

表 1 身体計測値と血圧値の推移（男女別、65 歳未満・以上）

		合計 (n=102)			男女別						65歳未満 と 65歳以上					
					男(n=36)		女 (n=66)				65歳未満(n=36)			65歳以上(n=66)		
		Mean	(SD)	<i>P</i>	Mean	(SD)	<i>P</i>	Mean	(SD)	<i>P</i>	Mean	(SD)	<i>P</i>	Mean	(SD)	<i>P</i>
年齢(歳)	初回	65.2	(5.0)		65.3	(5.7)		65.2	(4.6)		59.6	(4.4)		68.2	(1.9)	
体重(kg)	初回	61.6	(10.5)		67.0	(9.4)		58.0	(9.7)		65.8	(12.6)		59.4	(8.5)	
	2M	60.4	(10.0)		65.6	(9.4)		56.9	(8.9)		64.4	(12.2)		58.2	(7.9)	
	4M	60.0	(9.7)		65.3	(9.2)		56.6	(8.5)		63.6	(11.8)		58.2	(7.9)	
	6M	59.9	(9.7)		65.4	(9.0)		56.4	(8.5)		63.6	(11.6)		58.0	(8.0)	
	1Y	59.6	(9.7)		64.6	(9.0)		56.3	(8.8)		63.2	(11.3)		57.7	(8.3)	
	1Y-初回	-2.0	(2.8)	<0.001	-2.4	(2.9)	<0.001	-1.8	(2.7)	<0.001	-2.6	(3.4)	<0.001	-1.7	(2.4)	<0.001
BMI(kg/m <sup>2</sup> )	初回	24.7	(3.2)		24.5	(2.5)		24.8	(3.6)		25.1	(3.0)		24.5	(3.3)	
	2M	24.2	(3.0)		24.0	(2.4)		24.3	(3.3)		24.6	(2.8)		24.0	(3.1)	
	4M	24.1	(2.9)		23.9	(2.3)		24.2	(3.2)		24.3	(2.7)		24.0	(3.0)	
	6M	24.1	(2.9)		24.0	(2.3)		24.1	(3.2)		24.3	(2.6)		23.9	(3.0)	
	1Y	23.9	(3.0)		23.7	(2.2)		24.1	(3.4)		24.1	(2.5)		23.8	(3.2)	
	1Y-初回	-0.8	(1.1)	<0.001	-0.9	(1.1)	<0.001	-0.7	(1.1)	<0.001	-1.0	(1.2)	<0.001	-0.7	(1.0)	<0.001
腹囲(cm)	初回	87.9	(8.4)		88.8	(6.3)		87.4	(9.5)		89.0	(8.5)		87.3	(8.3)	
	2M	86.9	(7.5)		87.6	(6.0)		86.4	(8.4)		87.6	(7.9)		86.5	(7.4)	
	4M	85.9	(7.7)		86.3	(6.2)		85.6	(8.5)		86.4	(7.9)		85.6	(7.6)	
	6M	85.6	(7.7)		85.9	(6.6)		85.4	(8.4)		86.6	(7.3)		85.1	(7.9)	
	1Y	85.3	(7.9)		85.3	(6.6)		85.4	(8.7)		86.1	(7.0)		85.0	(8.3)	
	1Y-初回	-2.8	(4.3)	<0.001	-3.4	(3.8)	<0.001	-2.3	(4.6)	<0.001	-3.5	(4.6)	<0.001	-2.4	(4.2)	<0.001
SBP(mmHg)	初回	135.8	(18.5)		138.3	(18.3)		134.2	(18.7)		132.4	(13.8)		137.6	(20.4)	
	2M	131.7	(15.8)		133.4	(16.2)		130.6	(15.7)		129.5	(13.4)		132.8	(17.0)	
	4M	134.8	(17.3)		137.1	(18.7)		133.3	(16.4)		129.6	(16.2)		137.5	(17.4)	
	6M	135.4	(18.4)		138.2	(19.2)		133.6	(17.8)		132.5	(16.8)		136.9	(19.1)	
	1Y	130.8	(15.8)		131.5	(14.7)		130.3	(16.5)		129.5	(13.2)		131.4	(17.0)	
	1Y-初回	-5.4	(16.4)	0.001	-7.8	(14.1)	0.002	-4.0	(17.7)	0.089	-2.9	(14.9)	0.334	-6.8	(17.1)	0.004
DBP(mmHg)	初回	81.5	(10.6)		83.3	(10.8)		80.4	(10.4)		82.6	(8.9)		80.9	(11.4)	
	2M	78.5	(9.6)		80.5	(9.6)		77.2	(9.5)		80.0	(8.6)		77.8	(10.1)	
	4M	79.9	(9.1)		80.2	(9.2)		79.8	(9.2)		79.1	(8.4)		80.3	(9.5)	
	6M	81.2	(10.5)		82.0	(11.1)		80.7	(10.1)		81.2	(10.4)		81.2	(10.6)	
	1Y	78.5	(10.0)		79.2	(10.0)		78.1	(10.0)		81.1	(8.0)		77.2	(10.7)	
	1Y-初回	-3.2	(9.7)	0.002	-4.6	(8.7)	0.002	-2.3	(10.2)	0.093	-1.6	(9.2)	0.307	-4.0	(9.9)	0.002

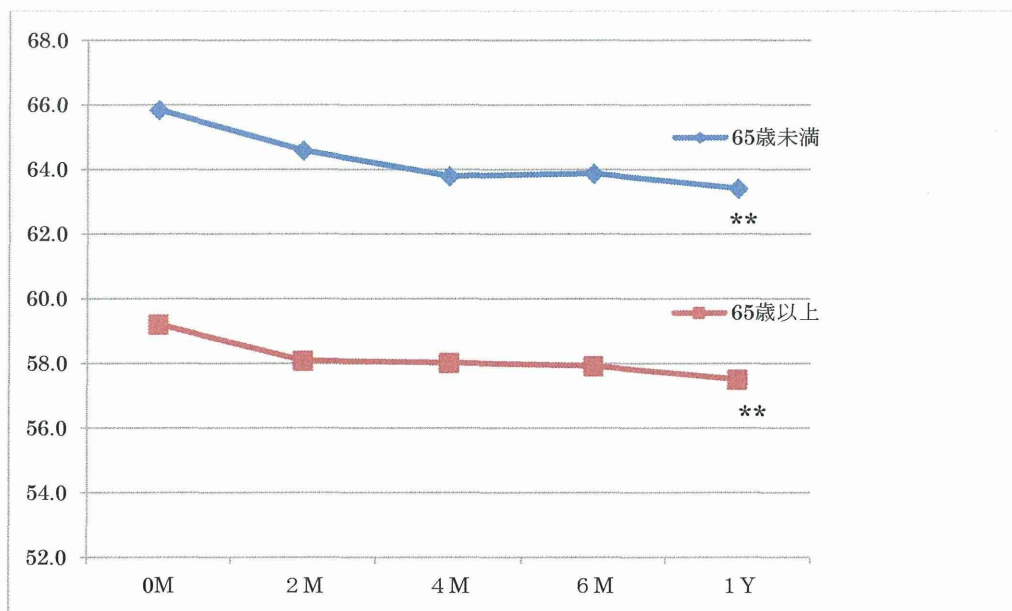
P values, obtained by paired-t test

表2 初回支援時の随時尿による推定24時間尿中Na、K排泄量、Na/K比、身体活動に関する指標の推移（男女別、65歳未満・以上）

	合計 (n=102)			男女別						65歳未満 と 65歳以上						
	Mean	(SD)	P	男(n=36)			女 (n=66)			65歳未満(n=36)			65歳以上(n=66)			
				Mean	(SD)	P	Mean	(SD)	P	Mean	(SD)	P	Mean	(SD)	P	
推定24時間Na排泄量(mmol)	初回	166.5	(43.2)		169.8	(40.0)		164.3	(45.3)		166.4	(39.6)		166.5	(45.2)	
	2M	157.5	(42.0)		159.0	(36.9)		156.5	(45.3)		160.0	(47.3)		156.2	(39.3)	
	4M	168.2	(40.1)		163.4	(40.9)		171.3	(39.7)		168.4	(33.4)		168.0	(43.5)	
	6M	177.1	(38.8)		176.0	(34.1)		177.8	(41.8)		176.6	(36.7)		177.3	(40.1)	
	1Y	160.8	(34.9)		163.0	(33.5)		159.4	(36.0)		165.1	(31.9)		158.6	(36.4)	
	1Y-初回	-5.6	(48.5)	0.251	-6.8	(41.4)	0.310	-4.8	(52.9)	0.481	-1.3	(37.3)	0.842	-7.9	(53.5)	0.239
推定24時間K排泄量(mmol)	初回	45.3	(9.0)		45.6	(8.7)		45.1	(9.3)		45.8	(7.9)		45.1	(9.6)	
	2M	43.2	(9.0)		43.9	(7.7)		42.8	(9.7)		44.0	(9.8)		42.9	(8.6)	
	4M	46.1	(9.3)		46.8	(10.2)		45.7	(8.8)		48.6	(8.7)		44.8	(9.4)	
	6M	47.0	(11.0)		47.0	(10.5)		47.0	(11.4)		49.0	(10.8)		45.9	(11.0)	
	1Y	45.8	(8.8)		45.5	(8.3)		46.0	(9.2)		47.2	(7.5)		45.1	(9.4)	
	1Y-初回	0.5	(9.7)	0.623	-0.1	(10.0)	0.953	0.9	(9.6)	0.493	1.4	(8.4)	0.333	0.0	(10.3)	0.992
スポット尿Na-K比	初回	3.28	(2.43)		3.31	(2.09)		3.26	(2.65)		3.25	(2.44)		3.29	(2.44)	
	2M	3.14	(2.22)		3.03	(1.69)		3.21	(2.51)		3.15	(2.32)		3.13	(2.18)	
	4M	3.17	(2.31)		2.95	(2.32)		3.32	(2.31)		2.86	(2.27)		3.34	(2.33)	
	6M	3.47	(2.14)		3.61	(2.49)		3.38	(1.89)		3.20	(2.35)		3.61	(2.03)	
	1Y	2.84	(1.64)		3.00	(1.64)		2.74	(1.65)		2.86	(1.64)		2.84	(1.65)	
	1Y-初回	-0.4	(2.3)	0.067	-0.3	(1.6)	0.219	-0.5	(2.7)	0.151	-0.4	(1.9)	0.240	-0.5	(2.5)	0.154
移動手段・徒歩(分)	初回	14.0	(28.2)		14.0	(39.2)		14.1	(19.0)		12.1	(25.6)		15.1	(29.7)	
	6M	14.9	(21.9)		14.2	(19.4)		15.2	(23.5)		12.7	(17.8)		16.0	(24.0)	
	1Y	20.7	(51.2)		26.1	(77.2)		17.4	(24.9)		13.0	(20.2)		24.9	(61.6)	
	1Y-初回	6.7	(36.7)	0.072	12.1	(51.8)	0.158	3.3	(22.9)	0.255	0.9	(29.9)	0.866	9.8	(39.7)	0.051
移動手段・自転車(分)	初回	8.1	(15.6)		5.7	(14.8)		9.5	(15.9)		10.3	(18.7)		6.9	(13.6)	
	6M	8.4	(15.0)		5.3	(14.0)		10.2	(15.4)		9.9	(18.6)		7.5	(12.8)	
	1Y	14.0	(44.4)		16.5	(67.1)		12.5	(21.5)		13.7	(30.9)		14.2	(50.5)	
	1Y-初回	6.0	(43.9)	0.177	10.8	(69.0)	0.342	3.0	(14.7)	0.110	3.4	(26.1)	0.442	7.3	(51.1)	0.252
身体活動指数	初回	32.9	(4.5)		32.6	(5.1)		33.0	(4.0)		32.0	(4.6)		33.3	(4.4)	
	6M	33.8	(5.7)		33.6	(6.9)		33.8	(4.8)		32.8	(4.9)		34.3	(6.1)	
	1Y	35.0	(7.9)		35.6	(8.9)		34.6	(7.3)		34.0	(8.1)		35.6	(7.9)	
	1Y-初回	2.1	(6.9)	0.003	3.0	(6.9)	0.010	1.5	(6.9)	0.091	1.8	(6.4)	0.114	2.3	(7.2)	0.014

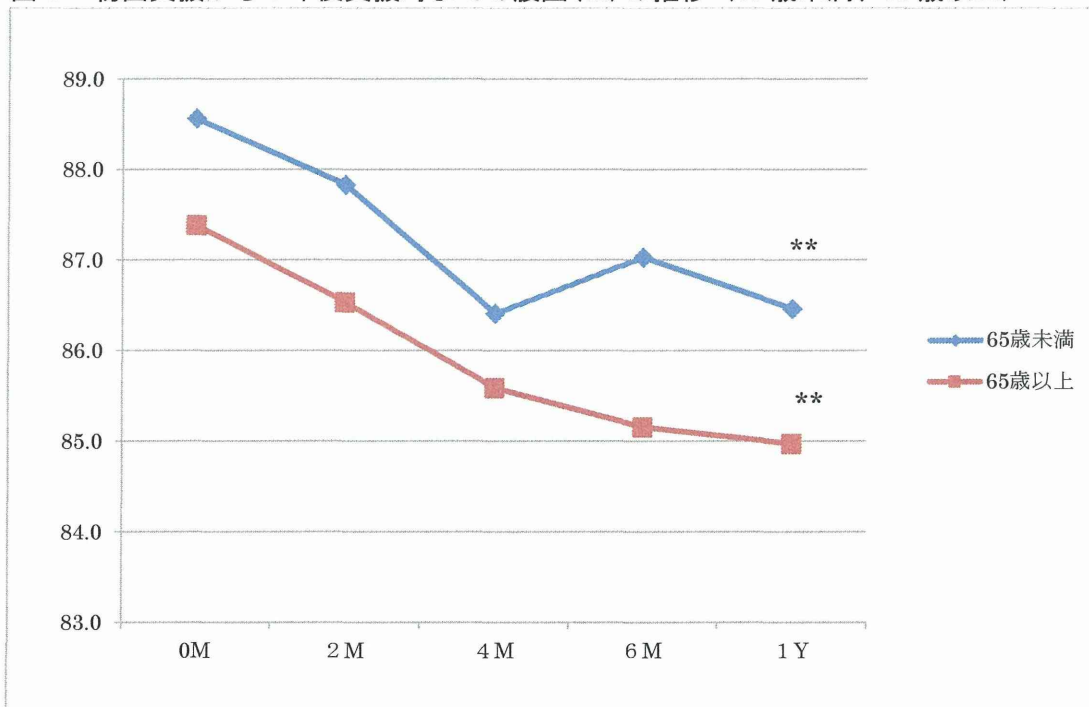
P values, obtained by paired-t test

図2 初回支援から1年後支援時までの体重 (kg) の推移 (65歳未満、65歳以上)



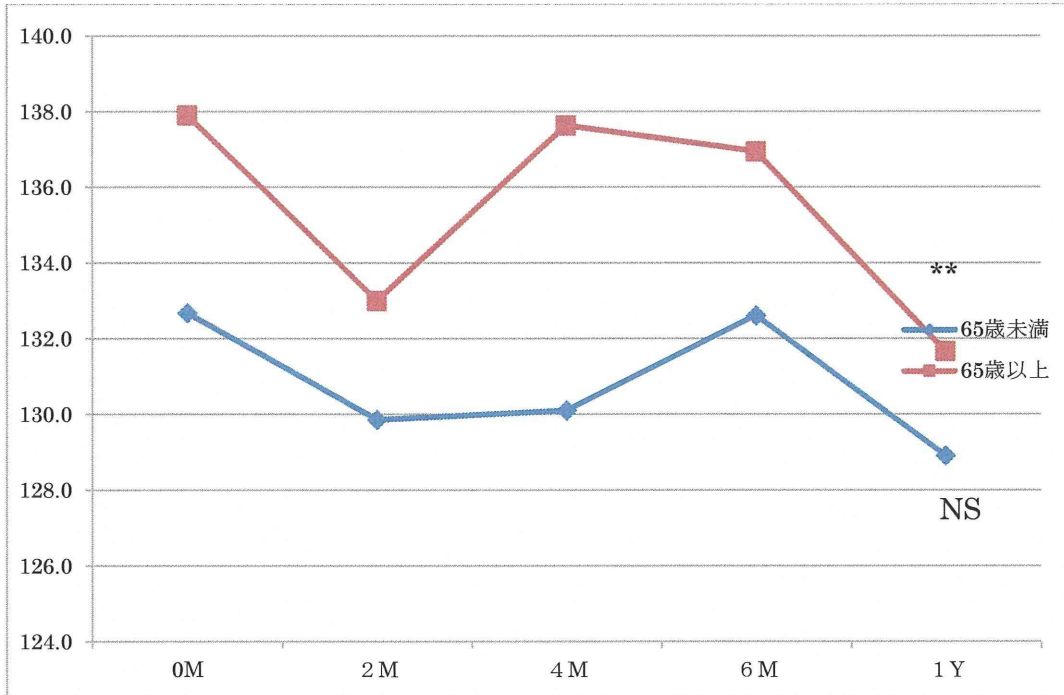
\*\* , P<0.01 by paired-t test

図3 初回支援から1年後支援時までの腹囲 (cm) の推移 (65歳未満、65歳以上)



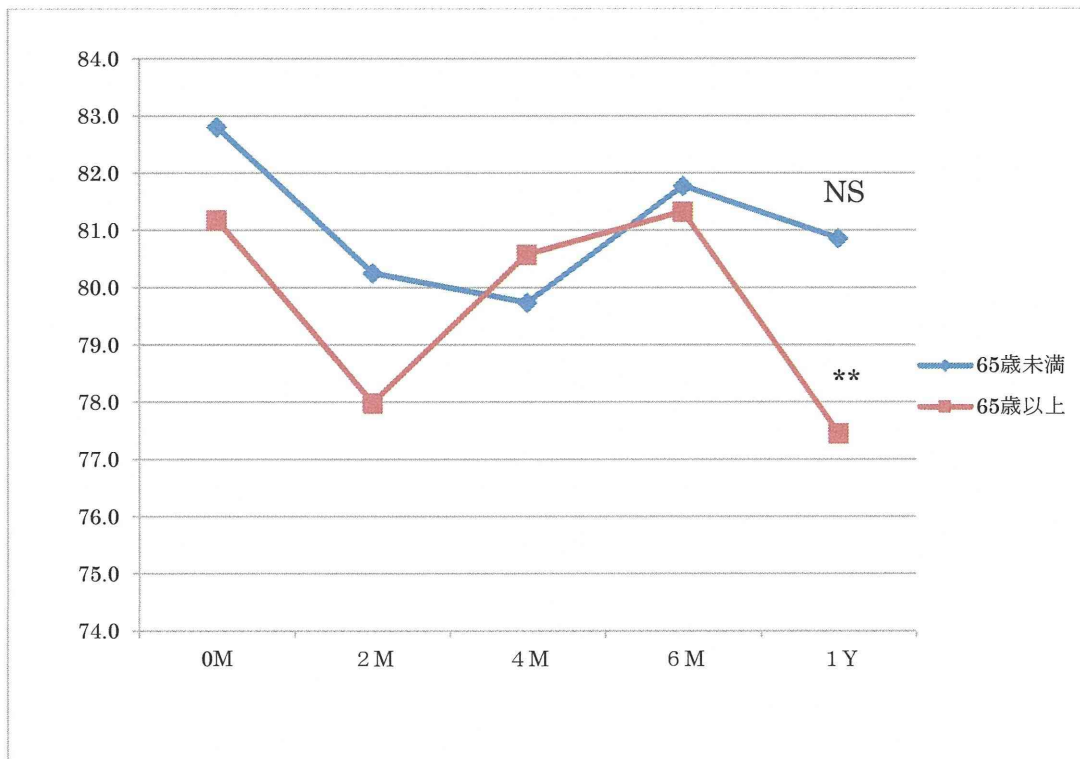
\*\* , P<0.01 by paired-t test

図4 初回支援から1年後支援時までの収縮期血圧値(mmHg)の推移(65歳未満、65歳以上)



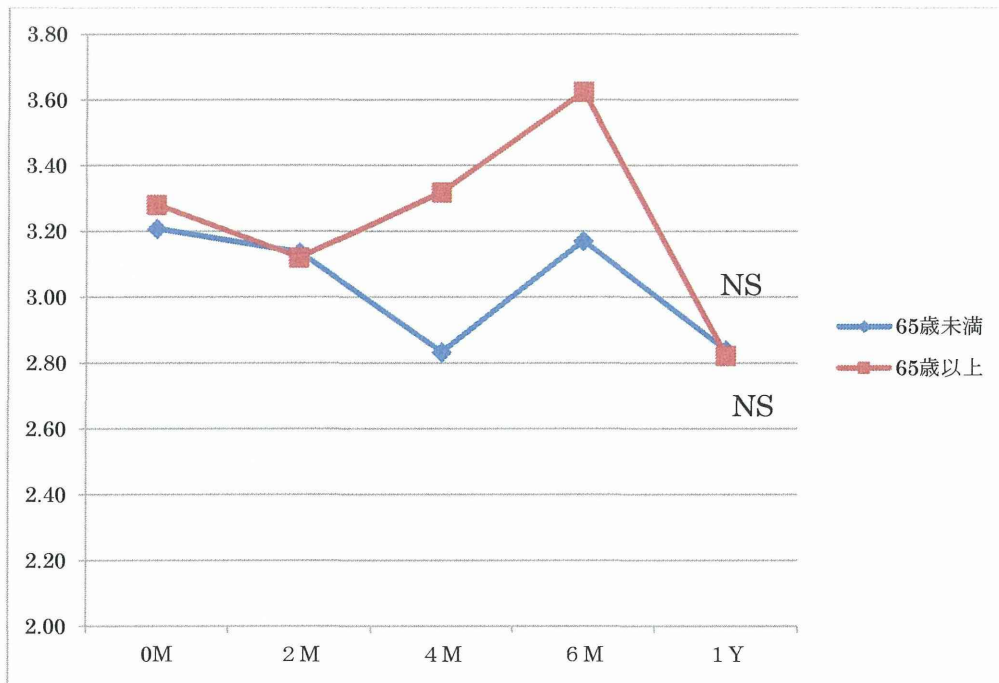
\*\* , P<0.01 by paired-t test  
NS, not significant

図5 初回支援から1年後支援時までの拡張期血圧値(mmHg)の推移(65歳未満、65歳以上)



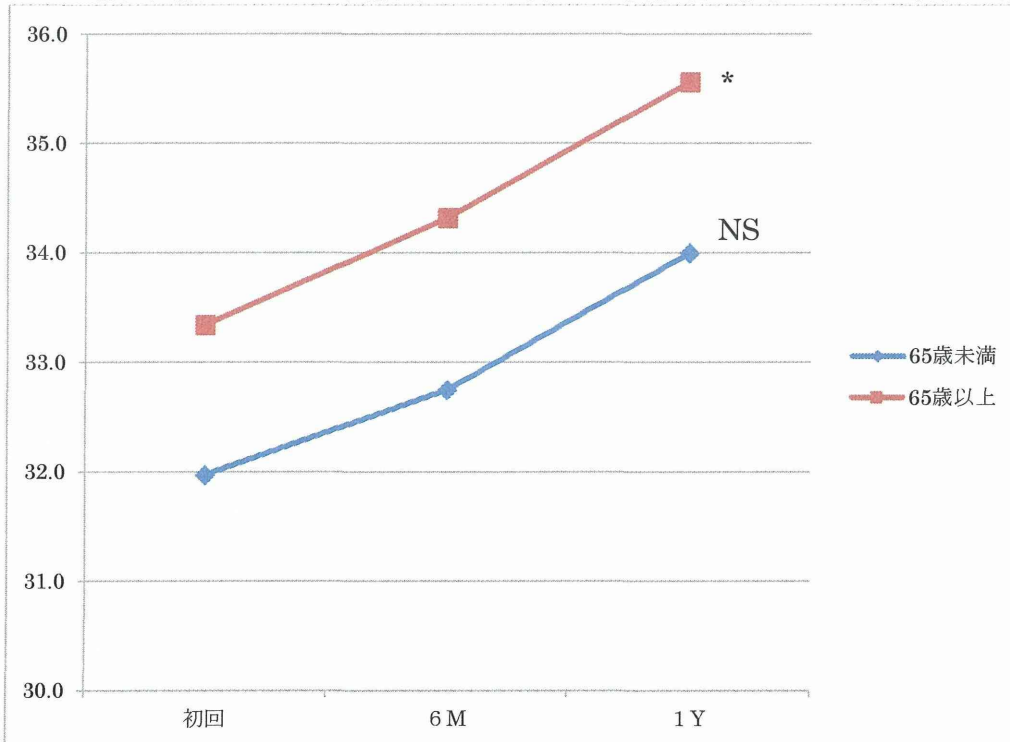
\*\* , P<0.01 by paired-t test  
NS, not significant

図6 初回支援から1年後支援時までのスポット尿中Na/K比 (mEq/mEq) の推移 (65歳未満、65歳以上)



NS, not significant

図7 初回支援から1年後支援時までの身体活動度指数の推移 (65歳未満、65歳以上)



\*, P<0.05 by paired-t test

NS, not significant

## 特定保健指導の効果評価と対照設定の方法に関する研究

岡山 明<sup>1)</sup> 奥田奈賀子<sup>2)</sup> 中村 幸志<sup>3)</sup> 三浦 克之<sup>4)</sup>  
 安村 誠司<sup>5)</sup> 坂田 清美<sup>6)</sup> 日高 秀樹<sup>7)</sup> 岡村 智教<sup>8)</sup>  
 西村 邦宏<sup>9)</sup>

### 抄 録

【目的】 特定健診結果を用いて特定保健指導の指導効果を明らかにするには、指導を行った群と比較可能な対照の設定が重要である。通常は特定保健指導に参加しなかった者を対照とするが生活習慣や意欲が異なっている可能性がある。そこで本研究では傾向性スコアを用いた対照群設定の意義を検討する。また傾向性スコアに基づいた対照を簡単な手順で設定できる方法を開発する。

【方法】 保険者の協力を得て収集した特定健診・特定保健指導結果データセットから平成20年度に積極的支援に階層化された対象者のうち翌年の特定健診結果がありかつ22の標準問診票について全て回答した者を抽出して分析対象とした(33,009名)。特定保健指導結果があり1回以上の支援記録がある者を支援あり(1,114名)とし、それ以外を支援なし(31,895名)と分類した。支援あり群と支援なし群で平成20年度の健診成績および翌年の検査成績との差を比較した。対照は全ての支援なし群を用いる方法、ロジスティック回帰分析による傾向性スコアで選定する方法、線形回帰分析により選定する方法の3つを用いた。

【結果】 支援なし群全体を対照群として比較すると、支援あり群は問診結果において、喫煙率、朝食を取らない習慣が有意に低く(すべて $P<0.001$ )、保健指導への意欲は有意に高かった( $P<0.001$ )。翌年の検査成績では両群ともに腹囲・体重減少が観察されたが、支援あり群の方が有意に大きかった( $P<0.001$ )。支援により翌年の最大、最小血圧、脂質、肝機能検査に有意な改善が見られた。傾向性スコアに基づき設定した対照群を用いると平成20年度の成績の差は少なくなった。翌年との差は腹囲、体重、最大血圧、およびHDLコレステロールで支援あり群で有意に改善したが支援なし群全体を対照とした場合より小さかった。

【結論】 特定保健指導の効果分析で非参加者全体を対照と設定するのは不適切であり、本論文で示した方法など特性の類似した対照を選択する必要があると考えられた。  
 (総合健診, 2014; 41: 418-427.)

**キーワード** 特定健診、特定保健指導、効果評価、傾向性スコア

### ▶▶▶ はじめに

平成20年度から特定健診・保健指導制度が導入され、保健指導の効果評価を健診結果や医療費を用い

て行うことが求められている<sup>1)</sup>。保健指導の効果を評価する研究では一般的に対照をあらかじめ設定して行う<sup>2)</sup>。特定保健指導制度では支援対象者は特定健診の結果に基づいて選定(階層化)するため、効果評価に階層化年度の健診結果を用いた場合「平均への回帰」を考慮する必要が生じるなど慎重な分析態度が求められる<sup>3)</sup>。また同じ階層に分類された者であっても、指導の参加者と非参加者の特性が同じである保証はない。

保健指導などの介入効果を適正に判定する手法として無作為割り付け(RCT)<sup>2)</sup>や施設割り付け<sup>4)</sup>が実施されてきたが、対照をあらかじめ設定することが困難な場合には同一の母集団から類似した特性を持つ対照を選定することで比較性を担保する方法が

〔論文受付日：2013年11月19日〕〔論文受理日：2014年3月11日〕

- 1) 結核予防会第一健康相談所
- 2) 国立健康・栄養研究所
- 3) 金沢医科大学公衆衛生学
- 4) 滋賀医科大学公衆衛生学
- 5) 福島県立医科大学公衆衛生学
- 6) 岩手医科大学衛生学公衆衛生学
- 7) 滋賀医科大学糖尿病腎臓神経内科
- 8) 慶應大学衛生学公衆衛生学
- 9) 国立循環器病研究センター



開発された<sup>5)</sup>。この方法では集団全体において参加の有無を目的変数、問診や臨床検査項目を説明変数としてロジスティック回帰分析を行い、その回帰係数に基づき対象者全てで参加確率を計算して、ある参加者の確率に近いものに高いスコア（傾向性スコア）を与え対照を選定する方法である。統計ソフトによってはこうした操作を自動的に行う方法もあるが、保健事業でこれを行うことは一般的ではない。

本研究では実際の特定健診・保健指導データを用いて特定保健指導参加者から得られた翌年度の健康診断結果の値の変化の評価結果が、対照の設定方法でどう変化するか検討する。まず単純に保健指導の有無で分類した場合の特定保健指導の効果を評価する。次にロジスティック回帰の結果に基づき保健指導参加の傾向性スコアから対照を設定するプログラムを作成し、このプログラムにより設定した対照を用いた場合の評価を行う。同様に線形回帰モデルを用いて回帰係数を計算し特性が類似した対照を設定した場合の評価を行う。さらにこれら2つの方法で設定した対象の特性を非参加者全体の場合と比較する。

## ▶▶▶ 対象と方法

保険者の協力によって得られた平成20年度の特定健診受診者で積極的支援に階層化された者(77,912名)のうち平成21年度にも受診した者39,553名を分析対象とした。このうち平成20年度の22の標準問診項目のいずれかが記入されていなかった6,544名を除外した。さらにデータマージによって結合した特定保健指導データを参照し保健指導の実施の有無を区分した。研究に使用した項目は22の標準問診票の回答状況、性別(男性を1、女性を2)、年齢及び特定健診で測定された血液検査項目とした。22の標準問診の回答は、特定健診のデータ標準形式<sup>1)</sup>をそのまま用いた。

下記の方法により分析対象を、支援あり群と支援なし群に分類した。特定保健指導データがある者のうち、初回面接のみで終了したものは支援なし群とした。特定保健指導の実施回数が1回以上ある者、または実施ポイントが記載されていた者を支援あり群とした。特定保健指導データがない者は支援なしとした。最終的な分析対象者は支援あり群1,114名、支援なし群は31,895名となった。保健指導の参加の要因を検討するため保健指導参加の有無を目的変数

としたロジスティック回帰分析と線形回帰分析を行った。説明変数は、検査成績および22の標準問診の回答より、単変量解析の結果有意であった項目とした。

## 統計解析

統計解析およびデータ処理にはSPSS V21 (IBM)を用いた。傾向性スコアの計算とそれに基づく対照設定はSPSSのシンタックスを作成しておこなった(図1)。最初に支援あり群においてシリアル番号を変数CASENとして作成した。支援なし群の変数CASENは999999とした。プログラムに基づく割り付け結果は変数Pnumに支援あり群となった1ケースと選択された3例の対照にケースの変数CASENと同じ番号が記録されるようにした。次に支援あり群の1ケースの参加スコア、年齢、性別、施設IDを取得して年齢が±5歳以内、性別・施設が同じ条件で参加スコアの近い順に支援なし群を並べ、最もスコアの近いもの3例を対照に採用するプログラムとした。これを支援あり群の全てのケースで繰り返し支援あり群と対照のペア(1:3)を作成した。同一施設内で対照群が3例得られない場合は得られた例数をそのまま用いた。支援なし群全体を用いた解析とともに、これらのペアについて平成20年度と21年度の健診成績を比較した。カテゴリー変数についてはカイ2乗検定を、連続変数について初年度属性の平均値の比較にはt検定を、翌年の健診成績との差の平均値の比較にはpaired-t検定を用いた。

## ▶▶▶ 結果

表1は保健指導の対象となった者(支援あり群、1,114名)と保健指導の対象とならなかった者全体(支援なし群、31,895名)について平成20年度特定健診結果、および翌年の健診結果との差を比較した結果を示す。支援あり群の方が喫煙率が有意に低く( $P<0.001$ )、20歳から10kg以上体重が増加した人の率も高かった( $P=0.001$ )。就寝2時間前以内に食事をする率は有意に低く( $P=0.041$ )、朝食を週3回以上抜く率も有意に低かった( $P<0.001$ )。保健指導を希望する率は支援あり群で68.2%、支援なし群では54.0%と大きく異なっていた( $P<0.001$ )。検査成績では最大血圧(SBP)が支援あり群のほうがやや高い傾向がみられたが有意ではなかった( $P=0.056$ )。空腹時血糖、GPTは逆に有意に低かった( $P<0.001$ )。

SPSS によるロジスティック回帰分析または線形回帰分析に基づく傾向性スコアにより支援あり 1 例に対して 3 例の対照を設定するシンタックス

```

*対照設定前にあらかじめ設定しておくべき変数
caseN: 支援あり群内のシリアル番号、支援なし群では 999999 を入れる
serial: ファイル内の総ケースにおけるシリアル番号
group: 施設番号 (実施施設ごとに番号を設定)
age: 年齢 (歳)
*プログラムで生成される変数
cnum: 作業用に用いる CASEN と同じ番号
Pscore: 計算された傾向性スコア
Pnum: ペアリングされた支援あり例と対照例に同じ特定の番号が設定される

*****
*線形回帰モデルを用いた傾向性スコアの計算を行う
*線形回帰モデルによる回帰係数を記録する。
*係数は定数、変数 1、変数 2・・・に対する係数
compute rg0=1.919.
compute rg1=0.0004.
compute rg2=0.009.
compute rg3=0.007.
compute rg4=0.009.
compute rg5=0.009.
compute rg6=0.019.
compute pscore =rg0+ rg1* (年齢) + rg2* (性別) + rg3* (喫煙の有無) + rg4*H20q9
(10kg 以上の増加) + rg5* (朝食を抜く) + rg6* (保健指導の意欲) .
*実際に使用するデータセットの変数名を設定する
*****
*ロジスティック回帰式を用いた傾向性スコアの計算を行う
compute rg0=1.755.
compute rg1=0.013.
compute rg2=-0.287.
compute rg3=0.219.
compute rg4=-.316.
compute rg5=-0.304.
compute rg6=-0.598.

compute pscore =rg0+ rg1* (年齢) + rg2* (性別) + rg3* (喫煙の有無) + rg4*H20q9
(10kg 以上の増加) + rg5* (朝食を抜く) + rg6* (保健指導の意欲) .
*実際に使用するデータセットの変数名を設定する
compute pscore =1/(1+exp(-pscore)).
*****
*対照設定のための前処理 (線形、ロジスティック回帰共用)
*対照設定の前に作業用変数を生成する
compute cnum=999999.
if(casen>0) cnum=casen.
compute pnum=0.
execute.

compute mscore=0.
compute msex =0.
compute mcase=0.

```

```

compute mage =0.
compute object =0.
compute dscore =0.
compute mgroup=0.
execute.

*****
*対照設定の為にプログラム本体
*必要な例数だけコピーして作成する。
delete variable mcase mscore msex mage object dscore mgroup.
sort cases by cnum.
compute object=999999.
if (cnum=1) object=1.
execute.
if (cnum=999999) object=$casenum.
execute.
sort cases by object.
execute.
if(cnum=1) mgroup=group.
leave mgroup.
if(cnum=1) mcase=casen.
leave mcase.
if(cnum=1) mscore=pscore.
leave mscore.
if(cnum=1) mage=age.
leave mage.
if(cnum=1) msex=sex.
leave msex.
execute.
if(object>0) dscore=abs(pscore * mscore) + trunc(abs(mage * age)/5)*100+
abs(msex*sex)*1000 + abs(mgroup*group)*10000.
if (object=999999) dscore=999999.
execute.
sort cases by dscore.
compute recno=$casenum.
if((recno<5 or cnum=1) and dscore<100) pnum=mcase.
if(pnum>0) cnum=9999999.
if (casen=999999 and pnum<1) cnum=999999.
execute.
sort cases by cnum.
if (cnum>0 and cnum<999999 and pnum=0) cnum=$casenum.
if(pnum>0) cnum=9999999.
if (casen=999999 and pnum<1) cnum=999999.
execute.

*プログラム終わり
*****

```

翌年の検査成績との差では、支援あり群で腹囲、体重がそれぞれ 1.93cm、1.49kg 減少していたのに対し、支援なし群では 0.48cm、0.30kg の減少にとどまっていた。同様に支援あり群で最大血圧、最小血圧ともに有意に低下が大きかった。支援あり群のほうが HDL コレステロールは有意に上昇し、中性脂肪は有意に低下していた。GPT、γ-GT は支援あり群のほうが有意に低下していた。GOT も同様の傾向を示したが有意ではなかった。空腹時血糖の変化の差は有意でなく、HbA1c では両群で翌年上昇傾向であったものの、支援あり群の方が上昇幅は有意に小

さかった。以上から開始時特性においても翌年の検査結果との差においても支援あり群と支援なし群では有意に異なっていると考えられた。

表 2 には、支援あり群、支援なし群全体のデータを用いて参加の有無を目的変数とした単変量解析で有意であった項目と年齢性別を説明変数として行った多変量ロジスティック回帰分析の結果を示した。保健指導参加のオッズ比は年齢が高くなること、女性であること、現在喫煙習慣がないこと、20歳からの体重増加があること、保健指導の希望があると高く、朝食欠食がないことで高かった。多変量ロジス



表1 特定健診結果で積極的支援に階層化された者の基本特性と翌年の健診結果との差。特定保健指導の有無による比較。(平成20年, 21年特定健診結果)

	支援あり	支援なし	P 値
例数	1,114	31,895	
<b>基本特性</b>			
男性の率	90.7%	91.3%	0.444
年齢(歳)(標準偏差)	51.8 (6.4)	51.4 (6.4)	0.085
服薬治療(高血圧)あり	0.0%	0.0%	—
服薬治療(糖尿病)あり	0.0%	0.0%	—
服薬治療(脂質異常)あり	0.0%	0.0%	—
既往歴(脳血管)あり	0.7%	0.5%	0.322
既往歴(心血管)あり	1.6%	1.6%	0.936
既往歴(腎不全人工透析)あり	0.1%	0.2%	0.647
貧血あり	2.9%	2.3%	0.218
喫煙あり	56.1%	63.4%	<0.001
20歳からの10Kg以上の体重増加あり	79.3%	74.7%	0.001
週に30分以上の運動習慣あり	17.9%	16.5%	0.207
一時間以上の歩行又は身体活動あり	25.4%	24.5%	0.475
同年齢と比較して歩行速度が早い	42.5%	42.9%	0.825
この一年以内に3Kg以上の体重変化	30.1%	30.2%	0.927
人と比較して食べる速度が速い	37.4%	39.6%	0.195
就寝前二時間以内の食事あり	40.6%	43.7%	0.041
夕食後の間食あり	18.8%	17.4%	0.219
朝食を抜くことが週3回以上あり	24.1%	32.8%	<0.001
睡眠が十分とれている	67.0%	62.5%	0.003
保健指導の希望あり	68.2%	54.0%	<0.001
一日あたり飲酒量(合/日)	1.14 (0.99)	1.18 (1.00)	0.228
BMI(kg/m <sup>2</sup> )	26.20 (2.61)	26.29 (2.83)	0.294
腹囲(cm)	91.80 (5.69)	92.03 (6.22)	0.224
SBP(mmHg)	134.17 (17.41)	133.15 (17.57)	0.056
DBP(mmHg)	83.39 (11.77)	83.46 (11.79)	0.847
HDLC(mg/dL)	52.15 (12.89)	51.78 (12.70)	0.328
LDLC(mg/dL)	136.31 (32.04)	136.16 (33.48)	0.886
TG(mg/dL)	195.27 (120.8)	191.71 (136.6)	0.390
GOT(IU/L)	25.95 (13.90)	26.79 (15.88)	0.080
GPT(IU/L)	32.17 (20.26)	34.92 (25.93)	p<0.001
γGT(IU/L)	67.28 (82.27)	69.77 (73.60)	0.268
FBS(mg/dL)	105.03 (23.52)	108.11 (26.99)	p<0.001
HbA1c(JDS, %)	5.45 (0.81)	5.47 (0.92)	0.655
<b>翌年の健診結果との差</b>			
腹囲(cm)	-1.93 (4.22)	-0.48 (4.32)	p<0.001
体重(kg)	-1.49 (3.04)	-0.30 (2.65)	p<0.001
BMI(kg/m <sup>2</sup> )	-0.50 (1.08)	-0.09 (0.93)	p<0.001
SBP(mmHg)	-2.36 (14.65)	0.09 (14.70)	p<0.001
DBP(mmHg)	-1.40 (9.78)	-0.16 (9.95)	p<0.001
HDLC(mg/dL)	0.96 (6.91)	0.38 (6.93)	0.006
LDLC(mg/dL)	-1.46 (22.80)	-0.73 (22.77)	0.297
TG(mg/dL)	-22.48 (116.9)	-10.35 (124.4)	0.001
GOT(IU/L)	-1.20 (11.27)	-0.37 (14.26)	0.076
GPT(IU/L)	-3.92 (15.71)	-1.58 (24.10)	0.001
γGT(IU/L)	-5.10 (68.43)	-1.87 (40.38)	0.011
FBS(mg/dL)	-0.21 (21.92)	0.13 (19.55)	0.592
HbA1c(JDS, %)	0.004 (0.57)	0.068 (0.52)	0.005

平均値(標準偏差)。P値はカイ2乗検定またはt検定(翌年との差はpaired-t検定)による。

表 2

特定保健指導（積極的支援）参加の有無を目的変数としたロジスティック回帰法による多変量解析結果（変数減少法）。多変量調整オッズ比、95%信頼区間、有意確率（P 値）。単変量解析で有意であった項目と年齢、性別を説明変数に採用した（平成20年特定健診結果より）

	Odds 比	95%信頼区間	P 値
(定数)			<0.001
年齢（歳）	1.013	(1.003~1.025)	0.012
性別（男=1、女=2）	1.332	(1.035~1.816)	0.028
喫煙あり	.803	(0.699~0.922)	0.002
20歳からの10kg以上の体重増加あり	1.372	(1.161~1.620)	<0.001
朝食を抜くことが週3回以上ある	.738	(0.632~0.863)	<0.001
保健指導の希望あり	1.819	(1.578~2.097)	<0.001

表 3

特定保健指導（積極的支援）参加の有無を目的変数とした線形回帰法による多変量解析結果（変数減少法）。回帰係数、95%信頼区間、有意確率（P 値）。単変量解析で有意であった項目と年齢、性別を説明変数に採用した（平成20年特定健診結果より）

	回帰係数	95%信頼区間	P 値
定数	1.919	(1.896~ 1.943)	<0.001
年齢（歳）	0.0004	(0.000~ 0.001)	0.039
性別（男=1、女=2）	0.0087	(0.000~ 0.017)	0.051
喫煙あり	-0.0073	(-0.012~-0.003)	0.002
20歳からの10kg以上の体重増加あり	0.0095	(0.004~ 0.015)	<0.001
朝食を抜くことが週3回以上ある	-0.0094	(-0.014~-0.005)	<0.001
保健指導の希望あり	0.019	(0.014~ 0.023)	<0.001

ティック回帰分析による R 二乗値は0.021であった。

表 3 は同様に行った線形回帰分析の結果を示した。結果はロジスティック回帰分析とほぼ同じ傾向を示した。保健指導への参加の要因は年齢が高くなること、女性であることなど有意な変数は同じであった。一方統計モデルの適合性を示す R 二乗値は0.005とロジスティック回帰より低い傾向がみられた。多変量ロジスティック解析、多変量線形回帰分析ともに検査結果で有意に関連するものはなかった。

表 4 はロジスティックモデルに基づく傾向性スコアを計算して、支援あり 1 例に対して同一施設から最大 3 例の対照（LG 支援なし群）を選択したのについて、支援の有無別に集計したものである。支援あり群 1,114 名に対して LG 支援なし群 3,008 名が選択された。支援あり群では年齢がやや有意に高かった（ $P=0.037$ ）。喫煙者は LG 支援なし群と比較して有意に少なかった。また朝食を抜く習慣および保健指導に対する希望は支援ありと LG 支援なし群に差がある傾向が見られたが有意ではなかった。検査成績では GPT、空腹時血糖、および HbA1c が支援あり群で有意に低かったが、それ以外では有意な差は見られなかった。翌年の検査結果との差では、

腹囲、体重は両群で減少したが、支援あり群の方が差は有意に大きかった。最大血圧の低下は支援あり群の方が有意に大きかったが最小血圧では有意な差は見られなかった。HDL コレステロールの上昇も支援あり群で有意に大きかった。表 1 で観察された中性脂肪や HbA1c の変化量の有意差は、LG 支援なし群との比較では有意ではなくなった。

表 5 では同様に線形回帰分析を用いて検討した結果を示す。支援あり 1 例に対して同一施設から最大 3 例の対照（LN 支援なし群）を選択した。支援あり群 1,114 名に対し支援なし群は 2,992 名選択された。支援あり群で年齢が有意に高かったことを除くと 22 の標準問診で群間に有意な差は見られなかった。検査成績では GOT、GPT と空腹時血糖、HbA1c 以外では有意差はなかった。翌年との差では支援あり群と LN 支援なし群で腹囲および体重、最大血圧、最小血圧および HDL コレステロールで有意差が見られたが、群間の差は、支援なし群全体と比較した表 1 より縮小していた。その他の結果では有意な差は見られなかった。

表 4 特定保健指導（積極的支援）参加者（支援あり群）とロジスティック回帰分析により得た傾向性スコアを用いて選択した比較対照（LG 支援なし群）の基本特性と翌年の健診結果との差（平成20年、21年特定健診結果）

	支援あり	LG 支援なし	P 値
例数	1,114	3,008	
<b>基本特性</b>			
男性	90.7%	92.5%	0.061
年齢、歳（標準偏差）	51.8 (6.4)	51.3 (6.2)	0.037
服薬治療（高血圧）あり	0.0%	0.0%	—
服薬治療（糖尿病）あり	0.0%	0.0%	—
服薬治療（脂質異常）あり	0.0%	0.0%	—
既往歴（脳血管）あり	0.7%	0.5%	0.428
既往歴（心血管）あり	1.6%	2.2%	0.307
既往歴（腎不全人工透析）あり	0.1%	0.2%	0.564
貧血あり	2.9%	2.4%	0.353
喫煙あり	56.1%	59.6%	0.041
20歳からの10Kg以上の体重増加あり	79.3%	78.2%	0.471
週に30分以上の運動習慣あり	17.9%	17.3%	0.627
一時間以上の歩行又は身体活動あり	25.4%	24.0%	0.351
同年齢と比較して歩行速度が早い	42.5%	43.3%	0.663
この一年以内に3Kg以上の体重変化	30.1%	30.2%	0.941
人と比較して食べる速度が速い	37.4%	38.6%	0.526
就寝前二時間以内の食事あり	40.6%	40.9%	0.869
夕食後の間食あり	18.8%	19.8%	0.483
朝食を抜くことが週3回以上ある	24.1%	26.9%	0.071
睡眠が十分とれている	67.0%	64.9%	0.222
保健指導の希望あり	68.2%	65.3%	0.081
一日あたり飲酒量（合/日）	1.14 (0.99)	1.16 (0.98)	0.559
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	26.20 (2.61)	26.16 (2.70)	0.661
腹囲 (cm)	91.80 (5.69)	91.86 (6.03)	0.744
SBP (mmHg)	134.17 (17.41)	134.25 (18.03)	0.907
DBP (mmHg)	83.39 (11.77)	83.51 (12.25)	0.768
HDLC (mg/dL)	52.15 (12.89)	51.45 (12.12)	0.104
LDLC (mg/dL)	136.31 (32.04)	136.34 (33.75)	0.980
TG (mg/dL)	195.27 (120.76)	197.15 (148.29)	0.705
GOT (IU/L)	25.95 (13.90)	26.83 (13.91)	0.072
GPT (IU/L)	32.17 (20.26)	34.16 (21.41)	0.007
γGT (IU/L)	67.28 (82.27)	69.57 (81.15)	0.422
FBS (mg/dL)	105.03 (23.52)	107.56 (28.79)	0.014
HbA1c (JDS, %)	5.45 (0.81)	5.56 (1.04)	0.020
<b>翌年の健診結果との差</b>			
腹囲 (cm)	-1.93 (4.22)	-0.48 (4.79)	<0.001
体重 (Kg)	-1.49 (3.04)	-0.31 (2.56)	<0.001
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	-0.50 (1.08)	-0.09 (0.89)	<0.001
SBP (mmHg)	-2.36 (14.65)	-1.20 (14.82)	0.025
DBP (mmHg)	-1.40 (9.78)	-0.77 (10.11)	0.070
HDLC (mg/dL)	0.96 (6.91)	0.32 (7.04)	0.009
LDLC (mg/dL)	-1.46 (22.80)	-0.55 (22.44)	0.255
TG (mg/dL)	-22.48 (116.89)	-16.35 (132.73)	0.174
GOT (IU/L)	-1.20 (11.27)	-0.57 (11.09)	0.137
GPT (IU/L)	-3.92 (15.71)	-2.10 (37.06)	0.111
γGT (IU/L)	-5.10 (68.43)	-2.74 (46.34)	0.206
FBS (mg/dL)	-0.21 (21.92)	0.99 (21.70)	0.142
HbA1c (JDS, %)	0.00 (0.57)	0.03 (0.60)	0.357

平均値（標準偏差）。P 値はカイ 2 乗検定または t 検定（翌年との差は paired-t 検定）による。

表 5

特定保健指導（積極的支援）参加者（支援あり群）と線形回帰分析により得た傾向性スコアを用いて選択した比較対照（LN 支援なし群）の基本特性と翌年の健診結果との差（平成20年、21年特定健診結果）

	支援あり	LN 支援なし	P 値
例数	1,114	2,992	
<b>基本特性</b>			
男性の率	90.7%	92.5%	0.052
年齢	51.8 (6.4)	51.3 (6.3)	0.031
服薬治療（高血圧）あり	0.0%	0.0%	—
服薬治療（糖尿病）あり	0.0%	0.0%	—
服薬治療（脂質異常）あり	0.0%	0.0%	—
既往歴（脳血管）あり	0.7%	0.6%	0.729
既往歴（心血管）あり	1.6%	1.8%	0.694
既往歴（腎不全人工透析）あり	0.1%	0.3%	0.350
貧血あり	2.9%	2.6%	0.598
喫煙あり	56.1%	58.5%	0.175
20歳からの10Kg以上の体重増加あり	79.3%	78.4%	0.552
週に30分以上の運動習慣あり	17.9%	18.6%	0.617
一時間以上の歩行又は身体活動あり	25.4%	25.5%	0.949
同年齢と比較して歩行速度が早い	42.5%	44.2%	0.344
この一年以内に3Kg以上の体重変化	30.1%	29.6%	0.742
人と比較して食べる速度が速い	37.4%	39.3%	0.317
就寝前二時間以内の食事あり	40.6%	41.3%	0.698
夕食後の間食あり	18.8%	20.9%	0.138
朝食を抜くことが週三回以上あり	24.1%	22.2%	0.176
睡眠が十分とれている	67.0%	64.4%	0.132
保健指導の希望あり	68.2%	66.8%	0.381
一日あたり飲酒量（合/日）	1.14 (0.99)	1.18 (1.00)	0.195
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	26.20 (2.61)	26.17 (2.74)	0.746
腹囲 (cm)	91.80 (5.69)	91.87 (6.04)	0.735
SBP (mmHg)	134.17 (17.41)	134.61 (18.12)	0.490
DBP (mmHg)	83.39 (11.77)	83.60 (12.27)	0.608
HDLC (mg/dL)	52.15 (12.89)	51.55 (12.12)	0.162
LDLC (mg/dL)	136.31 (32.04)	135.35 (33.13)	0.408
TG (mg/dL)	195.27 (120.76)	195.24 (136.46)	0.995
GOT (IU/L)	25.95 (13.90)	26.92 (14.01)	0.049
GPT (IU/L)	32.17 (20.26)	34.24 (23.14)	0.008
γGT (IU/L)	67.28 (82.27)	70.73 (81.44)	0.229
FBS (mg/dL)	105.03 (23.52)	107.72 (28.17)	0.008
HbA1c (JDS, %)	5.45 (0.81)	5.59 (1.08)	0.006
<b>翌年の健診結果との差</b>			
腹囲 (cm)	-1.93 (4.22)	-0.54 (5.05)	P<0.001
体重 (Kg)	-1.49 (3.04)	-0.39 (2.62)	P<0.001
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	-0.50 (1.08)	-0.12 (0.92)	P<0.001
SBP (mmHg)	-2.36 (14.65)	-0.94 (14.77)	0.006
DBP (mmHg)	-1.40 (9.78)	-0.67 (10.11)	0.036
HDLC (mg/dL)	0.96 (6.91)	0.39 (6.76)	0.015
LDLC (mg/dL)	-1.46 (22.80)	-0.43 (22.22)	0.192
TG (mg/dL)	-22.48 (116.89)	-17.93 (124.47)	0.290
GOT (IU/L)	-1.20 (11.27)	-0.65 (12.10)	0.221
GPT (IU/L)	-3.92 (15.71)	-2.84 (19.78)	0.101
γGT (IU/L)	-5.10 (68.43)	-4.01 (47.49)	0.563
FBS (mg/dL)	-0.21 (21.92)	0.89 (21.72)	0.178
HbA1c (JDS, %)	0.004 (0.57)	0.019 (0.63)	0.620

平均値（標準偏差）。P 値はカイ 2 乗検定または t 検定（翌年との差は paired-t 検定）による。

▶▶▶ 考 察

特定保健指導制度では効果を評価することが求められているが、制度上の制約から単純な比較では効果を十分比較できないことが明らかになっている。そのため同一階層化となった対象者との比較など様々な手法が考案されているが、比較対照の特性が参加群と同一であるかどうかは明らかではない。

一方臨床疫学分野では、参加者と非参加者に同一の問診や検査を実施し参加する要因を分析した上で参加要因がよく似た非参加者を対照群として分析する方法（Propensity analysis）が開発され、広く利用されるようになった<sup>5)</sup>。しかし保健事業の現場でこれらの統計手順を実施して効果を検証することは容易ではない。そこで比較対照とする非参加者データ選択の手順を容易に行えるよう自動化したSPSSのシンタックス（プログラム）を作成し、通常非参加者全体を対照とした場合に加えて、ロジスティック回帰および線形回帰分析を用いて保健指導への参加要因が類似している非参加者を個別に選定した効果評価を行った。

分析の結果から単純に非参加者全体を対照とした場合でも腹囲や体重の改善評価には大きな影響はないことが明らかになった（図2）。しかし最大血圧やGPTの評価においては、非参加者全体を比較対象とすると改善効果が多めに見積もられる可能性が

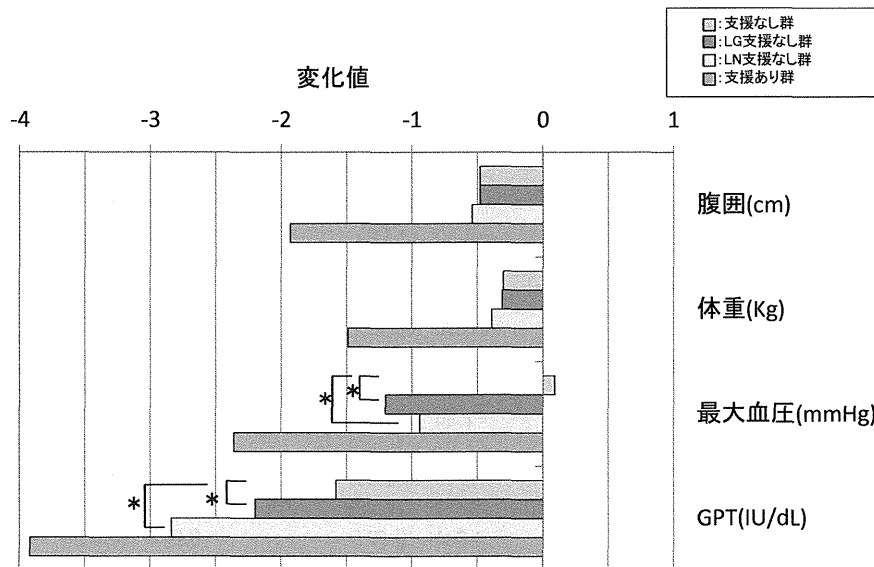
示された。傾向性スコアの計算に用いた2つの方法のうちロジスティック回帰の方がR二乗値が高く妥当性が高い可能性があるが、ロジスティック回帰と線形回帰から得られた対照の特性はよく類似しており、どちらを用いても大きな差はないと考えられた。

特定保健指導の効果分析では、支援対象を抽出するために用いた特定健診での検査結果を再度ベースライン値として用いる評価方法を使用する。そのため評価の際に平均への回帰を除く必要があり、対照を設定した評価が必須となる。これを適切に評価するためには、支援を行った対象者と特性の類似した比較対照を抽出する方法で評価することが望ましいことが確認された。

本研究では平成20年と平成21年両年度を受診し、平成20年健診で積極的支援該当と階層化された実際の例を用いて積極的支援の保健指導効果がどの程度あるかを検討することが出来た。その結果ロジスティック回帰によるLG支援なし群との比較が可能となり、腹囲と体重の実質的な減少度はそれぞれ1.39cmと1.11kgと考えられた。これに対応して最大血圧は1.42mmHg、GPT 1.08U/dL対照より多く低下していた。

傾向性スコアに基づくマッチングを行うには複雑なデータ操作が必要であるため、研究当初はデータベースソフトを用いた処理を想定して準備を進めた。しかし特定健診の問診の回答状況を見ると欠損値が

図2 平成21年度健診結果と平成20年度健診結果との差



特定保健指導参加者を支援あり群、非参加者全部対照としたものを支援なし群、ロジスティック回帰分析による対照をLG支援なし群、線形回帰分析による対照をLN支援なし群とした。\*：支援なし群 vs. LG支援なし群、支援なし群 vs. LN支援なし群の比較で有意差あり（ $p < 0.01$ ）

多く、データベースでも欠損値を考慮した操作が必要であること、また統計ソフトに格納したデータをいったんデータベースに格納して再度統計ソフトに戻す際には変数の型が意図せず変更されてしまう可能性も考えられた。そこで広く使用されている統計ソフトである SPSS のシンタックスを用いて SPSS 内部で全ての操作を行うことを試みた。

SPSS はケース毎の変数間での操作を前提としており、一部のケースの変数情報を抽出して他のケースの係数を計算するなどの操作を行うことは一般的ではない。しかし条件に当てはまる最初のケースの値を保持して、他の全てのケースにも適用できる LEAVE コマンドを活用すれば、支援あり群の個々のケースの値と他のケースの値との差を計算することが出来た。更に SORT コマンドを用いるとケースの抽出と該当する対照候補の抽出および選択が可能なが明らかとなった。最終的に自動的に SPSS 内で複数ケースに対して条件に合致するペアを作成することが出来ることを明らかにした。また一旦設定した対照例を次のケースでは選択から除外するなどの処理も自動で行えることを確認した。

この仕組みに更にループ構造を持たせ一括処理する試みを行ったが、SPSS のループ内では SORT コマンドが動作しないことが明らかになった。最終的には作成したプログラムを支援あり群のケース分羅列することで、対照を自動的に設定するシステムを構築することが出来た。

本研究を通じ、我々は回帰係数をそのまま記入すれば、対照となるケースを選択できるプログラムを開発した。これを用いれば統計ソフト SPSS だけで傾向性スコアを考慮した対照を選択できるので、保健事業評価の際の有力なツールになると考えられる。

## ▶▶▶ 謝 辞

本研究は日本総合健診医学会平成23年度学術研究助成の補助を受けた「健診結果を用いた特定保健指導実施効果の評価システム開発に関する研究」(岡山 明)の一環として実施した。データセットは平成20~22年政策科学総合研究事業「医療保険者による特定健診・特定保健指導が医療費に及ぼす影響に関する研究」(平成20-政策-一般-014:研究主任者 岡山 明)、23~25年政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)「特定保健指導の階層化基準外の者の保健指導の有効性に関する研究」(平成23-政策-一般-003研究主任者:岡山 明)で収集管理したものの一部を用いた。

著者の COI (conflict of interest) 開示: 本論文発表内容に関連して特に申告なし

## ▶▶▶ 参考文献

- 1) 厚生労働省: 特定健康診査等実施計画作成の手引き. 第2版, 2013. (<http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihoshou/iryouseido01/pdf/info03g-1.pdf>)
- 2) Okayama A: Effect of lifestyle modification programs for hypercholesterolemia, a review. *Jpn J Cardio Prev* 2005; 40: 212-18.
- 3) Linden A: Assessing regression to the mean effects in health care initiatives. *BMC Med Res Methodol* 2013; 13(1): 119.
- 4) 岡山 明, 高橋ヤエ, 西 信雄, 坂田清美: 岩手県矢巾町における国保個別健康支援プログラムの医療経済評価に関する研究. *日本医事新報* 2005; 4248: 22-8.
- 5) Hozawa A, Kuriyama S, Watanabe I, Kakizaki M, Ohmori-Matsuda K, Sone T, et al: Participation in health check-ups and mortality using propensity score matched cohort analyses. *Prev Med* 2010; 51(5): 397-402.





ABSTRACT

## Method for Evaluating Health Promotion Programs Using Propensity Score

Akira Okayama<sup>1)</sup>, Nagako Okuda<sup>2)</sup>, Koshi Nakamura<sup>3)</sup>, Katsuyuki Miura<sup>4)</sup>,  
Seiji Yasumura<sup>5)</sup>, Kiyomi Sakata<sup>6)</sup>, Hideki Hidaka<sup>7)</sup>, Tomonori Okamura<sup>8)</sup>,  
Kunihiro Nishimura<sup>9)</sup>

1) *The first Institute for Health promotion and practice, JATA*

2) *National Institute of Health and Nutrition*

3) *Department of Public Health, Kanazawa Medical University*

4) *Department of Public Health, Shiga University of Medical Sciences*

5) *Department of Public Health, Fukushima Medical University*

6) *Department of Public Health and Hygiene, Iwate Medical University*

7) *Department of Internal Medicine, Shiga University of Medical Sciences*

8) *Department of Public Health and Hygiene, Keio University Medical School*

9) *National Cardiovascular Research Center*

Evaluating the performance of a health promotion program to lower the risk of cardiovascular disease requires comparison with a suitably selected reference. Typically, the reference includes easily accessible participants who declined or were not enrolled in the intervention program. Unfortunately, the selected reference often fails to be comparable for many of the risk factor attributes that might determine the success or failure of the intervention. In response, we developed a propensity score that results in a reference sample with features that are similar to those enrolled in the health promotion program.

Participants who received repeat physical examinations in Japan from 2008 to 2009 were identified as candidates for enrollment in an intensive health promotion program to lower the risk of cardiovascular disease (N = 33,009). Those who attended at least one session of the health promotion program were selected as the intervention group (N = 1,114). The remainder were selected as reference group I (N = 31,895). Among the latter, those with a high propensity for enrollment into the intervention group based on a logistic regression model were selected as reference group II (N = 3,008). A group III reference was similarly defined based on a linear regression propensity score (N = 2,992). Characteristics of the intervention and reference groups were compared.

In the intervention group, subjects were younger and less likely to smoke cigarettes or eat breakfast than reference group I (P<0.001). Declines in body weight, waist circumference, and blood pressure between the repeated examinations from 2008 to 2009 were significantly greater in the intervention versus reference group I. Other than age, differences between the intervention and reference groups II and III failed to persist.

In conclusion, identifying a reference group based on a propensity score results in a group of individuals with characteristics similar to those enrolled in a health promotion program. Comparison of the reference and intervention groups could result in improved assessments of the performance of health promotion programs.

(HEP. 2014;41:418-427.)

### KEY WORDS

health promotion program, propensity score, SPSS, evaluation

# Treated and untreated hypertension, hospitalization, and medical expenditure: an epidemiological study in 314 622 beneficiaries of the medical insurance system in Japan

Koshi Nakamura<sup>a</sup>, Katsuyuki Miura<sup>b</sup>, Hideaki Nakagawa<sup>a</sup>, Tomonori Okamura<sup>c</sup>, Nagako Okuda<sup>d</sup>, Kunihiro Nishimura<sup>e</sup>, Seiji Yasumura<sup>f</sup>, Kiyomi Sakata<sup>g</sup>, Hideki Hidaka<sup>h</sup>, and Akira Okayama<sup>i</sup>

See editorial comment on page 880

**Objective:** This study investigated the effect of hypertension on hospitalization risk and medical expenditure according to treatment status in a Japanese population.

**Methods:** A total of 314 622 beneficiaries of the medical insurance system in Japan, aged 40–69 years, without a history of cardiovascular, cerebrovascular, or end-stage renal disease were classified into seven blood pressure categories. These categories were used to compare the risk of undergoing hospitalization in the 1 year after the baseline survey and to examine the percentage of inpatient medical expenditure attributable to overall hypertension relative to total medical expenditure in the study population.

**Results:** During the follow-up period, 6.6% of men and 5.1% of women were hospitalized. In men and women aged 40–54 years, cases of hypertension, especially grade 3 untreated hypertension, led to more frequent hospitalization, compared with optimal blood pressure. Individuals who were hospitalized, especially long-term, incurred considerably higher medical expenditure compared with those who were not hospitalized, regardless of their hypertension status. In women aged 55–69 years, there was little variation in hospitalization risk across blood pressure categories. The inpatient medical expenditure attributable to overall hypertension represented 7.2 and 6.9% of the total medical expenditure for men aged 40–54 and 55–69 years, whereas it represented 2.8 and 3.8% for women, respectively.

**Conclusion:** Although cases of hypertension were an economic burden especially in men, grade 3 untreated hypertension was more likely to incur extremely high medical expenditure as a result of hospitalization, compared with other cases.

**Keywords:** epidemiology, hospitalization, hypertension, medical expenditure, treatment

## INTRODUCTION

Hypertension is a major risk factor for cardiovascular, cerebrovascular, and renal disease [1–5]. The high prevalence of hypertension leads to a burden of premature disability and death because of serious vascular diseases [3,6–9]. This problem also needs to be considered from an economic perspective, as hypertension may incur medical expenditure through treatment of the condition itself, and also by treatment of cardiovascular, cerebrovascular, and renal diseases, which occur commonly in hypertensive individuals [10–17]. The treatment of hypertension itself incurs medical expenditure mainly in outpatient departments, and accounts for 7.3% of the total medical costs in the Japanese population aged 45–64 years [18]. However, it is necessary to focus on costs for treatment of serious, but preventable, vascular diseases attributable to hypertension under the assumption that use of antihypertensive medication is necessary to keep hypertensive individuals healthy [19]. The occurrence of these serious vascular diseases requires very expensive procedures such as percutaneous coronary intervention, coronary artery bypass graft, neurosurgical treatment, or hemodialysis mainly with hospitalization.

When evaluating the effect of hypertension on medical expenditure, well controlled hypertension on medication

Journal of Hypertension 2013, 31:1032–1042

<sup>a</sup>Department of Epidemiology and Public Health, Kanazawa Medical University, Uchinada, <sup>b</sup>Department of Health Science, Shiga University of Medical Science, Otsu, <sup>c</sup>Department of Preventive Medicine and Public Health, Keio University, <sup>d</sup>Department of Nutritional Education, National Institute of Health and Nutrition, Tokyo, <sup>e</sup>Department of Evidence Based Medicine and Risk Analysis, National Cerebral and Cardiovascular Center, Suita, <sup>f</sup>Department of Public Health, Fukushima Medical University, Fukushima, <sup>g</sup>Department of Hygiene and Preventive Medicine, Iwate Medical University, Yahaba, <sup>h</sup>Medical and Healthcare Center, Sanyo Electric Group Health Insurance Association, Moriguchi and <sup>i</sup>The First Institute of Health Service, Japan Anti-Tuberculosis Association, Tokyo, Japan

Correspondence to Koshi Nakamura, Department of Epidemiology and Public Health, Kanazawa Medical University, 1-1 Daigaku, Uchinada, Ishikawa 920-0293, Japan. Tel: +81 76 218 8093; fax: +81 76 286 3728; e-mail: knaka@kanazawa-med.ac.jp

Received 20 August 2012 Revised 20 December 2012 Accepted 23 January 2013  
J Hypertens 31:1032–1042 © 2013 Wolters Kluwer Health | Lippincott Williams & Wilkins.

DOI:10.1097/HJH.0b013e32835f5747

should be differentiated from other cases of hypertension. Well controlled hypertensive individuals on treatment have a lower risk of developing cardiovascular, cerebrovascular, and renal disease [20–22]. In other words, untreated hypertension, as well as poorly controlled hypertension on treatment, may incur extremely high medical expenditure, compared with well controlled hypertension on treatment. In Japan, hypertension is often identified at health checkups that are readily available in the community or at the workplace [12,23]. Nevertheless, some hypertensive individuals remain untreated despite being recommended to take antihypertensive medication [23]. To our knowledge, only a few epidemiological studies have provided detailed information on treated and untreated hypertension and medical expenditure [16,17]. Furthermore, little is known regarding the contribution of inpatient medical expenditure for hospitalized cases attributable to hypertension relative to total medical expenditure in Japan. These conditions include cardiovascular, cerebrovascular, and renal diseases, which are major medical expenses, mainly through hospitalization [18]. The present study examined this topic in a Japanese population, using a large dataset on blood pressure, history of antihypertensive medication, and medical expenditure in 314 622 beneficiaries of the medical insurance system in Japan.

## METHODS

### Medical expenditure

In Japan, many medical services are provided by the medical insurance system [18,24], which requires the enrollment of all Japanese residents ('health-insurance-for-all'). The medical insurance system consists of three insurance groups, with eligibility for each group depending on age and occupation. All residents age 75 years or older are enrolled in the Advanced Elderly Medical Service (coverage rate 11.0%), whereas those younger than 75 years are enrolled in either Employee's Health Insurance (58.3%) or National Health Insurance (30.7%) according to their occupation. Employee's Health Insurance is for employees and their dependants, whereas National Health Insurance is for those not covered by Employee's Health Insurance such as self-employed individuals (e.g. farmers and fishermen) and retirees and their dependants. Each insurance group consists of local insurance organizations based on company or region. Prices are controlled strictly by a fee schedule set by the National Government, and are determined on a 'fee-for-service' basis, with an exception of approximately 20% of acute care hospitals that use a flat-fee per day payment system applied to hospitalized patients according to diagnosis and procedure (Diagnosis Procedure Combination/Per-Diem Payment System [18,25]). The fee schedule is the same regardless of the insurance group, and applies to all the clinics and hospitals given approval to provide medical services to outpatients and hospitalization under the medical insurance system. However, some medical services including health checkups for asymptomatic individuals and inoculations are not covered by medical insurance. No taxes are imposed on medical expenditure. The fees for these services are recorded every month in an insurance

claim history file. The medical expenditure recorded in this study was confined to the fee schedule range used in the medical insurance system in Japan.

### Study design and participants

Participating local insurance organizations were recruited throughout Japan to investigate the relationship between lifestyles and cardiovascular risk factors and medical expenditure. Of the 2 270 694 beneficiaries aged 40–69 years in the Employee's Health Insurance ( $n = 2 077 769$  in nine local organizations) and National Health Insurance ( $n = 192 925$  in 12 local organizations), 589 718 beneficiaries ( $n = 549 889$  and  $n = 39 829$ , respectively) underwent an annual health checkup in 2008 (participation rate 26.0%), and were then followed up for 1 fiscal year (April 2009 to March 2010). In this report, we used a sub-dataset that comprised 382 382 beneficiaries ( $n = 344 047$  and  $n = 38 335$ , respectively) with information recorded on history of cardiovascular, cerebrovascular, and end-stage renal disease, and fasting plasma glucose at the time of the baseline survey. The present study was approved by the Institutional Review Committee of the Japan Anti-Tuberculosis Association for Ethical Issues.

Of the 382 382 potential participants, 67 760 were excluded because of one or more of the following criteria: a history of cardiovascular, cerebrovascular, or end-stage renal disease at baseline ( $n = 16 919$ ); possibly inappropriate data on SBP, DBP, BMI, serum low-density lipoprotein cholesterol, or fasting plasma glucose at baseline as a result of extremely low or high values, defined as lower than 0.01th percentile values or higher than 99.99th percentile values of the normal distribution (SBP,  $<69$  or  $>229$  mmHg; DBP,  $<35$  or  $>138$  mmHg; BMI,  $<13.7$  or  $>45.8$  kg/m<sup>2</sup>; serum low-density lipoprotein cholesterol,  $<0.52$  or  $>8.02$  mmol/l; and fasting plasma glucose,  $<3.11$  or  $>23.43$  mmol/l) ( $n = 331$ ); missing information at the time of the baseline survey ( $n = 49 961$ ); and dropout before the follow-up survey ( $n = 549$ ). The remaining 314 622 participants were considered eligible for the analyses.

### Data collection

The baseline data were obtained at an annual health checkup carried out using standardized methods in accordance with the Basic Guidelines for Health Checkups and Healthcare Advice with a Particular Focus on the Metabolic Syndrome, issued by the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan in 2007 [26]. Blood pressure measurement in the sitting position was carried out by well trained nurses. Data collected in a self-administered questionnaire at study entry included age, medical history, and smoking habits. Height and body weight were measured, and BMI calculated as weight in kilograms divided by the square of height in meters. Fasting blood samples were obtained by cubital venipuncture. Fasting serum low-density lipoprotein cholesterol [27] and plasma glucose levels were measured enzymatically using separate automatic analyzers.

Monthly insurance claim history files in each insurance organization were used to obtain data on medical expenditure for the 1-year follow-up period. The insurance claim history files of the participants were linked with the baseline survey data files at each local organization. In order to

protect the participants' privacy, their names were deleted from the linked data at the organization. The data obtained from the local organizations were compiled for analysis at the study center. If a beneficiary withdrew from the insurance or died, follow-up was terminated at that point. Data on medical expenditure for each participant differed depending upon the period of subscription to the insurance scheme. The medical expenditure for each participant was therefore divided by the period of subscription and expressed in euros per month of follow-up (1 euro = 95.91 Japanese yen, 0.79 pounds sterling, and 1.22 US dollars, at foreign exchange rates on 1 August 2012).

### Data analysis

Separate calculations were performed for sex and age (40–54 and 55–69 years at baseline). Participants who did not take any antihypertensive medication at baseline were classified into the following five blood pressure categories according to the criteria of the European Society of Hypertension and of the European Society of Cardiology in 2007 [19]: optimal blood pressure, SBP lower than 120 mmHg and DBP lower than 80 mmHg; normal-to-high normal blood pressure, SBP 120–139 mmHg and/or DBP 80–89 mmHg; grade 1 hypertension, SBP 140–159 mmHg and/or DBP 90–99 mmHg; grade 2 hypertension, SBP 160–179 mmHg and/or DBP 100–109 mmHg; and grade 3 hypertension, SBP at least 180 mmHg and/or DBP at least 110 mmHg. The remaining participants, who were taking antihypertensive medication, were defined as having hypertension on treatment and were classified as either well controlled on medication (SBP < 140 mmHg and a DBP < 90 mmHg) or poorly controlled on medication (SBP  $\geq$  140 mmHg and/or DBP  $\geq$  90 mmHg).

To assess whether hypertension is a risk factor for hospitalization resulting in considerably higher medical expenditure than normal blood pressure, we first compared the rate of undergoing hospitalization in the year after baseline in the seven blood pressure categories. The odds ratio for hospitalization in each category was calculated using a logistic regression model, with 'optimal blood pressure' acting as the reference. The logistic regression model incorporated the following variables as covariates: age (years), BMI (kg/m<sup>2</sup>), smoking habits (nonsmoker or current smoker), serum low-density lipoprotein cholesterol (mmol/l), medication for hypercholesterolemia (yes or no), log-transformed fasting plasma glucose (mmol/l) (owing to skewed distribution), and medication for diabetes (yes or no). As the majority of patients with new-onset cardiovascular and cerebrovascular disease stayed in hospital for a few days or longer [28,29], we also compared the rate of hospitalization for 7 cumulative days or longer, and the rate of hospitalization for 14 cumulative days or longer in the year after baseline in the seven blood pressure categories. A similar logistic regression model was used to calculate the odds ratio for each hospitalization event (i.e.  $\geq$ 7 days vs. 0–6 days; and  $\geq$ 14 days vs. 0–13 days) in each blood pressure category relative to the 'optimal blood pressure' category. The odds ratio for each hospitalization event in each category was also calculated, with 'well controlled hypertension on treatment' acting as the reference. To link medical expenditure to the relationship between blood pressure and hospitalization risk, we calculated the median

values and interquartile ranges of monthly medical and inpatient medical expenditure in the year after baseline in participants grouped according to hypertension status at baseline and hospitalization status in the year after baseline. It was not possible to calculate accurate mean values of medical expenditure in each blood pressure category, as the distribution of expenditure was positively skewed, with 20.6% of the participants incurring no costs.

Moturu *et al.* [30] suggested that a very small percentage of patients accounted for a substantial percentage of the total medical expenditure in the population. This underscored the importance of identifying and managing individuals who may fall into this group in the near future. To allow for this possibility, we defined extremely high medical expenditure as at least 99th percentile values of the sex-specific distribution of medical expenditure in the year after baseline. We then compared the rate of falling into this top 1% of medical expenditure in the seven blood pressure categories. The odds ratio for incurring such extremely high medical expenditure in the year after baseline in each blood pressure category was calculated using a similar logistic regression model to that described above, with either 'optimal blood pressure' or 'well controlled hypertension on treatment' acting as the reference.

In order to minimize the potential confounding effect of other medications, the analyses were repeated after excluding participants who took medication for hypercholesterolemia and/or diabetes.

Finally, we examined the percentage of inpatient medical expenditure attributable to overall hypertension relative to total medical expenditure in the study population using reference to a previous study [12]. Residual inpatient medical expenditure was calculated by subtracting the mean of inpatient medical expenditure in the 'optimal blood pressure' category from the corresponding mean in each blood pressure category. This represents inpatient medical expenditure per capita attributable to each blood pressure category. We calculated the inpatient medical expenditure attributable to each blood pressure category from a population perspective as follows: [(mean inpatient medical expenditure in each category) minus (mean inpatient medical expenditure in the 'optimal blood pressure' category)] multiplied by (number of subjects in the respective category). The inpatient medical expenditure percentage attributable to each blood pressure category was calculated as follows: (inpatient medical expenditure attributable to each blood pressure category) divided by (the total medical expenditure in the study population). The sum of the corresponding percentages of the six blood pressure categories other than the 'optimal blood pressure' category was then calculated.

The statistical analyses were performed using the Statistical Package for the Social Sciences Version 12.0J for Windows (SPSS Japan Inc., Tokyo, Japan). All probability values were two-tailed and the significance level was set at  $P < 0.05$ .

## RESULTS

### Characteristics of the study population

The baseline characteristics of the 183 862 male and 130 760 female study participants and the study population grouped

according to blood pressure levels and history of taking antihypertensive medication are summarized in Table 1 (data of the 40–54 and 55–69 years age groups combined). The mean age at study entry was 52.6 years in men and 53.2 years in women. The prevalence of untreated hypertension, including grade 1, grade 2, and grade 3 hypertension, was 18.5% in men and 12.2% in women, whereas the prevalence of hypertension on treatment, including well controlled and poorly controlled hypertension, was 14.6% in men and 11.3% in women. Blood pressure measured at the baseline survey showed that 51.5% of men and 55.9% of women on treatment were classified as having well controlled hypertension.

The profiles of most baseline risk characteristics worsened as the severity of untreated hypertension increased. Compared with the 'untreated hypertension' categories, the 'hypertension on treatment' categories had lower mean low-density lipoprotein cholesterol levels, but a higher prevalence of taking medication for hypercholesterolemia. The prevalence of taking diabetes medication was also higher in the 'hypertension on treatment' category than in the 'untreated hypertension' category.

### Blood pressure, hospitalization, and medical expenditure

During the 1-year follow-up period, 6.6% ( $n=12120$ ) of male and 5.1% ( $n=6693$ ) of female participants underwent hospitalization, with the median period (interquartile range) of cumulative hospitalization being 8 (3–18) days and 9 (4–17) days, respectively. Men and women who underwent hospitalization in that year incurred 47.4 and 36.7% of this sex-specific total medical expenditure, respectively. The rate of being hospitalized for at least 14 cumulative days was 2.3% ( $n=4160$ ) in men and 1.7% ( $n=2177$ ) in women, with these groups incurring 32.2 and 23.7% of the total expenditure, respectively.

As shown in Table 2, in men aged 40–54 or 55–69 years, the risk of undergoing hospitalization, especially long-term hospitalization, in the year after baseline increased clearly with more severe untreated hypertension. The risk of being hospitalized for at least 14 cumulative days appeared to be higher in the 'grade 2-to-3 untreated hypertension' category than in the 'well controlled hypertension on treatment' category. In women aged 40–54 years, there appeared to be a further increase in the corresponding risk in the 'grade 3 untreated hypertension' category compared with the 'well controlled hypertension on treatment' category. However, in women aged 55–69 years, there was little variation in the risk of undergoing hospitalization across blood pressure categories. The corresponding risk did not show a marked difference between the 'well controlled' and 'poorly controlled hypertension on treatment' categories in any sex and age-group. Hospitalization, especially long-term hospitalization, resulted in considerably higher medical expenditure, compared with nonhospitalized individuals, with medical expenditure showing a broadly similar distribution across blood pressure levels at every given hospitalization period for every sex and age-group (Table 2).

Male and female participants who fell into the top 1% group of medical expenditure in the year after baseline

each incurred at least 1571 euros/month ( $n=1838$ ) and at least 1249 euros/month ( $n=1307$ ), with the median (interquartile range) period of cumulative hospitalization being 38 (19–71) and 32 (16–59) days, respectively. The sum of medical expenditure in these top 1% male and female groups (5651 079 and 3234 324 euros/month) accounted for 25.6 and 21.2% of the sex-specific total medical expenditure (22 082 646 and 15 248 924 euros/month), respectively.

As shown in Table 3, the risk of incurring such extremely high medical expenditure in the year after baseline increased with more severe untreated hypertension in the age-stratified and sex-stratified groups, other than in women aged 55–69 years. In men aged 40–54 years, the corresponding risk was also higher in the 'grade 2-to-3 untreated hypertension' category than in the 'well controlled hypertension on treatment' category, whereas in women aged 40–54 years, the corresponding risk was also higher in the 'grade 3 untreated hypertension' category than in the 'well controlled hypertension on treatment' category.

A similar pattern was observed for the study groups when participants on medication for hypercholesterolemia and/or diabetes were excluded from the analyses (data not shown in the table).

In men aged 40–54 years, the inpatient medical expenditure attributable to normal-to-high normal blood pressure was estimated to be 164 252 euros, calculated as follows: (26 euros – 24 euros)  $\times$  41 063 participants with normal-to-high normal blood pressure (Table 4). Accordingly, the inpatient medical expenditure attributable to normal-to-high normal blood pressure represented 1.8% of the total medical expenditure for the respective male population (9191 780 euros), and was calculated as follows: 164 252 euros/9191 780 euros. The inpatient medical expenditure percentage attributable to the six blood pressure categories combined in the respective male population was 7.2%, with the percentage of each category being 1.8% for 'normal-to-high normal', 1.2% for 'grade 1', 1.1% for 'grade 2', 0.7% for 'grade 3', 1.2% for 'well controlled', and 1.2% for 'poorly controlled'. Similarly, the inpatient medical expenditure percentages attributable to the six blood pressure categories combined was estimated to be 6.9% for men aged 55–69 years, 2.8% for women aged 40–54 years, and 3.8% for women aged 55–69 years (see Table 4 for the percentage of each blood pressure category in these study populations).

## DISCUSSION

We carried out an epidemiological study on the relationship between hypertension status at baseline and hospitalization risk and medical expenditure during the year after baseline in a Japanese population without any history of cardiovascular, cerebrovascular, or end-stage renal disease. Although cases of hypertension led to more frequent hospitalization, compared with optimal blood pressure, hospitalization risk was higher in grade 3 untreated hypertension than in well controlled hypertension on treatment, or grade 1-to-2 untreated hypertension. Participants who were hospitalized, especially long-term stays, incurred considerably higher medical expenditure, compared with nonhospitalized individuals,

**TABLE 1. Baseline characteristics of the 183 862 male and 130 760 female beneficiaries of the medical insurance system in Japan, grouped according to hypertension status**

	Optimal blood pressure	Normal-to-high normal blood pressure	Grade 1 untreated hypertension	Grade 2 untreated hypertension	Grade 3 untreated hypertension	Well controlled hypertension on treatment	Poorly controlled hypertension on treatment	P values for difference
Men	(n = 55 193)	(n = 67 789)	(n = 24 649)	(n = 7271)	(n = 2133)	(n = 13 829)	(n = 12 998)	
Age (years)	50.4 ± 7.4	52.0 ± 7.6	53.8 ± 7.4	54.0 ± 7.3	53.4 ± 7.2	57.0 ± 6.7	57.1 ± 6.7	<0.01
SBP (mmHg)	108.6 ± 7.3	126.7 ± 6.6	142.7 ± 8.6	158.1 ± 11.2	176.9 ± 16.2	125.7 ± 9.2	149.8 ± 13.3	<0.01
DBP (mmHg)	67.7 ± 6.6	78.8 ± 6.3	89.4 ± 6.3	99.0 ± 7.2	111.3 ± 9.2	78.0 ± 7.2	91.5 ± 9.3	<0.01
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	22.6 ± 2.9	23.7 ± 3.1	24.3 ± 3.3	24.5 ± 3.4	25.1 ± 3.7	24.8 ± 3.2	25.2 ± 3.5	<0.01
Current smoking (%)	58.4	50.2	46.5	46.7	50.1	41.1	37.1	<0.01
Serum low-density lipoprotein cholesterol (mmol/l)	3.26 ± 0.82	3.30 ± 0.84	3.29 ± 0.87	3.32 ± 0.88	3.33 ± 0.96	3.10 ± 0.75	3.14 ± 0.78	<0.01
Medication for hypercholesterolemia (%)	2.6	3.3	3.2	1.8	1.1	19.7	17.6	<0.01
Fasting plasma glucose (mmol/l)	5.27 (4.94–5.66)	5.38 (5.05–5.88)	5.55 (5.11–6.05)	5.61 (5.16–6.22)	5.66 (5.22–6.33)	5.66 (5.22–6.33)	5.77 (5.27–6.55)	<0.01
Medication for diabetes (%)	3.0	3.4	3.5	2.6	1.3	12.4	12.7	<0.01
Women	(n = 57 823)	(n = 42 116)	(n = 12 217)	(n = 2979)	(n = 821)	(n = 8279)	(n = 6525)	
Age (years)	50.7 ± 7.4	53.8 ± 7.6	55.7 ± 7.2	55.6 ± 7.2	55.1 ± 7.0	58.4 ± 6.3	58.8 ± 6.4	<0.01
SBP (mmHg)	106.2 ± 8.3	126.8 ± 6.3	144.5 ± 7.7	162.3 ± 9.5	184.2 ± 16.3	125.4 ± 9.6	150.8 ± 12.8	<0.01
DBP (mmHg)	64.9 ± 7.2	76.3 ± 7.0	86.3 ± 7.6	95.5 ± 8.6	106.9 ± 11.4	75.8 ± 7.6	87.9 ± 9.5	<0.01
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	21.2 ± 2.8	22.4 ± 3.3	23.4 ± 3.7	24.0 ± 4.1	24.8 ± 4.5	23.9 ± 3.7	24.6 ± 4.1	<0.01
Current smoking (%)	19.2	13.7	12.1	12.1	14.4	12.9	9.7	<0.01
Serum low-density lipoprotein cholesterol (mmol/l)	3.15 ± 0.80	3.36 ± 0.84	3.50 ± 0.86	3.56 ± 0.91	3.69 ± 0.94	3.28 ± 0.75	3.39 ± 0.77	<0.01
Medication for hypercholesterolemia (%)	4.0	6.3	6.8	5.8	2.9	27.2	26.6	<0.01
Fasting plasma glucose (mmol/l)	4.94 (4.66–5.27)	5.11 (4.77–5.50)	5.22 (4.88–5.66)	5.33 (5.00–5.77)	5.38 (5.05–5.94)	5.27 (4.88–5.72)	5.38 (5.00–5.94)	<0.01
Medication for diabetes (%)	0.8	1.6	2.0	1.3	1.2	6.5	7.2	<0.01

Optimal blood pressure was defined as an SBP < 120 mmHg and a DBP < 80 mmHg; normal-to-high normal blood pressure as an SBP 120–139 mmHg and/or DBP 80–89 mmHg; grade 1 untreated hypertension as an SBP 140–159 mmHg and/or DBP 90–99 mmHg; grade 2 untreated hypertension as an SBP 160–179 mmHg and/or DBP 100–109 mmHg; grade 3 untreated hypertension as an SBP ≥ 180 mmHg and/or DBP ≥ 110 mmHg; well controlled hypertension on treatment as an SBP < 140 mmHg and DBP < 90 mmHg on antihypertensive medication; and poorly controlled hypertension on treatment as an SBP ≥ 140 mmHg and/or DBP ≥ 90 mmHg on medication. Values represent mean ± standard deviation, median (interquartile range), or the percentage of participants in that category. One-way analysis of variance, Kruskal–Wallis test, or a chi-squared test were used to compare each risk characteristic in the seven blood pressure categories.