(3.28)	
		BLP		BLP	
variable		coef	std.err	coef	std.err
price	$\alpha$	-.0062***	.0004421	-.0067***	.0004292
niko	$\beta_1$	2.609**	1.330	.5194	1.157
tar	$\beta_2$	-.2086*	.1107	-.0357	.09696
len	$\beta_3$	-.0911	.6369	.0900	.5465
men	$\beta_4$	.0989	.1614	-.1200	.1255
box	$\beta_5$	-.4702	.7364	-.5940***	.07101
firy	$\beta_6$	.0049	.006871	.0008	.005751
blyr	$\beta_7$	.0321***	.003981	-.0227***	.004125
CF	$\vartheta$			.0067***	.001292
Number of obs		459		459	

\*\*\*は 1% 有意、 \*\*は 5% 有意、 \*は 10% 有意

(3.27)では、price と tar の符号は入れ子ロジットモデルと同じになり、その他の符号も大きくモデルと不一致を起こすものはなかった。(3.28)では CF を採用したが、結果として特性値の係数のz値を下げることになった。一方で price や blyr の有意性が上がっている。第 4 章の実証分析では(3.28)の結果を用いる。

## 第 4 章 限界費用の計測

本章では Ciliberto and Kuminoff (2010) を参考に、紙巻きたばこ市場の限界費用の推定を行う。これによって国内紙巻きたばこ市場を差別財の市場として扱う妥当性を示す。

### 4.1 Ciliberto and Kuminoff (2010)

この論文はアメリカの MSA(たばこ基本和解合意)<sup>8</sup>によって、紙巻きたばこ市場にどのような影響が出たかを測定した論文である。アメリカの紙巻きたばこ市場はベルトラン競争をしている寡占市場だと仮定して、BLP により需要関数を推定し価格の理論値を算出している。

#### 4.1.1 限界費用の推計方法

市場には  $f = 1, \dots, N_t$  で表される  $N_t$  社の企業があり、それぞれ財  $J_t$  の部分集合  $F_{ft}$  を生産している。また、限界費用を  $mc_{jt}$ 、市場の大きさを  $M_t$  とすると、企業の  $\tau = 0, \dots, \infty$  の利潤は

$$\Pi_f = \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \sum_{j \in F_{\tau}} (p_{j\tau} - mc_{j\tau}) s(p_{j\tau}) M_{\tau} \quad (4.1)$$

となる。ここでは簡便化のため固定費用は除いてある。

これをもとに、本節では 1 期モデルを分析する。企業の利潤最大化問題は(4.1)の一階条件

$$s_j(p_t) + \sum_{r \in F_{f,t}} (p_{r,t} - mc_{r,t}) \frac{\partial s_r(p_{jt})}{\partial p_{jt}} = 0 \quad (4.2)$$

を解くことによって得られる。一般にマークアップを求める際に、

$$\Omega_{jrt} = \Omega_{jrt}^* \cdot \frac{\partial s_{rt}}{\partial p_{jt}}, \quad j, r = \dots, J \quad (4.3)$$

$$\Omega_{jrt}^* = \begin{cases} 1, & \text{if } \exists f: (r, j) \subset F_{ft} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

を用いて

$$p_t - mc_t = \Omega_t^{-1} s(p_t) \quad (4.4)$$

<sup>8</sup> 州に一定の資金を拠出する代わりに、たばこによる訴訟を一切受けない合意。

が推定式となるが、ここではベルトラン競争を仮定しているため、これが価格の推定式となる。これによって、ベルトランナッシュ均衡の価格を求める。

#### 4.1.2 推定結果

データはアメリカのテネシー州の 1997 年から 2002 年までの、5 つのスーパーによるたばこの販売にかかる年次データを使用し、BLP による需要関数の推計を行った。表 4-1 は変数の一覧である。

表 4-1 テネシー州の紙巻きたばこ市場の分析の変数一覧

変数名	説明
$price_t$	その期の価格
$Eprice_{t+1}$	次の期の価格
menthol	メンソールであれば 1 をとるダミー
light	ライトであれば 1 をとるダミー
length $\geq$ 100mm	100mm 以上であれば 1 をとるダミー
carton	カートン単位の販売のみならば 1 をとるダミー
$A_{it}$	ニコチン中毒者の人数

出所：Ciliberto and Kuminoff (2010)

これにブランドダミーを加えた推定結果は表 4-2 のようになった。

表 4-2 需要関数の推計結果

variable	coef	std. err
$price_t$	-0.607	0.083
$Eprice_{t+1}$	-0.112	0.065
menthol	-0.656	0.017
light	0.145	0.016
length $\geq$ 100mm	-0.091	0.016
carton	-1.834	0.022
$A_{it}$	0.897	0.538

出所：Ciliberto and Kuminoff (2010)

推定の結果、予想通りに $price_t$ と $Eprice_{t+1}$ の係数は負となった。1カートン単位の販売となるダミーcartonも負となり、ニコチン依存症の人数 $A_{it}$ も正となるなど符号はおおむね予想と一致している。

この結果をもとにたばこの推定価格を算出した結果は表 4-3 のようになった。

表 4-3 推定価格

year	actual price	predicted price	95% conf. interval
1997	1.43	3.14	[2.74 3.84]
1998	1.65	3.25	[2.85 3.95]
1999	2.10	3.37	[2.98 4.09]
2000	2.36	3.46	[3.08 4.14]
2001	2.51	3.51	[3.13 4.18]
2002	2.66	3.55	[3.17 4.22]

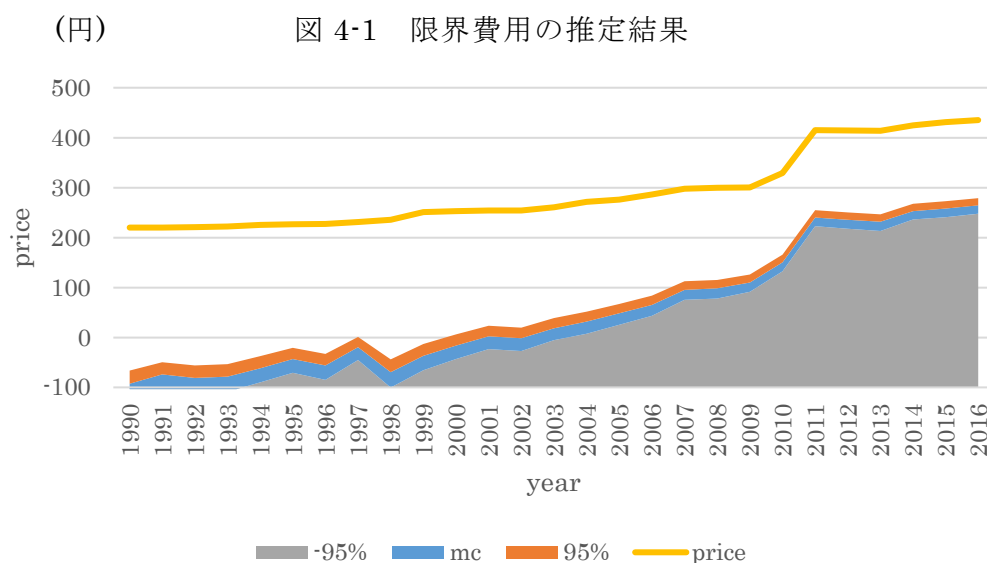
出所：Ciliberto and Kuminoff (2010)

全ての年度で推定価格が実際の価格を上回り、95%信頼区間にも入らなかった。このため、たばこ市場はベルトラン競争をしているという仮定は棄却された。ただし1998年以降実際の価格と推定価格は近づいてきており、MSEによってベルトランナッシュ均衡の価格にシフトしているといえる

## 4.2 国内紙巻きたばこ市場における実証分析

Ciliberto and Kuminoff (2010) と同じ手順を用いて、国内紙巻きたばこ市場にて限界費用の推計を行う。ただし先行研究とは異なり、ここでは紙巻きたばこ市場は差別財として競争が行われており、マークアップがあり限界費用は価格よりも低いと仮定する。

推計には、第3章で求めたランダム係数ロジットモデルの推計結果から割り出した各年度の自己・交差価格弾力性を使用した。日本たばこ産業の製品を用いた限界費用と、その95%信頼区間の計測結果は図4-1のようになった。



推計の結果限界費用は、2000年以前ではマイナスに、2007年以前ではたばこ税額を下回ってしまった。この原因として、2008年より前は固定費用を考慮しなかったために計算途中ででてくるマークアップで、高すぎる値が出てしまったことが考えられる。また、需要関数の特定が不十分であったことや、過去のものほど計算の基準にした日本たばこ産業の製品の数が少なく誤差が生じたことが挙げられる。ただし2010年以降は価格とマークアップから  $mc_t = p_t - m_t$  によって得られる限界費用と、たばこにかかる税の額が非常に近くなった。表 4-4 は、2010年から2016年までの限界費用の推計結果と実際の税額の平均である。

表 4-4 国内紙巻きたばこの限界費用

year	price	tax	mc	95% conf. interval
2011	415	264.64	240.25	[222.78 254.80]
2012	414.28	264.60	235.30	[217.41 250.21]
2013	414	264.59	231.60	[213.37 246.80]
2014	424.64	265.10	253.14	[236.00 267.43]
2015	431.33	265.41	258.26	[240.96 272.67]
2016	435.2	277.11	264.67	[247.63 278.88]

この表は旧3級品を除いて集計しており、taxは平均価格に対するたばこ税と消



費税の合計、 $mc$  は推計された限界費用を示している。これによると、たばこの限界費用はたばこ税額にほぼ等しく、55.8～60.9%を占めている。この推定では固定費用を考慮していないため、平均費用はこれより高いと思われる。

## 第5章 たばこ税率の評価

この章では Ohashi, Nakajima and Doi (2010) を参考に日本のたばこ税の税率についての分析を行い総余剰の計算を行う。

### 5.1 Ohashi, Nakajima and Doi (2010)

Ohashi, Nakajima and Doi (2010) は日本の酒類市場において、酒税が社会余剰を最大化させる最適な税率からどれほど乖離しているかを実証分析している。

#### 5.1.1 実証モデル

第2章の理論モデルを発展させてゆく。政府は税率を  $t$  操作して消費者余剰  $v(\cdot)$  を最大化させる。完全競争市場の仮定の下、ラムゼイ価格の問題は

$$\begin{aligned} & \max_T v(P; I) \\ & \text{s. t. } \sum_{k=1}^N t_k x_k(P; I) \geq R \end{aligned} \quad (5.1)$$

と表される。ここで  $P$  は価格、 $x$  は財の需要、 $I$  は消費者の所得、 $R$  は現在の税収である。また、 $c_j$  を限界費用とすると  $p_j = c_j + t_j$  となる。このとき(5.1)を  $p_j$  について一回微分すると(5.2)が得られる。

$$\frac{\partial v(P; I)}{\partial p_j} + \lambda \left\{ x_j(P; I) + \sum_k (p_k - c_k) \frac{\partial x_k(P; I)}{\partial p_j} \right\} = 0 \quad (5.2)$$

ここで  $\lambda$  はラグランジュ乗数で、税の限界効用を表している。これにロイの恒等式を用いて次のように変換する。

$$\frac{\lambda - \frac{\partial v(P; I)}{\partial I}}{\lambda} x_j(P; I) + \sum_{k \in J} (p_k - c_k) \frac{\partial x_k(P; I)}{\partial p_j} = 0, \quad (5.3)$$

$$(P - C)'X(P; I) = R$$

(5.3)の  $\partial x_k(P; I)/\partial p_j$  は需要関数を推定することにより算出することができる。また、この式より財  $j (\in J)$  について同じ税率が望ましいといえる。このとき、税率は弾力性の高い財の価格に比例する。

また、消費者余剰は(5.4)によって得られる。

$$\Delta CS_t = \frac{\ln G(e^{\delta_0}, \dots, e^{\delta_I}) - \ln G(e^{\delta_0}, \dots, e^{\delta_I})}{-\alpha}$$

$$G(\cdot) \equiv 1 + \left[ \left\{ \sum_{j \in J_{d1}} \exp\left(\frac{\delta_j}{1 - \sigma_b}\right) \right\}^{\frac{1 - \sigma_b}{1 - \sigma_a}} + \left\{ \sum_{j \in J_{d2}} \exp\left(\frac{\delta_j}{1 - \sigma_b}\right) \right\}^{\frac{1 - \sigma_b}{1 - \sigma_a}} \right]^{1 - \sigma_a} \quad (5.4)$$

$$+ \left\{ \sum_{j \in J_0} \exp\left(\frac{\delta_j}{1 - \sigma_b}\right) \right\}^{1 - \sigma_b}$$

### 5.1.2 推定方法

日本の酒類市場をもとに税率の評価を行った。需要関数の推定には 3 段階入れ子ロジットモデルを用いており

第 1 段階：アルコール飲料の中から蒸留酒か醸造酒を選択

第 2 段階：蒸留酒の中から焼酎かそれ以外化を選択

第 3 段階：芋焼酎、米焼酎、日本酒、ウイスキー、ワイン、ビールなどを選択

という選択構造を採用している。推定式は

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_0) = \alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jt} + \sigma_a \ln(s_{g(jt)}) + \sigma_b \ln(s_{jt|g(j)}) + \varepsilon_{jt} \quad (5.5)$$

である。

使用したデータは 1994 年から 202 年までの酒類販売量の年次集計データで、都道府県ごとにまとめられたものである。 $x_{jt}$ には財のダミー変数、都道府県ダミー、年ダミーを使い、価格は売上価格の平均をとった。また、操作変数には工場からの距離をとった。また、 $\partial x_k(P; I) / \partial p_j$ を求めるための自己・交差価格弾力性の計算には(5.5)を使用した。

$$\frac{\partial s_k / p_j}{\partial p_j / s_k} = \begin{cases} \frac{\alpha p_j}{1 - \sigma_b} \left[ 1 - \frac{\sigma_b - \sigma_a}{1 - \sigma_b} s_{j|g(j)} - \sigma_a \frac{1 - \sigma_b}{1 - \sigma_a} s_{j|f(j)} - (1 - \sigma_b) s_j \right] & \text{if } j = k \\ \frac{\alpha p_j}{1 - \sigma_b} \left[ -\frac{\sigma_b - \sigma_a}{1 - \sigma_b} s_{j|g(j)} - \sigma_a \frac{1 - \sigma_b}{1 - \sigma_a} s_{j|f(j)} - (1 - \sigma_b) s_j \right] & \text{if } j \neq k \text{ and } g(j) = g(k) \\ \frac{\alpha p_j}{1 - \sigma_b} \left[ -\sigma_a \frac{1 - \sigma_b}{1 - \sigma_a} s_{j|f(j)} - (1 - \sigma_b) s_j \right] & \text{if } g(j) \neq g(k) \text{ and } f(j) = f(j) \\ \frac{\alpha p_j}{1 - \sigma_b} [-(1 - \sigma_b) s_j] & \text{if } f(j) \neq f(k) \end{cases} \quad (5.6)$$

### 5.1.3 推定結果

(5.5)を用いた需要関数の推定結果は表 5-1 のようになった。OLS の結果では price の係数が正となり、内生性が発生している。操作変数を用いた推定では price の係数が有意に負となった一方で、 $\sigma_a$ と $\sigma_b$ のt値が大幅に下がった。ただし $0 < \sigma_a < \sigma_b < 1$ の条件は満たしており、効用最大化問題とは整合的である。

表 5-1 日本酒類市場の需要関数の推定結果

ln( $s_{jt}$ ) - ln( $s_{0t}$ )	(5.5) OLS		(5.5)' IV	
	3-stage nested logit		3-stage nested logit	
variable	coef	std.err	coef	std.err
price $\alpha$	.009	.007	-1.037**	.492
ln( $s_{g(jt)}$ ) $\sigma_a$	.642***	.019	.671	.671
ln( $s_{jt g(j)}$ ) $\sigma_b$	.926***	.014	.686*	.365
R-squared	0.66		0.95	
Number of obs	3807		3807	

\*\*\*は 1%有意、 \*\*は 5%有意、 \*は 10%有意

出所：Ohashi, Nakajima and Doi (2010)

次に、自己・交差価格弾力性を計算する。焼酎とその他蒸留酒の弾力性の平均をとると表 5-3 のようになった。

表 5-3 自己・交差価格弾力性

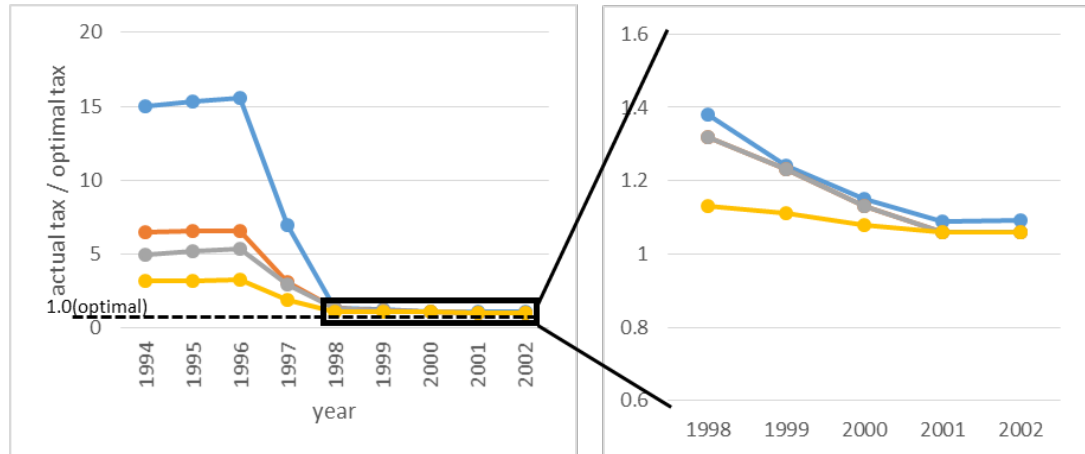
	焼酎	その他蒸留酒
焼酎	-5.70	5.37
その他蒸留酒	4.08	-14.48

出所：Ohashi, Nakajima and Doi (2010)

これをもとに最適な税率を計算すると、計算結果は図 5-1 のようになる。これによれば、1996 年の税制改革によって酒税の税率は最適なものに近づき、1994 年には actual tax / optimal tax の値が 6.09~15.06 となっていたものが、2002 年で

は 1.060~1.092 となった。このことから、この税制改革の政策は市場の実態を反映したよい政策だったといえる。

図 5-1 実際の税率に対する最適な税率の比



出所：Ohashi, Nakajima and Doi (2010)

## 5.2 国内紙巻きたばこ市場における実証分析

### 5.2.1 モデルの設定

第 3 章で行った需要関数の推定と第 1 節で扱った実証モデルをもとに、国内紙巻きたばこ市場におけるたばこ税の税率の評価を行う。ただしたばこはその負の外部性も大きいため、これを考慮する。

第 2 章で扱った、負の外部性がある場合の最適な税率は

$$t_j^* = t_j + \frac{HV_E}{\mu} = t_j + \frac{HV_E/\lambda}{\mu/\lambda} \quad (5.7)$$

である。ここで  $t_j$  は負の外部性がない場合の最適な税率であり、これに  $(HV_E/\lambda)/(\mu/\lambda)$  を足すことによって  $t_j^*$  を算出する。  $HV_E$  には第 1 章で扱った医療経済研究機構 (2010) による推計額を用いる。

### 5.2.2 推計結果

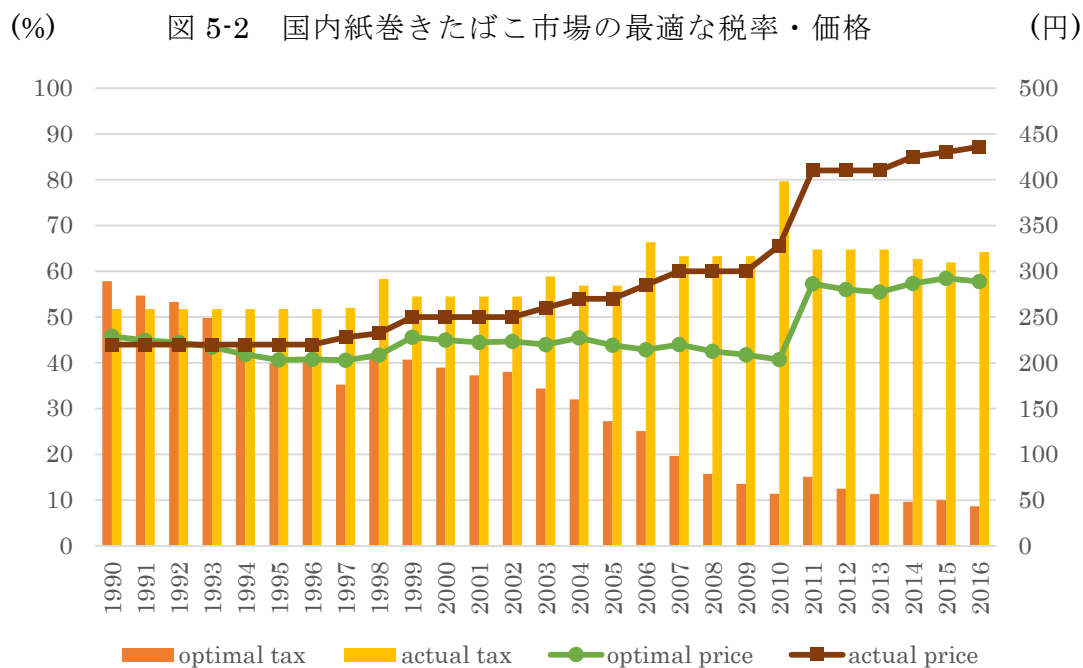
推計に用いる需要関数は、第 3 章で算出した 3 段階入れ子ロジットモデルの GMM 推定を使用した。(5.5)によって自己・交差価格弾力性を算出すると表 5-4 のようになった。

表 5-4 国内紙巻きたばこの自己・交差価格弾力性の平均

	Low-tar	High-tar
Low-tar	-3.61	2.73.
High-tar	2.77	-3.67

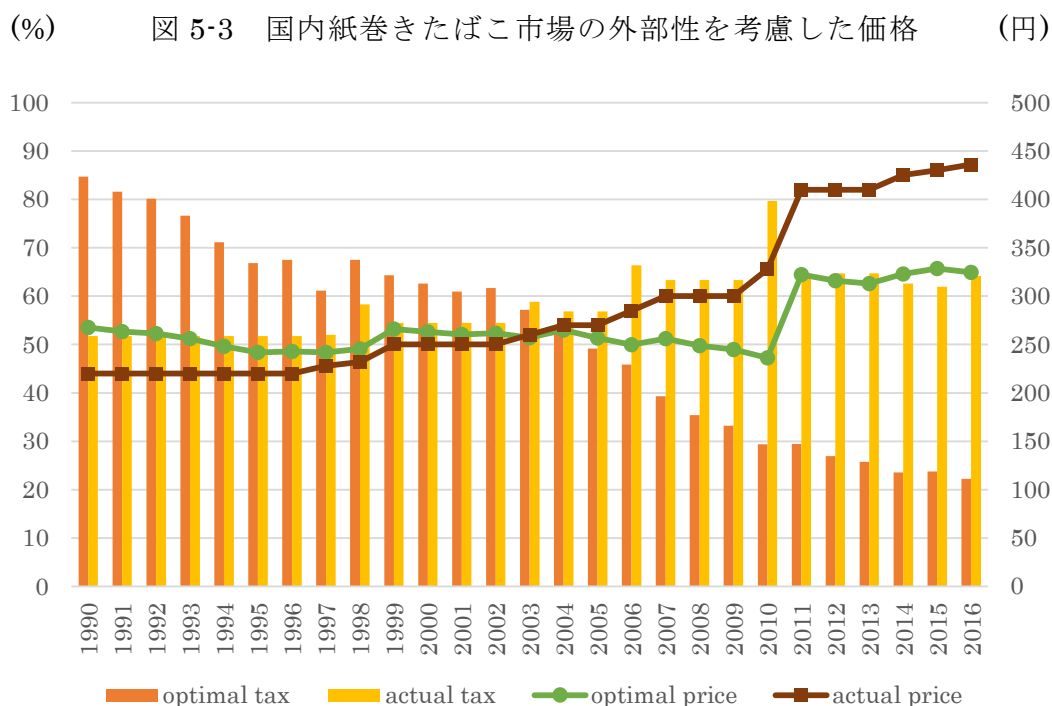
Low-tar はタール量 7mg 未満のたばこ、High-tar はタール量 7mg 以上のたばこを指す

符号は予想されたものと一致している。しかし全体として弾力性の絶対値が高く出ており、価格によって競争が大きく左右されていることがわかる。次に(5.3)をもとに最適な税率の計算をおこなう。図 5-2 はメビウスを基準に税率を計算した結果である。



この図から、1990 年ごろには実際の税率と最適な税率がほぼ一致しているが、年を経るごとにその差は拡大していることが分かる。そして大幅な増税のあった 2010 年を機に、最適な価格が大幅に上昇した。これは大規模な需要の減少により、需要の価格弾力性が変化したことによると考えられる。

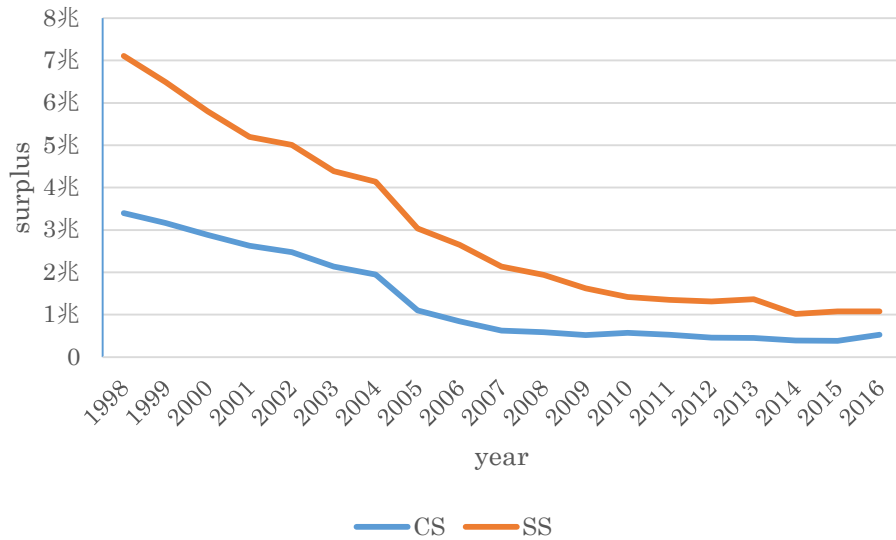
次に、負の外部性を考慮した最適な税率を考える。図 5-3 は医療経済研究機構(2010)をもとに推定した結果である。これも図 5-2 と同様にメビウスを基準として計算をした。



外部性を考慮した結果、2つの価格差は2016年度で100円ほどとなった。2003年の増税で最適な税率と実際の税率の大小が入れ替わっており、ここから税率が高めに設定されるようになってきている。価格差は年々開いてきており、政府はたばこ市場の社会余剰最大化よりも、たばこ税の収入を重視する政策をとっていると考えられる。

最後に、社会余剰の変化を計算する。サンプル数の変化の影響を出さないため、余剰の計算は1998年から行った。消費者余剰は第1節で示した計算方法で推定し、生産者余剰は第4章で求めた限界費用をもとに、固定費用を考慮せずに限界費用は一定として求めた。そして、政府の収入は実際の収入ではなく今回扱ったデータ上の製品にかけられたたばこ税の税額のみで計算した。外部性も同様にサンプル外のたばこが与える外部性を考慮していない。消費者余剰と社会余剰の計算結果は図5-4のようになった。

図 5-4 余剰の計算結果



喫煙人口は減少傾向にあるため、余剰も毎年減ってきている。この 17 年で、社会余剰は 6.03 兆円、消費者余剰は 2.87 兆円の減少となった。消費者余剰に着目すると、大幅な増税のあった 2010 年には余剰に大きな影響は出ておらず、2005 年の減少が大きい。これは 2003 年の増税の影響と考えられ、社会余剰も同様にこの年に減っている。図 5-3 を見ても、2003 年を機に税率が高く設定されるようになっており、この増税がたばこ税の政策として不適當であったといえる。



## 第 6 章 結論

本稿では国内のたばこ税政策を取り上げて、その税率が適切であったかを分析した。

まず、第 3 章では北野 (2012) を用いて紙巻きたばこ市場の需要関数を推定した。その結果たばこ市場は製品差別化が進んだ市場であり、含有成分によって消費者が財の選択をしていることが確認された。

第 3 章で求めた需要関数の推定結果をもとに、第 4 章と第 5 章で次の分析を行った。第 4 章では、ランダム係数ロジットモデルも結果を用いて限界費用の推定を行った。ここでは、紙巻きたばこの限界費用のほとんどを税金が占めていることが確認された。

最後に、第 2 章で扱った理論をもとに、第 5 章でたばこ税が最適な税率であるかを調査し、余剰の計算を行った。たばこ税は 2003 年の増税を期に、最適な税率を上回った税率が適応されているという結果になった。余剰の計算をしたところ、2004 年から 2005 年にかけて余剰が大きく損なわれていることが確認された。

現状分析でも述べた通り、たばこ市場は大幅な縮小をたどっている。しかしながら、その中でも政府は余剰の最大化を目指して行動を起こさなければならない。余剰の減少を最小に留める必要がある中で、それを下げる結果になった増税は好ましいとは言えない。以上のことから、2003 年のたばこ税の増税が政策として間違っていたということが、本稿を通じて得られた結論である。

## 参考文献

- 医療経済研究機構(2010), 「禁煙政策のありかたに関する研究. 喫煙によるコスト推計」, 『調査研究報告書』医療経済研究機構.
- 北野泰樹(2012), 「需要関数の推定」『需要関数の推定－CPRC ハンドブックシリーズ NO.3－』公正取引委員会.
- Auerbach, A.J. and Hines, J.R. (2001), “Perfect Taxation with Imperfect Competition,” *NBER Working Paper*, 8138.
- Berry, S., Levinsohn, J. and Pakes, A., (1995), “Automobile Prices in Market Equilibrium,” *Econometrica*, 63, 841-890.
- Ciliberto, F. and Kuminoff, N.V. (2010), “Public Policy and Market Competition: How the Master Settlement Agreement Changed the Cigarette Industry,” *Journal of Economic Analysis & Policy*, 10, Issue 1 (Frontiers), Article 63.
- Fershtman, C., Gandal, N. and Markovich, S. (1999), “Estimating the Effects of Tax Reform in Differentiated Product Oligopoly Markets,” *Journal of Public Economics*, 74, 151-170.
- Ohashi, H., Nakajima, K. and Doi, N. (2010), “Does Japanese Liquor Taste Different?: Empirical analysis on national treatment under the WTO,” *REITI Discussion Paper Series*, 10-E-058.
- Park, S. (2009), “Preference Evolution in the South Korean Cigarette Market,” *Cornell University*, Ithaca, NY(2009),  
available at: <http://rady.ucsd.edu/faculty/seminars/2009/papers/park.pdf>.
- Ramsey, F. P. (1927), “A Contribution to the Theory of Taxation,” *Economic Journal*, 37, 47-61.
- 厚生労働省ホームページ <http://www.mhlw.go.jp/>
- 財務省ホームページ <http://www.mof.go.jp>
- たばこと塩の博物館ホームページ <https://www.jti.co.jp>
- 日本たばこ協会ホームページ <http://www.tioj.or.jp>
- 日本たばこ産業ホームページ <https://www.jti.co.jp>

## あとがき

卒業論文には苦勞した思い出ばかりが残った。そもそもテーマにたばこを選んだのは、製品の特性データがとりやすいという単純な理由だった。しかしながら分析を進めるうちに、データがあって初めてスタートラインに立てるというだけのことで、たばこを吸ったこともない自分にとっては決してやりやすい話ではないと嫌でも気づかされた。

それでも大学 4 年生で、産業組織論の王道の分析アプローチを使った論文をかけたことは本当によかったと思う。もともと、漠然と「難易度の高い回帰分析をしたい」などと考えていて、推定結果がうまく出たときは思わずその場で叫んでしまった。もっとも、結果が出るまでに苦い思い出が詰まっていたが。

最後に本稿の執筆を終えるにあたって、多くの方々へ感謝を申し上げたい。この論文を書き上げられたのは、コメントなどを通してアドバイスをくれたゼミの同期、自分のつたない発表を辛抱強く聞いてくれたゼミの 3 年生のみんな、そして時間を割いて指導をしていただいた石橋先生のご尽力あってこそである。この場を以て、御礼申し上げたい。