

別添 4

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

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

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

研究要旨

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

A. 研究目的

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

⁶ 概略は

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

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

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

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

B. 研究方法

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

B-1. データ 1: 1人当たり保健事業費

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

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

⁷ データの詳細については後述のB-1を参照されたい。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

B-2. データ 2: 患者調査

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

B-3. データ 3: 国民生活基礎調査

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

国民生活基礎調査より構築した個人レベルデータセットに、1人当たり保健費用

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

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

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

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

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

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

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

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

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

B-4. 推定モデル

患者調査から構築した自治体レベルパネルデータを用いて、以下の式を推定する。

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

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

値であり、我々の関心がある推定値となる。

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

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

国民生活基礎調査から構築したデータを用いた分析では、以下の式を推定する。

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

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

²¹ 東京都区部については、東京都区部として一つの自治体として取り扱う。

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

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

²⁴ 医療施設調査静態調査より集計。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

B-5. 分析サンプル

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

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

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

C. 研究結果

C-1. 記述統計量

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

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

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

り、各変数が利用可能な調査年を記載する。

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

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

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

C-2. 回帰分析による推定結果

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

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

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

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

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

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

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

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

来による外来件数は14.0%の減少した(表2行(3)).

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

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

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

前の期間において、処置群と対照群で共通のトレンドを持つ可能性が示唆される。

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

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

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

C-3. プラセボ分析

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

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

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

入者で観察された傾向が社会保険加入者では観察されないと考えられる。

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

C-4. 他市区町村からの転入者数の変化

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

構成の変化として解釈されるかもしれない。

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

D. 考察/E. 結論

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

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

における保健事業費大幅拡大によるものである可能性が示唆された。

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

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

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

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

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

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

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

特に無し。

2. 学会発表

特に無し。

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

引用文献

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

表 1-1 : 記述統計量 (自治体属性)

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

表 1-2 : 記述統計量 (個人属性)

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

表 2: DID 推定(外来件数)

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

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

表 3: DID 推定(生活習慣)

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

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

表 4: プラセボテスト(生活習慣)

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

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

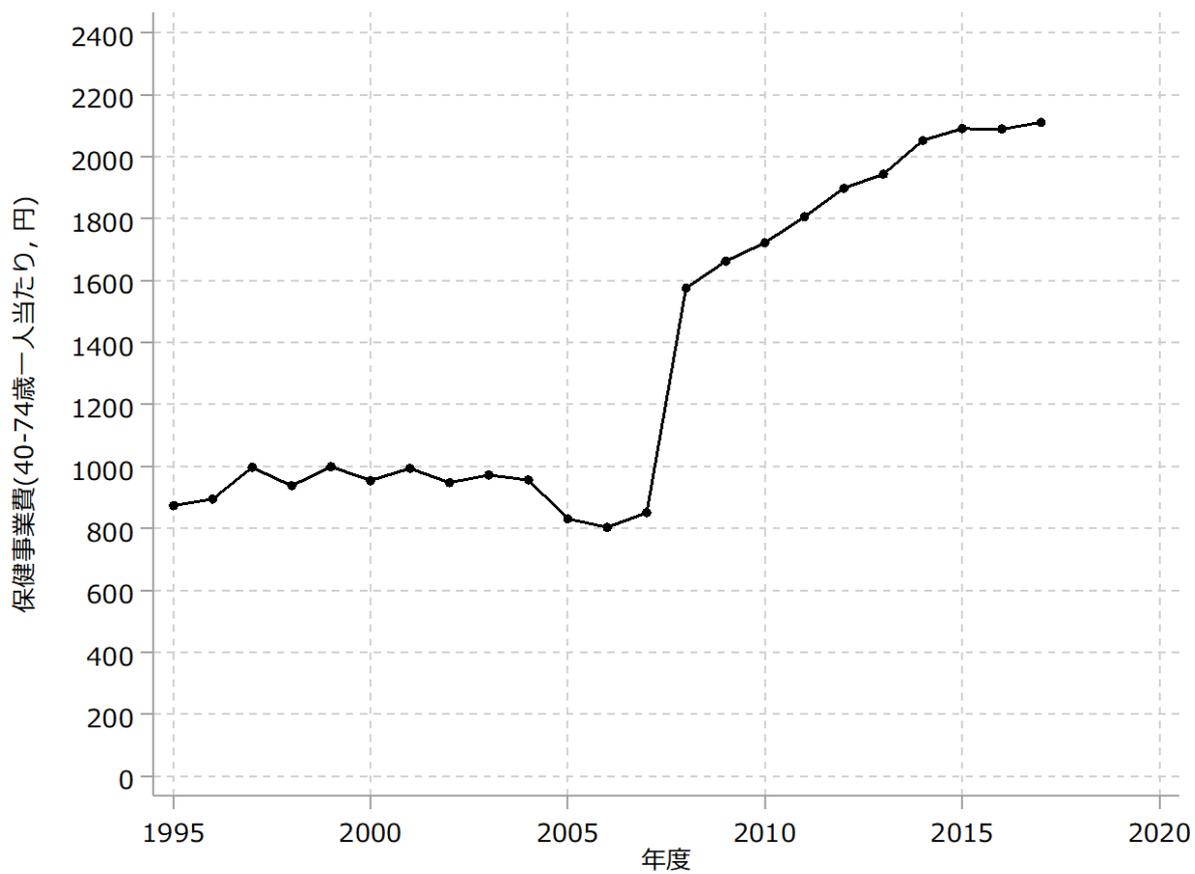


図1：1人当たり保健事業費の推移

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

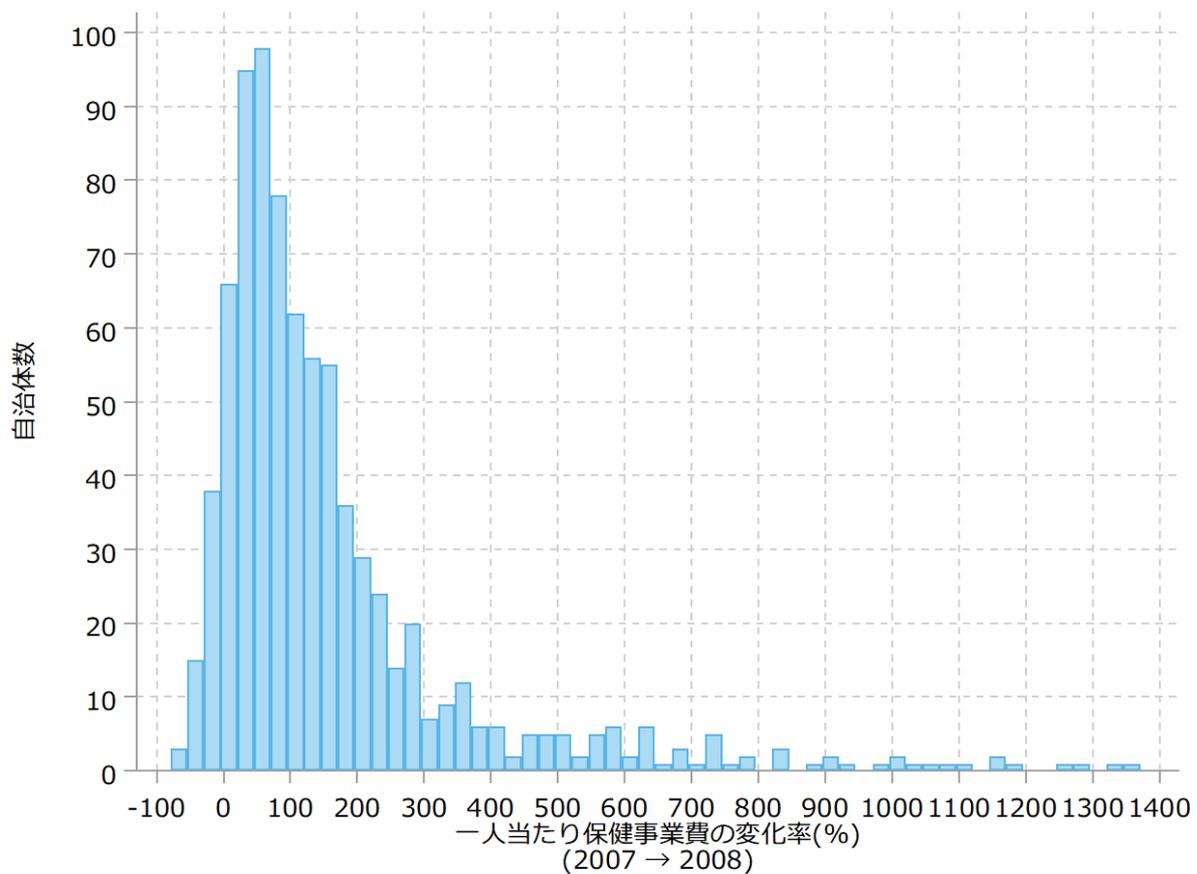


図2：1人当たり保健事業費の変化率(2007年→2008年)の分布

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

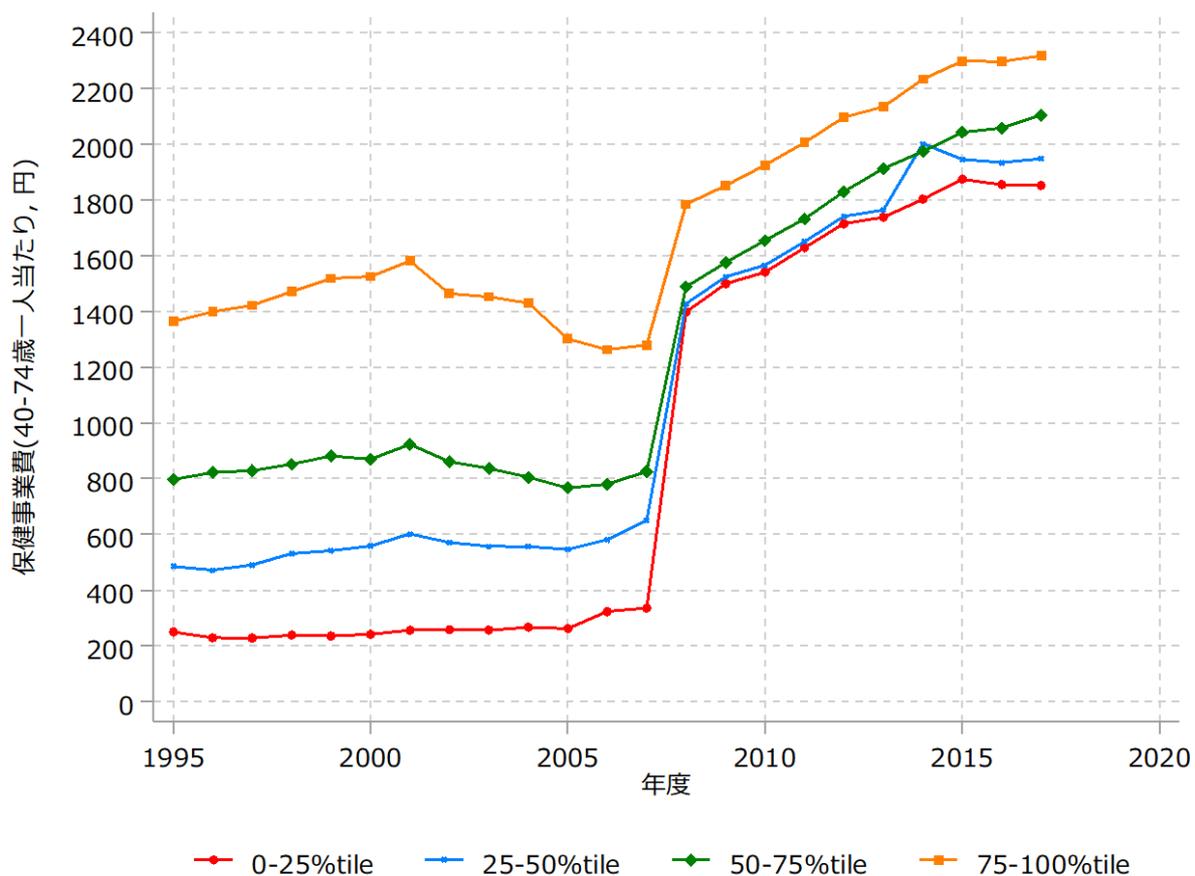


図3：1人当たり保健事業費の推移 (2008年以前の水準別)

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

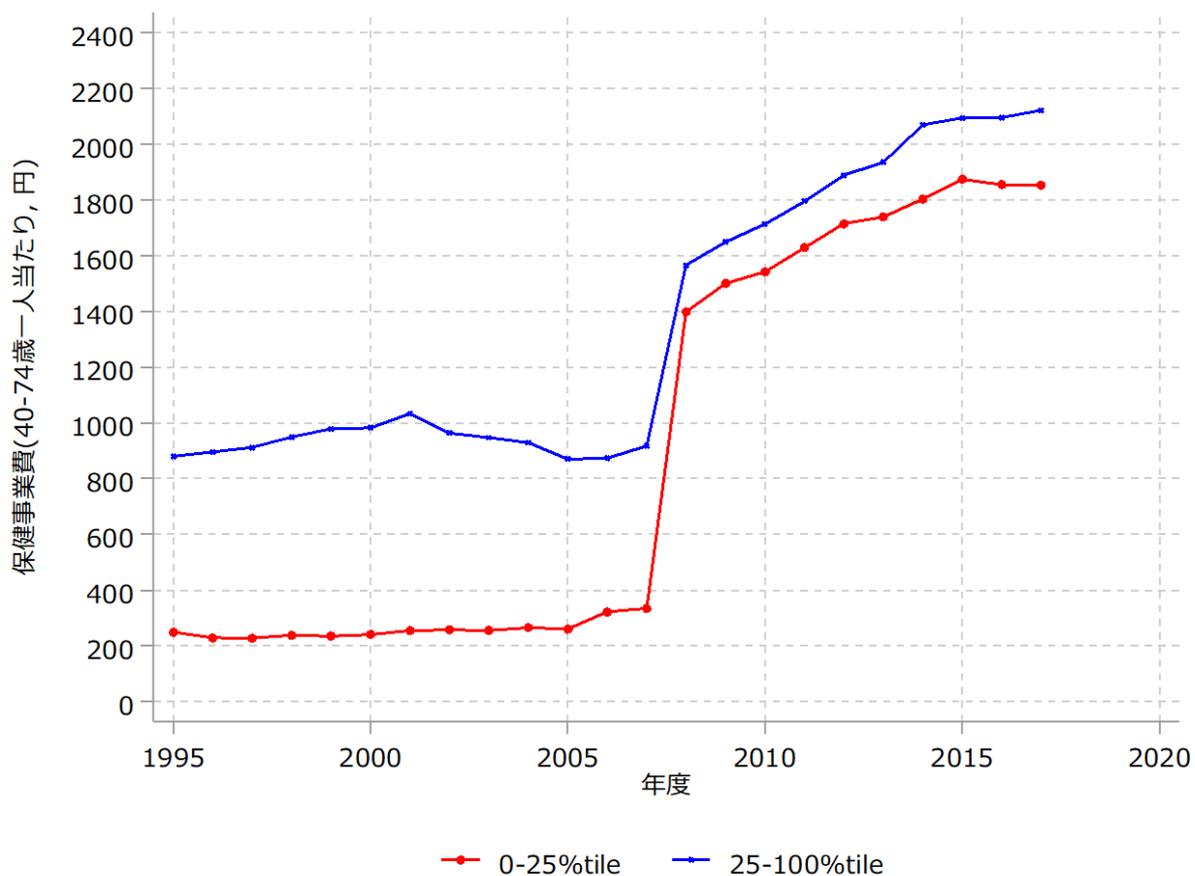


図4：1人当たり保健事業費の推移 (2008年以前の水準別：下位25% vs その他)

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

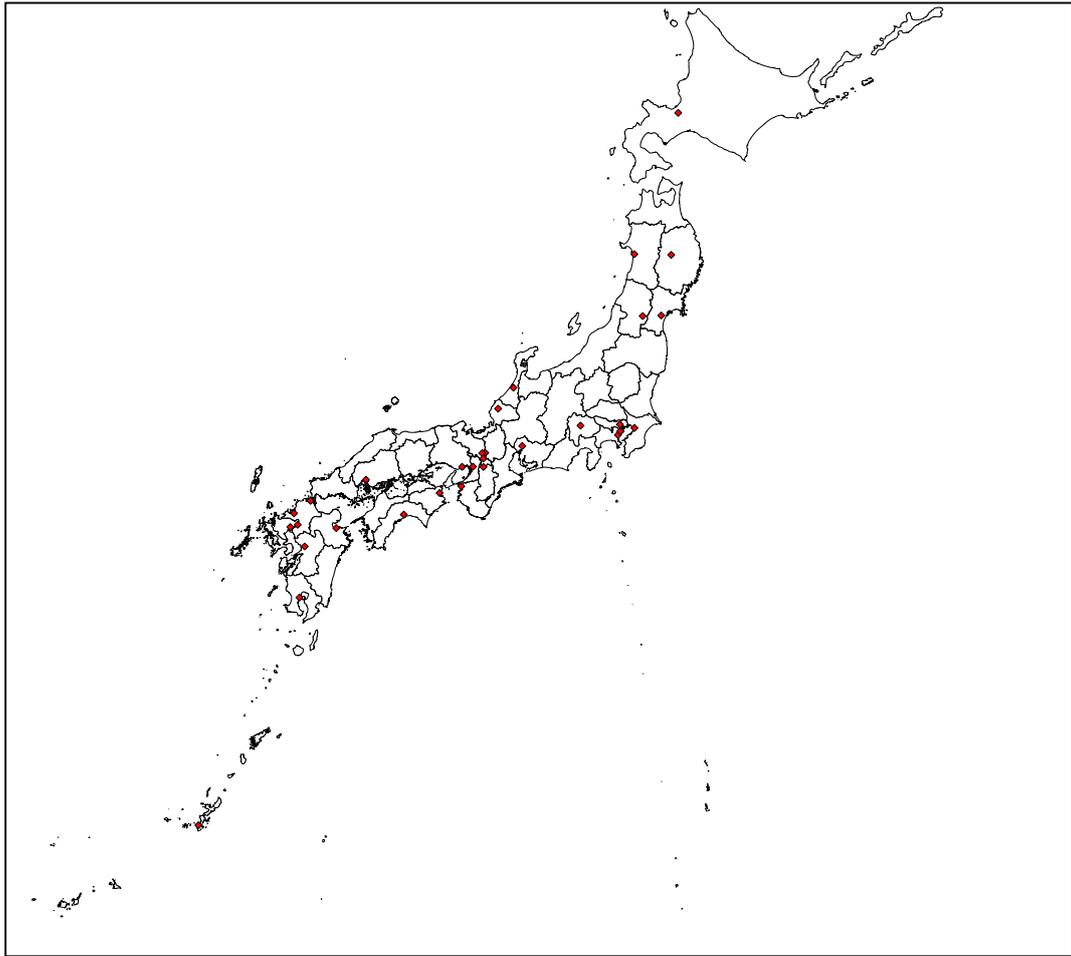


図5：国民生活基礎調査で識別可能な市区マップ

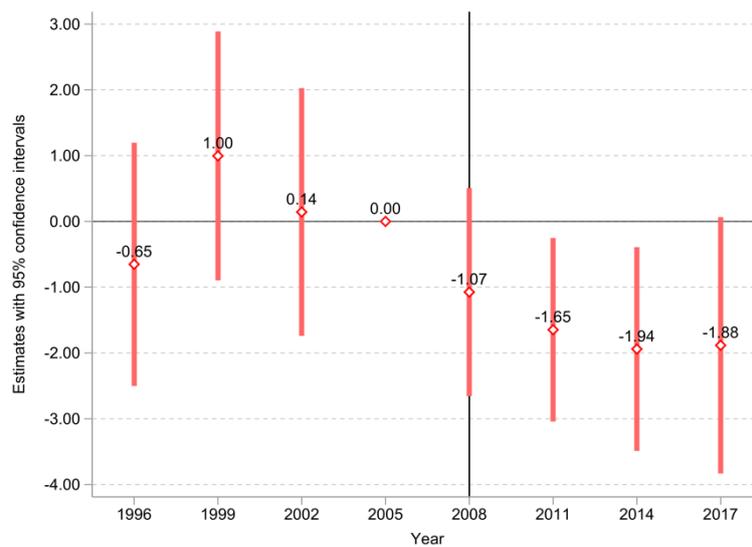


図 6-1：イベントスタディ -生活習慣病による外来件数-

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

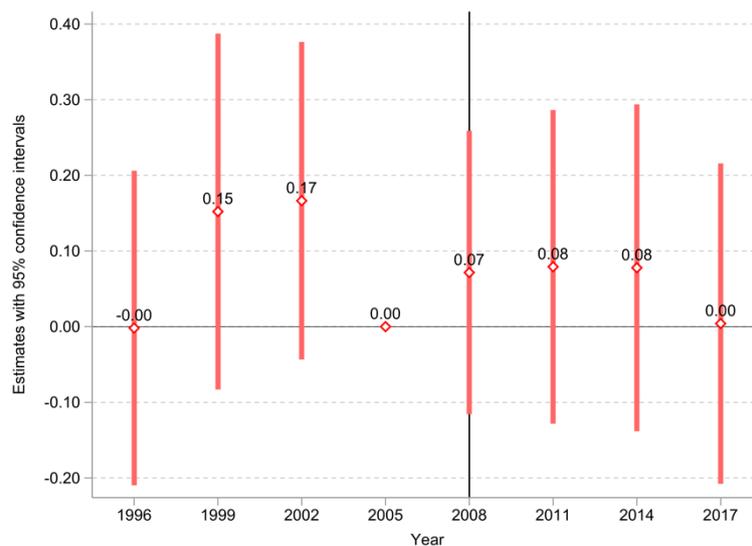


図 6-2：イベントスタディ -生活習慣病による外来件数 (初診)-

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

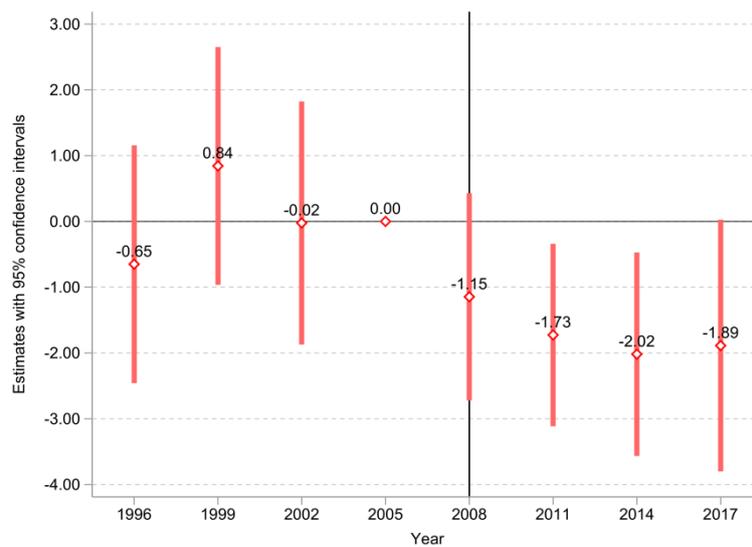


図 6-3：イベントスタディ -生活習慣病による外来件数 (再来)-

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

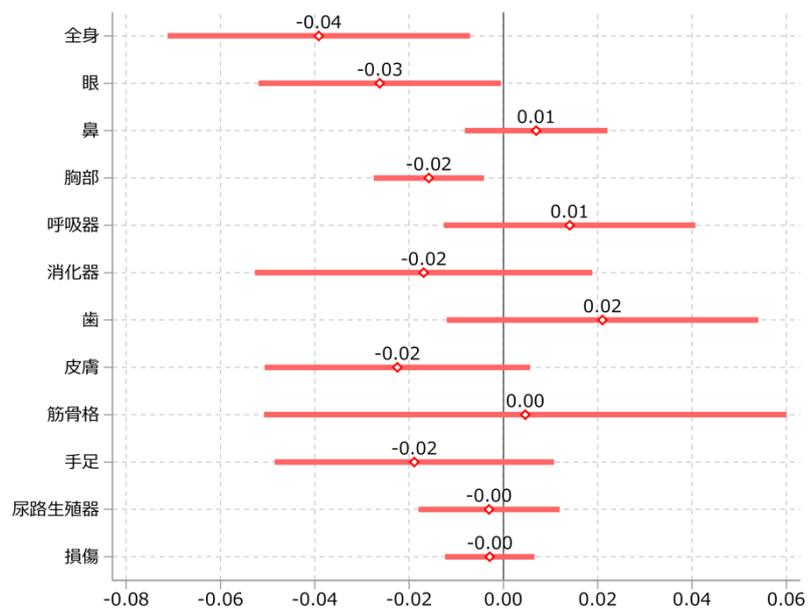


図 7：推定結果 -自覚症状の有無 (部位別)-

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

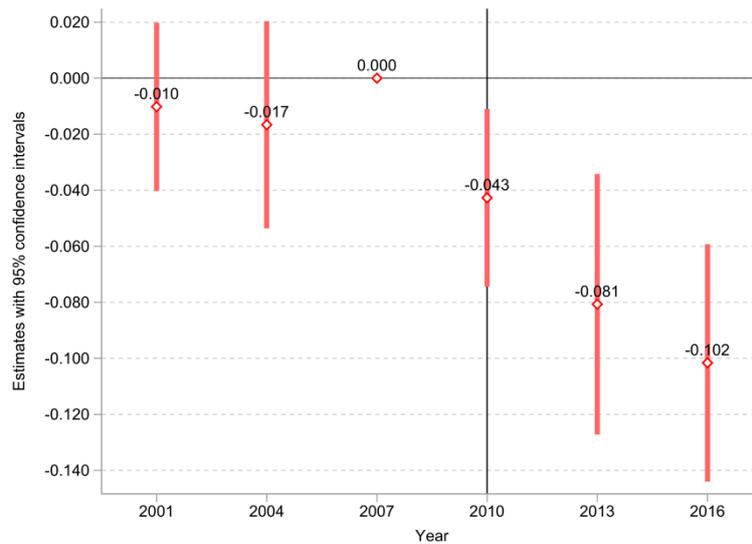


図 8-1：イベントスタディ -自覚症状の有無 (全身症状)-

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

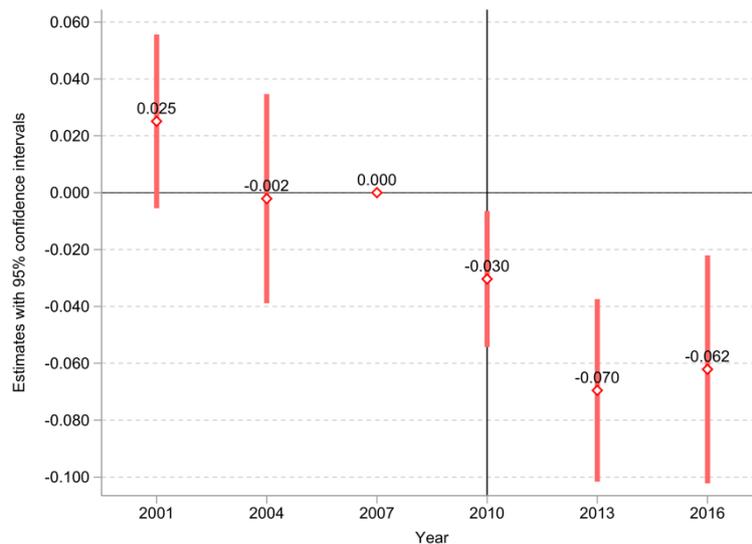


図 8-2：イベントスタディ -自覚症状の有無 (眼の症状)-

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

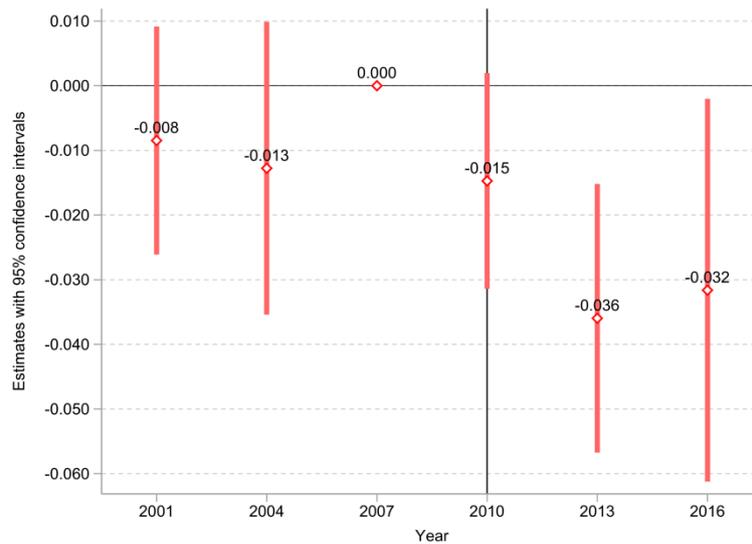


図 8-3：イベントスタディ -自覚症状の有無 (胸部の症状)-

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

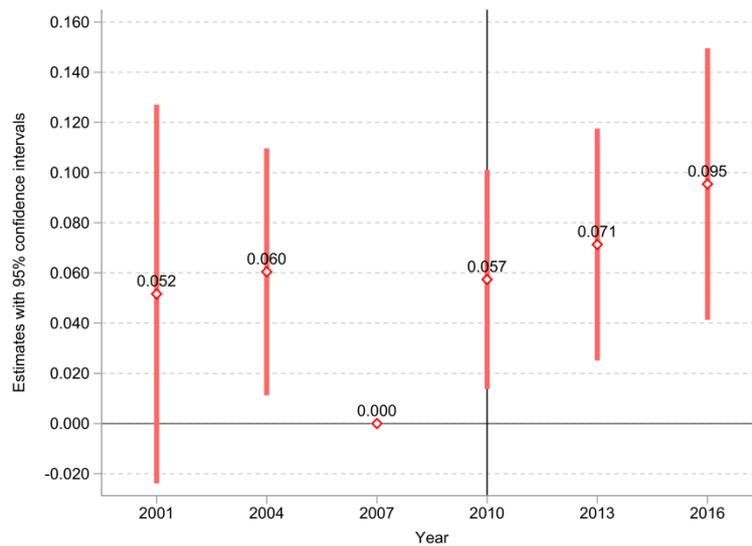


図 9-1：イベントスタディ -生活習慣 (健診受診の有無)-

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

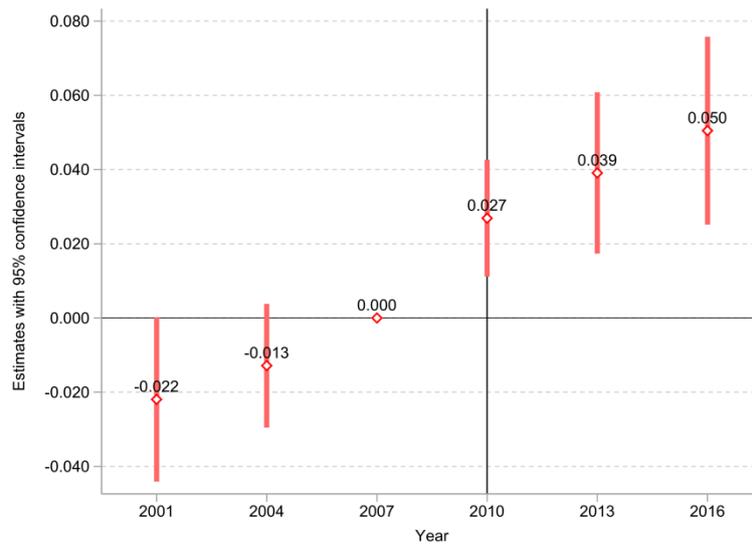


図 9-2 : イベントスタディ -生活習慣 (禁煙)-

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

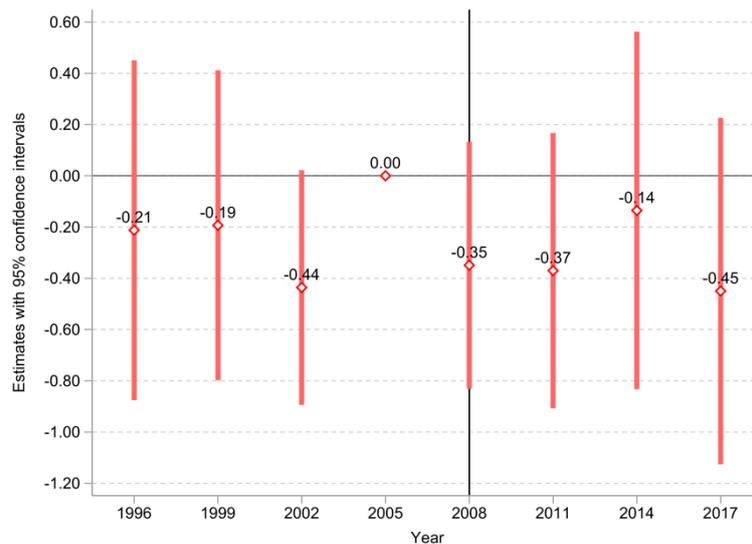


図 10 : プラセボテスト -外傷による外来件数-

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

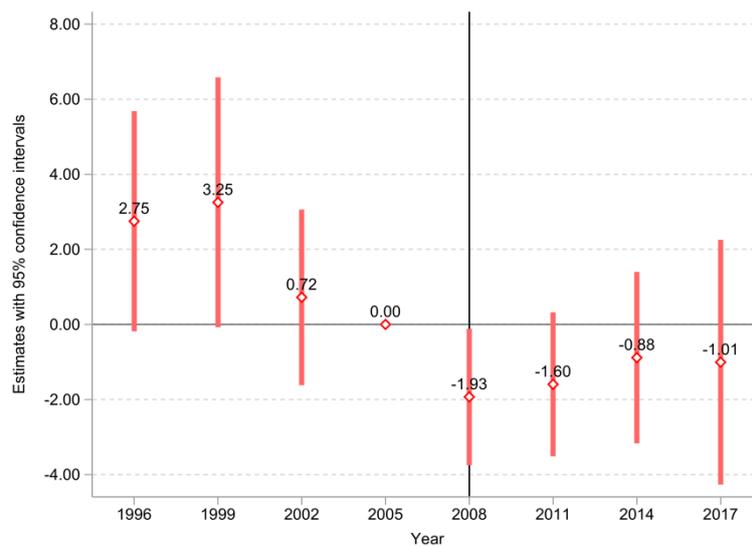


図 11-1：プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (生活習慣病外来件数)-
 *点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2005 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

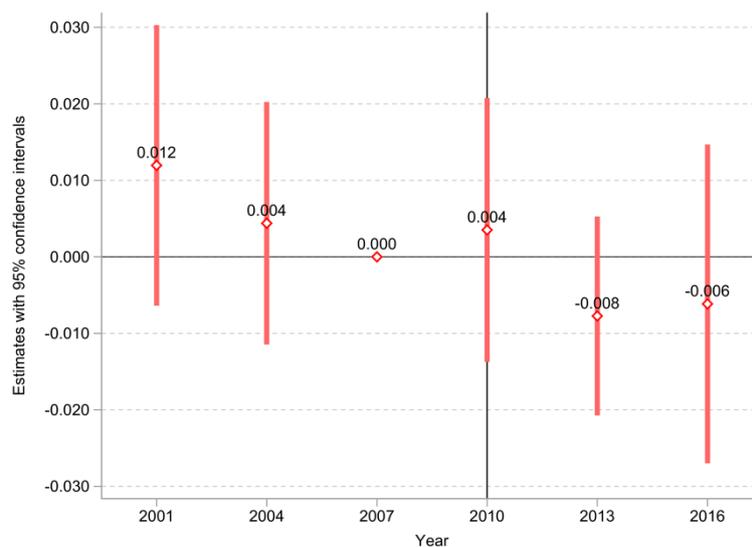


図 11-2：プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (自覚症状 全身症状)-
 *点は係数の推定値，点上の数値は推定値の各値，赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している。係数は，処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して，各年における同様の差がどれくらい異なっているのか，と解釈できる。

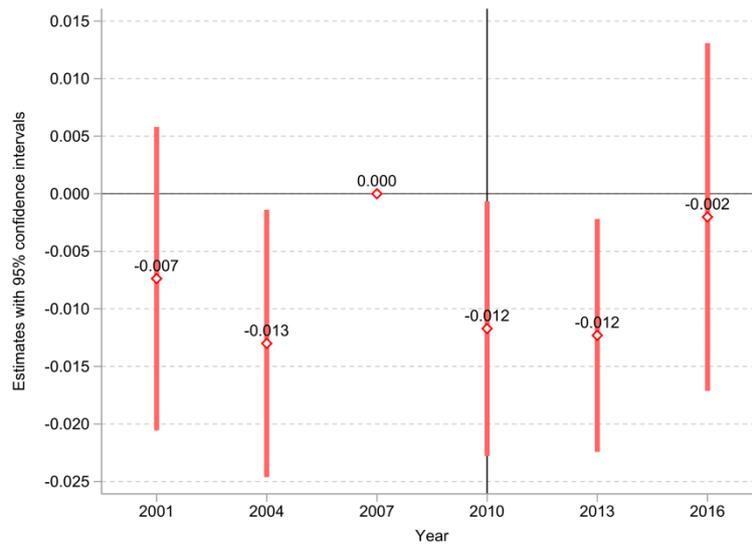


図 11-3 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (自覚症状 眼の症状)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

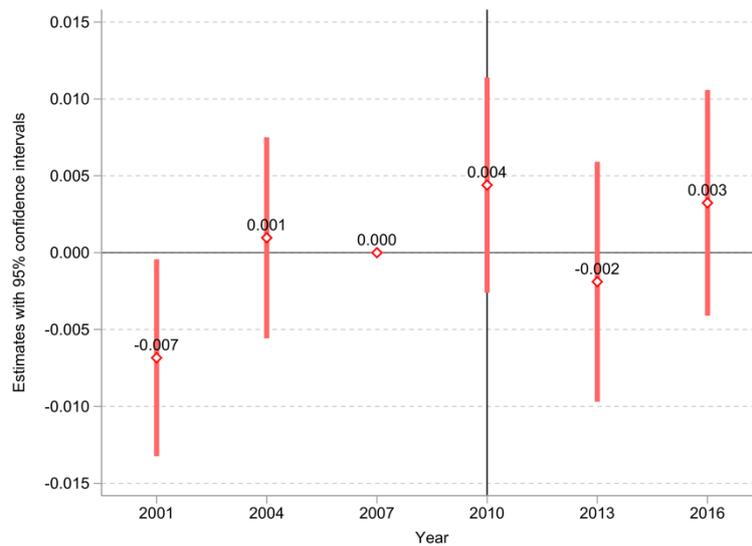


図 11-4 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (自覚症状 胸部の症状)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

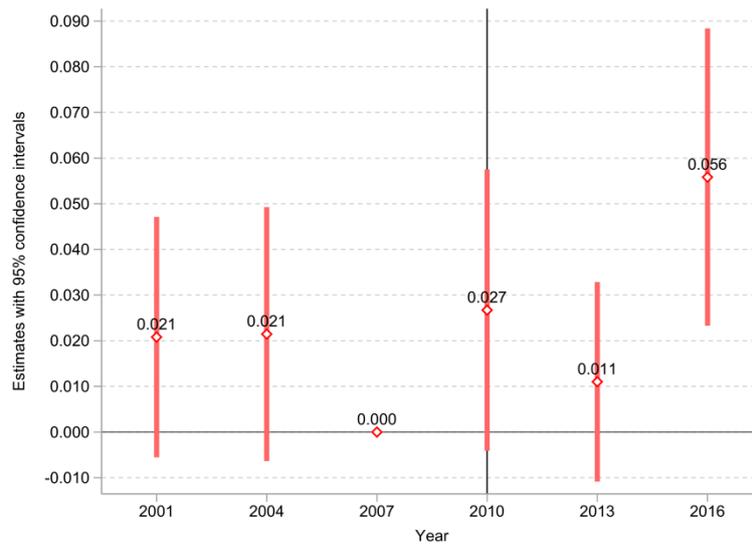


図 11-5 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (健診受診の有無)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

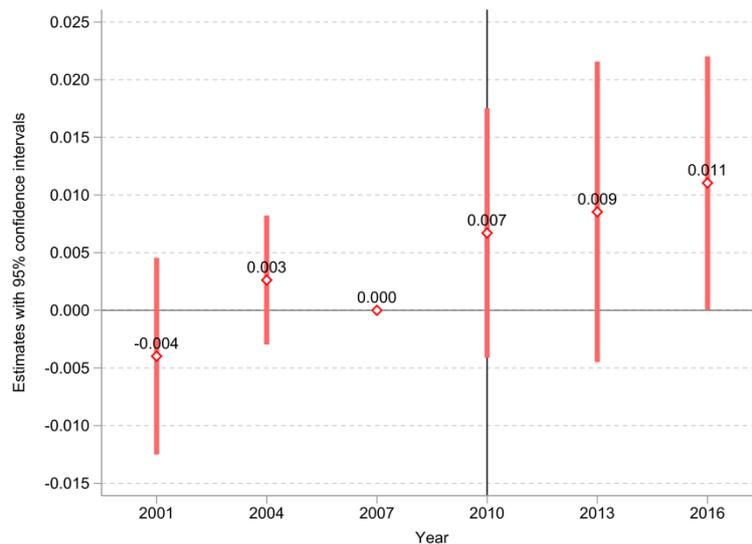


図 11-6 : プラセボテスト -社会保険加入者を用いた分析 (禁煙)-
 *点は係数の推定値, 点上の数値は推定値の各値, 赤い棒は推定値の 95%信頼区間を表している. 係数は, 処置群と対照群の 2 群の 2007 年における生活習慣病に関わる外来件数の差と比較して, 各年における同様の差がどれくらい異なっているのか, と解釈できる.

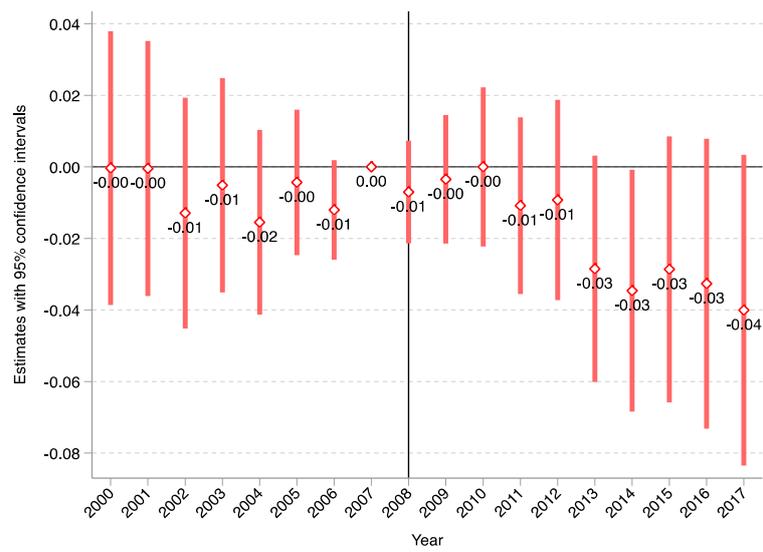


図 12： イベントスタディ -他市区町村からの転入者数(対数値)-

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