

築山宏樹研究会三田祭論文集

第6卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会

第6期

2025年12月

はじめに

本論文集は、慶應義塾大学法学部政治学科・築山宏樹研究会・第6期の三田祭論文を所収したものである。当研究会は、政治過程や公共政策を研究対象として、特に、計量分析を用いた実証研究を扱う点に特色がある。研究会の三年生には、研究設計・データ収集・データ解析の方法を一から学んでもらい、各自の問題関心にに基づき、独力で研究論文を執筆できるようになることを目標に、研究会活動に取り組んでもらった。この度、上梓する本論文集は、そのような三年生の研究会活動の集大成である。

本論文集が、ぜひ幅広い読者の方の手に届き、彼らの研究活動の一端が社会に還元されることを願うばかりである。最後まで諦めずに論文を書き上げた所属学生一同には、この場を借りて、厚く御礼申し上げたい。

2025年12月25日

慶應義塾大学法学部教授
築山 宏樹

第1章

メディア環境がポピュリズム政党の伸長に与える影響

皆川 優

要約

ポピュリズムの台頭が各国で進み、民主主義の質を損なう懸念が高まるなか、メディア環境がその拡大にどう関与するかを解明する必要がある。しかし、先行研究は欧米諸国、右派ポピュリズム、個人レベルの分析に偏っており、国際比較において国レベルの制度的メディア環境がポピュリズム政党の伸長といかに関連するのかは十分に検証されていない。そこで、本稿は、2000年から2024年までの46カ国のポピュリスト政党の得票率パネルデータに、V-Dem指標のメディアに関する指標を組み合わせた上で、メディアの検閲・自由度がポピュリスト政党の得票率に与える影響を固定効果モデルで推定した。主な結果は、一般にメディアの検閲・遮断・監視の強化はポピュリズム支持を高めるとともに、民主主義国においては国営メディアの政府に対する独立性の低さがポピュリズム政党の伸長を促すことが確認された。さらに、メディアの様式にかかわらず、伝統的メディア・オンラインメディアの自由度が高まるほど、ポピュリズム支持が低下することが明らかになった。また従来の見解とは異なり、オンラインにおける市民の組織化は必ずしもポピュリスト政党の得票増加につながらないなどの複合的な知見が得られた。ポピュリズムの影響を抑制するためには、国営メディアの編集の独立性の担保、多様な視点を可視化するオンラインの言論空間の設計、民間メディアの報道の自由の保護が求められる。

1. はじめに

近年、世界各地でポピュリズム政党の台頭が顕著になっている。例えば、ヨーロッパでは、ここ十年の間に、フランスの国民連合（旧国民戦線）やイタリアの五つ星運動、ドイツのための選択肢（AfD）などが勢力を拡大した。また、アメリカのドナルド・トランプ大統領の登場など、ポピュリスト政治家の影響力の拡大は、従来の政治的枠組みを大きく揺るがした。さらに、中南米や東欧、アジア諸国においても反エリート的・反体制的な言説を掲げる政治勢力が台頭しており、ポピュリズムは特定の地域に限られた地域的現象ではなく、グローバルな政治的潮流として位置付けられるようになった。こうしたポピュリズムの拡大は民主主義の根幹に影響を及ぼす深刻な問題として国際的に注目を集めている。

ミュデほか (2018) は、ポピュリズムが自由民主主義に与える悪影響として、次の四点を指摘している¹。第一に、ポピュリズムは多数決の原理を利用し、少数派の権利を軽視・侵害する傾向をもつ。第二に、人民主権の理念を掲げながら、人権保障を担う独立機関を弱体化させる方向に働きかける。第三に、社会や政治に新たな分断を生み出し、安定的な政治的連携や合意形成を困難にする。第四に、政治を善と悪の二項対立で単純化することにより、建設的な合意形成を極めて困難にする (ミュデほか 2018, pp.122-138)。また、Hawkins (2003) は、ポピュリストは政府の各部門間の均衡や三権分立を弱体化しかねないとも指摘している。このように、ポピュリズムは民主主義の質を低下させる懸念があり、その台頭の原因を明らかにすることは社会的にも学術的にも重要な課題である。

先行研究では、ポピュリズム台頭の原因として、主に経済的要因、社会的要因、構造的要因が挙げられている (Berman 2021)。まず、経済的要因としては、グローバル化の進展に伴う産業構造の変化や雇用の不安定化、所得格差の拡大などが挙げられる。これらの経済的変動は、既存の経済秩序から取り残された層の不満を蓄積させ、ポピュリズム政党の支持拡大の背景となっている (Pastor and Veronesi 2018; Rodrik 2018)。また、社会的要因としては、移民の増加や価値観の多様化といった社会構成の変化がある。これにより、文化的同質性の喪失や社会的連帯の希薄化が進み、集団間の敵対感情を生じさせる可能性が示されている (Craig and Richeson 2014)。さらに、構造的要因としては、既存政党への支持の低下や代議制民主主義への信頼の喪失が指摘できる。従来の政治エリートが有効な政策対応を行わない中で、既存政治勢力に対抗する政治勢力が国民の声を代弁する存在として支持を集めやすくなっている (Berman 2016)。

こうした従来の要因に加えて、近年ではメディアがポピュリズムの成功における要因として果たす役割に注目が集まっている (Manucci 2017)。とりわけ、情報技術の発展により、政治情報の流通経路が伝統的なマスメディア中心から SNS やオンラインメディアへと大きく変化する中で、メディア構造そのものがポピュリズムの成長を支える基盤となっている可能性が指摘されている。たとえば、政治情報を得るために、個人のソーシャルメディア利用頻度が高まるとポピュリスト急進右派政党へ投票する傾向が強まるという (Schumann et al. 2021)。また、大衆紙や商業ニュースを選ぶ人ほど極右支持が高まり、高級紙や公共放送を選ぶ人ほど極右支持が抑制されるように、個人が選択するメディアの種類によって支持の方向が大きく異なることを示すような議論もされている (Doroshenko 2018)。これらの研究は、メディアがポピュリズム的態度を強化する「触媒」として機能しうると示唆しており、メディア利用頻度やメディア選択が政治的分断や反体制的な潮流を助長する可能性を明らかにしてきたといえる。

しかし、先行研究には二つの方法論的課題がある。第一は事例選択の偏りである。分析の重心が欧米、とりわけ米国と西欧の右派ポピュリズムに集中しており、その知見の外的妥当性と一般化可能性に限界が残る。第二は分析レベルの偏在である。先行研究は、個人のメデ

¹ ここでの整理は、ミュデほか (2018) 第 5 章を参照。

メディア利用や態度形成に焦点を当てた研究が主流で、国ごとの制度的文脈が十分に考慮されていない。そのため、編集の独立、報道の自由、政府による検閲や監視、所有構造といった国ごとのメディア環境が、個人行動や支持形成に与える効果を十分に捉えられていない。メディアとポピュリズムの関係を包括的に理解するには、地域横断的な比較と、国レベルの制度的異質性を組み込んだ分析枠組みが不可欠である。

以上の議論を踏まえ、本稿は 2000 年から 2024 年までにポピュリズム政党が出現した最大 46 カ国を対象に国・政党レベルの階層的なパネルデータを構築した上で、メディア環境がポピュリズム政党の伸長に与える影響について明らかにする。特に、本稿では、メディア環境を①政府の検閲度と②伝統的メディア・オンラインメディアの自由度の二つの軸から分類することで、メディア構造がポピュリズムの拡大に与える影響を理論的に解釈することを試みる。加えて、ソーシャルメディアが市民の政治的組織化に貢献するという見解から、ソーシャルメディアが政党組織の伸長に与える機能的側面を明らかにすることも試みる。

本稿の分析結果からは、第一に、政府によるメディア検閲が強い国ほど、特に民主主義国においてポピュリズム政党の得票率が増加する傾向があること、また、第二に、メディアの様式にかかわらず、伝統的メディア・オンラインメディアの自由度が高い場合には、ポピュリズム勢力の伸長が抑制されること、そして第三に、ソーシャルメディアが政治的組織化の手段として活発に利用される場合、ポピュリズム政党の支持拡大はむしろ抑制されることが明らかになった。本稿の分析結果は、情報統制の最小化やジャーナリストの報道環境の安全性を制度的に担保することがポピュリズムの抑制に寄与しうることを示唆するものである。

続く第 2 節では、ポピュリズムの台頭要因に関する先行研究を概観し、その中でメディアが果たす役割を提示した後、第 3 節では、メディア環境がポピュリズム政党の伸長に与える影響について本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では、この理論仮説を検証するためのデータと分析方法を説明し、第 5 節では、その推定結果を議論する。第 6 節では、本稿で得られた知見を踏まえて、今後のメディア環境の果たす役割について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. ポピュリズムの定義

先行研究は、ポピュリズムを内容構造と動員様式の観点から説明してきた。内容構造に着目する立場では、Mudde (2004) が示すように、ポピュリズムは純粋な人民と腐敗したエリートという道徳的二分法に支えられた「薄いイデオロギー」として定義される。薄いイデオロギーであるがゆえに、民族主義や社会主義や自由主義のような厚いイデオロギーと結合しつつ、反多元主義と人民意志の単一性という規範的中核を共有する。

他方で、動員様式に着目する立場は、Weyland (2001) が指摘するように、カリスマ的指導者が政党や中間団体の仲介を回避し、有権者と直接かつ個別に結び付く戦略としてポピュリズムを捉える。

両立場は対立するのではなく補完関係にあるとも考えられる。すなわち、政治指導者の反エリート主義や反多元主義的なメッセージは、エリートの・多元主義的な中間団体を介さずに、有権者に直接的かつ個別的に伝達される傾向があるかもしれない。そのようなメッセージの伝達手段として、ポピュリズム的政治アクターと有権者とを結びつける存在がメディアである。それゆえ、メディアの情報環境は、ポピュリズムの内容構造や動員様式のあり方を左右して、ポピュリズムの拡大・抑制を規定する可能性がある。以下では、この内容・様式・環境の三層が相互に結び付くという前提のもとで、ポピュリズムの台頭要因の整理へと議論を進める。

2-2. ポピュリズムの台頭要因

ポピュリズムの台頭要因には、有権者がポピュリズムを需要する需要側の問題と政治家がポピュリズムを供給する供給側の二つの側面がある。まず需要側では、経済的要因として、グローバル化や新自由主義的改革、さらには技術変化をもたらす経済的格差が、中間層や労働者層に相対的剥奪と将来不安をもたらし、反エリート感情や体制不信を強める結果、こうした心理的反応が、ポピュリズム的態度の需要を形成するとの見解が共有されている (Pastor and Veronesi 2018; Rodrik 2018)。さらに、経済的不安定は単に生活への不満を引き起こすだけでなく、社会への信頼の低下や移民に対する否定的態度の強化といった間接的な心理的反応を誘発し、それらが複合的に作用することで、ポピュリスト的政策への支持がより強固に形成されることが指摘されている (Guiso et al. 2017)。他方で、社会的要因として、移民の増加や価値観の多様化は、特定の社会集団に文化的脅威の認知を生じさせ、排外的態度を媒介として右派ポピュリズムへの支持を押し上げるという (Craig and Richeson 2014; Gest 2016; Hochschild 2018)。このような経済的不安と文化的防衛反応がポピュリズム政党への支持を拡大する背景となった。

次に、供給側では、既存政党の応答性の低下や組織基盤の劣化が、新規の政治家に参入余地を与え、ポピュリスト政党の台頭を促すとされている (Berman 2016)。もちろん、こうした社会経済的な不満が存在しても、それを政治的支持へと変換するには、新規の政治家のメッセージを受け止め、拡散させる情報の媒介装置が不可欠であり、組織、制度、そしてメディアがその役割を担うと考えられている。このように、ポピュリズムの台頭は市民による需要と政治家による供給を通じた二段階の過程から生じており、両者を結びつける媒介装置としてのメディアの影響にも大きな注目が集まっている。

2-3. メディアとポピュリズムの関連

メディアはポピュリズムの拡散にどのような影響を与えるのだろうか。先行研究では、伝統的メディアとオンラインメディアの双方の影響について研究が蓄積されている。伝統的メディアに関しては、タブロイド紙や商業ニュースが対立の劇場化やスキャンダル化を通じて右派ポピュリズム支持を強めやすい (Diehl et al. 2021; Doroshenko 2018) のに対し、高級紙や公共放送は検証志向と多角的論点提示によってポピュリズム支持の拡散を抑制する傾向が報告されている (Doroshenko 2018)。報道量や露出様式がポピュリストに対するイメージや有権者の評価を直接変化させるという知見も示されており (Bos et al. 2011)、編集の多様性やメディアの経営構造といった制度設計が重要であるということがうかがえる。

オンラインメディアに関しては、フィルターバブルやエコーチェンバーなどのアルゴリズムによる選別と同質的ネットワークが選好の強化と対立の増幅を招き、ポピュリズムへの動員コストを引き下げるといった作用が注目されてきた。実証研究では、ソーシャルメディア上のニュース接触がドイツのための選択肢の支持を押し上げたこと (Schumann et al. 2021)、また、オンラインニュースの利用がフランス国民戦線、オーストリア自由党、スウェーデン民主党の支持拡大と関連するなどの知見があり (Hubé and Truan 2017; Schmuck et al. 2017; Stjernholm 2014; Doroshenko 2018)、総じて、オンラインでのニュース接触が欧州の右派ポピュリズム政党の支持拡大に寄与した可能性が示唆されている。ただし、その効果の方向や強度は、争点や政党間対立の構図、さらには各国の情報環境に依存しており、一様ではないようである。

以上の整理からは、先行研究に対して二つの方法論的課題を指摘できる。第一に、事例選択上の課題である。先行研究の多くは欧米諸国、とりわけアメリカや西ヨーロッパ諸国における右派ポピュリズムを中心に分析が行われており (Berman 2021)、一国または地域を限定した事例研究が主流である。しかし、このような地域固有の説明では、ポピュリズムの発生をより普遍的な社会構造や制度の変化として捉える視点が十分に考慮できない²。第二に、分析レベルに関する課題である。既存のメディア研究においては、分析の焦点が主に個人レベルに置かれてきた。多くの先行研究は、個人のメディア利用頻度や情報選択の傾向とポピュリズム的態度との関連を明らかにしてきたが、これらは主として個人の行動特性や心理的要因に説明の焦点が置かれたものである³。しかし、国ごとに異なる歴史的背景や制度的枠組み、さらにはメディア市場の構造や報道文化の差異が、個人のメディア利用行動や政治的態度の形成に影響を及ぼす可能性は高い。この点を踏まえると、メディアとポピュリズムの関係を包括的に理解するためには、国レベルにおけるメディア環境の差異に着目する必要があると考えられる。次節では、国レベルのメディア環境がポピュリズムの拡散とどのよ

² Berman (2021) は欧米諸国を中心に右派ポピュリズムを分析しているが、左派ポピュリズムやグローバルサウスへの言及は限定的である。

³ パネル調査を用いてメディア接触頻度の変化に焦点を当てたものが多い (e.g. Schumann et al. 2021)。これらは個人の行動・態度の変化をよく明らかにできる一方で、国家内では変動しにくい制度の変化の効果を捉えることが難しいという問題がある。

うに関連するのかを理論的に考察していく。

3. 理論仮説

3-1. 報道の自由がポピュリズム支持に与える影響

報道の自由は、ポピュリズム研究において主として従属変数として扱われてきた。すなわち、ポピュリズム政党が与党化すると、政権が報道の自由を侵食する傾向が観察される(Kenny 2020)。他方で、報道の自由を供給側の制度条件と位置づけ直すと、自由の抑圧がポピュリズム支持の拡大を促すという逆方向の因果もあるかもしれない。

特に報道の自由の抑圧は、ポピュリズムの言説が拡散・選好されやすい情報環境を生み出しやすい可能性がある。第一に、検閲が強化されると、主流メディアの報道は均質化し、政府寄りの言説が過剰に流通する。その結果、調査報道や批判的論説や反証情報が減少し、政治情報空間の多元性が縮小する。第二に、批判的情報が乏しい環境では、既存秩序に不満を抱く層の認知において、人民対エリートという単純な対立図式が相対的に強まる。複雑な政策争点や事実検証が可視化されにくいため、反体制的ナラティブが説明コストの低い選択肢として選好されやすくなる。

以上より、政府によるメディアの検閲は情報供給・制度的抑止の両面を通じて、ポピュリズム政党の得票を押し上げると予想される。ここから次の仮説を導く。

仮説1 政府がメディア検閲を強化するほど、ポピュリズム政党の得票率は上昇する。

3-2. 伝統的メディアとオンラインメディアにおける自由度の意味の違い

政治コミュニケーションにおいてメディアは、情報の流通経路であると同時に、政治的争点を取捨選択し意味づける「仲介装置」である。本稿では、まず伝統的メディアとオンラインメディアの自由度に着目する。そのうえで、伝統的メディアとオンラインメディアでは、情報に対する選択的接触⁴の程度が異なるために、メディアの自由度がポピュリズム支持に与える影響が逆転するという理論的主張を行う。

第一に、伝統的メディア（新聞・テレビ・公共放送など）の自由度⁵が高く、政府の介入が低い環境では、編集の独立性と報道の多元性が確保され、調査報道やファクトチェック、相反する論点提示などの情報の質を担保する仲介メカニズムが有効に機能する。先行研究で

⁴ Stroud (2010) は党派的選択的接触が政治的二極化を高めることを明らかにしている。

⁵ ここでいう「自由度」とは、報道機関の編集上の自律性や視点の多元性、公共放送の独立性を指す。検閲の欠如と単純に同義ではない点に注意する。

は、同じ伝統的メディアでも、タブロイド紙がセンセーショナルなフレーミングを通じて極右支持を増幅しう一方、高級紙や公共放送は、情報を多角的に検証し、物事を単純な善悪や敵味方の二分法へ還元することを抑制する (Doroshenko 2018)。したがって、伝統的メディアでは、自由度が高く、メディアに対する政府の介入が低いほど、既存エリートに対する不満が高まりにくく、かつ、多様な政治的情報への接触が促される結果、ポピュリズム的言説の支持が生まれにくくなるだろう。

特に、このような効果は、国営メディアに対する政治的影響力において表出しやすいかもしれない。国営メディアは本来、公共的情報の提供を担うが、政府による介入が強まると、報道の多元性が損なわれ、政権批判の抑制や対抗的言説の排除が進むと考えられる。このような状況は、国民に「政治エリートによる操作」という印象を与え、体制不信を背景とするポピュリズム的言説の説得力を高める。

第二に、オンラインメディアでは状況が異なる。Chadwick (2017) が指摘するように、ソーシャルメディアなどのプラットフォームは、旧来の編集的仲介を経ずに政治家・運動主体が有権者へ直接到達するための「迂回経路」を提供する。加えて、オンラインメディアでは、自分が好む情報に選択的接触を行うことが容易である。この構造は、アルゴリズムが感情的・対立的コンテンツを増幅し、同質的情報に囲まれるフィルターバブルや、争点・態度の分極化を生みやすい (Bozdog and Van Den Hoven 2015)。すなわち、オンラインメディアの自由度⁶が高いほど、編集的仲介を経ずにポピュリズム的言説が増幅され、動員効率が高まると考えられる。

以上を総合すると、メディアの自由度はメディアの種類によってポピュリズムの拡散に与える効果の符号が異なると考えられる。ポピュリズムの拡散に対して、伝統的メディアの自由度は、検証と多元性を通じて抑制的に働くのに対し、オンラインメディアの自由度は、仲介のバイパスとアルゴリズムによる増幅を通じて促進的に働く。以上より、次の仮説を導く。

仮説 2 伝統的メディアの自由度が高い環境ほど、ポピュリズム政党の得票率は低下する。

仮説 3 オンラインメディアの自由度が高い環境ほど、ポピュリズム政党の得票率は上昇する。

3-3. ソーシャルメディアによる政治的組織化

本項では、メディアがポピュリズム政党の支持に及ぼす間接効果を検討する。前項までは、

⁶ 本稿では、オンラインメディアの「自由度」を、アクセス障壁の低さ、発信内容への統制の少なさ、アルゴリズムの規制密度の低さを総称する概念として用いる (Chadwick 2017)。

メディアによる情報発信が市民の態度・行動に与える直接効果を検討してきたと言える。ここでは、メディアを組織化の媒介として捉える異なる視点を提示する。具体的には、ソーシャルメディアが情報拡散にとどまらず、支持者を結びつけ、役割を調整して、資源の拠出を取りまとめ、人々を街頭や投票へと動員することを可能にする組織基盤として機能する点に光を当てる。

その背後にあるメカニズムは、社会関係資本が厚くなるほど動員の閾値が下がり、集団行動が起きやすくなるというものである。先行研究では、地域社会の結社密度や人的結束が高い地域ほどナチス支持が強まったとする知見があり (Satyanath et al. 2017)、支持者の可視化と協調コストの低下を通じて政治的動員が加速する過程が示唆される。このメカニズムは媒体を越えて現代にも適用できるだろう。ソーシャルメディアは、同調者の可視化、連絡と役割調整の即時化、相互承認による参加規範の強化を通じて、短時間でネットワーク密度を高める。結果として、個々の支持者は心理的負担と協調コストの低い段階的参加から、集会や投票へと移行しやすくなる。既存の政党支部や労働組合といった中間組織に包摂されにくい周縁層では、この媒介的な組織化回路の効果が大きいと考えられる。

以上より、本稿では、ソーシャルメディアが周縁層の可視化、水平方向の結束、オンラインからオフラインへの行動転換という三つの経路を通じて、ポピュリズム政党の支持拡大に間接的に寄与すると想定する。

仮説4 ソーシャルメディアによる組織化行動が強いほど、ポピュリズム政党の得票率は上昇する。

3-4. 民主主義国と権威主義国における効果の違い

以上の議論は、政治体制によって国家がメディアを統制し得る範囲が大きく異なる点を踏まえて解釈されるべきである。特に、民主主義国と権威主義国では、報道の自由および情報統制能力に関する制度的条件が根本的に異なるため、同様のメディア環境であっても、そこから導かれる政治的帰結は必ずしも一致しない可能性が高い。

民主主義国では、報道の自由が制度的に組み込まれているため、政府がメディアを全面的に統制することは構造的に困難である。そのため、部分的な介入が行われた場合でも、完全な統制としては機能せず、むしろ政府が情報を十分に公開していないという疑念を増幅させ、既存エリートへの不信を高める方向に作用しうる。結果として、ポピュリズムが依拠する人民対エリートの対立構図が強化されると考えられる。

一方、権威主義国では報道の自由は制度的に保障されず、政府はメディアを通じた情報統制を高いレベルで実行できる。情報環境が均質化され、対抗的情報が抑圧されるため、市民が既存エリートに対して不満を形成する契機は減少する。結果として、ポピュリズム的反エリート言説が拡散する余地は小さくなり、仮に存在するとしても周縁的・断片的にとどまり

やすいと考えられる。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、スタンフォード大学の欧州センター (The Europe Center) とフリーマン・スポグリ国際研究所 (The Freeman Spogli Institute) が共同で進める The Global Populisms Project が集積する「Votes for Populists」から得た各国のポピュリズム政党の得票率のデータ⁷と V-Dem 研究所が提供する「Varieties of Democracy Project (以下、V-Dem と略す)」のメディア関連指標を用いた⁸。これらのデータを統合した上で、2000年から2024年までの最大46カ国を対象とする国・政党レベルの階層的なパネルデータを構築した。

仮説の検証に際しては、政治体制による効果の違いを考慮するために、46カ国全てを対象としたモデル (Model 1) と、分析対象を民主主義国 (Model 2) と権威主義国 (Model 3) とに分割したモデルの三つのモデルを推定する。政治体制の分類基準としては、V-Dem の「世界の政治体制 (Regimes of the World)」指標を用いた。この指標において「自由民主主義 (Liberal democracy)」および「選挙民主主義 (Electoral democracy)」と分類された国を民主主義国、「選挙専制主義 (Electoral autocracy)」および「閉鎖的専制主義 (Closed autocracy)」と分類された国を権威主義国とした。

次に、本稿で用いる変数について説明する。まず、全ての仮説で共通して使用する従属変数を示す。従属変数は「Votes for Populists」の「percentage」を用いる。これは各ポピュリズム政党および候補者の得票率を示しており、各国・各選挙で計測されている。このうち政党の得票率のみを用いる⁹。

続いて、各仮説で用いる独立変数について説明する。本稿では、国と政党と年の固定効果を含むパネルデータ分析を行い、標準誤差を政党単位でクラスター化して推定している。この設計により、推定される効果は、同一政党の年次変動、すなわち政党レベルの時系列的な変化から識別される。今回用いる V-Dem 指標は順序尺度で報告されているが、このような

⁷ 本稿の分析に際しては、The Global Populisms Project による「Votes for Populists Dataset (September 2024)」の提供を受けた。<https://fsi.stanford.edu/global-populisms/content/vote-populists> (2025年11月16日)。

⁸ 本稿の分析に際しては、V-Dem 研究所による「Varieties of Democracy Project」の最新版 (Version 15) を用いる。

⁹ 「Votes for Populists」で示されるポピュリズム政党、候補者は Mudde によるポピュリズムの定義 (Mudde 2004) に則した政党、候補者である。

年次変動を精緻に捉えるために、V-Dem が提供する連続推定値を採用した¹⁰。必要に応じて、指標の方向は質問の意図と整合するよう反転処理を行った。以下に仮説ごとに独立変数の説明を行う。

仮説 1 では、政府による情報統制の強化やメディアへの政府の介入がポピュリズム政党の得票率に与える影響を検証するため、情報統制に関する四つの変数を用いる。第一に、「政府のメディア検閲努力 (Government censorship effort — Media)」は、印刷物や放送メディアへの検閲の試みを測定し、報道統制の直接的介入を示す。第二に、「政府のインターネット検閲努力 (Internet censorship effort)」は、テキストや画像、音声を含むオンライン情報への検閲試行の程度を表すもので、デジタル領域での表現統制を捉える。第三に、「政府のインターネット遮断能力 (Government Internet shut down capacity)」は、政府が国内インターネットアクセスを技術的に遮断できるかどうかを測定し、情報流通を制御する制度的能力を評価する。第四に、「政府のソーシャルメディア監視 (Government social media monitoring)」は、ソーシャルメディア上の政治的コンテンツを政府がどの程度監視しているかを問うものであり、情報空間の監視構造を把握する。また、メディアへの政府の介入の効果を測定するために、二つの変数を用いる。第一に、「ジャーナリストへの嫌がらせ (Harassment of journalists)」は、政府によるジャーナリストへの圧力の程度を測定し、報道環境の安全性と独立性を示す。第二に、「国営メディアへの政治的影響力 (Political influence, state-owned media)」は、国家が所有する報道機関への政治当局の介入度を測定し、報道の公共性が政治的統制によってどの程度損なわれているかを評価する。

仮説 2 では、伝統的メディアの自由度がポピュリズム政党の得票率に与える影響を検証するため、四つの変数を用いる。第一に、「印刷放送メディアの視点の多様性 (Print/broadcast media perspectives)」は、主要な印刷物および放送メディアがどの程度幅広い政治的視点を代表しているかを示す指標であり、報道の多元性を測定する。第二に、「ジャーナリストへの嫌がらせ (Harassment of journalists)」は、報道活動に対する政府または強力な非政府組織からの圧力の程度を評価する指標であり、報道環境の安全性と独立性を表す。第三に、「国営メディアへの政治的影響力 (Political influence, state-owned media)」は、政治当局が国営メディアの報道内容にどの程度介入しているかを測定し、報道の政治的独立性を評価する。第四に、「非国営メディアへの政治的影響力 (Political influence, non-state-owned media)」は、民間報道機関に対する政府の影響力を示し、伝統的メディアにおける自律性の水準を把握する。これら四指標を総合的に用いることで、伝統的メディアの編集の独立性と情報の多元性の程度を捉える。

仮説 3 では、オンラインメディアの自由度がポピュリズム政党の得票率に与える影響を検証するため、二つの変数を用いる。第一に、「オンラインメディアの視点の多様性 (Online media perspectives)」は、主要な国内オンラインメディアにおける政治的視点の幅を測定

¹⁰ 本分析における V-Dem では、変数ごとに順序尺度や連続推定値、平均値、標準偏差などが用意されているが、本分析では、回帰分析を行うため、連続推定値を利用する。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
ポピュリズム政党得票率	ポピュリズム政党と候補者の得票率。大統領選挙の得票結果は除外した値。	「Votes for Populists」
政府のメディア検閲努力	「政府は印刷物や放送メディアを直接的または間接的に検閲を試みているか」という設問に対する連続推定値を反転させた値。	「V-Dem」
政府のインターネット検閲努力	「政府はインターネット上の情報(テキスト、音声、画像)を検閲しようと試みているか」という設問に対する連続推定値を反転させた値。	
政府のインターネット遮断能力	「実際に実行するかどうかに関係なく、政府は、もし実行した場合に、国内のインターネットアクセスを積極的に遮断する技術的能力を持っているか」という設問に対する連続推定値。	
政府のソーシャルメディア監視	「政府またはその関係者によるソーシャルメディアの政治的コンテンツの監視は、どのくらい包括的か」という設問に対する連続推定値を反転させた値。	
印刷放送メディアの視点の多様性	「主要な印刷物および放送メディアは、幅広い政治的視点を代表しているか」という設問に対する連続推定値。	
ジャーナリストへの嫌がらせ	「ジャーナリストは、正当なジャーナリズム活動をする間、政府または非政府組織から嫌がらせ(名誉毀損での脅迫、逮捕、投獄、殴打、殺害など)を受けているか」という設問に対する連続推定値を反転させた値。	
国営メディアへの政治的影響力	「国家が所有する印刷および放送メディアに対して、政府はどの程度、政治的問題の報道内容に影響を及ぼしているか」という設問に対する連続推定値。	
非国営メディアへの政治的影響力	「国家が所有していない印刷および放送メディアに対して、政府はどの程度、政治的問題の報道内容に影響を及ぼしているか」という設問に対する連続推定値。	
オンラインメディアの視点の多様性	「主要な国内オンラインメディアは、幅広い政治的視点を代表しているか」という設問に対する連続推定値。	
オンラインメディアの断片化	「主要な国内オンラインメディアは、主要な(政治的)ニュースについて同様の表現をしているか」という設問に対する連続推定値を反転させた値。	
組織化行動のためのソーシャルメディアの使用	「一般市民は、あらゆる種類のオフラインの政治的行動を組織するため、ソーシャルメディアをどのくらいの頻度で利用しているか」という設問に対する連続推定値。	
社会の二極化	「この社会における主要な政治問題についての意見の違いを、どのように見なしているか」という設問に対する連続推定値。	
政治的二極化	「社会は、互いに敵対的な政治的陣営に分断されているか」という設問に対する連続推定値。	
log(人口)	各国の総人口を対数化した値。	
大統領制ダミー	大統領制である場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数。	「Votes for Populists」

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ポピュリズム政党得票率	1740	14.3404	15.2729	0	85.5000
政府のメディア検閲努力	1740	-1.7652	1.1692	-3.5070	2.6520
政府のインターネット検閲努力	1740	-1.5453	0.7816	-2.3340	1.6130
政府のインターネット遮断能力	1740	-0.9204	0.9835	-2.9670	2.1010
政府のソーシャルメディア監視	1740	-1.3088	1.0824	-2.9920	2.5750
印刷放送メディアの視点の多様性	1740	1.8591	0.6864	-1.5530	2.9610
ジャーナリストへの嫌がらせ	1740	-1.7999	1.1152	-4.1480	1.1570
国営メディアへの政治的影響力	1740	-0.9654	1.2027	-3.4470	2.0660
非国営メディアへの政治的影響力	1740	-0.4511	1.1192	-2.7840	2.1360
オンラインメディアの視点の多様性	1740	1.0681	0.8267	-1.3180	2.6370
オンラインメディアの断片化	1740	-0.2563	1.0280	-2.3380	2.3580
組織化行動のためのソーシャルメディアの使用	1740	0.3962	1.1273	-2.2350	2.4710
社会の二極化	1740	0.1316	1.2753	-2.9230	2.8780
政治的二極化	1740	-0.5721	1.3947	-3.2600	3.0300
log(人口)	1740	7.3500	1.4690	4.9340	11.8652
大統領制ダミー	1740	0.4797	0.4997	0	1

し、デジタル空間における言論の開放性を表す。第二に、「オンラインメディアの断片化 (Online media fractionalization)」は、オンラインメディア間で政治ニュースの報道内容がどの程度、断片化が進んでいるかを示す指標であり、値が大きいほど報道の断片化が進んでいることを意味する。

仮説 4 では、ソーシャルメディアが政治的組織化を通じてポピュリズム政党の得票率に与える間接的影響を測定する。「組織化行動のためのソーシャルメディアの使用 (Average people's use of social media to organize offline action)」は、市民がソーシャルメディアを活用して政治的行動を組織化する頻度を尋ねた指標であり、オンラインネットワークが実際の政治的動員へと転化する程度を示す。この変数を用いることで、メディアを情報伝達装置としてだけでなく、社会的動員の基盤として捉えることが可能となる。

その他には、統制変数として、社会の二極化 (Polarization of society)¹¹、政治的二極化 (Political polarization)¹²、対数化した人口 (Population)、大統領制ダミー (pressystem) を投入する。

表 1 は上記の変数群の具体的な説明と出典であり、表 2 はその記述統計である。

¹¹ 社会全体における態度分布の分断度を捉える指標である。社会の意見分布が大きく分断されている場合、メディア環境とは独立に、対立的・反エリート的な言説が受容されやすくなる可能性がある。そのため、社会の分断そのものがポピュリズム政党への支持を高める交絡要因となり得る。

¹² 政治的対立の構造的深刻さを測定するものである。政治的二極化が進んだ環境では、政治的選択肢が二極化された対立構図で理解されやすく、メディア環境とは独立に、ポピュリズム支持を変動させ得る交絡要因となり得る。

4-2. 推定方法

本稿では、前節で定義した各変数を用い、メディア環境がポピュリズム政党の得票率に与える影響を国・政党レベルの階層的なパネルデータの分析によって推定する。具体的には、国ごと・政党ごと・年ごとの固定効果を統制した三方向固定効果モデルを採用する。これにより、国固有の文化的・制度的特徴や政党固有のイデオロギーや規模などの特徴、特定の年に共通する国際的・時代的要因といった観測されない異質性を除去し、メディア要因の純粋な効果を識別することを目的とする。推定には、政党単位でクラスター化したロバスト標準誤差を用い、同一政党での誤差項の相関を考慮する。これにより、年次間の誤差依存を適切に補正しつつ、推定結果の信頼性を確保する。

5. 分析結果

表3は、2000年から2024年までの46カ国を対象とした国・政党レベルの階層的なパネルデータを用い、メディア環境がポピュリズム政党の得票率に与える影響を推定した結果を示している。推定には、国固定効果および政党固定効果、年固定効果を統制した固定効果モデルを用い、標準誤差は政党単位でクラスター化して算出した。

5-1. メディア検閲に関する推定

表3のModel 1によると、政府によるメディア統制の変数は、「政府のメディア検閲努力」が正に有意、「政府のインターネット遮断能力」が正に有意であった。Model 2においては、「ジャーナリストへの嫌がらせ」と「国営メディアへの政治的影響力」が正に有意、Model 3では、「政府のメディア検閲努力」と「政府のインターネット遮断能力」が正に有意であった。

Model 1の結果から、伝統的メディア・インターネットへの検閲や監視が強化されると、ポピュリズム政党の得票率が上昇する傾向が確認された。これは、統制の強化によって批判的報道や多様な論点提示が制限される一方で、国民の不満や不信が制度外の反体制勢力への支持として現れることを示している。加えて、Model 2・3の係数と合わせて考えると、権威主義体制では検閲やインターネット遮断といった極端な情報遮断が政権エリートへの不満を増幅させ、民主主義体制ではジャーナリストへの嫌がらせや国営メディアへの政治的介入といった報道の自由の侵害が既存エリートへの不満を高めるというように、体制の違いはあるものの、いずれも報道の自由の低下が政治的不信を通じてポピュリズム政党の伸長を促すという点で共通している。この結果は、情報統制や政府の政治的介入が政治的不

信を媒介してポピュリズムを助長するという理論的主張と整合的であり、仮説 1 は支持された。

5-2. メディア自由度に関する推定

Model 1 の結果によると、伝統的メディアに関するいずれの変数も統計的に有意な効果を示さなかった。ただし、民主主義国・権威主義国別の分析では、いくつかの変数がポピュリズム政党の得票率と関連している。

Model 2 では、伝統的メディアの自由度を示す変数は、「ジャーナリストへの嫌がらせ」と「国営メディアへの政治的影響力」が正に有意、「非国営メディアへの政治的影響力」が負に有意となった。一方で、「印刷放送メディアの視点の多様性」は統計的に有意ではなかった。これは、取材環境の安全性が低下し、かつ、国営メディアが政府寄りの報道を行うことで体制批判が抑制され、反体制的言説を掲げるポピュリズム政党が相対的に支持を得やすくなることを示唆する。この点では、仮説 2 の理論的方向性は部分的に支持されたといえる¹³。

一方で、オンラインメディアの自由度に関しては、「オンラインメディアの視点の多様性」は統計的に有意ではなかった。一方、「オンラインメディアの断片化」が 10%水準で負に有意であった。すなわち、オンライン領域では、視点の多様性を示す指標は明確な効果を示さなかったものの、報道内容の断片化が進む環境では、ポピュリズム政党の得票が抑制される傾向が確認された。これは、報道内容の断片化が進むと、政治的ニュースが細かく分断され、異なる争点・関心が並列的に拡散するため、むしろ単純な人民対エリートの構図が浸透しにくい情報環境を作り出している可能性を示す。したがって、この結果は、オンラインメディアの自由度が高いほどポピュリズム政党の得票率は上昇するという仮説 3 に反するといえる。

5-3. メディアによる組織化行動に関する推定

最後に、Model 1 によると、ソーシャルメディアがオフラインでの政治的組織化に与える影響について、「組織化行動のためのソーシャルメディアの使用」が負に有意であった。すなわち、ソーシャルメディアを利用した政治的組織化が活発な国ほど、ポピュリズム政党の得票率はむしろ低下する傾向が見られた。

この結果は、仮説 4 の予測とは逆の方向を示している。想定される解釈としては、オンライン空間での政治的動員は、デモ参加や選挙運動、政策に関する市民的議論など、既存の民主的制度の枠組みに吸収されており、反体制的なポピュリズム運動へ直接結びついていな

¹³ 国営メディアへの政治的影響力は自由度低下の逆指標であり、自由度が高まるほどポピュリズム得票が抑制される結果と整合的である。

表3 ポピュリズム政党得票率に対する効果

	従属変数		
	ポピュリズム政党得票率		
	Model 1 全体	Model 2 民主主義国	Model 3 権威主義国
メディアの検閲			
政府のメディア検閲努力	2.0727 * (0.9765)	1.3572 (1.0464)	5.5302 ** (1.5344)
政府のインターネット検閲努力	-2.3766 (1.6228)	-1.4177 (1.5650)	-3.6017 (3.7124)
政府のインターネット遮断能力	8.5036 * (4.0966)	5.2978 (4.0612)	7.5476 *** (1.5820)
政府のソーシャルメディア監視	0.0106 (2.0031)	0.3368 (2.4260)	1.6401 (3.0969)
伝統的メディアの自由度			
印刷放送メディアの視点の多様性	-1.3158 (1.5852)	-1.7754 (1.6901)	-0.7724 (3.8112)
ジャーナリストへの嫌がらせ	1.3253 (1.1917)	2.2792 † (1.1587)	-5.1875 (5.2628)
国営メディアへの政治的影響力	2.4960 (1.9425)	4.1068 * (1.9141)	7.2494 (5.7473)
非国営メディアへの政治的影響力	-2.9236 (1.8176)	-3.9999 * (1.7712)	14.1581 * (6.8492)
オンラインメディアの自由度			
オンラインメディアの視点の多様性	1.3276 (2.5891)	-0.2628 (2.5101)	-1.4832 (8.4507)
オンラインメディアの断片化	-3.0117 (3.7382)	-7.2814 † (3.7930)	0.2644 (3.4645)
メディアによる組織化行動			
組織化行動のためのソーシャルメディアの使用	-2.4915 * (1.2289)	-2.5751 * (1.2740)	6.4223 † (3.2411)
統制変数			
社会の二極化	0.4281 (1.0348)	1.1214 (0.9820)	-7.8439 * (2.8942)
政治的二極化	0.3935 (1.0333)	0.4997 (1.0983)	1.2591 (1.7644)
log(人口)	8.8878 (9.9238)	-0.1120 (12.3311)	84.6437 * (38.9576)
大統領制ダミー	-7.8736 *** (1.6869)	-10.4249 *** (2.4033)	
時間固定効果	YES	YES	YES
国固定効果	YES	YES	YES
政党固定効果	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8206	0.8177	0.8978
N	1740	1572	159

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) () 内は政党ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

い可能性がある。また、オンライン上の組織化プロセスには多様な参加者が関与するため、過度に単純化されたナラティブが優勢になりやすく、その結果として極端なポピュリズムの言説が緩和される効果が働いていると考えられる。

6. 結論

本稿では、2000年から2024年までの最大46カ国の国・政党レベルの階層的なパネルデータを用い、メディアの検閲・自由度・所有構造などのメディア環境がポピュリズム政党得票率に与える影響を、国・政党・年固定効果を含む三方向固定効果モデルにより検証した。

分析結果からは、まず、政府によるメディア検閲やインターネット遮断といった統制の強化は、ポピュリズム政党の得票率を押し上げる傾向が示された。特に、権威主義体制と民主主義体制のいずれにおいても、政府の介入による報道の自由の低下がむしろ政治的不信を強め、そのことがポピュリズム政党の支持拡大につながるという共通の構造が示唆された。

さらに、伝統的メディアにおいては、ジャーナリストへの圧力や国営メディアへの政治的介入がポピュリズム政党の得票率の上昇と関連した。この結果は、報道環境の安全性と編集の独立性が確保されるほど、単純化された反エリート言説が浸透しにくくなることを示している。他方で、オンラインメディアにおいても、報道内容の断片化が進む環境ではポピュリズム政党の得票率が抑制される傾向が認められた。これは、デジタル空間における情報の細分化が、単純な人民対エリートの構図を広範に共有させることを難しくし、結果的にポピュリズムの言説の拡散を弱める可能性を示すものである。この結果は、当初の仮説に反するが、伝統的メディア・オンラインメディアを問わず、いかなるメディア様式においても、自由度の向上がポピュリズム政党の台頭を抑制する方向に作用することを示唆している。

最後に、ソーシャルメディアによる政治的組織化は、ポピュリズムを促進するのではなく、むしろ抑制する方向に働くことが示された。オンラインでの動員は多様な参加者が関与することで極端な言説が中和される効果が働いている可能性がある。

本稿の知見からは、以下のような政策的含意が得られるであろう。第一に、検閲、通信遮断、報道機関への政治的介入といった政府主導の情報統制は、ポピュリズム的反エリート言説の拡大を促す方向に作用する可能性が示された。したがって、政府によるメディア介入を制度的に最小化し、情報環境の透明性と自律性を確保することが、ポピュリズムの過度な伸長を避けるうえで重要である。第二に、伝統的メディア・オンラインメディアという媒体の差異を超えて、メディア自由度の向上がポピュリズム抑制に寄与することが示唆される。この点を踏まえると、ジャーナリストが安全かつ独立して取材・報道できる制度的基盤の強化や国営メディアの編集上の自律性を保障する仕組みが求められる。また、オンライン領域においては、フィルターバブルによる同質的情報の増幅を緩和するために、検索エンジンやブ

ラットフォームに異質な視点を提示する仕組みを組み込むなど、情報の多元性を制度的に確保する方策が有効と考えられる。

本稿の方法論的課題の一つとして、逆因果への対処の問題がある。すなわち、ポピュリズムの台頭がその後のメディア検閲強化を誘発するという逆因果の可能性を本稿の分析は完全に除去できていない。データの時系列的制約により、因果方向の識別には限界がある。今後は、メディア法改正や遮断措置などの制度ショックを利用した差分の差分法分析やイベントスタディ分析による因果推定の精緻化が課題である。

総じて、報道の自律と開かれた情報循環の設計を通じて、自由で多元的な言論空間を維持することが、ポピュリズムの暴走を抑止し、健全な民主主義を支える鍵となる。

7. 参考文献

- ミュデ, カス・クリストバル R, カルトワッセル, 永井大輔・高山裕二訳. 2018. 『ポピュリズム—デモクラシーの友と敵』 白水社.
- Berman, Sheri. 2016. "Populism Is Not Fascism: But It Could Be a Harbinger." *Foreign Affairs* 95(6): 39.
- Berman, Sheri. 2021. "The Causes of Populism in the West." *Annual Review of Political Science* 24: 71-88.
- Bos, Linda, van der Brug, Wouter and Claes de Vreese. 2011. "How the Media Shape Perceptions of Right-Wing Populist Leaders." *Political Communication* 28(2): 182-206.
- Bozdag, Engin and Jeroen van den Hoven. 2015. "Breaking the Filter Bubble: Democracy and Design." *Ethics and Information Technology* 17(4): 249-265.
- Chadwick, Andrew. 2017. *The Hybrid Media System: Politics and Power*. Oxford University Press.
- Craig, Maureen A. and Jennifer A. Richeson. 2014. "More Diverse yet Less Tolerant? How the Increasingly Diverse Racial Landscape Affects White Americans' Racial Attitudes." *Personality and Social Psychology Bulletin* 40(6): 750-761.
- Diehl, Trevor, Vonbun-Feldbauer, Ramona and Matthew Barnidge. 2021. "Tabloid News, Anti-Immigration Attitudes, and Support for Right-Wing Populist Parties." *Communication and the Public* 6(1-4): 3-18.
- Doroshenko, Larisa. 2018. "Far-Right Parties in the European Union and Media Populism: A Comparative Analysis of 10 Countries during European Parliament Elections." *International Journal of Communication* 12: 21-45.
- Gest, Justin. 2016. *The New Minority: White Working-Class Politics in an Age of Immigration and Inequality*. Oxford University Press.

- Guiso, Luigi, Herrera, Helios, Morelli, Massimo and Tommaso Sonno. 2017. "Demand and Supply of Populism." *EIEF Working Papers Series* 1703.
- Hawkins, Kirk A. 2003. "Populism in Venezuela: The Rise of Chavismo." *Third World Quarterly* 24(6): 1137–1160.
- Hochschild, Arlie R. 2018. *Strangers in Their Own Land: Anger and Mourning on the American Right*. The New Press.
- Hubé, Nicolas and Naomi Truan. 2017. "France: The Reluctance to Use the Word Populism as a Concept." Aalberg, Toril, Esser, Frank, Reinemann, Carsten, Strömbäck, Jesper and Claes H. de Vreese eds. *Populist Political Communication in Europe*. Routledge, 181-195.
- Kenny, Paul D. 2020. "The Enemy of the People: Populists and Press Freedom." *Political Research Quarterly* 73(2): 261-275.
- Manucci, Luca. 2017. "Populism and the Media." *The Oxford Handbook of Populism* 1: 467-488.
- Mudde, Cas. 2004. "The Populist Zeitgeist." *Government and Opposition* 39(4): 541-563.
- Pastor, Lubos and Pietro Veronesi. 2018. "A Rational Backlash against Globalisation." *LSE Brexit*.
- Rodrik, Dani. 2018. "Populism and the Economics of Globalization." *Journal of International Business Policy* 1(1-2): 12-33.
- Satyanath, Shanker, Voigtländer, Nico and Hans-Joachim Voth. 2017. "Bowling for Fascism: Social Capital and the Rise of the Nazi Party." *Journal of Political Economy* 125(2): 478-526.
- Schmuck, Desirée, Matthes, Jörg and Hajo G. Boomgaarden. 2017. "Austria: Candidate-Centered and Anti-Immigrant Right-Wing Populism." Aalberg, Toril, Esser, Frank, Reinemann, Carsten, Strömbäck, Jesper, and Claes H. de Vreese eds. *Populist Political Communication in Europe*. Routledge, 85-98.
- Schumann, Sandy, Boer, Diana, Hanke, Katja and James Liu. 2021. "Social Media Use and Support for Populist Radical Right Parties: Assessing Exposure and Selection Effects in a Two-Wave Panel Study." *Information, Communication & Society* 24(7): 921-940.
- Stjernholm, Emil. 2014. "Political Ads in the Swedish 2006 and 2010 Parliamentary Elections: Focus on the Sweden Democrats and the Role of Audiovisual Media." *Online Journal of Communication and Media Technologies* 4(2): 32-50.
- Stroud, Natalie J. 2010. "Polarization and Partisan Selective Exposure." *Journal of Communication* 60(3): 556–576.
- Weyland, Kurt. 2001. "Clarifying a Contested Concept: Populism in the Study of Latin

American Politics.” *Comparative Politics* 34(1): 1-22.

第2章

同性パートナーシップ制度の経済効果

鵜川 理桜

要約

同性パートナーシップ制度は、同性カップルを「個人に相当する関係」として公的に認め、証明書を発行する制度であり、2015年に渋谷区・世田谷区で初めて導入されて以降、全国の自治体へと急速に広がった。しかし、本制度の法的拘束力は限定的であり、その導入効果は不確かである。実際、本制度導入の社会経済的効果を分析した既存研究も見られない。そこで本稿は、2010年から2024年までの全国市区町村パネルデータを構築し、同性パートナーシップ制度導入が人口動態と地域経済に与える影響を実証的に検証した。イベントスタディ分析および一般化合成コントロール法による分析結果からは、同性パートナーシップ制度の導入は自治体全体の転入超過率を抑制する傾向があるものの、若年層に限ればむしろ転入超過率を上昇させる効果があることが明らかになった。一方、課税対象所得を増加させるなどの経済効果は確認されなかった。これらの結果は、本制度の導入が若年層の居住選択に象徴的な影響を与えつつも、人口動態や地域経済へ正の波及効果をもたらすほどには実質的に機能していない可能性を示唆するものである。同性パートナーシップ制度の法的実効性と全国的整合性を高めることが今後の課題であると考えられる。

1. はじめに

近年、欧米諸国を中心に同性婚を法的に認める国が急速に増加している。2001年のオランダでの同性婚合法化を皮切りに、カナダ、英国、米国、台湾などが相次いで法制化を進め、現在ではOECD加盟国の約3分の2が同性婚を認めている¹。このように、性的マイノリティの権利保障は国際的潮流の一つとなっており、ジェンダー平等や多様性推進の観点から各国で政策論議が進展している。

他方、日本では依然として同性婚が法的に認められていない。現行の民法および戸籍法では、婚姻は「男女間で行うもの」と解釈されており、同性間の婚姻届は受理されないのが実情である。近年、このような法解釈の違憲性が争点となり、2021年の札幌地裁を皮切りに、

¹ <https://www.pewresearch.org/religion/fact-sheet/same-sex-marriage-around-the-world/> (2025年11月2日)。

名古屋地裁や福岡地裁など複数の地方裁判所が「法の下での平等」に反すると判断した。一方で、大阪地裁は「合憲」と判断するなど、司法判断は依然として分かれている²。国会では、立憲民主党による「婚姻平等法案」の提出³や、LGBT 理解増進法⁴の成立など関連議論が進んでいるものの、同性婚の法制化には至っていない。

このように国内での立法対応が停滞している状況で、地方自治体が独自に導入してきた施策が「同性パートナーシップ制度」である。この制度は同性カップルを「個人に相当する関係」として公的に認め、証明書を発行する制度であり、病院での面会、住宅契約、保険加入などの場面で当事者の社会的承認を広げる機能を有している⁵。2015年に渋谷区が同性パートナーシップ制度を全国に先駆けて導入して以降、全国の自治体に急速に広がり、2024年時点では日本の全人口の約7割が同種の制度の対象下にあるとされる⁶。本制度は、性的少数者の法的保護の不十分さに対応する地方主導の施策として注目を集めており、自治体の多様性推進政策の重要な一つに位置づけられている（原田 2021）。

もっとも、このような同性パートナーシップ制度には限界も存在する。第一に、法律婚と異なり、相続・税制・養子縁組などの法的保障が付随しない⁷。第二に、制度運用は自治体ごとに異なり、全国的な統一基準も存在しない⁸。現行制度は社会的承認の側面では一定の意義を有しつつも、法的実効性と制度的整合性に課題を残している。

国内ではこのような法的課題が存在する一方、海外では同性婚の合法化を含む LGBTQ+ 政策の社会的・経済的影響に注目した研究が進みつつある。例えば、米国や欧州では、同性婚の合法化が地域の企業誘致、労働市場の多様化、若年層の定着に寄与したとする実証研究が報告されている（Badgett et al. 2019; Florida 2014）。また、多様性を推進する政策は、地域の包括的・先進的イメージを醸成し、移住・投資意欲を高める効果を持つともいう（Florida 2003）。こうした知見は、制度的包摂が地域の人口流動や経済活力に影響を与える

² 札幌地裁（2021年3月）、大阪地裁（2022年6月）、東京地裁（2022年11月）、名古屋地裁（2023年5月）、福岡地裁（2023年6月）、札幌高裁（2024年3月）、東京高裁（2024年10月）。<https://www.courts.go.jp/hanrei/search1/index.html>（2025年11月2日）。

³ https://cdp-japan.jp/news/20250619_9408（2025年11月2日）。

⁴ 「性的指向及びジェンダーアイデンティティの多様性に関する国民の理解の増進に関する法律（いわゆる LGBT 理解増進法）」は2023年6月16日に国会で成立し、同年6月23日に施行された。性的指向およびジェンダーアイデンティティの多様性に寛容な社会の実現を目的とする理念法であり、罰則規定は設けられていない。法令本文は e-Gov 法令検索にて確認できる。<https://laws.e-gov.go.jp/law/505AC1000000068>（2025年11月30日）。

⁵ <https://www.komei.or.jp/komechan/diversity/diversity20230217/>（2025年11月2日）。

⁶ <https://nijibridge.jp/data/2500/>（2025年11月2日）。

⁷ https://www.toben.or.jp/know/iinkai/seibyoudou/column/post_48.html（2025年11月2日）。

⁸ 例えば、渋谷区では「渋谷区男女平等及び多様性を尊重する社会を推進する条例」に基づき、当事者による公正証書の作成を要件とする厳格な手続きが採られている一方、他の自治体では要綱に基づく柔軟な運用が行われている場合もある。岡山県総社市のように「多様な性を認め合う社会を実現する条例」を制定する例もあるが少数であり、制度内容には自治体間で大きな差異がみられる（原田 2021）。

ことを示唆しており、日本の同性パートナーシップ制度にも同様のメカニズムが働く可能性を指摘できるものである。

しかしながら、日本における同性パートナーシップ制度の社会的・経済的影響に関する実証研究はほとんど行われていない。既存研究の多くは法的・社会的意義の解釈に焦点をあてており、社会経済的変数との関係を実証的に分析した研究は不足している。

上記の問題意識から、本稿は、2010年から2024年にかけての全国市区町村パネルデータを構築し、同性パートナーシップ制度導入が地域経済や人口動態に与える影響を、納税義務者一人あたり課税対象所得・転入超過率・若年層の転入超過率の3つの指標から実証的に検証する。特に、イベントスタディ分析および一般化合成コントロール法を用いて、制度導入前後の変化を比較し、導入効果の持続性と地域差を明らかにすることを目的とする。本稿の分析結果からは、同性パートナーシップ制度の導入が人口全体の転入超過率を減少させる傾向がある一方で、若年層においては転入超過率を増加させる効果が確認された。課税対象所得については統計的に有意な上昇結果はみられず、むしろ所得水準の高い自治体ほど制度を導入するという事前の傾向が示唆された。さらに、先導自治体である渋谷区を対象とした個別分析では、同様に若年層の転入超過率を押し上げる効果が確認され、本制度の導入が若年人口の流入促進に一定の正の影響を及ぼしていたことが示された。

続く第2節では、同性パートナーシップ制度およびLGBTQ+政策に関する国内外の先行研究を概観し、理論的枠組みを提示した後、第3節では、同制度と地域経済の関連性に着目し、本稿の理論仮説を導出する。次に、第4節では、その理論仮説を検証するためのデータと方法を提示した上で、第5節では、推定結果を議論する。第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、今後の制度運用と政策的示唆について考察する。

2. 先行研究

2-1. LGBTQ+政策と経済効果に関する国際研究

LGBTQ+政策と経済との関連をめぐる国際的な研究は、大きく三つの観点から整理できる。すなわち、1. 制度導入による短期的な消費・雇用効果、2. 法的平等がもたらす人口移動や企業活動の変化、3. 多様性が都市・企業レベルの生産性やイノベーションに及ぼす効果である。

第一に、同性婚の合法化がもたらす短期的な経済効果を分析した研究では、個人の婚姻関連支出の増加や税収増加などの直接的効果が確認されている。Mallory and Sears (2020) は、全米で婚姻平等が実現して以降の5年間で、推定29万3,000組の同性カップルが結婚し、これらのカップルとその州外からの来訪者による結婚式関連支出は約37.7億ドルに達したと報告している。この消費拡大は州・地方政府に約2.44億ドルの税収をもたらし、約

45,000 人分の 1 年間の雇用を創出したと推計され⁹、同性婚合法化が経済を刺激する可能性を示唆している。

第二に、法的平等の保障が人口移動に与える影響を検討した研究では、制度導入が居住選択の決定要因となることが指摘されている。Marcén and Morales (2022) は、アメリカ 50 州を対象に、同性婚合法化の有無が同性愛者の州間移動に与える影響を分析し、制度を導入した州では当事者の流入が統計的に有意に増加したことを明らかにした。こうした結果は、性的少数者にとって法的平等が居住地域の選好を形成する重要な要因であることを示している。

第三に、社会的多様性と経済パフォーマンスの関係を検討した研究では、包摂的な環境が人材集積やイノベーションを促す可能性が示されている。Lee et al. (2004) は、米国の都市圏を対象に、外国出生者の割合、同性カップルの割合、創造的職業従事者の割合といった指標で社会的多様性を測定し、これらの指標が高い地域ほど創造的な人材の集積と新規企業創出が活発であることを明らかにした。また、Fatmy et al. (2021) は、米国上場企業を対象に、LGBT に友好的な企業方針を採用する企業ほど収益性や株式市場での評価が高いことを示し、多様性政策が企業価値の向上に寄与する可能性を指摘している¹⁰。

以上のように、先行研究は LGBTQ+政策を単なる人権保障の枠を超えた経済効果をもたらす要因として位置づけている点で共通する。一方で、これらの研究の多くは米国を主対象としており、アジア諸国や日本の自治体レベルでこうした効果を検証した実証研究は依然として限られている。したがって、本稿は日本における LGBTQ+政策の導入効果を地域単位で検証する点に独自性を有する。

2-2. 日本における同性パートナーシップ制度研究

前項で見たように、海外では LGBTQ+政策を社会的包摂と経済発展を結びつける政策枠組みとして捉える実証研究が蓄積されてきた。一方で、日本における同性パートナーシップ制度を対象とした研究は、主としてその法的・社会的意義や制度形成過程に焦点を当ててきた。

例えば、大守・天川 (2019) は同性パートナーシップ制度と戸籍制度との整合性やその法的拘束力の限界を指摘し、制度が持つ象徴的意味を分析している。また、松信 (2016) は制

⁹ アメリカ合衆国国勢調査局が実施する人口統計調査 (American Community Survey: ACS) に基づき、2019~2020 年分を予測したものである。ただし、COVID-19 の影響を推定できないため、分析対象は 2020 年 3 月までに限定されている。

¹⁰ 同研究は、2003~2016 年の米国上場企業 657 社を対象に、LGBTQ+に対する企業の包摂度をヒューマン・ライツ・キャンペーン (HRC) が公表する企業平等指数 (Corporate Equality Index: CEI) によって測定している。CEI は、性的指向や性自認に関する差別禁止、同性パートナーへの福利厚生提供、多様性研修の実施、LGBT に関する公共的支援活動など、5 つの基準に基づいて企業を総合的に評価する指標である。

度利用者のインタビューを通じて、当事者の社会的承認や安心感といった心理的効果を明らかにした。さらに、吉田・新ヶ江 (2018) は、同性パートナーシップ制度導入の背景にある政治的要因に着目し、首長のリーダーシップや市民団体の働きかけが制度形成に果たした役割を指摘している。これらの研究は、制度がもたらす社会的包摂や政治的变化を理解するうえで重要な貢献をしていると言える。もっとも、既存研究の多くは制度の理念的・法的側面の分析にとどまっており、制度導入が地域経済や人口動態といった社会経済的環境に与える影響については十分に検討されていない。特に、自治体間で導入時期が異なるという制度的特徴を活かし、その効果を統計的に検証した研究はほとんど見られない。

したがって本稿は、海外の研究で示されてきた「多様性と地域経済発展の関連性」に着目し、同性パートナーシップ制度という多様性制度が、日本の地域社会にどのような経済的影響をもたらしているのかを検証することを試みたい。次節では、これらの先行研究の知見を踏まえ、同性パートナーシップ制度が地域経済及び人口動態に影響を与える理論的メカニズムを提示する。

3. 理論仮説

3-1. 多様性施策による所得・消費拡大メカニズム

多様性 (Diversity)、公平性 (Equity)、包摂性 (Inclusion) の推進は、地域社会の活力と経済的成長を支える重要な要因として位置づけられている (Florida 2003; 田中ほか 2018)。とりわけ、異なる価値観や文化的背景を持つ人材を受け入れる地域は、新しい発想やアイデアが生まれやすく、結果として産業構造の多様化や新規事業の形成につながる可能性が高いとされる (Florida 2003)。これまでの海外の研究でも、多様性を重視する政策が人材集積や企業活動を通じて地域活動を活性化させることが指摘されており (Badgett et al. 2019; Lee et al. 2004)、日本においても同様の効果が期待される。

同性パートナーシップ制度は、性的マイノリティに対する理解と尊重を制度的に示す取り組みであり、自治体が多様性を重視する価値観を社会に表明する手段としても機能している (原田 2021)。このような姿勢は、居住地選択において多様性志向の高い個人や企業に好意的な印象を与え、自治体の包括的・先進的なイメージを醸成する可能性がある。結果として、多様な人材や企業の流入、新たな雇用機会の創出、人材・企業の流入増に伴う地域内消費の拡大といった経路を通じて経済活動が活性化し、地域全体の課税対象所得の上昇につながることを期待される。これらの理論的考察に基づき、以下の仮説を導出する。

仮説 1 同性パートナーシップ制度を導入した自治体では、納税義務者一人あたり課税対象所得が上昇する。

3-2. 多様性施策と人口動態の変化の関連

次に、同性パートナーシップ制度の導入が人口移動、特に転入超過率に与える影響を検討する。人口移動は、地域の魅力や経済的活力を包括的に反映する指標であり（田中ほか2018）、制度導入が地域イメージを包摂的・先進的なものとして強化することで、居留意欲を高める効果が想定される。実際、Badgett (2019) は、性的マイノリティを含む多様な人々が安心して生活できる環境を整備することが、地域における人的資本の蓄積や企業立地の意思決定において正の要素として機能しうることを指摘している。多様性を尊重する地域は、異なる価値観やライフスタイルを受け入れる柔軟性を持つと認識されるため、文化的寛容性を重視する個人や企業にとって魅力的な居住・事業拠点となる。したがって、同性パートナーシップ制度の導入は、地域の包摂的な社会環境を可視化する取り組みとして、他地域からの転入を促進する可能性がある。

この点、とりわけ制度導入による転入促進効果は若年層において顕著であるかもしれない。同性婚やパートナーシップ制度への支持は若年層で際立って高いことが報告されており¹¹、多様性を推進する自治体は若年層にとって心理的・文化的魅力を持つと考えられるからである。加えて、若年層は就業・進学・結婚など人生の転機に伴う移動が多く、地域間移動に対する感度が高い層でもある。したがって、制度導入は、当事者層や多様性への関心が高い若年層にとって居住魅力を高め、転入を促す要因となりうる。結果として、制度導入は若年層の転入意欲を高め、地域の人口構成や活力に影響を及ぼす可能性がある。これらの理論的背景を踏まえ、以下の仮説を設定する。

仮説2 同性パートナーシップ制度を導入した自治体では、転入超過率が上昇する。

仮説3 同性パートナーシップ制度を導入した自治体の転入超過率の上昇は、若年層で特に大きい。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、2010年から2024年までの全国の市区町村を対象とするパネルデータを構築し、同性パートナーシップ制度の導入が地域経済および人口動態

¹¹ <https://www.pewresearch.org/global/2020/06/25/global-divide-on-homosexuality-persists/> (2025年11月2日)。

に与える影響を検証する。

まず、理論的に関心のある従属変数として、納税義務者一人あたり課税対象所得、転入超過率、若年層の転入超過率を用いる。

仮説1では、「納税義務者一人あたり課税対象所得(千円)」を採用する。これは、各市区町村における課税対象所得総額を、所得割の納税義務者数で除することにより算出した指標であり、制度導入が地域の所得水準に与える影響を捉えることを目的とする。推定の際には分布の歪みを考慮し、自然対数化を行う。

仮説2では、「転入超過率」を用いる。具体的には、各市区町村における当該年度の転入人口から転出人口を差し引いた値を総人口で除し、百を乗じたものであり、地域間の人口移動を測る代表的指標である。

仮説3では、「若年層(15歳～39歳)の転入超過率」を採用する。ただし、年齢別人口移動データの制約により、本変数は2015年から2024年の期間を対象として分析を行う。

次に、主たる独立変数は、同性パートナーシップ制度導入の有無を表すダミー変数である。制度を導入した自治体を1、未導入の自治体を0とし、導入効果を推定する。また、導入時期の異なる自治体間で、制度導入による変化のパターンを分析するため、導入年を0、導入前年を-1、-2…、導入後年を+1、+2…とするイベント時系列を設定し、イベントスタディ分析に用いる。

その他には、自治体ごとの統制変数として、総人口(自然対数化を行う)、高齢者比率(65歳以上人口/総人口×100)、外国人人口比率(外国人人口/総人口×100)、および実質公債費比率を投入する。これらの変数は、人口構成や財政状況の違いが所得水準や転入行動に与える影響を排除するために導入した。表1は上記の変数群の変数説明であり、表2は上記の変数群の記述統計である。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
log(納税義務者一人あたり課税対象所得)	納税義務者1人あたり課税対象所得を自然対数化した値。	「市町村税徴収実績調」
転入超過率	$(\text{転入人口} - \text{転出人口}) \div \text{総人口} \times 100$ 。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
若年層の転入超過率	15歳～39歳の転入超過数÷総人口×100。	
同性パートナーシップ制度導入ダミー	同性パートナーシップ制度のある自治体を1、未導入自治体を0とするダミー変数。	
log(総人口)	各市区町村の総人口を自然対数化した値。	「人口推計」
高齢者比率	$65\text{歳以上人口} \div \text{総人口} \times 100$ 。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
外国人人口比率	$\text{外国人人口} \div \text{総人口} \times 100$ 。	「在留外国人統計」
実質公債費比率	各市町村の実質公債費比率。	「地方財政状況調査」

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(納税義務者一人あたり課税対象所得)	26115	7.9568	0.1629	7.5540	9.7874
転入超過率	26115	-0.2566	0.8541	-18.6312	22.2469
若年層の転入超過率	17405	-0.2870	0.5515	-9.7314	4.8993
同性パートナーシップ制度導入ダミー	26115	0.1253	0.3311	0	1
log(総人口)	26115	10.0817	1.4964	5.0499	15.1399
外国人人口比率	26115	1.2383	1.3942	0	33.8152
高齢者比率	26115	31.6938	7.7158	6.8766	68.2181
実質公債費比率	26115	8.3699	4.6655	-8.2000	76.8000

4-2. 推定方法

本稿では、同性パートナーシップ制度の導入が地域経済および人口動態に与える影響を検証するため、イベントスタディ分析および一般化合成コントロール法 (Generalized Synthetic Control: GSC) を用いる。前者は、制度導入前後における効果の時系列的変化を把握するための手法であり (Miller 2023)、後者は、導入自治体と未導入自治体の間で観察されない反事実的な差を補正し、制度導入の効果を推定するための手法である (Xu 2017)。これにより、制度導入の「時間的推移」と「自治体間比較」の両側面から、同性パートナーシップ制度の影響を多面的に検証することが可能となる。

まず、イベントスタディ分析では、制度導入前年度 (-1 年) を基準年とし、導入前後の納税義務者一人あたり課税対象所得、転入超過率、および若年層の転入超過率の変化を時系列的に比較する。このモデルは、差分の差分法 (Difference-in-Differences: DID) に基づく手法の一つであり、処置群 (制度導入自治体) と対照群 (制度未導入自治体) の推移を複数年にわたって比較することで、介入の短期的・中期的効果を可視化できる点に特徴がある (Miller 2023)。本稿では、各自治体が制度を導入した前年を基準点として設定し、効果の有意性と持続性を検証する。また、導入前に処置群 (制度導入自治体) と対照群 (制度未導入自治体) の間で有意な差が確認されない場合には、平行トレンド仮定が成立しているとみなし、分析の前提の妥当性もあわせて検証する。

次に、一般化合成コントロール法 (GSC) を用いて、制度導入自治体と未導入自治体の間での反事実的な比較を行う。この手法は、Abadie et al. (2010) による合成コントロール法 (Synthetic Control Method: SCM) を拡張した手法であり、複数の処置群を含むパネルデータに適用できる点に特徴がある (Kreif et al. 2016; Xu 2017)。具体的には、導入自治体を処置群、未導入自治体を対照群として、対照群の時系列データから最も近似的な処置群の「合成自治体」を作成し、導入がなければ観測されなかった反事実的トレンドを推定する。これにより、単純な DID 推定では捉えきれない非観測要因の影響を緩和できる。

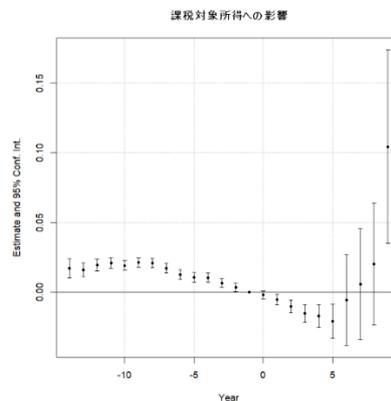
5. 分析結果

5-1. 同性パートナーシップ制度導入が課税対象所得に及ぼす影響の推定

図1では、市区町村パネルデータから、同性パートナーシップ制度導入が対数化した納税義務者一人あたり課税対象所得の変化に与える影響を検証した。横軸（Year）は、制度導入年を「0」とし、その前後の期間を表している。縦軸（Estimate and 95% Conf. Int.）は、推定された効果の値とその95%信頼区間を示している。プロットされた点が推定値、縦の線がその信頼区間を示しており、点推定値から、課税対象所得に対する制度導入の影響の大きさを確認できる。

まず、イベントスタディ分析では、施策実施前に平行トレンドが成立していることが前提となるため、限界効果プロットから平行トレンドを確認する。制度導入前における95%信頼区間はほとんどの処置前期間で正の範囲にあり、導入前の係数が有意であるため、平行トレンドが成立しているとは言えないことが判明した。すなわち、同性パートナーシップ制度を導入した自治体ほど、課税対象所得のトレンドは上昇傾向にあったことが示唆される。

図1 課税対象所得に対する限界効果プロット



5-2. 同性パートナーシップ制度導入が人口動態に及ぼす影響の推定

次に、図2では、市区町村データから、同性パートナーシップ制度導入が人口動態に与える影響を検証した。図2の左側の限界効果プロットは、転入超過率に及ぼす影響を検証した結果であり、右側の限界効果プロットは、若年層の転入超過率に及ぼす影響を検証した結果である。課税対象所得に対する効果の検証と同様に、まず限界効果プロットから平行トレンドを確認する。

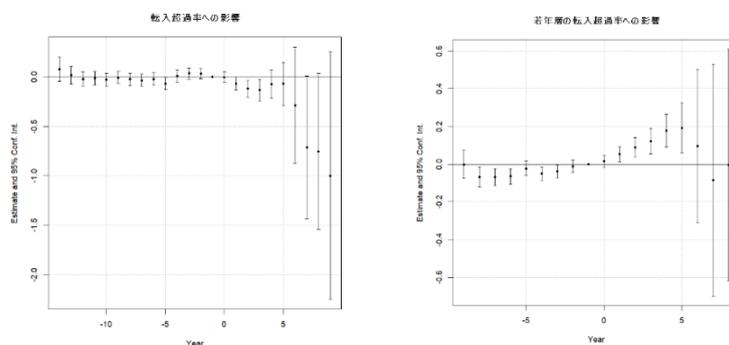
転入超過率については、導入実施前で、95%信頼区間が0を交差しており、制度導入前の

交差項の係数が有意でないことから、平行トレンドが成立していると言える。次に、転入超過率への効果を確認する。プロットを見ると、制度導入から数年間にわたり、転入超過率が減少していることがわかる。具体的には、制度導入 1~3 年後にかけて、係数が 0.0~-0.3 の範囲で負の値を示している。特に、制度導入 2 年後の係数は 95%信頼区間の上限値が負であり、統計的に有意である。つまり、同性パートナーシップ制度の導入が一時的に転入超過率を減少させていることがわかり、仮説 2 に反する結果となった。さらに、導入後に期間が経過するにつれて係数はより大きな値で負を示している。ここから、制度導入による転入超過率減少への効果は長期的に持続する可能性があることが示唆される。ただし、このように長期経過した自治体は少ないため、統計的には不確実性が高く、有意でない。

若年層の転入超過率については、導入前の 5 年間で処置群と対照群に有意差が見られたため、平行トレンド仮定は完全には成立していないと言える。

以上のイベントスタディ分析により、自治体全体の転入超過率については、制度導入がこれを減少させる効果が確認された。一方で納税義務者一人あたり課税対象所得、若年層の転入超過率に対しては平行トレンドが確認されず、効果を厳密に識別できなかった。そこで、このような問題に対処した分析方法として、次項で一般化合成コントロール法を用いた効果検証を試みる。

図 2 人口動態に対する限界効果プロット



5-3. 一般化合成コントロール法による効果検証

一般化合成コントロール法は、平行トレンド仮定を厳密に満たすことが難しい場合でも、観測されない要因の影響が時間の経過とともに変化する可能性を考慮できる手法である。この特性を活かし、本分析では、制度導入前のデータをもとに導入自治体と類似した動きを示す合成コントロールを構築し、導入後の推移との差を比較することで、同性パートナーシップ制度が地域の課税対象所得や人口動態に及ぼす影響を検証した。

図 3 は、左から順に「課税対象所得」、「転入超過率」、「若年層の転入超過率」に及ぼす影響の反事実予測プロットである。各図の実線は制度導入自治体の観測値、破線は合成コント

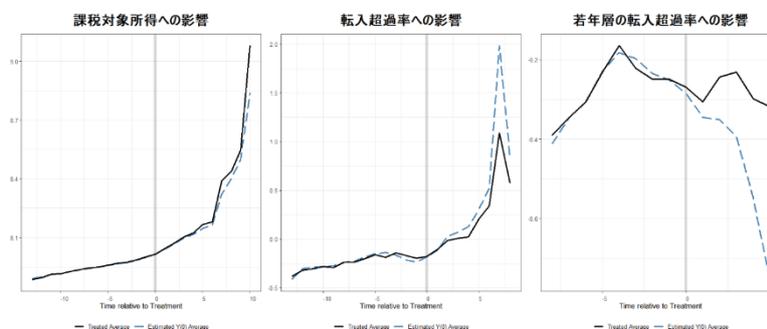
ロールの推定値を表す。横軸は年次、縦軸は各従属変数を示し、縦の灰線は制度導入年である。導入前はいずれの指標においても実測値と推定値がほとんど一致しているが、導入後は各図で異なる変化が生じている。

「課税対象所得」に関しては、導入後も反事実推定値とほぼ同様の軌跡を描いており、制度導入が課税対象所得に有意な影響を及ぼさなかった可能性が高い。これは仮説 1 を支持しない結果である。「転入超過率」では導入後に両線間に乖離が生じ、合成コントロールよりも低く推移している。特に導入から 4 年後および 7 年後の AAT (Average Treatment Effect on the Treated)¹² の p 値が 10%水準で有意に負の値を示しており、制度導入が全体の転入超過率をわずかに押し下げた可能性がある。一方で「若年層の転入超過率」においては、若年層の転入超過率が導入後に合成コントロールよりも高く推移しており、導入から 2~3 年後には 1%水準、4~5 年後にも 10%水準で有意な正の効果が確認された。すなわち、制度導入は若年層の居住流入を促進する傾向を示し、仮説 3 を支持する結果となった。

これらの結果のうち課税対象所得については、イベントスタディ分析の結果とあわせて評価すると、所得水準が増加傾向にある自治体ほど、制度の導入を進めやすい傾向が改めて特筆される。つまり、所得水準は制度の導入を促す要因ではあるものの、導入後の経済効果としては統計的に捉えられなかったと解釈できる。このような結果が生じた背景として、制度の全国的な拡大過程において、所得水準の高い自治体が先行して制度を導入した一方、効果検証では、その後に導入が進んだ後続自治体における経済効果を検証するほどには、時間が経過しておらず、そのような長期的効果を捉えられなかった可能性があるのかもしれない。

したがって、制度導入の直接的な経済的影響を把握するためには、長期的効果が観察可能な先導自治体に焦点を当てる必要がある。次項では、その代表例であり全国的な制度拡散の起点となった渋谷区を対象に、一般化合成コントロール法による個別効果分析を行い、制度導入が地域経済に与えた個体処置効果を検証する。

図3 各従属変数への影響の反事実予測プロット



¹² ATT は「処置を受けた単位に対する平均処置効果」のことをいう。一般化合成コントロール法では処置を受けなかった場合の予測値をモデルで推定し、観測された結果との差を算出してから平均化することで ATT を推定する (Xu 2017)。

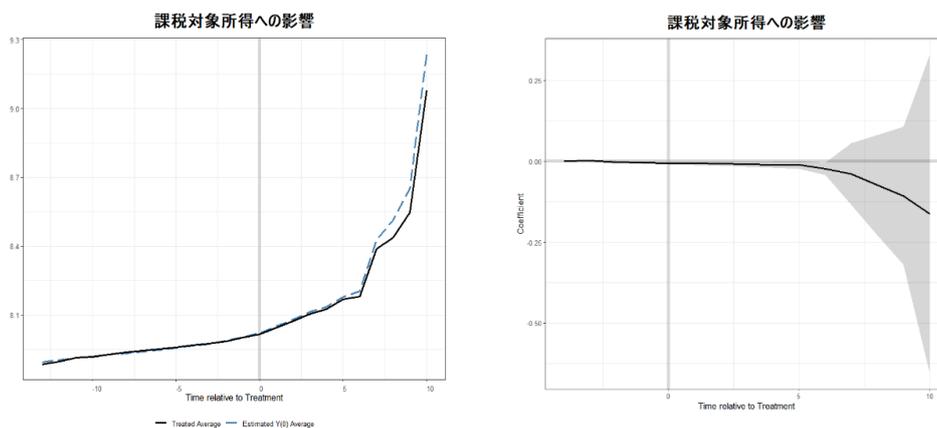
5-4. 追加分析

追加分析として、全国に先駆けて同性パートナーシップ制度を導入した渋谷区¹³を対象に、一般化合成コントロール法（GSC）を用いて個別効果分析を行う。制度導入が地域経済および人口動態に及ぼした具体的な影響を検証するため、課税対象所得、転入超過率、若年層の転入超過率の3指標について反事実予測プロットを作成した。

図4は、渋谷区における課税対象所得の推移を、合成コントロールによる反事実推定値と比較したものである。導入前の実測値と推定値はほぼ一致しており、モデルの適合度が高いことが確認できる。導入後も両線の乖離はわずかであり、統計的に有意な差は認められない。この結果は、渋谷区において同性パートナーシップ制度の導入が課税対象所得に顕著な影響を及ぼしていないことを示唆している。

図5は、渋谷区における転入超過率に対する制度導入の影響を示している。導入前には実測値と推定値が近い水準で推移しており、平行トレンド仮定が概ね成立していると言える。導入後には、実測値が推定値を下回る傾向が見られ、導入から4~5年後にかけて両線の乖離が拡大している。また、右図の平均処置効果プロットでは、導入後の係数が負方向に推移し、後の期間で95%信頼区間が0を下回っている。これらの結果から、同性パートナーシップ制度の導入が中長期的に転入超過率を減少させた可能性が示唆される。

図4 渋谷区における課税対象所得に及ぼす反事実予測プロット



¹³ なかでも渋谷区は、その後の全国的な制度拡大において先進的・象徴的役割を果たしたという報告がある。例えば那覇市は2016年7月8日から要綱に基づくパートナーシップ制度を採用したが、そのきっかけの一つとして渋谷区の取り組みが参照されている（原田2021）。

図5 渋谷区における転入超過率に及ぼす影響の反事実予測プロット

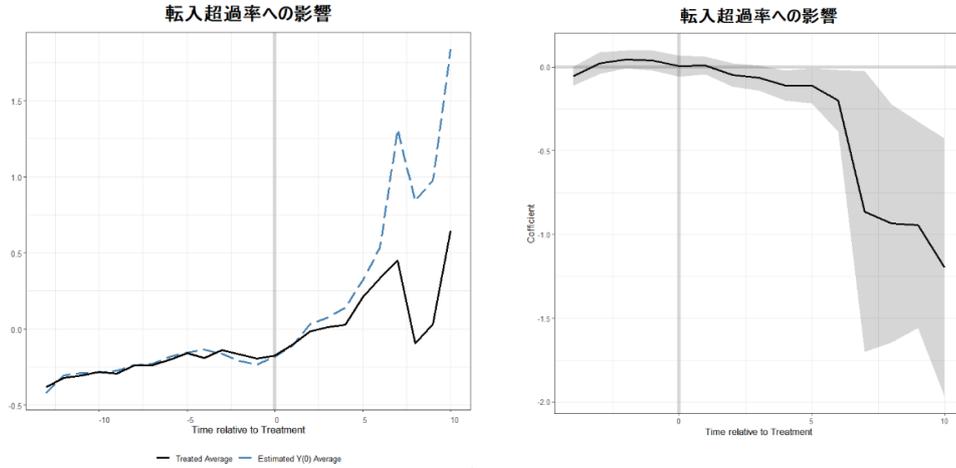
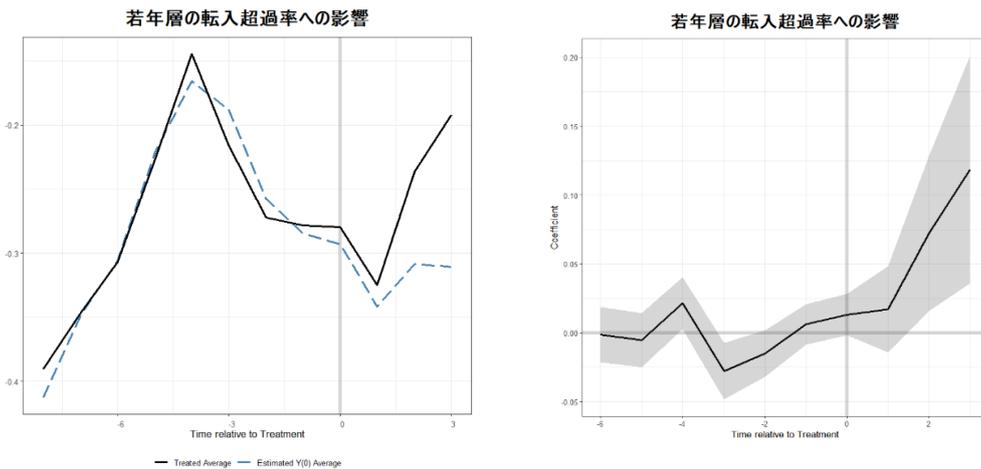


図6は、若年層(20~39歳)を対象とした転入超過率に関する分析結果を示している。導入前では実測値と推定値がほぼ一致しており、モデルの妥当性が確認できる。導入後は、実測値が推定値を上回る形で上昇し、特に導入から2~3年後にかけて顕著な乖離が見られる。また、右図の平均処置効果プロットにおいても、導入後の係数が正の方向に上昇し、信頼区間の下限が0を超える期間が確認される。これらの結果は、制度導入が若年層の居住流入を促進する傾向を持つことを示しており、仮説3を支持するものである。

以上の個別効果分析から、渋谷区では同性パートナーシップ制度の導入が課税対象所得に直接的な経済的効果をもたらしたとは言い難い一方で、人口動態に対しては異なる影響

図6 渋谷区における若年層の転入超過率に及ぼす影響の反事実予測プロット



を及ぼしていることが確認された。すなわち、全体の転入超過率は減少したのに対し、若年層の転入超過率は中長期的に増加する傾向を示しており、制度導入が地域の人口構成や定住パターンに選択的な影響を与えた可能性が示唆される。

6. 結論

本稿では、2010年から2024年までの全国市区町村パネルデータを用いて、同性パートナーシップ制度の導入が地域経済および人口動態に及ぼす影響を実証的に検証してきた。分析結果からは、第一に、制度導入は全体の転入超過率に対しては抑制的に作用する一方、若年層に限ると転入を増加させる効果が確認された。特に先導自治体である渋谷区では、若年層の転入超過率が明確に上昇しており、制度が地域の人口流入、とりわけ若年層の居住地選好に影響を与えていることが示唆された。

この背景として、導入初期の自治体では、制度の存在自体が地域の包括性や先進性を示す象徴として受け止められ、若年層にとって魅力的に映ったことが推測される。一方で、制度が全国的に波及した段階では、同様の制度を導入する自治体が急増したことにより、先導自治体の「多様性を受容する地域」という優位性が薄れた可能性もある。とりわけ政策波及研究では、制度の拡散が進むにつれて新たな採用がもたらす限界的効果が逡減することが指摘されている (Boehmke 2009)。これは初期導入のもつ象徴的差別化の効果が希薄化していくことを理論的に裏づけるものである。こうした知見を踏まえると、同性パートナーシップ制度においても、初期導入自治体が示した象徴的インパクトが、後続自治体では一般化し、効果が希薄化している可能性も考えられる。したがって、制度そのものの導入よりも、各自治体がどのように制度を運用し、地域社会に根づかせていくかが、今後の制度効果を左右する重要な要素になると言える。

第二に、課税対象所得への影響は統計的に有意ではなく、むしろ所得水準の高い自治体ほど制度を先行導入する傾向が確認された。これは、制度が新たな経済的誘因を生み出したというよりも、既に財政的・社会的な余力を持つ自治体が、住民サービスや包摂的政策の一環として制度を整備していることを反映していると考えられる。さらに、自治体ごとに制度内容や運用方法に大きな差が存在する点も、この結果に至った一因であるかもしれない。例えば、東京都世田谷区や大阪府枚方市¹⁴のように、公営住宅の入居や病院での面会を認め、民間企業と連携して福利厚生制度を拡充している自治体もある一方で、単に「パートナーシップ証明書」を発行するのみで、法的保障や具体的支援措置を伴わない自治体も少なくない。また、異性間でも利用できる自治体¹⁵、家族単位で利用できる自治体¹⁶など、制度の対象も幅がある。このような制度運用のばらつきが、経済指標における効果の不明確さにつながっている可能性もある。

¹⁴ <https://www.city.hirakata.osaka.jp/0000023379.html> (2025年11月2日)。

¹⁵ <https://www.city.yokosuka.kanagawa.jp/0531/310401.html> (2025年11月2日)。

¹⁶ <https://www.city.akashi.lg.jp/seisaku/sdgs/partnershipfamilyship.html> (2025年11月2日)。

以上の結果を理論的に解釈すれば、同性パートナーシップ制度は現段階において、経済的な誘発や所得向上を直接的にもたらす政策というよりも、地域社会における多様性の受容や社会的信頼の醸成を促す象徴的政策として機能していると位置づけられる。実際、制度利用者の中には、自治体間で制度内容や対象範囲が異なるために、転居の際に再登録や証明の再取得を求められるなど、生活上の不便を経験するケースも報告されている¹⁷（原田 2021）。このことは、制度の全国的整合性が十分に確保されていない現状を示すものであり、制度の象徴的意義が生活上の保障へと十分に転化していないことを意味する。

したがって今後の政策課題としては、自治体間で異なる制度運用の格差を縮小し、形式的な証明から実質的な「権利保障」へと制度を機能させる必要があるのではないかと。具体的には公営住宅・医療・税制・雇用など関連分野との連携を強化することで、制度を象徴的な取り組みから実効的な社会保障政策へと転換させることが求められる。また、こうした地方レベルでの制度蓄積を踏まえ、最終的には同性婚の法的承認を通じて、すべての家族形態が尊重される全国的枠組みを整備することが、地域社会の包摂性と持続的な経済効果の両立に資するとも考えられる。

最後に、本稿の課題を指摘しておきたい。第一に、分析データは2024年までであり、制度導入の長期的効果を十分に観察できていない点が挙げられる。制度が地域社会における信頼や包摂を醸成することで、将来的に経済的成果を生み出す可能性もあるため、長期的な追跡が必要である。第二に、経済効果を示す指標として用いた課税対象所得以外にも、企業活動、起業率、消費支出、観光関連指標などを含めた多面的な分析を行うことで、より包括的な影響を把握できる可能性がある。第三に、本稿では渋谷区を中心とした先導自治体の事例に依拠したが、札幌市、福岡市、横浜市など他の主要自治体における政策設計を比較することにより、制度導入の多様な効果をより精緻に検証する余地が残されている。

総じて、本稿は、同性パートナーシップ制度が地域発展の即効的な手段ではなく、地域社会における多様性と包摂を支える制度的基盤としての意義を持つことが示唆された。今後は、地方から積み上げられる社会的受容の蓄積が統一的な法制度整備と結びつくことで、多様性を尊重する社会と持続的な地域経済効果を実現することが期待される。

7. 参考文献

- 大守伊織・天川あかり. 2019. 「同性婚は日本で容認されるか？他国の同性婚容認を参考に」『岡山大学大学院教育学研究科研究集録』172: 49-56.
- 田中勝也・中野桂・道上浩也. 2018. 「ソーシャル・キャピタルが地方創生に与える影響：市区町村 GIS データによる空間計量経済分析」『経済分析』197: 53-69.

¹⁷ この結果福岡市と熊本市は、同性パートナーシップ証明書の交付に関して、転居時の手続きの負担軽減を目的とした制度連携を開始した（原田 2021）。

- 原田いづみ. 2021. 「地方自治体におけるパートナーシップ制度の現状と課題」『KFAW 調査研究報告書』2020(2).
- 松信ひろみ. 2016. 「結婚の『社会的承認』としての同性パートナーシップ」『駒沢社会学研究』48: 71-87.
- 吉田道代・新ヶ江章友. 2018. 「日本における同性パートナーシップ制度の導入—地方自治体の動きとLGBT活動家の影響」『人文地理学会大会』2018: 58-59.
- Abadie, Alberto, Diamond, Alexis, and Jens Hainmueller. 2010. “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program.” *Journal of American Statistical Association* 105(490): 493-505.
- Badgett, Lee, Waaldijk, Kees, and Yana Van der Meylen Rodgers. 2019. “The Relationship between LGBT Inclusion and Economic Development: Macro-Level Evidence.” *World Development* 120(8): 1-14.
- Boehmke, Frederick J. 2009. “Approaches to Modeling the Adoption and Diffusion of Policies with Multiple Components.” *State Politics & Policy Quarterly* 9(2): 229-252.
- Fatmy, Veda, Kihn, John, Sihvonen, Jukka, and Sami Vähämaa. 2021. “Does Lesbian and Gay Friendliness Pay Off? A New Look at LGBT Policies and Firm Performance.” *Accounting & Finance* 62(1): 213-242.
- Florida, Richard. 2003. “The Rise of the Creative Class: And How It’s Transforming Work, Leisure, Community and Everyday Life.” *Canadian Public Policy* 29(3).
- Florida, Richard. 2014. *The Rise of the Creative Class-Revisited: Revised and Expanded*. Basic Books.
- Kreif, Noémi, Grieve, Richard, Hangartner, Dominik, Turner, Alex, James, Nikolova, Silviya, and Matt Sutton. 2016. “Examination of the Synthetic Control Method for Evaluating Health Policies with Multiple Treated Units.” *Health Economics* 25(12): 1514-1528.
- Lee, Sam Youl, Florida, Richard, and Zoltan Acs. 2004. “Creativity and Entrepreneurship: A Regional Analysis of New Firm Formation.” *Regional Studies* 38(8): 879-891.
- Mallory, Christy and Bred Sears. 2020. “The Economic Impact of Marriage Equality Five Years After Obergefell V. Hodges.” *The Williams Institute*, UCLA School of Law Press.
- Marcén, Miriam, and Marina Morales. 2022. “The Effect of Same-Sex Marriage Legalization on Interstate Migration in the USA.” *Journal of Population Economics* 35: 441-469.
- Miller, Douglas L. 2023. “An Introductory Guide to Event Study Models.” *Journal of Economic Perspectives* 37(2): 203-230.
- Xu, Yiqing. 2017. “Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models.” *Political Analysis* 25(1): 57-76.

第3章

ICT 利用による授業中の注意散漫が学力に与える影響

—PISA2022に基づく実証分析—

鬼澤 真緒

要約

近年、教育への ICT 導入が急速に進展しているが、ICT の利用が授業中の注意散漫に繋がるなど、ICT の活用が学力に与える影響は一様ではなく、学習環境に左右される。しかし、既存研究では、学習環境が ICT 利用に伴う注意散漫をどの程度緩和するのかについて、国際的なデータに基づく検証が十分でない。そこで本稿は、PISA2022 の国際比較データを用い、授業内の ICT 利用に伴う注意散漫と数学の学力の関連を推定した上で、校内での携帯電話の使用禁止方針および学級規律が、ICT 利用による学力への負の影響をどのように緩和するかを検証した。分析の結果、ICT 利用による注意散漫の程度が高いほど学力が低下すること、また、携帯電話の使用禁止方針および良好な学級規律はいずれも ICT 利用による注意散漫の学力に対する負の影響を緩和することが明らかとなった。この結果からは、ICT の学習効果は利用量そのものではなく、学習環境に大きく依存する可能性が示唆された。ICT の学習効果を引き出すためには、校内での携帯電話の使用に関して方針を明確化すること、さらに ICT 環境の整備だけではなく、学級規律など教室運営の基盤の整備が重要であると考えられる。

1. はじめに

新型コロナウイルス期間における遠隔学習への急速な移行をきっかけに、各国で学校教育への ICT 導入が加速している (OECD 2023)。日本においても教育への ICT 導入は主要な目標に位置付けられており、文部科学省は 2018 年に「教育の ICT 化に向けた環境整備 5 年計画 (2018～2022 年度)」を発表している。2019 年には、全国一律の ICT 環境整備を目的とした「GIGA スクール構想」を打ち出し、1 人 1 台端末の整備を進めてきた¹。令和 5

¹ GIGA スクール構想は、1 人 1 台端末や高速大容量の通信ネットワーク等の学校 ICT 環境を整備・活用することによって、教育の質を向上させ、全ての子供たちの可能性を引き出す「個別最適な学び」と「協働的な学び」を実現することを目的としている。https://www.mext.go.jp/content/20200625-mxt_syoto01-000003278_1.pdf (2025 年 10 月 29 日)。

年の調査では、児童生徒 1 人あたりの教育用コンピューター台数は 1.1 台と報告され、1 人 1 台環境が概ね実現している²。さらに、PISA2022 によれば、日本の学校における ICT リソースの利用しやすさは OECD 平均を上回っている³。

もっとも、ICT 活用が学力に及ぼす影響については見解が分かれている。まず、ICT が学力向上に正の効果をもたらすことが明らかになっている。例えば、中等教育の数学・理科での ICT 活用は中程度の学力向上に結びつくと報告されている (Hillmayr et al. 2020)。こうした効果は、ICT が動的可視化や学習者の理解度に適合させる個別最適化を可能にすることにより、学習理解を促進するためだと考えられる (Ma et al. 2014; Pane et al. 2014)。

他方で、ICT 利用が必ずしも成績向上に結びつかないという報告もある。Cristia et al. (2017) は、ペルーの農村部で PC を一人一台配布したにもかかわらず、数学や言語の成績に有意な改善が見られなかったことを報告している。学習時間や授業内容の変化がほとんどなく、ICT と学習を結びつける授業設計も欠けていたため、ICT 導入の効果が学力として現れなかったと指摘している。この結果は、ICT の導入や利用量そのものよりも、使用の質や学習環境の整備状況が学力効果を規定する可能性を示唆している。

さらに、ICT 利用が学習の集中を妨げるメカニズムも指摘されている。Goundar (2014) は、授業中に学習目的以外で ICT デバイスを使用することで注意散漫が生じることを明らかにした。Sana et al. (2013) は、PC 上でのマルチタスクが本人だけでなく周囲の学生の成績をも低下させることを示しており、これらの研究は、ICT 活用が学習の効率化を促す一方で、マルチタスク化や注意散漫を通じて学習を阻害しうることを示している。

このように、ICT の教育効果は利用量だけではなく、どのような環境で利用されているかにも左右される。この点、授業中の ICT 利用を適切に管理し、生徒の集中を維持するうえで、学校内における携帯電話の使用禁止方針や学級規律が重要な役割を果たすと考えられる。携帯電話の使用禁止は、学習目的以外の ICT の利用を抑制し、生徒が授業に集中しやすい環境を整える手段として注目されている (Abrahamsson 2024; Beland and Murphy 2016; Beneito and Vicente-Chirivella 2022)。また、学級規律を含む学習環境は、学力と強い関連を持つことが明らかになっており (Erdogdu 2022)、授業中の ICT 利用に伴う注意散漫の発生を抑制する役割を果たすとも考えられる。

しかし、先行研究にはいくつかの課題も残されている。第一に、学校での携帯電話の使用禁止の方針や学級規律が学力に与える影響については論じられてきたものの、これらが注意散漫と学力の関係をどのように調整するかについては十分に検討されていない。第二に、分析対象を単一国や大学生に限定した研究が多く、国際比較に基づく検証が十分でない。

そこで本稿では、PISA2022 の国際比較データを用いた実証分析を行い、授業内の ICT 利用に伴う注意散漫と学力の関連を明らかにするとともに、携帯電話の使用禁止および学級

² https://www.mext.go.jp/content/20241031-mxt_jogai02-000037398_01.pdf (2025 年 10 月 29 日)。

³ https://www.nier.go.jp/kokusai/pisa/pdf/2022/01_point_2.pdf (2025 年 10 月 29 日)。

規律がその負の影響をいかに緩和するかを定量的に検証することを目的とする。本稿の分析結果からは、ICTの利用頻度が高く、また、ICT利用時の注意散漫が大きい学生ほど学力が低下する傾向がある一方で、携帯電話の使用禁止方針があり学級規律が厳格な学生では、そのような注意散漫が学力に与える負の影響が緩和されることが明らかになった。以上より、ICTを効果的に利用するためには、ICTの利用頻度を増やすだけではなく、学習環境の整備が重要であることが示唆された。教育におけるICT活用を推進する際には、校内での携帯電話の使用に関して方針を明確化すること、さらにICT環境の整備だけではなく、学級規律など教室運営の基盤の整備が重要であると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。次の第2節では先行研究を整理し、第3節では、本稿の理論仮説を構築する。第4節では、理論仮説を検証するためのデータと推定方法を提示し、第5節でその分析結果の考察を行う。最後に第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、教育における効果的なICT活用に向けた政策の示唆を述べる。

2. 先行研究

2-1. ICT教育の教育効果

ICT活用が学力に及ぼす影響について、既存研究の見解は分かれている。中等教育の数学・理科におけるデジタルツール活用の効果のメタ分析では、デジタルツールの使用は学習成果に有意に正の効果をもたらすことが明らかになっている (Hillmayr et al. 2020)。また、Cheung and Slavin (2013) は、幼稚園から高等学校の数学に関して74の研究のメタ分析を行なっている。分析の結果、教育テクノロジーの活用は小さいながら統計的に有意な成績向上をもたらすことが示されている⁴。

他方で、ICT利用が必ずしも成績向上に結びつかないという報告もある。ペルーの農村部で低所得層の全生徒にPCを配布したところ、生徒1人あたりのコンピューター台数が0.12台から1.18台へ増加し、学校・家庭でのPC利用も大幅に増加したにもかかわらず、数学と言語の成績に有意な改善は見られなかった (Cristia et al. 2017)。このような相違は、ICT利用の効果が様々な文脈的要因によって異なりうることを示唆していると考えられる。

2-2. 授業中のICT利用

ICT利用が学習を阻害するメカニズムも指摘されている。たとえば、授業中の学習支援と

⁴ 教育テクノロジーとは、「学習資料の提供や学習過程の支援を行い、学術的な学習目標の達成を目指すための、各種のテクノロジーに基づくプログラムやアプリケーションのこと」を指す (Cheung and Slavin 2013: 筆者訳)。

いう正の側面と同時に、マルチタスク化による注意散漫という負の側面をもたらす可能性がある。Goundar (2014) は、ニュージーランドの高等教育の教室における ICT 利用による注意散漫について分析を行ない、自分・他の生徒が ICT デバイスを学習目的以外に使用することで注意散漫になることを明らかにしている。Sana et al. (2013) は、カナダの大学生を対象に、授業中の PC 上でのマルチタスクが学習を妨げるか実験を行なっている。実験の結果、マルチタスクを行なった学生の成績は低下し、近くでマルチタスクをしている学生を見た学生の成績も低下することを明らかにしている。加えて、Ravizza et al. (2017) は、授業中に学業と無関係のインターネット利用が多い学生は成績が低下すること、そして検索や教材参照等の授業関連のインターネット利用も成績改善につながらないことを明らかにしている。

2-3. 携帯電話禁止と学級規律の効果

校内における携帯電話の使用禁止は、ICT が学業に悪影響を及ぼすという観点では、携帯電話の存在は大きな論点となっている。学校での携帯電話の使用を禁止する方針は生徒の成績を向上させ、非行行動を抑制する要因として注目を集めている。イギリスの 4 都市 91 の高校を対象とした分析では、携帯電話の使用禁止後に生徒の成績が約 0.066 標準偏差上昇したことが明らかになっている (Beland and Murphy 2016)。また、スペインの 2 地域の学校における携帯電話の使用禁止の導入前後を比較した研究では、携帯電話の使用禁止地域では 10 代のいじめ発生率が減少し、さらに、1 地域では生徒の成績が向上したことが確認された (Beneito and Vicente-Chirivella 2022)。加えて、ノルウェーの中学校では、スマートフォンの使用禁止後、いじめの減少に加えて、女子の GPA が改善し、進学志向の進路選択が増加したことが報告されている (Abrahamsson 2024)。これらの結果は、携帯電話の使用禁止が学習環境を改善することを示しており、学習目的外での ICT 利用を抑制することが学力への負の影響を弱めるという本稿の理論的枠組みにとっても示唆に富む知見である。

このほか、学級規律を含む学習環境と学力との関連についても、多くの先行研究がその重要性を指摘している。Erdogdu (2022) は学力の規定要因を分析し、学級規律や学校への帰属意識、失敗への恐れといった学習環境の指標が学力と強く相関することを示している。さらに、Ning et al. (2015) は、学級規律が良好な学校ほど読解力が高いことを明らかにしている。これらの結果は、学級規律が単に生徒の行動を管理するだけでなく、生徒が授業に集中しやすい学習環境を形成することを通じて、学力向上に寄与しうること示唆している。すなわち、学級規律は教室内での注意散漫や学習目的外の行動をどの程度抑制できるかを規定する要因であり、本稿で扱う ICT 利用に伴う注意散漫が学力に及ぼす影響の大きさを左右する重要な要因であると考えられる。

このように、先行研究では、ICT の教育効果は一様ではなく、授業中の ICT 利用に伴う

注意散漫という負の側面や、携帯電話の使用禁止などの制度的要因によって ICT の学習効果が左右されうる可能性を示している。

しかし、先行研究にはいくつかの課題も残されている。第一に、分析対象が単一国または大学生に限定された研究が多く、国際比較に基づく検証は乏しい。第二に、学校内での携帯電話の使用禁止の方針や学級規律が学力に与える影響については論じられてきたものの、これらが注意散漫と学力の関係をいかに調整するかについては十分に検討されていない。

本稿は PISA2022 の国際比較データを用い、ICT 利用による授業中の注意散漫と数学の学力の関連を明らかにするとともに、校内の携帯電話使用方針および学級規律がその負の影響をどの程度緩和するのかを検証することを目的とする。

3. 理論仮説

3-1. 授業中の ICT 利用の効果

授業における ICT の利用は、板書や紙では難しい動的可視化を可能にし、関数や図形の構造理解を促進する (Zulnaldi and Zamri 2017)。また、到達度に応じて問題の出題内容やフィードバックを調整し、学習者の理解度に適合させる個別最適化は、成績の改善に寄与する可能性がある (Ma et al. 2014; Pane et al. 2014)。前述の通り、実証的にも、幼稚園から高等学校の数学における教育テクノロジー活用の効果を統合したメタ分析では、平均して有意に正の効果が示されている (Cheung and Slavin 2013)。中等教育の数学および理科に焦点を当てたメタ分析でも、デジタルツールの利用が学習達成にプラスであることが確認されている (Hillmayr et al. 2020)。以上のように、ICT の活用は学習成果の向上に一定の効果をもたらすことが先行研究によって確認されている。そこで本稿では、ICT 活用の効果が特に報告されている数学に焦点を当て、ICT 利用が学力に与える影響を検証する。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 授業で ICT を多く使う生徒ほど、数学の学力が向上する。

3-2. 学校での携帯電話使用禁止方針の効果

携帯電話は通知や SNS 等のアプリケーションによって、学習目的以外の ICT 利用の機会を増やし、本人だけではなく周囲の生徒にも注意散漫を生じさせる可能性がある。先行研究では、学校内での携帯電話の使用が授業中のマルチタスクを引き起こし、学習への集中を妨げることで学習効果を低下させることが指摘されている (Beneito and Vicente-Chirivella 2022)。一方で、携帯電話の使用を禁止することにより、このような注意散漫の機会を減ら

し、生徒が授業に集中しやすい環境を整備できることが報告されている。実際に、学校内での携帯電話の使用を禁止した学校では、学力が向上したことが明らかになっている (Abrahamsson 2024; Beland and Murphy 2016; Beneito and Vicente-Chirivella 2022)。以上より、校内の携帯電話の使用禁止方針は、学習目的以外の ICT 利用を抑制し、生徒が学習に集中できる環境を整備する制度として機能すると考えられる。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 校内での携帯電話の使用を禁止する方針が存在する場合、ICT 利用による注意散漫が学力に及ぼす負の影響は緩和される。

3-3. 学級規律の効果

学級規律を含む学習環境が学力と強く相関することが明らかになっている。Erdogdu (2022) は学力の規定要因を分析し、学級規律や学校への帰属意識、失敗への恐れなどの学習環境が学力と強く相関することを示している。さらに、Ning et al. (2015) は、学級規律が良好な学校ほど読解力が高いこと、特に低 SES (Socio Economic Status) 層で効果が大きく、学級規律は教育格差を縮小する可能性があることを明らかにしている。これらの研究は、学級規律が単に生徒の行動を管理するものではなく、生徒が授業に集中し、注意を持続できる環境を形成する要因として機能することを示している。秩序が保たれた教室では、雑音や学習を妨げる行動が少ないため、ICT 利用によって一時的に注意が逸れても、教室全体の秩序が集中の回復を促し、学習への悪影響を最小限に抑えることができる。また、良好な学級規律のもとでは、生徒の間に「授業中は学習に集中する」という共通の意識が形成され、学習目的以外の ICT 利用や他の生徒の集中を妨げる行為が抑制されると考えられる。したがって、ICT 利用による注意散漫が生じても、規律が高い学級では学力への負の影響が緩和されると予想される。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 3 学級規律が良好な学級ほど、ICT 利用による注意散漫が学力に及ぼす負の影響は緩和される。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、2022 年実施の PISA (Programme for International Student Assessment) のデータを用いる。PISA は OECD が実施している国際学力調査で

あり、読解力、数学的リテラシー、科学的リテラシーの3分野について2000年以降3年ごとに実施されている。PISA2022は、新型コロナウイルス感染症の影響で2021年に予定されていた調査を2022年に延期して実施されたもので、81か国・地域から約69万人の児童・生徒が参加している。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、数学的リテラシー得点である。PISAが提供する10本のplausible value (PV)を用いる。PVは個人のスコアではなく、母集団推論の不確実性を反映するために項目反応理論に基づいて生成されたものである⁵。係数の集計と推定方法はPISAのガイドラインに従う。具体的な推定方法については、続く第2節で述べる。

次に、独立変数として、仮説1では、数学の授業内で生徒がICTを利用する頻度を用いる。生徒質問用紙の「授業でデジタル・リソースをどのくらい利用しますか」という設問に対する回答から作成した。回答を、「まったく、またはほとんどない」を1、「すべての授業、またはほとんどすべての授業」を5とする5点尺度に符号化した。数値が大きいほど利用頻度が高いことを示す。

仮説2および仮説3では、授業内でのICT利用による注意散漫の頻度を投入する。生徒質問用紙の数学の授業に関する設問である「生徒は、デジタル・リソースを使っているために気が散っている」と「生徒は、他の生徒がデジタル・リソースを使っているために気が散っている」の2つを用いる。回答を、「まったく、またはほとんどない」を1、「いつもそうだ」を4とする4点尺度に符号化した。数値が大きいほど注意散漫の頻度が高いことを示す。生徒自身のICT利用による注意散漫と他人のICT利用による注意散漫は区別し、別個に分析する。これらの変数から注意散漫が学力に与える影響を推定した上で、これらの影響が以下の二つの学校方針の変数によってどのように調整されるのかを、注意散漫と学校方針の交互作用項を投入して分析する。

第一に、仮説2では、校内での携帯電話の使用禁止ダミーを用いる。学校質問用紙の「学校の敷地内で携帯電話の使用は禁止されている」という設問に対する回答から、禁止がある場合を1、禁止がない場合を0とするダミー変数を作成した。

第二に、仮説3では、学級規律を用いる。生徒質問用紙の「生徒は先生の言うことを聞いていない」、「授業中は騒がしくて荒れている」、「先生は、生徒が静まるまで長い時間待たなければならない」、「生徒は授業が始まってもなかなか勉強にとりかからない」の4つの設問に対する回答の平均値を算出した。回答を、「いつもそうだ」を1、「まったく、またはほとんどない」を4とする4点尺度に符号化し、4項目の合計を有効回答数で割った平均値を用いる。数値が大きいほど学級規律が良好であることを示す。

その他に、生徒ごとの統制変数として、数学の週あたり校時数、ESCS (Economic, Social and Cultural Status)、欠席・遅刻指標、女性ダミーを投入する。数学の週あたり校時数は、「あなたは、普段、1週間に次の教科の授業を何校時受けていますか」という設問の回答か

⁵ https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2009/03/pisa-data-analysis-manual-sas-second-edition_g1gh9e4b/9789264056251-en.pdf (2025年10月31日)。

ら作成した。ESCS は、PISA 調査において、保護者の学歴や家庭の所有物に関する生徒質問調査の回答から作成した、社会経済文化的背景を表す指標である⁶。欠席・遅刻指標は、生徒質問用紙の、直近 2 週間に「学校を無断欠席した」、「授業をサボった」、「学校に遅刻した」の 3 つの設問に対する回答の平均値を算出した。回答を、「まったくなかった」を 1、「5 回以上」を 4 とする 4 点尺度に符号化し、3 項目の合計を有効回答数で割った平均値を用いる。数値が大きいほど欠席や遅刻の頻度が高いことを示す。加えて、学校ごとの統制変数として私立ダミーを投入する。

表 1 は、分析に使用する変数についてまとめたものである。表 2 は表 1 で示した各変数の記述統計を詳細に示したものである。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
数学的リテラシー得点 (PV1~10)	数学のPV値。	PISA2022
ICT利用頻度	数学の授業内にICTを利用する頻度。生徒質問用紙の「授業でデジタル・リソースをどのくらい利用しますか。」という設問に対する回答から作成した。まったく、またはほとんどない=1~すべての授業、又はほとんどすべての授業=5の5点尺度。	COMPUTER-BASED STUDENT QUESTIONNAIRE FOR PISA2022 Main Survey Version
自分のICT利用による注意散漫	数学の授業内で自分のICT利用によって気が散る頻度。生徒質問用紙の「生徒は、デジタル・リソース（例：スマートフォン、ウェブサイト、アプリ）を使っているために気が散っている」という設問に対する回答から作成した。まったく、またはほとんどない=1~いつもそう=4の4点尺度。	
他人のICT利用による注意散漫	数学の授業内で他人のICT利用によって気が散る頻度。生徒質問用紙の「生徒は、他の生徒がデジタル・リソース（例：スマートフォン、ウェブサイト、アプリ）を使っているために気が散っている」という設問に対する回答から作成した。まったく、またはほとんどない=1~いつもそう=4の4点尺度。	
携帯電話使用禁止ダミー	学校質問用紙の「学校の敷地内で携帯電話の使用は禁止されている」という設問に対する回答から作成した。校内での携帯電話使用禁止方針あり=1、なし=0のダミー変数。	SCHOOL QUESTIONNAIRE FOR PISA2022 Main Survey Version
学級規律	生徒質問用紙の「生徒は先生の言うことを聞いていない」、「授業中は騒がしくて荒れている」、「先生は、生徒が静まるまで長い時間待たなければならぬ」、「生徒は授業が始まってもなかなか勉強にとりかからない」の4つの設問に対する回答の平均値を算出した。回答を、いつもそう=1~まったく、またはほとんどない=4の4点尺度に符号化し、4項目の合計を有効回答数で割った平均値を用いる。	COMPUTER-BASED STUDENT QUESTIONNAIRE FOR PISA2022 Main Survey Version
数学の週あたり校時数	1週間に受けている数学の授業時間数。	
ESCS	家庭の社会経済的背景を表すPISAの指標。	
欠席・遅刻指標	生徒質問用紙の、直近2週間に「学校を無断欠席した」、「授業をサボった」、「学校に遅刻した」の3つの設問に対する回答の平均値を算出した。回答を、まったくなかった=1~5回以上=4の4点尺度に符号化し、3項目の合計を有効回答数で割った平均値を用いる。	
女性ダミー	女性=1、男性=0のダミー変数。	
私立ダミー	私立学校=1、国立学校・公立学校=0のダミー変数。	SCHOOL QUESTIONNAIRE FOR PISA2022 Main Survey Version

⁶ https://www.nier.go.jp/kokusai/pisa/pdf/2022/01_point_2.pdf (2025 年 10 月 30 日)。

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
数学的リテラシー得点 (PV1)	191661	471.1386	98.4476	128.6960	943.0410
数学的リテラシー得点 (PV2)	191661	471.0266	98.5163	93.2530	933.8360
数学的リテラシー得点 (PV3)	191661	471.2752	98.5104	55.5430	946.7880
数学的リテラシー得点 (PV4)	191661	471.2103	98.6105	145.9270	911.4640
数学的リテラシー得点 (PV5)	191661	471.1262	98.5624	104.8760	896.6920
数学的リテラシー得点 (PV6)	191661	470.9083	98.3905	79.3490	909.5240
数学的リテラシー得点 (PV7)	191661	471.2822	98.4494	117.4530	901.2160
数学的リテラシー得点 (PV8)	191661	471.0424	98.5299	112.1310	912.7290
数学的リテラシー得点 (PV9)	191661	470.9813	98.4252	124.4690	888.1730
数学的リテラシー得点 (PV10)	191661	471.2593	98.4812	107.7140	915.0630
ICT利用頻度	191661	2.4435	1.4653	1	5
自分のICT利用による注意散漫	191661	2.0199	0.9954	1	4
他人のICT利用による注意散漫	191661	1.8970	0.9715	1	4
携帯電話使用禁止ダミー	191661	0.5951	0.4909	0	1
学級規律	191661	2.9602	0.8151	1	4
数学の週あたり校時数	191661	4.6397	2.8767	0	30
ESCS	191661	-0.1604	1.0331	-6.3958	7.3800
欠席・遅刻指標	191661	1.4235	0.5698	1	4
女性ダミー	191661	0.4878	0.4999	0	1
私立ダミー	191661	0.1966	0.3975	0	1

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、生徒と学校の二層マルチレベル分析を行う。国・学校の差を吸収するため、国および学校のランダム切片を導入する。推定は PISA2022 の標本設計⁷に従い、本重みとレプリケート重み 80 本を適用する。学力は PV1~PV10 を用い、各 PV で同一モデルを本重みで推定した後、各 PV についてレプリケート重みで再推定し、Fay-BRR によりサンプリング分散を算出する。最後に Rubin 合成で 10 本の PV を統合し、係数は PV 平均、標準誤差は BRR 分散の平均に PV 間のばらつきを加えた合成分散に基づいて推定する。

5. 分析結果

5-1. 自分の ICT 利用による注意散漫と学力の関連

表 3 では、自分の ICT 利用による注意散漫が学力に与える影響を検証した。Model 1~3

⁷ https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2009/03/pisa-data-analysis-manual-sas-second-edition_g1gh9e4b/9789264056251-en.pdf (2025 年 11 月 23 日)。

を見ると、ICT 利用頻度の係数は一貫して統計的に有意に負である。すなわち、ICT の利用量そのものは学力を低下させており、仮説 1 は支持されない。また、自分の ICT 利用による注意散漫の係数も一貫して統計的に有意に負である。これは、授業中に自分の ICT 利用によって注意が逸れる学生ほど、学力が低下することを示している。一方、Model 2 で投入した、自分の ICT 利用による注意散漫の単独項の係数は有意に負であるが、携帯電話の使用禁止方針との交互作用項の係数は有意に正である。これは、校内で携帯電話の使用を禁止していない学校では注意散漫が学力に負の影響を与えるが、校内で携帯電話の使用する学

表 3 自分の ICT 利用による注意散漫が学力に与える影響

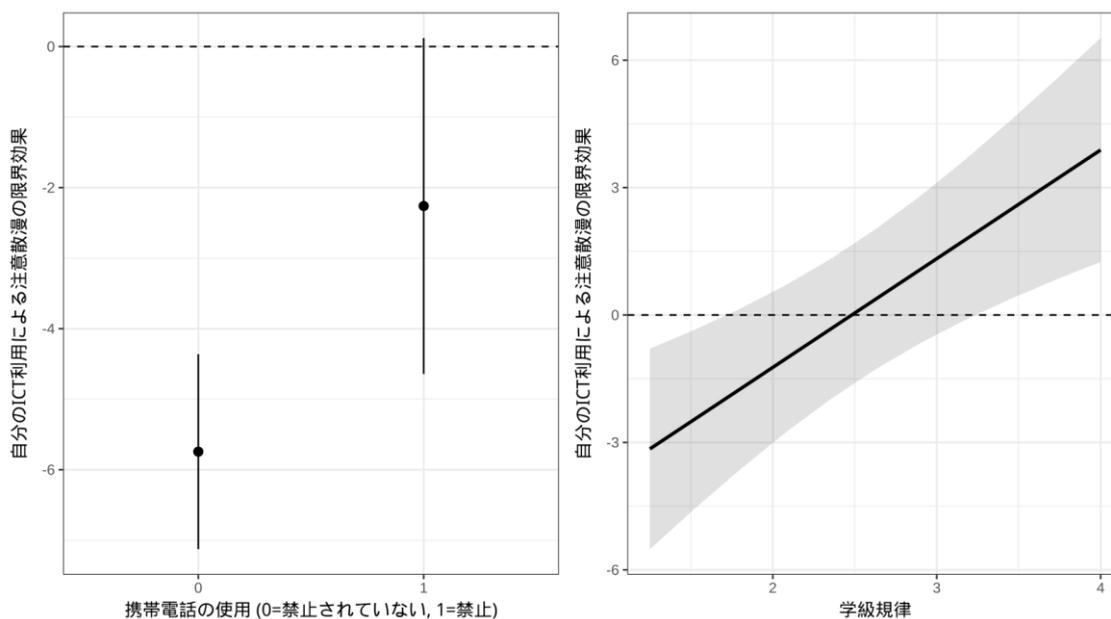
	従属変数					
	数学的リテラシー得点					
	Model 1		Model 2		Model 3	
(切片)	486.9080	***	486.8160	***	465.1510	***
	(3.8859)		(3.7206)		(8.0496)	
ICT利用頻度	-2.0150	***	-2.0170	***	-2.1150	***
	(0.5653)		(0.5644)		(0.5648)	
自分のICT利用による注意散漫	-3.5170	***	-5.7540	***	-6.0600	**
	(0.8516)		(0.7084)		(1.8903)	
携帯電話使用禁止ダミー			0.2930			
			(2.3961)			
自分のICT利用による注意散漫×携帯電話使用禁止ダミー			3.4880	**		
			(1.3253)			
学級規律					4.1020	*
					(1.8504)	
自分のICT利用による注意散漫×学級規律					2.4930	***
					(0.6980)	
数学の週あたり校時数	0.7570	***	0.7610	***	0.7930	***
	(0.2101)		(0.2105)		(0.2087)	
ESCS	17.6800	***	17.6600	***	17.6220	***
	(0.8814)		(0.8806)		(0.8744)	
欠席・遅刻指標	-16.7630	***	-16.7230	***	-15.9150	***
	(1.2923)		(1.2919)		(1.3169)	
女性ダミー	15.4300	***	15.4970	***	15.6550	***
	(1.5260)		(1.5183)		(1.5214)	
私立ダミー	14.1620	***	14.5190	***	13.8660	***
	(0.7986)		(0.7715)		(0.7775)	
ランダム効果						
切片 (国)	2001.1188		1960.4409		1951.5484	
切片 (学校)	1472.6866		1482.6623		1412.8727	
残差	207975.5643		204318.4784		206561.8092	
AIC	2383717.9		2315924.7		2375364.7	
N (生徒)	191447		186283		190893	
国数	46		46		46	
学校数	11777		11410		11775	

(1) ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

校では、その負の影響が弱まることを意味する。これは仮説 2 に整合的な結果である。さらに、Model 3 で投入した、自分の ICT 利用による注意散漫と学級規律の交互作用項の係数も有意に正であり、学級規律が良好なほど、注意散漫が学力に与える負の影響が弱まる傾向がある。これは仮説 3 に整合的な結果である。

図 1 は、上記の点を限界効果プロットから確認したものになる。図は、自分の ICT 利用による注意散漫が学力に与える限界効果とその 95%信頼区間を示している。自分の ICT 利用による注意散漫の効果について、校内で携帯電話の使用が禁止されていない場合は、注意散漫は統計的に有意に学力スコアを低下させるが、携帯電話の使用が禁止されている場合は、その負の影響は小さく、5%水準で統計的に有意でなくなる。これは、携帯電話の使用禁止が ICT 利用による注意散漫が学力に与える負の影響を緩和することを示している。また、学級規律の効果についても、規律が良好なほど注意散漫が学力に与える負の影響が縮小して反転する。こちらも同様に、学級規律が ICT 利用による注意散漫の負の影響を緩和するという結果であろう。

図 1 自分の ICT 利用による注意散漫の限界効果



5-2. 他人の ICT 利用による注意散漫と学力の関連

表 4 では、他人の ICT 利用による注意散漫が学力に与える影響を検証した。Model 4~6 を見ると、他人の ICT 利用による注意散漫の係数は一貫して統計的に有意に負である。これは、授業中に他人の ICT 利用によって注意が逸れる学生ほど、学力が低下することを示している。一方、Model 5 で投入した、他人の ICT 利用による注意散漫と携帯電話の使用禁止方針の交互作用項の係数は、自分の ICT 利用による注意散漫と異なり、正であるが統

計的に有意でなかった。他人の ICT 利用については、仮説 2 は支持されない。この点、Model 6 で投入した、他人の ICT 利用による注意散漫と学級規律の交互作用項の係数は有意に正であり、学級規律が良好なほど、注意散漫が学力に与える負の影響が弱まる傾向がある。これは仮説 3 に整合的な結果である。

表 4 他人の ICT 利用による注意散漫が学力に与える影響

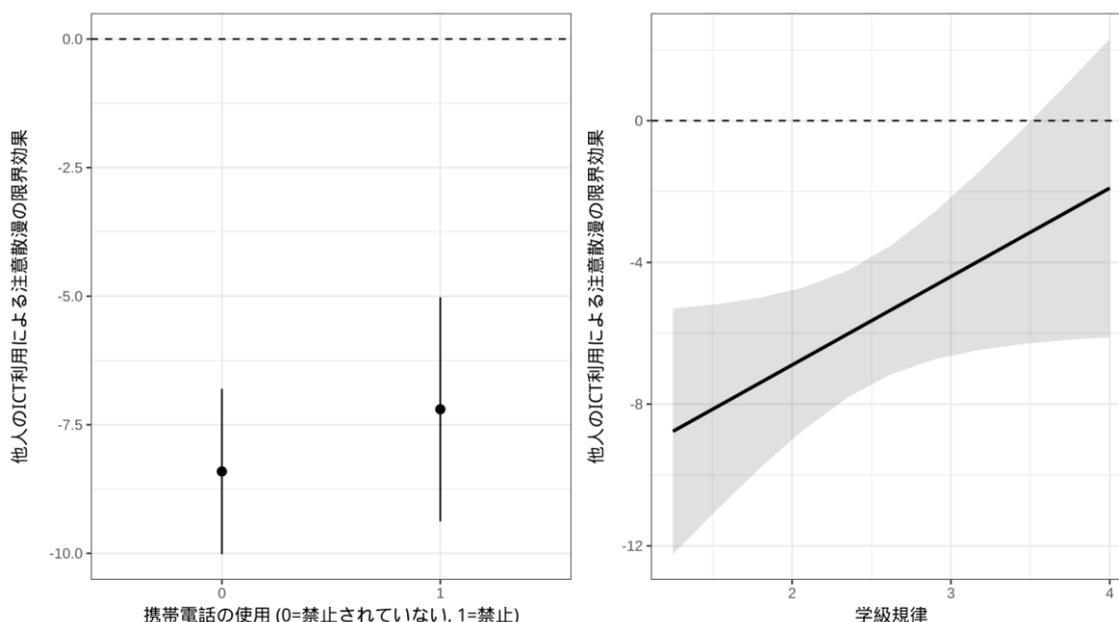
	従属変数 数学的リテラシー得点					
	Model 4		Model 5		Model 6	
(切片)	492.9430	***	490.3560	***	486.2040	***
	(3.0588)		(3.6446)		(10.0947)	
ICT利用頻度	-1.8610	***	-1.8660	***	-1.9450	***
	(0.5323)		(0.5305)		(0.5402)	
他人のICT利用による注意散漫	-7.6310	***	-8.4410	***	-11.3130	***
	(0.7392)		(0.8226)		(2.7413)	
携帯電話使用禁止ダミー			4.4040	†		
			(2.4216)			
他人のICT 利用による注意散漫 × 携帯電話使用禁止ダミー			1.2780			
			(1.4210)			
学級規律					0.4850	
					(2.6485)	
他人のICT利用による注意散漫 × 学級規律					2.3120	*
					(1.0581)	
数学の週あたり校時数	0.6660	***	0.6720	***	0.6810	***
	(0.1965)		(0.1971)		(0.1959)	
ESCS	17.5190	***	17.5080	***	17.4580	***
	(0.8186)		(0.8174)		(0.8105)	
欠席・遅刻指標	-15.5400	***	-15.5350	***	-15.1520	***
	(1.2086)		(1.2077)		(1.2359)	
女性ダミー	15.1690	***	15.1860	***	15.2800	***
	(1.7710)		(1.7674)		(1.7697)	
私立ダミー	13.2560	***	13.6390	***	13.0930	***
	(0.8590)		(0.8592)		(0.8522)	
ランダム効果						
切片 (国)	1970.8594		1932.3909		1944.9644	
切片 (学校)	1439.9388		1450.7202		1412.1462	
残差	209127.3895		204723.2154		208499.1398	
AIC	2386877.3		2317618.4		2379566.0	
N (生徒)	191661		186421		191124	
国数	46		46		46	
学校数	11762		11397		11759	

(1) ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

図 2 は、上記の点を限界効果プロットから確認したものになる。図は、他人の ICT 利用による注意散漫が学力に与える限界効果とその 95%信頼区間を示している。他人の ICT 利

用による注意散漫の限界効果は、携帯電話の使用禁止の有無にかかわらず、学力に対して一貫して有意に負であり、携帯電話の使用禁止方針のある学校でも、他人の ICT 利用による注意散漫は学力向上を阻害している。一方、学級規律の効果は、規律が良好なほど学力の低下幅が縮小している。これは、学級規律が良好なほど、注意散漫が学力に与える負の影響を緩和することを示している。

図2 他人のICT利用による注意散漫の限界効果



6. 結論

本稿では、PISA2022 の国際比較データを用いて、授業内の ICT 利用に伴う注意散漫と学力の関連を明らかにするとともに、携帯電話の使用禁止および学級規律がその負の影響をどのように調整するか明らかにしてきた。本稿の分析結果からは得られた知見は 4 つある。第一に、ICT 利用頻度の主効果は一貫して統計的に有意に負であり、ICT 利用を単純に増やすことは学力向上に直結しない。第二に、ICT 利用による注意散漫は、自分の ICT 利用か他人の ICT 利用かにかかわらず、学力に負の影響を及ぼす。第三に、校内での携帯電話の使用禁止は、自分の ICT 利用による注意散漫が学力に与える負の影響を統計的に有意に緩和する。第四に、学級規律は自分と他人いずれの ICT 利用による注意散漫が学力に与える負の影響も統計的に有意に緩和する。すなわち、ICT の学習効果は利用量だけではなく、学習環境に左右されると考えられる。

携帯電話の使用禁止に関して、自分の ICT 利用による注意散漫に対しては緩和効果が確

認められた一方で、他人の ICT 利用による注意散漫に対しては有意な緩和効果は確認できなかった。この差は、規制が作用する経路の違いに由来すると推測できる。携帯電話の使用禁止は、自分の端末の学習書き利用を抑制し、当人の自己規制を強めるものである。したがって、自分の ICT 利用による注意散漫に直接的な効果をもたらすと考えられる。他方で、他人の画面操作や学習目的以外の利用の様子は、当人の統制の及ばない刺激として流入するため、携帯電話の使用を禁止するだけでは注意散漫による負の効果を十分に抑制することができない。それゆえ、他人の ICT 利用による注意散漫に対しては、緩和効果は限定的であると考えられる。

校内での携帯電話の使用に関して、海外では使用を制限する国も見られる。イギリスの教育省にあたる DfE (Department for Education) は、授業中だけではなく休み時間も含む学校の日を通じて携帯電話の使用を禁止する方針を明確化したガイダンスを示している。学校は行動規範として、授業・授業間・休憩・昼食を含む学校の日で携帯電話等の使用を禁止する方針を運用することが求められている。具体的な運用例としては、携帯電話を校内に持ち込むことを禁止すること、登校時に職員が預かること、登校後すぐにロッカー等で保管すること、所持はするものの電源を切って鞆に保管することなどが例示されている⁸。また、ブラジルでは、2025 年 1 月に全国の小中学校において携帯電話などの機器の使用を禁止する法律が制定された⁹。加えて、韓国でも、授業中の携帯電話やスマート機器の使用を禁止する法案が可決され、2026 年 3 月から施行される予定である¹⁰。このほか、フランスとオランダでは既に法律によって学校内でのスマートフォンの使用が制限されている¹¹。

一方で、日本では、ICT の適切な活用と学級内の規律形成を両立させる取り組みも進みつつある。LINE みらい財団が提供する「GIGA ワークブック」はその一例であり、GIGA スクール構想により整備された 1 人 1 台端末環境のもとで、生徒が自ら端末の使い方を考え、学級内の対話を通じて情報モラルやルールを形成することを目的とする教材である¹²。こうした取り組みは、単に ICT 利用を制限するのではなく、生徒自身が学習に集中できる環境を主体的に整えることを促す点で、良好な学級規律の形成に寄与し、授業中の ICT 利用に伴う注意散漫の抑制につながると考えられる。

本稿の分析結果からは、ICT を効果的に利用するためには、ICT の利用頻度を増やすだけでなく、学習環境の整備が重要であることが示唆された。教育における ICT 活用を推進する際には、校内での携帯電話の使用に関して方針を明確化すること、さらに ICT 環境の整備だけでなく、学級規律など教室運営の基盤の整備が重要であると考えられる。

最後に、本稿の限界について触れておきたい。第一に、PISA は横断データであり、携帯

⁸ https://assets.publishing.service.gov.uk/media/65cf5f2a4239310011b7b916/Mobile_phones_in_schools_guidance.pdf (2025 年 11 月 1 日)。

⁹ <https://www.yomiuri.co.jp/world/20250115-OYT1T50198/> (2025 年 11 月 1 日)。

¹⁰ <https://www.bbc.com/japanese/articles/cly3e4pdyvlo> (2025 年 11 月 9 日)。

¹¹ <https://www.chosyu-journal.jp/kyoikubunka/34017> (2025 年 11 月 23 日)。

¹² <https://line-mirai.org/ja/events/detail/new/42> (2025 年 11 月 14 日)。

電話の使用方針や学級規律が成績を向上させたとする因果関係までは主張できない。第二に、注意散漫や学級規律は生徒の自己申告に基づくため、過大もしくは過小評価を含む可能性がある。今後は、政策導入の前後を比較する手法を用い、自己申告だけではなく客観的な指標を併用することで、より精緻な検証を行う必要がある。

7. 参考文献

- Abrahamsson, Sara. 2024. "Smartphone Bans, Student Outcomes and Mental Health." *Discussion Paper Series in Economics* 1/2024, Norwegian School of Economics, Department of Economics.
- Beland, Louis-Philippe and Richard Murphy. 2016. "Ill Communication: Technology, Distraction & Student Performance." *Labour Economics* 41: 61-76.
- Beneito, Pilar and Óscar Vicente-Chirivella. 2022. "Banning Mobile Phones in Schools: Evidence from Regional-Level Policies in Spain." *Applied Economic Analysis* 30(90): 153-175.
- Cheung, Alan C. K. and Robert E. Slavin. 2013. "The Effectiveness of Educational Technology Applications for Enhancing Mathematics Achievement in K-12 Classrooms: A Meta-Analysis." *Educational Research Review* 9: 88-113.
- Cristia, Julian, Ibarrarán, Pablo, Cueto, Santiago, Ana, and Eugenio Severín. 2017. "Technology and Child Development: Evidence from the One Laptop per Child Program." *American Economic Journal: Applied Economics* 9(3): 295-320.
- Erdogdu, Funda. 2022. "ICT, Learning Environment and Student Characteristics as Potential Cross-Country Predictors of Academic Achievement." *Education and Information Technologies* 27: 7135-7159.
- Goundar, Sam. 2014. "The Distraction of Technology in the Classroom." *Journal of Education & Human Development* 3(1): 211-229.
- Hillmayr, Delia, Ziernwald, Lisa, Reinhold, Frank, Hofer, Sarah I., and Kristina M. Reiss. 2020. "The Potential of Digital Tools to Enhance Mathematics and Science Learning in Secondary Schools: A Context-Specific Meta-Analysis." *Computers & Education* 153
- Ma, Wenting, Adesope, Olusola O., Nesbit, John C., and Qing Liu. 2014. "Intelligent Tutoring Systems and Learning Outcomes: A Meta-Analysis." *Journal of Educational Psychology* 106(4): 901.
- Ning, Bo, Van Damme, Jan, Van Den Noortgate, Wim, Yang, Xiangdong, and Sarah Gielen. 2015. "The Influence of Classroom Disciplinary Climate of Schools on Reading Achievement: A Cross-Country Comparative Study." *School Effectiveness and School*

- Improvement* 26(4): 586-611.
- OECD. 2023. "OECD Digital Education Outlook 2023: Towards an Effective Digital Education Ecosystem." OECD Publishing.
- Pane, John F., Griffin, Beth Ann, McCaffrey, Daniel F., and Rita Karam. 2014. "Effectiveness of Cognitive Tutor Algebra I at Scale." *Educational Evaluation and Policy Analysis* 36(2): 127-144.
- Ravizza, Susan M, Uitvlugt, Mitchell G., and Kimberly M. Fenn. 2017. "Logged In and Zoned Out: How Laptop Internet Use Relates to Classroom Learning." *Psychological Science* 28(2): 171-180.
- Sana, Faria, Weston, Tina, and Nicholas J. Cepeda. 2013. "Laptop Multitasking Hinders Classroom Learning for Both Users and Nearby Peers." *Computers & Education* 62: 24-31.
- Zulnaldi, Hutkemri and Sharifah Norul Akmar Syed Zamri. 2017. "The Effectiveness of the GeoGebra Software: The Intermediary Role of Procedural Knowledge On Students' Conceptual Knowledge and Their Achievement in Mathematics." *Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education* 13(6): 2155-2180.

第4章

在宅医療の阻害要因と推進条件

—「在宅医療にかかる地域別データ集」に基づく実証分析—

青島 百花

要約

在宅医療は、患者が住み慣れた自宅等で、医療提供者が継続的に提供する医療サービスである。日本政府は、高齢者に対する在宅医療が患者の QOL 向上や医療費削減効果をもたらすことから、その推進を目指しているが、提供体制には依然として地域差がある。在宅医療の提供体制が充実している地域に共通する要因は何か。また、提供が不十分な地域において、どのような推進政策が有効なのか。在宅医療への参入を阻む要因については、アンケート調査に基づく研究や特定の地域に限定された研究は多いが、全国の自治体を対象とした分析は少ない。そこで本稿は、2014 年から 2022 年までの「在宅医療にかかる地域別データ集」を利用して、市区町村における在宅医療提供体制の充実度に影響を与える要因を分析した。分析結果からは、人口あたりの医師数や 24 時間対応が可能な訪問看護事業所の訪問看護師数が多いこと、市区町村による医療・介護関係者の情報共有支援の存在、可住地面積当たり医療機関数の多さや患者宅から医療機関へのアクセスの良さといった地理的条件が、在宅療養支援診療所・病院数と正の関連があることが明らかになった。これらの知見は、医療情報共有システムの構築や、遠隔医療による地理的障壁の克服、そして夜間勤務の訪問看護師や過疎地域で在宅医療を担う医師に対するインセンティブの付与が、有効な推進政策となりうることを示唆している。

1. はじめに

世界各国で高齢化が進む中、医療ニーズの変化に対応するため従来の医療提供体制の見直しが急務となっている。その一つが、高齢者に対する在宅医療の需要増加の問題である。在宅医療の定義は一意でないが、一般には「患者が住み慣れた自宅等で提供される、継続的な医療サービス」を指す言葉として用いられる¹。

¹ 例えば東京都福祉局（2024）は、「在宅療養とは、住み慣れた自宅等で、医療と介護（訪問診療、訪問看護、訪問薬剤管理指導、訪問介護等）を受けながら、療養生活を送ること」と定義する。またアメリカの在宅医療にあたる HBPC (home-based primary care) について、

日本国内においても、高齢者に対する在宅医療のニーズは年々増加している。在宅患者訪問診療料の算定患者数は、2016年の約67万人から2023年には100万人を突破した²。厚生労働省の推計では、全国300以上の2次医療圏のうち7割以上で、在宅医療の患者数が2040年以降にピークを迎えると試算されている³。

高齢者が在宅医療を求める主な理由は、終末期におけるQOL（生活の質）の維持である。厚生労働省の調査によると、終末期に医療・ケアを受けたい場所として「自宅」を挙げた回答者は27.3%であり、その理由として「自分らしく好きなように過ごしたい」、「住み慣れた場所にいたい」といった点を挙げている⁴。

学術的にも、在宅医療は入院治療と同等のケアの質を保ちつつ、患者のQOLを向上させることが示されている。例えば終末期のがん患者において、自宅で死亡したがん患者の生存期間は、病院で終末期を過ごした場合と同等かそれ以上であった（Hamano et al. 2016）。また遺族に対するアンケート調査の結果では、在宅医療は指定がんセンターなど他の死亡場所よりも「望ましい死（good death）」を実現すると評価された（Miyashita et al. 2015）。がん患者の遺族に対する他のアンケート調査によると、身体症状の緩和では在宅よりも緩和ケア病棟の評価が高いが、環境面でのQOLは在宅の方が高い評価を得ている（小田切2024）。

加えて、在宅医療には医療費の削減効果というメリットがある。終末期の在宅ケアを長期導入した場合の医療費は入院ケアよりも16.7%低く（Kinjo et al. 2017）、後期高齢者の経管栄養実施患者において、介護費用を加味しても在宅医療費が入院医療費を下回る結果も報告されている（福田・前田 2020）。在宅医療の診療報酬引き上げが経済的誘因となり、医療費を増加させるとの報告もあるが（伊藤 2018）、総じて見れば、在宅医療は医療費抑制に貢献しうると考えられる。

国際的にも多くの国が、在宅医療の需要増加への対応や医療費の抑制を目的として、近年高齢者に対する在宅医療の提供体制を強化している。例えばフランスでは、在宅で高度な医療サービスを提供するHAD（Hospitalisation à Domicile）という制度が存在する。2017年から2019年にかけて、HADを利用する年間の患者数は5.2%増え、2019年から2022年

Schuchman et al. (2018: 筆者訳) は「患者が医療機関へ足を運ばなければならない現在の医療体制では十分なサービスを受けられない人々に対し、質の高い患者中心のケアを提供することと定義し、「長期的なものであり、患者が安定している間も継続される」として

² 永井学. 2024. 「在宅患者が100万人を突破、診療報酬も月1000億円に」『日経メディカル』<https://medical.nikkeibp.co.jp/leaf/mem/pub/series/nagai/202407/585121.html> (2025年10月18日)。

³ 厚生労働省. 2024. 「新たな地域医療構想について」『第11回新たな地域医療構想等に関する検討会』<https://www.mhlw.go.jp/content/10800000/001328814.pdf> (2025年11月1日)。

⁴ 厚生労働省 (受託事業者: 株式会社エヌ・ティ・ティ・データ経営研究所). 2023. 「人生の最終段階における医療・ケアに関する意識調査 報告書」51-53. https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/saisyuiryo_a_r04.pdf (2025年10月18日)。

にはさらに 7.5%増加の 15.8 万人となるなど、継続的に規模を拡大している⁵。

同様に、日本政府も在宅医療を推進する姿勢を示している。一例として、高齢化が進む中で厚生労働省が構築を目指している「地域包括ケアシステム」の構想が挙げられる。地域包括ケアシステムとは、「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続けることができるよう、住まい・医療・介護・予防・生活支援が一体的に提供される」仕組みを指す⁶。このような取り組みの推進において、医療と介護の両方を必要とする高齢者を地域で支えるためには在宅医療の提供が必要であり、それらは最も地域に近い基礎自治体である市区町村が中心的な役割を担うべき課題とされてきた⁷。

しかし、このような在宅医療の重要性と、政府の推進努力にもかかわらず、日本の在宅医療提供体制の整備は十分でない。2022 年時点で、在宅医療を実施する施設基準を満たした「在宅療養支援診療所」は、全国 1718 市区町村のうち 465 地域に依然として存在せず、在宅医療を選択できない人々が多数存在している。

先行研究では、医療提供者や患者へのアンケート等を通じて、在宅医療の提供を阻害する要因が指摘されてきた。医療提供者側の要因としては、人材・ノウハウの不足や多職種間連携の困難さが指摘され（新城ほか 2014; 前田 2017）、患者側の要因としては、家族の負担感（安部ほか 2023; 田邊・嶋津 2018）や在宅医療の認知度不足（齋藤 2017; 吉村 2023）が挙げられる。加えて、医療機関へのアクセスや医療機関の密集度といった地域特性の影響も議論されている（伊藤ほか 2014; 土井ほか 2017）。

しかし先行研究では、医療提供者や患者家族へのアンケート調査といった主観的評価に基づく分析や、分析対象となる地域が限定された実証研究が多い。この点、日本全国の自治体を対象とした計量分析を行うことは、全国的な共通要因を捉え、有効な推進政策を検討する上で有効だと思われる。加えて、各市区町村が在宅医療と在宅介護の連携を促すために取り組むことが目指されている「在宅医療・介護連携推進事業」の成果については、データに基づく評価が十分になされていない。また、多職種間の連携が欠かせない在宅医療において電子上での患者情報の共有は業務の負担軽減と効率化をもたらすとされているが（熊沢ほか 2017）、それらが在宅医療の普及に与える効果を検証する試みはない。

そこで本稿は、2014 年から 2022 年までの全国市区町村別パネルデータをもとに、地域の在宅療養支援診療所・在宅療養支援病院の合計数に影響を及ぼす要因を明らかにする。分析結果からは、人口あたりの医師数または 24 時間対応の訪問看護事業所における訪問看護

⁵ Agence technique de l'information sur l'hospitalisation. “Analyse de l'activité hospitalière 2022” https://www.atih.sante.fr/sites/default/files/public/content/4729/synt_hese_aah_2022_had.pdf (2025 年 10 月 18 日)。

⁶ 厚生労働省. 「地域包括ケアシステム」 https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/chiiki-houkatsu/index.html (2025 年 10 月 18 日)。

⁷ 国立長寿医療研究センター. 2013. 「在宅医療・介護連携のための市町村ハンドブック」 <https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12400000-Hokenkyoku/0000119306.pdf> (2025 年 10 月 18 日)。

師数が多いこと、市区町村が医療・介護関係者の情報共有の支援を行っていること、そして地域の医療機関の密集度が高いまたは患者宅と医療機関の距離が近いことが、65歳以上人口あたりの在宅療養支援診療所・病院合計数の増加に寄与していることが示された。これらの知見は、医療情報共有システムの構築や、遠隔医療による地理的障壁の克服、そして夜間勤務の訪問看護師や過疎地域で在宅医療を担う医師に対するインセンティブの付与が、有効な推進政策となりうることを示唆している。

続く第2節では、在宅医療の阻害要因に関する先行研究と、自治体が実施する支援事業の制度背景について整理する。第3節では、本稿の理論仮説を構築し、第4節では、理論仮説を検証するためのデータと方法を提示する。第5節では推定結果を議論し、最後に第6節では、本稿で得た知見を踏まえて、在宅医療の推進に向けた政策の示唆を述べる。

2. 先行研究

在宅医療の阻害要因は、医療提供者側の課題、患者側の課題、地域特性という3つの観点から指摘されてきた。

2-1. 在宅医療に関する医療提供者側の阻害要因

医療提供者における要因については、神戸市内の医師に対する調査（新城ほか 2014）や、全国の診療所開設者または管理者を対象としたアンケート調査を行った研究（前田 2017）がある。それぞれの調査において、在宅医療を実施する上での困難や負担感が大きい要素として上がった項目を整理すると、①医師・看護師等のリソース不足、②在宅医療にかかるノウハウの不足、③他の事業所との連携の問題の3点に大別される。

第一に医師・看護師等のリソース不足について、在宅医療を行う医師や看護師の確保が困難であるほか（前田 2017）、医師自身の高齢化に伴う体力不足も生じている（新城ほか 2014; 前田 2017）。さらに、24時間対応が可能な調剤薬局や訪問看護・介護事業所、緊急時に入院できる病床が不足しているため、患者の容体が急変した時に備える24時間・365日体制の構築が困難となっている（前田 2017）。第二に、在宅医療にかかるノウハウの不足について、医師は緩和ケアに関連する医療処置や家族への対応などに困難を感じており、研修など習熟のための取り組みが求められている（新城ほか 2014）。第三に、他の事業所との連携について、医師同士や看護・介護職を含めた他職種との連携不足が業務の非効率性を生んでいる。同一患者宅に訪問しながら、互いに情報を共有できていないためである（新城ほか 2014）。また24時間・365日体制の構築には、複数の医療機関が連携して当番で夜間対応することが重要であり、連携不足が障壁となっている（前田 2017）。

2-2. 在宅医療に関する患者側の阻害要因

患者側の要因として、患者家族に対する複数のアンケート調査に基づく知見が示されている（安部ほか 2023；田邊・嶋津 2018）。これらの結果からは、介護の疲労感やトラブル対応の困難さなど、介護を行う家族の負担の大きさが障壁となっていることが分かる（田邊・嶋津 2018）。また、最後まで看取る覚悟ができていないことや、急な病状の悪化への対応の不安が挙げられている（安部ほか 2023）。

加えて、在宅医療に対する知識不足により、治療の選択肢としてそもそも在宅医療が認知されていないという課題もある（齋藤 2017）。在宅医療を望む場合でも、介護・看護を家庭外部のメンバーが支えてくれるということを知らず、家族の負担を鑑みて諦めてしまう患者がいる可能性も懸念されている（吉村 2023）。

2-3. 地域特性による在宅医療の阻害要因

地域特性による要因として、土井ほか（2017）は、千葉県船橋市における在宅医療の受療率の地域差を分析し、在宅医療受療率が有意に低い地域と、医療機関からの時間距離が有意に長い地域が一致することを実証的に示した。伊藤ほか（2014）は、日本国内で在宅療養支援診療所が特定の地域に偏っている原因として、医療施設の密集度を挙げている。まず、経済規模が大きく人口が密集する地域では、医療施設の母数自体が大きく、結果として在宅療養支援診療所の数も増加する。加えて、在宅療養支援診療所の認定要件である 24 時間体制の構築が、地域による効率性の差を生んでいる。この要件を満たすには他の医療機関との連携が求められるが、医療機関が密集する地域では連携先を探しやすく、高い診療報酬がインセンティブとして機能する。一方で医療機関が少ない地域では、要件を満たすための経営的負担が大きく、参入障壁となっている可能性がある。

2-4. 市区町村による在宅医療の推進施策

先行研究では、在宅医療を推進するために既に市区町村が実施している施策に対する評価はなされていない。しかし、このような施策の効果を検証することは、推進に有効な政策を検討する上で重要である。そこで本項では、市区町村が実施している在宅医療の推進施策について制度背景を概観し、次節よりその効果検証を行う。

各市区町村の在宅医療推進に向けた取り組みとして、その中心となる事業が「在宅医療・介護連携推進事業」である。本事業は、2014 年度の介護保険法改正により、市区町村が実施する地域支援事業の一つとして位置付けられたもので、2015 年度から市区町村で順次開始してきた⁸。この取り組みは「市区町村が中心となって、地域の医師会等と緊密に連携し

⁸ <https://www.mhlw.go.jp/content/12602000/001195365.pdf> (2025 年 11 月 1 日)。

ながら、地域の関係機関の連携体制の構築を推進する⁹」ためのもので、これによって地域における包括的な在宅医療・介護提供体制を構築することが目指されている。具体的には、表1に示す8つの事業項目に取り組むとされている¹⁰。

表1 「在宅医療・介護連携推進事業」の事業項目

事業項目	内容
ア 地域の医療・介護の資源の把握	「地域の医療機関、介護事業者等の住所、機能等を把握し、これまでに自治体等が把握している情報と合わせて、リスト又はマップを作成、活用する。」
イ 在宅医療・介護連携の課題の抽出の対応策の検討	「地域の医療・介護関係者等が参画する会議を開催し、在宅医療・介護連携の現状と課題の抽出、対応策等の検討を行う。」
ウ 切れ目のない在宅医療と介護の提供体制の構築推進	「地域の医療・介護関係者の協力を得ながら、切れ目なく在宅医療と介護が一体的に提供される体制の構築を目指した取組を行う。」
エ 医療・介護関係者の情報共有の支援	「情報共有の手順等を含めた情報共有ツールを整備し、地域の医療・介護関係者間の情報共有の支援を行う。」
オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援	「地域の在宅医療と介護の連携を支援する相談窓口の運営を行い、地域の医療・介護関係者、地域包括支援センター等からの、在宅医療、介護サービスに関する事項の相談の受付を行う。」
カ 医療・介護関係者の研修	「地域の医療・介護関係者の連携を実現するために、他職種でのグループワーク等の研修を行う。また、必要に応じて、地域の医療関係者に介護に関する研修会の開催、介護関係者に医療に関する研修会の開催等の研修を行う。」
キ 地域住民への普及啓発	「在宅医療・介護サービスに関する講演会開催、パンフレットの作成・配布等により、地域住民の在宅医療・介護連携の理解を促進する。」
ク 在宅医療・介護連携に関する関係市区町村の連携	「同一の二次医療圏内にある市区町村や隣接する市区町村等が連携して、広域連携が必要な事項について協議する。」

本節で概観してきた先行研究は、主にアンケート調査に基づき、在宅医療の阻害要因を検討している点に特徴がある。しかし、これらの要因が地域の在宅医療提供体制に与える影響を全国規模の客観的データを用いて計量的に検証した研究は限定的である。特に、市区町村による在宅医療・介護連携推進事業の効果については、データに基づく定量的な評価がほとんどなされていない。本稿では、先行研究で指摘された各要因を数値化し、全市区町村における在宅医療の阻害要因および推進条件を実証的に明らかにする。

⁹ <https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12301000-Roukenkyoku-Soumuka/0000077428.pdf> (2025年11月1日)。

¹⁰ 事業項目およびその内容は、下記資料より引用。<https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12301000-Roukenkyoku-Soumuka/0000077428.pdf> (2025年11月1日)。

3. 理論仮説

本稿は、行政が在宅医療を効果的に推進するための政策的示唆を得ることを目的としている。そのため、患者や家族の個別の事情ではなく、医療提供体制や市区町村の取り組み、地域特性といった行政の関与が可能な側面に焦点を当てて分析を行う。

3-1. 医療提供者における阻害要因

先述の通り、医療提供者における阻害要因として、医師・看護師等のリソース不足がある(新城ほか 2014; 前田 2017)。在宅医療では、患者の緊急時に備えた 24 時間対応体制の構築が必須であり、外来医療に比べてより多くの医師を要する。また、患者宅での医療処置やサポートを行う訪問看護師数の供給は、需要の増加に対して不足している。要介護者による訪問看護の利用者数は、2009 年の 24 万人から 2022 年には 59 万人に達しており¹¹、訪問看護ステーションの求人倍率は 2021 年度に 3.22 倍と、看護職員の中で最も高くなっている¹²。

このように、体制構築に必要な医療従事者の不足が、在宅医療への新規参入を妨げていると考えられる。そうであるならば、医師数・看護師数が充足し、24 時間対応の体制構築が進んでいる場合、在宅医療への参入は促されると推測できる。この際、在宅医療が推進されている度合いは、在宅医療を提供する体制が整っているとして国の施設基準を満たした医療機関である「在宅療養支援診療所」、「在宅療養支援病院」の数で表す。

仮説 1 在宅医療を担う医師・看護師の数が充実しているほど、人口あたり在宅療養支援診療所・病院数が多い。

次に、在宅医療にかかるノウハウ不足も阻害要因の一つである。新城ほか (2014) によると、医師は在宅での緩和ケアに関する医療処置や家族への指導に困難を感じており、その改善には研修の取り組みが重要であることが指摘されている。また、他職種との連携に負担を感じている医療提供者も多く、グループワークや勉強会を通じた交流の重要性も示唆されている。そのため、在宅医療全般の知識や他職種との連携について指導・相談できる体制の存在が在宅医療への参入を促すと考えられる。

この点に関して、在宅医療・介護連携推進事業には「オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援」、「カ 医療・介護関係者の研修」が含まれていることが特筆される。前者では在宅

¹¹ 厚生労働省. 2023. 「訪問看護」『社会保障審議会 介護給付費分科会 (第 220 回)』 <https://www.mhlw.go.jp/content/12300000/001123919.pdf> (2025 年 10 月 18 日)。

¹² 厚生労働省. 2023. 「看護師等 (看護職員) の確保を巡る状況」『第 2 回看護師等確保基本指針検討部会』<https://www.mhlw.go.jp/content/10800000/001118192.pdf> (2025 年 10 月 18 日)。

医療・介護連携を支援する相談窓口を運営し、医療・介護関係者、地域包括支援センター等からの相談受付を実施している。後者は、地域の医療・介護関係者の連携のために、他職種でのグループワーク等の研修を行い、また、医療関係者に介護に関する研修会を、介護関係者に医療に関する研修会の開催を行い、在宅でのケアにおいて相互に求められる知識を習得することが目指される。上記のような取り組みが効果的に実施されている場合、在宅医療への参入障壁が低減されると期待できる。そこで以下の仮説が導かれる。

仮説 2 市区町村が在宅医療にかかるノウハウ習得の支援を実施しているほど、人口あたり在宅療養支援診療所・病院数が多い。

医療機関による他の事業所との連携不足も、在宅医療の阻害要因である。医師や訪問看護・訪問介護事業所が同一の患者宅に訪問しているにもかかわらず、情報共有の場を設けていないことは、サービスの提供をより困難にする（新城ほか 2014）。

医療機関とその他事業者との連携を促す要素として、他職種との連携を容易にする「小規模多機能型居宅介護事業所」の存在が挙げられる。この事業所は、一つの事業者との契約で通所・訪問・泊まりを組み合わせたサービスを一貫して提供するため、複数の介護サービスを利用する場合に比べて、医療者との情報共有や連携を行いやすい。さらに小規模多機能型居宅介護事業所に訪問看護を組み合わせた「複合型サービス」は、医療・介護・看護の連携をより一層容易にする。これらの事業所の存在は、多職種間の連携を促し、在宅医療を推進すると考えられる。

仮説 3 小規模多機能型居宅介護事業所または複合型サービス事業所数が多いほど、人口あたり在宅療養支援診療所・病院数が多い。

患者の情報共有の手段としては、電子上での患者情報の共有が進むほど、事業所間の連携が促されると考えられる。実際に、在宅医療・介護連携推進事業には「エ 医療・介護関係者の情報共有の支援」が含まれる。この事業では、具体的に情報共有ツールの整備や既存ツールの改善、導入を支援する研修会の開催や手引きの配布を通じて、医療・介護関係者間の情報共有を支援することが目指される。ただし、地域ごとの具体的な情報共有ツールの導入状況を示したデータは存在しない。そこで本稿では、情報連携の基盤となる医療情報の電子化への対応度合いを示す変数として、電子カルテ導入率に着目する。電子カルテが導入されている医療機関は、院内での患者情報の管理が電子化されているだけでなく、他の医療機関や介護事業所との間で患者情報を電子上で共有するための基盤が整っていると考えられるためである。具体的には、下記の仮説が導出できる。

仮説 4 電子上での医療情報の共有が推進されているほど、人口あたり在宅療養支援

診療所・病院数が多い。

3-2. 地域特性による在宅医療の阻害要因

地域特性もまた、在宅医療の提供体制に影響を与えうる。第一に、医療機関の密集度が高い場合、複数の医療機関が連携して当番制での 24 時間体制を構築することが容易になる。その結果、在宅療養支援診療所の認定を受けるために必要な負担が軽減され、在宅医療への参入が促進されると考えられる（伊藤ほか 2014）。第二に、医療機関から患者宅へアクセスが容易である場合、医師が患者宅へ訪問する際の移動負担が軽減され、業務の効率性が高まる。そのため患者宅までの距離が離れている場合に比べて、在宅医療を開始するハードルが低くなると考えられる。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 5 医療機関の密集度が高いほど、人口あたり在宅療養支援診療所・病院数が多い。

仮説 6 医療機関から患者宅へのアクセスが容易であるほど、人口あたり在宅療養支援診療所・病院の数が多い。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、厚生労働省が公表している『在宅医療にかかる地域別データ集』に基づき、2014 年から 2022 年までの全 9 年分の在宅療養支援診療所・在宅療養支援病院の数と、在宅医療にかかる医療・介護資源や人口分布に関する市区町村別パネルデータを構築した。その他の医療資源に関する変数は、『医療施設調査』より構築した。このうち病院数、一般診療所数、病院病床数、診療所病床数は 2014 年から 2022 年まで全 9 年分のデータが、医療施設医師数は、2 年ごとに 2014 年、2016 年、2018 年、2020 年、2022 年のデータが含まれる。また、仮説 2・仮説 4 の検証として、『在宅医療・介護連携推進事業 実施状況調査・市町村支援実施状況調査』より、在宅医療・介護連携推進事業の実施状況について、2015 年から 2016 年までの都道府県別データを構築して、各都道府県内の市区町村にその都道府県の値を当てはめた。加えて仮説 4 の検証のため、『医療施設調査』より 2 次医療圏別の電子カルテ導入状況を用いた。これは 2014 年、2017 年、2020 年の 3 年ごとのデータであり、各二次医療圏内の市区町村にその二次医療圏の値を当てはめた。さらに仮説 6 の検証のため、『住宅・土地統計調査』より、2018 年の各市区町村について、市区町村内の世帯の最寄りの医療機関までの距離データを用いた。具体的には、最寄りの医療

表2 変数説明

変数名	変数説明	出典
65歳以上人口一人あたり在宅療養診療所数・病院数合計	(在宅療養支援診療所数+在宅療養支援病院数)÷65歳以上人口×10000。	「在宅医療にかかる地域別データ集」
log(一人あたり医師数+1)	log(医療施設医師数÷65歳以上人口×10000+1)。	「医療施設調査」
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーションの看護職員数+1)	log(訪問看護ステーションの看護職員数÷65歳以上人口×10000+1)。	「在宅医療にかかる地域別データ集」
log(65歳以上人口一人あたり24時間対応の訪問看護職員数+1)	log(24時間対応の訪問看護職員数÷65歳以上人口×10000+1)。	
log(65歳以上人口一人あたり小規模多機能型居宅介護事業所数+1)	log(小規模多機能型居宅介護事業所数÷65歳以上人口×10000+1)。	
log(65歳以上人口一人あたり複合型サービス事業所数+1)	log(複合型サービス事業所数÷65歳以上人口×10000+1)。	
診療所の全体または一部で電子化している割合	(「診療録を一部で電子化している」一般診療所数+「診療録を病院全体で電子化している」一般診療所数)÷一般診療所数。	「医療施設調査」
ア 医療・介護サービス資源の把握 実施割合	都道府県において、「ア 医療・介護サービス資源の把握」を実施している市町村数の割合。	「在宅医療・介護連携推進事業 実施状況調査・市町村支援実施状況調査」
イ 在宅医療・介護連携の課題抽出・対応策検討 実施割合	都道府県において、「イ 在宅医療・介護連携の課題抽出・対応策検討」を実施している市町村数の割合。	
ウ 切れ目のない在宅医療と介護の提供体制の構築 実施割合	都道府県において、「ウ 切れ目のない在宅医療と介護の提供体制の構築 実施割合」を実施している市町村数の割合。	
エ 医療・介護関係者の情報共有支援 実施割合	都道府県において、「エ 医療・介護関係者の情報共有支援 実施割合」を実施している市町村数の割合。	
オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援 実施割合	都道府県において、「オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援 実施割合」を実施している市町村数の割合。	
カ 医療・介護関係者の研修 実施割合	都道府県において、「カ 医療・介護関係者の研修 実施割合」を実施している市町村数の割合。	
キ 地域住民への普及啓発 実施割合	都道府県において、「キ 地域住民への普及啓発 実施割合」を実施している市町村数の割合。	
ク 在宅医療・介護連携に関する関係市区町村の連携 実施割合	都道府県において、「ク 在宅医療・介護連携に関する関係市区町村の連携」を実施している市町村数の割合。	
可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数	(一般病院数+一般診療所数)÷可住地面積。	「医療施設調査」
最寄りの医療機関まで250m未満の世帯割合	最寄りの医療機関まで250m未満の世帯÷総世帯数。	「住宅・土地統計調査」
最寄りの医療機関まで250~500m未満の世帯割合	最寄りの医療機関まで250m~500m未満の世帯÷総世帯数。	
最寄りの医療機関まで500m~1000m未満の世帯割合	最寄りの医療機関まで500m~1000m未満の世帯÷総世帯数。	
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーション数+1)	log(訪問看護ステーション数÷65歳以上人口×10000+1)。	「在宅医療にかかる地域別データ集」
log(一人あたり一般診療所数+1)	log(一般診療所数÷総人口×10000+1)。	「医療施設調査」
log(一人あたり一般病院数+1)	log(一般病院数÷総人口×10000+1)。	
log(一人あたり病院病床数+1)	log(病院病床数÷総人口×10000+1)。	
log(一人あたり一般診療所病床数+1)	log(一般診療所病床数÷総人口×10000+1)。	
log(一人あたり介護療養型医療施設病床数+1)	log(介護療養型医療施設病床数÷65歳以上人口×10000+1)。	
log(65歳以上人口一人あたり介護老人福祉施設定員数+1)	log(介護老人福祉施設定員÷65歳以上人口×10000+1)。	
log(65歳以上人口一人あたり介護老人保健施設定員数+1)	log(介護老人保健施設定員÷65歳以上人口×10000+1)。	
65歳以上人口割合	65歳以上人口÷総人口×100。	「国勢調査」
log(人口)	市区町村の総人口を対数化した値。	
log(財政力指数)	市区町村の財政の健全性を示す財政力指数を対数化した値。	「地方財政状況調査」

機関までの距離が 250m 未満、250m～500m 未満、500m～1,000m 未満、1,000m 以上である世帯数をそれぞれ集計したデータである。本調査は 5 年ごとに実施され、2014 年から 2022 年の間では 2018 年のデータのみが利用可能であることから、単年度で分析を行うこととした。2018 年の財政力指数は『地方財政状況調査』のデータを用いた。

表 2 は、分析で使用した変数をまとめたものである。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、65 歳以上人口一人あたり在宅療養支援診療所数・在宅療養支援病院数の合計である。これらの施設は、在宅医療を提供する体制が整っていると国が定める施設基準を満たした医療機関であり、その存在が在宅医療の提供基盤の整備状況を示している。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説 1 では在宅医療を担う医師・看護師の数として、人口一人あたり医療施設医師数、65 歳以上人口一人あたり訪問看護ステーションの看護職員数および 24 時間対応の訪問看護ステーションにおける訪問看護師数を用いる。各変数は、1 を足したうえで自然対数化を行う。1 を足す理由は、特定の施設数が 0 である市区町村が分析対象から除外されることを防ぐためである。医療施設医師数は 2 年ごとのデータであるため、データが得られなかった年については前年度の値を用いる。

仮説 2 では、市区町村が在宅医療にかかるノウハウ習得を支援しているかを示す変数として、在宅医療・介護連携推進事業における「オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援」、「カ 医療・介護関係者の研修」の実施割合を用いる。実施割合とは、都道府県内でいくつの市区町村が各事業を実施しているかの割合を示す。なお、データは都道府県内での実施割合のみ入手可能であったため、同じ都道府県内の市区町村には同じ値を用いた。

仮説 3 では、多職種間の連携を促す介護事業所の数として、65 歳以上人口一人あたり小規模多機能型居宅介護事業所数および 65 歳以上人口一人あたり複合型サービス事業所数を用い、各変数は 1 を足したうえで自然対数化を行う。

仮説 4 では、電子上での医療情報の共有が推進されている度合いとして、「エ 医療・介護関係者の情報共有の支援」の実施割合を用いる。また、電子カルテ導入率として、二次医療圏別での医療機関における電子カルテシステムの導入割合を用いる。具体的には、「病院の一部で電子化している」一般診療所数と「病院全体で電子化している」一般診療所数の合計を、総数で除した値である。なお、同じ二次医療圏内の市区町村には、同じ値を当てはめた。

仮説 5 では医療機関の密集度として、可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数を求めた。具体的には、2018 年の一般病院数・一般診療所数の合計を、各市区町村の可住地面積で除したものをを用いた。

仮説 6 では、医療機関から患者宅へのアクセスのしやすさを示すため、各世帯から医療機関までの距離を用いた。具体的には、各市区町村において最寄りの医療機関までの距離が 250m 未満、250m～500m 未満、500m～1,000m 未満の世帯数を、それぞれ世帯総数で除したものをを用いた。

また、上記のほかには在宅療養支援診療所・病院数に影響を与えると考えられる統制変数と

して、65歳以上人口一人あたりの病院数、一般診療所数、病院病床数、診療所病床数、介護療養型医療施設病床数、介護老人保健施設定員、介護老人福祉施設定員を用いる。各変数は1を足したうえで自然対数化を行う。在宅医療・介護連携推進事業について、仮説で言及していない項目を含め全ての事業項目を独立変数として投入する。

表3は、上記の変数群の記述統計である。

表3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
65歳以上人口一人あたり在宅療養診療所数・病院数合計	14296	3.5527	3.8464	0	90.0901
log(一人あたり医師数+1)	14296	2.5576	0.7768	0	5.5978
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーションの看護職員数+1)	14296	1.8662	1.2752	0	5.2293
log(65歳以上人口一人あたり24時間対応の訪問看護職員数+1)	14296	1.7628	1.2786	0	5.2293
log(65歳以上人口一人あたり小規模多機能型居宅介護事業所+1)	14296	0.7077	0.6656	0	3.9668
log(65歳以上人口一人あたり複合型サービス事業所+1)	14296	0.0601	0.1752	0	2.2890
診療所の全体または一部で電子化している割合	2953	0.4609	0.1621	0.1333	1
ア 医療・介護サービス資源の把握 実施割合	3482	0.5136	0.2223	0	1
イ 在宅医療・介護連携の課題抽出・対応策検討 実施割合	3482	0.5201	0.2033	0	1
ウ 切れ目のない在宅医療と介護の提供体制の構築 実施割合	3482	0.5440	0.2180	0	0.9470
エ 医療・介護関係者の情報共有支援 実施割合	3482	0.5540	0.2026	0	0.9510
オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援 実施割合	3482	0.5658	0.2421	0	0.9440
カ 医療・介護関係者の研修 実施割合	3482	0.5488	0.2076	0	1
キ 地域住民への普及啓発 実施割合	3482	0.5328	0.1974	0	0.9470
ク 在宅医療・介護連携に関する関係市区町村の連携 実施割合	3482	0.5994	0.2045	0	0.9410
可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数	14073	0.0097	0.0167	0	0.2122
最寄りの医療機関まで250m未満の世帯割合	1058	0.1792	0.1231	0.0048	0.7783
最寄りの医療機関まで250~500m未満の世帯割合	1058	0.2243	0.1021	0.0075	0.6336
最寄りの医療機関まで500m~1000m未満の世帯割合	1058	0.2639	0.0993	0.0171	0.6959
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーション数+1)	14296	0.9807	0.6792	0	2.9784
log(一人あたり一般診療所数+1)	14296	2.0887	0.4078	0	4.7306
log(一人あたり一般病院数+1)	14296	0.4325	0.3609	0	2.1552
log(一人あたり病院病床数+1)	14296	3.5998	2.1356	0	7.3335
log(一人あたり一般診療所病床数+1)	14296	1.4833	1.3271	0	5.6348
log(65歳以上人口一人あたり介護療養型医療施設病床数+1)	14296	0.9236	1.5645	0	7.1224
log(65歳以上人口一人あたり介護老人福祉施設定員+1)	14296	4.9412	1.4107	0	7.7292
log(65歳以上人口一人あたり介護老人保健施設定員+1)	14296	3.5823	2.2446	0	7.7930
65歳以上人口割合	14296	0.3251	0.0729	0.1307	0.6671
log(人口)	1058	10.9341	0.9878	7.8789	15.1093
log(財政力指数)	1058	-0.5505	0.4294	-2.2073	0.4447

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、65歳以上人口一人あたり在宅療養支援診療所・病院数に対する各変数の影響を検証するため、パネルデータ分析を行う。分析では、年度と自治体の固定効果を統制するため二方向固定効果モデルを推定する。仮説6については、2018年の単一年度のデータを利用するため、重回帰分析で推定する。

5. 分析結果

5-1. 市区町村別データに基づく推定

表4では、市区町村別パネルデータから、医療・介護資源に関する各変数が65歳以上人口一人あたり在宅療養支援診療所・病院数に与える効果を分析した。Model 1を見ると、人口あたりの医師数や、24時間対応の訪問看護ステーションにおける訪問看護師数が多いことは、在宅療養支援診療所・病院数と統計的に有意に正の関連がある。これらは仮説1に整合的である。一方、訪問看護ステーション全体の職員数は、在宅療養支援診療所・病院数との間に関連がない。統制変数については、一般病院数が多い場合、在宅療養支援診療所・病院数が統計的に有意に多い。医療機関数が多いことは、在宅医療の実施主体の潜在的な母数が多いことを意味すると考えられる。

電子カルテの導入率を独立変数に追加したModel 2を見ると、病院の全体または一部でカルテが電子化されている割合と、在宅療養支援診療所・病院数に関連はなく、仮説4に反する結果である。電子カルテの導入が院内での電子化に留まっており、在宅医療の実施を円滑にするような、他の医療機関等との情報連携にまで繋がっていないのかもしれない。

在宅医療・介護連携推進事業の8つの事業項目を独立変数に加えたModel 3を見ると、「エ 医療・介護関係者の情報共有の支援」を市区町村が実施している割合が高いほど、在宅療養支援診療所・病院数が統計的に有意に多い。これは仮説4に整合的であり、施設間での情報共有が相互の連携を促している可能性がある。

次に、表5では、地域特性が65歳以上人口一人あたり在宅療養支援診療所・病院数に与える効果を検証した。可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数を投入したModel 4を見ると、可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数が多いほど、在宅療養支援診療所・病院数が統計的に有意に多い。これは仮説5に整合的である。Model 5では、2018年の単一年について、人口と財政力指数を統制変数としたうえで、各世帯から最寄りの医療機関までの距離の世帯割合を投入した。すると、市区町村内で最寄りの医療機関までの距離が250m未満の世帯割合が高いほど、在宅療養支援診療所・病院数が統計的に有意に多い。これは仮説6に整合的である。医療機関までの距離が250m～500m未満の世帯割合、500m～1,000m未満の世帯割合については統計的に有意な関連が見出せなかった。しかし、医療機関までの距離が長くなるほど係数は正から負へと転じており、医療機関から患者宅へのアクセスが良いほど在宅医療提供体制が充実する可能性を示唆している。

5-2. 事例分析

追加分析として、分析期間（2014年～2022年）において在宅療養支援診療所・病院数の増加が特に顕著であった市区町村の取り組みを概観し、その共通点を考察する。

まず、在宅療養支援診療所と在宅療養支援病院の合計数について、2022年の値から2014

表4 医療提供者側の要因が在宅療養支援診療所・病院数に与える効果

	従属変数 65歳以上人口一人あたり 在宅療養診療所数・病院数合計		
	Model 1	Model 2	Model 3
log(一人あたり医師数+1)	0.9820 *	0.9611 †	1.0270
	(0.4941)	(0.5811)	(1.0060)
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーションの看護職員数+1)	-0.0232	-0.1154	0.0544
	(0.0568)	(0.1430)	(0.0603)
log(65歳以上人口一人あたり24時間対応の訪問看護職員数+1)	0.0932 †	0.2792 *	0.0311
	(0.0553)	(0.1142)	(0.0569)
log(65歳以上人口一人あたり小規模多機能型居宅介護事業所+1)	0.1043	0.1270	0.0731
	(0.0842)	(0.1539)	(0.0821)
log(65歳以上人口一人あたり複合型サービス事業所数+1)	0.1104	0.2740	-0.0410
	(0.1256)	(0.2366)	(0.1590)
診療所の全体または一部で電子化している割合		0.2274	
		(0.5464)	
ア 医療・介護サービス資源の把握 実施割合			-0.0233
			(0.1019)
イ 在宅医療・介護連携の課題抽出・対応策検討 実施割合			-0.3345
			(0.3834)
ウ 切れ目のない在宅医療と介護の提供体制の構築 実施割合			-0.1013
			(0.1679)
エ 医療・介護関係者の情報共有支援 実施割合			0.3653 *
			(0.1579)
オ 在宅医療・介護連携に関する相談支援 実施割合			0.1392
			(0.1619)
カ 医療・介護関係者の研修 実施割合			0.2680
			(0.2414)
キ 地域住民への普及啓発 実施割合			-0.1388
			(0.3146)
ク 在宅医療・介護連携に関する関係市区町村の連携 実施割合			-0.0862
			(0.1367)
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーション数+1)	-0.0438	-0.0655	-0.0882
	(0.0729)	(0.1878)	(0.1285)
log(一人あたり一般診療所数+1)	0.0043	0.6328	0.2189
	(0.3987)	(0.7824)	(0.6211)
log(一人あたり一般病院数+1)	1.1100 *	1.1640	1.2050
	(0.5486)	(1.2180)	(1.3060)
log(一人あたり病院病床数+1)	-0.1256	-0.3288	-0.1200
	(0.1158)	(0.2510)	(0.1699)
log(一人あたり一般診療所病床数+1)	0.1232	0.0219	-0.2925
	(0.1020)	(0.1205)	(0.1823)
log(65歳以上人口一人あたり介護療養型医療施設病床数+1)	-0.0209	-0.0426	-0.0173
	(0.0193)	(0.0329)	(0.0828)
log(65歳以上人口一人あたり介護老人福祉施設定員+1)	-0.0098	0.0598	0.0679
	(0.0746)	(0.1076)	(0.0917)
log(65歳以上人口一人あたり介護老人保健施設定員+1)	0.0039	-0.0096	0.1258
	(0.0609)	(0.0643)	(0.0962)
65歳以上人口割合	-1.8050	4.8260	27.1500
	(3.4640)	(6.6700)	(32.6400)
時間効果	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.7522	0.8801	0.9298
N	14296	2953	3482

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表5 地理的要因が在宅療養支援診療所・病院数に与える効果

	従属変数	
	65歳以上人口一人あたり 在宅療養診療所数・病院数合計	
	Model 4	Model 5
log(一人あたり医師数+1)	0.9798 * (0.4935)	0.2104 (0.1635)
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーションの看護職員数+1)	-0.0335 (0.0563)	-0.2665 (0.3125)
log(65歳以上人口一人あたり24時間対応の訪問看護職員数+1)	0.0933 † (0.0550)	0.2983 (0.2566)
log(65歳以上人口一人あたり小規模多機能型居宅介護事業所+1)	0.1131 (0.0835)	0.0931 (0.1565)
log(65歳以上人口一人あたり複合型サービス事業所数+1)	0.1036 (0.1259)	0.3571 (0.3793)
可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数	64.7500 ** (24.8700)	
最寄りの医療機関まで250m未満の世帯割合		2.0150 * (0.8345)
最寄りの医療機関まで250~500m未満の世帯割合		1.1880 (0.8826)
最寄りの医療機関まで500m~1000m未満の世帯割合		-0.5408 (0.8788)
log(65歳以上人口一人あたり訪問看護ステーション数+1)	-0.0330 (0.0721)	0.6254 * (0.3053)
log(一人あたり一般診療所数+1)	-0.1641 (0.4262)	3.8570 *** (0.3997)
log(一人あたり一般病院数+1)	1.0910 * (0.5522)	1.1170 * (0.4487)
log(一人あたり病院病床数+1)	-0.1275 (0.1157)	-0.1842 * (0.0871)
log(一人あたり一般診療所病床数+1)	0.1198 (0.1020)	0.3026 *** (0.7220)
log(65歳以上人口一人あたり介護療養型医療施設病床数+1)	-0.0246 (0.0189)	-0.0590 (0.0436)
log(65歳以上人口一人あたり介護老人福祉施設定員+1)	-0.0149 (0.0746)	-0.2206 (0.1669)
log(65歳以上人口一人あたり介護老人保健施設定員+1)	0.0012 (0.0609)	0.0568 (0.0586)
65歳以上人口割合	-0.5421 (3.9000)	-7.7960 *** (1.9540)
log(人口)		-0.2476 ** (0.0942)
log(財政力指数)		0.0893 (0.2776)
時間効果	YES	NO
個体効果	YES	NO
調整済みR ²	0.3068	0.7441
N	14073	1058

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

年の値を引いた値（増加数）と除した値（増加率）を算出した。大都市が主に増加数の上位を占める中、増加数、増加率ともに顕著な伸びを示した地域として、三重県松阪市（7 機関から 22 機関へ 3.14 倍に増加）、滋賀県守山市（3 機関から 12 機関へ 4.00 倍に増加）、愛知県安城市（6 機関から 15 機関へ 2.50 倍に増加）の 3 地域を抽出した。これらの地域は、分析期間中に著しい人口増加や高齢化を経験した訳ではないため、在宅医療の推進には各地域の支援策が寄与している可能性がある。3 地域における増加の内訳を見ると、在宅療養支援病院は松阪市、守山市に 1 機関存在するのみである。主に増加したのは在宅療養支援診療所であり、地域のかかりつけ医による在宅医療への参入が進んだと考えられる。

次に、各地域の取り組みを概観する。松阪市は 2018 年に「松阪地域 在宅医療・介護連携拠点」を設置し¹³、同時期に「すずの輪」という ICT を活用した情報共有システムを導入している¹⁴。また守山市は、「在宅医療・介護連携サポートセンター」を設置している¹⁵ほか、滋賀県全域の医療・介護情報連携ネットワーク「びわ湖あさがおネット」に参加している¹⁶。さらに、医師会が中心となって「守山顔の見える会」を開催しており、多職種間での顔の見える関係を築く交流の場を設けている¹⁷。安城市は 2014 年に開始した愛知県在宅医療連携拠点推進事業に参加しており¹⁸、2016 年から市独自の ICT による多職種連携システム「サルビー見守りネット」の運用を開始した¹⁹。

3 地域の事例から共通して見て取れるのは、いずれも多職種間の連携を円滑にするための連携拠点の設置や、情報共有ネットワークの導入を実施している点である。これらの取り組みが、連携不足という課題を解消し、地域の診療所による在宅医療の参入を容易にしたと考えられる。

6. 結論

本稿では、市区町村別パネルデータ分析を用いて、在宅療養支援診療所・病院数を増加させる要因を明らかにした。本稿の分析結果からは、第一に、人口あたり医師数や 24 時間対応の訪問看護事業所における訪問看護師数と、在宅療養支援診療所・病院数には正の関連が

¹³ <https://www.city.matsusaka.mie.jp/site/koureisya-wel/renkeikyoten.html> (2025 年 10 月 18 日)。

¹⁴ <https://www.city.matsusaka.mie.jp/site/koureisya-wel/renkei-suzu.html> (2025 年 10 月 18 日)。

¹⁵ <https://www.city.moriyama.lg.jp/shiseijouhou/soshiki/1005822/1005861.html> (2025 年 10 月 18 日)。

¹⁶ <https://www.biwako-asagao.net/institutions/> (2025 年 10 月 18 日)。

¹⁷ <https://moriyama-yasu.shiga.med.or.jp/kaonomierukai> (2025 年 10 月 18 日)。

¹⁸ <https://www.pref.aichi.jp/uploaded/attachment/44101.pdf> (2025 年 10 月 18 日)。

¹⁹ <https://www.city.anjo.aichi.jp/kurasu/fukushikaigo/sarubi-mimamorinet.html> (2025 年 10 月 18 日)。

あることが明らかになった。第二に、市区町村が医療・介護関係者の情報共有の支援を行っているほど、在宅療養支援診療所・病院数が多かった。情報共有と多職種間の連携の重要性は、事例分析からも裏付けられた。第三に、可住地面積当たり一般病院数・一般診療所数が多い、または患者宅と医療機関の距離が近いほど、在宅療養支援診療所・病院数が多いことが明らかとなった。まとめると、在宅医療の提供を阻害する要因として、医療資源の不足、多職種間の連携の難しさ、地理的条件による効率性の低下が問題になっていると言える。

これらの知見を踏まえると、在宅医療の推進に向けた政策としては、24時間対応のため夜間に勤務する訪問看護師に対する手当の加算や、市区町村を中心とした地域情報連携ネットワークの導入・運用の推進、さらには過疎地域に所在する在宅療養支援診療所・病院に対する報酬の加算、遠隔医療を用いて離れた地域への医師による訪問負担を削減することが有効だと考えられる。

上記の提言のうち、地域医療情報連携ネットワークについては、導入から5～6年で4割以上が中止、または他の地域に統合されている²⁰。地域医療情報連携ネットワークが持続的でない理由としては、初期投資額が大きく、かつ自治体の補助金に頼った構築のため医療機関による利用も少なく、形骸化してしまうケースがある（伊藤・奥村 2021）。

その中でも継続的に成果を上げている例として、前述の滋賀県守山市が参加している「びわ湖あさがおネット²¹」を挙げる。びわ湖あさがおネットは2014年に稼働した、滋賀県全域を対象とする医療情報連携ネットワークである。滋賀県では医師や看護師が不足しており、限りある医療資源を活かして医療提供体制を強化するために、医療と介護の情報を統合したネットワークを構築した。本事例の成功要因としては、ネットワークの構築にあたり各医療圏の協議会と全県協議会を設置し、対等に議論を進めたことや、顔の見える関係を築いて合意形成を図ったことが挙げられている²²。運営モデルとしては、構築費用は滋賀県が負担し、運用開始後3年間は県が運用費を補助したが、その後は利用者から利用料金を徴収することで自立運営を目指した。医療機関や医師会が主体となって、合意形成を図りながらネットワークを構築したことで、各事業主体が利用料を負担しながら継続的に利用する形を築けたのではないかと考えられる。

遠隔診療による地理的条件の克服という点では、長野県伊那市の事例²³が挙げられる。伊那市では、医師不足が問題となっている上、中山間部ではかかりつけ医が長距離を移動して訪問診療を行うことに負担を感じていた。その解決策として、看護師などが乗車した移動診療車が患者宅を訪問し、医師は診療所から車内のテレビ電話を通じてオンライン診療を行

²⁰ <https://www.jmari.med.or.jp/download/WP447.pdf> (2025年11月1日)。

²¹ びわ湖あさがおネットの詳細は、下記資料を参照した。<https://www.mhlw.go.jp/content/10808000/000644789.pdf> (2025年11月1日)。

²² <https://www.mhlw.go.jp/content/10808000/000644788.pdf> (2025年11月1日)。

²³ 事例の詳細は下記サイトを参照した。MONET Technologies. 「【長野県伊那市】医師の乗らない移動診療車で医療サービスが患者のもとへ。MONET初の医療 MaaS」 <https://www.monet-technologies.com/case/010> (2025年11月1日)。

うという仕組みを構築した。これにより、医師は移動負担をかけずに効率的に在宅での医療を提供できるようになった。

本稿の分析が示したように、在宅医療の推進には、医師や看護師という人的リソースだけでなく、それらをつなぐ連携の仕組みや、地理的な障壁の克服が求められる。具体的な市区町村の取り組みとしては、多職種間の連携の基盤を構築する際に、自治体として支援しつつも医療関係者が主体的に構築するよう促すことや、地理的な障壁を乗り越えるための技術活用を試みるのが有効な推進政策になりうると考える。

7. 参考文献

- 安部公崇・阿部路子・金子惇・マイク D.フェターズ・鳴本敬一郎・井上真智子. 2023. 「在宅看取りを促進する要因と阻害する要因の検討—ケアマネジャーの視点からの質的研究」『日本在宅医療連合学会誌』4(3): 1-8.
- 伊藤敦. 2018. 「在宅療養支援診療所の発展と医療費の伸び率との関連」『厚生指標』65(11): 1-7.
- 伊藤敦・奥村貴史. 2021. 「地域医療ネットワーク事業の停滞要因としての初期投資額と運営モデルに関する分析」『会計検査研究』64: 63-84.
- 伊藤敦・寺崎仁・大道久. 2014. 「診療所の都道府県別分布から見た住民の在宅医療へのアクセス格差に関する研究」『日本医療・病院管理学会誌』51(2): 105-115.
- 小田切拓也. 2024. 「緩和ケア病棟で死亡したがん患者と比較した、緩和ケア病棟から在宅に退院したがん患者の QOL—遺族への自記式アンケート全国調査」『Palliat Care Res 2024』19(1): 23-32.
- 熊沢陽実・金井秀明・小坂満隆. 2017. 「在宅医療における情報共有システムを用いた多職種連携への影響と効果に関する研究」『ワークショップ 2017 論文集』1-7.
- 齋藤立滋. 2017. 「在宅医療の推進における現状と課題」『大阪産業大学経済論集』19(1): 29-42.
- 新城拓也・清水政克・小林重行・濱野聖二・岡野亨・中村宏臣・石川朗宏・関本雅子・槇村博之・本庄昭・神戸市医師会 在宅医療懇談会. 2014. 「在宅医療に関する医師の困難・負担感の実態調査—神戸市内の医師の調査報告」『Palliative Care Research』9(1): 107-113.
- 田邊曉美・嶋津多恵子. 2018. 「医療処置が必要な在宅療養者を介護する家族の介護上の困難および困難を軽減する要因—文献検討」『国立看護大学校研究紀要』17(1): 36-46.
- 土井俊祐・井出博生・小川真司・竹内公一・鈴木隆弘・藤田伸輔. 2017. 「GIS による在宅医療受療率の地域差の要因分析」『医療情報学』37(6): 291-301.
- 東京都福祉局. 2024. 「東京都高齢者保険福祉計画（令和 6 年度～令和 8 年度）第 2 部 第 6 章 在宅療養の推進」<https://www.fukushi.metro.tokyo.lg.jp/documents/d/fukushi/2bu6s>

you_2 (2025 年 11 月 13 日).

福田治久・前田恵. 2020. 「在宅医療に関連する医療提供量・費用分析に関する研究」『厚生労働科学研究費補助金（地域医療基盤開発推進研究事業）分担研究報告書』 39-46.

前田由美子. 2017. 「日医総研ワーキングペーパー かかりつけ医機能と在宅医療についての診療所調査結果（2016 年 11 月実施）」日本医師会総合政策研究機構 日本医師会保健医療部 No.378.

吉村理津子. 2023. 「わが国における在宅医療の実情と課題—ペイシェント・セントリシティに基づいた在宅医療の要件—」『現代社会研究科論集—京都女子大学大学院現代社会研究科紀要』 17: 15-40.

Hamano, Jun, Yamaguchi, Takashi, Maeda, Isseki, Suga, Akihiko, Hisanaga, Takeyuki, Ishihara, Tatsuhiko, Iwashita, Tomoyuki, Kaneishi, Keisuke, Kawagoe, Shohei, Kuriyama, Toshiyuki, Maeda, Takashi, Mori, Ichiro, Nakajima, Nobuhisa, Nishi, Tomohiro, Sakurai, Hiroki, Shimoyama, Satofumi, Shinjo, Takuya, Shirayama, Hiroto, Yamada, Takeshi, and Tatsuya Morita. 2016. “Multicenter Cohort Study on the Survival Time of Cancer Patients Dying at Home or in a Hospital: Does Place Matter?” *Cancer* 122(9): 1453-1460.

Kinjo, Kentaro, Sairenji, Tomoko, Koga, Hidenobu, Osugi, Yasuhiro, Yoshida, Shin, Ichinose, Hidefumi, Nagai, Yasunori, Imura, Hiroshi, South-Paul, Jeannette, Meyer, Mark, and Yoshihisa Honda. 2017. “Cost of Physician-Led Home Visit Care (Zaitaku Care) Compared with Hospital Care at the End of Life in Japan.” *BMC Health Services Research* 17(40): 1-9.

Miyashita, Mitsunori, Morita, Tatsuya, Sato, Kazuki, Tsuneto, Satoru, and Yasuo Shima. 2015. “A Nationwide Survey of Quality of End-of-Life Cancer Care in Designated Cancer Centers, Inpatient Palliative Care Units, and Home Hospices in Japan: The J-HOPE Study.” *Journal of Pain and Symptom Management* 50(1): 38-47.

Schuchman, Mattan, Fain, Mindy, and Thomas Cornwell. 2018. “The Resurgence of Home-Based Primary Care Models in the United States.” *Geriatrics (Basel)* 3(3): 1-10.

築山宏樹研究会三田祭論文集
第6巻

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会 編

2025年12月25日 発行