

学位論文

国土・都市政策の実証的分析手法  
に関する研究

小谷 将之

2020 年

## はじめに

本稿は統計的手法による国土・都市政策の定量的評価を行った実証研究の成果を取りまとめたものである。政策形成プロセスでは、政府の説明責任や透明性といった観点からも、どのような根拠でその政策ないしは具体的な施策が設計されたかを明らかにすることが求められている。近年は、政策効果に関するデータを利用した客観的な証拠(エビデンス)を根拠として施策を設計するべきという機運が高まっている。しかしデータは単なる数字であり、そこから情報を取り出すための様々な工夫がある。もっとも強い主張を行えると考えられているのは、対象施策に関する実験を行い、そこから得たデータ(実験データ)から施策の効果の有無を検証することである。実験が最も信頼に足るとされている理由は、施策を与える個体(処置群)と与えない個体(対照群)を母集団からランダムに抽出して行うことで、個体の平均的な変化がその施策によってもたらされたもの(因果効果)であると、統計的信頼性の下に主張できるからである。しかし、すべての施策について実験を行えるわけではないし、また実際にはほとんどのデータは実験的環境から取得されておらず、ほとんどの政策分析は観察データから実施せざるを得ない。

こうした観察データを利用して政策の因果効果を推定することは困難ではあるものの、膨大な理論的・実証的研究の蓄積の上に、因果効果を極力バイアス少なく推定するための様々な推定手法や推定量が開発されてきた。その基本的なアイデアは、政策の効果が及ぶと考えられる事実(アウトカム)について、できるだけ実験に近い(準実験的)状況を見つけ出し、あるいは作り出して、その枠組の中で処置群と対照群のアウトカムの比較を行う、というものである。こうした手法は学術的にすでに実績のあるものもあるが、実務とくに政策形成のための根拠として十分に活用されているとは言えない。本稿は、関心対象となる都市政策がもたらした様々な因果効果を、ほとんど誰でも入手可能な観察データから推定することをつうじて、政策の多面的な評価について議論を行うことを目的とする。また、個別の分析に先立って、各手法についてレビューを行い、利用可能な条件や推定上の問題点などについて整理する。

本稿は全体で7章で構成されている。第1章は本稿の動機となった政策形成における客観的証拠の整備の重視という近年のトレンドについて触れ、根拠に基づく政策形成(EBPM)において統計的手法がどのように位置づけられているかを論じる。

第2章では、とくに計量経済学の分野で発達してきた因果効果の推論手法について論じる。ここでは内生性や平均処置効果などの基本的な概念についても整理する。

第3章では経済主体の便益が不動産の価値に帰着するという資本化仮説に基づく統計的手法であるヘドニックアプローチを用いた交通投資の生産力効果の分析を行う。従来交通投資の便益はその交通手段の利用者のみの便益(直接便益)のみを算定することが慣例となっているが、近年交通投資がもたらす間接的な便益の計測についても着目されており、ひとつの実証研究として、移動の一般化費用の変化によるオフィス賃料への影響をつうじて、交通投資の間接的な便益として生産経済への影響を評価することを試みた。

第4章では、土地の利用規制がもたらす立地の非効率性について、工業等制限法という工場立地規制の規制解除を自然実験と見立て、差分の差法を用いた実証分析により論じる。戦後の首都圏への人口流入をせき止める方策として、人口流入の要因と目された工場(および大学)の都心部への新增設を原則禁止としたのが工業等制限法である。工業等制限法は人口流入の抑制という点では一定の効果があったが、土地の最有効利用という観点からは正当化できず、政策形成において多面的な評価が必要であることを論じる。

第5章は、第4章で取り上げた工業等制限法について、事業所立地のみならず、住宅市場にも影響があった可能性があることを、規制の境界線を閾値とする回帰不連続デザイン手法によって明らかにする。工業等制限法はその土地の用途を(規制が有効な期間は)将来にわたって限定する効果をもつ。その結果、不動産価格の下落局面では規制区域にある物件のほうが規制のない物件よりも下落幅が大きくなっている可能性があることが示される。また工場の近接性に対する影響も規制の有無と近接する工場集積地の特徴によって地域性が現れることが明らかになっており、第4章と同様に多面的な政策評価の必要性を強調する。

第6章は大都市制度の自治体財政への影響について **Synthetic Control Method** による合成的手法によって比較対照を構築し、一般市が中核市に移行することでどのような財政への影響があるのかを分析する。一般的には事務権限が広域自治体である道府県から移譲されることにより歳出額は増加すると考えられる。しかし民生費に限定してその影響をみると、増加するかどうかは移行する自治体の特性によって異なることが明らかとなった。具体的には、地方経済圏の中心的な自治体(本研究では旭川市)では行政負担が大きくなる一方、

大都市圏のベッドタウンの要素が強い自治体(本研究では川越市・船橋市・大槻市)ではそれほど大きな歳出増にはつながっていない。中核市移行にともなう財源措置の議論について、一概な制度設計ではなく自治体ごとの特性に鑑みたきめ細かい政策形成が必要になるだろう。

第7章では各章のとりまとめを行うとともに各分析の課題に触れ、最後に本研究の主たる関心事とした政策評価における統計的因果推論の今後の展開について、先行研究を基に筆者なりの見解を論じる。

## 目次

はじめに.....	i
第1章 研究の背景・問題の所在.....	1
第1節 研究背景.....	1
第2節 政策評価：概念整理と本研究の位置づけ.....	4
第1項 政策評価における評価概念.....	4
第2項 日本の政策評価に関する制度.....	6
第3項 政策評価は誰が行うか：客観性の担保.....	9
第4項 証拠に基づく政策形成と政策評価.....	11
第2章 統計的手法による政策評価.....	14
第1節 政策の因果効果と内生性.....	14
第2節 因果推論アプローチに基づく政策評価.....	14
第1項 Rubinの潜在アウトカムモデルと処置効果.....	14
第2項 平均処置効果の推定と諸仮定.....	16
第3節 ヘドニックアプローチに基づく評価.....	23
第1項 政策分析におけるヘドニックアプローチ.....	23
第2項 ヘドニックアプローチの理論的基礎.....	24
第3項 ヘドニックアプローチの課題.....	28
第4項 小括.....	29
第4節 操作変数法(Instrumental Variables Method; IVM).....	30
第1項 操作変数法のモチベーション.....	30
第2項 操作変数法による因果効果の識別.....	33
第3項 操作変数法によるパラメータの推定方法.....	36
第4項 操作変数法に関するいくつかの検定.....	38
第5項 小括.....	40
第5節 差分の差分法(Difference-in-Differences).....	40
第1項 Difference-in-Differenceの定式化.....	41
第2項 線形モデルによるDID.....	47
第3項 小括.....	48
第6節 回帰不連続デザイン(Regression Discontinuity Design).....	48
第1項 Regression Discontinuity Designの定式化.....	49
第2項 RDDによる平均処置効果の推定の定式化.....	50
第3項 RDDの枠組みにおける推定方法.....	52
第4項 小括.....	54
第7節 Synthetic Control Methodsによる比較分析.....	55
第1項 Synthetic Control Methodによる反実仮想構築の定式化.....	55
第2項 ウェイトベクトルの推定方法.....	58

第 3 項	小括 .....	59
第 3 章	集積の経済による便益の推定：ヘドニックアプローチによる分析	60
第 1 節	はじめに .....	60
第 1 項	研究の背景 .....	60
第 2 項	交通事業の便益評価と Wider Economic Impacts .....	62
第 2 節	交通インフラ整備がもたらす間接便益 .....	63
第 1 項	交通インフラ投資がもたらす便益 .....	63
第 2 項	先行研究：経済集積と交通投資の生産力効果 .....	64
第 3 項	東京 23 区における生産活動の分布 .....	66
第 4 項	実効集積(Effective Density) .....	67
第 5 項	アクセシビリティとオフィス賃料の関係の定式化 .....	69
第 3 節	実証モデル .....	70
第 1 項	推定モデルの設定 .....	71
第 2 項	実効集積(ED) .....	71
第 3 項	2 地区間の一般化費用 .....	72
第 4 項	特化係数および拡大係数による集積の経済分析 .....	74
第 4 節	実証データ .....	77
第 5 節	推定結果と考察 .....	78
第 1 項	推定モデルの整理 .....	78
第 2 項	基本統計量 .....	79
第 3 項	推定結果 .....	82
第 6 節	まとめと今後の課題 .....	85
第 4 章	土地利用規制と企業立地：差分の差法による分析 .....	91
第 1 節	首都圏整備法と工業等制限法 .....	91
第 2 節	日本の製造業立地の動向と工場立地規制 .....	92
第 3 節	国内および京浜臨海部の企業立地動向 .....	96
第 4 節	分析方法 .....	99
第 1 項	推定モデルの構築 .....	99
第 2 項	利用データ .....	103
第 3 項	処置群および対照群，並びに推定期間 .....	104
第 5 節	推定結果 .....	108
第 1 項	1998 年を基準とした二時点間比較 .....	108
第 2 項	規制解除前 4 年間と解除後の 4 年間との比較 .....	109
第 3 項	プラセボ介入による平行トレンドの検証 .....	110
第 6 節	結果の考察 .....	114
第 7 節	まとめと考察 .....	114

第 5 章	土地利用規制と不動産価格：回帰不連続デザインによる分析.....	116
第 1 節	工場立地規制と住宅価格.....	116
第 1 項	工場立地規制と住宅市場.....	117
第 2 項	住宅価格の分析における規制の割り当ての問題.....	117
第 2 節	分析方法.....	119
第 3 節	利用データ.....	121
第 4 節	分析結果.....	126
第 1 項	共変量を含めないアウトカムの平均のみのケース.....	126
第 2 項	用途規制による区別をしないケース.....	128
第 3 項	住工混在可能地区のケース.....	131
第 4 項	プラセボによる推定の頑健性の確認.....	133
第 5 節	まとめと考察.....	134
第 6 章	中核市指定が自治体財政に与える影響～Synthetic Control Method による 分析	136
第 1 節	中核市移行と地方公共団体の財政.....	136
第 1 項	中核市制度と移譲事務.....	136
第 2 項	地方公共団体財政の現状.....	139
第 3 項	中核市への移行による効果.....	141
第 2 節	中核市移行の民生費への効果の分析.....	142
第 1 項	本研究における Synthetic Control Method.....	142
第 2 項	Synthetic Control Method による反実仮定の形成.....	144
第 3 節	Synthetic Control Method における統計的推論.....	145
第 4 節	データ及び推定.....	146
第 1 項	データ.....	146
第 2 項	Synthetic Control による比較分析.....	148
第 5 節	頑健性の確認.....	151
第 6 節	まとめと考察.....	154
第 7 章	まとめと残された研究課題.....	156
参考文献	.....	161
謝辞	.....	171

## 第1章 研究の背景・問題の所在

### 第1節 研究背景

総務省(2018)「EBPMに関する有識者との意見交換会報告」において、「これまでの我が国の政策決定においては、局所的な事例や体験(エピソード)が重視されてきたきらいがあり、「本来の政策目標達成のため実効性にかけるものが多い」という問題意識の下、「エビデンスに基づく政策立案の推進が必要」という認識が示された。ここで言う「エビデンス」とは、「社会科学の専門性を取り入れ、十分なデータと厳密な方法に基づき、政策オプションの効果や費用を分析すること」とされており、記述統計と分析統計に分けて考えられている。記述統計とは現状を的確に捉えるものであり、政策立案の契機や根拠として重要と考えられることを示唆する役割を担う。収集されたデータの特徴(平均・分散・標準偏差・分布等)を明らかにすることが目的であり、データの測定信頼性や測定妥当性が記述統計の鍵とされている。一方、分析統計はある政策オプションがもたらす効果について、因果関係の推定を行うものとされ、ある関心対象となる変数の変化が、本当にその政策によって発生したのかを統計手法によって分析することが役割である。分析統計をつうじて、政策目標を達成する手段としての政策の検討・選択に役立てることが目的とされている。分析統計の鍵は必要なデータの集め方、処理の仕方、分析手続きが十分に検討されていることである。総務省の報告書では「エビデンスの形成は、社会科学の専門性を取り入れ、十分なデータと厳密な方法に基づき、政策オプションの効果や費用を分析することが重要であるとの認識が示された」とし、政策立案におけるエピソード重視からエビデンス重視へのシフトが重要であるという潮流が生まれている。これをエビデンス(根拠)に基づく政策形成(Evidence-Based Policy Making, EBPM)と呼ぶ。

これまでもにおいても政策形成の際に、その選択肢が採用される根拠がまったくないまま当てずっぽうや政局のみで行われてきたわけではない。しかし、その根拠の形成において重視されているのが過去の経験やエピソード、あるいは利害関係者に配慮したとも取られかねない恣意的な資料が積み上げられてきたことが指摘されている<sup>1</sup>。近年のEBPMの潮流が、これまでの政策形成の議論と特徴的に異なる点は、エビデンスの形成にあたって政策効果の「因果関係(causality)」が重視されるという点にある。関心あるアウトカムの変化は評価対象の政策がもたらしたものである(あるいは政策の効果とは言えない)、と統計的手法に則って主張できることが期待されている。

---

<sup>1</sup> 例えば関沢(2018)はエビデンスの乏しい政策という場合に効果のエビデンスが存在しない(No Evidence of Effects, NEE)と効果がないというエビデンスがある(Evidence of No Effects, ENE)の2つの状況があるとし、とくにENEのようなときには政策を実施しないほうが望ましいにも関わらず、現実の様々な利害関係が存在するために政治的判断に実施が委ねられてしまうという懸念を指摘している。



ある変数間の共変関係が因果関係であるかどうかを統計的に検討するための手法や検定方法は計量経済学においても長らく研究されてきた。経済学あるいは経済データを用いた分析の特有の分析上の課題として、変数間の関係を同時方程式モデルで説明することによる同時性バイアスがある。第2章第4節でも論じるが、たとえば需要関数を推定しようとしたときに、取引量を価格に回帰させて得られた回帰係数は需要曲線の傾きを表していない可能性が高く、このバイアスを除去するために操作変数法などの手法が開発された。この操作変数法はその後、同時性バイアスのみならず、測定誤差や欠落変数といった分析デザイン上の問題点の解決策としても広く利用されてきた手法である。

しかしながら操作変数法の弱点は、質の良い操作変数を見つけることが必ずしも容易ではない、という点がある。実験データが得られない状況で、観察データから極力バイアスの少ない推定値を、政策の効果を処置群と対照群の平均値の比較といった単純なパラメータで構わないから得たいという期待は、EBPMの潮流とともに政策評価の現場においても高まるだろう。こうした観察データからバイアスの少ない推定値を得る統計的手法として、統計的因果推論は非常に強力なツールとなりうる。統計的因果推論は主に疫学の分野で、計量経済学とは独立した分野で発展してきたが、近年計量経済学が因果推論手法を取り入れることで、施策評価の領域で大きな成果を上げつつある。本研究も統計的因果推論による政策評価を実証的に行う。

Varian (2016)は因果効果を推定する方法として4つの手法を紹介している。

1. 実験(Experiments)
2. 回帰不連続デザイン(Regression Discontinuity Design)
3. 操作変数(Instrumental Variables)
4. 差分の差法(Difference-in-Differences)

このうち、1の実験的手法は実験データ(experimental data)を得るための実験計画が非常に重要になる。周到に処置群と対照群をランダムに割り当てた状況の下で行われた実験から得られたデータを比較する方法をランダム化比較試験(RCT)と呼び、RCTによる処置群と対照群の差の比較による結果は、因果関係を強く支持するものとして近年注目されている方法である。一方、本研究が対象としているのは実験データではなく、非実験的な状況で何らかの目的で集められた観察データ(observational data)である。一般的な政府統計などはこの観察データである。社会科学が関心を持つ政策の多くは倫理的な理由などにより実

験が難しく<sup>2</sup>、観察データによる因果効果の推定を行う際に上記の2~4といった手法が有用になる。また、観察データも大量に得られる場合ばかりではなく、例えばドイツの東西併合のような歴史的にも稀な事象の因果効果を分析したい場合には、大標本理論に基づく回帰分析による推論ではなく、別の方法を用いる必要がある。従来はこうした事象の分析はケーススタディのような比較的定性的な分析に頼ることが主であったが、Abadie et al.(2015)は Synthetic Control Methods という手法によって、ドイツの東西併合による旧西ドイツ経済への影響を統計的に分析した。

こうした統計的手法による政策評価は近年目覚ましい発展を遂げているが、日本の政策形成においても、政策の効果に関する客観的なエビデンスの蓄積に対する要請に応えるため、上記に挙げた手法を用いて様々な施策の評価を行っていくことは今後ますます重要になると考えられる。ただし、観察データを用いた因果推論によって、より正確な政策の因果効果を推定するためには、手法ごとに様々な条件が置かれていることに留意する必要がある。第2章では、Varian(2016)で紹介された4つの手法のうち、実験的手法を除く3つの手法に加え、Synthetic Control Methods の4つの因果推論手法と、日本の定量的な政策評価に大きな貢献を果たしてきたヘドニックアプローチによる回帰分析について、分析手法の要点と置かれている仮定について整理する。

また、本研究の特徴として、特に交通投資の効果や工場立地規制、大都市制度の財政への影響といった都市や国土政策を取り上げたことが挙げられる。これらのトピックを取り上げた理由は2つある。まずこれらの施策は過去にあまり定量的な評価がなされてこなかったことがある。例えば本研究で取り上げた工業等制限法は工場立地規制によって首都圏中心部への人口集中を抑制する政策であるが、この政策が京浜工業地帯の製造業に大きな影響を持っていたという指摘があるものの、定量的に論じた研究はほとんどない。また大都市制度のひとつである中核市に移行した自治体の財政への影響も指摘されていた点ではあるが、実際どの程度の影響が移行後に生じていたのかを定量的に論じた研究も筆者の調べた限りほとんどなかった。こうした研究蓄積の少なさの背景には、効果の定量的評価を行うに十分耐えうる量のデータの蓄積を待たねばならず、データが十分に揃った段階ですでに当該政策への関心は薄れているか、より緊急性の高い政策課題に注目が集まってしまい、十分な事後的検討がなされないままにされてしまうといったことが考えられるだろ

---

<sup>2</sup> 例えば行政による失業者に対する雇用支援プログラムの効果を分析したいとして、支援プログラムを与える失業者と与えない失業者をランダムに割り当て、その後の就業確率や生活改善の状況などの差異を調べるということは、学問的には興味深いものだが、政策として国民から支持されるとは考えにくい。ただし、参加資格をくじ引きで与え、当選者が参加の有無の選択を行うような状況では、くじ引きの結果を操作変数とした操作変数法によって準実験的な状況を作り出すことができる(Angrist et al.(1996))。割り当てのメカニズムに関する慎重な洞察が因果推論においては重要であると言える。

う。しかしながら、例えば人口減少下での都市の人口密度の低下を背景として、集積の経済を生かした都市政策が展開されているなか、どのような産業や移動手段でより効果的な集積の経済が発揮されているかに関する分析結果の蓄積は有益と考えられる。また、東京への人口一極集中は再び現代的課題として議論されている問題であり、工業等制限法にも再び注目が集まっている<sup>3</sup>ことから、過去の政策を振り返り、どのような影響があったかを検証しておくことも、今後の政策形成に資すると考えられる。

もうひとつは、本研究で取り上げたこれらの政策が、政策効果の分析で大きな問題となる割り当てによって生じる内生性の問題を論ずるにあたって有用な施策の設計となっていると考えられることである。第4章および第5章で取り上げた工業等制限法は、明確な線引きによって規制区域と非規制区域が分けられており、因果効果の推論を行う上での割り当ての問題を論ずるのに適当であると考えられる。また自治体の中核市移行のような、大標本理論による推論を正当化できるほどの大きさの標本が得られない事象を分析したい場合に Synthetic Control Methods を適用することで、どのような知見が得られるかを論じ、今後の政策効果の分析におけるひとつの重要な選択肢として同手法の活用場面は増えるだろうことが期待される。

本研究の主要な部分は第2章以降であるが、統計的手法の整理および実証分析に入る前に、本章次節以降で政策評価に関する基本的な概念と用語の整理を行う。

## 第2節 政策評価：概念整理と本研究の位置づけ

### 第1項 政策評価における評価概念

政策評価(policy evaluation)<sup>4</sup>という言葉自体はかなり広い概念を含む。少なくとも「政策」と「評価」の2つの概念を含む言葉である。ここでは「評価」概念について山谷(2012a, 第3章)を参考に整理する。評価という単語の意味するところは多義的であるが、1980年代に評価可能性(evaluatability)や評価の評価(meta-evaluation)といった議論があり、「評価できな

---

<sup>3</sup> 例えば内閣府「地方大学の振興及び若者雇用等に関する有識者会議」の最終報告([https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/meeting/daigaku\\_yuushikishakaigi/h29-12-08\\_daigaku\\_saishuuhoukoku.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/meeting/daigaku_yuushikishakaigi/h29-12-08_daigaku_saishuuhoukoku.pdf), 最終閲覧日: 2019年10月13日)では、「平成14年の首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律の廃止以降、東京圏周縁地域から大学が撤退し、東京23区へ移転する状況が続いており、大学撤退地域の衰退も懸念される」とし、「近年学生数の増加が著しい東京都特別区(23区)においては、学部・学科の所在地の移転等も含めて、原則として大学の定員増を認めないこととする」といった提言がなされている。

<sup>4</sup> 似た用語として「行政評価」がある。山谷(2012a)の定義に従うと「政策評価」が評価対象とするものが政策のデザインとその運用マニュアルであるプログラム、このプログラムが操作するプロジェクトであり、それらの有効性を評価する。一方、「行政評価」は行政組織とスタッフの業務活動、及びそれらを支える予算を対象とする。この用語の使い分けは政策の現場ではかなり混乱しており、同じ内容の政策評価に対して自治体ごとに「政策評価」と呼んだり「行政評価」と名付けたりされている。その経緯や行政評価については上述書を参照。

いものは評価しない」という考え方と「評価の出来不出来を技術的な側面から判断すべし」という考え方が台頭した。評価概念を論じるにあたって重要な文献とされる Weiss(1998)においては、評価の定義は「プログラムや政策の改善に貢献する手段として、プログラムや政策の活動やアウトカムを、一群の明示的暗示的基準と比較して、体系的にアセスメントすること」とされた。ここでは評価可能性の観点から、評価する対象は「プログラムや政策の活動」及びその「アウトカム」、と範囲を限定されている。また評価を行うことの本質は「プログラムや政策の改善に貢献する」ためであるとして、政策評価の特徴を明確に示した。

また、評価をどのように行うか、という方針を提示したのがアメリカ連邦政府の **Federal Evaluation Policy** という報告書である。この報告書では評価の特徴として「実施中のプログラムがその目的を達成する有効性を評価する、プログラムが置かれている状況で影響を及ぼす他の要因を、そのプログラムの効果から区別するための調査デザインの諸原則に準拠する、現在の作業を修正してプログラムの改善を目指す」ことが挙げられている(Wholey, et al.1970)。プログラムの効率性ではなく効果(有効性)を見ること、プログラムの効果とその他の要因からの影響を区別する調査デザインを行うこと、現行のプログラムの修正や改善を目指すことはその後の政策評価に大きな影響を与えており、例えば政策学の標準的なテキストである **Understanding Public Policy** において政策評価は「プログラムがその目標を達成するときのあらゆる有効性をアセスメントすること」(Dye, 2011)と定義されている。上記政策評価に関する2つの特徴は、現在においても政策評価の考え方に反映されていると言えよう。

「評価」は多義的と先に述べたが、評価に対応する英単語は、**evaluation, appraisal, analysis, assessment** など複数ある。いずれも **policy** という単語と組み合わせることで、政策に関する何らかの評価ないしは分析を行う意味合いが含まれる<sup>5</sup>。イギリス財務省が作成している政策評価のためのガイダンスである”**The Green Book**”はその副題を”**Guidance on Appraisal and Evaluation**”とし、**appraisal** と **evaluation** を明示的に分けている。**The Green Book** では **appraisal** を「政府目標に合致する政策の代替案について、その費用、便益およびリスクを評価(**assessing**)すること」と定義し、その目的を「政策の意思決定者の判断に資する情報を提供すること」としている。一方、**evaluation** は「政策介入の設計、施行および成果に関する構造的な評価(**assessment**)を行うこと」と定義している。ここでは「政策介入は機能

---

<sup>5</sup> このほかに **policy study** や **policy research** 等の用語もあるが、これらは比較的学術的な営為あるいは中長期的な調査の意味合いが強く、本研究が政策形成のための判断材料としての政策評価に着目していることから、これらは除いた。

しているか(したか)」「費用及び便益は想定どおりだったか」「その他の帰結を生み出しているか」「その帰結は想定されていたか」「政策はうまく実行されたのか」といった項目が確認される。いずれも評価の行為には定量的な評価の意味合いを持つ assess を使っているものの、政策評価のプロセスは、政策の意思決定のために、まだ顕現していない政策の価値を見積もる appraisal と政策実施後、実際に顕現した効果の価値(value)の算定を行う evaluation として使い分けがなされている。

一方、日本では appraisal と evaluation は、(少なくとも政策評価の文脈においては)いずれも「評価」とされている。むしろ、評価のタイミングに着目して「事前評価」と「事後評価」にそれぞれ対応させているのが実態と言えよう。また評価の目的や方法については下記でも述べるように平成 14 年施行の政策評価法の中で「事業評価方式」「実績評価方式」「総合評価方式」といった形で体系立てられている(次項参照)。

また、政策を実施した結果として実現される効果のうち、政策目標とする指標を「アウトカム(成果)」、政策目標とは異なるが生じた予期せぬ影響や間接的な効果を「インパクト(影響)」と呼ぶことがある山谷(2012a)。政策評価は一般的に「アウトカム(成果)」を分析対象としているが、本研究の対象とするのはむしろ「インパクト(影響)」のほうであると言える。これは本章第 3 項の議論ともつながるが、Manski(2013)が指摘するように、政策分析者は様々な誘因から信頼性を犠牲にして強健な結論を導く傾向がある。政策主体の外部者が政策評価を行うにあたってできる貢献は、政策の影響について多面的に分析することであると考えられることから、本研究は積極的に上記で言うところの「インパクト」を分析対象としている。なお、政策評価の文脈における「アウトカム」と、第 2 章以降で論じる統計的因果推論における「アウトカム」は、前者が政策目標としての成果を意味する一方、後者は分析対象としての従属変数を意味し、狭義には異なる概念である。

## 第2項 日本の政策評価に関する制度

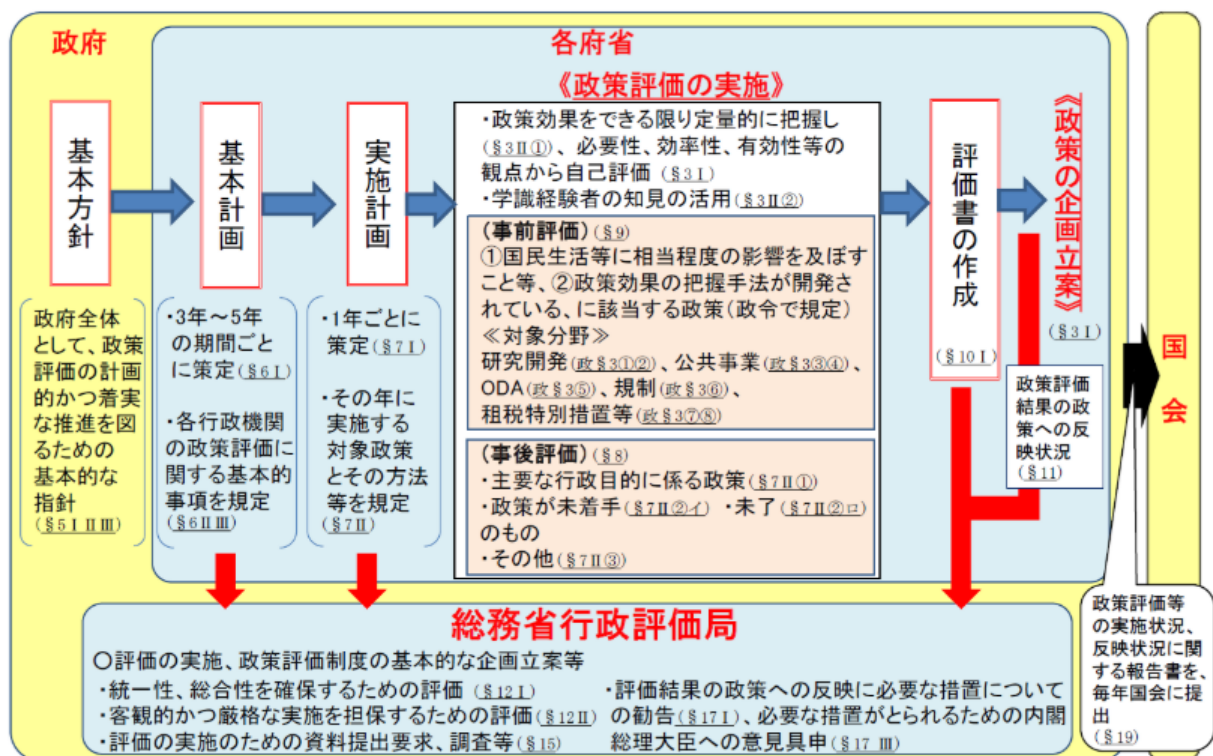
日本における政策評価の制度的枠組みは平成 13 年制定、平成 14 年施行の「行政機関が行う政策の評価に関する法律(以下、政策評価法)」に規定される。総務省のウェブサイト上に公開されている「政策評価ポータルサイト」には、同法及びその施行令をはじめとして、各行政機関が円滑に政策評価を行えるように、同法に関連する基本方針やガイドラインなどが公開されている。そのうち「政策評価に関する基本方針<sup>6</sup>」には政策評価制度の導入の目的として、「効率的で質の高い行政及び成果重視の行政を推進する」とことと「国民に対

---

<sup>6</sup> [http://www.soumu.go.jp/main\\_content/000499512.pdf](http://www.soumu.go.jp/main_content/000499512.pdf)(閲覧日：2019年8月12日)

する行政の説明責任を徹底する」ことを挙げ、これらを「政策の効果等に関し、科学的な知見を活用しつつ合理的な手法により測定又は分析し、一定の尺度に照らして客観的な判断を行う」ことをつうじて実現するとされている。

評価は、その対象とする政策の特性に応じて「必要性」「効率性」「有効性」の観点から行うことが同法第3条に明示されているほか、基本方針には「公平性」や「優先性」といった視点も考慮すべきとされている。各行政機関<sup>7</sup>の長は同法第6条の規定に基づいて政策評価に関する「基本計画」を定めることが義務付けられている(図1-1)。



(出所)総務省「政策評価ポータルサイト」より抜粋

図 1-1 政策評価法で定められる政府の政策評価体系

加えて基本方針では、政策評価の効率的な実施の確保という観点から、「事業評価方式」「実績評価方式」「総合評価方式」の3つの評価方式を提示しており、政策の特性などに応じて適切な方式を用いることを推奨している(表1-1)。このうち「事業評価方式」は政策実施の妥当性や効果を事前に評価することを主眼においている。一方、「実績評価方式」は予め事前に設定された政策目標を達成できているかを事後的に評価する目的をもつ。最後の

<sup>7</sup> ここでいう「行政機関」は同法第2条に定められており、内閣府および各省庁、委員会等を含む公的機関を指す。

「総合評価方式」も事後的な評価を行うものであるが、当初設定された政策目標に限らず、様々な側面への政策効果の発現状況を掘り下げ、問題点やその原因などを探ることで将来の政策の見直しや改善に資することを目的としている。

表 1-1 「政策評価に関する基本方針」における評価方式

評価方式	説明
事業評価方式	<p>個々の事業や施策の実施を目的とする政策を決定する前に、その採否、選択等に資する見地から、当該事業又は施策を対象として、<u>あらかじめ期待される政策効果やそれらに要する費用等を推計・測定し、政策の目的が国民や社会のニーズ又は上位の目的に照らして妥当か、行政関与の在り方からみて行政が担う必要があるか、政策の実施により費用に見合った政策効果が得られるかなどの観点から評価するとともに、必要に応じ事後の時点で事前の時点に行った評価内容を踏まえ検証する方式</u></p> <p>(注)「事業評価」は、個別公共事業に係る事前及び事後の評価を指すものとして用いられることがある。</p>
実績評価方式	<p>政策を決定した後に、政策の不断の見直しや改善に資する見地から、政策の目的と手段の対応関係を明示しつつ、<u>あらかじめ政策効果に着目した達成すべき目標を設定し、これに対する実績を定期的・継続的に測定するとともに、目標期間が終了した時点で目標期間全体における取組や最終的な実績等を総括し、目標の達成度合いについて評価する方式</u></p>
総合評価方式	<p>政策の決定から一定期間を経過した後を中心に、問題点の解決に資する多様な情報を提供することにより政策の見直しや改善に資する見地から、<u>特定のテーマについて、当該テーマに係る政策効果の発現状況を様々な角度から掘り下げて分析し、政策に係る問題点を把握するとともにその原因を分析するなど総合的に評価する方式</u></p>

(出所)総務省「政策評価に関する基本方針」より抜粋。下線は筆者。

政策評価法のガイドラインにおいては、実際の政策評価の実施にあたっての留意点がまとめられている。その中で各府省が所掌する政策は一般的な区分として表 1-2 のように整理できるとしている。ガイドラインではこれらはいくまで「理念型」であり、必ずしも明確に3つに区分できるわけではないとしている。また山谷(2012a, 第7章)はこの区分が採用された経緯を整理しており、日本で政策評価制度が検討されている2000年の段階では政策評価の代表的な方式として「政策体系評価」「施策実績評価」「事業評価」とされてい

たものが様々な議論を経て、先の3つの方式で紹介した名称に変更され、また基礎概念となる評価対象の政策区分についても「あくまで理念型」といった注釈を付したところから、日本では「施策」や「プログラム」といった用語に統一的な見解はないとしている。

表 1-2 政策評価ガイドラインにおける政策区分

区分	説明
政策(狭義)	特定の行政課題に対応するための基本的な方針の実現を目的とする行政活動の大きなまとまり。
施策	政策(狭義)における「基本的な方針」に基づく具体的な方針の実現を目的とする行政活動のまとまりであり、「政策(狭義)」を実現するための具体的な方策や対策ととらえられるもの。
事務事業	施策における「具体的な方策や対策」を具現化するための個々の行政手段としての事務及び事業であり、行政活動の基礎的な単位となるもの。

(出所)総務省「政策評価の実施に関するガイドライン」より抜粋

各府省の統一性を確保する責務を担うのは総務省行政評価局であり、各府省で実施された政策評価を取りまとめ、ポータルサイト上に公開している。ほとんどの府省で「事業評価方式」「実績評価方式」の2つは少なくとも実施され公開されている。しかしながら、政策目標そのものではなく、政策によって発現した様々な影響について問題点を探る意図をもつ「総合評価方式」による評価は府省によって実施状況に差があり、平成15年以降毎年実施しているのは厚生労働省及び国土交通省の2つのみ<sup>8</sup>である。畠(2015)は政策評価制度の今後の課題のひとつとして「総合評価方式の一層の活用」を挙げている。総合評価方式は他の2つと並んで主要な評価方式とされているが、他の2つに比べて活用実績は非常に少ない。その理由として手間がかかる、経験の蓄積が少ないなどが先行研究からも指摘されている。しかし総合評価方式による政策評価は「政策体系のより上位にある政策(狭義)等の評価に用いられることが想定」されており、また「政策評価にいちばんイメージが近い(山谷 a, 2012)」とする指摘もあるように、政策評価制度の本来目的達成のためには、さらに積極的な活用が図られるべきであろう。

### 第3項 政策評価は誰が行うか：客観性の担保

政策評価の実施にあたっては各府省が自らの所掌する政策について自ら評価を行うこ

<sup>8</sup> なお国土交通省は平成14年の政策評価法施行以降、公開されている平成30年度まで毎年総合評価方式による評価を実施・公開している唯一の省である。



とが基本とされている。しかしながら「誰が評価を行うか」は、その評価実施主体自身が評価結果から受ける影響から無関係でないかぎり、評価結果を操作する誘因が働く可能性があり、評価体系のあり方を考える上では重要な論点であろう。政策評価主体が適切に配置されていない場合、政策評価の目的である質の高い成果重視の行政の推進や、国民に対する行政の説明責任の実現を阻む原因となりうる。しかし山谷(2012a)が指摘するように、ある政策を評価するといっても、立場ごとに必要な情報は変わってくるため、政策評価者も単独である必要はないとも言える。その際に考えるべきは、政策評価者自身が直面する政策評価から受ける影響であるほかに、評価技術の蓄積や評価できるスキルをもった人材、アクセス可能なデータ、プロジェクト規模に応じた予算確保など様々な点を考慮する必要がある。

また、Manski(2013)は、政策分析を行う際に必ず何らかの仮定が置かれるが、仮定が強いほど強い結論を導ける一方、分析の信頼性が減少するというジレンマについて「**The Law of Decreasing Credibility** (信頼性減少の法則)」と名付け、政策分析者は様々な誘因から、強い結論を導くのと引き換えに分析の信頼性を犠牲にしがちな傾向がある、と指摘している。例えば科学コミュニティなら強烈な新奇性ある発見をした人を、世間は曖昧さのない明確な政策提言をした政策分析者を称賛するため、分析者は彼ら自身が主張できる範囲を超えて自らの仮説を擁護し、強い結論を出す誘因を持っているという。またアメリカ合衆国第36代大統領のリンドン・ジョンソンは会議の最中、予測の値を幅を持たせて発表したエコノミストに対し「範囲など不要、ひとつの数字をよこせ(“**Rages are for cattle. Give me a number.**”)」と言ったといわれている。大統領ほどの権力者からの要求に、自らの主張を貫徹させることは一流の科学者として容易ではない。このエピソードが示すように、政策分析者は客観的・科学的な分析結果から導出できる結論以上の強い結論を様々な場面で提示することを求められている。

日本の政策評価制度では、ガイドラインに示されているように、外部学識経験者の知見を活用するための会議を実施したり、個々の政策の分野に応じて専門的知見を有する学識経験者の意見を個別に聴取したりするなどをつうじて、評価の客観性を担保するよう推奨している。山谷(2012a, 終章)あるいは畠(2015)は評価の客観性担保の仕組みとして、政策評価法第12条で定める、総務省による「客観性担保評価」の積極的活用を推奨しているが、これは各府省で作成された評価書を総務省行政評価局がメタ的に評価する機能を持っている。すなわち政策の実施主体と評価の実施主体を分離させることで政策評価自体の客

観性を高める仕組み<sup>9</sup>である。こうした制度整備から、政策評価の客観性の確保には、政策実施主体と評価主体の切り離しが有効であろうという考え方がみてとれる。

なお、山谷(2012a, 第2章)は日本の政策評価の研究スタイルは、政策にアプローチする学問研究の学風の違いから、2つ存在すると指摘する。ひとつは経済学や社会学、統計学を背景とする「政策分析」的政策評価のグループであり、分析・測定の手法、データの収集方法、それらの科学的客観性に関心を持っているグループである。もう一つは「こうした手法や方法は客観的・中立的なものではない」という考えを前提とし、「政策評価と民主的な社会のあり方」や政策評価をめぐる議会・国会などの関係をテーマに研究する、いわゆる「ガバナンス論」における政策評価の位置を考察するグループである。後者のグループは政治学や行政学などを背景にしている。

専門とする学問体系が得意とする分析手法などによってアプローチの仕方も自然と分かれてしまうのかもしれないが、一方がもう一方を意識し、前者が評価の客観性やデータの利用可能性に拘泥するあまり利害関係者の中での評価の使われ方や期待されている評価の視点を考えることをおろそかにしがちであったり、後者が評価制度そのものを信用していないあまりに、実務的な関心事を最優先し客観性はともかく政治的な使い方に注意を払っているばかりでは、日本の政策評価はその目的である「効率的で質の高い行政及び成果重視の行政を推進」の実現に資することは難しいであろう。

#### 第4項 証拠に基づく政策形成と政策評価

証拠に基づく政策形成(Evidence-based policy making, EBPM)は、医学分野における「エビデンスに基づく医療(EBM)」に端を発し、1990年代前半に医療分野で導入された。その後、教育や開発援助等、他の様々な分野にも適用されてきた(三菱UFJリサーチアンドコンサルティング(2017))。EBPMとして政策評価に先行的に適用したのは英国のブレア政権であった<sup>10</sup>。日本では2017年6月の「経済財政運営と改革の基本方針2017」において「安全で安心な暮らしと経済社会の基盤確保」の実現に向けた統計改革との車輪の両輪という位置づけがなされ、同年8月にEBPM推進委員会が発足した。その根拠とされているのが統計改革推進会議が2017年5月に提出した『最終取りまとめ』であり、EBPMの必要性和、その推進体制の構築について提言がなされている。『最終取りまとめ』では、EBPMの

---

<sup>9</sup> 畠(2015)は客観性担保評価で詳細に仕組みが定められているにも関わらず、実際には点検活動(改めて政策評価を行うこと等が必要ではないかとの観点から各行政機関に事実関係や考え方の照会等を行う活動)のみに留まっており、それはそれなりに効果を挙げているものの、客観性・厳格性確保という目的には十分か疑問を呈している。

<sup>10</sup> 英国におけるEBPMの展開は内山他(2018)に詳しい。

推進にあたって「政策の前提となる関連事実と政策課題を的確に把握するとともに、具体的政策の内容とその効果をつなぐ論理，政策効果とそのコストの関係を明示することが欠かせない」と指摘している。この「具体的政策の内容とその効果をつなぐ論理」こそがエビデンスとすることができるだろう。ただし、『最終取りまとめ』自体は、比較的 EBPM 推進体制の構築に関する提言を中心にまとめられ、経済統計の整備やユーザー視点の統計システムの構築といった内容になっており、政策形成に用いられるべきエビデンスとはなにか、どのようなエビデンスの構築方法があるのか、という点には言及されていない。

EBPM におけるエビデンスについて、内閣府の「平成 30 年度 EBPM 取組方針」によればエビデンスとは「政策効果の測定に重要な関連を持つ情報やデータ」とされている。すなわち特定の政策の効果(有効性)を示す情報やデータということになるが、総務省(2018)「EBPM に関する有識者との意見交換会報告」において、エビデンスの形成にあたって「社会科学の専門性を取り入れ、十分なデータと厳密な方法に基づき、政策オプションの効果や費用を分析すること」が重要としており、むしろエビデンスは、「データを活用して測定された政策効果を示す情報」と定義されるべきではないだろうか。

総務省(2018)では、エビデンスを構築するにあたって必要なデータは「①記述統計としてのもの」と「②分析統計としてのもの」という 2 つに分類されており、エビデンスの形成においては、それぞれ以下のような役割を担うとされている(表 1-3)。

表 1-3 エビデンスの分類

記述統計	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 現状を的確に捉えるもの</li> <li>・ 政策立案の契機や根拠として重要と考えられることを示唆する</li> <li>・ 収集されたデータの特徴(平均・分散・標準偏差・分布等)を明らかにする</li> <li>・ 測定信頼性・測定妥当性</li> </ul>
分析統計	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 政策の因果関係の推定を行うもの</li> <li>・ この政策によりこの効果が発生したのかを統計手法によって分析</li> <li>・ 目標を達成する手段としての政策の検討・選択に役立てる</li> <li>・ 必要なデータの集め方，処理の仕方，分析手続き</li> </ul>

(出所)総務省(2018)を基に筆者作成

ここで示されている記述統計と分析統計のどちらが重要ということはなく、いずれも重要というのが報告書の見解であるが、記述統計における統計量は平均や分散といった統計学の基本的な算定方法によって得られるものであり、論点は分析手法よりもデータの測定信頼性や妥当性、また正しいデータハンドリング技術などにある。一方、分析統計は統計

学的手法でデータを解析して政策効果の因果関係に関する推論を行うものである。この因果関係の分析にあたって、従来の事前事後分析や相関関係を見るだけでは因果関係は捉えきれないという問題提起がなされており、因果関係を推論する手法として①ランダム化比較試験(Randomized Controlled Trial, RCT)、②疑似実験・自然実験等の手法による因果関係の推論、③回帰分析をはじめとする分析統計が挙げられている。

第1節での議論と重なるが、今後の政策形成において実験的アプローチによる研究成果に期待が高まる一方、引き続き観察データに基づく因果効果の推定が重要であることには変わらないだろう。経済学の中でも計量経済学の分野では、長らく因果関係に関心をもってきた。近年では医学や疫学の分野で発展してきた因果推論というアプローチを計量経済学の文脈に取り込み、様々な政策の因果効果の分析が行われるようになってきている。一方、日本では因果推論を用いた政策効果の実証分析は緒についた段階であり、データの活用可能性や因果推論を応用するにあたっての論点などを整理することは有用だと考える。

## 第2章 統計的手法による政策評価

### 第1節 政策の因果効果と内生性

経済学では長年政策の分析に関心が持たれており、計量経済学の発展とともに政策効果の分析手法も高度化していった。とくに経済理論の帰結から導出される変数間関係を回帰モデルで表現し、各種パラメータを最小二乗法(OLS)などの統計的手法で推定することを基本線としてきた。このとき経済学的な関心から想定される推定量のバイアス、とくに観測できない要因や測定誤差の存在による説明変数と誤差項の相関がもたらす内生性の問題をいかに除去あるいは軽減した上で因果効果を推定するかは、計量経済学あるいは実証経済学の中心課題として、膨大な研究成果が蓄積されてきた。この内生性の問題に対する完全な解決策は現在のところなく、関心ある政策効果の性質に合わせて様々に分析デザインを工夫し、バイアスなく推定する上で設けられた仮説を支持するエビデンスを補足することで、分析の頑健性を担保する方針が一般的と考えられる。

計量経済学において指摘されてきた内生性の原因<sup>11</sup>はいくつかあり、政策効果の分析においてもいずれも無視できないものであるが、政策効果の因果推論で注目されてきたトピックに内生的な処置の割当に関わる問題がある。一般的には、政策はある特定の性質や問題を抱えた個人あるいは企業などの個体を実施されることが多く、そうした特徴を持ったうえで政策介入を受けた個人や企業と、そうした特徴を持たない個人や企業とをひとつのサンプルに含めてアウトカムの差として政策効果を分析しても、その差をもたらした要因が政策介入によるものなのか、あるいは政策介入を実施させた特徴ゆえなのか、識別することができない。この場合でも、政策介入を実施させた「ある特徴」が観測できる場合には、推定式にそれらを変数として含めることで、特徴の差異がもたらす影響は除去できるので、政策効果の推定には支障はないと考えられるが、問題はこれらの特徴あるいは要因が観測できない場合に生ずる。

### 第2節 因果推論アプローチに基づく政策評価

#### 第1項 Rubinの潜在アウトカムモデルと処置効果

政策によってアウトカムに生じる変化量を処置効果(treatment effect)と呼ぶ。これは、ある分析対象の変数(アウトカム)の変化が、関心ある政策的な処置(treatment)あるいは介入(intervention)によって引き起こされていることから呼ばれる。すなわちある変化量を処置

---

<sup>11</sup> Greene (2012)では内生性の要因として①欠落変数、②内生的な処置、③同時方程式、④動学パネルデータを用いたランダム効果モデル、④パラメータの欠落、⑤測定誤差、⑥サンプルセレクションバイアス、⑦パネルデータの摩耗(生存バイアス)を挙げている。これらは互いに無関係な問題ではなく、例えば⑥サンプルセレクションと②内生的な処置や⑦パネルデータの摩耗は関連が深い。

効果と呼ぶときには、関心ある政策が原因となって、結果としてその変化が生じているという因果関係を内在していることを前提としている。

共変量(covariates)と交絡要因(confounders)は、処置変数とアウトカム変数以外の変数を表すが、一般的に前者は観測できる変数である一方、後者はアウトカムに影響を与えるが観測できていない要因を表す(Lee(2016))。また処置群と対照群で共変量の分布が共通していることを「共変量バランス<sup>12)</sup>」と呼ぶことができる。

因果関係と相関関係が異なることは過去にも多く指摘されてきたことであり、また政策の因果効果を推定する上でもっとも重要な区別のひとつであるが、その効果を明確に区別(あるいは識別)したうえで推定することは容易ではない。経済学の分野における因果効果の推定について長らく用いられてきた方法は構造方程式モデルと、そのパラメータを推定するために応用されてきた操作変数法(Instrumental Variables Methods)が代表的である。一方、統計学の分野では構造方程式モデルではなく Fisher や Neyman を嚆矢としたランダム化比較実験を基本とし、Rubin(1974)等によって観測データに基づく因果推論として拡張されてきた(Imbens and Wooldridge(2009))。また 1990 年代からこれらを結びつける努力(Angrist, Imbens and Rubin (1996)など)がなされてきた結果が、近年の経済学分野における因果推論の興隆につながっていると考えられる。

ここでは Rubin の潜在アウトカムモデル(Rubin Causal Model, 以下 RCM)のアイデアに基づいて、プログラム評価における因果関係を整理する<sup>13)</sup>。プログラム評価においては、個体(個人や企業、自治体といった分析単位)がある処置(treatment)を受けることを「参加(participation)」と呼ぶことが多い。例えば職業訓練を受けることによる生涯所得への影響を分析するケースでは、その職業訓練に参加したかどうかという表現になる。一方、個体がある政策の対象となることを「介入(intervention)」と呼ぶケースもある。呼び方が因果効果の識別や仮定に関する議論に本質的な影響を及ぼすわけではないが、後に見るように、処置の有無に関する情報を個体が操作しうるかどうかの一つの論点になる。すなわち、実際の特定の政策評価の処置効果を推定するにあたっては、選択バイアス(selection-bias)がどのように生じるかを個々の分析ごとに判断する必要がある。自ら職業訓練プログラムに参加する意思をもつ個人は、何らかの要因によって訓練を受けようとしないう個人よりもプログラム参加によって得られる利益が大きいことを算段して参加を決定しているかもしれない。そうした状況が想定されるときには平均処置効果として定義される政策効果はバイア

---

<sup>12)</sup> 実際上は、この共変量バランスを確認するには2つのグループの平均値を比べる程度にとどまっている(Lee(2016))。

<sup>13)</sup> なお、本節における処置効果の説明は Wooldridge(2012)および Athey and Imbens(2017)に多くを拠っている。

スを持つことになる。参加の有無を自ら決定する場合、何らかの大きなメリットを考慮している状況を自己選択(self-selection)という。

本研究において扱う関心対象となる政策は、第4章と第5章では工業等制限法であり、処置対象を政策実施主体たる政府によって決定されていることから「介入」あるいは「政策介入」という表現にする。一方、第6章で扱う「中核市」は自治体が自ら指定に名乗りを上げることと決定する必要があることから「介入」よりは「参加」に近い処置である。しかしここでは一般市が中核市になることを「参加」とすると語感が不自然になることから、「移行(transition)」を政策的な処置と同義で用いることとする。なお、本研究のいずれの章においても「処置(treatment)」といった場合には、参加や介入あるいは移行といった概念と同義である。

## 第2項 平均処置効果の推定と諸仮定

プログラム評価においてもっとも関心のある測定値は $y_1 - y_0$ として表現できる。ここで $y$ はアウトカムをあらわし、右下の添字は、ある政策介入があった場合に1、介入がなかった場合に0を示す。すなわち、政策があった場合に観測されるアウトカムと、政策がなかった場合に観測されるアウトカムの差であり、これを処置効果(treatment effect)と呼ぶ。プログラム評価における最大の問題はある分析対象となる個体について、 $y_1$ と $y_0$ が同時には観測できないことであり、Holland(1986)によって「因果推論における根本問題(the fundamental problem of causal inference)」と呼ばれている。RCMにおける因果効果の推論は、データの欠測問題として捉えることができる<sup>14</sup>。

ある母集団から無作為抽出された標本を想定する。この標本は i.i.d.<sup>15</sup>を満たしているとする。この i.i.d. の仮定は、ある個体のアウトカムが一般均衡効果と呼ばれるような経路を通じてさえも、互いに影響を及ぼさないような状況を想定しているため、経済学を含む社会科学において観測データを用いた実証分析を行う場面では、ほとんどの場合成立しないと考えられる。ただしプログラム評価における処置効果を理解する上では導入として有用な仮定であることから、i.i.d.標本を前提に議論する。一般にプログラム評価における処置効果の推定の際には、ある個体に対する処置の結果生じたアウトカムの変化は、他の個体には影響しない、すなわち処置効果自体は個体間で独立しているという仮定(Stable Units

---

<sup>14</sup> Wooldridge(2010)chap.21 においても同様の指摘があるが、星野(2009)はこの視点から RCM の枠組みにおける因果推論について詳細に解説を行っている。

<sup>15</sup> Independent, identically distributed の略で、独立同分布の仮定を置く。各観測値同士は互いに関係を持たず、同じ母集団からの復元無作為抽出を想定し、各観測値を独立した確率変数とみなしたとき、同じ分布を持つことを仮定している。

Treatment Value Assumption あるいは SUTVA)が置かれている(例えば Angrist, Imbens and Rubin (1996))。これは標本に i.i.d.を前提とすることが、そのまま SUTVA を含意することであり、i.i.d.が強い仮定であることが示唆される。

プログラム評価において中心的な関心事とされるのが平均処置効果(Average Treatment Effect, 以下 ATE)である。ATE は以下のように定義される：

$$\tau_{ate} \equiv E(y_1 - y_0) \quad (2-1)$$

ここで $\tau_{ate}$ は ATE を表し、母集団からの無作為抽出によって得られた個体に対する処置効果の平均である。ここでは母集団全体における処置効果の平均値として計算されていることを意味する。一方、もう一つのプログラムの効果として多くの文献で推定量の候補とされるのが、処置群への平均処置効果(Average Treatment Effect on Treated, 以下 ATT)と呼ばれるもので、以下のように定義される：

$$\tau_{att} \equiv E(y_1 - y_0 | w = 1) \quad (2-2)$$

ここで $w(= 0, 1)$ は処置の有無を示す 2 値変数で、 $w = 1$ のとき処置があったことを示す。式(2-2)の意味するところは、処置があった個体における、処置があったときのアウトカムと処置がなかったときのアウトカムの差の平均ということである<sup>16</sup>。

先に「因果推論の根本問題」として紹介したように、(2-1)および(2-2)で定義された 2 つの種類の処置効果に関しては、特定の個体のアウトカムについて、 $y_0$ ないしは $y_1$ しか観測できないため、それぞれを同時に直接計測することは不可能である。この点について、実際に観測されるアウトカム $y$ は以下のように定式化することができる：

$$y = (1 - w)y_0 + wy_1 = y_0 + w(y_1 - y_0) \quad (2-3)$$

---

<sup>16</sup> Wooldridge(2010)においては、このほかに Imbens and Angrist(1994)によって導入された局所平均処置効果(Local Average Treatment Effect, LATE)を分析の関心となる処置効果の候補として紹介している。LATE は Weak assumption における操作変数法を用いる際に有益だが、一般に識別できない部分サンプルへの処置効果を計測していることや、LATE の定義が IV の利用可能性に依存してしまうという点から、詳細に論じていない。本研究においても操作変数法は中心的な関心事ではないため、本脚注に留める。



以上から、プログラム評価においては、実際に観測されるアウトカム $y$ と処置の有無を示す $w$ 、および(一般的には)各個体に関するその他の共変量(covariates)を使って、いかに ATE や ATT を推定するか、ということが中心的な関心事となる。

ここで、 $w$ について、 $(y_0, y_1)$ との統計的独立、すなわち $w$ の値がそれぞれ $y_0$ および $y_1$ の確率分布に影響しないという仮定を置く。言い換えると、処置はすべての個体についてランダムに生じる状況の下では、 $E(y_1 - y_0 | w = 1) = E(y_1 - y_0)$ となり、ATE と ATT は同一のものとなる。(2-3)から実際に観測されるアウトカムは

$$\text{処置有り個体} : E(y|w = 1) = E(y_1|w = 1) = E(y_1)$$

$$\text{処置なし個体} : E(y|w = 0) = E(y_0|w = 0) = E(y_0)$$

と表すことができる。各式の右側の等式は、処置とアウトカムの独立から導き出されている。以上から、ATE は

$$\begin{aligned} \tau_{att} = \tau_{ate} &= E(y_1 - y_0) \\ &= E(y_1) - E(y_0) \\ &= E(y_1|w = 1) - E(y_0|w = 0) \\ &= E(y|w = 1) - E(y|w = 0) \end{aligned} \tag{2-4}$$

と変形することができる。すなわち、仮に政策介入やプログラムへの参加が、個体の特徴などによらず、ランダムに与えられている場合、ATE と ATT は等しく、その推定値は単純にアウトカムの標本平均の差で得ることができる。近年の EBPM の文脈で言及されているように、関心あるプログラムについて、選ばれた被検体に対して実験的な状況下でランダムに処置を与えることができるような場合においては、得られた実験データの標本平均で平均処置効果を推定できる。

しかしながら、実際のプログラム評価においては、実験データを得られる機会は限られており、特定の政策介入は何らかの理由をもった個人あるいは企業、地域等を対象に行われていることがほとんどであるし、特別な資格(例えば年齢や性別、一定の年収以下など)を満たす個人を対象としたプログラムが実施されることが多い。職業訓練プログラムを例にとると、ある個人がそのプログラムに参加するかどうかは、自分がそのプログラムに参加することで得られるであろうベネフィット、すなわちその個人にとっての $(y_1 - y_0)$ を考慮して決定していると考えるのが自然であろう。その結果、プログラムに参加している個

人( $w = 1$ )はそうでない個人( $w = 0$ )に比べて、プログラムからより多くのベネフィットを得られる個体が参加者の多くを占めることになり、 $w$ と $(y_0, y_1)$ の統計的独立の仮定は保持されなくなる<sup>17</sup>。

いま、 $y_0 = \mu_0 + v_0$ および $y_1 = \mu_1 + v_1$ として表せるとする。ここで  $\mu_g = E(y_g), g = 0, 1$ である。すなわち、 $v_g$ は処置の有無に応じた固有の効果と考えることができる。このとき、処置効果 $y_1 - y_0$ は以下のようになる：

$$\begin{aligned} y_1 - y_0 &= (\mu_1 - \mu_0) + (v_1 - v_0) \\ &= E(y_1 - y_0) + (v_1 - v_0) \\ &= \tau_{ate} + (v_1 - v_0) \end{aligned} \tag{2-5}$$

また、ATT は処置群のみに注目したときの平均処置効果であるから、上記の表現を使うと

$$\tau_{att} = \tau_{ate} + E(v_1 - v_0 | w = 1) \tag{2-6}$$

として表すことができる。ここで第 1 項は平均であるから、第 2 項の $(v_1 - v_0)$ は平均値からの距離、すなわち個体に特有のプログラム参加(あるいは政策介入の割当)による利益を表していると考えることができる。したがって、ATE と ATT の差は、プログラムの参加者に関して個体に特有の効果(個別効果)の平均値が、平均処置効果からどの程度離れているかを示していると言うことができる。加えて、ATE に関心がある場合、個別効果を十分に

---

<sup>17</sup> ここで、 $w$ と $y_1$ の間の独立は仮定せず、 $w$ と $y_0$ の間のみに統計的独立を仮定するという、 $w$ と $(y_0, y_1)$ との間の独立よりはいくぶん弱い仮定を置くならば、標本平均の差は

$$\begin{aligned} E(y|w = 1) - E(y|w = 0) &= E(y_1|w = 1) - E(y_0|w = 0) + E(y_0|w = 1) - E(y_0|w = 1) \\ &= E(y_0|w = 1) - E(y_0|w = 0) + E(y_1|w = 1) - E(y_0|w = 1) \\ &= E(y_0|w = 1) - E(y_0|w = 0) + \tau_{att} \\ &= \tau_{att} \end{aligned}$$

として、ATT と一致することがわかる。このとき左の 2 つの項は、 $w$ と $y_0$ の統計的独立の仮定により  $E(y_0|w = 1) = E(y_0|w = 0) = E(y_0)$  が成り立つことからキャンセルアウトしている。ただしこの $w$ と $y_0$ の統計的独立の仮定も現実的にはやや強い仮定である。この仮定は、あるプログラムに参加するかどうか(あるいは政策的な介入が割り当てられるかどうか)の決定に、 $y_1$ すなわち処置有りのときのアウトカムには影響を受けることを許容するが、 $y_0$ すなわち処置なしのときのアウトカムからは影響を受けないことを意味する。

コントロールできれば、 $w$ と $(y_0, y_1)$ との統計的独立という強い仮定を置かなくても、比較的弱い仮定でATEを推定することができる。

先に簡単に触れた共変量(covariates)ベクトル $\mathbf{x}$ をここで再度導入する。このときの母集団は $(y_0, y_1, w, \mathbf{x})$ となり、同じく観測される値は $(y, w, \mathbf{x})$ となる。ここで、潜在アウトカム $(y_0, y_1)$ と処置の有無 $w$ との間の統計的独立仮定を緩め、相関を認める。処置がランダムに決まっておらず、潜在アウトカムおよびその差 $(y_1 - y_0)$ との関連によって決まっていると想定される場合には、ATEあるいはATTを推定するには別の仮定が必要になる。Rosenbaum and Rubin (1983)は ignorability of treatment(処置の無視可能性<sup>18</sup>)と呼ばれる以下のような仮定を導入した：

**仮定 ATE1:** 共変量ベクトル $\mathbf{x}$ で条件づけたとき、 $w$ と $(y_0, y_1)$ は独立である

すなわち共変量の値を固定した場合には、確率変数である潜在アウトカム変数の確率分布は処置変数の値に影響を受けないことを意味する。例えばある職業訓練プログラムの参加の決定には、参加することによって得られるベネフィット(将来の所得の増加など)を考慮して、それが大きい個人が参加を決める傾向があるとすれば、参加している個体とそうでない個体の間には個体特有の効果が存在してしまう。そのベネフィットが仮に性別( $x_1 = (female, male)$ ))にのみ依存して決まっているとすれば、性別ごとには潜在アウトカムの確率分布は処置の有無に依存しない、したがって女性に限定した分析をすればランダムに処置を割り振ったことと同じ(男性の場合も同様)である、つまり選択バイアスは無視できるとする仮定である。ただし一般的に観測データを用いて処置効果を分析する際には、ひとつの共変量だけで処置の無作為な割当を仮定できることはほとんどなく、複数の共変量をコントロールすることになるだろう。

また仮定 ATE1 は、共変量で条件付けたときの期待値について、処置変数との独立(mean independence)を多くの場合満たす。すなわち以下の関係を含意することを意味する：

**仮定 ATE1':** (a)  $E(y_0 | w, \mathbf{x}) = E(y_0 | \mathbf{x})$

(b)  $E(y_1 | w, \mathbf{x}) = E(y_1 | \mathbf{x})$

仮定 ATE1' は、潜在アウトカムという確率変数を共変量でコントロールしたとき、各ア

---

<sup>18</sup> 非交絡(unconfoundedness)や条件付き独立の仮定とも呼ばれる。

アウトカムの期待値は処置の有無に依存しなくなる(上記の例だと、女性あるいは男性に限ってみると潜在アウトカムの平均値は、どちらに割り当てられた場合にも等しくなる)ことを示唆する。これは Frisch-Waugh-Lovell(FWL)定理と同じものであり、いったん共変量 $\mathbf{x}$ でそれらの効果をすべて除外(パーシャルアウト)すれば、もともと相関のあった $(y_0, y_1)$ と処置変数 $w$ の関係は統計的独立なものになるという仮定である。ただし処置の割当が観測できない変数( $a$ とする)の変動に依存する場合、仮定 ATE1 は保持されなくなる点には留意が必要である。 $a$ が $(\mathbf{x}, y_0, y_1)$ と統計的独立の確率変数であれば仮定 ATE1 は保持される。

以上の議論を要約すると、割当によって潜在アウトカムの確率分布を変化させてしまうような要因をできる限り共変量ベクトル $\mathbf{x}$ に含めることで、それらの値を固定した下(共変量の条件付き)での潜在アウトカムの期待値と処置変数は統計的独立が成立する(無視可能性の仮定が満たされる)というものである。したがって、ここから直観的に推察されることは、 $\mathbf{x}$ に含める要因をできる限り多くすることが望ましいというものである。

しかしながら、実際上は $\mathbf{x}$ の中には処置変数 $w$ から影響を受けるような変数は含めるべきではないとされている。例えば職業訓練プログラムの参加の有無( $w$ )と将来所得の関係を調べたいときに、処置があった後にさらに追加で何らかの教育や訓練を受けたとすると、そうした追加的な教育を受ける確率それ自体が $w$ によって影響を受けるとすれば、それらを分析に含めて処置後の変動を固定してしまうことで、結果として $w$ の影響を歪めてしまうことになる。これは形式的には Wooldridge (2005)によって以下のように説明されている。まず極端なケースとして、処置変数 $w$ と潜在アウトカム変数 $(y_0, y_1)$ については、統計的独立を仮定する。したがって潜在アウトカムの確率分布は処置の有無に影響を受けない。一方、共変量 $\mathbf{x}$ に含まれる変数のうち少なくともひとつが処置変数 $w$ と相関し、 $D(\mathbf{x}|w = 1) \neq D(\mathbf{x}|w = 0)$ であるとする。ここで $D(\cdot)$ は分布である。このとき、繰り返し期待値の法則から $E(y_g|w, \mathbf{x}) = E(y_g|\mathbf{x}), g = 0, 1$ が成り立つのは、 $E(y_g|\mathbf{x}) = E(y_g), g = 0, 1$ が成り立つとき、そのときのみであることが示される。このことが意味するところは、共変量 $\mathbf{x}$ が潜在アウトカム $y_g$ の予測に何らかの影響をもたらしてはならないということである。Wooldridge(2010)は共変量ベクトルに含まれる変数の候補として、処置がなされる前に計測された変数を挙げている。

この「共変量 $\mathbf{x}$ で条件づけたとき、処置変数 $w$ と潜在アウトカム $(y_0, y_1)$ は統計的独立である」ことを仮定する Ignorability は、特に本研究をとおして関心の対象としている観測データを利用するケースにおいては、実際に観測される値は $(y, w, \mathbf{x})$ であるために、原理的には確かめることができない。ただし、いくつかの間接的な確認方法は提案されている(この部分について包括的にレビューしたものとしては、例えば Imbens and Wooldridge (2009)など)。

Ignorability を前提としたうえで、さらに overlap と呼ばれる仮定が ATE の推定に必要とされている。これは形式的には以下のように示される：

**仮定 ATE2：** すべての  $\mathbf{x} \in \mathfrak{X}$  について  $0 < p(w = 1|\mathbf{x}) < 1$  を満たす

ここで  $\mathfrak{X}$  は共変量のサポート(support)<sup>19</sup>である。この意味するところは、共変量  $\mathbf{x}$  で条件づけたとき、すべてのアウトカムに関して処置の有無の両方が観察される、ということである。言い換えると、共変量の取りうるすべての値について、処置の有りもしくは無し whichever にも割り当てられうる機会があり、ある特定の変数を考慮すると処置はありえなくなる(あるいは処置しか観測できなくなる)ことはない、と言える。

Rosenbaum and Rubin (1983) はここでの仮定 ATE1(ignorability) と仮定 ATE2(overlap) を合わせた仮定を”strong ignorability”と呼んだ。

以上の大きくは 2 つの仮定(ignorability と overlap)の下、ATE や ATT の推定を一般化する<sup>20</sup>。式(2-3)から、実際に観測される値は  $y = y_0 + w(y_1 - y_0)$  として書き表すことができた。ここで平均に関する無視可能性の仮定(仮定 ATE1')に基づくと：

$$\begin{aligned} E(y|w, \mathbf{x}) &= E(y_0 + w(y_1 - y_0)|w, \mathbf{x}) \\ &= E(y_0|w, \mathbf{x}) + w[E(y_1|w, \mathbf{x}) - E(y_0|w, \mathbf{x})] \\ &= E(y_0|\mathbf{x}) + w[E(y_1|\mathbf{x}) - E(y_0|\mathbf{x})] \\ &\equiv \mu_0(\mathbf{x}) + w[\mu_1(\mathbf{x}) - \mu_0(\mathbf{x})] \end{aligned} \tag{2-7}$$

とすることができる。ここで仮定 ATE1' は 2 行目から 3 行目の展開に反映されている。また 4 行目の式では  $E(y_g|\mathbf{x}) \equiv \mu_g(\mathbf{x}), g = 0, 1$  として定義されている。また式(2-7)から以下の関係式が導出される：

$$\begin{aligned} E(y|\mathbf{x}, w = 0) &= \mu_0(\mathbf{x}) \\ E(y|\mathbf{x}, w = 1) &= \mu_1(\mathbf{x}) \end{aligned} \tag{2-8}$$

これは処置の有無、それぞれのケースについて観測データから潜在アウトカムの条件付き

<sup>19</sup> 確率変数におけるサポートとは、正の確率を持つ実現値の集合のことを指す(Angrist and Pischke (2009))。

<sup>20</sup> Wooldridge(2010)では識別のアプローチとして、①条件付き期待値に基づくアプローチと②逆傾向スコアウェイトに基づくアプローチの 2 つを論じている。本研究では近年より実証分野への応用が進められている分析手法(DID や RDD)に関連の深いアプローチである前者のみを取り上げる。傾向スコア等によるマッチングに基づくプログラム評価については例えば Lee(2016)Chap.2 などを参照。

期待値が得られることを示唆する。また ignorability の成立とは別に、観測データ  $(y, \mathbf{x}, w)$  を用いて  $m_0(\mathbf{x}) \equiv E(y|\mathbf{x}, w = 0)$ ,  $m_1(\mathbf{x}) \equiv E(y|\mathbf{x}, w = 1)$  を、overlap の仮定の下に定義する。すなわち実際に我々が計算できる統計量は  $m_g(\cdot)$ ,  $g = 0, 1$  となる。ここで仮定 ATE1', つまり ignorability が成り立つとき、潜在アウトカムの条件付き期待値である  $\mu_g(\cdot)$  と  $m_g(\cdot)$  することから：

$$\tau_{ate} = m_1(\mathbf{x}) - m_0(\mathbf{x}) \quad (2-9)$$

として、すべての  $\mathbf{x} \in \mathfrak{X}$  について  $m_g(\mathbf{x})$  が識別できる限り、観測データから得られる標本平均から平均処置効果を推定できる。

以上から、観察データを用いた条件付き期待値に基づく平均処置効果の識別のための鍵となる仮定は、①ignorability(無視可能性)と②overlap(すべての  $\mathbf{x} \in \mathfrak{X}$  について処置の有無が存在)であり、ignorability の仮定によって式(2-8)が成立し、overlap の仮定によって条件付きの標本平均を潜在アウトカムの条件付き期待値に対応させることで、標本平均の差として平均処置効果を得られることが明らかになった。

### 第3節 ヘドニックアプローチに基づく評価

前節での議論から、共変量を十分に含めることによって政策効果を識別する戦略は一定の仮定の下で可能であった。政策効果の一般的な分析方法であるヘドニックアプローチによる推定は、その一つと言えるであろう。本節ではいくつかの先行研究に即して、ヘドニックアプローチが市場財を機能の束(ベクトル)と考えて、価格を機能に回帰させることによって得られる値を市場参加者の機能に対する評価額とみなすことができることを、理論的な側面から整理する。一方で、ヘドニックアプローチによって正確に便益計算をしようとする場合には、いくつかの条件が必要であることも最後に論じる。

#### 第1項 政策分析におけるヘドニックアプローチ

市場で取引される財(仮に市場財と呼ぶ)に関する価格のように、価値に関連する観察される情報を持つ財については、価格情報を用いて様々な経済学的関心に基づく分析を行うことができる。一方、例えばきれいな空気や近隣のひどい騒音といった環境に関する要因など、人々にとって何らかの価値を持つてはいるが市場で取引されない財(仮に非市場財と呼ぶ)は価格情報を持たず、それらの価値を計測することが困難である。ヘドニックアプローチは、環境条件の違いが地価あるいは住宅価格といった不動産価格に反映されることに

着目し、不動産価格が土地や住宅の性質だけでなく周辺環境などの特徴ベクトル(束)で表現してそれぞれの特徴の不動産価格形成に与える貢献度を定量化する分析方法であり、価格情報が観察されない非市場財の価値を計測するために有力な分析手法として多くの研究に活用されてきた(金本・中村・矢澤(1989))。

ヘドニックアプローチの有効性を担保する根拠のひとつは、共変量ベクトルに含める変数リストを経済理論から導出できることにあると言える。ヘドニック回帰モデルは個人の効用最大化から導出される需要関数と土地所有者の利潤最大化から導出されるオファー関数の均衡として定式化される。ヘドニック回帰モデルに含まれる変数は個人の効用関数に含まれるその土地が持つ様々な属性の束であり、ある土地の周辺に公共サービスが提供されていたり、その土地への政策介入があった場合、それらを個人の効用に影響を与える財として効用関数に含めることで、需要関数に反映され、一般均衡の帰結としてヘドニック回帰モデルに現れる。このモデルの回帰係数は個人の支払い意思額として解釈されるため、政府の資産たる公共施設やインフラ、各種土地政策の評価としてヘドニックアプローチに基づく回帰分析が重用されてきた。例えば用途別容積型地区計画制度と街並み誘導型地区計画制度を併用した地区計画策定の効果を計測した和泉(1998)や、容積移転による歴史的環境保全と土地高度利用の双方を実現したプロジェクトが周辺に及ぼした効果について検証した保利・片山・大西(2008)、地震に関する危険度を分析した山鹿・中川・齊藤(2002)、推定手法の精緻化という観点からは近隣外部性を考慮した清水(2008)、空間的自己相関と不均一分散を考慮した隅田・藤沢(2011)など枚挙に暇がないほどに広く活用されている分析手法である。

## 第2項 ヘドニックアプローチの理論的基礎

ヘドニックアプローチは Rosen(1974)によって理論的基礎が展開された。そこでは、様々な性質を持つ財(異質財)の価値は、その財が持つ効用に作用する複数の特徴によって決まる、というヘドニック仮説を基礎とし、観測される財の価格とそれらの特徴の量によって、暗示的(implicit)な価格が定義できるとする。この暗示的な価格をヘドニック価格と呼ぶ。

ここで Rosen(1974)に依拠して、ヘドニック価格モデルの経済学的根拠を整理する。ヘドニック価格は分析対象となる異質財に関する供給者と需要者の各々の最適化行動および市場の clearing condition(供給量=需要量)から導出される。まずある異質財の市場を想定する。その財は $n$ 個の性質を持ち、性質ベクトルを $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$ と表す。 $z$ の各要素は客観的に計測可能であり、また市場には十分な量の財が流通しているため、いかなる $z$ の組み合わせ

も連続的に変化すると想定する。簡単化のために中古市場は想定しない。各財は市場で独自の価格をもち、それらは性質ベクトル $z$ に関して特定の(固定された)価値を有する。したがって、財市場では価格と性質ベクトルについての価格関数 $p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_n)$ が暗示的(implicit)に顕示されている、ということが出来る。この価格関数は消費者あるいは生産者のヘドニック回帰モデルと一致しており、例えば他の銘柄(ブランド)と比較しながら買うものを決定した後に得られる価格である。また、もし同じ性質の組み合わせが異なる価格で販売されていたとしたら、消費者は価格の低い方を選択するとする。言い換えれば、誰が販売者か、ということは購買の意思決定には影響しないことを仮定する。意思決定に与えるのは、あくまでもその財の持つ性質であることが仮定されている。また $p(z)$ は二階微分が可能であるという条件を課す。

消費者はある特定の性質ベクトル $z$ をもつ財を一つ購入すると想定する。消費者の効用関数を $U(x, z_1, z_2, \dots, z_n)$ とする。ここで $x$ は、消費者が消費するその他のすべての財ベクトルであり価格が1のニューメレールである<sup>21</sup>。所得を $y$ とすると、予算制約は $y = x + p(z)$ と表すことができる。このときの消費者は以下の予算制約付き効用最大化によって消費選択を行っている：

$$\begin{aligned} \max_{x,z} U(x, z_1, z_2, \dots, z_n) \\ \text{s. t. } y = x + p(z) \end{aligned} \quad (2-10)$$

この最適化問題の1階の条件式から、以下の限界代替率に関する等式が得られる：

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = p_i = \frac{U_{z_i}}{U_x}, i = 1, \dots, n \quad (2-11)$$

ここで $p_i$ は追加的な $z_i$ の消費に支払われる限界価格とニューメレール財の限界価格との比率になっており、ニューメレール財の価格を1にしていることから財 $z_i$ の限界価格と一致している。最適消費は、最も好ましい性質の組み合わせを実現している異質財を購入することで達成される。

つぎに空間的な要素を考慮に含めるための設定を行う。すなわち立地地点に応じて移動(輸送)費用が変化するために異質財に対する支払意思額が変化する。この支払意思額は一

---

<sup>21</sup>  $z$ を中間財とみなして、それらを使って消費者自ら新たな自己消費のための財を生産するというのもありうるが、簡単化のために無視する。



一般的には外生的に与えられる効用水準 $u$ と所得水準 $y$ に依存すると考えられる。この異質財に対する支払意思額を表す関数を付け値関数(bid function)とよび、 $\theta(z_1, \dots, z_n; u, y)$ と表す。空間的な裁定(arbitrage)が働くことから、立地に関わらず効用水準は一定とすると、消費者は以下のような間接効用関数を持つ：

$$U(y - \theta, z_1, \dots, z_n) \equiv u \quad (2-12)$$

すなわち、異質財 $z$ および(ニューメレールに支払える額の)金銭に関する無差別曲線(平面)を表している。消費者は、この効用水準 $u$ を維持するように付け値を変化させる。(2-12)の間接効用関数を微分することで以下を得る：

$$\theta_{z_i} = \frac{U_{z_i}}{U_x} \quad (2-13)$$

これは、財の性質 $z_i$ の暗示的な価格が $z_i$ と金銭の限界代替率になっていることを示す。すなわち特定の効用水準と所得水準が与えられたときに消費者が追加的な1単位の $z_i$ に対して置く価値の大きさである。

消費者は効用が最大になるように付け値を変化させ、最適な消費量が $z^*$ である場合、支払意思額と市場価格が一致する点、つまり $\theta(z^*; u^*, y) = p(z^*)$ および $\theta_{z_1}(z_1^*; u^*, y) = p(z_1^*)$ のときに効用は最大化される。また所与としていた効用水準と所得水準の異なるタイプの消費者を導入することにより、財ベクトル $z$ に対する付け値関数も変化する。このことを図示したのが図 2-1 である。簡単化のために異質財の1番目の性質 $z_1$ に対する需要量を変化させ、その他の性質に対する需要量は一定であるとする。このとき、消費者1が市場で取引を行う結果実現する取引量と価格の組み合わせは $e_1$ である。また異なる消費者2が同様に実現させる取引は $e_2$ で決まる。ここでは消費者2のほうが $z_1$ に対してより高い付け値を提示していると言える。市場に参加するすべての消費者に関して同様の付け値関数を描くことができ、市場価格関数 $p(z)$ は、結果としてすべての消費者の付け値関数の包絡線として表現される。

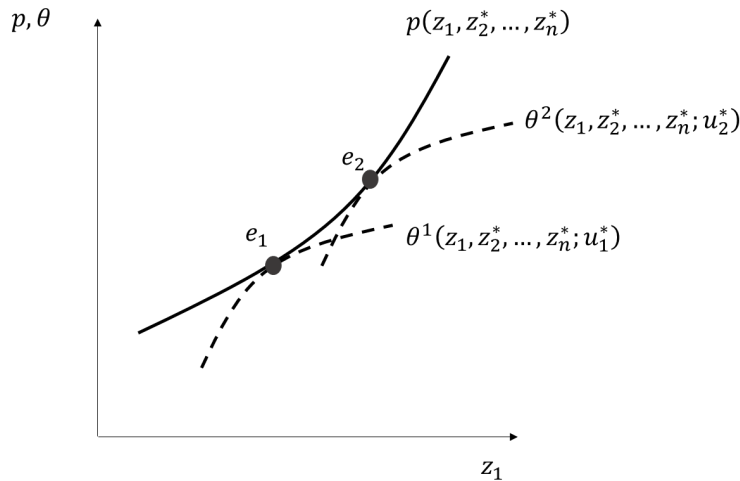


図 2-1 異質財の性質に対する支払意思額と取引価格の関係

市場価格は消費者と生産者の相互作用で決まるため、生産者側の意思決定も考慮する必要がある。生産者の生産量の決定と提示する価格(オファー価格)についても消費者の付け値関数と同様に、目的関数の最適化から描写することができる。ここでは簡単化のため、各企業は競争的であると想定する。また結合生産は考えない、つまり工場間の費用のスピルオーバーや共同での生産などを考慮せず、各工場は特定の財の生産に特化している状況のみを考える。 $M(z)$ を $z$ ベクトルの性質をもつ財の生産量とする。生産にかかる総コストは $C(M, z; \beta)$ として表すことができる。ここで $\beta$ は要素価格や技術水準など生産行動を決定づけるパラメータである。すなわち生産コストは財の性質、技術および総量で決まる、とする。このとき各工場の生産量は以下の最適化行動によって決定される：

$$\max_{M, z} Mp(z) - C(M, z_1, \dots, z_n) \quad (2-14)$$

このとき $z$ の単位あたり収入は、市場価格関数 $p(z)$ の implicit 価格関数として与えられる。ここで消費者の設定と同様に利潤最大化の一階の条件から、企業側の提示希望価格(オファー価格関数) $\phi(z_1, \dots, z_n; \pi, \beta)$ を得ることができる。これは生産量が最適に決まったときに、一定の利潤 $\pi$ を維持するために最大受け入れられる財の単価を示唆している。

一定の利潤を維持する前提で最適な $z^*$ が選択されたとき、オファー価格関数から $\phi(z^*; \pi^*, \beta) = p(z^*)$ および $\phi(z_i^*; \pi^*, \beta) = p(z_i^*)$ が得られる。消費者のケースとは逆に、企業のオファー価格は市場価格関数に上から接するようになる。これは同じ量の $z_i$ を生産する場合、価格が上がるほど利潤もあがるためである(中村(1992))。また技術水準および利潤によって工場ごとにオファー価格関数は変わってくる。これを図示したのが図 2-2 である。

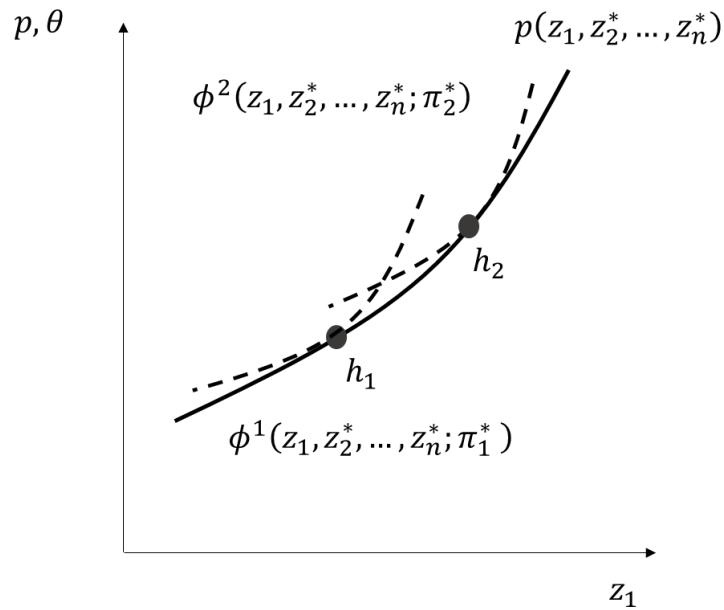


図 2-2 オファー価格関数と市場価格関数の関係

工場 1 のほうが  $z_1$  についてはより少ない量で生産したほうがよい技術水準を持っていると考えられる。消費者のケースと同様に、市場に参加しているすべての生産者についてオファー価格関数を描写することができ、その包絡線として市場価格関数が得られる。

以上の議論から、消費者の最適化行動と生産者の最適化行動を付け値関数とオファー価格にそれぞれ還元し、それぞれの関数の包絡線が市場価格関数と一致することが示された。言い換えれば、ヘドニック価格関数が、異なる機能のベクトルとして考えた財がもつ性質ごとの価値を表しうることを、ミクロ経済学の理論的基礎づけによって示された。

### 第3項 ヘドニックアプローチの課題

ただし金本・中村・矢澤(1989)でも指摘されているように、実証の段階ではヘドニックアプローチは多くの課題を抱える。とくにデータとして得られる価格情報は基本的には市場価格であり、付け値価格あるいはオファー価格ではない。単純に価格を財の性質に回帰させてしまうと、その価値を過大評価することになる。またヘドニックアプローチによって便益を正確に推定する場合には、いくつかの条件が満たされていなければならない。

同論文によれば、ヘドニックアプローチ適用の条件は大きく理論的条件と統計的条件に分けることができる(表 2-1 参照)。理論的条件とは、ヘドニックアプローチが依拠する資本化仮説の有効性の問題であり、非市場財の便益が不動産価格に完全に帰着するかどうか

を問うものである。もう一方の統計的条件とはパラメータをバイアスなく推定するための諸条件に関する問題であり、多くの場合は不動産価格を説明するために多数の変数を含める必要性から生じる多重共線性の問題、あるいはコントロールすべきと考えられる変数が得られないという欠落変数から生じる内生性の問題である。

表 2-1 ヘドニックアプローチによる価格関数の推定の諸条件

理論的条件	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 地域間の移動が自由で移動コストがかからない</li> <li>2. 土地市場は競争的でなければならない</li> <li>3. 環境条件の改善は、経済全体の価格体系を変化させるほど大きいものではない。</li> <li>4. 料金徴収される非市場財の場合には、料金収入を考慮に入れなければならない。</li> <li>5. 標本に含まれるのは、比較的同質な個人であること。</li> <li>6. 将来大きな投資が想定されるような地区をデータに極力含めない。</li> </ol>
統計的条件	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. データの入手可能性</li> <li>2. 共変量の利用可能性</li> <li>3. 関心のある変数の変動</li> <li>4. 多重共線性</li> <li>5. 限定的な効果の範囲</li> </ol>

(出所) 金本・中村・矢澤(1989)を基に筆者作成

#### 第4項 小括

ヘドニックアプローチに基づく政策評価はこれまでも有用な分析ツールであったし、今後もその重要性は変わらないだろう。本稿の第3章では、企業の費用最小化行動からオフィス賃料関数を導出した八田・唐渡(1999)のヘドニックモデルを参考に、東京特別区における交通投資がもたらす集積の経済の効果を分析する。しかしながら、前節における説明にあったように政策の結果として生じた因果効果(あるいは処置効果)を分析するためにはいくつかの仮定を乗り越えねばならず、近年の因果推論の計量経済学への応用が進んだことにより、従来型のヘドニック回帰モデルと因果推論手法の融合的な手法を用いた研究(Banzhaf(2015), Kuminoff and Pope(2014)など)も進んでいる。第5章では、ヘドニックアプローチによって工場立地規制の住宅価格に与える影響を分析するが、規制の割り当てが、ある決定変数の特定の値(閾値)によって政策の割り当てが決定される場合に、閾値周辺の個体をサンプルとして抽出して比較する回帰不連続デザインを応用して政策効果の推定を試みている。

#### 第4節 操作変数法(Instrumental Variables Method; IVM)

本節では、計量経済学の分野で開発され発展してきた因果効果の推定方法のひとつである操作変数法について論じる。経済学を含む多くの社会科学の実証研究において直面する内生性の問題に有効に対処できる手法として、操作変数推定量の性質に関する理論的考察と同手法を用いた実証研究は膨大な蓄積がなされている。しかし操作変数法については、その識別の鍵となる操作変数の利用可能性に困難がある場合が多く、因果効果の代替的な推定手法として近年統計的因果推論手法に即した手法が多く取り入れられるようになってきている。本稿でも後者の手法に着目して論じているため、本節では操作変数法の概要および推定方法を簡潔に論ずるに留める。

##### 第1項 操作変数法のモチベーション

経済学の文脈においてしばしば問題にされてきたのが、取引量と価格の同時決定の問題である。一般に原因( $x$ )に対して結果( $y$ )が想定される場合、 $y$  on  $x$ の回帰分析により、原因変数 $x$ の変化が結果変数 $y$ に対してどの程度の影響を与えているか(すなわち限界効果)を線形関数の傾き( $\hat{\beta}$ )として把握できる。しかし、ある財( $G$ )の価格( $p$ )の変化が需要量( $Q_d$ )にどの程度の影響を与えているかを知りたい、すなわち需要関数を推定したいときに、取引量が $Q$ として観測されているとすると、 $Q$  on  $p$ で回帰分析して得られる線形関数の傾きは、需要関数の傾き( $\hat{\beta}_d$ )として単純に解釈することはできない。なぜならば取引量 $Q$ と価格 $p$ は、財 $G$ に対して異なる目的関数を持つ2つの主体(需要者と供給者)の相互作用によって同時に決まっているためである。したがって、観測されている $p$ と $Q$ の組み合わせは時間とともに移動する需要関数と供給関数の単なる交点を示しているだけであり、2つの観測データだけでは、価格の変化という原因に対する需要者の反応(すなわち需要関数)という結果を2変数の回帰分析で取り出すことはできない。

上記のような状況を架空の財の取引量と価格データを用いてグラフで示したのが図 2-3 である。左図をみると価格が上昇すると取引量も増えているように見える。一般的に価格と量の正の関係は供給曲線を表していると考えられるかもしれないが、観測データが示しているのはあくまで需要曲線と供給曲線が交わる均衡点であるため、右図のようにすべての観測値の背後には2本の曲線が隠されていると考えるべきである。

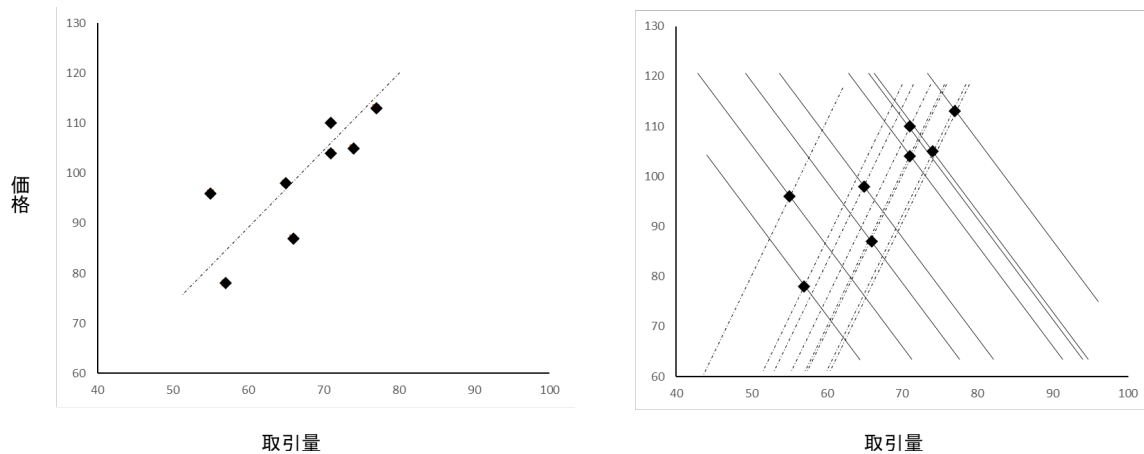


図 2-3 価格と取引量のデータプロット

もちろん図 2-3 左図のように観測値が 1 本の供給曲線の上をなぞっている可能性はある。この場合、あくまで観測値は需要曲線と供給曲線の交点として実現しているはずなので、観測時点(あるいは地点)で供給曲線はまったく同じであり、需要曲線だけが何らかの要因で上下した結果として観測されたと考える必要がある(図 2-4 左図)。しかしながら供給曲線が標本内では常に固定されていると先見的に想定できる妥当な理由付けがない限りは、上記の理由によって取引量を価格に回帰して得られた係数が供給曲線の傾きを表していると解釈することはできない。なぜならば、図 2-4 右図のように実際には回帰係数とは異なる傾きの供給曲線が背後に隠されているかもしれないからである。

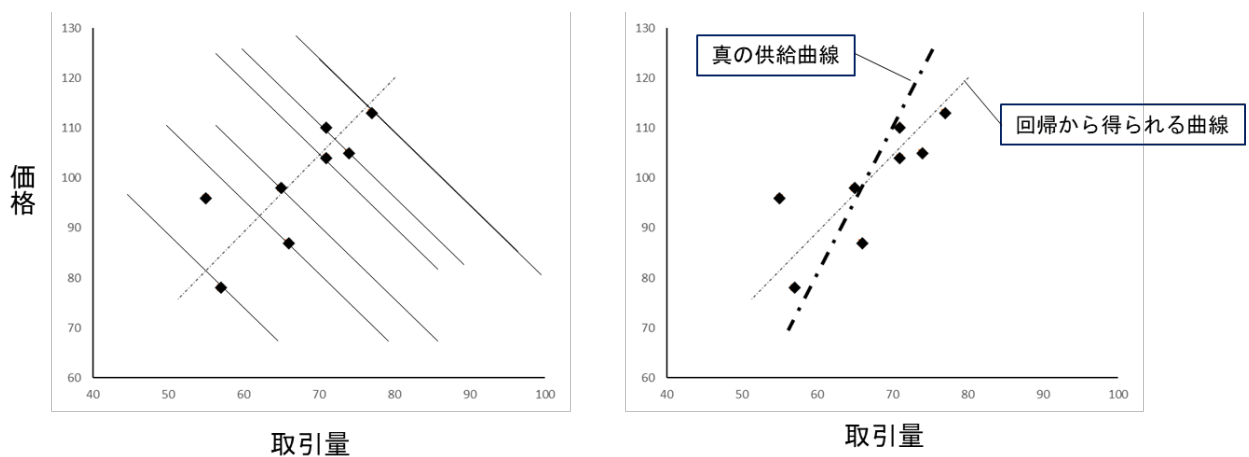


図 2-4 観測データと供給曲線の関係

しかしながら、図 2-4 左図は供給曲線の推定について重要な示唆を含んでいる。すなわちある時点(あるいは地点)の供給曲線に固定する状況が作り出せれば、需要曲線だけをシフトさせる変数(例えば所得など、需要関数をシフトさせるが供給曲線には影響はないと考

えられる変数)を導入することで実現する値は、供給曲線上をたどっているはずである(図 2-5 参照)。この片方の関数だけに含まれる変数を動かすことによってもう一方の関数を推定する方法は Wright(1928)によって開発され、のちにこの変数が操作変数(Instrumental Variable)と呼ばれるようになった(Angrist and Pischke(2009))。

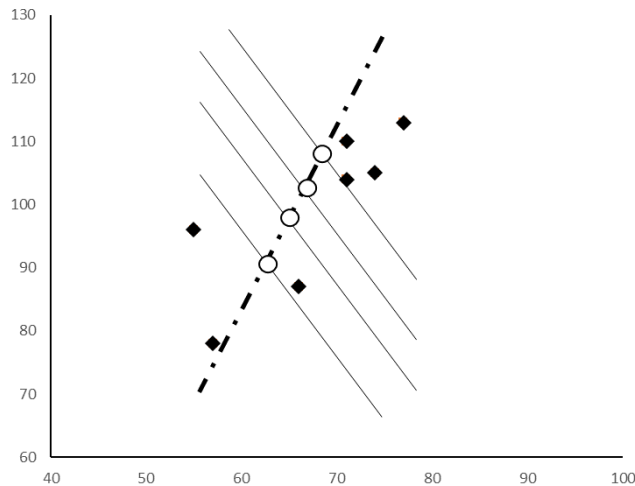


図 2-5 操作変数による供給曲線の識別

同時方程式に含まれる関数の操作変数を用いた推定方法は以下のように定式化される。まず 2 つの関数を以下のように表す：

$$Q_s = \alpha_0 + \alpha_1 P + \varepsilon \quad (2-15)$$

$$Q_d = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 I + u \quad (2-16)$$

ここで  $Q_s$  は供給量を、 $Q_d$  は需要量を表すとする。経済学では取引量は需要曲線と供給曲線の交点で決まると考えるから、取引量は必ず  $Q_s = Q_d$  の条件下で観測されている。これを均衡条件と呼ぶ。また需要曲線のみに含まれる  $I$  は需要曲線のみ影響する変数であり、ここでは仮に所得とする。

均衡条件から  $Q_s = Q_d = Q$  とすると、 $Q$  と  $P$  については両方の式に含まれている。こうした分析上想定している方程式体系の中で値が決まる変数を内生変数と呼び、一方、 $I$  のような片方の式にしか含まれず値は外生的に与えられると考える変数を外生変数と呼ぶ。分析者の関心が(2-15)の推定にあるとして、観測される  $Q$  を  $P$  に回帰させて得られるパラメータは(2-15)と(2-16)のどちらに関係するものであろうか。一般に価格があがれば供給者は供給量を

増やすものと想定される。供給曲線と呼ばれる生産者の行動を定式化した関数を現実の取引データから推定しようとするならば、需要関数と供給関数からなる均衡モデルを想定する必要がある、均衡モデル下で供給関数を推定(価格に対する供給量の反応として表されるパラメータ $\alpha_1$ の推定)するには、取引量 $Q$ は需要関数の動きも反映されているということを考慮しなくてはならない、ということである。

均衡モデルにおける内生変数である価格 $P$ は(2-15)と(2-16)および均衡条件 $Q_s = Q_d$ から以下のように変形することができる：

$$P = -\frac{\{(\alpha_0 - \beta_0) + \alpha_2 - \beta_2 I + (\varepsilon - u)\}}{\alpha_1 - \beta_1} \quad (2-17)$$

すなわち価格は $P = f(\varepsilon, u)$ として、誤差項である供給関数や需要関数の外生ショックの関数として表現することができる。言い換えると、価格は誤差項と相関をもつ変数であることがわかる。最小二乗推定量として得られる線形回帰関数のパラメータが一致性を持つためには説明変数と誤差項に相関がないという条件(直交条件)が必要である。より直観的には、取引量と価格の関係から供給関数を表す回帰モデル $Q = \gamma_0 + \gamma_1 P + v$ の誤差項には、需要関数に影響を与えるショック項 $u$ も含まれており、需要関数が何らかの影響で動いてしまうと供給者の反応以外の理由によって価格も変化してしまう、ということである。この説明変数と誤差項の相関によって推定量にバイアスが生じる問題を内生性と呼ぶ。

均衡モデルにおける内生性の問題は、需要関数を動かすような影響を誤差項から取り出し、分析上で操作できれば、供給関数と誤差項が相関しない状況、すなわち図 2-5 のように供給関数を固定した状況を作り出したうえで、需要関数を操作することができれば、その結果として観測される値は供給関数をたどっているということができる。上記の均衡モデルでは所得水準 $I$ は価格と相関する(所得の増加は需要関数を上方へシフトさせ、価格を引き上げる効果を持つ)一方、供給者の行動には影響を与えないと考えられる。このとき、はじめに価格を所得水準に回帰させて、所得水準から予測される価格 $\hat{P}$ を得る。この $\hat{P}$ は所得以外の影響からは独立した変動をもつ価格変数として得ることができる、言い換えれば $\hat{P}$ と $\varepsilon$ は相関がない状況を作り出せている。この所得の変動により予測された価格 $\hat{P}$ に取引量 $Q$ を OLS で回帰させて得られた回帰係数は $\alpha_1$ の一致推定量になっている。

## 第2項 操作変数法による因果効果の識別

操作変数法は上記のような同時方程式体系の中で発明され発展されてきたが、内生性の



問題にうまく対処できる方法であるとして、近年では欠落変数や観測値の測定誤差など様々な内生性の問題<sup>22</sup>に応用されている。本項では操作変数法をフォーマルに定式化する。まず以下の線形回帰モデルが関心のあるモデルであるとする：

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \quad (2-18)$$

この回帰モデルを最小二乗法(OLS)で推定した場合に得られる推定量 $\boldsymbol{\beta}$ が不偏性及び一貫性を持つためには、少なくとも誤差項の説明変数による条件付き期待値が $0(E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i) = 0)$ であるという仮定が必要である。

$$E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i) = \eta_i \quad (2-19)$$

つまり誤差項には説明変数に関するいかなる情報も含まれていない、より直観的に表現すれば誤差項と説明変数の間には相関関係がないことが条件ということになる。

$$E(\mathbf{x}_i \varepsilon_i) = \boldsymbol{\gamma} \quad (2-20)$$

前項で論じた供給関数の価格と誤差項の間には、均衡モデルにおける需要関数の影響を含んだ誤差項である結果、価格と誤差項に相関関係が生じており、これを内生性と呼んだが、この状況は本項の設定と同様に考えることができる。

推定量の不偏性は、推定量の期待値をとったときに真のパラメータと一致することで定義されるが、式(2-19)のとき、OLS推定量の不偏性は以下のように成立しなくなる：

$$\begin{aligned} E(\mathbf{b} | \mathbf{X}) &= E((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y}) \\ &= E\left((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon})\right) \\ &= E((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon}) \\ &= \boldsymbol{\beta} + E((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon}) \\ &= \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\eta} \neq \boldsymbol{\beta} \end{aligned}$$

また同様に、標本サイズを無限に大きくしたときに推定量が漸近的に真のパラメータと一

---

<sup>22</sup> 操作変数法で対処される内生性のリストは例えば Greene(2012) Chapter8などを参照。

致する性質である一致性についても，以下のように成立しなくなる<sup>23</sup>：

$$\begin{aligned}\text{plim } \mathbf{b} &= \text{plim} \left( (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \right) \\ &= \boldsymbol{\beta} + \text{plim} \left( \frac{\mathbf{X}'\mathbf{X}}{n} \right)^{-1} \text{plim} \left( \frac{\mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon}}{n} \right) \\ &= \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Q}_{\mathbf{X}\mathbf{X}}^{-1} \boldsymbol{\gamma} \neq \boldsymbol{\beta}\end{aligned}$$

ここで前項で議論したような，「内生変数に相関はあるけれども誤差項には相関のない」変数 $\mathbf{z}_i$ があるとする<sup>24</sup>。

**仮定 IV.1 (直交条件)** 操作変数 $\mathbf{z}_i$ は内生変数に相関し誤差項に相関しない

$$E(\mathbf{x}_i \mathbf{z}_i) \neq 0 \text{ かつ } E(\mathbf{z}_i \boldsymbol{\varepsilon}_i) = 0 \quad (2-21)$$

なお，操作変数 $\mathbf{z}_i$ は誤差項と相関しないという条件は言い換えると，誤差項には含まれず，アウトカムの直接的な説明変数ではなく，あくまで内生変数との共変をつうじてのみ，アウトカムに影響を与える。これを除外制約(exclusion restriction)と呼ぶ。 $\mathbf{z}_i$ を操作変数として以下の推定量を導く：

$$\mathbf{b}_{\text{IV}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{y} \quad (2-22)$$

ここで $\mathbf{Z}$ は内生変数を操作変数に置き換えた説明変数ベクトルである。

この推定量を操作変数(IV)推定量と呼び，アウトカム変数との共分散と，内生変数との共分散の比になっている。この IV 推定量はどのような性質を持つだろうか。まず変数 $\mathbf{z}_i$ は定義的に $E(\mathbf{z}_i \boldsymbol{\varepsilon}_i) = 0$ であることから，以下のような性質を持つ：

$$\text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\varepsilon}}{n} \right) = \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{n} \right) = \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{y}}{n} \right) - \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}}{n} \right) = \mathbf{0} \quad (2-23)$$

式(2-23)の最左辺と 3 番めの辺を用いて以下を得る：

<sup>23</sup> 内生変数がモデルの一つでも含まれるとき，その他のすべての外生変数のパラメータの OLS 推定量もバイアスを持つことが知られており，smearing(不鮮明化)効果と呼ばれる(Greene(2012))。

<sup>24</sup>  $\mathbf{z}_i$ のこの性質は，説明変数とは相関があるもののモデルには入らないことから除外制約と呼ばれる。

$$\begin{aligned}
\text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\varepsilon}}{n} \right) &= \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{y}}{n} \right) - \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}}{n} \right) \\
\text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{y}}{n} \right) &= \left[ \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}}{n} \right) \right] \boldsymbol{\beta} + \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\varepsilon}}{n} \right) \\
\text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{y}}{n} \right) &= \left[ \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}}{n} \right) \right] \boldsymbol{\beta} \\
\left[ \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}}{n} \right) \right]^{-1} \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{y}}{n} \right) &= \boldsymbol{\beta}
\end{aligned} \tag{2-24}$$

ここで式(2-22)の IV 推定量は(2-24)の標本対応になっている。すなわち式(2-22)として求められる推定量は真のパラメータの一致推定量になっていることがわかる。標本が十分に大きいときには操作変数を用いることで内生性の問題を考慮した一致推定量を得ることができる。なお、(2-24)の最後の式変換が成立するには $\mathbf{Z}'\mathbf{X}$ の逆行列の存在を仮定している点<sup>25</sup>には注意が必要である。

ここで、想定される内生変数の数( $K$ )と得られる操作変数の数( $L$ )が同じ( $K = L$ )とき、モデルは「丁度識別される」と言い、 $\mathbf{Z}'\mathbf{X}$ は正方行列となることから、逆行列が存在しうる。一方、内生変数よりも多い操作変数が得られる( $K < L$ )場合は「過剰識別される」と言う。識別のためには内生変数と同じ数である必要があり、例えば適当な操作変数を $K$ 個選ぶことも考えられるが、例えばこの後に説明する 2 段階最小二乗法を用いることで、すべての操作変数の情報を使った上で IV 推定量を得ることができる。また、内生変数よりも少ない操作変数しか得られない場合、パラメータは識別されない。

### 第3項 操作変数法によるパラメータの推定方法

IV 推定量の推定にあたっては 2 段階最小二乗法(2SLS)や一般化モーメント法(GMM)を用いられることが一般的である。ここでは 2SLS による IV 推定について整理する。まず説明変数ベクトル $\mathbf{x}_i$ は $K$ 個の内生変数を含むベクトル $\mathbf{x}_{1i}$ と $R$ 個の外生変数を含むベクトル $\mathbf{x}_{2i}$ で構成されているとする。また $L$ 個の操作変数ベクトル $\mathbf{z}_{1i}$ があり、内生変数の代わりに操作変数で置き換えた説明変数ベクトルを $\mathbf{z}_i$ とする。つまり $\mathbf{x}_i = (\mathbf{1}, \mathbf{x}_{1i}, \mathbf{x}_{2i})$ および $\mathbf{z}_i = (\mathbf{1}, \mathbf{z}_{1i}, \mathbf{x}_{2i})$ であり、丁度識別ないしは過剰識別の状況( $K \leq L$ )にあるとする。

(2-22)を推定するためには $\mathbf{Z}'\mathbf{X}$ の逆行列を得られる必要があったが、 $K < L$ のとき逆行列が

<sup>25</sup>操作変数法による母数の識別のための一般的な仮定については Greene(2012) Chapter8 に A.I.3 及び A.I.7~9 としてまとめられている。

得られない。このとき、定義から  $\mathbf{z}_i$  に含まれる操作変数は内生変数  $\mathbf{x}_{1i}$  と相関があり、誤差項  $\varepsilon_i$  と相関はないことを利用し、1 段階目で内生変数  $\mathbf{x}_{1i}$  を操作変数と外生変数で構成される  $\mathbf{z}_i$  に回帰させ、その予測値ベクトル  $\hat{\mathbf{x}}_{1i}$  を得ると、各内生変数の変動のうち、操作変数および外生変数ベクトルの変動だけで説明される変動だけを取り出すことができる。この内生変数の操作変数および外生変数による予測値  $\hat{\mathbf{x}}_{1i}$  を  $\mathbf{x}_{1i}$  におきかえて 2 段階目の回帰を行うことで得られる係数は真のパラメータの一致推定量となる。

上記をフォーマルに定式化する。まず 1 段階目の内生変数の操作変数及び外生変数への回帰は以下のようになる：

$$\mathbf{x}_i = \mathbf{w}\mathbf{z}_i + \mathbf{v}_i \quad (2-25)$$

(2-25) を OLS 回帰により推定し、その予測値を  $\hat{\mathbf{x}}_i$  とする。ここで  $\mathbf{x}_i$  には外生変数として扱われる説明変数ベクトル  $\mathbf{x}_{2i}$  も含まれているが、 $\mathbf{z}_i$  にも同様に含まれているため、その予測値  $\hat{\mathbf{x}}_{2i}$  は  $\mathbf{x}_{2i}$  の値そのものである。係数ベクトルは  $\mathbf{w} = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X}$  であり、予測値は以下のように表すことができる：

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{X}} &= \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X} \\ &= \mathbf{P}_z\mathbf{X} \end{aligned} \quad (2-26)$$

ここで  $\mathbf{P}_z = \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'$  であり、射影行列とも呼ばれる。(2-26) で得られた  $\hat{\mathbf{X}}$  を使って得られる回帰係数ベクトルは以下のようになる：

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{b}} &= (\hat{\mathbf{X}}'\hat{\mathbf{X}})^{-1}\hat{\mathbf{X}}'\mathbf{y} \\ &= ((\mathbf{P}_z\mathbf{X})'\mathbf{P}_z\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{P}_z\mathbf{X})'\mathbf{y} \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{P}_z\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{P}_z\mathbf{y} \\ &= \{\mathbf{X}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X}\}^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y} \end{aligned} \quad (2-27)$$

2 行目から 3 行目の展開は射影行列  $\mathbf{P}_z$  が冪等行列 ( $\mathbf{P}_z'\mathbf{P}_z = \mathbf{P}_z$ ) であることにより成立する。 $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  より、この推定量の極限をとると以下のようになる：

$$\begin{aligned} \text{plim } \tilde{\mathbf{b}} &= \text{plim}[\{\mathbf{X}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X}\}^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon})] \\ &= \boldsymbol{\beta} + \left[ \text{plim} \left( \frac{\mathbf{X}'\mathbf{Z}}{\mathbf{n}} \right) \left\{ \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{Z}}{\mathbf{n}} \right) \right\}^{-1} \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}}{\mathbf{n}} \right) \right]^{-1} \text{plim} \left( \frac{\mathbf{X}'\mathbf{Z}}{\mathbf{n}} \right) \left\{ \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{Z}}{\mathbf{n}} \right) \right\}^{-1} \text{plim} \left( \frac{\mathbf{Z}'\boldsymbol{\varepsilon}}{\mathbf{n}} \right) \end{aligned} \quad (2-28)$$

したがって、操作変数を用いた2段階最小二乗法によって得られる回帰係数は真のパラメータの一致推定量である。また、 $K = L$ のとき、(2-27)の結果は(2-22)と一致する。

#### 第4項 操作変数法に関するいくつかの検定

操作変数はいくつかの仮定に依拠して一致推定量がもたらされるため、それらをパラメータの推定と併せて検定しておくことが望ましい。ここでは Greene(2012)を参考に3つの検定(内生変数の内生性の検定、操作変数の外生性の検定、内生変数と操作変数の相関に関する検定)について簡単に整理する。

##### 内生変数の内生性(Hausman 検定)

まず、IV推定量はOLS推定量と比べて必ず効率性に劣る(分散が大きくなる)。したがってもし想定している内生変数が内生性を持っていないとすれば、OLS推定量のほうが望ましいことになる。これはOLS推定値ベクトルである  $\mathbf{b}_{OLS}$  とIV推定値ベクトルである  $\mathbf{b}_{IV}$  の乖離の二乗を分散の差で割ったハウスマン統計量がカイ二乗分布に従う性質を用い、「 $\mathbf{b}_{IV} - \mathbf{b}_{OLS}$ は差がない(ハウスマン統計量は0)」という帰無仮説を検定するハウスマン検定を行うことが一般的である。この帰無仮説は言い換えれば「関心ある  $\mathbf{x}_{1i}$  は外生変数である」と言うことができる。

##### 操作変数の外生性(過剰識別検定)

また、入手できた操作変数が誤差項と相関していないという条件(直交条件)の下、IV推定量は一致性という望ましい性質が担保されているが、直交条件が満たされていないならば結局良い性質の推定量は得られない。この直交条件  $E(\mathbf{z}_i \boldsymbol{\varepsilon}_i) = \mathbf{0}$  の成立を、操作変数の数が内生変数の数よりも多いとき、すなわち過剰識別の状況にあるときであれば、過剰識別検定によってテストすることができる。直観的には、直交条件の標本対応である  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{z}_i \boldsymbol{\varepsilon}_i$  に基づいた Wald 統計量が0と統計的に違いがないかどうかを検定する。ただし実際上は  $\boldsymbol{\varepsilon}_i$  は観測されないため、2SLSの結果から得られた残差  $\mathbf{e}_{IVi}$  を代替的に用いて以下のような統計量を計算する：

$$\mathbf{m} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{z}_i e_{IVi} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{z}_i (y_i - \mathbf{x}'_i \mathbf{b}_{IV}) \quad (2-29)$$

この  $\mathbf{m}$  を用いて以下の自由度  $L - K$  のカイ二乗分布に従う Wald 統計量を構築する：

$$\chi^2(L - K) = \mathbf{m}' [\text{Var}(\mathbf{m})]^{-1} \mathbf{m} \quad (2-30)$$

(2-30)によって求められた値が例えば 95%信頼係数(c-value)に収まっていれば、 $\mathbf{m}$  は 0 とは有意に異ならない、すなわち直交条件である操作変数の外生性は満たされていると判断することができる。ただし、丁度識別( $L = K$ )である場合は、2SLS 推定量は IV 推定量と完全に一致してしまうため、 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{z}_i \varepsilon_i = \mathbf{0}$  が常に成り立ってしまうことがわかっている。また過剰識別検定は、仮に操作変数の外生性という帰無仮説が棄却され、何らかの操作変数に内生性が疑われる場合でも、 $K$  個の操作変数の少なくとも 1 つは内生変数であるということはわかるが、どの変数が内生変数かまでは特定できない弱点がある点には留意が必要である(例えば末石(2015)などを参照)。

### 弱操作変数(weak instrumental variables)

最後に「内生変数と相関する操作変数」という点について、問題点と提案されている検出方法を整理する。内生変数の変動のうち、外生的な要因のみによって説明される部分を操作変数によって取り出すことで、外生的な変動だけでパラメータを推定する状況を作り出すのが操作変数法であった。言い換えると、操作変数がモデルに対して外生的であったとしても、モデルの内生変数が操作変数と十分に連動していなければ内生変数の外生的変動を取り出すことはできない。内生変数と十分な相関がない操作変数を弱操作変数(weak IV)と呼び、近年は weak IV がもたらす問題にも注目が集まっている。

Weak IV のひとつの大きな問題点は、効率性が非常に悪化してしまう点にある。内生変数と操作変数がほとんど相関していないということは、 $E(\mathbf{X}'\mathbf{Z}) \approx \mathbf{0}$  ということである。IV 推定量の漸近分散は

$$\text{Asy. Var}[\mathbf{b}_{IV}] = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{n} \left[ \left( \frac{\mathbf{X}'\mathbf{Z}}{n} \right) \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{Z}}{n} \right)^{-1} \left( \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{X}}{n} \right) \right]^{-1}$$

であり、分母にあたる部分の  $\left( \frac{\mathbf{X}'\mathbf{Z}}{n} \right)$  が限りなくゼロに近づくことによって分散は無限に発散してしまう。その他にも 2SLS 推定量が OLS 推定量と変わらなくなってしまうなどいくつかの深刻な問題が指摘されている。このような状況が生じているかどうかを確かめるため

の検定方法として、もし内生変数が1つであれば、2段階の回帰のうち1段階目の内生変数を操作変数ベクトルに回帰させたときの係数をF検定し、少なくともいずれか一つは関連があることを確かめる方法<sup>26</sup>が提案されている。ただし内生変数が2つ以上ある場合にはこの方法は使えず、また統一的に合意された検定方法はない(末石(2015))。

## 第5項 小括

以上をまとめると、内生変数が想定されるとき、内生変数と相関がありかつ誤差項と相関のない操作変数が内生変数と同じ数以上( $K \leq L$ )利用可能なとき、2SLSで得られる回帰係数は一致推定量である、ということができる。

操作変数法による推定量が一致性を持つための条件は、操作変数が除外制約を満たすことである。また内生変数との相関が十分あることも重要な要件となる。操作変数法は計量経済学が長らく関心を持ち続けてきた因果効果の推定に非常に大きな貢献を果たしてきたものの、常に適切な操作変数の利用可能性に制約されてきた。近年の統計的因果推論手法の計量経済学への応用の進展は、こうした操作変数の利用可能性による制約を緩和し乗り越えるという背景があるだろう。

## 第5節 差分の差法(Difference-in-Differences)

本章第2節で整理した観測データによる平均処置効果の推定において構築した条件は無視可能性(ignorability)およびoverlapの仮定であった。無視可能性の仮定によって、処置変数に影響を与える共変量(あるいは交絡変数 confounders)を条件としたときに潜在アウトカムと処置変数の間は統計的独立が成立( $E(y_g | \mathbf{x}, w = g) = E(y_g | \mathbf{x}) \equiv \mu_g(\mathbf{x}), g = 0, 1$ が成立)する。またoverlapの仮定によって、条件付き標本平均は潜在アウトカムの期待値と対応させることができる( $E(y | \mathbf{x}, w = g) \equiv m_g(\mathbf{x}), g = 0, 1$ が成立する)。この2つの条件から平均処置効果ATEは観測データから $m_1(\mathbf{x}) - m_2(\mathbf{x})$ の結果として得ることができる。

しかしながら、無視可能性の仮定の下での処置効果の識別は、割当と潜在アウトカムの統計的独立を満たす交絡変数をすべて含めることが前提であった。もし処置変数に影響を与える交絡変数のうちいくつかは観測できない(unobservablesが存在する)場合、どのような条件下で処置効果は識別できるだろうか。このとき、観測できない交絡要因が「時間をつうじて変化しない」と仮定できる場合、それらを考慮した処置効果を差分の差法(Difference-in-Differences, 以下DID)による識別戦略によって推定することができる。

---

<sup>26</sup> F統計量が10を下回った場合、問題含みであるとされている(Greene(2012))。

## 第1項 Difference-in-Difference の定式化

はじめに母集団モデルを考え、関心のあるアウトカムを $y_{git}$ とする。ここで $i$ は個体を、 $t = (0, 1)$ は観測時点を表し、 $t = 0$ が処置前の時点、 $t = 1$ は処置後の時点を表す。また $g = (0, 1)$ は処置の有無を表し、 $g = 1$ のとき処置があったことを示す。また処置の割当変数 $w = (0, 1)$ に関して、潜在アウトカム $(y_{0it}, y_{1it})$ との統計的独立を仮定する。すなわち潜在アウトカムは処置の割当とは無関係に決まるとする。

ある処置を受ける個体( $w = 1$ )に関して政策の処置あるいはプログラムの参加の前後のアウトカムが利用可能な場合、もっともシンプルな発想は、処置の前後のアウトカムの差分 $(y_{1i1} - y_{0i0})$ をとることによって処置効果を得られるというものである。あるいは、データをパネルデータあるいは繰り返しクロスセクションデータとして利用可能な場合には、処置を受ける個体のグループの平均値の差 $(E(y_{1i1} - y_{0i0} | w = 1))$ をとることによって処置群への平均処置効果(ATT)が得られるとする。これらは事前事後分析(Pre-post analysis)などとも呼ばれるが、本章第2節の処置効果のセットアップと同様の枠組みで考えることができる。ここでは処置を受ける個人(あるいは処置群)の、処置を受ける前の時点で観測されたアウトカム $(y_{0i0})$ が、処置を受けた後の時点での処置を受けなかった反実仮想 $(y_{0i1})$ であるという仮定が置かれている。また、期待値によって表現する場合には $E(y_{0i0} | w = 1) = E(y_{0i1} | w = 1)$ とすることができる。

以上の定式化を図示したのが図 2-6 である。政策の因果効果を識別するにあたって因果推論の根本問題から、 $t = 1$ 時点における $y_{0i}$ を観測できないために真の値を得ることはできないが、ここでは $y_{0i0} = y_{0i1}$ という仮定から以下のとおりに処置効果が識別されている：

$$\begin{aligned} y_{1i1} - y_{0i0} &= y_{1i1} - y_{0i1} \\ &= (y_{1i} - y_{0i} | t = 1) = \tau \end{aligned} \tag{2-31}$$



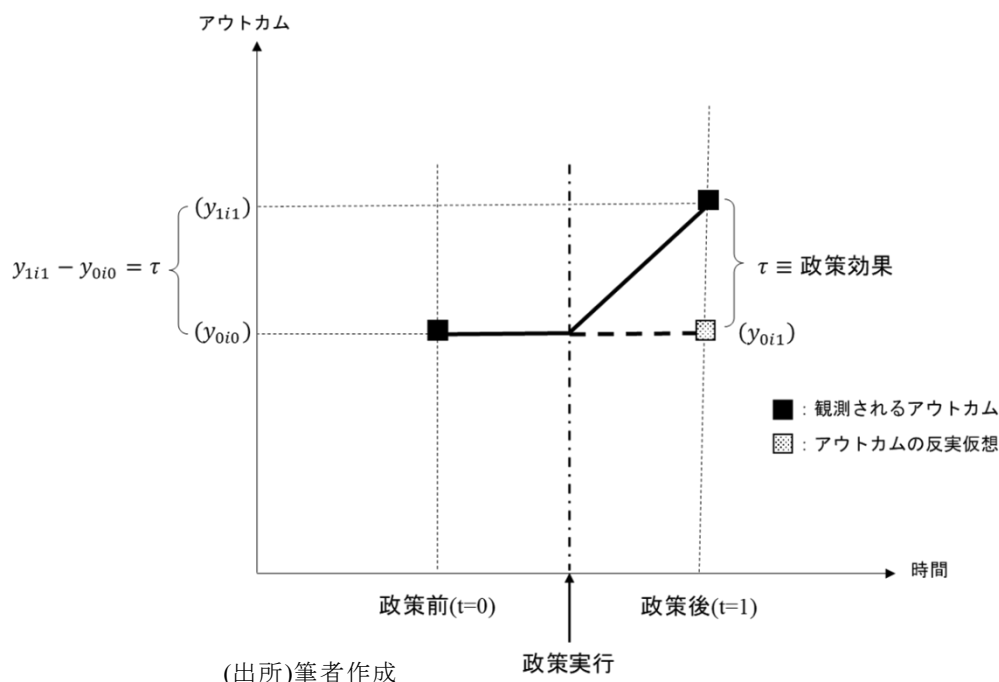


図 2-6 事前事後分析の概念図

あるいは条件付き期待値関数による表現では、以下ようになる：

$$\begin{aligned}
 E(y_{1i1} - y_{0i0} | w = 1) &= E(y_{1i1} | w = 1) - E(y_{0i0} | w = 1) \\
 &= E(y_{1i1} | w = 1) - E(y_{0i1} | w = 1) \\
 &= E(y_{1i} | w = 1, t = 1) - E(y_{0i} | w = 1, t = 1) \quad (2-32) \\
 &= E(y_{1i} - y_{0i} | w = 1, t = 1) \\
 &= \tau_{att}
 \end{aligned}$$

ここで式(2-31)及び式(2-32)から気づくことは、潜在アウトカム( $y_1, y_0$ )と処置変数 $w$ の統計的独立だけでなく、時点の指標である $t$ とも独立しているという点である。形式的には、 $E(y_g | w, t) = E(y_g), g = (0, 1)$ を仮定している。すなわち、事前事後分析によって処置効果を識別する際には、割り当てられるかどうかの他に、政策の前と後でも潜在アウトカムは同じであるということを前提とされているといえる。

上記の仮定はかなり強い仮定であり、政策やプログラムが関心をもつアウトカム変数は、処置あるいは参加が無い場合でも、様々な要因によって時点ごとに変化している、すなわち何らかの時間効果があることが一般的である。例えば所得ならば、職業訓練を受けていなくても毎年定期昇給によって給与が上がることもあるほか、景気変動などによって定期

的な変化以外に上下することもあるだろう。政策的処置によるアウトカムの変化( $\tau$ )と、時間に変化する要因によるアウトカムの変化( $\lambda_t$ )を事前事後分析では識別することができない。このことを図示したのが図 2-7 である。政策以外にアウトカムに影響を与える時間的な要因がある場合には、観測された値の差分では政策効果と時間効果の混ざった変化量、すなわち $\lambda_t + \tau$ しか計測されない。

上記について定式化すると、まず $t = 1$ 時点での潜在アウトカムは、処置があった場合となかった場合としてそれぞれ $y_{1i1}, y_{0i1}$ と表すことができる。事前事後分析の識別条件は $y_{0i1} = y_{0i0}$ であったが、政策がない場合にも、様々な要因によってアウトカムは影響を受けるから、一般的には $\lambda_t = y_{0i1} - y_{0i0}$ という時間効果によって先述の識別条件は成立しなくなる。このとき $t = 1$ 時点での処置があった場合の潜在アウトカムは $y_{1i1} = y_{0i0} + \lambda_t + \tau$ として表すことができる。このとき観測できる処置前と処置後の値の差分は以下ようになる：

$$\begin{aligned}
 y_{1i1} - y_{0i0} &= y_{0i0} + \lambda_t + \tau - y_{0i0} \\
 &= \lambda_t + \tau \\
 &\neq \tau
 \end{aligned}
 \tag{2-33}$$

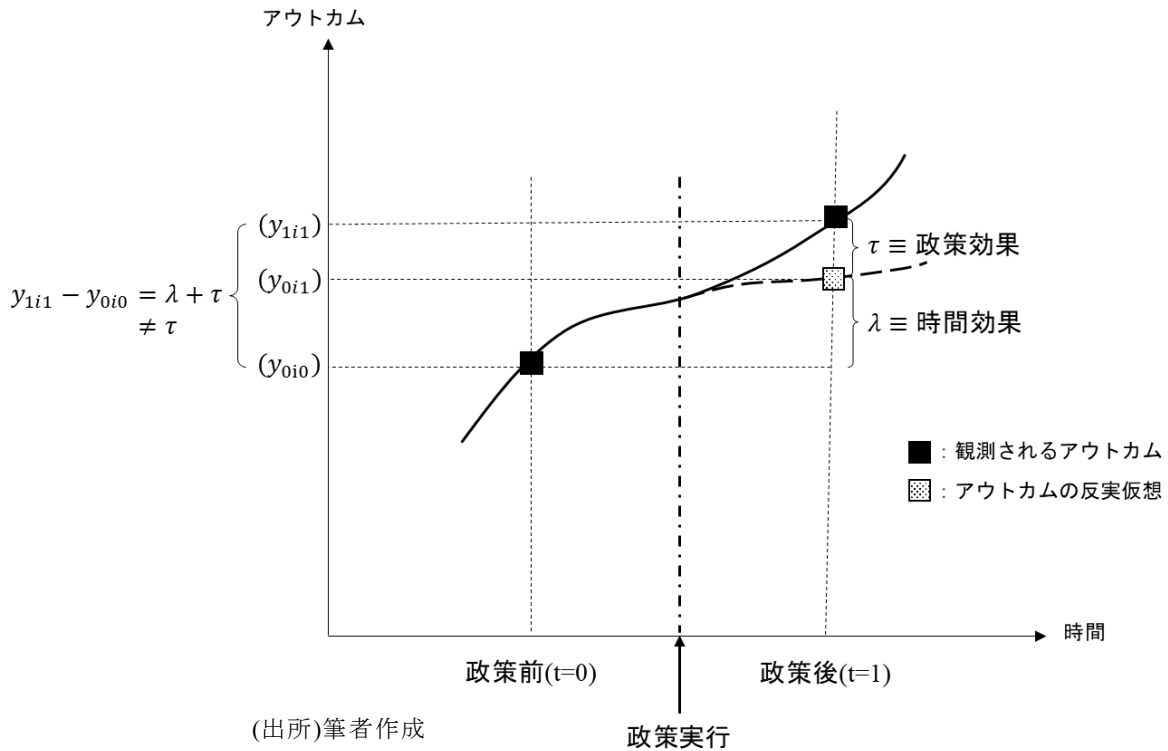


図 2-7 時間効果が存在する場合に事前事後分析によって識別される効果

したがって、政策効果 $\tau$ のみを前後の差分からだけで取りだすことができない。同じことではあるが、平均処置効果の推定を条件付き期待値関数によって表現する場合は：

$$\begin{aligned}
 E(y_{1it} - y_{0it} | w = 1) &= E(y_{0it} + \lambda_t + \tau - y_{0it} | w = 1) \\
 &= E(\lambda_t + \tau | w = 1) \\
 &= \lambda_t + \tau_{att} \\
 &\neq \tau_{att}
 \end{aligned}
 \tag{2-34}$$

となり、時間効果 $\lambda_t$ の影響によって、平均値の差分から得られる値は処置群における平均処置効果とは異なる値しか得ることができない。処置個体あるいは処置群の処置前の値を処置後の処置がなかった場合の反実仮想とするためには、時間効果がないという強い仮定を置かない限りは識別できない。

前節でみたように、割り当てに関して観測できる交絡要因によって条件づけた際に割り当ての効果が無視できるとする仮定(無視可能性)が成り立てば、この場合でも処置後の値を用いて交絡要因によって影響をコントロールし、差分をとれば処置効果の識別が可能であった。それでは、この交絡要因が観測されないときに処置効果を識別することは可能であろうか。処置を受けた個体群と受けていない個体群からなるパネルデータが利用可能で、かつ処置に影響を与える観測できない交絡要因が「時間で不変」という仮定が成り立つとき、差分の差法(Difference-in-Differences, DID)によって得られる推定量が処置効果を与えることが知られている。

以下で DID による処置効果の識別のセットアップを行う<sup>27</sup>。まず条件付きアウトカムの期待値を以下のように定式化する：

$$\begin{aligned}
 E(y_{0it} | A_i, \mathbf{x}_{it}, t, w_{it}) &= E(y_{0it} | A_i, \mathbf{x}_{it}, t) \\
 &= \alpha + \gamma A_i + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \lambda_t
 \end{aligned}
 \tag{2-35}$$

ここで、 $\mathbf{x}_{it}$ は観測できる共変量(交絡要因)、 $t$ は個人間で差はない時点効果、 $w_{it}$ は処置の有無、 $A_i$ は処置の割り当てに影響を与える観測できない交絡要因を表す。添字の $i$ 、 $t$ はそれぞれ個人と時点を示す。ここで注目すべきは $A_i$ の添字に $t$ がついていない、つまり観測できない交絡要因は個体ごとでは異なるけれども、各個体にとっては時間をつうじて変化しない

<sup>27</sup> ここでの差分の差法の説明は Angrist and Pischke(2011)に負っている。

とする仮定が追加されている。言い換えると、この仮定は時間効果( $\lambda_t$ )は個体間で共通、すなわち添字に*i*がつかず、トレンドが平行であることを意味する。また、共変量数による条件付き期待値関数が線形であることを仮定している。

**仮定 DID1**：観測できない交絡要因は時間をつうじて不変である(平行トレンド)。

また(2-35)の 1 行目の等号は $\mathbf{x}_{it}, A_i, t$ で条件づけられた潜在アウトカム $y_0$ と処置変数 $w$ の統計的独立を意味し、前節における無視可能性(仮定 ATE1')と同様の機能を果たす。さらに、政策の因果効果が以下のように加法的であることを仮定する。

$$E(y_{1it}|A_i, \mathbf{x}_{it}, t) = E(y_{0it}|A_i, \mathbf{x}_{it}, t) + \tau \quad (2-36)$$

**仮定 DID2**：政策の因果効果は加法的である。

式(2-35)及び式(2-36)をもちいて、以下のように表現できる：

$$E(y_{it}|A_i, \mathbf{x}_{it}, t, w_{it}) = \alpha + \gamma A_i + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \lambda_t + \tau w_{it}$$

ただし、 $A_i$ は観測されない時間で不変の変数のため、個体ごとの差異(個体効果)として切片の差で表現することができ、以下のようになる：

$$E(y_{it}|A_i, \mathbf{x}_{it}, t, w_{it}) = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \lambda_t + \tau w_{it} \text{ where } \alpha_i \equiv \alpha + \gamma A_i \quad (2-37)$$

以上の要領で定式化したアウトカムの条件付き期待値は、処置の有無および時間の前後の観点から、次の4つに分けることができる：

表 2-2 処置の前後と有無の組み合わせによるアウトカムの条件付き期待値

	$t = 0$ (処置前)	$t = 1$ (処置後)
$w = 0$ (処置無)	$E(y_{i0} A_i, \mathbf{x}_{i0}, t = 0, w = 0)$ $= E(\alpha_i w = 0) + \mathbf{x}'_{i0}\boldsymbol{\beta} + \lambda_0$	$E(y_{i1} A_i, \mathbf{x}_{i1}, t = 1, w = 0)$ $= E(\alpha_i w = 0) + \mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta} + \lambda_1$
$w = 1$ (処置有)	$E(y_{i0} A_i, \mathbf{x}_{i0}, t = 0, w = 1)$ $= E(\alpha_i w = 1) + \mathbf{x}'_{i0}\boldsymbol{\beta} + \lambda_0$	$E(y_{i1} A_i, \mathbf{x}_{i1}, t = 1, w = 1)$ $= E(\alpha_i w = 1) + \mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta} + \lambda_1 + \tau$

ここで、個別効果の期待値 $E(\alpha_i|w = g), g = 0, 1$ は、処置変数との統計的独立を仮定していない。個別効果に関して仮定しているのは、時間において不変という条件のみである。すなわち処置群と対照群では無作為な割り当てがなされていない状況がある程度許容している。

ここから以下のように2回の差分をとる手続きを行う：

**【1回目：群内における処置前後の差分】**

処置群および対照群の処置前後の差分はそれぞれ：

$$E(y_{i1}|A_i, x_{i1}, t = 1, w = 1) - E(y_{i0}|A_i, x_{i0}, t = 0, w = 1) = \Delta x'_{it}\beta + \Delta\lambda_t + \tau \quad (2-38)$$

$$E(y_{i1}|A_i, x_{i1}, t = 1, w = 0) - E(y_{i0}|A_i, x_{i0}, t = 0, w = 0) = \Delta x'_{it}\beta + \Delta\lambda_t \quad (2-39)$$

である。

**【2回目：群内差分の差分】**

続いて、式(2-38)及び式(2-39)で得た結果同士を以下のように差分する：

$$(\Delta x'_{it}\beta + \Delta\lambda_t + \tau) - (\Delta x'_{it}\beta + \Delta\lambda_t) = \tau \quad (2-40)$$

以上の要領で、観測できない共変量の影響が時間で不変という仮定を置くことにより、共変量によるアウトカムの条件付き期待値を群内差分及びその結果の差分をとることで、平均処置効果を得られることが明らかになった。なお、ここで得られる平均処置効果は、処置群における平均処置効果(ATT)である。このことを図で示したのが図 2-8 である。

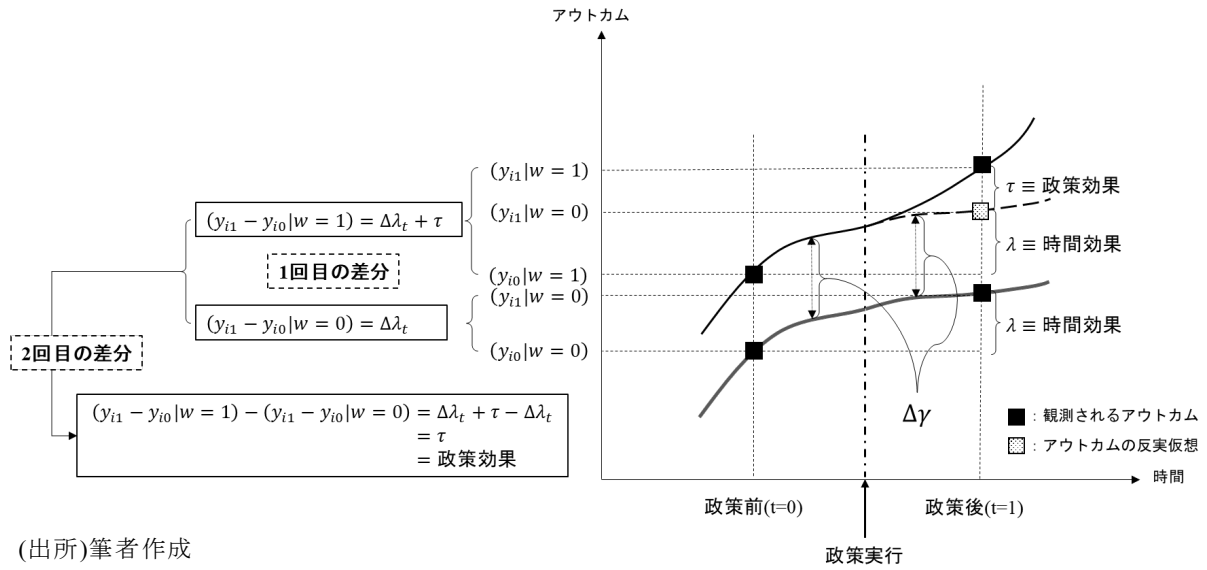


図 2-8 Difference-in-Differences の概念図

## 第2項 線形モデルによる DID

前項の(2-37)を援用することで、差分の差法による ATT の推定量は以下の回帰モデルを推定することによっても得ることができる：

$$y_{it} = \alpha + \gamma D_i + \lambda T_t + \tau(T_t \cdot D_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2-41)$$

ここで  $D_i$  は処置の割り当てを表すダミー変数、 $T_t$  は処置の前後を表す時間変数、 $(T_t \cdot D_{it})$  は処置群ダミーと時間変数の交差項である。また  $\varepsilon_{it}$  は平均 0 で説明変数と独立の誤差項である。このとき関心あるパラメータは  $\tau$  である。この回帰係数として得られるパラメータは、それぞれのダミー変数の値の組み合わせによって、表 2-2 に示したアウトカムの条件付き期待値関数との対応を表現できる：

各ケースのパラメータ	パラメータの解釈	
$E(y_{it} D_{it} = 0, T_t = 0) = \alpha$	対照群の処置前の平均値	(1)
$E(y_{it} D_{it} = 1, T_t = 0) = \alpha + \gamma$	処置群の処置前の平均値	(2)
$E(y_{it} D_{it} = 0, T_t = 1) = \alpha + \lambda$	対照群の処置後の平均値	(3)
$E(y_{it} D_{it} = 1, T_t = 1) = \alpha + \gamma + \lambda + \tau$	処置群の処置後の平均値	(4)

ここで(1)と(2)から、係数  $\gamma$  は時間で不変の群間の差異であり、(1)と(3)および平行トレンド

の仮定から、 $\lambda$ は群間で共通の時間効果と解釈することができる。また(2)に時間効果を加えた $\alpha + \gamma + \lambda$ は、処置群の処置後の時点における「処置がなかった場合」のアウトカムの期待値であり、その差である $\tau$ は、処置群における平均処置効果と解釈することができる。

また、式(2-41)に共変量を加えた以下のような回帰モデルを構築することで、より無視可能性の仮定を支持することができる。

$$y_{it} = \alpha + \gamma D_i + \lambda T_t + \tau(T_t \cdot D_{it}) + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (2-42)$$

ここで $\mathbf{x}_{it}$ はアウトカムに影響する共変量ベクトルであり、誤差項は共変量ベクトルを含む説明変数ベクトルと独立である。

### 第3項 小括

以上の議論から、DIDが有用な分析枠組みと、DIDによる処置効果の識別のための条件を以下のとおり整理する。DIDは、アウトカムを説明する回帰モデルに観測できない交絡要因(unobservables)が含まれる場合、データが処置のタイミングを含んだパネルデータあるいは繰り返しクロスセクションデータとして利用可能であり、特定の集団に対する平均的な処置効果を調べたいときに有用な枠組みである。このとき、観測できない交絡要因が「時間をつうじて変化しないこと(平行トレンド)」と「処置効果は加法的である(可能性)」が仮定できるならば、処置群と対照群のそれぞれに関する処置の前後の平均値の差をとり、その値同士をもう一度差分することによって、処置群における平均処置効果(ATT)が得られる。また同じ値を一本の回帰モデルとして表現することが可能であり、その際には回帰係数の統計的推論もt検定によって行うことができる。

上記の仮定はDIDによる処置効果識別には不可欠の仮定であるが、特に平行トレンドの仮定に関しては観測できない要因に関する仮定であることから原理的に検証不可能であり、処置前におけるトレンドをプロットによって確認する、あるいは十分な共変量を含めることによって時点効果をコントロールするなど、間接的にでも平行トレンドの仮定を正当化しておくことが望ましいと言えるだろう。

### 第6節 回帰不連続デザイン(Regression Discontinuity Design)

本節では、処置の割り当てが特定の変数の閾値をまたぐか否かによって決定されるようなケースで、その閾値周辺の個体を抽出し標本とすることで観測できない交絡要因をコントロールする識別戦略をとる回帰不連続デザイン(Regression Discontinuity Design, 以下 RDD)

について論じる。

## 第1項 Regression Discontinuity Design の定式化

はじめに、具体例から RDD の基本的な発想を概観する。ある訓練プログラムに参加したことが将来所得にどのような影響を与えるかを知りたいとする。この所得決定モデルを  $income_i = income_{0i} + \tau w_i + \varepsilon_i$  として表せるとし、関心あるパラメータは  $\tau$  である。このとき訓練プログラムへの参加が選抜試験の点数のみによって決まっており、合格点を越えたものだけがプログラムに参加できるとしよう。すなわち以下が成り立っている：

$$w_i = \begin{cases} 1 & \{score_i \geq C\} \\ 0 & \{score_i < C\} \end{cases} \quad (2-43)$$

ここで  $score_i$  は個体  $i$  の選抜試験の得点を表し、 $C$  は合格点水準を表す特定の値である。

仮にこの訓練プログラムを受講するための試験を受けたすべての個人の所得データ ( $income_i$ ) と訓練プログラムの受講の有無 ( $w_i = 0, 1$ )、及び試験の点数 ( $score_i$ ) が明らかになっているとする。このとき試験の点数は、一般的に観測できない個人の能力 ( $Ability_i$ ) の代理変数になっている可能性が高く、したがって、この訓練プログラムを受講する個人はそうでない個人に比べて相対的に高い能力を持っていることが想定される。仮に平均的に訓練プログラムを受講した個人のほうが所得が高かったとすると、訓練プログラムの有無を処置変数として所得を回帰させても、訓練プログラムによって所得が上がったのか、それとも個人の能力によって高い所得がもたらされたのかが判別ができない、すなわち所得の処置変数の回帰だけでは処置効果の識別ができないことになる。

ここで、訓練の参加の可否を決める試験の得点は、点数の水準に関わらず連続的に分布しているとしよう。得点分布はその試験に関する個人の能力を反映したものとなっているはずであるから、同じ母集団から個人が抽出されている限り連続的な得点分布を仮定することはそれほど不自然ではないだろう。この連続性の仮定は合格点の水準付近でも成立する。したがって、実際の試験の得点が  $score_i = \gamma + \delta Ability_i + u_i$ 、 $E(u_i | Ability_i) = 0$  のような回帰モデルで決定されているとすると、試験の得点が合格点水準 ( $C$ ) にいる能力を持つ個人 ( $E(score_i | Ability_i) = C$ ) の合否の決定は、ランダムな外生ショック  $\varepsilon_i$  に依存することになる。すなわち、合格点の近傍の得点によって訓練参加の可否が決定した個人については、その処置の有無 ( $w_i$ ) は能力以外の偶然の要因 ( $\varepsilon_i$ ) によってランダムに決まった、とみなすことができる。処置の有無が交絡要因ではなく外生的な要因によってのみ決まっているとすれば、



潜在アウトカムの処置変数との統計的独立( $(y_0, y_1|w) = (y_0, y_1)$ )が成り立つから、第2節で議論したように $E(y|w = 1) - E(y|w = 0) = E(y_1) - E(y_0) = \tau_{ate}$ となる。したがって合格点 $C$ の前後を得点した個人だけを抽出し、アウトカム(この例では所得)の期待値を差分すれば、そこで得られる推定値は平均処置効果と解釈することができる。

## 第2項 RDDによる平均処置効果の推定の定式化

上記の事例について、Imbens and Lemieux(2008)を参考に、よりフォーマルに定式化する。処置変数 $w_i$ はその割り当てを決定づける変数 $V_i$ (上記の例では $score_i$ )の決定関数になっており、以下のように表せるとする：

$$w_i = \begin{cases} 1 & \{V_i \geq C\} \\ 0 & \{V_i < C\} \end{cases} \quad (2-44)$$

ここで $V_i$ の値が $C$ 以上の個体については、必ず $w_i = 1$ となる。このように処置変数の値を決定づける変数を *running variable*(もしくは *forcing variable*)と呼ぶ。また潜在アウトカムの処置割り当てによる統計的独立、すなわち無視可能性の仮定：

$$(y_0, y_1|w_i) = (y_0, y_1) \quad (2-45)$$

の妥当性については、RDDの場合にはほとんど些細な問題であるとされている(Imbens and Lemieux (2008))。なぜならば、この仮定はRDDの枠組みでは直接的には用いられないためである。

むしろ問題は2つ目の仮定、すなわち共変量 $V_i$ の値に関わらず割り当ての確率が0から1の間をとる *overlap* の仮定( $0 < \Pr(w_i|V_i = v) < 1$ )にある。*running variable* の特定の値において処置の割り当てが0-1で切り替わるRDDの枠組みの下では、*overlap* の仮定は原理的に成り立たない。したがって、閾値を超えた領域では存在しないアウトカム( $Y_{0i}|V_i \geq C$ )を推論するために外挿(*extrapolation*)が必要となり、推定が複雑になる。しかしながら、十分に大きな標本が得られている場合には、必要な外挿も任意に小さくすることができることから、RDDの識別戦略は、処置変数の決定変数となっている *running variable* のある閾値( $V = C$ )の周辺における条件付きアウトカムの局所的な変化に着目し、*overlap* の仮定が成立しない代わりに、*running variable*  $V$ で条件づけた潜在アウトカム( $y_0, y_1$ )は連続的に変化するという仮定を置く。

**仮定 RDD1: 潜在アウトカムの条件付き期待値関数**

$$E(y_0|V = v) \text{ および } E(y_1|V = v) \quad (2-46)$$

は、任意の値  $v$  において連続的である<sup>28</sup>。

仮定 RDD1 から、以下の式が成り立つ：

$$E(y_0|V = C) = \lim_{v \uparrow C} E(y_0|V = v) = \lim_{v \uparrow C} E(y_0|w = 0, V = v) = \lim_{v \uparrow C} E(y|V = v) \quad (2-47)$$

1つ目の等号は running variable が閾値  $C$  に片側極限で下から近づくときの  $V$  で条件付けられた  $y_0$  の値は  $V = C$  のときの  $y_0$  に等しいことを意味し、仮定 RDD1 によって成立する。2つ目の等号は、running variable の閾値  $C$  を下回った場合に処置がなされないとすると、それが実際に処置が割り当てられなかった(処置変数  $w = 0$  の値を持つ)個体群においても成り立つことを示す。したがって、それは観測される未処置個体群のアウトカム  $y$  であり、3つ目の等号を成立させる。すなわち running variable で条件付けたときの観測されるアウトカムの期待値は、仮定 RDD1 の下、割り当てを決定する閾値近傍では、閾値  $C$  上の潜在アウトカムの期待値と等しくなる ( $E(y_0|V = C) = \lim_{v \uparrow C} E(y|V = v)$ )。また同様に  $y_1$  についても、

$$E(y_1|V = C) = \lim_{v \downarrow C} E(y_1|V = v) = \lim_{v \downarrow C} E(y_1|w = 1, V = v) = \lim_{v \downarrow C} E(y|V = v) \quad (2-48)$$

となり、running variable の閾値  $C$  上の潜在アウトカムと running variable で条件付けたときの観測されるアウトカムの期待値は等しくなる。

以上から、平均処置効果  $\tau_{ate} \equiv E(y_1 - y_0)$  は、running variable  $V$  の閾値  $C$  近傍において、

$$\tau_{ate} = \lim_{v \downarrow C} E(y|V = v) - \lim_{v \uparrow C} E(y|V = v) \quad (2-49)$$

となり、閾値近傍における観測されたアウトカムの期待値の差として推定することができる。

<sup>28</sup> ただし、この仮定自体は RDD による処置効果推定に要求される仮定よりも強い。なぜならば RDD の識別戦略は  $V = C$  の周辺における局所的な変化に着目するものであり、任意の  $v$  について連続性を仮定する必要はないからである。しかしながら特定の値だけに連続性を仮定することが妥当である理由もないため任意の値としている。

### 第3項 RDDの枠組みにおける推定方法

実際の RDD の枠組みにおける処置効果推定の場面では、running variable の閾値から一定の幅(バンド幅)に含まれるアウトカムを標本として用い、標準的なノンパラメトリック推定であるカーネル回帰推定(例えば Pagan and Ulah(1999), Li and Racine(2007)など)を行う方法が一般的である。しかしながら、局所的な加重平均値を求めるカーネル回帰推定で得られる推定量には、採用したバンド幅の大きさに依存する深刻なバイアスがもたらされることが、Hahn et al.(2001)や Porter (2003)などによって指摘されている。なぜならば running variable の閾値付近でより大きな加重をかけて平均値を求めるカーネル回帰の特徴から、閾値付近の値に結果が大きく左右されてしまうためである(Athey and Imbens(2017))。この推定方法の代替案として、Hahn et al.(2001)などが開発した局所線形回帰(local linear regression)や、共変量を含めた Porter(2003)による局所多項式回帰(local polynomial regression)は、採用したバンド幅に含まれるアウトカムを閾値の両側で running variable(及び共変量)に線形回帰させ、予測値の差を取る方法であり、カーネル回帰推定よりバイアスが小さくなることがわかっている。

局所線形回帰モデルでは、閾値の両側でそれぞれ以下のような線形回帰関数が想定される：

$$\min_{\alpha_L, \beta_L} \sum_{i: C-h < v_i < C} (y_i - \alpha_L - \beta_L(v_i - C))^2$$

および

$$\min_{\alpha_R, \beta_R} \sum_{i: C \leq v_i < C+h} (y_i - \alpha_R - \beta_R(v_i - C))^2$$

(2-50)

ここで  $y_i$  は個体のアウトカム、 $v_i$  は running variable の値、 $C$  は閾値、 $h$  はバンド幅を示す。 $v_i - C$  は個体  $i$  の running variable に関する閾値からの距離を表す。また各パラメータの下付きの添字  $L, R$  はそれぞれ閾値の左側 ( $v_i < C$ ) と右側 ( $C \leq v_i$ ) を示す。式(2-50)の示すところは、バンド幅の内側にある個体について、閾値の両側でアウトカムと running variable の閾値からの距離に関する線形回帰モデルを当てはめ、その差の二乗和が最小になるようなパラメータを推定する、つまり OLS によってパラメータを求めるということである。

式(2-50)から推定された各パラメータ ( $\hat{\alpha}_L, \hat{\beta}_L, \hat{\alpha}_R, \hat{\beta}_R$ ) を用いて、閾値の上、すなわち  $v_i = C$  のアウトカムの条件付き期待値を求めると、左側と右側の値はそれぞれ  $E(y_{iL} | v_i = c) = \hat{\alpha}_L$  および  $E(y_{iR} | v_i = c) = \hat{\alpha}_R$  となる。式(2-47)~(2-49)から、平均処置効果  $\tau_{ate}$  は閾値上のアウトカ

Δの条件付き期待値の差であることから，以下の式で求めることができる：

$$\begin{aligned}
 \tau_{ate} &= \lim_{v \downarrow c} E(y|V = v) - \lim_{v \uparrow c} E(y|V = v) \\
 &= E(y_{iR}|v_i = c) - E(y_{iL}|v_i = c) \\
 &= \hat{\alpha}_R - \hat{\alpha}_L
 \end{aligned}
 \tag{2-51}$$

RDD の識別戦略に則って局所線形回帰による平均処置効果の推定を概念的に示したのが図 2-9 である。running variable の閾値  $C$  から  $h$  のバンド幅をとった中で両側に線形関数を当てはめ，それぞれの期待値の差をとることで平均処置効果が推定される。

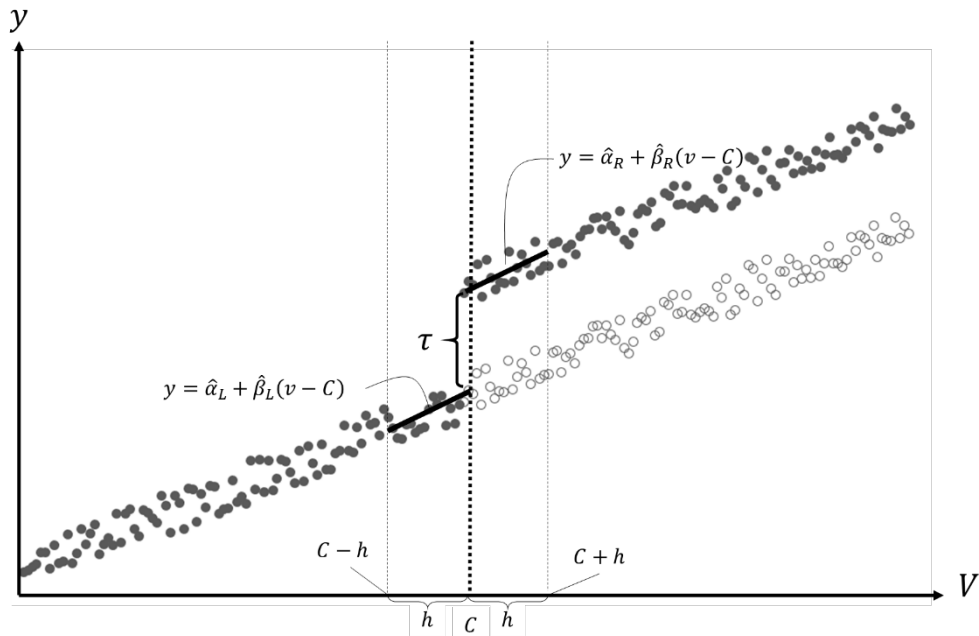


図 2-9 RDD の枠組みの下での局所線形回帰による処置効果

また式(2-50)を一本の線形モデルとして下記のように表現することも可能である：

$$\min_{\alpha, \beta_L, \beta_R, \tau} \sum_{i=1}^N 1\{C - h \leq v_i < C + h\} (y_i - \alpha - \beta_L(v_i - C) - \tau w_i - \beta_R(v_i - C) w_i)^2
 \tag{2-52}$$

ここで関心あるパラメータは  $\tau$  である。また，観測できる共変量  $\mathbf{x}_i$  があれば，それらを以下のように回帰モデルに含めることで，潜在アウトカムの割り当てからの条件付き独立の仮定である ignorability の仮定を担保することができる：

$$\min_{\alpha, \beta_L, \beta_R, \tau, \delta} \sum_{i=1}^N 1\{C-h \leq v_i < C+h\} (y_i - \alpha - \beta_L(v_i - C) - \tau w_i - \beta_R(v_i - C)w_i - \delta' \mathbf{x}_i)^2 \quad (2-53)$$

共変量を考慮したモデルを構築する上で重要な点は、共変量の値が閾値で不連続に変化しない、という点である。明確な不連続がある場合には  $w_i$  と  $\mathbf{x}_i$  が相関することから多重共線性によるバイアスが生じる恐れがあるが、共変量ベクトルの処置変数  $w_i$  による条件付き分布が閾値で連続的であれば、 $\tau$  に与える影響はほとんどない。その他、しばしば生じる十分閾値に近くはない観測値を標本に含めたい場合でも、共変量を考慮することでかなりバイアスを除去できることがわかっている(Imbens and Lemieux(2008))など、共変量を考慮した回帰モデルによって処置効果を推定することのメリットは大きい。

RDD による処置効果の推定にあたって、識別上留意すべき点がある。まず観測対象となっている個体が、自ら *running variable* の値を意図的に操作できる場合、RDD の識別戦略は成立しなくなる可能性が高い(McCrary(2008))。例えば、先の試験の可否によって職業訓練プログラムの参加の可否が決まる事例でみると、もし一部の受験者があらかじめ試験問題を入手していて、さらに合格点が 60 点と知っているために、本来の能力ならば 90 点とれるにもかかわらず、何らかの理由(例えば億劫さなどにより)60 点ギリギリまでしか回答しない、あるいは受講したくないためにわざと低い点数をとるといようなケースが考えられるならば、*running variable* である  $score_i$  の分布が閾値周辺で連続的に変化せず、可否が偶然で決まっているかのような状況が成り立たない。

また、閾値を超えた場合に必ず処置が与えられる場合ではなく、ある閾値を超えたときに処置が与えられる「確率」が大きく変化する場合がある。前者のような閾値で処置が決定される場合をシャープな回帰不連続(SRD)デザインと呼ぶのに対し、閾値で確率が不連続に変化する場合に用いられる RDD をファジーな回帰不連続(FRD)デザインと呼ぶ。FRD は潜在アウトカムと処置変数との統計的独立、すなわち *ignorability* が必ずしも成立せず、SRD と同じ方法で推定できないが、個体が *running variable* の閾値を超えているときに 1 をとるダミー変数  $Z_i$  を操作変数として用いた二段階最小二乗推定(2SLS)で平均処置効果を推定することができる(Angrist and Pischke(2009))。

#### 第4項 小括

以上の議論から、RDD による処置効果識別のための条件と留意事項についてまとめる。RDD による識別戦略は、処置の割り当てが *running variable* と呼ばれる連続変数の決定関

数であるときに、処置の有無を決める閾値の近傍におけるアウトカム変数の不連続的な変化を処置効果とする推論の方法であった。RDD でもっとも鍵となる仮定は、潜在アウトカムの分布が任意の *running variable* の値について連続的である、というものである。この仮定により、任意の *running variable* の値の近傍に位置する個体は似たような属性を持ち、その観測値の差はほとんど偶然に起因するものとみなすことができる。したがって、実際に観測されるアウトカムが閾値において不連続に変化していれば、閾値の上で生じているその変化は個体の観測できない性質によるものではなく、処置の割り当てが原因、すなわち関心あるプログラムの処置によって引き起こされたものであるということが出来る。この *running variable* の特定の値によって処置が決定される場合に応用される RDD をシャープな RDD(SRD)と呼び、一方処置の割り当ての確率が不連続的に変化する場合に応用される RDD をファジーな RDD(FRD)と呼ぶ。SRD は閾値の両側に線形関数をあてはめる局所線形回帰によって推定されるアウトカムの条件付き期待値の差を平均処置効果とする一方、FRD は割り当ての有無を示すダミー変数を操作変数として2段階最小二乗法によって推定する方法が一般的に用いられる。

RDD の枠組みにおける推定で留意すべき点として、上記の潜在アウトカムの連続性の仮定に関連するが、分析対象とする個体が自身の *running variable* の値を意図的に操作 (*manipulation*) できる場合は、潜在アウトカムの連続性が成り立たず、RDD による識別戦略は適当ではなくなる可能性が高い。直観的にはプログラムの参加の可否を決める試験で、十分高得点を取れる個人に最大限高い点数を取らせる誘因がない場合、合格点の少し上回った付近にそうした個人も含まれる可能性が高く、結果として閾値周辺に似たような個体が集まっているという仮定が崩れてしまう可能性が高い。観測できる共変量が多くある場合には、それらを回帰モデルに含めることでこうしたバイアスを取り除くことが可能となるが、注意が必要である。

## 第7節 Synthetic Control Methods による比較分析

本節では Abadie and Gardeazabal (2003) によって開発され、続く Abadie, Diamond et al. (2010), Abadie, Diamond et al. (2015) で発展されてきた Synthetic Control Method によるプログラムの処置効果の推定について整理する。

### 第1項 Synthetic Control Method による反実仮想構築の定式化

Synthetic Control Method は、ある政策介入あるいはプログラムへの参加があった個体に、その処置による効果があったかを比較分析で行う場合に、比較される対照(*Control*)を、処

置のない複数の個体のアウトカムを加重平均することで合成的に形成する手法である<sup>29</sup>。この合成された対照を Synthetic Control(以下, SC)と呼び, SC を形成するための潜在的な非処置個体の集合をドナープールと呼ぶ。ドナープールに含まれる個体のアウトカムの加重平均値である SC を反実仮想として, 実際に観測された処置個体のアウトカムと差分を取ることで処置効果を推定する。

まずアウトカム変数の観測された値を $Y_{it}$ とする。ここで $i$ は個体,  $t$ は観測された時点を表す。また $Y_{it}^N$ は個体 $i$ が処置を受けていないとした場合の,  $Y_{it}^I$ は処置を受けた場合の, 時点 $t$ におけるアウトカムを表す。このとき, 個体 $i$ の時点 $t$ における政策介入の効果は $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$ として求めることができる。

標本内の観測される個体の数を $J + 1$ 個とし,  $i = 1$ が処置のあった個体(処置個体), 残り $J$ 個の個体 $i = 2, \dots, J + 1$ が政策非処置の個体の集合である。観測期間は $t = 1, \dots, T_0, T_0 + 1, \dots, T$ とし,  $T_0$ までが政策処置前の期間,  $T_0 + 1$ 期以降 $T$ 期までが処置後の期間とする。ここで,  $T_0$ 期以前には処置のアウトカムに対する影響はまったくなく, 処置後に初めてアウトカムに影響が生じるものと仮定する。また, 処置個体への処置がドナープールに含まれる非処置個体に影響がないことを仮定する。

上記の設定の下, SCM の目的は処置によって処置個体のアウトカムにもたらされた変化を推定することであり, 言い換えると $T_0 + 1$ 期以降の処置効果( $\alpha_{1T_0+1}, \dots, \alpha_{1T}$ )を推定することである。ここで,  $i = 1$ における $T_0 < t$ の期間のアウトカムは $Y_{it}^I$ として観測されていることから, 政策介入の効果 $\alpha_{it}$ を求めるには, 観測されない $Y_{it}^N$ を推定すればよいということになる。一般に $Y_{it}^N$ が以下の因子モデルに従うと仮定する:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t \mathbf{Z}_i + \lambda_t \boldsymbol{\mu}_i + \varepsilon_{it} \quad (2-54)$$

ここで $\delta_t$ が個体間で共通の負荷量を持った因子,  $\mathbf{Z}_i$ が $(r \times 1)$ の観測される共変量ベクトルであり, 処置の有無について相関がないことを仮定する。 $\theta_t$ が $(1 \times r)$ の未知パラメータベクトル,  $\lambda_t$ が $(1 \times F)$ の観測されない個体間で共通の因子ベクトルで,  $\boldsymbol{\mu}_i$ が $(F \times 1)$ の未知の因子負荷量ベクトルである。また $\varepsilon_{it}$ は個体単位で生じる平均ゼロのショックである。また $j = 2, \dots, J + 1$ において $w_j \geq 0, w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ という性質を持つ $(J \times 1)$ のウェイトベクトル $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ を想定する。この $\mathbf{W}$ の各値が, 合成対照(SC)を形成する潜在的な非介入個体のウェイトを表す。(2-54)の因子モデルを用いると, 非処置の個々の個体のアウトカムお

<sup>29</sup> 本節における SCM の説明は Abadie, Diamond et al. (2010)に従っている。

よび共変量にウェイトづけしたものの合計として、SC は以下のように表現することができる：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \boldsymbol{\theta}_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mathbf{Z}_j + \boldsymbol{\lambda}_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \boldsymbol{\mu}_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \quad (2-55)$$

また、以下の各式を満たすウェイトベクトル  $\mathbf{W}^* = (w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)'$  が存在すると仮定する：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} = Y_{11}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} = Y_{1T_0} \quad \text{かつ} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mathbf{Z}_j = \mathbf{Z}_1 \quad (2-56)$$

このとき、Abadie, Diamond et al. (2010)では、もし  $\sum_{t=1}^{T_0} \boldsymbol{\lambda}'_t \boldsymbol{\lambda}_t$  が非特異ならば以下の式(2-57)が成立し、介入前の期間が十分に大きければ、式(2-57)の右辺の平均値はゼロに近づくことが証明されている：

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left( \sum_{n=1}^{T_0} \lambda'_n \lambda_n \right)^{-1} \lambda'_s (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (2-57)$$

すなわち、式(2-56)を満たす  $\mathbf{W}^*$  が存在し、いくつかの条件を満たすとき、 $\mathbf{W}^*$  でウェイトづけされたドナープールのアウトカムは、処置個体の「処置がなかった場合」のアウトカムに等しくなる。このことは、本研究の目的である政策介入の効果  $\alpha_{1t}$  は、 $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$  の期間において、以下の式で推定できることを示唆する<sup>(30)</sup>：

<sup>(30)</sup> なお、式(2-54)の因子モデルは差分の差(Difference-in-differences, DID)モデルを一般化したものと捉えることができる。すなわち、従来の DID モデルは個体間で共通の因子ベクトル  $\boldsymbol{\lambda}_t$  がすべての  $t$  で一定とした場合に得られるものである。例えば  $\boldsymbol{\lambda}_t = \mathbf{1}$  とした場合、 $Y_{1t}^N = \delta_t + \boldsymbol{\mu}_i + \boldsymbol{\theta}_t \mathbf{Z}_i + \varepsilon_{it}$  となり、時間で不変の観測できない因子  $\boldsymbol{\mu}_i$  をもつ固定効果モデルに他ならない。DID モデルは  $\boldsymbol{\lambda}_t$  がすべての  $t$  で一定という仮定の下で、個体内の前後差分をとることで観測不能の因子を除去し、政策効果を識別する手法である。一方、上記の因子モデルは観測不能な共変量の時間による変化を許容するモデルとなっている。このモデルでは前後差分をとっても  $\boldsymbol{\mu}_i$  を除去することはできないが、以下を満たす  $\mathbf{W}^*$  が得られるとき、SC は  $Y_{1t}^N$  の不偏推定量となることがわかっている：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mathbf{Z}_j = \mathbf{Z}_1 \quad \text{かつ} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \boldsymbol{\mu}_j = \boldsymbol{\mu}_1$$

実際には  $\boldsymbol{\mu}_i$  は観測不能であることから、上記のような SC を得ることはできないが、Abadie, Diamond et al. (2010)で紹介されている標準的な仮定の下では近似的に成立することが指摘されている。



$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \quad (2-58)$$

ただし、式(2-58)による政策効果の推定にあたって留意すべき点はいくつかある。まず $\mathbf{W}^*$ の存在は、 $(Y_{11}, \dots, Y_{1T_0}, \mathbf{Z}'_1)$ が $\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, \mathbf{Z}'_2), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, \mathbf{Z}'_{J+1})\}$ の凸包に属するとき、その時のみ成立するとされている。言い換えると、処置個体の特徴が、ドナープールに含まれる個体群の特徴とかけ離れているような場合には $\mathbf{W}^*$ の存在は保証されない。また式(2-56)を成立させるような非処置個体の加重結合が得られないかもしれない。これも同様に $(Y_{11}, \dots, Y_{1T_0}, \mathbf{Z}'_1)$ が $\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, \mathbf{Z}'_2), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, \mathbf{Z}'_{J+1})\}$ の凸包から遠く離れてしまっている場合に起きうる。これらの問題は、Synthetic Control Methodによって合成対照を形成するにあたり、ドナープールにどのような対照候補を含めるかがひとつの論点になることを意味する。

## 第2項 ウェイトベクトルの推定方法

Synthetic Control Methodによって $Y_{1t}^N$ の推定量を得るためにはドナープールに含まれる非介入個体に適切な加重をするためのウェイトベクトル $\mathbf{W}^*$ を得る必要がある。Abadie, Diamond et al. (2010)に従って、 $\mathbf{W}^*$ の推定値を得るためのセットアップを行う。まず $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ は $j = 2, \dots, J+1$ において $w_j \geq 0, w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ という性質を持つ $(J \times 1)$ のウェイトベクトルである。 $Y_{1t}, Y_{jt}$  ( $j = 2, \dots, J+1$ )はそれぞれ処置個体および非介入個体の $t = 1, \dots, T$ 時点で観測されたアウトカム変数の値である。また $\mathbf{K} = (k_1, \dots, k_{T_0})'$ は介入前期間のアウトカムの線形結合 $\bar{Y}_t^K = \sum_{s=1}^{T_0} k_s Y_{1s}$ を定義する $(T_0 \times 1)$ のベクトルである。例えば $k_1 = k_2 = \dots = k_{T_0-1} = 0, k_{T_0} = 1$ のとき、 $\bar{Y}_t^K = Y_{1t}$ となる。ここで $\mathbf{K}_1, \dots, \mathbf{K}_M$ で定義される線形結合の集合 $M$ を考える。このとき処置個体の介入前期間の説明変数ベクトルを $(k \times 1)$ の $\mathbf{X}_1 = (\mathbf{Z}'_1, \bar{\mathbf{Y}}_1^{K_1}, \dots, \bar{\mathbf{Y}}_1^{K_M})$ として定義する。ここで $\mathbf{Z}_1$ は処置個体の各共変量の介入前期間における平均値である。また $k = r + M$ であり、 $r$ は $\mathbf{Z}_1$ に含まれる変数の数である。すなわち観測できる各共変量の値の平均値 $\mathbf{Z}_1$ および $M$ 個のアウトカム変数自体の線形結合の集合をアウトカムの予測変数とする。またドナープールに含まれる非介入個体の説明変数ベクトルも $(k \times J)$ の $\mathbf{X}_0$ として同様に表現でき、 $j$ 番目の個体の説明変数ベクトルは $\mathbf{X}_j = (\mathbf{Z}'_j, \bar{\mathbf{Y}}_j^{K_1}, \dots, \bar{\mathbf{Y}}_j^{K_M})$ である。

Abadie, Diamond et al. (2010)は、利用可能な非介入地区の加重平均を得る方法として、 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ かつ $w_j \geq 0, j = 2, \dots, J+1$ の制約の下、処置個体と非介入個体群の説明変数ベクトルの間の差異である $\|\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}\|$ を最小にするような $\mathbf{W}^*$ を求めている。より具体的には、 $\|\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}\|_V = \sqrt{(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})}$ によって距離を求める。ここで $\mathbf{V}$ は $(k \times k)$

の正定値対角行列であり，含まれる各要素は，各説明変数の予測力を定義する。すなわち  $W^*$  の選択は  $V$  の選択に依存することになる。 $V$  の選択方法はいくつかあるが，Abadie and Gardeazabal (2003) および Abadie, Diamond et al. (2010) では，介入前期間におけるアウトカムの平均二乗予測誤差(MSPE)を最小にする  $V$  を選択しており，第 6 章にて行う自治体の中核市移行による財政への影響に関する分析でもこれらの手段に従う<sup>(31)</sup>。

### 第3項 小括

Synthetic Control Method はあまり一般的には生じないような特殊なイベント(例えば Abadie, Diamond et al. (2015) が取り上げた東西ドイツの統合)による関心あるアウトカムへの効果(旧西ドイツ経済への影響)を推定しようとしたときに，推測統計学に基づく推論を行うには十分な標本サイズを確保できないために，これまではケーススタディのような質的研究によって分析がなされていた事例に対して，定量的な分析方法を提供する側面を持っている。また Arkhangelsky et al. (2019) のように Synthetic Control Method と DID のそれぞれの長所(SC の長所であるコントロール群の加重平均と，DID の長所である処置の前後のデータをを用いたバイアス補正)を組み合わせた発展的な手法も提案されており，今後も実証研究の分野でさらなる研究蓄積が進んでいくと考えられる。

---

<sup>(31)</sup>  $V$  ウェイトの選択については，説明変数のアウトカムの予測力に対する先見的な情報があれば，分析者が設定しても良いとされている(Abadie, Diamond et al. (2010))。一方，データドリブンなウェイトの設定方法として，STATA の `synth` コマンドの初期設定では  $V$  を回帰モデルの結果を用いている。また `nested` オプションを付加することで，回帰ベースの  $V$  ウェイトを初期値とし，すべての正定値対角行列の中からより MSPE が低くなるようなウェイトベクトルを探索する。第 6 章の分析でも `nested` オプションを付加したうえで推定を行った。

### 第3章 集積の経済による便益の推定：ヘドニックアプローチによる分析

本章では、ヘドニックアプローチを応用した東京 23 区内における交通投資がもたらす集積の経済による生産力効果に関する分析を行う。交通投資の便益評価は一般的に当該交通手段を用いるユーザーにもたらされる便益(直接便益)のみを扱う。しかしながら近年では、不完全競争や税による価格体系の歪みなど市場の失敗があるとき、交通投資がユーザー以外にも便益をもたらすことがわかっている。特に注目されているのが、個人間が近接することによる集積の経済の存在である。交通投資が実質的な近接性の向上をもたらす結果、集積の経済による効果が生まれ、ユーザー以外の様々な経済主体に正の影響をもたらす可能性がある。この集積の経済による追加的な便益が投資判断のうえで無視できない大きさになりうることから、英国などでは政府主導で分析ガイドライン(WebTAG)を作成し、間接便益(Wider Economic Impacts)の評価を勧奨している。

本章は Wider Economic Impacts で採用されている実効集積(Effective Density)を応用し、交通モードごとの一般化費用を独自に算出した上で、東京 23 区内において生じている交通投資がもたらす集積の経済の効果を、生産関数から導出したオフィス賃料関数を用いて推定を行う。

#### 第1節 はじめに

##### 第1項 研究の背景

人口減少と少子高齢化に併せて生産年齢人口の減少という背景から政府はより効率的・効果的な財政支出のあり方を求められている。経済・社会を支える鉄道や道路といった交通インフラも例外ではなく、厳しい財政状況の下、財政健全化と経済再生の同時達成という必要かつ容易ではない要請に答えていく必要がある。図 3-1 は戦後の鉄道および道路の投資額の推移を見たものである。鉄道投資は高度経済成長期に急速に整備が進んだが、1970年代後半から 80年代は投資額を減少させ、90年にはピークの半分近くまで下がった。国鉄の民営化によって投資額が増加した時期もあるが、2000年以降は再び減少している。また、道路投資は戦後から 1990年代中頃まではほぼ一貫して投資額を増加させてきたが、その後は減少傾向にある。

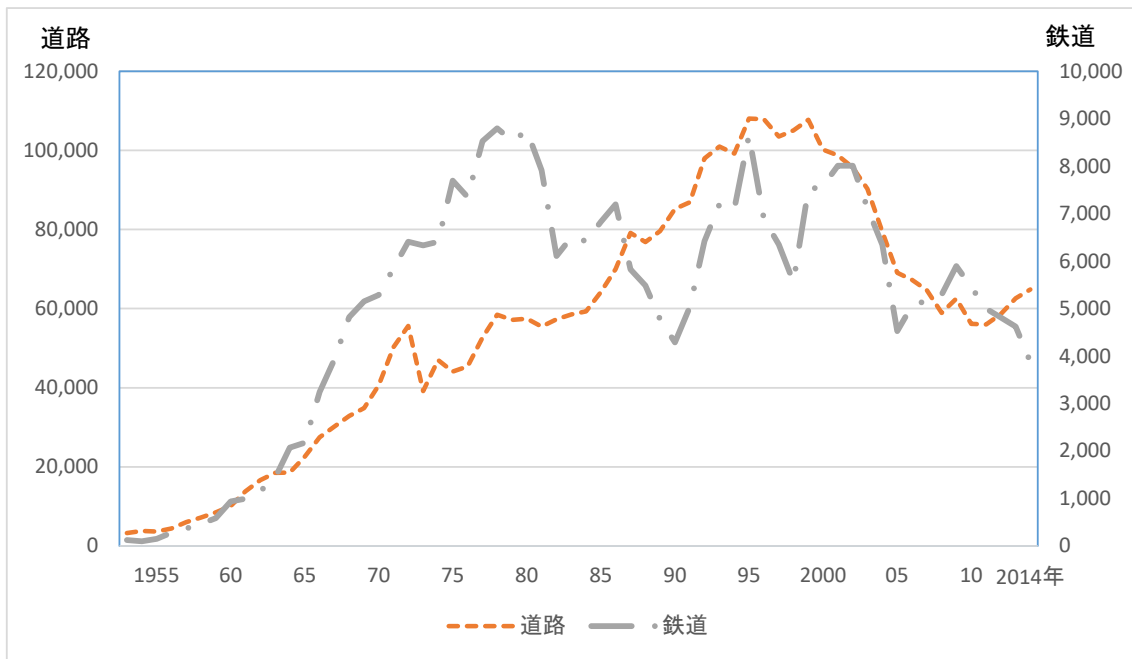


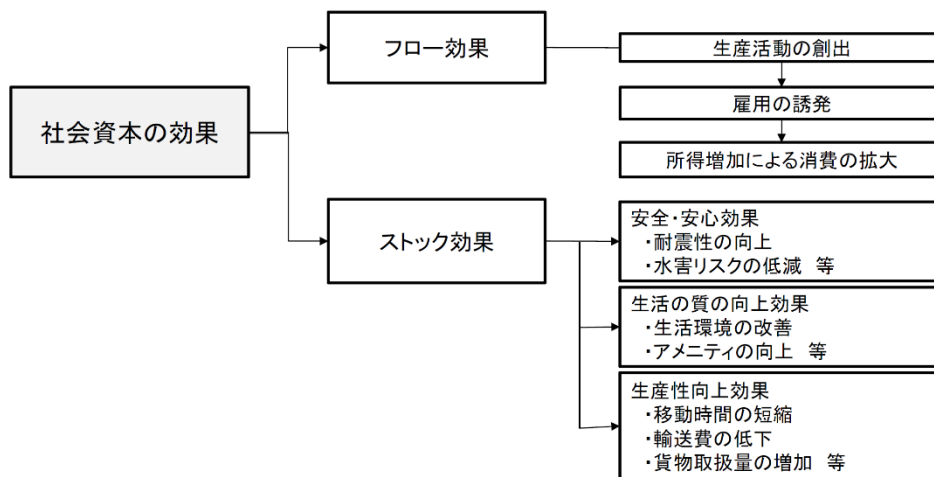
図 3-1 鉄道・道路投資の推移(単位:億円, 2011年基準実質投資額)

(出所) 内閣府(2018)『日本の社会資本 2017』

(図注) 鉄道, 道路とも新設改良費。鉄道は鉄道建設・運輸施設整備機構等と地下鉄道を合算した。

インフラや交通を所管する国土交通省では, インフラ整備の効果を大きくフロー効果とストック効果の2種類に分けている(国土交通白書(2016))。フロー効果はインフラ整備事業自体による生産, 雇用, 消費等の経済活動によって, 短期的に経済全体を拡大させる効果である。一方, スtock効果は, インフラが社会資本として蓄積され, 機能することで継続して中長期的にわたり得られる効果であり, 例えば安全安心を生み出す効果や生活環境の改善などはこうしたストック効果として考慮される。このインフラ整備のストック効果として, 生産性を向上させる効果も含まれている(図 3-2)。また, 第4次社会資本整備重点計画(2015)においても社会資本のストック効果最大化が課題として掲げられており, インフラがもたらす生産性の向上効果を定量的に分析することが求められている。交通投資は鉄道・道路とも抑制傾向にあるが, 言い換えれば, 同じ投資額でもより高い生産性向上効果を持つという意味で, より効率的な交通投資が行われることが今後ますます重要視されることになると言えるだろう。

図 3-2 社会資本の効果



(出所) 国土交通省(2015)より抜粋

## 第2項 交通事業の便益評価と Wider Economic Impacts

多くの施策評価と同様、交通事業についても施策の実施にかかる費用に対してどの程度の社会的な便益をもたらすかを、施策の正当性の重要な根拠としている。交通事業の便益評価に関しては、当該事業の利用者が得る直接便益と、当該事業の利用者ではないが、事業投資による経済活動の変化が生じた結果として得る間接便益に分けて考えることができる。一般的に事業評価の目的で計算されるのは直接便益のみであり、例えば国土交通省道路局・都市局が作成する『費用便益分析マニュアル』における便益計算は、走行時間短縮、走行経費削減、交通事故減少の3つの効果によって構成されている。これらはすべて当該事業の直接的な利害関係者にもたらされる便益である。

通常、費用便益分析の際に便益に間接便益を含まないのは、交通インフラ整備の間接的な効果は、特に非交通市場に価格の歪みや市場の失敗がない限りは、裁定が生じて社会全体ではゼロになる、と考えられるからだ<sup>32</sup>。したがって、交通インフラ整備の便益は、実際に交通市場における経済主体に発生する便益だけを評価することが通例である。

一方で、非交通市場に何らかの市場の失敗、あるいは価格体系に歪みがある場合、非交通市場においても便益が生じることが理論的に指摘されており(例えば金本(2013)や Venables et al.(2014))、この間接便益が無視できない大きさである可能性があることも近年注目されている<sup>33</sup>。英国では交通インフラ整備の事前評価について、直接効果だけではな

<sup>32</sup> 例えば城所(2005)などを参照。

<sup>33</sup> 例えば金本(2014)や中川(2018)など。

く間接効果についても金銭的に把握することを推奨し、そのためのガイダンス(WebTAG<sup>34</sup>)を整備している。WebTAGにおいてはこれらの経済的な間接便益のことを Wider Economic Impacts として推計手法まで取りまとめており、この Wider Economic Impacts として捕捉される便益を事業評価に含めているケースもでてきている<sup>35</sup>。

Wider Economic Impacts では交通投資が追加的な民間投資を引き起こす誘発投資効果、移動時間の短縮による実質的な賃金上昇によって労働市場への参入が増加する雇用効果、および実質的な企業間・労働者間の距離が近接することによって生み出される集積の経済がもたらす生産力効果の3つの間接便益が記述されている<sup>36</sup>。その中でも交通投資による個体間距離の短縮で実質的な密度(有効密度ないしは実効集積)が上昇することによりもたらされる集積の経済の生産力効果が、とくに大きな効果として挙げられる。例えば Wider Economic Impacts を事前事業評価として公開している英国ロンドンの鉄道建設プロジェクト Crossrail は、鉄道開通がもたらすユーザー便益が 12,832 百万ポンドであるのに対し、集積の経済によってもたらされる間接便益は 8,204 百万ポンドと、直接便益と比べても無視できない大きさの追加的な便益が、集積の経済によってもたらされるとしている(Buchanan & Volterra (2007))。こうしたことから、交通投資によって引き上げられる集積の経済がもたらす間接便益を推計する意義は大きいと考えられる。

本研究では、交通インフラの整備がもたらす集積の経済の生産力効果について、Wider Economic Impacts においても導入されている実効集積(effective density)を基に推計を試みる。推計にあたっては八田・唐渡(2000)のオフィス賃料のヘドニックモデルを応用し、実効集積の変化がどの程度オフィス賃料への支払い意思額として反映されているかを推計する。また分析も非金融と金融に業種を分け、産業ごとの差異を調べる。

## 第2節 交通インフラ整備がもたらす間接便益

### 第1項 交通インフラ投資がもたらす便益

交通インフラの改善によって生じる便益は様々あるが、Venables et al(2014)に従うと、大きく3つに分類できる。1つ目がその交通インフラを利用する経済主体に帰着する利用者便益、2つ目が企業や労働者の生産性が向上する生産性効果、3つ目が交通インフラの改善

<sup>34</sup> Web Transport Analysis Guidance の略。英国運輸省(Department for Transport, DfT)が作成・公開している交通インフラ投資の事前事業評価のためのガイドラインであり、一般的な費用便益分析から環境や自治体財政への影響に関する分析など幅広い領域における影響評価のためのガイドラインを提示している。

<sup>35</sup> 例えば英国ロンドン内の新鉄道 Elizabeth Line の建設プロジェクトである Crossrail プロジェクトは Wider Economic Impacts の評価事例として頻繁に取り上げられる。Buchanan & Volterra (2007)参照。

<sup>36</sup> ただし WebTAG(2018)も指摘するように、交通投資がもたらす間接便益はその他にも様々なタイプが想定されるが、ある程度の確度をもって推計可能な効果として3つが掲げられている。

によってその周辺の土地の魅力が増すことで投資や雇用が生じる投資・雇用効果である。利用者便益は交通市場内で発生する便益であり、直接便益である。費用便益分析において便益計上されるのは、通常はこの利用者便益のみであり、例えば国土交通省が作成・公開している費用便益分析マニュアルにおいては、時間短縮効果、費用削減効果、事故率減少の効果の3つを金銭換算したものを交通投資による便益とする。

一方、ユーザー便益以外の間接便益は特定の条件の下では相殺されて、それを計上することは二重に便益計上するとされてきた。特定の条件とは①交通改善の影響が及ぶ非交通市場はごく小さく、②その非交通市場においては経済は完全に効率的に運営されている、という条件である。ここで言う「効率的」というのは、経済主体の行動が価格の変化に瞬時に反応し、価格の変化で経済主体の行動も瞬時に変わる、という状況を示す。

しかし近年ではこの非交通市場の完全に効率的な運営という前提に疑問が呈され、価格体系における歪みや不完全市場がある場合には間接便益は無視できない大きさになる可能性が指摘されている(例えば金本(2014))。本研究では不完全市場の原因の一つである経済集積がもたらす外部性(集積の経済)による生産性の向上(生産力効果)に焦点を当てて分析を行うものである。

## 第2項 先行研究：経済集積と交通投資の生産力効果

交通投資がもたらす集積の経済による生産力効果という点では、少なくとも2つの論点が考えられる。ひとつは集積の経済が生産性を引き上げることがあるのか、もうひとつは交通の改善(アクセシビリティの向上)が集積の経済を引き上げることがあるのか、という点である。前者の論点における疑問は、なぜ企業が近くに立地しているというだけで、生産性が引き上がる可能性があるのか、そしてそれは実際に起こっている現象なのか、と言い換えることができる。経済活動の集積が企業の生産性そのものを引き上げる、という主張については、そもそも経済活動が地理的に集中する理由はなにかという議論と併せて長らく検証されてきた。経済活動が地理的に集中しているのは集積することによる何らかのメリットが生じている証拠だということは空間不可能性定理(Starrett(1978))から明らかにされている。地理的な理由によって経済活動が集中していると考えられることもできるが、自然条件が産業立地を説明できるのは、Ellison & Glaeser (1997)によればせいぜい20%程度という結果が報告されている。

都市の規模が生産性を引き上げるかどうかを直接的に推計した研究としては、Sveikauskas (1975)やRosenthal & Strange (2004)がある。とくに後者は集積の経済の初期の実証分野では権威的(Venables et al. (2014))な研究であり、都市人口が2倍になると、生産

性は3~8%向上するという指摘をした。Glaeser & Mare (2001)は、大都市ではそうでない都市に比べて賃金が平均的に高いという事実から、大都市で事業活動を行うことの優位性があるかどうかを検証した。ここでの問題は、高賃金が都市で事業活動を行うことの優位性ではなく、大都市の生活基盤としての魅力から能力の高い人材が集まってしまっていることの反映となっていないか、という効果の識別問題である。この点について固定効果モデルや、移民の数を操作変数としたIV法(都市に住むかどうかの確率に影響するが、個人の能力には影響しない)による推定結果から、都市そのもののプレミアムであると結論づけている。また、労働者の固定効果を考慮して賃金プレミアムの都市規模弾力性を推定したCombes et al. (2010)は、Glaeser & Mare (2001)の結果と比べて実際にはプレミアムは半分程度であると結論した。本研究のアプローチと近いところでは、Dekle & Eaton (1999)が、企業の支払う家賃が都市部では高いことに着目し、わざわざ高いオフィス家賃を支払ってまで都市で事業を行うのは、それを補償するだけの生産上のアドバンテージがあるからだとして指摘した。

都市の生産性が高いのは、生産性が高い企業が集まっているからではないかという逆の因果関係の可能性については、Moomaw (1981)などによって指摘されていた。この点についてCiccone and Hall (1996)は1800年代の鉄道敷設状況や都市人口などを操作変数として用いた推定によって、雇用密度が2倍になると労働生産性は約6%増加するという結論を導いている。またCombes et al. (2010)は操作変数を用いた推定によって減じた集積の経済の生産性の効果は、上昇分の1/5程度であるとしている。すなわち都市規模を要因とした生産性向上があるという結論はいくつかの実証研究からも支持されている。

では交通投資が集積の経済を引き上げた結果、都市の生産性向上につながったという研究はあるだろうか。Deng(2013)によれば、マクロ経済学モデルに基づく交通投資と生産性の関連について論じた研究の嚆矢となったのはAschauer(1989)であり、その後理論的な考察として公共交通の改善がもたらす集積の経済(Chatman & Noland(2011)), 広範な経済効果(Bhatta & Drennan(2003), Lakshmanan(2011), Vickerman(2008)), その他交通投資と生産性に関する因果関係を考察したものなどがあり、多くが正の相関を認める結論を導いている。しかしながら、実証結果についてはばらつきがある。例えば米国の15州を対象としたFisher(1997)の分析によれば、高速道路の整備が経済成長に貢献したケースは分析したものうち約70%であった。また、40の実証研究結果をレビューしたBhatta and Drenman(2003)は、生産の交通投資弾力性は+0.04~+0.39であったとしている。Graham et al. (2009)は、集積の効果が距離で減衰するというモデルによって、集積の経済による全要素生産性の弾力性を推定した結果、全産業で0.04、製造業で0.02、建設業で0.03などの結果を得ている。



国内では、樋野他(2016)が DfT(2005)の手法をもとに、金本(2013)による批判的検討を考慮して、交通投資による労働者の移動を考慮に含めたモデルを構築し、圏央道の広範な経済効果について分析している。

また政策効果の評価手法としては、とくに政策に影響をうける非市場財の価値が、最終的に不動産価格に帰着するという資本化仮説に基づくヘドニックアプローチが、多くの研究および政策評価実務で採用されている。八田・加藤(2007)は、企業の地区内集積である局地的集積度数、立地する都市の規模である都市圏集積度数、および他の都市圏からの影響を示す都市間ポテンシャルという3つの集積指標を構築し、日本の代表的な7都市(東京、大阪、名古屋、札幌、仙台、広島、福岡)107ゾーンについて、オフィス賃料関数に上記の集積指標を含めて回帰させ、集積の利益を推定している。この都市間ポテンシャルは自地域の属する都市圏以外の各都市圏の人口規模を、距離の逆数でウェイト付けした値を用いている。本節第4項および第3節第1項で詳しく論じるが、これは本研究の中心的なテーマである実効集積(effective density, 後述)とほとんど類似の概念である。ただし、本研究は都市間ではなく都市内での集積の利益を分析するため、ゾーン間でのポテンシャルとしての集積指標を構築する。また、同論文は他の都市圏までの直線距離でウェイトづけているが、本研究では、ゾーン間の距離に関して移動手段ごとに算出した一般化費用によってウェイト付けを行うことで、単純な直線距離よりも経済活動を行う上でより実質的な距離による影響を推定する。さらに、社会資本の生産力効果として、地下鉄・鉄道建設の投資額を含む社会資本額を説明変数としてオフィス賃料を用いたヘドニックアプローチによって集積の経済の効果を推定し、プラスの効果を得ているが、本研究では上記の実効集積に影響を与える一般化費用の変化という観点から、交通投資がもたらす集積の便益を推定することを試みている。

### 第3項 東京23区における生産活動の分布

本研究が分析対象とする東京23区内を事例に生産活動の分布を示したのが図3-3である。ここでは第3節以降の分析枠組みに合わせ、平成26年度経済センサスによる産業別の従業者数を、平成28年度土地利用現況調査の商業面積で割った値を東京都市圏交通計画協議会によって実施されているパーソントリップ調査の小ゾーンごとに計算した従業者密度を生産活動の状況として図示したものである。これをみると、全産業を対象とした密度分布においても、千代田区を中心とした地域に生産活動が集中している様子がわかる。一方、産業ごとにみると、それぞれに特徴がより明らかになる。ここでは金融・保険業、情報通信業、学術研究・専門技術サービス業を示す。まず情報通信業(図左下)および学術研

究・専門技術サービス業(図右下)については、全産業の分布と比較的類似の傾向と見られるが、とくに情報通信業は港区・品川区周辺の臨海部、渋谷区・新宿区あたりに高い集積が見られる。一方、金融・保険業(図右上)については、中心部のほかに渋谷区や新宿区、豊島区、墨田区、大田区といった、比較的散らばっている地域に事業活動の集積地が観察される。また全体的な事業分布の金融業は他の産業に比べて分散している傾向にあるといえるだろう。

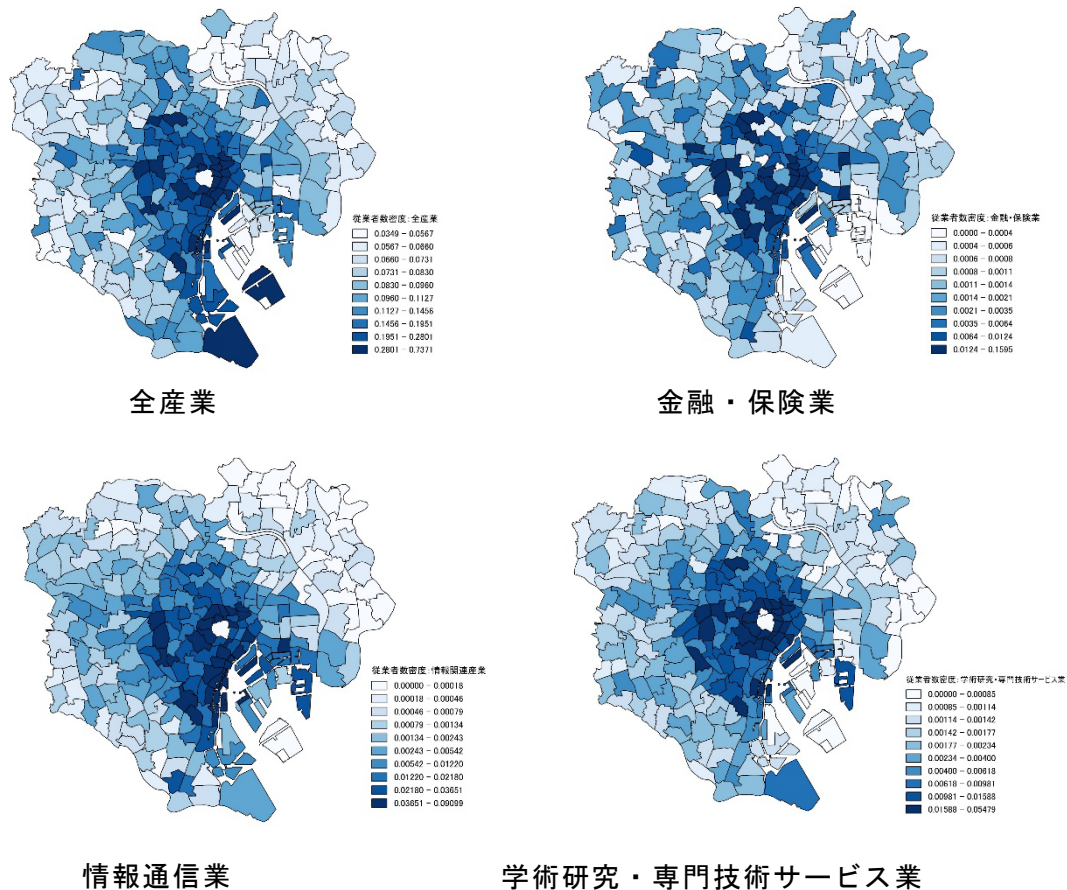


図 3-3 東京都 23 区内 従業者密度の分布

#### 第4項 実効集積(Effective Density)

前項では、経済活動の地理的集中によってどのような経済的便益が生じるか、についての理論的・実証的知見の蓄積は多いが、交通インフラと集積の経済の関連に関する実証的な蓄積はまだ余地が多いことを確認した。ここでは実効集積という概念を導入し、交通インフラの改善がどのように企業の生産性を変化させるかを整理する。

道路や地下鉄など公共交通の整備によるアクセシビリティの改善は、仮に企業や労働者(これらを個体と呼ぶ)の立地に変化がなくても、実質的な近接性が向上したと考えること

ができる。近接性の向上は実質的な集積度あるいは密度を高めることと同義であることから、集積の経済によって生産性が向上するという効果が存在する場合、アクセシビリティの改善によって都市の生産性を引き上げる効果をもたらす。この、ある地点(ここでは  $j$  とする)における地区間の移動費用を考慮した実質的な密度を、実効集積(effective density)と呼ぶ。例えば WebTAG では、実効集積を以下のように定義している<sup>37</sup>：

$$ED_j = \sum_k \frac{Employ_k}{(GC_{jk}^m)^{a^i}} \quad (3-1)$$

ここで  $Employ_k$  は  $k$  地区における従業者数、 $GC$  は地区  $j$  から地区  $k$  までの交通モード  $m$  による一般化費用である。 $a^i$  は距離による密度からの影響の大きさを決定する任意の減衰パラメータである。一般的には距離が遠ざかるほど密度の影響は弱まる、つまり密度は距離の減少関数と考えられる。右肩の添字  $i$  は産業を表し、産業ごとの影響を考慮できるとしている。例えば WebTAG では製造業 1.097、建設業 1.562、対消費者サービス 1.818、対企業サービス 1.746、全産業(左記の加重平均)1.655 としている。分析対象となる地域内のすべての  $j-k$  間の一般化費用加重従業者数を合算したものが  $j$  地区の実効集積となる。

次項でみるように、アクセシビリティの改善の生産性への影響は、実質的な密度の上昇による集積の経済の発現という経路でもたらされると考える。したがって、ある地点から見た別の地点の経済活動規模(例えば労働者数)をそこまでの距離で重み付けした実効集積を算出し、生産性を示すアウトカム変数(例えば付加価値額)に回帰させることで、アクセシビリティ 1 単位の改善がどの程度の生産性向上を促すかを調べることができる<sup>38</sup>。

本稿における分析も、基本的にはこの実効集積の定義を用いる。また実効集積の変化による生産経済への影響を見るために、企業が経済集積への近接性を確保するために追加的にいくら支払っているか、という観点から、ヘドニックアプローチによるオフィス賃料関数の推定によって集積の経済の規模を推定する。

Venables et al. (2014)によれば、経済集積へのアクセシビリティの改善が、企業同士の取引を活性化し取引数の増加につながって、結果として生産性の向上に結びつく「近接効果」と、中心地へのアクセス向上によってより多くの人々が中心地に集まり、より専門性へのア

<sup>37</sup> 単純化のために時期と想定シナリオのインデックスを省略している。詳細は DfT(2018)TAG unit A2.4 を参照。

<sup>38</sup> WebTAG の Productivity Effect は交通投資による実効集積の変化率に域内総生産の集積弾力性と域内総生産を掛けた値として定義している。本研究は集積の経済による生産面への便益をヘドニックアプローチによって推定している点が WebTAG と異なる。

アクセスが容易になる結果、生産性が向上する「クラスター効果」がある。この成果を踏まえた DfT(2018)では、前者を static な効果、後者を dynamic な効果として分類している。本研究はヘドニックアプローチによって既存の道路や公共交通によるアクセシビリティが企業の生産性にどう影響を及ぼしているかをクロスセクショナルなデータを用いて分析するという点から、「近接効果」による生産力効果に関する実証分析ということができよう。

## 第5項 アクセシビリティとオフィス賃料の関係の定式化

アクセシビリティの改善が実効集積を向上させ、結果として企業の生産性を引き上げる効果をもたらすことは前項までの先行研究の整理によって確認された。本項では、財市場が完全競争的であるとき、集積の経済による企業の生産性向上がオフィス賃料として反映されるという議論を、八田・唐渡(2000)を参考に定式化し、実効集積を考慮したオフィス賃料関数を導出する。

まず技術的に同質な企業の立地行動を想定する。都心部における事業所はオフィススペース  $s$  と労働力  $l$  を生産要素として投入する。ただし労働の効率性は企業が立地する地区  $j$  の実効集積  $ED_j$  によって規定されると想定し、以下のような生産関数を持つ

$$y^j = f(s, v_j(l)) \quad (3-2)$$

ここで  $y^j$  は、企業が  $j$  地区に立地し、生産要素としてオフィススペース  $s$  と労働量  $l$  だけ投入した際の実現する生産量である。 $v_j$  が  $j$  地区に特有の労働効率性を規定する要因であり、以下のように定義する：

$$v_j = l \times ED_j(E_j, E_k) \quad (3-3)$$

つまり、同質な企業が労働者  $l$  を同じだけ投入しても、地区ごとに労働生産性が異なることを想定する。労働生産性の差異を生み出すのが、その地区において発揮されている集積の経済の指標である実効集積  $ED_j$  である。 $ED_j$  は自地区 ( $j$ ) における地区内の従業者数と、分析対象とするその他のすべての地区 ( $k \neq j$ ) における地区内従業者数を  $j$  からの一般化費用で除した値の合計値として定義する。本研究における実効集積の定式化は実証分析の章で行うが、企業の生産性は立地した地区における実効集積によって規定される。

各企業が直面する生産要素価格であるオフィス賃料を  $R^j$ 、賃金を  $W$  とすると、企業は以下の費用関数を最小化するように生産要素  $s$  および  $l$  を決定する。

$$\begin{aligned} \min_{s,l} R^j s + Wl \\ \text{s.t. } y = f(s, ED_j(E_j, E_k) \cdot l) \end{aligned} \quad (3-4)$$

この最適化問題を解くことにより得られる最適な中間財投入量を  $s^*$ ,  $l^*$  とすると、それぞれ以下のように表現できる：

$$\begin{aligned} s^* &= s(W, R^j, E_j, E_k) \\ l^* &= n(W, R^j, E_j, E_k) \end{aligned} \quad (3-5)$$

これらは要素価格  $R^j, W$  を所与としたときに、一定の水準の生産量を維持するために必要な最小の費用を達成する要素投入量である。これらを目的関数に戻すことで、間接目的関数である間接費用関数が得られる。

財市場が競争的であると仮定すると、平均費用と限界費用が一致する点で生産量が決まり、また限界費用と価格が一致することから、財価格と一致する単位費用関数  $c(R^j, s^*, W, l^*)$  が得られる。単純化のため財価格を 1 とすると、最適解を代入することにより、 $c(R^j, W, E_j, E_k) = 1$  と表現できる。これは完全競争市場で企業が  $j$  地点で活動する際に直面する制約である。ここで賃金水準  $W$  のみを所与とすれば、企業はこの制約を満たすため、立地する地点によって変化する  $(E_j, E_k)$  の値に依存して  $R^j$  すなわちオフィス賃料の支払額を変化させる必要がある。言い換えればオフィス賃料は実効集積  $ED_j(E_j, E_k)$  で決まる以下のような関数となる：

$$R^j = r(E_j, E_k) \quad (3-6)$$

八田・唐渡(2000)にならって賃金水準は等しいと仮定したうえで、本研究では上記のオフィス賃料関数にオフィス属性をコントロールするための諸属性  $\mathbf{Z}$  を含めた以下のようなモデルを推定することとする：

$$\ln R_i^j = \ln r(E_{j,i}, E_{jk,i}, \mathbf{Z}_i) \quad (3-7)$$

### 第3節 実証モデル

本章では、オフィス賃料推定にあたって、実証モデルにおける集積効果を表す指標の設

定方法について説明する。

### 第1項 推定モデルの設定

本研究では、交通インフラのワイダーインパクトの効果を集積の経済に絞って分析する。集積の経済効果を推定するために、八田・唐渡(1999)および八田・唐渡(2000)が行ったオフィス賃料の集積経済の推定モデルを援用した。本研究での集積指標の設定として、同モデルの実効集積を、DfT(2005)で用いられている実効集積として推定を行う。それによって、DfTの交通投資によるWider Economic Impactsのうち集積の経済がもたらす生産力効果、および有効性の検証を行うことができる。具体的には、本研究では式(3-8)のような賃料関数を推定して、WB1の効果を検証する。

$$\ln R_i = \beta_0 + \beta_N ED_{j,i} + \beta_M ED_{jk,i} + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (3-8)$$

ここで、 $R_i$ は物件の純家賃、 $ED_{j,i}$ は物件*i*が立地する*j*地区の実効集積、 $ED_{jk,i}$ は物件*i*が立地する*j*地区とその他23区内の*j*地区以外の*k*地区間( $j \neq k$ )の実効集積、 $Z_i$ はそれ以外の物件*i*の特性を示す。

### 第2項 実効集積(ED)

式(3-8)の中の実効集積は下記のように考える。まず、地区内の集積効果は自地区内の従業者密度 $E_j$ とし、他の地区との間の集積効果は地区間の一般化費用を考慮して(3-9)式のように設定した。

$$ED_j^l = \sum_{k \neq j} E_j^l GC_{jk}^\alpha \quad (3-9)$$

ここで、 $ED_j^l$ は*j*地区とその他23区内の*j*地区以外の*k*地区間( $j \neq k$ )のI産業（本稿では、全産業、金融業、非金融業の3業種で検討）実効集積、 $E_k^l$ は*k*地区のI産業従業者密度（I産業従業者数／商業面積）、 $GC_{jk}^\alpha$ は*jk*間の一般化費用で $\alpha$ は弾力性となる。また*k*地区のI産業従業者数密度は下記のように定義し算出した。

$$E_j^l = \frac{\text{numwor}_j^l}{\text{area}_j} \quad (3-10)$$

ここで、 $numwor_j$ はj地区内の従業者数で『平成 26 年度経済センサス』のゾーン別従業者数、 $area_j$ は地区内面積で『平成 28 年度土地利用現況調査』(東京都)の商業用地面積 (㎡)を用いた。

### 第3項 2 地区間の一般化費用<sup>39</sup>

次に、j 地区と 23 区内のj地区以外のk地区間( $j \neq k$ )の一般化費用は以下のように、自動車と公共交通機関(バス、地下鉄等)に分けて計測した。

#### 自動車の一般化費用

自動車の一般化費用 $GC_{jk}^{car}$ については、下記のように定義し計測を行う。

$$GC_{jk}^{car} = time_{jk}^{car} \times wage_j + hiwaf_{jk} + gasf_{jk} \quad (3-11)$$

都心部での企業間取引を想定しているため、出発地点・目的地点は各地区(ゾーン)の重心地点とした。 $time_{jk}^{car}$ はjk 区間間の移動(自動車利用時)に要する所要時間で、NAVITIME<sup>40</sup>を用いて 2018 年 3 月 7 日(水)15:00 に出発地点を出発して渋滞を考慮した所要時間を計測し用いた。 $wage_j$ はj 地区が属する 23 区別課税対象 1 人あたり所得(『平成 27 年度市町村税課税状況等の調』(総務省))を『平成 29 年度 毎月勤労統計調査』(厚生労働省)の年間就業時間で除して用いた。また、上記 NAVITIME で算出した $hiwaf_{jk}$ は ETC 料金、 $gasf_{jk}$ はij 間で要するガソリン料金(132 円/ℓ)を用いた。なお、車体料金は固定費用がサンクされると仮定して加味していない。

#### 公共交通機関の一般化費用

公共交通機関の一般化費用 $GC_{jk}^{rail}$ については、下記のように定義し計測を行う。

$$GC_{jk}^{pubtr} = time_{jk}^{pubtr} \times wage_j + pubtrf_{jk} + walk_{jk} \quad (3-12)$$

ここでも、出発地点・目的地点や移動日時等の条件は自動車の一般化費用と同様に設定

<sup>39</sup> 所要時間、運賃等の交通サービスにかかる費用を貨幣換算し、合算した値。

<sup>40</sup> ナビタイムジャパン社が提供する、電車や車、徒歩等を使った移動経路を一度に検索できる総合ナビゲーションサービス。出発地・目的地を指定すると、様々な移動手段を組み合わせ、最適な経路を探索して表示する。

して計測する。 $time_{jk}^{pubtr}$ はjk区間間の移動(鉄道, 地下鉄, バス利用時)に要する所要時間を, NAVITIME を用いて 2018 年 3 月 7 日(水)15:00 に出発地点を出発して渋滞を考慮した所要時間を計測し用いた。 $wage_j$ は自動車の一般化費用と同じである。 $pubtrf_{jk}$ はjk間の移動に要する公共交通機関の料金を用いた。 $walk_{jk}$ は出発地点・目的地点から各地点の最寄り駅までの徒歩時間の費用を計算した。ここでは, 徒歩時間(分)に  $3.3\text{kcal/分} \times 0.70 \text{円/kcal}$  を乗じて, 徒歩時間の費用を算出した。ここでの1分あたりの消費カロリーは『第6次日本人の栄養所要量』(厚生労働省:平成11年)から, カロリーあたりの費用は『国民健康・栄養調査』(厚生労働省:2015年)から求めた。

### 直接距離による費用

本研究では, 上記の公共交通機関, 自動車交通と比較するために直接距離で割り引いた実効集積も用いた。

$$ED_j^I = \sum_{k \neq j} E_j^I D_{jk}^\alpha \quad (3-13)$$

ここで,  $D_{jk}^\alpha$ はjk間の直接距離(km)で $\alpha$ は弾力性となる。

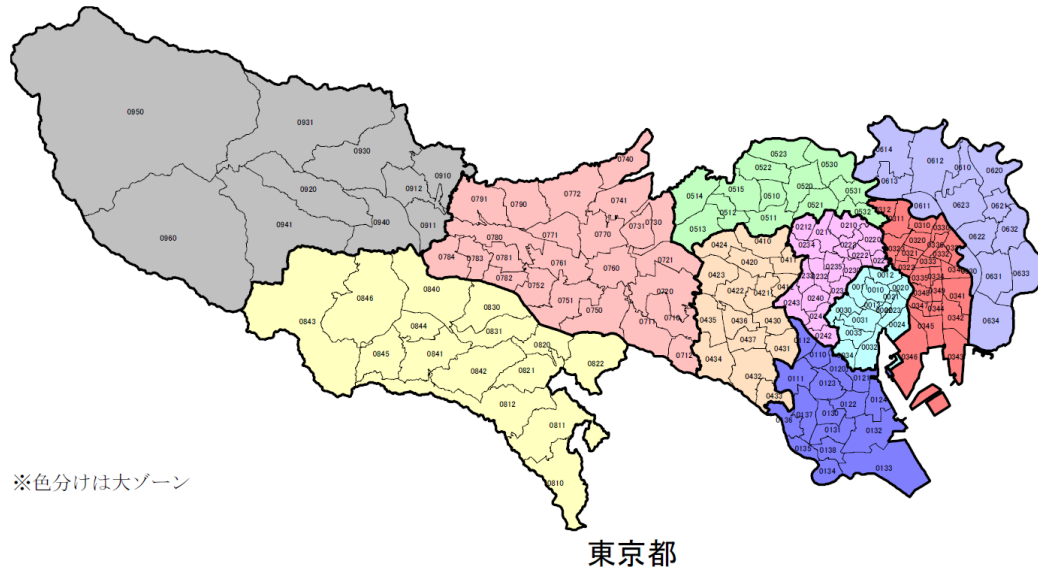
### 分析対象地区分割

地域分割は, 東京都市圏交通計画協議会によって行われるパーソントリップ調査において定められている小ゾーン<sup>41</sup>を地区として採用した(図 3-4 参照)。

---

<sup>41</sup> 夜間人口約 15,000 人を目安とし, 地区計画の単位となるゾーンレベル。東京都 23 区内では 265 地区に区分されている。





(出所) 東京都市圏交通計画協議会『平成20年度パーソントリップ調査』

図 3-4 パーソントリップ調査小ゾーン図

#### 第4項 特化係数および拡大係数による集積の経済分析

本研究では、実効集積を設定・計測するにあたり、東京都の産業構造を把握するため特化係数および特化係数に基づく拡大係数を算出する。特化係数とは、ある地域の特定の産業の相対的な集積度を見る手法で、基盤産業を見つける簡便な方法として用いられている。データは総務省『経済センサス』基礎調査（平成26年，平成21年）を使用し、事業所数・従業者数別に計測する。東京都23区を全体とし、特に多くの企業が集中しており集積が顕著であると考えられる都心3区（千代田区，中央区，港区）と，その他の区について分析の対象とした。特化係数 $P_{kj}$ は以下のように定義し計測する。

$$P_{kj} = \frac{\frac{x_{kj}}{\sum_j x_{kj}}}{\frac{\sum_k x_{kj}}{\sum_j \sum_k x_{kj}}} = \frac{k \text{ 地区内の産業 } j \text{ のシェア}}{23 \text{ 区全体の産業 } j \text{ のシェア}} \quad (3-14)$$

ここで、 $x_{kj}$ は $k$ 地区における $j$ 産業の事業所数，もしくは従業者数を示す。 $k$ は区（都心3区およびそれ以外）を， $j$ は産業（大分類とし，分母の合計値には農林漁業，鉱業・採石業を含む）を指す。

さらに，本研究における拡大係数 $Q_{kj}$ は特化係数に基づいて下記のように定義し計測する。本研究では，平成21年と平成26年の比とした。

$$Q_{kj} = \frac{P_{kj,H26}}{P_{kj,H21}} \quad (3-15)$$

特化係数・拡大係数分析の結果を下記に示す。まず、事業所数・従業者数別の特化係数と拡大係数（都心3区とそれ以外）の値は表3-1の通りである。特化係数については平成26年のデータを用いて算出した。さらに、この結果を、横軸に特化係数、縦軸に拡大係数を取った散布図に表したものが図3-5および図3-6である。これらより、特化係数については事業所数・従業者数ともに金融・保険業の値が大きい傾向にあり、予想通り都心3区が相対的に高い集積度であることがわかる。産業種で比較すると、金融・保険業について、都心3区の高い集積度が顕著に表れていると言える。以上より、本研究では第1項で設定したモデルにおける実効集積については、金融・保険業のみの値と全産業での値の2種類で推定を行った。

表 3-1 東京都区部の特化係数・拡大係数一覧表

	事業所数				従業者数			
	3区以外		3区		3区以外		3区	
	特化係数	拡大係数	特化係数	拡大係数	特化係数	拡大係数	特化係数	拡大係数
建設業	1.14	0.99	0.47	1.07	1.11	0.99	0.80	1.03
製造業	1.13	0.99	0.50	1.03	1.09	1.05	0.83	0.89
電気・ガス・水道	0.79	0.94	1.77	1.13	0.72	0.82	1.52	1.25
情報通信業	0.75	1.05	1.95	0.95	0.82	1.07	1.33	0.93
運輸・郵便	1.05	0.97	0.82	1.17	1.21	1.00	0.60	1.00
卸売・小売	0.99	0.98	1.03	1.06	0.97	0.96	1.05	1.08
金融・保険業	0.76	0.99	1.88	1.03	0.64	1.06	1.68	0.96
不動産業	1.05	1.00	0.81	0.97	0.98	0.96	1.03	1.07
学術・専門	0.77	1.04	1.85	0.95	0.75	0.95	1.47	1.05
宿泊・飲食	0.99	1.01	1.03	0.98	1.09	1.01	0.84	0.97
生活・娯楽	1.11	1.00	0.60	0.98	1.19	1.02	0.64	0.94
教育・学習支援	1.11	0.99	0.58	1.04	1.26	0.98	0.51	1.09
医療・福祉	1.11	1.00	0.59	0.98	1.32	0.99	0.41	1.07
複合サービス	1.07	1.01	0.75	0.93	1.15	1.02	0.71	0.95
その他サービス	0.86	1.03	1.53	0.95	0.89	1.00	1.21	1.01
公務	0.93	0.98	1.27	1.05	0.86	0.99	1.26	1.02

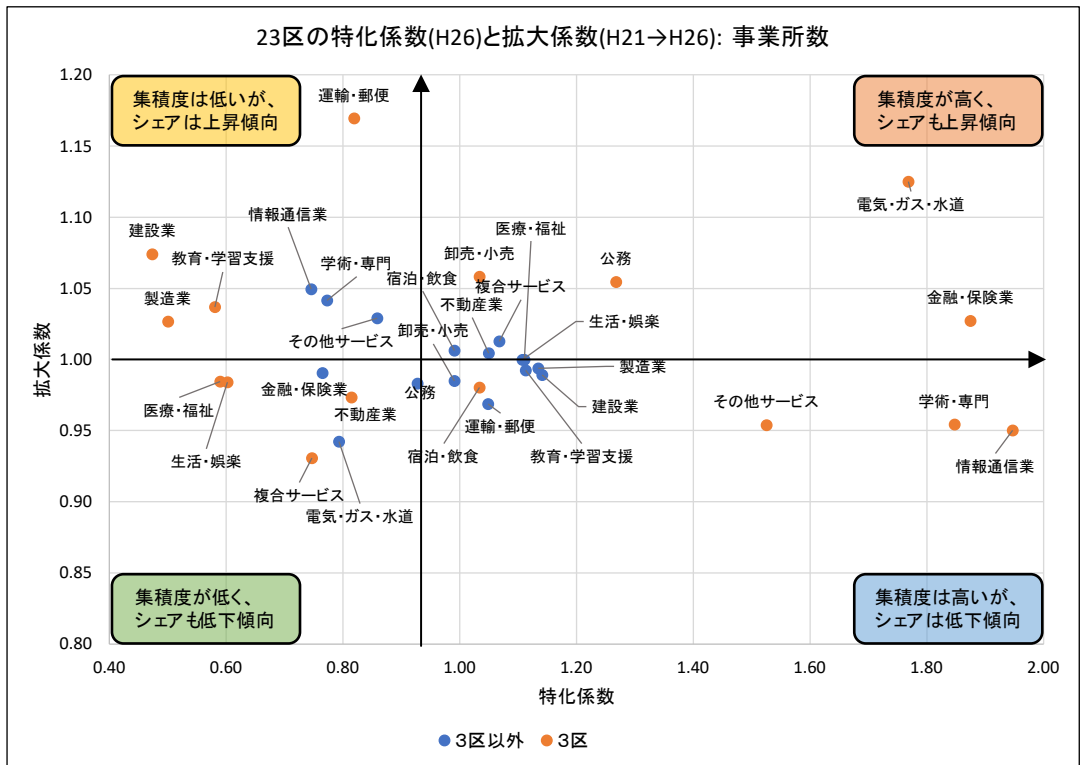


図 3-5 特化係数・拡大係数(事業所数)

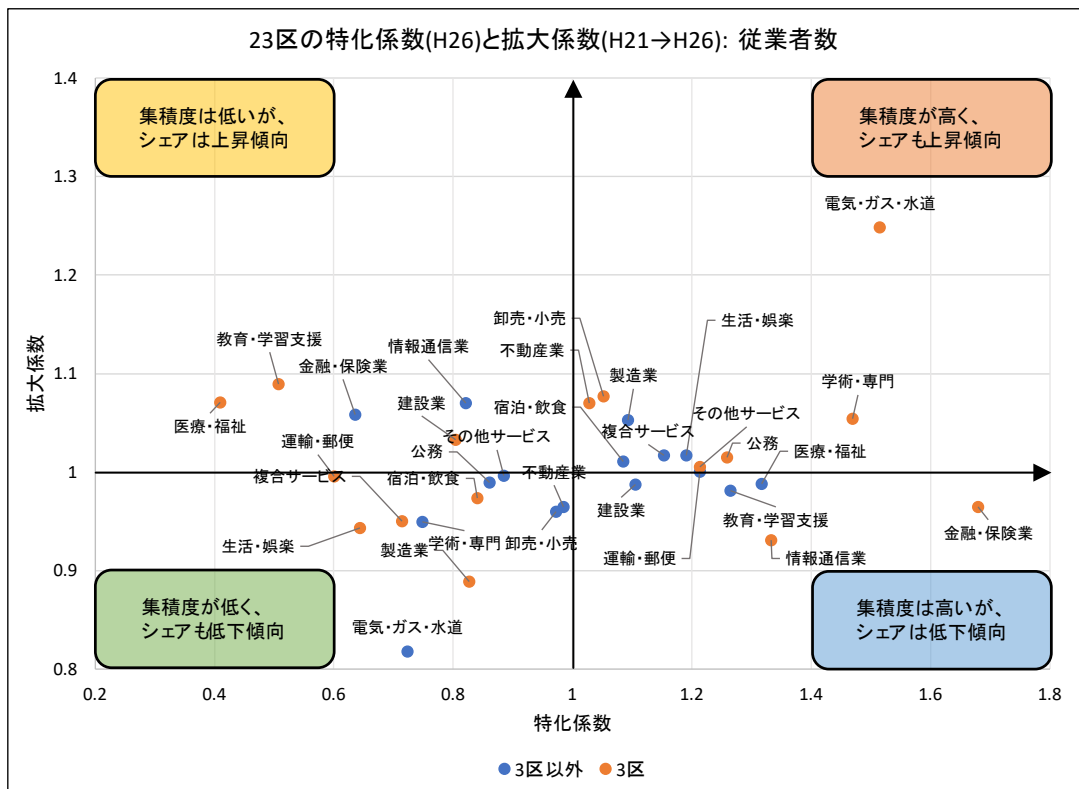


図 3-6 特化係数・拡大係数(従業者数)

#### 第4節 実証データ

本研究では、オフィス賃料を推定するにあたり、被説明変数である純家賃と説明変数の一部（その他の物件特性等）については、不動産流通標準情報システムの東京都区部オフィス（店舗、事務所、店舗事務）賃貸情報を分析対象として使用した<sup>42</sup>。

分析に用いた変数とその説明については表 3-2 および表 3-3 に示す。純家賃については礼金や敷金等を考慮し、(3-16)のように定式化した：

$$R_i = (\text{成約賃料}) + \frac{(\text{礼金} + \text{権利金})}{24} + (\text{敷金} + \text{保証金}) \times r \left(\frac{24}{12}\right) \quad (3-16)$$

$R_i$ は物件の純家賃で成約賃料に、一括して課金される礼金と権利金は24で除して1ヶ月あたりにし、退去時に原状回復以外は返金される敷金と保証金は1ヶ月あたりの金利を計算して加えている。

自階比率についても物件の所在階/物件の属する建物の総階数として算定し、それぞれ新たな変数として設定した。また、物件種目、建物構造、成約年期、所在地1コード(物件の所在する区)についてはそれぞれダミー変数として分析に用いた。

表 3-2 変数一覧

変数名	概要
純家賃	物件の純家賃(円/月)
物件の属性	
使用部分面積	使用部分面積(m <sup>2</sup> )
地上階層	物件の総階数
自階比率	建物の総階数に対する所在階比率
徒歩所有時間	最寄り駅から山手線までに要する時間(分)
築年数月	物件の築年(月)
定借ダミー	
山手線内ダミー	
物件種目	物件ダミー(店舗)
	①店舗, ②事務所, ③店舗事務所
建物構造	建物構造ダミー(木造がベース)
	①木造, ②ブロック, ③鉄骨造, ④RC, ⑤SRC, ⑥PC, ⑦HPC, ⑧軽量鉄骨, ⑨その他
成約年数	成約された年月日から四半期ダミー作成
所在地	所在地別ダミー

<sup>42</sup> 物件の位置情報については、政府統計 GIS「j-STAT」を用いてジオコーディングを行い、マッチングレベルで8（住居番号）および9（建物・ランドマーク）の精度で位置を特定できた物件データのみをサブサンプルとして分析に用いる。

1つ目の実効集積を表す指標である従業者数密度の推計には、平成28年度経済センサスのデータを用いた。各実効集積の説明および対象とする産業区分等については表3-3に示す。

表 3-3 実効集積一覧表

変数名	対象産業	概要
自ゾーン集積T	全産業	物件iが立地するj地区の全産業集積 $ED_{j,i}^T$
自ゾーン集積F	金融業	物件iが立地するj地区の金融業集積 $ED_{j,i}^F$
自ゾーン集積nF	非金融業	物件iが立地するj地区の非金融業集積 $ED_{j,i}^{nF}$
WIDT	全産業	jk間の直接距離 $D_{jk}$ を用いたjk区間間の全産業実効集積 $ED_{jk,i}^T$
WIPT	全産業	jk間の公共交通機関の一般化費用 $GC_{jk,i}^{pub}$ を用いたjk区間間の全産業実効集積 $ED_{jk,i}^T$
WICT	全産業	jk間の自動車交通の一般化費用 $GC_{jk,i}^{car}$ を用いたjk区間間の全産業実効集積 $ED_{jk,i}^T$
WIDF	金融業	jk間の直接距離 $D_{jk}$ を用いたjk区間間の金融業実効集積 $ED_{jk,i}^F$
WIPF	金融業	jk間の公共交通機関の一般化費用 $GC_{jk,i}^{pub}$ を用いたjk区間間の金融業実効集積 $ED_{jk,i}^F$
WICF	金融業	jk間の自動車交通の一般化費用 $GC_{jk,i}^{car}$ を用いたjk区間間の金融業実効集積 $ED_{jk,i}^F$
WIDnF	非金融業	jk間の直接距離 $D_{jk}$ を用いたjk区間間の非金融業実効集積 $ED_{jk,i}^{nF}$
WIPnF	非金融業	jk間の公共交通機関の一般化費用 $GC_{jk,i}^{pub}$ を用いたjk区間間の非金融業実効集積 $ED_{jk,i}^{nF}$
WICnF	非金融業	jk間の自動車交通の一般化費用 $GC_{jk,i}^{pub}$ を用いたjk区間間の非金融業実効集積 $ED_{jk,i}^{nF}$

## 第5節 推定結果と考察

### 第1項 推定モデルの整理

本研究のオフィス賃料推定では、実効集積の設定の関係上、説明変数の組み合わせに準じてモデルを全部で30構築し推定を行った。交通手段（公共交通機関か自動車）、産業種（全産業、金融・保険業、非金融業）という区分に加え、交通手段を公共交通機関に絞って一般化費用の弾力性  $\alpha$  が 0.5, 1, 1.5, 2 の4種類モデルを構築した。30のモデルはM1~M30とし、表3-4のように各実効集積を条件に沿って組み合わせ、説明変数として設定し、モデル推定を行った。

表 3-4 集積指標によるモデル設定

モデル名	集積指標			産業			弾力性
	公共交通機関	自動車	直線距離	全産業	金融業	非金融業	
M1	○	○	○	○			1
M2	○			○			1
M3		○		○			1
M4			○	○			1
M5	○	○		○			1
M6	○		○	○			1
M7		○	○	○			1
M8	○	○	○		○		1
M9	○				○		1
M10		○			○		1
M11			○		○		1
M12	○	○			○		1
M13	○		○		○		1
M14		○	○		○		1
M15	○	○	○			○	1
M16	○					○	1
M17		○				○	1
M18			○			○	1
M19	○	○				○	1
M20	○		○			○	1
M21		○	○			○	1
M22	○			○			0.5
M23	○			○			1.5
M24	○			○			2
M25	○				○		0.5
M26	○				○		1.5
M27	○				○		2
M28	○					○	0.5
M29	○					○	1.5
M30	○					○	2

表注)○が採用した説明変数

## 第2項 基本統計量

推定に用いたデータの基本統計量については表 3-5 に示す。推定に用いた物件のデータは全部で 38,048 件である。本研究で分析の対象としたデータの多くが、東京 23 区の中でも企業が集中して立地する都心部にある商業施設の賃料であるため、純家賃が非常に大きな値になり、偏差も大きくなっている。また、所在地 1 コード<sup>43</sup>（物件の所在する区を示す）の度数分布表からもわかるように、オフィス賃料を分析の対象としているため、立地場所に偏りが見られる。港区、渋谷区、新宿、千代田区等の物件データが相対的に大きな

<sup>43</sup> 小ゾーンは、1 小ゾーンに対する定義（該当町丁字名）が複数あるため、所在地 1 コード（物件の所在する区）での度数分布表で物件の立地場所の偏りを示した。

割合を占めていることがわかる。実効集積についても、直線距離とは差は大きいですが、交通機関による区分（WICTとWIPT、WICFとWIPF）においては値に大きな開きはないが、産業区分（WICTとWICF、WIPTとWIPF、全産業と金融業の従業者数密度）間では大きな開きが見られる。これは、産業全体と金融・保険業のみによる値の設定なので、そもそも対象となる産業の従業者数等の母数が異なるため、当然の結果とも言える。上述のように、推定の際には対数化を行っているため、そのような値の開きによる影響は取り除くことができていると考えられる。

表 3-5 基本統計量(サンプルサイズ=38,048)

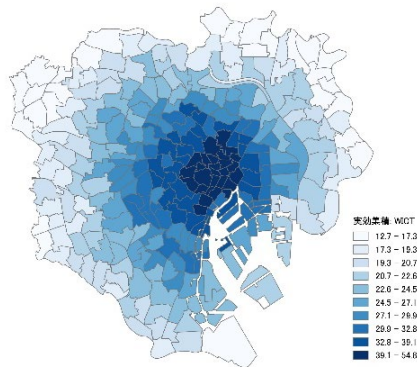
変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
純家賃	267.516	331.495	8400	11,900.000	自階層比	0.51	0.26	0.019	1
WIDT	7.00	1.95	2.61	11.76	築年数月	352.41	138.55	0	1051
WIPT	17.65	2.92	9.255813	25.01	CBDまで時間	4.62	5.24	0	29
WICT	32.94	7.99	12.72	49.56	徒歩分	4.45	3.17	1	110
WIDF	3.38E-04	1.57E-04	9.52E-05	8.05E-04	山手線内ダミー	0.59	0.49	0	1
WIPF	8.06E-04	1.89E-04	3.70E-04	1.27E-03	事務所	0.60	0.49	0	1
WICF	1.57E-03	6.11E-04	4.64E-04	3.08E-03	店舗事務	0.22	0.41	0	1
WIDnF	1.16	0.23	0.56	2.29	ブロック	0.0002	0.0154	0	1
WIPnF	3.28	0.41	2.06	9.89	鉄骨造	0.1973	0.3980	0	1
WICnF	6.49	1.38	2.69	25.62	RC	0.4225	0.4940	0	1
自ゾーン集積T	218.24	111.52	44.64	1643.561	SRC	0.3411	0.4741	0	1
自ゾーン集積F	9.43	10.32	0	72.92931	PC	0.0005	0.0223	0	1
自ゾーン集積F	208.81	104.66	44.17	1570.632	HPC	0.0001	0.0073	0	1
使用部分面積	71.51	72.33	10	2,440.6	軽量鉄骨	0.0020	0.0444	0	1
地上階層	6.69	3.05	1	52	その他	0.0047	0.0686	0	1
5~20階ダミー	0.744	0.44	0	1	定借ダミー	0.07	0.25	0	1
20階以上ダミー	0.002	0.04	0	1					

また、実効集積を地図上で描画したものが図 3-7 である。各グラフでスケールが異なっている点には注意が必要であるが、交通機関による区分として異なるのは、公共交通機関でみた実効集積のほうが、自動車でみた実効集積よりも地理的な広がりを見せており、とくに渋谷区・新宿区・板橋区といった都心3区における実行集積が高く現れていることである。言い換えれば、23区内における自動車移動は都心3区の非常に限られたエリアにおいてのみ集積の経済による効果を発揮している可能性があると言えよう。一方、鉄道・バスによる集積の経済の効果は23区内に存在するいくつかの経済集積地点において発揮されていることを示唆している。これらの実行集積が企業の生産性にどのように反映されているかを、オフィス賃料関数から分析する。

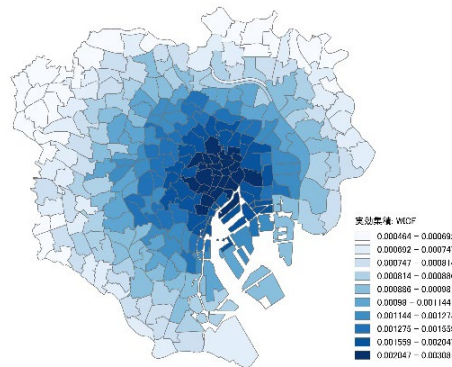


表 3-6 所在地成約年分布表

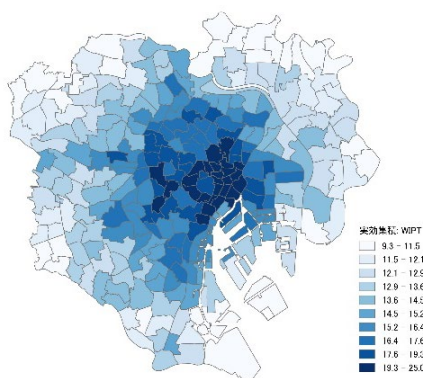
所在地コード	区名	サンプル数	構成比	成約年	サンプル数	構成比
13101	千代田区	4,524	11.9%	2010	4,319	11.4%
13102	中央区	3,036	8.0%	2011	4,628	12.2%
13103	港区	4,422	11.6%	2012	5,229	13.7%
13104	新宿区	4,446	11.7%	2013	5,891	15.5%
13105	文京区	1,137	3.0%	2014	6,750	17.7%
13106	台東区	2,284	6.0%	2015	7,845	20.6%
13107	墨田区	749	2.0%	2016	3,384	8.9%
13108	江東区	615	1.6%	合計	38,046	100.0%
13109	品川区	1,164	3.1%			
13110	目黒区	837	2.2%			
13111	大田区	1,135	3.0%			
13112	世田谷区	1,127	3.0%			
13113	渋谷区	4,077	10.7%			
13114	中野区	601	1.6%			
13115	杉並区	917	2.4%			
13116	豊島区	3,149	8.3%			
13117	北区	573	1.5%			
13118	荒川区	447	1.2%			
13119	板橋区	599	1.6%			
13120	練馬区	467	1.2%			
13121	足立区	664	1.7%			
13122	葛飾区	367	1.0%			
13123	江戸川区	709	1.9%			
合計		38,046	100.0%			



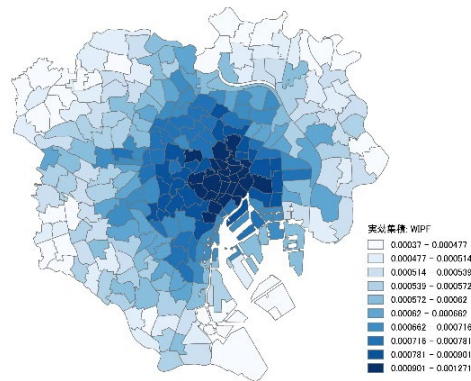
自動車：全産業



自動車：金融業のみ



公共交通：全産業



公共交通：金融業のみ

図 3-7 各集積指標の分布



### 第3項 推定結果

まず、一般化費用を考える際の交通機関を検討するため、全産業で公共交通機関(lnWIPT)、自動車交通(lnWICT)と直線距離(lnWIDT)で推計したものが表 3-7 である。自動車交通(lnWICT)は、いずれのモデルでも符号がマイナスになっており、またロバストでもないためワイドーインパクト効果を推定するには適切ではないと考えた。理由としては、自動車の場合、高速道路を使うと機会費用は安くなるが、ETC 料金が高くなり、これが一般化費用として適切か問題になる。また、今回は都区内のオフィスビルを対象としており都区内であれば公共交通機関の整備が進んでいるためオフィス間の交通手段は公共交通機関を用いられているため公共交通機関を用いることが適切であると考えられる。より広範で自動車交通が主要な交通機関となるような物流等では自動車交通(lnWICT)が一般化費用としてワイドーインパクト効果が発揮される可能性があり、今後の課題となる。なお、地域間で WIPT と WICT の低い方を一般化費用に用いても説明力が低くなる。

次に公共交通機関 (lnWIPT) と直線距離(lnWIDT)を比較する。ここで、表 3-7 の M2, M4, M6 を比較する。公共交通機関 (lnWIPT) を説明変数とした M2 と直線距離(lnWIDT)を説明変数とした M4 はともに正で有意であるが、M2 の方が説明力が高く、M6 では公共交通機関 (lnWIPT) が正に、直線距離(lnWIDT)が負になっており、公共交通機関 (lnWIPT) が最も説明変数としてロバストであることが分かる。

表 3-7 推定結果 1(対象；全産業，サンプルサイズ=38,048)

モデル名 変数名	M1		M2		M3		M4	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	8.7783	112.54***	7.88674	128.26***	8.85794	136.46***	8.46932	194.75***
lnWIPT	0.42858	16.92***	0.29892	15.58***				
lnWICT	-0.51384	-18.54***			-0.04675	-2.91**		
lnWIDT	0.28012	10.65***					0.11466	7.83***
ln自ゾーン集積T	0.085	19.06***	0.07938	17.67***	0.10201	23.1***	0.09421	21.46***
Adj R-squared	0.4178		0.4123		0.4087		0.4096	
モデル名 変数名	M5		M6		M7			
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値		
cons	8.35693	121.92***	7.86104	126.99***	9.37113	132***		
lnWIPT	0.52858	22.03***	0.35249	13.84***				
lnWICT	-0.31267	-15.37***			-0.44192	-16.03***		
lnWIDT			-0.06056	-3.13**	0.44019	17.6***		
ln自ゾーン集積T	0.08054	18.12***	0.07858	17.45***	0.10264	23.43***		
Adj R-squared	0.4167		0.4125		0.4136			

図注)推定量はロバスト推定，その他の説明変数の推定係数等は章末推計結果参照。

次に、金融業の集積に焦点をあてた表 3-8 の結果をみってみる。結果を見ると、表 3-7 と

同様に、公共交通機関（lnWIPT）が最も説明変数としてロバストであることが分かる。また、M2 と M9 を比較すると、差異は小さいものの、決定係数も公共交通機関（lnWIPT）、自ゾーン集積の有意性も金融業の方が高くなっており、都区部では金融業の集積の影響が大きいことが示唆される。

表 3-8 推定結果 2(対象；金融業，サンプルサイズ=38,046<sup>44</sup>)

モデル名 変数名	M8		M9		M10		M11	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	10.75359	112.6***	10.7894	110.61***	8.96093	130.1***	9.73825	131.07***
lnWIPF	0.41742	19.47***	0.2365	17.1***				
lnWICF	-0.47296	-22.01***			-0.03451	-3.21**		
lnWIDF	0.20927	10.14***					0.07586	8.09***
ln自ゾーン集積F	0.03754	25.74***	0.03711	25.64***	0.03934	27.25***	0.03951	27.28***
Adj R-squared	0.424		0.4156		0.4112		0.4121	
モデル名 変数名	M12		M13		M14			
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値		
cons	10.81035	112.66***	10.82765	110.95***	9.55179	128.18***		
lnWIPF	0.52043	26.98***	0.37333	17.19***				
lnWICF	-0.31979	-20.94***			-0.435	-20.07***		
lnWIDF			-0.11981	-8.16***	0.39978	21.3***		
ln自ゾーン集積F	0.03545	24.59***	0.03546	24.29***	0.04187	28.82***		
Adj R-squared	0.4225		0.4166		0.4184			

続いて、非金融業の集積に焦点をあてた表 3-9 の結果をみってみる。結果を見ると、表 3-7、表 3-8 と同様に、公共交通機関（lnWIPT）が最も説明変数としてロバストであることが分かる。また、M13 と M9 を比較すると、差異は小さいものの、決定係数も公共交通機関（lnWIPT）、自ゾーン集積の有意性も金融業の方が高くなっており、都区部では金融業の集積の影響が大きいことが示唆される。

最後に、M2,M9 の距離弾力性(減衰パラメータ)を変えて推定した(表 3-10)。八田・唐渡(2000)は時間距離の弾力性を 2 に、WebTAG は全産業の平均 decay parameter を 1.665 とし推定している。推定の結果はあまり大きな違いは無いが 0.5~1.0 あたりが最も有意性が高いようにみえる。

<sup>44</sup> 金融業の立地がない地域のオフィスが 2 サンプルあるため、全産業のサンプル数より少なくなっている。厳密には基礎統計量が異なってくるが除外したサンプル数が少ないため基礎統計量は載せていない。

表 3-9 推定結果 3(対象：非金融業)

モデル名 変数名	M15		M16		M17		M18	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	8.78335	152.09***	8.43135	209.12***	8.7101	193.02***	8.71392	266.51***
lnWIPnF	0.30991	10.78***	0.29061	12.19***				
lnWICnF	-0.21545	-8.63***			0.00366	0.2		
lnWIDnF	0.16323	6.15***					0.1351	7.54***
ln自ゾーン集積nF	0.08172	17.34***	0.07722	16.42***	0.09592	20.72***	0.08932	19.54***
Adj R-squared	0.411		0.4099		0.4076		0.4085	
モデル名 変数名	M19		M20		M21			
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値		
cons	8.56811	186.76***	8.44472	196.59***	9.02409	166.1***		
lnWIPnF	0.37172	13.75***	0.27662	9.73***				
lnWICnF	-0.12462	-6.25***			-0.18012	-7.12***		
lnWIDnF			0.01889	0.89	0.26747	10.63***		
ln自ゾーン集積nF	0.08005	17.01***	0.07718	16.41***	0.09434	20.42***		
Adj R-squared	0.4105		0.4099		0.4093			

表 3-10 推定結果 4(M2 および M9 について距離弾力性を変化)

モデル名 変数名	M22		M2		M23		M24	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	5.65629	22.46***	7.88674	128.26***	8.91509	254.17***	9.33353	173.82***
ln(WIPT^(0.5))	0.59843	12.28***						
ln(WIPT)			0.29892	15.58***				
ln(WIPT^(1.5))					0.18575	15.26***		
ln(WIPT^2)							0.12729	14.69***
ln自ゾーン集積T	0.08076	18.07***	0.07938	17.67***	0.07976	17.75***	0.08087	18.01***
Adj R-squared	0.4134		0.4123		0.4122		0.4119	
Number	38,046		38,046		38,046		38,046	
モデル名 変数名	M25		M9		M26		M27	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	10.76267	111.36***	10.7894	110.61***	10.70486	113.83***	10.59878	117.94***
ln(WIPF^(0.5))	0.49375	16.98***						
ln(WIPF)			0.2365	17.1***				
ln(WIPF^(1.5))					0.14734	16.85***		
ln(WIPF^2)							0.10253	16.47***
ln自ゾーン集積F	0.03815	26.4***	0.03711	25.64***	0.03696	25.52***	0.03705	25.58***
Adj R-squared	0.4156		0.4156		0.4155		0.4155	
Number	38,043		38,043		38,043		38,043	
モデル名 変数名	M28		M16		M29		M30	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	5.65629	22.46***	8.43135	209.12***	9.28655	161.51***	9.6094	114.9***
ln(WIPnF^(0.5))	0.59843	12.28***						
ln(WIPnF)			0.29061	12.19***				
ln(WIPF^(1.5))					0.18327	12.01***		
ln(WIPnF^2)							0.12486	11.61***
ln自ゾーン集積F	0.07657	16.27***	0.07722	16.42***	0.07828	16.67***	0.07997	17.08***
Adj R-squared	0.4111		0.4099		0.4098		0.4096	
Number	38,046		38,046		38,046		38,046	

## 第6節 まとめと今後の課題

本研究では、現在の日本が直面する問題から、国土交通省など政府機関の白書でも重視されつつある、社会資本整備の効果の視覚化として、道路整備等の交通投資による効果について取り上げた。分析の方法としては、オフィス賃料関数に基づく先行研究、ならびに、本研究のメインテーマでもある英国指針の事業評価手法についての研究・資料等をもとに情報収集、研究を行った。現在行われている評価手法では捉えきることのできない効果が存在するという見聞は、紹介した文献等からも明らかである。そういった現状を踏まえた上で、英国に限らず参考とすべき諸外国の評価手法を、いかにして整合性を損なうことなく日本の評価手法として取り入れるかが本研究においても、重要な課題であると考えられる。

本研究においては、DfTによる交通分析ガイダンスのWider Economic Impactsの中でも最も影響の大きいと想定される集積の経済がもたらす生産力効果に着目した。モデルの基本構造は八田・唐渡(1999)および八田・唐渡(2000)によるオフィス賃料に対する集積の効果を推定するモデルを基に、集積指標をDfTの実効集積に置き換え、距離指標に交通モードごとの一般化費用を採用し、より実質的な移動距離によって集積の効果を計測した。

一般化費用については、モデルの簡便化のため自動車と鉄道の2種類に分け、ゾーンの重心間の最短距離や、重心から最寄りの駅までの最短距離などを用い、それぞれの時間価値を推計した。指標の具体的な設定については、NAVITIMEを利用し、小ゾーンの重心間の自動車および公共交通機関(鉄道・バス)の一般化費用算出のために必要なデータを収集した。また、産業ごとに集積度合いの違いや、集積度が及ぼす経済効果の大きさも異なってくるであろうことが予想されたため、実効集積の設定にあたっては、東京都23区における特化係数およびそれに基づく拡大係数を算出し、他の産業に比べて特に集中度の高い金融・保険業については別途推定を行った。また、モデルの構築においても、上述の交通手段および産業種の区分に加え、複数のモデル群を設定することで結果の比較を実施した。

上述の分析枠組みの下で行った推定結果から、東京23区においては、公共交通機関によって計測する一般化費用でウェイト付けした実効集積でより大きな集積の経済の効果が確認された。すなわち、23区内では公共交通機関への投資がより集積の経済の効果を高めている可能性が高いということができよう。複数のモデルで検証した結果、公共交通機関による実効集積が1%ポイント増加すると、オフィス賃料は0.29~0.53%高まる。この結果は、23区内では地下鉄網が発達しているために影響が大きくなるものと考えられる。一方、自動車移動からくる集積の経済の効果は負の影響と計測された。これはデータ含まれるETC料金が負担になっている可能性が考えられるが、係数の大きさもモデルによって安定しな

いため推定自体の頑健性に疑問が残る結果となった。また自動車移動は特に長距離輸送(移動)における追加的な投資が大きな効果を発揮することも考えられるため、より正確な推定のためには分析設計自体を見直すなどの必要があるだろう。

そのほか、モデル構築に関して問題・課題点もいくつかある。今回行った分析では、産業区分や交通手段を非常に大きな枠で捉えていたため、より細分化して推計を行った場合、また効果の程度は変わってくる可能性がある。具体的には本研究において交通手段の区分は自動車・鉄道・バスのみであったが、他の交通機関ではどうか、また金融・保険業以外で集積が顕著である産業に関しては実効集積の効果はどうか、などが挙げられる。これらの点を考慮するとともに、精度をより高めたモデルを構築しようと試みる際には、データの利用可能性などいくつかの実証的な困難が想定される。また、事業評価等の新たな手法の導入については、より厳密に経済学理論に基づき、適用方法や有用性について検討すべきであるため、非常に難易度の高い取り組みである。しかし、研究の背景でみたように、現行の費用便益分析では十分に評価されていない追加的な効果の大きさは無視できない規模であること、また限られた財源のなかでより効果的な投資の意思決定をする必要性を鑑みると、間接便益評価の重要性は今後さらに高まっていくだろう。

補表.1 推定結果 1

変数名	M1		M2		M3		M4		M5		M6		M7		
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	
cons	8.7783	112.54***	7.88674	128.26***	8.85794	136.46***		8.46932	194.75***	8.35693	121.92***	7.86104	126.99***	9.37113	132***
lnWIPT	0.42858	16.92***	0.29892	15.58***						0.52858	22.03***	0.35249	13.84***		
lnWICT	-0.51384	-18.54***			-0.04675	-2.91**			-0.31267	-15.37***				-0.44192	-16.03***
lnWIDT	0.28012	10.65***					0.11466	7.83***			-0.06056	-3.13**	0.44019	17.6***	
lnゾーン集積T	0.085	19.06***	0.07938	17.67***	0.10201	23.1***	0.09421	21.46***	0.08054	18.12***	0.07858	17.45***	0.10264	23.43***	
事務所	-0.29725	-64.91***	-0.30227	-65.93***	-0.29914	-64.64***	-0.30187	-65.43***	-0.29765	-64.97***	-0.30171	-65.77***	-0.29806	-64.66***	
店舗事務	-0.16572	-33.21***	-0.16774	-33.5***	-0.1674	-33.29***	-0.16752	-33.32***	-0.16667	-33.41***	-0.1678	-33.54***	-0.16569	-33.01***	
ln使用部分面積	-0.07068	-31.07***	-0.07117	-31.22***	-0.0707	-30.93***	-0.07092	-31.06***	-0.07086	-31.14***	-0.07116	-31.23***	-0.07046	-30.88***	
ln地上階層	0.03518	5.62***	0.04094	6.52***	0.03701	5.87***	0.03911	6.22***	0.03719	5.94***	0.04086	6.51***	0.0339	5.4***	
dF520	0.04665	6.13***	0.04098	5.35***	0.04163	5.41***	0.04024	5.23***	0.0455	5.97***	0.04136	5.41***	0.04459	5.82***	
dfov20	0.44027	2.73**	0.41859	2.59**	0.43236	2.69**	0.42188	2.6**	0.43664	2.72**	0.42032	2.6**	0.43932	2.71**	
ln自階層比	-0.08907	-13.93***	-0.08512	-13.28***	-0.0849	-13.18***	-0.08406	-13.05***	-0.08847	-13.85***	-0.08546	-13.34***	-0.08691	-13.51***	
ln自階層比_dF520	0.0547	8.14***	0.0525	7.79***	0.0514	7.59***	0.05132	7.58***	0.05438	8.1***	0.0527	7.83***	0.05278	7.81***	
ln自階層比_dfov20	0.17024	2.94**	0.16949	2.81**	0.17539	2.91**	0.16966	2.8**	0.17791	2.97**	0.17085	2.84**	0.17476	2.88**	
山手線内ダミー	0.10241	17.87***	0.10696	18.96***	0.12016	21.18***	0.10951	19.05***	0.11144	19.79***	0.10954	19.12***	0.10338	17.96***	
ブロック	-0.29587	-3.4**	-0.30723	-3.66***	-0.30289	-3.57***	-0.30693	-3.64***	-0.29813	-3.47**	-0.30645	-3.65***	-0.29792	-3.43**	
鉄骨造	-0.03834	-3.66***	-0.04243	-4.05***	-0.0408	-3.89***	-0.04075	-3.89***	-0.04116	-3.93***	-0.04286	-4.09***	-0.03647	-3.48**	
RC	-0.05216	-5.01***	-0.05567	-5.34***	-0.05302	-5.08***	-0.0533	-5.11***	-0.05483	-5.26***	-0.05613	-5.38***	-0.04935	-4.73***	
SRC	-0.01214	-1.06	-0.0152	-1.33	-0.01318	-1.15	-0.01259	-1.1	-0.01541	-1.35	-0.01593	-1.39	-0.0087	-0.76	
PC	-0.12277	-3.13**	-0.12645	-3.15**	-0.10854	-2.71**	-0.12066	-2.93**	-0.11813	-3.08**	-0.12428	-3.14**	-0.11869	-2.89**	
HPC	0.04527	0.17	0.06899	0.23	0.07861	0.25	0.08256	0.26	0.04591	0.17	0.06592	0.22	0.06788	0.23	
軽量鉄骨	-0.04522	-1.33	-0.04909	-1.42	-0.04967	-1.46	-0.0495	-1.45	-0.04693	-1.37	-0.04916	-1.42	-0.04617	-1.37	
その他	-0.02453	-1.22	-0.02498	-1.25	-0.02411	-1.2	-0.02384	-1.19	-0.02556	-1.27	-0.02528	-1.26	-0.02292	-1.14	
lnCBDまで時間	-0.01544	-6.78***	-0.01063	-4.76***	-0.01915	-8.69***	-0.01739	-7.95***	-0.01097	-4.92***	-0.00971	-4.28***	-0.02374	-10.71***	
ln徒歩分	-0.11541	-41.18***	-0.11448	-40.76***	-0.12126	-43.28***	-0.11881	-42.47***	-0.11456	-40.88***	-0.1143	-40.7***	-0.1206	-43.14***	
ln築年数	-0.09564	-48.67***	-0.09515	-48.46***	-0.09565	-48.52***	-0.09526	-48.33***	-0.09567	-48.8***	-0.09523	-48.54***	-0.09562	-48.41***	
定借	0.01718	2.72**	0.01908	3**	0.01936	3.03**	0.01955	3.06**	0.01767	2.79**	0.01899	2.99**	0.0181	2.85**	
Adj R-squared	0.4178		0.4123		0.4087		0.4096		0.4167		0.4125		0.4136		
Number	38,046		38,046		38,046		38,046		38,046		38,046		38,046		

補表.2 推定結果 2

変数名	M8		M9		M10		M11		M12		M13		M14	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	10.75359	112.6***	10.7894	110.61***	8.96093	130.1***	9.73825	131.07***	10.81035	112.66***	10.82765	110.95***	9.55179	128.18***
lnWIPIF	0.41742	19.47***	0.2365	17.1***					0.52043	26.98***	0.37333	17.19***		
lnWICF	-0.47296	-22.01***			-0.03451	-3.21**			-0.31979	-20.94***			-0.435	-20.07***
lnWIDF	0.20927	10.14***					0.07586	8.09***			-0.11981	-8.16***	0.39978	21.3***
lnゾーン集積F	0.03754	25.74***	0.03711	25.64***	0.03934	27.25***	0.03951	27.28***	0.03545	24.59***	0.03546	24.29***	0.04187	28.82***
事務所	-0.29444	-64.47***	-0.30088	-65.72***	-0.29784	-64.42***	-0.30047	-65.19***	-0.29448	-64.54***	-0.29942	-65.44***	-0.296	-64.34***
店舗事務	-0.16592	-33.36***	-0.16662	-33.33***	-0.167	-33.24***	-0.16669	-33.2***	-0.16644	-33.47***	-0.16686	-33.43***	-0.1658	-33.12***
ln使用部分面積	-0.07029	-31***	-0.07124	-31.3***	-0.07073	-30.94***	-0.07109	-31.13***	-0.07043	-31.07***	-0.0711	-31.28***	-0.07034	-30.86***
ln地上階層	0.03118	5.02***	0.03822	6.11***	0.03533	5.62***	0.03726	5.94***	0.03284	5.28***	0.0377	6.02***	0.03122	5.01***
dF520	0.04897	6.48***	0.042	5.52***	0.04376	5.72***	0.04189	5.47***	0.04807	6.36***	0.04316	5.68***	0.0471	6.18***
dfov20	0.4429	2.73**	0.42264	2.56**	0.44151	2.7**	0.42963	2.6**	0.44097	2.73**	0.42656	2.61**	0.445	2.71**
ln自階層比	-0.09244	-14.52***	-0.0876	-13.73***	-0.08699	-13.58***	-0.08642	-13.49***	-0.09194	-14.46***	-0.0885	-13.9***	-0.08981	-14.03***
ln自階層比_dF520	0.05672	8.48***	0.05413	8.07***	0.0531	7.89***	0.05308	7.89***	0.05651	8.45***	0.05466	8.16***	0.0548	8.15***
ln自階層比_dfov20	0.17712	2.95**	0.16929	2.78**	0.17634	2.9**	0.17069	2.79**	0.17833	2.97**	0.17246	2.85**	0.17478	2.88**
山手線内ダミー	0.10197	18.13***	0.09962	17.67***	0.11366	20.07***	0.10511	18.5***	0.10505	18.74***	0.10287	18.19***	0.10453	18.46***
ブロック	-0.28747	-3.28**	-0.30191	-3.62***	-0.29872	-3.58***	-0.30323	-3.64***	-0.28792	-3.35**	-0.29834	-3.59***	-0.29377	-3.35**
鉄骨造	-0.03677	-3.53***	-0.0408	-3.91***	-0.03888	-3.73***	-0.03934	-3.77***	-0.039	-3.74***	-0.04158	-3.99***	-0.03466	-3.32**
RC	-0.05149	-4.96***	-0.05484	-5.28***	-0.0527	-5.07***	-0.0531	-5.11***	-0.05371	-5.18***	-0.0558	-5.38***	-0.04885	-4.7***
SRC	-0.01214	-1.07	-0.01417	-1.24	-0.01277	-1.12	-0.01221	-1.07	-0.01491	-1.31	-0.01596	-1.4	-0.00829	-0.73
PC	-0.11854	-3.15**	-0.12127	-3.08**	-0.10428	-2.64**	-0.11443	-2.85**	-0.1151	-3.1**	-0.11761	-3.07**	-0.11494	-2.9**
HPC	0.02769	0.1	0.06633	0.22	0.07336	0.24	0.07641	0.24	0.03257	0.13	0.05986	0.21	0.04862	0.16
軽量鉄骨	-0.04597	-1.36	-0.04623	-1.35	-0.04676	-1.37	-0.04647	-1.36	-0.04616	-1.35	-0.04631	-1.34	-0.04617	-1.37
その他	-0.02249	-1.12	-0.02371	-1.19	-0.02149	-1.08	-0.02219	-1.12	-0.02341	-1.16	-0.02416	-1.21	-0.02044	-1.02
lnCBDまで時間	-0.01636	-7.41***	-0.01277	-5.79***	-0.02469	-11.36***	-0.02012	-9.34***	-0.01384	-6.31***	-0.01162	-5.25***	-0.0254	-11.77***
ln徒歩分	-0.11711	-41.91***	-0.11542	-41.23***	-0.12239	-43.77***	-0.11977	-42.92***	-0.11571	-41.45***	-0.1147	-40.97***	-0.12253	-43.93***
ln築年数	-0.09509	-48.56***	-0.09469	-48.35***	-0.09498	-48.5***	-0.09472	-48.27***	-0.09515	-48.74***	-0.09485	-48.57***	-0.09493	-48.24***
定借	0.01407	2.24**	0.01748	2.76**	0.01781	2.79**	0.01791	2.81**	0.015	2.39**	0.01734	2.74**	0.01497	2.37**
Adj R-squared	0.424		0.4156		0.4112		0.4121		0.4225		0.4166		0.4184	
Number	38,043		38,043		38,043		38,043		38,043		38,043		38,043	

補表.3 推定結果 3

モデル名 変数名	M15		M16		M17		M18		M19		M20		M21	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	8.78335	152.09***	8.43135	209.12***	8.7101	193.02***	8.71392	266.51***	8.56811	186.76***	8.44472	196.59***	9.02409	166.1***
lnWIPnF	0.30991	10.78***	0.29061	12.19***					0.37172	13.75***	0.27662	9.73***		
lnWICnF	-0.21545	-8.63***			0.00366	0.2			-0.12462	-6.25***			-0.18012	-7.12***
lnWIDnF	0.16323	6.15***					0.1351	7.54***			0.01889	0.89	0.26747	10.63***
ln自ゾーン集積nF	0.08172	17.34***	0.07722	16.42***	0.09592	20.72***	0.08932	19.54***	0.08005	17.01***	0.07718	16.41***	0.09434	20.42***
事務所	-0.3011	-65.4***	-0.30242	-65.75***	-0.30005	-64.86***	-0.30167	-65.3***	-0.30107	-65.41***	-0.30254	-65.7***	-0.30039	-65***
店舗事務	-0.16801	-33.51***	-0.16834	-33.56***	-0.16763	-33.3***	-0.16802	-33.39***	-0.16804	-33.53***	-0.16836	-33.56***	-0.1677	-33.34***
ln使用部分面積	-0.07151	-31.25***	-0.07181	-31.4***	-0.07095	-31.01***	-0.07125	-31.17***	-0.07163	-31.32***	-0.07181	-31.4***	-0.07094	-31.01***
ln地上階層	0.03993	6.36***	0.0409	6.5***	0.03914	6.21***	0.03945	6.26***	0.04053	6.45***	0.04086	6.5***	0.03853	6.12***
d520	0.04057	5.3***	0.03941	5.14***	0.04067	5.28***	0.03944	5.12***	0.04066	5.31***	0.03929	5.12***	0.04053	5.27***
dfov20	0.43228	2.69**	0.42292	2.63**	0.4277	2.66**	0.42864	2.67**	0.4266	2.66**	0.42327	2.63**	0.43671	2.72**
ln自階層比	-0.08587	-13.39***	-0.08429	-13.13***	-0.08379	-13***	-0.08355	-12.96***	-0.0855	-13.34***	-0.08423	-13.12***	-0.08485	-13.17***
ln自階層比_d520	0.05242	7.77***	0.05147	7.63***	0.0509	7.51***	0.05077	7.5***	0.05226	7.75***	0.05143	7.62***	0.05154	7.61***
ln自階層比_dfov20	0.17406	2.88**	0.17055	2.83**	0.1733	2.88**	0.17257	2.86**	0.17247	2.86**	0.17057	2.83**	0.17568	2.91**
山手線内ダミー	0.11056	18.93***	0.11549	20.53***	0.11929	21.09***	0.11033	19.03***	0.11803	20.91***	0.11441	19.7***	0.1067	18.27***
ブロック	-0.2993	-3.46**	-0.30584	-3.62***	-0.30513	-3.63***	-0.30218	-3.58***	-0.30426	-3.55***	-0.3054	-3.61***	-0.29676	-3.45**
鉄骨造	-0.04043	-3.86***	-0.04154	-3.97***	-0.0412	-3.93***	-0.04045	-3.86***	-0.0415	-3.96***	-0.04142	-3.95***	-0.03952	-3.77***
RC	-0.05373	-5.15***	-0.05435	-5.21***	-0.05324	-5.1***	-0.05284	-5.06***	-0.05453	-5.23***	-0.05424	-5.2***	-0.05227	-5.01***
SRC	-0.01394	-1.22	-0.01443	-1.26	-0.01324	-1.15	-0.0126	-1.1	-0.01489	-1.3	-0.01428	-1.25	-0.01214	-1.06
PC	-0.11957	-2.89**	-0.12164	-2.99**	-0.11204	-2.77**	-0.11807	-2.85**	-0.11846	-2.93**	-0.12203	-2.99**	-0.11562	-2.76**
HPC	0.07648	0.27	0.07588	0.25	0.08223	0.26	0.0944	0.31	0.06608	0.23	0.07791	0.26	0.09487	0.32
軽量鉄骨	-0.04719	-1.37	-0.05022	-1.46	-0.05046	-1.48	-0.0481	-1.4	-0.05006	-1.46	-0.04999	-1.45	-0.04565	-1.33
その他	-0.02229	-1.11	-0.02303	-1.15	-0.02351	-1.17	-0.02354	-1.18	-0.02247	-1.12	-0.02306	-1.15	-0.02294	-1.15
lnCBDまで時間	-0.01626	-6.39***	-0.01119	-4.94***	-0.01861	-8.48***	-0.02183	-9.59***	-0.01011	-4.43***	-0.012	-4.78***	-0.02637	-11.21***
ln徒歩分	-0.11691	-41.65***	-0.11698	-41.72***	-0.1205	-43.09***	-0.12018	-42.99***	-0.11632	-41.45***	-0.1171	-41.72***	-0.12033	-43.05***
ln築年数	-0.09523	-48.48***	-0.09499	-48.42***	-0.09543	-48.37***	-0.09511	-48.26***	-0.09525	-48.55***	-0.09497	-48.39***	-0.09534	-48.3***
定借	0.02082	3.27**	0.0208	3.26**	0.02004	3.13**	0.02054	3.21**	0.02064	3.24**	0.02083	3.27**	0.0205	3.22**
Adj R-squared	0.411		0.4099		0.4076		0.4085		0.4105		0.4099		0.4093	
Number	38,046		38,046		38,046		38,046		38,046		38,046		38,046	

補表.4 推定結果 1

モデル名 変数名	M22		M2		M23		M24	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	4.5447	16.91***	7.88674	128.26***	8.91509	254.17***	9.33353	173.82***
ln(WIPT^(0.5))	0.62512	15.58***						
ln(WIPT)			0.29892	15.58***				
ln(WIPT^(1.5))					0.18575	15.26***		
ln(WIPT^2)							0.12729	14.69***
ln自ゾーン集積T	0.08076	18.07***	0.07938	17.67***	0.07976	17.75***	0.08087	18.01***
事務所	-0.3023	-65.94***	-0.30227	-65.93***	-0.30221	-65.91***	-0.30213	-65.87***
店舗事務	-0.16776	-33.51***	-0.16774	-33.5***	-0.16772	-33.5***	-0.16769	-33.48***
ln使用部分面積	-0.07117	-31.23***	-0.07117	-31.22***	-0.07116	-31.22***	-0.07114	-31.2***
ln地上階層	0.04095	6.52***	0.04094	6.52***	0.04089	6.51***	0.0408	6.49***
d520	0.04099	5.36***	0.04098	5.35***	0.04092	5.34***	0.04083	5.33***
dfov20	0.41914	2.59**	0.41859	2.59**	0.41853	2.59**	0.41892	2.59**
ln自階層比	-0.08515	-13.29***	-0.08512	-13.28***	-0.08506	-13.27***	-0.08497	-13.25***
ln自階層比_d520	0.05253	7.8***	0.0525	7.79***	0.05244	7.78***	0.05235	7.76***
ln自階層比_dfov20	0.1698	2.81**	0.16949	2.81**	0.16936	2.81**	0.1694	2.81**
山手線内ダミー	0.10568	18.7***	0.10696	18.96***	0.10864	19.28***	0.11064	19.66***
ブロック	-0.30727	-3.65***	-0.30723	-3.66***	-0.3072	-3.66***	-0.3072	-3.66***
鉄骨造	-0.04244	-4.05***	-0.04243	-4.05***	-0.04241	-4.05***	-0.04237	-4.04***
RC	-0.05591	-5.36***	-0.05567	-5.34***	-0.05539	-5.31***	-0.05507	-5.28***
SRC	-0.01535	-1.34	-0.0152	-1.33	-0.015	-1.31	-0.01477	-1.29
PC	-0.12638	-3.15**	-0.12645	-3.15**	-0.12607	-3.14**	-0.12531	-3.11**
HPC	0.06761	0.23	0.06899	0.23	0.07115	0.24	0.074	0.24
軽量鉄骨	-0.04922	-1.43	-0.04909	-1.42	-0.04894	-1.42	-0.04877	-1.42
その他	-0.02515	-1.26	-0.02498	-1.25	-0.02483	-1.24	-0.02468	-1.23
lnCBDまで時間	-0.01097	-4.92***	-0.01063	-4.76***	-0.01038	-4.63***	-0.01022	-4.55***
ln徒歩分	-0.11425	-40.65***	-0.11448	-40.76***	-0.11485	-40.92***	-0.11535	-41.13***
ln築年数	-0.09518	-48.5***	-0.09515	-48.46***	-0.09512	-48.42***	-0.0951	-48.37***
定借	0.01915	3.01**	0.01908	3**	0.01907	3**	0.01907	3**
Adj R-squared	0.4134		0.4123		0.4122		0.4119	
Number	38,046		38,046		38,046		38,046	

補表. 5 推定結果 1

モデル名 変数名	M25		M9		M26		M27	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	10.76267	111.36***	10.7894	110.61***	10.70486	113.83***	10.59878	117.94***
ln(WIPF^(0.5))	0.49375	16.98***						
ln(WIPF)			0.2365	17.1***				
ln(WIPF^(1.5))					0.14734	16.85***		
ln(WIPF^2)							0.10253	16.47***
ln自ゾーン集積T	0.03815	26.4***	0.03711	25.64***	0.03696	25.52***	0.03705	25.58***
事務所	-0.30093	-65.73***	-0.30088	-65.72***	-0.30076	-65.69***	-0.30062	-65.64***
店舗事務	-0.16662	-33.34***	-0.16662	-33.33***	-0.16657	-33.32***	-0.16653	-33.31***
ln使用部分面積	-0.07126	-31.31***	-0.07124	-31.3***	-0.07123	-31.29***	-0.07121	-31.28***
ln地上階層	0.03814	6.09***	0.03822	6.11***	0.03825	6.11***	0.03825	6.11***
df520	0.04201	5.52***	0.042	5.52***	0.04193	5.5***	0.04185	5.49***
dfov20	0.42266	2.56**	0.42264	2.56**	0.42301	2.57**	0.42364	2.57**
ln自階層比	-0.08763	-13.74***	-0.0876	-13.73***	-0.08753	-13.72***	-0.08746	-13.71***
ln自階層比_df520	0.05416	8.08***	0.05413	8.07***	0.05407	8.06***	0.054	8.05***
ln自階層比_dfv20	0.16931	2.78**	0.16929	2.78**	0.16938	2.78**	0.16956	2.78**
山手線内ダミー	0.09792	17.32***	0.09962	17.67***	0.10138	18.01***	0.10307	18.33***
ブロック	-0.30181	-3.62***	-0.30191	-3.62***	-0.30201	-3.63***	-0.30211	-3.63***
鉄骨造	-0.04077	-3.91***	-0.0408	-3.91***	-0.04081	-3.91***	-0.04082	-3.91***
RC	-0.05495	-5.29***	-0.05484	-5.28***	-0.05469	-5.27***	-0.05455	-5.25***
SRC	-0.01426	-1.25	-0.01417	-1.24	-0.01407	-1.23	-0.01397	-1.22
PC	-0.12155	-3.09**	-0.12127	-3.08**	-0.12057	-3.06**	-0.11975	-3.04**
HPC	0.06529	0.22	0.06633	0.22	0.06811	0.23	0.07043	0.24
軽量鉄骨	-0.0463	-1.35	-0.04623	-1.35	-0.04615	-1.35	-0.04607	-1.35
その他	-0.02367	-1.19	-0.02371	-1.19	-0.02373	-1.19	-0.02378	-1.19
lnCBDまで時間	-0.01328	-6.04***	-0.01277	-5.79***	-0.0125	-5.65***	-0.01237	-5.57***
ln徒歩分	-0.11511	-41.08***	-0.11542	-41.23***	-0.1158	-41.4***	-0.11621	-41.57***
ln築年数	-0.09474	-48.41***	-0.09469	-48.35***	-0.09464	-48.28***	-0.09461	-48.23***
定借	0.01769	2.79**	0.01748	2.76**	0.0174	2.75**	0.01736	2.74**
Adj R-squared	0.4156		0.4156		0.4155		0.4155	
Number	38,043		38,043		38,043		38,043	



補表. 6 推定結果 1

モデル名 変数名	M28		M16		M29		M30	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
cons	5.65629	22.46***	8.43135	209.12***	9.28655	161.51***	9.6094	114.9***
ln(WIPnF^(0.5))	0.59843	12.28***	0.29061	12.19***				
ln(WIPnF)								
ln(WIPnF^(1.5))					0.18327	12.01***		
ln(WIPnF^2)							0.12486	11.61***
ln自ゾーン集積nF	0.07657	16.27***	0.07722	16.42***	0.07828	16.67***	0.07997	17.08***
事務所	-0.30257	-65.78***	-0.30242	-65.75***	-0.30219	-65.69***	-0.30189	-65.62***
店舗事務	-0.1684	-33.58***	-0.16834	-33.56***	-0.16825	-33.54***	-0.16813	-33.51***
ln使用部分面積	-0.07187	-31.42***	-0.07181	-31.4***	-0.07173	-31.37***	-0.07161	-31.32***
ln地上階層	0.04099	6.52***	0.0409	6.5***	0.04078	6.48***	0.0406	6.45***
df520	0.03941	5.14***	0.03941	5.14***	0.03942	5.14***	0.03949	5.15***
dfov20	0.42265	2.63**	0.42292	2.63**	0.42336	2.63**	0.42411	2.64**
ln自階層比	-0.08425	-13.13***	-0.08429	-13.13***	-0.08432	-13.14***	-0.08434	-13.14***
ln自階層比_df520	0.05151	7.63***	0.05147	7.63***	0.05143	7.62***	0.05138	7.61***
ln自階層比_dfv20	0.17049	2.82**	0.17055	2.83**	0.17073	2.83**	0.17108	2.84**
山手線内ダミー	0.11706	20.86***	0.11549	20.53***	0.11384	20.18***	0.11256	19.89***
ブロック	-0.3061	-3.61***	-0.30584	-3.62***	-0.30561	-3.62***	-0.30546	-3.63***
鉄骨造	-0.04155	-3.97***	-0.04154	-3.97***	-0.04157	-3.97***	-0.04161	-3.97***
RC	-0.0543	-5.21***	-0.05435	-5.21***	-0.05439	-5.22***	-0.05439	-5.22***
SRC	-0.0144	-1.26	-0.01443	-1.26	-0.01449	-1.27	-0.01453	-1.27
PC	-0.12165	-2.99**	-0.12164	-2.99**	-0.12148	-2.99**	-0.12099	-2.98**
HPC	0.07582	0.25	0.07588	0.25	0.07633	0.25	0.07741	0.26
軽量鉄骨	-0.05008	-1.46	-0.05022	-1.46	-0.0504	-1.47	-0.05056	-1.47
その他	-0.02279	-1.14	-0.02303	-1.15	-0.02336	-1.17	-0.0237	-1.19
lnCBDまで時間	-0.00978	-4.25***	-0.01119	-4.94***	-0.013	-5.82***	-0.01501	-6.79***
ln徒歩分	-0.117	-41.73***	-0.11698	-41.72***	-0.11706	-41.76***	-0.11732	-41.87***
ln築年数	-0.09502	-48.44***	-0.09499	-48.42***	-0.09499	-48.4***	-0.09501	-48.39***
定借	0.02077	3.26**	0.0208	3.26**	0.02083	3.27**	0.02082	3.27**
Adj R-squared	0.4111		0.4099		0.4098		0.4096	
Number	38,046		38,046		38,043		38,043	

## 第4章 土地利用規制と企業立地：差分の差法による分析<sup>45</sup>

本章では、「首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律(以下、工業等制限法)」を事例として、土地利用規制がもたらす立地の非効率性について実証的に検討する。具体的には、工業等制限法による工場立地規制の横浜市臨海部における規制の一部解除を自然実験と見立て、差分の差法を用いた実証分析を行う。工業等制限法は、戦後の首都圏への人口流入をせき止める方策として、人口流入の要因と目された工場(および大学)の都心部への新增設を原則禁止とした。人口流入の抑制という点では一定の効果があったが、土地の最有効利用という観点からは正当化できず、政策形成において多面的な評価が必要であることを論じる。

### 第1節 首都圏整備法と工業等制限法

製造業が工場の国内立地先を決定する際に直面する一つの課題が工場立地法や都市計画法、環境アセスメントといった、各種の法令や規制である。こうした法規制は工場の規模や立地可能な土地、生産活動に一定の制限を設けることで、住宅地と工業地の分離や環境汚染物質の排出の削減などをつうじ、社会全体の厚生を改善を図ることを目的とする。しかし、こうした企業活動を制限する規制は、必ずしも社会全体の厚生を改善につながらないことが指摘されている。例えば唐渡(2006)は、一般均衡理論の枠組みにおいて土地利用規制が生産経済に与える影響について分析を行っており、規制が拘束的な地域から非拘束的な地域に労働者の移動が生じうることを示した。労働者が競争的な条件の下で行う決定を歪めることは、達成可能な厚生水準を達成させなくするかもしれない。法規制が企業の立地や生産活動の判断にどのような影響を及ぼしうるかについては、実証的に明らかにすることが必要である。

過去に工場立地に決定的な影響を及ぼしていたと考えられる規制が工業等制限法である。工業等制限法は、1956年に制定された首都圏整備法をもとに、1959年に制定された。その目的は、戦後の首都圏都心部における急激な人口の流入が「国土の均衡ある発展」を妨げていることから、その最大の要因であると考えられた工場および大学の都心部での新・増設を実質的に禁止することであった。

しかし、工業等制限法によって工場の新・増設が禁止された区域には、東京23区や、京浜臨海部の工業集積地も含まれていた。その結果、京浜臨海部は、工業専用地域であるにもかかわらず、工場跡地への新たな工場の建設投資や、老朽化した設備を更新するための

---

<sup>45</sup> 本章は小谷(2017)「工業等制限法による工場立地規制に関する実証研究—工業統計パネルデータを用いた横浜市臨海部における事例—」『計画行政』40巻4号を加筆・修正したものである。

スクラップアンドビルドが困難になった。企業の生産計画にあった適切な設備投資がなされなくなった結果、この地域の空洞化を招く(長谷川(2000))など、製造業の生産に大きな影響をおよぼしたことが指摘されている。

こうした、法律などの規制によって土地を特定の用途に供することが禁止される場合、いったん規制が敷かれると、時間の経過とともに実態に合わなくなっても、規制解除が難しくなる、という規制の硬直性が指摘されている(金本(1994))。つまり、工業等制限法についても、1959年に制定されて以降、2002年に解除されるまでの43年間にわたり、その土地が製造業に適した地域であるにもかかわらず、規制の硬直性によって、効率的な土地利用が阻害され、社会的な損失が生じていた可能性がある。本研究は、工業等制限法が、首都圏における土地利用に与えた影響について、横浜市を対象に、経済産業省の工業統計調査のデータを用いて実証的に検証する。

工業等制限法は、1999年に一部地域の規制解除、続いて2002年に全体の規制解除と、二段階にわたって規制が解除されてきた。本研究では、この一段階目の部分的な規制解除を自然実験と考え、規制が解除された地域を処置群、規制が継続された地域を対照群とし、それぞれの地域における製造業の立地動向および生産活動に違いが生じたかどうかを、パネルデータ化した工業統計調査を用いて、差分の差(Difference-in-Differences, 以下 DID)推定によってあきらかにしていく。

次節では、産業立地政策、特に工業等制限法に関する先行研究をレビューする。第3節で国内および京浜臨海部の製造業の動向について概観する。第4節において推定モデルと推定方法について整理し、第5節で推定結果について述べ、第6節において結果の考察を行う。第7節で本研究のまとめと課題について述べる。

## 第2節 日本の製造業立地の動向と工場立地規制

本研究の対象とする工業等制限法は、1956年制定の首都圏整備法を母法として、1959年に施行された。首都圏整備法は、以下の段階を経て、戦後の東京への人口集中の是正をはかった。まず、東京駅を中心とした半径百キロの円を首都圏と定め、その中を東京都特別区および、武蔵野市、三鷹市、横浜市、川崎市、川口市の一部を含む既成市街地と、既成市街地に近接した近郊整備地帯、並びに宇都宮市や前橋市などを含む都市開発区域の3つのエリアに色分けされた。そのうえで、都心部である既成市街地から人口を押し出す政策と、人口を郊外部であるその他2つのエリアに呼び込む政策の2つの人口再配置政策をはかるというものであった。

郊外部へ人口を呼び込む政策は、「首都圏の近郊整備地帯及び都市開発区域の整備に関

する法律」であり、郊外部へ立地する場合に、補助金の提供などで近郊整備地帯と都市開発区域への立地を誘導した。一方、都心部から人口を押し出す政策が工業等制限法である。具体的には、既成市街地に指定された区域において、床面積が 1,500 m<sup>2</sup>以上の工場の新・増設を規制した。法が施行されたのち、段階的に規制が強化され、1972 年にもっとも厳しくなり、制限施設の床面積が 500 m<sup>2</sup>以上にまで引き下げられた。さらに、製造業の集積地である川崎市や横浜市の臨海部までが規制の対象地域となり、工場集積地帯に工場を新・増設することが実質的に禁止されることになった(表 4-1 参照)。

表 4-1 工業等制限法の制度内容の変遷

	工場の基準面積	制限区域	その他
規制強化の時期	1959	東京特別区, 武蔵野市, 三鷹市	
	1962	〃	
	1964	横浜市, 川崎市, 川口市を追加	
	1972	京浜臨海部等を追加	法目的に「都市環境整備改善」を追加
規制緩和の時期	1983	〃	中小企業のための新基準を追加
	1999	京浜臨海部等を削除	
	2002	工業等制限法の廃止	

(出所) 国土審議会(2001)より作成

図 4-1 は首都圏整備法による区域区分を地図に表したものである。東京特別区、およびその周辺に指定されている既成市街地が工業等制限法の対象であり、ここから近郊整備地帯や都市開発区域への人口再配置をはかった。

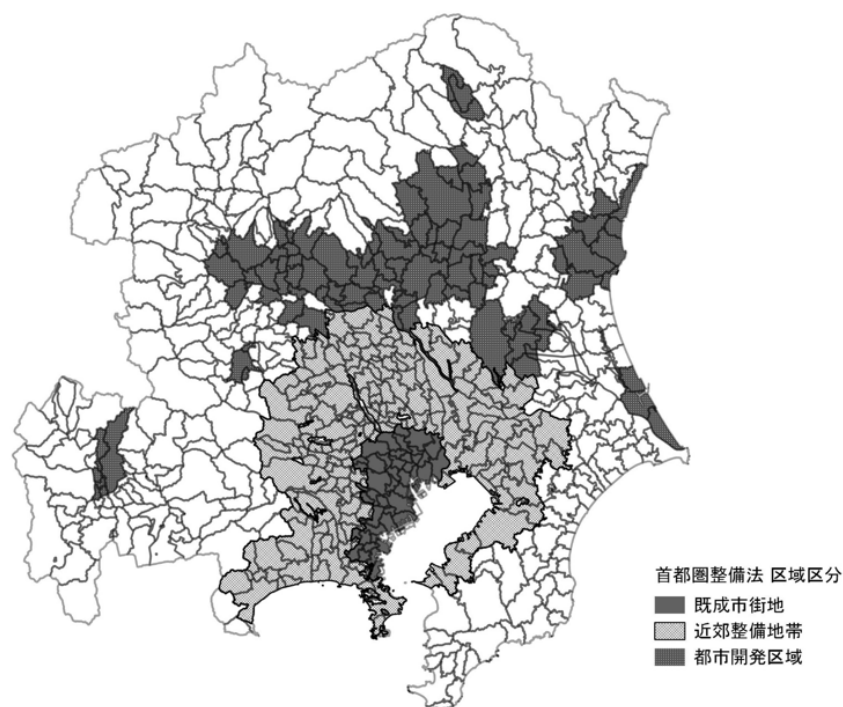


図 4-1 首都圏整備法による区域区分

また, 図 4-2 は本章で分析対象としている横浜市における区域区分を示したものである。臨海部については, ほぼ全域が制限区域に指定されている一方, 市内郊外部は近郊整備地帯に指定されている。横浜市の臨海部は, 歴史的に京浜工業地帯の一部を構成しており, 大規模な工業地帯であったため, この地域に立地していた多くの企業にとっては工業等制限法による設備の増設規制は生産活動の足かせになっていたことが推察される。

なお, 図 4-2 からわかるように, この制限区域の線引きは, 首都圏整備法および工業等制限法の施行令にもとづき, 行政区画での地番レベルで行われている。つまり, 場所によって地番をまたいだ線引きがなされている。そのため, 工業等制限法の影響を, 立地制限区域と非制限区域の比較によって分析する場合, 都道府県や市町村レベルのデータではなく, 少なくとも町丁目レベルのデータが必要となるなど分析上の工夫が必要となる。この点については, 第 4 節において改めて論じる。

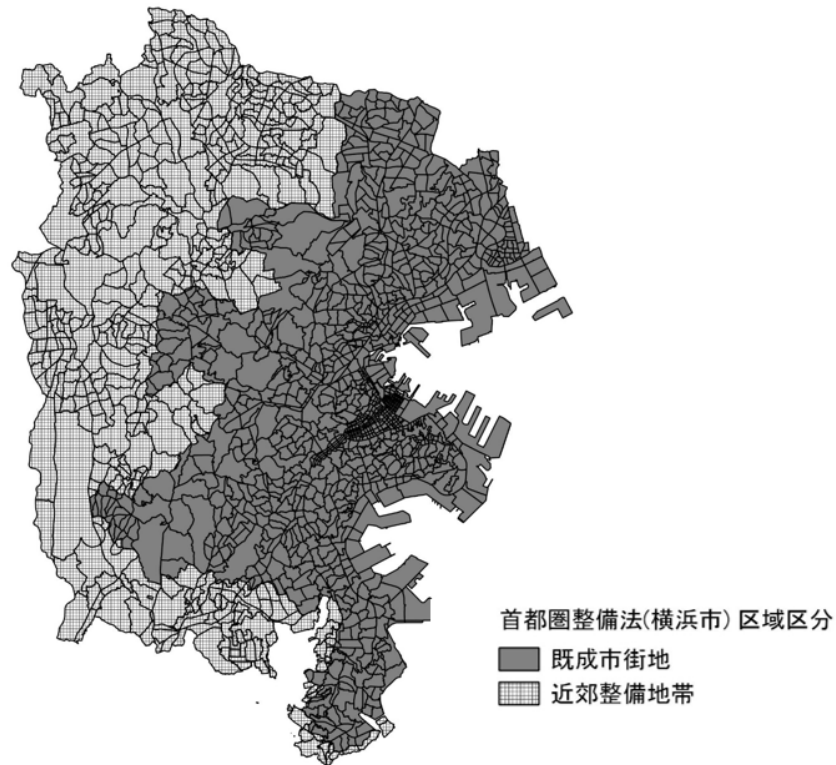


図 4-2 横浜市の制限区域

工場立地政策や企業誘致政策などの産業立地政策が、企業立地に与える影響を実証的に分析した研究としては、岳(2000)がある。同論文では、条件つきロジットモデルを用い、工場の立地確率を推定している。そのなかで、低開発地域工業開発促進法、新産業都市建設促進法、および工業再配置促進法の、3つの地域開発政策を、地域指定ダミーの形で推定モデルに含めて分析した。その結果、企業誘致政策は立地確率に有意にプラスの影響を与えるという結果をえている。

戦後に制定された工場三法(工業等制限法、工場立地法、工場再配置促進法)が、生産活動や企業立地に与える影響について定量的に分析した実証研究の一つに、各務・福重(2003)がある。同論文は、近畿圏の工業等制限法ともいえる、近畿圏の既成都市区域における工場等の制限に関する法律(工場等制限法、1964年制定)の影響について、同法で定められる、制限区域と非制限区域における製造業の集積の経済を推定し、比較分析している。その結果、立地規制の間においても、制限区域に指定された地域では業種によって集積の経済が確認できたとし、同法によって工場の新・増設が規制されたために、本来享受できるはずの集積の経済の効果を十分に生かすことができなかつたとしている。

また、本研究の分析対象でもある工業等制限法に焦点を当てて、統計データと資料を基に記述的に分析した研究に増田(2006)がある。工業等制限法の規制の影響を受けていた制

限区域として東京圏、大阪圏、並びに非制限区域として愛知県およびその他地域について、工場建築着工数や労働生産性、県民所得の推移など各種指標を比較し、東京圏や大阪圏における工業等制限法の影響を考察している。特に、東京圏では製造業から法人サービス業主体への構造転換がはかられ、その影響は比較的少なくて済んだものの、大阪圏では産業転換が進まなかったために、経済全体が強く影響を被った結果、大阪経済が衰退した、と結論している。

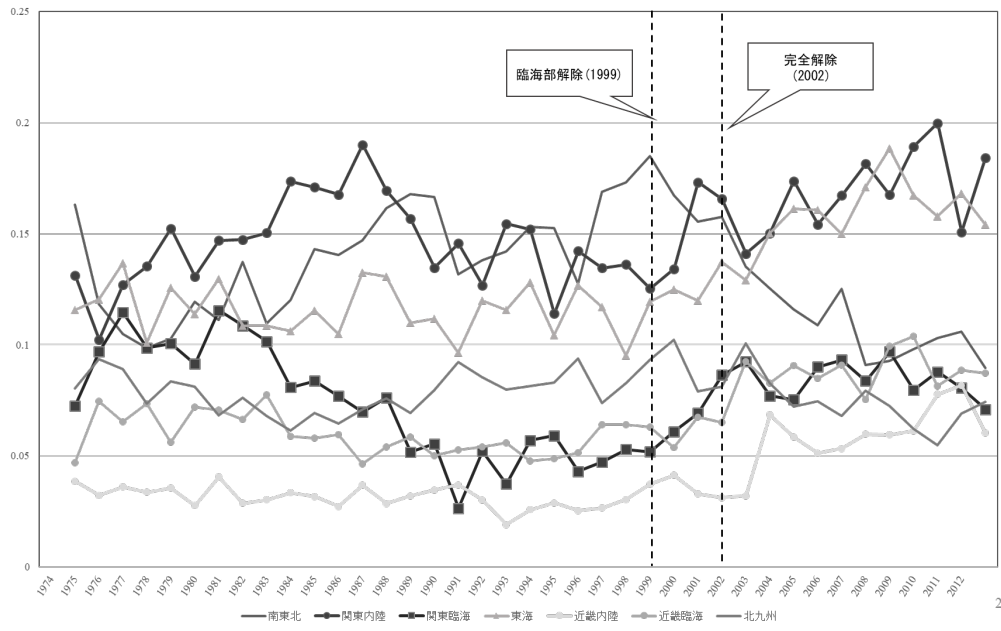
工業等制限法(あるいは工場三法)に注目した実証研究は少なく、筆者の知る限り、上述の各務・福重(2003)および増田(2006)だけである。どちらも大阪圏に分析の比重を置き、大阪経済の衰退の要因として同法をあげている。

一方、東京圏に関しては、第2次産業から第3次産業への産業構造の転換が比較的円滑に進んだ(Fujita and Tabuchi(1997))ことから、工業等制限法の影響を実証分析した研究はこれまであまりなされてこなかったと考えられる。

しかし、大規模な工業地帯を含む横浜市や川崎市などは、工業等制限法により新規の設備投資を行うことが困難になった結果、設備の老朽化問題や跡地の未利用などが発生している(長谷川(2000))。つまり、東京圏においても、その影響は小さくないと思われる。また、先行研究では、制限法による規制解除がなされる前のデータを使用して分析されており、規制解除後の変化についての研究はなされていない。

### 第3節 国内および京浜臨海部の企業立地動向

本節ではいくつかの工場立地に関するデータから、国内の生産活動の状況を確認する。前述のように、工業等制限法は1959年に施行され、段階的な規制強化を経たのち、1999年に京浜臨海部で部分的な規制の解除があり、2002年に規制自体が完全に廃止された。京浜臨海部については、当初は規制の対象外であったが、1972年以降、対象となった。経済産業省『工場立地動向調査』から、南東北(宮城、山形、福島、新潟)、関東内陸(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)、関東臨海(埼玉、千葉、東京、神奈川)、東海(静岡、愛知、岐阜、三重)、近畿内陸(滋賀、京都、奈良)、近畿臨海(大阪、兵庫、和歌山)、北九州(福岡、佐賀、長崎、大分)の地区を抜粋し、1974~2012年間の新規工場立地件数の全国シェアの推移を図示したのが図4-3である。工業等制限法による規制区域を含む関東臨海では80年代をつうじてシェアを減少させており、90年代も中盤までは横ばいで推移している。一方、1999年の京浜臨海部解除以降、シェアが上昇している状況が伺える。

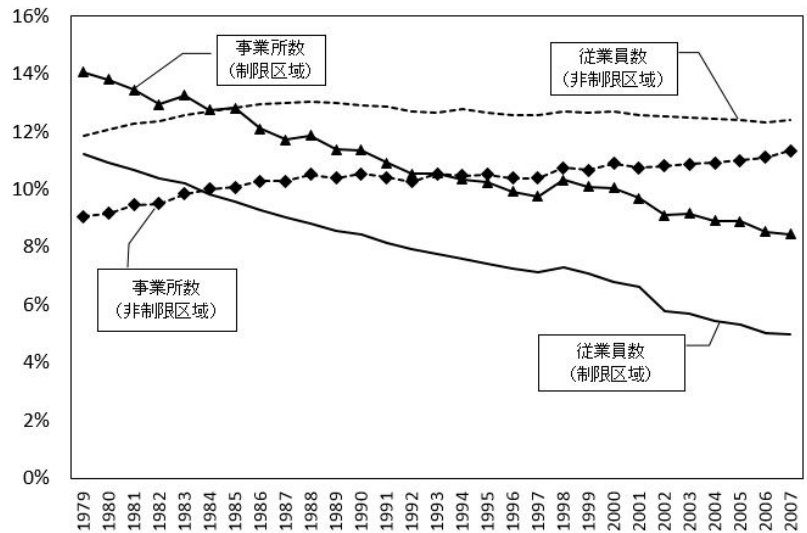


(出所) 経済産業省『工場立地動向調査』より作成

図 4-3 全国の工場立地件数のシェアの推移

続いて、図 4-4 は 1979 年以降の首都圏 1 都 3 県(東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県)における、工業等制限法の制限区域と非制限区域を区レベルで区分けした、事業所数および従業員数の全国シェアの推移である。事業所数、従業員数のどちらについても、制限区域を含む地域においては全国シェアを低下させている一方、非制限区域においては横ばいあるいはシェアを向上させていることが分かる。



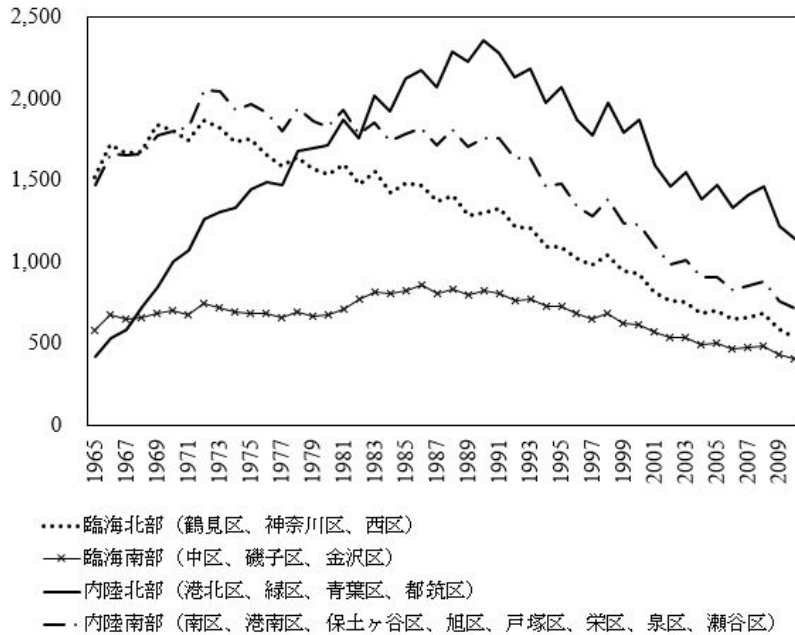


(出所) 経済産業省『工業統計調査』より作成

図 4-4 首都圏における事業所数および従業者数全国シェアの推移

また、図 4-5 は、比較ができる 1965 年からの横浜市内の事業所数の推移を表したものである。京浜臨海部までが規制対象となった 1972 年以降、特に臨海北部は、他の地域のトレンドと比べて、明らかに事業所数が減少し始めている。一方、制限対象に含まれていない区域が多く含まれる内陸北部などは、急激に事業所立地が進んでいる。なお、工業等制限法による規制の対象とならなかった内陸北部や内陸南部においても、1990 年をピークに事業所数が減少に転じている。この背景には、高度経済成長や、1985 年のプラザ合意以降の急激な円高をへて、相対的に国内での生産コストが上昇し、海外への生産拠点の移行が進んだことによると考えられる<sup>46</sup>。

<sup>46</sup> 1980 年代後半から 90 年代にかけての国内製造業の海外進出の増加の背景については、若杉(1997)等を参照。



(出所) 経済産業省『工業統計調査』より作成

図 4-5 横浜市内エリア別事業所数の推移

#### 第4節 分析方法

##### 第1項 推定モデルの構築

工業等制限法の企業立地に与える影響を実証するには、工場立地に影響を与える要因(例えば、賃金、地価、産業集積、規制や誘致政策など)を考慮した推定モデルが必要になる。例えば岳(2000)は、工場立地選択の要因として、賃金水準、地価、集積利益、誘致政策を取り上げ、都道府県レベルの立地件数を被説明変数とした条件付きロジットで立地確率の推定を行っている。本研究が分析対象とする工業等制限法の効果の分析デザインで鍵となるのは、同法の線引きが町丁目の境界をさらに分断するレベルで実施されているという施策の特徴にある。立地の動向は少なくとも町丁目レベルの要因で影響を受ける可能性があるが、分析単位を細分化するほど共変量である個別の特徴をコントロールすることは困難になる。こうした個別の町丁目ごとの違いを考慮したうえで、工業等制限法が生産活動に影響を与えたかどうかを計測するために、本研究では、DID法により、いくつかの推定上の仮定を設けたうえで、回帰モデルを用いて政策効果の推定を行った。

DID推定の概要は第2章第5節において論じたので本章での詳細な説明は割愛するが、ある政策介入の効果を調べるときに、政策介入のあったグループ(処置群)と、政策介入のなかったグループ(対照群)について、それぞれ政策介入の前後のアウトカム変数の差分をとり、得られた政策前後の差の値を、さらにグループ間の差分を取ることで推定値をえる

方法であった。このとき、処置群と対照群で、政策介入の有無以外が等しければ、この推定値は、処置群での政策介入があった場合となかった場合のアウトカム変数の差、つまり政策介入の効果と解釈することができる(図 4-6 参照)。

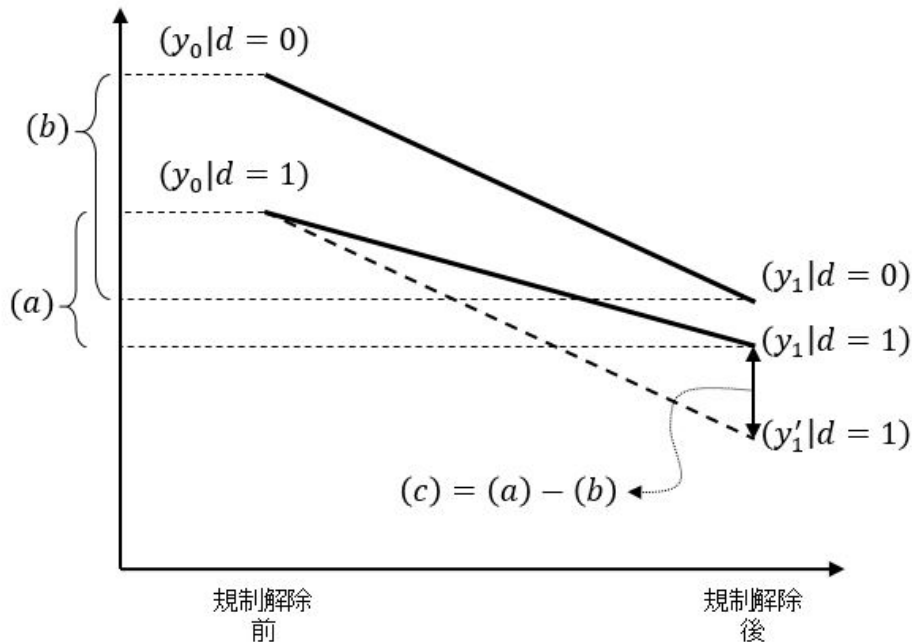


図 4-6 Difference-in-Differences の概念図

工業等制限法の施策の有無による工場立地の変化を見るのであれば、直観的には規制区域と非規制区域、図 4-2 の用語では既成市街地と近郊整備地帯の工場立地状況を比較する方法が挙げられよう。しかし同法の施行年が 1959 年であり、介入前後の町丁目レベルの工場立地データは入手・整備が困難であることから今回は断念した。一方、2002 年の規制の全解除を「介入」と見立てることも考えられるが、とくに長年の工場立地規制が突如解除された既成市街地と、長年工場立地を許可されてきた近郊整備地帯では、規制解除後に平行トレンド(仮定 DID1)の仮定が正当化されるとは考えにくく、DID 法の分析デザインとしての妥当性を保証されているとは言い難い。以上から本研究では、1999 年に実施された臨海部における部分的な規制解除に着目し、臨海部の中でも規制解除された地域を処置群、規制が継続された地域を対照群として、それぞれの規制解除前後の差分を比較することで、工業等制限法によって工場立地がどの程度抑制されてきたかを推定するというアプローチで政策効果の分析を試みた。

DID 法による政策介入の効果は、以下のような回帰モデルを最小二乗法により推定する

ことで、求めることができる。

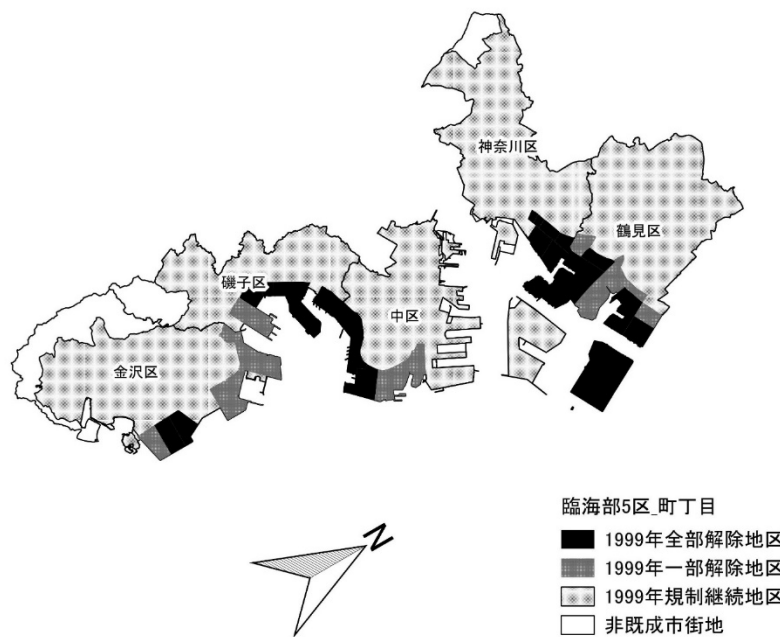
$$Y_{it} = \mu A_i + D_i \theta + D_t \lambda + D_i D_t \delta + \varepsilon_{it} \quad (4-1)$$

被説明変数である $Y_{it}$ は、町丁目  $i$  における製造業の生産活動を表す。 $A_i$ は、町丁目ごとの、生産活動に影響を与える観測できない属性を表す変数であり、その係数である $\mu$ は、個別効果を表す。 $D_i$ は、1999年の時の規制解除の対象であるサンプルである場合に1をとる処置ダミー変数、また、 $D_t$ は規制解除後であるサンプルの場合に1をとる時間ダミー変数である。 $D_i$ と $D_t$ の交差項のパラメータ $\delta$ が、政策介入の効果を表す。本研究では、工業等制限法の規制解除であり、介入のなかった(規制継続の)グループとの差分の差である。

ただし、第2章第5節第1項において整理した仮定 DID1 により、DID法によって政策介入の効果を推定するためには、処置群と対照群で、政策介入による変化以外のトレンドが、同じであるという仮定がなされている。また、仮定 DID2 より、効果は加法的であるという仮定もある。これらの仮定により、それぞれのグループ内での差分、およびグループ間での差分をとることで、群内の個別効果と、群間で共通の時間効果は差分をとることで除去することができる。

本研究では、処置群となる1999年時点で規制解除の対象となった地域は、臨海部5区(鶴見、神奈川、中、磯子、金沢)の一部である。一方、対照群となる規制が継続した地域は、横浜市内では臨海部5区をふくむ14区にふくまれている。そこで、両グループの条件をできるかぎり似た条件の下におき、トレンドをそろえるため、対照群も臨海部5区における規制継続地域とした。

図4-7は、本研究の分析対象地区を図示したものである。濃い灰色が1999年の解除の際に全域解除された町丁目、黒色が一部解除された町丁目、薄い灰色が1999年時点では規制が継続された地区である。



(出所) 筆者作成

図 4-7 分析対象 5 区の規制の状況

図 4-7 から示唆されるが、工業等制限法の効果 $\delta$ を推定するうえで問題となるのは、1999 年の規制解除の線引きが町丁目をまたぐことである。そこで、1999 年に全部解除された区域と一部のみ解除された区域を、それぞれ政策ダミー変数で区別し、全部解除区域の効果を、純粋な効果とする。以上を考慮したうえで、以下のモデルを推定する。

$$Y_{it} = \alpha + \lambda T_t + \delta_1 D_{all} * T_t + \delta_2 D_{part} * T_t + \beta W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4-2)$$

ここで、 $Y_{it}$ は生産活動を表す指標であり、本研究では事業所数を町丁目ごとの面積で除した事業所密度および 1 事業所あたり製造出荷額について推定する。また、 $T_t$ は政策後に 1 を取る時間ダミー変数、 $D_{all}$ が域内全て規制解除された町丁目を表す政策介入ダミー変数、 $D_{part}$ は域内の内、一部規制解除された町丁目を表す政策介入ダミー変数である。

全域規制解除されている区域における政策介入ダミーである $D_{all}$ と時間ダミーの交差項の係数である $\delta_1$ が、本研究で関心のあるパラメータである。なお、 $\alpha$ は観測できない町丁目ごとの属性である個別効果の平均値となる。

さらに、インフラなどの町丁目レベルより広域的な差異が時間によって変化することで生産活動に影響を与える可能性を考慮し、時点を考慮した区別ダミー $W_{it}$ を導入したケースについても推定し、係数への影響を調べる。

## 第2項 利用データ

本研究では、経済産業省『工業統計調査』を用いた。データセットの記述統計量は表 1 のとおりである。本研究では横浜市の工業統計について「横浜市統計ポータルサイト」より町丁目データを入手した。また 2001 年以前のデータについては「横浜市統計書」よりデータを作成した。分析期間中に住居表示等により境界が変更になった場合は、より広域な区画に一致するように町丁目を統合した。また、期間中に 1 事業所も存在しなかった町丁目は除外した。対象地区は、1999 年に先行的に規制解除が実施された町丁目が含まれる横浜市臨海部 5 区(鶴見, 神奈川, 中, 磯子, 金沢)とし、1995 年から 2010 年までの 16 年間のパネルデータを作成した。

対象年内に欠損値がある町丁目は、個別に町丁目ごとデータから外した。また、用途地域等、工業等制限法以外の規制によって事業所が立地できない町丁目が既成市街地に含まれることで、同法の政策効果が過少評価される可能性を排除するため、期間中に事業所が少なくとも 1 以上存在した町丁目を対象とした。

標本として抽出した町丁目は、すべて工業等制限法の規制対象である。このうち、1999 年の一段階目の規制解除において、工場立地規制が解除された地域と、規制が継続された地域において、比較を行う。全域解除となった町丁目は標本全体の 5.5%、一部解除となった町丁目は 6.6%である。なお、1 事業所あたり製造出荷額等の標本サイズが小さいのは、事業所数が 2 以下の町丁目における数値が秘匿されているためである。

また、工業等制限法の規制区域については、国土数値情報ダウンロードサービスより「三大都市圏計画区域第 2.1 版」の地理情報データおよび国勢調査の境界データを GIS で統合し、町丁目別の既成市街地の該当の有無を確認した。また 1999 年の規制解除の該当の有無は、工業等制限法施行令の別表第二<sup>47</sup>によって確認した。

<sup>47</sup> 1999 年の臨海部における規制解除地区は「首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律施行令」別表第二から確認できる。規制解除地区は以下の一覧のとおり。

区名	区域
鶴見区	安善町一丁目のうち四番地の三から七まで、九、十六から二十まで、二十二から二十四まで、三十五から六十二まで及び六十五から八十六までを除く区域並びに二丁目、弁天町三番地の一及び七、十七番地の三から六まで、十八番地の一及び二並びに二十一番地の一及び三、小野町七十二番地の一及び二、七十三番地の三、七十四番地、七十五番地の一及び二、七十六番地、七十七番地、七十八番地の一、七十九番地から八十一番地まで並びに百二十五番地の九、末広町一丁目のうち県道東京大師横浜線以北を除く区域及び二丁目、生麦一丁目一番地の三十八(国土交通大臣が定める区域に限る。)、十七番地の一(国土交通大臣が定める区域に限る。)、二、六、七及び九並びに二千三十六番地の十九、三十二、四十三、四十四、五十二、五十三及び六十五並びに二丁目、大黒町並びに扇島に限る。
神奈川区	守屋町、宝町及び恵比須町に限る。

以上の要領で作成した 1995 年～2010 年までの町丁目パネルデータの記述統計量は表 4-2 のとおりである。比較するグループごとに確認するために、解除の区域ごとに集計した。標本サイズは 2,911 であるが、製造出荷額等についてはデータが秘匿されている要素がふくまれているため、それらを除外した場合の標本サイズをカッコ内に併記している。

推定では規制継続地区に属するグループを基準とする。関心ある処置群である全域解除地区における事業所密度の平均は 31.7 である一方、規制継続地区のそれは 26.5 と、極端に大きな開きは無いように思われる。しかしながら事業所あたりの製造出荷額等については全域解除地区が 679,603 万円であるのに対し、規制継続地区のそれは 48,689 万円と、約 14 倍の開きがある。すなわち横浜市臨海部 5 区においてはいずれも工場立地はあるものの、規制解除された町丁目は比較的大規模な工場が集まったエリアと考えられる。この違いは町丁目の解除地区への割当てに影響を与えている可能性があり、推定結果の解釈において留意する必要がある。

表 4-2 標本の記述統計量

【被説明変数】	全域解除地区				一部解除地区				規制継続地区				
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大	平均	標準偏差	最小値	最大	
事業所数/km <sup>2</sup>	31.722	48.260	0	154.472	12.355	16.980	0.980	76.741	26.561	30.861	0	277.778	
一事業所あたり 製造出荷額等(万円)	679,603	769,703	47,835	4,203,160	1,022,620	956,200	9,306	5,052,245	48,689	98,225	1,514	960,731	
【説明変数】													
規制解除後ダミー	0.688	0.465	0	1	0.688	0.465	0	1	0.688	0.463	0	1	
鶴見区ダミー	0.200	0.401	0	1	0.417	0.494	0	1	0.375	0.484	0	1	
中区ダミー	0.200	0.401	0	1	0.000	0.000	0	0	0.219	0.414	0	1	
神奈川区ダミー	0.100	0.301	0	1	0.167	0.374	0	1	0.175	0.380	0	1	
磯子区ダミー	0.300	0.460	0	1	0.083	0.277	0	1	0.150	0.357	0	1	
金沢区ダミー	0.200	0.401	0	1	0.333	0.473	0	1	0.081	0.273	0	1	
標本サイズ(線引ごと)		160(125)				192(121)				2,559(1,382)			
標本サイズ(合計)		2,911(1,628)											

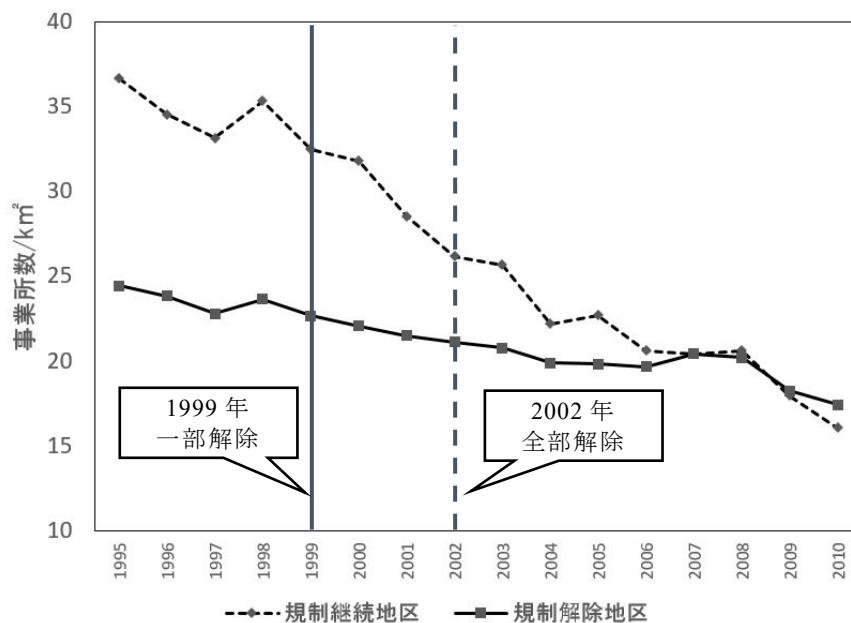
### 第3項 処置群および対照群，並びに推定期間

分析は、処置群として、規制緩和された市内町丁目，および対照群として規制が継続さ

中区	錦町のうち市道錦町南部第二号線以東の区域、かもめ町のうち一番地、六十五番地及び六十六番地を除く区域、豊浦町並びに千鳥町に限る。
磯子区	鳳町、新磯子町、新森町、新中原町並びに新杉田町のうち東日本旅客鉄道根岸線と都市高速鉄道金沢シーサイドラインとの交会点以北の東日本旅客鉄道根岸線以東及び当該交会点以南の都市高速鉄道金沢シーサイドライン以東の区域に限る。
金沢区	昭和町のうち一般国道三百五十七号線以北の区域、鳥浜町のうち一般国道三百五十七号線以北の区域(一番地の一から十七までを除く。)、幸浦一丁目八番地の一及び二並びに十番地の一及び三から六まで並びに福浦一丁目、二丁目並びに三丁目八番地、十番地の一及び三、二十二番地、二十三番地の三、二十四番地の一及び二、二十五番地の二並びに三十番地の二に限る。

れた市内町丁目に設定し、推定を行った。また、処置群については、前項で述べたとおり、全域が規制解除された町丁目と一部のみ規制解除された町丁目を含むので、処置群の中で、さらに全部解除区域と一部解除区域をそれぞれダミー変数で区別して推定を行った。

ここで、DID 推定による処置効果識別の鍵となる平行トレンドの仮定、すなわち処置群と対照群における「処置がなかった場合のアウトカム」が同じトレンドを示すかどうか、という点について論じておく。図 4-8 は、本章で分析するアウトカムである事業所密度のトレンドについて、処置群(規制解除地区)に含まれる町丁目と対照群(規制継続地区)に含まれる町丁目の事業所密度のトレンドをプロットしたものである。規制解除のタイミングである 1999 年まで両群のトレンドは平行に近い動きを示している。その後、規制解除地区は横ばいの水準を維持しているが、規制継続地区は目立って右肩下がりになっている。一方、2002 年に規制が全体解除され、両群の条件が再び規制なしとして揃うと、平行トレンドとまでは言えないが、比較的似たように事業所密度の減少傾向を示している。



(出所)工業統計調査より筆者作成

図 4-8 臨海部 5 区の事業所密度の推移

2002 年の完全解除後のトレンドは似ているものの同じとは言えないことから、両群が工業等制限法の規制の有無を条件として完全な平行トレンドを示していると断言することは難しいが、少なくとも 1999 年の規制解除については、それ以前の平行トレンドはグラフから概ね支持できるものと考えられよう。したがって、1999 年の規制解除を介入とした



両群の差分の差による処置効果の推定は妥当と考えられる。なお、次節第3項において処置前期間のデータを用い、1996年に擬似的な(プラセボ)規制解除があったと仮定して同様の推定を行い、平行トレンドの仮定に関する検証を行う。

また同様に処置群と対照群に含まれる個体の事業所密度の平均値を、区別にみたのが図4-9である。ここで確認するのは各区におけるトレンドであるが、金沢区を除く4区においては、いずれかの時点で処置群における事業所数が対照群のそれと逆転し差を広げている、あるいは差を縮める傾向を示している。しかしながら、金沢区だけは異なり、どちらも同じように下降トレンドを示している。金沢区がこのトレンドを示している理由について明らかにすることは本研究の範囲を超えるが、グラフからは少なくとも処置群と対照群で町丁目あたりの事業所密度に大きな開きがあることが確認できる。すなわち、金沢区においては臨海部とそれ以外の区域における事業所立地の傾向がまったく異なり、ほとんどが臨海部に集中していることが伺える。処置群と対照群に差異が観察されることから、事業所立地の観点からみた区域の特徴についても明確な差異が存在することが想定される。したがって、推定にあたっては、同区を含めた標本(5区)による推定を基本とし、同区を除いた部分標本(4区)による推定をあわせて行い、推定結果の違いを観察することによって、推定された処置効果の頑健性の検証を行う。

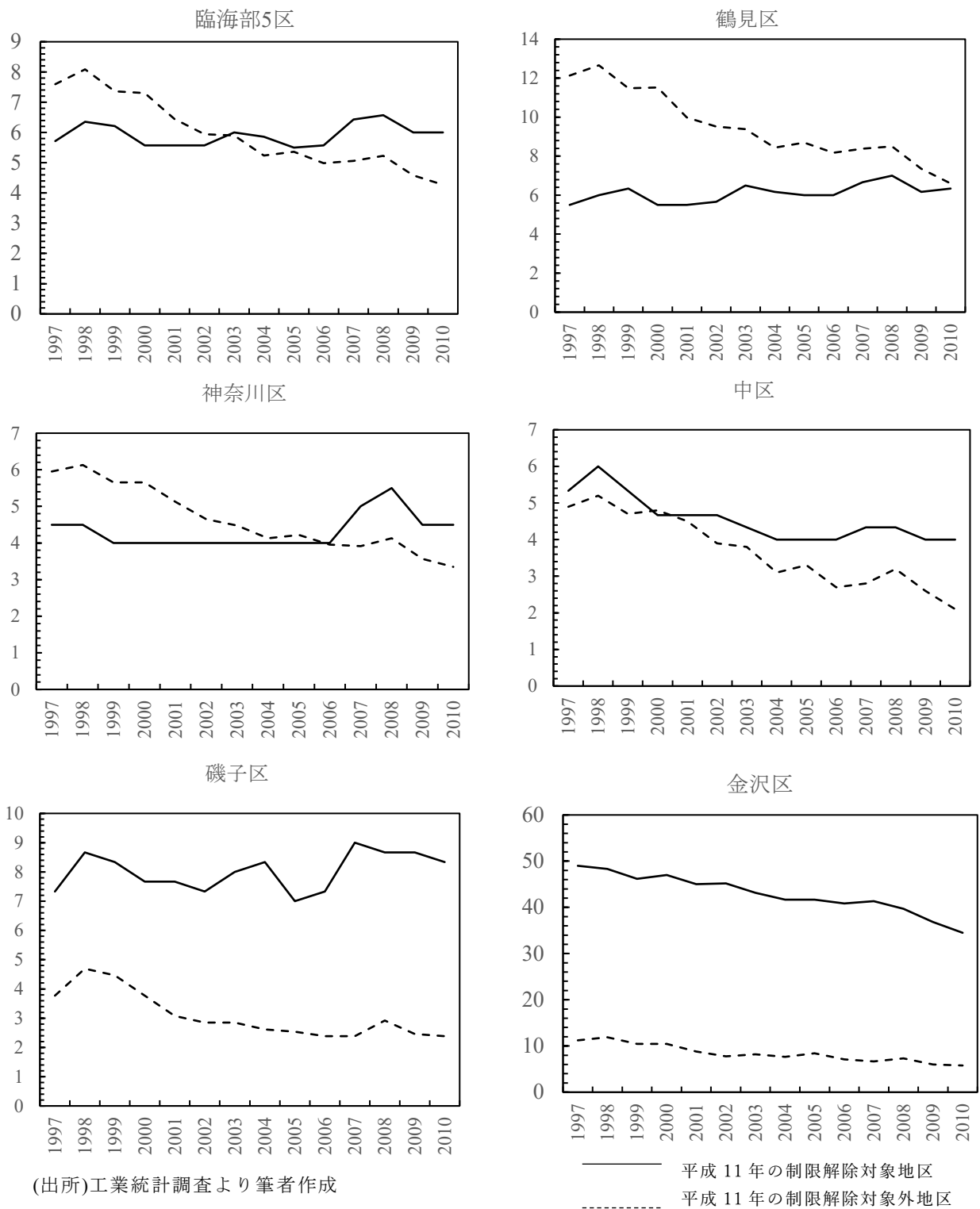


図 4-9 臨海部 5 区別平均事業所数の推移

推定期間は、政策変更前(すなわち規制解除前)の 1998 年を基準とし、政策変更後(すなわち規制解除後)の 2000 年以降 2010 年までの 11 年間にわたって、政策前後の二時点の比較を行う。加えて、政策変更前の 1995 年から 1998 年の 4 年間のプールしたデータと、政

策変更後の 2000 年から 4 年ごとにプールしたデータとの二期間での比較も行う。

## 第5節 推定結果

### 第1項 1998 年を基準とした二時点間比較

1998 年を基準とした規制解除前後の二時点間における推定結果のうち、本研究において関心のあるパラメータである時間ダミーと全域制限解除ダミーの交差項のパラメータ  $\delta_1$  の値を表 4-3 及び表 4-4 に示す。金沢区を含む臨海部 5 区の結果をみると、1km<sup>2</sup> あたり事業所数の分析結果からは、規制解除後に平均的にプラスの影響が現れている。とくにその影響の大きさは解除後年々拡大していることが観察され、2005 年ごろから拡大傾向は止まっている。金沢区を除いた 4 区で分析した結果についても、類似の傾向を示しており、2006 年ごろから拡大傾向は抑制されている。またその影響の規模もわずかではあるが大きくなっている。この 2006～7 年頃からの事業所密度の拡大傾向の抑制は、2002 年に工業等制限法が完全に廃止されて、両グループにおける工業等制限法による立地条件の差が消滅したためと考えられる。また 2003 年からは統計的に有意といえる差が確認されている。

一方、1 事業所あたり製造出荷額等についても、2002 年頃から規制解除地区において平均的にプラスの効果が観察されている。しかしながら、5 区および 4 区のいずれの推定結果にも統計的有意差は確認されず、データから工業等制限法が十分な差を生み出していたかを断言することはできない。

表 4-3 推定結果① 98 年基準 2 時点比較(5 区)

	1km <sup>2</sup> あたり事業所数										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー × 規制解除後ダミー	1.513 (0.543)	3.825 (1.079)	5.843 (1.521)	6.123 (1.547)	7.476 (1.613)	6.425 (1.167)	7.998 (1.466)	8.504* (1.671)	8.326 (1.482)	7.329 (1.191)	7.993 (1.161)
一部解除地区ダミー × 規制解除後ダミー	1.949 (0.749)	5.042 (1.523)	6.475* (1.805)	6.115 (1.654)	9.529** (2.201)	8.833* (1.717)	11.26** (2.209)	12.84*** (2.701)	12.08** (2.302)	14.36** (2.499)	15.65** (2.434)
定数項	33.94*** (76.54)	33.94*** (60.17)	33.94*** (55.53)	33.94*** (53.87)	33.94*** (46.02)	33.94*** (38.73)	33.94*** (39.08)	33.94*** (41.91)	33.94*** (37.96)	33.94*** (34.67)	33.94*** (30.98)
標本サイズ	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364
決定係数	0.151	0.303	0.385	0.394	0.465	0.362	0.438	0.475	0.421	0.462	0.461
	1事業所あたり製造出荷額等の対数										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー × 規制解除後ダミー	0.112 (0.659)	-0.00343 (-0.0212)	0.134 (0.658)	0.0744 (0.333)	0.302 (1.062)	0.338 (1.306)	0.314 (1.192)	0.265 (0.979)	0.258 (0.827)	0.342 (1.100)	0.149 (0.469)
一部解除地区ダミー × 規制解除後ダミー	0.247 (1.525)	0.0911 (0.589)	0.0889 (0.364)	0.146 (0.547)	0.0186 (0.0548)	-0.00784 (-0.0259)	-0.0405 (-0.131)	-0.156 (-0.544)	0.0643 (0.194)	0.0956 (0.288)	-0.248 (-0.638)
定数項	10.34*** (385.0)	10.39*** (403.1)	10.39*** (319.5)	10.40*** (290.4)	10.46*** (233.3)	10.45*** (259.5)	10.47*** (257.7)	10.47*** (248.5)	10.45*** (212.8)	10.47*** (215.0)	10.51*** (212.1)
標本サイズ	246	236	225	223	210	213	205	210	212	205	196
決定係数	0.082	0.052	0.085	0.085	0.063	0.103	0.068	0.087	0.091	0.104	0.109

(注) 主要な変数以外の結果は省略した。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1、カッコ内はt値。

表 4-4 推定結果② 98年基準 2時点比較(4区)

		1km <sup>2</sup> あたり事業所数										
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー		2.541	5.091	6.920	8.743*	11.93**	11.03*	12.94**	13.13**	13.75**	14.50**	16.01**
× 規制解除後ダミー		(0.787)	(1.248)	(1.571)	(1.939)	(2.254)	(1.748)	(2.070)	(2.271)	(2.140)	(2.074)	(2.046)
一部解除地区ダミー		2.036	6.245	8.164*	8.228*	11.85**	11.67*	14.21**	15.86***	15.46**	17.68**	19.84**
× 規制解除後ダミー		(0.630)	(1.529)	(1.851)	(1.823)	(2.237)	(1.848)	(2.270)	(2.740)	(2.404)	(2.525)	(2.534)
定数項		34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***
		(70.03)	(55.43)	(51.33)	(50.14)	(42.74)	(35.82)	(36.17)	(39.12)	(35.19)	(32.33)	(28.90)
標本サイズ		326	326	326	326	326	326	326	326	326	326	326
決定係数		0.152	0.306	0.391	0.407	0.477	0.375	0.449	0.488	0.432	0.474	0.473
		1事業所あたり製造出荷額等の対数										
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー		0.102	-0.0481	0.185	0.0613	0.364	0.414	0.376	0.352	0.309	0.436	0.202
× 規制解除後ダミー		(0.495)	(-0.243)	(0.661)	(0.222)	(1.063)	(1.307)	(1.150)	(1.076)	(0.810)	(1.145)	(0.520)
一部解除地区ダミー		0.382*	0.228	0.170	0.169	0.0122	-0.0343	-0.183	-0.173	0.0809	0.192	-0.197
× 規制解除後ダミー		(1.854)	(1.157)	(0.518)	(0.471)	(0.0272)	(-0.0855)	(-0.442)	(-0.489)	(0.195)	(0.461)	(-0.376)
定数項		10.24***	10.28***	10.30***	10.32***	10.36***	10.36***	10.37***	10.37***	10.35***	10.37***	10.40***
		(347.6)	(362.4)	(285.9)	(258.9)	(211.9)	(233.7)	(229.9)	(226.5)	(191.1)	(193.7)	(189.9)
標本サイズ		221	212	202	199	189	191	184	189	191	184	176
決定係数		0.094	0.062	0.086	0.084	0.063	0.106	0.072	0.089	0.090	0.113	0.108

(注)主要な変数以外の結果は省略した。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1、カッコ内はt値。

## 第2項 規制解除前4年間と解除後の4年間との比較

次に、データの期間を広く取り、1995年から1998年までの規制解除前の4年間と、2000年から4年毎にプールしたデータとの二期間による比較の結果を表4-5及び表4-6に示す。ここからは、中期的なトレンドの差が確認されることが考えられる。

事業所密度については、5区、4区とも解除後に規制解除地区におけるプラスの効果が統計的に有意に観測されている。特に5区の結果からは、1k m<sup>2</sup>あたり3.3事業所、4区からは5.9事業所の差が生じている。また両グループの差の拡大傾向が2004～7年以降に抑制されている点も2時点間の比較で確認された傾向と同様である。一方、製造出荷額等については、規制解除直後で統計的に有意な差は出ていないものの、解除後3年以降の2002～4年以降は正の効果が有意に観測されている。特に金沢区を除いた場合に効果が大きくなることから、同区が他の4区と比較して製造業の面で異なる特徴を有している結果、工業等制限法の解除が有効ではなかった可能性が高い。この理由を詳細に検証することは今後の課題であるが、金沢区が小規模の自動車関連事業所が比較的多く集積しており、こうした特定の業種や規模の事業者の集中が、規制の効果に影響を与えている可能性は考えられる。

表 4-5 推定結果③：処置前 4 年間(1995-98)と処置後の 4 年間との比較(5 区)

		1km <sup>2</sup> あたり事業所数							
		2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー		3.388**	4.879***	5.529***	6.067***	6.661***	6.874***	7.100***	7.099***
× 事後(2000年以降)ダミー		(2.018)	(2.787)	(2.997)	(3.217)	(3.537)	(3.568)	(3.601)	(3.389)
一部解除地区ダミー		5.188***	7.084***	8.032***	9.227***	10.90***	11.54***	12.93***	14.02***
× 事後(2000年以降)ダミー		(3.308)	(4.332)	(4.660)	(5.237)	(6.198)	(6.413)	(7.018)	(7.167)
定数項		22.09***	22.10***	22.10***	22.10***	22.10***	22.10***	22.11***	22.11***
		(117.4)	(112.6)	(106.8)	(104.5)	(104.6)	(102.3)	(99.99)	(94.12)
標本サイズ		2,390	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390
決定係数		0.153	0.226	0.255	0.292	0.334	0.335	0.362	0.370
		1事業所あたり製造出荷額等の対数							
		2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー		0.0576	0.125	0.228**	0.269**	0.298***	0.273**	0.270**	0.241*
× 事後(2000年以降)ダミー		(0.638)	(1.269)	(2.247)	(2.526)	(2.647)	(2.331)	(2.194)	(1.959)
一部解除地区ダミー		0.0305	-0.0394	-0.0854	-0.0976	-0.199	-0.212*	-0.193	-0.225*
× 事後(2000年以降)ダミー		(0.326)	(-0.370)	(-0.707)	(-0.775)	(-1.575)	(-1.653)	(-1.468)	(-1.707)
定数項		10.39***	10.42***	10.43***	10.45***	10.47***	10.47***	10.47***	10.47***
		(729.0)	(670.5)	(652.8)	(627.4)	(600.9)	(575.9)	(550.2)	(550.7)
標本サイズ		948	912	888	867	853	854	846	837
決定係数		0.051	0.052	0.074	0.067	0.056	0.059	0.062	0.072

(注)主要な変数以外の結果は省略した。 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1、カッコ内はt値。

表 4-6 推定結果④：処置前 4 年間(1995-98)と処置後の 4 年間との比較(4 区)

		1km <sup>2</sup> あたり事業所数							
		2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー		5.941***	8.288***	9.773***	11.28***	12.37***	12.83***	13.69***	14.46***
× 事後(2000年以降)ダミー		(3.034)	(4.071)	(4.561)	(5.163)	(5.688)	(5.768)	(6.035)	(6.007)
一部解除地区ダミー		6.283***	8.738***	10.10***	11.60***	13.51***	14.41***	15.91***	17.32***
× 事後(2000年以降)ダミー		(3.205)	(4.288)	(4.706)	(5.307)	(6.203)	(6.472)	(7.005)	(7.187)
定数項		23.71***	23.69***	23.71***	23.69***	23.68***	23.67***	23.62***	23.58***
		(105.4)	(101.3)	(96.30)	(94.43)	(94.78)	(92.85)	(90.63)	(85.27)
標本サイズ		2,103	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103
決定係数		0.153	0.228	0.260	0.299	0.343	0.344	0.371	0.379
		1事業所あたり製造出荷額等の対数							
		2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー		0.0566	0.151	0.284**	0.327***	0.388***	0.359**	0.369**	0.342**
× 事後(2000年以降)ダミー		(0.529)	(1.294)	(2.367)	(2.599)	(2.915)	(2.573)	(2.524)	(2.343)
一部解除地区ダミー		0.0254	-0.0808	-0.218	-0.275*	-0.361**	-0.364**	-0.299*	-0.289*
× 事後(2000年以降)ダミー		(0.221)	(-0.605)	(-1.403)	(-1.692)	(-2.285)	(-2.290)	(-1.851)	(-1.790)
定数項		10.35***	10.38***	10.40***	10.42***	10.43***	10.43***	10.43***	10.43***
		(643.7)	(590.5)	(575.5)	(549.0)	(527.3)	(504.6)	(480.0)	(479.0)
標本サイズ		901	865	841	820	806	807	799	790
決定係数		0.049	0.050	0.076	0.071	0.064	0.065	0.067	0.077

(注)主要な変数以外の結果は省略した。 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1、カッコ内はt値。

### 第3項 プラセボ介入による平行トレンドの検証

差分の差法による処置効果識別の重要な条件の一つが、処置群と介入群において観測不

能の共変量が時間をつうじて共通であること，すなわち平行トレンドの仮定である。なぜならば平行トレンドの仮定が群間の差分による割当のバイアス除去を担保し，処置前後の差分によって処置効果の識別を可能にするためである。

本章では処置群である完全解除地区および一部解除地区と，対照群である規制継続地区について，処置前の期間(1995～1999年)のデータを用いて，前項までと同様の分析フレームワークで処置のタイミングのみずらした DID 推定を行う(図 4-10)。帰無仮説は処置群と対照群で処置前後の処置効果はない，とし有意水準 5%で棄却されたときに政策効果を統計的に支持するものとする。無論，本項での処置は規制解除がない期間のデータを用いて行うプラセボであるため，帰無仮説は棄却されないことが期待される。検証は処置前として 1995 年を基準とし 1999 年までの各年との 2 期間比較を行い，基準年を 1 年ずつずらしてプラセボの処置効果の存在を確認する。なお用いるサンプルは臨海部 5 区および 4 区とし，各々平行トレンドの仮定の成立を検証する。

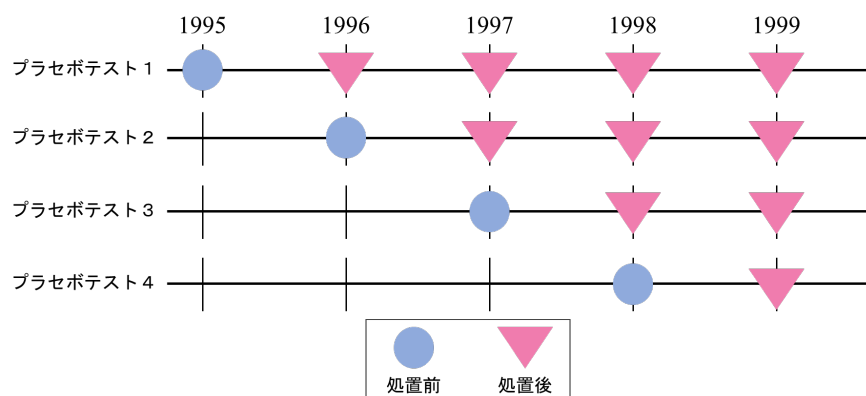


図 4-10 プラセボテストの概要

図 4-11 から図 4-14 に各プラセボテストの推定結果のうち，関心あるパラメータの値である解除地区ダミーと，処置後ダミーの交差項の回帰係数とその 95%信頼区間を示す。パラメータは前項までの差分の差推定量と同じであり，5%有意水準で十分に 0 と異なる，すなわち擬似的な処置によって両群に有意な差が観察される場合には，平行トレンドの仮定が満たされていない可能性が高い。いずれの推定結果を見ても擬似的な処置による差分の差推定値は有意水準を超えた差として検出されておらず，したがって本プラセボテストからは，平行トレンドの仮定は概ね保持されていると結論できると考えられる。ただし図 4-11 のように 2 期間の間隔が長いケースでは，平均的には処置群においてプラスの効果を観測されている。統計的には偶然生じた差と区別できないが，処置群においては事業所立地の動向に正の影響を与える，何らかの観測されない要因がある可能性には留意する必要があるだろう。

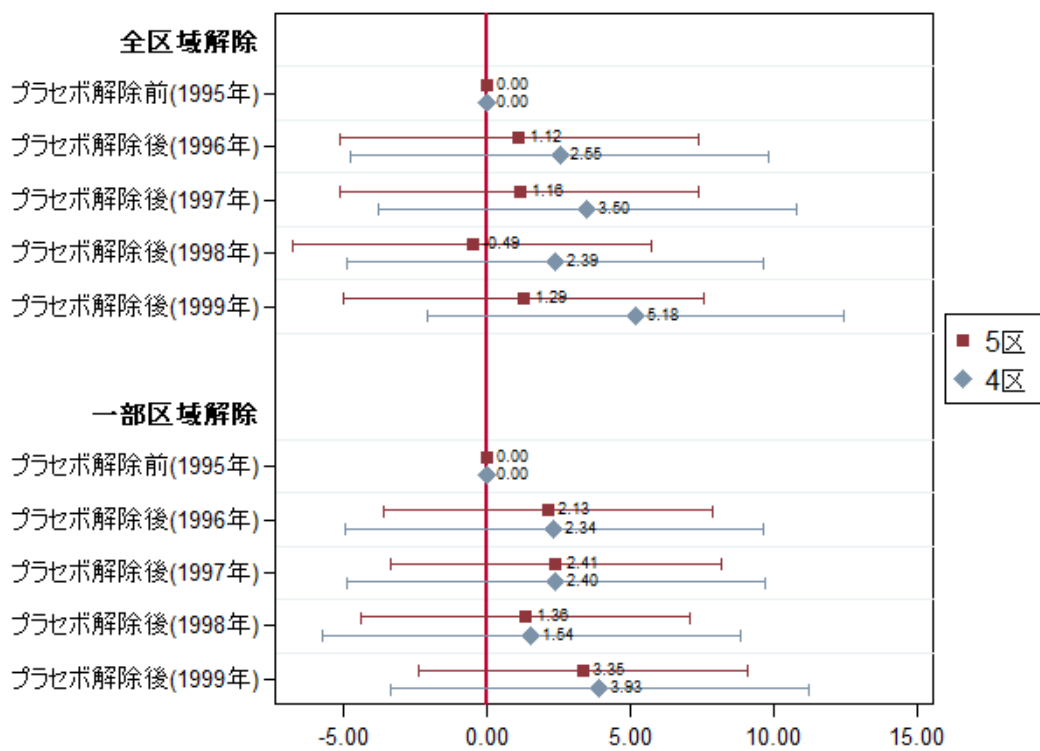


図 4-11 1995 年を基準とした推定(プラセボテスト 1)

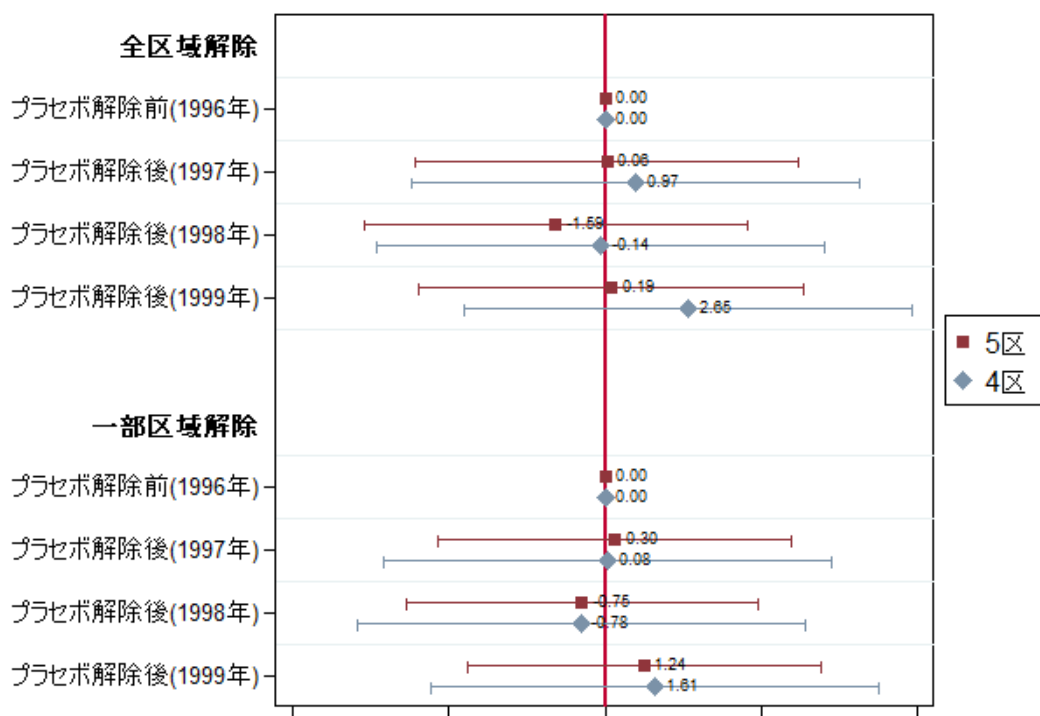


図 4-12 1996 年を基準とした推定(プラセボテスト 2)

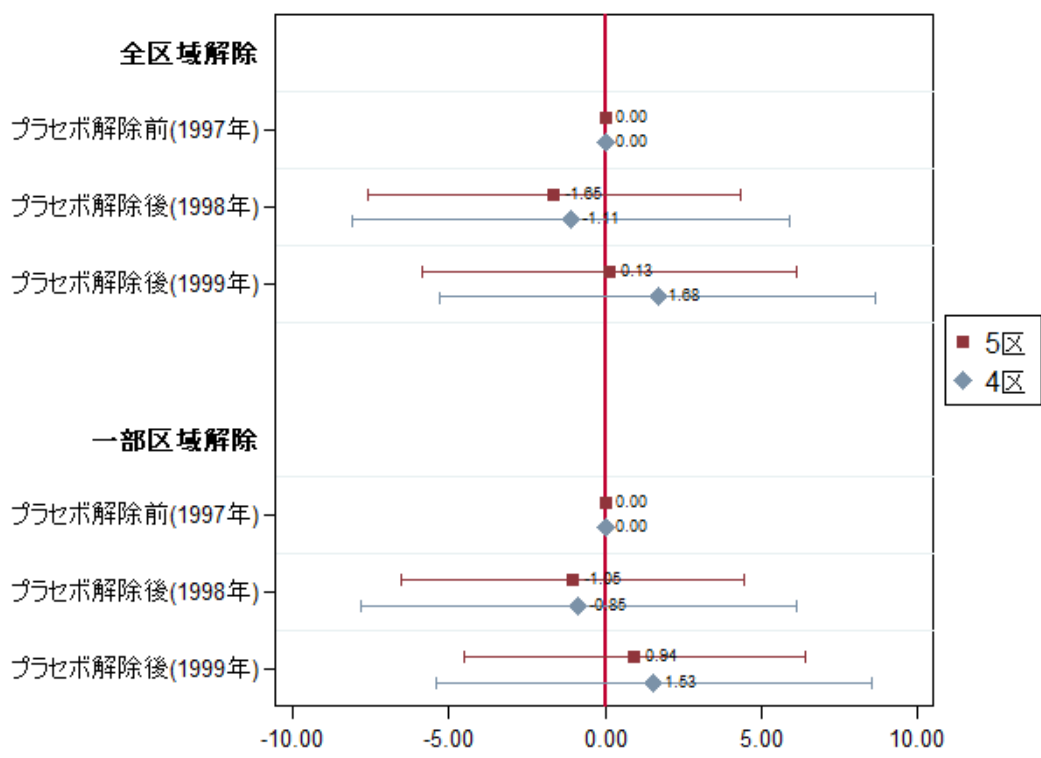


図 4-13 1997 年を基準とした推定(プラセボテスト 3)

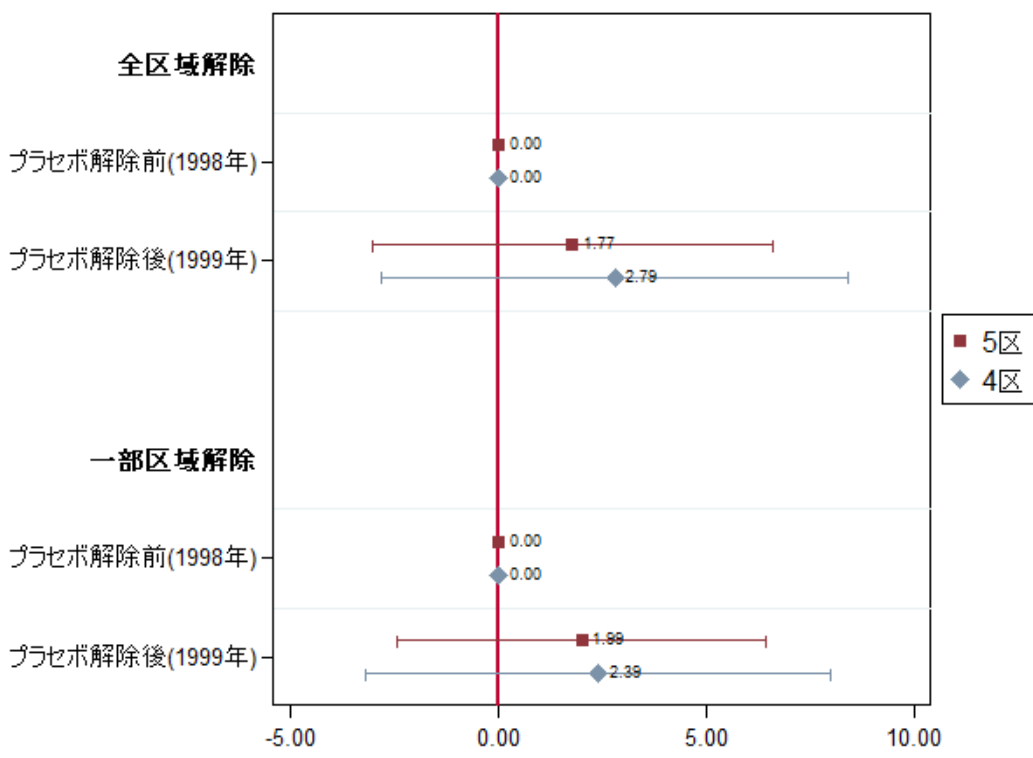


図 4-14 1998 年を基準とした推定(プラセボテスト 4)



## 第6節 結果の考察

上記 2 つの異なる期間を用いた規制解除の効果の推定結果から、1999 年の一部規制解除以降、解除された地区においては規制が 2002 年まで継続された地区に比べ、2003 年以降で事業所立地および 1 事業所あたりの製造出荷額等で、プラスの傾向が確認された。その傾向はとくに規制解除後に徐々に大きくなり、また 2002 年の完全規制解除後の 3 年後の 2005~6 年ころから拡大傾向が見られなくなっている。このことから、規制解除の効果は、即時的に現れるのではなく、時間差をもって現れていると推察することができる。すなわち 1999 年の一部規制解除によって、解除された地区における事業所立地および生産規模が、対照群とした規制継続地区に比べて徐々に拡大し、2002 年の完全規制解除によって、規制継続地区においても同様に事業所立地および生産規模拡大が進んだことによって、2005 年以降は、差の開きが見られなくなってきたと考えられる。

試算として、推定結果①から工業等制限法の解除がもたらしたプラスの効果の効果を推計しよう。本研究において分析対象とした市内臨海部 5 区のうち、1999 年に規制解除がなされた町丁目では、仮に工業等制限法が 1999 年に解除されず、2002 年まで継続した場合、1km<sup>2</sup>あたり 5.843 事業所が、潜在的に立地できずにいた、と解釈することができる。この地域の合計面積は約 11.67km<sup>2</sup>であることから、同地域では 1999 年の規制解除がなければ、2002 年の時点で約 68 事業所ほどさらに減少していたと考えられる。その年の同地域の事業所数が 223 であり、同法の規制解除により事業所数の減少は約 30.5%防いだことになる。

## 第7節 まとめと考察

本研究では、工業等制限法による工場立地規制の結果、土地の効率的な活用が妨げられていた可能性について、横浜市臨海部を事例として、実証的に検証した。特に、1999 年に同法の規制が一部だけ先行解除された事実を自然実験と見なし、町丁目レベルのデータを利用して、規制が解除された地域を処置群、継続された地域を対照群とする DID 推定法による推定を行った。

推定の結果から、工業等制限法が解除された地域においては、規制解除後に製造業の事業所密度が、規制継続の地域に比べ、1km<sup>2</sup>あたり約 7~11 事業所有意に増加したことが明らかになった。これは、仮に規制が継続していた場合と比べ、規制解除後の 3 年間でも、約 3 割の事業所数の減少を防いだことになる。すなわち、こうした土地利用規制は、その土地に対する経済的評価がもっとも高い需要者を市場から締め出してしまう。工業等制限法のケースでいえば、京浜臨海部は製造業の集積地であり、工場の立地場所として高いポテンシャルを持った土地であった。しかし同法による規制が、その地域の土地の価値をも

っとも高く評価する製造業事業者を市場に参加させず、結果として経済的メリットを損ねていた可能性が高いといえる。また、製造業に集積の経済があれば、工業等制限法で集積を過小にさせ、より多くの経済損失が発生している可能性もある。

戦後の首都圏整備法のような人口再配置政策は、都心部での工場立地の制限や、郊外部での立地優遇政策を通じて、都市部への人口流入を抑制し、「計画的な基盤整備」と、「秩序ある圏域構造の形成」を実現するために推進されてきた(国土交通省(2011))。

しかし、こうした計画による国土形成については、政府の失敗といった理由から懐疑的な意見もあり、また経済学的な代替案も提案されている。例えば、浅田(2008)は、都市部の混雑問題に対しては、混雑料金を導入し、市場メカニズムを用いて内部化することが望ましい、と指摘している。産業立地政策においても、こうした価格とインセンティブに基づく市場機能を活用し、効率的な資源配分が実現するような制度設計がなされるべきである。

なお、本研究では、課題も多く残されている。第2章第5節の議論から、DID法の妥当性を担保するのは、平行トレンドと政策効果の加法性であった。平行トレンドについては、規制解除以前のトレンドを図によって確認したほか、規制解除前のデータを用いたプラセボテストを行い、統計的にも処置前には両群の観測できない時間効果は差がないという結論を得た。ただし文中でも論じたように、比較的長めの期間をとると処置群は対照群に対し平均的にプラスに推移していることから、政策処置以外の何らかの観測されない要因が処置群となる地区の事業所立地動向にプラスに影響を与えている可能性には留意すべきである。また本章の分析におけるアウトカムを事業所密度としたが、効果の加法性という点からは、事業所密度を線形関数で表現することの妥当性についてもより深い議論が必要であろう。Athey and Imbens(2006)が非線形関数の場合に適用できるChange-in-Changes推定量を提案しており、こうした代替案が有効な可能性もある。

また、政策評価という観点から見ると、本研究は政策の影響について「生産」の面のみ焦点を当てて分析している。社会全体の厚生を考えるうえでは、家計の消費や工場からの外部経済・不経済など多角的に分析する必要がある。また、分析対象としたアウトカム変数も、他の生産に関する変数について分析を行うことで、政策の影響に関する理解は深まると思われる。さらに工業等制限法は首都圏だけでなく、関西圏においても施行されていることから、同様の分析を行い、首都圏と比較することも、興味深い結果がえられると考えられるが、上記の論点については、今後の研究課題としたい。

## 第5章 土地利用規制と不動産価格：回帰不連続デザインによる分析<sup>48</sup>

本章では、第4章で取り上げた工業等制限法について、直接規制された製造業のみならず、住宅市場などにも間接的な影響があった可能性について、規制の境界線を閾値とした回帰不連続デザインによる分析によって定量的に分析する。規制の割り当てが境界線で区別されているケースでは、規制の有無が個体の特徴を反映している可能性が高く、両群の平均的な差異をプールデータによる OLS 等によって確認しても、規制の影響なのか、個体の特徴によるものなのかの識別ができない。ここで、閾値付近では個体の特徴が連続的に変化していると仮定できる状況であれば、閾値付近に位置する個体のみを取り出すことで、特徴の分布がほぼ等しい個体群を比較可能にできるという回帰不連続デザインを応用できる可能性がある。

### 第1節 工場立地規制と住宅価格

土地や住宅といった不動産の価値は、地形・地理的な要因や都心からの距離、人口統計的な特徴など様々な要因を反映していることが多くの実証研究によって明らかにされている。都市計画法をはじめとする様々な法規制によって、その土地の用途が決定されるとすれば、そうした規制も土地およびそこに形成される建築物の価値を決める重要な要因の一つとなると言える。

規制が不動産価値に与える影響については、これまでにいくつかの実証研究がなされている。国内では例えばヘドニックアプローチによる地価関数の推定を応用したものとして和泉(1998)が地区計画策定による資産価値の増大効果を調べている他、高・浅見(2000)は地価・住宅価格のヘドニック回帰から規制の効果を分析している。また谷下他(2012)は戸建ての住宅価格を用いたヘドニックアプローチにより地区計画・建築協定の建物および敷地に関する規制の影響について分析を行っているほか、中里(2012)は戸建住宅市場への最低敷地面積の規制強化による影響についてヘドニックアプローチによって地価関数を推計したうえで DID によって影響の大きさを推計している。多くの先行研究が規制の効果の推定に回帰分析を用いているが、ある地区への規制の割当てが特定の要因によって決定される場合、規制の有無を示すダミー変数に回帰して得られるパラメータが一致性を失う内生性の問題が指摘されている(Quigley and Rosenthal (2005))。本研究は、工業等制限法による規制区域の指定が住宅価格に与える影響を、内生性の問題を考慮した推定方法によって実証的

---

<sup>48</sup> 本章は小谷・浅田(2018)「工業等制限法による工場新增設規制が住宅価格に与える効果～回帰不連続デザインによる実証分析～」『日本不動産学会学術講演会論文集第34号』を加筆・修正したものである。

に明らかにする。

## 第1項 工場立地規制と住宅市場

第1章で整理したとおり、本章の分析対象とする工業等制限法は首都圏整備法を母法とする。首都圏整備法は第二次世界大戦後の東京都心部への人口集中を抑制し、さらに郊外部に衛星都市を整備することで、秩序ある首都圏の建設を目指して1958年に制定された。首都圏整備法の既成市街地は経済活動の過度な集中を抑制すべき地区として、東京都23区、武蔵野市、三鷹市、並びに神奈川県川崎市、横浜市および埼玉県川口市のそれぞれ一部が指定された。その首都圏整備法を母法として1959年に制定された工業等制限法によって、規制の対象区域(既成市街地)には作業場面積が500㎡を超える工場の新增設が原則禁止されることになった。既存の工場は引き続き稼働できるが、設備の更新がなされず、業務環境は悪化することが予想される。例えば、小谷(2017)では、規制市街地における工業立地の抑制効果が確認されている。一方、撤退した工場跡地には、新たな工場が新設されにくくなるため、空き地もしくは住宅など別の用途への転換が生じる可能性が高くなる。

工業等制限法による工場立地規制によって、住宅市場へのどのような影響が考えられるだろうか。ある土地区画について複数の用途が利用を検討している場合、その土地がもつとも高い収益を実現できる用途に供されている状況を最有効利用と呼ぶ。規制区域において、その土地の最有効利用が住宅であれば、工場立地規制は実効的ではなく、規制の有無によって住宅価格に差は生じないだろう。しかし、ある土地の最有効利用が工業用途で合った場合に、規制によって工業用途としての最有効利用が実現しなかった場合、その土地に工場立地を希望する企業よりも、低い評価しかねられない住宅など別の用途に供されることになるだろう。その結果、競争的な価格が形成されている土地に立地する住宅に比べ、住宅価格は低下すると考えられる。

一方で、規制区域は工場数の減少や生産規模の縮小などをつうじて、周辺の住環境の質が向上し、住宅価格に正の影響も与える。また、工業等制限法は作業場面積500㎡未満の工場を制限せず、「人口の増大をもたらさない」「都市環境の改善等に寄与」「制限区域内の移転」などの諸条件のもとでは規制区域内での新增設を許可していることから、小規模か環境改善に寄与する工場設備などは既成市街地においても新增設が可能となる。規制が住宅価格に与える影響は実証的に検証する必要があると考えられる。

## 第2項 住宅価格の分析における規制の割り当ての問題

土地利用規制の影響を評価する直観的な方法として、式(5-1)に示すように、個別の物件

が有するさまざまな特徴をコントロールした上で、価格を規制の有無を示すダミー変数に回帰させる方法が考えられる。

$$y_{is} = \alpha + \mathbf{X}_{1i}\beta + \gamma D_{is} + \varepsilon_i \quad (5-1)$$

ここで $y_{is}$ が個別の物件の価値、 $\mathbf{X}_{1i}$ は個別の物件のもつ観測可能なさまざまな特徴を表し、 $D_{is}$ が物件 $i$ の属する地区 $s$ が規制区域内にある場合に 1 をとるダミー変数、 $\varepsilon_i$ が誤差項である。

観察された物件のある地区が規制の対象となっているかどうか、その地区の特徴に左右されず、ランダムに割り当てられている場合、式(5-1)で得られた係数 $\gamma$ が規制の効果と解釈することができる。しかしながら、ある地区 $s$ が規制の対象となるかどうか、何らかの基準 $X_{2s}$ (*running variable* と呼ぶ)によって決められるとすると、*running variable* が観測できない場合には $X_{2s}$ が誤差項に含まれることになり、 $D_{is}$ と $\varepsilon_i$ の間に相関が生じる。これが規制の割当から生じる内生性と呼ばれる問題であり、(5-1)で推定される各パラメータは一致推定量ではなくなる(Quigley and Rosenthal (2005))。

本研究が対象とする工業等制限法の場合、既成市街地の線引きについては、*running variable* に相当するその地区が持つ何かしらの基準( $X_2$ )に基づいて政府が判断していると考えられるが、ある地区 $s$ を既成市街地に指定する基準( $X_2$ )を知ることは困難である。そうした要因が住宅価格にも同時に影響することで、政策効果の推定量にバイアスが生じる可能性がある。

不動産価格と規制の有無にかかる内生性の問題について、その後の研究によりこの問題の解決が試みられてきた(例えば Kok et al. (2014)や Zhou et al. (2008)など)。国内では中里(2012)が DID 法により内生性を考慮した規制の分析を行っている。しかし DID 法によって政策効果を識別する場合、第 2 章第 5 節でみたように、政策がない場合には処置群と対照群のトレンドが同じであるなどの強い仮定が必要となる。

こうした土地利用規制が線引きで行われる場合に、比較的弱い仮定のもとで規制の内生性を考慮した効果を識別する方法として、回帰不連続デザイン(RDD)手法の応用が Grout et al. (2011)によって提案されている。第 2 章第 6 節で論じたように、RDD はある基準値(閾値という)を境に特定のグループ(処置群)に対して政策介入がなされる場合、政策介入の決定に影響を与える事前変数 $X_2$ が観測できない状況下でも、事前変数が閾値近傍では連続的に変化するという仮定を置くことで、閾値の近傍においては、介入の無いグループ(対照群)とあるグループ(処置群)では介入の有無以外の属性はほとんど同じ、つまり対照群が処置

群の反実仮想(counterfactual)とみなすことができ、処置群と対照群のアウトカム変数の平均的な差は処置の有無のみによって生じる、すなわち平均処置効果が識別できるとする戦略である(Lee(2008), Imbens and Lemieux (2008))。

Grout et al. (2011)では、線引規制の境界線までの距離を running variable の代理変数とし、境界線を閾値とみなして、閾値の近傍では規制の割当を決める running variable である  $X_2$  の値が連続的に変化するという仮定を置くことで、規制対象地区(処置群)のアウトカムと非規制対象地区(対照群)のその差を規制の平均処置効果とすることが提案された。同論文では、米国オレゴン州ポートランドにおける都市成長境界線(UGB)が地価に与える影響を調べているほか、Koster et al. (2012)などが土地規制の政策効果を RDD によって推定している<sup>49</sup>。

## 第2節 分析方法

以上から、RDD による識別戦略に従い、規制の境界線近傍の物件を抽出したうえで、規制の有無におけるアウトカムの平均値の差を処置効果と考える。本研究では以下のような回帰関数を推定することで、工場立地規制による住宅価格への平均処置効果を推定する。

$$p_i = \alpha + \gamma D_i + \beta_1 dist_i + \beta_2 dist_i * D_i + \sum_k \delta_k X_k + \varepsilon_i \quad (5-2)$$

ここで  $p_i$  は物件  $i$  の  $m^2$  あたりの成約価格、 $\alpha$  は定数項、 $D_i$  は規制の有無を表すダミー変数、 $dist_i$  が境界線からの距離であり、本章の RDD の枠組みにおける running variable である。規制の有無によって距離の影響が異なることを許容するため規制ダミーと境界からの距離との交差項  $dist_i * D_i$  を含める。このとき平均処置効果は規制の有無による平均値の差として  $\gamma$  で与えられる。また、物件属性  $X_k$  をコントロール変数として加え、第2章第6節で議論したように、アウトカムの規制の割り当てからの条件付き独立の仮定である ignorability を保持する。コントロール変数の中には、年次ダミーおよび年次ダミーと規制ダミーの交差項も含め、時点の効果と時点ごとの規制区域での変化も観察する。加えて、横浜市内を北部(神奈川、港北、緑、都筑)・中部(旭、保土ヶ谷、泉、戸塚)・南部(港南、栄、磯子、金沢)の3つのエリアにわけ、地域性の違いを確認する。この3つのエリアについて、産業立地の観点から地域の特徴をまとめたのが表 5-1 である。

<sup>49</sup> また、規制の分析ではないが、Hidano et al. (2015)が東京特別区内のマンションの取引価格データを用いて2次元空間 RD という手法を利用し、震災危険情報が不動産価格に与える影響を分析している。

表 5-1 横浜市内工場立地の特徴

地区	特徴
横浜北部地域 (鶴見川沿い：綱島・新羽・港北 I C 周辺)	<ul style="list-style-type: none"> <li>昭和 50 年代以降、城南、京浜臨海部からの移転用地として、東横線沿線の綱島地区にベンチャー型企業</li> <li>白山地区に先端研究施設集積</li> <li>新羽地区では、都市計画上の配慮がないままに、短期間に工場集積が進み、住工混在化</li> </ul>
横浜中南部地域 (東海道線沿線：戸塚・大船等)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1930～40 年代、京浜の川崎、鶴見地区の影響を受け、東海道線沿いに工場立地進行</li> <li>上矢部に中小企業集積</li> <li>東海道線沿いに大規模工場が集積</li> </ul>

(出所)建設省(1999)「東京圏の工業集積地(東京・神奈川・埼玉・千葉)」, 横浜市経済局「企業立地ガイド」より作成

図 5-1 は横浜市内の工場立地の分布と、本章の分析で関心を持っている地域周辺の工場立地特性を地図上に示したものである。ここで地図上にプロットした値を事業所数ではなく従業者数としたのは、本章の分析の関心が住宅価格への影響であり、住宅の需要を反映するのは、その地域の労働人口と考えたためである。なお、事業所の数や密度など事業所そのものの分布も工場からの負の外部性や職場への通勤利便性という側面から影響を与えるため、次節の分析においては工場の近接性指標を作成し、説明変数としている。

横浜北部地域は比較的新興の工業団地が集積しており、昭和 50 年代以降に京浜臨海部からの移転用地として東急東横線沿線の綱島地区にベンチャー型企業が多く立地したほか、白山地区に先端研究施設の集積がみられた。また、同じ北部地域でも新羽駅周辺の地区はそうした背景もあって短期間に工場集積が進んだ結果、住工混在化が目立つようになった地域である。一方、工場の集積地としては歴史の長い南部地域は、JR 東海道線沿線の戸塚・大船駅周辺に、1930～40 年代に京浜工業地帯の発展とともに、それらの工場が拡大する受け皿として工場立地が進んだ地域である。

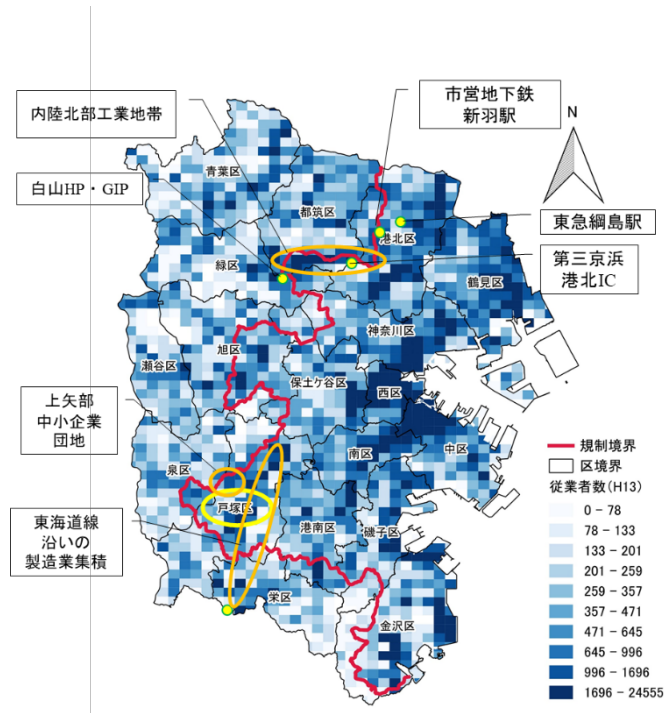


図 5-1 横浜市内の工場立地分布

### 第3節 利用データ

本研究では、横浜市を対象に、不動産流通標準情報システム(REINS)データによるマンション売買取引の成約価格を用いる。対象とする横浜市の既成市街地および物件の立地分布を図 5-2 に示す。

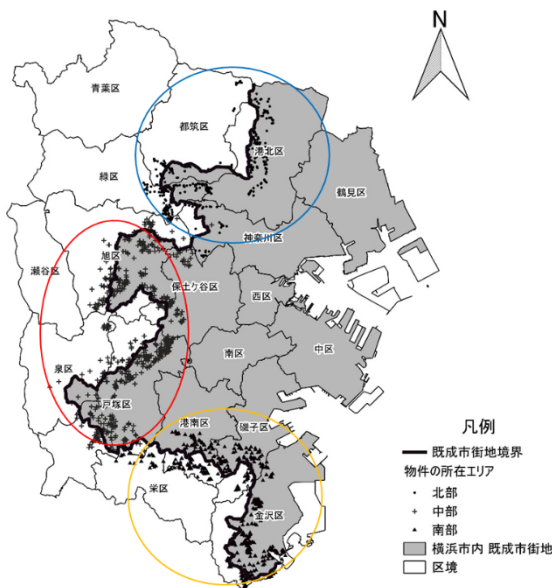


図 5-2 サンプル内物件の立地分布



既成市街地の範囲を示すデータは国土数値情報ダウンロードから取得した「三大都市計画区域データ」に含まれる首都圏整備法の既成市街地を用いた。住宅の属性はREINSに含まれているものを利用する。最寄り駅までの移動時間については、「所在地から駅までの徒歩所要時間」もしくは、「所在地の最寄りのバス停からの徒歩所要時間」と「所在地の最寄りのバス停から駅までの時間」を合計した値のいずれかを通勤時間とした。また中心市街地へのアクセシビリティについては、国勢調査の通勤通学時間に基づいて最寄り駅から主要な中心業務地区(CBD)への所要時間を算出した。

工業集積への近接性について、物件*i*の工業集積への近接性は、経済センサス(旧事業所・企業統計調査)の2分の1地域メッシュを用いて、物件から半径500m以内で接するメッシュを対象に、メッシュの従業者数を物件からメッシュの重心までの距離の逆数で加重し合計した値として、以下のとおりに求めた：

$$\text{近接性}_i = \sum_{j=1}^k \frac{E_j}{D_{ij}} \quad (5-3)$$

ここで*j*：物件*i*の最近傍メッシュ、*k*：500m以内で接する最遠メッシュ、*E<sub>j</sub>*：メッシュ*j*における従業者数、*D<sub>ij</sub>*：物件*i*からメッシュ*j*の重心までの距離である。また、より強く影響を受けると考えられる、物件が属するメッシュについては

$$D_{ij} = \left( \text{メッシュの重心までの距離} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (5-4)$$

とした。

農地及び道路の面積の算出については、国土数値情報の都市地域土地利用細分メッシュを用い、当該物件の属する・および隣接するメッシュについて、田及びその他の農用地を合算したもの、ならびに道路用途に供される土地面積を算出した。

その他の住宅の周辺環境として、標高、自治体による土砂災害危険箇所指定の有無ダミー、線路から50m以内の立地ダミー、ニュータウンの中心地から500m以内の立地ダミーについても、それぞれ国土数値情報のGISデータを用いて計算し、GISを用いて各物件情報と統合した。また、規制の有無によって近接性から受ける影響が異なる可能性を許容するため、工場近接性と規制区域ダミーの交差項を含めた。なお、変数の水準から明らかに異常値と考えられる数値が入力されているデータが複数確認されたため、あらかじめ各変

数の上下 1%を異常値とみなして除外した。

さらに住宅価格へのマクロ経済的な影響を考慮するため成約年ダミーを含めるが、規制の有無による土地の用途の代替可能性の違いがマクロ的影響に違いを生じさせる可能性を考慮し、成約年と規制区域の交差項を説明変数に含め、経年的な価格の変化に差異が生じるかを確認する。境界からの距離の設定については、Grout et al. (2011)にならい、境界から左右に一定の距離(本論文では 500m)をベースケースとし、感応度の確認として 250m と 1000m の 3 つの範囲においてそれぞれ分析を試みた。主な変数一覧は表 5-2 のとおりである。

表 5-2 分析における変数一覧

変数名	説明	データ取得先
<b>被説明変数</b>		
成約価格/㎡	1㎡あたり物件の成約価格	REINS
<b>説明変数</b>		
境界までの距離	物件から規制の境界線までの最短距離	REINS, 国土数値情報
規制区域ダミー	既成市街地に属する場合1をとるダミー	国土数値情報
専有面積	物件の専有面積(㎡)	REINS
成約時の築年月	物件の築年月(REINSの登録は年月までであるため、すべて当月1日とみなして日数換算した)	REINS
所在階	部屋の階	REINS
建物の階層	建物の階層	REINS
棟総戸数	物件のある棟の総戸数	REINS
建物構造	建物構造(木造(ベース),鉄骨造,RC,SRC,PC,HPC,その他)の категория-変数	REINS
バルコニー面積	バルコニーの面積(㎡)	REINS
新築ダミー	新築の時1をとるダミー変数	REINS
最寄り駅までの時間	最寄り駅までの徒歩時間、もしくはバス停までの徒歩時間とバスによる最寄り駅所要時間の合計	REINS
CBDへの通勤時間	最寄り駅からCBDまでの乗車時間	国勢調査
用途地域	用途地域(一低(ベース),二中高層,二住,近商,商業,準工,工業,二低,一中高層,一住,準住,無し)の category-変数	REINS
所在区ダミー	横浜市内所在区の category-変数	REINS
路線ダミー	最寄り駅の属する路線の category-変数	REINS
成約年	成約された年を示す category-変数	REINS
81年以前ダミー	竣工が1981年以前の場合に1をとるダミー変数	REINS
団地ダミー	物件が団地である場合に1をとるダミー変数	REINS
標高	物件の属する250mメッシュにおける最高標高(m)	国土数値情報
危険箇所ダミー	土砂災害危険箇所に指定される場合に1をとるダミー変数	国土数値情報
沿線50mダミー	線路から50m以内に立地する場合に1をとるダミー変数	国土数値情報
ニュータウンダミー	ニュータウンの中心点から500m以内に立地する場合に1をとるダミー変数	国土数値情報
工場近接性	2分の1メッシュごとの従業者数について物件からの距離で重み付けした近接性指標	経済センサス REINS
農地面積	物件が属するメッシュおよび隣接メッシュにおける農地面積の合計(㎡)	国土数値情報
道路面積	物件が属するメッシュおよび隣接メッシュにおける道路面積の合計(㎡)	国土数値情報

サンプリングは、REINS に登録されているマンションの住所から、jSTAT MAP(地図で見ると統計)を利用してジオコーディングを行い、境界線から 1000m 以内に立地する物件を抽出し、さらに各変数の値の上下 1%を外れ値として除外した。

規制の有無ごと(既成市街地の内外)による記述統計量を示したのが表 5-3 である。1 m<sup>2</sup>あたりのマンション価格の平均は規制なし区域で 311,417 円、規制あり区域で 333,446 円となっており、平均的には工場立地規制のかかっている地区で単価は高い。その他は概ね類似した値をとっているが、いくつかの特徴の違いも見られる。例えば工場近接性は既成市街地における物件のほうが値が高い、すなわち工場に実質的に近いマンションが標本に多く含まれている。また近隣環境として非規制区域は農地が比較的多く、一方規制区域のほうが道路に囲まれている割合が大きい。この点は都心により近いほうが工場立地規制がかかっている事情を踏まえると妥当と考えられる。

表 5-3 標本の記述統計

【被説明変数】	非既成市街地(規制なし)				既成市街地(規制あり)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
成約価格/m <sup>2</sup>	311,417	121,339	97,890	682,978	333,446	123,366	98,200	685,797
【説明変数】								
境界までの距離	425.8	283.1	2.491	992.9	-534.1	284.7	-999.8	-1.595
log 専有面積	4.215	0.216	3.469	4.755	4.216	0.214	3.428	4.753
log 築年数	2.683	0.682	-2.642	3.787	2.583	0.713	-4.29	3.787
log 建物階層	1.185	0.651	0	2.773	1.268	0.654	0	3.332
log 所在階	1.84	0.423	0	2.89	1.921	0.408	0	3.367
log 最寄り駅までの徒歩時間	2.373	0.494	1.00E-06	3.738	2.385	0.586	1.00E-06	3.738
log 駅からCBDまでの時間	3.487	0.388	1.099	3.989	3.355	0.38	1.099	4.033
log バルコニー面積	2.317	0.521	-4.605	5.139	2.264	0.489	-0.357	8.243
log 標高	3.957	0.492	1.962	4.911	3.672	0.745	-0.494	4.61
log 工場近接性	3.716	0.862	1.002	6.22	4.128	0.887	1.735	7.886
log 農地面積	12.03	3.399	-4.605	14.69	10.74	4.89	-4.605	14.69
log 道路面積	4.098	7.289	-4.605	12.03	6.389	6.754	-4.605	12.69
団地ダミー	0.207	0.405	0	1	0.14	0.347	0	1
1981年以前ダミー	0.295	0.456	0	1	0.206	0.405	0	1
危険箇所ダミー	0.069	0.254	0	1	0.0903	0.287	0	1
沿線50m以内ダミー	0.0504	0.219	0	1	0.0546	0.227	0	1
ニュータウンダミー	0.204	0.403	0	1	0.286	0.452	0	1
新築ダミー	0.00107	0.0327	0	1	0.00285	0.0534	0	1
観測数	5,593				10,509			

上記に加えて、市内の工場立地状況ごとに北部・中部・南部に分けて主要な変数の記述統計量を整理したものが表 5-4 である。まず標本に含まれる規制の有無の分布を北部と中南部で比較すると、いずれも規制ありの区域に比較的多くの物件があるが、中南部でより多く観察されている。1 平方メートルあたりの成約賃料に地区ごとの大きな差は見られないが、南部はやや低い傾向にある。また比較的新しい工業団地が造成されている北部は中南部に比べ平均的に専有面積は狭い傾向にある。また工場の近接性をみると、北部の物件

が最も実質的な工場への距離が近い物件が多い。前節でも整理したように北部に立地する工場は比較的新興のハイテク産業が多いことから、職住近接のメリットが高い可能性を想定することができるだろう。また危険箇所指定されている区域にある物件の割合は南部・中部・北部の順で高くなっている。

表 5-4 地区ごとの諸変数の記述統計

	北部			中部			南部		
	平均	最小値	最大値	平均	最小値	最大値	平均	最小値	最大値
既成市街地ダミー	0.594	0	1	0.713	0	1	0.608	0	1
成約賃料/㎡	329,382	98,353	682,853	330,285	98,200	685,174	316,490	97,890	685,797
専有面積	66.81	30.8	115.9	69.89	30.8	116.2	70.32	31.18	116
最寄り駅からCBDまでの時間	37.64	12	50.33	26.32	3	56.45	36.07	18	55.45
築年数	16.74	0.0795	44.13	15.6	0.0137	44.03	18.64	0.0712	44.11
駅までの徒歩時間	12.18	1	40	11.75	1	42	12.89	1	42
工場近接性	4.229	2.748	7.886	4.122	1.86	6.731	3.599	1.002	6.22
1981年以前ダミー	0.232	0	1	0.157	0	1	0.359	0	1
新築ダミー	0.00132	0	1	0.00246	0	1	0.0026	0	1
危険箇所ダミー	0.0368	0	1	0.0518	0	1	0.163	0	1
ニュータウンダミー	0.143	0	1	0.323	0	1	0.248	0	1
観測数		3,777			7,330			4,995	

## 第4節 分析結果

### 第1項 共変量を含めないアウトカムの平均のみのケース

はじめに、ベンチマークとしてもっとも基本的な RDD の推定モデルである規制の有無と running variable, および時間効果のみを含めたアウトカムの平均値の差を、Imbens and Lemieux (2008)に従って推定した(表 5-5)。

共変量をコントロールせず、割り当ての独立性に関する条件を何も課していないモデルでの推定によると、すべての地区で工場立地規制のある区域では不動産価格に負の影響を与えている。工場立地規制によって住環境は必ずしも改善されていない可能性が示唆される。次項以降では物件の属性や立地環境をコントロールしたモデルによって詳細に効果を推定する。

表 5-5 ベンチマークモデルによる推定結果

	北部	中部	南部
規制区域ダミー	-171,879*** (27,164)	-257,547*** (19,411)	-276,034*** (24,541)
境界までの距離	-58.24*** (20.31)	41.05** (16.33)	65.91*** (18.86)
境界までの距離 × 規制区域ダミー	-36.16 (26.93)	-72.32*** (19.67)	-119.3*** (23.84)
(年次ダミー省略)			
年次ダミー × 規制区域ダミー			
1993年 × 規制区域ダミー	221,050*** (28,890)	259,229*** (17,740)	293,616*** (23,335)
1994年 × 規制区域ダミー	161,563*** (28,571)	229,973*** (17,834)	267,212*** (22,429)
1995年 × 規制区域ダミー	5,464 (30,156)	115,106*** (18,158)	183,736*** (23,451)
1996年 × 規制区域ダミー	14,618 (28,123)	70,317*** (18,115)	146,326*** (22,858)
1997年 × 規制区域ダミー	4,006 (30,007)	55,057*** (18,133)	146,874*** (22,034)
1998年 × 規制区域ダミー	-19,199 (29,228)	27,416 (18,229)	113,087*** (22,685)
1999年 × 規制区域ダミー	-7,651 (27,874)	18,945 (18,429)	84,655*** (23,966)
2000年 × 規制区域ダミー	-73,028*** (27,581)	-3,679 (18,542)	50,769** (22,375)
2001年 × 規制区域ダミー	-36,017 (27,823)	-35,140* (17,977)	29,725 (23,339)
2002年 × 規制区域ダミー	-66,353** (27,164)	-30,537* (18,038)	3,308 (22,360)
2003年 × 規制区域ダミー	-61,635** (26,629)	-52,962*** (17,793)	4,581 (23,063)
2004年 × 規制区域ダミー	-37,721 (27,963)	-29,887 (18,646)	-5,535 (22,616)
2005年 × 規制区域ダミー	-71,256*** (26,960)	-40,815** (19,104)	-3,344 (23,197)
2006年 × 規制区域ダミー	-42,477 (26,944)	-33,909* (18,825)	-6,890 (22,774)
2007年 × 規制区域ダミー	-5,445 (27,591)	-34,788* (19,778)	10,535 (22,885)
2008年 × 規制区域ダミー	6,548 (27,354)	-6,621 (19,614)	14,448 (23,662)
2009年 × 規制区域ダミー	-6,193 (28,123)	-14,482 (20,446)	-4,401 (23,056)
2010年 × 規制区域ダミー	9,359 (27,482)	-23,210 (19,500)	8,790 (24,683)
2011年 × 規制区域ダミー	-10,356 (27,641)	-3,383 (21,403)	14,557 (23,444)
2012年 × 規制区域ダミー	-19,498 (29,571)	-28,001 (20,709)	-5,246 (23,160)
2013年 × 規制区域ダミー	-11,606 (27,819)	-14,637 (19,625)	10,570 (23,893)
2014年 × 規制区域ダミー	13,734 (27,397)	19,849 (20,614)	-5,823 (24,709)
2015年 × 規制区域ダミー	25,540 (28,635)	33,051 (22,682)	21,453 (25,267)
定数項	514,462*** (10,134)	515,036*** (9,399)	529,580*** (12,217)
観測数	2,092	3,791	2,038
決定係数	0.427	0.525	0.562

カッコ内は頑健標準誤差

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

## 第2項 用途規制による区別をしないケース

土地利用に大きな影響を与える用途地域による区別をせず、すべてのデータをプールしたサンプルを用いて推定した結果が表 5-6 である。なお、本研究で主たる関心のない専有面積、駅から CBD までの時間、成約年ダミー、所在区ダミー、路線ダミー築年数、所在階、最寄り駅までの時間、バスを使う場合の最寄り駅までの時間、駅から CBD までの時間、バルコニー面積、規制区域におけるバルコニー面積、新築ダミー、団地ダミー、標高、危険箇所ダミー、沿線 50m ダミー、ニュータウンダミー、農地面積、道路面積の推定結果は表示していない。成約価格の平均単価の差である規制区域ダミーでは、北部でマイナス、中部と南部でプラスの値をとっている。

表 5-6 推定結果 2: プールデータ

	北部			中部			南部		
	1000m	500m	250m	1000m	500m	250m	1000m	500m	250m
規制区域ダミー	-91613.3*** (-4.47)	-105390.7*** (-3.92)	-76775.7** (-2.39)	58585.7*** (3.49)	50955.0** (2.14)	72115.8** (2.51)	47055.3** (2.44)	72794.2*** (2.92)	91473.2** (2.56)
境界までの距離	-0.885 (-0.18)	-5.281 (-0.25)	-56.70 (-1.58)	0.913 (0.19)	40.26*** (3.53)	74.18*** (2.84)	74.40*** (11.76)	40.76** (2.52)	57.35 (1.14)
境界までの距離 × 規制区域ダミー	-46.40*** (-7.05)	-16.75 (-0.73)	-47.09 (-1.02)	-25.73*** (-4.43)	-75.71*** (-5.64)	-58.76 (-1.60)	-67.64*** (-8.73)	-52.47*** (-2.67)	-168.0*** (-2.79)
log 専有面積	23580.9*** (4.14)	33306.9*** (4.37)	43759.9*** (4.35)	23196.5*** (5.10)	6085.9 (1.10)	-7418.6 (-1.02)	38523.2*** (8.87)	35199.6*** (4.69)	10339.2 (0.89)
log 築年数	-92915.7*** (-40.79)	-81381.0*** (-31.47)	-79897.9*** (-23.22)	-80138.7*** (-46.33)	-83175.1*** (-29.36)	-79575.3*** (-19.02)	-67223.5*** (-26.20)	-71584.4*** (-23.76)	-82261.0*** (-17.13)
log 所在階	15245.6*** (10.84)	17553.4*** (10.68)	17521.4*** (8.36)	12303.0*** (12.20)	11563.3*** (8.61)	9152.7*** (5.53)	-406.5 (-0.40)	2630.8 (1.50)	1208.3 (0.47)
log 最寄り駅までの時間	-27315.9*** (-13.35)	-18152.5*** (-8.49)	-19702.0*** (-6.41)	-42007.0*** (-24.70)	-30085.8*** (-10.77)	-27683.4*** (-6.62)	-41613.0*** (-20.25)	-44678.0*** (-14.45)	-34907.7*** (-8.56)
log 最寄り駅までの時間 × バスダミー	-11684.2*** (-9.84)	1460.1 (0.91)	-2210.2 (-0.91)	-14959.1*** (-17.77)	-16108.8*** (-15.99)	-9811.8*** (-7.74)	-13552.5*** (-12.60)	-14999.3*** (-8.59)	-6259.2*** (-2.72)
log 駅からCBDまでの時間	7590.0 (0.57)	-28222.4 (-1.12)	-90391.5*** (-2.24)	268.9 (0.10)	-6921.1** (-2.32)	-2592.1 (-0.86)	1608.0 (0.21)	-474.0 (-0.03)	24496.1 (1.37)
log バルコニー面積 × 規制区域ダミー	14684.1*** (4.89)	14802.7*** (4.50)	16821.3*** (4.23)	16224.7*** (5.13)	17603.2*** (4.41)	9926.9** (2.35)	13642.1*** (4.97)	10637.7*** (2.61)	11086.1** (2.12)
log バルコニー面積	4024.6 (1.08)	157.5 (0.04)	-1641.9 (-0.29)	-7013.5** (-2.00)	-11212.8** (-2.46)	3872.9 (0.69)	4914.0 (1.53)	569.3 (0.11)	3876.5 (0.51)
新築ダミー	-206538.6*** (-7.93)	-147395.8*** (-4.38)	-136259.3*** (-3.70)	-119708.3*** (-4.97)	-143478.9*** (-4.10)	-46392.8** (-2.15)	-79649.9*** (-3.88)	-17233.9 (-1.44)	-40423.5** (-2.17)
81年以前ダミー	-21782.0*** (-5.75)	-23593.2*** (-5.50)	-21491.4*** (-4.17)	-25784.8*** (-10.49)	-10992.6*** (-3.21)	-15783.4*** (-3.33)	-37580.7*** (-11.86)	-37717.5*** (-6.77)	-36427.0*** (-4.26)
団地ダミー	7799.2* (1.71)	-7856.9 (-1.18)	-9060.1 (-1.00)	34804.0*** (9.79)	15971.0*** (3.63)	7854.8 (1.36)	13993.7*** (5.30)	27950.8*** (5.75)	30295.5*** (3.07)
log 標高	-9122.8*** (-4.21)	-2323.5 (-0.90)	3566.8 (0.84)	48618.5*** (19.06)	20936.2*** (6.31)	6846.1 (1.15)	-25416.1*** (-14.37)	-9123.5*** (-2.60)	2361.3 (0.31)
危険箇所ダミー	-19269.3*** (-4.30)	-20703.7** (-2.25)	-34723.3*** (-3.47)	-17619.2*** (-7.37)	-6184.0* (-1.87)	-2647.1 (-0.67)	-8893.4*** (-4.55)	-13684.9*** (-4.38)	-15921.6*** (-4.11)
沿線50mダミー	-10648.9*** (-3.14)	-7066.7 (-1.63)	-16143.9*** (-2.97)	-13479.6*** (-4.14)	1290.8 (0.32)	4549.3 (0.91)	6380.1 (1.56)	3523.8 (0.53)	-604.8 (-0.07)
ニュータウンダミー	15313.7*** (4.13)	-16849.4** (-2.45)	-	20564.1*** (10.57)	9742.4*** (3.88)	6945.2* (1.77)	26081.7*** (11.43)	24922.3*** (6.88)	25722.1*** (4.71)
log 工場近接性	-19486.7*** (-7.89)	-14457.3*** (-3.25)	-9817.9* (-1.76)	15068.0*** (8.24)	13673.7*** (5.23)	15077.5*** (4.64)	13605.1*** (7.17)	9433.2*** (3.33)	18621.9*** (4.20)
log 工場近接性 × 規制区域ダミー	27293.4*** (9.34)	28688.9*** (6.09)	12259.7*** (2.99)	-5319.1*** (-2.60)	-7850.6** (-2.37)	-1843.4 (-0.58)	-16249.6*** (-7.81)	-21493.0*** (-6.02)	-4109.4 (-0.73)
log 農地面積	-14657.8*** (-5.89)	-13317.4*** (-4.20)	-17162.0*** (-3.56)	-17742.6*** (-12.64)	-3920.4** (-2.12)	-9884.1*** (-3.42)	-606.5*** (-3.44)	-605.6** (-2.43)	53.92 (0.11)
log 道路面積	-425.4** (-2.47)	747.7*** (3.09)	643.4 (1.63)	-845.2*** (-6.06)	-211.5 (-1.16)	-541.5* (-1.93)	849.6*** (4.54)	1506.3*** (4.26)	3668.1*** (4.07)
成約年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
成約年×規制区域ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
所在区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
路線ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	954195.6*** (15.46)	883658.2*** (8.65)	1048303.4*** (7.36)	641218.2*** (20.05)	644742.7*** (15.89)	808016.2*** (15.02)	685905.2*** (22.65)	653205.2*** (11.64)	579029.6*** (7.38)
観測数	3777	2092	1291	7330	3791	1989	4995	2038	974
決定係数	0.847	0.859	0.867	0.833	0.854	0.867	0.861	0.871	0.883
自由度修正済み決定係数	0.844	0.853	0.858	0.831	0.852	0.861	0.859	0.866	0.874

カッコ内はt値。有意水準はそれぞれ\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01



北部の規制区域で相対的に住宅価格が低くなっているが、工場近接性を見ると規制区域では工場に近いほど単価が高くなる現象が観察された。これは、前節でみたように、北部が80年代中頃の近年に工場立地が進んだ地域であり、環境技術の向上から工場への近接性が、外部不経済よりも通勤利便性による便益が上回っている可能性が考えられる。

一方、中部・南部は規制区域において平均的に単価が高く、工場への近接性がマイナスとなっている。これらの地域は古くから存在する工場が多く、外部不経済の影響が少なからずあると考えられる。工業等制限法は設備更新を抑制するため、環境改善が進まなかったことが住宅価格に反映されている可能性が高い。また、1993年を基準とした年次効果の規制の有無による差を調べた成約年と規制区域ダミーの交差項の係数が、とくに1000mまで幅を取るとマイナスとなることが、3つのいずれのエリアでも観測された。

図5-3は北部の境界距離1000mによる推定結果を用いて、年次ダミーの効果と95%信頼区間をプロットしたものである。1993年以降、一貫して平均単価が下落傾向にあるが、規制区域は、規制のない区域に比べてより大きく下落していることが伺える。これは規制によってその土地の代替的な用途が限定されている分、資産価格の下落局面では将来的な土地の転用の不可能性を見越して低価格で売却しようという売り手側の行動の変化を表している可能性がある。ただし、500m、250mとより狭い範囲での推定結果では統計的有意差は観測されず、経年効果に違いは確認されていない。

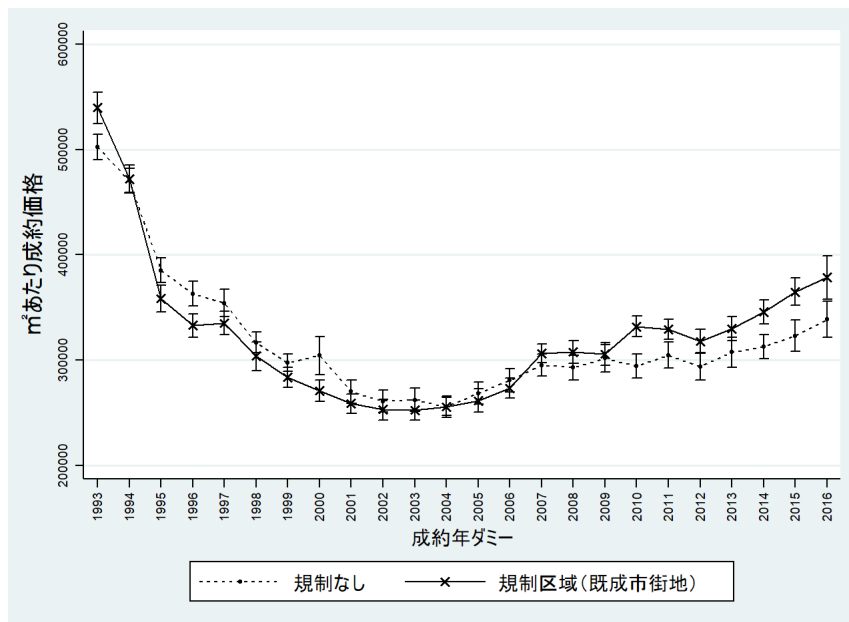


図 5-3 北部地区における経年の効果

### 第3項 住工混在可能地区のケース

続いて、住宅と工業の用途混在が可能な地区に属する物件だけを抽出し推定を行った。具体的には、実質的に工場が立地できない第一種・二種低層住居専用地域および第一種・二種中高層住居専用地域を除く地区に立地している物件を抽出し、より規制の効果が実効的と考えられるサブサンプルを用いて分析を行った。

結果(表 5-7)をみると平均的な単価の差や近接性に対する価格の影響などは先の推定結果とほぼ同様の傾向が確認された。さらに成約年と規制区域の交差項による経年効果については、南部においても明確な差が生じている(図 5-3)。また、工業等制限法が 2002 年に解除されて以降、とくに中部・南部において 2002 年以降規制の有無による差が縮小ないし消滅していくことから、これらの地域においてとくに規制が実効的であったと考えられる。

表 5-7 推定結果 3: 住工混在地域のみ

	北部			中部			南部		
	1000m	500m	250m	1000m	500m	250m	1000m	500m	250m
規制区域ダミー	-128639.5*** (-4.68)	-45914.8 (-1.43)	-61963.4* (-1.73)	67959.1*** (3.27)	53985.1* (1.84)	87079.9** (2.50)	76469.2*** (2.73)	95777.6** (2.09)	141533.1** (2.17)
境界までの距離	-27.42*** (-3.57)	-60.50** (-2.44)	-101.7*** (-2.72)	5.514 (0.89)	36.59** (2.27)	142.0*** (4.02)	58.86*** (5.98)	94.65*** (3.41)	125.0 (1.49)
境界までの距離 ×規制区域ダミー	-0.178 (-0.02)	36.28 (1.33)	-16.87 (-0.35)	-15.96** (-2.12)	-59.44*** (-3.14)	-110.1** (-2.38)	-51.31*** (-4.23)	-94.56*** (-2.60)	-147.7* (-1.67)
log 専有面積	18379.5*** (2.73)	31725.1*** (3.48)	34096.0*** (3.06)	29694.2*** (5.38)	7347.2 (1.04)	2839.7 (0.33)	17882.4** (2.52)	26246.6** (2.52)	-26361.9 (-1.50)
log 築年数	-86575.5*** (-34.64)	-79467.6*** (-27.39)	-80554.0*** (-20.45)	-77318.2*** (-38.56)	-81567.4*** (-22.68)	-74070.1*** (-15.44)	-74682.2*** (-17.13)	-74173.9*** (-18.69)	-84877.7*** (-13.84)
log 所在階	20944.6*** (12.97)	19750.0*** (10.51)	19630.6*** (8.68)	14304.7*** (11.49)	19917.0*** (11.45)	15504.4*** (7.58)	5624.8*** (3.35)	4053.6* (1.66)	5961.1* (1.89)
log 最寄り駅までの時間	-28832.1*** (-12.05)	-17595.4*** (-7.34)	-18010.8*** (-5.38)	-46591.6*** (-22.89)	-29373.8*** (-8.37)	-26794.9*** (-5.01)	-36972.7*** (-12.42)	-47277.4*** (-10.13)	-26627.2*** (-4.34)
log 最寄り駅までの時間 ×バスダミー	-18020.4*** (-9.09)	360.3 (0.13)	1303.3 (0.35)	-19558.1*** (-17.03)	-18171.4*** (-12.31)	-8812.3*** (-5.06)	-9189.6*** (-5.69)	-12944.6*** (-4.38)	-12767.6*** (-3.51)
log 駅からCBDまでの時間	36380.9* (1.93)	-34383.8 (-0.71)	-186730.1*** (-3.13)	-4372.1 (-1.40)	-7419.4** (-2.24)	-3758.0 (-1.21)	21916.3* (1.92)	41166.1** (2.58)	14786.5 (0.87)
log バルコニー面積	10241.5*** (2.85)	11500.6*** (2.70)	15351.3*** (3.26)	11137.9*** (3.45)	17161.4*** (4.75)	2590.9 (0.60)	10274.5** (2.34)	6710.3 (1.40)	16849.2*** (3.06)
log バルコニー面積 ×規制区域ダミー	8081.1* (1.83)	3542.4 (0.67)	1548.8 (0.25)	-2014.3 (-0.53)	-9038.4* (-1.87)	12478.8** (2.16)	9509.9* (1.79)	13507.7* (1.73)	-6168.3 (-0.51)
新築ダミー	-177067.6*** (-5.76)	-131559.5*** (-3.52)	-130650.6*** (-3.26)	-139366.6*** (-5.20)	-157305.3*** (-3.91)	-9368.5 (-0.45)	-15214.6 (-1.33)	-23595.0 (-1.52)	-51870.7* (-1.79)
81年以前ダミー	-21883.2*** (-5.05)	-20915.2*** (-4.19)	-19082.1*** (-3.34)	-30610.9*** (-9.95)	-8595.7 (-1.53)	-12175.1* (-1.76)	-55519.4*** (-9.04)	-45110.6*** (-5.07)	-24024.1*** (-2.59)
団地ダミー	742.9 (0.07)	30909.6 (1.03)	-73760.5*** (-4.65)	19842.4*** (3.10)	15185.2** (2.02)	10069.6 (1.17)	36384.3*** (5.86)	31378.9*** (3.83)	28133.4* (1.82)
log 標高	-12826.7*** (-4.61)	-5838.2* (-1.69)	3457.7 (0.75)	52511.4*** (18.56)	27908.2*** (6.69)	2028.8 (0.26)	-33135.8*** (-15.71)	-13170.1** (-1.97)	3354.6 (0.20)
危険箇所ダミー	-7673.3 (-1.53)	-27548.6** (-2.22)	-27848.1** (-2.19)	-23506.9*** (-8.35)	-11330.1*** (-2.79)	-2560.0 (-0.60)	-9269.2*** (-2.83)	-10932.4* (-1.85)	931.5 (0.12)
沿線50mダミー	-7572.9** (-2.15)	-5989.0 (-1.35)	-14647.6*** (-2.66)	-11978.5*** (-3.45)	-1301.3 (-0.29)	1528.1 (0.27)	1070.8 (0.18)	11482.2 (1.32)	49224.2*** (4.10)
ニュータウンダミー	23929.0*** (3.96)	-4036.9 (-0.32)	-	8207.4*** (3.49)	4499.0 (1.34)	8364.9 (1.50)	23412.3*** (5.99)	33054.7*** (3.15)	178409.8*** (8.94)
log 工場近接性	-29098.1*** (-6.71)	-600.4 (-0.11)	-7036.4 (-1.15)	20871.1*** (7.76)	18315.8*** (4.42)	-27551.4*** (4.67)	15910.8*** (4.93)	6628.6 (1.50)	50817.6*** (7.35)
log 工場近接性 ×規制区域ダミー	36099.5*** (7.81)	15755.6*** (2.81)	15281.3*** (3.49)	-8358.1*** (-2.92)	-7457.7 (-1.57)	3337.8 (0.82)	-16540.5*** (-4.60)	-16440.9** (-2.10)	35933.9*** (2.98)
log 農地面積	-17159.3*** (-5.73)	-7285.5** (-1.97)	-19191.9*** (-3.56)	-26916.7*** (-15.30)	-14152.8*** (-5.43)	-15052.0*** (-3.73)	-550.1 (-1.62)	-745.3 (-1.42)	1381.8* (1.67)
log 道路面積	790.1*** (3.45)	833.6*** (2.66)	1462.9*** (2.87)	-1705.7*** (-9.41)	-1525.5*** (-5.34)	-1286.5*** (-2.88)	582.5* (1.96)	1841.2*** (2.67)	-1340.4 (-0.77)
成約年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
成約年×規制区域ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
所在区ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
路線ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	989446.1*** (12.37)	824611.1*** (4.74)	1503078.9*** (6.57)	751580.2*** (19.00)	735778.1*** (13.60)	807582.3*** (12.46)	726861.7*** (15.38)	612970.0*** (8.41)	653796.2*** (5.59)
観測数	2497	1533	1048	5189	2347	1305	2045	969	501
決定係数	0.833	0.840	0.852	0.819	0.839	0.865	0.857	0.893	0.922
自由度修正済み決定係数	0.827	0.832	0.841	0.817	0.833	0.857	0.852	0.884	0.909

カッコ内はt値。有意水準はそれぞれ\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

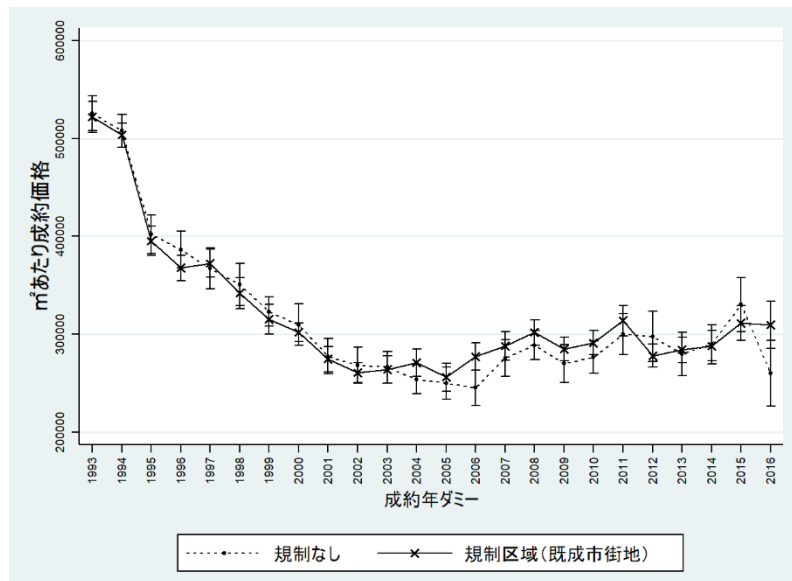


図 5-4 南部の経年の効果

#### 第4項 プラセボによる推定の頑健性の確認

ここでは Imbens & Lemieux(2008)において整理されている RDD 識別戦略に基づく推定モデルの頑健性テストのうち、処置のないポイントにおけるアウトカムの不連続性の存在の確認をプラセボテストにより行う。具体的には規制区域内にある物件のみをサブサンプルとして抽出し、実際の境界から 500m のポイントを擬似的な規制の境界線とみなして、その両側の物件価格の差を、前項までと同様のモデルを用いて推定する。帰無仮説は（擬似的な）処置による影響はないというものであり、ここでは棄却されないことが期待される。なお、サブサンプルは住工混在地域における物件として抽出し、北部・中部・南部にそれぞれ分けて確認を行う。また、規制区域の外側に立地する物件についても同様のテストを行う。

それぞれの結果を示したのが表 5-8 及び表 5-9 である。北部地域についてはいずれのプラセボテストに関して、擬似的な閾値の両側に生じている差が偶然と判別できないという結果が得られた。すなわち明確な物件の価格差が規制からのみ生じている可能性を示唆すると言えよう。一方、中・南部においては特に規制区域内において、擬似的な処置にも関わらず統計的な差が検出された。すなわちより中心部に近いほうが物件に負の効果が現れている。前項の表 5-7 の結果を見ると、いずれも境界線に近いほうが物件価格に正の効果が生じていることに鑑みると、前項までの推定結果と矛盾するものではないが、本来効果

が生じていないと想定される地点において差が生じていることから、標本抽出にあたって何らかの偏りが存在している可能性は否めない。

表 5-8 プラセボによる処置効果の推定（規制区域内）

	北部	中部	南部
プラセボ規制による効果	-18205.446 (-0.53)	-47651.287** (-2.19)	-98271.693** (-2.29)
決定係数	0.825	0.816	0.85
自由度調整済み決定係数	0.817	0.812	0.841
観測数	1827	3906	1282

\* p<0.10, \*\* p<0.05,\*\*\* p<0.01

(注)カッコはt値

表 5-9 プラセボによる処置効果の推定（規制区域外）

	北部	中部	南部
プラセボ規制による効果	-58770.932 (-0.68)	-63243.037 (-1.43)	-79392.947* (-1.75)
決定係数	0.892	0.875	0.906
自由度調整済み決定係数	0.878	0.867	0.895
観測数	670	1283	763

\* p<0.10, \*\* p<0.05,\*\*\* p<0.01

(注)カッコはt値

## 第5節 まとめと考察

工業等制限法という工場立地規制がマンションの売買価格にいかなる影響を及ぼしているかを、横浜市における REINS 登録データを用いて、境界線を閾値と見立てた回帰不連続デザインによる識別戦略に基づいて、推定を行った。その結果、規制区域の内外において、価格の連続性に分断が生じていることが明らかになったが、工場立地規制が住宅価格に正負のいずれの影響を与えるかは、地域によって違いが生じていることも確認された。

すなわち、比較的新しく開発された工業団地を含む市内陸北部は工場規制が住宅価格に負の効果をもたらす一方、規制区域での工場への近接性は正の効果を持つ。他方で、戦前から工業立地が進んだ中部・南部は、工場規制が住宅価格に正の効果を持つ一方、近接性は価格を下げていることから、住工混在するような場所では工場への近接性が負の効果

もたらず一方、規制が住環境の改善につながっている可能性がある。また、共変量によるコントロールをしていないベンチマークモデルと比較すると、コントロール後には規制の効果は特に中部・南部で大きく変化した。したがって共変量を含めて推定することの意義は大きいと考えられる。しかしながらこのことは、言い換えると共変量と割り当てに強い相関がある可能性を残すことでもある。第2章第6節でも論じたように、RDDにおいて共変量をモデルに含める場合には、共変量が潜在アウトカムの予測力をもってはならない( $E(y_g|x) = E(y_g)$ )。本質的にこの問題は反実仮想が観測されない以上厳密に確認を行うことはできないが、補足的な確認は行うほうが望ましいだろう。またプラセボテストによる推定の頑健性の確認の結果、特に中・南部において本来処置効果の観測されない地点での統計的有意な差が検出された。正確な処置効果の推定には、標本に含まれる物件の立地環境に関するより詳細な情報を基にサブサンプルを構築する必要があるだろう。

以上、工業等制限法による工場の新増設規制によって、直接的な規制を受けていない住宅価格へも影響があり、その効果の波及経路は、横浜市内という限られた地理的範囲においても差異がある可能性が明らかとなった。土地利用規制の実施に際しては、一様な効果を前提にするのではなく、当該地区に集積する産業や住民の属性などの地域特性を十分考慮する必要がある。

なお、本章の工業等制限法の影響に関する分析を RDD によって行ったことによる課題は、上述した共変量の潜在アウトカムへの影響及び標本のバイアスに加え、*running variable* の連続性の仮定が十分保持されているか、がある。すなわち規制の境界線が地理的な要因(例えば河川の中心線を境界としているなど)である場合、境界周辺で立地環境が連続的であるとする仮定は成立しなくなる。本章では GIS を用いて地理的な情報を極力変数に含めることでこの問題に対処することを試み、推定のバンド幅を変化させることで感応度を確認したが、例えば Grout et al.(2011)で採用されたように境界線を地図上にプロットし目視で確認する方法など複数の頑健性チェックを行うことでより推定の精度を高めることができるだろう。また、今回の推定モデルで規制の有無による住宅価格の差が確認されたが、その効果の波及メカニズムについては必ずしも明確になっていない。要因としては物件の詳細な属性や周辺環境、マクロ経済的な影響を十分に考慮するためのデータの整理が困難なためであり、今後の課題である。

## 第6章 中核市指定が自治体財政に与える影響～Synthetic Control Methodによる分析<sup>50</sup>

本章では、大都市制度の一つである中核市に着目し、一般市からより事務権限の大きい中核市に移行した自治体では、歳出にどのような影響があるかを因果推論によって分析することを試みる。このとき問題となるのは、中核市への移行が決して頻繁に生じるものではなく、また財政への影響が自治体の特徴ごとに大きく異なる可能性が高いことから、移行した自治体すべてを処置群として標本にプールし回帰分析することで、かえって移行の影響が不鮮明になると考えられることである。こうした大標本理論に依拠した回帰分析が適当でないと考えられるとき、処置個体が一つであってもドナープールと呼ばれる対照群候補のグループに含まれる個体が一定の条件を満たして複数利用可能であれば、ドナープールを使って処置個体との差を最小化するような加重平均ベクトルを推定することで反実仮想を形成する Synthetic Control Method で処置効果を推定することができる。本章では Synthetic Control Method によって中核市移行の財政への影響の分析を試み、その結果と課題について論じる。

### 第1節 中核市移行と地方公共団体の財政

#### 第1項 中核市制度と移譲事務

大都市制度は、人口要件に従って広域自治体(道府県)の事務権限を政令が定めるところにより部分的に基礎自治体(市町村)へ移譲する制度である。現行の大都市制度では人口 50 万人以上を要件とする「指定都市」(いわゆる政令指定都市)と人口 20 万人「中核市」がある。また 2015 年以前には中核市は 30 万人以上を要件としており、20 万人以上の地方公共団体を「特例市」に指定することができた。2015 年に特例市が廃止され中核市の人口要件が引き下げられた一方で、かつての特例市(旧特例市)で制度廃止時に中核市等に移行しなかった基礎自治体は経過措置として「施行時特例市」に移行し、特例市の事務を継続するとともに、改正法施行後 5 年間(2020 年 3 月 31 日まで)であれば法定人口 20 万人に満たなくても中核市に移行できるとされている。

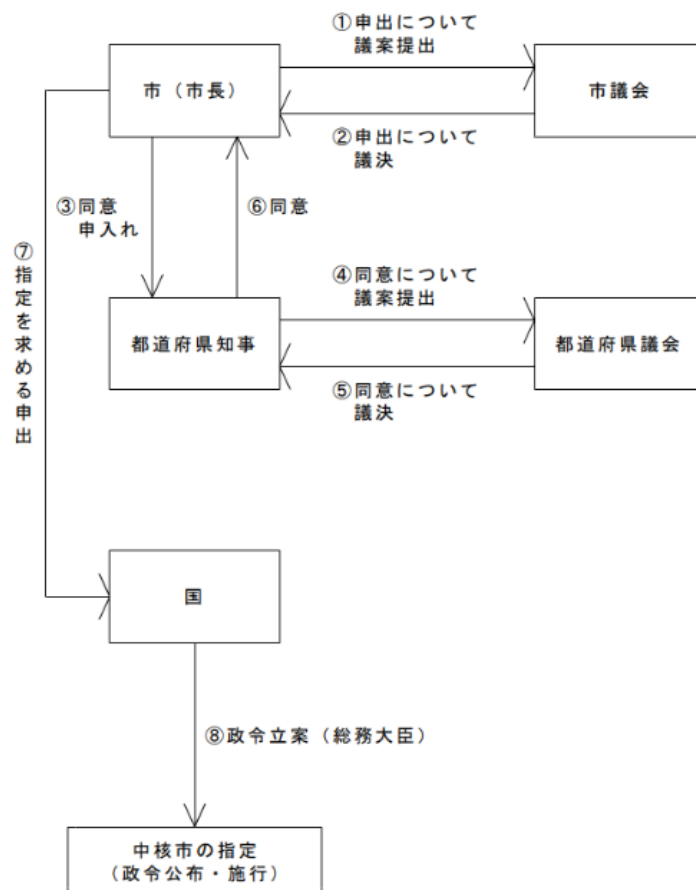
指定都市や中核市に指定されることによって広域自治体からどの事務がどの程度移譲されるかについては個別に政令によって定められることになるが、おおよその目安として北村(2013)では指定都市で道府県の約 8 割、中核市で指定都市の約 7 割の事務権限が移譲されるとしている。中核市では特に一般の市町村には移譲範囲が限定的な「保健衛生」や

---

<sup>50</sup> 本章は小谷・浅田(2019)「中核市移行が自治体財政に与える影響に関する実証分析」 Working Paper SeriesNo.19-02 を加筆・修正したものである。

「福祉」の分野における事務移譲が大きい。大都市制度の背景として松本(2016)は「規模能力のある自治体には、それに応じた事務分掌を行い、それぞれの都市にあった多角的な地方自治の展開を可能にする」と指摘するように、人口規模が大きい地方公共団体ほど事務遂行能力が高く、事務分掌を行うことで広域自治体が担うよりも、一層地域の実情にあった施策展開が可能になるという前提があると考えられる。

中核市は人口要件を満たす市が市議会において指定申出の議決を経た後に、その市の属する都道府県知事に同意を申し入れ、知事から都道府県議会に同意の議案を提出し議決を得られたら、国に申出をすることによって指定されることになる(図 6-1 参照)。したがって一般市の中核市への移行は、地方公共団体自らの申し出による。市は移行によるメリットとデメリットを勘案して中核市への移行を検討することになる。



(出所)総務省ホームページより抜粋

図 6-1 中核市の指定手続きフロー

中核市移行にはどのようなメリット・デメリットがあると検討自治体は考えているだろうか。加古川市および寝屋川市(いずれも 2019 年 4 月 1 日に中核市に移行)が作成した移行



検討報告書から整理すると、メリットとしては行政サービスの迅速化・効率化、質の高い保健衛生サービスの提供、独自のまちづくりの推進、市のイメージアップ(転入者増や企業誘致等)、児童相談所の設置などが挙げられている。一方、デメリットとして歳出増、専門的人材の確保・育成の必要性、様々な条例や規則の整備、附属機関の設置の必要性などの財政への影響や業務負担の拡大が挙げられている。中核市市長会(2012)では「権限移譲により密接な住民サービスの展開が可能となる場合もあるが、一般的にはスケールメリットが働きにくく、市単独の追加経費が発生している事例も多い」とし、中核市への移行によって行政コストの増加が懸念されている。

では移行によってどの程度の歳出が増えると想定されているのだろうか。中核市への移行を検討している地方公共団体が作成している移行検討書等のうち筆者が入手できたケースにおいて、基準財政需要額のうち特に移譲権限の多いと考えられる民生費と衛生費についての試算をまとめたものが表 6-1 である。

表 6-1 中核市移行による基準財政需要額への影響の試算

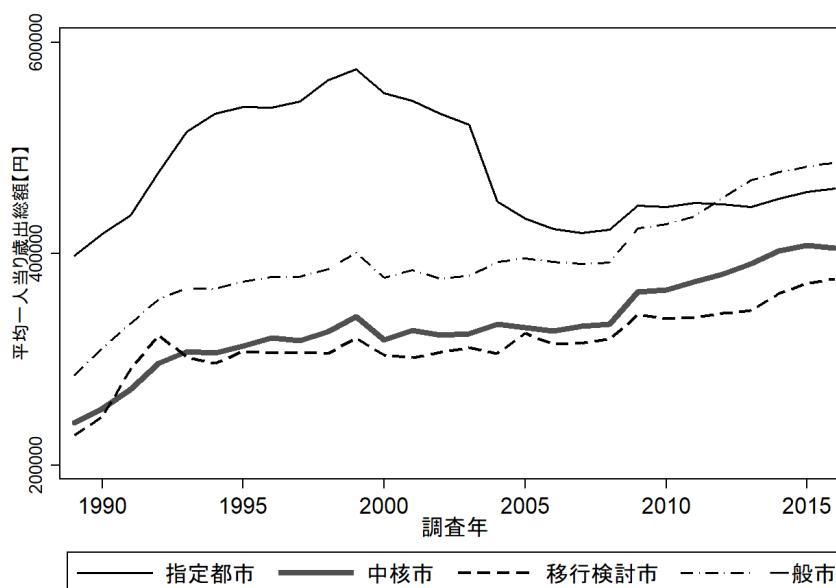
自治体	民生費		衛生費
	社会福祉費	生活保護費	保健衛生費
越谷市	20.79%	4.26%	31.90%
加古川市	21.44%	0.43%	17.97%
松本市	2.58%	0.37%	18.97%
寝屋川市	3.68%	2.84%	20.60%
宝塚市	3.95%	0.28%	19.38%
総計	10.49%	1.64%	21.77%

(出所)各自治体移行検討資料等を基に作成

基準財政需要額は地方交付税交付金の算定にあたって計算されるもので、歳出そのものではないことには留意する必要があるが、民生費のうち社会福祉費で平均 10.5%、衛生費のうち保健衛生費で平均 21.8%程度の増加が見込まれているようである。ただし、保健衛生費に関しては最小値で 18.0%、最大値で 31.9%であるのに比べ、社会福祉費は松本市の 2.6%から加古川市の 21.4%まで試算結果のばらつきが大きい。中核市移行による財政負担の拡大が指摘される中、実際の歳出をどの程度増加させるのかは今後の中核市移行を検討する地方公共団体にとって意義があるだろう。

## 第2項 地方公共団体財政の現状

本節では地方公共団体の中でも市を対象に、指定区分による財政の現状を概観する。図6-2は指定の状況別に見た一人当たり歳出総額の平均の推移である。ここで移行検討市とは、中核市市長会が候補市として挙げている9市を指す。指定都市以外の市はいずれも似たような傾向を示しており、とくに中核市と移行検討市は1995年以降概ね横ばいで2000年代後半からやや微増傾向にある。一般市の一人当たり歳出も中核市・移行検討市と似た傾向を示しているが、2000年代に入ってから強い増加傾向を示し、2013年には他の規模の地方公共団体と比べて最も多くなっている。人口20万人未満の地方公共団体においては近年の行政効率の悪化を伺わせるものであり、人口減少の影響も関連している可能性があるだろう。一方、指定都市では、1995年以降10年間ほど一人当たり歳出は減少しており、その後やや増加したものの横ばいと言える。

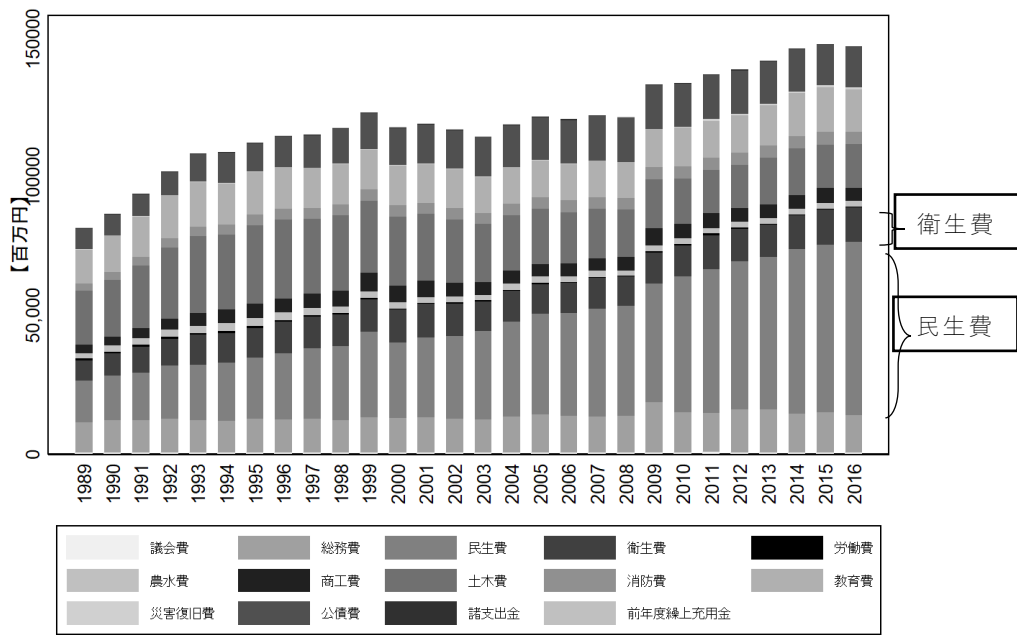


注:2018.4.1現在の指定状況に基づく

(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 6-2 大都市制度別一人当たり歳出総額推移

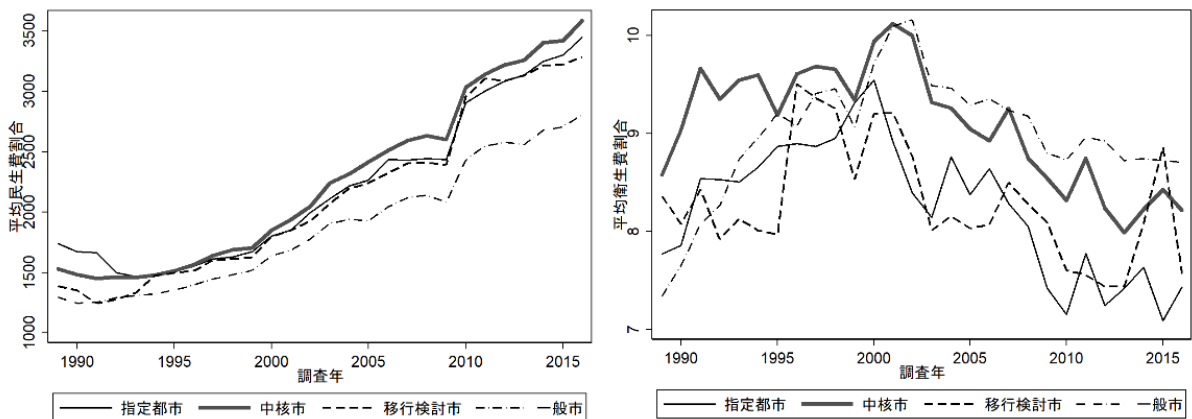
本研究において注目している中核市の歳出の目的別内訳を示したものが図6-3である。ここで対象としている中核市は、2018年現在に指定されている市であり、中核市移行前の数値を含んでいる。最も大きな歳出費目は民生費であり、一貫して増加傾向にある。2013年時点で31.2%を占める一方、中核市移行によって大きく権限移譲される分野である衛生費については、額としてはあまり変化がなく、全体に占める割合は2013年時点で8.9%にとどまる。



(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 6-3 中核市目的別平均歳出の推移

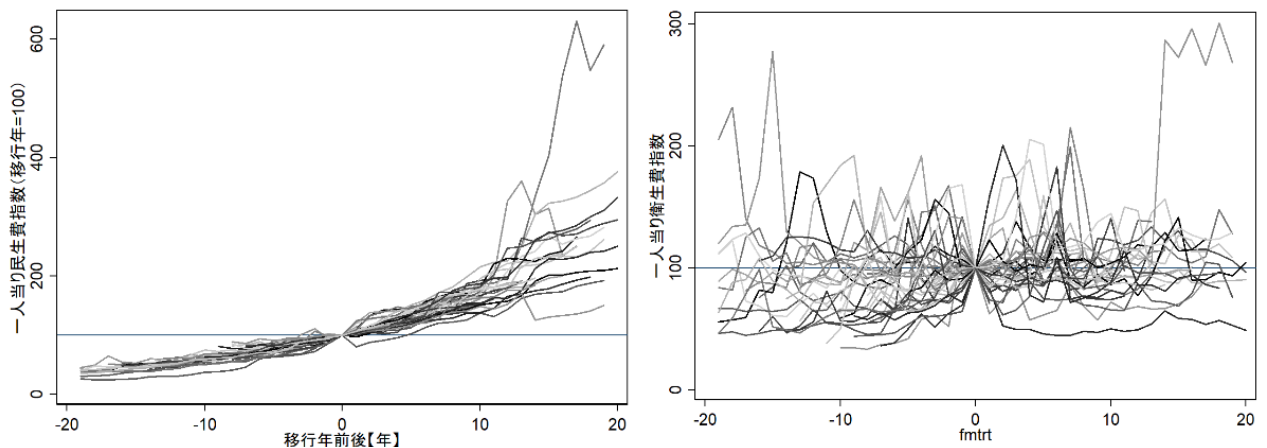
次に民生費と衛生費のみに注目してその動向を確認する。一人当たり民生費の歳出総額に占める割合を指定の状況別に見たのが図 6-4 である。中核市は他の都市に比べて一人当たり民生費の歳出割合が大きい。しかし傾向としてはいずれの都市においても増加している。一方、一人当たり衛生費の歳出割合を見ると、傾向としてはいずれの都市も類似して 2000 年代に入って減少傾向にあるが、一般市が最も衛生費に占める割合が大きく、指定都市が最も低い。



(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 6-4 大都市制度別 歳出総額に占める民生費及び衛生費割合

さらに中核市だけを対象に、移行の前後でそれぞれの費目の歳出割合がどう変化したかを示したのが図 6-5 である。実質化した民生費および衛生費について、移行年を 100 として指数化したものである。その結果、民生費については移行後に大きく増加している一方、衛生費はグラフからは明確な変化が見られない。



(出所)総務省『地方財政状況調査』より作成

図 6-5 中核市一人あたり民生費及び衛生費の推移(移行年を 100)

以上から、中核市移行によって大きく歳出額が変化するののは民生費である可能性が高いことが推察される。しかしながら先に見たように、民生費の増加傾向は中核市に限ったことではなく、中核市の移行に起因する民生費の増加はどの程度なのかは、単純な前後比較によって計測することができない。

### 第3項 中核市への移行による効果

中核市に移行したことによる効果を調べた研究は決して多くはないが、いくつかある。まず原・星子他(2010)は当時の中核市 35 市に対してアンケート調査を実施し、うち回答のあった 27 市における保健・福祉業務の変化を調べたところ、ほとんどが移行後の体制においても移譲された業務をこなしているという結果を得ているほか、17 市では保健所を新設、およびそれに伴う職員の増員をしていた。また同研究では中核市移行のデメリットも尋ねており、「仕事上の負担増」および「交付税カット」が回答の上位に挙げられている。また、星子・原他(2010)は久留米市(2008 年 4 月に中核市移行)を対象に、移行直前の同年 3 月と移行後 6 ヶ月を経過した 10 月の 2 回にわたって、インターネットをつうじた住民意識調査を実施し、移行前後ともに移行への期待は「市の活性化」が最も高いが、移行後の実感として「特にない」という回答が 81.2%であったという結果を得ている。これらの結果か

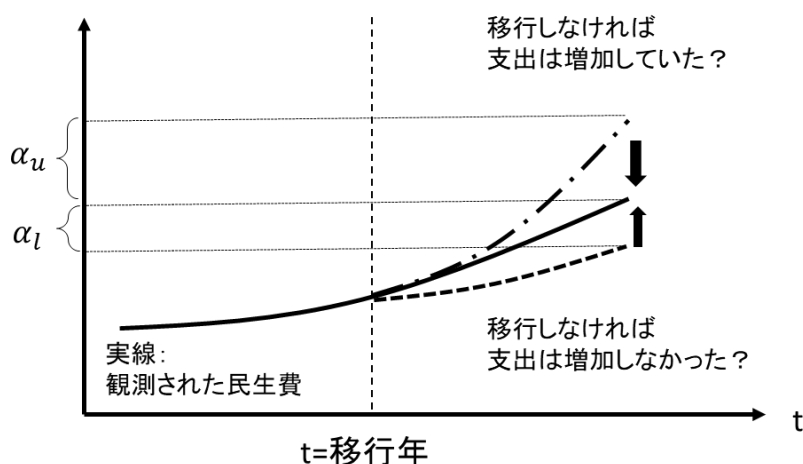
ら示唆されることは、事務権限が広域自治体から移譲されたことが即行政サービスの改善につながったとは言えないものの、少なくとも移譲事務を処理できているという点だろう。また、職員の増員や施設の増設などによって対応していることから、自治体財政への影響は考えられる。

中核市、あるいは指定都市に移行したことによる財政への影響を調べた研究は、筆者の調べた範囲では見当たらない。地方公共団体の構造の変化による財政への影響という観点からは、市町村合併による財政効率への影響を見た林(2013)が、合併形態ごとの職員給与への影響を分析し、いずれの合併形態においても給与水準を引き上げる効果を確認している。一方、規模の経済による歳出削減効果も、425市のうち315市において確認された。ただし歳出が増加したケースもあった。その他、牧田(2015)は徳島県内基礎自治体における市町村合併の人口一人当たり歳出額に与える影響を分析し、合併時期によって効果が異なると報告している。地方公共団体の構造の変化による財政効率への影響は一様ではないことが伺える。

## 第2節 中核市移行の民生費への効果の分析

### 第1項 本研究における Synthetic Control Method

前節で見たように、中核市移行による民生費への影響は一見ただけでは明らかではない。この場合、中核市に移行した市が、仮に中核市に移行しなかった場合にどのような支出をおこなっていたかという反実仮想(counterfactual)の設定し、実際の値と比較することで、移行の効果(図 6-6 における $\alpha_u$ や $\alpha_l$ )を推定することが望ましい。



(出所)筆者作成

図 6-6 中核市移行による民生費への影響

本研究では、一般市が中核市に移行した結果として生じた民生費への影響を Abadie and Gardeazabal (2003)によって開発され、続く Abadie, Diamond et al. (2010), Abadie, Diamond et al. (2015) で発展されてきた Synthetic Control Method を用いて評価することを試みる。第2章第7節でみたように、Synthetic Control Method は、ある政策介入があった個体に政策による効果があったかを比較分析で行う場合に、比較される対照(Control)を、政策介入のない複数の個体のアウトカムを加重平均することで合成的に形成する手法である。この合成された対照を Synthetic Control(以下、SC)と呼び、ドナープールに含まれる非処置個体のアウトカムの加重平均値である SC を反実仮想として、実際に観測された介入個体のアウトカムと差分を取ることで処置効果を推定する。

近年はこの Synthetic Control Method を用いた実証分析が蓄積されつつある。例えば、この手法を開発・応用した一連の研究では、Abadie and Gardeazabal (2003)のバスク紛争によるバスク地方経済への影響、Abadie, Diamond et al. (2010)の米国カリフォルニア州における Proposition 99(タバコ税の引き上げ)による同州内のタバコ消費への影響、Abadie, Diamond et al. (2015)の東西ドイツ統合による旧西ドイツ経済への影響などを分析している。例えば東西ドイツ統合の影響であれば、従来注目されていた研究テーマは統合によって生じた東ドイツへの影響や統合による東西経済の収束の仕方(Canova and Ravn(2000), Heilemann and Rappen(2000), Meinhardt et al.(1995)など)が主であったが、これらから得られた結果からは東西統合の影響は不確かなままであった。Abadie, Diamond et al. (2015)は統計的な比較分析によりひとつの有力な解を与えている。また、日本のケースでは Ando (2015)が原子力発電所の立地による経済的な影響を、duPont and Noy (2015)が阪神淡路大震災による神戸市経済への影響を、江坂・藤井(2018)は固定相場制への移行の財政規律への影響を、Synthetic Control Method によって分析している。

本章では Abadie, Diamond et al. (2010)に従って、Synthetic Control Method による中核市移行の民生費への効果の推定手続きを以下のように設定する。まずアウトカムとして民生費に関する変数の観測された値を  $Y_{it}$  とする。ここで  $i$  は個体(本研究では個々の地方公共団体)、 $t$  は観測された年を表す。また  $Y_{it}^N$  は個体  $i$  が政策介入(本研究では中核市移行)を受けていないとした場合の、 $Y_{it}^I$  は政策介入を受けた場合の、時点  $t$  におけるアウトカムを表す。このとき、個体  $i$  の時点  $t$  における政策介入の効果は  $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$  として求めることができる。

標本内の観測される個体の数を  $J + 1$  個とし、 $i = 1$  が政策介入のあった個体(処置個体)、残り  $J$  個の個体  $i = 2, \dots, J + 1$  が政策非介入、すなわち中核市に移行していない自治体の集合である。この非介入自治体のグループを、本研究における SC を形成するための潜在的な個体の集合であることからドナープールと呼ぶ。観測期間は  $t = 1, \dots, T_0, T_0 + 1, \dots, T$  とし、 $T_0$

までが中核市移行前の期間、 $T_0 + 1$ 期以降 $T$ 期までが移行後の期間とする。ここで、 $T_0$ 期以前には中核市移行のアウトカムに対する影響はまったくなく、中核市の移行後に初めて民生費に影響が生じるものと仮定する。また、処置個体への政策介入がドナープールに含まれる非介入個体に影響がない、すなわちある地方公共団体の中核市移行によって他の自治体の民生費の歳出行動に影響が生じないことを仮定する。

上記の設定の下、本研究の目的は中核市移行によって地方公共団体の民生費にもたらされた変化を推定することである。ここで、 $i = 1$ における $T_0 < t$ の期間のアウトカムは $Y_{1t}^I$ として観測されていることから、政策介入の効果 $\alpha_{1t}$ を求めるには、観測されない $Y_{1t}^N$ を推定すればよいということになる。

Synthetic Control Method による推定のフォーマルな定式化は第2章第7節で行っているため本章では割愛するが、前節でみたとおり、 $\mathbf{W}^*$ の存在が保証されるためには、処置個体の変数ベクトル $(Y_{11}, \dots, Y_{1T_0}, \mathbf{Z}'_1)$ が非処置個体群の変数ベクトルの集合である $\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, \mathbf{Z}'_2), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, \mathbf{Z}'_{J+1})\}$ の凸包に属する必要がある。ドナープールにどのような対照候補を含めるかを検討する必要がある。本章における分析は一般市から中核市に移行した地方公共団体を処置個体として取り上げている。中核市への移行要件が人口20万以上であることから、ドナープールに含める候補自治体を地方公共団体における人口規模に着目して選定することはひとつの妥当な基準と考えられるだろう。地方公共団体の人口規模は差異が大きく、例えば2015年の国勢調査による人口総数では、全国市町村のうち、指定都市や中核市を含まない一般市に限っても、最も少ない北海道歌志内市の約3.6千人から最も多い千葉県松戸市の約48万人まで存在する。ここでは中核市の移行要件である人口20万人を含む自治体の集合の目安として、人口15万人以上の一般市をドナープールに含めることとした。

## 第2項 Synthetic Control Method による反実仮想の形成

Synthetic Control Method によって $Y_{1t}^N$ の推定量を得るためにはドナープールに含まれる非介入個体に適切な加重をするためのウェイトベクトル $\mathbf{W}^*$ を得る必要がある。 $\mathbf{W}^*$ の推定値を得るためのフォーマルなセットアップは第2章第7節にて論じた。ここでは本章の文脈に即した形で反実仮想の構築を行う。まず非処置個体を加重平均するためのウェイトベクトル $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ は $j = 2, \dots, J + 1$ においてすべて正( $w_j \geq 0$ )、かつ $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ という性質を持つ $(J \times 1)$ のウェイトベクトルである。 $Y_{1t}, Y_{jt}$  ( $j = 2, \dots, J + 1$ )はそれぞれ処置個体および非介入個体の $t = 1, \dots, T$ 時点で観測されたアウトカム変数の値である。また説明変数とは別に、介入前期間のアウトカムの線形結合 $\bar{Y}_i^K = \sum_{s=1}^{T_0} k_s Y_{is}$ を定義する $(T_0 \times 1)$ ベクトル

$\mathbf{K} = (k_1, \dots, k_{T_0})'$ を考える。この $\mathbf{K}$ を用いることで、 $\mathbf{W}^*$ ベクトルの推定にあたってアウトカムの情報を $\bar{Y}_i^{\mathbf{K}}$ として取り込むことができる。例えば $k_1 = k_2 = \dots = k_{T_0-1} = 0, k_{T_0} = 1$ のとき、 $\bar{Y}_i^{\mathbf{K}} = Y_{iT_0}$ となり、この場合は $\mathbf{W}^*$ の推定に $T_0$ 期のアウトカムの情報のみを用いることを意味する。一方、 $k_1 = k_2 = \dots = k_{T_0-1} = k_{T_0} = 1/T_0$ であれば、 $\bar{Y}_i^{\mathbf{K}}$ は個体 $i$ に関する介入前期間の算術平均、すなわち $\frac{1}{T_0} \sum_{s=1}^{T_0} Y_{is}$ となる。ここで $\mathbf{K}_1, \dots, \mathbf{K}_M$ で定義される線形結合の集合 $M$ を考える。このとき処置個体の介入前期間の説明変数ベクトルを $(k \times 1)$ の $\mathbf{X}_1 = (\mathbf{Z}'_1, \bar{\mathbf{Y}}_1^{\mathbf{K}_1}, \dots, \bar{\mathbf{Y}}_1^{\mathbf{K}_M})$ として定義する。ここで注意すべき点が2つある。まず説明変数に任意の数 $M$ 個のアウトカムの線形結合が含まれていることである。もうひとつは、反実仮定の形成に用いる説明変数ベクトルの各説明変数には時間の添字 $t$ が付されていない点である。すなわち $\mathbf{Z}_1$ は処置個体の各共変量の介入前期間における平均値である。また $k = r + M$ であり、 $r$ は $\mathbf{Z}_1$ に含まれる変数の数である。すなわち観測できる各共変量の値の平均値 $\mathbf{Z}_1$ および $M$ 個のアウトカム変数自体の線形結合の集合がアウトカムの予測変数となる。ドナープールに含まれる非介入個体の説明変数ベクトルも $(k \times J)$ の $\mathbf{X}_0$ として同様に表現でき、 $j$ 番目の個体の説明変数ベクトルは $\mathbf{X}_j = (\mathbf{Z}'_j, \bar{\mathbf{Y}}_j^{\mathbf{K}_1}, \dots, \bar{\mathbf{Y}}_j^{\mathbf{K}_M})$ である。上記の設定の下、Abadie, Diamond et al. (2010)に従って $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ かつ $w_j \geq 0, j = 2, \dots, J+1$ の制約の下、処置個体と非介入個体群の説明変数ベクトルの間の差異である $\|\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}\|_{\mathbf{V}} = \sqrt{(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})}$ を最小にするような $\mathbf{W}^*$ を求める。ここで $\mathbf{V}$ は $(k \times k)$ の正定値対角行列であり、含まれる各要素は、各説明変数の予測力を定義する。すなわち $\mathbf{W}^*$ の選択は $\mathbf{V}$ の選択に依存することになる。 $\mathbf{V}$ の選択方法はAbadie and Gardeazabal (2003)およびAbadie, Diamond et al. (2010)と同様に、介入前期間におけるアウトカムの平均二乗予測誤差(MSPE)を最小にする $\mathbf{V}$ を選択する。

### 第3節 Synthetic Control Method における統計的推論

本研究では、比較的小サイズなサンプルにおける推論方法として、パーミュテーション検定のアイデアに基づく推論を行う。具体的には、標本に含まれるすべての個体に対して、分析対象となる処置個体と同じ Synthetic Control Method をプラセボとして適用し、そこで得られた効果の大きさと比べて処置個体の効果が十分に大きいかどうかをテストする方法である。検定統計量についてもいくつか提案されているが、本研究では Abadie, Diamond et al. (2015)に従って、標本に含まれるすべての個体に対し介入前期間における平均平方二乗予測誤差(RMSPE)と介入後期間における RMSPE の比をとった値を検定統計量として計算する。



$$RMSPE比_j = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{t=T_0+1}^T (Y_{j,t} - \hat{Y}_{j,t}^N)^2}{T - T_0}}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{j,t} - \hat{Y}_{j,t}^N)^2}{T_0}}} \quad (6-1)$$

そこで得た値を大きい順に並べ、処置個体すなわち中核市に移行した地方公共団体の歳出への効果が、非介入の地方公共団体と比べて十分大きいかを評価する。より一般的には、真に移行のあった自治体のアウトカムの推定値が、移行のなかった自治体に比較して、十分大きな効果を表しているかを検定する方法と言える(Abadie, Diamond et al. (2010))。帰無仮説は「中核市移行による歳出の変化は偶然生じたものである」とし、以下の式に基づいて検定を行う。

$$p_1 = \frac{\sum_{j=2}^{J+1} \mathbf{1}\{RMSPE比_j \geq \widehat{RMSPE比}_1\}}{J} \quad (6-2)$$

=  $\frac{\text{移行市の RMSPE 比より大きいプラセボの数}}{\text{ドナーに含まれる個体数}}$

すなわち、処置個体における RMSPE 比がプラセボのそれを含めた全体の中で何番目かに基づいて p 値を計算し、有意水準(本研究では 5%と設定)より小さくなった場合に帰無仮説を棄却する。統計的に有意な結果ができれば、中核市移行後の歳出の変化は偶然とは言えないという結論を得ることができる。

## 第4節 データ及び推定

### 第1項 データ

一般市から中核市への移行によって民生費関連の歳出にどのような影響があったかを、前節で導入した Synthetic Control Method によって反実仮想を構築し、比較分析を行う。本研究で分析対象とする中核市の選定基準は以下のとおりである。まず Synthetic Control による中核市移行前のデータが比較的長くとれる一方、予測のための移行後の期間も同じように長くとれるという観点から、2000年～2005年に中核市に移行した市を抽出した。その中でも、保健所政令市や旧特例市からの移行ではなく、一般市から直接中核市に移行した地方公共団体として、旭川市(2000年移行)、川越市(2003年移行)、船橋市(2003年移行)、高槻市(2003年移行)を分析対象とした。また合成対照を形成するためのドナープールに含

める地方公共団体として、サンプル期間(1989年～2016年)における平均人口15万人以上かつ保健所政令市以外の一般市として52市を抽出し、ドナープールとした<sup>51</sup>(表6-2)。

表 6-2 本研究における分析対象地方公共団体

	地方公共団体名称
処置個体	旭川市, 川越市, 船橋市, 高槻市
潜在的な合成対称	釧路市, 帯広市, 苫小牧市, 弘前市, 日立市, 足利市, 栃木市, 小山市, 伊勢崎市, 太田市, 熊谷市, 所沢市, 春日部市, 狭山市, 上尾市, 草加市, 久喜市, 市川市, 松戸市, 野田市, 佐倉市, 習志野市, 市原市, 流山市, 八千代市, 立川市, 三鷹市, 府中市(東京), 調布市, 小平市, 日野市, 高岡市, 松本市, 上田市, 大垣市, 沼津市, 富士市, 磐田市, 松阪市, 鈴鹿市, 宇治市, 岸和田市, 茨木市, 和泉市, 出雲市, 宇部市, 山口市, 岩国市, 徳島市, 今治市, 佐賀市, 都城市

(出所)筆者作成

アウトカムには民生費に関する変数として、総務省『地方財政状況調査』市町村分調査表を基に、民生費を住民基本台帳による人口で割った市民一人あたり民生費、および歳出全体に占める民生費の割合の2つを採用した。ただし2000年4月に導入された介護保険制度により、老人福祉費の財源が一般会計から特別会計に移行した結果、各自治体の民生費が大きく変動したため、本研究では民生費総額から老人福祉費を除いた額を民生費として用いる。第2節第2項で述べたように説明変数ベクトルは、観察できる共変量ベクトル $Z_i$ と介入前期間におけるアウトカム変数自体の線形結合の集合を含んでいる。民生費が自治体の福祉施策に対する経費であることから、年齢構成や人口動態など人口構成に関する諸変数によって支出額が決定づけられていると考えられる。本研究では人口の社会増減率、65歳以上人口比率、普通出生率、死亡率、一般病院数、小学校数、中学校数、高等学校数を共変量として採用した。またアウトカム変数自身の線形結合については1990年、1995年、2000年のそれ自身の値を含めた(表6-3)。

<sup>51</sup> ただし欠損値を含むひたちなか市、西東京市、和泉市、今治市、周南市は除いた。

表 6-3 変数一覧

変数名	説明	データ出所
市民一人あたり 民生費 (円)	民生費合計 ÷ 市内人口 ・ ただし民生費には老人福祉費を含めない	総務省『地方財政状況調査』 総務省『社会・人口統計体系』
歳出に占める 民生費割合 (%)	民生費合計 ÷ 歳出 ・ ただし民生費には老人福祉費を含めない	総務省『地方財政状況調査』
	$(\text{転入者数} - \text{転出者数}) \times 100$	
人口の社会増減率 (%)	市内人口 ・ 1995年以前の転出者数のデータが含まれていなかったため、1996年以降移行前年までの値を平均。 ・ 転出者数について95年今治、96年和泉、今治の各市のデータは欠損のため、平均から除外。	総務省『社会・人口統計体系』
65歳以上 人口比率 (%)	$(65\text{歳以上人口} \div \text{市内人口}) \times 100$ ・ データは国勢調査に基づいているため、1990年、1995年、2000年の値	総務省『社会・人口統計体系』
普通出生率 (‰)	$(\text{出生数} \div \text{市内人口}) \times 1000$	厚生労働省『人口動態統計』 総務省『社会・人口統計体系』
死亡率 (人口10 万人あたり)	$(\text{死亡数} \div \text{市内人口}) \times 100000$	総務省『社会・人口統計体系』
一般病院数 (人口 10万人あたり)	$(\text{一般病院数} \div \text{市内人口}) \times 100000$ ・ 89年久喜、狭山、熊谷、春日部、所沢、上尾、草加、90年茨木、岸和田、佐賀、三鷹、小平、大垣、調布、日野、府中、立川、和泉、91年久喜、狭山、熊谷、春日部、所沢、松本、上田、上尾、草加、92年伊勢崎、松本、上田、太田、大垣、93年宇部、岩国、山口、都城、95年茨木、岸和田、和泉、96年小山、足利、栃木の各市のデータは欠損のため、平均から除外。	総務省『社会・人口統計体系』
小学校数 (人口 10万人あたり)	$(\text{小学校数} \div \text{市内人口}) \times 100000$	総務省『社会・人口統計体系』
中学校数 (人口 10万人あたり)	$(\text{中学校数} \div \text{市内人口}) \times 100000$	総務省『社会・人口統計体系』
高等学校数 (人口 10万人あたり)	$(\text{高等学校数} \div \text{市内人口}) \times 100000$ ・ 92年熊谷、93年宇部、岩国、山口、95・96年都城、99・00年熊谷の各市のデータは欠損のため平均から除外。	総務省『社会・人口統計体系』
アウトカム変数の 線形結合	$(\bar{Y}_{i,1990}, \bar{Y}_{i,1995}, \bar{Y}_{i,2000})'$ ・ 旭川市については2000年に移行しているため、説明変数に含まれるのは1990年と1995年の値のみ。	総務省『地方財政状況調査』 総務省『社会・人口統計体系』

※ 市内人口は『社会・人口統計体系』における住民基本台帳人口を採用した。

※ 『社会・人口統計体系』における一般病院数、小学校数、中学校数、高等学校数は可住地面積あたりであるため、可住地面積を乗じた値を採用した。

※ 民生費は2015年の消費者物価指数(総合指数)を100として実質化した。

(出所)筆者作成

## 第2項 Synthetic Control による比較分析

### (1) 一人あたり民生費

図 6-7 は本研究で分析対象とした中核市 4 市の一人あたり民生費の推移(実線)と、Synthetic Control Method で推定した合成対照(SC)の推移(点線)を比較したものである。SC は中核市移行後の各市の反実仮想を形成しており、移行前期間のアウトカムをよく再現している。一人あたり民生費は、移行後期間全体の平均では旭川市で 17,193 円、川越市で 811

円、船橋市で 349 円のプラスの効果を確認された。一方、高槻市については 1,513 円の減少の効果を確認された。増減率でみるとそれぞれ 13.7%、0.9%、0.3%、マイナス 1.4%となっている。

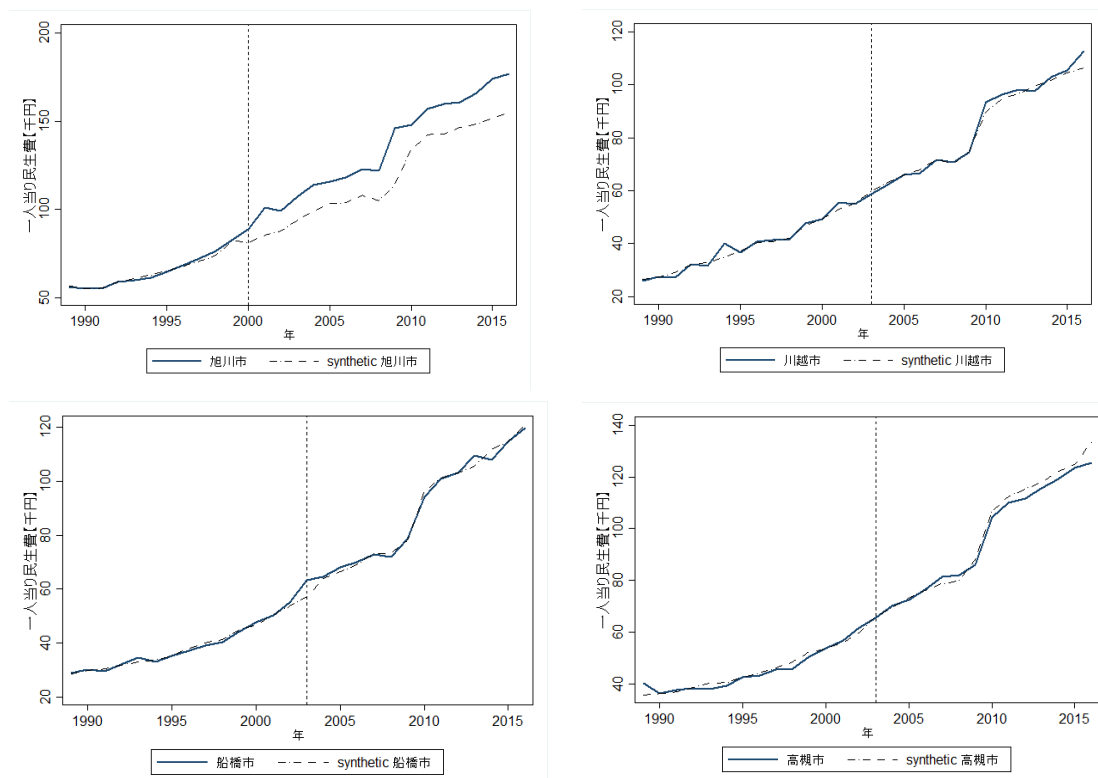


図 6-7 中核市と SC の比較—市民一人あたり民生費

## (2) 歳出に占める民生費の割合

地方公共団体の全体の歳出額は単年度で変化しうるから、各項目だけを取り上げて額面上に変化が見られなくても、歳出全体に占める割合は変化させている可能性がある。民生費割合でみると、中核市移行後の期間全体の平均では、旭川市は 5.2%、船橋市で 0.9%、高槻市で 1.0%、支出割合が増加している。一方、川越市は反対に、中核市移行後に民生費割合を 1.3%減少させている。これらの結果は、平均的には中核市移行によって事務権限は増えているが、必ずしも支出増につながっているとは限らないことを示唆する。

それぞれの推定された効果をまとめたものが表 6-4 である。これらの結果のうち、プラセボを用いた推定に基づく検定によって帰無仮説が棄却された、すなわち統計的に有意に差があると言える結果は旭川市における歳出全体に占める民生費割合(p 値≒0.02)のみであり、その他の結果については積極的に支持できるとは言えないため、解釈には注意が必要である。

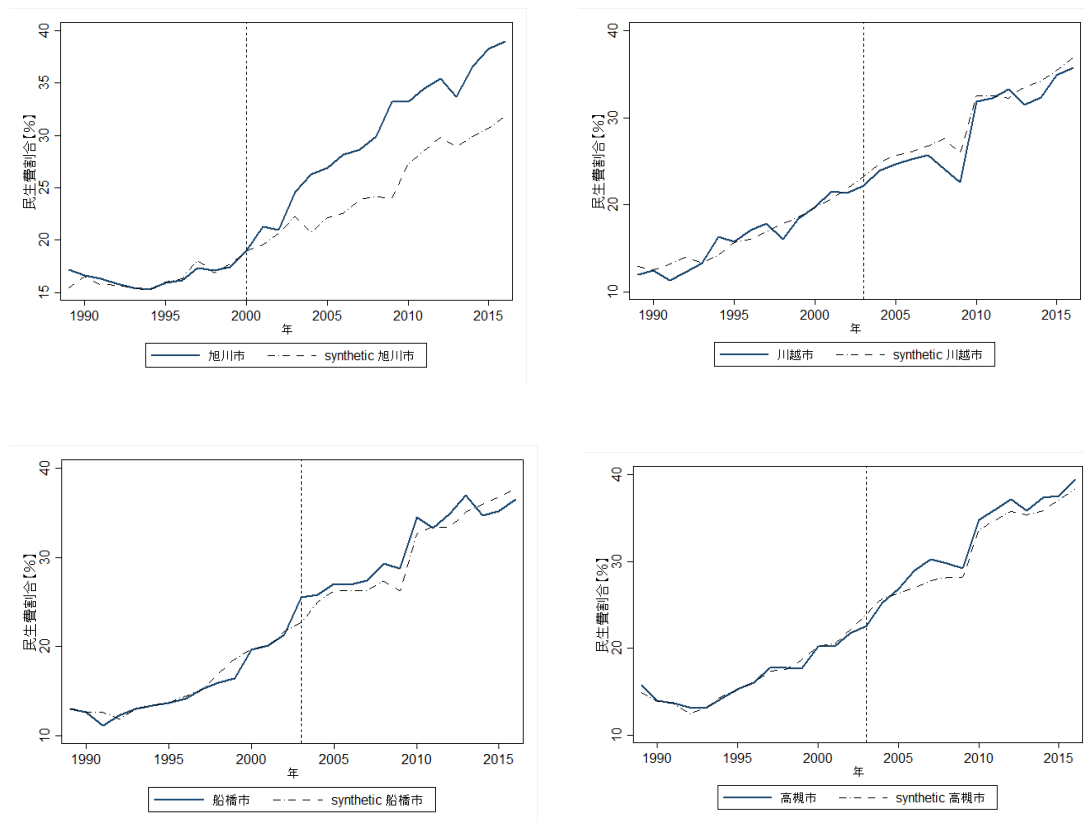


図 6-8 中核市と SC の比較－民生費割合

表 6-4 Synthetic Control Method による処置効果

中核市	一人当民生費 (円)	民生費割合 (%)
旭川市	17,193 (0.28)	5.24 (0.02)
川越市	811 (0.84)	-1.32 (0.92)
船橋市	349 (0.67)	0.93 (0.67)
高槻市	-1,513 (0.96)	1.00 (0.96)

(注)カッコはプラセボテストによる p 値

本節での分析から、分析対象とした 4 市において中核市への移行後に一人あたり民生費および歳出に占める民生費割合のいずれについても増加が見られたが、中核市の移行が要因となったといえるのは旭川市のみであり、その他の市では民生費の増加が中核市移行に起因するとは言えない結果となった。

旭川市が中核市移行後に明確に民生費を増加させた背景を探ることは本研究の範囲を超えるが、旭川市はそれ以外の他の 3 市に比べて人口減少が著しい点は注目に値するだろう。旭川市が中核市に指定された 2000 年から 2016 年の 17 年の間に旭川市の人口は 4.9%減少

している。一方、同じ 17 年間に川越市は 6.3%、船橋市は 12.5%の人口増加をしている。高槻市は 1.3%の減少だが 2004 年以降はほぼ横ばいである。大都市圏(東京圏及び大阪圏)に位置している 3 市に比較して早い段階で人口減少に直面している旭川市にとっては、中核市移行が財政負担につながっている可能性は考えられる。一方、他の 3 市についても民生費は右肩上がりではあるものの、本研究の SC 推定による反実仮想との違いはほとんどなく、中核市移行が民生費を増加させた要因とは言えない。

## 第5節 頑健性の確認

本節では、SC 推定モデルの頑健性テストを行う。Abadie, Diamond et al. (2015)にならって、非介入個体の加重平均によって形成された合成対照(SC)を一つずつ除いたときに結果がどの程度影響を受けるかという一個抜き再推定(leave-one-out reestimation)によって、SC の頑健性を確認する。

4 つの事例におけるそれぞれ 2 つの推定に関して、SC 形成のために加重平均された地方公共団体とそれらのウェイトを示したのが表 6-5～表 6-8 である。一人当たり民生費および民生費割合についてウェイトが付されている自治体のアウトカムの加重平均で SC が形成されている。これらについてドナープールからひとつずつ抜いて再度推定を行った結果を重ねて示したのが図 6-9～図 6-12 である。いずれの結果においても、介入前期間のフィットはよく、元の推定結果と大きく異なった推移を示すことはなかったため、推定モデルは概ね頑健と考えられる。

表 6-5 旭川市の SC 推定によるウェイト

市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合
釧路市	0	0.293	狭山市	0	0	三鷹市	0.408	0	鈴鹿市	0	0
帯広市	0	0.017	上尾市	0	0	府中市	0	0	宇治市	0	0
苫小牧市	0	0	草加市	0	0	調布市	0.177	0	岸和田市	0	0
弘前市	0.113	0	久喜市	0	0	小平市	0	0	茨木市	0	0
日立市	0	0	市川市	0	0	日野市	0	0	和泉市	0	0.122
足利市	0	0	松戸市	0	0	高岡市	0	0	出雲市	0	0
栃木市	0	0.029	野田市	0	0	松本市	0	0	宇部市	0	0
小山市	0	0	佐倉市	0	0.189	上田市	0	0	山口市	0	0
伊勢崎市	0	0	習志野市	0	0	大垣市	0	0	岩国市	0	0
太田市	0	0	市原市	0	0	沼津市	0	0	徳島市	0	0.032
熊谷市	0	0	流山市	0	0	富士市	0	0	今治市	0.177	0.303
所沢市	0	0	八千代市	0	0	磐田市	0	0	佐賀市	0	0
春日部市	0	0	立川市	0.124	0	松阪市	0	0	都城市	0	0.016

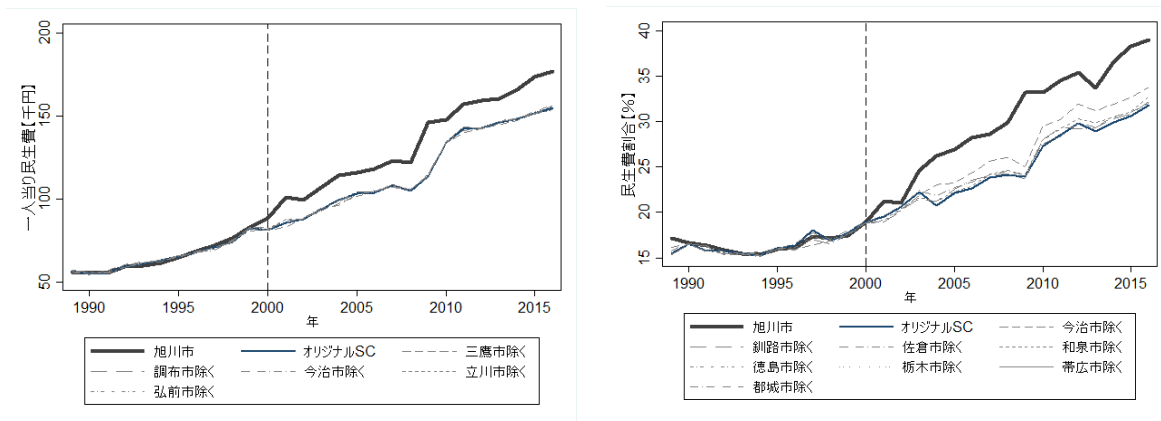


図 6-9 一個抜き再推定による旭川市の SC

表 6-6 川越市の SC 推定によるウェイト

市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合
釧路市	0	0.015	狭山市	0.486	0.234	三鷹市	0	0	鈴鹿市	0	0
帯広市	0	0	上尾市	0	0	府中市	0	0	宇治市	0	0
苫小牧市	0	0	草加市	0	0	調布市	0	0	岸和田市	0	0
弘前市	0	0	久喜市	0	0	小平市	0.069	0.013	茨木市	0	0.231
日立市	0	0	市川市	0.242	0	日野市	0	0	和泉市	0	0
足利市	0	0.044	松戸市	0	0	高岡市	0	0	出雲市	0	0
栃木市	0	0	野田市	0	0	松本市	0	0	宇都市	0	0
小山市	0	0	佐倉市	0	0	上田市	0	0	山口市	0	0
伊勢崎市	0	0	習志野市	0	0	大垣市	0	0	岩国市	0	0
太田市	0	0	市原市	0	0	沼津市	0.144	0	徳島市	0	0.074
熊谷市	0	0	流山市	0	0	富士市	0	0	今治市	0	0.010
所沢市	0	0	八千代市	0.058	0.188	磐田市	0	0	佐賀市	0	0
春日部市	0	0.163	立川市	0	0.029	松阪市	0	0	都城市	0	0

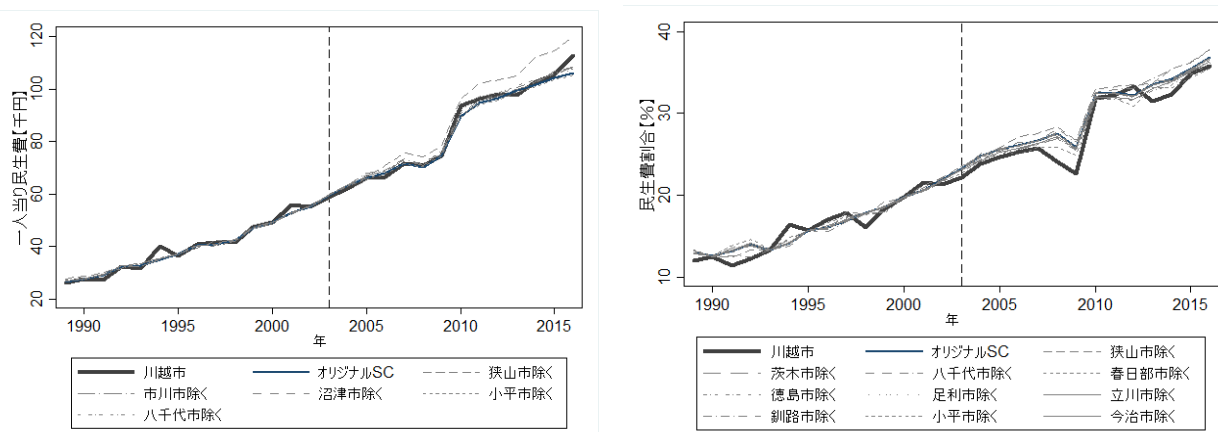


図 6-10 一個抜き再推定による川越市の SC

表 6-7 船橋市の SC 推定によるウェイト

市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合
鉦路市	0	0	狭山市	0	0.195	三鷹市	0	0	鈴鹿市	0	0
帯広市	0	0	上尾市	0	0.396	府中市	0.081	0	宇治市	0	0.018
苫小牧市	0	0	草加市	0.125	0	調布市	0	0.054	岸和田市	0	0
弘前市	0	0	久喜市	0	0	小平市	0	0	茨木市	0	0
日立市	0	0	市川市	0.137	0	日野市	0	0	和泉市	0	0
足利市	0	0	松戸市	0.175	0.212	高岡市	0	0	出雲市	0	0
栃木市	0.011	0.001	野田市	0	0.014	松本市	0	0	宇部市	0	0
小山市	0	0	佐倉市	0	0.001	上田市	0	0	山口市	0	0
伊勢崎市	0.154	0	習志野市	0	0	大垣市	0	0	岩国市	0	0
太田市	0	0.059	市原市	0	0	沼津市	0.063	0	徳島市	0	0
熊谷市	0	0	流山市	0	0	富士市	0.110	0	今治市	0	0
所沢市	0.145	0	八千代市	0	0	磐田市	0	0	佐賀市	0	0
春日部市	0	0	立川市	0	0.050	松阪市	0	0	都城市	0	0

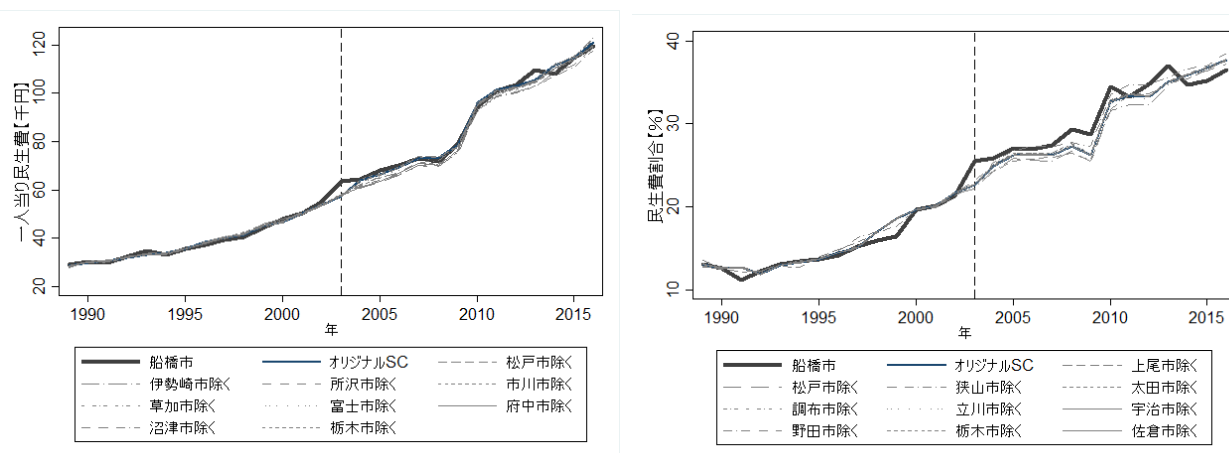


図 6-11 一個抜き再推定による船橋市の SC

表 6-8 高槻市の SC 推定によるウェイト

市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合	市名	一人あたり 民生費	民生費 割合
鉦路市	0.155	0.108	狭山市	0	0	三鷹市	0	0	鈴鹿市	0	0
帯広市	0	0	上尾市	0	0	府中市	0	0	宇治市	0.133	0.107
苫小牧市	0	0	草加市	0.042	0	調布市	0	0	岸和田市	0	0
弘前市	0	0	久喜市	0	0	小平市	0	0.105	茨木市	0	0
日立市	0	0	市川市	0	0	日野市	0	0.019	和泉市	0	0
足利市	0	0	松戸市	0.538	0.509	高岡市	0	0	出雲市	0	0
栃木市	0.059	0.106	野田市	0	0	松本市	0	0	宇部市	0	0
小山市	0	0	佐倉市	0.037	0	上田市	0.028	0.018	山口市	0	0
伊勢崎市	0	0	習志野市	0	0.027	大垣市	0	0	岩国市	0	0
太田市	0	0	市原市	0	0	沼津市	0	0	徳島市	0	0
熊谷市	0	0	流山市	0	0	富士市	0	0	今治市	0	0
所沢市	0	0	八千代市	0	0	磐田市	0	0	佐賀市	0	0
春日部市	0	0	立川市	0	0	松阪市	0.006	0	都城市	0	0



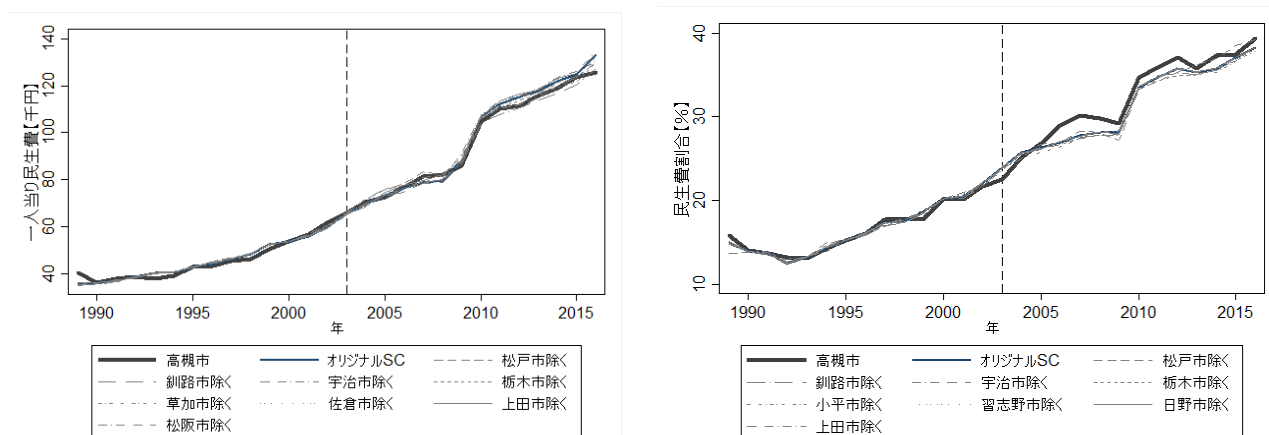


図 6-12 一個抜き再推定による高槻市の SC

## 第6節 まとめと考察

本研究では、小標本における処置効果の推定手法として Synthetic Control Methods を用い、中核市移行の歳出効果を推定した。推定の結果、一人当り民生費の増加率は $-1.4\% \sim 13.7\%$ 、歳出に占める民生費の割合も平均的に $-1.32\% \sim 5.0\%$ の増加と、民生費に与える影響については地方公共団体によってばらつきが見られ、統計的に有意に支出を増加させたのは旭川市のみであった。また、もっとも効果が大きく現れた旭川市のケースを取り上げ、ウェイトを持つ非介入個体の一個抜き推定によるモデルの頑健性テストを行った結果、モデル自体は頑健であることが確認された。

中核市移行によって事務が移譲された結果歳出は一般的に増加することが予想されるが、民生費を対象に分析を行った結果、必ずしも歳出額を増加させず、その幅にもばらつきがある可能性が示唆された。これらの結果については、中核市に移行した後の地方公共団体の経営努力の可能性はあるが、歳出額の変化の差異をもたらす要因については、別途分析が必要であり、ここではいくつかの論点を示すに留める。町田(2010)は長崎市のケーススタディをつうじて、地方圏の中核市が大都市圏の中核市と比較して財政力が低く、中核市に十分な財源措置が講じられていないと指摘している。一方、大都市圏のベッドタウンの性質をもつ中核市は人口を増加させているが、それらの都市が「中核性」をもつかに疑問を呈している<sup>52</sup>。本研究で取り上げた4市についても旭川市が地方圏の中核市であり、その他の3市が大都市圏の中核市であることから、同様の議論は成り立つだろう。2015年の各市の財政力指数は旭川市(0.49)、川越市(0.96)、船橋市(0.95)、高槻市(0.79)と、旭川市が突出して低い。旭川市は町田(2010)の指摘する地方圏の中核市として、人口減少に直面

<sup>52</sup> 2000年時点において旭川市、川越市、船橋市、高槻市の昼間人口比率はそれぞれ100.8%、93.7%、81.7%、83%であり、旭川市のみ日中の人口が1を超える。

しているなかでの中核市への移行となったことが、一人あたり民生費や割合の増加につながっている可能性は考えられる。本研究の結果から、地方公共団体の財政に対する中核市移行の影響は自治体の特徴や近接する経済圏、人口推移等によって異なることから、財源措置を講じるにも多面的な評価が必要ということが示唆される。

また、原・星子他(2010)がアンケート調査から確認したように、事務の拡大を職員の増員で対応しているとすれば、そうした効果は職員数の増大に現れる一方、その他の経費の節減等を通じて相殺し、総額で変化が現れていないというケースも考えられよう。地方公共団体の歳出内容を目的別だけでなく性質別に分析など詳細にすることで、構造的な変化が生じた際の支出行動の変化を観察することができると考えられるが、今後の研究課題としたい。

## 第7章 まとめと残された研究課題

本研究をつうじて、政策プログラムの評価に関する統計的手法の整理を行い、またいくつかの異なる政策を取り上げて、それらの経済的な影響についてそれらの手法による推定を試みた。本章では、本研究全体のまとめとして、各章のとりまとめを行うとともに各分析の課題に触れ、最後に本研究の主たる関心事とした政策評価における統計的因果推論の今後の展開について、先行研究を基に筆者なりの見解を論じて稿を閉じたい。

まず第1章は本稿の動機となった政策形成における客観的証拠の整備の重視という近年のトレンドについて触れ、根拠に基づく政策形成(EBPM)において統計的手法がどのように位置づけられているかを論じた。政策形成の根拠資料として統計的手法に基づく政策効果の分析に注目が集まっており、中でも実験的手法による結果がもっとも信頼できるものとされている。しかしながら政策の意思決定の際にあらかじめ実験によって効果を検証できるケースは多くなく、また過去の政策を評価しようとするれば観察データに依拠した分析を行うほかはない。観察データから政策の因果効果を推論することを本研究の全体のテーマとした。

こうした非実験的データを用いた因果効果の推定は操作変数法を始めとして長らく計量経済学の中心課題であったが、近年主に疫学の分野で発展してきた統計的因果推論の考え方を計量経済学が取り込んで様々な社会科学的な関心に基づく分析が行われるようになった。第2章では、とくに計量経済学の分野での応用が進展した因果効果の推論手法である差分の作法、回帰不連続デザインおよび Synthetic Control Methods について、内生性や平均処置効果といった基本的な概念について触れながら整理を行った。因果推論は所定の条件のもとで強力に因果効果を推論することができる。しかしながら、諸条件を満たすために分析デザインを工夫することが必要であることを論じた。

第3章では経済主体の便益が不動産の価値に帰着するという資本化仮説に基づく統計的手法であるヘドニックアプローチを用いた交通投資の生産力効果の分析を行った。従来交通投資の便益はその交通手段の利用者のみの便益(直接便益)のみを算定することが慣例となっているが、近年交通投資がもたらす間接的な便益の計測についても着目されており、ひとつの実証研究として、移動の一般化費用の変化によるオフィス賃料への影響をつうじて、交通投資の間接便益を評価することを試みた。その結果、23区内では公共交通による集積の経済が生産性に大きく寄与している可能性が指摘された。今後の課題として産業をより細かく分類するほか、高速道路利用による集積の経済の効果を計測するために分析対象エリアを変えるなど、本章で検証しきれなかった設定での分析の拡大が挙げられた。

第4章では、土地の利用規制がもたらす立地の非効率性について、工業等制限法という

工場立地規制の規制解除を自然実験と見立て、差分の差法を用いた実証分析により論じた。戦後の首都圏への人口流入をせき止める方策として、人口流入の要因と目された工場(および大学)の都心部への新增設を原則禁止としたのが工業等制限法である。工業等制限法は人口流入の抑制という点では一定の効果があったが、DID法による分析結果から、事業所密度には統計的有意に変化が確認された。すなわち規制解除が工場立地を促したか、工場撤退を防いだ可能性がある。工場立地規制は土地の最有効利用という観点からは正当化できず、政策形成において経済学をはじめとした様々な知見を活用した多面的な評価が必要であると論じた。ただし、本章の課題として、推定値の頑健性チェックの必要性や線形関数の仮定の妥当性の検証と代替案の検討について触れた。

第5章は、第4章で取り上げた工業等制限法について、事業所立地のみならず、住宅市場にも影響があった可能性があることを、規制の境界線を閾値とする回帰不連続デザイン手法によって明らかにした。工業等制限法はその土地の用途を(規制が有効な期間は)将来にわたって限定する効果をもつ可能性について論じ、規制の境界線沿いで取引されたマンションの売買価格を分析した。その結果、不動産価格の下落局面では規制区域にある物件のほうが規制のない物件よりも下落幅が大きくなっている可能性があることが示された。また工場の近接性に対する影響も規制の有無と近接する工場集積地の特徴によって地域性が現れることが明らかになり、第4章と同様に多面的な政策評価の必要性を強調する。本章の結果から、規制の効果の顕在の仕方が地域的にも異なることが明らかになったことも本章の貢献と言えよう。なお、本章の分析上の課題として、RDD識別戦略の鍵となる *running variable* の連続性の条件の確認として、地図上に境界線を描写して目視で確認するなど、複数の方法で確認することが望ましいと考えられる。また、工場立地規制が住宅市場に与えるメカニズムに関しては本章の分析からは明らかになっていない。

第6章は大都市制度の自治体財政への影響について *Synthetic Control Method* による合成的手法によって比較対照を構築し、一般市が中核市に移行することでどのような財政への影響があるのかを分析した。一般的には事務権限が広域自治体である道府県から移譲されることにより歳出額は増加すると考えられる。しかし民生費に限定してその影響をみると、増加するかどうかは移行する自治体の特性によって異なることが明らかとなった。具体的には、地方経済圏の中心的な自治体(本研究では旭川市)では行政負担が大きくなる一方、大都市圏のベッドタウンの要素が強い自治体(本研究では川越市・船橋市・大槻市)ではそれほど大きな歳出増にはつながっていない。中核市移行にともなう財源措置の議論について、一概な制度設計ではなく自治体ごとの特性に鑑みたきめ細かい政策形成が必要になるだろう。

以上が、本研究における各章の取りまとめである。政策評価は当初の政策目標(本研究で取り上げた例では、工業等制限法であれば東京都心への人口流入の抑制、中核市移行であれば行政サービスの改善など)に対する達成度のようなアウトカムの評価を中心に行われてきたが、本研究では政策目標そのものを評価対象とするのではなく、政策の実行によって想定される周辺のインパクト(本研究の文脈では工業等制限法による企業立地の抑制効果や不動産価格への影響、また中核市移行による財政への影響)の因果効果を推定した。

近年のEBPMの文脈では政策の効果を実証する方法として最も効果の高いのはランダム化比較試験(RCT)等の実験的手法であるという主張は首肯するものの、一方で政策の事後評価によるエビデンスの蓄積は、実験的な手法によって得られた実験データ(experimental data)ではなく、ほとんどの場合が観察データ(observational data)に依拠せざるを得ない(末石(2015))。関心ある政策がランダムに対象者を選んでいるとは限らず、したがって入手できる観察データに基づく標本も常に i.i.d.の仮定を満たすことを期待することは難しいので、政策の効果を一致推定するためには何らかの工夫が必要である。EBPMの文脈においては、実験的な分析手法と並行して本研究で取り上げたような手法の活用およびそれぞれの手法の長所や短所を活発に議論し、極力バイアスのない推定値を得るための諸仮定の整理をする必要があるだろう。

近年の統計的因果推論を応用したプログラム評価は理論・実証ともに研究蓄積が急速に進んでいる。計量経済学は、需要と供給の同時決定や処置の割り当てによる内生性が推定量に与える問題などの経済学(社会科学)特有の関心事の解決を図り効果を一致推定するために、操作変数法を始めとする様々な推定手法や推論手法が開発されてきた。この計量経済学の膨大な研究蓄積に近年の統計的因果推論の手法が融合され、プログラム評価にも新たな展開がもたらされている。大きくは2つあるだろう。ひとつは政策効果の推定量の多様化である。本研究で取り上げた推定方法自体は理論的には比較的歴史のあるものであり、学術研究の分野では応用も進んでいるが、政策評価への応用は緒についた段階であり、評価の要請に応じて様々な効果を推定する必要が出てくるであろう。例えば本研究で取り上げた Difference-in-Differences の一つの発展は Synthetic Control Methods である。第2章第7節でみたように、Synthetic Control Methods は DID の一般形として解釈することができる。また、関数形の観点から非線形関数の DID も Athey & Imbens(2006)によって Changes-in-Changes と呼ばれる手法が提案されている。これは DID では時間効果は処置群と対照群で共通という平行トレンドの仮定(仮定 DID1)を緩め、グループごとに異なる時間効果を考慮した推定方法である。

Regression Discontinuity Design の論点もいくつかあるが、近年の興味深い発展のひとつ

として、処置群と対照群の間における水準の比較だけでなく、閾値周辺で微分係数に生じる変化を捉えようとするものがある。すなわち閾値によって水準(切片)だけでなく係数(傾き)が因果効果としてどの程度変化したかを調べるものである(Nielsen et al. (2010), Card et al. (2015)など)。

Synthetic Control Method は処置対象が1つしかないようなケースであっても、それ以外の情報提供者となる未処置個体群に適切なウェイトをかければ反実仮想を一致推定量として得られ、処置効果を差分として推定できるという点で、今後ますます活用の場面が増えるだろう。しかしながら、処置前期間のフィットが十分に高いことが推定の鍵となるものの、フィットをあげることは容易でない場合もある。この問題に対してたとえばウェイトの合計を1とする制約を外すことでフィットを向上させることができる(Athey and Imbens(2017))ことがわかっているほか、Doudchenko and Imbens(2016)は代替案としてLASSOやElastic Netといった手法によるフィットを提案している。

もうひとつの大きな潮流はシミュレーションによるアウトカムの予測を行うことである。経済学では構造推定と呼ばれる技術・選好パラメータで記述される経済モデルを推定する手法がシミュレーションに強みを持ってきたが、特定の経済理論に結果が大きく左右される点と、計算が複雑で推定に時間がかかるといった分析上のコストが指摘されてきた(例えば山口(2017))。また今井・有村・片山(2001)は、構造推定によって良質な研究成果をあげるには良質かつ膨大な個人レベルのパネルデータを得られるかが鍵となると指摘している。この個人レベルのパネルデータの整備は日本で十分な環境が整っているとは言い難い。Angrist and Pischke (2010)では「信頼性革命」(中嶋(2016))を掲げて因果推論に基づく分析デザインによる誘導型推定の長所を取り上げ、また構造推定を批判した。しかしながら、誘導型推定にも局所的効果の推定に拘泥し外的妥当性に疑問が残る、完全な除外制約をデータからは検証できないので誘導型推定が依拠する仮定も抜け道があるなど批判がないわけではなく、構造型 vs 誘導型の議論は結論が出ていない(中嶋(2016))。一方で、特に計算時間のようなフィジカルな問題は、近年の計算機の計算速度向上が解決しつつあり、また機械学習による分析の発達で、既存データからの予測精度を飛躍的に高めている。

Wolpin(2007)は経済学による政策評価は事後的性質(ex-post)と事前的性質(ex-ante)に分類されるとしている。山口(2017)は、構造推定は経済理論に基づいた外挿予測こそ強みであると指摘している。本研究の範囲を超えるので詳細なレビューはできないが、構造推定も労働経済学や産業組織論の分野でかなりの研究蓄積がなされてきている(Aguirregabiria and Mira(2010))。また政策が予見されると行動様式が変わってしまうため、既存のデータに基づいて推定されたパラメータを用いて行われる予測は意味を持たない、というLucas批判

(Lucas(1976))によってマイクロ経済的な基礎づけのないケインズ経済学は否定されてしまったが、マクロ経済学分野でも動学確率的一般均衡モデル(Dynamic Stochastic Equilibrium Model, DSGE)<sup>53</sup>のようにマイクロ経済モデルから構築される大きな経済モデルが国際機関の金融政策モデルとして実際に活用されてきている。構造推定か誘導型推定か、という二者択一ではなく期待されている役割に応じた分析手法を選択することが重要であるという、凡庸な結論に至るほかはないと筆者は考える。経済主体の行動を定式化して制約下での目的関数最適化から構築できる独自の緻密な社会理論の蓄積をもつ経済学が、社会の将来予測に取り組むことに対する期待は大きいだろう。

都市政策や国土政策のプログラム評価を行う上でこうした大規模な構造をもつモデル<sup>54</sup>は応用都市経済モデル(Computable Urban Economic Model, CUE)<sup>55</sup>や土地利用・交通相互作用モデル(Land-Use Transport Interaction Model, LUTI)<sup>56</sup>、空間応用一般均衡モデル(Spatial Computational Equilibrium Model, SCGE)<sup>57</sup>などがある。実際、第3章でみた英国運輸省の交通事業評価ガイドライン WebTAG においては、交通事業の広範な経済効果の評価に関する手法の紹介のなかで、LUTI や SCGE といった大規模な経済モデルを紹介している。ただしこうしたモデルの活用にはモデルの構築やデータの収集、パラメータの推定や頑健性の確認などに非常に大きな手間がかかり、得られる成果と評価の費用を勘案しながら、必要に応じて利用すべきとしている。政策評価の実務においてこれらの構造モデルが活用されるにはさらなる研究蓄積が必要であるものの、分析ツールの発展と実務への応用を橋渡しすることも、これからの研究者に求められる役割であると筆者は考える。

---

<sup>53</sup> DSGE の標準的なテキストとして加藤(2007)が挙げられる。また長町・小谷(2019)は公共投資の経済効果を計測するという視点から DSGE モデルの構築上の論点を整理している。

<sup>54</sup> ここで紹介する都市経済モデルなどは構造推定そのものと同列には論じられていない。

<sup>55</sup> 展望論文として堤他(2012)を参照。

<sup>56</sup> 例えば Geurs and Wee(2004)などを参照。

<sup>57</sup> 例えば Donaghy(2009)などを参照。

## 参考文献

- Abadie, A. and Gardeazabal, J. (2003) “The Economic Cost of Conflict: A Case Study of the Basque Country” *The American Economic Review* Vol.93 No.1, pp113-132
- Abadie, A., Diamond, A. and Hainmueller, J. (2010) “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program” *Journal of the American Statistical Association* Vol.105 (490), pp493-505
- Abadie, A., Diamond, A. and Hainmueller, J. (2015) “Comparative Politics and the Synthetic Control Method” *American Journal of Political Science*, vol.59 No.2, pp495-510
- Aguirregabiria, V. and Mira, P. (2010) “Dynamic Discrete Choice Structural Models: A Survey” *Journal of Econometrics*, Vol.156, pp38-67
- Ando, M. (2015) “Dreams of urbanization: Quantitative case studies on the local impacts of nuclear power facilities using the synthetic control method” *Journal of Urban Economics* Vol.85, pp68-85
- Angrist, J.D., Imbens, G.W. and Rubin, D.B.(1996) “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables” *Journal of American Statistical Association*, Vol.91, No.434, pp 444-455
- Angrist, J.D. and Pischke, J. (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*, Princeton University Press (邦訳：『ほとんど無害な計量経済学：応用経済学のための実証分析ガイド』大森義明他訳，NTT 出版)
- Angrist, J.D. and Pischke, J. (2010) “The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is Taking the Con out of Econometrics” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.24, No.2, pp3-30
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D.A., Imbens, G.W. and Wager, S. (2019) “Synthetic Difference In Differences” *NBER Working Paper* No.25532
- Aschauer, D.A.(1989) “Is public expenditure productive?” *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, pp177-200
- Athey, S. and Imbens, G.W. (2006) “Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models”, *Econometrica*, Vol.74, No.2, pp431-97
- Athey, S. and Imbens, G.W. (2017) “The state of applied econometrics: Causality and Policy Evaluation” *The Journal of Economic Perspectives*, vol.31, No.2, pp.3-32
- Banzhaf, H.S. (2014) “Panel Data Hedonics: Rosen’s First Stage and Difference-in-Differences as “Sufficient Statistics”, *NBER Working Paper*, 21485



- Bhatta, S.D. and Drennan, M.P. (2003) “The economic benefits of public investment in transportation: A review of recent literature” *Journal of Planning Education and Research*, Vol.22, pp288-296
- Buchanan and Volterra (2007) “The Economic Benefits of Crossrail Final Report” <http://www.crossrail.co.uk/route/wider-economic-benefits>
- Canova, F. and Ravn, Morten O. (2000) “The Macroeconomic Effects of German Unification on: Real Adjustments and the Welfare State.” *Review of Economic Dynamics*, Vol.3, pp 423-460
- Card, D., Lee, D.S., Pei, Z. and Weber, A. (2015) “Inference on Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design”, *Econometrica*, Vol.83, No.6, pp2453-83
- Chatman, D.G. and Noland, R.B.(2011) “Do public transport improvements increase agglomeration economies? A review of literature and an agenda for research” *Transport Reviews*, Vol.31 No.6, pp725-742
- Ciccone, A. and Hall, R.E. (1996) “Productivity and the Density of Economic Activity” *The American Economic Review*, Vol.86, No.1, pp54-70
- Combes, P., Duranton, G., Gobillon, L. and Roux, S. (2010) “Estimating Agglomeration Effects with History, Geology and Worker Fixed-Effects” in Glaeser E.L.(ed.) *Agglomeration Economics*, Chicago University Press., pp15-66
- Dekle, R. and Eaton, J. (1999) “Agglomeration and Land Rents: Evidence from the Prefectures” *Journal of Urban Economics*, Vol.46, No.2, pp200-214
- Deng, T. (2013) “Impacts of Transport Infrastructure on Productivity and Economic Growth: Recent Advances and Research Challenges” *Transport Reviews*, Vol.33, No.6, pp686-699
- Department for Transport (2005) “Transport, Wider Economic Benefits, and Impacts on GDP”, Discussion Paper, <https://webarchive.nationalarchives.gov.uk/+/http://www.dft.gov.uk/pgr/economics/rdg/webia/webmethodology/sportwidereconomicbenefi3137.pdf>
- Department for Transport (2018) “TAG Unit A2.4 Appraisal of Productivity Impacts”, <https://www.gov.uk/government/publications/webtag-tag-unit-a2-4-productivity-impacts-may-2018>
- Donaghy, K.P. (2009) “CGE Modeling in Space: A Survey” Capello, R. and Nijkamp, P. (ed.) *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, Edward Elgar, pp389-422

- duPont, W. and Noy, I. “What Happened to Kobe? A Reassessment of the Impact of the 1995 Earthquake in Japan” *Economic Development and Cultural Change* Vol.63, No.4, pp777-812
- Doudchenko, N. and Imbens, G.W. (2016) “Balancing, Regression, Difference-in-Differences and Synthetic Control Methods: A Synthesis” *arXiv*: 1610.07748
- Dye, T.R. (2011) *Understanding Public Policy*, 13th edition, Longman
- Ellison, G. and Glaeser, E.L. (1997) “Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach” *Journal of Political Economy*, Vol.105, No.5, pp889-927
- Fujita, M. and Tabuchi, T. (1997) “Regional growth in postwar Japan” *Regional Science and Urban Economics* Vol.27, pp643-670
- Fisher, R. (1997) “The Effects of State and Local Public Services on Economic Development”, *New England Economic Review*, March/April pp53-82
- Geurs, K.T. and Wee, B. (2004) “Accessibility Evaluation of Land-use and Transport Strategies: Review and Research Directions”, *Journal of Transport Geography*, Vol.12, pp127-140
- Glaeser, E.L. and Mare, D.C. (2001) “Cities and Skills” *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No.2, pp316-342
- Graham, D.J., Gibbons, S. and Martin, R. (2009) “Transport investment and the distance decay of agglomeration benefits” Report to the Department of Transport.
- Greene, W.H. (2012) *Econometric Analysis* seventh edition, Pearson
- Grout, C. A., Jaeger, W. K., & Plantinga, A. J. (2011). “Land-use regulations and property values in Portland, Oregon: A regression discontinuity design approach” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.41, No.2, pp98-107.
- Hahn, J., Todd, P. and van der Klauuw, W. (2001) “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression Discontinuity Design”, *Econometrica*, Vol.69, No.1, pp 201-209
- Heilemann, von Ullrich and Hermann Rappen (2000) *Zehn Jahre Deutsche Einheit: Bestandesaufnahme und Perspektiven*, Rheinisch-Westfälisches Inst. f. Wirtschaftsforschung
- Hidano, N., Hoshino, T. and Sugiura, A. (2015) “The Effect of Seismic Hazard Risk Information on Property Prices: Evidence from a Spatial Regression Discontinuity Design”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.53, pp113-122
- Imbens, G.W. and Angrist, J.D. (1994) “Identification and Estimation of Local Average Tre

- atment Effects”, *Econometrica*, Vol.62, pp467-476
- Imbens, G. W. & Lemieux, T. (2008). “Regression discontinuity designs: A guide to practice” *Journal of Econometrics*, Vol.142, pp615-635
- Imbens, G.W. and Wooldridge, J.M. (2009) “Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation”, *Journal of Economic Literature*, Vol.47, No.1, pp5-86
- Kok, N., Monkkonen, P., & Quigley, J. M. (2014). “Land use regulations and the value of land and housing: An intra-metropolitan analysis” *Journal of Urban Economics*, Vol.81, pp136-148.
- Koster, H. R. A., van Ommeren, J., & Rietveld, P. (2012) “Bombs, boundaries and buildings. A regression-discontinuity approach to measure costs of housing supply restrictions” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42 No.4, pp631-641.
- Kuminoff, N.V. and Pope, J.C. (2014) “Do “Capitalization Effects” for Public Goods Reveal the Public’s Willingness to Pay?” *International Economic Review*, Vol.55, No.4, pp1227-1250
- Lakshmanan, T.R. (2011) “The broader economic consequences of transport infrastructure investments” *Journal of Transport Geography*, Vol.19, pp1-12
- Lee, D. S. (2008) “Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections” *Journal of Econometrics*, Vol.142, No.2, pp675–697.
- Lee, M.J.(2016) *Matching, Regression Discontinuity, Difference in Differences, and Beyond*, Oxford University Press
- Li, Q., and Racine, J. (2007) *Nonparametric Econometrics*, Princeton University Press
- Lucas, R. (1976) “Econometric Policy Evaluation: A Critique” *Carnegie-Rochester Conference*
- Lynch, L., Gray, W., & Geoghegan, J. (2007) “Are farmland preservation program easement restrictions capitalized into farmland prices? What can score matching tell us?” *Review of Agricultural Economics*, Vol.29, pp502-509
- Manski, C.F. (2013) *Public Policy in an Uncertain World: Analysis and Decisions*, Harvard University Press
- McCrary, J. (2008) “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, Vol.142, pp698-714
- Meinhardt, V., Seidel, B. and Stille, F. (1995) *Transferleistungen in die neuen Bundesländer und deren wirtschaftliche Konsequenzen*, Duncker & Humblot
- Moomaw, R.L. (1981) “Productivity and City Size: A Critique of the Evidence” *The Quart*

- erly Journal of Economics*, Vol.96, No.4, pp675-688
- Nielsen, H.S., Sorensen, T. and Taber, C. (2010) “Estimating the Effect of Student Aid on College Enrollment: Evidence from a Government Grant Policy Reform”, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.2, No.2, pp185-215
- Pagan, A. and Ullah, A., (1999) *Nonparametric Econometrics*, Cambridge University Press
- Porter, P. (2003) “Estimation in the Regression Discontinuity Model”, mimeo
- Quigley, J. M., & Rosenthal, L. A. (2005) “The Effects of Land Use Regulation on the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn?” *Journal of Policy Development and Research*, Vol.8, No.1, pp69-137.
- Rosen, S. (1974) “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *The Journal of Political Economy*, Vol.82, Issue1, pp34-55
- Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B.(1983) “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects” *Biometrika*, Vol.70, No.1, pp41-55
- Rosenthal, S.S. and Strange, W.C. (2004) “Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies”, Henderson J.V. and Thisse, J. (ed.) *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol4, pp2119-2171
- Rubin, D.B. (1974) “Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies”, *Journal of Educational Psychology*, vol.66, No.5, pp688-701
- Starrett, D.A. (1978) “Market Allocations of Location Choice in a Model with Free Mobility”, *Journal of Economic Theory*, Vol.17, Issue.1, pp21-37
- Sveikauskas, L. (1975) “The Productivity of Cities” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.89, Issue3, pp393-413
- Varian, H.R.(2016) “Causal inference in economics and marketing” *PNAS* vol.113, no.27, pp7310-7315
- Venables, A.J. et al (2014) “Transport investment and economic performance: A framework for project appraisal”, *Transport Policy*, Volume 56, pp.1-11
- Vickerman, R.(2008) “Transit investment and economic development” *Research in Transportation Economics*, Vol.23, pp103-115
- Weiss, C.H. (1998) *Evaluation*, 2nd edition, Princeton Hall
- Wholey, J.S., Scanlon, J.W., Duffy, H.G. and Vogt, L.M. (1970) *Federal Evaluation Policy: Analysing the Effects of Public Programs*, Urban Institute
- Wooldridge, J.M. (2005) “Violating Ignorability of Treatment by Controlling for Too Many

- Factors”, *Econometric Theory*, Vol.21, pp1026-1028
- Wooldridge, J.M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition
- Wright, S. (1928) *The Tariff on Animal and Vegetable Oils*, New York: MacMillan
- Zhou, J., McMillen, D.P. & McDonald, J.F. (2008) “Land values and the 1957 comprehensive amendment to the Chicago zoning ordinance” *Urban Studies*, Vol.45, pp1647-1661
- 浅田義久(2008)「経済学から見た国土形成計画」『日本不動産学会誌』第22巻第1号, pp75-80
- 和泉洋人(1998)「地区計画策定による土地資産価値増大効果の計測」『都市住宅学』23号, pp211-220
- 今井晋・有村俊秀・片山東(2001)「労働政策の評価：「構造推定アプローチ」と「実験的アプローチ」」『日本労働研究雑誌』第43巻12号, pp14-21
- 内山融・小林庸平・田口壮輔・小池孝英(2018)「英国におけるエビデンスに基づく政策形成と日本への示唆ーエビデンスの「需要」と「供給」に着目した分析」『RIETI Policy Discussion Paper Series』18-P-018
- 江阪太郎, 藤井隆雄(2018)「固定相場制の財政規律への因果効果：Synthetic Control Methodsによる実証分析」Discussion Paper No.1813
- 岳希明(2000)「工場立地選択の決定要因：日本における地域間の実証研究」『日本経済研究』41号, pp92-109
- 各務和彦・福重元嗣(2003)「関西における集積の経済と工場三法」『地域学研究』34巻3号, pp251-260
- 加藤浩徳(2014)「交通インフラは効率性と経済成長にどの程度寄与するのか？」『運輸政策研究』Vol.17 No.1, pp41-42
- 加藤涼(2007)『現代マクロ経済学：動学的一般均衡モデル入門』東洋経済新報社
- 金本良嗣(1994)「土地取引規制の経済学的側面」『日本不動産学会誌』第9巻第2号, pp9-20
- 金本良嗣(2013)「集積の経済と交通投資の幅広い便益」『集積の経済を考慮した都市, 交通分析-政策分析への影響-』日交研シリーズ A-583, 公益社団法人日本交通政策研究会
- 金本良嗣・中村良平・矢澤則彦(1989)「ヘドニックアプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』2巻4号, pp251-266
- 金本良嗣(2014)「都市への集積メリット『間接便益』の適切な評価を」日本経済新聞 201

- 4年2月10日朝刊「経済教室」
- 唐渡広志(2002)「ヘドニック・アプローチによる集積の外部経済の計測—東京都賃貸オフィス市場の実証分析」『日本経済研究』No.45, pp.41-67
- 唐渡広志(2006)「土地利用規制と事業所立地」『富大経済論集』第51巻第3号 pp135-165
- 北村亘(2013)『政令指定都市』中公新書
- 城所幸弘(2005)「交通投資の費用便益分析」『フィナンシャル・レビュー』2005年第3号(77号) pp120-148
- 建設省(1999)「工場等の遊休地化の状況(東京圏の事例を中心に)」第5回産業構造の転換に対応した都市政策のあり方懇談会平成11年12月15日資料
- 高暁路・浅見泰司(2000)「戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果」『住宅土地経済』2000年秋季号, No.38, pp28-35
- 国土交通省(2011)「首都圏整備法等に基づく大都市圏政策の見直し」平成22年度政策レビュー(評価書)
- 国土交通省(2015)『第4次社会資本整備重点計画』<http://www.mlit.go.jp/common/001104256.pdf>
- 国土交通省(2016)『国土交通白書 2016』<http://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/h28/>
- 国土交通省(2018)『費用便益分析マニュアル(平成30年2月)』[http://www.mlit.go.jp/road/ir/hyouka/plcy/kijun/ben-eki\\_h30\\_2.pdf](http://www.mlit.go.jp/road/ir/hyouka/plcy/kijun/ben-eki_h30_2.pdf)
- 国土審議会(2001)「「首都圏における工業等制限制度の今後の在り方について」の考え方」国土審議会首都圏整備分科会平成13年12月20日資料
- 小谷将之(2017)「工業等制限法による工場立地規制に関する実証研究-工業統計パネルデータを用いた横浜市臨海部における事例」『計画行政』第40巻第4号 pp33-41
- 小谷将之・浅田義久(2018)「工業等制限法による工場新增設規制が住宅価格に与える効果～回帰不連続デザインによる実証分析～」『日本不動産学会学術講演会論文集第34号』 pp1-8
- 小谷将之・浅田義久(2019)「中核市移行が自治体財政に与える影響に関する実証分析」日本大学経済学部経済科学研究所 Working Paper Series No.19-02
- 関沢洋一「EBPMとは何か？」独立行政法人経済産業研究所 EBPM Report, [https://www.rieti.go.jp/jp/special/ebpm\\_report/002.html](https://www.rieti.go.jp/jp/special/ebpm_report/002.html)
- 総務省(2018)『EBPM(エビデンスに基づく政策立案)に関する有識者との意見交換会報告(議論の整理と課題等)』平成30年10月, [http://www.soumu.go.jp/main\\_content/000579366.pdf](http://www.soumu.go.jp/main_content/000579366.pdf)

- 清水千弘(2008)「近隣外部性を考慮したヘドニック住宅関数の推定」*Reitaku International Journal of Economic Studies*, Vol16, No.1
- 社会資本整備審議会・交通政策審議会交通体系分科会計画部会専門小委員会「ストック効果の最大化に向けて～その具体的戦略の提言～」[http://www.mlit.go.jp/policy/shingikai/sogo08\\_sg\\_000220.html](http://www.mlit.go.jp/policy/shingikai/sogo08_sg_000220.html)(最終閲覧日：2019年9月27日)
- 末石直也(2015)『計量経済学：ミクロデータ分析へのいざない』日本評論社
- 隅田和人・藤澤美恵子(2011)「地域性を考慮した品質調整済み新築マンション価格指数：空間的自己相関・不均一分散モデルによる接近」『金沢星稜大学論集』第44巻第3号, pp5-17
- 谷下雅義・長谷川貴陽史・清水千弘(2012)「地区計画・建築協定の規制が戸建住宅価格に及ぼす影響」『都市住宅学』76号, pp104-111
- 中核市市長会(2012)『地方分権時代の中核市における権限移譲のあり方について～円滑な権限移譲の実現に向けて～』報告書
- 堤盛人・山崎清・小池淳司・瀬谷創(2012)「応用都市経済モデルの課題と展望」『土木学会論文集 D3(土木計画学)』Vol.68, No.4, pp344-357
- 東京都(1959)『工業等制限法の解説-首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律-.』
- 統計改革推進会議(2017)『最終取りまとめ』平成29年5月, [https://www.kantei.go.jp/jp/singi/toukeikaikaku/pdf/saishu\\_honbun.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/toukeikaikaku/pdf/saishu_honbun.pdf)
- 中里和徳(2012)「最低敷地面積の規制強化が戸建住宅へ与える影響-都心から25km圏の多摩地域を対象とした実証分析」『都市住宅学』79号, pp158-167
- 中嶋亮(2016)「誘導型推定」v.s.「構造推定」『進化する経済学の実証分析』日本評論社, pp52-62
- 長町大輔・小谷将之(2019)『公共投資の経済効果を計測するマクロ経済モデルの構築に関する調査研究』国土交通政策研究第149号, 2019年1月
- 中村良平(1992)「ヘドニックアプローチにおける実証分析の諸問題」『土木学会論文集』No.449/IV-17, pp57-66
- 長谷川政男(2000)「京浜臨海部の再編整備と工業制限諸制度の見直し」『横浜市調査季報』142号 pp33～36
- 畠基晃(2015)「政策評価制度の現状と課題－見直し決議から10年, その検証を踏まえて－」『立法と調査』No.360, pp153-167
- 八田達夫・加藤秀忠(2007)「社会資本の都心生産性向上効果：集積の利益を考慮した測

- 定」『RIETI Discussion Paper Series』07-J-011
- 八田達夫・唐渡広志(1999)「都心のオフィス賃料と集積の利益」『季刊 住宅土地経済』No.33, pp.10-17
- 八田達夫・唐渡広志(2000)「都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果」『季刊 住宅土地経済』No.41, pp.20-27
- 林亮輔(2013)「市町村合併による財政活動の効率化—合併パターンを考慮した実証分析」『会計検査研究』No.47, pp27-38
- 原邦夫, 星子美智子, 石竹達也(2010)「35 中核市における中核市移行に伴う保健・福祉業務の変化」『日本公衛誌』第 57 卷 6 号, pp448-457
- 樋野誠一・国府田樹・小林広和・田中啓介(2016)「英国の交通投資の新しい評価手法”Wider Impacts”(広範な効果)」『IBS Annual Report 研究活動報告 2016』
- 藤原貞夫(2007)『日本自動車産業の地域集積』東洋経済新報社
- 星子美智子, 原邦夫, 石竹達也(2010)「「中核市」移行に対する住民期待の変化 とくに保健所新設に関して」『日本公衛誌』第 57 卷 1 号, pp44-49
- 星野崇宏(2009)『調査観察データの統計科学：因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店
- 保利真吾・片山健介・大西隆「特定街区制度を活用した容積移転による歴史的環境保全効果に関する研究-東京都心部を対象としたヘドニック法による外部効果の推計を中心に」『日本都市計画学会 都市計画論文集』43 号 3 番
- 牧田修治(2015)「徳島県の「平成の大合併」—パネルデータによる費用削減効果の実証分析—」『四国大学紀要』(A)44, pp107-112
- 町田俊彦(2010)「「中核市」の人口・就業構造及び財政と長崎市」『専修大学社会科学研究所月報』566・577, pp21-43
- 増田悦佐(2006)「『均衡ある発展』が歪めた日本経済—ポスト高度成長期の地域経済の盛衰」八田達夫編『シリーズ現代経済研究 24 都心回帰の経済学』日本経済新聞社 pp41-84
- 松本英昭(2016)「中核市制度の敬意及び意義と効果」『都市問題』vol.107 pp44-52
- 三菱 UFJ リサーチアンドコンサルティング(2017)『平成 28 年度政策評価調査事業(経済産業行政におけるエビデンスに基づく政策立案・評価に関する調査)報告書』
- 山鹿久木・中川雅之・齊藤誠(2002)「地震危険度と家賃：耐震対策のための政策インプリケーション」『日本経済研究』No.46, pp1-21
- 山口慎太郎(2017)「動学的離散選択モデルの構造推定：基礎と労働経済学への応用」第 20



回労働経済学コンファレンスチュートリアルセッション資料  
山谷清志(2012a)『BASIC 公共政策学 政策評価』ミネルヴァ書房  
山谷(2012b)「わが国の政策評価-1996年から2002年までのレビュー」『日本評価研究』第  
2巻第2号, pp3-15

## 謝辞

本学位論文の執筆にあたっては多くの方々の指導・助言・激励・支援に支えられており、末筆ながらここに感謝の意を述べたい。はじめに、日本大学大学院経済学研究科において、博士前期課程から6年の長きにわたって私を指導くださり、本学位論文の主査を務めて下さった浅田義久先生に感謝申し上げたい。入学当初に研究方針が定まらず途方に暮れていた私を浅田研究室にてお引き受け下さり、研究素人の社会人学生に経済学の勉強方法、学術論文の読み方、書き方、発表の作法や研究資金のやりくりまで、研究活動に関するあらゆる面について指南くださった浅田先生には感謝の念にたえることはない。本当にありがとうございました。

日本大学経済学部教授中川雅之先生と同准教授行武憲史先生には本学位論文審査の副査を務めていただいた。両先生にも私が博士前期課程の時代から現在まで長くご指導いただき、社会人学生である私に、ご多忙にも関わらず夜間の授業を開講くださるなど過分な学習環境を整えていただいた。そのほか、補講や進路相談まで幅広くご指導・助言をいただくなど、6年間に両先生から得たものは計り知れない。

上記の先生方のほかにも多くの先生方のご指導・助言をいただいている。日本大学経済学部教授手塚広一郎先生には第4章及び本学位論文全体へのコメントをいくつもいただいた。明海大学不動産学部准教授宅間文夫先生からは博士前期課程の時代から実証分析や勉強方法に関してアドバイスを賜ったほか、第5章の内容について技術的なコメントをいただいた。また第4章の内容は住宅経済研究会（主催：公益財団法人日本住宅総合センター）で発表の機会を得た際に研究委員の先生方から様々な助言をいただいた。第5章及び第6章については国土交通省総合政策局 EBPM 推進・情報政策本部情報政策課建設経済統計室の要藤正任室長（前国土交通政策研究所総括主任研究官）による建設的なコメントに助けていただいた。その他、本学位論文に収録している研究についてセミナー、学会、研究会等で発表した際に、多くの先生方から有意義な示唆・コメント・助言をいただいている。無論、本学位論文中にありうべき誤りはすべて筆者である私に帰する。

私の6年間の大学院生活における幸運の一つが学友に恵まれたことだろう。とくに博士前期課程1年のとき当時経済学部4年生であった遠藤圭介、平河茉璃絵、藤野玲於奈、安田昌平の諸氏は共に大学院講義等で席を並べる機会が多く、その後も勉強や研究で躓いたときに聡明な友人たちに何度も助けられた。その他第3章や第4章の分析に用いたデータの整理は日本大学浅田ゼミの学生諸氏の尽力によるところが大きい。

最後に、平日の会社勤めに加えて講義や学会などで家をあけることが多く、その間の生活に関するあらゆる事柄を処理し、また自宅での学習・研究環境を整えてくれた妻と、せ

わしない日常を笑顔で満たしてくれた長女と長男に対して感謝する。上述した私の6年間の大学院生活は、すべて家族の支えの上に成り立っている。また妻と私の双方の両親からも多方面にわたって様々な協力をいただいた。ここに記して感謝申し上げる。