

移動、接触、旅行の新型コロナ感染リスク

—— ワクチン接種の効果 ——

中 田 大 悟

本研究では、傾向スコアを用いた逆確率重み付き推計を行い、コロナ禍における人々の移動、対人接触、宿泊旅行が新型コロナ感染リスクにあたえた平均処置効果(ATE および ATT)を推定する。分析に用いるのは、2020 年 10 月から 2021 年 10 月までの期間、インターネット調査会社のモニターを対象として3か月ごとに行われた調査によるパネルデータである。分析の結果、旅行や対人接触は高リスクではないものの、市中の感染拡大状況に応じて一定水準の平均的な感染リスクを与えるが、そのリスクは性別、年齢や居住地域という個人属性に応じて異なる。ただしコロナ禍の下でも、単純な外出行為そのものは感染リスクを高める行為とは言えない。また、緩やかな非医薬的介入である緊急事態宣言は、都市部における感染リスクを一定程度抑制した可能性がある。さらに、ワクチン接種者と未接種者でサンプルを分割して感染リスクを検証した結果、ワクチンは対人接触や旅行などのリスクを低下させることによって、感染拡大を相当程度抑制する大きな効果をもたらした可能性がある。JEL classification: I10, I12

1. はじめに

新型コロナウィルスによるパンデミックは、それが内発的か外発的であるかは別として、結果として人流や接触の抑制を引き起こし、急激な経済活動の収縮につながった。感染症対策としては、人流、接触の抑制策は必要不可欠なものと考えられるが、同時にパンデミック下においても経済活動を維持するため、どの程度の人流、接触が許容されるのかが、重要な課題となった。

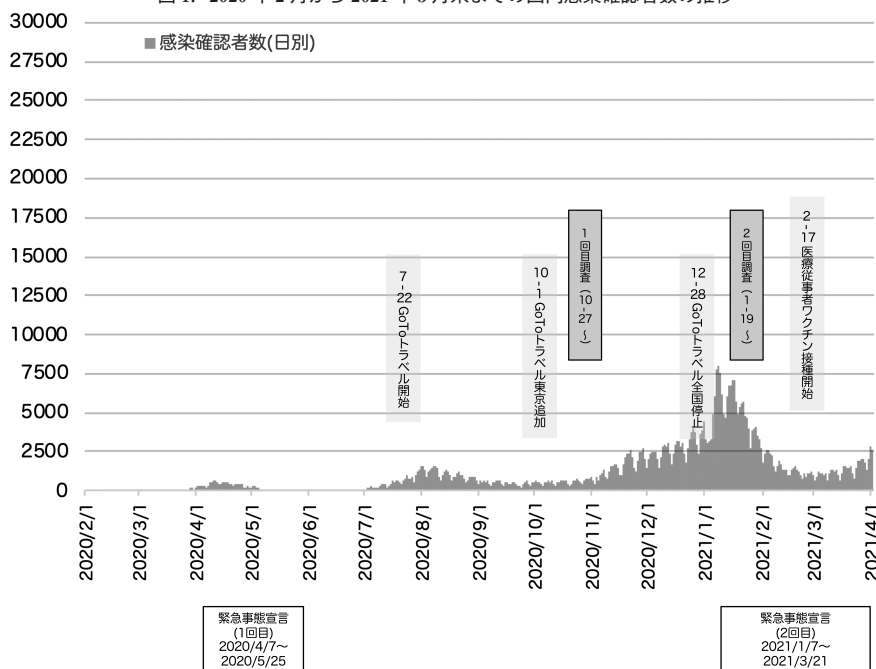
そこで、本論文では、新型コロナによるパンデミック下における人々の移動、対人接触、および(宿泊)旅行が、新型コロナ感染にどれほどのリスクとなっていたのかという問題に関して、独立行政法人経済産業研究所(RIETI)の研究プロジェクトの一環として2020年8月末から2021年10月まで継続して行ったウェブ・アンケート調査の個票データを用いて、定量的検証を行う。

具体的には、調査期間において、一泊以上の私的旅行をした場合、同居家族以外との私的な接触頻度が一定以上である場合、もしくは日常の外出頻度が一定以上である場合において、新

型コロナウィルスに感染する確率が平均的にどの程度上昇したと思われるのかという平均処置効果(ATE: Average Treatment Effect および ATT: Average Treatment effect on the Treated)について、それぞれの行動をとった場合を処置とみなす傾向スコアを用いて逆確率重み付き(IPW: Inverse Probability Weighting)推定を行った。IPW 推定は、傾向スコアをサンプル内の各観測値に対するウエイトとして利用し、サンプル全体で処置が行われた場合のアウトカムの期待値とサンプル全体が処置を行われなかった場合のアウトカムの期待値を推定し、その差分をとることで ATE を推計し、処置群のアウトカムの実績値と処置群で処置が行われなかった場合の期待値を推定し、その差分をとることで ATT を推計するものである¹⁾。傾向スコアには、Imai and Ratkovic(2014)が提唱する共変量バランシング傾向スコア(Covariate balancing propensity score, CBPS)を用いた。

本論文の構成は以下の通りである。2 節において、我が国における新型コロナ感染拡大と対策の概略を確認し、本分析にかかわる重要な先行研究に言及した後、3 節において、データと分析手法の詳細について解説する。ここでは、

図 1. 2020 年 2 月から 2021 年 3 月末までの国内感染確認者数の推移



出所)「新規陽性者数の推移(日別)」厚生労働省

アウトカム変数, 処置変数, 共変数の設定についても述べる。そして4節では, 分析結果についてのディスカッションを行い, 推計の意義と限界について考察を与える。

2. 日本における感染拡大と基本的対処

2.1 人流および接触の抑制と新型コロナ

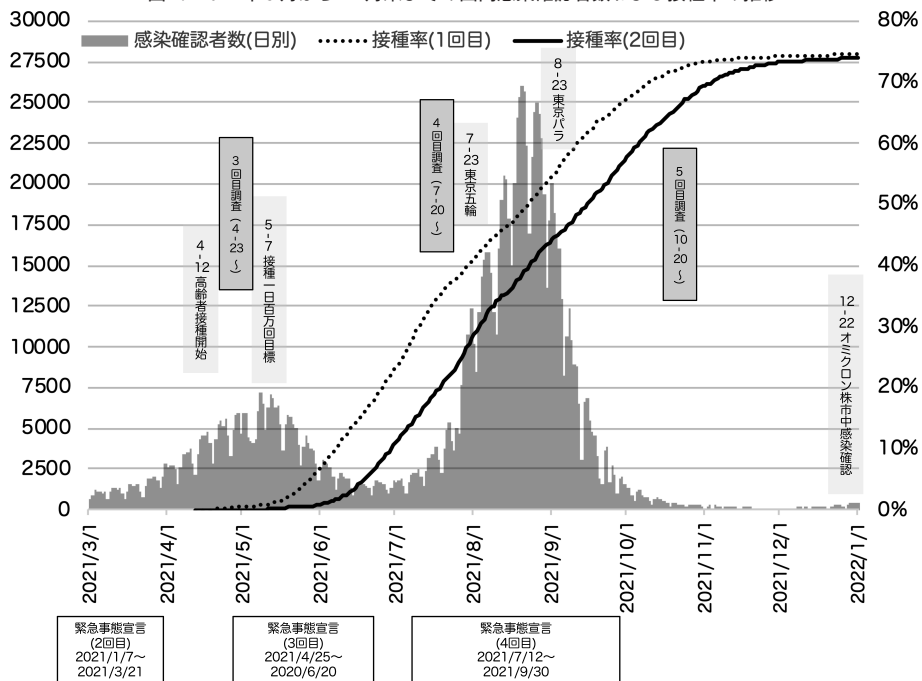
分析の詳細に立ち入る前に, 本邦における新型コロナ感染拡大のプロセスの概略を確認する。中国の武漢市で最初の新型コロナウイルス感染確認が報告されたのが2019年12月下旬であるが, 翌年1月下旬には日本国内においても, 武漢市への渡航歴を伴わない感染確認が報告された。その後, 2月下旬には連日, 20人前後の感染確認報告がなされるようになり, これを受けて, 政府は対策の基本方針を公表するとともに, いわゆるイベント自粛要請や学校休校措置を行った。しかしその後も感染拡大に歯止めはかからず, 2020年4月7日に, 新型インフルエンザ等対策特別措置法に基づく緊急事態宣言を首都圏を含む7都道県を対象(同月16日に宣言を全国拡大)として発出するに至り, 国内の経済活動は急激な収縮を見せた²⁾。

経済収縮の要因として, 国内外におよぶサプライチェーンなどの生産ネットワークが寸断されるなどの供給サイドの要因も, 特に感染拡大初期には重要であったが, 諸外国に比べれば緩やかではあるものの, 感染抑制のために実施された人流および接触の抑制策が, サービス産業などへの需要を急激に縮小させたことが大きかったと考えられる。

国内で感染拡大が始まったかなり早い段階で, Nishiura et al.(2020)は新型コロナウイルスの感染伝播の特性を把握しており, これを根拠に政府は(1)換気の悪い密閉空間, (2)多数が集まる密集場所, (3)間近で会話や発声をする密接場面という三つの密を避ける, いわゆる「3密対策」を国民に広く呼びかけた³⁾。当時, この三密の条件が特に成立しやすい, いわゆる「夜の店での感染」事例が多く報告されていたことから, 東京都ではこれらの飲食店等の利用を控える要請が出された⁴⁾。

また, 先述の特別措置法を根拠として, 同年3月19日に大阪府・兵庫県間往来について, 同月25日に東京都, 翌26日には神奈川県, 千葉県, 埼玉県, 山梨県において, 各都府県知事

図 2. 2021 年 3 月から 12 月末までの国内感染確認者数および接種率の推移



注) ワクチン接種率には医療従事者接種分を含めない

出所) 「新規陽性者数の推移(日別)」厚生労働省

「新型コロナワクチンの接種状況(一般接種(高齢者含む))」政府 CIO ポータル

からの自粛要請が出された。これらは罰則等の強制力を伴うものではない要請であるが、結果として国民の多くがこの要請に応じて人流を抑制させたと考えられる。これらに加えて、さらなる感染拡大抑止のために、政府の新型コロナウイルス感染症対策本部は、その『新型コロナウイルス感染症対策の基本的対処方針(令和2年3月28日、令和2年4月7日改正)』において、「最低7割、極力8割程度の接触機会の低減を目指す」ことを打ち出した⁵⁾。この接触機会の削減目標は、疫学シミュレーションモデルを用いて、実行再生産数 R_t を1以下にして感染収束を目指すために必要なパラメーターの水準として導出されたものであった。

このような政府の人流、接触抑制策は、くしゃみや発声の際に放出される飛沫・エアロゾルの吸引と、接触による感染が新型コロナウイルスの主たる感染経路と同定されていることから、本論文執筆時点に至るまで、政府の「基本的対処方針」として維持されている。最初の緊急事態宣言は2020年5月25日に全国解除となった

が、後述するように、その後も大都市圏などを対象にして三度、ほぼ切れ間なく発出されており(2021年1月7日から3月21日、同年4月25日から6月20日、同年7月12日から9月30日)、それらの期間においても、何らかの行動制限の呼びかけが出されている(図2)。

2.2 感染第二波、第三波とGoToキャンペーン

政府は、新型コロナ感染によって生じた急速な経済後退と感染対策に対応するために、2020年2月と3月に「新型コロナ緊急経済対応パッケージ」(それぞれ153億円と4,308億円)を実施し、さらに年度が明けた4月20日に、予算規模25兆6,910億円の第一次補正予算を可決させた。

この空前の規模の第一次補正予算には、感染終息後の経済回復を促進する観点から、特に経済被害を被っている観光業、運輸業、飲食業、イベント・エンターテインメント業の需要喚起策として「GoToキャンペーン事業」が、予算額1兆6,794億円で盛り込まれた⁶⁾。この事業は、

キャンペーン開始後の消費にクーポン、割引、ポイント還元などを付与するものであり、それぞれ対象業種毎に「GoTo トラベル」、「GoTo イート」、「GoTo イベント」、「GoTo 商店街」などと仮称された。

GoTo 事業は、感染終息後を見据えた事業として構想されており、当初は2020年8月上旬ごろからの事業開始が想定されていた。この想定自体、当時の新型コロナ感染危機の見通しの相場観を示していると考えると興味深い。しかし、不幸にも感染拡大は完全には終息することなく、5月25日の第1回目の緊急事態宣言解除後も、新規感染者が確認され続け、ついには6月末ごろには、首都圏、関西圏の大都市部を中心に新規感染確認者数が増大し始め、連日300人以上の新規感染が報じられるようになった。これは本邦における感染第二波の始まりであった。

しかし、この状況下において、2020年7月10日、赤羽国土交通大臣は会見を開き、当初の予定を前倒しして、7月22日よりGoToトラベルキャンペーンを開始すると発表した。これは政府が、開始翌日の23日から始まる四連休を観光業後押しの好機と捉えていたからと考えられている。しかし、感染拡大傾向が明確になっている状況で、緊急事態宣言下においては抑制されていた広域の人流を促進させるような政策を実行することについては、世論の強い反発を引き起こした。このことから政府は対応策として、特に感染拡大が著しかった東京都発着の旅行については当面の間は事業対象除外とするものの、予定通り7月22日から事業を開始するものとした。

この後、感染第二波の拡大はさらに明確なものとなった。GoToトラベル開始の7月22日には、第一波の際のピークを上回る感染確認者数、792人を記録し、それ以降も確認者数は増え続けた。しかしながら、この感染拡大は8月上旬にはピークを迎えたと考えられ、8月7日の1,595人の新規感染確認者数をピークに、なだらかな減少に転じた⁷⁾。

感染第二波の収束は明確な終息ではなく、特に東京では、連日200人前後の新規確認者数が

存在したものの、10月1日より、それまで対象除外とされていた東京発着の旅行についても、GoToトラベルの対象とされることになった。また、この10月1日は、GoToイートが、同月19日にはGoTo商店街が、さらに28日にはGoToイベントがそれぞれ開始された。この時期、終息はしないものの低位で安定的状態にあった規感染確認者数の動向も相まって、国民の消費活動の回復には一段と加速がついたものと見られる。

しかしながら11月を迎えると、それまでの安定的状態から一転して、新規感染確認者数は急激な上昇トレンドを見せ始めた。この感染拡大が感染第三波である。感染の拡大にもかかわらずGoToキャンペーンが継続されたことには政治的な反発が強まったが、政府は感染への影響についての科学的エビデンスの不足を理由に、一時停止には否定的見解を示した。しかし、12月14日に、政府は新型コロナウイルス感染症対策本部を開き、12月28日から翌年1月11日までの、事業の全国一斉停止を決めた(名古屋、広島市、東京都を目的地とする旅行については12月中旬から先行除外)。

GoToキャンペーンを実施していた11月中旬ごろから始まった感染第三波は、GoTo事業を一斉停止した直後の翌2021年1月に急峻なピークを迎えた。これは年末の忘年会や帰省などで三密環境にあった人たちの多くが感染したことによるものと思われる。この事態の急変に対して、政府は1月7日に首都圏の1都3県を対象とした2回目の緊急事態宣言を発出した(同月13日には大阪、愛知、福岡などの7府県も対象に追加)。この2回目の緊急事態宣言は、最終的に首都圏が解除される3月21日まで続いた。

2.3 感染第四波、第五波とワクチン接種

第三波終盤の2月後半には、新型コロナに対する最も重要な感染対策である、新型コロナワクチンの接種が開始された。ワクチン接種そのものは、英国および米国において、前年の12月中旬から開始されていたが、日本においては国内で行われた小規模の臨床治験の結果を待って、

2月14日に厚生労働省の薬事承認が行われた(ファイザー・ビオンテック社製ワクチン)。承認の3日後の17日には、ワクチン接種が開始されている。接種はまず医療従事者を先行対象として開始され、それ以外の国民にはついては、4月12日から実施され、医学的な優先度の判断に応じて65歳以上の高齢者の接種を優先し、その後、現役世代については基礎疾患有病者、高齢者施設従事者、その他の現役世代の順番で接種進めるものとされた。

感染第三波を対象とした2回目の緊急事態宣言は3月21日をもって解除されたが、皮肉なことに、この緊急事態宣言解除の時期から国内の感染確認者数が再び上昇基調に転じてしまう。これが国内における感染第四波である。この感染第四波が確かなものになった時期は、まだ高齢者へのワクチン接種が始まる前であった。

そこで政府は4月25日に、まずは東京都、大阪府、兵庫県、京都府を対象として3回目の緊急事態宣言を発出することとした(後に愛知県、福岡県、北海道、沖縄県などが追加)⁸⁾。この緊急事態宣言は、2回目の緊急事態宣言が解除されてから、わずか一ヶ月であったが、4月末から始まるゴールデンウィークが感染拡大の契機と可能性を睨んでの発出であり、短期集中で行うことを念頭に、飲食店への時短営業、酒類提供の終日停止についての要請や、商業施設、遊興施設への休業要請が実施された。

3回目の緊急事態宣言発出当時、ワクチン接種のスピードは輸入量制約があり緩慢なものであったが、菅総理大臣が首相会見で「1日100万回目標」を掲げ⁹⁾、5月下旬に入ってからモデルナ社ワクチンの承認、大規模接種会場の設置、職域接種の開始などの対応策を講じることで、接種回数は加速度を増していった。

感染の第四波は、菅総理が「1日100万回目標」を打ち出した頃にピークアウトし始めており、6月中旬には一日の感染確認者数が感染第四波の発生前水準に落ち着いている。これにより3回目の緊急事態宣言は、沖縄を除く全都府県で6月20日付をもって宣言解除となっている。

しかしながら、3回目の緊急事態宣言解除直

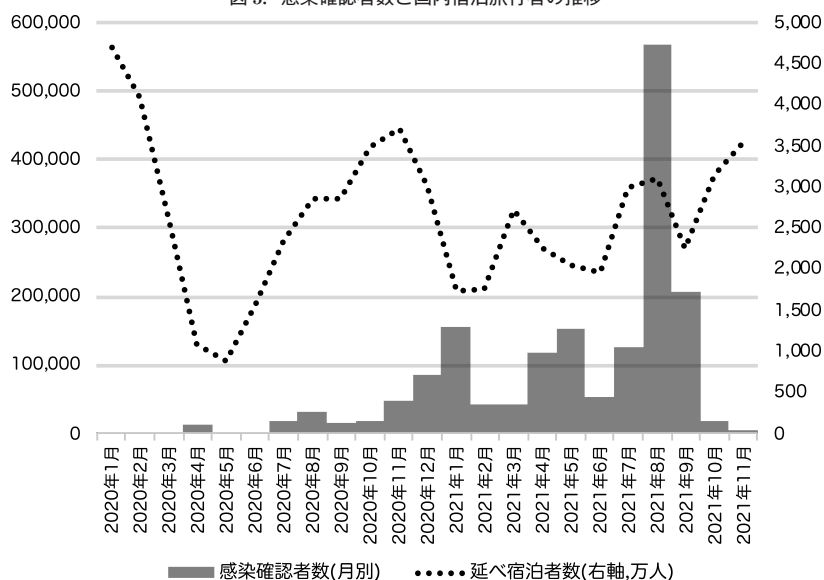
後の7月に入ってから、東京都の感染確認者数が再び一日100人を継続的に超過し始めた。これが感染第五波の始まりであった。政府は、再び感染拡大のフェーズに入ったものと判断し、7月12日に東京都を対象とした(後に19都道府県まで対象拡大)3回目の緊急事態宣言を発出した¹⁰⁾。前回の宣言解除からわずか20日での再発出であった。また、この緊急事態宣言を受けて、東京オリンピックは1都3県、北海道、福島県で無観客で開催されることが決定されている。

3回目の緊急事態宣言が発出された7月12日時点におけるワクチン接種率(対人口比)は一回接種済みが31%、二回接種済みが17%であり、ワクチンの感染予防効果の高さを鑑みても、感染拡大を抑止するには十分レベルには達していなかった。またこの時期、感染力と重症化リスクの両面においてより強いとされる変異株(デルタ株)が市中感染の主力となりつつあり、感染拡大は東京パラリンピックが開幕する8月下旬ごろまで続き、そこでようやくピークアウトを迎えた。

ワクチン接種率が拡大し続けるにつれて感染確認者数が減少の一途をたどり、4回目の緊急事態宣言が解除された9月30日以降は、全国の一日の感染確認者数は1,000人を切る水準に落ち着くまでに至った。この感染拡大の鈍化は12月中旬まで続き、この頃には、一日あたりの感染確認者数は100人強でしかなかった。

なお、これらの時期において国内における宿泊旅行数は、図3のように、感染拡大の波が生じる度に大きなアップダウンを見せている。新型コロナウイルスの渡航歴なし感染が報告されて以降、1回目の緊急事態宣言にかけて宿泊旅行者数は急激に縮減した。その後、GoToトラベル事業の開始とともに、宿泊者数は一定の水準まで回復を見せるが、感染第三波の到来とともに再び大きな落ち込みを見せる。この時期はGoToトラベル事業に東京発着の旅行も含まれていたが、それよりも感染予防を優先した人々が多かったものと推察できる。その後も、感染第四波、第五波の発生とともに宿泊者旅行者数はアップダウンを繰り返している。

図3. 感染確認者数と国内宿泊旅行者の推移



出所)「新規陽性者数の推移(日別)」厚生労働省

「宿泊旅行統計調査」国土交通省(令和3年10月分第二次速報値)

そして、2021年末の12月22日には、国外で感染スピードが非常に高いと考えられる変異株(オミクロン株)による市中感染が確認された。既存の新型コロナワクチンの感染予防効果が、オミクロン株に対しては弱まっており、また多くの国民の2回目ワクチン接種完了から一定の月数が経過していることから、これまでにないレベルの感染拡大が起きることが強く危惧された。2022年の正月休みが明けてからは、急激な感染確認者数の増大が始まり、2月上旬には、一日あたり全国で10万人を超える感染者が確認されている。

2.4 日本における新型コロナ感染リスクに関する先行研究

日本における新型コロナパンデミック下の人々の移動、対人接触が、新型コロナ感染リスクに与えた影響に関する実証分析には、2020年7月に実施されたGoToトラベルの影響を捉えることをモチベーションとしたものが多い。Miyawaki *et al.*(2021)は、2020年8月末から9月末にかけて行われたインターネット調査を用いて、GoToトラベルの利用経験(過去1-2ヶ月以内の利用の有無)と、過去1ヶ月以内の新型コロナウイルスを示唆する5つの症状(高熱、咽頭痛、

咳、頭痛、嗅覚/味覚異常)の間の関係性について多変量解析を行い、上記5つの症状のいずれについてもGoToトラベルを利用した人々の発症割合が高かったと報告している。

また、越智他(2020)は、本研究で用いる個票データと同じデータを用いて、2020年8月から9月の1泊以上の旅行と新型コロナウイルス感染の診断との関係について、多変量ロジスティック回帰分析で検証している。その結果、1泊以上の旅行と自己申告による新型コロナウイルス感染の診断の有無との間には有意な相関があることを示し、さらに、過去1ヶ月における新型コロナウイルス感染に関連する7つの症状(発熱、咳、のどの痛み、だるさ、息苦しさ、味覚・嗅覚の障害、下痢)の経験についても、咳以外の症状については旅行との正の相関が示されたことを報告している¹¹⁾。

先の二研究は、旅行という経済活動を行った本人が直面する感染リスクを定量的に分析したものであるが、これとは別に、旅行が負の外部経済を発生させ、国単位、地域単位で感染拡大を生じさせたのか否かという視点の研究も存在する。

まず、Funashima and Hiraga(2020)は、GoToトラベルが各都道府県別の日本人宿泊者

数と新型コロナ新規感染者数与えた影響について Difference-in-Differences 分析を行っている。分析期間は GoTo トラベル事業において東京発着が除外されていた 2020 年 9 月までであり、この期間においては、GoTo トラベル事業が宿泊者数には有意に正の影響を与えつつも、新規感染者数については有意な影響を与えていなかったことを報告している。

これに対し、Anzai and Nishiura(2020)は、GoTo トラベル事業開始直前と直後における発症日基準と確定日基準で測られた全国の 24 県の日あたり感染者数を、旅行関連感染と非旅行感染に分類して分析を行った。彼らは、この人数が事業の開始前後で 1.4 倍から 3.3 倍程度に有意に増えたことを以て、GoTo トラベル事業が全国的な感染拡大の一因になった可能性がある」と結論づけている。

上記の研究は GoTo トラベルと感染拡大に焦点を当てたものであるが、より一般的に人流抑制策と感染拡大の関係を分析したものとして井上・沖本(2022)がある。井上・沖本は、国内において相対的に感染拡大が進んだ 20 都道府県の週次集計データを用いて、人流と新規感染者の動的関係を、緊急事態宣言などの人流抑制策、ワクチン接種、気候要因を用いて考慮に入れて分析している。井上・沖本(2022)は、人流を左記の 20 都道府県における 6 種類の Google COVID-19 Community Mobility Reports の人流指数(mobility)で測っているが、その結果、緊急事態宣言は新規感染者変化率の低下に大きな影響を与えており、住居以外の場(小売店、娯楽施設、職場など)での人流が新規感染者変化率と正の相関があることを示している。さらに彼らはワクチン接種の効果についても、感受性人口の減少という観点からの効果は見られなかったものの、人流と新規感染者数変化率の正の関係を有意に低下させることを通して、感染拡大抑制効果があったことを示唆している。

3. データと分析手法

3.1 データについて

本研究で用いるデータは、RIETI が研究プロジェクト「新型コロナウイルスの登場後の医

療のあり方を探求するための基礎的研究」の一環として、NTT コムオンライン株式会社に委託して行ったインターネット調査、「新型コロナウイルス流行下における心身の健康状態に関する継続調査」における個票データである¹²⁾。本調査は 2020 年 10 月から 2021 年 10 月までの間に、5 回にわたっての継続調査として行われた。

調査対象者は、NTT コムオンライン社のリサーチモニターおよび提携モニターとなっている全国 18~74 歳の男女について、都道府県別×性別×年代別の人口構成比が、総務省統計局人口推計(令和 2 年 5 月確定値)と合致するように抽出され、最終的な回答者数が約 1 万 5 千人になることを目指して実施された。そして、この調査への応募者のうち、本研究に参加することに同意し、かつ 5 回全部に回答するか、なるべく回答すると回答した対象者のみが研究に参加している。

調査は第一回目から第五回目まで、次の日程で行われた。ただし日付の後のカッコ内は各回における有効回答数である：

- (1) 2020 年 10 月 27 日~11 月 6 日
(16,642 名)
- (2) 2021 年 1 月 19 日~1 月 26 日
(13,497 名)
- (3) 2021 年 4 月 23 日~5 月 6 日
(13,279 名)
- (4) 2021 年 7 月 20 日~7 月 27 日
(12,067 名)
- (5) 2021 年 10 月 20~10 月 27 日
(11,465 名)

このうち本論文では、回答内容に矛盾のあるもの(身長、体重、感染履歴等)を除き、さらに全ての調査回に回答した 10,081 名のみを最終的なサンプルとして分析に使用している¹³⁾。

3.2 分析手法

3.2.1 ATE, ATT, 傾向スコア

本研究では、旅行、対人接触、外出が新型コロナウイルス感染について、どの程度の影響を与えたのかという因果効果について推計を行う。即ち、旅行等の経験の有無という処置変数が、

感染および症状発現というアウトカムに与える効果について推計するため、次の二つの効果について考える。

個人 i が旅行に行くか否かという潜在的処置変数を、 $t_i=1, 0$ で表し、それによる個人 i のアウトカムを、 $y_i(t_i)$ で示すものとする、旅行が感染および症状発現に与える平均的な効果は、

$$E[y(1) - y(0)] = E[y(1)] - E[y(0)]$$

という平均処置効果(ATE)として表現できる。これはすべての観察対象者が旅行等を行った場合に、平均的にはどの程度、感染リスクや症状発現リスクが高まるかを示している。

対して、潜在的な処置ではなく、現実を選択され、観察された実現処置変数を、 $z_i=1, 0$ で示せば、処置を受けた人々にとっての平均的処置効果(ATT)は、

$$E[y(1) - y(0) | z = 1] \\ = E[y(1) | z = 1] - E[y(0) | z = 1]$$

として表現される。これは、現実には旅行等を行った観察対象者が、その行為によって、平均的にどの程度、感染リスクや症状発現リスクが高まったかを示している。

しかし、ここで潜在的処置変数と実現処置変数が異なる場合(「 $t_i=0$ かつ $z_i=1$ 」と「 $t_i=1$ かつ $z_i=0$ 」のケース)は観察することができず、また、ランダム化比較試験を行なえない場合には、平均処置効果を正しく識別することが困難となる。本稿の文脈でいえば、旅行に行く人たちの属性と行かない人たちの属性の分布に差異がある場合、単純に感染率を比較することには正当性がないといえる。

そこで、各観察対象者の属性をコントロールするために、共変量ベクトル x_i から予測される処置確率を傾向スコア(propensity score),

$$e(x_i) = \Pr(z_i = 1 | x_i)$$

として、この時、共変量ベクトル x_i について強く無視できる割り当て条件、

$$\{y(1), y(0)\} \perp z | x$$

が満たされるならば、傾向スコアへの条件づけで、実現処置変数が与えるアウトカムへのバイアスをコントロールできることになる。これよりアウトカムの期待値は、

$$E[y(1) | e(x)] = E[y(1) | e(x), z = 1]$$

$$E[y(0) | e(x)] = E[y(0) | e(x), z = 0]$$

であり、平均処置効果は、

$$ATE = E[y(1)] - E[y(0)]$$

$$= E_e[E[y(1) | e(x), z = 1]$$

$$- E[y(0) | e(x), z = 0]]$$

$$ATT = E[y(1) | z = 1] - E[y(0) | z = 1]$$

$$= E_e[E[y(1) | e(x), z = 1]$$

$$- E[y(0) | e(x), z = 0] | z = 1]$$

となる(Rosenbaum and Rubin, 1983, 1984)。

ATE と ATT の式のそれぞれ最後の等号は、実現処置変数が1もしくは0の時に観測されたアウトカムの、傾向スコアで条件付けられた平均値を計算することにより、平均処置効果を求める事ができることを意味している。

3.2.2 逆確率重み付き推定

本研究では、旅行、対人接触、外出が新型コロナ感染および感染症状発現リスクにあたる平均処置効果(ATE および ATT)を求めるにあたり、傾向スコアをサンプル内の各観測値に対するウェイトとして利用する、逆確率重み付き(IPW)推定を行う¹⁴⁾。

ATE 推計では、傾向スコアの推定値の逆数、 $1/\hat{e}(x_i)$ を処置群へのウェイトとし、 $1/(1 - \hat{e}(x_i))$ を対照群へのウェイトとして用いる。傾向スコアの逆数は、傾向スコアが小さくなるほど大きな値をとることになるため、処置群においては、傾向スコアが大きい観測値についてはウェイトが小さくなり、対照群においては傾向スコアが大きい観測値ほどウェイトが大きくなる。換言すれば、処置群と対照群のそれぞれの内部において、希少な観測値でサンプル内に占める割合が小さいほど重みを増して計算することを意味している。

ここで、実現処置変数が1の場合($z_i=1$)、潜在的アウトカムの期待値の推定値は、

$$\hat{E}[y(1)] = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{z_i y_i}{\hat{e}(x_i)}}{\sum_{i=1}^n \frac{z_i}{\hat{e}(x_i)}}$$

となる。これに対して、実現処置変数が0の場合($z_i=0$)、潜在的アウトカムの期待値の推定

値は,

$$\widehat{E}[y(0)] = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(1-z_i)y_i}{1-\widehat{e}(x_i)}}{\sum_{i=1}^n \frac{(1-z_i)}{1-\widehat{e}(x_i)}}$$

となり, これらの差分として以下のように ATE が推計できる.

$$\widehat{ATE} = \widehat{E}[y(1)] - \widehat{E}[y(0)]$$

また, ATT 推計では, 処置群へのウェイトを 1 とし, $\widehat{e}(x_i)/(1-\widehat{e}(x_i))$ を対照群へのウェイトとして用いる. 処置群へのウェイトは, 傾向スコアが大きい観測値についてはウェイトが大きくなる. 即ち, 処置群において頻繁に出現されると思われるような観測値についてはウェイトが大きくなり割当てられ, 逆に処置群において出現が珍しいと思われるような観測値については小さなウェイトが割当てられることになる.

ここで, 処置群の標本平均 $\bar{y}_1$ を実現処置変数が 1 の場合 ($z_i=1$), 潜在的アウトカムの期待値の推定値とし, 実現処置変数が 0 の場合 ($z_i=0$), 潜在的アウトカムの期待値の推定値を,

$$\widehat{E}[y(0)|z=1] = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(1-z_i)\widehat{e}(x_i)y_i}{1-\widehat{e}(x_i)}}{\sum_{i=1}^n \frac{(1-z_i)\widehat{e}(x_i)}{1-\widehat{e}(x_i)}}$$

とすれば, これらの差分として以下のように ATT が推計できる.

$$\widehat{ATE} = \bar{y}_1 - \widehat{E}[y(0)|z=1]$$

3.2.3 共変量バランシング傾向スコア

通常, 傾向スコア $\widehat{e}(x_i)$ の推定には, 処置変数(本論文においては, 外出, 対人接触, 旅行経験)を被説明変数とし, 共変量を説明変数とするロジスティクス回帰分析を実行することが多い. しかし, 傾向スコアを推定する際にモデルを誤って特定してしまった場合には, IPW 推定量の一致性が失われてしまい, 推定値に大きな影響が出てしまうことが知られている(Kang and Schafer, 2007, Smith and Todd, 2005).

そこで本論文では, 傾向スコアの推定に,

Imai and Ratkovic(2014)が提案する, 推定モデルの誤った特定化に頑健な, 共変量バランシング傾向スコア(Covariate Balancing Propensity Score, CBPS)を用いる. CBPS は, 共変量のバランスを推定時の制約として与えて, 処置割付の予測を行うものであり, 以下の共変量バランシング条件を満たす $\pi_\beta(x_i)$ として定義される.

$$E\left[\frac{z_i}{\pi_\beta(x_i)}f(x_i)\right] = E\left[\frac{1-z_i}{1-\pi_\beta(x_i)}f(x_i)\right]$$

ここで $f(x_i)$ は, 分析者が特定する共変量の可測関数であるが, この式の意味するところは, 処置群と対照群の共変量の分布のモーメントがバランスするような $\pi_\beta(x_i)$ を傾向スコアにすることである.

この式の β をデータから推定するにあたっては, 次の式を β について解く必要がある.

$$g(\beta) = \sum_{i=1}^N \left[\left(\frac{z_i}{\pi_\beta(x_i)} - \frac{1-z_i}{1-\pi_\beta(x_i)} \right) f(x_i) \right] = 0$$

しかしながら, この方程式には一般に解の存在が保証されない. そこで, 以下の GMM 推定量を用いて β を推定する.

$$\hat{\beta}_{GMM} = \arg \min_{\beta} \bar{g}_\beta(z, x)^T \Sigma_\beta(z, x)^{-1} \bar{g}_\beta(z, x)$$

ここで, $\bar{g}_\beta(z, x)$ は, モーメント条件の標本平均である. このように求めた β を用いて, 傾向スコアの推定値を求めることが可能となる(Imai and Ratkovic, 2014).

3.3 アウトカム, 処置変数, 共変量

3.3.1 アウトカム変数

本研究で使用するアウトカム指標は, 新型コロナ感染診断の有無と, 新型コロナ感染と関連するとされる感染症状発現の有無である. 調査では, 過去に新型コロナウイルスに感染経験があると回答した人に対し, 第三回調査から第五回調査において, 質問票の Q1 のような質問を設定している. これに対する回答の選択肢に応じて 1 をとるバイナリー変数を, アウトカム変数として用いる¹⁵⁾.

なお, アンケートの回収結果として, 各期間において新型コロナウイルスに感染したと報告した対象者数は次のとおりである(カッコ内は左: サンプル内に占める割合と右: 各時点にお

質問票

Q1. 新型コロナウイルスにかかったとあなたが医療機関で診断されたのはいつですか

1. 昨年10月,あるいはそれ以前(1回目調査以前)
2. 昨年11月から今年1月の間
(1回目調査と2回目調査の間)
3. 今年の2月から4月の間
(2回目調査と3回目調査の間)
4. 今年の5月から7月の間
(3回目調査と4回目調査の間)
5. 今年の8月から調査時点(10月)まで
(4回目調査以降)

Q2. あなたは今年の10月以降に(1月以降に,4月以降に,7月以降に),一泊以上の旅行に行きましたか。旅行には帰省を含みます。仕事上の理由による移動は含みません。

1. 行った
2. 行っていない

Q3. 過去1ヶ月の間に,仕事以外で,知り合いとどの程度の頻度で直接会っていますか。知り合いは親族や友人や隣人などを指し,同居している人を除きます。

1. ほぼ毎日
2. 1週間に数回
3. 1週間にだいたい1回
4. 2週間にだいたい1回
5. 1ヶ月にだいたい1回
6. 会っていない

Q4. あなたはこの1ヶ月の間に,どれだけ外出しましたか。

1. ほぼ毎日
2. 週に4-5日
3. 週に2-3日
4. 週に1日程度
5. 月に1日程度
6. 外出していない

Q5. 1年前と比べて,あなたの世帯の収入はどう変わりましたか。

1. 増えた
2. 変わらない
3. 減った

Q6. 就労状態をお答えください。

1. 有職(現在働いている)
2. 有職(現在は自宅待機中)
3. 有職(休職中)
4. 専業主婦・主夫
5. 無職(現在仕事を探している)
6. 無職(仕事は探していない)
7. 学生
8. その他

Q7. 現在一緒に住んでいるご家族の構成は次のどれにあてはまりますか。

1. 単身世帯(一人暮らし)
2. 一世代世帯(夫婦のみ)
3. 二世代世帯(子供と同居)
4. 二世代世帯(親と同居)
5. 三世代世帯(祖父・祖母と親と子の世帯)
6. その他(兄弟姉妹のみ,友人同士,祖父母と孫など)

Q8. あなたは結婚していますか。

1. 配偶者(夫や妻)がいる(再婚も含む)
2. 離婚した(現時点で配偶者なし)
3. 死別した(現時点で配偶者なし)
4. 未婚

Q9. あなたは現在,困り事や悩みを抱えた時,真剣に相談にのってもらえたり,互いに助けあうような,頼りになる存在の人はいますか?

1. いる
2. いない

Q10. 一般的にいうと,人はだいたいにおいて信用できると思いますか,それとも人と付き合うには用心にこしたことはないと思いますか。

1. だいたい信用できる
2. 用心するにこしたことはない
3. わからない

Q11. 以下の中で,今抱えている病気を全て選択してください。

1. 高血圧
2. 脂質異常症
3. 糖尿病
4. 心臓の病気
5. 腎臓の病気
6. がん
7. 肺や呼吸の病気
8. 医師に運動を止められたり,歩行に大きな支障のある病気やけが(例:関節リウマチ,骨折など)を抱えている
9. 当てはまるものはない

Q12. あなたは,新型コロナウイルスに感染しないために次のことを意識していますか

- 「換気の悪い場所には行かない」
- 「人が多く集まる場所には行かない」
- 「他の人と近い距離で会話や発声をしない」
- 「マスクを着用する」
- 「手を洗う」
- 「手指の消毒をする」
- 「頻繁に着替える」
- 「うがいをする」
- 「持ち物を消毒する」
- 「外出時に人と距離を置く」
- 「病院・医院の受診を控える」
- 「なるべく外出しない」

ける日本全国における対人口比の新規感染確認者数割合)。

1. 昨年 10 月,あるいはそれ以前: 60 名 (0.7%, 0.1%)
2. 昨年 11 月から今年 1 月の間: 51 名 (0.42%, 0.3%)
3. 今年の 2 月から 4 月の間: 27 名 (0.27%, 0.21%)
4. 今年の 5 月から 7 月の間: 18 名 (0.18%, 0.34%)
5. 今年の 8 月から調査時点(10 月)まで: 29 名 (0.29%, 0.63%)

サンプル内比率は、調査の対象者が 18 歳から 74 歳に限定されていることから、対人口比の感染率と一致する必然性はないが、調査後半において新規陽性者の捕捉が若干減少している可能性には注意しなければならない。

3.3.2 処置変数

処置変数としては、旅行、対人接触頻度、および外出頻度を用いる。まず、旅行についてであるが、第二回調査から第五回調査における、質問票の Q2 を利用して、宿泊旅行に行った場合を 1 とするダミー変数を作成した¹⁶⁾。

処置変数としての旅行とアウトカム(感染)の時系列関係としては、調査同時点での旅行と感染の因果関係を想定する。即ち、Q2 の「10 月から 1 月までの宿泊旅行」(処置)の実施に対して、「11 月から 1 月までの感染確認」(アウトカム)の因果関係を分析する。処置とアウトカムの従前関係を考慮すれば、旅行時期と感染確認時期にタイムラグがあることが望ましいが、本分析で用いた調査はおおよそ 3 ヶ月に一度実施されたものであり、新型コロナウイルスの感染から発症までの期間を考慮すれば、処置とアウトカムの時点にラグをつけることに合理性がないと思われるからである。

次に対人接触頻度であるが、Q3 の私的コミュニケーションに関する設問を用いた。ここで、2 週間に一回以上、仕事以外の知人、親族、友人などと直接の面会を行っている場合に 1 をとるバイナリ変数を作成し、それを処置変数とした¹⁷⁾。

ただし、この処置変数はアウトカム評価(コロナ感染)の回答が成された調査回から一時点前における接触頻度を用いている。これは処置とアウトカムの従前関係を考慮してのことである。即ち、感染が確認された時期よりも、前の調査時点でそのような接触頻度の生活を過ごしていた場合に、次の調査期間で新型コロナウイルスに感染したか否かの因果関係を想定している¹⁸⁾。

最後に外出頻度であるが、Q4 を用いて設定した。ここで、一週間に数回以上、外出している場合に 1 をとるバイナリ変数を作成し、それを処置変数とした¹⁹⁾。この処置変数についても、私的接触の場合と同じ理由で、アウトカム評価(コロナ感染)の回答が成された調査回から一週間前の調査における接触頻度を用いている。

図 4 には、サンプル内の各回調査時点における感染者の比率を、全サンプルの他に各処置群(旅行、対人接触、外出)ごとについて示している。傾向として、旅行、対人接触の処置群内での感染者比率が相対的に高く、外出の処置群においてはほぼ変化がみられないが、前述のように、観察対象者の属性の分布に差異がある場合、単純に感染率を比較することには正当性がない。次節以降で、これらの属性を制御した上で、各処置が感染に対して与えた平均効果を推計する。

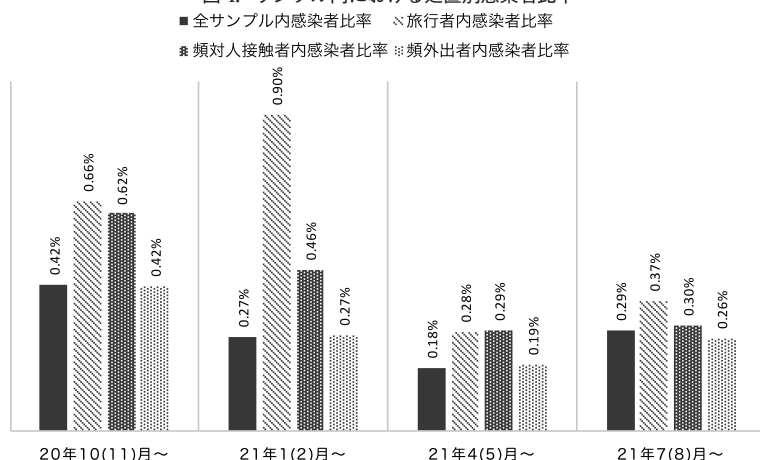
3.3.3 共変量

共変量としては、年齢、性別(女性ダミー)、BMI(身長および体重から計算)の他、以下に示す諸変数を共変量に設定した。

税込み世帯年収については、調査票では 100 万円未満から 1,000 万円以上まで、選択肢を 100 万円単位で 11 区分で質問しているが、ここでは、「300 万円未満」「300 万円から 500 万円未満」「500 万円から 800 万円未満」「800 万円以上」の 4 区分にしたダミー変数を設定した。

世帯所得に関係する、この一年の世帯収入の変化については、Q5 における選択肢 2 の「変わらない」をリファレンスとするダミー変数を設定した。世帯預貯金(株債権を含む)については、調査票では、0 円から 1,000 万円以上の 10 区分を選択肢として質問しているが、本分析に

図 4. サンプル内における処置別感染者比率



においては、「100万円未満」「100万円から400万円未満」「400万円から1,000万円未満」「1,000万円以上」の4区分に再整理してダミー変数を設定した。

世帯所得と世帯資産に関する質問については、処置変数とアウトカム変数の双方への因果関係を想定している。処置変数(旅行等)については、経済力の有無は上級財であるところの旅行等の重要な説明要因であるが、アウトカム変数(新型コロナ感染)については、相対的に低所得者であればあるほど新型コロナ感染へのリスクにさらされやすいことが知られているからである。

就労状況については、調査票におけるQ6を利用した。選択肢1から3までを「就労中」と一つのカテゴリーにまとめ、他はそのままのダミー変数を設定した。これらをまとめたのは、2および3の回答者が多くないこともあるが、アウトカム指標として新型コロナ感染を用いていることから、新型コロナ感染が確認された場合、それを理由として自宅待機や休職が選択される場合が考えられ、共変量と処置変数の間の時系列の従前関係の逆転が生じる可能性があったからである。

同居関係を示す変数として、Q7を利用した。選択肢3,4,5,6を多世代等同居として一つのカテゴリーにまとめ、その他の単身世帯と夫婦のみ世帯をそれぞれダミー変数として設定し、共変量とした。多世代等をまとめたのは、新型コロナ感染の因子として、本人以外の世帯員が数

多くいることを考えるとともに、世帯員の多さは、旅行等を選択する際の明示的費用および機会費用の説明要因になりえると考えたからである。

配偶関係については、Q8について、選択肢1の場合に1をとるダミー変数を用いた。前項目の同居関係と別にこの変数を設定したのは、単身赴任等で家族と別居している場合、単身世帯であっても、感染リスクは異なると考えられるからである。

身近な人間関係や相談相手の存在を示す変数として、Q9とQ10の二つをもちいた。これらは、旅行に関しての意思決定だけではなく、感染リスクに関する情報の共有や、他人の行動に対する警戒感に影響を与えている可能性がある。

住居形態については、住まいの形態についての質問と、住宅ローンの残債の有無に関する質問を組み合わせ、「持ち家(住宅ローンなし)」「持ち家(住宅ローンあり)」「賃貸・社宅・その他」のカテゴリーにまとめたダミー変数を設定した(リファレンス:「持ち家(住宅ローンなし)」)。

基礎疾患等の有無についてはQ11を利用し、選択肢それぞれについてのダミー変数を設定し、共変量とした。

学歴については、調査の回答結果を「中学高校卒業」「短大専門卒業」「大学大学院卒業」の3区分に再整理したカテゴリーでダミー変数を作成した(リファレンス:「中学高校卒業」)。居

住都道府県ダミーについては、越智他(2020)と同じく、人口が上位10位以内の東京都、神奈川県、大阪府、愛知県、埼玉県、千葉県、兵庫県、北海道、福岡県、静岡県については各都道府県別のダミーを設定し、その他の府県については東北・北関東・中部・北陸・近畿・中国・四国・九州沖縄と区分したダミーを設定した(リファレンス: 東京都)。

また、感染に関係する要因として、予防行動意識に関するQ12への回答を共変量として採用している。これ換気やマスク着用などの12項目について「はい/いいえ」の二択で質問しているものであるが、「はい」と回答した場合に1をとるダミー変数として整理し、共変量に加えている。

これらの共変量によって、傾向スコアと共変量のバランスが調整されたかについては、ウェブ補論に掲載した傾向スコアの分布と標準化平均差(Average Standardized Absolute Mean distance, ASAM)のプロット図によって確認できる。ASAMが満たすべき基準について統計的な合意があるわけではないが、結果は、ほとんどのサブサンプルにおいて、厳しいASAMの基準(Normand *et al.*, 2001, Austin, 2011)とされる0.1以内に収まっており、一部の0.1を上回るものについても緩やかなASAMの基準(Rubin, 2001, Stuart, 2010)とされる0.25以内に収まっている。

3.3.4 サブサンプルの区分

本研究では、アンケート調査の全サンプルを用いた分析に加えて、属性別に分割したサブサンプルによる分析も行う。具体的には、次の属性別のサブサンプルを用いる。

まず、世代別のサブサンプルで平均処置効果のIPW推計を行う。世代については、10・20・30・40歳代の「若年世代」、50・60・70歳代の「中高齢世代」の各サブサンプルを用いる。移動や対人接触において、これらの各世代においては、その行動様式がかなり異なることが予想される。

次に性別のサブサンプルで平均処置効果のIPW推計を行う。国内外の報告から、男性の

方が新型コロナ感染確認者数が多く報告されているが、その傾向性を踏まえて、旅行や移動、対人接触を介した感染拡大でもその傾向性が維持されるかを確認する。

また、居住都道府県にもとづいて、感染拡大地域と非拡大地域の居住者の間で分割したサブサンプルを用いる。移動、接触行動がもたらす感染リスクは、感染者から非感染者への負の外部生であると言えるが、その場合、居住地域にどれほどの感染者が住んでいるのかというのは、リスクを考慮する上で重要なポイントであると考えられる。ここでは、「北海道、東京、神奈川、千葉、埼玉、愛知、大阪、兵庫、福岡、沖縄」を感染拡大地域とみなし、それ以外は非拡大地域としたサンプル分割を行っている²⁰⁾。

4. 分析結果

本節では、宿泊旅行、対人接触、外出が新型コロナ感染に与えるリスクに関する、IPWによる平均処置効果推計の結果を示す。

4.1 宿泊旅行の感染リスクの平均処置効果推計

図5および表1は、各調査期において宿泊旅行をした場合の新型コロナ感染に対する平均処置効果の推計結果を示している。図5においては、各サブサンプルについて、時系列にATTとATEの推計結果について図示している。

4.1.1 2020年10月～2021年1月

まず、2020年10月から翌年1月(サンプル内の旅行経験者: 2,441人)においては、ATEは正の値をとるものの、どのサブサンプルにおいても影響が統計的に有意であったとは確認できない。ただし同時期のATTは、全サンプルと非感染拡大地域住民において有意な影響があったことを示しており、また概してATEよりもATTの方が高く推計されている。これはサンプル全体よりも処置群(旅行に行った人)の方が感染リスクの高い人達であったことを示しており、この時期の大部分はGoToトラベル事業が継続されていた期間であったことを考えると、同事業が相対的に高リスクな人達を旅行に押し

表 1. 宿泊旅行の感染リスクに対する平均処置効果推計結果

期間	estimand	全サンプル			若年			中高齢			男性		
		推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値
20年11月-21年1月	ATE	0.0020	0.001	0.126	0.0032	0.003	0.254	0.0012	0.001	0.330	0.0014	0.002	0.464
	ATT	0.0032	0.001	0.024	0.0046	0.003	0.134	0.0025	0.001	0.054	0.0029	0.002	0.155
21年2月-21年4月	ATE	0.0070	0.001	0.000	0.0106	0.003	0.001	0.0055	0.001	0.000	0.0095	0.002	0.000
	ATT	0.0063	0.002	0.000	0.0092	0.003	0.005	0.0044	0.001	0.001	0.0060	0.002	0.003
21年5月-21年7月	ATE	0.0018	0.001	0.075	0.0033	0.002	0.123	-0.0002	0.001	0.830	0.0048	0.002	0.003
	ATT	0.0013	0.001	0.152	0.0021	0.002	0.303	0.0006	0.001	0.449	0.0036	0.002	0.024
21年5月-21年7月 (ワクチン接種済)	ATE	-0.0003	0.001	0.775	-0.0019	0.005	0.710	-0.0009	0.001	0.211	-0.0002	0.001	0.888
	ATT	-0.0003	0.001	0.827	-0.0021	0.006	0.727	-0.0006	0.001	0.288	0.0012	0.002	0.501
21年5月-21年7月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0023	0.001	0.100	0.0029	0.002	0.188	0.0016	0.002	0.294	0.0062	0.002	0.009
	ATT	0.0029	0.001	0.032	0.0031	0.002	0.128	0.0029	0.002	0.071	0.0072	0.002	0.004
21年8月-21年10月	ATE	0.0004	0.001	0.709	-0.0008	0.002	0.667	0.0010	0.001	0.447	-0.0012	0.002	0.453
	ATT	0.0004	0.001	0.756	-0.0003	0.002	0.879	0.0010	0.001	0.498	-0.0028	0.002	0.119
21年8月-21年10月 (ワクチン接種済)	ATE	-0.0001	0.001	0.900	-0.0007	0.002	0.713	-0.0003	0.001	0.812	-0.0010	0.002	0.520
	ATT	-0.0005	0.001	0.670	-0.0006	0.002	0.767	-0.0005	0.001	0.697	-0.0025	0.002	0.149
21年8月-21年10月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0112	0.005	0.037	-0.0012	0.006	0.835	0.0144	0.008	0.063	0.0007	0.007	0.924
	ATT	0.0089	0.005	0.085	0.0004	0.006	0.939	0.0214	0.010	0.028	-0.0024	0.008	0.760

期間	estimand	女性			感染拡大地域			非感染拡大地域		
		推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値
20年11月-21年1月	ATE	0.0019	0.002	0.261	0.0019	0.002	0.284	0.0024	0.002	0.214
	ATT	0.0036	0.002	0.058	0.0025	0.002	0.183	0.0042	0.002	0.043
21年2月-21年4月	ATE	0.0064	0.002	0.001	0.0076	0.002	0.000	0.0065	0.002	0.003
	ATT	0.0074	0.002	0.001	0.0070	0.002	0.000	0.0042	0.003	0.119
21年5月-21年7月	ATE	-0.0020	0.001	0.036	0.0030	0.002	0.049	0.0004	0.001	0.717
	ATT	-0.0017	0.001	0.045	0.0019	0.001	0.146	0.0011	0.001	0.312
21年5月-21年7月 (ワクチン接種済)	ATE	-0.0018	0.001	0.199	-0.0022	0.001	0.094	0.0018	0.002	0.320
	ATT	-0.0020	0.001	0.161	-0.0018	0.001	0.119	0.0038	0.002	0.095
21年5月-21年7月 (ワクチン未接種)	ATE	-0.0020	0.001	0.104	0.0049	0.002	0.029	-0.0014	0.001	0.215
	ATT	-0.0014	0.001	0.168	0.0058	0.002	0.010	-0.0007	0.001	0.376
21年8月-21年10月	ATE	0.0026	0.001	0.083	-0.0005	0.001	0.751	0.0012	0.002	0.417
	ATT	0.0030	0.002	0.058	-0.0012	0.002	0.462	0.0029	0.002	0.078
21年8月-21年10月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0006	0.001	0.650	-0.0014	0.001	0.293	0.0011	0.002	0.481
	ATT	0.0013	0.001	0.363	-0.0018	0.002	0.220	0.0020	0.002	0.198
21年8月-21年10月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0266	0.009	0.002	0.0240	0.009	0.007	0.0012	0.005	0.821
	ATT	0.0145	0.007	0.046	0.0094	0.007	0.201	0.0096	0.007	0.143

4.1.3 2021年4月～2021年7月

2021年4月から7月の宿泊旅行については(旅行経験者:1,415人)、感染第四波の最中の旅行にも関わらず、全体としてリスクが低下し、有意な感染リスクを見せていたのは男性のみである。市中の感染規模を考慮すれば旅行の感染リスクが低下する理由を見出すことは難しいが、コロナ禍が長期化するに応じた旅行スタイルの

変化など、データでは捉えられていない要因があるかもしれない。

また、この時期は医療従事者以外の一般へのワクチン接種が開始された時期でもある。そこで、サンプルをワクチン接種済者と未接種者に限ったサブサンプルについて平均処置効果推計を行う。第四回調査時点において、ワクチンを接種済みであると回答したのは4,493人(サン

ブル内の 44.6%，一回目接種済：2,040 人，二回目接種済：2,453 人）であった。ここでは，一回でも接種している人に関して条件づけたサブサンプルで推計を行った。その結果，ワクチン接種済者（うち旅行経験者：665 人）の場合，旅行による感染リスクを相当に抑制できていたことがわかる。特に，全体として有意だった男性の感染リスクはほぼ消失している。

これに対して，同時期のワクチン未接種者（5,588 人）に限ったサブサンプル（うち旅行経験者：750 人）についての推計では，ワクチン未接種者の旅行による感染リスクが相対的に高かったことが見て取れる。特に男性や感染拡大地域居住者などで高いリスクを示しており，この時期の旅行による新型コロナ感染リスクは，主にワクチン未接種者が寄与するところが大きかったものと推量できる。

4.1.4 2021 年 7 月～2021 年 10 月

過去最大の感染第五波が発生していた 2021 年 7 月から第五回目調査時点の 10 月までについては，宿泊旅行の感染リスク（サンプル内の旅行経験者：1,881 人）はほぼ認められなかった。これについては，ワクチン接種の有無で分割したサブサンプルによる推計結果をみることで解釈が容易になる。

第五回調査において，ワクチンを接種済みであると回答したのは 8,604 人（サンプル内の 85.3%，一回目接種済：544 人，二回目接種済：8,060 人）であった。一回でも接種している人に関して条件づけたサブサンプル（うち旅行経験者：1,672 人）で推計を行った結果から，ワクチン接種済者にとってこの時期の旅行には平均的には感染リスクがほぼなかったことがわかる。

対して同期間のワクチン未接種者（1,477 人）のサブサンプル（うち旅行経験者：209 人）では，一見してわかるように，旅行による感染リスクが非常に高い。サンプルサイズが限られていることから推計値の標準誤差は大きい，特に中高齢，女性，感染拡大地域居住においてリスクが有意に高い。五回目の調査時点は，接種率がほぼ上限に達しようとする頃であり，この時期

に至るまでワクチンを接種していなかった人たちには，旅行は非常に高リスクな行為であったと思われる。

4.2 対人接触の感染リスクの 平均処置効果推計

図 6 および表 2 は，各調査期において頻繁に対人接触を行っていた場合の新型コロナ感染に対する平均処置効果の推計結果を示している。

4.2.1 2020 年 11 月～2021 年 1 月

まず第一回調査時点（20 年 10 月末）の対人接触頻度の高さ（処置群：3,927 人）が，翌 2 回目調査で報告された 2020 年 11 月から 1 月までの新型コロナ感染にどの程度のリスクとなっていたのかを確認する。推計結果からは，同時期の宿泊旅行が概ね非有意なレベルのリスクであったのに対して，対人接触は比較的高い有意な感染リスクを与えていたことがわかる。特に若年層，女性，感染拡大地域居住者などで高いリスクを示しており，これは後の調査時点においても一貫した傾向となっている。

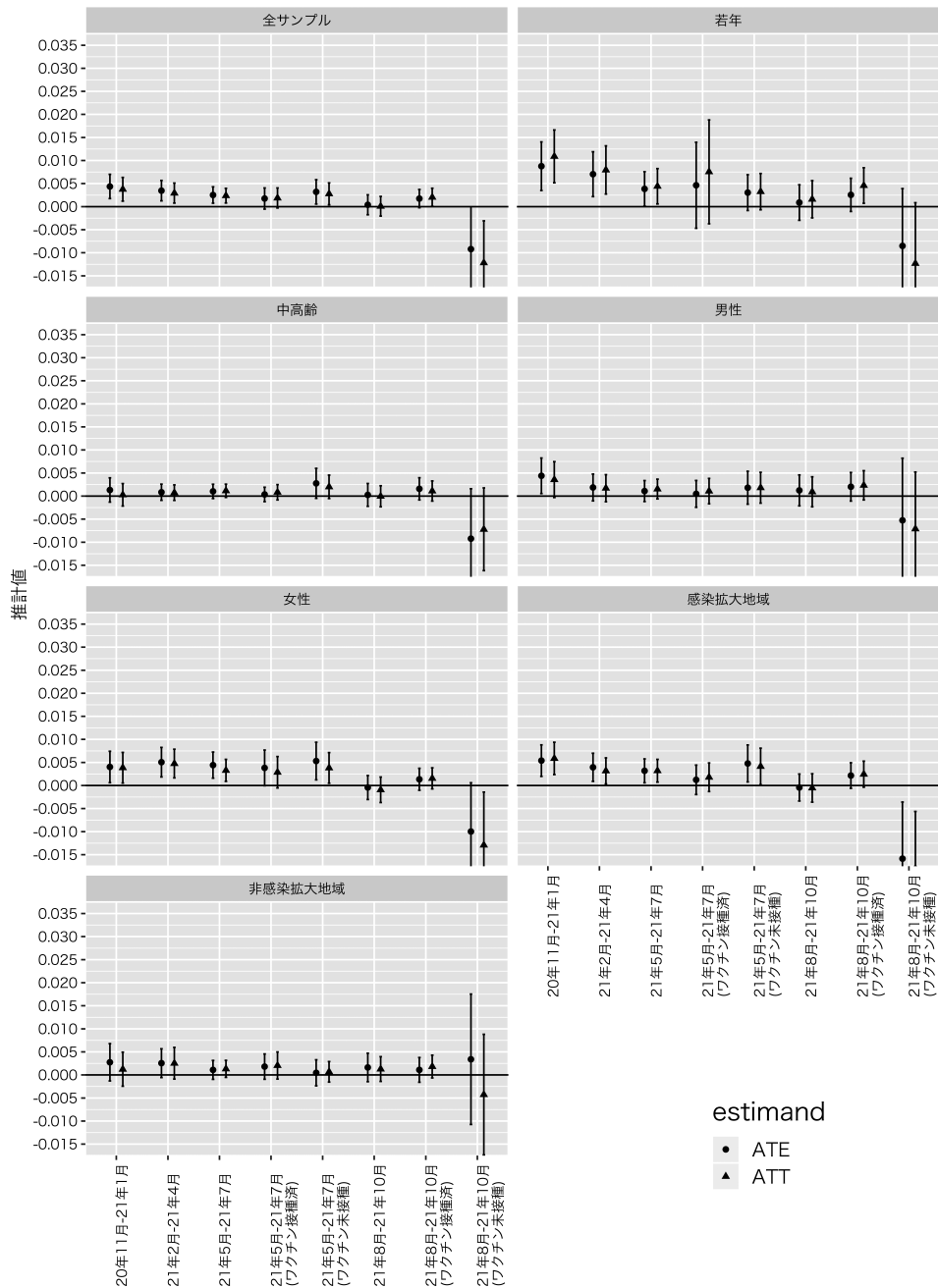
4.2.2 2021 年 2 月～2021 年 4 月

次に，第二回調査時点（21 年 1 月末）の対人接触頻度の高さ（処置群：4,187 人）が，第三回調査で報告された 2021 年 2 月から 4 月までの新型コロナ感染に，どの程度のリスクとなっていたのかという推計結果を確認する。この時期においても，若年層，女性に関して相対的に高いリスクが観察される。また，感染拡大地域居住者のリスクが有意ではあるものの，前回時点よりも若干低下していることが注目される。特に同時期において旅行の感染リスクが非常に高まっていたことを鑑みると，これはこの期間に発出された二回目の緊急事態宣言の効果なのかもしれない。

4.2.3 2021 年 5 月～2021 年 7 月

第三回調査時点（21 年 1 月末）の対人接触頻度の高さ（処置群：4,296 人）が，第四回調査で報告された 2021 年 5 月から 7 月までの新型コロナ感染に，どの程度のリスクとなっていたの

図 6. 対人接触の感染リスクに対する平均処置効果



かという推計結果を確認する。この時期においても、全体としてリスクの有意性は残るものの、若年層などのリスク低下が顕著になっている。また、感染拡大地域におけるリスクは引き続き有意ではあるものの、非拡大地域と同程度となっている。

この時期については、宿泊旅行と同様に、サ

ンプルをワクチン接種済者と未接種者に限ったサブサンプルについて平均処置効果推計を行った。ワクチン接種済者のサブサンプル(処置群: 2,234 人)について見ると、全体として正の推計値ではあるものの、有意ではなく、感染拡大地域においても有意な効果はなくなっている。ただし、若年層ではリスクが高まっていた可能

表 2. 対人接触の感染リスクに対する平均処置効果推計結果

期間	estimand	全サンプル			若年			中高齢			男性		
		推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値
20年11月-21年1月	ATE	0.0044	0.001	0.001	0.0088	0.003	0.001	0.0013	0.001	0.327	0.0044	0.002	0.025
	ATT	0.0038	0.001	0.004	0.0109	0.003	0.000	0.0003	0.001	0.832	0.0036	0.002	0.072
21年2月-21年4月	ATE	0.0035	0.001	0.002	0.0070	0.002	0.005	0.0008	0.001	0.349	0.0019	0.001	0.207
	ATT	0.0029	0.001	0.008	0.0080	0.003	0.003	0.0007	0.001	0.393	0.0017	0.001	0.254
21年5月-21年7月	ATE	0.0025	0.001	0.005	0.0038	0.002	0.043	0.0010	0.001	0.194	0.0011	0.001	0.351
	ATT	0.0024	0.001	0.004	0.0044	0.002	0.024	0.0012	0.001	0.115	0.0015	0.001	0.161
21年5月-21年7月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0018	0.001	0.133	0.0046	0.005	0.330	0.0004	0.001	0.655	0.0005	0.001	0.744
	ATT	0.0019	0.001	0.090	0.0076	0.006	0.189	0.0008	0.001	0.327	0.0011	0.001	0.440
21年5月-21年7月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0032	0.001	0.017	0.0030	0.002	0.125	0.0028	0.002	0.097	0.0018	0.002	0.320
	ATT	0.0028	0.001	0.022	0.0033	0.002	0.104	0.0020	0.001	0.120	0.0018	0.002	0.288
21年8月-21年10月	ATE	0.0004	0.001	0.719	0.0009	0.002	0.651	0.0003	0.001	0.840	0.0012	0.002	0.471
	ATT	0.0001	0.001	0.941	0.0016	0.002	0.435	0.0000	0.001	0.972	0.0009	0.002	0.579
21年8月-21年10月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0017	0.001	0.084	0.0026	0.002	0.165	0.0016	0.001	0.200	0.0020	0.002	0.201
	ATT	0.0020	0.001	0.042	0.0046	0.002	0.020	0.0011	0.001	0.321	0.0023	0.002	0.148
21年8月-21年10月 (ワクチン未接種)	ATE	-0.0092	0.005	0.050	-0.0085	0.006	0.179	-0.0092	0.006	0.095	-0.0053	0.007	0.445
	ATT	-0.0122	0.005	0.009	-0.0123	0.007	0.067	-0.0072	0.005	0.116	-0.0071	0.006	0.259

期間	estimand	女性			感染拡大地域			非感染拡大地域		
		推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値
20年11月-21年1月	ATE	0.0040	0.002	0.021	0.0054	0.002	0.002	0.0027	0.002	0.183
	ATT	0.0039	0.002	0.023	0.0059	0.002	0.001	0.0012	0.002	0.509
21年2月-21年4月	ATE	0.0051	0.002	0.002	0.0039	0.002	0.011	0.0026	0.002	0.108
	ATT	0.0048	0.002	0.003	0.0032	0.001	0.027	0.0025	0.002	0.147
21年5月-21年7月	ATE	0.0044	0.001	0.002	0.0032	0.001	0.016	0.0011	0.001	0.296
	ATT	0.0033	0.001	0.007	0.0032	0.001	0.011	0.0013	0.001	0.162
21年5月-21年7月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0038	0.002	0.053	0.0012	0.002	0.448	0.0018	0.001	0.197
	ATT	0.0029	0.002	0.097	0.0018	0.002	0.256	0.0020	0.001	0.172
21年5月-21年7月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0053	0.002	0.011	0.0048	0.002	0.020	0.0005	0.001	0.751
	ATT	0.0038	0.002	0.025	0.0041	0.002	0.040	0.0007	0.001	0.549
21年8月-21年10月	ATE	-0.0004	0.001	0.746	-0.0004	0.001	0.769	0.0016	0.002	0.302
	ATT	-0.0009	0.001	0.510	-0.0005	0.002	0.736	0.0013	0.001	0.348
21年8月-21年10月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0013	0.001	0.269	0.0022	0.001	0.127	0.0011	0.001	0.420
	ATT	0.0015	0.001	0.185	0.0025	0.001	0.088	0.0018	0.001	0.147
21年8月-21年10月 (ワクチン未接種)	ATE	-0.0100	0.005	0.065	-0.0159	0.006	0.012	0.0034	0.007	0.638
	ATT	-0.0129	0.006	0.028	-0.0180	0.006	0.004	-0.0043	0.007	0.523

性があり、これはこの当時、若年世代であるほどワクチン接種率が低かったことを反映しているかもしれない。

対して、同期間でのワクチン未接種者のサブサンプル(処置群：2,062人)についての推計結果からは、全体として有意な正の効果が見て取れる。特に女性やワクチン接種があまり進んでいなかった感染拡大地域居住者にとっては、こ

の時期の対人接触は有意な感染リスクとなっていたことを示している。

4.2.4 2021年8月～2021年10月

第四回調査時点(21年7月末)の対人接触頻度の高さ(処置群：4,528人)が、第五回調査で報告された2021年8月から10月までの新型コロナ感染に与えた平均処置効果の推計結果を見

ると、この時期においては、平均的に対人接触の感染リスクが消失していたことがわかる。

そこで、同じ期間をワクチン接種済者のサブサンプル(処置群: 3,997 人)についての推計結果を確認すると、ワクチン接種者は、過去最大の感染第五波においても、対人接触では概ね有意な感染リスクには直面していなかったことがわかる(全サンプルと若年の ATT で低いものの有意な結果)。ただし、同期間でのワクチン未接種者のサブサンプル(処置群: 558 人)についての結果によれば、未接種者のほうが感染リスクが低かったとなっている。

この結果は、少々パラドキシカルなものである。考えられる要因として、まず共変量だけでは統御できない行動変容があったのかもしれない。この時期、ワクチン接種が大きく進展する中で、自主的に様々な行動制限に服していた人たちが、ワクチン接種を機に会食や会話などの質的行動を大きく変化させた可能性がある。その結果、ワクチン接種済者の感染リスクが高く推計されたかもしれない。もう一つ考えられるのは、ワクチン接種率が高まることで、ワクチン未接種者がワクチン接種者からの感染予防効果のメリットを強く享受した可能性である。ワクチンは接種者個人の感染予防効果だけではなく、ウイルスの排出量低下を通じた社会的なバリアの構築にあることを想起すれば、そのような影響の経路の可能性は排除できないかもしれない。

4.3 外出の感染リスクの平均処置効果推計

この小節では、各調査期における外出頻度によって生じる感染リスクの平均処置効果について概観する。しかしながら、後述するように、外出による感染リスクは、どの期間においても、ほぼ似た推計結果となっているため、説明は必要最小限にとどめる。

まず第一回調査時点(20 年 10 月末)の外出頻度の高さ(処置群: 7,727 人)が、翌二回目調査で報告された 2020 年 11 月から 1 月までの新型コロナ感染にどの程度のリスクとなっていたのかを確認する。対人接触が有意な感染リスクをもたらしていたこの時期、単純な外出は、全体

的に有意な感染リスクを与えていない(中高齢者にのみ僅かな有意リスク)。このことは、外出頻度(処置群)の定義を変えて推計してもほぼ結論として変化しない。

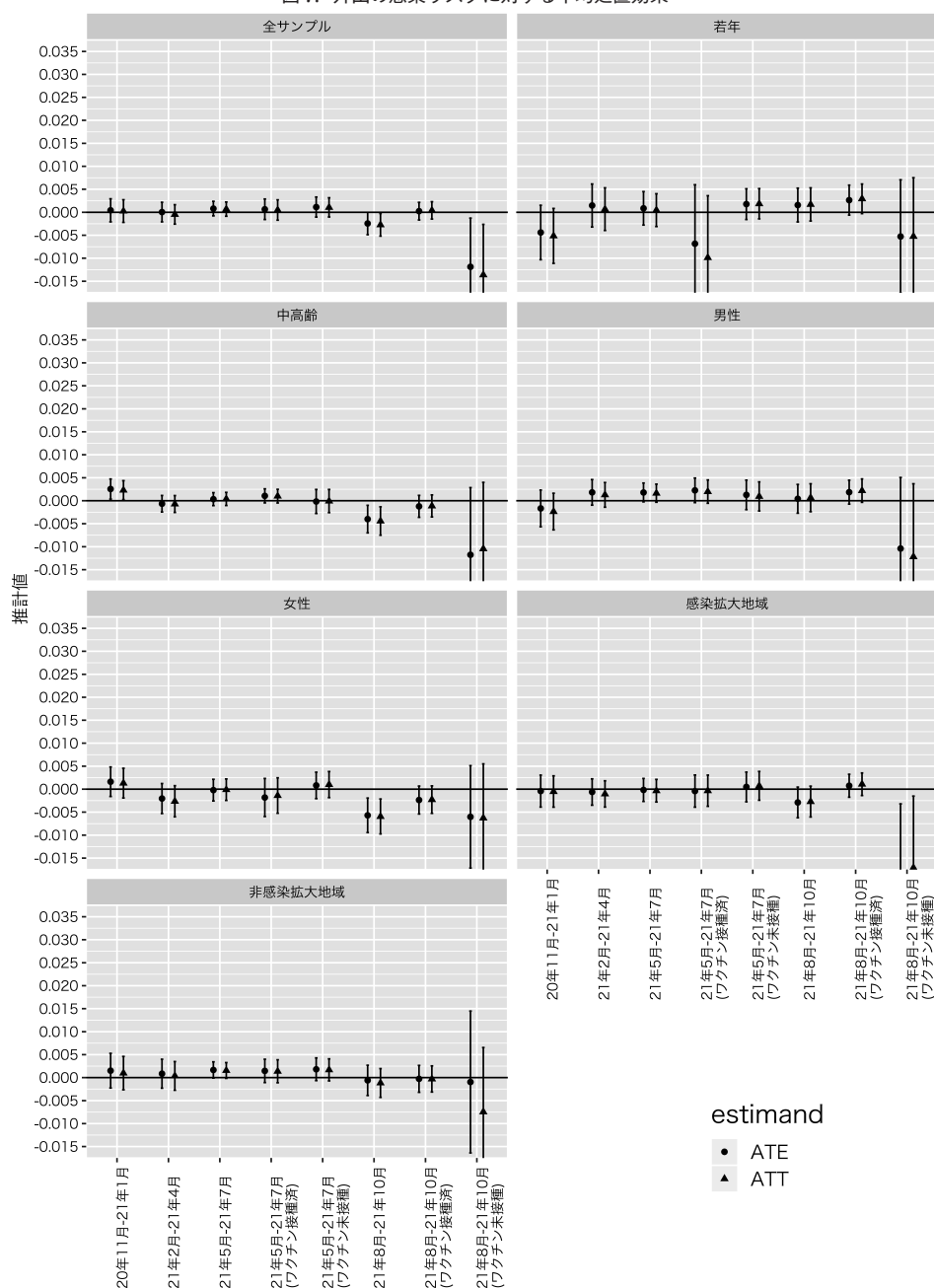
さらには、旅行と対人接触の両方とも高い感染リスクをもっていた第三回調査時点(処置群: 7,929 人)、ワクチン接種が進展していたこの第四回調査時点の全サンプル(処置群: 7,981 人)、ワクチン接種者(処置群: 3,621 人)、ワクチン未接種者(処置群 4,360 人)のサブサンプル、さらには、過去最大の感染拡大である感染第五波が起こっていたこの第五回調査時点の全サンプル(処置群: 8,081 人)、ワクチン接種者(処置群: 6,973 人)、ワクチン未接種者(処置群 1,477 人)のどのサブサンプルにおいても、外出の有意なリスクは観察されない。また、第五回調査時点でのワクチン未接種者のリスクが非常に低いのは、前述の対人接触のケースと同じ要因が影響を与えていたものと推測される。

5. ディスカッション

本論文では、新型コロナパンデミック下における人々の移動、対人接触、および旅行が、新型コロナ感染にどれほどのリスクとなっていたのかという問題に関して、2020 年 8 月末から 2021 年 10 月まで継続して行ったアンケート調査のデータを用いて計量分析を行った。具体的には、調査期間において、一泊以上の私的旅行をした場合、同居家族以外との私的な接触頻度が一定以上である場合、もしくは日常の外出頻度が一定以上である場合において、新型コロナウィルスに感染する平均処置効果(ATE および ATT)について、共変量バランシング傾向スコア(CBPS)を用いた逆確率重み付き推定(IPW)を行った。

ここでは、概ね以下のような結論を得た。まず、コロナ禍の下での宿泊旅行は、レベルとしては高いものではないが、有意な感染リスクをもたらしていた。旅行の感染リスクは、コロナ禍の比較的早い段階では有意なリスクではなかったものの、感染拡大が進んだ 2021 年 1 月から 4 月にかけては一定のリスクとなった。このことは、分析期間は異なるものの、GoTo トラ

図7. 外出の感染リスクに対する平均処置効果



ベル事業の初期段階で、旅行が感染拡大をもたらしていなかったとする Funashima and Hira-ga(2020)の結果と整合的である。このことから、GoTo トラベル事業が2020年末に停止されたことは、結果論としてみれば、感染拡大防止の観点からは最適な停止のタイミングであった可能性がある。また、旅行は、その後は男性

等の一部の属性を除き、全体としては有意なリスクを与えていなかったが、これにはワクチン接種の推進が大きな影響を与えていたものと考えられる。

コロナ禍の下での対人接触は、概ね旅行よりも高い感染リスクを持続的に与えていた。また、旅行は男性および若年層に対して感染リスクで

表 3. 外出の感染リスクに対する平均処置効果推計結果

期間	estimand	全サンプル			若年			中高齢			男性		
		推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値
20年11月-21年1月	ATE	0.0004	0.001	0.737	-0.0044	0.003	0.145	0.0026	0.001	0.022	-0.0017	0.002	0.412
	ATT	0.0003	0.001	0.838	-0.0051	0.003	0.092	0.0023	0.001	0.029	-0.0024	0.002	0.247
21年2月-21年4月	ATE	0.0000	0.001	0.970	0.0015	0.002	0.537	-0.0007	0.001	0.471	0.0018	0.001	0.199
	ATT	-0.0005	0.001	0.668	0.0007	0.002	0.777	-0.0007	0.001	0.443	0.0013	0.001	0.349
21年5月-21年7月	ATE	0.0008	0.001	0.323	0.0009	0.002	0.643	0.0003	0.001	0.639	0.0018	0.001	0.086
	ATT	0.0007	0.001	0.382	0.0005	0.002	0.796	0.0004	0.001	0.591	0.0016	0.001	0.103
21年5月-21年7月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0007	0.001	0.566	-0.0068	0.007	0.296	0.0011	0.001	0.175	0.0023	0.001	0.098
	ATT	0.0005	0.001	0.660	-0.0099	0.007	0.151	0.0010	0.001	0.189	0.0020	0.001	0.124
21年5月-21年7月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0011	0.001	0.310	0.0018	0.002	0.297	-0.0002	0.001	0.897	0.0013	0.002	0.436
	ATT	0.0011	0.001	0.319	0.0019	0.002	0.270	-0.0001	0.001	0.954	0.0009	0.002	0.560
21年8月-21年10月	ATE	-0.0024	0.001	0.050	0.0016	0.002	0.404	-0.0040	0.002	0.009	0.0004	0.002	0.795
	ATT	-0.0027	0.001	0.029	0.0017	0.002	0.354	-0.0044	0.002	0.005	0.0007	0.002	0.671
21年8月-21年10月 (ワクチン接種済)	ATE	0.0002	0.001	0.802	0.0026	0.002	0.113	-0.0012	0.001	0.313	0.0019	0.001	0.160
	ATT	0.0004	0.001	0.669	0.0029	0.002	0.074	-0.0011	0.001	0.352	0.0022	0.001	0.092
21年8月-21年10月 (ワクチン未接種)	ATE	-0.0119	0.005	0.028	-0.0053	0.006	0.402	-0.0118	0.007	0.115	-0.0104	0.008	0.187
	ATT	-0.0136	0.006	0.015	-0.0052	0.007	0.421	-0.0105	0.007	0.156	-0.0122	0.008	0.133

期間	estimand	女性			感染拡大地域			非感染拡大地域		
		推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値	推計値	S.E.	P 値
20年11月-21年1月	ATE	0.0016	0.002	0.323	-0.0004	0.002	0.818	0.0015	0.002	0.434
	ATT	0.0013	0.002	0.423	-0.0005	0.002	0.768	0.0010	0.002	0.593
21年2月-21年4月	ATE	-0.0020	0.002	0.221	-0.0006	0.001	0.676	0.0009	0.002	0.596
	ATT	-0.0026	0.002	0.127	-0.0010	0.001	0.478	0.0004	0.002	0.813
21年5月-21年7月	ATE	-0.0002	0.001	0.864	-0.0002	0.001	0.894	0.0017	0.001	0.065
	ATT	-0.0001	0.001	0.930	-0.0003	0.001	0.788	0.0016	0.001	0.076
21年5月-21年7月 (ワクチン接種済)	ATE	-0.0018	0.002	0.389	-0.0004	0.002	0.816	0.0015	0.001	0.261
	ATT	-0.0014	0.002	0.480	-0.0003	0.002	0.848	0.0014	0.001	0.279
21年5月-21年7月 (ワクチン未接種)	ATE	0.0008	0.001	0.576	0.0005	0.002	0.766	0.0018	0.001	0.148
	ATT	0.0010	0.001	0.487	0.0007	0.002	0.651	0.0017	0.001	0.166
21年8月-21年10月	ATE	-0.0057	0.002	0.003	-0.0029	0.002	0.089	-0.0006	0.002	0.723
	ATT	-0.0059	0.002	0.002	-0.0027	0.002	0.114	-0.0012	0.002	0.467
21年8月-21年10月 (ワクチン接種済)	ATE	-0.0024	0.002	0.128	0.0007	0.001	0.556	-0.0003	0.001	0.857
	ATT	-0.0023	0.002	0.137	0.0011	0.001	0.390	-0.0003	0.001	0.843
21年8月-21年10月 (ワクチン未接種)	ATE	-0.0060	0.006	0.290	-0.0190	0.008	0.019	-0.0010	0.008	0.903
	ATT	-0.0063	0.006	0.297	-0.0171	0.008	0.032	-0.0074	0.007	0.298

あったが、対人接触については女性および若年層にとって相対的に高いリスクとなっていた。このことは、非日常的な行為である旅行や、日常的なコミュニケーション行為である対人接触という局面において、各属性に応じて行動様式が平均的に異なることから生じるものかもしれない。また、ワクチン接種率の進展に応じて、対人接触の感染リスクも有意に低下した。これ

は、ワクチン接種が人流と新規感染者数変化率の正の関係を有意に低下させて、感染拡大抑制効果を持ったとする、井上・沖本(2022)の結論と整合的になっている。

コロナ禍の下でも、単なる外出行為そのものは感染に対してはリスクではなく、これはサンプルのどの時点においても不変の結果となっていた。新型コロナウイルスの特性が飛沫感染、

接触感染が主たる感染経路であることを考えれば、これは妥当な結果であると言える。日本においては、国民に強い私権制限を課す感染抑制策をとることができず、諸外国のような厳しいロックダウンを実施できないことが、感染拡大初期に法整備の議論の的となった。結果、日本においては私権制限を伴う強権的非医薬的介入(NPI)ではなく、政府からの要請に基づく自主的なNPIにとどまった。本分析の結果からは、少なくとも、今般の新型コロナウィルスへの対応としては、強権的なNPIの必要性が小さかったものと考えられる。ただしここでの議論は、新型コロナ感染拡大の初期においてはウィルスの特性に関して未知の部分が大きく、そのような状況下での保守的な対応としてのNPIについて否定的な見解を与えるものではないことには注意が必要である。

また、緩やかなNPIと考えられる緊急事態宣言は、特に都市部を中心とする感染拡大地域における対人接触の感染リスクを抑制した可能性が、分析からは示唆された。本論文の研究デザインは、緊急事態宣言の効果の検証に特化してはいないが、ワクチンが存在しなかった時期において、都市部の感染リスクを一定程度は抑えた効果があったことが示唆される。

新型コロナウィルスは、その感染性の強さや変異株出現の頻度からして、全地球的に根絶を図れるような疫病とは言えず、今後も長期に渡っての対処を要するウィルスである。本論文の分析が示すように、対人接触などの行動が一定の感染リスクになることも確かであるが、同時にワクチンの高い効果が示されたことは、今後のポストコロナ時代にむけた対応戦略の策定に重要な意味をもつと考えられる。ワクチンが、今後の経済活動を維持するために不可欠な戦略物資である可能性は極めて高い。この意味からも、ワクチンに対する国民的理解を深めつつ、将来的なパンデミックの到来に備えて機動的に対処できるような医薬品産業の構築が重要な課題になってくるものと思われる。

最後に、本論文の分析の限界について、いくつか挙げておきたい。まず、新型コロナウィルス感染診断の情報の正確性である。本論文で

用いた診断情報は、アンケート調査における自己申告の情報であって、保健所で捕捉しているPCR検査や抗原検査などの公的情報とマッチングさせたものではない。したがって、一定の虚偽報告リスクは避けられない。データの事前クリーニングにおいて、感染について矛盾のある回答をした対象者(例えば過去の調査回で感染したと報告しているのに、後に感染していないと報告したものなど)は分析から除外するなどしているが、ノイズの混入は避けられていないだろう。

これに関連して、無症状感染や未受診の場合は、真の意味で感染していたとしても感染情報として捕捉できないことが、分析に一定のバイアスを与えるだろう。特に、日本においては戦略的にPCR等の検査対象を絞っていた時期があることから、推定値に下方バイアスをもたらす可能性がある。ただし、アンケート調査では、高熱、せき、喉の痛み、味覚障害などの新型コロナ関連症状の有無に関する情報も聞き取っており、これを用いた分析は可能である(中田, 2021)。

さらには、本論文で用いた宿泊旅行、対人接触(直接の面会)、外出の情報については、行動の有無と頻度については情報が得られるものの、その「質」についての情報は得られない。特に、飲食、アルコール摂取、人数など、感染リスクを高めるであろう要因に関しては、分析に考慮することができない。これらの差異が、年齢や性別などの各属性別の効果量の推定値の差となって現れているものと推量できるが、本論文で用いたデータでは対処が不可能である。この点については、別にデータを採取して分析に取り組む必要があるだろう。

(独立行政法人経済産業研究所)

注

* 本研究は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「新型コロナウィルスの登場後の医療のあり方を探求するための基礎的研究」の成果の一部である。本稿の分析では、2020年度「新型コロナウィルス流行下における心身の健康状態に関する継続調査」のデータを用いた。本稿における分析結果や見解、過誤は、すべて筆者個人のものであり、独立行政法人

経済産業研究所を代表するものではないことを、あらかじめお断りしておく。なお、本研究については、MEXT 科研費、基盤研究(C)、JP20289194の研究助成を受けている。

1) IPW で、対照群における平均処置効果(Average Treatment Effect on the Untreated; ATU)を求めることも可能であるが、今回は行っていない。

2) これら感染初期における日本政府の経済対策にかかる財政対応の概要については、安藤・古川・中田・角谷(2021)および Ando *et al.*(2020)を参照されたい。

3) 出典：首相官邸ホームページ「3つの密を避けましょう！」

<https://www.kantei.go.jp/jp/content/000061868.pdf>

4) 2020年3月20日、東京都知事会見
<https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/governor/governor/kishakaiken/2020/03/30.html>

5) 「新型コロナウイルス感染症対策の基本的対処方針(令和2年4月7日改正)」

https://www.kantei.go.jp/jp/singi/novel_coronavirus/taisaku_honbu.html

6) 第一弾と第二弾の緊急対応策においても、すでに観光業への支援策は謳われていたが、それが感染終息後の大規模事業として明示化されたのは2020年度の第一次補正予算においてである。

7) Matsuura and Saito(2021)によれば、この時期、感染が広まっていなかった地域においても観光需要が落ち込んでいたが、GoToトラベルの導入により近距離旅行の需要減少幅が抑えられ、旅行者数と客平均単価が、それぞれ55%と13%程度引き上げられたものと推計している。

8) 令和3年4月23日「新型コロナウイルス感染症に関する菅内閣総理大臣記者会見」

https://www.kantei.go.jp/jp/99_suga/statement/2021/0423kaiken.html

9) 令和3年5月7日「新型コロナウイルス感染症に関する菅内閣総理大臣記者会見」

https://www.kantei.go.jp/jp/99_suga/statement/2021/0507kaiken.html

10) 令和3年7月8日「新型コロナウイルス感染症に関する菅内閣総理大臣記者会見」

https://www.kantei.go.jp/jp/99_suga/statement/2021/0708kaiken.html

11) ただし、越智他(2020)は、パネル調査として開始された個票データの第一回目分のみを使用したクロスセクション分析であり、その後のパネルデータ分を利用したものではない点が本研究とは異なる。また、越智他(2020)が、多変量ロジスティクス回帰を用いて、サンプル全体における旅行と新型コロナ感染との間の相関関係を把握しようとしているのに対して、本研究では、モデリングの誤設定によるバイアスから比較的頑健な傾向スコア分析を用いて、旅行のみならず、移動や接触と新型コロナ感染経験の因果関係を分析している。

12) 本調査は特定医療法人社団慈藻会 平松記念病院の倫理審査委員会による承認を経て行われている。

13) 分析に用いた各調査時点におけるサンプルの

基本統計量はウェブ補論に掲載している。

14) 平均処置効果の推計には、RのWeightIt packageを用いた。

15) 第1回目のアンケート調査の実施時期が2020年10月末頃であり、当該回の質問票では旅行と感染が10月以前のいつ頃の時期におけるものなのかを特定することはできないため、10月以前の旅行と感染については、本分析では分析対象としない。この期間のデータを用いている越智他(2020)は、この点について、すべての感染者をカウントする場合と、治療中の感染者のみをカウントする場合で感度分析を行っている。

16) Miyawaki *et al.*(2021)との違いは、彼らがGoToトラベルの補助金を利用したか否かを問うた質問で処置変数を設定しているのに対して、本研究では、GoToトラベルの利用は問わず、一泊以上しているかどうかで処置変数を設定している点である。したがって、本分析における処置は、日帰り旅行までを対称に含めるMiyawaki *et al.*(2021)に比べて、長時間、長距離の旅行に限られている可能性がある。

17) 頻度の閾値を1週間に1回、もしくは数回に変えた場合においても、本分析の結果は概ね維持されることを確認している。

18) 仮に同じ調査回の接触頻度を処置として用いた場合、コロナ感染したから接触頻度を抑えた、という逆の因果関係の発生を排除できなくなる。

19) 対人接触同様に、外出の頻度の閾値を1週間に4,5日、もしくはほぼ毎日に変えた場合においても、本分析の結果は概ね維持されることを確認している。

20) これらの各サブサンプルにおける基本統計量についても、ウェブ補論に掲載する。

参考文献

- 安藤道人, 古川知志雄, 中田大悟, 角谷和彦, (2021) 「新型コロナ危機への財政的対応: 2020年前半期の記録」, 『社会科学研究』第72巻第1号
- 井上智夫・沖本竜義, (2022) 「人流と新型コロナウイルス新規感染者数変化率の動的関係とワクチンの役割」 *RIETI Discussion Paper Series* 22-J-002, 独立行政法人経済産業研究所, <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/summary/22010003.html>
- 越智小枝・関沢洋一・宗未来, (2020) 「2020年8月から9月に旅行に行った者は新型コロナウイルス感染と診断されやすかったか?」, *RIETI Discussion Paper Series* 22-J-043, 独立行政法人経済産業研究所, <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/summary/20120002.html>
- 中田大悟(2021), 「旅行と新型コロナ感染リスク: 第三波前の個票データによる分析」, *RIETI Discussion Paper Series* 21-J-001, 独立行政法人経済産業研究所。
- Ando, Michihito, Chishio Furukawa, Daigo Nakata, and Kazuhiko Sumiya (2020) "Fiscal Responses to the COVID-19 Crisis in Japan: The First Six Months," *National Tax Journal*, Vol. 73, No. 3, pp. 901-926.
- Anzai, Asami and Hiroshi Nishiura. (2021) "Go To

- Travel" Campaign and Travel-Associated Coronavirus Disease 2019 Cases: A Descriptive Analysis, July-August 2020," *Journal of Clinical Medicine* 10, no. 3: 398.
<https://doi.org/10.3390/jcm10030398>
- Austin, Peter C. (2011). "An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies," *Multivariate Behavioral Research*, 46: 3, 399-424, DOI: 10.1080/00273171.2011.568786
- Funashima, Yoshito and Kazuki Hiraga (2020) "Where to Go: The Japanese Government's Travel Subsidy during COVID-19", Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3746114> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3746114>
- Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens, and Geert Ridder (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score, *Econometrica*, 71, 1161-1189.
- Imai, Kosuke and Marc Ratkovic. (2014). "Covariate Balancing Propensity Score." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Statistical Methodology)*, Vol. 76, No. 1 (January), pp. 243-246.
- Kang, Joseph D. Y. and Joseph L. Schafer (2007) "Demystifying double robustness: A comparison of alternative strategies for estimating a population mean from incomplete data," *Statistical Science*, 22 (4), 523-539.
- Matsuura, Toshiyuki and Saito Hisamitsu, (2021). "Designing a Tourism Stimulus During the COVID-19 Pandemic in Japan," Discussion papers 21012, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Miyawaki, Atsushi, Takahiro Tabuchi, Yasutake Tomata, and Yusuke Tsugawa (2021). "Association between participation in the government subsidy programme for domestic travel and symptoms indicative of COVID-19 infection in Japan: cross-sectional study," *BMJ Open* 2021; 11: e049069. doi: 10.1136/bmjopen-2021-049069
- Nishiura, Hiroshi, Hitoshi Oshitani, Tetsuro Kobayashi, Tomoya Saito, Tomimasa Sunagawa, Tamano Matsui, Takaji Wakita, MHLW COVID-19 Response Team, and Motoi Suzuki (2020). "Closed Environments Facilitate Secondary Transmission of Coronavirus Disease 2019 (COVID-19)," medRxiv, DOI: 10.1101/2020.02.28.20029272, <https://www.medrxiv.org/content/early/2020/03/03/2020.02.28.20029272>.
- Normand, Sharon-Lise T., Mary Beth Landruma, Edward Guadagnolia, John Z. Ayaniana, Thomas J. Ryand, Paul D. Clearya, Barbara J. McNeila, (2001). "Validating recommendations for coronary angiography following an acute myocardial infarction in the elderly: A matched analysis using propensity scores," *Journal of Clinical Epidemiology*, 54, 387-398.
- Rosenbaum, Paul. R. and Donald. B. Rubin, (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin, (1984). "Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, No. 387, pp. 516-24.
- Rubin, Donald B., (2001). "Using propensity scores to help design observational studies: Application to the tobacco litigation," *Health Services & Outcomes Research Methodology*, 2, 169-188.
- Struart, Elizabeth A., (2010). "Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look forward," *Statistical Science: A Review Journal of the Institute of Mathematical Statistics*, Vol. 25, No. 1, doi: 10.1214/09-STS313. <https://projecteuclid.org/euclid.ss/1280841730>
- Smith, Jeffrey A. and Petra E. Todd (2005) "Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?" *Journal of Econometrics*, 125, 305-353.