

令和3年度厚生労働科学研究費補助金

循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

令和3年度 総括・分担研究報告書

研究代表者 野口 晴子

令和4（2021）年 5月

別添 2

目 次

I. 総括研究報告

産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究.....1

研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

(資料 1) Oikawa, M., Kawamura, A., Kang, C., Yamagata, Z., Noguchi, H. (2022) “Do macroeconomic shocks in the local labor market lead to child maltreatment and death?: Empirical evidence from Japan”. *Child Abuse and Neglect*, 124: Article # 105430. タイトルページ

(資料 2) Shen, Y., Noguchi, H. (2021) “The effect of coverage of smoking-cessation aids on tobacco use: Evidence from Canada”. *Health Economics*, 30(9): 2200-2216. タイトルページ

(資料 3) Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. *SSRN #58*. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026. タイトルページ

(資料 4) Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Covid-19's lockdown and crime victimization: The state of emergency under the Abe administration”. *Asian Economic Policy Review*, 16(2): 327-348. タイトルページ

(資料 5) 野口晴子. (2022.4) 『時事評論 子どもの虐待の先決指数としての失業率』週刊社会保障, 3164: 28-29. タイトルページ

(資料 6) 野口晴子. (2021.11) 『時事評論 米国の抗がん剤に係る州法改正に学ぶ』週刊社会保障, 3146: 26-27. タイトルページ

(資料 7) 野口晴子. (2021.11) 福祉の潮流 視点ーこれからの社会福祉の展望 『I 効果率的・効果的な介護提供のあり方とは』月刊福祉 2021年11月号: 42-45. タイトルページ

(資料 8) 野口晴子. (2021.7) 『時事評論 「見える化」を問い直すー介護サービスを事例としてー』週刊社会保障, 3127: 24-25. タイトルページ

II. 分担研究報告

1. 職業・地域に着目した生活習慣病と労働生産性との関連性について: 先行研究レビュー

(Update)26

研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

研究分担者 川村顕 公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・
大学院ヘルスイノベーション研究科/
早稲田大学 政治経済学術院 (Joint Appointment)

研究分担者 朝日透 早稲田大学 理工学術院

研究分担者 阿波谷敏英 高知大学 教育研究部医療学系医学教育部門

研究分担者 玉置健一郎 早稲田大学 政治経済学術院

研究分担者 花岡智恵 東洋大学 経済学部

研究分担者 富蓉	早稲田大学 商学学術院	
2. 自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響ー特定健康診査・特定保健指導導入による費用変動を利用した分析ー.....65		
研究協力者 及川雅斗	早稲田大学 教育・総合科学学術院	
研究協力者 山口剛正	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所	
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院 (Joint Appointment)	
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院	
3. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響98		
研究分担者 花岡智恵	東洋大学 経済学部	
4. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境 107		
研究分担者 花岡智恵	東洋大学 経済学部	
5. ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移..... 119		
研究協力者 御子柴みなも	東京大学 公共政策学教育部 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所	
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院	
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院 (Joint Appointment)	
6. 地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響 149		
研究協力者 姜哲敏	東京経済大学 経済学部	
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院 (Joint Appointment)	
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院	
7. 地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響 ー都道府県別の失業率の変動を用いた実証研究ー 168		

研究協力者	及川雅斗	早稲田大学 教育・総合科学学術院
研究分担者	川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)
研究協力者	姜哲敏	東京経済大学 経済学部
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

8. 放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と出生後の健康アウトカムに与える影響について—東日本大震災における福島原子力発電所事故の事例から—

..... 175

研究分担者	富蓉	早稲田大学 商学学術院
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

9. 米国における州ごとの抗がん剤パリティ法(anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響

..... 186

研究協力者	沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

10. カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか

..... 196

研究協力者	沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

11. 大学教育の健康リスク行動に対する影響—丙午に係る迷信を操作変数とした実証分析—

..... 209

研究協力者	沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者	富蓉	早稲田大学 商学学術院
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

12. COVID-19 のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について—安倍政権下の非常事態を一事例として—..... 235

研究協力者	沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者	富蓉	早稲田大学 商学学術院
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

別添 3

令和3年度厚生労働科学研究費補助金及び厚生労働行政推進調査事業費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(総括)研究報告書

産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

超高齢社会に突入した我が国にとって、生活習慣病発症あるいは重症化の抑制は、住民のQOL向上や医療費抑制の観点から喫緊の課題であり、そのためには予防対策が不可欠である。しかし、既存研究では、①生活習慣の違いの類型化と予防対策の効果との関係、②生活習慣病の重症度と労働生産性との関係、について十分に研究されてきたとは言えない。

本研究では、業種別・地域別の生活習慣病の実態について分類・整理し、重症度の算出を試みる(課題1); 健診受診や特定保健指導が生活習慣病の発症・重症化抑制に(どの程度)寄与するか業種別・地域別に統計的検証を行う(課題2); 生活習慣病が就労に(どの程度)影響するか業種別・地域別に統計的検証を行う(課題3); 生活習慣病の発症・重症度が就労状況に与える影響をシミュレーションにより推計する(課題4)について、今年度は、次の12テーマについて研究を行った。

こうした課題解決へ向け、2021年度においては、国内外の地域による多様性を「自然実験(外生ショック)」と見做し、以下の12テーマに着目した研究を行った。(1)昨年度に引き続き、先行研究の涉猟を行い、(2)自治体における保健事業政策の変移の異質性(heterogeneity)に焦点を当てる、自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響—特定健康診査・特定保健指導導入による費用変動を利用した分析—、(3)生活習慣病罹患者の健診受信と生活習慣・就労との関係に着目する、定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響、(4)都道府県の医療資源・労働環境と健康診断受診行動を検証する、定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境、そして、その他、国内外における地域間での政策変更・自然災害の発症・マクロ経済状況に係る時期のズレに着目し、(5)ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移、(6)地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響、(7)地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響—都道府県別の失業率の変動を用いた実証研究—、(8)放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と出生後の健康アウトカムに与える影響について—東日本大震災における福島原子力発電所事故の事例から—、(9)米国における州ごとの抗がん剤パリティ法(anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響、(10)カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか、(11)大学教育の健康リスク行動に対する影響—丙午に係る迷信を操作変数とした実証分析—、(12)COVID-19のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について—安倍政権下の非常事態を一事例として—に関する実証的観点からの検証を行った。

A. 研究目的

超高齢社会に突入した我が国にとって、生活習慣病発症あるいは重症化の抑制は、住民のQOL向上や医療費抑制の観点から喫緊の課題であり、そのためには予防対策が不可欠である。しかし、既存研究では、①生活習慣の違いの類型化と予防対策の効果との関係、②生活習慣病の重症度と労働生産性との関係、について十分に研究されてきたとは言えない。

第1点目について、生活習慣病発症リスクの大小が各個人の生活習慣にも依存していることを考慮すると、住民の居住地域や職業によって発症率や重症度に偏りが起こりうると考えるのが自然である。他方、予防対策を講じる主な担い手が自治体や職域団体であることを考えると、地域や業種の違いによる生活習慣病発症パターンを識別することで、より効果的な予防対策が実施できるかもしれない。これまででも予防対策が健康増進や医療費抑制に(どの程度)効果があるかについては研究蓄積があるものの、この点について詳細に分析された研究は少ない。

第2点目については、我々がこれまで取り組んできた厚労科研費「費用対効果分析の観点からの生活習慣病予防の労働生産性及びマクロ経済に対する効果に関する実証研究」(H29-循環器等-一般-002)での研究結果として、生活習慣病と労働生産性との関連性に関する検証方法は確認された。しかし、生活習慣は地域や社会経済的背景によって大きく異なると考えられるため、より詳細な分析が必要である。また、これまでの問題点として、予防行動と発症との因果性を識別するために健康の初期状態が必要であるが、それが得られる統計調査が限られていたこと、また、それが比較的識別可能な中高年者縦断調査ではサンプルサイズが十分ではないため、業種別や地域別といった

サブサンプルによる分析に耐えられない。そこで本研究では、以下の4つを研究課題として設定する。

課題1:業種別・地域別の生活習慣病の実態について分類・整理し、重症度の算出を試みる

課題2:健診受診や特定保健指導が生活習慣病の発症・重症化抑制に(どの程度)寄与するか業種別・地域別に統計的検証を行う

課題3:生活習慣病が就労に(どの程度)影響するか業種別・地域別に統計的検証を行う

課題4:生活習慣病の発症・重症度が就労状況に与える影響をシミュレーションにより推計する

こうした課題解決のため、2021年度においては、以下12テーマに対する研究を行った。

1. 職業・地域に着目した生活習慣病と労働生産性との関連性について:先行研究レビュー
2. 自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響—特定健康診査・特定保健指導導入による費用変動を利用した分析—
3. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響
4. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境
5. ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移
6. 地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響
7. 地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響—都道府県別の失業率の変動を用いた実証研究—
8. 放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と出生後の健康アウトカムに与える影響について—東日本大震

災における福島原子力発電所事故の事例から一

9. 米国における州ごとの抗がん剤パリティ法 (anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響
10. カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか
11. 大学教育の健康リスク行動に対する影響一丙午に係る迷信を操作変数とした実証分析一
12. COVID-19 のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について一安倍政権下の非常事態を一事例として一

以下、各課題についての「B. 研究方法」, 「C. 研究結果」, 「D. 考察」, 「E. 結論」について述べる。

B. 研究方法

本研究では、渉猟された先行研究を参考にしながら、日本を中心に、米国・カナダにおける地域間で異なる多様な政策変更、自然災害の発生、マクロの経済状況の変動に係る時期のズレを「自然実験(外生ショック)」と見做し、主として厚生労働省が管轄する大規模な行政管理情報やサーベイデータに、差の差推定(difference-in-differences: 以下, DID), 固定効果操作変数推定(fixed effects instrumental variable estimation: 以下, FEIV). を応用し、各研究が分析対象とするテーマに応じた効果推定を行う。尚、DIDでは、介入前における処置群と対照群に共通トレンドの仮定が満たされていることが前提となる。したがって、event studies等を用い、介入前において、処置群と対照群のアウトカムの差が統計学的に有意でないことを確認した上で、推定を行う。

B-1. 職業・地域に着目した生活習慣病と労働生産性との関連性について: 先行研究レビュー

(Update)

本研究は、昨年度から更に検索期間を1年間延伸し、2000-2022年の直近22年間に、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置いて、生活習慣病と労働生産性の関連性に関する定量的・定性的な検証を行った先行研究を要約・整理・更新することを目的とする。具体的には、PubMedとEconLitの2つの検索エンジンで、「生活習慣病(lifestyle diseases)」, 「診断(diagnoses)」, 「健康(health)」に、「雇用(employment)」, 「就労状況(working status)」, 「退職(retirement)」, 「職業分類(occupation group)」といったキーワードによる検索を行い、本研究プロジェクトの目的に適合した、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置く論文を抽出し、要約を行う。

B-2. 自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響

2008年の特定健診の導入による、自治体間における保健事業政策(具体的には、1人当たりの保健事業費)の変異の異質性を「自然実験(外生ショック)」と見做し、2007年以前の保健事業費の平均が自治体全体の分布の25パーセント未満の自治体を「処置群」、その他の自治体を「対照群」としたDIDを行う。当該分析では、『地方財政状況調査 国民健康保険事業会計(事業勘定)決算の状況 市町村分』, 『人口動態調査』, 『患者調査』, 及び、『国民生活基礎調査』を用い、従属変数として、『患者調査』を基に市区町村別に集計した生活習慣病に係る外来受診患者数、『国民生活基礎調査』からは、身体に何らかの自覚症状がある場合に1となるダミー変数(部位別)、及び、生活習慣に関わるダミー変数として、健診受診の有無、禁煙中かどうか、定期的に運動をしているか、現在

飲酒をしているか、と食習慣に関わるダミー変数(規則正しく朝昼夕食事をしている、薄味のもの食べる、腹八分目にしている、バランスの取れた食事をしている)を用いる。独立変数は、個人と自治体の属性ベクトルである。個人属性として、年齢各歳ダミー、性別ダミー、世帯員数ダミー、政令指定都市×住居の種類×部屋数の3次交差項と各1次・2次項を投入する。自治体レベルのコントロール変数としては、自治体人口の対数值(人口総数、40-49歳人口、50-59歳人口、60-74歳人口)、財政力指数の対数值、医療施設数・病床数、医療施設数に占める病院数の割合、人口1人当たりの医療施設数・病床数、2007年以前の平均保健医療費の分布カテゴリ別線形トレンド(10分位数を用いて分布を10等分)、地域ブロック(北海道; 東北; 関東-I; 関東-II; 北陸; 東海; 近畿-I; 近畿-II; 中国; 四国; 北九州; 南九州)×年固定効果、都道府県失業率を用いる。尚、国民生活基礎調査を用いた分析では、自治体が属する地域の時間で変わりうる属性を制御するために、都道府県×年の固定効果の代わりに、地域ブロック×年固定効果と都道府県失業率を用いる。

B-3. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響

本研究では、ベースラインにおいて、慢性疾患の既往歴が無く、要治療や要再検査、要指導の判定を受けた者を分析対象として、治療・再検査・保健指導を受けた者と受けなかった者との間で、健診から一年後以降の生活習慣の変化や慢性疾患の診断有無を比較する。

本研究では、『中高年者縦断調査』の第1回(2005年)から第14回(2018年)調査の個票に、固定効果モデルを応用する。従属変数として、生活習慣や健康アウトカム、独立変数として、健診を受診した個人が所見ありの判定を受け

治療・再検査・保健指導を受けた場合は1、受けなかった場合は0のダミー変数を作成し、投入した。また、生活習慣や健康アウトカムに影響を与える個人属性として、収入、婚姻状況、雇用形態、職種、企業規模の変数を投入する。

B-4. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境

本研究では定期健康診断において所見ありの判定を受けて治療・再検査・保健指導を受けた者と受けなかった者にどのような特徴があるのかを検証した。分析では、『中高年者縦断調査』の第1回(2005年)・第2回(2006年)の個票データに、多重回帰分析を用いた分析を行う。独立変数は、治療・再検査・保健指導の受診ダミーで、受診していれば1、受診していなければ0というダミー変数、独立変数として、個人属性と労働環境変数を用いた。個人属性は年齢、男性ダミー、教育年数、月間収入、婚姻状況(既婚ダミー)を用いた。労働環境変数は、仕事をしているか否かのダミー変数、雇用形態(フルタイム・パートタイム・自営業)、労働日数、労働時間、時間あたり賃金、を用いる。

B-5. ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移

本研究の目的は、個人がライフサイクルを通じて直面する介護リスクの推移を地域別に推定し、そのばらつきを検証することにある。2006年5月から2018年4月までの『介護給付費実態調査』と『人口動態調査(死亡票)』を突合せすることで、モンテカルロシミュレーションを用いて、介護状態の遷移確率のみならず、介護状態別死亡確率を推定する。

介護状態として、要介護区分を2つにまとめたLight, Heavyに、介護が必要ない状態であるNo-disabilityと死亡状態であるDeathを加えた4つの状態について、65歳から94歳にかけての介護状態の遷移確率を計算する。コホート

1912年から1951年において、各コホート X の Y 年に Z 歳時に No-disability・Light・Heavy の状態である人が、(Y+1)年の(Z+1)歳時に No-disability・Light・Heavy・Death に分布する確率を計算する。この時、『介護給付費実態調査』において No-disability に関する情報は追跡することができないため、日本版死亡データベースの全国データにおける各コホートの推定人口(1月1日現在推計値)と、『介護給付費実態調査』(M ファイル)から計算された各コホート・年齢の要介護認定人口を用いて、各コホート・性別・年齢における No-disability の人口を impute する。この時、一部の市区町村ではレセプト悉皆情報が非提供であり、提供市区町村における人口にはばらつきがあるため、『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』における市区町村別年齢階級別人口を用いて補正を行なった。

B-6. 地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響

1990年代の『患者調査』、『社会医療診療行為別調査』、『国民生活基礎調査』、『人口動態調査』の個票データと東京都特別区と政令指定都市の議会議事録より公開されている子ども医療費助成の導入状況を突合し、医療費助成の対象有無と医療サービスの利用状況及び健康状態との関係を DID 推定により分析した。

B-7. 地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響

本研究では、厚生労働省が公表している『福祉行政報告例』や『人口動態調査(死亡票)』等の都道府県別の集計パネルデータ(2005-2016年)に FEIV を応用して、地域の失業率が、18歳未満の子どもに対する虐待の報告件数、及び、ICD-10(疾病、傷害及び死因の統計分類)で特定された外因・内因による死亡数に与える

影響についての推定を行う。尚、本推定では、2005年の産業構造別全国失業率の加重平均を操作変数(Instrumental variable:以下、IV)として用い、因果関係の特定を行う。

B-8. 放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と出生後の健康アウトカムに与える影響について

本研究では、『国勢調査』、『人口動態(出生表)』、『国民生活基礎調査』を連結し、母親の放射線恐怖への曝露が、出生時および5年後の健康に及ぼす影響について分析を行う。放射線被ばくという無形で不確実なリスク要因による母親のストレスを評価した初めての研究である。2011年の福島第一原子力発電所事故を「外生ショック」と見做し、事故発生から280日以内に出産予定日を迎えた子どもに焦点を当て、準実験的な設定での DID 推定を行う。

B-9. 米国における州ごとの抗がん剤パリティ法(anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響

本研究では、2008-2016年にかけて米国の29州で導入された anticancer drug parity laws が、がん患者の死亡率にどのような影響を与えたかを定量的に検証するため、米国疾病予防管理センター・国立がん研究所・国勢調査局・ミネソタ大学・労働省労働統計局・カイザーファミリー財団等が公表している複数のデータソースから構築した州単位の集計パネルデータ(2004-2017年)に、event studies with staggered adoption(以下、event studies)により common trend を確認した上で、staggered difference in difference with fixed effects(以下、staggered DID)を応用した。尚、anticancer drug parity laws の導入の有無とタイミングについては、各州の法令集に当たり、「がん細胞の死滅、又は、増殖遅延を目的とした経口投与による抗がん剤(OAD)について、処方箋薬剤給付の抗が

ん剤(OAD)又は静脈内投与もしくは注射による抗がん剤(IAD)のいずれかの低い費用負担を適用し、これを補償する」、ないしは、「経口投与の抗がん剤(OAD)で、がん細胞を死滅、又は、増殖を遅延するための薬物治療について、医療給付の対象となる静脈内投与または注射による抗がん剤(IAD)よりも不利にならないよう補償する」等の文言が法令に明記されている州を処置群、明記されていない州を対照群と定義し、法令に基づき導入時期を特定した。また、本研究の観察期間は、オバマヘルスケアリフォームによる Medicare や Medicaid に対する抜本的な改革が行われた時期に重なっていることから、公的な医療保障制度改革の影響を除外するため、ベースラインでの分析対象を、民間保険に加入する 25-64 歳に限定している。

B-10. カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか

本研究では、カナダにおいて、2008-2012 年に、喫煙に係る既存の施策に加え、SCA に公的保険の適用を拡張した州を処置群、拡張しなかった州を対照群とし、“Canadian Tobacco Use Monitoring Survey” (以下、CTUMS)の個票に、event studies により common trend を確認した上で、staggered DID を応用し、その政策評価を行った。CTUMS では、2 段階無作為抽出化法によって抽出された 15 歳以上の回答者約 1.5-2 万人に対し、カナダ統計局が毎年 2-12 月に実施する大規模調査で、回答者の喫煙習慣に加え、詳細な世帯属性に関する情報を統制することが出来る。

B-11. 大学教育の健康リスク行動に対する影響

本研究では、厚生労働省が、3 年に 1 度、直近の国勢調査区より層化無作為抽出した 5,500 前後の地区内全域の全世帯と世帯員全員 (30 万世帯前後の世帯員 70 万人前後)を対象として実施している『国民生活基礎調査』の 2013

年と 2016 年の 2 回分の個票に、独自の操作変数による 2 段階最小二乗法(two stage least square method: 以下、2SLS)を応用し、推定を行う。操作変数とは、前世紀において、合計特殊出生率が 1.57 と過去最低となった 1966 年・「丙午」(いわゆる、1.57 ショック) 生まれの大学進学率が 26.5%と過去最高になった現象を「自然実験」と見做し、誕生年と学校暦とのズレを活用して、1966 年 4-12 月期に誕生した丙午コホートと同時期に大学受験を経験した 1967 年の 1-3 月期の出生コホートを「1」、それ以外を「0」とする二値変数と、1967 年生まれを「1」、それ以外を「0」とする二値変数の交絡項である。尚、「丙午」に係る迷信に影響を受ける親の属性には偏りがあると考えられるため、1966 年生まれのコホートは、分析対象から除外し、人口学的世帯属性、及び、誕生年・月の固定効果を統制している。

B-12. COVID-19 のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について

本研究では、都道府県ごとのロックダウンの導入時期の違いを「自然実験(外生ショック)」と見做し、2018-2020 年における都道府県ごとに集計された犯罪統計をパネル化し、当該データに DID を応用することで、2020 年の安倍政権下でのロックダウン政策が、日本の犯罪被害者数に及ぼす影響を検証する。

(倫理面への配慮)

本研究の前進プロジェクトに基づき、厚生労働省による二次利用データを統計法第 33 条により申請し、許可を得て個票を分析した(承認番号:厚生労働省発政統 1005 第 2 号;承認日 2020 年 10 月 5 日)。提供された個票は、既に連結不可能匿名化がなされた状態で提供されるため、個人が同定される可能性は極めて低い。例えば、クロス集計等の表彰に関しては、表のセル内の集計数が 10 を下回らない等、個

人が識別されないような配慮を行う。インフォームドコンセント(及び、インフォームドアセント)についてであるが、本研究が用いる全国データは、既に匿名化された二次情報であるため、対象者個人からのインフォームドコンセント(及び、インフォームドアセント)は必要ない。

C. 研究結果

C-1. 職業・地域に着目した生活習慣病と労働生産性との関連性について: 先行研究レビュー (Update)

PubMedから41件, EconLitから36件, 計77本の論文について, 著者・公刊雑誌・公刊年・分析対象国・分析に用いられたデータ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った。要約の結果, 国際学術誌に掲載された英文論文では, 代表性の高いデータに洗練された計量経済学の手法を用いた分析が数多く存在するが, 分析対象となった国や地域が, とりわけ欧州に偏っていることが分かった。また, 生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは, 概して, 就労状況にネガティブな影響を与える傾向にあるが, その影響の大きさや統計学的有意性は, 性別・人種・年齢・教育水準・疾患の種類や重症度等の個人属性のみならず, 職業類型や国・地域によって異なり, そのメカニズムの解明にはいまだ至っていない。したがって, 欧州以外での当該テーマに対する研究, 及び, 職業類型や国・地域による違いがどのようなメカニズムで発生するのかに対する研究が求められている。また, 直近では, 職業間での新型コロナウイルス感染状況の違いについて分析した研究も存在した。

C-2. 自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響

推定の結果, 特定健診の導入後, 対照群と比較して処置群で, 生活習慣病による外来総

件数が約 1.6 件減少し, 処置群の制度変更前における平均外来総件数である 11.9 件と比較すると, 外来総件数は 13.5%減少したと解釈することができる。こうした外来総件数の減少は再来件数の減少を反映したものであり, 処置群の制度変更前における平均値と比較すると, 再来による外来件数は 14.0%の減少した。尚, 分析サンプルから 2008 年のデータを取り除いた上で推定を行なっても上記と同様の傾向が観察された。

次に, 自覚症状の有無については, 処置群の制度変更前の自覚症状を持つ個人の割合が, 全身, 眼, 胸部でそれぞれ 16.9, 9.9, 5.2%であるのに対し, DID 推定値は, 制度変更によって全身, 眼, 胸部に自覚症状をもつ個人の割合が処置群で 23.1, 26.5, 30.6%減少することがわかった。

生活習慣については, 健診受診の有無, 禁煙の有無, 規則正しい食習慣実行の有無を被説明変数としたときに, 制度変更前の処置群における割合と比較すると, それぞれ, 10.6%, 146.5%, 28.2%増加, 飲酒は 19.4%減少したことが明らかになった。

健診受診の有無と禁煙の有無については, 制度変更前の複数期間でデータが利用可能なため, イベントスタディモデルを推定した。健診受診の有無においては, 全期間で処置群と対照群の受診割合の差が 2007 年の差と比較して大きいことが確認され, 2004, 2010, 2013, 2016 年では 5%水準で統計的に有意であった。したがって, 健診受診の有無については, 処置群と対照群の間であった健診受診率の差が, たまたま 2007 年に縮まったために DID 推定値が統計的に有意に推定された可能性があり, 推定結果の解釈には注意が必要である。

一方で, 禁煙の有無では, 2001 年と 2004 年において処置群と対照群の外来件数の差が

2007年の差と比較して5%水準で統計的に有意で無いことが確認された(p値=0.052(2001), 0.126(2004)).

C-3. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響

第1に、治療・再検査・保健指導が生活習慣に与えた影響について、ベースラインの健診から1年後では、治療・再検査・保健指導の受診と飲酒頻度や飲酒量との間で負の相関、運動習慣については正の相関(ただし、有意水準10%で有意)がそれぞれ、観察された。健診から2年目以降では、治療・再検査・保健指導の受診と飲酒頻度や飲酒量との間で負の関連、運動習慣については、有意な関連は観察されなかった。

第2に、治療・再検査・保健指導が慢性疾患の予防に与えた影響については、受けなかった者と比べてベースラインから1年後の糖尿病や心臓病の診断確率(ただし、心臓病については有意水準10%で有意)が低下する傾向が示された。他方で、高血圧や高脂血症の診断確率との間に有意な関連は観察されなかった。2年後には、4つの慢性疾患(糖尿病・心臓病・高血圧・高脂血症)について、治療・再検査・保健指導の受診者は、非受診者と比べて、診断確率が低下する傾向が観察された。更に、3年後では、受診者は、非受診者と比べて、高脂血症の診断確率が低下する傾向が観察された。

C-4. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境

第1に、労働環境変数と治療・再検査・保健指導との間に負の相関が観察された。第2に、働いている者は、働いていない者と比べて治療・再検査・保健指導を受けていない傾向がみられた。第3に、労働日数や労働時間が長いほど治療・再検査・保健指導を受けていない傾向

がみられた。一方で、時間あたり賃金の高さと治療・再検査・保健指導の受診との間の関連は観察されなかった。第4に、先行研究(Zhao et al., 2013)で指摘されていた教育との関連は観察されなかった。

C-5. ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移

介護リスクは年齢とともに増加し、全ての年齢・性別において介護リスクには高い持続性があることが明らかになった。また、介護状態が重い人は年齢や性別に関わらず死亡確率が高い一方、同じ年齢・介護状態において男性の方が女性よりも死亡確率が高いことが確認された。

また、全ての年齢・性別・介護度・介護種類において介護リスクには高い持続性があることがわかった。Heavy-Cognitiveを除く全ての介護度・種類においては、同じ介護度・介護種類の次に留まる確率が高いのは、同じ種類の介護状態であることがわかった。例えば、現在Light-Physicalの介護状態の者の来期における介護状態は、Light-Physicalの次にHeavy-Physicalの確率が高い。一方、Heavy-Cognitiveの者の来期における介護状態は、Heavy-Cognitiveの次にHeavy-Physicalの確率が高い。

更に、来期のある介護度・介護種類への遷移確率を現在の介護度・介護種類別にプロットしたところ、全ての年齢・性別・介護度・種類において、男性の方が女性よりも死亡確率が高いことがわかった。また、同じ介護度でもCognitiveの方がPhysicalに比べて死亡確率が低い傾向があることが明らかになった。都道府県別に見ても同様の傾向がみられる。

C-6. 地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響

医療サービスの利用については、外来において統計的に有意な関係が観察された一方

で、入院では統計的に有意な関係を観察することができなかった。ただし、手術を伴う入院患者については、入院日数が有意に増加することが分かった。健康状態については、自覚症状のある子どもの割合が有意に減少し、入院患者においては退院時転帰が治癒となった割合が有意に増加することが明らかになった。また、0歳児のみにおいて1000人当たり死亡率が0.8人減少したことが分かった。

C-7. 地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響

地域の失業率が2%から3%へと50%上昇したとすると、ネグレクトの報告件数が子ども10万人当たり59.5件増加することがわかった。これは、分析対象期間における、ネグレクトの報告件数の平均値が子ども10万人当たり75.1件なので、当該失業率の上昇により、それが134.6件まで増えることを意味する。

同様に、失業率が50%上昇した場合、子ども10万人当たりの死亡数については、総死亡数で約2.7人、外因死全体が約1.4人、そのうち不慮の事故と不慮の溺死がそれぞれ、約1.3人と約0.3人増える傾向にある。各死因の全国平均値からすると、当該失業率の上昇により、子ども10万人あたりの総死亡数が約3.9人から約6.6人、外因死全体が約1人から2.4人、不慮の事故が約0.6人から約1.9人、不慮の溺死が約0.1人から約0.4人まで、それぞれ増えることを示している。

以上の結果からは、失業率等に代表される地域のマクロ経済指標が、当局が着目すべき子どもの虐待の先決指数の1つとなりうることを示唆される。

C-8. 放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と出生後の健康アウトカムに与える影響について

胎内被曝は出生時体重を30グラム減少さ

せ、低体重児と早産のリスクをそれぞれ19%と38%増加させることがわかった。この影響は、妊婦の学歴が低い場合や幼児がいる場合、また妊婦の父親が農業に従事している場合に顕著であり、情報収集能力がストレス緩和のために重要であること、食品汚染が放射線恐怖の主な原因であることが示された。

C-9. 米国における州ごとの抗がん剤パリティ法(anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響

event studies と DID による推定の結果、anticancer drug parity laws の導入が、頭頸部がんの死亡率を約9%、統計学的に有意に減少させる傾向にある一方で、他の部位のがんについては統計学的な有意性は観測されず、様々な頑健性の確認を行った結果(州と年によるクラスタリング・分析対象を導入州に限定・月次単位での分析等)、統計学的有意性と効果の大きさ共に影響はなかった。また、がん罹患率・非がん死亡率・非悪性腫瘍死亡率を従属変数に用いた falsification test、及び、OAD へのアクセスの代替チャンネルとなりうる民間保険への加入率を従属変数とした DID では統計学的な有意性は確認されず、当該州法導入による死亡率の改善が、頭頸部がんの発症率やがん以外の死因による死亡率の減少、ないしは、民間医療保険への加入率の増加に起因するものではないことが確認された。

C-10. カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか

推定の結果、SCA に対する医療保険の適用範囲の拡大は、タバコとリトルシガーについては、むしろ、喫煙確率を約1.7%ポイント上昇させる傾向にあることがわかった。また、回答者間での異質性の検証を行ったところ、タバコとリトルシガーについてそれぞれ、男性で約2.6%ポイントと約2.2%ポイント、大卒者で約1.4%ポイ

ントと約 2.5%ポイント増加傾向にあった。更に興味深いことは、公的保険の適用範囲の各州での不均一性(既存の bupropion に加え varenicline; varenicline のみを適用;両方を適用)を検証したところ、本章の観察期間以前から bupropion を適用範囲としており、それに加えて varenicline を新たに追加的に認定した州では、タバコ・葉巻・リトルシガーの喫煙確率が増加することが確認された。

C-11. 大学教育の健康リスク行動に対する影響

Two-stage least squares (2SLS)による推定の結果、大学での教育年数が1年延伸すると、統計学的に有意に、喫煙習慣が3.2-3.5%ポイント減少し、飲酒習慣は1.0%ポイント減少することが確認された。他方で、快眠の確率が0.2%ポイント上昇し、がん検診の受診確率が、胃がんで2.9%ポイント、肺がんで2.5%ポイント、卵巣がんで2.7%ポイント、乳がんで2.8%ポイント、大腸がんで2.5%、それぞれ統計学的に有意に上昇することがわかった。また、回答者間での異質性の検証を行ったところ、男性よりも女性の方が、大学での教育年数の健康行動に与える効果が、有意に大きいことが確認された。尚、Hansen-J等の操作変数に関する検定の結果から、全ての回帰分析について、当該操作変数の妥当性が示唆された。

B-12. COVID-19のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について

推定の結果、当該ロックダウン政策は、人口10万人あたりの暴力犯罪被害率、経済犯罪被害率をそれぞれ12.7%、20.9%減少させることがわかった。更に、侵入窃盗や性的暴行などの計画犯罪は、殺人などの非計画犯罪よりも減少することが確認された。また、年齢層別では、0-29歳では性的暴行の被害が有意に減少し、30-59歳では暴力犯罪と経済犯罪の被害者数が有意に減少していることが確認された。最後

に、当該時期における短期的な自殺率が改善したことから、ロックダウンと犯罪被害の関係を部分的に媒介するメカニズムがメンタルヘルスの改善である可能性が示唆された。

D. 考察/E. 結論

D-1. 職業・地域に着目した生活習慣病と労働生産性との関連性について:先行研究レビュー(Update)

本研究における先行研究のレビューから、分析対象となった国や地域に偏在があることがわかった。当該地域における国際学術誌による査読プロセスに耐えうる代表性の高いデータの存在や当該データに対する研究者の accessibility が、分析対象国に偏りがあることの原因の1つと考えられる。また、本研究のテーマについては、現在、北米や欧州を中心に、信頼性の高い行政データに精緻な計量経済学的手法を応用することによって、因果推論のための最大の課題である内生性(causality/endogeneity)による推定バイアスを克服しようと試み数多くの研究が遂行されつつある。他方、行政データには短所もある。特定の行政データから得られる情報は極めて限定的であるという点、また、行政データには、直接住民の利害に影響する個人情報が含まれるため、照合等により情報量が増えれば増えるほど、個人が識別されるリスクが高まり、研究者に課される倫理上の責任が重くなるという点である。日本では、情報が漏えいした場合、情報の提供を受ける研究者よりも、国や地方自治体など情報を提供する側に対する法的・社会的制裁の方が大きい制度設計になっていることから、情報提供者に、あまり多くの情報を提供したくないというインセンティブが働く可能性がある。したがって、日本では、情報を提供する側と提供される側との間に、ある種の緊張関係があることも事実である。

生活習慣病の罹患と労働生産性の関連性に関する科学的エビデンスは、超高齢社会となっている日本や、同じく人口の高齢化が深刻になりつつある東アジア諸国における厚生労働施策にとって必要不可欠な基礎資料となるであろう。にもかかわらず、当該テーマに関する国際的な業績が、当該地域において数少ないのは、代表性の高い質の良いデータが未だ構築されていないことが要因の1つであるといえよう。

本研究でレビューを行った研究では、代表性の極めて高いデータに、多様な尺度と分析手法が応用されていた。分析の結果、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、概して、就労状況にネガティブな影響を与える傾向にあるが、その影響の大きさや統計学的有意性は、性別・人種・年齢・教育水準・疾患の種類や重症度等の個人属性のみならず、職業類型や国・地域によって異なることがわかった。

したがって、日本や東アジアでの研究からは、特に欧州を中心とした分析とは、異なる結果が得られる可能性が高い。また、医療や介護施策は、生活習慣病の罹患確率に直接影響を及ぼす可能性が高く、ひいては、産業や職業タイプの違い、そして、施策が異なる国や地域における両者の関連性の統計学的な有意性とその影響の大きさについては、更に検証の余地が残されている。

D-2. 自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響

特定健診導入後の保健事業費大幅拡大により、処置群の40・50歳代国保加入者において、生活習慣病で外来診察を受ける患者件数の減少、一部の自覚症状をもつ個人の割合減少、そして個人の行動変容が観察された。また、追加的な分析から、これらの変化が処置群における保健事業費大幅拡大によるものである可能性が示唆された。自治体による保健事業

費の変化は特定健診による健診プログラム統一を反映しているものと考えられる。イベントスタディモデルによる分析からは、保健事業費の大幅拡充が国保加入者の健診受診行動に影響を与えたとは言えないため、推定された効果は、健診プログラム拡充の効果と推測される。

このように、本研究から、特定健診の導入が国保加入者の健康状態を改善した可能性が示唆される。拡充された健診を受診することによって、国保加入者は健診受診時点で健康状態や生活習慣と将来の健康との関係といった情報を受け取り、生活習慣病を発症する前に自身の行動を変容させ、結果、生活習慣病による外来患者の数や自覚症状を持つ個人の割合が減少したと推測できる。

特定健診の導入により住民の健康状態が改善した可能性が示唆されるが、その改善が特定健診導入・運営費用に見合うかを議論することは政策上重要である。特定健診前後で、処置群の自治体では40-74歳人口1人当たりの保健事業費が約550%増加しているが、住民の健康改善はそれに見合うだろうか。生活習慣病に関わる医療費が特定健診の導入によりどのような影響を受けたかを分析することは、政策の費用対効果を評価する上で重要な知見となるだろう。現在、我々研究チームは、社会医療診療行為別調査を用いて医療費に関する分析を進めている最中である。

D-3. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響

本研究の限界と今後の課題は以下のとおりである。第1に、本研究の関心は治療や再検査、保健指導の受診が、ベースラインから1年後以降の慢性疾患予防に与える影響である。そのため、ベースラインの健診で所見ありの判定を受け、ベースラインの年に慢性疾患の診断を受け

た個人は分析対象から除外している。したがって、所見ありの判定を受けた者のうち、より重篤な症状を持つと考えられる個人(所見ありの判定を受けた直後に慢性疾患の診断を受けた個人)を分析サンプルから除外しているという点が制約として挙げられる。第2に、慢性疾患の予防と密接に関連する食生活に関するデータが調査票の情報からは利用可能ではない点が制約として挙げられる。第3に、健診を受診するか否かの自己選択バイアスが引き起こす問題を回避するために、分析対象を被雇用者に限定している。被雇用者以外の個人、例えば自営業者や失業者、引退した者について、治療・再検査・保健指導が生活習慣や健康アウトカムにどのような影響を与えたのかについては明らかにされていない。

D-4. 定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境

本研究が得た結果から、「所見あり」判定を受けた者のうち、労働時間や労働日数の長い労働者は、治療・再検査・保健指導を受けていない傾向がみられた。先行研究によれば、治療・再検査・保健指導の未受診の理由の多くは「忙しかった」「業務多忙」といった時間の制約にあり、本研究の結果は先行研究の結果と整合性がある。今後は、労働環境変数以外の時間の制約(例えば、家族介護の提供など)が治療・再検査・保健指導の受診行動に与える影響を検証する予定である。

D-5. ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移

本研究の研究成果である推定されたライフサイクルにおける介護状態の推移は、生涯介護費の推定だけではなく、介護リスクが個人の経済活動および厚生に与える影響を分析する際の基礎資料となるものであり、公衆衛生学および医療経済学だけではなくマクロ経済学など幅

広い分野において貢献があることが期待される。

D-6. 地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響

推定結果より、費用対効果を計算したところ、便益(死亡率減少×統計的生命価値)は費用(医療費の増加)を大きく上回り、子ども医療費助成による医療費無料化政策は費用対効果の面では有効であると考えられる。

D-7. 地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響

失業率と虐待とのメカニズムの1つとして、ネグレクトのリスク要因である親のストレスレベルが、居住地域でのマクロ経済ショックにより上昇する可能性が考えられる。日本では、短時間就労者等が給付対象となっておらず、失業給付の適用率が、他の先進国の3分の1程度に留まっていること(Asenjo & Pignatti, 2019 ILO)、また、失業率の上昇が、女性による児童虐待の報告件数を増加させる傾向にあること(Oikawa 他, 前掲)等から、とりわけ、マクロ経済ショックを受けやすい非正規労働者や女性の失業に対するセーフティネットがうまく機能していないのかもしれない。つまり、こうした人々が、失業に伴う様々な社会サービスからこぼれ落ちてしまった結果、致命的なストレスを抱えてしまい、ネグレクトに起因する不慮の事故・溺死等の発生確率が高まる傾向にあるのだとすれば、失業手当の適用範囲の拡大もまた、虐待の社会的コストを抑制するための施策の1つとなりうるだろう。

また、例えば、今回のCOVID-19の感染拡大等、何らかの外的なショックにより、地域経済が極度に悪化するような場合、保育所・幼稚園・学校等関連機関との連携強化、スタッフの増員や配置の見直し、失業した親が仕事を探す間

の保育サービスの利用に対する補助金交付等、当局の柔軟な対応が、虐待の早期発見と予防につながるかもしれない。

子どもの虐待は「家庭」という閉鎖空間での発生確率が高く、虐待件数や社会的コストはいずれも過少推計となっている可能性が指摘されている。子どもたちの幸福と安寧、そして、将来における社会経済全体の厚生のためにも、虐待発生の複雑なメカニズムを明らかにし、早期発見や予防のための措置を一刻も早く講じなければならない。

D-8. 放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と出生後の健康アウトカムに与える影響について

本研究は、データ制約により、胎内被爆児の精神衛生や認知機能を評価することが出来ない。また、利用可能な最新のデータが2016年の『国民生活基礎調査』であるため、長期間にわたる影響について検証することが出来ず、今後の更なる検証が必要である。更に、異常な状態や分娩の合併症等の情報は存在せず、評価が出来ないため、将来的には、母親と子どもの医療情報を対象とした分析が必要となる。

こうした限界を踏まえた上で、本研究は、感染性ウイルスなどの無形のリスク要因による母親のストレスが子どもの健康に及ぼす影響について、有益な示唆を与える。例えば、ひよっとすると、政策担当者は、こうした新生児に対する無形のリスク要因のコストを過少評価しているかもしれない。というのも、こうしたコストには、直接的な損害に起因するコストのみならず、リスクに対する精神的な恐怖も含まれているからである。こうした分析結果は、2020年以降におけるCOVID-19パンデミックによる母親のストレスが原因で、子どもの健康が損なわれる可能性についても示唆を与える。特に、教育や所得の低い親にとってより深刻な被害をもたらす可能性が

高く、世代を超えて不利益が発生するのを防止する必要がある。

D-9. 米国における州ごとの抗がん剤パリティ法 (anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響

本研究は、精神医療や不妊治療に対する parity laws に焦点を当てた先行研究を参考に、米国のがん治療における OAD と IAD へのアクセス格差を是正する anticancer parity laws の導入の有無、及び、各州での導入時期の違いを活用し、がんの死亡率に対する効果を部位別に推定した最初の研究である。民間医療保険におけるスキームの平準化が頭頸部がんのみに有効であるという本章が得た結果は、当該部位のがんでは単独療法に比べ併用療法の治療効率が低いという臨床的な知見とも一致している。例えば、乳がん等ではもともと薬物療法の選択肢が多く、当該州法の導入以前に、既に低コストで同水準の治療効率が得られる単独・併用療法により代替されていた可能性が高い。また、当該州法の拘束を受けるのは、2004-2017年において、従業員500人以上の企業に勤務している被雇用者のみとなるため、全人口の約36%にすぎない。影響を受ける人口が半分以下であることを考えると、連邦政府によって全国に同様の平準化法が採用されれば、州の平準化法の影響を受けていないプランにも浸透し、これらのプランの人口に影響を与える可能性がある。したがって、本研究からは、このような法律が連邦レベルで採択されれば、がん患者にとってより大きな利益となるという重要な政策的含意が導出される。

D-10. カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか

本研究において、SCAの保険収載が、かえって、人々の喫煙確率を上昇させる傾向にあるという、先行研究と対照的な結果を得たことは

大変興味深い。米国の Medicaid の SCA に対する適用拡大を自然実験とする従来の研究では、オバマ政権下で実施された医療保険改革法(the Affordable Care Act: 以下, ACA)による影響と識別することが困難であるのに対し、国民皆保険制度下にあるカナダでは、観察期間中に ACA のような抜本的な改革は行われておらず、全般的な医療保険制度改革と特定の薬物療法に特化した法制度改革の影響とを識別することが出来る。その上で、なぜ真逆の推定結果となったのかについて、Medicaid では単に SCA を保険収載するだけではなく、医師やクリニック等一次予防を行う医療機関に対し、リスク行動をとる可能性のある患者のスクリーニングとカウンセリングの実施を適用拡大の要件とするガイドラインが提示されていることが、主要因ではないかと推測されている。つまり、本章で観察されたような、受益者が現在の喫煙行動を将来の禁煙行動に代替させる事前的モラル・ハザードを回避するためには、医療従事者による継続的なモニタリングを行ったり、適用後も喫煙を継続する人には給付金の減額を義務付けたりする等の補完的な介入が必要であること; 更に、Medicaid claim data では検証することが出来なかった、分析対象者の性別や教育水準による効果の異質性を検証し、女性よりも男性、そして、教育水準の高い層を政策ターゲットとすべきという点を明らかにしたことは、臨床的にも、政策的にも重要である。

D-11. 大学教育の健康リスク行動に対する影響

本研究は、日本や東アジアの国々に特有な「迷信」から、その内生性を回避するための独自の操作変数を考案し、既に膨大な数の先行研究が存在するが、実証的に明確な結論が未だ得られていない、教育と健康行動との関連性に対する定量的な検証に挑んだ意欲的な研究である。海外の先行研究では、義務教育法の改

正、ある特定地域における学校数の増加、あるいは、ベトナム戦争時の徴兵回避行動等を、個人の教育年数に対する外生的ショックと見做し、大規模調査に操作変数法を応用した研究が行われてきた。しかし、日本では、教育や医療・健康に係る政策の導入や法制度改革が、国全体で全国民・居住者を対象として実施されることが殆どで、「自然実験」のスキームが見出しにくく、「対照群」を設定することが極めて困難である。したがって、当該テーマに関しては、日本でも、社会疫学や公衆衛生領域を中心に、一定数の実証研究が存在するものの、識別問題に取り組んだ研究は数少ない。他方で、本論文で用いられたデータは個人を異時点間で追跡したパネルデータではないため、大学での教育年数の短期的な行動変容への効果しか観察することが出来ておらず、先行研究により生涯にわたる人的資本の蓄積過程に影響を及ぼすことが知られている大学教育について、長期的な効果を観察するには至っていない。同様に、データ制約により、大学教育と、所得やリスク・時間選好等、観察不可能な経路による影響との識別が出来ていない可能性も否めない。しかし、大学教育の真の価値が問われている現代社会において、大学教育には、高い賃金や雇用の安定といった経済的リターン以外にも、健康面で有益な効果があり、人々の quality of life(QOL)を改善する可能性を示唆したことは、本研究の重要な貢献である。

D-12. COVID-19 のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について

本研究はいくつかの示唆を与えている。第1に、戸締まりは暴力犯罪と経済犯罪の被害率を低下させることがわかった。このことは、今般のようなパンデミック時に医療セクターに対する社会的なストレスを軽減するため、警察や司法などの公共部門から医療部門に資源を再配分す

ることが可能であるかもしれない。第2に、ロックダウンの犯罪被害率に対する影響は heterogeneous である。ロックダウンによる影響が深刻な犯罪については、その取り締まりにより多くのリソースを割く必要があるかもしれない。第3に、生産年齢にある個人が、一貫してロックダウンの影響を受ける傾向にある。こうした人々は、感染のピーク時においても、物理的移動が必要な可能性が高い。したがって、この結果は、犯罪者と被害者の頻繁な接触がロックダウンと犯罪の関係を媒介する重要なメカニズムであることを示唆する。最後に、メンタルヘルスのメカニズムに関し、ロックダウンは短期的には自殺率を有意に低下させる傾向があり、この結果から、犯罪被害の改善を目的とする政策立案者は、犯罪者と被害者の接触を減らすだけでなく、住民の全体的な精神衛生状態を改善することが有益であることが示唆される。

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Kang, C., Kawamura, A., Noguchi, H. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”. *The Journal of Economic Behavior & Organization* (Revise & Resubmit)

Oikawa, M., Kawamura, A., Kang, C., Yamagata, Z., Noguchi, H. (2022) “Do macroeconomic shocks in the local labor market lead to child maltreatment and death?: Empirical evidence from Japan”. *Child Abuse and Neglect*, 124: Article # 105430.

Shen, Y., Noguchi, H. (2021) “The effect of coverage of smoking-cessation aids on tobacco use: Evidence from Canada”. *Health Economics*, 30(9): 2200-2216.

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. SSRN #58. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Covid-19’s lockdown and crime victimization: The state of emergency under the Abe administration”. *Asian Economic Policy Review*, 16(2): 327-348.

Shen, Y., Noguchi, H. (2021) “Impacts of anticancer drug parity laws on mortality rates”. *Social Science and Medicine*, 272: Article # 113714.

2. 学会発表

October/15-16/2022: “In utero exposure to radiation fear and birth outcomes: evidence from Fukushima nuclear power plant accident”. 日本経済学会 2021 年度秋季大会(予定・未採択)

January/6-8/2023: “In utero exposure to radiation fear and birth outcomes: evidence from Fukushima nuclear power plant accident”. ASSA 2023 Annual Meeting of American Economic Association(予定・未採択)

June/2021: Western Economic Association 96th Annual Conference. “Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition”. Online.

May/2021: Japanese Economic Association (Spring). “Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition”. Online.

August/2020: Econometric Society World Conference. “Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition”. Online.

March/2020: GRIPS-UTOKYO Workshop of Economics of Education. “Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition”. Online.

October/2020: Japanese Economic Association 2019 Fall Annual Meeting. “Does the Introduction of Oral Chemotherapy Drug Parity Laws Influence Health Outcomes Among Cancer Patients?” Online

October/2020: Asian Economic Policy Review 16th Conference. “Pandemic and Crimes: The Effect of Covid-19 on Criminal Behavior in Japan”. Online

September/2019: Japanese Health Economics Association 14th Annual Conference. “The Impact of the Coverage of Smoking-Cessation Aids on Marijuana Use Outcomes”.

July/2019: International Health Economics Association 2019 Congress. “Does the Introduction of Oral Chemotherapy Drug Parity Laws Influence Health Outcomes Among Cancer Patients?”

July/2019: World Congress of International Health Economics Association. “Does Free Healthcare Affect Children’s Healthcare Use and Outcomes? Evidence from Japan’s Medical Subsidy for Infants and Children”.

June/2019: World Congress of International Health Economics Association. “Does Free Healthcare Affect Children’s Healthcare Use and Outcomes? Evidence from Japan’s Medical Subsidy for Infants and Children”.

March/2019: 第13回「実証的なモラル・サイエンス」研究集会. “Does Free Healthcare Affect Children’s Healthcare Use and Outcomes? Evidence from Japan’s Medical Subsidy for Infants and Children”.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し.

2. 実用新案登録
特に無し.

3. その他

野口晴子. (2022.4)『時事評論 子どもの虐待の先決指数としての失業率』週刊社会保障, 3164: 28-29

野口晴子. (2021.11)『時事評論 米国の抗がん剤に係る州法改正に学ぶ』週刊社会保障, 3146: 26-27

野口晴子. (2021.11)福祉の潮流 視点—これからの社会福祉の展望『I 効果率的・効果的な介護提供のあり方とは』月刊福祉 2021年11月号:42-45

野口晴子. (2021.7)『時事評論「見える化」を問

い直す一介護サービスを事例として一』週
刊社会保障, 3127: p.24-25

野口晴子.(2020.7)『時事評論 統計でみる健
康診断の結果』週刊社会保障,3081,p.26-
27.

野口晴子.『時事評論 統計でみる健康診断の
結果』厚生労働統計通信第 115 号(令和 2
年 2 月 15 日); p.4 (2020.02)

(資料 1) Oikawa, M., Kawamura, A., Kang, C., Yamagata, Z., Noguchi, H. “Do macroeconomic shocks in the local labor market lead to child maltreatment and death?: Empirical evidence from Japan”. *Child Abuse and Neglect*, 124: Article # 105430 (2022.2)

Child Abuse & Neglect 124 (2022) 105430



Contents lists available at ScienceDirect

Child Abuse & Neglect

journal homepage: www.elsevier.com/locate/chiabuneg



Do macroeconomic shocks in the local labor market lead to child maltreatment and death?: Empirical evidence from Japan

Masato Oikawa^{a,b,*}, Akira Kawamura^{b,c,d}, Cheolmin Kang^{b,e}, Zentaro Yamagata^f, Haruko Noguchi^{b,c}

^a Faculty of Education and Integrated Arts and Sciences, Waseda University, Tokyo, Japan

^b Waseda Institute of Social & Human Capital Studies (WISH), Tokyo, Japan

^c Faculty of Political Science and Economics, Waseda University, Tokyo, Japan

^d Graduate School of Health Innovation, Kanagawa University of Human Services, Kanagawa, Japan

^e Faculty of Economics, Tokyo Keiai University, Tokyo, Japan

^f Department of Health Sciences, School of Medicine, University of Yamanashi, Yamanashi, Japan

ARTICLE INFO

Keywords:

Child maltreatment
Child neglect
Child death cases
Unemployment rate
Japan

ABSTRACT

Background: Japan is facing a rapid increase in the number of reported child maltreatment cases. Child maltreatment has long-term consequences for the victims, and unemployment rate is considered a strong predictor of it. However, only few studies have analyzed the causal relation between child maltreatment and the unemployment rate—particularly the effects of the latter on the former—in Japan.

Methods: Using prefecture-level longitudinal data from 2005 to 2016, we employed a fixed effects instrumental variable estimation. The estimation included a weighted average of the national unemployment rate across industries by industrial structures in 2005 as an instrument to identify the causal effects.

Results: The average local unemployment rate changed by approximately 50% from the peak to the bottom in the sample period. A 50% increase in local unemployment rates increased the number of reported child neglect cases and child deaths by 80% and 70% (statistically significant at the 5% level), respectively. Further, it increased cases of death due to external causes, unintentional injuries, and unintentional drowning by 146%, 217%, and 315% (statistically significant at the 5% level), respectively.

Conclusion: The local unemployment rate is a risk factor for child maltreatment, resulting in children's death, especially as a result of unintentional drowning—the common cause of death due to child neglect. When the local unemployment rates rise, governments should allocate more financial and human resources for preventive measures to combat child deaths caused by neglect.

1. Introduction

Child maltreatment is one of the most critical social and global pathologies in current times. According to the World Health Organization (WHO), more than 40,000 children under the age of 18 die due to maltreatment (i.e., physical, sexual, and emotional abuse and neglect) annually. Further, according to the WHO, 300 million children aged between 2 and 4 years regularly suffer from physical

* Corresponding author at: 1-6-1, Nishiwaseda, Shinjuku, Tokyo 169-8050, Japan.

E-mail addresses: m.oikawa@aoni.waseda.jp, masato.oikawa1991@gmail.com (M. Oikawa).

<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2021.105430>

Received 5 May 2021; Received in revised form 16 November 2021; Accepted 1 December 2021

Available online 27 December 2021

0145-2134/© 2021 The Authors. Published by Elsevier Ltd. This is an open access article under the CC BY license

(<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

(資料 2) Shen, Y., Noguchi, H. “The effect of coverage of smoking-cessation aids on tobacco use: Evidence from Canada”. *Health Economics*, 30(9): 2200 – 2216. (2021.9)

Received: 14 September 2020 | Revised: 20 April 2021 | Accepted: 25 May 2021

DOI: 10.1002/hec.4375

RESEARCH ARTICLE

Health Economics WILEY

The effect of coverage of smoking-cessation aids on tobacco use: Evidence from Canada

Yichen Shen¹ | Haruko Noguchi²

¹Graduate School of Economics, Waseda University, Tokyo, Japan

²Faculty of Political Science and Economics, Waseda University, Tokyo, Japan

Correspondence

Yichen Shen, Graduate School of Economics, Waseda University, 1-6-1 Nishi-Waseda, Shinjuku, Tokyo 169-8050, Japan.
Email: shenyc@toki.waseda.jp

Funding information

Waseda University Research Initiatives, Grant/Award Number: 10.13039/501100003478; Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW)

Abstract

In clinical trials, smoking-cessation aids (SCAs) have proven to be effective at improving the odds of smoking cessation. Because of the effectiveness of SCAs in these settings, many countries have adopted the coverage of SCAs to reduce tobacco use. However, the effect of such coverage on tobacco use is ambiguous. On one hand, the coverage may have the intended effect and reduce tobacco use. On the other hand, the coverage may cause beneficiaries to participate in tobacco use more as the drug coverage protects beneficiaries from future costs associated with tobacco use. To understand the effect of SCA coverage, we examine it using 2008–2012 Canadian Tobacco Use Monitoring Survey and a difference-in-differences approach. We find that SCA coverage increases cigarette and cigarillo use. Moreover, the effect of SCA coverage on tobacco use is stronger in men and in those with at least a college education. Our results point to the unintended consequences of the coverage of SCAs on tobacco use.

KEYWORDS

difference-in-differences, drug insurance, ex-ante moral hazard, smoking, smoking-cessation aids

1 | INTRODUCTION

Approximately 20% of the world's population smokes cigarettes (World Health Organization [WHO], 2018) and seven million deaths annually are attributed to smoking worldwide (WHO, 2017). Goodchild et al. (2018) estimated the total economic loss from smoking was US\$1436 billion, or approximately 1.8% of the world's annual gross domestic product in 2012. Consequently, many governments have implemented various measures to reduce tobacco use through price-related and non-price-related policies such as taxation and public smoking bans (Bitler et al., 2010; Carpenter, 2009; Carpenter et al., 2011; Gallus et al., 2006; Hansen et al., 2017; Peterson et al., 1992). A particular non-price related policy that has gained considerable attention relates to smoking-cessation aids (SCAs).

SCAs are drugs that reduce withdrawal symptoms by moderating the symptoms of irritation and mood disorders (bupropion and varenicline). Several clinical trials have highlighted the effectiveness of these drugs in improving smoking cessation (Aubin et al., 2004; Cinciripini et al., 2013; Jorenby et al., 1999; Wagena et al., 2005). Specifically, Hughes et al. (2014) reviewed the existing evidence from clinical trials and found that treatment by bupropion significantly increases the 6-month smoking abstinence by 62% more than placebo treatment. Due to the effectiveness of SCAs in

This is an open access article under the terms of the [Creative Commons Attribution License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits use, distribution and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

© 2021 The Authors. *Health Economics* published by John Wiley & Sons Ltd.

2200 | *Health Economics*, 2021, 30:2200–2216.

wileyonlinelibrary.com/journal/hec

© 2021 John Wiley & Sons Ltd.

(資料 3) Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition”. SSRN #58. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026. タイトルページ

[Download This Paper](#) [Open PDF in Browser](#) [Add Paper to My Library](#) Share: [f](#) [t](#) [e](#) [p](#)

Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition

74 Pages • Posted: 15 Sep 2021 • Last revised: 19 May 2022

Yichen Shen
Waseda University - Graduate School of Economics

Rong FU
Waseda University

Haruko Noguchi
Waseda University

Date Written: August 12, 2021

Abstract

We investigated the causal effect of college education on smoking, drinking, sleeping, and cancer screening behavior in Japan. To estimate said effect, we leveraged a unique instrument in which a mismatch between Japanese superstition and school year in 1967 leading to an increase in college attainment. We found that a longer year of college education was associated with reductions in smoking and drinking and improvements in sleeping and the use of cancer screening. We also explored heterogeneity across genders and found that women drive the causal relationship between college education and health behavior in Japan.

Note:
Funding Information: This study was financially supported by several funding sources under the Waseda University Research Initiative entitled “Empirical and theoretical research for social welfare in sustainable society—Inheritance of human capital beyond ‘an individual’ and ‘a generation’” (PI: Haruko Noguchi); Grant-in-Aid for Scientific Research (A): “Creation and implementation of scientific basis for children’s human capital: Development of policy evaluation process by government-academic collaboration (19H00602)” ; and Grant-in-Aid for Scientific Research Project funded by the Ministry of Health, Labour, and Welfare (MHLW): “An empirical study on the socioeconomic impact of lifestyle-related disease prevention by industry and region (19FA1013)” (PI: Haruko Noguchi).

Declaration of Interests: None to declare.

Ethics Approval Statement: This research was conducted with permission from the Ethics Review Committees of Waseda University (approval no. 729-420). The Japanese MHLW approved the secondary use of the data for this study (approval no. Tohatsu-1005-2 as of Oct 5, 2020).

Keywords: college education, health behavior, instrumental variable, superstition, Japan

JEL Classification: I12, I21, J60

Suggested Citation:

Shen, Yichen and FU, Rong and Noguchi, Haruko, Does College Education Make Us Act Healthier? Evidence from a Japanese Superstition (August 12, 2021). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3904026> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3904026>

Do you have a job opening that you would like to promote on SSRN?

[Place job opening](#)

Paper statistics

DOWNLOADS	ABSTRACT VIEWS
39	223

PlumX Metrics



Related eJournals

Social Sciences Education eJournal

[Follow](#)

Women, Gender & the Law eJournal

[Follow](#)

[View more >](#)

[Feedback](#)

(資料 4) Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. “COVID-19's Lockdown and Crime Victimization: The State of Emergency under the Abe Administration”. *Asian Economic Policy Review*, 16(2): 327-348. (2021.7)

COVID-19's Lockdown and Crime Victimization: The State of Emergency under the Abe Administration

Yichen SHEN,[†] Rong FU and Haruko NOGUCHI
Waseda University

ABSTRACT

COVID-19 has led many governments to impose lockdowns in efforts to reduce the spread of the virus. One of the many consequences of the lockdown is a reduction in crime. We apply a difference-in-differences approach to the 2018–2020 Crime Statistics to investigate the effect of the 2020 lockdown on crime victimization in Japan. We find that the 2020 lockdown leads to 12.7% and 20.9% declines in violent and property crime victimization rates per 100,000 people, respectively. Moreover, we observe that premeditated crimes, such as breaking-and-entering and sexual assault, decline more than non-premeditated crimes, such as homicide. We also explore the heterogeneous effects of the lockdown by age groups. We observe that there is a significant decline in sexual assault victimization for those between the ages of 0 and 29, and there are significant declines in overall violent and property crime victimizations and their subtypes for those between ages of 30 and 59. Finally, we show that there is an improvement in suicide rates, which suggests that better mental health is the mechanism partially mediating the relationship between lockdown and crime victimization.

Key words: COVID-19, crimes, difference-in-differences, lockdown, pandemic

JEL codes: H12, I12, I18

1. Introduction

COVID-19 has killed more than 1.5 million people worldwide as of December 2020. The pandemic presents an unprecedented challenge to governments across the globe.

This research is partly funded by a research grant from the Ministry of Health, Labor, and Welfare (Principal investigator: Haruko Noguchi, 19FA1013). We are grateful to the two designated discussants, Masko Ii and Yoko Ibuka, who provided excellent comments that have led to significant improvements in the earlier version of this manuscript. We would also like to thank Colin McKenzie, Marcus Noland, Kazumasa Iwata, Shumpei Takemori, Charles Horioka, Cassey Lee, Etsuro Shioji, Kenichi Ueda, Shiro Armstrong, and all the participants of the 32nd Asian Economic Policy Review Conference for their helpful comments during the conference on October 3, 2020. All errors are our own.

[†]Correspondence: Yichen Shen, Graduate School of Economics, Waseda University, 1-6-1 Nishiwaseda, Shinjuku, Tokyo 169-8050, Japan. Email: shenyc@toki.waseda.jp

時事評論

図：児童相談所での虐待相談の内容別件数の推移（2009～2020年）



出所：厚生労働省(2020)『令和2年度児童相談所での児童虐待相談対応件数』
<https://www.mhlw.go.jp/content/000863207.pdf> (アクセス日：2022年3月18日)

平均値が子ども10万人当たり75・1件なので、当該失業率の上昇により、それが134・6件まで増えることを意味する。同様に、失業率が50%上昇した場合、子ども10万人当たりの死亡数については、総死亡数で約2・7人、外因死全体が約1・4人、そのうち不慮の事故と不慮の溺死がそれぞれ約1・3人と約0・3人増える傾向にある。各死因の全国平均値からすると、当該失業率の上昇により、子ども10万人当たりの総死亡数が約3・9人から約6・6人、外因死全体が約1人から約2・4人、不慮の事故が約0・6人から約1・9人、不慮の溺死が約0・1人から約0・4人まで、それぞれ増えることを示している。

以上の結果からは、地域のマクロ経済指標が当局が着目すべき性的虐待が1350件から2245件へ約2倍と、いずれも急増していることがわかる。2014年にChildren and Young Services Reviewに掲載された和田一郎氏と五十嵐中氏による研究では、こうした日本における虐待の社会的コストは、2012年単年で少なくとも見積もっても1・6兆円と推定されている。

子どもに対する虐待リスク要因のなかで、家計の社会経済状況に著目した研究では、貧困な家庭で失業中の親と暮らす子どもが、身体的虐待やネグレクトに晒されるリスクが高いという、概ね一致した見解が示されている。ただし、昨今の悲劇的なケースからもわかるように、個々の家庭の状況は、地方自治体や見守り等、虐待対策を担う当局による把握が難しく、対応が後手に回らざるを得ない。

本研究では、厚生労働省が公表している「福祉行政報告例」や「人口動態調査(死亡票)」等の個票を集計した都道府県別データ(2005～2016年)を用い、地域の失業率が、18歳以下の子どもに対する虐待の報告件数、及びICD10(疾病傷害及び死因の統計分類)で特定された外因・内因による死亡数

に与える影響についての推定を行った。分析の結果、例えば、地域の失業率が2%から3%へと50%上昇したとすると、ネグレクトの報告件数が子ども10万人当たり59・5件増加することがわかった。これは、分析対象期間における、ネグレクトの報告件数の

平均値が子ども10万人当たり75・1件なので、当該失業率の上昇により、それが134・6件まで増えることを意味する。同様に、失業率が50%上昇した場合、子ども10万人当たりの死亡数については、総死亡数で約2・7人、外因死全体が約1・4人、そのうち不慮の事故と不慮の溺死がそれぞれ約1・3人と約0・3人増える傾向にある。各死因の全国平均値からすると、当該失業率の上昇により、子ども10万人当たりの総死亡数が約3・9人から約6・6人、外因死全体が約1人から約2・4人、不慮の事故が約0・6人から約1・9人、不慮の溺死が約0・1人から約0・4人まで、それぞれ増えることを示している。

子どもに対する虐待の先決指数の一つとして、ネグレクトのリスク要因である親のストレスレベルが、居住地域でのマクロ経済ショックにより上昇する可能性が考えられる。日本では、短時間労働者等が給付対象となっており、失業給付の適用率が留まっていること(Shimizu & Heath, 2019 H10)、また、失業率の上昇が、女性による児童虐待の報告件数を増加させる傾向にあること(Oshiro et al., 2019)等から、とりわけ、マクロ経済ショックの影響を受けやすい非正規労働者や女性の失業に対するセーフティネットがうまく機能していないのかもしれない。

子どもに対する虐待は「家庭」という閉鎖空間での発生確率が高い。虐待発生率や社会的コストはいずれも過少推計となっている可能性が指摘されている。子どもたちの幸福と安寧、そして将来における社会経済全体の厚生メカニズムを明らかにし、早期発見や予防のための措置を一刻も早く講じなければならぬ。

また、例えば今回のCOVID-19の感染拡大により、地域経済が極めて悪化するような場合、保育所・幼稚園・学校等関連機関との連携強化、スタッフの増員や配置の見直し、失業した親が仕事を探す際の補助金交付等の利用に対する補助金交付等、当局の柔軟な対応が、虐待の早期発見と予防につながるかもしれない。

1. 虐待の現状と社会的コスト
 子どもの虐待は、現代社会における最も深刻な社会病理の一つである。世界保健機関によれば、毎年4万人以上の18歳未満の子どもの身体的・心理的・性的虐待及びネグレクトが原因で死亡し、2～4歳の3億人の子どもたちが、両親や養育者からの身体的・心理的暴力に苦しんでいる。

虐待を受けた子どもは、身体的・精神的発達に阻害され、深刻な影響が長期間にわたって続くことから、その社会的コストは計り知れない。2019年には

2. 地域の失業率が虐待に与える影響
 子どもに対する虐待リスク要因のなかで、家計の社会経済状況に著目した研究では、貧困な家庭で失業中の親と暮らす子どもが、身体的虐待やネグレクトに晒されるリスクが高いという、概ね一致した見解が示されている。ただし、昨今の悲劇的なケースからもわかるように、個々の家庭の状況は、地方自治体や見守り等、虐待対策を担う当局による把握が難しく、対応が後手に回らざるを得ない。

本研究では、厚生労働省が公表している「福祉行政報告例」や「人口動態調査(死亡票)」等の個票を集計した都道府県別データ(2005～2016年)を用い、地域の失業率が、18歳以下の子どもに対する虐待の報告件数、及びICD10(疾病傷害及び死因の統計分類)で特定された外因・内因による死亡数

り、また、個々の家計が居住地域におけるマクロの経済状況に影響を受ける可能性は高い。したがって、例えば、失業率と児童虐待の発生率との間に統計学的に有意な相関があれば、地域経済の悪化に伴い、虐待防止策を柔軟に強化できる仕組みを構築することで、より迅速な対応が可能となるかもしれない。では、失業率と児童虐待の関係はどうなっているのだろうか。本稿では、その一例として、筆者を代表とする厚生労働科学研究所補助金(2019～2021年度)で行った研究結果の一部(Okawa, et al., Child Abuse & Neglect, 2022年2月公開)を紹介しよう。

時事評論

子どもの虐待の先決指数としての失業率

早稲田大学教授 野口 晴子

The Lancet Public Healthに掲載されたMark A. Bailis氏他の研究によれば、児童虐待による年間医療費の総額だけでも、ヨーロッパで5810億ドル、北米では7480億ドルと推定されている。日本も決して例外ではない。図は、2009～2020年までの児童相談所(以下、児相)での虐待相談の内容別件数の推移を示している。この図から、過去11年間で、身体的虐待が1万7371件から5万35件へ約3倍、ネグレクトが1万5185件から3万1430件へ約2倍、心理的虐待が1万3052件から12万1334件へ約12倍

時事評論

クセスを保証するよう、民間医療保険におけるスキームの標準化を州法によって義務づけたのがパリテイ法である。

筆者の研究チーム (Shan, He, Social Science & Medicine 2021年3月6日)では、各州の法令集に当たり、民間保険会社に対し、抗がん剤治療を行うに際し、「OAD又はIADのいずれかの低い費用負担を適用し、これを補償する」(ないしは「OADがIADよりも不利にならないよう補償する」等の文言が法令に明記された時期と州名を特定した(表参照)。そして、パリテイ法導入の有無が、がん患者の死亡率にどのような影響を与えたかについて検証を行った。

結果、本研究では、パリテイ法の導入が、手術等の治療との併用療法の効率が低いとされている頭頸部のがんの死亡率を、統計学的に有意に約9%も減少させる傾向にある一方で、他の部位のがんについては統計学的な有意性は観測されなかつた。

表 抗がん剤に係るパリテイ法が導入された州と導入時期

州名	導入時期
オレゴン	2008年1月
アイオワ	2009年1月
ワシントンDC・インディアナ・ハワイ	2010年10月
バーモント	2010年4月
ミネソタ	2010年5月
カンザス	2010年7月
コロラド・コネチカット	2011年1月
ニューメキシコ	2011年6月
テキサス	2011年10月
ワシントン・イリノイ・ニューヨーク	2012年1月
ネブラスカ	2012年4月
バージニア・ニュージャージー	2012年7月
メリーランド	2012年10月
デラウェア	2013年1月
マサチューセッツ・ロードアイランド	2014年1月
メイン	2015年1月
ミシシッピ・ワイオミング	2015年7月
ペンシルバニア・ウエストバージニア・サウスダコタ・アリゾナ	2016年1月

出所: 各州の法令集より Shan Y 作成, Shan Y, Noguchi H. (2021). Impacts of anticancer drug parity laws on mortality rates. Social Science and Medicine, 272. Article number 113714.

このように影響が限定的であったのは、例えば乳がん等でもともと薬物療法の選択肢が多く、パリテイ法の導入以前に既に低コストで同水準の治療効果が得られる単独・併用療法により代替されていた可能性が高い。また、当該州法の拘束を受けるのは、2004〜2017年において、従業員500人以上の企業に勤務している被雇用者のみとなるため、民間保険への加入が中心となる米国の25%や他の先進国と、医療保険を民間セクターに依存している米国の経歴から学ぶことは何もしないとする意見もあるだろう。しかし、高額化する薬剤の保険取

3. 米国の経験から何を学ぶか

1. 高額薬剤の開発に係る課題

近年、がん治療については手術等の外科的措置との併用ないしは外科的措置を代替可能な治療効率に優れた高額薬剤の開発が日進月歩で進められており、先進国における医療費急増の要因の一つとなっている。市民の大半が民間医療保険に依存する米国では、高額な薬物治療に対する公平なアクセスが、そして、日本のような国民皆保険制度を有する国では、高騰する薬剤費に直面する制度の維持可能性が深刻な課題となっている。

既存研究では、薬物治療に対する保険取載が治療頻度を増加させる傾向にあることでは概ね一致しているが、治療の成果については評価が分かれている。したがって、皆保険制度がとられていない米国において、抗がん剤に対する州法改正が与えた影響を検証することは、先進国における高額薬剤に対する保険取載の在り方を検討するうえで貴重な参考資料となりうる。

本稿では、2008〜2016年にかけて米国29州で導入された抗がん剤治療に係る標準化法(以下、パリテイ法)が、がん患者の死亡率にどのような影

64歳全人口の約36%にすぎないことが原因となっているかもしれない。

時事評論

米国の抗がん剤に係る州法改正に学ぶ

早稲田大学教授 野口 晴子



2. 米国の抗がん剤パリテイ法

抗がん剤の投与方法には、大まかに分けて静脈用抗がん剤(Oral anticancer drugs)と経口抗がん剤(Coral anticancer drugs)以下、OAD)と経口抗がん剤(IAD)による2種類があり、IADは安全性確保のため、医療従事者によるモニタリングや医療機器の使用が必要となることから通院や入院を伴うが、OADは患者が自分で服用できる錠剤であるためその必要がなく、患者にとっての利便性の点で優れているといわれている。

米国では、65歳以上の高齢者を対象とした公的医療保障制度であるメディケアであっても、処方薬剤給付保険(メディケア・パートD)に象徴されるように、薬物治療に係る調剤給付は任意加入であり、なおかつメ

ディケアから認可された民間保険会社による運営となっている。したがって、被保険者にはその分、高い保険料率が課される。

こうしたシステムの下、効能の高いOADが開発されると、製薬メーカーと民間保険会社との間の個別契約により薬価が高く設定されるため、患者の年間最大許容額は低く、自己負担額も制限される。他方、医療現場で投与されるIADは、調剤給付ではなく、医療給付の対象となっており、各薬剤について年間最大許容額は高く、自己負担額が固定であるため、患者の経済的負担は少ない。

つまり、米国社会では、OADとIADに対する民間医療保険の適用範囲のこうした格差により、患者にとって利便性が高く、治療効率が良い薬剤に対するアクセスの公平性が阻害されている。

こうした課題解決のため、IADとOADに対する公平なア

(資料7) 野口晴子. 福祉の潮流 視点—これからの社会福祉の展望『I 効果率的・効果的な介護提供のあり方とは』月刊福祉 2021年11月号: 42-45 (2021.11)



野口 晴子 (のぐち・はるこ)
専門は医療経済学・応用ミクロ計量経済学。1997年ニューヨーク市立大学経済学研究所博士課程修了。スタンフォード大学・全米経済研究所研究員を経て、2000年に帰国。帰国後、東洋英和女学院大学、国立社会保障・人口問題研究所を経て、2012年より医師。2019年より厚生労働省「社会保障審議会介護保険部会」部会長代理を務める。

導監査関連文書に対する抜本的な負担軽減が検討されている。
また、1990年代以降医療で実施されてきた「科学的根拠に基づく医療 (Evidence-Based Medicine: EBM)」を介護に取り入れ、効果的な介護を実践する試みとして、「科学的介護」という考え方が提唱され、2017(平成29)年には、「科学的裏付けに基づく介護に係る検討会」が設置された。一見、文書の負担軽減と科学的介護

とは、異次元の課題のようだが、両者は、介護職の働き方改革と提供される介護サービスの「質」の向上を両立する新たな介護のあり方を模索するという同じ政策目標を共有している。
文書作成等の業務が軽減されれば、介護職の労働時間の配分が変わり、より多くの時間を利用者のケアに割くことができるかもしれない。また、自治体は、ケアの質向上のためのモニタリングやコンサルティング業務等、指定権者や保険者としての役割を適切に果たすための新たな体制づくりに注力することが可能となるかもしれない。
介護のアウトカムは、医療よりもはるかに複雑で多様な価値判断が求められる。「科学的介護」とは、現場での情報の集積と解析により、科学的根拠を「見える化」し、質の高い介護を提供するためのインセンティブを制度設計に組み込むとする試みだ。これは、介護現場とアカデミアとの「協働」に

は、必然的に、日本社会における介護需要を押しあげることになる。公的介護保険が導入された2000(平成12)年4月末には約218万人だった65歳以上の要介護認定者は、直近の2021(令和3)年2月末時点で約680万人まで増加した。第8期介護保険事業計画(2021~2023年)の介護サービス見込み量等によれば、2019(令和元)年の介護職員数約21.1万人に対し、団塊の世代が後期高齢期に突入する2025年には約2

よって初めて実効性のあるものとなる。つまり、介護職や自治体担当者の負担軽減と業務の効率化が同時に図られなければならない。せつかくの取り組みも、現場にとつては、エビデンスを創出するという新たな負担が追加的に発生するだけとなり、持続可能性がない。
他方で、いったん「科学的介護」を推進するサイクルが確立され、効果的な介護提供のあり方が示されれば、介護現場のさらなる効率化を後押しする有効な手段ともなり得る。こうした効果率的・効果的な介護供給の好循環を確立し、利用者を含む現場のステークホルダー全員が「ウィンウィン (Win-win)」の関係になるためには、ICT等の活用による介護現場での「見える化」の浸透、そして、その前提として、それが介護現場の厚生 (well-being) を改善するの有益であるという認識の共有、ないしは、合意形成が重要なカギとなる。本稿では、介護における「見

43万人、そして、団塊ジュニア世代が高齢期を迎え65歳以上人口がピークに達する2040年には約280万人の介護人材確保が必要とされている。
効果的・効果的な介護提供体制の構築をめぐる最近の動き

◆高齢者介護を取り巻く現状
世界保健機関 (WHO) の定義によれば、日本の総人口に占める65歳以上の割合は、1970(昭和45)年にはすでに7%を超え「高齢化社会」に突入し、1994(平成6)年には14%を突破し「高齢社会」に、そして、2007(平成19)年には21%を上回る「超高齢社会」に到達した。
こうした世界最速での人口の高齢化

は、必然的に、日本社会における介護需要を押しあげることになる。公的介護保険が導入された2000(平成12)年4月末には約218万人だった65歳以上の要介護認定者は、直近の2021(令和3)年2月末時点で約680万人まで増加した。第8期介護保険事業計画(2021~2023年)の介護サービス見込み量等によれば、2019(令和元)年の介護職員数約21.1万人に対し、団塊の世代が後期高齢期に突入する2025年には約2

◆効果的・効果的な介護提供体制の構築をめぐる最近の動き
介護領域における人的・財政的な制約が深刻化するなか、介護現場と自治体での業務の効率化が急務であるという認識のもと、国・自治体・事業者の間でやりとりされる、膨大かつ煩雑な文書作成業務の負担軽減をめぐって、2019年、「介護分野の文書に係る負担軽減に関する専門委員会」が設置された。当該委員会では、「簡素化」「標準化」「ICT等の活用」の3つの観点から、①人員・設備基準に該当することを確認する指定申請関連文書、②加算取得の要件に該当することを確認する報酬請求関連文書、そして、③指導監査にあたり提出を求められる指

視点 これからの社会福祉の展望 I 効果的・効果的な介護提供のあり方とは

早稲田大学政治経済学術院教授 野口晴子

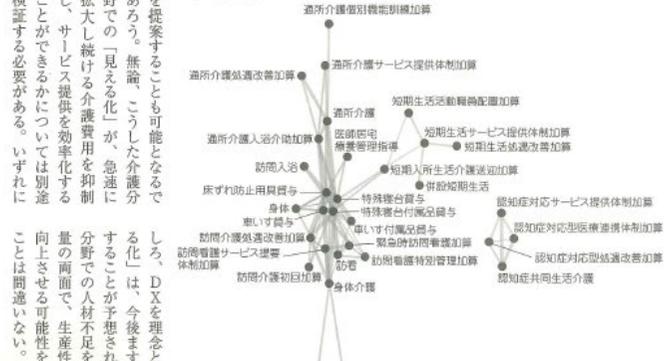
時事評論

他方、認知症に対応した各種サービスが、自宅での介護サービスとは独立したハブとして存在している。紙幅の関係上、マップングの全貌を示すことはできないが、認知症と同様、介護老人福祉施設・介護療養型医療施設に関するサービス群が独立して存在している。

3. 「見える化」による予測の役割

では、要介護認定情報・介護レポート等情報(以下、介護DB)等の大規模行政管理情報を用いて、介護サービスの同時利用状況を「見える化」することに、どのような可能性があるのか。こうした基本的なマップングに、深層学習や機械学習等の情報工学領域の手法を用い、要介護度を維持し、かつ、介護費用を最小化するような最適なサービスミックスを予測できれば、ケアプラン作成の効率化・省力化につながることは間違いない。したがって、現在、介護現場で深刻化しつつあるケアマ

図 ネットワーク分析による「要介護度5」高齢者のサービスの同時利用状況(一部抜粋)



注) 当該ネットワーク分析は、本研究の協力者である公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・大学院ヘルスインノベーション研究科・方宮敬氏によるものである。
 (出所) 厚生労働科学研究費(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病好発総合研究事業)「産業別・地域別における生活習慣病予防の社会的影響に関する実証研究(研究代表者:野口晴子)」報告書(2021年5月末日)

時事評論

「見える化」を問い直す

介護サービスを事例として

早稲田大学教授 野口 晴子

1. コロナ禍でのDXの推進

今世紀において史上類を見ない人口激減の時代に突入り、経済もいまだ長期低迷から脱却し、たとはいえ現在の日本社会にとつて、最大の今日的課題は、官民間問わずあらゆる分野で生産性・効率性を向上させることにある。そのためには、イノベーションをより積極的に促進し、また、「見える化」の重要な理念であるデジタルトランスフォーメーション(以下、DX)を推進しなければならず、医療や介護といった、私たちの生命

や健康にかかる分野も、その例外ではない。

経済社会に深刻な影響をもたらしている新型コロナ感染拡大は、世論が政策の実効性の「見える化」、つまり、「データに基づく検証」の実施を強く後押しする契機となった。携帯電話に搭載されたGPS機能やSNSに記載された個人の行動履歴等、民間セクターが集積した情報は即時性の点で優れた情報。新型コロナウイルス対策に算する社会的インフラとして、その利活用が一気に進んだ。こうした背景が、「デジタル社会の実現に向けた

2. ネットワーク分析による「見える化」の一例

本稿では、厚生労働科学研究費(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業「産業別・地域別における生活習慣病予防の社会的影響に関する実証研究(研究代表者:野口晴子)」プロジェクトにおいて、「介護給付費実態調査」(2006-2018年)を活用し、「要介護度5」の高齢者を対象に、ネットワーク分析を行い、介護

重点計画」が閣議決定され、同9月には、デジタル庁が開設される予定である。

直近のこうした官民連携は、政策形成過程におけるDXの推進にとつて望ましい反面、今後、「当然」の政策手段として「見える化」を浸透させるためには、それが社会厚生の改善のために有益であるという、現場レベルでの認識と合意形成が鍵となる。

本稿では、介護分野における「見える化」の事例を通して、その可能性について考察してみよう。

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

職業・地域に着目した生活習慣病と労働生産性との関連性について: 先行研究レビュー(Update)

研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)
研究分担者	朝日透	早稲田大学 理工学術院
研究分担者	阿波谷敏英	高知大学 教育研究部医療学系医学教育部門
研究分担者	玉置健一郎	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者	花岡智恵	東洋大学 経済学部
研究分担者	富蓉	早稲田大学 商学学術院

研究要旨

本研究は、昨年度から更に検索期間を1年間延伸し、2000-2022年の直近22年間に、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置いて、生活習慣病と労働生産性の関連性に関する定量的・定性的な検証を行った先行研究を要約・整理・更新することを目的とする。具体的には、PubMedとEconLitの2つの検索エンジンで、「生活習慣病(lifestyle diseases)」、「診断(diagnoses)」、「健康(health)」、「雇用(employment)」、「就労状況(working status)」、「退職(retirement)」、「職業分類(occupation group)」といったキーワードによる検索を行い、本研究プロジェクトの目的に適合した、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置く論文を抽出し、要約を行った。結果、英語で書かれた刊行物で、本研究プロジェクトとの関連性を1件ずつ判定し、PubMedから41件、EconLitから36件、計77本の論文について、著者・公刊雑誌・公刊年・分析対象国・分析に用いられたデータ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った。要約の結果、国際学術誌に掲載された英文論文では、代表性の高いデータに洗練された計量経済学の手法を用いた分析が数多く存在するが、分析対象となった国や地域が、とりわけ欧州に偏っていることが分かった。また、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、概して、就労状況にネガティブな影響を与える傾向にあるが、その影響の大きさや統計学的有意性は、性別・人種・年齢・教育水準・疾患の種類や重症度等の個人属性のみならず、職業類型や国・地域によって異なり、そのメカニズムの解明にはいまだ至っていない。したがって、欧州以外での当該テーマに対する研究、及び、職業類型や国・地域による違いがどのようなメカニズムで発生するのかに対する研究が求められている。また、直近では、職業間での新型コロナウイルス感染状況の違いについて分析した研究も存在した。

A. 研究目的

第1に、本年度の研究では、昨年度から検索期間を1年間延伸し、2000-2022年の直近22年間に、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置いて、生活習慣病と労働生産性の関連性に関する定量的・定性的な検証を行った先行研究を要約・整理・更新することを目的とする。

B. 研究方法

具体的には、PubMedとEconLitの2つの検索エンジンで、「生活習慣病(lifestyle diseases)」、「診断(diagnoses)」、「健康(health)」に、「雇用(employment)」、「就労状況(working status)」、「退職(retirement)」、「職業分類(occupation group)」といったキーワードによる検索を行い、本研究プロジェクトの目的に適合した、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置く論文を抽出し、要約を行った。

C. 研究結果

C-1. 検索結果

結果、英語で書かれた刊行物で、本研究プロジェクトとの関連性を1件ずつ判定し、PubMedから41件、EconLitから36件を抽出し、要約を行った。本研究が要約の対象とした計77本の論文について、著者・公刊雑誌・公刊年・分析対象国・分析に用いられたデータ・就労と健康に関する変数・分析手法・結果について要約・整理を行った(表1と表2を参

¹ 欧州諸国については、PubMedで、EUを対象とした研究が17件、フィンランドが3件、オランダが2件、デンマークが2件、スウェーデンが4件、フランスが2件、アイルランドが1件、ノルウェーが1件、イギリスが1件、リトアニアが1件、Econlitで

照)。

C-2. 分析対象とされた国

検索結果から、北米(PubMedで、米国が1件;EconLitでは、米国が7件、カナダが2件)、オーストラリア(PubMedで4件)、欧州諸国(PubMedで31件、EconLitで20件)¹を対象とした研究が数多く存在する一方、その他の地域に関しては、少数の研究が散見されるだけで、PubMedで、韓国が1件、日本が1件、Hong Kongが1件EconLitでは、韓国が1件、日本が2件、台湾が1件、アルメニア・アゼルバイジャン・ジョージアが1件、インドが1件と、分析対象となった国や地域が、とりわけ欧州地域に偏っていることがわかった。また、世界中の国々を対象としたクロスカントリーによる分析が、PubMedで2件、EconLitで1件あり、複数の文献に基づくMeta-Analysisが、PubMedで3件、EconLitで2件あった。

C-3. 分析データ

本研究で要約を行った77件の研究では、各国・地域のpopulationに対する代表性が極めて高いデータが用いられた定量分析から、小規模の雇用者にインタビューを行った定性的な分析が存在した。さらに、同一個人を複数期間にわたって追跡可能なlongitudinal data (panel data)を用いた研究も少なからず存在した。例えば、最も文献数の多かった欧州地域を対象とした分析のほとんどで、The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)が用いられている。SHAREは、欧州27か国とイスラエルの50歳以上の住民約140,000人を対象に、健康・社会経済的地位・社会的ネットワーク・家族ネットワーク等は、EUが11件、デンマークが4件、イギリスが3件、ドイツが2件であった。尚、同一論文中での国の比較研究があるため、ここでの国数には重複が存在する。

に関するlongitudinal dataである。

ほとんど研究が、SHAREのような国や地域を対象とした調査であるのに対して、カナダやデンマーク等では、長期間にわたって、個人を追跡可能な複数の行政データ(人口動態統計、住民基本台帳、国勢調査、確定申告台帳、hospital registration等)を照合させる等、政策のpure effectを導出するために必要不可欠な因果推論を行うためのデータが用いられている。

C-4. 就労に関わる変数(被説明変数)

まず、職業類型として、ほとんどの研究で、①自営業・被雇用者;②フルタイム・パートタイム・日雇い・季節労働者、③ホワイトカラー・ブルーカラー、あるいは、④専門職・管理職・技術職(熟練・非熟練);⑤仕事のシフト類型等の別に分析が行われている。地域については、抽出した研究の中では、一国内でのバリエーションに着目した研究は存在せず、欧州、隣接地域、全世界を対象とした国別の比較検証を行っている。

就労状況に関する指標として、労働参加(就労の有無)、欠勤(absenteeism)、疾病就業(presenteeism/work disability: 出勤しているが、精神的・身体的な健康上の問題を抱えているため、本来発揮されるべき職務遂行能力が低下している状態)が用いられている。労働生産性を検討する際、absenteeismやpresenteeism/work disabilityという概念は重要であるが、当該変数を被説明変数として用いた研究は、PubMedでは、Lund et al. (2008)とVirtanen, et al. (2015)の2件と数少ない。

経済学分野で一般的に労働生産性の指標として、時間当たりの賃金が用いられることが多いが、就労・職場復帰・失業・退職・早期退職の確率とタイミング(期間)や労働に対する金銭的報酬として個人や家族の年収を用い

た研究が数多くみられる。また、少数ではあるが、仕事における個人の役割や責任、仕事内容の密度、職業上のリスク、職場におけるストレス等を用いた研究も散見された。

C-5. 健康に関わる変数(説明変数)

本研究が焦点を当てる生活習慣病を中心とする健康に関わる変数としては、特定の疾患(がん、糖尿病、循環器系疾患、精神疾患、等)や、生活習慣病の発症と関連の高いBody Mass Index (BMI)等の肥満を示す指標が用いられている他、主観的健康観(self-rated health status)や、そうした疾患から派生した何らかの障がい(disability)の有無、障害調整生命年(disability-adjusted life year: DALY)を用いた研究も存在する。

C-6. 分析手法

生活習慣病の罹患と労働生産性の関連性に関する研究において、最大の課題は、両者に内生性(causality/endogeneity)が存在するため、因果推論を行うことが極めて困難である点である。とりわけ、因果推論に対して厳格な経済学分野では、内生性による推定値の偏りを回避するため、一時点での横断面データ(cross-section data)の場合、操作変数法(instrumental variable method: IV)による、二段階最小二乗法(two-stage least squares: 2SLS)、傾向スコア法(propensity score matching: PMS)等が用いられており、無作為抽出化試験(randomized controlled trial: RCT)も1件あった。

最近の研究では、複数期間にわたって個人を追跡可能なlongitudinal data (panel data)が利用可能になったため、生涯にわたる賃金に対する健康資本の動学的効果を推定するdynamic panel modelや構造推定(structural estimation)を用いた分析が散見されるようになった。また、longitudinal data (panel data)で

は、時間によって変化しない特定個人の属性を固定効果(fixed effect)として統御することが可能となる。したがって、たとえそうした属性に関する情報が存在しなくとも、誤差項との相関によるバイアスを回避することが可能となる。

また、カナダの研究が用いている、行政上の目的のために収集される全数調査(行政データ)は、標本抽出の過程で発生する選択バイアスを回避することが出来、窓口業務での入力ミスや申請者による記載ミス等、事務処理上の過誤を除けば、回答者自身による主観が入り込む余地が少なく、回答バイアスによる測定誤差が小さいといった長所があると考えられる(野口, 2018)。こうした特性を有する複数の行政データをし、国内での政策変更を自然実験として活用した、propensity scoring matchingと差の差分析(difference-in-difference)を応用した因果推論も増えつつある。

C-7. 分析結果

本研究でレビューを行った研究では、代表性の極めて高いデータに、多様な尺度と分析手法が応用されていた。分析の結果、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、概して、就労状況にネガティブな影響を与える傾向にあるが、その影響の大きさや統計学的有意性は、性別・人種・年齢・教育水準・疾患の種類や重症度等の個人属性のみならず、職業類型や国・地域によって異なることがわかった。

C-7-1. 職業類型による違い

第1に、職業類型による違いについて見てみよう。①自営業と非自営業(被雇用者)の別については、例えば、Torp, et al.(2019)では、欧州を対象とした研究で、特に、ベルギーとアイerlandにおける癌の生存者は自営業者で、就労時間も長い傾向にある可能性が高く、他

方、フランス・ノルウェー・イギリス等では、統計学的に有意な傾向は観察されないことがわかった。

次に、②フルタイム・パートタイム・日雇い・季節労働者については、デンマーク、フィンランド、スウェーデン、オーストリア、ベルギー等では、主観的健康観の悪化や障がいがあると、フルタイムでの雇用確率が低下する一方で、パートタイムでの雇用確率が上昇する傾向にあるが、フィンランドやエストニア等ではそうした影響が小さい(Roos, et al., 2005; Dianna C, 2013)。また、Ando E, et al. (2018)では、『国民生活基礎調査・国民健康・栄養調査(2007-2011)』を用い、パートタイム労働者の喫煙率は男性のフルタイム労働者よりも高く、糖尿病の有訴率は、フルタイム労働者よりも女性のパートタイム労働者で統計学的に有意に高い傾向にあることが明らかにされている。

③ホワイトカラー・ブルーカラーの類型では、Kajitani S(2015)が、Nihon University Japanese Longitudinal Study of Agingを用いて、男性のブルーカラー労働者の身体能力は、他の職業に比べて、特に55歳以降、年齢とともに急速に低下傾向にあること、対照的に、男性のホワイトカラー労働者では糖尿病になる確率が、男性のブルーカラー労働者よりも年齢とともに急速に増加傾向にあることを明らかにした。Dang A, et al.(2019)では、2004-2005と2011-2012のIndia Human Development Surveyを比較し、インドの都市部において、ホワイトカラーのBMIは、ブルーカラーに比較して、女性では約1.01kg/m²高く、男性では約1.18 kg/m²高い傾向にあることが示されている。そして、インド都市部におけるBMIの増加傾向は、職業構造が、肉体労働が求められるブルーカラー職から、座り仕事のホワイトカラーへと、全体的に移行傾向に

あることに起因していると結論づけている。

Ravesteijn B, et al.(2018)は、1984-2012

German Socioeconomic Panelを用いて、ブルーカラー労働者はホワイトカラー労働者よりも主観的健康観が悪い傾向にあり、両者の健康格差は29ヶ月分の老化に匹敵すると推定している。また、オーストラリアでは、交易・肉体労働・製造にかかわる職業に従事する高齢労働者は、大多数が男性であり、他の職業に比べ、主観的健康観が悪く、早期退職の確率が高い傾向にある(McPhedran S, 2012)。

Heinesen, et al. (2017)では、デンマークの乳がんと結腸癌の行政データに基づき、仕事復帰確率が、高学歴と相関が高い精神面での仕事に対する満足度、低学歴と相関が高い肉体面での仕事に対する満足度と、統計学的に有意な負の相関があることが示されている。最後に、本研究の基盤となった厚生労働科学研究費プロジェクト『費用対効果分析の観点からの生活習慣病予防の労働生産性及びマクロ経済に対する効果に関する実証研究(H29-循環器等一般-002)』に基づく2つの研究、Fu, et al.(2020)とKaneko, et al. (2020)では、循環器系疾患・癌と診断されることによって就労確率や就労時間に与える影響は、cognitive (white collar)よりも、non-cognitive(blue collar)の方が深刻であるという結論を得ている。

④専門職・管理職・技術職(熟練・非熟練)については、Llena-Nozal A, et al.(2004)が、イギリスの代表的なlongitudinal surveyである1958-2010 National Child Development Surveyを用いて、専門職に就いている人は、障がいを負った場合の就労や生活に与えるショックが大幅に低い傾向にあると結論づけている。そもそも、Kim, et al. (2017)では、韓国のデータを用いて、熟練の有無にかかわら

ず、肉体労働に就いている高齢者は、騒音・振動・高温および低温・溶剤・化学物質等の職種特有のリスクに加えて、疲労や痛みを伴う姿勢、重い荷物の持ち運びや移動、反復運動などの人間工学的リスクにも頻繁に晒されている確率が高いと報告している。Heinesen, et al. (2018)でも、癌に罹患する以前に、肉体労働で認知スキルがあまり必要でないような職業に就いている場合、罹患後の雇用確率を悪化される可能性が高いことを、2000-2005 Danish cancer and hospitalization registersに基づき示している。

③と④両者の観点を有する研究として、Väisänen D, et al. (2020)が、2014-2019にスウェーデンで収集された72,855人の労働者を対象として、一般的な慢性疾患に対する健康リスク指標を特定し、それを異職種間で比較した研究がある。結果、ブルーカラー労働者はホワイトカラー労働者と比較して、健康リスクのクラスタリングが有意に高いことがわかった(OR: 1.80; 95% CI 1.71-1.90)。また、高技能ホワイトカラー労働者と比較して、低技能ホワイトカラー労働者は、高技能ブルーカラー労働者(1.98; 1.86-2.12)と同様のOR(2.00; 1.88-2.13)、そして、低技能ブルーカラー労働者が最もクラスター化リスクが高い(2.32; 2.17-2.48)ことが示された。

⑤仕事のシフト類型については、Rivera-Izquierdo, et al. (2020)がMeta-analysisを行い、シフト勤務や夜勤勤務と前立腺がんの間に統計学的に有意な相関は確認されなかったと報告している。

本研究の趣旨とは若干異なるが、直近の研究には、2020年以降、感染が世界的に拡大した新型コロナウイルス(COVID-19)の重症化や死亡等に職業分類がどのような影響を与えるのかについて分析を行った研究が存在する。

例えば, Mutambudzi et al. (2020)では, 英国の複数のデータを突合し, 120,075人の労働者に対して, 非エッセンシャル・ワーカーと比較して, 医療従事者(RR 7.43, 95% CI 5.52-10.00), 社会・教育従事者(RR 1.84, 95% CI 1.21-2.82), 及び, その他のエッセンシャル・ワーカー(RR 1.60, 95% CI 1.05-2.45)は, COVID-19の重症化リスクが高いことを明らかにした. こうした結果に基づき, 本研究では, エッセンシャル・ワーカーは, COVID-19に代表されるような公衆衛生学上の外生ショックに際し, 重症化リスクが高く, こうした労働者を保護し支援する政策の重要性を強調している.

C-7-2. 国・地域による違い

SHAREを用い欧州全体を分析対象とした研究から, 国・地域によって, 生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックが就労状況に与える影響の大きさや統計学的有意性は異なる.

Flores and Kalwij (2014)では, スウェーデンでは, 慢性疾患が就労確率を大幅に引き下げるのに対し, デンマークでは統計学的に有意な影響が観察出来なかったとしている. 他方, 主観的健康観についての影響については, 効果の規模の若干の大小はあるが, 全ての欧州諸国で統計学的に有意な影響があったと報告している. Bambra and Eikemo (2009)では, 貧困層の助成については, 健康状態が失業に与える影響がAnglo-Saxon地域の住民で最も大きく, 男性については, Bismarckian地域で最も大きい傾向にあることがわかった. さらに, 大陸ヨーロッパと地中海地方の国々では, 健康ショックは就労確率に統計学的に有意な影響はないが, 北欧諸国では就労確率を11.9%ポイント引き下げ, 東欧諸国では6割近くと, さらに大きな影響が確認

されている明らかにされた(Trevisan and Zantomio, 2018). Kelly, et al. (2019)では, 全世界を対象として, 集計パネルデータによる動学パネル分析を行った結果, BMIの増加に伴い, 中所得国の上位の国ではGPDの成長が大幅に低下し, 人口が1%増加すると, BMIはGDP成長率を11.5%減少させる傾向にあると報告している. こうした影響は, 低所得国, 低中所得国, 高所得国では観察されないへの影響は観察されていない. 先行研究の中では数少ない研究の1つであるが, 従属変数に病気による欠勤を用いたLund et al.(2009)では, スウェーデンとデンマークを対象とした研究を行い, 過剰体重や肥満傾向にある人は欠勤の確率高く, また, 慢性的な健康状態が欠勤確率高める傾向にあることが示され, その影響は両国で統計学的に有意に違わないとしている.

D. 考察

第1に, 本研究における検索結果から, 分析対象となった国や地域に偏在があることがわかった. 当該地域における国際学術誌による査読プロセスに耐えうる代表性の高いデータの存在や当該データに対する研究者のaccessibilityが, 分析対象国に偏りがあることの原因の1つと考えられる.

第2に, 本研究のテーマについては, 現在, 北米や欧州を中心に, 信頼性の高い行政データに精緻な計量経済学的手法を応用することによって, 因果推論のための最大の課題である内生性(causality/endogeneity)による推定バイアスを克服しようと試み数多くの研究が遂行されつつある. 他方, 行政データには短所もある. 特定の行政データから得られる情報は極めて限定的であるという点, また, 行政データには, 直接住民の利害に影響す

る個人情報が含まれるため、照合等により情報量が増えれば増えるほど、個人が識別されるリスクが高まり、研究者に課される倫理上の責任が重くなるという点である。日本では、情報が漏えいした場合、情報の提供を受ける研究者よりも、国や地方自治体など情報を提供する側に対する法的・社会的制裁の方が大きい制度設計になっていることから、情報提供者に、あまり多くの情報を提供したくないというインセンティブが働く可能性がある。したがって、日本では、情報を提供する側と提供される側との間に、ある種の緊張関係があることも事実である(野口, 2018)。

生活習慣病の罹患と労働生産性の関連性に関する科学的エビデンスは、超高齢社会となっている日本や、同じく人口の高齢化が深刻になりつつある東アジア諸国における厚生労働施策にとって必要不可欠な基礎資料となるであろう。にもかかわらず、当該テーマに関する国際的な業績が、当該地域において数少ないのは、代表性の高い質の良いデータが未だ構築されていないことが要因の1つであるといえよう。

本研究でレビューを行った研究では、代表性の極めて高いデータに、多様な尺度と分析手法が応用されていた。分析の結果、生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、概して、就労状況にネガティブな影響を与える傾向にあるが、その影響の大きさや統計学的有意性は、性別・人種・年齢・教育水準・疾患の種類や重症度等の個人属性のみならず、職業類型や国・地域によって異なることがわかった。

したがって、日本や東アジアでの研究からは、特に欧州を中心とした分析とは、異なる結果が得られる可能性が高い。また、医療や介護施策は、生活習慣病の罹患確率に直接影

響を及ぼす可能性が高く、ひいては、産業や職業類型の違い、そして、施策が異なる国や地域における両者の関連性の統計学的な有意性とその影響の大きさについては、さらに検証の余地が残されている。

また、これらの先行研究では、職業類型や国や地域による違いがどういったメカニズムに起因するのかまではいまだ分析がなされていない。そこで本研究では、そのメカニズムに着目して分析を行うこととする。

E. 結論

本研究は、2000-2022年の直近22年間に、公衆衛生・社会疫学、及び、経済学の領域における国際的学術誌に掲載された英文による論文の中から、産業、職業、及び、地理的な要因に重点を置いて、生活習慣病と労働生産性の関連性に関する定量的・定性的な検証を行った先行研究を要約・整理することを目的とする。

国際学術誌に掲載された英文論文では、代表性の高いデータに洗練された計量経済学的手法を用いた分析が数多く存在するが、分析対象となった国や地域が、とりわけ、欧州に偏っている。

生活習慣病の罹患に代表される「負」の健康ショックは、概して、就労状況にネガティブな影響を与える傾向にあるが、その影響の大きさや統計学的有意性は、性別・人種・年齢・教育水準・疾患の種類や重症度等の個人属性のみならず、職業類型や国・地域によって異なり、そのメカニズムの解明にはいまだ至っていない。したがって、欧州以外での当該テーマに対する研究、及び、職業類型や国・地域による違いがどのようなメカニズムで発生するのかに対する研究が求められている。

F. 健康危険情報
特に無し.

G. 研究発表

1. 論文発表
特に無し.

2. 学会発表
特に無し.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し.

2. 実用新案登録
特に無し.

3. その他
特に無し.

参考文献

野口晴子. 「日本における行政データの活用を模索する: 介護レセプトデータを中心に」.
井伊雅子・原千秋・細野薫・松島斉『現代経済学の潮流 2017』第4章. 東洋経済新報社, 2017.8.

PubMed による参考文献

Brenner, H., & Ahern, W. (2000). Sickness absence and early retirement on health grounds in the construction industry in Ireland. *Occupational and environmental medicine*, 57(9), 615-620.

Karjalainen, A., Kurppa, K., Martikainen, R., Karjalainen, J., & Klaukka, T. (2002). Exploration of asthma risk by

occupation—extended analysis of an incidence study of the Finnish population. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 49-57.

Gambin, L. M. (2005). The impact of health on wages in Europe—does gender matter. *HEDG WP*, 5(03).

Roos, E., Lahelma, E., Saastamoinen, P., & Elstad, J. I. (2005). The association of employment status and family status with health among women and men in four Nordic countries. *Scandinavian Journal of Public Health*, 33(4), 250-260.

Schuring, M., Burdorf, L., Kunst, A., & Mackenbach, J. (2007). The effects of ill health on entering and maintaining paid employment: evidence in European countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(7), 597-604.

Alavinia, S. M., & Burdorf, A. (2008). Unemployment and retirement and ill-health: a cross-sectional analysis across European countries. *International archives of occupational and environmental health*, 82(1), 39-45.

Bambra, C., & Eikemo, T. A. (2009). Welfare state regimes, unemployment and health: a comparative study of the relationship between unemployment and self-reported health in 23 European countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 63(2), 92-98.

Lund, T., Christensen, K. B., Vaez, M., Labriola, M., Josephson, M., Villadsen, E., & Voss, M. (2009). Differences in sickness absence in Sweden and Denmark: the cross national HAKNAK study. *European*

- journal of public health, 19(3), 343-349.
- Herquelot, E., Guéguen, A., Bonenfant, S., & Dray-Spira, R. (2011). Impact of diabetes on work cessation: data from the GAZEL cohort study. *Diabetes care*, 34(6), 1344-1349.
- McPhedran, S. (2012). The labor of a lifetime? Health and occupation type as predictors of workforce exit among older Australians. *Journal of aging and health*, 24(2), 345-360.
- Olesen, S. C., Butterworth, P., & Rodgers, B. (2012). Is poor mental health a risk factor for retirement? Findings from a longitudinal population survey. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 47(5), 735-744.
- Deiana, C. (2013). Health Shocks and Labour Transitions Across Europe (No. 201312). Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.
- De Wind, A., Geuskens, G. A., Reeuwijk, K. G., Westerman, M. J., Ybema, J. F., Burdorf, A., ... & Van der Beek, A. J. (2013). Pathways through which health influences early retirement: a qualitative study. *BMC Public Health*, 13(1), 292.
- Robroek, S. J., Reeuwijk, K. G., Hillier, F. C., Bamba, C. L., van Rijn, R. M., & Burdorf, A. (2013). The contribution of overweight, obesity, and lack of physical activity to exit from paid employment: a meta-analysis. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 233-240.
- Schuring, M., Robroek, S. J., Otten, F. W., Arts, C. H., & Burdorf, A. (2013). The effect of ill health and socioeconomic status on labor force exit and re-employment: a prospective study with ten years follow-up in the Netherlands. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 134-143.
- Bonauto, D. K., Lu, D., & Fan, Z. J. (2014). Obesity prevalence by occupation in Washington State, behavioral risk factor surveillance system. *Preventing chronic disease*, 11.
- Rumball-Smith, J., Barthold, D., Nandi, A., & Heymann, J. (2014). Diabetes associated with early labor-force exit: a comparison of sixteen high-income countries. *Health affairs*, 33(1), 110-115.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Zins, M., Dray-Spira, R., Oksanen, T., Ferrie, J. E., ... & Vahtera, J. (2015). Lifestyle-related risk factors and trajectories of work disability over 5 years in employees with diabetes: findings from two prospective cohort studies. *Diabetic Medicine*, 32(10), 1335-1341.
- Kaspersen, S. L., Pape, K., Vie, G. Å., Ose, S. O., Krokstad, S., Gunnell, D., & Bjørngaard, J. H. (2016). Health and unemployment: 14 years of follow-up on job loss in the Norwegian HUNT Study. *The European Journal of Public Health*, 26(2), 312-317.
- Gakidou, E., Afshin, A., Abajobir, A. A., Abate, K. H., Abbafati, C., Abbas, K. M., ... & Abu-Raddad, L. J. (2017). Global, regional, and national comparative risk assessment of 84 behavioural, environmental and occupational, and

- metabolic risks or clusters of risks, 1990–2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. *The Lancet*, 390(10100), 1345-1422.
- Heggebø, K. (2017). Are immigrants and descendants with ill health more prone to unemployment? Evidence from 18 European countries. *Ethnicity & health*, 22(4), 402-424.
- Majeed, T., Forder, P. M., Mishra, G., Kendig, H., & Byles, J. E. (2017). Exploring workforce participation patterns and chronic diseases among middle-aged Australian men and women over the life course. *Journal of aging and health*, 29(2), 343-361.
- Park, J., Kim, S. G., Park, J. S., Han, B., Kim, K. B., & Kim, Y. (2017). Hazards and health problems in occupations dominated by aged workers in South Korea. *Annals of occupational and environmental medicine*, 29(1), 27.
- Reeuwijk, K. G., van Klaveren, D., van Rijn, R. M., Burdorf, A., & Robroek, S. J. (2017). The influence of poor health on competing exit routes from paid employment among older workers in 11 European countries. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 24-33.
- Ando, E., Kachi, Y., Kawakami, N., Fukuda, Y., & Kawada, T. (2018). Associations of non-standard employment with cardiovascular risk factors: findings from nationwide cross-sectional studies in Japan. *Industrial health*, 56(4), 336-345.
- Leonardi, M., Guido, D., Quintas, R., Silvaggi, F., Guastafierro, E., Martinuzzi, A., ... & Cabello, M. (2018). Factors related to unemployment in Europe. A cross-sectional study from the COURAGE survey in Finland, Poland and Spain. *International journal of environmental research and public health*, 15(4), 722.
- Scharn, M., Sewdas, R., Boot, C. R., Huisman, M., Lindeboom, M., & Van Der Beek, A. J. (2018). Domains and determinants of retirement timing: a systematic review of longitudinal studies. *BMC public health*, 18(1), 1083.
- Heggebø, K., & Buffel, V. (2019). Is There Less Labor Market Exclusion of People With Ill Health in “Flexicurity” Countries? Comparative Evidence From Denmark, Norway, the Netherlands, and Belgium. *International Journal of Health Services*, 49(3), 476-515.
- Porru, F., Burdorf, A., & Robroek, S. J. (2019). The impact of depressive symptoms on exit from paid employment in Europe: a longitudinal study with 4 years follow-up. *European journal of public health*, 29(1), 134-139.
- Fu, R., Noguchi, H., Kaneko, S., Kawamura, A., Kang, C., Takahashi, H., Tamiya, N. (2019). How do cardiovascular diseases harm labor force participation? Evidence of nationally representative survey data from Japan, a super-aged society. *PLoS ONE* 14(7): e0219149
- Schuring, M., Schram, J. L., Robroek, S., & Burdorf, A. (2019). The contribution of health to educational inequalities in exit from paid employment in five European regions. *Scandinavian Journal of Work,*

- Environment and Health, 45(4), 346-355.
- Torp, S., Paraponaris, A., Van Hoof, E., Lindbohm, M. L., Tamminga, S. J., Alleaume, C., ... & de Boer, A. G. (2019). Work-related outcomes in self-employed cancer survivors: a European multi-country study. *Journal of occupational rehabilitation*, 29(2), 361-374.
- GBD 2016 Occupational Carcinogens Collaborators. (2020). Global and regional burden of cancer in 2016 arising from occupational exposure to selected carcinogens: a systematic analysis for the global burden of disease study 2016. *Occupational and Environmental Medicine*, 77(3), 151-159.
- Kaneko, S., Noguchi, H., Kang, C., Kawamura, A., Amano, S., Miyawaki, A. (2020). Differences in cancer patients' work-cessation risk, based on gender and type of job: Examination of middle-aged and older adults in super-aged Japan. *PLoS ONE* 15(1): e0227792.
- Rivera-Izquierdo, M., Martínez-Ruiz, V., Castillo-Ruiz, E. M., Manzaneda-Navío, M., Pérez-Gómez, B., & Jiménez-Moleón, J. J. (2020). Shift Work and Prostate Cancer: An Updated Systematic Review and Meta-Analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(4), 1345.
- Econlit** による参考文献
- Pelkowski, J. M., & Berger, M. C. (2003). The onset of health problems and the propensity of workers to change employers and occupations. *Growth and Change*, 34(3), 276-298.
- Llena-Nozal, A., Lindeboom, M., & Portrait, F. (2004). The effect of work on mental health: does occupation matter? *Health economics*, 13(10), 1045-1062.
- Steiner, J. F., Cavender, T. A., Main, D. S., & Bradley, C. J. (2004). Assessing the impact of cancer on work outcomes: what are the research needs? *Cancer: Interdisciplinary International Journal of the American Cancer Society*, 101(8), 1703-1711.
- Cawley, J. H., Grabka, M. M., & Lillard, D. R. (2005). A comparison of the relationship between obesity and earnings in the US and Germany. *Schmollers Jahrbuch*, 125(1), 119-129.
- Garcia, J., & Quintana-Domeque, C. (2006). Obesity, employment and wages in Europe. *Advances in health economics and health services research*, 17, 187-217.
- Kim, I. H., Muntaner, C., Khang, Y. H., Paek, D., & Cho, S. I. (2006). The relationship between nonstandard working and mental health in a representative sample of the South Korean population. *Social science & medicine*, 63(3), 566-574.
- Lundborg, P., Bolin, K., Höjgård, S., & Lindgren, B. (2006). Obesity and occupational attainment among the 50+ of Europe. *The Economics of Obesity*, 219-251.
- Brunello, G., & d'Hombres, B. (2007). Does body weight affect wages?: Evidence from Europe. *Economics & Human Biology*, 5(1), 1-19.
- Atella, V., Pace, N., & Vuri, D. (2008). Are employers discriminating with respect to

- weight?: European Evidence using Quantile Regression. *Economics & Human Biology*, 6(3), 305-329.
- Case, A., & Paxson, C. (2008). Stature and status: Height, ability, and labor market outcomes. *Journal of political Economy*, 116(3), 499-532.
- Villar, J. G., & Quintana-Domeque, C. (2009). Income and body mass index in Europe. *Economics & Human Biology*, 7(1), 73-83.
- Hildebrand, V., & Van Kerm, P. (2010). Body size and wages in Europe: A semi-parametric analysis. McMaster University.
- García-Gómez, P. (2011). Institutions, health shocks and labour market outcomes across Europe. *Journal of health economics*, 30(1), 200-213.
- Mahumud R.A., Alam K., Dunn, J. & Gow J. (2020) "The changing relationship between health burden and work disability of Australian cancer survivors, 2003–2017: evidence from a longitudinal survey". *BMC Public Health*, 20:548.
- Moran, J. R., Short, P. F., & Hollenbeak, C. S. (2011). Long-term employment effects of surviving cancer. *Journal of health economics*, 30(3), 505-514.
- Sotnyk, K. (2011). Influence of obesity and overweight on labour market outcomes across northern and southern European countries-the case of elderly people.
- Sun Y., Wang A., Yu S., Hagger M.S., Chen X., Fong S.S.M.F, Zhang C., Huang W.Y., Baker J.S., Dutheil F., Gao Y. (2020) "A blended intervention to promote physical activity, health and work productivity among office employees using intervention mapping: a study protocol for a cluster-randomized controlled trial". *BMC Public Health*. 2020 Jun 25; 20(1):994.
- Wandel, M., Kjøllesdal, M. K. R., & Roos, G. (2011). Physical and psychological work strain and health-related coping strategies among men and women in various occupations. in *Handbook of Stress in the Occupations*, 325-34.
- Christensen, B. J., & Kallestrup-Lamb, M. (2012). The impact of health changes on labor supply: evidence from merged data on individual objective medical diagnosis codes and early retirement behavior. *Health economics*, 21, 56-100.
- Flores, M., & Kalwij, A. (2014). The associations between early life circumstances and later life health and employment in Europe. *Empirical Economics*, 47(4), 1251-1282.
- Candon, D. (2015). The effects of cancer on older workers in the English labour market. *Economics & Human Biology*, 18, 74-84.
- Gimenez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2015). Health status and the allocation of time: Cross-country evidence from Europe. *Economic Modelling*, 46, 188-203.
- Kajitani, S. (2015). Which is worse for your long-term health, a white-collar or a blue-collar job? *Journal of the Japanese and International Economics*, 38, 228-243.
- Kolodziejczyk, C., & Heinesen, E. (2016). Labour market participation after breast cancer for employees from the private and public sectors: educational and sector gradients in the effect of cancer. *Economics & Human Biology*, 21, 33-55.

- Lin, S. J. (2016). Examining the relationship between obesity and wages: Empirical evidence from Taiwan. *The Journal of Developing Areas*, 50(2), 255-268.
- Trevisan, E., & Zantomio, F. (2016). The impact of acute health shocks on the labour supply of older workers: Evidence from sixteen European countries. *Labour Economics*, 43, 171-185.
- Heinesen, E., Kolodziejczyk, C., Ladenburg, J., Andersen, I., & Thielen, K. (2017). Return to work after cancer and pre-cancer job dissatisfaction. *Applied Economics*, 49(49), 4982-4998.
- Jeon, S. H. (2017). The long-term effects of cancer on employment and earnings. *Health economics*, 26(5), 671-684.
- Jeon, S. H., & Pohl, R. V. (2017). Health and work in the family: Evidence from spouses' cancer diagnoses. *Journal of health economics*, 52, 1-18.
- Heinesen, E., Imai, S., & Maruyama, S. (2018). Employment, job skills and occupational mobility of cancer survivors. *Journal of health economics*, 58, 151-175.
- Mavisakalyan, A. (2018). Do employers reward physical attractiveness in transition countries?. *Economics & Human Biology*, 28, 38-52.
- Ravesteijn, B., Kippersluis, H. V., & Doorslaer, E. V. (2018). The wear and tear on health: What is the role of occupation? *Health economics*, 27(2), e69-e86.
- Stephens Jr, M., & Toohey, D. J. (2018). The impact of health on labor market outcomes: experimental evidence from MRFIT (No. w24231). National Bureau of Economic Research.
- Dang, A., Maitra, P., & Menon, N. (2019). Labor market engagement and the body mass index of working adults: Evidence from India. *Economics & Human Biology*, 33, 58-77.
- D'edel'ė A., Miškinyt'ė A., Andrušaityt'ė S., Bartkut'ė Z. (2019) Perceived Stress Among Different Occupational Groups and the Interaction with Sedentary Behaviour. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(23), 4595.
- Kelly, I. R., Doytch, N., & Dave, D. (2019). How does body mass index affect economic growth? A comparative analysis of countries by levels of economic development. *Economics & Human Biology*, 34, 58-73.
- Osmani, A. R., & Okunade, A. A. (2019). Cancer survivors in the labor market: Evidence from recent US micro-panel data. *Economic Modelling*, 80, 202-221.
- White-Means, S. I., & Osmani, A. R. (2019). Job Market Prospects of Breast vs. Prostate Cancer Survivors in the US: A Double Hurdle Model of Ethnic Disparities. *Journal of Family and Economic Issues*, 40(2), 282-304.
- Carlsson S., Andersson T., Talbäck M., Feychting M. Incidence and prevalence of type 2 diabetes by occupation: results from all Swedish employees. *Diabetologia*, 63, 95-103 .
- Mutambudzi M., Niedzwiedz C., Macdonald E.B., Leyland A., Mair F., Anderson J., Celis-Morales C.C., Cleland J., Forbes J., Gill J., Hastie C., Ho F., Jani B., Mackay

D.F., Nicholl B., O'Donnell C., Sattar N., Welsh P., Pell J.P., Katikireddi S.V., Demou E. (2020) Occupation and risk of severe COVID-19: prospective cohort study of 120075 UK Biobank participants. *Occupational & Environmental Medicine*, 78(5): 307–314.

Väisänen D., Kallings LV., Andersson G., Wallin P., Hemmingsson E., Ekblom-Bak E. (2020) Lifestyle-associated health risk indicators across a wide range of occupational groups: a cross-sectional analysis in 72,855 workers. *BMC Public Health*, 20, 1656.

Hamaaki J., Nogucih H. (2021) Health Impacts on Labor Participation of Elderly Japanese Males. *Journal of International Economic Studies* (2021), No.35, 53–77.

表 1: PubMed による検索結果

	Authors	Journal (Year)	Country	Data	Measurements		Method	Results
					Work	Health		
1	Brenner, H., & Ahern, W.	Occupational and environmental medicine (2000)	Ireland	Records of sickness absence since 1981 to 1996	Sickness absence and early retirement of construction workers	Diagnosis classification according to ICD9	Descriptive statistics	Cardiovascular disease and musculoskeletal disorders each accounted for nearly one third of the conditions leading to permanent disability on the grounds of which early retirement was granted.
2	Karjalainen, A., Kurppa, K., Martikainen, R., Karjalainen, J., & Klaukka, T.	Scandinavian journal of work, environment & health (2002)	Finland	Three national registers, and all 25-59-year-old employed Finns were followed for asthma incidence in 1986-1998	Detailed level of occupational classification	Persistent asthma	Log-linear model	A significantly increased risk was found for either men or women in 125 occupations. For the men, the risk was highest among bakers, laundry workers, shoemakers and repairers, tanners, felt mongers and pelt dressers, and metal plating and coating workers. For the women, the risk was highest among shoemakers and repairers, railway and station personnel, jewelry engravers, engine room crew, molders, round-timber workers, and bakers.
3	Gambin	Unpublished (2005)	European Countries	1994-2001 ECHP and SOEP	Continuous: log hourly wage	Dummies: Health status from very good health to poor health status, chronic disease	OLS and Random-effects, and Fixed-effects	Generally, health status and chronic disease affect the wage of men across European countries but has no consistent effects for women of European countries. For instance, men in Austria indicate that good health improves wage but for women the effect is small to insignificant. Furthermore, effect varies by country. For instance, good health increases wage by 9.8% in Austria but 12.34% in Greece for men.

4	Roos et al.	Scandinavian Journal of Public Health (2005)	3 Nordic Countries (Denmark, Finland, and Sweden)	The Nordic Data bank	Dummy: unemployed or not	Dummies: Self-reported poor health and any limiting longstanding illness	Logistic	Overall, poor self-reported health reduces the probability of being a full-time employed and increases the probability of unemployed and being housewife for women across Denmark, Finland, and Sweden, though the effect is small in Finland. Similar to women, men also experience the same unemployment effect of poor health and pattern is similar to women across three Nordic Countries.
5	Schuring et al.	Journal of Epidemiology & Community Health (2007)	11 European Countries (same as above)	1994–1998 European Community Household Panel (First Five Waves)	Dummies: Employed, unemployed, and retired	Dummies: Poor health and chronic health problem	Logistics Regression	By countries, authors find that poor health and chronic health significantly increases the probability of being unemployed and retired. For example, individuals with poor health are 30% less likely to be employed and those with a chronic health problem are 10% less likely to be employed in Germany. Similarly, those with poor health are 2.6 times more likely to be unemployed and retired while 2.2 to 2.4 times more likely to be unemployed and retired in Germany. Similar pattern can be found across other 10 countries but the effect of poor health on employment, unemployment, and retirement is strongest on Demark, Netherlands, and the United Kingdoms.
6	Alavinia and Burdorf	International Archives of Occupational Environmental Health (2008)	11 European Countries (Denmark, Sweden, Austria, France,	2004 SHARE	Dummies: Retire, Unemployed, and Homemaker	Dummies: self-reported good health	Logistics	Significant heterogeneity exists across country and dependent variables. For retirement, poorer health increases the probability of retired in Sweden, Denmark, Germany, Austria, Italy, Spain, and

		Germany, Switzerland, Belgium, the Netherlands, Spain, Italy and Greece)					Greece. Poor health has no effect on retirement in the Netherlands, Switzerland, and France. Similar to unemployment, poor health increases unemployment in Denmark, Germany, and etc. It has no effect in France.	
7	Bambra and Eikemo	Journal of Epidemiology & Community Health (2009)	23 European Countries	2002 and 2004 European Social Survey	Dummy: unemployed or not	Dummies: Self-reported poor health and any limiting longstanding illness	Logistics Regression	By region and gender, limiting longstanding illness and self-reported poor health increases odds of being unemployed across all gender and regions: Scandinavian, Bismarckian, Anglo-Saxon, Southern, and Eastern Europe. As an example, limiting longstanding illness increases the odds of unemployed by 96% than those without in Scandinavian and those with limiting longstanding illness increases the odds of being unemployed by 121% than those without for men. To summarize, the effect of poor health and illness on unemployment status is greatest for those who lived in Anglo-Saxon region for women and Bismarckian for men.
8	Lund et al.	European Journal of Public Health (2009)	Sweden and Denmark	Danish Work Environment Study and HaKuL	Dummy: Absent due to sickness at work in > 7 Days or not	Dummies: Overweight, obese, neck, lower back, knee symptoms, Categorical: Self-reported health	Logistics	Being obese and overweight increases the odds of being absent for sickness in both Sweden and Denmark. The effect are relatively similar across these two countries. Furthermore, various of different symptoms of chronic health symptoms are associated with higher odds of being absent for sickness in both Sweden and Denmark. The effects do not vary by countries.

9	Herquelot, E., Guéguen, A., Bonenfant, S., & Dray-Spira, R.	Diabetes Care (2011)	France	GAZEL prospective cohort of 20,625 employees of the French national gas and electricity company “EDF-GDF.”	Transition from employment to disability	Diabetes	Multistate Cox model	Employment rate decreased more rapidly in participants with diabetes (51.9 and 10.1% at 55 and 60 years, respectively) compared with nondiabetic participants (66.5 and 13.4%, respectively).
10	McPhedran, S.	Journal of aging and health (2012)	Australia	Waves 2 (2002) to 6 (2008) of the Household, Income and Labor Dynamics in Australia	Labor force participation =1 if consistently in the labor force between Waves 2 and 6; =0 if in the labor force at Wave 2 but left the workforce and did not reenter it between Wave 2 and Wave 6. Three broad categories of occupations: professional, clerical/sales/services	General health and well-being assessed using the Short Form-36 (SF-36)	logistic regression model	Older workers in trades, labor, and production occupations, the majority of whom are men, have poorer general health than their counterparts in other occupations and are also the most likely to exit the workforce.
11	Olesen, S. C., Butterworth, P., & Rodgers, B.	Social psychiatry and psychiatric epidemiology (2012)	Australia	2001-2006 Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) Survey	Early retirement	Mental Health Inventory (MHI-5)	log-log regression model	Poor mental health was associated with higher rates of retirement in men (hazard rate ratio, HRR 1.19), and workforce exit more generally in women (HRR 1.14).
12	Deiana C.	Unpublished (2013)	26 European Countries	2007 and 2009 European Union Statistics on Income and Living Conditions	Dummies: Full-time, Part-time, Retired, Unemployed, and Inactive	Dummy: daily activities limited due to physical or mental problems or not	OLS and PSM	Having a limitation on activities reduces the probability of full-time employment and increase part-time employment, though the effect varies across countries. That is, effect is stronger in countries such as Austria, Belgium, and the effect is weaker in countries such as, Estonia and Finland.

13	De Wind, A., Geuskens, G. A., Reeuwijk, K. G., Westerman, M. J., Ybema, J. F., Burdorf, A., ... & Van der Beek, A. J.	BMC Public Health (2013)	Netherlands	Interviews conducted with 30 employees (60–64 years) who retired before the official retirement age of 65	Early retirement	Health problems	Qualitative method	Both poor and good health influenced early retirement. For poor health, four pathways were identified. A good health also influenced early retirement, since persons wanted to enjoy life while their health still allowed to do so.
14	Robroek, S. J., Reeuwijk, K. G., Hillier, F. C., Bamba, C. L., van Rijn, R. M., & Burdorf, A.	Scandinavian journal of work, environment & health (2013)	N/A	PubMed and Embase for English language, longitudinal, quantitative studies	Exit from paid employment through disability pension, unemployment, and early retirement	Overweight, obesity, and lack of physical activity	Meta-analysis	Obese (relative risk (RR)=1.53) and overweight (RR=1.16) individuals had an increased likelihood of exit from paid employment through disability pension, but were not at statistically significant increased risk for unemployment or early retirement.
15	Schuring, M., Robroek, S. J., Otten, F. W., Arts, C. H., & Burdorf, A.	Scandinavian journal of work, environment & health (2013)	Netherlands	1999-2002 Permanent Quality of Life Survey	Unemployment, early retirement, disability pension, or becoming economically inactive	Self-reported health with five categories. Those reporting less than “good health” were defined as having a poor health	Cox proportional hazards analyses	Poor health increased the likelihood of labor force exit into unemployment [hazard ratio (HR) 1.89], disability pension (HR 6.39), and early retirement (HR 1.20), but was not a determinant of becoming economically inactive (HR 1.07).
16	Bonauto, D. K., Lu, D., & Fan, Z. J.	Preventing chronic disease (2014)	USA	A landline telephone survey in Washington state Prevention’s Behavioral Risk Factor Surveillance System from 2003 to 2009	Occupation codes using the Standardized Occupation and Industry Coding	Obesity by Body Mass Index	Multivariate regression analyses	Workers in protective services were 2.46 times as likely to be obese as workers in health diagnosing occupations. Workers with physically demanding occupational physical activity had a lower PR of obesity (PR = 0.83) than those with non-physically demanding occupational physical activity.

17	Rumball-Smith, J., Barthold, D., Nandi, A., & Heymann, J.	Health Affairs (2014)	16 high income countries	SHARE (2004-07), ELSA (2002, 2004, and 2006), and HRS (2004)	Early retirement	Self-reported doctor's diagnosis of diabetes	Cox proportional hazards models	Across the sixteen countries, people diagnosed with diabetes had a 30 percent increase in the rate of labor-force exit, compared to people without the disease.
18	Virtanen, M., Kivimäki, M., Zins, M., Dray-Spira, R., Oksanen, T., Ferrie, J. E., ... & Vahtera, J.	Diabetic Medicine (2015)	Finland France	Finnish Public Sector Study (1102 cases; 2204 controls) and the French GAZEL study (500 cases; 1000 controls), followed up for 5 years.	Work disability	Obesity, physical activity, smoking and alcohol consumption	Group-based trajectory modelling	Diabetes was associated with a 'high-increasing' trajectory only (OR 1.90). Obesity and low physical activity were similarly associated with high work disability in people with and without diabetes. Smoking was associated with 'high-increasing' trajectory in employees with diabetes (OR 1.88) but not in those without diabetes (OR 1.32).
19	Kaspersen, S. L., Pape, K., Vie, G. Å., Ose, S. O., Krokstad, S., Gunnell, D., & Bjørngaard, J. H.	The European Journal of Public Health (2016)	Norway	Self-reported health data (1995-1997) linked to the National Insurance Database (1992-2008).	Unemployment	Chronic somatic conditions, high symptom levels of anxiety and depression, poor self-rated health, insomnia	Cox proportional hazard models	Compared to reporting no conditions/symptoms, having ≥ 3 chronic somatic conditions (HR 1.78) or high symptom levels of anxiety and depression (HR 1.57) increased the risk of subsequent unemployment substantially. Poor self-rated health (HR 1.36), insomnia (HR 1.19) were also associated with increased risk of unemployment.
20	GBD 2016 Occupational Carcinogens Collaborators	The Lancet (2017)	Global	Global Burden of Diseases Studies Data	Occupational risks	deaths and disability-adjusted life years (DALYs)	Comparative risk assessment framework	Occupational risk factor accounted for the fewest number of deaths and DALYs among all risks (metabolic, environmental, occupational, and behavior risks), and there was a significant decline in it since 2006.
21	Heggebo	Ethnicity & Health (2017)	18 European Countries	2005-2014 European Union Statistics on Income and Living Conditions	Dummy: Unemployed or not	Dummy: LLSI: limiting long-standing illness	OLS	Having a limiting long-standing illness increases the probability of unemployment for some countries, such as Austria, Belgium, Czech Republic, and more. No effects are

							found on Croatia, Hungary, and more.	
22	Majeed, T., Forder, P. M., Mishra, G., Kendig, H., & Byles, J. E.	Journal of aging and health (2017)	Australia	2011 Australian Life Histories and Health (LHH) Survey	Workforce participation	Diabetes, asthma, depression, and arthritis	Multinomial regression	Diabetes, asthma, depression, and arthritis were less prevalent in men and women in class “mostly full-time work,” compared with other workforce patterns. The odds of “mostly full-time work” were lower for men reporting depression or arthritis, whereas among women, depression was associated with “increasing part-time work” after adjusting early and adult life factors.
23	Park, J., Kim, S. G., Park, J. S., Han, B., Kim, K. B., & Kim, Y.	Annals of occupational and environmental medicine (2017)	Korea	The fourth Working Conditions Survey of 2014	20 occupations in South Korea that employ the most aged workers (at least 55 years-old) by the Korean Standard Classification of Occupations	Hazards of health problems	chi-squared test for the differences between aged workers and young workers	Aged workers in elementary and skilled manual occupations reported frequent exposure to job-specific hazards, such as noise, vibrations, high and low temperatures, solvents, and chemicals. In addition, aged workers also reported more frequent exposure to ergonomic hazards, such as tiring or painful positions, carrying or moving heavy loads, and repetitive movements.
24	Reeuwijk et al.	Scandinavian Journal of Work, Environment, & Health (2017)	11 European Countries (Denmark, Sweden, Austria, France, Germany, Switzerland, Belgium, the	2004–2012 Survey of Health, Aging, Retirement in Europe or SHARE (First Four Waves)	One categorical variable, five categories: 1) Paid employment, 2) disability benefit, 3) unemployed, 4) early retirement, and 5) economically inactive (stopped working for reasons	Good or poor self-reported health status (a dummy)	Cox Proportional Hazards Model and F&G’s Proportional Subdistribution Hazards Model	Stratified by three regions (Bismarckian, Scandinavian, and Southern European), poor health is generally associated with a higher probability of being in disability benefit and unemployed across the three regions. For Bismarckian region, those with poor health are 2.89 times more likely to be in disability benefit group than paid

		Netherlands, Spain, Italy and Greece)		not listed above such as homemaking)			employment (baseline) and 1.71 times more likely to be unemployed than be in paid employment. For Scandinavian region, poor health increases the probability of being in disability benefits than in paid employment by 3.69 times. Finally, individuals are 7.34 times more likely to be in disability benefit than paid employment if they are in poor health and in Southern Europe region.	
25	Ando, E., Kachi, Y., Kawakami, N., Fukuda, Y., & Kawada, T.	Industrial health (2018)	Japan	2007–2011 Comprehensive Survey of Living Conditions and National Health and Nutritional Survey	Type of employment contract: standard (full-time and permanent) or non-standard (part-time job)	Cardiovascular risk: obesity, abdominal obesity, hypertension, diabetes, dyslipidemia, current smoking, excessive alcohol consumption, and metabolic syndrome	logistic regression model	Non-standard employees had a statistically significant higher OR for current smoking than the male standard employees (OR 1.39; 95% CI, 1.13–1.86). The prevalence of diabetes was significantly higher among female non-standard employees than standard employees (OR 1.83; 95% CI, 1.10–3.09)
26	Leonardi et al.	International Journal of Environment Research and Public Health (2018)	3 European Countries (Finland, Poland, and Spain)	Collaborative Research on Ageing in Europe	Dummy: Unemployed or not	Dummy: Self-reported poor health Continuous: Handgrip in kg and walking test at 4m in meter	Logistics	Higher handgrip decreases unemployment in all three countries. The effect is relatively similar across three countries. That is, 1kg increases in handgrip strength leads to 0.1 – 0.2 times decreases in unemployment. For self-reported poor health, poor health increases the odds of unemployment by 3.14 times in Poland and 1.27 times in Spain.

27	Scharn, M., Sewdas, R., Boot, C. R., Huisman, M., Lindeboom, M., & Van Der Beek, A. J.	BMC public health (2018)	N/A	20 research articles	Retirement timing	Multiple domains of the determinants, including health	Meta-analyses	Health limitation is one of the eight domains (demographic factors, health, social factors, social participation, work characteristics, financial factors, retirement preferences, and macro effects) that determine the timing of retirement.
28	Heggebo and Buffel	Interantional Journal of Health Services (2019)	4 European Countries	2013 European Union Statistics on Income and Living Conditions	Dummy: Unemployed or not	Dummy: LLSI: limiting long-standing illness	OLS	Having a limiting long-standing illness increase the probability of being unemployed in Norway, Netherlands, and Belgium but has no effect in Denmark. The effect varies by education level, marital status, age, and gender across these countries.
29	Porru et al.	European Journal of Public Health (2019)	11 European Countries	2004 SHARE	Dummy: Unemployed or not	Dummy: depress or not using a scale of EURO-D scale (1: >4 score and 0 otherwise)	Cox proportional hazard model	Depression is more likely to increase the risk of unemployment in European countries, though the risk varies. For instance, Northern European countries only have 1.03 risk ratio compared to Southern European countries which have 1.68 RR.
30	Fu, R., Noguchi, H., Kaneko, S., Kawamura, A., Kang, C., Takahashi, H., Tamiya, N.	PLoS ONE (2019)	Japan	the Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC) from 1995 to 2013	Working status by gender and cognitive (white-color)/non-cognitive (blue-color) workers	Diagnosed cardiovascular diseases	OLS, 2SLS with IV	Cardiovascular diseases significantly and remarkably reduced the probability of working by 15.4% (95% CI: -30.6% to -0.2%). The reduction in working probability was detected for women only. Respondents aged ≥ 40 years were less likely to work once diagnosed and the reduction was enlarged for those aged ≥ 65 years, while those aged < 40 years appeared to be unaffected. Probability of engaging in manual labor significantly decreased once

							diagnosed; however, no impact was found for cognitive occupations. Among employed respondents, the adverse effects of cardiovascular diseases decreased working hours by five hours per week. Validity of the biomarker instrumental variables was generally verified.	
31	Schuring et al.	Scandinavian Journal of Work, Environment, & Health (2019)	25 European Countries	2005-2014 European Union Statistics on Income and Living Conditions	Dummy: Unemployed or not	Dummy: Self-reported poor health	Cox proportional hazards models	Poor health increases the odds of unemployment across Europe. Specifically, the effect is strongest among Anglo-Saxon region while the effect is weakest among Eastern region.
32	Torp et al.	Journal of Occupational Rehabilitation (2019)	6 European Countries	EU COST Cancer and Work Network Dataset	Dummy: Employed or self-employed, reduced work hours Continuous: hours of work, mean reduced work hours	Dummy: Cancer survivor or not	Proportion test	Cancer survivors are more likely to be self-employed. In particular, cancer survivors in Belgium and Ireland are more likely to be self-employed than being employed as a salaried worker. No effect is found on France, Norway, and UK. Similar patterns can be observed for work hours.
33	D'edel'ė A., Miškinytė A., Andrušaitytė S., Bartkutė Z.	International Journal of Environmental Research and Public Health (2019)	Kaunas city, Lithuania	Cross-sectional survey which was conducted in 2017 by a research market agency and designed based on telephone interviews	the International Standard Classification of Occupations (ISCO) and grouped into white-collar (ISCO-88 major occupational groups 1–5) and blue-collar (ISCO-88 major occupational groups 6–9) workers	Perceived Stress and Sedentary Behaviour	Binary logistic regression	Multivariate logistic regression was used to assess the impact of sedentary behaviour on perceived stress among different occupational groups. The prevalence of high sedentary behaviour was 21.7 and 16.8 % among white-collar and blue-collar workers, respectively. Blue-collar workers had a higher risk of high perceived stress (OR 1.55, 95% CI 1.05–2.29) compared to white-collar workers; however, sedentary time did not have any impact on high perceived stress level. Meanwhile, white-collar male

							(OR 4.34, 95% CI 1.46–12.95) and white-collar female (OR 3.26, 95% CI 1.23–8.65) workers who spend more than three hours per day sedentary had a greater risk of high levels of perceived stress. These findings indicate sedentary behaviour effect on perceived stress among two occupational groups—white-collar and blue-collar workers—and other important factors associated with perceived stress	
34	GBD 2016 Occupational Carcinogens Collaborators	Occupational and Environmental Medicine (2020)	Global	Global Burden of Diseases Studies Data (sociodemographic index, employment data)	Occupational carcinogens	Cancer attributable deaths and disability-adjusted life years (DALYs)	Comparative risk assessment framework	An estimated 349,000 deaths and 7.2 million DALYs in 2016 due to exposure to the included occupational carcinogens—3.9% of all cancer deaths and 3.4% all cancer DALYs; 79% of deaths were of males and 88% were of people aged 55–79 years.
35	Kaneko, S., Noguchi, H., Fu R., Kang, C, Kawamura, A.,Amano S., Miyawaki A.	PLOS ONE (2020)	Japan	Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons (2005-2016)	Working status by gender and cognitive (white-color)/non-cognitive (blue-color) workers	Diagnosed cancer	Logistic regression with propensity score matching	Cognitive workers are more prone to quit their job in the year of diagnosis by 11.6 percentage points, and this effect remains significant, 3.8 percentage points, in the following year. On the other hand, for manual workers the effect during the year of diagnosis is huge. It amounts to 18.7 percentage points; however, the effect almost disappears in the following year.
36	Rivera-Izquierdo, M., Martínez-Ruiz, V., Castillo-Ruiz, E. M.,	International Journal of Environmental Research and Public Health (2020)	N/A	18 studies	Shift work	Prostate cancer	Meta analyses	No association was found between rotating/night-shift work and prostate cancer, pooled OR 1.07 (95%CI 0.99 to 1.15)

	Manzaneda-Navío, M., Pérez-Gómez, B., & Jiménez-Moleón, J. J.							
37	Mahumud R.A., Alam K., Dunn, J. & Gow J.	BMC Public Health (2020)	Australia	The Household, Income and Labour Dynamics in Australia survey	work disability	Cancer Survivor	unadjusted and adjusted fixed-effect multinomial logistic regression model	Cancer survivors who faced a severe health burden were at 5.32 times significantly higher risk of having work disability compared with patients who had no health burden. Other potential predictors, such as older patients (relative risk ratio, RRR = 1.82; 95% CI: 1.57, 5.87), those engaged in lower levels of physical activities (RRR = 1.91; 95%CI: 1.07, 3.40), those who drink alcohol (RRR = 1.29; 95% CI: 1.15, 1.49), and poor socioeconomic status (RRR = 1.28; 95% CI: 1.16, 2.23) were all significantly associated with extreme work disability.
38	Sun Y., Wang A., Yu S., Hagger M.S., Chen X., Fong S.S.M.F, Zhang C., Huang W.Y., Baker J.S., Dutheil F., Gao Y.	BMC Public Health (2020)	Hong Kong	cluster-randomized control trial	Likert scale	Physical/mental related health outcomes, health-related quality of care	A generalized linear mixed model (GLMM)	On-going study
39	Väisänen D., Kallings LV., Andersson G., Wallin P., Hemmingsson	BMC Public Health (2020)	Sweden	the HPI Health Profile Institute cohort (HPI, Stockholm, Sweden. www.hpihealth.se)	physical activity pattern, physical examination indicators, perceived health and other	Occupation group (a Swedish Standard Classification of	Chi-square test & multivariable adjusted analyses	The greatest variation in OR across sub-major and major occupational groups were seen for daily smoking (OR = 0.68 to OR = 5.12), physically demanding work (OR = 0.55 to

E., Ekblom-Bak E.				lifestyle-related indicators	Occupation: SSYK)		OR = 45.74) and high sitting at work (OR = 0.04 to OR = 1.86). For clustering of health risk indicators, blue-collar workers had significantly higher clustering of health risks (OR: 1.80; 95% CI 1.71–1.90) compared to white-collar workers (reference). Compared to high-skilled white-collar workers, low-skilled white-collar workers had similar OR (2.00; 1.88–2.13) as high-skilled blue-collar workers (1.98; 1.86–2.12), with low-skilled blue-collar workers having the highest clustered risk (2.32; 2.17–2.48). There were large differences in health risk indicators across occupational groups, mainly between high-skilled white-collar occupations and the other occupations, with important variations also between major and sub-major occupational groups. Future health interventions should target the occupational groups identified with the highest risk for effective disease prevention.
Carlsson S., Andersson T., Talbäck M., Feychting M.	Diabetologia (2020)	Sweden	This nationwide study included all Swedish citizens born between 1937 and 1979 and gainfully employed between 2001 and 2013 (N = 4,550,892), and followed for a diagnosis of diabetes from 2006 to 2015	the Swedish Standard Classification of Occupations 1996 (SSYK96)	type 2 diabetes	Descriptive statistics	Prevalence of type 2 diabetes was 5.2% in men and 3.2% in women; in men it was highest among motor vehicle drivers (8.8%) and in women it was highest among manufacturing workers (6.4%). Incidence varied dramatically across occupational groups. In men, it was highest among manufacturing workers (9.41) and professional drivers (9.32) and lowest among

40

			(n = 201,717) through national registers				university teachers (3.44). In women, incidence was highest in manufacturing workers (7.20) and cleaners (6.18) and lowest in physiotherapists (2.20). We found major differences in the prevalence of being overweight and smoking and in the level of physical fitness across these occupational groups even at young ages.	
41	Mutambudzi M., Niedzwiedz C., Macdonald E.B., Leyland A., Mair F., Anderson J., Celis-Morales C.C., Cleland J., Forbes J., Gill J., Hastie C., Ho F., Jani B., Mackay D.F., Nicholl B., O'Donnell C., Sattar N., Welsh P., Pell J.P., Katikireddi S.V., Demou E.	Occupational & Environmental Medicine (2021)	United Kingdom	Methods Baseline UK Biobank data (2006–10) for England were linked to SARS-CoV-2 test results from Public Health England (16 March to 26 July 2020)	three occupational classification schemes (including Standard Occupation Classification (SOC) 2000).	positive in hospital or death due to COVID-19	Poisson regression models	Results Of 120 075 participants, 271 had severe COVID-19. Relative to non-essential workers, healthcare workers (RR 7.43, 95% CI 5.52 to 10.00), social and education workers (RR 1.84, 95% CI 1.21 to 2.82) and other essential workers (RR 1.60, 95% CI 1.05 to 2.45) had a higher risk of severe COVID-19. Using more detailed groupings, medical support staff (RR 8.70, 95% CI 4.87 to 15.55), social care (RR 2.46, 95% CI 1.47 to 4.14) and transport workers (RR 2.20, 95% CI 1.21 to 4.00) had the highest risk within the broader groups. Compared with white non-essential workers, non-white non-essential workers had a higher risk (RR 3.27, 95% CI 1.90 to 5.62) and non-white essential workers had the highest risk (RR 8.34, 95% CI 5.17 to 13.47). Using SOC 2000 major groups, associate professional and technical occupations, personal service occupations and plant and machine operatives had a higher risk,

compared with managers and senior officials.

表 2: EconLit による検索結果

	Authors	Journal (Year)	Country	Data	Measurements		Method	Results
					Work	Health		
1	Pelkowski, J. M., & Berger, M. C.	Growth and Change (2003)	USA	1992-93 Health and Retirement Study	Transitions between employers according to HRS occupational coding scheme	Diagnosed with health problems	Multinomial logit regression	Workers with health problems are more likely than healthy workers to remain with their current employer than to switch employers. But among those who switch employers, those with health problems are more likely to change broad occupational categories than are healthy workers.
2	Llena-Nozal A., Lindeboom, M., & Portrait, F.	Health Economics (2004)	UK	1958-2010 National Child Development Survey	Occupation types: professional, managerial and technical, skilled non-manual, skilled manual, partly skilled and unskilled	Mental health by Malaise Inventory	Ordinary least square with fixed effect, selection model	Employment status, occupation and lifestyle variables are important for the probability of experiencing a disability shock. Individuals who participate in the labour market and who hold a professional occupation have substantially lower disability shock probabilities.
3	Steiner, J. F., Cavender, T. A., Main, D. S., & Bradley, C. J.	Cancer (2004)	Review	Literature review from 1966-2003 by searching the MEDLINE, CancerLit, EMBASE, HealthSTAR, PsychoINFO, ERIC, and Social SciSearch electronic data bases	Work return and work function, economic status, work intensity, role, and content	Cancer survivor or not	A conceptual model of work after cancer	Because the ability to work integrates so many physical, mental/cognitive, social, and economic considerations, observational studies of the impact of cancer on work and interventions to improve work function are a particularly important component of cancer survivorship research.

4	Cawley et al.	Schmoller Jahrbuch (2005)	US and Germany	1986-2001 Panel Study of Income Dynamic and 2002 German Socio-Economic Panel	Continuous: log wage	Continuous: weight, height, and BMI Dummies: Underweight, overweight, and overweight	IV (parental BMI)	For men in both the US and Germany, having higher BMI has no effect on log wage. For women in the US, higher BMI reduces log wage by 1.32%. For women in Germany, higher BMI has no effect on log wage.
5	Garcia and Quintana-Domeque	Unpublished (2006)	European countries	1998 – 2001 European Community Household Panel	Dummy: Employed or not Continuous: Hourly wage	Continuous: BMI and weight Dummy: Obese or not	Logit	The effect of weight-related variables on employment and wage differed across countries and gender. We only highlight an example as too many heterogeneities to summarize everything. For instance, Higher obesity, BMI, and weight increases unemployment in Greece, Italy, and Spain for women, whereas they have no effects on unemployment in Demark, Finland, Ireland, and Portugal. For men, higher weight-related variables increase unemployment for Belgium, Finland, and Spain.
6	Kim, I. H., Muntaner, C., Khang, Y. H., Paek, D., & Cho, S. I.	Social science & medicine (2006)	Korea	1998 Korean National Health and Nutrition Examination Survey	Nonstandard employment: part-time work, temporary work, and daily work	Self-reported depression and suicidal ideation	Logistic regression	Nonstandard employees were more likely to be mentally ill compared to standard employees. Nonstandard work status was associated with poor mental health after adjusting for socioeconomic position (education, occupational class, and income) and health behaviors (smoking, alcohol consumption, and exercise).

7	Lundborg et al.	The Economics of Obesity (2006)	European countries	2004 SHARE	Dummy: Employed or not Continuous: Hours worked and wage	Dummies: Obese	OLS	For Nordic and Central European countries, BMI has no effect of employment for either men and women. For Southern European countries, higher BMI reduces employment for men but has no effect on women. Generally, BMI has no effect on hours of worked except for women of Central European countries. Interestingly, higher BMI increases the probability of employment by 10.1 percentage points for women of this region. For wage, BMI only has effect on wage for women living in central European countries.
8	Brunello and D'Hombres	Economics and Human Biology (2007)	European countries	1998 – 2001 European Community Household Panel	Continuous: Hourly wage	Continuous: BMI	Instrumental variable (BMI of relative)	Higher BMI is no effect on wage in Greece, Spain, Austria, Denmark, and Ireland for women. Higher BMI reduces on wage in Italy, Portugal, and Finland for women. For instance, one point increases in BMI reduces wage by 1.4% in Italy; reduces wage by 3.5% in Portugal; and reduces wage by 3.6% in Finland. For men, the effect differs across countries as well.
9	Atella et al.	EHB (2008)	European countries	1998 – 2001 European Community Household Panel	Continuous: Wage	Dummies: Obese, Overweight, and Underweight	OLS and quantile regression	For women, the obesity has no effect on wage in Austria, Greece, Ireland, and Portugal. For Belgium, Denmark, Finland, Italy, Spain, being obese significantly decreases wage for women. Generally, weight has no effect on wage across countries, except for Austria, Belgium, Ireland, and Italy. Significant heterogeneity exists

across different distribution of wags for both gender.

10	Case and Paxon	Journal of Political Economy (2008)	UK and US	1958 National Child Development Study, 1970 British Cohort Study, 1986-1994 National Health Interview Survey, 1988 – 1997 Panel Study of Income Dynamic	Continuous: log annual earning	Continuous: Height	OLS and multinomial logistics	For men and women in UK, higher height is associated with higher log annual earning. For men in the US, being higher is associated with higher probability of being in an executive position. For women in the US, the effect is much smaller.
11	Villar and Quintana-Domeque	EHB (2009)	European countries	1994-2001 European Community Household Panel	Continuous: Household income	Continuous: BMI	OLS and logit	For men, higher BMI is associated with higher household income but the effect varies across countries. In particular, higher BMI increases household income in Finland, Greece, and Denmark but has no effect in Austria, Belgium, Ireland, Italy, Portugal, and Spain. For women, higher has no effect on household income, except for Denmark where higher BMI increases household income for women.
12	Hildebrand and Kerm	Unpublished (2010)	European countries	1994 – 2001 European Community Household Panel	Continuous: Wage	Continuous: BMI	Partial linear model (non-parametric model)	For Northern and Southern European countries, BMI has no effect on wage for men. For women, BMI reduces employment by approximately 0.4 percentage points for both Northern and Southern European countries.

13	Garcia-Gomez	Journal of Health Economics (2011)	European countries	1994-2001 The European Community Household Panel	Dummies: unemployed, retired, and inactive	Dummies: Self-reported bad health (SAH) and chronic disorder	Propensity score matching (or PSM)	Significant heterogeneity exists on the effect of health and chronic disorder on employment outcomes across European countries. For instance, being poor health reduces the probability of being employed by 6.89 percentage-points in Denmark while the effect in Belgium is only 2.30 percentage-points. Similar pattern can be observed for having a chronic disorder. Stratified the effect by age groups, authors find that older workers have stronger effect of poor health and employment than younger workers. The pattern is consistent across countries.
14	Moran, J. R., Short, P. F., & Hollenbeak, C. S.	Journal of health economics (2011)	USA	1997-1999 Penn State Cancer Survivor Survey	Prime-age cancer survivors' probability of working, probability of working full time, working hours per week	Diagnosis of all types of cancer	Propensity score matching difference in difference	As long as two to six years after diagnosis, cancer survivors have lower employment rates and work fewer hours than other similarly aged adults.
15	Sotnyk	Unpublished (2011)	European countries	2004 – 2009 SHARE	Dummy: Employed or not Continuous: Hours worked	Dummies: Obese and overweight	OLS with lagged dependent variable	Regardless whatever it is Northern or Southern European countries, being overweight or obese has no effect on employment and hours worked.
16	Wandel, M., Kjøllestad, M. K. R., & Roos, G.	Handbook of Stress in the Occupations (2011)	N/A	Literature review and interpretation of potential mechanism	Job stress	Weight	Job demand/control model	Psychological demand and decision latitude are comprised in the model. When an employee experiences high psychological demands and his decision latitude is low, job strain is high and leads adverse stress reactions such as having unhealthy diet and being at risks of obesity.

17	Christensen, B. J., & Kallestrup-Lamb, M.	Health Economics (2012)	Denmark	1985–2001 Merged register data on individual objective medical diagnosis codes and early retirement behavior	Early retirement	Diagnoses defined by ICD-10	Duration analyses	Individual obtaining a diagnosis from musculoskeletal system and connective tissue, or from diseases of the circulatory system, experiences a more than 50 % increase in retirement probability.
18	Flores and Kalwij	Empirical Economics (2014)	European countries	2004 – 2012SHARE	Dummy: Employed or not	Categorical: Self-reported health (3 categories: fair, good, and excellent) Dummy: Chronic condition	Probit	Significant difference exists across European countries in term of effects of chronic conditions on employment. Generally, having chronic condition reduces employment regardless of countries but the significance varies. For instance, chronic condition significantly reduces employment in Sweden but the effect of chronic condition on employment is negative and insignificant in Demark. For self-reported good health, coefficient size of the effect of good health varies but significance is consistent across ALL countries.
19	Candon, D.	Economics & Human Biology (2015)	UK	2000-2006 English Longitudinal Study of Ageing	Labor force participation and working hours	Diagnosis of all types of cancer	Propensity score matching	Cancer have a negative impact in both the first 6-month period following diagnosis and the second 6-month period. In the second 6-month period after diagnosis, respondents with cancer are 12.2% points less likely to work and work 4.2 fewer hours a week when compared to matched, healthy controls.
20	Gimenez-Nadal and Molina	Economic Modelling (2015)	European countries	Multinational Time Use Survey	Continuous: Hours devoted to market work	Dummy: Self-reported good health	Seemingly Unrelated Regression	Overall, better self-reported health is associated with more hours devoted to market work regardless of countries and gender, though the effect varies across countries and

							gender. For instance, good health is associated with 33.7% more hours in market work for men in France while good health is associated with only 12.0% increase in hours of market work for men in Germany. Similar pattern can be observed in women as well.	
21	Kajitani, S.	Journal of the Japanese and International Economies (2015)	Japan	1999-2001 Nihon University Japanese Longitudinal Study of Aging	Type of occupation: white-collar and blue-collar	Number of chronic diseases, high blood pressure, diabetes	Discrete time-duration model	Physical abilities of male blue-collar workers decline more rapidly with age, especially after 55 years of age, compared to those in other occupations. By contrast, the probabilities of being diabetic among male white-collar workers increase more rapidly with age than they do for male blue-collar workers.
22	Kolodziejczyk, C., & Heinesen, E.	Economics & Human Biology (2016)	Denmark	Danish Cancer Registry linked to hospitalization registry	Non-participation of labor market and eligibility to disable pension, three years after the year of diagnosis	Breast cancer	Propensity score weighting methods	There is a significant educational gradient in the effect of cancer in the public sector, where the estimated effects are 11.5 and 3.8 percentage points, respectively, for the low- and high-educated. The corresponding estimates for the private sector are 6.2 and 3.2 percentage points and here the educational gradient is only marginally significant.
23	Lin, S. J.	The Journal of Developing Areas (2016)	Taiwan	2008 Panel Study of Family Dynamics	Wage	Obesity	Two stage least square	Individuals with excess bodyweight are paid much less than their normal weight counterparts, in particular for female workers and those who are aged 50 and above. Being overweight and obese also penalizes the wages of those who are engaged in the managerial, sales, and services occupations.

24	Trevisan and Zantomio	Labour Economics (2016)	European countries	2001-2013 SHARE and 2002 – 2013 English Longitudinal Study of Ageing	Dummy: Worked last week or four months or not	Dummy: has a heart attack, cancer, or stroke or not	PSM	For Nordic countries, negative health shock reduces the probability of being employed by 11.9 percentage-points. For continental and Mediterranean countries, health shock has no effect on the probability of being employed. For Eastern countries, negative health shock results in a significant negative effect on the probability of being employed. That is, the effect is approximately -0.595.
25	Heinesen, E., Kolodziejczyk, C., Ladenburg, J., Andersen, I., & Thielen, K.	Applied Economics (2017)	Denmark	2010 administrative data and a survey to breast and colon cancer survivors	Return-to-work probability three years after the year of diagnosis	Breast, colon or melanoma skin cancer diagnoses	Linear probability models	Return-to-work probability has a negative correlation with pre-cancer job dissatisfaction with mental demands (where the correlation is driven by the high-educated) and with physical demands and the superior (where the correlation is driven by the low-educated).
26	Jeon, S. H.	Health economics (2017)	Canada	Canadian 1991 Census link to Vital Statistics Registry and longitudinal personal income tax records	Individuals' working status and total annual earnings	Cancer types that are restricted to people surviving for more than three years or not	Coarsened exact matching and regression models	Over the 3-year period following the year of the diagnosis, the probability of working is 5 percentage points lower for cancer survivors than for the comparison group, and their earnings are 10% lower.
27	Jeon, S. H., & Pohl, R. V.	Journal of health economics (2017)	Canada	Canadian 1991 Census link to Vital Statistics Registry and longitudinal personal income tax records	Individuals' working status, annual earnings, and family income	Treatment: spouses were diagnosed with cancer for the first time between 1992 and 2003	Difference in difference with coarsened exact matching	There is a strong evidence for a decline in employment and earnings of individuals whose spouses are diagnosed with cancer. Individuals reducing their labor supply to provide care to their sick spouses and to enjoy joint leisure. Family income substantially declines after spouses' cancer diagnoses, suggesting that the financial

							consequences of such health shocks are considerable.	
28	Heinesen, E., Imai, S., & Maruyama, S.	Journal of health economics (2018)	Denmark	2000-2005 Danish cancer and hospitalization registers	Labor market outcomes four years after diagnosed cancer over different job characteristics measurement: skill and ability requirements in each specific occupation.	Diagnosis of all types of cancer based on ICD-10	OLS, robustness checks with ATT with inverse probability weighting	The negative effect of cancer on employment is stronger if the pre-cancer occupation requires high levels of manual skills or low levels of cognitive skills. Cancer is not associated with occupational mobility.
29	Mavisakalyan	EHB (2018)	Armenia, Azerbaijan, and Georgia	2008 Caucasus Research Resource Centers Data	Dummy: Employed or not	Dummy: Attractive or not	Probit	Across three countries, the effect of attractiveness on employment is relatively similar for men. That is, attractiveness increases the probability of employment by approximately 13 to 14 percentage points. For women, the attractiveness has no effect on employment.
30	Ravesteijn, B., Kippersluis, H. V., & Doorslaer, E. V.	Health economics (2018)	Germany	1984-2012 German Socioeconomic Panel	Occupational titles according to International Standard Classification of Occupations	Health satisfaction, Self-assessed health, SF12 for physical and mental health	Dynamic panel data model	Blue-collar workers report worse health than white-collar workers, and that the size of this health gap is comparable to the effect of ageing 29 months. However, because of various sources of selection into occupation, the association does not necessarily reflect the causal effect of occupation on health.
31	Stephens Jr, M., & Toohey, D. J.	National Bureau of Economic Research	USA	Multiple risks factor intervention trail	Earning and family income	Coronary heart disease related risks and interventions such as cholesterol,	Randomized controlled trail	The health interventions significantly increase earning by three percent and family income by four percent with no concurrent effect on labor force participation.

	working paper (2018)					smoking, and blood pressure.		
32	Dang, A., Maitra, P., & Menon, N. (2019)	Economics & Human Biology	India	2004-05 and 2011-12 India Human Development Survey	Working or not and white-collar or not	BMI	Ordinary least square	BMI is positively and significantly associated with labor market inactivity. Women in white-collar work have about 1.01 kg/m ² higher BMI than women in blue-collar work. For working men, the comparable estimate is approximately 1.18 kg/m ² .
33	Kelly et al. EHB (2019)		Entire world (116 Countries)	1984 – 2008 Multiple data sources: WHO data, The World Development Indicators, International Country Risk Guide, and UN Conference on Trade and Development	Continuous: GDP growth	Continuous: Mean BMI	OLS and dynamic panel estimation	Across different income level of countries, authors find that upper middle income countries experience a significant reduction in GDP growth as BMI increases. That is, 1% increase in population BMI decreases GDP growth by 11.5%. No effects were found on low- income, lower middle-income, and high-income countries.
34	Osmani, A. R., & Okunade, A. A. (2019)	Economic Modelling	USA	2008–2015 Medical Expenditure Panel Survey	Employment status, weekly work hours, hourly rate of pay and total number of missed workdays due to illness	Cancer survivor or not	Correlated random effects model	Male and female cancer types adversely affect short- and long- run employment prospects, and male- specific cancers increase weekly hours of work and decrease short- and long- run annual labor incomes. Moreover, gender-specific cancers increasingly limit long run family incomes and raise total health expenditures in the short- and intermediate- runs but not in the long-run.

35	White-Means, S. I., & Osmani, A. R.	Journal of Family and Economic Issues (2019)	USA	2008–2014 Medical Expenditure Panel Survey	Labor force participation and working hours	Self-reported cancer status	hurdle negative binomial model	Hispanic and Black breast cancer survivors were less likely to be employed by 4% and 7.5%, respectively, compared with Whites. Black prostate cancer survivors were 8% less likely to work than Whites. Once employed, Black and Hispanic breast cancer survivors worked an extra 4 and 6 h than Whites, while Hispanic prostate cancer survivors worked 5 fewer weekly hours than Whites.
36	Hamaaki, J & Noguchi, H.	Journal of International Economic Studies	Japan	2008–2010 Survey on Health and Retirement conducted by National Institute of Population and Social Security Research	Labor force participation and working hours	Number of illnesses/lifestyle disease/at least one of the three killer diseases in preceding three years	IV probit and recursive bivariate probit models	A deterioration in health increases the probability of not working and being retired and, moreover, tends to decrease individuals' average working hours per week. Compared with males under 60 years of age, the work status of males aged 60 or over is significantly more likely to be affected by having one additional illness and suffering from a lifestyle disease than that of under 60s.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響
- 特定健康診査・特定保健指導導入による費用変動を利用した分析 -

研究協力者	及川雅斗	早稲田大学 教育・総合科学学術院
研究協力者	山口剛正	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者	川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究の目的は、特定健康診査・特定保健指導(以下、特定健診)導入により生じた自治体の1人当たり保健事業費の増加が、自治体住民の健康に与えた影響を分析することである。日本では健診が中高年者に広く提供されていたが、実施主体や制度により健診プログラムに違いがあることが指摘されていた。しかし、2008年の特定健診の導入によりその健診プログラムの違いが統一された。記述的な分析から、特定健診導入前にあった1人当たり保健事業費の自治体間の差が、導入後に狭まったことが明らかになった。すなわち、1人当たり保健事業費が特定健診導入前後で異質に変化した。この状況を利用して、1人当たり保健事業費が大幅に拡大した自治体を処置群、その他の自治体を対照群とした差の差推定を行った。分析に際しては、患者調査と国民生活基礎調査から健康・生活習慣変数を構築してアウトカム変数として用いた。推定の結果、40-59歳の国保加入者に関して、処置群の自治体では、生活習慣病による外来診察受診件数が特定健診導入後に減少し、一部の自覚症状をもつ個人の割合が減少したことが明らかになった。また、禁煙者の割合の増加・飲酒割合の減少、食習慣の改善といった個人の行動変容が観察された。特定健診の導入による保健事業費の拡大が、国保加入者の健康状態を改善した可能性が示唆される。

A. 研究目的

中高年者に対する健康促進政策は近年重要な政策課題となっている。個人の生活習慣に起因する生活習慣病は罹患してし

まうと根治することが難しく、その病気に生涯付き合う必要があり、罹患者の効用に長期にわたって影響を与える。加えて、今般の新型コロナウイルス感染症拡

大という公衆衛生リスクの急激な増大において、糖尿病や高血圧等の生活習慣病を基礎疾患に持つ感染者は、高い重症化リスク・死亡リスクに晒されることとなった。中高年者の健康状態を良好に保つことは、個人の長期的な効用を高めることのみならず、急激な公衆衛生的リスク増大による生命の危機を防ぐ意味でも重要な意味合いを持つ。

日本では、1982年の老人保健法施行以後、自治体による中高年者を対象とした健康促進政策が広く実施されてきた。例えば、老人保健法によれば、健康診断(以下、健診)といった保健事業が「職域等においてこれらの事業に相当する事業の対象となる場合を除く」¹40歳以上の居住者に対して提供されていた²。職域においても、1972年に施行された労働安全衛生法は、雇用主が被雇用者に対して定期的な健診を提供することを義務付けている。

このように、健康促進政策が広く実施されてきた一方で、糖尿病といった生活習慣病の発症者・予備群は増加し続けていた。2014年度の厚生労働白書によれば、2005年の「健康日本21」中間評価で、糖尿病発症者・予備群や肥満者の増加といった健康状態の悪化、野菜摂取不足・歩数減少といった健康行動の悪化が明らかになった³。前述のように生活習慣病は一般に根治することが難しく、ま

た、その治療費用が医療費の大きな割合を占めるため、これらの疾病の予防は個人の健康を守るためのみならず、医療費拡大による財政圧迫を抑制するためにも重要な意味合いを持つ。このような生活習慣病の予防を目的として、2008年4月には特定健康診査・特定保健指導(以下、特定健診)が導入されることとなった。

特定健診の導入に際して、それまでの健診政策に対して課題の取りまとめがなされた⁴。様々な課題が議論された中、制度や実施主体により健診項目等の格差が生じていたことが課題の一つとして挙げられ⁵、特定健診の導入に際して、標準化された健診・保健指導プログラムに基づいて制度が実施されることとなった。また、特定健診においては、実施主体である保険者に対して健診・保健指導の実施率等によるインセンティブ制度が設定されている⁶。したがって、市町村国民健康保険の実施主体である基礎自治体に、健診・保健指導の実施率を向上させ、住民の健康状態を改善するようなインセンティブが与えられることとなった。

特定健診の導入は、ここ数十年における自治体の保健事業の大きな制度的変化の一つと言えるだろう。実際に、自治体の保健事業に関わる費用を特定健診の対象人口1人あたりに換算したものの推移を図示すると、1人あたり保健事業費は特

¹ <https://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/06/s0620-6c.html> を参照。(2022年4月21日アクセス)

² 職域における保険事業の提供例としては、例えば、1972年に施行された労働安全衛生法では、雇用主は被雇用者に対して定期的な健康診断を提供することが義務付けられている。このように被雇用者は職場で健康診断を受けているため、自治体は被雇用者に対しては、基本的に健康診断を実施しない。

³ <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/14/dl/1-01.pdf> p.38を参照(2022年4月21日アクセス)。

⁴ <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/14/dl/1-01.pdf> p.39を参照。(2022年4月21日アクセス)

⁵ 厚生労働省の審議会資料によると「健診の検査項目等が制度間、実施主体間で異なっている」(<https://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/09/dl/s0915-8b01.pdf>)(p.8)(2022年4月21日アクセス)との指摘がある。

⁶ 概略は

<https://www.mhlw.go.jp/content/000580826.pdf> を参照されたい。(2022年4月21日アクセス)

定健診導入前後の2007年から2008年に平均して2倍になった(図1)⁷。また、1人当たり保健事業費の2007年から2008年の変化率を自治体別に計算すると、変化率の分布は100%の近辺に分布の山があるものの、右に裾野の広い分布であることが明らかになった(図2)。言い換えるならば、保健事業費の変化は一定程度のバラツキをもつ。自治体を1人当たり保健事業費の特定健診導入前の水準で4等分し、1人当たり保健事業費の平均推移を図示したところ、特定健診導入前には1人当たり保健事業費の水準に差があるものの、特定健診の導入後にはその差が縮まっていることが明らかになった(図3)⁸。これは特定健診導入前にあった自治体ごとの健診プログラムの差が、制度導入後に収束した可能性を示唆している。

比較を単純化するために、図3を下位25%(0-25%tile)とそれ以外(25-100%tile)にまとめなおしたものが図4である。制度変更前の1人当たり保健事業費の水準が下位25%の自治体(0-25%tile)では、もともと200円ほどであった1人当たり保健事業費が制度変更後に約550%増加した。それ以外の自治体(25-100%tile)では増加の程度は100%ほどであった。このとき、下位25%の自治体では、保健事業費が大幅に拡大しているため、それ以外の自治体と比較して、住民の健康状態がより大幅に改善した可能性がある。

保健事業費が大幅に拡大した自治体では、住民の健康状態が改善したのだろうか。本研究では、特定健診導入後の保健事業費拡大の程度の違いを利用して、特定健診導入による自治体の保健事業費拡大が住民の健康に与えた影響を推定することである。

B. 研究方法

本研究では、地方財政状況調査、住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数、患者調査、国民生活基礎調査等の複数の政府統計を利用して分析データセットを構築した。以下では、それぞれのデータの概要並びに推定モデル、分析サンプルについて説明する。

B-1. データ 1: 1人当たり保健事業費

本研究では、総務省より公開されている「地方財政状況調査」と、同じく総務省より公開されている「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」を用いて、1人当たり保健事業費を計算した⁹。

「地方財政状況調査 国民健康保険事業会計(事業勘定)決算の状況 市町村分」¹⁰からは、国民健康保険事業会計に関する歳出歳入を内訳別に利用できる。例えば、歳出であれば、総務費、保険給付費、保健事業費などである。保健事業費は、健康診断、健康教育、健康相談といった、国民健康保険法における保健事業にかか

⁷ データの詳細については後述のB-1を参照されたい。

⁸ 1995-2007年間で保健事業費の推移にバラツキが大きい自治体を除外している。詳細はB-1を参照されたい。

⁹ 「e-Stat 政府統計の総合窓口」より自治体別の統計情報をダウンロードしデータセットを構築した。

¹⁰ 詳細は <https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetaInfo?statsDataId=0003173060> を確認されたい。(2022年4月21日アクセス)

る費用として定義されている。このデータの利用可能年度は1989-2017年度である。なお、2008年度の特定健康診査・特定保健指導の導入後も、地方財政状況調査における保健事業の定義に大きな変化はない¹¹。「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 市区町村別年齢別人口」¹²からは、年齢階級別人口を利用することができる。データ利用可能年度は1995-2018年度である。これらの自治体レベルデータを突合し、1人当たり保健事業費の計算を試みる。また、2008年4月に導入された特定健康診査・特定保健指導の対象となる40-74歳を保健事業のターゲット層と定義し、1人当たり保健事業費を計算した¹³。

市町村合併の存在はデータの突合・分析を難しくする場合があります。具体的には、それぞれのデータにおいて、市町村合併が生じた年度毎に自治体の取り扱いが異なる可能性が生じる場合である。例えば、A市とB町が2004年度に合併しC市が誕生した際、いずれかのデータではA

¹¹地方財政状況調査における保健事業費の定義は以下になっている。「平成17年度地方財政状況調査表作成要領」(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000031396037&fileKind=2>)によれば、保健事業費には「法第82条第1項及び第2項の規定に基づく保健事業のうち、直営診療施設以外のものに要した経費を計上し、保健師活動費があればここに計上する」(筆者注:「法」は「国民健康保険法」)とあり、平成17年時点では、国民健康保険法第82条第1項及び第2項の規定に基づく保健事業とは、「健康教育、健康相談、健康診査その他の被保険者の健康の保持増進のために必要な事業」(第1項)、「被保険者の療養のために必要な用具の貸付けその他の被保険者の療養環境の向上のために必要な事業、保険給付のために必要な事業、被保険者の療養又は出産のための費用に係る資金の貸付けその他の必要な事業」(第2項)のように定義されている。特定健康診査・特定保健指導導入後の「平成20年度地方財政状況調査表作成要領」(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000031395521&fileKind=2>)におい

市とB町それぞれデータが集計され、他方では、C市としてデータが集計されている場合には、自治体名を用いた突合作業は必ずしも成功しない。また、市町村合併が自治体の歳出歳入や人口の規模に影響を与えることも考えられるため、1人当たり保健事業費の時系列的な変化の解釈が難しくなってしまう。

本研究では、上述の問題に対処するために、近藤(2019)により構築された「市町村合併を考慮した市区町村コードのコンバータ」を用いて、市区町村合併を考慮した自治体パネルデータを構築した。市区町村コンバータを用いることにより、合併前の年度においても、合併前の複数自治体を合併後と同様の単一自治体として取り扱うことができる。例えば、2003年度以前のデータではA市とB町の2つのデータが存在し、2004年度以降にはC市のデータのみが存在しているとする。このとき、市区町村コンバータを用いることにより、2003年度以前のデータに関してA市とB町のデータを統合した疑似的

でも導入前の平成17年度作成要領と同様の定義がなされているが、国民健康保険法第82条第1項における保健事業が「特定健康診査等を行うものとするほか、これらの事業以外の事業であって、健康教育、健康相談、健康診査その他の被保険者の健康の保持増進のために必要な事業」のように改正されたため、若干定義が異なる。しかしながら、2008年度以前に行われていた老人保健事業に基づき40歳以上を対象として市区町村が実施してきた基本健康診査の一部が特定健康診査等に置き換えられただけで、基本的な構成要素に大きな違いはない。

¹² 以下より <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&tclass1=000001039601>ダウンロード可能。(2022年4月21日アクセス)

¹³ 1982年に施行された老人保健法では、自治体の保健事業の対象を当該自治体に居住する40歳以上の者と定義しているが、本論文では、それよりも幅を狭めた40-74歳をターゲットとして1人当たり保健事業費を計算した。

なC市を構築することができる。このように、市区町村コンバータを用いて、「地方財政状況調査」と「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」の双方に関して、市区町村合併を考慮した自治体レベルパネルデータを構築し突合を行なった。結果として、1,741自治体×23年(1995-2017年度)¹⁴=40,043観測値を含むデータセットが構築された。

分析においては、1,741自治体から町と村を除いた813自治体を分析に用いる。分析対象を特別区・政令市・市部に限定することにより、一定程度財政規模等が等しい自治体を分析対象とするためである。サンプルを市区へ限定することに加えて、1995-2007年の間で保健事業費の推移にバラツキが大きい自治体を除外している¹⁵。これらにより、分析に用いる自治体数は731自治体となった。

B-2. データ 2: 患者調査

「患者調査」は、厚生労働省により全国の医療施設を利用する患者を対象に3年おきに実施されている。本研究では、1996年から2017年までの7調査年分について病院外来票と一般診療所票のデータを用いた¹⁶。病院外来票と一般診療所票に関しては、10月中旬の3日間のうち医療施設ごとに定める1日にその調査が行われ、都道府県別に層化無作為抽出された医療施設を利用した患者が調査客体である。なお、病床が500床以上の病院の場合

¹⁴ 先に述べたように、『地方財政状況調査 国民健康保険事業会計(事業勘定)決算の状況 市町村分』はデータ利用可能年度が1989-2017年度であり、『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 市区町村別年齢別人口』はデータ利用可能年度が1995-2018年度であるため、双方でデータが利用可能な1995-2017年度のデータを分析用データセットとして利用した。

場合は悉皆調査となっている。病院においては客体の二段抽出がなされており、以下のルールにより全調査事項を調査される対象患者が抽出される。

- 500床未満: 生年月日の末尾が奇数の患者
- 500-599床: 生年月日の末尾が1,3,5,7日の患者
- 600床以上: 生年月日の末尾が3,5,7日の患者

患者調査では、患者の性別、生年月日、外来の種類(初診, 再来), 受療の状況(例, 傷病の診断・治療, 健康者に対する検査, 健康診断(査)・管理, 予防接種, 等)の情報が利用できる。加えて、傷病の診断・治療のために通院した患者については、主傷病の名称も利用できる。他にも診療費等支払い方法に関する情報が利用でき、医療保険等による支払いがなされた場合には、患者が加入している健康保険の種類が識別できる。

分析では、患者数を自治体×調査年レベルに集計しアウトカム変数として用いる。特定健診は生活習慣病の予防に重きをおいた政策であるため、生活習慣病が主傷病である患者数を主たるアウトカム変数とした。本研究では、国際疾病分類第10版(ICD10)を用いて、主傷病が、高血圧性疾患(I11-I15), 糖尿病(E10-E14), 高脂血症(E78.5)である患者を生活習慣病患者

¹⁵ 1995-2007年のデータを用いて、1人当たり保健事業費の自治体内標準偏差を計算し、標準偏差が上位10%の自治体をサンプルから除外した。

¹⁶ 患者調査の概要は https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/10-20-tyousa_gaiyou.html#01 を参照されたい(2022年4月18日アクセス)

と定義した。また、患者調査においても市区町村合併を考慮した自治体レベルパネルデータを構築し、1人当たり保健費用等の自治体レベル変数と突合して分析用データセットを構築した。

外来患者についてはその患者の居住自治体を特定することができないため、医療施設の所在自治体を患者の居住自治体の代理変数として用いた。分析では、自治体のうち市区にサンプルを絞り分析を行った。市区においては、サンプル期間中、全ての自治体に医療施設が所在しているため、自治体を跨いだ外来診療はそこまで多くないのではないかと推測される。この点については推定モデルにおいて議論を追加する。

B-3. データ 3: 国民生活基礎調査

「国民生活基礎調査」は、全国の世帯及び世帯員を対象とし、厚生労働省により実施されている。大規模調査年に該当する2001、2004、2007、2010、2013、2016年について、「世帯票」と「健康票」の個票データを分析に用いた。世帯票からは、性別、年齢、医療保険の加入状況、住居の種類、居住都道府県といった個人属性が、健康票からは、自覚症状の有無、健康診断等の受診状況、生活習慣に関する情報等が利用できる。これらのデータから個人レベルデータセットを構築した¹⁷。

国民生活基礎調査より構築した個人レベルデータセットに、1人当たり保健費用

等の自治体レベル変数や都道府県失業率を突合し、最終的な分析用データセットとした。

国民生活基礎調査では、調査対象者が政令指定都市に居住している場合には居住自治体を特定することができたが、それ以外の場合には、居住地情報は都道府県までしか利用できない。また、対象者が東京都区部に居住していることはデータ上特定することができるものの、その区を特定することはできない。したがって、多くの場合で調査対象者の居住自治体を完全に把握できないので、対象者の居住自治体特定のために、以下の処理を行った。

国民生活基礎調査では上述の居住地情報のほかに、調査対象者が居住する自治体の規模を市郡コードとして識別することができ¹⁸、市郡コードのカテゴリの一つとして「人口15万人以上の市」というものがある。政令指定都市を除いた場合、いくつかの都道府県では人口が15万人以上の市が一つしか存在しないため、都道府県・政令指定都市の識別子とこの市郡コードを組み合わせることにより、該当の市を特定することができる¹⁹。

上記の方法で特定した市と東京都区部、及び政令指定都市のうち、2001-2016年の全ての調査年で自治体名が判別でき

¹⁷ 国民生活基礎調査の概要は <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/20-21.html> を参照されたい(2022年4月18日アクセス)。

¹⁸ 大都市(政令市)、人口15万以上の市、人口5万以上15万人未満の市、人口5万人未満の市、郡部。

¹⁹ 国民生活基礎調査の調査区は国勢調査に基づき設定されている。例えば、2001年国民生活基礎調査

は1995年の国勢調査、2004年国民生活基礎調査は2000年の国勢調査、2007、2010年国民生活基礎調査は2005年の国勢調査、2013、2016年国民生活基礎調査は2010年の国勢調査に基づいている。該当の国勢調査から人口が15万人以上の市を特定し、その市数が1つである都道府県につて、その市名を特定した。

た 32 自治体を分析に用いた^{20,21,22}。図 5 は 32 自治体の地理的分布を表している。なお、前述したとおり保健事業費データにおいて 1995-2007 年の間に保健事業費の推移にバラツキが大きい自治体を除外しており、これにより、実際に分析で用いる自治体は 31 自治体となった。

B-4. 推定モデル

患者調査から構築した自治体レベルパネルデータを用いて、以下の式を推定する。

$$y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 After_t + \beta_2 T_j + \beta_3 After_t * T_j + x'_{jt} \gamma + \phi_j + \eta_t + u_{jt} \quad \dots (1)$$

ここで、 j 、 t はそれぞれ、自治体、年を表すインデックスである。変数 y_{jt} は自治体 j の年 t における健康指標を表しており、分析では、上で定義した生活習慣病にかかわる外来受診患者数を用いる。変数 T_j は自治体 j の処置ステータスを表すダミー変数であり、2007 年以前の保健事業費の自治体内平均が自治体全体の分布の 25 パーセント未満の自治体は 1 となり、その他の自治体は 0 となる。変数 T_j は保健事業費が 2008 年以降大幅に拡充した自治体を示すダミー変数である。変数 $After_t$ は 2008 年以降 1 となるダミー変数である。したがって、 T_j と $After_t$ の 2 つのダミー変数の交差項の係数 β_3 が DID 推定

値であり、我々の関心がある推定値となる。

x_{jt} は自治体×年レベルのコントロール変数を含んだベクトルである。コントロール変数としては、自治体人口の対数値(人口総数、40 歳から 74 歳までの 5 歳刻み年齢区分人口)、財政力指数の対数値²³、医療施設数・病床数²⁴、医療施設数に占める病院数の割合、人口 1 人当たりの医療施設数・病床数²⁵、2007 年以前の平均保健医療費の分布カテゴリ別線形トレンド(10 分位数を用いて分布を 10 等分)、都道府県×年固定効果を用いた。パラメーター ϕ_j と η_t はそれぞれ自治体、年固定効果であり、 u_{jt} は誤差項である。

前述のように、患者調査データ構築に際して、医療施設の所在自治体を患者の居住自治体の代理変数として用いた。自治体や年固定効果等を制御した上で、自治体を跨いだ外来診療の発生が独立であると仮定できる場合には、被説明変数が説明変数と独立な観測誤差をもつとモデルを解釈できる。この場合、最小二乗法による推定値は一致推定となる。

国民生活基礎調査から構築したデータを用いた分析では、以下の式を推定する。

$$y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 After_t + \alpha_2 T_j + \alpha_3 After_t * T_j + x'_{ijt} \delta + \mu_j + \xi_t + e_{ijt} \quad \dots (2)$$

²⁰ 2001-2016 年の全ての調査年で市区名が判別できた政令市は大阪、名古屋、京都、横浜、神戸、北九州、札幌、川崎、福岡、広島、仙台、千葉、熊本の 13 自治体。人口 15 万人以上の市については、盛岡、秋田、山形、金沢、福井、甲府、大津、宇治、奈良、和歌山、徳島、高松、高知、久留米、佐賀、大分、鹿児島、那覇の 18 自治体。これに東京都区部を加えて 32 自治体。

²¹ 東京都区部については、東京都区部として一つの自治体として取り扱う。

²² 2007 年時点ではこの 32 自治体で全人口の 27% をカバーしている。

²³ <https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetaInfo?statsDataId=0003172920> より取得(2022 年 4 月 18 日 アクセス)。

²⁴ 医療施設調査静態調査より集計。

²⁵ 「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 市区町村別年齢別人口」より作成した自治体人口を用いて 1 人当たりの数値に変換。

ここで、 i, j, t はそれぞれ、個人、自治体、年を表すインデックスである。変数 y_{ijt} は自治体 j に調査年 t に居住している個人 i の健康指標であり、国民生活基礎調査を用いる分析では、身体に何らかの自覚症状がある場合に1となるダミー変数(部位別)と生活習慣に関わるダミー変数を用いる。生活習慣に関わるダミー変数としては、健診受診の有無、禁煙中かどうか、定期的に運動をしているか、現在飲酒をしているか、と食習慣に関わるダミー変数(規則正しく朝昼夕食事をしている、薄味のもの食べる、腹八分目している、バランスの取れた食事をしている)を用いる。式(1)と同様に、変数 T_j は自治体 j の処置ステータスを表すダミー変数、変数 $After_t$ は2008年以降1となるダミー変数であり、 T_j と $After_t$ の交差項の係数 α_3 がDID推定値であり、我々の関心がある推定値となる。

x_{ijt} は個人レベル・自治体レベルのコントロール変数を含んだベクトルである。個人レベルのコントロール変数としては、年齢各歳ダミー、性別ダミー、世帯員数ダミー、政令指定都市×住居の種類²⁶×部屋数の3次交差項と各1次・2次項を含んでいる。これら住居に関する変数は、個人が属する世帯の経済状況の代理変数として用いる。自治体レベルのコントロール変数としては、自治体人口の対数値(人口総数、40-49歳人口、50-59歳人口、60-74歳人口)、財政力指数の対数値、医療施設数・病床数、医療施設数に占める病院数の割合、人口1人当たりの医療

施設数・病床数、2007年以前の平均保健医療費の分布カテゴリ別線形トレンド(10分位数を用いて分布を10等分)、地域ブロック(北海道;東北;関東-I;関東-II;北陸;東海;近畿-I;近畿-II;中国;四国;北九州;南九州)²⁷×年固定効果、都道府県失業率を用いる。国民生活基礎調査では前述の方法で自治体を特定したため、都道府県と自治体が1対1の関係になっている場合があり、患者調査分析のように、都道府県×年の固定効果を推定モデルに含めた場合、 T_j と $After_t$ の交差項との識別が難しくなってしまう。この問題を避けるため、国民生活基礎調査を用いた分析では、自治体が属する地域の時間で変わりうる属性を制御するために、都道府県×年の固定効果の代わりに、地域ブロック×年固定効果と都道府県失業率を用いた。パラメーター μ_j と ξ_t はそれぞれ自治体、年固定効果であり e_{ijt} は誤差項である。

これらのDIDモデルにより、自治体の保健事業にかかわる費用が急増したことの効果を推定する。

平行トレンドの仮定は、DID推定値を処置群における保健事業費大幅拡充が住民の健康状態に与えた因果効果として解釈するために重要な仮定の一つである。この仮定は、仮に特定健診の導入がない、保健事業費の拡大がない場合に、処置群と対照群でアウトカム変数が制度変更前も後も平行に推移している、というものである。制度変更後については、仮に制度変更がなかった場合のアウトカム変数の推移は観察できないため、平行ト

²⁶ 住居の種類は、持ち家、民間賃貸住宅、社宅・公務員住宅等の給与住宅、都市再生機構・公社等の公営賃貸住宅、借間・その他とあり、分析では、持ち家を基準値としている。

²⁷ 地域ブロックの詳細は https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/20-21-yougo_2019.pdf を確認されたい(2022年4月15日アクセス)。

レンドの仮定の妥当性を検証するためには、制度変更前のアウトカム変数の推移が平行であるかを確認することが多い。本研究では、以下の2式を推定することにより、特定健診導入前に、アウトカム変数の推移が平行であるかどうかを確認し、平行トレンドの仮定の妥当性について議論を行う。

$$y_{jt} = \beta_0 + \sum_{k=96,99,02} [\beta_{1k} T_j * 1\{t = k\}] + \sum_{k=08,11,14,17} [\beta_{1k} T_j * 1\{t = k\}] + x'_{jt} \gamma + \phi_j + \eta_t + u_{jt} \quad \dots (3)$$

$$y_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{k=01,04} [\alpha_{1k} T_j * 1\{t = k\}] + \sum_{k=10,13,16} [\alpha_{1k} T_j * 1\{t = k\}] + x'_{ijt} \delta + \mu_j + \xi_t + e_{ijt} \quad \dots (4)$$

式(3)は患者調査分析で用いる推定式(1)を拡張したものである。式(3)は式(1)の T_j , $After_t$, $After_t * T_j$ の3項代わりに、 T_j と各年ダミー ($1\{t = k\}$, $k = 96,99,02,08,11,14,17$) の交差項を含んでいる。制度変更があった直前の調査年 2005 年を基準年に設定している。係数 β_{1k} ($k = 96,99,02,08,11,14,17$) は、2005 年における処置群と対照群とのアウトカム変数の差と比較して、各年における同様の差がどれくらい異なっているか、と解釈できる。仮に制度改正前に処置群と対照群のアウトカム変数が平行に推移しているならば、1996 年から 2002 年におけるアウトカム変数の 2 群の差は 2005 年のものと異ならない、すなわち、係数 β_{1k} がゼロであるという仮説が統計的に棄却されると考えられる。また、制度変更後に 2 群でアウトカム変数が異質に推移している場合、例えば、処置群で対照群よりも外来

患者数の減少が観察される場合には、2008 年以降は係数 β_{1k} が負に推定されるだろう。式(4)は国民生活基礎調査分析で用いた推定式(2)を拡張したものであり、調査年 2007 年を基準年に設定した以外は、式(3)と同様である。これらの推定式はイベントスタディモデルと呼ばれる。

なお、平行トレンドの仮定が満たされる場合でも、DID 推定値の解釈には注意が必要になる。図 4 から明らかなように、制度変更後に処置群のみならず対照群でも 1 人当たり保健事業費が増加している。このとき、処置群と対照群で保健事業費増加の効果が同じ符号である場合には、DID 推定値は保健事業費の大幅拡充の効果の絶対値の意味での下限値として解釈できる。

B-5. 分析サンプル

最後に分析サンプルについて説明する。分析の対象は、自治体の保健事業の主たる対象である国保加入者とする。加えて、現役者と引退者では他の要因により異なる行動をとることが考えられる。本研究では、現役者に分析対象を絞るため国保加入者の内 40-59 歳までに分析サンプルを絞る。以下で分析ごとに分析サンプルの概略を記述する。

患者調査を用いる分析では、分析対象を市区に限定し、40-59 歳までの国保加入者を集計対象として自治体レベルパネルデータを構築する。1995-2007 年の間で保健事業費の推移にバラツキが大きい自治体を除外しており、分析に用いる自治体数は 731 自治体である。また、患者調査は抽出調査であるため、医療施設が全く抽出されない年が存在する自治体もあり、サンプルサイズは 5590 自治体×年となった。

国民生活基礎調査では、前述のように、データから31自治体しか識別できないため、この31自治体に住む40-59歳の国保加入者が分析の対象となる。分析サンプルはそれぞれのアウトカム変数により異なるが、サンプルサイズは21,335-42,836人となった。

C. 研究結果

C-1. 記述統計量

表1-1は自治体属性に関する記述統計表である。表1-1によると、生活習慣病の外来件数は平均して6.72件である。これはある年のある1日に、その自治体に所在する医療施設へ外来通院した40-59歳の国保加入者の数が6.72であると解釈できる。外来件数のほとんどは再来による通院件数となっている(初診平均=0.27件、再来平均=6.45件)。

自治体の平均人口は約15万人であり、40歳から74歳までの5歳刻み人口の平均は約7,700-10,700人となっている。地方公共団体の財政力を示す財政力指数の平均は0.67となっている。なお、財政力指数はその数値が高いほどその自治体の財源に余裕があると解釈できる。自治体別医療施設数は平均して132施設で、病床数は平均して2220床であった。また医療施設に占める病院の割合は10%で、人口1人当たり換算した場合、医療施設数・病床数はそれぞれ0.00施設と0.02施設である。

表1-2は、40-59歳の国保加入者のサンプルを利用して作成した個人属性に関する記述統計である。国民生活基礎調査では、調査年により調査内容に違いがあ

り、各変数が利用可能な調査年を記載する。

国民生活基礎調査では、調査時点において身体に対する何らかの自覚症状の有無を調査している。自覚症状を持つと回答した場合は、さらにその症状の種類が身体の部位別に調査される²⁸。身体の部位は、全身症状、眼、耳、胸部、呼吸器、消化器、歯、皮膚、筋骨格、手足、尿路生殖器、損傷のように分類されている。分析では部位別に自覚症状の有無を集計し、アウトカム変数として用いる。自覚症状の有無は2001年から2016年までのすべての調査で利用可能である。自覚症状を持つ割合は各部位で2-22%であり、例えば、何らかの全身症状をもつ人の割合は16%となっている。

健診受診割合は40-59歳の国保加入者では44%である。喫煙経験がある人が調査時点で喫煙をやめている、すなわち禁煙している割合は約3%である。これらの変数は2001-2016年の全ての調査年で利用可能である。

40-59歳の国保加入者では、定期的に運動をしている割合は約30%、飲酒割合は58%、規則正しく朝昼夕食事をしている人の割合は43%、うす味のものを食べるようにしている人の割合は27%、腹八分目にしている人の割合は37%、バランスの取れた食事をしている人の割合は35%である。これらの変数は2001、2013、2016年の3ヵ年でのみ利用可能である。

C-2. 回帰分析による推定結果

²⁸ 自覚症状の詳細は2016年健康票調査票 (<https://www.mhlw.go.jp/toukei/chousahyo/koku28ke.pdf>)を参照されたい(2022年4月15日アクセス)。

図6-1は患者調査から構築したデータセットを用いて、生活習慣病に関わる外来件数を被説明変数とし、式(3)を推定した結果をまとめたものであり、処置ダミーと年ダミーの交差項の推定結果のみを報告している。図上の点は係数の推定値、点上の数値は推定値の各値、赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している。係数は、2005年の生活習慣病に関わる外来件数の処置群と対照群との差と比較して、各年における同様の差がどれくらい異なっているか、と解釈できる。

図6-1から、1996年から2002年において、処置群と対照群の外来件数の差が2005年の差と比較して5%水準で統計的に有意で無いことが確認された。このことから、制度変更前の期間において、処置群と対照群で生活習慣病外来件数が共通のトレンドを持つ可能性が示唆され、生活習慣病外来件数について共通トレンドの仮定がある程度妥当であると考えられる。加えて、処置ダミーと年ダミーの交差項が2011年と2014年においては5%水準で、2017年には10%水準(p値=0.058)で統計的に有意に負に推定され、推定値の大きさは1.65-1.94の範囲であった。このことから、制度変更から数年後には処置群で外来患者数が減少した可能性が示唆され、これは保健費用の大幅拡大による健診政策の拡充が国保加入者の行動変容を促し、生活習慣病に罹患することを防いだのかもしれない。結果の詳細な解釈はDID推定において議論する。

なお、制度変更により処置群で1人当たり保健費用が急上昇した2008年では、処置群と対照群の差は2005年の差と統計的に有意に違わなかった。特定健診の導入

は2008年の4月以降で、2008年患者調査の実施が10月中旬であることから、2008年のデータでは健診を受診した個人の割合が十分多くなかった可能性がある。加えて、仮に健診を受診し自身の健康を鑑みて行動を変容したとしても、行動変容の効果がすぐに健康状態に反映されないかもしれない。以下で説明するDID推定においてはこの点を考慮して、サンプルに2008年のデータを含むものと含まないものの2つの推定を行なった。

外来の種類を初診と再来に分割したところ、外来全体で観察された傾向は、再来でのみ観察された(図6-2 vs 図6-3)。処置群では、制度変更後に生活習慣病のために繰り返し診察に来る患者が減少した可能性が示唆される。

表2は、生活習慣病に関わる外来件数を被説明変数として、式(1)を推定した結果をまとめたものであり、 T_j と $After_t$ の交差項(Treat×After)の推定結果のみを報告している。行(1)-(3)は全ての分析サンプルを用いた推定結果、行(4)-(6)は2008年のデータを除いたサンプルを用いた推定結果である。

生活習慣病による外来総件数を被説明変数にしたところ、DID推定値の係数は-1.604となり5%水準で統計的に有意であった(表2 行(1))。これは特定健診の導入後、対照群と比較して処置群で、生活習慣病による外来総件数が約1.6件減少したと解釈できる。処置群の制度変更前における平均外来総件数である11.9件と比較すると、外来総件数は13.5%減少したと解釈できる。外来総件数の減少は再来件数の減少を反映したものであり、処置群の制度変更前における平均値と比較すると、再

来による外来件数は14.0%の減少した(表2行(3)).

分析サンプルから2008年のデータを取り除いた上で推定を行なっても行(1)-(3)と同様の傾向が観察された。DID推定値の大きさは全サンプルを用いた推定よりも大きくなり、再来件数を被説明変数とした場合には、DID係数は2.004で、1%水準で統計的に有意に推定された。この係数は、処置群の制度変更前の平均値と比較すると、制度変更によって処置群で再来による外来件数が17.5%減少した、と解釈できる(表2行(6)).

図7は、国民生活基礎調査から構築したデータセットを用いて、自覚症状の有無を被説明変数とし、式(2)を推定した結果をまとめたものである。図上の点はDID推定値、点上の数値は推定値の各値、赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している。DID推定値は、全身・眼・胸部に自覚症状の有無を被説明変数とした場合のみで統計的に有意に負に推定された。処置群の制度変更前の自覚症状を持つ個人の割合は、全身、眼、胸部でそれぞれ16.9, 9.9, 5.2%である。それらの数値と比較すると、DID推定値は、制度変更によって全身、眼、胸部に自覚症状をもつ個人の割合が処置群で23.1, 26.5, 30.6%減少した、と解釈できる。

図8-1, 2, 3は全身・眼・胸部の自覚症状有無を被説明変数として、式(4)を推定した結果をまとめたものである。3部位全てにおいて、処置群と対照群の外来件数の差が、2001年と2004年では2007年の差と比較して5%水準で統計的に有意で無いことが確認された。このことから、これら部位の自覚症状については、制度変更

前の期間において、処置群と対照群で共通のトレンドを持つ可能性が示唆される。

表3は、生活習慣に関わる変数を被説明変数としてDIDモデルを推定した結果をまとめたものである。表3によると、健診受診の有無、禁煙の有無、飲酒の有無、規則正しい食習慣実行の有無を被説明変数としたときに、DID推定値の係数が統計的に有意に推定された。制度変更前の処置群における割合と比較すると、健診受診、禁煙、規則正しい食習慣においてそれぞれ、10.6%, 146.5%, 28.2%増加、飲酒は19.4%減少したことが明らかになった。

健診受診の有無と禁煙の有無については、制度変更前の複数期間でデータが利用可能なため、イベントスタディモデル(式(4))を推定した。健診受診の有無においては、全ての期間で処置群と対照群の受診割合の差が2007年の差と比較して大きいことが確認され、2004, 2010, 2013, 2016年では5%水準で統計的に有意であった(図9-1)。したがって、健診受診の有無については、処置群と対照群の間であった健診受診率の差が、たまたま2007年に縮まったためにDID推定値が統計的に有意に推定された可能性があり、推定結果の解釈には注意が必要である。

一方で、禁煙の有無では、2001年と2004年において処置群と対照群の外来件数の差が2007年の差と比較して5%水準で統計的に有意で無いことが確認された(p値=0.052(2001), 0.126(2004))(図9-2)。

C-3. プラセボ分析

C-2で行なった分析から、処置群の自治体において、特定健診導入後の保健事業費大幅拡大により40-59歳の国保加入者の生活習慣病外来診察件数が減少し、一部の自覚症状をもつ個人の割合も減少、そして個人の行動も変容したことが観察された。しかしながら、特定健診導入による処置群と対照群の保健事業費の異質な増加以外に健康状態や生活習慣に影響を与える要因がある場合には、結果の解釈が難しくなる。

本節では、そのような要因の有無を議論するため、2つのプラセボ分析を行う。一つ目は、患者調査を利用して、外傷による外来通院件数を被説明変数として式(3)(イベントスタディモデル)を推定することである。特定健診は生活習慣病予防を目的として導入されたため、外傷による通院は制度変更の影響を受けにくいと考えられる。推定の結果、40-59歳の国保加入者の外傷による外来通院件数で、生活習慣病で見られたような傾向は観察されなかった。処置群と対照群の差はいずれの年においても2005年のものと統計的に有意に違わず、外傷による外来件数の処置群と対照群の差に制度変更前後で大きな違いがないことが明らかになった(図10)。

二つ目のプラセボテストは、同年代の社会保険加入者を対象として、C-2と同様の分析を行うことである。国保事業会計から支出される保健事業費の多くは国保加入者に対する健康診断の提供に利用されていると考えられる。社会保険加入者は職場での健康診断受診の機会を提供されているため、自治体の国保健診の拡充の影響を受けづらいはずであり、国保加

入者で観察された傾向が社会保険加入者では観察されないと考えられる。

図11-1は40-59歳の社会保険加入者を用いて図6-3(生活習慣病による再来件数)を再現したものである。2008年では処置群と対照群の差が2005年と差と比較して5%水準で統計的に有意に負であるが、それ以降は少なくとも10%水準で統計的に有意な推定値は得られていない(p値はそれぞれ0.103(2011), 0.447(2014), 0.545(2017))。加えて、国保加入者を用いた推定とは異なり、社保加入者では、2005年以前から2群の差が縮まってきており、1996年と1999年の2群の差は2005年のものと比較して10%水準で統計的に有意に正であった(p値はそれぞれ0.066と0.056)。このことから、2008年で観察された統計的に有意な差は制度変更前から生じていた異質なトレンドを反映した可能性がある。また、国保加入者を用いた分析では、2008年のデータをサンプルから除外した場合でも、結果に大きな違いはないため、社保加入者の2008年で観察された結果は、国保加入者における推定で大きな問題生じないと考えられる。自覚症状の有無や生活習慣においても、社保加入者では国保加入者と同様の傾向は観察されなかった(図11-2 - 図11-6, 表4)。

C-4. 他市区町村からの転入者数の変化

特定健診導入後の保健事業拡大により他自治体から処置群の自治体に転入することがありえるかもしれない。仮に健康に強い関心を持つ個人が、対照群から処置群に転入した場合には、推定されたDID推定値は保健事業の拡充そのものの効果というよりは、制度変更に伴う人口

構成の変化として解釈されるかもしれない。

このような可能性の有無を議論するために、被説明変数を他自治体から当該自治体への転入者数(対数値)²⁹とし、自治体レベルパネルデータを用いたイベントスタディモデルを推定した³⁰。推定の結果、2014年を除く全ての年において、処置群と対照群の転入者数の差が2007年の差と比較して5%水準で統計的に有意で無いことが確認された(図12)。したがって、このデータからはシステマチックな転入数変化は観察されず、C-2における推定結果は、保健事業の拡充の効果として解釈できると考えられる。なお、この推定は、データの制約により全ての転入者数に関する分析であり、分析サンプルである40-59歳の国保加入者にサンプルを絞ったわけではないことに注意されたい。

D. 考察/E. 結論

本章ではCで報告した推定結果をもとに自治体の保健事業費拡大が住民の健康状態に与えた影響を考察する。

C-2の分析から、特定健診導入後の保健事業費大幅拡大により、処置群の40・50歳代国保加入者において、生活習慣病で外来診察を受ける患者件数の減少、一部の自覚症状をもつ個人の割合減少、そして個人の行動変容が観察された。また、追加的な分析から、これらの変化が処置群

における保健事業費大幅拡大によるものである可能性が示唆された。

Aで議論したように、自治体による保健事業費の変化は特定健診による健診プログラム統一を反映しているものと考えられる。イベントスタディモデルによる分析からは、保健事業費の大幅拡充が国保加入者の健診受診行動に影響を与えたとは言えないため、推定された効果は、健診プログラム拡充の効果と推測される。

このように、我々の分析から、特定健診の導入が国保加入者の健康状態を改善した可能性が示唆される。拡充された健診を受診することによって、国保加入者は健診受診時点での健康状態や生活習慣と将来の健康との関係といった情報を受け取り、生活習慣病を発症する前に自身の行動を変容させ、結果、生活習慣病による外来患者の数や自覚症状を持つ個人の割合が減少したと推測できる。

特定健診の導入により住民の健康状態が改善した可能性が示唆されるが、その改善が特定健診導入・運営費用に見合うかを議論することは政策上重要である。特定健診前後で、処置群の自治体では40-74歳人口1人当たりの保健事業費が約550%増加しているが、住民の健康改善はそれに見合うだろうか。生活習慣病に関わる医療費が特定健診の導入によりどのような影響を受けたかを分析することは、政策の費用対効果を評価する上で重要な知見となるだろう。現在、我々研究

²⁹ 他市区町村からの転入者数は住民基本台帳人口移動報告の年報(詳細集計)(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200523&tstat=000000070001&cycle=7&tclass1=000001011680&tclass2val=0>)を利用した(2022年4月20日アクセス)。2000年から2017年までの自治体パネルデータを構築した(観測数:731自治体×18年=13,158)。

³⁰ コントロール変数としては、自治体人口の対数値(人口総数、40-74歳までの5歳刻み年齢区分人口)、財政力指数の対数値、2007年以前の平均保健医療費の分布カテゴリ別線形トレンド(10分位数を用いて分布を10等分)、都道府県×年固定効果を用いた。またサンプルは患者調査分析と同様のものを利用している。

チームは、社会医療診療行為別調査を用いて医療費に関する分析を進めている最中である。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し。

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

引用文献

近藤恵介. 2019. 市町村合併を考慮した市区町村パネルデータの作成. RIETI Technical Paper Series 19-T-001.

表 1-1 : 記述統計量 (自治体属性)

変数名	平均	標準偏差
生活習慣病による外来件数	6.72	10.08
うち 初診	0.27	0.67
うち 再来	6.45	9.71
人口	153862.5	257455.45
うち 40-44 歳	10573.3	18825.3
うち 45-49 歳	10742.9	18590.5
うち 50-54 歳	10491.2	17659.6
うち 55-59 歳	10402.8	17199.4
うち 60-64 歳	10312.6	16912.9
うち 65-69 歳	9371.0	15372.1
うち 70-74 歳	7706.3	12504.9
財政力指数	0.67	0.25
医療施設数	132.4	256.2
病床数	2220.8	3718.2
医療施設に占める病院の割合	0.10	0.06
人口 1 人当たり医療施設数	0.00	0.00
人口 1 人当たり病床数	0.02	0.01

表 1-2 : 記述統計量 (個人属性)

変数名	平均	標準偏差	利用可能調査年					
			2001	2004	2007	2010	2013	2016
自覚症状の有無								
全身症状	0.16	0.37	○	○	○	○	○	○
眼	0.09	0.28	○	○	○	○	○	○
耳	0.05	0.21	○	○	○	○	○	○
胸部	0.05	0.22	○	○	○	○	○	○
呼吸器	0.09	0.29	○	○	○	○	○	○
消化器	0.11	0.31	○	○	○	○	○	○
歯	0.07	0.26	○	○	○	○	○	○
皮膚	0.06	0.24	○	○	○	○	○	○
筋骨格	0.22	0.41	○	○	○	○	○	○
手足	0.1	0.3	○	○	○	○	○	○
尿路生殖器	0.05	0.21	○	○	○	○	○	○
損傷	0.02	0.13	○	○	○	○	○	○
健診受診	0.44	0.5	○	○	○	○	○	○
喫煙行動								
禁煙	0.03	0.16	○	○	○	○	○	○
定期的に運動	0.3	0.46	○				○	○
飲酒	0.58	0.49	○				○	○
食生活								
規則正しく朝昼夕食事をしている	0.43	0.49	○				○	○
うす味のもの食べる	0.27	0.44	○				○	○
腹八分目にしている	0.37	0.48	○				○	○
バランスの取れた食事をしている	0.35	0.48	○				○	○

表 2: DID 推定(外来件数)

	生活習慣病 外来件数			生活習慣病 外来件数		
	総数	初診	再来	総数	初診	再来
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×After	-1.604** (0.628)	-0.003 (0.072)	-1.602** (0.623)			
Treat×After (2008 を除く)				-2.017*** (0.639)	-0.013 (0.083)	-2.004*** (0.634)
観測数	5590	5590	5590	4892	4892	4892
平均(処置,介入前)	11.912	0.431	11.481	11.912	0.431	11.481

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. 標準誤差は括弧内に掲載.標準誤差は自治体に関するクラスターリングに頑健な標準誤差を計算.

表 3: DID 推定(生活習慣)

	健診 (1)	禁煙 (2)	運動 (3)	飲酒 (4)	食習慣			
					規則正しい (5)	うす味 (6)	腹八分目 (7)	バランス (8)
					(5)	(6)	(7)	(8)
Treat×After	0.0474* (0.0238)	0.0233** (0.0105)	-0.0019 (0.0581)	-0.0982* (0.0502)	0.1269** (0.0611)	-0.0181 (0.0585)	0.0719 (0.0465)	-0.0871 (0.0979)
観測値 平均 (処置,介入前)	42168 0.4457	41166 0.0159	21931 0.3075	21335 0.5071	21931 0.4495	21931 0.2952	21931 0.3796	21931 0.3685

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. 標準誤差は括弧内に掲載.標準誤差は自治体に関するクラスターリングに頑健な標準誤差を計算.

表 4: プラセボテスト(生活習慣)

	運動 (1)	飲酒 (2)	食習慣			
			規則正しい (3)	うす味 (4)	腹八分目 (5)	バランス (6)
Treat×After	0.0134 (0.0698)	-0.0482 (0.0340)	0.0512 (0.0629)	0.0531 (0.0629)	-0.0154 (0.0208)	0.0501 (0.0429)
観測値	83088	81675	83088	83088	83088	83088
平均 (処置,介入前)	0.3276	0.5563	0.4979	0.3065	0.3629	0.3989

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. 標準誤差は括弧内に掲載.標準誤差は自治体に関するクラスタリングに頑健な標準誤差を計算.

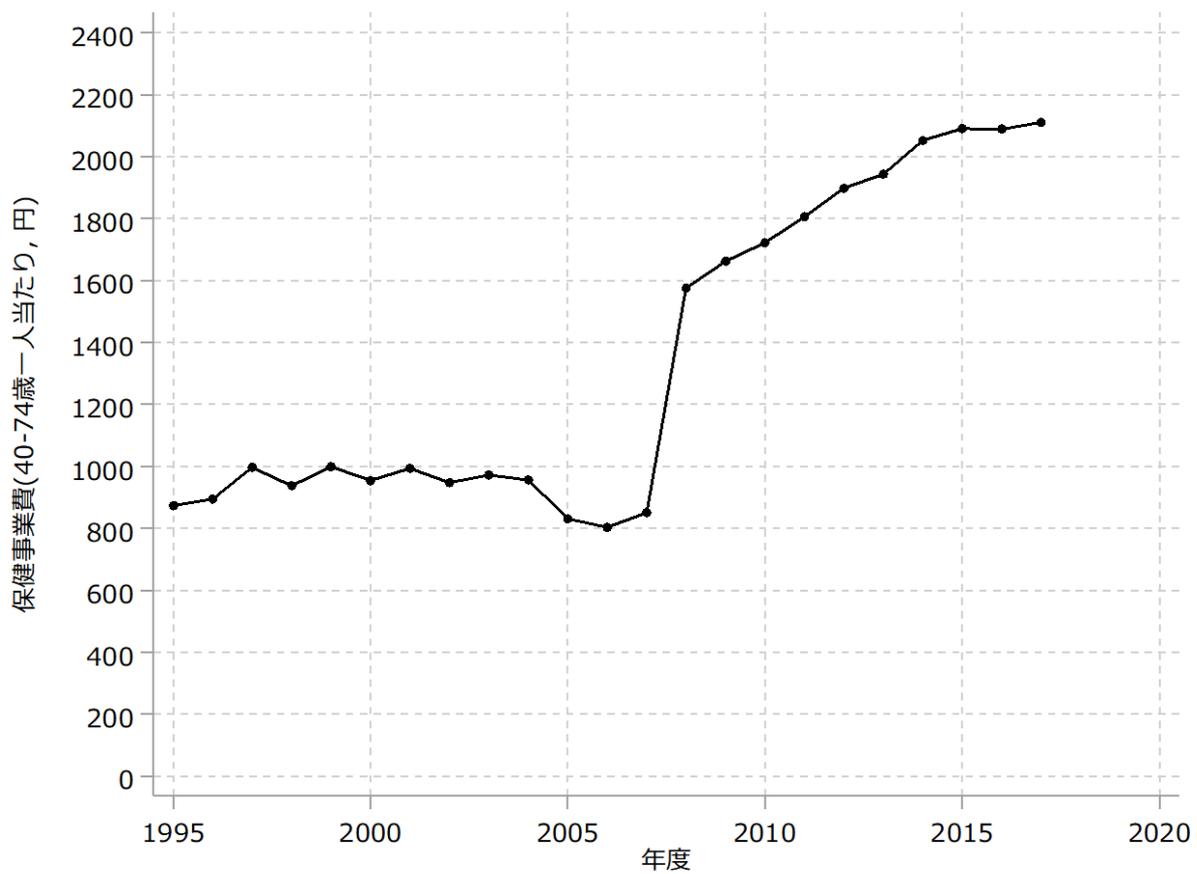


図1：1人当たり保健事業費の推移

* 自治体のうち市区を用いて作成。保健事業費は国民健康保険法に基づく保健事業(健康教育,健康相談,健康診査等)に関わる費用。自治体の保健事業費を特定健診の対象である40-74歳の人口1人当たりに変換し,平均推移を図示。

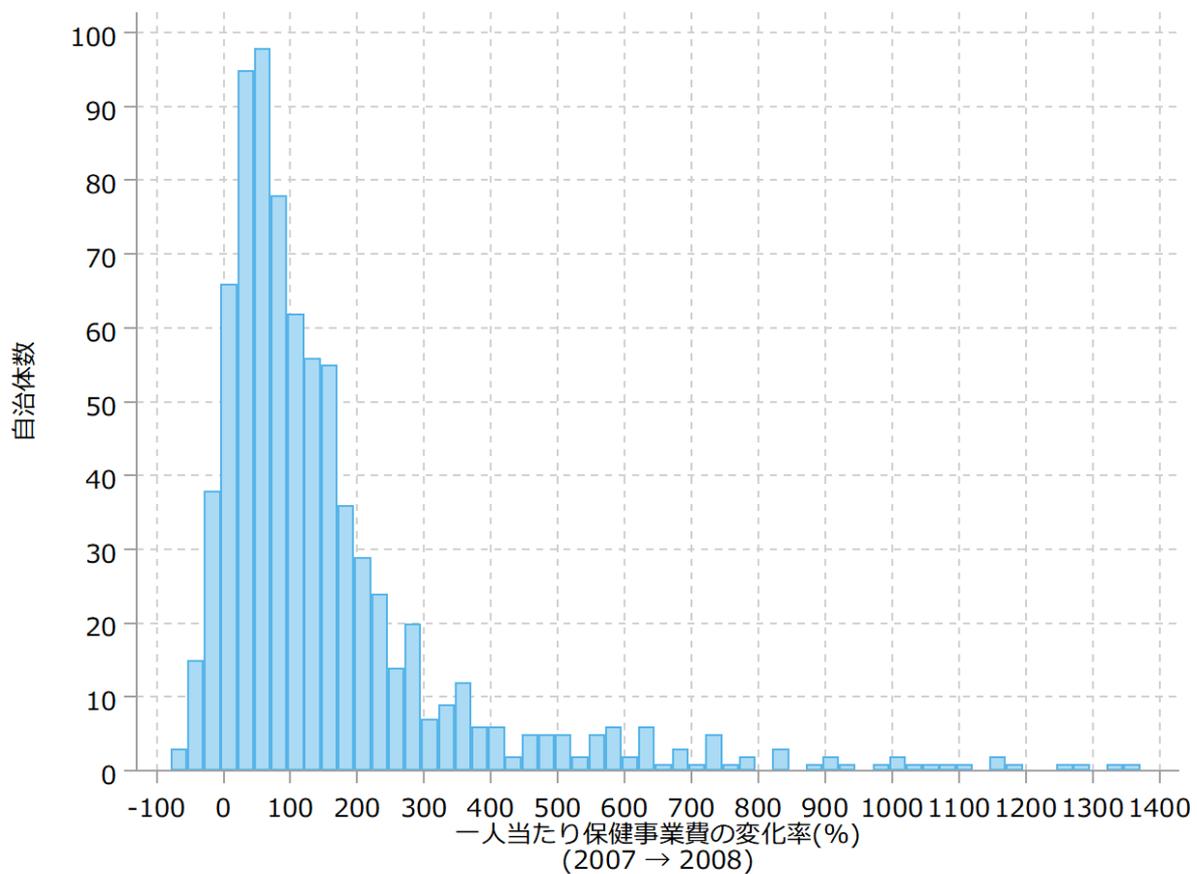


図2：1人当たり保健事業費の変化率(2007年→2008年)の分布

* 自治体のうち市区を用いて作成。保健事業費は国民健康保険法に基づく保健事業(健康教育,健康相談,健康診査等)に関わる費用。自治体の保健事業費を特定健診の対象である40-74歳の人口1人当たりに変換。

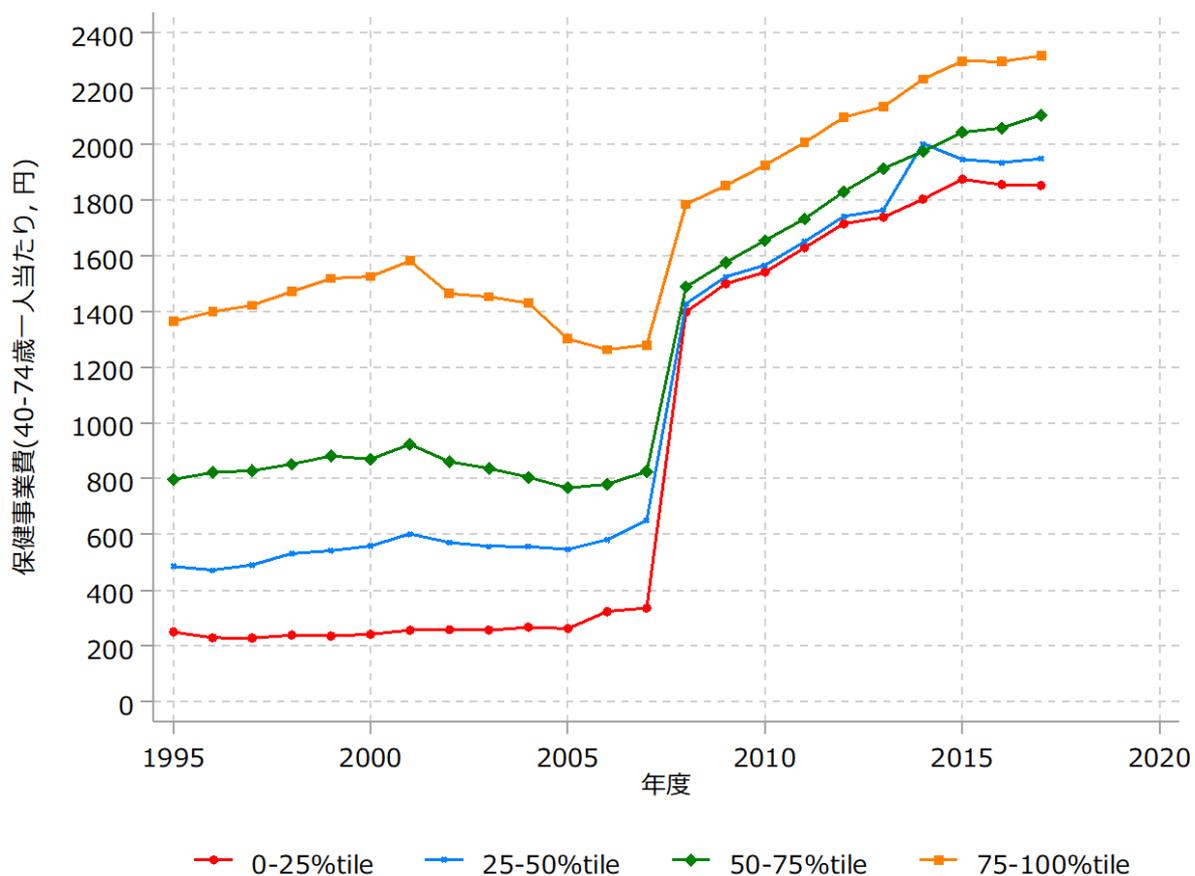


図3：1人当たり保健事業費の推移 (2008年以前の水準別)

* 自治体のうち市区を用いて作成。保健事業費は国民健康保険法に基づく保健事業(健康教育,健康相談,健康診査等)に関わる費用。自治体の保健事業費を特定健診の対象である40-74歳の人口1人当たりに変換。自治体を特定健診導入前の1人当たり保健事業費の水準で4等分し、グループごとの平均推移を図示。

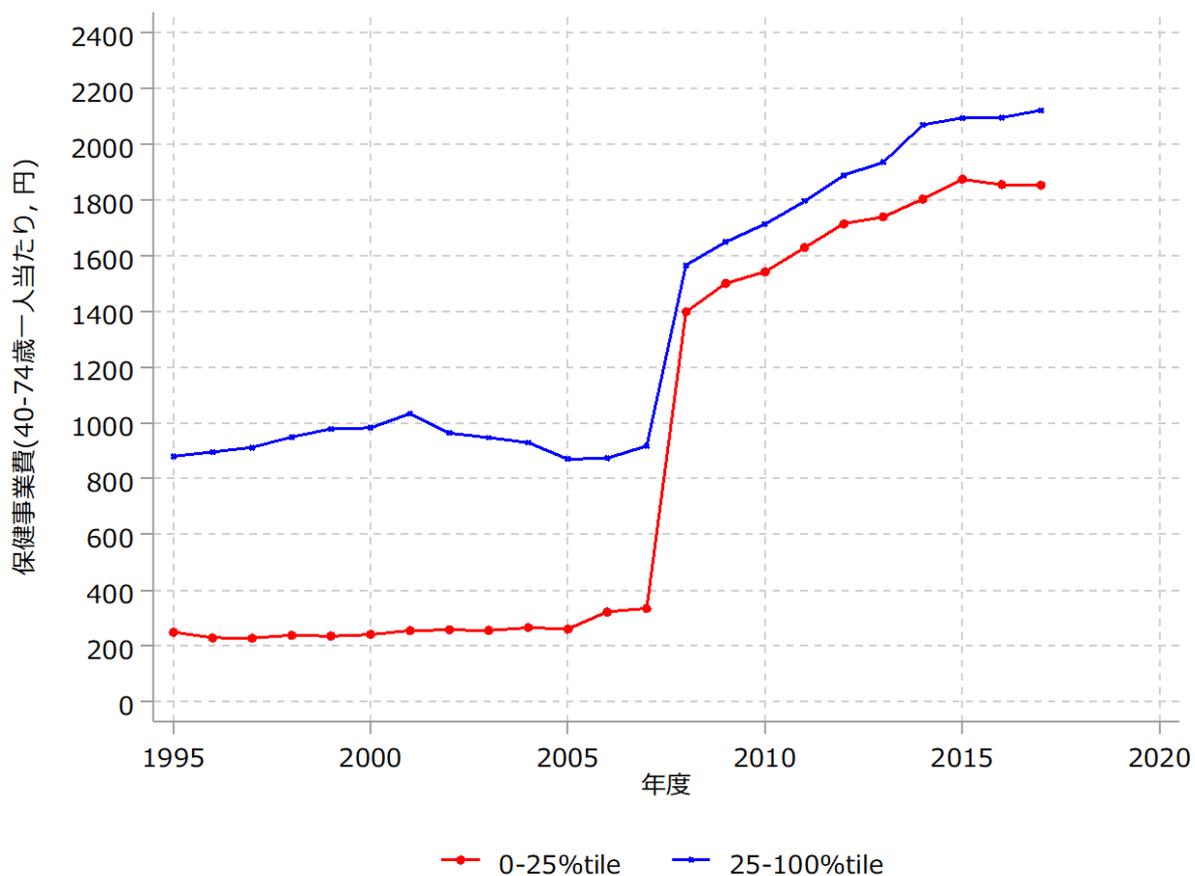


図4：1人当たり保健事業費の推移 (2008年以前の水準別：下位25% vs その他)
 * 自治体のうち市区を用いて作成。保健事業費は国民健康保険法に基づく保健事業(健康教育,健康相談,健康診査等)に関わる費用。自治体の保健事業費を特定健診の対象である40-74歳の人口1人当たりに変換。自治体を特定健診導入前の1人当たり保健事業費の水準で下位25%とその他に分割し、グループごとの平均推移を図示。

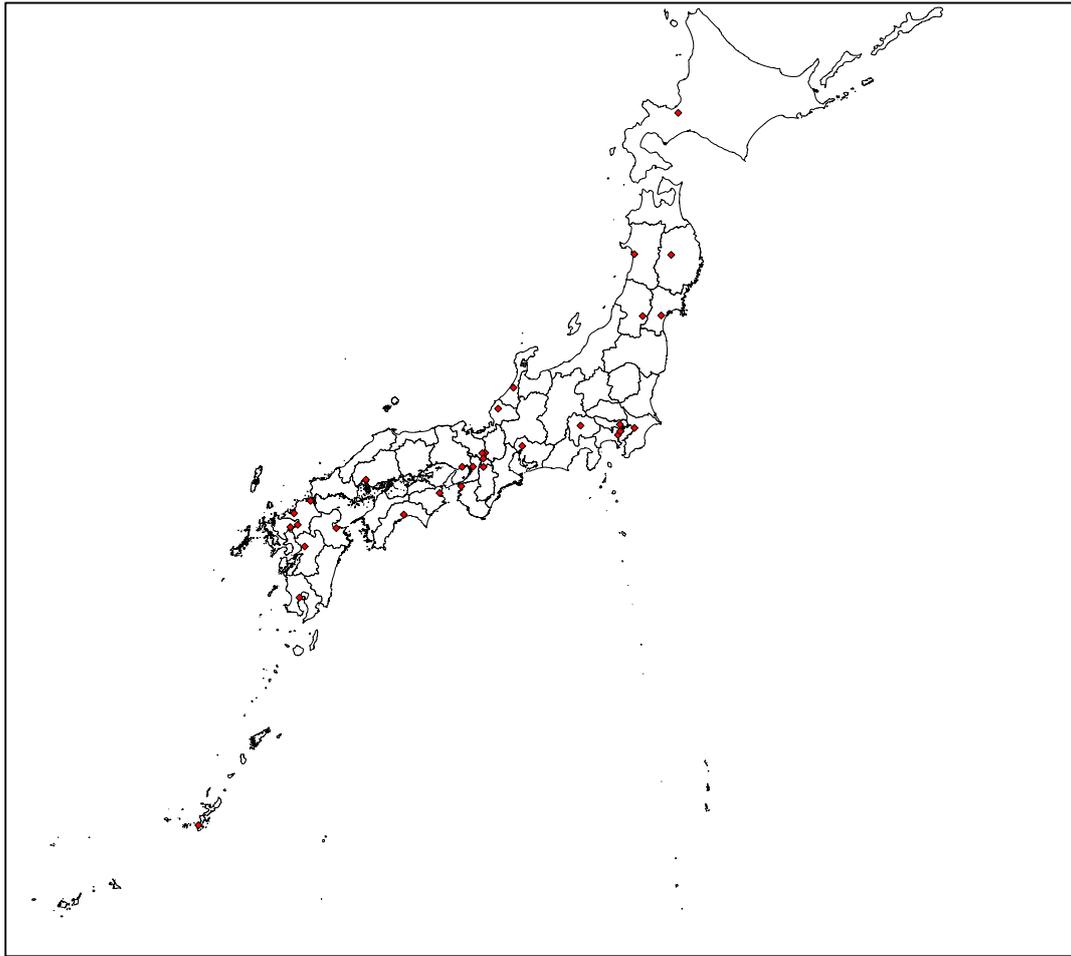


図5：国民生活基礎調査で識別可能な市区マップ

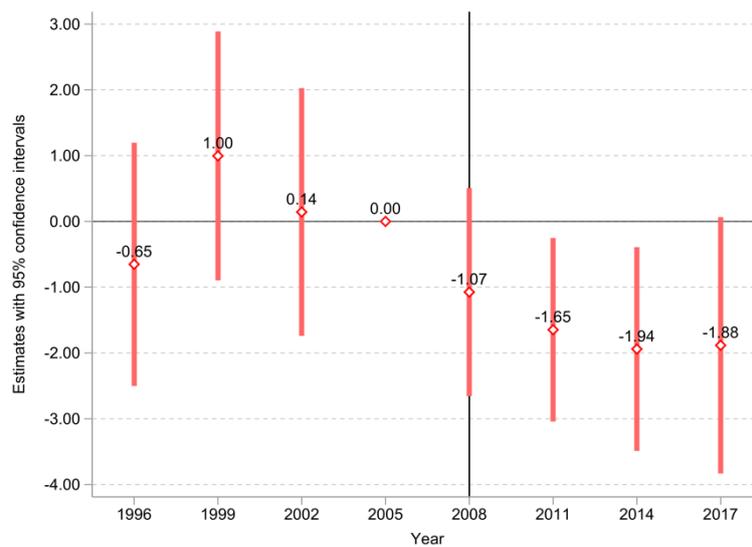


図 6-1：イベントスタディ -生活習慣病による外来件数-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の2群の2005年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

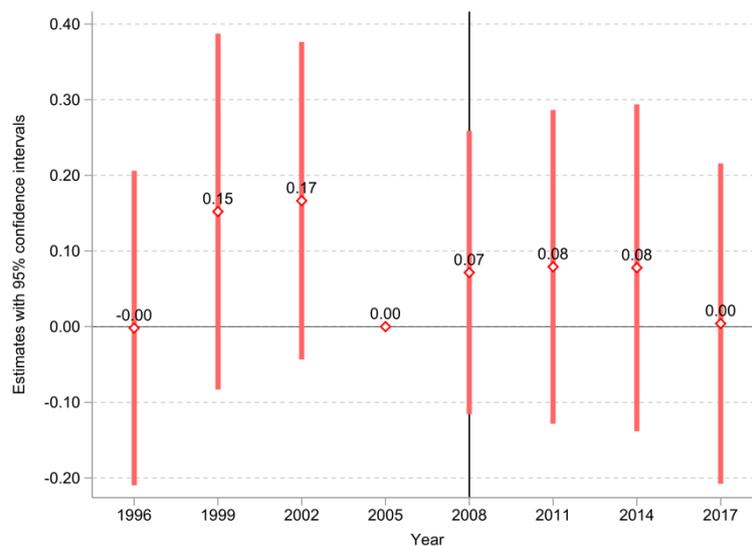


図 6-2：イベントスタディ -生活習慣病による外来件数 (初診)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の2群の2005年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

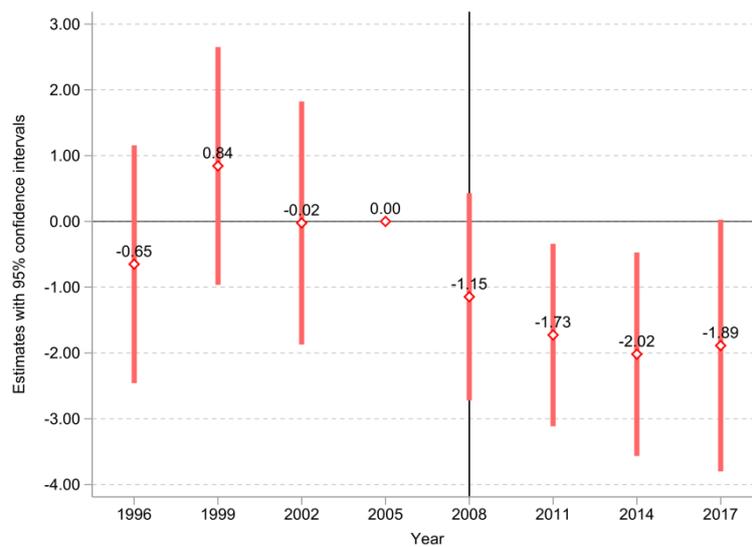


図 6-3：イベントスタディ -生活習慣病による外来件数 (再来)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の2群の2005年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

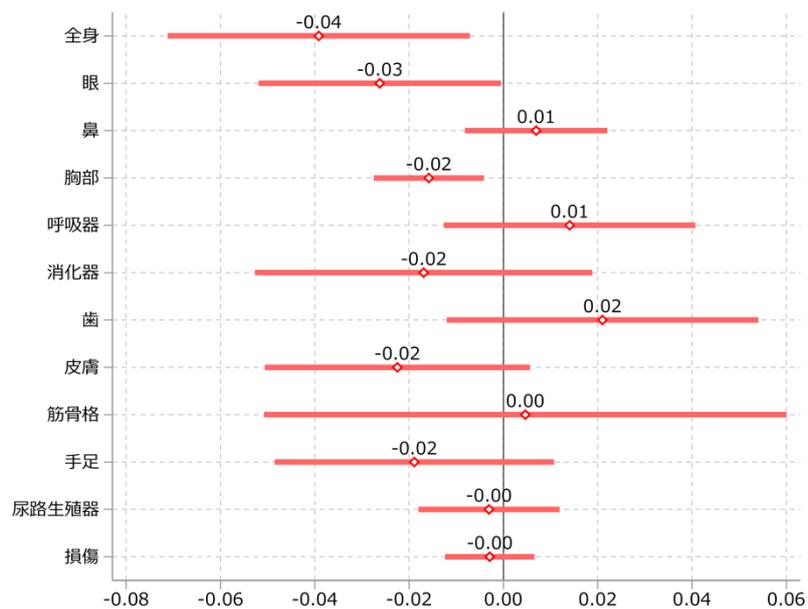


図 7：推定結果 -自覚症状の有無 (部位別)-

*点はDID推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している。

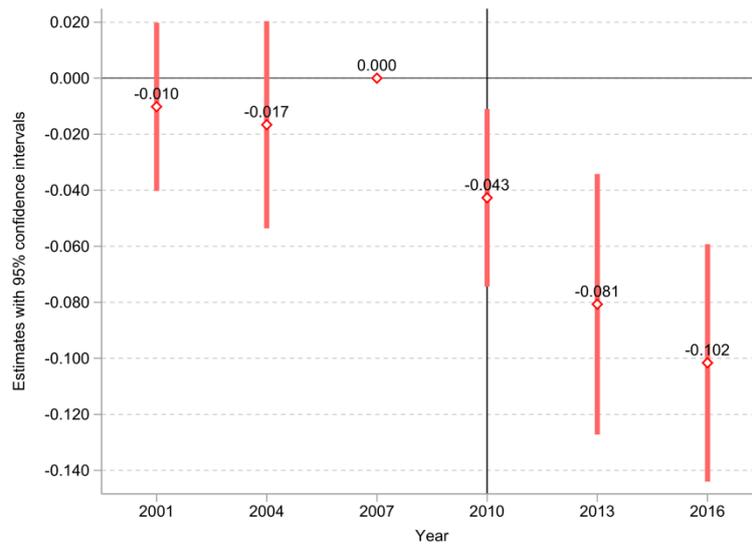


図 8-1：イベントスタディ -自覚症状の有無 (全身症状)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

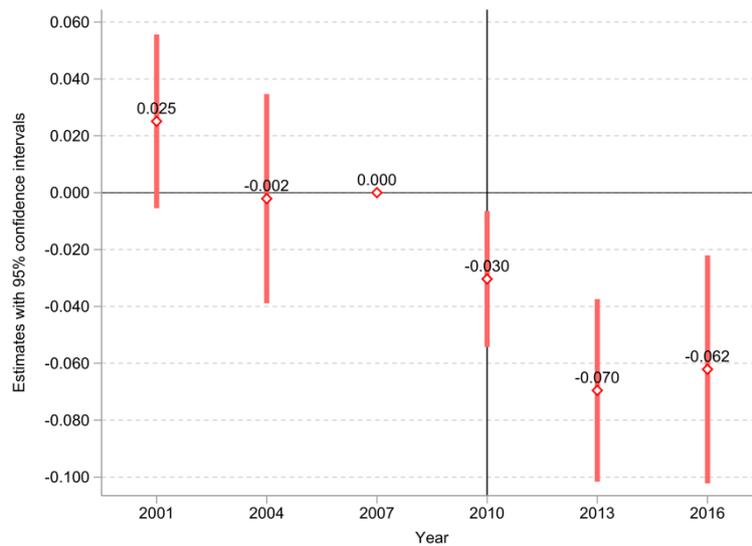


図 8-2：イベントスタディ -自覚症状の有無 (眼の症状)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

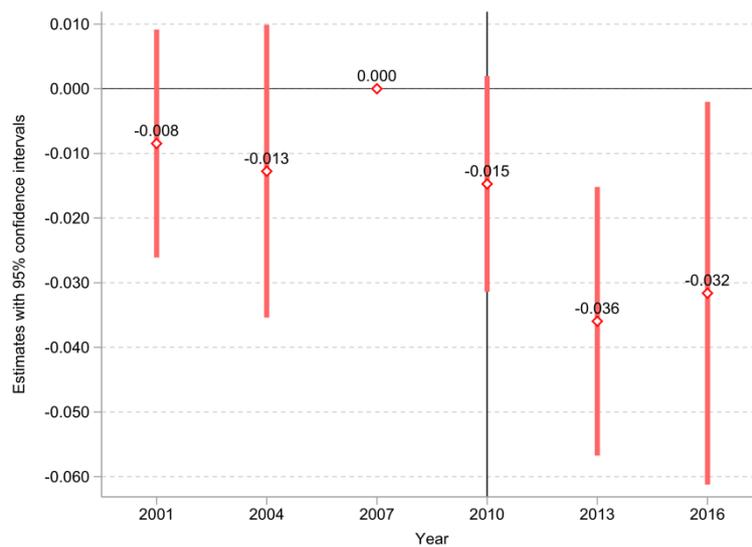


図 8-3：イベントスタディ -自覚症状の有無 (胸部の症状)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

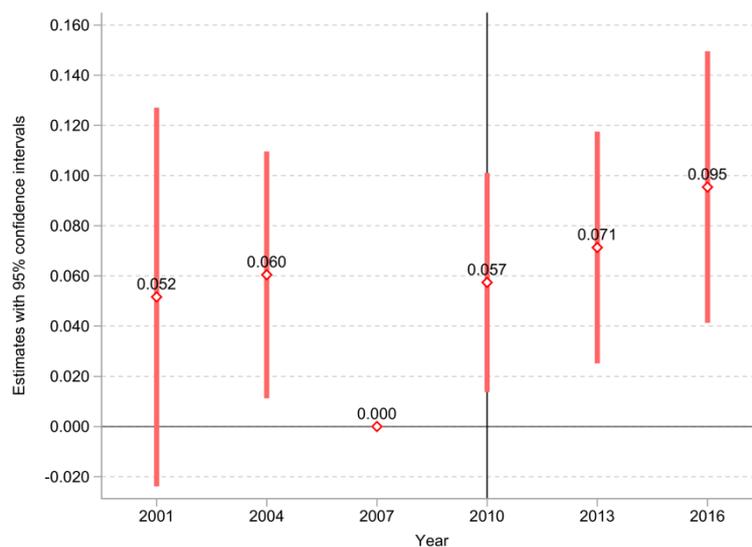


図 9-1：イベントスタディ -生活習慣 (健診受診の有無)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

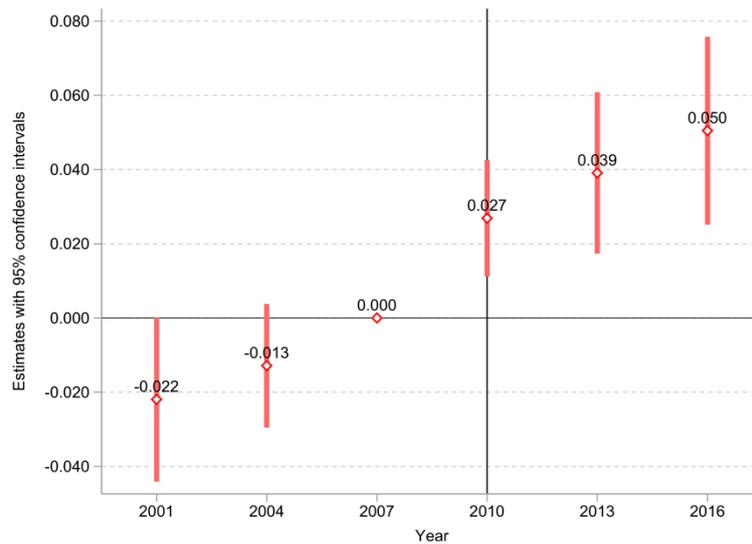


図 9-2 : イベントスタディ -生活習慣 (禁煙)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

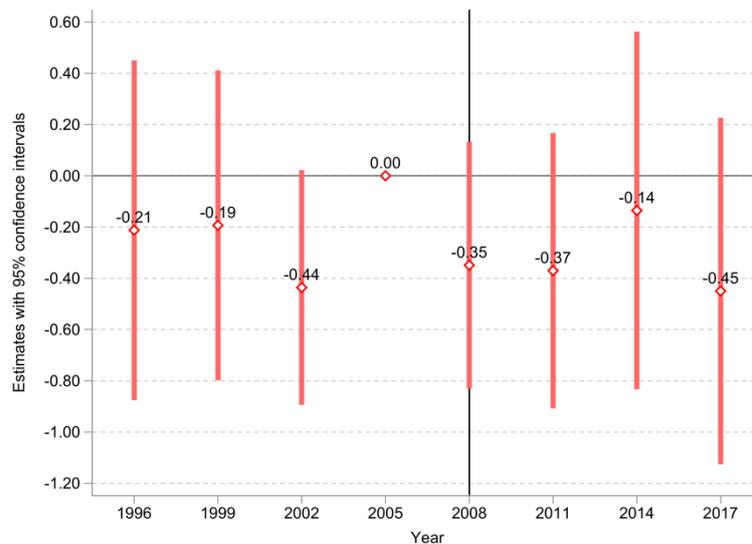


図 10 : プラセボテスト -外傷による外来件数-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2005 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

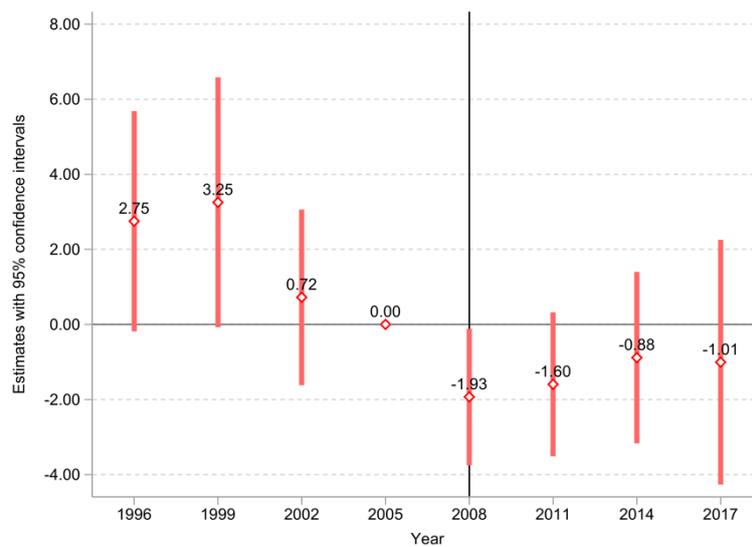


図 11-1：プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (生活習慣病外来件数)-
 *点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2005 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

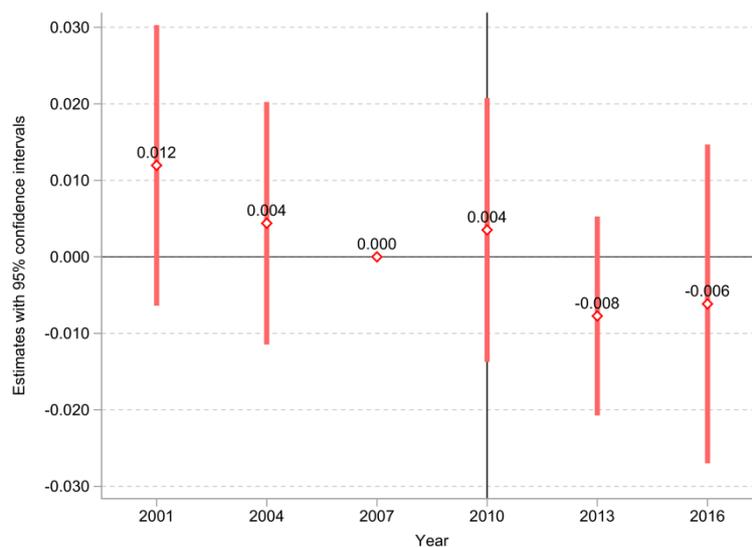


図 11-2：プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (自覚症状 全身症状)-
 *点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

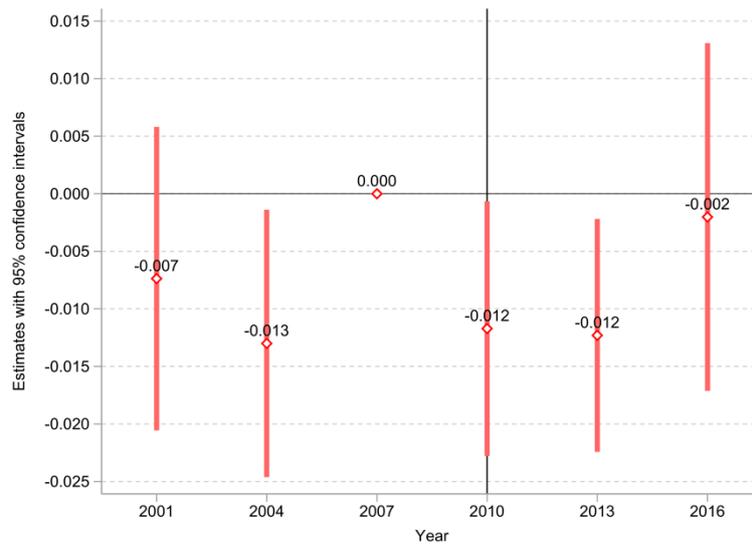


図 11-3 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (自覚症状 眼の症状)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

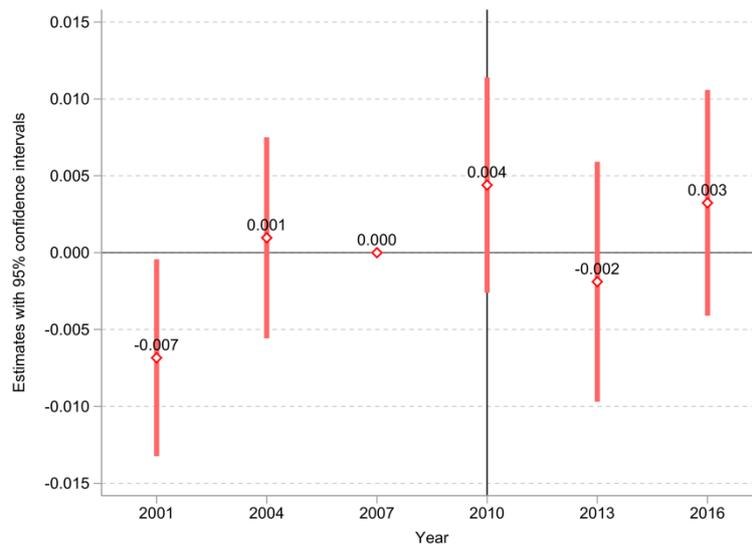


図 11-4 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (自覚症状 胸部の症状)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

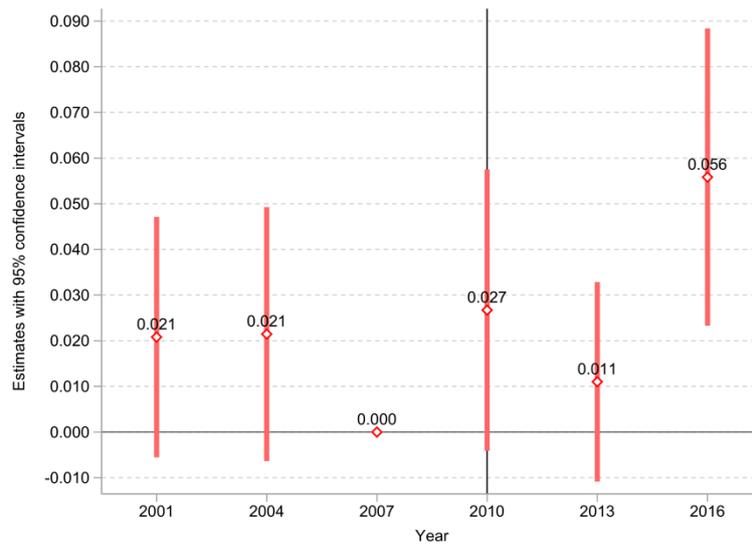


図 11-5 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (健診受診の有無)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

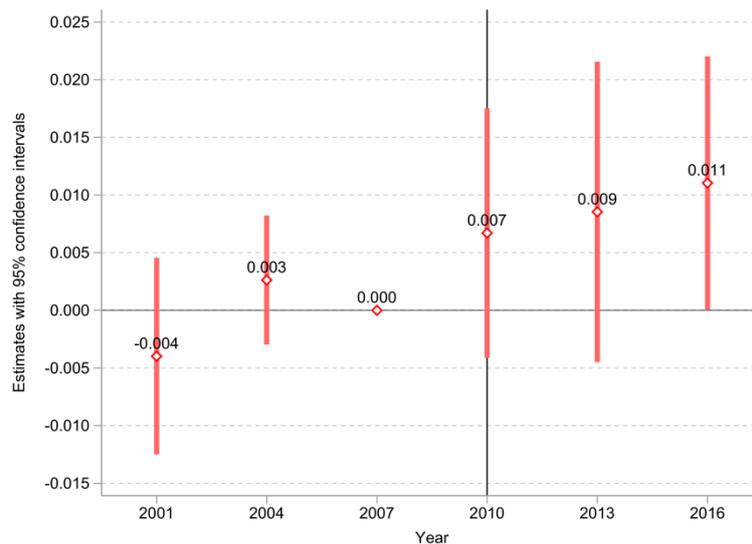


図 11-6 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (禁煙)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

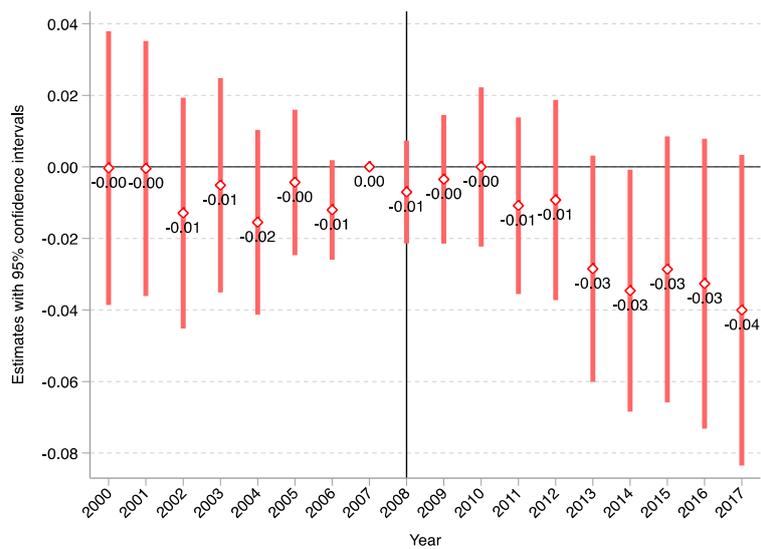


図 12： イベントスタディ -他市区町村からの転入者数(対数値)-

*点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の95%信頼区間を表している．係数は，処置群と対照群の2群の2007年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる．

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導の受診・非受診の選択が健康に与える影響

研究分担者 花岡智恵 東洋大学 経済学部

研究要旨

定期健康診断で何らかの異常があり、要治療や要再検査、要指導といった通知を受けることがある。このような通知を受けた後に治療や再検査、保健指導を受けることは、生活習慣の改善や慢性疾患の予防につながっているのだろうか。この疑問に答えるために、慢性疾患の既往歴が無く、要治療や要再検査、要指導の判定を受けた者を分析対象として、治療・再検査・保健指導を受けた者と受けなかった者との間で、健診から1年後以降の生活習慣の変化や慢性疾患の診断有無を比較した。分析上の問題は、分析者には観察できない異質性の存在である。例えば、より健康意識の高い人ほど治療や再検査、保健指導を受ける傾向にあることが考えられる。この場合、観察できない異質性により影響を過大に推定してしまうおそれがある。このような異質性を調整するために、本研究では固定効果モデルを用いて分析を行った。結果、治療や再検査、保健指導を受けた者は受けなかった者と比べて、健診から1年後以降に飲酒量の減少や飲酒頻度の低下、運動習慣の増加といった生活習慣の変化が生じていることが観察された。また、治療や再検査、保健指導を受けた者は受けなかった者と比べて、健診から1年後以降に糖尿病などの慢性疾患の診断確率が低下する傾向が観察された。これらの結果は、疾病リスクがあるという情報(要治療・要再検査・要指導)を提供するだけでは、生活習慣の改善や慢性疾患の予防を促すことが困難である可能性を示している。疾病リスクがあるという情報を通知された際に、治療や再検査、保健指導を適切に受けることで健診の効果が発揮されることを示唆する結果である。

A. 研究目的

本研究の目的は、定期健康診断(以下、「健診」)で何らかの異常があり、要治療や要再検査、要指導といった判定があった際に、治療や再検査、保健指導を受けたことが生活習慣の変化や慢性疾患の予防に与える影響を検証することである。分析対象とする慢性疾患は生活習慣に関連した疾患である糖尿病、心臓病(狭心症、心筋梗塞)、高血圧、高脂

血症である(Kang, Kawamura and Noguchi, 2020)。また、影響が短期的(健診を受診してから1年後)か、長期的(健診を受診してから2-3年後)かについても検証する。本研究では、健診受診後の結果、および、要治療、要再検査、要指導(以下、「所見あり」という)といった判定を受けた場合に治療や再検査、保健指導を受けたか否かがわかるパネルデータを用いた。

本研究の分析対象は被雇用者に限定している。自営業者は含めていない。労働安全衛生法により事業者は常時使用する労働者に対して1年に一回、定期的に医師による健康診断を受診させることを義務付けている。分析対象を被雇用者に限定することで、健診を受診するか否かの自己選択バイアスが引き起こす問題(Hackl, Hummer and Gerald, 2015; Jones, Molitor, and Reif, 2019)を回避する。

治療や再検査、保健指導の受診有無と健康アウトカムとの間の関連を分析する際に問題となるのは、分析者には観察できない異質性である(例えば, Nakao et al., 2018; Kim, Lee and Lim, 2019; Fukuma et al., 2020; Iizuka, Nishiyama, and Eggleston, 2021)。例えば、より健康意識の高い人ほど治療や再検査、保健指導を受ける傾向にあることが考えられる。この場合、観察できない異質性により治療や再検査、保健指導が健康アウトカムに与える影響を過大に推定してしまう、という問題が生じるおそれがある。本研究では、分析手法として個人レベルの異質性を調整する固定効果モデルを用いることで、観察できない異質性の問題に対処する。

本研究では、ベースラインにおける健診で要治療、要再検査、要指導(以下、「所見あり」という)の判定を受け、治療や再検査、保健指導を受けたことが、少なくともベースラインより1年後の生活習慣や健康アウトカムに与えた影響を検証する。このため、ベースラインにおいて慢性疾患の既往歴のない個人を分析対象とした。また、ベースラインの健診より前に受けた健診で、所見ありの判定を受けていない個人に限定した。このような個人は、ベースラインの健診より前に生活習慣を変容させるインセンティブは働かないものと考えられる。本研究では、このような個人を分析対象として、

健診を受けて所見ありの判定を受けた者のうち、治療や再検査、保健指導を受けた者と受けなかった者との間で、ベースラインの健診から1年後の生活習慣の変化や慢性疾患の診断有無について違いが生じていたかを分析する。

B. 研究方法

B-1. データ

本研究は、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用いる。この調査は2005年10月末時点で50歳から59歳の男女を対象としており、同一の個人を長期的に追跡するように設計された縦断調査である。追跡は、前回調査または前々回調査において協力を得られた個人を対象としている。調査は、毎年11月の第1水曜日に実施される。本研究では統計法第33条に基づき二次データ利用が許可された第1回(2005年)から第14回(2018年)調査のデータを用いた。

「中高年者縦断調査」では、本研究の実施に有用な情報である健診の受診有無、健診結果での所見ありの判定(要治療・要再検査など)の有無、所見ありの判定後の対応(病院に行った、何もしなかった、など)のほか、健康状態や雇用状況といった変数が含まれている。

ベースラインの健診の定義は以下のとおりである。慢性疾患の既往歴がなく、ベースラインの健診の1年前($t-1$)の健診で異常なしという健診結果を受け取った個人が、 t 年の健診で所見ありの判定を受け取った場合、 t 年の健診をベースラインの健診と定義する。生活習慣や健康アウトカムは $t+1$ 年以降のものを分析対象とする。

この調査では、健診に関して3項目の質問が用意されている。第1の質問項目は、過去

1年間(調査前年の11月-調査年の10月)の健診の受診状況について、受診したか否かを尋ねている。

第2の質問項目は、健診結果についてである。(1)異常なし、(2)治療が必要、(3)指導を受けることが必要、(4)再検査・精密検査が必要、と尋ねている。厚生労働省「平成30年労働安全衛生調査」によると、被雇用者の健診受診率は90%程度で、健診受診者の約40%が所見ありの判定を受けている。本研究の分析サンプルでは、健診受診率は85%で、健診受診者の約47%が所見ありの判定を受けている。

第3の質問項目は、所見ありの判定を受けた後の対応である。(1)治療を受けた(受けている)、(2)指導を受けた(受けている)、(3)検査を受けた(受けている)、(4)治療、指導、検査は受けずに様子を見ている、(5)何もしていない(するつもりはない)、と尋ねている。分析サンプルでは、所見ありの判定を受けた者のうち、治療・再検査・保健指導を受けた者(選択肢の(1)・(2)・(3)を選択した者)は約6割、受けていない者(選択肢の(4)・(5)を選択した者)は約4割であった。

B-2. 主要なアウトカム変数と説明変数

アウトカム変数は生活習慣と慢性疾患の診断有無である。生活習慣については、飲酒頻度、飲酒量、喫煙(1日あたり20本以上の喫煙で1、それ以外は0)、運動習慣の有無を用いた。慢性疾患については「あなたは現在、以下の病気について医師から病気であると診断されていますか」という質問項目を用いた。病気のリストに、糖尿病、心臓病、高血圧、高脂血症が含まれる。

主要な説明変数は、治療や再検査、保健指導を受けたか否かである。治療や再検査、

保健指導を受けた場合は1、受けなかった場合は0のダミー変数を用いる。

B-3. サンプルセレクション

本研究の主要な目的は、治療や再検査、保健指導を受けたか否かが、健診受診から1年後以降の慢性疾患の予防に影響を与えているかを検証することにある。そのため、ベースライン時点で慢性疾患の診断を受けている個人は分析対象から除外した。ベースラインの健診で所見ありの判定を受け、ベースラインの年に慢性疾患の診断を受けた個人は分析対象から除外している。

表1では分析対象の個人の記述統計(ベースライン時点)を示している。治療や再検査、保健指導を受けた者と受けていない者にかけて表示した。治療や再検査、保健指導を受けた者は受けていない者と比べて、教育年数が高い傾向が確認された。また、収入や雇用形態は治療・再検査・保健指導の受診者と非受診者との間で違いは観察されなかった。治療や再検査、保健指導の受診者のほうが、非受診者よりもベースライン時点の生活習慣は健康的である一方で、医療費は高い傾向にあった。

B-4. 実証モデル

健診で所見ありの判定を受けた後の治療・再検査・保健指導の受診と、生活習慣や健康アウトカムとの関連を検証するために、以下のモデルを考える。

$$Y_{it+1} = \beta \text{Intervention}_{it} + \pi X_{it} + \tau_t + \delta_i + u_{it} \quad (1)$$

Y_{it+1} は、個人*i*の*t*+1年における生活習慣や健康アウトカムを示す変数である。

Intervention_{it} は、健診を受診した個人が所見ありの判定を受け治療・再検査・保健指導

を受けた場合は1, 受けなかった場合は0の変数である。パラメータ β は, 治療・再検査・保健指導の受診が生活習慣や健康アウトカムに与えた影響を計測する。 X_{it} は個人属性を示す変数で生活習慣や健康アウトカムに影響を与えると考えられる変数で, 収入, 婚姻状況, 雇用形態, 職種, 企業規模の変数が含まれる。その他, 年の固定効果(τ_t)を調整した。個人レベルの観察できない異質性(δ_i)を考慮するために, 固定効果モデルを用いて分析した。

C. 研究結果

C-1. 治療・再検査・保健指導が生活習慣に与えた影響

表2(1)では治療・再検査・保健指導の受診がベースラインの健診から1年後の生活習慣に与えた影響を検証した。結果より, 治療・再検査・保健指導の受診と飲酒頻度や飲酒量との間で負の関連が観察された。また, 治療・再検査・保健指導の受診と運動習慣との間の正の関連(ただし, 有意水準10%で有意)が観察された。

(2)列目の結果は, ベースラインの健診から2年後の生活習慣に与えた影響を示した。治療・再検査・保健指導の受診と飲酒頻度や飲酒量との間で負の関連が観察された。運動習慣について, ベースラインの健診から1年後には有意な正の関連が示されたが, 2年後以降には有意な関連は観察されなかった。

(3)列目の結果は, ベースラインの健診から3年後の生活習慣に与えた影響を示した。治療・再検査・保健指導の受診と飲酒量との間で負の関連が観察された。

C-2. 治療・再検査・保健指導が慢性疾患の予防に与えた影響

表3(1)では治療・再検査・保健指導の受診がベースラインの健診から1年後の慢性疾患の診断に与えた影響を検証した。治療・再検査・保健指導を受けた者は, 受けなかった者とは比べてベースラインから1年後の糖尿病の診断確率が低下する傾向が示された。また, 治療・再検査・保健指導の受診者はベースラインから1年後の心臓病の診断確率が低下する傾向が観察された(ただし, 有意水準10%で有意)。治療・再検査・保健指導の受診とベースラインから1年後の高血圧や高脂血症の診断確率との間に有意な関連は観察されなかった。

表3(2)では治療・再検査・保健指導の受診がベースラインの健診から2年後の慢性疾患の診断に与えた影響を検証した。4つの慢性疾患(糖尿病・心臓病・高血圧・高脂血症)について, 治療・再検査・保健指導の受診者は, 非受診者とは比べて, ベースラインから2年後の診断確率が低下する傾向が観察された。また, 治療・再検査・保健指導の受診とベースラインから2年後の糖尿病の診断との間に有意に負の関連があることが示された。

表3(3)では治療・再検査・保健指導の受診がベースラインの健診から3年後の慢性疾患の診断に与えた影響を検証した。治療・再検査・保健指導の受診者は, 非受診者とは比べて, ベースラインから3年後の高脂血症の診断確率が低下する傾向が観察された。

D. 考察/E. 結論

本研究では, 厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用いて, ベースラインの健診で所見ありの判定を受け, 治療や再検査, 保健指導を受けたことが, 少なくともベースラインより1年後の生活習慣や健康アウトカムに与えた影響を検証した。治療・再検査・保

健指導を受けたことが飲酒量の減少や飲酒頻度の低下、運動習慣の増加といった生活習慣の改善をもたらしたことが観察された。また、治療や再検査、保健指導の受診と、ベースラインの健診から1年後以降の慢性疾患の診断確率との間に負の関連があることが示された。

本研究の限界と今後の課題は以下のとおりである。第1に、本研究の関心は治療や再検査、保健指導の受診が、ベースラインから1年後以降の慢性疾患予防に与える影響である。そのため、ベースラインの健診で所見ありの判定を受け、ベースラインの年に慢性疾患の診断を受けた個人は分析対象から除外している。したがって、所見ありの判定を受けた者のうち、より重篤な症状を持つと考えられる個人(所見ありの判定を受けた直後に慢性疾患の診断を受けた個人)を分析サンプルから除外しているという点が制約として挙げられる。第2に、慢性疾患の予防と密接に関連する食生活に関するデータが調査票の情報からは利用可能ではない点が制約として挙げられる。第3に、健診を受診するか否かの自己選択バイアスが引き起こす問題を回避するために、分析対象を被雇用者に限定している。被雇用者以外の個人、例えば自営業者や失業者、引退した者について、治療・再検査・保健指導が生活習慣や健康アウトカムにどのような影響を与えたのかについては明らかにされていない。これらの残された問題は今後の課題としたい。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し。

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

参考文献

Fukuma S, Iizuka T, Ikenoue T, Tsugawa Y. Association of the National Health Guidance Intervention for obesity and cardiovascular risks with health outcomes among Japanese men. *JAMA Intern Med* 2020;180(12):1630–37.

Hackl F, Halla M, Hummer M, Gerald JP. The effectiveness of health screening. *Health Econ* 2015;24:913–35.

Iizuka T, Nishiyama K, Chen B, Eggleston K. False alarm? Estimating the marginal value of health signals. *J Pub Econ* 2021;195:104368.

Jones D, Molitor D, Reif J. What do workplace wellness programs do? Evidence from the Illinois Workplace Wellness Study. *Q J Econ* 2019;134:1747–91.

Kang C, Kawamura A, Noguchi H. Benefits of knowing own health status: effects of health check-ups on health behaviours and labour participation. *Applied Econ Letters* 2021;28:926–31.

Kim HB, Lee SA, Lim W. Knowing is not half the battle: impacts of information from the National Health Screening Program in Korea. *J Health Econ* 2019;65:1–14. doi: 10.1016/j.jhealeco.2019.01.003.

Nakao YM et al. Effectiveness of nationwide screening and lifestyle intervention for abdominal obesity and cardiometabolic risks in Japan: the metabolic syndrome and comprehensive lifestyle intervention study on nationwide database in Japan (MetS ACTION-J study). *PLoS One* 2018;13(1):e0190862.

表 1: 記述統計量

変数	観測値数	所見あり判定後の治療・再検査・ 保健指導		平均値の差 (<i>p</i> -value)
		受診者	非受診者	
		n=2176 (平均)	n=1501 (平均)	
<u>ベースラインの個人属性</u>				
年齢	3677	57.2	56.8	0.00
女性ダミー	3677	0.49	0.45	0.03
1ヶ月間の収入(単位:万円)	3677	31.7	30.9	0.74
教育年数	3677	12.6	12.3	0.00
既婚ダミー	3677	0.86	0.84	0.06
職種				
専門的・技術的な仕事・事務・販売など	3677	0.68	0.65	0.05
保安の仕事・生産工程・労務作業の仕事など	3677	0.22	0.24	0.11
雇用形態				
フルタイム	3677	0.57	0.58	0.47
パートタイム	3677	0.42	0.41	0.47
企業規模				
100人未満	3677	0.47	0.48	0.53
100人以上1000人未満	3677	0.27	0.30	0.01
1000人以上	3677	0.23	0.18	0.00
<u>ベースラインの生活習慣</u>				
飲酒頻度(1週間あたり)	3582	2.50	2.75	0.01
飲酒量(1回あたり)	3581	0.94	1.01	0.03
喫煙習慣(1日20本以上)	3657	0.07	0.13	0.00
運動習慣	3577	0.59	0.52	0.00
<u>ベースラインの医療費</u>				
1ヶ月間の医療費(単位:万円)	3184	4.03	1.79	0.00

表 2: 所見あり判定後の治療・再検査・保健指導が生活習慣に与えた影響

アウトカム	短期	長期	
	健診から 1年後 (1)	健診から 2年後 (2)	健診から 3年後 (3)
飲酒頻度			
$\hat{\beta}$	-0.104*** (0.029)	-0.077** (0.032)	-0.050 (0.037)
n	3582	3252	2945
飲酒量			
$\hat{\beta}$	-0.109*** (0.037)	-0.142*** (0.039)	-0.111*** (0.040)
n	3581	3260	2936
喫煙			
$\hat{\beta}$	0.005 (0.007)	0.003 (0.008)	0.012 (0.009)
n	3657	3318	3002
運動習慣			
$\hat{\beta}$	0.025* (0.015)	-0.008 (0.016)	-0.001 (0.018)
n	3577	3261	2947

注: 係数値を表示. 括弧の中は頑健標準誤差である. ***, **, *はそれぞれ 1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す.

表 3: 所見あり判定後の治療・再検査・保健指導が慢性疾患の診断有無に与えた影響

アウトカム	短期	長期	
	健診から 1年後 (1)	健診から 2年後 (2)	健診から 3年後 (3)
糖尿病			
$\hat{\beta}$	-0.011** (0.005)	-0.015** (0.006)	-0.011 (0.007)
n	2424	2348	2171
心臓病(狭心症・心筋梗塞)			
$\hat{\beta}$	-0.008* (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.001 (0.005)
n	2424	2348	2171
高血圧			
$\hat{\beta}$	-0.008 (0.009)	-0.009 (0.011)	-0.020 (0.013)
n	2424	2348	2171
高脂血症			
$\hat{\beta}$	-0.013 (0.009)	-0.010 (0.010)	-0.029** (0.012)
n	2424	2348	2171
上記4つの疾病			
$\hat{\beta}$	-0.026* (0.013)	-0.025** (0.013)	-0.024* (0.014)
n	2424	2348	2171

注: 係数値を表示. 括弧の中は頑健標準誤差である. ***, **, *はそれぞれ 1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す.

別添 4

令和三年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

定期健康診断受診後の治療・再検査・保健指導と労働環境

研究分担者 花岡智恵 東洋大学 経済学部

研究要旨

定期健康診断で要治療や要再検査の判定を受けた者が再検査や保健指導を受けなければ、疾患の存否または生活習慣病の危険因子の早期発見につながらず、健診の目的を達成することが困難となる。どのような個人が要治療・要再検査・要指導といった通知を受けても治療や再検査、保健指導を受けない選択をしているのだろうか。この疑問に答えるために、本研究では所見ありの判定を受けて治療・再検査・保健指導を受けた者と受けなかった者にどのような特徴があるのかを検証した。分析には、厚生労働省「中高年者縦断調査」の第1回(2005年)・第2回(2006年)の個票データを利用した。得られた結果は以下のとおりである。第1に、労働環境変数と治療・再検査・保健指導との間に負の相関が観察された。第2に、働いている者は、働いていない者と比べて治療・再検査・保健指導を受診していない傾向がみられた。第3に、労働日数や労働時間が長いほど治療・再検査・保健指導を受診していない傾向がみられた。一方で、時間あたり賃金の高さと治療・再検査・保健指導の受診との間の関連は観察されなかった。第4に、先行研究で指摘されていた教育との関連は観察されなかった。これらの結果は、治療・再検査・保健指導の未受診は健康知識の不足や時間に関する機会費用の高さといった要因よりも、むしろ労働による時間の制約が要因である可能性を示唆する。

A. 研究目的

定期健康診断(以下、「健診」)で異常所見があった場合、治療や再検査、保健指導を受けるか否かの判断は健診受診者本人に委ねられている。保険者の努力により健診の受診率を高めたとしても、健診の結果、要治療や要再検査、要指導の判定を受けた本人が治療や保健指導を受けなければ、健診の目的を達成することは難しくなる。

要治療・要再検査・要指導の判定を受けた後に治療や二次検査、保健指導を受けない者はどれほど存在するのだろうか。50-59歳

の全国の男女を対象とした厚生労働省「中高年者縦断調査」第1回調査(2005年)によると、過去1年間に健診を受診した者は72.2%、健診受診者のうち要治療・要再検査・要指導の判定のあった者は45.9%であった。そのうち20.0%は「治療、指導、検査は受けずに様子を見ている」、5.9%は「何もしていない」と回答している。したがって、要治療・要再検査・要指導の対象者のうちの約3割が受診していない。また、日本の健診制度を分析対象として扱った先行研究では、保健指導の利

用者は対象者の約 10%(Nakao et al., 2018), 約 16%(Fukuma et al., 2020), 約 10-20%(鈴木他,2015)と報告されている。このように、健診で要治療、要再検査、要指導(以下、「所見あり」という)の判定を受けても治療や再検査、保健指導を受けていない人が多い。

どのような個人が所見ありの通知を受けても治療や再検査、保健指導を受けない選択をしているのだろうか。この疑問に答えるために、本研究では所見ありの判定を受けて治療・再検査・保健指導に行く人と行かない人とはどのような特徴があるのかを検証した。

B. 研究方法

B-1. データ

本研究は、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用いる。この調査は 2005 年 10 月末時点で 50 歳から 59 歳の男女を対象としており、同一の個人を長期的に追跡するように設計された縦断調査である。追跡は、前回調査または前々回調査において協力を得られた個人を対象としている。調査は、毎年 11 月の第 1 水曜日に実施される。本研究では統計法第 33 条に基づき二次データ利用が許可された第 1 回(2005 年)と第 2 回(2006 年)調査のデータを用いた。

「中高年者縦断調査」では、本研究の実施に有用な情報である健診の受診有無、健診結果での所見ありの判定の有無、所見ありの判定後の対応(病院に行った、何もなかった、など)のほか、慢性疾患の診断有無や雇用状況といった変数が含まれている。分析対象とする健診は 2006 年調査(2005 年 11 月から 2006 年 10 月の間の健診)における健診に関する情報を用いた。

本研究におけるサンプルセレクションは以下のとおりである。すでに慢性疾患を抱えて

いる個人は、定期的に通院治療を行っている可能性が高く、所見ありの判定を受け取ったとしても受療や再検査等を選択しない可能性がある。そのため、2005 年調査時点で医師から慢性疾患の診断(糖尿病・心臓病・脳卒中・高血圧・脂質異常症・悪性新生物)を受けたことのある個人は分析対象から除外した。また、所見ありという情報が生活習慣に与えた影響を検証するために、2005 年調査の健診で所見ありの判定を受けていない個人に分析対象を限定した。さらに、2006 年調査の健診情報(2006 年 11 月時点と 2005 年 11 月までの健診)に欠値のない個人に限定した。

この調査では、健診に関して 3 項目の質問が用意されている。第 1 の質問項目は、過去 1 年間(調査前年の 11 月-調査年の 10 月)の健診や人間ドックの受診状況について、受診したか否かを尋ねている。

第 2 の質問項目は、健診結果についてである。(1)異常なし、(2)治療が必要、(3)指導を受けることが必要、(4)再検査・精密検査が必要、と尋ねている。分析サンプルでは、異常なしの健診受診者は分析対象から除外している。異常なしの健診受診者を除外する前の分布をみると、健診受診者のうち異常なしが 61%、何らかの所見のあった者は 39%であった。所見ありの判定を受けた者のうち、治療が必要が 25%、再検査・精密検査が必要が 43%、指導を受けることが必要が 32%であった。

第 3 の質問項目は、所見ありの判定を受けた後の対応である。(1)治療を受けた(受けている)、(2)指導を受けた(受けている)、(3)検査を受けた(受けている)、(4)治療、指導、検査は受けずに様子を見ている、(5)何もしていない(するつもりはない)、と尋ねている。分析サンプルでは、所見ありの判定を受けた者のう

ち、治療・再検査・保健指導を受けた者(選択肢の(1)・(2)・(3)を選択した者)は約 6 割, 受けていない者(選択肢の(4)・(5)を選択した者)は約 4 割であった。

B-2. 主要なアウトカム変数

どのような個人が所見ありの通知を受けても治療や再検査, 保健指導を受けないままにいるのだろうか。この疑問に答えるために, 2005 年 11 月から 2006 年 10 月の間の健診(2006 年調査)に関する情報を用いて, 治療・再検査や保健指導の受診者と個人属性・労働環境との相関を分析した。この分析では, 要治療・要再検査・要指導という判定を受けた者のみにサンプルを限定した。アウトカム変数は, 治療・再検査・保健指導の受診ダミーで, 受診していれば 1, 受診していなければ 0 という変数を用いた。説明変数として個人属性と労働環境変数を用いた。個人属性は年齢, 男性ダミー, 教育年数, 月間収入, 婚姻状況(既婚ダミー)を用いた。労働環境変数は, 仕事をしているか否かのダミー変数, 雇用形態(フルタイム・パートタイム・自営業), 労働日数, 労働時間, 時間あたり賃金, を用いた。

記述統計を表 1 に示した。個人属性について, 平均年齢は 55.5 歳, 男性は約 52%, 教育年数の平均は 12.5 年であった。月間収入について中央値は 17 万円, 平均値は 28 万円であった。86%が既婚者であった。労働環境について, 働いている者は 85%であった。内訳はフルタイムが 51%, パートタイムが 22%, 自営業が 12%であった。労働日数, 労働時間, 時間あたり賃金の変数について, 働いていない者の値は 0 となっている。週当たり労働日数の平均は 4 日, 週あたりの労働時間の平均は 34 時間であった。時間あたり賃金について, 中央値は 930 円, 平均値は 1623 円であった。

C. 研究結果

表 2 では, 所見ありの通知を受けて治療や再検査, 保健指導を受けない選択をした個人の特徴を分析した。(1)では, 個人属性と治療・再検査・保健指導を受けるか否かの関連を分析した。年齢が高いほど治療・再検査・保健指導を受ける傾向にあった。また, 男性は女性とくらべて治療・再検査・保健指導を受けない傾向にあった。さらに, 収入が高いほど治療・再検査・保健指導を受けない傾向にあった。そして, 非婚者とくらべて既婚者は治療・再検査・保健指導を受ける傾向が示された。

(2)では, 個人属性のほかに, 労働属性として仕事をしているか否かを説明変数として加えた。仕事をしていない者とくらべて, 仕事をしている者のほうが治療・再検査・保健指導を受けない傾向が示された。また, (2)列目以降に労働環境を示す変数を説明変数として加えたことで, 収入に関する変数の有意性が観察されなくなる, という傾向がみられた。

(3)では, 労働環境として雇用形態を示す変数を調整した。仕事をしていない者と比べて, フルタイム, パートタイム, 自営業で働く者は治療・再検査・保健指導を受けない傾向が観察された。その傾向はフルタイムにおいて最も大きかった。

(4)では, 労働環境として週当たりの労働日数と労働時間を示す変数を調整した。労働日数や労働時間の長さは, 治療・再検査・保健指導と有意な負の相関があることが示された。

(5)では, 労働環境として時間あたり賃金を調整した。時間あたり賃金と治療・再検査・保健指導を受けるか否かの選択との間に有意な関連は観察されなかった。

結果をまとめると, 第 1 に, 労働環境変数と治療・再検査・保健指導との間に負の相関が観察された。第 2 に, 働いている者は, 働い

ていない者と比べて治療・再検査・保健指導を受けていない傾向がみられた。第3に、労働日数や労働時間が長いほど治療・再検査・保健指導を受けていない傾向がみられた。一方で、時間あたり賃金の高さと治療・再検査・保健指導の受診との間の関連は観察されなかった。第4に、先行研究(Zhao et al., 2013)で指摘されていた教育との関連は観察されなかった。

D. 考察/E. 結論

本研究では、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用いて、所見ありの通知を受けて治療や再検査、保健指導を受けない選択をしている個人の特徴を分析した。

「所見あり」判定を受けた者のうち、労働時間や労働日数の長い労働者は、治療・再検査・保健指導を受けていない傾向がみられた。先行研究ではがん検診、人間ドック、地域の基本健診などで、要治療・要再検査となった者が治療や再検査を受診していない理由が検証されている。佐々木(1997)は大腸がん検診で要精検者が精検を受けていない理由について、ほぼ半数の54.1%が「仕事が忙しい」と回答したことを報告している。宮島他(2014)では、人間ドックを受診し要治療または要精密検査と判定された受診者に、再検査を受けなかった理由を尋ねている。結果は「時間がない」が最も多かった(42%)。神田他(2002)では地域の基本健診を受診し、要医療と判定された者を対象に、要医療の通知後に医療機関を受診しなかった理由を尋ねている。45.5%が「自覚症状がないから」、次いで31.8%が「忙しくて時間がないから」と回答していた。このように治療・再検査・保健指導の未受診の理由の多くは「忙しかった」「業務多

忙」といった時間の制約にあり、本研究の結果はこれらの先行研究の結果と整合性がある。

今後は、労働環境変数以外の時間の制約(例えば、家族介護の提供など)が治療・再検査・保健指導の受診行動に与える影響を検証する予定である。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し。

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

参考文献

神田晃他. 2002. 基本健康診査受診後の受療行動に関する分析. 昭和医学会雑誌, 62(5), pp.335-341.

鈴木亘他. 2015. 特定健診・特定保健指導の効果測定—プログラム評価の計量経済学からのアプローチ. 医療経済研究, 27(1), pp.2-39.

佐々木宏之. 1997. 大腸がん検診精密検査未受診者の実態—未受診者および保健

- 婦アンケート調査から－. 日本消化器集
団検診学会雑誌, 35(5), pp.681-685.
- 宮島江里子他. 2014. 人間ドック受診者の二
次検査受診状況と事後措置の認識調査.
総合健診, 41(6), pp.637-643.
- Kang C, Kawamura A, Noguchi H. Benefits of
knowing own health status: effects of
health check-ups on health behaviours and
labour participation. *Applied Econ Letters*
2021;28:926–31.
- Zhao M, Konishi Y, Glewwe P. Does
information on health status lead to a
healthier lifestyle? Evidence from China
on the effect of hypertension diagnosis on
food consumption. *Journal of Health
Economics* 2013;32:367–85.

表 1: 記述統計量

変数	観測値数	平均	標準偏差
所見あり判定後の治療・再検査・保健指導の受診	4871	0.61	0.48
個人属性			
年齢	4871	55.5	2.77
男性(ダミー変数)	4871	0.52	0.49
教育年数	4871	12.5	2.5
月間収入(単位:万円)	4871	28.3	66.2
既婚(ダミー変数)	4871	0.86	0.33
労働環境			
仕事をしている(ダミー変数)	4871	0.85	0.35
フルタイム(ダミー変数)	4871	0.51	0.50
パートタイム(ダミー変数)	4871	0.22	0.41
自営業(ダミー変数)	4871	0.12	0.32
労働日数(週)	4871	4.24	2.15
労働時間(週)	4871	33.9	20.4
時間あたり賃金(単位:円)	4871	1622.5	4433.4

表 2: 所見あり判定後の治療・再検査・保健指導の受診と個人属性および労働環境の相関

説明変数	治療・再検査 ・保健指導の 受診 (1)	治療・再検査 ・保健指導の 受診 (2)	治療・再検査 ・保健指導の 受診 (3)	治療・再検査 ・保健指導の 受診 (4)	治療・再検査 ・保健指導の 受診 (5)
個人属性					
年齢	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.010*** (0.002)
男性	-0.089*** (0.014)	-0.069*** (0.014)	-0.064*** (0.016)	-0.046*** (0.015)	-0.089*** (0.014)
教育年数	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
月間収入	-0.002** (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)
既婚	0.041** (0.020)	0.039** (0.020)	0.038* (0.020)	0.039* (0.021)	0.040** (0.020)
労働環境					
仕事をしている		-0.112*** (0.019)			
フルタイム			-0.120*** (0.021)		
パートタイム			-0.104*** (0.021)		
自営業			-0.084*** (0.026)		
労働日数(週)				-0.016** (0.006)	
労働時間(週)				-0.001* (0.000)	
時間あたり賃金					0.0007 (0.002)
n	4871	4871	4871	4871	4871

注: 係数値を表示. 括弧の中は頑健標準誤差である. ***, **, *はそれぞれ 1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す. アウトカム変数は, 治療や再検査, 保健指導の受診ダミーで, 受診していれば 1, それ以外は 0 という変数を用いた. 説明変数として個人属性と労働環境を用いた.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

ライフサイクルにおける地域別の介護リスクの推移

研究協力者 御子柴みなも 東京大学 公共政策学教育部
ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者 川村 眞 公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・
大学院ヘルスイノベーション研究科/
早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)

研究要旨

本研究の目的は、個人がライフサイクルを通じて直面する介護リスクの推移を推定することにある。2006年5月から2018年4月までの『介護給付費実態調査』と『人口動態調査(死亡票)』を突合せすることで、介護状態の遷移確率のみならず、介護状態別死亡確率を推定した。介護リスクは年齢とともに増加し、全ての年齢・性別において介護リスクには高い持続性があることが明らかになった。また、介護状態が重い人は年齢や性別に関わらず死亡確率が高い一方、同じ年齢・介護状態において男性の方が女性よりも死亡確率が高いことが確認された。

また、介護状態の推移をより詳細に分析するために、介護状態の新たな側面として、介護の種類、身体的介護と認知的介護に着目した推定も行った。『介護給付費実態調査』のサービス項目コードを利用することで、個人の介護度だけではなく、身体的介護または認知的介護のいずれが必要となる状態であるのか分類し、介護度・介護の種類(身体または認知)別の遷移確率を推定した。

本研究の研究成果である、ライフサイクルにおける介護状態の遷移確率は、生涯介護費の推定だけではなく、介護リスクが個人の経済活動および厚生に与える影響を分析する際の基礎資料となるものであり、公衆衛生学および医療経済学だけではなくマクロ経済学など幅広い分野において貢献があることが期待される。

A. 研究目的

本研究の目的は、個人がライフサイクルを通じて直面する介護リスクの推移を推定することにある。本研究は、公的介護サービスのレセプト悉皆情報である

『介護給付費実態調査』を用いた研究である。『介護給付費実態調査』は、公的介護保険制度の対象となる限り、ほぼ全ての国民の介護サービス利用情報が含まれるデータベースであり、介護サービス

のアウトカムとして要介護度の推移について追跡可能である。従来の研究において、ライフサイクルにおける介護リスクを推定する試みは行われてきたものの、日本における過去の研究は特定の自治体のデータを用いたものに限定されており、米国の the Health and Retirement Study を用いた研究では介護状態の分類が主観的な質問項目に依存していたため、本研究は網羅性と介護状態の正確性において、大きな優位性を持った研究である。

B. 研究方法

本研究は、2006年5月から2018年4月までの『介護給付費実態調査』と『人口動態調査(死亡票)』(以下、DRファイル)を突合させることで、介護状態の遷移確率のみならず、介護状態別死亡確率を推定した。その上で、介護状態の推移をより詳細に分析するために、『介護給付費実態調査』のサービス項目コードを利用することで、個人の介護度だけではなく、身体的介護または認知的介護のいずれが必要な状態であるのか分類し、介護度・介護の種類(身体または認知)別の遷移確率を推定した。

B-1. 『介護給付費実態調査』と『人口動態調査(死亡票)』の突合

本研究で使用する『介護給付費実態調査』は要介護度の推移について追跡可能である一方、死亡に関する情報が含まれていない。本研究は、Mファイルと呼ばれている、「受給者台帳マスタファイル」と、DRファイルと突合することで、死亡情報を含む要介護度の推移に関する

パネルデータを構築した。データの観察期間は、『介護給付費実態調査』に合わせて、2006年5月から2018年4月までとする。識別変数としては、住民票のある都道府県及び市区町村・性・出生年月に加えて、Mファイルの受給資格喪失年月日、DRファイルの死亡年月日を用いた。

Mファイルが全国規模のデータであることを確認するため、総務省が提供している各年月における市区町村コードとMファイルの市区町村コードを突合させることで、公的介護サービスのレセプト悉皆情報を提供していない市区町村を特定した。総務省が提供している『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』における市区町村別年齢階級別人口を用いて¹、65歳以上高齢者人口に占める、Mファイルで公的介護サービスのレセプト悉皆情報を提供している市区町村人口割合(以下、人口カバー割合)を計算したところ、全国の人カカバー割合は77%と高く、Mファイルは高い網羅性を持った全国規模のデータであることがわかった。また、人口カバー割合は都道府県間でばらつきがあり、最も低い大阪府においては、わずか24%に留まった。図1-1は各都道府県における人口カバー割合をプロットしたものである。

Mファイルにおいては、65歳以上の受給資格喪失者のうち、識別変数に重複または欠損がある場合、Mファイルのサンプルから脱落させて突合を行なっている。65歳以上の全受給資格喪失者のうち、識別変数が重複している者の割合の全国平均はわずか3%であった²。また、

¹ データは <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200241&tstat=000001039591> より利用可能である。(2022年5月14日)

² 重複している者の割合は都道府県間でばらつきがあり、特に熊本県における割合は32%と非常に高い。熊本県にて観察された重複のうち、9割

突合における重要な仮定は、市区町村における介護保険資格喪失年月日と死亡届提出年月日の関係である。各市区町村では、死亡届に、医師によって作成された死亡診断書を添付する必要がある、死亡診断書に記載された死亡年月日の翌日を持って、介護保険の資格喪失手続きを行うことになる。そのため、事務手続きの過誤がない限りにおいて、Mファイルの受給資格喪失年月日から1日を差し引けば、DRファイルの死亡年月日と照合することができる。本研究においては、DRファイルの死亡年月日に対応するMファイルにおける“推定”死亡年月日として、まず初めに、受給資格喪失年月日から1日差し引いた年月日を用いて、次に事務手続きの過誤を考慮して、受給資格喪失年月日でも突合を行なった。同一個人において、受給資格喪失年月日から1日差し引いた年月日と、受給資格喪失年月日のどちらにおいても突合した場合、受給資格喪失年月日から1日差し引いた年月日のみを使用する。Mファイルの65歳以上受給資格喪失者を100%として照合率を計算すると約85.71%がDRファイルの死亡票と突合され、Mファイルの65歳以上受給資格喪失者のうち重複記録を除外した者を100%とすると89.47%と突合された。図1-2は突合プロセスをまとめたものであり、図1-3(図1-4)はMファイルの65歳以上受給資格喪失者(Mファイルの65歳以上受給資格喪失者のうち重複記録を除外し

た者)の全国および都道府県別照合率である。

B-2. 突合データを用いたパネルデータ構築

本研究は突合したデータを用いて、1912年から1951年までのコホートの男女別パネルデータを構築した。構築にあたっては、要介護状態を最低でも1年以上追跡できる者にサンプルを限定し、1月のデータに着目して1年間隔のパネルとした。また、単純化のために、7つある要介護区分を2つのグループに分けた³。要支援1から要介護2までを“Light”，要介護3から要介護5までを“Heavy”とし、ライフサイクルにおける介護状態の推移を追跡した。

B-3. 介護状態の遷移確率

B-2で構築したパネルデータを用いて、65歳から94歳にかけての介護状態の遷移確率を計算した。介護状態としては、要介護区分を2つにまとめたLight, Heavyに、介護が必要ない状態であるNo-disabilityと死亡状態であるDeathを加えた4つの状態を考える。コホート1912年から1951年において、各コホートXのY年にZ歳時にNo-disability・Light・Heavyの状態である人が、(Y+1)年の(Z+1)歳時にNo-disability・Light・Heavy・Deathに分布する確率を計算した。この時、『介護給付費実態調査』においてNo-disabilityに関する情報は追跡することができないため、日本版死亡データベースの全国データにおける各コホートの推定人口(1月1

が熊本市で発生しており、政令指定都市の指定時の市区町村コード移行過程で発生したと考えられる。また、残り1割に重複においても、市区町村合併時の市区町村コードの移行過程にて発生したと考えられる。

³ 事業認定対象者は、各要介護区分に認定されたわけではなく、認定結果が不明であるため、考慮しない。

日現在推計値)⁴と M ファイルから計算された各コホート・年齢の要介護認定人口を用いて、各コホート・性別・年齢における No-disability の人口を impute した。

この時、一部の市区町村ではレセプト悉皆情報が非提供であり、提供市区町村における人口にはばらつきがあるため、

『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』における市区町村別年齢階級別人口を用いて補正を行なった。

また、各都道府県における遷移確率のばらつきを分析するために、全国だけではなく、47 都道府県における介護状態の遷移確率の推計も行なった。

B-4. 介護度・介護種類別の遷移確率

介護状態の推移をより詳細に分析するために、介護状態の新たな側面として、介護の種類、身体的介護と認知的介護に着目した推定も行った。この時、『介護給付費実態調査』の「介護実績明細情報ファイル(D1)」におけるサービス項目コードを利用することで、個人の介護度だけではなく、身体的介護または認知的介護のいずれが必要な状態であるのか分類を行なった。各サービス項目コードにおけるサービス内容略称で、“認知症”または“痴呆”という単語が含まれるサービスを使っている個人は、認知サービス利用者として分類を行なった。その上で、65 歳から 94 歳にかけての介護度・介護種類別の遷移確率を計算した、すなわち、コホート 1912 年から 1951 年のあるコホート X において、Y 年に Z 歳時に Light-Physical・Light-Cognitive・Heavy-Physical・Heavy-Cognitive の状態である人が、(Y+1)年の

(Z+1)歳時に Light-Physical・Light-Cognitive・Heavy-Physical・Heavy-Cognitive・Death に分布する確率を計算した。

C. 研究結果 / D. 考察

C-1. 介護状態の遷移確率

図 2-1, 2-2 は、現在のある介護状態から来期の介護状態への遷移確率を男女別にプロットしたものであり、全ての年齢・性別・介護状態において介護リスクには高い持続性があることが明らかになった。図 2-3, 図 2-4 は、来期のある介護状態への遷移確率を現在の介護状態別にプロットしたもので、介護状態が重い人は年齢や性別に関わらず死亡確率が高い一方、同じ年齢・介護状態において男性の方が女性よりも死亡確率が高いことが確認された。また、遷移確率が正しく推定されているのか確認するため、モンテカルロシミュレーションを行い、日本版死亡データベースにおける死亡率および M ファイルより計算した各年齢・性別に占める要介護者の割合と要介護者の中で Light の占める割合について、データとシミュレーション結果の比較を行なった。

図 2-5 がモンテカルロシミュレーションによる推定介護状態分布をプロットしたもので、図 2-6 はデータとシミュレーション結果を比較したものである。図 2-6 より、推定した介護状態の遷移確率はライフサイクルにおける介護リスクを上手く捉えていることが分かる。

また、47 都道府県における介護状態の遷移確率推計の 1 例として、図 2-7,2-8,2-9,2-10 に北海道の例を添付した。

⁴ データは <https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/00/index.html> より利用可能である (2022 年 5 月 14 日)

C-2. 介護度・介護種類別の遷移確率

図 2-11, 2-12 は、現在のある介護度・介護種類から来期の介護度・介護種類への遷移確率を男女別にプロットしたものであり、全ての年齢・性別・介護度・介護種類において介護リスクには高い持続性があることがわかった。また、Heavy-Cognitive を除く全ての介護度・種類においては、同じ介護度・介護種類の次に留まる確率が高いのは、同じ種類の介護状態であることがわかった。例えば、現在 Light-Physical の介護状態の者の来期における介護状態は、Light-Physical の次に Heavy-Physical の確率が高い。一方、Heavy-Cognitive の者の来期における介護状態は、Heavy-Cognitive の次に Heavy-Physical の確率が高い。この要因としては、(1) 身体的介護者と比較して認知的介護サービスを利用している者の介護度は持続性が高いこと、(2) 支給限度額の範囲で介護サービスを利用する場合、身体介護サービスに認知サービスが代替される可能性が考えられる。更なる分析には、介護サービスをより詳細に分析することが必要であろう。

図 2-13, 2-14 は、来期のある介護度・介護種類への遷移確率を現在の介護度・介護種類別にプロットしたものがある。全ての年齢・性別・介護度・種類において、男性の方が女性よりも死亡確率が高いことがわかった。また、同じ介護度でも Cognitiveの方が Physical に比べて死亡確率が低い傾向があることが明らかになった。

E. 結論

本研究においては、2006年5月から2018年4月までの『介護給付費実態調査』と『人口動態調査(死亡票)』を突合させることで、介護状態の遷移確率のみならず、介護状態別死亡確率を推定した。推定したライフサイクルにおける介護リスクは現実データを上手く捉えており、介護リスクは年齢とともに増加し、全ての年齢・性別において介護リスクには高い持続性があることが明らかになった。また、介護状態が重い人は年齢や性別に関わらず死亡確率が高い一方、同じ年齢・介護状態において男性の方が女性よりも死亡確率が高いことが確認された。

また、本研究は『介護給付費実態調査』の「介護実績明細情報ファイル(D1)」におけるサービス項目コードを利用することで、個人の介護度だけではなく、身体的介護または認知的介護のいずれが必要な状態であるのか分類を行ない、介護度・介護種類別の遷移確率の推定を行った。介護種類を考慮しても、全ての年齢・性別・介護度・介護種類において介護リスクには高い持続性があり、男性の方が女性よりも死亡率が高いことが確認された。また、介護状態の推移においては、介護度だけではなく、介護の種類を考慮することが重要であることがわかった。

本研究の研究成果である推定されたライフサイクルにおける介護状態の推移は、生涯介護費の推定だけではなく、介護リスクが個人の経済活動および厚生に与える影響を分析する際の基礎資料となるものであり、公衆衛生学および医療経済学だけではなくマクロ経済学など幅広

い分野において貢献があることが期待される。

F. 健康危険情報

特になし。

G. 研究発表

1. 論文発表

特になし。

2. 学会発表

特になし。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特になし。

2. 実用新案登録

特になし。

3. その他

特になし。

図 1-1：都道府県別 65 歳以上高齢者人口に占める，公的介護サービスのレセプト悉皆情報を提供している市区町村人口割合

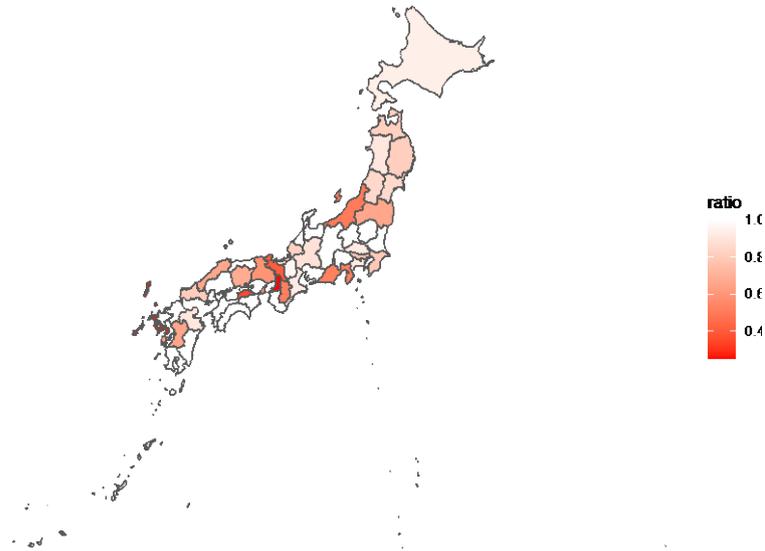


図 1-2：『介護給付費実態調査』と『人口動態調査(死亡票)』の突合プロセス

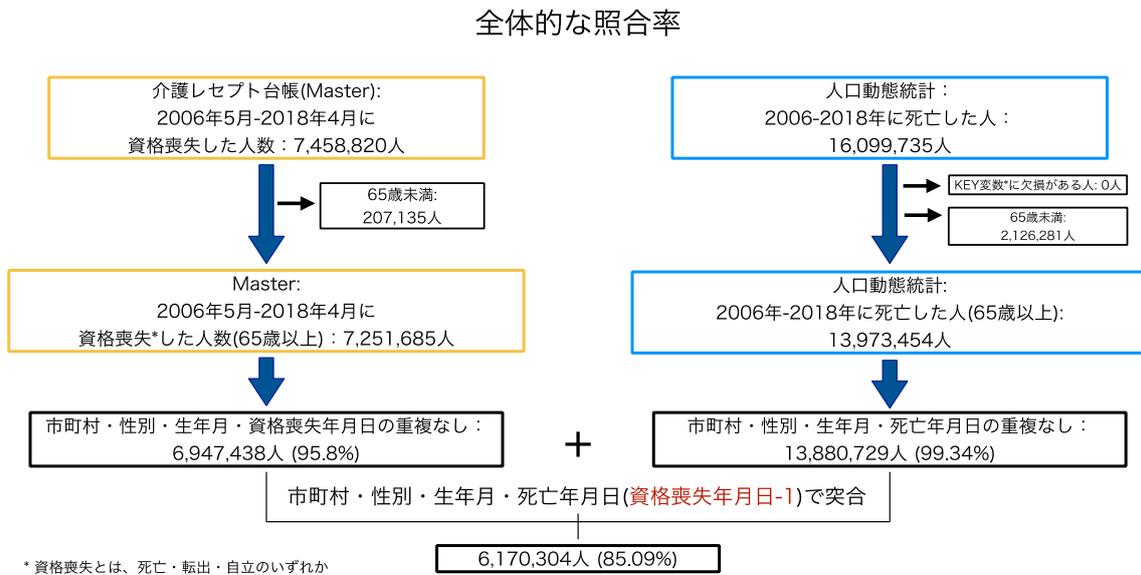


図 1-3: 65 歳以上受給資格喪失者の照合率

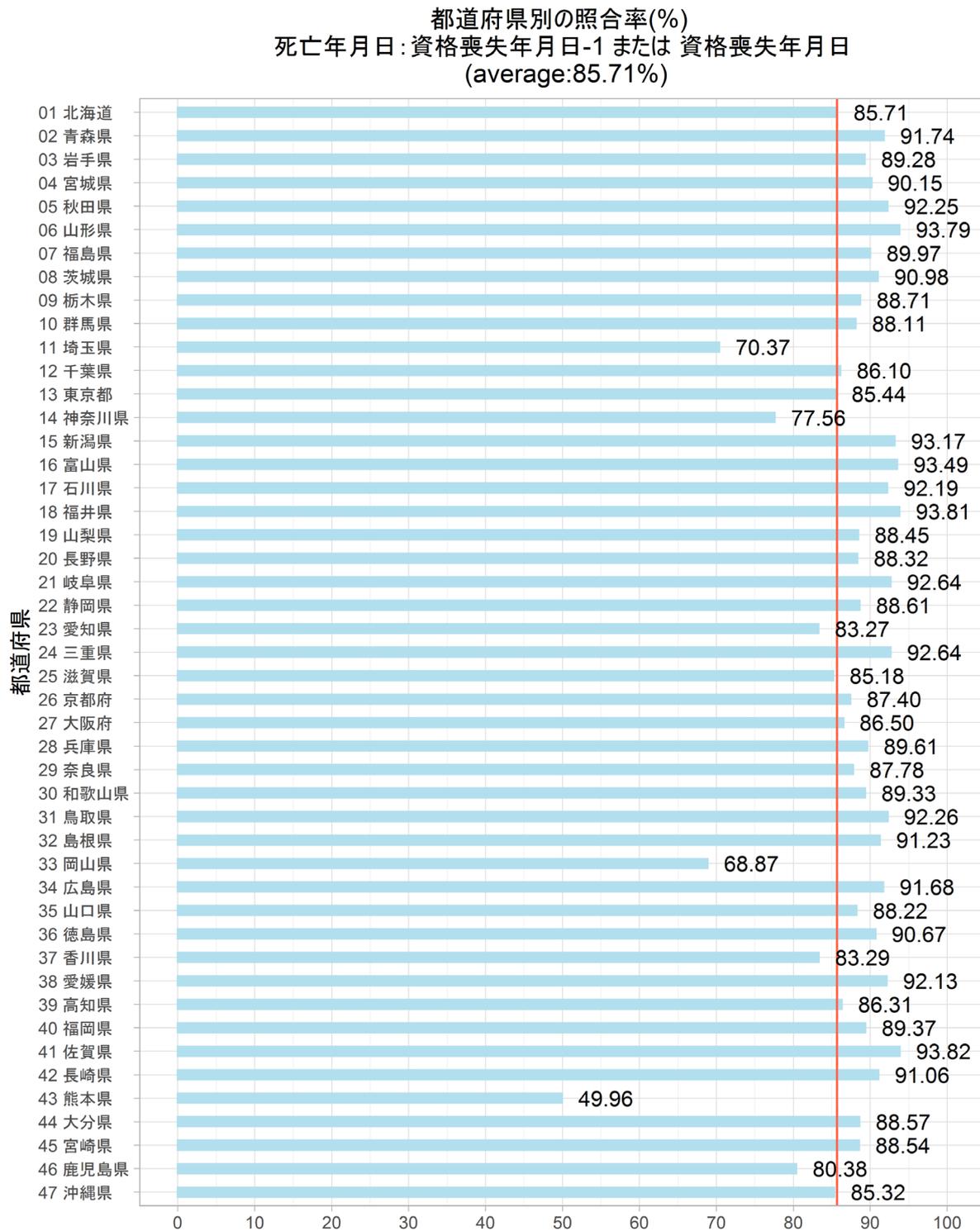


図 1-4: 65 歳以上受給資格喪失者のうち識別変数の重複記録を除外した者の割合

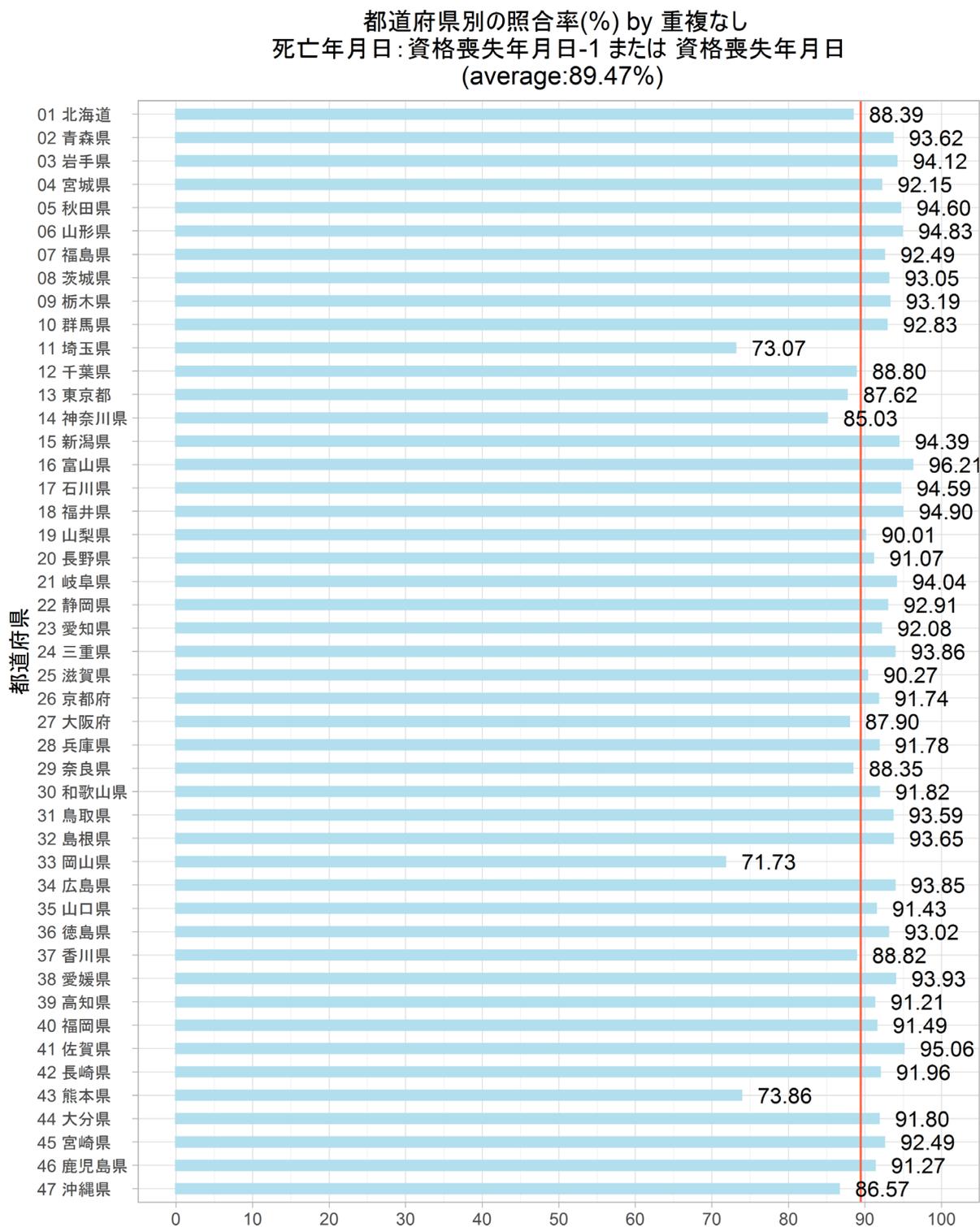
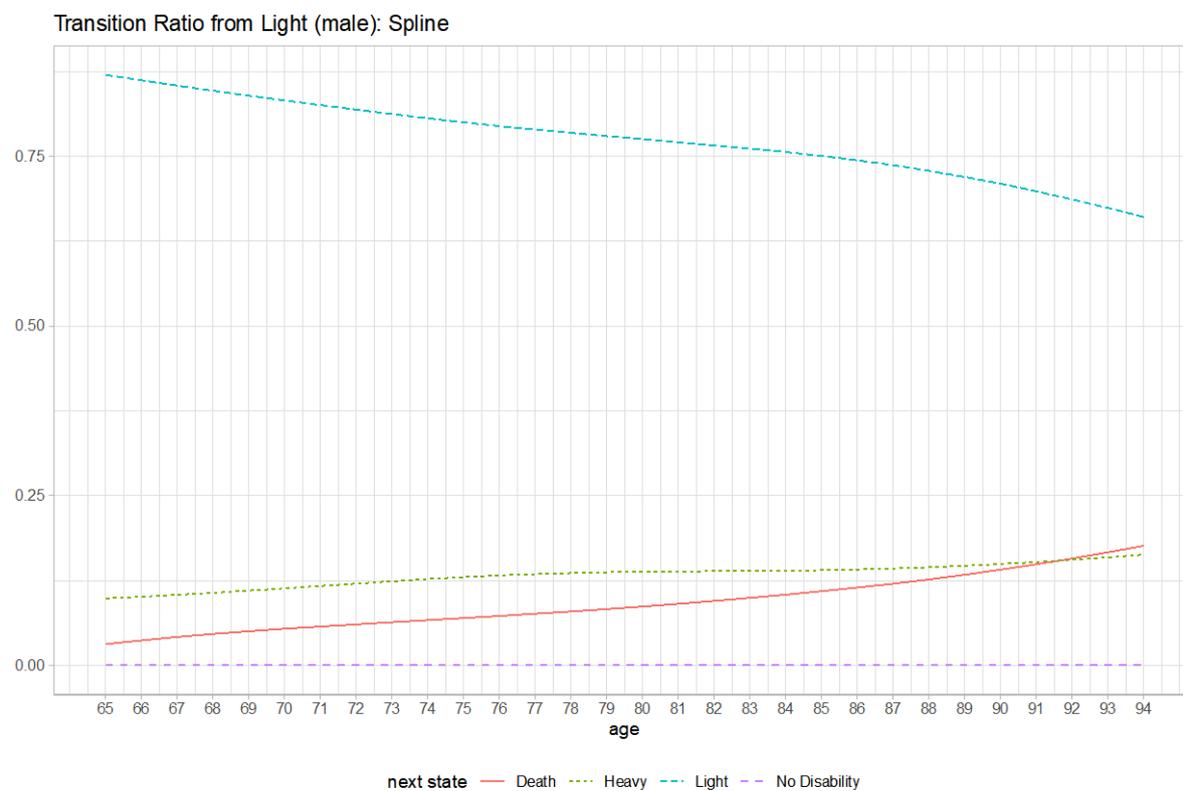
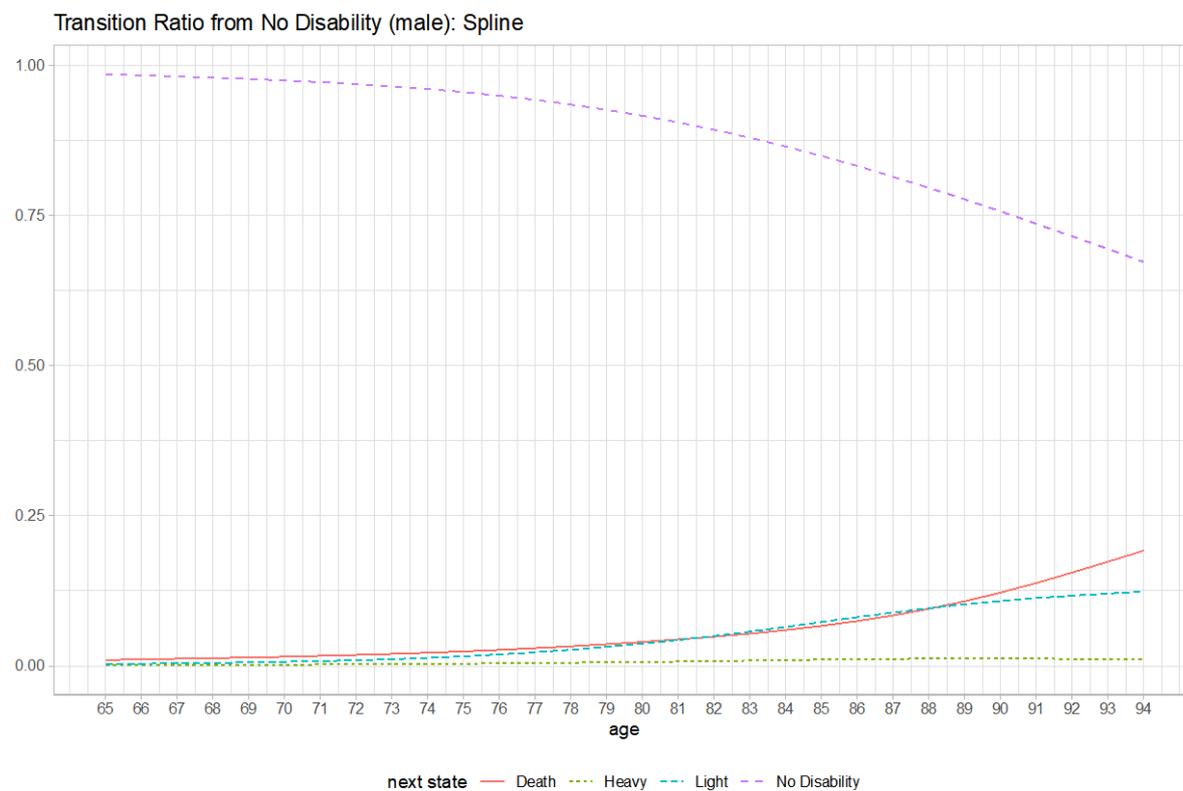


図 2-1: 現在の介護状態別遷移確率(男)



Transition Ratio from Heavy (male): Spline

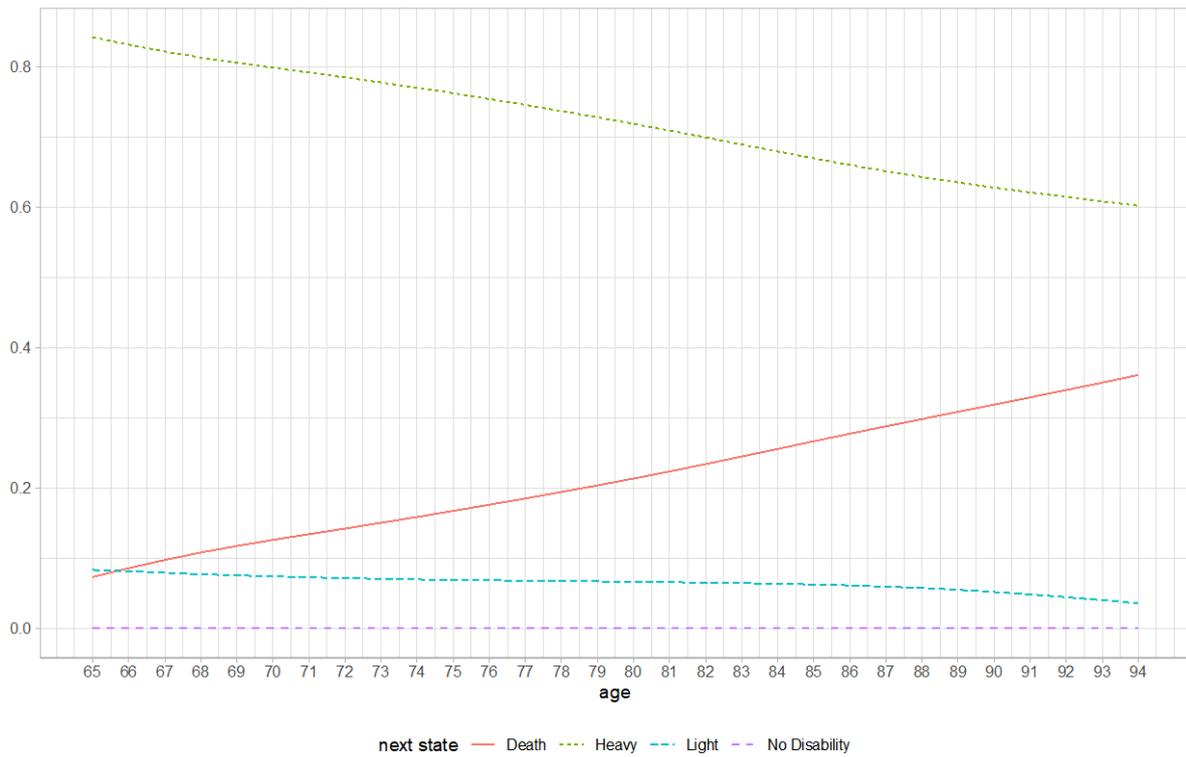
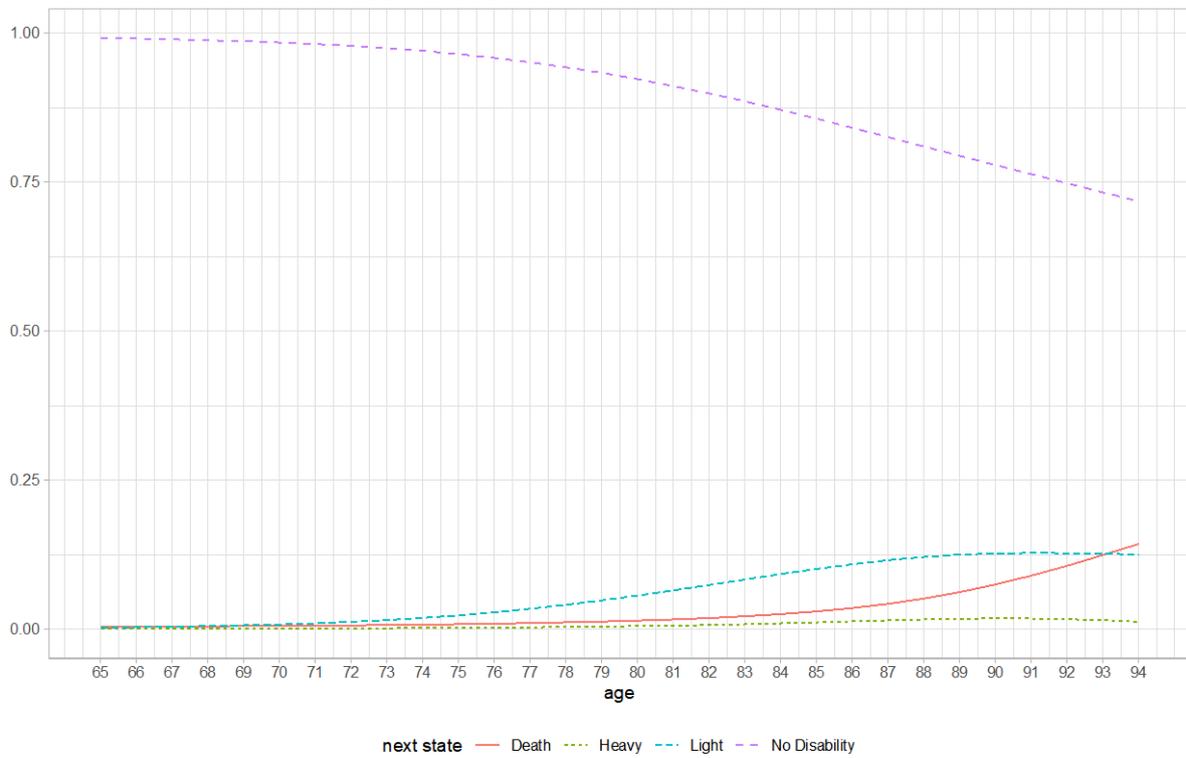
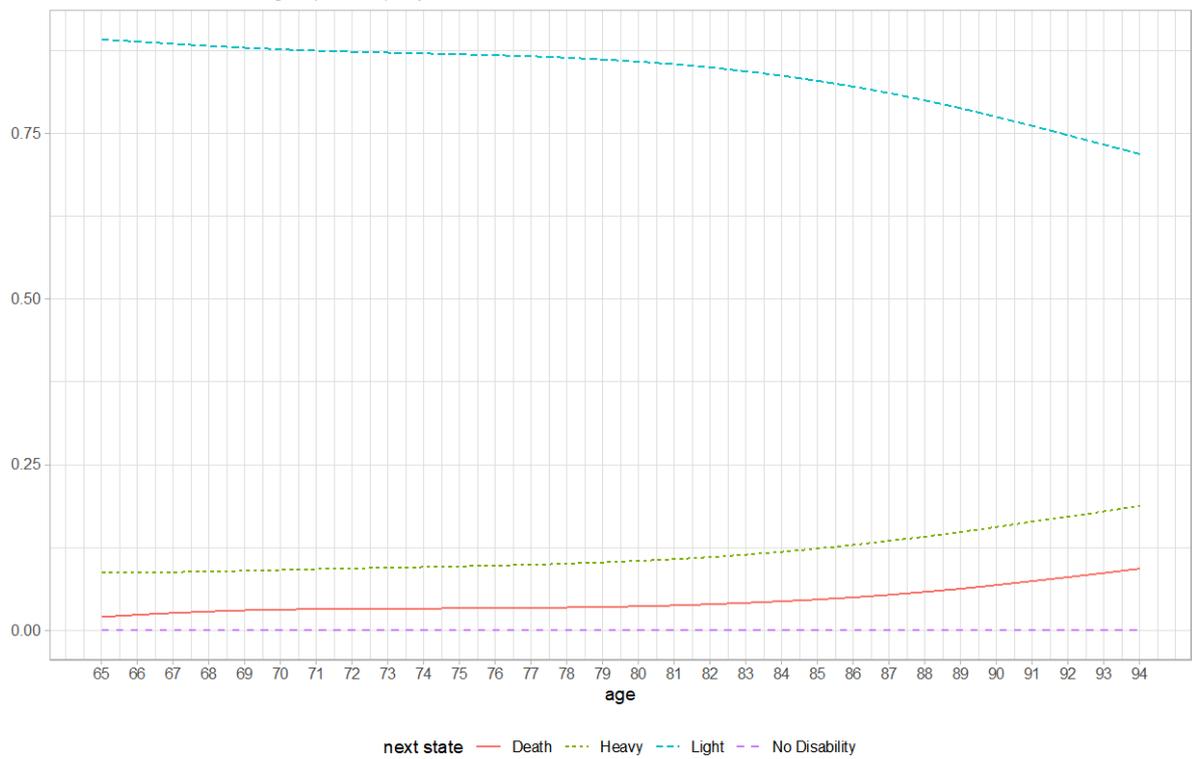


図 2-2: 現在の介護状態別遷移確率(女)

Transition Ratio from No Disability (female): Spline



Transition Ratio from Light (female): Spline



Transition Ratio from Heavy (female): Spline

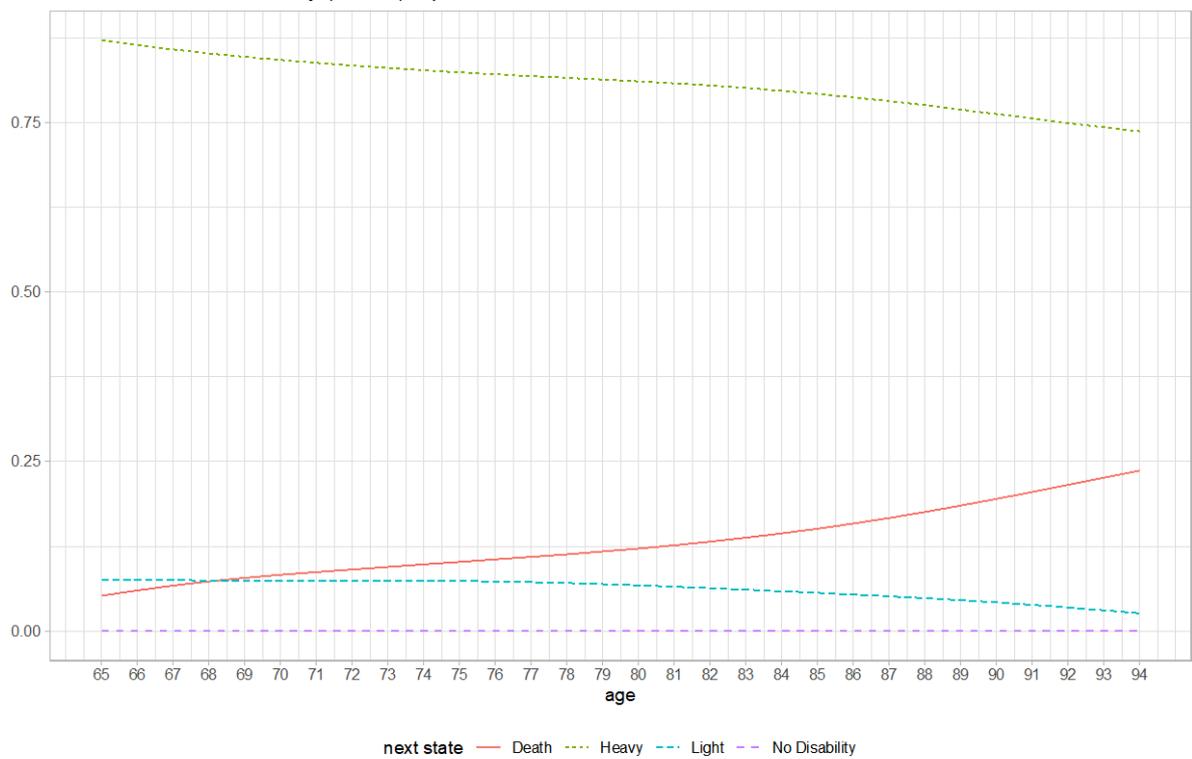
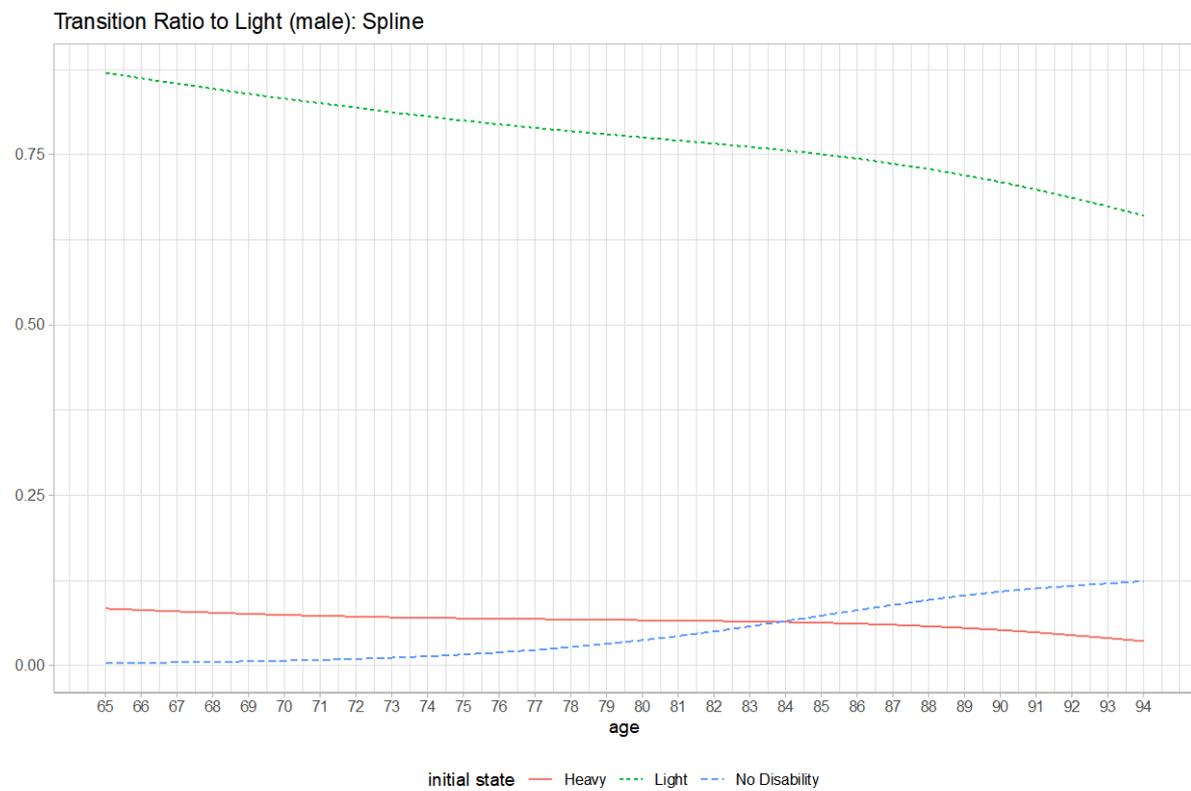
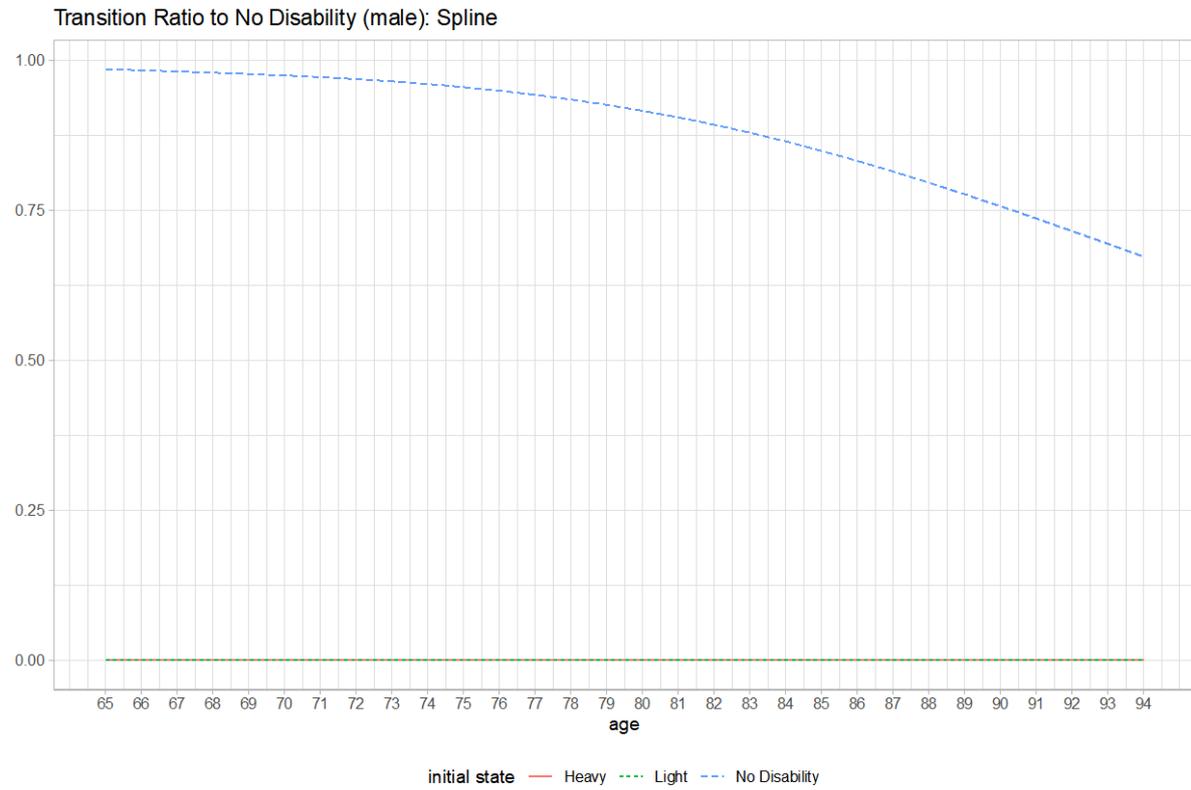
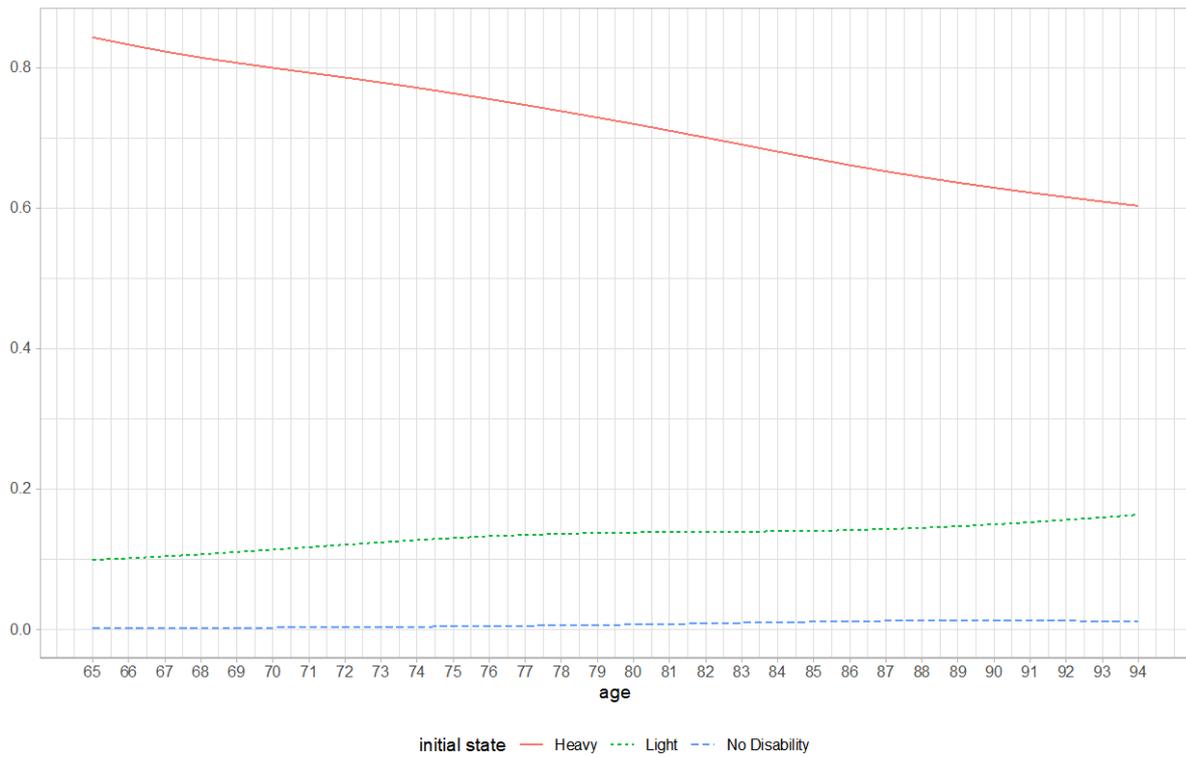


図 2-3 : 来期の介護状態別遷移確率(男)



Transition Ratio to Heavy (male): Spline



Transition Ratio to Death (male): Spline

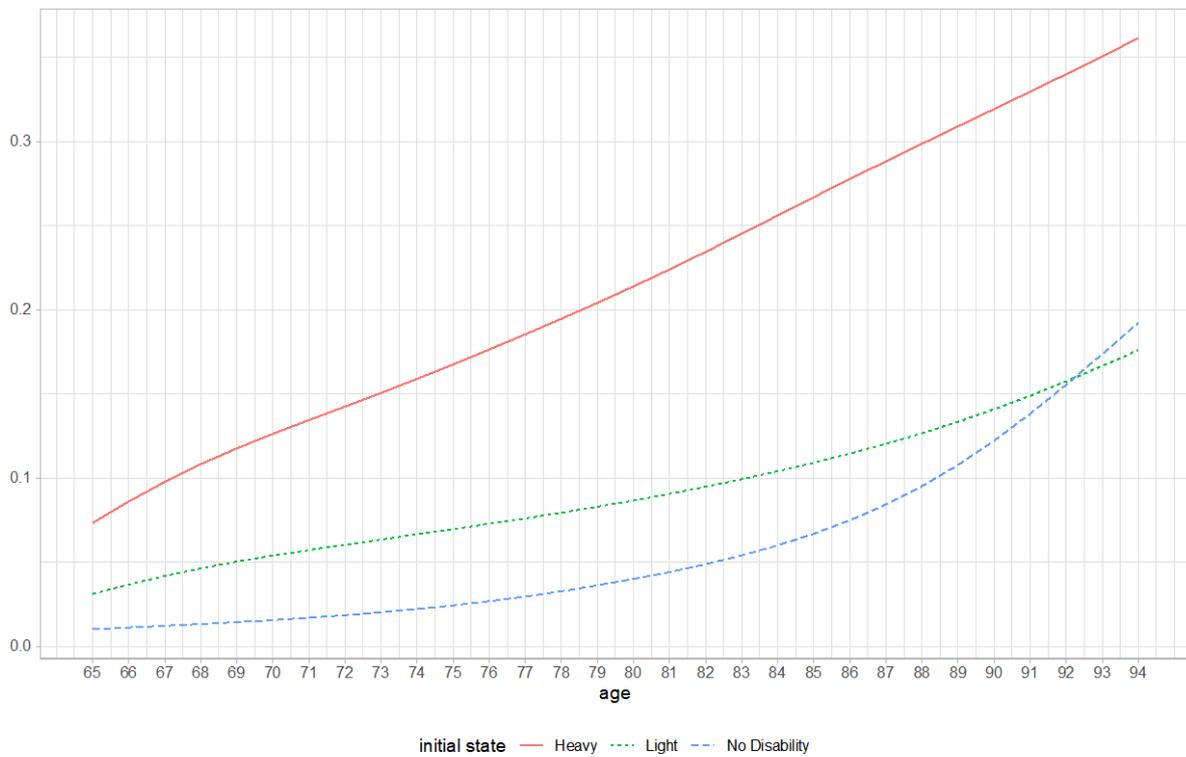
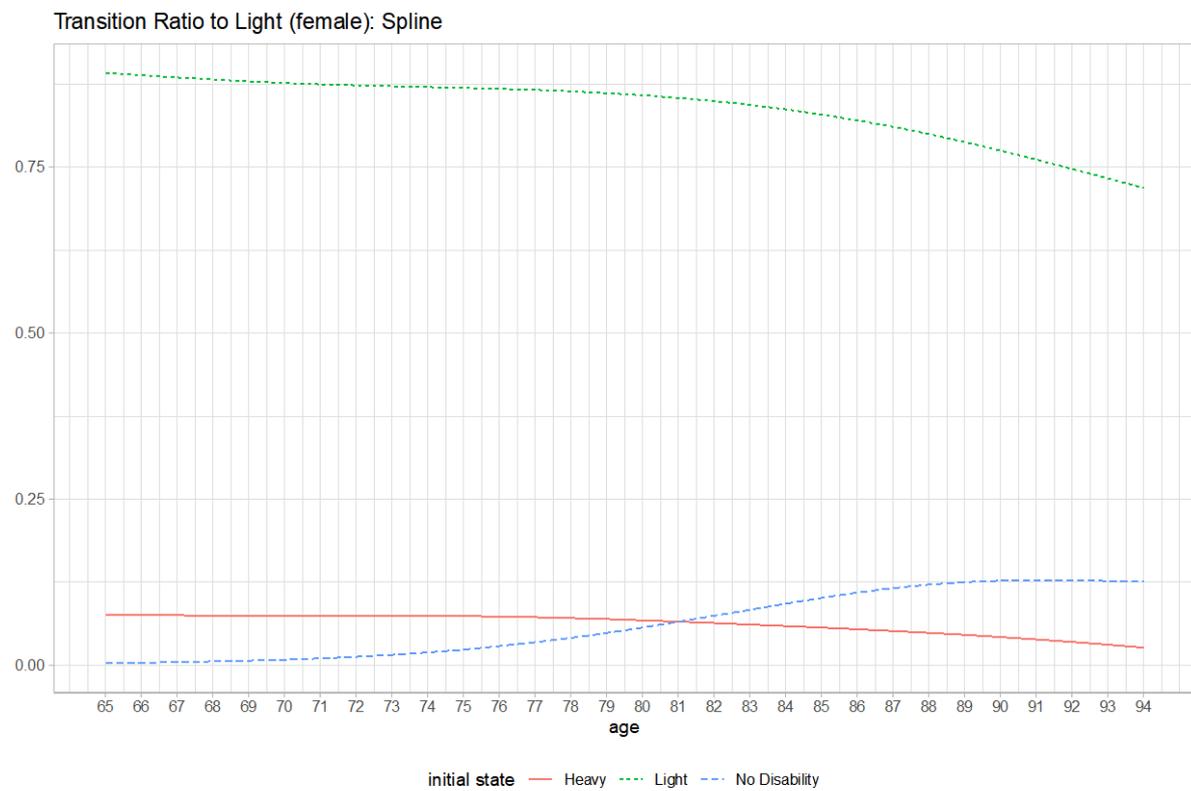
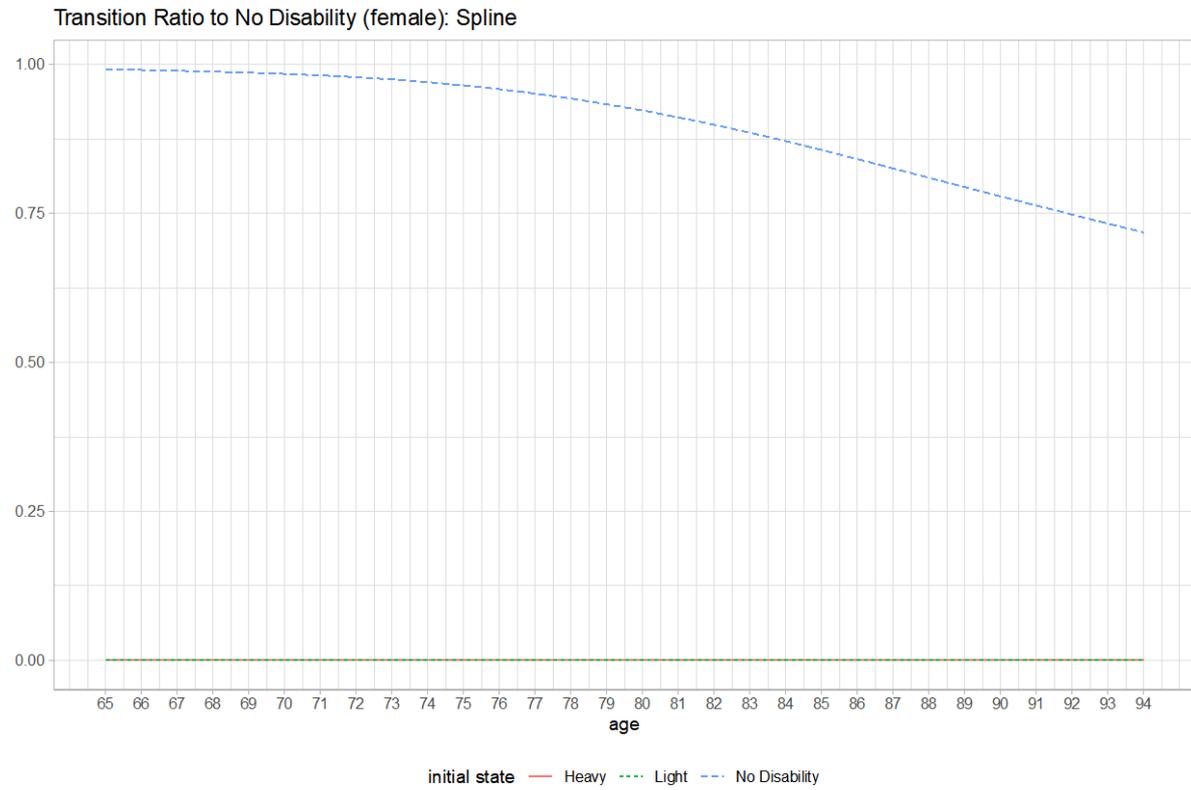
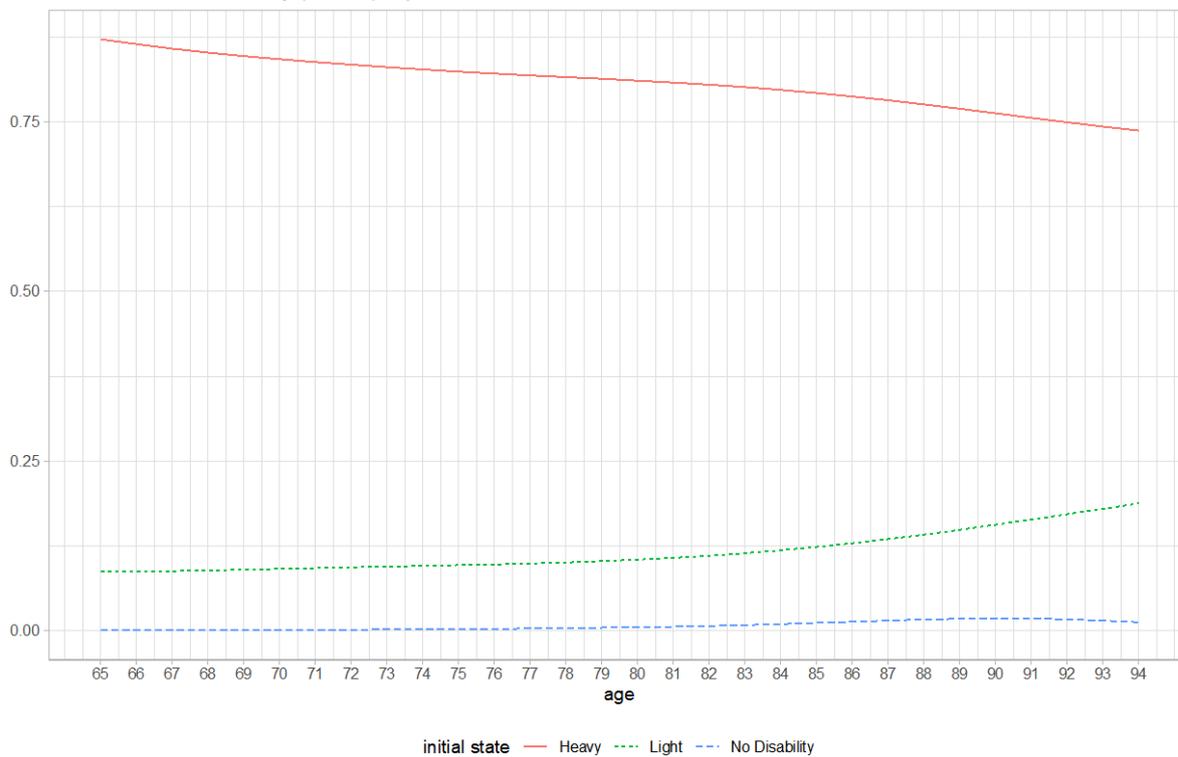


図 2-4：来期の介護状態別遷移確率(女)



Transition Ratio to Heavy (female): Spline



Transition Ratio to Death (female): Spline

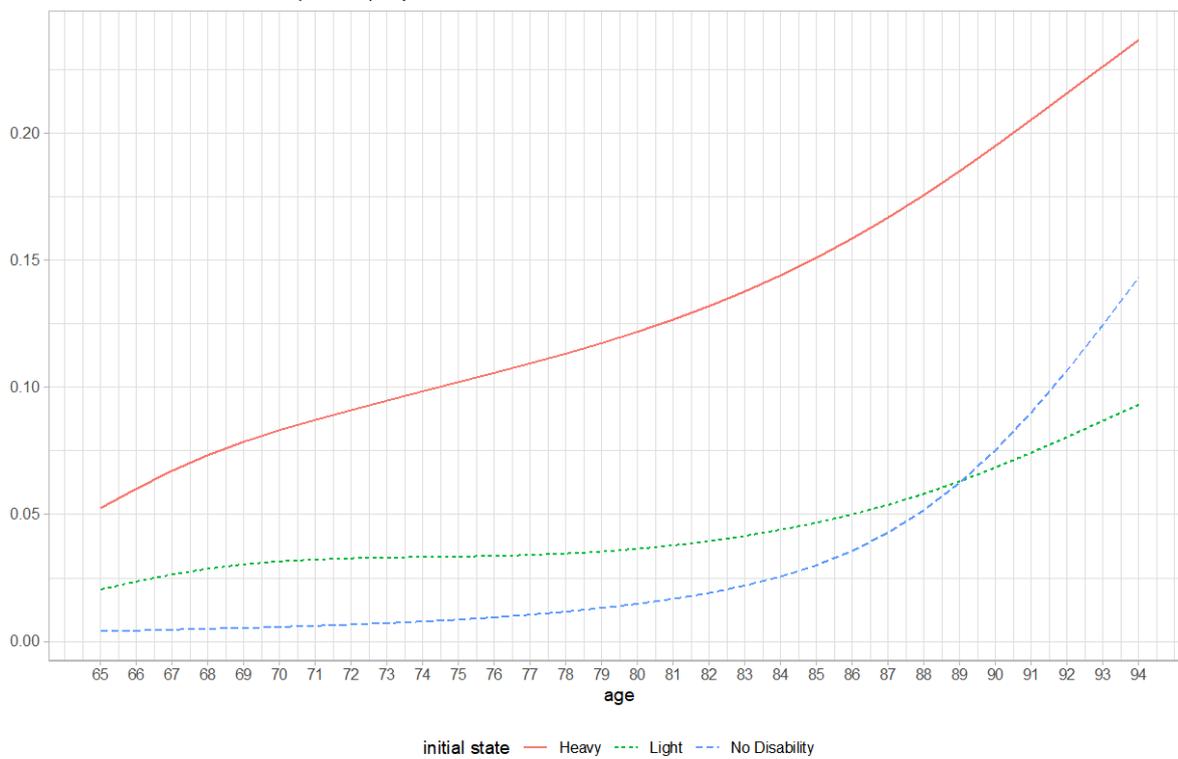


図 2-5: モンテカルロシミュレーションによる介護状態分布

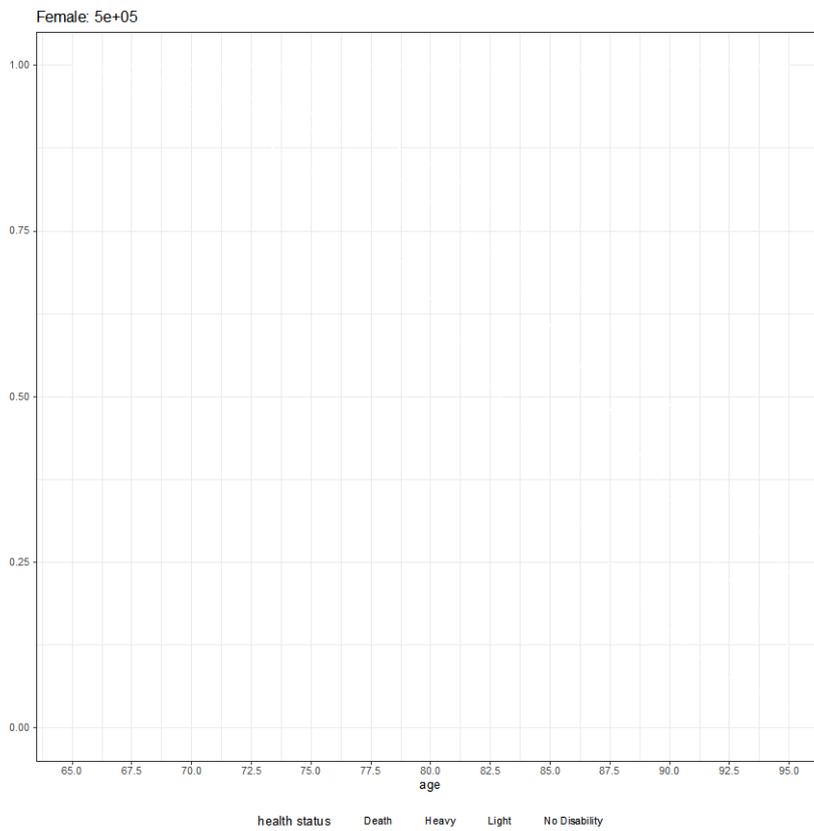
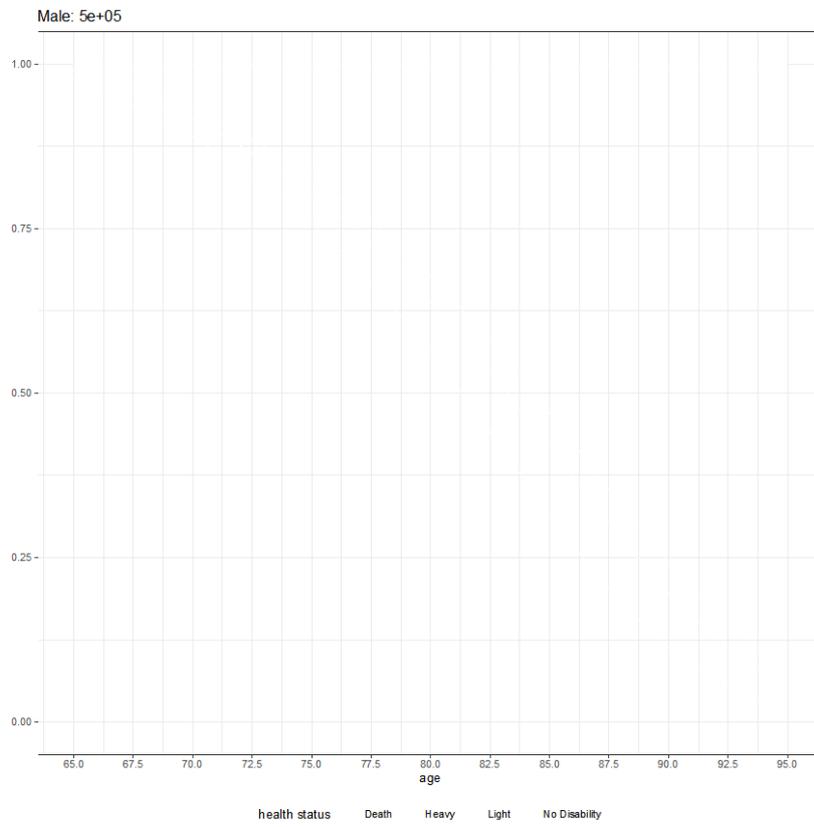
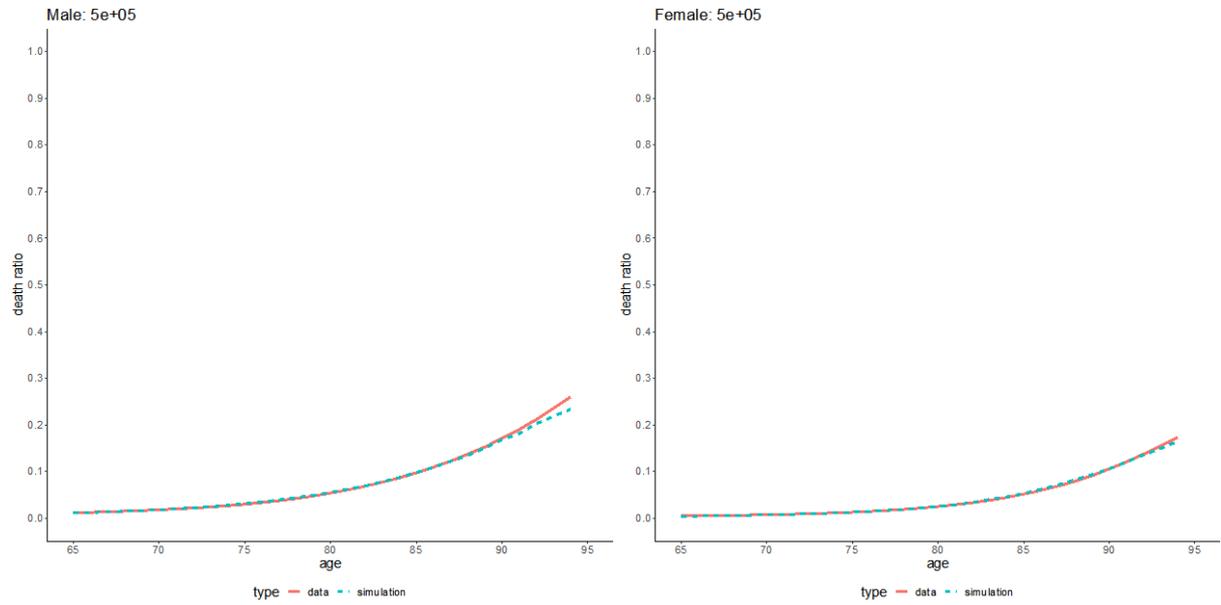
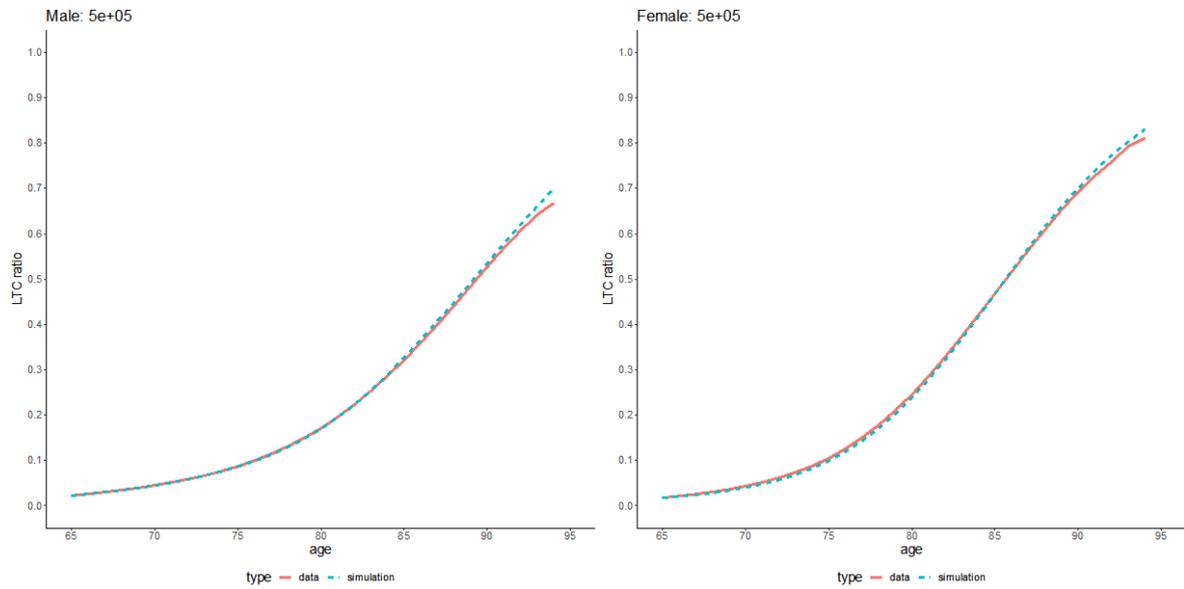


図 2-6: モンテカルロシミュレーション vs データ

(a) 死亡確率



(b) 要介護者の占める割合



(c) 要介護者において Light が占める割合

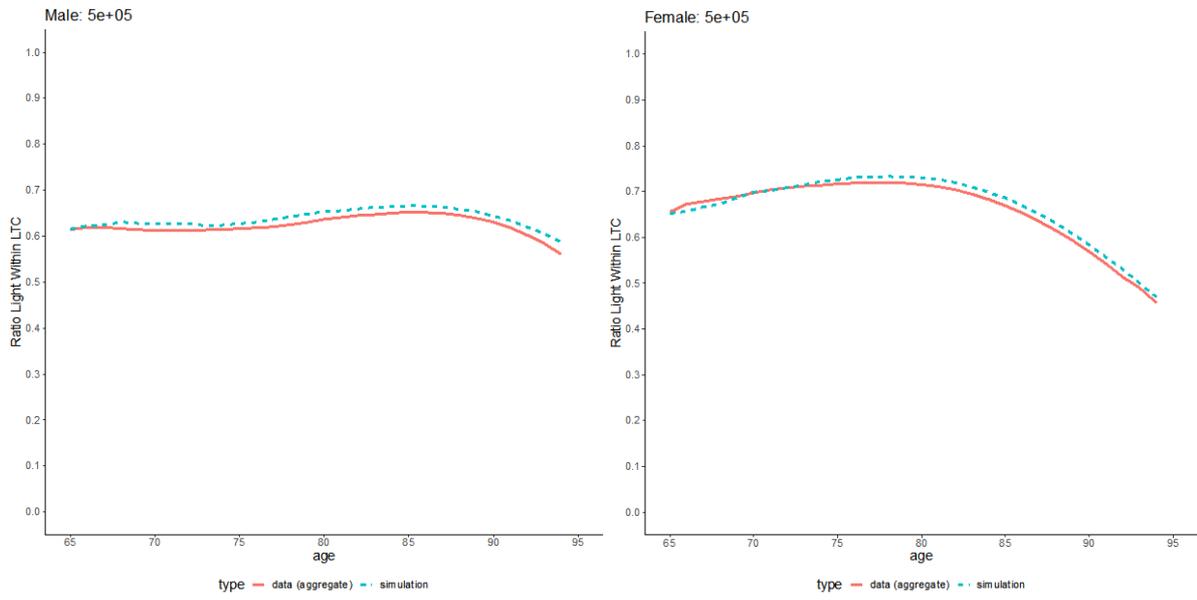
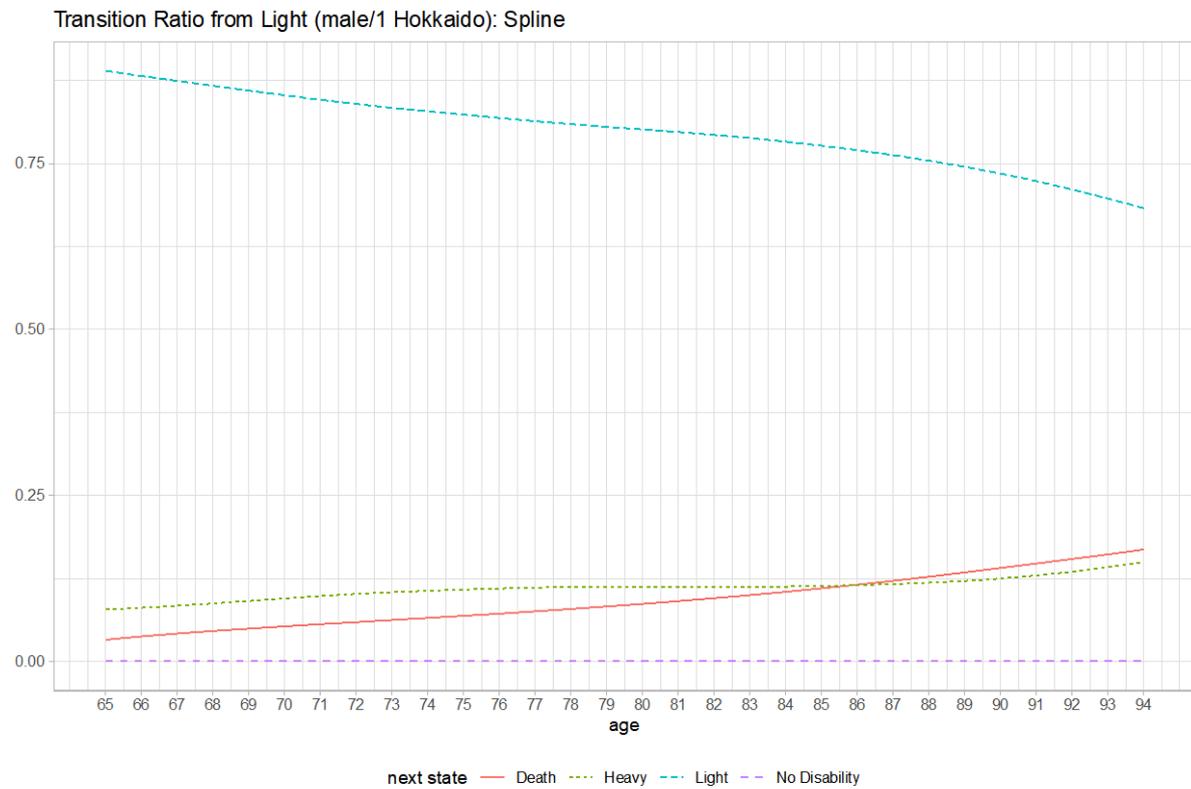
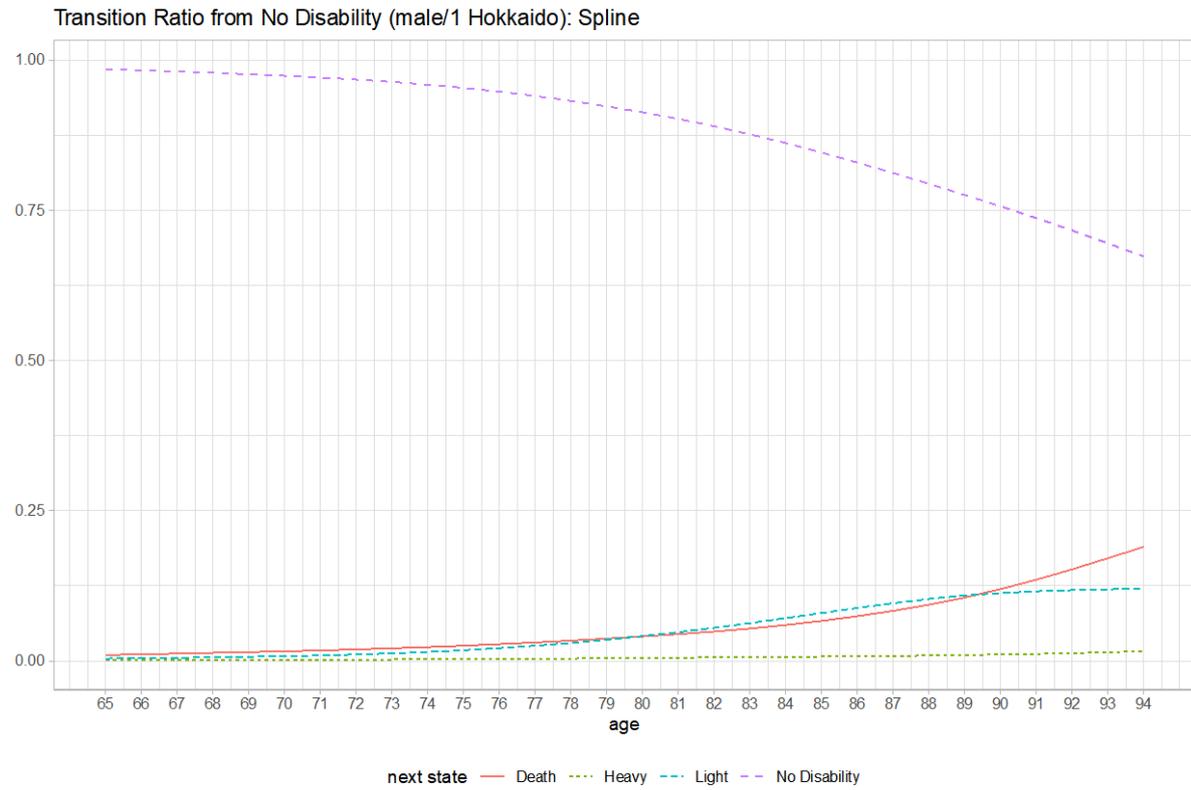


図 2-7: 現在の介護状態別遷移確率(男) 北海道編



Transition Ratio from Heavy (male/1 Hokkaido): Spline

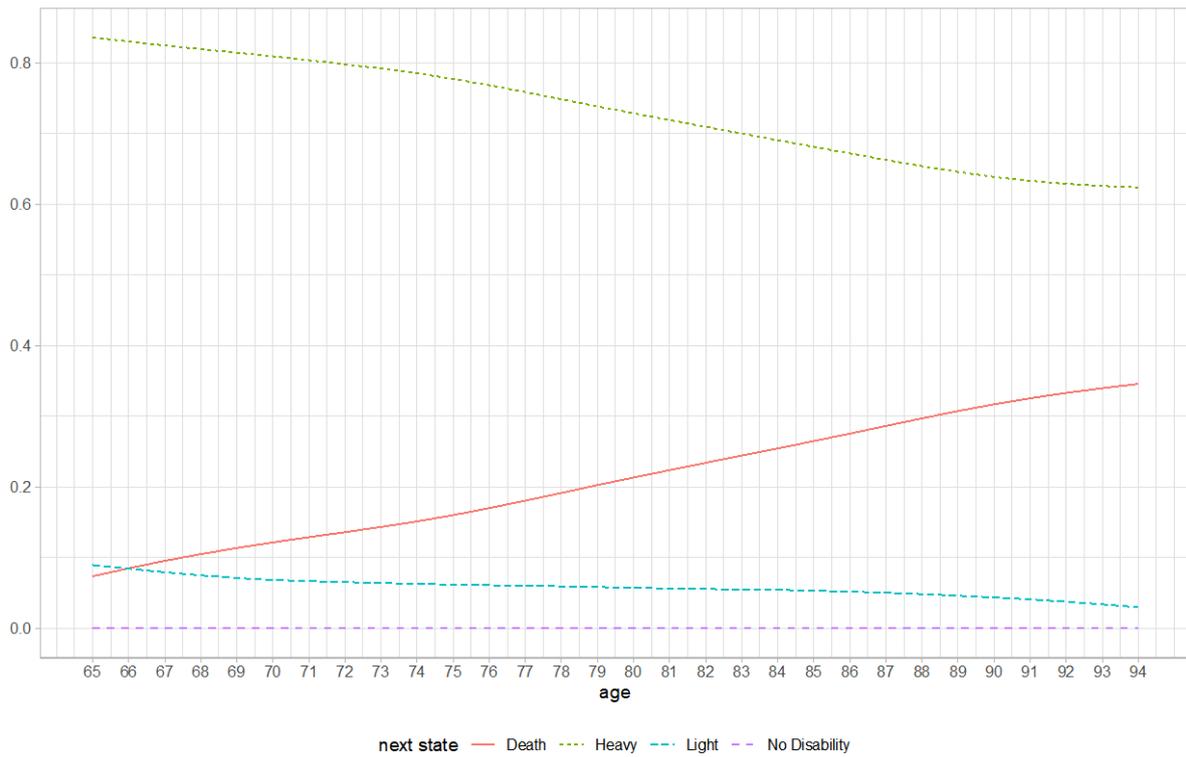
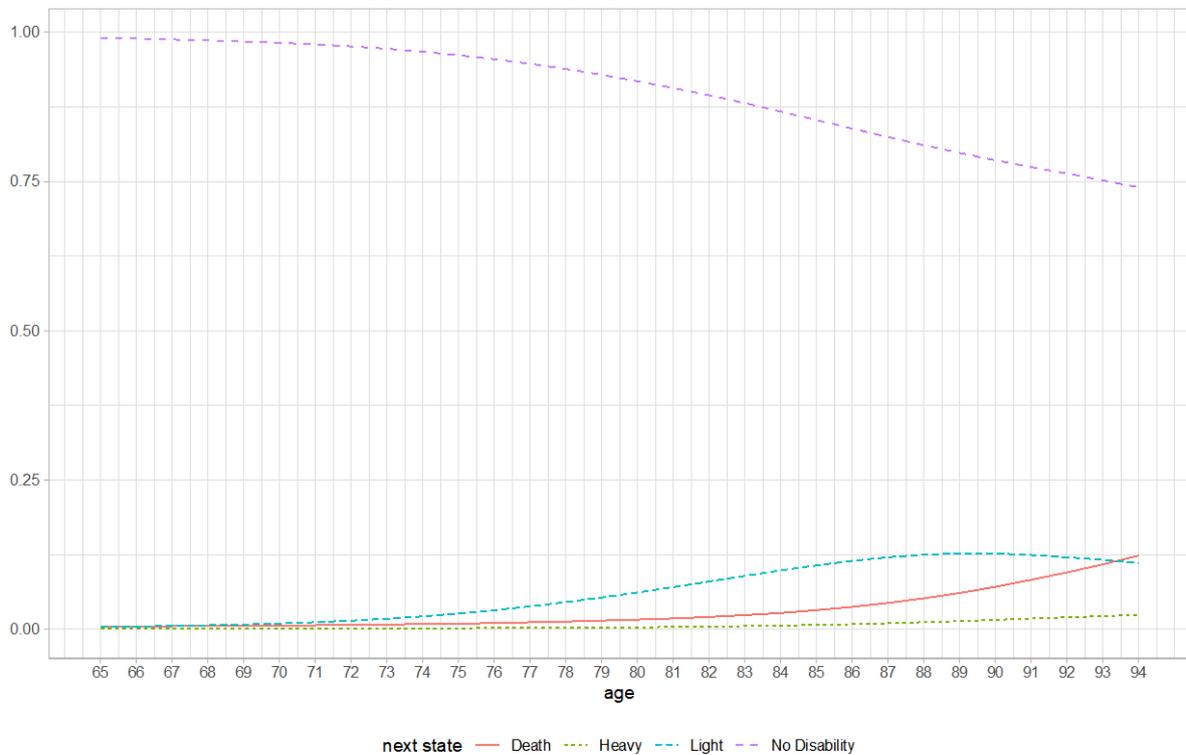
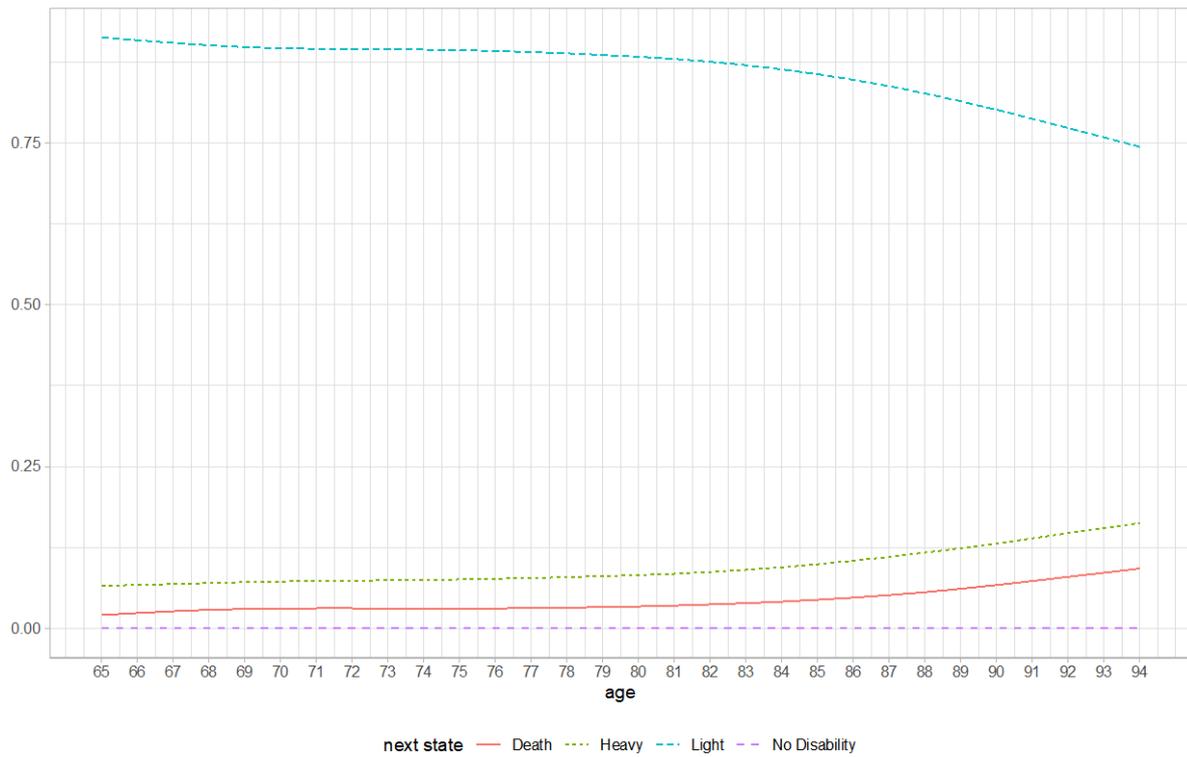


図 2-8: 現在の介護状態別遷移確率(女) 北海道編

Transition Ratio from No Disability (female/1 Hokkaido): Spline



Transition Ratio from Light (female/1 Hokkaido): Spline



Transition Ratio from Heavy (female/1 Hokkaido): Spline

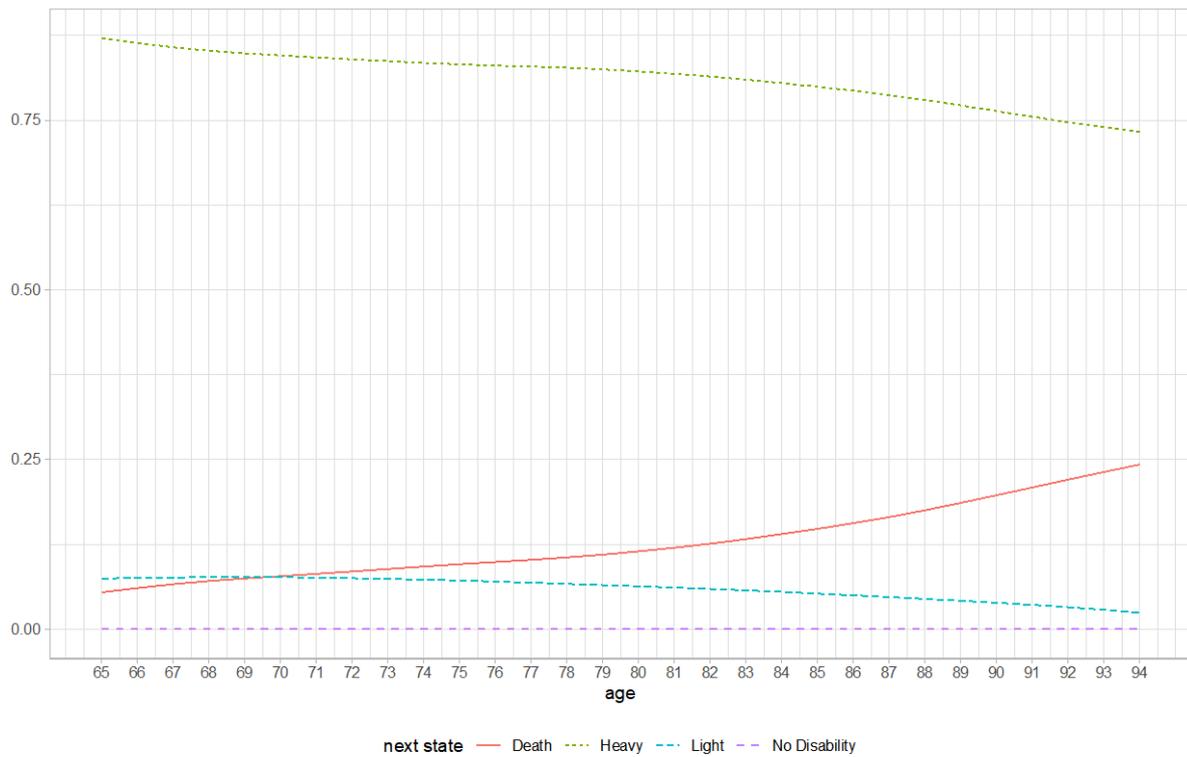
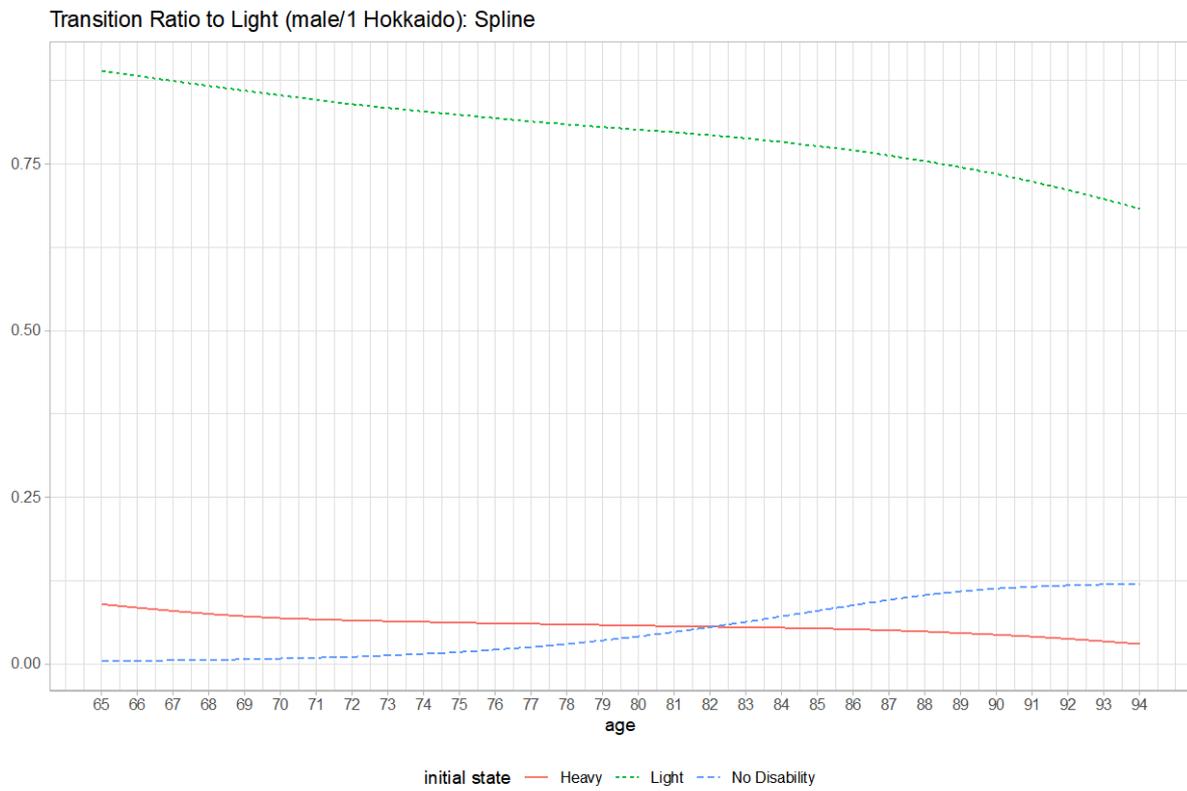
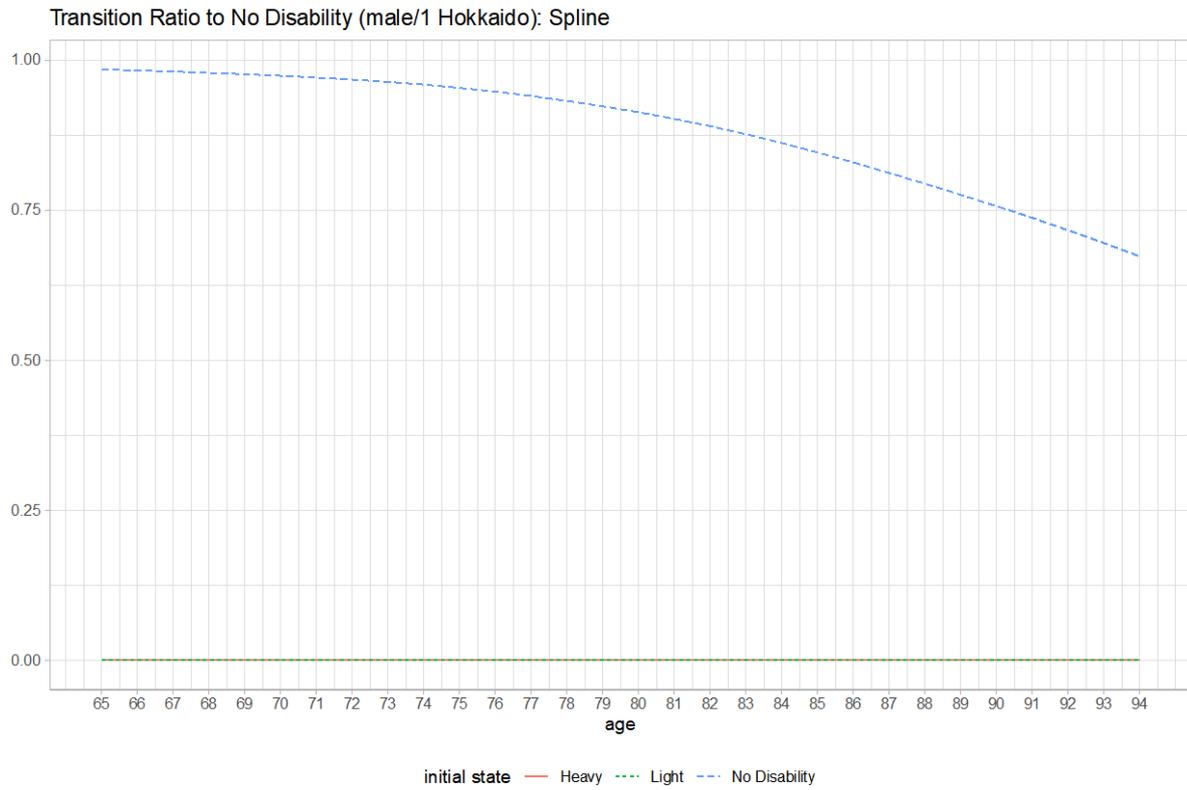
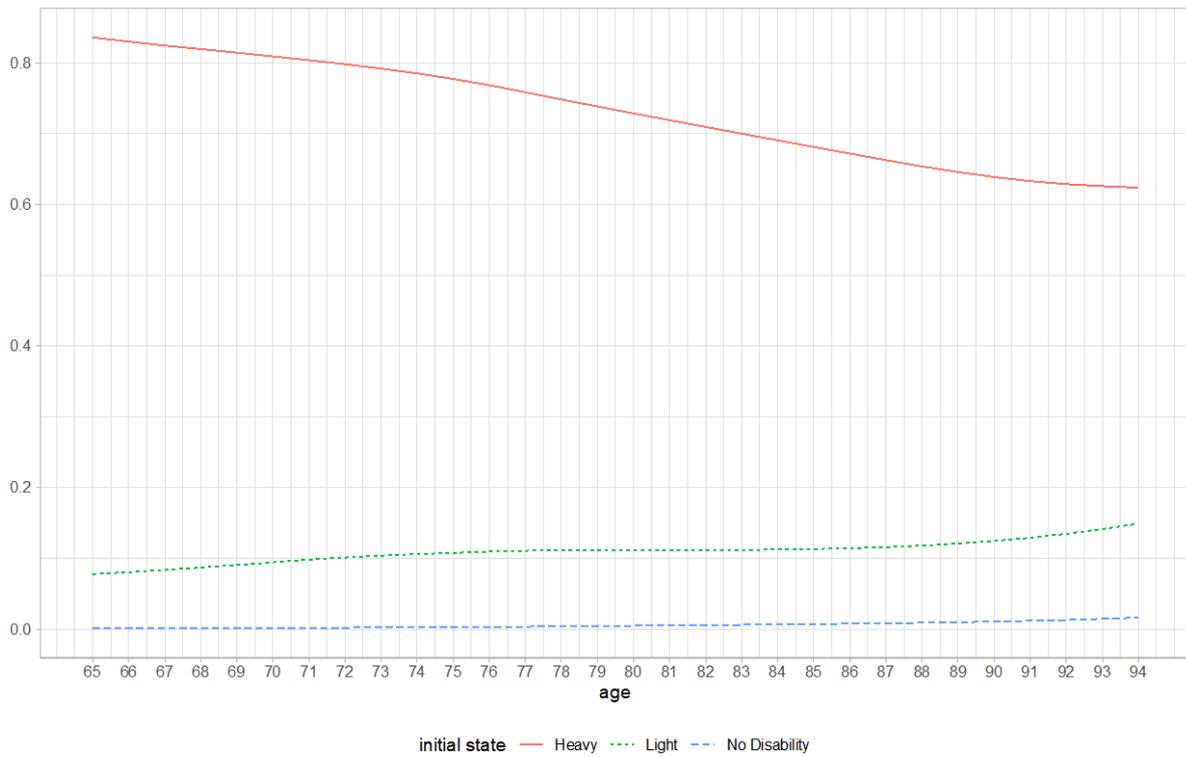


図 2-9： 来期の介護状態別遷移確率(男) 北海道編



Transition Ratio to Heavy (male/1 Hokkaido): Spline



Transition Ratio to Death (male/1 Hokkaido): Spline

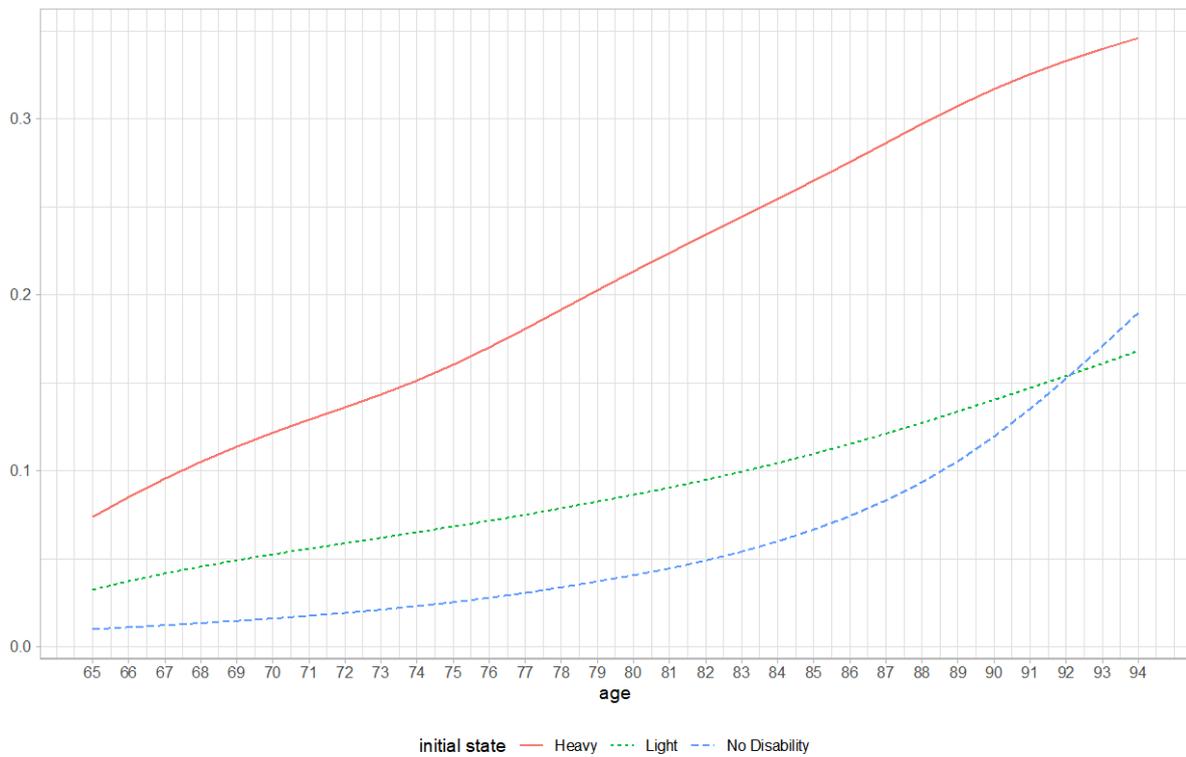
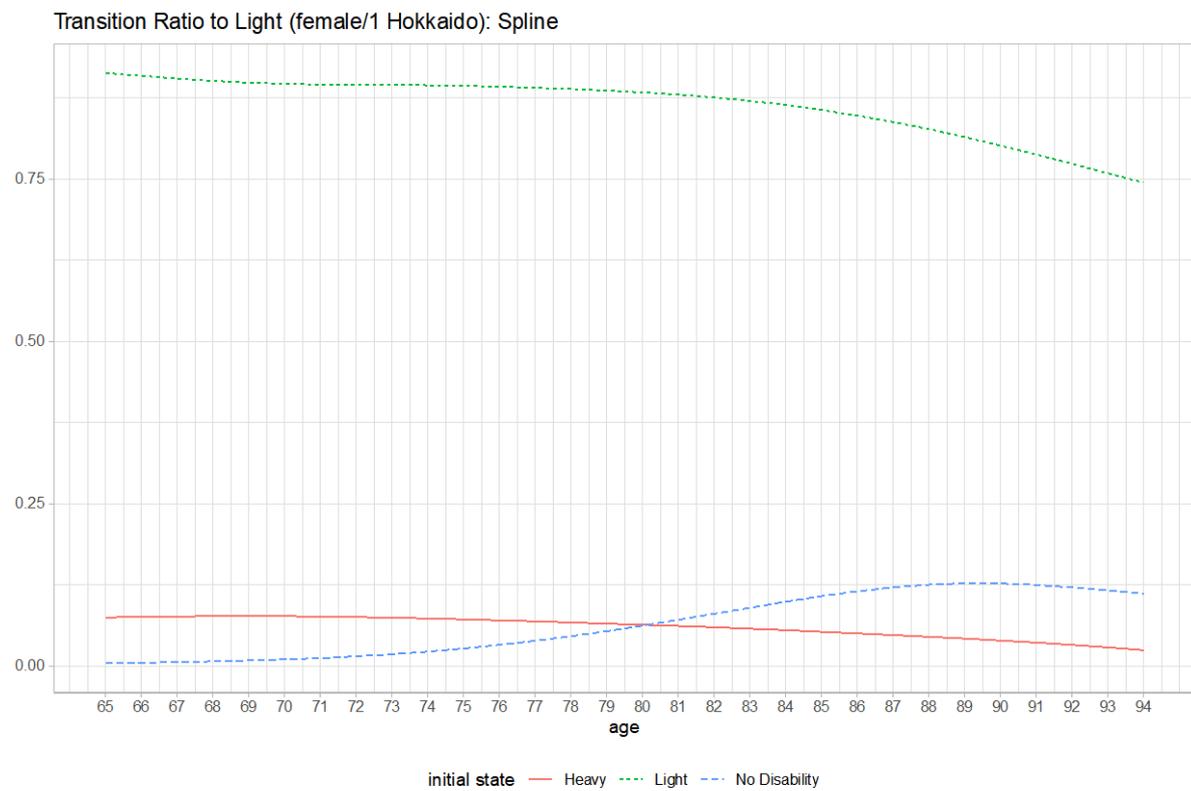
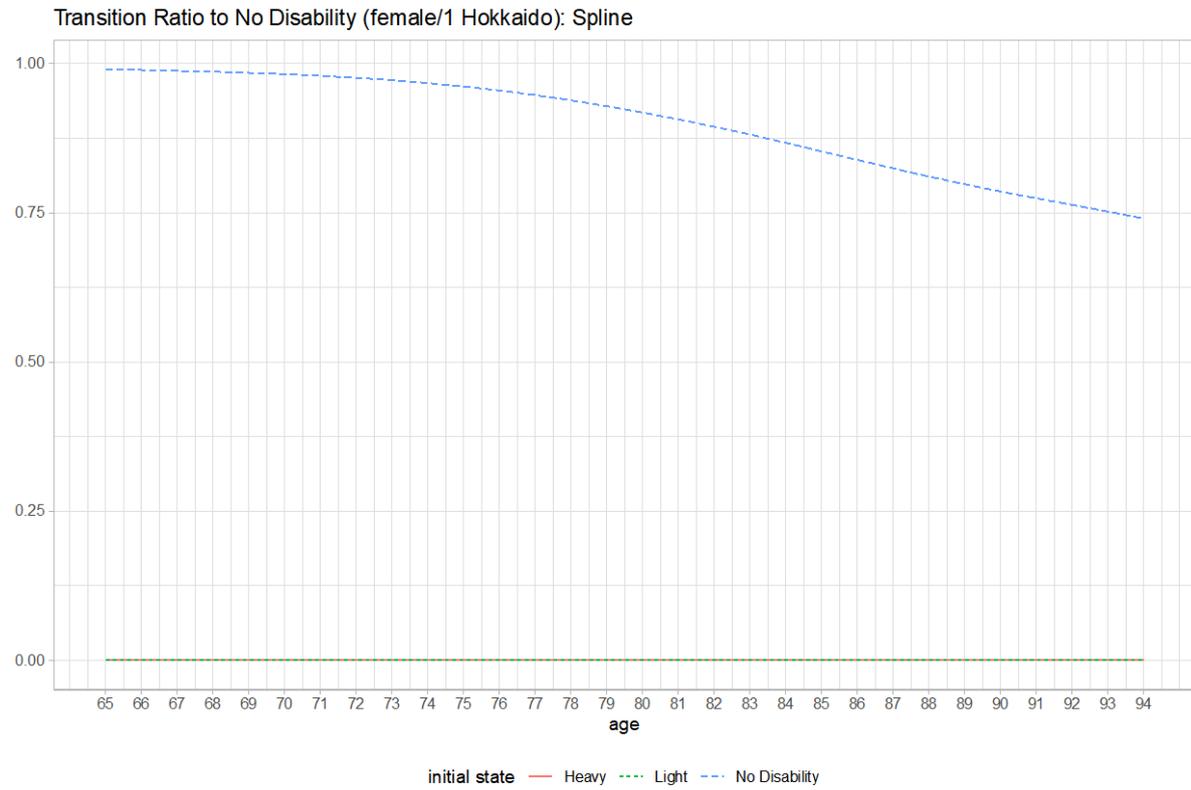
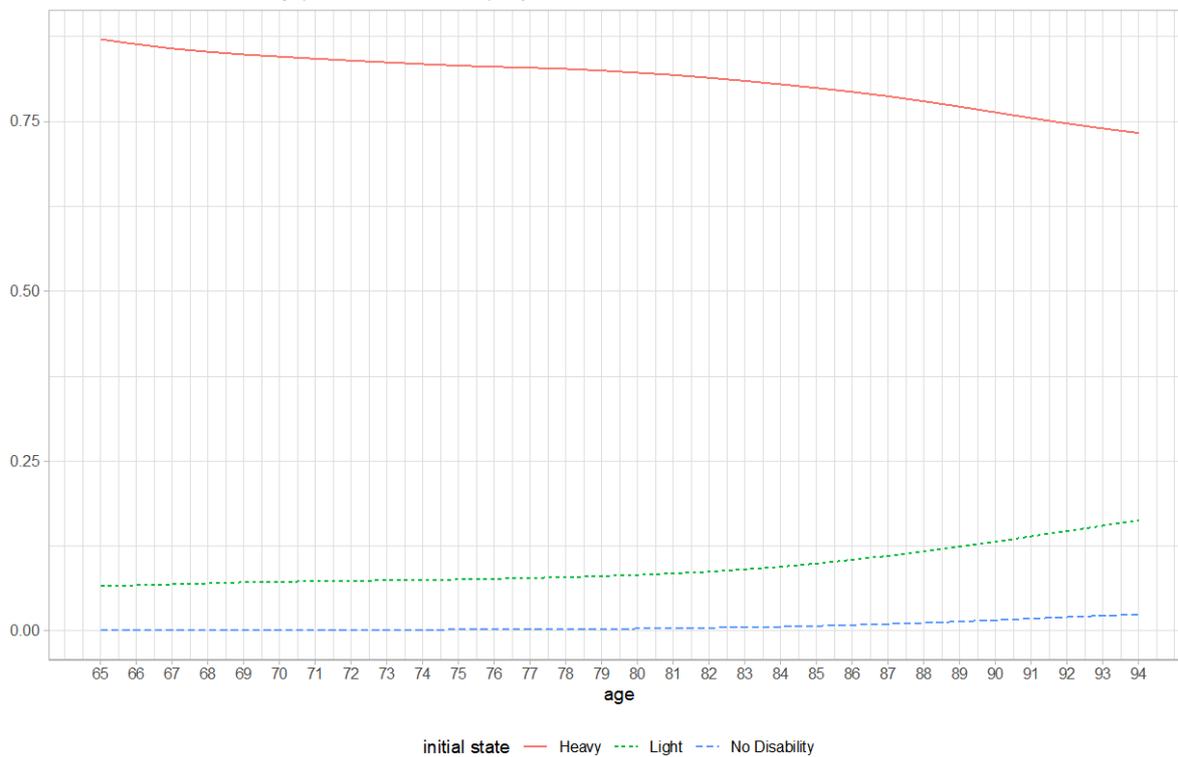


図 2-10： 来期の介護状態別遷移確率(女) 北海道編



Transition Ratio to Heavy (female/1 Hokkaido): Spline



Transition Ratio to Death (female/1 Hokkaido): Spline

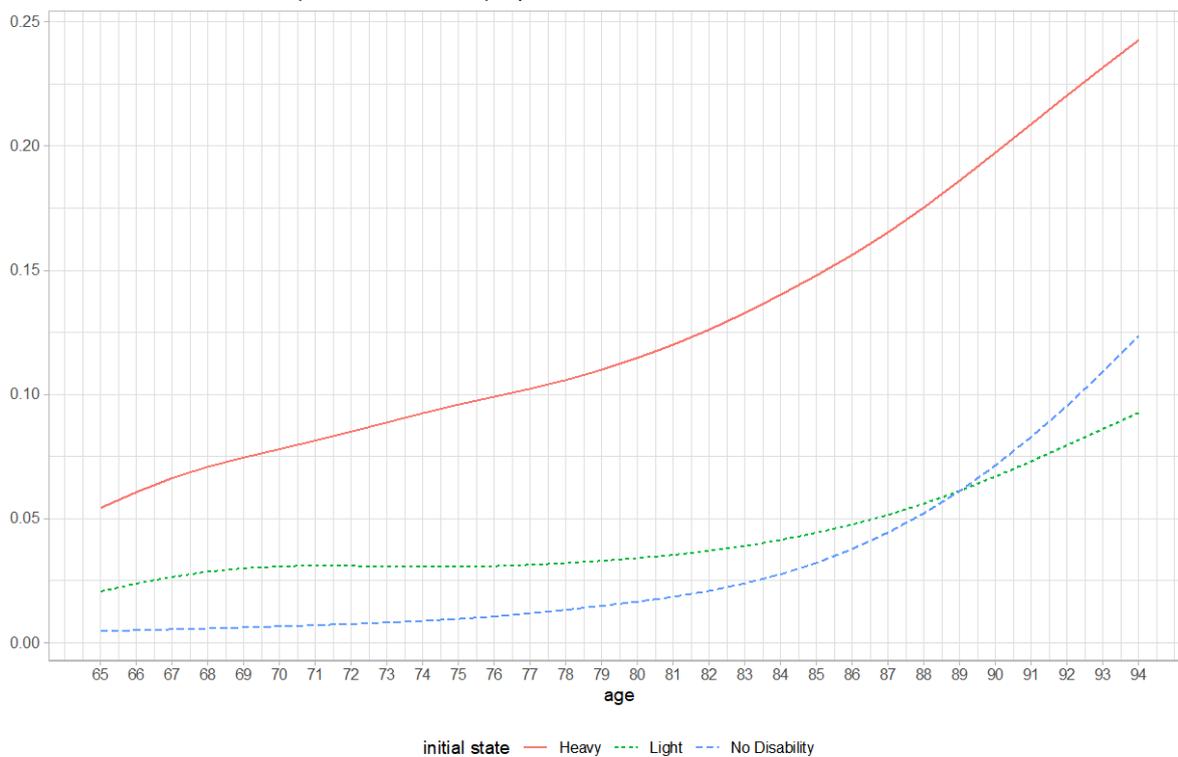
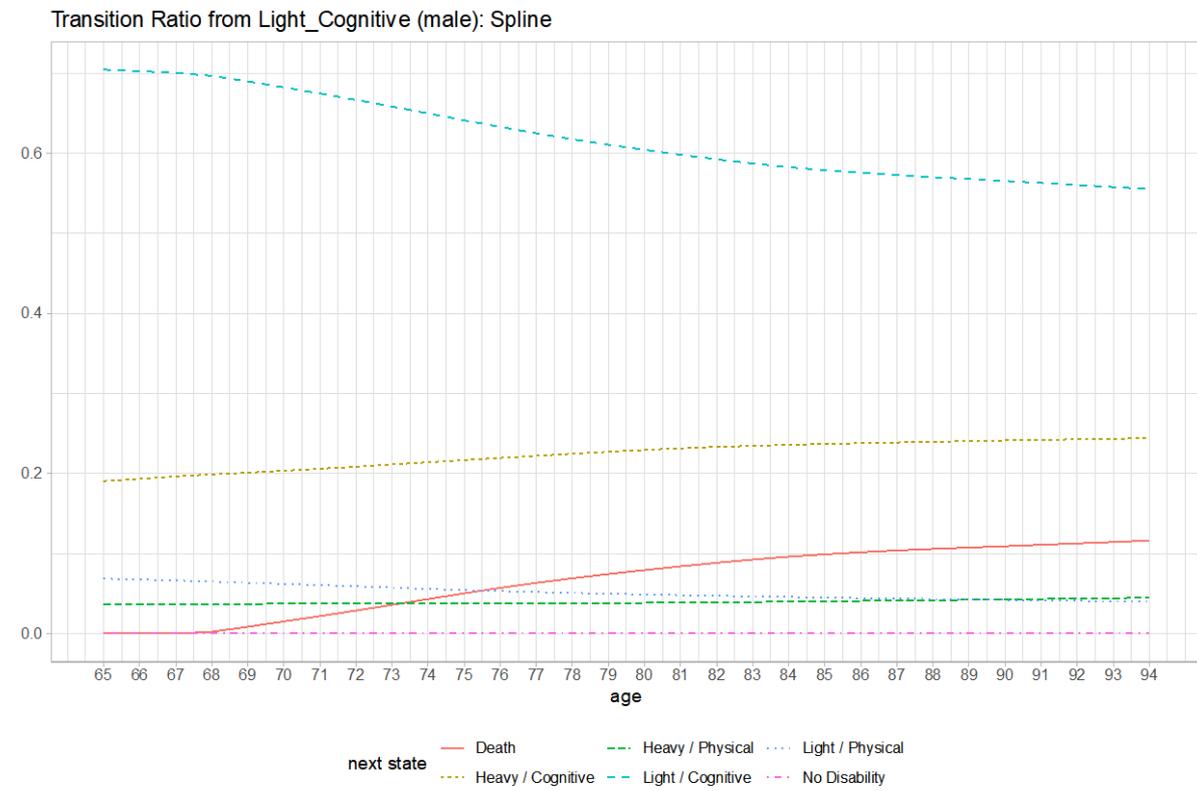
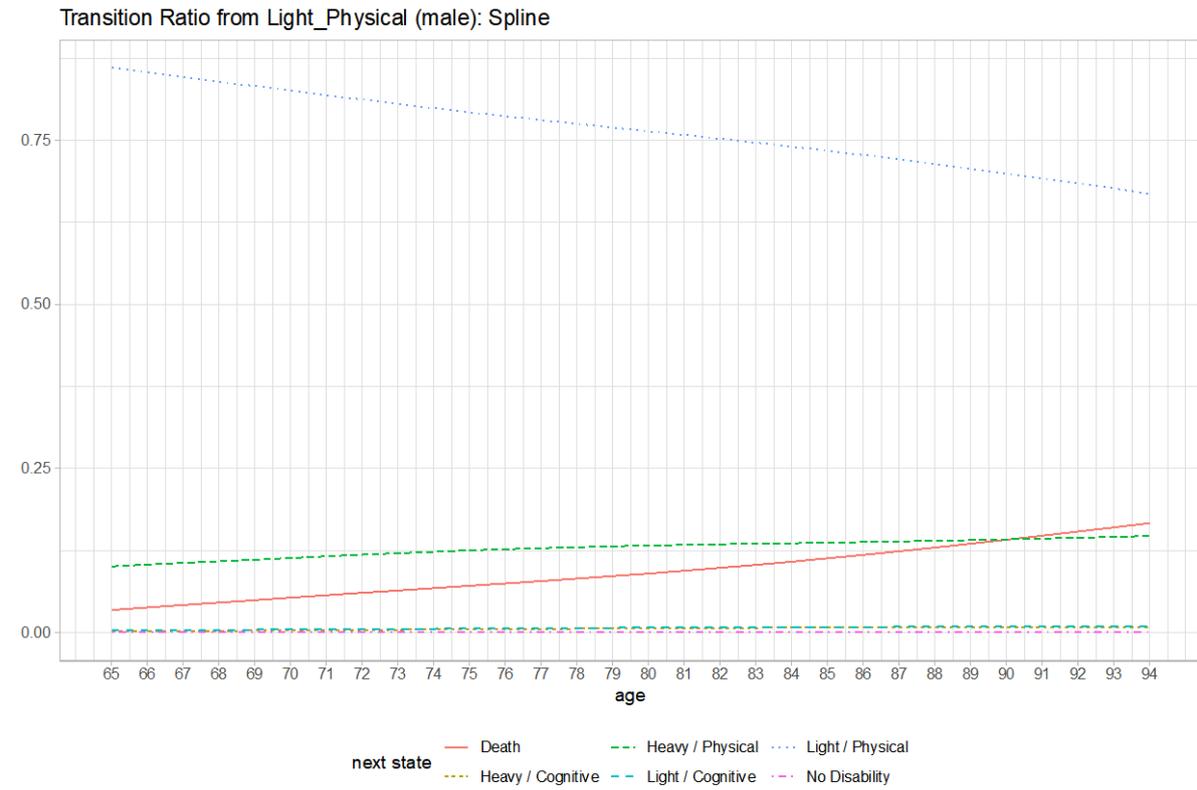
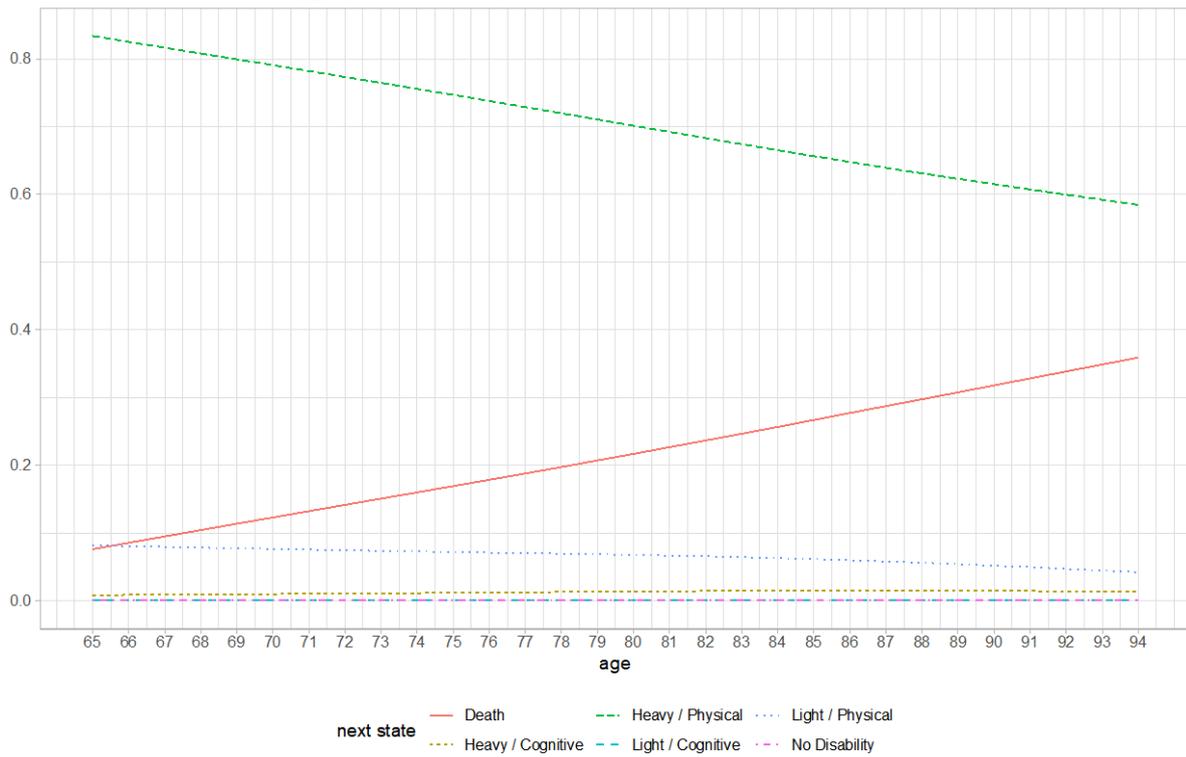


図 2-11: 現在の介護度・介護種類別遷移確率(男)



Transition Ratio from Heavy_Physical (male): Spline



Transition Ratio from Heavy_Cognitive (male): Spline

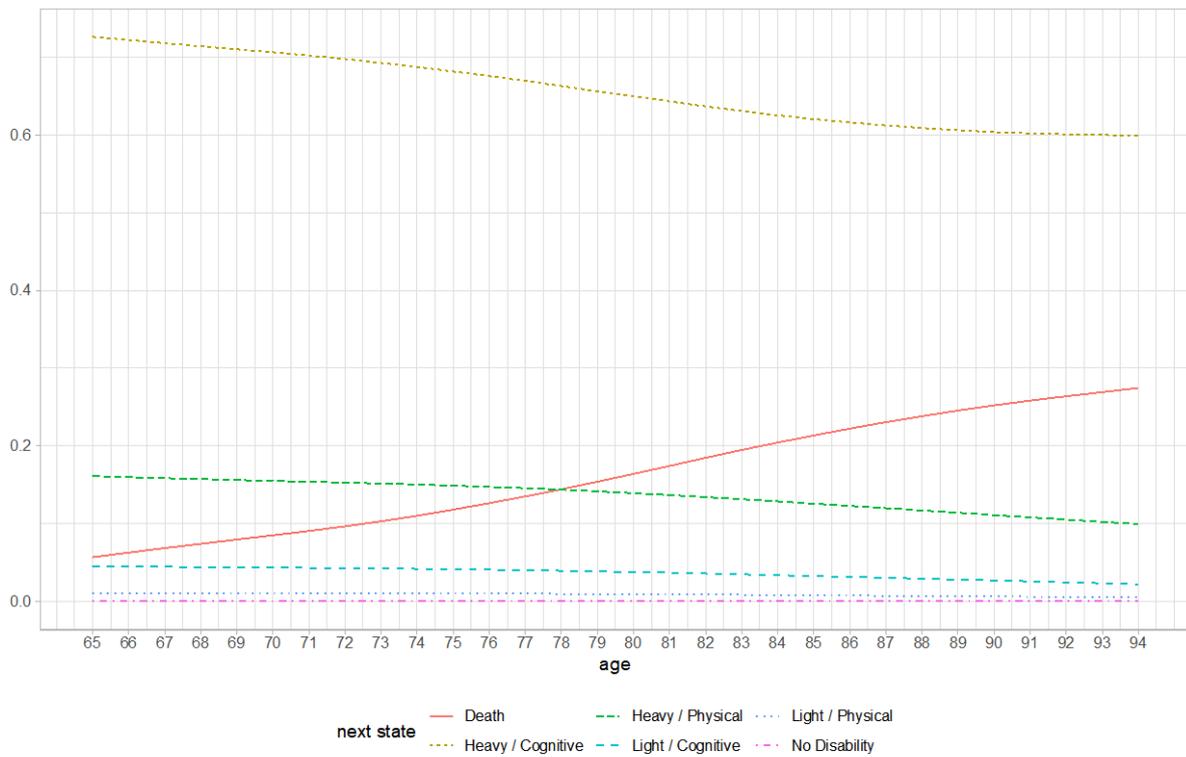
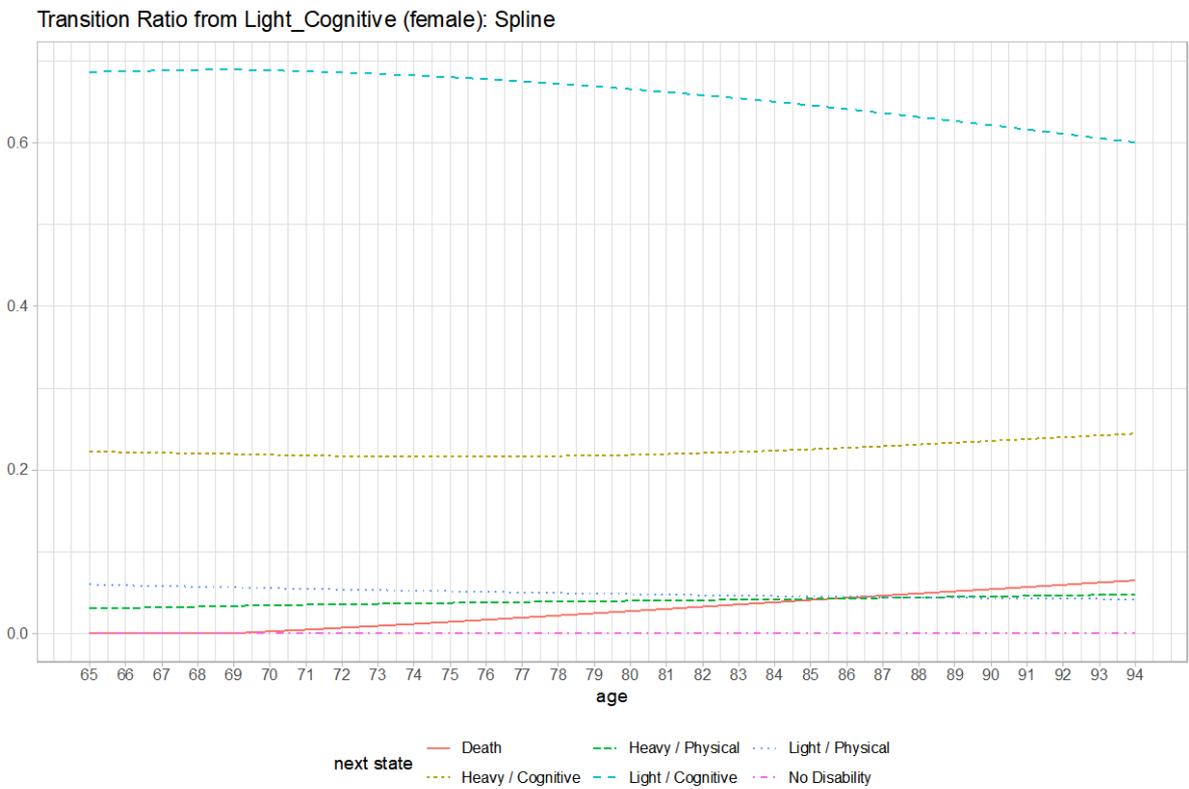
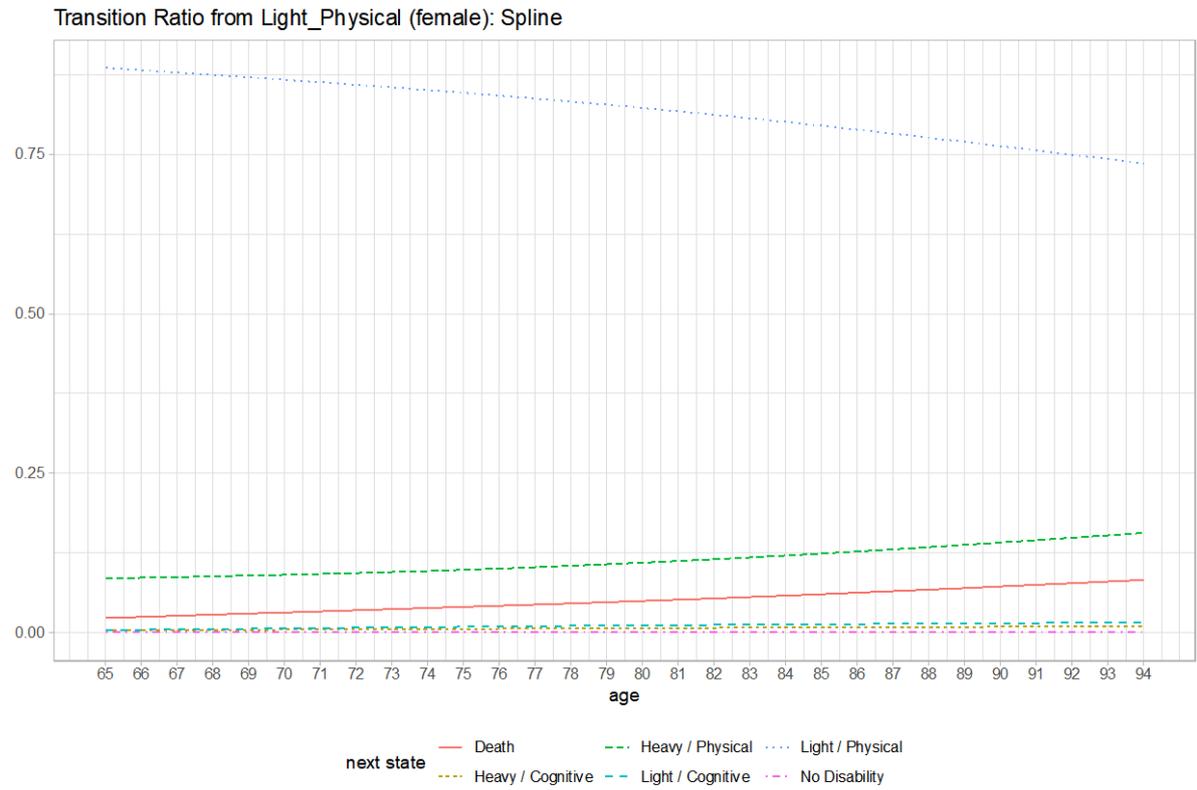
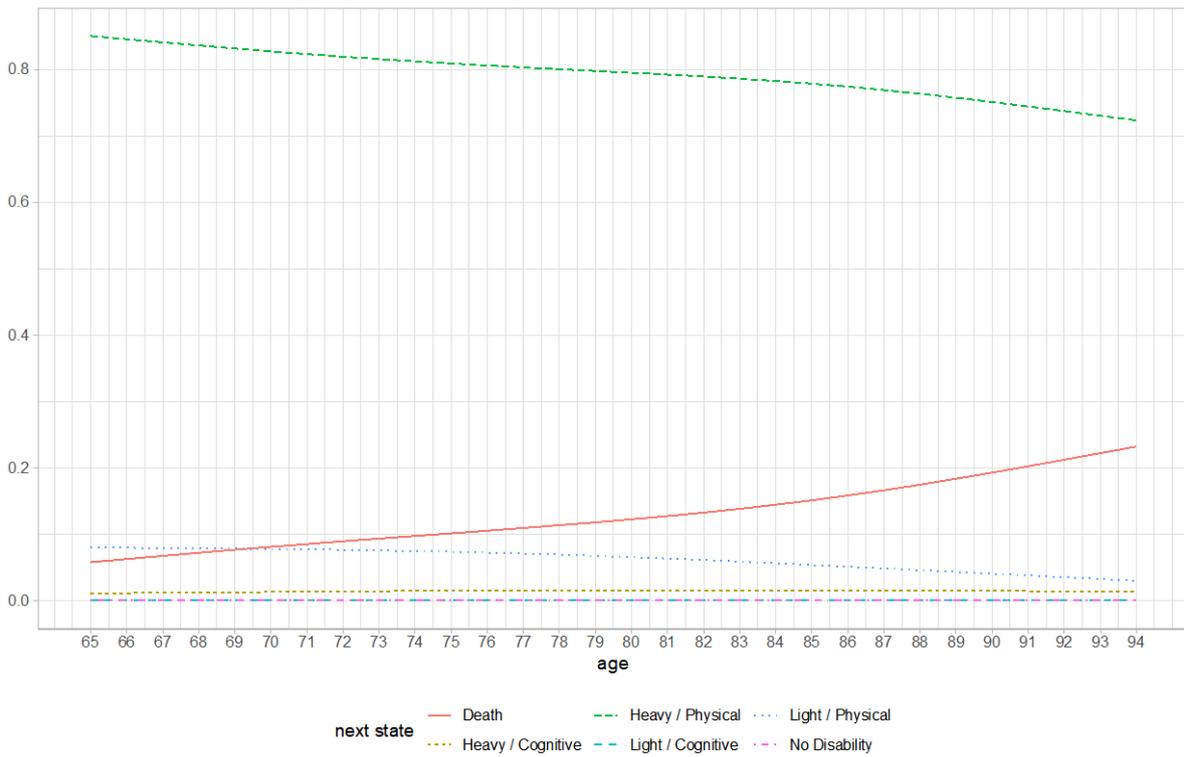


図 2-12: 現在の介護度・介護種類別遷移確率(女)



Transition Ratio from Heavy_Physical (female): Spline



Transition Ratio from Heavy_Cognitive (female): Spline

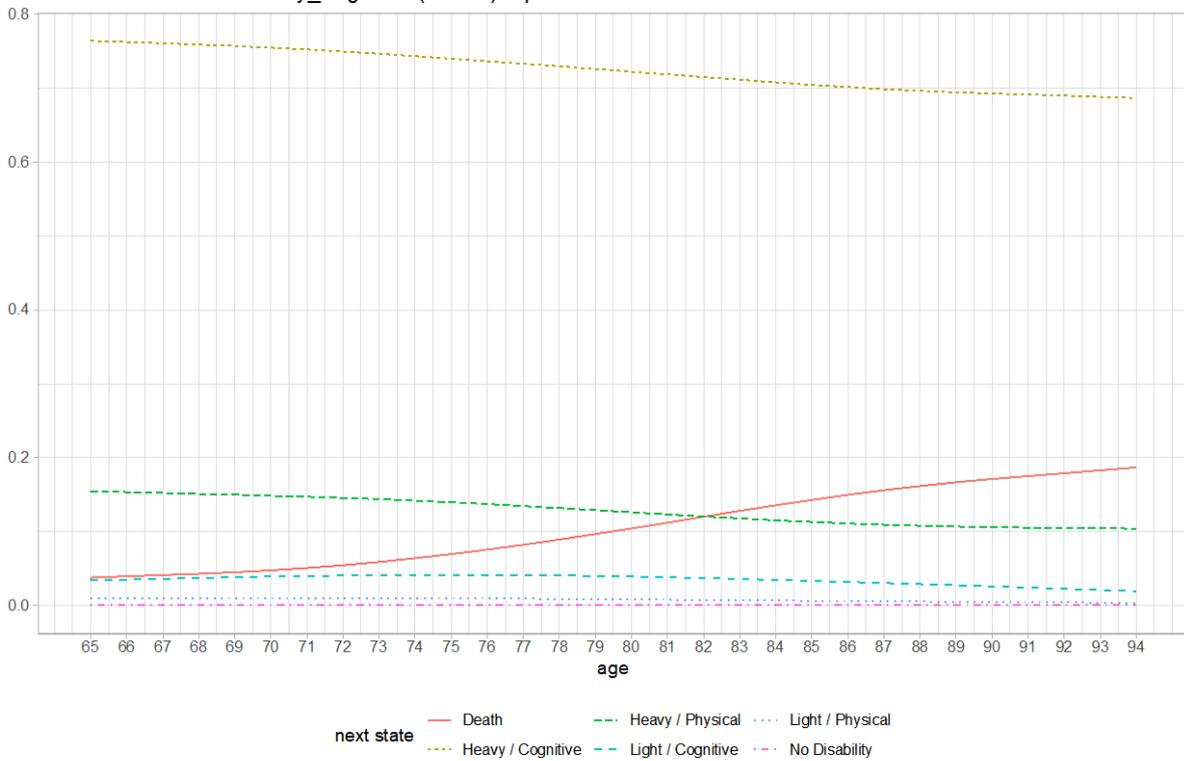
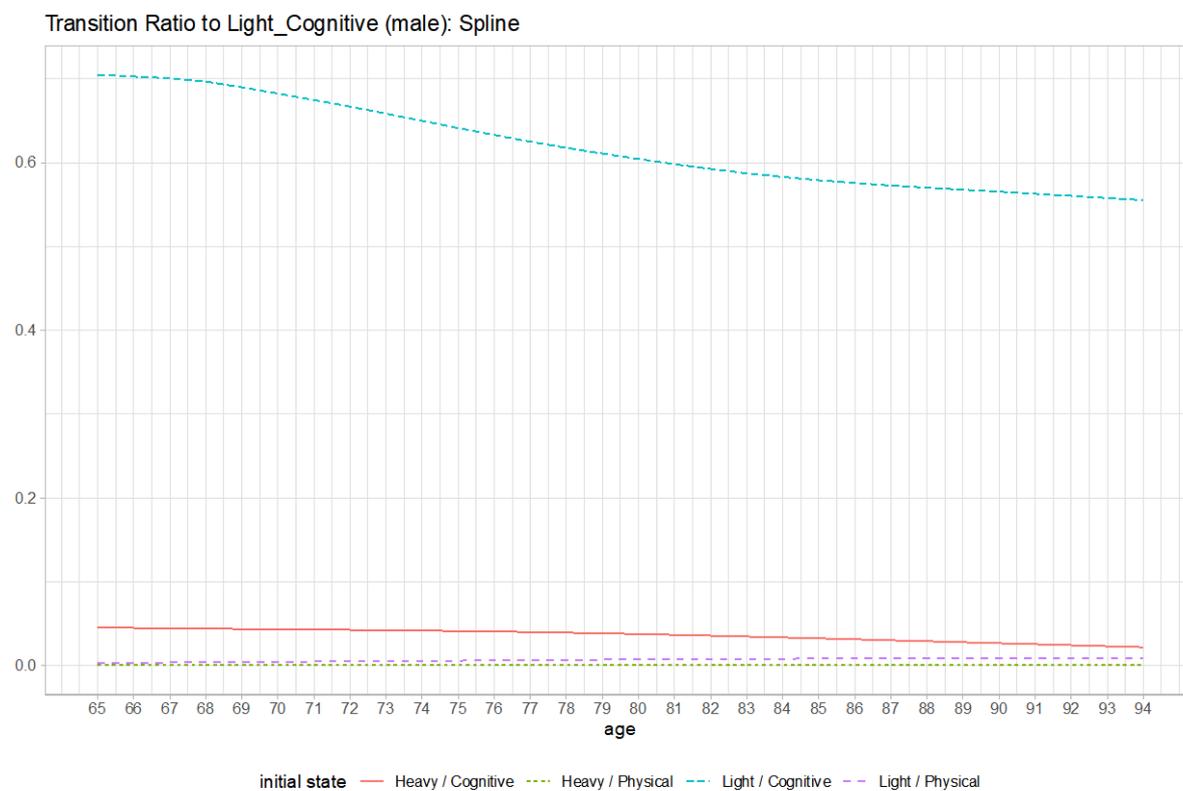
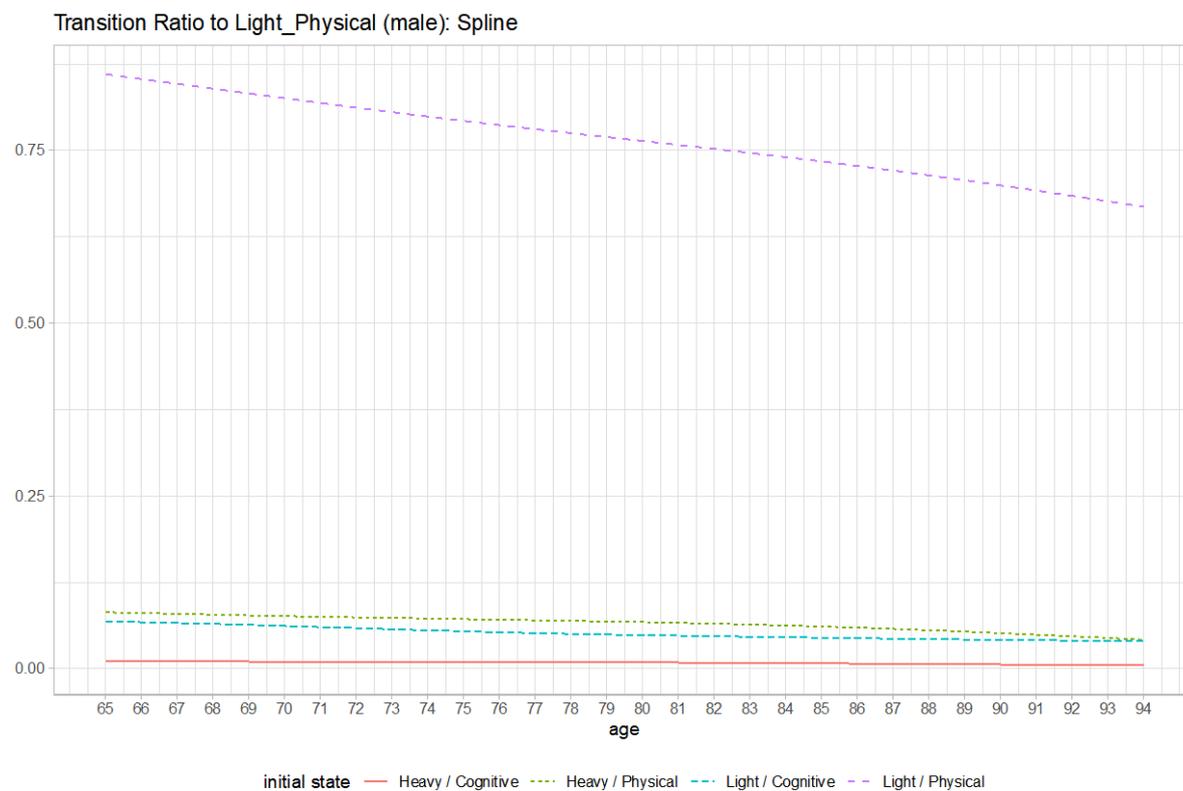
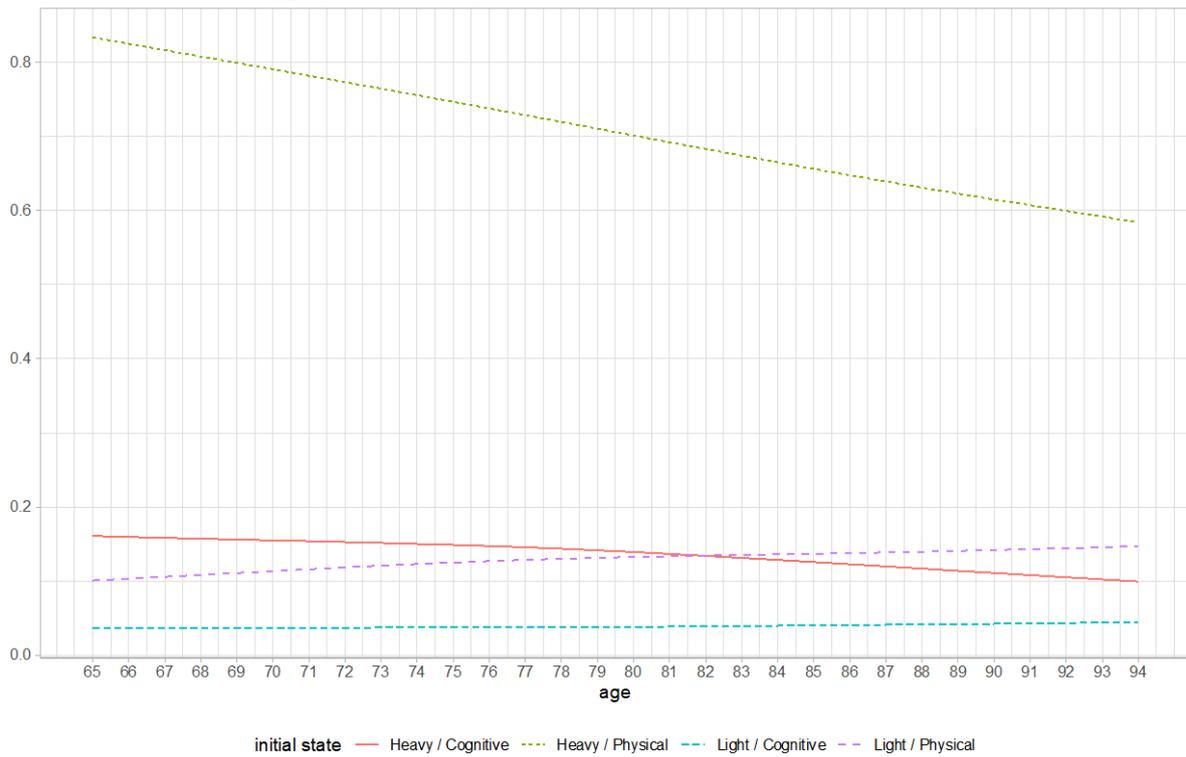


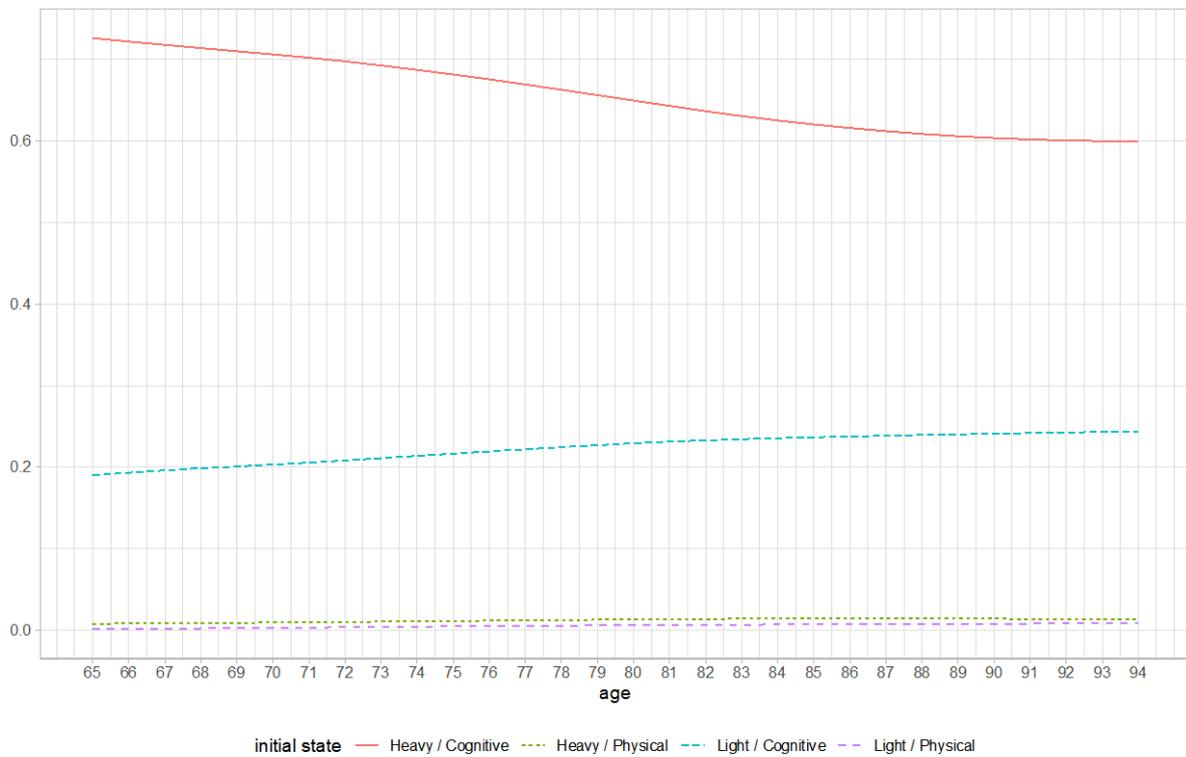
図 2-13: 来期の介護度・介護種類別遷移確率(男)



Transition Ratio to Heavy_Physical (male): Spline



Transition Ratio to Heavy_Cognitive (male): Spline



Transition Ratio to Death (male): Spline

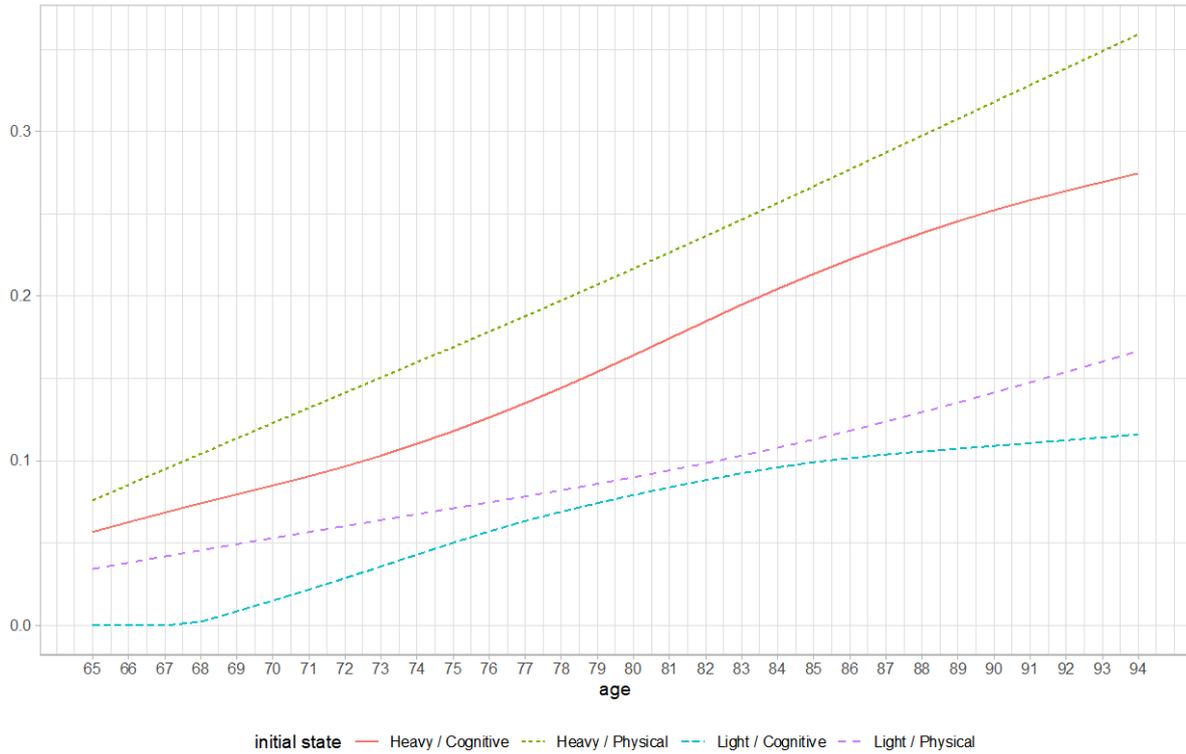
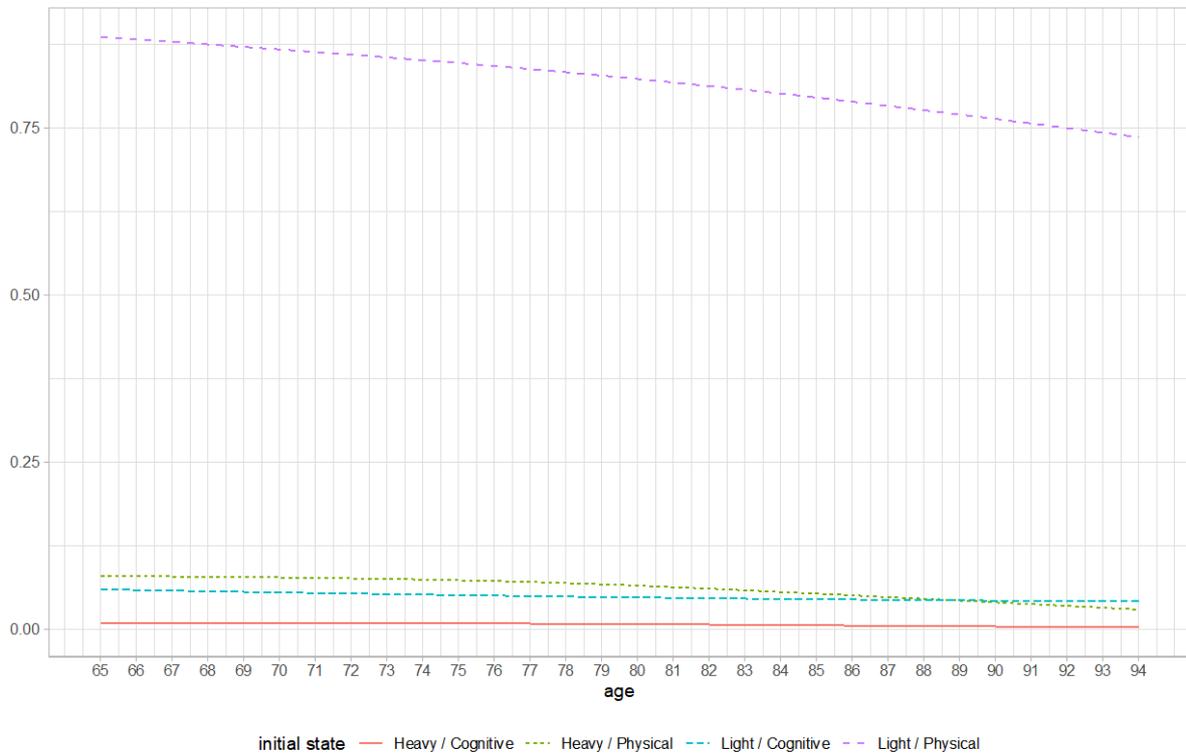
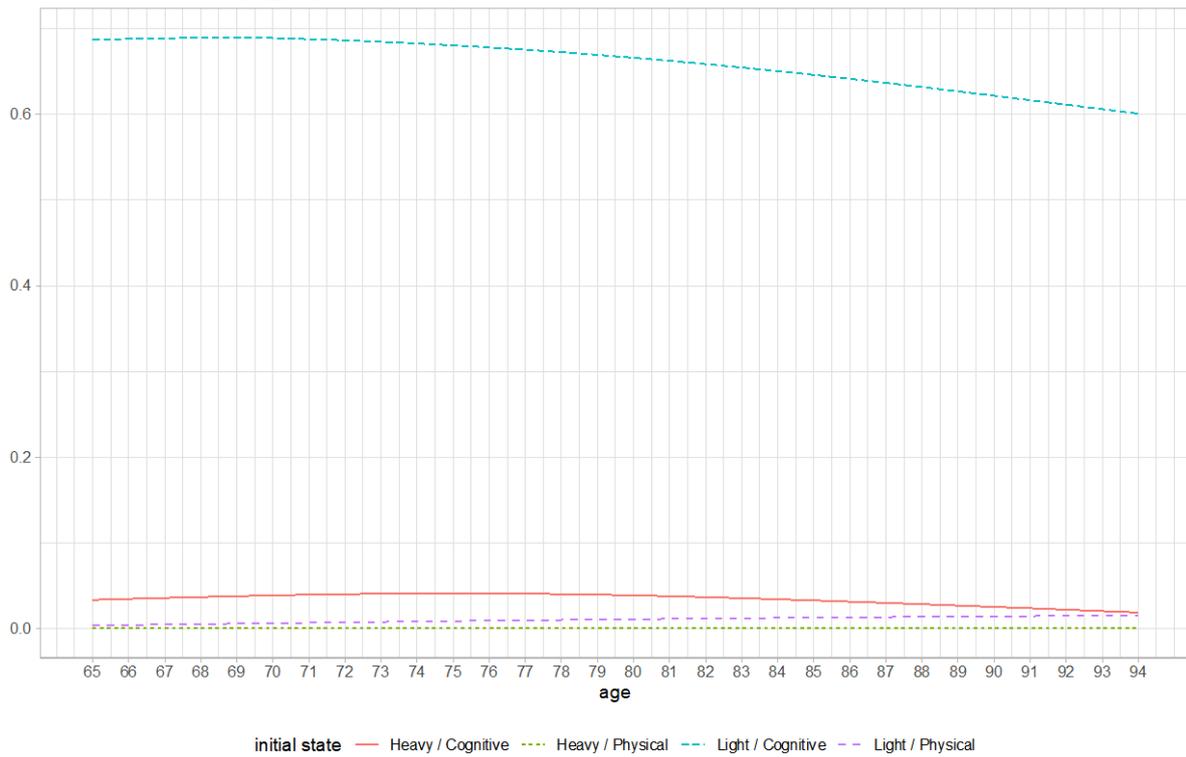


図 2-14: 来期の介護度・介護種類別遷移確率(女)

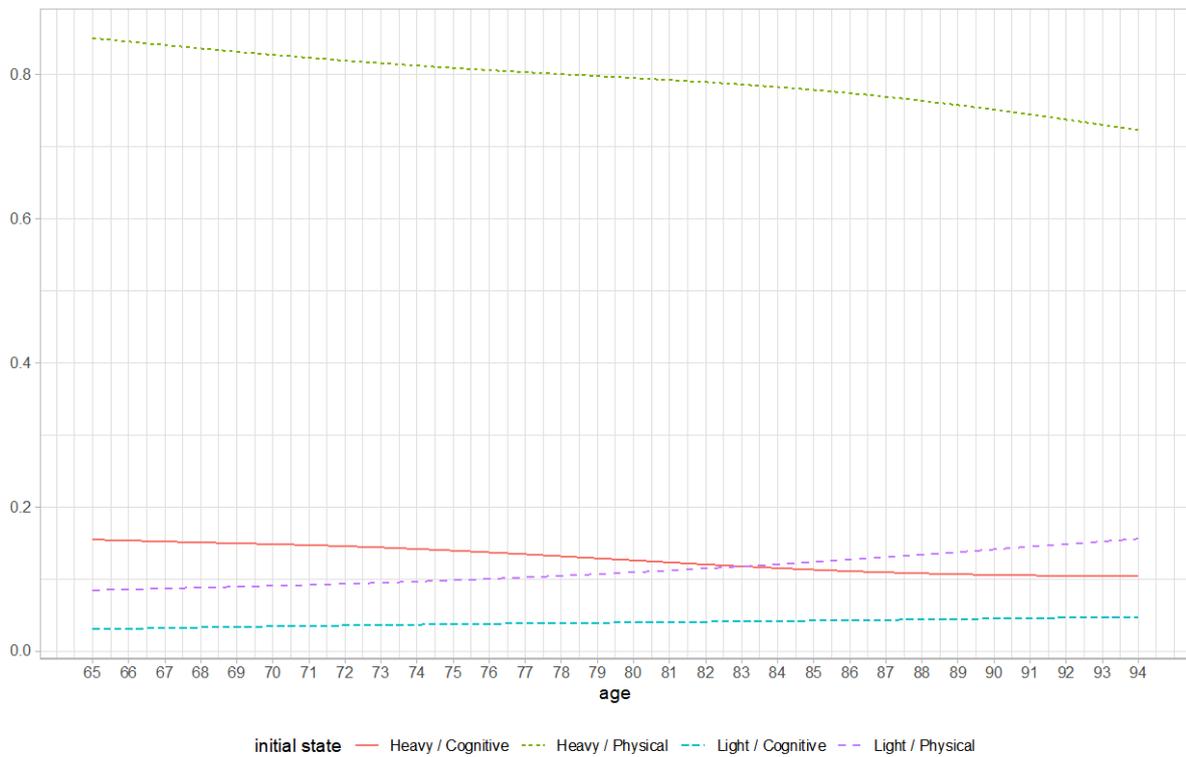
Transition Ratio to Light_Physical (female): Spline

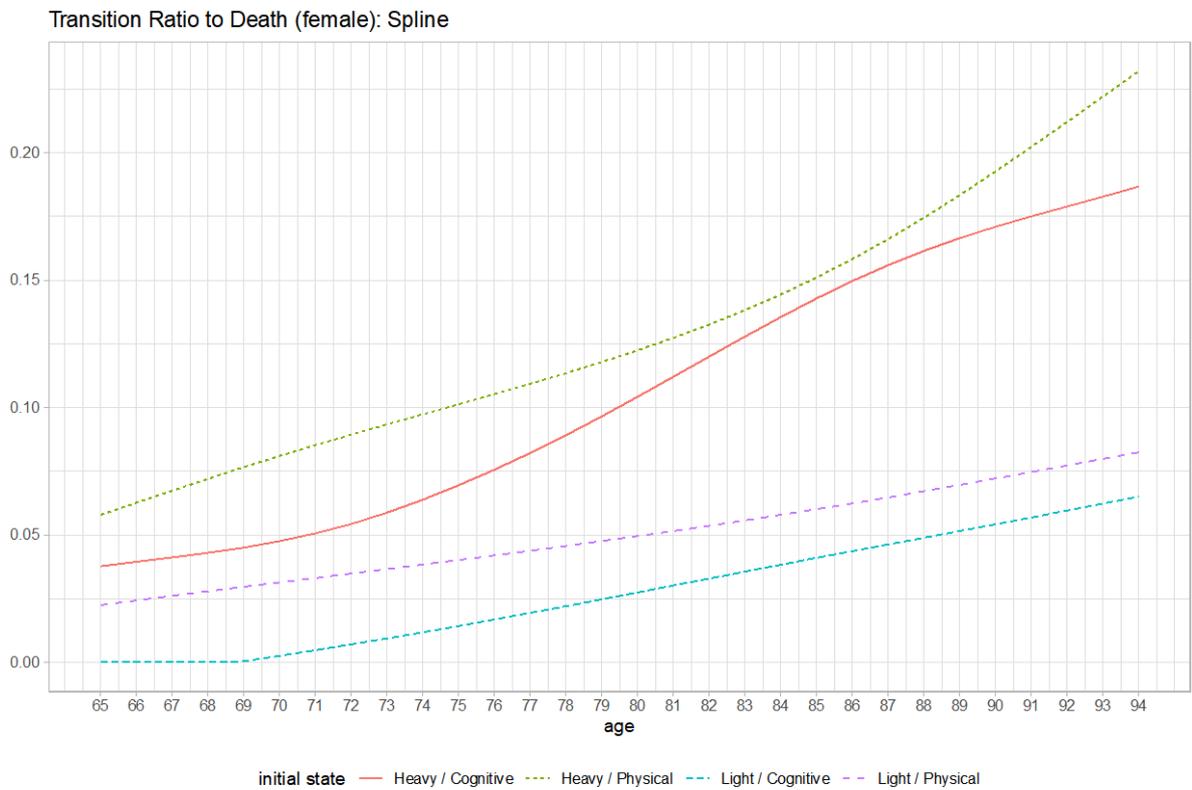
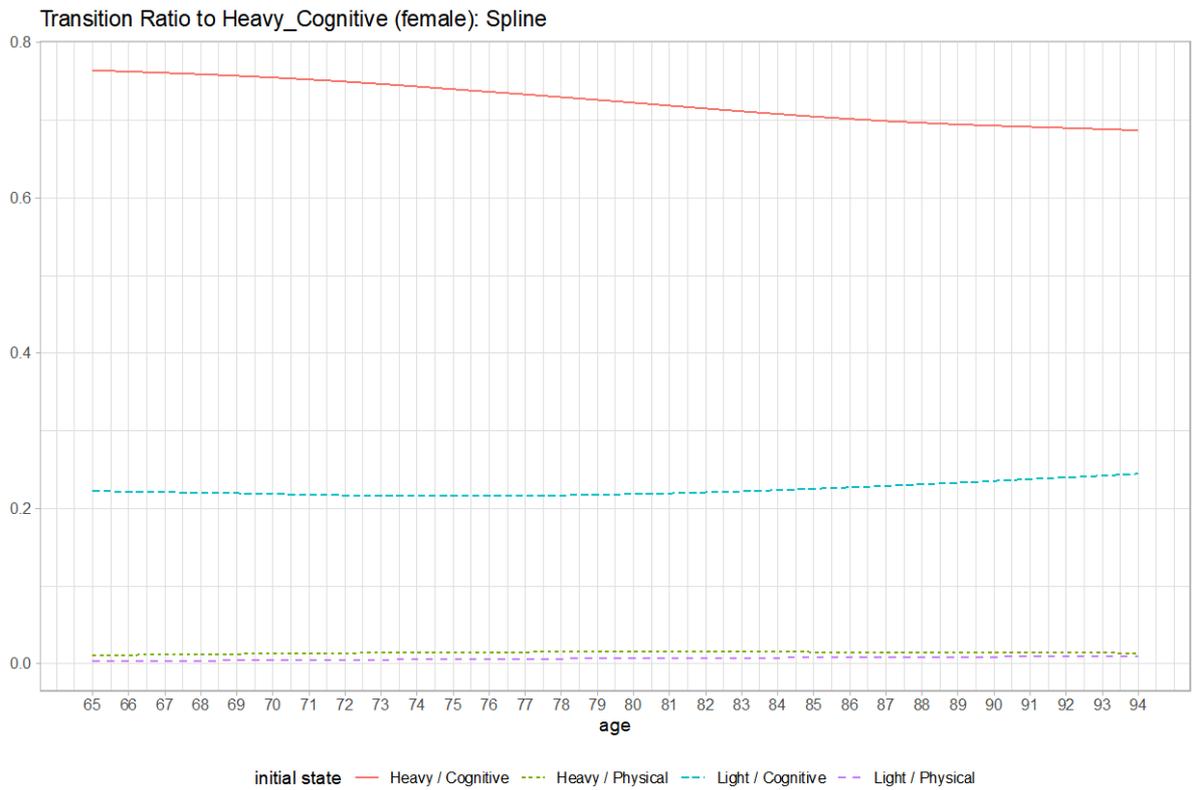


Transition Ratio to Light_Cognitive (female): Spline



Transition Ratio to Heavy_Physical (female): Spline





別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響

研究協力者 姜哲敏	東京経済大学 経済学部
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院 (Joint Appointment)

研究要旨

本研究の目的は、子ども医療費助成による医療費無料化が就学前の子どもの医療サービス利用と健康に与えた影響を分析することである。1990年代の『患者調査』、『社会医療診療行為別調査』、『国民生活基礎調査』、『人口動態調査』の個票データと東京都特別区と政令指定都市の議会議事録より公開されている子ども医療費助成の導入状況を突合し、医療費助成の対象有無と医療サービスの利用状況及び健康状態との関係を分析した。その結果、医療サービスの利用については、外来において統計的に有意な関係が観察された一方で、入院では統計的に有意な関係を観察することができなかった。ただし、手術を伴う入院患者については、入院日数が有意に増加することが分かった。健康状態については、自覚症状のある子どもの割合が有意に減少し、入院患者においては退院時転帰が治癒となった割合が有意に増加することが明らかになった。また、0歳児のみにおいて1000人当たり死亡率が0.8人減少したことが分かった。推定結果より、費用対効果を計算したところ、便益(死亡率減少×統計的生命価値)は費用(医療費の増加)を大きく上回り、子ども医療費助成による医療費無料化政策は費用対効果の面では有効であろう。

A. 研究目的

A-1. 研究の背景

To improve children's health and healthcare accessibility, many developed countries have provided generous healthcare coverage, often free of charge, to child patients. The United States has expanded Medicaid eligibility to include the children of low-income parents since the 1980s. Even countries with universal

healthcare systems (e.g., Germany, Sweden, Taiwan, South Korea, and Japan) provide subsidies in addition to universal health insurance for child patients. These policies are considered investments for their futures because it is widely recognized that a healthy childhood results in various long-term benefits in health, education, and even labor. Besides the benefits for the child, which are enjoyed

throughout his or her life, improving health equity for children in the community would prevent the intergenerational perpetuation of poverty and poor health outcomes that cause future financial burdens on the healthcare system.

A-2. 研究の目的

In this study, we investigated the effect free healthcare provision had on the healthcare use and health outcomes of children of preschool age (that is, those aged zero to six years) by exploiting the unique variation of eligibility for the children's healthcare subsidy among Japanese municipalities. In the 1990s, some Japanese municipalities introduced the subsidy to decrease cost-sharing for children from 30% to 0%, thus augmenting universal health insurance coverage. Because each municipality introduced and expanded the subsidy to different eligible ages at different times, subsidy eligibility varies substantially at the municipality-age-time levels, allowing us to adopt the difference-in-differences (DID) framework. To this end, we collected data on the subsidy statuses of 33 municipalities with relatively large populations by reviewing the available minutes on each municipal council's homepage and then merged this information with four nationally representative individual-level datasets on healthcare use and health status. We then investigated the subsidy's short-term effects on children's outpatient and inpatient care use (e.g., number of patients, visit intervals, length of hospitalization, and monthly spending) and health outcomes (e.g., subjective symptoms that were easily

recognized and therefore reported by parents, discharge outcomes measured by physicians, and mortality rates). Therefore, it should be noted that our results are limited to urban regions.

B. 研究方法

B-1. 分析に用いたデータ

To collect information on subsidy status by the municipality, we reviewed the minutes of each municipal council. The Ministry of Health, Labour, and Welfare (MHLW) has published comprehensive information on the subsidy status for all municipalities as of 2011, but none is available before that date. In particular, this information was not published in the 1990s, when most municipalities introduced subsidies. To compensate for this shortage, we collected the following information through a review of the minutes available on the homepages of each municipal council: 1) the time (year and month) of the introduction of the subsidy, 2) the maximum age of eligible children, and 3) the amendment of the eligible age and its timing (year and month). We collected this information for 33 municipalities with populations of more than 0.5 million from 23 specified districts ("Tokubetsu-ku") in the Tokyo Metropolis and 10 government-designated cities ("Seirei Shitei Toshi") across Japan. This study included 19% of preschool-age children in the 1990s. The main reason for focusing on the 33 municipalities is that they have taken the initiative to introduce the subsidy and expand eligible age.

Table 1 shows the introduction of timing and changes in the eligibility age for each municipality. For example, Chiyoda introduced the subsidy for children aged 4 or under in April 1993. Then, it was expanded to children aged 6 or under in September 1995. As shown in the table, the subsidy expanded dramatically in the 1990s. Therefore, to save space, we show only the year in which the subsidy was introduced, although the month also differs across municipalities.

We used the four nationally representative data sources from the MHLW to evaluate the effects of subsidies on comprehensive healthcare use and children's health outcomes. From the entire survey sample, we extracted data on children aged 0–6 years living in 33 municipalities and merged individual-level data from each survey with subsidy status, residential municipality/location of the medical institution, and survey year-month as identifiers. All data contained the age of each child and the survey date. Furthermore, we have information on the exact date of the subsidy introduction. Using this information, we identified whether each child was eligible for the subsidy on the day of each survey. Using this merged data, we investigated the subsidy's short-term effects on the following variables: 1) the number of patients, visit intervals, and monthly spending, which represent outpatient use; 2) the number of patients, length of hospitalization, and monthly spending, which correspond to inpatient use; and 3) subjective symptoms that were easily recognized and therefore reported by parents, discharge outcomes measured by physicians,

and mortality rates, which represent health outcomes.

B-2. 記述統計

Table 2 summarizes the descriptive statistics of major outcome variables used in this study from each survey. Panel A describes the Patient Survey (PS) and indicates that the mean number of outpatient visit interval, representing the frequency of outpatient care use, is 21.6 days. The mean length of hospital stay was 9.0 days, and 10.9% of child patients were discharged as cured. Note that this discharged outcome represents the objective health status evaluated by a physician. Panel B summarizes the monthly spending collected by the Statistics of Medical Care Activities (SMCA). These amounts are the total costs paid by patients/municipalities and insurance to medical institutions. Child patients spend an average of JPY 8.3 and 84.6 thousand per month on outpatient and inpatient care, respectively. Panel C reports the basic statistics of the Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC). On average, 20.3% and 0.4% of children currently use outpatient and inpatient care, respectively, and 24.5% of children have some subjective symptoms, representing subjective health status reported by parents. Panel D, reflecting the Vital Statistics (VS), shows that the average mortality rate is 0.8/1,000 children. The mortality rate among this age group is extremely low but is somewhat higher in infants under 12 months of age (i.e., aged zero), at approximately 4.2/1,000 infants. We also calculated the mortality rate by cause of

death based on the International Classification of Diseases, Revision 8 (ICD-8). In these age groups, congenital malformations and perinatal diseases were the most common causes of death.

B-3. 推定モデル

We estimated the following equation utilizing the unique variations in subsidy eligibility across residential municipality, age, and time of introduction:

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha + \beta 1[Subsidized]_{a,m,t} + X_{i,t}\gamma + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t} \quad (1)$$

where $Y_{i,a,h,m,t}$ is a dependent variable that represents healthcare use and outcomes for child i of age a at hospital h living in municipality m in survey year t . The key variable, $1[Subsidized]_{a,m,t}$, is a dummy indicating whether healthcare is subsidized. This variable depends on the maximum subsidy eligibility age a in municipality m in survey year t . $X_{i,t}$ is a vector of individual-level control variables, such as gender, birth month, age, and type of insurance. We also included hospital fixed effects, δ_h , when using the PS and the SMCA; municipal fixed effects, μ_m , when using the CSLC and the VS, and survey year fixed effects, τ_t . Further, we included a municipality-specific trend, $\pi_{m,t}$, which is the interaction of the municipality and survey year fixed effects, to control for time-varying unobserved factors correlated with healthcare use and outcomes at the municipality level. The standard errors are

clustered at the level of children's age and municipality to account for the correlation in the error terms within age and the municipalities.

Similar to Equation (1), we used the following equation to estimate the age-specific effect of the subsidy:

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha + \sum_{a=0}^6 \beta_a \{1[Subsidized]_{a,m,t} \times 1[Age a]\} + X_{i,t}\gamma + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t} \quad (2)$$

where $1[Age a]$ is a dummy that takes the value of one if a child is of age a (baseline: six age). The other variables are the same as those in Equation (1). While it is possible to estimate the age-specific effect by dividing the samples by the child's age, we estimate a single equation to prevent loss of statistical power due to small sample sizes. The above equations were estimated using ordinary least squares.

C. 研究結果

C-1. 外来への影響

We first present the results for the effect of the subsidy on the use of outpatient services. In Table 3, we report the estimated coefficient of β , derived from Equation (1), representing the difference between subsidized children, who do not need to pay any of the costs, and non-subsidized children, who pay 30% of the total cost. Column (1) shows the effect on the probability of using outpatient care, indicating no significant difference between subsidized and non-subsidized children. Next, we examined the effect on the aggregated number

of patients by a medical institution and the child's age. Columns (2) and (3) present the regression results for the number of patients by first and repeat visits, respectively.

Interestingly, although the estimate for the first visit was not statistically significant, we found a significant difference for repeat visits. The number of repeat patients increased by 8.8% (0.17 out of 1.93 children) due to the subsidy. This result might be consistent with that for the outpatient dummy from the CSLC, which was not statistically significant, as shown in Column (1). The outpatient dummy equals one for a repeat patient and does not change even if repeated visits increase. The point estimate in column (4) of Table 3 shows that the subsidy shortened visit intervals by 3.0 days, suggesting that subsidized children use outpatient care more frequently than those without subsidy. As the mean value for non-subsidized children was 22.5 days, the subsidy shortened outpatient intervals by 13.3%. Column (5) reveals that the monthly spending for subsidized children increased by JPY 517 (approximately USD 5.17) compared to those without the subsidy. This estimate corresponds to a 6.8% increase from the mean value for non-subsidized children, which is JPY 7,525 (USD 75.25).

Panel A of Figure 1 demonstrates the age-specific effect, which includes the interaction of subsidy status with age (baseline: age six), as presented in Equation (2). We find that the size of the effects tends to be larger for young children, particularly among infants aged zero (i.e., under 12 months of age) and one year. Specifically, the probability of using outpatient

services for infants aged one is 6.3 percentage points higher than that for children aged six. Visit intervals for subsidized infants aged zero (i.e., under 12 months of age) and one year were shortened by 7.8 and 6.9 days compared to non-subsidized children aged six years, significant at the 10% level. As for monthly spending, subsidized infants aged zero (i.e., under 12 months of age) and one year spend more than JPY 2,387 (USD 23.87) and JPY 2,161 (USD 21.61), respectively, on medical care compared to non-subsidized children aged six years.

C-2. 入院への影響

Unlike outpatient services, to which patients have free access and no restrictions on the number of visits, a physician's decision is required for inpatient services. Thus, we can observe supply-side behavioral responses to a decrease in patients' cost sharing (i.e., 30% to 0%) by estimating the effects on inpatient dummy, days of hospital stay, and the number of hospitalized patients.

First, we examined the effect on the probability of using inpatient care. As shown in Column (1) of Table 4, we found no significant difference in hospitalization status between subsidized and non-subsidized children. We also examined the effect on the aggregated number of patients by medical institution and child's age. Columns (2) and (3) represent the results of the number of patients with and without surgery, respectively. We found significant results only for the number of patients with surgery, suggesting that the implementation of the subsidy

encourages physicians to more carefully examine children hospitalized for serious illness. Column (4) reports the effect of the subsidy on the length of hospital stay, which represents the intensity of care. We found no significant effect, suggesting that physicians do not hospitalize children longer, even if the patients' cost-sharing is zero. Column (5) shows the estimate of monthly spending. Similarly, we found no significant difference.

Panel B of Figure 1 plots age-specific effect on inpatient use. As shown in the figure, we found that the younger the children are, the longer the hospital stay length is only for patients who are hospitalized with surgery. Subsidized infants under 12 months of age (i.e., aged zero) stay 3.8 days longer in hospitals than non-subsidized children aged six years. However, we observed no significant differences by age in children who were hospitalized without surgery. These results suggest that the implementation of the subsidy leads to more careful treatment of younger children hospitalized with serious diseases.

C-3. 健康への影響

Turning now to the effect on health, we investigated whether free healthcare improves children's health outcomes. Our primary focus again was on comparing outcomes for subsidized and non-subsidized children before and after the introduction of the subsidy. We first present results for subjective health, that is, the probability of having symptoms as reported by parents. Table 5 reports the estimates on the probability of having various symptoms. We found that subsidized children

are less likely to have fevers, coughs, and nasal discharge compared with non-subsidized children, suggesting that the subsidy improved children's health. In particular, the probability of having a cough, the most prevalent symptom in this age group, decreased by 3.7%. Considering that the mean value for non-subsidized children is 12.1%, this effect is considerably large. As presented in previous section we found that the subsidy could significantly increase outpatient care use (e.g., shortening visit intervals and increasing the probability of current outpatient visits), thus implying that subsidized children might go to the physician early and in good time. Thus, the subsidy might contribute to promoting the healing process and finding otherwise undetected diseases, thereby improving subjective health. Meanwhile, we found no significant effects on the probability of wheezing, which might be associated with asthma, itchy eyes, tinnitus, toothache, and rash. Although we only observed significant effects for minor symptoms, it can be inferred that the benefits from decreases in children's subjective symptoms might translate into further benefits, such as an increase in the labor supply of parents. For example, if parents view their children as having better subjective health, they might have lower rates of absenteeism in the workplace.

We also examined the effects on objective health status. Column (1) of Table 6 reveals the effect on discharge outcomes, as assessed by a physician. Physicians assess patients' outcomes at discharge in five stages (i.e., cured, lightened, unchanged, worse, and dead)

relative to the time of admission. Here, the dependent variable is a dummy variable that takes the value of one if a child patient was discharged as cured. We observed no significant effect on discharge outcomes, suggesting that the subsidy does not improve the health status of hospitalized children. Column (2) reports the effect on the total mortality rate, another objective measure of health status. Similarly, we found no significant change in the mortality rate due to subsidies. We obtained similar results by cause of death, as shown in Columns (3)–(7).

Figure 2 reports age-specific effects on health outcomes. We only observed significant improvements in health status for infants under 12 months of age (i.e., aged zero). Subsidized infants have a 5.3% higher probability of a cured outcome at discharge compared to non-subsidized children aged six. In addition, their total mortality rate is lower by 0.79 per 1,000 children. This result is statistically significant at the 10% level. As presented in previous section, we found that children who underwent a hospitalization involving surgery had a longer hospital stay, thus implying that the subsidy allowed patients with severe diseases, who needed a longer period of medical attention, to get more intensive high-tech treatment. Such increased use of inpatient care might lead hospitalized child patients to have good discharge outcomes, thus resulting in a decrease in the mortality rate. In summary, although we find no significant effect on overall objective health, the subsidy leads to

improved health status only for infants under 12 months of age (i.e., aged zero).

D. 考察

Important interpretation of our findings is the costs and benefits of the subsidy. First, we calculated the cost of the subsidy per child saved. According to our estimates, the subsidy increases monthly outpatient spending for infants under 12 months of age (i.e., aged zero) by JPY 2,387 (about USD 23.87) and reduces their mortality rate by 0.79 per 1,000 infants. This result implies that the annual cost per saved life is approximately JPY 36 million (USD 0.36 million). Meanwhile, the statistical value of a life calculated by previous studies generally exceeds our estimated cost of saving a child's life through the subsidy. For example, Itaoka et al. (2007)¹ estimated the willingness to pay for reductions in mortality risk through environmental policies, suggesting that the value of a Japanese adult's life ranges from JPY 103 to 344 million (approximately USD 1.03 to 3.44 million). Integrating these aspects, our study suggests that the introduction of the subsidy yields an acceptable cost-benefit ratio for policymakers.

E. 結論

Investments in child health can affect various adult outcomes; thus, many developed countries provide health insurance with generous coverage for children. However, past studies on the effect of such generous health insurance predominantly focus on adults or the risk reductions: a contingent valuation survey of Shizuoka, Japan, residents." *Environmental Economics and Policy Studies* 8, 211–237.

¹ Itaoka, K., Krupnick, A., Akai, M., Alberini, A., Cropper, M., Simon, N., 2007. "Age, health, and the willingness to pay for mortality

elderly, and surprisingly little is known about children. In this study, we examined the comprehensive effect of free healthcare for preschool-age children on healthcare use and health outcomes. We utilized the unique variations in eligible age and the timing of subsidy introduction across municipalities in Japan.

We found that the free healthcare subsidy for children significantly increased outpatient use, as measured by visit intervals, the number of repeat patients, and monthly spending. The size of the effects tends to be larger for young children, particularly among infants aged zero (i.e., under 12 months of age) and one year. However, we found little evidence of an increase in inpatient use under the subsidy. We found a significant increase in the length of a hospital stay only for infants who were hospitalized with any surgery. We also found that the subsidy significantly decreased the probability of having subjective symptoms, especially fever, cough, and nasal discharge. Further, the mortality rate for infants decreased by 0.79 per 1,000 individuals. In summary, our study suggests that free healthcare improves children's healthcare use as well as health outcomes, while its effect on health outcomes is limited for adults or the elderly, as shown by previous studies.

This study has several limitations, mainly due to data restrictions. First, the PS and the SMCA used in this study only observed patients who used healthcare services rather than the entire population. As shown in the main results, we found that the number of patients who visited medical institutions

increased sharply under the subsidy. These results suggest that children who visit under the subsidy are probably healthier, and thus, the composition of the samples before and after the change in subsidy status would be different. Thus, the results on health outcomes using these two data sources would be underestimated, that is, biased toward not finding any effects. To compensate for this problem, individual-level panel data are required; however, such data did not exist in the 1990s, a focus period in this study. Meanwhile, unlike the PS and SMCA, the CLSC comes from the entire population, but there is another concern about the results using these data. Here, we cannot identify which households reside in each of the 23 specified districts in the Tokyo Metropolis. Hence, for these households, we assigned individual data to the subsidy status of the entire Tokyo Metropolis. However, as shown in Table 1, there are substantial variations in the timing of subsidy expansion and maximum age eligibility within these areas. Thus, it would induce measurement errors, biasing the estimates to zero. We cannot find any effect on the probability of current use of outpatient care (i.e., extensive margin) using the CSLS, in contrast to effects on the number of patients (i.e., intensive margin) using the PS. The reason for this non-result on the extensive margin is driven by the above measurement errors.

Second, we conducted a reduced-form analysis focusing on urban areas due to data availability. Because a reduced-form analysis could not ensure external validity, we are

unsure whether our findings from urban areas could be generalized to rural areas. To this end, it is necessary to conduct a reduced-form analysis using rural areas' data or a structural analysis. However, it is currently difficult to collect information on subsidy status in rural areas as most municipalities do not open their municipal council minutes on their homepages. Considering that it is important policy issue to understand how the subsidy program is effective in rural areas, this is a subject for future challenging work.

Third, we focused only on the effect on children's outcomes. Considering that the subsidy aimed not only to improve children's health but also to support young parents with children, it may affect various parental outcomes, such as financial stress and health status. In particular, it seems likely that benefits from improvements in children's subjective health might translate into an increase in the labor supply of parents. For example, if parents view their children as having better subjective health, they might have lower rates of absenteeism in the workplace.

Finally, although we mainly concentrated on the demand-side responses to free healthcare, examining the effect on the supply side is equally important. Since the subsidy increases the number of outpatients, it may provide incentives for physicians to migrate to municipalities adopting generous subsidies. Considering that the number of pediatric hospitals in Japan has been decreasing recently due to a decline in the total fertility rate, such migration may contribute to significant

improvements in access to healthcare services for children.

F. 健康危険情報

特に無し.

G. 研究発表

1. 論文発表

Kang, C., Kawamura, A., Noguchi, H. "Does free healthcare improve children's healthcare use and outcomes? evidence from Japan's healthcare subsidy for young children". *The Journal of Economic Behavior & Organization* (Revise & Resubmit)

2. 学会発表

July/2019: World Congress of International Health Economics Association. "Does free healthcare improve children's healthcare use and outcomes? evidence from Japan's healthcare subsidy for young children".

June/2019: World Congress of International Health Economics Association. "Does free healthcare improve children's healthcare use and outcomes? evidence from Japan's healthcare subsidy for young children".

March/2019: 第13回「実証的なモラル・サイエンス」研究集会. "Does free healthcare improve children's healthcare use and outcomes? evidence from Japan's healthcare subsidy for young children".

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し.

2. 実用新案登録

特に無し.

3. その他

特に無し.

Table 1. Evolution of the subsidy by municipality

	'70s	'91	'92	'93	'94	'95	'96	'97	'98	'99	'00	'01
23 specified districts in Tokyo												
Chiyoda				④		⑥						
Chuo				②		⑥						
Minato				②			⑥					
Shinjuku		②			⑥							
Bunkyo		②								⑥		
Taito				③			⑥					
Sumida					②		⑥					
Koto				②			⑥					
Shinagawa				①	②					⑤	⑥	
Meguro				②						④	⑥	
Ota		①			②		⑥					
Setagaya		①			②		⑥					
Shibuya					②					④	⑥	
Nakano	①			③						④	⑥	
Suginami				②						⑥		
Toshima				②			⑥					
Kita				②						⑥		
Arakawa		②				⑥						
Itabashi					②		⑥					
Nerima				②				⑥				
Adachi				②						⑥		
Katsushika					③			⑥				
Edogawa					③		⑥					
10 government-designated cities												
Sapporo	①					①					②	
Sendai	②											
Yokohama						①	②			③		
Kawasaki	①					②				③		
Nagoya	①				②						③	
Kyoto				①						②		
Osaka				①			②	③			④	⑤
Kobe	①				②							⑤
Hiroshima	①			②					②			③
Fukuoka	②											

Notes: This table shows the timing of subsidy introduction and changes in the eligibility age for each municipality. The numbers in circles represent the maximum eligible ages. For example, Chiyoda introduced a subsidy for children aged four years or less in 1993. It was then expanded to children under six years in 1995. Although the month and year of the introduction of the subsidy differ across municipalities, we report only the year of introduction to save the space.

Table 2. Descriptive statistics

	Mean	<i>SD</i>
Panel A: from the <i>PS</i>		
Outpatient (<i>N</i>=9,664)		
Visit interval	21.604	37.669
Subsidized	0.468	0.499
Inpatient (<i>N</i>=18,600)		
Days of hospital stay	8.961	10.750
Cured Outcome at discharge compared to admission	0.109	0.312
Subsidized	0.634	0.482
Panel B: from the <i>SMCA</i>		
Outpatient (<i>N</i>=26,564)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	8.272	7.526
Subsidized	0.496	0.500
Inpatient (<i>N</i>=2,938)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	84.603	65.428
Subsidized	0.711	0.453
Panel C: from the <i>CSLC</i> (<i>N</i>=18,083)		
Outpatient dummy	0.203	0.403
Inpatient dummy	0.004	0.065
Having any subjective symptoms	0.245	0.430
Fever	0.050	0.218
Cough	0.114	0.318
Wheezing	0.032	0.177
Nasal discharge	0.120	0.325
Itchy eyes	0.001	0.024
Tinnitus	0.001	0.025
Toothache	0.008	0.089
Rash	0.040	0.195
Subsidized	0.347	0.476
Panel D: from the <i>VS</i> (<i>N</i>=693)		
Mortality rate (per 1,000 individuals)	0.810	1.556
Caused by infectious and parasitic diseases	0.018	0.076
Caused by neoplasms	0.028	0.083
Caused by diseases of the nervous system	0.034	0.129

Caused by diseases of the circulatory system	0.024	0.094
Caused by diseases of the respiratory system	0.064	0.178
Caused by congenital malformations	0.481	1.177
Subsidized	0.448	0.498

Notes: This table reports descriptive statistics of the main sample. Here, to save space, we report only the means and standard deviations of the outcome and key variables.

Table 3. Effect on outpatient use

	Outpatient	The number of patients		Days from the	Monthly
	dummy	First visit	Repeated visits	previous visit	spending
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Subsidized	0.003 (0.009)	0.118 (0.081)	0.170* (0.089)	-2.997** (1.363)	0.517*** (0.197)
Hospital fixed effects		X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X
R^2	0.012	0.058	0.286	0.110	0.109
Sample size	17,979	2,891	4,854	9,664	26,564
Mean of no subsidy	0.212	1.433	1.926	22.457	7.525
Data source	<i>CSLC</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Table 4. Effect on inpatient use

	Inpatient	The number of patients		Days of	Monthly
	dummy	With surgery	Without surgery	hospital stay	spending
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Subsidized	0.002 (0.002)	0.374*** (0.131)	0.575 (0.372)	-0.017 (0.341)	-3.506 (4.178)
Hospital fixed effects		X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X
R^2	0.006	0.487	0.182	0.117	0.491
Sample size	18,083	1,996	5,819	18,600	2,938
Mean of no subsidy	0.003	1.520	2.364	7.930	80.036
Data source	<i>CSCL</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Table 5. Effect on subjective health

	Fever	Cough	Wheezing	Nasal discharges	Itchy eyes	Tinnitus	Toothache	Rash
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Subsidized	-0.015** (0.006)	-0.037*** (0.008)	-0.003 (0.004)	-0.019*** (0.008)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.005)
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X	X	X
R^2	0.009	0.014	0.006	0.016	0.005	0.004	0.011	0.005
Sample size	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083
Mean of no subsidy	0.048	0.121	0.031	0.127	0.001	0.001	0.012	0.037
Data source	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

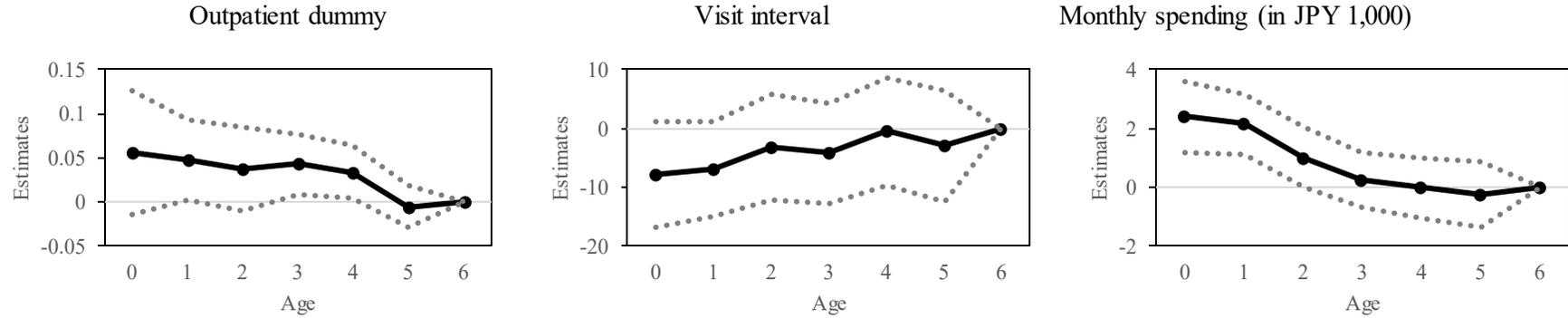
Table 6. Effect on objective health

	Cured	Mortality rate (per 1,000 individuals)					
	outcome at	Total	Neoplasms	Neuropathy	Circulatory	Respiratory	Congenital
	discharge				diseases	disease	malformations
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Subsidized	0.002 (0.009)	-0.072 (0.148)	0.002 (0.010)	0.005 (0.021)	0.005 (0.013)	-0.018 (0.026)	-0.123 (0.150)
Hospital fixed effects	X						
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X	X
R^2	0.320	0.398	0.147	0.151	0.171	0.210	0.351
Sample size	18,600	698	693	695	693	695	695
Mean of no subsidy	0.088	0.592	0.031	0.031	0.021	0.042	0.286
Data source	<i>PS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>

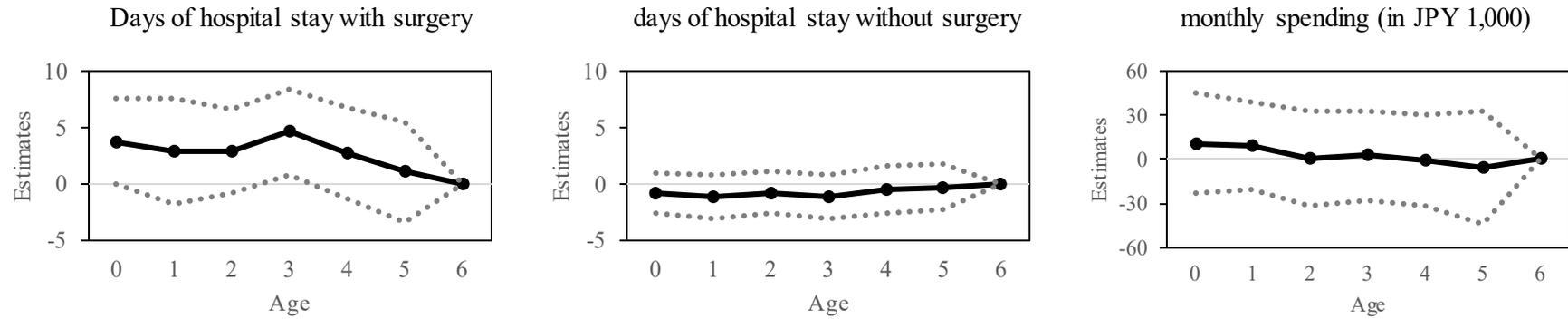
Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Figure 1. Effect on healthcare use by age

A. Outpatient use

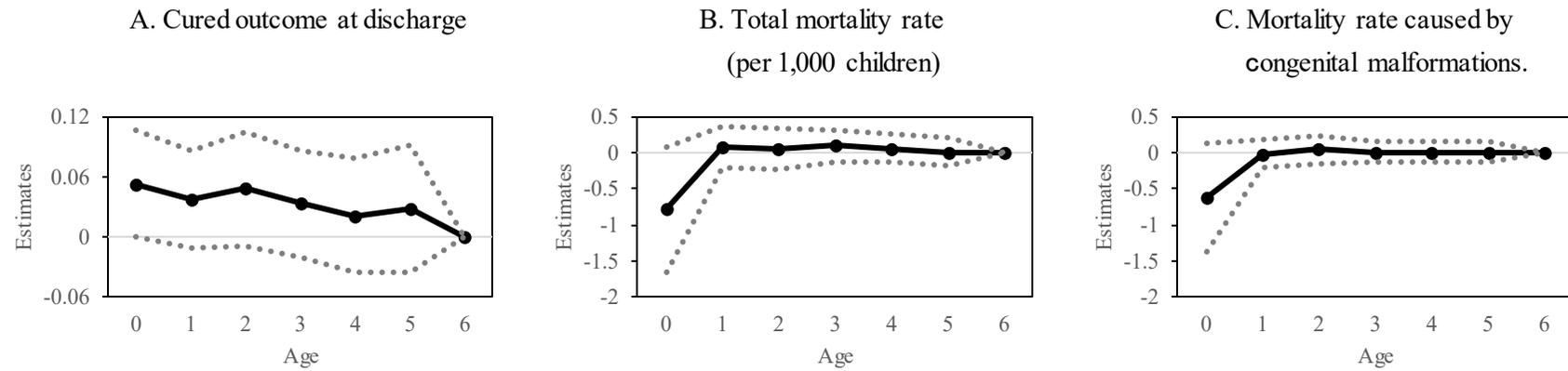


B. Inpatient use



Notes: The solid lines represent the estimates of β_a for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines represent 95% confidence intervals.

Figure 2. Effect on health outcomes by age



Notes: The solid lines represent estimates of β_a for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines represent 95% confidence intervals.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響

研究協力者 姜哲敏	東京経済大学 経済学部
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)

研究要旨

本研究の目的は、子ども医療費助成による医療費無償化が就学前の子どもの医療サービス利用と健康に与えた影響を分析することである。1990年代の『患者調査』、『社会医療診療行為別調査』、『国民生活基礎調査』、『人口動態調査』の個票データと東京都特別区と政令指定都市の議会議事録より公開されている子ども医療費助成の導入状況を突合し、医療費助成の対象有無と医療サービスの利用状況及び健康状態との関係を分析した。その結果、医療サービスの利用については、外来において統計的に有意な関係が観察された一方で、入院では統計的に有意な関係を観察することが出来なかった。ただし、手術を伴う入院患者については、在院日数が有意に増加することが分かった。健康状態については、自覚症状のある子どもの割合が有意に減少し、入院患者においては退院時転帰が治癒となった割合が有意に増加することが明らかになった。また、0歳児のみにおいて1000人当たり死亡率が0.8人減少したことが分かった。推定結果より、費用対効果を計算したところ、便益(死亡率減少×統計的生命価値)は費用(医療費の増加)を大きく上回り、子ども医療費助成による医療費無償化政策は費用対効果の面では有効であろう。

A. 研究目的

A-1. 研究の背景

子どもの健康と医療へのアクセスを向上させるため、多くの先進国では、子どもに対して手厚い医療保障を提供しており、多くの場合、無料で提供されている。米国では、1980年代からメディケイドの対象者を拡大し、低所得世帯の子どもにも適用している。国民皆保険制度のある国(ドイツ、スウェーデン、台湾、

韓国、日本等)でも、子どもには国民皆保険に加えて補助金を支給している。こうした政策は、子どもたちの未来への投資と考えられている。なぜなら、子どもたちが健康であることが、健康、教育、更には労働において様々な長期的利益をもたらすことが広く認識されているからである。生涯を通じて享受出来る子どもの利益に加えて、地域社会における子どもの健康の公平性を向上させることは、貧困や健

康状態の悪化が世代を超えて継承され、将来、医療制度に財政的負担がかかることを防ぐことになる。

A-2. 研究の目的

本研究では、就学前児童の医療費無償化が、子どもの医療サービスの利用や健康アウトカムに及ぼす影響について、市町村によって異なる乳幼児医療費助成制度を「自然実験」と見做し分析を行った。1990年代、日本のいくつかの自治体では、子どもの医療費に対する親の自己負担を30%から0%に減らす医療費助成制度を導入した。自治体によって、当該制度が導入された時期や対象年齢が異なることから、差分の差分法(difference-in-differences: 以下、DID)の枠組みを採用することが可能である。人口が比較的多い33の自治体について、各自治体のホームページで公開されている議事録から助成状況を把握し、その情報を、代表性のある4つのデータから抽出された子どもの医療サービスの利用や健康状態と統合することにより、助成の短期的な効果を検証した。医療サービスの利用については、子どもの外来・入院医療利用(患者数、受診間隔、入院期間、月間支出等)、また、健康アウトカムについては、保護者による子どもの自覚症状、医師が測定した退院時点でのアウトカム、死亡率等に焦点を当てた。但し、本研究は、都市部に焦点を当てた分析であることには留意が必要である。

B. 研究方法

B-1. 分析に用いたデータ

第1に、市町村別の乳幼児医療費助成制度について情報を収集するため、各市町村議会の議事録を確認した。厚生労働省は2011年現在、全自治体の補助金状況を網羅的に

公表しているが、それ以前の情報は皆無である。特に、殆どの自治体が補助金を導入した1990年代には、この情報は公表されていない。そこで、各自治体のホームページで公開されている議事録を精査し、以下の情報を収集した。1) 補助金導入時期(年月)、2) 対象年齢の上限、3) 対象年齢の変更とその時期(年月)について、東京都23区と全国10政令指定都市、人口50万人以上の33自治体について情報を収集した。尚、1990年代において、分析対象としたこれらの市区町村全体で、日本の全就学前児童数の19%が含まれている。本研究で、33市町村に焦点を当てたのは、都市部の市区町村において、当該制度による補助金の導入や対象年齢の拡大が、率先して取り組まれていたことが理由である。

Table1は、各自治体の導入時期や対象年齢の推移を示したものである。例えば、東京都千代田区では、1993年4月に4歳以下の児童を対象に助成を開始した。その後、1995年9月に6歳児まで拡大された。このように、分析対象となった都市部の自治体では、90年代、当該制度が飛躍的に拡大しつつあった。そのため、自治体により導入された月も異なるが、本報告書では、紙面の都合上、補助金導入年のみを示す。

厚生労働省によって収集・整備された代表性のある4つのデータを用いて、乳幼児医療費助成制度の導入が、子どもの医療サービス利用や健康アウトカムに及ぼす影響を評価した。全調査サンプルから33市町村に居住する0-6歳児のデータを抽出し、各調査の個票データを、当該制度の有無、居住市町村・医療機関の所在地、調査年月を識別情報として突合した。尚、全てのデータに、子どもの年齢と調査日が含まれている。更に、当該制度導入

の正確な日付の情報もある。これらの情報をもとに、各調査日に、それぞれの子どもが当該制度による補助金の対象であるかどうかを確認した。この突合データを用いて、外来患者数、受診間隔、月間支出額、入院患者数、入院期間、保護者が報告した子どもの自覚症状、医師による退院判定、死亡率等の健康アウトカムに対する当該制度の短期的な導入効果を検証した。

B-2. 記述統計

Table2は、本研究で使用する主要なアウトカム変数の記述統計量をまとめたものである。パネルAは患者調査(以下、PS)を示しており、外来診療の利用頻度を表す外来受診間隔の平均は21.6日であることがわかる。平均在院日数は9.0日であり、10.9%が治癒して退院している。尚、この退院時点でのアウトカムは、医師によって評価された客観的な健康状態を表している。パネルBは、社会医療診療行為別調査(以下、SMCA)が収集した月別の医療支出をまとめたものである。この金額は、患者・自治体・保険者が医療機関に支払った費用の合計である。外来診療に月平均8.3万円、入院診療に月平均8.46万円を費やしていることがわかる。パネルCでは、「国民生活基礎調査」(以下、CSLC)の基本統計量を示している。20.3%、0.4%の子どもが、通院・入院しており、何らかの自覚症状がある子どもは24.5%であった。パネルDは、人口動態調査(以下、VS)からの変数で、平均死亡率は0.8/1,000人である。この年齢層の死亡率は極めて低いが、生後12カ月未満の乳児(つまり0歳児)では約4.2/1,000人と、やや高いことがわかる。また、国際疾病分類改訂8版(以下、ICD-8)に基づき、死因別死亡率も算出した。これらの年

齢層では、先天性奇形と周産期疾患が最も多い死因となっていた。

B-3. 推定モデル

居住地の自治体、年齢、当該制度導入時期による補助金対象者の独自のばらつきを利用して、以下の式を推定した。

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha + \beta_1[\text{Subsidized}]_{a,m,t} + X_{i,t}\gamma + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t} \quad (1)$$

式(1)において、 $Y_{i,a,h,m,t}$ は、調査年 t に m 市町村に住む h 病院の年齢 a の子ども i の医療サービスの利用と健康アウトカムを表す従属変数であり、本研究が着目する主要な独立変数である $1[\text{Subsidized}]_{a,m,t}$ は、乳幼児医療費助成制度による補助金によって、当該児童の医療費が補助されているかどうかを示すダミー変数である。 $X_{i,t}$ は、性別、誕生日、年齢、保険種別など個票レベルの制御変数ベクトルである。また、PSとSMCAでは、病院の固定効果 δ_h 、CSLCとVSでは、市町村の固定効果 μ_m 、及び、調査年の固定効果 τ_t を投入した。更に、自治体レベルでの医療サービスの利用や健康アウトカムと相関する、時間的に変動する観測されない要因をコントロールするために、自治体固定効果と調査年固定効果の相互作用である自治体固有のトレンド $\pi_{m,t}$ も投入した。標準誤差は、年齢や自治体内での誤差項の相関を考慮し、子どもの年齢と自治体のレベルでクラスタリングしている。

式(1)と同様に、以下の式を用いて補助金の年齢別効果を推計した。

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha + \sum_{a=0}^6 \beta_a \{1[\text{Subsidized}]_{a,m,t} \times 1[\text{Age } a]\} +$$

$$X_{i,t}\gamma + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t}$$

(2)

式(2)において、 $1[Age\ a]$ は、子どもが年齢 a (ベースライン:6 歳)である場合に1をとるダミー変数である。その他の変数は、式(1)と同じである。サンプルを子どもの年齢で割って年齢別効果を推定することも可能であるが、サンプルサイズが小さいことによる統計的検出力の低下を防ぐため、1つの式を推定している。尚、上記の式は、通常最小二乗法を用いて推定した。

C. 研究結果

C-1. 外来への影響

まず、外来診療の利用に対する助成の効果についての結果を示す。Table3では、式(1)から導かれる β の係数を、費用の負担が不要な補助対象児童と3割負担の非補助対象児童の差として報告している。コラム(1)は、外来診療を利用する確率に対する効果を示しており、助成を受けた子どもとそうでない子どもの間に有意な差はないことが示されている。次に、医療機関別・子どもの年齢別の集計患者数に対する効果を推定した。コラム(2)と(3)はそれぞれ、初診と再診による患者数に関する結果である。興味深いことに、初診の推定値は統計的に有意ではなかったが、再診の場合は統計学的な有意差が見られた。助成によって再診患者数は8.8%(1.93人中0.17人)増加した。この結果は、コラム(1)で示したCSLCの外来患者ダミーが統計学的に有意でなかったことと整合的である可能性がある。外来患者ダミーは再診患者を1とし、再診回数が増加しても変化しない。Table3のコラム(4)の点推定値は、助成によって受診間隔が3.0日短くなったことを示しており、助成を

受けた子どもは助成を受けていない子どもよりも外来診療を頻繁に利用していることが示唆される。非助成児童の平均値が22.5日であることから、助成によって13.3%外来間隔が短縮されたことになる。また、コラム(5)では、助成を受けた子どもは、受けていない子どもに比べ、1ヶ月の支出額が517円(約5.17ドル)増加することが示されている。これは、非助成児童の平均値7,525円(75.25米ドル)よりも6.8%高いことに相当する。

Figure1のパネルAは、年齢別の効果を示しており、式(2)で推定される補助金と年齢(ベースライン:6歳)の交互作用が含まれている。特に0歳児(生後12ヶ月未満)、1歳児では、効果が大きくなる傾向があることがわかる。具体的には、1歳児の外来利用確率は、6歳児よりも6.3ポイント高い。また、0歳児(生後12ヶ月未満)と1歳児の受診間隔は、非助成の6歳児に比べて7.8日、6.9日短く、10%水準で有意であった。また、1ヶ月当たりの医療費では、0歳児(生後12ヶ月未満)、1歳児がそれぞれ2,387円(23.87ドル)、2,161円(21.61ドル)と非助成の6歳児よりも医療費が多く使われていることがわかる。

C-2. 入院への影響

患者が自由にアクセス出来、受診回数に制限のない外来診療と異なり、入院診療は医師の判断が必要となる。そこで、入院患者ダミー、在院日数、入院患者数に対する効果を推計することで、患者の費用負担の減少(30%→0%)に対する供給側の行動反応を観察することが可能となる。

まず、入院医療を利用する確率への影響を推定した。Table4のコラム(1)に示されるように、補助対象児童と非補助対象児童の間で入院状況に統計学的に有意な差は見られな

かった。また、医療機関別、子どもの年齢別の集計患者数への影響も見てみた。コラム(2)と(3)はそれぞれ、手術有と手術無の患者数の結果を示している。手術有の患者数でのみ統計学的に有意な結果が得られており、補助金の実施により、重症で入院している子どもをより丁寧に診察するよう医師が促していることが示唆される。コラム(4)は、治療密度を表す在院日数に対する助成の効果を示している。この結果から、たとえ患者負担がゼロであっても、医師が子どもを長く入院させることはないことがわかる。コラム(5)は、月別支出額の推定値である。同様に、統計学的に有意な差は見られなかった。

Figure1 のパネル B は、年齢別の入院患者数に対する効果をプロットしたものである。この Figure に示すように、手術有の入院患者については、年齢が若いほど入院期間が長くなることが分かった。生後 12 ヶ月未満の補助対象児(つまり 0 歳児)は、補助対象外の 6 歳児に比べて在院日数が 3.8 日長くなっている。しかし、手術をせずに入院した子どもでは、年齢による統計学的に有意な差は観察されなかった。これらの結果は、補助金の実施により、重篤な疾患で入院した低年齢児がより慎重に治療されるようになったことを示唆している。

C-3. 健康への影響

最後に、子どもの健康アウトカムへの影響について、医療費の無償化が子どもの健康状態を改善するかどうかについて検証した。本分析でも、乳幼児医療費助成制度の導入前後で、助成を受けた子どもと受けていない子どもの健康アウトカムを比較することに主眼が置かれている。まず、主観的健康度、つまり、保護者が報告する自覚症状がある確率についての結果を示す。Table5 は、様々な症状が

あると親が報告した確率に関する推定値を示している。結果、助成を受けた子どもは、非助成の子どもに比べて、発熱、咳、鼻汁などの症状を持つ確率が低く、助成が子どもの健康状態を改善させたことが示唆された。特に、この年齢層で最も多い症状である咳をする確率は 3.7%減少している。非助成児童の平均値が 12.1%であることを考えると、この効果はかなり大きい。前節で示したように、助成によって外来診療の利用が有意に増加することがわかった(例:受診間隔の短縮、現在の外来受診確率の増加)ことから、助成を受けた子どもは早期に、適切なタイミングで受診する可能性が示唆される。このように、補助金は治療の促進や発見されなかった病気の発見に寄与し、主観的な健康状態を改善する可能性がある。一方、喘息に関連すると思われる喘鳴、目のかゆみ、耳鳴り、歯痛、発疹については、統計学的に有意な効果が認められなかった。本分析では、比較的軽微な症状の場合についてのみ統計学的に有意な効果が認められたが、子どもの自覚症状の減少による恩恵は、親の労働供給の増加など、追加的な恩恵につながる可能性があるかもしれない。例えば、子どもの主観的健康状態が良ければ、欠勤率が下がる等の効果が期待出来るかもしれない。

更に、本研究では、客観的な健康状態への影響についての検証も行った。Table6 のコラム(1)では、医師によって評価された退院時転帰に対する影響について推定した結果である。医師は、患者の退院時の転帰を入院時と比較して 5 段階(治癒、軽快/寛解、不変、増悪、死亡)で評価する。本分析の従属変数は、患者が治癒して退院した場合に 1 の値をとるダミー変数である。退院結果に対する統計学的に有意な効果は観察されず、補助金が入院している子どもの退院時における健康

状態を改善しない可能性があることが示唆された。もう一つの客観的な健康指標である総死亡率に対する効果が、コラム(2)で示されている。同様に、補助金による死亡率の有意な変化は見られなかった。死因別でも、コラム(3)-(7)を見ると、同様の結果が得られている。

Figure2 は、健康状態に対する年齢別の効果を報告したものである。生後 12 ヶ月未満の乳児(つまり 0 歳児)に対してのみ、健康状態の統計学的に有意な改善が観察された。補助金を受けた乳幼児は、補助金を受けなかった 6 歳児と比較して、退院時に治癒する確率が 5.3% 高くなる。更に、総死亡率は 1,000 人当たり 0.79 人低くなっている。この結果は、10 %水準で統計学的に有意である。前節で示したように、手術を伴う入院をした子どもほど入院期間が長いことから、補助金によって長期間の診療を必要とする重症患者がより集中的なハイテク治療を受けられるようになったことが推測される。このような入院治療の増加は、入院した患者の退院後の経過を良好にし、死亡率の減少につながる可能性がある。以上のことから、客観的な健康状態全体に対する有意な効果は認められないが、生後 12 ヶ月未満の乳幼児(0 歳児)に限っては、助成が健康状態の改善につながる事が分かった。

D. 考察

以上の結果を解釈する上で重要なのは、乳幼児医療費助成制度導入の費用対効果である。本研究では、まず、1 人当たりの助成コストを算出した。その結果、生後 12 ヶ月未満の乳児(0 歳児)の外来医療費は月 2,387 円増加し、死亡率は 1,000 人当たり 0.79 人減少することが明らかになった。したがって、救

われた命 1 人当たりの年間コストは約 3600 万円(0.36 百万米ドル)となることが示唆される。一方、先行研究によって算出された生命の統計的価値は、一般に、本分析による助成によって子どもの生命を救うための推定コストを上回っている。例えば、Itaoka et al. (2007)¹ は、環境政策による死亡リスク低減に対する支払い意思額を推定し、日本の成人の生命の価値は 1 億 300 万円から 3 億 4400 万円(約 103 万ドルから 344 万ドル)であると算出している。これらの点を総合すると、本研究は、乳幼児医療費助成制度による補助金導入が政策立案者にとって許容出来る費用便益比率をもたらすことを示唆している。

E. 結論

子どもの健康への投資は、彼らが成人になった時の様々なアウトカムに影響を与えるため、多くの先進国では子どもに手厚い医療・健康保障を提供している。しかし、このような手厚い医療・健康保険の効果に関する過去の研究は、主として、成人や高齢者を対象としており、子どもに関する知見は意外と少ない。本研究では、就学前児童の医療費無償化が医療サービスの利用や健康アウトカムに及ぼす包括的な効果を検討した。本研究では、就学前児童の医療費無償化が医療サービスの利用や健康アウトカムに及ぼす影響を、対象年齢や導入時期が自治体によって異なるという日本独自の特徴を「自然実験」と見做して推定を行った。

結果、子どもの医療費無償化は、受診間隔、再診者数、月間支出額で測定される外来患者利用を有意に増加させることがわかった。その効果の大きさは、幼児、特に 0 歳(生

risk reductions: a contingent valuation survey of Shizuoka, Japan, residents.” *Environmental Economics and Policy Studies* 8, 211–237.

¹ Itaoka, K., Krupnick, A., Akai, M., Alberini, A., Cropper, M., Simon, N., 2007. “Age, health, and the willingness to pay for mortality

後 12 ヶ月未満)と 1 歳の乳幼児で大きい傾向がある。しかし、補助金によって入院患者の利用が増加したという証拠は殆ど見いだせなかった。また、在院日数については、手術の有無にかかわらず入院した幼児にのみ有意な増加が認められた。また、発熱、咳、鼻汁などの自覚症状がある確率が統計学的に有意に減少する傾向にあった。更に、乳幼児の死亡率は 1,000 人当たり 0.79 人減少した。以上のことから、本研究では、医療費無償化は子どもの医療サービスの利用だけでなく健康アウトカムも改善することが示唆されたが、成人や高齢者については、これまでの研究で示されているように、その効果は限定的であった。

本研究には、主にデータの制約によるいくつかの限界がある。第 1 に、本研究で用いた PS と SMCA は、全人口ではなく、医療サービスを利用した患者のみを観測している。前節までの結果で示したように、乳幼児医療費助成制度による補助金導入により、医療機関を受診した患者数が急激に増加している。補助金導入を受けて受診する子どもはより健康であると考えられるため、この結果は、補助金の状況変化の前後でサンプルの構成が異なることを示唆している。つまり、この 2 つのデータを用いた健康アウトカムに関する結果は、過小評価されている可能性が高い。この問題を補うためには、個票レベルのパネルデータが必要であるが、本研究の対象期間である 1990 年代にはそのようなデータは存在しない。一方、CLSC は PS や SMCA とは異なり、代表性のあるデータであるが、当該データを用いた結果にはもう 1 つの懸念がある。当該データでは、東京都の 23 区の中のどの区に個々の世帯が居住しているのかを特定することが出来ない。そこで、これらの世帯については、東京都全体の助成状況として個票データを割

り当てることにした。しかし、Table 1 に示すように、これらの地域内では、当該助成制度の拡大時期や対象年齢の上限などに大きなばらつきがある。したがって、測定誤差を誘発し、推定値がゼロへのバイアスがかかる。また、CSLS では外来診療の利用確率(=エクステンシブ・マージン)に対する効果が見出せず、PS では患者数に対する効果(=インテンシブ・マージン)とは対照的に、外来診療の利用確率(=エクステンシブ・マージン)に対する効果が見出された。このようにエクステンシブ・マージンで結果が出ない理由は、上記の測定誤差によるものである。

第 2 に、データの入手可能性から、都市部に焦点を絞った誘導形モデルでの分析を行った。誘導形モデルでは外的妥当性が確保出来ないため、都市部で得られた知見が地方に一般化されるかどうかは不明である。そのためには、農村部のデータを用いた誘導形モデルでの分析、あるいは、構造推定を実施する必要がある。しかし、殆どの自治体が市議会議事録をホームページで公開していないため、地方における補助金の状況について情報を収集することは現状では困難である。地方において乳幼児医療費助成制度が有効であるかどうかを検証することは重要な政策課題である。

第 3 に、本研究が子どもの健康アウトカムへの影響にのみ着目した研究であるという点である。当該制度が、子どもの健康増進だけでなく、子どもを持つ若い親を支援する目的で実施されたことを考慮すると、経済的ストレスや健康状態など、親の様々なアウトカムに影響を与える可能性がある。特に、子どもの主観的健康状態の改善による恩恵は、親の労働供給量の増加につながる可能性があると思われる。例えば、子どもの主観的健康状態

が改善すれば、親の欠勤率が下がるかもしれない。

最後に、今回は主として需要側の反応に焦点を当てたが、供給側の効果も同様に重要である。乳幼児医療費助成制度の導入は外来患者数を増加させるので、医師、特に小児科医が助成の手厚い自治体に移動するインセンティブを与える可能性がある。近年、日本の合計特殊出生率の低下により小児科病院が減少していることを考えると、このような移住は子どもの医療サービスのアクセス向上に大きく貢献する可能性がある。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Kang, C., Kawamura, A., Noguchi, H. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”. *The Journal of Economic Behavior & Organization* (Revise & Resubmit)

2. 学会発表

July/2019: World Congress of International Health Economics Association. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”.

June/2019: World Congress of International Health Economics Association. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s

healthcare subsidy for young children”.

March/2019: 第13回「実証的なモラル・サイエンス」研究集会. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

Table 1. Evolution of the subsidy by municipality

	'70s	'91	'92	'93	'94	'95	'96	'97	'98	'99	'00	'01
23 specified districts in Tokyo												
Chiyoda			④			⑥						
Chuo			②			⑥						
Minato			②				⑥					
Shinjuku		②			⑥							
Bunkyo		②								⑥		
Taito			③				⑥					
Sumida				②			⑥					
Koto			②				⑥					
Shinagawa			①	②					⑤	⑥		
Meguro			②						④	⑥		
Ota		①		②			⑥					
Setagaya		①		②			⑥					
Shibuya				②					④	⑥		
Nakano	①			③					④	⑥		
Suginami				②					⑥			
Toshima				②			⑥					
Kita				②					⑥			
Arakawa		②				⑥						
Itabashi				②			⑥					
Nerima				②				⑥				
Adachi				②					⑥			
Katsushika					③			⑥				
Edogawa					③		⑥					
10 government-designated cities												
Sapporo	①					①					②	
Sendai	②											
Yokohama						①	②		③			
Kawasaki	①					②			③			
Nagoya	①				②						③	
Kyoto				①						②		
Osaka				①			②	③			④	⑤
Kobe	①				②							⑤
Hiroshima	①				②				②			③
Fukuoka	②											

Notes: This table shows the timing of subsidy introduction and changes in the eligibility age for each municipality. The numbers in circles represent the maximum eligible ages. For example, Chiyoda introduced a subsidy for children aged four years or less in 1993. It was then expanded to children under six years in 1995. Although the month and year of the introduction of the subsidy differ across municipalities, we report only the year of introduction to save the space.

Table 2. Descriptive statistics

	Mean	SD
Panel A: from the PS		
Outpatient (N=9,664)		
Visit interval	21.604	37.669
Subsidized	0.468	0.499
Inpatient (N=18,600)		
Days of hospital stay	8.961	10.750
Cured Outcome at discharge compared to admission	0.109	0.312
Subsidized	0.634	0.482
Panel B: from the SMCA		
Outpatient (N=26,564)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	8.272	7.526
Subsidized	0.496	0.500
Inpatient (N=2,938)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	84.603	65.428
Subsidized	0.711	0.453
Panel C: from the CSLC (N=18,083)		
Outpatient dummy	0.203	0.403
Inpatient dummy	0.004	0.065
Having any subjective symptoms	0.245	0.430
Fever	0.050	0.218
Cough	0.114	0.318
Wheezing	0.032	0.177
Nasal discharge	0.120	0.325
Itchy eyes	0.001	0.024
Tinnitus	0.001	0.025
Toothache	0.008	0.089
Rash	0.040	0.195
Subsidized	0.347	0.476
Panel D: from the VS (N=693)		
Mortality rate (per 1,000 individuals)	0.810	1.556
Caused by infectious and parasitic diseases	0.018	0.076
Caused by neoplasms	0.028	0.083
Caused by diseases of the nervous system	0.034	0.129

Caused by diseases of the circulatory system	0.024	0.094
Caused by diseases of the respiratory system	0.064	0.178
Caused by congenital malformations	0.481	1.177
Subsidized	0.448	0.498

Notes: This table reports descriptive statistics of the main sample. Here, to save space, we report only the means and standard deviations of the outcome and key variables.

Table 3. Effect on outpatient use

	Outpatient	The number of patients		Days from the	Monthly
	dummy	First visit	Repeated visits	previous visit	spending
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Subsidized	0.003 (0.009)	0.118 (0.081)	0.170* (0.089)	-2.997** (1.363)	0.517*** (0.197)
Hospital fixed effects		X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X
R^2	0.012	0.058	0.286	0.110	0.109
Sample size	17,979	2,891	4,854	9,664	26,564
Mean of no subsidy	0.212	1.433	1.926	22.457	7.525
Data source	<i>CSLC</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Table 4. Effect on inpatient use

	Inpatient	The number of patients		Days of	Monthly
	dummy	With surgery	Without surgery	hospital stay	spending
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Subsidized	0.002 (0.002)	0.374*** (0.131)	0.575 (0.372)	-0.017 (0.341)	-3.506 (4.178)
Hospital fixed effects		X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X
R^2	0.006	0.487	0.182	0.117	0.491
Sample size	18,083	1,996	5,819	18,600	2,938
Mean of no subsidy	0.003	1.520	2.364	7.930	80.036
Data source	<i>CSCCL</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Table 5. Effect on subjective health

	Fever	Cough	Wheezing	Nasal discharges	Itchy eyes	Tinnitus	Toothache	Rash
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Subsidized	-0.015** (0.006)	-0.037*** (0.008)	-0.003 (0.004)	-0.019*** (0.008)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.005)
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X	X	X
R^2	0.009	0.014	0.006	0.016	0.005	0.004	0.011	0.005
Sample size	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083
Mean of no subsidy	0.048	0.121	0.031	0.127	0.001	0.001	0.012	0.037
Data source	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

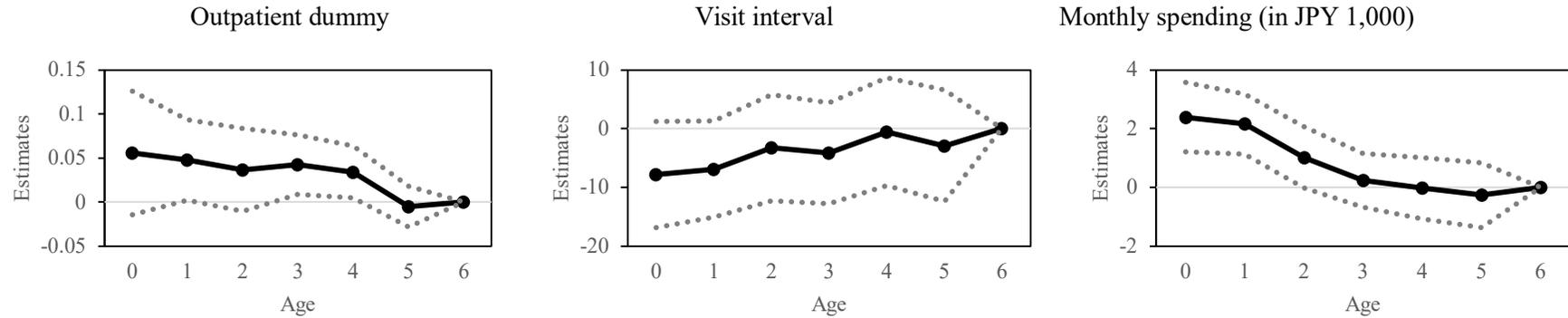
Table 6. Effect on objective health

	Cured	Mortality rate (per 1,000 individuals)					
	outcome at	Total	Neoplasms	Neuropathy	Circulatory	Respiratory	Congenital
	discharge				diseases	disease	malformations
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Subsidized	0.002 (0.009)	-0.072 (0.148)	0.002 (0.010)	0.005 (0.021)	0.005 (0.013)	-0.018 (0.026)	-0.123 (0.150)
Hospital fixed effects	X						
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X	X
R^2	0.320	0.398	0.147	0.151	0.171	0.210	0.351
Sample size	18,600	698	693	695	693	695	695
Mean of no subsidy	0.088	0.592	0.031	0.031	0.021	0.042	0.286
Data source	<i>PS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>

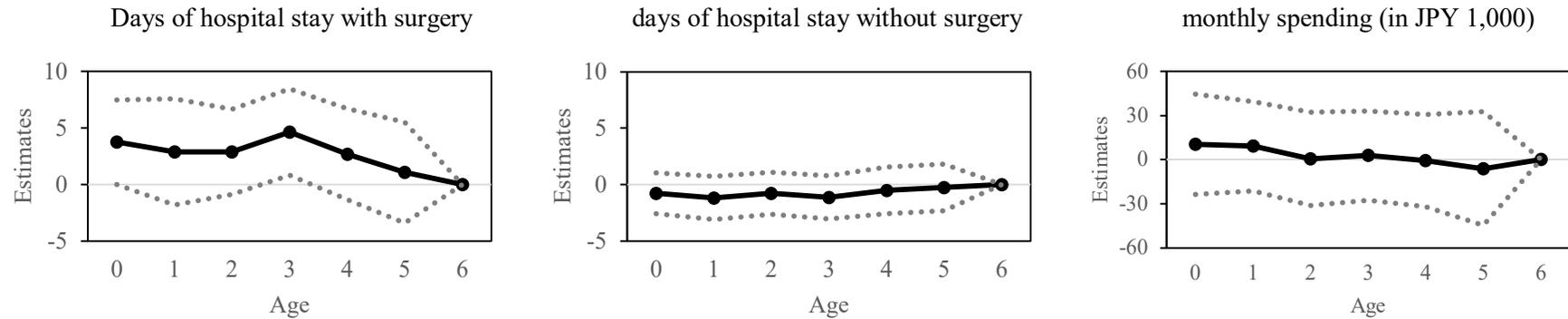
Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Figure 1. Effect on healthcare use by age

A. Outpatient use

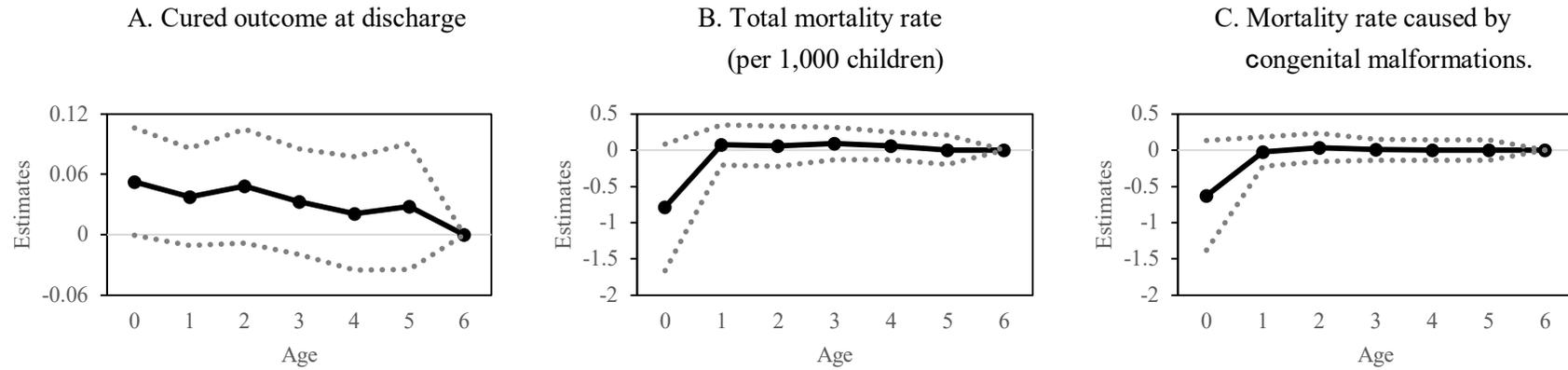


B. Inpatient use



Notes: The solid lines represent the estimates of β_a for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines represent 95% confidence intervals.

Figure 2. Effect on health outcomes by age



Notes: The solid lines represent estimates of β_a for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines represent 95% confidence intervals.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

地域労働市場におけるマクロ経済ショックが子どもの虐待や死亡に及ぼす影響
—都道府県別の失業率を用いた実証研究—

研究協力者 及川雅斗	早稲田大学 教育・総合科学学術院
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)
研究協力者 姜哲敏	東京経済大学 経済学部
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

日本では、児童虐待の報告件数が急増している。児童虐待は被害者に長期的な影響を及ぼし、失業率はその強力な予測因子と考えられている。しかし、日本では、児童虐待と失業率の因果関係、特に失業率が児童虐待に与える影響について分析した研究はほとんどない。

そこで、本研究では、2005-2016年までの都道府県レベルの縦断データを用い、固定効果操作変数推定を採用した。この推定では、2005年の産業構造別全国失業率の加重平均を操作変数として用い、因果関係の特定を行った。

推定の結果、地方の失業率の平均値には、観察期間内において最小・最大で約50%程の変動が確認される。失業率が50%上昇すると、子どものネグレクトの報告数が80%、子どもの死亡数が70%増加することがわかった(5%水準で統計学的に有意)。更に、外因死、不慮の事故、不慮の溺死はそれぞれ146%、217%、315%増加する傾向にあった(5%水準で統計的に有意)。

以上のことから、地域の失業率は、子どもの虐待の危険因子であり、特に子どものネグレクトによる死因の多くを占める意図的でない溺死に対するリスク要因である。地域の失業率が上昇した場合、政府は、ネグレクトによる子どもの死を防ぐために、より多くの財政的・人的資源を予防対策に割り当てるべきである。

A. 研究目的

子どもの虐待は、現代社会における最も深刻な社会病理の1つである。世界保健機関によれば、毎年4万人以上の18歳未満の子どもが、身体的・心理的・性的虐待、及び、ネグレクトが原因で死亡し、2~4歳の3億人の

子どもたちが、両親や養育者からの身体的・心理的暴力に苦しんでいる。

虐待を受けた子どもは、身体的・精神的発達が阻害され、深刻な影響が長期間にわたって続くことから、その社会的コストは計り知れない。

い。2019年にThe Lancet Public Healthに掲載されたMark A. Bellis氏他の研究によれば、児童虐待による年間医療費の総額だけでも、ヨーロッパで5810億ドル、北米では7480億ドルと推定されている。

日本における状況も決して例外ではない。図1は、2009～2020年までの児童相談所(以下、児相)での虐待相談の内容別件数の推移を示している。この図から、過去11年間で、身体的虐待が17,371件から50,035件へ約3倍、ネグレクトが15,185件から31,430件へ約2倍、心理的虐待が10,305件から121,334件へ約12倍、性的虐待が1,350件から2,245件へ約2倍と、いずれも急増していることがわかる。2014年にChildren and Youth Services Reviewに掲載された和田一郎氏と五十嵐中氏による研究では、こうした日本における虐待の社会的コストは、2012年時点で、少なく見積もっても160億ドルと推定されている。

子どもに対する虐待リスク要因の中で、家計の社会経済状況に着目した研究では、貧困な家庭で失業中の親と暮らす子どもが、身体的虐待やネグレクトに晒されるリスクが高いという、概ね一致した見解が示されている。但し、昨今発生している悲劇的なケースからわかるように、個々の家庭の状況は、地方自治体や児相等、虐待対策を担う当局による把握が難しく、対応が後手に回らざるをえないのが現状である。

他方、失業率や景気等マクロの経済指標については、当局でも比較的容易に捕捉可能であり、また、個々の家計が、居住地域におけるマクロの経済状況に影響を受ける可能性は高い。したがって、例えば、失業率と児童虐待の発生率との間に統計学的に有意な相関があれば、地域経済の悪化に伴い、虐待

防止策を柔軟に強化出来る仕組みを構築することで、より迅速な対応が可能となるかもしれない。では、失業率と児童虐待の関係はどうなっているのだろうか。

B. 研究方法

本研究では、厚生労働省が公表している『福祉行政報告例』や『人口動態調査(死亡票)』等の都道府県別の集計パネルデータ(2005-2016年)に固定効果操作変数推定を応用して、地域の失業率が、18歳未満の子どもに対する虐待の報告件数、及び、ICD-10(疾病、傷害及び死因の統計分類)で特定された外因・内因による死亡数に与える影響についての推定を行う。尚、本推定では、2005年の産業構造別全国失業率の加重平均を操作変数(Instrumental variable:以下、IV)として用い、因果関係の特定を行う。

C. 研究結果

分析の結果、例えば、地域の失業率が2%から3%へと50%上昇したとすると、ネグレクトの報告件数が子ども10万人当たり59.5件増加することがわかった。これは、分析対象期間における、ネグレクトの報告件数の平均値が子ども10万人当たり75.1件なので、当該失業率の上昇により、それが134.6件まで増えることを意味する。

同様に、失業率が50%上昇した場合、子ども10万人当たりの死亡数については、総死亡数で約2.7人、外因死全体が約1.4人、そのうち不慮の事故と不慮の溺死がそれぞれ、約1.3人と約0.3人増える傾向にある。各死因の全国平均値からすると、当該失業率の上昇により、子ども10万人あたりの総死亡数が約3.9人から約6.6人、外因死全体が約1人から2.4人、不慮の事故が約0.6人から約

1.9 人、不慮の溺死が約 0.1 人から約 0.4 人まで、それぞれ増えることを示している。

以上の結果からは、失業率等に代表される地域のマクロ経済指標が、当局が着目すべき子どもの虐待の先決指数の 1 つとなりうることが示唆される。

D. 考察/E. 結論

失業率と虐待とのメカニズムの 1 つとして、ネグレクトのリスク要因である親のストレスレベルが、居住地域でのマクロ経済ショックにより上昇する可能性が考えられる。日本では、短時間就労者等が給付対象となっておらず、失業給付の適用率が、他の先進国の 3 分の 1 程度に留まっていること(Asenjo & Pignatti, 2019 ILO)、また、失業率の上昇が、女性による児童虐待の報告件数を増加させる傾向にあること(Oikawa 他, 前掲)等から、とりわけ、マクロ経済ショックを受けやすい非正規労働者や女性の失業に対するセーフティネットがうまく機能していないのかもしれない。つまり、こうした人々が、失業に伴う様々な社会サービスからこぼれ落ちてしまった結果、致命的なストレスを抱えてしまい、ネグレクトに起因する不慮の事故・溺死等の発生確率が高まる傾向にあるのだとすれば、失業手当の適用範囲の拡大もまた、虐待の社会的コストを抑制するための施策の 1 つとなりうるだろう。

また、例えば、今回の COVID-19 の感染拡大等、何らかの外的なショックにより、地域経済が極度に悪化するような場合、保育所・幼稚園・学校等関連機関との連携強化、スタッフの増員や配置の見直し、失業した親が仕事を探す間の保育サービスの利用に対する補助金交付等、当局の柔軟な対応が、虐待の早期発見と予防につながるかもしれない。

子どもの虐待は「家庭」という閉鎖空間での発生確率が高く、虐待件数や社会的コストはいずれも過少推計となっている可能性が指摘されている。子どもたちの幸福と安寧、そして、将来における社会経済全体の厚生のためにも、虐待発生 of 複雑なメカニズムを明らかにし、早期発見や予防のための措置を一刻も早く講じなければならない。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Oikawa, M., Kawamura, A., Kang, C., Yamagata, Z., Noguchi, H. (2022) “Do macroeconomic shocks in the local labor market lead to child maltreatment and death?: Empirical evidence from Japan”. *Child Abuse and Neglect*, 124: Article # 105430

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

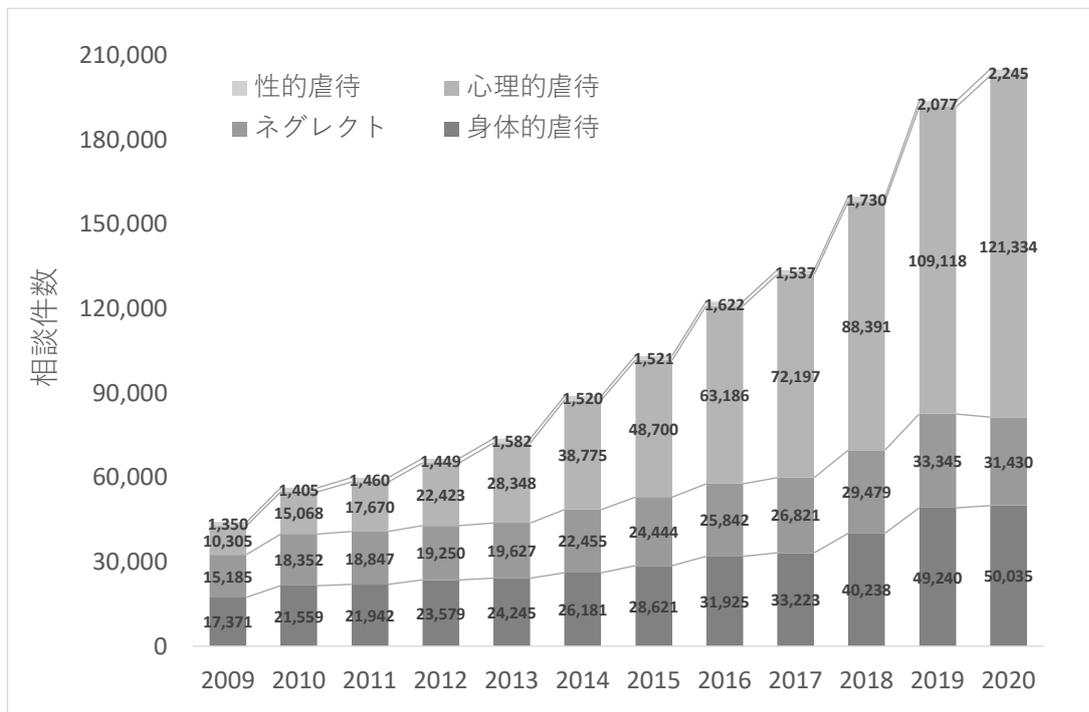


図 1：児童相談所での虐待相談の内容別件数の推移（2009～2020年）
 出所：厚生労働省. (2020)『令和2年度児童相談所での児童虐待相談対応件数』
<https://www.mhlw.go.jp/content/000863297.pdf>（アクセス日：2022年3月18日）

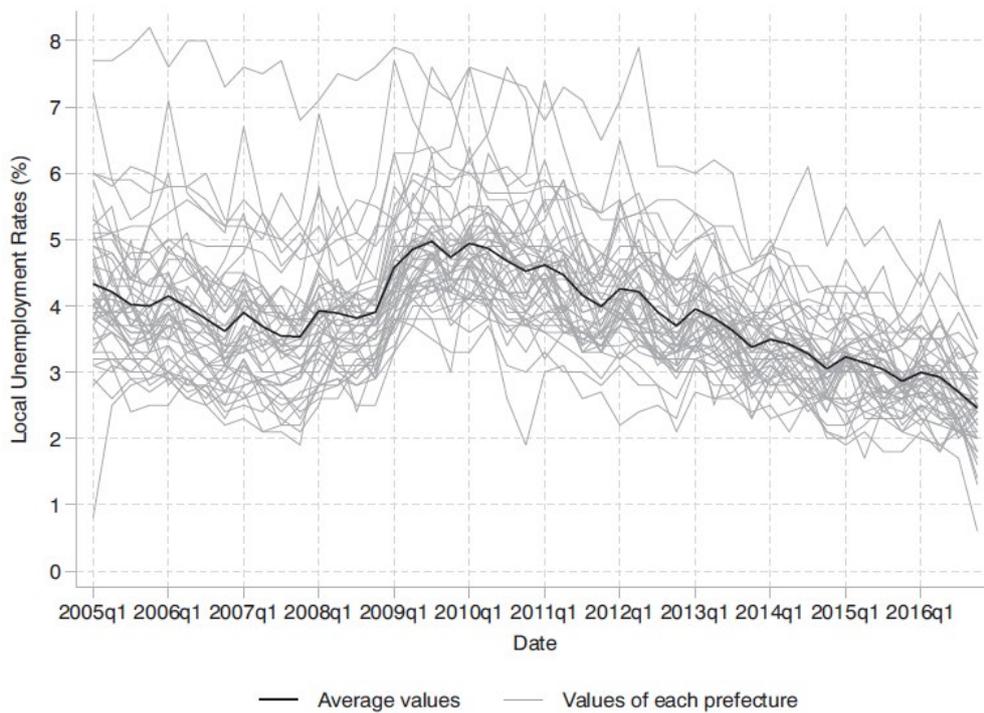


Fig. 1. Changes in the local unemployment rates.

Table 1
Summary statistics.

	Mean	s.d.	Min	Max	N
Panel A: year-level variables (2005–2016)					
Number of reported child maltreatment cases per 100,000 children					
Total cases	250.3	164.0	25.4	1212.1	552
Neglect	75.1	41.9	7.2	270.9	552
Mental abuse	87.2	89.7	1.8	676.8	552
Physical abuse	82.3	47.4	10.9	277.2	552
Sexual abuse	5.6	3.3	0.0	22.4	552
Unemployment rate	3.9	1.0	1.7	7.9	552
Predicted unemployment rate	2.5	0.4	1.7	3.5	552
Number of employees of child guidance center per 100,000 children					
	30.2	11.5	7.2	80.5	552
Financial capability indicator					
	48,147.5	19,987.2	21,059.0	140,598.0	552
Total population					
	2,710,673.7	2,599,917.6	575,418.0	12,966,307.0	552
Number of children					
0–4 years old	114,985.1	111,102.9	23,551.0	533,075.0	552
5–9 years old	121,163.7	112,569.3	24,680.0	508,828.0	552
10–14 years old	126,348.8	113,539.9	26,295.0	501,429.0	552
15–19 years old	130,706.9	115,927.7	27,457.0	523,031.0	552
Panel B: quarter-level variables (Q1.2005–Q4.2016)					
Number of child death cases per 100,000 children					
Total cases	3.913	3.023	0.000	113.479	2208
Internal causes					
	2.927	1.121	0.000	8.619	2208
% in total death	76.387	15.555	0.000	100.000	2203
External causes					
	0.987	2.743	0.000	109.229	2208
% in total death	23.613	15.555	0.000	100.000	2203
Intentional injury					
	0.044	0.147	0.000	2.038	2208
% in external causes	4.619	14.362	0.000	100.000	1955
Unintentional injury					
	0.615	2.719	0.000	109.229	2208
% in external causes	58.475	33.240	0.000	100.000	1955
Unintentional drowning					
	0.101	0.219	0.000	2.285	2208
% in unintentional injuries	17.816	29.110	0.000	100.000	1683
Undetermined injury					
	0.046	0.143	0.000	1.995	2208
% in external causes	5.123	14.935	0.000	100.000	1955
Unemployment rate (quarterly)					
	3.9	1.0	0.6	8.2	2208
Predicted unemployment rate (quarterly)					
	2.5	0.5	1.6	4.0	2208
Panel C: data for 2005					
Total population	2,712,208.6	2,558,107.6	612,191.0	12,168,247.0	46

Table 2
Effects on child maltreatment cases.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Total case	Neglect	Mental	Physical	Sexual
Panel A: FE model					
Logged unemployment rate	36.88 (27.22)	8.86 (11.95)	34.56* (18.13)	-5.36 (11.49)	-1.18 (1.29)
Panel B: IV-FE model					
Logged unemployment rate	175.10* (105.56)	118.74** (46.23)	29.36 (73.73)	27.73 (40.04)	-0.73 (6.71)
Number of Observations	552	552	552	552	552
Effective F statistics	20.40	20.40	20.40	20.40	20.40
Overall mean	250.26	75.10	87.24	82.29	5.63

The unit of observations is prefecture-year. Standard errors robust against prefecture-level clustering are given in parentheses. All models include the number of employees in child guidance offices per 100,000 children aged 0 to 18 years in each prefecture, the financial capability indicator, the total population of each prefecture, the number of children in each prefecture (categorized by 5-year age groups: 0-4, 5-9, 10-14, and 15-19 years), two-Tohoku-prefecture×2011 dummy, linear prefecture trends, year fixed effects, and prefecture fixed effects. Inference: * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

Table 3
Effects of local unemployment rates on child death cases.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Total	External causes	Intentional injury	Unintentional injury	Unintentional drowning	Undetermined injury	Internal causes
Panel A: FE model							
Logged unemployment rate	-0.65 (0.44)	-0.28 (0.35)	-0.13*** (0.04)	-0.17 (0.33)	0.14 (0.11)	-0.04 (0.04)	-0.37 (0.24)
Panel B: IV-FE model							
Logged unemployment rate	5.47** (2.50)	2.89** (1.46)	0.08 (0.23)	2.69** (1.26)	0.63** (0.32)	0.18 (0.27)	2.58 (2.04)
Number of Observations	2208	2208	2208	2208	2208	2208	2208
Effective F statistics	15.92	15.92	15.92	15.92	15.92	15.92	15.92
Overall mean	3.91	0.99	0.04	0.62	0.10	0.05	2.93

The unit of observations is prefecture-quarter. Standard errors robust against prefecture-level clustering are given in parentheses. All models include the number of employees of child guidance offices per 100,000 children aged 0 to 18 years in each prefecture, the financial capability indicator, the total population of each prefecture, the number of children in each prefecture (by 5-year age groups: 0-4, 5-9, 10-14, and 15-19 years), Two-Tohoku-prefecture×2011 dummy, linear prefecture trends, quarter fixed effects, and prefecture fixed effects. Inference: * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

Table 4
List of data.

Variable name ways to access the data	Data source	Note
Number of reported cases of child maltreatment https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&roukei=00450046&tstat=000001034573	The Report on Social Welfare Administration	Open aggregated data
Number of death cases The micro data are publicly available for researchers, as long as they obtain official permission from the Ministry of Health, Labour and Welfare through the application procedure described in the Statistics Act (Article 32 & 33) in Japan.	The Death Form of the Vital Statistics Survey	Aggregated using micro data
Number of children and total population https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&roukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&tclass1=000001039601&tclass2val=0	The Basic Resident Registration	Open aggregated data
Prefectural unemployment rates https://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/index.html	The Labor Force Survey	Open aggregated data
Number of people who have left an industry https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetalInfo?statsDataId=0003006484 (11th JSIC) https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetalInfo?statsDataId=0003009254 (12th/13th JSIC)	The Labor Force Survey	Open aggregated data
Number of employees among industries https://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.html ("d-2" for 11th JSIC) ("d-3" for 12th/13th JSIC)	The Labor Force Survey	Open aggregated data
Number of employees by industry and prefecture in 2005 https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetalInfo?statsDataId=0000033962 (11th JSIC) https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetalInfo?statsDataId=0003010947 (12th/13th JSIC)	The 2005 Population Census	Open aggregated data
Number of employees in child guidance offices https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/c-gyousei/teiin/index.html	The Personnel Management Related to Local Governments	Open aggregated data
Financial capability indicator https://www.e-stat.go.jp/api/sample2/tokeidb/getMetalInfo?statsDataId=0003173107	The Survey of Local Public Finance	Open aggregated data

Table 4 summarizes the variables and their data sources. All links in Table 1 were accessible as of August 18, 2021.

Table 5
Effects on child maltreatment cases by type of abuser.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Father	Mother	Stepfather	Stepmother
Panel A: FE model				
Logged unemployment rate	18.76 (14.13)	11.87 (18.69)	-0.61 (3.87)	-1.22 (1.48)
Panel B: IV-FE model				
Logged unemployment rate	41.42 (46.43)	129.29** (56.39)	16.94 (13.17)	6.96** (3.14)
Number of observations	552	552	552	552
Effective F statistics	20.40	20.40	20.40	20.40
Overall mean	77.50	138.58	16.41	2.55

The unit of observations is prefecture-year. Standard errors robust against prefecture-level clustering are given in parentheses. All models include the number of employees in child guidance offices per 100,000 children aged 0 to 18 years in each prefecture, the financial capability indicator, the total population of each prefecture, the number of children in each prefecture (categorized by 5-year age groups: 0-4, 5-9, 10-14, and 15-19 years), two-Tohoku-prefecture×2011 dummy, linear prefecture trends, year fixed effects, and prefecture fixed effects. Inference: * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と
出生後の健康アウトカムに与える影響について
— 東日本大震災における福島原子力発電所事故の事例から —

研究分担者 富蓉 早稲田大学 商学大学院
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学大学院

研究要旨

We study the effects of exposure to radiation fear in utero on health at birth and five years later, using universal birth records linked to Censuses in Japan. We are the first to assess maternal stress due to a risk factor that is intangible and uncertain—radiation exposure. We leverage the Fukushima nuclear power plant accident in 2011 and create a quasi-experimental setting by focusing on children whose expected birthdates were within a 280-day window to the accident. We find radiation fear in utero causes a 30-gram decrease in birth weight, with a 19% and 38% increase in the risks of low birth weight and preterm delivery, respectively. The effects are more pronounced if expectant mothers are less educated or have toddlers, and if expectant fathers work in agriculture, indicating that the ability to collect information is important for stress alleviation and that food contamination is the main source of radiation fear. The findings have immediate implications for offspring health loss owing to maternal stress from intangible risk factors, such as infectious viruses. This study has two major contributions. To our knowledge, this is the first study to show population-representative casual evident on the impact of maternal stress from radiation fear on birth outcomes. The findings have immediate implications for understanding the effects of fear caused by intangible risk factors like infectious virus. Furthermore, this is the first study to link universal birth records to the Censuses and further to large-scale surveys in Japan, laying the groundwork to build relevant datasets for future research.

A. 研究目的

This study exploits the effects of exposure to radiation fear in utero on health at birth and five years later. We leverage the accident of Fukushima nuclear power plant (NPP) in 2011 in Japan to show the intergenerational health

consequences of maternal stress from radiation fear. In terms of identification, NPP accidents outperforms the stressors documented in the literature. Unlike self-reported stressors (e.g., family ruptures, assault, and job loss) that are typically related with selection issues, NPP

accidents occur exogenously like nature disasters and terrorist attacks (Douglas et al., 2009). Meanwhile, NPP accidents differ from those exogenous events in terms of the essence of the induced stress. Natural disasters and terrorist attacks frequently cause tangible and measurable damages, while the NPP accidents' legacy—radiation exposure—is intangible, uncertain, and with ambiguous loss. Accordingly, stress induced by natural disasters and terrorist attacks tends to be concentrated among people directly affected, whereas NPP accidents instill fear in a far wider range of people, including those who are not immediately affected (Huizink et al., 2007). This allows us to better isolate the impact of stress during pregnancy, as opposed to the literature, where the impact of maternal stress may be bundled with the impact of other repercussions related to the stressful events.

We overcome the issue of small sample by leveraging a population data from Japan's universe birth records linked to contemporary Censuses. To better distinguish the impact of radiation fear from the possible impacts of tsunami-related stress or radiation exposure, we omit data from municipalities that were devastated by the tsunami or received an annual radiation dose more than 1 millisievert. To create a quasi-experimental setting, we focus on the health of children at birth and five years later whose expected birthdate was within a 280-day window to the Fukushima accident. We confirm with various tests that the accident occurred at random to the expectant mothers in this narrow bandwidth. We use a prenatal vs postnatal model to

compare children exposed to radiation fear in utero and after birth, accompanied by a difference-in-difference model to examine if the prenatal-postnatal difference varies by fear level. We further investigate the trimester-specific impact of prenatal radiation fear, as well as its various heterogeneous impacts and potential mechanisms. We also check the robustness of the results.

B. 研究方法

The dataset used in this study is constructed by linking three administrative records in Japan: the universe birth records, as well as the 2015 and 2010 Censuses. The birth records track the outcomes of all newborns in Japan, and the censuses complement the newborns' parent and household characteristics. We begin with extracting households from the 2015 Census where a child was born between the June 2010 and December 2011 (hereinafter, the newborns). The extracted households are then identified in the 2010 Census using information on household residency in 2010, birth year and month of the newborns' parents, and birth year, month, and gender of the newborns' older siblings if the newborns are not the household's first child. Finally, using information on household residency in 2010, the newborns' birth year, month, and gender, and their parents' birth year and month, the identified households are linked to the universe birth records. The linked dataset consists of 684,548 newborns.

As previously stated, the earthquake-caused tsunami accounted for the majority of

the fatalities and devastation. According to research on the relationship between natural disasters and birth outcomes, we anticipate that maternal stress caused by the tsunami may also result in poor birth outcomes (Currie & Rossin-Slater, 2013; Torche, 2011). To minimize this confounder, we identify and exclude data from municipalities damaged by the tsunami based on a report from the Geological Society of Japan (Akira, 2011).

Another issue is the confounding health impact of the radiation exposure. Despite the fact that little health impact of radioactivity is found following the accident, we are concerned about the potential physical insults in utero due to radioactivity. To minimize this confounder, we identify and exclude data from prefectures where the annual accumulation of radiation dose between March 2011 and April 2012 was 1 millisievert or above, using data on monthly radioactive fallout from Japan Nuclear Regulation Authority. It is noteworthy that we use the maximum levels of radiation doses of cesium-137 and cesium-134 recorded within a month to represent the monthly levels and accumulate them to annual level.

After excluding expectant mothers residing in tsunami-damaged municipalities or in municipalities with annual radiation doses of 1 millisievert or more, the linked dataset remains 566,170 mother-newborn pairs. This dataset is referred to as the primary dataset for estimations. We quantify birth outcomes using birth weight (gram), an indicator of low birth weight (LBW: <2500g), and an indicator of preterm delivery (preterm: <37 weeks).

We also trace the health of the newborns at two and five years old. To this end, we identify the newborns in the 2013 and 2016 Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC). The CSLC is a nationally representative triannual survey that is sampled from the most recent Census up to the survey year. Thus, we can link the 2013 CSLC to the 2010 Census and the 2016 CSLC to the 2015 Census, respectively, and then link both back to the primary dataset. We are able to track down 2,662 newborns at the age of two and 3,092 newborns at the age of five. The linkage process is documented in Appendices B.II and B.III. In CSLC, parents of children under the age of six years old are asked to report whether their children have any symptoms of health problems (e.g., fever) and whether they visit hospitals on a regular basis to be treated for diagnoses (e.g., asthma). We use an indicator of having any symptoms and an indicator of regular hospital visits to assess the health of the newborns at two and five years old. Expectant mothers residing near the Fukushima NPP may be more concerned about unintended radiation exposure than those living further away. To measure the variation in fear levels, we divide municipalities into three areas depending on their distance from the Fukushima NPP, as illustrated in Figure 1. During pregnancy, expectant mothers residing in municipalities within 250 kilometers of the Fukushima NPP are classified as having high intense radiation fear (high-fear), those in municipalities between 250 and 400 kilometers from the NPP as having moderate fear (moderate-fear), and those in municipalities

more than 400 kilometers from the NPP as having low fear (low-fear). The classifications of high-fear and low-fear areas are consistent with previous research, which finds that residents in north-east Japan (high-fear area) were the most concerned about radiation exposure, while residents in Osaka (low-fear area) were less concerned (Tateno & Yokoyama, 2013). Although the moderate-fear classification may be considered as exploratory, it allows us to capture possible "dose-response" effects of radiation fear.

According to the literature, newborns exposed to radiation fear postnatally can serve as a proper comparison group for those exposed prenatally (Currie et al., 2020; Persson & Rossin-Slater, 2018). In our case, consider a sample of mother-newborn pairs in which the expectant mothers either experienced the Fukushima accident during pregnancy or shortly afterward:

$$S = \{i: \mathbf{1}[c \leq \text{Accident} < e_b]_i = 1 \mid \mathbf{1}[e_b \leq \text{Accident} \leq e_b + 280]_i = 1\},$$

where c denotes the conception date of the newborn and e_b the *expected* date of birth. The conception date is derived by subtracting the number of gestation days from the actual birthdate. The expected birthdate is defined as 280 days (40 weeks) after the conception date ($e_b = c + 280$). Thus, $\mathbf{1}[c \leq \text{Accident} < e_b]_i = 1$ indicates that the accident occurred during the expected length of pregnancy,

exposing the newborn to radiation fear prenatally, whereas $\mathbf{1}[e_b \leq \text{Accident} \leq e_b + 280]_i = 1$ indicates that the accident occurred shortly—within 280 days—after the expected birthdate, exposing the newborn to radiation fear postnatally. It is worth noting that we utilize *expected* birthdate rather than actual birthdate because the latter is endogenous to the accident.¹ In contrast, the expected birthdate is predetermined when the accident occurred. For each $i \in \{S\}$, we estimate the following model,

$$y_{imc} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}[c \leq \text{Accident} < e_b]_{imc} + \lambda_m + \lambda_c + \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\tau} + \epsilon_{imc},$$

for each newborn i who was born in municipality m and conceived in month c . $\mathbf{1}[c \leq \text{Accident} < e_b]_{imc}$ is an indicator that takes the value of one if the newborn was prenatally exposed to radiation fear, and zero otherwise. Thus, β_1 captures the health impact of radiation fear in utero. λ_m and λ_c are municipality and conception month fixed effects, accounting for potential geographical and seasonal variations in the outcomes, respectively (Buckles & Hungerman, 2013).² \mathbf{x}_i is a vector of covariates that are predetermined to the accident, including mother's and father's ages at conception in years and education in 2010 (less than high school, vocational school, university or above).

¹ According to the literature, maternal stress may reduce gestational age and increase the likelihood of stillbirth (Torche, 2011), which may induce the issue of sample selection.

² We account for prefecture fixed effect in place of the municipality fixed effect when estimating the health effects at ages two and five due to small sample sizes.

Additionally, x_i includes residential characteristics in 2010 such as living in house or apartment, floor of residence (5th floor or lower, 6th-10th floor, 11th floor or higher), and length of residence (less than one year, one to five years, more than five years). These residential characteristics account for possible variations in earthquake impacts. x_i also contains neonatal characteristics such as gender and parity (first, second, and third) and a full interaction between the gender and parity. Robust standard errors are clustered on expectant mothers' municipality of residence in 2010.

C. 研究結果

C-1. 記述統計量

Table 1 depicts the basic statistics. Column (1) presents statistics for the full primary dataset, while columns (2) and (3) provide statistics for the prenatal and postnatal groups, respectively. Columns (4)-(6) present related statistics from the original administrative records and survey for children born during the same period as the newborns in the primary dataset.

Panel A shows that average birth weight in the primary dataset is 3,030 grams, with 7.6% and 4.2% of LBW and preterm delivery, respectively. Panel B reveals that 24.6% and 18.3% of the newborns have symptoms and regular outpatient visits at age two, respectively, which decreases to 18.4% and 17.0% at age five.

Overall, the prenatal group has a poorer birth outcome and health at two and five years old than the postnatal group. The second part of Panel A, as well as Panels C and D, depict the characteristics of newborns, parents, and residences, with statistics that are comparable between the prenatal and postnatal groups. This is consistent with the non-significant estimates for these characteristics in Appendix Tables C1-C4. Furthermore, compared to the statistics from the original datasets in columns (4)-(6), our primary dataset has a slightly higher average birth weight and slightly lower likelihoods of LBW and preterm delivery.³ Except for the fact that mothers and fathers in our dataset are somewhat older than all parents in the birth records, other characteristics are comparable between the primary and original dataset.

C-2. 回帰分析による推定結果

Table 2 depicts the effects of in utero radiation fear on average birth weight, likelihood of LBW, and likelihood of preterm delivery in Panels A, B, and C, respectively. Column (1) presents the estimates for the prenatal vs postnatal model; columns (2) and (3) illustrate respectively the estimates for the DD model by comparing the high-fear area to the moderate- and low-fear areas as a whole and separately; column (4) shows the estimates for the DD model with the continuous measure of fear.

³ This is most likely because our primary dataset is built by linking several datasets that is conditional on the birth year and month of both the mother and father of a newborn. Put differently, the primary dataset does not include children born to single mothers. Since newborns

born to single mothers may have poorer birth outcomes than those born to two-parent households, our dataset shows slightly better average birth outcomes than the overall birth records.

Panel A suggests that in utero radiation fear causes a substantial decrease in birth weight, regardless of model specifications. Specifically, newborns who were exposed in utero to radiation fear are around 30-gram lighter than those exposed within 280 days after the expected birthdate. The magnitudes remain constant after accounting for variation in fear levels. The magnitude with continuous fear indicator is larger than others because it depicts the impact on newborns born to mothers resided in areas with the shortest distance to the Fukushima NPP. Focusing on the DD model, we find that newborns in the high-fear area are 4-gram lighter than those in other areas and 6-gram lighter than those in the low-fear area. In contrast, there is no significant difference in birth weight between the moderate- and low-fear areas. The DD model with the continuous fear indicator also shows an attenuating trend in the birth weight decrease as distance from the Fukushima NPP increases, though the magnitude is insignificant. Panels B and C indicate a 1.5 and 1.6 percentage point (pp) increase in the likelihood of LBW and preterm delivery, respectively, among the newborns exposed to radiation fear in utero. The magnitudes are consistent across model specifications and correspond to a 19% and 38% increase at the sample mean, respectively. In contrast to the birth weight impact, the increases in LBW and preterm risks do not vary by fear levels.

The findings are consistent with previous research, indicating a negative impact of maternal stress on birth outcomes. The 30-gram

decrease in birth weight is the lower bound of the magnitude reported in the literature when maternal stress is induced by natural disasters or terrorist attacks (Camacho, 2008; Hugo De Oliveira et al., 2021; Torche, 2011). Meanwhile, the magnitude is greater than that found when maternal stress is caused by life events such as family ruptures (Black et al., 2016; Persson & Rossin-Slater, 2018). This could be attributable to the distinct nature of these stressors. Unlike the concrete damages of natural disasters and terrorist attacks, radiation exposure is intangible and ambiguous, which may result in less acute shocks in the expectant mothers. On the other hand, fear of radiation exposure tends to have a more prolonged aftermath than stress from life events, leading to a more pronounced impact on birth outcomes. Furthermore, the large impacts of natural disasters and terrorist attacks on birth outcomes reported in the literature are likely due to the difficulty in disentangling maternal stress from other consequences of these events, whereas in our study, in utero radiation fear is carefully isolated from the confounders. Finally, the findings show that, unlike stress from natural disasters or terrorist attacks, maternal radiation fear has a nationwide impact on birth outcomes, with only moderate fear level heterogeneity.

D. 考察/E. 結論

Despite a growing body of literature measuring the intergenerational health effect of various kinds of maternal stress, little is known about the impact of maternal stress caused by risk

factors that are intangible, uncertain, and with ambiguous loss. This study is groundbreaking because it provides the first population-based casual evidence on the impact of in utero radiation fear on health at birth and five years later, where widespread anxiety about radiation exposure caused by the Fukushima accident serves as an indicator for intangible risk factors.

We link universe birth records to contemporary Censuses, constructing a unique dataset that contains not only birth outcomes but also parental and residential information. We rule out other plausible ways for the accident to affect birth outcomes by excluding children born to mothers who resided in municipalities that were damaged by the tsunami or received a subclinical radiation dose. We use two identification strategies. The first focuses on children whose expected birthdate was within a 280-day window of the accident and compares those exposed in utero to those exposed after birth. The second allows for further variation in the prenatal-postnatal outcome differences by fear level. We find that radiation fear in utero decreases birth weight and increases the risks of low birth weight and preterm delivery. The impact varies only marginally by fear level, implying that radiation fear affects expectant mothers with nearly consistent intensity regardless of distance from the accident site. We find that the negative health impact fades by the age of five, indicating a tentative physical health consequence of radiation fear, and that the impact appears to be driven by exposure from the first trimester onwards, showing an

accumulative effect of the fear. We also find that food contamination is the main source of radiation fear, as evidenced by the greater impact on children born to mothers with toddlers and fathers working in agriculture. Finally, we underline the importance of information collection in the face of intangible risk factors, since children born to higher educated mothers and professional fathers are less susceptible to prenatal radiation fear. This study is subjected to several limitations due to data constraints. We are unable to assess the mental health or cognitive functions of prenatally exposed children because the CSLC only collects relevant information for respondents over the age of six. We are also unable to trace the children for a longer period because the most current survey available is the 2016 CSLC. Future research on the longer-run and cognitive consequences of prenatal fear exposure is needed. Furthermore, we are unable to assess birth outcomes in terms of abnormal conditions or complications of labor because the information is not included in birth records. Finally, we are unable to investigate changes in prenatal medical care utilization following the accident, which is a critical pathway via which the accident can alter birth outcomes. Future research into neonatal and maternal medical records may provide a more thorough understanding of the impact on health at birth.

What conclusions can we draw from the findings? We contend that policymakers may have underestimated the welfare costs of intangible risk factors on an important population segment, i.e., newborns, as we

demonstrate that the costs include not only the actual damage caused by those risks, but also the fear of them. An immediate implication is the loss of offspring health due to maternal stress from infectious virus like COVID-19. Furthermore, we highlight that timely and adequate information sharing could be the key solution for the welfare loss of intangible risks. This is especially beneficial for parents who have lesser human capital and can contribute to prevent the persistence of such disadvantage through generations

F. 健康危険情報
特に無し.

G. 研究発表

1. 論文発表
特に無し.

2. 学会発表

October/15-16/2022: “In utero exposure to radiation fear and birth outcomes: evidence from Fukushima nuclear power plant

accident”. 日本経済学会 2022 年度秋季大会
(予定・未採択)

January/6-8/2023: “In utero exposure to radiation fear and birth outcomes: evidence from Fukushima nuclear power plant accident”. ASSA 2023 Annual Meeting of American Economic Association(予定・未採択)

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し.

2. 実用新案登録
特に無し.

3. その他
特に無し.

Table 1. Basic Statistics

	Sample for Estimation			Population Data		
	The primary dataset (1)	Prenatal (2)	Postnatal (3)	All Births (4)	CSLC (5)	Census 2010 (6)
Panel A: Birth Outcomes						
Birth weight (g)	3030.118 (407.109)	3027.114 (412.846)	3034.387 (398.775)	3025.475 (433.817)		
LBW (<2,500g)	0.076	0.078	0.074	0.080		
Preterm (< 37 weeks)	0.042	0.045	0.037	0.042		
Parity						
First	0.469	0.458	0.481	0.489		
Second	0.389	0.390	0.388	0.377		
Third	0.142	0.152	0.131	0.134		
Male newborn	0.512	0.512	0.512	0.512		
Panel B: Health at Age Two and Five						
Any symptoms (Age Two)	0.246	0.263	0.218		0.221	
Outpatient visit (Age Two)	0.183	0.197	0.160		0.161	
Any symptoms (Age Five)	0.184	0.191	0.178		0.180	
Outpatient visit (Age Five)	0.170	0.171	0.169		0.171	
Panel C: Parent Characteristics						
Mother's age at conception	31.310 (4.441)	31.035 (4.361)	31.003 (4.534)	30.456 (5.032)		
Father's age at conception	33.091 (5.249)	33.031 (5.192)	32.984 (5.313)	32.432 (5.769)		
Mother's education						
High school	0.309	0.309	0.310			0.301
Vocational school	0.365	0.365	0.364			0.347
University and above	0.255	0.255	0.255			0.266
Father's education						
High school	0.364	0.363	0.364			0.355
Vocational school	0.145	0.146	0.145			0.140
University and above	0.418	0.418	0.419			0.420
Panel D: Residence Characteristics						
Residence						
House	0.425	0.426	0.423			0.412
Apartment	0.574	0.572	0.576			0.586
Floor of Residence						
F1-F5	0.854	0.859	0.849			0.831
F6-F10	0.091	0.090	0.091			0.099
F11+	0.055	0.051	0.060			0.070
Residence period						
Less than one year	0.228	0.230	0.226			0.229
One-five years	0.527	0.526	0.529			0.528
More than five years	0.245	0.244	0.245			0.244
N	566,170	332,331	233,839	1,887,741	19,700	984,528

Table 2. Impacts of in Utero Radiation Fear on Birth Outcomes

	Prenatal vs Postnatal		Difference-in-Difference					
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Panel A: Birth Weight								
In-utero	-29.9703	***	-29.0241	***	-28.3828	***	-41.3734	***
	(1.5706)		(1.6656)		(1.7741)		(12.1635)	
In-utero × Fear								
High			-4.1174	*	-6.1809	**		
			(2.4296)		(2.8322)			
Moderate					-4.0566			
					(2.5904)			
In-utero × log(Distance)							1.855	
							(1.655)	
Mean	3030.118		3030.118		3030.118		3030.118	
N	548,533		548,533		548,533		548,533	
Panel B: LBW								
In-utero	0.0149	***	0.0147	***	0.0147	***	0.0166	**
	(0.0010)		(0.0011)		(0.0011)		(0.0080)	
In-utero × Fear								
High			0.0003		0.0017			
			(0.0017)		(0.0020)			
Moderate					0.0000			
					(0.0017)			
In-utero × log(Distance)							-0.0003	
							(0.0013)	
Mean	0.0762		0.0762		0.0762		0.0762	
N	548,533		548,533		548,533		548,533	
Panel C: Preterm								
In-utero	0.0160	***	0.0160	***	0.0159	***	0.0174	***
	(0.0008)		(0.0008)		(0.0009)		(0.0061)	
In-utero × Fear								
High			0.0001		0.0007			
			(0.0014)		(0.0017)			
Moderate					-0.0002			
					(0.0014)			
In-utero × log(Distance)							-0.0004	
							(0.0010)	
Mean	0.0419		0.0419		0.0419		0.0419	
N	548,533		548,533		548,533		548,533	

Notes: Each column in each panel is a separate regression. Column (1) presents estimates for equation (2), columns (2)-(3) for equation (3); column (4) for equation (4). “In-utero” corresponds to $I[c \leq \text{Accident} < e_b]_{\text{imc}} = 1$. All regressions control for municipality fixed effect, conception month fixed effect, mother’s and father’s age at conception in years and education in 2010, residential characteristics in 2010, and neonatal characteristics. Robust standard errors are clustered on expectant mothers’ municipality of residence in 2010. Statistical inference: * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$

Distance (km) to the Fukushima Nuclear Power Plant

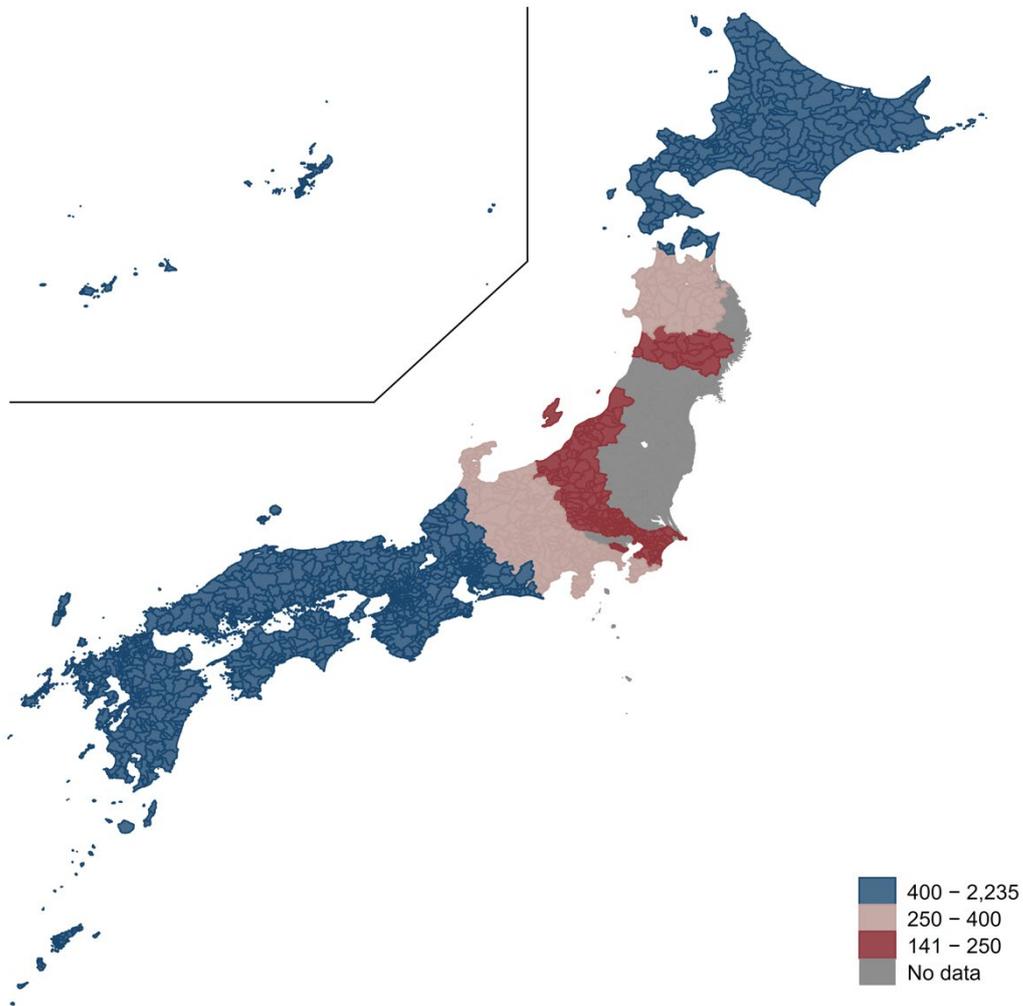


Figure 1. Data Exclusion and Areas with Different Fear Levels

Notes: The municipalities with "no data" are those for which data are excluded for estimation. These municipalities were either damaged by the tsunami or had an annual radiation dose over one millisievert. Details about these municipalities are in Appendix A. The red area corresponds to the high-fear area, with distances to Fukushima NPP ranging from 141 km to 250 km. The pink area corresponds to the moderate-fear area, with a distance range of 250 km to 400 km. With a distance greater than 400 km, the blue area corresponds to the low-fear area.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

放射線汚染に対する母親の精神的ストレスが子どもの出生時体重と
出生後の健康アウトカムに与える影響について
— 東日本大震災における福島原子力発電所事故の事例から —

研究分担者 富蓉 早稲田大学 商学大学院
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学大学院

研究要旨

本研究では、国勢調査と人口動態調査・出生票という、代表性のある2つの大規模調査を用いて、放射線汚染(被曝)に対する母親の精神的ストレスが、出生時体重、及び、出生から5年後の子どもの健康に及ぼす影響について実証的な検証を行う。私たちの知る限り、本研究は、「被曝」に代表されるような、無形で不確実なリスク要因による母親のストレスが子どもの健康に与える影響を、因果推論の手法を用いて検証した初めての研究である。

本研究では、2011年の東日本大震災に際して発生した福島第一原子力発電所事故から280日以内に出産予定日を迎える全乳幼児に焦点を当て、疑似実験的なセッティングを行い、分析を行った。

結果、被曝に対する母親の精神的ストレスは、出生時体重を30g減少させ、2,500g未満の低体重出生と早産のリスクをそれぞれ19%と38%増加させることがわかった。こうした影響は、母親が低学歴であり、乳幼児をかかえている場合、また、父親が農業に従事している場合に、顕著な影響が見られた。更に、母親の正確な情報収集能力がストレス緩和のために重要であること、食品汚染が放射線に対する恐怖や不安の主な原因であることが明らかになった。こうした結果は、例えば、COVID-19のような感染性ウイルス等の無形のリスク要因による母親のストレスが子どもの健康に及ぼす影響について、間接的ながらも重要な示唆を与えるかもしれない。

A. 研究目的

本研究は、放射線汚染(被曝)に対する母親の精神的ストレスが、出生時体重、及び、出生から5年後の子どもの健康に及ぼす影響について実証的な検証を行う。本研究では、2011年の東日本大震災に際して発生した福島第一原子力発電所事故から280日以内に

出産予定日を迎える全乳幼児に焦点を当て、疑似実験的なセッティングを行い、分析を行った。原子力発電所事故は、その特性において、これまでの先行研究に記載されているストレス要因を凌駕するものであった。一般的に選択バイアスと関連する自己申告のストレス要因(例えば、家族関係の断絶、虐待、失業)と

は異なり、原子力発電所の事故は自然災害やテロリズムのように外生的に発生する要因である(Douglas et al.). 他方、自然災害やテロリズムが有形で測定可能な物理的な損害をもたらすことが多いのに対して、原子力発電所の事故がもたらす放射線被曝は無形で不確実であり、直ちにその損失が把握しにくい。つまり、原子力発電所の事故は、直接被害を受けなかった人々も含め、自然災害やテロリズムよりも、はるかに広範囲の人々に恐怖や不安を与える可能性が高い(Huizink et al., 2007). したがって、先行研究では、自然災害やテロリズム等の場合、母体へのストレスが直接被害を受けたことによる物理的損害からくるストレスと、直接被害は受けなかったが、それに起因する間接的な精神的ストレスとの識別に困難があったのに対し、放射線被曝については、目に見えない恐怖や不安からもたらされる、母体の精神的ストレスの判別が比較的容易である。

本研究では、いわゆる、小標本問題(small sample problem)を克服するため、国勢調査と人口動態調査・出生票という、代表性のある2つの大規模調査を突合して用いる。津波による物理的被害に起因するストレスや放射線による被曝の影響と、放射線被曝による「恐怖や不安」の影響を区別するため、津波で被災した自治体や年間1ミリシーベルト以上の放射線量を受けた自治体を、分析から除外した。疑似実験的なセッティングにより、福島第一原子力発電所事故から280日以内に出産予定日を迎える子どもの出生時、及び、5年後の健康状態に着目する。この狭い帯域の妊婦に対して、事故がランダムに発生したことを様々な検定で確認する。出生前と出生後を比較するために、出生前モデルと出生後モデルを用い、更に、差分の差分法(difference-in-

differences: 以下, DID)を用いて、出生前と出生後の差が恐怖や不安の強度により異なるかどうかについて検証を行う。更に、出生前における放射線に対する恐怖や不安のトリメスタ一別の影響について、その異質性(heterogeneity)と潜在的なメカニズムについても検証を行う。最後に、結果の頑健性(robustness)を確認する。

B. 研究方法

本研究で使用するデータセットは、まず、大規模行政管理情報である、人口動態調査・出生票、及び、2015年と2010年の国勢調査を突合させて構築したデータである。出生票では、日本で生まれた全新生児の出生児体重を把握し、そして、国勢調査からは、新生児の親と世帯の特徴を抽出する。第1に、2010年6月から2011年12月の間に生まれた子どもを持つ世帯(以下、新生児世帯)を、2015年国勢調査から抽出する。第2に、抽出した新生児世帯を、2010年の世帯居住情報、新生児の親の生年月日、新生児が世帯の第1子でない場合は、新生児の兄姉の生年月日と性別を用い、2010年国勢調査で個別に特定する。最後に、2010年の世帯の居住情報、新生児の生年月日、性別、両親の生年月日を使って、特定された新生児世帯を出生票と突合させる。突合された新生児数は、684,548人であった。

東日本大震災では、死亡や被災の大半が、地震による津波に起因するものであった。自然災害と出産時アウトカムに関する先行研究によれば、津波に起因する母親のストレスが出産時アウトカムの悪化につながる可能性がある(Currie & Rossin-Slater, 2013; Torche, 2011). この交絡因子を最小化するために、日本地質学会の報告書(Ishikawa, 2011)に基づ

き、津波で直接的な被害を受けた自治体については、分析から除外する。

もう1つは、放射線被曝に対する「恐怖や不安」ではなく、直接的な被曝の健康への影響が交絡因子となる可能性である。福島第一原子力発電所事故後、放射能の健康への影響は殆ど認められなかったが、放射能による胎児への障害の可能性が懸念される。この交絡因子を最小化するため、原子力規制委員会の月別降下量データを用い、2011年3月から2012年4月までの年間積算線量が1ミリシーベルト以上の都道府県のデータを特定し、分析から除外する。尚、本研究では、セシウム137とセシウム134の1ヶ月あたりの最大値を月単位とし、それを年単位に積算している。

津波被害を受けた市区町村や年間1ミリシーベルト以上の放射線量の市区町村に居住する妊産婦を除くと、分析対象となる母子の標本数は566,170であった。出生時における健康アウトカムとしては、出生時体重(g)、低出生体重児(LBW:2500g未満)、及び、早産(早産:37週未満)の3つの指標を用いる。

更に、本研究では、これらの新生児が2歳と5歳になった時の健康状態を追跡する。そのために、2013年と2016年の「国民生活基礎調査(以下、CSLC)」によって、これらの新生児を特定する。CSLCは、代表性の極めて高い、厚生労働省が3年ごとに実施している調査で、直近の国勢調査の調査地点を用いてサンプリングを行っている。したがって、2013年のCSLCは2010年の国勢調査に、2016年のCSLCは2015年の国勢調査にそれぞれ確率的に突合が可能で、両者を前段で構築したデータに確率的に突合することにより、2歳時点では2,662人、5歳時点では3,092人を追跡可能となった。CSLCでは、6歳未満

の子どもの保護者に、子どもに健康上の問題(発熱等)があるかどうか、また、診断(喘息等)のために定期的に病院を受診しているかどうかを調査している。これらの指標を用いて、新生児が2歳と5歳になった時の健康状態を評価する。福島第一原子力発電所からの距離が近ければ近い程、母親が意図しない放射線被害を懸念している可能性が高い。そこで、福島第一原子力発電所からの距離に応じて市区町村を3つのエリアに分け、恐怖や不安の度合いを測定したのがFigure1である。本研究では、妊娠中、福島第一原子力発電所から250キロメートル以内の市区町村に住む妊婦は放射線に対する強い不安や恐怖を、250-400キロメートルの市区町村に住む妊婦は中程度の不安や恐怖を感じているが、400キロメートル以上の市区町村に住む妊婦の不安や恐怖は比較的弱いとした。不安や恐怖が強い地域と弱い地域という分類は、東日本の住民が被曝に対して最も不安や恐怖を感じており、大阪の住民はあまり感じていないという先行研究と整合的であった(館野・横山, 2013)。したがって、中程度の不安や恐怖があるとした地域を除外変数とすれば、線量による不安や恐怖の影響を把握することが出来るかもしれない。

先行研究に従い、本研究では、出生後に放射線の不安や恐怖に晒された新生児を、出生前に晒された新生児に対する比較対照群として設定する(Currie et al., 2020; Persson & Rossin-Slater, 2018)。つまり、ここでは、妊婦が妊娠中か、または、出産直後に福島第一原子力発電所事故を経験した母親と新生児のペアを、下記のように設定する。

$$S = \{i: \mathbf{1}[c \leq \text{Accident} < e_b]_i = 1 \mid \mathbf{1}[e_b \leq \text{Accident} \leq e_b + 280]_i = 1\},$$

上記の式で、 c は新生児の受胎日、 e_b は出生予定日を表す。受胎日は実際の生年月日から妊娠日数を引くことで導き出される。出産予定日は受胎日から280日(40週)後と定義される($e_b = c + 280$)。したがって、 $1[c \leq \text{Accident} < e_b]_i = 1$ は、事故が期待妊娠期間中に発生し、新生児が出生前に放射線の恐怖に晒されたことを示し、 $1[e_b \leq \text{Accident} \leq e_b + 280]_i = 1$ は、事故が出産予定日から280日以内に起こり、新生児が生後間もなく放射線の不安や恐怖に晒されることを示している。ここで注目すべきは、実際の生年月日ではなく、予想される生年月日を用いることで、後者は事故と内生的な関係にある。一方、予想される生年月日は事故が発生した時点であらかじめ決まっている。各 $i \in \{S\}$ について、以下のモデルを推定する。

$$y_{imc} = \beta_0 + \beta_1 1[c \leq \text{Accident} < e_b]_{imc} + \lambda_m + \lambda_c + \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\tau} + \epsilon_{imc},$$

$1[c \leq \text{Accident} < e_b]_{imc}$ は、新生児が出生前に放射線の不安や恐怖に晒された場合は1、そうでない場合は0をとる変数である。したがって、 β_1 は胎内における放射線に対する不安や恐怖の健康への影響を捉えていることになる。 λ_m と λ_c はそれぞれ自治体と受胎月の固定効果であり、潜在的な地理的・季節的変動を統制している(Buckles & Hungerman, 2013)¹。 \mathbf{x}_i は、母親と父親の受胎時年齢(年)、2010年の学歴(高校未満、専門学校、大学以上)等、福島第一原子力発電所に先決する所与の共変量のベクトルである。更に、 \mathbf{x}_i には、2010年の住居形態(一戸建て、マンション)

ン)、住居階(5階以下、6-10階、11階以上)、居住年数(1年未満、1-5年、5年以上)等の住居特性が含まれる。これらの住居特性は、地震の影響に関する可能性のある変動を考慮している。 \mathbf{x}_i は、性別や分娩数(1番目、2番目、3番目)といった新生児の特性や、性別と分娩数の間の完全な交互作用も含んでいる。ロバスト標準誤差は、2010年の妊産婦の居住地の自治体でクラスタリングされている。

C. 研究結果

C-1. 記述統計量

Table1は、基本統計量を示している。コラム(1)は分析対象とした標本全体の統計、コラム(2)と(3)はそれぞれ出生前と出生後のグループについての統計である。コラム(4)-(6)は、分析対象とした新生児と同時期に出生した子どもについて、本研究で用いたデータから関連する統計を抽出して示した結果である。

パネルAでは、平均出生体重は3,030gで、低体重児が7.6%、早産児が4.2%であることがわかる。パネルBでは、新生児の24.6%と18.3%が2歳時にそれぞれ何らかの健康上の問題(症状)があり、定期的に外来を受診しているが、5歳時には、それが18.4%と17.0%に減少する傾向にあることがわかる。全体として、出生前グループは、出生後のグループよりも、2歳と5歳になった時の健康状態が悪い傾向にある。パネルA後半とパネルC、Dは、新生児、親、住居の特徴を示しており、統計値は出生前群と出生後群で違いはない。更に、コラム(4)-(6)に示した同時期に出生した新生児と比較すると、本研究の分析対象となった新生児では、平均出生体重がやや重く、LBWと早産の尤度が

¹ We account for prefecture fixed effect in place of the municipality fixed effect when estimating the health effects at ages two and five due to small sample sizes.

やや低くなっている。また親の属性については、同時期に出生した新生児の親よりも若干年齢が高いことを除けば、その他の属性に違いはない。

C-2. 回帰分析による推定結果

Table2 のパネル A, B, C はそれぞれ、母親の胎内での放射線に対する不安や恐怖が、平均出生時体重、低体重児出産の確率、早産の確率に及ぼす影響を示したものである。コラム(1)は出生前と出生後のモデルの推定値を、コラム(2)、及び、(3)はそれぞれ、不安や恐怖が中程度、ないしは、弱かった地域全体と強かった地域を比較した場合、そして、各地域を個別に検証した DID の推定値を示している。そして、コラム(4)は、不安や恐怖の連続尺度を用いた DID モデルの推定値を示している。

パネル A の結果からは、胎内に子どもがいる母親が放射線に対する不安や恐怖に晒された場合、出生時体重が大幅な減少することを示している。具体的には、胎内で放射線への不安や恐怖に曝された新生児は、出産予定日後 280 日以内に晒された新生児よりも約 30g 軽い。この影響の大きさは、不安や恐怖の強度に対するばらつきを考慮しても一定である。連続的な不安や恐怖の指標を用いた場合の影響の大きさは、福島第一原子力発電所から最短距離の地域に住む母親から生まれた新生児への影響を示しているため、他の指標よりも大きい。また、DID モデルでは、不安や恐怖が強い地域の新生児は、他の地域に比べ 4 g、弱い地域の新生児よりも 6 g 軽いことがわかった。一方、中程度と弱い地域を比較しても、出生時体重に統計学的に有意な差はない。連続的な不安や恐怖指標を用いた DID でも、福島第一原子力発電所からの距離が遠くなるにつれて、出生時体重の減少が減少する傾向が見られるが、その大きさ

は統計学的に有意ではない。パネル B と C は、胎内で放射線の不安や恐怖に晒された新生児では、低体重児と早産の可能性がそれぞれ 1.5 と 1.6%ポイント(pp)増加することを示している。この大きさは、全ての推定モデルで一貫しており、標本平均値でそれぞれ 19%と 38%の増加に相当する。出生時体重の影響とは対照的に、LBW と早産のリスクの増加は、不安や恐怖の強度による違いはなかった。

本研究が得たこうした結果は、胎内に子どもをかかえた母親を感じる精神的ストレスは、出産時のアウトカムに負の影響を与えることを示すという、これまでの研究と一致している。出生時体重の 30g 減少は、自然災害やテロ攻撃によって母親のストレスが誘発された場合に文献で報告されている大きさの下限である(Camacho, 2008; Hugo De Oliveira et al, 2021; Torche, 2011)。一方、その影響の大きさは、母親のストレスが家族の断絶等のライフイベントによって引き起こされる場合に見られるものよりも大きい(Black et al., 2016; Persson & Rossin-Slater, 2018)。これは、これらのストレスの要因の違い起因している可能性がある。自然災害やテロリズム等の物理的被害とは異なり、放射線による被曝は無形で曖昧であるため、妊産婦の精神的ショックが短期的に急激な影響は与えないのかもしれない。一方、放射線被曝に対する不安や恐怖は、ライフイベントによるストレスよりも後遺症が長期化する傾向があり、出産時アウトカムに、より顕著な影響を与える。更に、先行研究に報告されている自然災害やテロリズム等の出産時アウトカムへの深刻な影響は、母親の精神的ストレスを、これらに起因する物理的な被害の影響から切り離すことが困難なためと考えられるが、本研究では、胎内での放射線に対する不安や恐怖を、交絡因子から慎重に分離している。最後に、自然災害やテロリズム等によるスト

レスとは異なり、母親の放射線に対する不安や恐怖は、日本全国の出産時アウトカムに影響を及ぼし、不安や恐怖の強度の異質性はあまりないことが確認された。

D. 考察/E. 結論

近年、多様な要因に着目し、母親の精神的ストレスが、世代を超えて子どもの健康に影響するということを検証する研究が増えつつある。しかし、他方で、無形で不確実、かつ、損失が曖昧なリスク因子による母親の精神的ストレスの影響については未だ殆ど知見が得られていない。本研究は、東日本大震災に起因する福島第一原子力発電所の事故による、母親の胎内での放射線に対する不安や恐怖の広範な拡大が、無形のリスク要因となり、出生時、及び、5年後の子どもの健康に及ぼす影響について、因果推論に基づく検証を行った最初の研究であるという点で画期的である。

本研究では、代表性の極めて高い国勢調査と人口動態調査・出生票を突合し、出生時アウトカムのみならず、親の多様な属性を含む独自のデータセットを構築した。津波で物理的な被害を受けた市区町村に住んでいた、実際に放射線被爆を受けたりした、母親から生まれた子どもは分析対象から除外し、被爆に対する「不安や恐怖」以外の潜在的な要因を排除した。そのために、ここでは、2つの識別手法を用いた。1つ目は、出産予定日が事故から280日以内の子どもに焦点を当て、胎内被曝者と出生後被曝者を比較する方法である。2つ目は、不安や恐怖の強度によって、出生前-出生後のアウトカムの違いを検証するやり方である。分析結果、胎内に子どもをかかえた母親の放射線に対する不安や恐怖は、出生時体重を減少させ、低体重児と早産のリスクを増加させることがわかった。また、こ

の影響は、不安や恐怖の強度によって若干違いはあるものの、放射線に対する不安や恐怖は事故現場からの距離に関係なく、全国の妊婦にほぼ同程度の影響を与えることがわかった。また、子どもの健康への悪影響は一時的なものであり、5歳までには影響が薄れること、その影響は、妊娠第1期以降に被曝することによって発生し、妊娠期間を通じて、不安や恐怖の累積的影響が出ている可能性があること、幼児を持つ母親や農業に従事する父親から生まれた子どもへの影響が大きいことから、食物汚染が放射線恐怖の主な原因であることも分かった。最後に、高学歴の母親と専門職の父親の間に生まれた子どもは出生前における放射線に対する不安や恐怖の影響を受けにくいことから、無形のリスク要因に直面した場合、親の正確な情報収集や把握能力の重要性が示唆される。

本研究には、データの制約による限界がある。CSLCは、6歳以上のみを調査対象としているため、胎内にいる時に、被爆による不安や恐怖に母親が晒された子どもの精神衛生や認知機能を評価することが出来ない。また、本来であれば、より長期間の健康アウトカムについて検証すべきところではあるが、利用可能な最新の調査が2016年のCSLCであるため、そうすることが難しい。したがって、出生前に母親が被爆に対する不安や恐怖を感じた場合の長期的な健康や認知機能に対する影響については、今後、更なる検証が必要である。更に、異常な状態や分娩の合併症などの出生アウトカムは、人口動態調査・出生票に記録が存在しないため、評価することが出来ない。最後に、福島第一原子力発電所の事故が出生時アウトカムに影響を与える経路(メカニズム)についてである。もし、新生児と母親の医療情報等を調査することが出来れ

ば、出生時の健康への影響について、そのメカニズムをより明確化出来るかもしれない。

本研究で得られた知見から、ひょっとすると、現状、政策立案者は、何らかの要因に起因する母親の不安や恐怖、つまり、新生児に対する無形、かつ、不確実なリスク要因の厚生コストを過小評価している可能性がある。なぜなら、本研究は、そのコストには、それらのリスクによる直接的・物理的な損害だけでなく、リスクに対する不安や恐怖も含まれることを実証しているからである。過去2年間、世界中が晒された COVID-19 のような感染性ウイルスによる母親のストレスが原因で、世代を超えて、子どもたちの健康が損なわれるようなことがあれば、将来、様々な厚生損失が発生しかねない。また、本研究では、親の教育水準が、不安や恐怖の影響を軽減する可能性が示唆されたことから、正確かつ時機を得た情報共有が、無形で不確実なリスクの厚生損失に対する重要な解決策になりうることを強調しておこう。これは、とりわけ、人的資本の蓄積が乏しい親にとっては極めて有益であり、外生ショックによる世代を超えたな不利益の継承を防ぐのに貢献するだろう。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し。

2. 学会発表

October/15-16/2022: “In utero exposure to radiation fear and birth outcomes: evidence from Fukushima nuclear power plant accident”. 日本経済学会 2022 年度秋季大会 (予定・未採択)

January/6-8/2023: “In utero exposure to radiation fear and birth outcomes: evidence from Fukushima nuclear power plant accident”. ASSA 2023 Annual Meeting of American Economic Association(予定・未採択)

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

Table 1. Basic Statistics

	Sample for Estimation			Population Data		
	The primary dataset (1)	Prenatal (2)	Postnatal (3)	All Births (4)	CSLC (5)	Census 2010 (6)
Panel A: Birth Outcomes						
Birth weight (g)	3030.118 (407.109)	3027.114 (412.846)	3034.387 (398.775)	3025.475 (433.817)		
LBW (<2,500g)	0.076	0.078	0.074	0.080		
Preterm (< 37 weeks)	0.042	0.045	0.037	0.042		
Parity						
First	0.469	0.458	0.481	0.489		
Second	0.389	0.390	0.388	0.377		
Third	0.142	0.152	0.131	0.134		
Male newborn	0.512	0.512	0.512	0.512		
Panel B: Health at Age Two and Five						
Any symptoms (Age Two)	0.246	0.263	0.218		0.221	
Outpatient visit (Age Two)	0.183	0.197	0.160		0.161	
Any symptoms (Age Five)	0.184	0.191	0.178		0.180	
Outpatient visit (Age Five)	0.170	0.171	0.169		0.171	
Panel C: Parent Characteristics						
Mother's age at conception	31.310 (4.441)	31.035 (4.361)	31.003 (4.534)	30.456 (5.032)		
Father's age at conception	33.091 (5.249)	33.031 (5.192)	32.984 (5.313)	32.432 (5.769)		
Mother's education						
High school	0.309	0.309	0.310			0.301
Vocational school	0.365	0.365	0.364			0.347
University and above	0.255	0.255	0.255			0.266
Father's education						
High school	0.364	0.363	0.364			0.355
Vocational school	0.145	0.146	0.145			0.140
University and above	0.418	0.418	0.419			0.420
Panel D: Residence Characteristics						
Residence						
House	0.425	0.426	0.423			0.412
Apartment	0.574	0.572	0.576			0.586
Floor of Residence						
F1-F5	0.854	0.859	0.849			0.831
F6-F10	0.091	0.090	0.091			0.099
F11+	0.055	0.051	0.060			0.070
Residence period						
Less than one year	0.228	0.230	0.226			0.229
One-five years	0.527	0.526	0.529			0.528
More than five years	0.245	0.244	0.245			0.244
N	566,170	332,331	233,839	1,887,741	19,700	984,528

Table 2. Impacts of in Utero Radiation Fear on Birth Outcomes

	Prenatal vs Postnatal		Difference-in-Difference					
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Panel A: Birth Weight								
In-utero	-29.9703	***	-29.0241	***	-28.3828	***	-41.3734	***
	(1.5706)		(1.6656)		(1.7741)		(12.1635)	
In-utero × Fear								
High			-4.1174	*	-6.1809	**		
			(2.4296)		(2.8322)			
Moderate					-4.0566			
					(2.5904)			
In-utero × log(Distance)							1.855	
							(1.655)	
Mean	3030.118		3030.118		3030.118		3030.118	
N	548,533		548,533		548,533		548,533	
Panel B: LBW								
In-utero	0.0149	***	0.0147	***	0.0147	***	0.0166	**
	(0.0010)		(0.0011)		(0.0011)		(0.0080)	
In-utero × Fear								
High			0.0003		0.0017			
			(0.0017)		(0.0020)			
Moderate					0.0000			
					(0.0017)			
In-utero × log(Distance)							-0.0003	
							(0.0013)	
Mean	0.0762		0.0762		0.0762		0.0762	
N	548,533		548,533		548,533		548,533	
Panel C: Preterm								
In-utero	0.0160	***	0.0160	***	0.0159	***	0.0174	***
	(0.0008)		(0.0008)		(0.0009)		(0.0061)	
In-utero × Fear								
High			0.0001		0.0007			
			(0.0014)		(0.0017)			
Moderate					-0.0002			
					(0.0014)			
In-utero × log(Distance)							-0.0004	
							(0.0010)	
Mean	0.0419		0.0419		0.0419		0.0419	
N	548,533		548,533		548,533		548,533	

Notes: Each column in each panel is a separate regression. Column (1) presents estimates for equation (2), columns (2)-(3) for equation (3); column (4) for equation (4). “In-utero” corresponds to $I[c \leq \text{Accident} < e_b]_{\text{imc}} = 1$. All regressions control for municipality fixed effect, conception month fixed effect, mother’s and father’s age at conception in years and education in 2010, residential characteristics in 2010, and neonatal characteristics. Robust standard errors are clustered on expectant mothers’ municipality of residence in 2010. Statistical inference: * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$

Distance (km) to the Fukushima Nuclear Power Plant

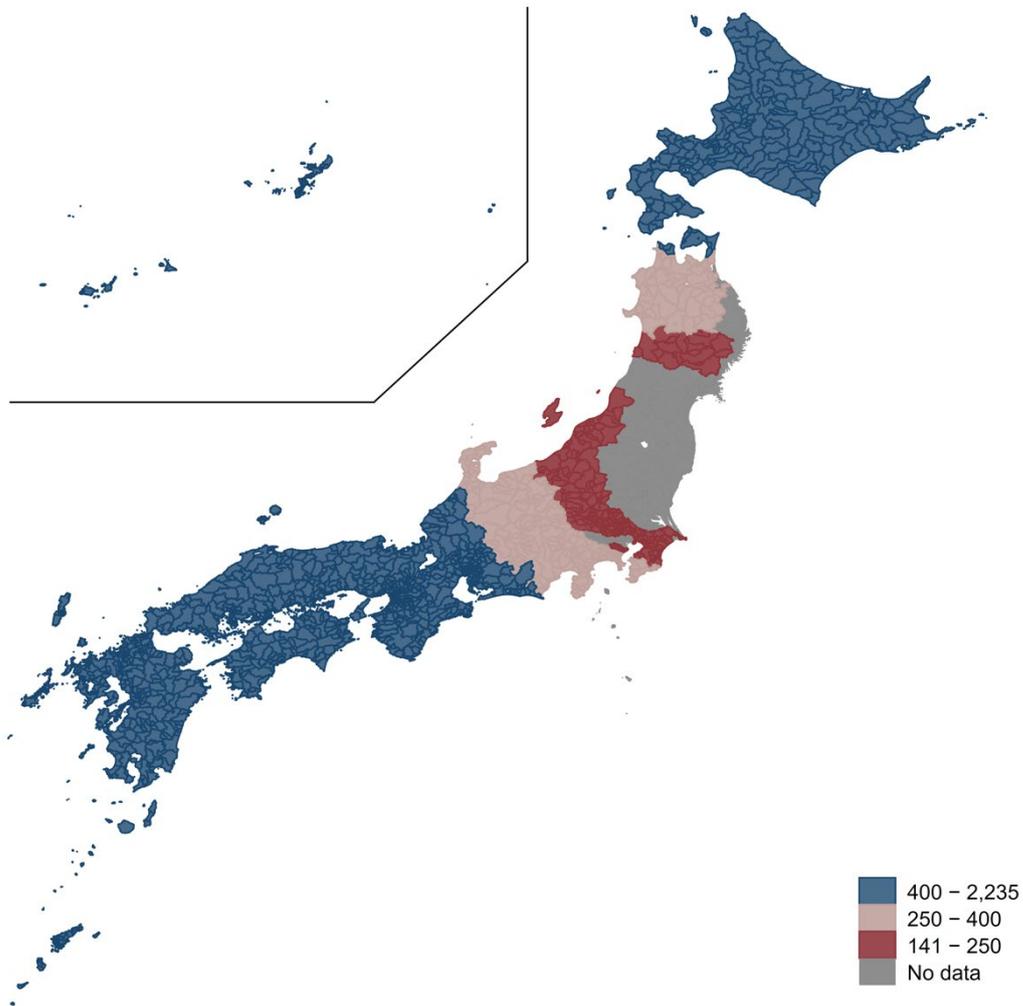


Figure 1. Data Exclusion and Areas with Different Fear Levels

Notes: The municipalities with "no data" are those for which data are excluded for estimation. These municipalities were either damaged by the tsunami or had an annual radiation dose over one millisievert. Details about these municipalities are in Appendix A. The red area corresponds to the high-fear area, with distances to Fukushima NPP ranging from 141 km to 250 km. The pink area corresponds to the moderate-fear area, with a distance range of 250 km to 400 km. With a distance greater than 400 km, the blue area corresponds to the low-fear area.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

米国における州ごとの抗がん剤パリティ法(anticancer drug parity laws)が死亡率に与える影響

研究協力者 沈奕辰 早稲田大学 大学院経済学研究科
ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究では、米国における州ごとの抗がん剤パリティ法(anticancer drug parity laws)の導入時期の違いを「自然実験(外生ショック)」と見做し、2004-2017年における各州の集計データである Compressed Mortality Files に、固定効果を調整した差の差推定法(staggered difference in difference with fixed effects)を応用し、地域間における保健収載の在り方が死亡率に与える影響を定量的に検証する。

推定の結果、抗がん剤パリティ法は頭頸部がんの死亡率を統計学的に有意に引き下げるが、他の部位のがんには影響を与えないことがわかった。尚、保険収載以外で、抗がん剤パリティ法と悪性がん死亡率の関係に影響を与える潜在的なチャンネルを除外した。また、本研究の推定結果は、様々なheterogeneityやプラシーボ検定に対しても頑健であった。本結果は、経口抗がん剤への平等なアクセスを提供することが、致死率の高い頭頸部がん患者の早期死亡の予防に有効な手段であることを示唆している。

A. 研究目的

本研究では、2019年現在、米国の死因第2位であり、年間の総逸失利益が約944億ドルにのぼると推定されている悪性新生物(がん)に着目し、2種類の薬物療法—静脈用抗がん剤(intravenous anticancer drugs: 以下、IAD)と経口抗がん剤(oral anticancer drugs: 以下、OAD)—双方への公平なアクセスを保証するよう、民間医療保険におけるスキームの平準化を州法によって義務付けた anticancer drug parity laws 導入に対する政策評価を行っている。

第1に、代表的な抗がん薬物療法の1つである分子標的療法では、IADに比較すると、OADの方が、治療効率が高く、患者の生存率向上に寄与することが、臨床試験により明らかにされている。第2に、OADと手術・放射線治療等の併用は、頭頸部がんの治療効率や生存率を改善する等、患者のアウトカムにとって有益である。第3に、IADは、点滴静脈注射の利便性・安全性の確保に、輸液ポンプ等の医療機器を使用することから通院・入院が必要となるが、OADは患者が直接服用可能な錠剤であるためその必要がなく、OADは

IADよりも患者にとっての利便性の点ではるかに優れている。

しかし、先進国の中で唯一国民皆保険制度が存在せず、国民の多くが民間保険に依存している米国では、65歳以上の高齢者を対象とした公的医療保障制度である Medicare であっても、処方箋薬剤給付保険 (Medicare Part D) に象徴されるように、OAD を含む薬物治療に係る調剤給付は任意加入、かつ、Medicare から認可された民間保険会社による運営となっており、被保険者には、その分、高い保険料率が課される。また、効能の高い OAD が開発された場合、開発した製薬メーカーと民間保険会社との間の個別契約により当該薬剤は「higher tier(上位層)」に分類され高額薬剤となるため、年間最大許容額は低く、自己負担額が高く設定され、保険適用範囲が制限されている。他方、医療現場での投与が必要となる IAD は、調剤給付ではなく、医療給付の対象となっているため、各薬剤について、年間最大許容額は高く、自己負担額が固定されており、患者の経済的負担は少ない。OAD と IAD に対する民間医療保険の適用範囲のこうした格差により、米国社会では、治療効率が高い薬剤に対する、被保険者によるアクセスの公平性が阻害されるという課題を抱えている。

B. 研究方法

そこで、本研究では、2008-2016 年にかけて米国の 29 州で導入された anticancer drug parity laws が、がん患者の死亡率にどのような影響を与えたかを定量的に検証するため、米国疾病予防管理センター・国立がん研究所・国勢調査局・ミネソタ大学・労働省労働統計局・カイザーファミリー財団等が公表している複数のデータソースから構築した州単位の集

計パネルデータ(2004-2017 年)に、event studies with staggered adoption(以下、event studies)により common trend を確認した上で、staggered difference in difference with fixed effects(以下、DID)を応用した。尚、anticancer drug parity laws の導入の有無とタイミングについては、各州の法令集に当たり、「がん細胞の死滅、又は、増殖遅延を目的とした経口投与による抗がん剤(OAD)について、処方箋薬剤給付の抗がん剤(OAD)又は静脈内投与もしくは注射による抗がん剤(IAD)のいずれかの低い費用負担を適用し、これを補償する」、ないしは、「経口投与の抗がん剤(OAD)で、がん細胞を死滅、又は、増殖を遅延するための薬物治療について、医療給付の対象となる静脈内投与または注射による抗がん剤(IAD)よりも不利にならないよう補償する」等の文言が法令に明記されている州を処置群、明記されていない州を対照群と定義し、法令に基づき導入時期を特定した。また、本章の観察期間は、オバマヘルスケアリフォームによる Medicare や Medicaid に対する抜本的な改革が行われた時期に重なっていることから、公的な医療保障制度改革の影響を除外するため、ベースラインでの分析対象を、民間保険に加入する 25-64 歳に限定している。

C. 研究結果

event studies と DID による推定の結果、anticancer drug parity laws の導入が、頭頸部がんの死亡率を約 9%、統計学的に有意に減少させる傾向にある一方で、他の部位のがんについては統計学的な有意性は観測されず、様々な頑健性の確認を行った結果(州と年によるクラスタリング・分析対象を導入州に限定・月次単位での分析等)、統計学的有意性と効果の大きさ共に影響はなかった。また、

がん罹患率・非がん死亡率・非悪性腫瘍死亡率を従属変数に用いた falsification test, 及び, OAD へのアクセスの代替チャンネルとなりうる民間保険への加入率を従属変数とした DID では統計学的な有意性は確認されず, 当該州法導入による死亡率の改善が, 頭頸部がんの発症率やがん以外の死因による死亡率の減少, ないしは, 民間医療保険への加入率の増加に起因するものではないことが確認された。

D. 考察/E. 結論

本研究は, 精神医療や不妊治療に対する parity laws に焦点を当てた先行研究を参考に, 米国のがん治療における OAD と IAD へのアクセス格差を是正する anticancer parity laws の導入の有無, 及び, 各州での導入時期の違いを活用し, がんの死亡率に対する効果を部位別に推定した最初の研究である。民間医療保険におけるスキームの平準化が頭頸部がんのみに有効であるという本章が得た結果は, 当該部位のがんでは単独療法に比べ併用療法の治療効率が低いという臨床的な知見とも一致している。例えば, 乳がん等ではもともと薬物療法の選択肢が多く, 当該州法の導入以前に, 既に低コストで同水準の治療効率が得られる単独・併用療法により代替されていた可能性が高い。また, 当該州法の拘束を受けるのは, 2004-2017 年において, 従業員 500 人以上の企業に勤務している被雇用者のみとなるため, 全人口の約 36% にすぎない。影響を受ける人口が半分以下であることを考えると, 連邦政府によって全国に同様の平準化法が採用されれば, 州の平準化法の影響を受けていないプランにも浸透し, これらのプランの人口に影響を与える可能性がある。したがって, 本研究からは, このような法律

が連邦レベルで採択されれば, がん患者にとってより大きな利益となるという重要な政策的含意が導出される。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Noguchi, H. “Impacts of anticancer drug parity laws on mortality rates”. *Social Science and Medicine*, 272: Article # 113714. (2021.3)

2. 学会発表

October/2020: Japanese Economic Association 2019 Fall Annual Meeting. “Does the introduction of oral chemotherapy drug parity laws influence health outcomes among cancer patients?” Online

July/2019: International Health Economics Association 2019 Congress. “Does the introduction of oral chemotherapy drug parity laws influence health outcomes among cancer patients?”

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

Table 1.1. Timing of implementation for anticancer drug parity laws

Law/State	Policy Implementation Dates
Oregon	January 2008
Iowa	January 2009
DC, Indiana, Hawaii	January 2010
Vermont	April 2010
Minnesota	May 2010
Kansas	July 2010
Colorado, Connecticut	January 2011
New Mexico	June 2011
Texas	October 2011
Washington, Illinois, New York	January 2012
Nebraska	April 2012
Virginia, New Jersey	July 2012
Maryland	October 2012
Delaware	January 2013
Massachusetts, Rhode Island	January 2014
Maine	January 2015
Mississippi, Wyoming	July 2015
Pennsylvania, West Virginia, Dakota, Arizona	January 2016

DC stands for District of Columbia

Table 1.2. Summary statistics

	All States	Non-Parity States			Parity States		
	(1) All Years	(2) 2004- 2007	(3) 2008- 2017	(4) Diff = (2)- (3)	(5) 2004-2007	(6) 2008- 2017	(7) Diff = (5)- (6)
Log breast cancer mortality rate	2.340 (0.148)	2.418 (0.143)	2.347 (0.130)	-0.071*** (-4.167)	2.399 (0.133)	2.283 (0.147)	-0.116*** (-7.322)
Log respiratory cancer mortality rate	3.317 (0.333)	3.464 (0.351)	3.343 (0.402)	-0.121** (-2.457)	3.369 (0.215)	3.222 (0.264)	-0.147*** (-5.295)
Log head/neck cancer mortality rate	0.768 (0.281)	0.788 (0.262)	0.846 (0.296)	0.059 (1.605)	0.667 (0.272)	0.731 (0.258)	0.064** (2.208)
Log digestive cancer mortality rate	3.334 (0.149)	3.268 (0.147)	3.396 (0.159)	0.128*** (6.451)	3.237 (0.117)	3.338 (0.120)	0.101*** (7.666)
Log bone/skin/soft tissue cancer mortality rate	1.497 (0.163)	1.539 (0.137)	1.518 (0.146)	-0.022 (-1.183)	1.512 (0.147)	1.457 (0.183)	-0.055*** (-2.864)
Log female genital cancer mortality rate	1.882 (0.146)	1.859 (0.133)	1.898 (0.143)	0.039** (2.183)	1.877 (0.143)	1.876 (0.154)	-0.000 (-0.003)
Log male genital cancer mortality rate	0.694 (0.224)	0.671 (0.244)	0.768 (0.186)	0.097*** (3.741)	0.595 (0.221)	0.675 (0.229)	0.080*** (3.192)
Log urinary cancer mortality rate	1.417 (0.194)	1.421 (0.198)	1.454 (0.201)	0.033 (1.303)	1.402 (0.195)	1.389 (0.181)	-0.013 (-0.654)
Log nervous system cancer mortality rate	1.426 (0.182)	1.392 (0.140)	1.465 (0.142)	0.073*** (4.040)	1.366 (0.183)	1.426 (0.215)	0.060*** (2.642)
Log thyroid cancer mortality rate	-0.808 (0.322)	-0.877 (0.320)	-0.770 (0.315)	0.107*** (2.645)	-0.881 (0.365)	-0.791 (0.305)	0.090** (2.463)
Log lymphoid cancer mortality rate	2.075 (0.157)	2.175 (0.125)	2.068 (0.158)	-0.107*** (-5.657)	2.138 (0.130)	2.021 (0.151)	-0.116*** (-7.256)
Log ill-defined/multiple sites' cancer mortality rate	1.934 (0.232)	2.036 (0.230)	1.965 (0.237)	-0.071** (-2.362)	1.914 (0.236)	1.879 (0.210)	-0.035 (-1.465)
N	714	80	220	308	116	290	406

Note: Columns (1)–(7) report weighted means of dependent variables for all states, non-parity states, and parity states, respectively. Column (2) and (3) and Column (5) and (6) report the means of pre-2008 and post-2008 for non-parity and parity states. Column (4) and (7) report the differences of means for non-parity and parity states, respectively. The unit of observation is state-year cell. The standard deviations are reported in parentheses in Column (1)–(3) and (5)–(6). The t-statistics are reported in parentheses in Column (4) and (7).

Table 1.3. Impacts of anticancer drug parity laws on cancer mortality rates by the site of cancer

Panel A: Breast to Female Genital						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Breast	Respiratory	Head/Neck	Digestive	Bone/Skin/S oft tissue	Female Genital
Parity Laws	0.018 (0.016)	-0.005 (0.009)	-0.090*** (0.030)	-0.004 (0.007)	0.010 (0.020)	0.016 (0.024)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mean (pre-2008 parity states)	2.418	3.464	0.788	3.268	1.539	1.859
adj. R ²	0.303	0.787	0.087	0.643	0.113	-0.011
N	714	714	714	714	714	714
Panel B: Male Genital to Ill-defined/Multiple						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Male Genital	Urinary	Nervous	Thyroid	Lymphoid	Ill- defined/Multiple
Parity Laws	-0.005 (0.030)	-0.021 (0.021)	0.006 (0.024)	0.026 (0.050)	-0.007 (0.019)	-0.012 (0.019)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mean (pre-2008 parity states)	0.671	1.421	1.392	-0.877	2.175	2.036
adj. R ²	-0.003	0.016	0.077	-0.078	0.398	0.191
N	714	714	714	690	714	714

Note: All regressions are estimated using FE. Columns (1)–(6) of Panel A report the estimates for all, breast, respiratory, head/neck, digestive, bone/skin/soft tissue, and female genital cancer mortality, respectively. Columns (1)–(6) of Panel B report the estimates for male genital, urinary, nervous, thyroid, lymphoid, and ill-defined/multiple cancer mortality, respectively. Controls are age, gender, race, marital status, education, other state socio-economic variables, state-and year-fixed effects, and state-specific trends. The standard errors in parentheses are clustered by state.

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Table 1.4. Event study: Impacts of anticancer drug parity laws on cancer mortality rates by cancer types

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Breast	Respiratory	Head/Neck	Digestive	Bone/Skin/Soft tissue	Female Genital
Parity Laws t-4 and prior	0.031 (0.028)	0.011 (0.020)	0.072 (0.046)	-0.019 (0.014)	0.013 (0.031)	0.038 (0.032)
Parity Laws t-3	0.012 (0.024)	0.012 (0.015)	0.035 (0.047)	0.003 (0.010)	-0.015 (0.025)	0.047 (0.033)
Parity Laws t-2	-0.001 (0.017)	0.001 (0.011)	0.003 (0.040)	-0.000 (0.010)	-0.045* (0.026)	0.013 (0.028)
Parity Laws t-1	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline
Parity Laws t	0.000 (0.022)	0.010 (0.013)	-0.061 (0.043)	-0.004 (0.007)	-0.004 (0.029)	0.026 (0.032)
Parity Laws t+2	0.001 (0.026)	-0.006 (0.016)	-0.097** (0.041)	0.014 (0.011)	0.016 (0.030)	0.031 (0.030)
Parity Laws t+3	-0.008 (0.025)	-0.019 (0.019)	-0.122** (0.057)	0.020 (0.012)	-0.020 (0.038)	0.023 (0.028)
Parity Laws t+4 and after	0.002 (0.027)	0.006 (0.022)	-0.133* (0.073)	0.034** (0.016)	-0.009 (0.045)	0.018 (0.035)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.399	0.835	0.081	0.670	0.169	-0.004
N	602	602	602	602	602	602

Note: All regressions are estimated using FE. Columns (1)–(6) report the estimates for all, breast, respiratory, head/neck, digestive, bone/skin/soft tissue, and female genital cancer mortality, respectively. Controls are age, gender, race, marital status, education, other state socio-economic controls, state-and year-fixed effects, and state-specific trends. The standard errors in parentheses are clustered by state.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 1.5. Event study: Impacts of anticancer drug parity laws on cancer mortality rates by cancer types

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Male Genital	Urinary	Nervous	Thyroid	Lymphoid	Ill-defined/Multiple
Parity Laws t-4 and prior	0.027 (0.064)	0.000 (0.041)	0.020 (0.034)	0.023 (0.086)	0.028 (0.030)	-0.055 (0.038)
Parity Laws t-3	-0.032 (0.062)	0.007 (0.024)	-0.013 (0.035)	-0.009 (0.105)	0.018 (0.031)	-0.027 (0.028)
Parity Laws t-2	-0.015 (0.048)	0.014 (0.026)	-0.034 (0.022)	0.063 (0.094)	-0.034 (0.021)	-0.023 (0.027)
Parity Laws t-1	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline
Parity Laws t	-0.080* (0.047)	-0.002 (0.028)	-0.005 (0.036)	0.136 (0.088)	-0.013 (0.027)	-0.024 (0.027)
Parity Laws t+2	0.022 (0.056)	-0.063** (0.032)	0.017 (0.027)	0.061 (0.092)	-0.045* (0.027)	-0.012 (0.034)
Parity Laws t+3	-0.007 (0.058)	-0.025 (0.041)	0.016 (0.043)	0.084 (0.099)	-0.044 (0.027)	0.003 (0.041)
Parity Laws t+4 and after	0.037 (0.066)	-0.017 (0.044)	0.030 (0.046)	0.207* (0.117)	-0.061* (0.036)	-0.013 (0.055)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	-0.060	0.036	0.062	-0.129	0.364	0.172
N	602	602	602	602	602	602

Note: All regressions are estimated using FE. Columns (1)–(6) report the estimates for male genital, urinary, nervous, thyroid, lymphoid, and ill-defined/multiple cancer mortality, respectively. Controls are age, gender, race, marital status, education, other state socio-economic controls, state-and year-fixed effects, and state-specific trends. The standard errors in parentheses are clustered by state.

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Table 1.6. Event study: Impacts of anticancer drug parity laws on cancer mortality rates by cancer types

	(1)	(2)	(3)
	Incidence	Non-cancer	Non-malignant
Parity Laws	-0.000 (0.005)	0.013* (0.007)	0.002 (0.041)
Controls	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.776	0.896	0.082
N	663	714	714

Note: All regressions are estimated using FE. Columns (1) and (2) report the estimates for cancer incidence, non-cancer mortality rates, and non-malignant cancer rates, respectively. Controls are age, gender, race, marital status, education, other state socio-economic variables, state-and year-fixed effects, and state-specific trends. The standard errors in parentheses are clustered by state.

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Table 1.7. Impacts on private and public insurance coverage

	(1)	(2)
	Private	Public
Parity Laws	0.001 (0.001)	-0.033 (0.030)
Controls	Yes	Yes
adj. R ²	0.995	0.816
N	714	714

Note: All regressions are estimated using FE. Columns (1) and (2) report the estimates for log of private and public insurance coverage, respectively. Controls are age, gender, race, marital status, education, other state socio-economic variables, state-and year-fixed effects, and state-specific trends. The standard errors in parentheses are clustered by state.

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Appendix

Appendix Table 1.1. Name and number of the statute of anticancer drug parity laws

State	Statue Number
Arizona	HB2078
Colorado	HB1202
Connecticut	SB50
Delaware	HB265
District of Columbia	Bill18-278
Hawaii	HB1964
Illinois	HB1825
Indiana	SB437
Iowa	514C.24
Kansas	HB2160
Maine	4317-B
Maryland	SB179
Massachusetts	S2363
Minnesota	SF1761
Mississippi	83-9-24
Nebraska	LB882
New Jersey	SB1834
New Mexico	SB385
New York	SB450
Oregon	SB8
Pennsylvania	HB60
Rhode Island	SB428
South Dakota	SB101
Texas	HB438
Vermont	HB444
Virginia	SB450
Washington	HB1517
West Virginia	33-25A-8I
Wyoming	26-20-501

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

カナダでの公的医療保険の適用拡張は喫煙行動にどのような影響を及ぼしたか

研究協力者 沈奕辰 早稲田大学 大学院経済学研究科
ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

臨床試験において、禁煙補助剤(smoking cessation aids: 以下、SCA)は禁煙確率を向上させる効果があることが証明されている。したがって、数多くの国において、タバコの消費量を減らすための政策として、SCAに対し医療保険が適用されている。しかしながら、リアルワールドにおいて、SCAに対する医療保険適用が人々のタバコの消費量にどのような効果をもたらすかについての実証的な結論は未だ出ていない。保険適用が効果を発揮し、タバコの消費量を減少させるといふ結果がある一方で、保険適用によって、受益者は現在のタバコ消費に対する将来的な費用から免れるため、喫煙を続けてしまうかもしれない。そこで、本研究では、本研究では、カナダにおける州ごとのSCAに対する保険収載の導入時期の違いを「自然実験(外生ショック)」と見做し、カナダ政府から許諾を受けた2008-2012年Tobacco Use Monitoring Surveyに、固定効果を調整した差の差推定法(staggered difference in difference with fixed effects)を応用し、地域間における保健収載の在り方が人々の喫煙行動に与える影響を定量的に検証する。

推定の結果、SCA適用によりタバコとシガレットの使用量が増加し、SCAの適用がタバコの消費量に意図せざる政策効果をもたらすことがわかった。更に、タバコの使用に対するSCA適用の効果は、男性や大学教育を受けている人においてより有益であることが明らかにされた。

A. 研究目的

本研究では、臨床試験により統計学的に有意な治療効果が確認された禁煙補助剤(smoking cessation aids: 以下、SCA)に対し、カナダでの公的医療保険の適用拡張が喫煙行動にどのような影響を及ぼすかについて、定量的な検証を行っている。

世界保健機構によれば、世界の人口の約20%が喫煙者で、毎年約700万人が喫煙に起因する疾患により死亡しており、その経済

的損失の総額は約1,435億米ドルと推定される。各国政府は、課税や公共の場での禁煙・分煙等、喫煙率を抑制するための様々な政策を実施しているが、中でも、近年、価格政策の一環として注目されているのが、SCAに対する保険適用である。

B. 研究方法

本研究では、カナダにおいて、2008-2012年に、喫煙に係る既存の施策に加え、SCAに

公的保険の適用を拡張した州を処置群、拡張しなかった州を対照群とし、“Canadian Tobacco Use Monitoring Survey” (以下、CTUMS)の個票に、event studies with staggered adoption(以下、event studies)により common trend を確認した上で、staggered difference in difference with fixed effects(以下、DID)を応用し、その政策評価を行った。CTUMS では、2段階無作為抽出化法によって抽出された15歳以上の回答者約1.5-2万人に対し、カナダ統計局が毎年2-12月に実施する大規模調査で、回答者の喫煙習慣に加え、詳細な世帯属性に関する情報を統制することが出来る。

C. 研究結果

推定の結果、SCAに対する医療保険の適用範囲の拡大は、タバコとリトルシガーについては、むしろ、喫煙確率を約1.7%ポイント上昇させる傾向にあることがわかった。また、回答者間での異質性の検証を行ったところ、タバコとリトルシガーについてそれぞれ、男性で約2.6%ポイントと約2.2%ポイント、大卒者で約1.4%ポイントと約2.5%ポイント増加傾向にあった。更に興味深いことは、公的保険の適用範囲の各州での不均一性(既存の bupropion に加え varenicline; varenicline のみを適用;両方を適用)を検証したところ、本章の観察期間以前から bupropion を適用範囲としており、それに加えて varenicline を新たに追加的に認定した州では、タバコ・葉巻・リトルシガーの喫煙確率が増加することが確認された。

D. 考察/E. 結論

本研究において、SCAの保険収載が、かえって、人々の喫煙確率を上昇させる傾向に

あるという、先行研究と対照的な結果を得たことは大変興味深い。米国の Medicaid の SCA に対する適用拡大を自然実験とする従来の研究では、オバマ政権下で実施された医療保険改革法(the Affordable Care Act: 以下、ACA)による影響と識別することが困難であるのに対し、国民皆保険制度下にあるカナダでは、観察期間中に ACA のような抜本的な改革は行われておらず、全般的な医療保険制度改革と特定の薬物療法に特化した法制度改革の影響とを識別することが出来る。その上で、なぜ真逆の推定結果となったのかについて、Medicaid では単に SCA を保険収載するだけではなく、医師やクリニック等一次予防を行う医療機関に対し、リスク行動をとる可能性のある患者のスクリーニングとカウンセリングの実施を適用拡大の要件とするガイドラインが提示されていることが、主要因ではないかと推測されている。つまり、本章で観察されたような、受益者が現在の喫煙行動を将来の禁煙行動に代替させる事前的モラル・ハザードを回避するためには、医療従事者による継続的なモニタリングを行ったり、適用後も喫煙を継続する人には給付金の減額を義務付けたりする等の補完的な介入が必要であること;更に、Medicaid claim data では検証することが出来なかった、分析対象者の性別や教育水準による効果の異質性を検証し、女性よりも男性、そして、教育水準の高い層を政策ターゲットとすべきという点を明らかにしたことは、臨床的にも、政策的にも重要である。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Noguchi, H. “The effect of coverage of smoking-cessation aids on tobacco use: Evidence from Canada”. *Health Economics*, 30(9): 2200 – 2216. (2021.9)

2. 学会発表

September/2019: Japanese Health Economics Association 14th Annual Conference. “The impact of the coverage of smoking-cessation aids on marijuan Use Outcomes”.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し.

2. 実用新案登録

特に無し.

3. その他

特に無し.

Table 2.1. Timing and characteristics of provincial coverage of SCA

Province	Date	Drugs covered	Length of coverage	Mandatory Counselling
Alberta	10/1998: bupropion; 06/2011: varenicline	Bupropion and varenicline	12 continuous weeks/year	No*
British Columbia	10/2011	Bupropion and varenicline	12 continuous weeks/year	No
Manitoba	11/2011	Varenicline	12 continuous weeks/year	No
New Brunswick		None		
Newfoundland & Labrador		None		
Nova Scotia	2004 (dates vary by sub-regions	Bupropion and varenicline	Varies by subregion	No
	and depend on funding)			
Ontario	04/2000: bupropion; 08/2011: varenicline;	Bupropion and varenicline	12 continuous weeks/year	No
Prince Edward Island	01/2001	Bupropion and varenicline	~ 4 weeks/year (or CAN\$75/year)	Yes
Saskatchewan	01/2011	Bupropion and varenicline	12 continuous weeks/year	No
Quebec	10/2000: bupropion; 10/2007: varenicline	Bupropion and varenicline	12 continuous weeks/year	No

Source: White et al. (2015)

Table 2.2. Summary Statistics

	All	Control		Treated	
	All	2008– 2010	2011– 2012	2008– 2010	2011– 2012
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Outcome Variables:					
Any Cigarette Use	0.175 (0.380)	0.193 (0.395)	0.185 (0.388)	0.170 (0.375)	0.166 (0.372)
Occasionally versus Daily	0.767 (0.423)	0.812 (0.391)	0.768 (0.422)	0.743 (0.437)	0.762 (0.426)
Any Cigar Use	0.016 (0.127)	0.019 (0.136)	0.015 (0.122)	0.017 (0.131)	0.014 (0.117)
Any Cigarillo Use	0.033 (0.178)	0.045 (0.208)	0.028 (0.165)	0.031 (0.173)	0.030 (0.170)
Any Pipe Use	0.004 (0.060)	0.004 (0.063)	0.003 (0.052)	0.004 (0.065)	0.003 (0.053)
Any Tobacco Chew	0.005 (0.068)	0.002 (0.045)	0.002 (0.040)	0.006 (0.079)	0.006 (0.076)
Socioeconomic Variables:					
Age	44.856 (18.160)	45.710 (18.163)	46.104 (18.198)	44.160 (18.057)	44.651 (18.235)
Women	0.506 (0.500)	0.508 (0.500)	0.506 (0.500)	0.506 (0.500)	0.505 (0.500)
S/W/D	0.110 (0.313)	0.124 (0.329)	0.125 (0.331)	0.102 (0.303)	0.106 (0.308)
Single	0.263 (0.441)	0.261 (0.439)	0.250 (0.433)	0.266 (0.442)	0.267 (0.443)
Marital status–unknown	0.008 (0.090)	0.011 (0.106)	0.006 (0.077)	0.008 (0.087)	0.007 (0.086)
Completed elementary	0.017 (0.129)	0.025 (0.157)	0.017 (0.130)	0.014 (0.117)	0.015 (0.121)
Some high school	0.138	0.152	0.157	0.133	0.126

	(0.345)	(0.359)	(0.364)	(0.339)	(0.332)
Completed high school	0.217	0.221	0.205	0.219	0.217
	(0.412)	(0.415)	(0.404)	(0.414)	(0.412)
Some college	0.049	0.056	0.055	0.045	0.047
	(0.216)	(0.231)	(0.227)	(0.207)	(0.211)
Completed college	0.203	0.195	0.207	0.212	0.194
	(0.402)	(0.396)	(0.405)	(0.409)	(0.396)
Some university	0.064	0.054	0.048	0.065	0.078
	(0.245)	(0.226)	(0.214)	(0.247)	(0.268)
Completed university	0.270	0.247	0.256	0.272	0.293
	(0.444)	(0.431)	(0.436)	(0.445)	(0.455)
Education–Other	0.011	0.009	0.019	0.014	0.005
	(0.106)	(0.096)	(0.137)	(0.118)	(0.071)
Education–unknown	0.019	0.015	0.020	0.019	0.020
	(0.136)	(0.123)	(0.142)	(0.137)	(0.142)
French only	0.247	0.720	0.705	0.016	0.015
	(0.431)	(0.449)	(0.456)	(0.127)	(0.120)
English and French	0.008	0.017	0.013	0.006	0.003
	(0.090)	(0.129)	(0.115)	(0.077)	(0.052)
Languages–unknown	0.108	0.054	0.068	0.127	0.140
	(0.311)	(0.225)	(0.252)	(0.333)	(0.347)
Rural	0.192	0.232	0.231	0.176	0.168
	(0.394)	(0.422)	(0.421)	(0.381)	(0.374)
Residential area–unknown	0.026	0.023	0.023	0.024	0.031
	(0.158)	(0.151)	(0.151)	(0.153)	(0.172)
Household size	2.913	2.712	2.720	2.993	3.038
	(1.261)	(1.217)	(1.204)	(1.271)	(1.275)
Real cigarette taxes (cents)	37.676	33.988	33.826	39.947	38.906
	(6.187)	(3.976)	(4.909)	(5.629)	(6.721)
N	81173	24096	16309	24816	15952

Note: There are four control provinces and four treated provinces. The standard deviations are reported in round brackets. All statistics are weighted by normalized sampling weights provided by Statistics Canada.

Table 2.3. The effect of SCA coverage on tobacco use outcomes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Any cigarette use	Occasion versus Daily	Any cigar use	Any cigarillo use	Any pipe use	Any tobacco chew
SCA Coverage	0.017**	-0.001	0.003	0.017*	0.000	-0.000
	(0.004)	(0.011)	(0.002)	(0.004)	(0.001)	(0.001)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Drug Policies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Smoke-Free Car Laws	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	81173	15073	80872	80876	80880	80882

Note: Columns (1)–(6) report estimates for any cigarette use, occasionally versus daily use, any cigar use, any cigarillo use, any pipe use, and any tobacco chew, respectively. Socioeconomic controls are age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, and other provincial-level variables. Province fixed effects are a vector of province-binary variables. Time fixed effects are vectors of month-and year-binary variables. Standard errors are clustered at the province levels. Inferences are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Table 2.4. Heterogeneity across subpopulation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Any cigarette use	Occasionall y versus Daily	Any cigar use	Any cigarillo use	Any pipe use	Any tobacco chew
Panel A: Men						
SCA Coverage	0.026**	0.019	0.004	0.022**	0.001	0.000
	(0.006)	(0.018)	(0.003)	(0.005)	(0.001)	(0.001)
N	37260	7728	37082	37092	37088	37092
Panel B: Women						
SCA Coverage	0.009	-0.026	0.003*	0.012*	-0.001	-0.001
	(0.004)	(0.011)	(0.001)	(0.004)	(0.000)	(0.000)
N	43913	7345	43790	43784	43792	43790
Panel C: < College						
SCA Coverage	0.008	0.015	0.008*	0.006	0.001	-0.003*
	(0.008)	(0.025)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
N	42117	8960	42082	42087	42104	42103
Panel D: ≥ College						
SCA Coverage	0.014***	-0.018	0.000	0.025*	-0.001	0.002
	(0.003)	(0.009)	(0.001)	(0.008)	(0.000)	(0.001)
N	37254	5623	37235	37221	37239	37249

Note: Columns (1)–(6) report estimates for any cigarette use, occasionally versus daily use, any cigar use, any cigarillo use, any pipe use, and any tobacco chew, respectively. Socioeconomic controls are age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, and other provincial-level variables. Province fixed effects are a vector of province-binary variables. Time fixed effects are vectors of month-and year-binary variables. Standard errors are clustered at the province levels. Inferences are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Table 2.5. The effect of SCA coverage on tobacco use outcomes by types of drugs covered

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Any cigarette use	Occasion versus Daily	Any cigar use	Any cigarillo use	Any pipe use	Any tobacco chew
SCA Coverage Adding Varenicline with Existing Bupropion Coverage	0.021*** (0.002)	-0.006 (0.011)	0.006** (0.002)	0.021** (0.004)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
SCA Coverage Adding Varenicline without Existing Bupropion Coverage	0.011 (0.006)	0.044 (0.030)	-0.015* (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.002* (0.001)	0.002 (0.003)
SCA Coverage Adding Both Drugs	-0.010 (0.004)	0.006 (0.015)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.003)	0.001* (0.000)	0.003** (0.001)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Drug Policies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Smoke-Free Car Laws	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	81173	15073	80872	80876	80880	80882

Note: Columns (1)–(6) report estimates for any cigarette use, occasion versus daily use, any cigar use, any cigarillo use, any pipe use, and any tobacco chew, respectively. SCA Coverage Adding Varenicline with Existing Bupropion Coverage is provinces covering varenicline with existing bupropion coverage (Alberta and Ontario); SCA Coverage Adding Varenicline without Existing Bupropion Coverage is province covering varenicline without existing coverage of any SCA (Manitoba); and SCA Coverage Adding Both Drugs is province covering both drugs at the same time (Saskatchewan). Socioeconomic controls are age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, and other provincial-level variables. Province fixed effects are a vector of province-binary variables. Time fixed effects are vectors of month-and year-binary variables. Standard errors are clustered at the province levels. Inferences are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Table 2.6. The effect of SCA coverage on cessation intention

	(1)	(2)
	Quit in Next	Quit in 30
	6 Months	Days
SCA Coverage	0.004	0.008
	(0.034)	(0.022)
Socioeconomic controls	Yes	Yes
Province Fixed Effects	Yes	Yes
Time Fixed Effects	Yes	Yes
Drug Policies	Yes	Yes
Smoke-Free Car Laws	Yes	Yes
N	14400	14400

Note: Columns (1) and (2) report estimates for Quit in Next Months and Quit in 30 Days, respectively. Socioeconomic controls are age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, and other provincial-level variables.

Province fixed effects are a vector of province-binary variables. Time fixed effects are vectors of month-and year-binary variables.

Standard errors are clustered at the province levels. Inferences are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. * p < 0.05,

** p < 0.01, *** p < 0.001

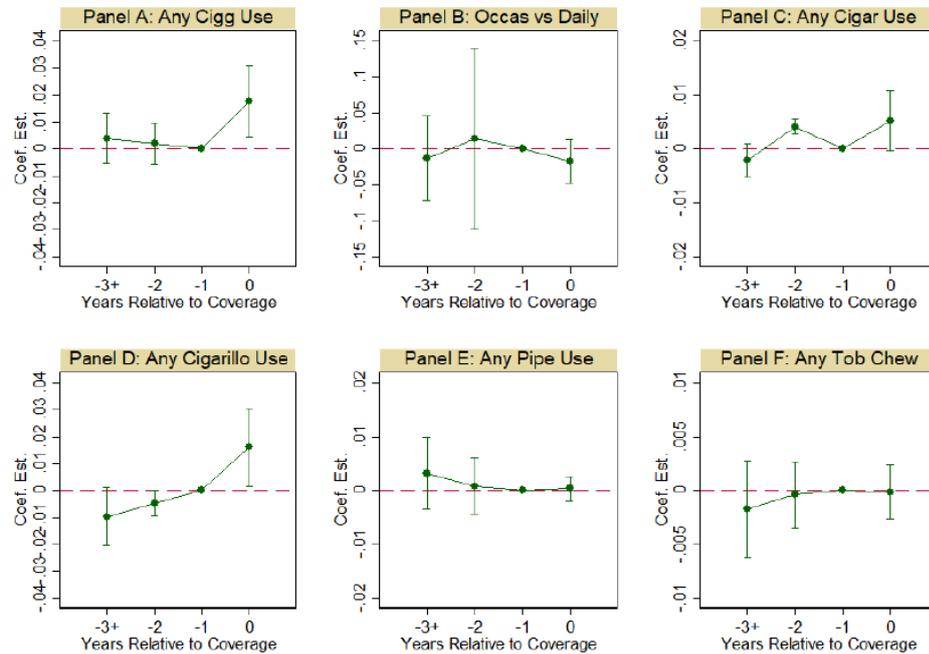


Figure 2.1. Event study coefficient plot.

Note: Each panel reports the estimates of SCA coverage from equation (2) and reports the estimate for a different dependent variable.

The omitted category is one year prior to SCA coverage. Control variables include age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, other provincial-level variables, and all the fixed effects. Standard errors are clustered at the province levels. Confidence intervals are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. The dots represent point estimates, and the caps represent 95% confidence intervals.

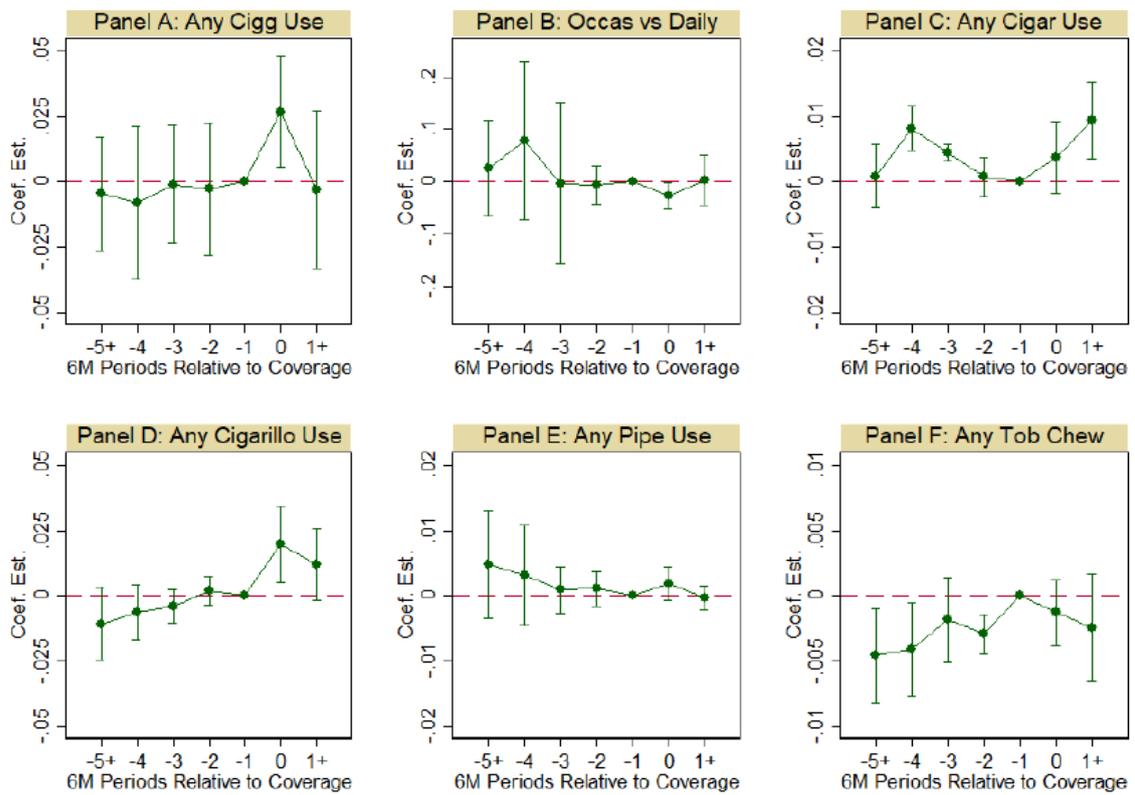


Figure 2.2. Event study coefficient plot using six-month periods.

Note: Each panel reports the estimates of SCA coverage similar to equation (2) but with six-month periods, instead of one year periods. Each panel reports the estimate for a different dependent variable. The omitted category is six months prior to SCA coverage. Control variables include age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, other provincial-level variables, and all the fixed effects. Standard errors are clustered at the province levels. Confidence intervals are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. The dots represent point estimates, and the caps represent 95% confidence intervals.

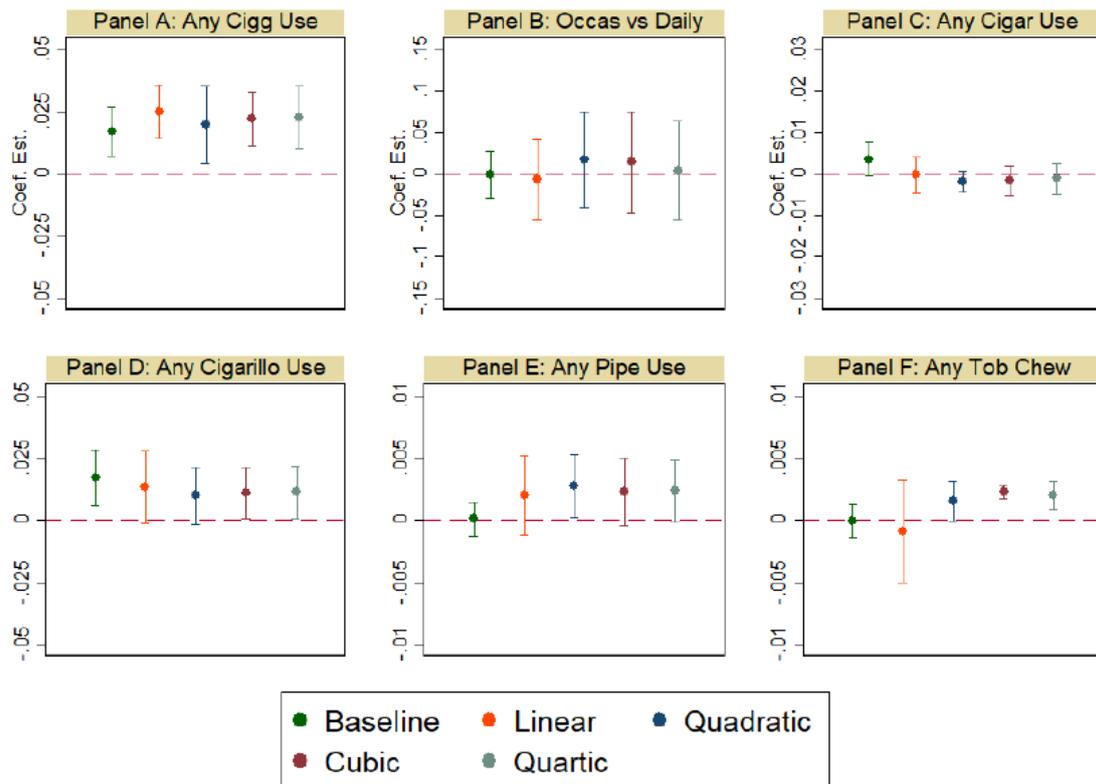


Figure 2.3. The coefficient plot for the inclusion of province-specific linear and nonlinear trends.

Note: Each panel reports the SCA coverage estimate from equation (3) for a different dependent variable. Each color represents a different specification: base is a specification without any province-specific trends; linear is a specification includes province-specific linear trends; quadratic is a specification includes province-specific quadratic trends; cubic is a specification includes province-specific cubic trends; and quartic is a specification includes province-specific quartic trends. Control variables include age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, other provincial-level variables, and all the fixed effects. Standard errors are clustered at the province levels. Confidence intervals are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. The dots represent point estimates, and the caps represent 95% confidence intervals.

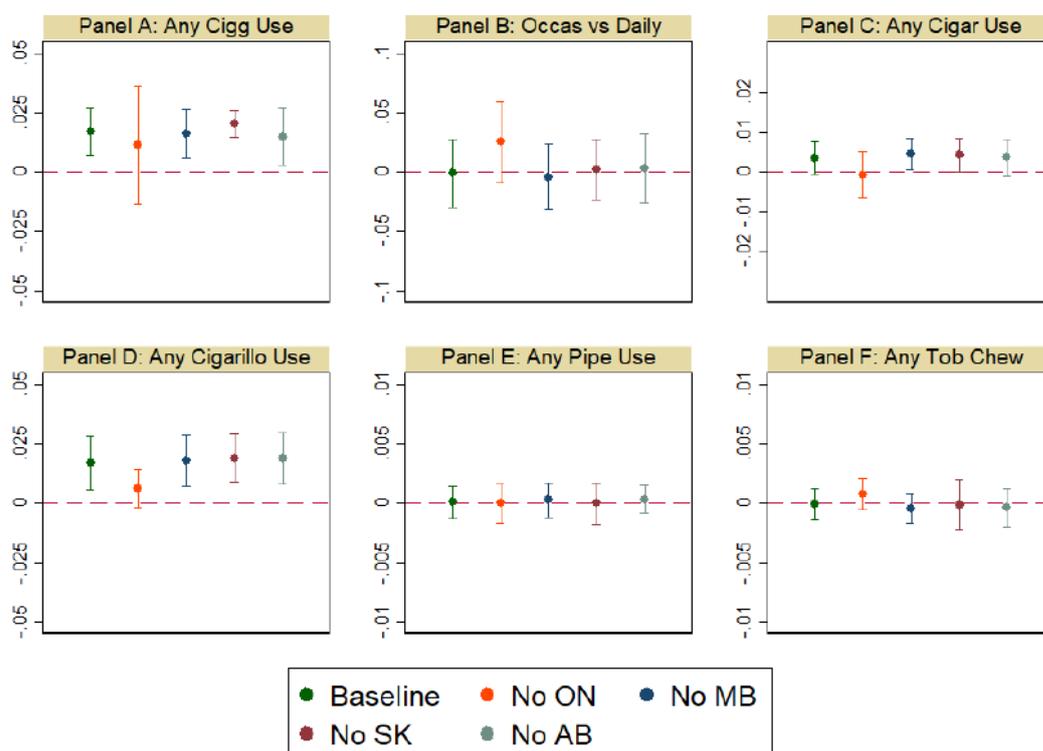


Figure 2.4. The coefficient plot for the “Leave-Out” analysis.

Note: Each panel reports the SCA coverage estimate for a different dependent variable. Each color represents a different specification: baseline is a specification includes all treated provinces; no ON is a specification excludes Ontario; no MB is a specification excludes Manitoba; no SK is a specification excludes Saskatchewan; and no AB is a specification excludes Alberta. Control variables include age, age squared, gender, marital status, educational attainment, household size, languages, other provincial-level variables, and all the fixed effects. Standard errors are clustered at the province levels. Confidence intervals are adjusted using t-distribution with 5 degrees of freedom. The dots represent point estimates, and the caps represent 95% confidence intervals.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

大学教育の健康リスク行動に対する影響
— 丙午に係る迷信を操作変数とした実証分析 —

研究協力者 沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者 富蓉	早稲田大学 商学学院
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学院

研究要旨

We investigated the causal effect of college education on smoking, drinking, sleeping, and cancer screening behavior in Japan. To estimate said effect, we leveraged a unique instrument in which a mismatch between Japanese superstition and school year in 1967 leading to an increase in college education attainment. We found that an additional year of college education led to reductions in smoking and drinking and improvements in sleeping and the use of cancer screening. We also explored heterogeneity across genders and found that women drive the causal relationship between college education and health behavior in Japan. Finally, we found that the causal relationship between college education and health behavior is mediated by better labor market outcomes, not social networks.

A. 研究目的

In 2015, across 25 Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) countries, a college-educated person aged 30 years could be expected to live for another 53.4 years, whereas a non-college-educated person of the same age could only be expected to live for another 47.8 years, translating to a 5.6-year difference (OECD, 2017). This difference in life expectancy is consistent with research from past decades, in which higher education has been found to be

causally associated with lower mortality (Lleras-Muney, 2005; Clark & Royer, 2013; Fischer et al., 2013; Buckles et al., 2016). Moreover, for instance, based on a rough calculation by Cutler & Lleras-Muney (2006) based on Cutler (2004), the health returns to education increase the total returns to education by 15-55 percent. Cutler and Lleras-Muney (2010) attributed these differences in health to the differences in health behavior between less educated and educated people. However, a substantive debate is ongoing

regarding the extent to which higher education can causally affect health behavior. Specifically, the literature offers little consensus on this relationship. For instance, some studies have found that higher education reduces risky behaviors such as smoking (Kenkel et al., 2006; de Walque, 2007; Grimard & Parent, 2007; Kemptner et al., 2011; Jürges et al., 2011), whereas others have found that higher education does not affect health behavior (Reinhold & Jürges, 2010; Li & Powdthavee, 2015; Silles, 2015; Dursun et al., 2018).

To further our understanding, we investigated the causal effect of education on health behavior in Japan. However, education is associated with unobserved cofounders that can correlate with health behavior, and thus, causality is difficult to establish. To address the endogeneity of education, we pursued an instrumental variable (IV) approach similar to that of previous studies. Relevant studies have leveraged natural experiments, such as compulsory schooling laws, expansionary schooling policy, and Vietnam War draft avoidance, as instruments for education. Compulsory schooling laws exploit the geographic- and time-variation of the minimum age at which individuals must stay in school, which increases an individual's exposure to educational systems; thus, an individual who has experienced a change in compulsory schooling laws would have a higher educational attainment than one who has not (Amin et al., 2013; Dursun et al., 2018; Kemptner et al., 2011; Kenkel et al., 2006; Li & Powdthavee, 2015; Silles, 2015; Xie & Mo,

2014). Another related instrument is expansionary schooling policy (Jürges et al., 2011; Park & Kang, 2008), which mandates an increase in the number of schools operating across geographic locations and time. An increase in the number of schools would allow more individuals to attain higher education; thus, it would effectively increase access to higher education through reduced competition. Regarding draft avoidance, relevant studies have employed Vietnam War draft avoidance as an instrument for college education (Buckles et al., 2013; de Walque, 2007; Grimard & Parent, 2007). Specifically, individuals were able to defer entry into the army to fight in the Vietnam War if they entered college or institutions of higher education (Card & Lemieux, 2001). Therefore, men under the age of 24 years had a strong incentive to attend colleges to avoid the draft, which led to an increase in college educational attainment among American men born in the 1940s and 1950s.

We departed from existing literature by examining a unique natural experiment in Japan that has not been studied before, namely Japanese people's superstitious belief in the zodiac signs. They believe that children born under a specific combination of zodiac signs will have undesirable personality traits that are difficult to deal with. Notably, a specific combination of zodiac signs known as "Firehorse" (FH) occurs every 60 years. Japanese people believe that women born under the FH sign will have a domineering personality that can affect their relationships throughout their lives. This induces parents to

avoid having children in the year of the FH, which resulted in a notably lower birthrate in 1966, the most recent FH year. This lower birthrate significantly reduced competition for college enrollment and improved the learning environment during early education due to smaller classroom sizes, leading to a higher enrollment rate for college institutions among individuals born in 1966, *ceteris paribus*. However, such a superstition may correlate with unobserved health-related confounders, which in turn may correlate with health behavior. To avoid this selection issue, we took advantage of a mismatch between the Japanese school year – which starts in April each year and ends the following March – and the calendar year. Specifically, we focused on a cohort of individuals born from January to March 1967, who enrolled in college together with those born in 1966 but were not affected by the FH superstition of 1966. Doing so minimized the effect of unobserved confounders associated with the superstition on education and health behavior.

Exploring the relationship between college education and health behavior, we focused on behaviors that are proven to have significant impacts on the health of the population. Specifically, we examined the effect of college education on smoking, drinking, sleeping, and cancer screening behavior. Smoking kills more than 7 million people annually worldwide (World Health Organization (WHO), 2017). Furthermore, poor sleep significantly increases traffic-related mortality (Gottlieb et al., 2018), depression (Tsuno et al., 2005), and

cardiovascular diseases (Kronholm et al., 2011; Tobaldini et al., 2017). Moreover, cancer is the second-leading cause of death worldwide (WHO, 2021). The early detection of cancer through screening is beneficial because it significantly improves the survival of cancer patients (Hugosson et al., 2010; Kalager et al., 2010; Olsen et al., 2005).

As a preview, we found that 1 additional year of college education reduces the probabilities of having ever smoked and of being a current smoker by 14.7 and 9.1 percentage points, respectively. Regarding alcohol use, we found that 1 additional year of college education reduces the probabilities of having ever been a drinker and of being a current drinker by 19.1 and 20.8 percentage points, respectively. Moreover, we found that more years of college education have no effect on the probability of having good and adequate sleep. Regarding cancer screening behavior, college education was found to have no effects on the probabilities of getting stomach, lung, and ovarian cancer screenings; however, it was found to increase the probability of getting a breast cancer screening by 35.8 percentage points and a colon cancer screening by 23.3 percentage points. We also found that the causal relationship is mainly driven by women. Finally, we show that more college education predominately improves economic resources, not social networks. In particular, we found that college education increases the probability of being employed, being a fulltime worker, and being a civil servant by 8.7, 16.9, and 12.0 percentage points, suggesting better and stable employment are important mediators for the

causal relationship between college education and health behavior.

Our contribution to the literature is threefold. First, this study would add a new evidence the causal effect of higher level of schooling like college education on health behaviors. Although number of literatures have already shown significant causal impacts of lower levels of schooling on health behavior and/or health outcome, the returns to college education still remains unknown and it would be important for us to understand the heterogeneity of the returns of to various levels and/or qualities of education (Cutler & Lleras-Muney, 2006). Second, we depart from the existing literature by using a mismatch between the school year and a superstition as an instrument for our IV approach, whereas previous studies have used compulsory schooling laws or Vietnam War drafting as an instrument for their IV approach. Existing strategies rely on penalties associated with laws and war to increase educational attainment, whereas our strategy relies on a decline in competition to increase education attainment. This is the first study to leverage this strategy. Third, this is the first study to examine the effect of education on sleeping and cancer screening behavior. We are not aware of any study having examined these behaviors previously.

B. 研究方法

We employed an instrumental variable approach to instrument college education. College education is endogenous in that college education is likely to be correlated with

unobserved confounders in the error term, such as parental education. This, in turn, would be correlated with health and behavior of the individual. To alleviate the endogeneity issue, We used the mismatch between the Firehorse superstition that ends at January of 1967 and the beginning of Japanese school year that begins at April of 1967 to instrument college education. The mismatch works as an instrument in that due to a mismatch between the beginning of school year and ending of the Firehorse in 1967. Those born between January and March of 1967 experienced a decline in college competition leading to an increased level of college enrollment. Given this fact, the mismatch can serve as a strong instrument for college education to investigate the causal effect of college education on health behavior in Japan. The data being analyzed is 2016 Comprehensive Living Condition Survey.

C. 研究結果

Overall, we found that the ordinary least squares (OLS) estimates underestimate the effect of college education sustainably. Accounting for endogeneity using two stage least squares (2SLS), we found that longer year of college education significantly reduces smoking, alcohol use, and cancer screening use. Unfortunately, no effect was observed for sleeping behavior. we further stratified the estimates by gender, and we showed that the effect is primary driven by women. Finally, we examined the potential mechanisms behind the relationship: economic resources and social networks. we showed that the mechanism that

is mediating the relationship is though better access to economic resources, such as employment, civil servant job, and full time. That is, college education significantly increased the employment stability of those highly educated compared to those who are less educated.

D. 考察

In this, we employed an instrumental variable approach to examine the causal effect of college education on health behavior in Japan. Using the mismatch between the Firehorse superstition and school year in Japan, we found that college education significant improves the health behavior of the population. Moreover, we found that college education improves access to economic resources, like labor market outcomes, of college-educated but not social networks. This suggests that college-education has benefits beyond the immediate economic benefits. Policymakers wishing to reduce the funding toward education needs to consider the costs and benefits of beyond just economic benefits.

E. 結論

Recently, the public have begun to question the value of college education. Our findings provide an answer to this question by showing that college education has beneficial effects beyond the immediate economic returns to college, such as higher wages and greater job security. And, college education can significantly benefit an individual's health through a reduction in health-disinvestment

behaviors and an improvement in health-investment behaviors.

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) "Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition". SSRN #58. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026

2. 学会発表

June/2021: Western Economic Association 96th Annual Conference. "Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition". Online.

May/2021: Japanese Economic Association (Spring). "Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition". Online.

August/2020: Econometric Society World Conference. "Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition". Online.

March/2020: GRIPS-UTOKYO Workshop of Economics of Education. "Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition". Online.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し.

2. 実用新案登録
特に無し.

3. その他
特に無し.

参考文献

Amin, V., Behrman, J. R., & Spector, T. D. (2013). Does more schooling improve health outcomes and health related behaviors? Evidence from U.K. twins. *Economics of Education Review*, 35, 134–148.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.04.004>

Buckles, K., Hagemann, A., Malamud, O., Morrill, M. S., & Wozniak, A. K. (2013). The Effect of College Education on Health (Working Paper No. 19222; Working Paper Series). National Bureau of Economic Research.
<https://doi.org/10.3386/w19222>

Buckles, K., Hagemann, A., Malamud, O., Morrill, M., & Wozniak, A. (2016). The effect of college education on mortality. *Journal of Health Economics*, 50, 99–114.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2016.08.002>

Card, D., & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis*. *The Quarterly Journal*

of Economics, 116(2), 705–746.

<https://doi.org/10.1162/00335530151144140>

Clark, D., & Royer, H. (2013). The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain. *The American Economic Review*, 103(6), 2087–2120.

Cutler, D.M., & Lleras-Muney, A. (2006) Education and health: evaluating theories and evidence. NBER Working Paper 12352 National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
<http://www.nber.org/papers/w12352>

Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, 29(1), 1–28.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.10.003>

de Walque, D. (2007). Does education affect smoking behaviors?: Evidence using the Vietnam draft as an instrument for college education. *Journal of Health Economics*, 26(5), 877–895.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2006.12.005>

Dursun, B., Cesur, R., & Mocan, N. (2018). The Impact of Education on Health Outcomes and Behaviors in a Middle-Income, Low-Education Country. *Economics & Human Biology*, 31, 94–114.
<https://doi.org/10.1016/j.ehb.2018.07.004>

Fischer, M., Karlsson, M., & Nilsson, T. (2013). Effects of Compulsory Schooling on Mortality: Evidence from Sweden. *International Journal of Environmental*

- Research and Public Health, 10(8), 3596–3618.
<https://doi.org/10.3390/ijerph10083596>
- Gottlieb, D. J., Ellenbogen, J. M., Bianchi, M. T., & Czeisler, C. A. (2018). Sleep deficiency and motor vehicle crash risk in the general population: A prospective cohort study. *BMC Medicine*, 16(1), 44.
<https://doi.org/10.1186/s12916-018-1025-7>
- Grimard, F., & Parent, D. (2007). Education and smoking: Were Vietnam war draft avoiders also more likely to avoid smoking? *Journal of Health Economics*, 26(5), 896–926.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.03.004>
- Hugosson, J., Carlsson, S., Aus, G., Bergdahl, S., Khatami, A., Lodding, P., Pihl, C.-G., Stranne, J., Holmberg, E., & Lilja, H. (2010). Mortality results from the Göteborg Randomised Prostate Cancer Screening Trial. *The Lancet Oncology*, 11(8), 725–732.
[https://doi.org/10.1016/S1470-2045\(10\)70146-7](https://doi.org/10.1016/S1470-2045(10)70146-7)
- Jürges, H., Reinhold, S., & Salm, M. (2011). Does schooling affect health behavior? Evidence from the educational expansion in Western Germany. *Economics of Education Review*, 30(5), 862–872.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.04.002>
- Kalager, M., Zelen, M., Langmark, F., & Adami, H.-O. (2010). Effect of Screening Mammography on Breast-Cancer Mortality in Norway. *New England Journal of Medicine*, 363(13), 1203–1210.
<https://doi.org/10.1056/NEJMoa1000727>
- Kempton, D., Jürges, H., & Reinhold, S. (2011). Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 30(2), 340–354.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.004>
- Kenkel, D., Lillard, D., & Mathios, A. (2006). The Roles of High School Completion and GED Receipt in Smoking and Obesity. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 635–660.
<https://doi.org/10.1086/504277>
- Kronholm, E., Laatikainen, T., Peltonen, M., Sippola, R., & Partonen, T. (2011). Self-reported sleep duration, all-cause mortality, cardiovascular mortality and morbidity in Finland. *Sleep Medicine*, 12(3), 215–221.
<https://doi.org/10.1016/j.sleep.2010.07.021>
- Li, J., & Powdthavee, N. (2015). Does more education lead to better health habits? Evidence from the school reforms in Australia. *Social Science & Medicine*, 127, 83–91.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.07.021>
- Lleras-Muney, A. (2005). The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 189–221.
- Olsen, A. H., Njor, S. H., Vejborg, I., Schwartz, W., Dalgaard, P., Jensen, M.-B., Tange, U. B., Blichert-Toft, M., Rank, F.,

- Mouridsen, H., & Lynge, E. (2005). Breast cancer mortality in Copenhagen after introduction of mammography screening: Cohort study. *BMJ*, 330(7485), 220.
<https://doi.org/10.1136/bmj.38313.639236.82>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2017). *Health at a Glance 2017: OECD Indicators*. OECD.
https://doi.org/10.1787/health_glance-2017-en
- Park, C., & Kang, C. (2008). Does education induce healthy lifestyle? *Journal of Health Economics*, 27(6), 1516–1531.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.005>
- Reinhold, S., & Jürges, H. (2010). Secondary school fees and the causal effect of schooling on health behavior. *Health Economics*, 19(8), 994–1001.
<https://doi.org/10.1002/hec.1530>
- Silles, M. (2015). The causal effect of schooling on smoking behavior. *Economics of Education Review*, 48, 102–116.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.06.004>
- Tobaldini, E., Costantino, G., Solbiati, M., Cogliati, C., Kara, T., Nobili, L., & Montano, N. (2017). Sleep, sleep deprivation, autonomic nervous system and cardiovascular diseases. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 74, 321–329.
<https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.07.004>
- Tsuno, N., Besset, A., & Ritchie, K. (2005). Sleep and Depression. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 66(10), 0–0.
- World Health Organization (Ed.). (2017). *WHO report on the global tobacco epidemic, 2017: Monitoring tobacco use and prevention policies*. World health organization.
- World Health Organization. (2021). *Cancer*.
<https://www.who.int/westernpacific/health-topics/cancer>
- Xie, S., & Mo, T. (2014). The impact of education on health in China. *China Economic Review*, 29, 1–18.
<https://doi.org/10.1016/j.chieco.2013.12.003>

Table 1. Summary Statistics

	All years		1947–1965 and 1968–1980			1967		
	All	Control	Mismatched	Difference: (3)-(2)	Control	Mismatched	Difference: (6)-(5)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Years of College	1.419 (1.898)	1.454 (1.913)	1.318 (1.850)	-0.136*** (-21.728)	1.530 (1.907)	1.507 (1.932)	-0.023 (-0.662)	
Ever Smokers	0.305 (0.460)	0.305 (0.461)	0.300 (0.458)	-0.005** (-3.142)	0.330 (0.470)	0.316 (0.465)	-0.014 (-1.681)	
Current Smokers	0.246 (0.431)	0.247 (0.431)	0.242 (0.428)	-0.005*** (-3.790)	0.267 (0.442)	0.257 (0.437)	-0.010 (-1.223)	
Ever Drinkers	0.687 (0.464)	0.688 (0.463)	0.682 (0.466)	0.713 (0.452)	0.692 (0.462)	0.678 (0.467)	-0.021* (-2.562)	
Current Drinkers	0.671 (0.470)	0.672 (0.469)	0.665 (0.472)	0.701 (0.458)	0.678 (0.467)	0.687 (0.464)	-0.023** (-2.734)	
Good Sleep	0.742 (0.438)	0.741 (0.438)	0.752 (0.432)	0.010*** (6.991)	0.674 (0.469)	0.676 (0.468)	0.002 (0.231)	
Adequate Sleep	0.026 (0.159)	0.026 (0.159)	0.025 (0.156)	-0.001 (-1.560)	0.034 (0.181)	0.032 (0.176)	-0.002 (-0.456)	
Stomach Cancer Screening	0.418 (0.493)	0.415 (0.493)	0.423 (0.494)	0.009*** (5.233)	0.443 (0.497)	0.446 (0.497)	0.004 (0.406)	
Lung Cancer Screening	0.472	0.468	0.479	0.011***	0.501	0.512	0.011	

	(0.499)	(0.499)	(0.500)	(6.299)	(0.500)	(0.500)	(1.215)
Ovarian Cancer Screening	0.384	0.384	0.378	-0.006**	0.444	0.443	-0.001
	(0.486)	(0.486)	(0.485)	(-2.685)	(0.497)	(0.497)	(-0.096)
Breast Cancer Screening	0.366	0.364	0.365	0.001	0.419	0.447	0.028*
	(0.482)	(0.481)	(0.481)	(0.406)	(0.493)	(0.497)	(2.208)
Colon Cancer Screening	0.401	0.396	0.409	0.013***	0.420	0.447	0.027**
	(0.490)	(0.489)	(0.492)	(7.483)	(0.494)	(0.497)	(2.949)
Women	0.511	0.510	0.515	0.005**	0.517	0.521	0.003
	(0.500)	(0.500)	(0.500)	(3.006)	(0.500)	(0.500)	(0.387)
HH Structure – Couple	0.190	0.189	0.206	0.017***	0.090	0.105	0.015**
	(0.393)	(0.391)	(0.404)	(13.012)	(0.287)	(0.307)	(2.833)
HH Structure – Couple with Children	0.419	0.423	0.398	-0.025***	0.519	0.497	-0.022*
	(0.493)	(0.494)	(0.490)	(-15.318)	(0.500)	(0.500)	(-2.427)
HH Structure – Single with Children	0.065	0.064	0.063	-0.001	0.087	0.079	-0.009
	(0.246)	(0.246)	(0.243)	(-1.527)	(0.282)	(0.269)	(-1.718)
HH Structure – 3	0.145	0.143	0.147	0.003**	0.154	0.166	0.012

Generations	(0.352)	(0.350)	(0.354)	(2.851)	(0.361)	(0.372)	(1.887)
HH Structure – Other	0.096 (0.295)	0.095 (0.293)	0.101 (0.302)	0.006*** (6.599)	0.075 (0.263)	0.077 (0.266)	0.002 (0.414)
Single	0.145 (0.353)	0.149 (0.356)	0.135 (0.341)	-0.014*** (-12.204)	0.171 (0.376)	0.162 (0.369)	-0.008 (-1.256)
Widowed	0.029 (0.168)	0.029 (0.167)	0.032 (0.177)	0.004*** (6.762)	0.008 (0.091)	0.009 (0.096)	0.001 (0.556)
Divorced	0.067 (0.250)	0.067 (0.250)	0.067 (0.251)	0.001 (0.846)	0.077 (0.267)	0.077 (0.267)	0.000 (0.003)
Children Do Not Live Together	0.178 (0.382)	0.175 (0.380)	0.196 (0.397)	0.020*** (16.112)	0.070 (0.255)	0.086 (0.281)	0.016*** (3.402)
Children Live Together	0.559 (0.497)	0.558 (0.497)	0.547 (0.498)	-0.011*** (-6.649)	0.664 (0.472)	0.653 (0.476)	-0.012 (-1.364)
Children in Home – Unknown	0.016 (0.126)	0.016 (0.125)	0.017 (0.129)	0.001* (2.402)	0.014 (0.119)	0.013 (0.111)	-0.002 (-0.896)
Shared House	0.216 (0.412)	0.220 (0.414)	0.204 (0.403)	-0.016*** (-11.514)	0.249 (0.432)	0.237 (0.425)	-0.012 (-1.510)
Observations	474872	332531	127490	460021	10540	4311	14851

Column (1) reports the means and standard deviations of the whole sample. Columns (2) and (3) report the means and standard deviations of the

non-1967 years, which were between 1947 and 1980, excluding 1966. Columns (5) and (6) report the means and standard deviations of the sample in 1967. Columns (4) and (7) report the differences between columns (2) and (3) and between columns (5) and (6), respectively. Except for columns (4) and (7), the standard deviations are reported in brackets. For columns (4) and (7), the t-statistics are reported in brackets. Control refers to individuals born between January and March, and mismatched refers to individuals born between April and December.

Table 2. *First-stage 2SLS Estimates for Effect of Years of College Education on Health Behavior*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Years of College	Years of College	Years of College	Years of College	Years of College						
Mismatch \times 1967	0.094*** (0.023)	0.094*** (0.023)	0.091*** (0.023)	0.091*** (0.023)	0.084*** (0.023)	0.085*** (0.027)	0.088*** (0.024)	0.092*** (0.024)	0.083*** (0.022)	0.085*** (0.022)	0.093*** (0.026)
Corresponding dependent variable in the 2SLS <i>second-stage</i> :	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: The table reports the first-stage 2SLS estimates. Each column reports a different first-stage estimate for a different dependent variable in the second-stage. The main dependent variable is years of college. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduate with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 3. *Effect of Years of College Education on Health Behavior for OLS and 2SLS*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: OLS</i>											
Years of College	-0.032*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.029*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.027*** (0.001)	0.028*** (0.002)	0.025*** (0.001)
<i>Panel B: 2SLS second-stage</i>											
Years of College	-0.147** (0.074)	-0.091 (0.065)	-0.191** (0.083)	-0.208** (0.084)	-0.030 (0.071)	-0.016 (0.026)	0.001 (0.076)	0.064 (0.071)	0.009 (0.141)	0.358** (0.156)	0.233** (0.092)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F-statistics	135.501	135.501	128.592	128.592	115.288	120.235	103.337	115.598	140.257	138.035	106.282
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the OLS estimates, and panel B reports the second-stage 2SLS estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduate with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 4. Additional Tests for Instrumental Validity

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: Without January cohort</i>											
Years of College	-0.100*	-0.054	-0.185**	-0.210**	-0.054	-0.012	0.004	0.095	0.095	0.388**	0.238***
	(0.055)	(0.055)	(0.094)	(0.094)	(0.058)	(0.032)	(0.081)	(0.068)	(0.163)	(0.175)	(0.088)
Observations	414451	414451	415158	415158	413088	312185	400439	399064	204090	204094	398071
<i>Panel B: Overidentified with multiple instruments</i>											
Years of College	-0.147***	-0.091***	-0.187***	-0.204***	-0.052***	-0.020***	0.006	0.064***	-0.007	0.364***	0.230***
	(0.020)	(0.016)	(0.022)	(0.023)	(0.019)	(0.007)	(0.026)	(0.023)	(0.045)	(0.062)	(0.037)
Hansen-J P-values	0.922	0.368	0.315	0.319	0.301	0.306	0.312	0.361	0.308	0.302	0.257
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the second-stage 2SLS estimates without the January cohort, and panel B reports the second-stage 2SLS estimates with two instruments. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 5. *Effect of Years of College Education on Economic Resources and Social networks*

	Economic Resources					Social networks		
	(1) Employed	(2) Large Corporations	(3) Fulltime	(4) Civil Servant	(5) White Collar	(6) Talk to Relatives	(7) Talk to Friends	(8) Talk to Superior
Years of College	0.087* (0.051)	0.150 (0.225)	0.169* (0.092)	0.120* (0.069)	0.043 (0.063)	-0.179 (0.140)	0.028 (0.153)	0.102 (0.202)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F-statistics	112.635	33.481	77.342	68.707	138.655	80.584	80.584	80.584
Observations	473846	257095	254559	281307	332004	237995	237995	237995

Note: All columns report the second-stage 2SLS estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 6. Additional Robustness Check

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: Alternative definition of schooling (years of schooling)</i>											
Years of Schooling	-0.047* (0.025)	-0.029 (0.021)	-0.060** (0.024)	-0.066*** (0.025)	-0.016 (0.018)	-0.005 (0.009)	0.000 (0.023)	0.020 (0.023)	0.003 (0.047)	0.121*** (0.045)	0.074*** (0.025)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel B: Binary variable of education (=1 if graduated from short-term and technical college or above)</i>											
College or Above	-0.720*** (0.246)	-0.443** (0.205)	-0.944 (0.633)	-1.026 (0.672)	-0.260 (0.333)	-0.082 (0.125)	0.006 (0.365)	0.309 (0.438)	0.039 (0.583)	1.520* (0.786)	1.116** (0.566)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel C: Binary variable of education II (=1 if graduated with bachelor or above)</i>											
Bachelor's or Above	-0.763 (0.532)	-0.470 (0.430)	-0.979** (0.430)	-1.065** (0.429)	-0.279 (0.292)	-0.096 (0.166)	0.006 (0.401)	0.330 (0.315)	0.064 (0.953)	2.454 (2.134)	1.253** (0.586)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel D: Alternative imputation of graduate school (imputing graduate school to be 6 years)</i>											
Years of College	-0.168** (0.079)	-0.103 (0.070)	-0.218** (0.101)	-0.237** (0.104)	-0.061 (0.067)	-0.019 (0.031)	0.001 (0.087)	0.073 (0.083)	0.011 (0.163)	0.418** (0.185)	0.266*** (0.099)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel E: Adjusted for multiple inference</i>											

Years of College	-0.147*	-0.091	-0.191*	-0.208*	-0.054	-0.016	0.001	0.064	0.009	0.358*	0.233*
	[0.068]	[0.195]	[0.065]	[0.065]	[0.380]	[0.437]	[0.814]	[0.380]	[0.814]	[0.065]	[0.065]
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the estimates using years of college education, panel B the estimates using college or above, panel C the estimates using bachelor or above, panel D the estimates using an alternative imputation for graduate school education level, and panel E the estimates adjusted for multiple inference using the algorithm provided by Anderson (2008). The squared brackets report the adjusted p-values. All panels report the second-stage estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of schooling is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than junior high school; 3 if high school; 5 if vocational school or short-term college; 7 if bachelor's degree; and 12 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

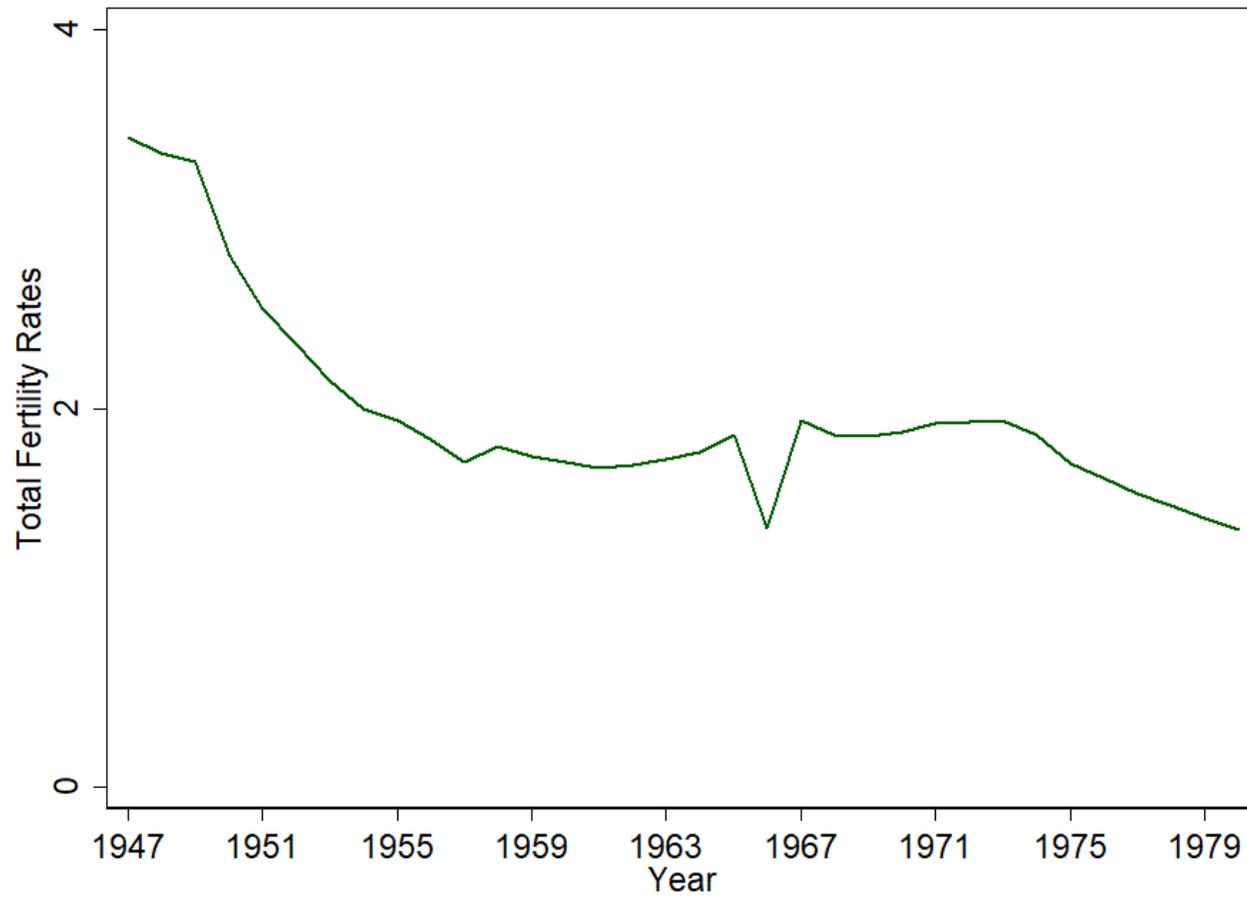


Figure 1. Total fertility rates from 1947 to 1980.
Source: Vital Statistics.

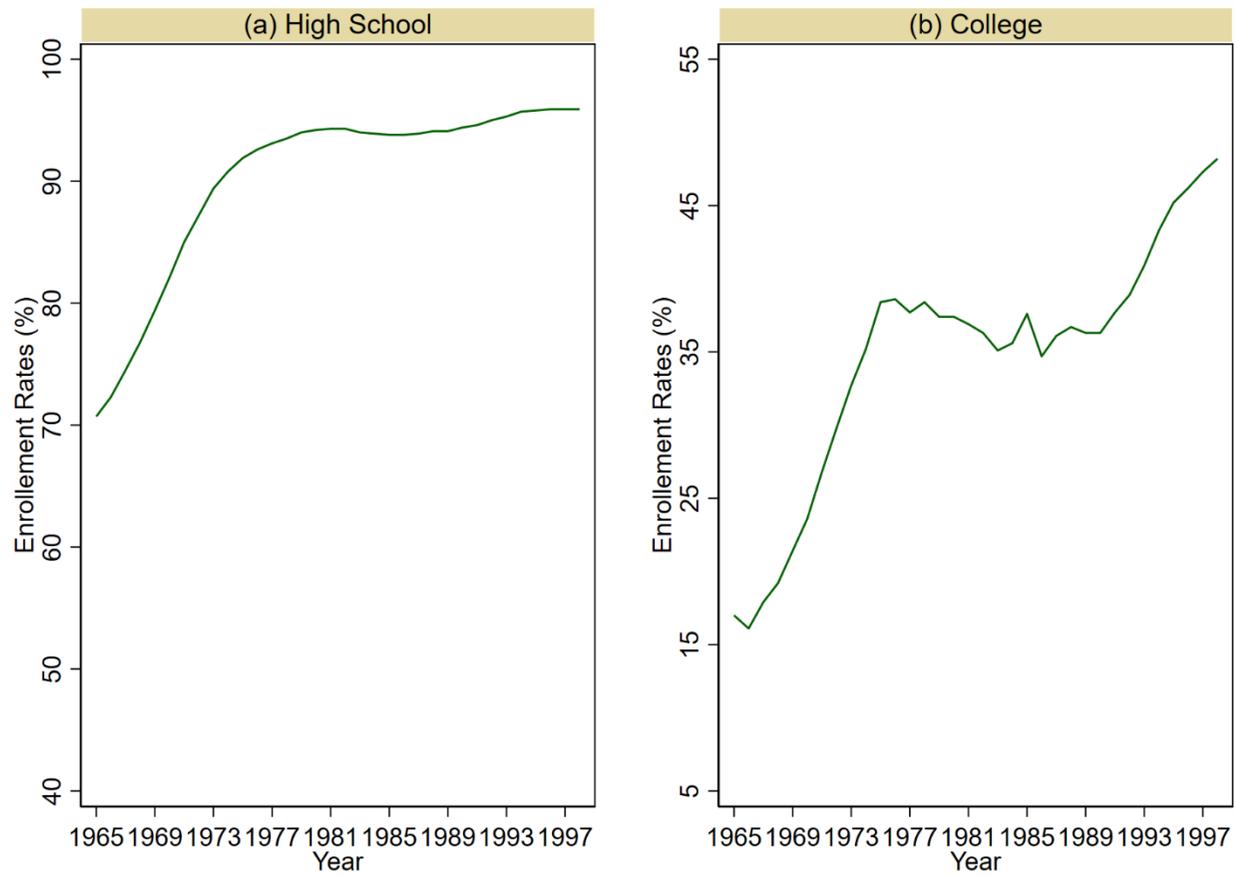


Figure 2. High school and college enrollment rates from 1965 to 1998.
 Source: 1954–2008 Education Basic Survey.

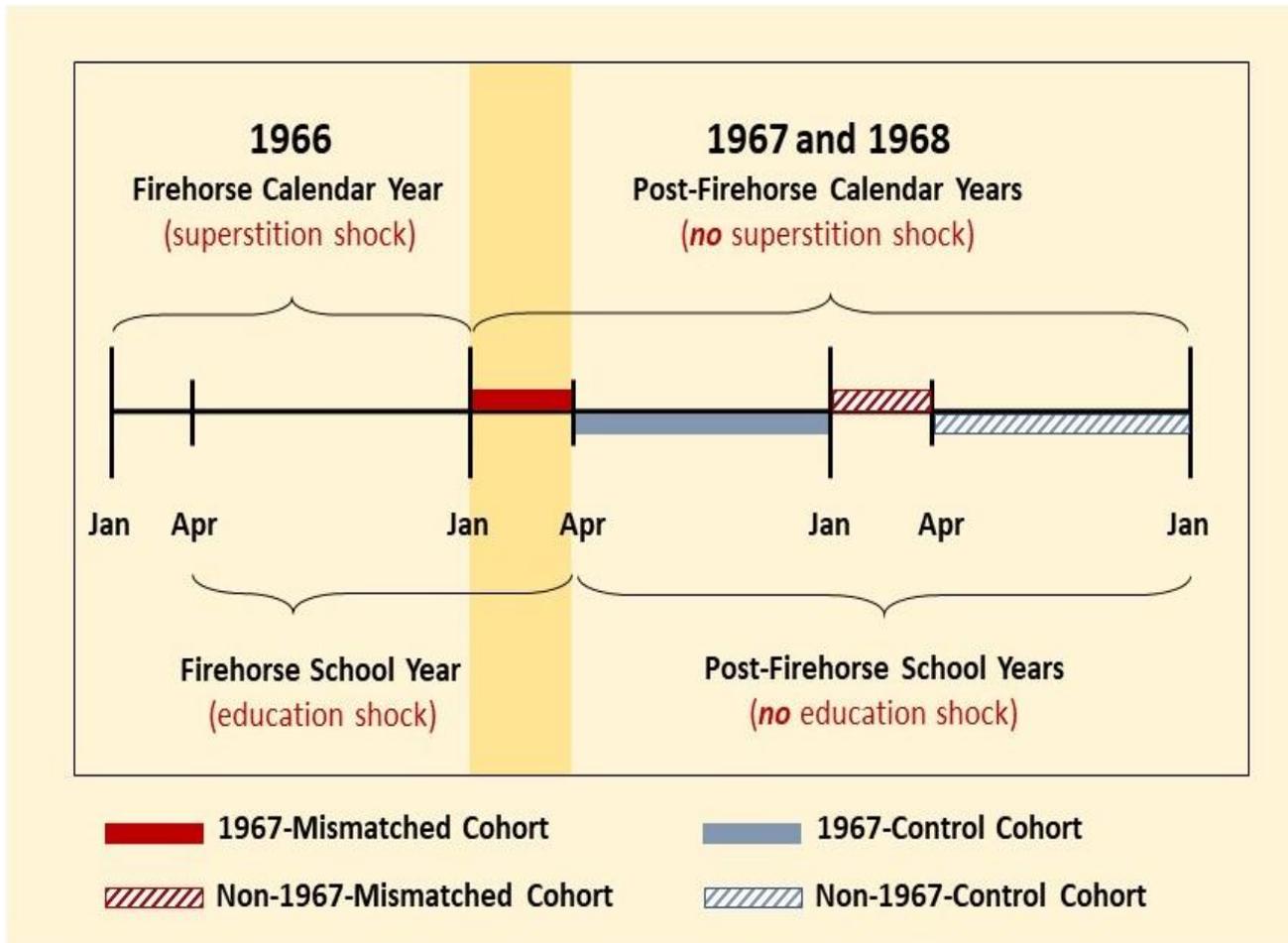


Figure 3. Mismatch between the calendar year and school year in Japan.
Source: Authors.

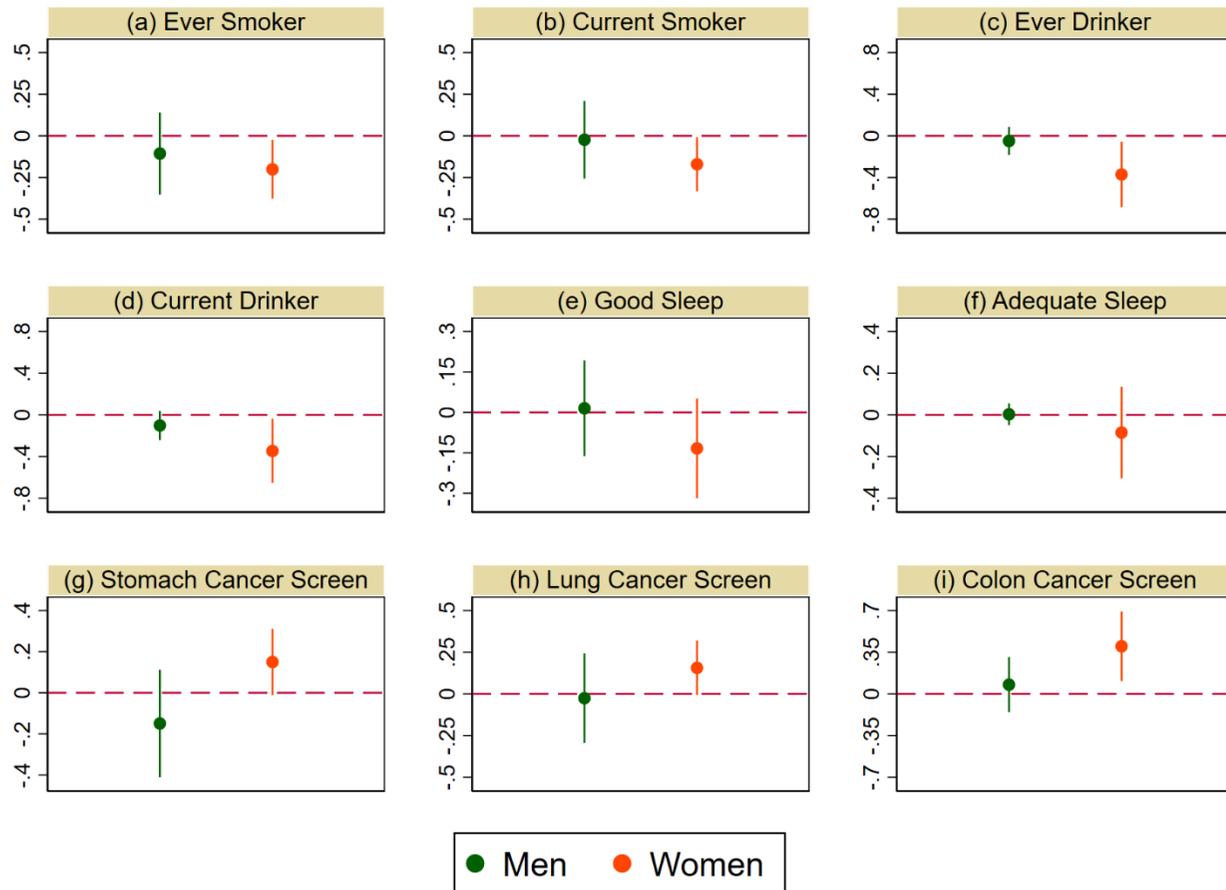


Figure 4. Effect of years of college education on health behavior by gender.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for each gender. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

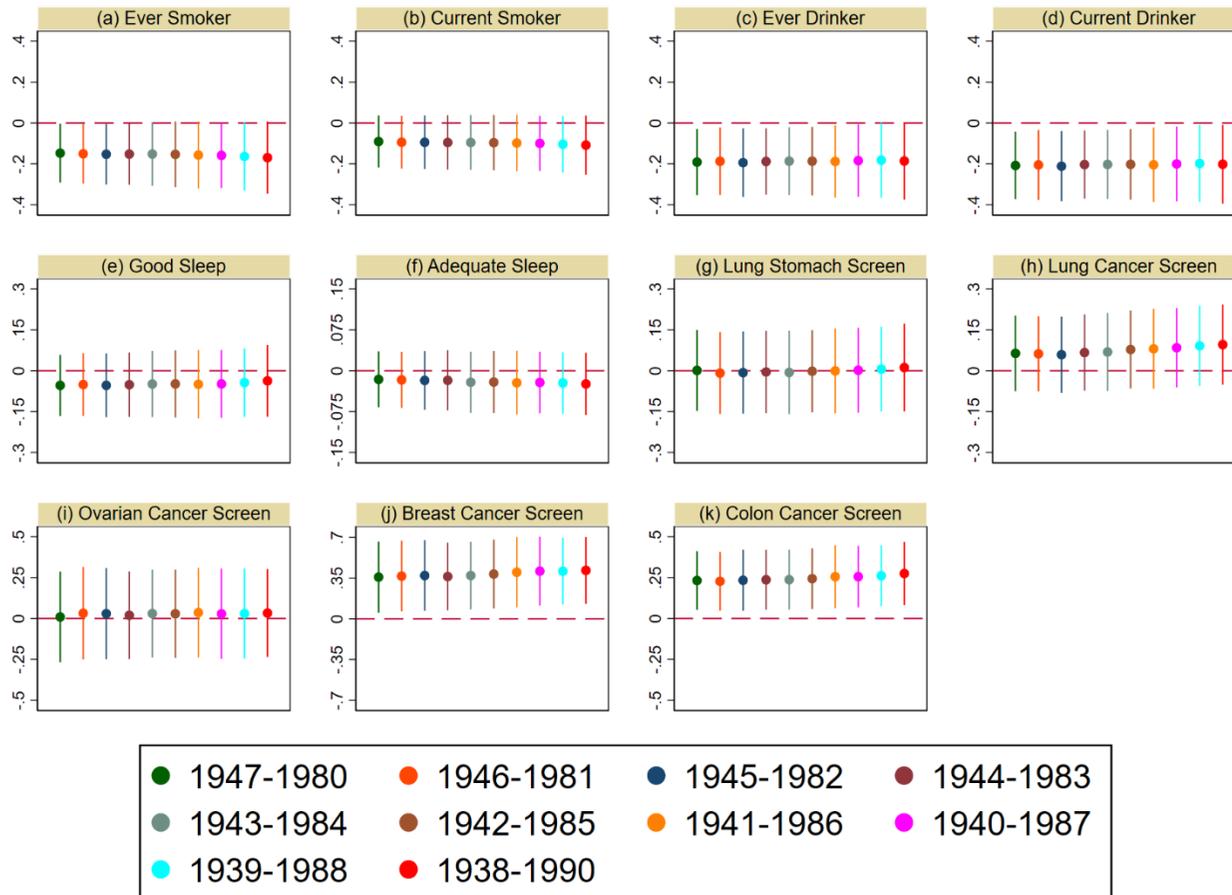


Figure 5. Alternative year ranges: expanding birth year range.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for a different birth year range. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

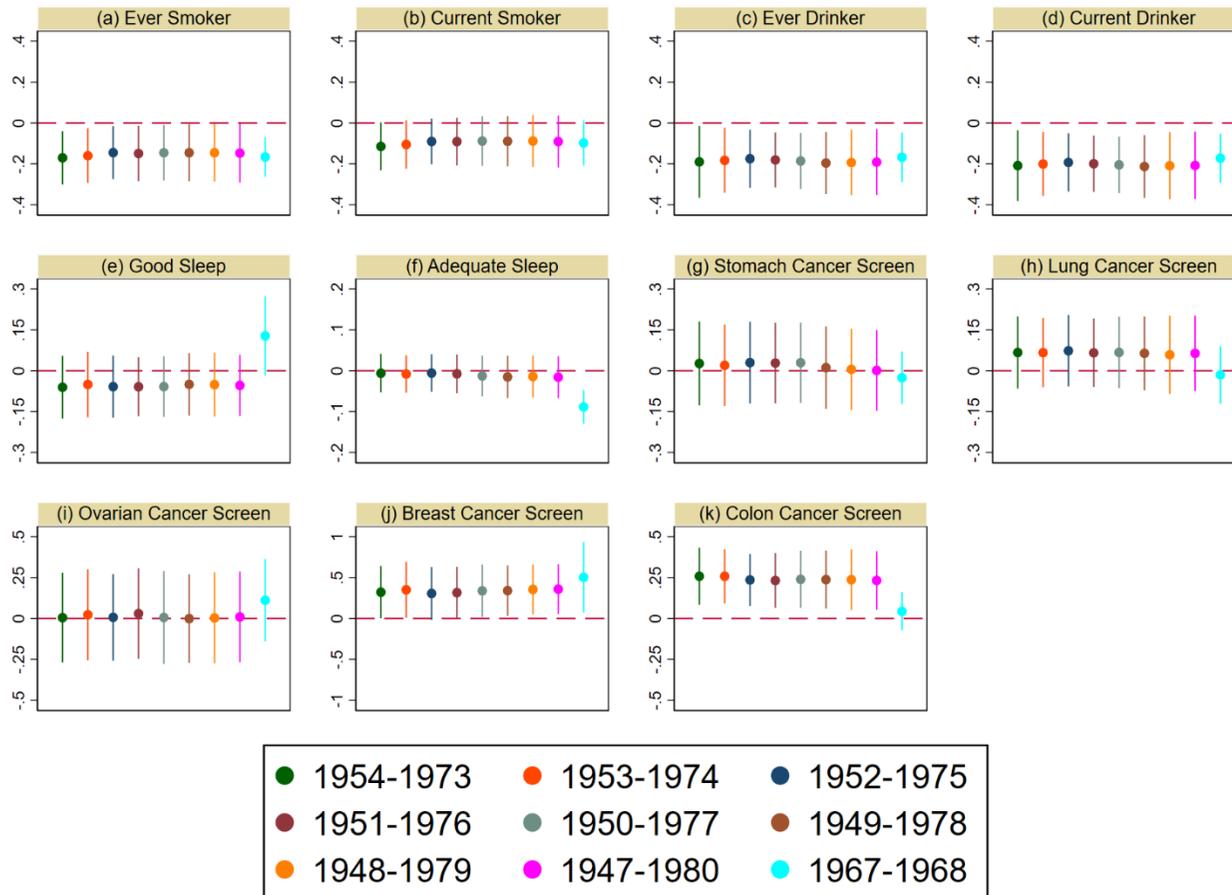


Figure 6. Alternative year ranges: restricting birth year range.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for a different birth year range. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

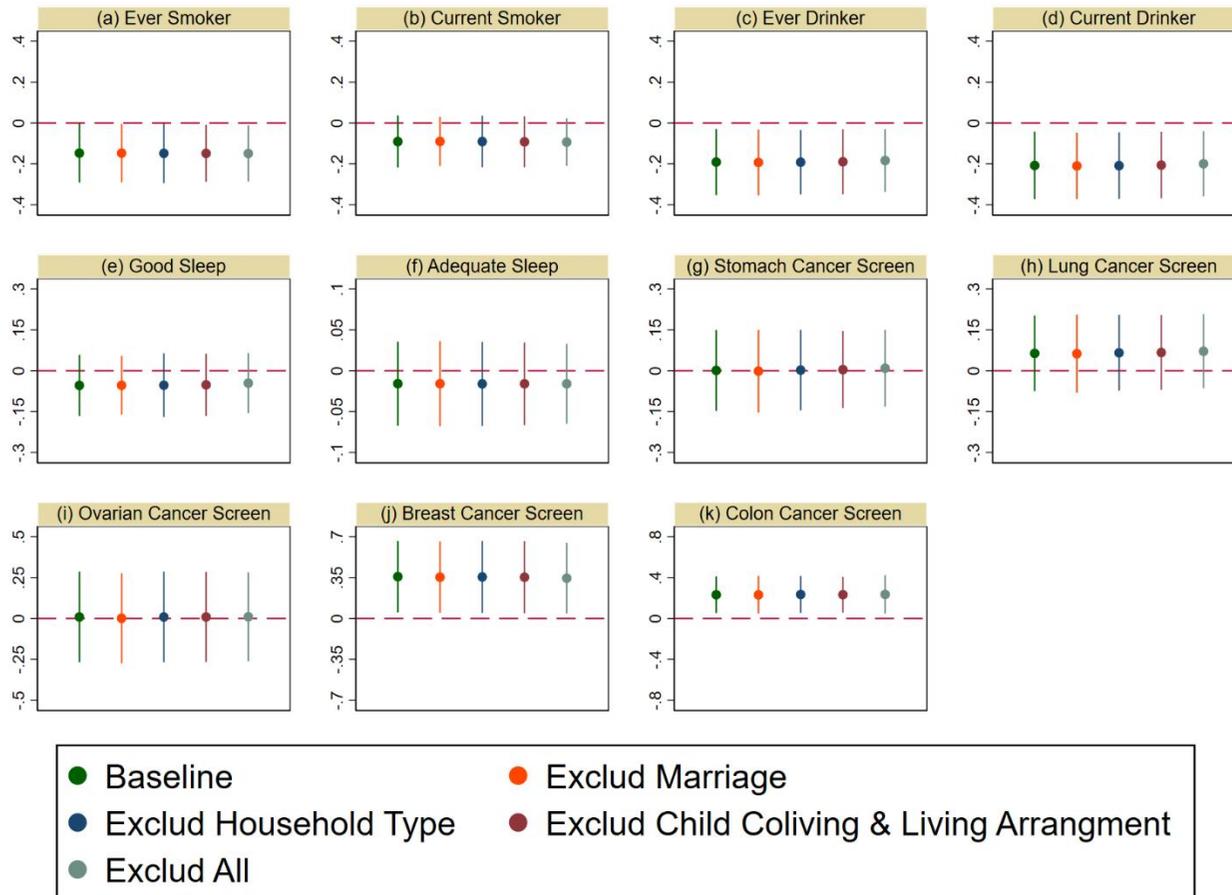


Figure 7. Inferring bias from unobserved omitted variables using observed variables.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line excludes a different set of variables. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

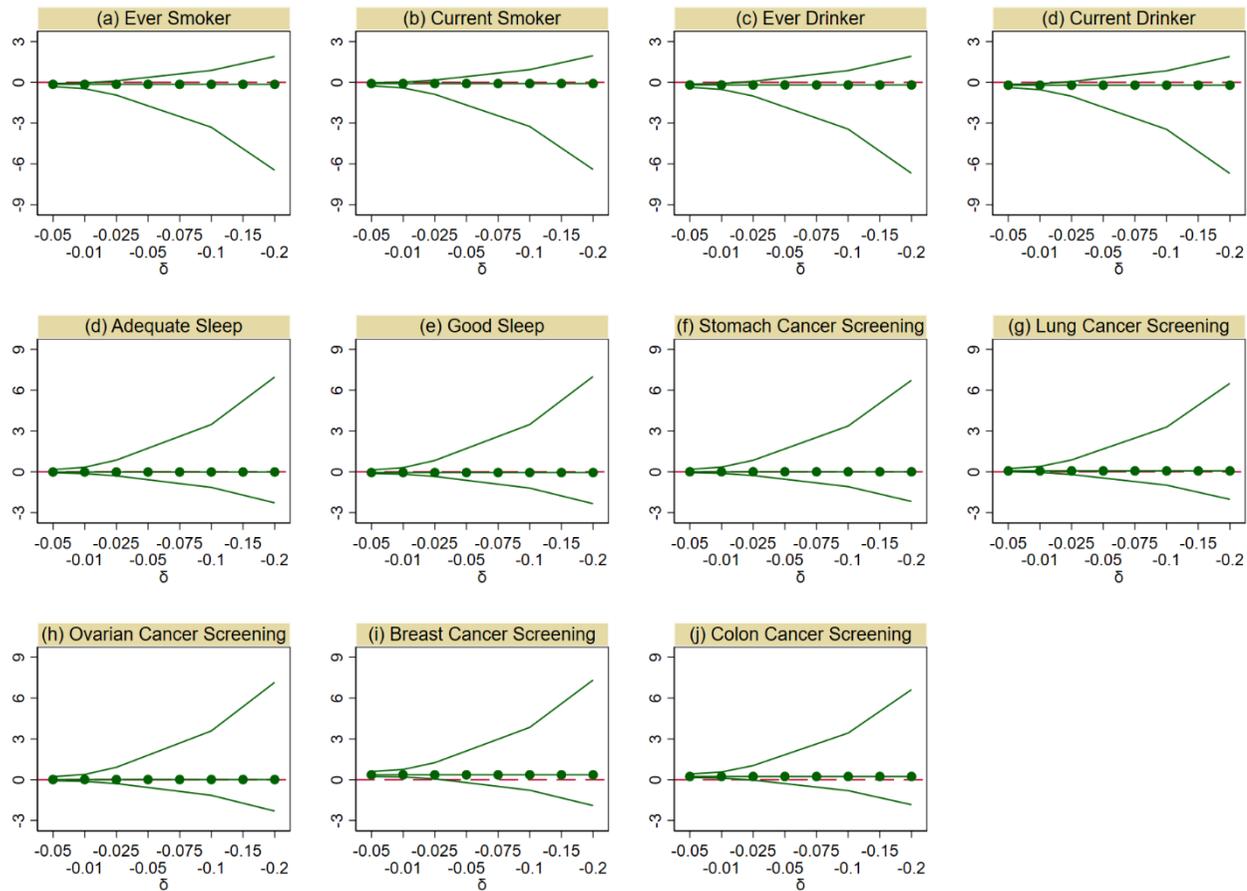


Figure 8. Relaxing the exclusion restriction using the method by Conley et al. (2012).

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each figure shows the 95% confidence intervals that correspond to the upper and lower lines generated from the Conley et al.'s (2012) approach, and the point estimates of the original 2SLS corresponding to the midline. The red dash line represents the value of zero. The x-axis is the degree of violation of exclusion restriction, δ . Conley et al. (2012) pioneer the method, and the algorithm used is the local to zero. The distribution of δ is assumed to be Gaussian with mean of δ and variance of δ^2 . All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

大学教育の健康リスク行動に対する影響
— 丙午に係る迷信を操作変数とした実証分析 —

研究協力者 沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者 富蓉	早稲田大学 商学大学院
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究では、日本人の喫煙、飲酒、睡眠、がん検診等に係る健康リスク行動に対する大学教育の効果について検証を行った。因果推論に基づく効果検証のために、閏年(1967年)における、一時的な現象、すなわち、出生率の減少により大学教育到達度の上昇につながるという日本独自の操作変数を用いた。分析の結果、大学教育を1年受けると、喫煙と飲酒が減少し、睡眠とがん検診の利用が改善されることがわかった。また、性別による異質性を検討し、日本では女性が大学教育と健康行動の因果関係を牽引していることを明らかにした。最後に、大学教育と健康行動の因果関係は、社会的ネットワークではなく、労働市場の成果の向上によって媒介されることを明らかにした。

A. 研究目的

2015年、経済協力開発機構(OECD)に加盟する25カ国において、30歳時点で、大学教育を受けている人が53.4年生存可能と予想されるのに対し、大学教育を受けていない人は47.8年しか生きられない、つまり、大学教育によって5.6年の差があると報告されている(OECD, 2017年)。この平均寿命の差は、過去数十年の研究と一致しており、高学歴は死亡率の低下と因果関係があることが、様々な研究により明らかにされている(OECD, 2017)。Lleras-Muney, 2005; Clark & Royer, 2013; Fischer et al., 2013; Buckles et al., 2016)。更に、例えば、Cutler(2004)に基づく

Cutler & Lleras-Muney(2006)の概算によれば、教育を受けることの健康に対する付加価値は、教育による総付加価値のうちの15-55%を説明するとの報告がある。Cutler and Lleras-Muney(2010)は、こうした健康の差は、低学歴者と高学歴者の健康行動の差に起因するとしている。しかし、高等教育が健康行動にどの程度因果関係を持ちうるかについては、実質的な議論が続いており、ほとんどコンセンサスは得られていない。例えば、高等教育が喫煙等のリスク行動を減らすという研究もあれば(Kenkel et al., 2006; de Walque, 2007; Grimard & Parent, 2007; Kemptner et al., 2011; Jürges et al., 2011)、高等教育は健康行

動に影響しないという研究もある(Reinhold & Jürges, 2010; Li & Powdthavee, 2015; Silles, 2015; Dursun et al., 2018).

本研究は、こうした一連の研究に貢献すべく、日本における、大学(高等)教育が健康行動に及ぼす因果関係について検証を行った。しかし、学歴は、健康行動と相関する可能性のある観察出来ない交絡因子を持つため、因果関係の立証は非常に困難である。こうした教育の内生性に対処するため、本研究では、先行研究と同様、操作変数法 (Instrumental Variable: 以下, IV)を用いる。当該手法を用いた先行研究では、義務教育制度における最低就学年齢の変更、学校数の増加等の教育政策の拡張、そして、ベトナム戦争時における徴兵回避のための大学進学等を自然実験として、それらをIVとして用いた研究がなされている。まず、義務教育制度の改正については、個人が学校に通わなければならない最低年齢が変更されたため、個人の教育年数が長期化し、教育達成度が改善された(Amin et al.2013; Dursun et al.2018; Kemptner et al.2011; Kenkel et al.2006; Li & Powdthavee, 2015; Silles, 2015; Xie & Mo, 2014)。次に、ある特定地域における学校数の増加は、より多くの人々が高等教育を受けることを可能にし、教育サービス市場での競争の減少を通じて、高等教育へのアクセスを効果的に増加させる(Jürges et al., 2011; Park & Kang, 2008)。最後に、ベトナム戦争徴兵回避については、大学や高等教育機関に入学すれば、入隊を延期することが出来た(Card & Lemieux, 2001)。したがって、24歳以下の男性は徴兵を避けるために大学に進学する強い動機を持ち、それが1940年代と1950年代に生まれたアメリカ人男性の大学の学歴取得率の上昇につながったのである

(Buckles et al.2013, de Walque, 2007, Grimard & Parent, 2007)。

こうした既存の文献に基づき、本研究では、日本、ないしは、東アジア諸国独自の丙午に対する人々の迷信を用いた自然実験をIVとして活用した。この迷信は、特定の干支の組み合わせで生まれた子どもは、扱いにくく、好ましくない性格や特性を持つという迷信である。特に、「閏年」(Firehorse:以下, FH)と呼ばれる特定の干支の組み合わせは、60年ごとに発生する。日本では、この星座に生まれた女性は、支配的な性格になり、生涯にわたる人間関係に悪影響を及ぼすと考えられている。そのため、親はFHの年に子供を産むことを避けるようになり、結果、直近のFHの年である1966年には出生率が著しく低下した。こうした出生率の一時的な減少は、大学入学競争率を著しく低下させ、少人数制による早期教育時の学習環境の改善をもたらし、1966年生まれの個人の大学進学率は必然的に高くなった。他方で、このような迷信を親が信じていること自体が、観察されていない健康関連の交絡因子と相関し、それが健康行動と相関する可能性がある。このセレクション問題を回避するために、本研究では、日本の学事歴(毎年4月に始まり翌年3月に終わる)と暦年の不一致を利用した。具体的には、1966年生まれと一緒に大学に入学し、1966年のFH迷信の影響を受けていない1967年1月から3月生まれのコホートに注目した。こうすることで、迷信に関連する観測されない交絡因子が教育や健康行動に及ぼす影響を最小化することが可能となる。

大学教育と健康行動の因果関係を検証するため、既に公衆衛生領域において、健康に影響を与えることが証明されているいくつかの行動に焦点を当てることにする。具体的には、

喫煙、飲酒、睡眠、がん検診の受診である。喫煙は、世界で年間 700 万人以上の生命を奪っている(世界保健機関(WHO), 2017 年)。更に、睡眠不足は交通関連死亡率(Gottlieb ら, 2018), うつ病(Tsuno ら, 2005), 心血管疾患(Kronholm ら, 2011; Tobaldini ら, 2017)を有意に増加させることがわかっている。がんは世界で 2 番目に多い死亡原因となっている(WHO, 2021)。検診によるがんの早期発見は、がん患者の生存率を大幅に向上させるため有益である(Hugosson ら, 2010 年, Kalager ら, 2010 年, Olsen ら, 2005 年)。

本研究の分析の結果、大学教育を追加的に 1 年長く受けると、喫煙経験者と現在の喫煙者の確率がそれぞれ 14.7%と 9.1%ポイント低下することがわかった。アルコール摂取については、飲酒経験者と現在の飲酒者の確率が、それぞれ 19.1%と 20.8%ポイント下がることがわかった。他方で、大学教育年数が増えても、睡眠には影響がないことがわかった。がん検診の受診行動については、胃がん、肺がん、卵巣がんの検診を受ける確率には大学教育は影響しないが、乳がん検診を受ける確率は 35.8 ポイント、大腸がん検診は 23.3 ポイント増加することが明らかになった。また、その増加は主として女性によってもたらされていることがわかった。最後に、大学教育の向上は、社会的ネットワークではなく、経済的資源を圧倒的に向上させることを示す。特に、大学教育が雇用、フルタイム労働者、公務員の確率を 8.7, 16.9, 12.0 ポイント向上させることから、大学教育と健康行動の因果関係の媒介として、雇用の向上や安定が重要であることが示唆された。

本研究の貢献は次の 3 つである。第 2 に、本研究は、大学教育等の高等教育が健康リスク行動に及ぼす因果関係について、新たな証

拠を追加するものである。しかし、大学教育に対するリターンは依然として不明であり、様々な教育レベルや質に対するリターンの不均質性を理解することは重要である(Cutler & Lleras-Muney, 2006)。第 2 に、先行研究では義務教育法やベトナム戦争の徴兵制を IV として用いていたが、本研究は学期と迷信のミスマッチを IV として用いることで、既存の文献から逸脱している。既存研究での戦略は、法律改正や戦争に伴うルール変更に依存した教育達成度の上昇を利用していたが、本研究での戦略は大学への進学競争の低下による教育達成度を上昇に着目した。第 3 に、本研究は、教育が睡眠とがん検診の行動に与える効果を検証した初めての研究である。

B. 研究方法

大学教育に対する疑似的なランダム化をするため、IV を採用した。大学教育は内生的であり、大学教育は親の教育等誤差項の中の観測されない交絡因子と相関している可能性が高い。このことは、ひいては個人の健康状態や行動と相関がある、推定にバイアスがかかってしまう可能性が高い。この内生性の問題を軽減するために、1967 年 1 月に終わる丙午年と 1967 年 4 月に始まる日本の学年の始まりの不一致を利用して、大学教育を推定した。このミスマッチは、1967 年の丙午年の開始時期と終了時期のミスマッチのために、IV として機能する。1967 年 1 月から 3 月生まれは、大学進学競争率が低下し、大学進学率が上昇した。この事実を踏まえると、日本における大学教育の健康行動への因果関係を調べる上で、このミスマッチは大学教育の強力な IV として機能する可能性が高いことがわかる。分析に用いたデータは、平成 28 年「国民生活基礎調査」である。

C. 研究結果

全体として、通常の最小二乗法(以下、OLS)による推定値は、大学教育の効果を持続的に過小評価していることがわかった。二段階最小二乗法(以下、2SLS)を用いて内生性を考慮した結果、大学教育年数が長いほど喫煙、アルコール摂取、がん検診の受診が有意に減少することがわかった。更に、性別で層別したところ、その効果は主に女性によってもたらされていることが示された。最後に、この関係の背後にある潜在的なメカニズムとして、経済的資源と社会的ネットワークについて検討した。結果、この関係を媒介しているメカニズムは、就職、公務員、フルタイム等の経済的資源へのアクセス向上であることがわかった。つまり、高学歴者は低学歴者に比べ、大学教育によって雇用の安定性が有意に高まることにより、健康リスク行動に影響を与えている可能性が示唆された。

E. 結論

昨今、大学教育の価値が世間から問われ始めている。本研究で得られた知見は、大学教育が、賃金の上昇や雇用の安定といった直接的な経済的リターンを超えた有益な効果を持つことを示すことで、そうした疑問に対する1つの回答を与える。大学教育は、健康阻害行動の減少や健康投資行動の改善を通じて、個人の健康に大きく寄与する可能性があることがわかった。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Does

college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”.

SSNR #58. Available at SSRN:

https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026

2. 学会発表

June/2021: Western Economic Association 96th Annual Conference. “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

May/2021: Japanese Economic Association (Spring). “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

August/2020: Econometric Society World Conference. “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

March/2020: GRIPS-UTOKYO Workshop of Economics of Education. “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

参考文献

- Amin, V., Behrman, J. R., & Spector, T. D. (2013). Does more schooling improve health outcomes and health related behaviors? Evidence from U.K. twins. *Economics of Education Review*, 35, 134–148. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.04.004>
- Buckles, K., Hagemann, A., Malamud, O., Morrill, M. S., & Wozniak, A. K. (2013). The Effect of College Education on Health (Working Paper No. 19222; Working Paper Series). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w19222>
- Buckles, K., Hagemann, A., Malamud, O., Morrill, M., & Wozniak, A. (2016). The effect of college education on mortality. *Journal of Health Economics*, 50, 99–114. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2016.08.002>
- Card, D., & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis*. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705–746. <https://doi.org/10.1162/00335530151144140>
- Clark, D., & Royer, H. (2013). The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain. *The American Economic Review*, 103(6), 2087–2120.
- Cutler, D.M., & Lleras-Muney, A. (2006) Education and health: evaluating theories and evidence. NBER Working Paper 12352 National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA. <http://www.nber.org/papers/w12352>
- Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, 29(1), 1–28. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.10.003>
- de Walque, D. (2007). Does education affect smoking behaviors?: Evidence using the Vietnam draft as an instrument for college education. *Journal of Health Economics*, 26(5), 877–895. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2006.12.005>
- Dursun, B., Cesur, R., & Mocan, N. (2018). The Impact of Education on Health Outcomes and Behaviors in a Middle-Income, Low-Education Country. *Economics & Human Biology*, 31, 94–114. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2018.07.004>
- Fischer, M., Karlsson, M., & Nilsson, T. (2013). Effects of Compulsory Schooling on Mortality: Evidence from Sweden. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(8), 3596–3618. <https://doi.org/10.3390/ijerph10083596>
- Gottlieb, D. J., Ellenbogen, J. M., Bianchi, M. T., & Czeisler, C. A. (2018). Sleep deficiency and motor vehicle crash risk in the general population: A prospective cohort study. *BMC Medicine*, 16(1), 44. <https://doi.org/10.1186/s12916-018-1025-7>

- Grimard, F., & Parent, D. (2007). Education and smoking: Were Vietnam war draft avoiders also more likely to avoid smoking? *Journal of Health Economics*, 26(5), 896–926.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.03.004>
- Hugosson, J., Carlsson, S., Aus, G., Bergdahl, S., Khatami, A., Lodding, P., Pihl, C.-G., Stranne, J., Holmberg, E., & Lilja, H. (2010). Mortality results from the Göteborg Randomised Prostate Cancer Screening Trial. *The Lancet Oncology*, 11(8), 725–732.
[https://doi.org/10.1016/S1470-2045\(10\)70146-7](https://doi.org/10.1016/S1470-2045(10)70146-7)
- Jürges, H., Reinhold, S., & Salm, M. (2011). Does schooling affect health behavior? Evidence from the educational expansion in Western Germany. *Economics of Education Review*, 30(5), 862–872.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.04.002>
- Kalager, M., Zelen, M., Langmark, F., & Adami, H.-O. (2010). Effect of Screening Mammography on Breast-Cancer Mortality in Norway. *New England Journal of Medicine*, 363(13), 1203–1210.
<https://doi.org/10.1056/NEJMoa1000727>
- Kemptner, D., Jürges, H., & Reinhold, S. (2011). Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 30(2), 340–354.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.004>
- Kenkel, D., Lillard, D., & Mathios, A. (2006). The Roles of High School Completion and GED Receipt in Smoking and Obesity. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 635–660.
<https://doi.org/10.1086/504277>
- Kronholm, E., Laatikainen, T., Peltonen, M., Sippola, R., & Partonen, T. (2011). Self-reported sleep duration, all-cause mortality, cardiovascular mortality and morbidity in Finland. *Sleep Medicine*, 12(3), 215–221.
<https://doi.org/10.1016/j.sleep.2010.07.021>
- Li, J., & Powdthavee, N. (2015). Does more education lead to better health habits? Evidence from the school reforms in Australia. *Social Science & Medicine*, 127, 83–91.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.07.021>
- Lleras-Muney, A. (2005). The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 189–221.
- Olsen, A. H., Njor, S. H., Vejborg, I., Schwartz, W., Dalgaard, P., Jensen, M.-B., Tange, U. B., Blichert-Toft, M., Rank, F., Mouridsen, H., & Lynge, E. (2005). Breast cancer mortality in Copenhagen after introduction of mammography screening: Cohort study. *BMJ*, 330(7485), 220.
<https://doi.org/10.1136/bmj.38313.639236.82>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2017). *Health at a Glance*

- 2017: OECD Indicators. OECD.
https://doi.org/10.1787/health_glance-2017-en
- Park, C., & Kang, C. (2008). Does education induce healthy lifestyle? *Journal of Health Economics*, 27(6), 1516–1531.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.005>
- Reinhold, S., & Jürges, H. (2010). Secondary school fees and the causal effect of schooling on health behavior. *Health Economics*, 19(8), 994–1001.
<https://doi.org/10.1002/hec.1530>
- Silles, M. (2015). The causal effect of schooling on smoking behavior. *Economics of Education Review*, 48, 102–116.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.06.004>
- Tobaldini, E., Costantino, G., Solbiati, M., Cogliati, C., Kara, T., Nobili, L., & Montano, N. (2017). Sleep, sleep deprivation, autonomic nervous system and cardiovascular diseases. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 74, 321–329.
<https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.07.004>
- Tsuno, N., Besset, A., & Ritchie, K. (2005). Sleep and Depression. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 66(10), 0–0.
- World Health Organization (Ed.). (2017). WHO report on the global tobacco epidemic, 2017: Monitoring tobacco use and prevention policies. World health organization.
- World Health Organization. (2021). Cancer.
<https://www.who.int/westernpacific/health-topics/cancer>
- Xie, S., & Mo, T. (2014). The impact of education on health in China. *China Economic Review*, 29, 1–18.
<https://doi.org/10.1016/j.chieco.2013.12.003>

Table 1. Summary Statistics

	All years		1947–1965 and 1968–1980			1967		
	All	Control	Mismatched	Difference: (3)-(2)	Control	Mismatched	Difference: (6)-(5)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Years of College	1.419 (1.898)	1.454 (1.913)	1.318 (1.850)	-0.136*** (-21.728)	1.530 (1.907)	1.507 (1.932)	-0.023 (-0.662)	
Ever Smokers	0.305 (0.460)	0.305 (0.461)	0.300 (0.458)	-0.005** (-3.142)	0.330 (0.470)	0.316 (0.465)	-0.014 (-1.681)	
Current Smokers	0.246 (0.431)	0.247 (0.431)	0.242 (0.428)	-0.005*** (-3.790)	0.267 (0.442)	0.257 (0.437)	-0.010 (-1.223)	
Ever Drinkers	0.687 (0.464)	0.688 (0.463)	0.682 (0.466)	0.713 (0.452)	0.692 (0.462)	0.678 (0.467)	-0.021* (-2.562)	
Current Drinkers	0.671 (0.470)	0.672 (0.469)	0.665 (0.472)	0.701 (0.458)	0.678 (0.467)	0.687 (0.464)	-0.023** (-2.734)	
Good Sleep	0.742 (0.438)	0.741 (0.438)	0.752 (0.432)	0.010*** (6.991)	0.674 (0.469)	0.676 (0.468)	0.002 (0.231)	
Adequate Sleep	0.026 (0.159)	0.026 (0.159)	0.025 (0.156)	-0.001 (-1.560)	0.034 (0.181)	0.032 (0.176)	-0.002 (-0.456)	
Stomach Cancer Screening	0.418 (0.493)	0.415 (0.493)	0.423 (0.494)	0.009*** (5.233)	0.443 (0.497)	0.446 (0.497)	0.004 (0.406)	
Lung Cancer Screening	0.472	0.468	0.479	0.011***	0.501	0.512	0.011	

	(0.499)	(0.499)	(0.500)	(6.299)	(0.500)	(0.500)	(1.215)
Ovarian Cancer Screening	0.384	0.384	0.378	-0.006**	0.444	0.443	-0.001
	(0.486)	(0.486)	(0.485)	(-2.685)	(0.497)	(0.497)	(-0.096)
Breast Cancer Screening	0.366	0.364	0.365	0.001	0.419	0.447	0.028*
	(0.482)	(0.481)	(0.481)	(0.406)	(0.493)	(0.497)	(2.208)
Colon Cancer Screening	0.401	0.396	0.409	0.013***	0.420	0.447	0.027**
	(0.490)	(0.489)	(0.492)	(7.483)	(0.494)	(0.497)	(2.949)
Women	0.511	0.510	0.515	0.005**	0.517	0.521	0.003
	(0.500)	(0.500)	(0.500)	(3.006)	(0.500)	(0.500)	(0.387)
HH Structure – Couple	0.190	0.189	0.206	0.017***	0.090	0.105	0.015**
	(0.393)	(0.391)	(0.404)	(13.012)	(0.287)	(0.307)	(2.833)
HH Structure – Couple with Children	0.419	0.423	0.398	-0.025***	0.519	0.497	-0.022*
	(0.493)	(0.494)	(0.490)	(-15.318)	(0.500)	(0.500)	(-2.427)
HH Structure – Single with Children	0.065	0.064	0.063	-0.001	0.087	0.079	-0.009
	(0.246)	(0.246)	(0.243)	(-1.527)	(0.282)	(0.269)	(-1.718)
HH Structure – 3	0.145	0.143	0.147	0.003**	0.154	0.166	0.012

Generations	(0.352)	(0.350)	(0.354)	(2.851)	(0.361)	(0.372)	(1.887)
HH Structure – Other	0.096 (0.295)	0.095 (0.293)	0.101 (0.302)	0.006*** (6.599)	0.075 (0.263)	0.077 (0.266)	0.002 (0.414)
Single	0.145 (0.353)	0.149 (0.356)	0.135 (0.341)	-0.014*** (-12.204)	0.171 (0.376)	0.162 (0.369)	-0.008 (-1.256)
Widowed	0.029 (0.168)	0.029 (0.167)	0.032 (0.177)	0.004*** (6.762)	0.008 (0.091)	0.009 (0.096)	0.001 (0.556)
Divorced	0.067 (0.250)	0.067 (0.250)	0.067 (0.251)	0.001 (0.846)	0.077 (0.267)	0.077 (0.267)	0.000 (0.003)
Children Do Not Live Together	0.178 (0.382)	0.175 (0.380)	0.196 (0.397)	0.020*** (16.112)	0.070 (0.255)	0.086 (0.281)	0.016*** (3.402)
Children Live Together	0.559 (0.497)	0.558 (0.497)	0.547 (0.498)	-0.011*** (-6.649)	0.664 (0.472)	0.653 (0.476)	-0.012 (-1.364)
Children in Home – Unknown	0.016 (0.126)	0.016 (0.125)	0.017 (0.129)	0.001* (2.402)	0.014 (0.119)	0.013 (0.111)	-0.002 (-0.896)
Shared House	0.216 (0.412)	0.220 (0.414)	0.204 (0.403)	-0.016*** (-11.514)	0.249 (0.432)	0.237 (0.425)	-0.012 (-1.510)
Observations	474872	332531	127490	460021	10540	4311	14851

Column (1) reports the means and standard deviations of the whole sample. Columns (2) and (3) report the means and standard deviations of the

non-1967 years, which were between 1947 and 1980, excluding 1966. Columns (5) and (6) report the means and standard deviations of the sample in 1967. Columns (4) and (7) report the differences between columns (2) and (3) and between columns (5) and (6), respectively. Except for columns (4) and (7), the standard deviations are reported in brackets. For columns (4) and (7), the t-statistics are reported in brackets. Control refers to individuals born between January and March, and mismatched refers to individuals born between April and December.

Table 2. *First-stage 2SLS Estimates for Effect of Years of College Education on Health Behavior*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Years of College	Years of College	Years of College	Years of College	Years of College						
Mismatch × 1967	0.094*** (0.023)	0.094*** (0.023)	0.091*** (0.023)	0.091*** (0.023)	0.084*** (0.023)	0.085*** (0.027)	0.088*** (0.024)	0.092*** (0.024)	0.083*** (0.022)	0.085*** (0.022)	0.093*** (0.026)
Corresponding dependent variable in the 2SLS <i>second-stage</i> :	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes						
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: The table reports the first-stage 2SLS estimates. Each column reports a different first-stage estimate for a different dependent variable in the second-stage. The main dependent variable is years of college. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduate with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 3. *Effect of Years of College Education on Health Behavior for OLS and 2SLS*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: OLS</i>											
Years of College	-0.032*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.029*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.027*** (0.001)	0.028*** (0.002)	0.025*** (0.001)
<i>Panel B: 2SLS second-stage</i>											
Years of College	-0.147** (0.074)	-0.091 (0.065)	-0.191** (0.083)	-0.208** (0.084)	-0.030 (0.071)	-0.016 (0.026)	0.001 (0.076)	0.064 (0.071)	0.009 (0.141)	0.358** (0.156)	0.233** (0.092)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F-statistics	135.501	135.501	128.592	128.592	115.288	120.235	103.337	115.598	140.257	138.035	106.282
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the OLS estimates, and panel B reports the second-stage 2SLS estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduate with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 4. Additional Tests for Instrumental Validity

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: Without January cohort</i>											
Years of College	-0.100*	-0.054	-0.185**	-0.210**	-0.054	-0.012	0.004	0.095	0.095	0.388**	0.238***
	(0.055)	(0.055)	(0.094)	(0.094)	(0.058)	(0.032)	(0.081)	(0.068)	(0.163)	(0.175)	(0.088)
Observations	414451	414451	415158	415158	413088	312185	400439	399064	204090	204094	398071
<i>Panel B: Overidentified with multiple instruments</i>											
Years of College	-0.147***	-0.091***	-0.187***	-0.204***	-0.052***	-0.020***	0.006	0.064***	-0.007	0.364***	0.230***
	(0.020)	(0.016)	(0.022)	(0.023)	(0.019)	(0.007)	(0.026)	(0.023)	(0.045)	(0.062)	(0.037)
Hansen-J P-values	0.922	0.368	0.315	0.319	0.301	0.306	0.312	0.361	0.308	0.302	0.257
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the second-stage 2SLS estimates without the January cohort, and panel B reports the second-stage 2SLS estimates with two instruments. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 5. *Effect of Years of College Education on Economic Resources and Social networks*

	Economic Resources					Social networks		
	(1) Employed	(2) Large Corporations	(3) Fulltime	(4) Civil Servant	(5) White Collar	(6) Talk to Relatives	(7) Talk to Friends	(8) Talk to Superior
Years of College	0.087* (0.051)	0.150 (0.225)	0.169* (0.092)	0.120* (0.069)	0.043 (0.063)	-0.179 (0.140)	0.028 (0.153)	0.102 (0.202)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F-statistics	112.635	33.481	77.342	68.707	138.655	80.584	80.584	80.584
Observations	473846	257095	254559	281307	332004	237995	237995	237995

Note: All columns report the second-stage 2SLS estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 6. Additional Robustness Check

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin g	Lung Cancer Screenin g	Ovarian Cancer Screenin g	Breast Cancer Screenin g	Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: Alternative definition of schooling (years of schooling)</i>											
Years of Schooling	-0.047* (0.025)	-0.029 (0.021)	-0.060** (0.024)	-0.066*** (0.025)	-0.016 (0.018)	-0.005 (0.009)	0.000 (0.023)	0.020 (0.023)	0.003 (0.047)	0.121*** (0.045)	0.074*** (0.025)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel B: Binary variable of education (=1 if graduated from short-term and technical college or above)</i>											
College or Above	-0.720*** (0.246)	-0.443** (0.205)	-0.944 (0.633)	-1.026 (0.672)	-0.260 (0.333)	-0.082 (0.125)	0.006 (0.365)	0.309 (0.438)	0.039 (0.583)	1.520* (0.786)	1.116** (0.566)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel C: Binary variable of education II (=1 if graduated with bachelor or above)</i>											
Bachelor's or Above	-0.763 (0.532)	-0.470 (0.430)	-0.979** (0.430)	-1.065** (0.429)	-0.279 (0.292)	-0.096 (0.166)	0.006 (0.401)	0.330 (0.315)	0.064 (0.953)	2.454 (2.134)	1.253** (0.586)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel D: Alternative imputation of graduate school (imputing graduate school to be 6 years)</i>											
Years of College	-0.168** (0.079)	-0.103 (0.070)	-0.218** (0.101)	-0.237** (0.104)	-0.061 (0.067)	-0.019 (0.031)	0.001 (0.087)	0.073 (0.083)	0.011 (0.163)	0.418** (0.185)	0.266*** (0.099)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel E: Adjusted for multiple inference</i>											

Years of College	-0.147*	-0.091	-0.191*	-0.208*	-0.054	-0.016	0.001	0.064	0.009	0.358*	0.233*
	[0.068]	[0.195]	[0.065]	[0.065]	[0.380]	[0.437]	[0.814]	[0.380]	[0.814]	[0.065]	[0.065]
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the estimates using years of college education, panel B the estimates using college or above, panel C the estimates using bachelor or above, panel D the estimates using an alternative imputation for graduate school education level, and panel E the estimates adjusted for multiple inference using the algorithm provided by Anderson (2008). The squared brackets report the adjusted p-values. All panels report the second-stage estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of schooling is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than junior high school; 3 if high school; 5 if vocational school or short-term college; 7 if bachelor's degree; and 12 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

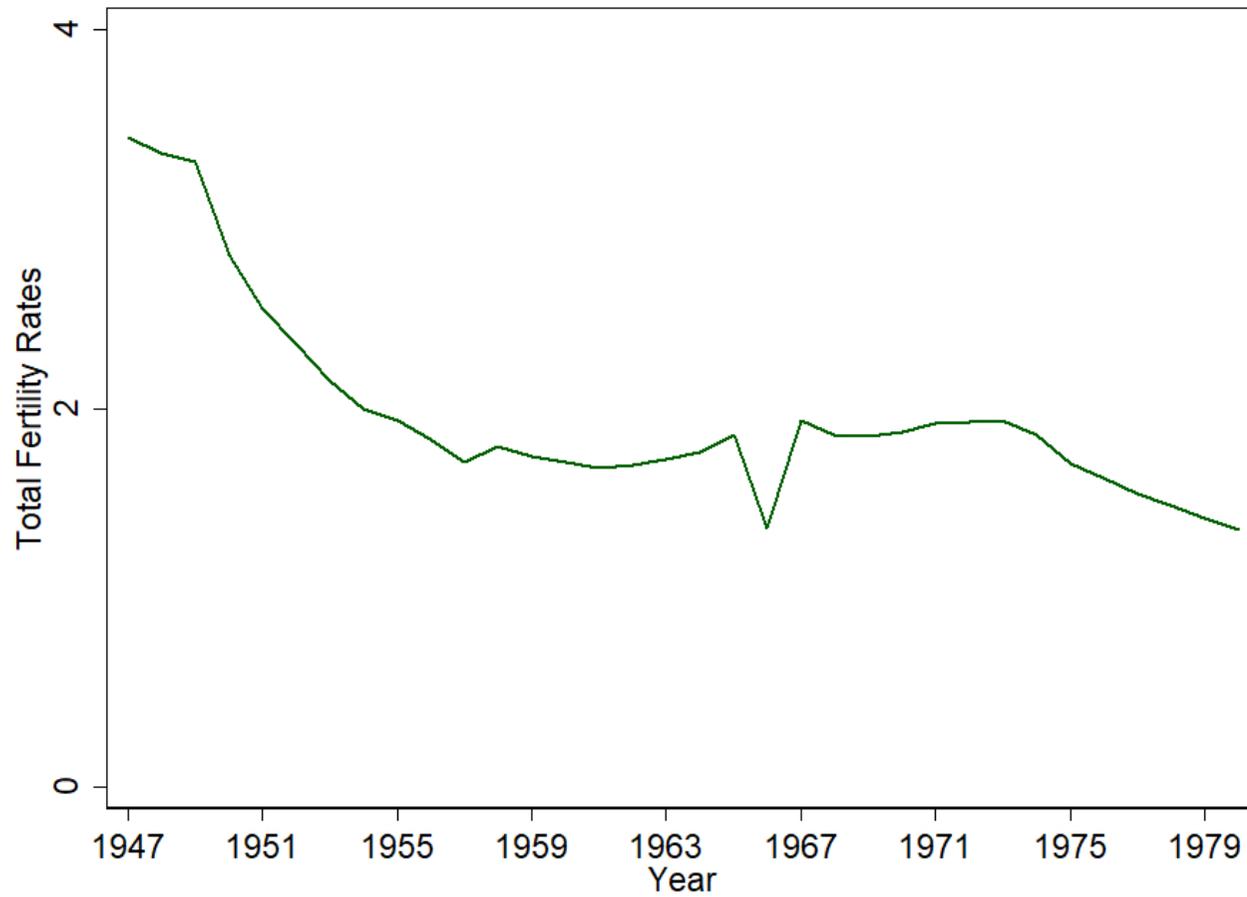


Figure 1. Total fertility rates from 1947 to 1980.
Source: Vital Statistics.

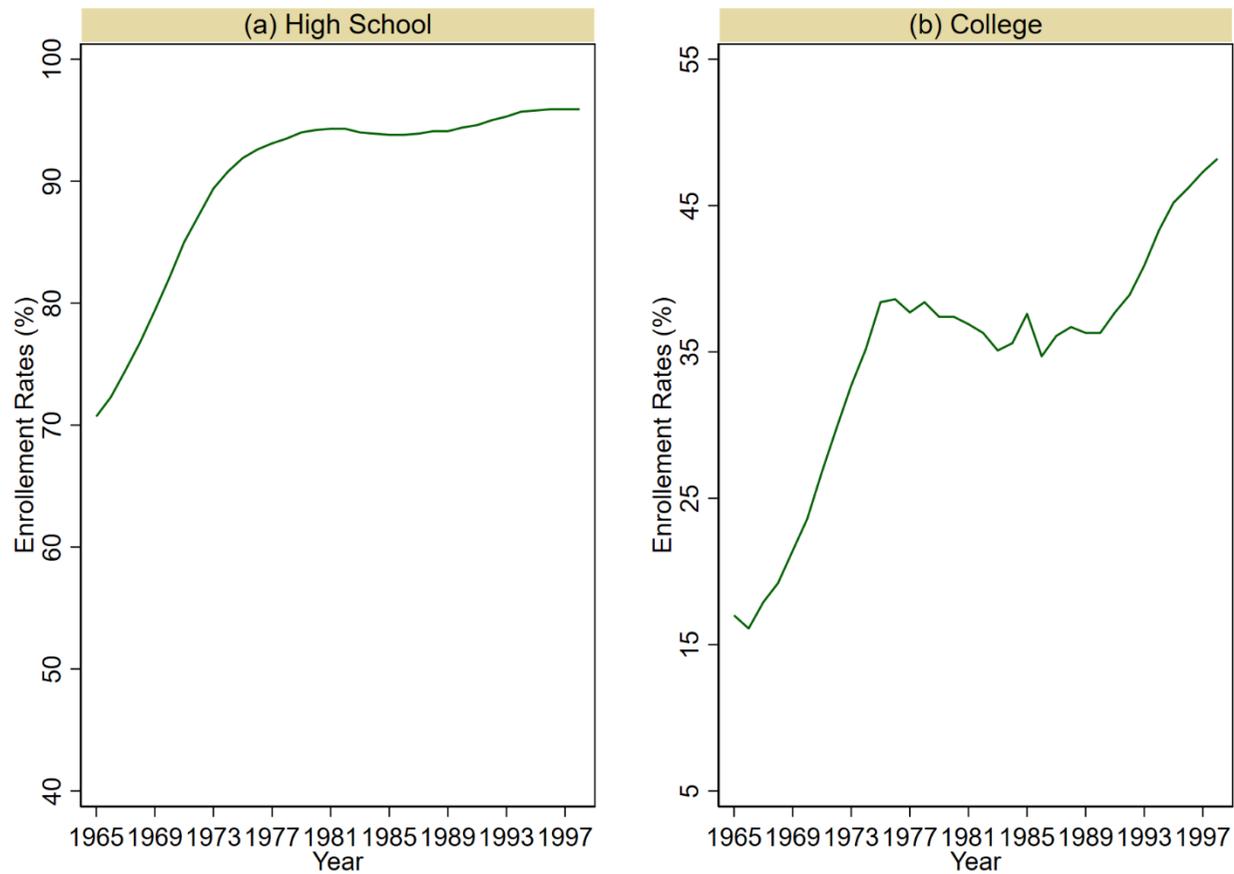


Figure 2. High school and college enrollment rates from 1965 to 1998.
 Source: 1954–2008 Education Basic Survey.

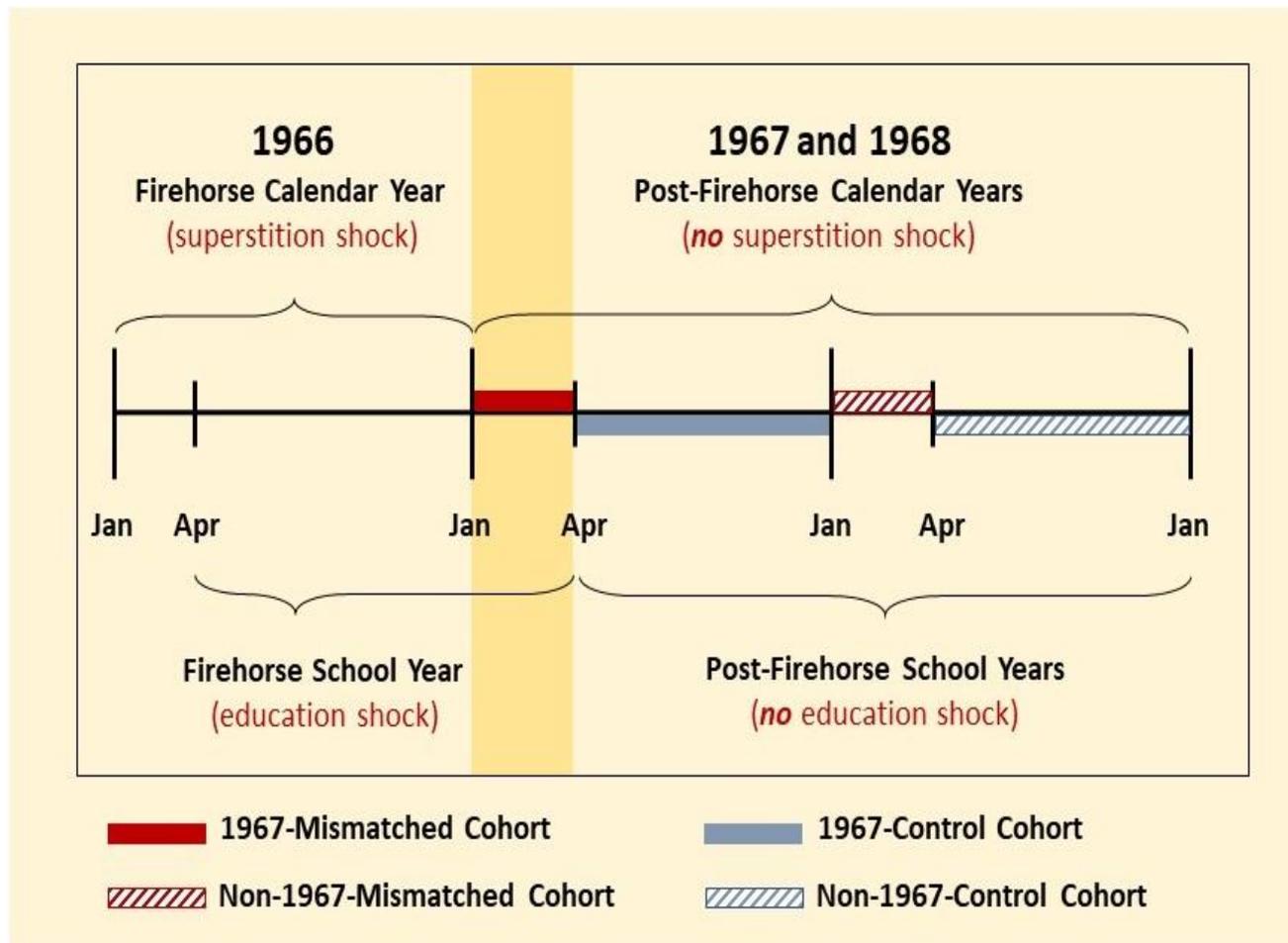


Figure 3. Mismatch between the calendar year and school year in Japan.
Source: Authors.

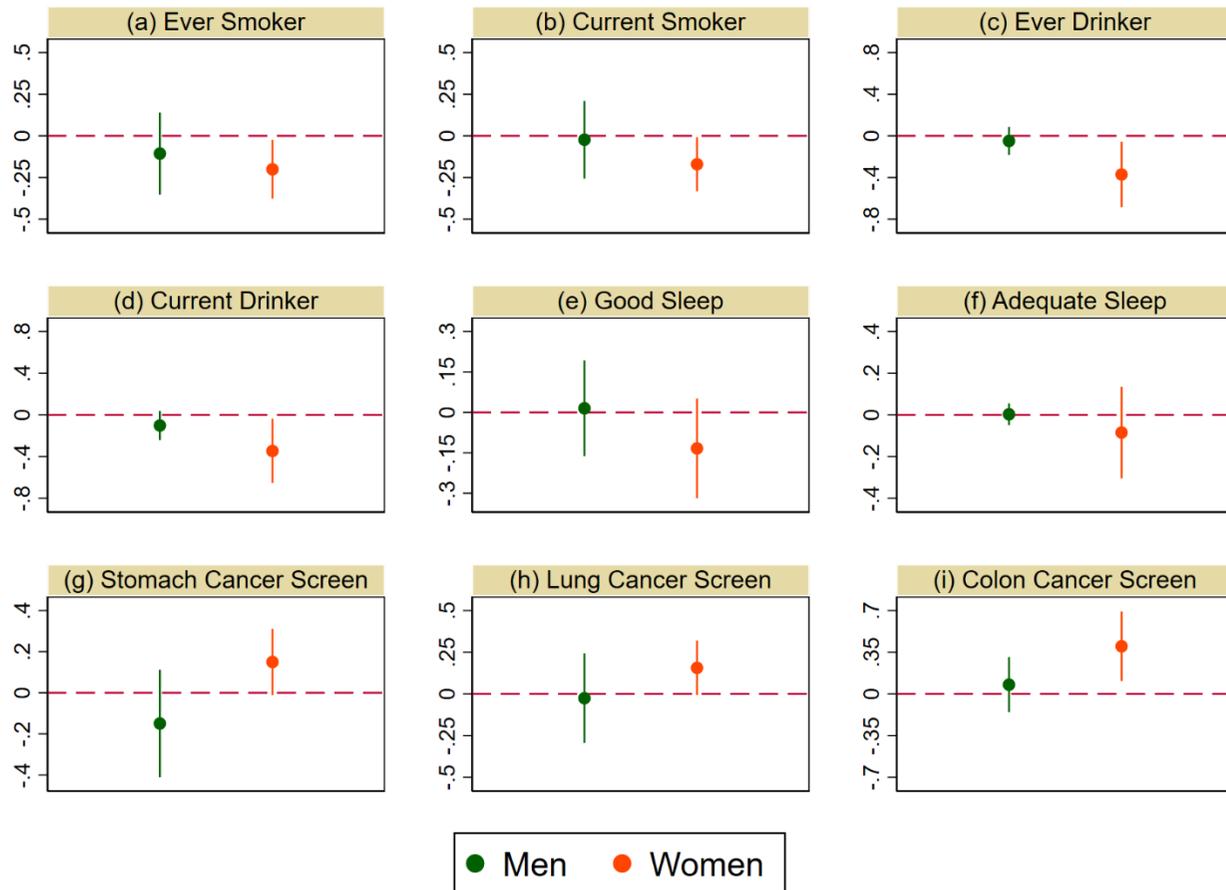


Figure 4. Effect of years of college education on health behavior by gender.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for each gender. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

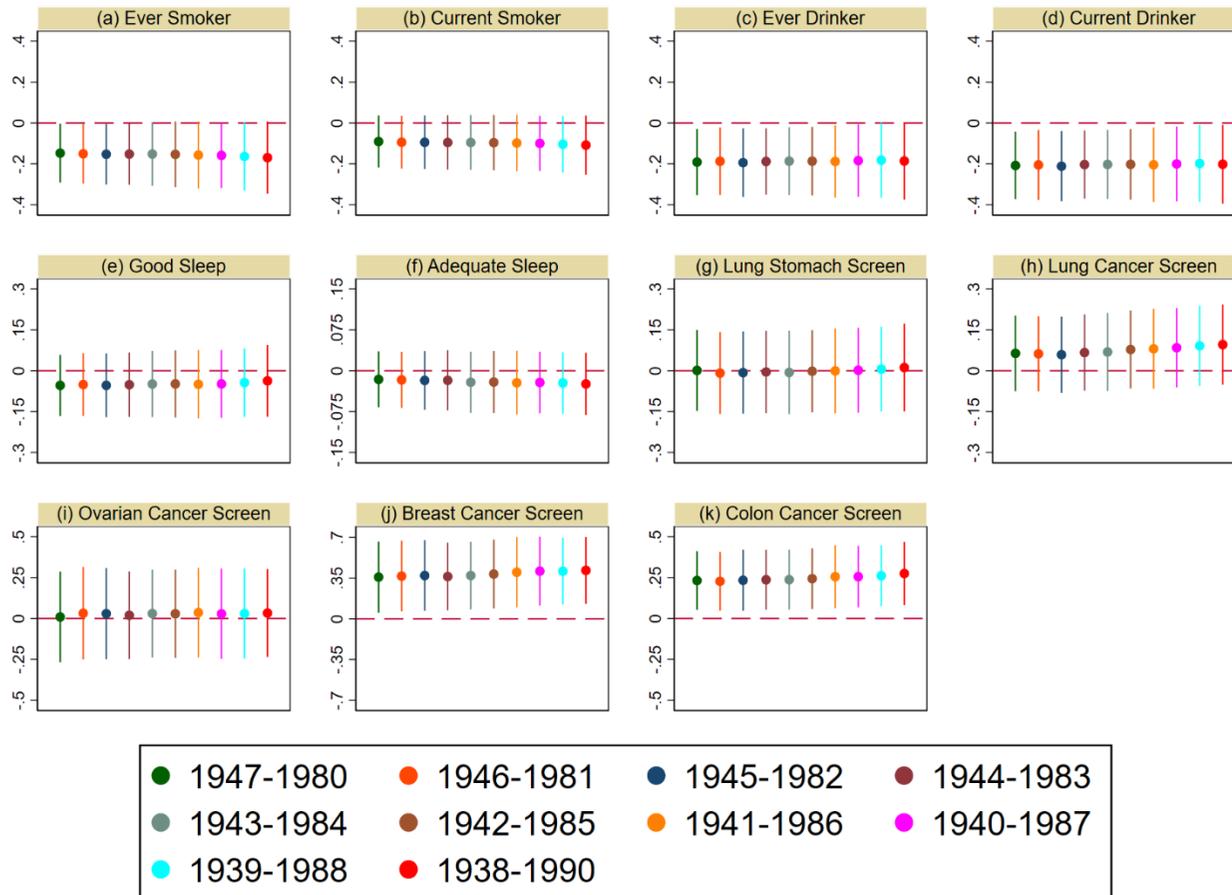


Figure 5. Alternative year ranges: expanding birth year range.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for a different birth year range. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

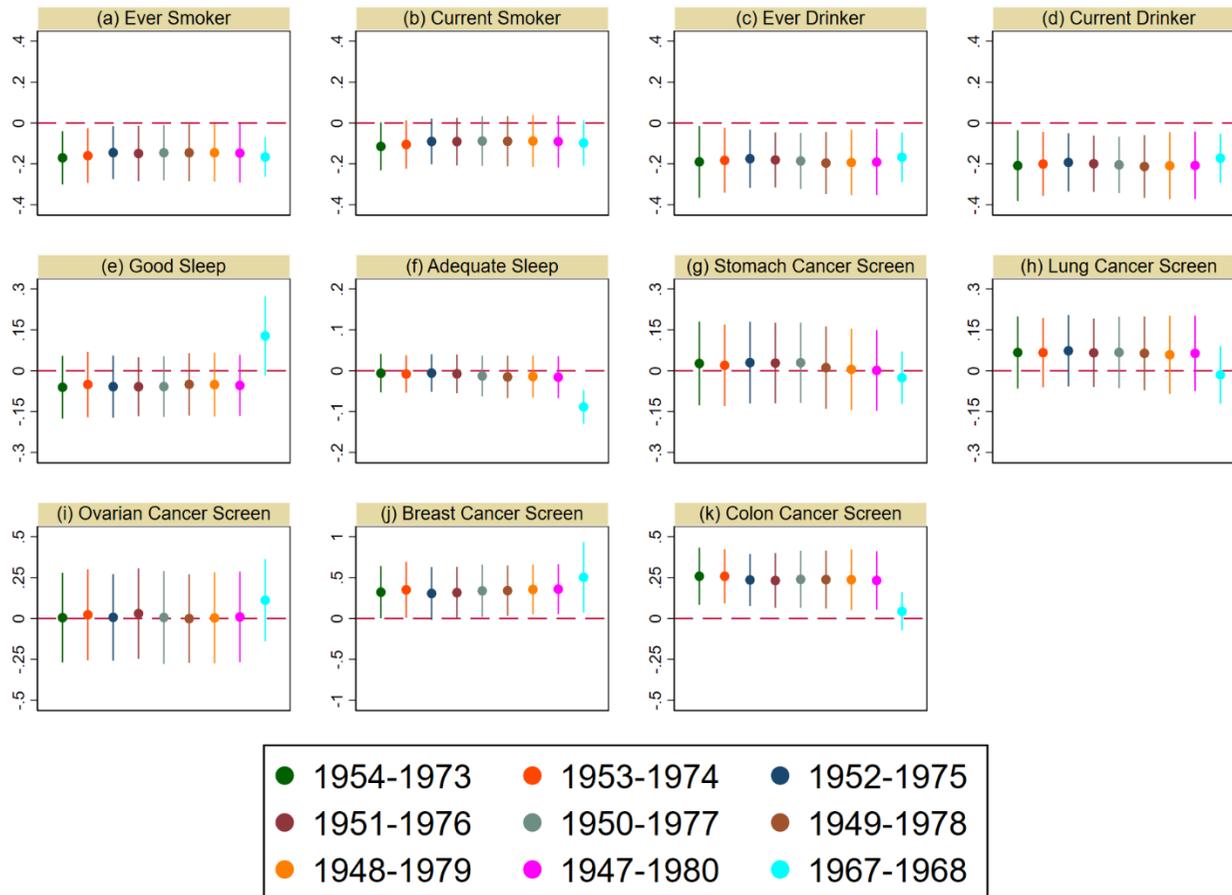


Figure 6. Alternative year ranges: restricting birth year range.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for a different birth year range. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

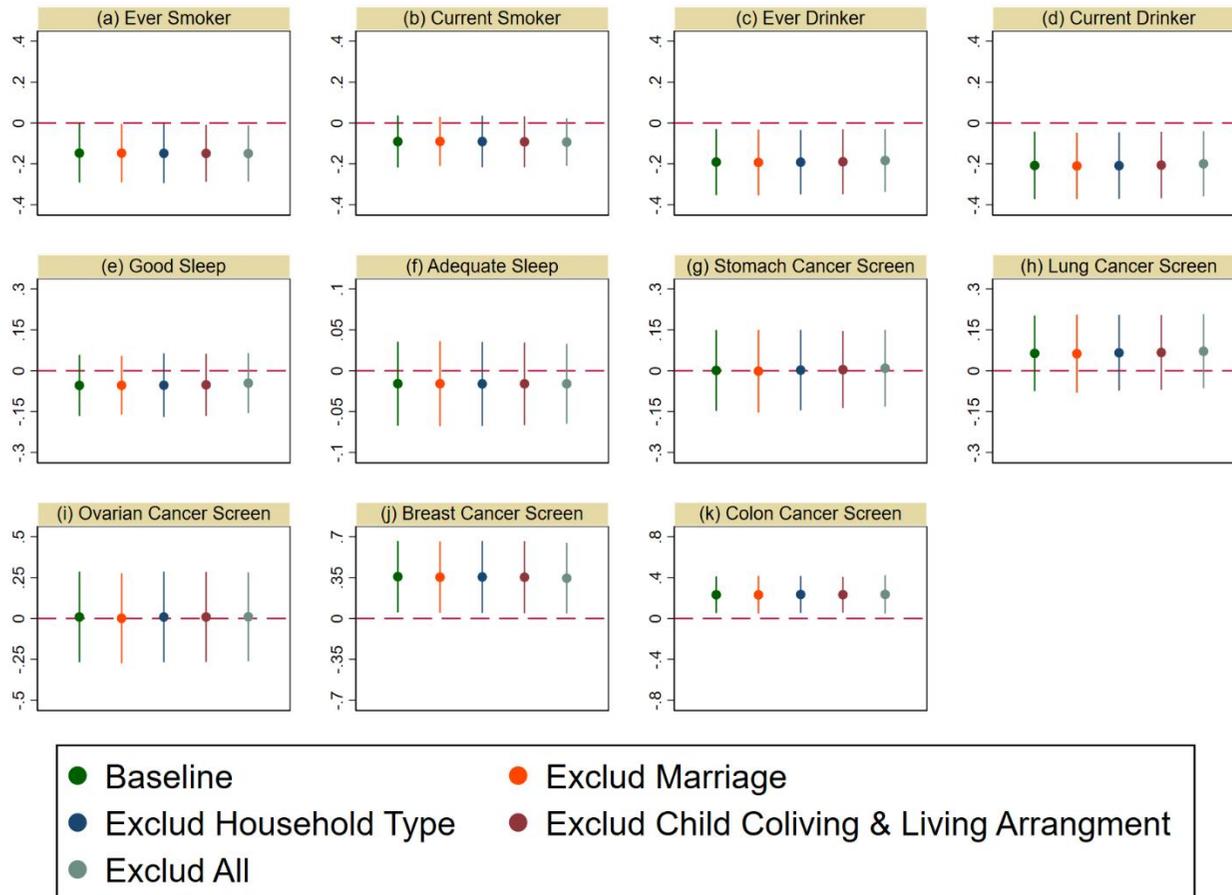


Figure 7. Inferring bias from unobserved omitted variables using observed variables.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line excludes a different set of variables. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

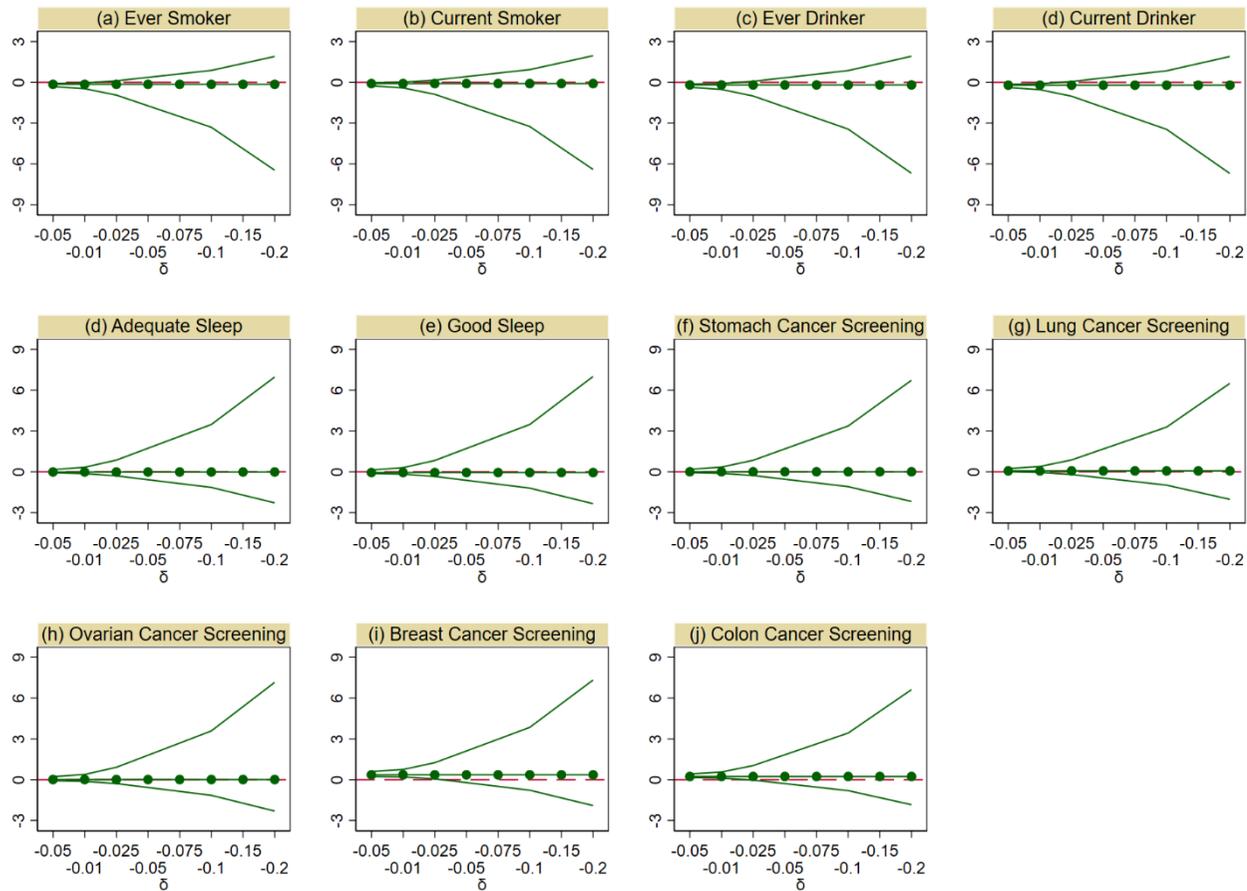


Figure 8. Relaxing the exclusion restriction using the method by Conley et al. (2012).

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each figure shows the 95% confidence intervals that correspond to the upper and lower lines generated from the Conley et al.'s (2012) approach, and the point estimates of the original 2SLS corresponding to the midline. The red dash line represents the value of zero. The x-axis is the degree of violation of exclusion restriction, δ . Conley et al. (2012) pioneer the method, and the algorithm used is the local to zero. The distribution of δ is assumed to be Gaussian with mean of δ and variance of δ^2 . All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

COVID-19のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について
—安倍政権下の非常事態を一事例として—

研究協力者 沈奕辰	早稲田大学 大学院経済学研究科 ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者 富蓉	早稲田大学 商学大学院
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

COVID-19の世界的感染拡大により、ウイルスの蔓延を抑制する目的で、数多くの政府がロックダウン政策をとった。その影響の1つが、犯罪被害者数の減少である。本研究では、都道府県ごとのロックダウンの導入時期の違いを「自然実験(外生ショック)」と見做し、2018-2020年における都道府県ごとに集計された犯罪統計をパネル化し、当該データに差の差推定(difference-in-differences: 以下, DID)を応用することで、2020年の安倍政権下でのロックダウン政策が、日本の犯罪被害者数に及ぼす影響を検証する。

推定の結果、当該ロックダウン政策は、人口10万人あたりの暴力犯罪被害率、経済犯罪被害率をそれぞれ12.7%、20.9%減少させることがわかった。更に、侵入窃盗や性的暴行などの計画犯罪は、殺人などの非計画犯罪よりも減少することが確認された。また、年齢層別では、0-29歳では性的暴行の被害が有意に減少し、30-59歳では暴力犯罪と経済犯罪の被害者数が有意に減少していることが確認された。最後に、当該時期における短期的な自殺率が改善したことから、ロックダウンと犯罪被害の関係を部分的に媒介するメカニズムがメンタルヘルスの改善である可能性が示唆された。

A. 研究目的

The objective of our paper is to assess the effect of the voluntary lockdown imposed by the Abe administration on crime victimization rates in Japan. Despite the criticisms from the media and public over the administration's slow responses, we find significant reductions in both violent and property crime victimization rates after the implementation

of the voluntary lockdown in April and May in Japan using data from the 2018–2020 Crime Statistics and a difference-in-differences (DID) approach, which is consistent with findings from the previous studies in other countries. Moreover, we examine whether there are heterogeneous effects of the lockdown on crime victimization rates across age groups. We find that the victimization due to sexual

assault significantly declined for individuals between the ages of 0 and 29 during the lockdown, while the victimization for all types of violent and property crimes for individuals between the ages of 30 and 59 are declined during the lockdown, though the magnitudes and significances of the effect differ across the type of crime victimization. Finally, we explore the mental health mechanism by proxying the channels with suicide rates. We find that the lockdown significantly reduced suicide rates. Specifically, the decline in the suicide rates due to economic/living conditions is driving our results. However, our results do not suggest that the Abe administration anticipated the crime reduction effect of their lockdown policies, but rather our results show that a lockdown, whether it is voluntary or mandatory, would have negative spillover effects on the crime victimization rates, regardless of the intention.

B. 研究方法

To examine the effect of COVID-19's lockdown on crime victimization rates, we implement a specification similar to Leslie's and Wilson's (2020) model. We regress the following difference-in-differences (DD) model:

$$Y_{amt} = \beta_0 + \beta_1 Post_m + \beta_2 2020_t + \beta_3 Post_m \times 2020_t + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + u_{amt}, \quad (1)$$

where Y_{amt} is the natural logarithm of violent or property crime victimization rates per 100,000 people by age group a in month m and

year t . Similar to Leslie and Wilson (2020), our treatment variable is 2020_t , which is a binary variable that equals to one if the year of observations is 2020, and zero otherwise. For the treatment period variable, $Post_m$ is a binary variable that equals to one if the month of observations is between April and June, and zero otherwise. $Post_m \times 2020_t$ is the interaction term between $Post_m$ and 2020_t , and β_3 is the main coefficient of interest, measuring the effect of the COVID-19's lockdown on crime victimizations. λ_a is a vector of age binary variables corresponding to the respective age groups. γ_m and ω_t are vectors of the month and year binary variables corresponding to respective month and year. u_{amt} is the error term.

Our DD model relies on the common trend assumption. That is, the systematic differences between treated and control groups do not differ in the absence of a policy or a shock. The crime victimization rates between January to March cohort in 2020 and the same cohort in 2018 and 2019 should be constant or parallel. To show that our DD estimates are not driven by declining trends in crime victimization rates before the lockdown, we implement the following event study model:

$$Y_{amt} = \beta_0 + \sum_{m=\bar{m}}^1 \delta_m Month_m \times 2020_t + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + u_{amt}, \quad (2)$$

where all dependent variables and fixed effects are identical to equation (1), except for the interaction terms. Our interest lies in the interaction term, $Month_m \times 2020_t$, and the associated parameter, δ_m . The baseline

category is March that is one month prior to the lockdown began. Compared to the baseline, if the magnitudes, directions, and significances on the estimates for January and February are small, opposite, and/or insignificant, we may conclude that the common trend assumption is plausible.

The lockdown can affect different populations differently. For example, older individuals who are already retired and do not commute to work may be less affected by the lockdown, whereas younger individuals who are supposed to commute to work and school may be more strongly affected. Given our dataset is stratified by age group, we can examine the age heterogeneity by interacting our DD interaction term with a three-level category variable of age, similar to a triple-differences (DDD) approach. Specifically, we estimate the following model:

$$\begin{aligned}
 Y_{amt} = & \alpha + \beta_1 Post_m \times 2020_t \times Age0 - 29_a \\
 & + \beta_2 Post_m \\
 & \times 2020_t \times Age30 - 59_a \\
 & + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + \gamma_m \lambda_a \\
 & + \omega_t \lambda_a + u_{amt}, \quad (3)
 \end{aligned}$$

where $Age0 - 29_a$ is a binary variable that equals to one if the age group is between 0 and 29, and zero otherwise. $Age30 - 59_a$ is a binary variable that equals to one if the age group is between 30 and 59, and zero otherwise. The baseline level is the age group for individuals who are 60 years-old and above. We use these cutoffs, because these individuals who are 60 years-old are more likely to retire and widowed (or divorced).

Thus, they would not be as severely affected by labor market shocks or family shocks of the COVID-19 as those who are below 60 years-old. Moreover, we stratify those who are below 60 into two groups (0–29 and 30–59), since we expect those between the ages of 30 and 59 to be more vulnerable to the labor market and family shocks, given that they are in the prime working-age. $\gamma_m \lambda_a$ and $\omega_t \lambda_a$ control for time-specific age trends.

One potential mechanism that can mediate the relationship between lockdown and crime victimization is mental health. Literature shows that COVID-19 has a direct effect on mental health (Tanaka & Okamoto, 2020; Ueda et al., 2020). Moreover, COVID-19 can also have indirect effects on mental health through labor market, family, and stress. To examine the effect of the lockdown on mental health, we proxy mental health with suicide rates. We estimate the following model:

$$\begin{aligned}
 S_{amt} = & \beta_0 + \beta_1 Post_m + \beta_2 2020_t + \beta_3 Post_m \\
 & \times 2020_t + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t \\
 & + u_{amt} \quad (4)
 \end{aligned}$$

where all independent variables are the same as equation (1). S_{amt} is the natural logarithm of suicide rates per 100,000 people for age group a in month m and year t . We also estimate the effect on the suicide rates by three different reasons—family, health, or economic/living condition—to further explore the mechanisms.

We cluster the standard errors at the age levels. Recent works by Cameron et al. (2008) and MacKinnon and Webb (2017) show that

the cluster inferences with less than 50 would lead to an overrejection of the null hypothesis. Given our age level is only 10, our inferences may suffer from the issue of too “few” clusters. One strategy is to utilize wild bootstrapping. This method has been shown to work reasonably well (Cameron et al., 2008; Cameron et al., 2015). We wild bootstrap our cluster inferences with 1000 replications with Webb’s weights. The p-values are reported, instead of the standard errors (Roodman et al., 2019).

C. 研究結果

C-1. Summary Statistics

Table 1 reports the means and standard deviations of the dependent variables by treatment groups and treatment periods. Column (1) report all years; Columns (2) and (3) report 2018 and 2019; and Columns (4) and (5) report 2020. First, property crime victimization rates are overall higher than violent crime victimization rates. For instance, the logarithm of property crime victimization rates per 100,000 people is 1.397, whereas the logarithm of violent crime victimization rates per 100,000 people is 0.393. Second, the means of the logarithm of violent and property crime victimization rates increase between Jan–Mar cohort and April–May in 2018 and 2019, whereas the means decrease between the two cohorts in 2020. Finally, there are significant heterogeneity across the subtypes of crimes. For example, homicide victimization rates between the two cohorts decline less than (1.6% in 2018 and 2019 versus -15.9% in 2020) sexual obscenity victimization rates do

(21.8% in 2018 and 2019 versus -21.5% in 2020). In sum, the statistics suggest that the lockdown has a negative effect on crime victimization rates, but a more comprehensive analysis is required.

C-2. Main Results

Table 2 reports the estimated effect of the lockdown on crime victimization rates from equation (1). Columns (1)–(3) report the estimates for violent crimes, and Columns (4)–(6) report the estimates for property crimes. Each column reports a different dependent variable. Overall, we find that the lockdown is associated with a decline in violent and property crime victimization rates. The lockdown leads to 12.7% and 20.9% declines in violent and property crime victimization rates, respectively. Although there is no statistically significant effect on homicide, the lockdown leads to a decline in sexual obscenity victimization rate by 9%. For the subtypes of property crimes, we find that break-and-enter reduced by 16.4% and motor vehicle theft reduced by 6.1%.

Figure 2 shows the event study model for violent, property crime victimizations, and their respective subtypes from equation (2). As a reminder, the baseline category is March, one month prior to the lockdown. Panels A–C report the estimates of the event study model for violent crime victimization rates and its subtypes. Panels D–F report the estimates of the event study model for property crime victimization rates and its subtypes. We observe that the estimates on January (Month 1) and February (Month 2) are statistically insignificant for violent and its subtypes.

Moreover, the magnitudes of these estimates are trivial compared to the estimates in April (Month 4) and May (Month 5), suggesting that the common trend assumption is plausible for violent crime victimization rates. For property crime, we find that the estimates on January (Month 1) and February (Month 2) are positive but statistically significant. The statistically significant estimates before March seem to suggest a violation of the common trend assumption. However, this may be attributed to the effect of the pandemic, as people may be more likely to stay at home due to the fear of pandemic in March. This can be seen when we decomposed the property into subtypes: break-and-enter and motor vehicle theft. The trends only appear in break-and-enter but not motor vehicle theft, suggesting there may be some stay-at-home behavior in March though the effect is not strong. Overall, our event study model suggests that the common trend assumption is likely to hold in our study.

Table 3 reports the estimated effect of lockdown on crime victimization rates by age group. The baseline category is individuals who are 60 years-old and above. Each column reports the estimates using a different dependent variable. Overall, our estimates suggest that different age group is affected differently between violent and property crime by the lockdown. Based on Columns (1)–(3), we find that lockdown significantly reduces the violent crime victimization rates by 19.8% and 9.5% for those between the ages of 0 and 29 and those between the ages of 30 and 59, respectively. We do not find any effect on homicide regardless of age, but we find that

sexual obscenity is significantly affected. For the total property crime victimization rates, we find the lockdown decreases the rates by 11.9% only for those between the ages of 30 and 59. The estimates on break-and-enter and motor vehicle theft suggest that only break-and-enter are more affected by the lockdown for those between the ages of 30 and 59. In sum, the estimates suggest there is a significant heterogeneity by age groups between COVID-19's lockdown and crime victimization rates. In particular, there is a consistent negative effect for those between the ages of 30 and 59 for both violent and property crime victimizations.

Table 4 reports the estimated effect of lockdown on mental health proxying with suicide rates. Each column reports a different dependent variable. Column (1) reports the estimate for total suicide rates, and Columns (2)–(4) report the estimated effect on suicide rates by family, health, and economic/living condition reasons. Based on the estimates, we observe that the lockdown significantly reduces the total suicide rates per 100,000 people by 2.8%. Stratifying by the reasons for suicide, we find that the lockdown significantly reduces suicide due to physical health and economic/living conditions but has no effect on suicide due to family reason. That said, the magnitude of effect is trivial for physical health which is approximately 0.6%. All in all, our estimates suggest that a decline in suicide may partially explain the decline in crime and victimization during a lockdown, and the decline in suicide due to economic and living conditions that may be an important

mediator of the relationship. This finding is somewhat contradict our expectation that the suicide due to economic and/or living conditions would increase (or statistically insignificant) due to the lockdown, as literature points to a significant increase in unemployment. One potential explanation of this phenomenon is that labor market effect is not immediate, rather the labor market effect lagged behind the lockdown. Therefore, the remote work channel is more dominant during the lockdown, leading to a significant decline in suicide due to economic and/or living conditions, as work stress in corporate environment declines when people stay in their home environment.

C-3. Robustness Checks

Tables 5 reports the robustness checks of our estimates with various specifications. Though our event study shows that the violation of common trend assumption is minimal, we can further improve the confidence of our results by including age-specific linear and quadratic trends to absorb any group-specific trends in the model. Panels A and B report the estimates including these trends. Overall, we do not detect significant changes in magnitudes, signs, and significances between these estimates and the main results. We further test the robustness of our results to alternative model by estimating them with Poisson. We use non-log transformed rates as our dependent variables. Panel C reports the estimates using Poisson. The relationship is consistent with the main results. In addition to an alternative model, we also examine the robustness to alternative

transformation, inverse hyperbolic sine transformation, that has the advantage of generating non-zeroes when the original rates were zeroes. Panel D reports the estimates using this transformation. We do not find a significant difference between these estimates and the main results. Finally, recent work by Solon et al. (2015) show that it is not clear what we are weighing for in a weighted regression. Ideally, one should test the robustness of the estimates to unweighted regression. Panel D reports the unweighted estimates. Similar to the weighted estimates, no significant differences were found.

D. 考察/E. 結論

Using 2018–2020 Crime Statistics and a DD approach, we estimate the effect of the COVID-19's lockdown on crime victimization rates. Specifically, we investigate the effect of lockdown on violent, property, and their respective subtypes of crime victimization rates in Japan. We find that the COVID-19's lockdown is significantly associated with 12.7% and 20.9% reductions in violent and property crime victimization rates per 100,000 people, respectively. We also implement an event study to investigate whether the common trend assumption is plausible. We find that our estimates are unlikely to be driven by the pre-existing declining trends of crime victimization rates for most of the crimes. We further implement a DDD approach to investigate the heterogeneous age effect of the lockdown on both types of crime victimizations. We find that those who are between 30 and 59 are most affected by the lockdown. Finally, we explore

the mental health mechanisms mediating the relationship by proxying with suicide rates and find that suicide rates decline by 2.8% during the lockdown. Moreover, the effect seems to be driven by suicide due to economic and living conditions. Overall, the lockdown has a consistent negative effect on crime victimization rates in Japan.

Our study has several implications. First, we find that the lockdown reduces both the violent and property crime victimizations. In other words, there may be less crime being committed during the lockdown. It would suggest that additional resources can be re-allocated from some public sectors, such as police and criminal justice, to healthcare sectors in order to alleviate the added stresses on the healthcare sector during a pandemic. Second, the lockdown does not affect different subtypes of crimes uniformly. That is, some crimes are more affected than others. For the crimes not affected, the police may need to devote more resources to policing these crimes during a lockdown. Third, individuals who are in the prime working-age are consistently affected by the lockdown. These individuals are more likely to travel during peak hour and different area. It would suggest that frequent contact between offenders and victims is an important mechanism mediating the relationship between lockdown and crime. Finally, our mental health mechanisms show that lockdown significantly reduces suicide rates, and it was driven largely by the decline in suicide to economic and living conditions. This implies that policymakers wishing to reduce victimization should focus on not just

reducing the contact between offenders and victims but also improving the overall mental health conditions of the population.

Our study has limitations. First, our data is aggregated, not micro-level data. This limits our ability to track a single individual. Having access to micro-level data would allow one to understand how the lockdown affects one's criminal behavior in long term and would allow us to do additional heterogeneous analyses. Second, the crime victimization rates used in this study may be underreported. If this is the case, our estimates may be biased upward, given the "true" rates may be higher. Finally, given the limited data, we cannot further detangle the mechanisms behind the relationship between a lockdown and crime. Our current study cannot fully explain all the potential channels mediating the relationship.

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) "Covid-19's lockdown and crime victimization: The state of emergency under the Abe administration". *Asian Economic Policy Review*, 16(2): 327-348.

2. 学会発表

October/2020: Asian Economic Policy Review 16th Conference. "Pandemic and crimes: The effect of covid-19 on criminal behavior in Japan". Online

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し.

2. 実用新案登録
特に無し.

3. その他
特に無し.

参考文献

Alon, T. M., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). *The impact of COVID-19 on gender equality* (No. w26947). National Bureau of Economic Research.

Angelucci, M., Angrisani, M., Bennett, D. M., Kapteyn, A., & Schaner, S. G. (2020). *Remote work and the heterogeneous impact of covid-19 on employment and health* (No. w27749). National Bureau of Economic Research.

Bargain, O., & Ulugbek, A. (2020). Poverty and Covid-19 in Developing Countries. *Bordeaux University*.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In *The Economic Dimensions of Crime* (pp. 13-68). Palgrave Macmillan, London.

Blundell, R., Costa Dias, M., Joyce, R., & Xu, X. (2020). COVID-19 and Inequalities. *Fiscal Studies*, 41(2), 291-319.

Brynjolfsson, E., Horton, J. J., Ozimek, A., Rock, D., Sharma, G., & TuYe, H. Y.

(2020). *COVID-19 and remote work: an early look at US data* (No. w27344). National Bureau of Economic Research.

Burbidge, J. B., Magee, L., & Robb, A. L. (1988). Alternative transformations to handle extreme values of the dependent variable. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401), 123-127.

Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372.

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414-427.

Campello, M., Kankanhalli, G., & Muthukrishnan, P. (2020). *Corporate hiring under covid-19: Labor market concentration, downskilling, and income inequality* (No. w27208). National Bureau of Economic Research.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., & Weber, M. (2020). *Labor markets during the covid-19 crisis: A preliminary view* (No. w27017). National Bureau of Economic Research.

Ehrlich, I. (1996). Crime, punishment, and the market for offenses. *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), 43-67.

Griffith, A. K. (2020). Parental burnout and child maltreatment during the COVID-

- 19 pandemic. *Journal of Family Violence*, 1-7.
- Han, J., Meyer, B., & Sullivan, J. X. (2020). Income and Poverty in the COVID-19 Pandemic. *NBER working paper*, (w27729).
- Hodgkinson, T., & Andresen, M. A. (2020). Show me a man or a woman alone and I'll show you a saint: Changes in the frequency of criminal incidents during the COVID-19 pandemic. *Journal of Criminal Justice*, 69, 101706.
- Lemieux, T., Milligan, K., Schirle, T., & Skuterud, M. (2020). Initial impacts of the COVID-19 pandemic on the Canadian labour market. *Canadian Public Policy*, 46(S1), S55-S65.
- Leslie, E., & Wilson, R. (2020). Sheltering in place and domestic violence: Evidence from calls for service during COVID-19. Available at SSRN 3600646.
- MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2017). Wild bootstrap inference for wildly different cluster sizes. *Journal of Applied Econometrics*, 32(2), 233-254.
- Mohler, G., Bertozzi, A. L., Carter, J., Short, M. B., Sledge, D., Tita, G. E., ... & Brantingham, P. J. (2020). Impact of social distancing during COVID-19 pandemic on crime in Los Angeles and Indianapolis. *Journal of Criminal Justice*, 101692.
- Piquero, A. R., Riddell, J. R., Bishopp, S. A., Narvey, C., Reid, J. A., & Piquero, N. L. (2020). Staying Home, Staying Safe? A Short-Term Analysis of COVID-19 on Dallas Domestic Violence. *American Journal of Criminal Justice*, 1-35.
- Prime Minister's Office of Japan. (2020). News. <https://www.kantei.go.jp/jp/news/index.html>
- Roodman, D., Nielsen, M. Ø., MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2019). Fast and wild: Bootstrap inference in Stata using boottest. *The Stata Journal*, 19(1), 4-60.
- Solon, G., Haider, S. J., & Wooldridge, J. M. (2015). What are we weighting for? *Journal of Human Resources*, 50(2), 301-316.
- Tanaka, T., & Okamoto, S. (2020). Suicide during the COVID-19 pandemic in Japan. *medRxiv*.
- Ueda, M., Nordström, R., & Matsubayashi, T. (2020). Suicide and mental health during the COVID-19 pandemic in Japan. *medRxiv*.

Table 1. Summary statistics

	All (N=150)	2018–2019 (N=100)		2020 (N=50)	
	All (1)	Jan–Mar (2)	April–May (3)	Jan–Mar (4)	April–May (5)
Ln(Violent Crime Victimization Rates)	0.393 (0.240)	0.384 (0.229)	0.436 (0.267)	0.400 (0.242)	0.326 (0.209)
Ln(Homicide Victimization Rates)	0.061 (0.027)	0.061 (0.025)	0.062 (0.028)	0.063 (0.031)	0.053 (0.024)
Ln(Sexual Obscenity Victimization Rates)	0.195 (0.225)	0.187 (0.211)	0.239 (0.278)	0.185 (0.205)	0.147 (0.165)
Ln(Property Crime Victimization Rates)	1.397 (0.608)	1.432 (0.617)	1.492 (0.634)	1.340 (0.583)	1.191 (0.550)
Ln(Break-and-Enter Victimization Rates)	1.240 (0.562)	1.267 (0.572)	1.315 (0.593)	1.194 (0.536)	1.078 (0.506)
Ln(Motor Vehicle Theft Victimization Rates)	0.340 (0.234)	0.359 (0.245)	0.372 (0.245)	0.311 (0.219)	0.263 (0.188)

Note: Columns (1)–(5) report the means and standard deviations of all, 2018–2019, and 2020 samples. The standard deviations are reported in round brackets. The variables are log-transformed victimization rates per 100,000 people. All statistics are weighted by populations.

Table 2. The effect of COVID-19's lockdown on crime victimization

	Violent Crime			Property Crime		
	(1) Overall	(2) Homicide	(3) Sexual Obscenity	(4) Overall	(5) Break-and- Enter	(6) Motor Vehicle Theft
Post × Year 2020	-0.127*** [0.000]	-0.010 [0.131]	-0.090** [0.015]	-0.209*** [0.001]	-0.164*** [0.002]	-0.061*** [0.006]
Age FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	150	150	150	150	150	150

Note: Columns (1)–(6) report the effect of Covid-19's lockdown on crime victimization rates. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster at the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb's weights. The p-values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 3. Heterogeneity by age group

	Violent Crime			Property Crime		
	(1) Overall	(2) Homicide	(3) Sexual Obscenity	(4) Overall	(5) Break-and- Enter	(6) Motor Vehicle Theft
Post × Year 2020 × Age 0–29	-0.198*** [0.003]	0.004 [0.838]	-0.250*** [0.002]	-0.037 [0.706]	0.037 [0.584]	0.033 [0.294]
Post × Year 2020 × Age 30–59	-0.095** [0.017]	-0.020 [0.155]	-0.065** [0.022]	-0.119** [0.021]	-0.116** [0.041]	-0.029 [0.384]
Post × Year 2020 × Age ≥ 60	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline
Age FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	150	150	150	150	150	150

Note: Columns (1)–(6) report the effect of Covid-19’s lockdown on crime victimization rates. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster by the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb’s weights. The p values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 4. The effect of COVID-19's lockdown on suicides

	Reason(s)			
	(1) Total Suicide	(2) Family	(3) Physical Health	(4) Economic/ Living Conditions
Post × Year 2020	-0.028*** [0.002]	-0.012 [0.108]	-0.006** [0.044]	-0.012** [0.015]
Age FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	120	120	120	120

Note: Columns (1)–(4) report the effect of Covid-19's lockdown on suicide rates and its causes. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster by the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb's weights. The p values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

.01

Table 5. Robustness check

	Violent Crime			Property Crime		
	(2) Overall	(3) Homicide	(4) Sexual Obscenity	(5) Overall	(6) Break-and- Enter	(7) Motor Vehicle Theft
Panel A: Age-specific linear trends						
Post × Year 2020	-0.127*** [0.000]	-0.010 [0.131]	-0.090** [0.015]	-0.209*** [0.001]	-0.164*** [0.002]	-0.061*** [0.006]
Panel B: Age-specific quadratic trends						
Post × Year 2020	-0.127*** [0.000]	-0.010 [0.135]	-0.090** [0.013]	-0.209*** [0.000]	-0.164*** [0.002]	-0.061*** [0.006]
Panel C: Poisson						
Post × Year 2020	-0.438*** [0.002]	-0.101 [0.403]	-0.614** [0.021]	-0.294*** [0.002]	-0.244*** [0.000]	-0.241*** [0.006]
Panel D: Inverse hyperbolic sine transformed						
Post × Year 2020	-0.170*** [0.001]	-0.011 [0.138]	-0.118** [0.014]	-0.258*** [0.001]	-0.206*** [0.001]	-0.080*** [0.002]
Panel E: Unweighted						
Post × Year 2020	-0.126*** [0.001]	-0.005 [0.432]	-0.095*** [0.008]	-0.204*** [0.002]	-0.154*** [0.002]	-0.052*** [0.002]
<i>N</i>	150	150	150	150	150	150

Note: Columns (1)–(6) report the effect of Covid-19’s lockdown on crime victimization rates. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster by the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb’s weights. The p values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$



Figure 1. Crime Victimization from 2016 to 2020. Source: 2016–2020 Crime Statistics.

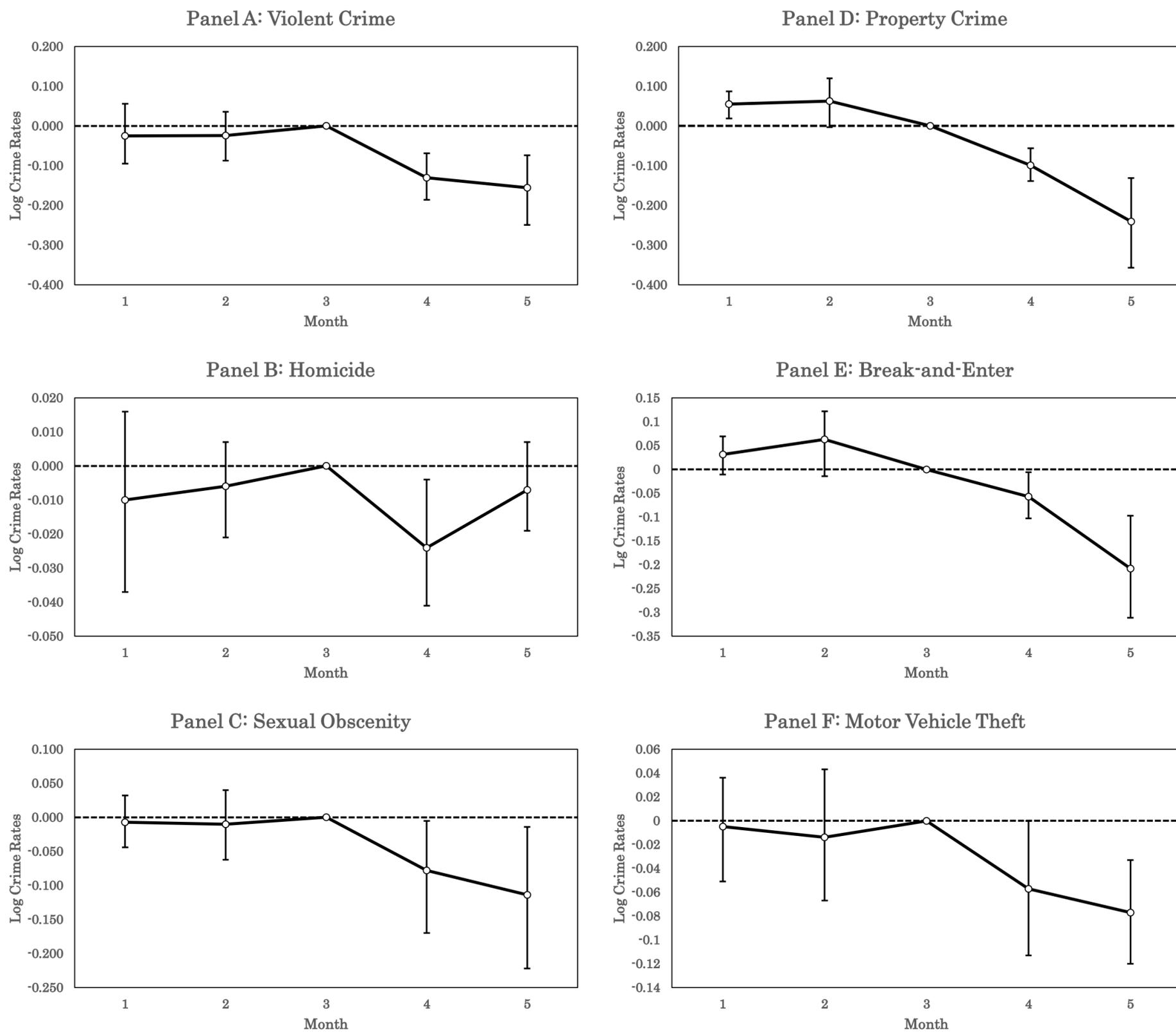


Figure 2. Event study model. Note: Each panel represents a separate regression results. Each regression controls for time-and age-fixed effects. All regressions are regressed using OLS and weighted using population by age levels. Source: 2018–2020 Crime Statistics.

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

COVID-19 のロックダウンが犯罪被害者数に与える影響について
—安倍政権下の非常事態を一事例として—

研究協力者 沈奕辰 早稲田大学 大学院経済学研究科
ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所
研究分担者 富蓉 早稲田大学 商学大学院
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

COVID-19の世界的感染拡大により、ウイルスの蔓延を抑制する目的で、数多くの政府がロックダウン政策をとった。その影響の1つが、犯罪被害者数の減少である。本研究では、都道府県ごとのロックダウンの導入時期の違いを「自然実験(外生ショック)」と見做し、2018-2020年における都道府県ごとに集計された犯罪統計をパネル化し、当該データに差の差推定(difference-in-differences: 以下, DID)を応用することで、2020年の安倍政権下でのロックダウン政策が、日本の犯罪被害者数に及ぼす影響を検証する。

推定の結果、当該ロックダウン政策は、人口10万人あたりの凶悪犯罪被害率、経済犯罪被害率をそれぞれ12.7%、20.9%減少させることがわかった。更に、侵入窃盗や性的暴行などの計画犯罪は、殺人などの非計画犯罪よりも減少することが確認された。また、年齢層別では、0-29歳では性的暴行の被害が有意に減少し、30-59歳では凶悪犯罪と経済犯罪の被害者数が有意に減少していることが確認された。最後に、当該時期における短期的な自殺率が改善したことから、ロックダウンと犯罪被害の関係を部分的に媒介するメカニズムがメンタルヘルスの改善である可能性が示唆された。

A. 研究目的

本研究目的は、安倍政権が実施した自主規制が日本の犯罪被害率に与える影響を評価することにある。政権の対応の遅さに対するメディアや国民の批判にもかかわらず、本研究では、凶悪犯罪と窃盗犯罪の被害率の両方において、実施後に有意な減少を見出した2018-2020年版犯罪統計のデータを用い、差分法(DID)により、日本における4月と5月

のロックダウンの実施後、凶悪犯罪と窃盗犯罪の被害率が有意に減少したことを明らかにし、これは他国における先行研究の結果と整合的であった。更に、当該政策が犯罪被害率に及ぼす影響が年齢層によって異質であるかどうかを検証する。その結果、0歳から29歳では性的暴行による被害が有意に減少し、30歳から59歳では全ての種類の凶悪犯罪と窃盗犯罪の被害が減少しているが、その効果の

大きさと有意性は犯罪被害の種類によって異なっていることがわかった。最後に、メンタルヘルスのメカニズムについて、自殺率との関連で検討した。その結果、ロックダウンは自殺率を有意に低下させることがわかった。具体的には、経済・生活環境による自殺率の低下が、今回の結果を牽引している。しかし、この結果は、安倍政権がロックダウン政策による犯罪減少効果を期待していたことを示唆するものではなく、むしろ本研究の結果は、ロックダウンが任意であれ強制であれ、その意図にかかわらず、犯罪被害率に負の波及効果をもたらすであろうことを示している。

B. 研究方法

COVID-19 に対するロックダウン政策が、犯罪被害率に及ぼす影響を調べるため、Leslie と Wilson(2020)と同じ推定モデルを用い、次のような差分の差分法(difference-in-differences: 以下、DID)を用いた推定を行う。

$$Y_{amt} = \beta_0 + \beta_1 Post_m + \beta_2 2020_t + \beta_3 Post_m \times 2020_t + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + u_{amt}, \quad (1)$$

式(1)で、 Y_{amt} は、 m 月、 t 年における年齢層 a ごとの 10 万人当たりの凶悪犯罪・窃盗犯罪被害率の自然対数である。Leslie and Wilson (2020) と同様、本研究における処置変数は 2020_t であり、これは観測年が 2020 年の場合に 1、それ以外は 0 となる 2 項変数である。処置期間変数である、 $Post_m$ は、観測月が 4 月から 6 月であれば 1、それ以外であれば 0 に等しい 2 項変数である。 $Post_m \times 2020_t$ は、 $Post_m$ と 2020_t の交差項であり、 β_3 は COVID-19 に対するロックダウン政策が犯罪被害者に及ぼす効果を示しており、本研究

で最も注目すべき係数となる。 λ_a はそれぞれの年齢層に対応する年齢 2 項変数のベクトルである。 γ_m と ω_t は、それぞれの月と年に対応する月と年の 2 項変数ベクトルである。

本研究が用いる DID は、共通トレンドの仮定に依存している。すなわち、政策やショックがない場合、処理群と対照群の間の系統的な差がないという仮定である。2020 年の 1-3 月コホートと 2018 年、2019 年の同コホート間の犯罪被害率は一定か平行でなければならない。DID 推定値がロックダウン導入前の犯罪被害率の低下傾向に左右されないことを示すため、以下のイベントスタディモデルを実施する。

$$Y_{amt} = \beta_0 + \sum_{m=5}^1 \delta_m Month_m \times 2020_t + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + u_{amt}, \quad (2)$$

式(2)では、交差項を除き、全ての従属変数と固定効果は式(1)と同じである。本研究では、交差項、 $Month_m \times 2020_t$ 、及び、関連パラメータ δ_m に注目する。ベースラインは、ロックダウン開始の 1 ヶ月前の 3 月である。ベースラインと比較して、1 月と 2 月の推定値が統計学的に有意でない場合、共通トレンドの仮定は妥当であると結論付けることが出来る。

更に、ロックダウンは集団によって異なる影響を与える可能性がある。例えば、既に退職して通勤していない高齢者は、ロックダウンの影響をあまり受けないかもしれないが、通勤・通学している若年者は、より強い影響を受けるかもしれない。本研究で用いるデータには年齢層別の情報が含まれていることから、difference-in-difference-in-differences 法(以下、DDD)を用い、DID の交差項と年齢の 3 群に分け、そのカテゴリー変数との交差項を回帰分析に投入することで、年齢の異質性を

検証することが可能となる。具体的には、次のようなモデルを推定する。

$$Y_{amt} = \alpha + \beta_1 Post_m \times 2020_t \times Age0 - 29_a + \beta_2 Post_m \times 2020_t \times Age30 - 59_a + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + \gamma_m \lambda_a + \omega_t \lambda_a + u_{amt}, \quad (3)$$

式(3)で、 $Age0 - 29_a$ は、年齢層が0から29までの場合は1、それ以外は0となる2項変数である。 $Age30 - 59_a$ は、年齢層が30-59の場合に1となり、それ以外は0となる2項変数である。そして、除外変数は、60歳以上の個人の年齢区分である。これは、60歳以上は、定年退職や未亡人(あるいは離婚者)である可能性が高く、60歳未満の人ほどには、COVID-19による労働市場ショックや家計ショックを受けたいことが予想されるため、当該年齢群を除外変数として用いることとした。また、60歳未満を0-29と30-59に層別化したのは、30-59歳は働き盛りの年齢であることから、労働市場ショックや家計ショックに対してより脆弱であると考えられるためである。 $\gamma_m \lambda_a$ と $\omega_t \lambda_a$ は、時間固有の年齢トレンドを統制している。

ロックダウンと犯罪被害との関係を媒介する潜在的なメカニズムの1つは、精神的健康である。先行研究によれば、COVID-19はメンタルヘルスに直接的な影響を与えることが分かっている(Tanaka & Okamoto, 2020; Ueda et al.) 更に、COVID-19は、労働市場ショックや家計ショック等に起因する精神的ストレスを通じて、メンタルヘルスに間接的な影響を与える可能性もある。ロックダウンのメンタルヘルスへの影響を調べるために、自殺率をメンタル

ヘルスの代理変数として、以下のモデルを推定する。

$$S_{amt} = \beta_0 + \beta_1 Post_m + \beta_2 2020_t + \beta_3 Post_m \times 2020_t + \lambda_a + \gamma_m + \omega_t + u_{amt} \quad (4)$$

式(4)で、全ての独立変数は式(1)と同じである。 S_{amt} は、t年m月の年齢層aの人口10万人当たりの自殺率の自然対数である。また、家族、健康、経済・生活の3つの理由による自殺率への影響も推定し、そのメカニズムを検討する。

標準誤差は年齢階層でクラスターリングしている。Cameronら(2008)やMacKinnon and Webb(2017)による最近の研究では、標本数が50未満のクラスター推論は帰無仮説の過剰棄却につながるとされている。本研究では年齢で層別化した場合、標本数が10しかないため、本研究でのクラスター推論には、小標本に起因するクラスターの問題が発生している可能性がある。したがって、本研究では、それに対する対処法の1つとして、ワイルドブートストラッピングを利用する。この方法は、合理的にうまく機能することが示されている(Cameron et al., 2008; Cameron et al., 2015)。ここでは、Webb比重を用いて、1000回のreplicationを行い、クラスター推論をワイルドブートストラップした。また、標準誤差の代わりにp値を報告する(Roodman et al., 2019)。

C. 研究結果

C-1. 記述統計量

Table1は、処置群及び処置期間別の従属変数の平均値と標準偏差を報告している。コラム(1)は全観察期間、コラム(2)・(3)は、2018年と2019年、コラム(4)・(5)は、2020年の記述

統計量を示している。まず、窃盗犯罪の被害率は、凶悪犯罪の被害率よりも全体的に高い。例えば、人口10万人当たりの窃盗犯被害率の対数は1.397であるのに対し、10万人当たりの凶悪犯被害率の対数は0.393である。次に、凶悪犯罪被害率と窃盗犯罪被害率の対数の平均値は、2018年と2019年には1-3月コホートと4-5月コホートの間で増加するが、2020年には両コホートの間で減少する。最後に、犯罪の種類間で有意な異質性がある。例えば、2つのコホート間の殺人被害率は、(2018年と2019年の1.6%に対して2020年の-15.9%)性的わいせつ被害率は(2018年と2019年の21.8%に対して2020年の-21.5%)よりも減少が少ない傾向にある。以上、要約すると、少なくとも記述統計量からは、ロックダウン政策が犯罪被害率にマイナスの影響を与えている可能性が示唆されるが、これを確認するためには、より精緻な分析が必要である。

C-2. 回帰分析による結果

Table2は、式(1)により、ロックダウンの犯罪被害率への影響を推定した結果である。コラム(1)-(3)は凶悪犯罪、コラム(4)-(6)は窃盗犯罪の推計値を示している。各コラムは異なる被説明変数を表している。全体として、ロックダウンは凶悪犯罪と窃盗犯罪の被害率の低下と関連していることがわかる。ロックダウンは凶悪犯罪の被害率を12.7%、窃盗犯罪の被害率を20.9%減少させる。殺人には統計的に有意な効果は見られないが、性的わいせつの被害率は9%減少している。窃盗犯の種類別の分析では、住居侵入が16.4%、自動車盗が6.1%減少していることがわかる。

Figure2は、式(2)から、凶悪犯罪、窃盗犯罪の被害、及び、各犯罪の種類別にイベントスタディの結果を示したものである。ベースラ

インはロックダウンの1ヶ月前である3月である。パネルA-Cは、凶悪犯罪被害率とその類型別に、パネルD-Fは、窃盗犯の被害率とその類型別に、イベントスタディの推計値を示している。1月(Month 1)と2月(Month 2)の推定値は、凶悪犯罪と各類型については、統計学的に有意ではない。また、これらの推定値の大きさは、4月と5月の推定値に比べると小さく、凶悪犯罪被害率については、共通トレンドの仮定が妥当であることが示されている。窃盗犯については、1月(Month 1)と2月(Month 2)の推定値は正であるが統計学的に有意であることがわかる。3月以前の統計学的に有意な推定値は、共通トレンドの仮定に反することを示唆しているように見える。しかし、これはパンデミックの影響によるものであり、3月にはパンデミックへの不安や恐怖から家に閉じこもりがちになる可能性があった。このことは、窃盗を侵入窃盗と自動車窃盗の種類別に分解してみるとわかる。この傾向は、侵入窃盗のみ現れ、自動車盗には現れないことから、その効果は強くないものの、3月に何らかの自発的な自宅待機行動があった可能性が示唆される。全体として、イベントスタディでは、共通トレンドの仮定が成立する可能性が高いことがわかる。

Table3は、年齢層別の犯罪被害率に対するロックダウンの効果を推定した結果である。ベースラインは60歳以上の高齢者である。各列は、異なる被説明変数の推定結果を表している。分析の結果、年齢層が異なると、凶悪犯罪と窃盗犯罪でロックダウンの影響が異なることがわかる。コラム(1)-(3)を見ると、0-29歳、30-59歳では、それぞれ19.8%、9.5%と、凶悪犯罪の被害率を統計学的に有意に減少させることがわかる。殺人については年齢に関係なく効果は認められないが、性的なわい

せつ行為については統計学的に有意に影響している。窃盗犯罪の被害率では、ロックダウンは30歳から59歳までで11.9%の減少をもたらすことがわかった。また、侵入窃盗と自動車盗については、30歳から59歳では、侵入窃盗のみがより大きな影響を受ける傾向にある。以上のことから、COVID-19に対するロックダウン政策と犯罪被害率の間には、年齢層による異質性があることが見て取れる。特に、30歳から59歳の年齢層では、凶悪犯罪、窃盗犯罪の被害率ともに一貫してマイナスであった。

表4は、ロックダウンがメンタルヘルスに及ぼす影響を、自殺率を代理変数として推定した結果である。各コラムは異なる従属変数を表している。コラム(1)は自殺率全体に対する推定値、コラム(2)-(4)は、自殺の原因となる家族、健康、経済・生活環境別に、自殺率に対する効果の推定値を示している。結果、ロックダウンは人口10万人当たりの自殺率を2.8%統計学的に有意に減少させることが確認された。自殺の理由を層別化すると、健康、経済・生活環境による自殺は有意に減少し、家族による自殺には効果がないことがわかった。しかし、その効果の大きさは、身体的健康については0.6%程度であり、些細なものである。以上の結果から、ロックダウン期間中の犯罪被害率の減少は、自殺率に代表されるメンタルヘルスの短期的な改善によって、部分的に説明される可能性が示唆される。更に、経済・生活環境を原因とする自殺率の減少がその重要な媒介となる可能性がある。しかしながら、こうした結果は、経済・生活環境に起因する自殺率がロックダウンによって増加する(あるいは統計学的に有意ではない)という、一般的な予想と矛盾している。1つ考えられるのは、労働市場への効果はすぐに現れるものではな

く、むしろロックダウン期間の終了後に労働市場へのショックが遅れて現れるのではないかとということである。具体的には、ロックダウン期間中はリモートワークが可能となり、自宅環境にとどまることで、企業環境での仕事のストレスが減少するため、経済的、または、生活環境に起因する自殺率の統計学的に有意な減少につながっているのではないかと考えられる。

C-3. 頑健性の確認

表5は、頑健性の確認の結果を示している。イベントスタディでは、共通トレンドの仮定がほぼ満たされていることが示されたが、年齢別の線形、及び、2次トレンドを投入することで、モデル内のグループ固有のトレンドを吸収し、結果の信頼性をさらに向上させることが出来る。パネルAとBは、これらのトレンドが投入された推定値を示している。全体として、これらの推定値と前節で述べた結果との間には、効果の大きさ、符号、統計学的有意性において大きな違いは認められなかった。また、ポアソン推定を行うことで、代替的なモデルに対する結果の頑健性を検証する。従属変数として、対数変換されていない値を用いる。パネルCがその結果であり、前節で述べた結果と整合的であった。更に、ポアソン推定に加え、逆ハイパーボリックサイン変換の頑健性も検証した。この変換は、元の率が0であるときに、0でない率を生成するという利点がある。パネルDでは、この変換を用いた推定値を示している。これらの推定値とも統計学的に有意な差は観察されなかった。最後に、Solonら(2015)による最近の研究では、加重回帰では何を重み付けしているのかが明確でないと批判されている。理想的には、重み付けなしの回帰に対する推定値の頑健性を検証する必要がある。パネルDでは、重み付けなしの推

定値を報告するが、重み付けした推定値と同様、統計学的に有意な差は見られなかった。

D. 考察/E. 結論

本研究では、2018-2020年犯罪統計に DID 法を応用し、COVID-19 に対するロックダウン政策が犯罪被害率に及ぼす影響を推定した。具体的には、日本における凶悪犯罪、窃盗犯罪、及び、各犯罪の類型別の犯罪被害率に対するロックダウンの効果について検証を行った。分析の結果、COVID-19 に対するロックダウンは、人口 10 万人当たりの凶悪犯罪被害率を 12.7%、窃盗犯罪被害率を 20.9% 減少させるという統計学的に有意な関係があることがわかった。また、イベントスタディを行い、DID 推定の前提となっている、共通トレンドの仮定が妥当であることが確認された。更に、DDD 法を用いて、ロックダウンの年齢別の効果が犯罪被害者数に及ぼす影響を調査した。結果、30 歳から 59 歳の年齢層がロックダウンの影響を最も受けていることがわかった。最後に、メンタルヘルスの代理変数として自殺率を用いた分析を行い、上記の関係を媒介するメンタルヘルスマカニズムを検証したところ、ロックダウン期間中だけをみると、自殺率が 2.8% 減少しており、更に、その効果は経済・生活環境に起因する自殺率の減少によってもたらされている。以上の事から、全体として、ロックダウン政策は日本における犯罪被害率に一貫した負の効果をもたらすことがわかった。

本研究が得た知見は、いくつかの示唆を与える。第 1 に、ロックダウンは、凶悪犯罪と窃盗犯罪の被害率を低下させることがわかった。言い換えれば、ロックダウン期間中、犯罪が減少している可能性がある。このことは、パンデミック時に医療部門に加わるストレスを軽

減するために、警察や刑事司法などの公共部門から医療部門に資源を再配分することが可能であることを示唆している。第 2 に、ロックダウンは、異なる種類の犯罪に一律に影響を与えるわけではない。つまり、ある犯罪は他の犯罪よりも影響を受けるが、影響を殆ど受けない犯罪については、ロックダウンの期間中、警察はこれらの犯罪の取り締まりにより多くのリソースを割いた方が良いかもしれない。第 3 に、働き盛りの年代の人々は、一貫してロックダウンの影響を受けている。これらの人々は、ピーク時に移動する可能性が高く、また、異なる地域に移動する可能性が高い。これは、犯罪者と被害者の頻繁な接触がロックダウンと犯罪の関係を媒介する重要なメカニズムであることを示唆するものである。最後に、メンタルヘルスのメカニズムとして、ロックダウンは、少なくとも短期的には、自殺率を統計学的に有意に低下させ、それは経済・生活環境に起因する自殺率の減少が大きく寄与していることが示された。このことは、被害者の減少を望む政策立案者は、犯罪者と被害者の接触を減らすだけでなく、住民全体の精神衛生状態を改善することに焦点を当てるべきであることを示唆している。

無論、本研究には限界がある。第 1 に、本研究が用いたデータは集計情報であり、個票レベルのデータではない。このため、各個人を追跡することは出来ない。個票レベルのデータがあれば、ロックダウンが長期的に犯罪行動にどのような影響を与えるかについて検証を行うことが出来、更に、異質性に関する精緻な分析が可能となるだろう。第 2 に、本研究で使用した犯罪被害率は過少に報告されている可能性が高い。もしそうであれば、真の犯罪被害率はもっと高いかもしれず、本研究における推定値は上方に偏っている可能性があ

る。最後に、本研究では、データが限定的であり、ロックダウンと犯罪の関係の背後にあるメカニズムの解明には至っておらず、この関係を媒介する潜在的なチャンネルを完全に説明することは出来ない。

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Covid-19’s lockdown and crime victimization: The state of emergency under the Abe administration”. *Asian Economic Policy Review*, 16(2): 327-348.

2. 学会発表

October/2020: Asian Economic Policy Review 16th Conference. “Pandemic and crimes: The effect of covid-19 on criminal behavior in Japan”. Online

H. 知的窃盗権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
特に無し。

2. 実用新案登録
特に無し。

3. その他
特に無し。

参考文献

Alon, T. M., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). *The impact of COVID-19 on gender equality* (No.

w26947). National Bureau of Economic Research.

Angelucci, M., Angrisani, M., Bennett, D. M., Kapteyn, A., & Schaner, S. G. (2020). *Remote work and the heterogeneous impact of covid-19 on employment and health* (No. w27749). National Bureau of Economic Research.

Bargain, O., & Ulugbek, A. (2020). Poverty and Covid-19 in Developing Countries. *Bordeaux University*.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In *The Economic Dimensions of Crime* (pp. 13-68). Palgrave Macmillan, London.

Blundell, R., Costa Dias, M., Joyce, R., & Xu, X. (2020). COVID-19 and Inequalities. *Fiscal Studies*, 41(2), 291-319.

Brynjolfsson, E., Horton, J. J., Ozimek, A., Rock, D., Sharma, G., & TuYe, H. Y. (2020). *COVID-19 and remote work: an early look at US data* (No. w27344). National Bureau of Economic Research.

Burbidge, J. B., Magee, L., & Robb, A. L. (1988). Alternative transformations to handle extreme values of the dependent variable. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401), 123-127.
Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner’s guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372.

- Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414-427.
- Campello, M., Kankanhalli, G., & Muthukrishnan, P. (2020). *Corporate hiring under covid-19: Labor market concentration, downskilling, and income inequality* (No. w27208). National Bureau of Economic Research.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., & Weber, M. (2020). *Labor markets during the covid-19 crisis: A preliminary view* (No. w27017). National Bureau of Economic Research.
- Ehrlich, I. (1996). Crime, punishment, and the market for offenses. *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), 43-67.
- Griffith, A. K. (2020). Parental burnout and child maltreatment during the COVID-19 pandemic. *Journal of Family Violence*, 1-7.
- Han, J., Meyer, B., & Sullivan, J. X. (2020). Income and Poverty in the COVID-19 Pandemic. *NBER working paper*, (w27729).
- Hodgkinson, T., & Andresen, M. A. (2020). Show me a man or a woman alone and I'll show you a saint: Changes in the frequency of criminal incidents during the COVID-19 pandemic. *Journal of Criminal Justice*, 69, 101706.
- Lemieux, T., Milligan, K., Schirle, T., & Skuterud, M. (2020). Initial impacts of the COVID-19 pandemic on the Canadian labour market. *Canadian Public Policy*, 46(S1), S55-S65.
- Leslie, E., & Wilson, R. (2020). Sheltering in place and domestic violence: Evidence from calls for service during COVID-19. Available at SSRN 3600646.
- MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2017). Wild bootstrap inference for wildly different cluster sizes. *Journal of Applied Econometrics*, 32(2), 233-254.
- Mohler, G., Bertozzi, A. L., Carter, J., Short, M. B., Sledge, D., Tita, G. E., ... & Brantingham, P. J. (2020). Impact of social distancing during COVID-19 pandemic on crime in Los Angeles and Indianapolis. *Journal of Criminal Justice*, 101692.
- Piquero, A. R., Riddell, J. R., Bishopp, S. A., Narvey, C., Reid, J. A., & Piquero, N. L. (2020). Staying Home, Staying Safe? A Short-Term Analysis of COVID-19 on Dallas Domestic Violence. *American Journal of Criminal Justice*, 1-35.
- Prime Minister's Office of Japan. (2020). News. <https://www.kantei.go.jp/jp/news/index.html>
- Roodman, D., Nielsen, M. Ø., MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2019). Fast and wild: Bootstrap inference in Stata using boottest. *The Stata Journal*, 19(1), 4-60.
- Solon, G., Haider, S. J., & Wooldridge, J. M. (2015). What are we weighting

for? *Journal of Human
Resources*, 50(2), 301-316.

Tanaka, T., & Okamoto, S. (2020). Suicide during the COVID-19 pandemic in Japan. *medRxiv*.

Ueda, M., Nordström, R., & Matsubayashi, T. (2020). Suicide and mental health during the COVID-19 pandemic in Japan. *medRxiv*.

Table 1. Summary statistics

	All (N=150)	2018–2019 (N=100)		2020 (N=50)	
	All (1)	Jan–Mar (2)	April–May (3)	Jan–Mar (4)	April–May (5)
Ln(Violent Crime Victimization Rates)	0.393 (0.240)	0.384 (0.229)	0.436 (0.267)	0.400 (0.242)	0.326 (0.209)
Ln(Homicide Victimization Rates)	0.061 (0.027)	0.061 (0.025)	0.062 (0.028)	0.063 (0.031)	0.053 (0.024)
Ln(Sexual Obscenity Victimization Rates)	0.195 (0.225)	0.187 (0.211)	0.239 (0.278)	0.185 (0.205)	0.147 (0.165)
Ln(Property Crime Victimization Rates)	1.397 (0.608)	1.432 (0.617)	1.492 (0.634)	1.340 (0.583)	1.191 (0.550)
Ln(Break-and-Enter Victimization Rates)	1.240 (0.562)	1.267 (0.572)	1.315 (0.593)	1.194 (0.536)	1.078 (0.506)
Ln(Motor Vehicle Theft Victimization Rates)	0.340 (0.234)	0.359 (0.245)	0.372 (0.245)	0.311 (0.219)	0.263 (0.188)

Note: Columns (1)–(5) report the means and standard deviations of all, 2018–2019, and 2020 samples. The standard deviations are reported in round brackets. The variables are log-transformed victimization rates per 100,000 people. All statistics are weighted by populations.

Table 2. The effect of COVID-19's lockdown on crime victimization

	Violent Crime			Property Crime		
	(1) Overall	(2) Homicide	(3) Sexual Obscenity	(4) Overall	(5) Break-and- Enter	(6) Motor Vehicle Theft
Post × Year 2020	-0.127*** [0.000]	-0.010 [0.131]	-0.090** [0.015]	-0.209*** [0.001]	-0.164*** [0.002]	-0.061*** [0.006]
Age FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	150	150	150	150	150	150

Note: Columns (1)–(6) report the effect of Covid-19's lockdown on crime victimization rates. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster at the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb's weights. The p-values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 3. Heterogeneity by age group

	Violent Crime			Property Crime		
	(1) Overall	(2) Homicide	(3) Sexual Obscenity	(4) Overall	(5) Break-and- Enter	(6) Motor Vehicle Theft
Post × Year 2020 × Age 0–29	-0.198*** [0.003]	0.004 [0.838]	-0.250*** [0.002]	-0.037 [0.706]	0.037 [0.584]	0.033 [0.294]
Post × Year 2020 × Age 30–59	-0.095** [0.017]	-0.020 [0.155]	-0.065** [0.022]	-0.119** [0.021]	-0.116** [0.041]	-0.029 [0.384]
Post × Year 2020 × Age ≥ 60	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline	Baseline
Age FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	150	150	150	150	150	150

Note: Columns (1)–(6) report the effect of Covid-19’s lockdown on crime victimization rates. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster by the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb’s weights. The p values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 4. The effect of COVID-19's lockdown on suicides

	Reason(s)			
	(1) Total Suicide	(2) Family	(3) Physical Health	(4) Economic/ Living Conditions
Post × Year 2020	-0.028*** [0.002]	-0.012 [0.108]	-0.006** [0.044]	-0.012** [0.015]
Age FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	120	120	120	120

Note: Columns (1)–(4) report the effect of Covid-19's lockdown on suicide rates and its causes. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster by the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb's weights. The p values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

.01

Table 5. Robustness check

	Violent Crime			Property Crime		
	(2) Overall	(3) Homicide	(4) Sexual Obscenity	(5) Overall	(6) Break-and- Enter	(7) Motor Vehicle Theft
Panel A: Age-specific linear trends						
Post × Year 2020	-0.127*** [0.000]	-0.010 [0.131]	-0.090** [0.015]	-0.209*** [0.001]	-0.164*** [0.002]	-0.061*** [0.006]
Panel B: Age-specific quadratic trends						
Post × Year 2020	-0.127*** [0.000]	-0.010 [0.135]	-0.090** [0.013]	-0.209*** [0.000]	-0.164*** [0.002]	-0.061*** [0.006]
Panel C: Poisson						
Post × Year 2020	-0.438*** [0.002]	-0.101 [0.403]	-0.614** [0.021]	-0.294*** [0.002]	-0.244*** [0.000]	-0.241*** [0.006]
Panel D: Inverse hyperbolic sine transformed						
Post × Year 2020	-0.170*** [0.001]	-0.011 [0.138]	-0.118** [0.014]	-0.258*** [0.001]	-0.206*** [0.001]	-0.080*** [0.002]
Panel E: Unweighted						
Post × Year 2020	-0.126*** [0.001]	-0.005 [0.432]	-0.095*** [0.008]	-0.204*** [0.002]	-0.154*** [0.002]	-0.052*** [0.002]
<i>N</i>	150	150	150	150	150	150

Note: Columns (1)–(6) report the effect of Covid-19’s lockdown on crime victimization rates. Each column reports an estimate for a different dependent variable. All regression estimations control for age, month, and year fixed effects and weighted by population. We cluster by the age levels and wild bootstrap the standard errors over 1000 replications with Webb’s weights. The p values are reported in the square brackets.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

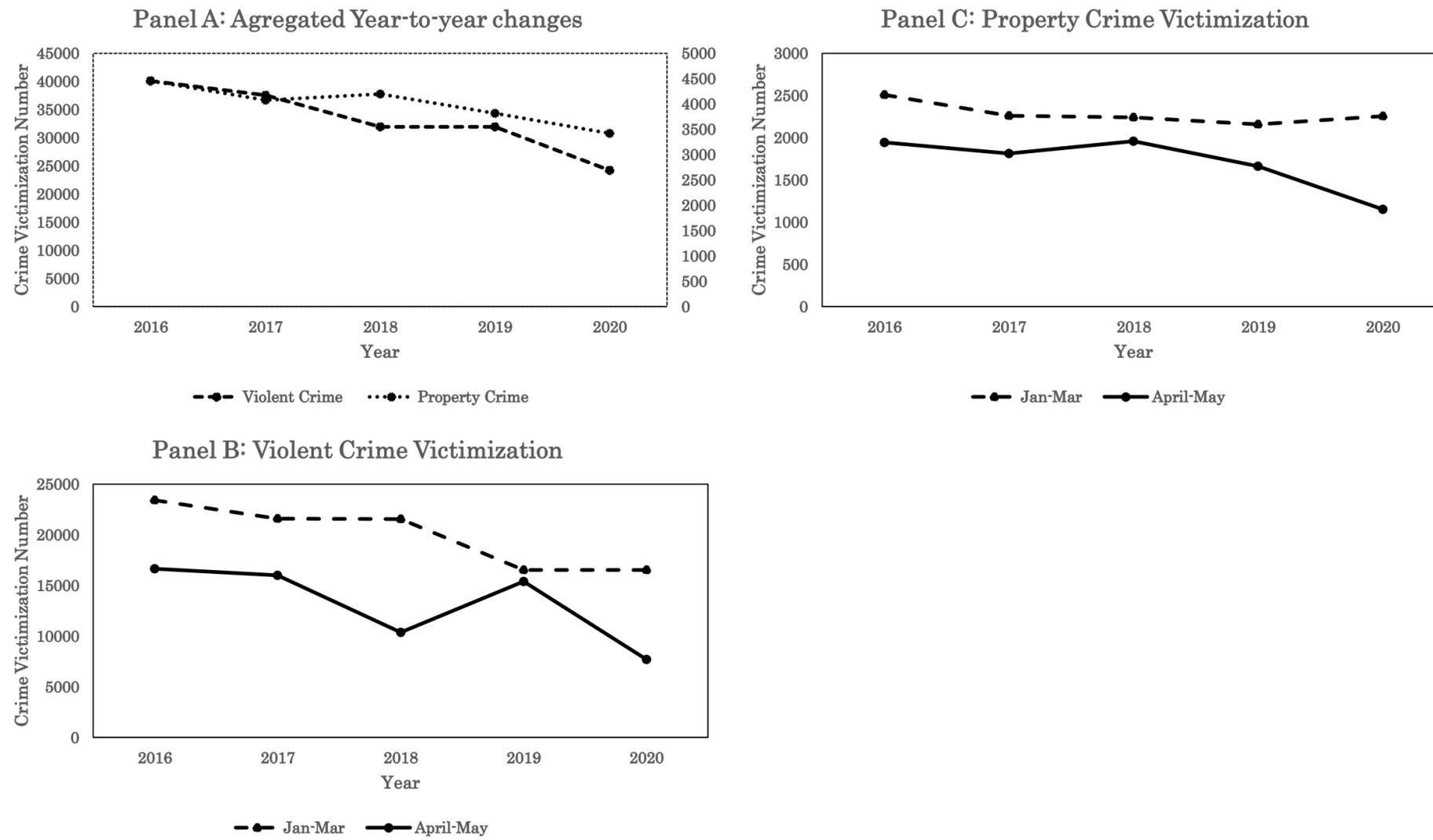


Figure 1. Crime Victimization from 2016 to 2020. Source: 2016–2020 Crime Statistics.

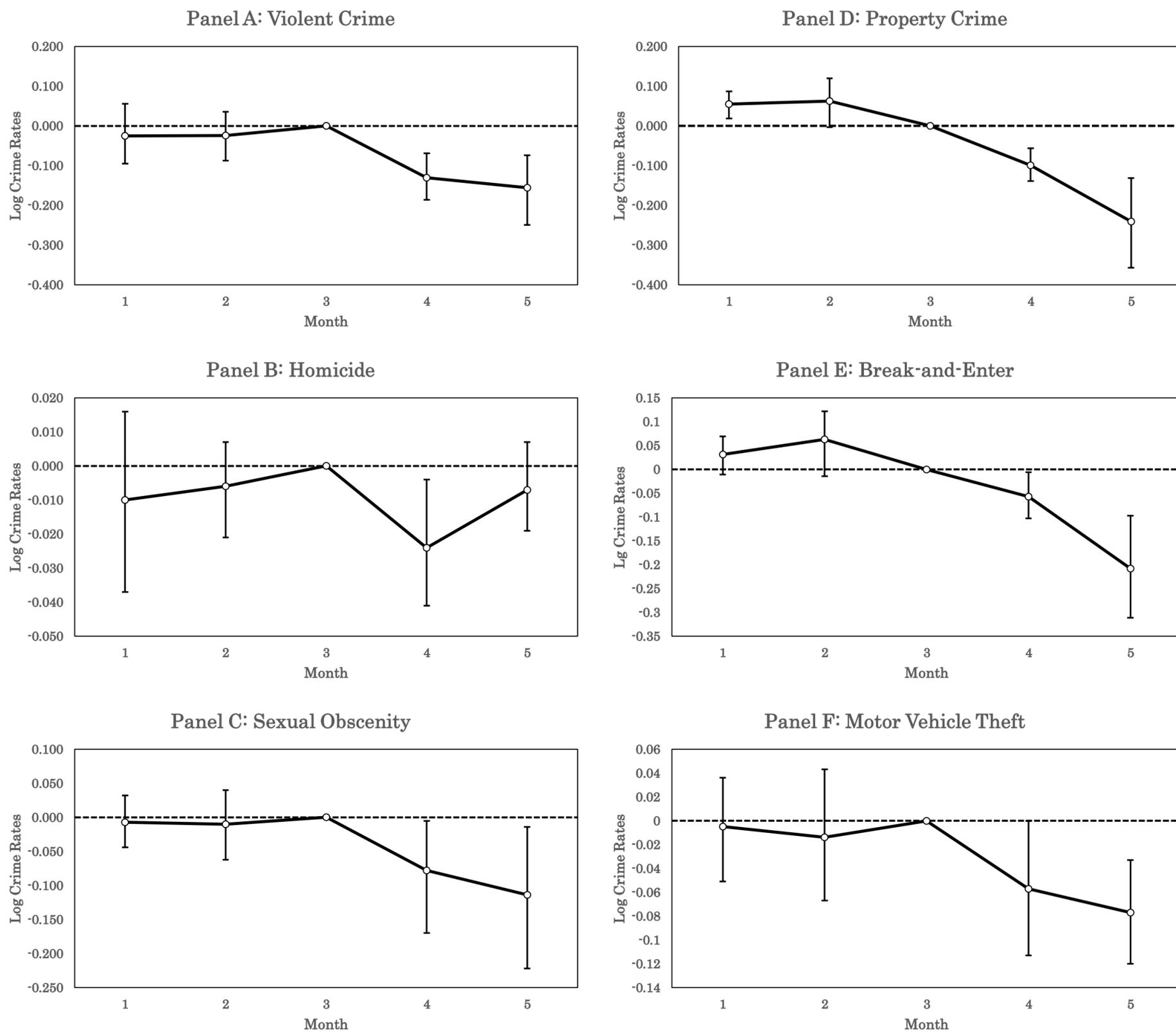


Figure 2. Event study model. Note: Each panel represents a separate regression results. Each regression controls for time-and age-fixed effects. All regressions are regressed using OLS and weighted using population by age levels. Source: 2018–2020 Crime Statistics.

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
Oikawa, M., Kawamura, A. Kang C., Yamagata, Z., Noguchi, H.	Do macroeconomic shocks in the local labor market lead to child maltreatment and death?: Empirical evidence from Japan	<i>Child Abuse and Neglect</i>	124	105430	2022
Shen, Y., Noguchi, H.	The effect of coverage of smoking-cessation aids on tobacco use: Evidence from Canada	<i>Health Economics</i>	30(9)	2200-2216	2021
Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H.	Does College Education Make Us Act Healthier?	<i>SSRN</i>	58	https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026	2021
Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H.	Covid-19's lockdown and crime victimization: The state of emergency under the Abe administration	<i>Asian Economic Policy Review</i>	16(2)	327-348	2021

2022年 3月 25日

厚生労働大臣
(国立医薬品食品衛生研究所長) 殿
(国立保健医療科学院長)

機関名 早稲田大学

所属研究機関長 職名 総長

氏名 田中 愛治

次の職員の(令和)3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

3. 研究者名 (所属部署・職名) 政治経済学術院・教授

(氏名・フリガナ) 野口 晴子 (ノグチ ハルコ)

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入(※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査(※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針(※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他(特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

2022年 3月 25日

厚生労働大臣
(国立医薬品食品衛生研究所長) 殿
(国立保健医療科学院長)

機関名 早稲田大学

所属研究機関長 職名 総長

氏名 田中 愛治

次の職員の(令和)3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

3. 研究者名 (所属部署・職名) 理工学術院・教授

(氏名・フリガナ) 朝日 透 (アサヒ トオル)

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和4年2月21日

厚生労働大臣 殿

機関名 高知大学

所属研究機関長 職 名 学長

氏 名 櫻井 克年

次の職員の令和3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業
2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究
3. 研究者名 (所属部署・職名) 教育研究部医療学系医学教育部門・教授
(氏名・フリガナ) 阿波谷 敏英・アワタニ トシヒデ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査に場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

厚生労働大臣
—(国立医薬品食品衛生研究所長) 殿
—(国立保健医療科学院長)—

機関名 公立大学法人神奈川県立保健福祉大学
所属研究機関長 職名 学長
氏名 中村 丁次

次の職員の（令和）3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業
2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究
3. 研究者名 (所属部署・職名) ヘルスイノベーション研究科・教授
(氏名・フリガナ) 川村 顕・カワムラ アキラ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (無の場合はその理由： 規定により、一定の金額を超える経済的係が無い場合は報告・審査を行わない)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容：)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

2022年 3月 25日

厚生労働大臣
(国立医薬品食品衛生研究所長) 殿
(国立保健医療科学院長)

機関名 早稲田大学

所属研究機関長 職名 総長

氏名 田中 愛治

次の職員の(令和)3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

3. 研究者名 (所属部署・職名) 政治経済学術院・准教授

(氏名・フリガナ) 玉置 健一郎 (タマキ ケンイチロウ)

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

厚生労働大臣
(国立医薬品食品衛生研究所長) 殿
(国立保健医療科学院長)

機関名 東洋大学

所属研究機関長 職名 学長

氏名 矢口 悦子

次の職員の(令和)3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

3. 研究者名 (所属部署・職名) 経済学部・准教授

(氏名・フリガナ) 花岡智恵・ハナオカチエ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入(※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査(※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針(※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他(特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

厚生労働大臣
 (国立医薬品食品衛生研究所長) 殿
 (国立保健医療科学院長)

機関名 早稲田大学

所属研究機関長 職名 総長

氏名 田中 愛治

次の職員の(令和)3年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

2. 研究課題名 産業別・地域別における生活習慣病予防の社会経済的な影響に関する実証研究

3. 研究者名 (所属部署・職名) 商学大学院・専任講師

(氏名・フリガナ) 富 蓉 (フ ヨウ)

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入 (※1)		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査 (※2)
人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針 (※3)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称:)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

(※1) 当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他 (特記事項)

(※2) 未審査の場合は、その理由を記載すること。

(※3) 廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関:)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由:)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容:)

(留意事項) ・該当する□にチェックを入れること。
 ・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。