

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

健康寿命及び地域格差の要因分析と
健康増進対策の効果検証に関する研究
(H28-循環器等-一般-008)

平成 28 年度総括・分担研究報告書

平成 29 (2017) 年 3 月

研究代表者 辻 一郎 (東北大学大学院医学系研究科)

目 次

I. 研究組織	1
II. 総括研究報告書	3
健康寿命及び地域格差の要因分析と健康増進対策の効果検証に関する研究	
III. 分担研究報告書	
健康寿命の延伸可能性に関する研究（辻 一郎）	9
健康寿命の全国推移の算定・評価に関する研究（橋本修二）	13
効果的な生活習慣改善につながる優良事例に関する研究（津下一代）	22
健康寿命の地域格差の算定・評価に関する研究（横山徹爾）	29
健康寿命の延伸可能性に関する研究（村上義孝）	34
生活習慣病の地域格差の要因に関する研究（肥満・身体活動）（近藤尚己）	42
生活習慣病の地域格差の要因に関する研究（喫煙・飲酒）（田淵貴大）	47
健康格差の実態解明と要因分析に関する研究（相田 潤）	54
IV. 研究成果の刊行に関する一覧	60

I. 研究組織

研究代表者

辻 一郎

東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野・教授

研究課題：健康寿命の延伸可能性に関する研究

研究分担者

橋本修二

藤田保健衛生大学医学部衛生学講座・教授

研究課題：健康寿命の全国推移の算定・評価に関する研究

津下一代

あいち健康の森健康科学総合センター・センター長

研究課題：効果的な生活習慣改善につながる優良事例に関する研究

横山徹爾

国立保健医療科学院生涯健康研究部・部長

研究課題：健康寿命の地域格差の算定・評価に関する研究

村上義孝

東邦大学医学部医療統計学分野・教授

研究課題：健康寿命の延伸可能性に関する研究

近藤尚己

東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学分野・准教授

研究課題：生活習慣病の地域格差の要因に関する研究（肥満・身体活動）

田淵貴大

大阪府立成人病センター がん予防情報センター 疫学予防課・課長補佐

研究課題：生活習慣病の地域格差の要因に関する研究（喫煙・飲酒）

相田 潤

東北大学大学院歯学研究科国際歯科保健学分野・准教授

研究課題：健康格差の実態解明と要因分析に関する研究

Ⅱ. 総括研究報告書

健康寿命及び地域格差の要因分析と健康増進対策の効果検証に関する研究

研究代表者 辻 一郎 東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野・教授

研究要旨

健康日本21（第二次）の推進を研究者の立場からサポートすることを目的に8名の研究者で研究班を組織し、以下の結果を得た。

1. 平成19・22・25年の3時点比較により、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」という健康日本21（第二次）の目標は、男性で「達成といえない」、女性で「達成といえる」と判定された。
2. 「健康寿命の都道府県格差の縮小」という健康日本21（第二次）の目標について、都道府県のバラツキ（標準偏差）は、平成22年と平成25年との間で、男性で約17%縮小、女性で約6%縮小していた。
3. コホート研究により、非喫煙者と現在喫煙者との間における60歳時点の健康寿命の差は男性で3.9年、女性で4.3年であった。健康的な生活習慣5種類を全て実践している者と全く実践していない者との間で、65歳時点の健康寿命には25.4ヶ月の差がみられた。
4. 平成14年から25年までの間で、う蝕有病率（都道府県別）の絶対的格差は減少傾向にあるが、相対的格差は増加傾向にあった。また、平成16年から22年までの成人喫煙率の都道府県格差は、男性で横ばい傾向、女性で減少傾向にあった。
5. 愛知県内54市町村に調査を行った結果、新規保健事業の実施にあたり、自市町村のセグメント別健康課題を意識したものよりも、他市町村の保健事業の資料を参考にして事業計画を立てているところが多かった。

研究分担者	相田 潤 東北大学大学院歯学研究科国際
橋本 修二 藤田保健衛生大学医学部衛生学講座・教授	歯科保健学分野・准教授
津下 一代 あいち健康の森健康科学総合センター・センター長	A. 研究目的
横山 徹爾 国立保健医療科学院生涯健康研究部・部長	日本再興戦略や健康日本21（第二次）が目標としている健康寿命の延伸を達成するためには、健康寿命の要因を分析し、健康増進対策による延伸可能性を解明する必要がある。また、健康格差の縮小を達成するためには、その要因を解明するとともに、健康づくりの優良事例を全国に普及する必要がある。
村上 義孝 東邦大学医学部社会医学講座医療統計学分野・教授	本研究班は、以下の問題に実証的な解答を提示することを目指す。
近藤 尚己 東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学分野・准教授	第1に、健康寿命（日常生活に制限のない期
田淵 貴大 大阪府立成人病センターがん予防情報センター疫学予防課・課長補佐	

間の平均)の全国値と都道府県値の推移をどのように評価するか? 「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」と「健康寿命の都道府県格差の縮小」という健康日本21(第二次)の目標の達成状況を適切に評価する統計手法を確立する。これにより、健康日本21(第二次)の中間評価に貢献する。

第2に、健康増進対策により健康寿命はどれくらい延伸できるのか? コホート研究により生活習慣等と健康寿命との関連を分析し、どの生活習慣をどの程度改善させることで健康寿命は何年延びるかを示す。これにより、健康寿命のさらなる延伸に向けた健康増進対策の効果的な戦略を提言する。

第3に、生活習慣病の地域格差の要因は何か? 生活習慣や社会経済状況が生活習慣病の地域格差に及ぼす影響を解明する。これにより、健康格差の縮小に向けた提言を行う。

第4に、どのような健康増進対策が効果的なのか? 効果的な生活習慣改善につながる健康増進対策の優良事例を収集し、その効果を分析・評価する。これにより、優良事例の全国展開を促す。

これらの課題に実証的な解答を提示するため、以下の8名による研究班を組織して研究を行う。辻は、厚生労働省「健康日本21(第二次)推進専門委員会」委員長を務めており、行政上の課題を研究にフィードバックできる立場にある。橋本と横山は、健康日本21(第二次)で健康寿命の推移・格差に関する評価を行っている。近藤・相田・田淵は、健康格差に関する研究で実績がある。村上は、生活習慣・健診検査値と要介護発生リスクとの関連を研究している。津下は、地域や職域での健康増進対策を全国で支援している。

本研究班の目的は、上記の4つの課題に対する実証的な解答に基づいて、健康日本21(第二次)の中間評価に貢献するとともに、各自治体に取り組むべき健康増進施策を提案することである。これにより、健康増進対策の効果的

な展開と国民の健康寿命のさらなる延伸に資するものである。

B. 研究方法

本研究班は、研究代表者と7名の研究分担者で構成される。平成28年度は、第1回研究班会議を11月10日に開催して、本年度の研究計画を協議した。その後、各研究者が相互に連携しつつ研究を進めた。さらに平成29年1月31日に第2回研究班会議を開催して本年度の研究結果を取りまとめた。

なお、研究方法の詳細については、各分担研究報告書を参照されたい。

(倫理面への配慮)

すべての研究は「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」を遵守しており、所属施設の倫理委員会の承認を受けている。個人情報の取り扱いなどの方法に関する詳細については、各分担研究報告書を参照されたい。

C. 研究結果

1) 健康寿命の全国推移と都道府県格差の算定・評価に関する研究

(橋本修二・横山徹爾)

健康寿命の推移について、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」(健康日本21(第二次)の目標)の達成状況の評価方法を開発・提案することを目的とした。本年度は3年計画の初年度として、評価方法と評価プログラムを試作した。評価方法としては、重み付き線型回帰(重みは分散の逆数)に基づく不健康寿命の推移の傾きが0未満に対する片側検定(有意水準5%)とした。「日常生活に制限のない期間の平均」の全国の平成19・22・25年の推移を検討し、以下の結果を得た。男性において、「日常生活に制限のない期間の平均」は有意に延伸し、「日常生活に制限のある期間の平均」は延伸傾向であり、10年の延伸がそれぞれ1.5年と0.2年と推定された。女性において、「日常生活

に制限のない期間の平均」は有意に延伸、「日常生活に制限のある期間の平均」は有意に短縮し、10年の延伸がそれぞれ1.4年と-0.4年と推定された。「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」については、男性で目標達成といえないと判定され、女性で目標達成といえると判定された。

健康日本21（第二次）で上位目標の一つとしている、健康寿命の「都道府県格差の縮小」の具体的な分析・評価方法を、平成22年と25年の値を用いて検討した。これまでの研究では、都道府県別健康寿命の推定値の誤差の影響を補正した“真の値の分布”にもとづいて兩年次間で比較したところ、男性では、健康寿命の“真の値の分布”全体が高い方に移動しており、低順位ほど移動幅が大きく、都道府県のバラツキ、すなわち分布の横幅を意味する標準偏差は、平成22年の0.57→平成25年の0.47となり、約17%縮小がみられていた。女性では、健康寿命の値の分布は高い方に移動していたが、低順位では変化はみられず、標準偏差は、平成22年の0.64→平成25年の0.61となり、約6%のわずかな縮小だった。さらに、並べ替え検定により平成22年と25年の2時点間での標準偏差の差の検定（片側検定）を試みたところ、男性 $P=0.12$ 、女性 $P=0.35$ で有意ではないことが示された。また、2点比較で健康寿命の都道府県格差の変化を評価することは困難であり、3時点での変化を評価する方法の開発も必要である。

2) 健康寿命の延伸可能性に関する研究

（村上義孝・辻 一郎）

日本人集団を代表するコホート研究であるNIPPON DATA90を用いて喫煙習慣と平均余命、健康寿命との関連を生命表法（サリバン法）により分析した。統計モデルにより推定したパラメータを生命表計算に用い平均余命、健康寿命（介護保険非該当での平均生存期間）を算定した結果、平均余命、健康寿命は男性60歳では非

喫煙23.7歳、23.2歳、禁煙23.0歳、22.6歳、現在喫煙で20.0歳、19.3歳と、平均余命・健康寿命ともに非喫煙、禁煙、現在喫煙の順に低く、非喫煙と禁煙の値は近いこと、現在喫煙は3～4歳低いことが示された。女性60歳では平均余命、健康寿命は、非喫煙27.3歳、25.0歳、禁煙22.2歳、20.8歳、現在喫煙22.5歳、20.7歳と、平均余命では非喫煙、現在喫煙、禁煙の順で、健康寿命では非喫煙、禁煙、現在喫煙の順で低くなること、女性では禁煙と現在喫煙の値は近いのに対し、非喫煙は4～5歳ほど値が高いことが示された。

健康的な生活習慣の組み合わせと健康寿命（介護保険非該当での平均生存期間）との関連を前向きコホート研究によって検討した。その結果、健康的な生活習慣の該当数が多い者ほど要介護・死亡の多変量調整ハザード比は用量依存性的かつ有意に低下した。健康的な生活習慣の該当数が多い者ほど無障害生存期間は有意に長く、最低群（0～1つ）を基準とした場合の最高群（5つ該当）の50パーセンタイル差（イベント発生50%に至るまでの期間の差）の推定値は25.4ヶ月（95%信頼期間：20.1-30.6ヶ月）と、2年程度の差がみられた。生活習慣の改善によって健康寿命が延伸しうることが示唆された。

3) 生活習慣病の地域格差の要因に関する研究

（相田 潤・近藤尚己・田淵貴大）

イギリスで開発された格差の指標化のツール（Inequalities Calculation Tool）を用いて、3歳児う蝕（2002年から2013年までの乳幼児健診における3歳児う蝕有病者率の都道府県値）をめぐる格差の状況と経年的な推移を分析した。所得の3分位で地域を分けた際の、最も所得が高い地域と低い地域の平均う蝕有病者率は平成14年にはそれぞれ29.7%と41.7%であり、平成25年には16.3%と23.5%であった。絶対的格差である格差勾配指数（SII）は18.8から12.1に減少した。相対的格差である格差相

対指数（RII）は1.82から2.02に増加した。う蝕の平均的な減少にもかかわらず、格差は存在していた。絶対的格差は減少傾向にあるが、相対的格差は増加傾向にあることが分かった。

国民生活基礎調査データを用いて、男女別に都道府県毎の喫煙率を計算し、Rate difference や Rate ratio など複数の格差指標を用いて格差の推移について検討した。平成13年から22年にかけて都道府県別の喫煙率は男性では全般的に減少傾向を呈し、女性では横ばいからやや減少の傾向を呈していた。一方、平成16年から22年にかけての喫煙の都道府県格差は、男性では横ばい傾向、女性では減少傾向にあることが分かった。男性においては各格差指標に一致した傾向を認めなかった一方、女性ではすべての格差指標で減少傾向を認めた。本研究は日本における喫煙の都道府県格差を理解するための基礎資料となる。

健康格差の要因に関する量的な観察研究の手法について先行研究を踏まえてレビューした。健康格差は異なる集団間の健康指標のばらつきで計測する。最も単純なものとしては集団間の差や比がある。格差勾配指数や格差相対指数など、回帰分析を用いたより洗練された手法の活用も推奨されている。各集団を定義する指標としては、公衆衛生上の重要性から、地域・所得階層・学歴・職種・雇用形態などが用いられることが多い。分析手法については、これらの健康格差指標を従属変数とした回帰分析による地域相関研究により仮説設定が可能である。地域の経済状況やソーシャルキャピタル、建造環境など、個人の努力では対応できない、社会環境に関する要因を説明変数とすることで、政策上有益な分析が可能となる。個人の健康指標をアウトカムとして、個人の社会経済指標の変数と集団レベルの環境要因変数との交互作用を推定するマルチレベル分析を行うことでより厳密な分析が可能となる。

4) 効果的な生活習慣改善につながる優良事例に関する研究（津下一代）

優良事例を詳細に検討し、他自治体にも横展開できるノウハウを発見し、紹介していくために、本研究では、「優良事例と考えられる市町村では、健康課題の分析、健康増進計画等をもとに、ニーズにあわせて新規保健事業にも取り組んでいる」と仮定し、RE-AIMモデルの観点を踏まえて調査票（案）を作成した。愛知県内54市町村に予備調査を行ったところ、新規保健事業実施にあたり、自市町村のセグメント別健康課題を意識したものよりも、他市町村の保健事業の資料を参考にして事業計画を立てているところが多かった。ポピュレーション事業でも住民が参画して計画したものが少ない、対象者セグメントを意識した取り組みや評価指標を考慮して計画した取り組みが少ないなどの状況が確認できた。

保健事業をマンネリ型・打ち上げ型・ステージアップ型の3つに分類すると、打ち上げ型にとどまっているものが少なくなく、他事業へ応用がきくステージアップ型を真の優良事例と提唱していくことが重要と考えられる。予備調査を踏まえて調査票の修正を行い、都道府県を拡大して優良事例の検討を行う予定である。

D. 考 察

本研究事業では、以下の4点について調査研究を行った。

1. 健康寿命の全国推移と都道府県格差の算定・評価に関する研究
2. 健康寿命の延伸可能性に関する研究
3. 生活習慣病の地域格差の要因に関する研究
4. 効果的な生活習慣改善につながる優良事例に関する研究

この4項目のそれぞれについて、本年度の達成状況を検討したい。

第1項「健康寿命の全国推移と都道府県格差の算定・評価に関する研究」では健康日本21（第二次）の中間評価が平成29年度に行われ

る予定であることを念頭に、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」と「健康寿命の都道府県格差の縮小」という健康日本21（第二次）の目標の達成状況を適切に評価する統計手法を検討し、確立した。その手法を実際に用いたところ、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」については、男性で「目標達成といえない」、女性で「目標達成といえる」と判定された。都道府県のバラツキ（標準偏差）は、平成22年と平成25年との間で、男性で約17%縮小、女性で約6%縮小していた。これらの評価を安定的に行うには、3時点の比較が不可欠であり、平成28年「国民生活基礎調査」データの公開を待って、再解析を行う予定である。なお、以上のことは、平成29年5月に開催予定である厚生労働省「健康日本21推進専門委員会」において報告される予定である。

第2項「健康寿命の延伸可能性に関する研究」では、国内のコホート研究データを用いて、喫煙習慣と健康寿命との関連、健康的な生活習慣と健康寿命との関連について、それぞれ検討を行った。その結果、健康寿命は非喫煙者が最も長く、禁煙、現在喫煙の順に短くなり、非喫煙者と現在喫煙者との間における60歳時点の健康寿命の差は男性で3.9年、女性で4.3年であることが分かった。また、健康的な生活習慣5種類を全て実践している者と全く実践していない者との間で、65歳時点の健康寿命には25.4ヶ月（95%信頼期間：20.1-30.6ヶ月）の差がみられた。これらの知見は、健康増進対策により期待される効果（健康寿命の延伸程度）に関する一定の規模感を示すものであり、政策策定に有用であることに加えて、一般向けのキャンペーンなどにも活用が可能であると思われる。

第3項「生活習慣病の地域格差の要因に関する研究」では、3歳児のう蝕有病率と成人の喫煙率を例に、都道府県間格差の動向についてさまざまな評価指標で検討した。その結果、う蝕に関する絶対的格差は減少傾向にあるが、相対的格差は増加傾向にあることが分かった。また、

平成16年から22年にかけての成人喫煙率の都道府県格差は、男性では横ばい傾向、女性では減少傾向にあることが分かった。男性では各格差指標に一致した傾向を認めなかった一方、女性ではすべての格差指標で減少傾向を認めた。これらの知見は、わが国における健康格差の現状を理解する上で重要な意味を持つものと思われる。以上のような方法論的な検討を踏まえて、来年度はナショナル・データベース（NDB）の特定健診データを用いて喫煙率・メタボリックシンドローム該当率などの年齢調整値を市区町村ごとに算出して関連要因を検討することを予定している。これにより、健康格差の縮小に向けた提言を行う。

第4項「効果的な生活習慣改善につながる優良事例に関する研究」では、来年度に予定している全国調査の準備として、愛知県内54市町村に調査を行った。その結果、新規保健事業の実施にあたり、自市町村のセグメント別健康課題を意識したものよりも、他市町村の保健事業の資料を参考にして事業計画を立てているところが多いことが分かった。また、保健事業をマンネリ型・打ち上げ型・ステージアップ型の3つに分類すると、打ち上げ型にとどまっているものが少なくないのが現状であり、他事業へ応用がきくステージアップ型を真の優良事例と提唱していくことが重要と考えられた。

以上のように、本研究課題は当初の計画通り順調に進捗しており、次年度の研究事業に対する準備作業も順調に進捗している。また、本研究事業での検討結果は厚生労働省の委員会で報告される予定であり、行政上の価値も十分に高い。本年度の研究成果と準備作業に基づいて、次年度以降も研究をさらに発展させ、健康日本21（第二次）のさらなる発展に向けて研究者の立場からサポートしていく所存である。

E. 結論

健康日本21（第二次）の推進を研究者の立場からサポートすることを目的に8名の研究

者で研究班を組織し、以下の結果を得た。

1. 平成 19・22・25 年の 3 時点比較により、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」という健康日本 2 1（第二次）の目標は、男性で「達成といえない」、女性で「達成といえる」と判定された。
2. 「健康寿命の都道府県格差の縮小」という健康日本 2 1（第二次）の目標について、都道府県のバラツキ（標準偏差）は、平成 22 年と平成 25 年との間で、男性で約 17% 縮小、女性で約 6% 縮小していた。
3. コホート研究により、非喫煙者と現在喫煙者との間における 60 歳時点の健康寿命の差は男性で 3.9 年、女性で 4.3 年であった。健康的な生活習慣 5 種類を全て実践している者と全く実践していない者との間で、65 歳時点の健康寿命には 25.4 ヶ月の差がみられた。
4. 平成 14 年から 25 年までの間で、う蝕有病率（都道府県別）の絶対的格差は減少傾向にあるが、相対的格差は増加傾向にあった。また、平成 16 年から 22 年までの成人喫煙率の都道府県格差は、男性で横ばい傾向、女性で減少傾向にあった。
5. 愛知県内 54 市町村に調査を行った結果、新規保健事業の実施にあたり、自市町村のセグメント別健康課題を意識したものよりも、他市町村の保健事業の資料を参考にして事業計画を立てているところが多かった。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

- 1) Igarashi A, Aida J, Tsuboya T, Sugiyama K, Koyama S, Matsuyama Y, Sato Y, Yamamoto T, Osaka K. Trend in inequality in 3-year-old children's caries over 12 years. 95th General Session & Exhibition of the International Association for Dental Research. San Francisco, March 2017.

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

Ⅲ. 分担研究報告書

健康寿命の延伸可能性に関する研究

研究分担者 辻 一郎 東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野・教授

研究要旨

健康的な生活習慣の組み合わせと無障害生存期間（disability-free survival）との関連を前向きコホート研究によって検討した。その結果、健康的な生活習慣の該当数が多い者ほど無障害生存期間は有意に長く、最低群（0～1つ）を基準とした場合の最高群（5つ該当）の50パーセントイル差（イベント発生50%に至るまでの期間の差）の推定値は25.4ヶ月（95%信頼期間：20.1～30.6ヶ月）と、2年程度の差がみられた。生活習慣の改善によって健康寿命が延伸しうることが示唆された。

研究協力者

遠又靖丈 東北大学大学院公衆衛生学分野

張 姝 東北大学大学院公衆衛生学分野

丹治史也 東北大学大学院公衆衛生学分野

A. 研究目的

国民健康づくり運動「健康日本21（第二次）」では、生活習慣の改善、そして健康寿命の延伸を目指している。しかし生活習慣の改善によって、どの程度、健康寿命が延伸されるか明らかでない。そこで健康的な生活習慣の組み合わせと無障害生存期間（disability-free survival）との関連を前向きコホート研究によって検討した。

B. 研究方法

1. 調査対象

調査対象は、宮城県大崎市の65歳以上の住民全員である。

2. 調査方法

2006年12月に、生活習慣を含む自記式質問紙調査を実施した。

要介護認定の認定年月日に関する情報は、大崎市と東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野（本分野）との調査実施協定に基づき、文書に

よる同意が得られた者を対象として、本分野に提供された。本研究ではベースライン調査後から9年以内に新規に要介護認定（要支援・要介護の全区分）を受けた場合を、「要介護発生」と定義した。なお、死亡または転出の情報は、住民基本台帳の除票により確認した。

3. 統計解析

解析対象者について以下に示す（図1）。有効回答者23,091名のうち、除外基準として要介護認定の情報提供に非同意の者、ベースライン時に要介護認定を受けていた者、ベースライン調査期間（2006年12月1日～15日）に異動した者、健康的な生活習慣の変数に無回答の者を除き9,746名を解析対象とした。

曝露指標である健康的な生活習慣の定義を以下に説明する。高齢期の虚弱・要介護発生に関するシステムレビューに基づき、リスク低下が期待されている5つの生活習慣を選出し、それぞれ以下のように定義した：1）喫煙：非喫煙または禁煙5年以上、2）身体活動：1日平均歩行時間30分以上、3）睡眠時間：1日平均睡眠時間6～8時間、4）野菜摂取量：中央値以上、5）果物摂取量：中央値以上。曝露変数は、これら健康的な生活習慣の該当数（範囲：0～5つ）について、「0～1つ」「2つ」「3つ」「4つ」「5つ」

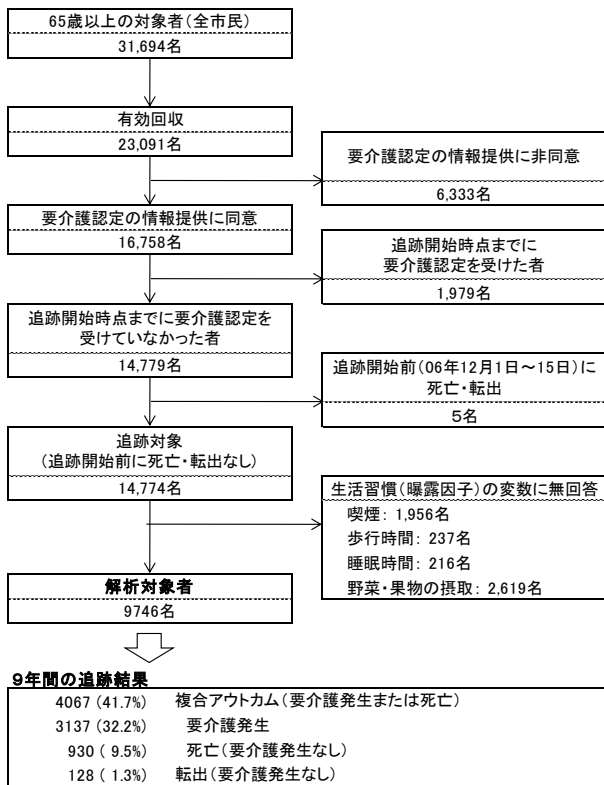


図1 解析対象者のフロー図

の5群に分類した。

主要エンドポイントは、9年間（2006年12月～2015年11月）の新規要介護認定または死亡の発生（複合アウトカム）とした。本研究における無障害生存期間は、ベースライン時点で要介護認定を受けていない本解析対象者において、ベースライン時点から複合アウトカム（新規要介護認定または死亡）が発生するまでの期間と定義した。すなわち、「要介護認定を受けておらずに生存している期間」が本研究における無障害生存期間の定義である。

統計解析には、第1にCox比例ハザードモデルを用い、健康的な生活習慣の該当数「0～1つ」の群を基準群（reference）とした複合アウトカムのハザード比と95%信頼区間（95%CI）を算出した。第2にLaplace回帰分析を用い、健康的な生活習慣の該当数「0～1つ」の群を基準群（reference）とした50パーセンタイル差（50th PD：イベント発生50%に至るまでの期間の差）と95%信頼区間（95%CI）を推定した。

なお上記の解析における調整項目は、性別、年

齢、教育歴、ソーシャルサポート（表1の5項目）、身体機能（基本チェックリスト NO.6-10。3点以上が身体機能低下あり）、認知機能（基本チェックリスト NO.18-20。1点以上が認知機能低下あり）とした。

解析にはSAS version 9.4 (SAS Inc., Cary, NC)、Stata MP version 13 (Statacorp, College Station, TX, USA)を用い、両側P<0.05を有意水準とした。

4. 倫理的配慮

本調査研究は、東北大学大学院医学系研究科倫理審査委員会の承認を得た。また対象者に対しては、調査目的を書面にて説明した上で、要介護認定に関する情報提供について書面による同意を得ており、倫理面の問題は存在しない。

C. 研究結果

1. 対象者の基本特性

健康的な生活習慣の該当数が多い群ほど、年齢が若く、男性の割合が少なく、最終学歴16歳未満の割合が少なく、ソーシャルサポートありの割合（特に「困ったときの相談相手」「体の具合が悪いときの相談相手」「日常生活を援助してくれる人」）が高く、身体機能低下なしの割合が高く、認知機能低下なしの割合が高かった（表1）。

2. 要介護・死亡リスク

9年間の追跡調査の結果、解析対象者9,746名のうち、複合アウトカムの発生者は4,067名（41.7%）であった。

「0～1つ」群に対する要介護・死亡の多変量調整ハザード比（95%CI）は、「2つ」で0.76（0.68, 0.85）、「3つ」で0.66（0.59, 0.73）、「4つ」で0.59（0.52, 0.65）、「5つ」で0.54（0.47, 0.61）と、有意なリスク減少を認めた（表2）。また傾向性のP値<0.001であり用量反応関係を認めた。

3. 無障害生存期間

本研究のメインである、無障害生存期間の結果を表3に示す。

「0～1つ」群に対する 50th PD (95%CI) の推定値 (多変量調整) は、「2つ」で 11.5 ヶ月 (6.8-16.2 ヶ月)、「3つ」で 17.4 ヶ月 (12.6-22.2 ヶ月)、「4つ」で 23.9 ヶ月 (19.2-28.6 ヶ

月)、「5つ」で 25.4 ヶ月 (20.1-30.6 ヶ月)と、健康的な生活習慣の該当数が多い者ほど無障害生存期間は有意に長く、傾向性の P 値<0.001 で用量反応関係を認めた。

表 1 対象者の基本特性

	健康的な生活習慣の該当数					P値 ^a
	0~1	2	3	4	5	
n	822	1935	2878	2646	1465	
年齢 (歳)	74.9±7.0 ^b	74.1±6.4	73.5±5.9	73.1±5.7	72.7±5.3	<.001
男性 (%)	66.2	52.8	47.1	45.7	41.7	<.001
Body mass index (kg/m ²)	23.4±3.9	23.5±3.4	23.6±3.3	23.6±3.2	23.6±3.0	<.001
最終学歴 <16歳 (%)	41.6	35.6	29.6	25	19.3	<.001
ソーシャルサポートあり (%)						
困ったときの相談相手	83.2	87.8	90.7	93.2	94.1	<.001
体の具合が悪いときの相談相手	89.1	92	93.9	95.6	96.3	<.001
日常生活を援助してくれる人	82.4	83.4	86.1	87.2	88.4	<.001
具合が悪いとき病院に連れて行ってくれる人	91.7	92.7	92.3	93.8	93.5	0.12
寝込んだとき身のまわりの世話をしてくれる人	86.6	87.6	87	88.4	89.2	0.18
身体機能低下なし (%)	62.5	69.5	76.4	80.4	87.2	<.001
認知機能低下なし (%)	46	53.4	62.3	68.3	74.5	<.001

a. カイ2乗検定または一元配置分散分析

b. 平均±標準偏差

表 2 健康的な生活習慣と要介護・死亡リスクとの関連 (n=9, 746)

健康的な生活習慣の 該当数	イベント発生率 (/1,000 人年)	性・年齢調整 ^b		多変量調整 ^c	
		ハザード比	(95%信頼区間)	ハザード比	(95%信頼区間)
0～1つ	105.5	1	(基準)	1	(基準)
2つ	73.3	0.71	(0.64, 0.79)	0.76	(0.68, 0.85)
3つ	57.7	0.58	(0.52, 0.66)	0.66	(0.59, 0.73)
4つ	48.5	0.50	(0.45, 0.56)	0.59	(0.52, 0.65)
5つ	40.9	0.43	(0.38, 0.49)	0.54	(0.47, 0.61)
傾向性のp値		<0.001		<0.001	

b. 調整項目: 性別、年齢

c. 調整項目: 性別、年齢、教育歴、ソーシャルサポート、身体機能、認知機能

表3 健康的な生活習慣と無障害生存期間 (disability-free survival) との関連：追跡9年間 (n=9,746)

健康的な生活習慣 の該当数	対象者数	イベント発生率 (%) ^a	性・年齢調整 ^b		多変量調整 ^c	
			期間の差 ^d	95%信頼期間	期間の差 ^d	95%信頼期間
0～1つ	822	61.6	0	(基準)	0	(基準)
2つ	1935	49.2	16.7	(12.4, 20.9)	11.5	(6.8, 16.2)
3つ	2878	41.2	25.1	(20.5, 29.7)	17.4	(12.6, 22.2)
4つ	2646	36.2	33.3	(28.3, 38.3)	23.9	(19.2, 28.6)
5つ	1465	31.8	38.1	(32.8, 43.4)	25.4	(20.1, 30.6)
傾向性のp値			<0.001		<0.001	

a. 新規要介護認定または死亡となった場合は「イベント発生あり」「イベントなし」が無障害生存

b. 調整項目：性別、年齢

c. 調整項目：性別、年齢、教育歴、ソーシャルサポート、身体機能、認知機能

d. 50%がイベント発生に至る追跡期間の差(単位：月)

D. 考察

本研究の目的は、健康的な生活習慣の組み合わせと無障害生存期間 (disability-free survival) との関連を前向きコホート研究により検証することである。その結果、様々な要因を調整しても、健康的な生活習慣の該当数が多い者ほど無障害生存期間が長かった。最低群 (0～1つ) を基準とした場合の最高群 (5つ該当) の50パーセンタイル差は25.4ヶ月と、2年程度の差がみとめられた。

本研究の長所は、1) 対象者9,746名と比較的大規模なコホート研究であること、2) 追跡率がほぼ100%であること (98.7%)、3) 様々な交絡因子を考慮していることが挙げられる。

一方で、本研究には、いくつかの限界がある。第一に、本研究では50パーセンタイル差を算出したが、実際には健康的な生活習慣の該当数が多い者ではアウトカム発生の頻度が50%に達していないので、本研究における無障害生存期間の結果は実測値に基づくものではない (あくまで推定された外挿値である)。実測値に基づく計算を行うためには、今後さらなる長期追跡が必要である。第二に、アウトカム発生に至った原因を調査していないことである。したがって何の疾患のリスク低下を介して無障害生存期間が長かったのか明らかではない。

最後に、本研究は観察研究であるので未知の交絡やバイアスの可能性を否定できない。今後、さらなる前向き研究の実施が求められる。

E. 結論

健康的な生活習慣の該当数が多い者ほど無障害生存期間は長かった。以上の結果から、生活習慣の改善によって健康寿命が延伸しうることが示唆された。

F. 健康危機情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

健康寿命の全国推移の算定・評価に関する研究 —評価方法の作成と適用の試み—

研究分担者 橋本 修二 藤田保健衛生大学医学部衛生学講座・教授

研究要旨

健康寿命の推移について、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」（健康日本21（第二次）の目標）の達成状況の評価方法を開発・提案することを目的とした。本年度は3年計画の初年度として、評価方法と評価プログラムを試作した。評価方法としては、重み付き線型回帰（重みは分散の逆数）に基づく不健康寿命の推移の傾きが0未満に対する片側検定（有意水準5%）とした。「日常生活に制限のない期間の平均」の全国の2007・2010・2013年の推移と都道府県の2010・2013年の推移に対して、評価方法の適用可能性を確認した。次年度に評価方法を確定し、評価プログラムを完成する計画である。

研究協力者

川戸美由紀 藤田保健衛生大学医学部衛生学
講座

尾島 俊之 浜松医科大学健康社会医学講座

象集団に全国を、対象指標に「日常生活に制限のない期間の平均」を、対象期間に2010～2016年を、対象データに3時点を想定するとともに、より広い対象への適用可能性を考慮した。また、健康寿命の推移に対する評価方法の適用を支援するために、評価プログラムのプロトタイプを試作した。

A. 研究目的

分担研究課題の「健康寿命の全国推移の算定・評価に関する研究」では、健康寿命の推移について、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」（健康日本21（第二次）の目標）の達成状況の評価方法を開発・提案することを目的とした。

本年度は3年計画の初年度として、健康寿命の推移について評価方法を検討し、評価プログラムのプロトタイプを試作した。また、全国の2007・2010・2013年の推移、および、都道府県の2010・2013年の推移に対して、評価方法の適用を試みた。

2. 健康寿命の推移の評価方法の適用可能性

「日常生活に制限のない期間の平均」と「日常生活に制限のある期間の平均」について、全国の2007・2010・2013年の推移を観察し、評価方法を適用した。都道府県の2010・2013年の推移を観察し、評価方法を適用した。これらの健康寿命の指標値としては、いずれも既に公表されたものを用いた。

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に係る問題は生じない。

B. 研究方法

1. 健康寿命の推移の評価方法

健康日本21（第二次）の中間評価を念頭において、健康寿命の推移の評価方法として、対

C. 研究結果

1. 健康寿命の推移の評価方法

図1に、健康寿命の推移の評価方法を示す。健康寿命の推移の評価では、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」の目標達成を判定する。この判定には、重み付き線型回帰（重みは分散の逆数）に基づく不健康寿命の推移の傾きが0未満に対する片側検定（有意水準5%）を用いる。すなわち、不健康寿命の推移の傾きの90%信頼上限が0未満のとき、目標達成といえると判定し、0以上のとき、目標達成といえないと判定する。

図2に、評価プログラムのプロトタイプを示す。評価プログラムはExcel形式とした。データとして、年次（10個まで）ごとに、統計値（健康寿命、不健康寿命、平均寿命など）とその95%信頼区間（「健康寿命の算定プログラム」の出力内容）を入力する。結果として、回帰直線の切片と傾きの点推定値とp値、各年次の回帰直線の期待値、および、1年と10年の変化の点推定値と90%信頼区間を出力する。適用の例として、「日常生活に制限のある期間の平均」の2007・2010・2013年の女性のデータを用いた。傾き（1年の変化）の90%信頼上限が-0.01（0未満）から、目標達成といえると判定される。

2. 健康寿命の推移の評価方法の適用可能性

図3と表1に、「日常生活に制限のない期間の平均」と「日常生活に制限のある期間の平均」の2007・2010・2013年の推移と評価結果を示す。男性において、「日常生活に制限のない期間の平均」は有意に延伸し、「日常生活に制限のある期間の平均」は延伸傾向であり、10年の延伸がそれぞれ1.5年と0.2年と推定された。女性において、「日常生活に制限のない期間の平均」は有意に延伸、「日常生活に制限のある期間の平均」は有意に短縮し、10年の延伸がそれぞれ1.4年と-0.4年と推定された。「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」については、男性で目標達成といえないと判定され、女性で目標達成といえると判定された。

表2-1と表2-2にそれぞれ男性と女性の、都道府県における「日常生活に制限のない期間の平均」と「日常生活に制限のある期間の平均」の2010・2013年の推移と評価結果を示す。男性では、「日常生活に制限のない期間の平均」は14都道府県で有意に延伸した。「日常生活に制限のある期間の平均」は3都道府県で有意に短縮し、目標達成といえると判定された。女性では、「日常生活に制限のない期間の平均」は15都道府県で有意に延伸した。「日常生活に制限のある期間の平均」は11都道府県で有意に短縮し、目標達成といえると判定された。

健康寿命の推移の評価方法：

「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」の目標達成について、重み付き線型回帰（重みは分散の逆数）に基づく不健康寿命の推移の傾きが0未満に対する片側検定（有意水準5%）を用いて、下記の通り判定する。

不健康寿命の推移の傾きの90%信頼上限が0未満のとき、
目標達成といえると判定。

不健康寿命の推移の傾きの90%信頼上限が0以上のとき、
目標達成といえないと判定。

図1 健康寿命の推移の評価方法

健康寿命の推移の評価表

データ:

番号	データあり:1 データなし:0	西暦年次	平均寿命、健康寿命、不健康寿命など		
			観察値	95%信頼下限	95%信頼上限
1	1	2007	12.63	12.62	12.92
2	1	2010	12.77	12.62	12.92
3	1	2013	12.40	12.27	12.54
4	0	0	0.00	0.00	0.00
5	0	0	0.00	0.00	0.00
6	0	0	0.00	0.00	0.00
7	0	0	0.00	0.00	0.00
8	0	0	0.00	0.00	0.00
9	0	0	0.00	0.00	0.00
10	0	0	0.00	0.00	0.00

結果: 重み付き線型回帰分析(重みは分数の逆数)

	点推定値	標準誤差	95%信頼下限	95%信頼上限	p値(両側)
切片	95.23	34.44			
傾き	-0.04	0.02	-0.07	-0.01	0.016

結果: 観察値と期待値

番号	利用あり:1 利用なし:0	西暦年次	平均寿命、健康寿命、不健康寿命など		
			観察値	期待値	差
1	1	2007	12.63	12.72	-0.09
2	1	2010	12.77	12.59	0.18
3	1	2013	12.40	12.47	-0.07
4	0	0	0.00	0.00	0.00
5	0	0	0.00	0.00	0.00
6	0	0	0.00	0.00	0.00
7	0	0	0.00	0.00	0.00
8	0	0	0.00	0.00	0.00
9	0	0	0.00	0.00	0.00
10	0	0	0.00	0.00	0.00

結果: 傾き(1年の変化)と10年の変化と90%信頼区間、片側p値

	点推定値	標準誤差	90%信頼下限	90%信頼上限	p値(片側)
傾き	-0.04	0.02	-0.07	-0.01	0.008
10年の変化	-0.41	0.17	-0.69	-0.13	

傾きの90%信頼上限が0未満のとき、目標達成といえると判定される。

傾きの90%信頼上限が0以上のとき、目標達成といえないと判定される。

図2 健康寿命の推移の評価プログラム(プロトタイプ)

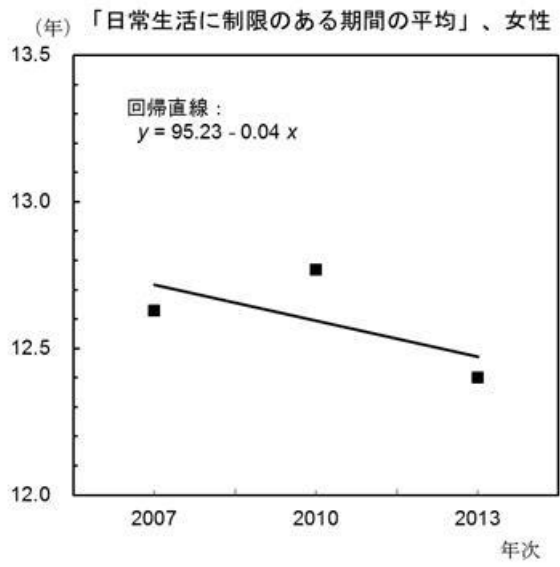
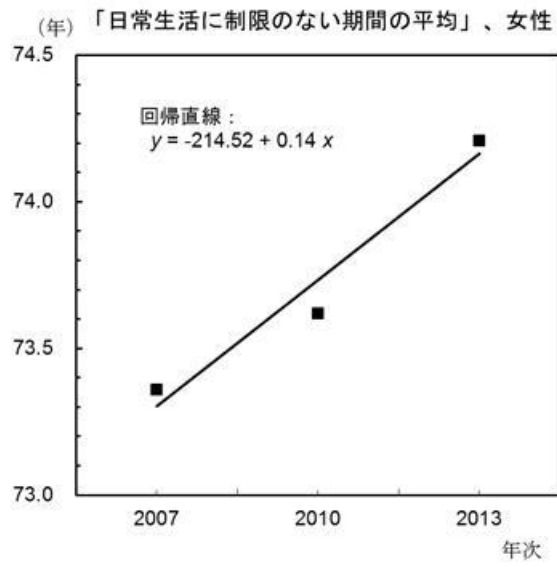
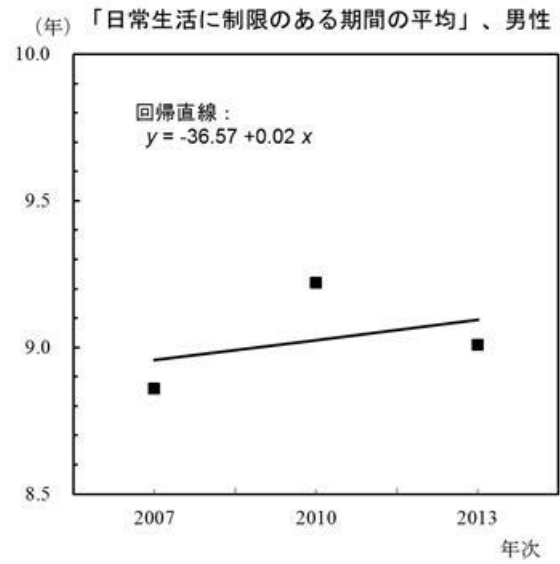
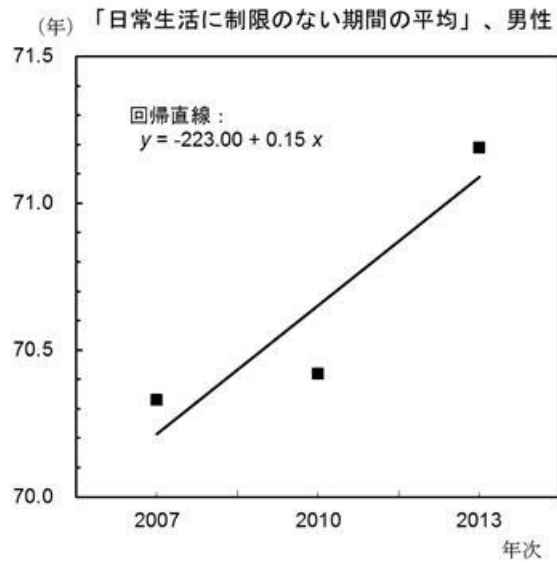


図3 「日常生活に制限のない期間の平均」と「日常生活に制限のある期間の平均」の推移
：2007・2010・2013年、男性と女性

表1 「日常生活に制限のない期間の平均」と「日常生活に制限のある期間の平均」の推移の評価結果：2007・2010・2013年、男性と女性

		2007年の期待値(年)	1年の変化(年)				10年の変化(年)		
			点推定値	90%信頼下限	90%信頼上限	片側p値 [#]	点推定値	90%信頼下限	90%信頼上限
男性	日常生活に制限のない期間の平均	70.21	0.15	0.12	0.17	0.000	1.46	1.20	1.72
	日常生活に制限のある期間の平均	8.96	0.02	0.00	0.05	0.927	0.23	-0.03	0.48
	平均寿命	79.17	0.17	0.16	0.18	0.000	1.71	1.65	1.77
女性	日常生活に制限のない期間の平均	73.30	0.14	0.11	0.17	0.000	1.43	1.14	1.73
	日常生活に制限のある期間の平均	12.72	-0.04	-0.07	-0.01	0.008	-0.41	-0.69	-0.13
	平均寿命	86.02	0.10	0.10	0.11	0.000	1.03	0.97	1.09

[#]：日常生活に制限のない期間の平均と平均寿命では、差が正に対する片側p値。

日常生活に制限のある期間の平均では、差が負に対する片側p値。

表 2-1 都道府県における「日常生活に制限のない期間の平均」と

「日常生活に制限のある期間の平均」の推移の評価結果：2010・2013年、男性

番号	都道府県	日常生活に制限のない期間の平均（年）				日常生活に制限のある期間の平均（年）			
		2010年	2013年	差	片側 p 値 ^a	2010年	2013年	差	片側 p 値 ^b
1	北海道	70.03	71.11	1.09	0.020 *	9.24	8.80	-0.44	0.200
2	青森	68.95	70.29	1.34	0.003 *	8.36	7.80	-0.55	0.111
3	岩手	69.43	70.68	1.26	0.007 *	9.14	8.48	-0.66	0.082
4	宮城	70.40	71.99	1.59	0.000 *	9.34	8.79	-0.55	0.108
5	秋田	70.46	70.71	0.25	0.308	7.79	8.09	0.30	0.750
6	山形	70.78	71.34	0.55	0.124	9.19	8.49	-0.69	0.060
7	福島	69.97	70.67	0.70	0.075	8.95	8.72	-0.23	0.310
8	茨城	71.32	71.66	0.34	0.237	7.82	8.01	0.19	0.657
9	栃木	70.73	71.17	0.44	0.179	8.41	8.52	0.11	0.596
10	群馬	71.07	71.64	0.57	0.121	8.39	8.12	-0.27	0.283
11	埼玉	70.67	71.39	0.72	0.080	9.04	8.97	-0.07	0.448
12	千葉	71.62	71.80	0.18	0.381	8.33	8.83	0.50	0.802
13	東京	69.99	70.76	0.77	0.047	9.88	9.78	-0.11	0.406
14	神奈川	70.90	71.57	0.68	0.070	9.46	9.32	-0.13	0.384
15	新潟	69.91	71.47	1.56	0.000 *	9.59	8.71	-0.88	0.019 *
16	富山	70.63	70.95	0.32	0.265	9.10	9.20	0.09	0.578
17	石川	71.10	72.02	0.92	0.050	8.65	8.68	0.04	0.529
18	福井	71.11	71.97	0.86	0.053	9.41	8.94	-0.47	0.171
19	山梨	71.20	72.52	1.33	0.006 *	8.39	8.17	-0.22	0.328
20	長野	71.17	71.45	0.28	0.294	9.81	9.82	0.01	0.509
21	岐阜	70.89	71.44	0.55	0.131	9.11	9.10	-0.02	0.485
22	静岡	71.68	72.13	0.45	0.134	8.35	8.25	-0.10	0.398
23	愛知	71.74	71.65	-0.09	0.581	8.04	8.87	0.83	0.971
24	三重	70.73	71.68	0.95	0.033	9.00	8.41	-0.59	0.117
25	滋賀	70.67	70.95	0.28	0.309	10.01	10.06	0.05	0.536
26	京都	70.40	70.21	-0.18	0.625	9.89	10.65	0.76	0.909
27	大阪	69.39	70.46	1.07	0.011 *	9.68	9.27	-0.41	0.189
28	兵庫	69.95	70.62	0.66	0.089	9.71	9.76	0.05	0.542
29	奈良	70.38	71.04	0.66	0.133	9.85	9.56	-0.29	0.307
30	和歌山	70.41	71.43	1.02	0.032	8.65	8.10	-0.55	0.141
31	鳥取	70.04	70.87	0.82	0.071	9.05	8.44	-0.61	0.112
32	島根	70.45	70.97	0.52	0.166	9.09	9.03	-0.06	0.447
33	岡山	69.66	71.10	1.45	0.003 *	10.15	9.35	-0.80	0.055
34	広島	70.22	70.93	0.70	0.092	9.75	9.53	-0.22	0.336
35	山口	70.47	71.09	0.61	0.130	8.57	8.31	-0.26	0.308
36	徳島	69.90	69.85	-0.05	0.536	9.56	9.26	-0.30	0.286
37	香川	69.86	70.72	0.86	0.057	9.91	9.53	-0.38	0.227
38	愛媛	69.63	70.77	1.14	0.014 *	9.60	8.89	-0.72	0.075
39	高知	69.12	69.99	0.88	0.070	9.83	9.74	-0.08	0.439
40	福岡	69.67	70.85	1.19	0.005 *	9.69	9.23	-0.46	0.153
41	佐賀	70.34	71.15	0.81	0.061	8.99	9.04	0.05	0.542
42	長崎	69.14	71.03	1.89	0.000 *	9.75	8.64	-1.11	0.013 *
43	熊本	70.58	71.75	1.17	0.011 *	9.75	9.18	-0.56	0.129
44	大分	69.85	71.56	1.71	0.001 *	10.30	8.83	-1.46	0.004 *
45	宮崎	71.06	71.75	0.70	0.100	8.70	8.07	-0.63	0.109
46	鹿児島	71.14	71.58	0.44	0.199	8.09	7.96	-0.12	0.402
47	沖縄	70.81	72.14	1.33	0.009 *	8.61	7.87	-0.74	0.085

^a：差が正に対する片側 p 値。^b：差が負に対する片側 p 値。*：p<0.05

表 2-2 都道府県における「日常生活に制限のない期間の平均」と

「日常生活に制限のある期間の平均」の推移の評価結果：2010・2013年、女性

番号	都道府県	日常生活に制限のない期間の平均（年）				日常生活に制限のある期間の平均（年）			
		2010年	2013年	差	片側 p 値 ^a	2010年	2013年	差	片側 p 値 ^b
1	北海道	73.19	74.39	1.19	0.024 *	13.37	12.16	-1.21	0.022 *
2	青森	73.34	74.64	1.30	0.007 *	12.11	10.81	-1.30	0.006 *
3	岩手	73.25	74.46	1.21	0.016 *	12.71	12.47	-0.24	0.330
4	宮城	73.78	74.25	0.47	0.179	12.69	12.70	0.01	0.511
5	秋田	73.99	75.43	1.44	0.003 *	12.09	10.89	-1.20	0.008 *
6	山形	73.87	74.27	0.40	0.224	12.57	12.13	-0.44	0.195
7	福島	74.09	73.96	-0.13	0.600	12.08	12.54	0.46	0.809
8	茨城	74.62	75.26	0.63	0.122	11.22	10.68	-0.55	0.154
9	栃木	74.86	74.83	-0.03	0.524	10.87	11.06	0.19	0.644
10	群馬	75.27	75.27	0.00	0.503	10.61	10.95	0.34	0.735
11	埼玉	73.07	74.12	1.05	0.037 *	12.86	12.04	-0.82	0.082
12	千葉	73.53	74.59	1.06	0.072	12.70	12.12	-0.58	0.210
13	東京	72.88	73.59	0.71	0.079	13.56	13.23	-0.33	0.257
14	神奈川	74.36	74.75	0.39	0.235	12.38	12.34	-0.04	0.467
15	新潟	73.77	74.79	1.02	0.020 *	13.24	11.83	-1.41	0.002 *
16	富山	74.36	74.76	0.39	0.236	12.41	12.31	-0.09	0.430
17	石川	74.54	74.66	0.12	0.421	12.27	12.18	-0.10	0.435
18	福井	74.49	75.09	0.60	0.142	12.49	12.33	-0.15	0.388
19	山梨	74.47	75.78	1.31	0.015 *	12.16	11.02	-1.13	0.025 *
20	長野	74.00	74.73	0.73	0.099	13.23	12.72	-0.52	0.178
21	岐阜	74.15	74.83	0.69	0.100	12.16	11.55	-0.61	0.123
22	静岡	75.32	75.61	0.29	0.266	10.90	11.09	0.19	0.662
23	愛知	74.93	74.65	-0.28	0.706	11.32	11.76	0.44	0.807
24	三重	73.63	75.13	1.50	0.004 *	12.52	11.33	-1.19	0.016 *
25	滋賀	72.37	73.75	1.38	0.014 *	14.38	13.58	-0.80	0.100
26	京都	73.50	73.11	-0.39	0.738	13.07	13.67	0.59	0.836
27	大阪	72.55	72.49	-0.06	0.542	13.35	13.69	0.34	0.741
28	兵庫	73.09	73.37	0.28	0.298	13.00	13.15	0.15	0.612
29	奈良	72.93	74.53	1.59	0.006 *	13.69	12.00	-1.70	0.003 *
30	和歌山	73.41	74.33	0.92	0.059	12.26	11.48	-0.78	0.085
31	鳥取	73.24	74.48	1.24	0.019 *	12.84	12.59	-0.25	0.326
32	島根	74.64	73.80	-0.84	0.933	12.40	13.05	0.64	0.887
33	岡山	73.48	73.83	0.35	0.268	13.42	12.89	-0.53	0.167
34	広島	72.49	72.84	0.35	0.285	14.55	14.30	-0.25	0.340
35	山口	73.71	75.23	1.52	0.004 *	12.35	11.29	-1.06	0.030 *
36	徳島	72.73	73.44	0.71	0.129	13.54	12.69	-0.84	0.079
37	香川	72.76	73.62	0.86	0.069	13.54	12.92	-0.62	0.132
38	愛媛	73.89	73.83	-0.05	0.535	12.77	12.50	-0.27	0.316
39	高知	73.11	74.31	1.20	0.029 *	13.45	12.14	-1.31	0.015 *
40	福岡	72.72	74.15	1.43	0.002 *	13.77	12.53	-1.24	0.006 *
41	佐賀	73.64	74.19	0.55	0.169	12.96	12.32	-0.64	0.121
42	長崎	73.05	73.62	0.57	0.166	13.27	12.77	-0.50	0.189
43	熊本	73.84	74.40	0.56	0.156	13.29	12.95	-0.34	0.263
44	大分	73.19	75.01	1.82	0.001 *	13.89	12.12	-1.77	0.002 *
45	宮崎	74.62	75.37	0.75	0.107	12.12	11.64	-0.48	0.204
46	鹿児島	74.51	74.52	0.02	0.489	11.83	11.92	0.09	0.564
47	沖縄	74.86	74.34	-0.52	0.788	12.04	12.87	0.83	0.904

^a：差が正に対する片側 p 値。^b：差が負に対する片側 p 値。*：p<0.05

D. 考 察

健康寿命の推移の評価では、「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」の目標達成を判定した。これは、健康日本 21（第二次）の中間評価を想定したものである。評価方法としては、重み付き線型回帰（重みは分散の逆数）に基づく不健康寿命の推移の傾きが 0 未満に対する片側検定（有意水準 5%）とした。重み付き線型回帰（重みは分散の逆数）は統計量の推移の標準的な解析方法であって、かつ、その傾きの検定は 2 時点の場合には平均の差の検定に一致することから、健康寿命の推移の評価方法として自然な方法と考えられる。また、片側検定は、判定する対立仮説（「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」の目標達成）が片側であることに対応したものである。

健康寿命の推移の傾きの 90%信頼上限が 0 未満のときに目標達成といえると判定し、0 以上のときに目標達成といえないと判定した。この信頼区間に基づく方法は近似的な方法であり、きわめて少ないデータを除き、広く適用されている。健康寿命の推移の評価として、ある程度の人口規模の対象集団（全国、都道府県を含む）では、この方法の近似精度は十分に高い。

評価方法の作成にあたって、対象集団は全国、対象指標は「日常生活に制限のない期間の平均」、対象期間は 2010～2016 年、データは 3 時点を想定したが、本評価方法はより広い対象に適用可能である。対象集団は都道府県など、対象指標は「自分が健康であると自覚している期間の平均」と「日常生活動作が自立している期間の平均」など、対象期間はとくに制限がなく、対象データは 2 時点以上である。評価方法について、これらの事項を含め、詳しく検討・確認した上で、次年度に確定する計画である。

評価プログラムのプロトタイプを試作した。試作版は Excel 形式とし、年次（10 個まで）ごとに、統計値（健康寿命、不健康寿命、平均寿命など）とその 95%信頼区間を入力する形式とした。健康寿命の指標値の算定に「健康寿命

の算定プログラム」を利用することが多いと指摘されている。本プログラムの入力内容は「健康寿命の算定プログラム」の出力内容から直接に得られる。出力結果として、回帰直線の切片と傾きの点推定値と p 値、各年次の回帰直線の期待値、および、1 年と 10 年の変化の点推定値と 90%信頼区間とした。健康寿命の推移について、観察と評価に必要な情報がおおよそ得られると思われる。評価プログラムについて、利用者が評価し易いように全面的に見直し、説明書を作成した上で、次年度に完成する計画である。

「日常生活に制限のない期間の平均」の全国の 2007・2010・2013 年の推移、および、都道府県の 2010・2013 年の推移に対して、評価方法を適用した。適用にあたって、特別な問題は見あたらなかったと考えられた。また、適用結果として、全国では女性が目標達成といえると、男性が目標達成といえないと判定された。また、いくつかの都道府県が目標達成といえると、残りの都道府県が目標達成といえないと判定された。これらの判定結果は、健康日本 21（第二次）の中間評価とは対象期間とデータが異なっている。あくまでも、評価方法の適用を試みたものであって、その解釈はできない。一方、本適用結果から、評価方法について、広い対象への適用可能性が確認されたものと考えられる。

E. 結 論

3 年計画の初年度として、評価方法と評価プログラムを試作した。評価方法としては、重み付き線型回帰（重みは分散の逆数）に基づく不健康寿命の推移の傾きが 0 未満に対する片側検定（有意水準 5%）とした。「日常生活に制限のない期間の平均」の全国の 2007・2010・2013 年の推移と都道府県の 2010・2013 年の推移に対して、評価方法の適用可能性を確認した。次年度に評価方法を確定し、評価プログラムを完成する計画である。

F. 研究危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

効果的な生活習慣改善につながる優良事例に関する研究

研究分担者 津下 一代 あいち健康の森健康科学総合センター・センター長

研究要旨

健康寿命の延伸と健康格差の縮小を推進するためには、自治体における健康増進事業・保健事業等の取り組み格差と課題を明確にし、改善方策を検討することが重要である。優良事例を詳細に検討し、他自治体にも横展開できるノウハウを発見、紹介していくことも有用と考えられている。

スマート・ライフ・プロジェクト（SLP）等の既存の優良事例の選定方法を概観、優良事例の定義や望ましい基準の在り方について検討した。自己申告、特定健診 NDB の活用等、使われるデータは様々であり、選定基準が年度によりぶれる傾向も見られる。また一部の保健事業の評価にとどまり、健康増進計画全体の優良事例といえるか、他自治体へ横展開可能な情報として公表されているかについてはさらに検討が必要である。

本研究では、「優良事例と考えられる市町村では、健康課題の分析、健康増進計画等をもとに、ニーズにあわせて新規保健事業にも取り組んでいる」と仮定し、RE-AIM モデルの観点を踏まえて調査票（案）を作成した。愛知県内 54 市町村に予備調査を行ったところ、新規保健事業実施にあたり、自市町村のセグメント別健康課題を意識したものよりも、他市町村の保健事業の資料を参考にして事業計画を立てているところが多かった。ポピュレーション事業でも住民が参画して計画したものが少ない、対象者セグメントを意識した取り組みや評価指標を考慮して計画した取り組みが少ないなどの状況が確認できた。

保健事業をマンネリ型・打ち上げ型・ステージアップ型の 3 つに分類すると、打ち上げ型にとどまっているものが少なくなく、他事業へ応用がきくステージアップ型を真の優良事例と提唱していくことが重要と考えられる。予備調査を踏まえて調査票の修正を行い、都道府県を拡大して優良事例の検討を行う予定である。

研究協力者

加藤 綾子 あいち健康の森健康科学総合センター
大曾 基宣 あいち健康の森健康科学総合センター
星野希代美 あいち健康の森健康科学総合センター

A. 研究目的

健康寿命の延伸と健康格差の縮小を国全体で推進するためには、健康指標がよくない自治体、健康増進対策が不十分な自治体が、積極的に保健事業の改善に取り組む必要がある。各自治体では健康増進計画を策定し、各種健康増進・保健事業を進めなければならないが、自治

体の健康増進対策には「取り組み格差」があることが知られている¹⁾。

そこで厚生労働省ではスマートライフプロジェクト（SLP）や日本健康会議の全数調査等で優良事例を選出、取り組みの横展開の促進を目指している^{2~3)}。また特定健診・保健指導制度では実施率、保健指導効果などを公表、数値による客観評価をおこない、優良保険者（市町村では国保対象）にインセンティブを与える方策をとっている^{4~6)}。

このような政策により、自治体における健康づくりのムーブメントは高まりつつあるが、一

方では地道に健康づくり事業に取り組んでいてもSLP等申請に躊躇する、もしくは関心が低い自治体が少なくない。さらに、特定健診・特定保健指導は数値評価が可能であるが、ポピュレーションアプローチ、健康環境づくりに関係する事業の評価方法が定まっていない現状がある。

健康日本21（第二次）の目標を達成していくためには、全自治体の状況を適切に評価し、課題発見と保健事業の改善につなげていくことが求められる。「優良事例」を適切に選定し、どの点が横展開可能なのかを丁寧に示していくことも重要と考える。

そこで本研究では、1. 従来の優良事例の選定基準、方法を調査すること、2. 研究班で「優良事例」の定義をおこない、アンケート調査票を作成した。本年度は愛知県内の54市町村で予備調査を実施し、優良事例抽出のための条件について検討することを目的とした。

B. 研究方法

1. 優良事例の検討

健康づくりの優良事例について、国の制度による選定状況を検討した。スマートライフプロジェクトおよび日本健康会議は、各制度のホームページより選定状況や評価方法を調べた。後期高齢者支援金の加算・減算制度は、「保険者による健診・保健指導等に関する検討会」の資料より選定状況や選定基準を調べた。特定保健指導等の効果的な実施方法の検証は、「特定保健指導等の効果的な実施方法の検証のためのワーキンググループ検証結果の取りまとめ報告」及び事例集より、選定状況や選定基準を調べた。保険者努力支援制度は、第97回社会保障審議会医療保険部会資料4より、選定基準を調べた。

またこれらについて優良事例の定義、あり方について、保健事業評価の視点およびRE-AIMモデルの観点から考察した^{7~11)}。保健事業評価の視点はストラクチャー、プロセス、アウトプット、アウトカムについて、RE-AIMモデルはReach、

Efficacy・Effectiveness、Adoption、Implementation、Maintenanceを参考にした。

2. アンケート調査について

(1) アンケート調査票の検討(表1:調査票)

優良事例ではマンネリ化した事業をしているのではなく、健康課題をもとにこの5年間に新たな保健事業を始めているであろう、そしてPDCAサイクルを回して保健事業を実施していると仮定、さらにこれらの新規事業が健康増進計画等に位置付けられていると仮定し、調査票を設計した。

調査内容は、1) 保健事業について、新たに始めた生活習慣病予防事業の有無を尋ね、事業内容、開始のきっかけ、着目理由、計画時の検討、検討時の活用資料、対象者選定、事業の見積もり、事業の評価、周知の工夫、波及効果を尋ねた。2) 健康日本21（第二次）、データヘルス計画の策定、進捗状況について、策定時の関係機関の連携、外部委託有無、保健事業との関連、毎年の進捗管理、評価を尋ねた¹²⁾。

なお回答者の属性として、担当課、保健師としての経験年数、現在の担当課での経験年数を尋ねた。

(2) アンケート予備調査の実施

アンケート予備調査を愛知県内の全54市町村にて実施した。またアンケート回答者については、保健事業を熟知し、経験を重ねた保健師に回答してもらえよう事前に電話にて依頼した。

アンケート分析には、PASW Statistics 18を用い、有意水準は $p < 0.05$ とした。各質問については、全体集計および、事業分類別に1) 疾病対策事業、2) ポピュレーション事業、3) 新規事業なし、に分類し、群間比較では χ^2 検定にて検討した。

C. 研究結果

1. 優良事例の検討(表1)

- ・スマートライフプロジェクト²⁾

厚生労働省が主催、健康づくりの取り組みの中で、健康増進、生活習慣病予防、介護予防等への貢献に資する優れた啓発・取組み活動に対して表彰している。申請したい自治体等が調査票記入と資料提供、審査委員が書面審査、協議により優良事例を選定している。戦略的に企画・運営されているか、適切な効果検証がなされているか、普及可能性があるかなどについて議論されている。これまでに全5回の表彰があり、149件の企業・団体・自治体が表彰され、そのうち49自治体が表彰されている。

表1. 優良事例の選定基準・選定数

選定制度	選定項目	評価方法	自治体数
スマートライフプロジェクト 受賞自治体	・科学的視座・新規性 ・普及性・波及性 ・目的、内容、評価指標の整合性 ・PDCAに基づいているか ・費用対効果	・申請自治体のみ ・自記式	7(第1回) 6(第2回) 9(第3回) 11(第4回)
・自治体全数調査実施口			全数
日本健康会議実施事例 自治体	・健康なまち、職場づくり 宣言の好事例 (取り組みのプロセス)	インセンティブ事業 生活習慣病重症化予防事業 わかりやすい情報提供	6 3 1
後期高齢者支援金減算 自治体	・実績値を指標とした 客観的評価	特定健診・保健指導 実施率	26(H25) 85(H26)
特定保健指導 調査対象市町村国保	・実績値を指標とした 客観的評価	積極的支援: 翌年度の動機づけ 支援・情報提供への改善率 動機づけ支援: 翌年度の情報提 供への改善率	11(市町村国保・大) 37(市町村国保・中) 32(市町村国保・小)
特定保健指導ヒアリング 調査対象市町村国保	・実績値を指標とした 客観的評価	積極的支援: 翌年度の動機づけ 支援・情報提供への改善率 動機づけ支援: 翌年度の情報提 供への改善率	1(市町村国保・大) 2(市町村国保・中) 2(市町村国保・小)
保険者努力支援制度	・実績値を指標とした 客観的評価 ・取り組み実施状況	特定健診・保健指導 実施率 重症化予防の取り組みの 実施状況等 総合的に考慮し5~40点を配点	平成28年度から 前倒し実施

- ・日本健康会議³⁾
平成27年7月経済団体・保険者・医療関係団体等民間組織や自治体で構成し、健康寿命の延伸を目指した取組を推進している。8項目の「健康なまち・職場づくり宣言」の達成状況について、保険者を対象に全数調査を実施した結果を公表した。データヘルス計画の取り組みや保健事業について、達成要件を満たす自治体数および企業数を把握し、日本健康会議のホームページ上で紹介している。各宣言の優良事例14件の事例紹介をしている。
- ・後期高齢者支援金の加算・減算制度⁴⁾
特定健診・保健指導の実績値を指標とした客観的評価を行う。減算保険者は、特定健診・

特定保健指導それぞれについて、保険者種別・規模別の実施状況分布を考慮し、調整後の実施率をもって評価している。平成25年度減算自治体は26自治体、平成26年度は85自治体である。

- ・特定保健指導等の効果的な実施方法の検証⁵⁾
翌年度の保健指導対象解除率の高い自治体をNDBより選定、調査を行ったものである。(積極的支援⇒翌年度動機づけ支援もしくは情報提供への移行率、動機づけ支援⇒情報提供への移行率)。本調査で選定された自治体は、実施率と効果を高めるため、地道で丁寧な取組みをしていた。外部委託機関との連携、評価等も実施しており、地道な保健活動に焦点を当てる意味ではこのような実績評価も有用であると考えられた。
- ・保険者努力支援制度⁶⁾
平成30年度以降に実施であるが、平成28、29年度分は前倒しで実施している。保険者共通の指標では6項目、国保固有の指標では5項目設定され、特定健診・特定保健指導、重症化予防、広く加入者に対して行う予防・健康づくりの取組などが設定されている。

2. アンケート調査 (図1~8)

(1) 保健事業について

愛知県下54市町村に実施し、全54市町村から回答を得た。回答者54名中、52名が保健師、2名が事務職であった。保健師の経験年数は平均18.8±8.5年、担当課経験年数11.2±8.8年であった。

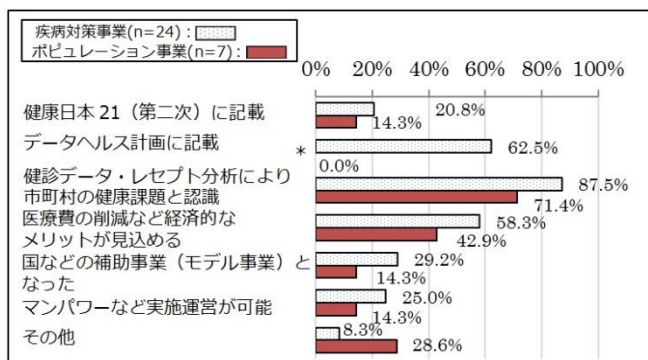
新たに始めた生活習慣病予防事業を有りと回答した市町村は85.2%(n=46)で、無しと回答した市町村は14.8%(n=8)であった。無しの理由として、既存事業では保健事業は十分実施できていないが人員確保の目処がたたないため、また新規事業をどのように計画してよいかわからないためとの回答がそれぞれ37.5%(n=3)であった。

保健事業分類では、ア) 疾病対策事業(重症

化予防事業、糖尿病対策事業等) n=24、イ) ポピュレーション事業 (健康マイレージ事業など) n=7、ウ) その他 n=15 と、疾病対策事業を答えた市町村が多かった。以下に特徴的な項目について述べる。

1) 保健事業に着目した理由

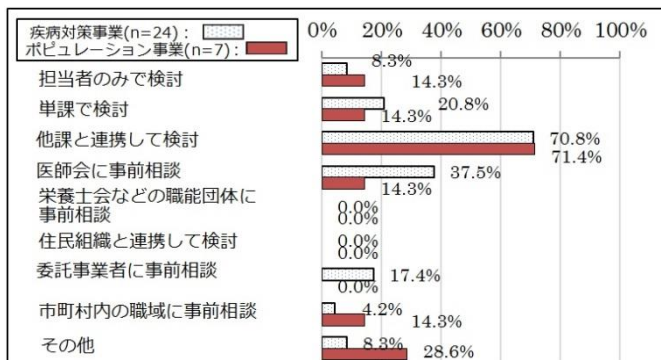
図1. 「保健事業に着目したのはなぜですか？」(複数回答)



いずれの取り組みにおいても「健診データ・レセプト分析により市町村の健康課題と認識された」が最も多く、経済的なメリット、国の補助などが続いている。「健康日本21計画」との関連は疾病対策事業で20.8%、ポピュレーション事業で14.3%にとどまった。疾病対策事業はデータヘルス計画に記載されているからという回答が多かった。

2) 保健事業の検討範囲

図2. 「保健事業を計画する際に、どの範囲で検討しましたか？」(複数回答)



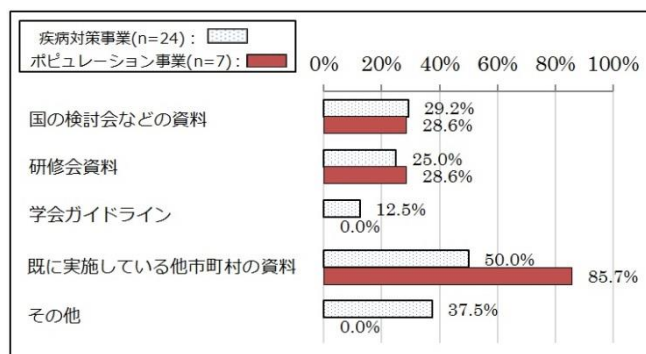
保健事業計画の際、他課との連携があったか、の問に対して、疾病対策事業で70.8%、ポピュレーション事業で71.4%とどちらの事業でも

高い回答であった。担当者のみ、単課で検討した割合を合わせると、いずれの事業においても3割程度であった。

外部専門機関との連携については、疾病対策事業では医師会との事前相談が4割程度である。ポピュレーション事業においては、外部機関との連携が乏しい傾向がみられた。

3) 保健事業検討時の活用資料

図3. 「保健事業を検討するために、何を活用しましたか？」(複数回答)



保健事業を検討するために最も参考にした資料は「既の実施している他市町村の資料」であった。とくにポピュレーション事業では85.7%にのぼっている。学会ガイドラインや国の検討会資料、研修会資料など、学術的な根拠を示している資料よりも、「現実にどのように動かしているか」が用いられている。「他の市町村でできることは、自分の町でも実施できそう」「予算や具体的なスケジュール感がわかる」「教材、資料が参考になる」などの理由であり、優良事例の横展開が重要である。

4) 保健事業の対象者検討の際に意識する項目

いずれの事業においても、年代・健康状態・性別などの視点から対象者セグメントを意識していたが、ポピュレーション事業ではそれ以外に「地域」、「参加しない」層に着目しているとの回答が、疾病対策事業よりも有意に高かった。経済状況 (生活保護受給者、低所得者層など)、生活環境 (独居、母子家庭など家族構成) に着目している割合は低かった。

図4.「保健事業の対象者を検討する際、どのようなことを意識していますか？」(複数回答)

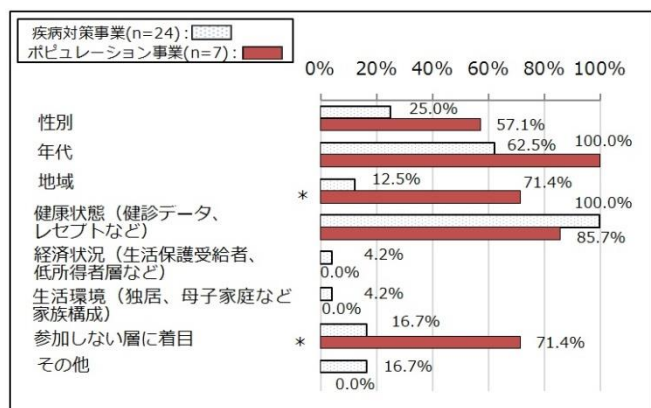
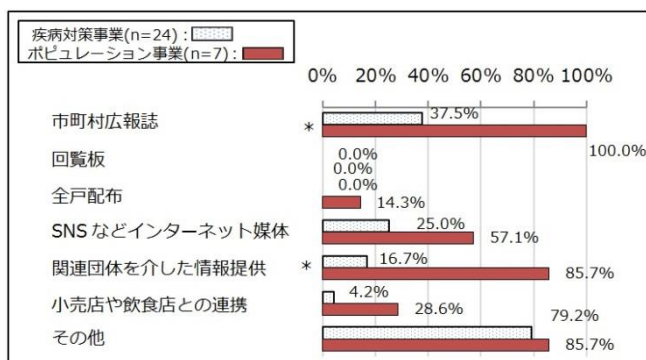
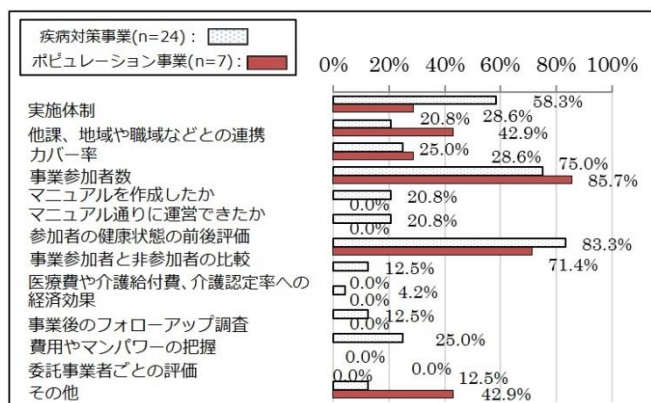


図6.「保健事業の情報を住民に伝えるために、どのような工夫をしていますか？」(複数回答)



5) 保健事業の評価

図5.「保健事業はどのように評価していますか？(または予定を含む)」(複数回答)



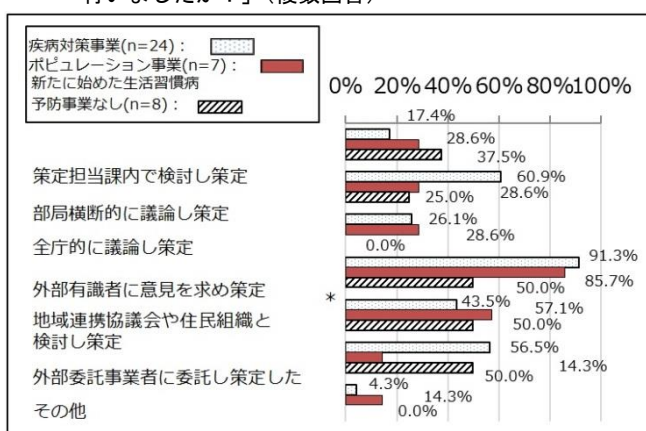
いずれの事業でも参加者数、参加者の健康状態の前後比較が最も多かった。体制整備などのストラクチャー評価、マニュアル作成・運営などのプロセス評価の実施率は低く、アウトカム評価としてはカバー率(参加者数/該当者数)の評価が低かった。さらに事業終了後の長期フォローについては、ポピュレーション事業で実施されているところはなかった。

6) 保健事業の情報を住民に伝えるための工夫

ポピュレーション事業では、市町村広報誌、インターネット媒体等を通じた、行政から住民への情報発信が多かった。関連団体を介した情報提供、小売店や飲食店との連携など、外部機関を通しての情報発信の取り組みが進んでいる状況であった。

(2) 計画の策定状況、計画と事業の関連

図7.「健康日本21(第二次)の策定についてどのように行いましたか？」(複数回答)



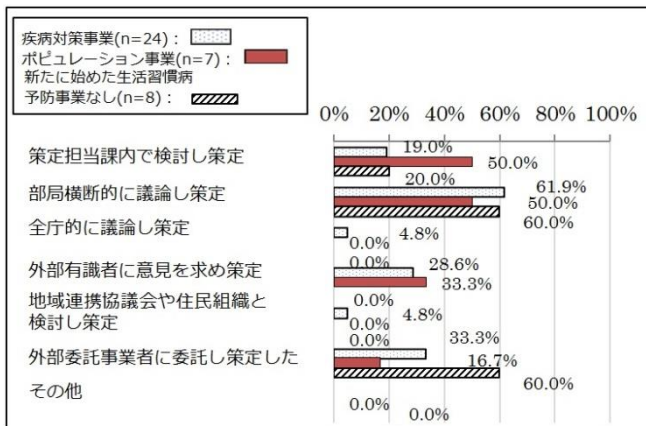
健康日本21(第二次)策定方法については、外部有識者に意見を求め策定したとの回答が最も多く、全体では77.8%であった。新規事業を実施していない市町村において、外部有識者に意見を求めて策定した割合が有意に低かった。

疾病対策事業実施自治体では、部局横断的な議論を行ったところが多く、ポピュレーション事業実施自治体では、外部委託事業者に委託して21計画を作ったところが少なかった。

データヘルス計画の策定方法については、部局横断的に議論し策定との回答が54.5%であり、国保と衛生の連携があったところが半数にとどまった。単課かつ外部委託で作成した自治体も多く、地域の関連機関と連携して策定したところはなかった。

予防事業を新たに実施していない自治体では、外部委託で作成した割合が高かった。

図 8. 「データヘルス計画の策定についてどのように行いましたか？」(複数回答)



D. 考 察

今回我々は、健康づくり優良事例の選定状況の検討、真の優良事例を評価するための調査票の作成および予備調査を行った。

優良事例は目玉事業として、他市町村も参考にしやすいが、それだけでは日々の保健事業が優良かどうかは判断が難しい。そこで保健事業の分類を図9の通りに分類することを提案したい。評価・改善が不十分で同じ事業を繰り返し実施し、改善に繋がらない「マンネリ型」、新規事業を提案するものの、その結果が日常業務に繋がらない「打ち上げ型」、日頃より事業のPDCAを検討しており、目玉となる新規事業をきっかけに全体の事業の改善がはかられる「ステージアップ型」の3つのタイプである。

保健事業計画の際の活用資料については、「他市町村の資料」が最も多いことから、優良事例の選定とその公表は重要な課題であると考えられる。しかしながら、地域の実状(高齢化率、経済状態、保健事業のマンパワー、関連

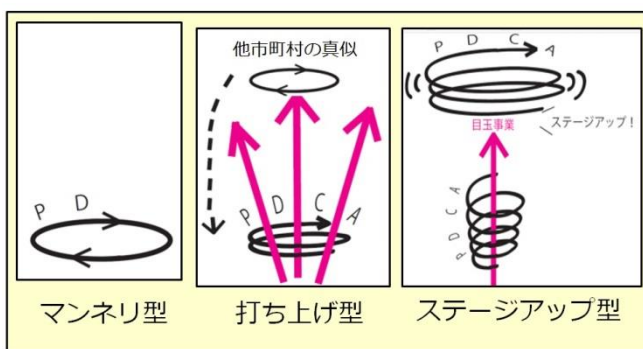


図 9. 保健事業の型

機関等、既存の保健事業の実態)が異なる他市町村の取組みをコピーすることで、地域にあった事業を実施できるわけではない。例として、糖尿病性腎症重症化予防事業では、先行自治体が尿蛋白(2+)以上としたために、全国に誤った情報が蔓延している状況がある。先行自治体ではどのような経緯で(2+)以上に絞り込んだのかを検討することなく、コピーしている現状がわかる。自地域の既存の保健事業の課題、活用できる地域資源を把握、学会ガイドライン等で科学的根拠を確認しつつ、また、コピー元の事業がどうしてこのように組み立てられたかを理解することにより、地域実状にあった事業計画を作るべきである。

ポピュレーション事業ではマイレージ事業等が多く挙げられていたが、保健事業の対象者を検討する際に、経済状況や生活環境を考慮しておらず、広く市民を対象にしている事業なのかが不明瞭であった。どのような対象者層を、どのような手段、アプローチ方法でとりこむのか、十分な検討が必要である。また本事業計画の際、住民や地域関係者と協議した割合は低く、他市町村の事例を参考にしたものが多かった。評価の点では参加者数での評価はあるが、必要とする対象者の参加、住民への広がり(カバー率)に踏み込んだ評価に至っていない状況であり、今後改善すべきであろう。

国等によるインセンティブに関する事業は、保健事業の見直しを図る良い契機となる。しかしインセンティブとは外的な評価に基づいた報酬(支援)であるため、自治体や住民自身の内的動機付けに繋がらない場合、事業をすることが自己目的化し、住民を置き去りにした事業となる可能性がある。新規保健事業に着目した理由に、健康日本21(第二次)に記載との回答割合が低かった。21では健康課題の整理にとどまり、具体的な保健事業の改善につなげていない可能性が示唆された。21計画で健康課題を認識し、内的動機づけを高めて新規事業を企画することが望まれる。

本年度は愛知県内の調査であったため、各市町村の事業内容などを研究者がある程度把握できた。今後は複数の都道府県で実施できるよう、調査票を改良したい。

優良な保健事業を実施してもすぐに健康寿命の延伸に反映されるわけではない。長期的な「保健事業」履歴を整理していくことが重要と考えている。

E. 結論

優良事例を実施する自治体の選定基準および選定結果について検討を行い、アンケート調査票を作成、愛知県内において予備調査を実施した。

既存の優良事例の選定基準では、限定した事業に着目される傾向にあり、総合的な評価が必要と考えられた。アンケート調査では、ポピュレーション事業では対象者の検討や評価方法に課題があった。また優良事例は参考にされやすいため、公表方法に工夫が必要と考えられた。

F. 参考文献

- 1) 健康日本 21 (第二次), 厚生労働省
- 2) 健康寿命をのばそう! Smart Life Project.
<http://www.smartlife.go.jp/>
- 3) 日本健康会議, <http://kenkokaigi-data.jp/>
- 4) 後期高齢者支援金の加算・減算制度について(報告). 第 19 回保険者による健診・保健指導等に関する検討会, 2016. www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai.../0000121283.pdf
- 5) 特定保健指導等の効果的な実施方法の検証のためのワーキンググループ. 特定保健指導等の効果的な実施方法の検証のためのワーキンググループ 検証結果の取りまとめ報告及び事例集.
<http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka /0000121281.pdf>
- 6) 保険者インセンティブについて, 2016.
http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/0000138073.pdf

- 7) 津下一代, 他. 新しい特定健診特定保健指導の進め方. メタボリックシンドロームの理解からプログラム立案・評価まで, 中央法規, 2007.
- 8) 重松良祐, 大藏倫博, 中垣内真樹. 効果が検証された運動プログラムを地域に普及させるためのトランスレーショナルリサーチ. 第 27 回健康医科学研究助成論文集, 2012;27:97-107.
- 9) 重松良祐, 鎌田真光. 実験室と実社会を繋ぐ「橋渡し研究」の方法: RE-AIM モデルを中心として. 体育学研究, 2013;58(1):373-378.
- 10) Glasgow RE, Vogt TM, Boles SM. Evaluating the public health impact of health promotion interventions: the RE-AIM framework. American Journal of Public Health, 1999;89(9):1322-1327.
- 11) Dunton GF, Liao Y, Grana R, Lagloire R, Riggs N, Chou CP, Robertson T. State-wide dissemination of a school-based nutrition education programme: a RE-AIM (Reach, Efficacy, Adoption, Implementation, Maintenance) analysis. Public Health Nutrition, 2012;17(2):422-430.
- 12) データヘルス計画作成の手引き, 厚生労働省, 2014.

G. 健康危険情報

なし

H. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

I. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

健康寿命の地域格差の算定・評価に関する研究

研究分担者 横山 徹爾 国立保健医療科学院生涯健康研究部・部長

研究要旨

健康日本21（第2次）で上位目標の一つとしている、健康寿命（日常生活に制限のない期間の平均）の「都道府県格差の縮小」の具体的な分析・評価方法を、平成22年と25年の値を用いて検討した。これまでの研究では、都道府県別健康寿命の推定値の誤差の影響を補正した“真の値の分布”にもとづいて兩年次間で比較したところ、男性では、健康寿命の“真の値の分布”全体が高い方に移動しており、低順位ほど移動幅が大きく、都道府県のバラツキ、すなわち分布の横幅を意味する標準偏差は、平成22年の0.57→平成25年の0.47となり、約17%縮小がみられていた。女性では、健康寿命の値の分布は高い方に移動していたが、低順位では変化はみられず、標準偏差は、平成22年の0.64→平成25年の0.61となり、約6%のわずかな縮小だった。本研究ではさらに、並べ替え検定により平成22年と25年の2時点間での標準偏差の差の検定（片側検定）を試みたところ、男性 $P=0.12$ 、女性 $P=0.35$ で有意ではないことが示された。並べ替え検定は無作為化モデルに基づく方法であり、2時点間の変化に関する帰無仮説に基づいたものではないため、本来の帰無仮説を検定する方法の開発が望まれる。また、2点比較で健康寿命の都道府県格差の変化を評価することは困難であり、3時点での変化を評価する方法の開発も必要である。

A. 目的

健康日本21（第2次）¹⁾では、健康寿命の延伸と健康格差の縮小を上位目標に掲げ、主要な生活習慣病の発症予防と重症化予防や社会生活機能の維持向上、および社会環境の改善等によってこれを目指すこととしている。このうち、健康格差の縮小については「日常生活に制限のない期間の平均」を指標として「都道府県格差の縮小」を目標としている。しかし、「都道府県格差の縮小」の具体的な分析・評価方法はまだ十分に定められていない。

本研究では、中間評価に向けて「都道府県格差の縮小」をどのように評価すればよいかを検討し、そのための分析手法を提案することを目的とする。これまで、平成27年度厚生労働科学研究において^{3, 4)}、健康寿命の推定値の誤差の影響を補正したうえで、健康寿命の“真の値の分布”の標準偏差（都道府県間のバラツキ）を

平成22年と25年の2時点間で比較しているが、検定手法の開発が課題として残されていた。そこで本研究では、この検定方法について検討を行った。

B. 方法

<使用したデータ>

健康日本21（第2次）では、健康寿命の定義として、客観性の強い「日常生活に制限のない期間の平均」を主指標にしている²⁾。本研究では、「日常生活に制限のない期間の平均」³⁾

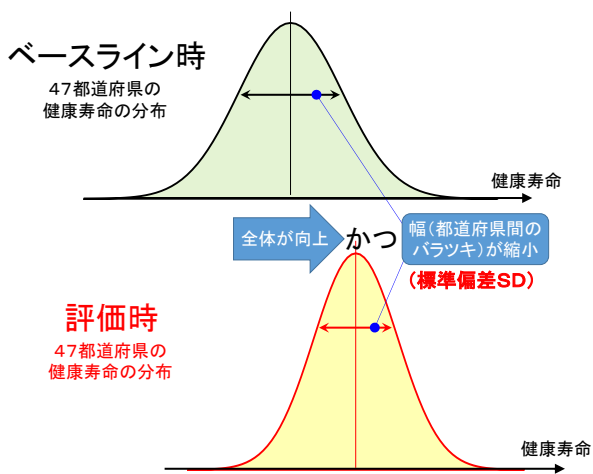
（以下、単に健康寿命と呼ぶ）の平成25年の都道府県推定値およびその標準誤差を用いて都道府県格差の分析手法を検討した。

<都道府県格差の指標>

「都道府県格差の縮小」の目標を実現するに当たっては、「健康寿命の最も長い都道府県の数値を目標として、各都道府県において健康寿

命の延伸を図るよう取り組む」とされている²⁾。すなわち、全ての都道府県で健康寿命の延伸が図られつつ、都道府県格差が縮小することを目指している。この考え方に沿って都道府県格差の縮小の望ましい姿を概念図で表すと、図1のように47都道府県の健康寿命の値の分布全体が高い方に移動した上で、分布の幅(都道府県間のバラツキ)が縮小することが望ましい状態と考えられる。⁴⁾

図1.「都道府県格差の縮小」の望ましい姿(案)(概念図)



この図のようにほぼ左右対称の分布(正規分布)では、分布の幅を表す指標として標準偏差(SD:Standard Deviation)を用いることができる。つまり、健康寿命の値の47都道府県間のバラツキをSDで表すことで、都道府県格差の大きさを定量的に表現することができると考えられる。

ただし、健康寿命の推定値には誤差があるため、健康寿命の推定値をそのまま用いると、誤差のない“真の値”を用いた場合に比べて、分布の幅が広くなり、都道府県格差を過大評価してしまうおそれがある⁵⁾。

そのため、健康寿命の推定値をそのまま用いるのではなく、過大評価とならないように推定値の誤差の影響を補正した“真の値の分布”を用いて都道府県格差を評価する必要がある。ここでいう“真の値の分布”とは、もしも都道

府県別健康寿命を誤差なく正確に調べることができた場合に得られる値の分布のことを指す。ただし、実際には誤差なく正確に調べることが不可能なので、統計的手法を用いて“真の値の分布”を推定する必要がある⁵⁾。すなわち、都道府県数を $N (= 47)$ 、都道府県 k ($k = 1, 2, \dots, N$)の推定値を X_k 、標準誤差を $\hat{\sigma}_k$ とすると、都道府県間の格差の大きさ(真の値の格差)を表す標準偏差の推定値 \hat{S} (以下、都道府県差SDと呼ぶ)を、次式により推定する^{4, 5)}。

$$\hat{S}^2 = \frac{\sum_{(k)} (X_k - \bar{X})^2}{N - 1} - \frac{\sum_{(k)} \hat{\sigma}_k^2}{N}$$

$$\bar{X} = \frac{\sum_{(k)} X_k}{N}$$

さらに、推定値 X_k を次式で補正した値 X_k^* の分布により“真の値の分布”を推定する⁶⁾。

$$X_k^* = \bar{X} + (X_k - \bar{X}) \times \frac{\hat{S}}{\hat{S}_0}$$

$$\hat{S}_0 = \sqrt{\frac{\sum_{(k)} (X_k - \bar{X})^2}{N - 1}}$$

<並べ替え検定>

都道府県差SDの2時点間の差を検定する方法を数理的に示すのは複雑であるため、本年度はモンテカルロ法による検定(並べ替え検定)を試みた。

平成22年の k 県($k=1..47$)の健康寿命の推定値と標準誤差を $X_{22,k}$ 、 $E_{22,k}$ 、平成25年の k 県の健康寿命の推定値と標準誤差を $X_{25,k}$ 、 $E_{25,k}$ とする。各年の健康寿命の推定値の平均を0にした値 $X'_{22,k}$ 、 $X'_{25,k}$ を作成する。すなわち、 $X'_{22,k} = X_{22,k} - \sum_k X_{22,k} / 47$ 、 $X'_{25,k} = X_{25,k} - \sum_k X_{25,k} / 47$ とする。

① $X_{22,k}$ 、 $E_{22,k}$ 、 $X_{25,k}$ 、 $E_{25,k}$ を用いて“真の値の分布”の標準偏差 SD_{22} と SD_{25} を推定し、その差を $\Delta SD = SD_{22} - SD_{25}$ とする。

② 全ての県について $(X'_{22,k}, E_{22,k})$ と

$(X'_{25,k}, E_{25,k})$ をランダムに入れ替えた値を $(x_{22,k}, e_{22,k})$ と $(x_{25,k}, e_{25,k})$ とする。

- ③ ②の値を用いて“真の値の分布”の標準偏差の推定値 s_{22} と s_{25} およびその差 $\Delta s = s_{22} - s_{25}$ を計算する。
- ④ ②～③を 1000 回繰り返して Δs の分布を作成する。
- ⑤ Δs の④の分布におけるパーセント点より P 値を得る。両側 P 値は片側 P 値×2 とする。

<検定の性能評価>

47 都道府県の真の健康寿命が正規分布すると仮定して、表 1 の条件で乱数により仮想データを作成し、前述の並べ替え検定を行う。これを 1000 回繰り返し、検出力と検定のサイズ(帰無のもとでの検出力)を確認する。

表 1. 検定の性能評価のためのシミュレーション条件

	健康寿命		
	平均値※	都道府県差の真の標準偏差	標準誤差
平成22年	70.42	0.57	0.38
平成25年	71.21	平成22年の1倍	平成22年の1倍
	〃	0.9倍	0.92倍
	〃	0.83倍	0.8倍
	〃	0.8倍	1.1倍
	〃	0.7倍	
	〃	0.6倍	
	これらの組合せ6×4=24通り		

※平均値は検定結果に影響しない。
平成22年と25年の健康寿命の真の相関係数=0.735と仮定。
下線の値は男性の現実の値に近い。

C. 結果

<都道府県格差の指標>

平成 27 年度厚生労働科学研究で報告されている通り⁴⁾、男性では、健康寿命の“真の値の分布”全体が高い方に移動しており、低順位ほど移動幅が大きく、都道府県のバラツキ、すなわち分布の横幅を意味する標準偏差(都道府県差 SD)は、平成 22 年の 0.57→25 年の 0.47 となり、約 17%縮小がみられた(図 1 M)。女性では、健康寿命の値の分布は高い方に移動していたが、低順位では変化はみられず、都道府県

差 SD は、平成 22 年の 0.64→25 年の 0.61 となり、約 6%のわずかな縮小だった(図 1 F)。

前述の並べ替え検定により平成 22 年と 25 年の 2 時点間での都道府県差 SD の差の検定(片側検定)を試みたところ、男性 P=0.12、女性 P=0.35 であった。

図 1 M. 都道府県別健康寿命の“真の値の分布”【平成22年と25年の比較】

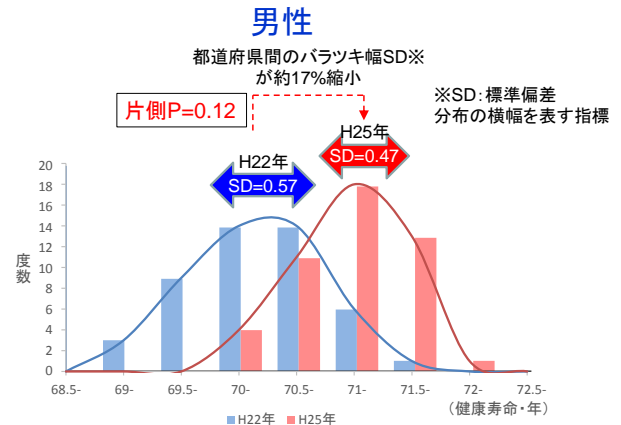
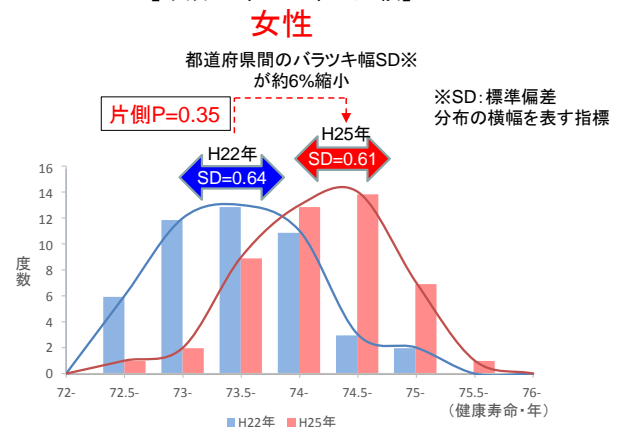


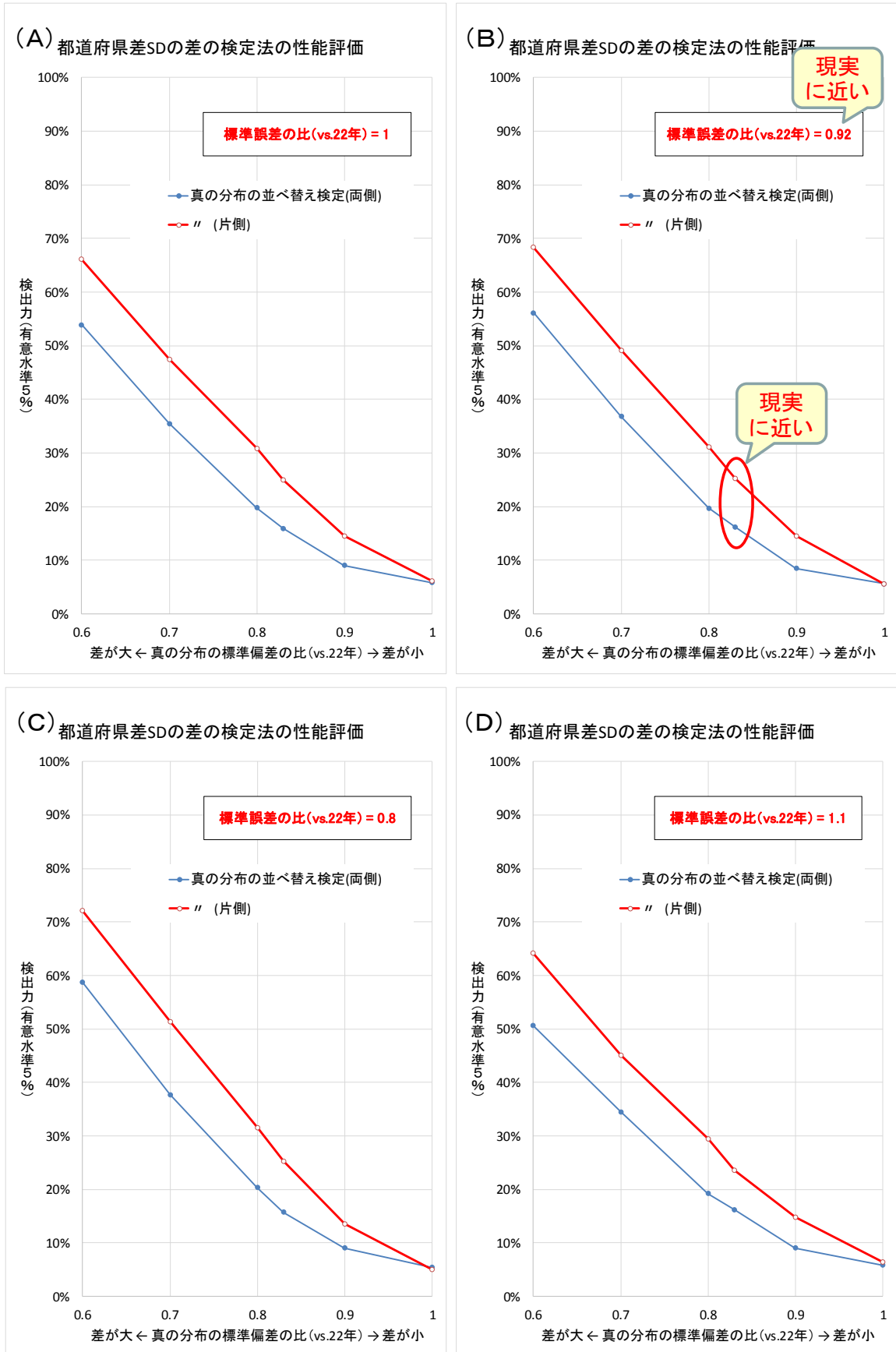
図 1 F. 都道府県別健康寿命の“真の値の分布”【平成22年と25年の比較】



<検定の性能評価>

図 2 (A) ~ (D) に表 1 の条件での並べ替え検定(有意水準 5%)の性能を示す。平成 22 年と平成 25 年の都道府県差 SD が同じ(X 軸の値が 1)ときの検出力(検定のサイズ)は、片側検定、両側検定ともにほぼ 5%を維持している。男性の現実の値に近い条件の図 2 (B)での検出力は、片側検定で約 25%と小さい。設定した範囲では、2 時点の調査の標準誤差に関わらず検出力はほぼ一定であった。

図2. 平成22年と25年の都道府県差SDの差の検定法の性能評価



D. 考 察

都道府県別健康寿命の分布の標準偏差を用いて、平成 22 年と 25 年の都道府県格差を比較した。この考え方は、橋本らが死亡年齢指標の都道府県格差を検討するために提案した方法であり⁵⁾、指標の分布が正規分布に近い場合に広く用いることができると考えられる。

男性では、都道府県差 SD は、平成 22 年の 0.57→25 年の 0.47 となり、約 17%縮小がみられたが、片側 P=0.12 で有意ではなかった。シミュレーションによると、仮に都道府県差 SD が 0.7 倍とかなり大きく縮小したとしても検出力は 50%程度にすぎず、都道府県差 SD の推定誤差はかなり大きいと考えられることから、2 時点での評価は困難と思われる。

今回試みた並べ替え検定を 3 時点に拡張するためには、3 時点の都道府県差 SD の推定値を年次によって直線回帰した傾きを Δs の代わりに用いればよい。ただし、並べ替え検定は無作為化モデルに基づく方法であり、都道府県差 SD の複数時点間の変化に関する本来の帰無仮説に基づいたものではない。今後、本来の帰無仮説を検定する方法を数理的に示すことが望まれる。

E. 結 論

健康日本 21（第 2 次）で上位目標の一つとしている、健康寿命（日常生活に制限のない期間の平均）を指標とした「都道府県格差の縮小」の具体的な分析・評価方法を、平成 22 年と 25 年の値を用いて検討した。都道府県別健康寿命の推定誤差の影響を補正した“真の値の分布”にもとづいて、都道府県格差の大きさを表す都道府県差 SD を推定して評価した。並べ替え検定を試みたところ、都道府県差 SD が 0.7 倍とかなり大きく縮小したとしても検出力は 50%程度にすぎず、2 時点での評価は困難と思われた。今後、3 時点での変化を検定する方法を数理的に示すことが望まれる。

<参考文献>

- 1) 厚生労働省告示第四百三十号. 国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針. 平成 24 年 7 月 10 日
- 2) 厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会, 次期国民健康づくり運動プラン策定専門委員会. 健康日本 21（第 2 次）の推進に関する参考資料. 平成 24 年 7 月
- 3) 橋本修二. 健康寿命の指標化に関する研究－健康日本 21（第二次）等の健康寿命の検討－. 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）健康日本 21（第二次）の推進に関する研究. 平成 27 年度総括・分担研究報告書（研究代表者：辻一郎）. 平成 28 年 3 月
- 4) 横山徹爾. 健康寿命の都道府県格差の分析手法に関する研究. 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）健康日本 21（第二次）の推進に関する研究. 平成 27 年度総括・分担研究報告書（研究代表者：辻一郎）. 平成 28 年 3 月
- 5) 橋本修二、他. 死亡年齢指標の意義に関する一考察－地域格差の検討－. 公衆衛生院研究報告, 1988:37(3-4);141-149.
- 6) Subar AF, et al. Statistical methods for estimating usual intake of nutrients and foods: a review of the theory. J Am Diet Assoc, 2005:106;1640-1650.

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表（論文発表・学会発表）

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

健康寿命の延伸可能性に関する研究

研究分担者 村上 義孝 東邦大学医学部社会医学講座医療統計学分野・教授

研究要旨

日本人集団を代表するコホート研究であるNIPPON DATA90を用いて喫煙習慣と平均余命、健康寿命との関連を生命表法（サリバン法）により分析した。統計モデルにより推定したパラメータを生命表計算に用い平均余命、健康寿命を算定した結果、平均余命、健康寿命は男性60歳では非喫煙23.7歳、23.2歳、禁煙23.0歳、22.6歳、現在喫煙で20.0歳、19.3歳と、平均余命・健康寿命ともに非喫煙、禁煙、現在喫煙の順に低く、非喫煙と禁煙の値は近いこと、現在喫煙は約3-4歳低いことが示された。女性60歳では平均余命、健康寿命は、非喫煙27.3歳、25.0歳、禁煙22.2歳、20.8歳、現在喫煙22.5歳、20.7歳と、平均余命では非喫煙、現在喫煙、禁煙の順で、健康寿命では非喫煙、禁煙、現在喫煙の順で低くなること、女性では禁煙と現在喫煙の値は近いのに対し、非喫煙は4,5歳ほど値が高いことが示された。

研究協力者

三浦克之 滋賀医科大学社会医学講座公衆衛生学部門

岡村智教 慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学

喫煙、禁煙、現在喫煙)の健康寿命を算定した。使用した喫煙情報は1990年のベースライン時の問診票情報（循環器疾患基礎調査）であり、非喫煙、禁煙、現在喫煙で収集されている。この情報を用いて、喫煙水準別の平均余命、健康寿命を算定した。ND90のADL調査の対象者が60歳以上であることを考慮した健康寿命を算定した。

A. 研究目的

本分担課題は、日本人集団を代表するコホート研究である NIPPON DATA90（以下ND90）のデータを用い生活習慣・健診検査値など様々な要因の平均余命、健康寿命への影響を評価することである。これら検討を通じて、どのような生活習慣をどの程度改善させれば健康寿命は何年程度延びるのかを定量的に示すことを目標とする。

初年度である本年はND90を用いて喫煙習慣と平均余命、健康寿命との関連を生命表法（サリバン法）にて分析したので報告する。

B. 研究方法

全国規模のコホート研究NIPPON DATA90（以下ND90）の20年追跡データを用い、喫煙水準別（非

1. 喫煙水準別にみた年齢別死亡率の算定

喫煙水準別にみた年齢別死亡率は、ND90にポワソン回帰モデルを当てはめることで推定した。用いたポワソン回帰モデルの共変量には年齢、喫煙水準、高血圧水準を投入し、各年齢における喫煙水準別死亡率については高血圧水準を固定したもとで推定した。このモデルの当てはまりについては図示により確認した。

2. 喫煙水準別にみた年齢別ADL非自立割合の推定

喫煙水準別にみた年齢別ADL非自立割合は、NIPPON DATA90にロジスティック回帰モデルを当てはめることで推定した。用いたロジスティック回帰モデルの共変量に年齢、喫煙水準、高

血圧水準を投入し、各年齢におけるADLデータ非自立割合を高血圧の水準を固定したもとで推定した。

3. サリバン法を用いた平均余命、健康寿命の算定

前記1. 2. により推定された年齢別死亡率、ADL非自立割合のデータを用いて、サリバン法により健康寿命を算定した。また当該年齢の平均余命もあわせて算定した。

(倫理面への配慮)

本研究では、連結不可能匿名化されたデータを用いるため、個人情報保護に係る問題は生じない。「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に基づいて実施し、資料の利用や管理などその倫理指針の原則を遵守した。

C. 研究結果

1. 喫煙水準別にみた年齢別死亡率の算定

ポワソン回帰モデルにより推定した年齢別死亡率(95%信頼区間)(点線)と、人年法に基づき計算された5歳階級別死亡率(実線)とを喫煙水準別に図示したものを男性は図1、女性は図2に示す。なお両方とも、左図は実数、右図は死亡率に対数をとり描画したものである。図1右の片対数プロットをみると、男性では非喫煙および禁煙の50歳未満、現在喫煙の80歳以上で若干あてはまりの悪い傾向がみえたが、他はほぼ当てはまっていた。図2右の片対数プロットをみると、女性では非喫煙および禁煙の50歳未満で若干あてはまりの悪い傾向がみえたが、他はほぼ当てはまっていた。

2. 喫煙水準別にみた年齢別ADL非自立割合の推定

ロジスティック回帰モデルにより推定された年齢別ADL非自立割合(点線)と、5歳階級別に算定されたADL非自立割合(実線)とを喫煙水準別に図示したものを図3に示す。女性の喫煙群では80歳以降の当てはまりが悪いようにみえたが、

他では問題が少ないと思われた。参考までに図4にADL非自立割合を5歳、10歳階級の各々で算定した値を示した。5歳階級の検討では年齢パターンが不明瞭であった一方で10歳階級別では年齢階級が上がるにつれて上昇する傾向が、1995年、2000年の双方で見られた。表1にADL非自立をアウトカムとしたロジスティック回帰のパラメータ推定値を男女別に示す。男女ともに年齢以外では有意傾向を示す項目はなく、喫煙、高血圧ともに有意な項目ではなかった。

3. 喫煙水準別の健康寿命の推定

前記の1. と2. の推定結果を組み合わせ、サリバン法により平均余命と健康寿命を推定・描画したものを(血圧を至適血圧に固定)を図5に示す。また表2に喫煙水準別にみた平均余命、健康寿命(血圧を至適血圧に固定)を示した。平均余命、健康寿命は男性60歳では非喫煙23.7歳、23.2歳、禁煙23.0歳、22.6歳、現在喫煙で20.0歳、19.3歳と、平均余命・健康寿命ともに非喫煙、禁煙、現在喫煙の順に低くなること示された。また非喫煙と禁煙の値は近いのに対し、現在喫煙は約3-4歳低いことがわかった。女性60歳で非喫煙27.3歳、25.0歳、禁煙22.2歳、20.8歳、現在喫煙22.5歳、20.7歳と、平均余命では非喫煙、現在喫煙、禁煙の順で、健康寿命では非喫煙、禁煙、現在喫煙の順で低くなること示された。女性では禁煙と現在喫煙の値は近いのに対し、非喫煙は4,5歳ほど値が高いことがわかった。

D. 考察

今回ND90データを用い、統計モデルを駆使することで年齢別死亡率、ADL非自立割合の推定を実施し、それらからサリバン法を用いた健康寿命の計算を行った。統計モデルを用いる以上、データのモデルあてはまりが問題となるが、今回の検討である程度当てはまることがわかった。ただ女性90歳以上の高齢者での急峻な上昇が妥当かなどの検討が今後も必要と思われる。

ND90では同一個人に関し複数回のADL測定を実施している。この情報とND90にある死亡情報を組み合わせることにより、多相生命表による健康寿命算出が可能と思われる。多相生命表による健康寿命計算は、現在iMachなどのソフトウェアで計算可能である。今後はサリバン法による計算結果との比較などを考えていきたいと思う。

結論として、今回ND90を用いて喫煙習慣と平均余命、健康寿命との関連を生命表法（サリバン法）に用い分析した。統計モデルにより推定したパラメータを生命表計算に用い、平均余命、健康寿命を算定した結果、喫煙水準別の値を求めることができた。

E. 健康危険情報

なし

F. 研究発表

1. 論文発表（書籍を含む）

なし

2. 学会発表

なし

G. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

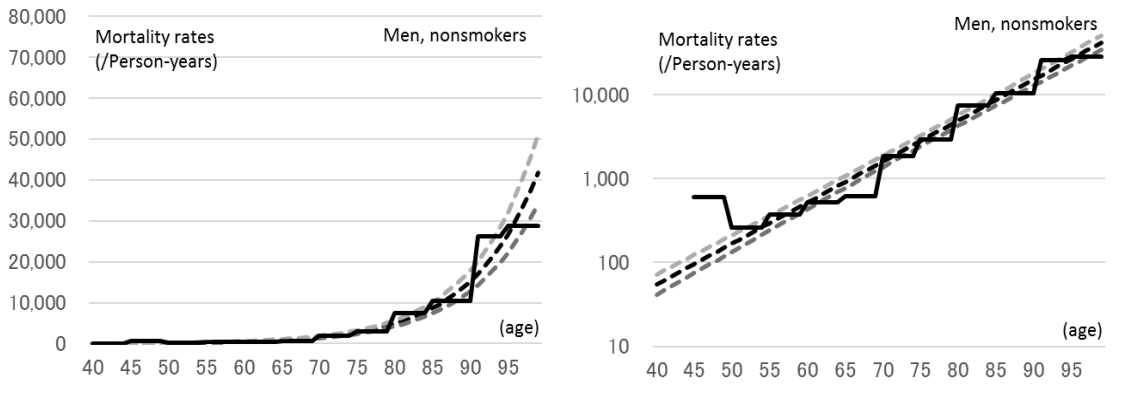
2. 実用新案登録

なし

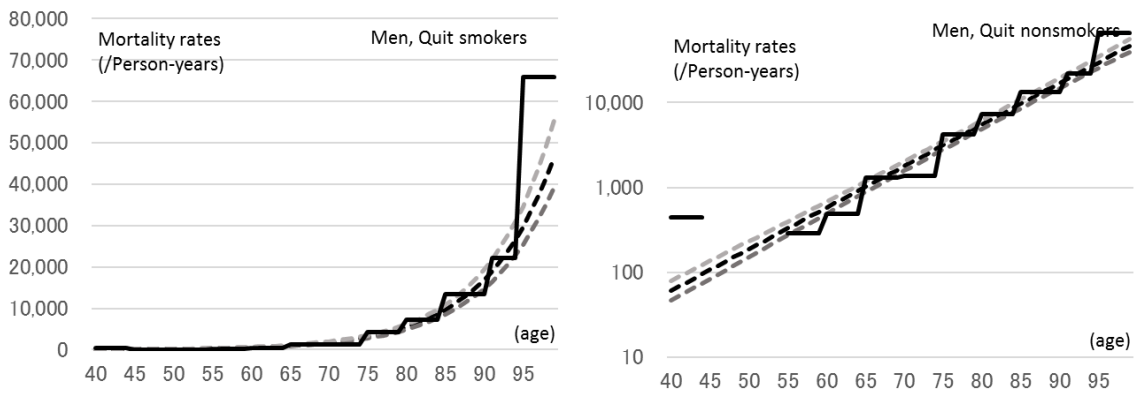
3. その他

なし

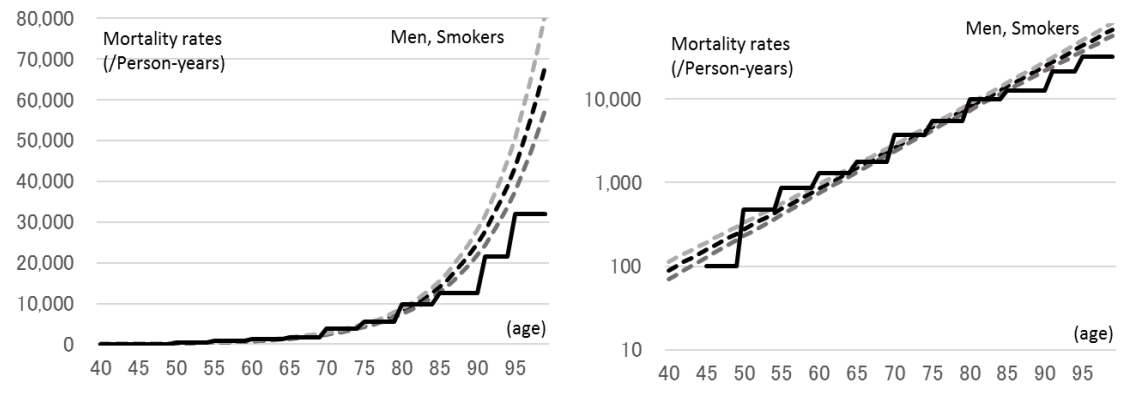
非喫煙・男性



禁煙・男性



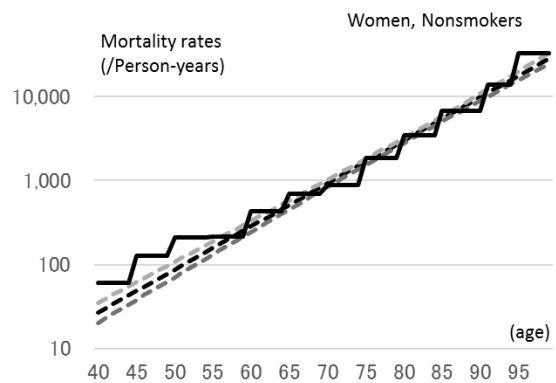
現在喫煙・男性



実線は人年法に基づいた実際の5歳階級別死亡率、点線はポワソン回帰モデルによる年齢階級死亡率と95%信頼区間を示す。左図は実数、右図は死亡率の対数をとったものである。

図1 統計モデルによる年齢別死亡率と実際の5歳階級死亡率との比較（男性）

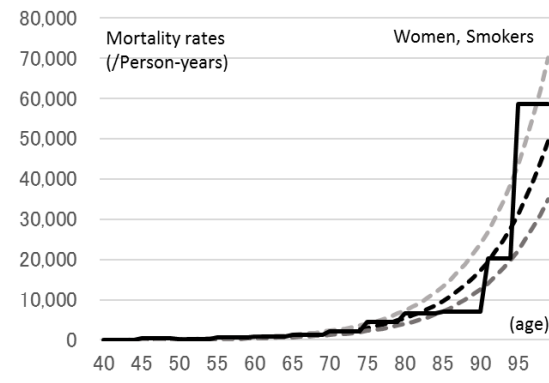
非喫煙・女性



禁煙・女性



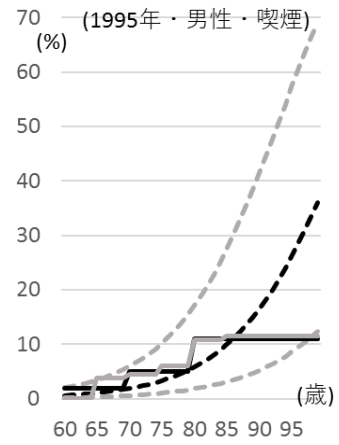
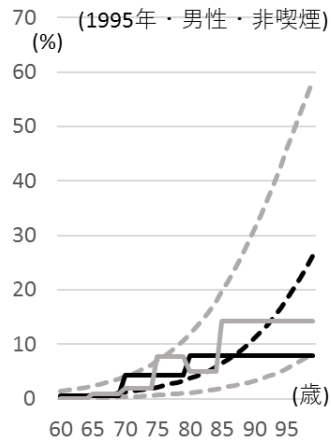
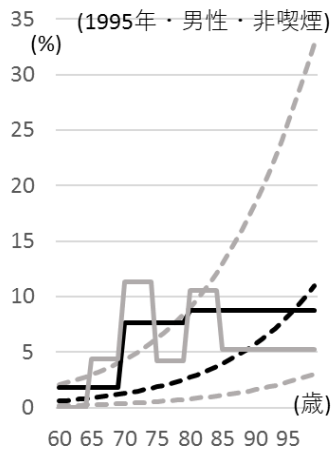
現在喫煙・女性



実線は人年法に基づいた実際の5歳階級別死亡率、点線はポワソン回帰モデルによる年齢階級死亡率と95%信頼区間を示す。左図は実数、右図は死亡率の対数をとったものである。

図2 統計モデルによる年齢別死亡率と実際の5歳階級死亡率との比較（女性）

男性・1995年



女性・1995年

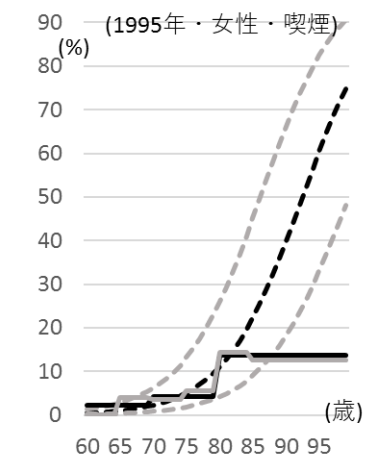
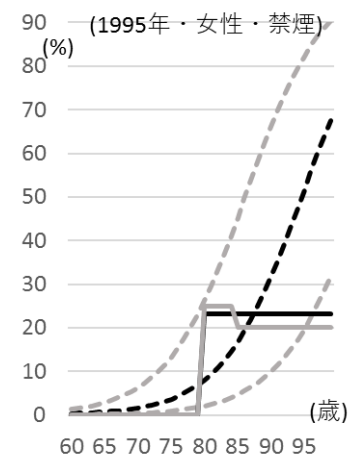
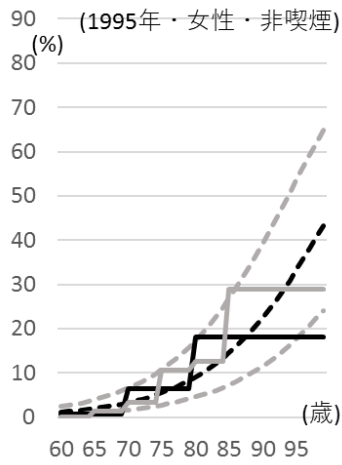
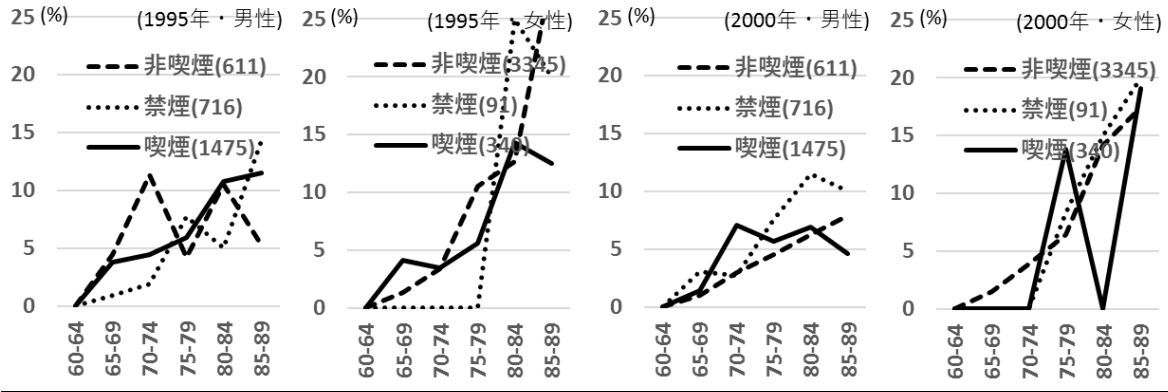


図3 年齢階級別ADL非自立割合の実測値とモデル推定値(至適血圧)との比較

5歳階級別（男女・年別）



10歳階級別（男女・年別）

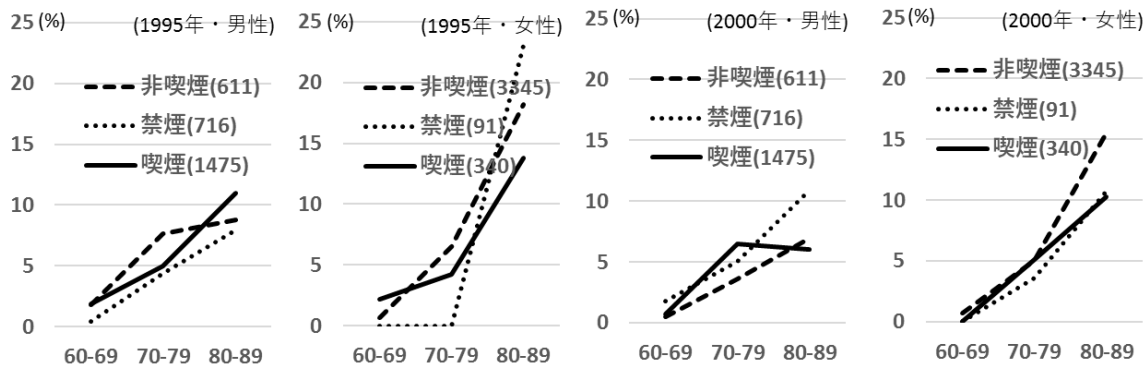


図4 年齢階級別に見たADL非自立割合

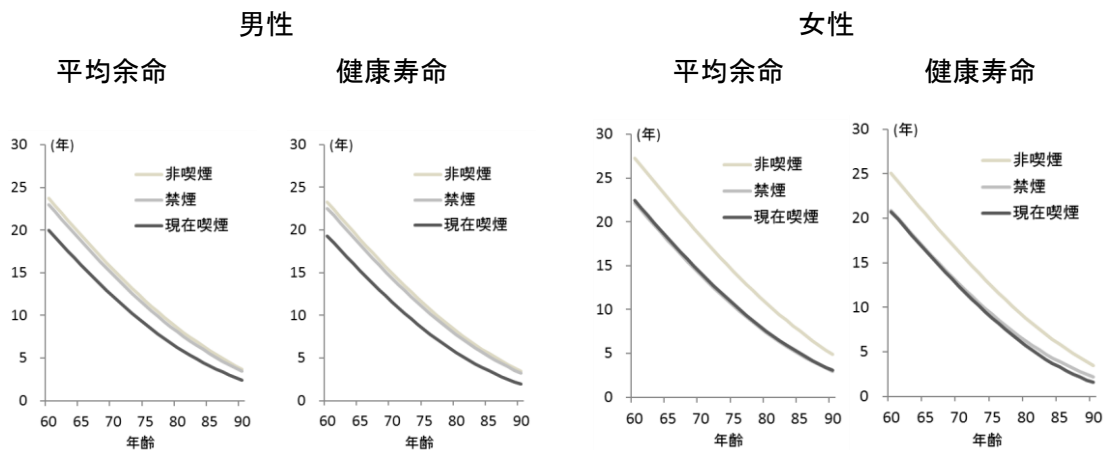


図5 喫煙水準別の健康寿命、平均余命（至適血圧に固定）

表 1 ADL非自立をアウトカムとしたロジスティック回帰のパラメータ推定値(男女別)

	項目		推定値	標準誤差	p値	LRT	
男性	切片		-12.17	1.21	<.0001		
	喫煙	禁煙	-0.37	0.37	0.31	0.34	
		喫煙	0.09	0.33	0.80		
	年齢		0.12	0.01	<.0001	<.0001	
	高血圧	1		-0.22	0.67	0.74	0.10
		2		0.65	0.62	0.29	
3			0.48	0.64	0.45		
女性	切片		-15.37	0.98	<.0001		
	喫煙	禁煙	-0.44	0.62	0.47	0.76	
		喫煙	-0.08	0.38	0.82		
	年齢		0.17	0.01	<.0001	<.0001	
	高血圧	1		0.23	0.44	0.60	0.11
		2		-0.24	0.44	0.59	
3			-0.38	0.45	0.41		

LRT : 尤度比検定、N=3,776, events=123

表 2 喫煙水準別にみた平均余命、健康寿命（至適血圧に固定）

年齢	男性						女性					
	平均余命			健康寿命			平均余命			健康寿命		
	非喫煙	禁煙	喫煙	非喫煙	禁煙	喫煙	非喫煙	禁煙	喫煙	非喫煙	禁煙	喫煙
60	23.7	23.0	20.0	23.2	22.6	19.3	27.3	22.2	22.5	25.0	20.8	20.7
65	19.4	18.7	15.9	18.9	18.3	15.3	22.7	17.9	18.2	20.5	16.6	16.4
70	15.4	14.8	12.2	14.9	14.4	11.6	18.4	14.0	14.2	16.3	12.7	12.4
75	11.7	11.2	9.0	11.3	10.8	8.3	14.4	10.4	10.6	12.3	9.2	8.8
80	8.6	8.1	6.3	8.2	7.7	5.6	10.7	7.4	7.6	8.8	6.2	5.7
85	5.9	5.5	4.1	5.5	5.2	3.5	7.6	4.9	5.0	5.8	3.9	3.3
90	3.7	3.5	2.4	3.4	3.2	1.9	4.9	3.0	3.1	3.4	2.2	1.6

生活習慣病の地域格差の要因に関する研究（肥満・身体活動）
－健康格差の要因に関する観察研究のアプローチについてのレビュー－

研究分担者 近藤 尚己 東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学分野・准教授

研究要旨

健康日本21（第2次）の目標の一つである健康格差の是正を達成するためには、健康格差の要因分析を進めていくことが求められる。本報告では健康格差の要因に関する量的な観察研究の手法について先行研究を踏まえてレビューする。健康格差は異なる集団間の健康指標のばらつきの指標で計測する。最も単純なものとしては集団間の差や比がある。格差勾配指数や格差相対指数など、回帰分析を用いたより洗練された手法の活用も推奨されている。各集団を定義する指標としては、公衆衛生上の重要性から、地域・所得階層・学歴・職種・雇用形態などが用いられることが多い。分析手法については、これらの健康格差指標を従属変数とした回帰分析による地域相関研究により仮説設定が可能である。地域の経済状況やソーシャルキャピタル、建造環境など、個人の努力では対応できない、社会環境に関する要因を説明変数とすることで、政策上有益な分析が可能となる。個人の健康指標をアウトカムとして、個人の社会経済指標の変数と集団レベルの環境要因変数との交互作用を推定するマルチレベル分析を行うことでより厳密な分析が可能となる。集団レベルの要因を明らかにするには、地域レベルの変数のサンプル数が十分大きいことが必要なため、通常大規模な疫学データや業務上発生するビッグデータの活用が求められる。

A. 研究目的

健康日本21の第2次においては、健康寿命の延伸に加えて健康格差の縮小が目標に加えられた。また、健康格差の祝表を社会環境の改善、すなわち個人の社会参加機会を増やすこと、また必要なケアや資源へのアクセスを確保することにより達成することが明言された。

この健康格差の是正という目標を達成するには、健康日本21（第2次）の各指標における格差の要因分析を進めて対策のエビデンスを蓄積していくことが求められる。

本報告では健康日本21（第2次）の推進に資するべく、健康格差の要因に関する観察研究の進め方について、関連文献をもとにレビューする。

B. 研究方法

健康格差の要因分析に関する原著や書籍、健康格差指標の算出ツール内の記述等をレビューしてまとめた。

C. 研究結果

1. 健康格差の要因に関する観察研究の検討課題
健康格差の要因を明らかにするには、以下の3点を実行することが必要と考えられる¹。

1) 格差対策を優先すべき指標の特定

究極的には、健康日本21（第2次）の指標のすべてについて健康格差を評価し、対策していくべきであるが、客観的・論理的に優先順位付けを行い対応していくことで効率化できる²。

優先すべき課題の選び方として、近藤(2016)は、まず格差の原因として、その健康格差が個人の努力で対応できないものであること、そし

て健康格差が大きいこと、格差が及ぼす社会的影響が大きいことを視点として選ぶことを推奨している。さらに、是正可能であること、測定と評価が可能であること、社会的に注目されている課題であることなども参考になる。

2) 正確な健康格差指標の活用

1) を達成するためには、妥当性信頼性の高い健康格差指標を選び、客観的な評価を行うことが条件となる。健康格差指標には、統計学的や経済学の分野で用いられている「ばらつき」に関する各種のメトリクスのほか、社会疫学の分野で独自に提唱されているものもある³。

図1に示すように、指標の選定の際には、まず「どのグループとどのグループを比較するか」を決定する必要がある。また「グループに順序があるか」つまり、所得や学歴のように、順序をつけられるか、地域や人種のように順序をつけられないものかによって使える指標が決まる。さらに、「グループ間の差（絶対指標）で評価するか、比（相対指標）で評価するか」「グループ間のサイズ（人数）の違いを考慮するか」といった要素も求められる。

グループ間の差や比を単純に求める他、回帰分析や標準化の手法を活用して共変量を調整し

た値（オッズ比など）を求めることが可能である。ただし、十分なサンプル数がない場合、と工程のグループの値の誤差の影響を強く受けるため、グループ間の健康指標の推定値をさらに回帰することでこれを解決する格差勾配指数や格差相対指数も活用できる（図2）。各指標の特徴については、別の文献に譲る^{1, 3-6}。

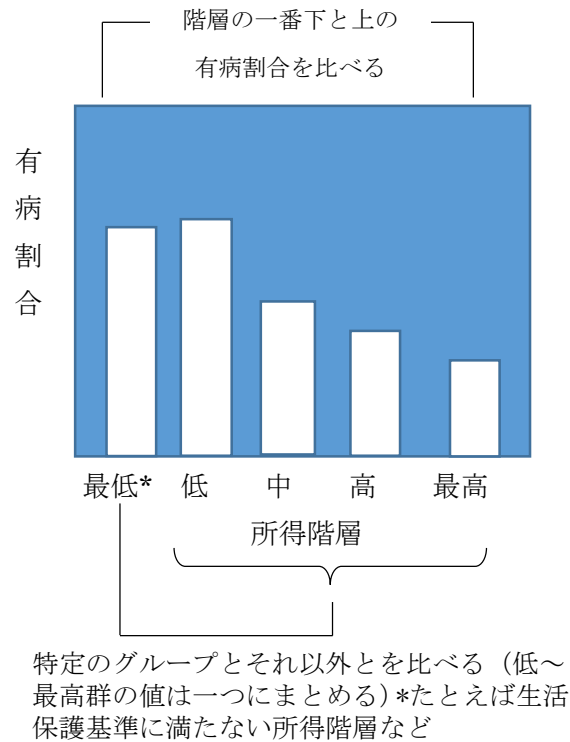


図1 所得階層間の有病割合の評価の視点

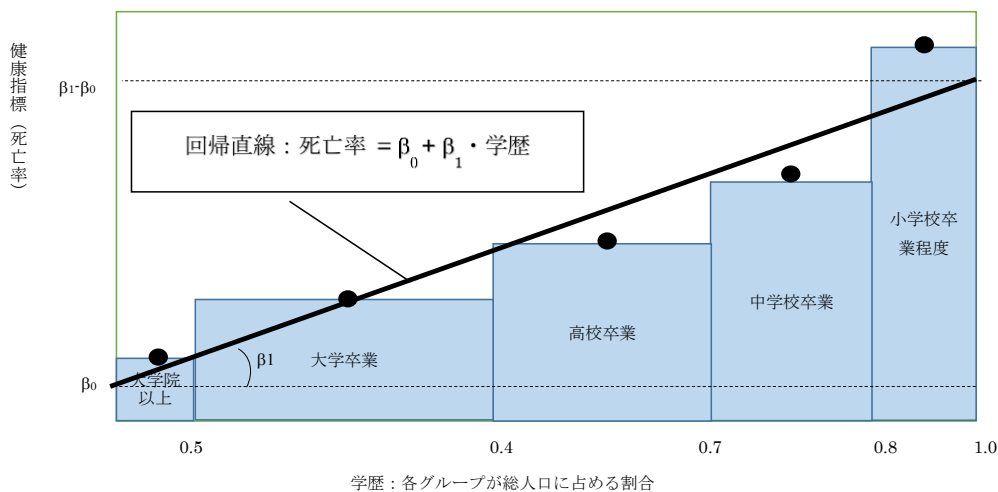


図2 格差勾配指数と格差相対指数の計算（学歴別の死亡率格差を例に）
 格差勾配指数 SII（学歴が最大と最少の人の死亡率の差に相当）= b_1 （回帰直線の傾き）
 格差相対指数 RII（SII を相対指標にしたもの）= $SII(b_1) / \text{平均値}$

3) 妥当な分析手法の活用

健康格差の要因分析のための観察研究には主に次のアプローチがある。すなわち、地域相関研究、マルチレベル分析、自然実験分析の3つである。

地域相関研究

地域（例えば都道府県や市区町村）別に所得階層間や小地域の困窮度指数（areal deprivation index）による階層間の健康指標のばらつき、すなわち健康格差指標を算出し、その他の地域単位のデータとの相関を見る地域相関分析を実施することで、健康格差を引き起こす地域の社会環境要因の候補をスクリーニングできる。

Hasedaらは高齢者の大規模データを用いて、市区町村単位で所得階層による抑うつ有病割合格差に関する格差勾配指数・格差相対指数を算出し、市区町村単位の様々な指標との相関を観察した。その結果、地域の活動への参加や助け合いに関する項目の多くが関連した（表1）⁷。

地域活動や助け合いの活動が活発な自治体では男性の抑うつの所得間格差が少ないという結果であった。

マルチレベル分析

この地域相関分析結果を参考に、地域の社会関係やソーシャルキャピタルに関する指標に焦点を当てたマルチレベル分析を行ったところ、地域活動へ参加している者は低所得者ほど抑うつが少なかったが、地域活動への参加の割合が高い地域では、個人の地域活動への参加の影響を除くと、逆に低所得者ほど抑うつの有病割合が高いという結果であった（表2）。このことから、地域活動への参加が盛んな地域では個人の地域活動参加が増え、そのことは低所得者のメンタルヘルスの維持に貢献する可能性がある一方、そのような地域では地域活動への参加以外のメカニズムでの抑うつ予防の効果は低所得者では少ない可能性が示された。地域活動が活発な自治体では、低所得者でも積極的に地域に関与している人は抑うつではないが、そうでない人は周囲との関係性等が影響してむしろ抑うつになりやすいといった考察がなされた⁸。

表1 男性における抑うつの所得階層間格差指標と関連する地域要因
（1標準偏差増加ごとの有病割合格差の増加）。統計的に有意なものを抜粋

	格差勾配指数		格差相対指数	
	β	P	β	P
地域活動への参加				
スポーツの会	-0.27 *	0.041	-0.41 *	0.001
老人クラブ	-0.37 *	0.029	0.05	0.756
文化サークル	-0.24 *	0.040	-0.08	0.496
社会関係				
情緒サポートの受領	-0.29 *	0.028	-0.14	0.282
手段的サポートの受領	-0.55 *	0.008	-0.02	0.925
手段的サポートの提供	-0.32 *	0.045	0.03	0.871

指標はすべて直接法で年齢調整してある。年齢、高齢者割合、独居高齢者割合、抑うつの既往ありの割合、人口密度を調整。

地域社会要因（7項目）、地域活動への参加（13項目）、社会関係（9項目）、地域環境の変化（12項目）、建造環境（8項目）を説明変数として用いた。

表2 個人の抑うつを従属変数としたマルチレベル・ポアソン回帰分析結果
(有病割合比 PR、95%信頼区間)

個人レベル	男性(n=42, 208)			女性(n=45, 448)		
	PR	95%信頼区間		PR	95%信頼区間	
所得3分位 参照：高						
低	2.14	1.91	2.39	1.96	1.77	2.16
中	1.57	1.41	1.75	1.44	1.30	1.59
学歴9年以下 参照：10年以上	1.11	1.07	1.15	1.06	1.02	1.10
独居	1.45	1.36	1.56	1.27	1.21	1.34
配偶者無し	1.19	1.12	1.26	1.05	1.01	1.10
閉じこもり	1.49	1.40	1.60	1.55	1.45	1.65
地域活動への参加なし	1.90	1.72	2.10	2.02	1.82	2.23
地域レベル						
地域活動への参加者割合	0.93	0.89	0.98	0.91	0.87	0.97
交互作用項						
個人レベルの地域活動参加 × 所得 参照：高						
低	0.87	0.77	0.99	0.77	0.68	0.87
中	0.90	0.79	1.02	0.85	0.75	0.97
地域レベルの地域活動参加割合 × 所得 参照：高						
低	1.07	1.00	1.13	1.07	1.01	1.15
中	1.01	0.95	1.08	1.02	0.95	1.09

年齢・治療中の疾患の有無・地域人口密度・地域の高齢者割合および上記記載のすべての変数で調整。

自然実験

既存の縦断データを活用して、何らかの外生的な社会変化が起きた際にそれが及ぼす影響が地域や社会階層間で異なるかを観察できる。このことで、健康格差を引き起こすマクロな社会経済要因を明らかにすることが可能である。

例えば、Uedaらは21世紀新生児縦断調査のデータを用いて、2008年に起きた世界不況（いわゆるリーマンショック）後、子どもの所得間の過体重リスクの格差が拡大したことを明らかにした⁹。

Tabuchiらは21世紀中高年縦断調査を活用して2010年のたばこの値上げの喫煙予防効果を個人の学歴や所得ごとに評価して健康格差が縮小するかを検討した¹⁰。

D. 考察

以上、主に国内での先行研究を踏まえて健康格差の要因分析の進め方についてレビューした。

健康格差対策では、地域など集団レベルの要因が説明変数となるため、集団レベルの特性を評価できるだけの大きなデータ、および多数の集団を含むデータが必要である。また、個人レベルの変数の集計結果で地域の特性を評価する場合、集団ごとのサンプルが集団を代表していることを担保することも求められる。個人を対象とした質問紙調査のデータのみを使う場合はこれらの点に十分な注意をする必要がある。そのほか、既存の統計情報（国勢調査や経済指標など政府による統計情報）を用いることも可能である。

健康日本2 1（第2次）の推進においては、以上のような要素を踏まえて研究を進めることで根拠に基づく健康格差対策を推進すべきである。解説した健康格差指標を用いた対策の優先順位付けには、データを効果的に可視化して実務者にとって使いやすいツールや教材の開発も求められよう^{11 12}。

E. 健康危険情報

なし

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

G. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. 近藤尚己. 健康格差対策の進め方：効果をもたらす5つの視点. 東京：医学書院；2016.
2. 近藤尚己. 健康格差の評価・測定とその活用：熊本県御船町での取り組み事例より. 保健師ジャーナル. 2015;71(6):470-3.
3. 近藤尚己. 地域診断のための健康格差指標の検討とその活用. 医療と社会, 2013;24(1):47-55.
4. 近藤尚己, Rostila M, Åberg Yngwe M. 健康格差の継続モニタリングのための指標に関する研究：大規模データでの検討. H25年度厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進研究事業）分担研究報告書, 2014.
5. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health:

An overview of available measures illustrated with two examples from Europe. Soc Sci Med, 1997;44(6):757-71.

6. Harper S, Lynch J, Meersman S, Breen N, Davis W, Reichman M. An overview of methods for monitoring social disparities in cancer with an example using trends in lung cancer incidence by socioeconomic position and race-ethnicity, 1992-2004. Am J Epidemiol, 2008;167:889-907.
7. Haseda M, Kondo N, Ashida T, Tani Y, Takagi D, Kondo K. Community social capital, built environment and income-based inequality in depressive symptoms among older people in Japan: An ecological study from JAGES project. J Epidemiol. (in press)
8. Haseda M, Kondo N, Takagi D, Kondo K. Health-related community social capital and income-based inequality in depressive symptoms among older adults: A cross-sectional multilevel study from JAGES project. (投稿準備中)
9. Ueda P, Kondo N, Fujiwara T. The global economic crisis, household income and pre-adolescent overweight and underweight: a nationwide birth cohort study in Japan. Int J Obes (Lond), 2015 Sep;39(9):1414-20.
10. Tabuchi T, Fujiwara T, Shinozaki T. Tobacco price increase and smoking behaviour changes in various subgroups: a nationwide longitudinal 7-year follow-up study among a middle-aged Japanese population. Tob Control, 2016 February 15, 2016.
11. 芦田登代, 近藤尚己, 近藤克則. 介護予防施策の優先順位づけのためのデータ可視化ツールの開発. 厚生指標, 2016;63:7-13.
12. 近藤克則, 近藤尚己, 稲葉陽二, 尾島俊之, 金光淳, 村上慎司. 健康格差対策の7原則 第1.1版 (2015年). (URL:<http://www.iken.org/project/sdh/project2014.html>). 東京: 医療科学研究所; 2015.

生活習慣病の地域格差の要因に関する研究（喫煙・飲酒）

－日本における喫煙の都道府県格差－

研究分担者 田淵 貴大 大阪府立成人病センターがん予防情報センター・課長補佐

研究要旨

これまで日本では都道府県別の喫煙率について格差指標の推移を明らかにした研究はほとんどなかった。そこで、国民生活基礎調査データを用いて、男女別に都道府県毎の喫煙率を計算し、Rate difference や Rate ratio など複数の格差指標を用いて格差の推移について検討した。

2001年から2010年にかけて都道府県別の喫煙率は男性では全般的に減少傾向を呈し、女性では横ばいからやや減少の傾向を呈していた。一方、2004年から2010年にかけての日本における喫煙の都道府県格差は、男性においては横ばい傾向、女性においては減少傾向にあると分かった。男性においては各格差指標に一致した傾向を認めなかった一方、女性ではすべての格差指標で減少傾向を認めた。本研究は日本における喫煙の都道府県格差を理解するための基礎資料となる。

A. 研究目的

健康日本21の第2次においては、健康寿命の延伸に加えて健康格差の縮小が目標に加えられた[1]。ここでは健康格差の一例として日本における喫煙の都道府県格差を扱う。

これまで日本では都道府県別の喫煙率について格差指標の推移を明らかにした研究はほとんどなかった[2]。そこで、国民生活基礎調査データによる各都道府県の男女別の喫煙率を用いて、Rate difference や Rate ratio など複数の格差指標を計算し、格差の推移について検討した。

B. 研究方法

都道府県に応じた男女別の喫煙率を用いて、日本における喫煙の都道府県格差の推移を観察した。国民を代表する大規模サンプルを有する2001、2004、2007、2010年の国民生活基礎調査データ（2001年：男性208,337人、女性217,259人；2004年：男性181,378人、女性190,658人；2007年：男性179,299人、女性188,238人；2010年：男性162,321人、女性

171,917人）から計算された喫煙率を用いた[3]。都道府県別には男女別に平均約4,000人のデータであった（最小値は2010年の山口県の女性で2,482人；最大値は2001年の福岡県の男性で7,285人）。入院中および年齢不詳、喫煙状況不詳、受動喫煙状況不詳の者は分析から除外されている。

都道府県別喫煙率の計算においては都道府県によって調査回答者の年齢分布に偏りが存在するため、直接法による年齢調整が実施されている。すなわち年齢階級別（5歳毎）に喫煙率を求め、2010年の国勢調査による男女別年齢階級別人口を標準人口として用いて20-69歳の年齢調整喫煙率が算定された。以下でいう喫煙率はすべて年齢調整喫煙率を指す。

最初に都道府県別喫煙率の推移を男女別に観察した（表1、図1）。

次に、上記の都道府県別の喫煙率を用いて格差指標（用いた格差指標の定義は後述）の計算を実施し、その推移を観察した（表2、図2）。格差指標の計算には米国 National Cancer Institute が無償提供しているソフトウェア、

HD*calc (version 1.2.4) [4]を用いた。格差指標の計算以外には統計解析ソフトウェア SAS version 9.2 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)を用いた。

<格差指標の定義[5]>

・絶対的格差指標

Rate difference (RD)-RD は数値化された健康状態の2グループ間における単純な差のことである。計算式: $RD=y_1-y_2$ で求められ、 y_1 および y_2 は最も不健康なグループおよび最も健康なグループにおける健康状態である。格差が存在しない場合には、RDは0となる。

Between-group variance (BGV)-BGVは標準偏差の二乗を要約したものである。

$BGV=\sum p_j(y_j-\mu)^2$ で計算され、 p_j はグループjのポピュレーションサイズ、 y_j はグループjの健康状態の平均、 μ は健康状態の全体平均である。格差が存在しない場合には、BGVは0となる。

・相対的格差指標

Rate ratio (RR)-RRはおそらく最も頻繁に使用されている格差指標であり、 $RR=y_1/y_2$ で計算される。 y_1 および y_2 は最も不健康なグループおよび最も健康なグループにおける健康状態である。格差が存在しない場合には、RRは1となる。

Index of disparity (IDisp)-IDispはそれぞれの集団と基準集団における健康状態の差を合計したものである。この指標はPercyとKeppel[6]により開発され、

$IDisp = (\sum_{j=1}^{J-1} |y_j - y_{ref}| / J) / y_{ref} \times 100$ で計算される。 y_j は集団jの健康状態、 y_{ref} は基準集団における健康状態、Jは比較する集団数である。原理的には基準集団をどの集団に設定してもかまわないのであるが、一般的には最も健康な集団が基準集団として用いられる。そう

することによって全ての集団において望まれる健康状態を基準にすることができるからである。格差が存在しない場合には、IDispは0となる。

Mean log deviation (MLD)-MLDは、経済学者 Henri Theil [7]によって開発された一般的な不均衡を示す指標である。これらの指標は、Logスケールの比率として健康と集団人口の分布の不均衡を要約する。集団のデータへの適用について、Firebaughにより開発され[8]、

$MLD = \sum p_j[-\ln r_j]$ で計算される。 p_j はグループjのポピュレーションサイズ、 r_j はグループjにおける健康状態の全体平均に対する比率であり、 $r_j = y_j/\mu$ 、 y_j はグループjの健康状態、 μ は健康状態の全体平均である。格差が存在しない場合には、MLDは0となる。

本研究では都道府県格差を観察した。都道府県には序列が存在しないため、序列を前提としている格差指標は用いていない。序列を前提とした格差指標の例として Absolute concentration index や Relative concentration index などがある。例えば、都道府県を失業率割合に応じて序列化したような場合には序列を前提とした格差指標を使用することもできる。

(倫理面への配慮)

個人識別のない既存の資料やデータを用いて行う研究であるので、特に倫理的な問題は無い。データ使用の枠組みは公的統計資料の二次利用である。

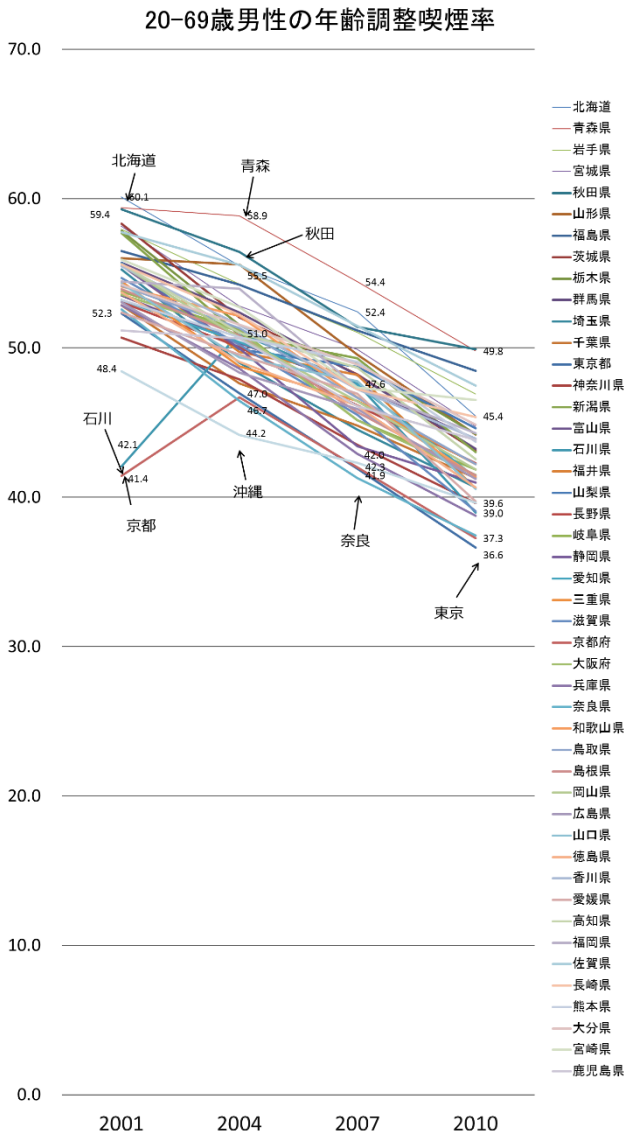
C. 研究結果

2001年～2010年の都道府県別の喫煙率の推移を図1および表1に示す。男性で最も喫煙率が高かったのは、2001年が北海道の60.1%、2004年が青森県の58.9%、2007年も青森県54.4%、2010年が秋田県で49.9%であった。

表1 都道府県別の20-69歳年齢調整喫煙率：国民生活基礎調査2001、2004、2007、2010年

	男性				女性			
	2001	2004	2007	2010	2001	2004	2007	2010
北海道	60.1	55.5	52.4	45.4	28.9	27.0	26.1	22.0
青森県	59.4	58.9	54.4	49.8	18.1	19.8	20.5	19.1
岩手県	58.0	54.3	51.0	46.9	14.9	14.4	14.8	15.2
宮城県	58.2	52.8	49.9	44.8	16.9	17.1	18.5	15.1
秋田県	59.3	56.4	51.4	49.9	13.2	15.0	16.2	15.7
山形県	56.0	55.6	49.5	44.2	14.4	14.7	13.8	13.5
福島県	56.5	54.2	51.2	48.5	15.7	16.4	16.6	15.6
茨城県	58.3	52.0	48.2	43.1	15.3	16.5	14.9	13.2
栃木県	57.8	51.5	49.0	44.2	16.8	16.5	15.6	14.6
群馬県	55.7	52.4	48.2	43.2	17.5	16.8	15.9	15.5
埼玉県	55.2	49.0	44.5	40.7	18.8	17.4	16.5	13.9
千葉県	52.8	47.6	44.8	41.3	16.1	17.4	16.2	14.7
東京都	52.3	47.0	41.9	36.6	20.0	18.6	17.8	14.4
神奈川県	50.7	47.9	43.5	39.6	17.4	17.5	17.4	14.6
新潟県	57.7	50.9	49.3	43.0	13.7	14.8	15.5	14.0
富山県	53.5	50.3	47.5	43.9	13.0	12.2	12.7	11.5
石川県	42.1	51.0	47.6	39.0	22.8	14.7	15.8	12.1
福井県	55.6	49.7	48.2	40.6	11.9	12.3	12.2	10.1
山梨県	55.7	49.9	48.7	44.6	15.0	16.4	15.8	14.0
長野県	53.1	50.0	46.2	42.3	12.6	13.2	12.2	11.8
岐阜県	53.8	51.2	45.2	41.8	12.7	13.3	12.3	11.0
静岡県	55.5	50.0	43.4	41.0	17.0	16.1	13.3	12.4
愛知県	53.2	50.4	47.5	41.3	14.8	15.0	15.1	12.3
三重県	54.4	48.8	46.4	42.2	12.9	11.6	13.1	12.4
滋賀県	54.7	50.2	45.5	39.1	12.8	12.6	11.7	10.8
京都府	41.4	46.7	42.0	37.3	19.6	15.1	15.2	12.8
大阪府	53.6	51.1	45.2	41.5	18.0	17.9	16.6	14.9
兵庫県	52.9	48.6	42.9	38.8	13.8	13.2	12.5	11.1
奈良県	52.6	46.4	41.3	37.4	13.1	10.9	12.3	11.0
和歌山県	54.1	52.1	46.7	41.4	13.2	14.6	15.2	12.8
鳥取県	54.2	51.3	46.7	42.2	10.3	10.2	12.6	10.6
島根県	53.9	50.8	45.7	41.5	9.5	10.7	10.9	9.4
岡山県	55.5	50.7	46.4	41.8	11.3	11.7	13.0	10.7
広島県	53.0	48.4	45.9	41.2	13.2	12.3	13.9	10.7
山口県	54.3	49.4	47.8	40.6	13.4	11.3	13.9	11.9
徳島県	53.7	49.1	46.1	40.6	12.0	12.6	13.9	11.3
香川県	55.5	51.5	47.2	43.9	11.7	12.8	12.4	12.0
愛媛県	52.4	49.5	46.9	39.7	11.0	12.5	12.9	11.4
高知県	55.6	51.0	48.7	42.5	15.4	16.3	15.3	14.6
福岡県	54.4	54.0	47.4	44.3	15.4	16.2	15.6	15.6
佐賀県	57.8	55.6	51.5	47.5	13.2	13.4	15.0	12.9
長崎県	55.6	52.2	47.2	45.4	13.4	13.3	12.4	12.4
熊本県	53.2	50.7	49.1	43.7	13.0	14.4	12.0	12.3
大分県	54.2	51.5	48.9	44.9	12.4	14.7	14.0	12.6
宮崎県	55.9	52.7	47.3	46.5	13.3	14.7	13.4	12.5
鹿児島県	51.2	50.6	46.1	43.8	10.4	10.4	10.9	10.5
沖縄県	48.4	44.2	42.3	39.6	13.0	12.6	11.5	12.2
日本全国	54.3	51.0	46.9	42.5	14.9	14.8	14.7	13.2

(a) 男性



(b) 女性

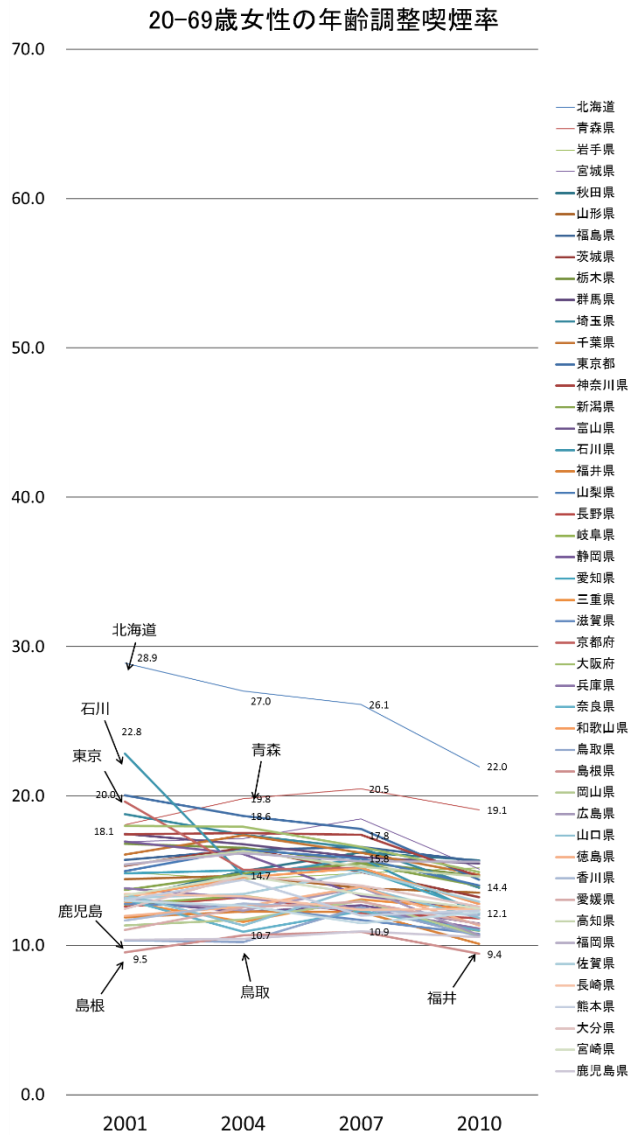


図1 都道府県別の20-69歳年齢調整喫煙率：国民生活基礎調査2001、2004、2007、2010年

一方、男性で最も喫煙率が低かったのは、2001年が京都府の41.4%、2004年が沖縄県の44.2%、2007年は奈良県で41.3%、2010年は東京都の36.6%であった。京都府と石川県は2001年に突出して低い喫煙率を呈しており、その後の2004年には喫煙率が大きく上昇していた。

女性では2001年～2010年にかけてずっと北海道が最も喫煙率が高く、2004年に鳥取県が10.2%と最も低いほかは2001年および2007年、2010年において島根県が最も喫煙率が低かった（2007年には鹿児島県も10.9%であり、島根県と同じ喫煙率だった）。日本全国における喫

煙率は男性では2001年の54.3%から2010年の42.5%へと絶対値で10%以上減少していたのに対して、女性では2001年から2007年の喫煙率は14.9%～14.7%とほとんど変化がなく、2010年は13.2%となっていた。

2001年から2004年にかけての京都府と石川県の喫煙率の推移をみると男女ともに変化が大きく、特に男性では、全国的に減少傾向にあるなか、反対に上昇傾向を呈していた。そのため、本研究では格差の推移の評価において2001年のデータを用いなかった。

2004年から2010年にかけての都道府県別の

喫煙率格差の推移を図2および表2に示す。格差指標の変化率(%)は-38.7%~+71.7%の範囲であり、100%以上の変化は認められなかった。RDは男性で14.7から13.3へ、女性で16.8から12.5へと減少傾向を認めた。これは図1における縦幅の変化に相当し、図1を視覚的に観察することによっても分かる。女性では北海道の喫煙率が突出して高く、RDやRRといった最大値と最小値を用いた格差指標では期間中ずっと最大値を呈していた北海道の推移が値に反映されていた。2004年から2010年にかけて女性

の喫煙率は微減であったのに対して、絶対値の大きな北海道の女性の喫煙率は減少していたため、都道府県別の喫煙格差は減少傾向を示した。格差指標の変化率は-10.5%~-38.7%であり、一貫して格差の減少傾向を示した。一方、男性ではRDにおいてのみ格差の減少傾向を示した(2004年から2010年にかけての変化率が-9.6%)。男性におけるその他の格差指標では、BGVおよびMLDが増加傾向、RRおよびIDispはほぼ横ばいであった。

表2 2004年~2010年の都道府県格差の推移：20-69歳年齢調整喫煙率

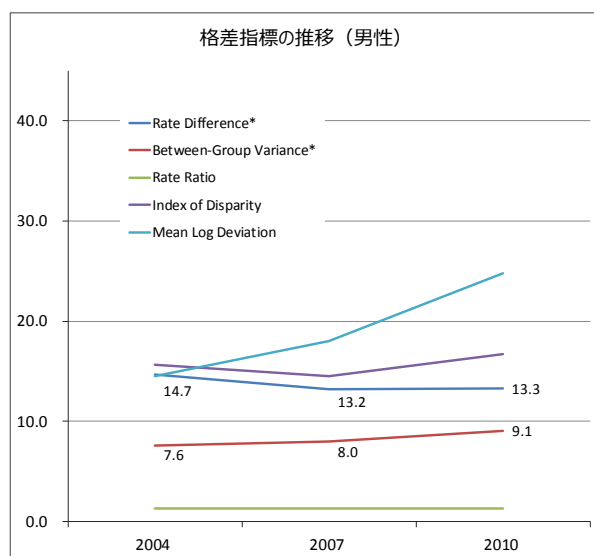
格差指標	2004	2007	2010	変化率	
	値 (95%信頼区間)	値 (95%信頼区間)	値 (95%信頼区間)	from 2004 to 2007, %	from 2004 to 2010, %
男性					
Rate Difference*	14.7 (12.4, 17.0)	13.2 (10.8, 15.6)	13.3 (11.1, 15.4)	-10.4	-9.6
Between-Group Variance*	7.6 (6.3, 8.9)	8.0 (6.6, 9.3)	9.1 (7.6, 10.7)	5.0	20.4
Rate Ratio	1.33 (1.27, 1.39)	1.32 (1.25, 1.39)	1.36 (1.30, 1.43)	-1.0	2.3
Index of Disparity	15.7 (11.4, 20.0)	14.5 (9.7, 19.3)	16.7 (12.3, 21.1)	-8.0	6.1
Mean Log Deviation	14.5 (12.1, 16.9)	18.0 (15.0, 20.9)	24.8 (20.8, 28.9)	24.2	71.7
女性					
Rate Difference*	16.8 (15.2, 18.5)	15.2 (13.4, 17.0)	12.5 (10.7, 14.3)	-9.6	-25.5
Between-Group Variance*	8.6 (7.6, 9.6)	7.1 (6.2, 8.1)	5.3 (4.4, 6.1)	-17.1	-38.7
Rate Ratio	2.6 (2.4, 3.0)	2.4 (2.1, 2.7)	2.3 (2.0, 2.7)	-9.6	-12.0
Index of Disparity	44.5 (30.1, 58.9)	34.5 (20.3, 48.6)	39.9 (24.4, 55.3)	-22.6	-10.5
Mean Log Deviation	18.0 (16.0, 20.0)	14.7 (12.8, 16.5)	13.9 (11.8, 15.9)	-18.6	-23.0

*絶対的格差指標 (印がないのは相対的格差指標)

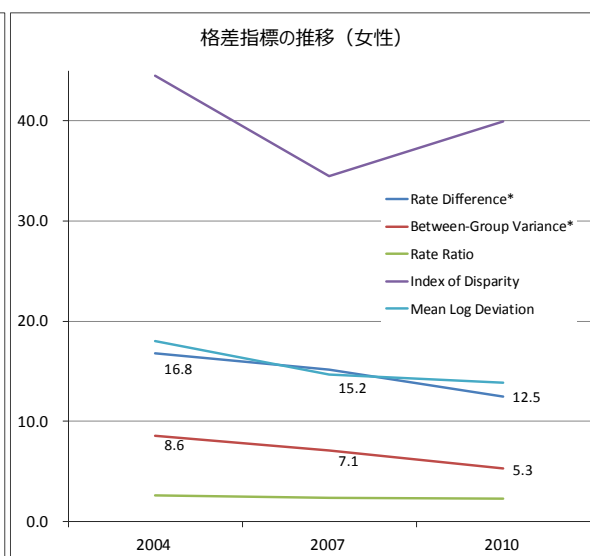
変化率が正の値の場合は格差が拡大傾向であること、負の値の場合には格差が縮小傾向であることを意味する。

Mean Log Deviationについてはx10,000 (男性) x1,000 (女性) した値を示す。

(a) 男性



(b) 女性



*絶対的格差指標 (印がないのは相対的格差指標)

図2 2004年~2010年の都道府県格差の推移：20-69歳年齢調整喫煙率

D. 考 察

2001年から2010年にかけて都道府県における喫煙率は男性では全般的に減少傾向を呈し、女性では横ばいからやや減少の傾向を呈していた。一部の都道府県(京都府や石川県)で2001年の喫煙率データが全体の傾向と比較して大きく外れた傾向を呈していたことから、2001年は都道府県格差を評価しないこととした。これは、2001年ごろまでは特に国民生活基礎調査におけるサンプリングが偏っていたり、うまくいっていなかったり[9](政府統計関係者との個人的情報交換によってもこのような指摘を聞いている)ということがあるためかもしれない。

2004年から2010年にかけて日本における喫煙の都道府県格差は、男性においては横ばい傾向、女性においては減少傾向にあると分かった。男性においては各格差指標に一致した傾向を認めなかった一方、女性ではすべての格差指標で減少傾向を認めた。

格差指標には絶対的格差指標と相対的格差指標がある。喫煙率のように減少傾向にある場合にはRRのような相対的格差指標は分母が小さくなる関係で拡大傾向を呈しやすくなる。これまでの格差の推移を評価した先行研究においては「格差は拡大していた」というある意味でセンセーショナルに伝えられやすい結論が得られるような相対的格差指標だけを用いる傾向があった。そのため、相対的格差指標だけではなく、絶対的格差指標も含めた複数の格差指標によって格差の推移を評価すべきだとされている[5, 10, 11]。相対的格差指標よりも絶対的格差指標の結果を重視すべきだと考える研究者もいる[12]。

今後、健康日本21の第2次において健康格差の縮小を目指すために、まずは格差の実態について把握する必要がある。格差およびその推移を評価する場合にはどの格差指標を用いるべきなのか、コンセンサスは得られていないのが現状である。本研究では、複数の格差指標を

用いて、日本における喫煙の都道府県格差の推移を評価したところ、男性では用いる格差指標によって結果が異なっていた。格差の評価は慎重に実施する必要があるものと考えられる。格差およびその推移についてどのように評価すべきなのか一定のコンセンサスが得られるよう今後の研究を進めることが求められる。

E. 結 論

健康日本21(第2次)で掲げられた健康格差の縮小を達成するために、まず格差の実態を評価する必要がある。本研究では、複数の格差指標を用いて日本における喫煙の都道府県格差の推移を評価し、男性においては各格差指標に一致した傾向を認めなかった一方、女性ではすべての格差指標で減少傾向を認めた。本研究は日本における喫煙の都道府県格差を理解するための基礎資料となる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. 厚生労働省. 健康日本21(第二次). In. 2012.
2. 神田 晃, 尾島 俊, 三浦 宜, 他. 飲酒, 喫煙,

- 運動習慣及び肥満の都道府県格差とその推移に関する研究. 厚生指標 2002; 49: 7-15.
3. 田淵貴大. 喫煙対策、肝炎肝がん対策の推進と進捗の評価. In 津熊 秀 (ed) 既存統計資料に基づくがん対策進捗の評価手法に関する実証的研究. 大阪: 末広出版 2012; 51-67.
 4. National Cancer Institute, Division of Cancer Control and Population Sciences, Surveillance Research Program and Applied Research Program. Health Disparities Calculator, Version 1.2.1. In.
 5. Harper S, Lynch J. Selected Comparisons of Measures of Health Disparities. Bethesda: NIH Publication No.07-6281. National Cancer Institute,2007.
 6. Percy JN, Keppel KG. A summary measure of health disparity. Public Health Reports 2002; 117: 273-280.
 7. Theil H. Economics and information theory. Amsterdam: North-Holland,1967.
 8. Firebaugh G. The new geography of global income inequality. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2003.
 9. 橋本英樹. 今後の国民生活基礎調査の在り方についての一考察 (第 3 報) . 厚生指標 2011; 58: 33-39.
 10. King NB, Harper S, Young ME. Use of relative and absolute effect measures in reporting health inequalities: structured review. BMJ 2012; 345: e5774.
 11. Harper S, King NB, Meersman SC et al. Implicit value judgments in the measurement of health inequalities. Milbank Quarterly 2010; 88: 4-29.
 12. Bhopal RS. Re: "An overview of methods for monitoring social disparities in cancer with an example using trends in lung cancer incidence by area-socioeconomic position and race-ethnicity, 1992-2004". American Journal of Epidemiology 2008; 168: 1214-1216; author reply 1216.

健康格差の実態解明と要因分析に関する研究

－健康格差のモニタリング：ツールの解説とう蝕を例とした地域格差の評価－

研究分担者 相田 潤 東北大学大学院歯学研究科国際歯科保健学分野・准教授

研究要旨

健康格差への対策の一環として、格差の状況やその経時的な推移の把握といったモニタリングの必要性が指摘されている。そのためには健康格差を指標化する必要があるが、研究者のような専門家でも容易に利用できる格差の指標化のツール（Inequalities Calculation Tool）がイギリスで開発されている。本報告では、このツールの利用の仕方を紹介する。さらに3歳児う蝕を例に、このツールを用いて計算した格差の状況と経年的な推移について分析を行った。2002年から2013年までの乳幼児健診の3歳児う蝕有病者率の都道府県ごとのデータを用い、う蝕の健康格差を明らかにすることを目的とした。所得を社会経済的要因の指標として用いた。格差の指標としては、絶対的格差および相対的格差を算出するために、格差勾配指数（SII：Slope Index of Inequality）および格差相対指数（RII：Relative Index of Inequality）を用いた。所得の3分位で地域を分けた際の、最も所得が高い地域と低い地域の平均う蝕有病者率は2002年にはそれぞれ29.7%と41.7%であり、2013年には16.3%と23.5%であった。絶対的格差であるSIIは18.8から12.1に減少した。相対的格差RIIは1.82から2.02に増加した。う蝕の平均的な減少にもかかわらず、格差は存在していた。絶対的格差は減少傾向にあるが、相対的格差は増加傾向にあった。相対・絶対双方の格差指標が減少するのが理想的であり、それに向けた取り組みが必要であろう。

研究協力者

五十嵐彩夏 東北大学大学院歯学研究科国際歯科保健学分野

指標化する必要がある。このために、容易に利用できる格差の指標化のツール（Inequalities Calculation Tool）がイギリスで開発されている。そこで本報告では、このツールの利用の仕方を紹介する。その上で、例として3歳児う蝕を例にこのツールを用いて計算した格差の状況と経年的な推移について分析を行うことを目的とした。

A. 研究目的

日本においても、さまざまな健康指標で都道府県内の市町村間格差や、市町村内の地域格差などが存在する。健康格差の縮小は世界的に公衆衛生上の課題として認識されており、我が国においても平成25年度からの「健康日本21（第二次）」の基本的な方向の第1番目に「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が明言されている。健康格差の縮小のためにはまず、格差の状況を把握することが必要であり、また格差をモニタリングしていくことが求められる^{1,2}。

格差の状況を把握するためには、健康格差を

B. 研究方法

2002年から2013年までの乳幼児健診の3歳児う蝕有病者率の都道府県ごとのデータを用い、う蝕の健康格差を明らかにすることを目的とした。都道府県ごとの平均所得を社会経済的要因の指標として用いた。

格差の指標は複数存在するが、格差をモニタ

リングする際には、全体的な健康指標の増減やばらつきにより格差指標の動向が異なるため、複数の指標を用いることが奨められている³⁻⁵。ここでは、絶対的格差および相対的格差の指標を用いた。それぞれの指標として、格差勾配指数（SII：Slope Index of Inequality）および格差相対指数（RII：Relative Index of Inequality。Kunst & Mackenbach の修正版が今回のツールでは計算される。）を用いた^{2,3}。

指標の計算には、いくつかの方法があるが、本稿ではInequalities Calculation Toolを用いた。これは行政職員などが利用することを目的とした健康格差の指標化のツール（Inequalities Calculation Tool）であり、英国公衆衛生研究所（Public Health England Knowledge）により提供されている。このツールはMicrosoft社のエクセルシート上に組み込まれたマクロであり、指定されたエクセルのセルに数値を入力することで格差指標が自動的に計算されるようになっている。このエクセルシートを同研究所のサイト（<http://www.apho.org.uk/resource/item.aspx?RID=132634>）からダウンロードすることで、エクセルの利用できるパソコンで簡単に健康格差を計算することが可能である。

C. 研究結果

1. 健康格差の指標化のツール

具体的なダウンロードの方法や使い方について、本稿の末尾の図で解説を行った。

2. 3歳児う蝕有病者率の健康格差について

所得の3分位で都道府県を分けた際の、最も所得が高い地域と低い地域の平均う蝕有病者率は2002年にはそれぞれ29.7%と41.7%であり、2013年には16.3%と23.5%とう蝕は全体的に減少していた。絶対的格差であるSIIは18.8から12.1に減少した。一方で相対的格差RIIは1.82から2.02に増加した。う蝕の大きな減少にも関わらず、格差が存在することが明らかになった。

D. 考 察

専門的なソフトウェアを保有しなくても、Microsoft社のエクセルがあれば格差指標を計算できるツールについて解説を行った。英語であるものの、扱い方は容易であるため日本国内の行政担当者による活用が期待される。

3歳児う蝕の健康格差については、う蝕の平均的な減少にもかかわらず、格差はいまだに存在していた。平均的には所得の多い地域でも少ない地域でも10ポイント以上のう蝕の減少がみられたが、絶対的格差の減少は約6ポイントに留まっていた。一方で相対的格差は増加傾向にあった。相対・絶対双方の格差指標が減少するのが理想的であり、格差の減少に向けた取り組みが必要であろう。歯科疾患には、幼少期から高齢期までライフステージを通じて健康格差が認められるため⁶、人生のスタートとなる幼少期の健康格差の縮小は重要であろう。

歯科疾患の健康格差を減らす取り組みとしては、社会的決定要因を考慮した介入が必要とされている⁷。経済的余裕や、家庭の時間的余裕がない者でも恩恵があるような施策が望まれる。乳幼児健診の際のフッ化物歯面塗布などの介入は、比較的だれにでも届きやすい方法といえよう。また、明確な格差縮小の効果が示されている施策としては、学校におけるう蝕予防のためのフッ化物洗口が挙げられる。この方法は、学校が健康により良い環境となり、家庭でそれらを行う時間や経済的な余裕がない子どもでも恩恵を受けることができ健康格差の縮小につながる。実際、日本での小学校などにおける集団フッ化物洗口の実施により、齲蝕の都道府県格差が統計学的に有意に縮小していることが報告されている⁸。こうした方法は家庭で対策が困難な子どもたちによりう蝕予防の効果が大きいと考えられる。

日本においても、さまざまな健康指標で都道府県内の市町村間格差や、市町村内の地域格差などが存在する。健康格差の縮小が政策目標に挙げられている現在、健康格差をモニタリングして、解消を目指していくことが求められる。

E. 健康危険情報

なし

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

- 1) Igarashi A, Aida J, Tsuboya T, Sugiyama K, Koyama S, Matsuyama Y, Sato Y, Yamamoto T, Osaka K. Trend in inequality in 3-year-old children's caries over 12 years. 95th General Session & Exhibition of the International Association for Dental Research. San Francisco, March 2017.

G. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. Hosseinpoor AR, Bergen N, Schlottheuber A. Promoting health equity: WHO health inequality monitoring at global and national levels. *Glob Health Action* 2015; **8**: 29034.
2. 近藤尚己. 健康格差対策の進め方: 効果をもたらす5つの視点. 東京: 医学書院; 2016.
3. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med* 1997; **44**(6): 757-71.
4. Harper S, Lynch J. Measuring Health Inequalities. In: Oakes JM, Kaufman JS, eds. *Methods in social epidemiology*. San Francisco: Jossey-Bass; 2006: 134-68.
5. Harper S, King NB, Young ME. Impact of selective evidence presentation on judgments of health inequality trends: an experimental study. *PLoS One* 2013; **8**(5): e63362.
6. 相田潤, 安藤雄一, 柳澤智仁. ライフステージによる日本人の口腔の健康格差の実態: 歯科疾患実態調査と国民生活基礎調査から. *口腔衛生学会雑誌* 2016; **66**(5): 458-64.
7. 相田潤, 松山祐輔, 小山史穂子, 他. 口腔の健康格差と社会的決定要因. In: 深井稔博, ed. *健康長寿社会に寄与する歯科医療・口腔保健のエビデンス* 2015. 東京: 公益社団法人日本歯科医師会; 2015: 215-28.
8. Matsuyama Y, Aida J, Taura K, et al. School-Based Fluoride Mouth-Rinse Program Dissemination Associated With Decreasing Dental Caries Inequalities Between Japanese Prefectures: An Ecological Study. *J Epidemiol* 2016; **26**(11): 563-71.

Inequalities Calculation Tool の使い方

東北大学大学院歯学研究科
国際歯科保健学分野
五十嵐 彩夏

1

目次

1. Inequalities Calculation Toolとは
2. Inequalities Calculation Toolをダウンロードする
3. Inequalities Calculation Toolを使用する
4. 算出された格差指標をみる

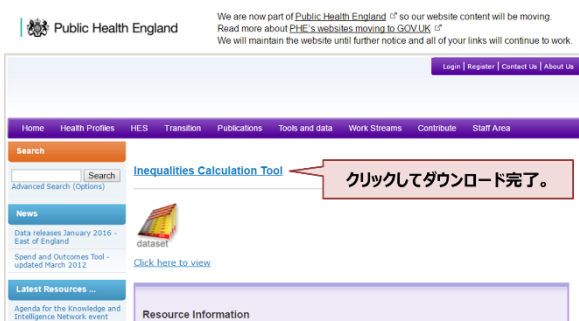
1. Inequalities Calculation Toolとは

- 英国公衆衛生研究所（Public Health England Knowledge）が提供している、健康格差を計算するための**エクセルシート**である。
- 健康格差に所得や学歴などで順序がある指標について、集団のサイズ（人数）を考慮した、絶対的格差及び相対的格差などが算出できる。
- 健康格差指標は数値とともにグラフも表示される。
- 一般的な表計算ソフトであるエクセルが利用できるパソコンであれば、登録の必要もなく、誰でも格差指標が計算できる。

2. Inequalities Calculation Toolをダウンロードする

1) 英国公衆衛生研究所サイト内のInequalities Calculation Toolのダウンロードページにアクセスする。

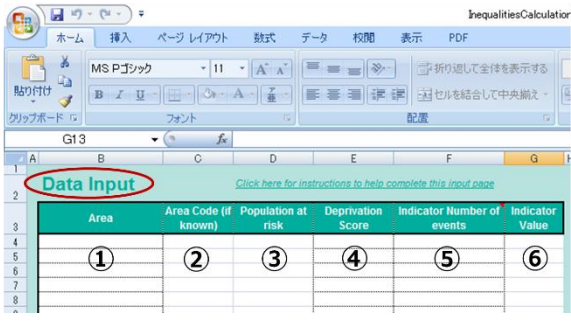
URL:<http://www.apho.org.uk/resource/item.aspx?RID=132634>



3. Inequalities Calculation Toolを使用する

「Data Input & Summary」のシートに健康格差を計算したい集団のデータを入力する。

1) “Data Input”の①から⑥の列にデータを入力する。



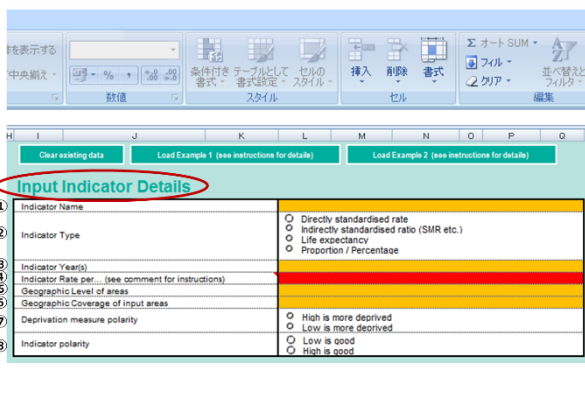
「Data Input」必須項目

- ①Area：格差を算出したい地域やグループの名称（市町村名等）
- ③Population at risk：当該地域のサイズ（人数等）
※複数年のデータを合わせて使用する場合は対象期間の合計または平均のサイズとする。
- ④Deprivation Score：社会経済状況を示す指標（所得・学歴等）
※グループ分けした場合はグループの番号でも可。
※グループの番号は、社会経済状況の順序に並んでいる必要がある。（昇順、降順はソフト上で設定できる）
- ⑤⑥健康指標（下記のどちらか一方）
- ⑤Indicator Number of events：健康指標のイベント数（死亡数等）
- ⑥Indicator Value：健康指標の数値（有病割合等）
※健康指標の種類により⑤または⑥のどちらかを入力する。

任意項目

- ②Area Code (if known)：Area名に番号が付けられている場合は当該番号を入力できる。

2) “Input Indicator Details”の①から⑧に入力する。



「Input Indicator Details」必須項目

- ②Indicator Type：健康指標の種類を選択する。
Directly standardised rate:直接標準化比
Indirectly standardised ratio(SMR etc.):間接標準化比（標準化死亡比など）
Life expectancy:平均余命
Proportion/Percentage:割合/パーセンテージ
- ④Indicator Rate per...:健康指標に使用する乗数を入力する。
※例えば、健康指標が割合を示した数値の場合は“1”、パーセンテージを示した数値の場合は“100”を入力する。
- ⑦Deprivation measure polarity:社会経済状況の数値の解釈（順序）について選択する。
High is more deprived：高い値が社会経済状況が悪い状況を示している場合。
Low is more deprived：低い値が社会経済状況が悪い状況を示している場合。
- ⑧Indicator polarity:健康指標の数値の解釈について選択する。
Low is good：低い値が健康指標がよいことを示している場合。
High is good：高い値が健康指標がよいことを示している場合。

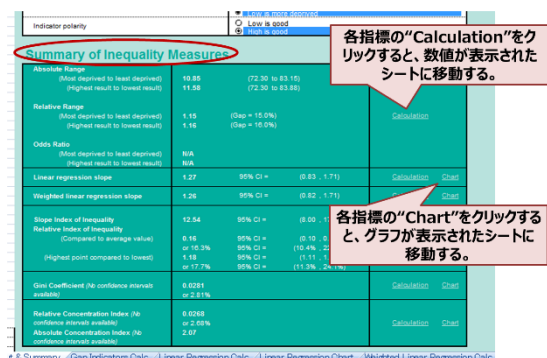
任意項目

- ①Indicator Name:健康指標の名称
- ③Indicator Year(s):データの対象年・期間
- ⑤Geographic Level of areas:対象地域の地理的レベル
- ⑥Geographic Coverage of input areas:対象地域の名称

➡ 以上の項目を入力をすると、健康格差指標の数値及びグラフが表示される。

4. 算出された健康格差指標をみる

“Summary of Inequality Measure”に各健康格差指標の結果が表示される。



Inequalities Calculation Toolで算出される
健康格差指標の種類

- Absolute Range : 値の差
- Relative Range : 値の比
- Odds Ratio : オッズ比
- Liner regression slope : 線形回帰スロープ
- Weighted liner regression slope : 加重線形回帰スロープ
- Slope Index of Inequality : 格差勾配指数
- Relative Index of Inequality : 格差相対指数
- Gini Coefficient : ジニ係数
- Relative Concentration Index : 相対集中度指数
- Absolute Concentration Index : 絶対集中度指数

※インプットした健康指標の種類により、計算されない指標もある

※各指標の詳細については長谷田真帆氏作成の「健康格差算出ソフト
HD*Calcの日本語説明ファイル」を参照のこと

(<http://blog.livedoor.jp/kondonaoki/archives/63839038.html>)

IV. 研究成果の刊行に関する一覧

【論文発表】

該当なし

【学会発表】

- 1) Igarashi A, Aida J, Tsuboya T, Sugiyama K, Koyama S, Matsuyama Y, Sato Y, Yamamoto T, Osaka K.
Trend in inequality in 3-year-old children's caries over 12 years.
95th General Session & Exhibition of the International Association for Dental Research.
San Francisco, March 2017.