



RIETI Discussion Paper Series 17-J-075

政策評価のための横断面前後差分析(DID)の前提条件と処置効果の 安定性条件(SUTVA)に問題を生じる場合の対策手法の考察

戒能 一成
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

政策評価のための横断面前後差分析(DID)の前提条件と処置効果の
安定性条件(SUTVA)に問題を生じる場合の対策手法の考察*

戒能一成（経済産業研究所）

要 旨

政策評価に用いられる処置効果(“Treatment/Causal Effect”)の評価手法として、政策措置の対象となった処置群とそれ以外の対照群での処置前後での差を比較する横断面前後差分析(DID; Difference-In-Difference, 「差分の差分」)の応用が注目されている。しかし横断面前後差分析(DID)により政策措置の効果を正しく推定するためには幾つかの前提条件が存在し、ランダム化による実験やマッチングを行った場合でもなお偏差を生じる場合があるなど、当該手法の応用には幾つかの注意を要する問題点が存在することが知られている。本研究では、先行研究における横断面前後差分析(DID)の前提条件について整理・考察するとともに、このうち特に処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に着目し、卸売市場での取引や寡占均衡の存在など政策措置による対照群への二次的影響の可能性がある場合や少数の試料しか得られず当該条件に問題を生じる場合であっても、事後的に時系列回帰分析を用いて二次的影響に起因する偏差を検出・補正する一連の対策手法を開発した。これらの対策手法の有効性とその限界を確認するため、実際に当該条件が問題となる福島県産和牛肉の東京都中央卸売市場での取引価格・数量やコシヒカリの卸取引価格の統計値を用いて、福島第一原子力発電所事故による風評被害の影響を処置と見なした実証試験を実施した。更に当該結果を基礎として、横断面前後差分析(DID)において必要な前提条件の充足を確認しつつ偏差のない推計を行うための標準的な手順及び検定手法を提唱する。今後、航空輸送や電気通信あるいは電力・ガス卸売市場など、試料数が限定され政策措置の影響から独立な対照群を多数確保することが困難な分野や何らかの理由で実験的手法の応用が困難な分野での政策評価において、当該新たな対策手法の応用が期待される。

キーワード：政策評価処置効果(TE) 横断面前後差分析(DID) 処置効果の対象 毎の安定性(SUTVA)

JEL classification: H83 C54 C21 C31

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

*本研究中の分析・試算結果等は筆者個人の見解を示すものであって、筆者が現在所属する独立行政法人経済産業研究所、国立大学法人東京大学公共政策大学院、UNFCCC CDM Executive Board などの組織の見解を示すものではないことに注意ありたい。

また、本研究は公務員諸氏など政策担当者が読者となることに配慮したものであり、計量経済学の研究者など専門知識を有する読者には自明で冗長な説明が多く含まれることを御了解・御容赦願いたい。

**政策評価のための横断面前後差分析(DID)の前提条件と処置効果の
安定性条件(SUTVA)に問題を生じる場合の対策手法の考察**

- 目 次 -

要 旨

目 次

本 文

1. 本研究の背景と趣旨	… 1
1-1. 本研究の背景・目的	… 1
1-1-1. 政策評価の手法としての横断面前後差分析(DID)と前提条件	… 1
1-1-2. 横断面前後差分析(DID)の前提条件の整理などの必要性	… 2
1-1-3. 横断面前後差分析(DID)の研究状況と新たな手法開発の必要性	… 3
1-1-4. 本研究の目的と期待される効果	… 4
1-2. 処置効果評価などに関連する主要な先行研究の概要	… 5
1-2-1. 処置効果評価に関する先行研究・事例調査関連	… 5
1-2-2. 処置効果評価の基本的原理・手法関連	… 7
1-2-3. 処置効果評価の誤差・偏差問題関連	… 25
1-3. 本研究の構成・研究方法と先行研究との関係	… 33
1-3-1. 本研究の構成・研究方法	… 33
1-3-2. 処置効果評価に関連する主要な先行研究と本研究の関係(1)	… 34
1-3-3. 処置効果評価に関連する主要な先行研究と本研究の関係(2)	… 35
2. 横断面前後差分析(DID)における前提条件の整理	… 38
2-1. 横断面前後差分析(DID)などの推計と偏差・誤差	… 38
2-1-1. 横断面前後差分析(DID)などの説明に用いるモデル	… 38
2-1-2. 処置効果の推計と偏差・誤差(1) 横断面分析	… 40
2-1-3. 処置効果の推計と偏差・誤差(2) 前後差分析	… 44
2-1-4. 処置効果の推計と偏差・誤差(3) 横断面前後差分析(DID)	… 49
2-2. DIDなどによる推計の前提条件(1) 先行研究における前提条件	… 55
2-2-1. 統計学の主要先行研究における前提条件	… 55
2-2-2. 経済学・社会学などの主要先行研究における前提条件	… 58
2-2-3. 先行研究における前提条件の考察・整理	… 63
2-3. DIDなどによる推計の前提条件(2) 前提条件の再検討	… 68
2-3-1. 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)	… 68
2-3-2. 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)、処置群・ 対照群の同時存在性(OVLA)及び並行推移性条件(CT・PT)	… 71
2-3-3. 誤差の独立・均質分布性(IIDA)と系列相関の不存在性(NEAA)	… 84
2-3-4. 分析の流れに沿ったDIDによる推計の前提条件と対策の整理	… 87
3. 処置による二次的影響の可能性がある場合の新たな対策手法	… 94
3-1. 処置による二次的影響による問題点と事前対策手法	… 94
3-1-1. 処置による二次的影響に関する前提と説明に使用するモデル	… 94

3-1-2. 二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立たない場合	… 95
3-1-3. 事前対策としてのHodgens and Halloran(2008)の方法と問題	… 96
3-2. 処置による二次的影響に対する事後的対策手法の考え方と前提条件	…101
3-2-1. 二次的影響の不存在条件(SUTVA-NI)の対策手法の考え方	…101
3-2-2. 二次的影響による間接的効果の係数の推計と追加的前提条件	…103
3-3. 処置による二次的影響を識別・特定し補正する事後対策手法	…107
3-3-1. 対象iの前後差とDIDを用いた時系列回帰分析による識別・特定	…107
3-3-2. 処置による二次的影響の係数の総和が"-1"の場合の特例	…111
3-3-3. 二次的影響のある対象のみを用いた推計手法(1)	…112
3-3-4. 二次的影響のある対象のみを用いた推計手法(2)	…113
3-3-5. 試料の対象数が限られる場合の「合成対照群」を用いた推計手法	…114
4. 新たな対策手法の有効性確認・実証試験	…118
4-1. 福島第一発電所事故後での福島県産農産物における風評被害の問題	…118
4-1-1. 風評被害問題の発生と福島県産農産物の卸取引における問題	…118
4-1-2. 風評被害問題による農産物卸取引における二次的影響の状況	…120
4-1-3. 風評被害問題の分析における前提条件と分析手順の検討	…129
4-2. 新たに開発した対策手法の適用結果	…132
4-2-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格	…132
4-2-2. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量	…135
4-2-3. 福島県産米(中通産コシヒカリ)価格	…138
4-3. 実証試験結果の比較・整理と問題点の抽出	…142
4-3-1. 分析結果の整理と従前の手法による推計結果との比較	…142
4-3-2. 推計された二次的影響の係数の範囲条件に関する考察と問題点	…147
5. 考察と提言	…150
5-1. 新たな対策手法を用いた横断面前後差分析(DID)	…150
5-1-1. 本研究による新たな対策手法を用いた横断面前後差分析(DID)	…150
5-1-2. 新たな対策手法を用いた推計に必要な前提条件と推計手順	…150
5-1-3. 新たな対策手法を用いた推計の限界と今後の課題	…152
5-2. 政策評価の推進に向けた提言	…153
5-2-1. 新たな対策手法の応用など政策評価の推進に向けた提言	…153
統計等資料	…155
参考文献	…156

2017年11月 戒能一成(C)

1. 本研究の背景と趣旨

1-1. 本研究の背景・目的

本節においては、本研究の背景及び目的について述べる。

1-1-1. 政策評価の手法としての横断面前後差分析(DID)と前提条件

近年、我が国においても政策措置の効果を評価しその企画立案や改善に際して過去の政策措置に関する定量的な評価を行いその結果を活用・反映することの重要性が改めて認識されている状況にある。

特に政策評価法(2015)^{*1}第9条により研究開発、公共事業、政府開発援助及び各種税制措置など多くの行政分野において事前評価が義務づけられ、同法第6条・第7条により各府省が既に実施した政策の効果に関する事後評価を計画的に実施することが義務づけられた結果、毎年度同法に基づいて多数の評価が実施され公表されている^{*2}ところである。

ここで同法第9条においては「事前評価に必要な政策効果の把握の手法その他の事前評価の方法が開発されていること」が政策評価の事前評価における対象選定要件の一つとされており、特定の政策措置が経済社会に与えた影響を評価する方法論の開発は評価自体と同様に重要な政策課題となっている。

統計学・経済学などの分野において当該問題は「処置効果評価("Treatment Effect, Causal Effect or Causal Inference")」の問題として認識されており、操作変数(IV)を用いた時系列回帰分析やマッチングによる対照群の選別など多くの定量的評価手法が研究・開発され実用化されている状況にある。

こうした処置効果評価の手法のうち政策措置を受けた対象である処置群と受けていない対象である対照群の横断面試料を複数時点で比較した差から処置効果を推計する横断面前後差分析(DID: Difference-In-Difference)の手法は非常に手軽で実用性の高い手法として古くから知られている^{*3}。

他方で処置効果評価の分野で用いられる横断面前後差分析(DID)を含む様々な推計手法については、実際の分析への応用上の利点・欠点をはじめ問題点の評価基準・手法それ自体に至る様々な問題がなお多くの議論と調査研究の対象となっていてところであり、推計手法の選択の考え方について未だ一致した見解が得られていない部分が多い状況にある。

現実の問題として試料入手の都合や分析作業の容易性から政策評価の手法として横断面前後差分析(DID)が選択されることが少なくないが、当該手法により偏差のない政策措置など処置の効果を評価するためには幾つかの前提条件が存在している。ところが多くの学術的先行研究調査を含む経済学の主要文献においても前提条件については必要に応じ様々な設定され断片的な整理しかなされておらず^{*4}、官公庁など政策の企画立案の現場において定量的な政策評価に即時に応用できるような実用的な推計・検定手法や標準的な実施手

*1 行政機関が行う政策の評価に関する法律(平成27年9月法律第66号) 条項番号は2017年11月現在。

*2 総務省行政評価局政策評価ポータルサイトにて各省庁の評価書へのリンクが作成されており閲覧できる。
http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/hyouka/seisaku_n/portal/index.html

*3 Angrist他(2009) 参考文献003 によれば、当該手法の起源は1855年の英国のコレラと水源汚染の関係に関する論文であり既に1915年には米国の最低賃金政策の評価において実用化されていたとされている。

*4 具体的には 2-2での比較検討結果を参照。

順が開発・整備されているとは言難い状況にある。

1-1-2. 横断面前後差分析(DID)の前提条件の整理などの必要性

現実の政策評価においては、余程の単純な事例でもない限り処置効果の評価に必要な各種の前提条件が充足されているか否かを簡単に確認・確認できる場合は稀であり、何らかの形で前提条件に問題を生じるおそれがある場合についての確認手法や対策手法を追加的に開発・整備しなければならないことが多い。

また当該政策措置に関連する問題が経済学上の問題か社会学上の問題かといった学術的分野に関する区分が意識されることは稀であり、むしろ対象とする政策措置がどの行政制度の対象でどの組織の所管であるかという区分が問題として取上げられることが多い。

こうした実情を踏まえれば、政策評価への実用性という観点からは横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の分野において新たな論文を書くために個別の推計手法を学術分野別・推計技術別に整理した学術的先行研究調査("Academic Research Surveillance")よりも、当該推計手法の前提条件とその確認・検証手法や例外的事態・事項への対策措置に着目し広範な行政分野への応用を念頭に置いた実用的実施手順調査("Practical Application Surveillance")を行うことが目下のところ有益であると考えられる。

特に横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価については計量経済学のみならず統計学・計量社会学・自然科学など広範な分野で応用されている手法であり、特定の学術分野での興味関心に偏った学術的先行研究調査が幾つか知られているものの、現実の政策評価への応用という観点から見た場合にはこうした調査は内容的に部分的・散発的であり他の学術分野で行われた重要な議論が脱落している場合が多く整理が不十分な状況にある。

これに加えて、現状で一般に入手可能な「実用的」な処置効果評価の文献においては、多くの場合に既に開発された推計手法を紹介し相互の関係を簡単に説明しているのみであり、現実の政策評価に応用する際に確認・確認すべき前提条件や対策措置に即して文献横断的に深く掘下げて解説したものは少ない状況にある。また現状での文献においては特定の学術的分野の専門的予備知識を持った読者が暗黙裏に想定され、主に米国で議論されている医療・労働・教育など多数の個人を対象とした分野での応用を暗黙裏に与件とした議論が中心であり、基礎的手法からの解説や具体的事例の説明・敷衍などは学術的な価値が低いと見られるなど、予備知識を得る機会が必ずしも十分でない中央・地方行政の現場での利用に配慮して書かれたものは殆どない状況にある。

こうした状況は、処置効果評価の枠組みが開発されてからの歴史が相対的に浅い点は考慮する必要があるものの、例えば各種の時系列回帰分析の手法についてこれが適用できる前提条件や系列相関が発生した際の対策措置などについて主要な計量経済学の教科書における記述が概ね一致しており、これらの問題に統合的に対処する標準的手順が開発・整備され多くの教科書などに詳しく解説されている状況とは雲泥の差があるところである。

このため、実際の中央・地方行政の現場における政策評価への応用を念頭として、統計学・計量経済学・計量社会学など広範な分野の先行研究について横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の前提条件と対策措置に焦点を当てた学際的・実用的な先行研究調査を行い、必要な前提条件とその意味を整理・検討するとともに、前提条件の充足を確認しつつ偏差のない推計を実現するために必要な統合的・標準的手順を開発・整備することが必要である。

1-1-3. 横断面前後差分析(DID)の研究状況と新たな手法開発の必要性

横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価については、その多くの手法がRubin(1978)、Rosenbaum and Rubin(1983)^{*5}などにより開発・整備されたRubin因果モデル(RCM: Rubin Causal Model)の枠組みを評価の基礎としている。

当該枠組みの基本的考え方は「理想的な条件下において、平均処置効果は処置を受けた対象の現実の観察指標の期待値と、同一時点において当該対象が仮に処置を受けなかった場合に生じたであろう潜在的な観察指標の期待値(仮想現実)との差に等しい」というものであるが、当該概念を現実に応用し「潜在的な観察指標の期待値」を推計することによって政策措置など処置の効果を定量的に評価するためには、幾つかの前提条件が充足されていることが必要である。

また、当該推計において処置群・対照群の抽出手法についてはランダム化など事前の実験設計に基づいて抽出する方法や公的統計値や調査値を用いて事後的に得られる観察指標から抽出する方法があり、更に推計手法においてはマッチングによる対照群の選別、適切な説明変数を用いた回帰分析などによるバランシング、操作変数による構造方程式の推計など様々な手法が開発され実用に供されているが、いずれの場合においてもこうした手法を用いて偏差のない処置効果の推計に適用できるためには幾つかの前提条件が充足されていることが必要である。

本研究が取上げる横断面前後差分析(DID)による処置効果評価においては、従来これらの前提条件のうち、主としてRubin因果モデル(RCM)の枠組みと密接に関係した基礎的前提条件である観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA)と処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)については多くの研究が行われており、これらの前提条件に問題を生じる場合の対応方策や問題の存在を考慮に入れた上で操作変数(IV)を用いた推計やマッチングを用いた推計など新たな推計手法の開発・提案も盛んに実施されている。

他方でBertland他(2004)^{*6}が指摘した系列相関の不存在条件(NEAA:"No Error-term Autocorrelation Assumpption")の問題や、Rubin(1978他)^{*7}が一貫して注意喚起している処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA:"Stable Unit Treatment Value Assumption")の問題については、なお問題の所在が正しく認識されていない研究が多数を占める状態であって、これらの問題に関する実用的な応用手法や前提条件の確認手法などについて十分な研究が行われているとは言難い状況にある。

このため、横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の前提条件及び対策措置のうち特に処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に焦点を当て、政策措置など処置の二次的影響による効果が対照群に及んでいる場合など当該条件に問題を生じる可能性がある場合の検出手法・対策手法などの対応方策を新たに開発し、実際に当該条件が問題となる現実の事例を用いて実用性の確認を行うことにより、横断面前後差分析(DID)を用いた偏差のない処置効果評価が可能である応用範囲を拡大することが必要である。

*5 Rubin(1978) 参考文献017 及びRosenbaum and Rubin(1983) 参考文献019 を参照。

*6 Bertland, Duflo and Mulanathan(2004) 参考文献083 を参照。1-2-3で紹介するとおり当該論文においては米国の主要論文誌に掲載されたDIDを用いた労働経済関係の92論文のうち大部分が何の系列相関対策も行っていないことを調査・指摘している。

*7 Rubin(1979,1980,1986,2005,2006) 参考文献018,089,090,102,036 を参照。

1-1-4. 本研究の目的と期待される効果

1) 本研究の目的

本研究における目的は以下の2つである。

第一の目的は、実際の中央・地方行政の現場における政策評価への応用を念頭として、統計学・計量経済学・計量社会学など広範な分野の先行研究について横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の前提条件と対策措置に焦点を当てた実用的な先行研究調査を行い、必要な前提条件とその内容を整理・検討するとともに、前提条件の充足を確認しつつ偏差のない推計を実現するために必要な統合的・標準的推計手順を開発・整備する。

第二の目的は、横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の前提条件及び対策措置のうち特に処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に焦点を当て、政策措置など処置の二次的影響による効果が対照群に及んでいる場合など当該条件に問題を生じる可能性がある場合の検出手法・対策手法などの対応方策を新たに開発し、実際に当該SUTVA条件が問題となる福島県産農産物の東京都中央卸売市場などにおける福島第一原子力発電所事故による風評被害の影響を事例とした実用性の確認を行うことにより、横断面前後差分析(DID)による処置効果評価の応用可能な範囲を拡大する。

2) 本研究により期待される効果

本研究により期待される効果については、上記2つの目的への貢献を通じて実際の中央・地方行政の現場における政策評価の実践を支援する手法を開発・整備すること及び横断面前後差分析(DID)などの政策評価手法の応用可能な範囲の拡大を図ることである。

前者の政策評価の実践支援については、実際の政策評価を担当する中央・地方行政の現場における利用を念頭に、本研究においては単なる横断面前後差分析(DID)に関する学術的意義に固執せず可能な限り基礎的な手法から平易かつ具体的な事例・内容を加えて解説することにより、特段の予備知識のない公務員諸氏による現場での政策評価への実践的理解・応用に貢献するものと考えられる。

後者の処置効果評価を用いた推計の応用可能な範囲の拡大については、従前での横断面前後差分析(DID)の応用は試料数確保の問題上から米国での先行研究での事例において医療・労働・教育など多数の個人を対象とした分野での政策評価に圧倒的に偏っているが、本研究は航空輸送や電気通信あるいは電力・ガス卸売市場など寡占的な市場構造にあり試料数が限定され政策措置の影響から独立な対照群を多数確保することが困難な分野での事後的政策評価への展開に大きく貢献するものと考えられる。

1-2. 処置効果評価などに関連する主要な先行研究の概要

本節においては、横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価に関連する主要な先行研究を推計上の問題点別に分類し時系列で整理してその概要を説明する。^{*8}

1-2-1. 処置効果評価(T/CE: Treatment/Causal Effect)に関する先行研究・事例調査(Surveillance)関連

Winship and Morgan(1999)^{*9}は、統計学及び経済学分野における処置効果評価のうち、実験によらない観察データを用いた評価の手法について先行研究調査を行い、Rubin因果モデル(RCM)を基本としてこれを応用した手法について横断面分析・時系列分析の2つに分類し体系的に整理・紹介し解説を行っている。処置効果評価の基本的枠組みとしてRCMについて説明し平均処置効果の標準的な推計と処置割当のモデルについて具体例を紹介し、当該手法の応用としてManskiなどによる処置効果の「範囲」に関する推計、Rose nbaum and Rubinなどによる処置率を用いた推計及びHeckmanなどによる内生的選択モデルを用いた推計など横断面分析による手法並びにAngristなどによる操作変数を用いた時系列分析による推計などの時系列分析による手法についてその概要を説明している。

Heckman(2000)^{*10}は、経済学分野における処置効果評価の問題を「識別」の問題であると限定的に捉え、当該問題全般についての時系列での先行研究調査を行い20世紀初頭からの計量経済学的手法の発展と処置効果評価の手法について主要な学術的分野及び主要な著者別に紹介した上で独自の解釈を加えた解説を行っている。

Sobel(2000)^{*11}は、社会学分野における処置効果評価について時系列での先行研究調査を行い、Rubin因果モデル(RCM)の応用を軸として統計学・免疫学及び計量経済学の分野における処置効果評価の手法の発展と社会学分野への応用について時系列で整理・紹介し説明を行っている。

Imbens(2004)^{*12}は、外生的な説明変数が得られる場合の平均処置効果評価についての先行研究調査を行い当該措置効果評価の手法を、回帰分析による手法、マッチングによる手法、処置率("Propensity Score")を用いた手法、これらを組合わせた手法及び二値選択によるBayesian型手法の5つに分類して主要な論文の事例を紹介している。更に当該処置効果評価における前提条件として観察指標と処置の選択との独立性(CIA: Conditional Independence Assumption 又は Unconfoundness)と処置群・対照群の同時存在性(O VLA: Overlap)の2つを挙げ、これらの条件の充足を確認する手法について説明している。

Mouw(2006)^{*13}は、社会学分野における処置効果評価について代表的な分析手法別に先行研究調査を行い「社会効果("Social Effect/Capital")」の存在に関する古典的議論を紹介し識別の問題とその限界について説明した上で当該問題を克服する主要な手法を5つ紹介し解説を行っている。具体的には同一対象に対する時系列データ("Longtitudional Dat

*8 以下本節1-2及び次節1-3において実務的な内容は全く含まれていないので、研究目的以外の読者においては読飛ばして全く差支えない。

*9 Winship and Morgan(1999) 参考文献009 を参照。

*10 Heckman(2000) 参考文献010 を参照。

*11 Sobel(2000) 参考文献011 を参照。

*12 Imbens(2004) 参考文献012 を参照。

*13 Mouw(2006) 参考文献013 を参照。

a")及び固定効果モデルによる分析、識別のための操作変数(IV)を用いた構造推計による分析、理論整合的な操作変数(IV)を用いた構造推計による分析、ランダム化による観察など実験的手法による分析、米国での住宅取得・移転促進政策の事例など準実験的条件設定を利用した分析の5手法別に代表的な先行研究を整理し解説を行っている。

Angrist and Pischke(2008)^{*14}は、計量経済学分野における主要分析手法別に総合的な先行研究調査を行い、処置効果評価における主要な手法として横断面前後差分析(DID)を取上げて推計における問題点毎に整理し代表的な先行研究例を紹介・解説している。具体的には、観察指標の平均値の処置の選択との独立性(CIA)及び共通平行推移性(CIA)、試料・誤差の独立・均質分布性(IIDA)及び一時的時間変動の不存在性・系列相関の不存在性(NEAA)の各条件につき代表的な先行研究の概要を例示・解説し必要な対応策について議論している。

Imbens and Wooldridge(2009)^{*15}は、統計学・経済学及び社会学の分野での処置効果評価の問題について主要な推計手順・手法別に先行研究調査を行いこれらを詳細かつ体系的に整理し非常に解りやすく紹介した解説を行っている。当該研究においては、Rubin因果モデル(RCM)と基礎的概念の説明、平均処置効果・処置群平均処置効果など推計の対象・目的と検定に用いる帰無仮説、ランダム化による実験とその効果、処置率型推計やマッチングなど観察指標の処置群・対照群の選択との独立性条件下での推計、横断面前後差分析(DID)など選択因子・説明変数が不明の場合の推計、多段階・連続的処置の場合の推計の順に説明を展開し主要な研究成果を題材として処置効果評価の枠組みと代表的な分析手法について包括的・網羅的に整理・紹介している。

Lechner(2010)^{*16}は、横断面前後差分析(DID)に焦点を当てて経済学分野を中心とした先行研究調査を行い、手法としての歴史や前提条件についての議論及び幾つかの典型的な問題点について紹介している。具体的に横断面前後差分析(DID)の歴史、前提条件として5つの条件と論理式を用いたその意味と効果の説明及び平均処置効果の識別に関する問題の説明を行い、更にこれらに関連する問題を幾つか取上げた上で先行研究での対応方策について整理・紹介している。

Gangl(2010)^{*17}は、社会学分野を中心として処置効果評価についての先行研究調査を行い、推計の基礎的要件や原理に関する議論から処置効果評価の推計に必要な条件別に分類し主要な推計手法について時系列で整理・紹介し解説を行っている。当該研究においては、基本的な推計の枠組みと観察指標の対照群の選択との独立性的問題、実験計画と識別の問題、観察指標の対照群の選択との独立性が成立する場合の推計、観察指標の対照群の選択との独立性が潜在的に成立していない可能性がある場合の推計、社会学への応用と処置効果の対象毎の安定性(SUTVA)問題について順に説明し、主要な社会学分野での先行研究での議論と手法について紹介している。

Stuart(2010)^{*18}は、処置効果評価の有力な手法の一つであるマッチング("Matching")

*14 Angrist and Pischke(2008) 参考文献003 を参照。

*15 Imbens and Wooldridge(2009) 参考文献004 を参照。

*16 Lechner(2010) 参考文献014 を参照。

*17 Gangl(2010) 参考文献015 を参照。

*18 Stuart(2010) 参考文献016 を参照。

に焦点を当て、統計学・計量経済学・公衆衛生学などの分野で実際に用いられている主要なマッチングの手法について整理しその内容を非常に平易に紹介・解説している。具体的にはマッチングにおける「距離」(近接性)の定義・測定手法、距離・対応関係や同時存在性("Overlap")など処置群・対照群の試料対の抽出方法、変数調整法や図化法などマッチングにより得られた試料対の類似性の確認・検証方法、結果の解釈方法や関連する問題点について豊富な実例を挙げて説明し、更にこれらを踏まえた実用的なマッチングの実施手順を示している。

Manski(2011)^{*19}は、経済学分野を中心とした政策評価において主に米国での様々な具体的事例を用い、強い前提条件に依存した信頼性の低い確定的推計・予測を行うことの弊害、推計結果の信頼区間や不確実性に関する補完的情報提供の必要性及び前提条件が結果に及ぼす影響を考慮した多層的評価の重要性について説明している。具体的には米国議会CBOによる法案毎の予算影響評価(前提に依存した確定的推計と「見えざる不確実性」)、米国コカイン汚染削減対策の費用対効果評価(主観的で代替策評価の不十分な2つの正反対の推計事例)、米国での収監矯正と再犯率の関係(ランダム化実験の不可能性・受刑者毎の裁判判決の不確実性)、公立校の無償運営と私立校への学費補助の関係(逆選択や近隣住民の外部効果の無視)、米国FDAの治験による新薬承認とランダム化された実験結果の過信・意図的外挿(一般性・代表制のない試料による実験、実験で再現できない外部効果の存在、過度に短期間の実験、審査側の「権威」主義)、非論理的考察(帰無仮説棄却時の反対解釈、観察できない「遺伝的要因」の社会政策との混同)、マスコミの過大評価・曲解(前提条件や不確実性の捨象・無視、「売文」主義)などについて研究者による政策評価や政府機関・シンクタンク・マスコミなどでの実例を基礎に議論している。

1-2-2. 処置効果評価の基本的原理・手法関連

1) 観察指標又はその期待値・平均値と処置の選択との独立性(CIA・CMIA)に関する先行研究 / 推計手法一般関連

Rubin(1978)^{*20}は、条件付確率を用いたBayesian型モデルによる処置効果評価において処置の有無の選択と結果記録の操作による影響が観察指標に対して無視できる程度に類似である("Ignorable")場合においてのみBayesian型の処置効果評価が偏差を生じないことを論じ、当該類似性("Ignorable")条件を満たす操作としてランダム化の重要性を述べている。当該条件が満たされない場合については、観察された結果と選択・記録の操作に影響を与えた(無視できない)因子の間の関係が不明となるため、推計された処置効果は条件付確率のモデルにおける事前の特定化の影響を受けてしまう問題点を指摘している。

Rubin(1979)^{*21}は、処置効果評価において多変数でのマッチングと回帰分析を組合わせた推計を行う際の手法の組合わせについてMonte-Carlo法を用いた偏差の削減率を指標とした最適化評価を行っている。具体的には7つの条件変数からなる処置群・対照群の試料について、試料の対を抽出する際のマッチングは領域マッチングとMahranobis距離マッチングを行った場合の2通り、回帰分析において係数が0(定数項のみ)の場合、係数は処

*19 Manski(2011) 参考文献006 を参照。

*20 Rubin(1978) 参考文献017 を参照。

*21 Rubin(1979) 参考文献018 を参照。

置群・対照群の2群構造を誤差に反映した場合又は係数は処置群・対照群の2群構造と対抽出構造の両方を誤差に反映した場合の3通りについてMonte-Carlo法を用いた評価を行っている。当該結果から「Mahranobis距離マッチング」と「処置群・対照群の2群構造と対抽出構造の両方を誤差に反映した回帰分析」の組合せが最も偏差の低減率が大きくなることを報告している。

Rosenbaum and Rubin(1983)^{*22}は、上記 Rubin(1978)を基礎として、処置効果の対象毎の安定性(SUTVA)^{*23}が成立しており観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA)^{*24}と処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)^{*25}からなる「強い類似性条件("Strong Ignorability")」が成立しているランダム化された試料において、ある条件X'の下で処置率("Propensity Score")が等しい処置群・対照群の間の観察指標の差異により偏差のない処置効果が推計できることを理論的に証明している。処置率はLogitモデルなどにより推計した上で、当該処置率を用いたマッチング、試料の処置率別階級分類及び処置率を用いた変数調整の3つの具体的応用手法について説明しており、処置率を用いた処置効果の推計についての理論面での基礎を確立している。

Rosenbaum and Rubin(1984)^{*26}は、上記Rosenbaum and Rubin(1983)の手法を応用して、米国での手術治療590人・投薬治療925人からなる心臓病患者1515人の経過観察の試料から"Logit"モデルにより推計した処置率により303人毎の5分位に階級分類した処置群・対照群の対を作成し、半年・1年・3年後の生存率・治癒率について手術/投薬治療の処置評価を実施し手術治療の法が3年後における治癒効果が有意に高いことを示している。当該研究においては他臓器疾患の有無など74項目の特性が各分位で概ね一致していることをF検定により確認し、処置率別階級分類による手法を用いて事前にランダム化などの処理を施していない現実の統計指標から観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA)を概ね充足した処置群・対処群の対からなる試料を作成できることを実証している。但し当該結果を得るためにLogitモデルの構造を試行錯誤・改良しており、結果として説明変数は45で7つの交絡項と1つの二乗項を含む非常に複雑なものとなったことを報告している。

Holland(1986)^{*27}は1974年から1984年に掛けての一連のRubin他の研究による処置効果評価の枠組みをRubin因果モデル(RCM: Rubin Causality Model)"と名付け、その意味と基本的考え方について社会科学・自然科学分野での因果性についての広範な先行研究・

*22 Rosenbaum and Rubin(1983) 参考文献019 を参照。

*23 Rubin(1980) 参考文献089 における説明では処置効果の対象毎の安定性条件("SUTVA: Stable Unit Treatment Value Assumption")の概念はFisher(1935)、Neyman(1935)及びCox(1958)(参考文献086,087及び088)で既に述べられているとしているが、これらの先行研究では処置効果評価のための前提条件としての意味が明瞭ではなかったためか、以降多数の文献において"SUTVA"の用語とともにRubinによる文献の方が多く引用されている。

以下本研究では処置効果の対象毎の安定性条件について"SUTVA: Stable Unit Treatment Value Assumption"との呼称を使用する。

*24 以下当該観察指標と処置の選択との独立性条件について"CIA: Conditional Independence Assumption"との呼称を使用する。2-2-1で説明するとおり当該条件は対照群の観察指標の期待値・平均値と処置の選択との独立性として用いられることが多いが、当該条件については"CMIA: Conditional Mean Independence Assumption"との呼称を使用する。

*25 以下当該処置群・対照群の同時存在性条件について"OVLA: Overlap Assumption"との呼称を使用する。

*26 Rosenbaum and Rubin(1984) 参考文献020 を参照。

*27 Holland(1986) 参考文献021 を参照。

事例との比較分析から考察を行っている。当該研究では実験的手法において「何が観察指標変化の原因たり得るか」という点を考察し結果からの原因の推定よりも原因が与える結果の相対的な差異に分析の焦点を当てるべきこと、対象の静的特性は(実験において)原因たり得ないことなどを論証している。更に当該議論を基礎としてRCMの基本的考え方は「理想的な状況下において処置効果は処置を受けた対象の現実の観察指標と、同一時点において仮に処置を受けなかった場合に生じたであろう潜在的な観察指標(仮想現実)との差に等しい」点にあるが、基本的にこれらの観察指標を同時に観察することは不可能であり、ランダム化による比較実験など何らかの方法によって処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)と観察指標(の期待値・平均値)と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)を満たす対象を確保するための措置が必要である点について議論している。

Rosenbaum(1987)^{*28}は、分布特性が異なる2つ以上の対照群を用いて観察指標(の期待値・平均値)と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)を満たす処置群・対照群の対を見つける方法について簡単な先行研究調査を行い当該方法論について議論している。仮にある条件 X^* の下で2つの対照群の処置率が等しいと見なせない場合には、少なくともいずれか一方の対照群は当該条件 X^* の下での処置群との対応関係に問題がある可能性があるかと判定できることから、当該対照群間の比較を通じた消去法での選択によりCIA・CMIAを満たす対照群の妥当性・適格性の判定ができることを述べている。

Rosenbaum(1989)^{*29}は、実験によらない公的統計値などの試料を用いたマッチングにおける処置群・対照群の抽出手法について紹介し、特に強化学習型アルゴリズムとグラフ理論・ネットワーク理論を応用した最適化アルゴリズムを比較し後者が優位である点について説明している。具体的に米国で同一地点に更新立地した原子力発電所の発電費用に関する試料を用い、炉齢と発電容量で定義される「距離」の最小化問題について最適化アルゴリズムの方が偏差の小さい解が得られることを示している。

Manski(1996)^{*30}は、処置効果評価において多用されるランダム化実験などにおける前提条件・仮定と結果の信憑性について議論し、処置効果評価の研究には(a)結果を特定するに足りる強い条件・仮定を置くが信憑性に乏しい研究、(b)信憑性を保持するに足りる弱い条件・仮定の下で得られた帰結を不確実性を考慮して論じる研究及び(c)結果の特定のための条件・仮定と信憑性を比較衡量し得られる帰結を論じた研究の3種類があることを述べている。特にランダム化実験に関する古典的な前提条件が成立せず信憑性に問題を生じる場合として、処置の履行・不履行を対象が選択できる場合の問題、少数の一部対象のみを対照群とした結果の一般化・外挿の問題、処置の種類が単一ではなく複数存在する場合の問題について典型的な事例を挙げて結果の問題点と信憑性について議論している。具体的に米国イリノイ州のPerry Preschool Projectのランダム化実験の結果があり得べき前提条件に応じて最大で5通りにも解釈できることを示している。

Manski(1997)^{*31}は、処置効果評価においては処置の対象が異なっているが処置の内容は均質である「対象選択の問題」と処置の対象は均一だが処置の内容が異なっている「対象

*28 Rosenbaum(1987) 参考文献022 を参照。

*29 Rosenbaum(1989) 参考文献023 を参照。

*30 Manski(1996) 参考文献024 を参照。

*31 Manski(1997) 参考文献025 を参照。

混在の問題」があるとして後者の問題について議論している。具体的に上記米国イリノイ州のPerry Preschool Projectのランダム化実験の結果による制度利用者とそれ以外の者の高校卒業率の実測値を用い、何の前提条件も置かない場合、少なくとも制度が負の影響を持たないと仮定した場合、両者の高校卒業率が独立であると仮定した場合などについて論理的に妥当と見なせる処置効果の範囲を説明し、更に当該結果を制度の内容が異なる「対象混在の問題」として扱った場合に推計される処置効果の範囲についての一般解を示し、根拠の希薄な断定的・確定的推計の問題点について議論している。

Hotz他(1997)^{*32}は、米国における10代女子の出産有無による賃金・雇用への影響について分析する際に、10代で出産した女子の賃金・雇用に対し理想的な操作変数は類似の環境における10代での自然流産の有無であるが実際に操作変数として得られる「10代で出産していない女子」の統計値には人工中絶・薬物による人為流産などの内生的選択によって「10代で出産していない女子」の場合が「混在」していることに着目し、こうした「混在」が起きている操作変数を用いた場合に推計の結果が信頼できる上限・下限を算定し結果を評価する手法を開発している。具体的には、米国NLSY: National Longitudinal Survey of Youth上での980件の10代での妊娠事例に対し家族構成や両親の収入などを説明変数として用いた推計を行い、黒人女子については10代での出産は分析手法によらず成人後の賃金・雇用などに影響があるとは言えないが、非黒人女子については単純な最小二乗法による推計では影響があるような結果が出るが操作変数を用いた推計により「混在」の問題を考慮した上限及び下限で評価した場合においては影響があるとは言えない結果となることを述べている。

Imbens and Rubin(1997)^{*33}は、ランダム化された実験下で対象が実際の処置の有無を選択できる場合(処置群のみ処置を実施(「遵守者」:Complier)、常に処置を不実施、常に処置を実施(併せて「不遵守者」:Non-complier)及び処置群の場合に処置を不実施(「違背者」:Defier)の4通りが存在し得る場合)について数値計算による処置効果評価を行いAngrist他(1996)^{*34}における前提条件の意義と効果について検討している。実際にインドネシアにおけるビタミンA剤投与と生存率の関係などについて検討し、仮にAngrist他(1996)における5つの条件のうち処置の安定性(SUTVA)、処置の類似性("Ignorability")の2つの前提条件のみが満たされるとした場合には試料数が十分に多い場合であっても上記4通りの対応が混在する可能性が残るため正確な評価が実施できないことを示している。他方で処置群・対照群の類似性("Exclusion Restriction")、処置効果の単調性("Monotonicity")の2つの前提条件を追加した場合には通常の操作変数(IV)を用いた推計同様にビタミンA剤投与と生存率の間に明確な正の処置効果が確認できることを述べている。

Greenland他(1999)^{*35}は、RCMを用いた処置効果の推計において「(影響の)混在性("Confounding")」の問題は、処置群・対照群の「独立性・交換可能性("Exchangeability")」と「代表性・外挿可能性("Collapsibility")」の問題が混同されている場合が多いとして、両者を識別して議論する必要性について議論している。本来の独立性・交換可能性の問題はある条

*32 Hotz, Mullin and Sanders(1997) 参考文献026 を参照。

*33 Imbens and Rubin(1997) 参考文献027 を参照。

*34 Angrist, Imbens and Rubin(1996) 参考文献047 (いわゆる"AIR"論文)を参照。

*35 Greenland, Robins and Pearl(1999) 参考文献028 を参照。

件下で処置群・対照群が処置が行われる前から観察指標の期待値・平均値が異なっていることをいい、"Simpson's Paradox"に代表される一部の試料の結果が全体の結果と必ずしも整合しない代表性・外挿可能性の問題とは別の問題であってこれらは原因や対処のための措置が異なることから、偏差の問題として一括せず厳密に識別して考慮されるべきであることを述べている。

Imbens(2000)^{*36}は、処置が1種類ではなく多種類ある場合などにおける観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA)について上記Rosenbaum and Rubin(1983)の前提条件を緩和し処置とこれに直接対応する観察指標のみを対で独立と見なす"Weak-Unconfoundedness(-Ignorability)"条件に置換することで当該枠組を直接的に拡張可能であることを示している。更にこの場合においても処置率を用いて処置群・対照群の多数の特性値を管理する手法が適用できることを論証している。

Ichimura and Taber(2000)^{*37}は、処置効果評価において観察指標の構造推計を行った上で処置効果の分析を行う従来の2段階での評価分析手法に代えて、観察指標の構造推計を行わず誘導形のまま処置群・対照群の観察指標や処置率の差から直接的に処置効果を評価する手法について提唱し、米国での大学の授業料減免制度を具体例とした説明を行っている。当該推計においては、処置群・対照群の処置の選択からの独立性条件(CIA)及び同時存在性条件(OVLA)並びに処置群・対照群の十分な対象数の存在などの前提条件が成立する下で、対照群の観察指標から処置群の対象が処置を受けなかった場合の推計値を対象密度で加重平均した観察指標から推計することにより、構造推計が識別の問題や前提条件や仮定の設定の問題あるいは試料の存在の問題上から困難である場合にも処置効果の評価が可能であることを論じている。

Beslay and Case(2000)^{*38}は、米国の労働・教育分野での政策評価において多用されている州別の政策措置内容の相違を説明変数として利用した横断面分析を用いた評価において、州別の政策措置それ自体が州別の職種別雇用構成や所得水準などの説明変数によって内生的に決定されている可能性について議論し、推計方法や対照群の選択において注意が必要である点につき警告している。具体的に米国の州別の労災保険制度を事例として、横断面前後差分析(DID)や操作変数を用いた分析により州別の雇用・労働関係の説明変数が当該制度の州別の差異と有意な相関関係にあることを示し、政策措置の実施が内生的に決定されており同一の制度下でも州毎の対象が受ける処置効果が部分毎・区分毎に異なる場合には政策措置の州別での差異を説明変数とする分析や対照群の選択の根拠とする分析において偏差を生じる可能性があることを述べている。

Athey and Imbens(2002)^{*39}は、上記Beslay and Case(2000)などが指摘する処置群・対照群の挙動が部分毎・区分毎に異なるあるいは処置効果が対象毎に均一でない場合の問題に対応するために、横断面前後差分析(DID)の特殊な場合として、処置群の処置実施前後での試料の確率密度分布の変化と同期間の対照群の試料の確率密度分布の変化を比較し処置効果を推計する「確率密度変化前後差分析(CIC:"Change-In-Change")」及び処置群・

*36 Imbens(2000) 参考文献029 を参照。

*37 Ichimura and Taber(2000) 参考文献030 を参照

*38 Beslay and Case(2000) 参考文献031 を参照。

*39 Athey and Imbens(2002) 参考文献032 を参照。

対照群を処置率の四分値区分毎で横断面前後差分析する「四分値横断面前後差分析(QDID: "Quantile Difference-In-Difference")」を提唱している。これらの手法による推計に必要な前提条件は通常の横断面前後差分析(DID)と概ね同じ処置群・対照群の処置の選択からの独立性条件(CIA)及び同時存在性条件(OVLA)並びに観察指標の単調性条件("Monotonicity Assumption")であり処置が連続値か離散値かを問わず適用できることを示し、これらの手法が処置群・対照群の処置率に応じた対象の部分毎・区分毎に処置効果の符号や大きさが異なっている場合の対策として有効であることを説明している。

Rosenbaum(2002)^{*40}は、ランダム化された実験的手法の場合でも公的統計値などによる非実験的手法の場合でも適用できる「変数調整("covariate adjustment")」及びこれに関連する手法を用いた処置効果の推計について分析の前提条件に応じた当該手法の応用に必要な前提条件と分析手順及び結果解釈について説明している。具体的にCard and Kruger(1994)^{*41}によるニュージャージー州での最低賃金引き上げ政策の評価に関する試料などを用いて、ランダム化された実験試料に対する当該手法の適用について説明し、また公的統計値などを用いた非実験的手法のうち処置率の判明の有無や操作変数の併用の有無などの分析条件に応じた当該手法の適用について説明している。

Abadie and Imbens(2002)^{*42}は、有限数の試料を用いたマッチング処理による誤差の性質について検討し処置率などを用いない単純なマッチングでは複数の連続的な変数を用いた場合に誤差の収束が中心極限定理に基づく $N^{0.5}$ 整合的でない可能性がありマッチングの対象数が限定される場合に効率性が落ちることを述べた上で、マッチングの際の処置群・対照群の間の偏差を用いた補正を行い処置群・対照群の複数回対応を認めるなどの処理方法の改良を行うことでこれらの問題が改善できることを示している。更に具体的にLaLonde(1986)やDehejia and Whaba(1999)^{*43}などが用いた米国の試験就労プログラム(NSW)での職業訓練の効果に関する実験的手法と統計的手法による評価結果について、新たな手法を含む複数の手法でPSIDを用いた統計的処置効果評価の結果を比較し、当該新たなマッチングの手法により実験的手法に近い良好な結果が得られることを示している。

Rubin and Waterman(2006)^{*44}は、医薬品会社の医師への営業を事例として処置率を用いた処置効果の評価手法の応用についての具体的な標準推計手順を示しこれを非常に平易に説明している。各対象(営業先の医師)の特性が様々な異なっている場合であってもある条件変数 X' の下で同一の処置率にある場合には処置群・対照群の特性はほぼ同一と見なすことができることを実際の医師に関する統計値を用いて説明し、処置率の推計から処理効果評価迄の一連の標準的な手順を示した上で当該手法の応用について説明している。

Rubin(2006)^{*45}は、医療分野での投薬の副作用による患者の死亡や学校教育の改善により却って不登校児童が発生する場合など本来の処置効果の目的と異なる意図せざる効果の発現によって処置群・対照群の対象の一部につき処置後の指標が観察不能となり識別が困

*40 Rosenbaum(2002) 参考文献033 を参照。

*41 Card and Kruger(1994) 参考文献057 を参照。

*42 Abadie and Imbens(2002) 参考文献034 を参照。

*43 LaLonde(1996) 参考文献066 及び Dehejia and Whaba(1999) 参考文献069 を参照。

*44 Rubin and Waterman(2006) 参考文献035 を参照。

*45 Rubin(2006) 参考文献036 を参照。

難となる場合について考察し、当該場合が上記Imbens and Rubin(1997)同様に処置に対し「4通り」の対応が起こりえる場合の特殊な事例に該当することを示した上で、処置効果を正しく推計するための方策について提案している。例えば投薬の副作用の事例では直接的に生存者の結果指標だけを観察すると「遵守者」"Complier"と「不遵守者」"Non-complier(の一部)"の合成値が得られるため処置効果評価として不適切であり、何らかの統計指標を用いて処置群・対照群別に上記「4通り」の対象を層別化処理("Blocking")した上で「遵守者」"Complier"に対する処置効果(LATE)を評価すべきであることを説明している。

Lewbel(2007)^{*46}は、処置効果評価において処置群の対象毎に処置を実施したか否かについての観察値が正確に把握できておらず一定の誤差を含んでいる場合に、それでもなお処置効果評価が推計できるための前提条件と効果の上限・下限の範囲について理論的に考察している。当該検討において観察指標の平均値が処置の有無から独立であること(CMIA)、観察値の誤差が真の処置の有無や観察指標に影響を与えないことなどの前提条件の下で、GMMを用いて条件付処置効果の範囲が推計できることを示している。

Conley and Taber(2011)^{*47}は、横断面前後差分析(DID)を用いた分析のうち処置群が極く少数しか得られずその分散を直接推計できないが対照群が多数存在しその分散が観察できる場合において、処置群の試料数が少ないことに起因する偏差の残留を回避するための推計手法を提案している。具体的には処置群・対象群の類似性と誤差の独立・均質分布性(IIDA)を前提条件として、対照群の観察指標を説明変数で回帰した残差を補正した値から処置群の分散を推計し、これを用いて推計された係数の有意性を検定することを提唱している。

2) 観察指標又はその期待値・平均値と処置の選択との独立性(CIA・CMIA)に関する先行研究 / 操作変数(IV)関連

Angrist(1990)^{*48}は、米国のベトナム戦争期での籤引きによる兵役制度について籤引きの結果を操作変数(IV: "Instrumental Variable")として兵役応召者の社会保障統計の個票と突合し兵役が生涯所得に与えた影響について分析を行っている。当該結果から1980年代前半においてベトナム戦争時に兵役に応召した黒人男性については非応召者と生涯所得に有意な差はないが応召した白人男性については約15%生涯所得が少ないことを固定効果モデルなど複数のモデルを用いた推計の結果から推定しており、さらに個人毎の処置効果の異質性、説明変数の脱落及び兵役迂回行動の存在などを考慮した感度分析を行った場合であっても結果が安定(頑健)であることを示している。

Angrist(1991)^{*49}は、線形の操作変数を用いて非線形の選択モデルにおける処置効果評価を行う場合の問題について、米国のベトナム戦争期での籤引きによる兵役制度と死亡率の関係を事例として分析を行っている。誤差の正規分布を仮定するHeckman(1990)などによるProbit変数選択モデルを用いた場合には当該仮定が成立していなければ偏差を生じるが、これに代えて線形の操作変数を用いた場合には偏差は生じず関数系が正しく特定化された最大尤度推計と同様の結果が得られること特に線形の操作変数と通常の最大尤度推計

*46 Lewbel(2007) 参考文献037 を参照。

*47 Conley and Taber(2011) 参考文献038 を参照。

*48 Angrist(1990) 参考文献039 を参照。

*49 Angrist(1991) 参考文献040 を参照。

の組合せにより誤差が正規分布でない場合であっても頑健な結果が得られることをMonte-Carlo法を用いて実証している。

Angrist and Krueger(1991)^{*50}は、米国で実施されている義務教育州法の就学率及び賃金への影響を分析する際に、大学へ進学しない高校生の就学義務が州により16才から18才の年末迄と指定されており第1四半期に生まれた者は秋に入学するため相対的に遅く就学することから誕生日の四半期を操作変数とした回帰分析を実施している。最初に就学義務年齢の州による差異からの横断面前後差分析(DID)により当該義務教育州法が就学率及び就学年数に有意な差異をもたらしていることを示した上で、1980年米国国勢調査の結果を用いた操作変数による回帰分析により高校卒業者の就学年数が賃金に対して有意な正の影響があるが大学卒業者には有意な影響が見られないことから、当該義務教育州法が高卒で就職した者の賃金に対し有意な正の影響をもたらしていることを実証している。さらに当該回帰分析において最小二乗法(OLS)と二段階最小二乗法(TSLS)を行った結果を比較し、両者に有意な差異がないことを以て説明変数の欠落や就学年数などの測定誤差の影響が限定的であることを確認している。

Imbens and Angrsit(1994)^{*51}は、処置が実施又は不実施の二値選択である場合でかつ処置を受けた対象が対応を選択できる場合について考察し、Heckmanなどによる潜在選択変数モデルに代えて操作変数を用いた推計を行う場合における前提条件として、処置の選択や結果指標から独立な操作変数の存在、操作変数による処置の単調性、操作変数による選択の非独立性などの条件が充足されることが必要であるとしている。具体的に操作変数を用いた推計の事例として、米国のベトナム戦争期での籤引きによる兵役と所得の関係、行政庁の複数担当官による処置対象の選別、操作変数を用いたランダム化による処置対象の選別の場合を挙げて前提条件の充足について議論している。当該議論において処置への対応の内容を処置に対する正の反応を示す「遵守」"Complier"、処置に対し負の反応を示す「違背」"Defier"、処置と無関係に正の反応又は負の反応を示す者(併せて「不遵守」"Non-complier")の4つから対象が対応を選択できる場合に、処置の単調性が成立することを前提に処置に対し正の反応を選択した対象(「遵守者」"Complier")に関する処置効果評価の結果について"LATE: Local Average Treatment Effect (of Complier)"として定義することを提唱している。

Angrist and Imbens(1995)^{*52}は、操作変数を用いた二段階最小二乗法(2SLS)による処置効果の推計手法が、需給均衡などの同時決定問題に対する対策に加えて処置効果評価において処置が連続的な値をとる場合の推計においても有効であることを実例を挙げて説明している。具体的にAngrist and Krueger(1991)による米国での就学義務と賃金の事例を用いて、一般的前提条件として処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)が成立しかつ操作変数に関する前提条件として結果指標からの独立性と処置効果の単調性条件が成立する必要があることを説明している。更に結果の解釈において使用する操作変数が異なれば処置効果の推計結果が異なる可能性があることや、特に実験によらない観察データを用いた分析の場合に処置がどのように実施されたかを考慮する必要がある点を述べている。

*50 Angrist and Krueger(1991) 参考文献041 を参照。

*51 Imbens and Angrist(1994) 参考文献042 を参照。

*52 Angrist and Imbens(1995) 参考文献043 を参照。

Bound他(1995)^{*53}は、操作変数を用いた処置効果評価において操作変数が内生の説明変数と弱い相関しか持たない「弱い操作変数("Weak Instruments")」である場合には誤差と操作変数の間のわずかな相関が通常の最小二乗法(OLS)よりも大きな不一致性をもたらす可能性があること及び使用する試料数が十分に大きい場合であっても当該相関が弱ければ試料の有限性に基づく偏差が非常に大きくなる場合があることを説明し推計における問題提起と注意喚起を行っている。具体的に上記Angrist and Kruger(1991)による米国の義務教育州法の就学率及び賃金への影響分析について、誕生日の四半期は卒業時の成績との相関が弱く州別・就学年数別に大きな差異があること、誕生日の四半期は就学年数変化の唯一の原因ではなく第1四半期に誕生した児童の家計所得や人種構成に偏りがあり必要な操作変数が欠落している可能性があることなどの問題点を指摘し、操作変数と説明変数の間の相関(この場合誕生日の四半期と就学期間の相関)に関する第一段階の回帰における部分決定係数やF検定値を確認し操作変数の「弱さ」に基づく問題を正しく把握する必要があるとしている。

Heckman(1995)^{*54}は、操作変数を用いた処置効果評価のうち特に個人の行動に関する評価において、処置の有無と観察指標の誤差つまり平均からの乖離が相関関係にある可能性があり、個人が受ける処置効果がほぼ等しく処置の有無に関する行動に影響がない又は個人が観察できない要因により処置効果が異なっている場合であってもこれが処置の有無に関する選択と関連がない場合でなければ、操作変数を用いた処置効果評価の結果は推計として妥当ではないことを述べている。具体的に上記Angrist(1990)による米国のベトナム戦争期での籤引きによる兵役制度と生涯所得の関係について、兵役の可能性が高い籤の番号にある者が学校教育や職業教育を懈怠したり、こうした対象者が将来収入に関する分析者が観察できない情報に基づいて応召を決定していたりした場合には籤引きは適切な操作変数とは言えず、処置効果評価の結果は強い前提条件に依存している可能性があることを主張している。

Angrist他(1995)^{*55}は、線形の操作変数を用いて需要関数を識別する場合の問題について、米国NY・Fulton鮮魚卸売市場における鮮魚需給を事例として分析を行っている。当該推計における前提条件として、需要関数の定常性・エルゴード性(時間-組織の非識別性)・連続性、操作変数の需要からの独立性・交換可能性及び連続存在性、操作変数による効果の単調性などの条件が充足されることが必要であるとしている。具体的に海洋気象が時化かそれ以外かを鮮魚価格の操作変数として用いて鮮魚の卸市場での需要の価格弾力性が識別できることを示している。更に当該需要の価格弾力性の識別の場合には操作変数による効果の単調性については確認する方法がないものの必ずしも厳密に充足されている必要はなく、対象毎の操作変数への対応の異質性と単調性の非充足部分は識別できない推計誤差として合算され必然的に残留してしまうことを説明している。

Angrist他(1996)^{*56}はAngrist(1991)^{*57}を基礎にRubin因果モデル(RCM)と操作変数を

*53 Bound, Jaegar and Baker(1995) 参考文献044 を参照。

*54 Heckman(1995) 参考文献045 を参照。

*55 Angrist, Graddy and Imbens(1995) 参考文献046 を参照。

*56 Angrist, Imbens and Rubin(1996) 参考文献047 を参照。当該研究は著者3名の頭文字から"AIR"論文として著名であり非常に多数の引用が行われている。

*57 Angrist(1991) 参考文献041 を参照。

組合せて処置効果評価を行う場合の前提条件・推計手法及び感度分析による検証について、米国のベトナム戦争期での籤引きによる兵役制度と死亡率の事例を用いて具体的に説明している。当該研究においてはRCMの一般的な前提条件として処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)、処置の類似性条件("Ignorability")の2つの条件が必要であるとし、更に操作変数による推計のための前提条件として処置群・対照群の類似性条件("Exclusion Restriction")、平均処置効果の存在条件、処置効果の単調性条件の3つを併せて合計5つの前提条件が必要であるとしている。ここで当該研究の事例においては籤引の数値に応じ対象個人に兵役義務が発生するものの籤引の結果と無関係に応召しない・志願する(併せて「不遵守者」"Non-complier")・籤引の結果どおり応召する「遵守者」"Complier"・籤引の結果と反対に対応する「違背者」"Defier"の4通りの対応が可能であり、"Complier"と"Defier"の識別("Defier"の排除)の関係上から「処置効果の単調性」の前提条件が追加的に必要であると説明されている。更に推計された死亡率について他の文献から推定される一般的死亡率との比較や符号要件の反転に関するシミュレーションを行い、処置群・対照群の類似性と処置効果の単調性の前提条件についての感度分析による検証を行っている。

Heckman(1996)^{*58}は、社会実験などで用いられているランダム化について処置を受ける資格のランダム化による割当と資格のある対象に実際に処置を行うか否かのランダム化による割当の2種類があるとしてそれぞれ事例を紹介し、これらのランダム化を用いた処置の割当を用いた処置効果の推計が、他の説明指標や観察指標の誤差から割当の有無が独立であることを保障し処置群・対照群の間での説明指標の類似化("Balancing")を確保する性質を持ち、操作変数を用いた処置効果の推計と等価な効果を持つことを論証している。他方でランダム化を用いた処置の割当を用いた推計においては一般の操作変数による推計と同様に観察指標と説明変数の間の「正しい関数形」や当該関数における「真の構造変数("Deep Structural Parameter")」に関しては何の情報ももたらさない点について注意する必要がある点を述べている。

Heckman(1997)^{*59}は、操作変数を用いた平均処置効果(ATE)及び処置群平均処置効果(ATET)などの処置効果評価の識別条件が、観察指標の期待値が対照群の期待値及び処置群平均処置効果(ATET)と操作変数を条件とする処置率の積の和に等しいことなどを示した上で、平均処置効果(ATE)と処置群平均処置効果(ATET)が等しくなるためには処置群・対照群の誤差が等しい(差が0)である場合か又は処置群・対照群の選択が誤差の差など観察されない要因に基づいて内生的に決定されていないことが確認できている場合に限定されることを説明している。当該説明を基礎としてHeckman(1995)同様にAngrist(1990)^{*60}の米国のベトナム戦争期での籤引きによる兵役制度と生涯所得の関係の推計結果などを改めて批判し、また上記Imbens and Angrist(1994)^{*61}による"LATE"の概念についてミクロ経済学的な解釈の困難性や操作変数の選択への結果依存性の観点からこれについても批判している。

*58 Heckman(1996) 参考文献048 を参照。

*59 Heckman(1997) 参考文献049 を参照。

*60 Angrist(1990) 参考文献039 を参照。

*61 Imbens and Angrist(1994) 参考文献042 を参照。

Manski and Pepper(2000)^{*62}は、通常の操作変数に代えて結果指標との独立性が範囲で表現される単調性操作変数("MIV: Monotone IV")及び処置に対して処置効果が単調である単調性処置効果("MTR: Monotone Treatment Responce")などの概念を前提条件として用い、米国NLSYによる統計値を用いた学校教育期間を処置とした賃金への処置効果評価を試行している。当該結果により1994年に正規雇用されていた従業者の白人男性についての効果の上限の最小値が15.9%であり他の先行研究による効果(7~16%)と極めて整合的でありこれらの概念に基づく前提条件だけで特に強い推計上の仮定を置かなくても十分に意味のある効果の範囲が推計できることを報告している。

Ichimura and Taber(2001)^{*63}は、Heckman(1997)^{*64}が示した操作変数を用いた処置効果評価の識別条件を基礎に、処置群・対照群間でのマッチングによる処置効果評価が当該識別条件のうち特殊な場合に該当することを基礎として、処置率を用いたマッチングと操作変数による推計を組合わせた処置効果評価の新たな手法を提案している。具体的にはマッチングにおいて処置群・対照群の処置の選択からの独立性条件(CIA)及び同時存在性条件(OVLA)の前提条件が満たされている場合は、対象が処置を受けた場合と受けなかった場合の観察指標の排反的な線形結合と処置の期待値に関する分散の存在性が成立し操作変数の識別の前提条件において処置の有無に関する指標を操作変数と見なした特殊な場合に該当することを示した上で、処置率と観察指標を用いた回帰分析による処置効果評価及び処置率と観察指標の平均からの差の平均値を用いた処置効果評価の2つの手法が考えられることを示している。

Angrist and Krueger(2001)^{*65}は、操作変数を用いた処置効果評価における利点・欠点について事例を用いて網羅的に説明を行っている。特に操作変数は試料の計測誤差や説明変数の欠落に対して偏差を生じない利点があり「自然実験:"Natural Experiment"」における推計に長けている反面、理論との関係が希薄であり操作変数の取得・選択に困難を生じる場合が多いこと、操作変数が欠落した説明変数や誤差と相関を持つ場合、主たる説明変数と弱い相関しか持たない場合、2段階最小二乗法の第1段階においてLogit/Probit関数を用いるなど関数系の選択を誤った場合などにおいては正確な推計ができない問題点を指摘し注意喚起を行っている。

Newey(2013)^{*66}は、ノンパラメトリック型操作変数(NPIV)を用いて未知の構造形・誘導形の関数を推計する場合において、特にデータからは誘導形での誤差に関する条件付期待値しか観察できず誘導形での決定係数が低い場合には非線形項の分散が非常に大きくなり決定係数が高い場合にはその逆となるため、非線形性に関して意味のある結果を得ることが困難な場合があることを述べている。具体的にNPIVにおいては説明変数Xが誤差 ε と相関を持つことは問題がないが関数型が特定されている必要があること、通常の操作変数同様に識別の問題上からランク条件が充足されている「完全性条件: "Completeness"」が必要があること、NPIVでは原理的に非線形の関数であっても簡単な線形関数の高次の線

*62 Manski and Pepper(2000) 参考文献050 を参照。

*63 Ichimura and Taber(2001) 参考文献051 を参照。

*64 Heckman(1997) 参考文献049 を参照。

*65 Angrist and Krueger(2001) 参考文献052 を参照。

*66 Newey(2013) 参考文献053 を参照。

形結合を用いて近似できるが、次数が大きくなると誤差の分散が加速的に大きくなり実際の非線形性の検出が困難となる性質があることを述べている。

3) 観察指標又はその期待値・平均値と処置の選択との独立性(CIA・CMIA)に関する先行研究 / 並行推移性(CT・PT)問題関連

Aschenfelter(1978)^{*67}は、横断面前後差分析(DID)の枠組みを用い米国で1964年に開始された職業訓練プログラム(MDTA)の政策効果の分析を行ったが、当該プログラムの処置群・対照群の人種・性別別の平均収入を1959～69年に亘り観察した際に、プログラム開始直前の1963年から64年に処置群対象者の平均収入が人種・性別を問わず絶対的・相対的に著しく減少しており、逆にプログラム開始後には著しく上昇・回復し政策効果の推計に大きな不確実性が伴うこと(いわゆる"Ashenfelter's Dip")を報告している。当該観察指標の一時的時間変動の問題への対策としてAshenfelterは1961・62・63年を基準年とした3通りの分析を行い、1964年MDTA職業訓練プログラムが処置群の人種・性別別の受講後賃金に与えた影響を幅を以て推計し、当該変動が観察される年のうち最も効果が低い年を基準年として選択した場合であってもその効果が費用に対し十分便益をもたらすものであったと結論づけている。更に当該問題に関連してAshenfelter and Card(1995)^{*68}は、上記Aschenfelter(1978)他が報告した米国での職業訓練プログラム(MDTA)の政策実施前における対象者の平均収入の低下が他の研究においても確認されたことを背景に、当該現象が処置群への参加の有無が低所得層に偏った対象者から内生的に選択された結果である(平均収入が大幅に低下した人が選択的に当該プログラムの応募者となっている)と仮定し、Heckmanによる一連の研究を参考とした内生的選択を考慮したモデルを構築した上で米国で1976年に開始された別の職業訓練プログラム(CETA)の政策効果の分析を行っている。当該分析の結果、CETAの参加者の成人女子については賃金に\$800～\$1500の正の効果が確認されたが、成人男子については全般に効果が小さい上に、内生的選択の意思決定の年度(当該年又は前年)とモデルの特定化(対象毎の時間変化項の有無)により結果が大きく異なってしまう別途ランダム化などの手法を用いた条件管理下での実験による検証が必要であると結論づけている。

Card(1990)^{*69}は、1980年4月のキューバ政変による米国への"Mariel"移民が主要な受入先のマイアミ市の失業率及び賃金に与えた影響を米国国勢調査(CPS)のデータを用いて検証し、一時的に12万人以上のキューバ系移民が殺到し労働供給が7%も増加したにもかかわらず、当該事象前後の期間での米国の他の都市でのキューバ系労働者などとの横断面前後差分析(DID)により、当該移民がマイアミ市の失業率や賃金に与えた影響は労働需給全体及びキューバ系労働者のいずれに対しても無視できる程度に小さかったことを示している。この際に当該研究においては当該"Mariel"移民以外の原因によるマイアミ市での一時的な労働需給の変動の影響を排除するため、政変直前の1979年を基準年としてマイアミ市及び全米での1980～1985年の統計値を人種・性別・世代などを区分して同一の処理を行った処置群・対照群を用いた横断面前後差分析(DID)により"Mariel"移民の労働需給への影響が無視できる程度に小さかったことを論証している。

*67 Ashenfelter(1978) 参考文献054 を参照。

*68 Ashenfelter and Card(1995) 参考文献057 を参照。

*69 Card(1990) 参考文献055 を参照

Card and Kruger(1994)^{*70}は、1992年の米国ニュージャージー州での州別最低賃金引上げ政策(\$4.25→\$5.05/h)による影響を評価すべくニュージャージー州と隣接するペンシルバニア州東部でのファストフード店合計410店舗での賃金・雇用・販売価格などの諸元を最低賃金引上げ実施時点の前後で調査し横断面前後差比較(DID)などの方法により分析した政策評価を行っている。当該評価の結果、ペンシルバニア州東部の店舗やそもそもニュージャージー州で最低賃金以上の賃金を支払っていた店舗を対照群とした比較を行った場合には理論的予測とは異なりいずれの場合でもニュージャージー州の最低賃金の引上げが雇用・販売価格などに影響を与えたとは言えないことを論証している。更に当該問題に関連してCard and Kruger(1998)^{*71}は、当該ニュージャージー州とペンシルバニア州東部のファストフード店舗の間での比較による最低賃金の効果の評価について検証するため、米国労働統計局(BLS)による時系列データ及び複数横断面データなどを用いて当該最低賃金引上げ政策前後の期間でのニュージャージー州及びペンシルバニア州東部の雇用指数などの経済指標が概ね平行に推移していることを確認した上で、当該政策が雇用に影響を与えたとは言えないことを改めて論証している。

Abadie and Gardeazabal(2003)^{*72}は、1970年代中盤から活発化したスペイン・バスク地方での分離独立運動によるテロ活動が同地域での1人当域内総生産や潜在生産ギャップに与える影響を評価すべく、1960～70年代のスペインの他の16地域の域内総生産・人口などの統計値を合成して得た「合成バスク対照群("Synthetic Basque")」を用いた前後差比較による政策評価を実施している。具体的にはバスク地域以外の地域の16地域の1人当域内総生産の時系列を加重平均し現実のバスク地域と最も近い時系列が得られる構成比を推計して「合成対照群」を作成しこれを1970～2000年に外挿することによりテロリズムがなかった場合のバスク地域の1人当域内総生産の予測値を推計している。当該分析の結果、バスク分離独立運動によるテロリズムは1970年代以降同地域の1人当域内総生産に平均で10%近い負の影響をもたらしており、テロリズムの頻度・犠牲者数と負の影響に明確な相関が見られることを報告している。更に当該手法の妥当性を検証するために、当該バスク地域に対する推計手順と全く同じ手順をカタロニア地域に当てはめた「疑似政策推計("placebo study")」を行い、バスク・カタロニアを除く15地域から推計した「合成対照群("Synthetic Catalonia")」と現実のカタロニア地域の1人当域内総生産の乖離は大半の年で微小であり最大でも4%の正の乖離(疑似影響)で負の影響は見られないことを確認している。

Abadie(2005)^{*73}は、横断面前後差分析(DID)における政策措置が実施されていない状態での処置群・対照群の観察指標の平均値における並行推移性(CT・PT: Common/Parallel Trend)^{*74}について、処置群が個別的・一時的時間変動("Ashenfelter's Dip")を伴う場合などに問題を生じるものとし、処置群・対照群がそれぞれの個有の特性(説明変数)に従い時間変化し処置前の時点で必ずしも並行的に推移していない場合の政策措置の効果を2段階で推計する方法について提唱している。具体的には、第1段階で適切な説明変数の下

*70 Card and Kruger(1994) 参考文献056 を参照

*71 Card and Kruger(1998) 参考文献058 を参照。

*72 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。

*73 Abadie(2005) 参考文献061 を参照

*74 平行推移性条件については、文献により"Parallel Trend"又は"Common Trend"と呼称される場合があるため、以下"CT・PT: Common Trend/Parallel Trend"として総称する。

でLogit関数などを用いて処置率を推計し、第2段階で処置群・対照群の差を当該処置率を用いて加重した推計を行うことにより、一時的時間変動などによって平行推移性条件(CT・PT)が必ずしも成立たない場合であっても政策措置の効果を推計することが可能であることを示している。更に当該手法が小数の横断面分析による試料など限定された試料を用いて評価を行う場合や多段階での措置などの評価の場合においても応用できることを示している。

Pischke(2007)^{*75}は、1966・67年に旧西ドイツで実施された春入学から秋入学への制度変更に伴い一部の州で入学時期の関係から約7ヶ月間だけ初等教育を受けた期間が少ない世代があることに着目し、当該世代と他の世代及び州間での差異が高等教育の成績や就業後の賃金などに影響しているか否かを分析し、高等教育の成績には影響があるが賃金には影響があるとは言えないことを示している。当該分析の過程において、対照群となる元々秋入学で制度変更がなかったバイエルン州と処置群となる制度変更により初等教育を受けた期間が少ない世代を生じた他州での世代別の留年率を時系列で比較し、当該制度変更の影響を受けていない世代ではバイエルン州と他州の留年率は1963～73年でほぼ並行して推移しているが影響を受けた世代だけ留年率が特異的に上昇していることを図により確認し制度変更前後の期間の処置群・対照群間での関係から比較の妥当性を説明している。

Ferraz and Finan(2008)^{*76}は、2003年にブラジルで導入された連邦政府による地方自治体の汚職監査・公表制度が対象となる自治体をランダムに選定していることに着目し、当該汚職監査・公表制度により摘発・公表された違反事例数が当該自治体の2004年の地方首長選挙に与えた影響について分析を行い違反事例数1件当約17%の有意な現職首長の再選率の低下の影響があったことを実証している。当該分析において地方選挙の前に汚職監査・公表が行われた205自治体を処置群とし、地方選挙が行われた後に汚職監査・公表が行われ処置群の自治体と同数の違反事例数が公表された168自治体を対照群として抽出し同一違反件数の自治体での「汚職度」が平行的に推移していることを確認した上で、違反事例数や地元メディア(ラジオ)による結果報道有無などを説明変数とした複数のモデルにより現職首長の再選率の回帰分析を行い、該当する首長に対する評価結果の内容とそのメディアによる伝播による複合的効果が選挙を通じた汚職排除に有効な影響を与えていたことを示している。

Qin and Zhang(2008)^{*77}は、上記Abadie(2005)と同様の問題意識から横断面前後差分析(DID)の前提条件の一部である平行推移条件(CT・PT)が成立たない場合において、Logit関数などを用いて処置率を推計する方法に代えて最大尤度法("Maximum Likelihood")を応用し処置率を直接的に用いない推計手法を提唱している。具体的には、処置群が処置を受けた場合と受けなかった場合の観察指標の期待値を処置率の確率密度関数と最大尤度からそれぞれ直接的に推計し、これらの差を推計することによって処置効果評価を行う方法を提唱している。更に当該手法を用いてLaLonde(1986)^{*78}及びDehejia and Wahba(1999)が用いた米国NSWなどの公的統計値による試料に対して当該手法を適用した結

*75 Pischke(2007) 参考文献062 を参照

*76 Ferraz and Finan(2008) 参考文献063 を参照。

*77 Qin and Zhang(2008) 参考文献064 を参照

*78 LaLonde(1986) 参考文献066 及び Dehejia and Wahba(1999) 参考文献069 を参照。

果としてDehejia and Whaba(1999)による分析結果が正しく再現されたことを報告している。

Abadie他(2010)^{*79}は、Abadie他(2003)^{*80}の考え方を基礎として、米国カリフォルニア州で1988年に開始された禁煙政策(煙草税1箱当\$0.25-の増税と当該歳入を用いた禁煙広報・啓蒙・医療施策)の政策効果を評価すべく、1970～2000年に類似の禁煙政策を実施していなかった38州の関係統計値を加重平均して「合成カリフォルニア対照群」を推計し人口当煙草消費量推計値を観察指標として用いた時系列比較による政策評価を実施している。具体的には禁煙政策実施前の1970-1988年のカリフォルニア州での人口当煙草消費量などに最も近い値を与える上記38州の加重平均構成比を推計し、これを1989～2000年に補外推計することによりカリフォルニア州の人口当煙草消費量に関する「合成カリフォルニア対照群」を設けた比較を行うことにより当該政策により年平均1人当約24箱の消費減が達成されたと推計している。当該結果はFichtenberg他(2000)^{*81}によるカリフォルニア州の人口当煙草消費量を時系列回帰推計して得た結果である年平均1人当14箱相当分より大きいが当該差異はFichtenberg他(2000)では説明変数などから類似の禁煙政策を実施した他州の統計値が除外されていないため政策措置の効果が過小評価されたものと分析している。更にAbadie他(2003)及びBertland他(2004)^{*82}を参考に禁煙政策を実施していない38州全部に上記カリフォルニア州に対する推計手順と全く同じ手順を当てはめた「疑似政策推計("placebo study")」を行い、当該カリフォルニア州同様の結果が当該政策を実施していない他州で偶発的に得られる可能性が5%未満(2.6%)であることを確認している。

4) 観察指標又はその期待値・平均値と処置の選択との独立性(CIA・CMIA)に関する先行研究 / 推計手法比較関係

LaLonde(1986)^{*83}は、1970年代に米国で行われた麻薬・犯罪更生者など就労弱者支援のための試験就労プログラム(NSW: National Support Work)においてランダムに選定され経過・追跡観察された処置群・対照群の労働者の所得などの調査値を用いた実験的手法とこれに対応する公的統計調査からの数値を用いた統計的・計量的手法を比較し、両者の一致性が悪く統計的・計量的手法の方が不確実性が大きく実験的手法に比べて相対的に大きな偏差が含まれている可能性が高い点を問題提起している。具体的には実験的手法により多面的指標で処置群との類似性が確認された対照群を用いて処置効果を評価した場合と、統計的・計量的手法により社会保障調査(PSID・CPS)などの公的統計調査から作成された対照群を用いかつ各種の回帰推計手法やいわゆるHeckman二段階推計法を適用した場合を相互に比較した結果、統計的・計量的手法は対照群の選択如何により結果が大きく変動すること、現状で適用可能な計量モデルの特定化検定により問題は改善できないが二段階推計法(2SLS)の適用により推計結果が改善する場合があることを述べている。また雇用政策の評価という観点から見た場合、女性では実験的手法より統計的・計量的手法の

*79 Abadie, Diamond and Hainmueller(2010) 参考文献065 を参照

*80 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。

*81 Fichtenberg and Granz(2000) 参考文献059 を参照。

*82 Bertland, Duflo and Mullainathan(2004) 参考文献083 を参照。

*83 LaLonde(1986) 参考文献066 を参照。

方が結果が大き目に評価される傾向があるが多くの場合に推計結果は正確であり、男性ではその逆であって大きな不確実性が伴うとしている。

Heckman他(1997・1998)^{*84}は、米国職業訓練支援法(JTPA: Job Training Partner Act)による大規模・体系的な職業訓練プログラムによる実験的試料及び関連する統計的資料を用いて、Rubin因果モデル(RCM)の枠組みを念頭に職業訓練の処置効果評価を行う手法について、処置率を用いたマッチング、逆ミルズ比を用いた内生的選択モデル、条件付横断面前後差分析(DID)などの評価手法を試行した結果、職業訓練に関する処置効果評価においてランダム化による実験的手法の評価結果と条件付横断面前後差分析(DID)などの結果が最も良好に近似することなどを述べている。当該試行によりなお残留する偏差について(a)処置群・対照群の同時存在性("Overlap")上の問題による偏差、(b)処置群・対照群の分布形状の相違による偏差及び(c)対象による訓練参加への内生的選択による偏差に3分解してこれらを推計し前二者((a),(b))の要因の影響が非常に大きいことを示し、また偏差の要因として上記LaLonde(1986)などが考慮していない処置群・対照群の対象間の地理的一致性や調査仕様・設問の一致性なども影響を与えることを論じている。更に当該分析におけるマッチングを用いた分析での前提条件はRosenbaum and Rubin(1983)^{*85}などによる"Strong Ignorability"から対照群の観察指標の平均値と処置の選択との独立性(CMIA)と処置群・対照群の同時存在性(OVLA)の両方を満たす"Weak Ignorability"に緩和できること、処置群・対照群の推計誤差の期待値がいずれも0であることを条件とする操作変数法による推計と異なりマッチングでは観察指標の並行推移性(CT・PT)など処置群・対照群の推計誤差が概ね等しい条件が充足されればよい利点があることを述べている。

Dehejia and Wahba(1999・2002)^{*86}は、上記LaLonde(1986)による米国の就労弱者支援のための試験就労プログラム(NSW)においてランダムに選定され経過・追跡観察された処置群・対照群の労働者の所得等の統計調査結果を用いた実験的手法と、公的統計調査結果を用いた統計的・計量的手法の比較について、LaLonde(1986)が使用した2種類の公的統計調査の結果についてRosenbaum and Rubin(1983)の手法に倣い処置率を推計し層化処置率マッチング処理を行った上で比較検討の再検証を行っている。当該再検証の結果、LaLonde(1986)の用いたPSID及びCPSなどの統計調査試料を5%刻みで20層の処置率に分類を行ったところNSWの対照群と対応しない試料がPSIDでは2490試料中1333, CPSでは15992試料中12611も含まれており両者の大きな乖離や偏差の原因となっていたことを述べている。更に層化処置率マッチングによりこれら対応しない試料を取除いた対照群を用いた場合では年齢・就学年数・人種比率・家庭状態などがNSWの処置群と非常に強い類似性を持つ点("Balancing")を確認し感度分析を行った上で、NSWでのランダム化された実験による就労プログラムの処置効果の推計値\$1794に対し当該統計調査結果からの層化処置率マッチングを用いた推計により\$1473~\$1774という概ね類似した処置効果の推計値が得られたことを報告している。更にDehejia and Wahba(2002)は、上記Dehejia and Wahba(1999)の結果を用いて対照群の重複選択の可否など層化処置率

*84 Heckman, Ichimura and Todd(1997) 参考文献067 及び Heckman, Ichimura, Smith and Todd (1998) 参考文献068 を参照。両者とも引用の多い論文であり特に前者は"HIT"論文と略称される場合がある。

*85 Rosenbaum and Rubin(1983) 参考文献019 を参照。

*86 Dehejia and Wahba(1999) 参考文献069 及び 同(2002) 参考文献071 を参照。

マッチングの方法を変えて再評価を行った結果、重複選択有での最近接距離マッチングの結果が良好であったことを述べている。

Smith and Todd(2001)^{*87}は、上記Heckman他(1997・1998)及びDehejia and Whaba(1999)の結果について比較検討した上で、Lalonde(1986)及びDehejia and Whaba(1999)が用いたNSWの処置群に対して再近接距離の取り方や処置群・対照群の同時存在条件賦課の有無など異なるマッチング条件・方法を与えてCPSから対照群を抽出して再検証を試みている。当該結果から、Dehejia and Whaba(1999)が設定したマッチングによる試料の抽出方法と処置率の推計方法の組み合わせにおいてはマッチング条件を変えても最も偏差が少ない結果が得られるが、マッチング方法(試料の抽出方法や処置率の推計方法をLaLonde(1986)の方法に戻した場合など)の設定に対しては安定的でないことを示し、Dehejia and Whaba(1999)が行ったような緻密な試料の抽出・選別や処置率の推計が可能な高品質な統計が得られる場合においてのみ実験的手法と統計的・計量的手法が類似した結果を与えることを結論づけている。

Abadie and Imbens(2002)(再掲)^{*88}は、LaLonde(1986)やDehejia and Whaba(1999)などによる米国の試験就労プログラム(NSW)での職業訓練の効果に関する実験的手法と統計的手法による評価結果について、複数の手法でPSIDを用いた統計的処置効果評価の結果を比較し、マッチングの際の処置群・対照群の間の偏差を用いた補正など新たなマッチングの手法により実験的手法に近い良好な結果が得られることを示している。

Agodini and Dynarski(2004)^{*89}は、米国で1991年から1996年に実施された中高等学校での不登校防止対策(SDDAP)でのランダム化された実験試料とNELSなどの公的統計値を用いて当該政策の効果に関する処置率マッチングを用いた比較実験を行い、上記Dehejia and Whaba(1999)とは反対に実験によらない公的統計値を用いた回帰分析や処置率による結果がランダム化された実験による結果と殆ど一致しないことを報告している。当該結果の原因について実験によらない公的統計値などを用いた処置率による推計手法においては処置群・対照群で不登校に影響する因子がある程度網羅的かつ正確に観察されていることが統計的(非実験的)手法による推計の基本的要件であるが、本人の意思などの観察できない・観察されていない他の要因が登校・不登校の結果に影響を与えている場合にはこのような基本的要件が成立しないためであると述べている。

Zhao(2004)^{*90}は、マッチングによる処置効果評価の手法についての理論的検討及びMonte Carlo法を用いた実証的な検討を加え、特に実証研究において起こりがちな試料数が少ない場合に着目した体系的な比較検討を行っている。具体的にはマッチングの手法として説明変数自体を用いたマッチング及び処置率を用いたマッチングの2通り、さらにマッチングの処置群・対照群の抽出条件として処置率、説明変数のMahalanobis距離、処置率及び説明変数の混合距離(2種)の4種についてMonte-Carlo法を用いた比較を行った結果、特段の優劣があるとは言えない結果となり、手法としては説明変数と処置群・対照群の選択の相関が高く試料数が多い場合には処置率マッチングが優れているが試料数が500未満

*87 Smith and Todd(2001) 参考文献070 を参照。

*88 Abadie and Imbens(2002) 参考文献034 を参照。

*89 Agodini and Dynarski(2004) 参考文献072 を参照。

*90 Zhao(2004) 参考文献073 を参照

と少数である場合には説明変数自体を用いた場合に比べて結果が劣ること、抽出条件としては試料数などの設定にかかわらずMahalanobis距離による抽出が他の条件より安定的であることを報告している。

Michalopoulos他(2004)^{*91}は、米国の一部の州で1991～94年に行われた生活保護者向職業訓練プログラムによるランダムに選択された対象者への強制的職業訓練の実績値を用いて、処置の実施の有無が内生的に決定されている可能性が存在しない条件下で、実験によらない場合の各種の推計手法を敢えて適用しこれらの手法が実験的手法からどの程度の乖離を生じるのかを条件を変えて比較分析している。当該比較分析においては、処置効果の評価時点(訓練実施2年後より短期・長期に区分)、処置群・対照群の地理的近接性(同一州内・他州の対照群による比較)及び推計手法の相違(単純平均値比較・回帰分析・処置率による層別化・処置率マッチング及びこれらと線形モデル・固定効果モデルの組み合わせなど8種類)などの条件について試行し、実験によらない推計では長期の評価期間において非常に大きな偏差を生じること及び地理的近接性の影響が大きく州外対照群では大きな偏差を生じることが観察されたが、他方で上記Zhao(2004)同様に推計手法については処置率を用いた手法が一部の条件下で良好な結果を示した以外は試行したどの推計手法においても偏差の程度について特段の優劣があるとは言えない結果となった点を報告している。

Imai他(2008)^{*92}は、処置効果評価での実験的手法と統計的(非・実験的)手法の差異に関する議論において、特に実験的手法では多くの研究が処置群・対照群の間の偏差の内訳を意識せずに分析手順を設定し両者の偏差を平均値の差に関する統計検定によって「確認」したとしているが、このような分析・確認手順には本質的な問題がある点を述べている。具体的に有限の処置群・対照群の試料により観察される処置効果への偏差には「試料選択偏差」と「処置効果偏差」が生じ得、それぞれ試料から観察可能な要因と観察不可能な要因に起因する偏差が存在し合計4種類の偏差が存在することとなるが、例えば実験的手法で多用されるランダム化であっても試料数が少ない場合や、統計的手法の有力な手法であるマッチングであっても観察指標と相関の高い変数を用いた場合など、これら4種類の偏差に全て対応できる万能の分析・確認手法は存在せずどの方法でも単独では偏差が残留し得ることを説明し、複数の手法を用いた複合的な分析・確認手順を適用することの重要性を述べている。更に米国での乳癌の切除手術と化学・放射線療法別の生存率や中高等学校での不登校対策事業の結果を事例に、処置群試料数を固定して対照群試料を減少させて行くと何の本質的変更を加えなくてもある試料数以下では両者の平均値の差の検定結果が棄却され「平均値に差があるとは言えない」領域に勝手に陥ってしまうことを示している。

Henderson and Chatfield(2011)^{*93}は、Kam and Palmer(2008)^{*94}による米国のY-P SPSデータと処置率マッチングの手法を用いた「大学への進学は対象個人の政治行動に影響を与える原因ではなく幼少期の特性の結果に過ぎない」との分析結果について再現実験及び検証を行った上で当該結果がモデルの設定に対し不安定で容易に覆ることを示し、処置率マッチングにおいて説明変数の類似化("Balancing")の確認と適用モデルの設定に対

*91 Michalopoulos, Bloom and Hill(2004) 参考文献074 を参照。

*92 Imai, King and Stuart(2008) 参考文献075 を参照。

*93 Henderson and Chatfield(2011) 参考文献077 を参照。

*94 Kam and Palmer(2008) 参考文献076 を参照。

する頑健性の感度分析による確認が不可欠であることを示している。具体的にKam and Palmer(2008)による処置率マッチング手順自体には問題がないものの、結果的にわずか1.3%(5人)の非大学進学者が44%の大学進学者の対照群となるなど変数の類似化("Balancing")が最大でも63%に達するに過ぎないため、処置率の推計に用いるモデルの変数を増やしたり処置率の裾切点を[0.05,0.95]から[0.1,0.9]に変えるなどの変更によって全く反対の結果が導出されることを述べ、マッチングの結果に対する感度分析の重要性を述べている。

5) 処置群・対照群の同時存在性(OVLA)に関するもの

Heckman他(1997・1998)(再掲)^{*95}は、米国JPTAプログラムにおいて実験的手法と統計的手法の間での偏差について、処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)の問題による偏差、処置群・対照群の分布形状の相違による偏差、対象による訓練参加への内生的選択による偏差に3分解して評価した結果として、前2者の要因の影響が非常に大きかったことを述べている。

Dehejia and Whaba(1999)(再掲)^{*96}は、Lalonde(1986)が報告した米国のNSWプログラムでの実験的手法と統計的手法での処置効果評価の乖離原因の大部分が、LaLonde(1986)の用いたPSID及びCPSなどの統計調査試料から抽出された対照群が処置率で層化処理すると対照群と殆ど対応しておらず「処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)」に問題を生じていたことが原因であることを述べている。

Crump他(2009)^{*97}は、RCMを用いた処置効果評価において説明変数に対応した一部の区間において処置群・対照群の対象のいずれかの試料が少数しか得らず処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)に問題を生じる場合に、具体的にどのような条件を設けて試料を選別・除外すれば試料の損失を抑えつつ偏差の発生や分散の過大化の防止を両立できるかという問題に対して検討を行っている。当該検討の結果、処置群・対照群の選別・除外の条件としては極端な処置率が観察される区間を除くことを条件とすることが適切であるが結果が処置率の統計分布に影響されることを示した上で、処置率がベータ分布に従い均一分散であることを仮定した場合には、処置率が[0.1,0.9]の範囲内となるような処置群・対照群の試料のみを用いることが最適であることを論証している。更に具体的に米国での心臓病の統計値を用いて当該結果を検証しその妥当性を確認している。

1-2-3. 処置効果評価の誤差・偏差問題関連

1) 誤差の系列相関の不存在性(NEAA)に関するもの

Nickell(1981)^{*98}及びSolon(1984)^{*99}は、パネルデータ分析に用いられる複数対象・複数期間の試料からなる固定効果モデルについて解析的検討を行い、1期(Nickell)又は多期(S

*95 Heckman, Ichimura and Todd(1997) 参考文献067 及び Heckman, Ichimura, Smith and Todd (1998) 参考文献068 を参照。

*96 Dehejia and Whaba(1999) 参考文献069 を参照。

*97 Crump, Hotz, Imbens and Mitnik(2009) 参考文献078 を参照。

*98 Nickell(1981) 参考文献080 を参照。

*99 Solon(1984) 参考文献081 を参照。

olon)の系列相関^{*100}が存在する場合には無視できない偏差("Hurwitz Bias")が残留し標準誤差が過小評価される性質があり、特に対象の時点数が少ない状況下では仮に試料数を無限大に増加させても当該系列相関による問題が解消しないことを示している。更にNickel(1981)及びSolon(1984)はそれぞれMonte-Carlo法を用いたシミュレーションを行い、系列相関が存在する場合に期間及び系列相関の程度別の確率的限界及び誤差の1階階差を計算した数値表などを提示し、当該問題の検出と補正のための方策を提唱している。

Moulton(1986)^{*101}は、多数の対象からなる横断面分析などにおいて対象の一部が何らかの社会的・経済的組織に属している場合であって組織内の対象間での誤差が相互に相関を持つ場合には通常の最小二乗法(OLS)の標準誤差は異常に小さくなる性質があり、当該「組織効果("Moulton"効果)」を考慮して一般化最小二乗法(GLS)の解を最大尤度法(Miximum Likelihood)を用いて求めるかあるいは当該結果により補正した標準誤差を用いる必要があることを論じている。具体的に組織の大きさや組織内の対象間での誤差の相関の大きさが異なる3つの事例について通常の最小二乗法(OLS)と一般化最小二乗法(GLS)による推計結果などを対比して示し当該問題が普遍的に発生・存在し得ることを示している。

Bertland他(2004)^{*102}は、米国で1990～2000年の間に刊行された複数年度の試料を使った横断面前後差分析(DID)を用いている労働経済関係の92論文の文献調査を行い系列相関に関する対策についての現状を調査し大部分の論文で系列相関への対策が行われていない現状を指摘した上で、米国のCPS-MORGデータによる州別女性賃金を用いて実際には存在しない州別の政策措置を仮定した時系列での疑似的な処置群・対照群の対を作成したシミュレーションを行っている。当該結果において系列相関の問題を考慮していない通常の横断面前後差分析(DID)を用いた場合には標準誤差が過小評価され上記疑似的な政策措置の45%が「有意な結果」として誤検出されてしまったことを報告し、横断面前後差分析(DID)における誤差の系列相関に関する対策の必要性を述べている。更に当該問題に関する各種の回避方策についてMonte-Carlo法による結果と比較しその有効性を検証している。

Donald and Lang(2007)^{*103}は、横断面前後差分析(DID)においてパネルデータに関する上記Moulton(1986)が指摘した試料内のグループの存在による誤差の相関の問題について、固定効果モデルを用いた理論的検討とMonte-Carlo法によるシミュレーションを行い当該問題への対策について議論している。当該結果から、試料内のグループの数が少ない場合には通常の最小二乗法(OLS)・一般化最小二乗法(GLS)などによるt統計値は正規分布とはならないこと及び当該問題に関連して計量分析ソフト"STATA"における"Cluster"コマンドの有効性は当該仮定に依存すること、各グループを構成する対象数が大きくかつ誤差が正規分布である場合にはAmemiya(1978)^{*104}の手法に基づき最初に個別効果部分を一般化最小二乗法(GLS)で推計し組織・時系列効果部分を一般化最小二乗法(GLS)で推計する二段階での推計法による場合にt統計値は正しくt分布に従い効率的推計が可能であること、各グループを構成する対象数が小さい場合には二段階推計法が望ましいもののt

*100 以下誤差の系列相関の不存在の条件については"NEAA: No Error term Autocorrelation Assumption"との呼称を使用する。

*101 Moulton(1986) 参考文献082 を参照。

*102 Bertland, Duflo and Mullainathan(2004) 参考文献083 を参照。

*103 Donald and Lang(2007) 参考文献084 を参照。

*104 Amemiya(1978) 参考文献079 を参照。

分布に従う効率的推計を行うためにはグループ間で誤差の分散が等しいなどの特別な条件が成立していることが必要であることなどを論証している。

Hansen(2007)^{*105}は、上記Moulton(1986)及びBertland他(2004)の結果を受けてパネルデータなどにおける典型的な2種類の系列相関の問題((a)Moulton(1986)などが指摘した対象内のグループの影響による系列相関及び(b)政策措置など処置の効果の時系列での影響による系列相関)の両方に対応可能な実行可能一般化最小二乗法(FGLS: Feasible Generalized Least Square)による推計手法を提唱している。具体的にはAmemiya(1978)の手法を応用して最初に個別効果部分を最小二乗法(OLS)で推計し組織・時系列効果部分を一般化最小二乗法(GLS)で推計した上で、上記Solon(1984)の方法に倣い係数への自己相関(AR(n))による影響部分を別途推計することにより、系列相関による偏差を補正する方法を提唱している。具体的には上記Bertland他(2004)が用いた手法に基づき米国のCPS-MORGデータを用いた擬似的な政策措置に当該新たな手法を適用した結果をMonte-Carlo法により検証し、最小二乗法(OLS)では40%近くあった誤検出を当該一般化最小二乗法(GLS)を用いた二段階補正推計法により6~7%に低減できることを実証している。

2) 処置効果の対象毎の安定性(SUTVA)に関するもの

Rubin(1980・1986)^{*106}は、Fisher(1935)^{*107}による実験計画法に関する議論において2種類の異なる処置によるランダム化を用いた比較実験の結果から処置効果を推計する際に必要な前提条件として、処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)について詳細に説明している。特にRubin(1980)においては当該条件についてFisher(1935)による「ある処置がこれを受けた対象の観察指標に生じる効果は単一で安定しており複数の効果が生じないこと」という条件を充足するためには必然的にCox(1958)^{*108}による「処置の影響が対象間で独立であること」という条件により他の対象を介した間接的影響による効果の不安定性を遮断する必要があること及びNeyman(1935)^{*109}による「処置の内容が単一であり複数の種類が存在しないこと」という条件により処置と観察指標の関係が一对一对応であることが確保される必要があることの両方が同時に充足される必要がある点を説明している。当該2つの内容からなる処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)が成立することを与件として、ランダム化による実験が分析対象観察指標(の期待値・平均値)と処置の選択との独立性(CIA・CMIA)を保証し、比較の結果を統計的に検定することによって処置効果が推計できることを述べている。

Halloran and Struchiner(1991・1995)^{*110}は、免疫学の分野において感染性の疾病への予防接種など他者への措置が二次的な影響を介して観察対象者に影響を与える場合があることを考慮した上で、Rubin(1980)の処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に関する考え方を基礎としてこれを拡張し処置効果を「直接効果」と「間接効果」に区分した評価の枠組みを提唱している。具体的には処置群・対照群に加えて直接的に処置の対象ではない

*105 Hansen(2007) 参考文献085 を参照

*106 Rubin(1980) 参考文献089 及び 同(1986) 参考文献090 を参照。

*107 Fisher(1935) 参考文献086 を参照。

*108 Cox(1958) 参考文献088 を参照。

*109 Neyman(1935) 参考文献087 を参照。

*110 Halloran and Struchiner(1991) 参考文献091 及び 同(1995) 参考文献094 を参照。

が二次的な影響を受け得る群を用意し、処置群と当該群との比較により「直接効果」を識別し当該群と(全く二次的影響を受けていない)対照群との比較により「間接効果」を識別するという方法論について説明している。

Jones(1992)^{*111}は、社会学の分野で著名な1927～32年に米国で実施された"Hawthorne"実験の原データを用いて、観察対象であった5名(及び途中交替3名)の産出量を系列相関(NEAA)及び対象間の相互作用(SUTVA)などの条件が成立しない可能性を明示的に考慮した操作変数(IV)推計など3通りの時系列モデルを用いて再計測し、外形的な産出量の増加の観察のみを基礎に当時一般に認識されていた個人を対象とした労働条件・労働環境の変更・改善と観察者の期待感の影響によって生産性が向上する"Hawthorne"効果が本当に存在したか否かを検証している。当該検証の結果"Hawthorne"実験は対照群を伴わない処置群のみの時系列比較である点や試料数が5しかない点を考慮する必要はあるものの、系列相関及び対象間の相互作用を考慮した条件下で計測した場合には観察対象であった5名の産出量の向上は有意なものとは言えず、また残差分析の結果も当該結果を覆すに至らないものであり当該効果の存在は統計的に見て確認できなかったことを報告している。

Manski(1993)^{*112}は、SUTVAが成立せず分析対象が政策措置など処置により他の対象・組織から影響を受ける「社会効果:"Social effects"」を処置群の内部組織による「内部効果:"Endogenous"」、外部の対象・組織による「外部効果:"Exogenous(Contextual)"」及び処置群の特性が本質的に類似していることによる「共通効果:"Common"」に3分類した上で、これらが相互に識別可能となる条件について幾つかの回帰分析モデルを用いて議論している。当該議論の結果から、一般に「社会効果」の存在の有無自体は識別が可能であるが、特に横断面分析の場合にその3つの内訳が識別できるためには多数の前提条件が必要であり一般には非常に困難である点を説明している。具体的に、例えば対象が処置群内の組織毎の挙動の平均値に影響されるとする「内部効果」は、分析側が処置群内の組織の構成を予め把握しており当該内部組織を規定する因子"X"と観察指標に直接的な影響を与える外部因子"Z"が互いに直接の関数関係になくかつ統計的に独立でもない中間的な「緩い」相関関係にある場合においてのみ他の効果から識別が可能であることを論証している。

Glaeser他(1996)^{*113}は、米国の都市別・種類別での犯罪発生率の分析において犯罪者間での社会的交流が存在し犯罪発生率に影響を与えている効果を考慮したモデルを構築し複数時点での横断面分析データを用いた分析を行っている。当該分析の結果から米国での都市・犯罪種類別での犯罪発生率の分析において観察されるランダムな選択による分散と比べて非常に大きな分散は犯罪者間での社会的交流による正の二次的効果に起因するものであり、特に「大都市」・「若年層」・「自動車盗や窃盗などの比較的軽微な犯罪」の条件下で当該二次的効果により顕著に分散が大きくなっていることを実証的に示している。更に当該分散の大きさと失業率など他の社会統計との照合から都市別の片親家庭の比率が犯罪者間の社会的交流による効果と高い相関にありこれを増幅している可能性について述べている。

Heckman他(1998)^{*114}は、複数世代の賃金に着目した一般均衡モデルを構築し大学教

*111 Jones(1992) 参考文献092 を参照。

*112 Manski(1993) 参考文献093 を参照。

*113 Glaeser, Sacadote and Scheinkman(1996) 参考文献095 を参照。

*114 Heckman, Lochner and Taber(1998) 参考文献096 を参照。

育を受けた労働力の供給量の変化による一般均衡を介した賃金への二次的影響を評価可能とした上で、大学の授業料助成政策が卒業生の賃金に与える効果について分析し、当該一般均衡を介した二次的影響を無視して通常の横断面前後差分析(DID)で評価した場合と当該二次的影響を一般均衡モデルを併用して考慮した上で評価した場合の結果比較を行っている。当該比較の結果、授業料への助成政策の賃金への影響を通常の横断面前後差分析(DID)のみで評価した場合に比べて一般均衡モデルを併用し二次的影響を考慮した場合では長期的に1桁小さい効果が生じるに過ぎないと評価され、大学の授業料助成政策においては進学率の増加と労働力の供給量の増加が生じる二次的影響を考慮した長期的な政策評価が必要であることを述べている。

Glaeser他(2002)^{*115}は、政策措置の効果を評価する対象の間での社会的交流などの二次的影響によって「社会的乗数」が存在する場合には経済統計などの集計値の動向と個別対象の挙動は必ずしも一致せず、特に正の社会的乗数や戦略的補完性が存在する場合に問題が顕著である点について議論している。具体的に上記Glaeser(1998)他の先行研究での結果を基礎として、学歴と賃金、犯罪発生率と都市人口及び大学寮の同室者間での成績の3つの場合について社会的乗数を推計している。

Angrist and Lang(2002・2004)^{*116}は、米国の多くの州で行われている公立学校での人種融和化政策の一つであるマサチューセッツ州ボストンでの"METCO"政策に基づき、黒人・アジア人系生徒が所属学区以外の白人主体地域の学校へ越境入学できる制度について、1994～2000年の公立学校学力試験(MCAS)の結果を試料として用い、当該METCO制度により転校した非白人の生徒の成績への影響や当該生徒を受入れた学校の他の生徒の成績への二次的影響("Peer effect")の有無を分析している。METCOによる生徒の受入校のMCASの成績と全米平均との乖離をMETCO生徒受入数などの説明変数とした最小二乗法(OLS)により分析した結果や学級別1クラス当生徒数などを操作変数とした回帰分析の結果から、METCO制度の対象となった生徒は有意に学力及びその向上率が高いが、METCO受入校の他の生徒への二次的影響についてはMETCOの対象でない地元の黒人女子生徒の小学校での成績の一部で有意な負の影響が見られるのみであり地元の白人・アジア人の男子や中高等学校の生徒などMETCOによる生徒の受入校側の大部分の生徒において有意な二次的影響が見られなかったことを報告している。

Duflo他(2003)^{*117}は、米国での雇用者の退職貯蓄・年金制度(TDA)の選択に関する雇用者間での情報交換や社会的交流の影響を評価するため、ランダム化の手法を用いた社会実験を実施し結果を分析・評価している。具体的には、ある大学の職員に対する退職貯蓄・年金制度の説明会について説明を行う部局と全く行わない部局をランダム化して設定し、更に説明を行う部局のうち説明会に招待する職員をランダムに選択した上で、説明を行う部局内での招待職員と非招待職員の間で情報交換や社会的交流が存在すると仮定してこれらの3群(説明学部招待職員・同非招待職員・非説明学部職員)間での説明会前後での制度加入率を比較した分析を実施し雇用者間での情報交換や社会的交流の影響による効果を定量的

*115 Glaeser, Sacerdote and Scheinkelman(2002) 参考文献097 を参照。

*116 Angrist and Lang(2002) 参考文献098 及び(2004) 参考文献100 を参照。

*117 Duflo and Saez(2003) 参考文献099 を参照。当該 Duflo and Saez(2003)が用いた方法論は前述の Halloran and Strichiner(1995)(参考文献091・094)が議論・提唱した方法論と全く同じものであるが、大変奇妙なことにこの研究では他の文献と異なりこれらの先行研究の引用・参照などがどこにも行われていない。

に評価したとしている。

Miguel and Kremer(2004)^{*118}は、ケニアのビクトリア湖岸にあるブシア地方の小学生への寄生虫駆除薬の投与が登校率や成績に与える影響を分析する際、寄生虫卵の人による媒介など生徒間・学校間での二次的影響を考慮せず生徒個人をランダム化して処置群・対照群を設けている既存の多くの分析と異なり、生徒間・学校間での人の交流による二次的影響を念頭に学校単位でランダム化し相互の地理的距離が異なる処置群・対照群を複数用意した実験的手法による分析を行っている。具体的には、同地方の75の小学校をランダムに25校ずつ3群に分けて段階的に駆除措置を実施し、駆除措置実施済の学校を処置群とし未実施の学校を対照群とした直接的効果の推計を行うとともに、駆除措置実施済の学校からの距離に基づく二次的影響を考慮した未実施の学校への間接的効果の推計を行っている。当該結果から寄生虫駆除薬の投与による措置は直接的・間接的効果により罹患率を約20%低下させ登校率を約7%改善(不登校率を約25%削減)する影響があり、食費補助など他の対策と比べても費用対効果の高い非常に有効な登校率改善対策であったと評価できるが、当該対策の学力への影響については有意な影響は確認できなかったと報告している。

Rubin(2005)^{*119}は、Rubin因果モデル(RCM)を用いた処置効果評価についての起源からその展開・応用についてFisherとNeymanによる文献から確認できる考え方を基礎として詳細に解説している。当該解説において処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)と観察指標(の期待値・平均値)と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性(OVLA)の3つの前提条件が充足されることが必要であると、更に処置効果の対象毎の安定性(SUTVA)については対象間での二次的影響による効果の不存在性と処置の単一種類性の2つの条件に分解されとしている。またRCMにより処置効果評価を行う考え方についてはFisherの考え方に基づく対象別の観察指標の特定・識別による評価よりもNeymanの考え方に基づく同一対象への「処置が行われた場合と行われなかった場合の潜在的観察指標の比較」の方が概念的に近い点を述べている。

Sobel(2006)^{*120}は、米国で実施された都市部貧困層への郊外住宅移転補助("MTO: Moving To Opportunity")政策に関する分析を基礎として、移転補助を受けた対象者が補助を受けられなかった近隣の対象者との間で人種・血縁・交友などの人間関係に伴う相互作用がありSUTVAが成立しない場合の評価上の問題について議論している。仮にSUTVAを前提条件から外し成立たないとした場合、試料がランダム化により選定されていた場合であっても処置群と対照群の観察指標の差などの指標は処置群への直接的な政策措置の効果と対照群への間接的な政策措置の効果の差でしかなく政策措置の効果を示すものではないことを論証している。当該結論に基づき、Halloran and Struchiner(1995)を参考に複数の群を用意し群及び対象をランダム化により選定して処置群の中の一部の対象にのみ政策措置を講じ対象間での相互作用を限定した上で間接効果を分離して推計する方法により問題が解決できる可能性を述べている。

Rosenbaum(2007)^{*121}は、統計学で良く用いられるランダム化とSUTVAの関係につい

*118 Miguel and Kramer(2004) 参考文献101 を参照。

*119 Rubin(2005) 参考文献102 を参照。

*120 Sobel(2006) 参考文献103 を参照。

*121 Rosenbaum(2007) 参考文献104 を参照。

て議論し、通常の試料のランダム化による試料選択偏差低減のための対策は、対象間に何らかの相互作用がある場合には偏差のない結果の推計に何ら寄与しない点について著名な統計的実験の例や幾つかの統計量での結果の反転の例を用いて説明している。他方、対象間に何らかの相互作用がありSUTVAが成立たない場合であっても、評価の概念において「効果の有無」と(相互作用の影響による)「処置群・対照群間の相対的効果の有無」を明確に識別した上で、変数の類似化("Balancing")による方法など特定の統計分布に依存しない形態でのランダム化試験を適用し推計の精度を向上させることにより、政策措置の効果の程度や信頼区間に関する情報を得ることが可能な場合があることを述べている。

Hudgens and Halloran(2008)^{*122}は、上記Halloran and Struchiner(1991,1995)を基礎として、SUTVAが成立せず一部の対象への措置が他の対象に影響を与える場合であっても偏差を生じない一般的な処置効果の実験的手法による推計方法を提唱している。試料の準備段階において処置群・対照群の選択と処置群の中で処置をする対象の選択をそれぞれランダム化した上で、処置群・対照群の間では相互作用が生じないように措置し、ランダムに選定された処置群の一部対象についてのみ処置を行った条件下で、処置群の中で処置を受けた対象と処置を受けていない対象との観察指標の差を「直接効果」、処置群の中で処置を受けていない対象と対照群の対象との観察指標の差を「間接効果」として識別し実測する手法を提唱している。また当該手法により推計される各効果の分散を推計し効果の検定を行う方法について説明している。更に上記Sobel(2006)が議論した郊外住宅移転補助(MTO)などの問題への当該手法の応用について議論している。

Nickerson(2008)^{*123}は、2002年の米国での選挙における投票行動への直接的効果と世帯を介した間接的効果を調査するため、デンバー市とミネアポリス市における下院議員選挙への投票を勧奨する広告と廃棄物リサイクルを勧奨する広告をそれぞれランダムに200～300件ずつ戸別配布し、投票勧奨広告を受領した者とその世帯同居者(処置群)とリサイクル勧奨広告を直接受領した者とその世帯同居者(対照群)の投票率を比較する社会実験を実施している。当該実験の結果、戸別訪問で投票勧奨広告を受領した世帯においてはリサイクル勧奨広告を受領した世帯と比較して直接受領者で+10%その世帯同居者で+6%程度の投票率の増加効果が観察され、世帯内での情報交換を介した間接的な投票行動の増加効果が発生していたことを実証している。

VanderWheele(2009)^{*124}は、SUTVAの一部であり免疫学の分野で多用されている措置の一貫性に関する前提条件"Consistency Assumption"(処置の内容が一種類であること)について、"No interference"や"Ignorability"など他の前提条件との論理的関係を議論し、当該前提条件を政策措置の効果の均質性条件と政策措置実施による効果の一貫性条件の2つに分離することを提案している。また、当該分離された前提条件を基礎として、処置群の中に条件に整合しない対象が存在する場合にこれらの対象を隔離して扱う方法や、政策措置の効果が確率的過程に従って発現すると仮定した分析を行う方法について議論している。

*122 Hudgens and Halloran(2008) 参考文献105 を参照。

*123 Nickerson(2008) 参考文献106 を参照。

*124 VanderWheele(2009) 参考文献107 を参照

Sinclair他(2012)^{*125}は、上記Nickerson(2008)及びHudgens and Halloran(2008)を参考として、個人・世帯・近隣地域の多階層の処置群を用意した多階層化実験により、SUTVAが成立せず一部の個人への措置が他の個人に影響を与え得る場合での「直接効果」「世帯内での間接効果」「近隣住民との間接効果」を識別する方法を社会実験により試行している。具体的には、2009年4月の米国イリノイ州での補欠選挙において投票行動を促進する手紙を郵便番号・世帯・個人をランダムに識別し実験設計した上で7.1万通送信し、手紙を受け取った本人(直接効果)、本人は受取っていないが他の世帯内個人が受取った人(世帯内での間接効果)及び本人・世帯内個人は手紙を受取っていないが同一郵便番号の近隣住民の多くが受取った人(近隣住民との間接効果)別などに区分して投票率を調査し、直接効果及び世帯内での間接効果は有意に正であったが、近隣住民との間接効果は有意ではなかったことを報告し、当該多階層化実験の手法により「社会効果」などの間接効果を詳細に調査することが可能であることを述べている。

Laffers and Mellace(2016)^{*126}は、免疫学での先行研究の例(VanderWheele(2009))での前提条件の分離による議論を参考としてSUTVAを2つに分離した上で、離散的選択問題においてSUTVAの一部を満たしていない試料が部分的に混在している場合での通常の横断面前後差分分析(DID)などが信頼できる混在範囲の問題を検討している。当該検討の結果から誤差が処置群・対照群の間で独立であるとするSUTVAの一部が潜在的に満たされない試料が混在している場合に当該混在率との関係で信頼できる範囲についての定量的な条件を導出し、更に当該範囲に関する議論の結果から当該条件を著名な横断面前後差分分析(DID)の事例である米国での職業訓練の事例やコロンビアでのランダムに給付される私学助成金の事例に当てはめて具体的に結果が信頼できる混在範囲を推計し当該範囲を推計する手法の有効性を実証している。

*125 Sinclair, McConnel and Green(2012) 参考文献108 を参照

*126 Laffers and Mellace(2016) 参考文献109 を参照。

1-3. 本研究の構成・研究方法と先行研究との関係

本節においては、本研究の構成と研究方法についてその概略を説明し、1-2で説明した関連する主要な先行研究と本研究との共通点・相違点などの関係について説明することにより本研究の位置づけを明らかにする。

1-3-1. 本研究の構成と研究方法

1) 本研究の2つの目的(再掲)

1-1で述べたとおり本研究の目的は2つであり、第一の目的は実際の中央・地方行政の現場における政策評価への応用を念頭として、統計学・計量経済学・計量社会学など広範な分野の先行研究について、横断面前後差分析(DID)のための処置効果評価の前提条件と対策措置に焦点を当てた実用的な先行研究調査を行い、必要な前提条件とその意味を整理・検討するとともに、前提条件の充足を確認しつつ偏差のない推計を実現するために必要な統合的・標準的手順を開発・整備することである。第二の目的は、横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の前提条件と対策措置のうち特に処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に焦点を当て、政策措置など処置の二次的影響による効果が対照群に及んでいる場合など当該条件が成立していない可能性がある場合の検出手法・対策手法などの対応方策を新たに開発し、実際に当該SUTVA条件が問題となる福島県産農産物の東京都中央卸売市場などでの福島第一原子力発電所事故による風評被害の影響を事例として実用性の確認を行うことにより、横断面前後差分析(DID)による処置効果評価を用いた推計の応用範囲を拡大することである。

2) 本研究の構成と研究方法

当該目的を達成するため、本研究は以下の構成及び研究方法により議論を展開するものとする。

第1章においては、本研究の背景・目的について説明するとともに、統計学・経済学・社会学などの分野における主要な先行研究の概要を紹介し、更に本研究の構成と研究方法を説明し先行研究との関係を説明することにより本研究の位置づけを明らかにする。

第2章においては、固定効果モデルなどの簡単なモデルを枠組みとして用い横断面前後差分析(DID)などの基本的な推計の仕組みと偏差・誤差の問題について考察するとともに、第1章における先行研究における議論・事例を帰納的に考察することにより横断面前後差分析(DID)による処置効果の推計が成立する前提条件や注意を要する偏差・誤差の問題とその回避方策について整理・議論する。具体的には固定効果モデルを用いた横断面前後差分析(DID)などの一般的推計結果と第1章における先行研究から前提条件に関連する論点を帰納的に抽出・整理した結果を対比・照合することにより、横断面前後差分析(DID)において起こり得る偏差・誤差を回避・局限するために必要な前提条件の内容や考えられる対策措置及び問題の検出・検定手法について整理・再検討する。また、前提条件のうち並行推移性条件についての階差試料への展開や系列相関の不存在条件についてのMonte-Carlo法を用いない異時点の試料のみを用いた簡易な系列相関の検定手法など、実用的な横断面前後差分析(DID)の応用手法について説明する。

第3章においては、第2章での前提条件に関する整理・議論を基礎に、横断面前後差分析(DID)の前提条件のうち対象間での二次的影響による間接的效果により処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)の一部が成立しない状況において、時系列回帰分析により処置群

以外の対象に対する処置の二次的影響による間接的効果の有無を識別・特定し、偏差を補正した政策措置効果の推計を可能とする一連の新たな対策手法について説明する。具体的には、処置効果の対照毎の安定性条件に関し対照群への政策措置の二次的影響による間接的効果について、対照群の対象を1つだけ用いた前後差分析(BA)と横断面前後差分析(DID)の比から時系列回帰分析によりその大きさを推計できることを示し、更に当該間接的効果の推計値を用いて対照群を二次的影響による間接的効果の有無に基づいて再選別することにより当該間接的効果による偏差のない処置群平均処置効果(ATET)が推計可能であることを示し、これらを統合した一連の新たな対策手法について説明する。

第4章においては、具体的事例として東京都中央卸売市場などにおける福島県産農産物の福島第一原子力発電所事故による風評被害の影響を政策措置と見なした実証試験を行い、第3章で開発した新たな対策手法の有効性とその実用上の問題点を定量的に確認する。具体的には福島県産和牛肉の東京都中央卸売市場における取引数量・価格及び福島県中通産コシヒカリの卸取引価格について、当該事故を処置と見なした数量・価格の横断面前後差分析(DID)と第3章で説明した新たな対策手法による分析を実施し、当該結果を比較対照することによって新たな対策手法の有効性とその実用上の問題点について議論する。

第5章においては、上記第2章から第4章の結果について再度整理するとともに、当該結果に基づいて処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)の一部が成立しない可能性がある状況下で横断面前後差分析(DID)を行う際の標準的な分析手順のあり方と今後の課題などについて考察する。

1-3-2. 処置効果評価に関連する主要な先行研究と本研究の関係(1) 横断面前後差分析(DID)に関する前提条件の整理と対応方策・手順の考察

1-1-4において既に述べたとおり本研究は(1)処置効果評価における横断面前後差分析(DID)に関する前提条件の整理と対応方策・手順の考察及び(2)前提条件のうち処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)などに問題を生じる場合の対応方策の開発及び実証の2つの目的・内容を持つものであり、以下当該目的・内容順に1-2で述べた主要な先行研究と本研究の共通点・相違点などの関係について説明する。

本研究の第一の目的である処置効果評価における横断面前後差分析(DID)に関する前提条件の整理と対応方策・手順の考察については、1-2での先行研究のうち主として1-2-1及び1-2-2で概要を紹介した先行研究と深く関連している。

1) 処置効果評価に関する先行研究・事例調査に関する先行研究との関係

1-2-1で概要を紹介した処置効果評価に関する先行研究については、統計学・経済学・社会学など分野を問わずその大部分が横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価の全般的な手法に関する調査研究(Winship and Morgan(1999), Sobel(2000), Imbens and Wooldridge(2009)^{*127}など)であり、また多くがRubin因果モデル(RCM)を基礎としてその応用・展開事例を手法別に説明する形態をとっている。これらの調査研究では本研究同様に横断面前後差分析(DID)についても説明があるものの概略的な説明にとどまっており本研究のような当該手法に特化して掘下げた説明は行われていない。また主要な先行研究・事

*127 Winship and Morgan(1999) 参考文献009, Sobel(2000) 参考文献011 及び Imbens and Wooldridge(2009) 参考文献004 を参照。

例調査では本来は学術的分野を横断的に扱うべきであるが、これらの調査研究では重大な論点の見落しの危険があるにもかかわらず特定の学術的分野に限定的な調査を行っているものがある。本研究においてはRubin因果モデル(RCM)を基礎とする点において主要な先行研究・事例調査の基本的考え方を踏襲するものであるが、横断面前後差分析(DID)の推計に必要な前提条件の整理においてこれら処置効果評価の全般的手法に関する主要な調査研究を参考とし、学術的分野を横断的に捉えて調査研究の対象とする点が大きく異なっている。

他方で特定の手法を対象とした先行研究・事例調査は稀少であり、マッチングに着目したStuart(2010)^{*128}及び本研究と同様に横断面前後差分析(DID)に着目したLechner(2010)^{*129}の2例が挙げられる。

本研究に最も類似した先行研究・事例調査は横断面前後差分析(DID)に特化したLechner(2010)の調査研究であるが、当該調査研究はRosenbaum and Rubin(1983)^{*130}などの先行研究で述べられている前提条件を演繹的な視点から大幅に改変してしまったため却って一般的理解が困難となり多くの問題を惹起している点が指摘できる。例えば提示されている各前提条件は出典が明示されておらず他の先行研究との整合性が不明であること、Rubin因果性モデル(RCM)の前提条件などとの関係が説明されておらず提示されている各前提条件の解釈に困難な面があること、各前提条件の意味・効果について論理式で説明が行われ偏差・誤差についての説明が殆どなく実用性に問題があること、前提条件と応用事例が別々に説明されており一貫性・統一性に欠けることなどの問題が指摘でき、先行研究での前提条件などを帰納的に整理・議論することを企図する本研究とは調査研究の方法論が全く異なっていると考えられる。

2) 処置効果評価の基本的原理・手法に関する先行研究との関係

1-2-2で概要を紹介した処置効果評価の基本的原理・手法に関連する多数の先行研究については、操作変数(IV)を用いた時系列回帰分析やマッチングによる対照群の選別などの手法に関連して、観察指標と処置の選択との独立性(CIA・CMIA)など特定の論点について問題点の指摘や解決方策・改善手法の提示を目的としたものである。これらの先行研究は特定の論点に焦点を当てた深い議論を目的とするものであるため、本研究における横断面前後差分析(DID)上の問題点と共通する論点については非常に参考とはなるものの、横断面前後差分析(DID)の推計に必要な前提条件の整理を目的とするものではなく、本研究とは本質的な目的が異なっているものと考えられる。

1-3-3. 処置効果評価に関連する主要な先行研究と本研究の関係(2) 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)などに問題を生じる場合の対応方策の開発及び実証

本研究の第二の目的である横断面前後差分析(DID)に関する前提条件のうち処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)などに問題を生じる場合の対応方策の開発及び実証については、1-2での先行研究のうち主として1-2-3で概要を紹介した先行研究と深く関連している。

*128 Stuart(2010) 参考文献016 を参照。

*129 Lechner(2010) 参考文献014 を参照

*130 Rosenbaum and Rubin(1983) 参考文献019 を参照。

1-2-3で概要を紹介した処置効果評価の誤差・偏差問題に関連する先行研究^{*131}については、大きく(a)誤差の系列相関の不存在生条件(NEAA)に関するもの及び(b)処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に関するものに分類される。

1) 誤差の系列相関の不存在生条件(NEAA)に関する先行研究との関係

誤差の系列相関の不存在生条件(NEAA)に関する先行研究では、Bertland他(2004)^{*132}を始めとしてほぼ例外なく誤差に関する問題の検出・検証において"Bootstrap"法などMonte-Carlo法を応用した数値シミュレーションが用いられている。コンピュータの性能向上や分析ソフトウェアの高度化によりこの10年で状況は大きく改善しているものの、なおMonte-Carlo法を用いた分析は政策評価の手法として官公庁の現場で簡単に利用可能な手法とは言難い状況にある。本研究においては先行研究とは異なり横断面前後差分析(DID)の場合に例外的に適用できる「Monte-Carlo法を用いない」簡単な系列相関の確認手法を開発・提唱している。

2) 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に関する先行研究との関係

処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に関する先行研究は更に(b-1)実験的手法を用いたもの及び(b-2)統計的(非実験的)手法を用いたものに分類される。

前者の実験的手法を用いた先行研究としてはHalloran and Struchiner(1991・1995)^{*133}による理論的枠組み提唱以降の多くの先行研究(Miguel and Kremer(2004)、Nickerson(2008)^{*134}など)が当該枠組みを応用して処置やその二次的影響の程度が異なる複数の群を用いた実験による結果を基礎としており、二次的影響の存在を考慮した上で偏差のない政策措置などの処置による直接的効果の評価を目的とするものである。これらの実験的手法による先行研究は処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)に関する対応方策を考える上では非常に参考になるものの事後分析による統計的(非実験的)手法を取扱っている本研究とは研究対象及び研究方法が異なっている。

後者の統計的(非実験的)手法を用いた先行研究の例は稀少であり、Jones(1992)、Glaeser他(1996)、Angrist and Lang(2002・2004)^{*135}などが挙げられる。ところがこれら統計的(非実験的)手法を用いた先行研究は、全て政策措置など処置による直接的効果の評価自体を第一義的な目的としたものではなく、操作変数(IV)による時系列回帰分析などを用いて二次的影響による間接的效果そのものの存在・不存在の検出・検証を目的としたものとなっている。具体的にはJones(1992)は社会学分野で著名な"Hawthorne"実験での労働生産性の二次的影響の有無の検証、Glaeser他(1996)は若年層犯罪における犯罪者間の交流による二次的影響の有無の検証・推計、Angrist and Lang(2002・2004)では公立学校の人種融和政策による学生の越境入学による地元学生の学力への二次的影響の有無の検証が各先行研究の分析対象となっている。

*131 主要な先行研究のうち、観察指標の処置の選択との独立性(CIA・CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性(OVLA)など処置効果評価の基本的前提条件の抵触に起因する偏差・誤差の問題を扱ったものについては1-2-2に分類している。

*132 Bertland他(2004) 参考文献083 を参照

*133 Halloran and Struchiner(1991) 参考文献091 及び (1995) 参考文献094 を参照。

*134 Miguel and Kremer(2004) 参考文献101 及び Nickerson(2008) 参考文献106 を参照。

*135 Jones(1992) 参考文献092, Glaeser他(1996) 参考文献095 及び Angrist and Lang(2004) 参考文献100 を参照。

またJones(1992)及びGlaeser他(1996)では他の先行研究などにより分析対象の観察指標に二次的影響が存在することが予め想定されている対象に関する時系列分析又は比較分析という設定条件であり、特にAngrist and Lang(2002・2004)では政策措置など処置の対象(転入した学生)、二次的影響の存在する可能性がある対象(受入校の地元学生)及び二次的影響が存在しない対象(全米学生平均)が明確に区分できており各対象の観察指標が別々に観察できるという実験的手法とほぼ類似した「自然実験」の状況下での比較分析という設定条件となっている。本研究ではこうした特殊な設定条件を前提とはせず各対象への二次的影響の有無の事後的判別とその推計を主眼とした議論を展開している点が異なっている。更にこれらの先行研究は前述の通り二次的影響部分の存在自体を問題とするものであり、二次的影響部分を推計・補正して偏差のない政策措置など処置の効果を推計するという課題に取り組んだものは存在が確認できない。

従ってこれら統計的(非実験的)手法を用いた先行研究についても、本研究と同様に政策措置など処置の二次的影響を扱った研究ではあるものの、「自然実験」などの特殊な設定条件を前提としない一般的状況下において処置の二次的影響による偏差を考慮した処置効果の評価を目的とはしていない。従ってこれらの先行研究は本研究と比較した場合には目的とする政策措置などの処置の効果の分析対象及び設定条件が大きく異なっているものと考えられる。

2. 横断面前後差分分析(DID)における前提条件の整理

2-1. 横断面前後差分分析(DID)などの推計と偏差・誤差^{*136}

本節においては、計量経済学の分野で広く用いられている固定効果モデルなどの簡単な枠組みを用いて、横断面前後差分分析(DID)などの推計とこれに伴う典型的な偏差・誤差について説明し、当該推計が偏差などを生じないための前提条件や注意を要する問題点について整理・考察する。

2-1-1. 横断面前後差分分析(DID)などの説明に用いるモデル

(式2-1-1-1,-2参照)

1) 横断面前後差分分析(DID)などのモデルを用いた説明

最初に本研究において横断面前後差分分析(DID)などの推計の仕組みを説明し偏差・誤差について議論するために使用するモデルについて説明する。

複数の時点 t 及び複数の対象 i について、価格・数量など分析対象とする観察指標 $Y_i(t)$ が観察可能であって当該 $Y_i(t)$ が式2-1-1-1に示す固定効果モデルで説明されるものとする。

当該モデルは観察指標 $Y_i(t)$ の変動を説明する相互に独立な影響因子・条件が対象毎に全て特定され $X_i(t)$ として観察可能である場合には、更に式2-1-1-2のように書直すことができ、パネルデータ分析などの時系列回帰分析によって処置効果評価を行うことが可能^{*137}である。従って、本節における横断面前後差分分析(DID)などの説明は、当該時系列回帰分析に必要な影響因子・条件 $X_i(t)$ が判明していない乃至は容易に観察できない場合の議論であると位置づけられる。

横断面前後差分分析(DID)などについて固定効果モデルを用いて議論することは、理論モデルを用いて議論した場合と比べて一般性を失う「モデルの特定化」を行うこととなるが、計量経済学の分野において固定効果モデルはパネルデータ分析などにおいて広範に用いられているモデルであり、これを用いた議論によって失われる一般性は限界的なものである^{*138}と考えられる。

2) 固定効果モデル

式2-1-1-1は時系列分析の一種であるパネルデータ分析における固定効果モデル^{*139}と同じものであり、分析の対象とする観察指標 $Y_i(t)$ が対象毎に固有の定数項 Y_{ic} 、共通の時間変動部分 $Y_a(t)$ 及び対象毎に固有の時間変動部分 $Y_{bi}(t)$ で説明され、更に政策措置 F など処置が実施された後の時点については政策措置など処置の効果 $Y_{Fi}(t)$ が処置群のうち処置を

^{*136} 本節2-1及び次節2-2の説明においては参考文献001から005の各文献を参考とした。本研究においては、説明上の都合から数式や前提条件の記載方法や説明順序などを大幅に変更し統一していることに注意。

^{*137} 一般にこのような条件を満たす説明変数を全て特定し観察することは非常に困難である。

本研究では横断面前後差分分析(DID)に焦点を当てた説明を行うが、時系列回帰分析を行う場合であっても処置効果評価の前提条件はその大部分が共通である。

^{*138} 実際に1-2-2 2)で紹介した操作変数(IV)を用いた処置効果評価の推計に関する先行研究はその大部分が固定効果モデルを用いた時系列回帰分析の事例であり、本研究のみが特異なモデルを用いている訳ではない。

^{*139} パネルデータ分析においては固定効果モデルの他に変量効果モデルが用いられるが、変量効果モデルは"式201"における定数項を対象 i 全体に共通な Y_c とし、当該共通的な定数項 Y_c と共通的な時間変動 $Y_a(t)$ 以外の変動を全て誤差項で説明した場合に該当する。横断面前後差分分析(DID)などの説明において変量効果モデルを用いた場合は固定効果モデルを用いた場合の特殊な例に該当し問題点の説明には殆ど寄与しないため当該モデルを用いた場合の説明を捨象する。

受けた対象*i*に生じ、残余が誤差 $\epsilon_i(t)$ で表されると考えるモデルである。

当該モデルにおいて政策措置Fなど処置が実施される前の時点 $t-s$ ^{*140}においては処置の効果は存在せず、政策措置Fなど処置が実施された後の時点 $t+u$ において政策措置による処置の効果 $Y_{Fi}(t+u)$ が発生し観察可能であると考ええる。

本章における説明においては政策措置Fなど処置の内容は1種類であり他の項とは相関がなく独立であると仮定する。更に説明の便宜上、当該固定効果モデルにおいて定数項 Y_{ic} 、共通・固有の時間変動部分 $Y_a(t)$ 及び $Y_{bi}(t)$ は相互に独立である^{*141}と仮定する。

3) 固定効果モデルの各項の意味

具体的に、分析対象とする観察指標 $Y_i(t)$ が何かの財の価格である場合を例として各項の意味について説明する。

観察指標 $Y_i(t)$ を産地*i*からの当該財の価格であるとする、定数項 Y_{ic} は当該産地からの当該財の品質や定評などに基づく産地*i*に固有の価格水準に該当し、共通的な時間変動部分 $Y_a(t)$ は需要全般の増減や国際市況の変動など当該財に共通の価格変動要因に該当することとなる。他方で個別的な時間変動部分 $Y_{bi}(t)$ は天候不順や地域紛争など当該産地*i*に固有の問題であって分析対象とする政策措置F以外の問題に起因した価格変動要因に該当する。

当該財に課税や補助・数量規制などの政策措置Fを実施した場合に、結果として発生する価格への影響である処置の効果 $Y_{Fi}(t)$ に該当する。政策評価における分析の多くは実測される観察指標 $Y_i(t)$ の変動から政策措置による処置の効果 $Y_{Fi}(t)$ を他の項から分離・識別することを目的とするものである。

[式2-1-1-1. 本研究で用いる固定効果モデル]

$$\begin{aligned} Y_i(t) &= Y_{ic} + Y_a(t) + Y_{bi}(t) + Y_{Fi}(t) + \epsilon_i(t) && \text{"式201"} \\ Y_i(t-s) &= Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s) && \text{(政策措置実施前) "式202"} \\ Y_i(t+u) &= Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) && \text{(政策措置実施後) "式203"} \end{aligned}$$

$t, t-s, t+u$	(一般的な)時間 t , 政策措置F実施前の時点 $t-s$, 政策措置F実施後の時点 $t+u$
$Y_i(t)$	時点 t における対象 <i>i</i> での分析対象とする観察指標 (観察可能)
Y_{ic}	対象 <i>i</i> 毎に個別的な定数項
$Y_a(t)$	時点 t における対象 <i>i</i> 全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t)$	時点 t における対象 <i>i</i> 毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t)$	処置実施後の時点 t における対象 <i>i</i> での政策措置Fの効果 (処置実施前においては0)
$\epsilon_i(t)$	時点 t における対象 <i>i</i> についての誤差項

[式2-1-1-2. 固定効果モデルの時系列回帰分析形式での表現]

$$Y_i(t) = Y_{ic} + \beta_a \cdot X_a(t) + \beta_b \cdot X_{bi}(t) + \delta(t) \cdot D_{Fi}(t) + \epsilon_i(t) \quad \text{"式204"}$$

$Y_i(t)$ 時点 t における対象*i*での分析対象とする観察指標 (観察可能)

*140 同様に以下本研究においては単に時点 t とした際には一般的な時点を意味し、時点 $t-s$ は政策措置Fの実施前、時点 $t+u$ は政策措置Fの実施後($s, u > 0$)を意味するものとする。

*141 これら変数と誤差の独立性や誤差相互の独立性を仮定していないことに注意。当該変数と誤差及び誤差相互の独立性に伴う問題が本研究の焦点の一つである。

Y_{ic}	対象 <i>i</i> 毎に個別的な定数項
$X_{a(t)}$	時点 <i>t</i> において対象 <i>i</i> 全体に共通的に影響している因子・条件（特定・観察可能）
β_a	因子 $X_{a(t)}$ が分析対象観察指標に与える影響の係数
$X_{bi(t)}$	時点 <i>t</i> において対象 <i>i</i> 毎に個別的に影響している因子・条件（特定・観察可能）
β_b	因子 $X_{bi(t)}$ が分析対象観察指標に与える影響の係数
$DF_i(t)$	時点 <i>t</i> における対象 <i>i</i> の処置実施有無のダミー変数（実施="1", 未・非実施="0"）
$\delta(t)$	$DF(t)$ の係数（政策措置 <i>F</i> が処置対象に平均的に与えた効果）
$\epsilon_i(t)$	時点 <i>t</i> における対象 <i>i</i> についての誤差項

式注）簡略化のため有得べき自己相関項(AR)又は移動平均項(MA)は記載していないことに注意。

2-1-2. 処置効果の推計と偏差・誤差(1) 横断面分析

(図2-1-2-1、表2-1-2-1及び式2-1-2-1参照)

1) 横断面分析の応用

横断面分析^{*142}は、政策措置などの処置が実施された後の特定の時点において、政策措置などの処置の対象となった処置群とそれ以外の対照群についてそれぞれ複数の対象に関する試料を用意し、分析対象とする観察指標の処置群と対照群の間での差異に着目して処置効果を推計する手法である。横断面分析の概念を図2-1-2-1に示す。

何らかの理由により分析対象とする観察指標が政策措置などの処置を実施した後の単一時点でしか得られない場合には、横断面分析を行うことが考えられる。例えば、該当する政策措置などの処置が実施される前において公的統計調査などが実施されていなかった場合や、実施されていても調査項目の連続性・該当性や試料数などが処置の実施後と比べて十分でなく比較に問題がある場合などがこれに該当する。

2) 横断面分析における偏差・誤差

横断面分析について固定効果モデルを用いた推計の結果を式2-1-2-1に示す。

処置群に選定され処置を受けた対象*i*($D_i, T_i=1$)の観察指標 $Y_i(t+u)$ が式205で表現され、対照群に選定され処置を受けていない対象*i*($D_i, T_i=0$)の観察指標 $Y_i(t+u)$ が"式206"で表現されると考えた場合、横断面分析による処置群及び対照群の観察指標の平均値の差は"式208"で表現される。

当該推計結果の偏差については、処置群と対照群での対象毎に個別的な定数項の平均値の差に相当する部分($\sum_i(Y_{ic})/m | D_i, T_i=1 - \sum_i(Y_{ic})/(n-m) | D_i, T_i=0$)及び処置群と対照群の対象毎に個別的な時間変動の平均値の差に相当する部分($\sum_i(Y_{bi}(t+u))/m | D_i, T_i=1 - \sum_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) | D_i, T_i=0$)で構成されている^{*143}ことが理解される。横断面分析では基本的に同一時点での観察指標を用いた推計を行うため、後者の個別的な時間変動($y_{bi}(t+u)$)に関連する部分も対象毎に個別的な定数と見なすこととなる。

当該推計結果の誤差については、処置群・対照群に固定効果モデルを当てはめた際のそれぞれの誤差の平均値の差に相当することが理解される。

当該推計結果が示すとおり、横断面分析において処置群及び対照群の選択などの際に何

*142 Cross section (-analysis), "CS" analysis に相当する。

*143 横断面分析において時間方向での偏差は直接的には観察できず、上記結果に時間方向の偏差が含まれていないが分析の結果に時間方向での偏差が潜在的に存在している可能性がある。次項2-1-3で述べる一時的時間変動への対策同様に、可能であれば次項同様に複数時点での横断面分析を行うことや横断面前後差分析(DID)を行うことが対策として考えられる。

の対策も講じない状態では、当該処置群及び対照群の平均値の差は政策措置などの処置の効果の平均値($\sum_i(YFi(t))/m$)に対して偏差・誤差が加わったものであり、当該結果が政策措置などの処置の効果であると推定できるためにはこれらの偏差・誤差が限りなく0に近くなっていると推定できることが必要である。

3) 横断面分析における偏差の問題と対策

仮に処置群及び対照群の試料数 m 及び $(n-m)$ が十分に大きい場合には誤差の部分については一定の前提条件の下で限りなく0に近いと見なすことができるが、上記の2つの偏差の部分についてはこのような推定は当てはまらない。

当該横断面分析に伴う偏差の問題を解りやすく説明すると、ある業界での原材料への課税(政策措置)と収益(観察指標)への影響の分析を例とすれば、横断面分析では課税の有無と無関係にそもそも存在している処置群・対照群の企業間での収益の平均値の差異分は推計結果の偏差としてそのまま残り、更に課税と無関係であるが個別的な要因(製品構成や輸出比率の相違など)による収益変化の平均値の差異分も推計結果の偏差としてこれに加わるということであり、仮に処置群及び対照群を大量に用意して比較を行ったとしてもこれらの偏差の解消には全く寄与しないことが理解される。

従って横断面分析を行う場合には推計結果へのこれらの偏差の影響を局限するために、処置群と性質が類似し平均値などが概ね等しいと推定される対照群の範囲に条件を設けて選定するブロッキング("Blocking")、処置率など何らかの統計指標を用いて処置群と性質が類似していることが確認できる対照群の対象のみを抽出・選択するマッチング("Matching")^{*144}やこれらを組合わせた対策などの比較に用いる処置群及び対照群の選択による対策、あるいは処置群と対照群の間での平均値の差異などを別途推計しておき別の統計調査の情報を用いて推計結果を補正するなどの対策を行うことが必要である。

4) 横断面分析における誤差の問題と対策

他方、推計誤差については処置群の誤差($\epsilon_i(t)|D_i, T_i=1$)と対照群の誤差($\epsilon_i(t)|D_i, T_i=0$)が互いに独立でありそれぞれの平均値が限りなく0に近く期待値が0であると仮定した場合^{*145}には、処置群及び対照群の試料数 n 、 m 及び $(n-m)$ が十分に大きい場合には通常限りなく0に近いと見なすことができる。

横断面分析においては当該推計誤差に関連した問題として下記の4つの問題を考えることが必要である。

a. 処置群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(内生的選択問題・二次的影響問題)

処置群において誤差が政策措置自身又はその効果と相関を持っている場合においては、当該相関に起因した二次的偏差が生じることが知られている。

当該問題を解りやすく説明すれば、処置群が何らかの観察できない又は観察していない指標に基づいて内生的に選択されており、観察指標を定数項や時間変動で説明する固定効果モデルが当てはまらず選択の効果が誤差に残留する場合においては、誤差のうち当該相関の部分が問題を生じることである。また、処置群内の対象の観察指標

*144 処置効果評価におけるマッチング("Matching")の手法の詳細については、Heckman他(1996・1997)参考文献067及び068を参照。

*145 当該仮定は誤差の分布に関する独立・均質分布性の仮定(IID又はi.i.d.: Independently and Identically Distributed)であり、実証分析において一般的な前提条件である。

が二次的影響を介して相関を持つ場合においては、処置群の対象数や構成に応じて特定の対象が受ける処置効果に変化してしまい分析に問題を生じるということである。

前述の原材料への課税と収益への影響の例で言えば、内生的選択問題については業界平均と比べて収益に偏りのある特定地域の企業や収益性の悪い特定の製品を製造する企業のみが当該原材料を用いており、業界の平均から見て課税対象となる企業の収益が最初から内生的に偏っている場合などが該当する。二次的影響問題については当該業種の企業が業務提携などにより広範に業績が連動しており、同じ原材料への課税であるにもかかわらず大企業のみで課税した場合と大企業・中小企業迄課税した場合など課税対象範囲や企業数の変化に応じ同じ会社への影響が変化してしまう場合などが該当する。

当該問題のうち内生的選択に関連した問題についてはいわゆる"Tobit"モデルなど逆ミルズ比を用いた内生的選択モデル^{*146}を用いることにより偏差のない処置効果の推計を行うことが可能であることが知られている。

b. 処置群及び対照群それぞれの誤差の組織内相関に起因する問題("Moulton"効果問題)

処置群・対照群が内部で何らかの組織に分かれており組織内の対象間で誤差が相関を持っている場合においては、通常の最小二乗法(OLS)の標準誤差が異常に小さくなる"Moulton"効果が存在し推計結果の検定などに問題を生じることが知られている。

前述の原材料への課税と収益の例で言えば、業界で代表的に使われている生産技術が3種類あり同じ生産技術を用いる企業の収益がほぼ相似である場合などが該当する。

当該問題については当該組織を予め識別・区分したブロッキング("Blocking")を行うか、Moulton(1986)及びDonald and Lang(2007)^{*147}が検討したとおり計測時に誤差の相関を考慮し十分な試料の数を準備した上で一般化最小二乗法(GLS)を適用することなどにより問題を回避することが可能である。

c. 処置群・対照群間での誤差の相関に起因する問題

処置群の誤差($\epsilon_i(t+u)|D_i, T_i=1$)と対照群の誤差($\epsilon_i(t+u)|D_i, T_i=0$)の間に相関があり、処置群・対照群間に観察できない相互作用などが存在する場合においては、当該相関に起因した二次的偏差が生じることが知られている。

特定の業種での原材料への課税と収益への影響の例で言えば、課税対象となる処置群の企業と課税対象外で対照群となる企業の大部分が対となって非公開の業務提携などを行っており、課税が行われる前から両者の収益動向に相関がある場合などが該当する。

d. 対照群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(二次的影響問題)

処置群への政策措置などの処置自身又はその効果($Y_{Fi}(t+u)$)が対照群の対象の誤差($\epsilon_i(t+u)|D_i, T_i=0$)との間に相関があり、政策措置などの処置による対照群への二次的影響が存在する場合においては、当該相関に起因した二次的偏差が生じることが知られている。

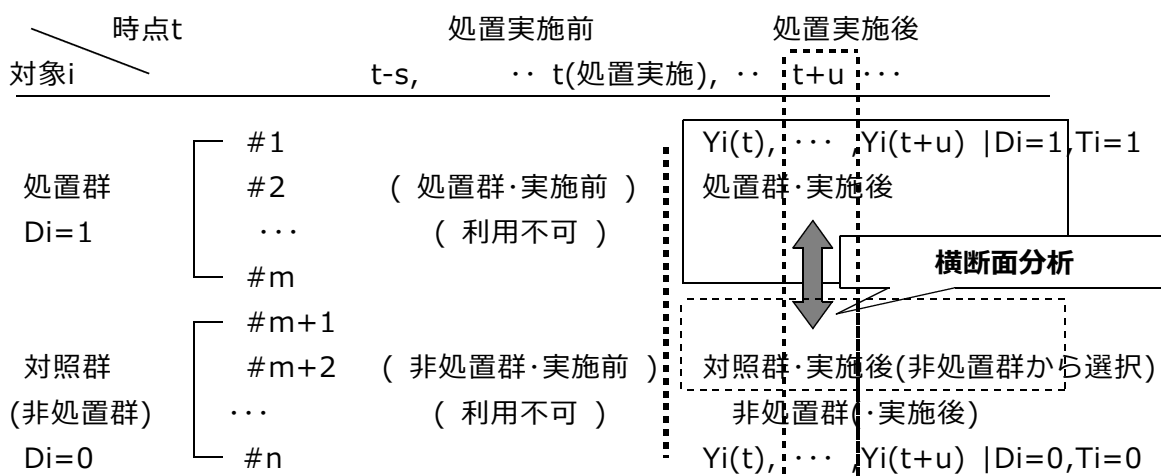
前述の原材料への課税と収益の例で言えば、課税対象となる処置群の企業が税額転嫁による値上げに伴い売上が減って収益が減少し、課税対象外で対照群となる企業の売上

*146 逆ミルズ比を用いた内生的選択モデルの手法の詳細については、Heckman他(1997) 参考文献049 及び北村(2009) 参考文献005 他を参照。当該Heckman他(1997)で説明されているとおり米国での職業訓練プログラムによる処置効果評価を用いた分析結果では、当該内生的選択の問題に起因する偏差は他の要因による偏差と比較して相対的に小さいものであることが示されていることに注意。

*147 Moulton(1986) 参考文献082 及びDonald and Lang(2007) 参考文献084 を参照。

が相対的に増加し収益が増加することにより対照群に二次的影響が及んでしまう場合などが該当する。

[図2-1-2-1. 横断面分析による推計の考え方]



[表2-1-2-1. 固定効果モデルによる横断面分析における偏差・誤差の問題まとめ]

偏差に関する問題

- 処置群・対照群の間での平均的特性の差異に基づく偏差の問題
 - ・個別定数項の差異に基づく偏差
 - ・個別的時間変動の差異に基づく偏差
- (- 処置群又は対照群の一時的時間変動など時系列推移の差異に基づく偏差の問題)

誤差に関する問題

- 処置群の誤差と政策措置など処置の相関に起因する問題(内生的選択問題・二次的影響問題)
- 処置群及び対照群それぞれの誤差の組織内相関に起因する問題("Moulton"効果問題)
- 処置群・対照群間での誤差の相関に起因する問題
- 対照群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(二次的影響問題)

[式2-1-2-1. 固定効果モデルによる横断面分析の説明]

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) \quad | D_i, T_i=1 \quad \text{"式205"}$$

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) \quad | D_i, T_i=0 \quad \text{"式206"}$$

$$\begin{aligned} Y_i(t+u) \mid D_i, T_i=1 - Y_i(t+u) \mid D_i, T_i=0 \\ = Y_{ic} + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=1 - (Y_{ic} + Y_{bi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=0) \end{aligned} \quad \text{"式207"}$$

$$\begin{aligned} \Sigma_i(Y_i(t+u))/m \mid D_i, T_i=1 - \Sigma_i(Y_i(t+u))/(n-m) \mid D_i, T_i=0 \\ = \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i, T_i=1 - \Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i, T_i=0 & \leftarrow \text{偏差(個別定数項)} \\ + \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/m \mid D_i, T_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) \mid D_i, T_i=0 & \leftarrow \text{偏差(個別的時間変動)} \\ + \Sigma_i(Y_{Fi}(t+u))/m & \leftarrow \text{平均処置効果} \\ + \Sigma_i(\epsilon_i(t+u))/m \mid D_i, T_i=1 - \Sigma_i(\epsilon_i(t+u))/(n-m) \mid D_i, T_i=0 & \leftarrow \text{推計誤差} \end{aligned} \quad \text{"式208"}$$

$$\begin{aligned} E(Y_i(t) \mid D_i, T_i=1 - Y_i(t) \mid D_i, T_i=0) \\ = \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i, T_i=1 - \Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i, T_i=0 \\ + \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/m \mid D_i, T_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) \mid D_i, T_i=0 \\ + \Sigma_i(Y_{Fi}(t+u))/m \mid \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=1 \perp \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=0 \wedge \\ \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=1 \perp \epsilon_j(t+u) \mid D_j, T_j=1 \quad (i \neq j) \wedge \\ \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=1 \perp Y_{Fi}(t+u) \mid D_i, T_i=1 \wedge \end{aligned}$$

$$\epsilon_i(t+u)|D_i, T_i=0 \perp Y_{Fi}(t+u)|D_i, T_i=1$$

"式209"

$$\begin{aligned} \therefore & E(\sum_i(\epsilon_i(t+u))/m|D_i, T_i=1 - \sum_j(\epsilon_j(t+u))/(n-m)|D_i, T_i=0) | \epsilon_i(t)|D_i, T_i=1 \perp \epsilon_i(t)|D_i, T_i=0 \\ & = E(\sum_i(\epsilon_i(t+u))/m|D_i, T_i=1) - E(\sum_i(\epsilon_i(t+u))/(n-m)|D_i, T_i=0) \\ & = 0 \end{aligned}$$

$Y_i(t+u)$	時点 $t+u$ における対象 i での分析対象とする観察指標（観察可能）
D_i	処置群・対照群の選択ダミー（処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$ ）
T_i	処置の実施・不実施の選択ダミー（実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$ ）
n	全体の試料数（ $2 << n$ ）
m	処置群の試料数（ $0 < m < n$ ）
Y_{ic}	対象 i 毎に個別的な定数項
$Y_a(t+u)$	時点 $t+u$ における対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t+u)$	時点 $t+u$ における対象 i 毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t+u)$	処置実施後の時点 $t+u$ における対象 i での政策措置 F の効果
$\epsilon_i(t+u)$	時点 $t+u$ における対象 i での誤差項
$E(\cdot)$	期待値 $\perp$ 互いに独立

式注) 実際の横断面分析においては、処置群・対照群の対象の範囲について観察指標の平均値の処置の選択との独立性条件(CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)を満たすための条件 X' が充足されている必要があるが、本説明では捨象している。2-3-2での説明を参照。

2-1-3. 処置効果の推計と偏差・誤差(2) 前後差分析 (図2-1-3-1,-2、表2-1-3-1及び式2-1-3-1参照)

1) 前後差分析の応用

前後差分析^{*148}は、政策措置などの処置が実施される前と実施された後を含む複数の時点において、政策措置などの処置の対象となった処置群の試料のみを利用し、分析対象とする観察指標の処置群での実施前・実施後での差異に着目して処置の効果を推計する手法^{*149}である。図2-1-3-1に前後差分析の概念を示す。

何らかの理由により分析対象とする観察指標が政策措置などの処置を実施した処置群の対象についてしか得られずかつ限られた時点での試料しか得られないため時系列回帰分析などを行うために十分でない場合には、処置群に関する政策措置などの処置前後の時点での観察指標を用いた前後差分析を行うことが考えられる。

例えば知的財産権政策や中小企業倒産対策など類似の条件にある対象に差異のある政策措置を実施し対照群を設けることが制度の性質上困難である場合、電力・ガス自由化政策などそもそも産業構造的に企業数が限定され処置群と類似の性質を持った対照群が存在しない又は十分な試料数が得られない場合及び分析対象とする観察指標が産業連関表など5年毎に作成される公的統計値においてのみ入手可能である場合などがこれに該当する。

前後差分析は処置群の試料のみを用いるが、政策措置が実施前の処置群自体を仮想的に対照群として用いているものと見なすことができる。

2) 前後差分析における偏差・誤差

*148 Before after (-comparison) analysis, "BA" analysis に相当する。

*149 前後差分析においては試料が処置群に限定されるため一般に処置群平均処置効果(ATET: Average Treatment Effect on Treated)のみが推計可能であり、特殊な場合を除いて平均処置効果(ATE: Average Treatment Effect))を推計することは困難であることに注意。

前後差分析について固定効果モデルを用いた推計の結果を式2-1-3-1に示す。

政策措置などの処置の実施前における処置群の対象 i ($D_i=1, T_i=0$)の観察指標 $Y_i(t-s)$ が“式210”で表現され、実施後における処置群の対象 i ($D_i=1, T_i=1$)の観察指標 $Y_i(t+u)$ が“式211”で表現されと考えた場合、前後差分析による処置群の政策措置などの処置の実施前後での観察指標の平均値の差は“式214”で表現される。

当該推計結果の偏差については、処置群の対象に共通的な時間変動の平均値の前後差に相当する部分($\sum(Y_i(t+u)/m | D_i=1, T_i=1 - \sum(Y_i(t-s)/m | D_i=1, T_i=0)$)及び処置群の対象毎に個別的な時間変動の平均値の前後差に相当する部分($\sum(Y_{bi}(t+u)/m | D_i=1, T_i=1 - \sum(Y_{bi}(t-s)/m | D_i=1, T_i=0)$)で構成されている^{*150}ことが理解される。

当該推計結果の誤差については、処置群の政策措置などの処置実施前後の各時点で固定効果モデルを当てはめた際の誤差の平均値の前後差に相当することが理解される。

当該推計結果が示すとおり、前後差分析において処置群及び分析時点の選択などの際に何の対策も講じない状態では、当該処置群の政策措置などの処置実施前後の平均値の差は処置の効果の平均値($\sum(Y_{Fi}(t))/m$)に対し偏差・誤差が加わったものであり、当該結果が処置の効果であると推定できるためにはこれらの偏差・誤差が限りなく0に近くなっていると推定できることが必要である。

3) 前後差分析における偏差の問題と構造的・一時的時間変動

1-2-1での横断面分析の結果同様に前後差分析においても試料数 m が十分大きい場合には、誤差の部分については一定の前提条件の下で限りなく0に近いと見なすことができるが偏差の部分についてはこのような推定は当てはまらない。

前後差分析に伴う偏差の問題を解りやすく説明すると、ある業界での原材料への課税(政策措置)と収益(観察指標)への影響の分析を例とすれば、課税と無関係であるが当該業界に共通的な要因(製品市況や賃金水準など)や個別的な要因(製品構成や輸出比率の相違など)の課税前後での変化による収益への影響の平均値の差異分は推計結果の偏差として残ってしまうということであり、仮に処置群を大量に用意して分析を行ったりあるいは多数の分析時点の試料を使って検査を実施するなどの方策を採ったとしても当該偏差を直接的に解消することはできない、ということである。

更に前後差分析における時間変動の問題については、中長期的・恒常的で緩慢に推移する構造的・時間変動の問題と、短期的・偶発的で急変して推移する一時的・時間変動の問題が存在^{*151}する。前述の原材料への課税と収益への影響の例で言えば、国際競争や後継者難などによる緩慢で継続的な収益の変化が構造的・時間変動に該当し、地域紛争や国際市況高騰などに伴う一時的で急峻な収益の変化が一時的・時間変動に該当する。

これら構造的・時間変動及び一時的・時間変動については、図2-1-3-2同様に政策措置の実施前後で同一の処置群の対象を用いて分析対象とする観察指標の推移をグラフなどに図示し確認することで容易に問題の有無を検出することができる。

*150 先述の横断面分析と異なり、前後差分析においては対象 i 毎の固有の定数項の差などは原理的に問題とならないが、これは政策措置の実施前後で処置群の対象 i に大規模な異動や欠測などがない場合に限られることに注意。例えば現実の経済活動においては企業の参入・退出や合併・清算などによる異動があることが通常で公的統計資料などが補正なしでそのまま使えることは稀である。

*151 時間的変動に伴う構造的・時間変動・一時的・時間変動の問題は、固定効果モデルを用いて説明した共通的時間変動・個別的・時間変動の区分とは直接の関係がなくいずれの場合もあり得ることに注意。

4) 前後差分析における偏差の問題(1) 構造的時間変動に起因する偏差

構造的時間変動の問題については、中長期的な観察指標の推移が分析時点を含む期間で安定的に増加・減少していると認められる場合には、分析時点以前での観察指標の推移を用いて偏差の大きさを予測し補正することが考えられる。具体的に為替変動・原油価格変動など構造的時間変動の要因の時系列での推移が公的統計値などから容易に観察可能である場合には、当該影響を時系列回帰推計やシミュレーションなどを用いて別途推計しておき推計結果を補正する方法が考えられる。

当該対策が困難でかつ一時的時間変動が存在する虞れない場合においては、分析時点の選択において政策措置の実施直前・直後の試料を用いた前後差分析を行うことにより偏差を極小化することが考えられる。

多くの場合、政策措置などの処置の影響に関して分析対象とする観察指標や経済活動の構造的時間変動の要因となり得る経済指標は、各種の公的統計により時系列での試料が得られる場合が多いため、本質的な解決策としては可能な限り多数の分析時点の試料を用い操作変数などの適切な説明変数を用いて時系列回帰分析を行うことであると考えられる。

5) 前後差分析における偏差の問題(2) 一時的時間変動に起因する偏差

一時的時間変動の問題については、米国の職業訓練政策で対象者の訓練実施前における所得の一時的急減と実施後の急回復を発見した経済学者の名を冠して"Ashenfelter's Dip"^{*152}と呼称されている。本項における"Ashenfelter's Dip"には自然災害・国際紛争など外生的な一時的影響に起因する場合と対象が処置の実施乃至実施の情報に反応して内生的に行動様式を変化させる内生的な一時的影響に起因する場合の両方を含めて説明を行う。

後者の処置の実施などによる内生的な一時的影響に起因する問題の例としては、図2-1-3-2に示すとおり財サービスの需要において課税・賦課金など負の影響がある政策措置の実施前での「駆け込み需要」及び減税・補助金など正の影響がある政策措置の実施前での「買控え」並びにこれらの反動による実施後の変動などが代表的な事例^{*153}である。前述の原材料への課税と収益への影響の例で言えば、課税決定の情報を受けて該当企業が課税前年度に大量に原材料を買溜めして収益が一時的に圧迫されたが課税後の年度に買溜め分を取崩して収益が急回復した結果、本来の課税による収益への影響が一時的に判別できなくなってしまう状況などが該当する。

一時的時間変動が存在しない又は無視できる程度に小さい場合には、上記恒常的時間変動の問題については政策措置などの処置の導入直前・直後の時点を選択した前後差分析により偏差を局限できるが、図2-1-3-2に示すとおり何らかの一時的時間変動が存在する場合には当該直前・直後の選択は却って偏差を大きくしてしまう場合があることに注意が必要である。

*152 Ashenfelter(1978) 参考文献054 及び Ashenfelter and Card(1995) 参考文献057 を参照。

Ashenfelter(1978)は当該一時的時間変動の発生要因の外生性・内生性や政策措置との因果性など自体について直接的には分析をしておらず、観察事実としての一時的変動による処置効果評価の偏差とその回避方策について論じている点に注意。またAshenfelterは観察指標の政策措置実施前後での急減・急増の例を発見しているが、本研究ではその逆の急増・急減の例も含めて説明する。

*153 我が国においても2008年4月の揮発油税暫定税率の一時的期限切れや2009年5月の家電エコポイント制度の導入時に、ガソリンや家電製品の需給において「駆け込み需要」や「買控え」及びこれらの反動による大規模な一時的時間変動が生じたことが知られており、当該現象は労働経済分野に特異なものではない。

一時的時間変動による偏差への対策としては、Aschenfeler(1978)自身が実施したとおり政策措置などの処置の実施前・後ともに単一時点ではなく複数時点の試料を用いて推計結果を比較して取捨選択すること、あるいは最大・最小値や漸近値の推計などにより結果を範囲推計とすることなどが考えられる。また複数時点の観察により上記構造的時間変動と一時的時間変動による偏差が両方存在する可能性が高いと判断される場合には、そもそも政策措置などの処置の実施直前・直後など一時的時間変動が顕著な時点の試料を避け分析時点を選択する、複数の試料から漸近値を推計するなど、問題を構造的時間変動による偏差に局限する方策が考えられる。

6) 前後差分析における推計誤差の問題

他方、推計誤差については処置群の政策措置などの処置の実施後の誤差($\epsilon_i(t+u)$)と実施前の誤差($\epsilon_i(t-s)$)が独立である場合には、処置群の対象について十分な試料数を確保することにより推計誤差を局限し0に近づけることが可能である。

前後差分析においては当該推計誤差に関連する問題として下記3つの問題を考えることが必要である。

a. 処置群の誤差の系列相関に起因する問題

異なる分析時点での誤差が相互に相関を持つ「系列相関」^{*154}が存在する場合には、政策措置などの処置の実施前後での誤差の差($\epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s) | Di=1$)の期待値は0とはならず二次的偏差を生じる場合があることが知られている。

前述の原材料への課税と収益への影響の例で言えば、当該業界の製品市況が2年周期で好況・不況を繰返している場合に、課税措置の前年と翌年の収益を用いた前後差比較を行うと当該市況の循環に起因して誤差が系列相関を持つため標準誤差が過小となり正しい検定ができない場合などが該当する。

b. 処置群の誤差と政策措置など処置の相関に起因する問題(二次的影響問題)

横断面分析の場合と同様に、処置群において誤差が政策措置などの処置又はその効果と相関を持っている場合においては、当該相関に起因した二次的偏差が生じることが知られている。

但し、横断面分析の場合と異なり、前後差分析では処置群の試料のみを用いた分析が前提であるため処置群の内生的選択の問題は直接的に問題とならず^{*155}、処置群内の対象の観察指標が二次的影響を介して相関を持つ場合が問題となる点が異なっている。

c. 処置群及び対照群それぞれの誤差の組織内相関に起因する問題("Moulton"効果問題)

横断面分析の場合と同様に、処置群内部での組織の存在による"Moulton"効果に基づく問題が存在する場合には、当該問題への対策を講じることが必要である。

[表2-1-3-1. 固定効果モデルによる前後差分析における偏差・誤差の問題まとめ]

偏差に関する問題

- 処置群の政策措置実施前後での時間変動の差異に基づく偏差の問題

*154 当該前後差分析での系列相関の問題は時系列回帰分析における誤差の系列相関の問題と本質的に同じ問題である。Bertland他(2004) 参考文献083 をはじめ1-2-3で紹介した各先行研究を参照。

本研究2-3で説明する新たな系列相関の不存在性の検出手法は、前後差分析にも適用可能である。

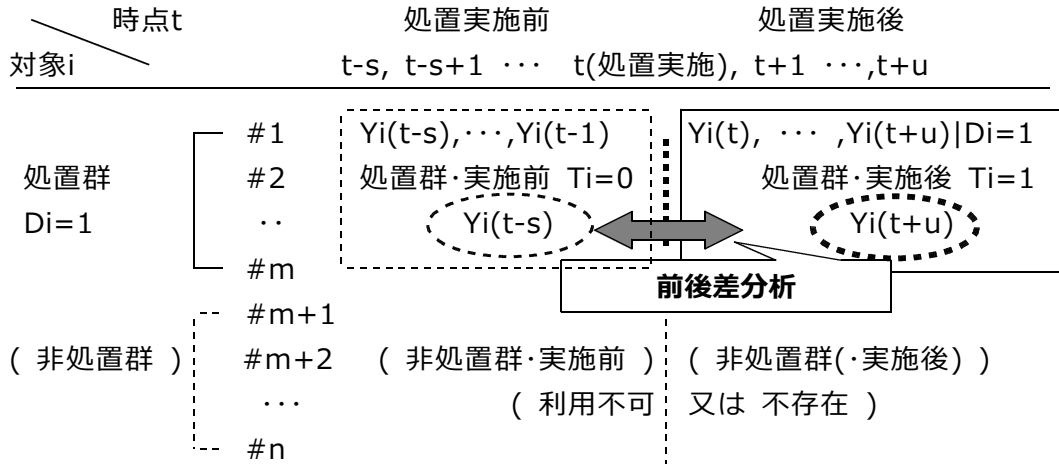
*155 当該問題は前後差分析においては処置群平均処置効果(ATET)のみが推計可能である点と本質的に同一の問題である。

- ・共通的時間変動、個別的時間変動による偏差（対象別の影響範囲の差異による分類）
- ・構造的な時間変動、一時的な時間変動による偏差（時間的継続性の差異による分類）

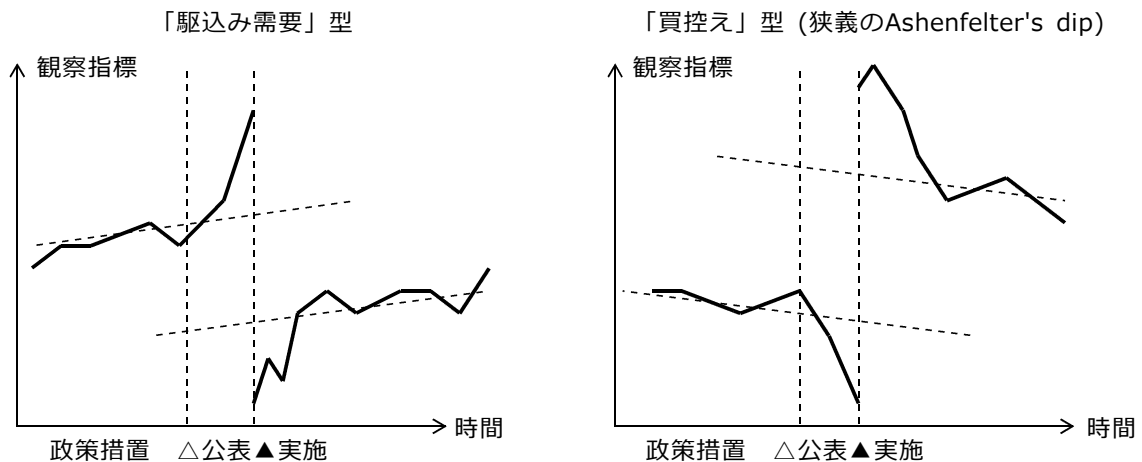
誤差に関する問題

- 処置群の誤差の系列相関に起因する問題
- 処置群の誤差と政策措置など処置の相関に起因する問題(二次的影響問題)
- 処置群内の組織による誤差の相関("Moulton"効果)に起因する問題

[図2-1-3-1. 前後差分析による推計の考え方]



[図2-1-3-2. 前後差分析における一時的時間変動による偏差の問題]



[式2-1-3-1. 固定効果モデルによる前後差分析の説明]

$$Y_i(t-s) = Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s) \quad |D_i=1, T_i=0 \quad \text{"式210"}$$

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) \quad |D_i=1, T_i=1 \quad \text{"式211"}$$

$$Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \quad |D_i=1 \\ = Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s) \quad |D_i=1 \quad \text{"式212"}$$

$$\begin{aligned} \Sigma_i(Y_i(t+u))/m - \Sigma_i(Y_i(t-s))/m \quad |D_i=1 \\ = Y_a(t+u) - Y_a(t-s) & \leftarrow \text{偏差(共通的時間変動)} \\ + \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/m - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m & \leftarrow \text{偏差(個別的時間変動)} \\ + \Sigma_i(Y_{Fi}(t))/m & \leftarrow \text{処置群平均処置効果} \\ + \Sigma_i(\epsilon_i(t+u))/m - \Sigma_i(\epsilon_i(t-s))/m & \leftarrow \text{推計誤差} \end{aligned} \quad \text{"式213"}$$

$$\begin{aligned}
& E(Y_i(t+u) - Y_i(t-s)) \mid D_i=1 \\
&= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) \\
&\quad + \sum_i (Y_{bi}(t+u))/m - \sum_i (Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 \\
&\quad + \sum_i (Y_{Fi}(t))/m \mid \varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \\
&\quad \varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_j(t+u), \varepsilon_i(t-s) \perp \varepsilon_j(t-s) \mid D_i, D_j=1 \text{ "式214"} \\
&\quad \therefore E(\sum_i (\varepsilon_i(t+u))/m - \sum_i (\varepsilon_i(t-s))/m) \mid \varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \\
&\quad = E(\sum_i (\varepsilon_i(t+u))/m) - E(\sum_i (\varepsilon_i(t-s))/m) \mid \varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \\
&\quad = 0
\end{aligned}$$

$Y_i(t-s), Y_i(t+u)$	処置前後(t-s,t+u)における対象iでの分析対象観察指標(観察・選択可能)
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$)
T_i	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$)
m	処置群の試料数 ($0 < m, m > 2$)
Y_{ic}	対象i毎に個別的な定数項
$Y_a(t-s), Y_a(t+u)$	処置前後(t-s,t+u)における対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t-s), Y_{bi}(t+u)$	処置前後(t-s,t+u)における対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t+u)$	処置実施後の時点(t+u)における処置群の対象iでの政策措置Fの効果
$\varepsilon_i(t-s), \varepsilon_i(t+u)$	処置前後(t-s,t+u)における対象iでの誤差項
$E(\cdot)$	期待値 $\perp$ 互いに独立

2-1-4. 処置効果の推計と偏差・誤差(3) 横断面前後差分析(DID)

(図2-1-4-1、表2-1-4-1及び式2-1-4-1参照)

1) 横断面前後差分析(DID)の応用

横断面前後差分析(DID; Difference In Difference)^{*156}は、政策措置などの処置の実施前と実施後を含む複数の時点において、政策措置などの処置の対象となった処置群とそれ以外の対照群について複数の試料を利用し、分析対象とする観察指標の処置群の実施前と実施後の差異と対照群の間での実施前と実施後の「差の差」に着目して処置効果を推計する手法^{*157}である。図2-1-4-1に横断面前後差分析(DID)の概念を示す。

分析対象とする観察指標が政策措置などの処置を実施した処置群及びそれ以外の対照群について政策措置Fの実施前に2時点以上かつ実施後に1時点以上で得られる場合には、これらの観察指標を用いた横断面前後差分析(DID)を行うことが可能である。

我が国の公的統計調査においては多くの行政分野において暦年又は年度毎に対象の地域・性別・業種などの項目を子細に区別した統計値が提供され時系列回帰分析などが適用できることが多いが、横断面前後差分析(DID)はこうした公的統計調査が実施されていない対象に政策措置などの処置の実施前・実施後に実験的手法などに基づく特別な調査を行って分析を行う場合に適用できる。更に公的統計調査の内容変更による項目改変などの影響により政策措置などの処置の実施前の統計値が数時点でしか得られない場合や、5年毎に公表されている産業連関表など過度に離れた時点での統計値しか利用できない場合、あるいは

*156 文献により"DD"や"Dif. In Dif."などと略称される場合がある。また和訳では「差分の差分法」「差の差分分析」などと訳される場合がある。

*157 処置効果評価の推計手法としては、更に範囲推計法("Bounds")及び感度分析法("Sensitivity Analysis")、など前提条件に依拠しない方法や、操作変数法("IV: Instrumental Variable (Regression)")及び不連続回帰法(RD: Regression Discontinuity)など更に回帰分析に伴う前提条件を付加して推計を行う方法が存在しているが、本研究では説明を省略する。これらの推計手法についてはImbens and Wooldridge(2009) 参考文献004 に非常によく整理された概要が紹介されている。

は時系列回帰分析に用いるべき説明変数が観察できない場合や操作変数など適切な説明変数が容易に得られない場合においても適用できる。

2) 横断面前後差分析(DID)における偏差・誤差

横断面前後差分析(DID)について固定効果モデルを当てはめた推計の結果を式2-1-4-1に示す。

政策措置の実施前における処置群の対象 i ($D_i=1, T_i=0$)及び対照群の対象 i ($D_i=0, T_i=0$)の観察指標 $Y_i(t-s)$ が"式215"及び"式222"で表現され、実施後における処置群の対象 i ($D_i=1, T_i=1$)及び対照群の対象 i ($D_i=0, T_i=0$)の観察指標 $Y_i(t+u)$ が"式217"及び"式224"で表現されと考えると、横断面前後差分析(DID)による処置群の政策措置などの処置実施前後での観察指標の平均値の差は"式232"で表現される。

横断面前後差分析(DID)においては横断面分析や前後差分析と異なり、処置群・対照群の対象 i 毎の前後差をとり横断面分析における定数項の差異による偏差を除去し、さらに処置群の前後差と対照群の前後差の間での差をとることにより前後差分析における共通の時間変動による偏差を除去することが可能である。

他方で横断面分析及び前後差分析での結果に類似して、処置群・対照群の対象 i 毎に個別的な時間変動の平均値の差の前後差に相当する部分($\sum_i(Y_{bi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 - (\sum_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) - \sum_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0)$)はなお偏差として残留することが理解される。

横断面前後差分析(DID)における誤差についても上記の固有の時間変動による偏差と同様であり、処置群・対照群の政策措置などの処置実施前後の各時点で固定効果モデルを当てはめた際の誤差の平均値の差の前後差($(\sum_i(\epsilon_i(t+u))/m - \sum_i(\epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 - (\sum_i(\epsilon_i(t+u))/(n-m) - \sum_i(\epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0)$)に相当することが理解される。

従って横断面前後差分析(DID)においても処置群・対照群の対象 i の選択や分析時点($t-s, t+u$)の選択に何の対策も講じない状態では、当該推計結果は政策措置などの処置の効果の平均値($\sum_i(Y_{Fi}(t))/m$)に対し偏差・誤差が加わったものであり、当該結果が処置の効果であると推定できるためには偏差が排除されており誤差が限りなく0に近くなっていると推定することが必要である。

3) 横断面前後差分析(DID)における偏差の問題

上述したように横断面前後差分析(DID)においては横断面分析や前後差分析と比較して定数項の差異や共通的な時間変動に伴う偏差の可能性がない利点があるが、対象に個別的な時間変動に伴う偏差の可能性は存在することとなる。

個別的な時間変動に関連する偏差への対策としては、横断面分析における対策同様に処置群と性質が類似し平均値などが概ね等しいと推定される対照群を抽出するブロッキング、マッチング及びこれらを組合わせた対策などを行うことが必要である。

更に個別的な時間変動に関連する偏差が存在するため、横断面前後差分析(DID)においても前後差分析と同様に"Aschenfelder's Dip"など一時的時間変動の問題が存在する可能性があることに注意が必要である。横断面前後差分析(DID)における一時的時間変化の回避方策については、前後差分析の項で述べた回避方策と同様であり、政策措置などの処置実施前後で複数時点での試料を用いて分析を行うことなどが考えられる。

4) 横断面前後差分析(DID)における推計誤差の問題

横断面前後差分析(DID)における推計誤差については、以下の5つの前提条件が全て成

立する場合において、処置群及び対照群の対象数又は時点数で十分な試料数を確保した比較を行うことにより推計誤差を局限し0に近づけることが可能である。

横断面前後差分析(DID)では、横断面分析や前後差分析と比較して推計結果に偏差が生じる場合が一時的時間変動の場合などに限定される利点がある反面で、誤差を巡る各種の関連の問題に起因した二次的偏差の問題とこれを回避するための前提条件の成立には特段の注意が必要である。

a. 処置群及び対照群それぞれの誤差の系列相関に起因する問題

処置群及び対照群の対象については処置後の誤差($\epsilon_i(t+u)|D_i=1, \epsilon_i(t+u)|D_i=0$)と処置前の誤差($\epsilon_i(t-s)|D_i=1, \epsilon_i(t-s)|D_i=0$)がそれぞれ独立であり系列相関が存在しないことが必要である。当該問題は前後差分析における系列相関の問題と同じ問題である。

b. 処置群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(内生的選択問題・二次的影響問題)

処置群への政策措置などの処置の効果($Y_{Fi}(t+u)$)が当該対象の誤差($\epsilon_i(t+u), \epsilon_i(t-s)|D_i=1$)と独立であり、処置群の内生的選択や処置群の対象間での相互作用・相乗作用などが存在しないことが必要である。当該問題は横断面分析における処置群に関する内生的選択・二次的影響の問題と類似した問題である。

c. 処置群及び対照群それぞれの誤差の組織内相関に起因する問題("Moulton"効果問題)

処置群・対照群又はその両方について内部で何らかの組織に分かれており組織内の対象間で誤差に相関がある"Moulton"効果が存在しないか、ブロッキング・一般化最小二乗法(GLS)など当該問題への適切な対策が行われていることが必要である。当該問題は横断面分析及び前後差分析における"Moulton"効果に関する問題と同じ問題である。

d. 処置群・対照群間での誤差の相関に起因する問題

処置前及び処置後のそれぞれの時点において処置群の誤差($\epsilon_i(t+u), \epsilon_i(t-s)|D_i=1$)と対照群の誤差($\epsilon_i(t+u), \epsilon_i(t-s)|D_i=0$)が独立であり、処置群・対照群間に観察できない相互作用などが存在しないことが必要である。当該問題は横断面分析における処置群・対照群間での誤差の相関に起因する問題と類似した問題である。

e. 対照群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(二次的影響問題)

処置群への政策措置などの処置又はその効果($Y_{Fi}(t+u)$)が対照群の対象の誤差($\epsilon_i(t+u), \epsilon_i(t-s)|D_i=0$)と独立であり、政策措置などの処置による対照群への二次的影響が存在しないことが必要である。当該問題は横断面分析における対照群への政策措置などの処置の二次的影響の問題と類似した問題である。

[表2-1-4-1. 固定効果モデルによる横断面前後差分析(DID)における偏差・誤差の問題まとめ]

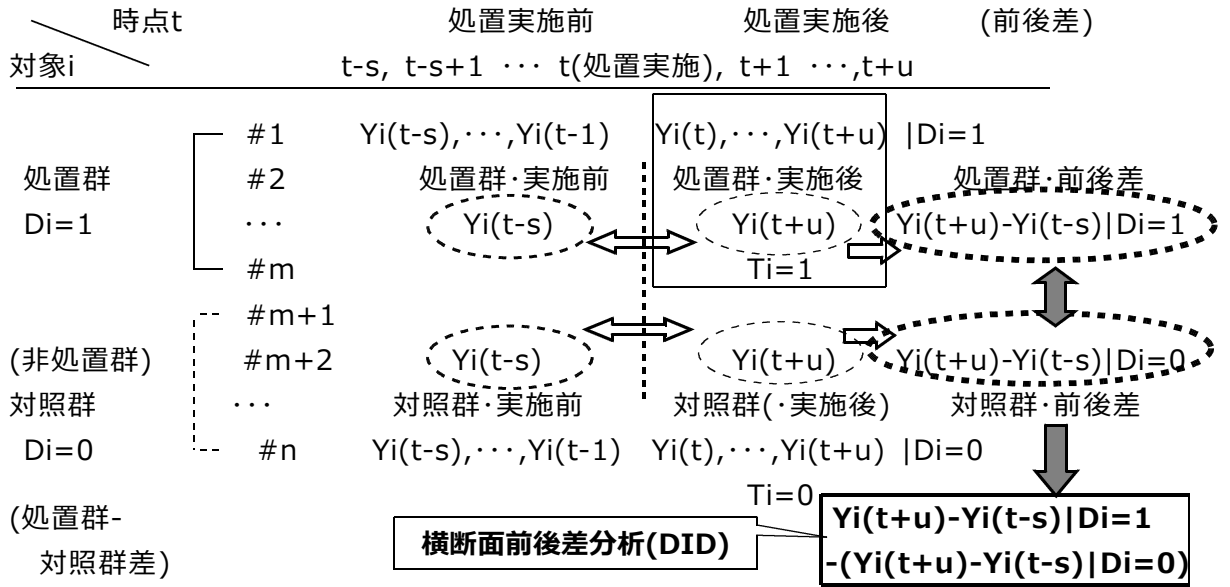
偏差に関する問題

- 処置群の政策措置実施前後での時間変動の差異に基づく偏差の問題
- 個別的時間変動による偏差 及び 一時的時間変動による偏差

誤差に関する問題

- 処置群及び対照群それぞれの誤差の系列相関に起因する問題
- 処置群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(内生的選択問題・二次的影響問題)
- 処置群及び対照群それぞれの誤差の組織内相関に起因する問題("Moulton"効果問題)
- 処置群・対照群間での誤差の相関に起因する問題
- 対照群の誤差と政策措置の相関に起因する問題(二次的影響問題)

[図2-1-4-1. 横断面前後差分析(DID)の考え方]



[式2-1-4-2. 固定効果モデルによる横断面前後差分析(DID)の説明]

(処置群前後差)

$$\begin{aligned} Y_i(t-s) &= Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s) & |Di=1, Ti=0 & \text{"式215"} \\ Y_i(t-s') &= Y_{ic} + Y_a(t-s') + Y_{bi}(t-s') + \epsilon_i(t-s') & |Di=1, Ti=0 & \text{"式216"} \\ Y_i(t+u) &= Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + Y_{fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) & |Di=1, Ti=1 & \text{"式217"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_i(t-s') - Y_i(t-s) &|Di=1 & \text{(処置実施前)} \\ &= Y_a(t-s') - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s') - \epsilon_i(t-s) & |Di=1 & \text{"式218"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_i(t+u) - Y_i(t-s) &|Di=1 & \text{(処置実施前後)} \\ &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + Y_{fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s) & |Di=1 & \text{"式219"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_i (Y_i(t-s'))/m - \sum_i (Y_i(t-s))/m &|Di=1 & \text{(処置実施前)} \\ &= Y_a(t-s') - Y_a(t-s) + \sum_i (Y_{bi}(t-s'))/m - \sum_i (Y_{bi}(t-s))/m \\ &\quad + \sum_i (\epsilon_i(t-s'))/m - \sum_i (\epsilon_i(t-s))/m & |Di=1 & \text{"式220"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_i (Y_i(t+u))/m - \sum_i (Y_i(t-s))/m &|Di=1 & \text{(処置実施前後)} \\ &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \sum_i (Y_{bi}(t+u))/m - \sum_i (Y_{bi}(t-s))/m + \sum_i (Y_{fi}(t+u))/m \\ &\quad + \sum_i (\epsilon_i(t+u))/m - \sum_i (\epsilon_i(t-s))/m & |Di=1 & \text{"式221"} \end{aligned}$$

(対照群前後差)

$$\begin{aligned} Y_i(t-s) &= Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s) & |Di=0, Ti=0 & \text{"式222"} \\ Y_i(t-s') &= Y_{ic} + Y_a(t-s') + Y_{bi}(t-s') + \epsilon_i(t-s') & |Di=0, Ti=0 & \text{"式223"} \\ Y_i(t+u) &= Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) & |Di=0, Ti=0 & \text{"式224"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_i(t-s') - Y_i(t-s) &|Di=0 & \text{(処置実施前)} \\ &= Y_a(t-s') - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s') - \epsilon_i(t-s) & |Di=0 & \text{"式225"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_i(t+u) - Y_i(t-s) &|Di=0 & \text{(処置実施前後)} \\ &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s) & |Di=0 & \text{"式226"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_i (Y_i(t-s'))/(n-m) - \sum_i (Y_i(t-s))/(n-m) &|Di=0 & \text{(処置実施前)} \\ &= Y_a(t-s') - Y_a(t-s) + \sum_i (Y_{bi}(t-s'))/(n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s))/(n-m) \\ &\quad + \sum_i (\epsilon_i(t-s'))/(n-m) - \sum_i (\epsilon_i(t-s))/(n-m) & |Di=0 & \text{"式227"} \end{aligned}$$

$$\sum_i (Y_i(t+u))/(n-m) - \sum_i (Y_i(t-s))/(n-m) &|Di=0 & \text{(処置実施前後)}$$

$$= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \\ + \sum_i (\epsilon_i(t+u)) / (n-m) - \sum_i (\epsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0 \quad \text{"式228"}$$

(処置群前後差-対照群前後差；横断面前後差(DID))

$$Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0 - (Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0) \quad (\text{処置実施前での前後差}) \\ = +Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s) \mid D_i=1 - (Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s) \mid D_i=0) \quad \leftarrow \text{偏差(個別的な時間変動)} \\ + \epsilon_i(t-s') - \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 - (\epsilon_i(t-s') - \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0) \quad \leftarrow \text{推計誤差} \quad \text{"式229"}$$

$$Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=1 - (Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0) \quad (\text{処置実施前後での前後差}) \\ = +Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \mid D_i=1 - (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \mid D_i=0) \quad \leftarrow \text{偏差(個別的な時間変動)} \\ + Y_{Fi}(t+u) \quad \leftarrow \text{政策措置効果} \\ + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 - (\epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0) \quad \leftarrow \text{推計誤差} \quad \text{"式230"}$$

$$\sum_i (Y_i(t-s')) / m - \sum_i (Y_i(t-s)) / m \mid D_i=1 - (\sum_i (Y_i(t-s')) / (n-m) - \sum_i (Y_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \\ (\text{処置実施前}) \\ = + \sum_i (Y_{bi}(t-s')) / m - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / m \mid D_i=1 - (\sum_i (Y_{bi}(t-s')) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \\ + \sum_i (\epsilon_i(t-s')) / m - \sum_i (\epsilon_i(t-s)) / m \mid D_i=1 - (\sum_i (\epsilon_i(t-s')) / (n-m) - \sum_i (\epsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \quad \text{"式231"}$$

$$\sum_i (Y_i(t+u)) / m - \sum_i (Y_i(t-s)) / m \mid D_i=1 - (\sum_i (Y_i(t+u)) / (n-m) - \sum_i (Y_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \\ (\text{処置実施前後}) \\ = + \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / m - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / m \mid D_i=1 - (\sum_i (Y_{bi}(t+u)) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \\ + \sum_i (Y_{Fi}(t+u)) / m \\ + \sum_i (\epsilon_i(t+u)) / m - \sum_i (\epsilon_i(t-s)) / m \mid D_i=1 - (\sum_i (\epsilon_i(t+u)) / (n-m) - \sum_i (\epsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \quad \text{"式232"}$$

$$E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=1 - (Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前}) \\ = + \sum_i (Y_{bi}(t-s')) / m - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / m \mid D_i=1 \\ - (\sum_i (Y_{bi}(t-s')) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \\ \mid \epsilon_i(t-s') \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \epsilon_i(t-s') \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\ \epsilon_i(t-s') \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s') \mid D_i=0 \wedge \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \wedge \\ \epsilon_i(t-s') \perp \epsilon_j(t-s') \wedge \epsilon_i(t-s) \perp \epsilon_j(t-s) (i \neq j) \quad \text{"式233"}$$

$$E(Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=1 - (Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前後}) \\ = + \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / m - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / m \mid D_i=1 \\ - (\sum_i (Y_{bi}(t+u)) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0) \\ + \sum_i (Y_{Fi}(t+u)) / m \\ \mid \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\ \epsilon_i(t+u) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t+u) \mid D_i=0 \wedge \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \wedge \\ \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_j(t+u) \wedge \epsilon_i(t-s) \perp \epsilon_j(t-s) (i \neq j) \quad \wedge \\ \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=1 \perp Y_{Fi}(t+u) \mid D_i=T_i=1 \quad \wedge \\ \epsilon_i(t+u) \mid D_i, T_i=0 \perp Y_{Fi}(t+u) \mid D_i=T_i=1 \quad \text{"式234"}$$

$Y_i(t-s), Y_i(t+u)$	処置前後(t-s, t+u)における対象iでの分析対象観察指標(観察・選択可能)
$t, t-s, t-s', t+u$	処置実施時点t, 処置実施前時点t-s, t-s'(s≠s'), 処置実施後時点t+u(s, s', u>0)
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$) (処置群か否かと処置が実施されるか否かは区別して考える点に注意)
T_i	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$) (処置が実施されるか否かと処置群か否かは区別して考える点に注意)
n, m	全体の試料数, 処置群の試料数 ($0 < m < n, n > 2$)
Y_{ic}	対象i毎に個別的な定数項
$Y_a(t-s), Y_a(t+u)$	処置前後(t-s, t+u)における試料全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t-s), Y_{bi}(t+u)$	処置前後(t-s, t+u)における対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分

$Y_{Fi}(t+u)$	処置実施後の時点 $t+u$ における対象 i での政策措置 F の効果
$\varepsilon_i(t-s), \varepsilon_i(t+u)$	処置前後($t-s, t+u$)における対象 i での誤差項
$E(\cdot)$	期待値
	$\perp$ 互いに独立

式注) 実際の横断面前後差分析(DID)においては、処置群・対照群の対象の範囲について観察指標の平均値の処置の選択との独立性条件(CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)を満たすための条件 X' が充足されている必要があるが、本説明では捨象している。2-3-2での説明を参照。

2-2. DIDなどによる推計の前提条件(1) 先行研究における前提条件

本節においては、2-1で議論した横断面前後差分析(DID)における偏差・誤差に関する理解を基礎に、1-2で紹介した統計学・経済学などでの主要な先行研究における前提条件に関する記述内容を整理し、横断面前後差分析(DID)を用いて偏差を排除し可能な限り誤差を低減した政策措置などの処置の評価を行うために必要な前提条件について概観する。

本節においては主要な先行研究を時系列で整理して概観していくこととする。

2-2-1. 統計学の主要先行研究における前提条件

(図2-2-1-1、式2-2-1-1参照)

Rosenbaum and Rubin(1983)^{*158}は処置効果の評価において非常に著名な先行研究であり、その考え方は多数の研究者に支持され論文に引用・参照されている。当該研究において開発された評価の枠組みは統計学のみならず経済学・社会学や自然科学などの広範な分野において用いられている。

当該研究においては、処置効果評価に関する理論的考察を基礎とした上でRubin因果モデル(RCM)を応用して処理率を用いた処置効果評価によって偏差のない推計を行うためには下記3つの前提条件が充足されることが必要であると説明しており、後者2つの条件をまとめて「強い類似性条件:"Strong Ignorable (-Assumption)"」と呼称している。

- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)
- ・ 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)
- ・ 処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)

本項においては最初に処置効果評価の基礎概念であるRubin因果モデル(RCM)について説明し、次いで上記3つの統計学における処置効果評価の前提条件について当該先行研究での説明などに基づいて順番に説明する。

1) Rubin因果モデル(RCM)

Rubin因果モデル(RCM)は一連のRubinによる研究において確立された処置効果評価のための基本的枠組みでありHolland(1986)^{*159}により整理・命名されたものである。RCMを用いた処置効果の推計の概念を図2-2-1-1に示す。

RCMの基本的な考え方は「理想的な状況下において処置効果は処置を受けた対象の現実の観察指標と、同一時点において仮に処置を受けなかった場合に生じたであろう潜在的な観察指標(仮想現実)との差に等しい」というものである。現実には当該対象は処置を受けてしまっており処置を受けた結果としての観察指標($Y_i(t+u)|D_i=1, T_i=1$)だけが観察可能であるため、仮想現実である「処置を受けなかった場合に生じたであろう観察指標($Y_i(t+u)|D_i=1, T_i=0$)」については何らかの方法で推計することが必要である。

当該仮想現実の推計を行う方法として、処置群の同一対象の過去の時点での実績値を用いた時系列回帰分析による推計方法及び処置群と特性が類似するが処置を受けていない対照群の処置後の同時点での実績値との比較による推計方法があり、それぞれ実験的手法及び統計的(非実験的)手法に分類されるが、これらの推計により得られた結果が「処置を受けなかった場合に生じたであろう観察指標($Y_i(t+u)|D_i=1, T_i=0$)」にほぼ等しいことを担

*158 Rosenbaum and Rubin(1983) 参考文献019 を参照。

*159 Holland(1986) 参考文献021 を参照。

保するためには、上記の3つの前提条件が充足されていることが必要であるとされている。

2) Rosenbaum and Rubin(1983)による前提条件

a. 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)

処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA:"Stable Unit Treatment Value Assumption")は、処置群の対象が特定の処置を受けた際に、当該処置の効果による処置群の観察指標の変化は当該処置に対応して確定し、対照群の観察指標には変化を生じず、従って当該処置に対応した処置群・対照群の対象の観察指標は処置群・対照群の構成や観察時点によって変化することなく安定して観察されること、という前提条件である。

当該条件についてはRubin(1980・1986・2005)^{*160}で更に詳しく説明されており、Fisher・Neymanなどの古典的統計学における実験計画法の考え方を基礎として当該前提条件は「SUTVA-NI: 処置群の対象への処置の影響が他の対象に及んでいないこと」及び「SUTVA-ST: 処置の内容が1種類で有り複数の種類が存在しないこと」の2つの概念に分割される^{*161}ことを述べている。

b. 観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)

観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA:"Conditional Independence Assumption")は、ある条件X'を満たす処置群・対照群の対象について、その観察指標の大きさが当該対象が処置を受けるか否かの選択から独立であること、という前提条件である。当該条件は文献により"Ignorability(of Treatment)"又は"Unconfoundness"^{*162}と呼称される場合がある。

当該条件は、実際の処置効果評価への適用においては多くの場合当該条件から誘導される^{*163}「対照群の観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性条件(CMIA:"Conditional Mean Independence Assumption")」として用いられており、ある条件X'を満たす対照群の観察指標の期待値・平均値が当該対象の集合が対照群として選ばれるか否かの選択から独立であること、という条件として適用されている。

前述の原材料への課税の例により説明すれば、該当する業種の中で特定の売上高・従業員数の範囲など条件X'を満たす企業の集合を考えた場合、その集合に含まれる各企業が課税対象となるか否かという処置の有無の選択や処置群として選ばれるか否かの選択は、当該企業に関する観察指標である収益の多寡とは無関係に選択されている、という条件である。言い方を変えれば、収益の大きい(小さい)企業のみを偏って抽出して処置の対象とすることや、区別して観察の対象とする処置群に選定することは行われておらずこれらは観察指標に応じて決定されていないこと、と解釈できる。

c. 処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)

処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA:"Overlap Assumption")は、ある条件X'を

*160 Rubin(1980) 参考文献089, (1986) 参考文献090 及び (2005) 参考文献102 を参照。

*161 以下本研究において「処置群の対象への処置の効果が他の対象に及んでいないこと」の条件を「SUTVA-NI」(SUTVA-"No Indirect Effect")と略称し、「処置の内容が1種類であり複数の種類が存在しないこと」の条件を「SUTVA-ST」(SUTVA-"Single Treatment Effect")と略称する。

更にこれに付随して自然科学分野(免疫学)においては「観察期間において処置群・対照群の対象が入替わっていないこと」をSUTVAの一部としている。

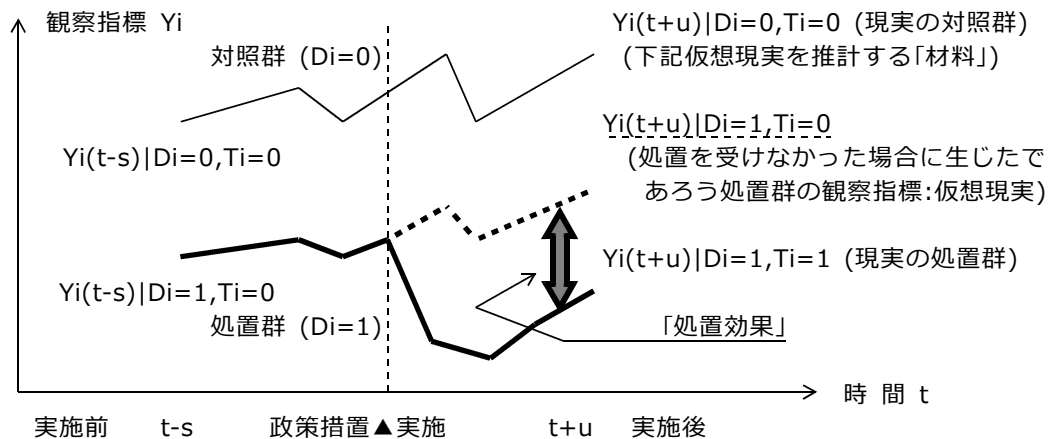
*162 当該条件の呼称の種類については、Imbens and Wooldridge(2009) 参考文献004を参照。

*163 CMIAに加えてCIが必要となるのは処置率などを用いて対象毎の観察指標を加重平均して用いる推計手法の場合であり、単に観察指標の平均値を用いた推計手法ではCMIAが適用できる。

満たす範囲において処置群・対照群の両方が十分な数^{*164}で存在していること、という前提条件である。多くの場合に当該前提条件は処置率を用いてある条件 X' の下で処置率が0と1の間にあること、という前提条件として表現される。

前述の原材料への課税の例により説明すれば、分析対象とする処置群・対照群の企業がある特定の売上高・従業員数など処置効果の評価を実施しようとする範囲で処置群・対照群のいずれかが欠けた状態が生じておらず、処置群の企業に概ね対応する対照群の企業が当該範囲内に必ず一定数存在していること、という前提条件である。

[図2-2-1-1. Rubin因果モデル(RCM)による処置効果の推計の概念]



図注) Rubin and Waterman(2006) 参考文献035 より引用。記号を本研究の記載方法に変更している。原典には記載がないが、図は処置群平均処置効果(ATET)の説明である。

[式2-2-1-1. Rosenbaum and Rubin(1983)による処置効果評価の前提条件]

- "Stable Unit Treatment Value Condition Assumption" (SUTVA)
 - (原典では文章にて「処置の影響が対象間で独立であること」及び「処置の内容が単一であり複数の種類が存在しないこと」の2つが説明されている)
- "Strong Ignorability"
 - Conditional Independence Assumption (CIA)

$$Y_i(t) \perp D_i, T_i \mid X^* \quad \text{for } \forall i \quad \text{"式235"}$$
 - Overlap Assumption (OVLA)

$$0 < p(D_i, T_i = 1 \mid X^*) < 1, \quad p: \text{処置率("Propensity Score")} \quad \text{"式236"}$$

$Y_i(t)$	時点 t における対象 i での分析対象とする観察指標 (観察可能)
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$) (処置群か否かと処置が実施されるか否かは区別して考える点に注意)
T_i	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$) (処置が実施されるか否かと処置群か否かは区別して考える点に注意)
X^*	処置群・対照群の範囲に関する条件
$p(T_i=1 \mid X^*)$	処置率 (X^* の条件下にある全ての処置群・対照群のうち処置群が占める比率)
$E(\cdot)$	期待値 $\perp$ 互いに独立

出典: Rosenbaum and Rubin(1983) 参考文献019 を参照。

*164 具体的に当該「十分な数」の基準についてはCrump他(2009) 参考文献078 において処置率を用いた表現により「処置率が[0.1,0.9]の区間内にあること」が最適であるとされている。

2-2-2. 経済学・社会学などの主要先行研究における前提条件

(式2-2-2-1参照)

本項においては、横断面前後差分析(DID)など処置効果評価の推計手法が経済学・社会学などへの分野に応用される際に前提条件についてどのように説明されてきたかという点について、いわゆる「教科書」や先行研究調査など主要な先行研究での記載を基礎として時系列で紹介する。

1) Wooldridge(2003)による前提条件

古典的な計量経済学の教科書であるWooldridge(2003)^{*165}においては、処置効果評価の章で偏差のない推計を行うための前提条件として以下の3つを提示し、内容について説明を行っている。

- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)
- ・ 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)
- ・ 処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)

当該前提条件は2-2-1で述べた統計学でのRosenbaum and Rubin(1983)による前提条件とほぼ同様であるが、特に1-2で述べた他の先行研究における記載を基礎として、横断面前後差分析(DID)による処置群処置効果評価(ATET)の場合においては個別対象に関する観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA)自体ではなく観察指標の対象全体での期待値・平均値と処置の選択との独立性条件(CMIA)で十分であること、推計手法のうち操作変数(IV)を用いた推計においては別途単調性などの前提条件を追加する必要があることを説明している。

2) Cameron and Trivedi(2005)による前提条件

計量経済学特にミクロ計量経済学の教科書であるCameron and Trivedi(2005)^{*166}においては、横断面前後差分析(DID)など処置効果評価について説明した章で、処置効果評価に共通する前提条件として下記のとおりWooldridge(2003)同様の3つの前提条件を紹介している。

- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち二次的影響の不存在(SUTVA-NI)の一部
- ・ 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)
- ・ 処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)

Cameron and Trivedi(2005)では処置効果の対象毎の安定性要件(SUTVA)についてはHeckman他(1998)^{*167}による一般均衡効果を通じた二次的影響を指すものと説明しており、Rubin(1980・1986・2005)が述べた内容について直接的には説明していない。

3) Angrist and Pischke(2008)による前提条件

比較的最近の計量経済学の教科書であるAngrist and Pischke(2008)^{*168}においては、

*165 Wooldridge(2003) 参考文献001 を参照。Wooldridge(2003)においては明示的に横断面前後差分析(DID)は取扱われておらず、当該説明は処置効果評価全般に関するものである。

*166 Cameron and Trivedi(2005) 参考文献002 を参照。

*167 Heckman, Lochner and Taber(1998) 参考文献096 を参照。

*168 Angrist and Pischke(2008) 参考文献003 を参照。CIA・CMIAとOVLAの説明は第3章(回帰分析による処置効果評価)、他の説明は第5章(横断面前後差分析(DID)などによる処置効果評価)などに分かれている。

横断面前後差分分析(DID)など処置効果評価について労働経済学分野での関連する一連の先行研究を問題点別に時系列で順に説明しており、結果として以下の6つの条件について説明している。

- ・ 観察指標(の期待値・平均値)と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)
- ・ 処置群・対照群の同時存在性(OVLA)
- ・ 処置群・対照群の並行推移性条件("Common Trends Assumption")
- ・ 誤差の独立・均質分布性(IIDA: "Independently Identically Distributed Assumption")
- ・ 処置の結果による処置群・対照群の対象の構成の安定性("Composition Stability")
- ・ 処置群及び対照群それぞれの誤差の系列相関の不存在性(NEAA:"No Error term Autocorrelation Assumption")

当該6つの前提条件のうち、観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性(OVLA)^{*169}についてはRosenbaum and Rubin(1983)と概ね同じ前提条件である。

処置群・対照群の並行推移性条件については、横断面前後差分分析(DID)における処置効果の識別のための条件であるとした上で、横断面前後差分分析(DID)を用いた米国の州別最低賃金政策に関する非常に著名な分析例であるCard and Kruger(1994・1998)^{*170}及びPischke(2007)^{*171}について説明し、政策措置など処置の実施前の複数時点において観察指標が並行的に推移していることを確認している点について述べている。

誤差の独立・均質分布性(IIDA)については、計量経済学では非常によく用いられる条件であり、試料として用いる処置群・対照群の対象がいずれも均質な分布を持ったほぼ無限に近い母集団から相互に独立かつ無作為に抽出されていると見なせること、という条件である。当該前提条件は特に理論式で処置効果評価を考察する際には特段の記述をせず捨象されている場合があるが、一般論として横断面前後差分分析(DID)の推計において成立していなければならない重要な前提条件であると考えられる。

処置の結果による処置群・対照群の構成の安定性については、特段の先行研究を引用していないものの米国でよく行われている州別の労働政策の差異に着目した比較分析において何らかの処置を受けた低所得者が州際移動して対照群に加わることでより偏差が生じ得ることについて注意喚起を行っている。当該問題については、統計的(非実験的)手法において処置群・対照群の観察指標の平均値を政策措置などの処置の実施時点の前後差をとって推計を行う場合に固有の問題であり、実験的手法や統計的(非実験的)手法において個票利用などの方法により推計を行う場合には比較的容易に確認ができ回避が可能である問題と考えられる。

処置群及び対照群それぞれの誤差の系列相関の不存在性(NEAA)については、計量経済学では頻繁に取扱われる問題であり、同一の対象に関する異時点での誤差が相互に相関を持っていること、という条件である。当該前提条件についても横断面前後差分分析(DID)

*169 Angrist and Pischke(2008)では、処置群・対照群の同時存在性(OVLA:"Overlap Assumption))について"Common Support (Assumption)"要件と別称している。

*170 Card and Kruger(1994) 参考文献056 及び (1998) 参考文献058 を参照。

*171 Pischke(2007) 参考文献062 を参照。

の推計において必要な前提条件であると考えられる。

Angrist and Pischke(2008)においては処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)についてWooldridge(2003)などのような詳細な説明は行われていないが、当該条件の一部と考えられる処置群・対照群の対象の入替わりの不存在性については特段の注意を要する問題として子細に説明が行われている。

4) Gangl(2010)による前提条件

計量社会学の分野における先行研究を整理したGangl(2010)^{*172}においては、横断面前後差分析(DID)を含む処置効果評価について初期の基礎的要件や推計原理に関する議論から処置効果評価の推計に必要な条件別に主要な推計手法に至る迄を時系列で整理・紹介し解説を行っている。

当該研究においては、処置効果評価に当たっての主要な前提条件として以下2つの問題を軸とした上で、これに派生した問題を含めた主要な社会学分野での先行研究の概要と議論を整理して紹介している。

- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)
- ・ 観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)

これらの前提条件はWooldridge(2003)同様にRosenbaum and Rubin(1983)を基礎とするものであるが、理由は不詳であるが処置群・対照群の同時存在性(OVLA)について特段の説明は行われていない。

当該研究によれば、計量社会学において処置効果の対象毎の安定性(SUTVA)問題が重視される理由は、そもそも血縁・交友関係など人的交流による二次的影響そのものが社会学における本源的な研究対象であることに加え、計量社会学の草創期より"Hawthorne"効果又は"John Henry"効果^{*173}などの関連する問題の存在が認識されており当該二次的影響に関する問題が古くから議論されてきたことに起因するとされている。

5) Lechner(2010)による前提条件

計量経済学のうち横断面前後差分析(DID)に関する先行研究調査を行っているLechner(2010)^{*174}においては、横断面前後差分析(DID)に必要な前提条件として以下の5つを提示し、これらの問題を取扱った先行研究での議論や対応方策について説明している。

当該研究では「先行研究を参照した」とは述べられているものの、その前提条件の整理は独特でありその大部分が上記のいずれの先行研究とも異なっている。

- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)

*172 Gangl(2010) 参考文献015 を参照。

*173 "Hawthorne"効果とは、処置群として措置を受けた対象と同一の組織に任命された、直接的には何の措置も受けていない本来は対照群となるべき対象の観察指標(労働生産性)が同時並行的に向上したように観察されることをいう。特に対照群が管理者や観察者の「期待」を意識して無理に肯定的な回答を行う乃至本来必要がない努力を払うことに起因する場合を指す。当該効果は典型的な処置効果の対象間での独立性(SUTVA)が成立しない例であると考えられる。

"John Henry"効果とは、対照群となるべき対象が比較が行われることを認識した上で特殊な行動をとり処置群との正確な比較が行えなくなることをいう。当該名称は1870年代に蒸気削岩機と生産性を競い驚異的な連続作業でこれを打負かしたものの直後に心臓発作で他界した実在の土木作業員に由来する。当該効果は、処置効果の対象間での独立性(SUTVA)と(対照群の)一時的時間変動(NADA)の両方の前提条件が成立しない例であると考えられる。

*174 Lechner(2010) 参考文献014 を参照。

- ・ 処置群・対照群の共通存在性("Common Support"(OVLA))
- ・ 処置群・対照群の観察指標の独立化条件の処置との独立性("Covariate Exogeneity")
- ・ 処置実施前の処置効果の不存在性("No Effect on Pre-Treatment")
- ・ 並行推移性("Common Trend")及び偏差安定性("Constant Bias")^{*175}

当該5つの前提条件のうち、処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)については他の先行研究などと異なりRubin(1980・1986・2005)などによる2つの条件のうち「SUTVA-NI：処置群の対象への処置の二次的影響が他の対象に及んでいないこと」のみが説明されている。また、当該先行研究での数式による処置効果の対象毎の安定性要件(SUTVA)の説明は当該内容と整合していない。

処置群・対照群の同時存在性("Common Support"(OVLA))についてはRosenbaum and Rubin(1983)及び上記他の多くの先行研究と概ね同じ前提条件である。理由は不詳であるが他の先行研究と異なり処置率が0と1の間にあることではなく処置率が1未満であることとして記述^{*176}されている。

処置群・対照群の観察指標の独立化要件の処置との独立性とは、対象の区分や処置率の算定などに用いる条件X'が処置を受けるか否かとは独立であるとの条件である。但し当該研究の脚注において条件X'が処置の有無と相関を持っている場合であっても観察指標Yが処置の有無と独立で相関を持たない^{*177}のであれば当該条件は過重であり必要ない旨が説明されている。

処置実施前の処置効果の不存在性とは、政策措置などの処置の実施前の時点においてはその効果が存在しないこととの条件である。論理的に非常に理解しにくい条件であるが、当該研究では事例の説明として職業訓練の対象となることが決定した労働者が訓練の開始前に積極的に求職を行わなくなる場合などが該当するとしている。但し当該事例の説明はHeckman(1995・1997)^{*178}において処置群の内生的選択による問題を説明する事例として用いられたものであり、観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)に関連する問題であると考えられる。

並行推移性条件及び偏差安定性条件については内容的にAngrist and Pischke(2008)の処置群・対照群の並行推移条件("Common Trends Assumption")と概ね同じであると考えられるが、当該先行研究では次のように2つに分離して説明されている。並行推移性条件は政策措置などの処置の実施前における処置群・対照群の観察指標の前後差が同じであり、処置の有無(又は処置群の選択の有無)から独立であるという条件である。偏差安定性条件は処置群・対照群の政策措置の処置の実施前の2時点での差が同じであるという条件である。

Lechner(2010)においては他の先行研究とは異なり観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)については何も記載されていない。

*175 当該研究において並行推移性(CT)と偏差安定性(BS)は表現が異なるのみで意味は同じであるとされており、一纏めとして扱うこととする。

*176 当該Lechner(2010)の数式による定義の説明では、ある条件X'の下で処置率が0の場合(当該条件X'を満たす対象が全部対照群のみである場合)が含まれてしまうので不適切である。

*177 当該「観察指標が処置の選択と独立である」という条件は、Rosenbaum and Rubin(1983)による観察指標と処置の選択との独立正条件(CIA・CMIA)そのものである。

*178 Heckman(1995) 参考文献045 及び (1997) 参考文献049 を参照。

6) Columbia大学Mailman公衆衛生学校による前提条件

自然科学分野のうち免疫学の研究で著名な米国Columbia大学Mailman公衆衛生学校においては、処置効果評価について説明した公開資料の中で横断面前後差分析(DID)に必要な前提条件として下記4つの条件を提示して内容を説明している。このうち後者2つの条件は処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)の部分条件であると説明されている。

- ・ 観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性条件(CMIA)
- ・ 平行推移性条件("Parallel Trend")
- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち二次的影響の不存在(SUTVA-NI)
- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)

観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性条件(CMIA)は、他の先行研究における観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)のうち処置群・対照群の期待値・平均値のみに関する条件である。

並行推移性条件("Parallel Trend")については、処置群・対照群の観察指標が処置の影響を受けた部分を除いては概ね並行して推移していることと説明されており、Angrist and Pischke(2008)の処置群・対照群の並行推移条件("Common Trends Assumption")と概ね同じ概念であると考えられる。

処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)については、Rubin(1980・1986・2005)などによる2つの条件のうち「SUTVA-NI：処置群の対象への処置の二次的影響が他の対象に及んでいないこと」に該当する。

他方で処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち処置群・対照群の構成の安定性("Composition Stability")については、Angrist and Pischke(2008)においても同様の内容が説明されており、当該先行研究と同様の概念を指しているものと考えられる。

[式2-2-2-1. 経済学・社会学などの主要な先行研究における前提条件]

1. Wooldridge(2003), Cameron and Trivedi(2005)などによる前提条件

- SUTVA: "式237～241"
 - (SUTVA-NI) $Y_{Fi}(t+u)|D_i, T_i=1 \perp \varepsilon_i(t+u)|D_i, T_i=0$
 - (SUTVA-ST) $F_i(t+u)|D_i, T_i=1 = F_j(t+u)|D_i, T_i=1 \ (i \neq j)$
- CIA・CMIA:
 - (CIA) $Y_i(t)|D_i=1, T_i=0, X' = Y_i(t)|D_i=0, T_i=0, X' \Leftrightarrow Y_i(t) \perp D_i |T_i=0, X'$
 - (CMIA) $E(Y_i(t)|D_i=1, T_i=0, X') = E(Y_i(t)|D_i=0, T_i=0, X') \Leftrightarrow E(Y_i(t)) \perp D_i |T_i=0, X'$
- OVLA:
 - $0 < p(D_i, T_i=1|X') < 1 \ (p: \text{"Propensity Score"})$

2. Angrist and Pischke(2008)による前提条件

- CIA・CMIA (1.に同じ)
- OVLA (1.に同じ)
- "CT": "Common Trend"
- SUTVA: SUTVA-CS "Composition Stability" (4.に同じ)
- IIDA: $\varepsilon_i(t) \perp \varepsilon_j(t), \ (i \neq j)$ "式242"
- NEAA: $\varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_i(t-s), \ (u, s > 0)$ "式243"

3. Lechner(2010)による前提条件

- "SUTVA"

$$Y_i(t) = T_i \cdot Y_i(t) | D_i, T_i=1 + (1 - T_i) \cdot Y_i(t) | D_i, T_i=0$$
- "COSU" Common Support (=OVLA) (1.のOVLAの一部) "式244"

$$p(D_i, T_i=1 | X') < 1 \quad (p: \text{"Propensity Score"})$$
- "EXOG" Covariate Exogeneity "式245"

$$X' | D_i, T_i=1 = X' | D_i, T_i=0 = X'$$
- "NEPT" No Effect on the Pre-Treatment (s>0) "式246"

$$Y_{Fi}(t-s) | X' = 0$$
- "CT-CB" Common Trend, Constant Bias (s', s>0) (2.に同じ) "式247・248"

$$\begin{aligned} \text{(CT)} \quad & E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) | D_i, T_i=1, X') = E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) | D_i, T_i=0, X') = E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) | X') \\ \text{(CB)} \quad & E(Y_i(t-s') | D_i, T_i=1, X') - E(Y_i(t-s') | D_i, T_i=0) = E(Y_i(t-s) | D_i, T_i=1, X') - E(Y_i(t-s) | D_i, T_i=0) \end{aligned}$$

4. Columbia大学Mailman公衆衛生学校(2017)による前提条件

- CIA・CMIA (1.に同じ)
- "PT": "Parallel Trend" (2.に同じ)
- SUTVA
 - (SUTVA-NI) "No Spillover Effects" (1.に同じ)
 - (SUTVA-CS) "Composition Stability"

$$I(t-s) | D_i=1 = I(t+u) | D_i=1, I(t-s) | D_i=0 = I(t+u) | D_i=0, \quad (i \in I) \quad \text{"式249"}$$

SUTVA	処置効果の対象毎の安定性条件 Stable Unit Treatment Value Assumption
CIA	観察指標と処置の選択との独立性条件 Conditional Independence Assumption
CMIA	観察指標の期待値・平均値と処置の選択との独立性条件 Conditional Mean Independence Assumption
OVLA	処置群・対照群の同時存在性条件 Overlap Assumption
IIDA	誤差の独立・均質分布性 Independent and Identical Distribution Assumption
NEAA	誤差の系列相関の不存在性 No Error term Autocorrelation Assumption
I	対象iの集合
F	政策措置Fなどの処置
X*	処置群・対照群の範囲に関する条件
t, t-s, t+u	時点t, 政策措置の実施前の時点t-s, 実施後の時点t+u (s,u>0)
Y _i (t)	時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標
D _i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 D _i =1, 対照群 D _i =0)
T _i	処置の実施・不実施ダミー (実施 T _i =1, 未・不実施 T _i =0)
Y _{Fi} (t)	時点tにおける対象iでの政策措置Fの観察指標への処置効果
ε _i (t)	時点tにおける対象iでの誤差項
E(・)	期待値 ⊥ 互いに独立

2-2-3. 先行研究における前提条件の考察・整理

(表2-2-3-1、図2-2-3-1参照)

本項においては、2-2-1及び2-2-2で紹介した横断面前後差分析(DID)など処置効果評価の推計における前提条件について整理して論点を抽出し、論点別の個別先行研究における前提条件を参照しつつ帰納的に考察しこれを整理することを試みる。

1) 主要な先行研究における前提条件の整理と論点抽出

2-2-1及び2-2-2で紹介した統計学・経済学などの分野における横断面前後差分析(DID)などを用いた処置効果評価の前提条件を整理・一覧した結果を表2-2-3-1に示す。

当該整理の結果から主要な先行研究での前提条件に関する記述については、Lechner(2

010)^{*179}を除いて概ねRosenbaum and Rubin(1983)及びRubin(1980・1986・2005)などによる3つの条件「処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)」「観察指標の処置の対象との独立性条件(CIA・CMIA)」及び「処置群・対照群の共通存在性条件(OVLA)」を必要とする点で共通していることが理解される。

他方で当該整理の結果から、以下のような相違点・論点が抽出できる。以下これらの論点について更に整理を行う。

- ・ 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)の内容
- ・ 観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)と平行推移性条件(CT・PT)の関係
- ・ 誤差に関する前提条件の内容(独立・均質分布性(IIDA)及び系列相関(NEAA))
- ・ その他の条件の必要性(主にLechner(2010)関係)

2) 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)の内容

処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)については、Rubin(1980・1986・2005)が述べた2つの概念のうち、「処置群の対象への処置の二次的影響が他の対象に及んでいないこと(SUTVA-NI)」という概念については先行研究に概ね共通的であると考えられる。

既に2-1での固定効果モデルを用いた横断面前後差分析(DID)に関する考察で見たとおり、処置群への政策措置などの処置の効果が処置群の他の対象や対照群の対象に二次的影響を及ぼす場合には政策措置などの処置と処置群・対照群の誤差が相関を持つこととなるため、当該二次的影響の問題は確認を要する重要な問題であると考えられる。

他方で「処置の内容が1種類であり複数の種類が存在しないこと(処置の内容の単一種類性(SUTVA-ST))」については一部の先行研究においてのみ前提条件として提示され、「処置群・対照群の対象の入替わりの不存在性(SUTVA-CS)」についてはAngrist and Pischke(2008)など更に限られた先行研究でのみ前提条件として提示されている。

処置の内容の単一種類性(SUTVA-ST)については、処置効果評価において共通の問題として分析開始時点で当該条件が充足されていることを事前に確認しておくことが必要であり、前提条件として妥当であると判断される。

対象の入替わりの不存在性(SUTVA-CS)についても、既に2-2-2で述べたとおり実験的手法などでは当該問題は事後的に容易に回避でき統計的(非実験的)手法に限定的な問題ではあるものの、処置群・対照群の試料準備段階で当該条件の充足を事前に確認しておくことは必要であり、適用事例が限られるものの前提条件としては妥当であると判断される。

従って、処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)の内容については、事前に確認を要する前提条件として処置の単一種類性(SUTVA-ST)及び処置群・対照群の対象の入替わりの不存在(SUTVA-CS)の2つの前提条件の充足が必要であり、事前又は事後に確認を要する前提条件として処置の二次的影響の不存在(SUTVA-NI)の充足が必要であるものと考えられる。

3) 観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)と平行推移性条件(CT・PT)の関係

並行推移性条件(CT・PT)については元々のRubin因果モデル(RCM)の前提条件としては直接的に含まれていない条件であるが、"HIT"論文として著名であり多数引用されている

*179 Lechner(2010)の整理に関する基本的考え方は、必要条件である観察指標の処置の選択からの独立性(CIA・CMIA)を検証・確認が容易な他の十分条件に置換して構成するという独特のものであると考えられる。

Heckman他(1997)^{*180}においてマッチング処理の際に観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の充足を事後的に確認するための手法として提唱されたものである。

他方で個別論文を見た場合には、Rosenbaum and Rubin(1984)^{*181}における処置率による類似化("Balancing")の事例やAbadie and Gardeazabal(2003)^{*182}における「合成バスコ対照群("Synthetic Basque Control group")」の推計による「合成対照群」を用いた分析事例など、観察指標の並行推移性(CT・PT)ではなく処置群・対照群に関する複数の説明変数の一致や処置実施前での観察指標の直接的な一致によって観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の充足を確認している事例が多数存在する。またAbadie(2005)^{*183}やQin and Zhang(2008)^{*184}に見られるように観察指標の並行推移性(CT・PT)が成立しない場合についての統計学的な代替手法も開発されていることが確認できる^{*185}。

従って並行推移性条件(CT・PT)は、前提条件である観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)に附帯して事後的に確認を行う際の条件の一つであると位置づけられる。

4) 誤差に関する前提条件の内容(独立・均質分布性(IIDA)及び系列相関(NEAA))

誤差に関する前提条件については、時系列回帰分析などの分析手法においては非常に一般的な前提条件であるが、横断面前後差分析(DID)などの分析手法においては相対的に重視されてこなかった側面がある。

このうち特に横断面前後差分析(DID)における誤差の系列相関の問題についてはBertland他(2004)^{*186}による研究において改めて問題提起が行われたとおり、処置の前後2期間での比較においても系列相関により標準誤差に問題を生じることが知られている。

2-1での固定効果モデルを用いた横断面前後差分析(DID)に関する考察で見たとおり、これらの誤差に関する前提条件は横断面前後差分析(DID)において二次的偏差のない政策措置の効果を推計するために事後的に確認を要する条件であると考えられる。

5) その他の条件の必要性(主にLechner(2010)関係)

上記の前提条件に加えて、Lechner(2010)においては処置群・対照群の観察指標の独立化条件の処置との独立性("Covariate Exogeneity")及び処置実施前の処置効果の不存在性("No Effect on Pre-Treatment")を横断面前後差分析(DID)での推計に必要な前提条件として提示している。

このうち処置群・対照群の観察指標の独立化条件の処置との独立性("Covariate Exogeneity")についてはLechner(2010)自体の説明において観察指標が処置の有無と独立で相関を持たない場合には不要である旨が述べられており、観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)やその十分条件としての平行推移性条件(CT・PT)などが成立する場合には必要がない条件であると考えられる。

*180 Heckman, Ichimura and Todd(1997) 参考文献067 を参照

*181 Rosenbaum and Rubin(1984) 参考文献020 を参照。

*182 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照

*183 Abadie(2005) 参考文献061 を参照。

*184 Qin and Zhang(2008) 参考文献064 を参照。

*185 当該事実関係から見て、観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)を直接的に説明せず観察指標の並行推移性(CT・PT)のみを関連する前提条件として提示しているLechner(2010)の整理には問題があると考えられる。

*186 Bertland, Duflo and Mullainathan(2004) 参考文献083 を参照。

処置実施前の処置効果の不存在性("No Effect on Pre-Treatment")については、処置群の内生的選択に関連してAschenfelter and Card(1995)^{*187}が分析したような処置群の対象の内生的行動により"Aschenfelter's Dip"が生じる場合などを考慮したものと考えられるが、Abadie(2005)^{*188}の見解同様に当該問題は観察指標の処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)及びこれに附帯する並行推移性条件(CT・PT)が成立する場合などでは自明に回避可能で分析結果に影響を及ぼさないはずであり、またAschenfelter(1978)自身が実施したように処置実施前の分析時点を複数化することで簡単に対策が可能な問題であるため、独立した前提条件として扱う必然性がないものと考えられる。

6) 横断面前後差分分析(DID)を用いた処置効果評価に必要な前提条件

以上の考察から、横断面前後差分分析(DID)を用いた処置効果評価に必要な前提条件は、実際の分析の流れに従って図2-2-3-1のとおり整理される。

これらの前提条件の意味や効果などの内容については、更に次節において詳細に再検討を行うこととする。

[表2-2-3-1. 経済学・社会学などの主要な先行研究における前提条件]

先行研究 前提条件	0A Ro&Ru. (1983)	0B Rubin (80-05)	1 Woold. (2003)	2 Ca&Tr. (2005)	3 An&Pi. (2008)	4 Gangl (2010)	5 Lechn. (2010)	6 Colmb. (2017)
SUTVA	○	○	△	△	--	△	○	○
-NI	○	○	--	--	--	--	○	○
-ST	--	○	--	--	--	--	--	--
-CS	--	--	--	--	○	--	--	○
CIA・CMIA	○	○	○	○	○	△	--	○
CIA	○	○	○	○	○	--	--	--
CMIA	--	--	○	○	○	--	--	○
CT・PT	--	--	--	--	△	--	○	○
OVLA	○	○	○	○	○	--	○	--
IID	--	--	--	--	○	--	--	--
NEAA	--	--	--	--	○	--	○	--
EXOG	--	--	--	--	--	--	(○)	--
NEPT	--	--	--	--	--	--	○	--

(前提条件)

SUTVA	処置効果の対象毎の安定性条件 Stable Unit Treatment Value Assumption
-NI	処置による対象間での二次的影響の不存在性 No Inteference
-ST	処置の単一種類性 Single Treatment
-CS	処置前後での処置群・対照群の構成の安定性 Composition Stability
CIA	観察指標と処置の選択との独立性条件 Conditional Independence Assumption
CMIA	観察指標の期待値・平均値と処置の選択との独立性条件 Conditional Mean Ind. Ass.
CT・PT	並行推移性条件 Common Trend, Parallel Trend
OVLA	処置群・対照群の同時存在性条件 Overlap Assumption

*187 Aschengelter and Card(1995) 参考文献057 を参照。

*188 Abadie(2005) 先行研究061 を参照。当該先行研究では"Aschenfelter's Dip"を並行推移性条件(CT・PT)が成立しない場合の典型的な事例であると説明している。

IIDA	誤差の独立・均質分布性 Independent and Identical Distribution Assumption
NEAA	誤差の系列相関の不存在性 No Error term Autocorrelation Assumption
EXOG	処置群・対照群の観察指標の独立化要件の処置との独立性 Covariate Exogeneity
NEPT	処置実施前の処置効果の不存在性 No Effect on Pre-Treatment

(先行研究)

Ro&Ru	Rosenbaum and Rubin(1983)	参考文献019	(統計学)
Rubin	Rubin(1980・1986・2005)	参考文献089,090,102	(統計学)
Woold.	Wooldridge(2003)	参考文献001	(経済学)
Ca&Tr.	Cameron and Trivedi(2005)	参考文献002	(経済学)
An&Pi.	Angrist and Pischke(2008)	参考文献003	(経済学)
Gangl	Gangl(2010)	参考文献015	(社会学)
Lechn.	Lechner(2010)	参考文献014	(経済学)
Colum.	Columbia Univ. Mailman Sch. (2017)	参考文献007	(自然科学)

(記載内容)

○	記述及び説明あり (○) 適用条件が限定される旨の記述及び説明あり
△	記述のみ・説明なし
--	記述・説明なし

[図2-2-3-1. 横断面前後差分析(DID)を用いた処置効果評価に必要な前提条件の整理]

- 事前条件：分析実施前に設定又は確認を要する条件
 - 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)
 - ・処置の単一種類性(SUTVA-ST)
 - ・処置前後での処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)
 - ・処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI) (実験的手法のみ)
 - 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)
 - ・観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA) (実験的手法のみ)
 - 処置群・対照群の同時存在性(OVLA) (実験的手法のみ)
- 事後条件：分析過程又は分析実施後に確認を要する条件
 - 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)
 - ・処置前の処置群・対照群の観察指標の並行推移性(CT・PT)他 (統計的(非実験的)手法のみ)
 - 処置群・対照群の同時存在性(OVLA) (統計的(非実験的)手法のみ)
 - 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)
 - ・処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI) (統計的(非実験的)手法のみ)
 - 誤差の独立・均質分布性(IIDA)
 - 誤差の系列相関の不存在性(NEAA)

2-3. DIDなどによる推計の前提条件(2) 前提条件の再検討

本節においては、2-1での固定効果モデルを用いた説明及び2-2での先行研究に関する考察・整理の結果を基礎として、横断面前後差分析(DID)において偏差を生じない処置効果の推計に必要な前提条件の内容について個別に議論し再検討する。

2-3-1. 処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)

(式2-3-1-1、図2-3-1-1参照)

最初に処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)とその傘下の3つの部分条件について分析の流れに沿ってその意味・効果を確認し内容について再検討する。

1) 処置の単一種類性(SUTVA-ST)

処置の単一種類性(SUTVA-ST)とは、分析対象とする政策措置などの処置が内容的に単一であり観察指標への影響が異なる複数の内容を含んでないこと、という条件である。

当該前提条件が充足されていない場合には、他の条件が全て同じ状態で処置群の数や構成だけを変えて分析を複数回試行した場合に、複数の処置の構成が完全に同一でない限り試行毎に異なる結果が観察される可能性があり、処置効果の対象毎の安定性が損なわれることが理解される。

前述の原材料への課税と収益への影響の例で言えば、原材料の範囲の解釈について税務署間で解釈の相違があり現実の適用税率が多種類になってしまった場合や、適用要件に応じて税率が多種類に分かれることを分析者が見落としてしまった場合などが該当する。

例えば、横断面前後差分析(DID)による政策措置などの処置の評価において、処置の種類が単一ではなくf1,f2の2種類であった場合を考える。当該前提条件以外の全ての前提条件が充足されているものとする。処置の効果が異なる2種類の処置の混在の場合については、式2-3-1-1中の"式251"のようになり当該2種類の処置効果が加重平均された結果が観察されることが理解される。

当該問題を回避するための対策としては、処置効果評価の推計に入る前に該当する対象への政策措置などの処置の内容を精査し分析対象とする処置が単一種類と見なせるか否かを確認した上で、必要に応じて処置の種類に応じて分析に用いる試料を分割するなどの対応をとることが考えられる^{*189}。

他方で、対象毎にどちらの政策措置による処置が実施されたのかが正確に判明している場合には、試料を適切に分割・区分して再推計を行うことにより事後的に本来の政策措置の効果を推計することが可能な場合がある。

2) 処置前後での処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)

処置前後での処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)とは、処置群・対照群の対象が処置の影響などに基づいて処置の実施前後で入替わっていないこと、という条件である。

当該前提条件が充足されていない場合には、他の条件が全て同じ状態で処置群の数や構成だけを変えて分析を複数回試行した場合に、毎回同じ対象が入替わるとは限らないために試行毎に異なる結果が観察される可能性があり、処置効果の対象毎の安定性が損なわれる

*189 他方で、同一の政策措置下で個別対象への措置が細かく分かれている際に、巨視的に見た当該一連の政策措置の効果について処置群平均処置効果(ATET)の政策評価を行う場合には、例外的に当該処理の単一種類性(SUTVA-ST)の前提条件を無視し敢えて複数の政策措置の効果を加重平均した推計を行う場合がある。

ことが理解される。

前述の原材料への課税と収益の例で言えば、処置群の企業の吸収合併・分離子会社化による別会社化、非課税特区などへの地理的な移転や売上高・従業員数などの属性変化により同一の企業が同一年度の前半と後半で処置群と対照群に該当することとなり、二重に調査が行われてしまった場合などが該当する。

上記処置の単一種類性条件(SUTVA-ST)の場合同様に、処置群・対照群に入替わりが生じ混在が存在する場合を考える。処置の実施前での処置群の数を m 個、対照群の数を $n-m$ ($n>m$)個とし、処置後に o 個($o<m, o<n-m$)の試料が処置群と対照群で入替わり混在が生じた場合には、推計結果は式2-3-1-1中の“式252”となり混在がない“式250”と比較して偏差のある結果が観察されることが理解される。

当該問題を回避するための対策としては、実験的手法による試料を用いる場合や統計的(非実験的)手法であっても試料として個票情報の利用が可能である場合には、いわゆる「名寄せ」などの処置群・対照群に含まれる対象の政策措置実施前・実施後での照合により両時点が存在する対象のみを分析に用いることが考えられる。

一般に公的統計などの個票利用が不可能な場合には当該入替りを生じた試料数 o を知ることが困難であり、入替りを生じた o 個の試料についての個別の政策措置の効果を識別することも困難であるため、当該入替りによる混在を生じた推計結果を事後的に補正して本来の政策措置の効果を推計することは困難であると考えられる。

3) 処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)

処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)については、処置群の対象が受けた政策措置などの処置による二次的影響が他の対象の観察指標に及んでいないこと、という条件である。

当該前提条件には、処置群の対象が受けた処置の二次的影響が処置群の他の対象に生じ処置群相互間で問題を生じる場合と、処置群の対象が受けた処置の二次的影響が対照群に及び対照群で問題を生じる場合があり、更に両者が同時に生じている場合も考えられる。図2-3-1-1に示すとおり、処置群相互間での二次的影響による問題の場合には処置群の数や構成を変更した場合に異なる結果が得られるが、数や構成が同じであれば二次的影響を含めた処置群平均処置効果(ATET)自体は偏差なく推計することができる。他方で対照群への二次的影響による問題の場合には処置群の数や構成を変更した場合だけでなくそもそもの処置群平均処置効果(ATET)の推計に偏差を生じる点が異なっている。

当該前提条件が充足されていない場合には、2-1-4.4)で説明した横断面前後差分析(DID)における推計誤差の問題のうち「b.処置群の誤差と政策措置の相関に起因する問題の一部(二次的影響問題)」及び「e.対照群の誤差と政策措置などの処置の相関に起因する問題(二次的影響問題)」のいずれか又はその両方で問題を生じる^{*190}こととなる。

当該問題を回避するための対策としては、実験的手法による試料を用いる場合にはHalloran and Struchiner(1991・1995)^{*191}の方法により直接的影響を受ける処置群、二次的影響のみを受ける2つ目の処置群及び対照群の3群を準備した実験設計を行って試料を採

*190 当該前提条件について問題を生じる場合の具体的な事例については2-1-2.4) a.及びd.を参照のこと。

*191 Halloran and Struchiner(1991) 参考文献091 及び (1995) 参考文献094 を参照。当該実験的手法の内容については次章3-1で詳細に説明する。

取することにより、上記「e.の対照群の誤差と政策措置などの処置の相関に起因する問題(二次的影響問題)」を一定程度回避可能である。

また、対象がCournot均衡などの寡占均衡にある場合や資本提携関係にある場合など処置群・対照群の対象に二次的影響が発生する機構がある程度推察できる場合には、こうした機構を記述するミクロモデルを用いた分析を別途行うことも可能である。

他方で、こうした機構が解明されていない統計的(非実験的)手法による試料を用いる場合などでは、事後的に当該問題の存在を検出する方法やこれを回避する方法は知られていない。

当該問題を大まかに検出する方法については、処置群相互での二次的影響に関する問題では、分析対象とする対照群の対象が2つ以上存在する場合には、対照群を任意の2群に分割して各群について推計された処置効果が等しいと言えるか否かを比較し、処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置群相互の二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立していることを確認^{*192}することが考えられる。また、対照群への二次的影響に関する問題では、分析対象とする対照群の観察指標の平均値又はその階差が、政策措置など処置の実施前後の推移において二次的影響による間接的影響を受けた不連続な変化の形跡を生じているか否かを観察し、処置効果の対象毎の安定性条件のうち対照群への二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立していることを確認^{*193}することが考えられる。

しかし、これらの手法は処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)を概略においての確認できるのみであり、当該前提条件を厳密に確認・検定する方法ではなくまた回避する手法でもないため、現状ではこれらの手法で問題が検出された場合に処置群・対照群の構成や分析時点を変更することによって問題を試行錯誤的に回避するよりない状況にある。

当該問題による処置の効果の二次的影響による処置群・対照群の誤差と二次的偏差の問題を図2-3-1-1に示す。当該問題については次節において更に詳細に検討を加えることとする。

[式2-3-1-1. 横断面前後差分析(DID)における処置前後での処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)と処置の種類の単一性(SUTVA-ST)]

混在が存在せず政策措置などの処置の種類が単一である場合の推計結果 $(o=0, f1 \in F)$

$$\sum_i 1^m (Yf1i(t+u))/m \mid Di=1$$
 "式250"

混在は存在しないが政策措置などの処置の種類が2種類である場合の推計結果 $(o=0, f1, f2 \in F)$

$$\sum_i 1^m (Yf1i(t+u) + Yf2i(t+u))/m \mid Di=1$$
) "式251"

混在が存在するが政策措置などの処置の種類が単一である場合の推計結果 $(o \neq 0, f1 \in F)$

$$\sum_i 1^{m-o} (Yf1i(t+u))/m \mid Di=1 - \sum_i 1^o (Yf1i(t+u))/(n-m) \mid Di=0$$
 "式252"

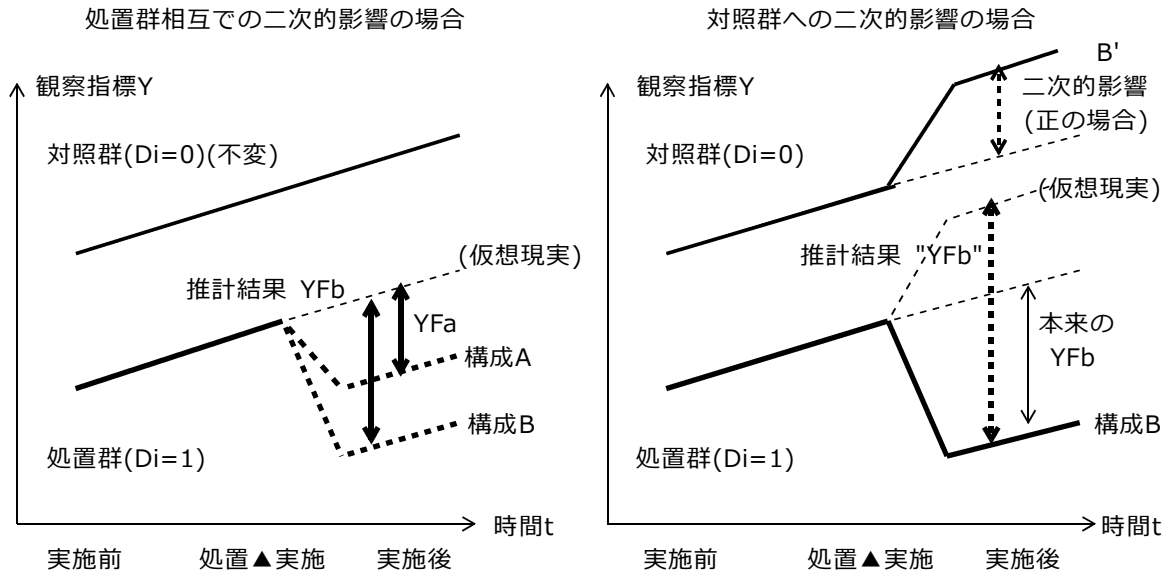
$Yf1i(t+u), Yf2i(t+u)$ 処置実施後t+uにおける対象iでの政策措置f1, f2による処置の効果

*192 政策評価などの分析の目的により、単に政策効果の存在の有無の検証など概略での処置群平均処置効果(ATET)を推計すればよい場合は当該処置群相互での二次的影響を厳密に問題とする必要がない場合がある。他方で試料以外への外挿を目的として厳密な平均処置効果(ATE)の推計と必要とする場合にはその逆である。

*193 当該観察指標の対象毎の安定性条件のうち対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)の検出手法や当該前提条件が成立しない場合の対策については次節において詳細に議論する。

n, m	全体の試料数 n , 処置群の試料数 m ($0 < m < n, n > 2$)
o	処置の実施後に処置群・対照群で入替わった試料数 ($o < m$) (実施前処置群の最後の o 個が実施後対照群の最初の o 個に入替わった場合)
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$)
f_1, f_2, F	政策措置 f_1, f_2 ($f_1 \neq f_2$)による処置及び実行可能な処置の集合 F

[図2-3-1-1. 横断面前後差分析(DID)と処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)]



図注) 処置群相互での二次的影響の場合、処置群の構成(A,B)を変えると相互の二次的影響も変化するため、横断面前後差分析(DID)で推計される処置効果は構成Aの場合とBの場合で変化し安定しない。しかし当該観察指標から推計された各処置効果自体には偏差がない。(図左)

他方で対照群への二次的影響の場合、処置群の構成が同じでも対照群が二次的影響を受ける結果処置群の「仮想現実」が変化してしまい、推計された処置効果には偏差を生じる。(図右)

2-3-2. 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)、処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)及び並行推移性条件(CT・PT) (式2-3-2-1～-4、図2-3-2-1,-2参照)

次に観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)とこれに密接に関連した処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)及び当該独立性条件に付帯する処置前の処置群・対照群の観察指標の並行推移性(CT・PT)などについて、分析の流れに沿ってその意味・効果を確認し内容について再検討する。

1) 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性(OVLA)

観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA)とは、ある条件 X' を満たす処置群・対照群の対象について、その観察指標が当該対象が処置を受けるか否かの選択から独立であること、という条件である。

処置群・対照群の同時存在性条件(OVLA)とは、ある条件 X' を満たす範囲において処置群・対照群の両方が十分な数で存在していること、という条件である。

2-2-1において述べたとおりRosenbaum and Rubin(1983)などにおいては、上記2つの条件を「強い類似性条件("Strong Ignorability")」と呼称しRubin因果モデル(RCM)を用

いた処置効果評価に関する基本的前提条件としている。

更にHeckman他(1997・1998)及びImbens(2000)^{*194}は観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA)について横断面前後差分析(DID)など実際の推計において観察指標の「期待値・平均値と処置の選択との独立性条件(CMIA)」に緩和でき同時存在性条件(OVLA)と合わせて「弱い類似性条件("Weak Ignoreability")」として適用できることを示している。

平均処置効果(ATE)及び処置群平均処置効果(ATET)の推計においてこれら2つの条件が各処置効果の識別のための基本的前提条件とされる理由は、Rubin因果モデル(RCM)の枠組みにおいて処置群が処置を受けた後の現実の観察指標と受けなかった場合の仮想現実の両方を実際に観察することはできないため、これら2つの条件の下で対照群の観察指標の情報をを用いた当該仮想現実の推計により処置効果の「識別」を可能とする必要があるためである。

2) 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)・処置群・対照群の同時存在性(OVLA)と処置群平均処置(ATET)及び平均処置効果(ATE)

具体的に式2-3-2-1において固定効果モデルを用いた処置群平均処置効果(ATET)の推計結果を示す。

式2-3-2-1中の"式253"で示すとおりRubin因果モデル(RCM)においては、処置群平均処置効果(ATET)は現実処置を受けた処置群の対象の観察指標と仮に当該処置群の対象が処置を受けなかった場合の仮想現実の差の期待値として表現される。

このうち処置群の対象が処置を受けなかった場合の仮想現実は、処置群・対照群の同時存在性(OVLA)、観察指標の期待値・平均値と処置の選択との独立性条件(CMIA)及び処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)の3つの前提条件が満たされる場合、処置前の処置群の観察指標に対照群の処置前後の観察指標の差を加算したもので代替することが可能である。

当該前提条件が充足されていない場合については、処置群・対照群の同時存在性(OVLA)が成立しなければ処置群・対照群の条件X'下での各期待値のいずれかが存在しないこととなり、観察指標の期待値・平均値と処置の選択との独立性条件(CMIA)が成立しなければ処置が行われなかった場合での対照群の前後差と対照群の前後差の代替は成立しないこととなり、処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立しなければ対照群の前後差には処置の二次的影響による偏差が混入してしまい代替が成立しないこととなる。このため、処置群平均処置効果(ATET)の推計においては当該3つの前提条件が全て成立していることが必要であることが理解される。

仮に当該3つの前提条件が全て成立し上記の仮想現実の代替が可能である場合には、処置群平均処置効果(ATET)は処置群・対照群の横断面前後差により推計できる。但し式2-3-2-1中の"式257"で表される処置群・対照群の対象毎の個別的な時間変動に起因する偏差の横断面前後差が解消して0と見なすことができ、かつ"式258"で表される処置群・対照群の対象毎の誤差の横断面前後差が十分小さく0と見なせることが必要である。

次に式2-3-2-2において固定効果モデルを用いた平均処置効果(ATE)の推計結果を示す。

*194 Heckman, Ichimura and Todd(1997) 参考文献067, Heckman, Ichimura, Smith and Todd(1998) 参考文献068 及び Imbens(2000) 参考文献029 を参照。

本項における説明においてはHeckman, Ichimura and Todd(1997)を参照としている。

平均処置効果(ATE)の場合は処置群平均処置効果(ATET)の場合と異なり、処置群・対照群を問わず対象が処置を受けた場合の効果を推計する必要があるため、処置群の対象が処置を受けなかった場合の仮想現実と対照群の対象が処置を受けた場合の仮想現実を両方用いた推計を行うこととなるが、仮想現実の推計における前提条件の適用は処置群平均処置効果(ATET)の推計の場合とほぼ対称的でありその推計過程は大部分において同様である。

見方を変えれば、観察指標の期待値・平均値と処置の選択との独立性条件(CMIA)が成立する範囲が処置群が処置を受けなかった場合の仮想現実のみである場合に処置群平均処置効果(ATET)の推計が可能であり、当該範囲が処置群が処置を受けなかった場合と対照群が処置を受けた場合の仮想現実の両方である場合に平均処置効果(ATE)の推計が可能であるものと考えられる。

平均処置効果(ATE)の推計の場合においても、式2-3-2-1中の"式263"で表される処置群・対照群の対象毎の個別的時間変動に起因する偏差の横断面前後差が解消して0と見なすことができ、かつ"式264"で表される処置群・対照群の対象毎の誤差の横断面前後差が十分小さく0と見なせることが必要である。

3) 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)・処置群・対照群の同時存在性(OVLA)に起因する問題への対策

観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性(OVLA)の前提条件については、その適用は相互に深く関連したものとなっているが、これらの条件に起因する問題への対策もまたその多くが類似したものとなっている。

処置効果評価において実験的手法が適用可能な場合であれば、十分な数の処置群・対照群の対象をランダム化して対で抽出するなどの手法により、処置群・対照群の類似性と同時存在性に関するこれらの前提条件を同時に充足させることが可能である。実験的手法におけるランダム化の意義・効果についてはFisher(1935)やNeyman(1935)の時代から知られており、処置群・対照群の指標や説明変数が観察できるか否かにかかわらずこれらを類似化できることが大きな利点として知られている。

他方実験的手法の適用が不可能で統計的(非実験的)手法を用いざるを得ない場合においては、複数の説明変数に関するマッチングや処置率によるマッチングなどを用いて、統計試料の個票を用い処置群に対応した対照群を抽出する手法によって処置群・対照群の類似性と同時存在性の条件を同時に充足させることが考えられる。更にAbadie and Gardeazabal(2003)^{*195}などによる処置群とほぼ完全に一致する観察指標を他の少数の対象の観察指標から推計した「合成対照群」を用いて両条件を充足する手法などが知られている。

当該問題に関する実験的手法と統計的(非実験的)手法の比較については、LaLonde(1986)^{*196}による統計的(非実験的)手法への批判とこれと同一の試料を用いたHeckman他(1997・1998)及びDehejia and Whaba(1999)^{*197}などによる一連の検証を通じた議論が参考となるが、Imai他(2008)^{*198}が述べるとおりいずれかが絶対的に優越するというものでは

*195 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。当該手法については3-3において詳説する。

*196 LaLonde(1986) 参考文献066 を参照。

*197 Dehejia and Whaba(1999) 参考文献069 を参照。

*198 Imai, King and Stuart(2008) 参考文献075 を参照。当該一連の議論については1-2-2.4)に先行研究の概要を整理しているので適宜参照。

なく状況に応じて両方の手法にそれぞれ優劣があることが知られている。

他方で処置群・対照群の同時存在性(OVLA)に問題を生じる場合の対策としては、上記の統計的(非実験的)手法を用いる場合において処置群・対照群の対象が分析対象とする条件 x' の下でそれぞれ十分な数で存在するよう抽出するか、あるいはCrump他(2008)^{*199}の研究にあるように処置率が[0.1,0.9]の範囲にある対象だけが分析対象となるよう分析範囲に関する条件 X' を調整・設定する方法が考えられる。

4) 観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の確認のための付帯条件としての並行推移性条件(CT・PT)

上記の固定効果モデルを用いた処置群平均処置効果(ATET)及び平均処置効果(ATE)の推計結果において、横断面前後差分析(DID)による推計結果が偏差のない処置効果の近似となっているためには、式2-3-2-1の"式257"及び式2-3-2-2の"式263"で表される処置群・対照群の対象毎の個別的な時間変動に起因する偏差などの横断面前後差が解消して0と見なせることが必要である点が理解される。

仮に前述した適切なランダム化による実験的手法や処置率を用いたマッチングなどの統計的(非実験的)手法などによって、観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)がほぼ完全に充足され性質が極めて類似的な処置群・対照群の対象のみが抽出された場合には、対象毎の個別的な時間変動に起因する偏差もほぼ等しくなっているものと考えられ、これらを平均して横断面前後差をとった場合には0となっていることが考えられる。具体的には、実験的手法においてランダム化などの措置が採られる場合や、Rosenbaum and Rubin(1983)が示したように処置率によるマッチングなどにより特定の条件 X' の下で処置群・対照群の類似化("Balancing")が達成できることが原理的に証明されている場合には、当該偏差の横断面前後差も0と見なせる程度に小さくなっているものと推定される。

他方で統計的(非実験的)手法で少数の処置群・対照群を用いた分析を行わざるを得ない場合など何らかの理由からこうした原理的に確実な手法が用いられない場合や、実験的手法であっても適切なランダム化などが行われておらず観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の充足に確証がない場合には、2-2-3.3)で述べたとおりHeckman他(1997)の方法など何らかの方法を用いて処置群・対照群の観察指標の平均値が処置の実施前に並行して推移していることなどを事後的に確認する^{*200}ことが必要である。

図2-3-2-1に示すとおり、並行推移性条件(CT・PT)については2-2-2.5)で説明したLechner(2010)の分類のとおり、処置群・対照群の横断面差が処置実施前の複数時点と同じ場合(CT・PT-CS)と処置群の処置実施前の複数時点での差と対照群の処置実施前の複数時点での差が同じである場合(CT・PT-BA)の2つの場合が考えられる。これら2つの場合は、対照群の観察指標の期待値の時間的推移を絶対的基準として考える(CT・PT-CS)か、基準時点での処置群・対照群の観察指標の期待値の対を絶対的基準として考える(CT・PT-BA)かが異なっているが、いずれか片方が概ね成立していれば観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の充足が確認できるものと考えられる。

*199 Crump, Hotz, Imbens and Mitnik(2009) 参考文献078 を参照。

*200 当該並行推移性(CT・PT)による確認の考え方は、観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)が成立する程度に処置群・対照群が類似して推移していることが処置の実施前の複数時点での観察指標の推移から確認できるのであれば、仮に処置が行われていなければ処置の実施後の時点においても同様の類似した推移を示したであろうと帰納的に推定される、というものである。

図2-3-2-1から明らかなとおり、並行推移性条件(CT・PT)の事後的確認によって観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の成立を確認するためには、政策措置など処置の実施前の時点において少なくとも2時点の試料が必要であることが理解される。

5) 並行推移性条件(CT・PT)の確認による効果

具体的に式2-3-2-3に固定効果モデルを用いて並行推移性条件(CT・PT)の成立が確認された場合の効果を説明した結果を示す。

処置群・対照群の期待値の横断面差が処置実施前の複数時点で同じ場合(CT・PT-CS)は、式2-3-2-3中の"式265"に示すとおり処置群・対照群の横断面差の期待値が処置の実施前の任意の時点において誤差を含む一定の値である条件と解釈できる。当該条件は"式266"に示すとおり処置群・対照群の対象毎の個別的時間変動による偏差に起因する横断面差($\sum_i (Y_{bi}(t-s)/m \mid D_i=1 - \sum_i (Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0$)及び固定効果モデルを当てはめた際の対象毎の誤差に起因する横断面差($\sum_i (\epsilon_i(t-s)/m \mid D_i=1 - \sum_i (\epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0$)の和が、誤差を含む定数であることと等価である。当該条件を処置実施前の2時点での横断面前後差分析(DID)に当てはめた場合の結果が"式270"であり、当該条件が成立する場合での処置実施前での横断面前後差分析(DID)の結果は対象毎の個別的時間変動による偏差が除去され固定効果モデルを当てはめた際の対象毎の誤差も0となっている点を確認できる。

処置群の処置実施前の複数時点での差と対照群の処置実施前の複数時点での差が同じである場合(CT・PT-BA)は、"式267"に示すとおり処置実施前の異時点において処置群の対象の時間変化と対照群の対象の時間変化が、時点にかかわらず誤差を含む同一の値である条件と解釈できる。当該条件は"式268"及び"式269"に示すとおり処置群・対照群のそれぞれについて対象毎の個別的時間変動による偏差に起因する部分の前後差と固定効果モデルを当てはめた際の対象毎の誤差に起因する前後差の和が、対象に共通的時間変動の前後差と定数項及び誤差からなることと等価である。当該条件を処置実施前の2時点での横断面前後差分析(DID)に当てはめた場合の結果が"式271"であり、当該条件が成立する場合での処置実施前での横断面前後差分析(DID)の結果は処置群・対照群毎に対象毎の個別的時間変動による偏差が除去され固定効果モデルを当てはめた際の対象毎の誤差も0となっていることが確認できる。

更に、処置群・対照群の期待値の横断面差が処置実施前の複数時点で同じ場合(CT・PT-CS)での政策措置など処置実施前後での横断面前後差分析(DID)の結果を"式272"に、処置群の処置実施前の複数時点での差と対照群の処置実施前の複数時点での差が同じである場合(CT・PT-BA)での政策措置など処置実施前後での横断面前後差分析(DID)の結果を"式273"に示す。当該結果から明らかなとおり、上記CT・PT-CS又はCT・PT-BAのいずれか片方の条件が充足されていれば、横断面前後差分析(DID)により偏差のない政策措置などの処置の効果が推計できることが理解される。

6) 並行推移性条件(CT・PT)条件の階差試料への拡張

上記の並行推移性(CT・PT)に関する2つの条件のいずれか片方の成立が確認された場合の効果についての議論から、当該2つの条件については試料が分析対象とする観察指標の

階差である場合にも拡張して適用できる^{*201}ものと考えられる。

例えば、並行推移性条件(CT・PT)の一つの解釈である処置群・対照群の期待値の横断面差が処置実施前の複数時点で同じ場合(CT・PT-CS)において、処置群と対照群の観察指標の期待値が比例関係など簡単な多項式で簡単に記述できる関係にありその「階差の差」が誤差を伴う定数であると見なせる場合が考えられる。前記の原材料への課税と収益への影響の例で言えば、当該原材料を使用し課税対象であり処置群となる企業と当該原材料を使用していないが同種の製品を製造し対照群となる企業があるが、対照群の企業が地域分布や輸出比率の相違により処置群の企業と比べて毎年一定の安定的な比率で直線的に観察指標である収益が低下していることが解っている場合などが該当する。

具体的に式2-3-2-4に並行推移性(CT・PT)に関する2つの条件が階差試料について成立つ場合^{*202}においても横断面前後差分析(DID)において偏差のない処置の効果の階差が推計できることを示す。当該説明の内容は式2-3-2-3に固定効果モデルを用いて並行推移性条件(CT・PT)の成立が確認された場合の効果を説明した結果と概略同じである。

処置群・対照群の期待値が処置の実施前の複数時点における観察から両者の関係において安定的に推移していることが確認でき、当該関係が処置の実施後においても複数時点での観察の結果からその継続が容易に推測できるのであれば、当該推測の基礎となる試料が階差試料であることを問題とする必然性はないものと考えられる。

つまり、観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)においては、観察指標自体のみならずその差や階差の差など「処置群・対照群の関係」が政策措置など処置の実施前後において安定的に推移していることが必要条件であって、直接的に観察指標の値自体を問題にしている訳ではないことが理解される。上記結果から考察すれば、多くの先行研究において平行推移性条件(CT・PT)の確認手法を「観察指標のグラフによる目視確認」としていることは適切ではなく、当該確認手法は上記のとおり定量的な評価手法によって行われるべきであり、また「観察指標又はその階差」に拡張されるべきであると考えられる。

[式2-3-2-1. 固定効果モデルを用いた処置群平均処置効果(ATET)の推計と前提条件]

$$\begin{aligned}
 ATET &= E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i^* - Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) && \text{(処置群平均処置効果)} \\
 &= E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i^*) - E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) && \text{"式253"} \\
 &E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) \\
 &= E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X_i') + E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') - E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') \\
 &\quad \because OVLA, CMIA, SUTVA-NI \\
 &= \sum_i (Y_i(t-s) / m \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) \\
 &\quad + \sum_i (Y_i(t+u) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) - \sum_i (Y_i(t-s) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) \\
 &= \sum_i (Y_{ic} + Y_{a}(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \\
 &\quad + \sum_i (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \\
 &= Y_a(t+u) + \sum_i (Y_{ic} + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X_i'
 \end{aligned}$$

*201 Angrist and Pischke(2008) 参考文献003 を参照。他方でAthey and Imbens(2002) 参考文献032 においては分析対象となる観察指標が未知の関数φにより変換されている場合での処置効果評価について、確率密度の前後変化などを用いる手法(CIC)などを提唱しているが、観察指標が階差である場合での横断面前後差分析(DID)の適用については何も述べられていない。

*202 式2-3-2-4では試料が1階階差試料である場合を示すが、試料が2階以上の階差試料である場合も同様であるため説明を省略する。

$$+ \sum_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X' \quad \text{"式254"}$$

$$\begin{aligned} E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X^*) &= \sum_i (Y_i(t+u) / m \mid D_i=1, T_i=1, X^*) \\ &= \sum_i (Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \varepsilon_i(t+u)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X' \\ &= Y_a(t+u) + \sum_i (Y_{ic} + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \varepsilon_i(t+u)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X' \quad \text{"式255"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ATET &= E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X^*) - E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X^*) \\ &= E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X^*) - E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X') \\ &\quad - E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X') + E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X') \quad (\text{横断面前後差}) \\ &\quad \therefore \text{OVLA, CMIA, SUTVA-NI} \\ &= \sum_i (Y_{Fi}(t+u)) / m \quad (\text{処置効果}) \\ &\quad + \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / m - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X' \\ &\quad - \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X' \quad (\text{偏差の横断面前後差}) \\ &\quad + \sum_i (\varepsilon_i(t+u)) / m - \sum_i (\varepsilon_i(t-s)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X' \\ &\quad - \sum_i (\varepsilon_i(t+u)) / (n-m) + \sum_i (\varepsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X' \quad (\text{誤差の横断面前後差}) \quad \text{"式256"} \end{aligned}$$

$$\therefore ATET \sim \sum_i (Y_{Fi}(t+u)) / m \quad (\text{処置群平均処置効果})$$

$$\text{If} \quad \begin{aligned} &+ \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / m - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X' \quad (\text{偏差の解消}) \\ &- \sum_i (Y_{bi}(t+u)) / (n-m) - \sum_i (Y_{bi}(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X' \sim 0 \end{aligned}$$

$$\wedge \quad \text{"式257"}$$

$$\begin{aligned} &+ \sum_i (\varepsilon_i(t+u)) / m - \sum_i (\varepsilon_i(t-s)) / m \mid D_i=1, T_i=1, X' \quad (\text{誤差の収束}) \\ &- \sum_i (\varepsilon_i(t+u)) / (n-m) + \sum_i (\varepsilon_i(t-s)) / (n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X' \sim 0 \end{aligned}$$

$$\text{"式258"}$$

ATET	処置群平均処置効果 (処置群のみの政策措置の効果の推計値)
(下破線)	直接観察できない値
$Y_i(t)$	時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$) (処置群か否かと処置が実施されるか否かは区別して考えている点に注意)
T_i	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$) (処置が実施されるか否かと処置群か否かは区別して考えている点に注意)
n, m	全体の試料数, 処置群の試料数 ($0 < m < n, n > 2$)
Y_{ic}	対象i毎に個別的な定数項
$Y_a(t)$	時点tにおける対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t)$	時点tにおける対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t)$	処置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
$\varepsilon_i(t)$	時点tにおける対象iについての誤差項
X^*	処置群・対照群の観察指標を類似化・同時存在化する範囲に関する条件
OVLA	処置群・対照群の同時存在性条件
CMIA	分析対象観察指標の平均値の処置群・対照群の選択との独立性仮定
SUTVA-NI	処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置による対象間の二次的影響の不存在性
$E(\cdot)$	期待値

[式2-3-2-2. 固定効果モデルを用いた平均処置効果(ATE)の推計と前提条件]

$$\begin{aligned} ATE &= E(Y_i(t+u) \mid T_i=1, X^* - Y_i(t+u) \mid T_i=0, X^*) \quad (\text{平均処置効果}) \\ &= E((m \cdot Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X^* + (n-m) \cdot Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=1, X') / n \\ &\quad - (m \cdot Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X' + (n-m) \cdot Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X') / n) \\ &= m/n \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X') + (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=1, X') \\ &\quad - m/n \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X') - (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X') \end{aligned}$$

"式259"

$$\begin{aligned}
 & E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=1, X_i') \\
 &= E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') + E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i') - E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X_i') \\
 &\quad \because \text{OVLA, CMIA, SUTVA-NI} \\
 &= \Sigma_i (Y_i(t-s)/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_i(t+u)/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i^*) - \Sigma_i (Y_i(t-s)/m \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) \\
 &= \Sigma_i (Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1, X_i' \\
 &= Y_a(t+u) + \Sigma_i (Y_{ic} + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + Y_{Fi}(t+u) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1, X_i' \quad \text{"式260"}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) \\
 &= E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X_i') + E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') - E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') \\
 &\quad \because \text{OVLA, CMIA, SUTVA-NI} \\
 &= \Sigma_i (Y_i(t-s)/m \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_i(t+u)/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) - \Sigma_i (Y_i(t-s)/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) \\
 &= \Sigma_i (Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \\
 &= Y_a(t+u) + \Sigma_i (Y_{ic} + Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \quad \text{"式261"}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{ATE} &= m/n \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i') + (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=1, X_i') \\
 &\quad - m/n \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) - (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) \\
 &= m/n \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i') + (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) \\
 &\quad + (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i^*) - (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) \\
 &\quad - m/n \cdot E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X_i^*) - m/n \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') \\
 &\quad + m/n \cdot E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) - (1 - m/n) \cdot E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X_i^*) \\
 &= E(Y_i(t+u) \mid D_i=1, T_i=1, X_i^*) - E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0, X_i') \\
 &\quad - E(Y_i(t+u) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') + E(Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') \quad (\text{横断面前後差}) \\
 &= \Sigma_i (Y_i(t+u)/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i') - \Sigma_i (Y_i(t-s)/m \mid D_i=1, T_i=0, X_i') \\
 &\quad - \Sigma_i (Y_i(t+u)/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') + \Sigma_i (Y_i(t-s)/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i') \\
 &\quad \because \text{OVLA, CMIA, SUTVA-NI} \\
 &= \Sigma_i (Y_{Fi}(t+u))/m \quad (\text{処置効果}) \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_{bi}(t+u))/m - \Sigma_i (Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \\
 &\quad - \Sigma_i (Y_{bi}(t+u))/(n-m) - \Sigma_i (Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \quad (\text{偏差の横断面前後差}) \\
 &\quad + \Sigma_i (\epsilon_i(t+u))/m - \Sigma_i (\epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \\
 &\quad - \Sigma_i (\epsilon_i(t+u))/(n-m) + \Sigma_i (\epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \quad (\text{誤差の横断面前後差}) \\
 &\quad \text{"式262"}
 \end{aligned}$$

$$\therefore \text{ATE} \sim \Sigma_i (Y_{Fi}(t+u))/m \quad (\text{平均処置効果})$$

$$\begin{aligned}
 & \text{If} \\
 &\quad + \Sigma_i (Y_{bi}(t+u))/m - \Sigma_i (Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \quad (\text{偏差の解消}) \\
 &\quad - \Sigma_i (Y_{bi}(t+u))/(n-m) - \Sigma_i (Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \sim 0 \\
 &\quad \wedge \quad \text{"式263"} \\
 &\quad + \Sigma_i (\epsilon_i(t+u))/m - \Sigma_i (\epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1, T_i=1, X_i' \quad (\text{誤差の収束}) \\
 &\quad - \Sigma_i (\epsilon_i(t+u))/(n-m) + \Sigma_i (\epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0, T_i=0, X_i' \sim 0 \\
 &\quad \text{"式264"}
 \end{aligned}$$

ATE 平均処置効果
 (下破線) 直接観察できない値
 Y_i(t) 時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標
 D_i 処置群・対照群の選択ダミー (処置群 D_i=1, 対照群 D_i=0)

	(処置群か否かと処置が実施されるか否かは区別して考えている点に注意)
Ti	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 Ti=1, 不実施 Ti=0)
	(処置が実施されるか否かと処置群か否かは区別して考えている点に注意)
n,m	全体の試料数, 処置群の試料数 (0 < m < n, n > 2)
Yic	対象i毎に個別的な定数項
Ya(t)	時点tにおける対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
Ybi(t)	時点tにおける対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
YFi(t)	処置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
ei(t)	時点tにおける対象iについての誤差項
X [*]	処置群・対照群の観察指標を類似化・同時存在化する範囲に関する条件
OVLA	処置群・対照群の同時存在性条件
CMIA	分析対象観察指標の平均値の処置群・対照群の選択との独立性仮定
SUTVA-NI	処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置による対象間の二次的影響の不存在性
E(・)	期待値

[式2-3-2-3. 固定効果モデルを用いた平行推移性条件(CT・PT)の成立とその効果の説明]

$$\text{If } E(Y_i(t-s) \mid D_i=1, T_i=0 - Y_i(t-s) \mid D_i=0, T_i=0) = Y_{ctl} + \varepsilon_{yc}(t-s) \text{ for } \forall t-s \text{ (CT・PT-CS)} \quad \text{"式265"}$$

$$\begin{aligned} &\Rightarrow +\Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i=1 - (\Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i=0) \\ &\quad +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 - (\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0) \\ &\quad +\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 - (\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0) \\ &= Y_{ctl} + \varepsilon_{yc}(t-s) \\ &\Rightarrow +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 - (\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0) \\ &\quad +\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 - (\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0) \\ &= Y_{ctl} - \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i=1 + (\Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i=0) + \varepsilon_{yc}(t-s) \end{aligned} \quad \text{"式266"}$$

$$\text{If } E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid T_i=0) = Y_{ptl}(s') + \varepsilon_{yp}(s', D_i) \text{ for } \forall t-s, t-s' \text{ (CT・PT-BA)} \quad \text{"式267"}$$

$$\begin{aligned} &\Rightarrow +\Sigma_i(Y_{a}(t-s') - Y_{a}(t-s))/m + \Sigma_i(Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s))/m \\ &\quad + \Sigma_i(\varepsilon_{fi}(t-s') - \varepsilon_{fi}(t-s))/m \mid D_i=1 \\ &= Y_{ptl}(s') + \varepsilon_{yp}(s', D_i=1) \\ &\Rightarrow +\Sigma_i(Y_{a}(t-s') - Y_{a}(t-s))/(n-m) + \Sigma_i(Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s))/(n-m) \\ &\quad + \Sigma_i(\varepsilon_{fi}(t-s') - \varepsilon_{fi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\ &= Y_{ptl}(s') + \varepsilon_{yp}(s', D_i=0) \\ &\Rightarrow +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s))/m + \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s') - \varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 \\ &= Y_{ptl}(s') - Y_{a}(t-s') + Y_{a}(t-s) + \varepsilon_{yp}(s', D_i=1) \quad \text{"式268"} \\ &\Rightarrow +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s))/(n-m) + \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s') - \varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\ &= Y_{ptl}(s') - Y_{a}(t-s') + Y_{a}(t-s) + \varepsilon_{yp}(s', D_i=0) \quad \text{"式269"} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=1 - (Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前})(t > s > s' > 0) \\ &= E(Y_i(t-s') \mid D_i=1 - Y_i(t-s') \mid D_i=0 - (Y_i(t-s) \mid D_i=1 - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \\ &= +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s'))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s'))/(n-m) \mid D_i=0 \\ &\quad +\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s'))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s'))/(n-m) \mid D_i=0 \\ &\quad -(\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\ &\quad -(\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0) \\ &= Y_{ctl} - \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i=1 + (\Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i=0) + \varepsilon_{yc}(t-s') \quad ("t-s'") \\ &\quad - (Y_{ctl} - \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i=1 + (\Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i=0) + \varepsilon_{yc}(t-s)) \quad ("t-s") \\ &= \varepsilon_{yc}(t-s') - \varepsilon_{yc}(t-s) \quad \therefore \text{CT・PT-CS} \\ &\sim 0 \quad \text{"式270"} \end{aligned}$$

$$\mid \varepsilon_i(t-s') \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \varepsilon_i(t-s') \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge$$

$$\begin{aligned}
& \varepsilon_i(t-s') \mid D_i=1 \perp \varepsilon_i(t-s') \mid D_i=0 \wedge \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \\
& E(Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=1 - (Y_i(t-s') - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前})(t>s>s'>0) \\
& = +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s'))/m - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 \\
& \quad - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s'))/(n-m) + \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad + \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s'))/m - (\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 \\
& \quad - \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s'))/(n-m) + \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& = Y_{pt}(s') - Y_a(t-s') + Y_a(t-s) + \varepsilon_{yp}(s', D_i=1) \\
& \quad - (Y_{ptl}(s') - Y_a(t-s') + Y_a(t-s) + \varepsilon_{yp}(s', D_i=0)) \\
& = \varepsilon_{yp}(s', D_i=1) - \varepsilon_{yp}(s', D_i=0) \quad \because CT \cdot PT - BA \\
& \sim 0 \quad \text{"式271"}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \mid \varepsilon_i(t-s') \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \varepsilon_i(t-s') \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\
& \varepsilon_i(t-s') \mid D_i=1 \perp \varepsilon_i(t-s') \mid D_i=0 \wedge \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \\
& E(Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=1 - (Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前後}) \\
& = E(Y_i(t+u) \mid D_i=1 - Y_i(t+u) \mid D_i=0 - (Y_i(t-s) \mid D_i=1 - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \\
& = +\Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad - (\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad + \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m \\
& \quad + \Sigma_i(\varepsilon_i(t+u))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(\varepsilon_i(t+u))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad - (\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& = Y_{ctl} - \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i=1 + (\Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i=0) + \varepsilon_{yc}(t+u) \quad ("t+u") \\
& \quad + \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m \\
& \quad - (Y_{ctl} - \Sigma_i(Y_{ic})/m \mid D_i=1 + (\Sigma_i(Y_{ic})/(n-m) \mid D_i=0) + \varepsilon_{yc}(t-s)) \quad ("t-s") \\
& = \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m + \varepsilon_{yc}(t+u) - \varepsilon_{yc}(t-s) \quad \because CT \cdot PT - CS \\
& \sim \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m \quad \text{"式272"}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \mid \varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \varepsilon_i(t+u) \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\
& \varepsilon_i(t+u) \mid D_i=1 \perp \varepsilon_i(t+u) \mid D_i=0 \wedge \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \\
& E(Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=1 - (Y_i(t+u) - Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前後}) \\
& = +\Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/m - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 \\
& \quad + \Sigma_i(\varepsilon_i(t+u))/m - (\Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 \\
& \quad + \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m \\
& \quad - \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) + \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad - \Sigma_i(\varepsilon_i(t+u))/(n-m) + \Sigma_i(\varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& = Y_{ptl}(u) - Y_a(t+u) + Y_a(t-s) + \varepsilon_{yp}(u, D_i=1) \\
& \quad + \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m \\
& \quad - (Y_{ptl}(u) - Y_a(t+u) + Y_a(t-s) + \varepsilon_{yp}(u, D_i=0)) \\
& = \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m + \varepsilon_{yp}(u, D_i=1) - \varepsilon_{yp}(u, D_i=0) \quad \because CT \cdot PT - BA \\
& \sim \Sigma_i(Y_{fi}(t+u))/m \quad \text{"式273"}
\end{aligned}$$

$Y_i(t-s), Y_i(t+u)$ 処置実施前・実施後の時点(t-s, t+u)における対象iでの分析対象観察指標
 $t, t-s, t-s', t+u$ 時点t, 処置実施前の時点t-s・t-s', 処置実施後の時点t+u (t>s>s'>0)
 D_i 処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$)
(処置群か否かと処置が実施されるか否かは区別して考えている点に注意)
 T_i 処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$)
(処置が実施されるか否かと処置群か否かは区別して考えている点に注意)
 n, m 全体の試料数, 処置群の試料数 (0 < m < n, n > 2)
 Y_{ctl} 処置群・対照群間の観察指標の政策措置Fの影響を除いた期待値の差(定数)
 $Y_{ptl}(t)$ 処置群・対照群の観察指標の政策措置Fの影響を除いた期待値の時点sとt間の差

Yic	対象i毎に個別的な定数項
Ya(t)	時点tにおける全ての対象に共通的な時間変動に相当する部分
Ybi(t)	時点tにおける対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
YFi(t)	処置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
ei(t)	時点tにおける対象iについての誤差項
εyc(t)	時点tにおける政策措置Fの影響を除いた処置群・対照群間の差の期待値に伴う誤差項 (他の誤差から独立)
εyp(t,Di)	処置群・対照群毎の政策措置Fの影響を除いた時点sとt間の差の期待値に伴う誤差項 (他の誤差から独立)
CT・PT-CS	平行推移性条件(CT・PT) -CS(処置群・対照群間の期待値の差が概ね一定)
CT・PT-BA	平行推移性条件(CT・PT) -BA(処置群・対照群毎の期待値の時間変化が概ね同一)
E(・)	期待値 ⊥ 互いに独立

式注) 処置群・対照群の対象の観察指標を類似化・同時存在化する範囲に関する条件X'を省略している。

[式2-3-2-4. 横断面前後差分析(DID)での観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の確認と並行推移性(CT・PT)の階差試料への拡張]

$$\begin{aligned}
& \text{If } E(\Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=1, T_i=0 - \Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=0, T_i=0) = Y_{ctl} + \varepsilon_{yc}(t-s) \text{ for } \forall t-s \text{ (CT・PT-CS)} \\
& \quad \Delta y_i(t-s, -1) \equiv Y_i(t-s) - Y_i(t-s-1) \quad \text{"式274"} \\
& \quad \quad = Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1) + e_i(t-s) - e_i(t-s-1) \\
& \Rightarrow E(Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1) \mid D_i=1 \\
& \quad \quad - Y_a(t-s) + Y_a(t-s-1) - Y_{bi}(t-s) + Y_{bi}(t-s-1) \mid D_i=0) = Y_{ctl} + \varepsilon_{yc}(t-s) \\
& \quad = E(Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1) \mid D_i=1 - Y_{bi}(t-s) + Y_{bi}(t-s-1) \mid D_i=0) = Y_{ctl} + \varepsilon_{yc}(t-s) \\
& \Rightarrow +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s-1))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) + \Sigma_i(Y_{bi}(t-s-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad + \Sigma_i(e_i(t-s))/m - \Sigma_i(e_i(t-s-1))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(e_i(t-s))/(n-m) + \Sigma_i(e_i(t-s-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad = +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad \quad - \Sigma_i(Y_{bi}(t-s-1))/m \mid D_i=1 + \Sigma_i(Y_{bi}(t-s-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad \quad + \Sigma_i(e_i(t-s))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(e_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad \quad - \Sigma_i(e_i(t-s-1))/m \mid D_i=1 + \Sigma_i(e_i(t-s-1))/(n-m) \mid D_i=0 \quad \text{for } \forall t-s \\
& \quad = Y_{ctl} + \varepsilon_{yc}(t-s) \quad \text{"式275"}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \text{If } E(\Delta Y_i(t-s', -1) - \Delta Y_i(t-s, -1) \mid T_i=0) = Y_{ptl}(s') + \varepsilon_{yp}(s', D_i) \text{ for } \forall t-s, t-s' (s > s' > 0) \text{ (CT・PT-BA)} \\
& \quad \Delta y_i(t-s, -1) \equiv Y_i(t-s) - Y_i(t-s-1) \quad \text{"式276"} \\
& \quad \quad = Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1) + e_i(t-s) - e_i(t-s-1) \\
& \quad \Delta y_i(t-s', -1) \equiv Y_i(t-s') - Y_i(t-s'-1) \quad (s > s' > 0) \\
& \quad \quad = Y_a(t-s') - Y_a(t-s'-1) + Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s'-1) + e_i(t-s') - e_i(t-s'-1) \\
& \Rightarrow E(Y_a(t-s') - Y_a(t-s'-1) - (Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s'-1) - (Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1)))) \\
& \quad \quad = Y_{ptl}(s') + \varepsilon_{yp}(s', D_i) \\
& \Rightarrow +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s'-1) - (Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1)))/m \\
& \quad \quad \quad + \Sigma_i(e_i(t-s') - e_i(t-s'-1) - (e_i(t-s) - e_i(t-s-1)))/m \mid D_i=1 \\
& \quad \quad = Y_{ptl}(s') - Y_a(t-s') + Y_a(t-s'-1) + Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + \varepsilon_{yp}(s', D_i=1) \quad \text{"式277"} \\
& \Rightarrow +\Sigma_i(Y_{bi}(t-s') - Y_{bi}(t-s'-1) - (Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1)))/(n-m) \\
& \quad \quad \quad + \Sigma_i(e_i(t-s') - e_i(t-s'-1) - (e_i(t-s) - e_i(t-s-1)))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& \quad \quad = Y_{ptl}(s') - Y_a(t-s') + Y_a(t-s'-1) + Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + \varepsilon_{yp}(s', D_i=0) \quad \text{"式278"}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& E(\Delta Y_i(t+u, -1) - \Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=1 - (\Delta Y_i(t+u) - \Delta Y_i(t-s) \mid D_i=0)) \quad (\text{処置実施前後・階差}) \\
& = E(\Delta Y_i(t+u, -1) \mid D_i=1 - \Delta Y_i(t+u, -1) \mid D_i=0 - (\Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=1 - \Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=0)) \\
& \quad = +\Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/m \mid D_i=1 - \Sigma_i(Y_{bi}(t+u))/(n-m) \mid D_i=0
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -\sum_i(Y_{bi}(t+u-1))/m \mid D_i=1 + \sum_i(Y_{bi}(t+u-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& -\sum_i(Y_{bi}(t-s))/m \mid D_i=1 + \sum_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& +(\sum_i(Y_{bi}(t-s-1))/m \mid D_i=1 - \sum_i(Y_{bi}(t-s-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& + \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m \\
& + \sum_i(\epsilon_i(t+u))/m \mid D_i=1 - \sum_i(\epsilon_i(t+u))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& - \sum_i(\epsilon_i(t+u-1))/m \mid D_i=1 + \sum_i(\epsilon_i(t+u-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& - \sum_i(\epsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 + \sum_i(\epsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& +(\sum_i(\epsilon_i(t-s-1))/m \mid D_i=1 - \sum_i(\epsilon_i(t-s-1))/(n-m) \mid D_i=0 \\
= & Y_{ctl} + \epsilon_{yc}(t+u) \quad (\Delta "t+u") \\
& + \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m \\
& - Y_{ctl} - \epsilon_{yc}(t-s) \quad (\Delta "t-s") \\
= & \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m + \epsilon_{yc}(t+u) - \epsilon_{yc}(t-s) \quad \therefore \text{BCPTA-CS} \\
\sim & \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m \quad \text{"式279"}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \mid \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\
& \epsilon_i(t+u-1) \perp \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=1 \wedge \epsilon_i(t+u-1) \perp \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=0, \wedge \\
& \epsilon_i(t+u) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t+u) \mid D_i=0 \wedge \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\
& \epsilon_i(t+u-1) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t+u-1) \mid D_i=0 \wedge \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=0
\end{aligned}$$

$E(\Delta Y_i(t+u, -1) - \Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=1 - (\Delta Y_i(t+u, -1) - \Delta Y_i(t-s, -1) \mid D_i=0))$ (処置実施前後・階差)

$$\begin{aligned}
& = \sum_i(Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t+u-1) - (Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1)))/m \mid D_i=1 \\
& + \sum_i(\epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t+u-1) - (\epsilon_i(t-s) - \epsilon_i(t-s-1)))/m \mid D_i=1 \\
& + \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m \\
& - \sum_i(Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t+u-1) - (Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-s-1)))/(n-m) \mid D_i=0 \\
& - \sum_i(\epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t+u-1) - (\epsilon_i(t-s) - \epsilon_i(t-s-1)))/(n-m) \mid D_i=0 \\
= & Y_{ptl}(u) - Y_a(t+u) + Y_a(t+u-1) + Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + \epsilon_{yp}(t+u, D_i=1) \quad ("D_i=1") \\
& + \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m \\
& - (Y_{ptl}(u) - Y_a(t+u) + Y_a(t+u-1) + Y_a(t-s) - Y_a(t-s-1) + \epsilon_{yp}(t+u, D_i=0)) \quad ("D_i=0") \\
= & \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m + \epsilon_{yp}(t+u, D_i=1) - \epsilon_{yp}(t+u, D_i=0) \quad \therefore \text{CTPT-BA} \\
\sim & \sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m - \sum_i(Y_{Fi}(t+u-1))/m \quad \text{"式280"} \\
& \mid \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \wedge \epsilon_i(t+u) \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\
& \epsilon_i(t+u-1) \perp \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=1 \wedge \epsilon_i(t+u-1) \perp \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=0, \wedge \\
& \epsilon_i(t+u) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t+u) \mid D_i=0 \wedge \epsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s) \mid D_i=0, \wedge \\
& \epsilon_i(t+u-1) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t+u-1) \mid D_i=0 \wedge \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=1 \perp \epsilon_i(t-s-1) \mid D_i=0
\end{aligned}$$

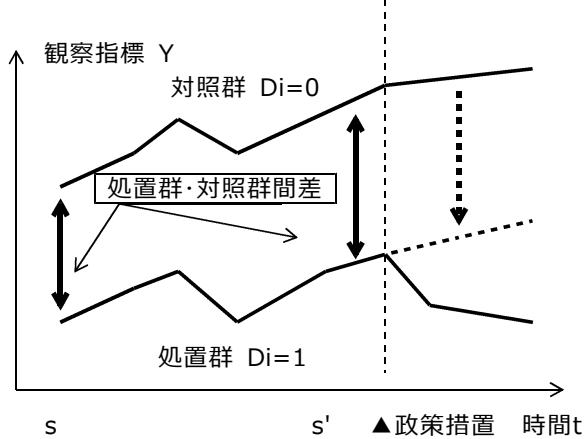
$Y_i(t), \Delta Y_i(t, -1)$	時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標及びその1階階差
$Y_i(t-s), Y_i(t+u)$	処置実施前後の時点(t-s, t+u)における対象iでの分析対象観察指標
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$) (処置群か否かと処置が実施されるか否かは区別して考えている点に注意)
T_i	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 $T_i=1$, 不実施 $T_i=0$) (処置が実施されるか否かと処置群か否かは区別して考えている点に注意)
n, m	全体の試料数, 処置群の試料数 ($0 < m < n, n > 2$)
Y_{ctl}	処置群・対照群間の観察指標の政策措置Fの影響を除いた期待値の差(定数)
$Y_{ptl}(t)$	処置群・対照群の観察指標の政策措置Fの影響を除いた期待値の時点sとt間の差
Y_{ic}	対象i毎に個別的な定数項
$Y_a(t)$	時点tにおける全ての対象に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t)$	時点tにおける対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t)$	処置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
$\epsilon_i(t)$	時点tにおける対象iについての誤差項
$\epsilon_{yc}(t)$	時点tにおける政策措置Fの影響を除いた処置群・対照群間の差の期待値に伴う誤差項 (他の誤差から独立)
$\epsilon_{yp}(t, D_i)$	処置群・対照群毎の政策措置Fの影響を除いた時点sとt間の差の期待値に伴う誤差項 (他の誤差から独立)
CT・PT-CS	平行推移性条件(CT・PT) -CS(処置群・対照群間の期待値の差が概ね一定)

CT・PT-BA 平行推移性条件(CT・PT) -BA(処置群・対照群毎の期待値の時間変化が概ね同一)
 $E(\cdot)$ 期待値 $\perp$ 互いに独立

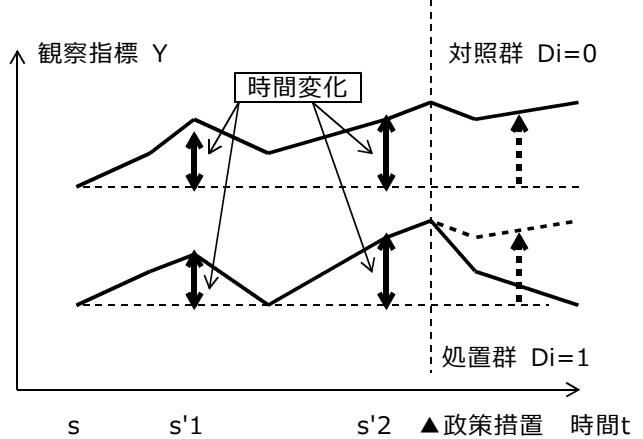
式注) 処置群・対照群の対象の観察指標を類似化・同時存在化する範囲に関する条件 X' を省略している。

[図2-3-2-1. 横断面前後差分析(DID)での観察指標と処置の選択との独立性条件 (CIA・CMIA)の確認と並行推移性(CT・PT)の2つの形態]

(1) 処置群・対照群間の期待値の差が概ね一定 (対照群の観察指標が絶対的基準; CS)

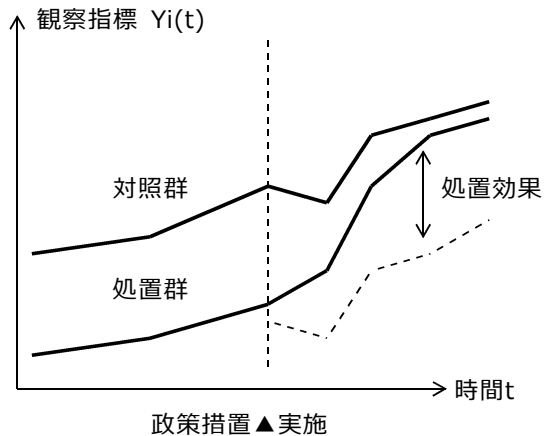


(2) 処置群・対照群毎の期待値の時間変化が概ね同一 (基準時点sの観察指標の対が絶対的基準; BA)

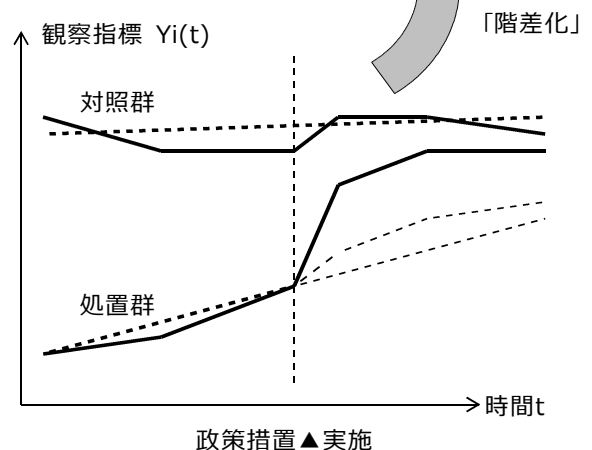
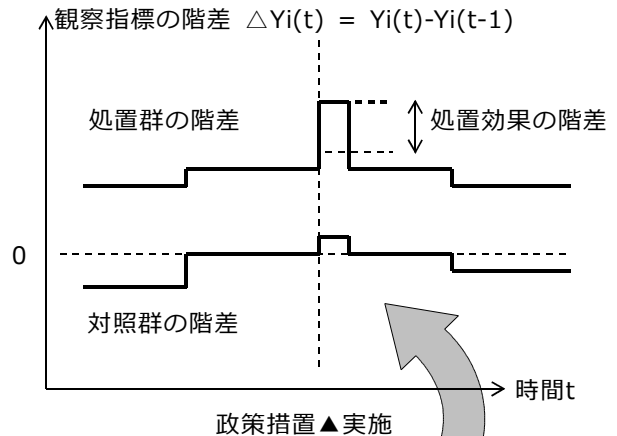


[図2-3-2-2. 横断面前後差分析(DID)での観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の確認と並行推移性(CT・PT)の階差試料への拡張(概念図)]

観察指標自体の共通平行推移性条件



観察指標の「階差」の共通平行推移性条件



2-3-3. 誤差の独立・均質分布性(IIDA)と系列相関の不存在性(NEAA)

(式2-3-3-1、図2-3-3-1参照)

一般的な計量経済学において誤差の分布やその性質については非常に高い関心が寄せられ活発に議論されているが、横断面前後差分析(DID)など処置効果評価においては相対的に誤差に関する議論は低調であったと思われる。本項では処置効果評価における誤差に関する問題^{*203}のうち、誤差の独立・均質分布性(IIDA)と系列相関の不存在性(NEAA)について再検討する。

1) 誤差の独立・均質分布性(IIDA)

誤差の独立・均質分布性(IIDA)とは、処置群・対照群の対象に固定効果モデルを当てはめた際の誤差は同一時点において対象毎に独立・均質に分布していること、という条件である。

当該前提条件が充足されていない場合には、同一時点において誤差が対象間で相互に相関を持つため当該相関に起因した二次的偏差が生じることとなる。当該問題には2つの種類があり、"Moulton"効果など処置群及び対照群それぞれの誤差の組織内での相関に起因する問題と処置群・対照群間での誤差の相関に起因する問題が存在する。

当該問題を回避するための方策としては、実験的手法が適用可能な場合であれば、十分な数の処置群・対照群の対象を条件X'を満たす母集団からランダム化して対で抽出するなどの手法により当該前提条件を充足させることにより問題を回避することが可能である。他方実験的手法の適用が不可能で統計的(非実験的)手法を用いざるを得ない場合においては、条件X'を満たす限り特段の理由がなければ特定の地域・規模など特性が偏った個票試料を抽出せず広範・多様な試料を十分な数で準備して用いるなどの対策が考えられる。特に"Moulton"効果に起因する問題に対しては、2-1-2.4)で説明したとおり問題となり得る組織を予め識別・区分したブロックング("Blocking")を行う、計測時に誤差の相関を考慮した一般化最小二乗法(GLS)を適用するなどの対策によって問題を回避することが可能である。

ここで注意を要する点は、時系列回帰分析など他の推計手法と比較した場合に横断面前後差分析(DID)においては推計過程で特定のモデルを用いず処置群・対照群の平均値の横断面差を処置の実施前・実施後で前後差を算定するのみであるため、ここでいう誤差を直接的に観察する方法が存在しない、という点である。

従って上記の実験的手法におけるランダム化による試料の抽出の場合など原理的に誤差の独立・均質分布性(IIDA)が充足される手法が適用できない場合において、厳密に当該誤差の独立・均質分布性(IIDA)の前提条件の充足を確認するためには、政策措置などの処置の実施前での試料を用いて別途固定効果モデルを当てはめた横断面回帰分析などを行い誤差の性質に関する補助的な分析を行う必要があると考えられる。

2) 系列相関の不存在性(NEAA)

系列相関の不存在性(NEAA)とは、処置群・対照群の対象毎に個別的な時間的変動による偏差及び固定効果モデルを当てはめた際の誤差は政策措置など処置の実施前の時点及び実施後の時点において独立であって相関を持たないこと、という条件である。

*203 誤差に関するもう1つの議論は2-3-1における処置による対象毎の観察指標の安定性のうち処置による対象間での二次的効果の不存在性(SUTVA-NI)であり、当該問題については次章3-2で詳細に議論する。

横断面前後差分析(DID)における当該系列相関に関する問題については、1-2-3で紹介したとおりBertland他(2004)^{*204}がMonte-Carlo法を用いて包括的な検討を実施し系列相関の問題に起因する偏差とその対策について詳細に検討している。

当該問題を回避するための方策としては、当該Bertland他(2004)における分析の結果から、多期の試料を政策措置の実施前・実施後の2期に集約し少数試料に関するt値補正を行った上で検定を行うことが試料数の多寡にかかわらず有効な対策であること、試料数が十分に多い場合には"Block Bootstrap"法や共分散行列による標準誤差推計法などの方法も有効であることが知られている。他方、単に1期の自己相関項(AR(1))を用いるなどの安易な系列相関対策や、試料数が少ない(10未満)場合の"Block Bootstrap"法や共分散行列による標準誤差推計法などは有効ではないとされている。

当該問題については処置群・対照群の時系列での試料が十分に得られる場合には、政策措置など処置の実施前での試料を時系列方向に多数用いた回帰分析などを行い系列相関の確認を行うことが考えられる。他方、上記誤差の独立・均質分布性(IIDA)の場合同様に、時系列での試料が得られない場合には系列相関を直接的に観察することは一般に非常に困難である。このため、1-2-3で紹介したとおり多くの先行研究においては系列相関の検出手法としてMonte-Carlo法が用いられているが、実務上は当該手法を毎回適用することは非常に煩瑣であるため、時系列での試料が十分得られない場合についてより簡単な系列相関の検出手法を開発することが有益であると考えられる。

当該観点から、実用的な系列相関の検出手法として従来の政策措置など処置の実施前の時点で多数の観察指標を時系列で用いる方法の他に、横断面前後差分析(DID)の分析期間と等間隔な過去の時点での観察指標を用いる方法が考えられる。当該手法により系列相関の不存在性(NEAA)の充足を確認するためには、処置の実施前の時点において少なくとも2時点の試料が必要である。

a. 過去の時点での多数の観察指標を時系列で用いる方法

処置前での処置群・対照群の試料が多数の時点で利用可能な場合であれば、上記1)誤差の独立・均質分布性(IIDA)同様に十分な数の処置前での試料を用いて時系列回帰分析を行い誤差の系列相関の有無を確認する方法が考えられる。

b. 分析期間と等間隔な過去の時点での観察指標を用いる方法

処置前での試料が多数の時点で利用可能でない場合では、式2-3-3-1中の"式250"及び"式254"に示すとおり分析対象となる時点($t+u, t-s$)について対照群・処置群の対象*i*毎に平均値との差と前後差を残差の差($rei(u, s)$)として算定し、さらに処置群については横断面前後差分析(DID)により推計した政策措置効果を控除した上で、"式283"及び"式287"に示すとおりこれらと時間的に等間隔となる政策措置実施前の時点での前後差による残差の差($rei(s, u-2s)$)との間での系列相関の有無を回帰分析などを用いた係数の有意性の検定により確認することが考えられる。

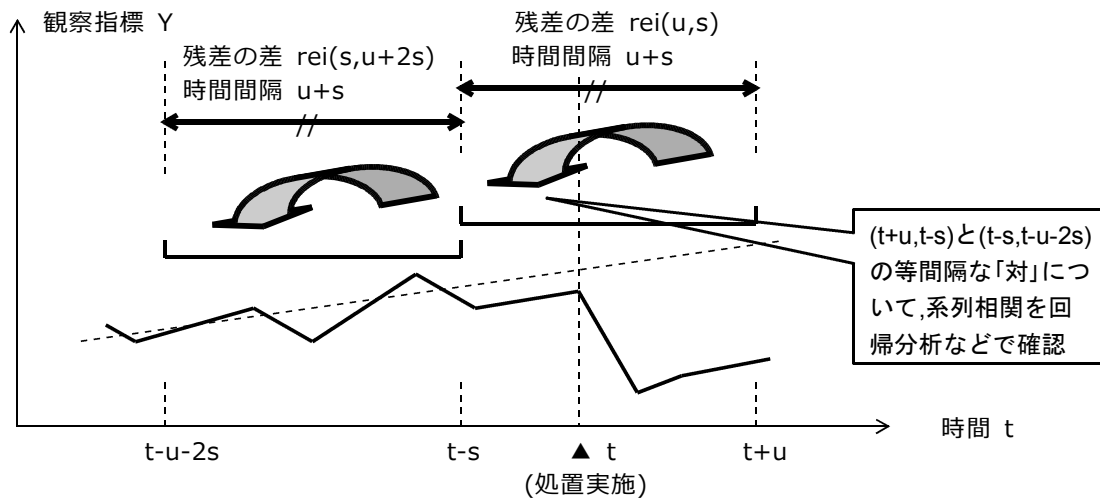
ここで観察指標そのものではなく平均値との差の前後差を用いる理由は、観察指標に含まれている対象*i*毎に個別的な定数項や対象に共通的な時間変動部分を取除き、対象*i*毎に個別的な時間変動部分及び誤差部分と対象*i*と直接関係のない定数項(対照群平均)のみから構成される残差を得るためである。この処理の過程において2時点($t+u, t-s$)で

*204 Bertland, Duflo and Mullainathan(2004) 参考文献083 を参照。

の残差の差が推計されるため、これと時間間隔が等間隔となる処置の実施前の時点($t-s$, $t-u-2s$)について同じ残差を算定し、2時点の残差の差の対について回帰分析などを用いて系列相関を確認すればよい^{*205}こととなる。

当該手法を解りやすく説明すれば、個々の対照群に対しては対照群平均を用いた横断面前後差分析(DID)による残差と、個々の処置群に対しては対処群平均を用いた横断面前後差分析(DID)から平均処置効果を控除した残差を算定することにより、対象*i*毎の誤差及び個別的な時間変動部分と対象*i*と無関係な定数項からなる残差の2時点間での差を推計し、これを時間的に等間隔な2組の対で相関があるか否かを確認すれば当該時間間隔における系列相関が確認できる、ということである。

[図2-3-3-1. 分析手法と等間隔な過去の観察指標を用いた系列相関の確認手法(概念図)]



[式2-3-3-1. 観察指標などを用いた残差の算定と系列相関の確認手法]

(対照群に関する残差の系列相関)

$$\begin{aligned}
 rei(u,s) \mid Di=0 &\equiv Y_i(t+u) - Y_i(t-s) - (\sum_j (Y_j(t+u) - Y_j(t-s)) / (n-m)) \mid Di=0, Dj=0 \\
 &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) \mid Di=0 \\
 &\quad - (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \sum_j (Y_{bj}(t+u) - Y_{bj}(t-s) + \varepsilon_j(t+u) - \varepsilon_j(t-s)) / (n-m)) \mid Dj=0 \\
 &= Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) \mid Di=0 \\
 &\quad - (\sum_j (Y_{bj}(t+u) - Y_{bj}(t-s) + \varepsilon_j(t+u) - \varepsilon_j(t-s)) / (n-m)) \mid Dj=0
 \end{aligned}$$

"式281"

$$\begin{aligned}
 rei(s,u+2s) \mid Di=0 &\equiv Y_i(t-s) - Y_i(t-u-2s) - (\sum_j (Y_j(t-s) - Y_j(t-u-2s)) / (n-m)) \mid Di=0, Dj=0 \\
 &= Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-u-2s) + \varepsilon_i(t-s) - \varepsilon_i(t-u-2s) \mid Di=0 \\
 &\quad - (\sum_j (Y_{bj}(t-s) - Y_{bj}(t-u-2s) + \varepsilon_j(t-s) - \varepsilon_j(t-u-2s)) / (n-m)) \mid Dj=0
 \end{aligned}$$

"式282"

$$rei(u,s) \mid Di=0 = \delta_0 + \delta_1 \cdot rei(s,u+2s) + \varepsilon \delta(u,s) \mid Di=0$$

If $\delta_1 \neq 0$ for $rei(u,s) \mid Di=0$ above, then $rei(u,s)$ and $rei(s,u+2s)$ are "Autocorrelated".

*205 時点($t+u, t-s$)の間での残差に系列相関が存在するのであれば、これと時間間隔が等間隔となるその前の時点($t-s, t-u-2s$)の間でも残差に同じ系列相関が存在するはずである。

従って仮に時点($t-s, t-u-2s$)の観察指標が得られない場合、時点($t-s, t-2u-3s$)など時点($t+u, t-s$)の時間間隔の整数倍の間隔にある他の政策措置実施前の時点を対として用いることも可能である。

"式283"

(処置群に関する残差の系列相関)

$$\begin{aligned}
 DID(u,s) &\equiv \sum_i (Y_i(t+u) - Y_i(t-s))/m \mid D_i=1 - \sum_i (Y_i(t+u) - Y_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 & \text{"式284"} \\
 &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \sum_i (Y_{Fi}(t+u))/m \\
 &\quad + \sum_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 \\
 &\quad - (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \sum_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
 &= \sum_i (Y_{Fi}(t+u))/m \\
 &\quad + \sum_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/m \mid D_i=1 \\
 &\quad - (\sum_i (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/(n-m) \mid D_i=0 \\
 &\sim \sum_i (Y_{Fi}(t+u))/m
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 rei(u,s) \mid D_i=1 &\equiv Y_i(t+u) - Y_i(t-s) - DID(u,s) - (\sum_j (Y_j(t+u) - Y_j(t-s))/m) \mid D_i=1, D_j=1 \\
 &= Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=1 \\
 &\quad - (\sum_j (Y_{bj}(t+u) - Y_{bj}(t-s) + \varepsilon_j(t+u) - \varepsilon_j(t-s))/(n-m)) \mid D_j=1 & \text{"式285"}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 rei(s,u+2s) \mid D_i=1 &\equiv Y_i(t-s) - Y_i(t-u-2s) - (\sum_j (Y_j(t-s) - Y_j(t-u-2s))/m) \mid D_i=1, D_j=1 \\
 &\quad (\because t-s, t-u-2s < t) \\
 &= Y_{bi}(t-s) - Y_{bi}(t-u-2s) + \varepsilon_i(t-s) - \varepsilon_i(t-u-2s) \mid D_i=1 \\
 &\quad - (\sum_j (Y_{bj}(t-s) - Y_{bj}(t-u-2s) + \varepsilon_j(t-s) - \varepsilon_j(t-u-2s))/(n-m)) \mid D_j=1 & \text{"式286"}
 \end{aligned}$$

$$rei(u,s) \mid D_i=1 = \delta_0 + \delta_1 \cdot rei(s,u+2s) + \varepsilon \delta(u,s) \mid D_i=1$$

If $\delta_1 \neq 0$ for $rei(u,s) \mid D_i=1$ above, then $rei(u,s)$ and $rei(s,u+2s)$ are "Autocorrelated".

"式287"

$rei(u,s)$	観察指標の残差の差 (誤差と固有的時間変動の合計分の差)
$t, t-s, t+u$	時点 t , 処置実施前の時点 $t-s$, 処置実施後の時点 $t+u$ ($t > s > s' > 0$)
$Y_i(t-s), Y_i(t+u)$	処置実施前後の時点($t-s, t+u$)における対象 i での分析対象観察指標
$t, t-s, t-s', t+u$	時点 t , 処置実施前の時点 $t-s \cdot t-s'$, 処置実施後の時点 $t+u$
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$)
n, m	全体の試料数, 処置群の試料数 ($0 < m < n, n > 2$)
$Y_a(t)$	時点 t における全ての対象 i に共通の時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t)$	時点 t における対象 i 毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t)$	処置実施後の時点 t における対象 i での政策措置 F の効果
$\varepsilon_i(t)$	時点 t における対象 i についての誤差項
$\delta_0, \delta_1, \varepsilon \delta$	観察指標の残差の差の定数項、相互回帰の係数、誤差項

式注) 処置群・対照群の対象の観察指標を類似化・同時存在化する範囲に関する条件 X' を省略している。

2-3-4. 分析の流れに沿った横断面前後差分析(DID)による推計の前提条件と対策の整理 (図2-3-4-1参照)

本項においては、2-3-1から2-3-3迄の再検討の結果を基に、実際の分析の流れに沿って横断面前後差分析(DID)による偏差のない処置効果評価の実施に際して確認が必要な前提条件とその対策の概要及び手順を整理した結果を以下に示す。

各前提条件について問題を生じる場合の対策などの詳細については、2-3-3での個別前提条件に関する再検討のうち該当する項目部分を参照ありたい。

1) 政策措置に関する予察段階

横断面前後差分析(DID)により政策評価などの処置効果の評価を行う際には、最初に分

析対象とする政策措置などの処置の内容がどのような対象に影響を及ぼすか、当該対象の範囲に関してどのような条件X'が存在するか、当該政策措置などの処置の内容が単一と見なせるか否かなどの基本的な事項について予察を行う必要がある。

当該過程において、政策措置などの処置の内容を分析することにより処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置の単一種類性(SUTVA-ST)の前提条件が成立しているか否かを確認する。

仮に当該処置の単一性条件(SUTVA-ST)が成立しない場合には、政策措置などの処置の内容の種類に応じて処置群・対照群の分析対象の範囲を分割した条件X'を再設定し、各条件X'下において政策措置による処置の内容が単一であると見なせるよう措置する。

2) 実験設計及び試料準備段階

次に1)での結果に基づいて、政策措置などの処置が影響を与える処置群の対象とこれに対応する対照群などの対象につき観察指標などの試料を収集して準備する必要がある。

当該過程においては、実験的手法を用いる場合と統計的(非実験的)手法を用いる場合で前提条件に関して確認する事項が異なっている。

両方の場合に共通して、処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置前後での処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)を確認する必要がある。更に実験的手法を用いる場合には、適切な実験設計により処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)、観察措置の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)及び処置群・対照群の同時存在性(OVLA)が成立していることを追加的に確認・措置することが必要である。

試料の収集時点については、両方の場合に共通して処置群・対照群の試料の収集時点は少なくとも時間間隔が等しい政策措置などの処置実施前2時点と実施後1時点の3時点とすることが必要である。但し後述する誤差の系列相関の不存在性(NEAA)に問題を生じた場合に備えて実施前後とも更に多数の時点で試料を収集しておくことが推奨される。

a. 実験的手法を用いる場合

(共通の確認事項)

実験的手法を用いて試料を準備する際には、実験設計により処置効果の安定性条件のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)の成立を確認する必要がある。

仮に適切な実験設計を行ったにもかかわらず当該条件に抵触する対象がある場合には対象の取捨選択を行い条件に抵触する対象の試料を除外する方策が考えられる。

・ 処置効果の安定性条件のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)

処置前後での処置群・対照群などの対象が入替わっていないことなど各群の構成を確認することにより、処置効果の安定性条件のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)が成立していることを確認する。

(実験的手法にのみ適用される確認事項)

更に実験的手法を用いて試料を準備する際には、適切な実験設計により下記の3つの前提条件が成立していることを確認する必要がある。

実験上の制約などからこれらの前提条件のいずれかの成立が確認できない場合には、分析対象とする範囲に関する条件X'を調整・再設定するなどの方策が考えられるが、当該方策を採ってもなお当該条件に問題を生じ成立の確認ができない場合には下記b.の統計的(非実験的)手法による場合と同じ取扱いとする。

- ・ 観察措置の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)
適切な方法での対象への処置のランダム化^{*206}により、観察措置の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)の成立が確保されていることを確認する。
- ・ 処置群・対照群の同時存在性(OVLA)
分析対象とする処置群・対照群の範囲に関する条件X'下において、処置群・対照群などの試料が必ず両方存在しており、処置群・対照群の同時存在性(OVLA)が成立していることを確認する。
- ・ 処置効果の安定性条件のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)
何らかの理由で処置の影響が処置群の他の対象や対照群の対象に及ぶことが想定される場合にはHalloran and Struchiner(1991・1995)^{*207}の方法により、処置による直接的効果を受ける処置群、直接の処置の対象ではないが二次的影響による間接的效果を受ける(処置)群及び二次的影響などを受けない対照群の3群を用意する方法などにより、処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)への対策が行われていることを確認する。

b. 統計的(非実験的)手法を用いる場合

(共通の確認事項)

統計的(非実験的)手法を用いて試料を準備する場合には、統計試料などの選定・抽出時に処置効果の安定性条件のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)の成立を確認する必要がある。

- ・ 処置効果の安定性条件のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)
処置前後での処置群・対照群などの対象が入替わっていないことなど各群の構成を確認することにより、処置効果の安定性条件のうち処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)が成立していることを確認する。

3) 分析の実施段階(観察指標の推移に関する確認)

次に2)で収集した試料を用いて横断面前後差分析(DID)により処置効果の分析を行うが、特に統計的(非実験的)手法においては分析の実施過程又は実施後に観察指標の推移に関する前提条件の成立を確認しておくことが必要である。観察指標の推移を用いた前提条件の充足の確認に関しては、実験的手法を用いる場合と統計的(非実験的)手法を用いる場合で以下のとおり異なっている。

a. 実験的手法を用いる場合

実験的手法を用いて試料を準備した場合であって、適切なランダム化の実施などにより2)での各前提条件の成立が3つ全て確認できている場合には下記統計的(非実験的)手法同様の確認を行うことは推奨されるが必須ではなく、基本的に観察指標に関して特段の措置は必要ない。

他方何らかの理由により2)a.後段の3つの前提条件のいずれか1つでも成立が確認できない場合には、下記b.の統計的(非実験的)手法による場合と同じ取扱いとする。

*206 具体的には自然科学分野で多用される二重秘匿ランダム処理("Double Blind Randomized Treatment": 特定の被験者に対して被験者だけでなく実施者も実際の処置と「偽薬処置("Placebo Treatment")」のいずれが実施されるかを知らず、実験管理者のみが知っている状態での施行)などの手法が考えられる。

*207 Halloran and Struchiner(1991) 参考文献091 及び (1995) 参考文献094 を参照。当該方法論については次節において詳細に説明する。

b. 統計的(非実験的)手法を用いる場合

(統計的(非実験的)手法にのみ適用される確認事項)

統計的(非実験的)手法を用いて試料を準備した場合などにおいては、処置率を用いたマッチングなどの分析を行う過程又はその実施後に下記3つの前提条件の成立を確認することが必要である。

当該3つの前提条件のいずれかの成立が確認できない場合には、分析対象とする範囲に関する条件X'を調整・再設定する、分析対象とする時点を変更する、試料の抽出方法やマッチングなどの処理方法を調整・再設定する、あるいは内生的選択を考慮した推計手法を併用するなどの方策により分析を再試行することが考えられる。

- ・ 処置効果の安定性条件のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)^{*208}

(処置群相互での二次的影響)

分析対象とする対照群の対象が2つ以上存在する場合には、対照群を任意の2群に分割して各群について推計された処置効果が等しいと言えるか否かを比較し、処置効果の対象毎の安定性条件のうち処置群相互の二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立していることを確認する。

(対照群への二次的影響)

分析対象とする対照群の観察指標の平均値又はその階差が、政策措置の実施前後の推移において政策措置などの処置による二次的影響による間接的提供を受けた不連続な変化を生じておらず、処置効果の対象毎の安定性条件のうち対照群への二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立していることを確認する。

- ・ 観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)

(処置前の処置群・対照群の観察指標の並行推移性(CT・PT)などの条件による確認)

分析対象とする処置群・対照群の観察指標の平均値又はその階差が、マッチングなど試料を取捨選択した処理の後においても政策措置など処置の実施前の時点において並行的に推移しており、2-3-2で説明した方法により処置群・対照群の横断面差が処置実施前の複数時点と同じ場合(CT・PT-CS)又は処置群の処置実施前の複数時点での差と対照群の処置実施前の複数時点での差が同じである場合(CT・PT-BA)のいずれかに該当することを確認し、観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)が成立していることを確認する。

(処置前の処置群・対照群の観察指標による「合成対照群」など他の条件による確認)

「合成対照群」による方法など並行推移性(CT・PT)以外の条件を用いる場合、当該条件により観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)が成立していることを確認する。

- ・ 処置群・対照群の同時存在性(OVLA)

分析対象とする処置群・対照群の範囲に関する条件X'下において、マッチングなど試料を取捨選択した処理の後においても処置群・対照群の試料が必ず両方存在しており、処置群・対照群の同時存在性(OVLA)が成立していることを確認する。

*208 当該観察指標の対象毎の安定性条件のうち対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)の検出手法や当該前提条件が成立しない場合の対策については次節において詳細に議論する。

2-3-1において述べたとおり、ここで提示した方法は問題の概略を検出する方法でしかないが、処置群・対照群の対象や分析時点を変更することにより試行錯誤的に問題を回避することは可能である。

4) 分析の検証段階(推計誤差などに関する確認)

横断面前後差分析(DID)により処置効果を推計した際には、結果検証の過程の一環として当該分析の結果に誤差の独立・均質分布性(IIDA)及び系列相関の不存在(NEAA)に起因する二次的偏差が含まれていないことを確認することが必要である。

当該2つの前提条件のいずれかの成立が確認できない場合には、分析対象とする範囲に関する条件X'を調整・再設定する、分析対象とする時点を変更する、試料の抽出方法やマッチングなどの処理方法を調整・再設定するなどの方策により分析を再試行することが考えられる。

- ・ 誤差の独立・均質分布性(IIDA)

横断面前後差分析(DID)を実施した際に、処置群・対照群とも十分な数の試料を準備して一般化最小二乗法(GLS)を適用するなどの方法により、誤差の独立性・均質分布性(IIDA)への対策が採られていることを確認する。また処置群・対照群の政策措置実施前の試料を用いて別途横断面回帰分析などにより当該前提条件の成立を確認する方法も考えられる。

但し実験的手法を用いて試料を準備した場合であって適切なランダム化など2)での各前提条件の充足などが全て確認できている場合には、誤差の独立・均質分布性(IIDA)について上記の確認を行うことは推奨されるが必須ではなく、基本的に誤差の独立・均質分布性(IIDA)に関して特段の措置は必要ない。

- ・ 系列相関の不存在性(NEAA)

横断面前後差分析(DID)を実施した際に、時間間隔が等しい処置の実施前2時点と実施後1時点の3時点での処置群・対照群の試料を用いて2-3-3で説明した方法などにより系列相関の不存在性(NEAA)が成立していることを確認する。

当該前提条件については、適切なランダム化による実験的手法を用いた場合か否かを問わず確認が必要である。

また処置群・対照群の政策措置など処置の実施前の試料を用いて別途時系列回帰分析などにより当該前提条件の成立を確認する方法も考えられる。但し統計的(非実験的)手法のうち3)で「合成対照群」の方法により観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)を確認した場合には、「合成対照群」の推計過程での時系列回帰分析の際に併せて系列相関の不存在性(NEAA)の成立を確認することが可能であるため、3)の段階で確認しておくことが妥当である。

5) 前提条件の成立が確認できない・成立していない場合の措置

仮に上記2)から4)の段階で各前提条件の成立が確認できない場合や前提条件が成立していないことが確認された場合には、推計結果には偏差や大きな誤差が含まれている可能性があり、これを政策措置などの処置の効果の評価結果と見なすことはできない。

分析の実施中の各段階でこれらの前提条件に関する問題が見つかった場合には、以下のような措置をとることが必要である。

- ・ 実験的手法の場合

実験的手法を用いた処置効果評価においては、前提条件の成立に関する措置は実験設計の段階において措置するよりより方法がなく、ランダム化や群設定・分析時点設定などの措置が不適切であり処置による二次的影響の問題が検出された場合や系列相関の問題が検出された場合には、基本的には問題に応じて措置の内容を見直

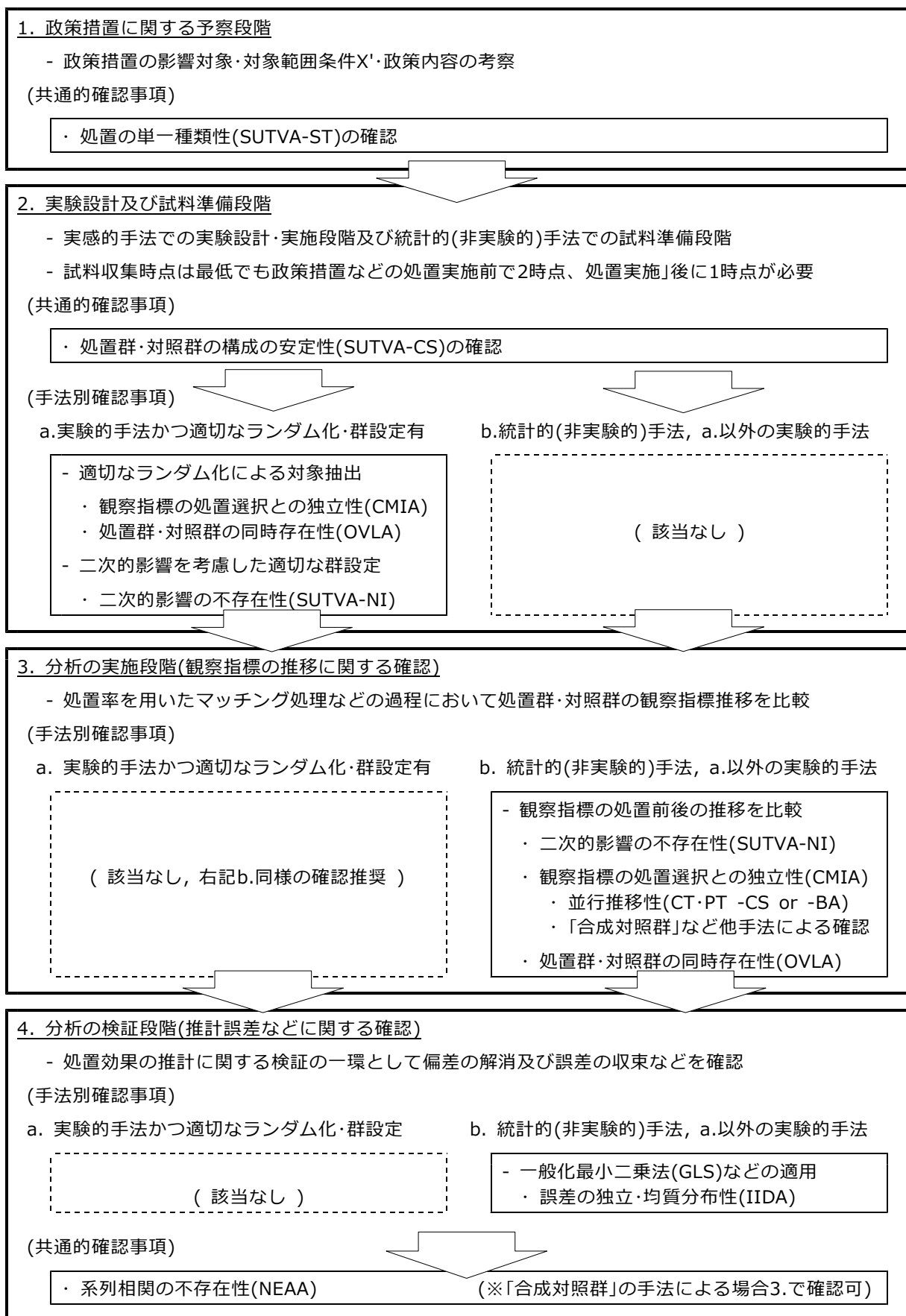
した上で再度実験をやり直して試料を採取し直すことが必要である。

- ・ 統計的(非実験的)手法の場合

統計的(非実験的)手法を用いた処置効果評価においては、公的統計などの試料から分析対象となる試料を選別・抽出して用いているため、問題の内容に応じて既に選別・抽出した試料から必要な条件に該当する試料の一部を再抽出した分析を行うことが可能であり、問題に応じて措置の内容を見直した上で再度試料を抽出し直して分析を行うことが必要である。

但し、当該再抽出で問題が解決しない場合には、再度元の公的統計などから必要な条件に該当する試料を再度選別・抽出した試料を用いて再分析を行うことや、改めて当該問題に焦点を当てた実験を設計し実験的手法による処置効果評価を別途行うことが必要である。

[図2-3-4-1. 分析の流れに沿った横断面前後差分析(DID)による推計の前提条件と対策]



3. 処置による二次的影響の可能性がある場合の新たな対策手法

3-1. 処置による二次的影響に関する問題点と事前対策手法

本節においては、処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる可能性がある場合について、拡張した固定効果モデルを用いて問題点の所在を明らかにするとともに、実験的手法を用いる場合での当該問題への典型的な事前対策手法であるHudgens and Halloran(2008)^{*209}による方法論とその限界について議論する。

3-1-1. 処置による二次的影響に関する議論の前提と説明に使用するモデル

(式3-1-1-1参照)

最初に、処置効果の対象毎の安定性条件(SUTVA)のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)について議論するために用いるモデルについて説明する。

処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる場合について議論するためには、2-1-1で説明した固定効果モデルを更に政策措置などの処置による二次的影響による部分を誤差から区分して明示的に取扱えるよう拡張することが必要である。

仮に、処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じ政策措置などの処置による二次的影響が他の処置群・対照群の対象に及んでいる場合には、時点 t において処置群又は対照群の対象 i について、同一時点での処置群の対象 $k(i \neq k)$ から処置の直接的効果の大きさに比例した二次的影響による間接的效果($\alpha_{ki}(t+u) \cdot YF_k(t+u)$)が処置群及び対照群の対象に発生しているもの^{*210}と考えられる。ここで二次的影響による間接的效果の係数 α_{ki} は直接的効果の大きさを超えることはないと考えられるため、通常は-1と1の間にある($-1 \leq \alpha_{ki} \leq 1, \forall k, i$)ものと考えられる。

以下本節においては2-1-1で説明した固定効果モデルを拡張し、当該政策措置など処置による二次的影響部分を誤差から明示的に区分して取扱ったモデルを説明に用いることとする。

また問題の複雑化を避けるため、以下本節での議論においては各対象の処置の二次的影響による間接的效果($\alpha_{ki}(t+u) \cdot YF_k(t+u)$)について、定数項や時間変動部分など他の項及び誤差から独立であると仮定する。また、二次的影響に起因した三次的影響など高次の影響については当該影響の連鎖が均衡に達しており全て二次的影響の一部として扱うことが

*209 Halloran and Struchiner(1991) 参考文献091 及び (1995) 参考文献094 を参照。

*210 概念上は、処置群であって政策措置が実施されているが他の対象からの二次的影響を受けていない対象($Di=1, Ti=1, Si=0$)が考えられるが、実務上は処置群の中から当該対象を特定することが容易でないと考えられるため、以下の議論の対象からは除外する。

仮に何らかの理由で当該対象が容易に特定できるのであれば、処置群の中で当該対象" $Di=1, Ti=1, Si=0$ "とそれ以外の対象" $Di=1, Ti=1, Si=1$ "の横断面前後差分析(DID)の結果が二次的影響分であり、当該対象" $Di=1, Ti=1, Si=0$ "と対照群" $Di=0, (Ti=0, Si=0)$ "の横断面前後差分析(DID)の結果が政策措置の直接的効果であるため、実験的手法に関するHudgens and Halloran(2008)の方法を応用することによって偏差のない政策措置効果を推計できることとなる。

他の組合せのうち" $Di=1, Ti=0, Si=0$ "も同様に特定することが容易でなく実質的には対照群" $Di=0, (Ti=0, Si=0)$ "であって処置群に混在してしまった対象であると考えられ、" $Di=0, Ti=1, (Si=1, 0)$ "は間違っただけで処置が行われるか対照群に処置群の対象が混在しない限りは存在しないはずの対象であると考えられるため、いずれも処置群・対照群の構成の安定性条件(SUTVA-CS)が成立していることを前提とする限りにおいて考える必要がない類型の対象である。

できるものと仮定する。

[式3-1-1-1. 政策措置などの処置による対象間での二次的影響(SUTVA-NI)の問題を
考慮した固定効果モデルの拡張]

- 1) 政策措置Fの処置実施前の時点の対象 ((Di=1,0),Ti=0,Si=0)

$$Y_i(t-s) = Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t-s) \quad \text{"式301"}$$

- 2) 政策措置Fの処置実施後の時点での処置群のうち、処置が直接実施されかつ他の処置群の対象からの二次的影響がある対象i (Di=1,Ti=1,Si=1)

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + Y_{Fi}(t+u) + \sum_k (\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)) + \varepsilon_i(t+u) \quad \text{"式302"}$$

- 3) 政策措置Fの処置実施後の時点での処置群のうち、処置が直接は実施されていないが他の処置群からの二次的影響がある対象i (Di=1,Ti=0,Si=1)

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + \sum_k (\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)) + \varepsilon_i(t+u) \quad \text{"式303"}$$

- 4) 政策措置Fの処置実施後の時点での対照群のうち、処置を受けた処置群の対象からの二次的影響が及んでいる対象i (Di=0,Ti=0,Si=1)

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + \sum_k (\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)) + \varepsilon_i(t+u) \quad (3) \text{と同じ} \quad \text{"式304"}$$

- 5) 政策措置Fの処置実施後の時点での対照群のうち、処置の二次的影響が及んでいない対象i (Di=0,Ti=0,Si=0)

$$Y_i(t+u) = Y_{ic} + Y_a(t+u) + Y_{bi}(t+u) + \varepsilon_i(t+u) \quad \text{"式305"}$$

Yi(t)	時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標
t, t-s, t+u	時点t, 処置実施前の時点t-s, 処置実施後の時点t+u
Di	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 Di=1, 対照群 Di=0)
Ti	処置の実施・不実施の選択ダミー (実施 Ti=1, 不実施 Ti=0)
Si	処置の二次的影響の存在・不存在ダミー (存在 Si=1, 不存在 Si=0)
Yic	対象i毎に個別的な定数項
Ya(t)	時点tにおける対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
Ybi(t)	時点tにおける対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
YFi(t)	処置実施後の時点tにおける処置群の対象iでの政策措置Fの効果
YFk(t)	処置実施後の時点tにおける処置群の対象k(k≠i,Tk=1)での政策措置Fの効果
aki(t)	時点tにおける処置群の対象k(k≠i,Tk=1)から対象iへの二次的影響に関する係数 (-1 ≤ aki ≤ 1, ∀ k,i)
n, m	全体の試料数n (2 << n), 処置群の試料数m (0 < m < n)
ei(t)	時点tにおける対象iでの誤差項

3-1-2. 横断面前後差分析(DID)と処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が
成立たない場合の問題点
(式3-1-2-1参照)

- 1) 処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立たない場合

問題の所在を明確化させるため、3-1-1で拡張した固定効果モデルを用いて処置の二次的影響による間接的効果が存在し処置による二次的影響の不存在性(STUVA-NI)の前提条件が成立していない状態において、敢えて通常の横断面前後差分析(DID)を試行した結果を式3-1-2-1に示す。

当該結果は式3-1-2-1中の"式315"において明らかとなっており、処置による二次的影響の

不存在性(SUTVA-NI)が成立っていない状態で通常の横断面前後差分析(DID)を行った場合には、分析の目的とする処置効果に相当する政策措置Fの直接的効果の平均値($\sum_i(YFi(t+u))/m$)に対して、その二次的影響による間接的効果($\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u))$)の処置群と対照群での平均値の差異分が加算されて推計結果に偏差として残留してしまうことが理解される。

仮に処置群の対象iについて、他の対象kから受ける二次的影響による間接的効果を当該対象iの直接的効果と識別せず「政策措置などの処置の(総)効果」と考えた場合であっても、対照群に対する二次的影響による間接的効果($\sum_i(\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u)))/(n-m) | Di=0$)に相当する部分はなお偏差として推計結果に残留してしまうことが理解される。

2) 処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立たない場合への対策の方向性

当該結果から、当該処置による二次的影響に起因した偏差の問題への対策として、事前に二次的影響の有無が異なる群を設けて結果を観察するか、あるいは事後に二次的影響の程度を個別に推計して補正するという2つの方向性があることが理解される。

a. 事前に処置群・対照群内の対象毎の二次的影響の有無別に群を分割しておく方法

処置群内において二次的影響のみが存在する対象と二次的影響による間接的効果が存在しない対象("aki(t+u)=0")を実験設計段階などにおいて事前に識別・設定しておき、これらの群の対象間での観察指標の差分をとることによって、二次的影響による間接的効果($\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u))$)部分を推計する方法が考えられる。

b. 事後に対象毎の二次的影響の係数の情報から間接的効果を推計する方法

何らかの方法で事後的に対象i毎の二次的影響による間接的効果の係数($\alpha_{ki}(t+u)$)を識別して二次的影響による間接的効果($\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u))$)の部分を個別に推計することにより、処置による二次的影響による間接的効果部分を推計・補正する方法が考えられる。

[式3-1-2-1. 処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立たない場合での通常の横断面前後差分析(DID)と偏差]

(処置群前後差)

$$Yi(t-s) | Di=1 = Yic + Ya(t-s) + Ybi(t-s) + \epsilon_{ki}(t-s) | Di=1 \quad \text{"式306"}$$

$$Yi(t+u) | Di=1 = Yic + Ya(t+u) + Ybi(t+u) + YFi(t+u) + \sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u)) + \epsilon_i(t+u) | Di=1 \quad (k \neq i) \quad \text{"式307"}$$

$$\Delta Yi(s',s) | Di=1 = Ya(t-s') - Ya(t-s) + Ybi(t-s') - Ybi(t-s) + \epsilon_i(t-s') - \epsilon_i(t-s) | Di=1 \quad \text{"式308"}$$

$$\Delta Yi(u,s) | Di=1 = Ya(t-u) - Ya(t-s) + Ybi(t-u) - Ybi(t-s) + YFi(t+u) + \sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u)) + \epsilon_i(t-u) - \epsilon_i(t-s) | Di=1 \quad (k \neq i) \quad \text{"式309"}$$

(対照群前後差)

$$Yi(t-s) | Di=0 = Yic + Ya(t-s) + Ybi(t-s) + \epsilon_{ki}(t-s) | Di=0 \quad \text{"式310"}$$

$$Yi(t+u) | Di=0 = Yic + Ya(t+u) + Ybi(t+u) + \sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u)) + \epsilon_{ki}(t+u) | Di=0 \quad \text{"式311"}$$

$$\Delta Yi(s',s) | Di=0 = Ya(t-s') - Ya(t-s) + Ybi(t-s') - Ybi(t-s) + \epsilon_{ki}(t-s') - \epsilon_{ki}(t-s) | Di=0 \quad \text{"式312"}$$

$$\Delta Yi(u,s) | Di=0 = Ya(t-u) - Ya(t-s) + Ybi(t-u) - Ybi(t-s) + \sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot YFk(t+u)) + \epsilon_{ki}(t-u) - \epsilon_{ki}(t-s) | Di=0 \quad \text{"式313"}$$

(横断面前後差(DID))

$$\begin{aligned} E(\Delta Yi(s',s) | Di=1 - \Delta Yi(s',s) | Di=0) \\ = +\sum_i(Ybi(t-s'))/m - \sum_i(Ybi(t-s))/m \quad | Di=1 \end{aligned}$$

$$-\sum_i(Y_{bi}(t-s'))/(n-m) + \sum_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) |D_i=0 \\ \sim 0 \quad \text{"式314"}$$

$$E(\Delta Y_i(u,s)|D_i=1 - \Delta Y_i(u,s)|D_i=0) \\ = +\sum_i(Y_{bi}(t-u))/m - \sum_i(Y_{bi}(t-s))/m |D_i=1 \\ -\sum_i(Y_{bi}(t-u))/(n-m) + \sum_i(Y_{bi}(t-s))/(n-m) |D_i=0 \\ +\sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m \\ +\sum_i(\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)))/m |D_i=1 \quad (k \neq i) \\ -\sum_i(\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)))/(n-m) |D_i=0 \\ = +\sum_i(Y_{Fi}(t+u))/m \\ +\sum_i(\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)))/m |D_i=1 \quad (k \neq i) \\ -\sum_i(\sum_k(\alpha_{ki}(t+u) \cdot Y_{Fk}(t+u)))/(n-m) |D_i=0 \quad \text{"式315"}$$

$Y_i(t)$	時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標（観察可能）
$\Delta Y_i(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間における対象iの観察指標の前後差
t, t-s, t+u	時点t, 処置実施前の時点t-s, 処置実施後の時点t+u
D_i	処置群・対照群の選択ダミー（処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$ ）
Y_{ic}	対象i毎に個別的な定数項
$Y_a(t)$	時点tにおける対象i全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t)$	時点tにおける対象i毎に個別的な時間変動に相当する部分
$Y_{Fi}(t)$	処置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
$Y_{Fk}(t)$	処置実施後の時点tにおける処置群の対象k($k \neq i$)での政策措置Fの効果
$\alpha_{ki}(t)$	時点tにおける処置群の対象k($k \neq i$)から対象iへの二次的影響に関する係数 ($-1 \leq \alpha_{ki} \leq 1, \forall k,i$)
n, m	全体の試料数n ($2 << n$), 処置群の試料数m ($0 < m < n$)
$\epsilon_{ki}(t)$	時点tにおける対象iでの誤差項

3-1-3. 事前対策としてのHudgens and Halloran(2008)による方法論と問題点

(図3-1-3-1、式3-1-3-1参照)

1-2-3で紹介したとおり、Hudgens and Halloran(2008)^{*211}はHalloran and Struchiner(1991・1995)の考え方を基礎として、処置による二次的影響が他の対象に及んでいる可能性があり横断面前後差分析(DID)の前提条件のうち処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立しない可能性がある場合において、事前の実験設計によって当該問題を回避するための実感的手法における方法論^{*212}を提唱している。

以下当該方法論の概要、実用上の問題点及びその限界について説明する。

1) Hudgens and Halloran(2008)による方法論の概要

当該方法論は、実験的手法であって処置群・対照群の選択及び処置群の対象への処置の実施の選択がランダム化により決定されており、かつ処置群の中でのみ二次的影響が生じ得るが処置群と対照群の間には二次的影響が生じないよう措置されていることを前提とした上で、対象を処置の実施の有無と二次的影響の有無に基づいた群を分けた複数種類の推計を行うことによって、処置の「直接的効果」と「間接的効果」を識別し偏差のない政策措置などの処置の効果の推計を可能とするものである。

*211 Hudgens and Halloran(2008) 参考文献105 を参照。

*212 Hudgens and Halloran(2008)においては、理論的考察に関するHalloran and Struchiner(1991・1995)を具体的な実験設計のための方法論に展開し、更にSobel(2006) 参考文献103 による住宅補助の効果の推計や、Ali他(2005)によるバングラデシュでのコレラワクチンの投与の効果の推計への応用について具体的に議論をしている。

当該方法論の要点は、処置群の中で処置が実施されておらず二次的影響(「間接的效果」)のみが存在する対象と、政策措置の直接的・間接的影響のいずれもが存在しない対照群の対象をそれぞれ独立した群として設定し、これらの間での観察指標の差分を分析対象とすることによって二次的影響による間接的效果分を「間接的效果」として単離して推計する点にある。

従ってHudgens and Halloran(2008)の方法論は、3-1-2.2)で述べた対策の方向性のうち「事前に処置群・対照群内の対象毎の二次的影響の有無別に群を分割しておく方法」に該当するものと理解される。

2) Hudgens and Halloran(2008)による方法論の実用上の限界と問題点

1)で概略を説明したHudgens and Halloran(2008)の方法論は、事前の実験設計の段階で予め群を分けておき、処置を実施しない処置群と対照群の間での処置の二次的影響の有無を利用して偏差部分を推計することによって、政策措置などの処置の効果が何らかの二次的影響を生じる場合においても偏差のない政策措置効果の推計を可能とするものであり、概念上は極めて優れた方法論であると評価できる。

特にこの方法論は処置群・対照群の選択や処置群の中での処置の実施・不実施について多数の試料を用いたランダム化による計画的実測ができる環境下では、当該方法論はほぼそのまま実用的な実験設計手法として応用できる点が非常に重要である。

しかし、統計的(非実験的)手法への応用や実験的手法であってもランダム化を行うことが困難な場合への応用を考えた際には、当該方法論にはなお下記のような問題点が存在しており、これを実地で応用できる範囲・場面は限定されるものと考えられる。

a. 処置群・対照群及び処置実施対象の事前選択やランダム化抽出に伴う問題

現実の政策措置など処置効果の評価においては、災害対策や連鎖倒産対策など処置群・対照群や政策措置による処置の実施対象を事前選択できない場合があり、実験的手法に近い条件下で評価が行えるとは限らない問題がある。

政策措置などの処置の直接的な対象になった処置群は判別できることが多いものの、対照群などについては分析対象とする観察指標が得られる対象の中から限られた情報の下で事後的に判別・選択しなければならない場合^{*213}がある。

また、規制政策・租税政策など政策の内容により政策措置などの処置の実施対象の要件が予め厳格に定まっており、ランダム化などにより対象毎の処置の実施・不実施を選択することが制度上困難な場合など、実験的手法を用いる場合であっても倫理上・制度上の制約などからランダム化による対象の設定・抽出が困難な場合がある。

b. 対照群の存在と適格性・妥当性の問題

現実の事例においては、寡占的産業構造下にある財サービスの需給分析や二大政党の政策変更と選挙での得票率分析など、政策措置などの処置の直接的な対象になった処置群以外の全ての対象が処置群・対照群を問わず何らかの二次的影響を受けてしまっており、二次的影響がない対照群が存在しない場合がある。

また、事後的に対照群を判別・選択した結果、平行推移性条件(CT・PT)など横断面前後差分析(DID)の他の前提条件が満たされなくなってしまう、対照群としての適格性・妥当性を有する対照群の対象が事実上なくなってしまう懸念がある。

*213 "Observational study/analysis" が当該事後的な判別・選択に該当する典型的な場合である。

c. 二次的影響による間接的効果が多種類存在する際の実験負担の問題

現実の事例においては、政策措置など処置の二次的影響が対象毎の特性により多種類存在する可能性があり、処置群の中で処置を受けなかった対象と対照群の間での横断面前後差分分析(DID)の結果だけから単純に平均的な二次的影響(間接的効果)を推計することが不適切な場合がある。具体的には、特定の財サービスの市場において特定の企業への助成・支援措置は当該企業の関連会社・取引先の業績には正の影響を及ぼすが、当該企業の競合先やその関連会社には反射的に負の影響が及ぶ場合^{*214}が考えられ、これらが混在したままで「間接的効果」の推計を行うと両者が相殺された結果のみが観察され分析の意味が減殺される場合がある。

当該方法論でこの問題を回避するためには、対象毎に予想される処置の二次的影響の内容・特性に応じて事前に細かく群を分けていくことが必要となり、実験的手法の実施に必要な試料数が加速的に増加し実験の負担が増大してしまう問題が生じる。

d. 処置群の対象相互間での二次的影響の推計の場合の実験負担の問題

当該手法において、政策措置などの処置を受けた処置群の対象から処置を受けていない対照群の対象への二次的影響を推計することは容易であるが、処置を受けた処置群の対象相互間での二次的影響を推計することは非常に困難である。

概念上は、処置群のうち処置を行う対象の数や構成のみを変更し他の条件を一定とした上で複数回の実験を行うことが考えられるが、非常に複雑な実験設計を必要とし実験の負担が大きくなってしまう問題が生じる。

3) Hudgens and Halloran(2008)による方法論の限界

当該考察から、Hudgens and Halloran(2008)の方法論は実験的手法であってランダム化が実施可能でかつ処置を受けた処置群、処置を受けず二次的影響のみを受ける処置群及びいずれにも該当しない対照群の3群の設定が可能である場合にのみ適用可能な方法論であることが理解される。

実験的手法であっても何らかの理由により当該条件に該当しない場合には、処置の二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立しない場合において当該方法論を用いて偏差のない処置効果の評価を行うことは不可能である。

[式3-1-3-1. Hudgens and Halloran(2008)による推計の方法論の要点]

(1) 原典での記述

$TE/CE-Dij(Zi')$	$\equiv -Yij(Zij, Zij'=1) + Yij(Zij', Zij'=0)$	"式316"
$TE/CE-Iij(Zi, Zi')$	$\equiv -Yij(Zij', Zij'=0) + Yij(Zij, Zij=0)$	"式317"
$TE/CE-Tij(Zi, Zi')$	$\equiv -Yij(Zij', Zij'=1) + Yij(Zij, Zij=0)$	"式318"
$TE/CE-Oij(Zi, Zi')$	$\equiv -Yij(Zi) + Yij(Zi')$	"式319"
$TE/CE-Dij(Zi')$	政策措置(Zi')の個別直接効果	Direct Treatment/Causal Effect
$TE/CE-Iij(Zi', Zi)$	政策措置(Zi', Zi)間の個別間接効果	Indirect Treatment/Causal Effect
$TE/CE-Tij(Zi', Zi)$	政策措置(Zi', Zi)間の個別合計効果	Total Treatment/Causal Effect
$TE/OE-Oij(Zi', Zi)$	政策措置(Zi', Zi)間の個別総効果	Overall Treatment/Causal Effect
$Yij(\cdot)$	集合 <i>i</i> ,対象 <i>j</i> に関する分析対象とする観察指標, ()内は対象条件	

*214 例えば、日本航空(JAL)の再建支援政策においてONEWORLD加盟各社などの提携先には正の二次的影響が及んだと考えられるが、競合先である全日本空輸(ANA)やその提携先であるSTARALLIANCE加盟各社などには負の二次的影響が及んだと考えられ、これらの二次的影響は識別して分析されるべきものと考えられる。

Z _{ij}	集合i,対象jに関する政策措置の実施有無のダミー	(実施=1, 不実施=0)
Z _{ij'}	集合i,対象jに関する異なる政策措置の実施有無のダミー	(実施=1, 不実施=0)
Z _i	集合i内全体の対象に関する政策措置の実施有無のダミー	(実施=1, 不実施=0)
Z _{i'}	集合i内全体の対象に関する異なる政策措置の実施有無のダミー	(実施=1, 不実施=0)

(2) 本研究での問題設定と記述方法に基づいた記述

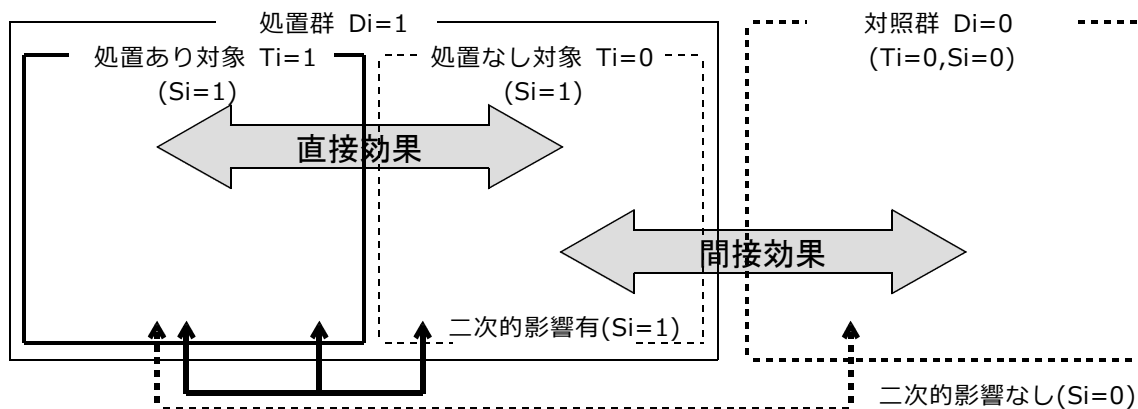
TE-D(t+u)	= E(Y _i (t+u) Di=1, Ti=1, Si=1 - Y _i (t+u) Di=1, Ti=0, Si=1)	"式320"
TE-I(t+u)	= E(Y _i (t+u) Di=1, Ti=0, Si=1 - Y _i (t+u) Di=0, Ti=0, Si=0)	"式321"
TE-T(t+u)	= E(Y _i (t+u) Di=1, Ti=1, Si=1 - Y _i (t+u) Di=0, Ti=0, Si=0)	"式322"
TE-O(t+u)	= E(Y _i (t+u) Di=1 - Y _i (t+u) Di=0)	"式323"

TE-D(t+u)	政策措置実施後の時点t+uにおける政策措置の直接効果
TE-I(t+u)	政策措置実施後の時点t+uにおける政策措置の間接効果
TE-T(t+u)	政策措置実施後の時点t+uにおける政策措置の合計効果
TE-O(t+u)	政策措置実施後の時点t+uにおける政策措置の総効果
Y _i (t+u)	時点t+uにおける対象iでの分析対象とする観察指標
D _i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 D _i =1, 対照群 D _i =0)
T _i	政策措置の実施・不実施の選択ダミー (実施 T _i =1, 不実施 T _i =0)
S _i	政策措置の二次的影響の存在・不存在ダミー (存在 S _i =1, 不存在 S _i =0)

式注) 原典では(1)のとおり政策措置が多種類存在し(Z_i, Z_{i'})対象の分類iも多種類存在することを前提とした記述となっている。(2)は本研究での題意に従い政策措置が1種類のみで対象の分類が処置群・対照群のみであるとして記号を置換した記述である。

[図3-1-3-1. Hudgens and Halloran(2008)による推計の方法論の要点]

※ 処置群・対照群の選択(D_i)及び処置群の対象への処置の有無(T_i)は事前にランダム化により選択



出典) Hudgens and Halloran(2008) 参考文献105 のうち政策措置を1種類・分類を処置群・対照群のみとした場合について筆者作成

3-2. 処置による二次的影響に対する事後的対策手法の考え方と前提条件

本節においては、処置による二次的效果の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる可能性がある場合のうち対照群への政策措置の二次的影響が疑われる場合について、処置による二次的影響を識別・特定し補正する事後的対策手法についての考え方と前提条件について議論する。

3-2-1. 処置による二次的效果の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる場合の事後的対策手法の考え方 (図3-2-1-1参照)

1) 事後的対策のための政策措置など処置の二次的效果の識別・特定と対策手法の考え方

処置による二次的效果の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる場合の対策について、3-1-2では2つの方向性が考えられることを説明し、そのうち実験的手法などの事前対策による方法については3-1-3においてその典型的な事前対策手法であるHudgens and Halloran(2008)の方法論を説明した。

他方で3-1-2で述べたもう一つの方向性である「何らかの方法で対照群の対象iの二次的影響による間接的效果の係数に関する情報を得て二次的影響による間接的效果部分を推計する」手法を用いた事後的評価分析など、Hudgens and Halloran(2008)の考え方を応用した事前の対策が不可能な場合における対策手法については、現状において有効な対策手法が知られていない状況にある。

仮に、対象毎に二次的影響を受けているか否かについて事後的に識別・特定する方法が開発できれば、処置群以外の対象から処置の二次的影響を受けていない対象を事後的に識別・特定し、当該対象を多数集めて対照群とした上で通常の横断面前後差分析(DID)などがそのまま適用できることとなる。また、当該対照群を用いて二次的影響を受けた対象と横断面前後差分析(DID)を行うことにより、二次的影響についても識別・特定することが可能となると考えられる。

他方で当該手法は処置の二次的影響を受けていない対象が存在しない場合には適用が困難である。この場合には、二次的影響を受けていない対象が存在せず二次的影響を受けている可能性がある対象しか識別・特定できない場合であっても、処置群に対応した二次的影響がある対象と当該二次的影響がある対象に対応した二次的影響がない対象(「対照群の対照群」)を識別・特定できれば、Hudgens and Halloran(2008)の方法論に倣って横断面前後差分析(DID)を複数回行うことにより偏差のない政策措置などの処置効果が推計できるものと考えられる。

更に、対象毎の二次的影響の有無だけでなく事後的に対象毎の二次的影響の大きさが識別・特定できれば、処置群に対して当該二次的影響を補正・控除した「補正対照群」の観察指標を推計することによって偏差のない政策措置などの処置効果が推計できるものと考えられる。

2) 事後的対策手法の開発の方向性

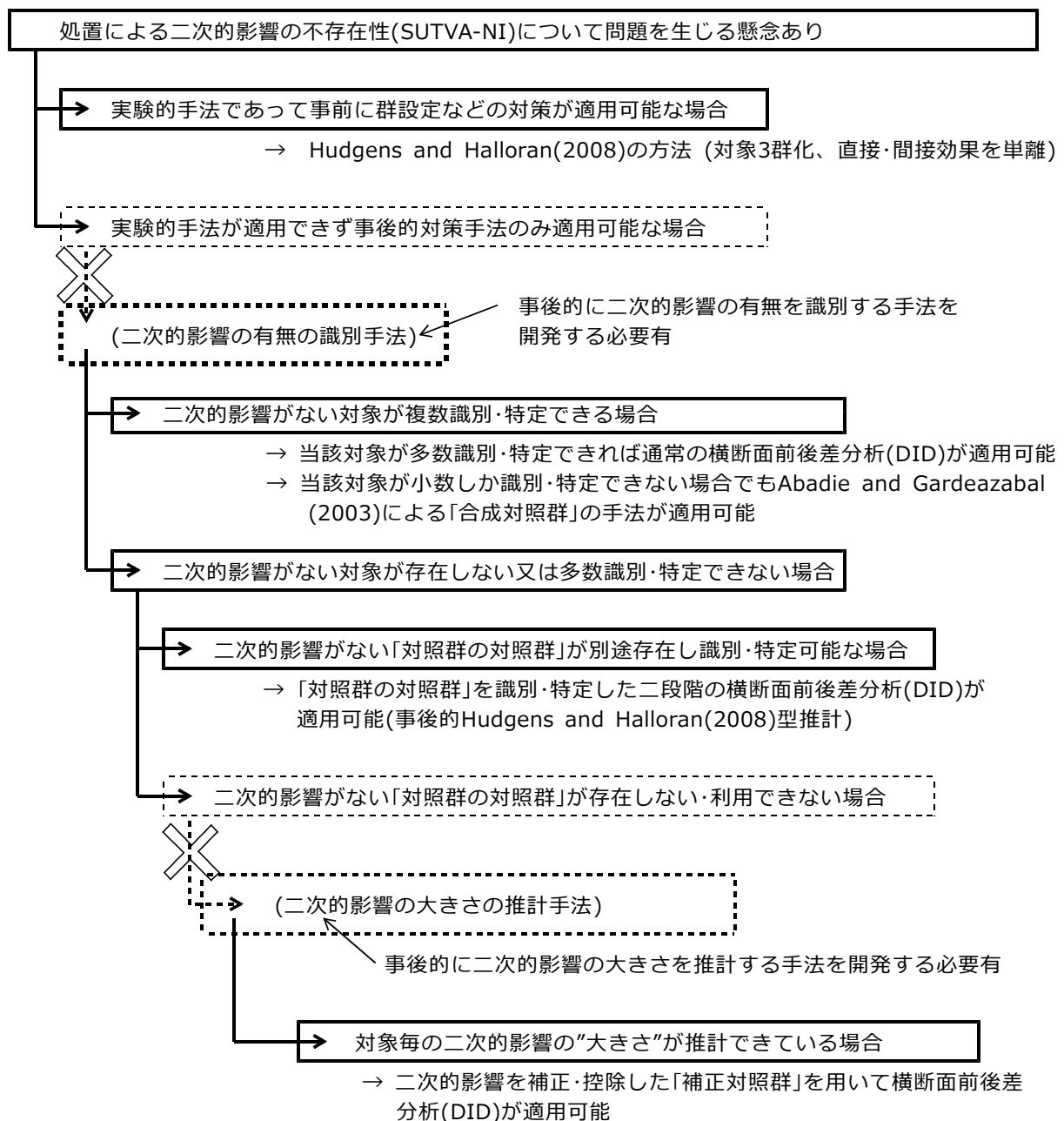
従って「何らかの方法で対照群の対象iの二次的影響による間接的效果の係数に関する情報を得て二次的影響による間接的效果部分を推計する」手法として、具体的に以下2つの対策手法の開発が必要であることが理解される。

これらの対策手法の開発により、処置による対象間での二次的影響の不存在性(SUTVA

-NI)に問題を生じ対照群などへの二次的影響が疑われる場合であり、かつ統計的(非実験的)手法を用いざるを得ない場合や実験的手法であっても事前の適切な群設定が不可能な場合であっても、既知の推計手法と組み合わせることによって横断面前後差分析(DID)を用いた偏差のない処置効果の推計が可能となるものと考えられる。

- ・ 処置群以外の対象について処置の二次的影響の有無を識別・特定し事後的に適切な対照群を選定する手法
- ・ 処置群以外の対象に処置の二次的影響がある対象のみが識別・特定できている場合に当該対象毎の二次的影響の“大きさ”を推計する手法

[図3-2-1-1. 処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる場合の対策手法の整理]



図注) 実線枠は対策手法が既に存在している問題、破線枠は新たに対策手法の開発を要する問題を示す

3-2-2. 処置の二次的影響による間接的効果の係数の推計と追加的前提条件

(式3-2-2-1,-2、図3-2-2-1,-2参照)

3-1-2においては、拡張した固定効果モデルを用い、処置の二次的影響の不存在性(SU TVA-NI)に問題を生じる場合に、敢えて通常の横断面前後差分析(DID)を行った結果について式3-1-2-1中の"式315"で示した。

当該結果のままでは未知数が過多で対処する方法がないが、処置群・対照群の対象についての処置の二次的影響による間接的効果の係数を推計するために、可能な限り一般性を失わないよう注意しつつ必要な追加的前提条件の設定について検討する。

1) 処置群・対照群への三次的影響の不存在性仮定

既に3-1-1で述べたとおり、追加的前提条件として「二次的影響に起因した三次的影響などについては、当該影響の連鎖が均衡に達しており全て二次的影響の一部として扱うことができること」が前提条件として必要である。

当該前提条件により、少なくとも対照群の対象数や構成を変更した場合でも他の処置群・対照群の対象への二次的影響部分は変化しないか変化しても無視できる程度に小さいものと見なすことができる。

当該仮定については、実際には三次的・四次的影響が生じていても便宜的にこれらを全て二次的影響と見なすという性質のものであるため、二次的影響と三次的影響以降の高次の影響を分離して考える必要がない場合には、その成立を直接的に確認する必要性に乏しいものと考えられる。

2) 処置群相互間での二次的影響の不考慮仮定

処置群相互間での二次的影響による間接的効果については、統計的(非実験的)手法による場合では多くの場合において政策措置などの処置が既に実施された後での事後的分析であり、少なくとも処置を受けた時点での処置群・対象群の対象の構成は確定していることとなる。従って、仮に分析の過程で処置群・対象群の中から対象の一部を抽出・選定して分析を行った場合でも、処置群相互間での二次的影響は変化することはなく安定している反面で、構成を変化させた際の二次的影響の変化を観察できないため、処置群の対象への処置の直接的効果と二次的影響による間接的効果を識別することは困難である。

このため、統計的(非実験的)手法による場合では推計された処置効果については追加的前提条件として当該政策措置など処置の実施時点での処置群の構成を前提とし直接的効果及び二次的影響による間接的効果を合計した「総効果」を推計するものと考えることが必要である。当該条件は「処置群の対象 i については他の処置群の対象 $k(i \neq k)$ からの二次的影響を考慮せず、係数 $(a_{ki}(t) | D_i=1, k \in K)$ は全て0とし、他の対象からの二次的影響を含めて当該対象への処置の効果であると見なす」との条件と同義である。

他方で実験的手法が適用可能な場合においては、処置群の対象の構成を変更し他の条件を一定とした複数回の実験を行い二次的影響の変化を観察することにより当該問題を回避することが可能である。従って実験的手法においては当該実験設計により処置群への直接的効果と二次的影響による間接的効果を分離して推計することが可能である限りにおいて、統計的(非実験的)手法のように直接的効果と間接的効果を合計した「総効果」を考える旨の前提条件は不要であると考えられる。

3) 処置群から対照群への二次的影響の影響元不識別・時間不変性仮定

一方で処置群から対照群への二次的影響による間接的効果については、処置群と異なり

二次的影響を受ける対照群を全て識別・特定すること自体が非常に困難であるため、仮に実験的手法であっても二次的影響の全てを把握することは困難である。

このため、処置群から対照群への二次的影響による間接的效果については、追加的前提条件として「対照群の対象*i*が受ける政策措置など処置の二次的影響による間接的效果は、時点*t*及び影響元が処置群のどの対象*k*かを問わず係数が一定(a_i)の線形での効果であると見なせること^{*215}」との条件を設けることが必要である。

当該前提条件を設けない状態では、対照群の対象*i*に対して処置群の対象*k*($i \neq k$)からの二次的影響が全て異なるとすると未知数が処置群の対象数と分析時点数に応じ増加し識別が困難となるため、個々の対照群の対象には処置群全体での政策措置などの処置効果が集散的に二次的影響を及ぼしているとの仮定を設ける必要がある。

当該前提条件は二次的影響の由来・起源を問わず「当該対象以外の「失点」は誰のどのような「失点」であれ自分の「得点」の一部」となるような場合を想定するものであり、3-1-3で例示した寡占的産業構造下にある財サービスの需給分析、完全競争に近い状況にある財サービスでの対象別供給量の分析あるいは二大政党の政策変更と選挙での得票率分析などの場合には頻繁に見られる状況であって特殊な仮定ではない^{*216}と考えられる。

当該仮定については、直接的にその成立を確認する方法が知られていない。

4) 政策措置などの処置の効果の存在仮定

更に、そもそも政策措置など処置の効果が推計できるためには、少なくとも処置群の1つ以上の対象について処置による効果が存在することが確認されていることが必要^{*217}である。

当該前提条件は、二次的影響を考慮した場合であってもなお処置の効果が顕著であり観察指標の時系列推移が政策措置など処置の前後で不連続に変化している場合には、作図など簡単な観察指標の直接的観察により確認することができる。

他方、観察指標の変動が大きく処置の効果が直接的に観察できない場合には以下のとおりの手法を用いることが考えられる。

上記1)から3)の追加的前提条件が成立した状態で横断面前後差分析(DID)を行った結果を式3-2-2-1中の「式324」に示す。更に、式3-2-2-2の「式325」に示すとおり、政策措置など処置の効果が0である場合又は対照群への二次的影響の和($\sum_i(a_i)$)が $(n-m)/m$ となる場合には当該(偏差を含んだ)横断面前後差分析(DID)の結果もまた0となることが理解される。対照群の構成を変化させて複数回の横断面前後差分析(DID)を試行した際に全ての試行において二次的影響の和が $(n-m)/m$ となることはないため、対照群から異なる部分集合を抽出して複数回試行した横断面前後差分析(DID)の結果が全て0と有意に差がない

*215 当該時点*t*及び影響素の処置群*k*の不識別の追加的前提条件については、次節3-3で説明する観察指標の前後差を用いた時系列回帰分析に際して識別に用いるための試料数が十分であれば、これを一定程度緩和することが可能である。実際に第4章での実証試験においては試料が十分得られるため「時点*t*は2四半期の間は安定的であること」とした実証試験を行っている。

*216 当該仮定下での問題点の指摘は既に Sobel(2006) 参考文献103 他において行われている。

当該前提条件により、処置群から対照群に及ぶ二次的影響の大きさ($\sum_k(YFk(t+u))$)は対照群の対象*i*にかかわらず同じとなるが、個々の対照群の対象*i*毎に二次的影響の係数(a_i)が異なっているため、対照群の対象への二次的影響の大きさ($\sum_k(YFk(t+u)) \cdot a_i$)は対象*i*毎に異なることとなる。

*217 当該「平均処置効果の存在」の前提条件は、Angrist他(1996) 参考文献047(いわゆる"AIR"論文)中の識別のための前提条件#4 と同じものである。

状態である^{*218}ならば、政策措置など処置の効果が0であると推察できる。

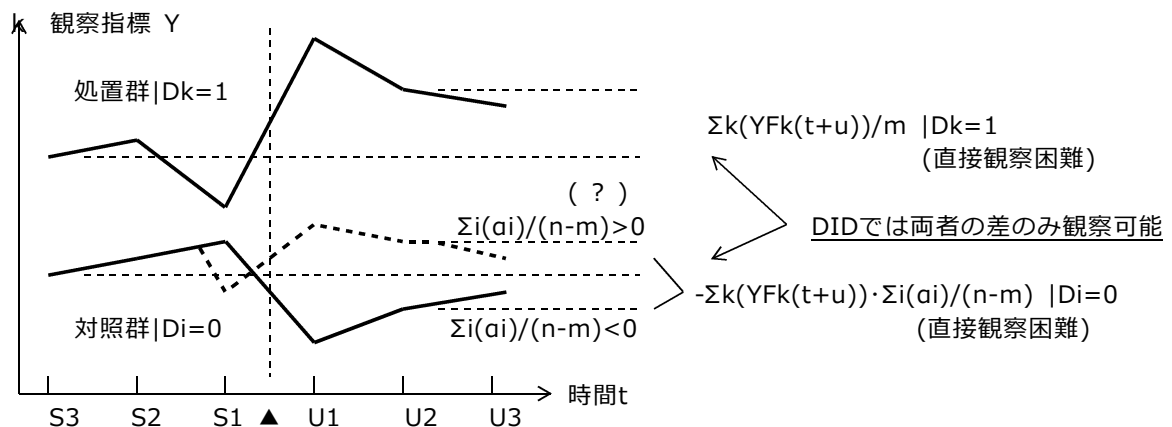
このため、政策措置など処置が実施された後の時点(t+u)において処置の効果が存在したかどうかは、観察指標の時系列推移に関する直接的観察や、処置群全体と処置群以外の試料のうち対象の構成が異なる複数の部分集合を用いて横断面前後差分析(DID)を複数回試行した結果がいずれも0か否かを検定することによって確認することができる。

5) 政策措置の二次的影響による間接的効果の係数の推計に必要な仮定の効果

当該4つの仮定が成立する場合、式3-2-2-1中の"式324"で示すとおり単純な横断面前後差分析(DID)の結果は大幅に簡略化され、政策措置Fの直接的効果の平均値($\sum_k(YF_k(t+u))/m$)の項と対照群の二次的影響に対応した推計の偏差に相当する項($-\sum_k(YF_k(t+u)) \cdot (\sum_i(a_i)/(n-m) | D_i=0)$)の2つの部分に整理される。

ここで、処置群・対照群の個数(m,n-m)は既知であるため、時系列回帰分析など何らかの方法で対照群の対象i毎の二次的影響による間接的効果に関する係数(a_i)を推計できれば、対象i毎に偏差を補正した上で処置効果の推計が可能となるものと考えられる。

[図3-2-2-1. 処置の二次的影響による間接的効果の推計において処置群相互間の二次的影響が存在せず対照群への二次的影響が影響元を識別しないと仮定した際の横断面前後差分析(DID)と偏差(概念図)]



[図3-2-2-2. 処置の二次的影響による間接的効果の係数の推計に必要な追加的前提条件]

1) 処置群・対照群への二次的影響の不存在仮定

処置群相互間又は処置群から対照群への処置による二次的影響に起因した二次的影響などについては、当該影響の連鎖が均衡に達しており全て二次的影響の一部として扱うことができること。

2) 処置群相互間での二次的影響の不考慮仮定

処置群相互間での二次的影響については、処置群の対象iにおいて他の処置群の対象k($i \neq k$)からの二次的影響を考慮せず、係数($a_{ki}(t) | D_i=1, k \in K$)は全て0とし、他の対象からの二次的影響を含めて当該対象への処置の効果であると見なすこと。

(実験的手法による場合は適切な実験設計により当該仮定の設定を回避可能)

3) 処置群から対照群への二次的影響の影響元不識別・時間不変性仮定

*218 見方を変えれば、単一の試行で横断面前後差分析(DID)の結果が有意に0と差がない場合であっても、二次的影響の和が偶然に(n-m)/mになっている場合には政策措置など処置の効果の有無が正しく判定できないため、複数の構成が異なる部分集合での試行を必要とするということである。

処置群から対照群への二次的影響については、対照群の対象iが受ける政策措置など処置の二次的影響による間接的効果は、一定の期間において時点t及び影響元が処置群のどの対象kかを問わず係数が一定(a_i)の線形での効果であると見なせること。

4) 政策措置などの処置の効果の存在仮定

政策措置などの処置の効果については、処置群の中の少なくとも1つ以上の対象について処置による効果が存在していることが確認されていること。

[式3-2-2-1. 処置群相互間での二次的影響が存在せず対照群への二次的影響が影響元を識別しないと仮定した場合の横断面前後差分析(DID)と偏差]

(横断面前後差(DID))

$$\begin{aligned}
 & E(\Delta Y_i(u,s)|D_i=1 - \Delta Y_i(u,s)|D_i=0) \\
 & = +\Sigma_i(YF_i(t+u))/m \\
 & \quad +\Sigma_i(\Sigma_k(a_{ki}(t+u) \cdot YF_k(t+u)))/m \quad |D_i=1 \quad (k \neq i) \\
 & \quad -\Sigma_i(\Sigma_k(a_{ki}(t+u) \cdot YF_k(t+u)))/(n-m) \quad |D_i=0 \quad \text{"式315"(再掲)} \\
 & E(\Delta Y_i(u,s)|D_i=1 - \Delta Y_i(u,s)|D_i=0) \quad |(a_{ki}(t)=0 \text{ for } \forall i,k,t \quad |D_i=1) \\
 & \quad \wedge (a_{ki}(t)=a_i \text{ for } \forall i,k,t \quad |D_i=0) \\
 & = +\Sigma_i(YF_i(t+u))/m \\
 & \quad -\Sigma_i(\Sigma_k(a_i) \cdot YF_k(t+u))/(n-m) \quad |D_i=0 \\
 & = +\Sigma_k(YF_k(t+u))/m - \Sigma_i(a_i) \cdot m/(n-m) \quad |D_i=0 \cdot \Sigma_k(YF_k(t+u))/m \\
 & = +\Sigma_k(YF_k(t+u))/m - \Sigma_k(YF_k(t+u)) \cdot (\Sigma_i(a_i)/(n-m) \quad |D_i=0) \\
 & = +\Sigma_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot (\Sigma_i(a_i)/(n-m) \quad |D_i=0))/m \quad \text{"式324"}
 \end{aligned}$$

$Y_i(t)$	時点tにおける対象iでの分析対象とする観察指標 (観察可能)
$\Delta Y_i(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間における対象iの観察指標の前後差
t+u	処置実施後の時点t+u
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$, 対照群 $D_i=0$)
$YF_i(t+u)$	処置実施後の時点t+uにおける処置群の対象iでの政策措置Fの効果
$YF_k(t+u)$	処置実施後の時点t+uにおける処置群の対象k($k \neq i$)での政策措置Fの効果
$a_{ki}(t)$	時点tにおける処置群の対象k($k \neq i$)から対象iへの二次的影響に関する係数
a_i	対象iが受ける二次的影響による間接的効果の係数 (時間・影響元に対し不変, $-1 \leq a_i \leq 1, \forall i$)
n, m	全体の試料数n ($2 < n$), 処置群の試料数m ($0 < m < n$)
$E(\cdot)$	期待値

[式3-2-2-2. 政策措置などの処置の効果の存在確認]

$$\begin{aligned}
 & E(\Delta Y_k(u,s)|D_k=1 - \Delta Y_i(u,s)|D_i=0) \\
 & = +\Sigma_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot \Sigma_i(a_i)/(n-m) \quad |D_i=0)/m \quad \text{"式324"(再掲)} \\
 & = \begin{cases} = 0 & (\text{if } \Sigma_k(YF_k(t+u)) = 0 \vee 1 - m \cdot \Sigma_i(a_i)/(n-m) = 0) \\ \neq 0 & (\text{if } \Sigma_k(YF_k(t+u)) \neq 0 \wedge 1 - m \cdot \Sigma_i(a_i)/(n-m) \neq 0) \end{cases} \quad \text{"式325"}
 \end{aligned}$$

$Y_i(t), Y_k(t)$	時点tにおける対象i,kでの分析対象とする観察指標 (観察可能)
t, t+u, t-s	時点t, 処置実施前の時点t-s, 処置実施後の時点t+u
$\Delta Y_i(u,s), \Delta Y_k(u,s)$	処置実施前後の時点(t-s, t+u)における対象i,kの観察指標の前後差
$Y_k(t), \Delta Y_k(u,s)$	処置群の観察指標の期待値(平均値)、同前後差の期待値(平均値)
D_i, D_k	処置群の選択ダミー (処置群 $D_i=1$ or $D_k=1$, 対照群 $D_i=0$ or $D_k=0$)
$YF_k(t)$	処置実施後の時点tにおける処置群の対象kでの政策措置Fの直接的効果
a_i	対象iが受ける二次的影響による間接的効果の係数 (時間・影響元に対し不変, $-1 \leq a_i \leq 1, \forall i$)
n, m	全体の試料数n ($2 < n$), 処置群の試料数m ($0 < m < n$)
$E(\cdot)$	期待値

3-3. 処置による二次的影響を識別・特定し補正する事後対策手法

本節においては、処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる可能性があり特に対照群への政策措置など処置の二次的影響が疑われる場合について、ある1つの対照群の処置実施前後での前後差を偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)の結果で除した試料を多数用いた時系列回帰分析により、対照群に対する処置の二次的影響による間接的効果の有無を対象毎に個別に識別・特定し偏差を補正するための方法について説明する。

3-3-1. 二次的影響がある対象iの前後差と偏差のある横断面前後差分析(DID)を用いた時系列回帰分析による対照群の識別・特定

(式3-3-1-1参照)

最初に、処置群以外を対象iについての観察指標などから「政策措置など処置の二次的影響がない対照群」又は「正(又は負)の二次的影響がある対照群」を時系列回帰分析を用いて識別・特定するための方法について説明する。

- 1) 処置群以外を対象iについての「観察指標の偏差の含まれている前後差(BA)」と「偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)」の比

式3-3-1-1に示すとおり処置群以外を対象iについての処置実施の前後の時点($t+u, t-s$)の観察指標の前後差($\Delta Y_i(u, s)$)と、処置群についての処置実施の前後の時点($t+u, t-s$)の観察指標の前後差の平均値($\sum_k (\Delta Y_k(u, s))/m$)及び当該対象iのみを対照群とした横断面前後差分析(DID)について考える。

処置群以外を対象iの前後差では当該対象に個別的な定数項は相殺され、対象に共通的な時間変動($Y_a(t)$)の前後差と対象iに個別的な時間変動($Y_{bi}(t)$)の前後差、処置群の対象から受ける処置の二次的影響による間接的効果($a_i \cdot \sum_k (Y_{Fk}(t+u))$)及び誤差の前後差が含まれている。従って当該処置群以外を対象iの前後差には、二次的影響がない場合と比較して処置の二次的影響による間接的効果に相当する「 $a_i \cdot \sum_k (Y_{Fk}(t+u))$ 」の部分が偏差として加わっていることとなる。

同様に処置群の前後差の平均値では対象に共通的な時間変動($Y_a(t)$)の前後差と対象kに個別的な時間変動($Y_{bk}(t)$)の前後差の平均値、処置の直接的効果の平均値($\sum_k (Y_{Fk}(t+u))/m$)などが含まれている。

他方で対象iのみを用いた横断面前後差分析(DID)の結果は処置群以外を対象iの前後差と処置群の前後差の平均値の差をとったものであるため、誤差が十分小さい場合においてその結果は処置効果の平均値($\sum_k (Y_{Fk}(t+u))/m$)と対照群とした対象iの処置の二次的影響による間接的効果($a_i \cdot \sum_k (Y_{Fk}(t+u))$)の差に相当する「 $\sum_k (Y_{Fk}(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m$ 」という形で表現され、処置の二次的影響に起因する部分が直接的効果に対する偏差として付加されることとなる。

ここで、式3-3-1-1中の"式329"のとおり当該偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)の逆数を「 $ID_{ii}(u, s)$ 」と定義する。式3-3-1-1中の"式330"のとおり上記処置群以外を対象iの前後差($\Delta Y_i(t, u)$)に上記偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)の逆数を乗じて得た比を「 $BD_{ii}(u, s)$ 」と定義し、同様に"式331"のとおり処置群の前後差の平均値($\sum_k (\Delta Y_k(u, s))/m$)に上記偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)の逆数を乗じて得た比を「 $KD_{ii}(u, s)$ 」と定義する。

2) 「観察指標の処置実施時点を挟む前後差」と「偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)」の比($BDI_i(u,s)$ 及び $KDI_i(u,s)$)の内訳

上記の「 $BDI_i(u,s)$ 」のうち処置群以外の対象*i*の前後差中に含まれる処置の二次的影響による間接的効果の項($a_i \cdot \sum_k(YF_k(t+u))$)は、偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)($\sum_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m$)で除した場合には、式3-3-1-1中の"式333"に示すとおり、処置の直接的効果部分が相殺するため処置実施前後の時点 $t+u, t-s$ の u, s の選択に影響されない定数項($m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i)$)となる。

同様に「 $KDI_i(u,s)$ 」のうち処置の直接的効果の平均値の項($\sum_k(YF_k(t+u))/m$)は、偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)($\sum_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m$)で除した場合には、式3-3-1-1中の"式335"に示すとおり、処置の直接的効果部分が相殺するため処置実施前後の時点 $t+u, t-s$ の u, s の選択に影響されない定数項($1/(1 - m \cdot a_i)$)となる。

他方で「 $BDI_i(u,s)$ 」及び「 $KDI_i(u,s)$ 」の他の項は、偏差の含まれている横断面前後差分析(DID)($\sum_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m$)で除した場合には、いずれも何らかの形で時点($t+u, t-s$)の u, s の選択の影響を受ける関数となる。

つまり、処置群全部に対して処置群以外の対象*i*を1つだけ用いて前後差分析と横断面前後差分析を行い更に当該前後差分析の結果を横断面前後差分析(DID)の結果で除した際の定数項は、処置群の試料数 m と対象*i*が処置群全体から受ける二次的影響の係数 a_i だけの関数となり時点 u, s の選択の影響を受けないはずである。従って、誤差が十分に小さい場合には異なる時点 u, s を組合わせた時系列の試料を多数用いてこれらの定数項を推計することにより^{*219*220}、処置群の試料数 m は既知であるため処置群以外の対象*i*毎の処置の二次的影響による間接的効果の係数(a_i)を個別に推定することができるものと理解される。

3) 処置実施前後の時点 $t-u, t-s$ の u, s を変化させた時系列回帰分析による処置の二次的影響による間接的効果の係数(a_i)の推定

具体的に、式3-3-1-1中の"式336"及び"式342"のとおり、対象*i*と処置群を用いて算定した、「 $BDI_i(u,s)$ 」又は「 $KDI_i(u,s)$ 」を被説明変数とし横断面前後差分析(DID)の逆数($IDI_i(u,s)$)を説明変数とし、政策措置など処置の実施前後の時点 $t+u, t-s$ について異なる u, s を用いた時系列での試料を可能な限り多数作成して時系列回帰分析を行った場合を考える。

当該時系列回帰分析において説明変数から被説明変数への逆方向の因果性が認められず、かつ分析結果が系列相関を持たないかあるいは移動平均項(MA)だけで系列相関が消滅する場合^{*221}、当該時系列回帰分析における定数項は「 $BDI_i(u,s)$ 」の"式336"における定

*219 仮に当該方法によって有意な定数項が観察されない場合には、当該対象*i*が二次的影響を受けていない場合($a_i=0$ である場合)、3-2-2-2で述べた前提条件のうち「3) 処置群から対照群への二次的影響の影響元不識別・時間不変性仮定が成立しない場合("a_i"が定数ではなく" $a_{ki}(t)$ "の形で*i, k, t*の関数である場合)のいずれかであると考えられる。

*220 本項で説明した方法以外に、処置群以外の対象*i*を1つだけ用いた前後差を横断面前後差分析(DID)で直接的に関数回帰する方法も考えられるが、時点 u, s についての条件を吟味することが煩瑣であるため捨象する。

*221 当該時系列回帰分析は、処置群・対照群の観察指標が独立である限りにおいて双方向での(Grangerの意味での)因果性を持つことは考えにくく、また u, s が多数設定できる場合には異なる評価時点に関するパネルデータ分析となるはずであり原理的に系列相関が発生する可能性も高くないものと考えられる。

しかし、仮に逆方向の因果性がありベクトル自己相関分析(VAR)を用いなければならない場合や逆方向の因果性がなくても自己相関項(AR)を用いなければ系列相関が消滅しない場合、ここで説明したような直接的な関係は成立しないことに注意する必要がある。その場合であっても自己相関項の係数などを用いて定数項を補正し間接的な a_i の推計を行うことは不可能ではないが、推計に2段階の誤差(定数項の推計誤差及び係数の推計誤差)が作用するため、本文に述べた方法が適用できない場合の「次善の策」と考えるべきであろう。

数項($\beta 0i^*$)が u,s に影響されない定数項($m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i)$)の近似値、「 $KDIi(u,s)$ 」の"式342"における定数項($\beta 0k^*$)が時点 u,s に影響されない定数項($1 / (1 - m \cdot a_i)$)の近似値を与えるものと考えられる。

これらの定数項が有意である場合、"式336"における「 $\beta 0i^*$ 」及び"式342"における「 $\beta 0k^*$ 」から、"式341"、"式347"又は"式348"のとおり政策措置などの処置の二次的影響による間接的効果の係数(a_i)がそれぞれ推計できる。

「 $BIDIi(u,s)$ 」及び「 $KDIi(u,s)$ 」を用いて推計された定数項のいずれかが有意であれば当該定数項から係数 a_i と推定することが可能であり、更に当該結果が有意でない場合には対象 i は「処置による二次的影響がない対照群」に属するものと推定する^{*222}ことができる。

3-2-1で述べたとおり、当該識別・特定の結果から二次的影響がない対象が多数見つかった場合には、これらを選別して対照群として用いることなどの方法により通常の横断面前後差分析(DID)の方法によって偏差のない処置群への政策措置などの処置の効果を推計することができる。

[式3-3-1-1. 処置実施時点の前後差などを用いた時系列回帰分析による対照群の識別・特定]

$$\Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 = Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + a_i \cdot \Sigma_k(YF_k(t+u)) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \quad \text{"式326"}$$

$$\Sigma_k(\Delta Y_k(u,s))/m \mid D_k=1 = Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \Sigma_k(YF_k(t+u))/m + \Sigma_k(Yb_k(t+u) - Yb_k(t-s) + \varepsilon_k(t+u) - \varepsilon_k(t-s))/m \mid D_k=1 \quad \text{"式327"}$$

$$DIDI_i(u,s) \mid D_i=0 = E(\Delta Y_k(u,s) \mid D_k=1 - \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0) = \Sigma_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i) / m \mid D_i=0 \quad \text{"式328"}$$

$$IDI_i(u,s) \equiv 1 / DIDI_i(u,s) \mid D_i=0 \quad \text{"式329"}$$

$$BIDI_i(u,s) \equiv \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 \cdot IDI_i(u,s) = \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 / DIDI_i(u,s) \quad \text{"式330"}$$

$$KDI_i(u,s) \equiv \Sigma_k(\Delta Y_k(u,s))/m \mid D_k=1 \cdot IDI_i(u,s) = \Sigma_k(\Delta Y_k(u,s))/m \mid D_k=1 / DIDI_i(u,s) \quad \text{"式331"}$$

$$\Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 = Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) + a_i \cdot \Sigma_k(YF_k(t+u)) \mid D_i=0 \quad \text{"式332"}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow BIDI_i(u,s) &= \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 / DIDI_i(u,s) \mid D_i=0 \\ &= (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s)) / DIDI_i(u,s) \\ &\quad + a_i \cdot \Sigma_k(YF_k(t+u)) / (\Sigma_k(YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i) / m) \\ &= (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s)) / DIDI_i(u,s) \\ &\quad + m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i) \\ &= +m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i) \end{aligned}$$

*222 当該手法は複数の対象の平均値に対しても適用可能であり、3-3-3以下で説明するとおりこれを用いて簡単な計算で偏差のない処置効果が推計できる。また a_i の推計手法として用いる以外に a_i 又はその平均値が有意に0と言えるかどうかを統計検定することにより、処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に関して条件が充足されているか否かの検定手法として用いることも可能である。

$$\begin{aligned}
& + (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot IDI_i(u,s) \\
& + (\epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s)) \cdot IDI_i(u,s)
\end{aligned}$$

"式333"

$$\begin{aligned}
& \Sigma k(\Delta Y_k(u,s))/m \mid D_k=1 \\
& = Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \Sigma k(Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s) + \epsilon_k(t-u) - \epsilon_k(t-s)) \\
& \quad + \Sigma k(Y_{Fk}(t+u))/m
\end{aligned}$$

"式334"

$$\begin{aligned}
& \Rightarrow KDI_i(u,s) \\
& = \Sigma k(\Delta Y_k(u,s))/m \mid D_k=1 \mid DDI_i(u,s) \mid D_i=0 \\
& = (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \Sigma k(Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s) + \epsilon_k(t-u) - \epsilon_k(t-s))) / DDI_i(u,s) \\
& \quad + \Sigma k(Y_{Fk}(t+u))/m / (\Sigma k(Y_{Fk}(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i) / m) \\
& = (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \Sigma k(Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s) + \epsilon_k(t-u) - \epsilon_k(t-s))) / DDI_i(u,s) \\
& \quad + 1 / (1 - m \cdot a_i) \\
& = +1 / (1 - m \cdot a_i) \\
& \quad + (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \Sigma k(Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s)) \cdot IDI_i(u,s) \\
& \quad + \Sigma k(\epsilon_k(t-u) - \epsilon_k(t-s)) \cdot IDI_i(u,s))
\end{aligned}$$

"式335"

$$\text{If } BDI_i(u,s) = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot IDI_i(u,s) + \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s)) + \epsilon \beta_i(u,s)$$

"式336"

$$\epsilon \beta_i(u,s) = BDI_i(u,s) - \beta_{0i} - \beta_{1i} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s))$$

"式337"

$$\begin{aligned}
\epsilon \beta_i(u,s)^2 & = BDI_i(u,s)^2 + \beta_{0i}^2 + \beta_{1i}^2 \cdot IDI_i(u,s)^2 + (\Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s)))^2 \\
& \quad - 2 \cdot \beta_{0i} \cdot (BDI_i(u,s) - \beta_{1i} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s))) \\
& \quad - 2 \cdot \beta_{1i} \cdot IDI_i(u,s) \cdot (BDI_i(u,s) - \beta_{0i} - \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s))) \\
& \quad - \dots
\end{aligned}$$

"式338"

$$\begin{aligned}
& \partial(\epsilon \beta_i(u,s)^2) / \partial(\beta_{0i}) \\
& = 2 \cdot \beta_{0i} - 2 \cdot (BDI_i(u,s) - \beta_{1i} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s))) \\
& = 0
\end{aligned}$$

"式339"

$$\begin{aligned}
& \Rightarrow \beta_{0i}^* = BDI_i(u,s) - \beta_{1i} \cdot IDI_i - \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s)) \\
& = \beta_{0i} + \epsilon \beta_i(u,s)
\end{aligned}$$

"式340"

$$BDI_i(u,s) = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot IDI_i(u,s) + \Sigma j(\beta_{2ij} \cdot \epsilon \beta_{ij}(u-j,s)) + \epsilon \beta_i(u,s)$$

"式336"(再掲)

$$\begin{aligned}
& = +m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i) \\
& \quad + (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot IDI_i(u,s) \\
& \quad + (\epsilon_i(t+u) - \epsilon_i(t-s)) \cdot IDI_i(u,s)
\end{aligned}$$

"式333"(再掲)

$$\begin{aligned}
& \therefore \beta_{0i}^* \sim m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i) \\
& a_i^* \sim \beta_{0i}^* / (m \cdot (1 + \beta_{0i}^*))
\end{aligned}$$

"式341"

$$\text{If } KDI_i(u,s) = \beta_{0k} + \beta_{1k} \cdot IDI_i(u,s) + \Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s)) + \epsilon \beta_k(u,s)$$

"式342"

$$\epsilon \beta_k(u,s) = KDI_i(u,s) - \beta_{0k} - \beta_{1k} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s))$$

"式343"

$$\begin{aligned}
\epsilon \beta_k(u,s)^2 & = KDI_i(u,s)^2 + \beta_{0k}^2 + \beta_{1k}^2 \cdot IDI_i(u,s)^2 + (\Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s)))^2 \\
& \quad - 2 \cdot \beta_{0k} \cdot (KDI_i(u,s) - \beta_{1k} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s))) \\
& \quad - 2 \cdot \beta_{1k} \cdot IDI_i(u,s) \cdot (KDI_i(u,s) - \beta_{0k} - \Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s))) \\
& \quad - \dots
\end{aligned}$$

"式344"

$$\begin{aligned}
& \partial(\epsilon \beta_k(u,s)^2) / \partial(\beta_{0k}) \\
& = 2 \cdot \beta_{0k} - 2 \cdot (KDI_i(u,s) - \beta_{1k} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s))) \\
& = 0
\end{aligned}$$

"式345"

$$\begin{aligned}
& \Rightarrow \beta_{0k}^* = KDI_i(u,s) - \beta_{1k} \cdot IDI_i(u,s) - \Sigma j(\beta_{2kj} \cdot \epsilon \beta_{kj}(u-j,s)) \\
& = \beta_{0k} + \epsilon \beta_k(u,s)
\end{aligned}$$

"式346"

$$\begin{aligned}
 KDII(u,s) &= \beta_{0k} + \beta_{1k} \cdot IDII(u,s) + \sum_j (\beta_{2kj} \cdot \varepsilon_{\beta kj}(u-j,s)) + \varepsilon_{\beta k}(u,s) && \text{"式341"(再掲)} \\
 &= +1/(1 - m \cdot a_i) \\
 &\quad + (Y_a(t+u) - Y_a(t-s)) + \sum_k (Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s)) \cdot IDII(u,s) \\
 &\quad + \sum_k (\varepsilon_k(t-u) - \varepsilon_k(t-s)) \cdot IDII(u,s) && \text{"式335"(再掲)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \therefore \beta_{0k}^* &\sim 1/(1 - m \cdot a_i) \\
 a_i^{**} &\sim (\beta_{0k}^* - 1)/(m \cdot \beta_{0k}^*) && \text{"式347"}
 \end{aligned}$$

$$a_i^{***} \sim \beta_{0i}^*/(m \cdot \beta_{0k}^*) \quad \text{"式348"}$$

$\Delta Y_i(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間での処置群以外の対象iの観察指標の前後差（観察可能）
$\Delta Y_k(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間での処置群の対象kの観察指標の前後差（観察可能）
D_i, D_k	処置群・それ以外の選択ダミー（処置群 $D_k=1$, 処置群以外 $D_i=0$ ）
$t, t+u, t-s$	時点t, 処置実施後の時点t+u, 処置実施前の時点t-s ($u>0, s>0$)
$Y_a(t)$	時点tにおける対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t), Y_{bk}(t)$	時点tにおける対象i,k毎に個別的な時間変動に相当する部分
$YF_k(t)$	処置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
$\varepsilon_i(t), \varepsilon_k(t)$	時点tにおける対象i,kでの誤差項
$DIDI(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間での処置群以外の対象iを用いた横断面前後差分分析(DID)
$IDII(u,s)$	$DIDI(u,s)$ の逆数
$BIDI(u,s)$	「時点t+uと時点t-sの間での処置群以外の対象iの観察指標の前後差」と「時点t+uと時点t-sの間での処置群以外の対象iを用いた横断面前後差分分析(DID)」の比
$KDII(u,s)$	「時点t+uと時点t-sの間での処置群の対象kの観察指標の平均値の前後差」と「時点t+uと時点t-sの間での処置群以外の対象iを用いた横断面前後差分分析(DID)」の比
a_i	処置群以外の対象iが受ける二次的影響による間接的効果の係数 ($-1 \leq a_i \leq 1, \forall i$)
m	処置群の試料数 ($0 < m < n$; 全体の試料数)
β_{0i}, β_{0k}	$BIDI(u,s), KDII(u,s)$ を $IDII(u,s)$ で時系列回帰分析した際の定数項
β_{1i}, β_{1k}	$BIDI(u,s), KDII(u,s)$ を $IDII(u,s)$ で時系列回帰分析した際の $IDII(u,s)$ の係数
β_{2ij}, β_{2kj}	$BIDI(u,s), KDII(u,s)$ を $IDII(u,s)$ で時系列回帰分析した際の移動平均項係数
$\varepsilon_{\beta i}, \varepsilon_{\beta k}$	$BIDI(u,s), KDII(u,s)$ を $IDII(u,s)$ で時系列回帰分析した際の誤差項
$\beta_{0i}^*, \beta_{0k}^*$	定数項 β_{0i}, β_{0k} の推計値
$a_i^*, a_i^{**}, a_i^{***}$	a_i の推計値

3-3-2. 対照群への処置による二次的影響の係数の総和が"-1"の場合の特例

(式3-3-2-1参照)

3-3-1においては処置群以外の対象iを1つだけ用いた処置の実施時点の前後差と横断面前後差分分析(DID)の比から時系列回帰分析によって対象毎の二次的影響の係数 a_i の識別・特定を行い対照群を選定する手法について述べたが、処置群から対照群への処置の二次的影響の総和が"-1"であると予め判明している場合には、特例的に式3-3-2-1に示す方法で偏差のない処置効果が直接的に推計できる。

当該特例的な場合が該当するのは、予め予定数量が決まっている競売での数量配分や議席定数が決まっている場合の選挙による議席配分など、各時点での観察指標の合計値が何らかの理由により予め決まっており処置群から対照群への二次的影響がその内訳や構成比のみを変化させる場合が典型的な例であると考えられる。

この場合には、通常の横断面前後差分分析(DID)と異なり、対照群として処置群と対照群の総和を用いる特殊な横断面前後差分分析(DID)を行うことにより、対照群への二次的影響部分が相殺して偏差のない政策措置などの処置の効果が推計できることとなる。

[式3-3-2-1. 対照群への処置の二次的影響の係数の総和が"-1"の場合の特例]

$$\begin{aligned}
 E(\Delta Y_k(u,s) | D_k=1 - \Delta Y_i(u,s)) | \Sigma i(a_i) &= -1 \\
 &= \Sigma k(YF_k(t+u)/m | D_k=1 - (\Sigma i(YF_i(t+u))/n + \Sigma i(a_i \cdot YF_i(t+u))/n) | \Sigma i(a_i) = -1 \\
 &= \Sigma k(YF_k(t+u)/m | D_k=1 - (\Sigma k(YF_k(t+u))/n + \Sigma i(a_i) \cdot \Sigma k(YF_k(t+u))/n) | \Sigma i(a_i) = -1 \\
 &= \Sigma k(YF_k(t+u)) \cdot (1/m - 1/n - \Sigma i(a_i)/n) | \Sigma i(a_i) = -1 \\
 &= \Sigma k(YF_k(t+u))/m
 \end{aligned}$$

"式349"

$Y_i(t+u)$	時点 $t+u$ における対象 i での分析対象とする観察指標 (観察可能)
$\Delta Y_i(u,s)$	時点 $t+u$ と時点 $t-s$ の間における対象 i での観察指標の前後差
D_k	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_k=1$)
$YF_k(t)$	処置実施後の時点 t における処置群の対象 $k(k \neq i)$ での政策措置 F の効果
a_i	対象 i が受ける二次的影響による間接的効果の係数 (時間・影響元に対し不変, $-1 \leq a_i \leq 1, \forall i$)
n, m	全体の試料数 n ($2 < n$) 処置群の試料数 m ($0 < m < n$)
$E(\cdot)$	期待値

3-3-3. 二次的影響のある対象のみを用いた推計手法(1) 二次的影響のある対象が十分な数で識別・特定できている場合の直接的推計・補正処理

(式3-3-3-1参照)

3-3-1においては二次的影響のある対象の識別・特定による対照群の選定手法について述べたが、識別・特定の結果において仮に処置群以外に「処置の二次的影響がない対象」がわずかしき識別・特定できない場合やそのような対象が存在しない場合には、当該対象を対照群として用いた通常の横断面前後差分分析(DID)を適用することはできない。

しかし処置群以外に「正(又は負)の二次的影響のある対象」のいずれかが十分な数で識別・特定できている場合には、3-3-1での識別・特定の過程において対象 i 毎の処置の二次的影響による間接的効果の係数(a_i)の近似値が得られているので、式3-3-1-1中の"式328"を基礎として式3-3-3-1中の"式350"のとおり一定の精度で偏差を補正した政策措置の処置効果が推計できる。

但し、式3-3-1-1による対象 i 毎の識別・特定の結果において「正の二次的影響のある対象」と「負の二次的影響のある対象」を混在させたまま推計を行うと、対照群の内部で二次的影響による間接的効果の係数(a_i)が干渉・相殺してしまい政策措置の処置効果を推計する際に問題を生じるおそれがあるため、いずれか片方のみを対照群として用いることが必要である。

[式3-3-3-1. 二次的影響のある対象のみを用いた推計手法(1) 二次的影響のある対象が十分な数で識別・特定できている場合の直接的推計・補正処理]

$$\begin{aligned}
 DID(u,s,CE) &= \Sigma k(YF_k(t+u))/m \cdot (1 - \Sigma i(a_i) \cdot m/ce | D_i=0, i \in CE) \\
 \Sigma k(YF_k(t+u))/m &= DID(u,s,CE)/(1 - \Sigma i(a_i) \cdot m/ce | D_i=0, i \in CE)
 \end{aligned}$$

"式350"

((1 - $\Sigma i(a_i) \cdot m/ce | D_i=0, i \in CE$) $\neq 0$)

CE, ce	「正(又は負)の二次的影響のある対照群」(いずれか片方) 及び その試料数
$DID(u,s,CE)$	時点 s を基準とした時点 t における CE を対照群に用いた横断面前後差分分析(DID)
$YF_k(t+u)$	処置実施後の時点 $t+u$ における処置群の対象 $k(k \neq i)$ での政策措置 F の効果
D_i	処置群・対照群の選択ダミー (対照群 $D_i=0$)

m	処置群の試料数
a_i	「正(・負)の二次的影響のある対照群」の対象 <i>i</i> における二次的影響による間接的効果の係数

3-3-4. 二次的影響のある対象のみを用いた推計手法(2) 対象数が限られる場合での 「二次的影響が等しい部分集合の対」を用いた推計 (式3-3-4-1参照)

1) 「正(又は負)の二次的影響がある対照群」の部分集合の対を用いた推計

3-3-3においては「二次的影響がない対照群」は十分な数で識別・特定できていないものの「正(又は負)の二次的影響がある対照群」が十分な数で識別・特定できている場合での処置効果の推計手法について説明したが、更に何らかの理由によって十分な数の識別・特定ができず当該対照群に属する対象の数が限られている場合であっても有効な処置効果の推計手法について説明する。

3-3-1の手法によって処置の二次的影響による間接的効果の係数が特定できた対象を仮に対照群と考え、当該対照群(C : Control group)のうち c_1 個と c_2 個($0 < c_1, c_2 < n-m, c_1 \neq c_2$)の対象からなる部分集合を C_1 と C_2 ($C_1, C_2 \in C$)として、それぞれの対照群の部分集合を用いて処置群の横断面前後差分析(DID)を行った結果を「DIDC1」と「DIDC2」とする。

政策措置Fによる処置が実施された場合、「正(又は負)の二次的影響がある対照群」の対象*i*($i \neq k$)には二次的影響による間接的効果($a_i \cdot \sum_k (YFk(t+u))$)が生じるが、仮にこれら2つの部分集合が受けている二次的影響による間接的効果の係数の和($\sum_i (a_i)$)が部分集合 C_1 と C_2 で等しく $\bar{a}$ であり、かつこれらの部分集合に含まれる対象数である c_1 と c_2 が互いに異なる場合には、式3-3-4-1中の"式359"に示すとおり「DIDC1」と「DIDC2」についての連立方程式を解くことによって偏差のない政策措置Fの処置効果($\sum_k (YFk(t+u))/m$)を直接的に推計することが可能である。

現実問題として二次的影響による間接的効果の係数の合計値($\sum_i (a_i)$)が完全に等しい場合は想定しづらいものの、部分集合間の合計値の誤差の大きさ(ϵa)が特定できている場合には式3-3-4-1中の"式370"により当該誤差を補正して偏差のない政策措置Fの処置効果を推計することができる。

2) 「正(又は負)の二次的影響がある対照群」の部分集合による推計の利点と欠点

当該手法の利点は、推計の過程において二次的影響による間接的効果の係数の和($\sum_i (a_i)$)を相殺してしまい直接的には用いないので、仮に3-3-1で推計した個々の係数に多少の誤差が含まれていても結果は頑健であると考えられ、横断面前後差分析(DID)における他の前提条件が全て満たされている限り、仮に各部分集合の対象数がごくわずかであった場合であっても偏差のない政策措置の処置効果を推計することができる点にある。

他方で当該手法の欠点は、対照群の中に上記のような特殊な関係を満たす部分集合の対が存在している場合が限定されるという点にある。

[式3-3-4-1. 二次的影響のある対象のみを用いた推計手法(2) 対照群の対象数が
限られる場合での「二次的影響が等しい部分集合の対」を用いた推計]

$$\begin{aligned}
 DID &= +\sum_k (YFk(t+u))/m - \sum_k (YFk(t+u)) \cdot (\sum_i (a_i)/(n-m) \mid Di=0, i \in C) && \text{"式351~353"} \\
 DIDC1 &= +\sum_k (YFk(t+u))/m - \sum_k (YFk(t+u)) \cdot (\sum_i (a_i)/(c_1) \mid Di=0, i \in C_1 \in C) && (C_1 \neq C_2, c_1 \neq c_2) \\
 DIDC2 &= +\sum_k (YFk(t+u))/m - \sum_k (YFk(t+u)) \cdot (\sum_i (a_i)/(c_2) \mid Di=0, i \in C_2 \in C) && (C_1 \neq C_2, c_1 \neq c_2)
 \end{aligned}$$

(1) 二次的影響による間接効果の係数の合計値が完全に等しい場合

$$\text{If } \sum_i(a_i) |D_i=0, i \in C_1 \in C = \sum_i(a_i) |D_i=0, i \in C_2 \in C = \bar{a} \quad (C_1 \neq C_2, c_1 \neq c_2) \quad \text{"式354"}$$

⇒

$$DIDC_1 = +\sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot \bar{a} / (c_1) \quad \text{"式355"}$$

$$DIDC_2 = +\sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot \bar{a} / (c_2) \quad \text{"式356"}$$

$$c_1 \cdot DIDC_1 = +c_1 \cdot \sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot \bar{a} \quad \text{"式357"}$$

$$c_2 \cdot DIDC_2 = +c_2 \cdot \sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot \bar{a} \quad \text{"式358"}$$

$$\therefore +\sum_k(YFk(t+u))/m = (c_1 \cdot DIDC_1 - c_2 \cdot DIDC_2) / (c_1 - c_2) \quad \text{"式359"}$$

$$\bar{a} = c_1 \cdot c_2 \cdot (DIDC_1 - DIDC_2) / (m \cdot (c_1 \cdot DIDC_1 - c_2 \cdot DIDC_2)) \quad \text{"式360"}$$

(2) 部分集合間二次的影響による間接効果の係数の集計値に誤差を伴う場合

$$\text{If } \sum_i(a_i) |D_i=0, i \in C_1 \in C = \sum_i(a_i) |D_i=0, i \in C_2 \in C + \varepsilon a \quad (C_1 \neq C_2, c_1 \neq c_2) \quad \text{"式361~363"}$$

$$\sum_i(a_i) |D_i=0, i \in C_1 \in C \equiv a_1$$

$$\sum_i(a_i) |D_i=0, i \in C_2 \in C \equiv a_2 = a_1 + \varepsilon a \quad (C_1 \neq C_2)$$

⇒

$$DIDC_1 = +\sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot a_1 / (c_1) \quad \text{"式364"}$$

$$DIDC_2 = +\sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot (a_1 + \varepsilon a) / (c_2) \quad \text{"式365"}$$

$$c_1 \cdot DIDC_1 = +c_1 \cdot \sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot a_1 \quad \text{"式366"}$$

$$c_2 \cdot DIDC_2 = +c_2 \cdot \sum_k(YFk(t+u))/m - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot a_1 + \sum_k(YFk(t+u)) \cdot \varepsilon a \quad \text{"式367"}$$

$$+\sum_k(YFk(t+u))/m = (c_1 \cdot DIDC_1 - c_2 \cdot DIDC_2) / (c_1 - c_2) - \sum_k(YFk(t+u)) \cdot \varepsilon a / (c_1 - c_2) \quad \text{"式368"}$$

$$+\sum_k(YFk(t+u))(1 - m \cdot \varepsilon a) / (c_1 - c_2) = m \cdot (c_1 \cdot DIDC_1 - c_2 \cdot DIDC_2) / (c_1 - c_2) \quad \text{"式369"}$$

$$+\sum_k(YFk(t+u))/m = (c_1 \cdot DIDC_1 - c_2 \cdot DIDC_2) / (c_1 - c_2) / (1 - m \cdot \varepsilon a) / (c_1 - c_2) \quad \text{"式370"}$$

C, C1, C2	対照群(C: Control group) 及びその部分集合(C1, C2; C1≠C2)
DID	対照群(全部)を用いた横断面前後差分分析(DID)の結果
DIDC1, DIDC2	対照群の部分集合C1, C2を用いた横断面前後差分分析(DID)の結果
Dk, Di	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 Dk=1, 対照群 Di=0)
YFk(t+u)	処置実施後の時点t+uにおける処置群の対象kでの政策措置Fの効果
n, m	全体の試料数 (2 << n), 処置群の試料数 (0 < m < n)
c1, c2	対照群の部分集合C1, C2の試料数 (0 < c1, c2 < n-m, c1≠c2)
ai	対象iが受ける二次的影響に関する係数 (時間・影響元により不変, -1 ≤ ai ≤ 1, ∀i)
$\bar{a}$	対象iが受ける二次的影響に関する係数の集計値 (部分集合C1, C2間で同一, -1 ≤ $\bar{a}$ ≤ 1)
εa	対象iが受ける二次的影響に関する係数の集計値に伴う誤差

3-3-5. 試料の対象数が限られる場合の「合成対照群」を用いた推計手法

(式3-3-5-1、図3-3-5-1参照)

1) Abadie and Gardeazabal(2003)による「合成対照群」を用いた推計

3-3-1で述べた「二次的影響がない対照群」が十分な数で識別・特定できていない場合や、3-3-4で述べた「二次的影響が等しい部分集合の対」が発見できず、ごく少数の対象のみが対照群として利用できる場合であっても、Abadie and Gardeazabal(2003)^{*223}による「合成対照群」の方法を用いることによって処置効果を推計することが可能な場合がある。

当該「合成対照群」を用いた推計の概念を図3-3-5-1に示す。当該手法は政策措置など処置の実施前の時点における観察指標の推移を処置群・対照群について観察しその並行性を

*223 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。

目視確認するHeckman他(1997)に^{*224}による並行推移性条件(CT・PT)の場合と本質的に異なり、処置の実施前の時点における対照群の観察指標の時系列試料を用いて処置群の観察指標を時系列回帰分析し、当該結果から処置を受けなかった場合での処置群の観察指標の近似式を求め、直接的に処置群が処置を受けなかった場合の仮想現実を「合成対照群」の予測値として直接的に推計することによって観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の成立を担保する方法である。

2) 「合成対照群」の推計のための時系列回帰分析と係数の条件

「合成対照群」の推計においては、処置群についての処置の実施前の時点における観察指標の推移を対照群の対象の観察指標により時系列回帰分析することが必要である。3-1-1で述べた拡張した固定効果モデルを用いた当該回帰分析の結果と係数・定数項が満たすべき条件の内容を式3-3-5-1に示す。

当該時系列回帰分析においては変数の定常性と系列相関の有無により概念上は様々な場合分けがあり得るが、高頻度で観察される典型的な組み合わせとして「変数が定常で自己相関項がない場合」「変数が定常で1期の自己相関項(AR(1))がある場合」及び「変数が非定常で1階階差により定常となり自己相関項がない場合」の3通りが挙げられる。

処置群・対照群の対象について、いずれも3-1-1で述べた拡張した固定効果モデルが当てはまり、処置による対象毎の効果の安定性条件(SUTVA-NI)が成立しかつ観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)も成立しており各対象に個別的な時間変動 Y_{bi} , Y_{bk} や誤差 ε_i , ε_k と比べて対象に共通的な時間変動 Y_a が卓越する場合^{*225}には、処置群・対照群の観察指標とも個別的な定数項 Y_{ic} , Y_{kc} と共通的な時間変動 Y_a の和で近似できる。

当該条件下で、変数が定常で自己相関項がない場合においては説明変数の独立性に関する条件から式3-3-5-1中の"式375"から"式382"に示すとおり、処置群の対象を対照群の対象いずれか1つで時系列回帰した場合には対照群の説明変数の係数 τ_{1k} は+1であり、定数項 τ_{0k} は処置群・対照群の定数項の差に等しくなければならないことが理解される。

また変数が定常であるが1期の自己相関項(AR(1))がある場合には同様に式3-3-5-1中の"式383"から"式388"に示すとおり、対象群の説明変数の係数 κ_{1k} と1期の自己相関項の係数 ρ_{1k} がいずれも+1であるか又は処置群・対照群の定数項の比や共通的な時間変動の1期の時間差の比と一致していなければならないことが理解される。

変数が非定常で1階階差により定常となり自己相関項がない場合には同様に式3-3-5-1中の"式389"から"式395"に示すとおり、対照群の説明変数の1階階差の係数 θ_{1k} は+1であり定数項 θ_{0k} は0でなければならないことが理解される。

現実の時系列回帰分析においては誤差の存在や試料数の有限性に起因してこれらの係数が厳密に+1や0として観察される訳ではないが、当該結果は時系列回帰分析に用いた処置群・対照群の対象の対が「処置による対象毎の効果の安定性条件(SUTVA-NI)が成立しかつ観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)も成立しており対象に共通的な時間変動 Y_a と比べて各対象に個別的な時間変動 Y_{bi} , Y_{bk} や誤差 ε_i , ε_k は十分に小さい」との条件が充足されているか否かを確認するための目安として用いることができる。

*224 Heckman, Ichimura and Todd(1997) 参考文献067 を参照。

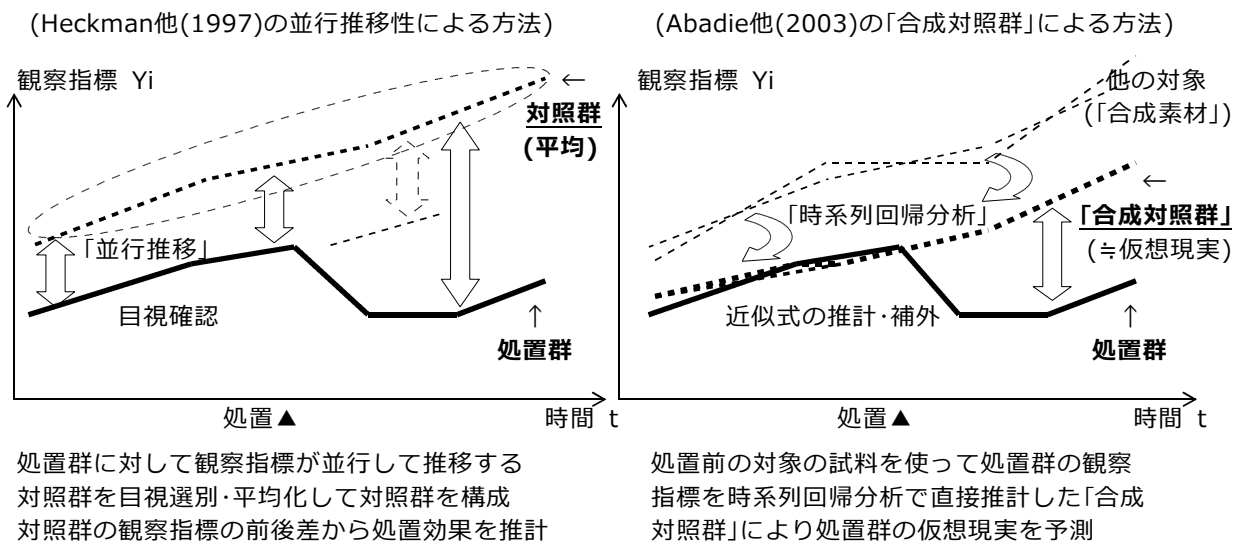
*225 時系列回帰分析における基本的前提条件として、処置群・対照群の試料の同時存在性条件(OVLA)は確認されているものと仮定する。

3) 「合成対照群」を用いた推計の利点と欠点

当該「合成対照群」を用いた推計の利点としては、並行推移性条件(CT・PT)による観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の確認手法と比べた場合に試料の対象数がごく少数である場合であっても問題を生じない点が挙げられる。また時系列回帰分析を用いた推計を行うため、推計過程において推計された仮想現実の精度を統計的に確認できる利点があり、更に推計過程において系列相関の不存在性(NEAA)を直接的に確認し適切な自己相関項の設定などの措置が可能である点も非常に重要な利点として挙げられる。

他方で当該「合成対照群」を用いた推計の欠点としては、そもそも処置の実施前の時点における処置群の観察指標を良好に近似できる対照群の対象が見つからない場合や上記2)で説明した係数に関する条件を大幅に逸脱する場合には当該手法は適用できず、当該手法による推計が必ず成功することが保証されている訳ではない点が挙げられる。また並行推移性条件(CT・PT)による観察指標と処置の選択との独立性条件(CIA・CMIA)の確認手法と比べた場合、試料の対象数は少なくても良い反面で時系列方向に十分な数の試料を必要とする点が挙げられる。

[図3-3-5-1. 「合成対照群」を用いた推計の概念]



[式3-3-5-1. 「合成対照群」の推計のための時系列回帰分析と係数の条件]

1) 変数が定常で自己相関項がない場合

$$Y_i(t-s) = Y_{ic} + Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \quad \text{"式371"}$$

$$\sim Y_{ic} + Y_a(t-s) \mid D_i=0 \quad \text{if } Y_a(t-s) \gg (Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t-s)) \quad \text{"式372"}$$

$$Y_k(t-s) = Y_{kc} + Y_a(t-s) + Y_{bk}(t-s) + \varepsilon_k(t-s) \mid D_k=1 \quad \text{"式373"}$$

$$\sim Y_{kc} + Y_a(t-s) \mid D_k=1 \quad \text{if } Y_a(t-s) \gg (Y_{bk}(t-s) + \varepsilon_k(t-s)) \quad \text{"式374"}$$

$$Y_k(t-s) = \tau_{0k} + \tau_{1k} \cdot Y_i(t-s) + \eta_k(t-s) \quad \text{"式375"}$$

$$\eta_k(t-s) = \tau_{0k} + \tau_{1k} \cdot Y_i(t-s) - Y_k(t-s) \quad \text{"式376"}$$

$$\eta_k(t-s)^2 = \tau_{0k}^2 + \tau_{1k}^2 \cdot Y_i(t-s)^2 + Y_k(t-s)^2 + 2 \cdot \tau_{0k} \cdot \tau_{1k} \cdot Y_i(t-s) - 2 \cdot \tau_{1k} \cdot Y_i(t-s) \cdot Y_k(t-s) - 2 \cdot \tau_{0k} \cdot Y_k(t-s) \quad \text{"式377"}$$

$$\frac{\partial \eta_k(t-s)^2}{\partial \tau_{0k}} = 2 \cdot \tau_{0k} + 2 \cdot \tau_{1k} \cdot Y_i(t-s) - 2 \cdot Y_k(t-s) = 0$$

$$\tau_{0k} + \tau_{1k} \cdot Y_{ic} + \tau_{1k} \cdot Y_a(t-s) - Y_{kc} - Y_a(t-s) = 0 \quad \wedge \quad \text{"式378"}$$

$$\frac{\partial \eta_k(t-s)^2}{\partial \tau_{1k}} = 2 \cdot \tau_{1k} \cdot Y_i(t-s)^2 + 2 \cdot \tau_{0k} \cdot Y_i(t-s) - 2 \cdot Y_i(t-s) \cdot Y_k(t-s) = 0$$

$$Y_i(t-s) \cdot (\tau_{1k} \cdot Y_i(t-s) + \tau_{0k} \cdot Y_k(t-s)) = 0 \quad \text{"式379"}$$

$$(Y_{ic} + Y_a(t-s)) \cdot (\tau_{1k} \cdot Y_{ic} + \tau_{1k} \cdot Y_a(t-s) + \tau_{0k} \cdot Y_{ik} - Y_a(t-s)) = 0 \quad \text{"式380"}$$

$$\Rightarrow \tau_{1k}=+1, \tau_{0k}=Y_{kc}-Y_{ic} \quad \text{"式381,式382"}$$

2) 変数が定常で1期の自己相関項(AR(1))がある場合

$$Y_k(t-s) - \kappa_{1k} \cdot Y_i(t-s) = \rho_{1k} \cdot (Y_k(t-s-1) - \kappa_{1k} \cdot Y_i(t-s-1)) + \xi_k(t-s) \quad \text{"式383"}$$

$$Y_{kc} + Y_a(t-s) - \kappa_{1k} \cdot Y_{ic} - \kappa_{1k} \cdot Y_a(t-s) \quad \text{"式384"}$$

$$= \rho_{1k} \cdot Y_{kc} + \rho_{1k} \cdot Y_a(t-s-1) - \rho_{1k} \cdot \kappa_{1k} \cdot Y_{ic} - \rho_{1k} \cdot \kappa_{1k} \cdot Y_a(t-s-1) + \xi_k(t-s)$$

$$\Rightarrow (1 - \rho_{1k}) \cdot (Y_{kc} - \kappa_{1k} \cdot Y_{ic}) = 0 \quad \wedge \quad \text{"式385"}$$

$$(1 - \kappa_{1k}) \cdot (Y_a(t-s) - \rho_{1k} \cdot Y_a(t-s-1)) = 0 \quad \text{"式386"}$$

$$\Rightarrow \rho_{1k}=+1 \wedge \kappa_{1k}=+1 \quad \text{or} \quad \rho_{1k}=Y_a(t-s)/Y_a(t-s-1) \wedge \kappa_{1k}=Y_{kc}/Y_{ic} \quad \text{"式387,式388"}$$

3) 変数が非定常で1階階差により定常となり自己相関項がない場合

$$\Delta Y_i(s, s-1) = Y_a(t-s-1) - Y_a(t-s) + Y_{bi}(t-s-1) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t-s-1) - \varepsilon_i(t-s) \quad \text{"式389"}$$

$$\sim Y_a(t-s-1) - Y_a(t-s) \quad \text{if } Y_a(t-s) \gg (Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t-s)) \quad \text{"式390"}$$

$$\Delta Y_k(s, s-1) = Y_a(t-s-1) - Y_a(t-s) + Y_{bk}(t-s-1) - Y_{bk}(t-s) + \varepsilon_k(t-s-1) - \varepsilon_k(t-s) \quad \text{"式391"}$$

$$\sim Y_a(t-s-1) - Y_a(t-s) \quad \text{if } Y_a(t-s) \gg (Y_{bk}(t-s) + \varepsilon_k(t-s)) \quad \text{"式392"}$$

$$\Delta Y_k(s, s-1) = \theta_{0k} + \theta_{1k} \cdot \Delta Y_i(s, s-1) + \varphi_k(t-s) \quad \text{"式393"}$$

$$\Rightarrow \theta_{1k}=+1, \theta_{0k}=0 \quad \text{"式394,式395"}$$

$Y_i(t-s), Y_k(t-s)$	時点t-sにおける対象i,kでの分析対象とする観察指標 (観察可能)
$\Delta Y_i(s, s-1), \Delta Y_k(s, s-1)$	時点t-s-1と時点t-sの間における対象i,kでの観察指標の前後差(1階階差)
D_i, D_k	処置群・対照群の選択ダミー (処置群 $D_k=1$, 対照群 $D_i=0$)
Y_{ic}, Y_{kc}	対象i,k毎に個別的な定数項
$Y_a(t-s)$	時点t-sにおける対象i,kに共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t-s), Y_{bk}(t-s)$	時点t-sにおける対象i,k毎に個別的な時間変動に相当する部分
$\varepsilon_i(t-s), \varepsilon_k(t-s)$	時点t-sにおける対象i,kでの誤差項
τ_{1k}, τ_{0k}	変数が定常で自己相関項がない場合の時系列回帰分析の定数項・係数
κ_{1k}, κ_{0k}	変数が定常で1期の自己相関項がある場合の時系列回帰分析の定数項・係数
θ_{1k}, θ_{0k}	変数が非定常で1階階差により定常となり自己相関項がない場合の時系列回帰分析の係数
ρ_{1k}	時系列回帰分析における1次自己相関項(AR(1))の係数
$\eta_k(t-s), \xi_k(t-s), \varphi_k(t-s)$	各時系列回帰分析の誤差項

4. 新たな対策手法の有効性確認・実証試験

4-1. 福島第一原子力発電所事故後での福島県産農産物における風評被害の問題

本節においては、3-1で説明した処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)が成立たない場合の具体的事例として、福島第一原子力発電所事故後の福島県産農産物の卸取引における風評被害の問題について説明し、3-3で新たに開発した処置による二次的影響を識別・特定し補正する事後対策手法の適用とその有効性について検討する。

4-1-1. 風評被害問題の発生と福島県産農産物の卸取引における問題

(表4-1-1-1,-2参照)

2011年3月に発生した東日本大震災及び福島第一原子力発電所事故により東北地方太平洋側の各県においては大きな人的・経済的損害を受けたところである。

特に福島第一原子力発電所事故により放出された放射性物質による汚染の懸念から、表4-1-1-1及び表4-1-1-2に示すとおり事故直後に福島県産農産物など多くの品目で国による出荷制限・摂取制限などが行われた^{*226}結果、実際には検査により汚染していないことが確認されて出荷された農産物についても消費地側の卸売市場などにおいて取引拒絶や買控えなどの風評被害による需要減少や価格下落が生じたことが知られている。当該風評被害の問題については、古屋他(2011)、阿部(2013)、吉野(2013)^{*227}などによりその発生が報告されているところである。

具体的には、東京都中央卸売市場など消費地側の卸売市場においては、事故後において福島県産農産物に対する流通関係者の取引拒絶や消費者による買控えなどにより需要が大幅に減退して価格が下落した一方で、同種の他都道府県産の製品の需要が相対的に増加し価格が上昇する状況が生じていたところである。更に当該問題に起因して、被害が深刻な福島県漁業協同組合や浜通^{*228}地域の米作農家においては海面漁業の操業自粛や米の作付自粛などの自主的生産・出荷制限なども実施されているところである。

当該問題については、福島第一原子力発電所事故の影響を「処置」と見なせば福島県産農産物がただ一つの処置群であると見なすことができ、福島県産農産物の価格・数量などの観察指標における事故前と比較した減少の程度など福島第一原子力発電所事故の影響を「処置の効果」として推計することが評価の目的であると見なすことができる。

他方で、一般に農産物の価格・数量は産品別に毎年の気象条件や消費者嗜好の変化などの外的要因に大きく影響されるため、処置群である福島県産農産物のみでの単純な時系列比較には問題が多い点が指摘できる。更に対照群となるべき他都道府県産の同種の農産物については当該事故の二次的影響を受けて価格・数量が変化している可能性があるため、単純な産地別比較による横断面分析や当該問題を考慮していない従来の横断面前後差分分析(DID)による推計では結果に偏差が残留してしまう懸念が指摘できる。

*226 統計等資料1.厚生労働省「食品の摂取制限及び出荷制限について(福島原子力発電所事故関係)」を参照。

*227 古屋他(2011) 参考文献110、阿部(2013) 参考文献111 及び 吉野(2013) 参考文献112 を参照。

当該風評被害問題に関する主要な先行研究については戒能(2017) 参考文献113 において整理されているので適宜参照。

*228 相馬市からいわき市迄の福島県東部太平洋沿岸部を「浜通(はまどおり)」地域、伊達市・福島市から白河市に至る県央部を「中通(なかどおり)」地域と呼称する。福島第一原子力発電所は浜通地域のほぼ中央にある。

従って、福島第一原子力発電所事故による福島県産農産物の価格・数量などへの影響を横断面前後差分析(DID)などにより偏差なく推計するためには、当該事故による他都道府県産農産物への二次的影響を識別・特定しこれを補正した推計を行うことが必要であることが理解される。

[表4-1-1-1. 福島県における福島第一原子力発電所事故に関する出荷制限品目の指定経過(解除済品目含む)]

対象品目	指定時期	(備 考)
乳肉類		
食肉	イノシシ・クマ・ノウサギ肉等	2011年11月 9日～
	カルガモ・キジ・ヤマドリ肉等	2013年 1月30日～
	牛肉(県の出荷検査外のもの)	2011年 7月19日～ (※ 2011年8月から全量検査開始済)
原乳	原乳	2011年 3月21日～ 会津・中通地域は2011年 4月に解除
野菜類		
茸山菜	野生キノコ・コシアブラ等	2011年 9月 6日～
	タケノコ	2011年 5月 9日～
	ゼンマイ・タラノメ・ワラビ等	2012年 5月 2日～
	露地栽培シイタケ	2011年 4月13日～
	施設栽培シイタケ・畑作ワサビ	2011年 7月19日～
果物	クリ・ウメ・ユズ・キウイ	2011年 6月 2日～
葉茎菜	ハウレンソウ・カキナ	2011年 3月21日～ 会津・中通地域は2011年5,6月に解除
	コマツナ他非結球性葉茎菜	2011年 3月23日～ (同上)
	キャベツ他結球性葉茎菜	2011年 3月23日～ (同上)
	アブラナ科花蕾類(ブロッコリ等)	2011年 3月23日～ (同上)
根菜類	カブ	2011年 3月23日～ (同上)
穀類・雑穀類*		
米	米(県の出荷検査外のもの)	2011年11月17日～ 会津・中通地域は2014年産から解除
豆類	大豆・小豆	2012年11月15日～ (※ 2016年11月に全面解除)
水産物*		
淡水魚	ヤマメ・ウグイ・コイ・フナ等	2012年 3月29日～ 会津地域は2012～14年度で解除
海産魚	クロダイ他貝類含む16種	2012年 6月22日～ (当初48,うち32種は2016年に段階解除)

表注：厚生労働省「食品の摂取制限及び出荷制限(福島原子力発電所事故関係)」を集約して作成。

各時点での正確な制限品目・制限地域については当該原出典資料を参照ありたい。

下線は2017年迄に全面解除された品目を示す。

[表4-1-1-2. 2017年4月時点における福島第一原子力発電所事故に関する出荷制限品目の指定状況概要]

対象品目	対象区域	(備 考)
乳肉類		
食肉	イノシシ・クマ・ノウサギ肉等	福島・岩手・宮城・茨城・栃木・群馬・千葉県内全域 (品目差あり)
	カルガモ・キジ・ヤマドリ肉等	福島県内全域
	牛肉(県の出荷検査外のもの)	福島・岩手・宮城県内全域
原乳	原乳	南相馬市他福島県東部2市6町3村
野菜類		
茸山菜	野生キノコ・コシアブラ等	福島・岩手・宮城・茨城・栃木県内全域、青森・群馬県他の一部
	タケノコ	福島市他県中東部11市6町5村、岩手・宮城・栃木県他の一部
	ゼンマイ・タラノメ・ワラビ等	福島県中東部、岩手・宮城・茨城・栃木県の一部 (品目差あり)
	露地栽培シイタケ	福島第一原子力発電所から20kmの区域内
	施設栽培シイタケ・畑作ワサビ	福島県川俣町、伊達市(県の出荷検査外のもの)
果物	クリ・ウメ・ユズ・キウイ	福島第一原子力発電所から20kmの区域内 (品目差あり)

葉茎菜	ハウレンソウ・コマツナ等	(同上)
	キャベツ・ブロッコリー等	(同上)
根菜類	カブ	(同上)
穀類*		
米	米(県の出荷検査外のもの)	南相馬市他県東部1市6町3村 (収獲年度により地域差あり)
水産物*		
淡水魚	ヤマメ・ウグイ・コイ・フナ等	福島県内の湖沼・河川ほぼ全域、岩手・宮城・茨城県他の一部
海産魚貝	クロダイ他16種	福島県沿岸部全域
	クロダイ	岩手県・宮城県沿岸部全域

表注：厚生労働省「食品の摂取制限及び出荷制限(福島原子力発電所事故関係)」を集約して作成。

各時点での正確な制限品目・制限地域については当該原出典資料を参照ありたい。

穀類のうち米(水稻)については福島県において出荷制限の対象外の地域においても作付自粛などが行われており水産物については福島県・茨城県北部などにおいて出荷制限の対象外の産地・品目についても出漁自粛などが行われていることに注意ありたい。

4-1-2. 風評被害問題による農産物卸取引における二次的影響の概況

(図4-1-2-1～-14参照)

実際に定量的な分析を開始する前に、福島県の代表的な農産物である牛肉及び米の事例について、当該事故が福島県産品や周辺都道府県産品などにどのような直接的効果及び二次的影響を介した間接的効果を及ぼしたのかを時系列での公的統計値を用いて観察する。

1) 統計出典

牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)については2002年4月からの東京都中央卸売市場「市場統計情報」各月報^{*229}における産地別卸取引価格及び数量の統計値を用いて分析を行う。

米(コシヒカリ)については2003年9月からの農林水産省政策統括官室「米の相対取引価格」各月報^{*230}などにおける産地・銘柄別の卸取引価格及び「作物統計年報」各年度報による都道府県別の水陸稲収穫量の統計値^{*231}を用いて分析を行う。

2) 牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の状況

福島県産牛肉であって東京都中央卸売市場で最も多く取引されている品目は和牛めす・生体枝肉・A4等級であり、当該品目の東京都中央卸売市場における取扱量構成比が事故前の2002～2010年度において概ね1%以上である主要13道県について概況を観察する。

a. 取引価格

図4-1-2-1に和牛めす・生体枝肉・A4等級の月次時系列・名目での取引価格推移を、図4-1-2-2～-4に福島県産を除く平均取引価格を1とする主要な産地の相対取引価格推移^{*232}(全体・主要価格下落産地・上昇産地別)を示す。

事故前の時点において取引価格は需給の影響を受けて変動して推移しているが、特に三重県産牛肉(いわゆる「松阪牛」)がkg当500円程度相対的に高値で取引されている他は、いずれの産地ともほぼ同様の価格で取引されていたことが観察される。

*229 統計等資料2.東京都中央卸売市場「市場統計情報」を参照。

*230 統計等資料3.農林水産省政策統括官室「米の相対取引価格」を参照。

*231 統計等資料4.農林水産省「作物統計調査/作況調査/水陸稲」を参照。上記「※の相対取引価格」と異なり、作物統計調査では銘柄別の統計値は得られず都道府県別の総収穫量の統計値のみが得られることに注意。

*232 当該福島県産を除く相対取引価格推移においては、他産地に及んだ本件事故の二次的影響部分が含まれており、そのままでは正確な比較とは言えないことに注意ありたい。

事故後の時点においても価格は大きく変動して推移しているが、2011年度に福島県産を始め栃木・茨城県産など福島県に近隣する産地の取引価格が相対的に下落したが、2012年度以降は主に福島県産の取引価格が相対的に下落して推移していることが観察される。他方で2011年度においては鳥取県産・佐賀県産など福島県から遠隔した産地の取引価格が相対的に上昇しており、二次的影響が存在していたことが観察される。

b. 取引数量

図4-1-2-5に和牛めす・生体枝肉・A4等級の月次時系列での取引数量推移を、図4-1-2-6に当該取引数量の構成比推移を示す。更に図4-1-2-7及び-8に主要な産地の取引数量の構成比推移^{*233}(主要構成比下落産地・上昇産地別)を示す。

事故前の時点において取引数量は緩やかに増加する傾向にあり、東日本各産地の構成比が緩やかに減少し西日本各産地が増加して推移していたことが観察される。

事故後においては、2011年度に福島県産の構成比が著しく減少した反面、北海道産・佐賀県産などの構成比が顕著に増加し二次的影響が存在していたこと、2014年度から福島県産の構成比が回復し風評被害の問題が改善に向かっていったことが観察される。

3) 米(コシヒカリ)の状況

福島県産の米であって最も多く栽培・取引されている品目はコシヒカリであり、当該品目を含む米の収穫量の全国構成比が事故前の2003～2010年度において概ね1%以上である主要12道県(福島県・新潟県は県内産地別)について概況を観察する。

a. 取引価格

図4-1-2-9にコシヒカリの月次時系列・名目での取引価格推移を、図4-1-2-10～-12に福島県産を除く平均取引価格を1とする主要な産地の相対取引価格推移^{*234}(全体・主要価格下落産地・上昇産地別)を示す。

事故前の時点において取引価格は需給の影響を受けて変動して推移しているが、特に新潟県魚沼産コシヒカリが60kg当10,000円程度、新潟県一般産コシヒカリが60kg当2,000～3,000円程度相対的に高値で取引されている他は、いずれの産地ともほぼ同じ価格で取引されていたことが観察される。

事故後の時点においても価格は大きく変動して推移しているが、事故直後の2011年度^{*235}及び過剰豊作であった2013・14年度に福島県中通産・浜通産の取引価格が相対的に下落したが、2015年度以降は回復していることが観察される。他方、新潟県一般産や熊本県産などの産地では2011年度以降において取引価格が相対的に上昇しており、二次的影響が存在していたことが観察される。

b. 収穫量(参考)

米については銘柄別の収穫量や卸取引数量の数値が時系列で得られないため、参考迄に各年度の主要コシヒカリ産地県別の米の収穫量推移を図4-1-2-13及び-14に示す。

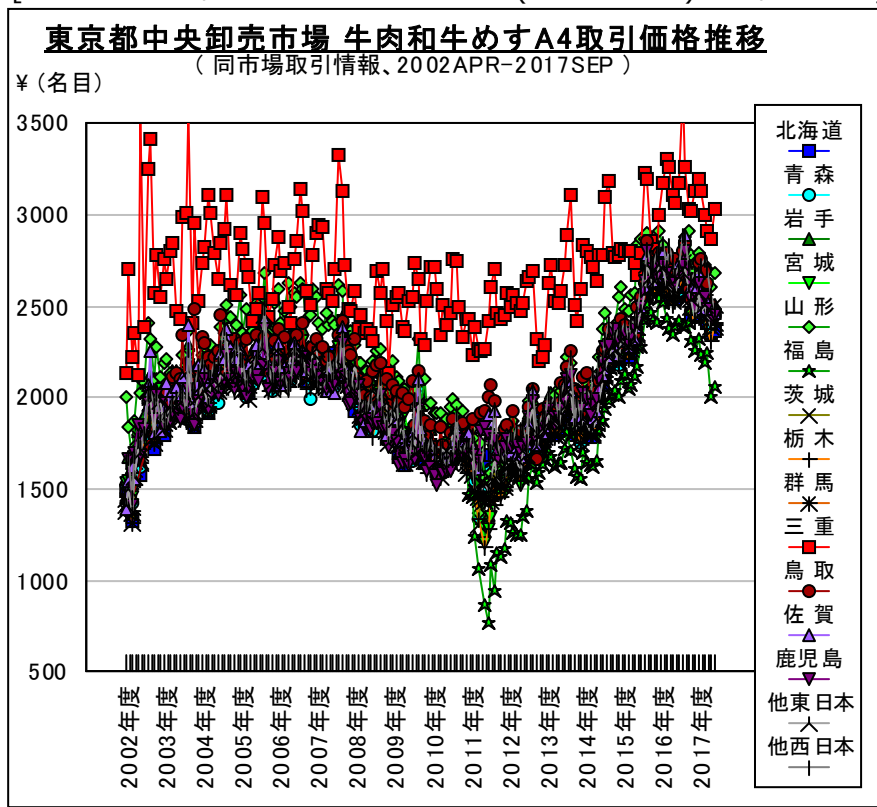
本件事故による作付自粛の影響により2011年度に福島県産米の収穫量が大きく減少しているが、米全体の需要が緩慢に減退傾向にあるため他に大きな変化は見られない。

*233 当該取引数量構成比においては、前述の相対価格同様に各産地に及んだ本件事故の二次的影響部分が含まれており、そのままでは正確な比較とは言えないことに注意ありたい。米についても同様である。

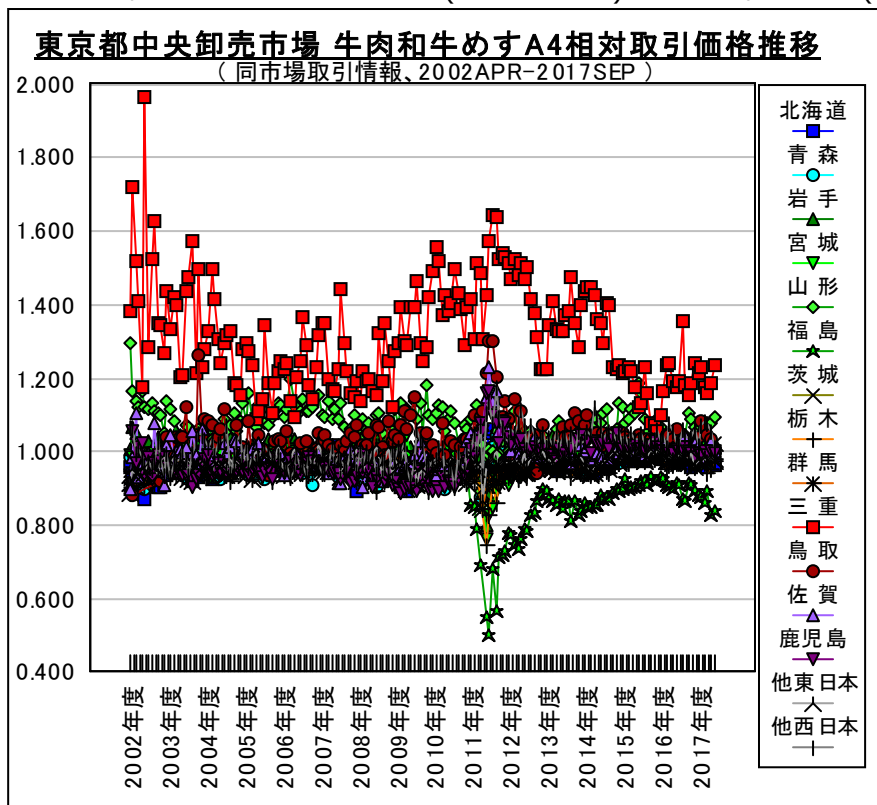
*234 当該福島県産を除く相対取引価格推移においては、他産地に及んだ本件事故の二次的影響部分が含まれており、そのままでは正確な比較とは言えないことに注意ありたい。米についても同様である。

*235 米の作付(田植)は4月～5月、収穫は9月又は10月であることに注意。

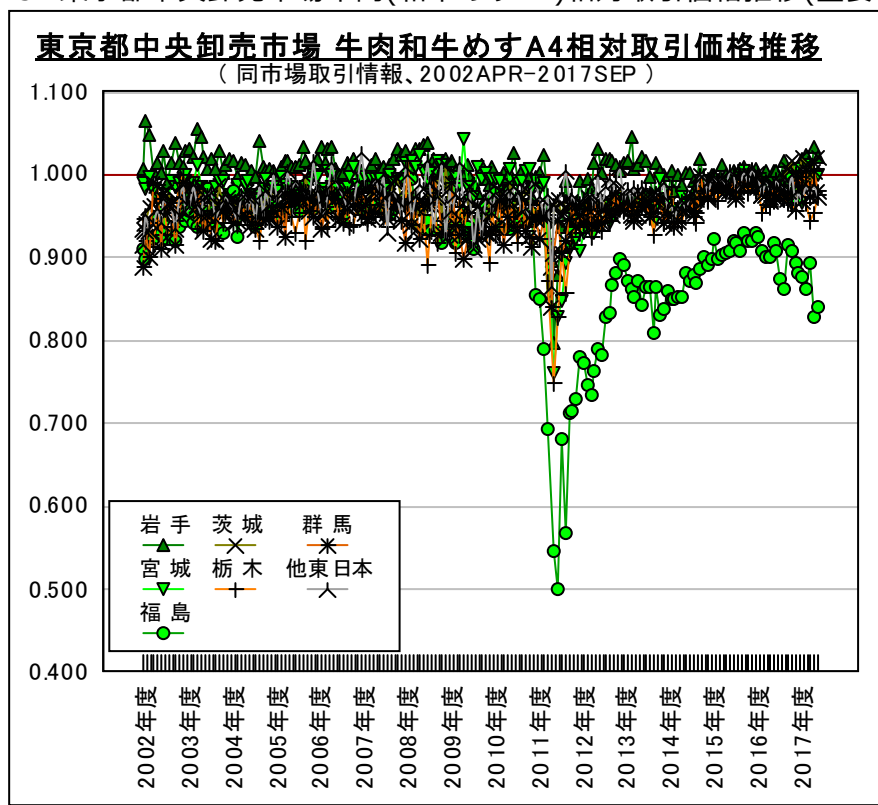
[図4-1-2-1. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)取引価格推移]



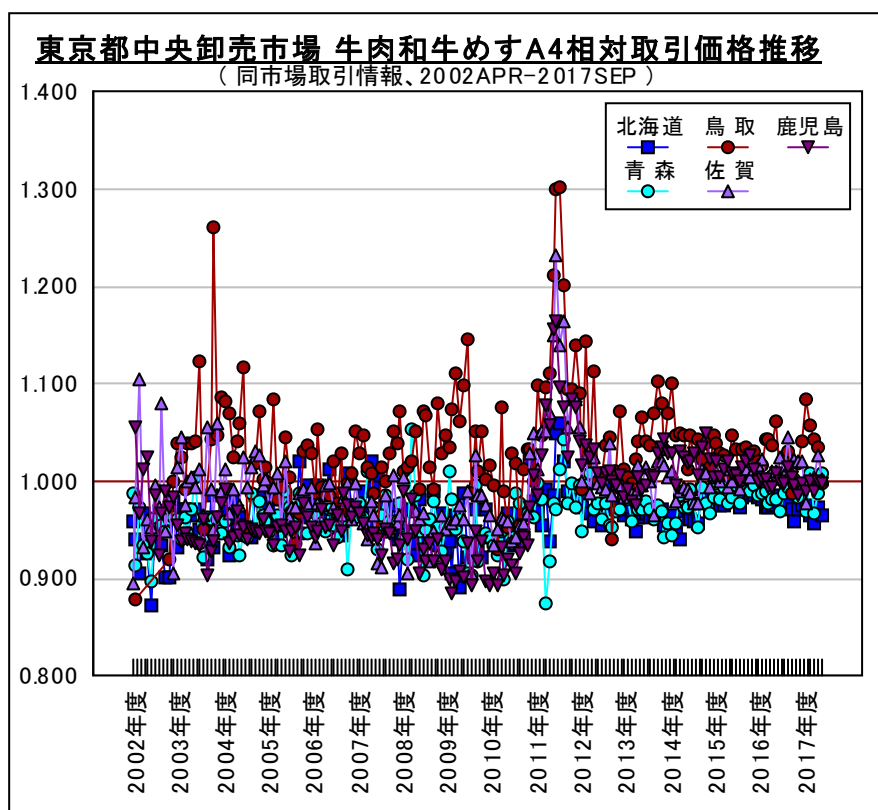
[図4-1-2-2. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)相対取引価格推移(全体)]



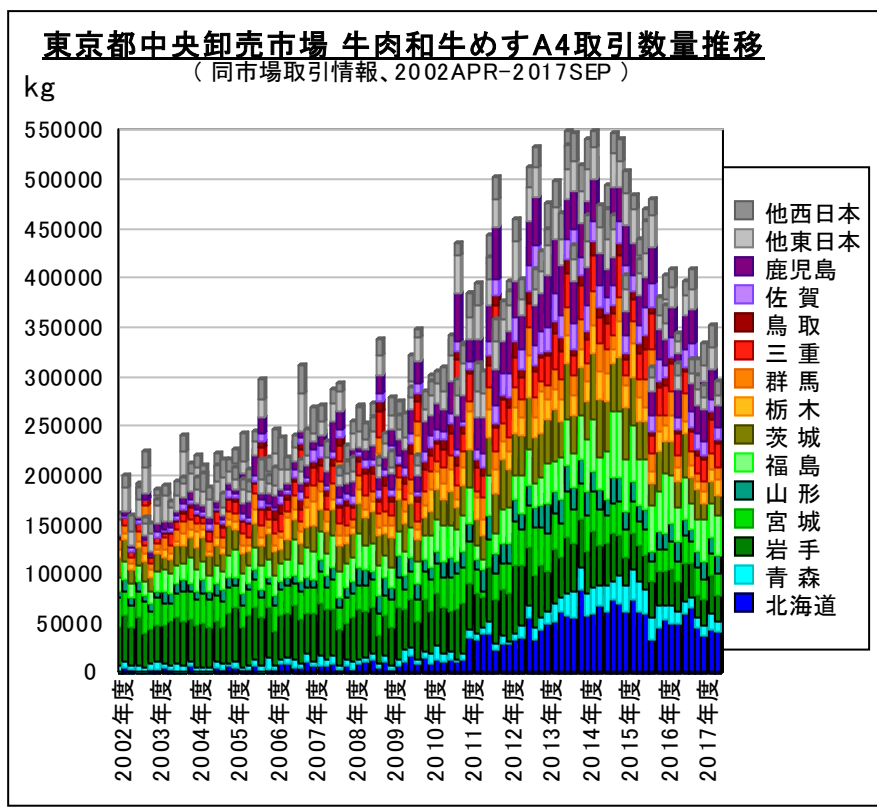
[図4-1-2-3. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)相対取引価格推移(主要下落産地)]



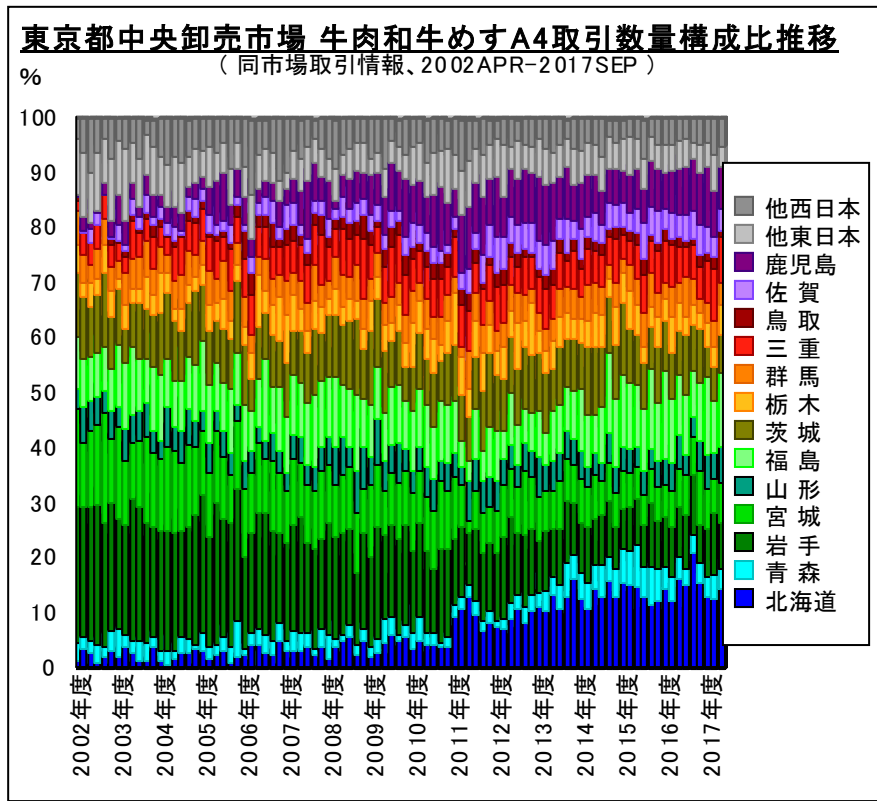
[図4-1-2-4. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)相対取引価格推移(主要上昇産地)]



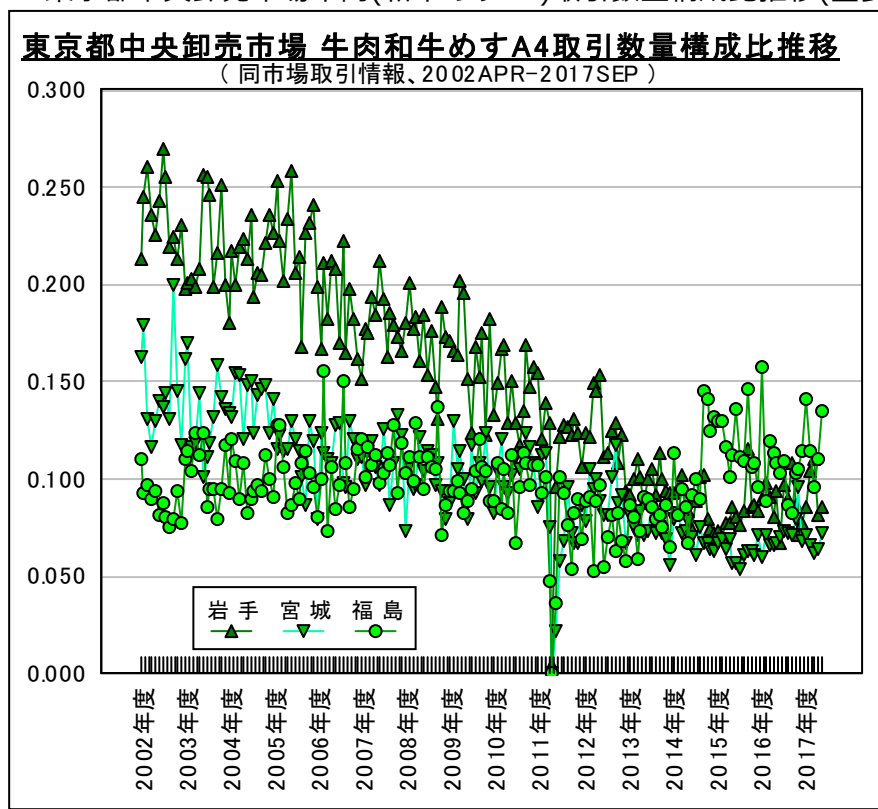
[図4-1-2-5. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)取引数量推移]



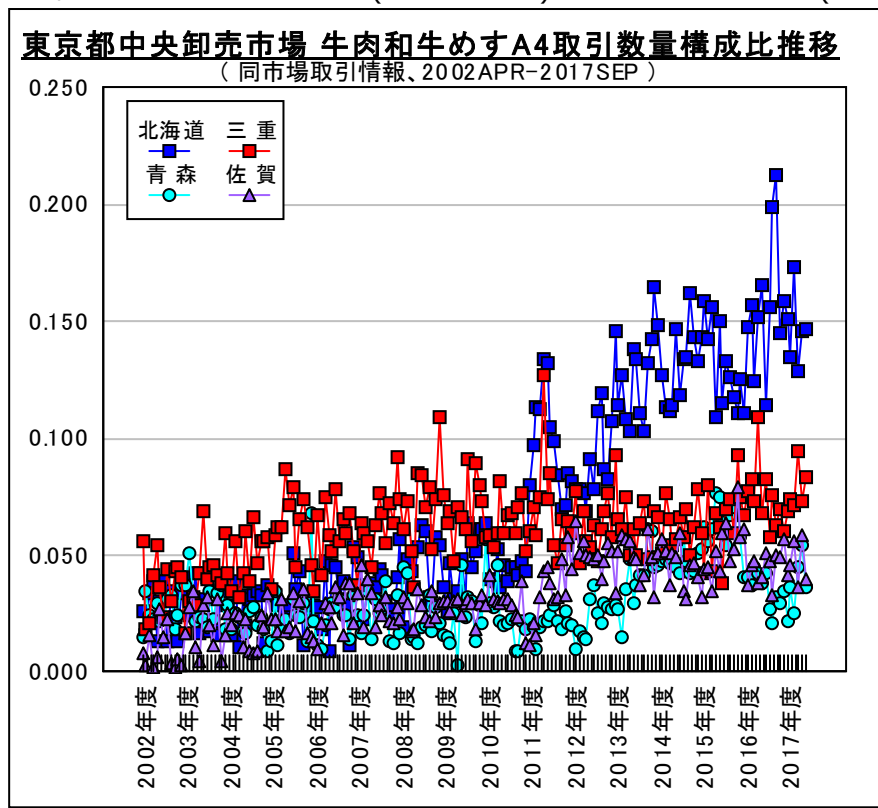
[図4-1-2-6. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)取引数量構成比推移(全体)]



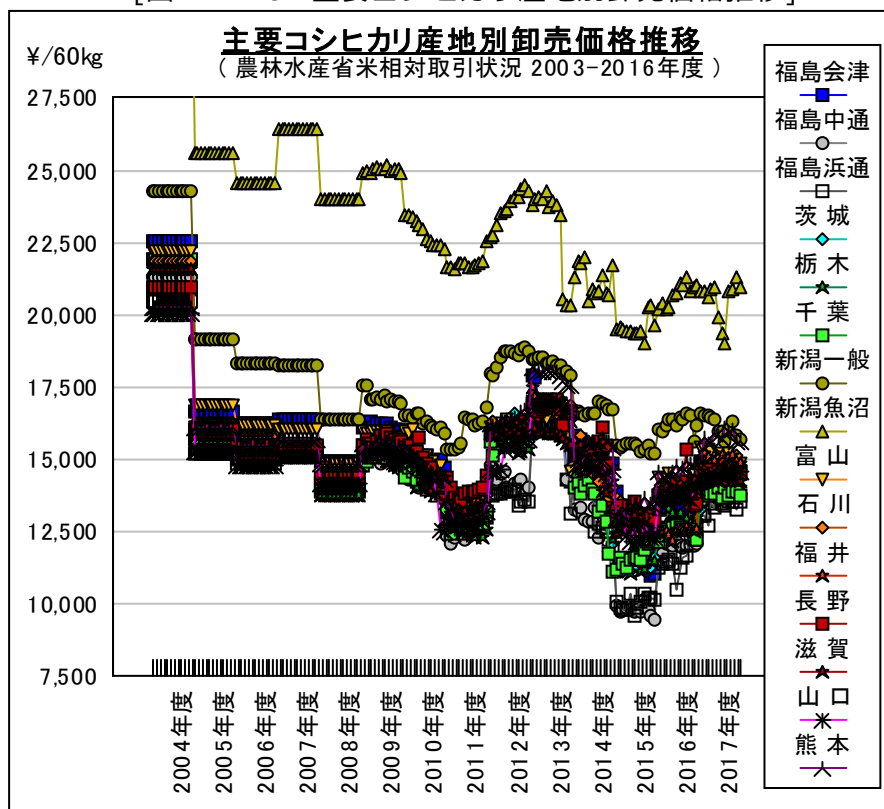
[図4-1-2-7. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)取引数量構成比推移(主要下落産地)]



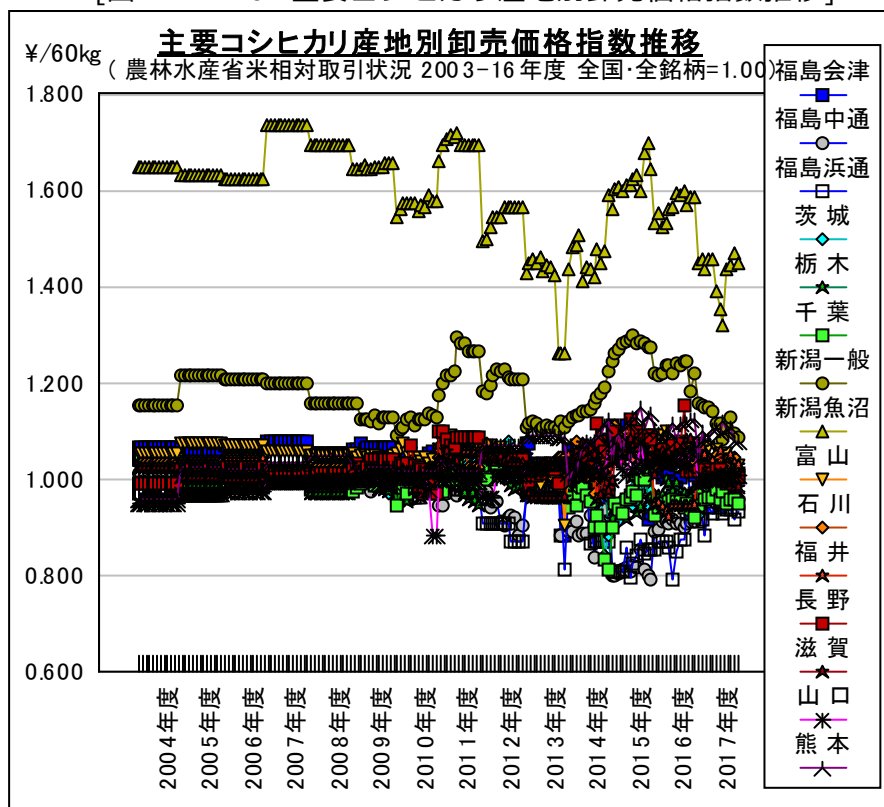
[図4-1-2-8. 東京都中央卸売市場牛肉(和牛めすA4)取引数量構成比推移(主要上昇産地)]



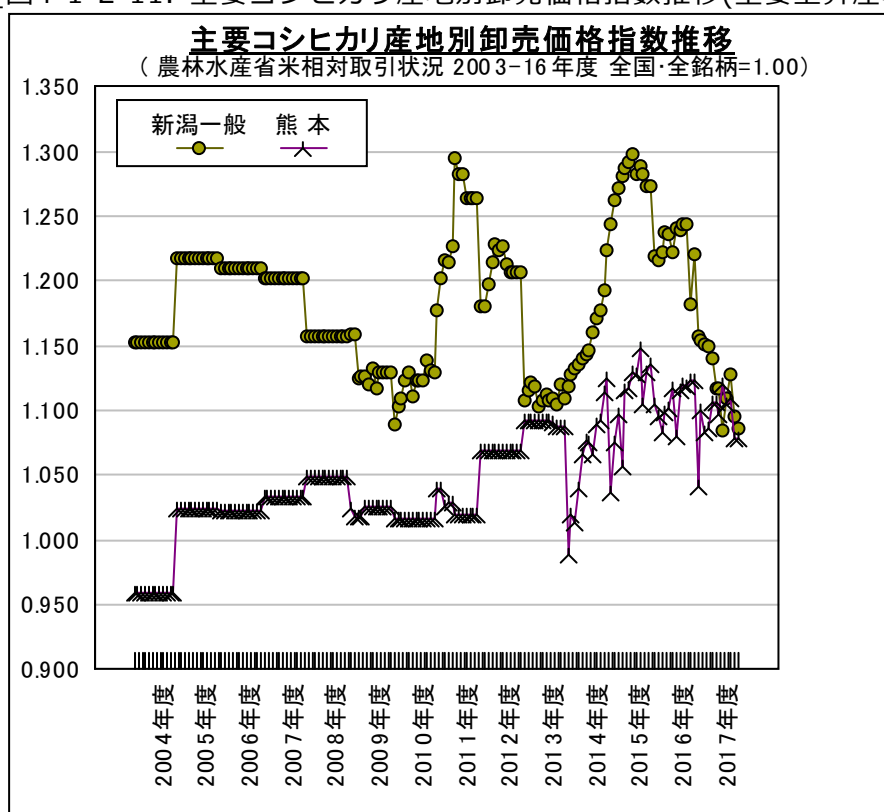
[図4-1-2-9. 主要コシヒカリ産地別卸売価格推移]



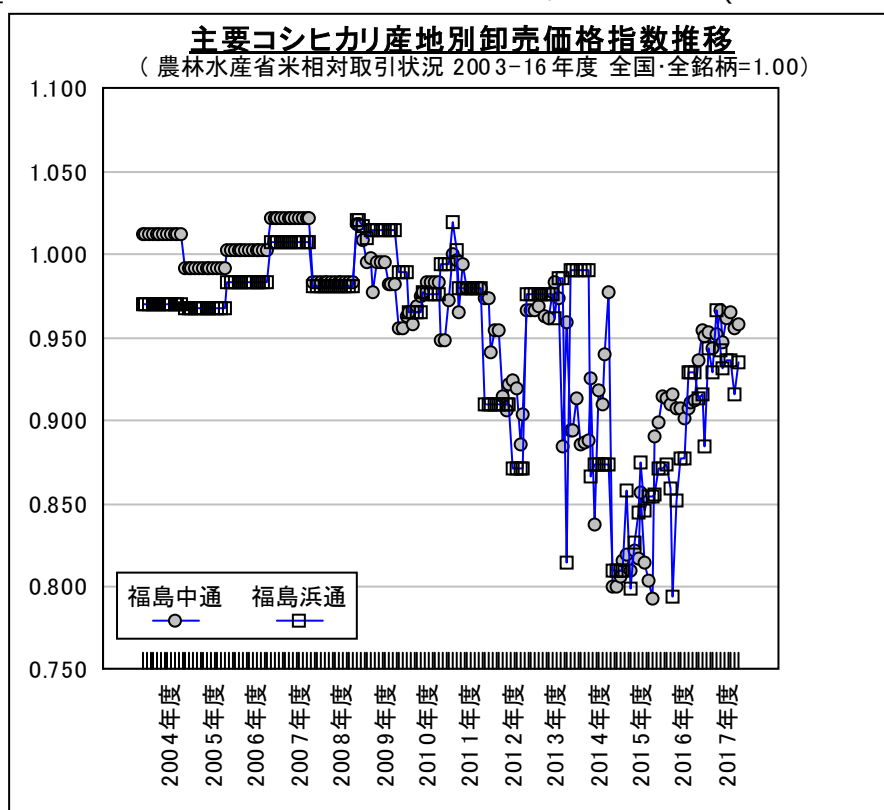
[図4-1-2-10. 主要コシヒカリ産地別卸売価格指数推移]



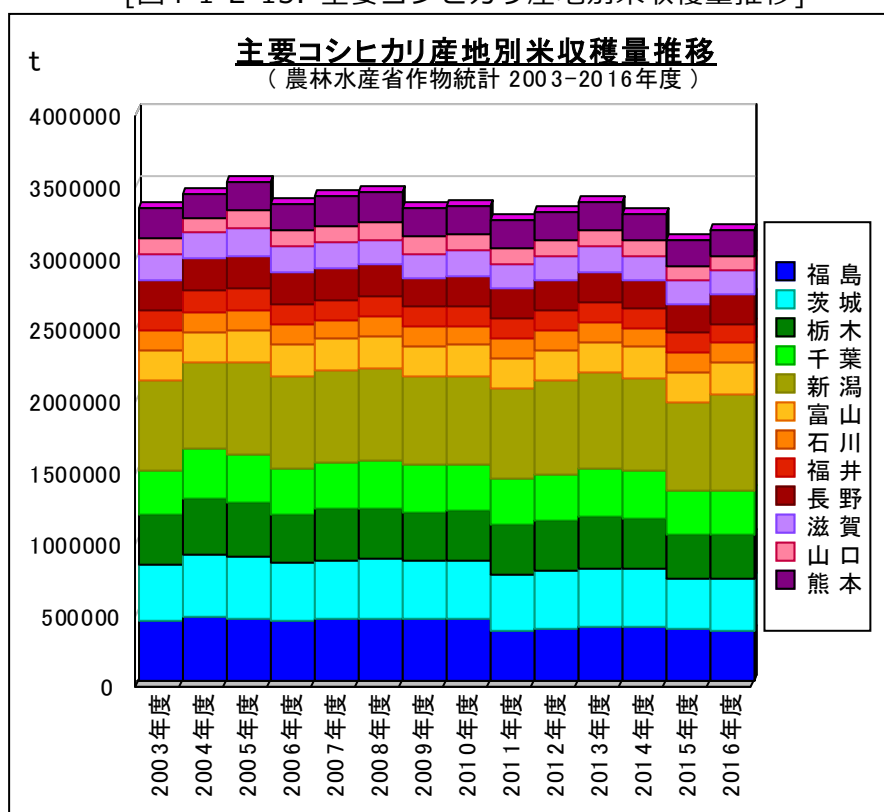
[図4-1-2-11. 主要コシヒカリ産地別卸売価格指数推移(主要上昇産地)]



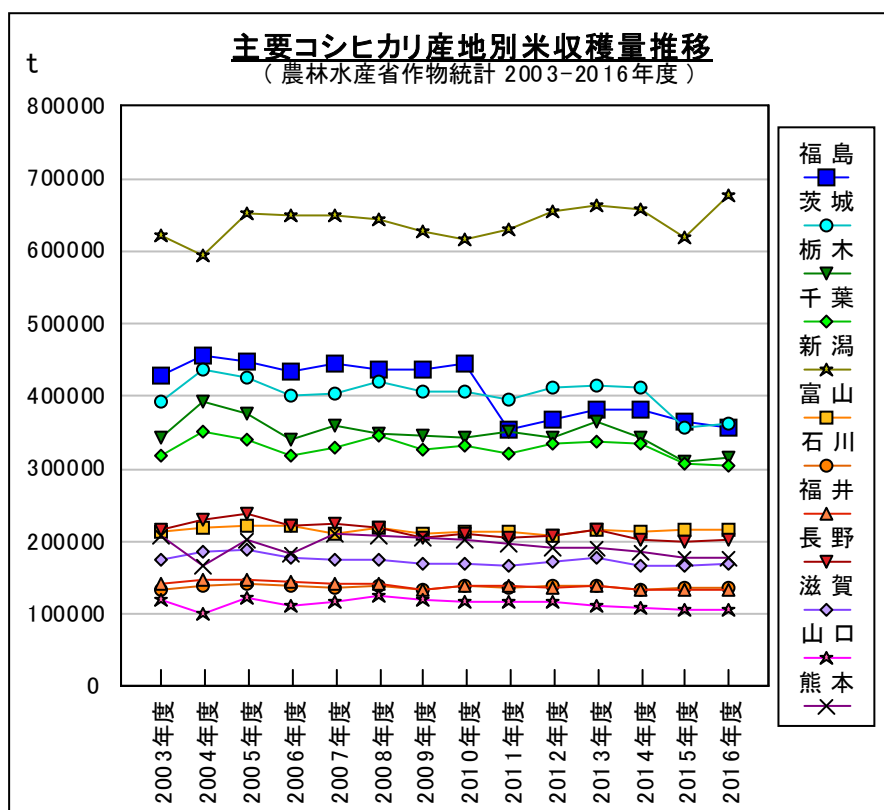
[図4-1-2-12. 主要コシヒカリ産地別卸売価格指数推移(主要下落産地)]



[図4-1-2-13. 主要コシヒカリ産地別米収穫量推移]



[図4-1-2-14. 主要コシヒカリ産地別米収穫量推移]



4-1-3. 風評被害問題の分析における前提条件と分析手順の検討

(図4-1-3-1、表4-1-3-1参照)

福島第一原子力発電所事故による福島県産農産物の風評被害問題について、2-3で検討した横断面前後差分析(DID)による処置効果の評価のための前提条件及び3-2で検討した処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる可能性がある場合での評価のための前提条件が充足されているか否かを確認し必要な分析手順を検討する。

1) 横断面前後差分析(DID)による処置効果の評価のための前提条件

2-3で検討した横断面前後差分析(DID)による処置効果の評価のための前提条件について本件風評被害問題における適用について順に検討する。本件については統計的(非実験的)手法による評価についての手順が適用となる。

・ 処置の単一種類性条件(SUTVA-ST)

本件風評被害問題は2011年3月の福島第一原子力発電所事故に起因して発生した問題であるが、同時に東日本大震災による地震・津波の被害も発生しており、処置の単一種類性(SUTVA-ST)の観点から以下のような措置を講じる必要がある。

処置群である福島県産農産物については、福島第一原子力発電所事故の被害の他に地震・津波の被害の影響を受けていた可能性は否定できないが、原子力災害特別措置法に基づき原子力災害以外の災害が重複した場合でも原子力災害への対処として問題処理が行われること、実際問題として福島県東部の立入制限区域などでは公的統計調査などが完全に停止されており両者の被害を識別する方法がないことから、両者を識別せず福島第一原子力発電所事故の影響であると見なすこととする。

他方対照群である他都道府県産農産物については、表4-1-3-1に示すとおり地震・津波による死者や住家家屋損壊の状況から見て特に岩手県・宮城県において地震・津波の被害が深刻であったことから、当該2県分の試料を対照群から除外する。

・ 処置群・対照群の構成の安定性条件(SUTVA-CS)

本件風評被害問題の分析においては、農産物を産地都道府県別・産地銘柄別に識別して分析対象とすることから、処置群・対照群の間での入替りなどは発生しておらず^{*236}当該前提条件は成立しているものと考えられる。

・ 観察指標の処置選択との独立性条件(CMIA)

本件風評被害問題の分析においては、福島県産農産物が唯一の処置群となるため Abadie and Gardeazabal(2003)^{*237}などの方法論に倣い処置前の処置群・対照群の事故前での観察指標の推移から時系列回帰分析により「合成福島対照群」を推計する方法^{*238}により処置効果の評価を行うこととする。

・ 処置群・対象群の同時存在性条件(OVLA)

*236 戒能(2017) 参考文献113 によれば、もやしなど福島県産野菜加工品において福島第一原子力発電所事故後に福島県(処置群)から栃木県(対照群の一つ)への大規模な生産移転が行われたことが知られており、当該産品を分析する場合においては例外的に当該前提条件に問題を生じる点に注意を要すると考えられる。

また本分析においてはいわゆる「産地偽装」などの不法行為の影響については、これを評価する方法がないため考えないものとする。

*237 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。他にAbadie, Diamond and Hainmueller(2010) が同様の方法論で処置群が1地域しかない場合についての分析を行っている。

*238 推計手順としては処置の二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に関する3-3での方法論による識別・選定及び補正を行った対照群を用いて「合成福島対照群」を推計することとなる。

本件風評被害問題の分析においては、福島県産農産物を処置群として他都道府県産農産物の一部を対照群とした分析を行うが、4-1-2で述べた公的統計値においては偶発的な取引不成立や自然災害などによって一時的な欠測を生じ両者の同時存在性に問題を生じる場合が散見される。

このため、分析の過程において毎期の処置群・対照群の同時存在性(OVLA)が成立するよう月次の試料を四半期毎に集計・平均して分析を行うものとし、なお欠測などにより当該前提条件に問題を生じる場合には該当四半期において該当する産地を対照群から除外することとする。

- ・ 二次的影響の不存在性条件(SUTVA-NI)

処置群相互間での二次的影響については、本件風評被害問題においては福島県産農産物が唯一の処置群となるため考慮する必要がないと考えられる。

対照群への二次的影響については、4-1-2で見たとおり本件風評被害問題の分析では福島第一原子力発電所事故による二次的影響が福島県のみならず周辺都道府県への二次的影響が存在し風評被害が発生していた可能性やその反射的影響を受けていた可能性が考えられるため、3-3において検討した当該処置による二次的影響を考慮した分析手法を適用して対照群を識別・選定し偏差の補正を行う。

具体的には福島県以外の産地を1つだけ用いた前後差・横断面前後差(DID)の試料を作成し、月次試料を集計した四半期毎の試料を更に2期間づつ用いたパネルデータ分析の方法により有意な定数項の検出と二次的影響の係数 α_i の推計を行う。

- ・ 誤差の独立・均質分布性(IIDA)

本件風評被害問題の分析においては、福島県産農産物が唯一の処置群であり上述のとおり「合成福島対照群」の推計による処置効果の推計を行うため、当該推計の過程における検定により誤差の独立・均質分布性(IIDA)を確認することができる。

- ・ 系列相関の不存在性(NEAA)

本件風評被害問題の分析においては「合成福島対照群」の推計による処置効果の推計を行うため、当該推計の過程における時系列回帰分析の検定により系列相関の不存在性(NEAA)を確認することができる。

2) 処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる可能性がある場合での評価のための前提条件

更に3-2で検討した処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)に問題を生じる可能性がある場合での評価のための前提条件について順に検討する。

- ・ 処置群・対照群への三次的影響の不存在仮定

本件風評被害問題の分析においては、各農産物の卸取引市場における産地間での相対的な価格・数量を問題としており三次的影響など高次の影響を分離して推計する必然性がないため、福島県以外の他都道府県産農産物が受ける影響については二次的影響迄で均衡に達しているものと仮定して問題がないものと考えられる。

- ・ 処置群相互間での二次的影響の不考慮仮定

本件風評被害問題の分析においては、本件風評被害問題においては福島県産農産物が唯一の処置群となるため考慮する必要がないと考えられる。

- ・ 処置群から対照群への二次的影響の影響元不識別・時間不変性仮定

本件風評被害問題の分析においては、福島県産農産物が唯一の処置群となるため

処置群の影響元もまた唯一で影響元の識別の問題は生じないものと考えられる。他方、対照群となる他都道府県産農産物は卸売市場での各時点での需給状況を介して二次的影響を受けるものと考えられ、四半期単位での評価においては影響の時間不変性が成立していると仮定して差支えないものと考えられる。

- ・ 政策措置などの処置の効果の存在仮定

本件風評被害問題の分析においては、4-1-2で概観したとおり福島県産の牛肉や米においては価格や数量に明白な負の影響が観察されることから、これらの製品の分析において本件事故を処置と見なした場合の効果は存在しており当該仮定は充足されているものと考えられる。

3) 横断面前後差分分析(DID)による処置効果の評価手順の整理

上記の検討結果から、福島第一原子力発電所事故による福島県産農産物の風評被害問題については、下記の措置を講じ前提条件の充足を確認しながら推計を行うものとする。

- ・ 処置群・対照群試料の整備
岩手県・宮城県の2県の対照群からの除外(処置の単一種類性条件(SUTVA-ST))
四半期別集計化と欠測産地の除外(処置群・対象群の同時存在性条件(OVLA))
- ・ 対照群の対象毎の二次的影響の推計と識別・選択
3-3において検討した手法の適用(二次的影響の不存在性条件(SUTVA-NI))
- ・ 「合成福島対照群」の推計(Abadie and Gardeazabal(2003)の方法)
二次的影響のない対照群対象又はこれを補正した対照群対象を用いた「合成福島対照群」の推計と横断面前後差分分析(DID)の推計
(観察指標の処置選択との独立性条件(CMIA),誤差の独立・均質分布性(IIDA))
- ・ 系列相関の不存在性の確認
「合成福島対照群」の推計過程での系列相関の確認(系列相関の不存在性(NEAA))

[表4-1-3-1. 東日本大震災による主要県別死者数と住家全壊被害件数]

	震災死者数 (同構成比)		住家全壊被害件数 (同構成比)	
計	19,533	(1.000)	121,768	(1.000)
宮城県	10,556	(0.540)	83,000	(0.682)
岩手県	5,134	(0.263)	19,507	(0.160)
福島県	3,730	(0.191)	15,218	(0.125)
茨城県	65	(0.003)	2,629	(0.021)
他都道府県	48	(0.002)	1,414	(0.012)
うち 青森県	3	(0.000)	308	(0.003)
秋田県	0	(0.000)	0	(0.000)
山形県	3	(0.000)	0	(0.000)
栃木県	4	(0.000)	261	(0.002)
群馬県	0	(0.000)	0	(0.000)

出典： 総務省消防庁「東北地方太平洋沖地震（東日本大震災）被害報」^{*239} 2017年3月現在

*239 統計等資料5.総務省消防庁「東北地方太平洋沖地震(東日本大震災)被害報」を参照。

4-2. 新たに開発した対策手法の適用結果

本節においては、4-1で説明した福島第一原子力発電所事故後の福島県産農産物のうち牛肉及び米の卸取引における風評被害の問題について、各種の公的統計値を用いて3-3で新たに開発した処置による二次的影響を識別・特定し補正する事後対策手法を適用した結果について説明する。

4-2-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格

(表4-2-1-1,-2,-3、図4-2-1-1参照)

1) 二次的影響による間接的効果の係数 α_i

東京都中央卸売市場における2002～2010年度での牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の取引量構成比が概ね1%を超える13道県のうち岩手県・宮城県を除く11道県について、4-1-3で説明した分析手順に基づき3-3-1で説明した観察指標の前後差を用いた時系列回帰分析を行い、有意な定数項 β_{0i} の有無を識別^{*240}して二次的影響による間接的効果の係数 α_i を推計した。

当該時系列回帰分析により危険率0.1(10%)で統計的に有意な定数項 β_{0i} の有無を識別した結果を表4-2-1-1に、当該結果から係数 α_i を推計した結果を表4-2-1-2に示す。

表4-2-1-2の係数 α_i の推計結果から、福島第一原子力発電所事故による風評被害に起因して4-1-2で観察したとおり事故後の時点において栃木県など福島県に近隣する産地の取引価格が相対的に下落し、鳥取県など福島県から遠隔した産地の取引価格が相対的に上昇していたことが概ね識別・特定できていることが確認される。

ここで、3-2で議論したとおり本来二次的影響による間接的効果の係数 α_i は $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ の範囲条件を満たしていなければならないと考えられるが、三重県・鳥取県などの産地においては -1 を下回る係数 α_i が観察されている点^{*241}に注意することが必要である。

2) 係数 α_i が有意でない産地の価格推移を用いた「合成福島対照群」と処置効果の推計

当該結果により、各2四半期毎について二次的影響による間接的効果の係数が有意でなく二次的影響を受けている可能性が小さい産地が少なくとも2産地以上識別・特定できたこととなる^{*242}ため、Abadie and Gardeazabal(2003)^{*243}の方法を基礎とした「合成福島対照群」の推計により偏差のない風評被害の影響が推計できる。

実際に当該結果に基づいて東京都中央卸売市場における福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の取引価格への風評被害の影響について、「合成福島対照群」候補の価格を推計した。

*240 当該推計においては、4-1-3で述べたとおり四半期毎に集計・平均した試料を2期分用いたパネルデータ分析を用いているが、当該分析の過程における因果の方向性に関するGranger因果性分析結果、定常性に関するDickey-fuller単位根検定結果及び分析モデル(固定・変量・プール)の選択に関するHausman検定・Breusch-Pagan検定の結果などは量が膨大であるため捨象する。

結果として全ての計測において因果性・定常性には問題がなく、Hausman検定などの結果に従い選択された分析モデルにおける定数項の係数・有意性などを表として記載している。当該取扱いは次項以下での牛肉の数量及びコシヒカリの価格においても同様である。

*241 当該 $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ の条件を満たさない係数 α_i の推計結果の問題については、次項で詳細に検討する。

*242 東京都中央卸売市場において各産地は相互に活発に競争している関係にあるため、ブランド形成による差別化に成功した三重県産(いわゆる「松阪牛」)などの例外的産地を除いては福島県産牛肉への風評被害の二次的影響の有無や程度が産地毎・期間毎に異なっていることは不思議ではない。

*243 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。

東京都中央卸売市場における産地別牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の取引価格については三重県以外の大部分の産地について相互に非常に高い相関が観察されるため、多重共線性の問題を回避すべく該当期に二次的影響による間接的効果の係数が有意でない産地の中から事故前において福島県産と相関が高い産地の実績値を用いて時系列回帰分析を行い「合成福島対照群」候補の価格推移を推計した。当該結果を表4-2-1-3に示す。北海道・群馬県などの産地において説明変数 β_i がほぼ+1となっており、3-3-5で説明した係数に関する前提条件を概ね充足していることが確認できる。

更に当該表4-2-1-3の時系列回帰分析の結果と表4-2-1-2の係数 a_i の推計結果から、二次的影響に関する間接的効果の係数 a_i が存在しない産地・期間を選択して接続した「合成福島対照群」の価格推移を推計した。当該結果を図4-2-1-1に示す。

[表4-2-1-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格における定数項 β_{0i} の推計結果]

期間 / 産地	全国計	北海道	青森	山形	茨城	栃木	群馬	三重	鳥取	佐賀	鹿児島
2011-2・3Q	2.452 (0.00) ***	0.310 (0.16) ---	1.549 (0.01) **	2.455 (0.00) ***	0.515 (0.00) ***	1.961 (0.02) **	0.338 (0.04) **	0.250-0.597 (0.26) (0.00) ---	-0.077 (0.63) ---	0.627 (0.05) **	
2011-4Q・12-1Q	2.807 (0.00) ***	0.732 (0.17) ---	1.048 (0.08) *	0.402 (0.59) ---	0.016 (0.93) ---	0.977 (0.01) ***	0.124 (0.61) ---	-0.856-1.075 (0.00) (0.00) ***	-0.381-0.165 (0.01) (0.35) ***	---	
2012-2・3Q	3.272 (0.01) ***	0.931 (0.11) ---	0.996 (0.29) ---	1.321 (0.18) ---	0.614 (0.26) ---	1.620 (0.06) *	-0.594 (0.30) ---	-0.824-1.038 (0.00) (0.00) ***	-0.145 (0.81) ---	0.601 (0.33) ---	
2012-4Q・13-1Q	2.659 (0.00) ***	0.785 (0.08) *	2.730 (0.00) ***	-2.384 (0.37) ---	-0.049 (0.86) ---	1.601 (0.04) **	-0.460 (0.15) ---	-0.848 (0.00) ***	0.477 (0.13) ---	-0.030 (0.97) ---	1.035 (0.01) ***
2013-2・3Q	2.245 (0.00) ***	0.949 (0.08) *	2.041 (0.10) *	-0.577 (0.60) ---	0.733 (0.08) *	1.375 (0.06) *	-0.230 (0.63) ---	-1.592-0.333 (0.01) (0.51) **	0.252 (0.76) ---	1.093 (0.05) **	
2013-4Q・14-1Q	3.307 (0.00) ***	0.893 (0.12) ---	1.925 (0.01) ***	-1.732 (0.05) *	0.716 (0.35) ---	1.851 (0.03) **	-0.520 (0.46) ---	-0.724-1.012 (0.00) (0.00) ***	0.465 (0.50) ---	0.901 (0.04) **	
2014-2・3Q	3.485 (0.00) ***	0.612 (0.24) ---	2.476 (0.00) ***	5.123 (0.00) ***	0.734 (0.10) ---	1.861 (0.03) **	-0.379 (0.47) ---	-0.957-0.765 (0.00) (0.02) ***	0.191 (0.79) ---	0.848 (0.16) ---	
2014-4Q・15-1Q	3.422 (0.00) ***	1.089 (0.05) *	2.809 (0.04) **	-1.734 (0.02) **	0.786 (0.27) ---	1.862 (0.03) **	-0.443 (0.52) ---	-1.264-0.463 (0.04) (0.16) **	0.236 (0.64) ---	0.906 (0.04) **	
2015-2・3Q	3.461 (0.01) ***	1.049 (0.05) *	4.848 (0.00) ***	2.785 (0.00) ***	0.748 (0.09) *	1.526 (0.06) *	-0.360 (0.49) ---	0.012-0.585 (0.99) (0.08) ---	0.363 (0.67) *	1.067 (0.07) *	
2015-4Q・16-1Q	3.432 (0.00) ***	1.063 (0.05) *	4.417 (0.00) ***	-3.032 (0.32) ---	0.696 (0.12) ---	1.730 (0.03) **	-0.335 (0.52) ---	-0.559-0.843 (0.49) (0.00) ---	0.386 (0.65) ---	1.131 (0.05) *	
2016-2・3Q	3.189 (0.00) ***	1.099 (0.05) *	6.345 (0.00) ***	-0.584 (0.73) ---	1.210 (0.01) ***	2.318 (0.00) ***	-0.418 (0.54) ---	-0.119-0.339 (0.90) (0.29) ---	0.276 (0.58) ---	1.427 (0.01) **	
2016-4Q・17-1Q	2.919 (0.00) ***	0.873 (0.13) ---	1.964 (0.00) ***	-0.830 (0.48) ---	0.726 (0.35) ---	1.364 (0.07) *	-1.257 (0.01) ***	-0.981-0.548 (0.04) (0.40) **	-0.041 (0.93) ---	0.868 (0.03) **	

表注) 数値は上から β_{0i} , p値(括弧内), 有意性指標("----"保留, "*"危険率0.1で棄却, "***"同0.05で棄却, "****"同0.01で棄却)

同0.01で棄却)、推計の過程は式3-3-1-1を参照。

[表4-2-1-2. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格における産地別二次的影響 α_i]

期間 / 産地	全国計	北海道	青森	山形	茨城	栃木	群馬	三重	鳥取	佐賀	鹿児島
2011-2・3Q	0.710	---	0.608	0.711	0.340	0.662	0.253	---	-1.484	---	0.385
2011-4Q・12-1Q	0.737	---	0.512	---	---	0.494	---	-5.964	14.248	-0.616	---
2012-2・3Q	0.766	---	---	---	---	0.618	---	-4.687	27.064	---	---
2012-4Q・13-1Q	0.727	0.440	0.732	---	---	0.615	---	-5.562	---	---	0.509
2013-2・3Q	0.692	0.487	0.671	---	0.423	0.579	---	2.688	---	---	0.522
2013-4Q・14-1Q	0.768	---	0.658	2.366	---	0.649	---	-2.628	83.912	---	0.474
2014-2・3Q	0.777	---	0.712	0.837	---	0.650	---	-22.191	-3.262	---	---
2014-4Q・15-1Q	0.716	0.565	0.737	2.363	---	0.651	---	4.791	---	---	0.475
2015-2・3Q	0.776	0.512	0.835	0.736	0.428	0.604	---	---	-1.411	---	0.516
2015-4Q・16-1Q	0.720	0.515	0.807	---	---	0.634	---	---	0.457	---	0.531
2016-2・3Q	0.761	0.524	0.864	---	0.547	0.699	---	---	---	---	0.588
2016-4Q・17-1Q	0.745	---	0.663	---	---	0.577	4.896	-52.210	---	---	0.465

表注) "—"は表4-2-1-1の推計結果に有意な定数項がなく二次的影響の係数 α_i が存在しないことを示す。

□囲いの数値は推計された α_i が" $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ "の条件を満たさないことを示す。

推計の過程は式3-3-1-1を参照。

[表4-2-1-3. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格に対する「合成福島対照群」の推計結果 (2002年4月～2011年2月)]

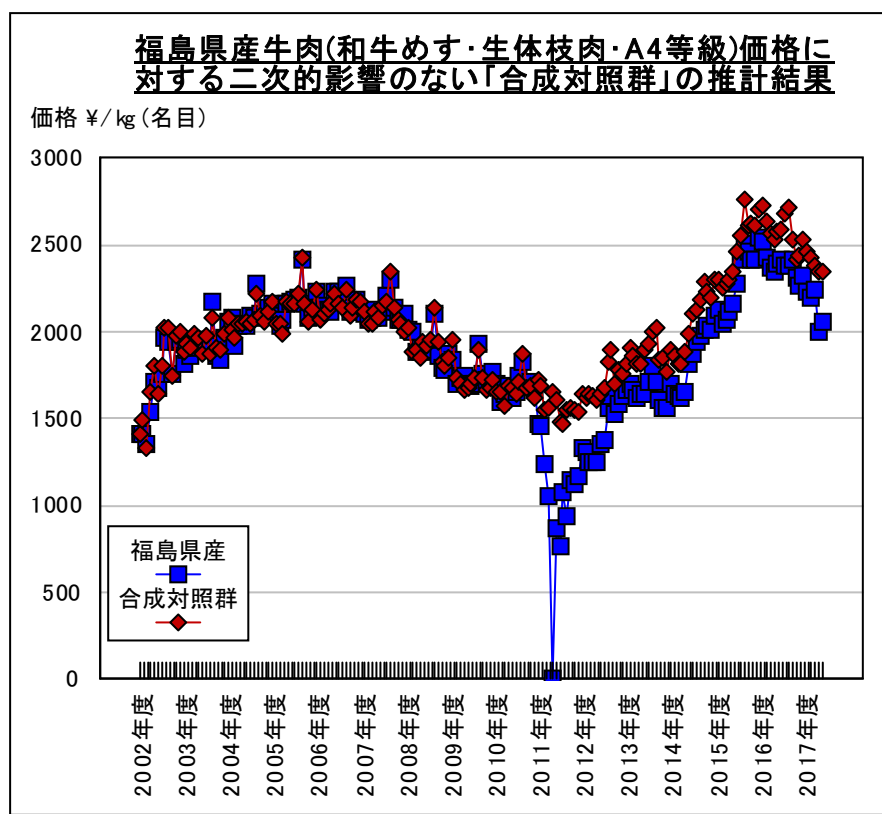
/ 主説明変数 X_i				
回帰係数	北海道	山形	茨城	群馬
(主説明変数)				
β_i	0.9271 (0.000) ***	0.3718 (0.000) ***	1.0193 (0.000) ***	0.9737 (0.000) ***
(月次ダミー*)				
β_{DMDEC}	15.712 (0.417) ---	127.80 (0.000) ***	5.1214 (0.795) ---	-15.177 (0.447) ---
(定数項)				
β_0	156.06 (0.000) ***	994.66 (0.000) ***	-41.806 (0.418) ---	68.619 (0.227) ---
(ラグ項係数)				
AR(1)	---	0.9786 (0.000) ***	0.2382 (0.035) **	---
MA(2)	---	-0.2440 (0.011) **	---	---
(赤池情報量)				
AIC	1158.9	1175.9	1088.4	1151.7

表注) 月次ダミーは4月基準、12月(DMDEC)以外は大部分が有意でないため省略している。

有意性指標は"---"保留,"*"危険率0.1で棄却,"**"同0.05で棄却,"***"同0.01で棄却である。

当該「合成対照群」の時系列回帰分析の結果として得られる係数が満たすべき条件については3-3-5を参照。

[図4-2-1-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格に対する二次的影響のない「合成対照群」の推計結果]



4-2-2. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量 (表4-2-2-1,-2,-3、図4-2-2-1参照)

1) 二次的影響による間接的效果の係数 α_i

東京都中央卸売市場における2002～2010年度での牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の取引量構成比が概ね1%を超える13道県のうち岩手県・宮城県を除く11道県について、4-2-1での取引価格に関する分析同様に4-1-3で説明した分析手順に基づき3-3-1で説明した観察指標の前後差を用いた時系列回帰分析を行い、有意な定数項 β_{0i} の有無を識別して二次的影響による間接的效果の係数 α_i を推計した。

当該時系列回帰分析により危険率0.1(10%)で統計的に有意な定数項 β_{0i} の有無を識別した結果を表4-2-2-1に、当該結果から係数 α_i を推計した結果を表4-2-2-2に示す。

4-2-1での価格に関する結果と同様に、福島第一原子力発電所事故による風評被害に起因して4-1-2で観察したとおり事故後の時点において茨城県など福島県に近隣する産地の取引数量が相対的に減少し、鹿児島県など福島県から遠隔した産地の取引数量が相対的に増加していたことが概ね識別・特定できていることが確認される。

4-2-1での価格に関する結果と同様に、本来二次的影響による間接的效果の係数 α_i は" $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ "の範囲条件を満たしていなければならないが、茨城県・三重県・鹿児島県などの産地においては当該範囲を外れる係数 α_i が観察されている。

2) 係数 α_i が有意でない産地の数量推移を用いた「合成福島対照群」と処置効果の推計

当該結果により、各2四半期毎について二次的影響による間接的效果の係数が有意でな

く二次的影響を受けている可能性が小さい産地が少なくとも2産地以上識別・特定できたこととなるため、4-2-1同様にAbadie and Gardeazabal(2003)の方法を基礎とした「合成福島対照群」の推計により偏差のない風評被害の影響が推計できる。

実際に当該結果に基づいて東京都中央卸売市場における福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の取引価格への風評被害の影響について、「合成福島対照群」候補の数量を推計した。

4-2-1での価格に関する結果同様に、数量についても大部分の産地について相互に非常に高い相関が観察されるため、多重共線性の問題を回避すべく該当期に二次的影響による間接的効果の係数が有意でない産地の中から事故前において福島県産と相関が高い産地の実績値を用いて時系列回帰分析を行い「合成福島対照群」候補の数量推移を推計した。当該結果を表4-2-2-3に示す。4-2-1での価格の場合と比べて数量についての時系列回帰分析については誤差が大きい様子であり、北海道・三重県などの産地で係数が「四捨五入して+1」程度の範囲にあることが確認できたのみで3-3-5で説明した係数に関する前提条件を直接的に充足している産地は確認できなかった。

当該表4-2-2-3の時系列回帰分析の結果と表4-2-2-2の係数 α_i の推計結果から、二次的影響に関する間接的効果の係数 α_i が存在しない産地・期間を選択して接続した「合成福島対照群」の数量推移を推計した。当該結果を図4-2-2-1に示す。

[表4-2-2-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量における定数項 β_{0i} の推計結果]

期間 / 産地	全国計	北海道	青森	山形	茨城	栃木	群馬	三重	鳥取	佐賀	鹿児島
2011-2・3Q	-1.226 (0.00) ***	-0.001 (0.98) ---	0.095 (0.75) ---	0.025 (0.61) ---	0.214 (0.57) ---	0.382 (0.64) ---	0.028 (0.31) ---	-0.505 (0.03) **	-0.059 (0.02) **	-0.112 (0.00) ***	-0.667 (0.01) ***
2011-4Q・12-1Q	-1.100 (0.00) ***	1.375 (0.00) ***	0.599 (0.31) ---	0.469 (0.11) ---	-1.206 (0.16) ---	-0.353 (0.75) ---	0.935 (0.00) ***	-0.043 (0.96) ---	0.559 (0.12) ---	-0.464 (0.01) ***	-1.520 (0.00) ***
2012-2・3Q	-1.083 (0.00) ***	0.446 (0.31) ---	0.061 (0.81) ---	-1.344 (0.43) ---	-0.849 (0.00) ***	0.767 (0.62) ---	0.335 (0.68) ---	-0.950 (0.78) ---	0.505 (0.03) **	0.786 (0.00) ***	-1.866 (0.00) ***
2012-4Q・13-1Q	-1.092 (0.00) ***	-0.763 (0.47) ---	3.505 (0.16) ---	-1.951 (0.56) ---	-0.543 (0.00) ***	-0.595 (0.00) ***	-0.460 (0.15) ---	0.472 (0.43) ---	-0.445 (0.33) ---	0.777 (0.00) ***	-1.632 (0.00) ***
2013-2・3Q	-1.102 (0.00) ***	0.654 (0.73) ---	-0.305 (0.00) ***	0.663 (0.07) *	-0.731 (0.00) ***	-0.500 (0.19) ---	0.677 (0.00) ***	-0.690 (0.04) **	-0.337 (0.36) ---	0.462 (0.00) ***	-1.531 (0.00) ***
2013-4Q・14-1Q	-1.105 (0.00) ***	-0.078 (0.89) ---	0.012 (0.86) ---	-0.265 (0.58) ---	-1.229 (0.00) ***	0.714 (0.06) *	0.599 (0.00) ***	3.263 (0.16) ---	0.432 (0.00) ***	0.173 (0.59) ---	-1.809 (0.00) ***
2014-2・3Q	-1.105 (0.00) ***	0.401 (0.20) ---	0.120 (0.03) **	-0.191 (0.23) ---	-0.852 (0.00) ***	-0.033 (0.85) ---	-0.016 (0.97) ---	2.831 (0.14) ---	0.332 (0.00) ***	0.314 (0.50) ---	-2.800 (0.00) ***
2014-4Q・15-1Q	-1.093 (0.00) ***	0.439 (0.00) ***	0.073 (0.07) *	-0.022 (0.74) ---	-0.252 (0.00) ***	-0.293 (0.49) ---	0.208 (0.00) ***	-0.548 (0.02) **	0.213 (0.00) ***	0.287 (0.00) ***	-1.177 (0.00) ***
2015-2・3Q	-1.100 (0.00) ***	0.048 (0.90) ---	0.067 (0.14) ---	0.042 (0.52) ---	0.230 (0.47) ---	-0.089 (0.39) ---	0.255 (0.00) ***	-0.258 (0.17) ---	0.309 (0.00) ***	0.304 (0.00) ***	0.202 (0.22) ---
2015-4Q・16-1Q	-1.106	1.300	0.131	0.002	-0.914	0.068	0.470	-1.136	0.381	0.253	2.097

	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.98)	(0.00)	(0.52)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.07)
	***	***	***	---	***	---	***	***	***	**	*
2016-2・3Q	-1.088	0.687	0.109	-0.185	-0.564	1.542	0.196	0.064	0.357	0.292	0.176
	(0.00)	(0.00)	(0.03)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.94)	(0.00)	(0.07)	(0.85)
	***	***	**	***	***	**	***	---	***	*	---
2016-4Q・17-1Q	-1.134	-0.340	0.118	0.197	1.195	-7.673	0.454	1.777	0.600	0.288	0.883
	(0.00)	(0.61)	(0.02)	(0.48)	(0.37)	(0.38)	(0.32)	(0.37)	(0.00)	(0.20)	(0.48)
	***	---	**	---	---	---	---	---	***	---	---

表注) 数値は上から β_{0i} , p値(括弧内), 有意性指標("---"保留, "*"危険率0.1で棄却, "***"同0.05で棄却, "****"同0.01で棄却)、推計の過程は式3-3-1-1を参照。

[表4-2-2-2. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量における産地別二次的影響 α_i]

期間 / 産地	全国計	北海道	青森	山形	茨城	栃木	群馬	三重	鳥取	佐賀	鹿児島
2011-2・3Q	<u>5.441</u>	---	---	---	---	---	---	<u>-1.070</u>	-0.063	-0.126	<u>-2.005</u>
2011-4Q・12-1Q	<u>10.950</u>	0.579	---	---	---	---	0.483	---	---	-0.865	<u>2.923</u>
2012-2・3Q	<u>13.096</u>	---	---	---	<u>-5.631</u>	---	---	---	0.336	0.440	<u>2.155</u>
2012-4Q・13-1Q	<u>11.769</u>	---	---	---	<u>-1.186</u>	<u>-1.468</u>	---	---	---	0.437	<u>2.583</u>
2013-2・3Q	<u>10.808</u>	---	-0.438	0.399	<u>-2.715</u>	---	0.404	<u>-2.229</u>	---	0.316	<u>2.884</u>
2013-4Q・14-1Q	<u>10.479</u>	---	---	---	<u>5.375</u>	0.417	0.375	---	0.302	---	<u>2.236</u>
2014-2・3Q	<u>10.557</u>	---	0.107	---	<u>-5.761</u>	---	---	---	0.249	---	<u>1.557</u>
2014-4Q・15-1Q	<u>11.789</u>	0.305	0.422	---	-0.337	---	0.173	<u>-1.215</u>	0.176	0.223	<u>6.667</u>
2015-2・3Q	<u>11.037</u>	---	---	---	---	---	0.203	---	0.236	0.233	---
2015-4Q・16-1Q	<u>10.445</u>	0.565	0.115	---	<u>-10.612</u>	---	0.320	<u>8.373</u>	0.276	0.202	0.677
2016-2・3Q	<u>12.409</u>	0.407	0.098	-0.225	<u>-1.293</u>	0.607	0.164	---	0.263	0.226	---
2016-4Q・17-1Q	<u>8.464</u>	---	0.105	---	---	---	---	---	0.375	---	---

表注) "---"は表4-2-2-1の推計結果に有意な定数項がなく二次的影響の係数 α_i が存在しないことを示す。

□囲いの数値は推計された α_i が" $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ "の条件を満たさないことを示す。

推計の過程は式3-3-1-1を参照。

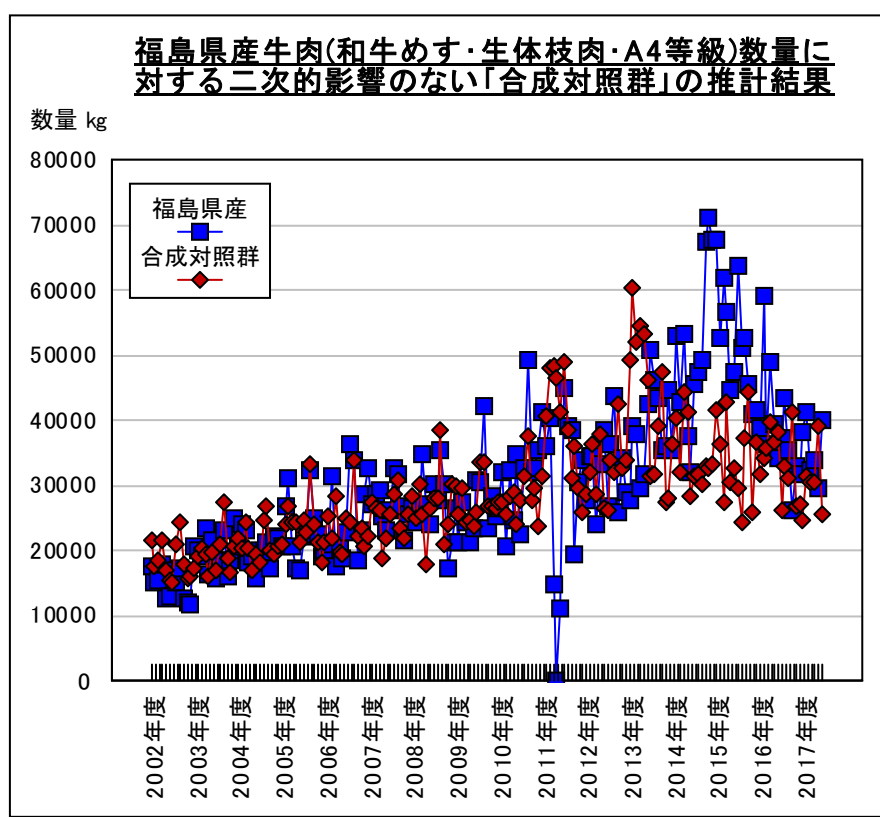
[表4-2-2-3. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量に対する「合成福島対照群」の推計結果 (2002年4月～2011年2月)]

/ 主説明変数 X_i		北海道	青 森	山 形	栃 木	三 重
(主説明変数)						
β_i		0.5573	-0.0982	0.2718	-0.0186	0.6796
		(0.003)	(0.591)	(0.087)	(0.907)	(0.000)
		***	---	*	---	***
(月次ダミー*)						
β_{DMDEC}		7089.1	7229.4	6500.5	7143.4	4397.1
		(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.035)
		***	***	***	***	**
(定数項)						
β_0		18071.	25282.	21408	24935.	15336.
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
		***	***	***	***	***
(ラグ項係数)						
AR(1)		---	0.9903	0.9852	0.9901	---
			(0.000)	(0.000)	(0.000)	
			***	***	***	
AR(2)		0.9520	---	---	---	---
		(0.000)				

MA(1)		-0.7661 (0.000) ***	-0.7677 (0.000) ***	-0.7647 (0.000) ***	
MA(2)	-0.7399 (0.000) ***	---	---	---	---
(赤池情報量)					
AIC	2123.5	2120.1	2117.8	2120.5	2131.0

表注) 月次ダミーは4月基準、12月(DMDEC)以外は大部分が有意でないため省略している。
有意性指標は"---"保留,"*"危険率0.1で棄却,"**"同0.05で棄却,"***"同0.01で棄却である。
当該「合成対照群」の時系列回帰分析の結果として得られる係数が満たすべき条件については3-3-5を参照。

[図4-2-2-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量に対する「合成福島対照群」の推計結果]



4-2-3. 福島県産米(中通産コシヒカリ)価格

(表4-2-3-1,-2,-3、図4-2-3-1参照)

1) 二次的影響による間接的効果の係数 α_i

農林水産省「米の相対取引価格」による2003～2010年度での米(コシヒカリ)の取引量構成比が概ね1%を超える10産地^{*244}について、4-1-3で説明した分析手順に基づき3-3-1で説明した観察指標の前後差を用いた時系列回帰分析を行い、有意な定数項 β_{0i} の有無を識

*244 岩手県・宮城県においてはコシヒカリの取引価格が把握されていないため対象産地には含まれていない。

別して二次的影響による間接的効果の係数 α_i を推計した。

当該時系列回帰分析により危険率0.1(10%)で統計的に有意な定数項 β_{0i} の有無を識別した結果を表4-2-3-1に、当該結果から係数 α_i を推計した結果を表4-2-3-2に示す。

表4-2-3-2の係数 α_i の推計結果から、福島第一原子力発電所事故による風評被害に起因して4-1-2で観察したとおり事故後の時点において茨城県・栃木県など福島県に近隣する産地の取引価格が二次的影響を受けていたことが確認される。

ここで、多くの産地について3-2で議論したとおり二次的影響による間接的効果の係数 α_i は $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ の範囲条件を満たしているが、福島県会津産、千葉県産及び新潟県一般産コシヒカリにおいて 1 を上回る係数 α_i が観察されている。

2) 係数 α_i が有意でない産地の価格推移を用いた「合成福島対照群」と処置効果の推計

当該結果により、各2四半期毎について二次的影響による間接的効果の係数が有意でなく二次的影響を受けている可能性が小さい産地が少なくとも2産地以上識別・特定できたこととなるため、Abadie and Gardeazabal(2003)の方法を基礎とした「合成福島対照群」の推計により偏差のない風評被害の影響が推計できる。

実際に当該結果に基づいて卸売市場における福島県中通産米(コシヒカリ)の取引価格への風評被害の影響について、「合成福島対照群」候補の価格を推計した結果を表4-2-3-3に、「合成福島対照群」の価格を推計した結果を図4-2-3-3に示す。

4-2-1及び4-2-2での牛肉価格及び数量と同様に米(コシヒカリ)の価格についても相互に非常に高い相関が観察されるため、多重共線性の問題を回避すべく該当期に二次的影響による間接的効果の係数が有意でない産地の中から事故前において福島県産と相関が高い産地の実績値を用いて時系列回帰分析を行い「合成福島対照群」候補の価格推移を推計した。近年において米(コシヒカリ)の価格は全般に下落が続いており、当該時系列回帰分析においていずれの産地の価格についても定常性条件を満たさないため、1階階差による推計を用いている。当該推計結果を表4-2-3-3に示す。富山県・石川県・滋賀県・長野県の全ての産地について1階階差の説明変数 β_i がほぼ+1で定数項は有意ではない結果となっており、3-3-5で説明した係数に関する前提条件を概ね充足していることが確認できる。

当該表4-2-3-3の時系列回帰分析の結果と表4-2-3-2の係数 α_i の推計結果から、二次的影響に関する間接的効果の係数 α_i が存在しない産地・期間を選択して接続した「合成福島対照群」の価格推移を推計した。当該結果を図4-2-3-1に示す。

[表4-2-3-1. 福島県産米(中通産コシヒカリ)価格における定数項 β_{0i} の推計結果]

期間 / 産地	全国計	福島会津	茨城	栃木	千葉	新潟一般	富山	石川	長野	滋賀	山口
2011-2・3Q	2.852 (0.01) ***	-25.10 (0.01) ***	3.087 (0.00) ***	10.96 (0.00) ***	-2.284 (0.66) ---	0.745 (0.15) ---	4.226 (0.41) ---	8.182 (0.00) ***	1.286 (0.00) ***	4.651 (0.00) ***	1.825 (0.06) *
2011-4Q・12-1Q	1.606 (0.00) ***	-10.24 (0.00) ***	4.152 (0.12) ***	5.329 (0.00) ***	-8.266 (0.00) ***	-0.327 (0.35) ---	1.196 (0.01) **	0.607 (0.42) ---	0.908 (0.00) ***	0.308 (0.64) ---	0.598 (0.03) **
2012-2・3Q	3.691 (0.00) ***	-10.91 (0.00) ***	4.102 (0.00) ***	4.905 (0.43) ***	-7.993 (0.00) ***	-0.914 (0.02) **	1.729 (0.00) ***	1.378 (0.11) ---	1.831 (0.00) ***	0.400 (0.57) ---	1.493 (0.00) ***
2012-4Q・13-1Q	1.204 (0.02) **	3.617 (0.21) ---	3.454 (0.00) ***	4.772 (0.00) ***	-11.89 (0.00) ***	-4.242 (0.00) ***	-18.80 (0.01) **	3.416 (0.00) ***	0.255 (0.65) ---	-2.804 (0.01) ***	1.044 (0.00) ***

2013-2・3Q	2.591 (0.00) ***	-6.606 (0.00) ***	2.394 (0.00) ***	2.779 (0.00) ***	-9.038 (0.00) ***	3.948 (0.04) **	-6.552 (0.58) ---	3.268 (0.00) ***	0.822 (0.16) ---	-0.097 (0.87) ---	1.032 (0.00) ***
2013-4Q・14-1Q	4.035 (0.00) ***	-10.01 (0.00) ***	3.736 (0.00) ***	5.421 (0.00) ***	-11.02 (0.00) ***	0.158 (0.81) ---	1.045 (0.14) ---	0.379 (0.64) ---	2.061 (0.00) ***	-0.298 (0.67) ---	1.819 (0.00) ***
2014-2・3Q	3.514 (0.00) ***	-11.72 (0.00) ***	3.488 (0.03) **	1.410 (0.01) ***	-3.541 (0.00) ***	-1.036 (0.02) **	0.969 (0.14) ---	1.620 (0.08) *	0.813 (0.01) **	0.568 (0.53) ---	1.516 (0.00) ***
2014-4Q・15-1Q	4.410 (0.00) ***	-9.870 (0.00) ***	4.313 (0.00) ***	5.826 (0.00) ***	-8.347 (0.00) ***	-2.245 (0.00) ***	0.521 (0.44) ---	-0.382 (0.60) ---	2.670 (0.00) ***	-0.725 (0.33) ---	2.145 (0.00) ***
2015-2・3Q	4.277 (0.00) ***	-10.07 (0.00) ***	4.357 (0.00) ***	5.637 (0.00) ***	-1.997 (0.00) ***	-0.089 (0.39) ---	0.659 (0.35) ---	0.420 (0.60) ---	2.540 (0.00) ***	-0.424 (0.56) ---	2.159 (0.00) ***
2015-4Q・16-1Q	3.841 (0.00) ***	-33.50 (0.00) ***	2.816 (0.00) ***	5.124 (0.00) ***	-4.011 (0.80) ---	-1.314 (0.00) ***	0.371 (0.51) ---	1.007 (0.22) ---	1.804 (0.00) ***	0.036 (0.96) ---	1.832 (0.00) ***
2016-2・3Q	3.599 (0.00) ***	-29.37 (0.00) ***	2.749 (0.00) ***	4.208 (0.00) ***	-18.23 (0.07) *	-0.146 (0.71) ---	1.121 (0.11) ---	1.899 (0.04) **	0.692 (0.01) ***	0.139 (0.85) ---	1.811 (0.00) ***
2016-4Q・17-1Q	2.005 (0.00) ***	-5.722 (0.00) ***	3.367 (0.00) ***	4.714 (0.00) ***	-2.598 (0.11) ---	-6.731 (0.01) **	-0.055 (0.94) ---	2.482 (0.02) **	0.471 (0.12) ---	4.234 (0.00) ***	0.506 (0.05) **

表注) 数値は上から β_{0i} , p値(括弧内), 有意性指標("----"保留, "*"危険率0.1で棄却, "***"同0.05で棄却, "****"同0.01で棄却)、推計の過程は式3-3-1-1を参照。

[表4-2-3-2. 福島県産米(中通産コシヒカリ)価格における産地別二次的影響 α_i]

期間 / 産地	全国計	福島会津	茨城	栃木	千葉	新潟一般	富山	石川	長野	滋賀	山口
2011-2・3Q	0.736	<u>1.041</u>	0.755	0.916	---	---	---	0.891	0.563	0.823	0.646
2011-4Q・12-1Q	0.616	<u>1.108</u>	0.806	0.842	<u>1.138</u>	---	0.545	---	0.476	---	0.374
2012-2・3Q	0.787	<u>1.101</u>	0.804	0.831	<u>1.143</u>	<u>10.688</u>	0.634	---	0.647	---	0.599
2012-4Q・13-1Q	0.546	---	0.775	0.827	<u>1.092</u>	<u>1.308</u>	<u>1.056</u>	0.774	---	<u>1.554</u>	0.511
2013-2・3Q	0.722	<u>1.178</u>	0.705	0.735	<u>1.124</u>	0.798	---	0.766	---	---	0.508
2013-4Q・14-1Q	0.801	<u>1.111</u>	0.789	0.844	<u>1.100</u>	---	---	---	0.673	---	0.645
2014-2・3Q	0.778	<u>1.093</u>	0.777	0.585	<u>1.394</u>	<u>28.594</u>	0.492	0.618	0.448	---	0.603
2014-4Q・15-1Q	0.815	<u>1.113</u>	0.812	0.853	<u>1.136</u>	<u>1.803</u>	---	---	0.728	---	0.682
2015-2・3Q	0.810	<u>1.110</u>	0.813	0.849	<u>1.141</u>	<u>2.003</u>	---	---	0.718	---	0.683
2015-4Q・16-1Q	0.793	<u>1.031</u>	0.738	0.837	---	<u>4.183</u>	---	---	0.643	---	0.647
2016-2・3Q	0.783	<u>1.035</u>	0.733	0.808	<u>1.058</u>	---	---	0.655	0.409	---	0.644
2016-4Q・17-1Q	0.667	<u>1.212</u>	0.771	0.825	---	<u>1.175</u>	---	0.713	---	0.809	0.336

表注) "----"は表4-2-3-1の推計結果に有意な定数項がなく二次的影響の係数 α_i が存在しないことを示す。

□囲いの数値は推計された α_i が" $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ "の条件を満たさないことを示す。

推計の過程は式3-3-1-1を参照。

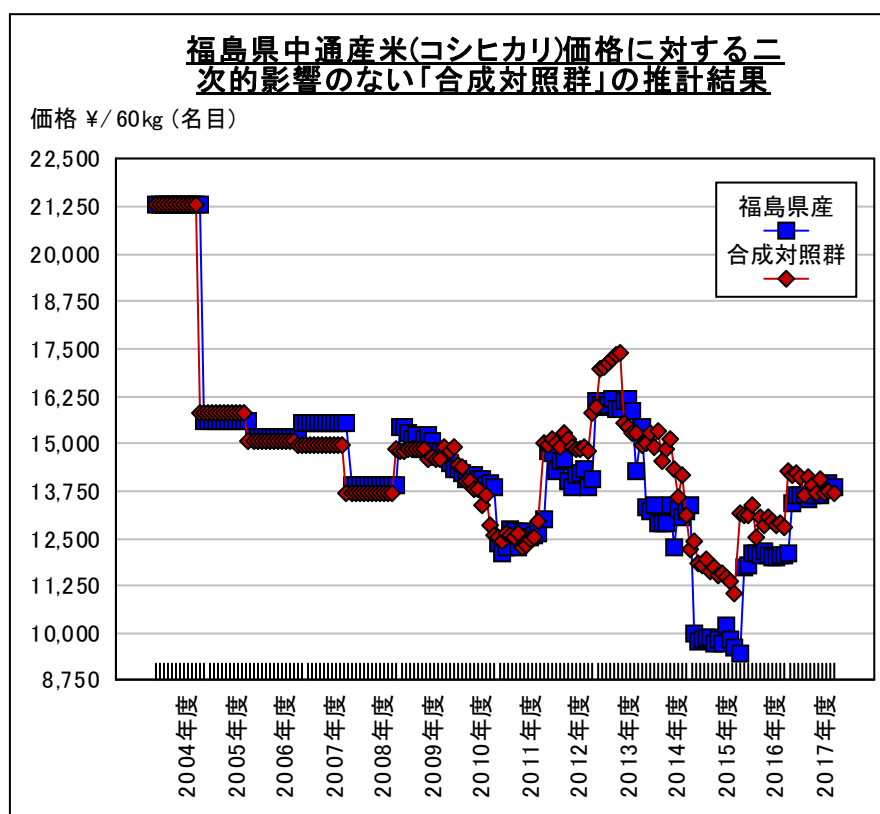
[表4-2-3-3. 福島県中通産米(コシヒカリ)価格に対する「合成福島対照群」の推計結果 (2003年9月～2011年2月)]

/ 主説明変数 dX_i					
回帰係数	富山	石川	滋賀	長野	
(主説明変数)					

β_i	1.0417 (0.000) ***	1.0384 (0.000) ***	0.9956 (0.000) ***	1.0104 (0.000) ***
(月次ダミー*)				
β_{DMAUG}	-191.75 (0.521) ---	-127.95 (0.683) ---	-11.647 (0.909) ---	-436.07 (0.027) **
(定数項)				
β_0	26.299 (0.930) ---	6.1474 (0.984) ---	-56.561 (0.553) ---	73.901 (0.695) ---
(赤池情報量)				
AIC	1229.9	1203.8	1208.6	1308.5

表注) 月次ダミーは4月基準、8月(DMAUG)以外は大部分が有意でないため省略している。
 米の取引年度は9～10月の新米収穫に伴って開始され翌年8月迄であることに注意。
 有意性指標は"---"保留,"*"危険率0.1で棄却,"**"同0.05で棄却,"***"同0.01で棄却である。
 当該時系列回帰分析は全て1階階差により定常化した試料を用いた分析であるが、系列相関を生じ有意なラグ項が観察された産地は存在しなかったことを付記する。
 当該「合成対照群」の時系列回帰分析の結果として得られる係数が満たすべき条件については3-3-5を参照。

[図4-2-3-1. 福島県中通産米(コシヒカリ)価格に対する二次的影響のない「合成対照群」の推計結果]



4-3. 実証試験結果の比較・整理と問題点の抽出

本節においては、本研究により新たに開発した手法による横断面前後差分析(DID)の結果とこれらの処置を講じない従前の手法による横断面前後差分析(DID)の結果を比較することにより、4-2での結果について整理し評価を行う。

更に当該整理結果から、本研究により新たに開発した処置による二次的影響を識別・特定し補正する事後対策手法についての問題点を抽出し議論する。

4-3-1. 分析結果の整理と従前の手法による推計結果との比較

(表4-3-1-1、図4-3-1-1～-6参照)

1) 従来の手法による横断面前後差分析(DID)の推計

4-2で本研究により新たに開発した手法で推計した福島県産和牛肉・米の価格・数量についての横断面前後差分析(DID)の結果と比較するため、3-3で説明した手法を用いていない従前の手法による横断面前後差分析(DID)を以下のとおり推計した。

福島県産牛肉価格・数量については、東京都中央卸売市場における牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)の取引価格・数量から福島県・岩手県・宮城県の3県分を除いた平均取引価格・数量を算定して対照群とし、従来の手法による横断面前後差分析(DID)の推計結果とした。

福島県中通産米価格については、農林水産省「米の相対取引価格」における産地別のコシヒカリ卸取引価格のうち、福島県産(会津産・中通産・浜通産)を除いた平均取引価格を算定して対照群とし、従来の手法による横断面前後差分析(DID)の推計結果とした。

2) 本研究により新たに開発した手法による横断面前後差分析(DID)の結果と従前の手法による横断面前後差分析(DID)の結果の比較(1) 福島県産和牛肉価格

4-2-1での福島県産和牛肉価格の推計結果を従来の推計結果と比較した場合、表4-3-1-1左欄に示すとおり両者は比較的良好に一致しており、乖離は平均して1%未満であり最大でも3%程度に過ぎないことが観察される。

このような結果となった理由は、4-1-2で見たとおり東京都中央卸売市場における福島県産和牛肉への本件事故による風評被害の影響は幾つかの産地に対して二次的影響による間接的効果を生じたが、このような二次的影響が生じた期間が2011年の本県事故直後に限定されること、従来の手法により福島県・岩手県・宮城県以外の産地の総平均価格を算定して対照群とした場合には主要な産地における正の二次的影響と負の二次的影響が偶然にも相殺し二次的影響が存在しなかったような推計結果が得られたためと推察される。

3) 本研究により新たに開発した手法による横断面前後差分析(DID)の結果と従前の手法による横断面前後差分析(DID)の結果の比較(2) 福島県産和牛肉数量

4-2-2での福島県産和牛肉数量の推計結果を従来の推計結果と比較した場合、表4-3-1-1中欄に示すとおり従来の手法による横断面前後差分析(DID)の推計結果には非常に大きな乖離が見られ、乖離は平均して27%に達し最大で70%程度に及び全体に処置効果が過大評価となってしまうことが観察される。

このような結果となった理由は、4-1-2で見たとおり東京都中央卸売市場における福島県産和牛肉への本件事故による風評被害の影響は幾つかの産地に対して二次的影響による間接的効果を生じたが、主として岩手県・宮城県に負の二次的影響が及び他の主要産地に正の二次的影響が及ぶ結果となったため、従来の手法により福島県・岩手県・宮城県以外の産地の総平均数量を算定して対照群とした場合には正の二次的影響が及んでいる産地だけ

を選択的に集計した状態となり、正の二次的影響が極端に抽出された状態での推計結果が得られたためと推察される。

4) 本研究により新たに開発した手法による横断面前後差分分析(DID)の結果と従前の手法による横断面前後差分分析(DID)の結果の比較(3) 福島県産米価格

4-2-3での福島県中通産米(コシヒカリ)価格の推計結果を従来の推計結果と比較した場合、表4-3-1-1右欄に示すとおり従来の手法による横断面前後差分分析(DID)の推計結果には乖離が見られ、乖離は平均して3%程度であり最大で6%程度に及び全体にわずかながら処置効果が過大評価となってしまうことが観察される。

このような結果となった理由は、4-1-2で見たとおりコシヒカリの卸取引市場において本件事故による風評被害の影響は幾つかの産地に対して二次的影響による間接的效果を生じたが、主として福島県浜通産・会津産のコシヒカリに負の二次的影響が及び他の主要産地には正の二次的影響が及ぶ結果となったため、従来の手法により福島県以外の産地の総平均価格を算定して対照群とした場合には正の二次的影響が及んでいる産地を多く含んで集計した状態となり、正の二次的影響を及んだ産地が比較的多い状態での推計結果が得られたためと推察される。

5) 本研究により新たに開発した手法による横断面前後差分分析(DID)の結果評価

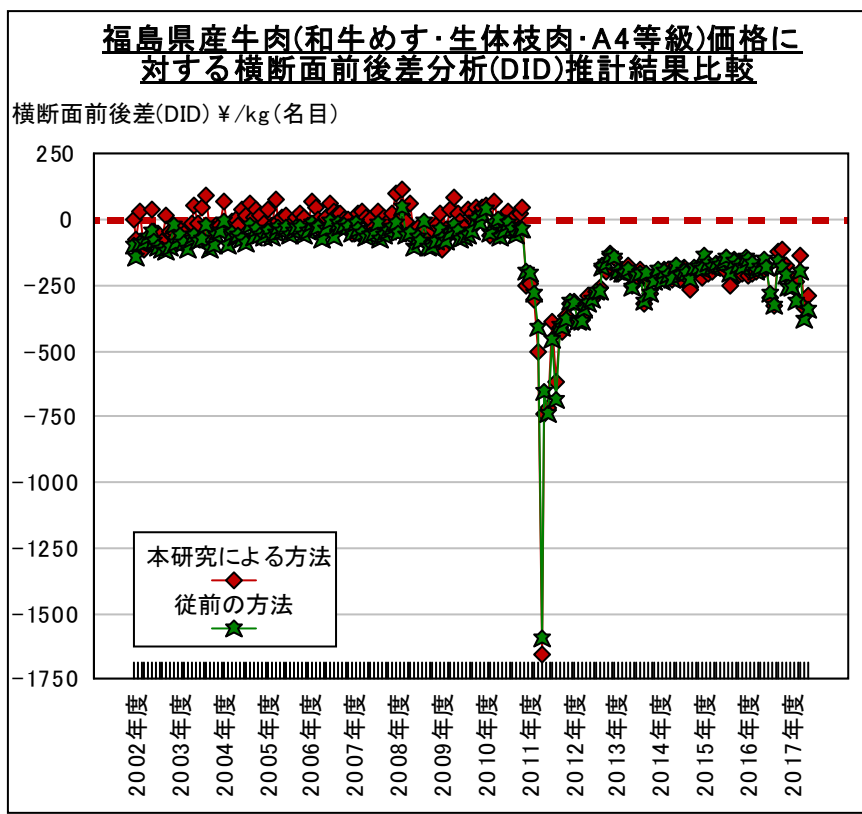
上記の従来の手法による横断面前後差分分析(DID)の推計結果との比較から、正負の二次的影響が偶発的に相殺していない限り従来の手法による横断面前後差分分析(DID)には偏差が含まれる場合があり、本研究により新たに開発した手法により二次的影響による間接的效果を識別・特定する方法によってこうした偏差のおそれがない横断面前後差分分析(DID)の推計結果が得られることが確認されたと考えられる。

[表4-3-1-1. 福島県産牛肉・米の価格・数量に関する横断面前後差分分析(DID)についての
本研究による手法と従前の手法による推計結果の比較]

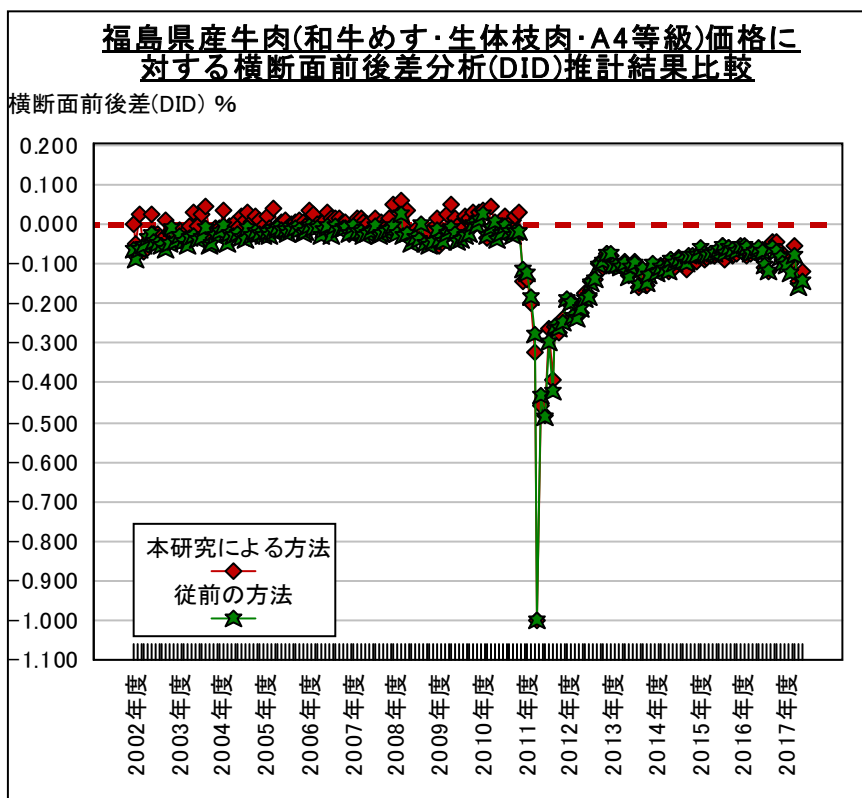
期 間	品 目	福島県産牛肉価格	福島県産牛肉数量	福島県中通産米価格
2011-2・3Q		+0.017	+0.052	-0.024
2011-4Q・12-1Q		-0.030	-0.213	-0.047
2012-2・3Q		-0.010	-0.211	-0.054
2012-4Q・13-1Q		+0.009	-0.319	+0.023
2013-2・3Q		+0.008	+0.025	-0.063
2013-4Q・14-1Q		+0.006	-0.528	+0.012
2014-2・3Q		-0.003	-0.352	-0.039
2014-4Q・15-1Q		+0.013	-0.696	-0.047
2015-2・3Q		+0.028	-0.462	-0.040
2015-4Q・16-1Q		+0.034	-0.425	-0.027
2016-2・3Q		+0.026	-0.104	-0.016
2016-4Q・17-1Q		+0.009	-0.225	-0.035
(全期間平均)		+0.008	-0.273	-0.031

表注) 数値は前後差分分析(DID)の推計結果を対照群推計値により除した比率を、従前の手法による比率から本研究による手法による比率を除いた値であり、正の値は負の処置効果に対する過小評価、負の値は負の処置効果に対する過大評価の程度を示す。

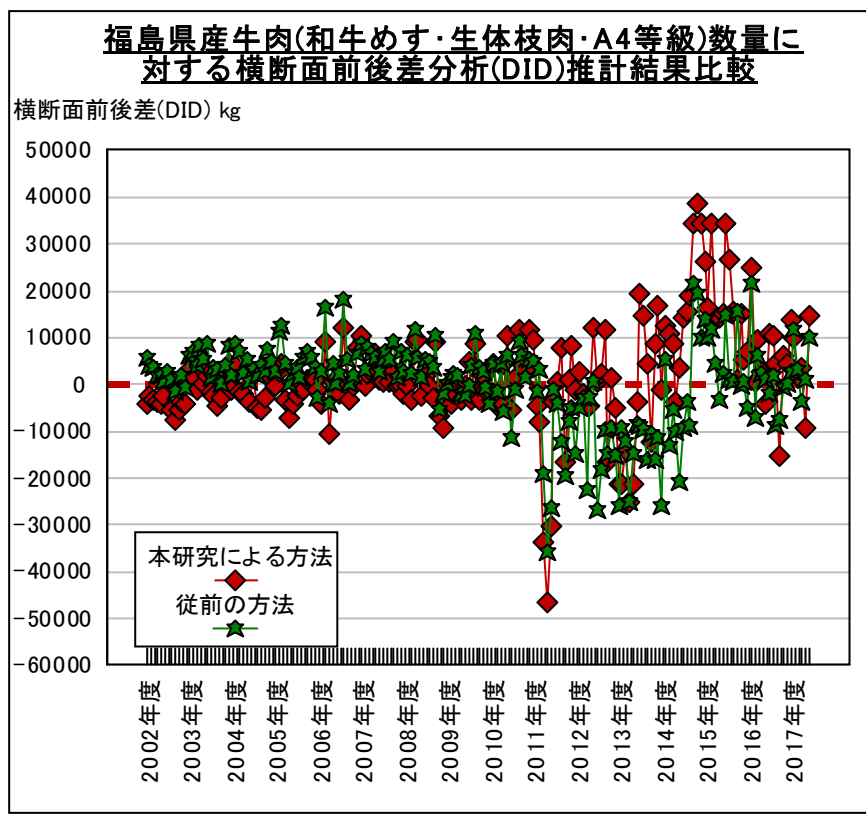
[図4-3-1-1. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格の横断面前後差分析(DID)推計結果比較 / 実数値]



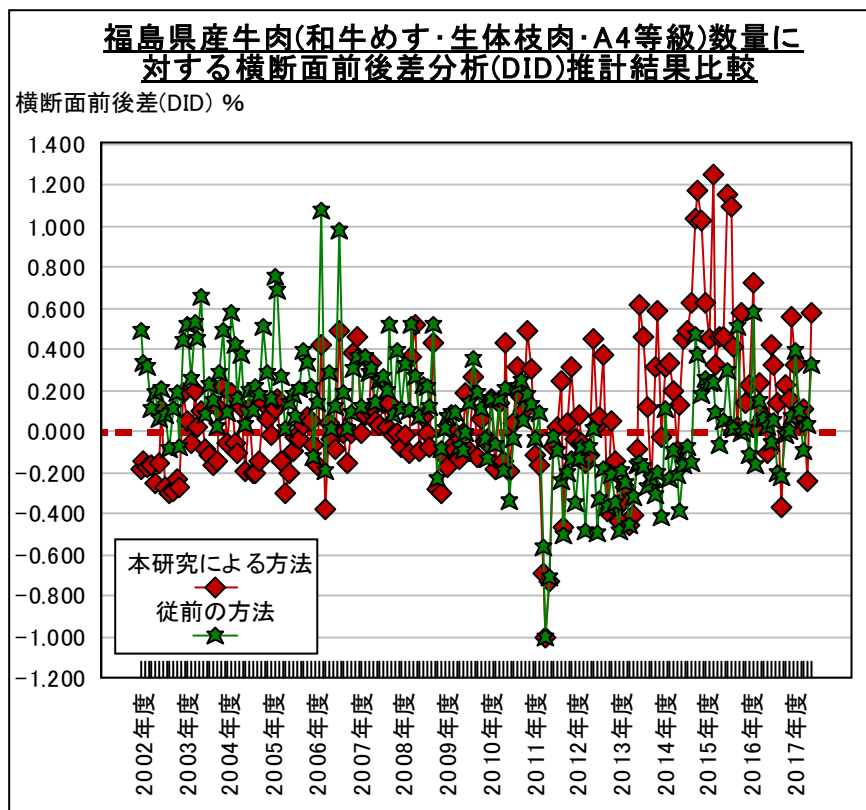
[図4-3-1-2. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)価格の横断面前後差分析(DID)推計結果比較 / 対照群推計値に対する横断面前後差分析(DID)の比率]



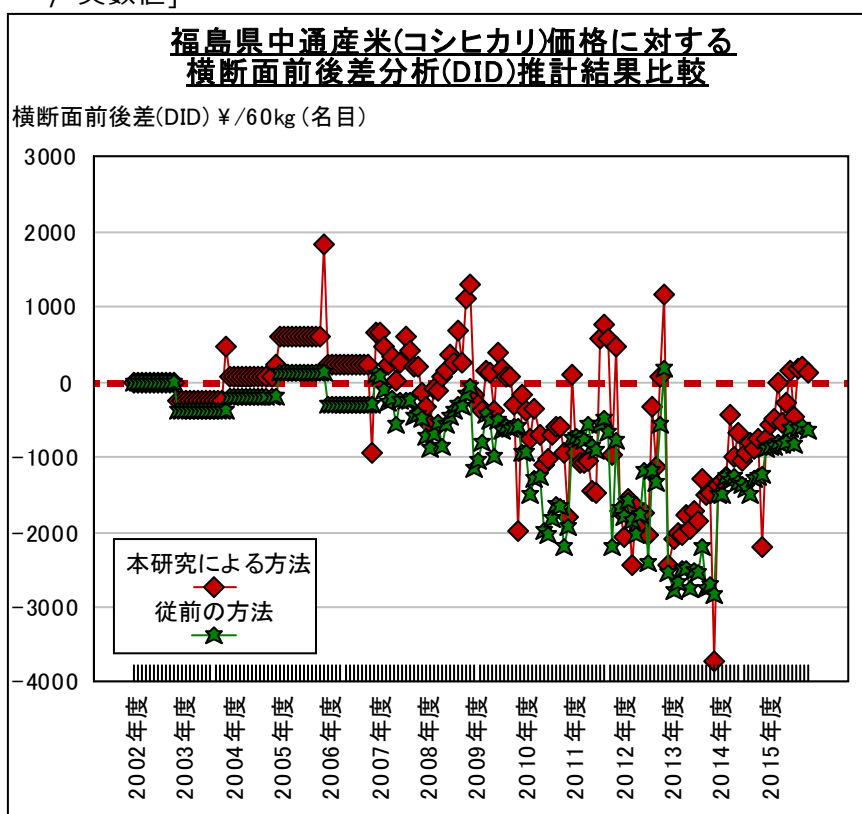
[図4-3-1-3. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量の横断面前後差分析(DID)推計結果比較 / 実数値]



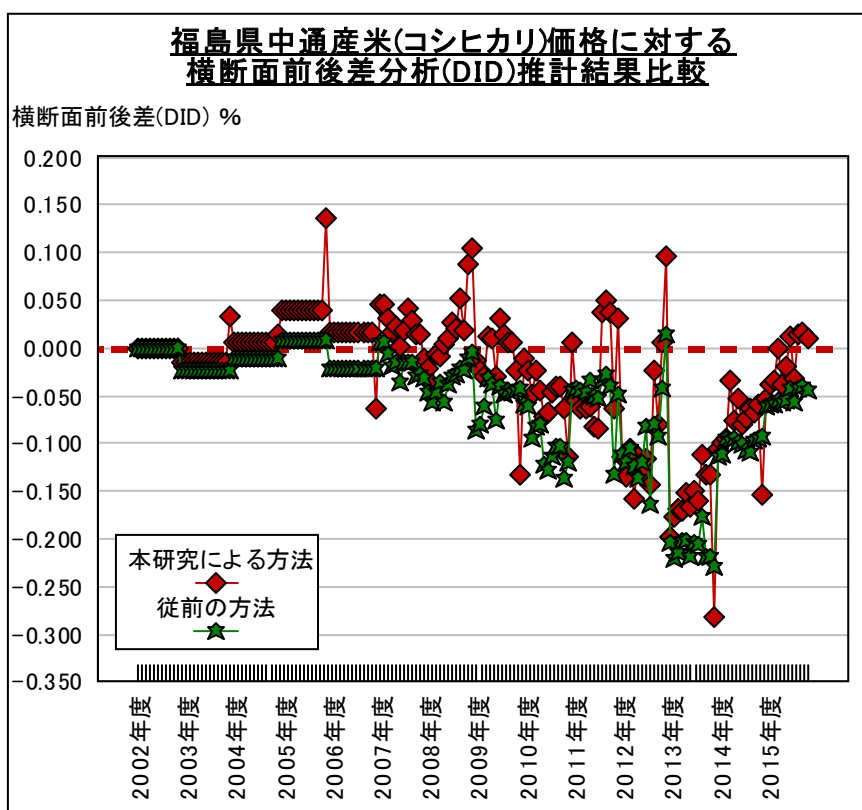
[図4-3-1-4. 福島県産牛肉(和牛めす・生体枝肉・A4等級)数量の横断面前後差分析(DID)推計結果比較 / 対照群推計値に対する横断面前後差分析(DID)の比率]



[図4-3-1-5. 福島県中通産米(コシヒカリ)価格の横断面前後差分分析(DID)推計結果比較 / 実数値]



[図4-3-1-6. 福島県中通産産米(コシヒカリ)価格の横断面前後差分分析(DID)推計結果比較 / 対照群推計値に対する横断面前後差分分析(DID)の比率]



4-3-2. 推計された二次的影響の係数の範囲条件に関する考察と問題点

(式4-3-2-1、図4-3-2-1参照)

3-2で議論したとおり本来二次的影響による間接的効果の係数 α_i は $-1 \leq \alpha_i \leq 1$ の範囲条件を満たしていなければならないと考えられるが、4-2における福島県産牛肉価格・数量及び米価格においては当該範囲条件を満たさない「大きな」二次的影響による間接的効果を受けた産地が一部に観察される結果となった。

このような結果が得られた理由について厳密な検証・分析を行うことは非常に困難であるものの、以下のとおり2つの原因が考えられる。

1) 特殊な供給形態にある産品の価格に関する二次的影響の場合

4-2-1で本研究により新たに開発した手法で福島県産和牛肉の価格について分析を行った際に、三重県産・鳥取県産和牛肉価格においてほぼ全ての期間について大幅に範囲条件を逸脱する係数 α_i が観察される場合がある。

これらの産地についてはそれぞれ「松阪牛」及び「但馬牛」として首都圏・関西圏などの大消費地で非常に高い評価を受けているいわゆる「ブランド和牛」の産地であり、東京・大阪の食肉卸売市場において一定以上の評価を受けた牛肉のみがこうしたブランド名を付して卸売市場に出荷される特殊な供給形態にあることが知られている。これらの産地からの牛肉は仮にこれらの産地が定める基準を満たさない牛肉であると評価された場合には出荷されないため、需要が増加しても簡単には供給を増やせない制約が存在する。

従って、仮にこうした特殊な供給形態にある産地の牛肉に対して本件事故による風評被害の二次的影響によって1単位の需要が増加した場合、他の産地と異なり容易に供給量を増加させることができないため、需給の均衡を通じて福島県産和牛肉の値下がり具合と比べて相対的に非常に大きな価格の上昇が生じたことが考えられる。

2) 観察できない外的要因が誤差や個別の時間的変動に影響している場合

4-2-2で本研究により新たに開発した手法で福島県産和牛肉の数量について分析を行った際の茨城県産和牛肉や、4-2-3で同様に福島県産米の価格について分析を行った際の新潟県一般産米のように、一部の期間について大幅かつ不安定に範囲条件を逸脱する係数 α_i が観察される場合がある。

3-3-1で説明したとおり、本研究により新たに開発した手法では処置群・対照群の観察指標に含まれる誤差や個別の時間的変動が十分小さくかつ独立であることを与件として、処置群以外の対象を1つだけ用いてその前後差を横断面前後差で除した指標から当該対照群の二次的影響による間接的効果の係数 α_i を識別・特定している。

しかし、仮に当該対照群となる産地の需給において自然条件による豊凶作など何らかの観察できない外的要因が影響し、一定の期間について無視できない個別の時間的変動を及ぼしかつ処置群・対照群の個別の時間的変動に相関を生じた場合においてはこうした前提が成立しないため、式3-3-1-1において対照群を1つだけ用いてその前後差を横断面前後差で除した指標 $BDI(u,s)$ は二次的影響による間接的効果の係数ではなく個別の時間的変動やその相関に関する数値を示してしまう可能性が考えられる。

例えば、処置による二次的影響に比べて処置群・対照群の個別の時間的変動が非常に大きくかつ当該時間的変動の間に強い相関がある場合には、式4-3-2-1で示すとおり当該指標は二次的影響による間接的効果の係数とは無関係な数値を示し得ることとなる。

この場合においても、当該対照群を用いて推計された横断面前後差分析(DID)の結果に

は当該誤差や個別の時間的変動の相関に基づく偏差が含まれることとなるため、対照群からは除外することが適切であると考えられる。

[式4-3-1-1. 処置実施時点の前後差などを用いた時系列回帰分析による対照群の識別・特定において非常に大きくかつ相関を持った個別的な時間変動がある場合]

$$\begin{aligned} \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + a_i \cdot \sum_k (YF_k(t+u)) \\ &\quad + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) \mid D_i=0 \end{aligned}$$

"式401" ("式326"再掲)

$$\begin{aligned} \sum_k (\Delta Y_k(u,s))/m \mid D_k=1 &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \sum_k (YF_k(t+u))/m \\ &\quad + \sum_k (Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s) + \varepsilon_k(t+u) - \varepsilon_k(t-s))/m \mid D_k=1 \end{aligned}$$

"式402" ("式327"再掲)

$$\begin{aligned} DID_i(u,s) \mid D_i=0 &= E(\Delta Y_k(u,s) \mid D_k=1 - \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0) \\ &= \sum_k (YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m + \sum_k (Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s))/m - Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \mid D_i=0 \\ &\equiv \sum_k (YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m + (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot (1 - \zeta_i) \\ &\quad (\sum_k (Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s))/m \mid D_k=1 = (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot \zeta_i \mid D_i=0) \end{aligned}$$

"式403"

$$ID_i(u,s) \equiv 1/DID_i(u,s) \mid D_i=0$$

"式404"

$$\begin{aligned} BDI_i(u,s) &\equiv \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 \cdot ID_i(u,s) \\ &= \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 / DID_i(u,s) \end{aligned}$$

"式405"

$$\begin{aligned} \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 &= Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s) \\ &\quad + Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \\ &\quad + a_i \cdot \sum_k (YF_k(t+u)) \mid D_i=0 \end{aligned}$$

"式406"

$$\begin{aligned} \Rightarrow BDI_i(u,s) &= \Delta Y_i(u,s) \mid D_i=0 / DID_i(u,s) \mid D_i=0 \\ &= (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/DID_i(u,s) \\ &\quad + (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s))/(\sum_k (YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m + (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot (1 - \zeta_i)) \\ &\quad + a_i \cdot \sum_k (YF_k(t+u))/(\sum_k (YF_k(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i)/m + (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot (1 - \zeta_i)) \end{aligned}$$

"式407"

$$\begin{aligned} \text{if } Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \gg a_i \cdot \sum_k (YF_k(t+u)) \\ \Rightarrow BDI(u,s) \sim \frac{1}{(1 - \zeta_i)} + (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/DID_i(u,s) \end{aligned}$$

"式408"

$$\begin{aligned} \text{if } a_i \cdot \sum_k (YF_k(t+u)) \gg Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \\ \Rightarrow BDI(u,s) \sim \frac{m \cdot a_i}{(1 - m \cdot a_i)} + (Y_a(t+u) - Y_a(t-s) + \varepsilon_i(t+u) - \varepsilon_i(t-s))/DID_i(u,s) \end{aligned}$$

"式409"

$\Delta Y_i(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間での処置群以外の対象iの観察指標の前後差（観察可能）
$\Delta Y_k(u,s)$	時点t+uと時点t-sの間での処置群の対象kの観察指標の前後差（観察可能）
D_i, D_k	処置群・それ以外の選択ダミー（処置群 $D_k=1$, 処置群以外 $D_i=0$ ）
$t, t+u, t-s$	時点t, 政策措置の実施後の時点t+u, 政策措置の実施前の時点t-s ($u>0, s>0$)
$Y_a(t)$	時点tにおける対象全体に共通的な時間変動に相当する部分
$Y_{bi}(t), Y_{bk}(t)$	時点tにおける対象i,k毎に個別的な時間変動に相当する部分 (無視できない大きさがあかつく処置群・対照群で相関を持つと仮定)
$YF_k(t)$	政策措置実施後の時点tにおける対象iでの政策措置Fの効果
$\varepsilon_i(t), \varepsilon_k(t)$	時点tにおける対象i,kでの誤差項

$DIDi(u,s)$	時点 $t+u$ と時点 $t-s$ の間での処置群以外の対象 i を用いた横断面前後差分析(DID)
$IDi(u,s)$	$DIDi(u,s)$ の逆数
$BDIi(u,s)$	「時点 $t+u$ と時点 $t-s$ の間での処置群以外の対象 i の観察指標の前後差」と「時点 $t+u$ と時点 $t-s$ の間での処置群以外の対象 i を用いた横断面前後差分析(DID)」の比
a_i	処置群以外の対象 i が受ける二次的影響による間接的効果の係数 ($-1 \leq a_i \leq 1, \forall i$)
ζ_i	処置群と対照群の個別的な時間変動の間の相関に関する係数
m	処置群の試料数 ($0 < m < n$; 全体の試料数)

[図4-3-2-1. 処置実施時点の前後差などを用いた時系列回帰分析による対照群の識別・特定において二次的影響による間接的効果の係数 a_i が識別・特定できる場合と識別・特定が困難である場合]

(二次的影響の係数 a_i が識別・特定できる場合)

(二次的影響の係数 a_i の識別・特定が困難な場合)

[処置群個別変動 Y_{bk}] $\perp$ [対照群個別変動 Y_{bi}]
[本件事故の影響 F] $\gg$ [他外的要因の影響 B]

[処置群個別変動 Y_{bk}] α [対照群個別変動 Y_{bi}]
[他外的要因の影響 B] $\gg$ [本件事故の影響 F]

処置群 k 前後差(BA)

$$\begin{aligned} \Delta Y_k(u,s) &= Y_{Fk}(t+u) \quad (\text{直接的影響}) \\ &+ Y_a(t+u) - Y_a(t-s) \\ &+ Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s) \\ &+ \varepsilon_{bk}(t+u) - \varepsilon_{bk}(t-s) \end{aligned}$$

対照群 i 前後差(BA)

(二次的影響)

$$\begin{aligned} \Delta Y_i(u,s) &= a_i \cdot \sum_k (Y_{Fk}(t+u)) / m \\ &+ Y_a(t+u) - Y_a(t-s) \\ &+ Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \\ &+ \varepsilon_{bi}(t+u) - \varepsilon_{bi}(t-s) \end{aligned}$$

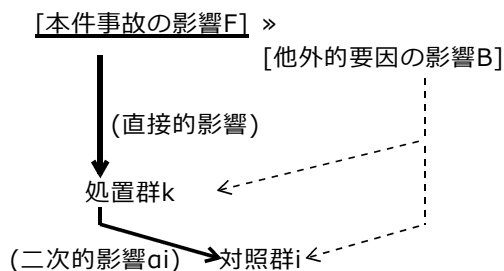
対照群 i のみを用いた横断面前後差(DID)

$$DIDi(u,s) = \sum_k (Y_{Fk}(t+u)) \cdot (1 - m \cdot a_i) / m$$

対照群 i 前後差(BA)を横断面前後差(DID)で除した指数を時系列回帰した定数項

$$\beta_{0i} \sim m \cdot a_i / (1 - m \cdot a_i)$$

因果関係図



処置群 k 前後差(BA)

$$\begin{aligned} \Delta Y_k(u,s) &= Y_{Fk}(t+u) \\ &+ Y_a(t+u) - Y_a(t-s) \\ &+ Y_{bk}(t+u) - Y_{bk}(t-s) \quad (\text{対照群と相関}) \\ &+ \varepsilon_{bk}(t+u) - \varepsilon_{bk}(t-s) \end{aligned}$$

対照群 i 前後差(BA)

$$\begin{aligned} \Delta Y_i(u,s) &= a_i \cdot \sum_k (Y_{Fk}(t+u)) / m \\ &+ Y_a(t+u) - Y_a(t-s) \\ &+ Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s) \quad (\text{処置群と相関}) \\ &+ \varepsilon_{bi}(t+u) - \varepsilon_{bi}(t-s) \end{aligned}$$

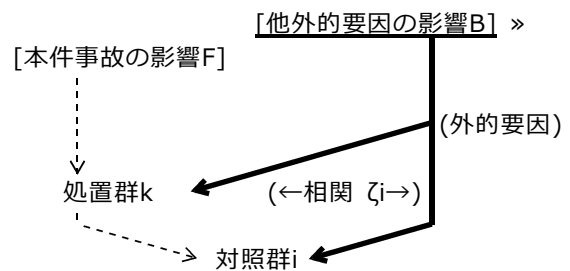
対照群 i のみを用いた横断面前後差(DID)

$$DIDi(u,s) = (Y_{bi}(t+u) - Y_{bi}(t-s)) \cdot (1 - \zeta_i)$$

対照群 i 前後差(BA)を横断面前後差(DID)で除した指数を時系列回帰した定数項

$$\beta_{0i} \sim 1 / (1 - \zeta_i)$$

因果関係図



5. 考察と提言

5-1. 新たな対策手法を用いた横断面前後差分析(DID)

本節においては、3章での考察及び4章での実証試験の結果を基礎に、新たな対策手法を用いた横断面前後差分析(DID)の手法について考察・整理するとともに、その応用に当たっての留意点を説明する。

5-1-1. 本研究による新たな対策手法を用いた横断面前後差分析(DID)

本研究においては、政策措置など処置による処置群への直接的効果に起因して対照群への二次的影響による間接的效果の存在が疑われる場合において、対照群の対照を1つだけ用いた横断面前後差分析(DID)の結果で当該対照群の前後差分析(BA)の結果を除いた指標を時系列回帰分析に掛けることにより、当該対照群への二次的影響による間接的效果の係数を定数項として推計し二次的影響を受けた対照群を実験的手法を用いずかつ事後的に識別・特定する新たな手法などを開発した。

当該手法はAbadie and Gardeazabal(2003)^{*245}の「合成対照群」の方法論と組合わせて用いることにより、対照群への二次的影響による間接的效果の存在が疑われる場合に加えて処置群・対照群の対象に関する試料がごく少数しか得られない場合であっても横断面前後差分析(DID)の手法を用いた処置効果評価を可能とするものであり、実際にこれらの条件が問題となる2011年の福島第一原子力発電所事故による福島県産和牛肉・米など農産物価格及び数量への風評被害を処置と見なした評価においてその有効性が確認された。

当該手法は従来は困難とされてきた^{*246}対照群への二次的影響による間接的效果の存在が疑われる場合についての一つの対策を示すものであり、特に寡占的状況にある規制産業など試料数が限定され政策措置の影響から独立な対照群を多数確保することが困難な分野や何らかの理由で実験的手法の応用が困難な分野での政策評価などの処置効果評価に応用することが可能であると考えられる。

5-1-2. 本研究による新たな対策手法を用いた推計に必要な前提条件と推計手順

本研究において開発した新たな対策手法による推計に必要な前提条件と推計手順について、実際にこれを応用する際の分析順序に沿って^{*247}以下に整理して示す。

(政策措置に関する予察段階)

- 処置の単一種類性(SUTVA-ST)

政策措置など処置の内容が一種類と見なせるかどうかを確認し、分析対象とする対照群及び参照する対照群の対象、あるいは分析対象とする時点を適切に選択する。

(分析の試料準備段階)

- 処置前後での処置群・対照群の構成の安定性(SUTVA-CS)

政策措置など処置の前後において処置群・対照群の対象が相互に入替わっていない

*245 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。

*246 例えば伊藤(2017) 参考文献008 を参照。

*247 本手法は統計的(非実験的)手法での事後的対策に応用できる他、有効なランダム化処理などがなされていない実験的手法で得られた試料からの事後的対策においても応用が可能であると考えられる。便宜上ここでは統計的(被実験的)手法による場合について整理して説明する。

いことを確認し、必要に応じ分析対象とする処置群・対照群の対象を取捨選択する。
(分析の実施段階)

- 処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)

政策措置による処置効果の存在など3-2-2での二次的影響による間接的効果の係数の推計に必要な前提条件の成立を確認した上で、3-3-1で説明した手法などに基づいて対照群を1つだけ用いて政策措置など処置の実施前の基準時点と実施後の評価時点を複数含んだ前後差(BA)推計と横断面前後差(DID)推計を行い、前後差を横断面前後差で除した指標を時系列回帰分析に掛けて有意な定数項の有無を判定することにより、対照群への二次的影響の有無を識別・特定する。

当該処理により対照群の対象の中に二次的影響を受けているとは言えない対象が複数見つかった場合には、これらの対象の観察指標を用いて横断面前後差分析(DID)を行うことが可能である。

当該処理により対照群の対象の中に二次的影響を受けているとは言えない対象が見つからなかった場合には、二次的影響を受けている対照群の対象の観察指標から二次的影響を補正・控除して横断面前後差分析(DID)を行うことが可能である。

- 観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)

上記3-3-1で説明した方法により、対照群の対象の中に二次的影響を受けているとは言えない対象の試料が十分多数見つかった場合や、二次的影響を受けている対照群の対象の観察指標から二次的影響を補正・控除した試料が十分多数得られる場合には、2-3-2で説明した「並行推移性条件(CT・PT)」を確認することにより観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)を確認することができる。

他方、これらの試料が対照群の対象の中に少数しか見つからなかった場合には、4-2で用いたAbadie and Gardeazabal(2003)^{*248}による「合成対照群」を推計する手法により観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)を確認することができる。当該「合成対照群」の手法を用いる場合には、時系列回帰分析の過程において同時に系列相関の不存在性(NEAA)を確認することができる。

- 処置群・対照群の同時存在性(OVLA)

上記の処置による二次的影響の不存在性(SUTVA-NI)及び観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)に関する確認過程において、分析対象とする条件・時点において処置群・対照群が同時に存在することを確認する。当該条件に問題を生じる場合には、上記の確認過程での処理方針を変更して当該条件が充足されるよう措置するか、分析の条件・時点を見直すなどの措置を散る。

(分析の検証段階)

- 系列相関の不存在性(NEAA)

観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)の確認過程において、2-3-2で説明した「並行推移性条件(CT・PT)」を確認するなど「合成対照群」以外の方法により観察指標の期待値・平均値の処置の選択との独立性(CMIA)を確認した場合には、Monte-Carlo法を用いた分析や2-3-3で説明した分析期間と等間隔な過去の時点での観察指標を用いる方法などにより系列相関の不存在性(NEAA)を確認する。

*248 Abadie and Gardeazabal(2003) 参考文献060 を参照。

5-1-3. 本研究による新たな対策手法を用いた推計の限界と今後の課題

本研究において開発した新たな対策手法による推計については、4-3-2で議論したとおり観察できない外的要因が誤差や個別の時間的変動に影響した結果として、処置群・対照群の誤差や個別の時間的変動が非常に大きくかつ相関を持っている場合においては政策措置など処置の二次的効果による間接的効果を推計することが困難であるという、手法としての本質的な限界が存在する。

当該問題については、4-3-2で議論したとおり処置の二次的効果による間接的効果の係数として推計された値の符号条件や絶対値の妥当性、あるいは特殊な供給形態にある商品の価格に関する二次的影響か否かを識別することによりその発生を一定程度検知することが可能であり、十分な数で対象の試料が得られている場合には当該問題を疑われる対象を対照群から除外することにより問題の顕在化を抑制することが可能であると考えられる。

他方で十分な数で対象の試料が得られない場合であって当該問題を生じているおそれがある場合には、分析条件や期間を変更する、別の方法によりこうした問題を生じない対照群の対象を加えて再度推計する、対照群の対象を地域・業種などで適宜集計して誤差や個別の時間的変動を相殺させるなどの措置が考えられるが、現状においてこれらの措置が必ず成功する保証は得られておらずまたこれらの措置の有効性についても何の情報も得られていない状況にある。

従って当該問題は、本研究において開発した手法の今後の課題として様々な事例への応用と実証の結果を通じて更なる検討・改良が加えられていくべきものと考えられる。

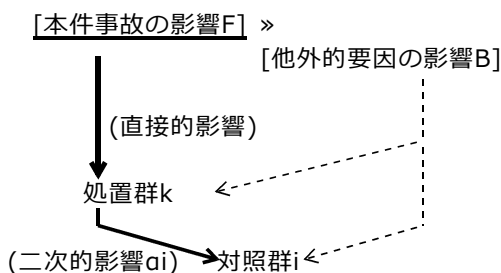
[図4-3-2-1. 処置実施時点の前後差などを用いた時系列回帰分析による対照群の識別・特定において二次的影響による間接的効果の係数 α_i が識別・特定できる場合と識別・特定が困難である場合](再掲・抄)

(二次的影響の係数 α_i が識別・特定できる場合)

[処置群個別変動 Y_{bk}] $\perp$ [対照群個別変動 Y_{bi}]
[本件事故の影響 F] $\gg$ [他外的要因の影響 B]

対照群 i 前後差(BA)を横断面前後差(DID)で除した指数を時系列回帰した定数項
 $\beta_{0i} \sim m \cdot \alpha_i / (1 - m \cdot \alpha_i)$

因果関係図

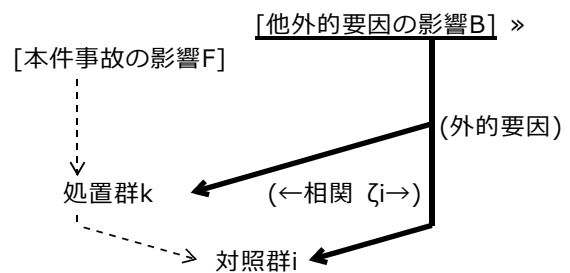


(二次的影響の係数 α_i の識別・特定が困難な場合)

[処置群個別変動 Y_{bk}] α [対照群個別変動 Y_{bi}]
[他外的要因の影響 B] $\gg$ [本件事故の影響 F]

対照群 i 前後差(BA)を横断面前後差(DID)で除した指数を時系列回帰した定数項
 $\beta_{0i} \sim 1 / (1 - \zeta_i)$

因果関係図



5-2. 政策評価の推進に向けた提言

本節においては、本研究を通じて得た知見などを基礎として本研究により開発した新たな対策手法などを実際に応用した官公庁における政策評価の推進に向けての提言を行う。

5-2-1. 新たな対策手法の応用など政策評価の推進に向けた提言

1-1-1で述べたとおり、昨今政策措置の効果を評価しその企画立案や改善に際して過去の政策措置に関する定量的な評価を行いその結果を活用・反映することの重要性が改めて認識されている状況にある。

当該動向を受けて中央省庁には政策評価部局が設置され著名な大学などにおいては政策評価の専門研究組織が整備されるなど当該問題を巡る状況は改善しつつあるものの、なお現実の官公庁における政策評価の推進に関してはなお数多くの問題が残されていると考えられる。

本研究を通じて得た知見などを基礎として、今後の新たな政策評価手法の応用など政策評価の推進に向けた提言を述べおくこととする。

1) 官公庁での応用に適した内容及び言語での政策評価手法の整備

筆者のように政策の企画立案現場である官公庁から提起される課題を専門に処理している実務家の目から見た場合、本研究1-2での先行研究調査のうち「政策評価」手法の研究を標榜している研究のうち当該手法の適用に際しての前提条件や標準的手順、問題点などが明確に整理され平均的な官公庁の職員に理解できる形で記載されているものは希有であり、現状において官公庁での応用に適しているとは言難い内容のものが大半を占めている。

仮に当該官公庁の担当部局が十分な予算を与えられている場合には、こうした「政策評価」手法は委託によりシンクタンクの専門家により実用化されるものと考えられるが、そのような安易な外部委託の習慣こそが我が国の官公庁における内部的政策評価の定着を妨げてきた要因の一つであると断言できる。

特に官公庁の組織によっては経済学を履修した者が在籍しているとは限らず、計量分析ソフトウェアの利用も困難で、関連する学術論文誌の検索なども不可能な場合があることは現実に存在する深刻な問題であり、こうした困難な状況にある官公庁の現場での「政策評価」の実施に対しては手法を開発する側においても相応の注意が払われるべきである。

更に、官公庁であっても部局によっては英語を解する職員の比率が半数に満たない場合があり、英文学術誌に投稿された「政策評価」手法や既存の手法を基礎として英文で作成された応用手法の文献については、現実には全く用をなさない場合が少なくない。

従って、今後の政策評価の推進に向けて、「政策評価」の手法の適用に際しての前提条件や標準的手順、問題点などが明確に整理されて記載されている日本語の文献を整備していくことが非常に重要であると考えられる。

2) 官公庁での新たな政策評価手法の実用性評価の実施と優先順位の提示

大学など専門研究機関での「政策評価」の研究においては、学術的価値を基準として「政策評価」手法の整備・開発の優先順位と資源配分が決定される場合が大半であり、現実の官公庁が直面している課題が当該優先順位や資源配分と一致していることは稀である。

現実には、本研究が実証試験の題材とした福島第一原子力発電所事故による風評被害の問題については、今なお深刻な社会問題であり関連する統計資料などは大部分が公開されているにもかかわらず、当該問題自体から学術的価値を見いだすことが困難であるためか関

連する研究が活発に行われているとは言難い状況にある。

また何らかの理由により開発された新たな「政策評価」の手法の実用性については、実際に官公庁が直面している問題に応用した上で確認・検証され更なる改善・改良に向けた課題が抽出されることが理想的であるが、現実には前提条件の解釈など些細な問題点に起因して応用が断念されたり更なる改善や開発・改良が放棄されてしまうことが少なくない。

従って官公庁内の政策評価部局においては、古典的で手堅い「政策評価」手法に加えて新たに開発された手法を敢えて現実の課題に応用し、当該手法の実用性評価を行うとともにその結果に基づいて更なる改善や開発・改良に向けた「官公庁の側から見た政策評価手法の開発・整備の優先順位」を整理し提示していくことが重要であると考えられる。

当該官公庁の側における実用性評価については、官公庁自体がこれを実施することも有効であるが、これに加えて大学や専門研究機関での試験研究に用いられる公開試料の提供や課題の提示などの方法により広く知見を求めていくことも重要であると考えられる。

こうした官公庁側での実用性評価による研究動機・研究材料の提供は、短期的には相応の労力を必要とするものであるが、中長期的に見た場合には当該官公庁の政策分野における政策評価手法の開発・蓄積や将来を担う官僚及び研究者の人材育成において非常に有益なものであり、こうした官公庁側での労力の投入は政策評価の推進に向けた「先行投資」として積極的に位置づけられるべきである。

3) 大学及び専門研究機関での学際的な政策評価手法・資料の整備

大学など専門研究機関での「政策評価」の研究においては、労働経済など特定の学術分野を主眼に置いた研究が行われることが多く、本研究1-2での先行研究調査についても学際的な視点を持って行われた研究は非常に少数であった。

近年国内の著名な大学において整備された政策評価の専門研究組織において作成された学術文献を見た場合であっても、なお特定の学問分野にのみ依拠した「政策評価」の文献が大半であり、学際的な視点に立ったものは殆ど見られない状況にある。

その結果として、統計学の文献において既に知られている課題が計量経済学の文献において全く欠落していたり、本研究2-2で見たとおりの横断面前後差分析(DID)の手法に関する前提条件が学問分野や文献によって異なっており整合性がないなどの弊害が現実には生じている。

官公庁における「縦割行政の弊害」は指摘されて久しいが、本研究での経験に基づいて考えれば大学及び専門研究機関での「政策評価」の研究における「縦割「学問」の弊害」についても症状が深刻であって早急に改善されるべき課題であると考えられる。

統計等資料

1. 厚生労働省「食品の摂取制限及び出荷制限について(福島原子力発電所事故関係)」各報(2011年3月以降各広報時点) 厚生労働省ホームページ
2. 東京都中央卸売市場「市場統計情報/食肉検索」(各月報) 東京都中央卸売市場ホームページ
3. 農林水産省政策統括官室「米の相対取引価格」(各年度・月版) 農林水産省ホームページ
4. 農林水産省「作物統計調査/作況調査/水陸稲」(各年度報) 政府統計総合窓口 e-stat ホームページ
5. 総務省消防庁「東北地方太平洋沖地震(東日本大震災)被害報」(各報版) 総務省・消防庁 ホームページ

参考文献（敬称略・内容別公表時点順）

（基本的解説・教科書）（8）

001. Wooldridge J. "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data" MIT Press (2003)
Chapter 18 Estimating Average Treatment Effects
002. Cameron A. and Trivedi P. "Microeconometrics" Cambridge Univ. Press (2005)
Chapter 25 Treatment Evaluation
003. Angrist J. and Pischke J. "Mostly Harmless Econometrics: An empiricist's companion" Princeton Univ. Press (2008)
Chapter 3 Making Regression Make Sense
Chapter 5 Parallel Worlds: Fixed Effects, Difference-In-Differences, and Panel Data
004. Imbens G. and Wooldridge J. "Recent development in the Econometrics of program evaluation" Journal of Economic Literature (2009) Vol. 47 No. 1 5-86
Chapter 2 The Rubin Causal Model: Potential outcomes, the assignment mechanism and interactions
Chapter 6 Selection on unobservables
005. 北村行伸「ミクロ計量経済学入門」日本評論社（2009）
第12章 政策評価分析の手法
006. Manski C. "Policy analysis with incredible certitude" The Economic Journal (2011) Vol.121 No. 554 261-289
007. Columbia University Mailman School of Public Health "Population health methods / Difference-in-difference estimation" (2017)
<https://www.mailman.columbia.edu/research/population-health-methods/difference-difference-estimation>
008. 伊藤公一郎「データ分析の力 因果関係に迫る思考法」光文社新書（2017）

（個別論文）

- 政策評価・措置効果評価に関する先行研究・事例調査関連（8）
009. Winship C. and Morgan S. "The estimation of causal effects from observational data" Annual review of Sociology (1999), Vol. 25 659-706
 010. Heckman J. "Causal parameters and policy analysis in Economics: A twentieth century retrospective" (2000), Quarterly Journal of Economics, Vol.115 45-97
 011. Sobel M. "Causal inference in the social science" Journal of American Statistical Association (2000), Vol.95 No. 450 647--651
 012. Imbens G. "Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity : a review" The review of Economics and Statistics (2004), Vol.86 No.1 4-29
 013. Mouw T. "Estimating causal effect of social capital" Review of Sociology (2006), Vol 32. 79-102
 003. Angrist J. and Pischke J. "Mostly Harmless Econometrics: An empiricist's companion" Princeton Univ. Press (2008)（再掲）
 004. Imbens G. and Wooldridge J. "Recent development in the Econometrics of program evaluation" Journal of Economic Literature (2009), Vol. 47 No. 1 5-86（再掲）
 014. Lechner M. "The estimation of causal effects by Difference-in-Difference methods" Foundation

and Trends in Econometrics (2010), Vol. 4 No.3 165-224

- 015. Gangl M. "Causal inference in sociological research" Annual review of Sociology (2010), Vol.36 21-47
- 016. Stuart E. "Matching methods for causal inference: A review and a look forward" Statistical Science (2010) Vol.25 No.1 1-21
- 006. Manski C. "Policy analysis with incredible certitude" The Economic Journal (2011) Vol.121 No. 554 261-289 (再掲)

- 観察指標の処置の選択との独立性(CIA・CMIA)問題関連 / 推計手法一般関連 (22)

- 017. Rubin D. "Bayesian inference for causal effects: the role of randomization" Annals of Statistics (1978), Vol. 6, 34-58
- 018. Rubin D. "Using multivariate matched sampling and regression adjustment to control bias in observational studies" Journal of American Statistical Association (1979), Vol.74 No.366 318-328
- 019. Rosenbaum P. and Rubin D. "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects" Biometrika (1983), Vol.70, 41-55
- 020. Rosenbaum P. and Rubin D. "Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score" Journal of American Statistical Association (1984), Vol.79, 516-524
- 021. Holland P. "Statistics and causal inference" Journal of American Statistical Association (1986), Vol. 81. No.396 945-960
- 022. Rosenbaum P. "The role of a second control group in an observational study" Statistical Science (1987), Vol.2(3) 292-306
- 023. Rosenbaum P. "Optimal matching for observational data" Journal of the American Statistical Association (1989), Vol.84 No.408 1024-1032
- 024. Manski C. "Learning about treatment effects from experiments with random assignment of treatment" (1996), Journal of Human Resources 31, 709-733
- 025. Manski C. "The mixing problem in programme evaluation" The Review of Economic Studies (1997), Vol.64 No.4 537-553
- 026. Hotz J., Mullin C. and Sanders S. "Bounding causal effects using data from a contaminated natural experiment: analysis of effect of teenage childbearing" the Review of Economic Studies (1997), Vol. 64, No. 4 575-603
- 027. Imbens G. and Rubin D. "Bayesian inference for causal effects in randomized experiments with noncompliance" (1997), Annals of Statistics 25(1), 305-327
- 028. Greenland S., Robins J. and Pearl J. "Confounding and Collapsibility in causal effects" Statistical Science (1999) Vol.14 No.1 29-46
- 029. Imbens G. "The role of the propensity score in estimating dose-response functions" Biometrika (2000), Vol.87 No.3 706-710
- 030. Ichimura H. and Taber C. "Direct estimation of policy impacts" (2000), NBER Technical Working Paper No.254
- 031. Besley T. and Case A. "Unnatural experiments? Estimating the incidence of endogenous policies" Economic Journal (2000), Vol.110 No.467 672-694
- 032. Athey S. and Imbens G. "Identification and inference in nonlinear difference-in-difference models"

(2002), NBER Technical Working Paper T0280

- 033. Rosenbaum P. "Covariance adjustment in randomized experiments and observational studies" *Statistical Science* (2002), Vol.17 No.3 286-304
- 034. Abadie A. and Imbens G. "Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment effects" (2002) NBER Technical Working Paper T0283
- 035. Rubin D. and Waterman R. "Estimating the causal effects of marketing interventions using propensity score methodology" *Statistical Science* (2006), Vol.21 No.2 206-222
- 036. Rubin D. "Causal inference through potential outcomes and principal stratification: Application to studies with "censoring due to death"" *Statistical Science* (2006), Vol.21 No.3 299-309
- 037. Lewbel A. "Estimation of average treatment effects with misclassification" *The Econometric society* (2007), Vol. 75 No.2 537-551
- 038. Conley T. and Taber C. "Inference with "difference in difference" with a small number of policy changes" *The review of Economics and Statistics* (2011), Vol.93 No.1 113-125

- 観察指標の処置の選択との独立性(CIA・CMIA)問題関連 / 操作変数(IV)関連 (15)

- 039. Angrist J. "Lifetime earnings and the Vietnam Era draft lottery: evidence from social security administrative records" *The American Economic review* (1990), Vol.80 No.3 313-336
- 040. Angrist J. "Instrumental variable estimation of average treatment effects in Econometrics and Epidemiology" (1991), NBER Technical Working Paper No.115
- 041. Angrist J and Krueger A. "Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?" *The quarterly journal of Economics* (1991), Vol.106 No.4 979-1014
- 042. Imbens G and Angrist J. "Identification and estimation of local average treatment effect" *Econometrica* (1994), Vol.62 No.2, 467-476
- 043. Angrist J. and Imbens G "Two stage least square estimation of average causal effect in models with variable treatment intensity" *Journal of American Statistical Association* (1995), Vol.90 No.430 431-442
- 044. Bound J., Jaeger A. and Baker R. "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the exogenous explanatory variables are weak" *The American Statistics Association* (1995), Vol.90 No.430 443-450
- 045. Heckman J. "Instrumental variables: a cautionary tales" (1995), NBER Technical Working Paper No. 185
- 046. Angrist J, Graddy K. and Imbens G. "Non-parametric demand analysis with an application to the demand of fish" (1995), NBER Technical Working Paper No.178
- 047. Angrist J, Imbens G. and Rubin D. "Identification and causal effects using instrumental variables" *Journals of American Statistical Association* (1996), Vol.90, 431-442
- 048. Heckman J. "Randomization as an instrumental variable" *The Review of Economics and Statistics* (1996), Vol.78 No.2 336-341
- 049. Heckman J. "Instrumental variables: a study of implicit behavioural assumptions used in making program evaluations" *The Journal of Human Resources* (1997), Vol.32 No.3 441-462
- 050. Manski C. and Pepper J. "Monotone instrumental variables with an application to the return to schooling" *Econometrica* (2000), Vol.68 No.4 997-1010
- 051. Ichimura H. and Taber C. "Propensity-score matching with instrumental variables" *The American*

Economic Review (2001), Vol.91 No.2 119-124

052. Angrist J and Krueger A. "Instrumental variables and the search for identification from supply and demand to natural experiment" The Journal of Economic perspective (2001), Vol.15 No.4 69-85
053. Newey W. "Nonparametric instrumental variables estimation" The American Economic Review (2013), Vol.103 No.3 550-556

- 観察指標の処置の選択との独立性(CIA・CMIA)問題関連 / 共通平行推移(CT・PT)問題関連 (12)

054. Aschenfelter O. "Estimating the Effect of Training Programmes of Earnings" Review of Economics and Statistics (1978), Vol.60, 47-57
055. Card D. "The impact of the Mariel boatlift on the Miami labour market" Industrial and Labor Relations Review (1990), Vol.44, 245-257
056. Card D. and Krueger A. "Minimum wages and employment; A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania" American Economics Review (1994), Vol.84 No.4, 772-793
057. Ashenfelter O. and Card D. "Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effects of training programmes" Review of econometrics and Statistics (1995), Vol.67, 648-660
058. Card D. and Kruger A. "A reanalysis of the effect of the New Jersey minimum wage increase on the fast food industry with representative payroll data" (1998), NBER Working Paper 6386
059. Fichtenberg C. and Granz S, "Association of the California Tobacco control program with decline in cigarette consumption and mortality from heart disease" New England journal of Medicine (2000), Vol.343 No.34 1772-1777
060. Abadie A. and Gardeazabal J. "The economic cost of conflict: a case study of the Basque country" The American Economic Review (2003), Vol.93 No.1 113-132
061. Abadie A. "Semiparametric Difference-In-Difference estimators" Review of Economic Studies (2005), Vol.72 No.1, 1-19
062. Pischke J. "The impact of length of the school year on student performance and earnings: evidence from the German short school years" Economic Journal (2007) Vol. 117, 1216-42
063. Ferraz C. and Finan F. "Exposing corrupt politicians: The effects of Brazil's publicly released audits on electoral outcomes" The Quarterly Journal of Economics (2008) vol.123 No.2, 703-745
064. Qin J. and Zhang B. "Empirical Likelihood based Difference-In-Difference estimators" Journal of the Royal Statistical Society (2008), Vol.70 No.2 329-349
065. Abadie A., Diamond A. and Hainmueller J. "Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco program" Journal of the American Statistical Association (2010), Vol.105 No.490 493-505

- 観察指標の処置の選択との独立性(CIA・CMIA)問題関連 / 推計手法比較関連 (12)

066. LaLonde R. "Evaluating Econometric evaluations of training programme with experimental data" The American Economic Review (1986), Vol. 76. No.4 604-620
067. Heckman J., Ichimura H. and Todd P. "Matching as an econometric evaluation estimator" Review of Economic Studies (1997), Vol.64 No.4 605-654
068. Heckman J. Ichimura H. Smith J. and Todd P. "Characterizing selection bias using experimental

data" *Econometrica* (1998), Vol.66, No.5 1017-1098

069. Dehejia R. and Wahba S. "Causal effects in nonexperimental studies: reevaluation the evaluation of training programs" *Journal of American Statistical Association* (1999), Vol.94 No.446 1053-1062
070. Smith J. and Todd P. "Reconciling conflicting evidence on the performance of propensity score matching methods" *The American Economic Review* (2001) Vol.91 No.2 112-118
071. Dehejia R. and Wahba S. "Propensity score matching methods for nonexperimental causal studies" *The Review of Economics and Statistics* (2002), Vol.84 No.1 151-161
034. Abadie A. and Imbens G. "Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment effects" (2002) NBER Technical Working Paper T0283 (再掲)
072. Agodini R. and Dynarski M. "Are experiments the only option? A look at dropout prevention programs" *The Review of Economics and Statistics* (2004), Vol.86 No.1 180-194
073. Zhao Z. "Using matching to estimate treatment effects: data requirements, matching metrics and Monte Carlo evidence" *The Review of Economics and Statistics* (2004), Vol.86 No.1 91-107
074. Michalopoulos C., Bloom H. and Hill C. "Can propensity-score methods match the findings from a random assignment evaluation of mandatory welfare-to-work program?" *The Review of Economics and Statistics* (2004), Vol.86 No.1 156-179
075. Imai K., King G. and Stuart E. "Misunderstandings between experimentarists and observationalists about causal inference" *Journal of the Royal Statistical Society* (2008) Vol.171 No.2 481-502
076. Kam C. and Palmer C. "Reconsidering the effects of education on political participation" *The Journal of Politics* (2008), Vol.70 612-631
077. Henderson J. and Chatfield S. "Who matches? Propensity score and bias in the causal effects of education on participation" *The Journal of Politics* (2011), Vol.72 No.3 646-658

- 処置群・対照群の同時存在性(OVLA)問題関連 (1)

067. Heckman J., Ichimura H. and Todd P. "Matching as an econometric evaluation estimator" *Review of Economic Studies* (1997), Vol.64 No.4 605-654 (再掲)
068. Heckman J. Ichimura H. Smith J. and Todd P. "Characterizing selection bias using experimental data" *Econometrica* (1998), Vol.66, No.5 1017-1098 (再掲)
069. Dehejia R. and Wahba S. "Causal effects in nonexperimental studies: reevaluation the evaluation of training programs" *Journal of American Statistical Association* (1999), Vol.94 No.446 1053-1062 (再掲)
078. Crump K. Hotz V. Imbens G. and Mitnik O. "Dealing with limited overlap in estimation of average treatment effects" *Biometrika* (2009), Vol. 96, 187-199

- 横断面前後差分析(DID)の推計誤差・偏差問題関連 / 系列相関(NEAA) 問題関連 (7)

079. Amemiya T. "A note on a random effect model" *International Economic Review* (1978), Vol.19 No.3 793-796
080. Nickell S. "Biases in dynamic models with fixed effects" (1981), *Econometrica* XLIX. 334-338
081. Solon G. "Estimating autocorrelations in Fixed Effect Models" (1984), NBER Technical Working Paper 32
082. Moulton R. "Random group effects and precision of regression estimates" *Journal of Econometrics*

- (1986), Vol.32 385-397
083. Bertrand M. , Duflo E. and Mullainathan S. "How much should we trust Difference-In-Difference estimates ?" *Quarterly Journal of Economics* (2004), Vol.119 No.1, 249-275
 084. Donald S. and Lang K. "Inferences with difference-in-difference and other panel data" *The Review of Economics and Statistics* (2007), Vol.89 No.2 221-233
 085. Hansen C. "Generalized least squares inference in panel and multilevel models with serial correlation and fixed effects" *Journal of Econometrics* (2007), Vol.140 No.2 670-694
- 横断面前後差分析(DID)の推計誤差・偏差問題関連 / 処置効果の対象毎の安定性(SUTVA)問題関連 (24)
086. Fisher R. "The design of exoeriments" (1935), Edinburgh, Oliver and Boyd.
 087. Neyman J. "Statistical problems in agricultural experimentation" *Journal of Royal statistical society* (1935), II 2. 107-154
 088. Cox D. "The planning of the experimens" (1958), New York, Wiley
 089. Rubin D. "Randomization analysis of experimental data; the Fisher randomization test comment" *Journal of American Statistical Association* (1980), Vol.75, 591-593
 090. Rubin D. "Which ifs have causal answers?" *Journal of American Statistical Association* (1986), Vol.81, 961-962
 091. Halloran M. and Struchiner C. "Study designs for dependent happenings" *Epidemiology* (1991), Vol.2 331-338
 092. Jones S. "Was there a Hawthorne effect?" *American Journal of Sociology* (1992), Vol.98, 451-468
 093. Manski C. "Identification of endogenous social effects: the reflection problem" *The Review of Economic Studies* (1993), Vol.60 No. 3 531-542
 094. Halloran M. and Struchiner C. "Causal inferences in infectious deceases" *Epidemiology* (1995), Vol.6 142-151
 095. Glaeser E. Sacerdote B. and Scheinkman J. "Crime and social interaction" *The quarterly Journal of Economics* (1996), Vol. 111 No.2 507-548
 096. Heckman J. , Lochner L. and Taber C. "General-Equilibrium Treatment Effects: A Study of Tuition Policy" NBER Working Paper 6426, *American Economic Review* (1998), Vol.88, 381-386
 097. Glaeser E. Sacerdote B. and Scheinkman J. "The social multiplier" NBER working paper 9153 (2002)
 098. Angrist J. and Lang K. "How important are classroom peer effects? Evidence from Boston's METCO program" (2002) NBER Working paper 9263
 099. Duflo E. and Saez E. "The role of information and social interactions in retirement plan decisions: evidence from a randomized experiment" *The Quarterly Journal of Economics* (2003), Vol.118 No.3 815-842
 100. Angrist J. and Lang K. "Does School integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco program" *The American Economic Review* (2004) Vol.94 No.5 1613-1634
 101. Miguel E. and Kremer M. "Worms: Identifying impacts on education and health in the presence of externalities" *Econometrica* (2004) vol.72 No.1 159-217
 102. Rubin D. "Causal inference using potential outcomes: design, modeling, decisions" *Jouirnal of*

American Statistical Associations (2005), Vol.100 No.469 322-330

103. Sobel M. "What do randomized studies of housing mobility demonstrate? causal inference in the face of interference" Journal of American Statistical Association (2006), Vol.101, 1398-1407
104. Rosenbaum P. "Interference between units in randomized experiments" Journal of American Statistics Association (2007), Vol.102, 191-200
105. Hudgens M. and Halloran M. "Towards causal inference with interference" Journal of American Statistics Association (2008), Vol.103, 832-842
106. Nickerson D. "Is voting contagious? evidence from two field experiments" The American Political Science Review (2008), Vol.102, No.1 49-57
107. VanderWeil T. "Concerning the consistency assumption in causal inference" Epidemiology (2009), Vol.20, 880-883
108. Sinclair B. McConnell M. and Green D. "Detecting spillover effects: design and analysis of multilevel experiments" American Journal of Political Science (2012), Vol.56 No.4 1055-1069
109. Laffers L. and Mellace G. "Identification of the Average Treatment Effect when SUTVA is violated" (2016), mimeo.

(福島県産農産物風評被害関係)

110. 古屋温美・横山真吾・中泉昌光「東日本大震災による農林水産物の風評被害に関する研究」(2011) 産業連関 イノベーション&I-O テクニク 19(3) 2011-10 p5-17
111. 阿部史郎「農産物・水産物の流通から見る風評被害」(2013) 社会関係資本研究論集 専修大学社会知性開発研究センター 第4号 p23-40
112. 吉野章「福島原発事故に伴う野菜の「風評」被害額の推計」(2013) 環境経済・政策研究 環境経済・政策学会 第6巻第1号 2013-3 p29-40
113. 戒能一成「東京電力福島第一原子力発電所事故による農林水産物の風評被害と損害賠償に関する経済学的分析」(2017) RIETI Discussion Paper Series 17-J-003