

## 地域ごとの所得水準の差に着目したたばこ消費の地域別価格弾力性推定と最適課税

関口 駿輔・渡邊 壽大 (石巻専修大学経営学部)

## 1. 研究目的

わが国の喫煙率は、発がん性物質や依存性のあるニコチンが含まれるなど、喫煙者本人や周囲の人への悪影響が否定できないことや価格改定もあり減少傾向にある。実際、厚生労働省「国民健康・栄養調査」によれば、平成元年の年齢調整した20歳以上の喫煙率（現在習慣的に喫煙している者の割合）は男性55.3%、女性9.4%であったものが、令和元年には男性27.1%、女性7.6%と減少傾向にある。

喫煙率の低下は健康増進に資するとの考えがある一方、たばこ消費がもたらす社会的貢献への影響も考える必要がある。例えば葉たばこ農家による生産、小売店舗や日本たばこ産業株式会社（以下、JTという）による経済活動、JTの配当金支払いによる産業投資（財政投融资特別会計投資勘定）のほか、周知のとおり国や都道府県を含め、基礎自治体によってたばこ税が課せられていることに鑑みれば、基礎自治体の貴重な財源の一つでもあり一定の社会的貢献を果たしている。

後述する分析期間（2014～2017年）に限定して基礎自治体の地方税に占める割合を整理したものが表1-1であるが、基礎自治体の地方税に占めるたばこ税収の割合は平均で5%から6%程度をしめており、基礎自治体財政にとって重要な財源の一つであることがわかる。つまり、喫煙率の低下はこうした経済活動や基礎自治体たばこ税収の減少にもつながる可能性があると言えよう。

表 1-1 基礎自治体たばこ税の地方税に占める割合

年度	たばこ税収割合	標準偏差	最大値	最小値	最大値自治体名	最小値自治体名
2014	6.07%	2.47%	23.60%	0.16%	東京都千代田区	福島県相馬郡飯館村
2015	6.01%	2.43%	22.70%	0.24%	東京都千代田区	長野県佐久郡南相木村
2016	5.74%	2.29%	20.12%	0.11%	東京都千代田区	福島県双葉郡大熊町
2017	5.32%	2.13%	18.30%	0.03%	東京都千代田区	神奈川県愛甲郡清川村

注) 市町村決算状況調より筆者ら作成

注) 東京都23区については市町村民税（法人分）、固定資産税、特別土地保有税、都市計画税がないため、地方税に占める基礎自治体たばこ税の割合が大きくなる。

注) 神奈川県愛甲郡清川村については2016年10月に村内唯一の店舗であった大手コンビニ店舗の撤退に伴い、たばこ税収が2016年から2017年にかけて92.58%減少している。その後、国の地方創生拠点整備交付金を活用して2018年3月にドラッグストアを誘致したことから、2018年には683.48%増加しており変動が大きく、2節の分析においては外れ値として除外した。

ところで、たばこの小売価格は、たばこ事業法第 33 条 1 項及び第 2 項、36 条により全国一律かつ全国一斉に定めることとなっている。この点については、公正取引委員会の平成 7 年（1995）年次報告によれば、「競争政策の観点からは、小売定価販売制度を廃止し、たばこ小売販売価格の自由化を図るべきである。」と述べられており、規制改革の必要性が問われているものの、現在においてもなお小売定価販売制度は残ったままである。

たばこがギッフェン財ならともかく、一般の需要法則に従えばたばこ価格の上昇に伴い需要量は減少すると考えられる。この時、たばこ需要の価格弾力性（以下、価格弾力性という）が 0~1 の範囲であれば、価格上昇によって売上は増加するが、価格弾力性が 1 を上回るならば、むしろ売上は減少することとなる。たばこ税が本数あたりに課せられる従量税であることに鑑みれば、たばこ価格とたばこ税との間にもこの関係は成り立つ（以下、この関係を税収弾力性という）。つまり、全国一律かつ全国一斉でたばこの小売定価を定める小売定価販売制度は、地域ごとの価格または税収弾力性の違いを反映することができない制度であり、売上最大化の観点や税収最大化の観点からは必ずしも望ましいものとはなっていない。

こうした社会的課題に対して、EBPM（Evidence-based Policy Making、エビデンスに基づく政策立案）の社会的要請に鑑みれば、実証分析に基づく基礎資料の提示を通して学術面から取り組むことが求められる。しかし、価格や税収弾力性については多くの研究蓄積がなされているものの、全国一律で推定したものであることから、地域ごとの差を捉えることができていない。例えば禁煙促進政策の観点から、後藤他（2007）、日本学術会議（2008）、伊藤・中村（2013）、上村（2014）は価格弾力性を推定し、総じて 1 より低いと推定している。また、基礎自治体財政への影響の観点から吉田・跡田（2011）、伊藤・中村（2013）は税収弾力性をそれぞれ推定し、こちらも総じて 1 より低いと推定している。観点の違いはあるものの、いずれも全国一律の推定結果である。こうした推定に基づいて価格改定が行われた場合、改定によって売上増または税収増の恩恵を受ける地域と、そうでない地域とが発生する可能性がある。地域ごとの弾力性に応じて価格または税改定を行うことができれば、全国一律かつ一斉に改定するよりも売上や税収を増やすことが可能となる。

加えて、学術的課題としては、需要調整の即時性を仮定している点が挙げられる。ニコチンによる依存性や駆け込み需要とその後の反動減が否定できないことに鑑みれば、価格変化に対して直ちに需要を最適水準に修正すると仮定するのは問題であろう。ニコチンの依存性については次の 2 通りの可能性が指摘されている。1 つ目は Dunlop et al.(2011)による指摘として、価格の変化に対して短期的にはたばこ需要を変化させるものの、長期的には元の水準に近いたばこ需要へと戻る可能性である。2 つ目は Dwyer-Lindgren et al.(2014)や Sharbaugh et al.(2018)他など海外の研究に多くみられる指摘として、価格の変化に対して漸減的にたばこ需要を変化させる可能性である。これらは表

明選好法や時系列分析に基づく指摘であり、弾力性の枠組みで分析されていない点で議論の余地があるが、いずれにおいても、需要調整にはタイムラグ（以下、平均調整ラグという）が生じている可能性を指摘するものである。この点を考慮せず弾力性を推定すると、長期的に見たときには弾力性を1つ目の可能性では過大に、2つ目の可能性では過小にそれぞれ推定することとなる。

またいわゆる駆け込み需要や反動減の可能性を考慮すると、どの時点のデータを利用するかによって、過小推定または過大推定が起こりうる。

以上の通り、日本国内はもとより海外の先行研究においても平均調整ラグについて明示的に考慮しておらず、過小推定または過大推定の可能性が残っており学術的にクリアすべき課題と考える。

もし地域別に平均調整ラグが異なるのであれば、これに基づいて算出される長期弾力性も地域別に異なるため、売上または税収最大化の観点からは地域別の長期弾力性に基づいて価格または税改定を行うことが望ましい。また禁煙促進の政策手段としても、政策効果が十分に発揮されるタイミングが異なることから、平均調整ラグの大きいエリアでは先行して価格または税改定を実施するなど、全国一斉ではなく地域別を実施することが望ましいと言えよう。

以上を踏まえ、本研究はたばこ価格の上昇に対する平均調整ラグについても考慮し、地域別に（先行研究が推定してきた）短期弾力性と（平均調整ラグを考慮した）長期弾力性を推定し、地域ごとの長期弾力性に基づいた価格または税改定の必要性を導出することを目的とする。

本稿の構成は次のとおりである。次節において地域別弾力性及び平均調整ラグを考慮した先行研究を求め、研究手法とデータについて述べる。3節において研究成果を述べ、4節に考察、5節に政策的含意と今後の課題を含めた結論を述べる。

## 2. 研究方法

### 2.1 地域別価格弾力性及び平均調整ラグに関する先行研究

前節の通り、たばこ需要の価格または税収弾力性については、禁煙促進政策の観点から後藤他（2007）、日本学術会議（2008）、伊藤・中村（2013）、上村（2014）など、基礎自治体財政への影響の観点から吉田・跡田（2011）など多くの研究蓄積がなされているが、いずれも全国一律の推定結果である。滝沢・嶋崎（2014）は秋田県由利本荘市を事例に分析を行っているが、地域別に弾力性が異なる可能性や平均調整ラグを考慮した研究ではない。

たばこ以外に地域別の弾力性を推定した研究を求めれば、電力や電灯をはじめとしたエネルギー需要に関する研究が挙げられる。例えば電力需要の地域別価格弾力性を推定したものとして、秋山・細江（2008）、谷下（2009）、大塚ほか（2013）などが、灯

油需要の地域別価格弾力性を推定したものとして小畑・嶋崎（2014）が挙げられる。これらの研究ではおおむね次のモデルによって推定を行っている。

$$\ln(E_{i,t}) = a + b\ln(P_{i,t}) + c\ln(Y_{i,t}) + d\ln(E_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

ここで、 $E_{i,t}$ はt期の地域iにおける推定対象の需要量、 $P_{i,t}$ はt期の地域iにおける推定対象の価格、 $Y_{i,t}$ はt期の地域iにおける所得水準、 $E_{i,t-1}$ はt-1期の地域iにおける推定対象の需要量、つまりコイック・ラグとしての1期ラグ付き項を、 $\varepsilon_{i,t}$ は攪乱項をそれぞれ表す。

この推定モデルの最も特徴的なものは1期ラグ付き項である。1期ラグ付き項は需要の動学的調整メカニズムを示すものであり、制約条件付き効用最大化問題から導出される最適需要水準へ、消費者は自らの行動を直ちには修正せず、一定の調整ラグが発生すると仮定してその影響を評価するものであり、平均調整ラグの計算に用いられる。上記のモデルに特定化した場合の弾力性は、 $b$ が短期の価格弾力性を、 $b/(1-d)$ が長期の価格弾力性を、 $d/(1-d)$ が平均調整ラグとなる。

エネルギーの地域別価格弾力性推定の分析枠組みは本研究にも応用が可能であり、とりわけ短期及び長期の弾力性を推定する枠組みは、ニコチンによる依存性やいわゆる駆け込み需要とその後の反動減による需要の調整過程に鑑みれば有用と考える。但し、エネルギー需要に関する先行研究では需要量を被説明変数として用いているが、たばこ需要量に相当するたばこ本数については、企業戦略上秘匿すべき重要なデータであることから、地域別のデータが公開されていない。そこで本研究では、たばこ需要関数（価格弾力性）ではなく、たばこ税関数（税収弾力性）の推定を行う<sup>1</sup>。

## 2.2 分析期間

たばこ税の改定実施時期を見ると、2010年10月1日と2018年10月1日の間には紙巻きたばこについては改定されておらず、この期間の価格改定はすべてたばこ本体価格の改定によるものである。そのため、この期間内であればたばこ価格改定の需要への効果を、税による効果と本体価格の改定による効果とに分解する必要がない。

続いて、2010年から2012年については東日本大震災があり、湯田（2012）において指摘されるように供給ショックが発生していると考えられることから、分析を単純化するため同期間を対象から外す。

また、基礎自治体たばこ税収は年度単位で集計されるものであり、価格改定が年度内

---

<sup>1</sup> 本研究ではたばこ需要関数ではなくたばこ税関数を推定するが、基礎自治体たばこ税は本数あたりに課せられる従量税である。このことを踏まえ、喫煙者の消費するたばこ銘柄に変化がないと仮定するならば、基礎自治体たばこ税関数のパラメータとたばこ需要関数で推定されるパラメータとは等しくなる。このため、本研究の推定結果は基礎自治体財政の税収のみならず、売上についても同様の解釈が可能である。

に行われた 2018 年（2018 年 10 月 1 日改定）については対象から外す。

加えて、たばこ特有のニコチンによる依存性の可能性や、いわゆる駆け込み需要やその後の反動減の可能性を考慮し、価格改定からの調整には時間がかかると考え、2013 年については 1 期ラグ付き項を導入するためのみ使用する。以上よりパラメータ推定では 2014 年度から 2017 年度を分析対象期間とする。

### 2.3 推定モデルとデータ

エネルギー関連の先行研究を踏まえ、本研究では次の推定モデルに特定して推定を行っていく。

$$\log(E_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(I_{i,t}) + \alpha_2 \log(P_t) + \alpha_3 \log(E_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

ここで、 $E_{i,t}$ は t 期の基礎自治体 i における 20 歳以上住民基本台帳一人当たりの基礎自治体たばこ税収を、 $I_{i,t}$ は t 期の基礎自治体 i における消費者物価水準（基礎自治体と同じ都道府県庁所在地のデータ）で実質化した実質所得を、 $P_t$ は t 期のたばこ価格<sup>2</sup>を、 $E_{i,t-1}$ は t-1 期の基礎自治体 i における 20 歳以上住民基本台帳一人当たりの基礎自治体たばこ税収、つまり 1 期ラグ付き項を、 $\varepsilon_{i,t}$ は攪乱項をそれぞれ表す。また、短期の税収弾力性、長期の税収弾力性、平均調整ラグはそれぞれ次の式によって算出される<sup>3</sup>。

短期の税収弾力性： $\alpha_2$

長期の税収弾力性： $\frac{\alpha_2}{1-\alpha_3}$

平均調整ラグ： $\frac{\alpha_3}{1-\alpha_3}$

各説明変数の符号条件は次の通りとなる。 $\alpha_1$ は実質所得 1%の上昇に対する税収の変化率を意味し、+と-のどちらも取りうる<sup>4</sup>。続いて $\alpha_2$ は税収弾力性であり価格改定に

<sup>2</sup> 日本国内で販売、課税される製造たばこには紙巻きたばこのほか葉巻たばこ、パイプたばこ、刻みたばこ、かみ用及びかぎ用の製造たばこ、加熱式たばこがあり、それぞれに銘柄がある。データの入手可能性の観点から銘柄ごとの基礎自治体税収を推計することはできないため、本研究では便宜的に代表的たばことして、財務省が代表的な紙巻きたばことしているメビウス（MEVIUS）を用いる。メビウス（MEVIUS）の価格は 2014 年と 2015 年がひと箱 430 円、2016 年から 2017 年が 440 円である。この間、たばこ税は改定されていないことから価格の変化はすべて本体価格の改定によるものである。

<sup>3</sup> コイック・ラグの問題点として廣松他（1988）により 1. 説明変数との多重共線性の問題、2. 1 期ラグ付き項のパラメータが 1 を超えた場合、ラグ付き項のみによって説明される問題が指摘されている。1 について、本研究ではパネルデータを用いていることから共線性の問題は小さく（Baltagi（2005）、Hsiao（2003））、各説明変数との相関を確認したところ最大値で 0.283、最小値で -0.012 のため多重共線性の問題は大きいとは考えられず、また 2 については後述する推定結果から 1 を超えなかった。

<sup>4</sup> 価格改定に伴う喫煙者の銘柄変更がないと仮定した場合、たばこが上級財であるならば正（+）の、下級財ならば負（-）となる。

に伴い需要量は減少し、それによって従量税であるたばこ税収も減収すると考えられることから負（-）が符号条件となる。 $\alpha_3$ は平均調整ラグの定義から0~1の値が符号条件となる。

分析における地域区分とデータの記述統計は表3-1及び表3-2に示すとおりである。

表 3-1 地域区分

財務局区分	JT支社区分	都道府県名	財務局区分	JT支社区分	都道府県名
北海道財務局	北海道支社	北海道	近畿財務局	大阪支社	兵庫県
東北財務局	東北支社	青森県			京都府
		岩手県			滋賀県
		秋田県			奈良県
		宮城県			大阪府
		山形県			和歌山県
		福島県	中国財務局	中国支社	鳥取県
関東財務局	上信越支社	群馬県			岡山県
		長野県			島根県
		新潟県			広島県
	北関東支社	埼玉県			山口県
		栃木県	四国財務局	四国支社	徳島県
	東関東支社	千葉県			香川県
		茨城県			愛媛県
	東京支社	東京都			高知県
		山梨県	九州財務局・	九州支社	熊本県
	神奈川支社	神奈川県	沖縄総合事務局		大分県
東海財務局	東海支社	静岡県			沖縄県
		三重県		南九州支社	宮崎県
		愛知県			鹿児島県
		岐阜県	福岡財務支局	九州支社	福岡県
北陸財務局	北陸支社	富山県			佐賀県
		石川県			長崎県
		福井県			

表 3-2 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	符号条件	変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	符号条件			
全国一律	推計たばこ本数	Intabaco	6,916	8,951	0.375	6.207	11.313	近畿財務局	推計たばこ本数	Intabaco	792	8,812	0.493	6.391	11.134	
	実質所得	Inrealincome	6,916	14.171	0.287	13.374	15.921	+	実質所得	Inrealincome	792	14.214	0.255	13.431	15.189	+
	代表的たばこ価格	Inprice	6,916	6.075	0.011	6.064	6.087	-	代表的たばこ価格	Inprice	792	6.075	0.012	6.064	6.087	-
	1期ラグ付き項	lag	6,916	8.980	0.374	4.438	11.391	0-1	局1期ラグ付き項	lag	792	8.852	0.486	6.481	11.134	0-1
北海道財務局	推計たばこ本数	Intabaco	716	9.203	0.231	8.250	9.751	中国財務局	推計たばこ本数	Intabaco	428	8.814	0.275	7.528	9.216	
	実質所得	Inrealincome	716	14.135	0.218	13.439	15.166	+	実質所得	Inrealincome	428	14.086	0.210	13.539	14.566	+
	代表的たばこ価格	Inprice	716	6.075	0.012	6.064	6.087	-	代表的たばこ価格	Inprice	428	6.075	0.012	6.064	6.087	-
	1期ラグ付き項	lag	716	9.229	0.227	8.389	9.788	0-1	局1期ラグ付き項	lag	428	8.840	0.270	7.733	9.240	0-1
東北財務局	推計たばこ本数	Intabaco	884	8.967	0.386	6.207	9.763	四国財務局	推計たばこ本数	Intabaco	376	8.841	0.378	7.154	9.522	
	実質所得	Inrealincome	884	14.002	0.212	13.402	14.647	+	実質所得	Inrealincome	376	13.978	0.244	13.376	14.525	+
	代表的たばこ価格	Inprice	884	6.075	0.012	6.064	6.087	-	代表的たばこ価格	Inprice	376	6.075	0.012	6.064	6.087	-
	1期ラグ付き項	lag	884	8.990	0.394	6.207	9.708	0-1	局1期ラグ付き項	lag	376	8.868	0.366	7.538	9.559	0-1
関東財務局	推計たばこ本数	Intabaco	1,788	8.939	0.415	6.267	11.313	九州財務局・	推計たばこ本数	Intabaco	688	8.943	0.289	7.745	10.014	
	実質所得	Inrealincome	1,788	14.325	0.296	13.424	15.921	+	沖縄総合事務局	実質所得	688	13.952	0.217	13.374	14.587	+
	代表的たばこ価格	Inprice	1,788	6.075	0.011	6.064	6.087	-	代表的たばこ価格	Inprice	688	6.075	0.012	6.064	6.087	-
	1期ラグ付き項	lag	1,788	8.972	0.422	4.438	11.391	0-1	局1期ラグ付き項	lag	688	8.967	0.287	7.807	10.069	0-1
東海財務局	推計たばこ本数	Intabaco	640	8.955	0.237	7.559	9.915	福岡財務支局	推計たばこ本数	Intabaco	400	9.053	0.292	7.525	10.193	
	実質所得	Inrealincome	640	14.375	0.237	13.758	14.912	+	実質所得	Inrealincome	400	14.116	0.225	13.474	14.681	+
	代表的たばこ価格	Inprice	640	6.075	0.012	6.064	6.087	-	代表的たばこ価格	Inprice	400	6.075	0.012	6.064	6.087	-
	1期ラグ付き項	lag	640	8.988	0.235	7.797	9.967	0-1	局1期ラグ付き項	lag	400	9.075	0.280	7.658	9.874	0-1
北陸財務局	推計たばこ本数	Intabaco	204	8.949	0.226	7.929	9.503									
	実質所得	Inrealincome	204	14.264	0.186	13.773	14.649	+								
	代表的たばこ価格	Inprice	204	6.075	0.012	6.064	6.087	-								
	1期ラグ付き項	lag	204	8.976	0.226	7.960	9.533	0-1								

### 3. 研究成果

特定化した推定モデルに基づいて推定した結果が表 4-1 である。短期税収弾力性を示す  $\ln price$  は四国財務局が 5%の有意水準であるものの、それ以外は 1%の有意水準を満たしているとともに、すべての地域のパラメータが負の値を持ち符号条件を満たしている。地域別にみると全国一律のモデルでは-1.742(税収弾力性は 1.742)であり、たばこ価格の 1%の上昇に対して短期的に 1.742%の税収減と推定される。-1 を下回る(税収弾力性が 1 を上回る)のは北海道、東北、関東、東海、北陸、中国、九州・沖縄であり、特に関東財務局では-2.527(税収弾力性は 2.527)と大きく、価格に対して税収の減少が大きいことがわかる。喫煙者の銘柄変更がないと仮定すると、これらの地域では価格の値上げは税収のみならず売上も減少させていると推定される。

一方、四国財務局と福岡財務支局ではそれぞれ-0.740(税収弾力性は 0.740)、-0.874(税収弾力性は 0.874)であり、価格 1%の上昇に対して税収はそれ以下の減収にとどまっている。喫煙者の銘柄変更がないと仮定すると、四国及び福岡においては価格の値上げは税収減とはなるものの売上増につながると言える。本研究期間の価格改定はすべてたばこ本体価格の改定によるものであるが、仮に価格改定がたばこ本体価格ではなく課税主体による改定の場合は税収増となり生産者側にとっては売上減となる。

なお短期の税収弾力性を示す  $\ln price$  の推定値について、全国一律推定値と統計的に有意な差があるかどうかを検定した F-test の結果から、東北、東海、北陸、近畿においては有意な差を見出すことはできないものの、北海道、関東、中国、四国、福岡においては 1%有意水準で、九州・沖縄においては 5%有意水準で全国一律推定値と等しいとする帰無仮説は棄却された。

続いて 1 期ラグ付き項は全国及びすべての地域において有意に正であり、かつ 0 から 1 なので、調整係数としては符号条件を満たしている。一方で、実質所得のパラメータは多くの地域において有意な推定結果を得られなかった。

### 4. 考察

研究成果を整理すると、短期の税収弾力性の推定結果から、喫煙者の銘柄変更がないと仮定すると、四国及び福岡を除く地域では値下げにより売上増となり、四国及び福岡でのみ値上げが売上増につながる。価格改定の主体が課税主体である場合にも同じことが言え、四国及び福岡を除く地域では値下げにより税収増となり、四国及び福岡では値上げにより税収増となる。以上のことから、全国一律の小売定価販売制度は税収や売上の観点から望ましいとは言えず、見直しを検討すべきであろう。

表 4-1 推定結果

	全国一律	北海道財務局	東北財務局	関東財務局	東海財務局	北陸財務局
Inrealincome	0.002 (0.049)	0.202 (0.079) **	0.165 (0.204)	-0.003 (0.077)	0.069 (0.114)	-0.041 (0.162)
Inprice	-1.742 *** (0.063)	-1.184 *** (0.137)	-1.351 *** (0.274)	-2.527 *** (0.090)	-1.630 *** (0.129)	-1.924 *** (0.188)
lag	0.389 *** (0.011)	0.570 *** (0.040)	0.598 *** (0.035)	0.198 *** (0.014)	0.595 *** (0.038)	0.396 *** (0.060)
const.	16.005 *** (0.633)	8.276 *** (1.207)	9.485 *** (2.105)	22.548 *** (1.077)	12.513 *** (1.759)	17.665 *** (2.325)
Within R-sq.	0.386	0.520	0.376	0.525	0.643	0.720
Between R-sq.	0.992	0.906	0.974	0.991	0.982	0.991
Overall R-sq.	0.959	0.892	0.952	0.885	0.963	0.941
F-value	1086.520 ***	192.540 ***	132.470 ***	492.540 ***	286.910 ***	128.620 ***
Hausman test	1984.610 ***	109.600 ***	95.140 ***	1098.880 ***	93.350 ***	66.290 ***
	Fixed effect					
F-test						
H <sub>0</sub> : Inprice=-1.742		16.47 ***	2.05	76.46 ***	0.75	0.94
H <sub>0</sub> : lag=0.389		20.35 ***	35.57 ***	188.83 ***	28.66 ***	0.01

	近畿財務局	中国財務局	四国財務局	九州財務局・ 沖縄総合事務局	福岡財務支局
Inrealincome	-0.259 (0.227)	-0.372 ** (0.188)	-0.326 + (0.215)	0.121 (0.135)	-0.721 *** (0.191)
Inprice	-1.846 *** (0.298)	-1.088 *** (0.232)	-0.740 ** (0.297)	-1.270 *** (0.197)	-0.874 *** (0.207)
lag	0.413 *** (0.046)	0.498 *** (0.048)	0.625 *** (0.064)	0.443 *** (0.039)	0.590 *** (0.052)
const.	20.054 *** (3.030)	16.259 *** (2.250)	12.351 *** (2.633)	11.000 *** (1.703)	19.189 *** (2.473)
Within R-sq.	0.295	0.454	0.430	0.318	0.477
Between R-sq.	0.879	0.670	0.895	0.957	0.355
Overall R-sq.	0.848	0.644	0.881	0.927	0.358
F-value	82.540 ***	88.270 ***	70.060 ***	79.880 ***	68.080 ***
Hausman test	136.880 ***	91.480 ***	40.090 ***	159.390 ***	68.080
	Fixed effect				
F-test					
H <sub>0</sub> : Inprice=-1.742	0.12	7.96 ***	11.41 ***	5.77 **	17.64 ***
H <sub>0</sub> : lag=0.389	0.27	50.4 **	13.74 ***	1.94	14.82 ***

(注)\*\*\*は有意水準1%で、\*\*は5%で、\*は10%で、+は15%で有意であることをそれぞれ表す。

(注)かっこ内( )は標準誤差を表す。

続いて表 4-1 のパラメータ推定結果に基づいて長期の税収弾力性と平均調整ラグを算出した表 4-2 を確認する。長期の税収弾力性は全国を含めすべての地域が 1 を上回る結果を得た。四国を除き 2 以上であり、東海財務局では 4 を超える値を得た。つまり、長期的には税収はたばこ価格に対して極めて弾力的であることがわかる。先行研究は需要調整の即時性を仮定し、短期と長期を区別せず価格または税収弾力性を推定し、これが 1 を下回ると推定しているのに対して、本研究によって明らかにした長期税収弾力性はすべての地域で 1 を上回っており、先行研究の推定結果は過小推定の可能性がある。

また喫煙者の銘柄変更がないと仮定すると、税収弾力性と価格弾力性は等しく、1%の価格上昇は税収のみならず売上をも減少させることとなる。

加えて、禁煙促進政策の観点からは長期弾力性が 1.973 から 4.029 と、地域ごとに大きく異なり、全国一律の価格改定は過度な政策効果が見られる地域とそうでない地域との較差が生じる可能性がある。

続いて、平均調整ラグについてみると、全国では 0.638 であり需要調整に平均約 7～8 か月程度かかるのに比較して、地域別にみると最も平均ラグが短いのは関東財務局の 0.247 であり、平均約 3 か月程度で調整しているのに対し、最も平均ラグが長いのが四国財務局の 1.666 であり、平均約 20 か月かかることがわかる。日本学術会議（2008）では禁煙促進政策の手段として価格メカニズムの活用を求めているが、平均調整ラグの地域別の違いを鑑みると全国一斉に価格改定を行うのではなく、平均調整ラグに基づき時期をずらした改定が望まれる。

表 4-2 弾力性と平均調整ラグ

	税収の価格弾力性(税収弾力性)		
	短期	長期	平均調整ラグ
全国	1.742	2.853	0.638
北海道財務局	1.184	2.757	1.328
東北財務局	1.351	3.357	1.485
関東財務局	2.527	3.151	0.247
東海財務局	1.630	4.029	1.472
北陸財務局	1.924	3.187	0.656
近畿財務局	1.846	3.146	0.704
中国財務局	1.088	2.166	0.991
四国財務局	0.740	1.973	1.666
九州財務局・沖縄総合事務局	1.270	2.280	0.795
福岡財務支局	0.874	2.135	1.442

## 5. 結論

### 5.1 政策含意

本研究では、需要調整メカニズムを考慮してたばこ需要の地域別税収弾力性を短期と長期に分けて推定を行った。

たばこ消費は健康への悪影響が否定できない一方で、生産や販売などの経済活動はもとより基礎自治体財政にとって重要な財源の一つである。その上でわが国ではたばこ小売定価販売制度により、全国一律及び全国一斉にたばこ価格が規制されており、競争政策上及び税収や売上増の機会逸失の観点から社会的課題としてとらえられる。先行研究は、禁煙促進政策や基礎自治体財政の観点から、全国一律の価格弾力性または税収弾力性を推定しているが、全国一律の推定では社会的課題の解決に資する十分な資料を提示することができない。また、一般にニコチンによる依存性や駆け込み需要とその後の反動減が否定できず、先行研究が需要調整の即時性を仮定し短期弾力性を推定している点で学術的課題が残されている。そこで本研究は社会的課題及び学術

的課題に対し、エネルギーに関する先行研究を参考に需要調整メカニズム（平均調整ラグ）を考慮して、地域別基礎自治体たばこ税の税收弾力性を推定することを目的とした。

分析の結果、短期及び長期税收弾力性のそれぞれが地域別に異なることを明らかにし、とりわけ長期においては最大値の 4.029（東海財務局）、最小値の 1.973（四国財務局）のように大きく異なる結果を得た。また先行研究は短期弾力性を推定し、これが 1 を下回ると推定しているのに対し、本研究によって明らかにした長期弾力性はすべての地域で 1 を上回っており、先行研究の推定結果は過小推定の可能性があることが分かった。また、平均調整ラグについても全国一律推定と地域別推定では異なることを明らかにした。

政策の具体策として、現在たばこ税は従量税として課されているが、これを従価税に変更したうえで、JT をはじめとするたばこ製造販売会社が本体価格を地域別に設定することが望ましい。JT 等による Market-oriented Pricing を可能にするとともに、従価税にすることにより、単一国家としての整合性（一律税額ではなく一律税率）を保ちつつ、価格改定によるメリットを一定比率で産業と行政とで分配することが可能となる。

## 5.2 今後の課題

最後に本研究に残された課題を述べて結びとしたい。第一に、本研究ではたばこ価格について JT の代表的な銘柄であるメビウスの価格をたばこ価格の変数として用いた点が挙げられる。JT にはほかにも多くの銘柄があるとともに、外国製のたばこや葉巻などにもたばこ税が課せられていることを考慮することで推定結果の精度を高めることができる。この点についてはデータの入手可能性の観点から困難な課題であるものの取り組んでいきたい。続いて、データの期間を 2017 年までとした点である。たばこ価格は 2018 年 10 月以降も段階的に改訂を行っていることや、禁煙意識の高まりは 2017 年以降も続いていると考えられる。この点については市町村決算状況調の更新を待つほか、第一の課題で述べたデータの入手可能性にも取り組み課題解決に取り組んでいきたい。また消費地と需要地の違いを考慮することも重要であり、同様の枠組みとして越境購買行動の可能性を分析に組み入れることも意義があるだろう。この点を考慮する方法として、都市構造（例えば昼夜間人口比率や年齢構成、世帯構成や性別など）を変数とした分析を今後の課題として取り組んでいきたい。

## 6. 引用文献

上村一樹、「たばこへの依存度と喫煙量の価格弾力性の関係についての分析」、『生活経済学研究』、2014, vol.39, pp55-67。

谷下雅義、「世帯電力需要量の価格弾力性の地域別推定」、『エネルギーと資源』、2009、

- vol.30(5)、 pp1-7。
- 秋山修一・細江宣裕、「電力需要関数の地域別推定」、『社会経済研究』、2008、vol56、pp49-58。
- 伊藤ゆり・中村正和、「たばこ税・価格の引き上げによるたばこ販売実績への影響」、『日本公衛誌』、2013、 vol.60(9)、 pp613-618。
- 大塚章弘・田口裕史・林田元就・間瀬貴之、「地域別電灯・電力需要の価格弾力性の分析」、『電力中央研究所社会経済研究所報告書』、電力中央研究所、2013。
- 公正取引委員会、『平成7年度 年次報告』、公正取引委員会、1995。
- 小畑雄太・嶋崎善章、「価格弾力性による灯油需要の地域間分析」、『生活経済学研究』、2014、 vol.40、 pp41-51。
- 廣松毅・池田実・藤原直哉・若林芳雄、「計量経済分析再考—より信頼性の高いモデル作りのための推定手続き—」、『経済分析』、1988、 vol.112、 pp1-36。
- 滝沢昌平・嶋崎善章、「たばこ需要の特殊性を考慮した税収への影響分析」、『行動経済学』、vol.7、 pp96-99。
- 日本学術会議、『要望 脱タバコ社会の実現に向けて』、日本学術会議、2008。
- 室田泰弘、『エネルギーの経済学』、日本経済新聞社、1984。
- 湯田道生、「たばこ価格の上昇と供給ショックが喫煙行動に与えた影響」、『医療経済研究』、2012、vol.24(2)、 pp143-156。
- 吉田有里・跡田直澄、「たばこ税のシミュレーション分析」、『甲南女子大学研究紀要 人間科学編』、2010、vol.47、 pp69-76。
- Baltagi, B.H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Edition, John Wiley & Sons Inc., 2005.
- Dunlop S, Perez D, Cotter T. “*Australian smokers’ and recent quitters’ responses to the increasing price of cigarettes in the context of a tobacco tax increase,*” *Addiction*, May 2011. 106(6), pp1687–1695.
- Dwyer-Lindgren, L., Mokdad, A., Srebotnjak, T., Flaxman, A., Hansen, G., Murray, C., “*Cigarette smoking prevalence in US counties: 1996-2012,*” *Population health metrics*, March 2014, 12(1).
- Hsiao, C. *Analysis of Panel Data*. 2nd edition, Cambridge University Press, 2003.
- Nordhaus, W. D. *The efficient use of energy resources*, Yale University Press, New Haven and London, 1979.
- Sharbaugh, M., Althouse, A., Thoma, F., Lee, J., Figueredo, V., Mulukutla, S., “*Impact of cigarette taxes on smoking prevalence from 2001-2015: A report using the Behavioral and Risk Factor Surveillance Survey (BRFSS)*” *PLoS ONE*, September 2018, 13(9).

## 7. 英文アブストラクト

An Estimation of Tax Revenue Elasticity of Tobacco Consumption and Optimal Taxation Focusing on the Difference in Income Levels by Region

Shunsuke SEKIGUCHI, Toshihiro WATANABE (Ishinomaki Senshu University)

In Japan, tobacco prices are regulated uniformly and simultaneously throughout the country by the tobacco retail price system, which is regarded as a social issue. Prior studies have estimated the tax revenue elasticity of uniform national prices from the perspective of smoke-free promotion policies and basic municipal finances; however, uniform national estimates cannot provide sufficient data to contribute to solving social issues. This study aimed to estimate the tax revenue elasticity of the basic municipal tobacco tax by region by considering the demand adjustment mechanism (average adjustment lag) with reference to previous studies on energy to address social and academic issues. Results show that the short- and long-term tax revenue elasticities differed by region, especially in the long-term, with the largest and smallest values being 4.029 (Tokai Bureau of Finance) and 1.973 (Shikoku Bureau of Finance), respectively. While a previous study estimated the short-term elasticity to be below one, it revealed the long-term elasticity to be above one in all regions, indicating that the results of the previous study may have been underestimated. We also found that the average adjusted lag differs between the uniform national and regional estimates.