

# 消費税における閾値と小規模企業の集積 —2019 年増税への展望

市川 翼

株式会社帝国データバンク

一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター

アルドチェルワン メナカ

株式会社帝国データバンク

一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター

恩地 一樹

大阪大学

一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター

本稿では、帝国データバンクの大規模データを用いて消費税の免税点の影響を検証する。集積動機を明らかにするため、2014 年の消費税増税を準実験の機会と捉え、集積推計法を用い企業度数分布の歪みを増税前後で比較する。分布が益税の増加に反応していないことから、事務負担回避が集積の理由だと示唆される。また、歪みが発生させる経済的損失を考察するため、集積行動の形態も検討する。間接的エビデンスは、集積行動の形態として租税回避を示唆している。推計では、免税点は約 5 万 7 千社の行動を歪ませ、それに伴い毎年 170 億円規模の益税が発生している。

## 1. 序論

2019 年 10 月に消費税率の 2% 増が行われた。付加価値税は比較的経済中立的であるとはいえ、益税を発生させることが知られている（藤川，1991；高林・下山，2001；橋本，2002；鈴木，2011）。益税とは、消費者が支払った消費税のうち、納税されずに、簡易課税制度を選択した事業者などの利益となるものをいう<sup>1</sup>。後に詳説するが、益税は、簡易課税制度を含む中小事業者を対象とした特例に起因し、また、益税の規模は、消費

---

企業信用調査データの特性に関し度々議論を重ねた株式会社帝国データバンクの菊川康彬氏、大里隆也氏、平峰芳樹氏に深謝する。石瀬寛和氏、植杉威一郎氏、岡田羊祐氏、岡室博之氏、大山睦氏、北村周平氏、瀧井克也氏、室岡健志氏、ならびに一橋大学と大阪大学でのセミナー参加者から有用なコメントとサジェスションをいただいた。また、査読者からいただいた有益なコメントに深謝する。本研究はJSPS科研費 15KK0088、19K01695の助成を受けたものです。

<sup>1</sup> 本稿での定義は、広辞苑（第六版）を参照した。

税率に比例する。消費税率の増税は、すなわち益税規模を拡大させる側面をもち、特例への対象要件を満たすことで益税の金銭的メリットを享受するインセンティブを増幅させる。このため、企業規模の人為的操作などの経済非効率的な行動を企業に促し、企業行動の歪みが増幅してしまう副作用が懸念される。

付加価値税における中小企業特例は、実際に企業行動を歪めると、先行研究は報告している。付加価値税では、免税の適格条件を規定するため、売上高で定義される閾値が設けられており、閾値前後において納税義務は劇的に変化する (Keen & Mintz, 2004)。諸外国における税務個票データを用いた検証は、売上高度数分布の免税点以下の地点において、bunching (集積) と呼称される、企業数が相対的に非常に大きくなる現象を報告している (Liu ら, 2021 ; Boonzaaier ら, 2019 ; Harju ら, 2019)。通説では、これらの集積は、企業による売上の人為的な抑制が顕在化したものである、と解釈されている。これらの先行研究から推測すると、一方では 2019 年増税によって、売上をわざと見逃すなどの企業行動が増えるのではないかと考えるが、他方では日本と諸外国の付加価値税には制度的差異があるため、外挿することが妥当かどうか、疑問が残るであろう。

本稿の目的は、帝国データバンクの大規模データを用い免税閾値の影響を検証することを通して、19 年増税の議論に資することである。まず、免税点である売上高 1,000 万円以下への集積が発生しているかどうかを確認する。その上で、どうして企業が閾値に反応しているのか、集積動機を検討する。主要な誘因が、益税による金銭的メリットを享受するためなのか、課税事業者になることによる事務負担の増加を回避するためなのかにより、増税への反応は変わる。そこで、本稿では 14 年の消費税増税を準実験の機会と捉え、前回の増税時に益税が増加した際、企業行動の歪みが増幅したかどうか検証する。統計分析には Saez (2010) の考案した集積推計法 (bunching estimator) を応用する。次に、免税措置の副作用としての経済的損失が、どの程度の規模であるのか検討する。いかに売上高の調整が行われているのかによって、経済的損失の規模は変わる。Keen and Mintz (2004) の理論モデル以降、免税点は人為的な売上抑制を引き起こすと解釈されているが、この解釈のもとでは実体経済に歪みが生じているといえる。それに対して、売上計上時期をずらすなど会計操作に過ぎないのであれば、経済的非効率性は低いであろう。そこで、本稿では、企業個票データを分析することで、行動形態の特定化を試みる。むろん、後に詳述するように、14 年と今回の増税には様々な差異があるが、同一国内における最近の経験は、19 年増税の影響を考察する上で貴重なエビデンスになるであろう。

日本における研究では、Onji (2009) による 89 年の消費税導入当時における簡易課税制度の検証がある。Onji (2009) は、東洋経済新報社の「関係企業データ」に収録されている大会社の子会社サンプルを用い、消費税導入前後の企業度数分布を比較し、当時の簡易課税制度の閾値である売上高 5 億円の近傍で分布に歪みが発生したことを報告し、企業分割という租税回避行動がおこなわれたと解釈している。本稿も制度改正前後の比較を行う点で類似しているが、19 年増税の考察のためには、消費税の導入という抜本的税改正よりも、同規模の増税が行われた 14 年改正の方が、明らかに関連性が高い。また、本稿で用いるデータは、サンプル数が格段に多く、かつ、より多様な企業属性が観測可能であり、具体的な行動形態の検証を可能にしている。同時並行の研究として Hosono ら (2019) も免税点の影響を検証しているが、使用データベース、サンプル期間、分析目的などの点で、本稿と相違があり、以下のふたつの意味で相互補完するものである。第 1 に、Hosono ら (2019) も本稿と同様に信用調査データベースを使用しているが、東京商工リサーチによる別個のサンプルである。どちらのサンプルも税務個票データのような全数ではないが、免税点における歪みが検出されており、集積の存在についての信頼性を確認しあうものである。サンプル期間に関しては、Hosono ら (2019) は 09 年から 14 年までなのに対し、本稿は 04 年から 18 年までであり、14 年改正を含むという特色がある。第 2 に、Hosono ら (2019) は、閾値近傍に集積する企業にどのような特性があるのかを問い、なかでも生産性の影響の検証を試みているという特徴がある。一方、本稿では、19 年税改正について政策的含意のある分析を志向し、集積動機の検討と行動形態の把握を目的としているため、研究目的に相違がある。

以降の本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では、本稿での分析対象となる帝国データバンクの信用調査データの定性的な性質と定量的な性質を述べる。第 3 節では、免税点近傍で発生する企業の集積の観測結果を述べる。観測結果を用いた益税額の概算もこの節で行う。第 4 節では、14 年の消費税増税を準実験と捉え、集積の動機を検証する。益税目的仮説が支持されず、事務負担増加の回避仮説が示唆される。第 5 節では、売上高調整の方法を検証する。複数のシナリオを検証した結果、複合的な行動的反応が示唆される。第 6 節では、本稿での分析結果が示唆する 19 年の消費税増税への展望をまとめ、第 7 節で全体をまとめる。第 8 節は技術的な部分の補遺である。

## 2. データ

### 2.1 帝国データバンクの信用調査データ

本研究では、株式会社帝国データバンクの 3 種類のデータベースを用いる：『企業信用

調査報告書データベース』、『企業財務データベース』(COSMOS1)、『企業概要データベース』(COSMOS2)。これらはデータの収集方法において公的統計とはその性格を異にするため、研究結果の正確な理解のためにも、データ収集方法の理解と紐づけた上で、データベースの特徴をあらかじめ把握しておくことが望ましい。表1に各データベースの特徴と留意点をまとめた。

『企業信用調査報告書データベース』は企業信用調査で得られた各企業の最新期の調査報告書データを蓄積したものである。企業信用調査は調査員の直接訪問によって行われており、これにより、資本関係や系列関係などの詳細な情報が入手できる。一方で、企業信用調査は依頼により発生するため、企業ごとにデータ取得時期が異なる。また、与信調査の性質上、依頼者は取引関係の変更を検討している可能性が高い。新規取引が増えてゆく成長企業や、取引の打ち切りが検討されている衰退企業など、事業遂行にあたって国内・外経済の環境変化などにより、なんらかの取引状況の変化を被っている最中である企業が選別されている可能性には留意が必要である。

『企業財務データベース』(COSMOS1)は財務諸表および財務指標のデータベースである。収録対象が上場・店頭企業のみならず中小企業にも及んでおり、日経NEEDS等と比べて対象範囲が広いという特徴がある。財務諸表の収集には企業信用調査時に調査員が直接収集する場合と公開データから収集する場合がある。したがって、COSMOS1では『企業信用調査報告書データベース』を基盤として、公開データの利用により、信用調査対象以外のサンプルの情報を補完しているといえる。

上記2つのデータベースは企業信用調査報告書などの生データを商用・研究用に加工

表1 使用データベースの特徴

データベース名	収録企業数	特徴	留意点
企業信用調査報告書データベース	180 万社	・調査項目の網羅性 (資本関係、系列関係など)	・調査頻度の非一様性 ・新規調査によるデータ差替
企業財務データベース (COSMOS1)	85 万社 630 万期	・保有項目の網羅性 (財務諸表の諸項目及び 各種財務比率指標)	・調査頻度の非一様性 ・企業数の相対的な少なさ
企業概要データベース (COSMOS2)	147 万社	・調査対象の網羅性 ・データを継時的に蓄積	・調査項目の簡素化 ・指標の粒度の粗視化

注) 収録企業数は『企業信用調査報告書データベース』とCOSMOS1については累積企業数。COSMOS2については19年4月現在の単年度企業数である。

出所) 筆者作成。

して作成されており、随時最新の状態に更新される<sup>2</sup>。これは事業活動の原資としてデータを使用する場合、鮮度が高いほど価値があるためである。このため『企業信用調査報告書データベース』は詳細情報を網羅的に格納した繰り返シクロスセクションデータといえる。

これと対照的かつ相補的なデータベースが『企業概要データベース』（COSMOS2）である。COSMOS2 は企業概要に調査項目を絞ったデータベースである。各項目の粒度は『企業信用調査報告書データベース』やCOSMOS1 に比べて粗視化してある<sup>3</sup>。COSMOS2 ではダイレクトメール及び電話調査など間接調査を主なデータ収集方法としており、毎年継続的に企業情報を更新しているが、数年に一度は対象企業を直接訪問してデータを収集することでデータの信頼性の担保に努められている。

このように、上述の3つのデータベースは、互いに補完的な特徴を有しており、適切な使用により、幅広い調査研究に対応することができる。本稿では、分析内容に合わせて上掲のデータを使い分ける。

## 2.2 データの定量的性質

本稿では『企業信用調査報告書データベース』の19年1月現在のデータにもとづき、売上高1億円以下（ただしゼロ円は除く）の領域での企業の行動を分析する。データセットの生成手順については第8.1節を参照のこと。同一企業の複数決算期の売上高はそれぞれ独立したレコードとして取り扱う。

表2に企業数及び売上高期数を日本標準産業分類大分類ごとに示した。対象年は決算期年で04年から18年まで、企業数は04年から18年までに少なくとも一度売上高が1億円以下であった企業の数である。分析対象となる企業数は102,702社、『企業信用調査データベース』に登録されている180万社の約5.7%である。合計売上高期数は244,666件、一企業につき約2.4件のレコードがある。売上高1億円以下で最も企業数および売上高期数が多い産業は建設業であり、サンプル期間中の延べ数で全体の48.5%である。

以降では、産業分類「不明」のレコードを除いたデータセットを用いて分析を行う。補完的に使用するCOSMOS1・COSMOS2のデータの概要は第3節以降において紹介される。

---

<sup>2</sup> 『企業信用調査報告書データベース』では、更新時に過去の信用調査報告書データを新しいものに差し替える。ただし、信用調査報告書には最新期の売上高のみならず、業績の推移を記録する項目もあるため、売上高などの指標については直近の複数期にわたっての情報が取得できる。本研究では、『企業信用調査報告書データベース』に格納されている最新期の売上高だけでなく、データベースに登録された信用調査報告書に記載されている全ての売上高も分析対象とした。一方、COSMOS1では新しい財務データが累積される。

<sup>3</sup> 『企業信用調査報告書データベース』及びCOSMOS1では売上高は企業規模に応じ、1円単位・1,000円単位・百万円単位などで格納されている。一方、COSMOS2では百万円単位である。

表2 企業信用調査データベース（2019年1月現在）  
売上高1億円以下の企業数と売上高期数

大分類名	企業数	2004-2013 売上高期数	2014-2018 売上高期数	合計期数
A_農業、林業	611	752	773	1,525
B_漁業	32	28	44	72
C_鉱業、採石業、砂利採取業	56	104	52	156
D_建設業	44,996	85,383	33,164	118,547
E_製造業	6,496	8,451	7,182	15,633
F_電気・ガス・熱供給・水道業	101	28	121	149
G_情報通信業	5,268	7,152	5,732	12,884
H_運輸業、郵便業	1,556	1,975	1,315	3,290
I_卸売業、小売業	13,301	17,154	13,325	30,479
J_金融業、保険業	600	719	588	1,307
K_不動産業、物品賃貸業	7,553	9,074	5,105	14,179
L_学術研究、専門・技術サービス業	5,215	6,743	5,300	12,043
M_宿泊業、飲食サービス業	782	842	699	1,541
N_生活関連サービス業、娯楽業	853	1,055	740	1,795
O_教育、学習支援業	378	463	398	861
P_医療、福祉	1,080	1,297	937	2,234
Q_複合サービス事業	288	438	334	772
R_サービス業（他に分類されないもの）	5,665	7,184	5,920	13,104
不明	7,871	8,408	5,687	14,095
合計	102,702	157,250	87,416	244,666

出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より筆者作成

### 3. 免税点における集積

#### 3.1 消費税の免税制度

消費税は 1989 年に導入された。導入当時に政治的反発が強かったため、中小事業者の支持を確保するため中小企業への特例措置を手厚くした経緯がある（本間・跡田，1989）。免税点制度ならびに簡易課税制度の趣旨としては、小規模事業者の事務負担を軽減し、また、税務執行コストを抑えることである。導入以降、徐々に中小企業への特例措置の対象企業の範囲が狭められ、また、メリットを減少させる改正が行われている。本稿で着目する免税制度は、89 年には売上高 3,000 万円以下が適用要件であったのが、04 年の改正で 1,000 万円に縮小された。

特例措置は益税を発生させる（鈴木，2011；Harju ら，2019）。免税制度から発生する益税額は  $\tau(s - c)$  と表すことができる。ここで  $s$  は土地や輸出など非課税売上を除いた課税売上高、 $c$  は課税仕入高で、 $(s - c)$  は付加価値を示す。課税仕入高には人件費や利子を含まないが、機材などの設備投資を含む。免税業者は仕入に係る消費税の還付をうけることができないため、設備投資を行う企業にとって不利である<sup>4</sup>。 $\tau$  は消費税率であり、付加価値が一定であれば税率が高いほど益税額も高くなる。免税企業が買い手に仕入れに係る消費税額を 100% 転嫁する場合、免税企業自身が益税を享受するが、100% 未満の転嫁の場合、免税企業の納入先企業にも益税のメリットが及ぶことになる。例えば、税率 8% で、売上 900 万円、付加価値率 40% の免税事業者からは 28.8 万円の益税が発生する。

免税点を超える主なデメリットは 2 点、課税業者として事務負担（compliance cost）が発生すること及び益税の消失である。海外のエビデンスを鑑みるに（Harju ら，2019）、これらは企業集積の誘因となりうるが、日本特有の制度要因に目を配る必要はある。

日本の場合、閾値直下の企業が免税事業者にとどまるには、より長い期間での動的選択が必要である。EU 諸国の場合は当事業年度の売上高が判定要件であるが、日本では当事業年度ではなく基準期間の売上が判定要件であり、基準期間は 2 事業年度前である<sup>5</sup>。このため、企業が 2 年後の適用要件を満たすには、現在の売上を閾値以下に抑制する必要がある。理論的には 2 年後に享受する益税と現在発生する調整コストのトレードオフであるので、割引率が高い企業ほど免税企業にとどまる誘因は低くなる。よって、基準期間と事業年度のずれは集積を減少させる要因となりうる。

日本の消費税の特徴としてアカウント制度の採用がある。EU 諸国ではインボイス制

<sup>4</sup> 制度上、課税事業者になる選択肢も設けられている。

<sup>5</sup> 基準期間に存在していない事業者に関しては、消費税創設当時は免税とされていたが、新設法人の免税要件が厳しくされており、例えば平成 9 年より資本金 1,000 万円以上の新設法人は不適用とされている。

度が採用されており、仕入れにかかる付加価値税の還付に仕入先業者からのインボイスが必要であるが、アカウント制度ではインボイスの必要がない。課税業者と免税業者を区分する必要のないアカウント制度の方がより簡素であり課税業者の事務負担は比較的低い<sup>6</sup>ため、この点においては集積誘因が低減される。ただし、インボイス制度では免税業者との取引で仕入税還付が受けられないため免税業者が選好されにくく、免税業者に留まる誘因が減るため、一概にどちらが集積を引き起こしやすいかは言えない。

### 3.2 集積推計法の概要

本稿では、実証分析の枠組みとして、Saez (2010) が提唱した集積推計法 (bunching estimator) を応用する。集積推計法とは、税制の引き起こす度数分布の歪みを計測したうえで、歪みの規模と整合的な構造パラメーターを導出する手法であり、いわば誘導形推計と構造推計のハイブリットである (Kleven, 2016)。Saez (2010) では、所得税の税率区分の境界から生じる納税者の度数分布の歪みを計測し、課税所得の税率弾力性を導出している。本研究の目的は行動的反応の検証であるため、集積推計法を企業規模分布の歪みの計測手段として用い、相対超過集積 (relative excess bunching) と呼ばれる統計値を推計する<sup>6</sup>。相対超過集積とは、閾値近傍の集積度合を定量的に表す指標である。閾値の影響が大きいほど相対超過集積の値が大きくなる。この指標は正規化されているため、制度変更前後でサンプル数が違っていても比較可能である。先行研究の記法にならい、相対超過集積は $b$ 、その変化量は $\Delta b$ とする。なお、簡素化のため推定量であってもハットを付けない。

相対超過集積は、売上高規模別企業数の度数分布から計算する (図1)<sup>7</sup>。まず免税点が存在しなかった場合に顕在化したであろう反実仮想分布 (counterfactual distribution) を構成する。具体的には、免税点の影響を受ける売上高区間の始点 $y_L$ と終点 $y_H$ を設定し、この区間を除くデータを用い最小二乗法で7次多項式を推計し分布関数を決める<sup>8</sup>。そして推計した分布関数から $[y_L, y_H]$ 区間の予想値をもとめ反実仮想分布

<sup>6</sup> 集積推計法は、労働者の効用最大化モデルの応用から発展した。Liuら (2021) は、付加価値税のコンテキストで構造パラメーターを導出することは困難だとしている。

<sup>7</sup> 本稿での「売上高」は、企業の主なる事業からの収益、つまり営業収益である。特に営業収益であることを強調したい場合のみ、営業収益という言葉を用いる。免税要件は消費税の課税売上高で判定されるが、データの性質上、課税費目と土地取引などの非課税費目は峻別できない。非課税売上がある企業が課税売上上の免税点以下への調整を行っている場合、必ずしも売上高は1,000万円以下にはならない。本稿の分析では課税売上高を用いることができないため、実際の集積度合を過小評価する可能性には留意せねばならない。

<sup>8</sup> 7次多項式による回帰はChettyら (2011) が始めた。以後多数の研究で採用され、反実仮想分布の構成に標準的に用いられている。一方で、各種の情報量基準などを利用して、反実仮想分布を決めようとするアプローチもある (Boschら, 2020)。

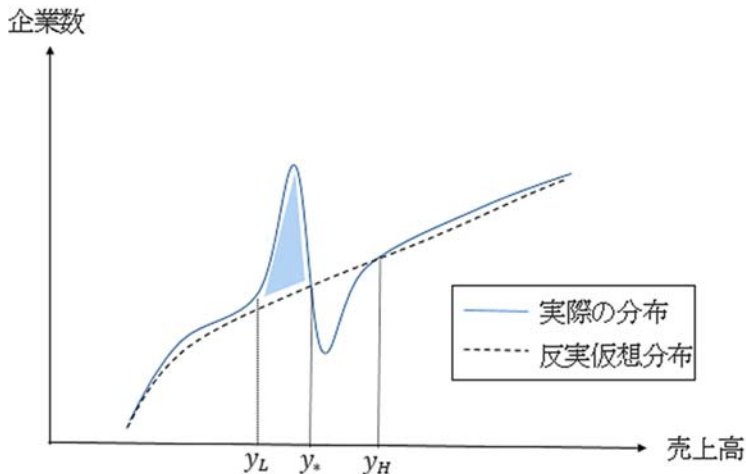


とする。次に、実際の企業分布と反実仮想分布との間で差分をとり、集積領域 $[y_L, y_*]$ での超過企業数（図1における網掛け領域の面積）をもとめる。この超過企業数を集積領域 $[y_L, y_*]$ での反実仮想分布におけるビンあたり平均企業数で正規化することで相対超過集積を計算する。詳細は補論8.2に示した。

相対超過集積は集積領域の始点 $y_L$ と終点 $y_H$ の決め方に依存する。本稿では後述する理由から終点 $y_H$ を、「 $y_*$ より大きい売上高領域において企業数分布の極大値を与える売上高のうち、 $y_*$ にもっとも近い値」と設定した。始点 $y_L$ は目視での設定が標準的であり、本稿の場合 $[800, 850]$ 区間、ビン数で測って3番目が妥当であると考えられる。頑強性の検証のため、閾値からビン数で測って2, 3, 4, 5の4ケースを報告する。

相対超過集積の標準誤差 $SE(b)$ はChettyら（2011）に倣い、残差のブートストラップ標本(residual bootstrap samples)を作成することで構成した。ブートストラップ回数は、経験上必要な繰り返し回数とされる1,000回に設定した（下平, 2008）。以後、標準誤差 $SE(b)$ から95%信頼区間を構成し、 $\Delta b \neq 0$ を検証する。残差のブートストラップ標本から得られる $b$ の分布としてガウス分布を仮定し、 $b$ と $SE(b)$ が与えられた時の95%信頼区間を  $[b - 1.96 \times SE(b), b + 1.96 \times SE(b)]$ で与えた<sup>9</sup>。

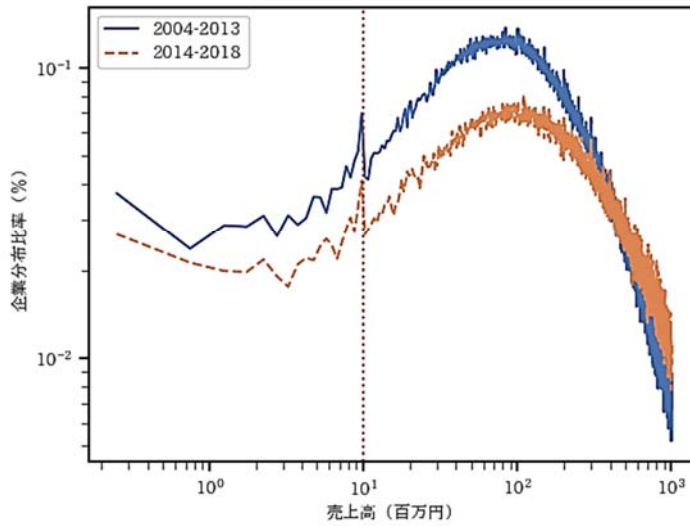
図1 相対超過集積の概念図



出所) 筆者作成。

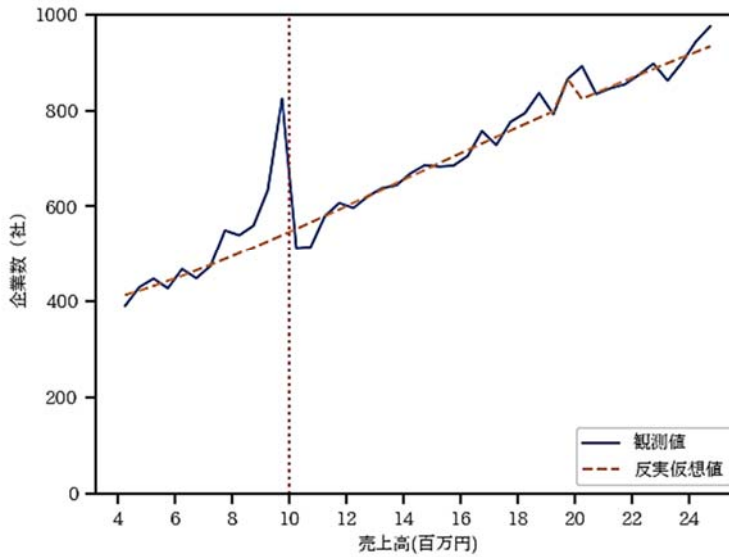
<sup>9</sup> ブートストラップ法を用いた信頼区間の構成法には、ガウス分布を仮定した方法の他、ブートストラップによって実際に得られた分布を用いる方法もある。数値計算実験では、ガウス分布を仮定した場合の方が、正しい信頼区間に近いことが知られている（MacKinnon, 2006）。

図2 売上高 10 億円までの企業数構成比分布(累積)



出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より筆者作成。

図3 免税点近傍での延べ企業分布のヒストグラム(2004-2018年)



注) 免税点は点線で示した。

出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より筆者作成。

### 3.3 免税点における集積

まずは免税点近傍での企業集積の有無を企業調査報告書データベースから確認する。図2は売上高10億円までの企業数の構成比分布である。標本数を確保するため04年から18年までのデータを累積したが、後の分析で14年前後を比較するため、前後でグループ分けをした。階級ビン幅は50万円とした。売上高が概数として報告されている場合、ラウンド・ナンバー効果によるバイアスが発生する可能性があるが、この懸念を払拭するため閾値直下のビンは950万円以上1,000万円未満と設定した<sup>10</sup>。免税点1,000万円に点線を引き、全体像の把握のためX軸の売上高とY軸の構成比は常用対数で示す。

図2から14年前後とも構成比は売上高1億円近傍で多いことから、中規模企業が多いサンプルであることが分かる。サンプル期間後半の方が、企業数構成比分布が右寄りに偏っているが、これは近年の長期的景気回復の影響だと解釈できる<sup>11</sup>。免税点近傍に注目すると、1,000万円未満のビンで歪みが目視できる。通常、中小企業優遇政策は資本金や従業員数によって適応範囲を規定するため、消費税以外の政策が要因であるとは考えにくい。期間中の消費税の簡易納税制度の適用上限は5千万であったが、その影響は観測できない。

免税点近傍での歪みを精査するため、図3に売上高2,400万円以下の度数分布(実線)と反実仮想分布(破線)を示した。950万円以上1,000万円未満のビン(図3では975万円の点として表示)において強い集積がおきているが、集積区域にはある程度の幅が見うけられ、おおむね800万円以上の領域に集中している。前述の通り、始点 $y_L$ の位置は800万円が妥当であると考えられる。先行研究では免税点直上において「ミッシングマス」と言われる、売上高領域 $[y_*, y_H]$ において、度数分布の反実仮想分布に対する「下回り」の発生が報告されているが、本データ上では、分布のへこみは明らかでない。企業が売上を人為的に抑制することで免税点以下への集積が起きているのであれば、適用上限を僅差で超える企業が行動変化を起こすとの予想が自然である。このため、ミッシングマスが観測されていないことは、人為的な抑制でない行動変化が起きていることを示唆する。なお、通常集積推計法では集積量とミッシングマスが同一になる点から終点 $y_H$ を求めるが、データ上ミッシングマスが極端に少ないため前述の方法を採用した。

<sup>10</sup> 頑強性チェックのため、キリの良い売上高がレポートされている観測値を除去し推計を試みた。結果は質的に同一であった。

<sup>11</sup> ただし図2を解釈する際、企業信用調査報告書データベースの特徴も考慮するべきであろう。企業信用調査報告書データベースは最新期の信用調査報告書のみを格納していることから、04-13年のサンプルには14年以降に信用調査を受けていない、安定度の高い企業が多く含まれる。一方14-18年のサンプルには、成長、または衰退傾向の企業がより多く含まれている可能性がある。したがって、サンプル期間後半における構成比の右への偏りは、企業の安定度の差も寄与している可能性にも注意せねばならない。

相対超過集積値を表3に示した。免税点から200万円減の位置が始点として妥当であるとすると、相対超過集積値は0.9であり、95%信頼区間は0.7から1.1程度である。この結果の比較対象として、英国およびフィンランドの個票データを用いた企業集積の研究結果を表4にまとめる。フィンランドにおけるHarjuら(2019)の00年から09年までの推計値は3、英国におけるLiuら(2021)の推計値は1.3である。フィンランドの免税点は€10,000(約120万円)であるが、日本や英国の£85,000(約1,200万円)などと比べて低い。フィンランドにおける強い集積は、小規模事業者にとって事務負担が比較的大きい場合、低い免税点の方が、反応が強くなることを反映している可能性がある。この他の制度的要因として、日本の消費税が観察期間内で5%と8%であったのに対し、フィンランドでは当時22%であったことが挙げられる。インボイス制が導入されているEU圏では免税業者のメリットが高くはないとはいえ、税率の差が免税の集積効果をフィンランドにおいてより強く高めているとも考えうる。しかし、英国でも付加価値税率が20%と高いことを勘案すると、一概に税率の違いのためとは言えないであろう。

表3 相対超過集積およびその分散と信頼区間。

$y_* - y_L$	$b$	SE( $b$ )	95%信頼区間
1	0.707	0.046	[0.617, 0.798]
1.5	0.811	0.069	[0.675, 0.946]
2	0.913	0.095	[0.726, 1.099]
2.5	1.097	0.126	[0.849, 1.344]

注)  $y_* - y_L$ の単位は百万円。

出所)『帝国データバンク企業信用調査報告書データベース』より筆者作成。

表4 諸外国の企業集積の先行研究

文献	対象国	観測期間 (年)	付加価値税率	免税点	相対超過 集積値
Liuら (2021)	英国	2004-2015	20%超	£85,000 (約1,200万円)	1.3
Harjuら (2019)	フィンランド	2000-2009	22%	€10,000 (約120万円)	3
本稿 (2019)	日本	2004-2018	5% (-2014) 8% (2014-)	1,000万円	0.9

出所) 筆者作成。

この他、信用調査データの特徴を考慮する必要がある。信用調査データには、設備投資のために銀行融資を得ようとするものがトリガーとなる企業も含まれるため、成長志向企業がオーバーサンプルされている可能性がある。成長志向企業の場合、機材等に係る消費税の還付が受けられない免税事業者のデメリットのため、売上抑制を行う誘因が低い。一見、日本での行動的反応は小さいようにも見えるが、全数での反応を過小評価している可能性に留意せねばならない。

統計的に有意な歪みが存在しているといえるが、歪みは経済的にどの程度の意義をもつであろうか？ここでは推計値と公的統計を組み合わせて国全体での影響を概算する。ただし、前述の通り、信用調査サンプルの特徴から過小評価が起きている可能性には留意する必要がある。ここでは、先ず、国全体で超過集積企業の数で推計する。「超過集積企業」とは、閾値のない仮想的な状況のもとでは閾値以下の売上ではなかった企業で、閾値があるために閾値以下を選択した企業をいう。推計した超過集積企業数を用い、行動変化によって発生する益税額を概算する。

免税点がなかった場合よりも実際には売上が抑制されていた場合、いわば「失われた売上」が発生する。むしろ「失われた」とはいつでもあくまで個々の企業にとっての抑制額であり、競合企業が代わりに供給するであろう。ただし、代替供給されるとはいえ死荷重が発生すると考えられるので、非効率性規模の目安となる。「失われた売上」の額は行動形態に依存する。「失われた売上」は実際の売上が抑制することにより発生するが、租税回避による見せかけのみの変化では発生しない。行動形態については後ほど検討するとし、ここではどちらの場合も想定し試算を行う。

平成 28 年『経済センサス』に基づき、集積領域である売上高 800 万円以上 1,000 万円未満の企業数を 308,435 社、同領域における付加価値率を 41.3%として推計した<sup>12</sup>。消費税率は 8%とした。結果を表 5 に示す<sup>13</sup>。国全体での超過集積企業数は約 5.7 万社

<sup>12</sup> 図 3 のヒストグラムの元データから、売上高 300 万円以上 1,000 万円未満の領域における、ビン幅 50 万円ごとの企業数の相対比率を算出し、これを平成 28 年経済センサスにおける売上高 300 万円以上 1,000 万円未満の企業等数 835,717 社に乗じて各ビンの推定企業数を得た。このうち、売上高 800 万円以上 1,000 万円以下の領域の各ビンの推定企業数を足し合わせることで集積領域の推定企業数 308,435 社を得た。付加価値率 41.3%は、平成 28 年経済センサスにおける売上高 300 万円以上 1,000 万円未満の領域における総付加価値額 2,091,090 百万円を総売上高 5,060,055 百万円で除することで算出した。

<sup>13</sup> 超過企業数 56,651 社は補論 8.2 で導出した公式(7)において、ビン数  $N = 4$ 、相対超過集積  $b = 0.9$ 、集積領域内の企業数  $\sum_{i=y_L}^y c_i = 308,435$  において算出した。益税額は超過企業数 56,651 社に付加価値率 41.3%と消費税率 8%および集積領域の売上高の中央値 900 万円を乗じて算出した。すなわち、 $56,651 \times 0.413 \times 0.08 \times 900$  万円 = 168.45 億円。失われた売上は超過企業 56,651 社が全て売上高 1,000 万円以上 1,100 万円未満の領域（移行領域とよぶ）から移行してきており、移行によって失われた売上を 1 社あたり 150 万円（移行領域の売上高中央値 1,050 万円と集積領域の売上高中央値 900 万円の差額）であると仮定して算出した。すなわち、 $56,651 \times 150$  万円 = 849.77 億円。

と推計され、これは全企業数のおよそ 1.5%である。相当数の企業が免税点に影響を受けていると解釈できる。これらの企業が享受する益税額は約 170 億円、消費税の税込 17 兆円と比較すると少額ではあるが、2018 年に国税庁が摘発した脱税総額と同規模である。「失われた売上」の規模は算出に用いた仮定によって異なるが、もし超過集積企業がすべて一定量の売上を実際に抑制したとすると、およそ 850 億円規模である。しかし超過集積企業数の一部は実質的变化、他は租税回避により発生しているとすると考えられるため、過大評価の可能性がある。実質的变化はミッシングマスに反映するが租税回避はその限りではないとすると、ミッシングマスからより正確な「失われた売上」が算出できるが、ミッシングマス実測値からは 30 億円程度と推計される。大幅な推計差があるといえるが、非効率性規模の解釈が左右されてしまうため、行動形態の特定が重要である<sup>14</sup>。

企業数の度数分布に歪みが発生しているが、これは単年度のみの上調整であろうか、それとも経年的な抑制であろうか。単年度に限定された行動的反応であれば、集積企業群の次年度の売上成長は影響を受けないであろう。逆に、集積企業群が売上を抑制し続けているのであれば、免税点直下の企業の売上高成長率の歪みとして顕在化するであろう。ここでは集積の動学的側面を考察するため、免税点近傍での売上高成長率の検証を試みる。信用調査報告書データベースは基本的に単年の観測値であるため、各年での標

表 5 相対超過集積から求めた推計値

指標	推計値
売上高 800 万円以上 1,000 万円以下の企業数	308,435 社
同売上高領域における付加価値率	41.3%
消費税率	8%
超過集積企業数	56,651 社
益税額	168.5 億円
失われた売上	
1. 超過集積ベース	849.8 億円
2. ミッシングマス・ベース	31.4 億円

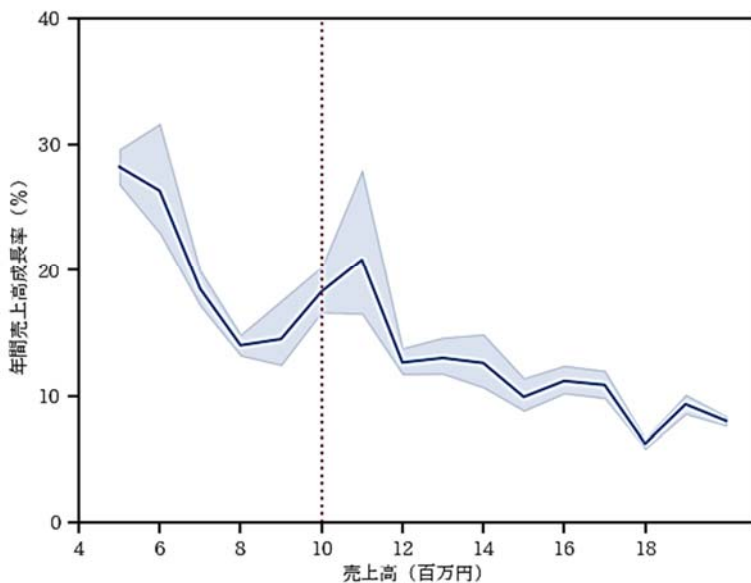
出所) 筆者作成。

<sup>14</sup> 平成 28 年経済センサスにおける売上高 1,000 万円以上 3,000 万円未満の企業等数 738,622 社から、本稿で得られた企業数分布を仮定して、注 11 と同様の方法で売上高 1,000 万円以上 1,100 万円未満の企業数を算出した。さらに、同領域での反実仮想分布と企業数分布との比率を用いてミッシングマスに相当する企業数を割り出した。この企業数に 1 社あたりの失われた売上を 150 万円と仮定して算出した。

本集団数を確保するため、パネルデータの COSMOS2 を使用する。ただし、COSMOS2 は売上高を 100 万円単位で記録しているため、階層を 100 万円未満に設定することができず、また、売上高成長率は、概数化のため、離散的な近似値となる。

図 4 は X 軸に 11 年から 17 年まで各年の売上高を 100 万円単位で、Y 軸に売上高成長率をプロットした。平均値を実線、95%信頼区間を網掛けで示した。400 万円から 2,000 万円の範囲のサンプル数は 405,131 社・1,644,070 期である。図 4 から、全体的に、売上高と売上高成長率には負の相関が観測される。一方で、免税点直前の領域（売上高 800 万円および 900 万円）は、直後の領域（売上高 1,000 万円および 1,100 万円）と比べ平均売上高成長率が低い。特に、800 万円のビンは 1,100 万円のビンよりも平均成長率がおよそ 30% 低く、免税点直下における成長率の鈍化は経年的な売上抑制仮説と整合的である。900 万円と 1,000 万円のビンの 95% 信頼区間に重複があるため、統計的に強い差異ではない。総合的に COSMOS2 における粗視化の影響を勘案すると、特定の企業群が経年的に免税点以下に集積しているのではないかと示唆される結果である<sup>15</sup>。

図 4 売上高成長率：2011－2017



出所) 帝国データバンク企業概要データベース「COSMOS2」より筆者作成。

<sup>15</sup> 売上高 1,000 万円を超えると銀行など取引先の信用度合が離散的に向上するのであれば、ここでの成長率の差異は免税点に起因していないといえるだろう。しかし、ここで用いているサンプルは COSMOS2 でサンプル年に信用調査が要求されていない企業が大多数を占めるため、この交絡要因の懸念は少ないと考えられる。

#### 4. 集積動機の検証：準実験としての2014年消費税増税

19年に行われた増税は益税規模を向上させるが、企業行動の歪みは増幅するであろうか。もし売上調整の目的が益税の享受なのであれば、免税の利点が増加することで、従前の税率では反応しなかったであろう限界的企業が集積に加わるため、増税後に相対超過集積の増加、すなわち $\Delta b > 0$ が予想される。免税点への変更は15年間にわたって行われていないため、本稿での考察期間内では、免税点を越えることで納税対象者がこうむるコンプライアンスコストに変化はないものと仮定してもよいだろう。14年に税率が3%引き上げられたが、本節では14年増税を準実験として活用し、実際行動的反応の動機を検証する。Harjuら(2019)は相対超過集積が政策前後で統計的に有意に変化したか検証するために、信頼区間の比較による統計検定を行っているが、本節の分析手法はこの手法を参照にした。

表6は企業信用調査報告書データを14年前後で二分し、それぞれ相対超過集積、標準誤差、95%信頼区間を示した<sup>16</sup>。増税前後の95%信頼区間が交わらないことをもって帰無仮説 $\Delta b = 0$ の棄却とする。集積領域( $y_* - y_L$ )を検討するため、政策変化前後の企業度数分布図(補論7.4図9)をプロットしたが、増税の前後で集積の形状や幅に大きな変化はない。このため、増税前後での集積領域は同一とみなすのが妥当であろう。仮説 $\Delta b = 0$ を検証するために、 $y_* - y_L$ の値が同一のペアで95%信頼区間の交わりがあるか確認する。

表6では、どの集積領域においても信頼区間が交わっており帰無仮説 $\Delta b = 0$ は棄却できない。予想と反して $b$ 値は減少しているが、微減であり統計的誤差の範囲である。3%増税は集積度を増加させなかったと判断できるであろう。

税率変化が集積に効かないという結果はフィンランドでも報告されている。Harjuら(2019)の準実験は、フィンランドの04年に行われた限界控除制度の創設による特定

---

<sup>16</sup> 益税が集積の誘因であるかどうかより詳細に判定するため、サンプルを高付加価値率の産業に限定して帰無仮説( $\Delta b = 0$ )の成否を検証した。売上高が一定とすると、付加価値率が高いほど益税額が高くなるため、増税に対して集積がより敏感に変動することが予想される。従って、高付加価値産業への限定により、帰無仮説が棄却されやすくなると期待できる。一方、特定産業への限定はサンプル数を減らすため、分散および信頼区間が広くなることから、統計検定力が減少し帰無仮説が棄却されにくくなる。補論8.3では高付加価値産業として建設業に注目し対立仮説( $\Delta b > 0$ )が支持されないことを示す。04年から14年までの期間では集積領域を売上高800万円以上1,000万円未満とした場合、全データ(157,250期)を用いると、表6より $b = 0.900$ 、 $SE(b) = 0.121$ であるのに対し、建設業(85,383期)では、 $b = 1.121$ 、 $SE(b) = 0.274$ となる。相対超過集積が $1.121/0.900 = 1.25$ 倍になったのに対し、標準誤差は $0.274/0.121 = 2.26$ 倍となっている。特定産業への制限による相対超過集積の増加は、益税目的との説明と整合的である。ただし、サンプル数が減少し標準誤差も増加しているため、1.25倍の差は統計的に有意ではなく、さらに帰無仮説( $\Delta b = 0$ )も棄却されていない。他の特定産業への制限は建設業への制限よりもさらにサンプル数を少なくするため、さらに標準誤差が増加することになり、帰無仮説の棄却はより難しくなる。また、同一期間内での産業間の相対超過集積の値の差異の有無の判定も、サンプル数の減少による標準誤差の増加により、困難になると思われる。



表6 政策変化前後での相対超過集積・標準誤差・信頼区間（全産業）

期間	$y_* - y_L$	$b$	SE( $b$ )	95%信頼区間
2004-2013	1	0.721	0.060	[0.604, 0.839]
	1.5	0.871	0.091	[0.694, 1.049]
	2	0.900	0.121	[0.663, 1.138]
	2.5	1.104	0.162	[0.786, 1.422]
2014-2018	1	0.684	0.064	[0.559, 0.809]
	1.5	0.712	0.092	[0.531, 0.892]
	2	0.933	0.131	[0.676, 1.190]
	2.5	1.085	0.172	[0.748, 1.422]

注)  $y_* - y_L$ の単位は百万円。

出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より筆者作成。

の売上高範囲内における減税の検証であり、適切な比較検討のためには、日本で行われた標準税率の増加と区分しておく必要がある。03年以前のフィンランドでは閾値を超え課税業者になると、€8,500までの売上も課税対象であるため、納税義務額が急増していた。04年改正は、この「税制によるノッチ(notch)」に起因する負担急増をなくすため、納税義務額を€20,000まで漸増させる限界控除制度を導入した。これと同様の措置は日本でも消費税創設時から97年まで設けられていた。当時フィンランドの標準税率は22%であったが、例えば課税売上高が€10,000の企業にとって、04年改正は平均税率で19.5ポイントの減税となる。Harjuら(2019)は、買い手への転嫁率に依存するため減税措置のメリットはみかけより高くないと留意しつつも、閾値以下に集積するファイナンシャルな誘因を大幅に減少させた指摘している。フィンランドの準実験が閾値上位近傍における平均税率の減少の効果を検証しているのに対し、本稿では標準税率の3%増の効果を検証しているという違いに留意する必要がある。しかし、どちらも制度変化によるファイナンシャルな誘因の変化にかかわらず、相対集積の変化を検出していない点が共通している。

Harjuら(2019)はまた課税業者の事務負担が軽減された際に集積度合が減少したことも報告しており、売上調整は免税企業になる金銭的メリットが目的ではなく、むしろ事務負担増加の回避が強い誘因であると解釈している。日本の場合にも、ここで益税目的仮説が支持されなかったことと、先行研究を勘案すると、事務負担回避仮説がどちら

かといえは有力ではないかと考えられる<sup>17</sup>。

## 5. 売上調整方法の検証

### 5.1 仮説と分析の概要

免税制度は企業の規模分布に歪みを生じさせていることが明らかになったが、経済効率性に対してどれほどの悪影響があるであろうか？前節での集積動機の検討を受け、企業分布の歪みの原因である売上調整が具体的にどのような方法で行われているのかを検証する。Slemrod (2001) が提唱した行動的反応ヒエラルキーの概念を使って整理すると、売上調整の方法にはまず実質的反応と租税回避とがありうる。Keen と Mintz (2004) が理論モデルにとり入れた人為的な売上の抑制は、企業が売上のチャンスを逃しているため、実質的反応と分類できる。Harju ら (2019) でもこの説明が踏襲されており、また、フランスにおける労働法という別のコンテキストではあるが Garicano ら (2016) も実質的变化が起きているとしている。人為的な売上の抑制は、社会厚生を向上させる商取引が実現しないなど、社会厚生を発生させる<sup>18</sup>。ただし、実質的な反応には、売上を見逃すなど、企業にとって不利益が伴うこともあり、行動変化が起きにくいとされている。前節でミッシングマスの小ささが明らかになったが、これはすべての集積企業が実質的反応をしたとの説明と整合的でない。

これに対して、租税回避は実質的变化を伴わないため行動変化が起き易いとされている。Slemrod (2001) は強い反応が起り易い行動パターンとして、税率が高い時期を避け低い時期に取引を行うなど、時期の調整を挙げている。消費税の場合も、調整事業年度間で売上を調整することで、免税点以下に当期の売上高を調整することはあり得る。また、スペインの法人課税の税務調査にかかる閾値の研究をした Almunia ら (2018) は、虚偽申告による売上高の調整が起きていると報告している。日本の消費税でも適用要件を満たすための過少申告が発生している可能性は考えられる。この他、日本で消費税導入当時、企業分割を行うことで簡易課税制度の適応条件を満たしたなどの事例証拠が報告されているが (Onji, 2009)、グループ企業間で調整を行うことも考えられる。もしこれらの方法で売上が調整されているのであれば、名目上の売上高は閾値の範囲内に収まるものの、実際の生産プロセスへの影響は限定的であり、取引費用が発生してしまうが実態経済への影響は僅少であろう。本節では、企業分割、売上時期調整ならびに過少申

---

<sup>17</sup> 著者の知る限り、サンプル期間中に日本で消費税の事務負担を大幅に増加させる制度変化はなかった。

<sup>18</sup> Garicano ら (2016) は、労働者 50 人以上の企業に追加的義務を課す労働法の影響で、GDP の 3.4% に相当する厚生ロスが発生していると報告している。

告の3つのシナリオがデータから支持されるか否か検討する。

## 5.2 グループ企業間の調整

本節では、グループ企業間での売上調整として、以下の2つの手法の検討を行う。

1. 売上高1,000万円を超過する見込みの企業が新会社を設立し、売上計上主体を複数にすることで、企業当たりの売上高を免税範囲内にする。
2. 子会社の売上をグループ企業（親会社・兄弟会社）につけかえることで、子会社の売上を免税点以下となるよう調整する。

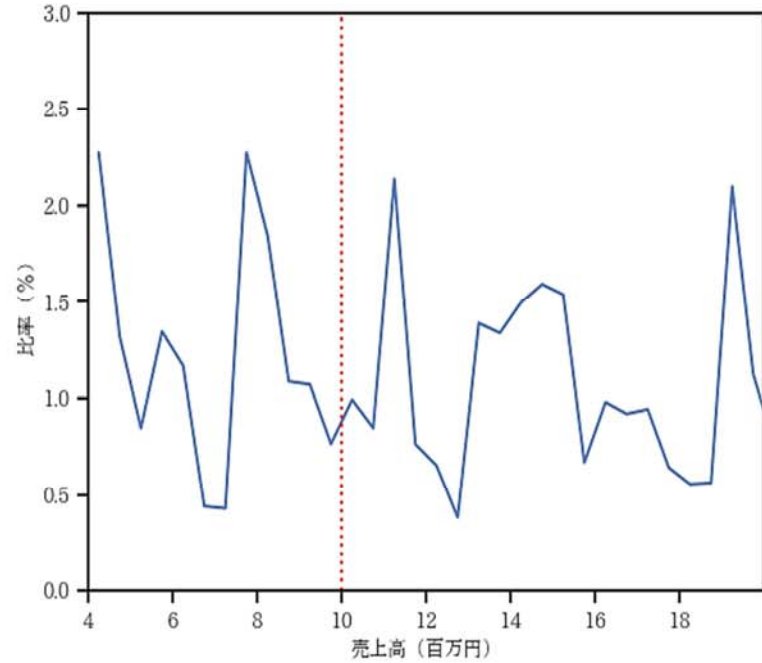
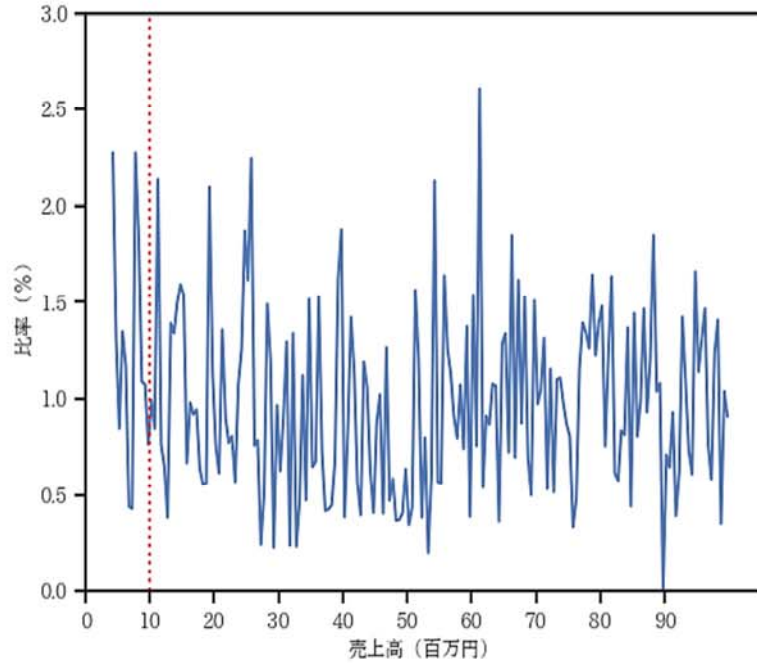
むろん別会社の設立と維持には費用が発生し、グループ内での売上調整にも取引費用が発生する。また、事業目的が薄い場合、税務調査で否認されるリスクもある。他方、グループ企業の設立には、雇用制度の複線化による人件費の削減（小田切，2011）や法人税における交際費枠拡大などの税務メリットなど、益税以外の利点もある。免税点近傍の企業ではそもそも従業員数が少ないため、人件費の削減よりも税務メリットの享受がグループ企業設立の動機としては強いであろう。別会社を活用した租税回避には経済合理的でない場合もあるであろうが、これは実証的な問いといえる。以下では、免税点の近傍に限定すれば、益税以外のメリットは、さほど変わらないと仮定する。

グループ会社を用いた租税回避は実施されているであろうか？手法1の場合、子企業を設立した企業の売上高が1,000万円以下の範囲に収まることになるため、子会社保有割合が免税点以下で高くなることが予想される。ここでは、子会社保有割合が免税点を超えると不連続に減少するかどうか検証する。

親会社であるか否かは企業信用調査報告書データから判定できる。2019年1月現在の情報から親子関係を判定し、図5に各売上高階層での親企業確率をプロットした<sup>19</sup>。ビン幅は図3と同様50万円に設定した。左図は、売上1億円までの範囲であるが、親企業確率は3%を超えず、そもそも大半の企業が子会社を保有していない。右図は、免税点近傍のプロットであるが、仮説から期待される免税点前後での不連続な変化は認められず、手法1の蔓延を支持しない。ただし、この検定は、親会社自体は中規模な課税業者として留まるケースを識別しないため、税目的の企業分割がなかったとは即断できない。

<sup>19</sup> 親会社であるかどうかの判定には、『企業信用調査報告書データベース』に記載されている「系列」という項目を用いた。「系列」項目には「実質的な支配的關係の下にある場合などに、属する企業グループの頂点企業の商号・企業コード」が記載されている（帝国データバンク，2015）。親会社確率は与えられた売上高ビンに属する企業数と、そのうち「系列」項目に記載されている企業数の比として定義した。

図5 売上高階級別に見た全企業における親企業が占める確率



注) (左) 100百万円までの範囲。(右) 400万円～2,000万円までの範囲  
出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より筆者作成。

手法2のグループ内での売上の付替えは、売上高が免税点以下に収まる企業（以後ターゲット企業と呼ぶ）を発生させる。つまり、企業間の売上調整により、ターゲット企業の売上高成長率が小さくなり、免税点前後での売上高成長率の不連続な変化が予想される。

図4と同様の手法で作成した売上高成長率の平均値と95%信頼区間を図6に示す。期間は11年から18年まで、COSMOS2を使用し親企業の有無を示すダミー変数を作成、その値が0であれば独立系企業、1であればグループ子会社と層別した<sup>20</sup>。

売上高2,000万円までの範囲内で、平均売上高はグループ子企業の方が独立系企業より高いことを図6は示す。親会社を持つ企業は親企業や兄弟企業からの有形無形の支援を受けやすいことが寄与していると推測される。また、親会社を持つ企業群の売上高の95%信頼区間は、免税点直下の領域（800-900万円）と直上の領域（1,000-1,100万円）で重なりが広い。よって、売上高成長率の不連続な変化は認められないといえ、手法2の実施を示す根拠は検出されなかった。

### 5.3 売上計上時期の調整

では、売上計上時期の調整はどうであろうか？売上計上時期の調整が行われている場合、年度末にかけて仕掛品が増えると考えられる。そのため、売上計上時期の調整をしていない企業と比べて、調整をしている企業は棚卸資産が増加するため、免税点近傍では棚卸資産に不自然な動きが見えると予想される。

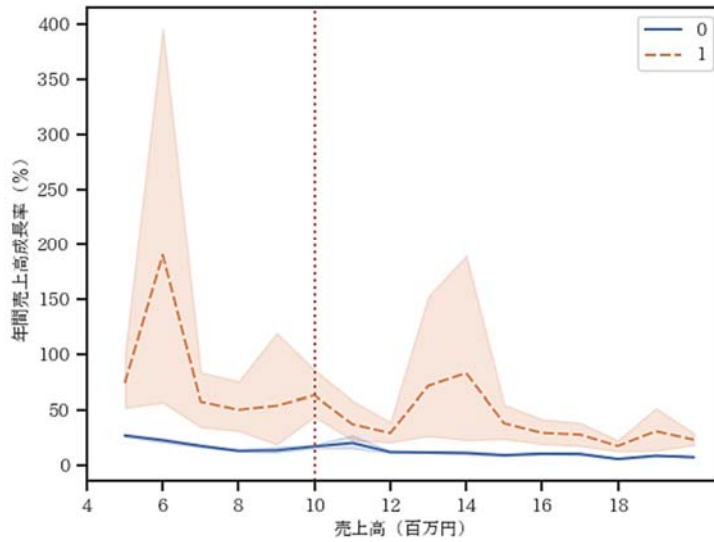
図7は04年から17年までの流動資産に占める棚卸資産比率である。COSMOS1を用いて平均値と95%信頼区間を売上高階層ごとにプロットした。免税点直下の領域では、上下に比べてむしろ棚卸資産比率の平均値は低く、また、観察領域全体で95%信頼区間に重なりがある。比率に変化があったとはいえないため、売上調整の手段として売上計上時期の調整が行われている蓋然性は低いと考えられる。

### 5.4 売上高の過少申告

過少申告は違法行為であるため、納税者が自身の行動があらわになるような記録を残すことは考えづらい。税務調査では反面調査から確証を得るが、統計的に過少申告を識別することは難しい。一方、財務諸表の他項目を整合的に操作する場合、原価も併せて除外することになるが、法人税における損金が減少してしまうデメリットが発生する。

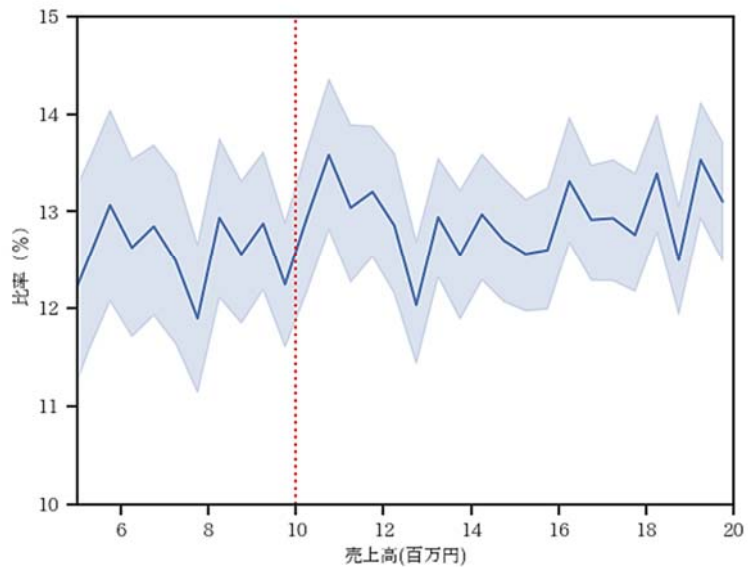
<sup>20</sup> 親企業を持つかどうかのフラグはCOSMOS2の「親企業名」項目に記載があるかどうかを2値変数化することで作成した。

図6 親企業の有無で層別した売上高成長率



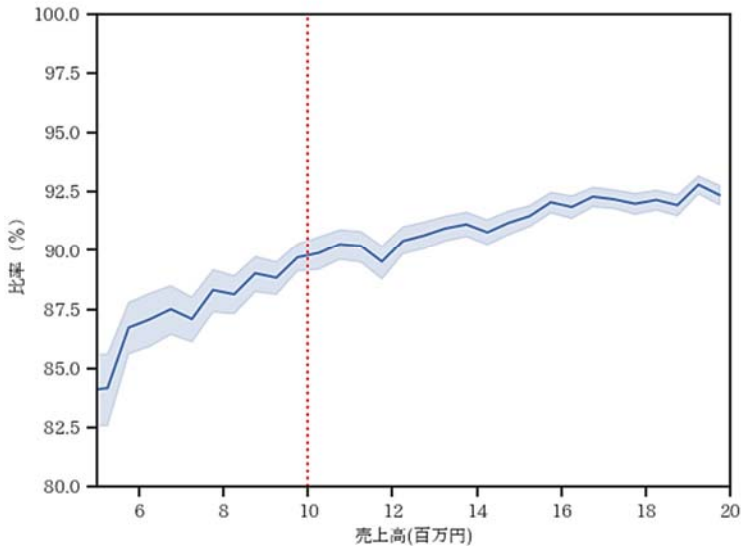
注) 親企業の有無をダミー変数の値0 (無) /1 (有) で層別した。  
出所) COSMOS2 より筆者作成。

図7 流動資産に占める棚卸資産の比率



出所) 帝国データバンク『企業財務データベース』(COSMOS1) より筆者作成。

図8 営業収益と営業原価の比率



出所) 帝国データバンク『企業財務データベース』(COSMOS1) より筆者作成。

ここでは、売上高の過少申告には財務諸表の他項目の操作が伴わないと仮定し、具体的には過少申告企業の売上高は実体よりも少ないが原価は実体どおりだとする。この仮定が正しければ、過少申告企業では売上原価の売上高に対する比は高くなるため、もし免税範囲内にとどまるために過少申告を行っているのであれば、免税点の上下で原価率は不連続に増加することが予想される。

図8に営業費用に対する営業収益の比率を売上高ごとに示した。使用データはCOSMOS1、網掛け部は95%信頼区間である。収益対費用比率の平均値は売上高とともに漸増しているものの、免税点の直下での不自然な増加は見られない。よって、統計検定からは売上高の過少申告は検出されなかった。

## 5.5 調整方法の総括

ミッシングマスの少なさは、超過集積企業による実質的反応が限定的であることを示唆するが、租税回避の直接的根拠は検出されなかった。ただし、本節の分析では統計的検出力と分析範囲が限定されることから、租税回避が観測できなかった可能性もあり、租税回避行動がないと結論づけるのは拙速である。

第1に、租税回避行動の形態が複合的である場合、分析の検出力が限定される。売上過少申告の分析では収益対費用比率を検証したが、免税点近傍にはそもそも行動調整をおこなっていない企業が存在し、さらに過少申告以外の租税回避が収益対費用比率に影響を及ぼす必然性はない。一部の企業による過少申告の平均収益対費用比率への影響が軽微であったため、影響が検出できなかった可能性はある。通説ではペーパートレイルを発生させる付加価値税において川上企業の順守は高いとされている反面、Pomeranz (2015)によるチリでのランダム化比較試験は売上過少申告を検出している。税的誘因の強い免税点近傍において過少申告が複合的行動変化の一部である可能性は高い。

第2に、本節では中規模企業による分割行動の直接検証を行っていない。税務訴訟の事例では、課税売上高6億円規模の衛生用陶磁器製造販売会社が企業分割し消費税納付額を1/4程度に圧縮していた<sup>21</sup>。訴訟に発展する税務調査はまれであり、表面化していない企業分割も少なからず存在すると推測できる。中規模企業の分割は免税点直上の分布に歪みを生じさせず、ミッシングマス減少に寄与した可能性はある。よって、中規模企業による分割行動も複合的行動変化に含まれている可能性もある。

以上の2点から、実務上並びに学術上、複合的な租税回避の可能性に留意すべきであろう。ただ、先行研究で支持されている売上抑制仮説を棄却する強い根拠が検出されていないため、実体経済に影響を与える売上抑制の可能性にも注意せねばならない。

## 6. 2019年増税の考察

2019年の増税は企業行動の歪みを拡大させるであろうか。14年の増税を用いた準実験において歪みの拡大が観測されなかったことから単純に類推すると、益税メリットの増加自体は行動変化を促さないとみられるため、19年の増税も分布の歪みを拡大させないことが予想される。

しかし、税率以外の改正も19年に行われた。なかでも軽減税率が導入され複数税率化されたため、消費税納税業者にとって追加的な事務負担が発生する。具体的には、複数税率に対応したレジの導入や税率区分を明記した請求書の発行など販売に係る処理がある。また、仕入に係る処理としても、8%と10%での仕入れを区別する必要や、23年に導入予定されているインボイス制度への経過措置へ対応する必要もある。このよう

---

<sup>21</sup> 立件租税訴訟資料第259号193(順号11306)

<https://www.nta.go.jp/about/organization/ntc/soshoshiryo/kazei/2009/pdf/11306.pdf> (アクセス日: 2019年11月9日)



に、今回の改正では会計処理が煩雑化するため、免税業者に留まろうとする誘因が強化する。よって、企業行動の歪みが拡大する懸念は強い。

ただ同時に、中小企業の事務負担の軽減のため、3万円未満のレジ購入費の80%を支給する等、販売システム改修への補助金が創設されている。また、仕入れの一定割合を軽減税率対象品目とみなす簡易課税制度も時限ではあるが導入された。これらの対応策は事務負担増加を軽減させると考えられる。しかし総合的には事務負担が高まるのではないかと考えるので、これらの中小企業への対応策がどれほど奏功するか、19年改正も検証されるべきであろう。

## 7. 結論

本稿では消費税の免税点が引き起こす行動変化を検証した。諸外国の先行研究と同様、わが国でも免税点以下への集積が観測された。あくまで概算であるが、国全体でおよそ5万7千社の行動が歪み、毎年170億円規模の益税が発生していると推計される。また、免税点直下の企業において、統計的に強い結果ではないが、売上高成長率が不自然に低くなっている傾向が見うけられた。

集積する動機を検証するため、14年の消費税率の増加を準実験の機会と捉え、集積推計法を応用し集積度を政策変化の前後で比較した。増税により益税のメリットが増加しているにもかかわらず、集積量の変化は検出されなかった。企業が集積する理由は、事務負担の増加を避けることが動機だと考える。事業主が現状維持を志向し費用便益分析に基づかない行動をとるデフォルトバイアスも要因かもしれないが、このような行動経済学的仮説の妥当性については今後の研究を待たねばならない。

本稿では、また、集積のメカニズムも検討した。間接的エビデンスから、売上をわざと見逃すなどの人為的な売上抑制は広範には起こっていないように見られる反面、経済実態の変化がない租税回避を示す直接的エビデンスは検出されなかった。人為的な売上抑制が主要なメカニズムの場合、個々の企業が抑制している売上額の総額、いわば「失われた売上」は850億円規模と推計される。さらに、小規模事業への影響は経済全体からみれば小さな非効率であるが、起業家のインセンティブを歪める側面があり、中長期的な経済成長に悪影響を与えかねない。これに対し、租税回避が主要なメカニズムであるとすると、失われた売上は30億円規模であり、推計に大幅に差が存在する。租税回避は公平性を損なわせるが、実質的な経済への影響は少ない。集積メカニズムの峻別は、免税点の経済非効率性を理解するために必要であり、残された課題である。

本稿では信用調査データを用いているため小規模企業のカバレッジが低い。さらに成長志向企業がオーバーサンプルされている可能性があるため、全数における集積度を過小評価している可能性がある。より厳密な現状把握のためには税務個票の全数データによる再検証が強く望まれる。

## 8. 補論

### 8.1 データセットの作成手順

集積推計法の適用にあたって、以下5つの過程を経てデータセットを生成した。

1. 【変則決算・推定値データの除去】『企業信用調査報告書データベース』から、変則決算レコードと推定値データレコードをデータベース内蔵のフラグを用いて除去した。
2. 【決算期データの抽出】企業コード、過去の決算期年及び売上高を抽出した。売上高は千円単位に換算した。
3. 【日本標準産業分類の付与】抽出した決算期年と企業コードを用いて、該当年のCOSMOS2 データを突合し、決算期年における該当企業の TDB 産業分類コードを付与した。その上で変換マスタを用いて日本標準産業分類へ変換した。
4. 【欠損値の処理】上記プロセスで日本標準産業分類コードが付与されなかったレコードに対しては、他の決算期で付与されている日本標準産業分類コードのうち、最も多いコードを付与した。この処理でも日本標準産業分類コードが付与されなかったレコード（該当年において COSMOS2 のもととなる企業概要調査の対象にならなかったもの）については、産業分類を「不明」と判定した。
5. 【売上高条件によるレコード抽出】売上高1億円以下のレコードを抽出した。ただし、売上高ゼロ円のレコードは除いた。

以上の処理では、同一企業でも複数決算期の売上高を独立したレコードとして取り扱っている。そのため、複数年を累積して分析した場合、企業数分布は延べ企業数の分布を表すことになる。

信用調査報告書そのものにも TDB 産業分類コードは記載されている。ただし、『企業信用調査報告書データベース』には最新期の信用調査報告書データのみが蓄積されているため、これを過去の決算期レコードに遡って適用した場合、該当する決算期においての実際の産業分類と乖離する可能性がある。これを避けるため、COSMOS2 データベースを援用し、該当決算期の産業分類にできるだけ忠実であるようにデータを生成した。

## 8.2 相対超過集積*b*および標準誤差SE(*b*)の計算方法

相対超過集積*b*を計算するにあたり、売上高1億円以下（ただしゼロ円を除く）の領域で、企業数分布に対して回帰分析（最小二乗法）を行った。Harju ら（2019）に従い、回帰式は以下のように設定した。

$$c_j = \sum_{\alpha=0}^7 \kappa_{\alpha} \cdot y_j^{\alpha} + \sum_j \eta_j \cdot \mathbf{1}(j \in T) + \sum_j \theta_j \cdot \mathbf{1}(j \in R) + \varepsilon_j \quad (1)$$

ここで、 $c_j$ はビン*j*における企業数、 $y_j$ はビン*j*における売上高の中央値である。ビン幅は50万円に設定している。すなわち、 $j = 1, 2, \dots, 200$ 。

右辺第1項は、7次多項式によるフィッティングの項である。Chetty ら（2011）に従い、多項式の次数を7と設定した。右辺第2項は、集積の程度を見積もる項であり、形式的に導入した。ここで、集積領域*T*を

$$T = \{j | y_L \leq y_j \leq y_H\} \quad (2)$$

で定義し、論理式を引数に持つ定義関数 $\mathbf{1}(\cdot)$ を導入した。定義関数 $\mathbf{1}(\cdot)$ は引数である論理式が真であれば1を、偽であれば0を返すものとする。右辺第3項は、被調査者がキリの良い数字を回答しがちであるという傾向、所謂「丸め (rounding)」による見かけの集積効果を考慮に入れるために導入した。集合*R*はキリのよい売上高に対応するビンのラベルの集合であり、以下で定義した。

$$R = \{j | y_j = 10, 20, 30, \dots, 90 \text{ (百万円)}\}. \quad (3)$$

免税点の影響がある $y_L$ から $y_H$ までの集積領域*T*のデータを除去して回帰分析を行い、 $\kappa_{\alpha}$ と $\theta_j$ の値を求めた<sup>22</sup>。得られた回帰式を「反実仮想 (counterfactual) 分布」と呼ぶ。反実仮想分布におけるビン*j*における企業数を $d_j$ とおけば、

$$d_j = \sum_{\alpha=0}^7 \kappa_{\alpha} \cdot y_j^{\alpha} + \sum_j \theta_j \cdot \mathbf{1}(j \in R) \quad (4)$$

である。 $y_L$ から $y_H$ までの領域も含めた売上高の全領域で定義されているものとする。

以上から $y_L$ から $y_*$ までのビン数*N*を用いて相対超過集積*b*を以下のように定義する。

<sup>22</sup> 集積領域*T*を除去した回帰分析はChetty ら（2011）及びHarju ら（2019）に従った。集積領域*T*の企業数分布の情報を用いないため、 $\eta_j$ は本来決まらないことに注意。この意味で $\eta_j$ は形式的なパラメーターである。また、集積領域*T*に含まれる「丸め」のダミーの値（本稿では売上高1,000万円に対応するダミー）も決まらない。

$$b = \frac{\sum_{i=y_L}^{y_*} (c_j - d_j)}{\frac{1}{N} \sum_{i=y_L}^{y_*} d_j} \quad (5)$$

分子は集積領域での残差の和であり、反実仮想分布を基準としたときの集積の絶対量、すなわち超過企業数である。分母は集積領域での反実仮想分布のビンあたり平均企業数である。このことから、相対超過集積 $b$ は、免税点が存在しなかった時の典型企業数に対して超過企業数が何倍なのかを測る指標であるといえる。

本論で超過企業数の推定で用いた公式を導出する。式(5)を $\sum_{i=y_L}^{y_*} d_j$ について解くと、

$$\sum_{i=y_L}^{y_*} d_i = \frac{N}{N+b} \sum_{i=y_L}^{y_*} c_i \quad (6)$$

が得られる。ここから、超過企業数の公式

$$\sum_{i=y_L}^{y_*} (c_i - d_i) = \frac{b}{N+b} \sum_{i=y_L}^{y_*} c_i \quad (7)$$

が得られる。すなわち、超過企業数は領域 $y_L$ から $y_*$ までの企業数総数に係数 $b/(N+b)$ を掛けたものに等しい。

標準誤差 $SE(b)$ の計算では、残差ブートストラップ標本を以下の手順で作成した。

1. 200個のビンの残差 $c_j - d_j$ を計算し、それぞれに1から200までの整理番号をつける。
2. 各ビンに、1から200までの数からひとつを無作為復元抽出で割り付ける。
3. 各ビンの反実仮想分布の値 $d_j$ に、ビンに割り付けた数を整理番号とする残差の値を足し、新しい企業数を持つ標本をひとつ作る。
4. これを1,000回行い、1,000個の(ビン数200の)標本を作成する。
5. それぞれの標本について以下の要領で $b$ を計算する。
  - (ア)  $y_L, y_H, y_*$ は $b$ の計算で使ったものと同じものを使用。
  - (イ) 領域 $T$ 内のデータは除去して回帰分析を行い、新しい反実仮想分布を出す。
  - (ウ) 新しく出した反実仮想分布と標本との残差から $b$ を計算。
6. 得られた1,000個の $b$ の標準偏差をもって標準誤差 $SE(b)$ とする。

### 8.3 付加価値と集積度

第4節では、増税の前後で相対超過集積に変化があったとはいきれないことから、売上調整行動の目的は益税の享受とはいきれないことを示した。一方で、付加価値が

高いほど益税の効果は高いことから、高付加価値産業に限っていえば相対超過集積が変動した可能性は否定できない。本節では高付加価値産業の例として建設業に注目し、仮説 $\Delta b > 0$ が成立するかどうか検証する。

建設業に注目する理由は2つある。第1は付加価値率の高さである。財務省財務総合政策研究所（2018）によれば、我が国の売上高付加価値率の平均値は平成23年以降約20%で前後している。一方、売上高5,000万円未満の建設業企業の建設工事付加価値率は56～57%で推移しており、本稿での分析領域では、高い付加価値率を示している産業であるといえる（建設業情報管理センター，2019）。第2の理由はサンプル数の相対的な多さである（表2）。付加価値率が高くサンプル数が多い産業として建設業を分析対象とした。

表7に分析の結果を示す。相対超過集積 $b$ は $y_* - y_L = 1, 1.5, 2$ の場合に減少がみられたものの、95%信頼区間の幅が広いいため、変化があったとはいえない。このことから、高付加価値産業であっても14年の消費税増税は企業行動を変化させなかったことが示唆される。

結果の解釈については、建設業への制限により、サンプル数が減っていることに注意が必要である（表2参照のこと）。特に14年以降では建設業の延べ企業数は減少していることにより、95%信頼区間が広がったことで、企業行動の変化を検知しづらくなっている。

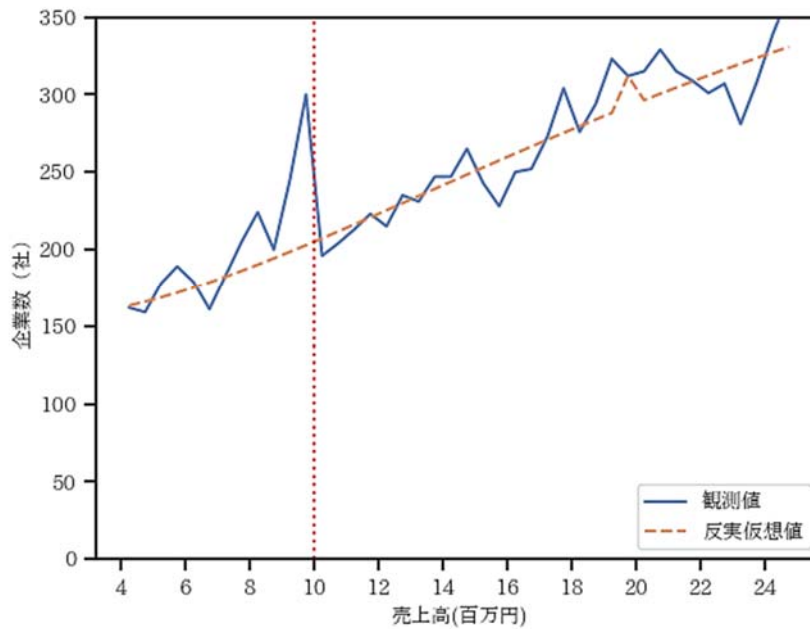
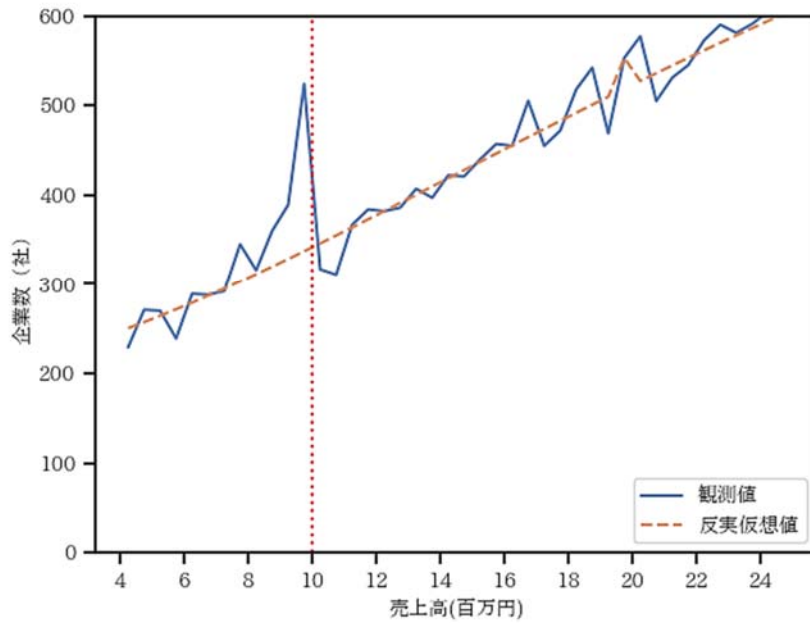
表7 政策変化前後での相対超過集積・標準誤差・信頼区間（建設業）

期間	$y_* - y_L$	$b$	SE( $b$ )	95%信頼区間
2004-2013	1	0.704	0.124	[0.460, 0.947]
	1.5	0.993	0.198	[0.605, 1.381]
	2	1.121	0.274	[0.584, 1.659]
	2.5	1.318	0.360	[0.592, 2.044]
2014-2018	1	0.409	0.208	[0.001, 0.817]
	1.5	0.461	0.323	[-0.173, 1.095]
	2	0.875	0.502	[-0.108, 1.858]
	2.5	1.262	0.702	[-0.114, 2.639]

注)  $y_* - y_L$ の単位は百万円。

出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より作成。

図9 免税点近傍での延べ企業分布のヒストグラム



注) (上) 2004-2013年。(下) 2014-2018年。

出所) 帝国データバンク『企業信用調査報告書データベース』より筆者作成。

## 8.4 2014年の消費税増税前後での免税点近傍における企業数分布の変化

図9は増税前後での免税点近傍での企業数分布である。採録期間の違いにより、サンプル数は増税後の方が少ない。一方で、免税点直前のピークについては、相対的な高さおよび幅は増税の前後で大幅な変化を被っているとはいえない。この観察事実から、第4節では、表6における増税前後でのピーク幅 $y_* - y_L$ が同じペアについて、95%信頼区間の交わりの有無を確認して、集積の変化の有無を検証した。

### 参考文献

- 小田切宏之 (2010) 『企業経済学』, 東洋経済新報社.
- 建設業情報管理センター (2019) 『建設業の経営分析 (平成 29 年度)』, 建設業情報管理センター.
- 財務省財務総合政策研究所 (2018) 「法人企業統計年報特集 (平成 28 年度) : 調査結果の概要」  
『財政金融統計月報』 787 号, pp. 6-15.
- 下平英寿 (2008) 「ブートストラップ」, 国友直人・山本拓監修, 北川源四郎・竹村彰通編『21 世紀の統計学 III』, 東京大学出版会.
- 鈴木善充 (2011) 「消費税における益税の推計」『会計検査研究』 43 号, pp. 45-56.
- 高林喜久生. 下山郎 (2001) 「消費税改革の経済効果 : 伝票方式導入の必要性と課題」『経済学論究』 55 (1), pp. 53-81.
- 帝国データバンク (2015) 『信用調査報告書の読み方』, 帝国データバンク.
- 橋本恭之 (2002) 「消費税の益税とその対策」『税研』 18 (2), pp. 48-52.
- 本間正明. 跡田直澄 (1989) 『税制改革の実証分析』, 東洋経済新報社.
- Almunia, M. and Lopez-Rodriguez, D. (2018) “Under the radar: The effects of monitoring firms on tax compliance,” *American Economic Journal: Economic Policy* 10, pp. 1-38.
- Boonzaaier, W., Harju, J., Matikka, T. and Pirttilä, J. (2019) “How Do Small Firms Respond to Tax Schedule Discontinuities? Evidence from South African Tax Registers,” *International Tax and Public Finance* 26, pp. 1104-36.
- Chetty, R., Friedman J.N., Olsen T., and Pistaferri L. (2011) “Adjustment Costs, Firm Responses, and Micro vs. Macro Labor Supply Elasticities: Evidence from Danish Tax Records,” *The Quarterly Journal of Economics* 126, pp. 749-804.
- Bosch, N., V. Dekker, K. Strohmaier, and N. (2020) “A Data-Driven Procedure to Determine the Bunching Window: An Application to the Netherlands,”

- International Tax and Public Finance* 27, 951-979.
- Garicano, L., Lelarge, C. and Van Reenen, J. (2016) "Firm size distortions and the productivity distribution: Evidence from France," *American Economic Review* 106, pp. 3439-79.
- Harju, J., T. Matikka, and T. Rauhanen (2019) "Compliance costs vs. tax incentives: why do entrepreneurs respond to size-based regulations?" *Journal of Public Economics* 173, pp. 139-164.
- Hosono, K., Hotei, M. and Miyakawa, D. (2019) "Size-dependent VAT, Compliance Costs, and Firm Growth," *RIETI Discussion Paper Series* 19-E-041.
- Keen, M. and Mintz, J.M. (2004) "The optimal threshold for a value-added tax," *Journal of Public Economics* 88, pp. 559-576.
- Kleven, H.J. (2016) "Bunching," *Annual Review of Economics* 8, pp. 435-464.
- Liu, L., Lockwood, B., Almunia, M. and Tam, E.H. (2021) "VAT Notches, Voluntary Registration, and Bunching: Theory and UK Evidence," *Review of Economics and Statistics* 103, pp. 151-164.
- MacKinnon, J. G. (2006) "Bootstrap Methods in Econometrics," *The Economic Record* 82, pp. S2-S18.
- Onji, K. (2009) "The response of firms to eligibility thresholds: Evidence from the Japanese value-added tax," *Journal of Public Economics* 93, pp. 766-775.
- Pomeranz, D. (2015) "No taxation without information: Deterrence and self-enforcement in the value added tax," *American Economic Review* 105, pp. 2539-69.
- Saez, E. (2010) "Do taxpayers bunch at kink points?" *American Economic Journal: Economic Policy* 2, pp. 180-212.
- Slemrod, J. (2001) "A general model of the behavioral response to taxation," *International Tax and Public Finance* 8, pp. 119-128.