



RIETI Discussion Paper Series 24-J-025

商店街集客イベントへの支援が商店街に与える影響の分析 - 『GoTo商店街』政策一時停止からのエビデンス

荒木 祥太
経済産業研究所

田中 桃花
東京大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

商店街集客イベントへの支援が商店街に与える影響の分析 - 『GoTo 商店街』政策一時停止からのエビデンス*

荒木祥太（経済産業研究所）

田中桃花（東京大学）

要 旨

日本の商店街や米国のダウンタウンのような衰退しつつある小規模商店街にとって、場所に根ざした政策は有効なのだろうか。日本政府が商店街の集客イベント活動を支援するために実施した『GoTo 商店街』政策の全国的な一時停止は、そのような政策を評価する機会となった。COVID-19 パンデミックの再拡大に伴う政策の停止は、政策の採択者を、(1)政策支援を受けた事業を完全実施した者、(2)部分的にしか実施しなかった者、(3)停止により実施できなかった者という3つのグループへ外生的に分けたと考えられる。我々は「商店街実態調査」の回顧・カテゴリーデータに基づく売上の変化率データを用いて、商店街の売上高の変化率に関するプロビット推定を行い、政策支援事業の効果の符号を推定した。我々はプロビットモデルの係数の符号が、対数化された売上高に関する差の差モデルにおける係数の符号に相当すると解釈する。プロビット推計の結果、集客イベント事業を十分に実施した商店街は、政策支援事業の中止により事業を実施できなかった商店街に比べ、売上高の減少を抑制していることが明らかになった。

キーワード： EBPM、商店街、『GoTo 商店街』政策、場所に根ざした政策

JEL classification: R10, R11, L88, L52, H20

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「総合的 EBPM 研究」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の作成にあたっては、「総合的 EBPM 研究」プロジェクトメンバーから多くの有益なコメントを頂いた。ヌルメット・カミラン氏にはリサーチアシスタントとしてご尽力して頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。また本研究は JSPS 科研費 22K13425 および 24KJ0681 の助成を受けた。本稿の分析に当たっては、中小企業庁の商店街実態調査の調査票情報および中小企業庁による『GoTo 商店街』採択者情報を利用した。

1 導入

本研究では、日本の商店街のような小規模な商業集積地区への集客イベント支援政策のような政策は有効であるかを検証する。我々が今回分析対象とする日本の商店街は、小規模な商業集積地区である。これらは日本の主要な鉄道駅前や、大きな神社寺院、大きな公園や観光名所へ続く道沿いに自然発生的に形成されている。これら日本の一般的な商店街は小売店、飲食店およびサービス業を営む事業所が近接して集まった商業集積地区である*1。商店街に所在する店舗の多くは、店主が所有する住居と店舗が一体となった建物であり、近隣住民を顧客とした小規模な小売業を営んでいる。これらの商店街は、もともと存在した大規模小売店との競合や、自動車の普及による近隣住民の消費習慣の変化に加え、1990年代のバブル経済の崩壊をきっかけに衰退の一途にある。商店街には商業集積地区としての側面だけでなく、店主達にとっての生活の場であると同時に、近隣住民にとっての重要な社交の場としての機能が社会的に期待されているため、再活性化のための政策的な支援が行われている。

商店街への支援政策は、場所に基づく政策として正当化されうる。商店街の特徴は、その場に足を踏み入れれば何でも1か所で買い物が可能であることによって、消費者に訴求する商業集積地である。つまり、商店街における一店舗への集客が商店街内の他の店舗の顧客を生み出すという店舗間の補完性が、商店街という商業集積を生み出していると理解できる。反面、空き店舗が増加した商店街においては、そのワンストップショッピング性が失われ、さらに商店街の客足が遠のくことが指摘されている（安藤 2007）。このような店舗間の補完性が存在する時、産業政策によって商業集積を生み出すことが正当化される場合がある（Kline 2010）。特に、1990年代初頭からの長引く経済停滞や2020年代初頭の新型コロナウイルス感染症（Covid-19）パンデミックといった経済ショックによって生じる空き店舗の増加を防ぐという観点で、商店街への政策支援は正当化される余地がある。

衰退の一途をたどる小規模な商業集積地区への再活性支援策は、日本のみで行われているわけではない。米国の衰退したダウNTOWNなどの小規模な商業集積地区の再活性化を目的としたメインストリートプログラム（Main Street Program）は、20世紀中ごろから衰退した歴史的な商業集積地区を、未開発な経済成長の潜在能力があるとみなし、再活性化を有望な経済開発戦略と位置づけている。このような小規模な商業集積地区への経済支援に効果があるのかは実証的な課題である。しかし因果関係を説得的に実証した研究はまだ十分ではない。実証研究における課題は、商業地区の振興へ向けた住民たちの意欲が観察できないことである。商業地

*1 経済産業省経済産業政策局調査統計部による商業統計では、『小売店、飲食店及びサービス業を営む事業所が近接して30店舗以上あるもの』を、ひとつの商店街であると定義している。この定義のもとで、2014年（平成26年）の商業統計では、日本全国の商店街数は12,681とされている。また中小企業庁による商店街実態調査では、『(1)小売業、サービス業等を営む者の店舗等が主体となって街区を形成し、(2)これらが何らかの組織（例えば〇〇商店街振興組合、〇〇商店会等で法人格の有無およびその種類を問わない。）を形成しているもの』と定義としている。2021年の商店街実態調査では、全国の商店街数を13,408を参考値として公表している。

区の住民たちの支援を受ける意思の有無に応じて、政策以外の振興への取り組みも異なることが考えられる。このような意欲を制御できない限り、政策支援を受けた地区と受けてない地区との比較では、政策の効果を検証することはできない。

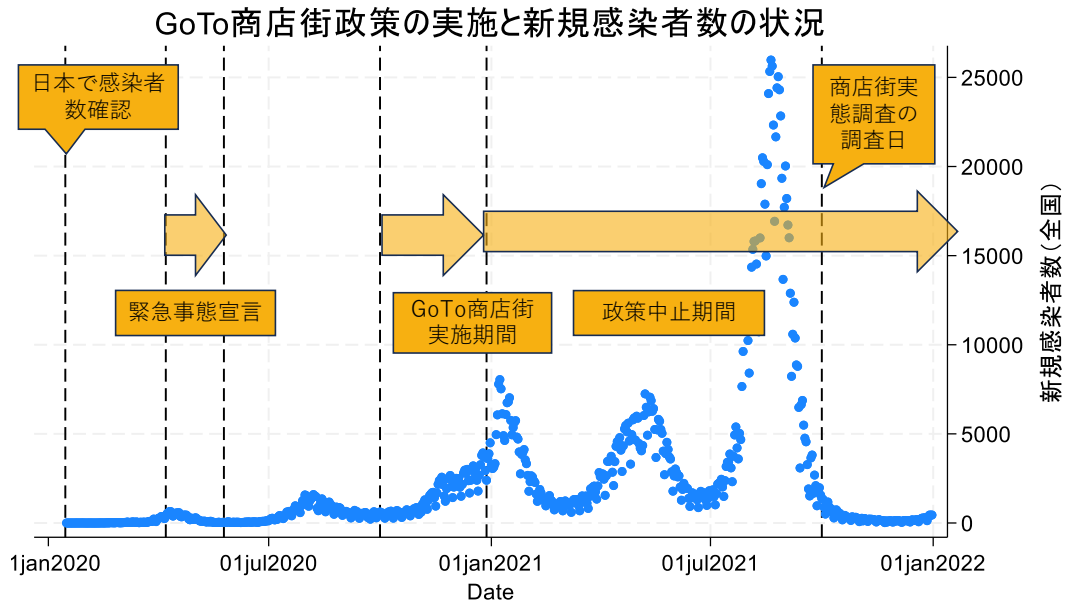
2020 年日本で商店街に対して行われた『GoTo 商店街』政策は、計画期間の途中で一時中断されることを通じて、因果関係を検証する機会をもたらした。政策支援を受けることが計画されたにも関わらず中断によって支援を受けていない地区と、中断前までに政策支援を受けた地区とが生じたためである。『GoTo 商店街』政策は、新型コロナウイルス感染症 (Covid-19) パンデミックいわゆるコロナ禍における日本の商店街に対する商業活動支援のために日本政府が行った経済支援政策である。商店街を構成する事業所の多くは人と人の対面でのサービスを行うことを主たる業務とした、個人事業主による小規模な事業所であるため、コロナ禍における外出の自粛等による対面機会の減少によって商店街における売上の減少が見込まれた^{*2}。そこでコロナ禍が小康状態とみなされた 2020 年 10 月から、『GoTo 商店街』政策が行われることになった。これはそれまでの商店街における経済損失を回復することを目的として、主に商店街への集客イベントなどの事業^{*3}を実施した事業者に対して、費用を支払う形で支援する政策であった。この政策は日本全国の感染者が増加したことによる 12 月 28 日の全国一律的な中断に至るまで 3 ヶ月ほどのあいだ実施されることとなった。図 1 は『GoTo 商店街』政策の実施から中断に至る過程と、Covid-19 新規感染者数の推移を図示したものである。我々は、中断期間にあたる 2021 年 10 月に商店街を対象に行われた調査「商店街実態調査」のデータをもとに、この政策の効果について検証する。

このような政策に効果があるかを検証した先行研究として、場所に基づく政策 (Place-based policy) に関する先行研究を概観する。商店街を商業集積地区という側面からみると、『GoTo 商店街』は特定の地域に対する経済政策、Place-based policy (Neumark and Kolko, 2010; Busso et al., 2013; Neumark and Simpson, 2015; Austin et al., 2018; Duranton and Venables, 2021) の一種とみなせる。この政策は、特定の地域の経済状況の改善を目指して行われる政策である。Place-based policy としてとられる政策は、政策の対象となる地域に対しての税の軽減、補助金の支給、インフラの整備や規制緩和など多様な政策がある。政策の目的は地域に対する支援を通じて、政策対象地域の生産、雇用、所得の拡大をはかることが挙げられる。このような政策が目的を達成できているのか、政策が対象地域に与える経済的な影響をまとめた先行研究についてまず Neumark and Simpson (2015) のサーベイ論文が挙げられる。このサーベイ論文は、いくつかの先行研究において、インフラの支出や高等教育および大学の研究推進を用いた地域経済の振興には効果があることが示唆さ

^{*2} 2020 年に経済産業研究所が実施して中小企業を中心に回答を得たアンケートによると、アンケート回答企業の 2020 年 5 月の月商は、前年同月比で、卸売・小売業においては 8 割程度の水準、宿泊・飲食サービス業においては 2 割程度の水準、生活関連サービス業においては 6 割程度の水準と、大きく落ち込んでいる (植杉他, 2022)。商店街を構成する事業所の多くが小売店、飲食店およびサービス業に属するとみなすと、これらの事業所の多くも大幅な売上減があったと考えられる。

^{*3} スタンプラリーや商店街の風景に関する写真コンテスト、イルミネーションなどそれぞれの商店街ごとに行われたイベント内容は様々であり、実施された期間もそれぞれ商店街で異なる。採択された事業に関して事業名称および事業者名は、https://www.chusho.meti.go.jp/shogyo/shogyo/ganbarou_shoutengai/list.pdf で見ることができる。

図1 GoTo 商店街政策の実施と新規感染者数の状況



れるものの、否定的な評価を下す研究も多くあり、まだ十分なエビデンスが蓄積されていないと総括している。

先行研究で中心に取り上げられる Place-based policy は、比較的大きな地域に対する政策を想定し、製造業企業に対する優遇を意図したものが主であった。これに対し、本論文が取り扱う商店街に対する政策は、市町村の中のにさらに狭い地区における商業集積を対象としている。商店街のような小さい地域を対象としたものとして Shybalkina (2022) の研究が挙げられる。この研究は、アメリカのシカゴの低所得地域にあるレストランやその他の施設に対して、施設の建設や改装を目的として補助金を提供する「Neighborhood Opportunity Fund (NOF)」の影響について分析したものである。この補助金政策が、新しい事業ライセンスの数、雇用数、発行された建設許可数、商業不動産売買取引数、商業不動産の1平方フィート当たりの平均販売価格、犯罪数に与える影響を2017年から2020年までの国勢調査区画単位のデータを用いてイベントスタディーで明らかにしている。推計の結果、助成金を受ける施設周辺で建設・改装活動が増加し、麻薬犯罪が減少したことが分かった。また、補助金の数や額によっては、新しい事業が立ち上がり、商業用不動産の需要につながったことが明らかになった、ただし、NOFと雇用（新規非自営の仕事数）や広域犯罪（大規模な地域全体では犯罪の総数）との関連については見られなかったことが分かった。

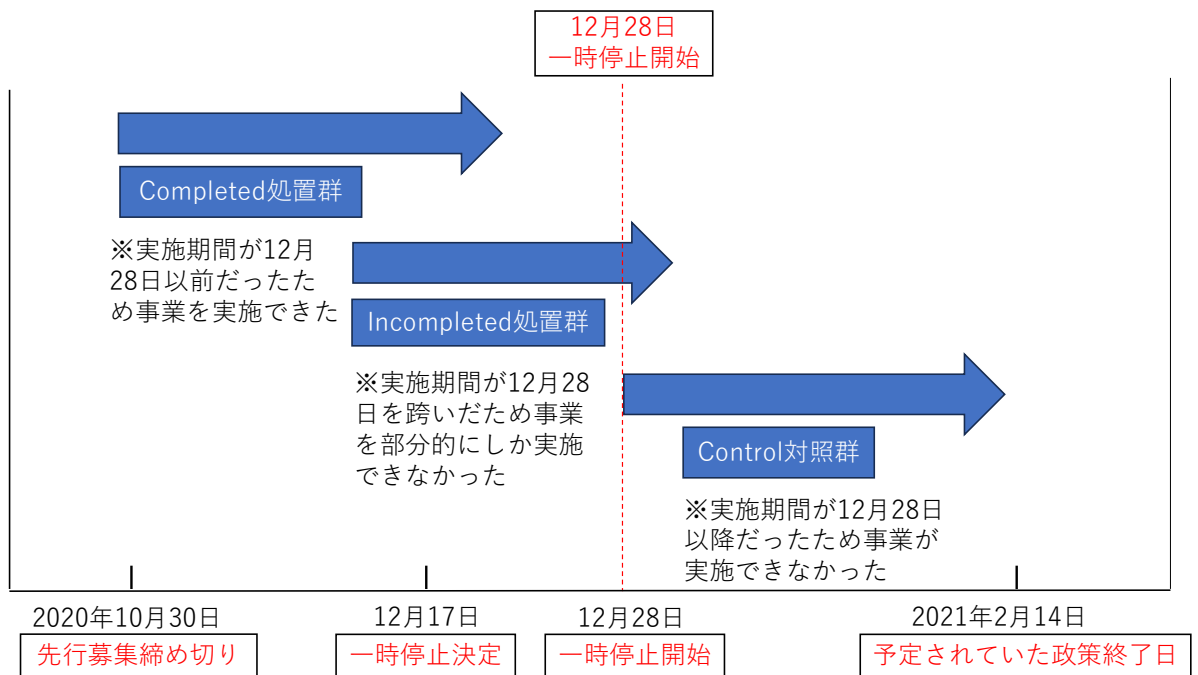
同様に、小規模な商業地区を対象とした先行研究として Van Leuven (2022) は、アメリカの農村部の衰退した歴史的なダウNTOWN地区に対して、伝統的な建物の保護・再生支援する政策「メイン・ストリートプログラム」の効果を検証している。「メイン・ストリートプログラム」は衰退したダウNTOWNの再活性化を目指す取り組みを支援する政策である。米国中西部の4つの州における事業所パネルデータを用いた差の差法による推定の結果、プログラムの導入がダウNTOWNの雇用や事業所数に対して有意な影響を見いだせなかったことを報告している。Glaeser and Gottlieb (2008) は、小さい地域を対象とした政策が全体的に衰退している地域を復活させるのは難しいことを指摘している。小規模な地域に対する政策の規模と予算は、典型的な Place based policy の対象と比較して非常に小さいため、1990年代の Urban Enterprise Zone プログラムのような大都市の対応策と比較して研究が難しく (Neumark and Kolko, 2010)、小規模な地域の再活性化に与える影響を定量的に評価した研究は極めて少ない。

また日本の Place-based policy に関する実証研究として、我々の研究に近いのは、富山市のコンパクトシティ政策が商業に与えた影響の研究である (Iwata and Kondo, 2021; 岩田・近藤, 2021)。これらの研究は、商業事業所を分析単位とし、差の差マッチング法を用いることで、政策で指定された地区に立地する既存小売事業者を処置群とした政策評価を行っている。彼らの実証分析の結果では、既存小売事業者の生産性向上をもたらす正の波及効果は確認できなかったとしている。この研究と我々の研究の違いは、我々が取り扱う商店街に対する政策は、複数の商業集積地域を対象としているという観点から、政策で指定された地区が複数あると解釈できる点である。また我々の分析単位は、地区そのものであり、地区全体の売上をアウトカム変数として設定している。

我々は小規模な地域における再活性化政策の効果を検証する機会として、『GoTo 商店街』政策が2020年12月28日から2022年10月にかけて全国一律的に中断されたことに注目する。全国一律的な中断によって、GoTo 商店街事業に採択された商店街は、申請事業が採択されたにもかかわらず事業を行えなかった商店街である対照群（以下 ControlGroup 対照群）、申請事業が採択され事業を部分的に行った処置群（以下 Incompleted 処置群）、申請事業が採択された上で事業を完遂させた処置群（以下 Completed 処置群）、という3つのグループへと外生的に分割されたと我々は考えている（図2参照）。我々は、政策実行前の2019年から政策中断中の2021年にかけてそれぞれの商店街の売上の変化を比較することによって、特定の商業地域への経済支援が与える影響を検証する。我々が本研究において検証している政策効果とは、『GoTo 商店街』政策の効果のうち、集客イベントを通じた商店街の売上への効果である。そのため、事業の採択者のうち、集客を伴うイベントが実施できた商店街と実施できなかった商店街を比較している。

使用したデータは、中小企業庁「令和3年度商店街実態調査」で調査された商店街の売上の変化率に関するカテゴリー変数データに『GoTo 商店街』事業申請者の情報を接続することで作成した商店街データベースである。従来、日本の商店街における売上を扱った統計として経済産業省「商業統計」の「立地環境特性格編」が存在した。「立地環境特性格編」は、「商業統計」内で定義された商業集積地区ごとに小売業の年間販売額が集

図2 GoTo 商店街中断によるグループ分け



計されていた。しかし商業統計の立地環境特性編は、「商業統計」廃止に伴い、2014年までのデータしか存在しないため、『GoTo 商店街』の政策効果推定には使用できない。一方、中小企業庁は3年おきに商店街に対するアンケート調査として「商店街実態調査」を行っている。このアンケート調査は、一般的に商店街の売上を調査していないにも関わらず、「令和3年度商店街実態調査」においてはCovid-19流行の影響を測定することを目的に、Covid-19流行前後の2019年から2021年にかけての売上の変化率をカテゴリ変数の形で調査している。我々の知る限り、『GoTo 商店街』政策前後で商店街の売上の変化を把握できる統計は「令和3年度商店街実態調査」のみである。

我々は、アウトカム変数について政策前後の変化率に関するカテゴリ変数しか観察できないという制約の中で、差の差分分析の枠組みを基に、GoTo 商店街事業採択者を母集団とした、商店街全体の売上の変化率に関するプロビット分析モデルを作成した。そしてプロビット分析モデルを推定することで、政策支援を受けた事業の効果に関する実証分析を行った。プロビット分析の結果、政策支援の対象となったが中断により事業を一切行えなかった商店街と比較して、事業を完遂できた商店街は、2019年から2021年にかけての売上の変化率が30%以上減少している確率がおおよそ27%低いという結果が得られた。この結果は、『GoTo 商店街』政策

の支援のもとで行われた振興事業が、商業集積地区の売上に正の効果をもたらしたことを示唆している。

2020 年日本における『GoTo 商店街』政策の全国的な一時中断は、小規模な商業集積地区に対する政策が有効であるかを検証するための貴重な出来事という点で Place-based policy 研究の文脈に貢献できる学術的な価値がある。我々は covid-19 の感染者数が商店街の売上に与える影響を制御したうえで政策効果を推定している。つまり、我々はあえて、この政策が感染者数の増減を通じて間接的に影響を与える経路を遮断している。そのため、我々の研究は covid-19 パンデミックが収束したのちの、小規模な商業地域の政策分析においても参照されるべき結果だと考えている。それだけでなく我々の結果は、『GoTo 商店街』政策およびこの後継となる『がんばろう！商店街』政策に対し政策的な示唆をもたらす。『GoTo 商店街』政策は、その効果も含めて適切に行われたものであったか動画公開の形で外部有識者によって検討され、政策当局が設定していた成果指標が十分に検討されていないという指摘がなされていた（経済産業省、2021）。これは、採択された事業毎に事業者が自ら成果指標を設定したために、統一された成果指標がなく、事業者によって容易な達成基準が設けられる懸念があったことが理由である。そこで、後継となる『がんばろう！商店街』政策では、商店街ごとの売上の変化が統一的な成果指標として設定されることになった。ただし『がんばろう！商店街』政策は、日本経済がコロナ禍から回復期にある 2022 年 10 月から 2023 年 1 月末に行われたため、事業採択者の売上が増加したとしても、それが事業によるものなのか十分な検証ができないことが予想される。『がんばろう！商店街』政策の成果について十分な検証ができない際、商店街の売上に関する我々の結果は、追加的な資料として参照に値するものだと考える。

この論文は以下のように構成される。次の第 2 節で、我々は背景知識として日本の商店街および『GoTo 商店街』政策について説明を行い、第 3 節で商店街を対象とした政策の効果を推定するための実証分析手法として用いたプロビットモデルを紹介する。この節ではさらに、プロビットモデルに含まれる係数の符号が一定の強い仮定のもとで、対数化された売上に関する差の差分分析モデルの係数の符号に相当することを議論する。実証分析に用いたデータは、第 4 節で説明される。第 5 節では、プロビット分析で推定される係数の符号を差の差分分析モデルの係数のものと解釈する際に必要な並行トレンドの仮定について議論する。この節では、過去の 1997 年から 2014 年までの商店街の売上の動向を調査した商業統計「立地環境特性別統計編」を用いて、差の差分分析における並行トレンドの仮定が適当であるかを検討する。第 6 節において、我々はプロビットモデルの推定結果を提示する。第 7 節では、売上データに注目したことの妥当性および、商店街に関するその他のアウトカム変数について議論する。最後に 8 節において、我々は考察と今回の結果から得られる政策的な示唆を提示する。

2 背景：政策対象としての商店街、『GoTo 商店街』

2.1 商店街

日本の一般的な商店街は小売店、飲食店およびサービス業を営む事業所が近接して集まった商業集積地区である。これらの商業集積地区の多くには、その地区に属する事業所をメンバーとした組織が存在している。ただし、この事業所の近接した集まりは、顧客の往来が見込める地区に自然発生的に生じたものであり、地域として商店街を定義する明確な境界線は存在しない。本論文で扱う商店街は、『GoTo 商店街』事業に申請している組織がそれぞれ関与していると自認している範囲の商業集積地区を商店街とする。

2010 年代から 2020 年代初頭における日本全国の一般的な商店街数は、定義によって異なるものの^{*4}、およそ一万二千から一万五千ほどの商店街があると考えられている。経済産業省による商業統計では、『小売店、飲食店及びサービス業を営む事業所が近接して 30 店舗以上あるもの』を、ひとつの商店街として定義している。この定義のもとで 2014 年（平成 26 年）の商業統計は、日本全国の商店街数は 12,681 としている。また中小企業庁による商店街実態調査は『(1) 小売業、サービス業等を営む者の店舗等が主体となって街区を形成し、(2) これらが何らかの組織（例えば〇〇商店街振興組合、〇〇商店会等で法人格の有無およびその種類を問わない。）を形成しているもの』をひとつの商店街と定義し、それぞれの組織の事務所へ質問票を送ることで、組織がそれぞれ関与していると自認している範囲の商業集積地区の実態を調査している。この定義のもと、2015 年の商店街実態調査は 14,655、2018 年の調査は 14,035、2021 年の調査は 13,408、という参考値^{*5}を全国の商店街数として公表している^{*6}。

歴史的な経緯により、小売店、飲食店およびサービス業を営む事業所が近接して集まった商業集積地区の多くにおいて、商店街やそれに類する名前の組織が形成されている。商店街それぞれの起源は、1500 年代後半に自由な商業が認められた地域である楽市楽座に由来するものから、第二次世界大戦後 1950 年代以降の新たな市街地の発展の中で自然発生的に形成された中小小売店の商業集積など様々である。これらの集積地区にある事業所の多くは小規模であり、近隣の大型小売店に対抗するため、あるいは政策的な保護支援を受けるために、自発的に組織化をはかっていった。

また第二次世界大戦後から 1960 年代前半にかけての中小小売店保護政策も、商店街組織の形成を促進した。第二次世界大戦後から 1960 年代前半にかけても小売流通は戦前からの少数の大規模百貨店と多数の中小小売

^{*4} 例えば、2014 年の商業統計にて集計されている京都府の「新京極、寺町京極商店街」という一つの商業集積地区には、2014 年現在「新京極商店街振興組合」と「寺町京極商店街振興組合」の二つの著名な商店街組織が存在する。そのため、組織の存在を以て定義する場合、商業統計で公表される数字と異なる商店街数が計上されることになる。

^{*5} 中小企業庁は商店街実態調査の調査票を発送するために、事前に各都道府県が把握している商店街名簿を調査し、名簿の合計件数を参考値として公表している。

^{*6} 商店街実態調査は商店街組織に対し、組織の構造を調査すると同時に、組織自身が商店街の範囲と認識している地区の状況も調査をしている。『GoTo 商店街』の政策効果の推定にあたり、本論文は、この商店街実態調査で調査された商店街の状況に関する変数に注目する。

店との対立が形成されていた。当時の中小小売店は日本の商品流通上大きな役割を果たしていたため、国や地方公共団体は、1956 年の第二次百貨店法をはじめとする中小小売店保護の色彩が濃い政策を行った（小原，2004）。中小小売店に対して直接ないし個別に助成することは難しいため、国・地方公共団体等は、中小小売店を構成メンバーとする商店街組織に対して保護と育成をする政策をとった（小原，2004）。特に 1962 年に制定された商店街振興組合法は、この法律に基づいて法人化を行った商店街組織である商店街振興組合に対し、共同仕入れなどの共同経済事業またはアーケードや駐車場建設などの環境整備事業に対する補助金が交付することを定めた。この法律はさらに商店街の組織化を推し進めた（新，2012）。

もっとも戦後から 1960 年代前半にかけて政策的な保護を受けた商店街であっても、その後の高度成長期を経た日本においては、衰退の一途をたどっている。この衰退の理由としては、政府にとって中小小売店を保護する必要性が薄れたことによる大規模小売店との競争の激化、モータリゼーションの進展に伴い顧客の行動範囲が広がったことによって他商業集積地区との顧客獲得競争が激化したこと、新しく生まれたコンビニエンスストアや通信販売といった多様な販売形態をとる大規模小売企業との競争にさらされたことが挙げられる（廣田他，2017）。この衰退傾向は今も続いている。商店街実態調査で参考値として公表されている全国の商店街数においても 2015 年で 14,655、2018 年の調査では 14,035、2021 年の調査では 13,408 と減少していた。

2.2 GoTo 商店街

『GoTo 商店街』は、新型コロナウイルス感染症（Covid-19）パンデミックいわゆるコロナ禍における日本の商店街に対する商業活動支援のために日本政府が行った経済支援政策である。商店街を構成する事業所の多くは人と人の対面でのサービスを行うことを主たる業務とした小規模な事業所であるため、コロナ禍における外出の自粛等による対面機会の減少によって商店街における売上の減少が見込まれた。そこでコロナ禍が小康状態とみなされた 2020 年 10 月から、それまでの商店街における経済損失を回復することを目的として、集客イベントや新素材の開発あるいはプロモーションの制作などの事業（GoTo 商店街事業とよぶ）を実施した事業者に対しその費用を支払う形で支援する『GoTo 商店街』政策が行われることになった。

この政策は対象となる事業者に対し、特定の商店街等の商業集積地区に対する GoTo 商店街事業を提案する形で申請させる募集形式の形で行われた。提案された GoTo 商店街事業が『GoTo 商店街』政策の事務局に採択された場合、事務局は申請した事業者に対し GoTo 商店街事業実施を請け負わせる請負契約を行い、事業実施後に事業に要した費用が事務局から事業者へ支払われた。それぞれの GoTo 商店街事業の費用支払いについては後述する上限額が定められていた。

GoTo 商店街事業を提案する事業者は、A. 法人格を有し要件*⁷を満たした商店街等の組織、B. 民間事業者*⁸

*⁷ a.2019 年 3 月 31 日時点で構成員数・会員数が原則 10 者以上（R2.3.31 時点） b.2019 年 3 月 31 日時点で構成員・会員の約 7 割程度以上が中小企業・小規模事業者 c. 構成員・会員の店舗が集積し、商店街等を形成していること。

*⁸ まちづくりの推進を図る事業活動を行うことを目的として設立された企業であることが定款等で確認でき、特定の商店街等において、まちづくりや商業活性化の担い手としての活動実績を有していることが要件とされた。

(中小企業・小規模事業者に限る。ただし、NPO 法人等を除く。)、C. その他法人化されていないが A に類する組織^{*9}のいずれかと限定された。また、提案した事業が不採択であった事業者は繰り返し別の事業を提案できた一方で、提案された事業が採択された事業者は別の事業を申請することはできないとされた。

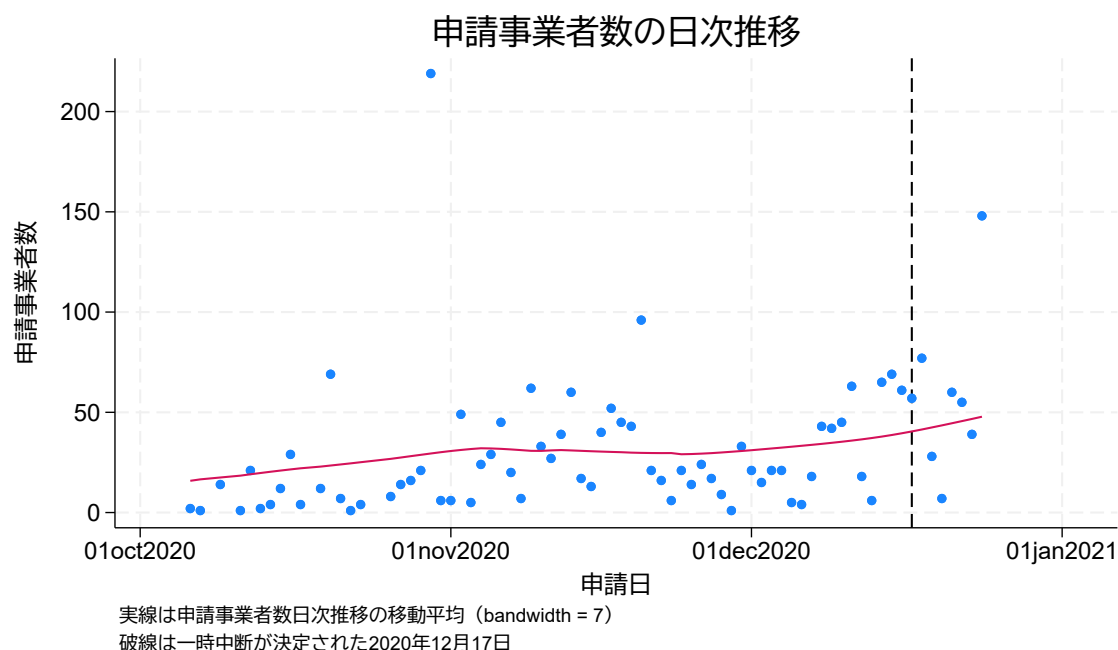
GoTo 商店街事業として費用の支払いの対象となる事業は、特定の商店街地区などの商業集積地区に対する集客イベントや、新たな商材の開発やプロモーションの制作などであった。応募要領の中で、事業者が売上をあげる収益事業は対象外であることが明記されていた。応募の際、対象となる事業者が複数連携して、一つの GoTo 商店街事業を提案することが可能であった。この連携した応募の場合、1 事業者当たりの費用支払い額の上限が増額されるという点で、事業者にとっては連携して応募するインセンティブがあった。一つの GoTo 商店街事業に対する費用支払額の上限は、申請者した事業者の数に応じて定められた。単独の事業者のみによって申請された事業の上限額は税込 330 万円である。複数の事業者によって申請された場合、事業者数に税込み 330 万円を乗じたものに税込 550 万円が追加されたものが一つの GoTo 商店街事業に対する費用支払額の上限であった。

費用支払いの対象となる GoTo 商店街事業は 2020 年 10 月 19 日から 2021 年 2 月 14 日の間に開始し、2021 年 2 月 14 日までに終了する事業として定義された。GoTo 商店街事業の募集は 2020 年 10 月 19 日から 11 月 30 日に開始する事業を対象とし締め切りを 10 月 30 日とした先行募集と、2020 年 12 月 1 日から開始する事業を対象とする通常募集とに別れた。通常募集の締め切りは、事業開始日の 4 週間前とされていた。しかし後述する 2020 年 12 月 24 日の募集終了によって、2021 年 1 月 21 日以降に開始を計画された事業の締め切りはすべて 2020 年 12 月 24 日となっている。申請された事業は、2589 件あり、我々がデータを入手した 2022 年 6 月 3 日時点のデータでは、そのうち 714 件が採択されている。

コロナ禍の悪化に伴い、GoTo 商店街政策は全国的に一時停止の判断が事務局によってなされた。まず、北海道の要請で、札幌市のみ 2020 年 11 月 26 日から事業が一時停止された。次に、日本全国的にコロナ禍が深刻になった 2020 年 12 月 17 日に、集客を伴うイベント事業の一時停止の判断が GoTo 商店街事務局によってなされた。この一時停止の判断により、2020 年 12 月 28 日以降の集客を伴う商店街イベント事業等が全国で一律的に停止されることになり、募集は 2020 年 12 月 24 日をもって終了した。一時停止期間中も集客を伴わないオンラインで開催されるイベントは可能とされた。その一方、多くの事業で集客を伴うイベントが計画されていた。そのため『GoTo 商店街』政策に事業が採択された商店街は、この一時停止によって、2020 年 12 月 27 日までに行われた GoTo 商店街事業の政策効果を完全または部分的に受けることになる商店街と、GoTo 商店街事業の政策効果を受けない商店街とがそれぞれに別れた。事業の一時停止は、2020 年 12 月 28 日以降、2022 年 10 月の後継政策となる『がんばろう！商店街』政策による再開まで、2 年近く続いた。

^{*9} a. 2019 年 3 月 31 日時点で構成員数・会員数が原則 10 者以上 b. 2019 年 3 月 31 日時点で構成員・会員の約 7 割程度以上が中小企業・小規模事業者 c. 定款、約款、会則、規約等により代表者の定めがあること。d. 財務諸表等があり、資金、財産の管理等を適正に行えること。e. 設立して 1 年以上経過していること。または、設立 1 年未満であってもそれと同等の前身組織が存在すること。f. 構成員・会員の店舗が集積し、商店街等を形成していること。

図3 申請事業者数の日次推移



2022 年 10 月までの GoTo 商店街事業の一時停止期間は、2020 年 12 月 17 日の判断当初から計画されたものではなかった。2020 年 12 月 17 日当初の判断では一時停止期間は、2020 年 12 月 28 日から 2021 年 1 月 11 日までの期間とされていた。そのため、2021 年 1 月 12 日以降に GoTo 商店街事業を行うことを計画した事業者は、2020 年の 12 月 24 日の募集締め切りまでに事業の申請を行った。しかし、コロナ禍はとどまらず、2021 年 1 月 7 日には一時停止期間が 2021 年 2 月 7 日まで延長される発表がなされ、そして 2 月 4 日には再開の期日を設けずに一時停止が延長されるという発表がなされることになった。このような中断の過程から、当初予定されていた 2021 年 1 月 12 日以降の再開に向けて、事業への応募が減少することがなかった。図 3 は、GoTo 商店街事業への申請を行った事業者数の日次推移について、実線で表される移動平均線と、一時中断の判断がなされた 2020 年 12 月 17 日を破線で付したものである。移動平均を計算する際のバンド幅は 7 日間としている。中断が決定された 2020 年 12 月 17 日周辺でも申請数に大きな変動は見られない^{*10}。また GoTo 商店街政策の再開に向けて、この一時停止期間中も、応募された事業の採択不採択の判断は事務局によってなされていた。

我々は中断期間中の 2021 年 10 月 1 日時点で商店街に対し調査された売上の変化率に関するカテゴリー変数データを入手できた。このデータの観察時点において、事業が採択された商店街群は政策中断により、申請

^{*10} 先行募集の締め切り 2020 年 10 月 30 日と通常募集の最終的な締め切り 2020 年 12 月 24 日に申請事業者が大きく集中している。また年末年始のイベント実施を目指すために申請数は 11 月月末以降に増加の傾向が見られた。これらの推移の傾向は、新型コロナウイルスの新規感染者数の増加とは無関係だと考えられる。

事業が採択されたにもかかわらず事業を行えなかった商店街である対照群（ControlGroup 対照群）、申請事業が採択され事業を部分的に行った処置群（Incompleted 処置群）、申請事業が採択された上で事業を完遂させた処置群（Completed 処置群）、という 3 つのグループへと分割されている。これらの商店街グループ間で、事業への申請日などを制御すれば、商店街の振興に対する意欲や計画された集客イベントの質において平均的には大きな違いはないと考えられる。そこで我々は、この入手したデータから、差の差分分析の枠組みで採択事業が売上に与える効果を推定する。

3 モデル並びに分析方法

この研究では、GoTo 商店街の中断の影響を受け、申請事業が採択されたにもかかわらず事業を行えなかった商店街である ControlGroup 対照群、申請事業が採択され事業を部分的に行った Incompleted 処置群、申請事業が採択された上で事業を完遂させた Completed 処置群、という 3 つのグループを対象とした差の差分分析の枠組みで、GoTo 商店街事業が商店街の売上に貢献したかを分析する。我々が分析の対象とする母集団は、GoTo 商店街事業を申請し採択された商店街である。残念ながら、我々に入手可能な売上データは、2019 年から 2021 年の変化率についての回答者の 2021 年 10 月 1 日時点での回顧に基づくカテゴリ変数しかない。そのため、売上の変化率に関するプロビットモデルを推定したものに注目する。このプロビットモデルの係数の正負は、一定の仮定の下においては、対数化された売上を被説明変数とした差の差分分析の係数の正負に相当する。つまり GoTo 商店街事業が商店街の売上に正の貢献したかを考察することができる。

3.1 プロビットモデル

我々は売上の変化率に関する順序カテゴリ変数 $y_i (y_i = 1, 2, \dots, J)$ を被説明変数としたプロビットモデルを用い分析を行った。添え字 i は商店街を表し、分析対象となる商店街母集団を I とすると、 $i \in I$ と書ける。 J は順序カテゴリの総数である。用いるデータは、2021 年 10 月に行われた中小企業庁「令和 3 年度商店街実態調査」をもとにした商店街に関するクロスセクションデータである。順序カテゴリ変数 y_i は、商店街データから得られた 2019 年 10 月 1 日時点と 2021 年 10 月 1 日時点とを比較した売上^{*11}の変化率に関するカテゴリ変数に基づく。これは、1. 「50%以上減少」、2. 「30 から 50%程度減少」、3. 「10 から 30%程度減少」、4. 「0 から 10%程度減少」、5. 「増加した」という 5 段階の順序カテゴリ変数で回答されている。ここでは順序カテゴリ y_i が、ラテント変数 $\tilde{y}_i$ によって決定される次の閾値モデルを考える。

^{*11} 我々が用いる「令和 3 年度商店街実態調査」では、それぞれの時点での売上を計測する時間幅を定められておらず、「(2019 年) 10 月 1 日時点と比べて、商店街全体の売上高は、どの程度の影響が生じていますか」という設問を 2021 年 10 月 1 日時点で回答することのみ求められていた。そのため、時間幅は回答者の自由な裁量によって定められたと考えられる。これは記憶に基づく過去の売上を調査回答者に質問するにあたって、時間幅などが定義された正確な回答を求めないことにより、回答への負担を軽減するための設問文であったと、我々は推察している。ただし回答者が定めた時間幅が、2019 年のものと 2021 年のものとで大きく異なることはないと考えられる。そのため我々は順序カテゴリを、売上の同期比を回答しているものだと考えている。

$$\begin{aligned}
\tilde{y}_i &= \alpha_1 + Incompleted_i \gamma_1 + Completed_i \gamma_2 \\
&\quad + \Delta \ln pop_i \delta_1 + NewDiseaseCaseRatio_{2021,i} \delta_2 + \nu_i \\
y_i = j &\iff \kappa_{j-1} < \tilde{y}_i < \kappa_j \quad j = 1, 2, \dots, J \\
\nu_i &\sim i.i.dN(0, 1)
\end{aligned} \tag{1}$$

説明変数として、申請事業が採択され事業を部分的に行ったが中断を余儀なくされた *Incompleted* 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 *Incompleted_i*、申請事業が採択された上で事業を完遂させた *Completed* 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 *Completed_i*、商店街が属する市区町村について 2019 年 10 月 1 日時点から 2021 年 10 月 1 日時点にかけての人口成長率 $\Delta \ln pop_i$ 、商店街が属する都道府県における 2021 年 9 月で新規に Covid-19 に感染した者の都道府県人口比率 *NewDiseaseCaseRatio_{2021,i}*（新規感染者数/都道府県人口として算出）を用いる。商店街の属性を制御する理由は、我々が分析に利用する GoTo 商店街の中断は、必ずしも自然実験ではないことを危惧したためである

閾値モデルにおける誤差項 ν_i が標準正規分布に従うという仮定をおくことで、この閾値モデルはプロビットモデルとなる。興味深いことに、このプロビットモデルの係数のうち、処置群ダミーの係数 γ_1, γ_2 の符号は、一定の仮定のもとで、自然対数値化された売上を被説明変数とした二時点間の差の差分分析モデルの政策効果の符号に相当する。ここでいう一定の仮定とは、差の差分分析モデルの確率項に独立した正規分布の仮定と、説明変数と確率項との間に強外生性の仮定を置くというものである。次の 3.2 節で我々は、商店街の売り上げを被説明変数とした差の差分分析モデルを基本モデルとして提示する。この基本モデルに正規分布と強外生性の仮定を課し、2019 年から 2021 年という二時点の間で一階差分をとることでプロビットモデル(1)が導出される。

3.2 差の差分分析モデルからプロビットモデルへの導出

我々が用いる基本モデルは、以下のような、GoTo 商店街政策が行われる以前の 2019 年 10 月 1 日時点または政策後の 2021 年 10 月 1 日時点という二時点 $t \in \{2019, 2021\}$ それぞれにおける商店街 $i \in I$ の回答者の記憶に基づく売上の自然対数値 $\ln Y_{t,i}(t = 2019, 2021)$ を被説明変数とした差の差分分析モデル(2)式である。これは伝統的な線形回帰に基づく差の差分分析モデルである。

$$\begin{aligned}
\ln Y_{t,i} &= \alpha_0 + Year_{t,i} \tilde{\alpha}_1 + Incompleted_i \tilde{\beta}_1 + Completed_i \tilde{\beta}_2 \\
&\quad + Incompleted_i \times Year_t \tilde{\gamma}_1 + Completed_i \times Year_t \tilde{\gamma}_2 \\
&\quad + \ln pop_{t,i} \tilde{\delta}_1 + NewDiseaseCaseRatio_{t,i} \tilde{\delta}_2 + C_i + u_{t,i}
\end{aligned} \tag{2}$$

定数項である α_0 に加え、この基本モデルの説明変数はそれぞれ、2021 年 10 月 1 日時点であれば 1 をとり 2019 年 10 月 1 日であれば 0 をとる時点ダミーである $Year_{t,i}$ 、申請事業が採択され事業を部分的に行

ったが中断を余儀なくされた *Incompleted* 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 $Incompleted_i$ 、申請事業が採択された上で事業を完遂させた *Completed* 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 $Complete_i$ 、処置群ダミー変数それぞれと年ダミーとの交差項 ($Incompleted_i \times Year_t$ 、 $Completed_i \times Year_t$)、商店街周辺地域の需要規模の代理変数としての商店街が属する市区町村人口^{*12}の対数値 $\ln pop_{t,i}$ 、商店街周辺地域における新型コロナウイルスの感染状況の代理変数としての商店街が属する都道府県新規感染者数比率 $NewDiseaseCaseRatio_{t,i}$ (新規感染者数/都道府県人口^{*13}として算出、ただし 2019 年は 0 とする)、回答者固有の記憶のバイアスを含む商店街の属性に関する固定効果 C_i で構成される。ただし、定数項を含んだ基本モデルにおいて、固定効果 C_i は、平均値が 0 となるように基準化されている。これらの説明変数で構成される説明変数ベクトルを $X_{t,i}$ とする。さらに、回答者の記憶のうち偏りのない誤差等で構成される誤差項 $u_{t,i}$ を加えることで我々の基本モデル(2)式が構成される。時点ダミーである $Year_{t,i}$ の係数 $\widetilde{\alpha}_1$ は対照群および処置群すべてで共通するという並行トレンドの仮定において、我々はモデルの特定化を行っている。我々は、この並行トレンド仮定によるモデルの特定化のもと、処置群ダミーと時点ダミーとの交差項 $\widetilde{\gamma}_1, \widetilde{\gamma}_2$ がそれぞれ、*Completed* 処置群、*Incompleted* 処置群に対する政策効果と解釈できる。並行トレンド $\widetilde{\alpha}_1$ が処置群と対照群で共通であるというモデルの特定化の是非については、第 5 節で、過去に商店街の売上を調査していた経済産業省「商業統計」「立地環境特性別編」という別のデータを用いて検討する^{*14}。

被説明変数が売上の変化率に関する順序カテゴリーデータしか得られないという制約から、我々は(2)の差分に関する閾値モデルの推定を目指す。そのために、我々は一般的な差の差分分析で用いられる回帰分析よりも強い仮定を加える。まず誤差項 $u_{t,i}$ が平均 0、分散 σ_t^2 の正規分布 $N(0, \sigma_t^2)$ に従う仮定および異時点間の独立性の仮定をおく。

仮定 1 全ての $i \in I$ について $u_{t,i} \sim N(0, \sigma_t^2)$ 、かつ全ての $i, j \in I$ について、 $u_{2019,i} \perp u_{2021,j}$

さらに、基本モデルのパラメータが推定できるように、説明変数ベクトル $X_{t,i}$ がいかなる時点の誤差項と独立であるという強外生性の仮定をおく。

仮定 2 全ての $t \in \{2019, 2021\}, i \in I$ について $X_{t,i} \perp u_{2019,i}$ かつ $X_{t,i} \perp u_{2021,i}$

政策効果の分析において、我々が入手できる商店街の売上に関するデータは、残念ながら、2019 年から 2021 年にかけての変化率に関するカテゴリー変数しかない。そのため、我々は売上の変化率 r_i が $\ln Y_{2021,i} - \ln Y_{2019,i} = \ln(1 + r_i)$ という対数差分から得られることを利用する。商店街 i における売上の変化率に関するカテゴリー変数 y_i が $\Delta \ln Y_i = \ln Y_{2021,i} - \ln Y_{2019,i} = \ln(1 + r_i)$ で定まる閾値モデルを作成す

^{*12} 2019 年および 2021 年の人口はそれぞれの年次の 1 月 1 日時点のものとしている。

^{*13} 新規感染者数は 2021 年 9 月、都道府県人口は 2021 年 10 月 1 日時点のものとしている。

^{*14} 2021 年をのぞく例年の商店街実態調査において商店街の売上に関する調査項目は存在しない。

る。売上対数差分 $\Delta \ln Y_i$ は(2)式より、次のようになる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_i = & \widetilde{\alpha}_1 + Incompleted_i \widetilde{\gamma}_1 + Completed_i \widetilde{\gamma}_2 \\ & + \Delta \ln pop_i \widetilde{\delta}_1 + NewDiseaseCaseRatio_{2021,i} \widetilde{\delta}_2 + \Delta u_i \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $\Delta \ln pop_i$ は $\ln pop_{2021,i} - \ln pop_{2019,i}$ という市区町村人口の対数差分である。同様に Δu_i は誤差項の差分 $u_{2021,i} - u_{2019,i}$ である。また誤差項の正規性の仮定および独立性の仮定より、 $\Delta u_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_{2019}^2 + \sigma_{2021}^2)$ である。

売上の変化率に関する順序カテゴリー変数 y_i ($y_i = 1, 2, \dots, J$) を被説明変数としたモデルを作成するにあたり、我々は(3)式を次のような閾値モデルに変換する。ここでいう閾値モデルは(2)式の両辺に Δu_i の標準偏差 $(\sigma_{2019}^2 + \sigma_{2021}^2)^{-\frac{1}{2}}$ を乗することで得られる。この操作により、左辺の $(\sigma_{2019}^2 + \sigma_{2021}^2)^{-\frac{1}{2}} \Delta \ln Y_i \equiv \widetilde{y}_i$ に応じてカテゴリー変数 y_i が定まる次のような閾値モデルが得られる。

$$\begin{aligned} \widetilde{y}_i = & \alpha_1 + Incompleted_i \gamma_1 + Completed_i \gamma_2 \\ & + \Delta \ln pop_i \delta_1 + NewDiseaseCaseRatio_{2021,i} \delta_2 + \nu_i \end{aligned} \quad (4)$$

$$y_i = j \iff \kappa_{j-1} < \widetilde{y}_i < \kappa_j \quad j = 1, 2, \dots, J$$

ここで $\widetilde{y}_i$ は売上対数差分に $(\sigma_{2019}^2 + \sigma_{2021}^2)^{-\frac{1}{2}}$ を乗じたもので、閾値モデルにおけるラテント変数になる。ここで $\Delta \ln pop_i$ は市区町村人口の対数差分を表す。また $\alpha_1, \gamma_1, \gamma_2, \delta_1, \delta_2$ はそれぞれ(3)式の $\widetilde{\alpha}_1, \widetilde{\gamma}_1, \widetilde{\gamma}_2, \widetilde{\delta}_1, \widetilde{\delta}_2$ に $(\sigma_{2019}^2 + \sigma_{2021}^2)^{-\frac{1}{2}}$ を乗じたものである。 ν_i は、 Δu_i に $(\sigma_{2019}^2 + \sigma_{2021}^2)^{-\frac{1}{2}}$ を乗じたもので標準正規分布に従う。 κ_j はそれぞれのカテゴリーに対する閾値を表し、 $\kappa_0 = -\infty, \kappa_J = \infty$ とする。このように導出された閾値モデル(4)は、最初に提示したプロビットモデル(1)と同じものである。

また、(4)式をもとに、区間回帰 (interval regression) を行うことが可能である。我々は順序プロビット推定の結果を示したのち、区間回帰の結果を紹介する。

3.3 確率項に関する仮定と検証

我々はプロビットモデルの推定することで得られる係数を、伝統的な線形回帰に基づく差の差分モデルの係数と対応させて解釈することを試みている。この線形回帰に基づく差の差分の係数を、政策効果と解釈するためには、いくつかの仮定を置かれていることが知られている (Sant' Anna and Zhao, 2020; Rubin, 1980, 1978)。さらに我々はプロビットモデルを推定するために、確率項に均一分散という強い仮定を加えている。これらの仮定の存在は、我々の解釈に懸念を残す。この小節では、それらの仮定から考えられる懸念から、我々の解釈を守るために行った頑健性の検証方法について述べる。

3.3.1 政策前のトレンドおよび確率項に関する仮定

ここでは、政策が行われる以前の商店街の売上に関する仮定を述べる。その後、過去に実施されていた商店街に関する調査データである商業統計を用いて仮定の検証方法を述べる。商業統計を用いた分析は、使用したデータの概要を含め、第 5 節で紹介する。

差の差分分析におけるもっともよく注意深く検証される仮定は、説明変数で条件づけられた際の時間的なトレンドが、処置群と対照群で共通するという並行トレンドの仮定である。今回の研究で用いた線形回帰に基づく差の差分分析において、この仮定は次のようになる。

仮定 3 仮に政策処置を仮に受けていない仮想現実的な場合について、*ControlGroup* 対照群、*Incompleted* 処置群および *Completed* 処置群それぞれを表すグループ $g(g = 0, 1, 2)$ に属する商店街 i の t 期の売上を $\ln Y_{t,i}^{g0}$ とすれば、市区町村人口の対数値、新規感染者数比率、および商店街固定効果で上げられた期待値 $E(\ln Y_{t,i}^{g0} | X_{t,gi}, C_i)$ は

$$E(\ln Y_{t,i}^{g0} | \ln pop_{t,i}, NewDiseaseCaseRatio_{t,i}, C_i) = \alpha_0 + Year_{t,i} \tilde{\alpha}_t + \tilde{\beta}_g + \ln pop_{t,i} \tilde{\delta}_1 + NewDiseaseCaseRatio_{t,i} \tilde{\delta}_2 + C_i \quad (5)$$

すなわち、政策が行われなかったとき商店街の対数売上の期待値は、市区町村人口の効果、新規感染者数の効果、商店街固定効果に加え、グループの間で共通の時間的なトレンド効果 $\tilde{\alpha}_t$ と、時間とともに変化しないグループの効果 $\tilde{\beta}_g$ との和で決まるとしている。

この時間的なトレンドが共通であるという並行トレンドの仮定について、我々は政策が実際に行われた 2020 年以降については検証できない一方で、過去の商店街の売上についてのみは検証を行うことができる。第 5 節において我々は、過去において日本全国における商店街の売上をそれぞれ発表していた 1997 年、2002 年、2004 年、2007 年および 2014 年それぞれの商業統計のデータを用いる。ここでは並行トレンドが成立しているか否かを検証するため、2 つの線形回帰モデルについて、それぞれパネル固定効果推定を行った。1 つ目の線形回帰モデルは、*ControlGroup* 対照群と *Incompleted* 処置群のサブサンプルのみを用いて分析したモデルであり、以下のように定式化される。

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_{1997}^1 + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \alpha_j^1 Year_t^j + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \gamma_j^1 Incompleted_i \times Year_t^j + \ln pop_{t,i} \tilde{\delta}_1 + C_i + u_{t,i}, (t \in T | T = \{1997, 2002, 2004, 2007, 2014\}) \quad (6)$$

説明変数はそれぞれ、定数項 α_{1997} を加え、参照される時点 t が j にあたるときに 1 をとりそれ以外では 0 をとる年次ダミー $Year_t^j$ 、年次ダミー $Year_t^j$ と *Incompleted* 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数

$Incompleted_i$ の交差項、それぞれの年次における商店街が属する市区町村人口^{*15}の対数値 $\ln pop_{t,i}$ 、固定効果 C_i 、誤差項 $u_{t,i}$ で構成される。それぞれの係数には、この後で説明する二つ目のモデルと差異化するため、右上に 1 と添え字を添えている。商店街が属する市区町村の人口を対数化した $\ln pop$ の係数 $\tilde{\delta}_t$ は、第 3.2 節の基本モデルと同様である一方、Covid-19 の感染状況を表す $NewDiseaseCaseRatio$ は 0 として省かれている。1997 年の ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群との平均的な売上上の差分は、固定効果と多重共線性の関係にあるため推定しない。並行トレンドが成立しているならば、ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群がトレンドに影響を与えないため、年次ダミーと Incompleted の交差項の係数はゼロとなるという帰無仮説を設定している。

2 つ目のモデルは、ControlGroup 対照群と Completed 処置群のサブサンプルのみを用いたモデルであり、以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \alpha_{1997}^2 + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \alpha_j^2 Year_t^j + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \gamma_j^2 Completed_i \times Year_t^j \\ & + \ln pop_{t,i} \tilde{\delta}_t^2 + C_i + u_{t,i}, (t \in T | T = \{1997, 2002, 2004, 2007, 2014\}) \end{aligned} \quad (7)$$

1 つ目のモデルの説明変数と異なる点は、年次ダミーと Completed 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 $Completed_i$ の交差項の和を用いている点である。それぞれの係数には、先に説明した一つ目のモデルと差異化するため、右上に 2 と添え字を添えている。

グループ間で確率項の分散が異なる際に、モデルの特定化の誤りから生じる政策効果推定量へのバイアスが生じる可能性がある (Wooldridge, 2005)。そこで我々は、グループ間の分散に差があるか否かについて White (1980) で提案された手法を応用した検定を行った。検定の手順は以下である。まず、それぞれの回帰分析モデル(5.3)式およびモデル(7)式から、商店街固定効果を除いた残差の二乗を算出した。次に、この残差二乗を被説明変数として、それぞれの元の回帰分析で用いた説明変数（年次ダミー、処置群グループダミーおよび年次ダミーとの交差項、市区町村人口の対数値）に加え、それら全ての変数の交差項および対数化された市区町村人口の二乗項を説明変数とした最小二乗法による回帰を行った。すなわち残差二乗を $\hat{u}_{t,i}^2$ としたとき、モデル(7)式の残差に関する回帰式は、次のように表される。

^{*15} 商店街が属する市区町村について、1997 年、2002 年、2004 年、2007 年の市区町村人口はそれぞれ、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」市区町村人口より 3 月 31 日時点のものを用いる。2014 年についても総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」市区町村人口を用いるが、調査日の変更により 1 月 1 日時点のものとしている。

$$\begin{aligned}
\hat{u}_{t,i}^2 = & \psi_{1997} + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \psi_j Year_t^j + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \lambda_j^1 Completed_i \times Year_t^j \\
& + \sum_{j \in T} \lambda_j^2 \ln pop_{t,i} \times Year_t^j \\
& + \sum_{j \in T} \lambda_j^3 \ln pop_{t,i} \times Completed_i \times Year_t^j \\
& + \lambda^4 \ln pop_{t,i}^2
\end{aligned} \tag{8}$$

これはモデル(5.3)式でも同様である。我々はこの回帰から得られた係数について、年次ダミーおよび定数項を除く、全ての係数 $\lambda_j^i, (i = 1, 2, 3, 4), (j = 1997, 2002, 2004, 2007, 2014)$ が 0 であるという帰無仮説を検定した^{*16}。

3.3.2 政策効果の異質性

第 3.3.1 節で、政策以前での処置群制御群それぞれの確率項の分散が異なる懸念を説明した。これに加えて、政策後には政策効果が処置された商店街それぞれで異なるという、政策効果の異質性の問題が懸念される (Sant' Anna and Zhao, 2020)。一方で、我々が考えている線形回帰に基づく差の差分分析モデルでは、政策効果の異質性は考慮されていない。このような特定化の失敗という懸念から、我々の解釈を守るために、次の追加的な分析を行った。ここでは、プロビットモデルから推定される被説明変数であるカテゴリー変数が特定の値をとる確率について平均処置効果 (Average treatment effect on treatment) に注目する。カテゴリー変数が特定の値をとる確率について平均処置効果は、セミパラメトリックな手法である逆確率重みづけ (Inverse probability weighting) によっても推定することができる。この手法は政策効果の異質性が存在した場合に対し、頑健に平均処置効果を推定できることを利用する。我々はプロビットモデルから得られた平均処置効果と、逆確率重みづけから得られた平均処置効果が大きく変わらないことを確認することで、我々の解釈を特定化の失敗という懸念から保護する。ここでの逆確率重みづけにおいては、処置群になる確率を、2019 年から 2021 年にかけての商店街が属する市区町村の人口に関する対数差分 $\Delta \ln pop_i$ および 2021 年 9 月における都道府県別の新規感染者比率である $NewDiseaseCaseRatio_{t,i}$ を説明変数としたロジット分析から推定している。この手法で得られた結果に関する比較は第 6 節で追加的な分析として紹介する。また、最近傍マッチング法を用いてバランステストを行ったのち、平均処置効果を計算した。この結果も同じく第 6 節で示す。

3.3.3 周辺の商店街が GoTo 商店街事業に採択された場合

差の差分分析等の、処置群および対照群に分け、処置効果を評価する因果推論の手法において、SUTVA (Stable Unit Treatment Value Assumption) と呼ばれる仮定が満たされている必要がある (Rubin, 1980, 1978)。我

^{*16} 我々のプロビットモデルは、確率項に対し、同年次内での均一分散を仮定している一方で、年次間での不均一分散は許容している。

々の分析においては、処置群のとある商店街に対しての政策がその他の商店街へ2 次的な効果を及んでいないことを仮定している。この仮定は、支援された商店街の集客イベントによって、近隣の商店街へも来街者が増える場合、または近隣の商店街から来街者を奪うことがないということを意味しているため、強すぎる仮定政策効果が処置を受けた商店街のみならず、その近隣の商店街にも波及する可能性を考慮した追加的な分析を行っている。この結果は第 6 節で追加的な分析として紹介する。

我々はこの問題に対し、十分な解決策を有していない一方で、今回の研究で得られた GoTo 商店街が売上に正の効果があるという主張を補強するため、次のような考察をしている。今回の分析において、売上に対する効果に正のバイアスを生じさせるとすれば、それは対照群となる商店街の売上が、近隣の処置群となった商店街に奪われた場合である。このような場合を排除するために、我々は、プロビット分析で用いたサンプルに含まれる商店街それぞれの郵便番号が、商店街の所在する地域を表すことに注目し、郵便番号上 5 桁で定義される周辺に GoTo 商店街事業を実施している商店街が存在しない商店街のみを対照群と改めてプロビットモデルの推定を行った。この結果も第 6 節で追加的な分析として紹介する。

4 使用データとしての商店街データベース

4.1 データ出所

この分析では、筆者が加工して作成した商店街データベースを用いる。ここで用いる商店街データベースは、2021 年 10 月に行われた中小企業庁「令和 3 年度商店街実態調査」の調査票情報と、中小企業庁が持つ『GoTo 商店街』補助金申請者の情報（我々は『GoTo 商店街』リストと呼んでいる）、および商店街が属する都道府県の新型コロナウイルス感染者動向情報を統合する形で、我々が加工して作成したものである。統合の手順は、付録 9.1 に記載した。

4.1.1 商店街実態調査

商店街実態調査は、中小企業庁が行っている商店街に対する調査である。全国の商店街を対象に、商店街の概要（組織形態、全店舗数、空き店舗数）や立地環境および商業環境、景況感、商店街の抱える問題や取り組みの調査を行っている。調査は 1970 年から 2003 年まで 5 年毎に、2003 年以降は 3 年毎に行っている。2021 年を除く例年の商店街実態調査において商店街の売上に関する調査項目はない。

特例的に 2021 年に行われた「令和 3 年度商店街実態調査」は「貴商店街では、新型コロナウイルス感染症のまん延により、令和元年（2019 年）10 月 1 日時点と比べて、商店街全体の売上高は、どの程度の影響が生じていますか」という調査項目によって、2019 年 10 月 1 日から調査時点 2021 年 10 月 1 日時点の売上の変化を調査している。回答の形式は、「1. 非常に大きな影響が出ている（50%以上減）、2. 影響が出ている（30～50%程度減）、3. 多少影響が出ている（10～30%程度減）、4. ほとんど影響はない（0～10%程度減）、5. むし

る新型コロナウイルス感染症まん延前よりも良くなっている」という 5 段階の順序カテゴリーの形式である。2019 年から 2021 年にかけての商店街の売上の変遷を調べることができる大規模な調査は、我々の知る限り、この調査のみである。そこで我々はこのデータを用いる。

我々が用いる「令和 3 年度商店街実態調査」は、都道府県および都道府県商店街振興組合連合会が有する名簿に記載されたもののうち、連絡先の不明などで調査票が発送できない商店街を除く計 12,210 の商店街を対象に調査票を送付することで 2021 年 10 月 1 日現在の状況を調査をしている。そのうち有効回答件数は 5,105 件である。我々は、中小企業庁からこの調査の調査票情報および、調査票の送付先に関する情報の提供を受けた。我々は、この送付先の住所情報および商店街の名称をもとに次に述べる『GoTo 商店街』リストと紐づけ、売上に関する情報を付与する。

4.1.2 『GoTo 商店街』リスト

『GoTo 商店街』リストは、GoTo 商店街事業として提案申請された事業について、事業者の名称および住所情報、申請した事業の内容および実行状況をリスト化したものである。このリストは、申請された事業のリストとなる「件数ベース」リストと、申請した事業者のリストとなる「申請者ベース」リストから構成される。

「件数ベース」リストは、申請された事業について、事務局によって付された管理番号、申請事業者名（連名であればすべての事業者について記載されている）、事業名、申請受付日、事業の実行段階である事業フェーズ、採択か不採択を表す審査結果が、GoTo 商店街政策中断中の 2022 年 6 月時点のものとして記載されている。また採択された事業については、GoTo 商店街事務局と事業者との間の契約上限額および精算確定額の項目がある。この 2 つの項目について、採択されたものの中断中のために事務局との契約がなされていない事業や、中断のために精算を終えていない事業の存在のために、いくつかブランクになっているものが目立っていた。「申請者ベース」リストは、GoTo 商店街事業を申請した事業者について、「件数ベース」リストと同じ管理番号、申請した事業者の住所、郵便番号、申請者名、それぞれの事業者の申請回数、不採択回数が記載されている。『GoTo 商店街』事業の申請は、申請者が他の事業を採択されていない限り、複数回申請が可能であったため、「申請者ベース」リストに記載される申請者の名称にはいくつか重複が見られる。我々は、「申請者ベース」リストに記載された申請者の重複について、もっとも直近に申請された事業に関するものだけを取り出す形で、このリストを整理した。そして、整理された「申請者ベース」リストに、それぞれの申請者について各自が最後に申請した事業の申請受付日、事業の実行段階である事業フェーズ、採択か不採択を表す審査結果（これらの内容を事業内容とよぶ）といった情報を紐づけた。我々は、事業内容が紐づけられたこのリストを付録 9.1 節で説明する手法で、商店街実態調査と統合した。

事業の実行段階である事業フェーズは、「A. 不採択」、「B. 審査一時停止中」、「C. 採択前辞退」、「D. 契約停止中」、「E. 採択後契約前辞退」、「F. 事業実施中（オンライン等）」、「G. 事業完全停止中」、「I. 契約解除」、「J. 確定検査中」、「K. 完全実施済」、「L. 一部実施済」、「M. 未実施」の 12 のカテゴリーからなる。このうち、「B.

審査一時停止中」は2020年12月の中断時点で審査が停止されていたことを示すカテゴリーであり、提供を受けた2021年6月時点では再開に向けて採択不採択の記載が追加されている。我々は、「B. 審査一時停止中」のフェーズかつ採択された事業に加え、「D. 契約停止中」「E. 採択後契約前辞退」「I. 契約解除」「M. 未実施」という採択された事業のうち2020年12月の中断を受けて実施されなかった事業それぞれの申請者を対照群とした。「F. 事業実施中（オンライン等）」、「G. 事業完全停止中」、「J. 確定検査中」、「L. 一部実施済」のフェーズにある事業は、採択された事業のうち、2020年12月の中断の影響で部分的にのみ実施されたものである。これらの事業の申請者を Incompleted 処置群とする。GoTo 商店街事業を完遂できた Completed 処置群は、「K. 完全実施済」のフェーズを持つ事業の申請者のみである。

事業フェーズの分布は、付録9.1節の表21に記した。興味深いこととして、中断期間中にオンライン等で事業を継続していた「F. 事業実施中（オンライン等）」のフェーズにある商店街は、商店街データベースにおいては1件のみであり、データベースに占める商店街のうち0.3%ほどであった。このことは Incompleted 処置群の大部分の商店街は、中断期間中にオンライン集客イベントを行わず、おそらく中断期間前に実地での集客イベントを行っていたものと推察できる。

4.1.3 感染者数動向および都道府県別人口

商店街が属する市区町村について、2021年および2019年の市区町村人口はそれぞれ、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」市区町村人口より1月1日時点のものをを用いた。また商店街が属する都道府県新規感染者数比率について、新規感染者数は厚生労働省「新型コロナウイルス感染症情報－新規陽性者数の推移（日別）」を都道府県別に月次集計した上で、2021年9月の新規感染者数を用いた。また、都道府県人口は、総務省統計局「人口推計」より2021年10月1日時点のものをを用いた。

4.2 記述統計

表1は、我々が作成した商店街データベースに基づく商店街の売上について2019年から2021年までの変化率に関する記述統計である。>50%Decrease は商店街の売上が50%以上減少、50-30%Decrease は50から30%ほど減少、30-10%Decrease は30から10%ほど減少、10-0%Decrease は10から0%程度減少したことを示すそれぞれ順序カテゴリーである。最後に Increase は、商店街の売上が上昇したことを表すカテゴリーである。売上の減少率が50%以上の商店街の割合は、処置群と対照群とを比較してもあまり変わらない。処置群と対照群との間で差異がみられるのは、売上の減少率が50から30%程度の商店街の割合または、売上の減少率が30から10%程度の商店街の割合である。対照群に占める売上の減少率が50から30%程度の商店街の割合は52%に対し、処置群に占める売上の減少率が50から30%程度の商店街の割合は、Incompleted 処置群で37%、Completed 処置群で35%である。つまり30%以上売上が減っている商店街の割合をみると、ControlGroup 対照群の約90%を占める商店街で30%以上売上が減少している一方で、Incompleted 処置群

表1 2019年から2021年にかけての売上の変化率

	(1)	(2)	(3)
	ControlGroup	Incompleted	Completed
	Freq	Freq	Freq
SalesDecrease	(Percent)	(Percent)	(Percent)
> 50% Decrease	26 (37.68)	76 (39.79)	12 (32.43)
50 – 30% Decrease	36 (52.17)	71 (37.17)	13 (35.14)
30 – 10% Decrease	7 (10.14)	42 (21.99)	11 (29.73)
10 – 0% Decrease		1 (0.524)	
Increase		1 (0.524)	1 (2.703)
Total	69	191	37

(事業を部分的に行ったグループ) においてそのような商店街が占める割合は 77% であり、Completed 処置群 (事業を完遂させたグループ) においては 68% である。このことから、売上が 30% 以上減少するか否かは処置群と対照群の間で大きく差があることが分かる。売上の減少率が 10% を下回った商店街サンプルは、我々の作成したデータベースでは十分に確保できなかった。この結果をもとに、順序プロビットモデルの推定では十分正確な結果が得られないと判断し、我々は売上の減少率について 30% を閾値とした閾値モデルについてもプロビット推定を行っている。

次に我々が用いる説明変数に関する記述統計を見る。表 2 は、商店街の属する都道府県別の新型コロナウイルス感染者の都道府県人口比および、商店街の属する市区町村に関する 2019 年と 2021 年の人口、およびその対数差分の平均と標準偏差を表している。記述統計を見ると *ControlGroup* 制御群に属する商店街は、処置群に属する商店街と比べ、人口規模が大きな市区町村に属していることが分かる。しかし、対数人口差分については、*ControlGroup* 制御群に属する商店街と *Completed* 処置群に属する商店街とで大きな差はない。また感染者率については、*ControlGroup* 制御群に属する商店街は、*Completed* 処置群に属する商店街と比べ、比較的感染者割合が小さい都道府県に属している一方で、*Incompleted* 処置群のものと比べて感染状況が悪いため、制御群と処置群との間で新規感染者の動向に明確な相関関係があるとは認められない。付録第 9.1 節において、各グループの都道府県別分布を表 20 で示している。それによると、都市部は地方と比べ事業に申請

した商店街が多く、地方は少ない傾向にある。これは全てグループ共通の傾向である。

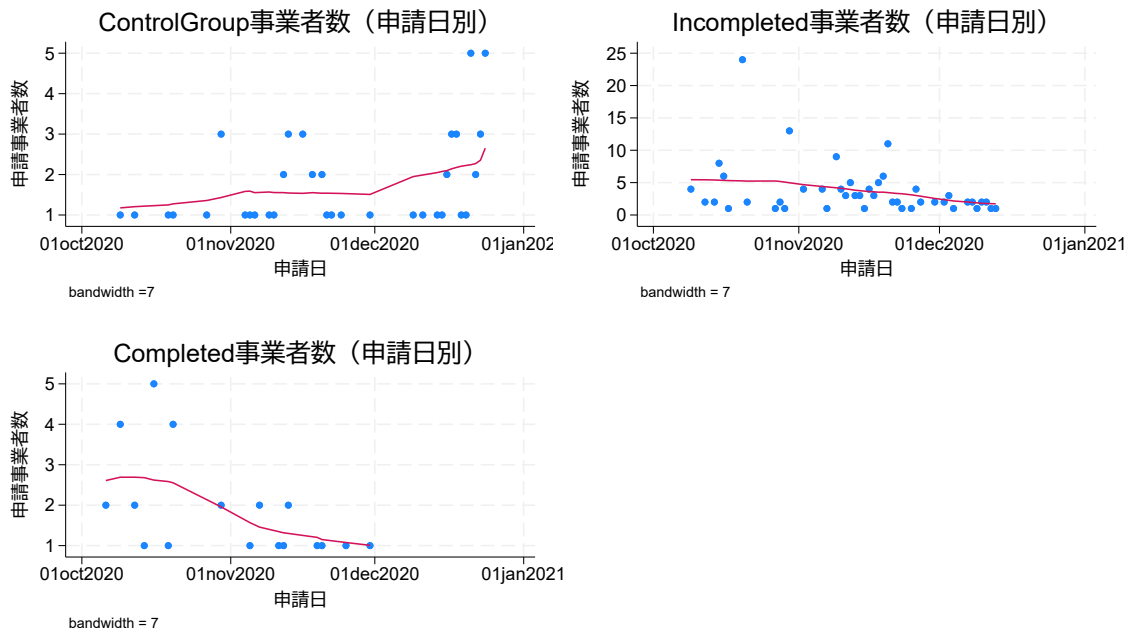
制御群と処置群との間で違いが見受けられるのは商店街における店舗数である。ここでは商店街における店舗数を *NofStores* として示している。記述統計によると *ControlGroup* 対照群の方が *Completed* 処置群と比較して店舗数が少ない。このような属性の違いは、政策の凍結が自然実験的でないことを示しているかもしれない。我々はこの懸念のうち、商店街の固定効果から生じる内生性に関する懸念は解消できると考えている。我々は今回のプロビットモデルにおける係数が、差の差分分析の係数と対応することを第3節で示した上で、第5節で政策以前の売上を確認することで並行トレンドの仮定が成り立つと正当化している。

表2 商店街データベース記述統計

	(1)	(2)	(3)
	ControlGroup	Incompleted	Completed
VARIABLES	mean (sd)	mean (sd)	mean (sd)
NewDiseaseCaseRatio(%)	17.88 (9.514)	16.79 (9.533)	18.80 (9.147)
Population(2019)	235,515 (179,089)	224,913 (163,063)	206,049 (117,769)
Population(2021)	235,248 (178,909)	224,687 (164,222)	206,007 (118,545)
$\Delta \ln \text{Pop}$	-0.00380 (0.0192)	-0.00500 (0.0152)	-0.00302 (0.0185)
NofStores	73.23 (57.95)	79.26 (123.5)	93.62 (64.11)
Observations	69	191	37

凍結までに事業を終えた商店街とそうでない商店街の違いを生み出したものは、政策への申請日であるといえる。グループごとの申請事業者数の変化を時系列で表したものが図4である。図4にはGoTo商店街事業への申請を行った事業者数の日次推移について、実線で表される移動平均線を付している。移動平均を計算する際のバンド幅は7日間としている。Completed処置群の多くは2020年10月から11月にかけて事業を申請している。その一方で、対照群の多くは2020年12月に集中している。Imcompleted処置群の申請日は、Completed処置群よりも遅い時点での申請も目立つが、対照群の申請のピークである12月よりも早い時点での申請が多い。

図4 グループごとの申請事業者数



5 商業統計を用いた並行トレンド仮定の確認

我々は6節で、2021年の商店街実態調査データに基づく差の差分析を基にしたプロビット分析を提示する。それ以前の商店街実態調査では、商店街の売上に関する調査はされていない。そのため、対照群と処置群それぞれの売上に関する過去のトレンドが同質のものであるかを確認できないという課題が残されている。この課題を克服する目的で、我々は2014年までの商店街の売上を集計した調査として公表されている経済産業省「商業統計」の「立地環境特性別編」に注目する。「立地環境特性別編」は、「商業統計」内で定義された商業集積地区ごとに小売業の年間販売額が集計されている^{*17}。「商業統計」の「立地環境特性別編」では、原則として、一つの商業集積地区が一つの商店街に相当すると説明されている。本節において、我々は「商業統計」の「立地環境特性別編」データから、差の差分析における対照群商店街および処置群商店街を同定し抜き出すことで、それぞれの商店街における小売業の年間販売額に関する1997年から2014年までのトレンドが並行であることを確認する。

^{*17} 商業統計の立地環境特性別編は、2018年の「商業統計」廃止に伴い、2014年までのデータしか存在しないため、『GoTo 商店街』の政策効果推定には使用できない。

5.1 データ出所

経済産業省「商業統計」は、日本の卸売業、小売業に属する全国の事業所を対象とした全数調査であり、2014年まで行われた。この調査は「商業を営む事業所について、業種別、従業者規模別、地域別等に事業所数、従業者数、年間商品販売額等を把握し、我が国商業の実態を明らかにし、商業に関する施策の基礎資料を得ること」を目的としている。1952年に調査を開始して以来、1976年までは2年ごと、1997年までは3年ごと、2007年までは5年ごとに本調査を実施し、2007年以降は経済センサス-活動調査実施の2年後に実施されたが、2014年調査を最後に、それ以降は2019年から実施された経済構造実態基本調査に統合、再編された。ただし経済構造実態基本調査では、「立地環境特性編」は作成されていない。

「商業統計」の調査票配布・収集方法は調査員調査・郵送、2014年の調査では併せてオンラインでの回答も可能であった。回収率は非常に高いとされており、公表されている2007年調査の回収率については、調査対象事業所数は1,550,196事業所で、回収率は96.4%であった。なお、2014年の平成26年調査は、経済センサス-基礎調査と同時実施のため、調査対象者数および回収率は算出不可能とされている。

本研究で用いた商業統計「立地環境特性別統計編」は、商業統計表の二次加工編の1つとして公表・刊行される統計表である。この統計編は、商業統計調査を用いて、小売事業所(商店)を立地環境特性別に区分(格付け)し、それを再集計して公表しているものである。立地環境特性区分とは、各小売事業所の立地背景を、原則として都市計画法に基づき、商業集積地区、オフィス街地区、住宅地区、工業地区、その他地区の5地区に特性付けされたものである^{*18}。その中で、商業集積地区は、「都市計画法第8条に定める「用途地域」のうち、商業地域及び近隣商業地域であって、商店街を形成している地区」を指し、小売店、飲食店及びサービス業が近接して30店舗以上あるものを一つの商業集積地区として定義されている。また、「一つの商店街」の定義に該当するショッピングセンターや多事業所ビル(駅ビル、寄合百貨店等)は、原則として一つの商業集積地区とされている^{*19}。商業統計「立地環境特性別統計編」はそれぞれの調査年次において、商業統計で調査された事業所について、各商業集積地区内における事業所数の合計、年間販売額の合計、売り場面積の合計を集計している。我々は、この統計編を、商店街に関するパネル調査データとしてみなし、2020年『GoTo 商店街』事業への申請および事業の状況を紐づけることで、対照群と処置群それぞれの売上に関する過去のトレンドが同質のものであるかを確認する。ここでは、商業統計「立地環境特性別統計編」の商業集積地区に関するデータを商店街のデータとみなし、1997年、2002年、2004年、2007年、2014年の商業集積地区についてのパネル

^{*18} 立地環境特性付けにあたっては、1999年までは調査区単位の特性付けを行っていたが、2002年調査以降は事業所単位の特性付けに変更している。

^{*19} なお、商業統計表では、飲食店、サービス業事業所が含まれていないため(小売業を営む事業所のみ集計)に商業集積地区内の事業所数が、商店街実態調査で把握できるものよりも少なくなっている場合がある。また商店街が入り組んでいるような場合は、二つ以上の商店街をまとめて、一つの商業集積地区として設定していることがあるため、商業集積地区内の事業所数が多くなっていることもある。

データを作成して用いる^{*20}。パネルデータの作成手順は、付録 9.2において示している。

5.2 商業集積地区パネルデータの記述統計

表 3は並行トレンドの検証に用いたパネルデータで観察される年間販売額（AnnualSales(MillionYen)）およびその自然対数（AnnualSales(NaturalLogarithm)）、事業所数（NofStores(FromCensusOfCommerce)）、売り場面積（SalesFloor(SquareMeters)）それぞれの記述統計をグループおよび調査年毎で算出したものである。

ControlGroup 対照群の方が Completed 処置群と比較して事業所数が少ない。この結果は、商店街実態調査をもとにした商店街データベースの結果と一致している。その一方で、Incompleted 処置群の事業所数は、ControlGroup 対照群と比較して少なく、この結果は商店街データベースの結果と逆である。

商店街データベースでは売上が確認できなかったため把握できなかった傾向として、年間販売額は ControlGroup 対照群の方が、Completed 処置群と比較して大きいという、事業所数の傾向とは逆の傾向が見られた。これは ControlGroup 対照群における売り場面積の合計が、Completed 処置群のものよりも大きいためだと考えられる。

ただし商業統計で集計される事業所は卸売業と小売業に属する事業所を対象とするため、各商業集積地区における事業所数を、商店街データベースのものと比較する際には、留保が必要である。2014 年の事業所数をみると、どのグループにおいても 2021 年商店街実態調査をもとにした商店街データベースの数値よりも小さい。これは商業統計が卸売業、小売業だけを対象にしていることが理由として考えられる。また、2014 年の数値はその他の年の数値と比べて小さくみえる。この理由として第 2 節で述べた商店街の衰退傾向に加えて、2014 年の商業統計の調査方法の変化によるものが 2 点考えられる。一つは 2007 年 11 月の日本標準産業分類の第 12 回改定において大分類「宿泊業、飲食サービス業」に中分類「持ち帰り・配達飲食サービス業」が新設されたことに伴い、「その他の飲食料品小売業」の一部が「持ち帰り飲食サービス業」及び「配達飲食サービス業」に改定となったために、これらの産業に属する事業所が 2014 年の商業統計調査の対象外となったことである。二つ目は 2014 年の調査が経済センサスの基礎調査と同時に行われたために事業所の回答行動の傾向が変わりうることも理由として考えられる。

商業集積地区パネルデータから観察される年間販売額の対数値の平均をプロットしたものが、図 5である。2014 年の数値については産業分類の改定によって生じた調査対象事業所の変更による減少分について留意する必要があるが、1997 年から 2014 年にかけて、商店街の売上は一貫して減少傾向にある。また、年間販売額の対数値の減少幅は、1997 年から 2014 年にかけて、ControlGroup 対照群、Incompleted 処置群、および Completed 処置群でおよそ 1.3 対数ポイントほど減少している。この減少幅がそれぞれ同程度であるものか、

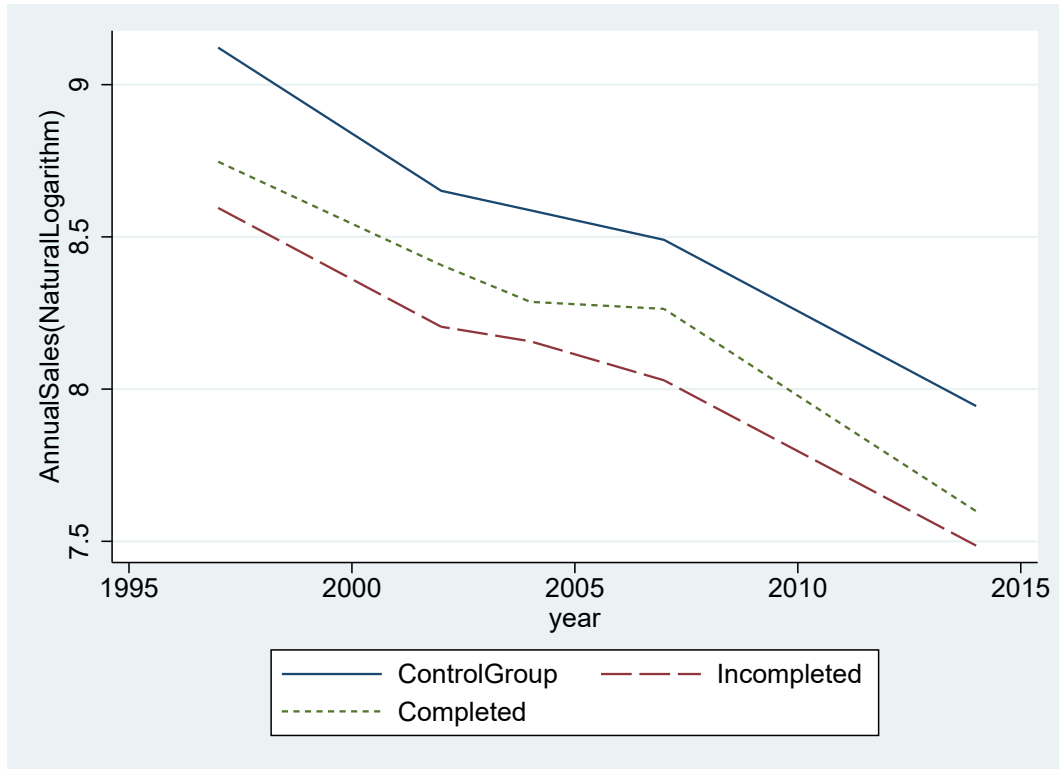
^{*20} 我々は 1994 年以前へのパネルデータの拡張も試みたが、1994 年と 1997 年との間で商業集積地区の同定が困難であり、拡張を断念した。

表3 商業集積地区パネルデータ記述統計

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ControlGroup_1997	2002	2004	2007	2014
	mean	mean	mean	mean	mean
VARIABLES	(sd)	(sd)	(sd)	(sd)	(sd)
AnnualSales(MillionYen)	25,531 (55,566)	13,357 (26,807)	13,021 (26,738)	14,519 (35,624)	11,503 (27,214)
AnnualSales(NaturalLogarithm)	9.122 (1.314)	8.652 (1.238)	8.587 (1.260)	8.490 (1.372)	7.944 (1.712)
NofStores(FromCensusOfCommerce)	105.8 (86.13)	85 (71.22)	80 (71.00)	73.32 (64.64)	54 (54.83)
SalesFloor(SquareMeters)	14,941 (19,774)	11,198 (13,437)	10,910 (13,215)	12,275 (20,823)	8,893 (13,693)
PopulationSize(City)	215,927 (155,491)	217,309 (159,304)	219,838 (161,669)	239,663 (164,518)	254,785 (171,124)
NaturalLogPopulation	12.09 (0.629)	12.10 (0.620)	12.11 (0.618)	12.22 (0.582)	12.29 (0.560)
Observations	22	22	22	22	22
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Incompleted_1997	2002	2004	2007	2014
	mean	mean	mean	mean	mean
VARIABLES	(sd)	(sd)	(sd)	(sd)	(sd)
AnnualSales(MillionYen)	9,742 (12,683)	7,493 (11,762)	7,781 (14,200)	6,719 (10,951)	5,040 (9,080)
AnnualSales(NaturalLogarithm)	8.595 (1.102)	8.205 (1.233)	8.157 (1.279)	8.029 (1.278)	7.486 (1.492)
NofStores(FromCensusOfCommerce)	85.48 (80.23)	70.82 (67.80)	68.93 (73.20)	61.43 (64.48)	38.60 (46.38)
SalesFloor(SquareMeters)	10,264 (12,221)	9,512 (11,847)	9,221 (11,976)	8,269 (10,276)	6,145 (9,151)
PopulationSize(City)	227,311 (177,712)	229,482 (180,395)	230,467 (181,338)	242,954 (186,101)	230,486 (166,887)
NaturalLogPopulation	12.03 (0.810)	12.03 (0.813)	12.04 (0.812)	12.11 (0.786)	12.10 (0.731)
Observations	89	89	89	89	87
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Completed_1997	2002	2004	2007	2014
	mean	mean	mean	mean	mean
VARIABLES	(sd)	(sd)	(sd)	(sd)	(sd)
AnnualSales(MillionYen)	11,808 (13,923)	8,667 (10,491)	8,212 (10,394)	7,969 (10,240)	4,191 (4,996)
AnnualSales(NaturalLogarithm)	8.747 (1.162)	8.408 (1.203)	8.287 (1.286)	8.264 (1.266)	7.599 (1.379)
NofStores(FromCensusOfCommerce)	116.6 (90.48)	100.9 (75.56)	91.36 (73.31)	85.77 (70.89)	52.18 (40.70)
SalesFloor(SquareMeters)	11,003 (13,447)	10,740 (13,623)	10,133 (13,160)	8,963 (10,857)	5,819 (8,018)
PopulationSize(City)	213,445 (149,315)	216,627 (150,790)	228,791 (176,384)	217,574 (141,931)	228,766 (149,622)
NaturalLogPopulation	12.01 (0.768)	12.03 (0.762)	12.06 (0.789)	12.08 (0.675)	12.13 (0.660)
Observations	22	22	22	22	22

パネル固定効果推定で検証を行った。

図5 年間販売額（自然対数値）の推移



5.3 並行トレンドの確認

並行トレンドが成立しているか否かを検証するため、2つの線形回帰モデルについて、それぞれパネル固定効果推定を行った。それぞれの回帰モデルについて第3.3.1節で説明しているものをそれぞれ再掲すると、1つ目の線形回帰モデルは、ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群のサブサンプルのみを用いて分析したモデルである。

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_{1997}^1 + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \alpha_j^1 Year_t^j + \sum_{j \in T, j \neq 1997} \gamma_j^1 Incompleted_i \times Year_t^j + \ln pop_{t,i} \tilde{\delta}^1 + C_i + u_{t,i}, (t \in T | T = \{1997, 2002, 2004, 2007, 2014\})$$

説明変数はそれぞれ、定数項 α_{1997} を加え、参照される時点 t が j にあたるときに 1 をとりそれ以外では 0 をとる年次ダミー $Year_t^j$ 、年次ダミー $Year_t^j$ と Incompleted 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 $Incompleted_i$ の交差項、それぞれの年次における商店街が属する市区町村人口の対数値 $\ln pop_{t,i}$ 、固定効果 C_i 、誤差項 $u_{t,i}$ で構成される。Covid-19 の感染状況を表す $NewDiseaseCaseRatio$ は 0 として省かれてい

る。並行トレンドが成立しているならば、ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群がトレンドに影響を与えないため、年次ダミーと Incompleted の交差項の係数はゼロとなるという帰無仮説を設定している。2 つ目のモデルは、ControlGroup 対照群と Completed 処置群のサブサンプルのみを用いたモデルであり、1 つ目のモデルの説明変数と異なる点は、年次ダミーと Completed 処置群であれば 1 をとる二値ダミー変数 $Completed_i$ の交差項の和を用いている点である*21。

表4 ControlGroup 対照群および Completed 処置群間の並行トレンドの確認

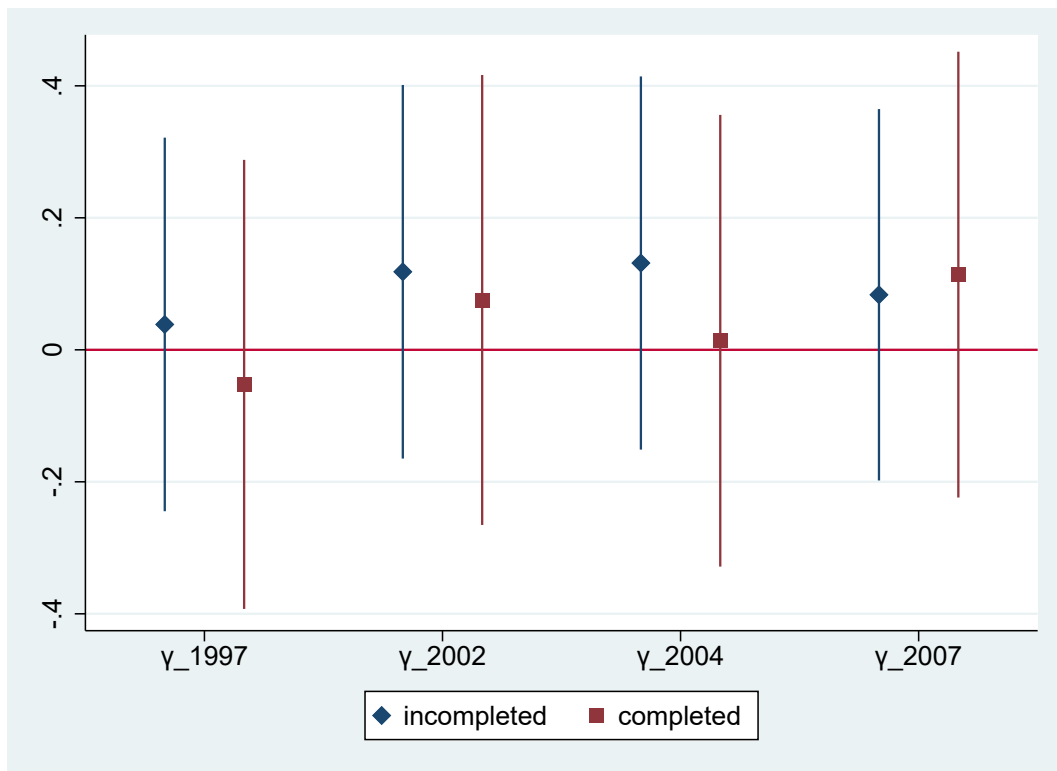
Coefficients	(1) Completed
γ_{2002}	0.131 (0.171)
γ_{2004}	0.074 (0.171)
γ_{2007}	0.148 (0.171)
γ_{2014}	0.029 (0.171)
Observations	220
Number of common_id	44
R-squared	0.533
Standard errors in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

それぞれの回帰分析の結果である表 4によると、年次ダミーと Completed 処置群ダミーの交差項の係数については、いずれも小さく、統計的に有意に 0 ではないと認められるものは見受けられなかった。それぞれの交差項の係数 γ について、信頼区間を添えて図示したものが図 6である。

図 6から見て取れる信頼区間が大きく見えることは、本論文の結果を解釈する際に留保する点があることを示唆する。この節で行った並行トレンドの検証において、並行トレンド仮定の破れを表す交差項係数 γ_j の推定値はどれも統計的に有意ではない。その一方で、サンプルサイズが小さいために、並行トレンド仮定の破れを統計的に有意に検出できなかった恐れがある。特に、2014 年の交差項係数について Incompleted 処置群、Completed 処置群どちらも点推定値はそれぞれ 0.031、0.029 と小さいにも関わらず、95% 信頼区間の上限はそれぞれ 0.313、0.367 と高い値を示している。Roth (2022) は、並行トレンド仮定の検定における検出力が十分でないとき、検出されなかった並行トレンド仮定の破れが差の差分分析の係数にバイアスをもたらすことを指摘し、差の差分分析で得られる係数の推定値を用いて並行トレンド仮定が破れている場合のバイアスを評価する手法を提案している。しかし、我々が今回得たプロビット分析の係数は、通常の差の差分分析の係数と異なるため、Roth (2022) によって提案された手法を用いることができない。

*21 それぞれの回帰モデルの詳細は第 3.3.1 節モデル(5.3)式およびモデル(7)式として説明している。

図6 並行トレンドの確認



また我々は、それぞれの固定効果推定から得られる、商店街固定効果を除いた残差について、その二乗を算出し、White (1980) による検定を用いることで、政策以前の誤差項における均一分散の帰無仮説について検定を行った^{*22}。その結果、ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群のサブサンプルを用いた回帰分析から得られた残差に関する検定において P 値は 0.5842 であり、ControlGroup 対照群と Completed 処置群のサブサンプルを用いた回帰分析から得られた残差に関する検定において P 値は 0.1827 であり、いずれの検定でも均一分散の帰無仮説は棄却できなかった。すなわち、今回行った検定において、同一年次間におけるグループ間での異質性が存在することを示す統計量は検出されなかった。

まとめると、この節では「商業統計」の立地環境特性編データから、差の差分析における対照群商店街および処置群商店街を同定し抜き出すことで、それぞれの商店街における小売業の年間販売額に関する 1997 年から 2014 年までのトレンドが並行であることを検証した。その結果、サンプルサイズが小さいために信頼区間が大きいという懸念がある一方で、並行トレンド仮定の破れを表す交差項係数の点推定値自体は小さく、並行トレンドの仮定が破れていることを明確に示すような結果は得られなかった。

^{*22} 検定の詳細は第 3.3.1 節モデル(8)式についての説明を参照。

6 分析結果

ここでは、第3節で述べた閾値モデルの推定結果を紹介する。

6.1 二値プロビットモデル

表5は、売上の減少率が30%未満であれば1をとり、そうでなければ0をとる二値ダミー変数を被説明変数としたプロビット分析の結果を係数および限界効果で示したものである。

表5 売り上げの変化率に関するプロビット分析

Dependent variable: if SalesDecrease 30% or Less → 1 ; otherwise → 0

VARIABLES	(1)	(2)
	Coefficient	MarginalEffect SalesDecrease 30% orLess
Incompleted	0.549* (0.317)	0.144* (0.078)
Completed	0.810*** (0.309)	0.275** (0.118)
NewDiseaseCaseRatio(%)	0.020*** (0.007)	0.006*** (0.002)
$\Delta \ln \text{Pop}$	-9.103* (4.911)	-2.555* (1.363)
Constant	-1.674*** (0.294)	
Observations	297	297

Prefecture-level clustering robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

限界効果については、新規感染者数割合 *NewDiseaseCaseRatio* および市区町村の人口の対数値 *ln pop* の変数について平均的な ControlGroup 対照群商店街について、それぞれの説明変数が1単位増加した場合の限界効果を報告している。事業を完全実施した商店街は、売上が30%以上落ちる確率が27%低く、一部実施した商店街は14%低いと推定された。このことから、事業を実施することが商店街の売上増加につながる事が示唆される。また事業を完全実施することによる効果が、一部のみ実施したことによる効果よりも大きいという自然な結果となった。

その他の制御変数についてみる。新型コロナウイルスの新規感染者県内割合が1%増加すると、統計的に有意ではないが、売上が30%以上落ちる確率が0.3%減少するように見える。感染が悪化すると売上が改善するように見える結果について、感染者が多い地域の人々が繁華街などの密集地を避け、自宅付近の商店街で生鮮食品などの買い物をした(西竹他, 2020) 結果ではないかと我々は解釈している。また市区町村人口の対数差

分が増加したとき、売上の増加率は減少するという結果となった。これは、都市の再開発などをきっかけとして市区町村人口が増加したことに伴い、大型商業施設が増加したことで、人々が商店街よりも大型商業施設に行く傾向が強まったことが要因の1つではないかと我々は解釈している。

また我々は、3.3.2節で懸念した政策効果の異質性に対する頑健性を確認するために、逆確率重みづけによる平均処置効果の推定を行った。表6はプロビットモデルから推定された売上の減少率が30%以下である確率に関する平均処置効果を推定している。ATT_probit(completed)はプロビット推定から得られたGoTo商店街事業を完全に実施することによる平均処置効果を表し、ATT_ipw(completed)は逆確率重みづけから推定された平均処置効果を表している。differenceはそれぞれの平均処置効果の差をとったものである。ATT_probit(incompleted)およびATT_ipw(incompleted)も、GoTo商店街事業を一部のみ実施することによる平均処置効果を表している。この表からは、推定手法の違いによって大きな差は見られなかった。そのため、我々のプロビットモデルは政策効果の異質性を無視したことによる特定化の誤りによるバイアスは大きくは生じていないと考えられる。

表6 プロビット分析による平均処置効果と、逆確率重みづけによる平均処置効果との比較

VARIABLES	(1) y1	VARIABLES	(1) y1
ATT_probit(completed)	0.222** (0.0866)	ATT_probit(incompleted)	0.130*** (0.0421)
ATT_ipw(completed)	0.225** (0.0883)	ATT_ipw(incompleted)	0.126*** (0.0417)
difference	-0.00312 (0.00573)	difference	0.00389 (0.00615)
Observations	106	Observations	260
Standard errors based on 1,000 bootstrap replications in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		Standard errors based on 1,000 bootstrap replications in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

また、最近傍マッチング法を用いてバランステストを行ったのち、処置群における平均処置効果（ATT）を推定した。これは最近傍マッチングから得られたATTの推定値と、プロビットモデルの推定から推定される処置群における平均処置効果とを比較することで、プロビットモデルの特定化に問題がないことを確認することを目的としている。ここでは、まず、Completed処置群とControlGroup対照群のみで構成されるサブサンプルで分析を行った。共変量は、新規感染者数割合と、市区町村人口の対数差分の2つである。マッチング後の共変量に関する記述統計は表7のとおりであり、標準化された平均値の差と、分散比を報告している。見たところ、マッチング後の平均値および分散はほぼ等しくなっているといえる。共変量に関する分布の違いは、図7のようにそれぞれカーネル分布推定および箱ひげ図で示した。これもマッチング後については処置群と対照群で大きな違いはないように見える。推定された平均処置効果は、表8で表される。売上の減少率が30%以下になる確率について、Completed処置群はControlGroup対照群と比べて約22%高いことを表8は表して

いる。

次に、Incompleted 処置群と ControlGroup 対照群のみで構成されるサブサンプルで同様に分析を行った。マッチング後の共変量に関する記述統計は表 9 のとおりであり、表 7 と同様に、マッチング後の平均値および分散はほぼ等しくなっているといえる。図 8 は、共変量に関する分布の違いを示したカーネル分布推定および箱ひげ図である。これも図 7 と同様にマッチング後については処置群と対照群で大きな違いはないように見える。推定された平均処置効果は、表 10 で表される。表 10 によると、売上の減少率が 30% 以下になる確率について、Incompleted 処置群は ControlGroup 対照群と比べて約 15% 高いと推定された。以上の結果は本分析と概ね同じであり、事業を実施することが商店街の売上増加につながることを示唆される。

表7 ControlGroup 対照群と Completed 処置群との共変量に関するバランステスト

	Standardized differences		Variance ratio	
	std diff:Raw	std diff:Matched	ratio:Raw	ratio:Matched
NewDiseaseCaseRatio	.0990786	-.0349192	.9243006	1.0626
$\Delta \ln pop$	.0409488	-.000289	.9306645	1.018321
	Raw	Matched		
Number of obs	260	382		
Treated obs	191	191		
Control obs	69	191		

表8 Completed 処置群における平均処置効果

VARIABLES	(1)
	SalesDecrease(30%orLess)
r1vs0.treatment_completed	0.221** (0.106)
Observations	106
Abadie and Imbens robust standard errors in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

表9 ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群との共変量に関するバランステスト

	Standardized differences		Variance ratio	
	std diff:Raw	std diff:Matched	ratio:Raw	ratio:Matched
NewDiseaseCaseRatio	-.1140838	.0145667	1.003957	1.11118
$\Delta \ln pop$	-.0695514	.0138716	.6275865	1.057465
	Raw	Matched		
Number of obs	260	382		
Treated obs	191	191		
Control obs	69	191		

図7 ControlGroup 対照群と Completed 処置群との共変量に関する分布の比較

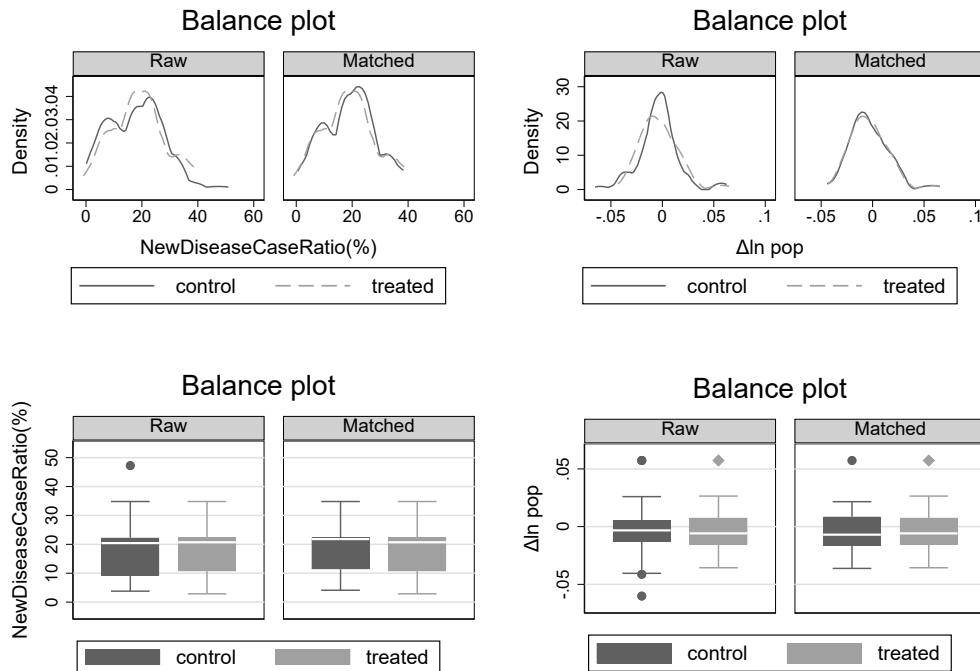


表10 Incompleted 処置群における平均処置効果

VARIABLES	(1)
	SalesDecrease(30%orLess)
r1vs0.treatment_incompleted	0.152** (0.0735)
Observations	260
Abadie and Imbens robust standard errors in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

また 3.3.3節で懸念した、近隣の商店街が Goto 商店街事業を実施したことによって、対照群の売上が減少する可能性を考慮するため、郵便番号上 5 桁で定義される周辺に GoTo 商店街事業を実施している商店街が存在しない商店街のみを対照群と改めてプロビットモデルの推定を行った。表 11はその結果である。サンプルサイズが少ないためか、主要な結果と比べて、十分な統計的な有意性を確保できなかった一方で、GoTo 商店街事業を完遂することによる売上の変化率に対して正の効果を表す係数が観察できた。

図8 ControlGroup 対照群と Incompleted 処置群との共変量に関する分布の比較

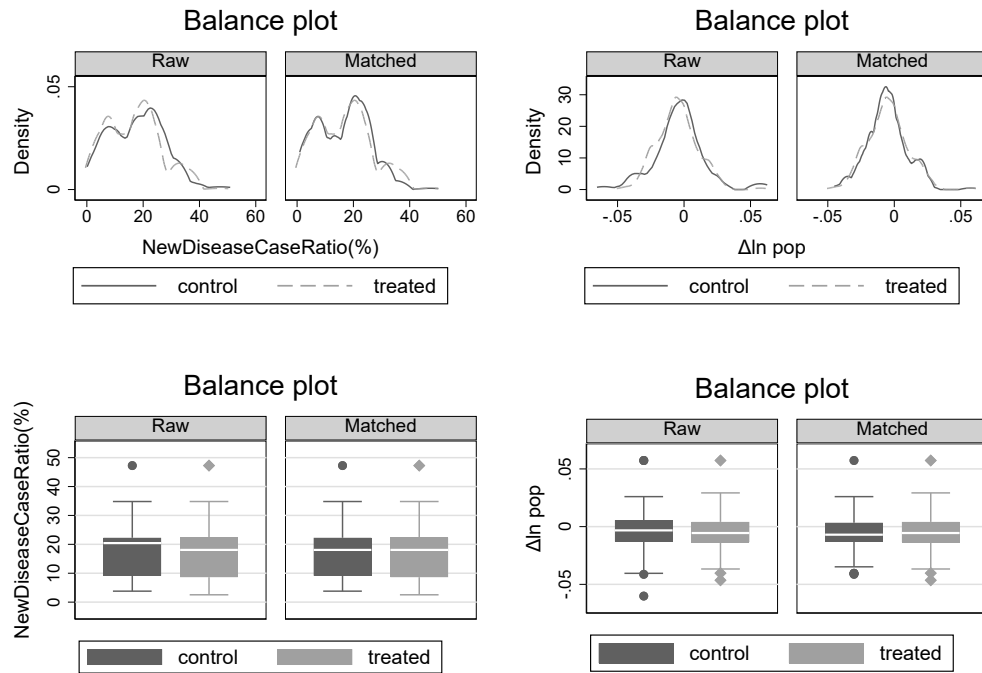


表11 近隣で GoTo 商店街事業が行われていない対照群のみを用いた分析

Dependent variable: if SalesDecrease 30% or Less → 1 ; otherwise → 0		
VARIABLES	(1)	(2)
	Coefficient	MarginalEffect SalesDecrease 30% orLess
Incompleted	0.428 (0.375)	0.122 (0.107)
Completed	0.866* (0.445)	0.292* (0.164)
NewDiseaseCaseRatio(%)	0.021 (0.019)	0.006 (0.005)
ln_pop	-0.001 (0.163)	-0.000 (0.045)
Constant	-1.484 (2.350)	
Observations	115	115

Prefecture-level clustering robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6.2 順序プロビットおよび区間回帰分析

二値プロビットモデルの推定結果によると『GoTo 商店街』政策で支援された集客イベントには商店街の売上を増加させる効果が認められた。ただし、売上の変化率の階級値が観察できることを最大限に生かした順序プロビット推定および区間回帰推定では、表 5 のようなはっきり統計的に有意だと主張できる結果は得られなかった。我々はこれをサンプルサイズが十分でなかったためだと考えているが、推定された係数の符号は、二値プロビット推定の結果と矛盾なく、報告に値するものだと考えている。

表 12 は順序プロビット推定の結果である。ここでも、Incompleted 処置群ダミーおよび Completed 処置群以外の説明変数についてその平均値を持つ ControlGroup 対照群について、それぞれの説明変数が 1 単位増加した場合の限界効果を、順序プロビットモデルの係数とともに報告している。

表12 売り上げの変化率に関する順序プロビット分析

VARIABLES	Dependent Variable: SalesDecrease					
	(1) Coefficient	(2) MarginalEffect: 50% Decrease	(3) 50 – 30% Decrease	(4) 30 – 10% Decrease	(5) 10 – 0% Decrease	(6) Increase
Incompleted	0.172 (0.160)	-0.066 (0.061)	0.018 (0.016)	0.044 (0.042)	0.001 (0.001)	0.002 (0.003)
Completed	0.421* (0.218)	-0.150** (0.069)	0.015 (0.014)	0.121* (0.069)	0.004 (0.003)	0.010 (0.010)
NewDiseaseCaseRatio(%)	0.020*** (0.007)	-0.007*** (0.003)	0.002* (0.001)	0.005*** (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$\Delta \ln \text{Pop}$	-9.218*** (3.128)	3.511*** (1.200)	-0.871** (0.424)	-2.434*** (0.821)	-0.067 (0.057)	-0.139* (0.077)
/cut1	0.240 (0.212)					
/cut2	1.358*** (0.210)					
/cut3	2.945*** (0.279)					
/cut4	3.103*** (0.244)					
Observations	297	297	297	297	297	297

Prefecture-level clustering robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

さらに、本研究では、各々の商店街の売上がどの区間にあるのかがデータから分かるため、区間回帰を行い、商店街支援事業が商店街に与える影響について追加的に分析を行った。事業が商店街の売上に与えた影響に関する分析結果を示したものが表 13 である。事業を完遂した Completed 処置群は事業を実施できなかった ControlGroup 対照群と比べて、約 7 パーセンテージポイントほど売上の増加率が高いことが分かった。また、統計的に有意ではないが、Incompleted 処置群は ControlGroup 対照群と比べて、約 3% パーセンテージポイントほど売上の増加率が高いことも明らかとなり、この結果は本分析と整合的である。他の制御変数について

みてみると、新規感染者数割合と売上の増加率には正の相関があり、新規感染者数割合が1%増加すると、約0.3%パーセンテージポイントほど売上の増加率が高いように見える。この結果は、表5と同様であった。

表13 売り上げの増加率に関する区間回帰

Dependent Variable: SalesIncreaseRate		
EQUATION	VARIABLES	(1) Coefficient
model	Incompleted	0.028 (0.027)
	Completed	0.069* (0.037)
	NewDiseaseCaseRatio	0.003*** (0.001)
	$\Delta \ln \text{Pop}$	-1.534*** (0.502)
	Constant	-0.536*** (0.036)
	Insigma	-1.788*** (0.065)
Observations		297

Prefecture-level clustering robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

7 アウトカム変数に関する検討

ここでは本研究で用いたアウトカム変数について議論する。ここでは、売上の指標に関する検討と、その他のアウトカム変数を政策効果指標として用いた結果に関する検討の二つをとりあげる。

7.1 回顧データに基づく売上の変化率

我々が用いた売上の変化率に関する回顧データには少なくとも二つの課題がある。

まず売上に関するデータが、カテゴリーデータしか手に入らなかったことに起因する課題である。本研究では、カテゴリーデータを被説明変数としたプロビット分析を行った。プロビット分析で推定された政策効果に関する係数は、政策が売上に与える効果と基本モデルにおける確率項の分散の大きさ、両者の影響を受ける。そのため、確率項の分散の大きさが分からない限り、我々は政策が売上に与える効果の大きさを推定することができない。また政策が売上に与える効果の大きさを推定できない問題は、第5節で行った並行トレンド仮定の検証を不十分なものとする。我々が今回得たプロビット分析の係数は、通常の差の差分分析の係数と異なるため、Roth (2022) によって提案された差の差分分析の係数に生じるバイアスを評価できないという課題を我々

は前節で言及している*²³。

第二に、商店街の売上の集計が正確でない可能性がある。売上の変化に関するアンケート調査において、商店街組織の回答担当者が商店街に存在する全ての店舗の売上を正確に調査し集計していると考えことは現実的でない。そのため、回答されている売上の変化に関するデータには、回答担当者の推測による誤差が含まれていると考えるべきである。また 2019 年の売上に関する回答担当者の記憶は、2021 年のものよりも曖昧なものだと思われる。

ただし回答者の記憶による推測が曖昧であるだけで、本研究での推定値に偏った結果を生み出すとは、我々は考えていない。回答者の記憶における推測の誤差は、我々が用いた基本モデルにおける確率項 $u_{2019,i}, u_{2021,i}$ に含まれる。そして我々のモデルは、確率項 $u_{2019,i}, u_{2021,i}$ の分散についてそれぞれ $\sigma_{2019}, \sigma_{2021}$ とすることで、2019 年の売上に関する記憶の曖昧さと、2021 年の売上に関する記憶の曖昧さが異なっていることを許容している。我々が設けた仮定 1 のように、記憶の誤差が十分に正規分布で近似でき、それぞれの誤差が回答担当者毎に独立して生じ、かつ異時点間の独立性*²⁴が成立している限り、我々の結果は妥当なものであると考える。回答担当者の記憶と推測が我々の仮定を十分に満たしているのかを、カテゴリーデータではない連続変数データを入手した上で、検証することが今後必要となる。

7.2 売上以外の政策効果の検討：空き店舗数と来街者数

商店街には商業集積地区としての側面だけでなく、近隣住民にとっての重要な社交の場としての機能が社会的に期待されている。このことから、商店街の売上以外の振興も商店街再活性政策の関心事項である。そのため、2021 年の令和 3 年度商店街実態調査においては、コロナ禍が商店街の空き店舗数および来街者数の変化率について、売上の変化率と同様に調査している。商店街の空き店舗や来街者数についても、政策効果があるのか。我々はこの 2 つの指標についても、売上と同様に分析を行い、『GoTo 商店街』政策の効果を検証した。しかし、空き店舗数と来街者数に関する指標については商店街にとって政策が有益な効果があるという積極的な根拠は見いだせなかった。

表 14 は空き店舗についての、グループごとの記述統計である。ここでは、第 6 節で用いたサンプルから、空き店舗の変化率に関する調査に答えている商店街のみを抜き出したサブサンプルを用いて算出した。グループ間で空き店舗の増加率に関して顕著な違いは見受けられない。また、このサブサンプルを用いて、空き店舗率の変化に関する順序プロビット推定を行った結果が表 15 である。ここでも Incompleted 処置群ダミーおよび Completed 処置群以外の説明変数についてその平均値を持つ ControlGroup 対照群について、それぞれの説

*²³ また我々は 1997 年から 2014 年の商店街の売上の推移および 2019 年から 2021 年の売上の変化を確認することができる一方で、2014 年から 2019 年までの売上の推移を確認できないことも、Roth (2022) の手法を採用できないもう一つの理由である。

*²⁴ 我々の基本モデルは、回答者の固定効果を制御した上で、誤差項に関する異時点間の独立性を仮定している。我々の推定手法は、回答者の記憶に生じている偏りを含む商店街固定効果 C_i が 2019 年と 2021 年とで同程度であれば、差分をとることで消去されていることを利用している。

表14 空き店舗変化率に関するグループ毎の記述統計

	(1)	(2)	(3)
	ControlGroup	Incompleted	Completed
VacantIncrease	Freq (Percent)	Freq (Percent)	Freq (Percent)
> 50% Increase	22 (31.88)	64 (34.78)	10 (29.41)
50 – 30% Increase	35 (50.72)	73 (39.67)	13 (38.24)
30 – 10% Increase	12 (17.39)	40 (21.74)	11 (32.35)
10 – 0% Increase		5 (2.72)	
Decrease		2 (1.09)	
Total	69	184	34

明変数が1単位増加した場合の限界効果を報告している。こちらでも、政策によって空き店舗が減少するといったはっきりとした証拠は見つけられなかった。売上に関する分析と同様に、特定の閾値（50%、30% または 10%）についてプロビット分析をおこなったが、どの閾値についても有意な結果は得られなかった。

また、区間回帰を行い、商店街支援事業が商店街の空き店舗変化率に与える影響について追加的に分析を行った。表 16はその分析結果を示したのものである。本分析と同じく、政策効果について有意な結果は得られなかった。他の制御変数についてみると、売上に関する区間回帰と同じく、新規感染者数割合と売上の増加率には正の相関があり、新規感染者数割合が1%増加すると、約0.3%パーセンテージポイントほど空き店舗の増加率が低いように見える。ただし政策が実施された1年後時点のデータを用いた我々の分析では、政策効果を観測するための評価期間が短すぎたという懸念が残る。

つぎに表 17は、商店街来街者についてのグループ毎の記述統計である。ここでは、第6節で用いたサンプルから、来街者数の変化率に関する調査に答えている商店街のみを抜き出したサブサンプルを用いて算出した。グループ間で来街者の増減に関する顕著な違いは見受けられない。このサブサンプルを用いて順序プロビット推定を行った結果が表 18である。ここでも政策に有益な効果があるという根拠は得られなかった。むしろ、Incompleted 処置群は、ControlGroup 対照群と比較して、来街者数の減少率が高いという傾向も見られた。来街者についても、売上に関する分析と同様に、特定の閾値（50%、30% または 10%）についてプロビット分

表15 空き店舗変化率に関する順序プロビット推定（限界効果）

VARIABLES	Dependent Variable: Vacant Increase					
	(1) Coefficient	(2) MarginalEffect: 50% or More	(3) 50 – 30% Increase	(4) 30 – 10% Increase	(5) 10 – 0% Increase	(6) Decrease
Incompleted	0.127 (0.155)	-0.046 (0.057)	0.007 (0.010)	0.032 (0.040)	0.004 (0.005)	0.002 (0.003)
Completed	0.232 (0.229)	-0.081 (0.076)	0.004 (0.007)	0.062 (0.062)	0.010 (0.012)	0.005 (0.007)
NewDiseaseCaseRatio(%)	0.017** (0.008)	-0.006** (0.003)	0.001 (0.001)	0.005** (0.002)	0.001* (0.000)	0.000 (0.000)
$\Delta \ln \text{Pop}$	-6.743 (4.405)	2.448 (1.599)	-0.346 (0.286)	-1.740 (1.143)	-0.241 (0.183)	-0.121 (0.111)
/cut1	0.004 (0.200)					
/cut2	1.141*** (0.208)					
/cut3	2.441*** (0.260)					
/cut4	2.929*** (0.327)					
Observations	287	287	287	287	287	287

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表16 空き店舗増加率に関する区間回帰

Dependent Variable: Vacant IncreaseRate		
EQUATION	VARIABLES	(1) Coefficient
model	Incompleted	-0.021 (0.026)
	Completed	-0.039 (0.039)
	NewDiseaseCaseRatio	-0.003** (0.001)
	$\Delta \ln \text{Pop}$	1.150 (0.747)
	Constant	0.498*** (0.034)
	lnsigma	-1.772*** (0.059)
Observations		287

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表17 来街者変化率に関するグループ毎の記述統計

	(1)	(2)	(3)
	Control Group	Incompleted	Completed
VisitorDecrease	Freq (Percent)	Freq (Percent)	Freq (Percent)
> 50% Decrease	7 (10.29)	26 (14.13)	3 (8.571)
50 – 30% Decrease	11 (16.18)	36 (19.57)	9 (25.71)
30 – 10% Decrease	20 (29.41)	66 (35.87)	6 (17.14)
10 – 0% Decrease	30 (44.12)	55 (29.89)	16 (45.71)
Increase		1 (0.543)	1 (2.857)
Total	68	184	35

析をおこなったが、どの閾値を用いた分析においても統計的に有意な正の符号を示す結果は得られなかった。

次に、来街者数変化率に関する区間回帰をおこなった。表 19はその分析結果を示したのものである。順序プロビット分析と同じく、政策によって来街者数が増加したという明確な根拠は得られなかった。

我々の実証分析によると、政策によって商店街に来街者が増えたという明確な根拠は得られなかったにも関わらず、商店街の売上を増加させる効果が認められたことになる。これは『GoTo 商店街』政策は元々商店街を通行していた人の購買意欲を促進させたことで商店街の売上を増加させたと解釈できる。

これらの指標は売上と同様、回答者の記憶に基づくカテゴリーデータである。そのため今回の分析のみで、来街者や空き店舗率といった指標について、商店街にとって望ましい効果が政策には無いと言い切れない。商店街の空き店舗数と来街者数は商店街振興を目指す政策にとって重要な目標指標であり、これらの変数に関する分析を継続的に行うことが今後必要である。

8 考察

我々は差の差分析の枠組みを基に、GoTo 商店街事業採択者を母集団とした、商店街全体の売上の変化率に関するプロビット分析モデルを作成することで、政策支援を受けた事業の効果に関する実証分析を行った。

表18 来街者数変化率に関する順序プロビット推定（限界効果）

VARIABLES	Dependent Variable: Visitor Decrease					
	(1) Coefficient	(2) MarginalEffect: 50% Decrease	(3) 50 – 30% Decrease	(4) 30 – 10% Decrease	(5) 10 – 0% Decrease	(6) Increase
Incompleted	-0.246 (0.154)	0.048* (0.029)	0.038 (0.024)	0.007 (0.008)	-0.088 (0.055)	-0.005 (0.004)
Completed	0.060 (0.227)	-0.012 (0.044)	-0.009 (0.035)	-0.001 (0.007)	0.022 (0.082)	0.001 (0.004)
NewDiseaseCaseRatio(%)	0.013 (0.008)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.004 (0.003)	0.000 (0.000)
$\Delta \ln \text{Pop}$	-0.985 (4.265)	0.200 (0.866)	0.151 (0.653)	0.017 (0.077)	-0.351 (1.520)	-0.017 (0.074)
/cut1	-1.091*** (0.208)					
/cut2	-0.405** (0.200)					
/cut3	0.434** (0.200)					
/cut4	2.581*** (0.322)					
Observations	287	287	287	287	287	287

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表19 来街者数変化率に関する区間回帰

Dependent Variable: Visitor DecreaseRate		
EQUATION	VARIABLES	(1) Coefficient
model	Incompleted	-0.042 (0.027)
	Completed	-0.001 (0.040)
	NewDiseaseCaseRatio	0.002 (0.001)
	$\Delta \ln \text{Pop}$	-0.379 (0.760)
	Constant	-0.241*** (0.035)
	Insigma	-1.690*** (0.048)
Observations		287

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

『GoTo 商店街』政策支援の対象となったが中断により事業を一切行えなかった商店街と比較して、事業を完遂できた商店街は、2019 年から 2021 年にかけての売上の変化率が 30% 以上減少する確率がおよそ 27% 程度低いという結果が得られた。このことは政策の支援のもとで行われた振興事業が、商業集積地区の売上に正の効果をもたらしたことを示唆している。

今回の分析結果は、政策が商業集積地区の売上に与える効果の正負の符号を注目したものであり、推定値については今後の更なる検証が必要である。また我々は「商業統計立地環境特性別編」を用いた並行トレンド仮定の是非の検証を行っている。この検証において、並行トレンドの仮定が破れているという積極的な根拠は得られなかった。その一方で、小さいサンプルサイズのために、並行トレンドの仮定の破れを検出できなかったという懸念が残っている。

また我々の分析は事業の申請時期および実施計画時期の違いを用いて分析している。これについて、申請および実施時期の決定は、事業者別の需要予測による影響を受けているかもしれない。しかし我々の分析におけるアウトカム変数は、政策当時の売上ではなく、政策から 1 年後の 2021 年 10 月 1 日時点での 2019 年から 2021 年にかけての売上の変化率であり、この時点の売上のために事業者が申請時期を決めるということは考え難い。

売上について正の効果があると推定された一方で、商店街の振興に関する他の指標として考えられる商店街内の空き店舗や来街者数といった指標において商店街の振興をもたらしたという確たる証拠は見当たらなかった。商店街のような小規模な商業集積地区の振興を目指した政策の効果を見いだせるか否かにおいて、注目するアウトカム変数によって結果が左右される傾向は、先行研究でも見てとれる (Shybalkina, 2022)。このような先行研究や今回の研究では、注目するアウトカム変数の選択において、理論的な経済モデルを明示的に扱っていない。そのため実証分析の結果を、経済理論的に解釈することが困難であることが本研究の限界である。特に本研究の結果である商業集積地区の売上の増加は、近隣的大型小売店などの商業施設の売上を奪う形でもたらされたのか、そうでなかったのかを検証できないという限界 (Neumark and Simpson, 2015) は、今後の政策的な論点を考える際にも課題を残す。また本研究は、政策支援が商店街の売上に正の影響を与えたことをしている一方で、商店街内部の補完関係の有無については明らかにしていない。このような近隣商業施設および商店街内部の店舗間での外部経済の有無の検証は、今後の商店街政策を検討するために重要である。また、集客イベントの実施によって商店街への集客の増加が、商店街周辺の Covid-19 感染者数を増加させたか否かという論点も、興味深い研究テーマを提供する^{*25}。このような限界にも関わらず、『GoTo 商店街』政策の後継となる『がんばろう！商店街』政策のような効果検証において適切な対照群を探しにくい商店街振興政策を考える際に、我々の結果は参照されるに値する資料である。そして我々の研究結果は、日本の商店街や米国の

^{*25} ただし、図 1 のように、政策が実施された 2020 年 12 月前後から、分析データ調査時点（2021 年 10 月）より以前の政策中止期間中にかけて、Covid-19 感染者拡大と収束の波が 3 度あり、政策実施の有無によって調査時点の感染者数を説明できるとは考えにくい。

衰退したダウンタウンのような小規模な商業集積地区に対する Place-based policy が有効であるかという学術的な論点において、2020 年日本における『GoTo 商店街』政策の全国的な一時中断という貴重な検証機会から得られる示唆を、使用できるデータの制約の中で可能な限り最大限のものを提供するものである。

まとめると本研究の結果は、『GoTo 商店街』政策の支援のもとで行われた振興イベント事業が、商業集積地区の売上に正の効果をもたらしたことを示唆している。今後の研究においては、商店街の振興において適切な指標が何かを、経済理論モデルを背景に吟味することが必要であり、かつその指標をより正確に調査したデータを入手することが重要となる。

参考文献

- Austin, Benjamin, Edward Glaeser, and Lawrence Summers (2018) “Jobs for the Heartland: Place-Based Policies in 21st-Century America,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2018, No. 1, pp. 151-255.
- Busso, Matias, Jesse Gregory, and Patrick Kline (2013) “Assessing the incidence and efficiency of a prominent place based policy,” *American Economic Review*, Vol. 103, No. 2, pp. 897-947.
- Duranton, Gilles and Anthony J Venables (2021) “Place-based policies: principles and developing country applications,” in *Handbook of regional science*: Springer, pp. 1009-1030.
- Glaeser, Edward L and Joshua D Gottlieb (2008) “The Economics of Place-Making Policies,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2008, No. 1, pp. 155-253.
- Iwata, Shinichiro and Keisuke Kondo (2021) “The Spillover Effects of Compact City Policy on Incumbent Retailers: Evidence from Toyama City,” RIETI Discussion Paper Series 21-E-085.
- Kondo, Keisuke (2023) “Municipality-level panel data and municipal mergers in Japan,” RIETI Technical Paper Series 23-T-001.
- Neumark, David and Jed Kolko (2010) “Do enterprise zones create jobs? Evidence from California’s enterprise zone program,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 68, No. 1, pp. 1-19.
- Neumark, David and Helen Simpson (2015) “Place-Based Policies,” in Duranton, Gilles, J. Vernon Henderson, and William C. Strange eds. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 5: Elsevier, Chap. 18, pp. 1197-1287.
- Roth, Jonathan (2022) “Pretest with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends,” *American Economic Review: Insights*, Vol. 4, No. 3, pp. 305-322.
- Rubin, Donald B (1978) “Bayesian inference for causal effects: The role of randomization,” *The Annals of statistics*, pp. 34-58.

- Rubin, Donald B (1980) “Randomization analysis of experimental data: The Fisher randomization test comment,” *Journal of the American statistical association*, Vol. 75, No. 371, pp. 591-593.
- Sant’Anna, Pedro HC and Jun Zhao (2020) “Doubly robust difference-in-differences estimators,” *Journal of econometrics*, Vol. 219, No. 1, pp. 101-122.
- Shybalkina, Iuliia (2022) “Place-Based Small Business Support and its Implications for Neighborhood Revitalization,” *Economic Development Quarterly*, Vol. 36, No. 4, pp. 355-370.
- Van Leuven, Andrew J (2022) “The impact of main street revitalization on the economic vitality of small-town business districts,” *Economic Development Quarterly*, Vol. 36, No. 3, pp. 193-207.
- White, Halbert (1980) “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity,” *Econometrica*, pp. 817-838.
- Wooldridge, Jeffrey M (2005) “Unobserved heterogeneity and estimation of average partial effects,” *Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg*, pp. 27-55.
- 新雅史 (2012) 『商店街はなぜ減びるのか: 社会・政治・経済史から探る再生の道』, 第 582 巻, 光文社新書, 光文社.
- 小原博 (2004) 「生活様式の変化と流通産業」, 経営史学会・山崎広明 (編) 『日本経営史の基礎知識』, 有斐閣, 第 4-27 章.
- 廣田誠・山田雄久・木山実・長廣利崇・藤岡里圭 (2017) 『日本商業史: 商業・流通の発展プロセスをとらえる』, 有斐閣.
- 岩田真一郎・近藤恵介 (2021) 「コンパクトシティ政策は存続小売事業所に便益をもたらすのか? 富山市からの証拠 (改訂版)」, RIETI Discussion Paper Series 19-J-069.
- 植杉威一郎・小野有人・本田朋史・荒木祥太・内田浩史・小野塚祐紀・川口大司・鶴田大輔・深沼光・細野薫 (2022) 「コロナショックへの企業の対応と政策支援措置: サーベイ調査に基づく分析」, 『経済研究/一橋大学経済研究所編』, 第 73 巻, 第 2 号, 133-159 頁.
- 経済産業省 (2021) 「5 月 28 日経済産業省令和 3 年度行政事業レビュー公開プロセス議事録」, https://www.meti.go.jp/information_2/publicoffer/review2021/kokai/minutes1.pdf (2023 年 10 月 30 日閲覧).
- 西竹唯太郎・末永陽子・吉田敦史 (2020) 「通勤減も不安…繁華街、観光地ひっそり 緊急事態宣言 1 週間」, 神戸新聞 NEXT 2020 年 4 月 14 日 <https://www.kobe-np.co.jp/rentoku/covid19/202004/0013269222.shtml> (2023 年 10 月 30 日閲覧).

9 付録

9.1 商店街データベース作成手順

9.1.1 GoTo 商店街事業に申請した商店街に対しての審査結果および事業フェーズデータに対して商店街実態調査の調査票情報と紐づけ

まず商店街データベースの作成に向けて、我々は商店街実態調査に回答した商店街の中から、『GoTo 商店街』申請者であった商店街を以下のように同定した。

同定に用いた商店街情報は、商店街実態調査に回答した組織名および調査票送付先の上 5 桁郵便番号と、『GoTo 商店街』申請者となる組織名および上 5 桁郵便番号である。同定に当たり、組織名に誤字脱字が見受けられた。また組織名に含まれる数字を表す文字^{*26}などの表記ゆれも見受けられた。そこで我々は以下のよう組織名の照合した。

1. 組織名に含まれる数について全角アラビア数字、大字を含む漢数字（零、〇、壱、一、弍、二、…、拾、十、…、廿）を 0 から 9 の半角アラビア数字に標準化する。まず 21 を表す文字（" 2 1 " "二十一" "二十一" "廿一" "弍十一" "二拾一" "二十壱" "弍拾一" "二拾壱" "弍十壱" "弍拾壱" "弍一" "二壱" "弍壱" "廿壱"）を 21 に標準化を行い、次に 20 を表す文字（" 2 0 " "二十" "二〇" "廿" "弍十" "二拾" "弍拾" "弍〇"）を 20 に標準化を行ったのち、19 以下の数について降順に、0（" 0 "、" 零"、"〇"）を表す文字までの標準化を行った。仲という漢字を中に標準化する^{*27}。空白は削除する。
2. 標準化された商店街組織名の中で同定において重要な文字の含有情報（我々は地名鍵と呼んでいる）に関するダミー変数を作成して照合する。地名鍵は"東" "西" "南" "北" "上" "下" "左" "右" "元" "本" "新" "中" および 1 から 9 までの数字がそれぞれ含まれているか否かを表す 23 個のダミー変数である^{*28}。
3. 標準化された組織名について Levenstein 編集距離が 10% 以内となるもののうち、上 5 桁郵便番号が等しく、地名鍵が完全に一致したものが、商店街実態調査および『GoTo 商店街』申請者リストともにそれぞれ唯一存在するときのみ、それらは同一の商店街であるとして同定した。

^{*26} 一丁目、二丁目、一番街、二番街などである。また 21 世紀を名称に含む商店街も見受けられた。

^{*27} 仲通りを中通りとするような表記ゆれが見受けられた。

^{*28} 商店街は、駅や公園、寺社や城などのランドマーク周辺にいくつか形成されることが多い。このような商店街はランドマークとの位置関係を示唆する名称（例えば城東、城西、駅南、駅北）を冠することがある。また地域の発展など歴史的経緯を通じて形成または分割された地区が元町、本町、新町、一丁目、二丁目などと名づけられることがあり、それぞれの地区に存在する商店街名称もそれに準ずることがある。一定の範囲の地区内にいくつもの道や通りがあり、それぞれに商店街が形成されている時、我々が地名鍵と呼ぶ文字が、一番街、二番街や中通りのように、それぞれの商店街の名称に冠されていることがある。商店街の名称に地名鍵が含まれるか否かの情報は、商店街名に誤字脱字を許容しながら商店街を同定する作業において大きな役割を果たした。

9.1.2 GoTo 商店街事業に申請した商店街の都道府県分布

第 9.1 節の手順で作成された商店街データベースにおける対照群と処置群グループそれぞれの都道府県分布は次のとおりである。

表 20 対照群および処置群グループの都道府県別分布

都道府県番号	対照群/処置群カテゴリー							
	ControlGroup		Incompleted		Completed		Total	
	Freq	Percent	Freq	Percent	Freq	Percent	Freq	Percent
北海道	3	4.3%	0	0.0%	1	2.7%	4	1.3%
青森県	0	0.0%	3	1.6%	0	0.0%	3	1.0%
岩手県	0	0.0%	5	2.6%	0	0.0%	5	1.7%
宮城県	2	2.9%	1	0.5%	0	0.0%	3	1.0%
秋田県	0	0.0%	2	1.0%	0	0.0%	2	0.7%
山形県	0	0.0%	4	2.1%	1	2.7%	5	1.7%
福島県	1	1.4%	3	1.6%	0	0.0%	4	1.3%
茨城県	2	2.9%	2	1.0%	0	0.0%	4	1.3%
栃木県	2	2.9%	1	0.5%	0	0.0%	3	1.0%
群馬県	2	2.9%	2	1.0%	1	2.7%	5	1.7%
埼玉県	5	7.2%	7	3.7%	1	2.7%	13	4.4%
千葉県	0	0.0%	5	2.6%	0	0.0%	5	1.7%
東京都	13	18.8%	28	14.7%	4	10.8%	45	15.2%
神奈川県	3	4.3%	17	8.9%	9	24.3%	29	9.8%
新潟県	0	0.0%	2	1.0%	1	2.7%	3	1.0%
富山県	1	1.4%	3	1.6%	1	2.7%	5	1.7%
石川県	0	0.0%	3	1.6%	1	2.7%	4	1.3%
福井県	0	0.0%	2	1.0%	0	0.0%	2	0.7%
山梨県	0	0.0%	1	0.5%	0	0.0%	1	0.3%
長野県	1	1.4%	3	1.6%	0	0.0%	4	1.3%
岐阜県	1	1.4%	1	0.5%	0	0.0%	2	0.7%
静岡県	2	2.9%	8	4.2%	1	2.7%	11	3.7%
愛知県	10	14.5%	9	4.7%	2	5.4%	21	7.1%
三重県	0	0.0%	5	2.6%	0	0.0%	5	1.7%
滋賀県	1	1.4%	7	3.7%	1	2.7%	9	3.0%
京都府	2	2.9%	6	3.1%	1	2.7%	9	3.0%
大阪府	3	4.3%	18	9.4%	5	13.5%	26	8.8%
兵庫県	3	4.3%	5	2.6%	0	0.0%	8	2.7%
奈良県	1	1.4%	1	0.5%	0	0.0%	2	0.7%
和歌山県	0	0.0%	2	1.0%	0	0.0%	2	0.7%
鳥取県	2	2.9%	2	1.0%	0	0.0%	4	1.3%
島根県	1	1.4%	2	1.0%	0	0.0%	3	1.0%
岡山県	1	1.4%	3	1.6%	0	0.0%	4	1.3%
広島県	1	1.4%	0	0.0%	0	0.0%	1	0.3%
香川県	0	0.0%	6	3.1%	0	0.0%	6	2.0%
福岡県	1	1.4%	11	5.8%	3	8.1%	15	5.1%
佐賀県	0	0.0%	2	1.0%	0	0.0%	2	0.7%
長崎県	1	1.4%	3	1.6%	0	0.0%	4	1.3%
熊本県	0	0.0%	2	1.0%	3	8.1%	5	1.7%
大分県	0	0.0%	3	1.6%	1	2.7%	4	1.3%
鹿児島県	3	4.3%	0	0.0%	0	0.0%	3	1.0%
沖縄県	1	1.4%	1	0.5%	0	0.0%	2	0.7%
Total	69	100.0%	191	100.0%	37	100.0%	297	100.0%

9.1.3 商店街データベースにおける事業フェーズ分布

我々は、『GoTo 商店街』申請者リストに記載された事業フェーズに基づき、処置群と制御群を定めた。に第 9.1 節の手順で作成された商店街データベースにおける事業フェーズの分布は次のとおりである。

表21 商店街データベースにおける事業フェーズ分布

事業フェーズ	Freq	Percent
B. 審査一時停止中（採択）	34	11.4%
D. 契約停止中	1	0.3%
E. 採択後契約前辞退	8	2.7%
F. 事業実施中（オンライン等）	1	0.3%
G. 事業完全停止中	48	16.2%
I. 契約解除	2	0.7%
J. 確定検査中	5	1.7%
K. 完全実施済	37	12.5%
L. 一部実施済	137	46.1%
M. 未実施	24	8.1%
Total	297	100.0%

9.2 「商業統計立地環境特性格別統計編」のデータベース化

9.2.1 「商業統計立地環境特性格別統計編」のパネルデータ化

我々は、1997 年、2002 年、2004 年、2007 年、2014 年の「商業統計立地環境特性格別統計編」を、同一の商業集積地区に関する情報を追跡できるように、接続させたパネルデータを作成した。接続に用いた商業集積地区の情報は商業地区の名前および、所在する地域の市区町村番号である。接続にあたり、商業地区の名前に含まれる漢数字や、所在する商店街の名称に関する表記ゆれ^{*29}が見受けられた。接続は、1997 年と 2002 年それぞれの調査で集計された商業集積地区の同定、2002 年と 2004 年それぞれの調査で集計された商業集積地区の同定、というように前後の調査における商業集積地区の同定を 2007 年と 2014 年まで繰り返した。接続においては、以下の手順を行った。

1. 商業集積地区名の標準化

- (a) 全角数字や漢数字などを半角数字に標準化した。まず、21 を表す文字（" 2 1 " "二十一" "二一" "廿一" "式十一" "二拾一" "二十壹" "式拾一" "二拾壹" "式十壹" "式拾壹" "式一" "二壹" "式壹" "廿壹"）を半角数字 21 に標準化を行い、以下降順で 0 に相当する数（" 0 " "〇"）まで順番に標準化を行った。また、"駅前"とだけ称されている商業集積地区について、前後の商業統計「立地環境特性格別統計編」において具体的な駅名が付されているものについては、その駅名を付け加えた。その他の表記ゆれの標準化として、"こんびら"を"金比羅"、"仲"を"中"、"通り"を"通"、に変換することで統一した。
- (b) 商業集積地区の名前に含まれる商店街を表す文字（"商業商店街" "商業地区" "商店街" "商店会" "連合会" "事業協同組合" "振興組合" "(振)" "商工振興会" "振興会" "(協)" "共同組合" "協同組合" "商栄会" "商業集積地区" "地区" "商工発展会" "周辺" "商工会" "(共)" "(協同)" "商友会" "向栄会" "商興

^{*29} 例えば、とある商店街振興組合が存在する商業集積地区においては、その名称が、商店街振興組合と記載される調査年次もあれば、商店街とだけ記載される調査年次もある。また（振）と簡略される場合もある。

会" "全栄会" "共栄会" "商和会" "繁栄会") を"××××"に変換することで標準化した。

- (c) 標準化された商業集積地区名の中で同定において重要な文字の含有情報（9.1で我々が地名鍵と呼んだものと同じものである）に関するダミー変数を作成して照合する。地名鍵は"東" "西" "南" "北" "上" "下" "左" "右" "元" "本" "新" "中" および 1 から 9 までの数字がそれぞれ含まれているか否かを表す 23 個のダミー変数である。

2. 商業集積地区の同定

- (a) 接続を行うそれぞれ前後の調査について、市区町村番号を用いて、商業集積地区の所在する市区町村の照合を行った。市区町村合併による市区町村番号の変更については、政令指定都市以外の商店街は Kondo (2023) に倣って照合し、政令指定都市の商店街は独自に照合した。
- (b) 市区町村番号での照合の結果、同一の市区町村にあると認められる商業集積地区を、接続を行うそれぞれ前後の調査からそれぞれ取り出す。取り出された商業集積地区について、標準化された名称が Levenstein 編集距離 10% 以内のものについて、そのうち地名鍵が完全に一致したものを同一の商店街とした。上記で行った各年の接続をもとに、1997 年～2014 年まで全ての年次を通じて同定された商業集積地区を抜き出しパネルデータとした。

9.2.2 申請者情報との接続手順

商業集積地区の中にある商店街が政策に参加したか否かを特定するため、2014 年の商業統計「立地環境特性別統計編」のデータと GoTo 商店街の申請者情報の接続を行った。商業統計「立地環境特性別統計編」に収録される商業集積地区は、商店街組織の有無を問わず定義される。また、商店街が入り組んでいるような場合は、二つ以上の商店街をまとめて、一つの商業集積地区として設定されることがある。このことから、いくつかの商業集積地区は、商店街の名称が連なって記載されていることもある^{*30}一方で、商店街組織の名称とは異なる名称^{*31}で収録される場合もあり、GoTo 商店街の申請者情報との接続が困難である。また 9.1における郵便番号のような詳細な地域区分情報が「立地環境特性別統計編」に存在しないことや、地名鍵を用いた照合ができない^{*32}ことも接続をより困難にさせた。そこで我々は、商店街の名称が記載されている商業集積地区のみを接続する目的で、次のような手順で接続を行った。

1. 『GoTo 商店街』政策の申請者情報から商店街組織と思われるものを抽出（明らかに企業だと思われる

^{*30} 例えば、2014 年の商業統計にて集計されている京都府の「新京極、寺町京極商店街」という一つの商業集積地区には、2014 年現在「新京極商店街振興組合」と「寺町京極商店街振興組合」の二つの著名な商店街組織が存在する。以下の 9.2 節内脚注において、この二つの著名な商店街名称を用いて仮想的に、接続手順の具体例が示される。しかし、このような脚注は全て、著名な商店街名を用いることによって仮想的な具体例を提示することのみが目的であり、実際にそれぞれの商店街組織が『GoTo 商店街』政策に申請したか否かを示すものでないことを付言しておく。

^{*31} 例えば「駅前周辺地域」など

^{*32} 二つ以上の商店街をまとめて一つの商業集積地区と定義される際、商業集積地区名から定義される地名鍵は、GoTo 商店街の申請者名から定義される地名鍵と大きく異なる。

ものを除外)する目的で、申請者名のうち商店街組織名に含まれることが多い特定の文字列(これを我々は「組織形態」と呼んでいる)^{*33}を有する申請者だけを抽出した。

2. 『GoTo 商店街』事業への申請者それぞれについて、2014 年の商業統計に記載されている商業集積地区の中から、申請者に該当する商店街を含む地区を1つずつ照合した。この照合では、申請者名の「組織形態」を除いたうえでの冒頭4文字(我々はこれをイニシャルと呼んでいる)^{*34}を含む商業集積地区に注目する。このイニシャルを含む商業集積地区の名称の中で、申請者と同一市町村に存在し、かつ Levenstein 編集距離がもっとも申請者名に近い名称をもつ商業集積地区を、申請者が所在する地区とする。
3. 2. の照合をもとに、商業集積地区パネルデータについて、それぞれの商業集積地区に対して、その商業集積地区に所在する『GoTo 商店街』政策申請者である商店街の採択・実施状況に関する情報を付与した。商業集積地区に含まれる商店街が複数存在する場合、それらの商店街組織名の Levenstein 編集距離がもっとも商業集積地区の名称に近いものの情報を付与した^{*35}。また Levenstein 編集距離が等しい商店街組織が複数ある場合は、申請事業の管理番号がもっとも小さい商店街の情報を付与した。

^{*33} "商店街" "商業商店街" "商業地区" "商店会" "連合会" "事業協同組合" "振興組合" "(振)" "商工振興会" "振興会" "(協)" "共同組合" "協同組合" "商栄会" "商業集積地区" "地区" "商工発展会" "周辺" "商工会" "(共)" "(協同)" "商友会" "向栄会" "商興会" "全栄会" "共栄会" "商和会" "繁栄会" "店街" "通り会" "店会" "街町" "三栄会" "ショッピングモール" "商研会" "平和会" "新仲介" "盛和会" "発展会" "名店会" "商盛会" "中央街" "新栄会" "ショッピングセンター" "親和会" "銀座会" "共和会" "専門店会" "商交会" "京極会" "商工組合" "興和会" "長堀会" "協栄会" "繁盛会" "本町会" "事業組合" "笑栄会" "新光会" "テナント会" "昭栄会" "新学会" "商愛会" "同好会" "駅前センター" "町内会" "連盟" "昌栄会" "商人会" "モール街" "交流会"

^{*34} 例えば、「寺町京極商店街振興組合」のイニシャルは「寺町京極」であり、「新京極商店街振興組合」については「組織形態」である「商店街」、「振興組合」を除いた結果として残る「新京極」の3文字だけがイニシャルとなる。

^{*35} 仮に「新京極商店街振興組合」と「寺町京極商店街振興組合」がそれぞれ『GoTo 商店街』事業に申請していた場合を考える。このとき「新京極、寺町京極商店街」という一つの商業集積地区に対しては、Levenstein 編集距離がもっとも商業集積地区の名称に近い「寺町京極商店街振興組合」の情報が付与される。ただしこの例は上の脚注で述べた通り、著名な商店街名を用いた仮想的な例であり、実際にそれぞれの商店街組織が『GoTo 商店街』政策に申請したか否かを示すものでないことを改めて付言しておく。