



RIETI Discussion Paper Series 26-J-029

妻が広告を見て、夫が動く： 公衆衛生鉄道広告への配偶者曝露と夫の予防行動

加藤 大貴
大阪大学

中山 一世
大阪大学

佐々木 周作
大阪大学

大竹 文雄
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

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

妻が広告を見て、夫が動く：
公衆衛生鉄道広告への配偶者曝露と夫の予防行動¹

加藤大貴（大阪大学 感染症総合教育研究拠点）

中山一世（大阪大学 経済学研究科）

佐々木周作（大阪大学 経済学研究科）

大竹文雄（大阪大学 感染症総合教育研究拠点・経済産業研究所）

要 旨

公衆衛生政策のターゲティングは意思決定者本人を中心に設計されてきたが、本論文は日本の風しんワクチン政策を事例として、その関係者への介入がより有効である可能性を示す。日本では風しん排除に向け、ミドルエイジ男性を対象に抗体検査を入口としてワクチン接種までの一連の予防行動を無料化した。東京の鉄道広告キャンペーンを自然実験として用い、広告鉄道利用の有無・広告視聴・広告後のオフライン予防行動を同一個人レベルで接続することで、公衆衛生広告の効果測定における重要な制約を克服した。その結果、接種対象者本人が広告放映路線を利用しても抗体検査受検率は有意に上昇しなかった一方、配偶者の利用は抗体検査受検率を短期で 1.4%ポイント、長期で 4.54%ポイント上昇させた。操作変数推定は広告視聴の直接効果が統計的に有意でないことを示しており、配偶者の説得が重要な役割を果たした可能性を示唆する。本結果は、ターゲティング対象を意思決定者の関係者にまで拡張することの有効性を支持する。

キーワード：ターゲティング、家計内意思決定、予防行動、鉄道広告、自然実験

JEL classification: D13, D64, I12, I18, M37

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

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「機能する EBPM の実現に向けた総合的研究」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本研究の実施にあたり、日本学術振興会の科学研究費助成事業（課題番号：25K24681, 25H00388）と厚生労働科学研究費補助金（課題番号：22HA2005, 23HA2022, 24HA2012）の支援を受けた。また、本研究で実施したオンライン調査は大阪大学経済学研究科（R70120-2）と大阪大学感染症総合教育研究拠点（2023CRER0925）の倫理審査の承認を経て実施した。

1 はじめに

公衆衛生を含む公共政策の設計では、介入を誰に届けるかというターゲティングが中核的な課題の一つになる。多くの既存研究は、行動が本人のみで決まるという前提に立ち、届ける相手を意思決定者の特性に基づいて選ぶという発想であった (e.g., Athey et al., 2025b; Ida et al., 2026)。しかし、他のメンバーが意思決定の過程に影響を及ぼすことは十分にありうる (e.g., Fadlon and Nielsen, 2019)。たとえば、世帯内の他のメンバーが意思決定者を説得、あるいは交渉することが考えられる (e.g., Nyqvist et al., 2024)。そのような場合、潜在的に有効な届け先は意思決定者だけでなく、世帯内の他メンバーにまで拡張される。本研究はワクチン接種の文脈で、世帯内の他メンバーに届ける方が有効な場合があることを示す。

ターゲティングの拡張は直接介入が有効でない局面で実務上必要になる。たとえば、初期介入から時間が経つと、追加的な直接介入は行動変容につながりにくくなる。なぜなら、介入に反応しやすい人はすでに行動を変えており、介入に反応しにくい人しか対象として残っていないためである。一つの解決策は追加介入の中身を修正することである。もう一つの解決策は、介入対象を意思決定者本人以外にも広げることである。

家計内意思決定に関する一連の研究は、意思決定者本人以外への介入が有効となる条件を示唆している。既存研究は、低・中所得国を中心に、父親よりも母親が子供の健康や教育を改善するよう資源を配分することを明らかにした (e.g., Thomas, 1990; Lundberg et al., 1997; Duflo, 2003; Qian, 2008; Nyqvist and Jayachandran, 2017)¹。資源配分の性差は将来世代への利他性に性差があることを示唆している。したがって、将来世代の便益を高める行動の文脈では、家計内で誰に介入すべきかが効果を左右しうる。具体的には、夫よりも配偶者への介入が有効となりうる。意思決定者が夫であったとしても、説得や交渉を行う能力や環境が十分にあれば、配偶者への介入は夫の行動変容につながる可能性がある。

本研究は日本における風しん対策に注目する。日本では制度的要因で40~50代男性の抗体保有率が相対的に低く、風しんが何度か流行した。流行期には、風しんに感染した妊娠初期の女性が目や耳に障害を伴う子供を出産してしまった (National

¹知見が低・中所得国を中心に蓄積されているのは、実験やクリーンな識別戦略が利用できたからであり、先進国では重要でないという意味ではない。事実、Lundberg et al. (1997) は英国の児童手当を事例とした先進国の数少ないエビデンスの一つである。

Institute of Infectious Diseases, 2019)。この課題を解決するために、日本政府は2019年4月から2025年3月にかけて、40～50代男性にワクチン接種を無料で提供するプログラムを実施した。もっとも、対象男性が重症化するリスクはごくわずかであり、風しんワクチン接種は自己便益よりも将来世代を含む社会的な便益の要素が強い。そのため、この設定では、「家計の誰に介入すべきか」という問いが特に重要となる。

このプログラムはワクチンの効率的な配分を実現するために、ワクチン接種の前に無料の抗体検査を導入した。抗体検査の結果が陰性である人にワクチン接種する機会を与えた。しかしながら、新型コロナウイルスの影響などもあり、2023年3月時点で抗体検査の受検率は全国で28%程度に留まり、受検率の伸びが課題となっていた²。

この現状を解決するために、我々の研究チームは厚生労働省と協力して広報を継続的に開発してきた (Kato et al., 2024)。その一つが広報動画であり、将来世代への負の影響やプログラムの利用方法などを伝えている。広報動画は2023年11月に南関東圏（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）の一部鉄道路線の車内デジタルサイネージで放映された。本研究はこの広報動画の効果を実証的に検証する。

研究デザインの重要な点は、南関東圏（特に東京都）の大規模な鉄道ネットワークを「自然実験」として利用することである。南関東圏の鉄道ネットワークは世界で最も大規模なものの一つであり、多くの人々が通勤通学などで頻繁に利用している。このネットワークでは、複数の鉄道会社が路線を運営しており、出発駅と到着駅が同じでも候補となる経路は複数ありうる。さらに、路線の多くは車内デジタルサイネージを設置しているが、我々はその一部（JR東日本が運営している路線）にのみ動画広告を放映した。したがって、我々の基本的な研究デザインは、居住地・勤務地などの観察可能な属性を制御したうえで、キャンペーン実施路線の利用者と非利用者を比較することである。すなわち、本研究は、通勤時のキャンペーン路線利用を広告視聴機会の有無（ITT 処置）として捉え、その予防行動への効果を検証する。

²厚生労働省のデータ。このプログラムの政策目標は40～50代男性（接種対象者）の抗体保有率を80%から90%に上げることである。大雑把に言えば、このプログラムでのワクチン接種率を10%にすることである。国立感染症研究所（NIID）のデータによれば、40～50代男性の抗体保有率は約80%である（図1）。すなわち、抗体検査を受検した人の20%がワクチン接種を受けられることになる。Back-of-envelope calculationによれば、このプログラムでのワクチン接種率を10%にするためには、抗体検査の受検率を50%にする必要がある。なお、2023年3月時点のワクチン接種率は6%（同時期の抗体検査受検率の21%）である。ワクチン接種の観点からも、プログラムの利用の低さが課題である。

我々は南関東圏に在住する風しんワクチンプログラムの対象者約 10,000 人に対する大規模なオンライン調査を実施した。オンライン調査は回答者とその配偶者の通勤経路のパターン、回答者の広告動画の視聴と予防行動（抗体検査受検とワクチン接種）を尋ねた。メインアウトカムは介入から 1 カ月間の予防行動（抗体検査とワクチン接種）である。特に、風しんプログラムの入口である抗体検査受検に焦点を当てる。加えて、介入の持続性を検証するために、介入から 1 年間の予防行動を追跡した。

我々の分析は「誰に情報を提示するか」で効果の有無が逆転することを明らかにした。接種対象者（夫）が動画広告を放映した鉄道を利用することは抗体検査受検の増加につながらなかった。一方で、配偶者が動画広告を放映した鉄道を利用することは夫の抗体検査受検を継続的に促進した。介入から 1 か月間の短期効果は 1.40%ポイントであり、介入から 1 年間の長期効果は 4.54%ポイントであった。短期・長期効果は統計的に有意であり、共変量の調整や統計手法に対して頑健であった。我々の結果は、配偶者が広告を通じて得た情報を家庭内で共有し、夫に抗体検査を受けよう促した可能性と整合的である。このことは、単なる情報提供ではなく、家庭内での説得・リマインド・意思決定支援が重要であった可能性を示唆している。

我々の結果は介入のターゲティング政策に新たな視点を提供する。近年の機械学習の発展は観察可能な個人属性による介入効果の異質性の検証を可能とした (Wager and Athey, 2018; Murakami et al., 2022)。技術的発展を踏まえて、最近の研究は「意思決定者のうちどのような特徴を持つ人に介入すべきか」というターゲティング政策に取り組んできた (e.g., Athey et al., 2025a,b; Ida et al., 2026)。また、別の角度から、「介入がどのような人の行動変容につながるか」という問いも検証されてきた (e.g., Alatas et al., 2016; Finkelstein and Notowidigdo, 2019)。いずれの問いも意思決定者の特性に基づいている。本研究はターゲティングの範囲を意思決定者に限定せず、意思決定者とその関係者の両方に広げるべきであることを提案する。すなわち、「どのような特性を持つ意思決定者に介入するか」ではなく、「意思決定者とその関係者のうち、どのような特性を持つ人に介入するか」という視点が重要である。

さらに、我々の結果は家計内資源配分に関する一連の研究とも関連する (Jayachandran and Voena, 2026)。先述の通り、既存研究は低中所得国を中心に、父親よりも母親が子供の健康や教育を改善するために資源をより多く使うことを明らかにしてきた (e.g., Thomas, 1990; Lundberg et al., 1997; Duflo, 2003; Pitt et al., 2003; Qian,

2008; Nyqvist and Jayachandran, 2017; Armand et al., 2020; Dizon-Ross and Jayachandran, 2023; Nyqvist et al., 2024)。結果として、メキシコの PROGRESA に代表される母親への直接給付プログラムが設計された (e.g., Schultz, 2004)。我々の結果は、既存研究で発見した夫婦間の利他性の性差と整合的である。すなわち、夫は将来世代の便益を高めるよりも自己便益を重視する傾向にあると考えられ、結果として、動画広告自体が行動変容につながらなかった。一方で、配偶者（妻）は夫よりも将来世代への利他性を強く持つというパターンと整合的であり、動画広告を見ることで説得のきっかけを得たと考えられる。本研究は、家計内資源配分の知見が、公衆衛生における意思決定者以外へのターゲティングにも活用できる可能性を示す³。

最後に、広告効果の検証方法に貢献する。本研究は、広告曝露機会、広告視聴、広告後のオフライン予防行動を同一個人レベルで結びつけることで、公衆衛生広告の効果測定における重要な制約を克服する。具体的には、広告効果の測定では、ランダム化比較試験（RCT）が広く用いられる (e.g., Hu et al., 2007; Blake et al., 2015; Sahni, 2016)。これは曝露機会をランダム化する。処置群と対照群の比較は曝露機会の効果（いわゆる *intention-to-treat* 効果）を推定し、広告の真の効果を過小評価してしまう (Johnson et al., 2017)⁴。一方で、広告視聴の有無を含む観察データを用いる方法は内生性の問題を伴う (Assael et al., 2021)。なぜなら、広告の視聴は個人の選択に依存するためである。我々は主要結果のメカニズムを議論する第7節で、自然実験と観察データを操作変数法の枠組みで組み合わせることで、広告視聴の効果を推定する。事前に決まっている通勤経路に依存して曝露機会の程度が外生的に変動する大規模鉄道ネットワークを「自然実験」として利用した。また、オンラインサーベイで広告視聴の有無とアウトカム指標を集めた。これにより、曝露機会の程度（日常的な介入鉄道の利用）を広告視聴の操作変数として、広告視聴の因果効果を推定する。

残りの論文の構成は以下の通りである。第2節では、日本の風しんの状況と我々の鉄道広告について述べる。第3・4節では、我々の識別戦略とデータについて概観する。第5節では、広告の曝露機会の効果を我々のハイライトとして提示する。第6

³我々と同様に、Katagiri et al. (2025) は従業員よりもその配偶者へのリマインダーが従業員の追加健康診断への意欲を高めることを示した。

⁴ITT 効果は広告の真の効果と広告視聴率への効果の両方を含む。広告に晒される機会が与えられた人全員が広告を視聴するとは限らない。逆に、広告に晒される機会が与えられなかった人が広告を視聴するかもしれない。このような場合、広告視聴率の差は小さくなり、ITT 効果は広告の真の効果を過小評価してしまう。

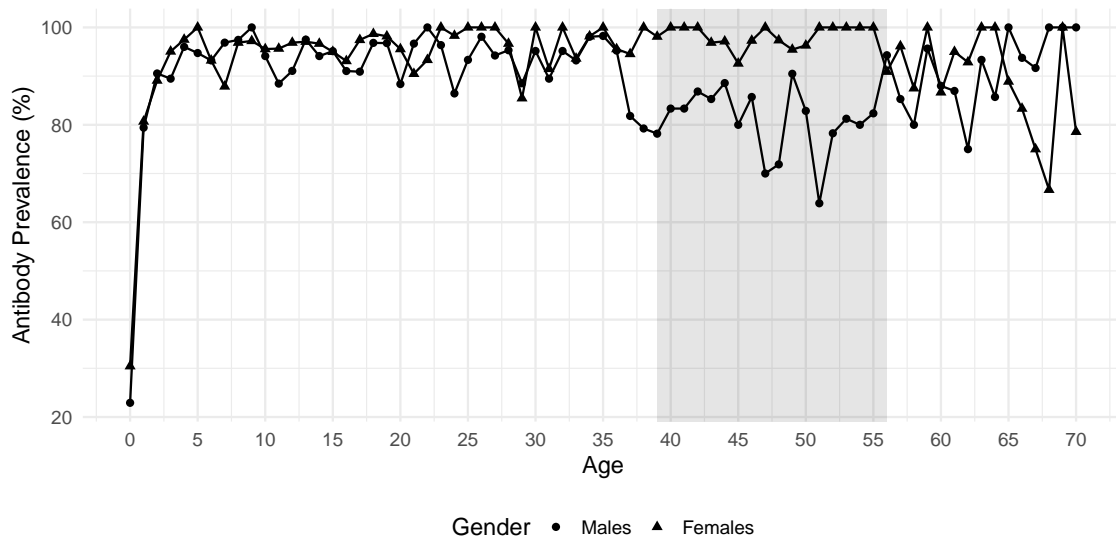


図 1. 日本における年齢・性別別の風しん抗体保有率。注：データの出所は国立感染症研究所（NIID）2018 年感染症流行予測調査。

節では、広告の長期的な影響を示す。第 7 節では、広告視聴の効果を推定する操作変数法を使いながら、メインリザルトのメカニズムを議論する。最後に、第 8 節で、本研究を結論付ける。

2 背景と本研究の設定

2.1 日本における風しんワクチン接種プログラム

2013 年と 2018 年に、日本は東南アジア由来のウイルスの流入が 40～50 代男性を中心に風しんの流行をもたらした (National Institute of Infectious Diseases, 2019)。この流行の深刻な問題点は、40～50 代男性が感染することではなく、男性からの飛沫感染を通じて妊娠初期の女性が感染することである。40～50 代男性が風しんに感染しても、重症化するリスクは低い。しかしながら、妊娠初期の女性が風しんに感染すると、目や耳に障害を伴う可能性のある先天性風疹症候群（CRS）を患った子供を産んでしまうかもしれない。実際、2013 年の流行では、45 例の CRS が報告された (National Institute of Infectious Diseases, 2019)。このような深刻な結果を防ぐため、日本は風しんの集団免疫を獲得する必要があった。

この流行の背景には、制度的な要因による抗体保有率の落とし穴がある。全世代の抗体保有率が 90%以上であれば、日本は風疹の集団免疫を獲得できる (Kinoshita

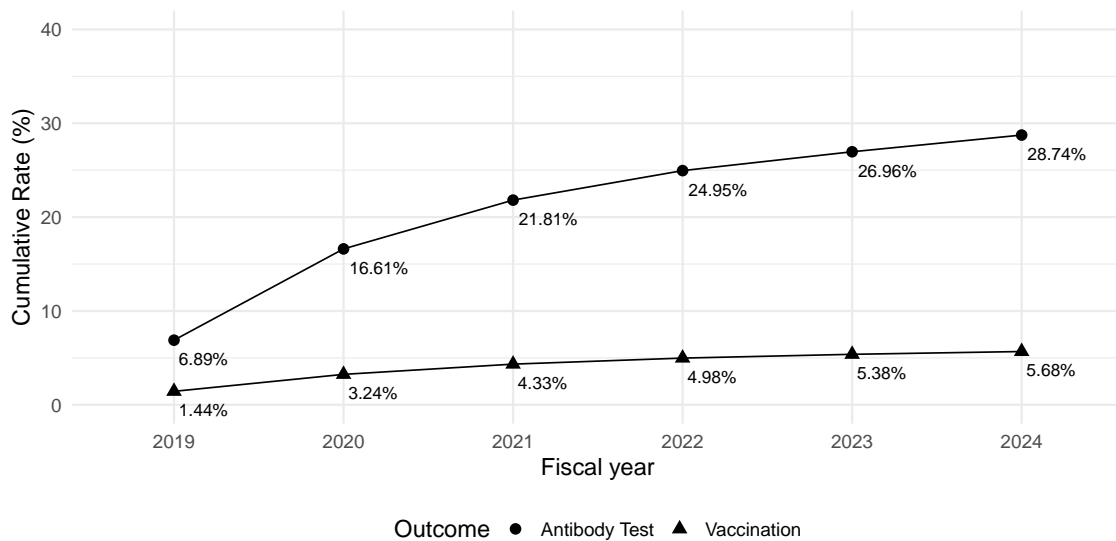


図 2. 南関東圏地方における抗体検査とワクチン接種の累積受検・接種率。注：データの出所は厚生労働省。

and Nishiura, 2016)。しかしながら、国立感染症研究所 (NIID) のデータによれば、40～50 代男性の抗体保有率は約 80%であり、他の世代と比べて相対的に低かった (図 1)。その理由は、40～50 代の女性は定期接種を受けられたが、同じ世代の男性はそれを受けられなかったことにある。40～50 代男性が抗体を得るためには、彼らが風しんに感染する必要がある (Nishiura et al., 2015)。しかしながら、女性への風しんに対する定期接種の導入が、それ以前の時期と比較して、風しん感染の減少をもたらした (Kinoshita and Nishiura, 2016)。その結果、40～50 代男性は風しんに感染しにくくなり、彼らの抗体保有率は相対的に低くなった。したがって、40～50 代男性の抗体保有率を 80%から 90%に上げることが、風しんの集団免疫を獲得するための具体的な目標となった⁵。

風しんの集団免疫を獲得するために、政府は、2019 年 4 月から 2025 年 3 月にかけて、40～50 代男性に風しんの抗体検査とワクチン接種を無料で提供した。このプログラムは抗体獲得までに二つのステップを要する。第一のステップは対象男性全員に抗体検査を実施し、抗体を保有していない対象男性 20%を特定する。第二のステップは抗体を保有していない対象男性にワクチン接種を行う。政府は、効率的にワクチン接種を実施するために、スクリーニングである抗体検査を重要な初期ステップとして実施した。

⁵結果として、2025 年 9 月に WHO は日本における風しんの排除を宣言した。(WHO, 2025).

このプログラムの実施状況を確認するため、本研究では南関東地方（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）を研究対象地域として選んだ。図2は、南関東地方の抗体検査とワクチン接種の累積率を示している。抗体検査は2019年度から2024年度にかけて7%から29%に上昇した。一方、ワクチン接種率は2019年度から2024年度にかけて1.4%から5.7%に上昇した。このプログラムでは、抗体を保有していない20%の男性がワクチン接種を受けられる。すなわち、ワクチン接種率は抗体検査率の20%となるはずである。事実、2019年度の抗体保有率（7%）の20%は1.4%であり、実際のワクチン接種率と非常に近い値を取る。同様に、2024年度の抗体保有率（29%）の20%は5.8%であり、実際のワクチン接種率と非常に近い値を取る。したがって、本プログラムにおけるワクチン接種率の低さは、接種意欲それ自体よりも、上流にある抗体検査受検率の低さに主として起因する。

2.2 南関東圏における鉄道広告キャンペーン

この課題を解決するために、我々の研究チームは厚労省と協力してプログラムの初期から広報を開発してきた。この広報の主要なゴールは対象男性の抗体検査受検率を高めることである。金銭的インセンティブが十分に提供されているとき、行動経済学の知見に基づいた介入（ナッジ）を検討するべきである。我々は行動経済学の知見に基づいた広報を開発し、その効果検証を実施してきた。

広報戦略を設計するにあたり、我々は重要な知見を得ていた。前節で述べたように、40～50代男性が風しんに感染するよりも、妊娠初期の女性に感染させることがより深刻な問題である。40～50代男性にとって、風しんのワクチン接種は自己便益よりも社会的な便益の要素が強い。我々は接種対象者が社会的な便益を認識しておらず、利他的な要素を含んだ情報提供が効果的であることを明らかにした (Kato et al., 2024)。

こうした知見を活用して、我々は2023年度に日本語の広報動画（video advertisement）を作成した⁶。広報動画は以下の内容を含んでいる：①過去に風しんに感染したと誤解している可能性、②先に述べた将来世代への負の影響、③プログラムの利用方法。作成した広報動画は、南関東地方を走る一部の鉄道やYouTubeなどの媒体で流した。鉄道における広告は車両内に設置されているデジタルサイネージで流した（図3）。

⁶日本語の広報動画はYouTube (<https://youtu.be/kmQNE1YKp4>)で公開されている。



図 3. 鉄道広告の様子



Place advertisement ■ No ■ Yes

図 4. 鉄道広告キャンペーンの路線図。注：点はキャンペーン実施期間中に調査回答者が利用した駅を示す。

本研究は鉄道で広報動画を流した（Railway advertisement campaign）効果を検証する。本研究の独自性は、南関東地方における鉄道路線のバリエーションを識別戦略として利用することにある。図4に示すように、南関東地方（特に、東京都）を走る鉄道は数多くある。鉄道広告キャンペーンは南関東地方を走る一部の鉄道のみで実施した。個人によって普段利用する鉄道にバリエーションがある。例えば、出発駅と到着駅が同じでも、ルート候補は複数ある。このバリエーションによって、普段利用する鉄道がキャンペーン実施路線であるかどうか個人によって異なる。次節で述べるように、我々はこのバリエーションを識別戦略として利用する。

図4はキャンペーン実施路線かどうかを視覚的に示している。赤色の線がキャンペーン実施路線であり、黒色の線がキャンペーン外の路線である。動画広告を放映できる車内デジタルサイネージを設置している代表的な路線はJR東日本の鉄道である。また、異なる鉄道会社が運営している路線の一部は車内デジタルサイネージを設置している。これらの路線は通勤者に代替的な通勤経路を提供している。その中で我々はJR東日本が運営している路線のみに動画広告を放映した。この選択基準は、個人の行動や属性とは無関係な技術的要因に基づいている。

キャンペーンの期間は2023/10/16～2023/11/15である。図2に示すように、抗体検査受検率は2022年度から2023年度にかけて25%から27%に上昇した（伸びは2%ポイント）。すなわち、キャンペーンは抗体検査受検率がある程度上昇したものの、伸び率が低く、行動変容しづらい人しか残っていない時期に実施した。このキャンペーンの効果は、Kato et al. (2024) の結果と異なる可能性がある。

3 実証戦略

本研究は、鉄道広告キャンペーンがどのようにして40～50代男性の抗体検査やワクチン接種に影響を与えるかを検証する。メインの分析はintention-to-treat (ITT) に基づく。ITT分析はキャンペーン実施路線の利用（広告視聴の機会の有無）が予防行動に与える影響を推定する。本研究は3つの分析で構成されている。アウトカム変数・処置変数はそれぞれの分析で異なるが、分析手法は共通である。

3.1 分析手法

ITT 分析はキャンペーン実施路線の利用が予防行動に与える影響を推定する。南関東地方を走る鉄道は数多くあり、個人によって普段利用する鉄道にバリエーションがある。我々はこのバリエーションを識別戦略として利用する。定期接種の対象者は40~50代男性であるので、我々は普段利用する鉄道を通勤に使う鉄道として定義する。通勤時にキャンペーン実施路線を利用している人は、そうでない人よりも普段から広告を見る機会があるはずである。そこで、ITT 分析は通勤時にキャンペーン実施路線を利用している人と利用していない人の予防行動を比較する。すなわち、以下の短い回帰あるいは平均値の差を推定する：

$$Y_i = \alpha + \beta_{ITT} \text{RailwayLine}_i + \epsilon_i \quad (1)$$

ここで、 Y_i はアウトカム変数（予防行動）、 RailwayLine_i はキャンペーン実施路線の利用を示すダミー変数である。係数 β_{ITT} はキャンペーン実施路線の利用が予防行動に与える効果を示すものであり、我々の関心のあるパラメータである。

一つの懸念は通勤路線の利用は個人の置かれた環境と選択の結果であるため、利用パターンには観測上の個人属性（特に、居住地や勤務地）に偏りが生じうる。この偏りを調整した上で、キャンペーン実施路線の利用の効果を推定すべきである。そこで、我々は以下の線形回帰モデルを推定する：

$$Y_i = \alpha + \beta_{ITT}^X \text{RailwayLine}_i + \delta X_i' + \epsilon_i \quad (2)$$

ここで、 X_i は個人属性ベクトルである。係数 β_{ITT}^X が我々の関心のあるパラメータである。

分析の頑健性を確認するために二つの手法で ITT 効果を推定する。第一の手法は逆確率重み付け（IPW）法である。はじめに、ロジットモデルで傾向スコア $\hat{P}_i = P(\text{RailwayLine}_i = 1 | X_i)$ を推定する。次に、ウェイト $W_i = 1/(\text{RailwayLine}_i \hat{P}_i + (1 - \text{RailwayLine}_i)(1 - \hat{P}_i))$ を構築し、先に示した短い回帰モデル(1)をウェイト W_i の重みづけ最小二乗法で推定する。第二の手法は二重ロバスト推定法（Augmented Inverse Probability Weighting, AIPW）法である。この手法は傾向スコアに加えて、アウトカムの予測値も用いることで、弱い仮定のもとで ITT 効果の一致推定量を得られる。

詳細は補論 A に示す。

観測可能な属性の偏りを制御すれば、キャンペーン実施路線の利用はある程度外生的であると考えられる。広告を掲載する路線の選定は技術的な実施可能性（車内にデジタルサイネージが設置されているかどうか）に基づいており、個人属性とは無関係である。加えて、短期間の広告キャンペーンで、未観測の選好（たとえば、健康意識）を持つ人が広告を見るために通勤経路を切り替えることは現実的に起こりにくい。したがって、属性 X を制御すれば、処置変数 $RailwayLine$ が誤差 ϵ と相関しない可能性が高い。補足分析として、Oster (2019) による感度分析を用いる。感度分析は、仮に未観測の交絡要因を制御できる場合の ITT 効果を計算する（補論 A に計算方法を示す）。得られた値が β_{ITT}^X と大きく変化していなければ、未観測の交絡要因の影響は小さいことを示唆する。

なお、第 7 節では、鉄道での曝露機会の効果（ITT で推定される効果）が広告視聴を通じた効果だけで説明できるかを、操作変数法を用いて検討する。操作変数法では、キャンペーン路線での広告視聴の因果効果を推定する。その際、広告視聴は接種対象者の選択に依存するため、視聴の有無の影響を単純に OLS で推定すると内生バイアスが生じうる。そこで、回答者が通勤時にキャンペーン実施路線を利用しているかどうかを、広告視聴の操作変数として用いる。路線選定が上で述べた技術的な実施可能性に基づくことから、この変数は広告視聴を介さず予防行動に直接作用しないという意味での除外制約を満たしやすと考えられる。

3.2 本研究における 3 つの分析

3 つの分析は同じ ITT 設計のもとで、処置の定義と観測時点を変えることで、本人のキャンペーン路線利用の効果、配偶者のキャンペーン路線利用の効果、長期・代替効果を段階的に検証する。分析 1 は大阪大学感染症総合教育研究拠点で、分析 2・3 は大阪大学経済学研究科でそれぞれ倫理審査の承認を得ている（分析 1：2023CRER0925、分析 2・3：R70120-2）。

分析 1 は接種対象者（夫）のキャンペーン路線利用が、介入から 1 か月間の本人の予防行動に与える短期効果を推定する。処置変数 $RailwayLine_i$ は回答者が通勤時にキャンペーン路線を利用しているかどうかを示すダミー変数である。アウトカム Y_i は鉄道広告キャンペーン実施から 1 か月間の本人の予防行動（抗体検査・ワクチン接種）を示す変数である。

分析2は配偶者のキャンペーン路線利用が、介入から1か月間の夫の予防行動に与える家族経由の短期効果を推定する。処置変数 $RailwayLine_i$ は配偶者が通勤時にキャンペーン路線を利用しているかどうかを示すダミー変数である。処置変数はリコールバイアスや世帯属性による交絡が懸念される。後に述べるように、処置変数は追跡調査による事後想起に基づく。そこで、夫本人のキャンペーン路線の利用、居住地・勤務地、世帯構成などの観察可能な属性を制御する。アウトカム Y_i は鉄道広告キャンペーン実施から1か月間の夫の予防行動（抗体検査・ワクチン接種）を示す変数である。

分析3は長期効果と代替効果を検証する。代替効果について、我々が焦点を当てる厚労省プログラムは時間の機会費用を伴う。抗体検査の判定には1週間程度かかり、陰性でないとワクチン接種を受けられない。機会費用が高い人は定期接種プログラム以外でワクチン接種を代替するかもしれない。定期接種プログラムの究極目標が抗体保有（すなわち、集団免疫の確立）であることを考慮すると、代替効果は政策目標の達成に悪影響ではない。

我々は夫と配偶者のキャンペーン路線利用が介入から1年間の夫の予防行動に与える影響をそれぞれ検証する。それぞれの推定において、処置変数 $RailwayLine_i$ は夫または配偶者が通勤時にキャンペーン路線を利用しているかどうかを示すダミー変数である。アウトカム Y_i は鉄道広告キャンペーン実施から1年間の夫の予防行動（抗体検査・ワクチン接種）を示す変数である。特に、ワクチン接種のアウトカムは接種方法（厚労省プログラム・自費接種など）ごとに構築する。

4 オンライン調査データ

我々はオンライン調査をマイボイスコムに委託した。サーベイは主に以下の3回で構成されている：スクリーニング（2023年9月）・本調査（2023年12月）・追跡調査（2025年1月）。図5に調査のタイムラインを示す。

鉄道広告キャンペーンを実施する前に、我々は南関東地方（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）に住む44～62歳男性（定期接種対象者）をスクリーニング調査に招待した。スクリーニング調査では我々は通勤経路を調べた。通勤経路は通勤時に鉄道を利用しているかどうかと鉄道を利用している人についてそのルート（鉄道ごとの乗車駅と降車駅）を調べた。この回答を用いて、我々はキャンペーン路線利

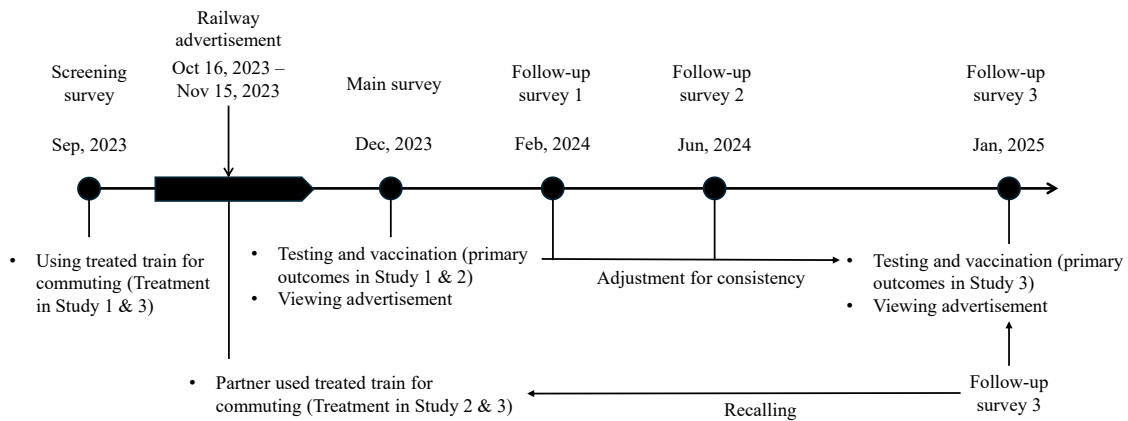


図 5. オンライン調査と広告キャンペーンのタイムライン

用のダミー変数を作り、分析 1・3 の処置変数として使った。なお、分析 2 の処置変数である配偶者のキャンペーン路線利用は追跡調査で測定した。また、我々はスクリーニング調査時点での抗体検査の受検状況を調査した。これらの回答に基づいて、我々は通勤時に鉄道を利用して、抗体検査未受検の人を本調査と追跡調査に招待した。

本調査は鉄道広告キャンペーンの 1 か月後の 2023 年 12 月に実施した。ここでは、鉄道広告キャンペーン期間中あるいは実施後 1 か月以内に抗体検査を受検したかどうかを調査した。そして、我々は抗体検査を受検した人に抗体検査の結果を尋ね、抗体を保有していないと回答した人にワクチン接種を受けたかどうかを調査した。これらの予防行動に関する変数を分析 1・2 のアウトカム変数として使った。次に、我々は本調査の回答者全員に広告動画を見せ、広告を見かけたかどうかを調査した。広告を見かけた人に広告媒体を調査した。これらの回答を用いて、我々は広告動画を見かけたかどうかと鉄道で広告を見かけたかどうかのダミー変数を作成した。メカニズムを議論するためにこの変数を使う。

追跡調査は本調査から約 1 年後の 2025 年 1 月に実施した。この調査は家族の鉄道利用と予防行動を調査した。はじめに、我々は鉄道広告キャンペーン時期に家族の一員がキャンペーン実施路線を利用していたかどうかを事後的に尋ねた。家族の一員がキャンペーン実施路線を利用していた場合、誰が利用していたかも調査した。

これらの回答を用いて、配偶者がキャンペーン実施路線を利用していたかどうかを示すダミー変数を作成し、分析2の処置変数として使った。次に、キャンペーン実施期間から追跡調査時点までに抗体検査とワクチン接種を受けたかどうかを調査した。特に、ワクチン接種はその方法（厚生労働省が提供する定期接種プログラム・自治体の補助・自費接種）についても調査した。我々は2024年2月と6月にも予防行動に関する追跡調査を実施しているので、予防行動の回答が整合的になるように修正した。これらの回答を分析3のアウトカム変数として使った。

各分析におけるサンプルサイズは以下の通りである。分析1は本調査に参加した人で、スクリーニング調査時点で働いていた人を用いた（ $N = 9,580$ ）。分析3で接種対象者のキャンペーン鉄道の利用の長期効果を分析するとき、我々は本調査と追跡調査の両方に参加した人を用いた（ $N = 5,444$ ）。分析2は家計内意思決定の影響（分析3ではその長期的な影響）を検証するので、我々は本調査時点で婚姻していて、本調査と追跡調査の両方に参加した人を用いた（ $N = 3,685$ ）。

5 主要結果：夫と妻の曝露機会の効果の比較

この節では、分析1・2の結果を示す。分析1は接種対象者が通勤時にキャンペーン路線を利用しているかどうか予防行動（抗体検査とワクチン接種）にどのような影響を与えているかを検証する。一方で、分析2は接種対象者の配偶者が通勤時にキャンペーン路線を利用しているかどうか予防行動（抗体検査とワクチン接種）にどのような影響を与えているかを検証する。

5.1 抗体検査受検へのITT効果

回答者のキャンペーン路線の利用は抗体検査受検を促さなかった一方で、配偶者の利用は回答者の抗体検査受検を高めた。図6は分析1（丸点）と分析2（三角）の抗体検査へのITT効果を示している。単純な平均値の差で見ると、本人のキャンペーン路線の利用は抗体検査受検率を0.15%ポイント（標準偏差の0.01倍）減らした⁷。95%信頼区間はゼロを含み、本人のキャンペーン路線の利用のITT効果は5%水準で

⁷若年女性と接する機会が多い人ほど、効果が大きくなるかもしれない。風しんは本人が感染するよりも妊娠初期の女性が感染する方が公衆衛生上のリスクが高い。そこで、本人のキャンペーン路線利用のITT効果が職場の女性比率（若年女性と接する機会の代理変数）によって異質的であるかを検証した。その結果、ITT効果の異質性は確認されなかった。

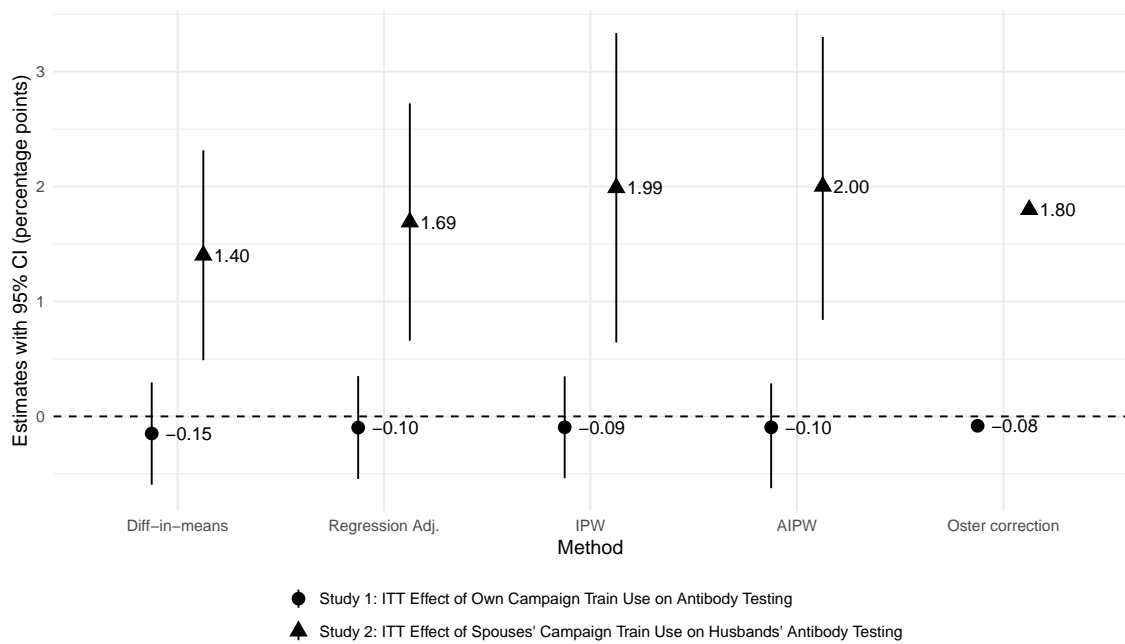


図 6. 抗体検査受検への ITT 効果。注：丸点は接種対象者本人のキャンペーン路線利用が抗体検査受検率に与える ITT 効果を示す（分析 1）。三角は配偶者のキャンペーン路線利用が夫の抗体検査受検率に与える ITT 効果を示す（分析 2）。分析 1 のサンプルサイズは $N = 9,580$ 、分析 2 のサンプルサイズは $N = 3,685$ 。平均値の差・回帰調整・IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。エラーバーはそれぞれの効果の 95% 信頼区間を示す。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。Oster の補正は観測されない要因を制御した場合に得られる ITT 効果を示す。

統計的に有意でない。一方で、配偶者のキャンペーン路線の利用は夫の抗体検査受検率を 1.40%ポイント（標準偏差の 0.11 倍）増やした⁸。95%信頼区間がゼロを含まないため、配偶者のキャンペーン路線の利用の ITT 効果は 5%水準で統計的に有意である。我々の主結果は配偶者に広告視聴の機会を提供する方が夫に提供するよりも夫の抗体検査受検を促進することを示唆している。

観察可能・観察不可能な交絡を考慮しても主結果は変わらなかった。単純な平均値の差による推定はバイアスを伴う可能性がある。本人のキャンペーン路線の利用には、観察可能な属性（特に、居住地と勤務地の組み合わせ）に若干の偏りがある（補論 B の図 B1）。同様に、配偶者のキャンペーン路線の利用には、観察可能な属性（特に、夫の鉄道利用や家族のサイズ）に若干の偏りがある（補論 B の図 B2）⁹。IPW 法によって、これらの偏りは解消されることを確認した。さらに、回帰調整法・IPW 法・AIPW 法では、主結果は変わらなかった。むしろ、観察可能な属性をコントロールすることで、配偶者のキャンペーン路線の利用の効果が若干強くなった。また、観察できない交絡要因があっても、主結果の解釈は同じである。Oster (2019) の提案した手法に従って、仮に観察できない要因を制御したときの ITT 効果を計算し、二群比較と同様の結果を得た。以上より、共変量調整や推定手法を変えても、分析 1 の ITT 効果は限定的である一方、分析 2 の ITT 効果は正であるという対照的な結果は頑健である。

曝露の失敗が分析 1 の ITT 効果が限定的である理由ではない。キャンペーン路線を利用する頻度が高いほど、回答者は広告を見やすくなる。事実、通勤時にキャンペーン路線を利用している人の広告視聴率はそうでない人よりも 2.22%ポイント（標準偏差の 0.12 倍）高かった（補論 B の図 B3）。二群の差は統計的に 5%水準で有意であり、観察可能な属性や観察できない要因を考慮しても変わらなかった（補論 C の表 C1）。通勤時にキャンペーン路線を利用している人は広告を見かけやすかったにもかかわらず、抗体検査受検に至らなかった。ITT 分析は接種対象者本人に鉄道広告を見せることが抗体検査受検につながらないことを示唆している。

また、配偶者のキャンペーン路線の利用も本人の広告視聴を増やした。配偶者が

⁸娘や母親のキャンペーン路線利用についても同様に検証したが、抗体検査への ITT 効果は統計的に有意でなかった。

⁹回答者の鉄道利用の不均衡を考慮すると、分析 1 でも、我々は回答者の配偶者の鉄道利用を調整するべきであり、この節で示した結果はその調整をしていない。そこで、分析 2 と同じデータを用いて、回答者の配偶者の鉄道利用を調整しながら、回答者への曝露機会の効果を検証した（補論 C の表 C5）。結果として、我々は抗体検査への ITT 効果は負であり、統計的に 5%水準で有意でなかったことを確認した。これは図 6 の結論と整合的である。

通勤時にキャンペーン路線を利用しているときの本人の広告視聴率はそうでないときよりも 3.52%ポイント（標準偏差の 0.18 倍）高かった（補論 B の図 B4）。二群の差は統計的に 5%水準で有意であり、観察可能な属性や観察できない要因を考慮しても変わらなかった（補論 C の表 C2）。以上の結果から推測されるメカニズムは第 7 節で詳しく議論する。

5.2 ワクチン接種への ITT 効果

ワクチン接種への ITT 効果は構造的に小さくなると予測できる。なぜなら、抗体検査の結果が陰性（風しんに対する抗体を保有していない）の人のみがワクチン接種を受けられるためである。NIID のデータ（図 1）より、陰性である人は接種対象者の 20%程度である。したがって、ワクチン接種への ITT 効果は抗体検査への ITT 効果の 20%と予測される。ただし、予測は二つの仮定を暗黙に置いている。第一に、抗体保有の有無が抗体検査の受検に影響を与えない。第二に、陰性である人は全員ワクチン接種を受ける。前小節の結果を用いると、本人のキャンペーン路線の利用のワクチン接種への ITT 効果は $-0.03 \sim -0.015\%$ ポイントと予測される。また、配偶者のキャンペーン路線の利用のワクチン接種への ITT 効果は $0.28 \sim 0.38\%$ ポイントと予測される。我々は推定されるワクチン接種への ITT 効果が予測値と整合的であるかを検証する。

推定されたワクチン接種への ITT 効果は、分析 1 では予測と整合的であったが、分析 2 では予測値よりも若干大きかった。分析 1 では、本人のキャンペーン路線の利用がワクチン接種率を $0.012 \sim 0.014\%$ ポイント減らした（補論 C の表 C3）。推定値は予測値の範囲内（ $-0.03 \sim -0.015\%$ ポイント）である。一方で、分析 2 では、配偶者のキャンペーン路線の利用がワクチン接種率を $0.21 \sim 0.65\%$ ポイント増やした（補論 C の表 C4）。このうち、共変量を制御した推定値は予測値（ $0.28 \sim 0.38\%$ ポイント）を上回る。いずれの分析でも推定値は 5%水準で統計的に有意でなかった。ただし、我々のデータはワクチン接種への ITT 効果を検出するほど十分なサンプルサイズでないかもしれない。

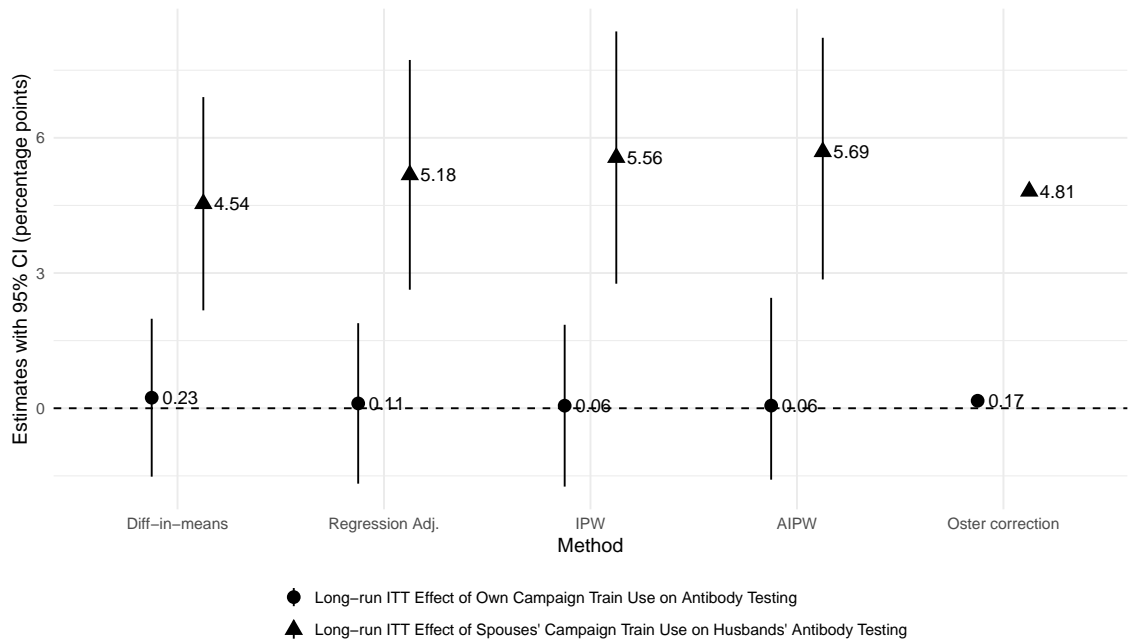


図7. 抗体検査の累積受検率へのITT効果。注：丸点は接種対象者本人のキャンペーン路線利用が累積抗体検査受検率に与えるITT効果を示す（N=5,444）。三角は配偶者のキャンペーン路線利用が夫の累積抗体検査受検率に与えるITT効果を示す（N=3,685）。平均値の差・回帰調整・IPWにはロバスト標準誤差を使用。AIPWの統計的推論は100回ブートストラップサンプルに基づく。エラーバーはそれぞれの効果の95%信頼区間を示す。AIPWの信頼区間はブートストラップ分布の2.5パーセンタイルと97.5パーセンタイルから構築する。Osterの補正は観測されない要因を制御した場合に得られるITT効果を示す。

6 効果の持続性

分析3は介入の長期的効果を検証する。我々は鉄道広告の実施から最終追跡調査（2025年1月実施）までの約1年間の予防行動（抗体検査・ワクチン接種）を長期アウトカムとして用いる。長期効果が短期効果（分析1・2）とどの程度差があるかを検証する。長期効果が短期効果より大きい場合、介入による持続的な行動変容を示唆する。

我々は長期アウトカムをストック変数として定義する。本調査の後に3回の追跡調査（最終追跡調査を含む）を実施し、各時点の回答が整合的になるように長期アウトカムを作成した。具体的には、本調査を含めていずれかの調査で抗体検査を受検したと回答した人について、最終追跡調査での回答に関わらず、抗体検査受検を示す長期アウトカムは1を取る。この定義により、単一時点での回答への依存を減らし、より信頼性の高い長期アウトカムを作成した。

短期分析と同様に、回答者のキャンペーン路線の利用は長期的な抗体検査受検に

影響を与えない。図7の丸点は、回答者のキャンペーン路線の利用が鉄道広告から1年間の累積抗体検査受検率に与えるITT効果を示している。観測期間を1年に延ばしても、ITT効果は統計的に有意でない。この結果は共変量や観察されない交絡要因を考慮しても変わらない。

一方で、配偶者のキャンペーン路線の利用は夫の抗体検査受検に持続的に影響を与える。図7の三角は、配偶者のキャンペーン路線の利用が鉄道広告から1年間の累積抗体検査受検率に与えるITT効果を示している。単純な平均値の差では、長期的なITT効果は4.54%ポイントであり、5%水準で統計的に有意である。長期的なITT効果は短期効果（1.40%ポイント）の3倍程度であり、配偶者のキャンペーン路線の利用による影響が持続していることを示唆している¹⁰。この結果は共変量や観察されない交絡要因を考慮した分析でも変わらない。

次に、配偶者のキャンペーン路線の利用が夫のワクチン接種に与える長期的影響を検証する。配偶者のキャンペーン路線の利用によるワクチン接種への長期ITT効果は予測規模よりも小さい。ここで、予測規模とは第5.2節で議論した通り、抗体検査への長期ITT効果と陰性比率の積である。NIIDのデータ（図1）によると、接種対象者世代の陰性比率のベンチマークは20%程度である。単純な平均値の差では、抗体検査への長期ITT効果は4.54%ポイントである。したがって、ワクチン接種への長期ITT効果は0.91%ポイント程度であると予測される。推定されるワクチン接種への長期ITT効果は0.38~0.78%ポイントであり、予測値よりも小さい（補論Cの表C6）。以下では、推定値と予測値のギャップを説明する二つの可能性を検証する。

第一の可能性は、実際の陰性比率がベンチマーク（20%）よりも低いということである。この場合、ワクチン接種への長期ITT効果は抗体検査への長期ITT効果の20%以下になる。しかしながら、鉄道広告から1年間で抗体検査を受けた人の22.3%が陰性であった。したがって、第一の可能性は支持されない。

第二の可能性は、我々が焦点を当てている厚労省プログラム以外の経路でワクチン接種を受けたということである。厚労省プログラムは時間の機会費用を伴う。抗体検査の判定には1週間程度かかり、陰性でないとワクチン接種を受けられない。したがって、機会費用が高い人は他の制度に振り替えたのかもしれない。たとえば、多くの地方自治体は妊娠を希望する夫婦への補助を行っている。あるいは、自己負担

¹⁰長期的なITT効果は経済的にも意味がある。2022年度から2024年度にかけて、南関東圏の抗体検査受検率は24.95%から28.74%に3.79%ポイント増加した（図2）。長期的なITT効果はこの増加の1.2倍程度である。

でワクチン接種を受けているかもしれない。そこで、配偶者のキャンペーン路線の利用が他の制度を通じたワクチン接種に与える影響を検証する。補論Cの表C7は経路別（厚労省プログラム、地方自治体の補助、自己負担）のITT効果を示している。結果として、頑健ではないものの、配偶者のキャンペーン路線の利用は地方自治体の補助によるワクチン接種に正の影響を与えている可能性がある。それぞれの経路のワクチン接種への効果の合計はワクチン接種全体への効果として解釈できる。なぜなら、それぞれのアウトカムは排他的であるためである¹¹。ワクチン接種全体への長期ITT効果は0.79～1.29%ポイントとなり、予想値と似た値になる。以上の結果は、長期的に複数制度を通じたワクチン接種が生じていることを示唆している。

7 メカニズムの議論

7.1 情報効果と説得効果

配偶者への曝露が効果的である理由を説明する二つの仮説を検証する。第一の仮説は情報効果である。配偶者が広告を視聴すると、接種対象者に広告情報が伝わり、広告への注意が喚起される。その結果、接種対象者の広告視聴が増え、予防行動（とくに抗体検査受検）が促進される。第二の仮説は説得効果である。配偶者が広告を視聴すると、接種対象者に予防行動をとるよう働きかける。二つの仮説の違いは、予防行動の直接的なきっかけが広告自体か、配偶者の説得かにある。

情報効果の前半に対応する仮説として、配偶者が広告を視聴する機会を与えることは接種対象者の広告視聴を高めた。図8は回答者とその配偶者が通勤時にキャンペーン路線を利用しているかどうかで広告を見かける割合を示している。誰もキャンペーン路線を利用していないグループ（No one group）の広告視聴率は1.78%、配偶者だけがキャンペーン路線を利用しているグループ（Partner only group）の広告視聴率は6.11%であった。両群の差は4.33%ポイントであり、統計的に有意である（補論Cの表C8）。両群とも回答者は通勤時にキャンペーン路線を利用しておらず、広告を見る機会は通勤時以外と限られる状況でも、配偶者の鉄道利用は回答者の広告視聴率を増やした。さらに、回答者が通勤時に広告を見る機会があっても、配偶者経由の情報伝達ほど視聴率を高めない。回答者のみがキャンペーン路線を利用し

¹¹調査では、ワクチン接種を受けたと回答した人に、経路を一つだけ選択させた。

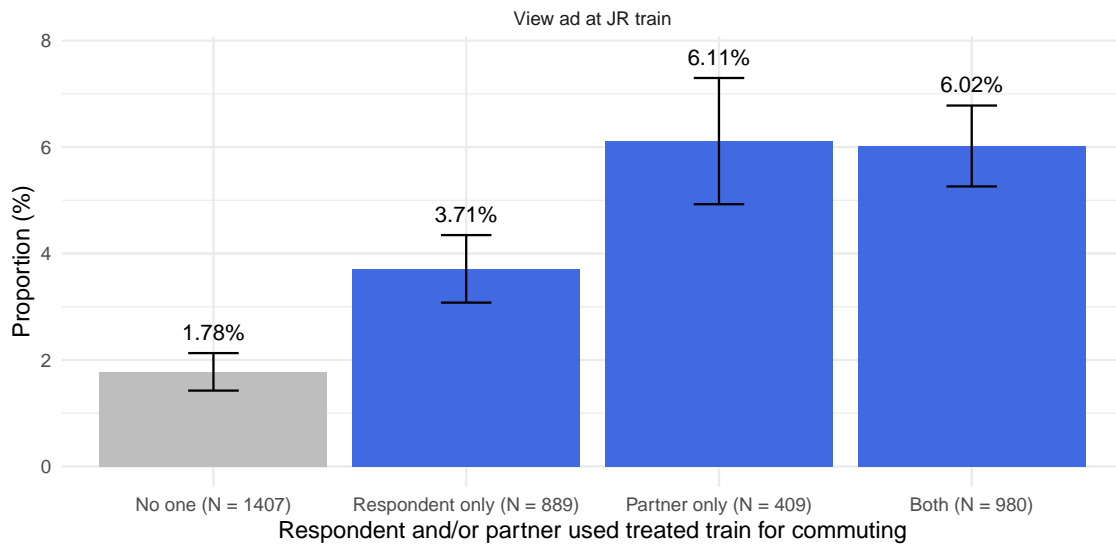


図 8. 回答者および配偶者の通勤時キャンペーン路線利用別の広告視聴率。注：N = 3,685（分析 2 のデータ）を使用。各群の有意性については補論 C の表 C8 を参照。

ている（Respondent only group）とき、視聴率は 3.71%であり、No one group よりも 1.93%ポイント高い。しかしながら、本人の鉄道利用の効果は配偶者の鉄道利用の効果の 45%程度であり、二つの効果の差は統計的に 10%水準で有意である（補論 C の表 C8 の線形結合仮説検定 1）。また、配偶者がキャンペーン路線を利用しているとき、回答者の鉄道利用による追加効果はほとんどない（補論 C の表 C8 の線形結合仮説検定 2）。以上の結果は、配偶者経由の家庭内情報伝達という情報効果の経路の一部が機能していたことと整合的である。

しかしながら、情報効果の後半に対応する仮説として、広告視聴は抗体検査受検やワクチン接種の増加につながっていない。図 9 より、操作変数法を用いた分析は広告視聴の予防行動への効果が負であり、統計的に有意でないことを示している。共変量を制御しても、同じ結果になる（補論 C の表 C9）。OLS 推定は健康意識の高い人ほど広告に注意を払いやすいといった内生バイアスを伴う。そこで、内生バイアスを取り除くために、回答者のキャンペーン路線の利用を広告視聴の操作変数として用いた。キャンペーン路線は広告の実施可能性に基づいて選定しており、除外制約を満たすと考えられる¹²。また、弱操作変数の問題は生じていない（F 値が 30 以上）。操作変数法の推定結果の方向は図 6 で示した ITT 効果と整合的である。負の

¹²一方、配偶者のキャンペーン路線利用を操作変数として用いることは難しい。配偶者の広告視聴に基づく説得は本人の広告視聴を介さずに予防行動に直接影響を与え、操作変数法が要求する除外制約を満たさない。

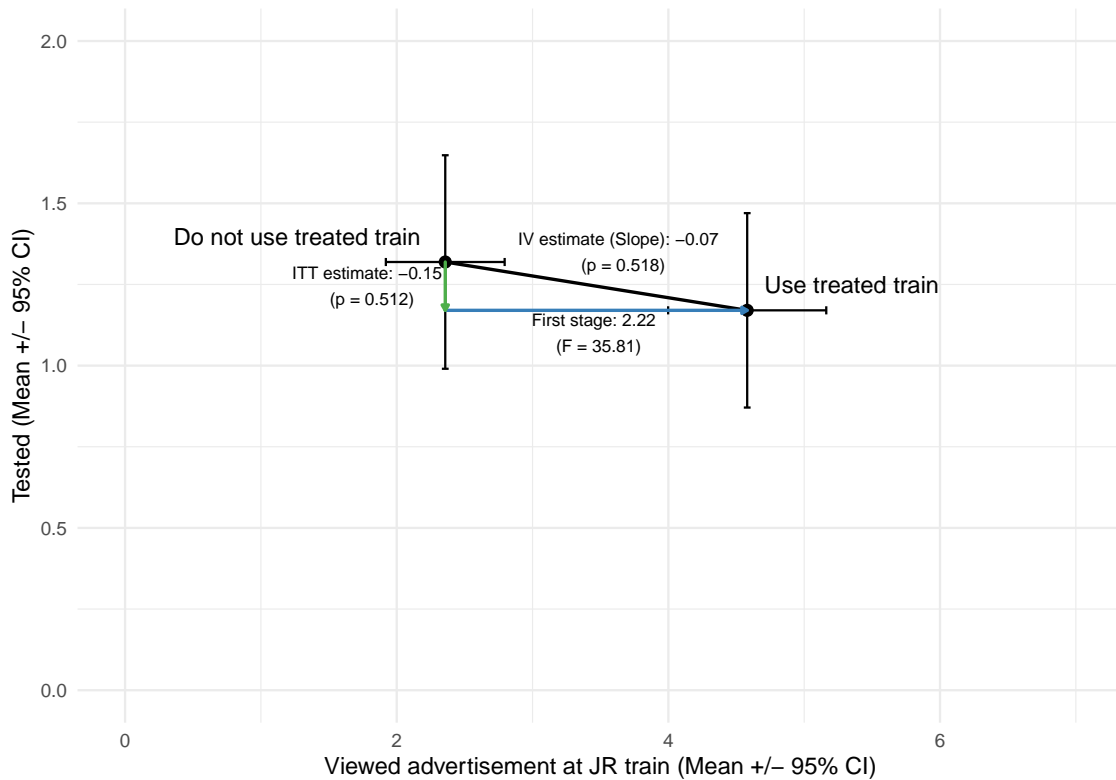


図 9. 操作変数法による広告視聴の効果の可視化。注：操作変数は回答者の通勤時のキャンペーン路線利用の有無である。各点は抗体検査受検率（縦軸）と広告視聴率（横軸）のサンプル平均を示す。エラーバーはそれぞれの平均値の95%信頼区間を示す。実線は二つのグループ平均を結ぶものであり、その傾きがWald推定値である。Wald推定値はITT推定値（キャンペーン路線利用が抗体検査受検に与える効果）を第一段階推定値（キャンペーン路線利用が広告視聴に与える効果）で除することで得られる。

ITT 効果は広告視聴の予防行動への効果がマイナスであることを示唆している。ITT 効果は、キャンペーン路線利用が広告視聴を増やす第一段階効果と広告視聴の予防行動への第二段階効果の積である。さらに、広告介入から1年間の予防行動に延ばしても、操作変数法は広告視聴が予防行動に影響を与えなかったことを示している（補論Cの表C10）。操作変数法の結果は情報効果のうち、広告視聴が予防行動に波及する経路が機能していないことを示唆している。

以上を踏まえると、配偶者の鉄道利用のITT効果は情報効果よりも説得効果を主因である可能性が高い。配偶者の鉄道利用のITT効果が長期的に持続したことも説得効果を補強する証拠となる。広告動画は1カ月間しか放映されていないため、継続的に情報接触することが難しい。一方で、配偶者の働きかけは家庭内で反復的に行われる可能性が高い。また、広告を視聴していない回答者において、配偶者の鉄道利用と抗体検査の受検率の相関は正であり、統計的に有意である（補論Bの図B5と表C11）。この結果は、接種対象者が広告を視聴していなくても、広告を視聴した配偶者の説得によって予防行動を取っている可能性を示唆している。ただし、広告視聴の有無でサンプルを制限しており、セレクションバイアスの懸念が残っている。分析結果は説得効果の可能性を示唆するにとどまり、より直接的な検証を必要とする。

7.2 説得効果の経済モデル

配偶者の説得がなぜ夫の行動変容に有効であるかを理解するために、夫の意思決定を単純な経済モデルで整理する。接種対象者である夫が予防行動を取る条件を以下のように定式化する。

$$\alpha_H H(\theta_c) - C_1(k, w_h) \geq -C_0(m) \quad (3)$$

ここで、 α_H は夫の利他性（定数とする）、 $H(\theta_c)$ は将来世代の便益に対する認知であり、知識 θ_c に依存する¹³。コストは二つある。 $C_1(k, w_h)$ は夫が予防行動を取るためのコストであり、直接費用 k （プログラム参加費用や心理的成本を含む）と時

¹³単純化のために、予防行動から得られる本人の便益を捨象している。風しんによる重症化は稀であり、抗体を獲得することの便益は小さい。また、動画広告は本人の便益をあまり強調していない。

間の機会費用 w_h （賃金率）に依存する¹⁴。 $C_0(m)$ は夫が予防行動を取らない場合のコストであり、配偶者の説得 m に依存する。 C_0 は妻の期待を裏切る罪悪感や妻が形成する夫の社会的イメージの棄損などが含まれる。夫が予防行動を取る条件は便益 $\alpha_H H(\theta_c)$ と純費用 $\Delta C(k, w_h, m) \equiv C_1(k, w_h) - C_0(m)$ の大小で決まる。すなわち、利他性が十分にあったとしても、知識不足（ $H(\theta_c)$ が小さい）やコストが高い（ $\Delta C(k, w_h, m)$ が大きい）ことが予防行動の妨げとなる。

単純なモデルでは、広報動画を通じた情報提供は知識 θ_c の更新（ $H(\theta_c)$ の上昇）によって予防行動の便益を高める一方で、配偶者の説得は純費用 $\Delta C(k, w_h, m)$ を下げる。操作変数法の推定は、夫へ直接情報を提供することが予防行動につながらないことを示した。モデルに従えば、この原因は知識の更新が不十分であったか、あるいは α_H が十分大きくないためにベネフィットが純費用を上回るほど増加しなかったことである。いずれにせよ、分析結果は配偶者の説得による純費用の低下が情報提供によるベネフィットの増加よりも大きかったことを示唆している。

配偶者への情報提供が機能するためには、そもそも配偶者が説得を行う必要がある。配偶者が説得を行うことの便益は将来世代の便益 $\alpha_W H(\theta_c)$ に依存し、ここで α_W は配偶者の利他性（定数とする）である¹⁵。利他性に性差があり $\alpha_W > \alpha_H$ であれば、同じ情報提供でも夫の行動変容より配偶者の説得動機の方が容易に高まる。我々の分析は、配偶者が広報動画に接することで説得動機が高まり、夫の予防行動が促進されたことを示唆している。この結果は $\alpha_W > \alpha_H$ と整合的であり、既存の家計内意思決定の研究 (Thomas, 1990; Duflo, 2003; Dizon-Ross and Jayachandran, 2023; Nyqvist et al., 2024) とも整合的である。

この経済モデルは意思決定者からその関係者へ介入対象を広げることが有効となる二つの条件を示唆している。第一に、行動変容の目標が意思決定者の動機よりもその関係者の動機と一致していることである。我々の文脈では、風しんに対する夫の予防行動は将来世代の保護を目標としており、夫よりも配偶者の方が高い利他性を持っていると考えられる。この前提のもとでは、同じ情報提供でも、本人の行動変容を直接的に促すより、配偶者の説得行動が誘発されやすい。第二に、説得が意思決定者の純費用 $\Delta C(k, w_h, m)$ を十分に下げられることである。純費用の低下は関係

¹⁴我々が着目する風しんワクチンプログラムでは、直接費用 k は十分に低いと考えられる。このプログラムでは、抗体検査やワクチン接種は無料である。したがって、直接費用は検査や接種の心理的コストや交通費を含む。

¹⁵より正確には、説得の便益は夫が予防行動を取る確率にしたがった将来世代の期待便益であり、予防行動を取る確率は説得 m に依存する。

者の能力や環境に依存するだろう。たとえば、我々の文脈では、純費用の大きな低下は、配偶者の教育レベルが十分に高く、意思決定者にとって非常に身近な相手であったからであると考えられる。まとめると、二つの条件が揃うような場合、ターゲティングの拡張は有効となりうる。

8 結論

接種対象者本人への直接介入が有効でなくても、その配偶者への介入が本人の行動を促進しうる。我々は南関東圏の大規模な鉄道ネットワークで実施した風しんワクチン接種の広告キャンペーンでこの可能性を示した。接種対象者本人（夫）がキャンペーン路線を利用しても、抗体検査の増加につながらなかった。一方で、配偶者のキャンペーン路線の利用は夫の抗体検査受検率を増やした。単純な平均値の差で、抗体検査受検への短期効果（介入から1か月間）は1.40%ポイントと推定された。配偶者のキャンペーン路線利用の効果は、短期にとどまらず、長期的にも持続した。特に、抗体検査受検への長期効果（介入から1年間）は4.54%ポイントであり、短期効果の約3倍と推定された。我々の結果は共変量や推定方法に対して頑健であった。

配偶者のキャンペーン路線利用の正の効果は広告の効果ではなく配偶者の説得によるものであると推察される。夫・配偶者いずれのキャンペーン路線利用も夫の広告視聴率を増やしていた。しかしながら、夫が広告を視聴しても、抗体検査の増加につながらなかった。広告視聴の因果効果を識別するために、我々は鉄道広告キャンペーンを自然実験とみなし、操作変数法を用いた。推定の結果、広告視聴の効果は統計的に有意でなかった。すなわち、鉄道広告は配偶者が夫に働きかけるきっかけを作ったと考えられる。これは配偶者の方が夫よりも相対的に利他的であるという家計内意思決定の研究とも整合的である (e.g., Thomas, 1990; Duflo, 2003; Dizon-Ross and Jayachandran, 2023; Nyqvist et al., 2024)。ただし、我々は説得メカニズムを直接的に検証できていない。

こうした限界は今後の課題であるものの、本研究の結果はターゲティング政策に重要な含意を持つ。機械学習の発展を踏まえ、近年の研究は意思決定者のうち誰に介入すべきかという問いに取り組んできた (e.g., Athey et al., 2025a; Ida et al., 2026)。本研究はこの発想を一步進め、ターゲティングの射程を意思決定者からその関係者へ広げることで介入をより効果的にできることを示唆している。直接介入に反応しに

くい意思決定者しかいないとき、ターゲティングの拡張は解決策の一つとなりうる。

先に議論したように、ターゲティングの拡張が有効である条件は二つある。第一に、行動変容の目標が意思決定者の動機よりもその関係者の動機と一致していること、第二に、説得が意思決定者の純費用を十分に下げられることである。他の健康分野の例として、禁煙の促進が考えられる。喫煙は子どもの健康への悪影響といった外部性があり、風しんの文脈と似ている。また、喫煙者は喫煙をやめることに非常に高い純費用（禁断症状など）に直面している。喫煙者が夫であるならば、相対的に利他的な配偶者の説得を促す介入が有効であるかもしれない。ターゲティングの拡張は夫婦関係・健康分野に限らず、親子関係や金融分野でも成立する。Athey et al. (2025b) はどの学生に奨学金の更新を促すリマインダーを送付するべきかを検討した。親が教育費を負担しており（学生よりも節約の動機が強い）、かつ親からの継続的な説得が学生の純コストを下げられるならば、学生ではなく親にリマインダーを送付する方が有効かもしれない。別分野への応用によって、ターゲティング拡張の条件と限界を明らかにすることは将来の研究に委ねられる。

A 補論：二重ロバスト推定法（AIPW）と Oster の補正

Augmented Inverse Probability Weighting (AIPW). AIPW 法は線形回帰分析や逆確率重み付け（IPW）法で共変量の調整を行うよりも弱い条件のもとで ITT 効果を識別できる (Glynn and Quinn, 2010)。具体的には、傾向スコアモデルもしくはメインの回帰モデルのどちらかが正しく特定されていれば、AIPW 法は ITT 効果の一致推定量を得られる。はじめに、ロジットモデルで傾向スコア $\hat{P}_i = P(\text{RailwayLine}_i = 1|X_i)$ を推定する。次に、アウトカムの予測値 $\hat{\mu}_1(X_i)$ と $\hat{\mu}_0(X_i)$ を推定する。ここで、 $\hat{\mu}_1(X_i)$ と $\hat{\mu}_0(X_i)$ はそれぞれキャンペーン実施路線の利用がある場合と利用がない場合のアウトカムの予測値である。キャンペーン実施路線を利用しているデータを用いて、アウトカムの線形回帰モデル $\mu_1(X)$ を推定した。また、キャンペーン実施路線を利用していないデータを用いて、アウトカムの線形回帰モデル $\mu_0(X)$ を推定した。AIPW 法は以下のように ITT 効果の推定値を得る：

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{ITT}^{AIPW} = & N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\text{RailwayLine}_i (Y_i - \hat{\mu}_1(X_i))}{\hat{P}_i} + \hat{\mu}_1(X_i) \right) \\ & - N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\frac{(1 - \text{RailwayLine}_i) (Y_i - \hat{\mu}_0(X_i))}{1 - \hat{P}_i} + \hat{\mu}_0(X_i) \right) \end{aligned} \quad (\text{A1})$$

この推定値の信頼区間はブートストラップ法で得た。

Oster Correction. Oster (2019) は仮に未観測の交絡要因を制御できる場合の効果を計算する感度分析を提案した。この感度分析は本論で示した二つの線形回帰モデルを用いる。はじめに、共変量を制御しない短い回帰モデルを推定する。

$$Y_i = \alpha + \beta_{ITT} \text{RailwayLine}_i + \epsilon_i \quad (\text{A2})$$

この推定の R^2 値を R とする。

次に、共変量を制御した長い回帰モデルを推定する。

$$Y_i = \alpha + \beta_{ITT}^X \text{RailwayLine}_i + \delta X_i' + \epsilon_i \quad (\text{A3})$$

ここで、 X_i は個人属性ベクトルである。この推定の R^2 値を R^X とする。

仮に未観測の交絡要因を制御できる場合の効果 β_{ITT}^* の近似値を以下のように計

算できる。

$$\beta_{ITT}^* \approx \beta_{ITT}^X - \delta (\beta_{ITT} - \beta_{ITT}^X) \frac{\hat{R} - R^X}{R^X - \hat{R}} \quad (\text{A4})$$

ここで、 δ は観察可能な属性によるセレクションと比べて観察不可能な属性によるセレクションの相対的な大きさである。例えば、 $\delta = 2$ は、セレクションバイアスにおいて、未観測の属性が観測可能な属性よりも2倍重要であることを意味している。 \hat{R} は仮に未観測の属性を制御した場合の回帰モデルで得られる R^2 値である。二つの値は研究者の選択に依存している。ここでは、Oster (2019) の推奨に従って、 $\delta = 1$ 、 $\hat{R} = 1.3 * R^X$ とする。

B 補論：図

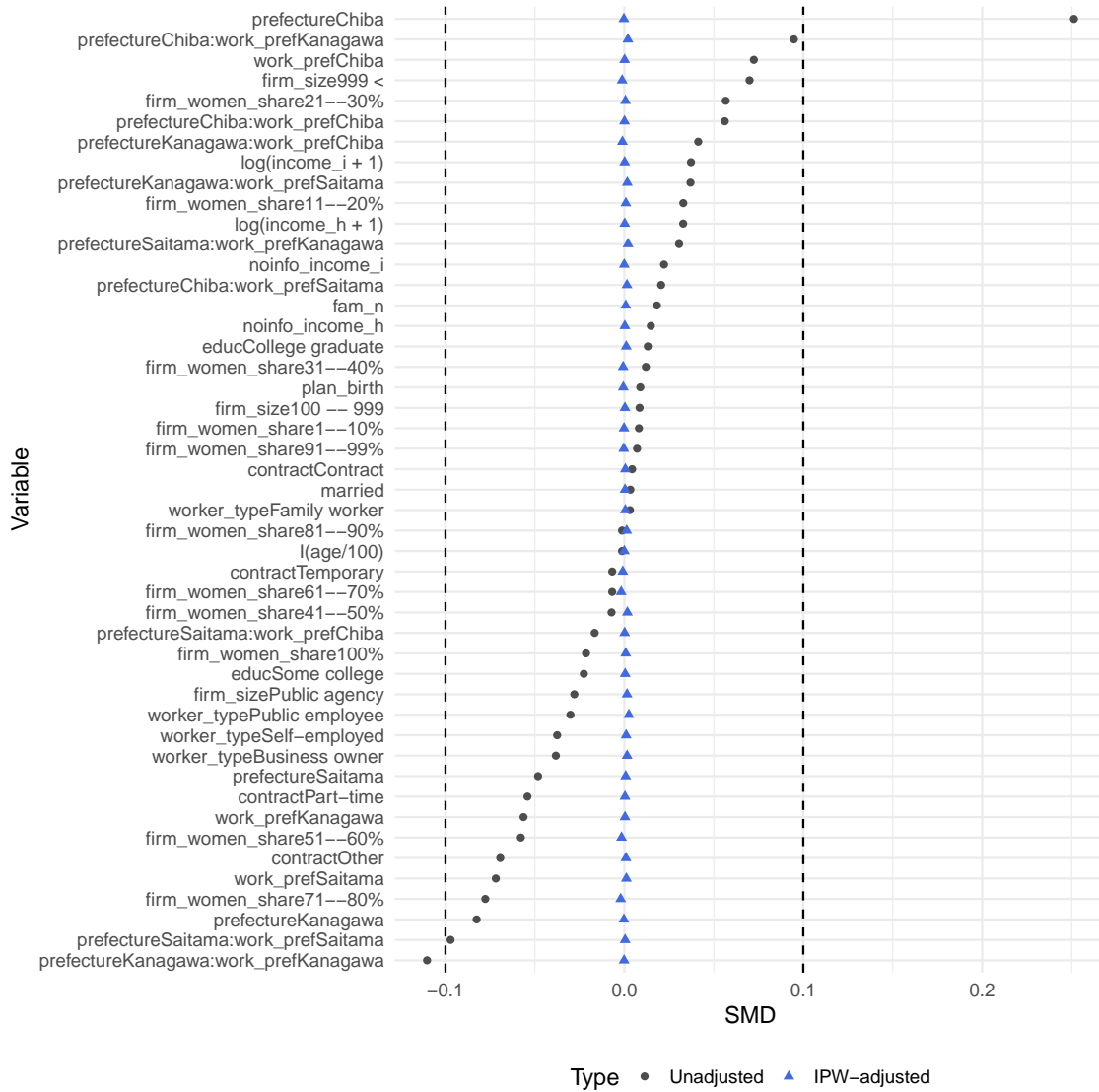


図 B1. 回答者の通勤時のキャンペーン路線利用による共変量のバランスチェック (データ：分析 1)

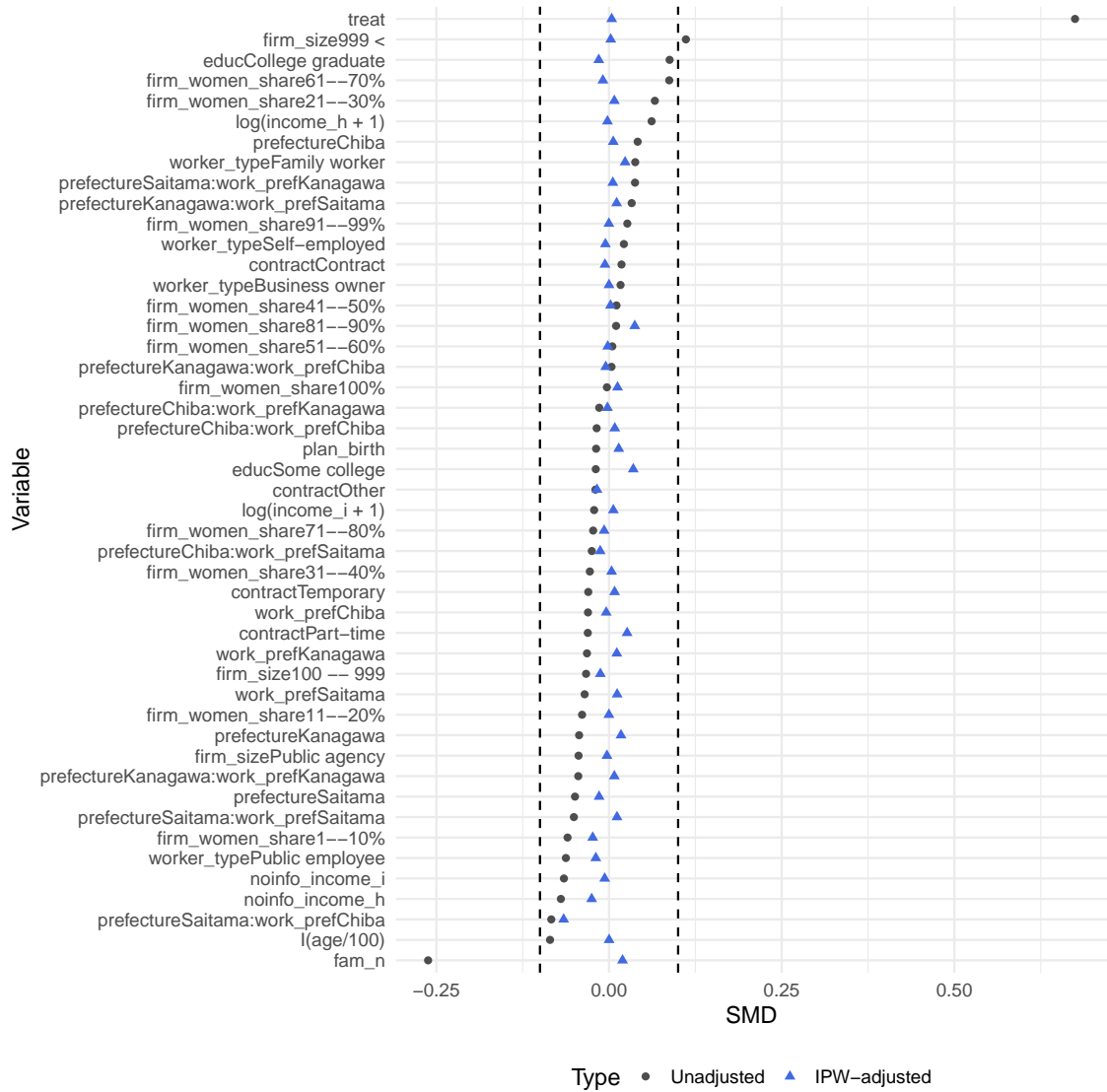


図 B2. 配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用による共変量のバランスチェック (データ：分析2)

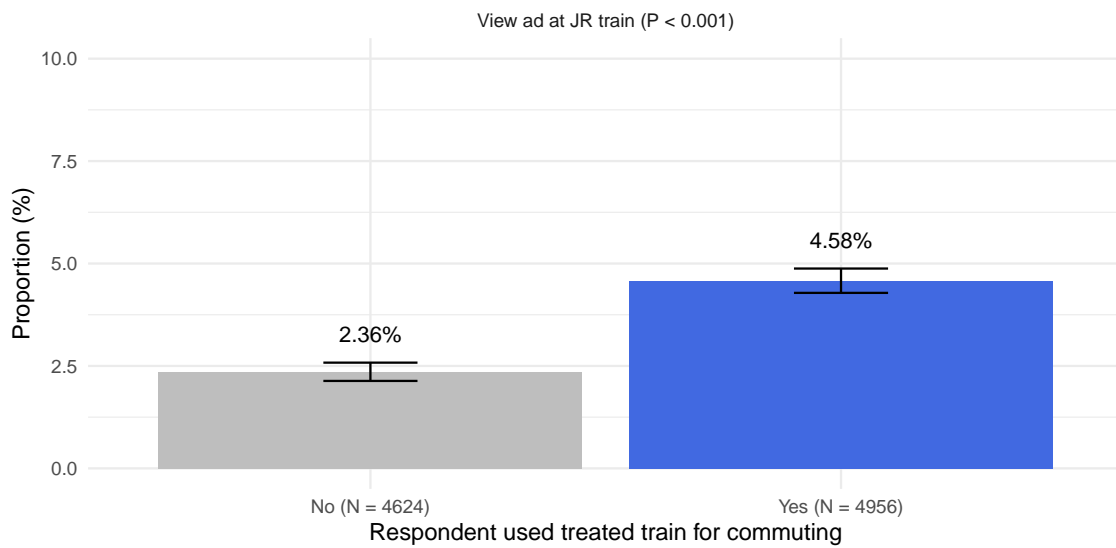


図 B3. 回答者の通勤時のキャンペーン路線利用別の広告視聴率（データ：分析1）

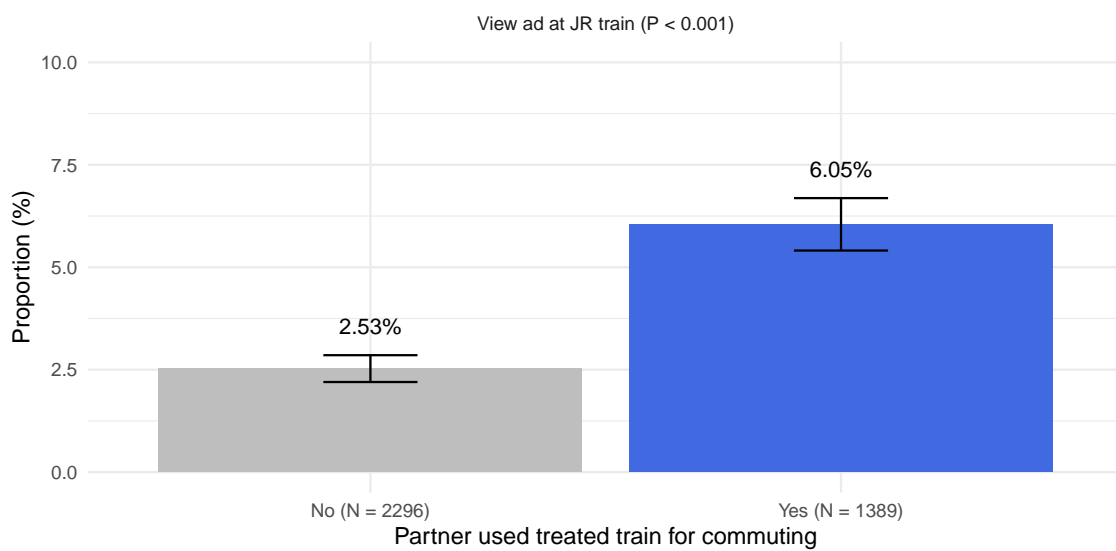


図 B4. 配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用別の回答者の広告視聴率（データ：分析2）

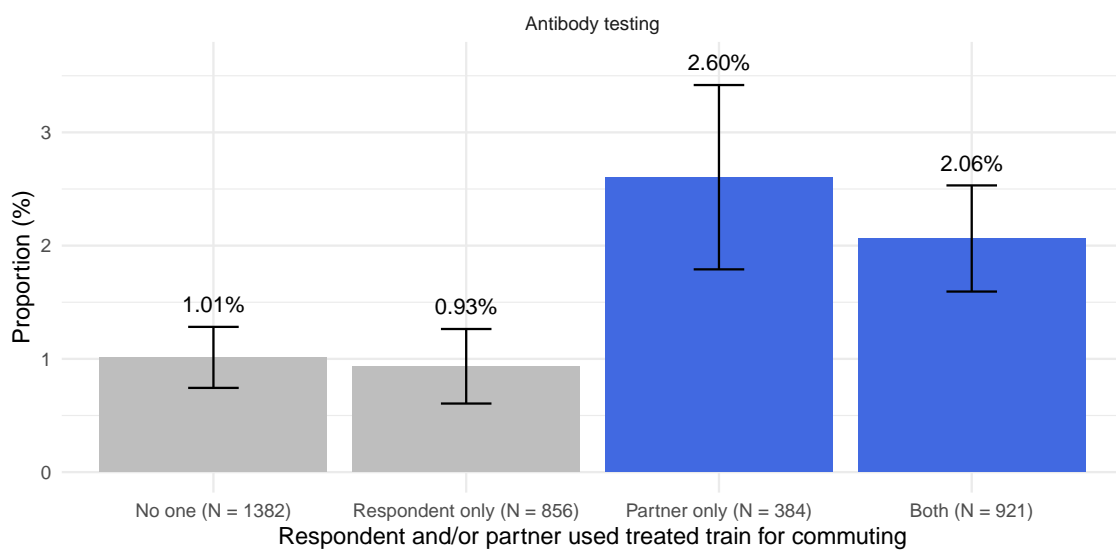


図 B5. 回答者および配偶者の通勤時キャンペーン路線利用別の抗体検査受検率（データ：分析2の中でキャンペーン路線での広告未視聴者）

C 補論：表

表 C1. 回答者のキャンペーン路線の利用が広告視聴に与える効果

Method	View ad at campaign train	
	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	2.22 (0.37) [1.49, 2.95]	0.004
(2) Regression with covariates	2.21 (0.38) [1.47, 2.95]	0.012
(3) IPW	2.19 (0.38) [1.45, 2.93]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	2.19 (0.35) [1.52, 2.75]	
(5) Oster (2019) estimate	2.21	

Note: N = 9,580。角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰 (1)・(2) と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論 B の図 B1 参照）。

表 C2. 配偶者のキャンペーン路線利用が広告視聴に与える効果

Method	View ad at campaign train	
	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	3.52 (0.72) [2.11, 4.93]	0.008
(2) Regression with covariates	3.55 (0.74) [2.10, 5.00]	0.020
(3) IPW	3.49 (0.75) [2.03, 4.95]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	3.55 (0.72) [2.02, 4.71]	
(5) Oster (2019) estimate	3.56	

Note: N = 3,685。角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰 (1)・(2) と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論 B の図 B2 参照）。

表 C3. 回答者のキャンペーン路線の利用が予防行動に与える ITT 効果

Method	Tested		Vaccinated	
	Estimate	R-squared	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	-0.15 (0.23) [-0.59, 0.30]	0.000	-0.14 (0.11) [-0.35, 0.07]	0.000
(2) Regression with covariates	-0.10 (0.23) [-0.55, 0.35]	0.005	-0.12 (0.10) [-0.33, 0.08]	0.007
(3) IPW	-0.09 (0.23) [-0.54, 0.35]		-0.12 (0.10) [-0.32, 0.08]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	-0.10 (0.25) [-0.62, 0.29]		-0.12 (0.10) [-0.30, 0.08]	
(5) Oster (2019) estimate	-0.08		-0.12	

Note: N = 9,580。角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰 (1)・(2) と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御 (補論 B の図 B1 参照)。

表 C4. 配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用が回答者の予防行動に与える ITT 効果

Method	Tested		Vaccinated	
	Estimate	R-squared	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	1.40 (0.47) [0.49, 2.32]	0.003	0.21 (0.20) [-0.18, 0.61]	0.000
(2) Regression with covariates	1.69 (0.53) [0.66, 2.72]	0.015	0.44 (0.24) [-0.04, 0.91]	0.021
(3) IPW	1.99 (0.69) [0.64, 3.34]		0.65 (0.46) [-0.24, 1.54]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	2.00 (0.68) [0.84, 3.30]		0.68 (0.49) [-0.00, 1.97]	
(5) Oster (2019) estimate	1.80		0.43	

Note: N = 3,685。角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰 (1)・(2) と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論 B の図 B2 参照）。

表 C5. 回答者のキャンペーン路線利用が予防行動に与える ITT 効果（分析 2 のデータを使用した場合）

Method	Tested		Vaccinated	
	Estimate	R-squared	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	0.06 (0.41) [-0.74, 0.87]	0.000	-0.39 (0.18) [-0.74, -0.03]	0.001
(2) Regression with covariates	-0.37 (0.45) [-1.25, 0.52]	0.015	-0.49 (0.21) [-0.90, -0.09]	0.021
(3) IPW	-0.28 (0.47) [-1.20, 0.64]		-0.49 (0.21) [-0.90, -0.07]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	-0.29 (0.47) [-1.11, 0.50]		-0.47 (0.23) [-0.88, -0.10]	
(5) Oster (2019) estimate	-0.50		-0.49	

Note: N = 3,685。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論 B の図 B2 参照）。さらに、配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用を共変量のセットに追加している。角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰（1）・（2）と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。

表 C6. 配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用が回答者の長期的な予防行動に与える ITT 効果

Method	Tested (one year after campaign)		Vaccinated (one year after campaign)	
	Estimate	R-squared	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	4.54 (1.21) [2.17, 6.90]	0.004	0.38 (0.36) [-0.33, 1.09]	0.000
(2) Regression with covariates	5.18 (1.30) [2.63, 7.73]	0.032	0.44 (0.43) [-0.39, 1.28]	0.012
(3) IPW	5.56 (1.43) [2.76, 8.36]		0.75 (0.57) [-0.36, 1.86]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	5.69 (1.45) [2.86, 8.22]		0.81 (0.57) [-0.24, 2.03]	
(5) Oster (2019) estimate	4.81		0.46	

Note: N = 3,685. 角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰 (1)・(2) と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論 B の図 B2 参照）。

表 C7. 配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用が長期的なワクチン接種に与える ITT 効果（接種方法別）

Method	Vaccinated (MHLW program)		Vaccinated (Out-of-pocket)		Vaccinated (Local government subsidy)	
	Estimate	R-squared	Estimate	R-squared	Estimate	R-squared
(1) Regression without covariates	0.38 (0.36) [-0.33, 1.09]	0.000	0.01 (0.13) [-0.24, 0.26]	0.000	0.40 (0.22) [-0.03, 0.83]	0.001
(2) Regression with covariates	0.44 (0.43) [-0.39, 1.28]	0.012	-0.06 (0.12) [-0.30, 0.18]	0.007	0.55 (0.26) [0.04, 1.06]	0.009
(3) IPW	0.75 (0.57) [-0.36, 1.86]		-0.06 (0.10) [-0.26, 0.15]		0.56 (0.29) [-0.01, 1.14]	
(4) AIPW (Doubly robust estimator)	0.81 (0.57) [-0.24, 2.03]		-0.06 (0.11) [-0.31, 0.15]		0.59 (0.32) [0.05, 1.18]	
(5) Oster (2019) estimate	0.42		-0.08		0.55	

Note: N = 3,685。角括弧は 95%信頼区間を示す。回帰 (1)・(2) と IPW にはロバスト標準誤差を使用。AIPW の統計的推論は 100 回ブートストラップサンプルに基づく。AIPW の信頼区間はブートストラップ分布の 2.5 パーセンタイルと 97.5 パーセンタイルから構築する。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論 B の図 B2 参照）。

表 C8. 回答者および配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用が回答者の広告視聴に与える効果

	View ad at campaign train		
	(1)	(2)	(3)
Respondent used treated train for commuting (A)	2.169*** (0.631)		1.682** (0.726)
Spouse used treated train for commuting (B)		3.555*** (0.739)	4.285*** (1.256)
(A) × (B)			-1.797 (1.588)
Covariates	X	X	X
P-value of linear Hypothesis Test 1: (A) + (A) × (B) = 0			0.936
P-value of linear Hypothesis Test 2: (A) = (B)			0.059
Num.Obs.	3685	3685	3685
R2	0.003	0.019	0.020
R2 Adj.	0.003	0.008	0.008

Note: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。ロバスト標準誤差を括弧内に示す。効果の単位はパーセントポイント。分析2のデータを使用。共変量として、回答者の年齢・学歴・収入・居住地・就業状況や家族構成などを制御（補論Bの図B2参照）。

表 C9. キャンペーン路線での広告視聴が予防行動に与える IV 効果（操作変数：回答者の通勤時のキャンペーン路線利用）

	Tested		Vaccinated	
	OLS	IV	OLS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
View ad at treated train	4.42*** (1.27)	-4.40 (10.41)	2.11** (0.83)	-5.54 (4.86)
F-statistic of Instrument		34.25		34.25
Num.Obs.	9580	9580	9580	9580
R2	0.011	-0.011	0.012	-0.061
R2 Adj.	0.006	-0.016	0.007	-0.066

Note: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ロバスト標準誤差を括弧内に示す。分析 1 のデータを使用。アウトカム変数は広告実施から 1 か月以内の抗体検査受検（またはワクチン接種）のダミー変数。処置変数はキャンペーン路線での広告視聴のダミー変数。操作変数は通勤時のキャンペーン路線利用のダミー変数。共変量として、年齢・学歴・収入・居住地・勤務地・就業状況などを制御（補論 B の図 B1 参照）。

表 C10. キャンペーン路線での広告視聴が長期的な予防行動に与える IV 効果（操作変数：回答者の通勤時のキャンペーン路線利用）

	Tested (1 year after)		Vaccinated (1 year after)	
	OLS	IV	OLS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
View ad at JR train	11.16*** (3.16)	5.07 (42.91)	2.43* (1.35)	-14.51 (14.57)
F-statistic of Instrument		17.37		17.37
Num.Obs.	5444	5444	5444	5444
R2	0.027	0.026	0.011	-0.074
R2 Adj.	0.018	0.017	0.002	-0.084

Note: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ロバスト標準誤差を括弧内に示す。分析 3 のデータを使用。アウトカム変数は広告実施から 1 年以内の抗体検査受検（またはワクチン接種）のダミー変数。処置変数はキャンペーン路線での広告視聴のダミー変数。操作変数は通勤時のキャンペーン路線利用のダミー変数。共変量として、年齢・学歴・収入・居住地・勤務地・就業状況などを制御（補論 B の図 B1 参照）。

表 C11. 回答者および配偶者の通勤時のキャンペーン路線利用が抗体検査受検に与える効果（データ：分析2の中でキャンペーン路線での広告未視聴者）

	Antibody testing		
	(1)	(2)	(3)
Respondent used treated train for commuting (A)	0.160 (0.400)		-0.110 (0.449)
Spouse used treated train for commuting (B)		1.451*** (0.479)	1.817** (0.878)
(A) × (B)			-0.467 (1.041)
Covariates	X	X	X
P-value of linear Hypothesis Test: (B) + (A) × (B) = 0			0.024
Num.Obs.	3543	3543	3543
R2	0.000	0.014	0.014
R2 Adj.	0.000	0.002	0.001

Note: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。ロバスト標準誤差を括弧内に示す。効果の単位はパーセントポイント。共変量として、年齢・学歴・収入・居住地・勤務地・就業状況などを制御（補論Bの図B2参照）。

References

- Alatas, V., Banerjee, A., Hanna, R., Olken, B.A., Purnamasari, R., Wai-Poi, M., 2016. Self-Targeting: Evidence from a Field Experiment in Indonesia. *Journal of Political Economy* 124, 371–427. doi:10.1086/685299.
- Armand, A., Attanasio, O., Carneiro, P., Lechene, V., 2020. The Effect of Gender-Targeted Conditional Cash Transfers on Household Expenditures: Evidence from a Randomized Experiment. *The Economic Journal* 130, 1875–1897. doi:10.1093/ej/ueaa056.
- Assael, H., Ishihara, M., Kim, B.J., 2021. Accounting for Causality When Measuring Sales Lift from Television Advertising: Television Campaigns Are Shown To Be More Effective for Lighter Brand Users. *Journal of Advertising Research* 61, 3–11. doi:10.2501/JAR-2020-024.
- Athey, S., Inoue, K., Tsugawa, Y., 2025a. Targeted Treatment Assignment Using Data from Randomized Experiments with Noncompliance. *AEA Papers and Proceedings* 115, 209–214. doi:10.1257/pandp.20251063.
- Athey, S., Keleher, N., Spiess, J., 2025b. Machine learning who to nudge: Causal vs predictive targeting in a field experiment on student financial aid renewal. *Journal of Econometrics* 249, 105945. doi:10.1016/j.jeconom.2024.105945.
- Blake, T., Nosko, C., Tadelis, S., 2015. Consumer Heterogeneity and Paid Search Effectiveness: A Large-Scale Field Experiment: Paid Search Effectiveness. *Econometrica* 83, 155–174. doi:10.3982/ECTA12423.
- Dizon-Ross, R., Jayachandran, S., 2023. Detecting Mother-Father Differences in Spending on Children: A New Approach Using Willingness-to-Pay Elicitation. *American Economic Review: Insights* 5, 445–459. doi:10.1257/aeri.20220159.
- Duflo, E., 2003. Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intra-household Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review* 17, 1–25. doi:10.1093/wber/lhg013.

- Fadlon, I., Nielsen, T.H., 2019. Family Health Behaviors. *American Economic Review* 109, 3162–3191. doi:10.1257/aer.20171993.
- Finkelstein, A., Notowidigdo, M.J., 2019. Take-Up and Targeting: Experimental Evidence from SNAP. *The Quarterly Journal of Economics* 134, 1505–1556. doi:10.1093/qje/qjz013.
- Glynn, A.N., Quinn, K.M., 2010. An Introduction to the Augmented Inverse Propensity Weighted Estimator. *Political Analysis* 18, 36–56. doi:10.1093/pan/mpp036.
- Hu, Y., Lodish, L.M., Krieger, A.M., 2007. An Analysis of Real World TV Advertising Tests: A 15-Year Update. *Journal of Advertising Research* 47, 341–353. doi:10.2501/S0021849907070353.
- Ida, T., Ishihara, T., Ito, K., Kido, D., Kitagawa, T., Sakaguchi, S., Sasaki, S., 2026. Choosing Who Chooses: Selection-Driven Targeting in Energy Rebate Programs. *Econometrica* 94, 225–247. doi:10.3982/ECTA21180.
- Jayachandran, S., Voena, A., 2026. Women’s Power in the Household. *Journal of Economic Literature* 64, 447–497. doi:10.1257/jel.20261779.
- Johnson, G.A., Lewis, R.A., Nubbemeyer, E.I., 2017. Ghost Ads: Improving the Economics of Measuring Online Ad Effectiveness. *Journal of Marketing Research* 54, 867–884. doi:10.1509/jmr.15.0297.
- Katagiri, W., Shimono, M., Eguchi, S., Takebayashi, M., Iekushi, K., 2025. Attitude change to secondary health examination using social nudging through a spouse. *Environmental and Occupational Health Practice* 7, n/a. doi:10.1539/eohp.2024-0017.
- Kato, H., Sasaki, S., Ohtake, F., 2024. Adding nudge-based reminders to financial incentives for promoting antibody testing and vaccination to prevent the spread of rubella. *Journal of Behavioral and Experimental Economics* 113, 102300. doi:10.1016/j.socec.2024.102300.
- Kinoshita, R., Nishiura, H., 2016. Assessing herd immunity against rubella in Japan: A retrospective seroepidemiological analysis of age-dependent transmission dynamics. *BMJ Open* 6, e009928. doi:10.1136/bmjopen-2015-009928.

- Lundberg, S.J., Pollak, R.A., Wales, T.J., 1997. Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit. *The Journal of Human Resources* 32, 463–480. doi:10.2307/146179, arXiv:146179.
- Murakami, K., Shimada, H., Ushifusa, Y., Ida, T., 2022. Heterogeneous Treatment Effects of Nudge and Rebate: Causal Machine Learning Field Experiment on Electricity Conservation. *International Economic Review*, iere.12589doi:10.1111/iere.12589.
- National Institute of Infectious Diseases, 2019. Rubella and congenital rubella syndrome in Japan as of May 2019. *Infectious Agents Surveillance Report* 40, 127–145.
- Nishiura, H., Kinoshita, R., Miyamatsu, Y., Mizumoto, K., 2015. Investigating the immunizing effect of the rubella epidemic in Japan, 2012–14. *International Journal of Infectious Diseases* 38, 16–18. doi:10.1016/j.ijid.2015.07.006.
- Nyqvist, M.B., Jayachandran, S., 2017. Mothers Care More, But Fathers Decide: Educating Parents about Child Health in Uganda. *American Economic Review* 107, 496–500. doi:10.1257/aer.p20171103.
- Nyqvist, M.B., Jayachandran, S., Zipfel, C., 2024. A mother’s voice: Impacts of spousal communication training on child health investments. *Journal of Development Economics* 168, 103263. doi:10.1016/j.jdeveco.2024.103263.
- Oster, E., 2019. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics* 37, 187–204. doi:10.1080/07350015.2016.1227711.
- Pitt, M.M., Khandker, S.R., Chowdhury, O.H., Millimet, D.L., 2003. Credit programs for the poor and the health status of children in rural bangladesh. *International Economic Review* 44, 87–118. doi:10.1111/1468-2354.t01-1-00063.
- Qian, N., 2008. Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance*. *Quarterly Journal of Economics* 123, 1251–1285. doi:10.1162/qjec.2008.123.3.1251.

- Sahni, N.S., 2016. Advertising Spillovers: Evidence from Online Field Experiments and Implications for Returns on Advertising. *Journal of Marketing Research* 53, 459–478. doi:10.1509/jmr.14.0274.
- Schultz, T.P., 2004. School subsidies for the poor: Evaluating the Mexican Progresa poverty program. *Journal of Development Economics* 74, 199–250. doi:10.1016/j.jdeveco.2003.12.009.
- Thomas, D., 1990. Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach. *The Journal of Human Resources* 25, 635–664. doi:10.2307/145670, arXiv:145670.
- Wager, S., Athey, S., 2018. Estimation and Inference of Heterogeneous Treatment Effects using Random Forests. *Journal of the American Statistical Association* 113, 1228–1242. doi:10.1080/01621459.2017.1319839.
- WHO, 2025. Rubella elimination verified in Japan, and measles and rubella elimination verified in Pacific island countries and areas. <https://www.who.int/westernpacific/news/item/26-09-2025-rubella-elimination-verified-in-japan-and-measles-and-rubella-elimination-verified-in-pacific-island-countries-and-areas>.