

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

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

平成30年度 総括研究報告書

研究代表者 野口 晴子

令和元年（2019）年 5月

目次

I. 総括研究報告

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.....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) Rong Fu, Haruko Noguchi.(2018.12) *Review of Economics of the Household*,
タイトルページ

(資料 2) Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. (2019.6)
The 2019 Asia Meeting of the Econometric Society. Xiamen University, located
in the resort-like island city of Xiamen (also called Amoy), China. Accepted
採択レター

(資料 3) Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. (2019.7)
The 2019 Asia Meeting of the Econometric Society. Xiamen University,
located in the resort-like island city of Xiamen (also called Amoy), China.
学会ホームページ

(資料 4) Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. (2019.7) International Health Economic
Association (iHEA). Basel, The Switzerland. Accepted.
学会ホームページ

(資料 5) Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. (2019.7) International
Health Economic Association (iHEA). Basel, The Switzerland. Accepted.
学会ホームページ

II. 分担研究報告

1. 成年者層における循環器系疾患の罹患歴と就労との関連性に関する研究
一超高齢社会・日本の大規模調査に対する操作変数法の応用事例一16
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院 教授
研究分担者 田宮菜奈子 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野・教授・分野長
研究分担者 高橋秀人 国立保健医療科学院・統括研究官
研究協力者 富蓉 早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究協力者 金子周平 早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究分担者 川村顕 早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者 姜哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員

2. 中高年層における悪性新生物の診断が就労継続に与える影響と、その性別間、職種別間の差
異に関する研究32

研究分担者	川村 顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授
3. 成年者層における精神的な健康水準と就労との関連性に関する研究		
—「内生性」への対処を中心とした分析—46		
研究分担者	川村 顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授
4. 喫煙規制が受動喫煙と予防行動に及ぼす影響についての実証研究62		
研究分担者	下川 哲	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	Sen ZENG	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授
5. 人生の初期段階における医療サービスの利用と健康状況に対する政策介入効果79		
研究分担者	川村 顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授
6. 健康診断の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響.....120		
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究分担者	川村 顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
III. 研究成果の刊行に関する一覧表149		

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)
(総括)研究報告書

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

研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院 教授

研究要旨

本研究の目的は、①生活習慣病の罹患が就労状況(就労確率、就労時間・日数、賃金等)に及ぼす影響について実証的に検証することにより現状を把握し、②生活習慣病に対する予防行動が、生活習慣病の罹患率に与える効果を統制した上で、賃金で測った場合の労働生産性に与える効果を定量的に検証する。更に、①と②から得られたパラメータを用い、③生活習慣病予防に対する費用対効果分析の観点から、生活習慣病を予防することによって日本の労働生産性、及び、マクロ経済全体にどの程度の改善がみられるかについてのシミュレーションを行い、「健康日本21(第二次)」等に代表されるヘルスプロモーション政策に対する基礎資料を作成する。

平成30(2018)年度の研究では、まず、高血圧、脳内出血、脳内梗塞、狭心症、心筋梗塞などの循環器系疾患、悪性新生物(がん)、鬱の3疾患に焦点を当て、研究目的の①と②に対する定量分析を行った。本研究では、操作変数法による2段階推定、Propensity scoring matching (PSM)、及び、政策変更を外生的な介入(自然実験)と捉え、差の差(difference-in-difference: DID)分析を用い、「観察されない要因」による内生性に対処した。

第1に、『国民生活基礎調査』(1995-2013年)、及び、同調査と突合可能な『国民健康・栄養調査』(1995-2013年)を用いて、成年者層における循環器系疾患の罹患歴が就労確率や就労時間に及ぼす影響について、その大きさを検証した。分析の結果、循環器系疾患の罹患歴がある場合、女性に限り、就労確率を15.4%(95%CI:-30.6%~-0.2%)統計学的に有意に低下させることがわかった。年齢群別の分析からは、40歳未満では統計学的な有意差は観察されなかったが、40歳以上の場合、罹患歴は就労確率を低下させ、とりわけ、65歳以上の高齢者においてその影響が大きい。職種別では、罹患歴は、肉体的就労の従事者の就労確率を有意に低下させるが、知的就労に対する影響は確認されなかった。最後に、就労時間については、循環器系疾患の罹患は、週5時間程度、就労時間を減少させることがわかった。

第2に、『中高年者縦断調査』(2005-2016年)を用い、悪性新生物(がん)の診断が就労継続の意思決定に対してどう影響するかについて検証することにある。推定の結果、(1)男性就労者の場合、がんの診断を受けると、受けない場合と比べ、10.1%離職確率が高まり、診断の1年後には5.0%離職確率が高まる傾向にあること；(2)他方、女性就労者の場

合、がんの診断を受けると、当年には18.6%離職確率が高まるのに対し、翌年の離職確率に対する統計学的有意性は観測されなかった。職種別では、(3)知的就労従事者では、がんの診断を受けると、診断がない場合と比べ、11.6%離職確率が高まり、同確率は翌年も依然として3.8%と有意であること；(4)他方、肉体的就労従事者については、診断年では、離職確率が18.7%高まるのに対し、翌年の離職確率については2.1%と推定されたが、統計学的有意性は観測されなかった。以上のことから、がんの診断を受けた際の離職のパターンには男女間、職種間で明らかな差異があることが判明し、職場内における男女、異業種間で、がん患者に対する対応に差がある可能性が示唆される結果となった。

第3に、『国民生活基礎調査』(2010-2016年)を用いて、Kessler 6 (K6)で測った成年者層における精神的な健康状態が就労確率と1時間当たりの賃金に与える影響について推定を行った。結果、(1)K6得点が1標準偏差分上昇(悪化)することで、労働供給を行う確率は、男性で約2.8%から3.4%減少し、女性で約3.6%-3.7%減少すること；(2)1時間当たりの賃金については、1標準偏差分のK6得点の上昇は男性労働者の賃金を3.0%-4.2%減少させ、女性労働者の賃金については、2.1%-2.9%の減少が観察された。

第4に、『国民健康・栄養調査』(2010-2016年)を用いて、喫煙行動に焦点を当て、政策変更が、受動喫煙、及び、予防行動にどのような影響を及ぼすかについての検証を行った。具体的には、2013年に「不特定、または多数の人が出入りする公共的空間を有する全ての施設について」喫煙禁止措置が実施された「兵庫県受動喫煙の防止等に関する条例」の施行を自治体による「介入」と位置づけ、実施都道府県である兵庫県と他都道府県(但し、2010年に同様の条例を実施した神奈川県を除く)において、2013年前後で受動喫煙に対する曝露にどのような変化があったのかについて定量的な分析を行った。結果、当該条例は、飲食店などの公的空間での非喫煙者の受動喫煙に対する曝露を統計学的に有意に改善させた一方で、家庭や職場での受動喫煙リスクが大幅に高まる傾向にあることがわかった。つまり、この結果は、喫煙行動が公的空間から私的空間へと単純に移行したことを意味している。さらに問題なのは、当該条例施行後、喫煙行動に統計学的に有意な変化が観察されなかったことである。

第5に、1990年代に急速に普及した地方自治体による乳幼児医療費助成制度が、人生の初期段階における就学前の子どもの医療サービスの利用とその健康状況にどのような影響を及ぼしたのかについて、大規模な複数のデータ(『患者調査』(1993-1999);『社会医療診療行為別調査』(1992-2001);『国民生活基礎調査』(1992-2001);『人口動態調査(死亡票)』(1990-2000))を用い検証を行った。分析対象とした地域は、東京都23区、政令指定都市、及び、人口が50万人以上の33の自治体である。当該地域における就学前児童(0-6歳)は、全児童の約19%を占めている。

分析の結果、当該助成制度の導入により、通院間隔、再診患者数、1カ月当たりの医療支出で測定した外来の利用が大幅に増加する傾向にあることが確認されたが、他方、入院では統計学的に有意な違いは観察されず、1歳未満の乳児について術後の入院期間にのみ有意な延伸傾向がみられた。また、当該助成制度の導入は、親によって回答された子

どもの主観的健康状態(発熱, 咳, 鼻汁などの有訴確率)を統計学的に有意に改善する傾向にある一方で, 退院時に医師によって判断される客観的な健康状態(寛解, 軽快, 不変, 増悪, 死亡)には影響がないことがわかった. 但し, 当該助成制度は, 1歳未満乳児の死亡率を千人当たり0.79人減少する可能性が示唆された. 本研究が得た結果から, 乳幼児医療費助成制度の導入は, 人生の初期時点における医療サービスへのアクセスと就学前乳幼児の健康状態の改善に一定程度寄与することが確認された.

こうした一連の研究に加え, 平成30(2018)年度の研究では, 生活習慣病予防に対する費用対効果分析の観点から, 『国民生活基礎調査』(2013-2016年)を用い, 生活習慣病を予防する目的で実施されている法定健診の受診の有無が, 生活習慣の改善と就労状況に与える影響を推定することにより, 日本の労働生産性, 及び, マクロ経済全体にどの程度の改善がみられるかについて, 簡単なシミュレーションを行った.

分析の結果, 健診の受診は, 食生活や運動, 喫煙, 飲酒習慣などを有意に改善させることが分かった. また, 健診の受診者は未受診者に比べ, 就労確率が男性で約6.5%ポイント, 女性で4.4%ポイント高いことが明らかになった. さらに, 1日の平均就業時間が男性で約0.12時間, 女性で約2.9時間長い結果が得られた. これらの推定結果をもとに健診の費用対効果を推計した結果, 男性で約1.3倍, 女性で約2.1倍の効果があることが明らかになった. また, 健診受診者は未受診者に比べ, 年収が男性で約24,690円, 女性で約58,433円多いことが観察された. このような年収の増加がマクロ経済全体に与える影響を推計した結果, 約2千7百億円の効果となり, 2016年のGDP(535兆円)の約0.05%に相当することがわかった.

田宮菜奈子 (筑波大学ヘルスサービス開発研究センター・筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野・教授)

高橋秀人 (国立保健医療科学院 保健・医療・福祉サービス研究分野・統括研究官)

川村顕 (早稲田大学・政治経済学術院・准教授)

下川哲 (早稲田大学・政治経済学術院・准教授)

する予防行動が, 生活習慣病の罹患率に与える効果を統制した上で, 賃金で測った場合の労働生産性に与える効果を定量的に検証する. 更に, ①と②から得られたパラメータを用い, ③生活習慣病予防に対する費用対効果分析の観点から, 生活習慣病を予防することによって日本の労働生産性, 及び, マクロ経済全体にどの程度の改善がみられるかについてのシミュレーションを行い, 「健康日本21(第二次)」等に代表されるヘルスプロモーション政策に対する基礎資料を作成する.

A. 研究目的

本研究の目的は, ①生活習慣病の罹患が就労状況(就労確率, 就労時間・日数, 賃金等)に及ぼす影響について実証的に検証することにより現状を把握し, ②生活習慣病に対

B. 研究方法

平成30(2018)年度には, 2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって二次利用の承認を受けた, 厚生

労働省・政策統括官(統計・情報政策担当)による『国民生活基礎調査』・『21世紀新生児縦断調査』・『成年者縦断調査』・『中高年縦断調査』・『人口動態調査』・『社会医療診療行為別調査』・『患者調査』・『医療施設調査』・『病院報告』, 厚生労働省・健康局による『国民健康・栄養調査』, 総務省統計局による『国勢調査』を用いて, 本格的な解析を開始した。

まず, 高血圧, 脳内出血, 脳内梗塞, 狭心症, 心筋梗塞などの循環器系疾患, 悪性新生物(がん), 鬱の3疾患に焦点を当て, 研究目的の①と②に対する定量分析を行った。本研究では, 操作変数法による2段階推定, Propensity scoring matching (PSM), 及び, 政策変更を外生的な介入(自然実験)と捉え差の差(difference-in-difference: DID)分析を用い, 「観察されない要因」による内生性に対処した。

最後に, 研究目的③について, 糖尿病・肥満・高血圧症・高脂血症の罹患歴を有する20歳以上の成年層を対象として, 生活習慣(食習慣, 運動, 喫煙など)と労働生産性(就労の有無, 就業時間, 賃金)が, 健康診断を受診することによりどの程度改善したかについて, 健診の受診確率をPSMで統制し, common support内の個人について比較検証を行った。当該分析における健診の1日当たりの就労時間に対する効果に関するパラメータと2016年時点での平均最低賃金を掛け合わせることによって, 健診受診による年間総便益を算出した。算出された総便益額と, 健診の平均費用を単純比較することにより, 健診がマクロ経済全体にどの程度の影響を及ぼすかについて, 費用対効果分析の観点から検証を行った。

(倫理面への配慮)

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0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

C-1. 成年者層における循環器系疾患の罹患歴と就労との関連性に関する研究:超高齢社会・日本の大規模調査に対する操作変数法の応用事例

本研究の目的は, 2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(1995-2013年), 及び, 同調査と突合可能な『国民健康・栄養調査』(1995-2013年)を用いて, 成年者層における循環器系疾患(高血圧, 脳内出血, 脳内梗塞, 狭心症, 及び, 心筋梗塞)の罹患歴が就労確率や就労時間に及ぼす影響について, その大きさを検証することにある。

本研究では, 被説明変数として, ①就労有を1, 無を0とする2値変数;②1週間当たりの就労時間を, 主要な説明変数として, 現在, 病院や診療所に通院している原因となっている疾病として, 高血圧, 脳内出血, 脳内梗塞, 狭心症, 心筋梗塞のいずれかを選択した場合を1, それ以外を0とする2値変数を用いた。分析に当たっては, 全サンプルを①男女別, ②年齢群別(40歳未満;40-65歳未満;65歳以上), ③職種別(専門的な職業, 管理的な職業, 事務的な職業, セールス業, サービス業に従事している場合を「知的就労」, 保安, 農林水産業, 輸送業, 生産工程に関する職業に従事している場合を「肉体的就労」として分類)に分け, 効果にどのような違いがあ

るのかについて検証を行った。単純線形回帰(OLS)に加え、循環器系疾患の罹患歴の有無による属性の差を統制し内生性に対処するため、血液検査の結果に基づき、当該疾患の罹患リスクを示す次の4つの指標を操作変数として用い、2段階推定による操作変数法による回帰分析を行った。①中性脂肪(トリグリセリド)が150mg/dLより高い場合には1の値、それ以下であれば0;②総コレステロール対HDL-コレステロール比;③収縮期血圧が140mmHg以上、又は、拡張期血圧が90mmHg以上の場合には1の値、それ以外であれば0;④血糖値が110mg/dLより高い場合には1の値、それ以下であれば0、を操作変数とした。分析対象者数は65,615で、うち男性が30,578、女性が35,037である。

分析の結果、循環器系疾患の罹患歴がある場合、女性に限り、就労確率を15.4%(95%CI:-30.6%~-0.2%)統計学的に有意に低下させることがわかった。年齢群別の分析からは、40歳未満では統計学的な有意差は観察されなかったが、40歳以上の場合、罹患歴は就労確率を低下させ、とりわけ、65歳以上の高齢者においてその影響が大きい。職種別では、罹患歴は、肉体的就労の従事者の就労確率を有意に低下させるが、知的就労に対する影響は確認されなかった。最後に、就労時間については、循環器系疾患の罹患は、週5時間程度、就労時間を減少させることがわかった。最後に、血液検査の結果を循環器系疾患の操作変数として用いることの妥当性が確認された。

C-2. 中高年者層における悪性新生物の診断が就労継続に与える影響とその性別間、職種別間の差異に関する研究

本研究の目的は、2018年4月24日(承認

番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『中高年者縦断調査』(2005-2016年)を用い、悪性新生物(がん)の診断が就労継続の意思決定に対してどう影響するかについて検証することにある。本研究の背景には、がんの罹患リスクが、中高年者層(50-70歳)で急激に上昇すること、人口減少が進む現代の日本社会において、中高年齢期の就労継続をいかに担保するかが重要な課題となっていることがある。

本研究の被説明変数は、個人が働いている場合を1、そうでない場合は0を取る2値変数、説明変数は、がんの診断を過去に受けている場合は1、そうでない場合は0を取る2値変数である。分析に当たって、全サンプルを①男女別、②職種別(専門的な職業、管理的な職業、事務的な職業、セールス業、サービス業に従事している場合を「知的就労」、保安、農林水産業、輸送業、生産工程に関する職業に従事している場合を「肉体的就労」として分類)に分け、効果にどのような違いがあるのかについて検証を行った。がんと診断された者と診断されなかった者との属性の差を統制するため、本研究では、Propensity Score Matching(PSM)を用いた。分析対象者数は、男女別では、男性が53,373、女性が44,027、職種別では、知的就労従事者が64,501、肉体的就労従事者が20,921である。

推定の結果、(1)男性就労者の場合、がんの診断を受けると、受けない場合と比べ、10.1%離職確率が高まり、診断の1年後には5.0%離職確率が高まる傾向にあること;(2)他方、女性就労者の場合、がんの診断を受けると、当年には18.6%離職確率が高まるのに対し、翌年の離職確率に対する統計学的有意性は観測されなかった。職種別では、(3)知的就労従事者では、がんの診断を受けると、診

断がない場合と比べ、11.6%離職確率が高まり、同確率は翌年も依然として3.8%と有意であること；(4)他方、肉体的就労従事者については、診断年では、離職確率が18.7%高まるのに対し、翌年の離職確率については2.1%と推定されたが、統計学的な有意性は観測されなかった。以上のことから、がんの診断を受けた際の離職のパターンには男女間、職種間で明らかな差異があることが判明し、職場内における男女、異業種間で、がん患者に対する対応に差がある可能性が示唆される結果となった。

C-3. 成年者層における精神的な健康水準と就労との関連性に関する研究：「内生性」への対処を中心とした分析

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号：厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2010-2016年)を用いて、主として、成年者層における精神的な健康状態が就労の様々なアウトカムに与える影響について、その大きさを推定することにある。

本研究では、就労状況を示すアウトカムとして、①就労有を1、無を0とする2値変数；②1時間当たりの賃金(質問票に記載のある「年収」を「52*週当たりの労働時間」で除した値)を採用した。本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと精神的な健康観(Kessler 6 (K6)で測定)について基本統計量を示し、さらに、精神的な健康指標の悪化が労働におけるアウトカムに与える限界効果を操作変数プロビット、及び、操作変数法を活用することによって推定する。分析対象者数は、男性が27,650(うち、就労者20,730)、女性が27,813(うち、就労者14,873)である。分析の結果、第1に、K6得点が1標準偏差

分上昇(悪化)することで、労働供給を行う確率は、男性で約2.8%から3.4%減少し、女性で約3.6%-3.7%減少することが明らかとなった。第2に、1時間当たりの賃金については、1標準偏差分のK6得点の上昇は男性労働者の賃金を3.0%-4.2%減少させ、女性労働者の賃金については、2.1%-2.9%の減少が観察された。

本研究で特筆すべき点は、女性労働者に対しても有意な負の影響が観察されたということである。上記のような、精神的な健康の悪化が労働生産性に与える影響を推定したほとんどの先行研究において有意な影響は男性の労働者についてしか観測されていなかった。本研究では、操作変数プロビット、操作変数法と呼ばれる手法を組み合わせることで、精神的な健康という内生的な変数に対処することで、より精緻な分析を行った結果、女性労働者に対しても有意な影響が観察された。こうした点で、本研究は「健康」という変数を扱う際にいかに内生性に対する対処の重要性を示唆するものとなった。

C-4. 喫煙規制が受動喫煙と予防行動に及ぼす影響についての実証研究

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号：厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民健康・栄養調査』(2010-2016年)を用いて、喫煙行動に焦点を当て、政策変更が、受動喫煙、及び、予防行動にどのような影響を及ぼすかについての検証を行った。具体的には、2013年に「不特定、または多数の人が出入りする公共的空間を有する全ての施設について」喫煙禁止措置が実施された「兵庫県受動喫煙の防止等に関する条例」の施行を自治体による「介入」と位置づけ、実施都道府県である兵庫県と他都

道府県(但し、2010年に同様の条例を実施した神奈川県を除く)において、2013年前後で受動喫煙に対する曝露にどのような変化があったのかについて定量的な分析を行った。結果、当該条例は、飲食店などの公的空間での非喫煙者の受動喫煙に対する曝露を統計学的に有意に改善させた一方で、家庭や職場での受動喫煙リスクが大幅に高まる傾向にあることがわかった。つまり、この結果は、喫煙行動が公的空間から私的空間へと単純に移行したことを意味している。さらに問題なのは、当該条例施行後、喫煙行動に統計学的に有意な変化が観察されなかったことである。

C-5. 人生の初期段階における医療サービスの利用と健康状況に対する政策介入効果

本研究の目的は、1990年代に急速に普及した地方自治体による乳幼児医療費助成制度が、人生の初期段階における就学前の子どもの医療サービスの利用とその健康状況にどのような影響を及ぼしたのかについて、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた複数のデータ(『患者調査』(1993-1999);『社会医療診療行為別調査』(1992-2001);『国民生活基礎調査』(1992-2001);『人口動態調査(死亡票)』(1990-2000))を用い検証を行う。当該助成制度については、自治体による、導入時期(年/月)、制度の対象年齢、対象年齢の改正時期(年/月)にばらつきを「自然実験」として活用し、差の差(difference-in-difference:DID)分析を行った。分析対象とした地域は、東京都23区、政令指定都市、及び、人口が50万人以上の33の自治体である。当該地域における就学前児童(0-6歳)は、全自動の約19%を占めている。

分析の結果、当該助成制度の導入により、

通院間隔、再診患者数、1カ月当たりの医療支出で測定した外来の利用が大幅に増加する傾向にあることが確認されたが、他方、入院では統計学的に有意な違いは観察されず、1歳未満の乳児について術後の入院期間にのみ有意な延伸傾向がみられた。また、当該助成制度の導入は、親によって回答された子どもの主観的健康状態(発熱、咳、鼻汁などの有訴確率)を統計学的に有意に改善する傾向にある一方で、退院時に医師によって判断される客観的な健康状態(寛解、軽快、不変、増悪、死亡)には影響がないことがわかった。但し、当該助成制度は、1歳未満乳児の死亡率を千人当たり0.79人減少する可能性が示唆された。

本研究が得た結果から、乳幼児医療費助成制度の導入は、人生の初期時点における医療サービスへのアクセスと就学前乳幼児の健康状態の改善に一定程度寄与することが確認された。

C-6. 健康診断の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2013年・2016年)を用いて、生活習慣病患者における法定健診の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響を明らかにすることである。

分析の結果、男女ともに健診の受診群は未受診群に比べ、生活習慣が改善していることがわかった。具体的には、規則正しい食事で8%ポイント、バランスのとれた食事で6%ポイント、その他、うす味の食事をしている、食べ過ぎないようにしているがそれぞれ4%ポイントと3%ポイント、健診受診者の割合が高かつ

た。また、生活習慣についても、全項目(適度に運動をしている、たばこをすわない、お酒を飲み過ぎない)で、健診受診者の方が健康的な生活をしていることがわかった。

就労状況については、健診受診者の方が、男性で 6.5%ポイント、女性で 4.4%ポイント就労確率が高い。1 週間の就業日数と就業時間については、女性のみで有意差が観察され、健診受診者の方が、就業日数が約 1 日、就業時間は約 1.9 時間長いという結果であった。また、1 日平均就業時間については男性で 0.12 時間、女性で 0.29 時間、受診者の方が長い傾向にあった。

最後に、本研究では、推定されたパラメータを基に、健診の費用対効果分析を行った。まず、健診費用については、全国健康保険協会のホームページの情報から、男性で最高 18,522 円、女性で最高 27,440 円と算出された。健診受診による就業時間の増加をもとに年収の増加額を計算すると、男性で約 24,690 円、女性で約 58,433 円となる。これらの便益と上記の健診費用を比べると、健診の費用対効果は男性で約 1.3 倍、女性で約 2.1 倍となる。

さらに、健診によるマクロ経済全体への効果は、男性で約 1 千 2 百億円、女性で 1 千 5 百億であり、合計で約 2 千 7 百億円である。この金額は、2016 年の GDP(535 兆円)の約 0.05%に相当する。つまり、健診を実施したことで、GDP の中で約 0.05%に貢献していると解釈できる。したがって、男性については、健診の受診率が現状の 82%より 1%ポイント上がると、受診者数の増加によって約 1,127 千円の総追加費用が発生すると予想される。一方で、就業時間の増加による総追加便益は、約 1,502 円と予想される。女性については、総追加費用が 914 千円、総追加便益が

1,946 円と予想され、男性より費用対効果が大きいと考えられる。

D. 考察/E. 結論

2018 年度では、循環器系疾患、悪性新生物、鬱の 3 疾患に焦点を当て、操作変数法による 2 段階推定、Propensity scoring matching (PSM)、及び、政策変更を外生的な介入(自然実験)と捉え差の差(difference-in-difference: DID)分析を用い、「観察されない要因」による内生性に対処した。

内生性を考慮した分析の結果、先行研究と同様、循環器系疾患・悪性新生物・鬱疾患などの生活習慣病の罹患歴が、就労確率を有意に引き上げることが確認された一方で、性別・年齢群別・職種別で、その効果には違いがみられるという、2017 年度の基本統計量と整合的な結果が得られた。

第 1 に、とりわけ中高齢期における就労は、健康状態に好ましい影響を与えるという先行研究が数多く存在する一方で、生活習慣病の罹患歴が就労確率を引き下げるとする本研究の結果は、それらの先行研究とは逆のメカニズムが作用する可能性があることを示唆している。このことから、無就労と生活習慣病など健康状態を悪化させる健康イベントの間には、「負の連鎖(悪循環)」が存在する可能性が高い。とりまなおさず、このことは、中高年齢期において、一旦生活習慣病に罹患し失職すると、人々の社会経済的状況に対する健康ショックのダメージが長期間残ったり、状況を悪化させたりするかもしれない。

第 2 に、性別・年齢群別の結果についてであるが、年齢群別の結果については、概ね西欧諸国の結果と同様、生活習慣病の罹患歴は、若年層には影響がなく、中高年齢層の方により深刻な影響があるという結果であった。他

方、性別については、西欧諸国の先行研究の結果とは反対に、循環器系疾患や鬱の罹患歴が、男性ではなく、女性の就労確率を統計学的に有意に引き下げるといった結果となった。おそらく、この結果は、日本においては、子育て期や中高齢期における女性の労働市場に対する attachment が、男性に比べて弱い傾向にあることを示しているのかもしれない。

第3に、本研究において新たに観察されたのは、職種による影響の違いである。生活習慣病の罹患歴は、知的作業よりもむしろ身体・運動能力に依存する肉体的作業に対する影響の方が大きいことが予想される。したがって、当該疾患の罹患歴は、知的就労よりもむしろ肉体的就労に従事する人々の就労確率を有意に引き下げるといった結果になった。

最後に、本研究では、生活習慣病患者において健診の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響を推定した。分析結果、健診の受診は生活習慣の改善とともに就労状況も向上させることが分かった。また、健診の実施は費用対効果の側面において有効であり、マクロ経済全体にも有意な影響を与えることが確認できた。

本研究プロジェクトの限界についてであるが、生活習慣病の罹患歴が就労意欲や就労による満足度など、就労の質的側面については分析することが出来なかった。こうした就労の質的側面については、生活習慣病の罹患歴を有する働き手が労働市場に留まるに当たり重要な要因となりうるイシューである。第2に、本研究では、比較的軽度な日常的な有訴率や血液検査の結果を操作変数として観察されない要因による内生性に対処したが、有訴率に関しては自記式調査票であること(測定誤差)、また、血液検査に関しては就労

状況との独立性が担保されないことなどが原因となって、推定結果にバイアスがかかっている可能性は否定できない。第3に、おそらくこれは最も重要な課題の1つであるが、生活習慣病の労働生産性に対する影響については、潜在的な賃金格差についての検証が必要である。これらは、いずれも、データの限界に起因する課題ではあるが、今後は、より大規模な行政管理データに、政策変更などの自然実験を組み合わせるにより、より精緻な分析を行うことが肝要である。そして、最後に、本研究では、健診の費用対効果とマクロ経済全体への影響を推計するにあつて、職種や地域、年齢などによる違いを考慮せず、平均的な値をもって推計を行ったが、今後はこれらの違いを考慮し、職種や地域別で費用対効果や年収の増加額を推計する必要があるだろう。

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Rong Fu, Haruko Noguchi. “Does the Positive Relationship between Health and Marriage Reflect Protection or Selection? Evidence from Middle-Aged and Elderly Japanese”. *Review of Economics of the Household*, 16(4): pp.1003–1016. 2018.12. doi: <https://doi.org/10.1007/s11150-018-9406-4> [IF 2017/2018: 1.333]

2. 学会発表

Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. “Kill Two Issues with One Stone -Endogeneity and Sample Selection in the Relationship between

Mental Health and Labor-Related Outcomes -
”, International Health Economic Association
(iHEA). 2019.7. Basel, The Switzerland.
Accepted.

Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko
Noguchi. “Does Free Healthcare Affect
Children’s Healthcare Use and Outcomes?
Evidence from the Subsidy for Children’s
Healthcare in Japan”, The 2019 Asia Meeting
of the Econometric Society. 2019.6. Xiamen
University, located in the resort-like island city
of Xiamen (also called Amoy), China.
Accepted

Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko
Noguchi. “Does Free Healthcare Affect

Children’s Healthcare Use and Outcomes?
Evidence from the Subsidy for Children’s
Healthcare in Japan”, International Health
Economic Association (iHEA). 2019.7. Basel,
The Switzerland. Accepted.

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.



Does the positive relationship between health and marriage reflect protection or selection? Evidence from middle-aged and elderly Japanese

Rong Fu ¹ · Haruko Noguchi¹

Received: 28 May 2017 / Accepted: 28 January 2018 / Published online: 13 March 2018
© Springer Science+Business Media, LLC, part of Springer Nature 2018

Abstract This study investigates the marriage protection and selection effects among middle-aged and elderly Japanese. Using 9 years of a longitudinal data set from a nationally representative survey in Japan from 2005 to 2013, we extract 15,242 respondents aged 50–59 years in the baseline year. We utilize positive self-rated health to present subjective health status and lifestyle diseases to present objective health status. Using dynamic panel data approach to control for endogeneity issue, we find that being married does protect respondents' subjective health, in terms of a higher probability of self-ratings of “very good” or “good” health statuses. Nonetheless, we find that marriage deteriorated their objective health in terms of a higher probability of having lifestyle diseases. Regarding the selection effect, better subjective health is found to select middle-aged and elderly Japanese into marriage, but such influence is fairly modest. Although objective health status also selects respondents into marriage, it positively affects women but adversely affects men. The findings provide a more comprehensive understanding of the relationship between marriage and health, which may have substantial implications for health-related public policies for middle-aged and elderly people in Japan.

Keywords Marriage protection effect · marriage selection effect · dynamic panel data model · longitudinal data · Japan

JEL I10 · I19

Electronic supplementary material The online version of this article (<https://doi.org/10.1007/s11150-018-9406-4>) contains supplementary material, which is available to authorized users.

✉ Rong Fu
nataliefu1988@aoni.waseda.jp

¹ Faculty of Political Science and Economics, Waseda University, Tokyo 169-8050, Japan

(資料 2) Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. (2019.6) The 2019 Asia Meeting of the Econometric Society. Xiamen University, located in the resort-like island city of Xiamen (also called Amoy), China. Accepted 採択レター



Cornell University
College of Arts and Sciences

Department of Economics
Uris Hall
Ithaca, New York 14853-7600
1.607.255.4254
1.607.255.2518



Cornell University
College of Arts and Sciences

Department of Economics
Uris Hall
Ithaca, New York 14853-7600
1.607.255.4254
1.607.255.2518

2019 Asian Meeting of the Econometric Society

Paper ID: 655

Paper Title: Does Free Healthcare Affect Children's Healthcare Use and Outcomes? Evidence from Japan's Medical Subsidy for Infants and Children

Co-authors/Presenter: Cheolmin Kang

Dear Cheolmin Kang:

Thank you for submitting your paper to the 2019 Asian Meeting of the Econometric Society (2019 AMES). We are pleased to inform you that your paper has been accepted for presentation at the 2019 AMES, which will be held at Xiamen University, Xiamen, China, from the **14th to the 16th of June, 2019**. The Econometric Society is the most respected society in the Economics profession.

The conference Registration Period is from **March 18 to April 30, 2019 EST** and the Early Bird Registration Period is from **March 18 to March 31, 2019 EST**. Below please see the fees for registration:

Type		Early Bird (USD)	Regular (USD)
Professionals	Econometric Society Members	350	450
	Non-Econometric Society Members	500	600
Students	Econometric Society Members	100	200
	Non-Econometric Society Members	150	250
Accompanying Person (For spouse or child of 12 years or older)		100	200

For registration, please log in Conference Maker (from March 18, 2019 EST): <https://editorialexpress.com/conference/ames2019>. There, you can deal with online registration, the invitation letter for visa application, accommodation information and registration fee payment. More details about the conference can be found at the conference website <http://conf.srn.cornell.edu/ames2019>.

For any enquiries, please contact AMES2019logistics@gmail.com for logistics affairs, and ames2019xiamen@gmail.com for academic affairs.

Cornell University is an equal opportunity, affirmative action educator and employer.

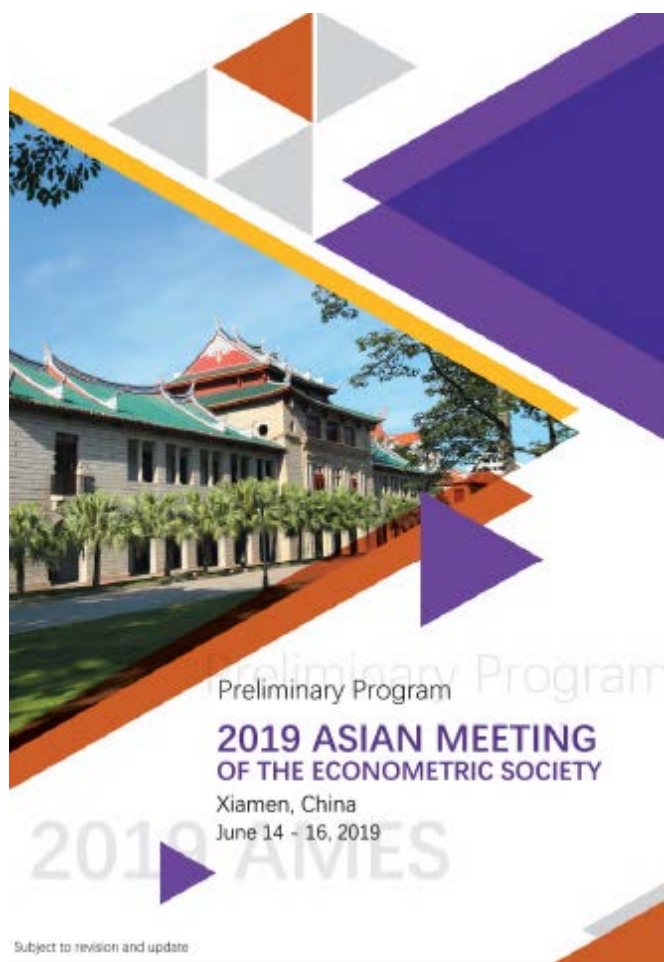
Xiamen is located in Southeast China with convenient flight connections to most major Asian cities. We are looking forward to seeing you in Xiamen in June.

Best regards,
Yongmiao Hong

Program Chair
2019 Asian Meeting of the Econometric Society

Cornell University is an equal opportunity, affirmative action educator and employer.

(資料 3) Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. (2019.6) The 2019 Asia Meeting of the Econometric Society. Xiamen University, located in the resort-like island city of Xiamen (also called Amoy), China. 学会ホームページ



Session c16pm.S13 Date Jun 14, 2019 Time 17:05-18:35 Venue TBA

Child Health and Fertility

Could the Child Benefit Save the Low Fertility Country?: Evidence from the Expansion of Child Benefit Policy in Japan

Shinsuke Asakawa, Osaka University

Does Free Healthcare Affect Children's Healthcare Use and Outcomes? Evidence from Japan's Medical Subsidy for Infants and Children

Cheolmin Kang, Waseda University*

Improving Child Health Outcomes: Evidence from a Conditional Cash Transfer Scheme for Maternity Support in India (MAMATA)

Aishwarya Kekre, Ashoka University

Session c16pm.S14 Date Jun 14, 2019 Time 17:05-18:35 Venue TBA

Innovation and Development

Policy-Driven Innovation: The Case of China

Han Yuan, The University of Arizona

Endogenous Growth: Innovation, Credit Constraints, and Stock Price Bubbles

Sicheng He, Iowa State University*

Financial Intermediation Development and Skill Premium in China

Tai-kei Lai, ISEMG School of Management

Session c16pm.S15 Date Jun 14, 2019 Time 17:05-18:35 Venue TBA

Household Finance II

Forward Guidance (Puzzle) with Rule-of-thumb Households

Alexander Scheer, Deutsche Bundesbank*

House Prices, Frictions, and Excess Consumption Volatility in Emerging Countries

Wonmun Shin, Columbia University

Shifting Housing Price Gradients: Theory and Empirical Evidence

Han Liu, George Washington University

Session c16pm.S16 Date Jun 14, 2019 Time 17:05-18:35 Venue TBA

Macroeconomics and Public Policy

Flexible Retirement and Optimal Taxation

Abdou Ndalya, Federal Reserve Bank of Chicago*

Implementing the Modified Golden Rule? Optimal Ramsey Taxation with Incomplete Markets Revisited

Yunmin Chen, Shandong University

Zombie Firm Dynamics and China's Monetary Policy

Wei U, Beihang University

* Session Chair

(資料 4) Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. (2019.7) International Health Economic Association (iHEA). Basel, The Switzerland. Accepted. 学会ホームページ



Kill Two Issues with One Stone - Simple Methodology for Dealing with Sample Selection and Endogenous Regressor (The Case of Mental Health and Labor Productivity)-

Monday, July 15, 2019
 08:30 - 10:00
 Universität Basel - Kollegienhaus - Seminarraum 209

Abstract

Background and Objective

Numerous studies have been investigating the relation between subjective health and labor productivity. However, few studies have tackled squarely the endogeneity issue caused by omitted variable and selection bias. We propose a methodology to adjust abovementioned two sources of endogeneity for examining the role of health in labor market and its gender difference among the working age population in Japan.

Data

We use the data of the Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC), which is a nation-wide repeated cross-sectional survey conducted by Ministry of Health, Labour and Welfare. The CSLC has been conducted once every three years since 1986, and consists of four questionnaires for basic questions about household members, health status, income/saving, and long-term care (LTC) utilization. All sampled individuals are required to answer questions about household and health status. However, regarding questionnaires for income/saving and LTC, approximately 10% respondents are randomly chosen from the entire sample. We utilize the latest three waves of CSLC from 2010 to 2016, because some variables

2019 World Congress on Health Economics

necessary to this study such as educational attainments are missing before 2007. Since this study focus on working population, we extract people aged from 20 to 65 years old from the data.

Method

We apply two-stage estimation strategy such that the probability of job participation are estimated at the first stage and Mincer-type wage are assessed the second stage. And, mental health status is included in each equation as endogenous regressor. In the first stage, we apply Heckman's selection model w instrumental variables (IVs) probit. Next, we compute the inverse mills ratio for each individual and put it into second stage estimated by 2 stages least squares. We employ common symptoms of cold (general malaise, headache, and cough) IVs. These symptoms can strongly correlate with the self-rated health status, but these symptoms can randomly occur to individuals after controlling for an opuler number of characteristics. The results of Sargan and F tests imply the validity of these IVs.

Result and Discussion

We find that an increase in Kessler 6 (K6) score would negatively affect the probability of labor force participation and wage for both male and female. The β of effect tend to be slightly larger in the first stage for females, while it seems to larger in the second stage for males. For example, six-point deterioration in K6 score might decrease the probability of labor participation by 4.8% and 4.6% for female and male, respectively, and also it tend to decrease wage by 3.6% and 4.2% each for female and male workers. The result is robust when we shrink the sample to 25-60 years old population or when we drop the outlier sample (below percentiles and above 99 percentiles in wage distribution). Most previous literatu in Japan could not find statistically significant effects of health on labor outcome female workers. However, significant effects of health for both genders observed our results would reveal the importance of adjusting multiple sources of endogeneity to avoid either underestimation or overestimation.

Authors

Shuhei Kaneko
 Waseda University
Haruko Noguchi
 Waseda University

<https://health.economics.confex.com/health/economics/2019/maastin.noguchi/Paper1512>

(資料 5) Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. (2019.7) International Health Economic Association (iHEA). Basel, The Switzerland. Accepted.

学会ホームページ



International Health Economics Association

NEW HEIGHTS IN HEALTH ECONOMICS
Basel, Switzerland
13 - 17 July, 2019

Does Free Healthcare Affect Children's Healthcare Use and Health Outcomes? Evidence from the Medical Subsidy Program for Children in Japan

Monday, July 15, 2019
13:30 - 15:00
Universität Basel - Kollegienhaus - Seminarraum 103

Abstract

Background

Many developed countries provide health insurance with generous coverage, often free of charge, for children, because it is widely recognized that investments to child health would result in good quality of living when they become adult, such as healthy life, high educational attainments, and even success in labor market. However, our knowledge whether generous healthcare policies actually benefit health outcomes of children is limited, in contrast to numerous scientific evidence from studies regarding adults or elderly.

Purpose and Method

Exploiting the unique variation in the eligibility of subsidy program for children among municipalities in Japan, we investigate the effect of free healthcare for children on their healthcare use and health outcomes of children in preschool age from 0 to 6 years old. Because each city introduced and expanded the subsidy program for children at different eligible age in different timing, there are large variations in subsidy eligibility at city-age-time level, which allow us to estimate behavioral responses to the free access to healthcare by difference-in-differences framework.

2019/5/5

2019 World Congress on Health Economics

Data

We newly collect data on subsidy status at 33 cities with relatively large population of more than 0.5 million in 1990's through reviewing text file of minutes from city council at homepage. Although the regions focused by this study are limited, we can cover 19% of preschool child population in Japan. We then merge this information with 4 nationally representative individual-level data on healthcare and health status – Patient Survey, Statistics of Medical Care Activities in Public Health Insurance, Comprehensive Survey of Living Conditions, and Census and Vital Statistics –.

Results

We find that free child healthcare would significantly increase outpatient use measured by visit intervals, the number of outpatients, and monthly spending. Size of effects tends to be larger particularly among infants aged from 0 and 1. Further, the size of effect on the number of outpatients is larger at repeated visit rather than the first visit. This result implies that the subsidy program would not lead children with any disease to use healthcare more frequently, while moral hazard such that healthy children use unnecessary outpatient service might not be occurred. On the other hand, we find no evidence of an increase in inpatient use under the subsidy program. We then find the subsidy program significantly improves children's subjective symptoms, such as fever, cough, and nose problems. In addition, we observed that the subsidy program could decrease mortality rate of infants aged 0 by 1.1 per 1,000 children.

Discussion

A back-of-the-envelope calculation from our estimates suggests that annual cost per saved life is 55 million JPY. Considering the value of statistical life for Japan person is roughly 103 – 350 million JPY by previous studies, the subsidy program would be a cost-effective policy. Taken together, our study suggests that free child healthcare is valid for improving children's healthcare use as well as health, while its effect is limited for adults or the elderly as shown in previous studies.

Authors

Cheol-Min Kang
Waseda University

Akira Kawamura
Waseda University

Haruko Noguchi
Waseda University

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

成年者層における循環器系疾患の罹患歴と就労との関連性に関する研究
—超高齢社会・日本の大規模調査に対する操作変数法の応用事例—

研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授
研究分担者	田宮菜奈子	筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野・教授・分野長
研究分担者	高橋秀人	国立保健医療科学院・統括研究官
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究協力者	金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究分担者	川村顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(1995-2013年)、及び、同調査と突合可能な『国民健康・栄養調査』(1995-2013年)を用いて、成年者層における循環器系疾患(高血圧, 脳内出血, 脳内梗塞, 狭心症, 及び, 心筋梗塞)の罹患歴が就労確率や就労時間に及ぼす影響について、その大きさを検証することにある。

本研究では、被説明変数として、①就労有を1, 無を0とする2値変数;②1週間当たりの就労時間を、主要な説明変数として、現在、病院や診療所に通院している原因となっている疾病として、高血圧, 脳内出血, 脳内梗塞, 狭心症, 心筋梗塞のいずれかを選択した場合を1, それ以外を0とする2値変数を用いた。分析に当たっては、全サンプルを①男女別, ②年齢群別(40歳未満;40-65歳未満;65歳以上), ③職種別(専門的な職業, 管理的な職業, 事務的な職業, セールス業, サービス業に従事している場合を「知的就労」, 保安, 農林水産業, 輸送業, 生産工程に関する職業に従事している場合を「肉体的就労」として分類)に分け、効果にどのような違いがあるのかについて検証を行った。単純線形回帰(OLS)に加え、循環器系疾患の罹患歴の有無による属性の差を統制し内生性に対処するため、血液検査の結果に基づき、当該疾患の罹患リスクを示す次の4つの指標を操作変数として用い、2段階推定による操作変数法による回帰分析を行った。①中性脂肪(トリグリセリド)が150mg/dLより高い場合には1の値, それ以下であれば0;②総コレステロール対HDL-コレステロール比;③収縮期血圧が140mmHg以上, 又は、拡張期血圧が90mmHg以上の場合には1の値, それ以外であれば0;④血糖値が110mg/dLより高い場合には1の値, それ以下であれば0, を操作変数とした。分析対象者数は65,615で、うち

男性が 30,578、女性が 35,037 である。

分析の結果、循環器系疾患の罹患歴がある場合、女性に限り、就労確率を 15.4%(95%CI:-30.6%~-0.2%)統計学的に有意に低下させることがわかった。年齢群別の分析からは、40 歳未満では統計学的な有意差は観察されなかったが、40 歳以上の場合、罹患歴は就労確率を低下させ、とりわけ、65 歳以上の高齢者においてその影響が大きい。職種別では、罹患歴は、肉体的就労の従事者の就労確率を有意に低下させるが、知的就労に対する影響は確認されなかった。最後に、就労時間については、循環器系疾患の罹患は、週 5 時間程度、就労時間を減少させることがわかった。最後に、血液検査の結果を循環器系疾患の操作変数として用いることの妥当性が確認された。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018 年 4 月 24 日(承認番号:厚生労働省発政統 0424 第 3 号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(1995-2013 年)、及び、同調査と突合可能な『国民健康・栄養調査』(1995-2013 年)を用いて、成年者層における循環器系疾患(高血圧、脳内出血、脳内梗塞、狭心症、及び、心筋梗塞)罹患が就労確率や就労時間に及ぼす影響について、その大きさを検証することにある。

B. 研究方法

本研究では、被説明変数として、①就労有を 1、無を 0 とする 2 値変数;②1 週間当たりの就労時間を、主要な説明変数として、現在、病院や診療所に通院している原因となっている疾病として、高血圧、脳内出血、脳内梗塞、狭心症、心筋梗塞のいずれかを選択した場合を 1、それ以外を 0 とする 2 値変数を用いた。分析に当たっては、全サンプルを①男女別、②年齢群別(40 歳未満;40-65 歳未満;65 歳以上)、③職種別(専門的な職業、管理的な職業、事務的な職業、セールス業、サービス業に従事している場合を「知的就労」、保安、農林水産業、輸送業、生産工程に関する職業に従事している場合を「肉体的就労」として分類)に分け、効果にどのような違いがあるのかについて検証を行った。単純線形回帰(OLS)に加え、循環器系

疾患の罹患歴の有無による属性の差を統制し内生性に対処するため、血液検査の結果に基づき、当該疾患の罹患リスクを示す次の 4 つの指標を操作変数として用い、2 段階推定による操作変数法による回帰分析を行った。①中性脂肪(トリグリセリド)が 150mg/dL より高い場合には 1 の値、それ以下であれば 0;②総コレステロール対 HDL-コレステロール比;③収縮期血圧が 140mmHg 以上、又は、拡張期血圧が 90 mmHg 以上の場合には 1 の値、それ以外であれば 0;④血糖値が 110mg/dL より高い場合には 1 の値、それ以下であれば 0、を操作変数とした。

推定モデルは下記の通りである。

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 CD_i + \alpha_2 X_i' + \alpha_3 T' + \alpha_p P' + \alpha_{tp} T' \cdot P' + u_i, \quad (1)$$

上記の推定式において、 Y_i は、 i 番目の個人の労働市場における就労状況、及び、1 週間当たりの就労時間を示している。 α_0 は定数項である。 i 番目の個人の CD_i が主要な説明変数で、循環器系疾患の罹患の有無を示している。したがって、本研究が最も焦点を当てるのは、推定される係数 α_1 である。

X_i はその他の個人属性行列で、本研究では、『国民生活基礎調査』と『国民健康・栄

『国民健康・栄養調査』から得られる下記の変数を用いた。

まず、前者からは、性別ダミー(1=男性；0=女性)、年齢、世帯主ダミー、同一世帯における要介護者の有無ダミー、婚姻状況ダミー(既婚；独身；死別；離婚)、年金の加入状況ダミー(カテゴリーIとして自営業者；カテゴリーIIとして被雇用者または公務員；カテゴリーIIIとして扶養家族；年金無加入)、直近1ヶ月間の家計支出(対数値)、世帯構造ダミー(単身；夫婦；子のある夫婦；子と一人親；3世代；その他)、住居種別ダミー(持家；民間賃貸住宅；社宅・公務員住宅；公営賃貸住宅；その他)、住居の床面積(m²)、さらに、健康状態や健康行動など潜在的な交絡因子として、日常生活におけるストレスの有無ダミー、健康上の理由による日常生活への影響の有無ダミー、健康に関する自覚症状の有無ダミー、Body Mass Index(BMI)、主観的健康感ダミー(よい；まあよい；ふつう；あまりよくない；よくない)、喫煙ダミー、歩数(『国民健康・栄養調査』より)、定期的な運動実施の有無ダミー、定期健診受診の有無ダミーを投入した。

他方、後者からは、1日の食事の栄養摂取状況について、総エネルギー摂取量(kcal)、及び、①水(g)；②炭水化物(g)；③動物性タンパク質(g)と植物性タンパク質(g)を含むタンパク質；④動物性脂質(g)、植物性脂質(g)、飽和脂肪酸(g)、一価不飽和脂肪酸(g)、多価不飽和脂肪酸(g)を含む脂質／脂肪；⑤灰分(g)、ナトリウム(mg)、カリウム(mg)、カルシウム(mg)、マグネシウム(mg)、リン(mg)、鉄(mg)を含む鉱物；⑥ビタミンD(μg)、ビタミンE(mg)、ビタミンB1(mg)、ビタミンB2(mg)、ナイアシン(mg)、およびビタミンC(mg)を含むビタミン

ン、⑦総食物繊維(g)を投入した。

T と P はそれぞれ年ダミー変数と都道府県ダミー変数を示しているため、その交絡項である $T \cdot P$ は、年・都道府県の固定効果となる。 u_i は Y_i と相関のある誤差項である。

B-1. 内生性の問題

本研究では、用いたデータで得られる個人についての多様な情報を統制したが、それでも観察不可能な要因は存在し、それらは、 u_i に組み込まれる。 u_i が CD_i との間に相関がある場合($\text{cov}(CD_i, u_i) \neq 0$)、OLSでは α_1 の推定値がinconsistentとなり、バイアスがかかってしまう。こうした内生性に対処するため、本研究では、第1段階で、 CD_i を操作変数を用いて推定する。

$$CD_i = \beta_0 + \beta_1 PB_i + \beta_2 X_i + \beta_t T' + \beta_p P' + \beta_{tp} T' \cdot P' + v_i, \quad (2)$$

上記の推定式で、操作変数 PB_i は、 i 番目の個人の血液検査の結果(中性脂肪ダミー、総コレステロール対HDL-コレステロール比、③収縮期・拡張期血圧ダミー、血糖値ダミー)の行列を示す。 X_i 、 T と P の定義は推定式(1)と同様である。 v_i は誤差項である。 PB_i の操作変数としての妥当性については、 CD_i と PB_i に相関があり($\beta_1 \neq 0$)、かつ、 PB_i と推定式(1)の誤差項 u_i が無相関である($\text{cov}(PB_i, u_i) = 0$)が必要十分条件となる。操作変数法を用いた推定は、(2)を第1段階、(1)を第2段階とする2段階推定によって行う。尚、本研究での分析については、全て、Stata15.1を用いた。(倫理面への配慮)

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 0424 第 3 号;承認日 2018 年 4 月 24 日). 提供された簡票には個人を特定できる情報は含まれていない.

C. 研究結果

分析対象者数は 65,615 で, うち男性が 30,578, 女性が 35,037 である.

C-1. 基本統計量

表 1 は, 循環器系疾患の罹患歴別に, 就労状況, 就労時間, 操作変数, 社会経済的属性, 健康状況, 健康行動, 1 日の食事の栄養摂取状況について 7 年間の基本統計量を比較した基本統計量である. 総数のうち, 就労割合は 59%で, 循環器系疾患の罹患歴の有無別に見ると, 「罹患歴有り」が, 「罹患歴無し」と比べ, 就労確率が低い傾向にあることがわかる(「罹患歴有り」が 40%に対し, 「罹患歴無し」が 66%). 同様に, 1 週間当たりの就労時間についても, 「罹患歴有り」が, 「罹患歴無し」に比べ, 4.3 時間程度就労時間が短い傾向にある.

操作変数である血液検査に関しては, 例えば, 「罹患歴有り」の方が, 「罹患歴無し」に比較して, 中性脂肪(トリグリセリド)が 150mg/dL より高い確率が, 統計学的に有意に約 5%高く, 基本統計量を見る限り, CD_i と PB_i に相関がある($\beta_1 \neq 0$)可能性が高いことが示唆される.

C-2. 就労確率に与える影響

表 2 は, 循環器系疾患の罹患歴が全体的な就労確率に与える影響を, OLS と操作変数法による 2 段階推定によって行った結果を示している. 表 2 から, 本研究で用いた操作変数が弱相関検定(Weak Identification: $\beta_1 \neq 0$)と過剰識別検定(Overidentification: $cov(PB_i, u_i) =$

0)を通り, 操作変数としての妥当性を有していることが確認される. したがって, ここでは, 操作変数法による 2 段階推定の結果に焦点を当てて議論する.

分析結果によれば, 循環器系疾患の罹患歴は, 約 15.4% (95% CI: -30.6% to -0.2%), 全体として就労確率を引き下げる傾向にあることがわかる.

次に, 表 3 は, 男女別, 年齢群別, 職種別での 2 段階推定法の結果をそれぞれ示している. ここでは, 全サンプルを①男女別, ②年齢群別(40 歳未満;40-65 歳未満;65 歳以上), ③職種別(専門的な職業, 管理的な職業, 事務的な職業, セールス業, サービス業に従事している場合を「知的就労」, 保安, 農林水産業, 輸送業, 生産工程に関する職業に従事している場合を「肉体的就労」として分類)に分け, 効果にどのような違いがあるのかについて検証を行った.

まず男女別の結果を見ると, 女性に限り, 循環器系疾患の罹患歴が, 就労確率を 15.4% (95%CI:-30.6%~-0.2%)統計学的に有意に低下させる傾向にあることが見て取れる. 男性については, 当該疾患の罹患歴は, 男性の就労確率を 9.2% (95% CI: -32.1% - 13.7%)引き下げるが, 統計学的に有意な結果ではなかった.

第 2 に, 年齢群別の分析からは, 40 歳未満では統計学的な有意差は観察されなかったが, 40 歳以上の場合, 40-65 歳未満で 16.2% (95% CI: -29.2% - -3.2%), 65 歳以上では, さらに影響は大きく, 当該疾患の罹患歴が 21.4% (95% CI: -43.1% - 0.3%)就労確率を引き下げるといった結果であった.

第 3 に, 職種別では, 罹患歴は, 肉体的就労の従事者の就労確率を 19.9% (95% CI: -38.5% - -1.2%)統計学的に有意に低下させるが, 知的就労に対する有意な影響は確認されなかった.

C-3. 就労時間に与える影響

表4は、就労者に焦点を当てて、循環器系疾患の罹患歴が、1週間の就労時間にどのような影響を及ぼすかについて、OLSと2段階推定による結果を示している。操作変数法の結果を見ると、循環器系疾患の罹患歴は、統計学的有意水準10%で、週に4.96時間(95% CI: -10.23時間 - 0.3時間)程度、就労時間を減少させることがわかった。

D. 考察/E. 結論

本研究で得られたこうした結果、欧米諸国における先行研究でも観察されている結果であるが、内生性に対処した研究はいまだ数少ない。

第1に、本研究の特色は、『国民健康・栄養調査』によって調査された血液検査の結果のうち、循環器系疾患に深く関連があるとされる4つの指標を操作変数として、観察されない要因によってOLSの想定するconsistencyの仮定が満たされない場合、罹患歴の就労状況に対する推定結果の一致性が保たれないという「内生性」に対処した。結果、就労確率と就労時間の両者とも、OLSによる推定結果は、操作変数法による推定結果に比べ、深刻な過小推計となっていることが確認された。

第2に、とりわけ中高齢期における就労は、健康状態に好ましい影響を与えるという先行研究が数多く存在する一方で、循環器系疾患の罹患歴が就労確率を引き下げるとい本研究の結果は、それらの先行研究とは逆のメカニズムが作用する可能性があることを示唆している。このことから、無就労と循環器系疾患など健康状態を悪化させる健康イベントとの間には、「負の連鎖(悪循環)」が存在する可能性が高い。とりまおさず、このことは、中高年期において、一旦循環器系疾患に罹患し失職すると、人々の社会経済的状況に対する健康ショック

のダメージが長期間残ったり、状況を悪化させたりするかもしれない。

第3に、性別・年齢群別の結果についてであるが、年齢群別の結果については、概ね西欧諸国の結果と同様、循環器系疾患の罹患歴は、若年層には影響がなく、中高齢層の方により深刻な影響があるという結果であった。他方、性別については、西欧諸国の先行研究の結果とは反対に、当該疾患の罹患歴が、男性ではなく、女性の就労確率を統計学的に有意に引き下げるとい結果となった。おそらく、この結果は、日本においては、子育て期や中高齢期における女性の労働市場に対するattachmentが、男性に比べて弱い傾向にあることを示しているのかもしれない。

第4に、本研究において新たに観察されたのは、職種による影響の違いである。循環器系疾患の罹患歴は、知的作業よりもむしろ身体・運動能力に依存する肉体的作業に対する影響の方が大きいことが予想される。したがって、当該疾患の罹患歴は、知的就労よりもむしろ肉体的就労に従事する人々の就労確率を有意に引き下げるとい結果になった。

最後に、先行研究に比較すると、本研究が得た循環器系疾患の就労時間に対する影響は、はるかに深刻であり、本研究が焦点を当てた循環器系疾患を予防することが、労働生産性に大きく寄与する可能性があることを示唆している。

本研究の限界についてであるが、本研究では、循環器系疾患の罹患歴が就労意欲や就労による満足度など、就労の質的側面については分析することが出来なかった。こうした就労の質的側面については、循環器系疾患の罹患歴を有する働き手が労働市場に留まるに当たり重要な要因となりうるイシューである。第2に、本研究では、血液検査の結果を操作変数として観察されない要因による内生性に対処したが、

本研究が用いたデータは自記式調査票であるため、測定誤差によるバイアスがかかっている可能性は否定できない。そして、最後に、おそらくこれが最も重要な課題であるが、循環器系疾患の労働生産性に対する影響については、潜在的な賃金格差についての検証が必要である。これらは、いずれも、データの限界に起因する課題ではあるが、今後は、より大規模な行政管理データに、政策変更などの自然実験を組み合わせるにより、より精緻な分析を行うことが肝要である。

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Rong Fu, Haruko Noguchi, Shuhei Kaneko, Akira Kawamura, Cheolmin Kang, Hideto Takahashi, Nanako Tamiya. “How Do Cardiovascular Diseases Harm Labour Force Participation? Evidence of Nationally Representative Survey Data from Japan, a Super-Aged Society”. *PLOS ONE* へ投稿中 (*Revise and Resubmit*).

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

Laslett LJ, Alagona P, Clark BA, et al. The worldwide environment of cardiovascular disease: prevalence, diagnosis, therapy, and policy issues: a report from the American College of Cardiology. *J Am Coll Cardiol* 2012;60(25 Supplement):S1-S49.

Gaziano TA. Reducing the growing burden of cardiovascular disease in the developing world. *Health Aff* 2007;26(1):13-24.

World Health Organization. World Heart Day. https://www.who.int/cardiovascular_diseases/world-heart-day/en/

Ohira T, Iso H. Cardiovascular disease epidemiology in Asia. *Circ J* 2013;77(7):1646-1652.

Leal J, Luengo-Fernández R, Gray A, Petersen S, Rayner M. Economic burden of cardiovascular diseases in the enlarged European Union. *Eur Heart J* 2006;27(13):1610-1619.

Abegunde DO, Mathers, CD, Adam T, Ortegón M, Strong K. The burden and costs of chronic diseases in low-income and middle-income countries. *Lancet* 2007;370(9603):1929-1938.

Mensah GA, Brown DW. An overview of cardiovascular disease burden in the United States. *Health Aff* 2007;26(1):38-48.

- Nichols GA, Bell TJ, Pedula KL, O’Keeffe-Rosetti M. Medical care costs among patients with established cardiovascular disease. *Am J Manag Care* 2010;16(3):e86-e93.
- Liu JLY, Maniadakis N, Gray A, Rayner M. The economic burden of coronary heart disease in the UK. *Heart* 2002;88(6):597-603.
- Alavinia SM, Molenaar D, Burdorf A. Productivity loss in the workforce: associations with health, work demands, and individual characteristics. *Am J Ind Med* 2009;52(1):49-56.
- Kivimäki M, Leino-Arjas P, Luukkonen R, Riihimäi H, Vahtera J, Kirjonen J. Work stress and risk of cardiovascular mortality: prospective cohort study of industrial employees. *BMJ* 2002;325(7369):857.
- Nanri A, Mizoue T, Shimazu T, et al. Dietary patterns and all-cause, cancer, and cardiovascular disease mortality in Japanese men and women: the Japan public health center-based prospective study. *PLoS One* 2017;12(4):e0174848.
- Burgess S, Small DS, Thompson SG. A review of instrumental variable estimators for Mendelian randomization. *Stat Methods Med Res* 2017;26(5):2333-2355.
- Burgess S, Thompson SG. Use of allele scores as instrumental variables for Mendelian randomization. *Int J Epidemiol* 2013;42(4):1134-1144.
- Davey SG., Hemani G. Mendelian randomization: genetic anchors for causal inference in epidemiological studies. *Hum Mol Genet* 2014;23(R1):R89-R98.
- Kang H, Zhang A, Cai TT, Small, DS. Instrumental variables estimation with some invalid instruments and its application to Mendelian randomization. *J Am Stat Assoc* 2016;111(513):132-144.
- Von Hinke S, Smith GD, Lawlor DA, Propper C, Windmeijer, F. Genetic markers as instrumental variables. *J Health Econ* 2016;45:131-148.
- Cawley J, Meyerhoefer C. The medical care costs of obesity: an instrumental variables approach. *J Health Econ* 2012;31(1):219-230.
- Norton EC, Han E. Genetic information, obesity, and labor market outcomes. *Health Econ* 2008;17(9):1089-1104.
- Winkleby MA., Jatulis DE., Frank E, Fortmann, SP. Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *Am J Public Health* 1992;82(6):816-820.
- Farquhar JW, Fortmann SP, Flora JA, et al. Effects of communitywide education on cardiovascular disease risk factors: the Stanford Five-City Project. *JAMA* 1990;264(3):359-365.

- Seuring T, Serneels PM, Suhrcke M. The impact of diabetes on labor market outcomes in Mexico: a panel data and biomarker analysis. 2016; IZA Discussion Paper No. 10123. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2822662>
- Alissa EM, Ferns GA. Dietary fruits and vegetables and cardiovascular diseases risk. *Crit Rev Food Sci Nutr* 2017;57(9):1950-1962.
- Mishra G, Ball K, Arbuckle J, Crawford D. Dietary patterns of Australian adults and their association with socioeconomic status: results from the 1995 National Nutrition Survey. *Eur J Clin Nutr* 2002;56(7):687-693.
- Martikainen P, Brunner E, Marmot M. Socioeconomic differences in dietary patterns among middle-aged men and women. *Soc Sci Med* 2003;56(7):1397-1410.
- Fung TT., Rimm EB, Spiegelman D, et al. Association between dietary patterns and plasma biomarkers of obesity and cardiovascular disease risk. *Am J Clin Nutr* 2001;73(1):61-67.
- Reddy KS, Katan MB. Diet, nutrition and the prevention of hypertension and cardiovascular diseases. *Public Health Nutr* 2004;7(1a):167-186.
- Spencer JP, El Mohsen MMA, Minihane AM, Mathers JC. Biomarkers of the intake of dietary polyphenols: strengths, limitations and application in nutrition research. *Br J Nutr* 2008;99(1):12-22.
- Weggemans RM, Zock PL, Katan MB. Dietary cholesterol from eggs increases the ratio of total cholesterol to high-density lipoprotein cholesterol in humans: a meta-analysis. *Am J Clin Nutr* 2001;73(5):885-891.
- Tunceli K, Bradley CJ, Nerenz D, Williams LK, Pladevall M, Lafata JE. The impact of diabetes on employment and work productivity. *Diabetes Care* 2005;28(11):2662-2667.
- Rodbard HW, Fox KM, Grandy S, Shield Study Group. Impact of obesity on work productivity and role disability in individuals with and at risk for diabetes mellitus. *Am J Health Promot* 2009;23(5):353-360.
- Kahn ME. Health and labor market performance: the case of diabetes. *J Labour Econ* 1998;16(4):878-899.
- Brown HS 3rd, Pagán JA, Bastida E. The impact of diabetes on employment: genetic IVs in a bivariate probit. *Health Econ* 2005;14(5):537-544.
- Trevisan E, Zantomio F. The impact of acute health shocks on the labour supply of older workers: Evidence from sixteen European countries. *Labour Economics* 2016;43:171-185.

- Zhang X, Zhao X, Harris A. Chronic diseases and labour force participation in Australia. *J Health Econ* 2009;28(1):91-108.
- Gupta ND, Kleinjans KJ, Larsen M. The effect of a severe health shock on work behavior: evidence from different health care regimes. *Soc Sci Med* 2015;136:44-51.
- Yoshiike N, Matsumura Y, Iwaya M, Sugiyama M, Yamaguchi M. National nutrition survey in Japan. *J Epidemiol* 1996;6(3sup):189-200.
- National Institute of Public Health. 2002. Ethical Guidelines for Epidemiological Research. Available: <http://www.niph.go.jp/wadai/ekigakurinri/ethical-gl/guidelines.htm>. Accessed 2014 October 3.
- Blundell R, Bozio A, Laroque G. Extensive and intensive margins of labour supply: Work and working hours in the US, the UK and France. *Fisc Stud* 2013;34(1):1-29.
- Hokanson JE, Austin MA. Plasma triglyceride level is a risk factor for cardiovascular disease independent of high-density lipoprotein cholesterol level: a meta-analysis of population-based prospective studies. *J Cardiovasc Risk* 1996;3(2):213-219.
- Gordon T, Castelli WP, Hjortland MC, Kannel WB, Dawber, TR. High density lipoprotein as a protective factor against coronary heart disease: the Framingham Study. *Am J Med* 1977;62(5):707-714.
- Lemieux I, Lamarche B, Couillard C, et al. Total cholesterol /HDL cholesterol ratio vs LDL cholesterol/HDL cholesterol ratio as indices of ischemic heart disease risk in men: the Quebec Cardiovascular Study. *Arch Intern Med* 2001;161(22):2685-2692.
- Wolf-Maier K, Cooper RS, Banegas JR, et al. Hypertension prevalence and blood pressure levels in 6 European countries, Canada, and the United States. *JAMA* 2003;289(18):2363-2369.
- Kannel WB, McGee DL. Diabetes and cardiovascular disease: the Framingham study. *JAMA* 1979;241(19):2035-2038.
- Lairon D, Lopez-Miranda J, Williams C. Methodology for studying postprandial lipid metabolism. *Eur J Clin Nutr* 2007;61(10):1145-1161.
- Patsch JR., Miesenböck G, Hopferwieser T, et al. Relation of triglyceride metabolism and coronary artery disease. Studies in the postprandial state. *Arterioscler Thromb* 1992;12(11):1336-1345.
- Staiger D, Stock JH. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* 1997;65(3):557-586.
- Kagamimori S, Gaina A, Nasermoaddeli A. Socioeconomic status and health in the Japanese population. *Soc Sci Med*

2009;68(12):2152-2160.

Matoba T, Ishitake T, Noguchi R. A 2-year follow-up survey of health and life style in Japanese unemployed persons. *Int Arch Occup Environ Health* 2003;76(4):302-308.

Yu W.H. Changes in women's postmarital employment in Japan and Taiwan. *Demography* 2005;42(4):693-717.

Phan HM, Alpert JS, Fain M. Frailty, inflammation, and cardiovascular disease:

evidence of a connection. *Am J Geriatr Cardiol* 2008;17(2):101-107.

Knopman D, Boland LL, Mosley T, et al. Cardiovascular risk factors and cognitive decline in middle-aged adults. *Neurology* 2001;56(1):42-48.

Lyketsos CG, Lopez O, Jones B, Fitzpatrick AL, Breitner J, DeKosky S. Prevalence of neuropsychiatric symptoms in dementia and mild cognitive impairment: results from the cardiovascular health study. *JAMA* 2002;288(12):1475-1483.

[表 1] 基本統計量

	Total			Cardiovascular event			No cardiovascular event			T-test
	N	Mean	SD	N	Mean	SD	N	Mean	SD	
Labour Force Participation										
Working	59,067	0.59	(0.49)	5,266	0.40	(0.49)	34,853	0.66	(0.47)	***
Weekly working hours	15,712	40.05	(16.92)	1,495	36.88	(18.39)	9,920	41.14	(16.41)	***
Cardiovascular Diseases	40,778	0.13	(0.34)							
Biomarkers										
TG > 150 mg/dL	31,799	0.30	(0.46)	3,060	0.33	(0.47)	16,542	0.28	(0.45)	***
TC/HDL-C	31,799	3.60	(1.15)	3,060	3.61	(1.06)	16,542	3.56	(1.15)	***
SBP > 140 mmHg or DBP > 90 mmHg	38,033	0.34	(0.47)	3,417	0.50	(0.50)	19,675	0.27	(0.45)	***
GLU > 110 mg/dL	31,649	0.24	(0.43)	3,046	0.36	(0.48)	16,478	0.19	(0.39)	***
Postprandial phase (ref: about 30 minutes)										
about 1 hour	31,276	0.07	(0.25)	3,020	0.06	(0.24)	16,298	0.07	(0.25)	***
about 2 hours	31,276	0.11	(0.31)	3,020	0.13	(0.33)	16,298	0.10	(0.30)	***
about 3 hours	31,276	0.16	(0.37)	3,020	0.20	(0.40)	16,298	0.14	(0.35)	***
about 4 hours	31,276	0.20	(0.40)	3,020	0.24	(0.43)	16,298	0.18	(0.39)	***
5-6 hours	31,276	0.28	(0.45)	3,020	0.23	(0.42)	16,298	0.30	(0.46)	***
7-8 hours	31,276	0.08	(0.27)	3,020	0.05	(0.21)	16,298	0.09	(0.29)	***
above 8 hours	31,276	0.03	(0.17)	3,020	0.04	(0.18)	16,298	0.03	(0.17)	***
Daily Dietary Intake										
Energy (kcal)	62,589	1968.06	(600.40)	5,098	1887.81	(550.16)	33,822	2013.99	(613.79)	***
Water (g)	62,590	1385.80	(632.60)	5,098	1600.84	(646.29)	33,823	1353.24	(625.73)	***
Carbohydrate (g)	62,590	273.20	(87.30)	5,098	268.92	(81.00)	33,823	275.87	(88.88)	***
Animal protein (g)	62,427	40.56	(20.40)	5,082	38.32	(19.28)	33,743	41.60	(20.71)	***
Vegetable protein (g)	62,590	35.03	(12.00)	5,098	34.21	(11.27)	33,823	35.35	(12.12)	***
Animal lipid (g)	62,427	27.69	(16.50)	5,082	25.05	(14.93)	33,743	29.07	(17.12)	***
Vegetable lipid (g)	62,588	28.09	(15.60)	5,098	25.01	(14.07)	33,821	29.35	(15.97)	***
Saturated fat (g)	62,587	15.30	(8.20)	5,098	13.27	(6.95)	33,820	16.16	(8.48)	***
Monounsaturated fat (g)	62,587	18.84	(9.60)	5,098	16.52	(8.49)	33,820	19.91	(9.84)	***

Polyunsaturated fat (g)	62,587	13.28	(6.40)	5,098	11.78	(5.73)	33,820	13.82	(6.52)	***
Ash (g)	62,589	20.11	(7.90)	5,098	19.37	(7.04)	33,822	20.24	(7.96)	***
Sodium (mg)	62,590	4724.56	(2140.10)	5,098	4479.02	(1940.69)	33,823	4782.75	(2176.78)	***
Potassium (mg)	62,590	2580.91	(1062.70)	5,098	2607.02	(1014.62)	33,823	2561.00	(1057.33)	***
Calcium (mg)	62,590	532.63	(280.80)	5,098	563.77	(280.04)	33,823	520.70	(275.87)	***
Magnesium (mg)	62,586	266.96	(110.60)	5,098	270.83	(99.78)	33,820	266.04	(112.46)	***
Phosphorus (mg)	62,589	1086.88	(388.40)	5,098	1052.83	(362.94)	33,822	1098.82	(391.64)	***
Iron (mg)	62,587	9.57	(4.90)	5,098	9.01	(4.07)	33,821	9.67	(5.16)	**
Vitamin D (µg)	61,154	48.86	(121.80)	5,048	25.69	(79.06)	33,006	52.94	(128.90)	***
Vitamin E (mg)	62,587	9.01	(13.10)	5,097	9.00	(17.76)	33,821	8.93	(10.82)	*
Vitamin B1 (mg)	62,588	1.25	(4.00)	5,098	1.44	(5.32)	33,821	1.21	(3.52)	**
Vitamin B2 (mg)	62,590	1.40	(2.80)	5,098	1.41	(1.80)	33,823	1.39	(2.40)	**
Niacin (mg)	62,590	16.40	(8.00)	5,098	15.86	(7.80)	33,823	16.72	(8.06)	***
Vitamin C (mg)	62,560	121.25	(124.60)	5,093	135.05	(122.87)	33,807	115.36	(120.97)	***
Total dietary fibre (g)	62,583	15.15	(7.00)	5,098	16.44	(7.22)	33,820	14.75	(6.77)	***
Socioeconomic Status: individual										
Men	65,615	0.47	(0.50)	5,414	0.49	(0.50)	35,364	0.49	(0.50)	
Age in years	65,605	50.34	(18.67)	5,411	66.64	(13.61)	35,361	44.66	(16.81)	***
Being household head	60,049	0.43	(0.50)	5,414	0.57	(0.49)	35,364	0.39	(0.49)	***
Being main caregiver	59,927	0.03	(0.16)	5,410	0.08	(0.27)	35,267	0.01	(0.08)	***
Marital status (ref: married)										
single	60,049	0.20	(0.40)	5,414	0.05	(0.22)	35,364	0.26	(0.44)	***
widowed	60,049	0.08	(0.26)	5,414	0.17	(0.38)	35,364	0.04	(0.19)	***
divorced	60,049	0.03	(0.17)	5,414	0.04	(0.19)	35,364	0.03	(0.16)	**
Pension Enrolment (ref: category I enrollee)										
category II enrollee	48,649	0.19	(0.39)	4,668	0.08	(0.28)	29,759	0.21	(0.41)	***
category III enrollee	48,649	0.39	(0.49)	4,668	0.20	(0.40)	29,759	0.45	(0.50)	***
not enrolled	48,649	0.10	(0.29)	4,668	0.03	(0.18)	29,759	0.11	(0.31)	***
Socioeconomic Status: household										
Household expenditure per month (10 thousand yen)	55,748	30.34	(35.52)	5,092	26.48	(29.86)	32,900	30.89	(35.22)	***

Household structure (ref: single family)										
couple	60,049	0.20	(0.40)	5,414	0.36	(0.48)	35,364	0.15	(0.36)	***
couple with child(ren)	60,049	0.40	(0.49)	5,414	0.22	(0.41)	35,364	0.47	(0.50)	***
single parent with child(ren)	60,049	0.04	(0.20)	5,414	0.04	(0.20)	35,364	0.04	(0.21)	
three generations	60,049	0.20	(0.40)	5,414	0.16	(0.37)	35,364	0.21	(0.41)	***
others	60,049	0.07	(0.26)	5,414	0.10	(0.30)	35,364	0.06	(0.24)	***
Residence (ref: owned house)										
private rental house	60,049	0.11	(0.31)	5,414	0.07	(0.25)	35,364	0.13	(0.33)	***
issued house	60,049	0.03	(0.16)	5,414	0.01	(0.08)	35,364	0.03	(0.18)	***
public rental house	60,049	0.05	(0.21)	5,414	0.05	(0.22)	35,364	0.05	(0.21)	
others	60,049	0.02	(0.14)	5,414	0.02	(0.14)	35,364	0.02	(0.14)	
Living Space (m ²)	58,046	95.93	(85.86)	5,244	109.73	(77.37)	34,215	92.41	(69.28)	***
Health and Health Behaviour										
Feeling stressful in daily life	55,298	0.48	(0.50)	4,969	0.54	(0.50)	33,789	0.44	(0.50)	***
Having restricted daily life because of poor health	54,983	0.12	(0.32)	4,842	0.29	(0.46)	33,836	0.03	(0.18)	***
Having subjective symptoms	58,780	0.35	(0.48)	5,414	0.59	(0.49)	35,364	0.19	(0.40)	***
BMI	54,473	22.78	(3.43)	4,611	23.75	(3.60)	29,240	22.54	(3.34)	***
Self-rated health status (ref: very good)										
good	55,264	0.17	(0.38)	4,949	0.13	(0.33)	33,805	0.19	(0.39)	***
fair	55,264	0.46	(0.50)	4,949	0.51	(0.50)	33,805	0.45	(0.50)	***
bad	55,264	0.12	(0.32)	4,949	0.25	(0.43)	33,805	0.05	(0.22)	***
very bad	55,264	0.01	(0.12)	4,949	0.04	(0.20)	33,805	0.00	(0.06)	***
Smoking	35,118	0.27	(0.44)	4,314	0.18	(0.38)	20,077	0.31	(0.46)	***
Step counts per day	57,490	7145.24	(4288.06)	4,719	5831.81	(4007.76)	31,116	7640.61	(4248.26)	***
Regular exercise	43,026	0.23	(0.42)	2,963	0.31	(0.46)	23,463	0.20	(0.40)	***
Regular health check	53,826	0.39	(0.49)	5,163	0.40	(0.49)	31,822	0.41	(0.49)	***

Notes: HDL, high density lipoprotein; SD, standard deviation.

[表 2] 循環器系疾患の罹患歴が就労確率に与える影響 (N = 21,163)

	OLS		2SLS	
Cardiovascular Disease	-0.025	***	-0.154	**
	(0.01)		(0.07)	
	[-0.043, -0.006]		[-0.306, -0.002]	
First Stage				
TG > 150 mg/dL			0.015	*
			(0.01)	
			[-0.009, 0.039]	
TC/HDL-C			0.020	***
			(0.00)	
			[0.015, 0.026]	
SBP > 140 mmHg or DBP > 90 mmHg			0.124	***
			(0.01)	
			[0.095, 0.153]	
GLU > 110 mg/dL			0.128	***
			(0.01)	
			[0.098, 0.158]	
Covariates				
Socioeconomic Status	Yes		Yes	
Health and Health Behaviour	Yes		Yes	
Postprandial Phase	Yes		Yes	
Daily Dietary Intake	Yes		Yes	
Year Fixed Effect	Yes		Yes	
Prefecture Fixed Effect	Yes		Yes	
Weak Identification				
Cragg-Donald Wald F			44.586	
Kleibergen-Paap rk Wald F			37.882	
Overidentification				
Hansen J statistic			5.885	
p-value			0.164	
F Statistics	59.18		42.39	

Notes: Robust standard errors for individual heteroscedasticity in parentheses. 95% confidence intervals in brackets. *Inference: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

[表 3] 性別・年齢群別・職種別，循環器系疾患の罹患歴が就労確率に与える影響

	Gender		Age			Type of Occupation	
	Men	Women	40-	40-65	65+	Cognitive	Manual
Cardiovascular Disease	-0.092 (0.13) [-0.321, 0.137]	-0.191 * (0.09) [-0.386, 0.004]	-0.093 (0.45) [-0.584, 0.398]	-0.162 ** (0.07) [-0.292, -0.032]	-0.214 * (0.13) [-0.431, 0.003]	-0.085 (0.12) [-0.320, 0.151]	-0.199 ** (0.09) [-0.385, -0.012]
First Stage							
TG > 150 mg/dL	0.003 (0.01) [-0.016, 0.022]	0.000 (0.01) [-0.019, 0.019]	0.002 (0.01) [-0.009, 0.013]	0.012 * (0.01) [-0.005, 0.029]	0.007 (0.02) [-0.039, 0.053]	0.005 (0.01) [-0.012, 0.022]	0.005 (0.01) [-0.013, 0.023]
TC/HDL-C	0.021 *** (0.00) [0.013, 0.029]	0.021 *** (0.00) [0.013, 0.030]	0.000 (0.00) [-0.004, 0.005]	0.019 *** (0.00) [0.011, 0.026]	0.048 *** (0.01) [0.027, 0.070]	0.023 *** (0.00) [0.016, 0.030]	0.023 *** (0.00) [0.016, 0.031]
SBP > 140 mmHg or DBP > 90 mmHg	0.088 *** (0.01) [0.041, 0.128]	0.140 *** (0.01) [0.080, 0.199]	0.010 (0.01) [-0.003, 0.022]	0.130 *** (0.01) [0.094, 0.166]	0.017 (0.02) [-0.022, 0.055]	0.122 *** (0.01) [0.074, 0.169]	0.127 *** (0.01) [0.079, 0.174]
GLU > 110 mg/dL	0.096 *** (0.01) [0.056, 0.135]	0.139 *** (0.01) [0.081, 0.197]	0.005 (0.01) [-0.008, 0.018]	0.234 *** (0.04) [0.159, 0.308]	0.244 ** (0.10) [0.044, 0.443]	0.129 *** (0.01) [0.071, 0.188]	0.211 *** (0.04) [0.139, 0.283]
Covariates							
Socioeconomic Status	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Health and Health Behaviour	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Postprandial Phase	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Daily Dietary Intake	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Weak Identification							
Cragg-Donald Wald F	19.308	21.209	13.371	17.586	15.352	18.141	19.534
Kleibergen-Paap rk Wald F	18.838	16.505	10.833	15.202	13.332	15.233	17.525
Overidentification							
Hansen J statistic	0.918	5.002	3.957	7.157	1.718	4.755	5.147
p-value	1.012	0.243	0.526	0.172	0.860	0.482	0.177
Observations	5,714	7,870	4,136	7,172	2,276	9,172	8,278
F Statistics	38.57	113.98	75.09	36.13	138.99	301.72	156.43

Notes: Estimations are implemented using 2SLS. Robust standard errors in parentheses. 95% confidence intervals in brackets. *Inference: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

[表 4] 循環器系疾患の罹患歴が就労時間に与える影響 (N = 6,575)

	OLS		2SLS	
Cardiovascular Disease	-2.960	***	-4.964	*
	(0.67)		(2.46)	
	[-4.272, -1.647]		[-10.228, 0.300]	
First Stage				
TG > 150 mg/dL			0.010	
			(0.02)	
			[-0.019, 0.039]	
TC/HDL-C			0.032	***
			(0.01)	
			[-0.045, -0.019]	
SBP > 140 mmHg or DBP > 90 mmHg			0.055	***
			(0.01)	
			[0.026, 0.083]	
GLU > 110 mg/dL			0.071	**
			(0.02)	
			[0.015, 0.126]	
Covariates				
Socio-economics Status	Yes		Yes	
Health Behaviour	Yes		Yes	
Postprandial Phase	Yes		Yes	
Daily Dietary Intake	Yes		Yes	
Year Fixed Effect	Yes		Yes	
Prefecture Fixed Effect	Yes		Yes	
Weak Identification				
Cragg-Donald Wald F			14.222	
Kleibergen-Paap rk Wald F			12.368	
Overidentification				
Hansen J statistic			3.784	
p-value			0.163	
F Statistics	48.55		90.78	

Notes: Robust standard errors in parentheses. 95% confidence intervals in brackets. *Inference: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

別添 4

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

中高年者層における悪性新生物の診断が就労継続に与える影響と
その性別間, 職種別間の差異に関する研究

研究分担者 川村 顕 早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者 金子 周平 早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究協力者 姜 哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究協力者 富 蓉 早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究代表者 野口 晴子 早稲田大学 政治経済学術院 教授

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『中高年者縦断調査』(2005-2016年)を用い、悪性新生物(がん)の診断が就労継続の意思決定に対してどう影響するかについて検証することにある。本研究の背景には、がんの罹患リスクが、中高年者層(50-70歳)で急激に上昇すること、人口減少が進む現代の日本社会において、中高年齢期の就労継続をいかに担保するかが重要な課題となっていることがある。

本研究の被説明変数は、個人が働いている場合を1、そうでない場合は0を取る2値変数、説明変数は、がんの診断を過去に受けている場合は1、そうでない場合は0を取る2値変数である。分析に当たって、全サンプルを①男女別、②職種別(専門的な職業、管理的な職業、事務的な職業、セールス業、サービス業に従事している場合を「知的就労」、保安、農林水産業、輸送業、生産工程に関する職業に従事している場合を「肉体的就労」として分類)に分け、効果にどのような違いがあるのかについて検証を行った。がんを診断された者と診断されなかった者との属性の差を統制するため、本研究では、Propensity Score Matching(PSM)を用いた。分析対象者数は、男女別では、男性が53,373、女性が44,027、職種別では、知的就労従事者が64,501、肉体的就労従事者が20,921である。

推定の結果、(1)男性就労者の場合、がんの診断を受けると、受けない場合と比べ、10.1%離職確率が高まり、診断の1年後には5.0%離職確率が高まる傾向にあること;(2)他方、女性就労者の場合、がんの診断を受けると、当年には18.6%離職確率が高まるのに対し、翌年の離職確率に対する統計学的有意性は観測されなかった。職種別では、(3)知的就労従事者では、がんの診断を受けると、診断がない場合と比べ、11.6%離職確率が高まり、同確率は翌年も依然として3.8%と有意であること;(4)他方、肉体的就労従事者については、診断年では、離職確率が18.7%高まるのに対し、翌年の離職確率については2.1%と推定されたが、統計学的な有意性は観測されなかった。以上のことから、がんの診断を受けた際の離職のパターンには男女間、職種

間で明らかな差異があることが判明し、職場内における男女、異業種間で、がん患者に対する対応に差がある可能性が示唆される結果となった。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『中高年者縦断調査』(2005-2016年)を用い、悪性新生物(がん)の診断が就労継続の意思決定に対してどう影響するかについて検証することにある。

推定に当たっては、①男女別、②職種別にサンプルを分割することで、就労継続、離職のパターンに差異があるかを分析する。

B. 研究方法

本研究の被説明変数は、個人が働いている場合を1、そうでない場合は0を取る2値変数、説明変数は、がんの診断を過去に受けている場合は1、そうでない場合は0を取る2値変数である。

B-1. Propensity Score Matching

本研究のように、健康状態に関する新たな情報(本研究では、「がん罹患した」という情報を得ることが及ぼす影響を分析する)が就労継続にどのような影響を及ぼすかを分析する際に問題となるのは、「もしこうした健康状態の悪化に関する情報を得ていなかった場合、その個人の行動はどうなっていたか」という「反実仮想」を想定しなくてはならないという点である。

本研究に限って言えば、数多くの先行研究で明らかにされているように、がんを患う人は他の様々な健康に関する行動(運動習慣や喫煙、飲酒など)、もしくは罹患が明らかになる前の健康状態も芳しくないことが想定される。もしも、健康状態の悪化そのものが就労継続を妨げているとすれば、こうした個人は「がんの罹患が明らかになっていなくても」就労継続を断念していたかもしれない。そうであれば、がんの罹患を診断された個人とそうでない個人を前後で比較する

だけでは効果の推定として不十分であることは明らかであろう。

本研究では、こうした「内生性」と呼ばれる問題に対して Propensity Score Matching(PSM)と呼ばれる手法を用いることで対処を施した。

PSMとは、直感的には図1のように表現される手法である。すなわち、診断を受けたグループ(グループ1)と診断を受けていないグループ(グループ2)にサンプルを分けて、がんの診断以外のあらゆる変数(年齢、健康状態、社会経済的なステータスなど)を比べて、グループ2の中からグループ1の各個人に「類似している個人」を抜粋する。そして、グループ1の個人とグループ2より抜粋された個人のアウトカムを比較することで、「がんの診断が就労継続の意思決定に与えた影響」を分析することとなる。より正確には、以下の推定式に基づいて「がんの診断を受ける確率」(これを Propensity Score と呼ぶ)をプロビット推定により仮想的に推定し、Propensity Score の近い個人をグループ2より選び出す。

$$Probit(p_i) = \beta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

ここで、『中高年者縦断調査』の各回の質問事項に基づき X_i として使用する変数を決定する。 X_i に用いた変数群、そしてその記述統計についてはセクションC-1で詳述することとする。

B-2. 逆方向の因果への対処

『中高年者縦断調査』では、がんの診断の有無と就労の有無は観測可能であるものの、離職とがんの診断が同一年の調査で観測された場合、その前後関係まではわからない。すなわち、ある調査年に「がんの診断:1, 就労状況:0(前年までは1が継続)」というデータが観測さ

れた場合、離職ががんの診断の影響を受けていたかどうか不透明になってしまうのである。こうした可能性を排除するために、我々は図2のPanel Aで示されているような手続きに従ってPSMを行う。すなわち、

手順 A

- ①全調査期間のうち、2005-2007,2006-2008,2007-2009,...,2014-2016というように3年間で構成されるTime Windowを定義し、それぞれ $t = 1, 2, 3$ と置く。つまり、2005-2007のTime Windowであれば、2005年が $t = 1$ 、2006年が $t = 2$ 、2007年が $t = 3$ となる。
- ② $t = 1, 2$ のときに働いており、 $t = 1$ の段階ではがんの診断を受けていない個人を各Time Windowから抽出し、
- ③ $t = 2$ の時に、がんの診断を受けるか受けないかで図1で見たようなグルーピングをしPSMを行う。
- ④就労のアウトカムについては、 $t = 3$ つまりTime Windowの3期目に就労を継続しているかどうかで計測する。

以上の手順で推定を行うと、がんの診断を受けた年(すなわち、Time Windowで見ると $t = 2$)には就労を継続している人だけを残して分析することになるため、上述したような逆の因果関係をPick Upしてしまう可能性は排除できる。この手順で推定される効果を、がんの診断と離職に1年のLagがあることから、“One Year Lagged Effect”と称する。

一方で、この手順では、がんの診断を受けた年に(即座に)離職した人を考慮できないため、幾ばくか影響が過小に推定される恐れがあることは否めない。そこで、即座に離職する確率を推定するため図2Panel Bで示されているような手順での推定も行った。すなわち、

手順 B

- ①全調査期間のうち、2005-2006,2006-

2007,2007-2008,...,2015-2016というように2年間で構成されるTime Windowを定義し、それぞれ $t = 1, 2$ と置く。つまり、2005-2006のTime Windowであれば、2005年が $t = 1$ 、2006年が $t = 2$ となる。

- ② $t = 1$ のとき働いており、かつがんの診断を受けていない個人を各Time Windowから抽出し、
- ③ $t = 2$ の時に、がんの診断を受けるか受けないかで図1で見たようなグルーピングをしPSMを行う。
- ④就労のアウトカムについては、 $t = 2$ つまりTime Windowの2期目に就労を継続しているかどうかで計測する。

手順Bでは、即座に離職した人々の行動をとらえることができるが、B-2冒頭で述べたような逆方向の因果関係をもPick Upしている可能性はゼロではない。このように手順Bで推定された効果を、がんの診断と離職が同時点であることから“Simultaneous Effect”と称することとする。

以上の議論からもわかるように、推定された“One Year Lagged Effect”と“Simultaneous Effect”は、それぞれがトレード・オフの関係になっていることが分かる。しかしながら、前者で推定される影響は「がん診断後も一定期間就労を継続した人」によって大部分がもたらされているのに対し、後者で推定される影響は「がんの診断後すぐさま離職した患者」によってもたらされている可能性が高い。それゆえ、サブサンプル(男女、職種別)間で両者を比較検討することで、離職のパターンがどのように異なるかを考察できるのである。尚、本研究での分析については、全て、Stata15.1を用いた。

(倫理面への配慮)

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0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個

票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

分析対象者数は、男女別では、男性が53,373、女性が44,027、職種別では、知的就労従事者が64,501、肉体的就労従事者が20,921である。

C-1. PSM に用いられた変数群(X_i)

表1には、PSMで用いられた変数群及び、PSMの前後で両群間の平均的な差がどう変化したかが記述されている。上述したように、やはり主観的な健康観や日常生活への支障の有無などはがんの診断を受けたグループのほうが際立って悪いことが分かる。また、女性及び知的就労者のサブサンプルにおいては、がんの診断を受けたグループのほうがK6得点も有意に悪いことが分かるであろう。リスク要因については、過去に診断されたことがある場合は1、そうでない場合は0を取る2値変数で評価している。やはり、リスク要因についても診断を受けたグループで優位に確率が高い傾向にあることがうかがえる。

しかしながら、このような変数についてはPSMを行った後(Mと表記される行)には両群でバランスしていることが分かるであろう。

このように、PSMを行うことで就労の断念に影響を及ぼすであろうがんの診断以外の要因を統制することができ、より正確な推定が可能となる。

C-2. 推定結果

推定の結果、以下のことが分かった。

男女差

①男性就労者に対する Simultaneous Effect は10.1%(95%信頼区間は6.9-13.4%)、One Year Lagged Effect は5.0%(95%信頼区間は1.5-8.5%)であった。これは、がんの診断によって即座に離職をする就労者も多いものの、一定数の就労者は1年間仕事を継続したのちに離職し

ていることを表している。

②女性就労者に対しては、Simultaneous Effect が18.6%(95%信頼区間は13.1-24.0%)であるのに対し、One Year Lagged Effect は-0.4%(95%信頼区間が-5.1-4.4%)と有意な効果が完全に焼失した。ここから、女性就労者についてはがんの診断を受けるとすぐさま離職、症状が軽くない場合1年後まで継続して働くことはほぼないということが考察できる。

職種間の差

③知的就労者については、推定された Simultaneous Effect は11.6%(95%信頼区間は8.5-14.7%)で、One Year Lagged Effect は3.8%(95%信頼区間は0.2-7.4%)と推定された。男性就労者の時と同様に、知的就労者についても一定数のがん患者はしばらく就労を続けられる環境にあったことが示唆される結果となった。

④肉体的就労者については、女性の場合と同様の結果となった。Simultaneous Effect は18.7%(95%信頼区間は12.1-25.3%)であるのに対し、One Year Lagged Effect は2.1%(95%信頼区間は-0.4-8.1%)であった。肉体的就労者は、がんの診断を受けた場合即座に離職をする傾向が強いことが明らかとなった。これは、肉体的就労者の福利厚生が知的就労者に比べて充実度が低いこと、職場内でのがんに対する差別的な扱いなどを反映しているかもしれない。

本推定結果は、がんの診断と離職に着目したものであるが、ここから職場内における男女間の偏見や職種間における待遇の非対称性などの問題が依然として存在することを示唆しているのではないだろうか。

D. 考察/E. 結論

推定の結果、(1)男性就労者の場合、がんの診断を受けると、受けない場合と比べ、10.1%離職確率が高まり、診断の1年後には5.0%離職確率が高まる傾向にあること;(2)他方、女性就

労者の場合、がんの診断を受けると、当年には18.6%離職確率が高まるのに対し、翌年の離職確率に対する統計学的有意性は観測されなかった。

職種別では、(3)知的就労従事者では、がんの診断を受けると、診断がない場合と比べ、11.6%離職確率が高まり、同確率は翌年も依然として3.8%と有意であること;(4)他方、肉体的就労従事者については、診断年では、離職確率が18.7%高まるのに対し、翌年の離職確率については2.1%と推定されたが、統計学的な有意性は観測されなかった。

以上のことから、がんの診断を受けた際の離職のパターンには男女間、職種間で明らかな差異があることが判明し、職場内における男女、異業種間で、がん患者に対する対応に差がある可能性が示唆される結果となった。

最後に本研究のいくつかの限界点を付記しておきたい。

第1に、『中高年者縦断調査』ではがんの種類までは分からないということである。男女間で、罹患リスクの高いがんの種類は当然異なり、またがんの種類によっても症状の大小も当然異なる。こうした異質性を分析できないというのは、本研究の主要な課題といってよいだろう。

第2に、本研究ではがんの診断後の離職をある種の「経済的な損失」と解釈をしている。しかし当然のことながら、がんの診断を受けた就労者にとって就労の継続が最適な選択であることを保証することはできない。

以上のような限界点はあるものの、本研究は「がん」という公衆衛生における大きな一つの課題に注目、性別間職種間における意思決定の異質性に注目した点においては真新しさを有すると思われる。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi, Rong Fu, Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Shinsuke Amano, Atsushi Miyawaki. “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”, *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health* へ投稿中。

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

World Health Organization. World Cancer Report 2014 [document on the Internet]. <http://publications.iarc.fr/Non-Series-Publications/World-Cancer-Reports/World-Cancer-Report-2014> (accessed November 13, 2018).

Luengo-Fernandez R, Leal J, Gray A, Sullivan R. Economic burden of cancer across the European Union: A population-based cost analysis. *Lancet Oncol* 2013; 14: 1165–1174.

Peteet JR. Cancer and the meaning of work. *Gen Hosp Psychiatry* 2000; 22: 200–205.

Main DS, Nowels CT, Cavender TA, Etschmaier

- M, Steiner JF. A qualitative study of work and work return in cancer survivors. *Psychooncology* 2005; 14: 992–1004.
- Tamminga SJ, De Boer AGEM, Verbeek JHAM, Frings-Dresen MHW. Return-to-work interventions integrated into cancer care: A systematic review. *Occup Environ Med* 2010; 67: 639–648.
- Mehnert, A. (2011). Employment and work-related issues in cancer survivors. *Crit Rev Oncol Hematol* 2011; 77: 109–130.
- Park JH, Park JH, Kim SG. Effect of cancer diagnosis on patient employment status: A nationwide longitudinal study in Korea. *Psychooncology* 2009; 18: 691–699.
- Ministry of Health, Labour, and Welfare. Guidelines for supporting the balance of medical treatment and labour in the workplace (Jigyosho ni Okeru Chiryō to Shokugyo Seikatsu no Ryoritsushien no Tameno Gaidorain) [document on the Internet; accessed November 11, 2018]. <https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11200000-Roudoukijunkyouku/0000198758.pdf> [in Japanese].
- Zajacova A, Dowd JB, Schoeni RF, Wallace RB. Employment and income losses among cancer survivors: Estimates from a national longitudinal survey of American families. *Cancer* 2015; 121: 4425–4432.
- Jensen LS, Overgaard C, Bøggild H, et al. The long-term financial consequences of breast cancer: A Danish registry-based cohort study. *BMC Public Health* 2017; 17: 853.
- Choi KS, Kim EJ, Lim JH, et al. Job loss and reemployment after a cancer diagnosis in Koreans—A prospective cohort study. *Psychooncology* 2007; 16: 205–213.
- Gordon L, Lynch BM, Newman B. Transitions in work participation after a diagnosis of colorectal cancer. *Aust NZ J Public Health* 2008; 32: 569–74.
- Paraponaris A, Teyssier LS, Ventelou B. Job tenure and self-reported workplace discrimination for cancer survivors 2 years after diagnosis: Does employment legislation matter? *Health Policy* 2010; 98: 144–155.
- Lindbohm ML, Taskila T, Kuosma E, et al. Work ability of survivors of breast, prostate, and testicular cancer in Nordic countries: a NOCWO study. *J Cancer Surviv* 2012; 6: 72–81.
- National Cancer Centre Japan. Latest Cancer Statistics (Saishin Gan Toukei) [document on the internet; accessed November 13, 2018]. https://ganjoho.jp/reg_stat/statistics/stat/summary.html [in Japanese].
- Cancer Research UK. Cancer incidence by age [document on the internet; accessed

- November 13, 2018].
<https://www.cancerresearchuk.org/health-professional/cancer-statistics/incidence/age>.
- National Cancer Institute. Cancer Incidence Statistics [document on the internet; accessed November 13, 2018].
<https://seer.cancer.gov/faststats/selections.php?#Output>.
- Ministry of Health, Labour, and Welfare. 2015. Ethical guidelines for medical and health research involving human subjects [document on the internet; accessed February 3, 2019]
<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-10600000-Daijinkanboukouseikagakuka/0000080278.pdf>.
- García-Gómez P. Institutions, health shocks and labour market outcomes across *Europe*. *J Health Econ* 2011; 30: 200–213.
- Dehejia RH, Wahba S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *Rev Econ Stat* 2002; 84: 151–161.
- Caliendo M, Kopeinig S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *J Econ Surv* 2008; 22: 31–72.
- Park JH, Park EC, Park JH, Kim SG, Lee SY. Job loss and re-employment of cancer patients in Korean employees: a nationwide retrospective cohort study. *Journal of Clinical Oncology* 2008; 26: 1302–1309.
- Mehnert A. Employment and work-related issues in cancer survivors. *Critical reviews in oncology/hematology* 2011; 77: 109–130.
- Cabinet Office. A white paper on a gender-equal society in 2018 (Danjo Kyodo Sankaku Hakusho, Heisei 30 Nen) [document on the Internet; accessed November 11, 2018].
http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h30/zentai/index.html [in Japanese].
- Cabinet Office. Basic Law for a Gender-Equal Society (Danjo Kyodo Sankaku Shakai Kihon Hou) [document on the Internet; accessed March 26, 2019].
http://www.gender.go.jp/english_contents/about_danjo/lbp/laws/pdf/laws_01.pdf [in Japanese]
- Ministry of Health, Labour, and Welfare. The Overview of Basic Survey on Wage Structure (Chingin Kozo Kihon Tokei Chousa no Gaikyo, Heisei 29 Nen) [document on the Internet; accessed March 26, 2019].
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2017/dl/13.pdf> [in Japanese]
- Cabinet Office. A white paper on a gender-equal society in 2013 (Danjo Kyodo Sankaku Hakusho, Heisei 25 Nen) [document on the Internet; accessed November 11, 2018].
http://www.gender.go.jp/about_danjo/white

paper/h25/zentai/index.html [in Japanese].

Meyer, B. Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica* 1990; 58: 757–782.

Jenkins SP. Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxf Bull Econ Stat* 1995; 57: 129–136.

Cancer Research UK. Cancer survival for common cancers.
<https://www.cancerresearchuk.org/health-professional/cancer-statistics/survival/common-cancers-compared#heading-Zero> (accessed in Feb.4 2019)

[表1] PSMに使用した変数群男女別, 職種別

		Model 1								Model 2							
		Male 男性				Female 女性				Cognitive 知的就労				Manual 肉体的就労			
		Mean		t-test		Mean		t-test		Mean		t-test		Mean		t-test	
		診断有	なし.	t stat.	p-value	診断有	なし.	t stat.	p-value	診断有	なし.	t stat.	p-value	診断有	なし.	t stat.	p-value
女性	U									0.404	0.449	-2.18	0.029	0.255	0.309	-1.57	0.117
	M									0.404	0.403	0.04	0.968	0.255	0.255	0.02	0.987
年齢	U	60.163	58.592	8.79	0.000	58.547	58.332	0.95	0.344	59.236	58.318	0.00	0.900	60.196	58.578	5.45	0.000
	M	60.163	60.154	0.04	0.968	58.547	58.537	0.03	0.974	59.236	59.195	0.17	0.862	60.196	60.227	-0.07	0.942
婚姻形態																	
結婚	U	0.921	0.899	1.64	0.101	0.802	0.792	0.43	0.669	0.879	0.858	1.43	0.154	0.875	0.848	1.01	0.311
	M	0.921	0.926	-0.29	0.774	0.802	0.796	0.20	0.844	0.879	0.880	-0.05	0.957	0.875	0.882	-0.19	0.849
離婚または未 亡人	U	0.052	0.054	-0.19	0.851	0.145	0.169	-1.16	0.248	0.083	0.101	-1.45	0.148	0.087	0.100	-0.57	0.571
	M	0.052	0.050	0.13	0.895	0.145	0.146	-0.05	0.958	0.083	0.083	0.01	0.994	0.087	0.086	0.05	0.961
独身	U	0.027	0.047	-2.14	0.033	0.053	0.039	1.34	0.179	0.038	0.041	-0.31	0.756	0.038	0.052	-0.87	0.383
	M	0.027	0.024	0.30	0.763	0.053	0.058	-0.26	0.792	0.038	0.037	0.08	0.934	0.038	0.033	0.26	0.793
教育水準																	
大卒以上	U	0.279	0.323	-2.13	0.033	0.085	0.078	0.44	0.662	0.255	0.276	-1.12	0.262	0.082	0.080	0.07	0.944
	M	0.279	0.273	0.20	0.843	0.085	0.088	-0.14	0.888	0.255	0.258	-0.13	0.893	0.082	0.082	-0.01	0.990
主観的な健康観																	
素晴らしい	U	0.046	0.058	-1.19	0.233	0.041	0.058	-1.30	0.195	0.059	0.063	-0.41	0.679	0.005	0.046	-2.62	0.009
	M	0.046	0.046	-0.02	0.984	0.041	0.042	-0.08	0.937	0.059	0.060	-0.08	0.934	0.005	0.008	-0.26	0.796
よい	U	0.262	0.340	-3.76	0.000	0.239	0.342	-3.85	0.000	0.255	0.353	-4.91	0.000	0.255	0.314	-1.69	0.090
	M	0.262	0.259	0.08	0.940	0.239	0.246	-0.21	0.834	0.255	0.255	0.00	0.996	0.255	0.274	-0.39	0.695
どちらかとい えばよい	U	0.435	0.446	-0.51	0.608	0.509	0.469	1.42	0.155	0.459	0.447	0.61	0.544	0.484	0.475	0.23	0.821
	M	0.435	0.441	-0.20	0.838	0.509	0.500	0.23	0.820	0.459	0.454	0.19	0.853	0.484	0.479	0.08	0.934
どちらかとい えば悪い	U	0.223	0.131	6.14	0.000	0.173	0.114	3.29	0.001	0.194	0.118	5.61	0.000	0.217	0.139	3.04	0.002
	M	0.223	0.220	0.10	0.917	0.173	0.177	-0.12	0.906	0.194	0.200	-0.26	0.798	0.217	0.207	0.25	0.806
悪い	U	0.029	0.021	1.27	0.203	0.035	0.015	2.80	0.005	0.029	0.017	2.37	0.018	0.033	0.023	0.88	0.377
	M	0.029	0.028	0.11	0.911	0.035	0.033	0.09	0.930	0.029	0.028	0.14	0.888	0.033	0.025	0.44	0.664
とても悪い	U	0.006	0.003	0.94	0.346	0.003	0.002	0.56	0.579	0.003	0.003	0.45	0.655	0.005	0.003	0.59	0.555

	M	0.006	0.005	0.14	0.888	0.003	0.001	0.44	0.660	0.003	0.003	0.14	0.890	0.005	0.008	-0.26	0.796	
K6 得点	U	2.821	2.677	0.91	0.362	3.651	3.129	2.44	0.015	3.120	2.850	1.77	0.076	2.957	2.923	0.12	0.904	
	M	2.821	2.786	0.15	0.878	3.651	3.670	-0.06	0.953	3.120	3.145	-0.11	0.912	2.957	2.817	0.37	0.711	
世帯内の子ども数	U	0.704	0.828	-3.15	0.002	0.623	0.734	-2.42	0.016	0.643	0.786	-3.99	0.000	0.788	0.808	-0.30	0.762	
	M	0.704	0.702	0.04	0.969	0.623	0.616	0.10	0.917	0.643	0.656	-0.29	0.771	0.788	0.789	-0.01	0.993	
世帯構成人数	U	3.058	3.167	-1.82	0.069	2.934	2.990	-0.71	0.481	2.976	3.076	-1.75	0.080	3.130	3.176	-0.42	0.675	
	M	3.058	3.071	-0.16	0.871	2.934	2.921	0.11	0.909	2.976	2.991	-0.19	0.849	3.130	3.151	-0.14	0.890	
日常生活への支障有無 ⁽ⁱ⁾	U	0.083	0.051	3.27	0.001	0.107	0.082	1.64	0.101	0.083	0.062	2.07	0.038	0.109	0.065	2.37	0.018	
	M	0.083	0.079	0.23	0.820	0.107	0.104	0.13	0.897	0.083	0.084	-0.04	0.966	0.109	0.102	0.20	0.839	
運動の頻度 ⁽ⁱⁱ⁾																		
軽い運動	U	1.398	1.366	0.38	0.703	1.516	1.487	0.27	0.785	1.565	1.488	0.97	0.330	1.152	1.239	-0.64	0.525	
	M	1.398	1.395	0.02	0.980	1.516	1.526	-0.07	0.943	1.565	1.559	0.06	0.955	1.152	1.195	-0.23	0.818	
標準的な運動	U	1.083	1.076	0.10	0.922	0.956	0.949	0.08	0.933	1.133	1.078	0.83	0.408	0.788	0.850	-0.56	0.579	
	M	1.083	1.124	-0.40	0.688	0.956	0.956	0.00	0.999	1.133	1.143	-0.10	0.919	0.788	0.732	0.38	0.705	
激しい運動	U	0.181	0.179	0.06	0.953	0.204	0.195	0.23	0.818	0.220	0.210	0.33	0.744	0.120	0.119	0.01	0.990	
	M	0.181	0.169	0.28	0.783	0.204	0.213	-0.14	0.887	0.220	0.218	0.04	0.971	0.120	0.106	0.25	0.805	
飲酒量 ⁽ⁱⁱⁱ⁾	U	1.464	1.367	2.29	0.022	0.472	0.439	0.83	0.406	1.071	0.978	2.31	0.021	1.174	1.020	2.08	0.038	
	M	1.464	1.467	-0.06	0.949	0.472	0.462	0.18	0.859	1.071	1.069	0.03	0.973	1.174	1.192	-0.16	0.870	
喫煙量 ^(iv)	U	0.973	0.867	1.93	0.054	0.160	0.185	-0.75	0.453	0.594	0.535	1.37	0.171	0.804	0.737	0.78	0.436	
	M	0.973	0.968	0.06	0.954	0.160	0.145	0.36	0.718	0.594	0.606	-0.18	0.858	0.804	0.793	0.10	0.924	
本人の年収(対数変換)	U	3.319	3.424	-3.28	0.001	2.552	2.507	0.99	0.324	3.146	3.131	0.40	0.690	2.841	2.936	-1.67	0.094	
	M	3.319	3.321	-0.03	0.977	2.552	2.563	-0.17	0.868	3.146	3.164	-0.32	0.745	2.841	2.833	0.10	0.922	
世帯年収(対数変換)	U	3.846	3.838	0.32	0.748	3.725	3.720	0.15	0.884	3.865	3.859	0.23	0.818	3.659	3.633	0.58	0.559	
	M	3.846	3.853	-0.19	0.847	3.725	3.742	-0.28	0.777	3.865	3.878	-0.35	0.727	3.659	3.675	-0.27	0.784	
仕事の種類																		
専門的	U	0.225	0.240	-0.80	0.421	0.176	0.173	0.16	0.872	0.300	0.307	-0.38	0.705					
	M	0.225	0.218	0.27	0.784	0.176	0.173	0.10	0.922	0.300	0.301	-0.03	0.976					
管理的	U	0.198	0.189	0.52	0.601	0.028	0.028	0.00	0.997	0.194	0.174	1.26	0.208					
	M	0.198	0.195	0.13	0.897	0.028	0.030	-0.13	0.900	0.194	0.194	0.02	0.980					
事務的	U	0.098	0.098	-0.01	0.994	0.173	0.189	-0.71	0.479	0.184	0.200	-0.96	0.338					
	M	0.098	0.098	0.02	0.983	0.173	0.179	-0.21	0.835	0.184	0.185	-0.04	0.972					
セールス	U	0.056	0.061	-0.48	0.632	0.138	0.103	2.09	0.036	0.127	0.115	0.88	0.378					

サービス	M	0.056	0.056	0.01	0.993	0.138	0.132	0.25	0.805	0.127	0.127	-0.03	0.977				
	U	0.085	0.078	0.57	0.568	0.217	0.222	-0.24	0.814	0.196	0.204	-0.50	0.618				
保安	M	0.085	0.090	-0.29	0.775	0.217	0.209	0.25	0.802	0.196	0.194	0.07	0.945				
	U	0.033	0.037	-0.53	0.595	0.003	0.001	0.98	0.329					0.098	0.097	0.04	0.967
農林水産業	M	0.033	0.036	-0.29	0.768	0.003	0.004	-0.18	0.859					0.098	0.103	-0.16	0.872
	U	0.017	0.012	1.03	0.301	0.016	0.011	0.91	0.363					0.076	0.052	1.49	0.136
運輸	M	0.017	0.019	-0.19	0.852	0.016	0.015	0.11	0.914					0.076	0.078	-0.08	0.938
	U	0.081	0.078	0.26	0.794	0.009	0.006	0.84	0.402					0.245	0.209	1.17	0.241
生産工程	M	0.081	0.080	0.03	0.976	0.009	0.009	0.00	1.000					0.245	0.249	-0.10	0.917
	U	0.133	0.144	-0.74	0.461	0.120	0.142	-1.15	0.250					0.582	0.642	-1.71	0.087
	M	0.133	0.134	-0.05	0.961	0.120	0.125	-0.22	0.828					0.582	0.570	0.23	0.817
リスク因子(過去に診断されていれば																	
1, それ以外は0を取る2値変数)																	
糖尿病	U	0.160	0.151	0.55	0.579	0.079	0.074	0.30	0.766	0.132	0.114	1.31	0.190	0.109	0.127	-0.71	0.476
	M	0.160	0.163	-0.12	0.902	0.079	0.083	-0.20	0.839	0.132	0.133	-0.06	0.954	0.109	0.110	-0.03	0.973
脳卒中	U	0.039	0.027	1.67	0.095	0.025	0.015	1.42	0.157	0.035	0.021	2.31	0.021	0.022	0.023	-0.13	0.895
	M	0.039	0.035	0.30	0.767	0.025	0.027	-0.15	0.882	0.035	0.032	0.26	0.793	0.022	0.021	0.05	0.962
心臓病	U	0.096	0.076	1.73	0.084	0.060	0.035	2.36	0.018	0.083	0.061	2.25	0.024	0.077	0.054	1.32	0.188
	M	0.096	0.101	-0.26	0.798	0.060	0.065	-0.28	0.777	0.083	0.083	-0.01	0.989	0.077	0.072	0.16	0.874
高血圧	U	0.431	0.351	3.81	0.000	0.346	0.259	3.50	0.000	0.388	0.306	4.27	0.000	0.404	0.324	2.32	0.021
	M	0.431	0.442	-0.37	0.708	0.346	0.344	0.04	0.965	0.388	0.391	-0.09	0.930	0.404	0.406	-0.04	0.972
高脂血症	U	0.317	0.248	3.64	0.000	0.299	0.234	2.72	0.007	0.315	0.254	3.37	0.001	0.306	0.208	3.26	0.001
	M	0.317	0.319	-0.04	0.965	0.299	0.296	0.08	0.940	0.315	0.314	0.07	0.946	0.306	0.315	-0.20	0.845

Note:表中で、UはPSMを行う前、MはPSMを行った後の記述統計を示す。

(i) 日常生活の支障の有無は、2値変数

(ii) 運動の頻度は6のカテゴリーに分類される; 0 = 全くしない, 1 = 月1回, 2 = 週1回, 3 = 週2,3回, 4 = 週4, 5回, 5 = ほぼ毎日

(iii) 飲酒時の平均的な酒量: 0 = 飲まない, 1 = グラス1杯まで (180 ml), 2 = グラス1-3杯, 3 = グラス3-5杯, 4 = グラス5杯以上.(ただし、アルコール量は日本酒に換算)

(iv) 平均的な1日当たりの喫煙量; 0 = まったく吸わない, 1 = 10本以下, 2 = 11-20本, 3 = 21-30本, 4 = 31本以上.

[表2] 推定結果(男女別)

	Model 1					
	Male			Female		
	ATT	95% CI	p-value	ATT	95% CI	p-value
Panel (A)						
one year lagged	0.050*** (0.018)	0.015, 0.085	0.005	-0.004 (0.024)	-0.051, 0.044	0.864
Panel (B)						
Simultaneous	0.101*** (0.017)	0.069, 0.134	<0.001	0.186*** (0.028)	0.131, 0.240	< 0.001

Note: Bootstrapping standard errors with 200 replications are reported in parentheses.

Inference: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

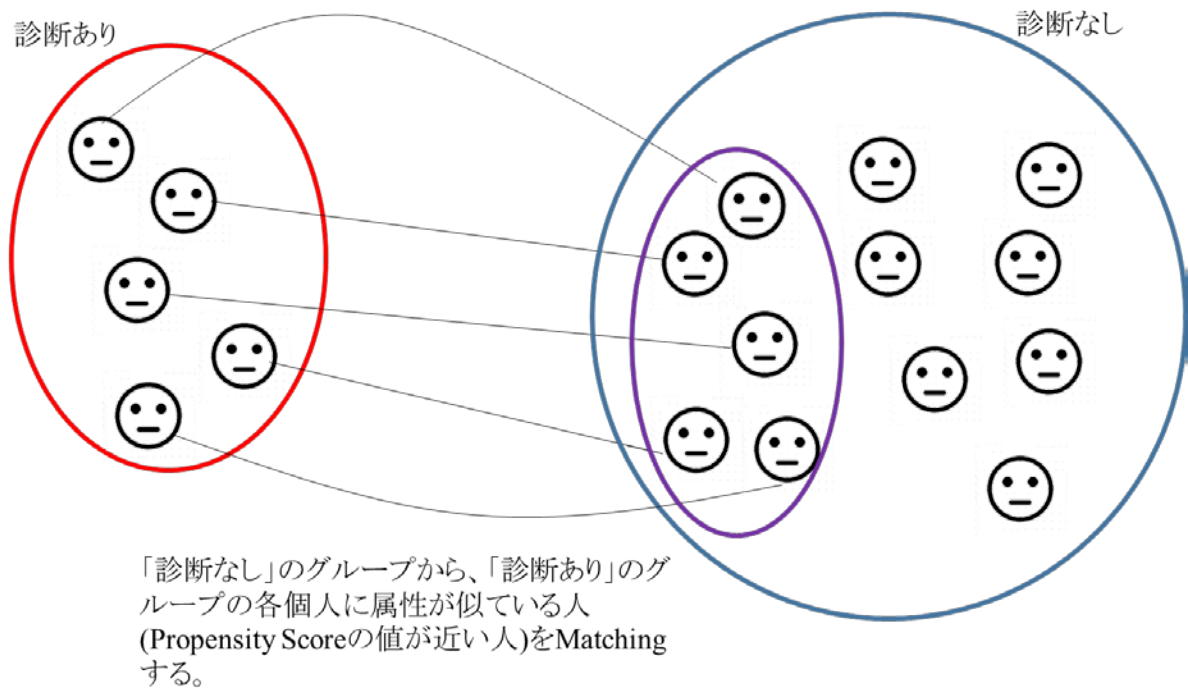
[表3] 推定結果(職種別)

	Model 2					
	Cognitive			Manual		
	ATT	95% CI	p-value	ATT	95% CI	p-value
Panel (A)						
one year lagged	0.038** (0.018)	0.002, 0.074	0.037	0.021 (0.031)	-0.040, 0.081	0.503
Panel (B)						
Simultaneous	0.116*** (0.016)	0.085, 0.147	<0.001	0.187*** (0.034)	0.121, 0.253	< 0.001

Note: Bootstrapping standard errors with 200 replications are reported in parentheses.

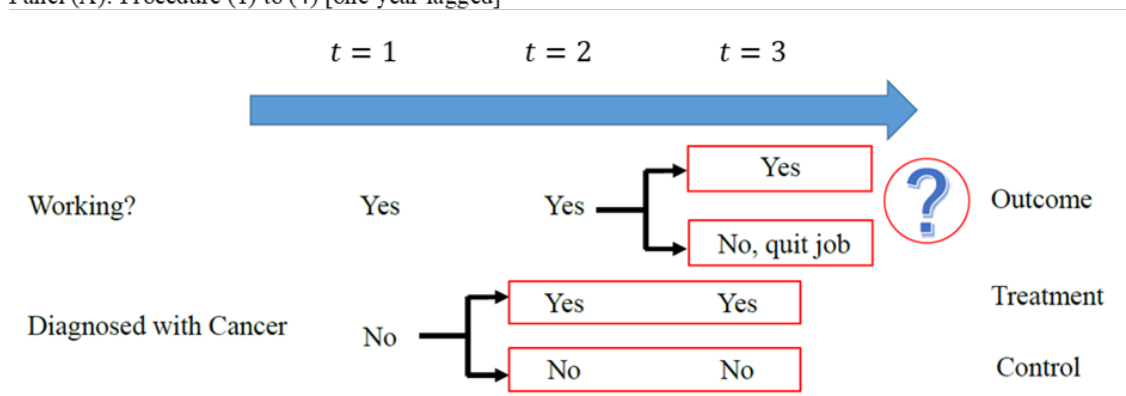
Inference: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

[図 1] Propensity Score Matching の直感的な解釈

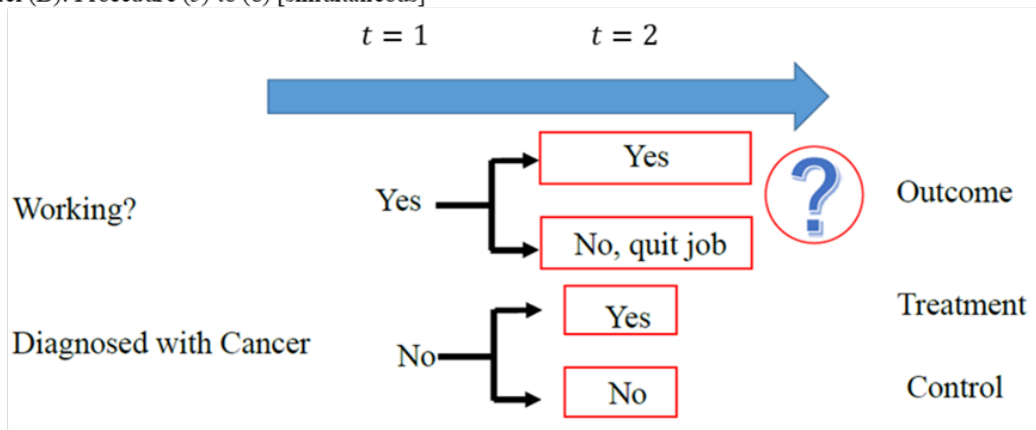


[図 2] 逆の因果関係に対する対処

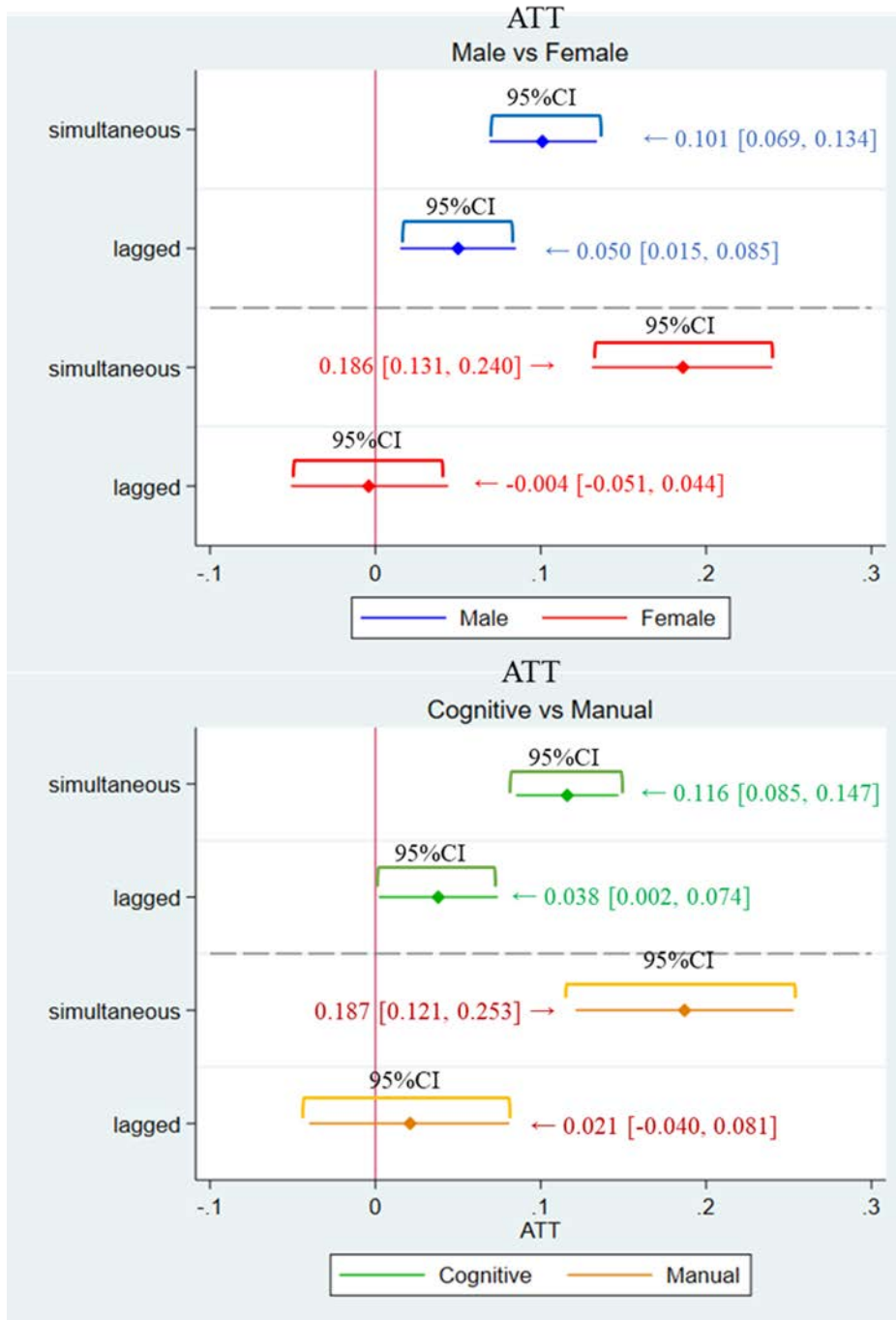
Panel (A): Procedure (1) to (4) [one-year lagged]



Panel (B): Procedure (5) to (8) [simultaneous]



[图 3] 推定結果



別添 4

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

成年者層における精神的な健康水準と就労との関連性に関する研究
-「内生性」への対処を中心とした分析-

研究分担者	川村 顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	金子周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究協力者	姜哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究協力者	富蓉	早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究代表者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2010-2016年)を用いて、主として、成年者層における精神的な健康状態が就労の様々なアウトカムに与える影響について、その大きさを推定することにある。

本研究では、就労状況を示すアウトカムとして、①就労有を1、無を0とする2値変数;②1時間当たりの賃金(質問票に記載のある「年収」を「52*週当たりの労働時間」で除した値)を採用した。本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと精神的な健康観(Kessler 6 (K6)で測定)について基本統計量を示し、さらに、精神的な健康指標の悪化が労働におけるアウトカムに与える限界効果を操作変数プロビット、及び、操作変数法を活用することによって推定する。分析対象者数は、男性が27,650(うち、就労者20,730)、女性が27,813(うち、就労者14,873)である。

分析の結果、第1に、K6得点が1標準偏差分上昇(悪化)することで、労働供給を行う確率は、男性で約2.8%から3.4%減少し、女性で約3.6%-3.7%減少することが明らかとなった。第2に、1時間当たりの賃金については、1標準偏差分のK6得点の上昇は男性労働者の賃金を3.0%-4.2%減少させ、女性労働者の賃金については、2.1%-2.9%の減少が観察された。

本研究で特筆すべき点は、女性労働者に対しても有意な負の影響が観察されたということである。上記のような、精神的な健康の悪化が労働生産性に与える影響を推定したほとんどの先行研究において有意な影響は男性の労働者についてしか観測されていなかった。本研究では、操作変数プロビット、操作変数法と呼ばれる手法を組み合わせる使用することにより精神的な健康という内生的な変数に対処をすることで、より精緻な分析を行った結果、女性労働者に対しても有意な影響が観察された。こうした点で、本研究は「健康」という変数を扱う際にいかに内生性に対する対処の重要性を示唆するものとなった。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2010-2016年)を用いて、主として、成年者層における精神的な健康状態が就労の様々なアウトカムに与える影響について、その大きさを推定することにある。

B. 研究方法

本研究では、就労状況を示すアウトカムとして、①就労有を1、無を0とする2値変数;②1時間当たりの賃金(質問票に記載のある「年収」を「52*週当たりの労働時間」で除した値)を採用した。本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと生活習慣病を中心とする健康との関係性についての基本統計量を示し、さらに、通院、生活習慣病の罹患、主観的健康感、K6が成年者の就労に関するアウトカムに与える限界効果をプロビット分析によって推定する。

より具体的には、以下のような方程式によって精神的健康状態が労働供給や労働生産性に与える影響を分析する。

$$lwage_i = \mathbf{X}_{1i}'\boldsymbol{\beta}_1^w + \mathbf{X}_{2i}'\boldsymbol{\beta}_2^w + \rho^w health_i + u_{1i}, \quad (1)$$

$$S_i^* = \mathbf{X}_{1i}'\boldsymbol{\beta}_1^s + \mathbf{X}_{3i}'\boldsymbol{\beta}_3^s + \rho^s health_i + \varepsilon_{1i},$$

ただし、 $S_i = 1 [S_i^* > 0]$

$$(2)$$

上式において、 $lwage_i$ は対数変換を施した賃金、 S_i は就労有を1、無を0とする2値変数を表す。就労有無についてはすべてのサンプルについて観察できるが、当然のことながら賃金については労働供給をしていない人について観測できない。同様に、 \mathbf{X}_{1i} を全員に対して観測できる変数群(年齢、家計様態など)、 \mathbf{X}_{2i} を

働いている人だけに観測できない変数群とする(仕事の種類など)。 \mathbf{X}_{3i} は労働供給を決定する方程式にしか出現しない変数を表す。 $health_i$ は精神的な健康状態(K6により評価)を表す変数で、それぞれ ρ^w 、 ρ^s が推定したい「精神的な健康状態の悪化が労働生産性(賃金)、労働供給の決定に及ぼす影響」である。また、 u_{1i} と ε_{1i} はそれぞれ誤差項を表し、標準的な回帰分析ではこの誤差項とすべての説明変数が独立に発生すると仮定が置かれる。

B-1. 内生性の問題①

しかしながら、(精神的)健康というのは回答者の性格など、労働に関するアウトカムに影響するであろうわれわれがデータからは観察できないあらゆる要因によって決定される部分があり、こうした「観測できない要因」は誤差項に組み込まれることになる。この時、変数 $health_i$ と誤差項は独立ではなく相関を持つことになり、標準的な回帰分析でおかれる仮定は成立しない。残念なことに、こうした場合、標準的な手法(Ordinary Least Squares など)で推定した係数 ρ^w 、 ρ^s はバイアスを持つ、すなわち正しい効果を推定できないことが知られている。

これを解決するために、我々は操作変数法と呼ばれる手法を援用した。この手法の使用は、当該研究においては以下の方程式で定式化できる。

$$health_i = \mathbf{X}_i'\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{Z}_i'\boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{2i}, \quad (3)$$

ここで、 \mathbf{X}_i' は賃金に与える影響を見たい場合は $(\mathbf{X}_{1i}, \mathbf{X}_{2i})$ を、労働供給に与える影響を見たい場合は $(\mathbf{X}_{1i}, \mathbf{X}_{3i})$ をそれぞれ表す。 \mathbf{Z} が操作変数と呼ばれる変数であり、この変数は以下の二つの条件を満たす必要がある。その条件とは、

① $health_i$ と強く相関すること, ②(1)(2)式の誤差項 u_{1i}, ε_{1i} と相関しないことである。我々は、この操作変数として同調査で尋ねられている「ここ数日の自覚症状」のうち、「体がだるい」、「頭痛がする」、「咳が出る」の3つを選んだ。こうした症状は健康観と強く相関するであろうことが想定される一方で、どれも風邪のような軽い病気の初期症状であることから、こうした症状が(1)(2)式の誤差項を通じて就労に関するアウトカムに影響を及ぼす可能性は低いことがうかがえる。

操作変数法は、上述の方程式を用いることで以下のような手順で行われる。

[手順①]方程式(3)を最小二乗法によって推定することで、健康観の予測値(\widehat{health}_i)を得る。

[手順②] \widehat{health}_i を方程式(1)(2)の $health_i$ に代入して、以下のような方程式(1)'(2)'を最小二乗法またはプロビット推定で推定する。

$$lwage_i = X_{1i}'\beta_1^w + X_{2i}'\beta_2^w + \rho^w \widehat{health}_i + u_{1i}, \quad (1)'$$

$$S_i^* = X_{1i}'\beta_1^s + X_{3i}'\beta_3^s + \rho^s \widehat{health}_i + \varepsilon_{1i}, \quad (2)'$$

ただし、 $S_i = 1$ [$S_i^* > 0$]

こうして推定された ρ^w, ρ^s は操作変数 Z が上述した二つの条件を満たしていれば、バイアスを持たないことが知られている。その理由の直感的な解釈としては、 \widehat{health}_i が誤差項 u_{1i}, ε_{1i} と相関のない[条件②]変数 Z に強く依存する[条件①]のために、もはや、 \widehat{health}_i と誤差項 u_{1i}, ε_{1i} の間の相関は十分に小さくなるはずという理論に立脚している。

B-2. 内生性の問題②

次に我々が注目した内生性の問題は「セレクト

ション・バイアス」と呼ばれるものである。これは、労働を供給している人は相対的に健康な人が多いために方程式(1)(2)をそれぞれ独立に推定することでバイアスが生じる可能性があることを意味する。換言すると、今働いていない人が「もし働いていたらどれほどの賃金を得ていたか」という反実仮想を想定しなければならないことを意味している。この問題への対処については、数学的に若干複雑な議論を要するため詳しい説明は割愛する。尚、本研究での分析については、全て、Stata15.1を用いた。

(倫理面への配慮)

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0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

本研究での分析対象者数は、男性が27,650(うち、就労者20,730)、女性が27,813(うち、就労者14,873)である。

C-1. 男女別、K6、就労に関するアウトカムと社会経済的状況の記述統計量

表1は、分析で用いた変数に対する基本統計量を示している。表1を見ると、平均して男性のほうがより労働供給しており、対象となったサンプルでは女性より若干年齢が高いことが分かる。また、学歴については短大への通学については女性のほうで明らかに多いのに対し、大卒、大学院卒については男性のほうが多い傾向が明らかとなった。婚姻状況及び家計の形態については、両者の間にほとんど差はないといえるであろう。

健康について尋ねたいいくつかの変数(K6, 及び操作変数として用いられる風邪の諸症状を示す変数)を見ると, 明らかに男性より女性のほうが「悪い」と回答する傾向にあることが分かる.

次に, 労働供給をしている人だけに観測できる変数群, 及び労働供給をしている人に絞った健康についての変数の記述統計を俯瞰しよう. 対数変換をした賃金については, 男女の差が明らかである. これは, 主に女性労働者に契約, 派遣, アルバイト, パートなどの正規ではない労働形態で働く人が多いことに起因すると思われる.

健康についての変数は, やはり女性のほうが概して悪いという結果となった. ここで注目に値するのは, 男女どちらについても全サンプルを見たときと働いている個人だけを見たときで, 健康状態を示すすべての変数は働いている人だけを見た時のほうが良いということである. これは, 「健康な人と労働供給の有無の間には相関がある」ことを示唆するものである.

もし, 健康な人ほど労働供給をする傾向にあるとすれば, 労働を行っている人だけを対象にして回帰分析をすることで「健康が賃金に与える影響」を推定すると, 過小評価になることがうかがえるであろう. こうした状況下で起こる問題を上段でも説明した通り「セレクション・バイアス」と呼び, 本研究で解決を試みた第二の問題である.

C-2. 推定の結果

C-2-1. 労働供給に与える影響

表 2 は, 就労の有無に対する推定結果を示している. K6 得点が 1 標準偏差分上昇(悪化)することで, 労働供給を行う確率は, サンプルの選択により男性で約 2.8%から 3.4%減少し, 女性

で約 3.6%-3.7%減少することが明らかとなった. サンプルの選択は, (1)では 20-65 歳, (2)では 20-65 歳のうち *lwage* の分布で 1 パーセント未満と 99 パーセント以上に属する個人を取り除き(賃金の計算に報告された(或る 1 週間の)労働時間を用いているため, その週に休んでいたりすると賃金が実際よりも高く観測されてしまう. こうした事態に頑健な推定結果を得るために賃金が「異常値」である個人を除いた分析も行った), (3)では 25-60 歳の個人を用いた. わずかではあるが, 精神的な健康が労働供給に与える影響は女性のほうが大きいという結果が得られた.

C-2-2. 賃金に与える影響

賃金に対する影響については, 表 3 にまとめられている. 推定された値に関しては, K6 得点が 1 標準偏差分上昇(悪化)することによる効果は男性労働者に対して 3.0%-4.2%, 女性労働者に対しては 2.1%-2.9%となった. 労働供給の選択に与える影響とは対照的に, 男性に与える影響のほうが大きいという結論に至った. ここで特筆すべきは, 女性に対する影響も有意に推定されているという点である. 健康水準が労働生産性に与える影響を計測したほとんどの先行研究において, 男性については有意な効果が検証されるのに対し女性に対しては効果なしとするものが多かった. しかしながら, 上述した 2 つの内生性に対する対処を施した後で同様の分析を行った結果, 女性に対しても負の効果が検証されるということが判明した. こうした点で, 本研究は関連する研究を行う上で, 「内生性」という問題に対して適切な対処を施すことがいかに重要かを示唆する結果となった.

C-2-3. 年齢別に見た労働供給に与える影響

上述のとおり, 労働供給に与える影響を分析

する際、操作変数プロビット法と呼ばれる手法を利用した。この手法では、K6 得点の上昇が与える影響がほかの要因(年齢など)によってどのように変化するかを観察することができる。賃金に関する影響については、定式化の制約により同様の分析はできないことを付言しておく。

一例として、K6 得点の限界的な(=1 点の)上昇が労働供給の決定に与える影響を、年齢階層別に観察することとする。図 2 と図 3 はそれぞれ、男女における効果及び 95%信頼区間をプロットした図である。両者において、一貫して有意な負の効果は推定されている点は共通しているものの、効果が最大となる年齢層には違いがあった。具体的には、男性については 25 歳近辺で、女性については 35 歳の近辺でそれぞれ精神的健康の悪化が労働供給に与える影響は最もクリティカルになるという結果となった。

D. 考察/E. 結論

分析の結果、第 1 に、K6 得点が 1 標準偏差分上昇(悪化)することで、労働供給を行う確率は、男性で約 2.8%から 3.4%減少し、女性で約 3.6%-3.7%減少することが明らかとなった。第 2 に、1 時間当たりの賃金については、1 標準偏差分の K6 得点の上昇は男性労働者の賃金を 3.0%-4.2%減少させ、女性労働者の賃金については、2.1%-2.9%の減少が観察された。

本研究で特筆すべき点は、女性労働者に対しても有意な負の影響が観察されたということである。上記のような、健康の悪化が労働生産性に与える影響を推定したほとんどの先行研究において有意な影響は男性の労働者にしか観測されていなかった。本研究では、操作変数プロビット、操作変数法という計量経済学では上述した内生性に対する解決策としてしばしば使用される手法を組み合わせることで使用することにより精神的な健康という内生的な変数に対処をする

ことで、より精緻な分析を行った結果、女性労働者に対しても有意な影響が観察された。こうした点で、本研究は「健康」という変数を扱う際にいかに内生性に対する対処の重要性を示唆するものとなった。

最後に、本研究の限界点について付言したい。第一に、本研究で使用した国民生活基礎調査は各観測時点において無作為にサンプリングした個人を抽出する「Repeated Cross Section」と呼ばれるデータである。縦断調査の場合は、同一個人を複数年にわたって追跡するというデータの特性上、その個人の有する(データとして観測できない)属性をコントロールすることができるのに対し、本研究のように Repeated Cross Section データにおいてはこうした面で縦断調査には劣る。第二に、本研究で算出した賃金は質問票の年収及び労働時間によるものであり、回答に主観が入り込む(特に労働時間について)ことから、算出された賃金が真に「労働生産性」を表しているかという点について若干の疑問は残る。

しかしながら、本研究で取り上げたトピックは公衆衛生、建材額の両分野における Big Issue であることに変わりはなく、「内生性」について議論を深めたという点で、その貢献は上述の限界点を補って余りあるものと思われる。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. “Kill Two Issues with One Stone -Endogeneity and Sample Selection in the Relationship between Mental Health and Labor-Related Outcomes -”, 国際査読誌へ投稿予定。

2. 学会発表

Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. “Kill Two Issues with One Stone -Endogeneity and Sample Selection in the Relationship between Mental Health and Labor-Related Outcomes -”, International Health Economic Association (iHEA). 2019.7. Basel, The Switzerland. Accepted.

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

Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T. R., & Waidmann, T. The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers. *Labour Econ.* 6(2), 179–202 (1999) [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(99\)00015-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(99)00015-9)

Cai, L. Effects of health on wages of Australian men. *Econ. Record.* 85(270), 290–306 (2009) <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2009.00552.x>

Cai, L. The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. *Labour Econ.* 17(1), 77–90 (2010) <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.04.001>

Cai, L., & Kalb, G. Health status and labour force participation: evidence from Australia. *Health Econ.* 15(3), 241–261 (2006) <https://doi.org/10.1002/hec.1053>

Campolieti, M. Disability and the labor force participation of older men in Canada. *Labour Econ.* 9(3), 405–32 (2002) [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(02\)00051-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(02)00051-9)

Connelly, R. The effect of child care costs on married women's labor force participation. *Rev. Econ. Stat.* 74(1), 83–90 (1992) <https://doi.org/10.2307/2109545>

Contoyannis, P., & Rice, N. The impact of health on wages: evidence from the British Household Panel Survey. *Empir. Econ.* 26(4), 599–622 (2001) <https://doi.org/10.1007/s001810000073>

Currie, J., & Madrian, B. C. Health, health insurance and the labor market. In Ashenfelter O., & Card D. (Eds). *Handbook of labor economics*, Vol. 3, 3309–3416. Elsevier (1999)

Dewenter, R., & Heimeshoff, U. Media Bias and advertising: Evidence from a German car magazine. *Review of Economics.* 65(1), 77–94 (2014)

Disney, R., Emmerson, C., & Wakefield, M. Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis. *J. Health Econ.* 25(4),

- 621–49 (2006)
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.05.004>
- Drydakis, N. Health impairments and labour market outcomes. *Euro. J. Health Econ.* 11(5), 457–69 (2010)
<https://doi.org/10.1007/s10198-009-0182-1>
- Fu, R., Noguchi, H., Tachikawa, H., Aiba, M., Nakamine, S., Kawamura, A., et al. Relation between social network and psychological distress among middle-aged adults in Japan: Evidence from a national longitudinal survey. *Soc. Sci. Med.* 175, 58–65 (2017)
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.12.043>
- Furukawa, T. A., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., et al. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *Int. J. Methods. Psychiatr. Res.* 17(3), 152–8 (2008)
<https://doi.org/10.1002/mpr.257>
- García-Gómez, P. Institutions, health shocks and labour market outcomes across Europe. *J. Health Econ.* 30(1), 200–13 (2011)
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.11.003>
- García-Gómez, P., Jones, A. M., & Rice, N. Health effects on labour market exits and entries. *Labour Econ.* 17(1), 62–76 (2010)
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.04.004>
- Grossman, M. On the concept of health capital and the demand for health. *J Polit. Econ.* 80(2), 223–55 (1972)
<https://doi.org/10.1086/259880>
- Hamaaki, J., & Noguchi, H. Chuko-nensha no kenko jyotai to rodo sanko. (Health status and labor force participation of middle-aged and old people) *Japan Labor Research Journal.* 601, 5–24. (in Japanese) (2010)
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2010/08/pdf/005-024.pdf> (Accessed April 2, 2019)
- Haveman, R., Wolfe, B., Kreider, B., & Stone, M. Market work, wages, and men's health. *J. Health Econ.* 13(2), 163–82 (1994)
[https://doi.org/10.1016/0167-6296\(94\)90022-1](https://doi.org/10.1016/0167-6296(94)90022-1)
- Heckman, J. J. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica.* 42(4), 679–94 (1974)
<https://doi.org/10.2307/1913937>
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica.* 47(1), 153–61 (1979)
<https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hsieh, W.-J., Hsiao, P.-J., & Lee, J. The impact of health status on wages—Evidence from the quantile regression. *Journal of International and Global Economic Studies.* 1(5), 35–56 (2012)
- Jäckle, R., & Himmler, O. Health and wages

- panel data estimates considering selection and endogeneity. *J. Hum. Resour.* 45(2), 364–406. (2010).
<https://doi.org/10.3368/jhr.45.2.364>
- Kawaguchi, D. Minsaa Gata Chingin Kansu no Nihon no Rodo Shijo heno Tekiyo. (Application of Mincerian wage equation to the labor market in Japan.) RIETI Discussion Paper Series 11–J–026. (In Japanese.) (2011).
- Kessler, R. C., Green, J. G., Gruber, M. J., Sampson, N. A., Bromet, E., Cuitan, M., et al. Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: Results from the WHO World Mental Health (WMH) Survey initiative. *Int. J. Methods. Psychiatr. Res.* 19(S1), 4–22 (2010)
<https://dx.doi.org/10.1002%2Fmpr.310>
- Kling, J. R., Liebman, J. B., & Katz, L. F. Experimental analysis of neighborhood effects. *Econometrica.* 75(1), 83–119 (2007)
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00733.x>
- Lee, L.–F. Health and wage: A simultaneous equation model with multiple discrete indicators. *Int. Econ. Rev.* 23(1), 199–221 (1982) <https://doi.org/10.2307/2526472>
- Miller, S., & Wherry, L. R. The long–term effects of early life Medicaid coverage. *J. Hum. Resour.* 0816_8173R1. (2018)
<https://doi.org/10.3368/jhr.54.3.0816.8173R>
- 1
- Mincer, J. A. Schooling, experience, and earnings. Cambridge, MA: NBER Books. (1974)
- Nawata, K. Estimation of sample selection bias models by the maximum likelihood estimator and Heckman's two–step estimator. *Econ. Lett.* 45(1), 33–40 (1994)
[https://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)90053-1](https://doi.org/10.1016/0165-1765(94)90053-1)
- Newey, W. K. Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables. *J. Econom.* 36(3), 231–250 (1987)
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90001-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90001-7)
- Paz, L. S. The impacts of trade liberalization on informal labor markets: A theoretical and empirical evaluation of the Brazilian case. *J. Int. Econ.* 92(2), 330–348 (2014)
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.12.002>
- Peng, L., Meyerhoefer, C. D., & Zuvekas, S. H. The Short–Term Effect of Depressive Symptoms on Labor Market Outcomes. *Health Econ.* 25(10), 1223–1238 (2016)
<https://doi.org/10.1002/hec.3224>
- Rodriguez–Alvarez, A., & Rodriguez–Gutierrez, C. The impact of health on wages: Evidence for Europe. *Euro. J. Health Econ.* 19(8), 1173–1187 (2018)

<https://doi.org/10.1007/s10198-018-0966-2>

Sakurai, K., Nishi, A., Kondo, K., Yanagida, K., & Kawakami, N. Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*. 65(5), 434–41 (2011)
<https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.2011.02236.x>

Staiger, D., & Stock, J. H. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*. 65(3), 557–586 (1997)
<https://doi.org/10.2307/2171753>

Wooldridge, J.M.: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edn. MIT Press, Cambridge (2010)

World Health Organization. Environment and health risks: The influence and effects of social inequalities: Report of an Expert Group Meeting, Bonn, Germany 9–10 September 2009. Retrieved from http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0020/115364/E93037.pdf (Accessed April 2, 2019.) (2009)

Yuda, M. Kenko jyotai to Rodo Seisansei. (Health status and labor productivity.) *Japan Labor Research Journal*. 601, 25–36 (In Japanese) (2010)

[表 1] 記述統計量

	Men (N = 27,650)				Women (N = 27,813)			
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max
就労有無	0.870	0.336	0	1	0.602	0.490	0	1
年齢	43.201	11.595	20	65	42.94777	11.870	20	65
年齢の二乗/100	20.008	10.265	4	42.25	19.853	10.539	4.00	42.25
教育水準(0,1 の 2 値変数)								
中卒	0.067	0.249	0	1	0.048	0.214	0	1
高卒	0.429	0.495	0	1	0.433	0.495	0	1
専門学校卒	0.106	0.308	0	1	0.143	0.350	0	1
短大卒	0.034	0.180	0	1	0.197	0.398	0	1
大卒	0.325	0.469	0	1	0.169	0.375	0	1
大学院卒	0.039	0.195	0	1	0.009	0.096	0	1
婚姻状況(0,1 の 2 値変数)								
結婚	0.660	0.474	0	1	0.686	0.464	0	1
独身	0.300	0.458	0	1	0.236	0.425	0	1
未亡人	0.006	0.078	0	1	0.018	0.135	0	1
離婚	0.034	0.182	0	1	0.059	0.236	0	1
家計様態(0,1 の 2 値変数)								
独身, 一人暮らし	0.107	0.309	0	1	0.077	0.267	0	1
夫婦 2 人	0.182	0.386	0	1	0.224	0.417	0	1
夫婦 2 人+子ども	0.058	0.233	0	1	0.062	0.241	0	1
親一人+子ども	0.457	0.498	0	1	0.419	0.493	0	1
3 世帯	0.119	0.324	0	1	0.130	0.336	0	1

その他の形態	0.077	0.267	0	1	0.088	0.283	0	1																										
家族の人数	3.234	1.454	1	12	3.257	1.433	1	12																										
家計内の 0-6 歳の子どもの数	0.232	0.548	0	4	0.228	0.544	0	4																										
家計内の 6-18 歳の子どもの数	0.510	0.842	0	6	0.535	0.848	0	6																										
健康																																		
K6 得点	3.329	4.414	0	24	3.776	4.538	0	24																										
体がだるい (0, 1 の 2 値変数)	0.051	0.219	0	1	0.071	0.257	0	1																										
頭痛がする (0, 1 の 2 値変数)	0.032	0.176	0	1	0.077	0.266	0	1																										
咳が出る (0, 1 の 2 値変数)	0.041	0.199	0	1	0.046	0.210	0	1																										
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th rowspan="2"></th> <th colspan="4">Men (N = 20,730)</th> <th colspan="4">Women (N = 14,873)</th> </tr> <tr> <th>Mean</th> <th>SD</th> <th>Min</th> <th>Max</th> <th>Mean</th> <th>SD</th> <th>Min</th> <th>Max</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>賃金 (対数変換後)</td> <td>7.523</td> <td>0.613</td> <td>2.025</td> <td>11.636</td> <td>7.052</td> <td>0.633</td> <td>1.468</td> <td>9.980</td> </tr> </tbody> </table>										Men (N = 20,730)				Women (N = 14,873)				Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max	賃金 (対数変換後)	7.523	0.613	2.025	11.636	7.052	0.633	1.468	9.980
	Men (N = 20,730)				Women (N = 14,873)																													
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max																										
賃金 (対数変換後)	7.523	0.613	2.025	11.636	7.052	0.633	1.468	9.980																										
仕事の種類 (0, 1 の 2 値変数)	0.094	0.292	0	1	0.013	0.113	0	1																										
専門的な職業	0.295	0.456	0	1	0.273	0.445	0	1																										
事務的な職業	0.110	0.313	0	1	0.291	0.454	0	1																										
セールス業	0.077	0.267	0	1	0.085	0.279	0	1																										
サービス業	0.102	0.302	0	1	0.205	0.404	0	1																										
保安	0.026	0.158	0	1	0.002	0.046	0	1																										
農林水産業	0.009	0.094	0	1	0.003	0.055	0	1																										
生産工程	0.136	0.343	0	1	0.074	0.263	0	1																										
輸送など	0.044	0.206	0	1	0.002	0.046	0	1																										
建設	0.053	0.224	0	1	0.001	0.037	0	1																										
清掃業など	0.032	0.177	0	1	0.023	0.150	0	1																										

その他, 分類不能な職業	0.022	0.147	0	1	0.027	0.161	0	1
企業規模								
4人以下	0.033	0.178	0	1	0.044	0.205	0	1
5-29人	0.165	0.371	0	1	0.221	0.415	0	1
30-99人	0.159	0.366	0	1	0.186	0.389	0	1
100-299人	0.155	0.362	0	1	0.158	0.365	0	1
300-499人	0.067	0.250	0	1	0.066	0.249	0	1
500-999人	0.075	0.263	0	1	0.067	0.249	0	1
1000-4999人	0.119	0.323	0	1	0.087	0.282	0	1
5000人以上	0.124	0.329	0	1	0.077	0.266	0	1
官公庁	0.105	0.306	0	1	0.094	0.292	0	1
現在の職場における勤続年数	15.654	11.068	1	51	10.609	9.286	1	51
正規雇用(0,1の2値変数)	0.889	0.314	0	1	0.513	0.500	0	1
健康								
K6得点	3.146	4.190	0	24	3.654	4.325	0	24
体がだるい(0,1の2値変数)	0.048	0.214	0	1	0.067	0.250	0	1
頭痛がする(0,1の2値変数)	0.031	0.174	0	1	0.075	0.263	0	1
咳が出る(0,1の2値変数)	0.040	0.195	0	1	0.042	0.200	0	1

[表 2] 精神的な健康観の悪化が労働供給に与える影響

(I) Labor Supply ^(a)	Men			Women		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
K6 ^(b)	-0.034*** (0.006)	-0.034*** (0.006)	-0.028*** (0.006)	-0.036*** (0.009)	-0.036*** (0.009)	-0.037*** (0.009)
<i>num_0_6</i>	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)	0.031*** (0.007)	-0.194*** (0.006)	-0.198*** (0.006)	-0.189*** (0.006)
Over-identification test	4.378 [0.112]	4.302 [0.116]	3.142 [0.208]	2.123 [0.366]	2.192 [0.334]	2.315 [0.314]
Wald Exogeneity Test	5.794** [0.017]	5.962** [0.015]	5.791** [0.016]	3.334* [0.067]	2.957* [0.009]	3.038* [0.081]
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27,650	27,204	23,644	27,813	27,481	23,359

[Note] (a) Labor supply equation is estimated through IV Probit regression. (b) Average marginal effect (defined in Section 4.2) of one SD increase in K6 score is reported. Robust standard errors for heteroskedasticity are reported in parentheses. p-values are reported in square brackets.

Inference ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$

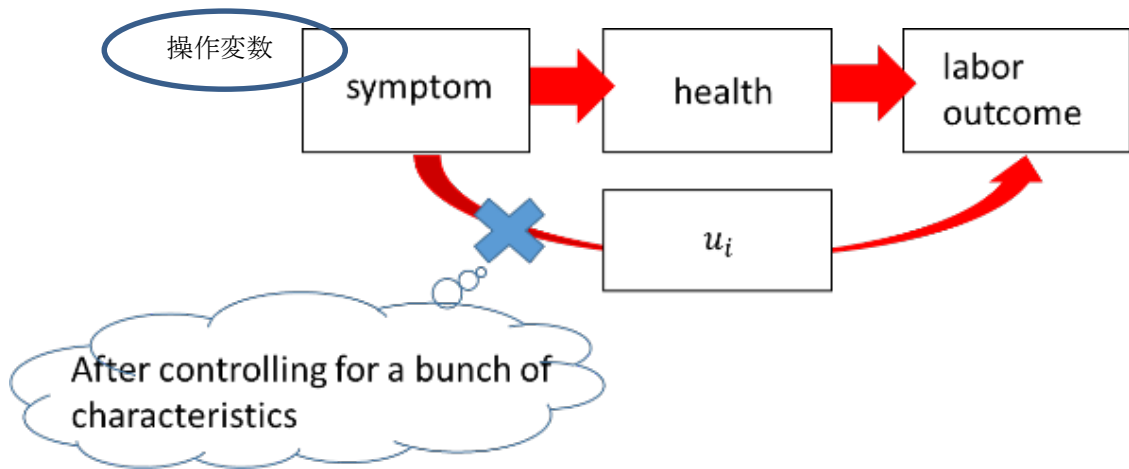
[表 3] 精神的な健康観の悪化が賃金に与える影響

(II) Wage equation ^(a)	Men			Women		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
K6 ^(b)	-0.030*** (0.010)	-0.042*** (0.009)	-0.032*** (0.011)	-0.026* (0.021)	-0.021 (0.013)	-0.029* (0.016)
IMR	0.211 (0.164)	0.429*** (0.143)	0.410* (0.219)	-0.269*** (0.070)	-0.192*** (0.057)	-0.295*** (0.076)
SD* ρ^w	-0.051** (0.026)	-0.086*** (0.023)	-0.069** (0.030)	-0.003 (0.020)	-0.005 (0.017)	-0.005 (0.021)
Over-identification test	2.582 [0.275]	3.540 [0.170]	2.537 [0.281]	3.704 [0.157]	3.640 [0.162]	3.626 [0.163]
F statistics	144.65	143.50	110.80	191.11	192.86	169.63
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20,730	20,438	18,735	14,873	14,626	12,573
Adjusted R-squared	0.458	0.503	0.455	0.350	0.411	0.371

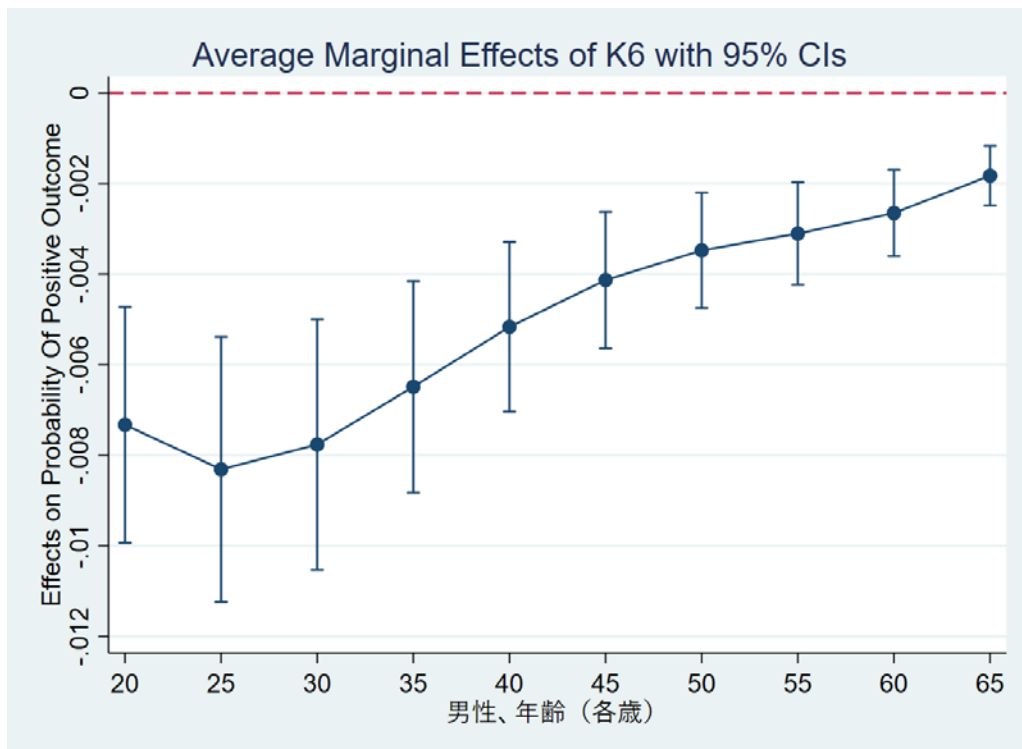
[Note](a) Estimated through 2SLS. (b) Average marginal effect (defined in Section 4.2) of one SD in crease in K6 score is reported. Bootstrapped standard error with 500 times repetition are reported in parentheses. P-value is reported in square brackets.

Inference ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, * < 0.1

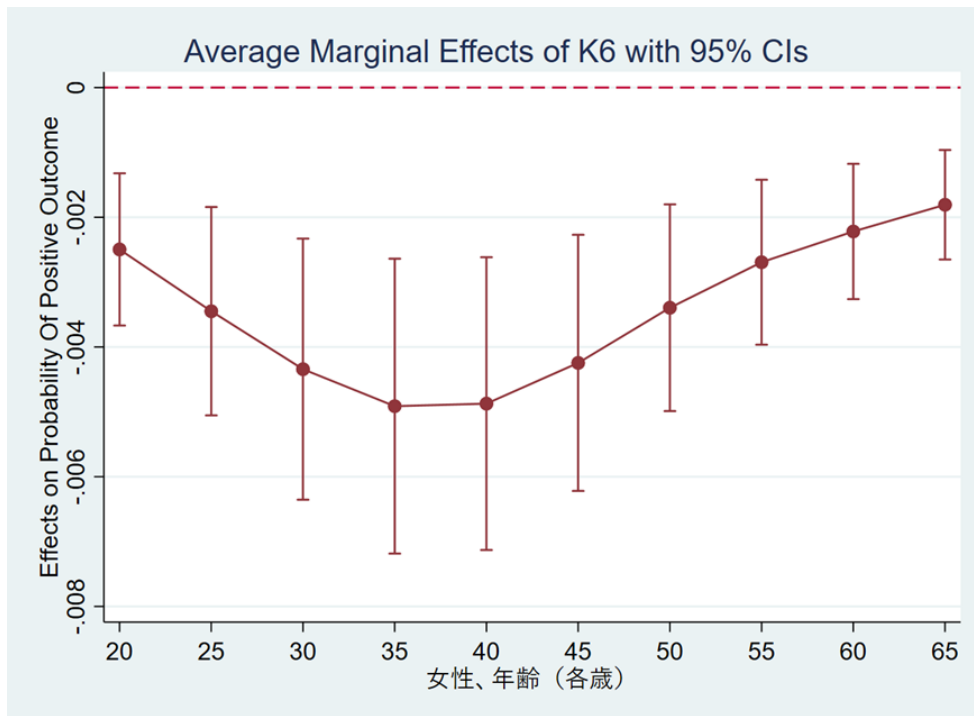
[図 1] 操作変数法の概念図



[図 2] 年齢別の効果[男性, 労働供給]



[図 3] 年齢別の効果[女性, 労働供給]



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

喫煙規制が受動喫煙と予防行動に及ぼす影響についての実証研究

研究分担者 下川哲 早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者 Sen ZENG 早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院 教授

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号：厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民健康・栄養調査』(2010-2016年)を用いて、喫煙行動に焦点を当て、政策変更が、受動喫煙、及び、予防行動にどのような影響を及ぼすかについての検証を行うことにある。具体的には、2013年に「不特定、または多数の人が出入りする公共的空間を有する全ての施設について」喫煙禁止措置が実施された「兵庫県受動喫煙の防止等に関する条例」の施行を自治体による「介入」と位置づけ、それを「自然実験」として、実施都道府県である兵庫県と他都道府県(但し、2010年に同様の条例を実施した神奈川県を除く)において、2013年前後で受動喫煙に対する曝露にどのような変化があったのかについて差の差(difference-in-difference:DID)分析を行った。結果、当該条例は、飲食店などの公共空間での非喫煙者の受動喫煙に対する曝露を統計学的に有意に改善させた一方で、家庭や職場での受動喫煙リスクが大幅に高まる傾向にあることがわかった。つまり、この結果は、喫煙行動が公共空間から私的空間へと単純に移行したことを意味している。さらに問題なのは、当該条例施行後、喫煙行動に統計学的に有意な変化が観察されなかったことである。

A. 研究目的

Exposure to secondhand smoke (SHS) may cause serious illnesses like lung cancer, heart disease, and respiratory disease. Thus, to prevent the exposure to SHS, many countries have implemented the legislation of smoking bans in public places (e.g., Ireland, New Zealand, Malaysia, and Korea). However, it is still controversial about the effectiveness of such legislative smoking bans because smokers

can change their smoking locations from public places to private places without curbing their tobacco consumption.

Several studies have examined how legislative smoking bans influence SHS exposure in public places. Legislative smoking bans have found to be associated with reducing SHS exposure and improving health outcomes in public places (Frazer et al., 2016; Mayne et al., 2018), and they have also improved

smoking behaviors at workplaces (Evans et al., 1999; Carpenter, 2009) and at bars and restaurants (Anger et al., 2011). Some studies also found that cotinine concentration decreased among hospitality workers (Farrelly et al., 2005; Mulcahy et al., 2005; Valente et al., 2007) and non-smoking pregnant women (Schechter et al., 2018) after the implementation of public indoor smoking bans. In contrast, Adda and Cornaglia (2010) found that smoking bans increased nonsmokers' exposure to SHS because there is a displacement of smokers from public places (e.g., bars and restaurants) to private places (e.g., households). However, to our best knowledge, few studies have examined how legislative smoking bans influence SHS exposure in private places like households.

To fill this gap, this paper investigates the impact of legislative smoking bans on SHS exposure at both public and private places using data from Japan. Among developed countries, Japan is often called a smokers' paradise and ranked the least protected countries by the World Health Organization because it does not have any binding laws controlling SHS. SHS exposure is estimated to claim 15,000 lives in Japan annually.

Although Japan became a Party to the WHO Framework Convention on Tobacco Control on February 27 in 2005, tobacco control policies are still weak in Japan. Municipal regulation of street smoking bans are a common practice nationwide, while the health impact of exposure to SHS is not clearly articulated, street smoking bans were introduced mainly for environment purpose

like littering prevention and connection with "beautification" (Ueda et al., 2011). At the national level, smoking is not restricted or prohibited by law in indoor public places, workplaces, or on public transport.

On the other hand, at the sub-national level, Japan's two large prefectures have enacted smoke free ordinances for indoor public places with associated penalties for non-compliance. Specifically, Kanagawa Prefecture is the first prefecture that passed an ordinance to restrict smoking in indoor public places in 2009 and implemented the legislative smoking ban in 2010 (Kashiwabara et al., 2011). Hyogo Prefecture followed as the second to adopt a similar ordinance (Hyogo Prefectural Ordinance on Prevention of Exposure to Secondhand Smoke) in March 2012, and enforce the smoking ban in April 2013 (Yamada et al., 2015). By now, Kanagawa and Hyogo Prefectures have been the only two sub-nations that implemented a legislation of smoking bans with penalty for non-compliance in Japan. While some studies found associations between the smoking ban and better health outcomes, the causal influence of the smoking ban on SHS exposure has never been sufficiently examined.

Thus, this paper attempts to better identify the causal impact of Hyogo legislative smoking ban on SHS exposure by employing a difference-in-differences (DID) approach. In this approach, the changes in SHS exposure among nonsmokers in Hyogo Prefecture are compared to the changes in SHS exposure among nonsmokers in other prefectures without any smoking ban. We use data from

National Health and Nutrition Survey (NHNS) in Japan. The data provide us a unique opportunity to examine the change of individuals' exposure to SHS in different locations including households, workplaces, and restaurants. Our results show that the implementation of the legislative smoking ban decreases the probability for nonsmokers to receive occasional exposure (being exposed to SHS once per week or once per month) at restaurants by 13 percentage points. In contrast, the smoking ban increases the probability for nonsmokers to receive frequent exposure (being exposed to SHS every day or several days per week) in households and workplaces by 9.8 percentage points and 14.3 percentage points, respectively.

Our findings may provide useful implications for future tobacco control policies in Japan for the 2020 Tokyo Olympic. Responding to international calls for a smoke-free games, Japanese government approved its first national smoking ban inside public facilities on July 18th in 2018. This ordinance will be implemented in phases and coming into full force by April 2020. The new national law bans indoor smoking at schools, hospitals and government offices. For other public facilities including restaurants and bars, however, a less rigorous measure will be applied. Larger and new eateries are allowed to set up segregated, well-ventilated rooms for smoking. Smaller eateries capitalized at 50 million yen or lower and with a floor space of up to 100 square meters (which includes more than half of Japanese establishments) are exempted from the ban. This policy design is

similar to Hyogo smoking ban, and thus our findings may be useful to predict potential influences of the national smoking ban.

B. 研究方法

B-1. Data

We use nationally-representative, population-based repeated cross-sectional data from the National Health and Nutrition Survey (NHNS) in the years 2010, 2013 and 2016, which was conducted by the Japanese Ministry of Health, Labor and Welfare (MHLW). The NHNS collects information about health and nutritional intake annually in November since 1947. Although Kanagawa Prefecture is the first sub-nation to introduce a legislative smoking ban in Japan, because NHNS started to collect information about self-reported secondhand smoke (SHS) exposure since 2010, we do not have the exposure information before the smoking ban which was implemented in Kanagawa Prefecture in April 2010. Thus, we use data from NHNS in 2010, 2013 and 2016 to investigate the impact of a legislative smoking ban in Hyogo Prefecture which was implemented in April 2013 on self-reported SHS exposure. Moreover, we exclude respondents in Kanagawa Prefecture in our analytical sample due to the concern that the impact of smoking ban in Kanagawa would contaminate our control group. Regarding smoking status, the data has four categories to identify individuals' smoking status, including daily smoker, occasional smoker, quit smoking for more than one month, nonsmoker. Since SHS exposure is mainly for nonsmokers, and smoking bans are often justified to protect

nonsmokers rather than smokers, our sample excludes those who were either daily smokers or occasional smokers.

We use self-reported exposure to SHS as a measure of passive smoking. In the questionnaire, there are several places for passive smoking (household, workplace, school, restaurant, game hall, and others), respondents (who are 20 years old and above) were asked how often they have exposed to SHS in each place. The measurement is frequency of exposure to SHS, including: (1) every day; (2) several days per month; (3) once per month; (4) once per week; (5) no exposure. Also, there is a choice of “do not go there” for all the locations except for household, and we exclude respondents who reported that they did not go there in estimation part since they were unlikely to receive SHS exposure and they were not affected by the smoking ban if they did not go to the specific locations.

Some may argue that exposure to SHS in some places like restaurants or game halls could affect their probability to go there, as such, the choice “do not go there” might be related to our treatment variable, the legislative smoking ban. For example, people might go to restaurants more often if the smoking ban reduced SHS exposure there. Also, despite SHS exposure hardly affect people’s propensity to work, high exposure to SHS in workplaces might lead workers to change their jobs. We assume that the smoking ban did not influence whether people go to the specific locations in our sample, and our robustness checks confirm that the probabilities of respondents whether go to the place are not

associated with the implementation of the smoking ban (see Appendix A, table A1).

We also control individual socioeconomic characteristics including age, gender, household size, employment status, and occupation type. Table 1 reports the descriptive statistics of the key characteristics of our analytical sample. The treatment group consists of respondents who live in Hyogo Prefecture where a legislative smoking ban was implemented, and the control group consists of respondents who live in other prefectures (exclude Kanagawa Prefecture) where no such smoking bans were introduced.

B-2. Econometric Strategy

In this section, we first illustrate a difference-in-differences (DID) approach to estimate the causal impact of a legislative smoking ban on SHS exposure. Then, we present empirical evidences to validate the assumptions of our DID design.

B-2-1. Identification strategy

In our DID approach, we estimate the following model for each location (household, workplace, and restaurant):

$$Y_{it} = \alpha + \beta DID_{it} + \mathbf{X}_{it}\gamma + \lambda_t + \theta_p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where Y_{it} is the SHS exposure for respondent i at survey year t , DID is the a dummy that equals 1 if respondents i is living in Hyogo Prefecture in year 2013 and 2016, and equals 0 otherwise. \mathbf{X} represents a vector of control variables including age, gender, household

size, employment status, and occupation type. We use a full set of year dummies δ_t and a full set of prefecture dummies θ_p to capture the time fixed effects and prefecture fixed effects respectively, we also control for linear prefecture-specific time trend. ε is the error term which has a zero conditional mean and constant variance.

Although our outcome variable of SHS exposure has an ordinal structure (everyday, several times per week, once per week, once per month, no exposure), we use a multinomial logit model instead of an ordered logit model for estimation because the parallel regression assumption (proportional odds assumption) of ordered logit or probit models is violated. In ordered models, coefficients of all independent variables (except for the constant term) are assumed to be the same across the values of the outcome variable. This assumption indicates that, for example, the influence of the smoking ban on the probability for nonsmokers to receive SHS exposure is the same regardless of the degree of SHS exposure. However, the effects of a smoking ban on the probability for nonsmokers to receive SHS exposure every day and the effect of that on the probability for them to receive no exposure are qualitatively different. We report the results of an ordered logit model and a Brant test in Appendix A table A2. Based on the binary response models discussed above, this parallel regression restriction is clearly rejected by a Brant test. Therefore, a multinomial logit model is more appropriate and employed as our main model.

B-2-2. DID assumption

The common trend assumption (parallel trend assumption) in a DID design requires that the outcomes show parallel trends between the control group and the treatment group. We have two supporting facts for this assumption, although we cannot test the validity of this identifying assumption by figure with only three time periods. First, respondents in the treatment group and the control group were faced with the same tobacco price and consumption tax. Thus, we may reasonably expect that their smoking behaviors were not substantially different. Second, the NHNS conducted survey in November annually, and the survey time does not vary across different regions. Thus, respondents' preferences would not be influenced by survey time.

The DID approach also assumes that there were no other policy changes or regional shocks that affect individuals' exposure to SHS when the Hyogo smoking ban was introduced. Although cigarettes price and other anti-smoking policies like tobacco tax hike could also influence smoking behaviors and exposure to SHS, these policy changes were applied to the entire country and cigarette prices are uniform across all over Japan. Thus, we may reasonably expect that there was no such changes that influenced only Hyogo prefecture. More detailed discussions are reported in the robustness checks section.

C. 研究結果

We first present our multinomial logit estimation results about the impact of Hyogo legislative smoking ban on nonsmokers' SHS exposure for each of household, workplace,

and restaurant. We then examine the robustness of our main results in terms of the following two aspects: (1) the impact of a legislative smoking ban on smoking behaviors, and (2) the influences of other confounding anti-smoking policies. The first point aims to confirm that the impact caused by a smoking ban is reasonable because there should be no significant changes in smoking behaviors given that SHS exposure decreased in restaurants while increased in household and workplace. The second point checks whether there were other tobacco control policies introduced concurrently with the smoking ban and would confound our estimates.

C-1. Main results

Although our dependent variable (exposure to SHS) has five categories in original data, the categories “have exposure to SHS once per week” and “have exposure to SHS once per month” have too few observations. Thus, to avoid the convergence failure in estimating our multinomial logit model, we had to convert the five categories into three categories (i.e., frequent, occasional, and no exposure). Specifically, “every day” and “several times per week” are classified as frequent exposure, “once per week” and “once per month” as occasional exposure, and “no exposure” as no exposure. In addition, over 75% of respondents reported that they do not go to school or game halls (see table 1), and using the remaining 25% may cause serious selection bias. Thus, we focus on household, workplace and restaurant as the main locations for passive smoking.

Table 2 summarize our estimation results. The legislative smoking ban reduced the probability of receiving occasional exposure to SHS by 13 percentage points, and this reduction is statistically significant at the 10% level. On the other hand, following the implementation of the smoking ban, the probability of receiving frequent exposure to SHS increased by 9.8 percentage points in households (the 1% significance level) and 14.3 percentage points in workplaces (the 5% significance level). Moreover, the probability of no SHS exposure in households declined by 8.9 percentage points (the 5% significance level).

C-2. Robustness checks

C-2-1. Smoking behaviors

First, we investigate how the Hyogo smoking ban affected people’s smoking behaviors. If the smoking ban reduced the SHS exposure in restaurants while increase it in households and workplaces, the smoking ban should have not affected people’s smoking behaviors overall. To investigate this point, we use repeated cross-section data from the Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC) in years of 2001, 2004, 2007, 2010, 2013, 2016 because NHNS did not collect smoking intensity information in 2013 and 2016. The CSLC is also a nationwide survey conducted by the Japanese Ministry of Health, Labor and Welfare (MHLW). It collects information about household characteristics and health conditions every 3 years in the first week of June since 1986. To examine the impact of a legislative smoking ban on

smoking behaviors, we use the latest six waves of data from the CSLC because data before 2001 does not have information about smoking intensity.

We examine two outcome variables: smoking status and smoking intensity. In the CSLC, respondents were asked whether they currently smoked, and if so, how many cigarettes they smoke on average per day. For smoking status, respondents were classified into four categories: (1) nonsmoker (I do not smoke); (2) daily smoker (I smoke every day); (3) occasional smoker (I smoke occasionally but not every day); (4) quitter (I have stopped smoking for more than one month). Regarding smoking intensity, smokers' daily cigarette consumption is classified into categories of 1-10, 11-20, 21-30, and ≥ 31 cigarettes. As control variables, we include age, gender, household size, household expenditure, marital status, employment status, occupation type, and a full set of prefecture dummies, year dummies, and linear prefecture-specific time trend. Since our outcome variable of smoking status is a nominal variable, we use a multinomial logit regression model. Although the measurement of smoking intensity shows a clear ordered structure, we use a multinomial logit model instead of an ordered logit model because the parallel line assumption is violated. The results of an ordered logit estimation and a Brant test are presented in Appendix A, table A2. Average marginal effects are calculated for interpretation.

Table 3 summarize our estimation results for smoking behaviors from the multinomial logit models. Neither smoking status nor smoking

intensity were significantly affected by the legislative smoking ban. The results imply that respondents in Hyogo Prefecture did not change their smoking behaviors under the restriction of the smoking ban. These results provide indirect support for our main results that exposure to SHS decreased in public indoor places while increased in private indoor places.

C-2-2. Confounding tobacco control policies

If other prefecture-level tobacco control policies that might influence smokers' smoking behaviors and nonsmokers' exposure to SHS were implemented concurrently with the Hyogo legislative smoking ban, our main estimation results would be confounded. However, no such policy changes occurred during the period of 2010-2016. Cigarettes prices do not vary across prefectures or regions in Japan, and the price of a particular brand of cigarettes is the same across all vendors from cigarette machines to big supermarkets. Moreover, there are no discounts for bulk purchases. All taxes on cigarettes, such as consumption sales tax and tobacco tax, are uniform across prefectures. The legal age for smoking is 20 years old in Japan, and it did not change during our study period either. Although Japan introduced a tobacco tax increase in October 2010, this tax hike was uniform throughout the country. Thus, its effect should be captured by our time dummy variables.

D. 考察/E. 結論

This paper examined the impact of a

legislative smoking ban on SHS exposure of nonsmokers in Japan. Hyogo Prefecture implemented a legislative smoking ban with penal code in 2013, while all other prefectures in Japan except for Kanagawa prefecture have never implemented such smoking ban. We exploited this regional policy change as a natural experiment to identify the causal impact of the legislative smoking ban on nonsmokers' exposure to SHS in both public and private places. We employed a DID framework, using nationwide data from the HNHS for the years 2010, 2013, and 2016. We found a significant reduction of SHS exposure in restaurants and a significant increase of SHS exposure in households and workplaces after the implementation of the Hyogo smoking ban. Our findings are consistent with the study of Adda and Cornaglia (2010), which demonstrated that bans in workplaces, restaurants, and bars in United States have raised nonsmokers' exposure to SHS for those who share a household with smokers. And such smoking bans hardly affect smoking prevalence, smoking cessation, and attempted quits. As Yamada et al. (2015) pointed out, the Hyogo partial smoking ban failed to provide effective protection against SHS exposure because the ordinance mentioned only SHS in public places while ignored SHS in workplaces. This was because workplaces are covered by the Industrial Safety and Health Law (ISHL) rather than the health department. This also explains why exposure to SHS increased in workplace after the smoking ban in our study.

Our findings have at least two important

policy implications. First, a legislative smoking ban should not only target at public indoor places but also private indoor places like household. Although Japan's new national law includes smoking ban in workplaces not only restaurants, such policy may increase nonsmokers' SHS exposure in households. Second, tobacco control policies should combine smoking bans and tobacco tax hikes since excise taxes have been found to be an efficient tool to curb passive smoking.

F. 健康危険情報

特に無し.

G. 研究発表

1. 論文発表

Sen Zeng, Haruko Noguchi, Satoru Shimokawa. "The Impact of a Legislative Smoking Ban on Secondhand Smoke Exposure: Evidence from Japan", *Lancet : Public Health* へ投稿予定.

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

- Adda, J., & Cornaglia, F. (2010). The effect of bans and taxes on passive smoking. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(1), 1-32.
- Anger, S., Kvasnicka, M., & Siedler, T. (2011). One last puff? Public smoking bans and smoking behavior. *Journal of Health Economics*, 30(3), 591-601.
- Carpenter, C. S. (2009). The effects of local workplace smoking laws on smoking restrictions and exposure to smoke at work. *Journal of Human Resources*, 44(4), 1023-1046.
- Evans, W. N., Farrelly, M. C., & Montgomery, E. (1999). Do workplace smoking bans reduce smoking? *American Economic Review*, 89(4), 728-747.
- Farrelly, M. C., Nonnemaker, J. M., Chou, R., Hyland, A., Peterson, K. K., & Bauer, U. E. (2005). Changes in hospitality workers' exposure to secondhand smoke following the implementation of New York's smoke-free law. *Tobacco Control*, 14(4), 236-241.
- Frazer, K., Callinan, J. E., McHugh, J., van Baarsel, S., Clarke, A., Doherty, K., & Kelleher, C. (2016). Legislative smoking bans for reducing harms from secondhand smoke exposure, smoking prevalence and tobacco consumption. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, (2).
- Kashiwabara, M., Armada, F., & Yoshimi, I. (2011). Kanagawa, Japan's tobacco control legislation: a breakthrough. *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*, 12(8), 1909-1916.
- Mayne, S. L., Jacobs Jr, D. R., Schreiner, P. J., Widome, R., Gordon-Larsen, P., & Kershaw, K. N. (2018). Associations of smoke-free policies in restaurants, bars, and workplaces with blood pressure changes in the CARDIA study. *Journal of the American Heart Association*, 7(23), e009829.
- Mulcahy, M., Evans, D. S., Hammond, S. K., Repace, J. L., & Byrne, M. (2005). Secondhand smoke exposure and risk following the Irish smoking ban: an assessment of salivary cotinine concentrations in hotel workers and air nicotine levels in bars. *Tobacco Control*, 14(6), 384-388.
- Max, W., Sung, H. Y., & Shi, Y. (2009). Who is exposed to secondhand smoke? Self-reported and serum cotinine measured exposure in the US, 1999-2006. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 6(5), 1633-1648.
- Nagelhout, G. E., Mons, U., Allwright, S., Guignard, R., Beck, F., Fong, G. T., & Willemsen, M. C. (2011). Prevalence and predictors of smoking in "smoke-free" bars. Findings from the International Tobacco Control (ITC) Europe Surveys. *Social Science & Medicine*, 72(10), 1643-1651.
- Sato, Y., Minatoguchi, S., Nishigaki, K., Hirata, K. I., Masuyama, T., Furukawa, Y., & Fujiwara, H. (2016). Results of a Prospective Study of Acute Coronary Syndrome Hospitalization After Enactment of a Smoking Ban in Public

- Places in Hyogo Prefecture—Comparison With Gifu, a Prefecture Without a Public Smoking Ban—. *Circulation Journal*, 80(12), 2528-2532.
- Schechter, J. C., Fuemmeler, B. F., Hoyo, C., Murphy, S. K., Zhang, J. J., & Kollins, S. H. (2018). Impact of smoking ban on passive smoke exposure in pregnant non-smokers in the Southeastern United States. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(1), 83.
- Ueda, H., Armada, F., Kashiwabara, M., & Yoshimi, I. (2011). Street smoking bans in Japan: A hope for smoke-free cities?. *Health Policy*, 102(1), 49-55.
- Valente, P., Forastiere, F., Bacosi, A., Cattani, G., Di Carlo, S., Ferri, M., ... & Zuccaro, P. (2007). Exposure to fine and ultrafine particles from secondhand smoke in public places before and after the smoking ban, Italy 2005. *Tobacco Control*, 16(5), 312-317.
- Yamada, K., Mori, N., Kashiwabara, M., Yasuda, S., Horie, R., Yamato, H., & Armada, F. (2015). Industry speed bumps on local tobacco control in Japan? The case of Hyogo. *Journal of Epidemiology*, 25(7), 496-504.

Tables

Table 1: Descriptive statistics of analytical sample

Passive smoking	Full		Pre-treatment		Post-treatment	
	Treat	Control	Treat	Control	Treat	Control
	N = 1003	N = 29241	N = 273	N = 5064	N = 730	N = 24177
Household						
Every day	8.37	8.43	10.62	9.99	7.53	8.10
Several times per week	3.19	2.82	1.83	3.38	3.70	2.71
Once per week	0.80	1.88	0.73	2.29	0.82	1.80
Once per month	1.99	2.21	3.30	2.88	1.51	2.07
No exposure	85.64	84.65	83.52	81.46	86.44	85.32
Workplace						
Every day	4.89	6.56	4.76	8.85	4.93	6.08
Several times per week	5.88	6.24	8.42	7.01	4.93	6.08
Once per week	3.49	2.96	4.76	3.67	3.01	2.81
Once per month	3.79	3.52	5.86	3.79	3.01	3.46
No exposure	38.68	39.79	36.63	35.25	39.45	40.74
Do not go there	43.27	40.93	39.56	41.43	44.66	40.82
School						
Every day	0.00	0.13	0.00	0.14	0.00	0.13
Several times per week	0.40	0.26	0.73	0.22	0.27	0.27
Once per week	0.30	0.19	0.00	0.22	0.41	0.19
Once per month	0.60	0.32	0.37	0.36	0.68	0.32

No exposure	20.14	19.62	16.85	16.96	21.37	20.18
Do not go there	78.56	79.49	82.05	82.11	77.26	78.92
Restaurant						
Every day	0.70	0.53	0.37	0.63	0.82	0.51
Several times per week	2.69	2.66	2.56	3.32	2.74	2.52
Once per week	8.67	6.25	12.82	6.87	7.12	6.12
Once per month	23.13	19.27	27.84	20.06	21.37	19.10
No exposure	35.79	39.50	30.77	33.02	37.67	40.85
Do not go there	29.01	31.79	25.64	36.10	30.27	30.89
Game hall						
Every day	0.30	0.24	0.00	0.22	0.41	0.24
Several times per week	1.20	1.51	0.73	1.88	1.37	1.44
Once per week	1.99	2.51	2.20	2.59	1.92	2.49
Once per month	2.69	3.84	2.20	4.36	2.88	3.73
No exposure	16.15	15.62	15.38	15.56	16.44	15.63
Do not go there	77.67	76.28	79.49	75.39	76.99	76.46
Controlled covariates						
Age	56.51 (18.13)	58.14 (17.99)	52.82 (16.08)	57.25 (17.65)	57.88 (18.66)	58.33 (18.05)
Household size	2.88 (1.33)	2.91 (1.40)	3.09 (1.35)	3.03 (1.43)	2.80 (1.32)	2.88 (1.39)
Gender (Male=1)	0.39 (0.49)	0.39 (0.49)	0.40 (0.49)	0.39 (0.49)	0.39 (0.49)	0.39 (0.49)
Employment status (Employed = 1)	0.63	0.68	0.65	0.69	0.62	0.67

	(0.48)	(0.47)	(0.48)	(0.46)	(0.49)	(0.49)
Occupation type (%)						
Technological	10.47	10.92	13.19	10.21	9.45	11.07
Management	3.99	2.99	5.49	3.02	3.42	2.99
Officer	11.47	9.28	12.45	9.14	11.10	9.31
Salesperson	3.79	4.85	4.40	5.02	3.56	4.82
Service	5.28	7.96	5.13	8.18	5.34	7.92
Security guard	0.50	0.70	1.47	0.65	0.14	0.72
Agriculture	2.79	3.70	2.56	4.40	2.88	3.55
Machine operation	1.50	1.10	2.20	1.46	1.23	1.03
Production process	6.38	7.75	5.86	8.04	6.58	7.68
Housework	28.22	22.72	28.57	25.20	28.08	22.21
Others	16.75	18.29	12.09	18.40	18.49	18.27
Students	8.87	9.73	6.59	6.28	9.73	10.45

Notes: Standard deviation for continuous variables are reported in parentheses.

Data source: National Health and Nutrition Survey (2010, 2013, 2016)

Table 2: The impact of a legislative smoking ban on nonsmokers' exposure to SHS
(Multinomial logit model)

Passive Smoking	Household (1)	Workplace (2)	Restaurant (4)
Frequent exposure	0.098*** (0.036)	0.143** (0.067)	0.039 (0.030)
Occasional exposure	-0.009 (0.031)	-0.043 (0.054)	-0.130* (0.076)
No exposure	-0.089** (0.045)	-0.100 (0.077)	0.091 (0.077)
Pseudo R ²	0.067	0.095	0.068
Chi-Square	2105.36	2851.30	2322.48
N	30244	17843	20657

Notes: Column (1)-(3) correspond to average marginal effects derived from regression for passive smoking in household, workplace, and restaurant respectively. Base group is "No exposure". Controlled covariates include age, age square, gender, household size, employment status, occupation type, year fixed effects, prefecture fixed effects, and linear form prefecture-specific time trend. Delta-method standard errors are reported in parentheses. *Inference: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Table 3: The impact of a legislative smoking ban on smoking behaviors
(Multinomial Logit Model)

(A)	Smoking Status			
	Nonsmoker (1)	Daily smoker (2)	Occasional Smoker (3)	Quitter (4)
DID	-0.007 (0.007)	0.010 (0.006)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)
Pseudo R ²	0.153			
Chi-Square	546777.65			
N	2366896			
(B)	Smoking Intensity (cigarettes / day)			
	1~10 (1)	10~20 (2)	20~30 (3)	>=31 (4)
DID	-0.003 (0.014)	0.003 (0.017)	0.003 (0.013)	-0.003 (0.008)
Pseudo R ²	0.059			
Chi-Square	80541.80			
N	592551			

Notes: Column (1)-(4) in panel (A) correspond to average marginal effects derived from regression for smoking status, base group is “nonsmoker”. Column (1)-(4) in panel (B) correspond to average marginal effects derived from regression for smoking intensity, base group is “smoke 1~10 cigarettes per day”. Controlled covariates include age, age square, gender, household size, household expenditure, marital status, self-rated health, employment status, occupation type, year fixed effects, prefecture fixed effects, and linear form prefecture-specific time trend. Delta-method standard errors are reported in parentheses.
*Inference: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Appendix

Appendix A

Table A1 The impact of a legislative smoking ban on whether people do not go there
(Linear Probability Model)

	Workplace (1)	School (2)	Restaurant (3)	Game hall (4)
DID	-0.080 (0.052)	-0.081 (0.057)	0.088 (0.062)	-0.035 (0.059)
Adjusted R ²	0.499	0.046	0.117	0.035
F-statistics	344.687	12.738	42.048	10.781
N	30244	30244	30244	30244

Notes: Column (1)-(4) correspond to coefficients estimated from linear probability models for whether respondents do not go to workplace, school, restaurant and game hall respectively. Controlled covariates include age, age square, gender, household size, employment status, occupation type, year fixed effects, prefecture fixed effects, and linear form prefecture-specific time trend. Heteroskedasticity-robust standard errors are reported in parentheses. *Inference: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Table A2 The impact of a legislative smoking ban on nonsmokers' exposure to SHS and smokers' smoking intensity (Ordered Logit Model)

	Passive smoking			Smoking intensity
	Household	Workplace	Restaurant	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	-0.876** (0.341)	-0.646 (0.403)	0.202 (0.337)	-0.004 (0.067)
Pseudo R ²	0.061	0.089	0.058	0.056
Chi-Square	1787.76	2136.49	1804.18	68538.06
N	30244	17843	20657	592551
Brant test (Chi-Square)	254.0***	280.2***	317.5***	4124.0***

Notes: Column (1)-(3) correspond to coefficients estimated from ordered logit models for passive smoking in household, workplace, and restaurant respectively. Controlled covariates include age, age square, gender, household size, employment status, occupation type, year fixed effects, prefecture fixed effects, and linear form prefecture-specific time trend. Column (4) corresponds to coefficient estimated from an ordered logit model for smokers' smoking intensity. Controlled covariates include age, age square, gender, household size, household expenditure, marital status, self-rated health, employment status, occupation type, year fixed effects, prefecture fixed effects, and linear form prefecture-specific time trend. Heteroskedasticity-robust standard errors are reported in parentheses. A Brant test is to examine the parallel regression assumption (proportional odds assumption) in ordered models, the null hypothesis is that there is no difference in the coefficients between models (several binary response models), a significant test statistic provides evidence that the parallel regression assumption has been violated. *Inference: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

別添 4

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

人生の初期段階における医療サービスの利用と健康状況に対する政策介入効果

研究分担者 川村 顕 早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者 姜哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院 教授

研究要旨

本研究の目的は、1990年代に急速に普及した地方自治体による乳幼児医療費助成制度が、人生の初期段階における就学前の子どもの医療サービスの利用とその健康状況にどのような影響を及ぼしたのかについて、2018年4月24日(承認番号：厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた複数のデータ(『患者調査』(1993-1999);『社会医療診療行為別調査』(1992-2001);『国民生活基礎調査』(1992-2001);『人口動態調査(死亡票)』(1990-2000))を用い検証を行う。当該助成制度については、自治体による、導入時期(年/月)、制度の対象年齢、対象年齢の改正時期(年/月)にばらつきを「自然実験」として活用し、差の差(difference-in-difference:DID)分析を行った。分析対象とした地域は、東京都23区、政令指定都市、及び、人口が50万人以上の33の自治体である。当該地域における就学前児童(0-6歳)は、全自動の約19%を占めている。

分析の結果、当該助成制度の導入により、通院間隔、再診患者数、1カ月当たりの医療支出で測定した外来の利用が大幅に増加する傾向にあることが確認されたが、他方、入院では統計学的に有意な違いは観察されず、1歳未満の乳児について術後の入院期間にのみ有意な延伸傾向がみられた。また、当該助成制度の導入は、親によって回答された子どもの主観的健康状態(発熱、咳、鼻汁などの有訴確率)を統計学的に有意に改善する傾向にある一方で、退院時に医師によって判断される客観的健康状態(寛解、軽快、不変、増悪、死亡)には影響がないことがわかった。但し、当該助成制度は、1歳未満乳児の死亡率を千人当たり0.79人減少する可能性が示唆された。

本研究が得た結果から、乳幼児医療費助成制度の導入は、人生の初期時点における医療サービスへのアクセスと就学前乳幼児の健康状態の改善に一定程度寄与することが確認された。

A. 研究目的

Child health has been the focus of policymakers all over the world because it is widely recognized that investments in child health result in a good quality of adult life, including a healthy life (Boudreaux et al. 2016; Thompson 2017; Miller and Wherry 2018), high educational attainment (Cohodes et al. 2016), and even success in the labor market (Smith, 2009; Brown et al. 2015). For that reason, many developed countries provide health insurance with generous coverage, often free of charge, for children. For example, the Children's Health Insurance Program (CHIP) in the United States regulates cost-sharing of healthcare for children to 5% of a household's annual income. Even countries with universal healthcare systems, such as Germany, Sweden, Taiwan, South Korea, and Japan, provide subsidies for child healthcare; these countries have been facing significantly declining child populations due to a decline in the total fertility ratio (United Nations 2017).

Taxpayers may tolerate an increase in healthcare costs to some extent if generous child healthcare policies actually improve children's health outcomes by improving healthcare accessibility. Otherwise, as Baicker and Goldman (2011) pointed out, such policies may destruct current efforts by the governments of almost all developed countries to contain overall healthcare costs to ensure the sustainability of their social security systems. The latter could result from the so-called "moral hazard"—that is, the unnecessary use of healthcare services from either the supply or demand side as a result of increases in the generosity of health insurance

and/or subsidies.

One of the most prominent studies on this issue—the RAND Health Insurance Experiment (RAND HIE)—shows that generous copayments would eventually lead to little benefit in health outcomes, as measured by various indicators (Manning et al. 1987). A more recent study by the Oregon Health Insurance Experiment (Oregon HIE) finds a similar result, namely, that there are positive effects on self-rated health (SRH) and mental health but no effects on physical health (Baiker et al. 2013) and one-year mortality (Finkelstein et al. 2012). Further, the results of observational studies using quasi-experimental designs suggest that there is no reliable evidence on the health improvement effects of generous insurance (for a review, see Kiil and Houlberg 2014; Einav and Finkelstein 2018).

However, these studies focus on adults and/or the elderly population rather than on children, and their results may not simply apply to children. Murray and Lopes (1997) estimated worldwide cause of death patterns for multiple age-sex groups and found that the types of diseases leading to death vary across age groups. According to their study, individuals aged 0–15 years are most likely to die from communicable diseases and maternal, perinatal, and nutritional disorders, regardless of region, whereas non-communicable diseases are the dominant causes of death for individuals over 15 years of age, and, in particular, for elderly individuals. Further, Van den Bruel et al. (2010) emphasize the challenge for primary healthcare workers of determining how to identify the approximately 1% of children with serious illness. One likely

reason for this challenge is that children, as “principals,” often cannot describe and convey their own health statuses accurately to parents and/or physicians, as “agents.” Thus, asymmetric information between principals and agents may be more serious for children’s healthcare than for adults’ healthcare.

In this study, we exploit the unique variation in eligibility for the subsidy for children’s healthcare use among Japanese municipalities to investigate the effect of free children’s healthcare on the healthcare use and health outcomes of preschool children from zero to six years of age. In Japan, the subsidy functions in addition to the universal health insurance; it is provided by each municipality to support healthcare spending for children and decreases cost-sharing from 30% to 0%. Because each municipality introduced and expanded the subsidy for different eligible ages at different times, subsidy eligibility varies substantially at the municipality-age-time level, which allows us to estimate behavioral responses to free healthcare using the difference-in-differences (DID) framework. To this end, we collected data on the subsidy statuses of 33 cities with relatively large populations by reviewing the minutes available on each municipal council’s homepage. We then merged this information with four nationally representative individual-level datasets on healthcare use and health status.

Our study contributes to the growing body of evidence on the consequences of generous insurance for children. First, we investigated the effect of a change in insurance generosity (i.e., a decrease in the copayment from 30% to 0%),

rather than the provision of health insurance.

This distinction is important, because most studies related to this topic focus on Medicaid/CHIP in the United States (for a review, see Howell and Kenney 2012); however, these may not simply apply to many developed countries with universal health insurance.

Second, we examined the effect of introducing generous insurance for various age groups. Nillson and Paul (2018), who focused on countries with universal health insurance other than the United States, investigated the effect of free healthcare for children on their healthcare use by exploiting the abolition of copayments for outpatient care in Sweden. However, these studies examined the effect of a copayment change at a particular age that results from a sharp age discontinuity for eligibility. In contrast, our estimation strategy—which originates from various age variations due to different ages of eligibility for the subsidy in different municipalities—enables us to estimate the age-specific effect for children aged zero to six years. An understanding of the different effects for various age groups would be more informative for policymakers when designing such policies.

Finally, a more innovative feature of this study relative to previous studies is that we use multiple nationally representative data sources, and, thus, we evaluate richer and more comprehensive healthcare use, including both outpatient and inpatient care and various health outcomes of children, such as subjective symptoms reported by parents, discharge outcomes evaluated by physicians, and mortality rates. Similar to our study, Iizuka and

Shigeoka's (2018) study focused on Japan's subsidy and found that it would significantly raise the children's healthcare use. However, they mainly focused on the effect on healthcare use by utilizing claim data. Hence, the evidence obtained from this study could contribute to the debate on the costs and benefits of the child healthcare policy (e.g., the subsidy), which should involve a very controversial debate on the value and cost of saving a child's life through healthcare policies.

B. 研究方法

B-1. Institutional background

B-1-1. The healthcare system in Japan

Before introducing the subsidy, we briefly describe the institutional background of the Japanese healthcare system. In Japan, universal health insurance was introduced in 1961 by the National Health Insurance Act, the stated goal of which was that all citizens should receive healthcare services equally (Ikegami et al. 2011). Japan's public insurance essentially covers all medical treatments for illness and injury, including outpatient and inpatient care, drug prescriptions, and dental care. However, medical visits that are not for reasons considered illnesses or injuries, such as delivery, health checkups, immunization, and cosmetic surgery, are not covered. Injuries from traffic accident and work-related accidents are also not covered because another type of insurance covers these issues. Further, those who receive public assistance owing to low incomes and physical or mental disabilities are not covered because the public assistance system provides medical assistance, thus obviating the need for such

individuals to pay for healthcare (MHLW 2010).

The following features of the Japanese healthcare system provide some advantages in identifying behavioral responses to the change in patient cost-sharing. First, enrollment in health insurance is mandatory. All citizens are forced to enroll in either type of insurance, which is based on employment or residence. This rule prevents both adverse selection and cream skimming problems, namely, that unhealthy people tend to be enrolled into insurance with wider coverage than healthy people are and that private insurance companies might try to choose and sell to healthy people with lower risks rather than to unhealthy people with higher risks (Newhouse 1984; Abbring et al. 2003; Finkelstein and Poterba 2004). Second, healthcare providers cannot price discriminate. The national government determines a fixed fee for each medical service (including for treatment, drugs, and devices), and providers are strictly prohibited from receiving additional fees. Thus, under the fee-for-service system, we do not face the cost-shift problem by providers, namely, that providers impose higher prices on private than on public insurers to compensate for losses from patients of public insurance (Clemens and Gottlieb 2017). Third, patients have free access to medical services. They can freely choose any type of physician, from general practitioners to specialists, as well as providers, from clinics to university hospitals, without a gatekeeper or a referral. Furthermore, there is no restriction on the number of visits.

The patient cost-sharing for children aged six years or under, who are the focus of this study, was 30% in the 1990s. This amount is same for

outpatient and inpatient care, regardless of insurance type. The remaining fraction, 70% of the total medical cost, is paid by the insurer. Unlike the usual health insurance plan in the United States, there is no deductible option in Japan.

B-1-2. The healthcare system in Japan

In addition to the public insurance, a municipal subsidy is enforced to support the healthcare spending of households with children. In general, the municipal government pays the full amount of a patient's copayment to providers instead of to the child patients. Accordingly, children can receive healthcare services for free. The main purpose of the subsidy is to improve access to healthcare for children and reduce the financial burdens of households with children (MHLW 2016). Further, it is intended to attract young families with children for tax revenues and boost low fertility rates (Bessho 2012). The subsidy is only offered for healthcare services covered by the public healthcare insurance. Thus, healthcare services that are not already covered by public insurance, such as health checkups and immunization, are not covered by the subsidy either. Further, those who receive public assistance due to low income, single-parenthood, and physical or mental disabilities are not subsidized.

The following features of the subsidy provide large variations in its eligibility, which enable us to use the DID framework to identify its effects on healthcare use and health outcomes. First, the time of introduction of the subsidy differs across municipalities. Although most major

municipalities introduced the subsidy in the early 1990s, the month and year of introduction differs across municipalities. Second, the eligible age for the subsidy also differs across municipalities because each municipal government can freely set the maximum age of eligible children, and it was drastically expanded in the 1990s. This property yields extensive variations in subsidy status, which is tied to children's ages. Thus, whether children can receive the subsidy (i.e., whether cost-sharing is 0% or 30%) is uniquely determined by residential municipality, age, and time. These unique variations across three dimensions—municipality, age, time—are the main sources of our DID framework.

B-2. Data

B-2-1. Subsidy status by municipality

The Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW) has published comprehensive information on the subsidy status for all municipalities as of 2011, but no information is available prior to that date. In particular, this information is not published for the 1990s, when most cities introduced the subsidy. 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 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 entire 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. Ultimately, this study included 19% of preschool-age children (between zero and six years) in the 1990s.

Table 1 shows the introduction timing and changes in eligibility age for each municipality. For example, Chiyoda introduced the subsidy for children age four or under in April 1993. Then, it was expanded to children age six or under in September 1995. As shown in the table, the subsidy was dramatically expanded in the 1990s.

B-2-2. Comprehensive healthcare use and outcomes using multiple data sources

We used four nationally representative data sources from the MHLW to evaluate the effects of the subsidy on comprehensive healthcare use and children’s health outcomes. From the entire survey sample, we extracted children ages zero to six years with families that live in the 33 large municipalities. Then, we merged individual-level data from each survey with subsidy status data, as shown in Table 1, using children’s age, residential municipality, and survey year-month as identifiers. Appendix B summarizes the features of each data source.

B-2-2-1. Patient survey

The patient survey (PS), an repeated administrative cross-sectional survey, collects data on individual-level healthcare use from randomly selected medical institutions all over Japan. Because the PS is conducted every three years, we utilize three rounds of the survey in the 1990s (i.e., 1993, 1996, and 1999), when the subsidy was drastically expanded.

The PS comprises two types of surveys on

healthcare use: outpatient visits and inpatient discharges. The outpatient survey collects data on all patients who visit randomly selected medical institutions in a certain day in October of the survey year. The survey provides information on days from the previous visit, which is equivalent to information on visit intervals and which is controlled by children’s parents. The inpatient survey collects data on all patients who were discharged from randomly selected medical institutions during September of the survey year. This survey contains information on hospital stay length, which is most likely to depend on a physician’s decision. Further, the inpatient survey includes patients’ outcomes as evaluated by a physician. A physician assesses patients’ outcomes at discharge according to five levels (i.e., cured, lightened, unchanged, worse, and dead) compared to the time of admission. The PS also includes individual demographic characteristics, including age, gender, birth month, residential municipality, and medical institution identifiers, which allows us to include medical institution fixed effects.

We use only observations for patients who need medical treatment, excluding visits for preventive care, such as health checkups and vaccinations, because these visits are not covered by public health insurance or the subsidy. We also exclude both outpatients and inpatients who suffered external accidents, such as traffic accidents, for the same reason. Further, to exclude unusually long hospital stays, we limit the inpatient data to individuals hospitalized for at most three months. This exclusion is reasonable because only 1.1% of

admissions in our data last for more than three months.

B-2-2-2. Statistics of Medical Care Activities in Public Health Insurance

The Statistics of Medical Care Activities (SMCA) provide annual claim data collected during May from randomly selected medical institutions throughout Japan. We use the data from 1992 to 2001. The SMCA provides data on monthly spending; demographic characteristics, including age and gender; and the municipality where the care-providing medical institution is located. Because the SMCA provides claim data on medical care covered by public health insurance, patients who received uninsured care, such as health checkups and immunizations, are not contained in the original data.

Unfortunately, unlike in the PS, patients' residential municipalities are not available in the SMCA. Thus, we simply assume that a patient resides in the municipality in which the medical institution is located. This assumption is reasonable because an examination of the validity of this assumption using the PS data indicated that 88% of children visited a medical institution in their residential municipalities. The inpatient data, however, indicate that 74% of children are hospitalized at a medical institution in their residential municipalities.

B-2-2-3. Comprehensive Survey of Living Conditions

The Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC), a prevalent nationally representative survey of randomly selected households, is conducted to investigate the

health and socio-economic status of the Japanese population. One of the biggest advantages of using the CSLC is that we can observe the overall treatment effects of the subsidy on the entire population because this survey reflects all children, regardless of their use of medical treatments, whereas above two data sources (i.e., the PS and the SMCA) include only those who use medical treatments. Because the CSLC is conducted every three years, we use the rounds of the survey conducted in 1992, 1995, 1998, and 2001. The CSLC surveys healthcare use and various health-related statuses of all members of the randomly selected households, including (1) whether an individual currently uses outpatient care, (2) whether he/she is currently hospitalized, (3) whether he/she had any subjective symptom of any illness in the past few days, and (4) the type of symptoms. Parents are required to answer the questions on behalf of children aged six years or under. The CSLC also contains individual demographic characteristics, including age, gender, and birth month, and household characteristics, such as the number of household members, home ownership, and residential municipality.

We exclude households who receive public assistance owing to low incomes because such households are fully supported by medical assistance. They therefore receive all types of healthcare with no out-of-pocket payments and, thus, are not subject to the subsidy, as stated in Section 2. Further, we restrict the sample to children who live with their both parents because some municipalities provide public assistance to children from single-parent household, and such children are not subsidized for the same reason

as described above.

One problem with the CSLC is that we cannot identify which households reside in each of the 23 specified districts in the Tokyo Metropolis. Thus, for these households, we assign the individual data from the CSLC to the subsidy status with 1994 as the year of subsidy introduction for children aged three years or under. The eligibility age then increases to all children under four years of age in 1998 (further expanded to under seven years of age in 2001) in the Tokyo Metropolis as a whole. We do so because, in 1994, all 23 specified districts offered the subsidy for children under the age of three years, and all of them expanded the maximum eligibility age to four and seven years at the youngest in 1998 and 2001, respectively (see Table 1).

B-2-2-4. Vital Statistics

The Vital Statistics (VS) include various information about all individuals who died in Japan. The data include the exact date of death, age, and residential municipality at the time of death. We calculate yearly mortality rate by age and municipality as follows. First, we extract children aged six or under who died in 1990, 1995, and 2000, excluding deaths due to external accidents, such as traffic accidents. Next, we aggregate the number of deaths by age and municipality. Then, we calculate the total population by age and municipality in 1990, 1995, and 2000 from the Census, which is a mostly nationwide survey conducted every five years by the Ministry of Internal Affairs and Communications. Finally, merging these two datasets by age, municipality, and survey year,

we calculate yearly mortality rates for children.

B-2-3. Descriptive statistics

Table 2 summarizes the descriptive statistics of the outcome variables from each survey. Panel A describes the PS and indicates that the mean days from the previous outpatient visit, which represents the frequency of outpatient care use, is 21.60 days, and that 47% of children are subsidized. The mean length of a hospital stay is 8.96 days, and 11% of child patients were discharged as cured. Note that this discharged outcome is evaluated by a physician and, thus, represents the objective health status of a patient. Panel B summarizes monthly spending as collected by the SMCA. Children spend JPY 8.27 and 84.60 thousand (about USD 82.7) per month on outpatient and inpatient care, respectively. Note that these numbers reflect the total amounts paid to medical institutions by patients and insurers. Panel C reports the basic statistics from the CSLC. On average, 20% and 0.4% of children currently use outpatient care and inpatient care, respectively, and 24% of children have some subjective symptoms. Panel D, reflecting the VS, shows that the average mortality rate is 0.81 per 1,000 children. The mortality rate among this age group is extremely low, but it is somewhat higher in infants aged zero, at approximately 4.24 per 1,000 infants.

Figure 1 plots the time series of the fraction of subsidized children in our sample from the SMCA. In this figure, it is clear that the subsidy has expanded rapidly over time. For example, only 12% of children aged six years or under were subsidized in 1992, the beginning of the sample period, but that number expanded to 69%

of children by 2001. Furthermore, the figure shows that the coverage is remarkable in young children. All infants aged zero and one years in the sample are subsidized as of 1997.

Figure 2 provides time series data for the raw means of major outcome variables in our sample by subsidy status. This figure already shows interesting patterns. In Panel A of Figure 2, the days from the previous visit is less for subsidized children than for non-subsidized children, implying that subsidized children use outpatient care more frequently. Further, they spend more on healthcare than non-subsidized children do. In Panel B of Figure 2, subsidized children have longer hospital stays than non-subsidized children have. This difference is larger for hospitalizations with surgery. Panel C of Figure 2 plots differences in health outcomes by subsidy status. Subsidized children have a higher probability of a cured outcome at discharge than non-subsidized children have. In addition, a lower proportion of subsidized children have subjective symptoms. Although these figures illustrate simple means and do not control for individual characteristics, the main results from the regression analysis below are similar. In addition, these plots can be interpreted as the causal effect of the subsidy for free healthcare under the assumption that, in the absence of the subsidy, the improvement of healthcare use and outcomes would not have been systematically different in subsidized and non-subsidized children.

Figure 3 shows the results based on an event study of changes in major outcomes to provide a better view of the dynamic effects. In this figure, we plot the raw means and 95% confidence

intervals of major outcome variables before and after the change in the subsidy status. Panel A indicates a change in days from previous visits. We can see that visit intervals are shorter after the introduction of the subsidy, particularly within 12 months, although they gradually return to their pre-subsidy levels. Panel B shows changes in hospital stay length, implying that stay length remains at almost the same level for 12 months after the introduction of subsidy, although it becomes slightly longer 18 months after the introduction. However, we observe no noticeable change, unlike in the case of outpatient use, suggesting that the effect of the subsidy might be limited for inpatient use. Panel C shows the results for the subjective symptom of a cough, which is the most prevalent symptom for children, and implies that the probability of a cough decreases after the implementation of the subsidy, especially within six months. This probability somewhat increases after 12 months, decreases again after 18 months, and persists after that.

B-2-4. Identification strategy

We estimated the following four types of equations using individual-level data for Equations (1) and (2), hospital/clinic-level aggregated data for Equation (3), and municipal-level aggregated data for Equation (4) to investigate the effect of free healthcare for children on their healthcare use and outcomes. We utilized the unique variations in subsidy eligibility across residential municipality, age, and time of introduction:

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 1[Subsidized]_{a,m,t} +$$

$$X_{i,t}\alpha_2 + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t} \quad (1)$$

$$Y_{i,a,m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 1[Subsidized]_{a,m,t} + X_{i,t}\alpha_2 + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,m,t} \quad (2)$$

$$Y_{a,h,m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 1[Subsidized]_{a,m,t} + \gamma_a + \mu_h + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{a,h,m,t} \quad (3)$$

$$Y_{a,m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 1[Subsidized]_{a,m,t} + \pi_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{a,m,t} \quad (4)$$

where $Y_{i,a,h,m,t}$ is a dependent variable that represents healthcare use and outcomes (i.e., days from previous visits, days of hospital stay, the probability of being cured at discharge from the PS, and monthly spending from the SMCA) for child i of age a at hospital h living in municipality m in survey year t in Equation (1). Second, because we cannot identify which hospital is used by an individual child from the CSLC, $Y_{i,a,m,t}$ in Equation (2) is the probability of using outpatient/inpatient care and of having subjective symptoms, such as a fever, a cough, wheezing, nasal discharge, itchy eyes, tinnitus, toothache, or rash, from the CSLC for child i of age a living in municipality m in survey year t . Third, in Equation (3), $Y_{a,h,m,t}$ represents the logarithm value of the number of first and repeat visits for outpatients/inpatients (from the PS) of age a at hospital h located in municipality m in survey year t . Finally, in Equation (4), $Y_{a,m,t}$ represents the mortality rate (from the VS) for individuals of age a , in municipality m in survey year t .

Regardless of the type of data, 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 included different control variables by data source, a full list of which is provided in Appendix A. We also included hospital fixed effects, δ_h ; municipal fixed effects, μ_m ; and survey year fixed-effects, τ_t . However, we note that Equations (2) and (4) do not contain hospital fixed effects, as we cannot identify specific hospitals. 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 by municipality level. The standard errors were two-way clustered on municipality and age.

Similar to Equations (1), (2), and (4), to estimate the age-specific effect of the subsidy, we estimated following three equations:

$$Y_{i,a,h,m,t} = \beta_0 + \sum_{a=0}^6 \beta_a \{1[Subsidized]_{a,m,t} \times 1[Age\ a]\} + X_{i,t}\beta_2 + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t} \quad (5)$$

$$Y_{i,a,m,t} = \beta_0 + \sum_{a=0}^6 \beta_a \{1[Subsidized]_{m,a,t} \times 1[Age\ a]\} + X_{i,t}\beta_2 + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,m,t} \quad (6)$$

$$Y_{a,m,t} = \beta_0 + \sum_{a=0}^6 \beta_a \{1[Subsidized]_{m,a,t} \times 1[Age\ a]\} + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{a,m,t} \quad (7)$$

where $1[Age\ a]$ is a dummy that takes the value of one if a child is of age a . The other variables are the same as in Equation (1). We estimated the above equations using ordinary least squares.

C. 研究結果

C-1. Effect on outpatient use

We first present results for the effect of the subsidy on the use of outpatient services. Table 4 reports the estimates for days from previous visit (column (1)), the number of patients (columns (2)-(4)), monthly spending (column (5)), and the probability of using outpatient care (column (6)). We report the estimated coefficient of α_1 , derived from Equations (1)-(3), which represents the difference between subsidized children, who do not need to pay any of the cost, and non-subsidized children, who pay 30% of the total cost.

The point estimate in column (1) 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 subsidies. As the mean value for non-subsidized children is 22.46 days, the subsidy shortens outpatient intervals by 13%. Column (2) reports the result of the aggregated number of patients by medical institution and child's age. We do not find statistically significant differences. Columns (3) and (4) represent the results of regressions for the aggregated number of patients by first and repeat visits, respectively. Interestingly, although the estimate for first visits is not statistically significant, the estimate for repeat visits is significant. The number of patients with repeat visits increased by 5.7% due to the subsidy. These results suggest that the subsidy might encourage children with diseases to use healthcare services more frequently, whereas the moral hazard of healthy children using unnecessary outpatient care is less likely to occur. 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). Finally, we examine the effect on the probability of using outpatient care. Although the above three measures (i.e., days since previous visits, the number of patients, and monthly spending) from the PS and SMCA are observed only for those who use medical treatment, the probability of using outpatient care can be examined, as the CSLC surveys the entire child population regardless of the use of outpatient care. Column (6) shows that we find no significant difference between subsidized and non-subsidized children. This result might be consistent with the result for the number of patients, which is statistically significant only for repeat visits. Because the CSLC does not identify first or repeat visits, and, thus, the outpatient dummy equals one for a repeat patient, it does not change even if only repeat visits increase.

Panel A of Figure 4 demonstrates the age-specific effect, which includes the interaction of subsidy status with age (baseline: age six), as presented in Equations (5), (6), and (7). We find that the size of the effects tends to be larger for young children, particularly among infants aged zero and one years. Specifically, visit intervals for subsidized infants aged zero and one years were shortened by 7.8 and 6.9 days compared to non-subsidized children aged six years, which is significant at the 10% level. Considering that the mean visit interval of non-subsidized children is 22.5 days, this effect is considerably large. As for monthly spending, subsidized infants aged

zero and one years 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. This result corresponds to an approximate increase of 30% from the mean value for non-subsidized children, which is JPY 7,525 (USD 75.25). Further, the probability of using outpatient services is higher for younger children. Specifically, that for infants under the age of one is 6.3 percentage points higher than that for children aged six.

In sum, we find significant effects on various measures conditional on healthcare use. These results suggest that the subsidy encourages children who have already used outpatient care for any diseases to visit physicians more frequently. However, we find no significant effects for overall child population. Further, we observe no significant difference in the number of patients' first visits. These results imply that even if child patients receive zero cost-sharing for healthcare, the moral hazard that healthy children use unnecessary healthcare services rarely occurs.

C-2. Effect on inpatient use

In this subsection, we turn our focus to the use of inpatient care. 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 changes in patients' cost-sharing.

First, column (1) of Table 4 reports the effect of the subsidy on the length of a hospital stay, which represents the intensity of care. We find

no significant effect, suggesting that physicians do not hospitalize children for longer even if patients' cost-sharing is zero. Column (2) shows the result for the aggregate number of patients by hospital and children's age. We find no significant effect, implying that even if patients' cost-sharing is zero, physicians do not provide unnecessary inpatient care. Column (3) represents the estimate for monthly spending. As for the above two measures, we find no significant effect.

We examine the effect on the probability of using inpatient care based on the CSLC, which surveys the entire child population regardless of the use of inpatient care. Further, inpatient status is one of reliable measures for objective health status because a physician's decision based on the results of an examination is required. Previous studies find that access to primary care reduces preventable inpatient care in general populations (Chandra et al. 2010; Kolstad and Kowalski 2012). As shown in Column (4) of Table 5, we find no significant difference in hospitalization status between subsidized and non-subsidized children. In summary, these results suggest no significant effect on inpatient use in general.

Panel B of Figure 4 plots the age-specific effect on inpatient use. As shown in the figure, we find that the younger the children are, the longer the hospital stay length is for patients who are hospitalized with surgery. Subsidized infants aged zero years stay 3.8 days longer in hospitals than non-subsidized children aged six years do. However, we observe no significant differences by age for children who were hospitalized without surgery. These results

suggest that the implementation of the subsidy leads to more careful treatments for younger children hospitalized with serious diseases. For the inpatient dummy, we find that the probability of being hospitalized for children aged one to four years is one percentage point lower than that for children aged six years. This result suggests that access to primary care reduces preventable inpatient care in this age group.

C-3. Effect on subjective health

Turning now to the effect on health, we investigate whether free healthcare improves children's health statuses. Again, our main focus is on comparing outcomes for subsidized and non-subsidized children before and after the introduction of subsidies. We first present results for subjective health, that is, the probability of having symptoms as measured by parents. Subjective health status is one of the standard measures of health status that are likely to provide useful predictions of future physical health status (Idler and Benyamini 1997). Previous studies find that good subjective health leads to fewer future hospitalizations (Nielsen 2015).

Table 5 reports the estimates on the probability of having various symptoms. We find 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 subjective health, as measured by parents. In particular, the probability of having a cough, the most prevalent symptom in this age, decreased by 3.8 percentage points. Considering that the mean value of that for non-subsidized children is

12%, this effect is considerably large. However, we find 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 we can infer 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.

Furthermore, Panel A of Figure 5 plots the age-specific results for cough, the most prevalent symptom at this age, and wheezing, which might be associated with asthma. We find that subsidized children aged one and two years have lower probabilities of these symptoms compared to non-subsidized children aged six years. In particular, subsidized children aged one year have a 4.1 and 2.8 percentage points lower presentations of cough and wheezing, respectively. Considering that this age group has a lower probability of hospitalization (Panel B of Figure 4), it is likely that the subsidy causes parents to bring their children to physicians at earlier disease stages, preventing more serious and costly treatments.

C-4. Effect on objective health

We also examined the effect 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. The dependent variable is a dummy variable that takes a value of one if a child patient was discharged as cured. We observe no significant effect on discharge outcomes, suggesting that the subsidy does not lead to an improved health status of hospitalized children. Further, Column (2) reports the effect on the mortality rate, which is another objective measure of health status. Similarly, we find no significant change in the mortality rate due to the subsidy.

Further, as shown in Panel B of Figure 5, which describes age-specific effects, we only observe a significant improvement in health status for infants aged zero years. Subsidized infants aged zero years have a 5.3% higher probability of a cured outcome at discharge compared to non-subsidized children aged six years. In addition, their mortality rate is lower by 0.79 per 1,000 children. In summary, although we find no significant effect on overall objective health, the subsidy leads to improved health status only for infants aged zero years.

C-5. Robustness checks

C-5-1. Common trends

In our DID estimates, we assumed that, in the absence of the subsidy, healthcare use and health outcomes would not have been systematically different for subsidized and non-subsidized children. To check the validity of this assumption, we conducted the following supplementary analyses.

We first investigated whether the outcome variables exhibited different trends before the subsidy was introduced. If children living in municipalities that introduced the subsidy early

were already on an upward trajectory in healthcare use and health outcomes, we might overestimate the effect of the subsidy. To this end, using observations from the late 1980s, when the subsidy was not yet introduced in most municipalities, we estimated the placebo effect by assuming the introduction of the subsidy occurred five to seven years earlier than the actual year. As shown in Table 7, in general, these estimates are not statistically significant, suggesting that the pre-subsidy trends in healthcare use and health outcomes were similar for children living in municipalities with early and late introductions of the subsidy.

We then examined the trends following the implementation of the subsidy by utilizing amendments of the eligible age in each municipality. We restricted the samples to subsidized children and allocated the placebo effects to children who were subsidized before the eligible age amendments. Thus, we reviewed the post-subsidy introduction trends of outcome variables by comparing children who were originally subsidized to those who were newly subsidized by the amendment. Table 8 indicates that the effects of the subsidy on healthcare use were not significantly different, suggesting that the post-subsidy introduction trends were similar for the originally and newly subsidized groups by. These results imply that the effects remained constant after the implementation of the subsidy.

C-5-2. Effect on non-covered treatments

As stated in Section 2, the subsidy is only subject to medical treatments covered by public insurance, and we investigated these treatments in the main analysis. Here, we estimate the effect

on treatments that were not covered by the subsidy, such as health checkups, immunization, and injuries from traffic accidents. Further, we include individuals who received public assistance owing to low incomes. If we find significant effects of the subsidy on these non-covered treatments, our main results are likely biased estimates including some other effects. Table 9 reports the results on the non-covered use of healthcare services. As shown in the table, we find no significant effects, suggesting that we have no concerns regarding biases caused by other effects besides the subsidy.

C-5-3. Migration

Another concern is whether households with children move to municipalities that offers generous subsidies. If migrant households with eligible children increase in such municipalities and if these households have unobservable biased attributes (for example, if they are more interested in their children's health and are working to improve it), the estimated effects of the subsidy may be biased. To alleviate this concern, we examined the effect of the subsidy implementation on the number of migrant households. To this end, we calculated the aggregate number of migrant households by children's age and municipality from 1990 and 2000 census data. We then estimated Equation (1), taking outcome variable as the number of migrant households. Table 10 reports the result, indicating that migrant households with children who are eligible for the municipality's subsidy increased by approximately 8% (108.59 out of 1,362.70 households); however, this result is not significant.

D. 考察

D-1. Price elasticity

Based on our estimates, we calculated the price elasticity of the demand for healthcare among children. As stated in Section 2, the Japanese healthcare system provides a non-discriminatory environment for calculating price elasticity, with no price discrimination by providers, because the national government determines the fixed fee for each medical activity. Hence, patients only need to pay a fixed amount regardless of their insurance type. This property enables us to assume that changes in healthcare use originate only from quantity controls rather than from price controls.

Based on our result for outpatient care use, as measured by visit intervals, the number of patients, and monthly spending, we calculated the semi-arc elasticity following Brot-Godberg et al. (2017). We find that the semi-arc elasticity for children aged six years or under in Japan ranges from approximately -0.21 to -0.46. These numbers are slightly less than those found by previous studies, which range between -0.49 and -0.63 for children aged seven to fourteen years in Japan (Iizuka and Shigeoka 2018) and between -0.36 and -0.42 for children aged seven years in Sweden (Nillson and Paul 2018). Further, it is considerably less than the range of -2.11 to -2.26 that was calculated from the RAND HIE for adults (Brot-Godberg et al. 2017). In summary, our study suggests that the price elasticity of the demand for healthcare is less for children than for adults.

D-2. Cost-benefit analysis

Another important interpretation of our finding considers the costs and benefits of the subsidy. We first calculated the cost of the subsidy per saved child. According to our estimates, the subsidy increases monthly outpatient spending for infants aged zero years by JPY 2,387 (about USD 23.87) and reduces their mortality rate by 0.8 per 1,000 children. This result implies that the annual cost per saved life is approximately JPY 36 million (USD 0.36 million), which is somewhat less than the previously estimated value of USD 1.61 million that resulted from Medicaid expansions in the United States (Currie and Gruber 1996).

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) estimated the willingness to pay for reductions in the 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). However, this calculation does not include improvements in subjective health. Integrating these aspects, our study suggests that the introduction of the subsidy yields an acceptable cost-benefit ratio to policy makers.

E. 結論

It is recognized that investments in child health can affect various adult outcomes, and, 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 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 the 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 and one years. 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 aged zero 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 aged zero 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, whereas its effect on health outcomes is limited for adults or the elderly, as shown by previous studies.

This study is subject to several limitations, which are left for future research. First, we focus 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 labor supply of parents (Baker et al. 2008; Bick 2016). For example, if parents view their children as having better subjective health, they might have lower rates of absenteeism in the workplace.

Second, although we mainly concentrated on the demand side responses to free healthcare, examining the effect on the supply side is important as well. Because 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.

Finally, in this study, we restricted the analysis to urban areas due to data availability. It is difficult to collect subsidy status information in rural areas because most municipalities in these areas do not publish their municipal council minutes on their homepages. Considering that parental attributes, such as incomes, education levels, and types of job, are different in urban and rural areas, these differences likely lead to even larger differences in responses across regions.

F. 健康危険情報
特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko

Noguchi. "Does Free Healthcare Affect Children's Healthcare Use and Outcomes? Evidence from the Subsidy for Children's Healthcare in Japan", *Journal of European Economics Association* へ投稿中。

2. 学会発表

Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. "Does Free Healthcare Affect Children's Healthcare Use and Outcomes? Evidence from the Subsidy for Children's Healthcare in Japan", The 2019 Asia Meeting of the Econometric Society. 2019.6. Xiamen University, located in the resort-like island city of Xiamen (also called Amoy), China. Accepted

Cheolmin Kang, Akira Kawamura, Haruko Noguchi. "Does Free Healthcare Affect Children's Healthcare Use and Outcomes? Evidence from the Subsidy for Children's Healthcare in Japan", International Health Economic Association (iHEA). 2019.7. Basel, The Switzerland. Accepted.

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。

References

Abbring, Jaap H., James J. Heckman, Pierre-André Chiappori, and Jean Pinquet (2003).

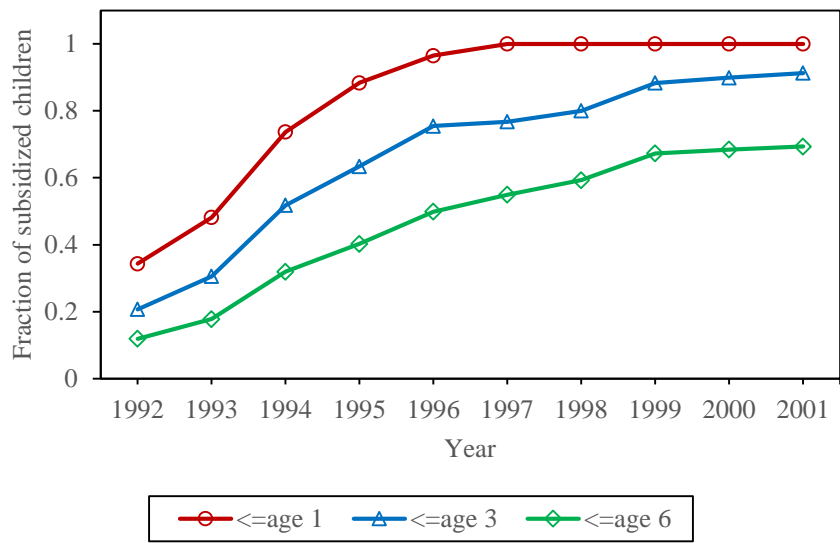
- “Adverse Selection and Moral Hazard in Insurance: Can Dynamic Data Help to Distinguish?” *Journal of the European Economic Association*, 1, 512–521.
- Baicker, Katherine, and Dana Goldman (2011). “Patient Cost-sharing and Healthcare Spending Growth.” *Journal of Economic Perspectives*, 25(2), 47–68.
- Baicker, Katherine, Sarah L. Taubman, Heidi L. Allen, Mira Bernstein, Jonathan H. Gruber, Joseph P. Newhouse, Eric C. Schneider, Bill J. Wright, Alan M. Zaslavsky, and Amy N. Finkelstein (2013). “The Oregon Experiment – Effects of Medicaid on Clinical Outcomes.” *New England Journal of Medicine*, 368, 1713–1722.
- Baker, Michael, Jonathan Gruber, and Kevin Milligan (2008). “Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-being.” *Journal of Political Economy*, 116, 709–745.
- Bessho, Shunichiro (2012). “Medical Care Subsidy for, Hospital Visits of, and Health Status of Children.” *Quarterly of Social Security Research* (in Japanese), 47, 413–430.
- Bick, Alexander (2016). “The Quantitative Role of Child Care for Female Labor Force Participation and Fertility.” *Journal of the European Economic Association*, 14, 639–668.
- Boudreaux, Michel H., Ezra Golberstein, and Donna D. McAlpine (2016). “The Long-term Impacts of Medicaid Exposure in Early Childhood: Evidence from the Program’s Origin.” *Journal of Health Economics*, 45, 161–175.
- Bronchetti, Erin Todd (2014). “Public Insurance Expansions and the Health of Immigrant and Native Children.” *Journal of Public Economics*, 120, 205–219.
- Brot-Goldberg, Zarek C., Amitabh Chandra, Benjamin R. Handel, and Jonathan T. Kolstad (2017). “What Does a Deductible Do? The Impact of Cost-sharing on Health Care Prices, Quantities, and Spending Dynamics.” *Quarterly Journal of Economics*, 132, 1261–1318.
- Brown, David W., Amanda E. Kowalski, and Itai Z. Lurie (2015). “Medicaid as an Investment in Children: What is the Long-term Impact on Tax Receipts?” *NBER Working Paper* 20835.
- Chandra, Amitabh, Jonathan Gruber, and Robin McKnight (2010). “Patient Cost-sharing and Hospitalization Offsets in the Elderly.” *American Economic Review*, 100, 193–213.
- Clemens, Jeffrey, and Joshua D. Gottlieb (2017). “In the Shadow of a Giant: Medicare’s Influence on Private Physician Payments.” *Journal of Political Economy*, 125, 1–39.
- Cohodes, Sarah R., Daniel S. Grossman, Samuel

- A. Kleiner, and Michael F. Lovenheim (2015). “The Effect of Child Health Insurance Access on Schooling: Evidence from Public Insurance Expansions.” *Journal of Human Resources*, 51, 727–759.
- Currie, Janet and John Fahr (2005). “Medicaid Managed Care: Effects on Children’s Medicaid Coverage and Utilization.” *Journal of Public Economics*, 89, 85–108.
- Currie, Janet and Jonathan Gruber (1996). “Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health.” *Quarterly Journal of Economics*, 111, 431–466.
- Currie, Janet, Sandra Decker, and Wanchuan Lin (2008). “Has Public Health Insurance for Older Children Reduced Disparities in Access to Care and Health Outcomes?” *Journal of Health Economics*, 27, 1407–1652.
- Dafny, Leemore and Jonathan Gruber (2005). “Public Insurance and Child Hospitalizations: Access and Efficiency Effects.” *Journal of Public Economics*, 89, 109–129.
- Da La Mata, Dolores (2012). “The Effect of Medicaid Eligibility on Coverage, Utilization, and Children’s Health.” *Journal of Health Economics*, 21, 1061–1079.
- Decker, Sandra L. (2011). “Medicaid Payment Levels to Dentists and Access to Dental Care among Children and Adolescents.” *Journal of the American Medical Association*, 306, 187–193.
- Einav, Liran and Amy Finkelstein (2018). “Moral Hazard in Health Insurance: What We Know and How We Know It.” *Journal of the European Economic Association*, 16, 957–982.
- Finkelstein, Amy and James Poterba (2004). “Adverse Selection in Insurance Markets: Policyholder Evidence from the U.K. Annuity Market.” *Journal of Political Economy*, 112, 183–208.
- Finkelstein, Amy, Sarah Taubman, Bill Wright, Mira Bernstein, Jonathan Gruber, Joseph P. Newhouse, Heidi Allen, Katherine Baicker, and Oregon Health Study Group (2012). “The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year.” *Quarterly Journal of Economics*, 127, 1057–1106.
- Goodman-Bacon, Andrew (2018). “Public Insurance and Mortality: Evidence from Medicaid Implementation.” *Journal of Political Economy*, 126, 216–262.
- Howell, Embry M. and Genevieve M. Kenney (2012). “The Impact of the Medicaid/CHIP Expansions on Children: A Synthesis of the Evidence.” *Medical Care Research and Review*, 69, 372-396.
- Idler, Ellen L. and Yael Benyamini (1997). “Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty–seven Community Studies.”

- Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 21–37.
- Iizuka, Toshiaki, and Hitoshi Shigeoka (2018). “Free for Children? Patient Cost-sharing and Healthcare Utilization.” *NBER Working Paper* 25306.
- Ikegami, Naoki, Byung-Kwang Yoo, Hideki Hashimoto, Masatoshi Matsumoto, Hiroya Ogata, Akira Babazono, Ryo Watanabe, Kenji Shibuya, Bong Min Yang, Michael R. Reich, and Yasuki Kobayashi (2011). “Japanese Universal Health Coverage: Evolution, Achievements, and Challenges.” *Lancet*, 378, 1106–1115.
- Itaoka, Kenshi, Alan Krupnick, Makoto Akai, Anna Alberini, Maureen Cropper, and Nathalie Simon (2007). “Age, Health, and the Willingness to Pay for Mortality Risk Reductions: A Contingent Valuation Survey of Shizuoka, Japan, Residents.” *Environmental Economics and Policy Studies*, 8, 211–237.
- Kiil, Astrid and Kurt Houllberg (2014). “How Does Copayment for Health Care Services Affect Demand, Health and Redistribution? A Systematic Review of the Empirical Evidence from 1990 To 2011.” *The European Journal of Health Economics*, 15, 813–828.
- Kolstad, Jonathan T. and Amanda E. Kowalski (2012). “The Impact of Health Care Reform on Hospital and Preventive Care: Evidence from Massachusetts.” *Journal of Public Economics*, 96, 909–929.
- Leibowitz, Arleen, Willard G. Manning, Emmett B. Keeler, Naihua Duan, Kathleen N. Lohr, and Joseph P. Newhouse (1985). “Effect of Cost-Sharing on the Use of Medical Services by Children: Interim Results from a Randomized Controlled Trial.” *Pediatrics*, 75, 942–951.
- Manning, Willard G., Joseph P. Newhouse, Naihua Duan, Emmett B. Keeler, and Arleen Leibowitz (1987). “Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment.” *American Economic Review*, 77, 251–277.
- Miller, Sarah and Laura R. Wherry (2018). “The Long-term Effects of Early Life Coverage.” *Journal of Human Resources*, forthcoming.
- Ministry of Health, Labour and Welfare (2010). Public Assistance System. https://www.mhlw.go.jp/english/topics/social_welfare/dl/outline_of_the_public_assistance_system_20101004.pdf (last accessed on December 25, 2018)
- Ministry of Health, Labour and Welfare (2018). High-Cost Medical Expense Benefit (Eligibility Certificate for Ceiling-Amount Application) or KOGAKU RYOYOHI SEIDO (GENDOGAKU TEKIYO NINTEISHO) (GENDOGAKU TEKIYO NINTEISHO). <https://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bun>

- ya/kenkou_iryuu/iryuu/kokusai/setsumeisiryo/dl/en09.pdf (last accessed on December 25, 2018)
- Murray, Christopher J. L. and Alan D. Lopez (1997). “Mortality by Cause for Eight Regions of the World: Global Burden of Disease Study.” *Lancet*, 349, 1269–1276.
- Newhouse, Joseph P. (1984). “Cream Skimming, Asymmetric Information, and a Competitive Insurance Market.” *Journal of Health Economics*, 3, 97–100.
- Nielsen, Torben H. (2015). “The Relationship between Self-rated Health and Hospital Records.” *Health Economics*, 35, 497–512.
- Nilsson, Anton and Alexander Paul (2018). “Patient Cost-sharing, Socioeconomic Status, and Children’s Health Care Utilization.” *Journal of Health Economics*, 59, 109–124.
- Smith, James P. (2009). “The Impact of Childhood Health on Adult Labor Market Outcomes.” *Review of Economics and Statistics*, 91, 478–489.
- Thompson, Owen (2017). “The Long-term Health Impacts of Medicaid and CHIP.” *Journal of Health Economics*, 51, 26–40.
- United Nations (2017). Population Facts: The End of High Fertility is Near.
http://www.un.org/en/development/desa/population/publications/pdf/popfacts/PopFacts_2017-3.pdf (last accessed on December 25, 2018).
- Van den Bruel, Ann, Tanya Haj-Hassan, Matthew Thompson, Frank Buntinx, David Mant, and European Research Network on Recognising Serious Infection Investigators (2010). “Diagnostic Value of Clinical Features at Presentation to Identify Serious Infection in Children in Developed Countries: A Systematic Review.” *Lancet*, 375, 834–845.
- Wherry, Laura R. and Bruce D. Meyer (2016). “Saving Teens: Using a Policy Discontinuity to Estimate the Effects of Medicaid Eligibility.” *Journal of Human Resources*, 51, 556–588.

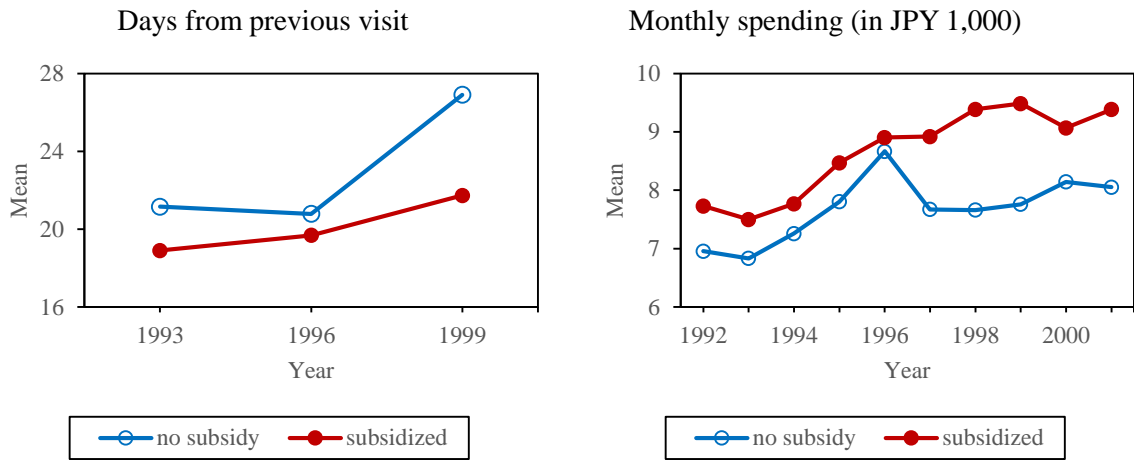
Figure 1. Time series of the fraction of subsidized children



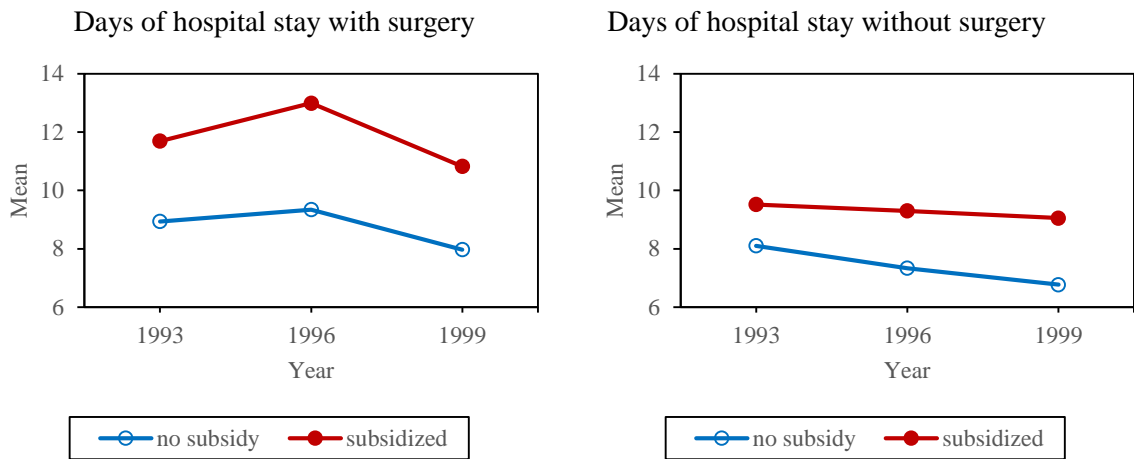
Notes: The full sample from the SMCA is used. The unit of observation is an individual child.

Figure 2. Time series of major outcome variables by subsidy status

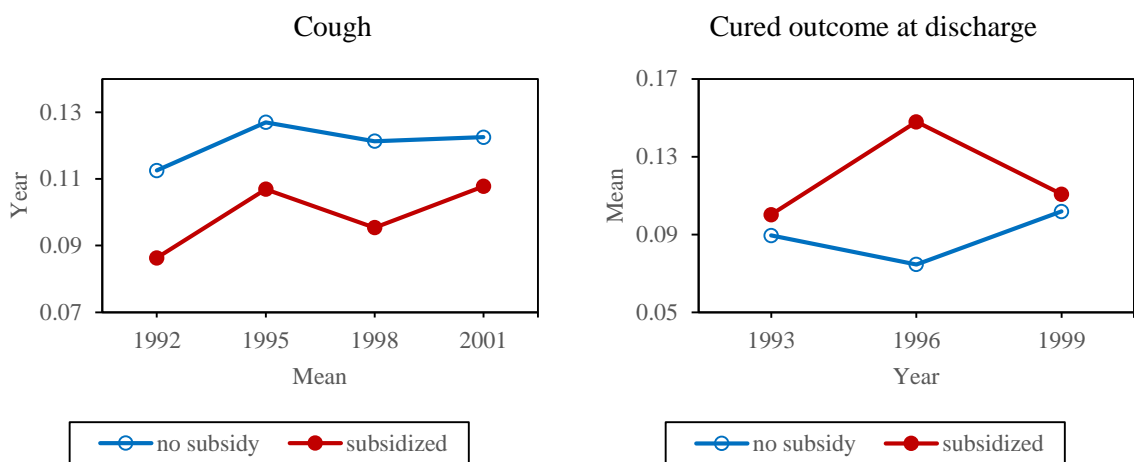
A. Outpatient use



B. Inpatient use

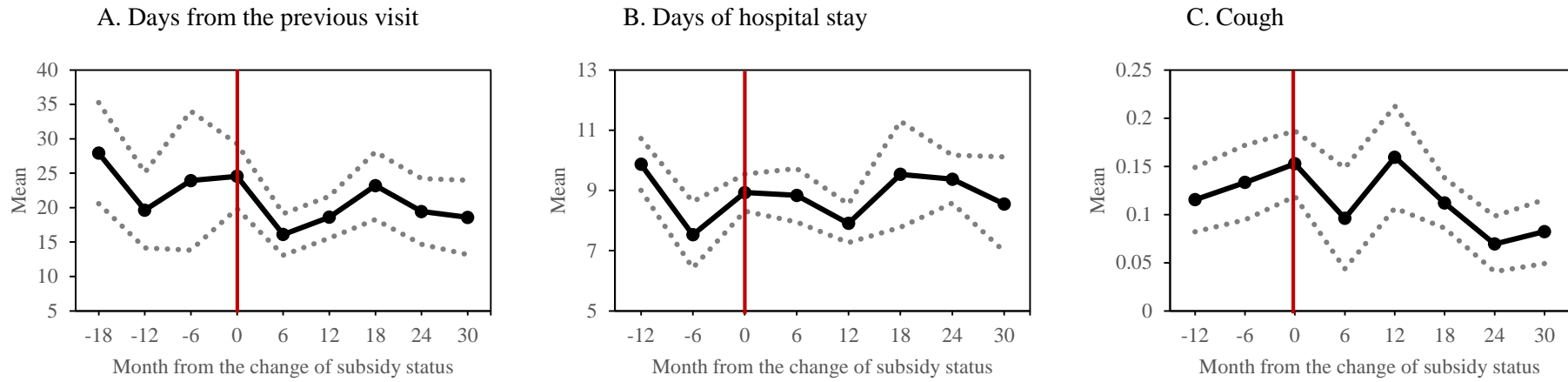


C. Health



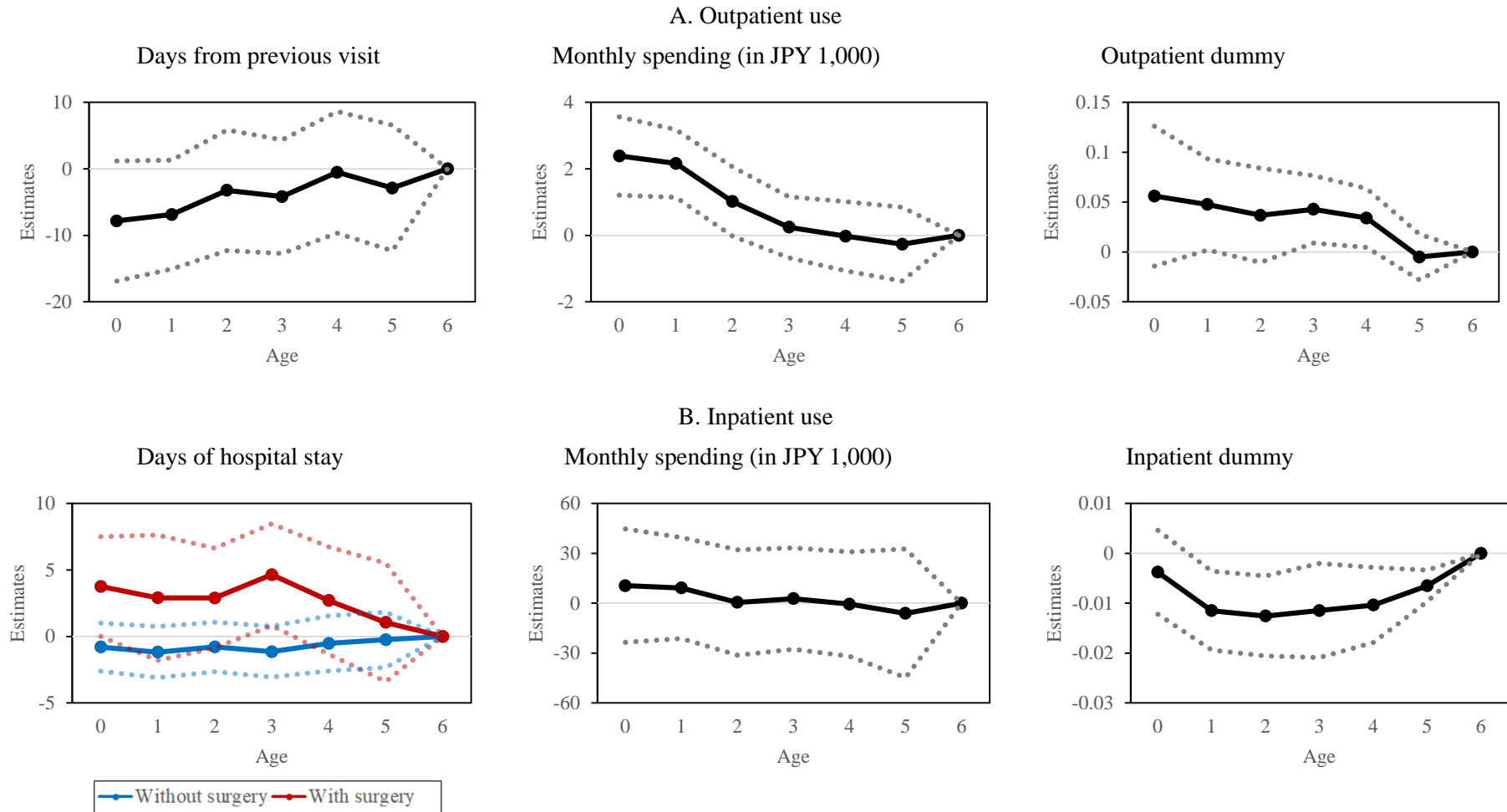
Notes: The main sample is used. The unit of observation is an individual child.

Figure 3. Event study



Notes: The main sample is used. The solid lines indicate the means of each outcome variable. The dotted lines indicate the 95% confidence intervals.

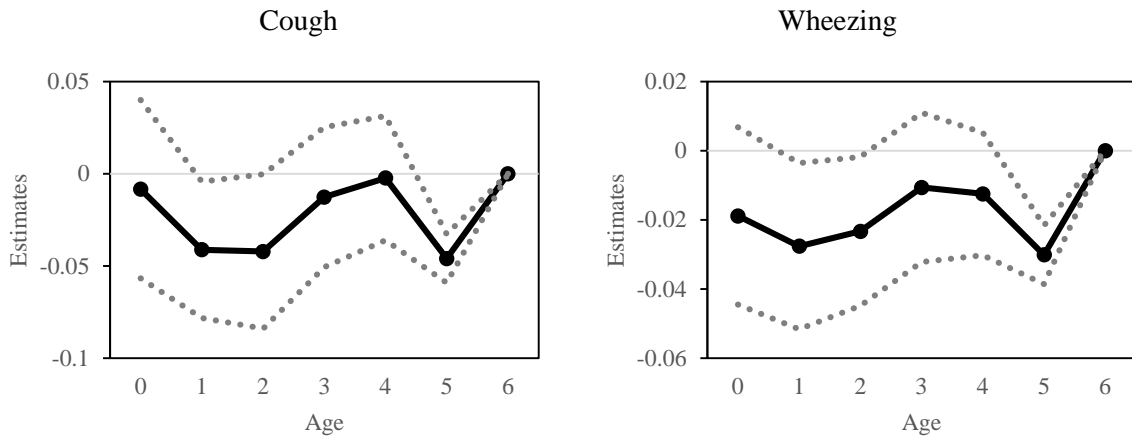
Figure 4. Effect on healthcare use by age



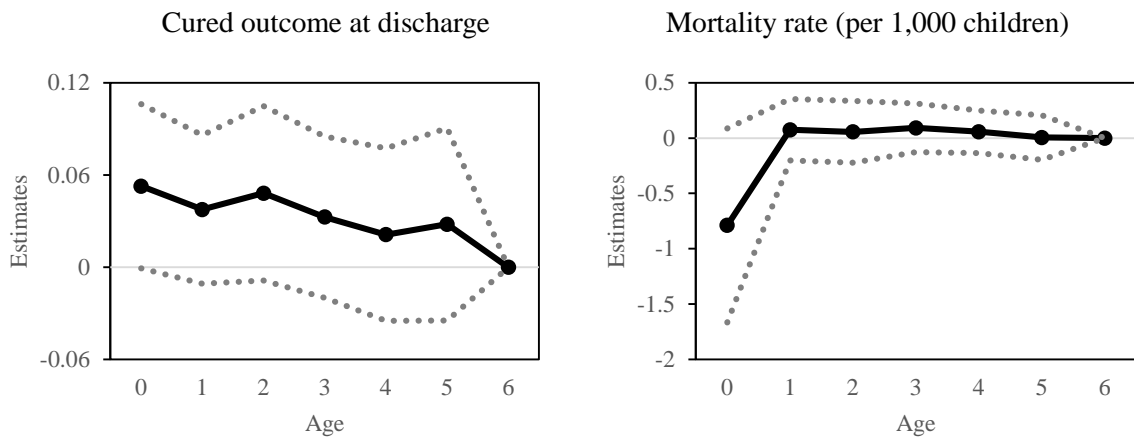
Notes: The solid lines represent the estimates of β_α for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines are 95% confidence intervals.

Figure 5. Effect on health outcomes by age

A. Subjective symptoms



B. Objective health



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

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			1						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	0					1					2	
Sendai	2											
Yokohama						0	2			3		
Kawasaki	0					2				3		
Nagoya	0				2						3	
Kyoto				1						2		
Osaka				0			2	3			4	5
Kobe	0				2							5
Hiroshima	0				1				2			3
Fukuoka	2											

Notes: This table shows the timing of the subsidy introduction and changes in eligibility age for each municipality. The numbers in the table represent the maximum eligible age. For example, Chiyoda introduced the subsidy for children aged four years or under in 1993. Then, it was expanded to children under six years of age in 1995. Although the month and year of the introduction of the subsidy differs across municipalities, we report only the year of introduction to save space. See Appendix A for details, including the month and year of introduction by municipality.

Table 2. Descriptive statistics	Mean	S.D.
Panel A: from the PS		
Outpatient (N=14,034)		
Days from previous visit	21.604	37.669
Subsidized	0.468	0.499
Inpatient (N=18,600)		
Days of hospital stay	8.961	10.750
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=18,093)		
Outpatient dummy	0.203	0.402
Inpatient dummy	0.004	0.065
Subjective symptoms		
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=698)		
Mortality rate (per 1,000 individuals)	0.810	1.556
Subsidized	0.448	0.498

Notes: This table reports descriptive statistics for the main sample. Here, to save space, we report only the means and standard deviations of outcome variables and the key variables. See Appendix C for more details, including a full list of control variables.

Table 3. Effect on outpatient use	Days from the previous visit	ln (number of patients)			Monthly spending	Outpatient dummy
		All	First visit	Repeat visits		
		(1)	(2)	(3)		
Subsidized	-2.997** (1.363)	0.036 (0.027)	0.046 (0.034)	0.057* (0.030)	0.517*** (0.197)	0.002 (0.009)
Hospital fixed effects	X	X	X	X	X	
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X
R2	0.110	0.411	0.119	0.332	0.109	0.012
Sample size	9,664	6,198	2,891	4,854	26,564	17,792
Data source	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>	<i>CSLC</i>

Notes: The 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. *** indicates $p < 0.01$, ** indicates $p < 0.05$, and * indicates $p < 0.1$.

Table 4. Effect on inpatient use	Days of hospital stay	ln (N of patients)	Monthly spending	Inpatient dummy
	(1)	(2)	(3)	(4)
Subsidized	-0.017 (0.341)	0.058 (0.050)	-3.506 (4.178)	0.002 (0.002)
Hospital fixed effects	X	X	X	
Municipality fixed effects	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X
R2	0.117	0.375	0.491	0.006
Sample size	18,600	6,823	2,938	17,868
Data source	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>	<i>CSLC</i>

Notes: The 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. *** indicates $p < 0.01$, ** indicates $p < 0.05$, and * indicates $p < 0.1$.

Table 5. Effect on subjective health	Fever	Cough	Wheezing	Nasal discharge	Itchy eyes	Tinnitus	Toothache	Rash
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Subsidized	-0.015** (0.006)	-0.038*** (0.008)	-0.003 (0.004)	-0.028*** (0.008)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.005)
Hospital fixed effects								
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
R2	0.009	0.014	0.006	0.016	0.005	0.004	0.011	0.005
Sample size	17,868	17,868	17,868	17,868	17,868	17,868	17,868	17,868
Mean of no subsidy	0.048	0.121	0.031	0.119	0.001	0.001	0.012	0.038
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: The 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. *** indicates $p < 0.01$, ** indicates $p < 0.05$, and * indicates $p < 0.1$.

Table 6. Effect on objective health

	Cured outcome at discharge	Mortality rate
	(1)	(2)
Subsidized	0.002 (0.009)	-0.072 (0.148)
Hospital fixed effects	X	
Municipality fixed effects	X	X
Year fixed effects	X	X
Municipality-specific trend	X	X
R2	0.320	0.398
Sample size	18,600	698
Data source	<i>PS</i>	<i>VS</i>

Notes: The 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. *** indicates $p < 0.01$, ** indicates $p < 0.05$, and * indicates $p < 0.1$.

Table 7. Pre-subsidy trends	Outpatient use		Inpatient use		Health outcomes		
	Monthly spending	Outpatient dummy	Monthly spending	Inpatient dummy	Fever	Cough	Mortality rate
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A: Five years early							
Placebo	0.026 (0.185)	-0.012 (0.013)	0.285 (6.583)	0.000 (0.002)	-0.012 (0.008)	-0.019** (0.009)	0.004 (0.260)
Panel B: Six years early							
Placebo	-0.131 (0.197)	-0.002 (0.012)	3.604 (7.171)	0.000 (0.002)	0.002 (0.007)	-0.015 (0.010)	0.133 (0.208)
Panel C: Six years early							
Placebo	-0.114 (0.183)	-0.003 (0.011)	3.491 (6.610)	0.001 (0.002)	0.008 (0.007)	-0.010 (0.009)	0.222 (0.218)
Hospital fixed effects	X		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
Sample size	17,140	10,759	806	10,821	10,821	10,821	459
Data source	<i>SMCA</i>	<i>CSLC</i>	<i>SMCA</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>VS</i>

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

Table 8. Post-subsidy trends	Outpatient use				Inpatient use	
	Days from the previous visit	ln(N of patients)			Days of hospital stay	ln(N of patients)
		All	First visit	Repeat visits		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Placebo	0.866 (1.909)	-0.024 (0.043)	-0.053 (0.062)	-0.008 (0.044)	-0.575 (0.710)	-0.038 (0.052)
Hospital fixed effects	X	X	X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X
R2	0.081	0.415	0.180	0.350	0.1319	0.3236
Sample size	3,917	2,483	1,151	1,916	10,649	3,775
Data source	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>

Notes: The 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. *** indicates $p < 0.01$, ** indicates $p < 0.05$, and * indicates $p < 0.1$.

Table 9. Effect on non-covered treatments

	Outpatient use		Inpatient use	
	Days from previous visit	ln(N of patients)	Days of hospital stay	ln(N of patients)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Subsidized	1.500 (11.875)	0.077 (0.116)	3.818 (2.328)	-0.573 (0.558)
Hospital fixed effects	X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X
R2	0.151	0.207	0.428	0.032
Sample size	583	799	4,998	1,487
Data source	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>

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

Table 10. Migrant households

	(1)
Subsidized	108.59 (86.61)
Municipality fixed effects	X
Year fixed effects	X
Municipality-specific trend	X
R2	0.962
Sample size	462
Mean of no subsidy	1,362.70
Data source	Census

Notes: The 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. *** indicates $p < 0.01$, ** indicates $p < 0.05$, and * indicates $p < 0.1$.

Appendix A. Month and year of the subsidy introduction by municipality and age

	Age 0	Age 1	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5	Age 6
23 specified districts in Tokyo							
Chiyoda	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Sep-95	Sep-95
Chuo	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Oct-95	Oct-95	Oct-95	Oct-95
Minato	Jan-93	Jan-93	Jan-93	Apr-96	Apr-96	Apr-96	Apr-96
Shinjuku	Oct-91	Oct-91	Oct-91	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Jan-94
Bunkyo	Oct-92	Oct-92	Oct-92	Oct-98	Oct-98	Oct-98	Oct-98
Taito	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Apr-96	Apr-96	Apr-96	Apr-96
Sumida	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Oct-96	Oct-96	Oct-96	Oct-96
Koto	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Apr-96	Apr-96	Apr-96	Apr-96
Shinagawa	Apr-93	Apr-93	Jan-94	Apr-98	Apr-98	Apr-98	Nov-99
Meguro	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Oct-98	Oct-98	Jun-99	Jun-99
Ota	Oct-92	Oct-92	Jan-94	Jan-96	Jan-96	Jan-96	Jan-96
Setagaya	Aug-92	Aug-92	Jan-94	Dec-96	Dec-96	Dec-96	Dec-96
Shibuya	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Oct-98	Oct-98	Nov-99	Nov-99
Nakano	Apr-72	Oct-72	Oct-93	Oct-93	Oct-98	Oct-99	Oct-99
Suginami	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Oct-98	Oct-98	Oct-98	Oct-98
Toshima	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Apr-96	Apr-96	Apr-96	Apr-96
Kita	Jun-93	Jun-93	Jun-93	Oct-98	Oct-98	Oct-98	Oct-98
Arakawa	Oct-92	Oct-92	Oct-92	Oct-95	Oct-95	Oct-95	Oct-95
Itabashi	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Oct-96	Oct-96	Oct-96	Oct-96
Nerima	Apr-93	Apr-93	Apr-93	Apr-97	Apr-97	Apr-97	Apr-97
Adachi	Oct-93	Oct-93	Oct-93	Oct-98	Oct-98	Oct-98	Oct-98
Katsushika	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Dec-97	Dec-97	Dec-97
Edogawa	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Sep-96	Sep-96	Sep-96
Whole districts	Jan-94	Jan-94	Jan-94	Oct-98	Oct-98	Nov-99	Nov-99
10 government-designated cities							
Sapporo	Apr-73	Jan-95	Jan-00				
Sendai	Apr-75	Apr-75	Apr-75				
Yokohama	Jan-95	Jan-96	Jan-96	Jan-99			
Kawasaki	Apr-88	Oct-95	Oct-95	Jan-99			
Nagoya	Apr-73	Apr-94	Apr-94	Dec-00			
Kyoto	Oct-93	Oct-93	Jan-99				
Osaka	Oct-93	Nov-96	Nov-96	Dec-97	Nov-00	Nov-01	
Kobe	Apr-73	Jul-94	Jul-94	Jul-01	Jul-01	Jul-01	
Hiroshima	Apr-73	Oct-94	Aug-98	Aug-01			
Fukuoka	Apr-73	Apr-73	Apr-73				

Notes: This table shows the month and year of the subsidy introduction for each municipality. For example, Chiyoda introduced the subsidy for children aged zero years in April 1993.

Appendix B. Summary of data sources on healthcare use and outcomes

	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>	<i>CSLC</i>	<i>VS</i>
Survey period	Every three years	Every year	Every three years	Every year
Survey time	Outpatient: a certain day in October Inpatient: a month in September	A month in May	A certain day in June	Every day
Sampling unit	Randomly selected medical institutions	Randomly selected medical institutions	Population-based random-sampling survey	Population survey
Outcome variables used in this study	Outpatient: days from the previous visit, N of patients Inpatient: days of hospital stay, N of patients, discharge outcomes evaluated by a physician	Monthly spending	Outpatient dummy, inpatient dummy, subjective symptoms measured by parents	Mortality rate by age and municipality
Survey years used in this study	1993, 1996, 1999	1992–2001	1992, 1995, 1998, 2001	1990, 1995, 2000

Appendix C. Descriptive statistics

	Mean	S.D.
Panel A: from the PS		
Outpatient (N=14,034)		
Days from previous visit	21.604	37.669
Subsidized	0.468	0.499
First visit	0.311	0.463
Age (in year)	2.621	1.919
Female	0.445	0.497
Insurance type: residential-based	0.246	0.431
Inpatient (N=18,600)		
Days of hospital stay	8.961	10.750
Subsidized	0.634	0.482
Age (in year)	1.681	1.955
Female	0.423	0.494
Insurance type: residential-based	0.258	0.437
Panel B: from the SMCA		
Outpatient (N=26,564)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	8.272	7.526
Subsidized	0.496	0.500
Age (in year)	2.706	1.922
Female	0.462	0.499
Insurance type: residential-based	0.341	0.474
Inpatient (N=2,938)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	84.603	65.428
Subsidized	0.711	0.453
Age (in year)	1.597	1.879
Female	0.446	0.497
Insurance type: residential-based	0.242	0.429
Panel C: from the CSLC (N=18,093)		
Outpatient dummy	0.203	0.402
Inpatient dummy	0.004	0.065
Subjective symptoms		
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
Age (in year)	2.893	1.951
Female	0.490	0.500
Insurance type: residential-based	0.243	0.429
First-born	0.727	0.445
N of household members	4.093	0.963
N of children	1.595	0.629
Three-generation household	0.055	0.229
Age of father	35.007	5.460
Age of mother	32.347	4.601
Own house	0.401	0.490
Stand-alone house	0.294	0.455
Panel D: from the VS (N=698)		
Mortality rate (per 1,000 populations)	0.810	1.556
Subsidized	0.448	0.498
Age (in year)	2.993	1.998

Notes: This table reports descriptive statistics for the main sample. For the *PS* and the *CSLC*, we include birth month dummy variables throughout the study, but we do not report them here to save space.

Appendix D. Calculation of price elasticity

	Visit interval	Monthly spending	N of repeat patients
Effect of subsidy ($\hat{\alpha}_1$)	-2.997	0.517	0.057
Mean of subsidized children (q_1)	20.603	9.031	0.483
Mean of non-subsidized children (q_2)	22.457	7.525	0.444
Semi-arc elasticity	-0.464	-0.208	-0.407

Notes: We report the semi-arc elasticity, which is defined as $\varepsilon = \frac{2(q_2 - q_1)}{(q_2 + q_1)(p_2 - p_1)} =$

$\frac{2(\hat{\alpha}_1)}{(q_2 + q_1)(0 - 0.3)} = -\frac{\hat{\alpha}_1}{(q_2 + q_1)}/0.15$, where q_1 , and q_2 represent the quantities of

healthcare use for subsidized and non-subsidized children, respectively. Similarly, p_1 , and p_2 represent the respective prices of healthcare. $\hat{\alpha}_1$ is the point estimate for healthcare use derived from the estimation of Equation (1).

別添 4

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

健康診断の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響

研究代表者 野口晴子 早稲田大学 政治経済学術院 教授
研究協力者 姜哲敏 早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究分担者 川村顕 早稲田大学 政治経済学術院 准教授

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号：厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2013-2016年)を用いて、生活習慣病患者における法定健診の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響を推定することにある。

分析の結果、健診の受診は、食生活や運動、喫煙、飲酒習慣などを有意に改善させることが分かった。また、健診の受診者は未受診者に比べ、就労確率が男性で約6.5%ポイント、女性で4.4%ポイント高いことが明らかになった。さらに、1日の平均就業時間が男性で約0.12時間、女性で約2.9時間長い結果が得られた。

これらの推定結果をもとに健診の費用対効果を推計した結果、男性で約1.3倍、女性で約2.1倍の効果があることが明らかになった。また、健診受診者は未受診者に比べ、年収が男性で約24,690円、女性で約58,433円多いことが観察された。このような年収の増加がマクロ経済全体に与える影響を推計した結果、約2千7百億円の効果となり、2016年のGDP(535兆円)の約0.05%に相当することがわかった。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号：厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2013年・2016年)を用いて、生活習慣病患者における法定健診の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響を明らかにすることである。

年と2016年)において、法定健診の対象となる20歳以上のサンプルを用いる。また、生活習慣病を持つ人々のみを対象する。具体的には、『国民生活基礎調査』の調査日現在において糖尿病や肥満症、高血圧症、高脂血症を持っており、病院や診療所に通っていると答えた人々を生活習慣病患者とみなす。全サンプルにおいて、これら生活習慣病の罹患率は約22%である。

B. 利用データ

本研究では、『国民生活基礎調査』(2013

B-1. 全サンプルの記述統計

表 1 は分析に用いる全サンプルの記述統計を男女別に分けて示している。サンプルサイズは男性で約 7 万 6 千、女性で 8 万である。Panel 1 は生活習慣(食生活や運動慣習、喫煙、飲酒など)、Panel 2 は就労状況(就労の有無や就業時間など)、Panel 3 は健診の受診有無について、それぞれの平均と標準偏差を示している。

まず、生活習慣(Panel 1)について見ると、規則正しく食事をしているかについて、はいと答えた人は男性で約 67%、女性で約 73%である。バランスをとった食事をとっている人は男性で約 40%、女性で約 46%である。その他、うす味のもの食べている、食べ過ぎないようにしているについても男性より女性のほうが平均値が高く、良い食生活をしていることが分かる。

次に、就労状況(Panel 2)に関しては、男性は約 55%、女性は約 29%が働いており、1 週間の就業日数や時間についても男性が女性より長いことが分かる。

最後に、健診受診率(Panel 3)の平均値は、全サンプルにおいて男性が 73%、女性が 65%である。就労の有無で分けてみると、就業者の男性は 82%、非就業者の男性は 62%であり、約 20%ポイントの差が観察される。女性についても同様であり、就業者の受診率は 78%に対し、非就業者は 60%にとどまっている。さらに、職種で分けてみると、高収入の予想される職種ほど受診率が高いことが見て取れる。例えば、男性就業者の受診率は、専門職・管理職で 87%、事務・販売・サービス業で 81%なのに対し、農林漁業で 72%、自営業で 67%にとどまっている。

B-2. 健診受診有無別の生活習慣

図 1 は健診の受診有無別の食生活を示

し、赤は健診の受診者、青は未受診者において各質問にはいと答えた人の割合を表す。図 1 から見られるように、男女を問わずほぼ全ての項目において健診の受診者は未受診者より平均値が高いことが分かる。例えば、健診の受診者は未受診者に比べ、規則正しく食事をしている人の割合が男性で 2.7%ポイント、女性で 5.9%ポイント高いことが見て取れる。また、バランスをとった食事をとっている人の割合に関しては、健診の受診者は未受診者より、男性で 5.2%ポイント、女性で 8.5%ポイント高い。なお、うす味のもの食べている、食べ過ぎないようにしているについても、健診の受診者は未受診者より高い割合を示している。以上より、健診の受診者は未受診者に比べ、より良い食習慣を持っていることが分かる。

次に、図 2 では、運動や喫煙、飲酒などの習慣に関して、健診の受診有無別の平均値を示している。図から見られるように、適度に運動をしている人の割合は、健診受診者の男性で約 45%、未受診者の男性で 39%である。女性についてはそれぞれ 46%と 34%であり、健診の受診者は未受診者より運動習慣を持つ割合が高いことが分かる。また、たばこを吸わない人の割合は、健診受診者の男性で約 47%、未受診者の男性で 51%である。女性については、それぞれ 41%、49%であり、男女ともに健診受診者は未受診者に比べて喫煙率が低いことが分かる。また、お酒を飲み過ぎないようにしているに関しても、健診の受診者は未受診者より高い割合を示している。以上より、健診の受診者は未受診者に比べ、より良い生活習慣を持っていると言える。

B-3. 健診受診有無別の就労状況

図 3 は健診受診有無別の就労状況を示している。まず、就労の有無についてみると、健

診受診者の男性は約 62%が働いているのに対し、未受診者は約 36%にとどまっている。女性についても同様であり、健診受診者は約 35%、未受診者は 19%が働いている。さらに、健診の受診者は未受診者より就業日数や時間が長いことが見て取れる。以上より、健診の受診者は未受診者に比べ、就労確立や就業時間が長いことが分かる。

B-4. 地域分布

表 4 は、生活習慣病罹患率と健診受診率の地域偏在を調べるために、都道府県別の平均値をまとめている。また、図 1 と図 2 には、これらの値を可視化したコロプレス図を示している。

まず、図 1 から見られるように、男女を問わず、都市部より地方部において生活習慣病の罹患率が高いことが分かる。中でも特に東北地方でもっとも高く、秋田県・山形県で約 26%、岩手県・福島県で約 25%である。また、四国地方や九州南部などで生活習慣病の罹患率が高い傾向が見られる。それに対し、3 大都市圏などの都市部では生活習慣病の罹患率が低いことが分かる。例えば、東京都・神奈川県・愛知県では約 19%で、47 都道府県の中でもっとも低い値である。

次に、図 5 には健診受診率の都道府県別の平均値を示している。西日本に比べ、東日本のほうで受診率が高い傾向が見て取れる。中でも特に首都圏で受診率が高く、東京都 81%、埼玉県 79%、千葉県 77%である。また、生活習慣病の罹患率が高かった東北地方においても健診の受診率が高い傾向が見られる。それに対し、西日本では都市部・地方部ともに健診の受診率が低い傾向である。中でもっとも受診率が低いのは四国地方で、徳島県で約 61%、愛媛県で約 64%、高知県

で約 67%である。

(倫理面への配慮)

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 0424 第 3 号;承認日 2018 年 4 月 24 日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 推定上の問題

前述した記述統計より、一見すると、健診を受けていれば、自分の健康状態を知り、生活習慣を改善することでより健康となり、労働時間が増えたように見える。しかしながら、これらのデータを根拠にして、健診を受けたから食生活や生活習慣が改善され、就業時間が増えたと言えるだろうか。それとも、健診を受けるぐらい健康に対する意識が高い人ほど就業時間が長いだけではないか。

健診の受診有無と生活習慣の改善・就労状況との関係を調べるにあつて、もっとも注意すべき点は健診受診の内生性問題である。健診を受診した人々と受診していない人々との間には様々な属性が異なり得る。例えば、健診の受診者は未受診者に比べて学歴や所得水準、健康に対する意識などが高い可能性がある。これらの違いを考慮せず、単純に健診の受診者と未受診者を比べると、健診受診による効果のみならず、これらの属性に起因する様々な効果の違いを含めた過大推定になってしまう。以降では、健診の受診者と未受診者の間で健診の受診行動と関連しそうな様々な属性に違いがあるかどうかを確認し、これらの違いによる過大評価の可能性について検討する。

C-1. 健診受診有無別の学歴

図 6 は、健診の受診有無別の学歴を示す。まず、小卒・中卒についてみると、男女ともに受診者より、未受診者の割合が高いことが分かる。その差は、男性で約 15%ポイント、女性で約 14%ポイントである。しかし、高卒と大卒では受診率の傾向が逆転し、健診の受診者が未受診者より多いことが見て取れる。例えば、大卒の男性において、健診の受診者は約 35%で未

受診者は約 22%であり、23%ポイントの差が観察される。以上より、健診の受診者は未受診に比べ、学歴が高いことが分かる。

C-2. 健診受診有無別の職業

図 7 は、健診の受診有無別の職業を表す。この図より、男女を問わず、高収入が予想される職業ほど、健診の受診率が高いことが分かる。例えば、専門職・管理職の男性において、健診の受診者は約 87%、未受診者は約 13%であるのに対し、農林漁業ではそれぞれ約 72%と約 28%である。さらに、自営業者については受診者が約 67%、未受診者が約 33%である。以上より、高収入が予想される職業ほど健診の受診率が高く、そうではない職業では受診率が低いことが分かる。

C-3. 健診受診有無別の健康意識

図 8 は、健診受診有無別の健康意識を示す。『国民生活基礎調査』では、回答者が自身の健康に対する意識程度を 4 段階(よい、まあよい、あまりよくない、よくない)で評価している。健康意識がよいほど、健康に対する関心が高いと考えられる。図 8 より、健康意識がよい・まあよいと答えたグループでは、受診者の割合が未受診者の割合より多い反面、健康意識がよくない・あまりよくないと答えたグルー

プでは、受診者の割合が未受診者の割合より少ないことが分かる。以上より、健康に対する関心が高い人ほど、より健診の受診確率が高いと言える。

D. 分析方法

前述したとおりに、健診の受診者と未受診者との間では、健診の受診行動に影響を与えそうな様々な属性が異なることが分かった。まず、健診の受診者は未受診者に比べ、学歴が高いことから、健康に対する知識が豊富である可能性がある。また、高収入が予想される職業ほど健診の受診率が高く、健康に対する関心が高かった。このことから健診の受診者は、健診以外にも自分の健康状態を向上または維持するために、日常生活の中で様々な行動を行っている可能性がある(例えば、定期的に運動をしたり、たばこを吸わなかったり、サプリメントを服用したりするなど)。これらの違いを考慮せず、単純に健診の受診者と未受診者における生活習慣や労働状況を比べると、健診受診による効果のみならず、これらの属性から起因する効果も含めた過大推定になってしまう。

本研究では、傾向スコア・マッチング法を用いて、健診の受診行動に影響を与えそうな様々な属性が似ているもの同士を比べることで、上述した健診の内生性問題に対処する。具体的な手順は次の通りである。

まず、『国民生活基礎調査』における各個人の健診の受診有無を被説明変数、その人の様々な属性を説明変数としたロジットモデルを推定することで、各個人の属性に基づいた健診の受診確率を求める。図 8 の Panel 1 には、全サンプルを用いて推定した受診確率のヒストグラムを描いている。図中において赤は実際に健診を受けた人々、青は健診を受

けていない人々の分布である。図からわかるように、健診の受診者は未受診者に比べ、分布が右のほうに偏っており、受診確率が高いことが分かる。つまり、実際に健診を受けた人々と受けていない人々の間には、受診行動と相関する属性(例えば、学歴や職業、健康意識など)が偏っている可能性がある。

次に、実際に健診を受けた人と受診確率が同じであるけれども健診を受けていない人とを1対1でマッチングさせる。つまり、健診の受診行動に影響を与えそうな属性は似ているけれども、実際に健診を受けた人々(処置群)と健診を受けていない人々(対照群)を分ける。表3と表4には、それぞれマッチング前後において、健診有無別に各個人の様々な属性の平均と標準化した差を報告している。また、図10には、マッチング前後における標準化した差をプロットしている。図からわかるように、マッチング後には健診を受けたグループと受けていないグループにおいて各属性の標準化した差が0に近くなっている。つまり、両グループにおいて健診の受診行動と相関しそうな属性がバランスをとっていると言える。図8のPanel2には、マッチングできたサンプルのみを用いて推定した受診確率のヒストグラムを描いている。マッチング前(Panel1)には、健診を受けたグループは受けていないグループに比べ、分布が右のほうに偏っていたが、マッチング後には両グループにおける分布の偏りがほぼ無くなっていることが分かる。

最後に、マッチングできたサンプルのみを用いて、実際に健診を受けたグループと受けていないグループにおける生活習慣の変化や就労状況などをt検定を行い比較する。

E. 分析結果

E-1. 生活習慣の改善

表5は、健診の受診有無が生活習慣の改善に与える影響を報告している。各数値は、健診を受けたグループと受けていないグループの差を意味する。括弧の中の数値は標準誤差である。

表より、男女ともに健診を受けたグループは受けていないグループに比べて、良い生活習慣を持つようになったことが分かる。まず、食生活についてみると、男性において健診の受診者は未受診者より、規則正しく食事をとっている割合が8%ポイント、バランスとった食事をしている割合が6%ポイント高い結果が得られた。その他、うす味の食事をしている、食べ過ぎないようにしている人々の割合は、それぞれ4%ポイント、3%ポイント高いことが示されている。このような傾向は女性についても同様である。

次に、生活習慣についてみると、全項目(適度に運動をしている、たばこをすわない、お酒を飲み過ぎない)において、健診を受けたグループは受けていないグループに比べて、良い習慣を持っていることが分かる。例えば、健診を受けた男性は受けていない男性より、適度に運動をしている割合が8%ポイント高い結果が得られた。以上の結果より、健診を受けたことで自分の健康状態を知り、生活習慣を改善するようになったと解釈できる。

E-2. 就労状況への影響

健診の受診による生活習慣の改善及び健康状態の向上は、就労状況にどのような影響を与えるのだろうか。表6は健診の受診有無が就労状況に与える影響を示す。推定結果より、健診を受けたグループは受けていないグループより、就労確率が男性で6.5%ポイント、女性で4.4%ポイント高いことが分かる。また、1週間の就業日数と就業時間について

は、女性のみで有意な差が見られ、就業日数が約1日、就業時間は約1.9時間増える結果となった。1日平均就業時間については男性で0.12時間、女性で0.29時間長く、男性より女性において大きい効果が得られた。以上より、健診受診による生活習慣の改善は、労働供給を増加させる効果があると言える。

表7は、職種別の1日当たり就業時間への効果を報告している。男性については有意な結果が得られなかったが、女性については専門職・管理職及び生産・建設・運転業で就業時間が長い結果が得られた。

表8は、年齢グループ別の1日当たり就業時間への効果を示している。男性については、若い年齢ほど就業時間が大きく増える結果が得られた。一方で、女性では40歳未満では有意な差が観察されず、40歳以上・60歳未満のグループでもっとも大きい効果が見られた。

F. 考察

F-1. 健診の費用対効果

ここでは推定結果をもとに、健診の費用対効果について議論する。以降の推計では、費用対効果が過大推計となることを防ぐために、費用についてはなるべく高く、便益については低く見積もることとする。

まず、健診の費用についてであるが、全国健康保険協会のホームページによると、受診機関によって違いはあるが、最高18,522円という。さらに、女性については、乳がん検診と子宮がん検診を合わせて受けられる場合もあり、それぞれの費用は最高5,518円と3,400円という。以上をまとめると、健診の費用は、男性で最高18,522円、女性で最高27,440円である。

次に、表9には健診の便益についてまとめ

ている。健診による就業時間の増加をもとに年収の増加額を計算すると、男性で約24,690円、女性で約58,433円となる。これらの便益と上記の健診の費用より、健診の費用対効果は男性で約1.3倍、女性で約2.1倍となる。以上より、健診は費用対効果の側面において有効であると考えられる。

F-2. マクロ経済全体への影響

表10には、健診による年収の増加額をもとに、マクロ経済への影響を計算している。推計結果によると、健診によるマクロ経済全体への効果は、男性で約1千2百億円、女性で1千5百億であり、これらを合わせると約2千7百億円である。この金額は、2016年のGDP(535兆円)の約0.05%に相当する。つまり、健診を実施したことで、GDPの中で約0.05%に貢献していると解釈できる。

表11には、健診受診率の上昇を想定したシミュレーションの結果を報告している。男性については、健診の受診率が現状の82%より1%ポイント上がると、受診者数の増加によって約1,127千円の総追加費用が発生すると予想される。一方で、就業時間の増加による総追加便益は、約1,502円と予想される。女性については、総追加費用が914千円、総追加便益が1,946円と予想され、男性より費用対効果が大きいと考えられる。

G. 結論

本研究では、生活習慣病患者において健診の受診有無が生活習慣の改善と就労状況に与える影響を推定した。分析結果、健診の受診は生活習慣の改善とともに就労状況も向上させることが分かった。また、健診の実施は費用対効果の側面において有効であり、マクロ経済全体にも有意な影響を与えることが確

認できた。

なお、本研究はいくつかの限界を持つ。まず、本研究では傾向スコア・マッチングを用いて、対照群を選別したが、もし『国民生活基礎調査』上では観察できない属性において処置軍と対照群との間に偏りがある場合は、これらの属性の違いがバイアスとして含まれている可能性がある。次に、健診の費用対効果とマクロ経済全体への影響を推計するにあって、職種や地域、年齢などによる違いを考慮せず、平均的な値をもって推計を行ったが、今後はこれらの違いを考慮し、職種や地域別で費用対効果や年収の増加額を推計する必要があるだろう。

H. 健康危険情報

特に無し。

I. 研究発表

1. 論文発表

国際専門誌に投稿予定。

2. 学会発表

特に無し。

J. 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

[表 1] 記述統計

	男性		女性	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel 1. 生活習慣				
規則食事	0.668	0.471	0.725	0.446
バランス食事	0.402	0.490	0.463	0.499
うす味	0.346	0.476	0.481	0.500
食べ過ぎない	0.473	0.499	0.525	0.499
適度に運動	0.436	0.496	0.417	0.493
たばこを吸わない	0.498	0.500	0.463	0.499
お酒を飲みすぎない	0.350	0.477	0.229	0.420
Panel 2. 就労状況				
就労の有無	0.547	0.498	0.292	0.455
1 週間の就業日数	5.061	1.294	4.813	1.466
1 週間の就業時間	41.103	16.233	32.104	16.315
Panel 3. 健診受診率				
全サンプル	0.732	0.443	0.651	0.477
就業者	0.824	0.380	0.775	0.418
専門職・管理職	0.873	0.333	0.860	0.347
事務・販売・サービス業	0.812	0.391	0.770	0.421
生産・建設・運転	0.821	0.384	0.761	0.427
農林漁業	0.717	0.450	0.718	0.462
自営業	0.671	0.470	0.676	0.450
非就業者	0.620	0.485	0.600	0.490
サンプルサイズ	75,953		80,863	

[表 2] 都道府県別の生活習慣病罹患率と健診受診率

	男性		女性	
	生活習慣病 罹患率	健診受診率	生活習慣病 罹患率	健診受診率
	(1)	(2)	(3)	(4)
北海道	0.223	0.667	0.213	0.546
青森県	0.230	0.711	0.235	0.628
岩手県	0.247	0.748	0.247	0.673
宮城県	0.242	0.825	0.233	0.747
秋田県	0.259	0.758	0.255	0.696
山形県	0.256	0.800	0.253	0.715
福島県	0.247	0.745	0.248	0.658
茨城県	0.216	0.740	0.210	0.622
栃木県	0.220	0.714	0.218	0.640
群馬県	0.197	0.753	0.195	0.713
埼玉県	0.200	0.787	0.179	0.698
千葉県	0.219	0.774	0.188	0.694
東京都	0.192	0.810	0.173	0.760
神奈川県	0.193	0.738	0.168	0.656
新潟県	0.217	0.770	0.214	0.680
富山県	0.219	0.756	0.209	0.737
石川県	0.214	0.752	0.203	0.654
福井県	0.199	0.698	0.199	0.581
山梨県	0.206	0.746	0.200	0.677
長野県	0.221	0.780	0.218	0.681
岐阜県	0.213	0.734	0.211	0.612
静岡県	0.213	0.743	0.200	0.671
愛知県	0.194	0.750	0.184	0.645
三重県	0.214	0.725	0.209	0.658
滋賀県	0.206	0.718	0.180	0.629
京都府	0.209	0.699	0.193	0.595
大阪府	0.207	0.714	0.194	0.603
兵庫県	0.212	0.698	0.179	0.600
奈良県	0.225	0.706	0.202	0.617
和歌山県	0.239	0.644	0.233	0.545

鳥取県	0.214	0.729	0.223	0.652
島根県	0.240	0.768	0.245	0.694
岡山県	0.212	0.715	0.201	0.652
広島県	0.218	0.663	0.208	0.592
山口県	0.220	0.693	0.208	0.618
徳島県	0.210	0.610	0.216	0.562
香川県	0.219	0.738	0.214	0.705
愛媛県	0.219	0.642	0.221	0.566
高知県	0.236	0.668	0.240	0.577
福岡県	0.217	0.683	0.197	0.614
佐賀県	0.212	0.697	0.219	0.633
長崎県	0.228	0.733	0.216	0.663
熊本県	0.224	0.696	0.216	0.619
大分県	0.233	0.720	0.210	0.661
宮崎県	0.233	0.760	0.220	0.673
鹿児島県	0.231	0.742	0.221	0.667
沖縄県	0.204	0.751	0.188	0.694
全国平均	0.219	0.732	0.210	0.651

[表 3] バランスチェック:マッチング前

	男性			女性		
	Mean		Standard	Mean		Standard
	Treat	Control	difference	Treat	Control	difference
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel 1. 学歴						
小卒・中卒	0.181	0.327	-0.381	0.271	0.409	-0.308
高卒	0.467	0.450	0.034	0.507	0.449	0.117
大卒	0.352	0.223	0.271	0.222	0.143	0.189
Panel 2. 職業						
専門職・管理職	0.231	0.092	0.330	0.074	0.023	0.198
事務・販売・サービス	0.231	0.252	-0.049	0.459	0.470	-0.022
生産・建設・運転	0.214	0.220	-0.013	0.132	0.142	-0.031
農林漁業	0.221	0.499	-0.671	0.106	0.143	-0.120
自営業	0.209	0.481	-0.668	0.244	0.401	-0.366
Panel 3. 健康意識						
よい	0.105	0.068	0.121	0.085	0.055	0.105
まあよい	0.159	0.121	0.104	0.152	0.117	0.098
普通	0.554	0.512	0.083	0.553	0.523	0.060
あまりよくない	0.160	0.246	-0.236	0.186	0.256	-0.180
よくない	0.022	0.052	-0.206	0.024	0.048	-0.159

[表 4] バランスチェック:マッチング後

	男性			女性		
	Mean		Standard	Mean		Standard
	Treat	Control	difference	Treat	Control	difference
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel 1. 学歴						
小卒・中卒	0.349	0.320	0.060	0.422	0.384	0.079
高卒	0.453	0.455	-0.005	0.450	0.469	-0.039
大卒	0.198	0.225	-0.067	0.128	0.147	-0.058
Panel 2. 職業						
専門職・管理職	0.067	0.094	-0.108	0.016	0.024	-0.070
事務・販売・サービス	0.221	0.252	-0.075	0.489	0.470	0.039
生産・建設・運転	0.240	0.220	0.047	0.127	0.142	-0.047
農林漁業	0.542	0.497	0.090	0.187	0.142	0.115
自営業	0.529	0.479	0.100	0.445	0.399	0.092
Panel 3. 健康意識						
よい	0.062	0.069	-0.026	0.049	0.059	-0.047
まあよい	0.116	0.123	-0.023	0.111	0.123	-0.037
普通	0.516	0.518	-0.003	0.541	0.538	0.005
あまりよくない	0.257	0.242	0.034	0.258	0.240	0.039
よくない	0.048	0.048	0.001	0.041	0.039	0.010

[表 5] 生活習慣の改善への影響

	男性	女性
	(1)	(2)
規則食事	0.080*** (0.005)	0.074*** (0.004)
バランス食事	0.062*** (0.005)	0.067*** (0.004)
うす味	0.041*** (0.005)	0.048*** (0.004)
食べ過ぎない	0.035*** (0.005)	0.041*** (0.004)
適度に運動	0.082*** (0.005)	0.097*** (0.004)
たばこを吸わない	0.073*** (0.005)	0.067*** (0.004)
お酒を飲み過ぎない	0.069*** (0.005)	0.039*** (0.004)
Sample size	39,980	52,508

注:* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

[表 6] 就労状況への影響

	男性	女性
	(1)	(2)
就労の有無	0.065*** (0.005)	0.044*** (0.004)
Sample size	39,980	52,508
1 週間の就業日数	-0.011 (0.026)	0.098*** (0.031)
1 週間の就業時間	0.300 (0.306)	1.921*** (0.336)
1 日平均就業時間	0.123** (0.043)	0.288*** (0.048)
Sample size	14,522	10,546

注:* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

[表 7] 職種別の 1 日当たり就業時間への影響

	男性	女性
	(1)	(2)
専門職・管理職	0.134 (0.084)	0.586*** (0.142)
事務・販売・サービス	0.155 (0.092)	0.100 (0.068)
生産・建設・運転	0.118 (0.080)	0.474*** (0.107)

注:* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

[表 8] 年齢グループ別の 1 日当たり就業時間への影響

	男性	女性
	(1)	(2)
40 歳未満	0.694** (0.311)	0.503 (0.343)
40 歳以上・60 歳未満	0.150** (0.073)	0.600*** (0.080)
60 歳以上	0.112** (0.054)	0.142** (0.062)

注:* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

[表 9] 健診受診による一人当たり年収の増加額

	男性	女性
1 日当たり就業時間の増加	0.123 時間	0.288 時間
平日日数(2016 年)	× 245 日	× 245 日
1 年間の就業時間の増加	= 30 時間	= 71 時間
平均最低賃金(2016 年)	× 823 円	× 823 円
年収の増加	= 24,690 円	= 58,433 円

[表 10] マクロ経済全体への影響

	男性	女性
健診対象者数 ¹⁾	50,400 千人	54,429 千人
就業率 ²⁾	× 71%	× 51%
就業者数	= 35,784 千人	= 27,759 千人
生活習慣病の罹患率	× 17%	× 12%
就業者のうち生活習慣病の罹患者数	= 6,083 千人	= 3,331 千人
健診受診率	× 82%	× 78%
受診者数	= 4,988 千人	= 2,598 千人
健診による年収の増加額	× 24,690 円	× 58,433 円
マクロ経済全体への影響	= 123,155 百万円	= 151,819 百万円

注 1:2016 年『人口推計』より

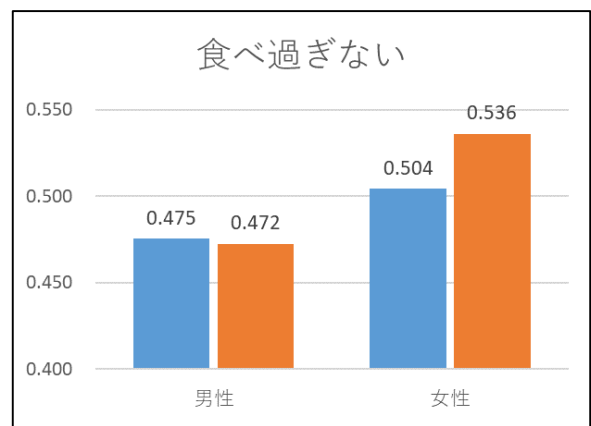
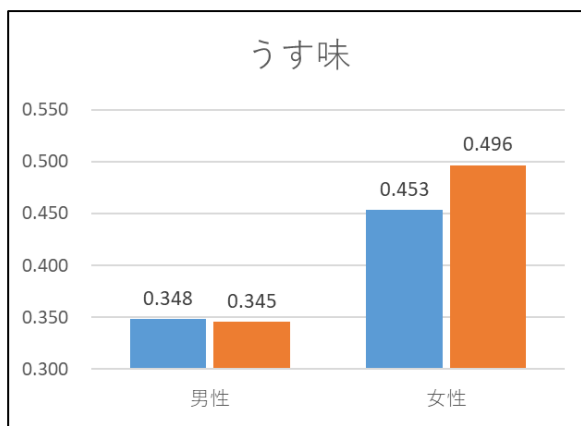
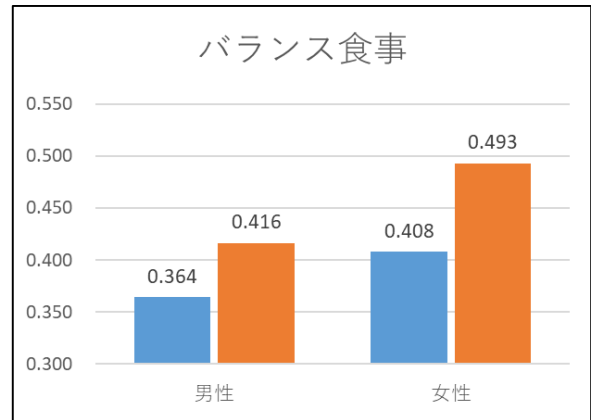
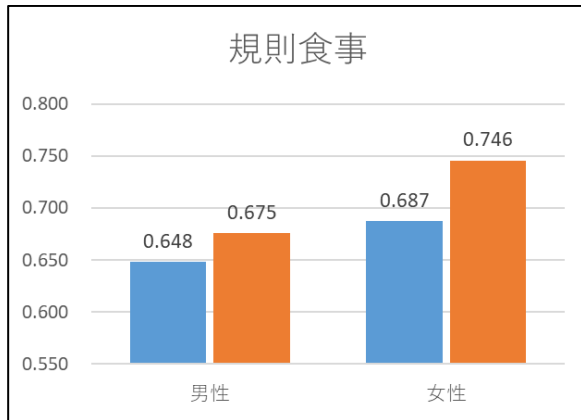
注 2:2013 年・2016 年『国民生活基礎調査より』

[表 11] 受診率上昇のシミュレーション

	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
受診率	82%(現状)	83%	84%	78%(現状)	79%	80%
受診者数	4,988 人	5,049 人	5110 人	2598 人	2631 人	2665 人
追加総費用		1,126,693 円	2,253,386 円		914,026 円	1,828,053 円
追加総便益		1,501,892 円	3,003,785 円		1,946,403 円	3,892,806 円

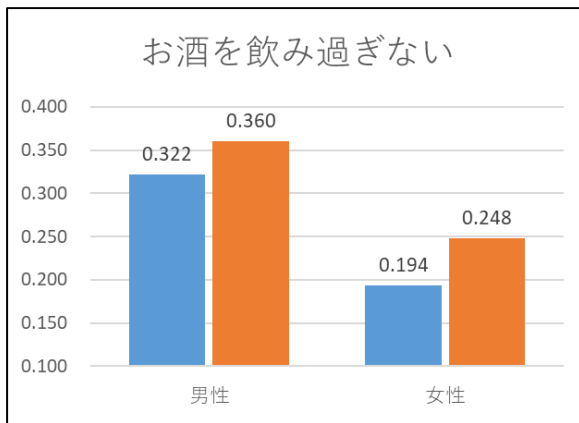
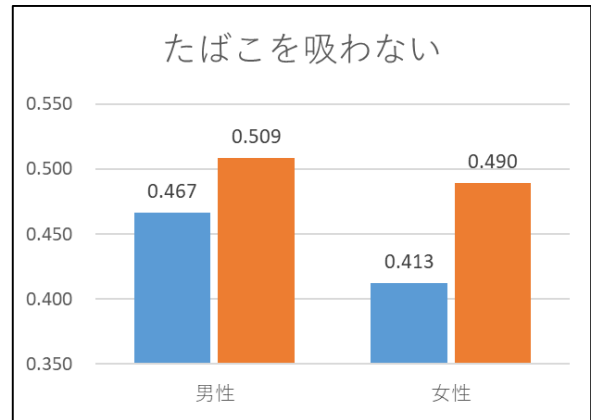
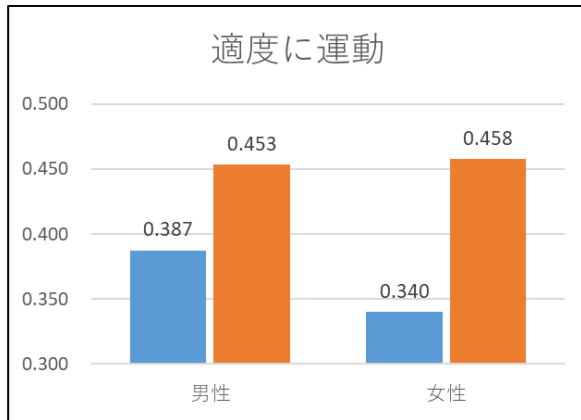
[図 1] 健診受診有無別の食生活

■ 健診を受けていない人
■ 健診を受けた人



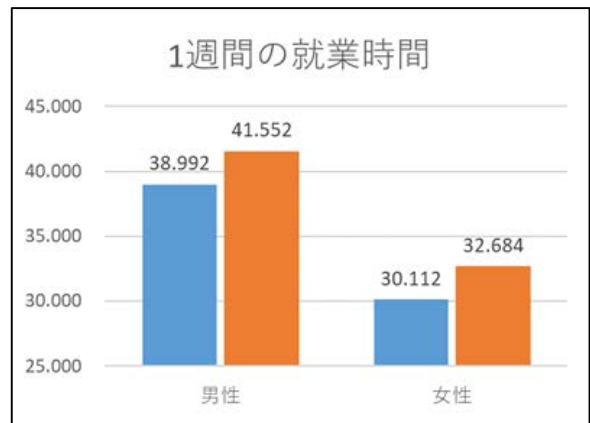
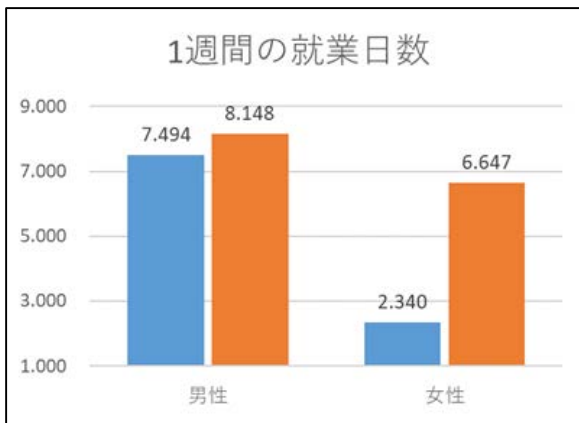
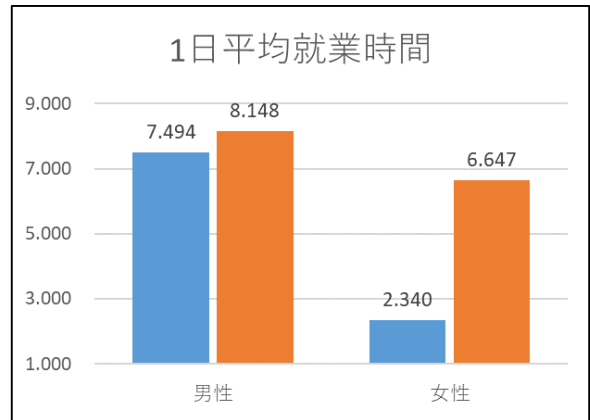
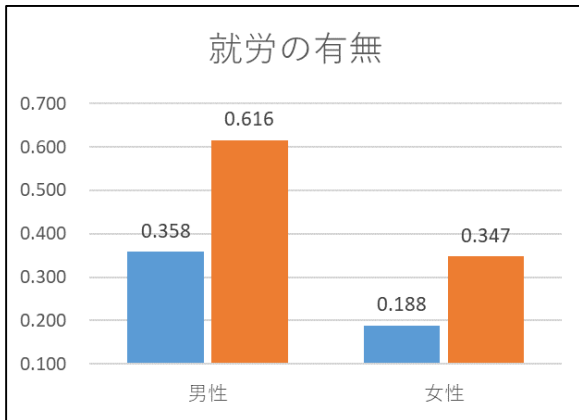
[図 2] 健診受診有無別の生活習慣

■ 健診を受けていない人
■ 健診を受けた人



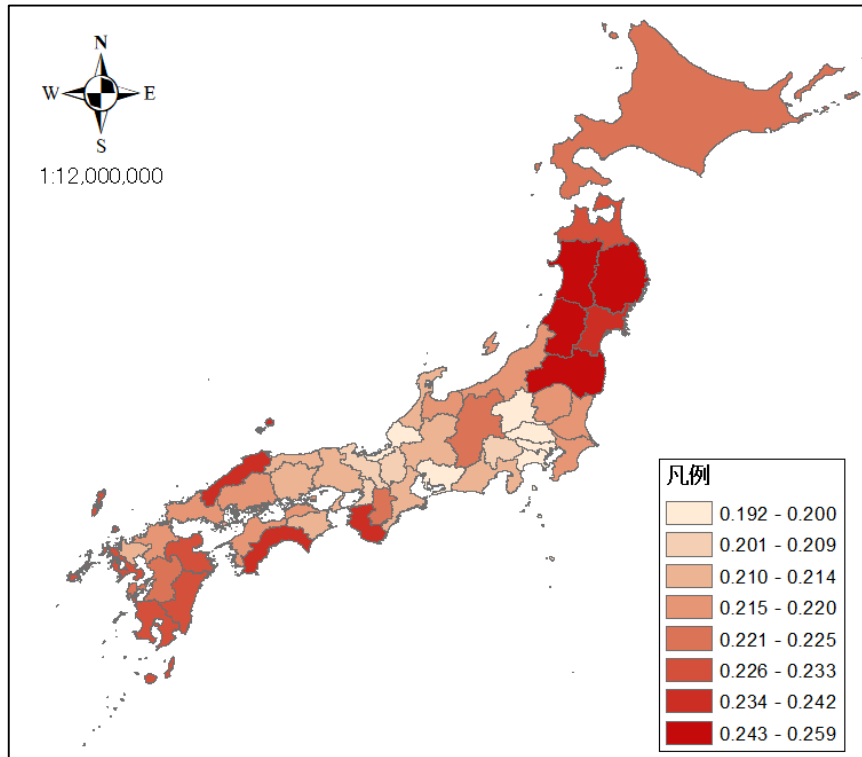
[図 3] 健診受診有無別の就労状況

■ 健診を受けていない人
■ 健診を受けた人

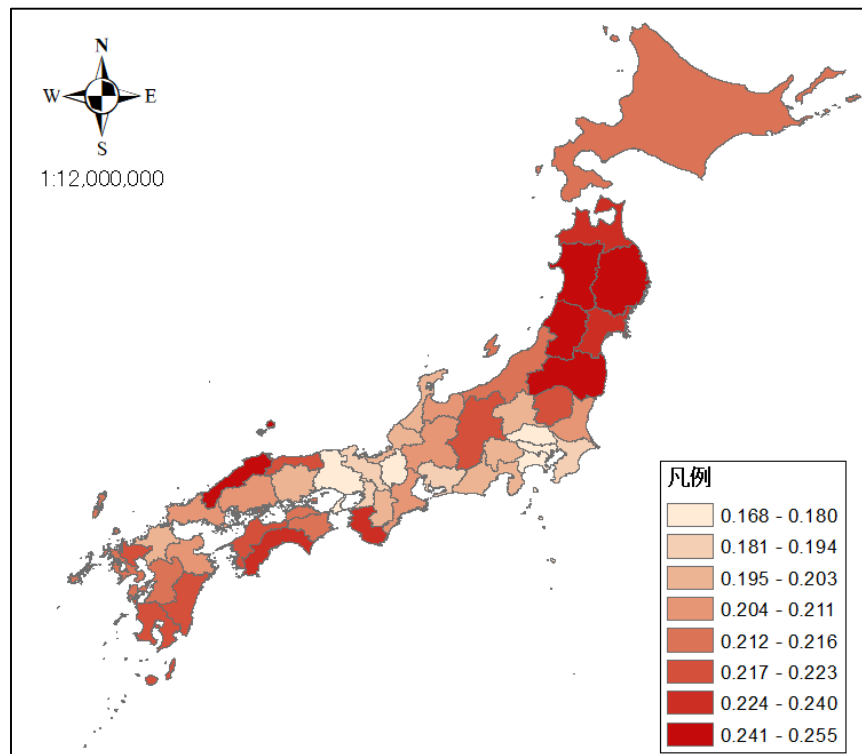


[図 4] 都道府県別の生活習慣病罹患率

Panel 1. 男性

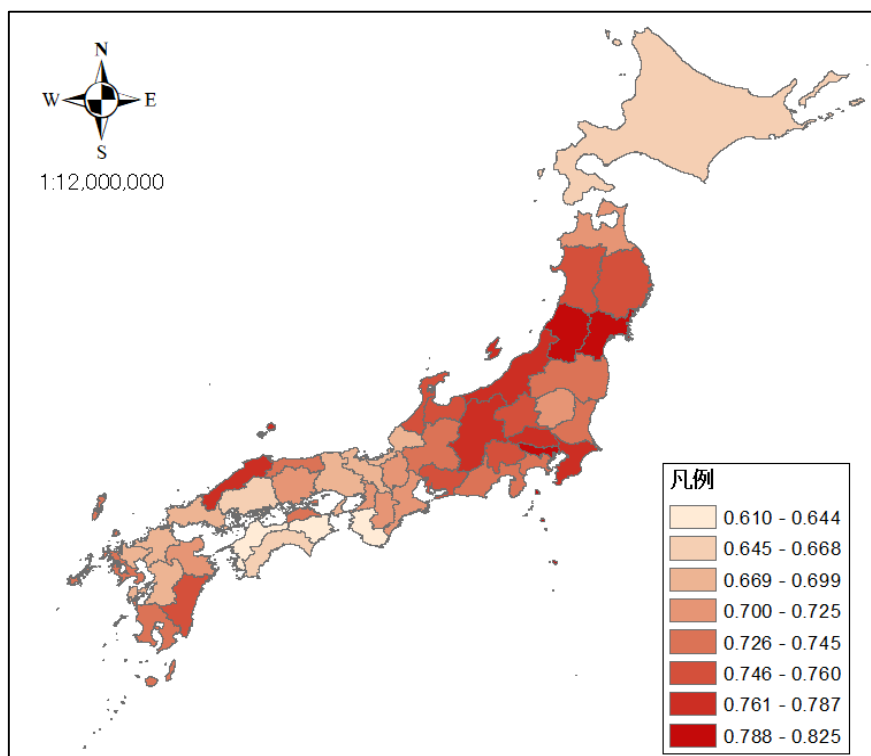


Panel 2. 女性

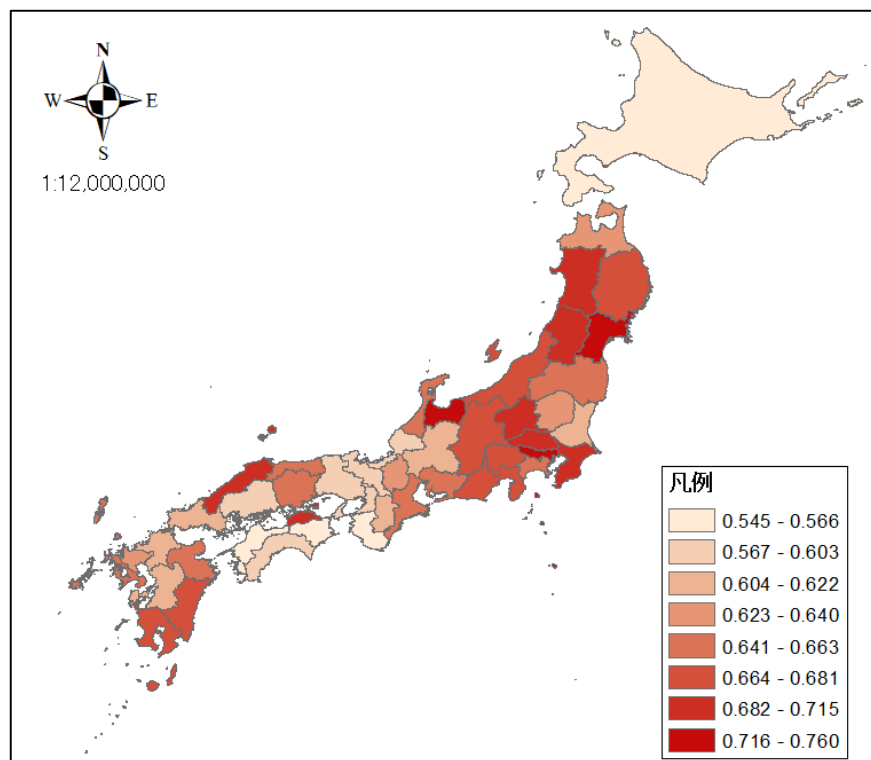


[図 5] 都道府県別の健診受診率

Panel 1. 男性

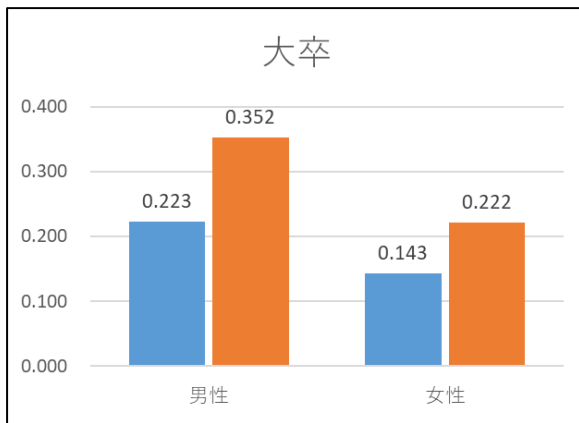
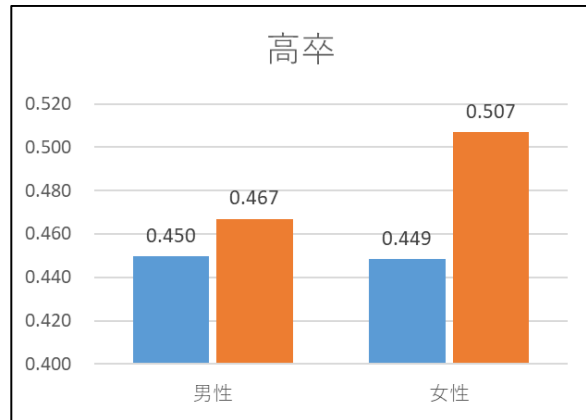
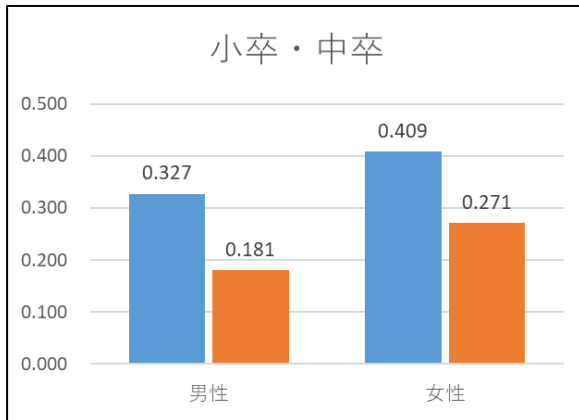


Panel 2. 女性



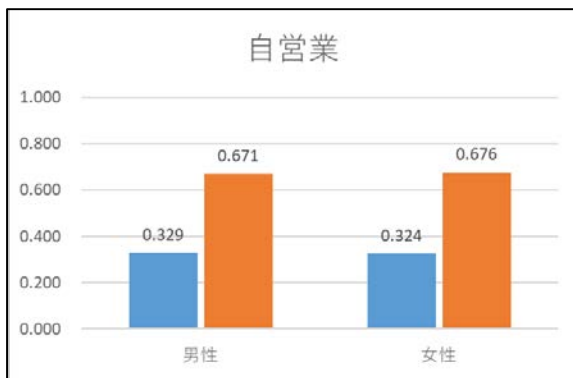
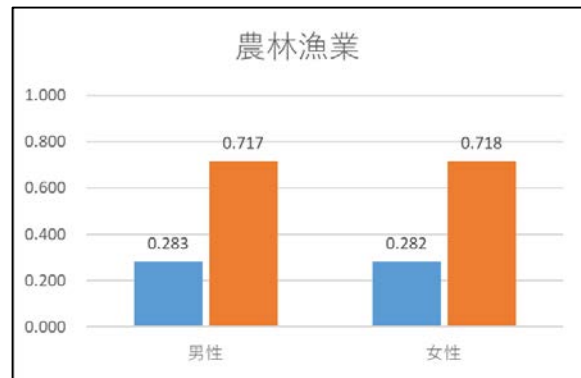
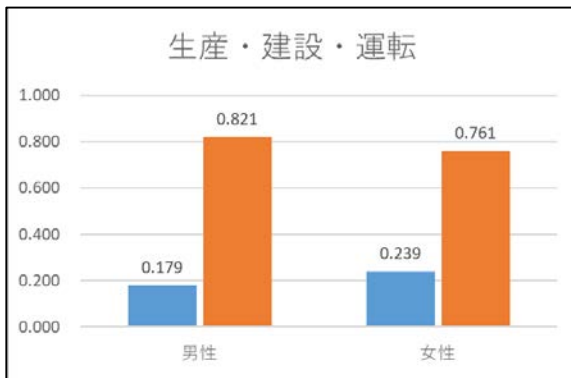
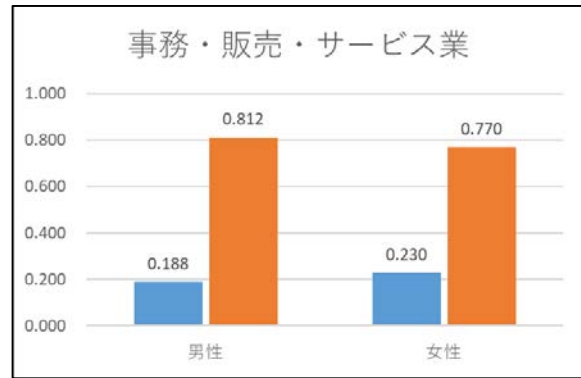
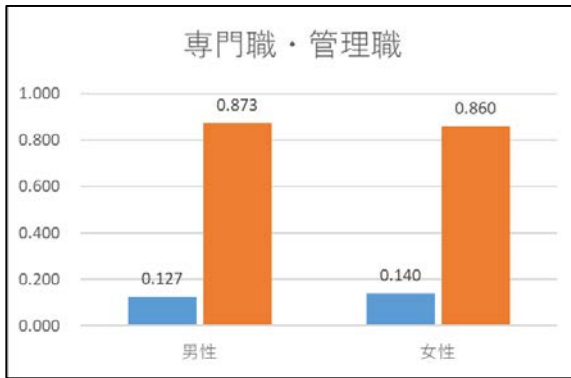
[図 6] 健診受診有無別の学歴

■ 健診を受けていない人
■ 健診を受けた人



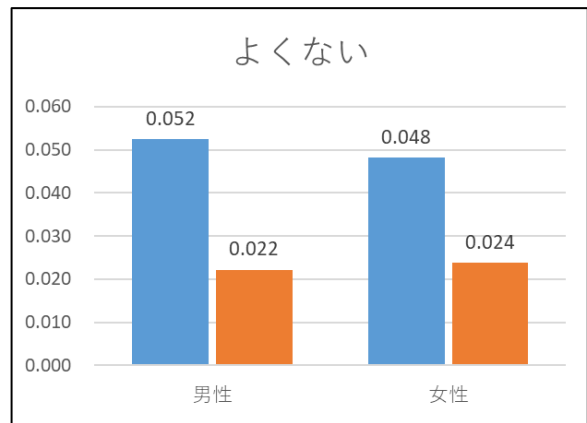
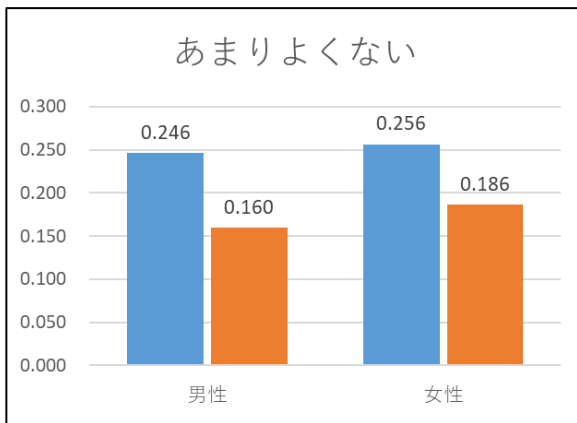
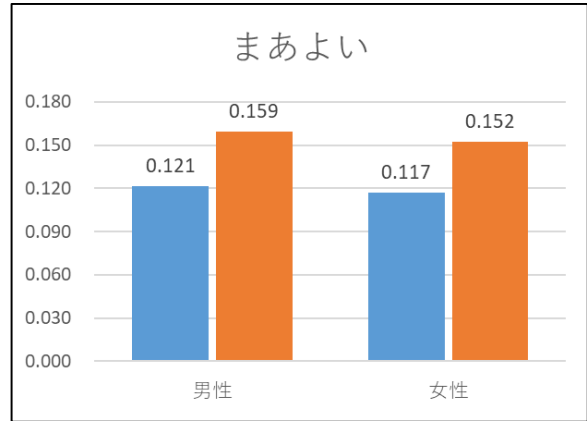
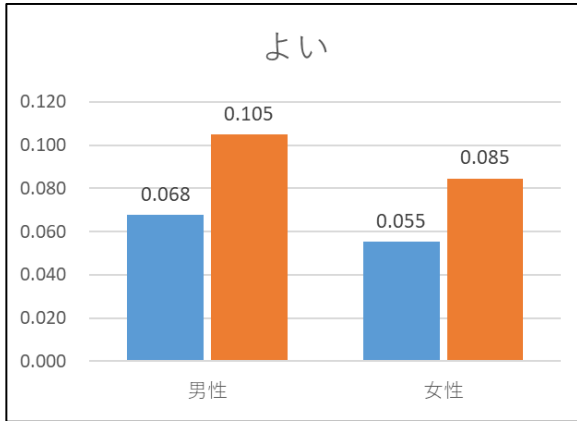
[図 7] 健診受診有無別の職業

■ 健診を受けていない人
■ 健診を受けた人

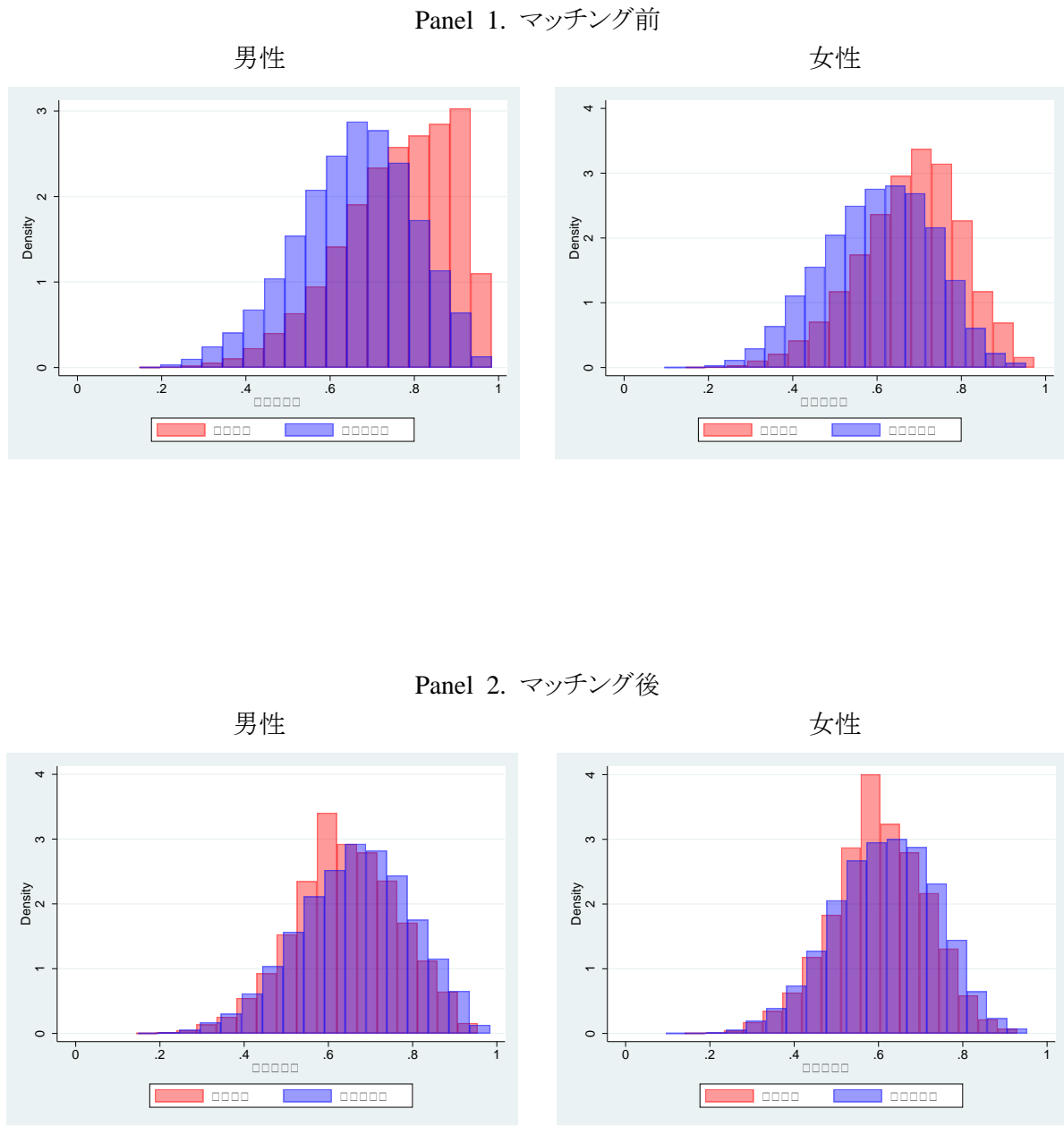


[図 8] 健診受診有無別の健康意識

■ 健診を受けていない人
■ 健診を受けた人



[図 9] 傾向スコアの分布



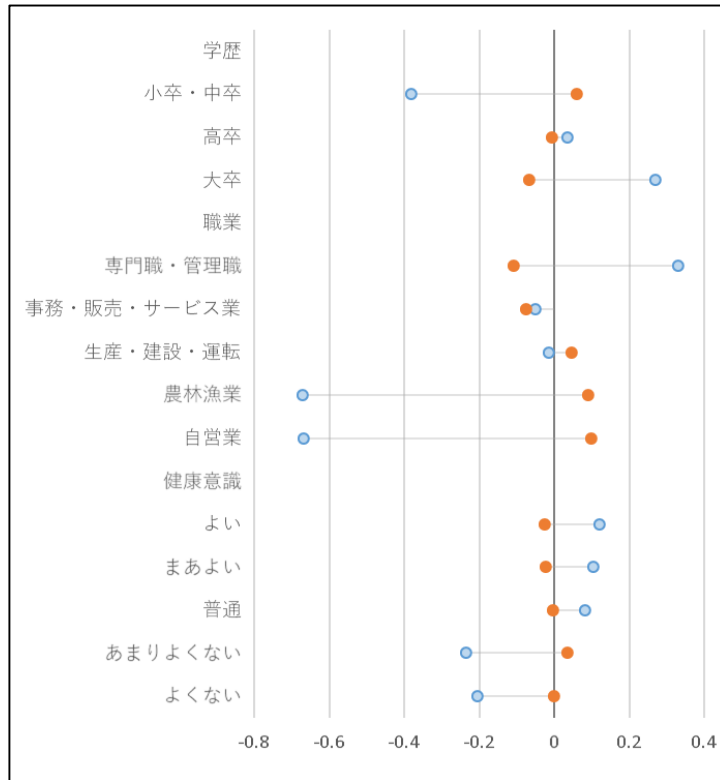
注: マッチングに用いた変数は次の通りである: 年齢, 性別, 世帯員数, 子どもの数, 持ち家か賃貸か, 部屋数, 国保か健保か, 学歴水準, 職業分類, 自覚症状の有無, ストレスの程度, 都道府県ダミー, 年度ダミー

[図 10] バランスチェック

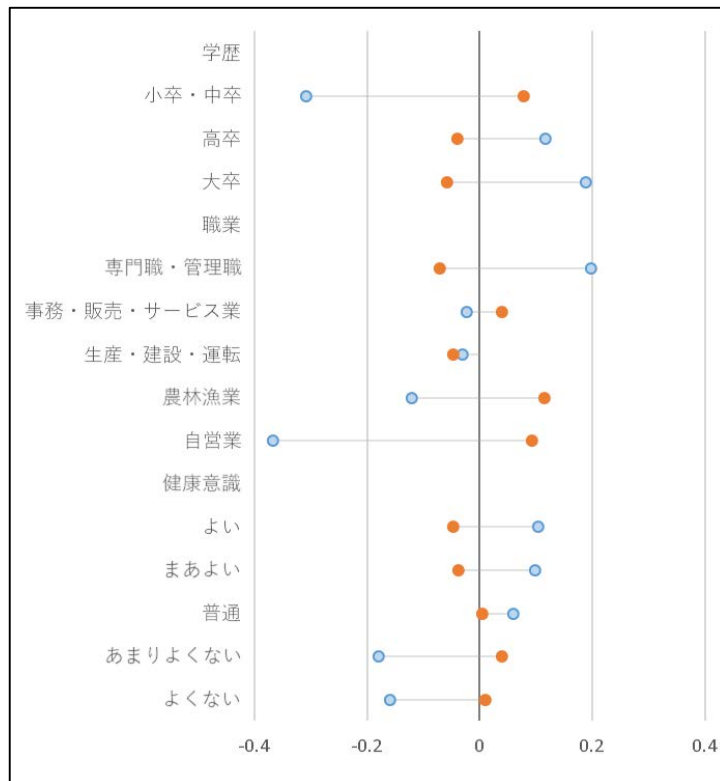
● マッチング前

● マッチング後

Panel 1. 男性



Panel 2. 女性



研究成果の刊行に関する一覧表レイアウト

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
Rong Fu, Haruko Noguchi	Does the Positive Relationship between Health and Marriage Reflect Protection or Selection? Evidence from Middle-Aged and Elderly Japanese	Review of Economics of the Household	16(4)	1003-1016.	2018.12
Lei Lei, Satoru Shimokawa	Promoting Dietary Guide lines and Environmental Sustainability in China	China Economic Review	In Press		doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.09.011

2019年3月4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



次の職員の平成30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 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 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)
3. 研究者名 (所属部局・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)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<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"/>
人を対象とする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"/>
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」や「臨床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。

年 月 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 国立大学法人 筑波大学

所属研究機関長 職 名 学長

氏 名 永田 恭介



次の職員の平成30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。

- 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
- 研究課題名 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)
- 研究者名 (所属部局・職名) 医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野・教授 分野長
(氏名・フリガナ) 田宮 菜奈子・タミヤ ナナコ

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)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<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"/>
人を対象とする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"/>
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」や「臨床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。

平成31年3月 26 日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立保健医療科学院

所属研究機関長 職名 院長

氏名 福島 靖正



次の職員の平成30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。

- 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
- 研究課題名 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)
- 研究者名 (所属部局・職名) 統括研究官
(氏名・フリガナ) 高橋秀人・タカハシ ヒデト

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)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<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"/>
人を対象とする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"/>
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」や「臨床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。

2019年3月4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



次の職員の平成30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 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 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)
- 3. 研究者名 (所属部局・職名) 政治経済学術院・准教授
(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)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<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"/>
人を対象とする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"/>
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」や「臨床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。

2019年3月4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



次の職員の平成30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。

- 研究事業名 環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業
- 研究課題名 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)
- 研究者名 (所属部局・職名) 政治経済学術院・准教授
(氏名・フリガナ) 下川 哲・シモカワ サトル

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)
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<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"/>
人を対象とする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"/>
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」や「臨床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。