

論文

特定保健指導の積極的支援の対象となることはある 健康保険組合の組合員の循環器疾患リスクの減少に つながったか？：回帰分断デザイン(RDD)による検証

関沢 洋一*¹ 木村もりよ*² 縄田 和満*³

抄 録

日本で2008年以降行われている特定健康診査（メタボ健診）においては、健康の保持に努める必要がある人々に対して特定保健指導が行われているが、我々の知る限り、ランダム化比較試験のような因果関係を厳密に明らかにできる手法を通じた特定保健指導の効果の検証は行われていない。

特定保健指導の対象となる基準によれば、65歳未満の男性が、腹囲が85cm未満で、高血圧・脂質異常症・糖尿病の3つの生活習慣病のリスクを全て満たす（喫煙者の場合は2つ以上）という条件を満たしている場合、BMI（Body Mass Index, 体重（kg）を身長（m）の2乗で割ったもの）が25以上であれば、情報提供に加えて積極的支援の対象となり、25未満の場合には、情報提供しか行われぬ。この点に着目して、観察研究から因果関係を明らかにする手法である回帰分断デザイン（以下ではRDD）を使って、上記の男性を対象として、BMIの数値が25をカットオフとして、10年間の循環器疾患リスク、腹囲、BMI、収縮期血圧、HbA1c、LDL-C、HDL-Cをアウトカム指標として、積極的支援の対象者となることが、情報提供のみの場合と比べて、アウトカム指標を改善させる効果があるかどうかを検証した。

データは、1健康保険組合の組合員の2013年から2015年のメタボ健診の受診者のうち、2013年に上記の条件を満たした1,318名のデータを使用し、2013年のBMIをカットオフとして、2014年と2015年のアウトカム指標の改善の有無をRDDによって検証した。

分析結果によれば、2014年のHDL-Cを除いて、いずれのアウトカム指標においても積極的支援の非対象者と対象者の間で有意差はなく、積極的支援の対象者となることの効果があるとは言えなかった。2014年のHDL-Cについては積極的支援の対象者の方が有意に小さかったが、プラシボテストとして行われた2013年のアウトカム指標の比較において既に有意に小さかったため、2014年の有意差が積極的支援の対象者となったためであると判断できなかった。

本研究は1健康保険組合の男性組合員に限った分析で、かつ、ごく限られた範囲による分析しか行われていないため、サンプル数が著しく少なく、分析結果を一般化することが困難である。

キーワード：特定健康診査、特定保健指導、積極的指導、回帰分断デザイン（RDD）、メタボ健診、EBPM

1. はじめに

(1) 特定健康診査・特定保健指導の効果検証の重要性と困難さ

日本では、高齢者の医療の確保に関する法律第

*1 独立行政法人経済産業研究所上席研究員

*2 一般社団法人パブリックヘルス協議会理事長

*3 東京大学大学院工学系研究科技術経営戦略学専攻教授、
独立行政法人経済産業研究所ファカルティフェロー

20条と国民健康保険法第82条に基づいて、40歳から74歳までの公的医療保険加入者全員を対象として、2008年以降、特定健康診査・特定保健指導が行われている。特定健康診査（以下では「特定健診」）は、「高血圧症、脂質異常症、糖尿病その他の生活習慣病であって、内臓脂肪（腹腔内の腸間膜、大網等に存在する脂肪細胞内に貯蔵された脂肪をいう。）の蓄積に起因するもの」（高齢者の医療の確保に関する法律施行令第1条）に関する健康審査であり、腹囲・BMI（体重(kg)を身長(m)の2乗で割った数値）・血圧・血糖値・コレステロール値などが計測され、「特定健康診査の結果により健康の保持に努める必要がある者」（高齢者の医療の確保に関する法律第18条）は特定保健指導の対象者となる。

厚生労働省の『標準的な健診・保健指導プログラム【平成30年度版】』によると、「現在の健診・保健指導は、主として内臓脂肪の蓄積に着目し、健診によって保健指導対象者を抽出して対象者の持つリスクの数に応じた個別の保健指導を行うことで、その要因となっている生活習慣を改善し、生活習慣病予防を行うことを目的としている」とされる¹⁾。昨今のEBPM（Evidence Based Policy Making、根拠に基づく政策形成）の流れを踏まえれば、特定健診や特定保健指導が生活習慣病を本当に予防しているかどうかは重要な検証テーマである。しかし、特定保健指導は、実験に基づく厳密な分析手法（特にランダム化比較試験(RCT)）を使って効果の存在を確認してから本格的な導入を行ったわけではなく、しかも既に全国レベルで行われているため、対照群を設定した実験的な手法によって効果を検証することは困難になっている。

(2) 回帰分断デザイン (RDD) による分析の可能性

実験的な手法によって特定保健指導の効果を把握することは難しいものの、特定健診の仕組みを踏まえると、特定健診の参加者の個別の健診データを使って、観察研究から因果関係を明らかにする手法である回帰分断デザイン (regression discontinuity design, RDD) を使って、効果の検証を行えるかもしれない。RDDは、何らかの得点（英語ではrunning variableだが、定訳がないので、本稿では「ランニング変数」と呼ぶ）の一定の閾値（以下では「カットオフ」）を境としてある介入が行われるかどうかが決まる場合に、カットオフをランニング変数がわずかに上回ったために介入を受けた人々と、わずかに下回ったために介入を受けなかった人々が類似であるとみなして、その2つを回帰分析で比較することによって、介入の効果を検証しようというものである²⁾。

健康診断関連でもRDDは行われるようになっている。中国で行われたコミュニティベースの高血圧の検査に関する研究では、検査を受けて高血圧と判定された人々は、判定されなかった人々に比べて、2年後の収縮期血圧の有意な低下が認められた³⁾。イギリスの研究では、調査要請に応じて身体の諸データを測定した人々がBMIが30以上というフィードバックを受け取るとその後のBMI低下につながり、BMIが25以上だった人々は所得の大きな場合のみフィードバックがBMIの低下につながった⁴⁾。韓国の健康診断についての研究では、空腹時血糖値がカットオフ（126 mg/dL）を上回ると医療機関の受診の増大や腹囲の減少が見られたが、全体的には十分な行動変容にはつながらなかったとしている⁵⁾。糖尿病に焦点を当てた日本の健康診断についての研究では、血糖値がカットオフを上回ったとする通知に

よって医療機関の受診は増えるものの、死亡リスクや重症化リスクの改善は見られなかった⁶⁾。

特定健診においては、一定の条件を満たした場合には特定保健指導の対象者となり、この指導は積極的支援と動機付け支援の2つがある（表1）。特定保健指導の対象者となる条件は少々複雑であるが、何らかの操作が行われない限りこの条件を満たすかどうかの判断において裁量が働く余地はなく、数値によってのみ決定される。たとえば、BMIが25未満で、高血圧・脂質異常症・糖尿病の3つの生活習慣病のリスクが2つ以上（喫煙者の場合は1つ以上）ある場合には（以下では「パターン1」と呼ぶ）、腹囲が85cm以上（女性については90cm以上）あれば、情報提供に加えて積極的支援の対象となり、85cm未満（女性については90cm未満）の場合には、情報提供しか行われない。RDDの考え方によればパターン1の人々について、腹囲が85cmを少し上回る人々と少し下回る人々の間の違いを検証することによって、腹囲が85cmに近い人々について、積極的支援の対象者となることの効果を検証することが可能となる。

(3) 積極的支援の対象者となることの効果の検証の意義

本研究で検証するのは、積極的支援の対象者となることの効果であり、積極的支援を受けることの効果を検証したものではない。これは次のような考え方に基づいている⁷⁾。

第一に、制度としての特定保健指導は、実際に積極的支援を受けた人々だけの健康状態の改善を目的としているわけではなく、積極的支援の対象者を含めた40歳以上の全ての人々の健康状態の改善を目的としていると考えられることにある。仮に、支援を受けた人々だけには支援の効果があつたとしても、支援の対象者全体に対しては効果がなければ、国の政策として特定保健指導を行うことの意義は乏しくなる⁸⁾。その意味で、積極的支援の対象者となることの効果を検証することには、EBPMという観点からの意味がある。

第二に、積極的支援の対象者は、積極的支援を受けなかった場合であっても、積極的支援が必要であるレベルのメタボリックシンドロームのリスクを抱えているという情報提供を受けているので、それだけでも、何らかの効果が生じる可能性

表1 特定保健指導の対象者

腹囲・BMI	追加リスク数 (注)	喫煙歴	該当する指導	
			40～64歳	65～74歳
男性：85cm以上 女性：90cm以上	2つ以上該当	あり・なし双方	積極的支援	動機付け支援
	1つ該当	あり	積極的支援	動機付け支援
		なし	動機付け支援	動機付け支援
上記以外でBMI ≥ 25	3つ該当	あり・なし双方	積極的支援	動機付け支援
	2つ該当	あり	積極的支援	動機付け支援
		なし	動機付け支援	動機付け支援
	1つ該当	あり・なし双方	動機付け支援	

(注) 追加リスク数は血圧高値（収縮期血圧130mmHg以上または拡張期血圧85mmHg以上）・脂質異常（中性脂肪150mg/dl以上またはHDL-C40mg/dl未満）・血糖高値（空腹時血糖100mg/dl以上またはHbA1c5.6%以上）という3つのリスクのうち当てはまる数の合計。高血圧・脂質異常症・糖尿病の薬を使用している人々は除かれる。

(出典) 厚生労働省¹¹⁾に掲載された資料を元に作成した。

がある⁷⁾。

第三に、積極的支援の対象者は、積極的支援を受けた人々と受けなかった人々に分かれるが、仮に積極的支援の対象者となったにも関わらず支援を受けなかった人々に対して対象者となることによる効果が全くなかったとしても、支援を受けた人々にとって支援が効果的だったとすれば、支援を受けた人々の割合が小さい場合やサンプル数が少ない場合や効果が小さい場合を除いては、積極的支援の対象者と非対象者をカットオフの近傍で比べれば、薄まりはするものの効果は見いだされることが考えられる。これは医療のRCTにおける治療意図に基づく解析 (intention-to-treat) の考え方に沿うものであり、RCTでは介入に割り振られたすべての人々 (実際に介入を受けた人々ではない) が効果検証の対象になるのが原則となっている⁹⁾。デンマークで行われた健康指導の大規模な効果検証の研究でも、実際に健康指導プログラムに参加したか否かではなく、プログラムの参加案内が送られたか否かによって効果検証が行われている⁸⁾。

第四に、積極的支援を受けた人々と受けなかった人々との間で効果を検証することについては現実には困難を伴うことが挙げられる。このような研究は、日本の特定健診を巡って、厚生労働省自身によるものも含めて行われているが¹⁰⁻¹³⁾、積極的支援の対象者の中で、支援を受けた人々と受けなかった人々は自らの選択によって支援を受けるか否かを決めており、ランダムに分けてはいない。このような場合に積極的支援を受けたことの効果を厳密に検証できるかどうか疑問がある⁷⁾。上述したデンマークで行われた健康指導の大規模な効果検証の研究でも、健康診断・指導の招待を受けた人々のうち、実際のプログラムに参加した人々と参加しなかった人々の間にベースライン時点で健康状態の差があったことが指摘されており¹⁴⁾、

日本の特定健診についても参加者と不参加者の間に統計手法によって簡単に対処できない違いがあることが示唆される。

(4) 本研究で行うこと

本研究では、日本の1健康保険組合の組合員の2013年から2015年までの3年分の特定健診のデータを用いて、RDDを使って、積極的支援の対象者が対象にならなかった人々 (情報提供のみの人々) に比べて、その後の循環器疾患の発生リスクや腹囲などのアウトカム指標が改善したかどうかを検証した。

2. 方法

(1) データセット

ある健康保険組合より、組合名を公表しないという条件の下で、組合員の特定健診のデータの内、個人情報除去したものを入手した。2013年から2015年までの3年間のデータと、2016年の一部のデータがあったが、2016年のデータが少なかったため、2013年～2015年のデータのみ使用した。また、この健康保険組合では男性組合員の割合が大きく、また、積極的支援の対象者となった女性が少なかったため、分析対象は男性に限定した。65歳以上は積極的支援の対象にならないため、対象から外した。

(2) 本研究に用いた変数

本研究に用いた変数は、『標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】¹⁵⁾』において特定健診の項目として同健診の対象者全員が受けることになっている「基本的な項目」のうち、BMI、腹囲、収縮期血圧、拡張期血圧、空腹時血糖値、ヘモグロビンA1c (HbA1c)、中性脂肪、LDLコレステロール (LDL-C)、HDLコレステロール

(HDL-C)、そして、質問項目の一部である。質問項目の一部とは、同健診で回答が求められる質問票の質問項目のうち、喫煙の有無、運動の有無の2つである。我々にデータを提供した健康保険組合では、各評価指標の測定手法までは把握していなかったが、『標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】¹⁵⁾では望ましい測定手法が記載されており、原則としてこのプログラムに従っているものと推察される。表示方法については、BMIと腹囲は小数点以下1桁で表示、収縮期血圧と拡張期血圧と中性脂肪と空腹時血糖値とLDL-CとHDL-Cは整数で表示、HbA1cはパーセント表記で小数点以下1桁で表示されている¹⁵⁾。

腹囲については、『標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】¹⁵⁾によれば、「ア 立位、軽呼吸時において、臍の高さで測定する。」「イ 脂肪の蓄積が著明で臍が下方に変位している場合は、肋骨下縁と上前腸骨棘の midpoint の高さで測定する。」「ウ より詳細については、独立行政法人国立健康・栄養研究所のホームページ (<http://www0.nih.go.jp/eiken/info/kokucho.html>) において示されているので、参考とされたい。」と記載されている。我々が入手したデータでは腹囲は全て「実測」となっていた。

(3) アウトカム指標

循環器疾患の発症リスクを明らかにしたモデルとして、我々が入手したデータセットに含まれる収縮期血圧、HbA1c、LDL-C、HDL-C、喫煙の有無、運動の有無を使って、日本の久山研究のデータを使って、Honda et al.¹⁶⁾が、10年間の循環器疾患の発症リスクモデルを以下のとおり数値化している（HbA1cを使う Supplementary table 4 による）。

$$\text{IRE (individual risk estimates)} = 0.066 \times \text{年齢} + 0.565 (\text{男性ダミー}) + 0.014 \times \text{収縮期血圧} + 0.207 \times \text{HbA1c} - 0.009 \times \text{HDL-C} + 0.002 \times \text{LDL-C} + 0.312 (\text{喫煙ダミー}) - 0.467 (\text{運動ダミー})$$

$$\hat{\rho} (\text{10年間の循環器疾患リスク}) = 1 - 0.936^{\exp(\text{IRE} - 7.060)}$$

主要なアウトカム指標はこの $\hat{\rho}$ の値で示される2014年と2015年の10年間の循環器疾患リスクとした。定期的な運動については、Honda et al.¹⁶⁾では週に3回以上の運動と定義されており、特定健診の質問票では正確に同じではないが、「1回30分以上の軽く汗をかく運動を週2日以上、1年以上実施」を「はい」か「いいえ」で尋ねているので、これを利用した¹⁵⁾。ただし、運動については、質問票への回答が少ないために欠損値が多く、この変数を分析に入れると全体として分析可能なサンプル数が減少するという問題がある。そこで、2014年と2015年の腹囲、BMI、収縮期血圧、LDL-C、HDL-C、HbA1cを副次的なアウトカム指標とし、個別の影響も検証することとした。

(4) 分析手法

分析はRDDによって行った。特定健診においては性別・年齢・腹囲・BMI・空腹時血糖値・HbA1c・収縮期血圧・拡張期血圧・HDL-C・中性脂肪の数値に加えて、高血圧・糖尿病・脂質異常症の薬の使用の有無がわかれば、特定保健指導の対象となるかどうか、積極的支援か動機付け支援のどちらになるかは自動的に決まる。複雑にすることを避けるため、ある特定のランニング変数がカットオフを超えるか否かによって積極的支援の対象者と非対象者（情報提供にとどまる者）

に分かれる場合に限定して分析することとし、積極的支援と動機付け支援の比較、動機付け支援と支援なしの比較は行わないことにした。このため、65歳以上は分析対象から外した。この結果、分析が可能なパターンは表2に示した8通りとなる。

RDDの手法については、Cattaneo et al.²⁾に従った。RDDにおいては、ランニング変数がカットオフからの一定の幅（バンド幅（bandwidth）と呼ばれる）に限定して局所線形回帰を行うこととなっており、バンド幅の決め方次第で結果が変わりうる。Cattaneo et al.²⁾は、分析者がバンド幅を決めるのではなく、あらかじめ定められた公式に従ってデータから算出する手法を提案しており、これによって恣意的な分析が避けられるとともに、高度な統計知識なしに統計ソフトを活用して分析することが可能になっている。本研究でもこの方法に従った。信頼区間と p 値の推計においてもCattaneoらが提案するロバストな推計法に依拠している²⁾。

RDDでは共変量を分析に含めることが必ずし

も必要とされていないので²⁾、本研究では共変量を使用しなかった。分析手順としては、①ランニング変数の操作が行われていないか否かのテストをCattaneo et al.²⁾に従って行う（`rddensity`という統計ソフトのSTATAのコマンドが用いられる¹⁷⁾）、②プラシボテストとしてベース年（2013年）におけるアウトカム指標を従属変数としてRDDを行い、ベース年で既に有意差がないかを確認する、③2014年と2015年におけるアウトカム変数を従属変数とするRDDによる分析を行うこととした。分析はSTATAのコマンドである`rdrubust`を利用している¹⁸⁾。

有意水準は両側5%とした。分析にはSTATA15を用いた。

(5) 分析パターンとランニング変数の選定

本研究の対象となりうる者（65歳未満の男性で、リスク数が1つ以上で、高血圧や脂質異常症や糖尿尿の投薬がない人々）は2013年時点で14,410名だった。RDDによる分析が可能な8つの分析パターンのうち、パターン1の該当者

表2 RDDによる検証が行えるパターン

パターン名	パターンの概要	ランニング変数	カットオフ
パターン1	BMI25未満、かつ、追加リスク数が2～3（喫煙者は1～3）	腹囲	85 cm 以上
パターン2	腹囲85cm未満、かつ、追加リスク数3（喫煙者は2～3）	BMI	25 以上
パターン3	腹囲85cm以上、かつ、高血圧リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者	空腹時血糖	100 mg/dL 以上
パターン4	腹囲85cm以上、かつ、高血圧リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、空腹時血糖の計測なし	HbA1C	5.6 % 以上
パターン5	腹囲85cm以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、拡張期血圧85未満	収縮期血圧	130 mmHg 以上
パターン6	腹囲85cm以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、収縮期血圧130未満	拡張期血圧	85 mmHg 以上
パターン7	腹囲85cm以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、高血圧リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、中性脂肪150未満	HDL	40 mg/dL 未満
パターン8	腹囲85cm以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、高血圧リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、HDL40以上	中性脂肪	150 mg/dL 以上

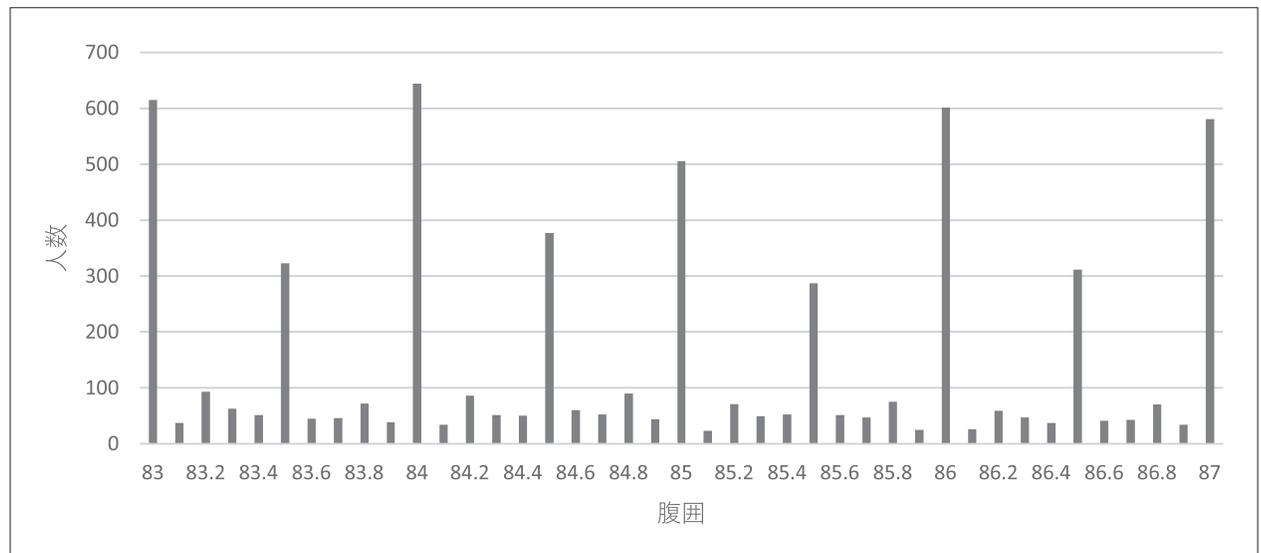
数が 5977 名と圧倒的に多く、次に多かったのはパターン 2 で 1318 名であった。積極的支援の対象者と判断される者は 5,624 名で、このうち、パターン 1 に該当する者が 1,706 名、パターン 2 に該当する者が 105 名だった。RDD では分析対象者がバンド幅の範囲に限定されるため、パターン 3 以下では十分なサンプル数が見込めないと判断し、パターン 1（ランニング変数は腹囲）とパターン 2（ランニング変数は BMI）に絞ることにした。

RDD ではランニング変数が連続変数であることがもともと想定されており、離散変数の場合には推定にバイアスが生じることが指摘されている^{19,20}。腹囲や BMI はもともと連続変数だが、計測の限界などから特定健診のデータでは離散変数となっている。このようにもともと離散変数でない変数が四捨五入などで離散変数となったものをランニング変数として用いた場合の対応は本来の離散変数とは異なることが指摘されている^{20,21}。また、ランダムでないヒーピング（heaping。ランニング変数において、特定の値においてランダムでな

いパターンで観測数が多くなっていること）が見られる場合には、仮にランニング変数に意図的な操作が行われなくても、推定にバイアスが生じることが指摘されている²²。Barreca らは、ヒーピングが起きている場合に、ヒーピングが起きているサンプルと起きていないサンプルに分けて分析を行って、その結果を統合することを推奨している²²。

以上の議論を踏まえて、腹囲と BMI のカットオフの周辺の値を確認することとした。腹囲については、カットオフが 85cm なので男性全体について 83cm 以上 87cm 以下に限定して棒グラフを作成して確認した（図 1）。これによれば、整数値の観測数が多く、次は小数第 1 位が 0.5 で、次いで、小数第 1 位が 0.2 か 0.8 の場合が多かった。計測単位の運用が計測者によって大きく異なることが示唆される。このように、ヒーピングのパターンが複雑であり、Barreca らの推奨どおりに対応することが難しいことがわかった。加えて、このグラフからは明確なことは言えないものの、腹囲の測定誤差が大きいことや²³、容易に

図 1 男性全体の 2013 年の腹囲の分布（83cm 以上 87cm 以下のみ）

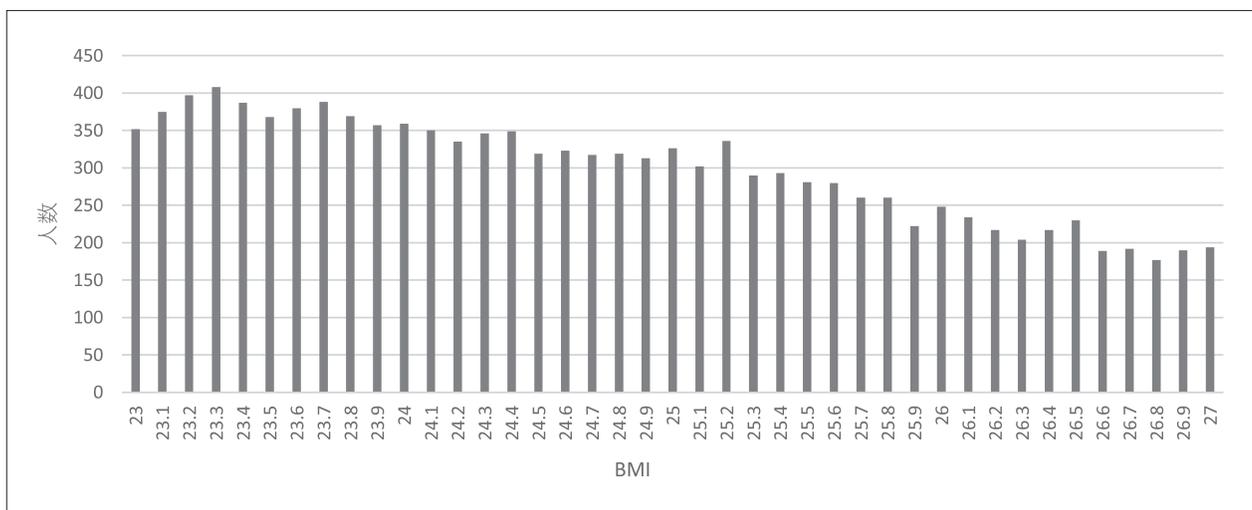


操作できることが指摘されているため²⁴⁾、腹囲をカットオフとして使用するパターン1による分析を今回は断念した。

次に、BMIについては、BMIのカットオフが25なので、23以上27以下について確認したところ、ヒールアップの問題は見られなかった(図2)。サンプル数が少ないという限界はあるものの、BMIについてはヒールアップの問題が見られず、また、腹囲のような操作の可能性が低いと考えられるため、パターン2による分析は行うこととした。この場合、特定健診のデータではBMIは0.1単位で表記されているため、離散変数の問題は残ることになる。体重と身長がそれぞれ0.1kg、0.1cm単位で計測されており、BMIは前者を后者の2乗で割った数字なので、小数第1位までしか記載されていない提供データの数値を使わずに、我々が体重と身長からBMIを算出すれば、これを連続値のランニング変数として用いることができるようになる。しかし、積極的支援の判定をBMIによって行う場合には、0.1

単位の計測値が使われるため、我々が算出したBDIをランニング変数として用いると、積極的支援の対象者となるかどうかの判定との間でずれが生じ得る。そこで、パターン2に該当する人々のうち、2013年のBMIを健診データ上の数値と、体重を身長²で割って四捨五入しない数値の間で比べたところ、BMIが25以上の判定でずれるのは2名だった(2名ともBMIは概ね24.99だった)。これら2名は積極的支援の対象と判定されているので、RDDの適用が可能となるようにするため、これら2名を分析対象から除外した。これによって、連続変数としてのBMIをランニング変数とするRDDによる分析を行うこととした。加えて、離散変数とはなるものの、健康保険組合のデータセット上のBMIをランニング変数として行う分析を感度分析として行うこととした。この場合は上記の2名は分析対象に含まれる。

図2 男性全体の2013年のBMIの分布(23以上27以下のみ)



3. 結果

(1) 基本統計量

入手したデータに係る健康保険組合の全データについて、日本の特定健診データを網羅している厚生労働省の「レセプト情報・特定健診等情報データベース」（NDB）のNDBオープンデータと比較した。NDBオープンデータでは40歳から65歳までのみに特化した平均値はなかったため（5歳刻みの平均値のみ存在する）、健康保険組合のデータも年齢制限は行わずに男性全体のデータとした（表3）。これによると、腹囲、BMI、収縮期血圧、拡張期血圧、LDL-C、中性脂肪の値は、この健康保険組合がNDBオープンデータの全国平均値よりも有意に高く、HDL-Cでは有意に低く、これらの指標では全国平均よりも悪い数値となっていた。その一方で、空腹時血

糖値とHbA1cでは全国平均よりも低く、全国平均よりも良い数値となっていた。

同組合のデータヘルス計画書によれば、2013年度の被保険者の受診率は概ね94%で、被扶養者の受診率は概ね31%だった。積極的支援の実施率は入手したデータからはわからなかったが、同組合のデータヘルス計画書によれば2013年度は概ね50%だった。

パターン2に限定した基本統計量を表4に示した。

(2) ランニング変数の操作の有無の検証

目視の限りではBMIが25を境としてBMIが操作されていることは確認できなかった（図3）。また、`rddensity`¹⁷⁾によっても操作が行われていないという帰無仮説は棄却されなかった（ $p=0.98$ ）。

表3 研究対象となった健康保険組合の2013年の男性の基本統計量とNDBデータとの比較

	サンプル数	平均	標準偏差	95%信頼区間下限	95%信頼区間上限	NDB
年齢（才）	28,321	49.6	(7.2)	49.5	49.7	-
循環器疾患リスク（%）	23,829	4.7	(3.6)	4.7	4.8	-
腹囲（cm）	28,320	85.5	(9.4)	85.4	85.6	84.8
BMI（kg/m ² ）	28,321	24.2	(3.5)	24.2	24.2	23.8
収縮期血圧（mmHg）	28,321	126.9	(15.5)	126.7	127.1	126.4
拡張期血圧（mmHg）	28,321	78.8	(11.3)	78.7	79.0	78.5
LDL-C（mg/dL）	28,312	124.2	(31.0)	123.8	124.6	123.6
HDL-C（mg/dL）	28,321	57.4	(14.9)	57.2	57.6	57.7
中性脂肪（mg/dL）	28,321	143.6	(115.7)	142.3	145.0	134.8
空腹時血糖値（mg/dL）	15,843	98.8	(21.1)	98.5	99.1	101.2
HbA1c（%）	28,111	5.6	(0.9)	5.6	5.6	5.7
喫煙者の割合（%）	28,321	46.1%	(49.9%)	45.6%	46.7%	-
運動実施者の割合（%）	24,032	18.8%	(39.1%)	18.3%	19.3%	-

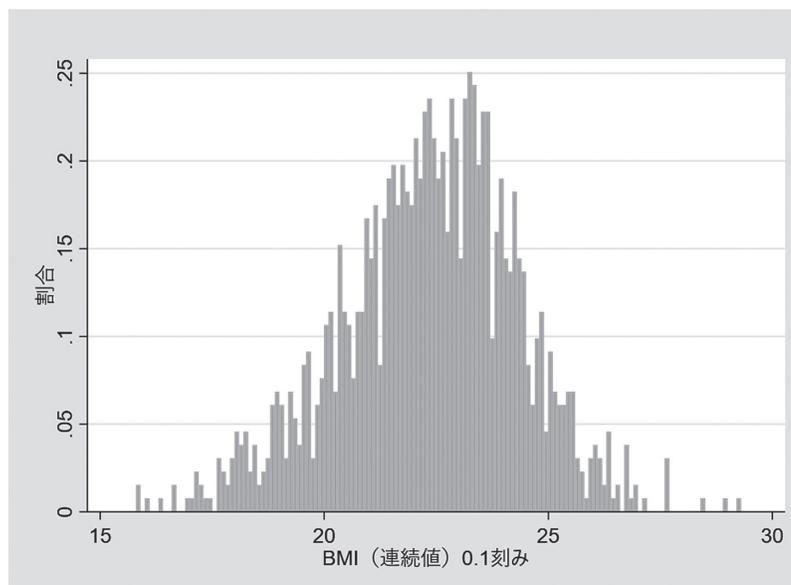
（注）NDBは厚生労働省の第1回NDBデータに示された平成25年度実施分の平均値である（<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000139390.html>）。-は不明を表す。

表 4 2013年のBMIをランニング変数としたRDDにおける基本統計量（65才未満）

	2013年全体			2013年にパターン2に該当する人々（注）								
				積極的支援の非対象者 (BMIが25未満)			積極的支援の対象者 (BMIが25以上)			全体		
	数値	標準偏差	サンプル数	数値	標準偏差	サンプル数	数値	標準偏差	サンプル数	数値	標準偏差	サンプル数
年齢（才）	48.3	(6.6)	21,457	50.3	(6.6)	1,213	48.5	(6.5)	105	50.1	(6.6)	1,318
循環器疾患リスク（%）	4.0	(3.0)	18,159	6.3	(3.9)	1,059	5.8	(2.9)	90	6.3	(3.8)	1,149
腹囲（cm）	84.2	(8.9)	21,456	79.5	(4.2)	1,213	83.1	(1.3)	105	79.8	(4.2)	1,318
BMI（kg/m ² ）	23.7	(3.3)	21,457	22.0	(1.8)	1,213	25.8	(0.8)	105	22.3	(2.0)	1,318
収縮期血圧（mmHg）	125.0	(14.9)	21,457	134.0	(15.0)	1,213	132.8	(13.6)	105	133.9	(14.9)	1,318
拡張期血圧（mmHg）	77.8	(11.2)	21,457	83.4	(10.9)	1,213	83.2	(10.5)	105	83.3	(10.9)	1,318
LDL-C（mg/dL）	126.0	(31.3)	21,451	125.0	(33.9)	1,213	135.1	(36.4)	105	125.8	(34.2)	1,318
HDL-C（mg/dL）	57.9	(15.0)	21,457	54.4	(14.1)	1,213	49.2	(10.9)	105	54.0	(14.0)	1,318
中性脂肪（mg/dL）	138.3	(111.1)	21,457	208.8	(137.7)	1,213	233.5	(135.9)	105	210.7	(137.7)	1,318
空腹時血糖値（mg/dL）	95.5	(14.5)	11,955	106.0	(21.2)	629	106.5	(17.6)	55	106.0	(20.9)	684
HbA1c（%）	5.5	(0.8)	21,303	5.7	(0.7)	1,211	5.8	(1.0)	104	5.7	(0.7)	1,315
喫煙者の割合（%）	48.1%		21,457	88.6%		1,213	86.7%		105	88.5%		1,318
運動実施者の割合（%）	18.6%		18,307	17.2%		1,061	18.7%		91	17.4%		1,152

（注）パターン2は、腹囲85cm未満、かつ、追加リスク数が3（喫煙者は2～3）、かつ、高血圧・脂質異常症・糖尿病の薬を使用していない人々を指す。

図 3 ベースライン（2013年）における分析対象者のBMIの分布



(3) プラシボテストと分析結果

プラシボテストの結果が表5の2013年の数値として掲載されている。2013年の循環器疾患リスク、収縮期血圧、HbA1c、LDL-Cについてはp値が5%を上回っており、RDDを行うことに問題はないと判断された。しかし、腹囲とHDL-Cについてはp値が5%を下回っており、2013年時点で既に有意差があったため、2014年と2015年の腹囲とHDL-Cについては結果を慎重に扱うことが必要と判断された。

2014年と2015年の分析結果も表5に示した。循環器疾患リスクについては、2014年ではパターン2の該当者となるサンプル数は積極的支援の不対象者（対照群）が947名で対象者（処置群）が78名で、バンド幅が0.97、バンド幅に含まれるサンプル数は対照群が122名、処置群が47名となった。循環器疾患リスクの差の推定値は0.00%（95%信頼区間：-0.03~0.03；p値=0.99）で、有意差はなかった。2015年の循環器疾患リスクについても有意差はなかった。

表5 RDDによるプラシボテストと分析の結果
 (2013年のBMI(連続値)がランニング変数で、カットオフ値はBMIが25)

計測年	アウトカム変数	バンド幅	点推定	p 値	95%信頼区間		サンプル数		分析に用いられたサンプル数	
							対照群	処置群	対照群	処置群
2013	循環器疾患リスク (%)	0.92	0.01	0.29	-0.01	0.04	1,059	88	124	52
	腹囲 (cm)	1.07	1.22	0.04	0.07	2.71	1,213	103	169	70
	収縮期血圧 (mmHg)	0.93	-4.46	0.49	-13.33	6.35	1,213	103	138	63
	HbA1c (%)	1.28	0.22	0.24	-0.17	0.68	1,211	102	209	78
	LDL-C (mg/dL)	1.01	7.45	0.58	-20.13	35.99	1,213	103	152	68
	HDL-C (mg/dL)	0.89	-9.11	0.03	-20.57	-0.87	1,213	103	130	63
2014	循環器疾患リスク (%)	0.97	0.00	0.99	-0.03	0.03	947	78	122	47
	腹囲 (cm)	1.39	1.41	0.23	-1.03	4.26	1,101	93	221	75
	BMI (kg/m ²)	1.13	-0.09	0.74	-0.83	0.59	1,101	93	171	64
	収縮期血圧 (mmHg)	1.31	-1.32	0.98	-9.28	9.02	1,101	93	198	70
	HbA1c (%)	1.01	0.01	0.99	-0.43	0.44	1,097	92	141	59
	LDL-C (mg/dL)	0.92	6.25	0.68	-21.87	33.35	1,100	93	127	54
	HDL-C (mg/dL)	1.03	-9.91	0.01	-20.06	-2.66	1,101	93	144	60
2015	循環器疾患リスク (%)	0.99	0.01	0.22	-0.01	0.04	872	74	116	46
	腹囲 (cm)	0.99	0.26	0.95	-3.54	3.33	1,003	85	132	54
	BMI (kg/m ²)	0.68	-0.54	0.09	-1.45	0.09	1,003	85	77	48
	収縮期血圧 (mmHg)	1.00	-0.87	0.85	-11.68	9.63	1,003	85	132	56
	HbA1c (%)	1.04	-0.02	0.99	-0.50	0.51	1,000	85	135	57
	LDL-C (mg/dL)	0.90	13.77	0.19	-8.92	44.59	1,003	85	118	51
	HDL-C (mg/dL)	0.92	-7.56	0.07	-17.96	0.81	1,003	85	121	51

(注) バンド幅の決定、推定値とp値の算出はrdrobust¹⁷⁾のデフォルトのコマンドによって行っており、p値と95%信頼区間はこのコマンドによって算出されたロバストな推計結果を用いている。分析対象となった人々（パターン2）は表4の注のとおり。BMIは健診データの身長と体重から筆者らが算出した連続値であり、この値が25を下回っていて、入手した健診データ中のBMIが25以上の2名は分析対象から外した。

腹囲、BMI、収縮期血圧、HbA1c、LDL-Cのそれぞれについても、2014年と2015年のいずれにおいても、対照群と処置群の間で有意差はなかった。2014年のHDL-Cについては処置群の方が有意に小さかったが、プラシボテストで明らかになったとおりベースライン時点（2013年）において既に有意に小さかったため、2014年の有意差が積極的支援の対象者となったためであると判断できなかった。2015年のHDL-Cについては対照群と処置群の間で有意差はなかった。

(5) 感度分析

BMIを離散変数としたRDDによる分析を感度分析として行った。rddensity¹⁷⁾によれば操作が行われていないという帰無仮説は棄却されなかった ($p=0.90$)。2013年の数値を使ったプラシボテストでは、HDL-Cについては p 値が5%を下回っていたため、2014年と2015年のHDL-Cについては結果を慎重に扱うことが必要と判断された（表6）。2014年と2015年のいずれにおいても、2014年のHDL-Cを除くいずれ

表6 RDDによるプラシボテストと分析の結果
(2013年のBMI(小数第1位までの離散変数)がランニング変数で、カットオフ値は25)

計測年	アウトカム変数	バンド幅	点推定	p 値	95%信頼区間		サンプル数		分析に用いられたサンプル数	
							対照群	処置群	対照群	処置群
2013	循環器疾患リスク (%)	1.01	0.01	0.40	-0.01	0.04	1,059	90	147	62
	腹囲 (cm)	1.21	1.03	0.06	-0.04	2.40	1,213	105	206	80
	収縮期血圧 (mmHg)	1.03	-5.76	0.26	-14.45	3.90	1,213	105	163	73
	HbA1c (%)	1.70	0.18	0.36	-0.24	0.66	1,211	104	307	89
	LDL-C (mg/dL)	0.93	9.66	0.46	-16.11	35.61	1,213	105	141	67
	HDL-C (mg/dL)	0.95	-7.72	0.04	-17.60	-0.26	1,213	105	141	67
2014	循環器疾患リスク (%)	1.37	0.00	0.80	-0.02	0.02	947	80	181	66
	BMI (kg/m ²)	1.03	-0.15	0.55	-0.83	0.44	1,101	95	152	64
	腹囲 (cm)	1.33	1.07	0.33	-1.17	3.53	1,101	95	205	76
	収縮期血圧 (mmHg)	1.28	-1.95	0.84	-9.58	7.77	1,101	95	193	71
	HbA1c (%)	1.13	0.07	0.66	-0.30	0.48	1,097	94	171	67
	LDL-C (mg/dL)	0.94	6.62	0.72	-23.36	33.99	1,100	95	133	58
	HDL-C (mg/dL)	1.12	-7.80	0.02	-16.72	-1.62	1,101	95	172	67
2015	循環器疾患リスク (%)	1.69	0.00	0.62	-0.02	0.03	872	76	231	64
	BMI (kg/m ²)	0.73	-0.50	0.07	-1.25	0.06	1,003	87	88	51
	腹囲 (cm)	0.95	-0.15	0.74	-3.41	2.42	1,003	87	126	55
	収縮期血圧 (mmHg)	1.09	-0.77	0.84	-10.28	8.38	1,003	87	139	60
	HbA1c (%)	1.07	0.00	0.88	-0.41	0.48	1,000	87	138	60
	LDL-C (mg/dL)	0.85	16.55	0.14	-6.88	47.26	1,003	87	109	52
	HDL-C (mg/dL)	1.07	-5.19	0.18	-14.56	2.73	1,003	87	139	60

(注) バンド幅の決定、推定値と p 値の算出は rdrobust¹⁷⁾ のデフォルトのコマンドによって行っており、 p 値と 95% 信頼区間はこのコマンドによって算出されたロバストな推計結果を用いている。分析対象となった人々（パターン2）は表4の注のとおり。BMIは入手した健診データの数値（小数第1位まで記載）をそのまま使用している。

のアウトカム変数についても積極的支援の対象者（処置群）と不対象者（対照群）の間で有意差はなかった（表6）。2014年のHDL-Cについては処置群の方が有意に小さかったが、プラシボテストで明らかになったとおりベースライン時点（2013年）において既に有意に小さかったため、2014年の有意差が積極的支援の対象者となったためであるとは判断できなかった。

4. 考察

本研究では、特定健診・特定保健指導に基づく積極的支援の対象者となることが、情報提供のみの場合と比べて、10年間の循環器疾患リスク、腹囲、BMI、収縮期血圧、HbA1c、LDL-C、HDL-Cを改善させる効果があるかどうかを検証した。年齢が65歳未満の男性で、腹囲85cm未満、かつ、リスク数（高血圧・脂質異常症・糖尿病の3つの生活習慣病の該当数）が3（喫煙者は2~3）、かつ、高血圧・脂質異常症・糖尿病の薬を使用していない人々については、BMIが25以上の場合には積極的支援の対象となって25未満の場合には情報提供のみという特定健診・特定保健指導の積極的支援の選定基準を利用して、RDDによる分析が行われた。

分析結果によれば、ベースライン時点で既に有意差があったHDL-Cを除けば、積極的支援の対象者と不対象者の間でこれらのいずれの指標においても有意差がなく、積極的支援の対象者となることの効果があるとは言えなかった。しかし、分析対象となるサンプル数が少なかったため、今回の分析結果を一般化することは困難である。

本研究では、腹囲とBMIをカットオフとする2パターンのRDDによる分析を意図したが、腹囲については、数値の操作が容易であることに加えて、計測の最小単位がまちまちで分析結果にバ

ィアスが生じることが懸念されたことから、腹囲をカットオフとするRDDによる分析は断念した。BMIをカットオフとするRDDについてはこのような問題は見つからなかったが、BMIが25以上で腹囲が85cm未満という条件を満たす割合は少なく、また、バンド幅内でしか分析を行えないというRDD自体の制約から、もともとは2万名を超える健診データでありながらも、最終的な分析に使われたサンプル数は200名前後にとどまった。

今回の分析ではサンプル数が少なかったが、NDBデータをはじめとして、数千万人規模のデータが日本国内に蓄積されていることから、これらの大規模なデータを使うことによって、BMI、あるいは、表2に掲載された他のパターンによるRDDを活用した分析もできるようになる。ただし、サンプル数を多くできても、積極的支援の対象者に占める各パターンの割合は、腹囲をカットオフとするパターン1以外は小さく、積極的支援の対象となることの全体としての効果を検証したのとしてパターン2以下の各パターンの分析結果を一般化できるかどうかについては疑問が残る。

本研究の限界は以下のとおりである。第一に、本研究は1健康保険組合の男性組合員に限った分析で、かつ、潜在的に分析可能なパターンのうち、ごく限られた範囲による分析しか行われていないため、サンプル数が著しく少なく、分析結果の一般化ができない。加えて、カットオフの周辺の効果検証しか行えないというRDD自体が持つ限界が今回の分析の限界につながっている。

第二に、循環器疾患リスクの算出について、Honda et al.¹⁶⁾のモデルを使っているが、このモデルにはいくつかの限界がある。一つ目として、降圧剤など投薬の有無が変数に入っていない。血圧を例にすると、収縮期血圧が同じでも降圧剤を

服用している方が循環器疾患リスクは高い傾向があるため²⁵⁾、今回のような RDD において活用できるようにするために、投薬の有無を変数に追加することが望まれる。また、このモデルでは運動をしていることのウエイトが高く、運動習慣の有無の変更があった場合に短期間で循環器疾患リスクがモデルに合致する形で変更するのかどうかは更なる検証が必要なように思われる。喫煙についても同様で、禁煙した人が最初から吸わない人と同じレベルまで循環器疾患リスクが減るには時間がかかるので²⁶⁾、理想的にはこの違いを考慮したモデルができれば望ましい。

第三に、既存のデータを入手して使用したため、健診データがどこまで正確に計測されているか、質問票への回答がどこまで正確に行われているかについては、知ることはできなかった。とりわけ、腹囲については、計測単位がまちまちであったことが RDD の実施を妨げる主因となった。

第四に、本研究では 1~2 年の短期的な効果しか検証していない。ただし、傾向スコアを用いて特定保健指導を受けた人々と受けなかった人々を数年間に渡って追跡した研究では、後者に比べて前者の数値が最も改善していたのは 1 年後となっており、本研究のように短期間で効果が見られない場合にはその後の効果は期待しにくいことが示唆される¹²⁾。また、特定健診が 1 年に 1 回行われることから、1 年後には新たに特定保健指導の対象となったりその反対になったりする人々がでるため、コンタミネーションが生じて、2 年後以降の効果検証を正確に行いにくくなることにも留意する必要がある。

特定健康診断・特定保健指導に類似した海外の健康診断・健康指導について、大規模な RCT やシステマティックレビューでは死亡や重大疾患を予防する効果が乏しいことが示されている^{8, 27)}。

日本の特定健康診断・特定保健指導についても効果に疑問が呈されているが^{28, 29)}、今回の研究からは、現在の特定健診・特定保健指導の仕組みでは信頼できる効果検証の実施が難しいことが示唆される。効果の検証を行えるようにするため、特定保健指導の対象者を判断する基準から腹囲を除外して BMI に一本化する²³⁾、イギリスで用いられている QRISK3³⁰⁾ に類似するアルゴリズムを作って特定健診のデータから循環器疾患リスクを算出してその数値によって特定保健指導の対象者を決定する、腹囲の操作が行われやすそうな範囲（たとえば 84cm から 86cm）では特定保健指導の対象となる者をランダムに決めるなどの工夫が必要になる。そうしないと効果があるかないかわからないものが長期にわたって行われ続けることが懸念される。

本研究は、日本学術振興会、科学研究費基盤 (B)「健康データと医療費削減余地に関する研究 (代表研究者：縄田和満 17H22509)」の研究費補助を受けて行っている。本研究においては個人情報情報を削除したデータを入手しており、個人情報情報が漏洩するリスクは存在しない。本研究は、東京大学大学院工学系研究科倫理審査委員会の承認 (研究課題：健康データと医療費削減の余地に関する研究、承認番号：KE16-30) を受けて行われている。

引用文献

- 1) 厚生労働省健康局．標準的な健診・保健指導プログラム【平成 30 年度版】. 2018.
<https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/000496784.pdf>.
- 2) Cattaneo, M.D., N. Idrobo, R. Titiunik. A practical introduction to regression discontinuity designs. Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science-Cambridge University Press I 2017.
- 3) Chen, S., et al. Impact of community based screening for hypertension on blood pressure after two years: Regression discontinuity analysis in a

- national cohort of older adults in China. *BMJ* 2019; 366: l4064.
- 4) Cook, W. The effect of personalised weight feedback on weight loss and health behaviours: Evidence from a regression discontinuity design. *Health Economics* 2019; 28 (1): 161-172.
 - 5) Kim, H.B., S.A. Lee, W. Lim. Knowing is not half the battle: Impacts of information from the National Health Screening Program in Korea. *Journal of Health Economics* 2019; 65: 1-14.
 - 6) Iizuka, T., et al., Is preventive care worth the cost? Evidence from mandatory checkups in Japan. 2017, National Bureau of Economic Research.
 - 7) 鈴木亘, 岩本康志, 湯田道生. 特定健診・特定保健指導の効果測定: プログラム評価の計量経済学からのアプローチ. *医療経済研究* 2015; 27 (1): 2-39.
 - 8) Jørgensen, T., et al. Effect of screening and lifestyle counselling on incidence of ischaemic heart disease in general population: Inter99 randomised trial. *BMJ* 2014; 348: g3617.
 - 9) Moher, D., et al. CONSORT 2010 explanation and elaboration: Updated guidelines for reporting parallel group randomised trials. *BMJ* 2010; 340 (mar23 1): c869-c869.
 - 10) Nakao, Y.M., et al. Effectiveness of nationwide screening and lifestyle intervention for abdominal obesity and cardiometabolic risks in Japan: The metabolic syndrome and comprehensive lifestyle intervention study on nationwide database in Japan (MetS ACTION-J study). *PLOS ONE* 2018; 13(1): e0190862.
 - 11) 厚生労働省. 特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループ 最終取りまとめ (平成 27 年 3 月). 2015.
<https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka/0000123427.pdf>.
 - 12) 長谷川泰隆, et al. 傾向スコアを用いた特定保健指導の長期的な検査値改善効果の検証. *人間ドック (Ningen Dock)* 2019; 33 (5): 683-693.
 - 13) 石川善樹, 今井博久, 中尾裕之. 特定保健指導の予防介入施策の効果に関する研究: 大規模データベースを使用した傾向スコアによる因果分析. *厚生*の指標 2013; 60 (5): 1-6.
 - 14) Bender, A.M., T. Jørgensen, C. Pisinger. Is self-selection the main driver of positive interpretations of general health checks? The Inter99 randomized trial. *Preventive Medicine* 2015; 81: 42-48.
 - 15) 厚生労働省健康局, 標準的な健診・保健指導プログラム 【改訂版】. 2013.
 - 16) Honda, T., et al. Development and validation of modified risk prediction models for cardiovascular disease and its subtypes: The Hisayama Study. *Atherosclerosis* 2018; 279: 38-44.
 - 17) Cattaneo, M.D., M. Jansson, X. Ma. Manipulation testing based on density discontinuity. *Stata Journal* 2018; 18 (1): 234-261.
 - 18) Calonico, S., et al. rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *Stata Journal* 2017; 17 (2): 372-404.
 - 19) Lee, D.S., D. Card. Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics* 2008; 142 (2): 655-674.
 - 20) Kolesár, M., C. Rothe. Inference in regression discontinuity designs with a discrete running variable. *American Economic Review* 2018; 108 (8): 2277-2304.
 - 21) Dong, Y. Regression discontinuity applications with rounding errors in the running variable. *Journal of Applied Econometrics* 2015; 30 (3): 422-446.
 - 22) Barreca, A.I., J.M. Lindo, G.R. Waddell. Heaping-induced bias in regression-discontinuity designs. *Economic Inquiry* 2016; 54 (1): 268-293.
 - 23) Yamada, S., Y. Tsukamoto, J. Irie. Waist circumference in metabolic syndrome. *The Lancet* 2007; 370 (9598): 1541-1542.
 - 24) 康永秀生・山名隼人・岩上将夫, 超絶解説 医学論文の難解な統計手法が手に取るようにわかる本. 2019: 金原出版. 272p.
 - 25) Asayama, K., et al. Cardiovascular risk with and without antihypertensive drug treatment in the Japanese general population participant-level meta-analysis. *Hypertension* 2014; 63 (6): 1189-1197.
 - 26) Mons, U., et al. Impact of smoking and smoking cessation on cardiovascular events and mortality

- among older adults: Meta-analysis of individual participant data from prospective cohort studies of the CHANCES consortium. *BMJ* 2015; 350: h1551.
- 27) Krogsbøll, L.T., K.J. Jørgensen, P.C. Gøtzsche. General health checks in adults for reducing morbidity and mortality from disease. *Cochrane Database of Systematic Reviews* 2019 (1).
- 28) 中室牧子, 津川友介, 「原因と結果」の経済学. 2017, ダイヤモンド社.
- 29) 反田篤志, 青柳有紀, あめいろぐ予防医学 (あめいろぐ・シリーズ). 2018: 丸善出版.
- 30) Hippisley-Cox, J., C. Coupland, P. Brindle. Development and validation of QRISK3 risk prediction algorithms to estimate future risk of cardiovascular disease: Prospective cohort study. *BMJ* 2017; 357: j2099.

Was being notified of eligibility for “aggressive health guidance” under Japan’s specific health checkup system effective in reducing risk factors of cardiovascular diseases for male members of a health insurance society?: Examination using Regression Discontinuity Design

Yoichi Sekizawa^{*1}, Moriyo Kimura^{*2}, Kazumitsu Nawata^{*3}

Abstract

Background: In Japan, so-called “specific health checkups” combined with “specific health guidance” have been carried out since 2008. Under this checkup and guidance system, “aggressive health guidance” is provided to people at high risk of metabolic syndrome. To the best of our knowledge, the effects of being notified of eligibility for “aggressive health guidance” on cardiovascular diseases risk factors have not been rigorously examined.

Method: According to the criteria for the “specific health guidance”, men younger than 65 years old with a waist circumference of less than 85 cm and having all of hypertension, dyslipidemia, and diabetes (two or all for smokers) are subject to either one of the following two measures after completing their “specific health checkup”. If their BMI (Body Mass Index) is 25 points or greater, they are notified of their eligibility for “aggressive health guidance.” If their BMI is less than 25, they only receive their health information. Focusing on this differential treatment according to BMI, using regression discontinuity design (RDD) , which is a method of determining the causal relationship from observational data, we examined the effects of being notified of eligibility for “aggressive health guidance.” BMI of 25 points at baseline was used as the cutoff. We used the data of a health insurance society from 2013 to 2015. Outcome variables are 10-year cardiovascular disease risk, waist circumference, BMI, systolic blood pressure, HbA1c, LDL-C, and HDL-C. 1,318 “specific health checkup” participants who met the criteria for the RDD analyses in baseline year (2013) were subject to the analyses. Outcome variables are those of 2014 and 2015.

Results: There were no significant differences between those who were notified of eligibility for “aggressive health guidance” and those who were not in any of the outcome variables except for HDL-C in 2014. Although HDL-C of those who were notified of the eligibility was significantly lower than that of those who were not in 2014, placebo tests showed that this was already the case in baseline year. Thus, we could not determine that the significant difference of HDL-C in 2014 was due to the notification of the eligibility for “aggressive health guidance”.

Limitation: Generalization of the results of this study is difficult because samples are limited to male members of a health insurance society, analyses were performed only in a very limited range, and the number of samples is extremely small.

[Keywords] specific health checkups, specific health guidance, aggressive health guidance, regression discontinuity design (RDD) , evidence based policy making (EBPM) .

*1 The Research Institute of Economy, Trade and Industry

*2 The Public Health Institute, Tokyo, Japan

*3 Graduate School of Engineering, University of Tokyo, Tokyo, Japan