

DISCUSSION PAPER SERIES

ERSS J21-1

農村工業化政策の地域経済効果
— 1970年～2010年の市町村パネルデータ分析 —

上智大学 倉田正充

2022年 1月



ECONOMIC RESEARCH SOCIETY
OF SOPHIA UNIVERSITY

KIOICHO, CHIYODA-KU, TOKYO 102-8554, JAPAN

農村工業化政策の地域経済効果

— 1970年～2010年の市町村パネルデータ分析* —

倉 田 正 充†

本稿では、1971年の施行から2017年の改正に至るまで日本の農村工業化政策における重要な役割を担った「農村地域工業等導入促進法」（農工制度）の長期的な政策効果を検証する。農工制度は条件不利地域の市町村を対象に、税制・金融等の面での優遇措置を備えた工業等導入地区（農工団地）の設置を認めることで、製造業等の企業誘致の促進を企図した政策であった。他方で同制度は農業と工業等との均衡ある発展を目標に掲げ、制度の導入条件として農業の基盤整備事業等の推進も義務付けるといった国際的に見ても特殊な地域ベースの政策（place-based policy）となっている。同制度が地域経済に与えた長期的影響を因果関係として検証すべく、1970年から2010年までの市町村パネルデータを構築した上で、制度導入のタイミングが各市町村で異なる状況下でも政策効果の推定が可能な Staggered Difference-in-Differences の手法を用いた。分析の結果、約40年間にわたる農工制度の全体的な平均処置効果としては、工業発展の指標である製造品出荷額等で44～48%の増加という大きな正の影響が確認された。また農業発展の指標である農業産出額で9～10%、全体的な経済成長の指標である課税対象所得でも4～6%という正の効果が認められた。ただし卸売・小売販売額については統計的に有意でないか軽微な効果しか検出されず、これら産業への影響は限定的であったと考えられる。

キーワード: 農村地域工業等導入促進法（農工制度）；農村工業化；地域ベースの政策（place-based policy）；Staggered Difference-in-Differences

JEL Classification: H25, H70, O25, R38, R58

* 本研究は公益財団法人 全国銀行学術研究振興財団の助成を受けたものである。また本稿の執筆にあたり、情報公開制度に基づき農林水産省農村振興局より行政データの提供を受けた。記して感謝したい。

† 上智大学 経済学部 経済学科（連絡先：kurata@sophia.ac.jp）

1. はじめに

現代の国際社会において、農村と都市間の経済格差は依然として重要な課題となっている。例えば1日1.9ドル未満で暮らす世界の貧困者数は2015年の段階で約7億4千万人と推計されているが、その80%は農村に暮らす人々である。また人口に占める貧困者の割合は都市部の5.3%に対して農村部は17.2%であり、農村では貧困に陥るリスクが3倍以上も高いのが現状である(United Nations, 2019a)。このような状況を受け、国連が定める「持続可能な開発目標(SDGs: Sustainable Development Goals)」でも第10目標において「格差の縮小(Reduced Inequalities)」が掲げられており、その達成に向けた専門家会議では農村・都市間の格差縮小に向けた方策が議論されてきた(United Nations, 2019b)。

このような経済発展に伴う農村・都市間の地理格差、あるいは農業・非農業間の産業格差の拡大は、日本を含む現在の多くの先進国も経験してきた長年の課題であった(Kuznets, 1955)。農村・農家の絶対的かつ相対的貧困の軽減ためにこれまで提言されてきた方法は、第一に農村の主要セクターである農業の生産性向上を技術革新や制度面などから促進する政策である(Thirtle et al., 2003; Aker, 2011; Collier and Percon, 2014)。しかし歴史的には、この生産性向上によって低所得段階での絶対的貧困(食糧問題)を緩和できたとしても、経済発展が進むにつれて食糧価格が低下してしまうため、長期的には農家の相対所得の改善には繋がりにくいという「農業調整問題」に直面せざるをえなかった(Schultz, 1953; Hayami, 1988)。

そこで第二の方法として挙げられるのが農村の非農業セクターの発展、特に農村工業化による産業構造の転換である。つまり農業所得ではなく農外所得によって農村・農家の経済水準を引き上げるアプローチであり、実際に現代の途上国農村においても農外所得が大きな役割を担っている(Lanjouw and Lanjouw, 2001; Maggblade et al., 2010; Davis et al., 2010)。しかし一般的に農村は都市に比べて電気や道路等のインフラが整っておらず、また教育水準の高い労働者も都市に偏重する傾向があるため、地域経済をけん引する優良企業が農村に事業を展開するには様々な困難が生じる(Sonobe and Otsuka, 2006)。

この農村工業化を促すための典型的な政策として挙げられるのが、「地域ベースの政策」(Place-Based Policies)である。同政策は、個人や世帯の属性に着目して介入を行う「人ベースの政策」(People-Based Policies)とは異なり、地域の属性に応じて介入の判断が行われる。例えば条件不利地域や経済成長に遅れた地域などを対象に、補助金の給付や税の減免など様々な優遇措置が得られる工業・商業地区を設置し、企業を誘致する方法が多くの国で採用されてきた。地域ベースの政策の導入は集積の経済やネットワーク効果等の観点から理論的に正当化されうるものである一方、実証研究ではその実際の有効性に関するコンセンサスは得られていない(Barca et al., 2012; Neumark and Simpson, 2015)。ただし、これまでの先行研究は欧米諸国の事例が多く、日本をはじめアジア諸国の研究は相対的に少ないのが現状である。

本稿では、日本で 1971 年から実施された地域ベースの政策である農村地域工業等導入促進法（以下、「農工法」または「農工制度」と記す）が、地域経済に与えた長期的な経済効果について検証する。農工制度は工業発展の面で条件が不利な農山村地域を対象に、希望する市町村が実施計画を作成し導入する仕組みであった。導入市町村では「農工団地」と呼ばれる区域内において、対象業種の企業（製造業のみならず卸売業等の一部の第三次産業も含む）が税制面等での様々なメリットを享受する形で工場・店舗等を操業することが認められた。同制度の開始から 2017 年の改正に至るまでの約 50 年間の中で、全国市町村の約 45% が導入するに至った。

農工制度が特徴的であるのは、単に農村工業化を志向するだけではなく、「農業と工業等との均衡ある発展」を目指した点である。具体的には、導入市町村は農工団地の設置と並行して農業の基盤整備等の事業も実施することが規定されていた。つまり先述の 2 つの農村発展戦略（農業の生産性向上と、農村工業化による産業構造の高度化）の双方を兼ね備えた複合的アプローチであったと言える¹。そのため農工制度の長期的な政策評価を行うには、対象業種である製造業等だけでなく、農業生産への影響も評価対象とする必要がある。

この政策評価を行う上で、大きく二つの技術的な問題が存在する。第一に、農工制度は希望する市町村が導入を申請する仕組みであるため、そもそも農村工業化しやすい（また工業化による高い便益が期待できる）市町村ほど導入するという自己選択バイアスが生じる。この場合、仮に政策効果が皆無であったとしても導入市町村の方が平均的に工業化や経済成長に成功するため、ランダム化比較試験の場合のように単純に導入の有無でパフォーマンスを比較することはできない。そのようなバイアスに対処した因果推論を行うための様々な統計的（準実験的）手法が存在するが、本分析ではその中でも標準的な方法である「差の差」(DD: Difference-In-Differences) 分析を採用する。

しかし第二の問題として、農工制度のように長期間かつ介入のタイミングが異なる（導入年が各市町村で異なる）政策の場合、従来の DD 分析では政策効果の適切な推定が困難であるということが挙げられる。これは近年になって明らかとなった問題であり（詳細は 3.1 節を参照）、主に 2020 年前後から様々な改善策が開発されている（Cengiz et al., 2019; Sun and Abraham, 2020; Callaway and Sant’Anna, 2021; Wooldridge, 2021）。本稿ではこのうち、

¹ この意味で農工制度は、戦後日本の高度経済成長が始まる 1950 年代後半から社会問題化した農家・非農家間の所得格差（農工間格差）を是正するための一連の政策の中に位置づけられる。例えば 1960 年に開始された生産費・所得補償方式による生産者米価の引き上げや、1961 年に成立した農業基本法に基づく高付加価値農産物へのシフト（「選択的拡大」）などは、農業所得の改善によって農工間格差の是正を企図する第一のアプローチであった（本間, 2010）。これに対して農工制度は農村の産業構造の高度化により非農業（農外）所得の面から同格差を是正する第二のアプローチを主軸としつつも、農業基盤整備も兼ね備えた複合的アプローチとして位置づけられる。

長期的な政策効果を特定のタイムスパンで集計できる等の長所を備えた Callaway & Sant'Anna (2021)の手法を利用することで、精度の高い政策効果の推定を試みた。

1970年から2010年までの市町村レベルのパネルデータを用いた分析の結果、約40年間にわたる農工制度の全体的な平均処置効果としては、工業発展の指標である製造品出荷額等で44~48%の増加という大きな正の影響が確認された。また農業発展の指標である農業産出額で9~10%、全体的な経済成長の指標である課税対象所得でも4~6%という正の効果が認められた。しかし卸売・小売販売額については統計的に有意でないか軽微な効果しか検出されず、これら産業への影響は限定的であったと考えられる。

以上の結果は、いくつかの留意点は残しつつも、農工制度が日本の農村工業化のみならず農業振興にも寄与し、長期的に地域経済の発展に貢献したと評価するに足るエビデンスであると考えられる。農工法は2017年に「農村地域への産業の導入の促進等に関する法律」(農村産業法)として改正され、対象業種・地域ともに拡大することとなった。今後は、この農工制度の長期的な政策効果を維持しつつ、その問題点の改善ができていくかという効果検証が重要な課題となる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では制度的背景として、戦後日本経済の成長と産業構造の変化を概観した上で、農工制度の概要と実績について説明する。第3節では分析方法として、使用する統計手法や変数、データについて述べる。第3節は分析結果を示す。まず農工制度の導入や各種アウトカムに関する記述統計を確認し、次いでDD分析に基づく政策効果の結果を様々な分析パターンで検討する。最後に、第5節にて結果をまとめるとともに、いくつかの留意点について考察を加える。

2. 制度的背景

2.1. 日本経済の概要

日本は1950年代半ばから70年代上半にかけて高度経済成長を実現し、一人当たり実質GDPは1955年から1970年までの15年間で3倍となった(図1)。その後、1971年のニクソンショックや1973年のオイルショック等の影響を受けて1970年代から経済成長は鈍化し、1990年まで続く「安定成長期」に入る。しかし1991年に始まるバブル崩壊を経て、日本経済は停滞期を迎えた。

この間、産業構造は変革期と安定期に二分される。図2に示される通り、1950年代から1970年代前半にかけてGDPに占める一次産業(農業)のシェアが17%から5%まで減少したのに対して、二次産業(主に工業)のシェアは20%から35%まで増加した。この変革期においては重化学工業が大きく発展する一方で、都市部での公害が大きな社会問題となった。

続く1970年以降はGDPに占める各産業のシェアに大きな変化が見られない安定期を迎える。しかし、国全体では二次産業のシェアは35%水準で一定であったものの、後述する

ように工業セクターは徐々に都市部から農村部へとシフトしていった。その背景には、公害の軽減も企図した工業再配置促進法²等のほか、次に詳述する農工制度の影響もあった。

2.2. 農工制度の概要³

農工制度は、特定の農村地域に様々な優遇措置を備えた工業等導入地区（農工団地）を設置することによる企業誘致の促進政策であり、1971年施行の農村地域工業等導入促進法（農工法）によって導入された。その目的は同法第一条において、「農村地域への工業等の導入を積極的かつ計画的に促進するとともに農業従事者がその希望及び能力に従ってその導入される工業等に就業することを促進するための措置を講じ、並びにこれらの措置と相まって農業構造の改善を促進するための措置を講ずることにより、農業と工業等との均衡ある発展を図るとともに、雇用構造の高度化に資すること」とされている。すなわち農村工業の発展のみならず、農業の構造改革をも企図している点がこの農工制度の大きな特徴である⁴。

この目的に即して農工法は、農工団地の設置が可能となる対象地域と、その団地の利用が可能となる対象業種をそれぞれ規定している。対象地域は主に、農業依存度が高く工業の発展という観点では条件が不利な農山村地域とされた。具体的には、農業振興地域の整備に関する法律（農振法）で定められた「農業振興地域」、山村振興法で定められた「振興山村」、また過疎地域自立促進特別措置法で定められた「過疎地域」が該当する。さらに原則として、都市部である三大都市圏及び人口が10万人以上の市町村は対象外となった⁵。

また対象業種としては、①工業（製造業）、②道路貨物運送業、③倉庫業、④梱包業、⑤卸売業の5業種が指定された。この理由は、これらの業種は労働力と用地確保等の観点で農村地域に立地する誘因を持っており、かつ労働集約性が高く現地での大きな雇用増加が見込まれると考えられたためである。

² 過度な工業集積地域から他地域への工場等の移転を促進する制度。2006年廃止。

³ 本節の説明は主に倉田（2018）に基づく。

⁴ 当時の重要な農業政策として、同じく1971年に稲作転換対策（コメの生産調整、いわゆる「減反」）が本格導入されている。これは当時のコメの過剰供給問題を解消するために、コメの生産量あるいは水田面積そのものを減少させる政策であり、水田を休耕あるいは飼料作物や果樹、野菜に転作する場合に補助金が支給された（休耕に対する奨励金の支給は1973年まで）。初年度の減反目標面積は当時の水田面積の17%に相当する約55万ヘクタールに及んだが、この達成の内訳には自治体による水田の買い上げや非農用地への転用も含まれている（本間，2010）。つまり農工制度は、この減反対象となった水田を工業用地に転用する「受け皿」としても機能したと考えられる。

⁵ 例外として人口が10万人～20万人までの地域であっても、人口増加率又は製造業等の就業率が全国平均値より低い場合は対象として認められた。人口20万人以上の場合は対象外となる。

対象地域が農工制度に基づく農工団地の設置を希望する場合、まずは都道府県が主体となって「基本計画」を策定する。同計画で定めるべき項目としては、導入すべき工業等の業種や、工場用地と農用地の土地利用に関する方針、さらには工業等の導入に合わせて農業構造の改善を促進するための基盤整備等の方針などが含まれる。特に最後の点は、上述の通り農工法の目的である「農業と工業等との均衡ある発展」という観点から、農業の生産性向上のための整備事業も併せて実施することが同法第 16 条⁶にて規定されている。

次に、この基本計画に基づいて都道府県あるいは市町村が主体となって「実施計画」を作成する。ここではより具体的な農工団地の設置区域や、そこに導入すべき工業等の業種及び規模、また農業の基盤整備事業等に関する事項などが定められる。なお農工団地の設置に当たっては農用地を転用することも可能であり、その場合には農地法や農振法で定められた厳しい転用規制の例外措置となった⁷。以上の計画立案後、市町村は当該都道府県知事の同意を得たのちに主務大臣⁸に報告を行う。さらに市町村は、必要に応じて農地転用や都市計画の開発許可を得たのち、農工団地の具体的な整備を開始する。具体的には、工場用地や共同流通業務施設、また道路、工業用水道及び通信運輸施設等のインフラを整備することとなる（第 14 条）。

この農工団地を対象業種の事業者が利用する場合に得られる優遇措置は主に次の 3 つである。

- ① 税制上の措置：事業税、農工団地内の土地及び建物の取得に関する不動産取得税、またそれら不動産や事業に要する機械等の固定資産税の減免（第 10 条）⁹
- ② 金融上の措置：日本政策金融公庫による低利子融資
- ③ その他の措置：自治体による就業支援（職業紹介、職業訓練、職業転換給付金の支給等）

特に①税制上の措置については、これら地方税の減免（課税免除又は不均一課税）に伴う自治体の減収分に対して、政府からの地方交付税交付金を通じた補填がなされた（第 10 条）。つまり自治体にとっては、農工団地を設置することで上記の優遇措置をインセンティブとした企業を誘致し地域経済を活性化できる上、その税制上の優遇措置のコストを政府に肩代わりしてもらえるとという魅力的な制度となっていた。

⁶ 同項では「国及び地方公共団体は、実施計画で定める農業構造の改善を促進するため、農業生産の基盤の整備及び開発、農業経営の近代化のための施設の整備等の事業の推進に努めなければならない」としている。

⁷ 個人が農工団地に供する形で農地を譲渡した場合は、その所得税を軽減するという税制上の優遇措置も与えられた。

⁸ 農工法における主務大臣とは、農林水産大臣、経済産業大臣、厚生労働大臣及び国土交通大臣を指す（第 19 条）。

⁹ この減収補填措置は法務省令の改正により 2008 年以降は実施されていない。

2.3. 農工制度の実績と評価

実際、農工法の施行直後から数多くの市町村が農工制度を導入した。図3は、2014年4月時点での市町村を基準とした農工制度の導入市町村数とその累積割合を示している。導入のピークは制度開始の翌年に当たる1972年であり、1975年までの4年間で全市町村の30%に相当する518市町村が導入するに至った¹⁰。その後、1970年代後半から1990年代前半にかけては毎年10前後の市町村が導入し、1990年には導入割合が40%に達する。しかし1995年ごろからは年に数件を数えるまでに減少した。

以上の農工制度の導入により、数多くの企業が農工団地に誘致されるとともに現地での雇用が創出された。図4は全国の農工団地における累積操業企業数と、同企業による累積雇用者数（総雇用者数と地元雇用者数）の推移を示している。農工制度を新規導入する市町村数が頭打ちとなった1990年以降も、操業企業数及び雇用者数は増加傾向にあったことが確認できる。農工制度の開始から2008年までの累計で、操業企業数は約8,300社、その雇用者数は約60万人となり、そのうち76%に当たる45万人は農工団地を設置した市町村に居住する地元雇用者であった。

以上の実績を踏まえて、政府（農林水産省農村振興局）は2015年に全国の市町村を対象とした農工制度に関するアンケート調査を実施した（農林水産省、2015）¹¹。その結果、制度導入済みの市町村が挙げた農工制度の貢献として最も多かったのは「企業誘致による農業従事者の雇用機会の増大」（29.5%）であり、次いで「農村からの人口流出の防止」（23.0%）、「地方自治体の安定した税収の確保」（14.8%）であった。他方で「担い手の経営規模の拡大を通じた農業の振興」と回答した割合は2.6%に留まっている。

以上の回答を受けて農林水産省（2015）は「農工法の立法効果を裏付ける結果となっている」とした。また政府は、農業の担い手への農地集約率は農工制度を導入していない市町村の30%に対して導入市町村では40%と高い傾向にあることから、農業構造の改善の面においても一定の成果を上げたとの見解を示した（田辺、2017）。

ただし以上の評価は、各市町村担当課の「主観的」なアンケート回答や、担い手への農地集約率という限定的な指標に基づくという点で留意が必要である。また管見の限りでは農工制度の長期的な経済効果に関して定量的な分析を行った先行研究は存在していない。関連する研究として、倉田（2018）は2014年時点の全国の農工団地で操業する企業レベルの

¹⁰ 市町村合併の影響で、どの年の市町村を基準とするかによって導入市町村の数は異なってくる。1975年当時の市町村を基準とした場合、同年までの導入累計数は782市町村であり、全市町村の24%に相当する。

¹¹ 「農工法のこれまでの取組により、どのような点で地域経済の活性化等に寄与していると考えているか」との質問に対して、有効と考える順に3つ選択する形式。本文中の括弧内は、その全回答を100%としたときに占める各回答項目の割合を示す。

データを用いて、企業、農工団地、また市町村レベルの諸要因をコントロールした産業別の雇用吸収力を分析している。その結果によれば、農工団地において雇用吸収力の高い業種は電子部品・デバイス、情報通信機械器具、精密機械器具等の製造業であり、これらの業種に比べると運送業や卸売・小売業などの非製造業の吸収力は相対的に低いことが明らかとなっている。しかし同研究は1時点のクロスセクション・データによる分析であり、農工制度の長期的経済効果を検証するものではない。

農工法は2017年に「農村地域への産業の導入の促進等に関する法律」(農村産業法)として改正された。これに伴い対象業種は工業等の5業種に限定せずサービス業等にも拡張され、また対象地域も拡大することとなった。今後、農村産業法の影響を把握していくためにも、これまでの農工制度の長期的な経済効果について厳密なエビデンスを検討することは重要である。

3. 分析方法

3.1. 推計手法

分析の期間は、後述する利用可能なデータの観点から、農工制度が開始される直前の1970年から2010年までの40年間とする。農工制度の経済効果を測るための推計は、分析単位を市町村とした「差の差」(DD: Difference-In-Differences)推定を行う。本文脈におけるDD推定とは基本的に、何らかのアウトカム(例えば所得)に関する制度開始前の1970年から2010年までの変化分を、農工制度を導入した市町村(「導入市町村」、または「介入群」と呼ぶ)と導入しなかった市町村(「非導入市町村」、または「比較群」と呼ぶ)の間で比較するという方法である。

標準的な2期間(例えば1970年と2010年)と2群(介入群及び比較群)を仮定した場合、最も単純なDDの推計式は次の通りである。

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta(D_i \cdot Post_t) + \epsilon_{it}$$

ここで Y_{it} は t 年における市町村 i のアウトカム、 α_i は時間的に変化しない市町村 i の固有の特徴(例えば地理的特徴)をコントロールする固定効果、 γ_t は全市町村に共通した時間的変化をコントロールする年固定効果、 D_i は市町村 i が農工制度を導入していれば1の値(それ以外は0の値)をとるダミー変数、 $Post_t$ は介入後となる2期目であれば1の値(介入前の1期目は0の値)をとるダミー変数、そして ϵ_{it} は誤差項である。このモデルは2種類の固定効果を含めていることから二元配置固定効果(TWFE: Two-Way Fixed Effects)モデルとも呼ばれる。

同モデルで注目すべきパラメータは β であり、仮にこれが統計的に有意な正の係数であれば、農工制度はアウトカムに対して正の影響をもたらしたと考えられる。しかし β が適切な

一致推定量となるには、主に次の仮定が満たされている必要がある。すなわち、(1) ある市町村のアウトカムが他の市町村の介入状況から影響を受けないこと (SUTVA: Stable Unit Treatment Value Assumption)、(2) もし介入政策が存在しなかった場合に介入群と比較群のアウトカムの変化が平行していること (平行トレンド)、(3) 介入群における介入前のアウトカムは介入の有無に関わらず同一であること¹²、の3点である。特に重要となる平行トレンドの仮定は部分的に検証可能であり、詳しくは後述する。

しかし近年の研究によって、上記の TWFE モデルでの DD 推定は標準的な 2 期間・2 群の枠組みでは適用可能である一方、多期間かつ介入のタイミングが異なる枠組みにおいては上記仮定が満たされていたとしても β が適切な推定量とはならないことが明らかとなっている。この端的な原因は、先行する介入群が後の介入群にとっての「比較群」として推定上扱われてしまうために負のウェイトが発生することであり、仮にその政策に正の影響がある場合でも逆に負の影響として推定されてしまうこともありうる。

この問題を解消すべく、多期間かつ介入のタイミングが異なる枠組みにおいても適切な効果検証が行える様々な手法が近年になって開発されている (Cengiz et al., 2019; Sun and Abraham, 2020; Callaway and Sant'Anna, 2021; Wooldridge, 2021)。本稿が分析対象とする農工制度は 1971 年の開始から 2017 年の改正まで長年に渡り実施され、かつ市町村によって導入年が異なることから、これらの手法を用いる必要がある。ここでは、同制度の導入の時期や期間によって異質的な効果を明確に集計でき、かつ共変量を用いることが可能な Callaway & Sant'Anna (2021) による Staggered DD と呼ばれる手法を用いた。具体的には、まず介入群における平均処置効果 (ATT: Average Treatment Effect on the Treated) の推定量は次のように示される。

$$\widehat{ATT}(g, t) = \frac{1}{N_g} \sum_{i:G_i=g} [Y_{it} - Y_{i,g-1}] - \frac{1}{N_\Gamma} \sum_{i:G_i \in \Gamma} [Y_{it} - Y_{i,g-1}]$$

これは g 期に介入を受けた介入群の t 期における ATT の推定量であり、Group-Time ATT と呼ばれる。 N_g は g 期に介入を受けた介入群のサンプルサイズ、 N_Γ は「比較群」のサンプルサイズである。ここでの「比較群」には 2 通りの設定方法が考えられる。第一に全期を通じて介入を受けなかった群 (never-treated units) とする場合で、これは通常と比較群の定義に一致する。第二に、 t 期ではまだ介入を受けていない群 (not-yet-treated units) とする場合も考えられ、これは通常と比較群に加えて、その時点でまだ介入を受けていない介入群も「比較群」に含むという定義である。後者は前者を内包するものであり、また遅れて介入を

¹² この 3 点目の仮定は、介入が開始した後にしか効果が発現しないことを示す。すなわち介入に先行して何らかの影響が生じることがないという意味で、“No Anticipatory Effects” の仮定とも呼ばれる。

受ける市町村は先行して介入を受ける市町村の比較対象として適切な特徴を持ちうることから、本稿では後者の設定で分析を行った。

Callaway & Sant'Anna (2021)では、この Group-Time ATT をベースとした様々な集計が提案されている。まず、介入を受けた期間によって処置効果を集計した Dynamic Effects は次のように定義できる¹³。

$$\theta_h^w = \sum_g w_g \widehat{ATT}(g, g+h)$$

これは介入開始から h 期後の ATT であり、ウェイト (w_g) としては介入のタイミングが異なるグループの相対頻度が使用される。仮に Dynamic Effects がどの h でも一定であれば、処置効果は時間的に固定的であることを示す。逆に一定でない場合、処置効果は介入からの経過時間とともに変化することを示し、例えば時間とともに効果が逡増していくケースや、介入直後には高い効果があるが時間とともに逡減していくケースなどが考えられる。また Dynamic Effects は平行トレンドの仮定の妥当性を検証する手がかりともなる。すなわち、介入前の Dynamic Effects が 0 であることが統計的に棄却できない場合、それは平行トレンドの条件が少なくとも介入前の時点までは満たされていたことを示唆する。

別の集計としては、次式のように介入のタイミング (g) が異なるグループ別での集計が考えられる。

$$\theta_s(g) = \frac{1}{T-g+1} \sum_{t=2}^T I\{g \leq t\} \widehat{ATT}(g, t)$$

ここで T は最終期、 $I\{g \leq t\}$ は介入期 (g) が t 期以前であれば 1 の値をとる変数である。これにより早期介入群と晚期介入群との間での処置効果の異質性が確認できる。Dynamic Effects がある場合、例えば処置効果が時間とともに逡増するような場合には、より早期に介入を受けた群ほどこの推定量は高くなると言える。また全グループの $\theta_s(g)$ の平均値は標準的な 2 期間・2 群の TWFE・DD における ATT に相当するものであり、全体的な処置効果を 1 つの推定量で代表させる場合はこれを用いることが推奨されている。他にも提示されている集計方法はあるが、本稿では上記の Dynamic Effects とグループ別集計 (及びその平均値) を効果指標として用いる。

なお Callaway & Sant'Anna (2021)の手法の別のメリットとして、平行トレンドの条件が満たされない場合でも、共変量を用いた条件付き平行トレンドの仮定の下で推定ができる

¹³ 分析のアプローチとしてはイベントスタディ (event-study) として知られる手法に類似する。

ことが挙げられる。具体的な推定量としては次式の Doubly-Robust Estimator が頑健なアプローチとなる。

$$\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{D_i}{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N D_j} - \frac{\frac{(1-D_i)\hat{p}(X_i)}{1-\hat{p}(X_i)}}{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{(1-D_j)\hat{p}(X_j)}{1-\hat{p}(X_j)}} \right) (Y_{i2} - Y_{i1} - \hat{E}[Y_{i2} - Y_{i1} | D_i = 0, X_i])$$

ここで X_i は共変量を、また $\hat{p}(X_i)$ は共変量による条件付けを行った上で介入を受ける確率 $p(X_i) = P(D_i = 1 | X_i)$ の予測値¹⁴を示す。右辺のシグマ記号の部分が Inverse Probability Weighting、最右項の $\hat{E}[Y_{i2} - Y_{i1} | D_i = 0, X_i]$ の部分が Regression Adjustment と呼ばれる調整である。なおここで用いるべき共変量は介入の影響を受けない変数、例えば介入前の状態を示す変数が使用される必要がある。また共変量を用いる場合、Strong Overlap と呼ばれる新たな仮定が求められる。これは共変量の各値を有する（あるいは一定の範囲に属する）サンプルの中に、介入群と比較群の双方が含まれているという仮定である。

ただし、共変量の使用は必ずしも推定の精度を高めるとは限らず、逆にバイアスを発生させてたり、また真の処置効果を過小評価してしまうリスクがあることにも注意が必要である (Goodman-Bacon, 2021)。そのため本稿では、共変量を用いない Staggered DD と、共変量を用いた条件付き Staggered DD の両方の結果を比較することで頑健性の確認を行う。

3.2. 介入群及び比較群の設定

本分析では、農工制度が開始された 1971 年以降に同制度を導入した市町村を介入群として定義する。図 3 で確認したように介入群のうち多くの市町村は 1970 年代に導入したものの、それ以降も 1990 年代頃までは一定数の市町村が遅れて導入しており介入のタイミングに大きな違いが生じている。しかしタイミングが異なるグループ別で処置効果の集計を行う上では、タイミングの違いを 1 年刻みで捉えて分類するとグループ数が膨大となり、全体的な傾向が掴みにくくなってしまいう問題が生じる。さらに 3.4 節で詳述するように、使用するデータは 1970 年から 2010 年までの 10 年間隔 (5 時点) のパネルデータであるため、1 年単位のタイミングの違いの影響を測ることは困難である。

よって本稿では、介入のタイミングの違いを 10 年刻みで集計することとした。具体的には、制度開始の 1971 年から 1980 年までに導入した市町村を「1970 年代介入群」、1981 年から 1990 年までに導入した市町村を「1980 年代導入群」などと分類している。各グループの市町村数は表 1 の介入群の欄に示す通りである。ただし 2000 年代介入群については 10 市町村しか存在せず、ATT の推定に当たって標準誤差が極めて大きくなってしまったため使

¹⁴ 介入ダミー変数を左辺、共変量を右辺としたロジット (あるいはプロビット) モデルでの推定に基づく予測値 (傾向スコア) を示す。

用データからは除外した。

また比較群については、介入群以外の市町村として定義することは適切ではない。なぜなら 2.2 節で説明した通り、農工制度では三大都市圏及び人口が 10 万人以上の市町村は原則として対象外であり、そもそも制度の申請資格が無かったためである。そこで本稿では、2010 年までの人口が 10 万人未満であり（すなわち制度の申請資格を有し）、かつ農工制度を導入しなかった市町村を比較群として定義する。

この定義に基づく比較群の市町村数は表 1 の比較群の欄に示す通りである。申請資格のない市町村（205 自治体）を除外した結果、使用データの市町村数は 1526 となり、このうち比較群は 791（52%）である。多期間かつ介入のタイミングが異なる枠組みにおいて安定した処置効果の推定を行うためには、全期を通じて介入を受けない比較群のサンプルが十分に存在することが求められる。この点において本分析は十分な比較群が確保できていると言える。

3.3. 変数

農工制度は工業だけでなく農業の構造改事業も同時に含むものである。また同制度の対象 5 業種には卸売業が含まれており、さらに運送業も対象となっていることから間接的に小売業への影響も想定される。以上から本稿が使用するアウトカム (Y_{it}) としては、次の 5 つの変数を使用する¹⁵。分析期間が長期のため、いずれの変数も地域別の消費者物価指数の長期時系列データを用いて実質化している。

- (1) 課税対象所得
- (2) 農業産出額
- (3) 製造品出荷額等
- (4) 卸売販売額
- (5) 小売販売額

また条件付き Staggered DD を行うための共変量 (X_{it}) としては、農工制度の導入の要因となりつつ、かつ農工制度の影響を受けない変数を選ぶ必要がある。本稿では農工制度の開始前である 1970 年時点での、各市町村の各種交通インフラ（空港、港湾、鉄道、高速道路）の存在を示す 4 つのダミー変数を共変量として採用した。これらの変数は市町村の内部だけでなく外部とのアクセス環境を示す指標であり、インフラが充実した市町村ほど工業だけでなく運送業や卸売業も対象とした農工制度を利用する傾向にあるためである¹⁶。また各

¹⁵ これら変数は全て各市町村の人口で除した一人当たり金額を対数化して推計を行う。

¹⁶ 結果表の掲載は割愛するが、農工制度の導入を示すダミー変数を被説明変数、これらの交通インフラに関する 4 つのダミー変数を説明変数とした回帰分析を行うと、特に空港と鉄道が統計的に有意な正の係数となった。4 つのダミー変数が複合的に農工制度の導入と有意に相関していることは F 検定で確認できる。

種インフラが存在する、あるいは存在しないグループの内部には介入群と比較群の双方が含まれており Strong Overlap の仮定も成立する。

3.4. データ

本稿が使用するデータについて、表 2 に各変数の出典と利用可能な期間についてまとめた。市町村レベルの長期的なパネルデータを構築することは、特に 2000 年代中頃の全国的な市区町村合併（いわゆる「平成の大合併」）の影響により煩雑な手続きを要するが（近藤, 2019）、本稿では現時点で最も長期的に主要変数をまとめている内閣府「選択する未来」委員会のデータを利用する（以下、「内閣府データ」とする）。内閣府データは 2014 年 4 月時点の市区町村を単位として、1970 年から 2013 年にかけての表 2 の 1~5 の変数を再集計しなおしたパネルデータである。本稿では、基本的にこの内閣府データをベースとしながら他の必要なデータを結合し、1970 年から 2010 年までの 10 年ごとの 5 期間パネルデータを再構築した。

内閣府データで注意すべき点として、製造品出荷額等は 1971 年から開始している一方、他の変数に関しては 1974 年以降から始まっている。この点は農工制度の開始が 1971 年であることを考えると分析上の制約となる。しかし仮に 1971 年に農工制度を導入したとしても、そこから農工団地を整備した上で企業を誘致し、実際の操業に至るには数年かかることが一般的であった。よってデータの開始年が厳密には 1970 年ではなくとも、実質的には制度実施前の状況を示すものとして見なすことは妥当と考えられる。また終了年についても農業産出額や卸売販売額、小売販売額は 2006 年または 2007 年までとなっている。このようなデータのばらつきがありつつも、本稿では 1970 年、1980 年、1990 年、2000 年、2010 年の各年次に最も近い調査年のデータを当てはめた。

次に農工制度の導入状況については「農村地域工業等導入地区管理基本調査」の個票データを用いる。同調査は農工制度を主管する農水省によって 2008 年まで毎年実施されていたものであるが¹⁷、そのデータは一般には公開されていない。本研究では農林水産省農村振興局の承認を得た上で、情報公開請求制度に基づき入手した定期的調査の最終年に当たる 2008 年のデータ（以下、「農工データ」とする）を用いる¹⁸。農工データには農工団地レベルの設置年や団地面積等のデータが含まれており、これを用いて各市町村における各年の導入状況をパネルデータ化して内閣府データに結合した。

他のデータについても表 2 に記載の通りである。交通インフラ（空港、港湾、鉄道、高速

¹⁷ 新規導入件数の減少に伴い 2009 年以降は一時的に中断されたが、法改正に向けて 2014 年に再度調査が行われている。

¹⁸ 本来は農工制度開始以来の調査データを用いることが望ましいが、情報公開請求時点でデジタル化され保存されているデータは 2003 年から 2008 年にかけての 6 時点のみであった。

道路)の整備状況は国土交通省「国土数値情報ダウンロードサービス」を利用し、GISソフトを用いて各種 Shape ファイルから各市町村の整備状況を抽出した。また内閣府データのアウトカムに関するデータを実質化するために、総務省『平成 22 年基準消費者物価指数』から 11 地方別の 1970 年から 2010 年までのデータを用いた。

4. 分析結果

4.1. 記述統計

4.1.1. 農工制度導入の推移

すでに図 3 で示した通り、農工制度の導入市町村は開始年の 1971 年から 1975 年頃にかけて急増し、その後は緩やかに増加していった。この地理的分布を地図で示したものが図 5 である。同図では、1971 年、1973 年、1975 年、2008 年の 4 時点において、導入市町村のうち農工団地の数が 5 以下の場合が緑、6 以上の場合が赤に色付けしている。全体的な傾向として、1975 年までに全国的に普及したことが視覚的に確認できる一方、例えば東北地方に農工団地の多い市町村が目立つ等の地域的な違いも観察される。

図 6 は 8 地方区分に基づく地方別の導入市町村の割合の推移を示しており、大きく 3 つのグループに分類することが可能である。すなわち、①60%以上の高い導入率を有する東北・中国地方、②45~50%の中程度の導入率を有する四国・中部・九州地方、そして③30%以下の相対的に導入率が低い北海道・関東・関西地方である。また制度普及の推移に関しては、特に高・中導入率の地方ではいったん 1980 年までで導入が収束しつつも、その後から再び増加傾向に転じるという傾向も確認できる。

4.1.2. アウトカムの推移

5 つのアウトカム(全て実質ベースの対数)の推移を、介入群と比較群で比較したものが表 3 及び図 7 である。まず課税対象所得は 1980 年に減少し、その後 2000 年まで増加したが 2010 年には再び減少となった。この傾向は介入群と比較群で概ね類似しているが、水準としては比較群の方が常に高い。農業産出額は全期を通じて低下傾向にあり、これも両群で類似しているが介入群の方が水準は高い。製造品出荷額等については、1970 年時点では介入群の方がわずかに低かったが、その後に比較群を上回るペースで増加している。卸売・小売販売額については所得と似たトレンドだが、介入群の方が水準は高い。

なお、この記述統計における介入群には介入のタイミングが異なるグループが混在していることに注意が必要である。例えば 1990 年より後に農工制度を導入した市町村(1990 年代介入群)は、1970 年、80 年、90 年の時点では未だ介入を受けてはいないものの、各平均値の計算には介入群として算入されている。次節の DD 分析では、3.1 節で詳述したように、介入群であっても当該期までに介入を受けていない市町村(not-yet-treated units)は比較群として扱う形で Group-Time ATT を推定し、農工制度の効果検証を行う。

4.2. Staggered DD 分析

4.2.1. 共変量を用いない Staggered DD 分析

Staggered DD 分析の結果として、まずは共変量を用いずに推定した条件なし (unconditional) の Group-Time ATT に基づく Dynamic Effects を確認する。図 8 では縦軸が ATT、横軸が介入 (農工制度の導入) 開始からの期間を示している。例えば、横軸の -20 は介入開始の 20 年前、0 は介入の直後、30 は介入開始から 30 年後をそれぞれ意味する。各 ATT は、介入前は赤、介入後は青で示されており、各ポイントが点推定、上下に伸びる線が 95%信頼区間である。この信頼区間が 0 の横線 (破線) に重ならなければ、その ATT は 5%水準で統計的に有意であると判断できる。

まず重要な仮定となる平行トレンドについて、同図ではいずれのアウトカムでも介入前の ATT (横軸が-20 または-10 の赤い線) が 0 であるという帰無仮説は棄却できない。これは介入前の平行トレンドの仮定を支持する結果と言える。

この上で各アウトカムを確認すると、まず課税対象所得については介入直後からの正の影響が確認できる。その介入期間ごとの違いはさほど大きくはないが、介入から 30 年経過後の影響は 6%程度、つまり比較群に比べて介入群の方が 6%ほど高いと言える。

次に農業産出額については期間が長くなるにつれ効果は増大しており、30 年経過時には 15%の増加を示している。また製造品出荷額は Dynamic Effects の変化がさらに大きく、30 年経過後の ATT は 68%である。つまり介入から 30 年後という長期的効果としては、農業と工業ともに正の影響が確認されたが、工業への影響は農業の 4.5 倍も大きい結果となっている。

他方で卸売・小売販売額については概ね有意な影響が確認されなかった。卸売販売額については 10 年後以降の推定値は負である。また小売販売額は介入直後に有意かつ軽微な正の影響が見られるものの (3%)、10 年後以降は標準誤差が大きくなっている。結果として卸売・小売業への正の影響は確認できなかった。

次に介入のタイミングのグループ別に ATT を比較したものが図 9 である。同図では縦軸がグループを、横軸が ATT をそれぞれ示している。例えば一番下の「1980」は 1980 年以前に農工制度を導入した市町村 (すなわち 1970 年代介入群) であり、一番上の「2000」のグループは 1991 年から 2000 年の間に導入した市町村 (1990 年代介入群) である。

同図からは、課税対象所得、農業産出額、製造品出荷額等のいずれにおいても、最も早期に導入した 1970 年代介入群で処置効果が最大となっていることが分かる。このグループには 566 の市町村、すなわち介入群のうち 78%が含まれており (表 1)、介入群の大多数がこれらの正の影響を享受したと言える。また製造品出荷額については 1980 年代以降の介入群にも正の影響が概ね確認できた。すなわち工業に関しては、農工制度の導入が遅れても着実に効果があると考えられる。

以上のグループ別の ATT を各アウトカムで集計した、約 40 年間にわたる全体的な ATT

を示したものが表 4 である。課税対象所得、農業産出額、製造品出荷額等については、それぞれ 4%、9%、44%の正の影響が確認された。他方で卸売・小売販売額については統計的に有意な影響は観察されなかった。

4.2.2. 共変量を用いた条件付き Staggered DD 分析

共変量を用いた条件付き Staggered DD の Dynamic Effects を示したのが図 10 である。結果は共変量を用いない前節での分析と大きく変わらないが、全体的に ATT がわずかに増加する傾向にある。例えば課税対象所得、農業産出額、製造品出荷額等の 30 年経過後の ATT は 8%、16%、73%であり、それぞれ共変量を用いない場合に比べて 2%ポイント、1%ポイント、5%ポイントずつ増加した。また卸売販売額は大きな違いはない一方、小売販売額については 10 年後以降から ATT が徐々に増加する傾向が顕著となり、30 年後には統計的に有意な正の影響（6%）が確認される。

図 11 に示すグループ別の集計でも同様の傾向が見られ、全体的に ATT がわずかに増加しつつ、小売販売額における 1970 年代介入群の ATT が有意に正となっている（4%）。全体的な ATT を示した表 5 によれば、課税対象所得、農業産出額、製造品出荷額等、小売販売額の 4 つのアウトカムで正の効果が認められ、それぞれ 6%、10%、48%、3%である。

5. 考察及び結論

以上の分析結果から、1971 年に開始された農工制度の約 40 年間にわたる全体的な平均処置効果（ATT）としては、課税対象所得で 4~6%、農業産出額で 9~10%、製造品出荷額等で 44~48%と、それぞれ正の影響が確認された。しかし卸売販売額については統計的に有意な影響は見られず、また小売販売額も非有意あるいは軽微な正の影響に留まった。この結果から、農工制度は長期的に導入市町村における農業と工業の発展に寄与し、所得の向上に貢献したものの、卸売・小売業への影響は限定的であったと考えられる。

考察すべき点として次の 3 点が挙げられる。第一に、農業と工業に与えた影響の乖離が大きい。そもそも農工制度の目的は、農村工業化と同時に農業構造の改善を促し、両者の均衡ある発展を目指すことにあった。確かに工業化の面では大きな貢献が確認されたものの、農業への影響はその 5 分の 1 程度に留まっている。その理由としては、工業に与える効果は農工制度の導入直後の 20~25%から 30 年後の 70~75%まで段階的に大きく増加し続けている一方、農業では直後の 5%から 30 年後の 15%までしか伸びていないという Dynamic Effects の差の拡大が挙げられる。

この差の拡大の具体的要因については本分析では明らかでないが、工業においては農工団地の設置により工業集積が促され長期かつ累積的な影響が発現し、他方で農業では十分な構造変化（例えば農地規模の拡大等）に繋がらなかったと解釈しうる。この意味で、農工制度が掲げた「農業と工業等との均衡ある発展を図る」という目的の達成の判断については

留保が必要である。しかし「雇用構造の高度化に資する」という目標に関しては、図4の地元雇用者割合の高さも踏まえれば、農業から工業への転換という点で十分な成果が得られたと考えられる。

第二の論点は、工業と所得への影響の大きな乖離である。すなわち工業の漸次拡大的な処置効果に比して、所得への効果は全期間平均で5%程度であり明確な Dynamic Effects の増大も確認できなかった。これは農工制度による農村工業の発展が所得の向上に繋がりにくかった状況を示唆している。

この具体的要因についても本分析の対象外ではあるが、ひとつの解釈として農村工業における雇用形態、特に非正規雇用の増加による影響の可能性が考えられる。日本における非正規雇用（非正社員）は1980年代以降に急増したが、その要因は正社員の非正規化ではなく、主に自営業の非正規化であったことが知られている（神林, 2017）。農家はこの自営業に分類されており¹⁹、仮に上記の農業から工業への労働移動が低賃金の非正規雇用へのシフトを主としていたのであれば、所得の向上は限定的とならざるを得ない。特に農工団地でも数多く操業している食品工業などは（倉田, 2018）、1980年代から2000年代にかけての非正社員のシェア増加が相対的に高い産業でもあり、この可能性を示す傍証と言えるかもしれない。

第三の論点は、卸売・小売業への影響がほとんど確認されなかったことである。倉田(2018)によれば、2014年時点で全国の農工団地で操業していた約8,400社のうち、卸売・小売業は約700社（8%）と産業分類（33種類）の中でも金属製品製造業に次いで2番目に多い。しかしその平均雇用者数は28人（中央値は10人）と相対的に非常に少なく、回帰分析により他の要因をコントロールした雇用吸収力の面でも各種製造業に比べて10分の1程度に過ぎなかった。つまり農工制度に基づき操業した卸売・小売業は企業数としては多いが、その規模が零細であるがゆえに販売額への影響は限定的であったと解釈できる。

上述の通り農工法は2017年6月に農村産業法へと改訂され、従来の5業種に限らず他のサービス業などニーズの高い業種にも支援対象が拡大されることとなった。この新たな産業への効果については本分析から見通しを立てることは困難であり、今後、農水省はじめ関係省庁にて関連データの収集を行うとともに、効果検証を通じてエビデンスに基づく政策形成に繋げていくことを期待したい。それと同時に、本分析で明らかとなったように農工制度が工業に与えた影響は長期的に拡大傾向にあることから、従来の対象業種である製造業への支援も引き続き継続あるいは強化すること、そしてその雇用が所得の向上を伴うような施策を講じることが、今後の地域経済活性化に向けた大きな課題であると考えられる。

¹⁹ 正確には、神林（2017）でも使用されている就業構造基本調査においては「自営業主」として分類される。

参考文献

- Aker, J. C. (2011). Dial “A” for agriculture: a review of information and communication technologies for agricultural extension in developing countries. *Agricultural Economics*, 42(6), 631-647.
- Barca, F., McCann, P., & Rodríguez - Pose, A. (2012). The case for regional development intervention: place - based versus place - neutral approaches. *Journal of Regional Science*, 52(1), 134-152.
- Callaway, B., & Sant’Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230.
- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., & Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405-1454.
- Collier, P., & Dercon, S. (2014). African agriculture in 50 years: smallholders in a rapidly changing world?. *World Development*, 63, 92-101.
- Davis, B., Winters, P., Carletto, G., Covarrubias, K., Quiñones, E. J., Zezza, A., ... & DiGiuseppe, S. (2010). A cross-country comparison of rural income generating activities. *World Development*, 38(1), 48-63.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
- Haggblade, S., Hazell, P., & Reardon, T. (2010). The rural non-farm economy: Prospects for growth and poverty reduction. *World Development*, 38(10), 1429-1441.
- Hayami, Y. (1988). *Japanese Agriculture under Siege: The Political Economy of Agricultural Policies*, London: Macmillan.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lanjouw, J. O., & Lanjouw, P. (2001). The rural non - farm sector: issues and evidence from developing countries. *Agricultural Economics*, 26(1), 1-23.
- Neumark, D., & Simpson, H. (2015). Place-based policies. In *Handbook of regional and urban economics* (Vol. 5, pp. 1197-1287). Elsevier.
- Schultz, T. W. (1953). *The Economic Organization of Agriculture*, New York:McGraw-Hill.
- Sonobe, T., & Otsuka, K. (2006). *Cluster-based industrial development: An East Asian model*. Springer.
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199.

- Thirtle, C., Lin, L., & Piesse, J. (2003). The impact of research-led agricultural productivity growth on poverty reduction in Africa, Asia and Latin America. *World Development*, 31(12), 1959-1975.
- United Nations, (2019a). Sustainable Development Goals Report 2019. <https://unsstats.un.org/sdgs/report/2019/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2019.pdf>.
- United Nations, (2019b). Sustainable Development Goal 10–Reduced Inequalities: Progress and Prospects. https://sustainabledevelopment.un.org/content/documents/21453SDG_10_EGM_2019_concept_note_30Jan_consolidated.pdf
- Wooldridge, J. (2021). Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators. Available at SSRN 3906345.
- 近藤恵介. (2019). 「市町村合併を考慮した市区町村パネルデータの作成」. RIETI Technical Paper Series 19-T-001.
- 神林龍. (2017). 『正規の世界・非正規の世界』慶應義塾大学出版会.
- 倉田正充. (2018). 「日本の農村工業化制度における産業別雇用吸収力: 企業レベル個票データを用いた実証分析」 『上智経済論集』 63(1), 1-11.
- 田辺真裕子. (2017). 農村振興関連 2 法に関する国会論議: 土地改良法及び農村地域工業等導入促進法の改正 (特集 第 193 回国会の論議の焦点 (2)). 『立法と調査』, (391), 73-87.
- 農林水産省. (2015). 「農村における就業機会の拡大に関する地方自治体アンケート調査結果」. 農村における就業機会の拡大に関する検討会(第 4 回)資料.
- 本間正義. (2010). 『現代日本農業の政策過程』(総合研究現代日本経済分析 3). 慶應義塾大学出版会.

表

表 1. 介入群及び比較群の構成

群	種類	市町村数	全データに 占める割合 (%)	使用データ	使用データに 占める割合 (%)
介入群	1970年代介入群	566	32.7	含める	37.3
	1980年代介入群	119	6.9	含める	7.8
	1990年代介入群	40	2.3	含める	2.6
	2000年代介入群	10	0.6	含めない	N/A
比較群	制度申請資格あり	791	45.7	含める	52.2
	制度申請資格なし	205	11.8	含めない	N/A
合計	全データ	1731	100.0		
	使用データ	1516	87.6		100.0

表 2. 使用データ

No.	変数	出典	開始年-終了年
1	所得（課税対象所得）	総務省『市町村税課税状況等の調』	1975-2010
2	農業産出額	農林水産省『生産農業所得統計』	1975-2006
3	製造品出荷額等	経済産業省『工業統計調査』	1971-2010
4	卸売販売額	経済産業省『商業統計』	1974-2007
5	小売販売額	経済産業省『商業統計』	1974-2007
6	農工制度導入状況	農林水産省『農村地域工業等導入地区管理基本調査』	1971-2008
7	交通インフラ整備状況	国土交通省「国土数値情報ダウンロードサービス」 (http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/)	1970-2010
8	地方別消費者物価指数	総務省『平成 22 年基準消費者物価指数』	1970-2010

注：No.1～5 は内閣府「選択する未来」委員会の「市区町村別人口・経済関係データ」(https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/keizai-jinkou_data.html)として公開されている 2014 年 4 月時点での市町村レベルに再集計された時系列データを使用した。

表 3. 記述統計

変数の種類	変数	年	平均値		差
			比較群	介入群	
アウトカム ※一人当たり実質額 (千円) の対数	課税対象所得	1970	6.857	6.775	0.083**
		1980	6.512	6.462	0.049**
		1990	6.877	6.809	0.068**
		2000	7.056	7.008	0.048**
		2010	6.948	6.896	0.052**
	農産物出荷額	1970	5.682	6.292	-0.610**
		1980	4.907	5.518	-0.610**
		1990	4.77	5.409	-0.639**
		2000	4.447	5.105	-0.658**
		2010	4.452	5.105	-0.653**
	製造品出荷額等	1970	6.41	6.342	0.068
		1980	6.802	6.922	-0.120*
		1990	7.062	7.361	-0.299**
		2000	6.91	7.362	-0.453**
		2010	6.784	7.307	-0.523**
	卸売販売額	1970	5.556	5.8	-0.244**
		1980	5.348	5.634	-0.286**
		1990	6.006	6.136	-0.130*
		2000	5.898	6.054	-0.156*
		2010	5.798	5.965	-0.167**
小売販売額	1970	6.443	6.532	-0.089**	
	1980	6.192	6.335	-0.143**	
	1990	6.624	6.698	-0.074**	
	2000	6.603	6.694	-0.091**	
	2010	6.606	6.715	-0.109**	
共変量 ※各種インフラの 存在を示すダミー変数	空港	1970	0.02	0.033	-0.013
	港	1970	0.2	0.201	-0.002
	鉄道	1970	0.674	0.848	-0.174**
	高速道路	1970	0.04	0.033	0.007

注：「**」は 1%水準、「*」は 5%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

表 4. 共変量を用いない DD の平均処置効果

アウトカム	平均処置効果 (ATT)	標準誤差	95%信頼区間	
			下限	上限
課税対象所得	0.043 **	0.010	0.024	0.063
農業産出額	0.085 **	0.026	0.035	0.135
製造品出荷額等	0.445 **	0.040	0.367	0.522
卸売販売額	-0.072	0.042	-0.154	0.011
小売販売額	0.015	0.014	-0.012	0.043

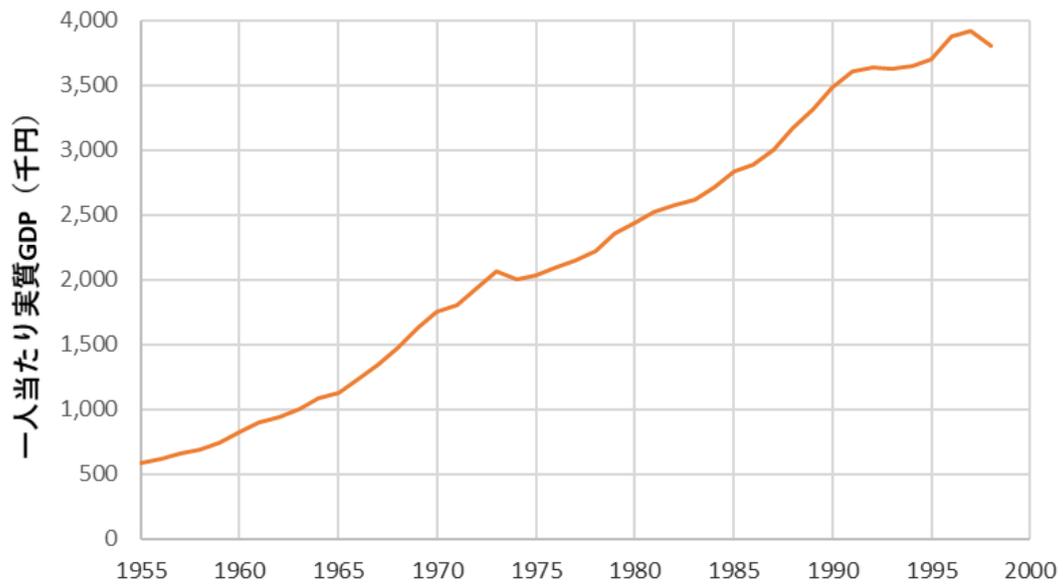
注：「**」は1%水準、「*」は5%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

表 5. 共変量を用いた条件付き DD の平均処置効果

アウトカム	平均処置効果 (ATT)	標準誤差	95%信頼区間	
			下限	上限
課税対象所得	0.061 **	0.009	0.042	0.079
農業産出額	0.096 **	0.025	0.046	0.146
製造品出荷額等	0.480 **	0.039	0.403	0.557
卸売販売額	-0.035	0.038	-0.111	0.040
小売販売額	0.030 *	0.014	0.004	0.057

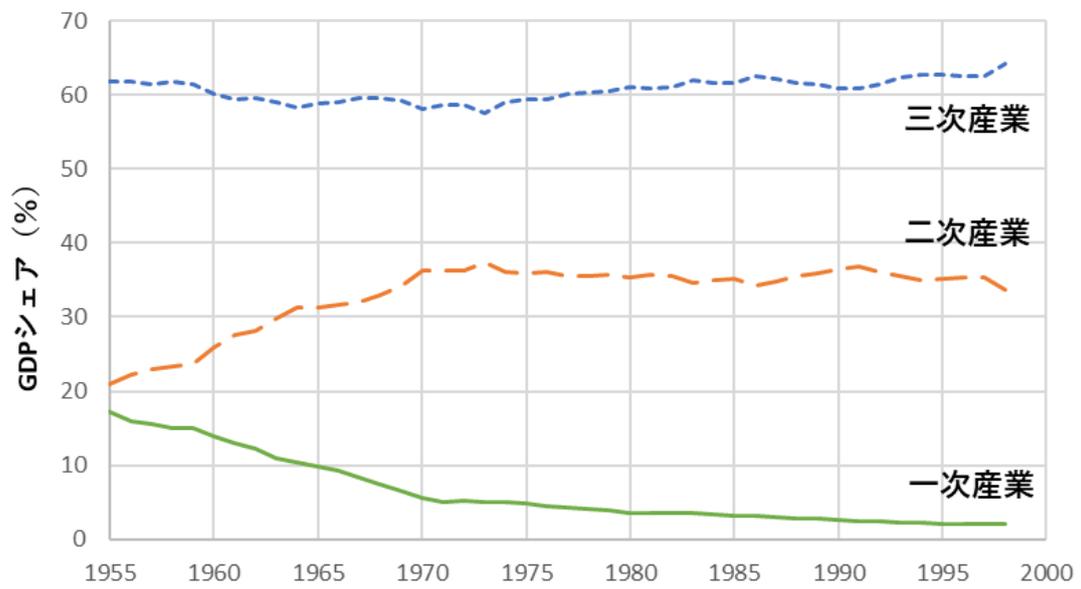
注：「**」は1%水準、「*」は5%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

図



※総務省統計局「日本の長期統計」に基づき筆者作成（基準年：1990年）

図1. 日本の一人当たり実質GDPの推移



注：総務省統計局「日本の長期統計」に基づき筆者作成。

図 2. 日本の産業別 GDP シェア

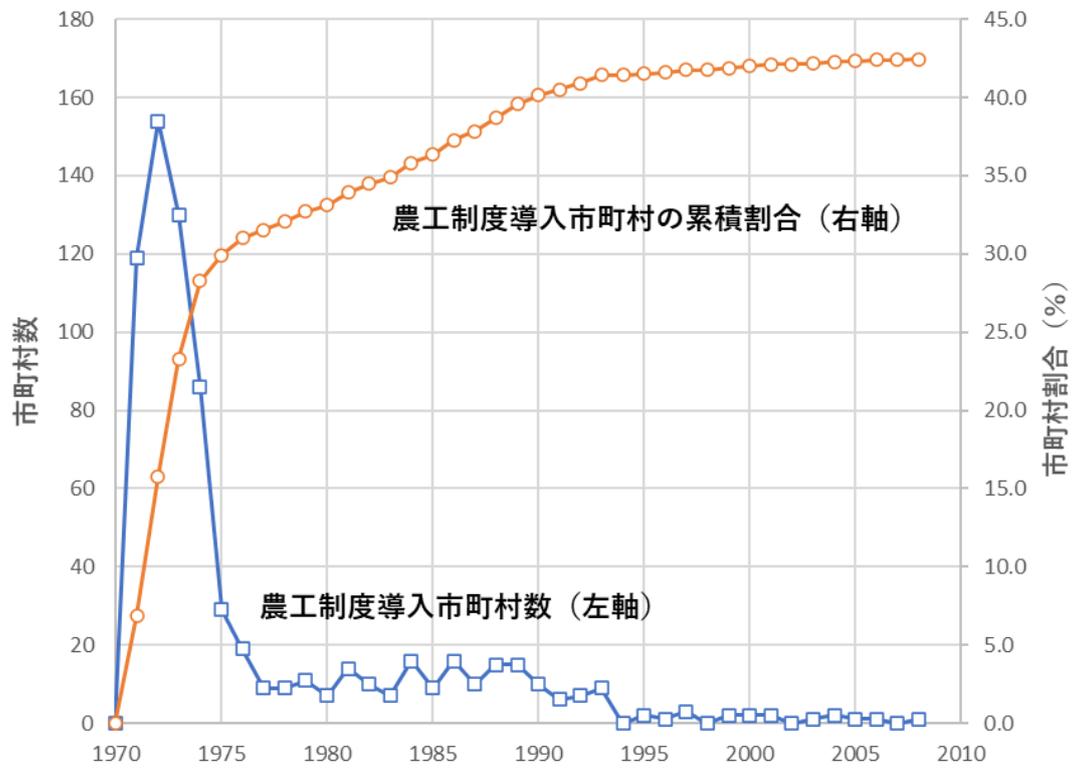


図3. 農工制度の導入市町村数・割合の推移

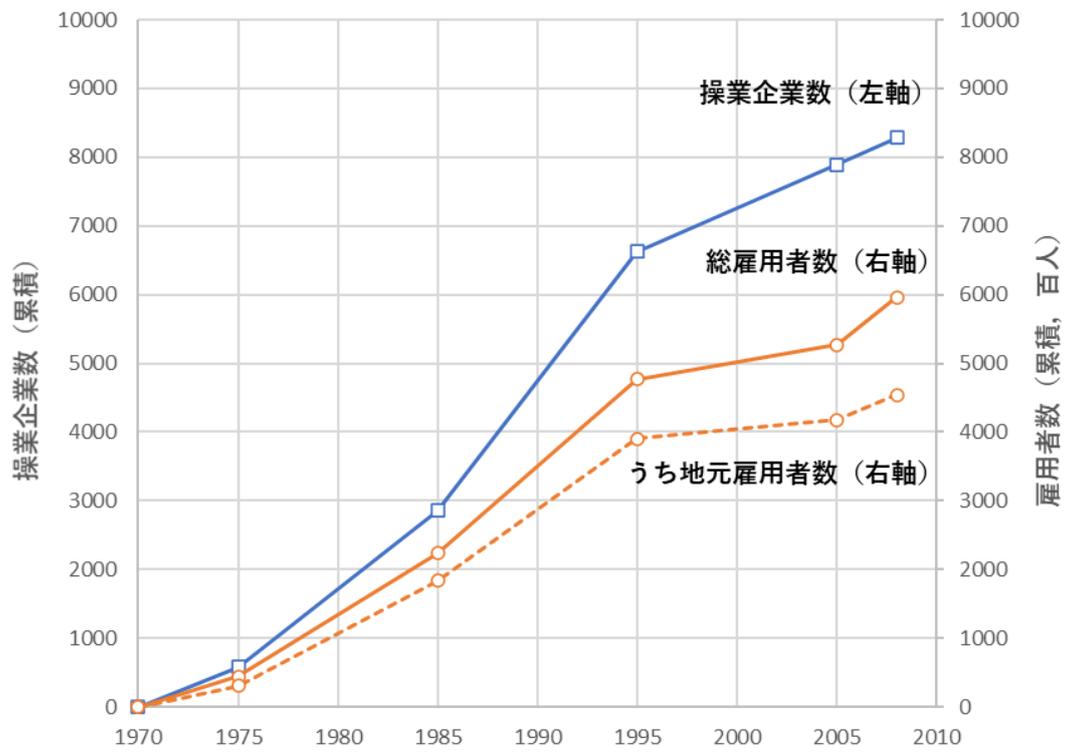
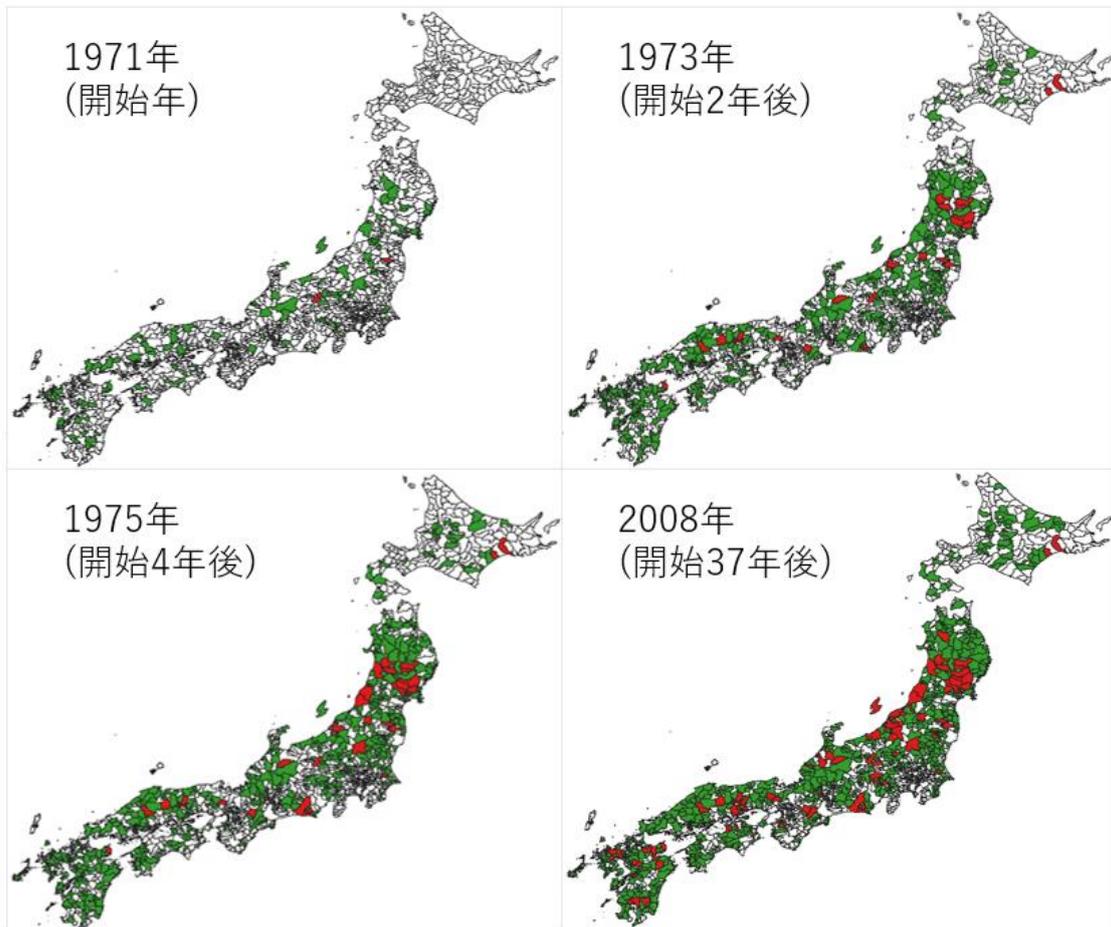


図4. 農工制度に基づく農工団地の操業企業数及び総雇用者数（累積）



注：農工団地の数が5以下の場合には緑、6以上の場合には赤で表示。

図5. 農工制度を導入した市町村の分布

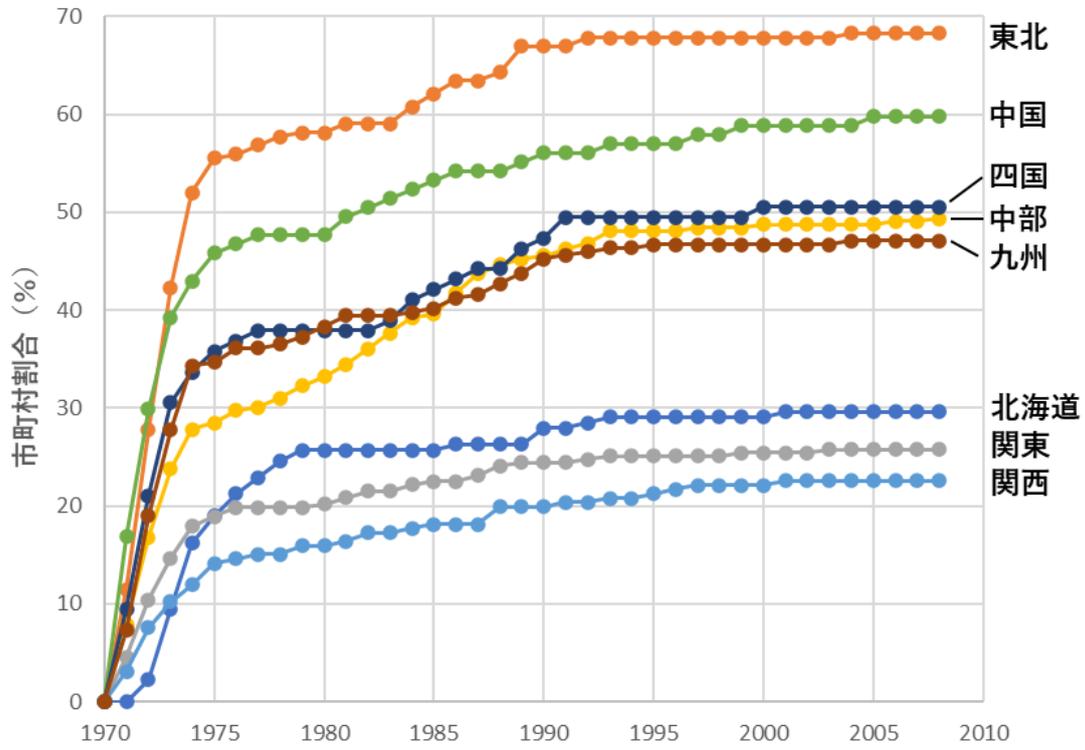
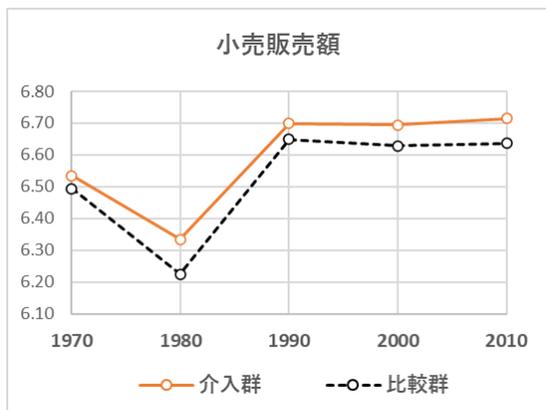
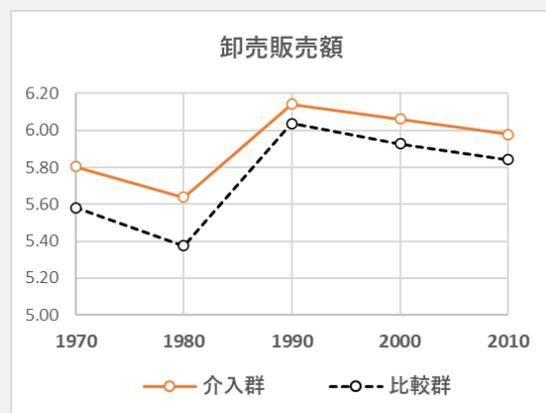
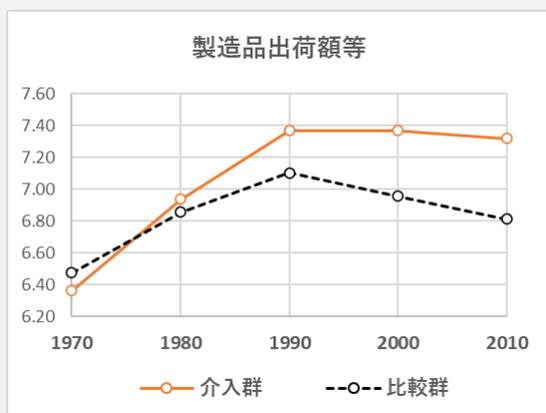
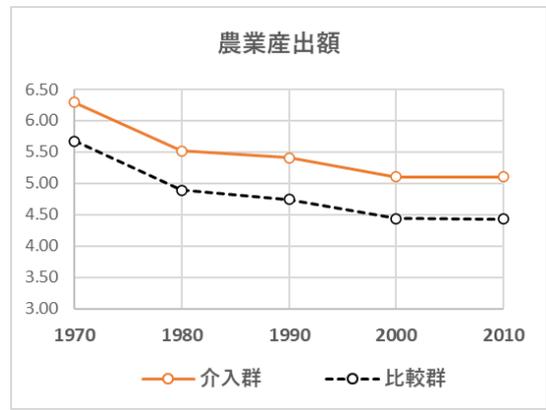
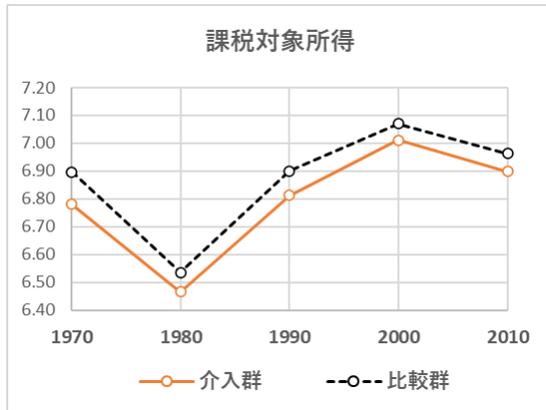


図6. 農工制度を導入した市町村の割合の推移（地域別）



注：いずれも消費者物価指数にて実質化した人口一人当たりの金額（千円）を対数化して表示。

図7. アウトカムの推移

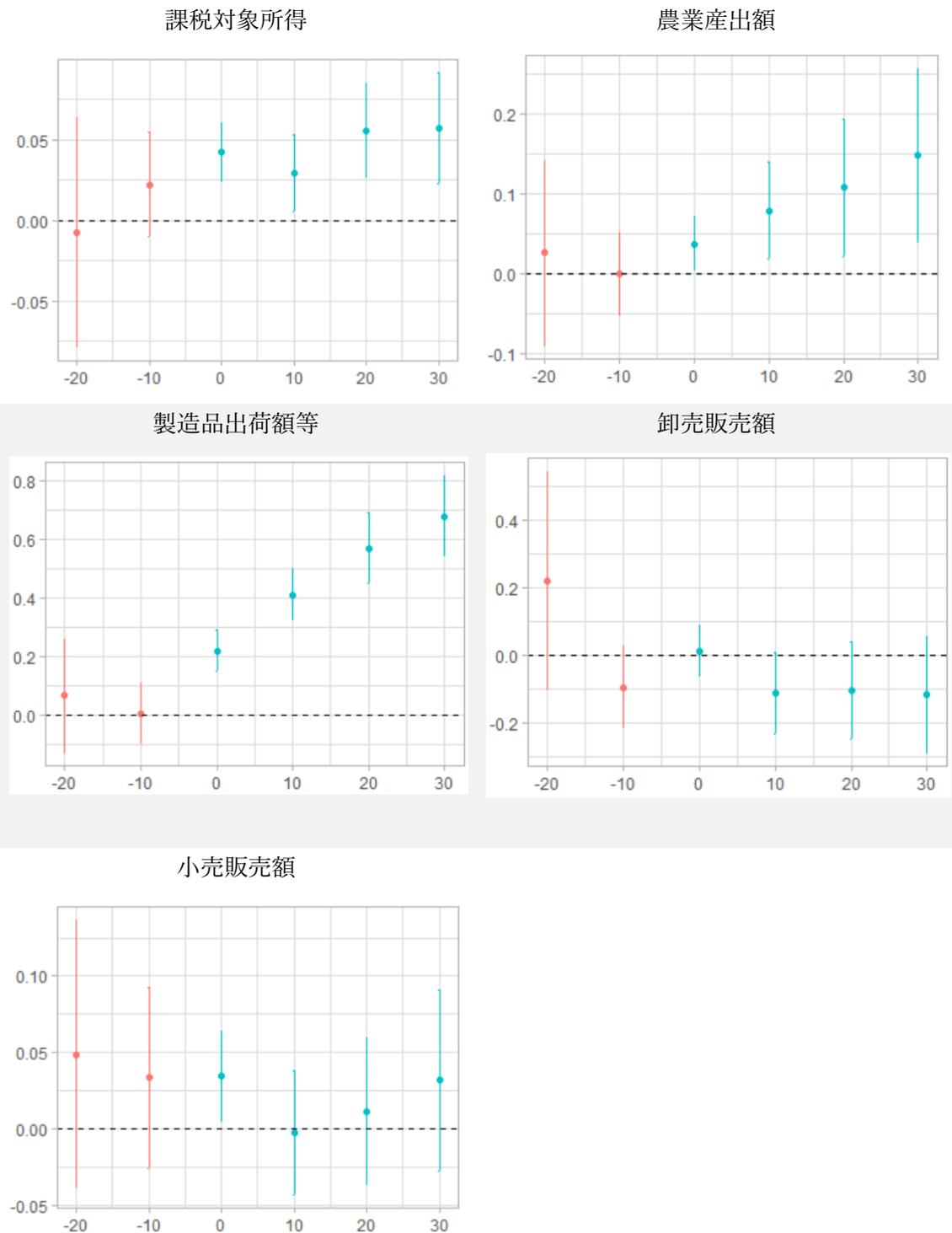


図 8. 共変量を用いない Staggered DD の平均処置効果 (Dynamic Effects)

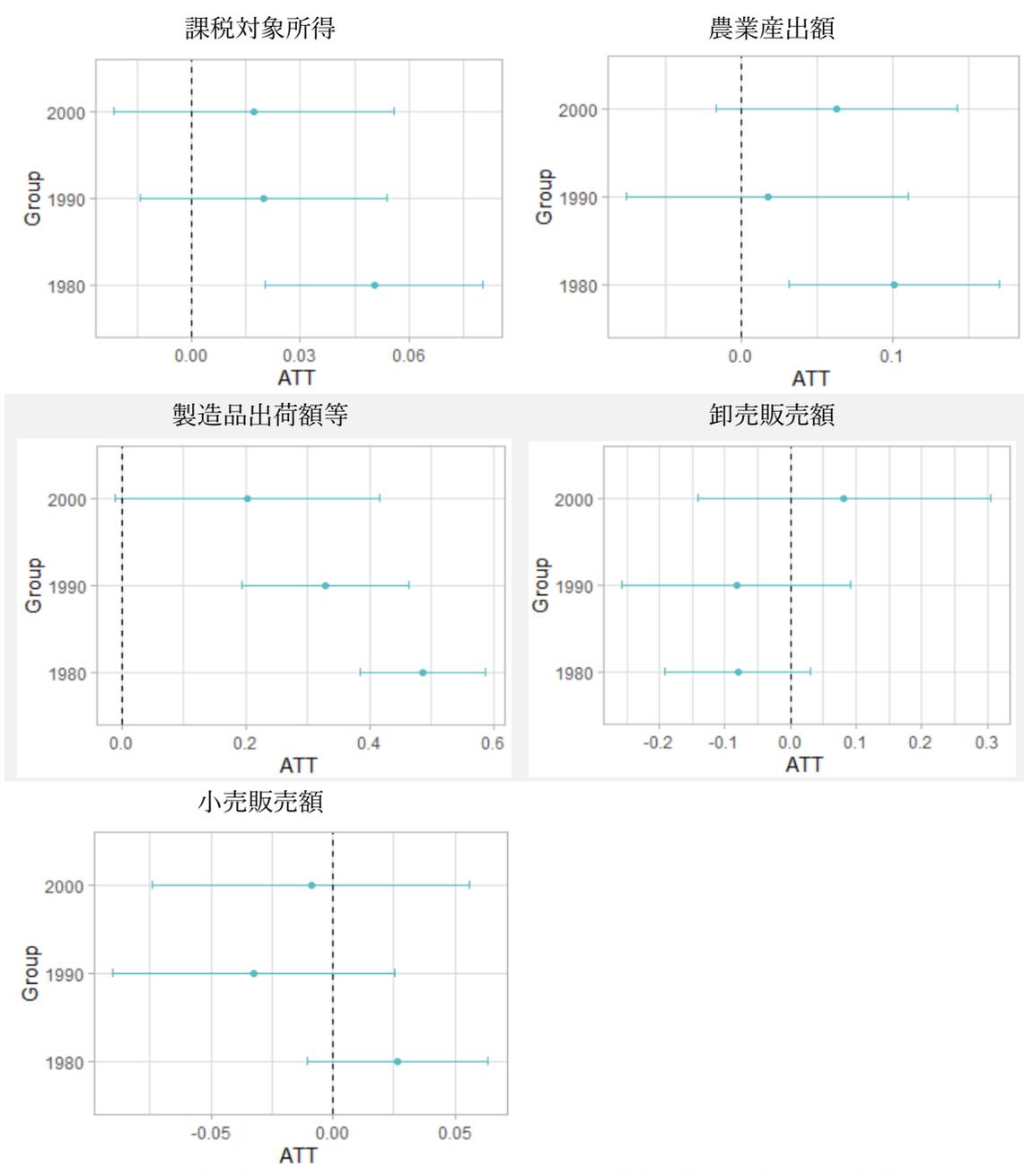


図9. 共変量を用いない Staggered DD の平均処置効果 (グループ別)

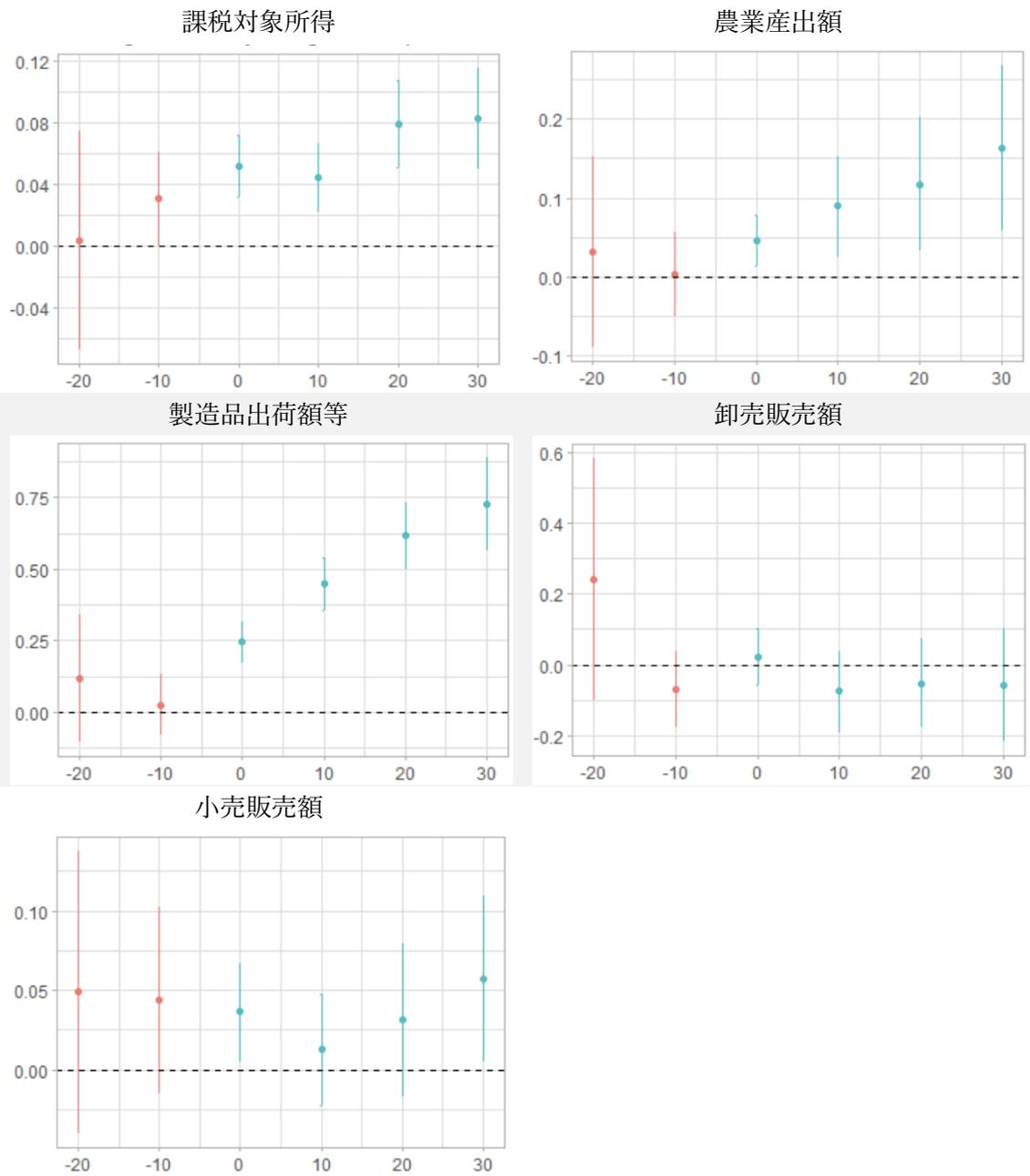


図 10. 共変量を用いた条件付き Staggered DD の平均処置効果 (Dynamic Effects)

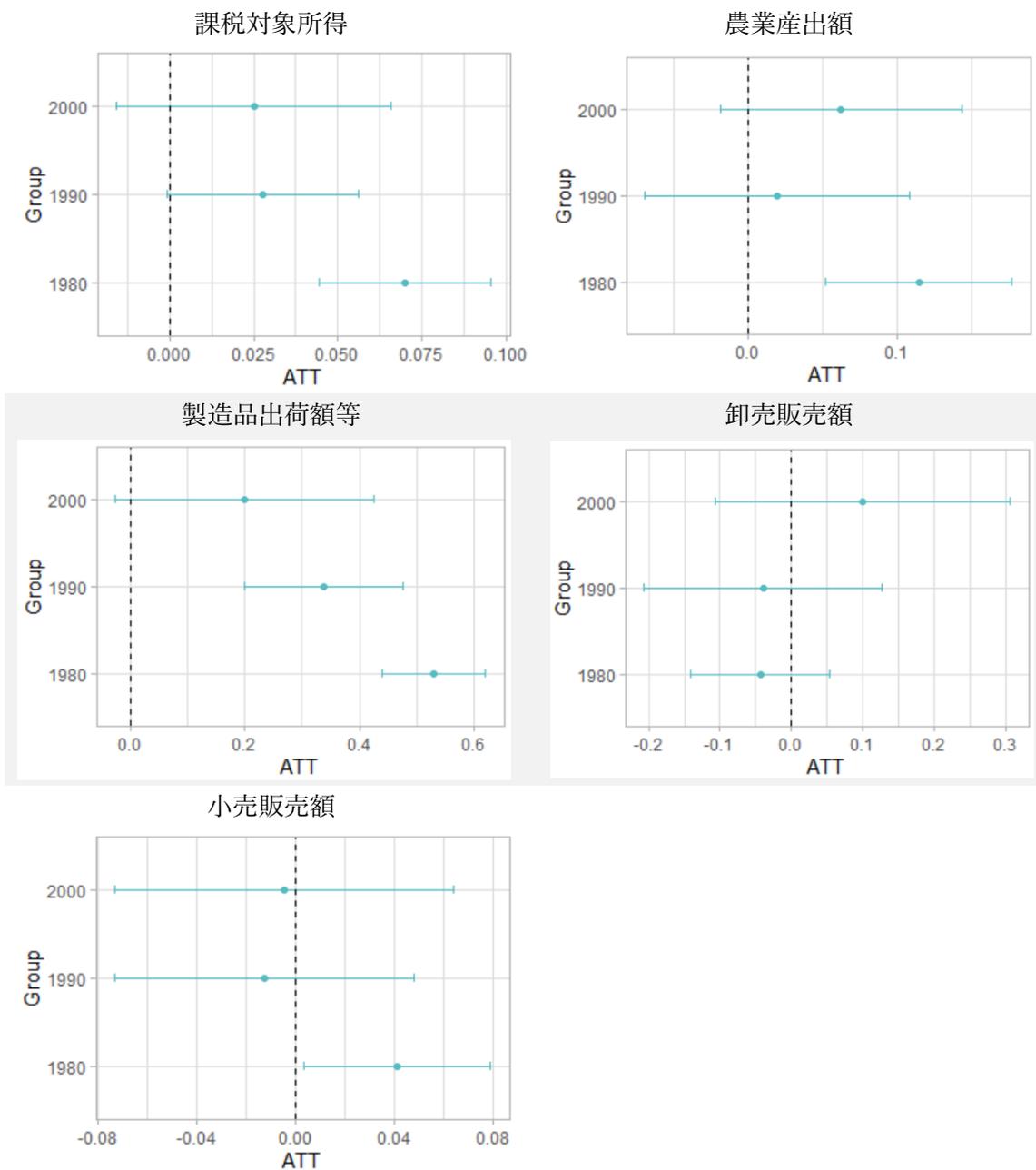


図 11. 共変量を用いた条件付き Staggered DD の平均処置効果 (グループ別)