



Discussion Papers In Economics And Business

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

メナカ アルドチュルワン

恩地 一樹

Discussion Paper 19-10

July 2019

Graduate School of Economics
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

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 (TDB-CAREE)

メナカ アルドチェルワン[‡]

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 (TDB-CAREE)

恩地一樹[§]

大阪大学経済学研究科

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 (TDB-CAREE)

本稿は帝国データバンクの大規模データを用い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。

キーワード：消費税, 集積推計法, 租税回避

* 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チョンをいただいた。本研究は JSPS 科研費 15KK0088、19K01695 の助成を受けたものです。

[†] (連絡先住所) 〒107-8680 東京都港区南青山 2-5-20

(E-mail) tsubasa.ichikawa@mail.tdb.co.jp

[‡] (連絡先住所) 〒107-8680 東京都港区南青山 2-5-20

(E-mail) menaka.arudchelvan@mail.tdb.co.jp

[§] (連絡先住所) 〒560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-7

(E-mail) kazuki.onji@econ.osaka-u.ac.jp

1 序論

2019年10月に消費税率の2%増が予定されている。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おり（藤川，1991；高林・下山，2001；橋本，2002；鈴木，2011）、増税による益税規模の拡大が企業行動の歪みを生じさせるのではないかと懸念される。

免税の適格条件を規定するために売上高で定義される閾値が設けられているが、閾値前後において納税義務は劇的に変化する（Keen & Mintz, 2004）。最近の諸外国における税務個票データを用いた売上高分布の検証では、付加価値税免税点への集積（bunching）が観測されており、企業が売上を人為的に抑制するという経済非効率な行動が起きていると報告されている（Harju ら，2019；Liu ら，2018；Boonzaaier ら，2018）。日本ではOnji（2009）による1989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が、導入当時の売上高5億円の中規模企業を対象にした研究である。

本稿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。まず、免税点1,000万円以下への集積を確認した上で、どうして企業が閾値に反応しているのか、集積動機を検証する。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、Saez（2010）の考案した集積推計法（bunching estimator）を用い、2014年の消費税増税を準実験の機会と捉えることにより検討する。次に、免税措置の「副作用」としての経済的損失を検討するため、集積企業がいかに売上高を調整しているか、行動の形態を検証する。Keen & 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考えられているが、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。これらの検証を通じて、2019年増税の議論に資することこそ本稿の目的である。尚、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、東京商工リサーチのデータベースを用いていること、ならびに集積企業の特徴を検証しているため本稿と補充しあうものである。

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・研究用に加工して作成されており、随時最新の状態に更新される¹。これは事業活動の原資としてデータを使

¹ 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。

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しく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²。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。

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	<ul style="list-style-type: none"> 調査項目の網羅性（資本関係、系列関係など） 	<ul style="list-style-type: none"> 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	<ul style="list-style-type: none"> 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） 	<ul style="list-style-type: none"> 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	<ul style="list-style-type: none"> 調査対象の網羅性 データを継続的に蓄積 	<ul style="list-style-type: none"> 調査項目の簡素化 指標の粒度の粗視化

注）筆者作成。なお、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 2019 年 4 月現在の単年度企業数である。

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 2019 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補論 7.1 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。

² 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 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 2004 年から 2018 年まで、企業数は 2004 年から 2018 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。

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	1525
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	44996	85383	33164	118547
E_製造業	6496	8451	7182	15633
F_電気・ガス・熱供給・水道業	101	28	121	149
G_情報通信業	5268	7152	5732	12884
H_運輸業、郵便業	1556	1975	1315	3290
I_卸売業、小売業	13301	17154	13325	30479
J_金融業、保険業	600	719	588	1307
K_不動産業、物品賃貸業	7553	9074	5105	14179
L_学術研究、専門・技術サービス業	5215	6743	5300	12043
M_宿泊業、飲食サービス業	782	842	699	1541
N_生活関連サービス業、娯楽業	853	1055	740	1795
O_教育、学習支援業	378	463	398	861
P_医療、福祉	1080	1297	937	2234
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）	5665	7184	5920	13104
不明	7871	8408	5687	14095
合計	102702	157250	87416	244666

注) 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。

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 および COSMOS2 のデータの概要については 3 節以降で紹介する。

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。導入とき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、1989 年には売上高 3,000 万円以下が適用要件であったのが、2004 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。 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³。 τ 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 100% 転嫁する場合、免税企業自体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渡ることになる。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 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ためには、より長い期間での動的選択が必要である。EU 諸国の場合、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

³ 制度上、課税事業者になる選択肢も設けられている。

4。このため、企業が2年後の適用要件を満たすためには、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。

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いため、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とは言えない。

3.2 集積推計法の概要

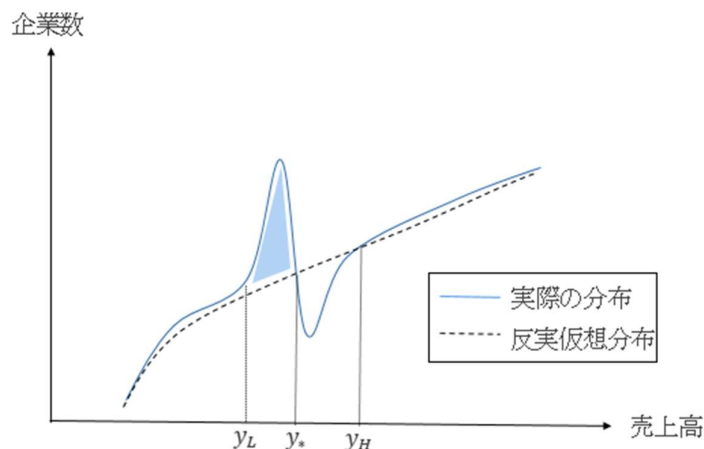
本稿では、実証分析の枠組みとして、Saez (2010) が提唱した集積推計法 (bunching estimator) を応用する。集積推計法とは、税制の引き起こす度数分布の歪みを計測したうえで、歪みの規模と整合的な構造パラメーターを導出する手法であり、いわば誘導形推計と構造推計のハイブリットである (Kleven, 2016)。Saez (2010) では、所得税の税率区分の境界から生じる納税者の度数分布の歪みを計測し、課税所得の税率弾力性を導出している。本研究の目的は行動的反応の検証であるため、集積推計法を企業規模分布の歪みの計測手段として用い、相対超過集積 (relative excess bunching) と呼ばれる統計値を推計する⁵。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ひ、相対超過集積は b 、その変化量は Δb とする。尚、簡素化のため推定量であってもハットを付けない。

⁴ 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1000万円以上の新設法人は不適用とされている。

⁵ 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が、Liuら (2017) 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。

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）⁶。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⁷。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 7.2 に示した。

図 1 相対超過集積の概念図



注) 筆者作成。

⁶ 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こととする。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 1000 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。

⁷ 7次多項式による回帰はChettyらによって始められた(Chettyら, 2011)。以後多数の研究で採用され、反実仮想分布を構成するにあたっての標準的なセットアップになっている。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(Dekkerら, 2016)。

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らによる先行研究に倣い、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(Chettyら, 2011)。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ている1,000回に設定している(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⁸。

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2004年から2018年までのデータを累積したが、後の分析で2014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⁹。免税点1,000万円に破線を引き、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2014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¹⁰。免税点近傍に注目す

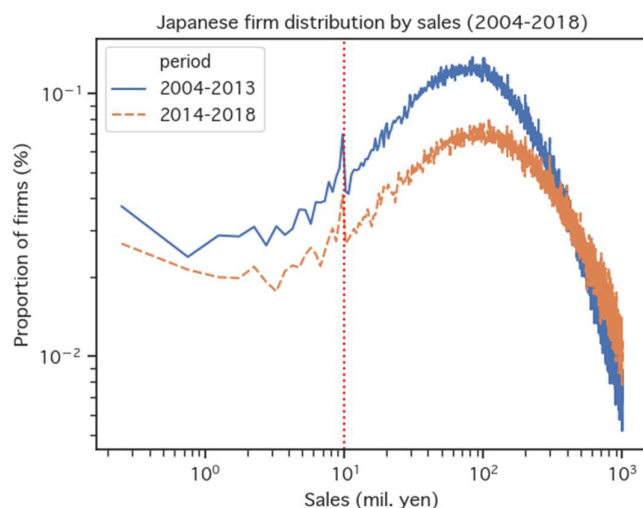
⁸ ブートストラップ法を用いた信頼区間の構成法には、ガウス分布を仮定した方法の他、ブートストラップによって実際に得られた分布を用いる方法もある。数値計算実験では、ガウス分布を仮定した場合の方が、正しい信頼区間に近いことが知られている(MacKinnon, 2006)。

⁹ 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。

¹⁰ 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、2004-2013年のサンプルには2014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2014-2018年のサンプルには、成長、または衰退傾向の企

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。

図2 売上高10億円までの企業数構成比分布（累積）。



注) 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。

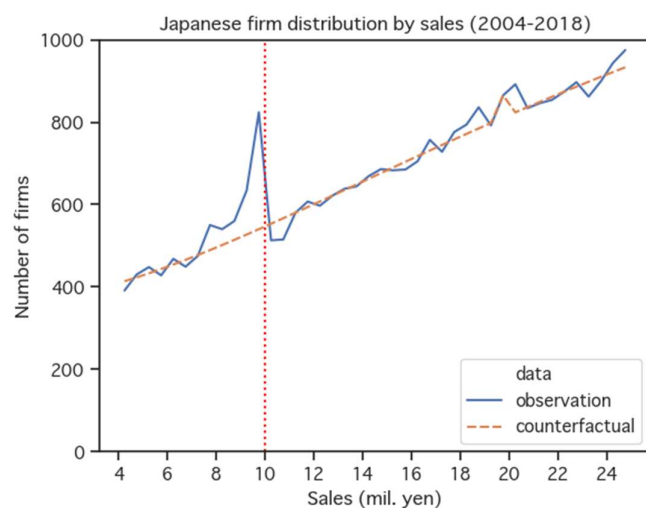
免税点近傍での歪みを精査するため、図3に売上高2,400万円以下の度数分布（実線）と反実仮想分布（点線）を示した。950万円以上1,000万円未満のビン（図では975万円の点として表示）において強い集積がおきているが、集積区域にはある程度の幅が見うけられ、おおむね800万円以上の領域に集中している。前述の通り、始点 y_L の位置は800万円が妥当であると考えられる。先行研究では免税点直上において「ミッシングマス」と言われる、売上高領域 $[y_*, y_H]$ における度数分布と反実仮想分布の差が発生していると報告されているが、データ上、分布のへこみは明らかでない。企業が売上を人為的に抑制す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。

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、95%信頼区間は 0.7 から 1.1 程度である。フィンランドにおける Harju ら (2019) の 2000 年から 2009 年までの推計値は 3、イギリスにおける Liu ら (2018) 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、日本やイギリスの£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、2018 年現在、フィンランドでは 24% であることが挙げられる。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、イギリス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。

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。

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) 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。免税点は破線で示した。

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) 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。 $y_* - y_L$ の単位は百万円。

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ることで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の集積企業数を推計し、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」とはいつて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売上を供給するであろう。ただし、代替供給されるとはいえ死荷重が発生するであろうので、非効率性規模のめやすとなる。「失われた売上」の額は行動形態に依存する。「失われた売上」は実際の売上を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¹¹。消費税率は 8%とした。結果を表 4 に示す¹²。国全体での超過集積企業数は約 5.7 万社と推計され、

¹¹ 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 社から、本稿で得られた企業数分布を仮定して算出した。付加価値率は総売上高と総付加価値額から算出した。

¹² 超過企業数は補論 7.2 で導出した公式に集積領域内の企業数 308,435 社を乗じて算出した。益税額は超過企業数に付加価値率と消費税率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。失われた売上は超過企業が全て売上高 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。

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、消費税の税収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、過大評価の可能性はある。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¹³。

表4 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

注) 筆者作成。

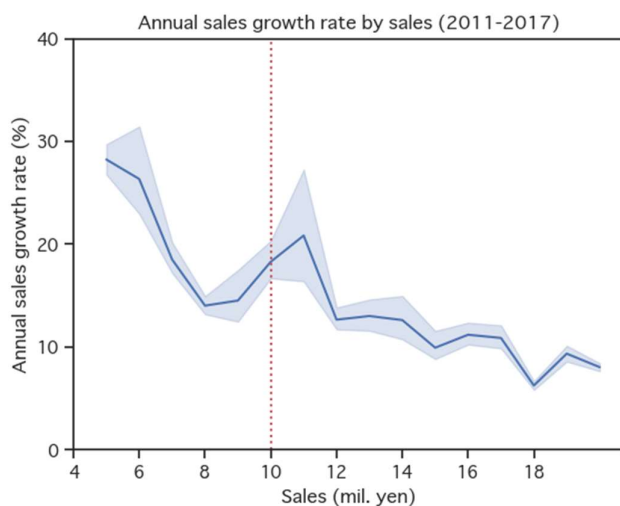
企業数の度数分布に歪みが発生しているが、これは単年度のみでの売上調整であろうか、それとも経年的な抑制であろうか？単年度に限定された行動的反応であれば、集積企業群の次年度の売上成長は影響を受けないであろう。逆に、集積企業群が売上を抑制し続けているのであれば、免税点直下の企業の売上高成長率の歪みとして顕在化するであろう。ここでは集積の動学的側面を考察するため、免税点近傍での売上高成長率の検証を試みる。信用調査報告書データベースは基本的に単年の観測値であるため、各年での標本集団数を確保するためパネルデータのCOSMOS2を使用する。ただし、COSMOS2は売上高を100万円

¹³ 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売上高1,000万円以上1,100万円未満の企業数を算出したうえで、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。

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 では X 軸に 2011 年から 2017 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 2000 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あることが観測できる。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。なかでも、800 万円のビンは 1, 100 万円のビンよりも平均成長率がおおよそ 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%信頼区間にオーバーラップがあるため、統計的に強い差異ではない。総合的に考えて 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¹⁴。

図 4 売上高成長率：2011－2017



注) 帝国データバンク企業概要データベース「COSMOS2」より作成。

¹⁴ 売上高 1, 000 万円を超えることによって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

2019年に予定されている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、免税の利点が増加し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年にわたって行われていないため、免税点を越えることで納税対象者がこ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。2014年に税率が3%引き上げられたが、本節では2014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。この分析手法は政策前後の相対超過集積の比較を行ったHarjuら（2019）を参照したものである。

表5は企業信用調査報告書データを2014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¹⁵。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 $\Delta b = 0$ を検証するためには $y_* - y_L$ 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5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が、同国で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されている。このためHarjuら（2019）は、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ば有力ではないかと考えられる¹⁶。

¹⁵ 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 $\Delta b > 0$ の成否を検証する方法も考慮した。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。したがって、高付加価値産業への限定により、仮説 $\Delta b > 0$ の成否の判定がし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り、帰無仮説が棄却しにくくなる。補論7.3では高付加価値産業として建設業に注目し $\Delta b > 0$ とはいえないことを示す。

¹⁶ 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ような制度変化はなかった。

表 5 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) 帝国データバンク企業調査報告書データベースより作成。 $y_* - y_L$ の単位は百万円。

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い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) も実質的変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¹⁷。ただし、実質的反応には、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、これは実質的反応と整合的でない。

これに対して、租税回避は実質的変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) は強い反応が起こ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

¹⁷ 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。

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 グループ企業間での調整

グループ企業間での売上調整には2つの手法が考えうる。

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。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。

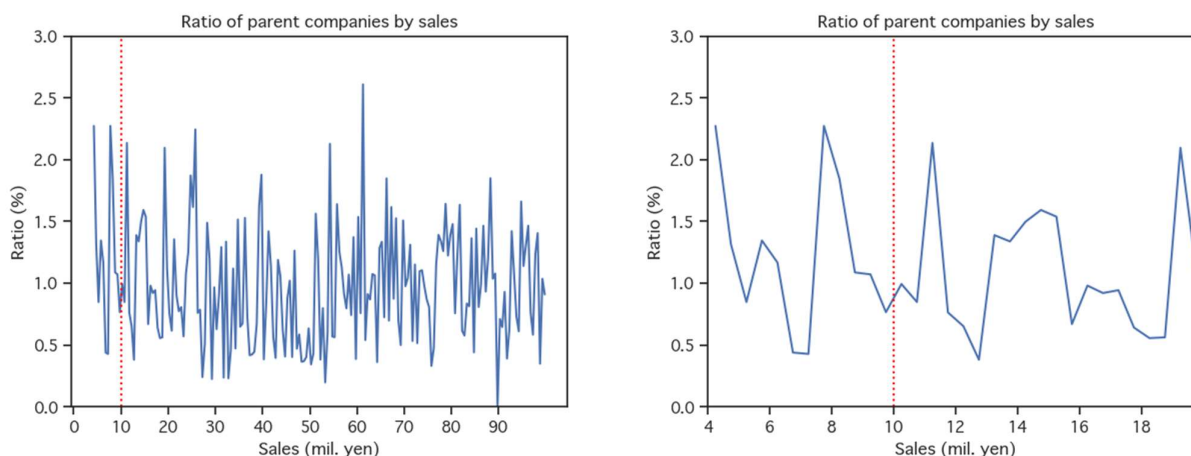
グループ会社を用いた租税回避は実施されているであろうか？手法1の場合、子企業を設立した企業の売上高が1,000万円以下の範囲に収まることになるため、子会社保有割合が免税点以下で高くなることが予想される。ここでは、子会社保有割合が免税点を超えると不連続に減少するかどうか検証する。

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¹⁸。ビン

¹⁸ 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

幅は図と同様 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ない。この結果は、手法 1 が実施されていることを支持するエビデンスではない。ただしこの検定では、親会社自体は中規模な課税業者として留まるケースは識別できないことには留意せねばならない。

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：（左）100 百万円までの範囲。（右）400 万円～2,000 万円までの範囲



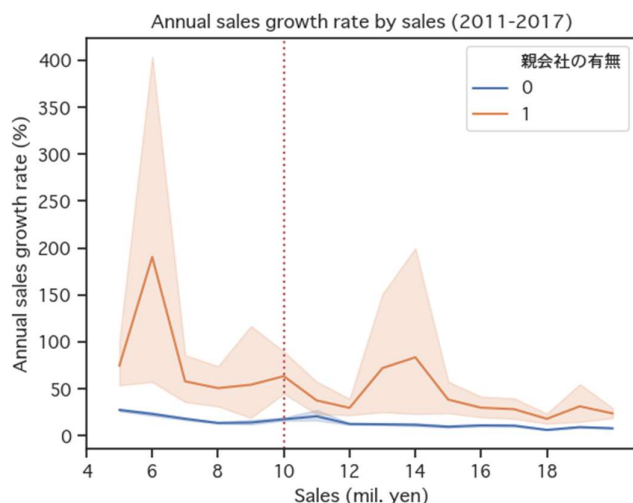
注) 帝国データバンク企業調査報告書データベースより作成。

手法 2 からグループ内での売上の付替えがあるとすると、企業間の調整により、常に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）が存在することになる。つまり、調整の効果により、ターゲット企業は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発生することが予想される。

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2011年から2018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、その値がゼロ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¹⁹。

図6 親企業の有無で層別した売上高成長率



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

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)で重なりが広く、売上高成長率の不連続な変化は認められないといえる。よって、手法2の実施を示す根拠はデータ上検出されない。

5.3 売上計上時期の調整

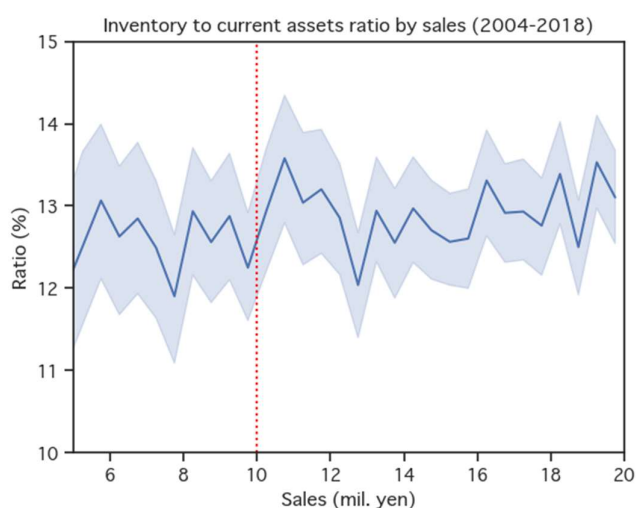
では、売上計上時期の調整はどうであろうか？売上計上時期の調整が行われている場合、年度末にかけて仕掛品が増えると考えられる。そのため、売上計上時期の調整をして

¹⁹ 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。

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 2004 年から 2017 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。

図 7 流動資産に占める棚卸資産の比率



注) 帝国データバンク企業財務データベース (COSMOS1) より作成。

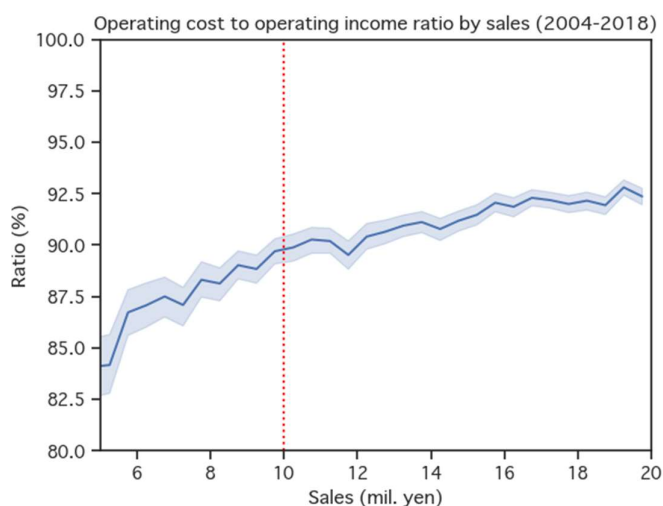
5.4 売上高の過少申告

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。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の過少申告は検出されなかった。

図 8 営業収益と営業原価の比率



注) 帝国データバンク企業財務データベース「COSMOS1」より作成。

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、本節の分析では租税回避の直接的根拠は検出されていない。申告時期の調整や過少申告では、大規模な売上隠しなど現実的でないため、ミッシングマスが発生することが予想される。この2つの売上調整方法を示唆する結果が得られなかったことは、ミッシングマスの少なさと整合的ではある。反面、中規模企業が免税会社を設立する場合には、歪みの位置が免税点直上である必然性はないため、ミッシングマスの少なさと整合的である。本節の分析でグループ企業による租税回避は検出されなかったとはいえ、実務上並びに学術上、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 結論：2019年増税の影響について

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、2014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のにも関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（Harjuら、2019）。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。

2014年の準実験の結果から類推するところ、2019年の増税による益税メリットの増加自体は行動変化を促さないであろうと予想される。ただし複数税率の導入に伴い仕入仕訳が煩雑になるなど事務負担が増える見込みであり、行動の歪みが助長される可能性はある。軽減税率対策補助金などの対応策がどれほど奏功するか、検証されるべきであろう。

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。また、小規模事業に限定された行動のため、経済全体からみれば小さな非効率であろうが、起業家のインセンティブを歪める側面があるため、企業の成長を阻害することで経済全体の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、失われた売上は30億円規模であるため、推計に大幅に差が存在する。また、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。

7 補論

7.1 データセットの作成手順

集積推計法の適用にあたって、以下の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。そのうえ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。

7.2 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。

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

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、 κ_{α} と θ_j の値を求めた²⁰。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。

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

²⁰ 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、 η_j は本来決まらないことに注意。この意味で η_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 1000 万円に対応するダミー）も決まらない。

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。

7.3 付加価値と集積度

4 節では、相対超過集積に増税の前後で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6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2014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2014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6 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]

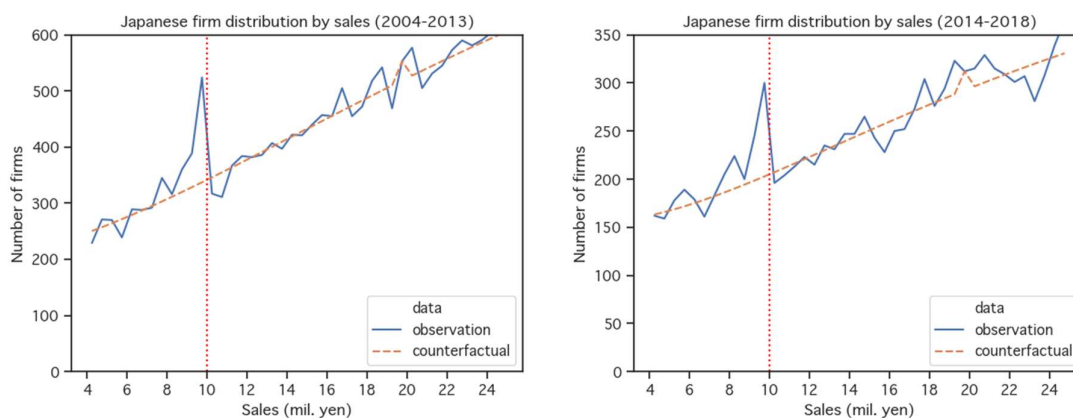
注) 帝国データバンク企業調査報告書データベースより作成。 $y_* - y_L$ の単位は百万円。

7.4 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、4節で

は、表 5 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することで、集積の変化の有無を検証した。

図 9 免税点近傍での延べ企業分布のヒストグラム（左）2004-2013 年。（右）2014-2018 年。



注) 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。

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和課題」『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. (2018) “How Do Small Firms Respond to Tax Schedule Discontinuities? Evidence from South African Tax Registers,” *CESifo Working Paper* 7277.
- 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.
- Dekker, V., K. Strohmaier, and N. Bosch (2016) “A Data-Driven Procedure to Determine the Bunching Window: An Application to the Netherlands” *CPB Discussion Paper* 336.
- 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. (2018) “VAT Notches, Voluntary Registration, and Bunching: Theory and UK Evidence,” *mimeo*.
- 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.
- 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.

Bunching of Small Businesses at the Value-Added Tax Threshold in Japan: Lessons for the 2019 Tax Hike

Tsubasa Ichikawa[†]

TEIKOKU DATABANK, LTD., and TDB Center for Advanced Empirical Research on Enterprise and Economy, Hitotsubashi University.

Menaka Arudchelvan[‡]

TEIKOKU DATABANK, LTD., and TDB Center for Advanced Empirical Research on Enterprise and Economy, Hitotsubashi University.

Kazuki Onji[§]

Graduate School of Economics, Osaka University, and TDB Center for Advanced Empirical Research on Enterprise and Economy, Hitotsubashi University.

Abstract

We examine the behavior of small firms near the exemption threshold under Japan's value-added tax (VAT). We employ Teikoku Data Bank's large-scale firm database and find visible bunching of firms just below the threshold of 10 million yen. To better understand the motive for bunching, we utilize the 2014 VAT hike as a quasi-experiment, since it increased the financial benefit of VAT exemption. Despite the increased financial incentive, the relative bunching mass remains unchanged, suggesting that the cost of complying with tax regulations motivates the bunching behavior. We also consider whether those bunching firms make real adjustments or conduct tax avoidance. We find indirect evidence favoring the tax-avoidance hypothesis. Our estimates suggest that the VAT threshold distorts the behavior of 57,000 firms, resulting in lost tax collection of 17 billion yen per annum. With Japan facing another round of VAT hike in October 2019, our research provides additional insights to inform the forthcoming policy change.

Keywords: Value-added tax, Bunching estimator, Tax avoidance

[†] (Address) 2-5-20 Minami Aoyama, Minato-ku, Tokyo, 107-8680
(E-mail) tsubasa.ichikawa@mail.tdb.co.jp

[‡] (Address) 2-5-20 Minami Aoyama, Minato-ku, Tokyo, 107-8680
(E-mail) menaka.arudchelvan@mail.tdb.co.jp

[§] (Address) 1-7 Machikaneyamacho, Toyonaka, Osaka, 560-0043
(E-mail) kazuki.onji@econ.osaka-u.ac.jp

JEL Codes: H25, H26, H32