



RIETI Discussion Paper Series 22-J-011

回帰不連続デザインによる風しん予防対策の効果検証 —抗体検査・ワクチン接種の無料クーポン券の自動送付—

加藤 大貴
大阪大学

佐々木 周作
東北学院大学

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/>

回帰不連続デザインによる風しん予防対策の効果検証 —抗体検査・ワクチン接種の無料クーポン券の自動送付—*

加藤 大貴（大阪大学） 佐々木 周作（東北学院大学） 大竹 文雄（大阪大学/RIETI）

要 旨

本研究は、風しんの抗体検査・ワクチン接種を無料で受けられるクーポン券の政策効果を推定した。風しん抗体保有率は40歳から57歳の日本人男性の間で低くなっているため、厚生労働省は2019年度から段階的に、風しんの抗体検査とワクチン接種を無料で受けられるクーポン券を発行してきた。2019年度は、40歳から46歳の男性宛にはクーポン券が自動的に送付された一方で、47歳以上の男性がクーポン券を受け取るためには自ら申請する必要があった。我々は、この事実を基に回帰不連続デザインによる識別戦略と全国規模のオンライン調査の回答データを使って、クーポン券の自動送付が抗体検査の受検率やワクチンの接種率に与える効果を推定した。主な結果は以下の通りである。第一に、クーポン券の送付は抗体検査の受検率を約16%ポイント高めるとともに、抗体検査とワクチン接種の両方を受け取る確率を約5.1%ポイント高めた。第二に、その送付はクーポン券を使った厚生労働省の風しん予防対策の認知度を高めた一方で、風しん自体の知識への影響は観察されなかった。これらの結果はクーポン券の自動送付はその取得コストを下げる手段としてだけでなく、抗体検査やワクチン接種を無料で受けられるという情報を提供する手段としても機能していたことを示唆している。

キーワード：風しん、ワクチン接種、抗体検査、クーポン券、ナッジ

JEL classification: D90, H51, I12, I18

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

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「日本におけるエビデンスに基づく政策形成の実装」の成果の一部である。本稿の完成にあたり、独立行政法人経済産業研究所のEBPM研究会ならびにディスカッション・ペーパー検討会の参加者から有益なコメントを頂いた。本研究は、厚生労働省から厚生労働行政推進調査事業費補助金、日本学術振興会から科研費（20H05632）の支援を得ている。記して感謝申し上げたい。オンライン調査の実施に際して、本研究は、大阪大学経済学研究科の倫理委員会の承認（R020114）を事前に受けた。

1 はじめに

ワクチンは季節性インフルエンザ・COVID-19・風しんなどの感染症に対する有効な対策の一つである。季節性インフルエンザや COVID-19 に対するワクチンは主に感染した場合に発症を防ぐ発症予防効果を持っている一方で、本研究が焦点を当てる風しんワクチンは主に感染そのものを防ぐ感染予防効果を持っている。感染予防効果を持つワクチンの接種率は、社会的に最適な水準より過小となってしまう可能性がある。感染症は、感染した本人の健康状態を悪化させるだけでなく、感染者本人から他者に感染させてしまうので、感染を防ぐワクチン接種は正の外部性を持っている。人々が利己的に意思決定をしているとワクチン接種は社会的に最適な水準より過小となってしまう。また、自分の接種が他者の感染確率を引き下げるという社会的便益を考慮して意思決定をしていたとしても、他者のワクチン接種によって、自分の感染確率が下がるだけでなく別の人への感染確率も下がるので、フリーライダーの問題が発生する (Ibuka et al., 2014)。したがって、個人が他者の感染確率を下げるという社会的便益を考慮しているかどうかに関わらず、ワクチン接種は社会的に最適な水準を達成できない。

ワクチン接種を促進するアプローチには、大きく二つのものがある。第一のアプローチは、金銭的インセンティブの提供である。例えば、多くの国で COVID-19 のワクチン接種は無料で受けられる。また、ワクチン接種を受けた人に対して追加的な宝くじや金銭を配布する政策のように、接種の無料化に必要な金額を超えて金銭的インセンティブが設定されている国や地域もある。いくつかの研究は、こうした金銭的インセンティブがワクチン接種を促進することを明らかにしている¹。

第二のアプローチは、行動科学の知見に基づくナッジの活用である。セイラーとサンステーン (2009) はナッジを「選択を禁じることも、経済的なインセンティブを大きく変えることもなく、人々の行動を予測可能な形で変える選択アーキテクチャーのあらゆる要素」と定義している。例えば、選択肢の提示の仕方を変えることやリマインダーを送付することは、ワクチン接種の文脈における代表的なナッジである²。また、リマインダーを送付するときに、どのような表現のメッセージを添えてワクチン接種を勧奨す

¹例えば、Barber and West (2022) や Brehm et al. (2021) はオハイオ州が実施した COVID-19 のワクチンを接種した人に 560 万ドルが当たるくじ券を配布した政策の効果検証を行い、この政策がワクチン接種を促進したことを明らかにした。また、Campos-Mercade et al. (2021) はスウェーデンで COVID-19 のワクチン接種に対する金銭的インセンティブの効果をランダム化比較試験 (RCT) によって検証し、ワクチン接種率を 4% ポイント高めたことを報告している。COVID-19 のワクチン以外にも、金銭的インセンティブはインフルエンザワクチンの接種率 (Bronchetti et al., 2015) や発展途上国における子供の免疫獲得率 (Banerjee et al., 2010; Barham and Maluccio, 2009) に正の効果を持っている。

²例えば、「どの日付で接種の予約するか」というオプト・インの選択肢よりも「指定された接種予約をキャンセルするかどうか」というオプト・アウト選択肢を提示する方が、接種率を高められる (Chapman et al., 2010)。また、リマインダーがインフルエンザや COVID-19 のワクチン接種を促進したことを明らかにした研究として、Milkman et al. (2021) や Dai et al. (2021) が挙げられる。

るかという工夫も、ナッジの一つである³。

ナッジを活用した政策が近年注目されているが、二つの課題が残っている。第一の課題は、ナッジの有効性に関するエビデンスが混在していることである。Bronchetti et al. (2015) や Campos-Mercade et al. (2021) は、金銭的インセンティブにはワクチン接種を促進する効果が観察された一方で、ナッジにはワクチン接種を促進する効果が観察されなかったと報告している。どのような要素を含んだナッジ政策が有効であるかという議論は課題として残っている⁴。第二の課題は、ナッジの費用対効果や社会厚生に与える影響を検証した研究が不足しているという点である。あるナッジが行動を促進することを明らかにしても、その費用対効果が低い場合や社会厚生の観点でナッジが負の影響を持っている場合には、政府はそのナッジを実際の政策として採用すべきではない⁵。

本研究で、風しんの抗体検査とワクチン接種を無料で受けられるクーポン券を対象者に自動送付することが抗体検査の受検率とワクチンの接種率に与える効果を評価する。クーポン券を自動送付することには、金銭的インセンティブとしてのクーポン券の取得コストを下げる機能だけでなく、抗体検査やワクチン接種を無料で受けられることによる便益を伝達して強調するナッジの機能も持っていると考えられる。第一に、クーポン券の自動送付によって抗体検査やワクチン接種を無料で受けられることによる便益の顕著性が高められる可能性がある。第二に、クーポン券を手元に届くことによって対象者が「自分のためのワクチンが本当に用意されている」と考え、心理的な所有権が強調される可能性がある⁶。第三に、クーポン券の自動送付がリマインダーの機能を果たし、抗体検査受検やワクチン接種の先延ばしの防止に貢献する可能性がある⁷。これら

³Milkman et al. (2021) や Dai et al. (2021) はリマインダーの内容を「あなたのためにワクチンを確保しています」という所有権を強調するようなものにする一方で、リマインダーの効果がより強くなることも示している。また、Sasaki et al. (2022) は、「あなたのワクチン接種が周囲の人のワクチン接種を後押しします」という社会的影響効果を強調するメッセージがワクチン接種の意向を高めることを示している。このようなメッセージの研究はワクチン接種だけでなく、滞納した税金の督促状 (Hallsworth et al., 2017) や滞納したクレジットカードの負債の督促状 (Bursztyn et al., 2019) でも行われている。

⁴また、学術研究で用いられたナッジの外的妥当性についても重要な課題の一つである。Della Vigna and Linos (2020) 学術研究で示されたナッジの効果は実際の政策で用いられているナッジの効果よりも大きいことを報告している。

⁵ナッジが社会厚生（市場の社会的余剰）を改善することを示した研究として Chetty et al. (2009) がある。また、Benartzi et al. (2017) は、これまでの学術研究で報告されたナッジの費用対効果が金銭的インセンティブより高いことを示した。ナッジ政策と同等の効果を得るために必要な金銭的インセンティブの規模を推定した研究として、Bursztyn et al. (2019) や Moriwaki et al. (2020) がある。

⁶Milkman et al. (2021) や Dai et al. (2021) は、「あなたのためにワクチンを確保しています」という所有権を強調したメッセージがワクチン接種を促進することを明らかにした。また、財を所有している人の受入意思額が財を所有していない人の支払意思額より高いという「授かり効果」(Kahneman et al., 1990) は、財の所有によって心理的な所有権が刺激されたことで説明できる (Shu and Peck, 2011)。

⁷クーポン券の取得が個人の希望に委ねられるとき、抗体検査やワクチン接種をしたいと思っても、現在バイアスによって、クーポン券を取得することを先送りにするかもしれない。このようなとき、選択を義務化することでこの問題を解消できる (Baylis and Boomhower, 2021)。クーポン券の自動送付はそのような人々に強制的にクーポン券を配布するので、クーポン券の自動送付は選択の義務化に類似した政策の一つであるとみなせる。したがって、義務化という点では、クーポン券の自動送付はクーポン券の取得に関するナッジではないものの、抗体検査受検やワクチン接種についてはナッジとしての役割を果たしていると考えられる。

のナッジの要素によって、抗体検査やワクチン接種が無料で受けられることを単純に広報するよりも、クーポン券の自動送付を通じて情報提供する方が抗体検査受検とワクチン接種を加速させられるはずである。

日本では、COVID-19 のワクチンについても無料で受けられるクーポン券が自動送付された。日本の COVID-19 のワクチン 2 回接種率は 2020 年 1 月時点で約 80% であり、OECD 諸国の中でも上位に位置している⁸。日本の COVID-19 のワクチン接種率が進んだ要因の一つには、クーポン券を自動送付したことがあると考えられる。しかしながら、COVID-19 のワクチンの文脈では、クーポン券送付の効果を検証することができない。なぜなら、クーポン券を受け取らなかった人は接種の対象ではないために、ワクチン接種を受けられなかったからである。また、接種の対象であっても、クーポン券を受け取っていない時点にはほとんどの場合ワクチン接種をまだ受けられなかったからである。

本研究が焦点を当てる、風しんの抗体検査とワクチン接種のためのクーポン券には、効果測定面で大きな利点がある。具体的には、クーポン券の自動送付のタイミングが年齢層によって異なるという事実に基づいて回帰不連続デザインによる識別戦略に則ることで、クーポン券の自動送付の因果効果を推定できる。日本の厚生労働省は、40 歳から 57 歳の男性の風しんの抗体保有率が相対的に低いことを理由に、2019 年 4 月から 2022 年 3 月にかけて、この年齢層の男性宛に居住自治体からクーポン券を自動的に送付された。47 歳から 57 歳の男性には、2020 年度以降に自動送付される計画となっており、この年齢層の男性が 2019 年度中にクーポン券を入手するには自ら申し込む必要があった。上記の制度の特徴に着目し、我々は 2019 年度にクーポン券が自動的に送付されたかどうかをトリートメントとして、自動送付された年齢層（トリートメント群）と自動送付されなかった年齢層（コントロール）を分ける境界付近においてトリートメントの因果効果を識別できる⁹。

COVID-19 のワクチンのクーポン券送付は、風しんの抗体検査・ワクチンのクーポン券送付が土台になっている。両者には政策的なつながりがあるため、風しんクーポン券の効果を検証することで、COVID-19 のワクチンのクーポン券の効果について推論できるだろう。

本研究で、我々は、2020 年 2 月及び 3 月に実施した全国規模のオンライン調査の回答データと回帰不連続デザインを使って 2019 年度に風しんクーポン券を自動送付したことの因果効果を推定する。推定には、二つのオンライン調査のデータ（WEBRCT デ

⁸<https://ourworldindata.org/covid-vaccinations> (アクセス日: 2022 年 1 月 10 日)。

⁹境界付近における効果を識別するためには、意思決定者がトリートメントを決める変数を操作できないことを仮定する必要がある (Lee and Lemieux, 2010)。我々の研究では、クーポン券を受け取る（もしくは受け取らない）ために自身の年齢を操作できないので、この仮定を満たしている。

ータ・FBRCT データ) を使用する¹⁰。これらのデータは、抗体検査受検とワクチン接種に関する自己申告の情報や年齢（もしくは月齢）の情報を含んでいる。我々は年齢（もしくは月齢）をランニング変数として用いて、2019 年度にクーポン券を自動送付によって受け取ったかどうかのトリートメント変数を構築した。また、オンライン調査のデータはクーポン券施策の認知度や風しんに関する知識を調査しているので、我々はクーポン券の自動送付の効果のメカニズムについても議論できる。これが行政データではなくオンライン調査を用いることの利点である。

これらの変数を用いて、抗体検査の受検率やワクチン接種率に対するクーポン券の効果を回帰不連続デザインで推定したところ、以下の結果が得られた。第一に、クーポン券の送付は抗体検査の受検率を約 16% ポイント高めるとともに、抗体検査とワクチン接種の両方を受けた確率を約 5.1% ポイント高めることが分かった。厚生労働省の政策目標は、対象世代の男性の抗体保有率を 10% ポイント（80% から 90%）高めることなので、我々の推定値はクーポン券送付が政策目標の 50% を達成する効果を持っている可能性を示唆している。また、我々の調査データは風しんのワクチン接種に対する支払意思額を把握しているので、クーポン券送付の経済的価値を見積もることができる。計算の結果から、クーポン券の送付には一人当たり約 5,000 円の価値があることが分かった。第二に、クーポン券の送付は厚生労働省のクーポン施策の認知度を高めた一方で、風しん自体の知識を高める影響は観察されなかった。この結果はクーポン券の自動送付はその取得コストを下げる手段としてだけでなく、抗体検査やワクチン接種を無料で受けられるという情報を提供する手段としても機能していたことを示唆している。

本論文の構成は次の通りである。第2節は風しんワクチンのクーポン券制度の導入背景と COVID-19 のクーポン券制度との関連性を概観する。第3節は分析で使用するデータを説明し、第4節は分析手法を説明する。第5節は分析結果を示し、第6節で結論を述べる。

2 風しんクーポン券制度の背景

ワクチン接種は、予防接種法で規定されている定期接種とそれ以外の任意接種がある。定期接種は原則として自己負担がない一方で、任意接種は接種料金を自己負担する必要がある¹¹。感染予防効果を持つ風しんワクチンは、妊婦の感染防止を目的として、1977

¹⁰WEBRCT データは、調査上でランダムに割り当てたナッジメッセージの抗体検査とワクチン接種の意向と行動に対する効果を検証すること目的とした実施したオンライン調査である。このデータは2回のパネル調査で構成されている（初回のパネル調査は2020年2月に実施、第二回のパネル調査は2020年3月に実施した）。FBRCT データは、Facebook 広告上でランダムに割り当てたナッジメッセージの効果を検証するために、Facebook アクティブユーザーを中心とした調査である。

¹¹1994年の予防接種法の改正により、定期接種は義務接種から努力接種へと変更された。

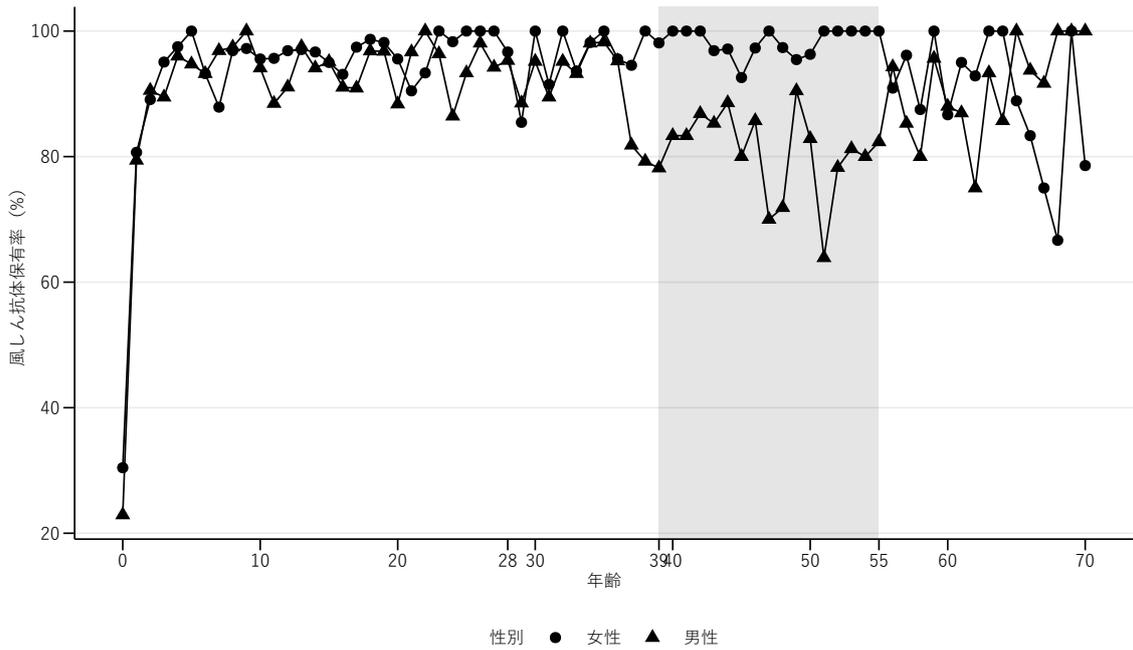


図 1: 男女別の各年齢における風しん抗体保有率。データソース: 国立感染症研究所『2018 年度感染症流行予測調査 (NESVPD)』

年 8 月から定期接種の対象となった。この時期から中学生の女子を対象に 1 回の定期接種が行われた。それと並行して、1989 年 4 月から、生後 12-72 カ月の幼児が麻疹ワクチンの定期接種を受けるとき、親は麻しん・おたふくかぜ・風しん混合ワクチン (MMR ワクチン) を選択することができた。しかしながら、副作用により、MMR ワクチンの定期接種は 1993 年 4 月に一旦中止された。その後、1995 年 4 月から経過措置とともに定期接種が再開された¹²。その結果、風しんの定期接種を受けていない人は (1)1962 年 4 月 2 日以前に生まれた男女と (2)1962 年 4 月 2 日から 1979 年 4 月 1 日に生まれた男性である¹³。

風しんの抗体はワクチン接種だけでなく、自然感染でも得られる。高齢者を中心に、風しんが流行していた期間に育った人ほど、風しんに自然感染した比率が高くなるので、

¹²1995 年 4 月から、風しんの流行そのものを止めるために集団免疫の獲得を目的として、定期接種が再開され接種対象者が生後 12-90 カ月未満の男女に変わった。同時期に、経過措置として、以前に風しんワクチンもしくは MMR ワクチンを接種していない人が接種の対象となった。経過措置の定期接種の対象者は (1)1995 年度に小学校 1-2 年生と生後 90 カ月未満の男女、(2)1996-1999 年度に小学校 1 年生、(3)1995 年 4 月から 2003 年 9 月にかけて、1979 年 4 月 2 日から 1987 年 10 月 1 日に生まれた中学生男女である。2006 年から、麻疹風しん混合ワクチン (MR ワクチン) を用いて、2 回の定期接種が行われている。1 回目は生後 12-24 カ月の幼児期であり、2 回目は小学校入学前 1 年間の幼児期である。さらに、2007 年から始まった 10 代・20 代を中心とする麻疹の全国的な流行を受けて、2008 年 4 月から 2013 年 3 月までにかけて、当時中学 1 年生および高校 3 年生相当の学生を対象に、MR ワクチンの 2 回目接種の機会が設けられた。

¹³(1) は 1977 年の風しんワクチンの定期接種が始まる前に中学校を卒業したグループである。(2) は風しんワクチンの定期接種の対象が中学生女子であり、1995 年以降の経過措置の対象にならなかったグループである。



図 2: 風しんクーポン券の見本（長野県松本市）

風しんワクチンを接種していなくても抗体を保有している可能性が高くなる。図1は国立感染症研究所（NIID）の2018年度感染症流行予測調査の男女別・年齢別の風しん抗体保有率をプロットしたものである。一方、39歳以上55歳以下の（1962年4月2日から1979年4月1日生まれ）の抗体保有率の平均は、男性では、80.7%、女性では、98.3%である。これは39歳以上55歳以下の男性は風しんワクチンの定期接種の対象外であることを反映している。また、39歳以上55歳以下の男性の抗体保有率は56歳以上の男性のそれよりも低い。これは56歳以上の男性は、風しんの流行時期に育ったために風しんに自然感染する確率が高かったことを反映している¹⁴。

この現状を踏まえて、厚生労働省は対象世代の男性の抗体保有率を90%に引き上げて日本で風しんの集団免疫を獲得することを目標として、2019年4月から2022年3月にかけて風しん定期接種の追加対策を実施した¹⁵。対象者は抗体保有率が低い1962年4月2日から1979年4月1日生まれの男性（2019年4月時点で40歳から57歳の男性）

¹⁴このデータを用いて、3つの年齢層（38歳以下・39歳以上55歳以下・56歳以上）と女性ダミーの飽和モデルによって抗体保有率を予測した。結果として、39歳以上55歳以下の抗体保有率の男女差は0.176 (std.error = 0.034; p = 0.000) である。また、39歳以上55歳以下の男性と56歳以上の男性の抗体保有率の差は0.106 (std.error = 0.036; p = 0.003) である。

¹⁵追加対策の対象となる男性の抗体保有率を90%に引き上げれば、日本で風しんの集団免疫を獲得できる (Kinoshita and Nishiura, 2016)。また、Plans-Rubió (2012) によれば、風しんの集団免疫は83%から95%の抗体保有率で達成できる。Nishiura et al. (2015) では集団免疫が必要な風しんの抗体保有率は83.6%とされている。

である¹⁶。地方自治体は対象の男性に風しんの抗体検査とワクチン接種を無料で受けられるクーポン券を送付する（図2）。ワクチンの効率的な活用のために、クーポン券を受け取った男性ははじめに抗体検査を受検する。抗体検査の結果が陰性である場合（抗体を保有していない場合）、その男性は風しんワクチンを接種する。

地方自治体は風しんの抗体検査とワクチン接種の無料クーポン券を3年かけて段階的に対象世代の男性に送付する。2019年度は、1972年4月2日から1979年4月1日生まれ（2019年4月時点で40～46歳）の男性に市区町村からクーポン券が送付される。2019年度クーポン券自動送付対象者は約646万人で、追加対策の対象男性の半数以上を占める。1962年4月2日から1972年4月1日に生まれた男性（2019年4月時点で47～57歳）は2020年度以降にクーポン券を自動的に受け取るが、市区町村の判断もしくは対象者の希望によって2019年度にクーポン券を受け取れる。2019年1月時点でクーポン券を利用した抗体検査の受検率は約18%である¹⁷。

3 データの概要

インターネット調査会社マイボイスコム社を利用して、我々は風しんワクチン接種の促進のためのナッジメッセージ開発プロジェクトで二種類のデータセット（WEBRCTデータ・FBRCTデータ）を取得した。WEBRCTデータはオンラインサーベイ上でナッジメッセージを示し、それが風しんの抗体検査受検とワクチン接種の意向や行動にどのような影響を与えるかを調査することを目的としている。FBRCTデータはFacebook広告に我々が開発したナッジ広告を示し、それが風しんの抗体検査受検とワクチン接種の行動にどのような影響を与えるかを調査することを目的としている。

WEBRCTデータは2回のサーベイによるパネルデータである。第1回調査は2020年2月15日から2020年2月17日に実施した。第1回調査の対象は調査会社のモニターのうち40歳から59歳の男性の4,200名である。第1回調査の目的はナッジメッセージをランダムに割り当て、それが風しんの予防行動の意思にどのような影響を与えるかを検証することである。この検証に加えて、第1回調査は個人の社会経済属性、厚生労働省のクーポン券制度の認知度、風しんの感染歴・抗体検査受検歴・ワクチン接種歴を

¹⁶妊婦の感染を防ぐという点では、女性の抗体保有率を100%にするべきという議論も考えられる。しかしながら、接種後年数の経過とともに免疫が弱まる可能性や1回のワクチン接種だけでは免疫を獲得できない人（約5%）がいるため、女性の抗体保有率を100%にすることは難しい。したがって、40歳から57歳の男性の抗体保有率を90%に引き上げて、風しんの集団免疫を獲得するべきである。

¹⁷2019年4月から2020年3月までに40歳から46歳の男性（約646万人）にクーポン券が発送された。厚生労働省の聞き取り調査によると、2019年10月までに約96%の自治体がクーポン券の発送を完了する予定であった。2019年1月までのクーポン券を利用した抗体検査の累積実績件数は117万件であった。抗体検査の受検率は2019年1月までのクーポン券を利用した抗体検査の累積実績件数（117万件）を2019年度のクーポン券の発送対象年齢層の40歳から46歳の男性の人口（646万人）で割った値である。

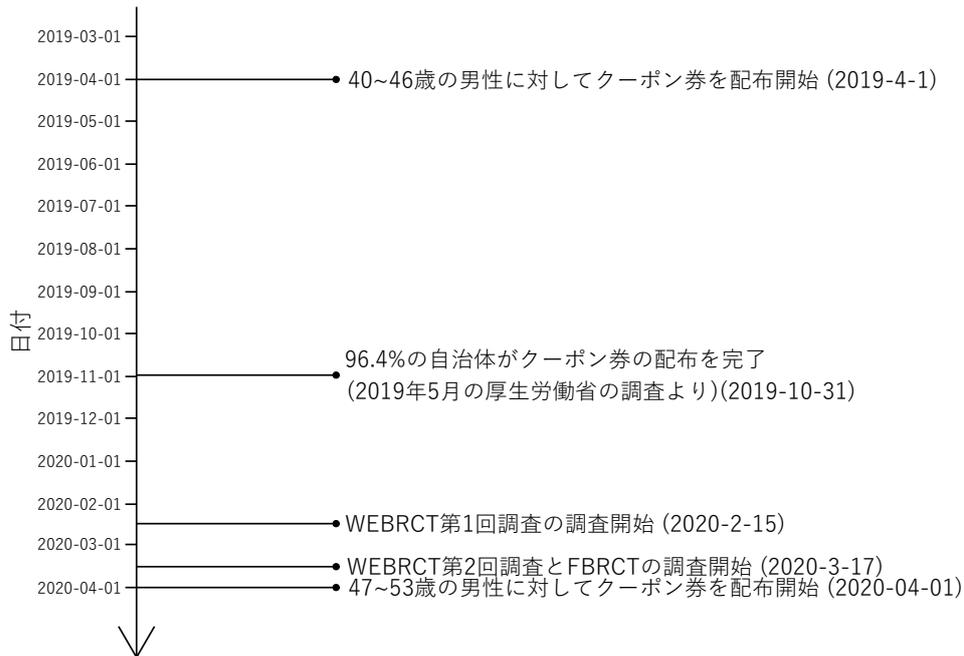


図 3: 風しんのクーポン券制度と我々のサーベイに関するタイムライン

調査していて、本研究ではこれらの変数を使用する。

第 2 回調査は 2020 年 3 月 17 日から 2020 年 3 月 25 日に実施した。第 2 回調査は Wave1 の回答者全員を対象として、3,963 名から回答を得た (attrition rate = 5.6%)。第 2 回調査の目的は Wave1 でランダムに割り当てたナッジメッセージが実際の予防行動にどのような影響を与えるかを検証することである。そのために、第 2 回調査は第 1 回調査以降に抗体検査を受検したかどうかやワクチン接種をしたかどうかを調査している。本研究ではこれらの回答をアウトカム変数として使用する。

FBRCT データは 2020 年 3 月 17 日から 2020 年 3 月 25 日に実施した。我々は、WEBRCT の第 1 回調査の結果に基づいてナッジ広告を作成し、2020 年 2 月 18 日から 2020 年 3 月 15 日の期間で開発した広告を Facebook 上でランダムに配信した。この広告配信の効果を測定するために、FBRCT データは Facebook を 1 週間に 1 回以上利用する人の比率が 80% となるようにスクリーニングし、11,300 人の男性から回答を得た (FBRCT の回答者の全員は WEBRCT の回答者ではない)。また、このデータは風しんの抗体検査やワクチン接種を受けたかどうかやその時期について調査している。本研究ではこれらの回答をアウトカム変数として使用する。

表1は個人の基本的な属性や風しんの知識に関する記述統計量を示している。FBRCT は Facebook ユーザーが多く構成されるようにスクリーニングしているので、Facebook ユーザーの比率が WEBRCT より多い (パネル D)。その他の個人属性は二つのデータセ

表 1: WEBRCT データと FBRCT データの記述統計

	FBRCT				WEBRCT			
	min	mean	max	N	min	mean	max	N
パネル A: アウトカム変数								
抗体検査受検ダミー	0.00	0.24	1.00	11300	0.00	0.19	1.00	3444
抗体検査受検×ワクチン接種ダミー	0.00	0.11	1.00	11300	0.00	0.08	1.00	3444
パネル B: ランニング変数・トリートメント変数								
年齢 (2019 年 4 月時点)	40.00	48.59	56.00	11300	40.00	48.00	56.00	3642
月齢 (2019 年 4 月時点)	480.00	588.70	683.00	11300	480.00	581.59	683.00	3642
2019 年度クーポン券自動送付対象ダミー	0.00	0.36	1.00	11300	0.00	0.41	1.00	3642
パネル C: 風しんクーポン券制度の認知や風しんの知識								
クーポン券の認知ダミー	0.00	0.35	1.00	11300	0.00	0.39	1.00	3642
クーポン券の所有ダミー	0.00	0.21	1.00	11300	0.00	0.24	1.00	3642
重症化リスクの認知ダミー				0	0.00	0.92	1.00	3642
障害児出産リスクの認知ダミー				0	0.00	0.63	1.00	3642
主観的な感染確率				0	0.00	30.28	100.00	3642
パネル D: 共変量								
教育年数	9.00	14.60	21.00	11300	9.00	14.71	21.00	3642
婚姻ダミー	0.00	0.63	1.00	11300	0.00	0.57	1.00	3642
Facebook ユーザーダミー	0.00	0.79	1.00	11300	0.00	0.39	1.00	3642
Facebook アクティブユーザーダミー	0.00	0.79	1.00	11300	0.00	0.26	1.00	3642
手洗い・うがいをこまめにする (5 段階)	1.00	3.92	5.00	11300	1.00	3.91	5.00	3444
こまめに検温をする (5 段階)	1.00	2.35	5.00	11300	1.00	2.26	5.00	3444
外出を避ける (5 段階)	1.00	2.97	5.00	11300	1.00	2.97	5.00	3444
人混みを避ける (5 段階)	1.00	3.41	5.00	11300	1.00	3.38	5.00	3444
医療用マスクを着ける (5 段階)	1.00	3.19	5.00	11300	1.00	3.16	5.00	3444
少なくとも週に一度運動する (5 段階)	1.00	2.85	5.00	11300	1.00	2.64	5.00	3444

ットで大きな差はない。また、新型コロナウイルスの流行に併せて、WEBRCT 調査の第 2 回調査と FBRCT 調査は日常の感染症予防行動（こまめな手洗いや医療用マスクの着用など）を 5 段階のリッカート尺度で調査した（1：全く当てはまらない～5：非常に当てはまる）。日常的な感染症予防行動についても、二つのデータセットで大きな差はない（パネル D）。

パネル C に示した風しんの知識やクーポン券制度の認知度はクーポン券の自動送付の効果のメカニズムを議論するとき使用する。風しんのクーポン券制度を知っている割合は約 35% で、調査時点でクーポン券を保有している人の割合は約 21% である。これらの比率は二つのデータセットで大きな差はない。さらに、WEBRCT は風しんの知識を調査している。風しんに感染すると重症化する可能性があることを知っている人の割合は約 92% であり、妊婦が風しんに感染すると障害児が出産される可能性があることを知っている人の割合は約 63% である。

我々の RD デザインのランニング変数は 2019 年 4 月時点の年齢と月齢である。トリートメント変数は 2019 年度にクーポン券が自動的に送付されるかどうかである。年齢の場合、2019 年度では、自治体は 40 歳から 46 歳の男性（月齢の場合、480 カ月から 563 カ月の男性）にクーポン券を送付した。2020 年度以降に、自治体は 47 歳から 56 歳までの男性（月齢の場合、564 カ月から 683 カ月の男性）にクーポン券を送付した。二つの

データセットの年齢構成に大きな差はないので、2019 年度に自治体がクーポン券を送付した人の比率も大きな差はない（パネル B）。WEBRCT データは風しんの追加対策の対象とならない男性を含んでいるので、以降では、WEBRCT データは 40 歳以上 56 歳以下の男性に限定する。

3.1 アウトカム変数

主要なアウトカム変数は二つある。第一のアウトカム変数は抗体検査を受検したかどうかを示すダミー変数である。この変数は WEBRCT の第 2 回調査と FBRCT の調査を用いて作成する。WEBRCT の第 2 回調査と FBRCT は抗体検査の受検の時期を識別できる。WEBRCT の第 2 回調査は第 1 回調査以前に抗体検査を受検したかどうかを調査している。一方で、FBRCT は 2019 年 3 月以前・2019 年 4 月から 2020 年 2 月 14 日（WEBRCT の第 1 回調査の調査終了時点）・2020 年 2 月 15 日以降のうち、いつ抗体検査を受検したかを調査している。第一の主要なアウトカム変数は時期に関わらず抗体検査を受検したら 1 を取るダミー変数である。また、時期に基づいたアウトカム変数は頑健性の分析で用いる。

第二のアウトカム変数は抗体検査を受検し、ワクチン接種をしたら 1 を取るダミー変数である。厚生労働省の政策目標は抗体を持っていない人がワクチン接種を受けることで抗体保有率を引き上げることである。したがって、このアウトカム変数に対するクーポン券の送付の効果を政策効果として解釈できる。

このアウトカム変数を作成するために、WEBRCT の第 2 回調査と FBRCT のワクチン接種に関する回答を用いる。WEBRCT の第 2 回調査は WEBRCT の第 1 回調査以降に接種したかどうか、もしくは抗体があることを確認したかどうかを調査している。FBRCT では、ワクチン接種をしたかどうか・抗体があることを確認したかどうかを識別することができる。とくに、ワクチン接種をした人については、抗体検査と同様にいつ接種したかを識別することができる。第二のアウトカム変数は、時期に関わらず抗体検査を受検し（第一のアウトカム変数で 1 となる）、かつ時期に関わらずワクチンを接種したと回答したら 1 を取るダミー変数である。また、時期に基づいたアウトカム変数は頑健性の分析で用いる。

表2はアウトカム変数の記述統計である¹⁸。2019 年度に自治体がクーポン券を送付した人の 28.7% が抗体検査を受検している一方で、2020 年度以降に自治体がクーポン券を送付した人の 11.8% が抗体検査を受検している。また、2019 年度に自治体がクー

¹⁸後述するが、FBRCT データは Facebook のユーザステータスで層化している。したがって、表2は加重平均を用いている。ただし、表1で示したアウトカム変数（パネル A）の平均はサーベイウエイトで重みづけていない。

表 2: アウトカム変数の記述統計

	2019 年度クーポン券自動送付対象か？						平均の差	p 値
	配布対象 (トリートメント)			非配布対象 (コントロール)				
	平均	標準誤差	N	平均	標準誤差	N		
抗体検査受検ダミー	0.287	0.008	5486	0.118	0.006	9258	0.168	0.000
抗体検査受検 × ワクチン接種ダミー	0.122	0.006	5486	0.055	0.003	9258	0.066	0.000

注) FBRCT データは層化ランダムサンプリングであるので、平均値はサーベイウエイトで重みづけた平均値を示している。また、重みづけ平均値の標準誤差は 100 個のブートストラップ標本を用いて計算した。

ン券を送付した人の 12% が抗体検査を受検し、ワクチンを接種している。一方で、2019 年度にクーポン券を自動的に受け取っている人の 5.6% が抗体検査を受検し、ワクチンを接種している。よって、単純な二群比較はクーポン券の送付が抗体検査の受検とワクチン接種を促進していることを示唆している。

両群で抗体検査の受検比率が抗体検査とワクチン接種を両方を受けた比率より低い。これはワクチンを接種する必要のない人の影響を大きく受けている。NIID によると、厚生労働省の追加対策の対象世代の抗体保有率は約 80% なので、ランダムサンプリングが成立している限り、抗体検査を受検した人の約 80% がすでに抗体を保有していることを確認しているはずである。言い換えれば、ワクチン接種が必要な人の割合は抗体検査受検率の 20% となる。2019 年度に自治体からクーポン券を送付されたグループでは、ワクチン接種率が抗体検査受検率の約 44% ($= 0.159/0.360$) である。一方、2019 年度に自治体からクーポン券を送付されていないグループでは、ワクチン接種率が抗体検査受検率の約 50% ($= 0.076/0.150$) である。どちらのグループも、NIID データから予測される比率より高い。

4 分析手法

我々は年齢によってトリートメントの割り当てが変化するシャープな RD デザインを用いる。2019 年度のクーポン券の送付は年齢によって割り当てが決まるので、表2のような単純な二群の比較はクーポン券の送付効果だけでなく、年齢の影響を含んでいる。RD デザインはトリートメントの割り当ての境界付近の年齢層におけるクーポン券の送付効果を識別できるので、年齢の影響を排除できる。

RD デザインで因果効果を識別するとき、意思決定者がトリートメントの割り当てを決めるランニング変数を操作できないという前提を置く必要がある。これが成り立たないならば、トリートメントの自己選択によって、境界線付近の観察可能もしくは不可観な特徴が二群で異なり、RD デザインで識別される効果は自己選択の影響を含んでし

まう。しかしながら、我々は年齢（もしくは月齢）をランニング変数として用いる。意思決定者はトリートメントの自己選択のために年齢を操作することができないので、我々の研究ではランニング変数の操作による影響を排除できる¹⁹。

Lee and Card (2008) にしたがって、RD デザインにおける識別戦略を示す。個人 i の年齢（月齢）を A_i とする。 A_i は離散変数であり、 $A_i \in \{a_1, \dots, a_j\}$ の値を取る。2019 年度に自治体がクーポン券を送付することを示す二値のトリートメント変数 D_i は $D_i = 1[A_i \leq c]$ となる。 A_i が年齢のとき、カットオフ値は $c = 46$ である。また、 A_i が月齢のとき、カットオフ値は $c = 563$ である。トリートメントを受けるときとそうでないときの潜在的なアウトカムをそれぞれ $(Y_i(1), Y_i(0))$ とする。このとき、潜在的なアウトカムの条件付き期待値を以下のような関数形で表現できると仮定する。

$$E[Y_i(1)|A_i = a_j] = \alpha_1 + h_1(a_j - c), \quad (1)$$

$$E[Y_i(0)|A_i = a_j] = \alpha_0 + h_0(a_j - c). \quad (2)$$

ここで、 $h(\cdot)$ は連続関数であり、 $h_1(0) = h_0(0) = 0$ とする。

以上の式を用いて、観測されるアウトカム変数 Y_i の条件付き期待値は以下のように書ける

$$E[Y_i|A_i = a_j] = E[Y_i(0) + D_i(Y_i(1) - Y_i(0))|A_i = a_j] \quad (3)$$

$$= \alpha_0 + h_0(a_j - c) + \tau D_j + D_j[h_1(a_j - c) - h_0(a_j - c)]. \quad (4)$$

ここで、 $\tau = \alpha_1 - \alpha_0$ 、 $D_j = 1[a_j \leq c]$ である。したがって、推定するモデルは

$$Y_i = \alpha_0 + h_0(a_j - c) + \tau D_j + D_j[h_1(a_j - c) - h_0(a_j - c)] + \epsilon_i \quad (5)$$

ここで、 $\epsilon_i = Y_i - E[Y_i|A_i = a]$ である。 A_i が決まれば、 D_i は一意に決まるので、 $E[\epsilon_i|D_i, A_i] = E[\epsilon_i|A_i] = 0$ となる。したがって、我々は τ を識別でき、このパラメータは $A_i = c$ で条件づけたクーポン券の送付効果 $E[Y_i(1) - Y_i(0)|A_i = c]$ と解釈できる。

¹⁹トリートメントの自己選択が生じていないことは年齢（補論Aの図12）と月齢（補論Aの図13）の分布からも確認できる。もしトリートメントを積極的に受けたいと考えている人が大多数ならば、境界線付近のコントロールグループの観測数が極端に少なくなり、トリートメントグループの観測数が極端に多くなるはずである。しかしながら、これらの図はランニング変数の分布がトリートメントの境界線付近で非連続になっていないことを確認できる。また、年齢という点で我々のデータの代表性が保たれていることを確認するために、補論Aの図14に2015年の国勢調査の人口の相対頻度と我々のデータセットの回答者の年齢の相対頻度をプロットした。我々のデータの相対頻度は国勢調査のそれと十分に近似している。

我々は $h_d(a_h - c)$ を多項式関数で近似する。すなわち、

$$h_0(a_j - c) = \sum_{p=1}^P \beta_{0p} (a_j - c)^p, \quad (6)$$

$$h_1(a_j - c) = \sum_{p=1}^P \beta_{1p} (a_j - c)^p. \quad (7)$$

よって、式(5)を以下のように書き換える。

$$Y_i = \alpha_0 + \tau D_j + \sum_{p=1}^P \beta_{0p} (a_j - c)^p + \sum_{p=1}^P \beta_p D_j (a_j - c)^p + \epsilon_i. \quad (8)$$

ここで、 $\beta_p = \beta_{1p} - \beta_{0p}$ である。我々は式(8)をパラメトリックとノンパラメトリックに推定する。Gelman and Imbens (2019) の提案に従い、次数の最大値は $P = 2$ とする。ノンパラメトリック推定の場合、我々は適切なバンド幅 h のもとで $c - h \leq A_i \leq c + h$ を満たすサンプルを用いて、式(8)を局所線形回帰で推定する。カーネルウェイト $K((a_j - c)/h)$ を計算するために必要なカーネル密度関数 $K(\cdot)$ は一様分布を用いる。

また、FBRCT データは Facebook アクティブユーザーかどうかで層化し、各層でランダムにサンプリングしている。したがって、サンプルの代表性を保つために、ウェイトつきの最小二乗法でパラメータを推定する必要がある。ここで、 w_{ijf} を年齢 a_j であり、Facebook のアクティブユーザーのステータスが f である回答者 i に対するウェイトとする。また、 Q_f を母集団における Facebook アクティブユーザーの比率とし、 H_f を FBRCT データにおける Facebook アクティブユーザーの比率とする。Wooldridge (2010) にしたがって、次のようにサーベイウェイトを作成する。WEBRCT データの回答者ならば、 $w_{ijf} = 1$ とする。FBRCT データの回答者が Facebook のアクティブユーザーならば、 $w_{ijf} = Q_f/H_f$ とする。FBRCT データの回答者が Facebook のアクティブユーザーでないならば、 $w_{ijf} = (1 - Q_f)/(1 - H_f)$ とする。調査設計により、 $H_f = 0.8$ である。WEBRCT データはランダムサンプリングをしているので、WEBRCT データにおける Facebook アクティブユーザーの比率は母集団のそのの不偏推定量となる。したがって、母集団における Facebook アクティブユーザーの比率 Q_f は WEBRCT データの Facebook アクティブユーザーの比率を用いる（表1より、 $Q_f = 0.26$ ）。

統計的推論に必要な標準誤差の推定するとき、Lee and Lemieux (2010) は不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用することを推奨している。また、ランニング変数が離散であるとき、過去の研究の多くはモデルの misspecification (Lee and Card, 2008) に対する頑健な推論を行う手段として、各点でクラスターした頑健標準誤差を使用されてきた。し

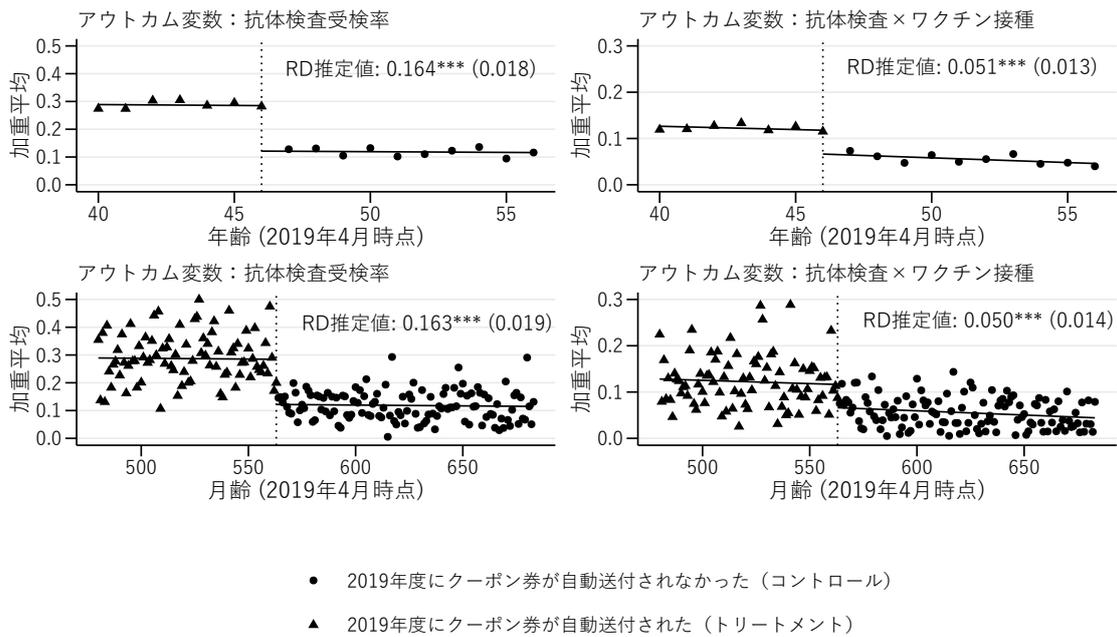


図4: パラメトリック推定によるクーポン券送付の効果。注) 第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。図中に示した RD 推定値の有意水準は次の規則に従う: *** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

かしながら、Kolesár and Rothe (2018) はその使用を推奨していない。それに従い、本研究はクラスター頑健標準誤差を用いない。

5 分析結果

5.1 パラメトリック推定の結果

図4は1次多項式で大域的に近似させ、抗体検査とワクチン接種に対する RD 効果を推定した結果である。その結果、クーポン券の送付は抗体検査の受検率を約 16% ポイント高めていて、これは統計的に有意である。さらに、クーポン券の送付は抗体検査の受検とワクチン接種の両方を約 5% ポイント高めていて、これも統計的に有意である。この結果は月齢に変えても変化しない。また、共変量や近似する多項式の次数を増やしても、RD 効果の推定値は大きく変化しない（補論Aの表3と表4）²⁰。したがって、クーポン券の送付は 46 歳男性の抗体保有率を約 5% ポイント高めたと解釈できる。厚生労働省は今回の風しん対策で抗体保有率を 80% から 90% に引き上げることを目標としているので、RD 効果は厚生労働省の目標の 50% を達成したことを示唆している。

²⁰ 多項式関数の次数によってデータの当てはまり具合を示す R^2 値はほとんど変化しないので、1次多項式で十分に我々のデータを説明できている。

抗体検査の受検率に対する効果がワクチン接種率に対する効果より大きいことは自然に解釈できる。NIID データによると、仮に抗体検査の受検の意思決定がランダムならば、抗体検査を受検した人の約 80% は風しんの抗体をすでに保有しているため、ワクチンを接種する必要がない。言い換えれば、クーポン券の送付によって約 16% の人が抗体検査を受検することを促されたが、そのうち約 80% がワクチンを接種する必要がない。したがって、抗体検査によって抗体を持っていないことが判明したすべての人がワクチンを接種するならば、クーポン券の送付によって、抗体検査とワクチン接種の両方を受ける確率は 3.2% ポイント高めるはずである。しかしながら、抗体検査とワクチン接種の両方を受ける確率に対する RD 効果は約 6% ポイントであり、NIID データから予測される効果よりも大きい。これは抗体を持っていないと信じている人が抗体検査を受検していることを示唆している。

抗体検査によって抗体を持っていることが明らかになった人をワクチン接種した人とみなして、クーポン券の送付の RD 効果を推定した結果を補論Aの表3の三つ目のパネルに示した（月齢をランニング変数とした分析は補論Aの表4）。結果として、推定された RD 効果は抗体検査の受検に対する RD 効果と非常に近い値を取る。これは抗体検査を受検した人のほとんどがすでに抗体を持っていることが判明した人がワクチン接種をした人に分類できることを示唆している。言い換えれば、抗体検査によってワクチンを接種する必要のあるにも関わらず、調査時点でワクチン接種をしていない人は少数である。

ただし、WEBRCT の第 1 回調査以降の抗体検査やワクチン接種は我々のナッジメッセージ開発プロジェクトの影響を含んでいる可能性がある。この点を排除するために、図5は FBRCT データを用いて、4 月から WEBRCT の第 1 回調査までに抗体検査を受けたかどうかと抗体検査とワクチン接種の両方を受けたかどうかに対するクーポン券の自動送付の効果を推定した。結果として、クーポン券の送付は抗体検査の受検率を約 14% ポイント高め、抗体検査とワクチン接種の両方を受ける確率を約 5% ポイント高めた。これらの結果は共変量や多項式関数の次数に対して頑健である（補論Aの表5）。

抗体検査の受検に対する効果は図4より小さい。これは時期による影響である。図4は 2019 年 4 月から 2020 年 3 月までの抗体検査の受検行動をアウトカムとしている一方で、図5は 2019 年 4 月から 2020 年 1 月までの抗体検査の受検行動をアウトカムとしている。仮に 1 カ月当たりの抗体検査の受検率が常に一定であると仮定して、図5で示した RD 効果を用いると、2020 年 3 月までの抗体検査の受検行動に対する効果を $0.168 (= 0.14 * 12/10)$ と予測できる。この予測値は図4で示した抗体検査の受検に対する RD 効果と近似している²¹。

²¹抗体検査を受けた時期やワクチンを接種した時期の回答は回答者のリコールバイアスを伴っている可能性が高い。この問題点を回避し、ナッジメッセージ開発プロジェクトの影響を排除するために、WEBRCT

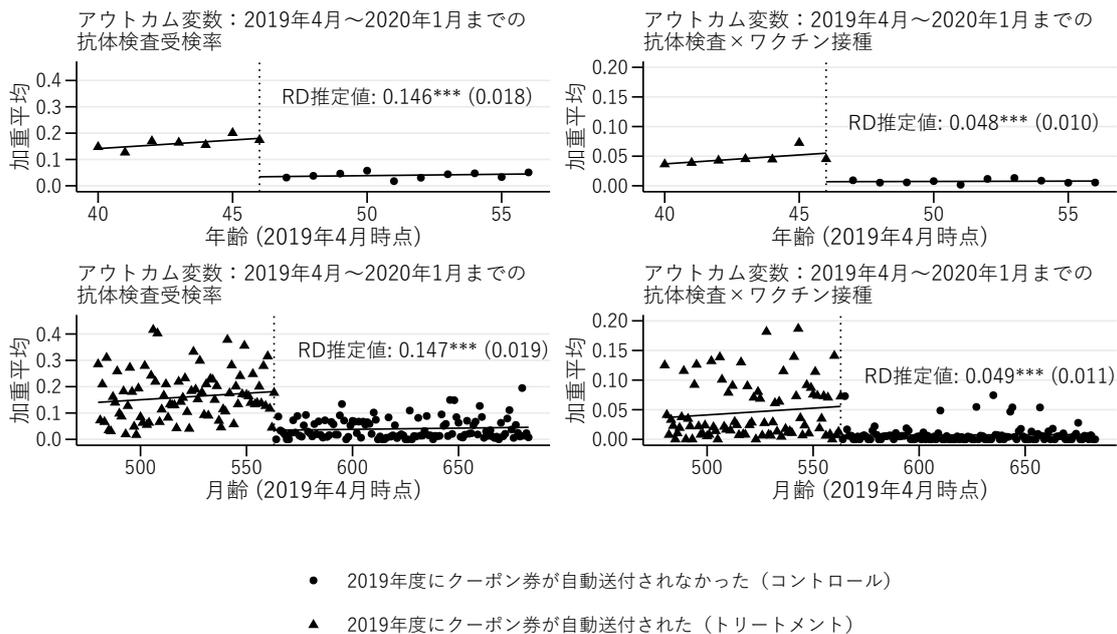


図5: パラメトリック推定による2019年4月から2020年1月の行動に対するクーポン券送付の効果。注) 第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。図中に示したRD推定値の有意水準は次の規則に従う: *** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

5.2 頑健性の検討

5.2.1 ノンパラメトリック推定の結果

局所線形回帰によるノンパラメトリックな手法で、クーポン券の送付効果を推定する。そのとき、1次多項式で年齢の影響を近似し、ウェイトはサーベユェイトとカーネルウェイトの積を用いる。カーネルウェイトを構築する密度関数として一様分布を用いる。ただし、多項式の次数を増やした場合やカーネルウェイトの密度関数を三角分布に変えた場合でも、結論は変わらない。

図6の第1列は年齢をランニング変数としたノンパラメトリック推定によるクーポン券の送付の効果であり、バンド幅の変更によって推定値がどの程度変化するかを示している。赤の破線はパラメトリックなRD効果を示している(表3の列(1))。ノンパラメ

第1回調査を用いる。WEBRCTの第1回調査はすでに抗体検査を受検したかどうか・ワクチンを接種したかどうかを調査している。補論Aの図15はこれら二つの変数を用いて、クーポン券の送付効果を推定した結果である。1次多項式関数で近似するとき、RD効果は抗体検査の受検率を約16%ポイント高め、抗体検査とワクチン接種の両方を受ける確率を約6%ポイント高める。この結果は共変量の有無に対して頑健であるが、多項式関数の次数を増やすと、推定値は大きく変化する(補論Aの表6)。とくに、多項式関数の次数が2であるとき、クーポン券の送付は抗体検査とワクチン接種の両方を受ける確率を約4.7%ポイント高めるが、これは統計的に非有意である(補論Aの表6の二つ目のパネルの列(2))。この頑健性の分析結果は月齢をランニング変数にしても変化しない(補論Aの表6の三つ目と四つ目のパネル)。

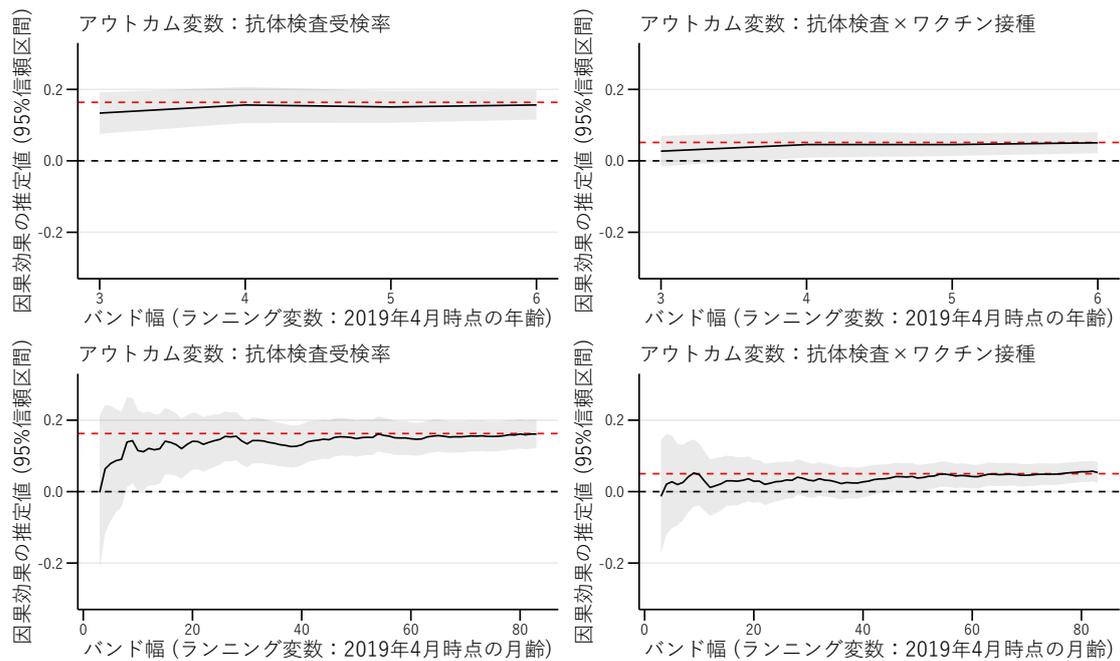


図6: 各バンド幅におけるクーポン券送付効果のノンパラメトリック推定の結果。注) 第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。1次関数で近似し、カーネル密度関数は一様分布を用いた。赤色の破線はクーポン券自動送付の効果のパラメトリック推定の結果である(ただし、共変量はコントロールしていない)。

リックなRD効果の大きさはパラメトリックなRD効果と近似していて、バンド幅の変更によって大きく変化しない。月齢をランニング変数として同じ方法で推定した結果を図6の第2列に示した。バンド幅を広げると、ノンパラメトリックなRD効果はパラメトリックなものに似た値を取るようになる。さらに、バンド幅の拡大は観測数を増やすので、RD効果の95%信頼区間も小さくなる(すなわち、RD効果は統計的に5%水準で有意となる)。

図6のアウトカム変数はWEBRCTの第1回調査以降の抗体検査やワクチン接種を含んでいるので、我々のナッジメッセージ開発プロジェクトの影響を含んでいる可能性がある。そこで、その影響を取り除くために、図7はFBRCTデータを用いて、2019年4月から2020年1月(WEBRCTの第1回調査)までに抗体検査を受けたかどうかと抗体検査とワクチン接種の両方を受けたかどうかに対するクーポン券の送付効果をノンパラメトリックに推定した。結果として、バンド幅の選択に関わらず、パラメトリック推定と非常に近い推定値を得られた²²。

²²先に述べたように、抗体検査を受けた時期やワクチンを接種した時期の回答は回答者のリコールバイアスを伴っている可能性が高い。この問題点を回避し、ナッジメッセージ開発プロジェクトの影響を排除するために、WEBRCT第1回調査を用いる。補論Aの図16はWEBRCTの第1回調査のデータを用いて、抗

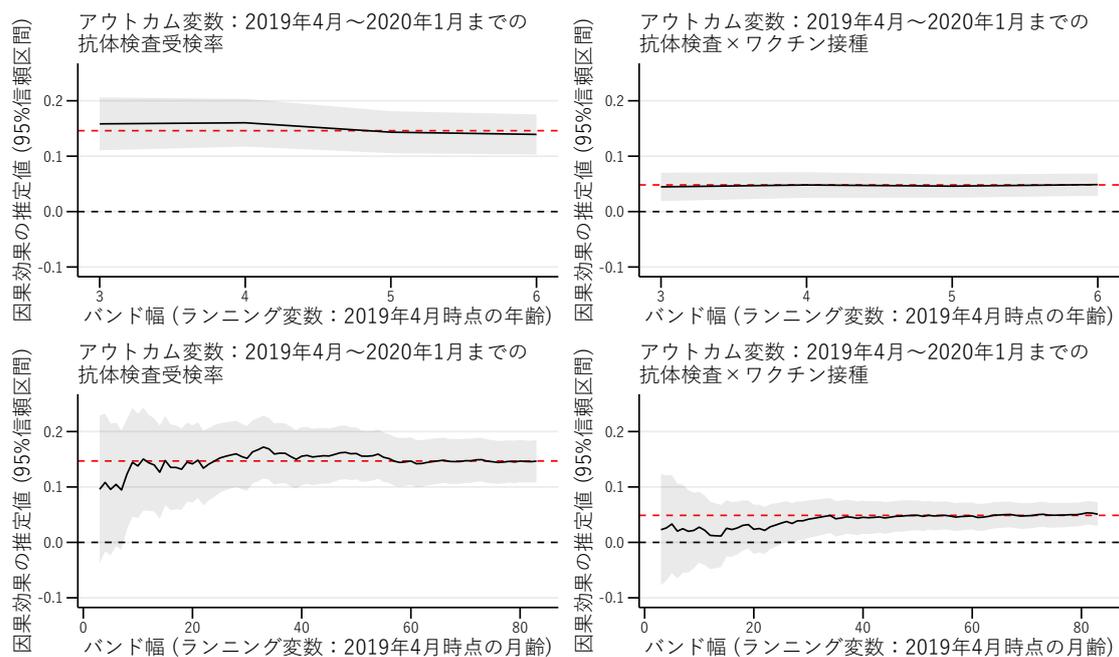


図7: 各バンド幅における2019年4月～2020年1月の行動に対するクーポン券送付効果のノンパラメトリック推定の結果。注) 第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。1次関数で近似し、カーネル密度関数は一様分布を用いた。赤色の破線はクーポン券自動送付の効果のパラメトリック推定の結果である(ただし、共変量はコントロールしていない)。

5.2.2 処置前の成果変数の非連続性

主要なアウトカムは2019年3月以前の抗体検査の受検の影響を含んでいる。クーポン券の配布が始まったのは2019年4月以降なので、これは処置前の成果変数として境界線上で連続している必要がある。補論Bの図17はFBRCTデータのみを用いて、4月以前に抗体検査を受検したかどうかのクーポン券の送付効果を推定した。結果として、処置前成果変数の境界線上の非連続性は統計的に非有意である。この結果はランニング変数・共変量・多項式近似の次数に対して頑健である。(補論Bの表10)。また、ノンパラメトリック推定でも、同じ結果が得られる(補論Bの図18)。

5.2.3 共変量の非連続性

2019年度クーポン券送付対象かどうかが決まる境界付近で、共変量が非連続になっているならば、RDデザインで推定した効果はクーポン券の効果だけでなく、共変量の影響
 体検査の受検確率と抗体検査とワクチン接種の両方を受ける確率に対するクーポン券の送付効果をノンパラメトリックに推定した。これまでのノンパラメトリック推定の結果と同様に、バンド幅を広げると、推定値はパラメトリック推定の結果と近い値を取り、その95%信頼区間の幅も小さくなる。

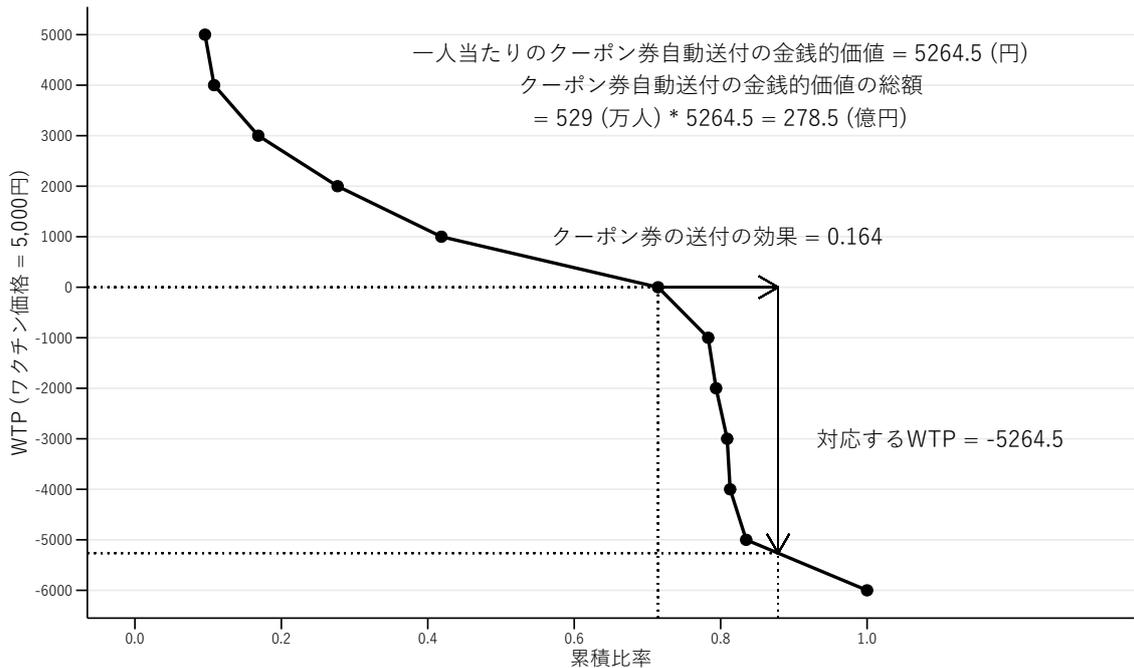


図 8: 風しんワクチンの需要曲線。注) WEBRCT 第 1 回調査のデータで、まだ抗体検査を受検していない人に限定した。

を含んでいる。したがって、共変量は境界線付近で連続している必要がある。補論Bの図19に年齢をランニング変数とした共変量の非連続性の検定の結果を示した。その結果、共変量は境界線付近で連続であった。この結果はランニング変数を月齢に変更しても変わらない(補論Bの図20)。よって、RD デザインで推定した効果は共変量の影響を受けていない。

5.3 クーポン券の金銭的価値

クーポン券送付の効果を金銭的な価値で評価することを試みる。そのために、WEBRCT の第 1 回調査で調査したワクチン接種の支払意思額を用いる。ワクチンの価格は 5000 円と仮定して、我々は、自治体の補助金額が s_j のとき、ワクチン接種をするかどうかを調査した。補助金額は $s_j \in \{0, 1000, 2000, \dots, 10000\}$ とした。回答者 i が接種すると回答した最低の補助金額を s_i^{\min} とする。回答者 i が接種しないと回答した最高の補助金額を s_i^{\max} とする。このとき、回答者 i の支払意思額は $[5000 - s_i^{\min}, 5000 - s_i^{\max})$ の範囲内で識別される²³。したがって、追加の仮定を置かない限り、ワクチン接種の需要曲線はステップワイズな曲線となり、メッセージの金銭的価値は範囲で得られる。

²³ 回答者がすべての補助金額 s_j のときの接種しないと回答したならば、 $s_i^{\max} = 10000$ である。しかしながら、 s_i^{\min} はデータで定義できない。そこで、 $s_i^{\min} = 11000$ と仮定した。

メッセージの金銭的価値を点推定するために、我々は支払意思額が $[5000 - s_i^{\min}, 5000 - s_i^{\max})$ の範囲で識別されるとき、真の支払意思額はその範囲内で一様に分布することを仮定する。このとき、ステップワイズなワクチン接種の需要曲線は線型補間される。図8はこの仮定のもとで、WEBRCT 第1回調査の時点で抗体検査を受検していない人に限定した風しんワクチン接種の需要曲線である。我々はこの需要曲線を用いて、メッセージの金銭的価値を算出する。

クーポン券送付の金銭的な価値を次のように計算する。はじめに、ベースラインとなる均衡点を決める。風しんのワクチン接種は無料で受けられるので、ワクチンの供給曲線はゼロで水平である。したがって、ベースラインの均衡点の支払意思額はゼロであり、接種割合は約 0.715 である。次に、接種割合をベースラインの均衡点からクーポン券送付の効果分だけ増やすとき、需要曲線上で対応する支払意思額を見つける。その支払意思額はクーポン券送付の効果分だけ増やすのに必要な自治体の追加的な補助金額であり、それがナッジメッセージの一人当たりの金銭的価値である。たとえば、ベースラインの均衡点の接種割合とクーポン券送付の効果の和が 0.8 であるとき、需要曲線上で対応する支払意思額は約 -2413 円である。すなわち、クーポン券送付の効果分だけ接種割合を増やすために、自治体は一人当たり約 2413 円の追加的な補助金を支払う必要がある。

抗体検査を受検した人のほとんどは抗体を保有していたか、ワクチンを接種している。これは、抗体を保有していないことが分かったとき、抗体検査を受検した人はワクチンを接種する。したがって、我々は抗体検査の受検に対する効果をワクチン接種の効果として用いる。クーポン券の送付効果は 0.164 なので、その効果分だけ接種割合を増やすために、自治体は一人当たり約 5264 円である。1 ドル 110 円とし、この価値を米ドルに換算すると、47.9 ドルである。また、クーポン券送付の金銭的価値の総額は一人当たりの金銭的価値と 2019 年度に発行されたクーポン券をまだ利用していない人数の積で得られる。厚生労働省より、2019 年度にクーポン券が発行されたにもかかわらず、1 月時点で抗体検査のクーポン券を利用していない人は約 529 万人である。この値を用いると、金銭的価値の総額は約 278 億円である。米ドルに換算すると、約 253 万ドルである。

5.4 メカニズムの検討

なぜクーポン券の自動送付が抗体検査の受検とワクチン接種を促進したのだろうか。2019 年度にクーポン券が配布されない男性は本人の希望でクーポン券を受け取ることができるので、厚生労働省の追加対策の対象の男性のすべてがクーポン券制度を認知

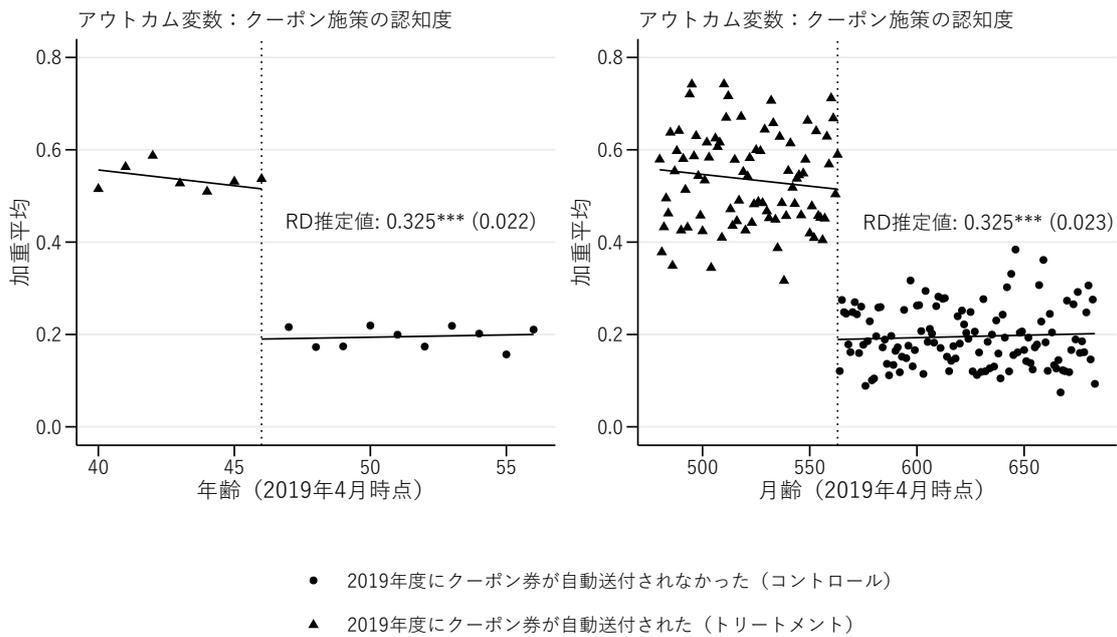


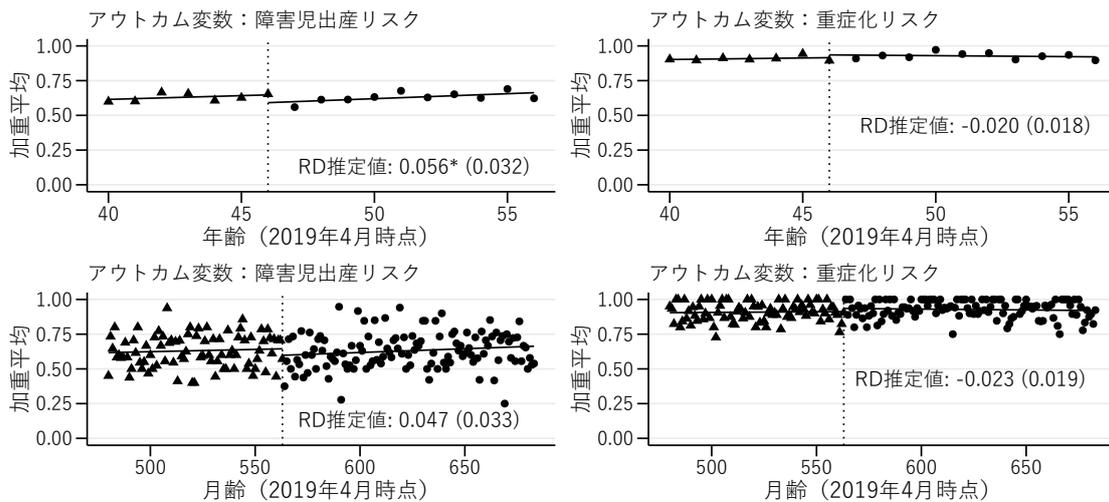
図9: パラメトリック推定によるクーポン施策の認知度に対するクーポン券送付の影響。
 注) 左側のパネルのランニング変数は年齢であり、右側のパネルのランニング変数は月齢である。図中に示した RD 推定値の有意水準は次の規則に従う: *** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

し、風しんに関する知識を完全に保有していて、その取得コストがないのであれば、クーポン券の自動送付は抗体検査の受検やワクチン接種を促進するような効果はないはずである。

そこで、我々は二つの仮説を立てて、それを検証するメカニズム分析を行う。第一の仮説は、そもそも厚生労働省の追加対策の認知度が低かったというものである。もしそうならば、クーポン券を受け取っていない人は風しんの抗体検査とワクチン接種を無料で受けられるということを知らなかった可能性がある。第二の仮説は、クーポン券を受け取った人は風しんに対する知識が更新され、風しんに対する抗体を持つことの価値が高まるというものである。

第一の仮説を検証するために、図9はクーポン施策の認知度に対する効果をパラメトリックに推定した結果である。クーポン施策の認知度は WEBRCT の第1回調査と FBRCT データで取得できる。ランニング変数の選択に関わらず、クーポン券の自動送付によって厚生労働省のクーポン施策を認知している人の割合を約 32.5% ポイント増やした。また、この結果は共変量や多項式近似の次数に対して頑健である (補論Aの表7)。

第二の仮説を検証するために、クーポン券の送付が風しんの知識にどのような影響を与えたかを分析する。WEBRCT の第1回調査は「風しんに感染すると、重症化しな



- 2019年度にクーポン券が自動送付されなかった（コントロール）
- ▲ 2019年度にクーポン券が自動送付された（トリートメント）

図 10: パラメトリック推定による風しんの知識に対するクーポン券送付の影響。注) WEBRCT 第 1 回調査データのみを使用した。第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。図中に示した RD 推定値の有意水準は次の規則に従う：*** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

い」という文章と「妊娠初期の女性が風しんに感染すると、障害児を出産する可能性がある」という文章が正しいかどうかを回答者に質問した。ここでは、最初の文章が正しくないという回答したら 1 を取るダミー変数（重症化リスク）と二つ目の文章が正しいと回答したら 1 を取るダミー変数（障害児出産リスク）の二つのアウトカム変数を作成し、それらに対するクーポン券送付の効果を推定する。

図10はパラメトリック推定の結果である。重症化リスクの認知に対するクーポン券送付の効果は統計的に非有意である。この結果は共変量・多項式近似の次数に対して頑健である（補論Aの表8）。また、障害児出産リスクの認知に対するクーポン券送付の効果は不安定である。年齢をランニング変数とすると、障害児出産リスクの認知に対する効果は 5.6% ポイントであり、統計的に 10% 水準で有意である。この効果の大きさは共変量・多項式近似の次数で変動するものの、ほとんどの RD 推定値は統計的に有意である（補論Aの表8の一つ目のパネル）。しかしながら、月齢をランニング変数とすると、効果は統計的に非有意である（補論Aの表8の三つ目のパネル）。

WEBRCT の第 1 回調査は「40 代・50 代が風しんに感染する確率はどれくらいですか」という調査も行っている。この回答はクーポン券の送付が風しんの知識に与える影響を分析するためのアウトカム変数として使用できる。図11はパラメトリック推定の結

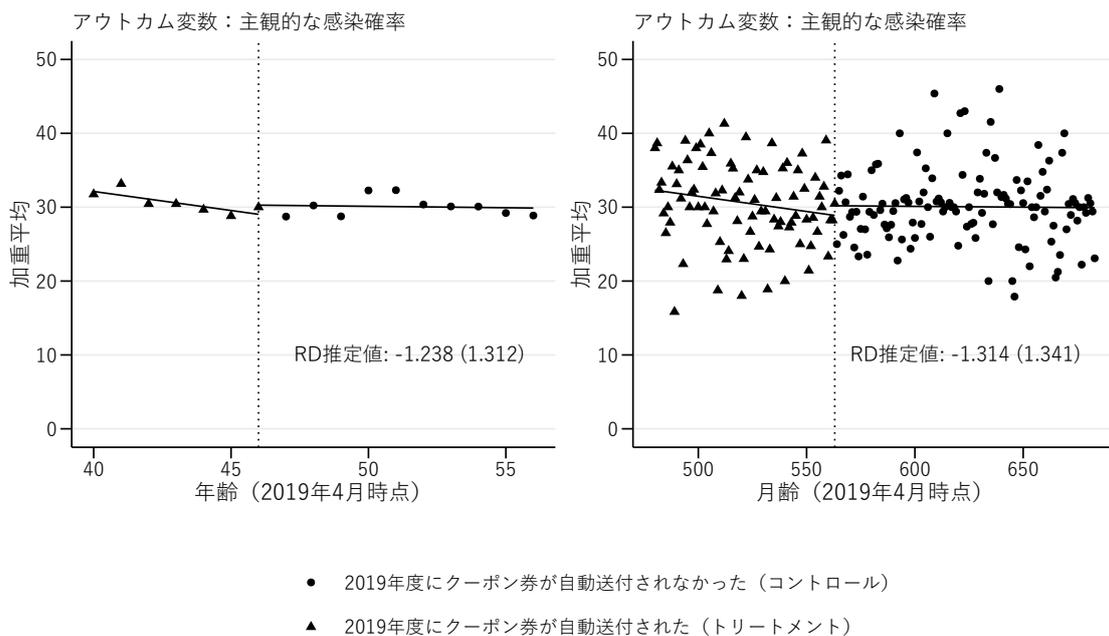


図 11: パラメトリック推定による主観的な感染確率に対するクーポン券送付の影響。注) 左側のパネルのランニング変数は年齢であり、右側のパネルのランニング変数は月齢である。図中に示した RD 推定値の有意水準は次の規則に従う: *** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

果である。この結果は多項式の次数・共変量に対して頑健である（補論Aの表9）。しかしながら、境界線付近で主観的な感染確率は非連続になっていないので、クーポン券の送付は自身の世代が風しんに感染しやすいというような知識を形成するに至らなかったと考えられる。

以上の分析から第一の仮説が支持されることが示唆される。すなわち、厚生労働省の追加対策の認知度は低く、クーポン券を受け取っていない人は抗体検査やワクチン接種を無料で受けられることを知らなかった可能性がある。また、クーポン券を送付することで風しんに対する抗体を持つことの価値を高めたという第二の仮説は支持されない。仮に、クーポン券を送付することで障害児出産リスクの認知度が高まったとしても、その効果は限定的であり、抗体検査の受検確率を高めた効果を説明しきれない。

6 議論と結論

我々は 2019 年度から実施されている厚生労働省の風しんワクチンのクーポン券施策の効果を検証した。厚生労働省は、1962 年 4 月 2 日から 1979 年 4 月 1 日に生まれた男性に対して、風しんの抗体検査とワクチン接種を無料で受けられるクーポン券を段階的に発

行した。2019 年度では、40 歳から 46 歳の男性に無料クーポン券が自動的に送付された。47 歳から 57 歳の男性は 2020 年 4 月以降にクーポン券が送付されるが、本人の希望もしくは市区町村の判断によって 2020 年 3 月までに無料クーポン券を受け取ることができた。我々はクーポン券の自動送付が年齢によって異なることを利用して、回帰不連続デザインによってクーポン券の自動送付の効果を推定した。

主な結果は二つある。第一に、クーポン券の送付は抗体検査の受検率を約 16% ポイント高めるとともに、抗体検査とワクチン接種の両方を受けた確率を約 5.1% ポイント高めることが分かった。厚生労働省の政策目標は抗体保有率を 10% ポイント高める (80% から 90%) ことなので、我々の推定値はクーポン券の送付が政策目標の 50% を達成する効果を持っている可能性を示唆している。また、風しんのワクチン接種に対する支払意思額の回答を利用して、クーポン券送付の経済的価値を見積もると、クーポン券を送付することは一人当たり約 5,000 円の価値があることが分かった。

第二に、クーポン券の送付は厚生労働省のクーポン施策の認知度を高めた一方で、風しん自体の知識を高める影響は観察されなかった。この結果は抗体検査やワクチン接種を無料で受けられるという情報を提供する手段としても機能していたことを示唆している。また、実証分析で示すことはできないが、クーポン券はワクチン接種が無料であるという情報を提供する手段として働いたと同時に、クーポン券の取得コストを大きく抑えている可能性が高い。2019 年度クーポン券送付対象外の男性は本人の希望でクーポン券を発行できるが、その手続きの方法が分からないなどの理由で、取得コストが十分に高いと予想される。クーポン券の自動送付はそのような取引費用を抑えていると考えられる。まとめると、クーポン券の自動送付はその取得コストを下げる手段としてだけでなく、抗体検査やワクチン接種を無料で受けられるという情報を提供する手段としても機能していたので、抗体検査受検とワクチン接種を促進した。

さらに、クーポン券が風しん自体に関する知識に影響を与えなかったという結果は、クーポン券に「妊婦が感染すると障害児が生まれやすい」というようなメッセージを加えることによって、クーポン券が抗体検査率やワクチン接種率をより高められることを示唆している。我々のナッジメッセージ開発プロジェクトはオンライン調査上でナッジメッセージの効果を RCT によって検証した。その結果、2019 年度にクーポン券をもらっている人について、「妊婦が感染すると障害児が生まれやすい」を強調するようなメッセージは抗体検査やワクチン接種を促進することを明らかにした (加藤 et al., 2022)。この結果はクーポン券とナッジメッセージを組み合わせた政策の有効性を示唆している。また、この政策的な含意は COVID-19 に対するワクチンにも当てはまる。Sasaki et al. (2022) は COVID-19 のワクチン接種を促進するために有効なメッセージを開発して

いる。クーポン券の送付時にナッジメッセージを同封した政策の効果を検証することが将来の課題である。

参考文献

- Banerjee, A.V., Duflo, E., Glennerster, R., Kothari, D., 2010. Improving immunisation coverage in rural India: Clustered randomised controlled evaluation of immunisation campaigns with and without incentives. *BMJ* 340, c2220–c2220. doi:10.1136/bmj.c2220
- Barber, A., West, J., 2022. Conditional cash lotteries increase COVID-19 vaccination rates. *Journal of Health Economics* 81, 102578. doi:10.1016/j.jhealeco.2021.102578
- Barham, T., Maluccio, J.A., 2009. Eradicating diseases: The effect of conditional cash transfers on vaccination coverage in rural Nicaragua. *Journal of Health Economics* 28, 611–621. doi:10.1016/j.jhealeco.2008.12.010
- Baylis, P., Boomhower, J., 2021. Mandated vs. Voluntary Adaptation to Natural Disasters: The Case of U.S. Wildfires (No. w29621). National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA. doi:10.3386/w29621
- Benartzi, S., Beshears, J., Milkman, K.L., Sunstein, C.R., Thaler, R.H., Shankar, M., Tucker-Ray, W., Congdon, W.J., Galing, S., 2017. Should Governments Invest More in Nudging? *Psychol Sci* 28, 1041–1055. doi:10.1177/0956797617702501
- Brehm, M., Brehm, P., Saavedra, M., 2021. The Ohio Vaccine Lottery and Starting Vaccination Rates. *American Journal of Health Economics*. doi:10.1086/718512
- Bronchetti, E.T., Huffman, D.B., Magenheimer, E., 2015. Attention, intentions, and follow-through in preventive health behavior: Field experimental evidence on flu vaccination. *Journal of Economic Behavior & Organization* 116, 270–291. doi:10.1016/j.jebo.2015.04.003
- Burszty, L., Fiorin, S., Gottlieb, D., Kancz, M., 2019. Moral Incentives in Credit Card Debt Repayment: Evidence from a Field Experiment. *Journal of Political Economy* 127, 1641–1683. doi:10.1086/701605
- Campos-Mercade, P., Meier, A.N., Schneider, F.H., Meier, S., Pope, D., Wengström, E., 2021. Monetary incentives increase COVID-19 vaccinations. *Science* eabm0475. doi:10.1126/science.abm0475
- Chapman, G.B., Li, M., Colby, H., Yoon, H., 2010. Opting In vs Opting Out of Influenza Vaccination. *JAMA* 304, 43. doi:10.1001/jama.2010.892
- Chetty, R., Looney, A., Kroft, K., 2009. Salience and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review* 99, 1145–1177. doi:10.1257/aer.99.4.1145
- Dai, H., Saccardo, S., Han, M.A., Roh, L., Raja, N., Vangala, S., Modi, H., Pandya, S., Sloyan, M., Croymans, D.M., 2021. Behavioural nudges increase COVID-19 vaccinations. *Nature*

- 597, 404–409. doi:10.1038/s41586-021-03843-2
- DellaVigna, S., Linos, E., 2020. RCTs to Scale: Comprehensive Evidence from Two Nudge Units (No. w27594). National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA. doi:10.3386/w27594
- Gelman, A., Imbens, G., 2019. Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs. *Journal of Business & Economic Statistics* 37, 447–456. doi:10.1080/07350015.2017.1366909
- Hallsworth, M., List, J.A., Metcalfe, R.D., Vlaev, I., 2017. The behavioralist as tax collector: Using natural field experiments to enhance tax compliance. *Journal of Public Economics* 148, 14–31. doi:10.1016/j.jpubeco.2017.02.003
- Ibuka, Y., Li, M., Vietri, J., Chapman, G.B., Galvani, A.P., 2014. Free-Riding Behavior in Vaccination Decisions: An Experimental Study. *PLoS ONE* 9, e87164. doi:10.1371/journal.pone.0087164
- Kahneman, D., Knetsch, J.L., Thaler, R.H., 1990. Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem. *Journal of Political Economy* 98, 1325–1348. doi:10.1086/261737
- 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
- Kolesár, M., Rothe, C., 2018. Inference in Regression Discontinuity Designs with a Discrete Running Variable. *American Economic Review* 108, 2277–2304. doi:10.1257/aer.20160945
- Lee, D.S., Card, D., 2008. Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics* 142, 655–674. doi:10.1016/j.jeconom.2007.05.003
- Lee, D.S., Lemieux, T., 2010. Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature* 48, 281–355. doi:10.1257/jel.48.2.281
- Milkman, K.L., Patel, M.S., Gandhi, L., Graci, H.N., Gromet, D.M., Ho, H., Kay, J.S., Lee, T.W., Akinola, M., Beshears, J., Bogard, J.E., Bottenheim, A., Chabris, C.F., Chapman, G.B., Choi, J.J., Dai, H., Fox, C.R., Goren, A., Hilchey, M.D., Hmurovic, J., John, L.K., Karlan, D., Kim, M., Laibson, D., Lambertson, C., Madrian, B.C., Meyer, M.N., Modanu, M., Nam, J., Rogers, T., Rondina, R., Saccardo, S., Shermohammed, M., Soman, D., Sparks, J., Warren, C., Weber, M., Berman, R., Evans, C.N., Snider, C.K., Tsukayama, E., Van den Bulte, C., Volpp, K.G., Duckworth, A.L., 2021. A megastudy of text-based nudges encouraging patients to get vaccinated at an upcoming doctor’s appointment. *Proc Natl Acad Sci USA* 118, e2101165118. doi:10.1073/pnas.2101165118
- Moriwaki, D., Harada, S., Schneider, J., Hoshino, T., 2020. Nudging Preventive Behaviors in

- COVID-19 Crisis: A Large Scale RCT using Smartphone Advertising (No. DP2020-021), Keio-IES Discussion Paper Series. Institute for Economic Studies, Keio University, Tokyo, Japan.
- 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
- Plans-Rubió, P., 2012. Evaluation of the establishment of herd immunity in the population by means of serological surveys and vaccination coverage. *Human Vaccines & Immunotherapeutics* 8, 184–188. doi:10.4161/hv.18444
- Sasaki, S., Saito, T., Ohtake, F., 2022. Nudges for COVID-19 voluntary vaccination: How to explain peer information? *Social Science & Medicine* 292, 114561. doi:10.1016/j.socscimed.2021.114561
- Shu, S.B., Peck, J., 2011. Psychological ownership and affective reaction: Emotional attachment process variables and the endowment effect. *Journal of Consumer Psychology* 21, 439–452. doi:10.1016/j.jcps.2011.01.002
- Wooldridge, J.M., 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*, 2nd ed. ed. MIT Press, Cambridge, Mass.
- リチャード・セイラー, キャス・サンスティーン, 2009. 実践行動経済学：健康、富、幸福への聡明な選択. 日経 BP, 東京.
- 加藤大貴., 佐々木周作., 大竹文雄., 2022. 風しんの抗体検査とワクチン接種を促進するためのナッジ・メッセージの探求.

A 図表一覧

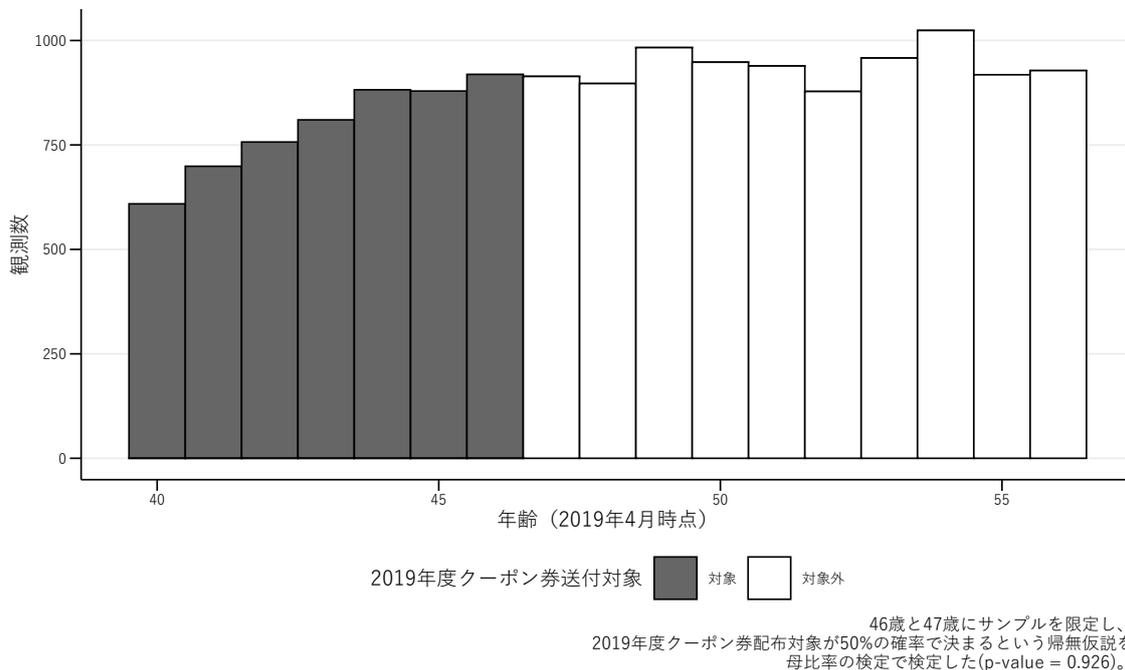


図 12: 2019 年 4 月時点の年齢のヒストグラム

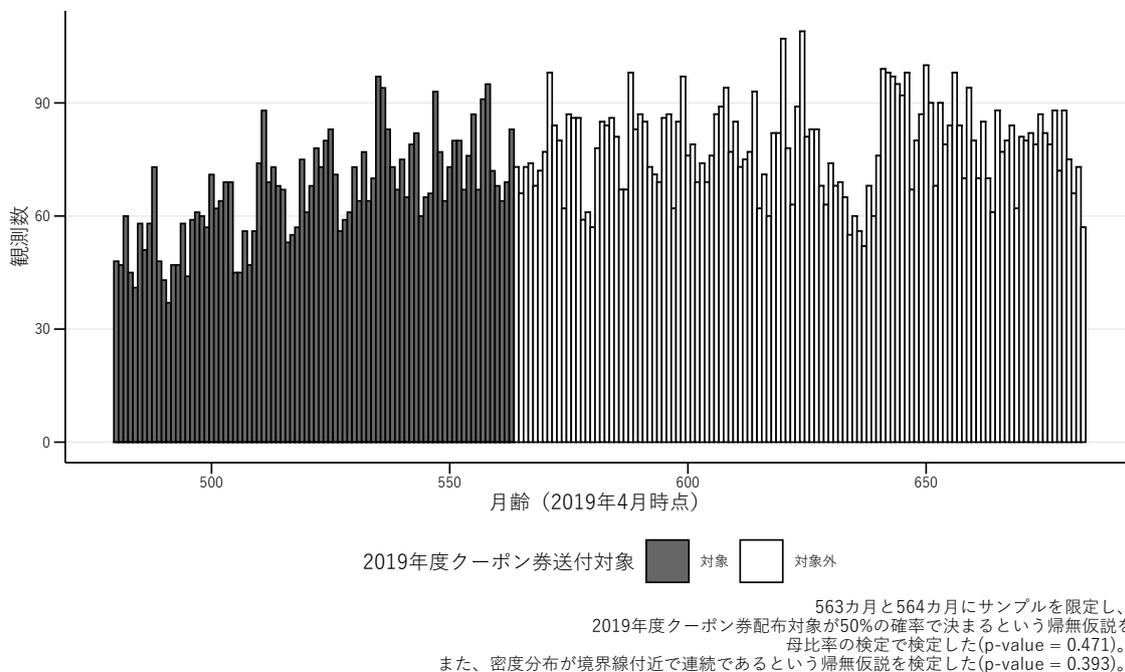


図 13: 2019 年 4 月時点の月齢のヒストグラム

表 3: パラメトリック推定によるクーポン券送付の効果 (ランニング変数 : 年齢)

共変量のコントロール :	なし		あり	
	1	2	1	2
多項式近似の次数 :	(1)	(2)	(3)	(4)
アウトカム変数 : 抗体検査受検率				
2019 年度クーポン券送付対象	0.164*** (0.018)	0.157*** (0.026)	0.160*** (0.018)	0.154*** (0.026)
Num.Obs.	14744	14744	14744	14744
R2	0.045	0.045	0.088	0.088
アウトカム変数 : 抗体検査 × ワクチン接種				
2019 年度クーポン券送付対象	0.051*** (0.013)	0.051*** (0.019)	0.049*** (0.013)	0.049*** (0.019)
Num.Obs.	14744	14744	14744	14744
R2	0.014	0.014	0.039	0.039
アウトカム変数 : 抗体検査 × (ワクチン接種 + 陽性反応)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.158*** (0.017)	0.155*** (0.025)	0.154*** (0.017)	0.153*** (0.025)
Num.Obs.	14744	14744	14744	14744
R2	0.044	0.044	0.084	0.084

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Robust standard errors.

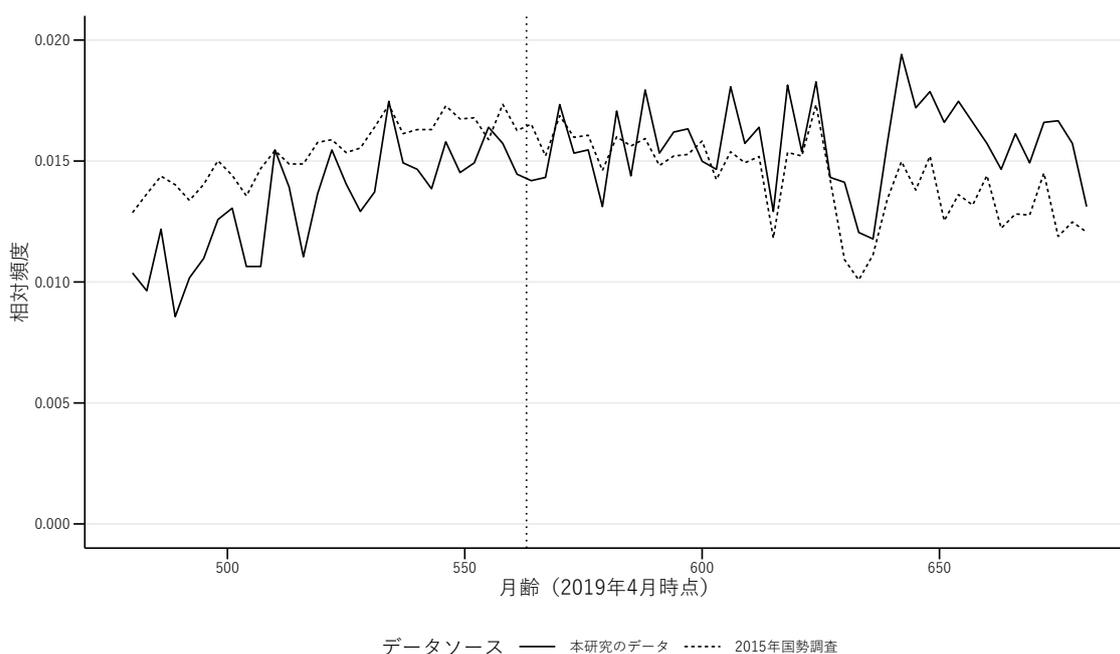


図 14: 国勢調査との月齢分布の比較. 注) 国勢調査は四半期区分の人口を年齢別に提供しているので、我々は四半期ベースにサンプルを集約した。また、相対頻度は 40 歳から 56 歳の人口が 1 となるように、相対頻度を計算した。

表 4: パラメトリック推定によるクーポン券送付の効果 (ランニング変数：月齢)

共変量のコントロール：	なし		あり	
	1	2	1	2
多項式近似の次数：	(1)	(2)	(3)	(4)
アウトカム変数：抗体検査受検率				
2019 年度クーポン券送付対象	0.163*** (0.019)	0.151*** (0.029)	0.159*** (0.019)	0.148*** (0.028)
Num.Obs.	14744	14744	14744	14744
R2	0.045	0.045	0.088	0.088
アウトカム変数：抗体検査×ワクチン接種				
2019 年度クーポン券送付対象	0.050*** (0.014)	0.048** (0.021)	0.047*** (0.013)	0.046** (0.021)
Num.Obs.	14744	14744	14744	14744
R2	0.014	0.014	0.039	0.039
アウトカム変数：抗体検査×(ワクチン接種+陽性反応)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.157*** (0.018)	0.150*** (0.027)	0.154*** (0.018)	0.148*** (0.027)
Num.Obs.	14744	14744	14744	14744
R2	0.044	0.044	0.084	0.084

Notes: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Robust standard errors.

表 5: パラメトリック推定による 2019 年 4 月から 2020 年 1 月の行動に対するクーポン券送付の効果

共変量のコントロール：	なし		あり	
	1	2	1	2
多項式近似の次数：	(1)	(2)	(3)	(4)
アウトカム変数：2019 年 4 月～2020 年 1 月の抗体検査受検率 (ランニング変数：年齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.146*** (0.018)	0.147*** (0.023)	0.145*** (0.017)	0.147*** (0.023)
Num.Obs.	11300	11300	11300	11300
R2	0.046	0.046	0.062	0.062
アウトカム変数：2019 年 4 月～2020 年 1 月の抗体検査受検率×ワクチン接種 (ランニング変数：年齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.048*** (0.010)	0.049*** (0.013)	0.047*** (0.010)	0.049*** (0.013)
Num.Obs.	11300	11300	11300	11300
R2	0.018	0.018	0.024	0.024
アウトカム変数：2019 年 4 月～2020 年 1 月の抗体検査受検率 (ランニング変数：月齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.147*** (0.019)	0.156*** (0.027)	0.145*** (0.019)	0.155*** (0.027)
Num.Obs.	11300	11300	11300	11300
R2	0.046	0.046	0.062	0.062
アウトカム変数：2019 年 4 月～2020 年 1 月の抗体検査受検率×ワクチン接種 (ランニング変数：月齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.049*** (0.011)	0.050*** (0.015)	0.048*** (0.010)	0.049*** (0.016)
Num.Obs.	11300	11300	11300	11300
R2	0.017	0.017	0.024	0.024

Notes: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Robust standard errors.

表 6: パラメトリック推定による WEBRCT の第 1 回調査以前の行動に対するクーポン券送付の効果

共変量のコントロール :	なし		あり	
多項式近似の次数 :	1	2	1	2
	(1)	(2)	(3)	(4)
アウトカム変数 : WEBRCT 第 1 回調査以前の抗体検査受検率 (ランニング変数 : 年齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.158*** (0.026)	0.140*** (0.038)	0.149*** (0.026)	0.132*** (0.038)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.059	0.060	0.092	0.093
アウトカム変数 : WEBRCT 第 1 回調査以前の抗体検査 × ワクチン接種 (ランニング変数 : 年齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.059*** (0.020)	0.047 (0.029)	0.053** (0.021)	0.042 (0.029)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.031	0.031	0.055	0.055
アウトカム変数 : WEBRCT 第 1 回調査以前の抗体検査受検率 (ランニング変数 : 月齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.162*** (0.027)	0.116*** (0.041)	0.155*** (0.027)	0.111*** (0.041)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.059	0.060	0.092	0.093
アウトカム変数 : WEBRCT 第 1 回調査以前の抗体検査 × ワクチン接種 (ランニング変数 : 月齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.060*** (0.021)	0.027 (0.031)	0.054** (0.022)	0.027 (0.032)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.031	0.032	0.055	0.056

Notes: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Robust standard errors.

表 7: パラメトリック推定によるクーポン施策の認知度に対するクーポン券送付の影響

共変量のコントロール :	なし		あり	
多項式近似の次数 :	1	2	1	2
	(1)	(2)	(3)	(4)
ランニング変数 : 年齢				
2019 年度クーポン券送付対象	0.325*** (0.022)	0.336*** (0.032)	0.321*** (0.021)	0.336*** (0.032)
Num.Obs.	14942	14942	14744	14744
R2	0.123	0.123	0.162	0.162
ランニング変数 : 月齢				
2019 年度クーポン券送付対象	0.325*** (0.023)	0.348*** (0.034)	0.321*** (0.022)	0.347*** (0.033)
Num.Obs.	14942	14942	14744	14744
R2	0.123	0.123	0.162	0.162

Notes: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Robust standard errors.

表 8: パラメトリック推定による風しんの知識に対するクーポン券送付の影響

共変量のコントロール :	なし		あり	
多項式近似の次数 :	1	2	1	2
	(1)	(2)	(3)	(4)
アウトカム変数：障害児出産リスク (ランニング変数：年齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.056*	0.094*	0.048	0.110**
	(0.032)	(0.049)	(0.033)	(0.050)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.001	0.002	0.029	0.031
アウトカム変数：重症化リスク (ランニング変数：年齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	-0.020	0.013	-0.020	0.023
	(0.018)	(0.029)	(0.019)	(0.030)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.001	0.003	0.009	0.011
アウトカム変数：障害児出産リスク (ランニング変数：月齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	0.047	0.076	0.040	0.091*
	(0.033)	(0.049)	(0.033)	(0.050)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.001	0.002	0.029	0.030
アウトカム変数：重症化リスク (ランニング変数：月齢)				
2019 年度クーポン券送付対象	-0.023	0.001	-0.023	0.009
	(0.019)	(0.030)	(0.020)	(0.031)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.001	0.003	0.009	0.011

Notes: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Robust standard errors.

表 9: パラメトリック推定による主観的な感染確率に対するクーポン券送付の影響

共変量のコントロール :	なし		あり	
多項式近似の次数 :	1	2	1	2
	(1)	(2)	(3)	(4)
ランニング変数：年齢				
2019 年度クーポン券送付対象	-1.238	1.803	-1.370	1.281
	(1.312)	(1.983)	(1.344)	(2.039)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.001	0.003	0.011	0.012
ランニング変数：月齢				
2019 年度クーポン券送付対象	-1.314	1.625	-1.435	1.010
	(1.341)	(2.010)	(1.375)	(2.073)
Num.Obs.	3642	3642	3444	3444
R2	0.001	0.002	0.011	0.012

Notes: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Robust standard errors.

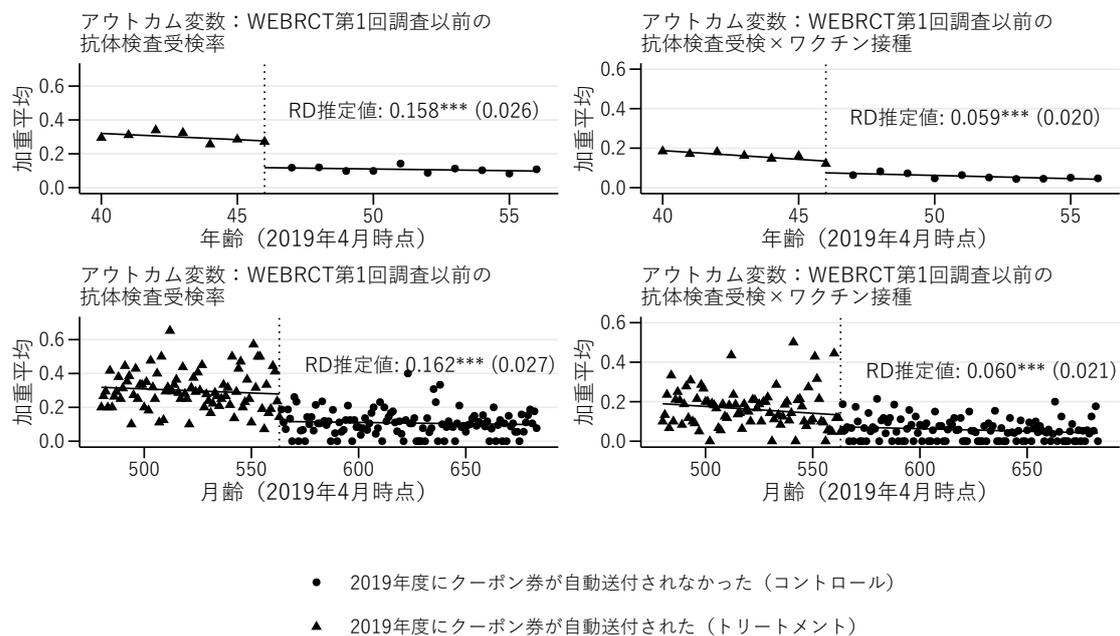


図 15: パラメトリック推定による WEBRCT の第 1 回調査以前の行動に対するクーポン券送付の効果。注) データは WEBRCT の Wave 1 を使用した。第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。図中に示した RD 推定値の有意水準は次の規則に従う：* $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

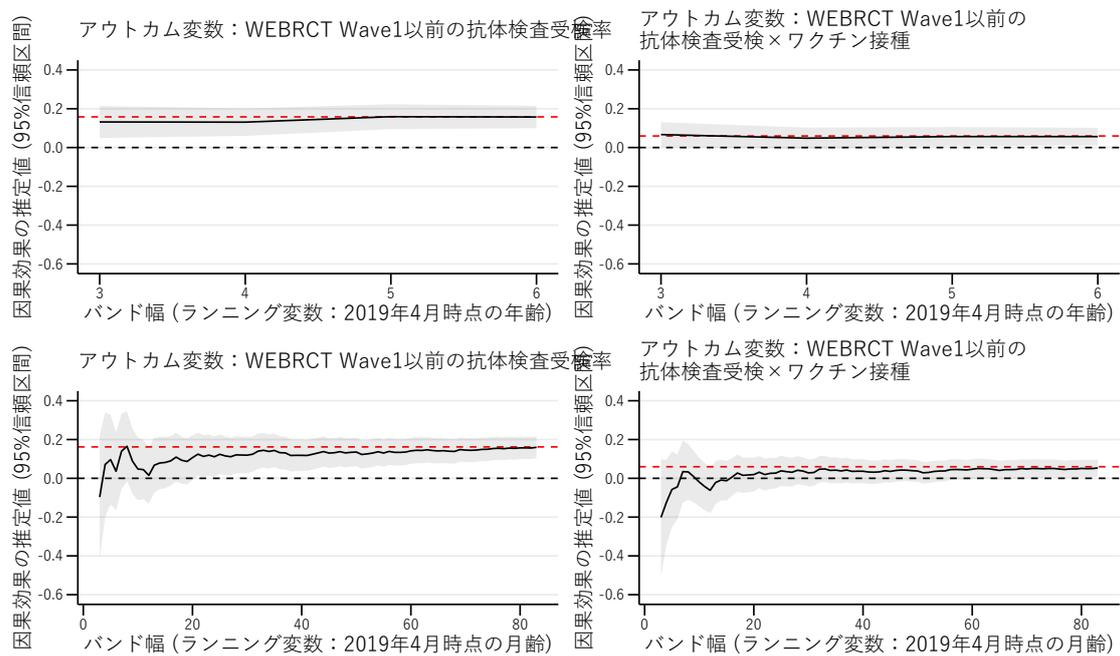


図 16: 各バンド幅における WEBRCT Wave1 以前の行動に対するクーポン券送付効果のノンパラメトリック推定の結果。注) WEBRCT Wave1 データを使用した。第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。1 次関数で近似し、カーネル密度関数は一様分布を用いた。赤色の破線はクーポン券効果のパラメトリック推定の結果である (ただし、共変量はコントロールしていない)

表 10: RD デザインによる 2019 年 4 月以前の行動に対するクーポン券の効果

共変量のコントロール：	なし		あり	
多項式近似の次数：	1	2	1	2
	(1)	(2)	(3)	(4)
ランニング変数：年齢				
2019 年度クーポン券送付対象	-0.001 (0.014)	-0.013 (0.022)	-0.003 (0.014)	-0.015 (0.022)
Num.Obs.	11300	11300	11300	11300
R2	0.001	0.001	0.026	0.026
ランニング変数：月齢				
2019 年度クーポン券送付対象	-0.003 (0.015)	-0.021 (0.023)	-0.005 (0.015)	-0.023 (0.023)
Num.Obs.	11300	11300	11300	11300
R2	0.001	0.001	0.026	0.026

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Robust standard errors.

B 頑健性の分析結果

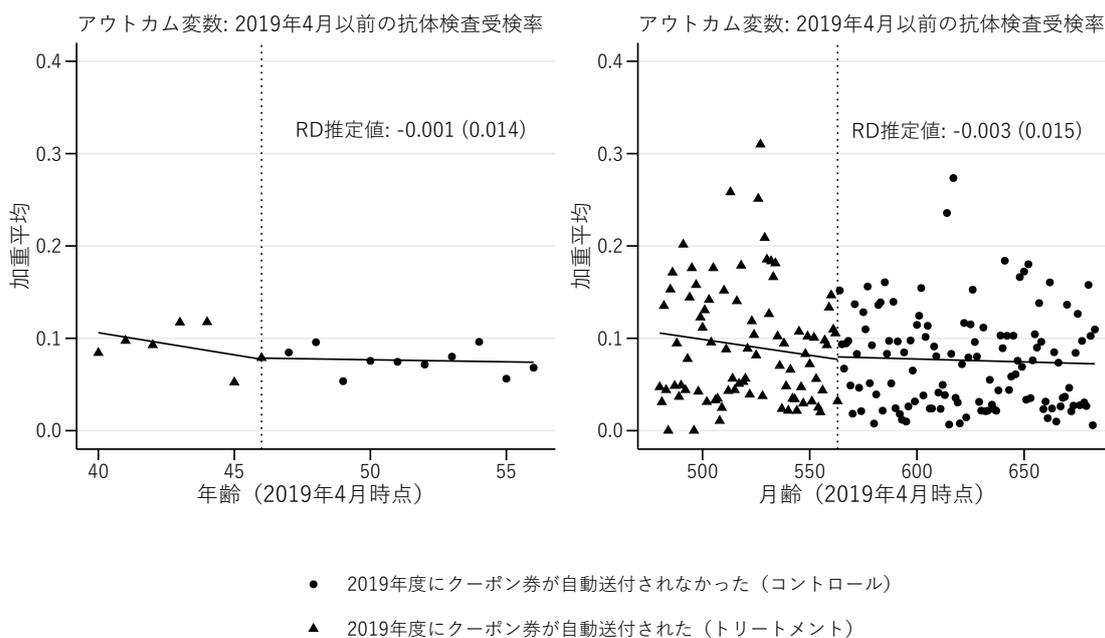


図 17: パラメトリック推定による 2019 年 4 月以前の行動に対するクーポン券の効果。
 注) データは FBRCT を使用した。クーポン券の送付は 2019 年 4 月から開始されたので、
 このアウトカムはクーポン券の処置以前のアウトカム変数である。第一列の図のランニ
 ング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。図中に示した RD
 推定値の有意水準は次の規則に従う：*** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.1$ 。

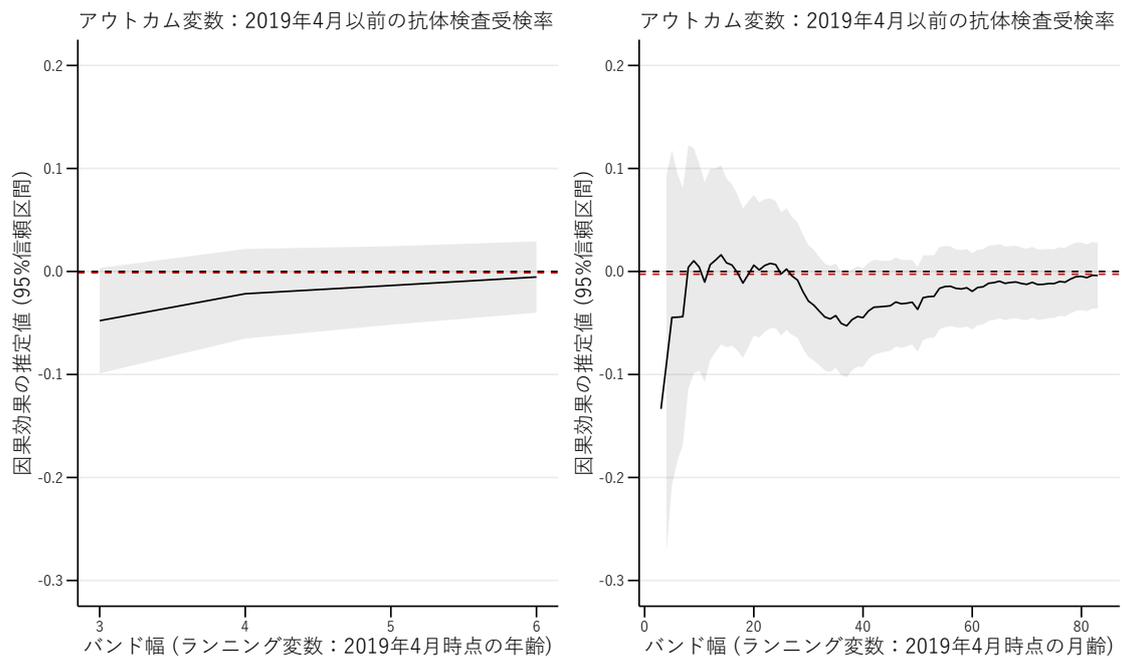


図 18: 各バンド幅における 2019 年 4 月以前の行動に対するクーポン券送付効果のノンパラメトリック推定の結果。注) データは FBRCT を使用した。クーポン券の送付は 2019 年 4 月から開始されたので、このアウトカムはクーポン券の処置以前のアウトカム変数である。第一列の図のランニング変数は年齢であり、第二列の図のランニング変数は月齢である。1 次関数で近似し、カーネル密度関数は一様分布を用いた。赤色の破線はクーポン券効果のパラメトリック推定の結果である (ただし、共変量はコントロールしていない)。

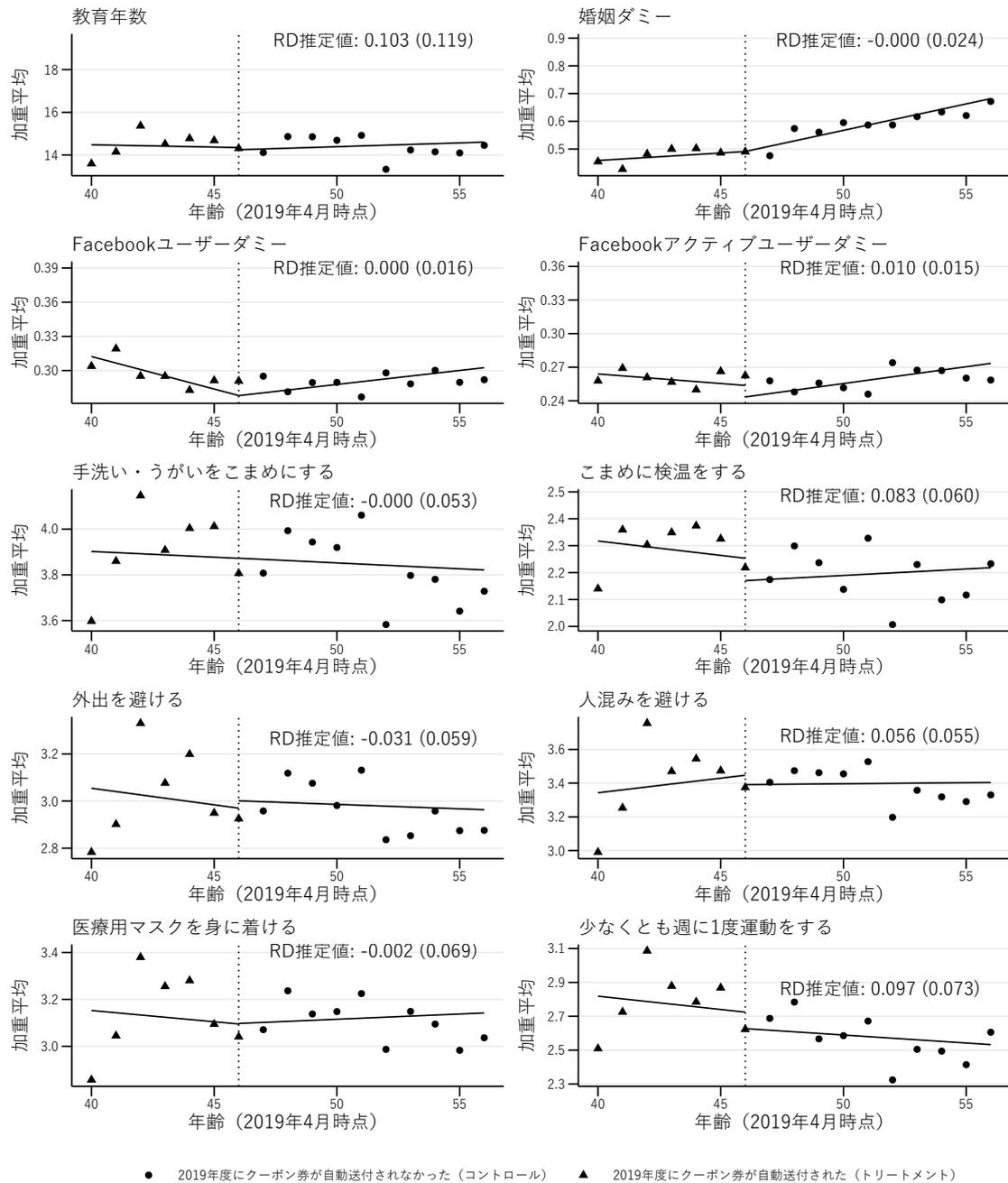


図 19: 年齢をランニング変数とした共変量の非連続性の検定

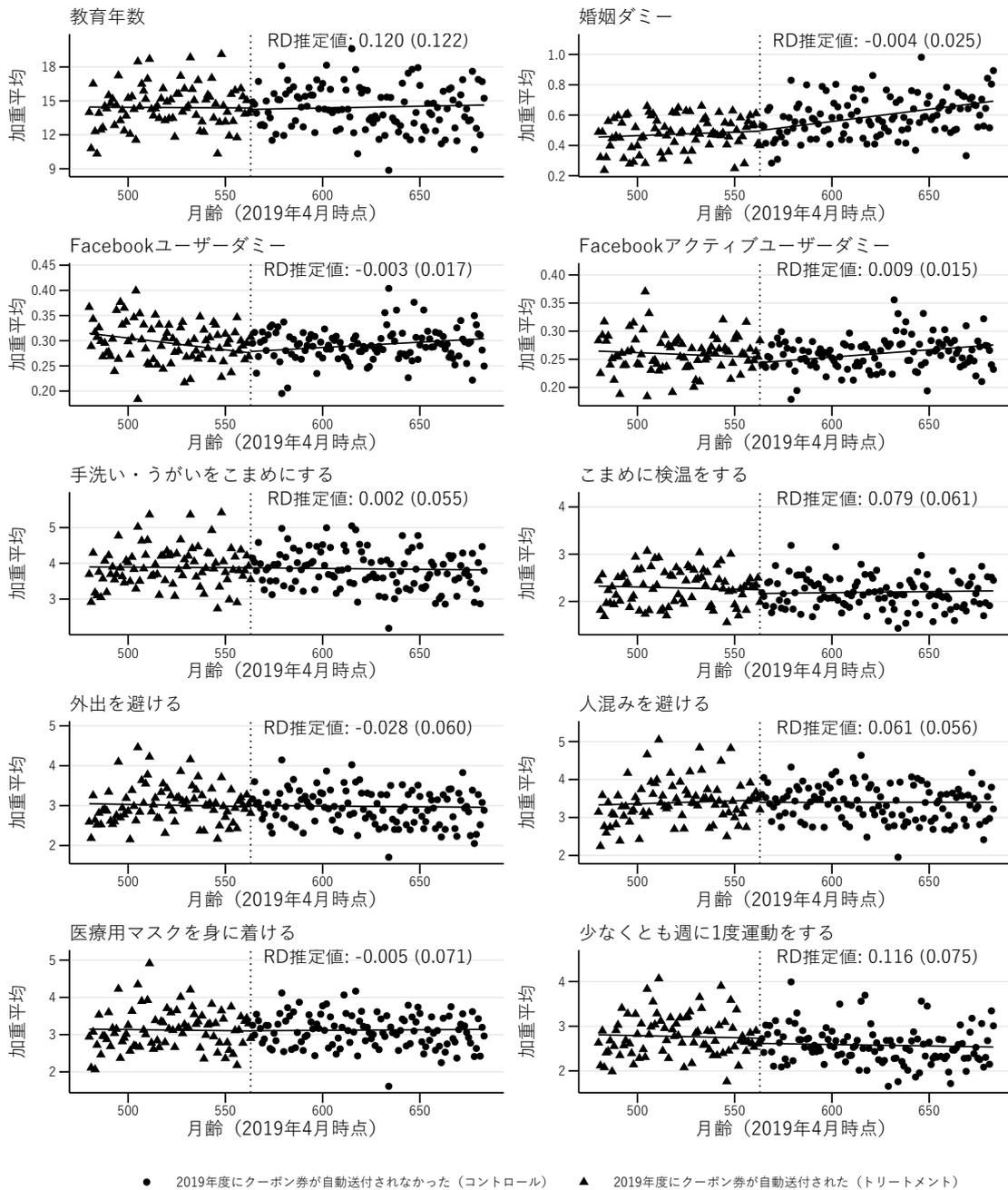


図 20: 月齢をランニング変数とした共変量の非連続性の検定