特定保健指導の効果メタボリック・シンドローム指標の4年間の評価

辻（ツジ）　久子（ヒサコ）*　塩島（シオジマ）　一朗（イチロウ）[2*]

目的　2008年に始まった特定健診・保健指導の長期的効果を，国民健康保険加入者で保健指導対象者となった例において，保健指導の受講者が未受講者に対し，その後のメタボリック・シンドローム指標に差があったか，4年間にわたり評価することを目的とした。

方法　対象は2008年から2011年の間に，特定保健指導の対象となった3,742人のうち，指導対象となって以後のいずれかの年に少なくとも1回健診を受け，その後の状態が把握できた2,993例である。メタボリック・シンドローム指標のうち，body mass index（BMI），腹囲，収縮期血圧，拡張期血圧，HDLコレステロール，ヘモグロビン（Hb）A1cを評価した。保健指導の対象となった年，基準該当していた項目が評価年に無投薬で非該当となった場合を「改善」，非該当であった項目が評価年に該当となった場合と投薬を受けていた場合を「悪化」とした。各指標の改善と悪化の有無について，保健指導受講の有無との関係を受診時の年齢，性別，BMI値，収縮期血圧値，HDLコレステロール値，HbA1c値を調整因子として，多変量ロジスティック回帰分析で検討した。

結果　1年後の評価が可能であった例は2,690例，2年後1,894例，3年後1,330例，4年後779例であった。多変量解析の結果，特定保健指導の受講者で未受講者に対して有意な改善が認められたのは，1年後BMI（odds ratio（OR）＝1.66, 95％信頼区間（CI）＝1.17−2.37），1年後腹囲（OR＝1.77, 95％CI＝1.35−2.31），1年後HbA1c（OR＝1.82, 95％CI＝1.05−3.13），2年後BMI（OR＝1.51, 95％CI＝1.01−2.26），2年後腹囲（OR＝1.61, 95％CI＝1.18−2.20），3年後腹囲（OR＝1.67, 95％CI＝1.12−2.48）のみで，4年後のHbA1c（OR＝2.49, 95％CI＝1.18−5.24）は受講者で有意な悪化が認められた。

結論　国民健康保険加入者を対象とした特定保健指導の受講によって，1年後のHbA1cおよび1年後，2年後，3年後の肥満に関わる指標の改善を認めたが，4年後評価ではメタボリック・シンドローム指標の有意な改善は認められなかった。

Key words：保健指導，メタボリック・シンドローム，循環器危険因子，肥満

日本公衆衛生雑誌　2015; 62(8): 402−411.　doi:10.11236/jph.62.8_402

Ⅰ　緒　　言

特定健診・保健指導は，脳卒中や虚血性心疾患，人工透析に至る腎不全の発症を減少させ，医療費を抑制することを目的とし，人工透析の原因疾患として重要な糖尿病発症と関係の深いメタボリック・シンドロームを標的として，2008年に開始された。健診実施率，健診に付随する保健指導の実施率，メタボリック・シンドロームの該当者や予備群の減少率を評価し，その成績によって，後期高齢者支援金の高額の加算・減算を実施する計画であったため，地方自治体は多額のシステム設立費，改造費，保健指導のための人件費などを支出している。今回，大阪府守口市の国民健康保険加入者で特定健診を受診し，特定保健指導対象者となった例において，特定保健指導の受講者と未受講者の間で，その4年後までのメタボリック・シンドローム指標に差があったかを評価することを目的とした。

Ⅱ　研究方法

1.　対象者

大阪府守口市では，1970年以来，市民基本健診は集団一括方式で市民保健センターで行われており，毎年およそ2万人の市民が受診している。1997年の新保健センター設立以後の健診データは電子化され保存されている。

* 守口市市民保健センター
[2*] 関西医科大学内科学第二講座
責任著者連絡先：〒570−0033 大阪府守口市大宮通1−13−7　守口市市民保健センター　辻　久子

©2015 Japanese Society of Public Health

今回，研究対象としたのは，2008年から2011年に守口市市民健診を受診した守口市国民健康保険加入者で，特定保健指導の対象となった3,742人のうち，指導対象となって以後，2009年から2012年のいずれかの年に少なくとも 1 回健診を受け，その後の状態が把握できた2,993例である。この期間中，複数回の受診があり，複数回保健指導対象者となった場合は，最初に対象者になった年のデータを基準として使用し（図 1，表 1），最初に対象者になった年から 1 年後，2 年後，3 年後，4 年後に健診受診があった場合に 1 年後，2 年後，3 年後，4 年後にそれぞれの年の評価を行い，最初に対象者になった年に保健指導を受講した例を受講例，受講しなかった例を未受講例とした。したがって，1 年後，2 年後，3 年後，4 年後の各年の評価は 1 人につき 1 回であるが，たとえば，調査期間中すべて 5 回の健診を受診した対象者では，同じ人物が 1 年後，2 年後，3 年後，4 年後計 4 回の評価に使用されている。2 年後，3 年後，4 年後の評価時，最初に対象者になった年には保健指導を受講せず，それ以後に保健指導を受講した例は（例：2008年に健診受診し，特定保健指導対象者となったが受講せず，2009年にも健診受診し，特定保健指導対象者となり受講し，2010年にも健診を受診した場合，1 年後評価は「未受講」，2 年後評価からは除外）除外した（表 1）。

2.　評価項目，「改善」，「悪化」の定義

特定保健指導対象者選定項目のうち，body mass index（BMI），腹囲，収縮期血圧，拡張期血圧，HDL コレステロール，ヘモグロビン（Hb）A1c を評価した。健診は主に午後に実施され，食後採血が多いため，中性脂肪は評価から除外した。

BMI≧25 kg/m^2，腹囲（男性≧85 cm，女性≧90 cm），収縮期血圧≧130 mmHg，拡張期血圧≧85 mmHg，HDL コレステロール＜40 mg/dl，HbA1c（JCS 値）≧5.5％を基準該当値とした。保健指導の対象となった年，該当していた項目が，評価年に非該当となった場合を「改善」とした。評価時に当該項目で服薬していた場合は，「改善」の評価から除外した。一方，保健指導の対象となった年，非該当であった項目が，評価年に該当となった場合と評価年に当該項目で服薬していた場合を「悪化」とした。

3.　「受講」の定義

保健指導対象者となった最初の年に，積極的支援・動機づけ支援および修了・未修了に関わらず保健指導を受講した例を「受講」と定義した。保健指導対象者となった最初の年に保健指導を受講しなかった例が「未受講」であるが，このうち，それ以後に受講した例は，当該評価から除外した。なお，「受講」例の中には，保健指導対象者となった最初の年以後，複数回受講した例が含まれている。

4.　特定保健指導

特定保健指導は，2007年 4 月に厚生労働省健康局から出された「標準的な健診・保健指導プログラム」確定版第 3 編保健指導に準拠した。保健指導は，守口市健康推進課の保健師，管理栄養士，看護師が行った。保健指導の案内は，対象者の特定健診結果通知に案内を同封し，対象者からの郵送または電話連絡による保健指導予約を行うとともに，守口市保険課と協力して，電話案内を実施した。また，対象者が保健センターで実施している胃がん検診を受診したり，骨密度測定を受診した機会をとらえ，初回面接や個別支援などを実施した。

5.　統計解析

受講者と未受講者 2 群間の背景の単変量比較において，連続変数には Student の t 検定を，質的変数には Fisher の正確検定を用いた。また，改善率および悪化率の受講者と未受講者 2 群間の単変量比較には Fisher の正確検定を用いた。特定保健指導受

図 1　評価対象

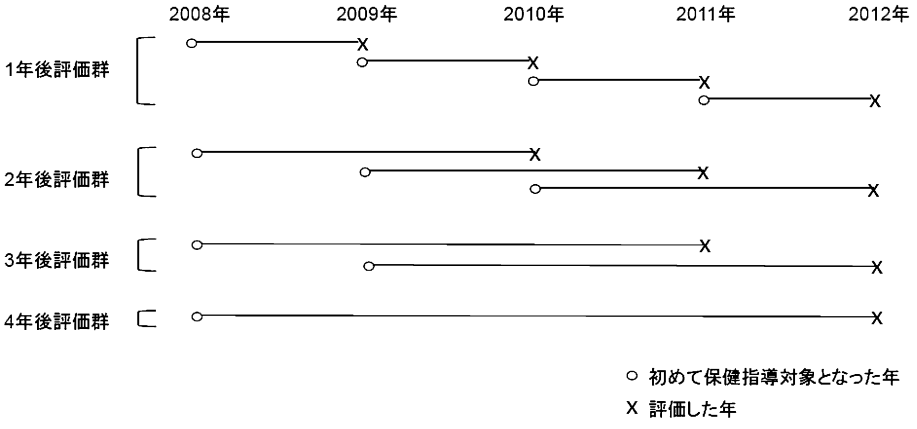

表1　評価可能な保健指導対象者

最初に対象となった年	各年対象者総計	各年対象者受講例	各年対象者未受講例	初回対象となって1年後				初回対象となって2年後						初回対象となって3年後						初回対象となって4年後					
				受診	*受講*	*未受講*	受診せず	受診	評価*	*受講*	*未受講*	評価*不可	受診せず	受診	評価*	*受講*	*未受講*	評価*不可	受診せず	受診	評価*	*受講*	*未受講*	評価*不可	受診せず
2008年	1,699	124	1,575	1,327	*110*	*1,217*	372	1,234	1,089	*105*	*984*	145	465	1,130	896	*101*	*795*	234	569	1,047	779	*89*	*690*	268	652
2009年	872	168	704	597	*127*	*470*	275	538	486	*117*	*369*	52	334	496	434	*105*	*329*	62	376	—	—	—	—	—	—
2010年	603	150	453	385	*117*	*268*	218	347	319	*108*	*211*	28	256	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2011年	568	178	390	381	*145*	*236*	187	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
計	3,742			2,690	*499*	*2,191*	1,052	2,119	1,894	*330*	*1,564*	225	1,055	1,626	1,330	*206*	*1,124*	296	945	1,047	779	*89*	*690*	268	652
研究対象者数				2,690					1,894						1,330						779				

注1）評価*，評価不可*；初回対象となって2年後，3年後，4年後に健診を受診したが，初回対象となった年には保健指導を受講せず，以後の年に保健指導を受講していた場合，評価不可として除外した。

表2　評価可能な保健指導対象者の保健指導レベルと保健指導終了状況

初回対象となって1年後評価 2,690					初回対象となって2年後評価 1,894					初回対象となって3年後評価 1,330					初回対象となって4年後評価 779				
受講 499				未受講 2,191	受講 330				未受講 1,564	受講 206				未受講 1,124	受講 89				未受講 690
動機づけ 392		積極的 107		動機づけ 1,519 / 積極的 672	動機づけ 274		積極的 56		動機づけ 1,080 / 積極的 484	動機づけ 175		積極的 31		動機づけ 772 / 積極的 352	動機づけ 76		積極的 13		動機づけ 461 / 積極的 229
修了 379	未修了 13	修了 83	未修了 24		修了 264	未修了 10	修了 43	未修了 13		修了 171	未修了 4	修了 26	未修了 5		修了 72	未修了 4	修了 11	未修了 2	

講の有無と評価年での各指標の改善あるいは悪化の関係については，各指標の改善あるいは悪化の有無を従属変数とし，特定保健指導受講の有無，性別，初回対象となった時の年齢，BMI値，収縮期血圧値，HDLコレステロール値およびHbA1c値を独立変数として，多変量ロジスティック回帰分析を行った。統計解析にはSAS system Version 9.2を用い，P値0.05未満を統計学的有意とした。

6. 倫理的配慮

守口市民健診データの使用については，関西医科大学医学倫理委員会の承認を受けており（関医倫第エ0601号，2006年6月15日初回承認，2012年9月15日更新最終承認），2003年以後の健診受診者については，書面でinformed consentを得ている。

Ⅲ 研究結果

表1，2に対象者の詳細を示す。なお，2008年から2012年にかけての健診受診回数においては，5回すべてを受診していた例は577例で，1年後評価群，2年後評価群，3年後評価群，4年後評価群のそれぞれで47%，55%，63%，74%を占めた。これに対し対象となった年と評価年の2回のみの受診例はそれぞれの評価群で14%，4%，3%，1%であった。

表3に，当該評価年における受診の有無による受診者背景を示す。受講例と未受講例の単変量比較では，いずれの評価年でも，受講例の方が未受講例より平均年齢では高くなっていた。また，対象となったすべての例（1年後評価2,690例，2年後評価1,984例，3年後評価1,330例，4年後評価779例の合計6,693例）でのBMIの平均値は，25.9±2.5 kg/m^{2}であった。

図2は特定保健指導対象者と判断された年から評価された年にかけて，当該項目で服薬していた例を除いた未補正の各指標の変化量の平均値とその95%信頼区間を受講例と未受講例で比較している。BMIの減少量と腹囲の減少量は，1年後，2年後，3年後評価では，受講例が未受講例に比し大きいが，4年後評価では差が小さく，BMIではほぼ差がなかった。肥満以外の指標について，1〜3後の評価では，受講例と未受講例では差が認められず，4年後の評価では，収縮期血圧が受講例で有意に高値を認めた。4年後のHDLコレステロール値は，未受講群ではHDLコレステロールが増加し，受講群では減少したが，統計学的有意差はなかった。また，4年後のHbA1cは未受講群と受講群とも増加したが，両者の間に統計学的な有意差はなかった。

表4は1年後，2年後，3年後，4年後評価群での保健指導対象者となった年の受講例，未受講例の数，それぞれの例でのその年の基準該当者，非該当者の数を示している。また，保健指導対象者となった年にそれぞれの項目で基準該当であった場合，1年後，2年後，3年後，4年後の評価時に当該項目での投薬がなくかつ非該当となった数（改善），保健指導対象者となった年に非該当であったのに，1年後，2年後，3年後，4年後の評価時に当該項目での投薬があった数および投薬がなく該当となった数（悪化）とそれぞれの割合（改善率，悪化率）を示している。受講者は未受講者に対して，1年後，2年後のBMI，1〜3年後の腹囲，4年後のHDLコレステロール，1年後のHbA1cの改善率が有意に高く，4年後のHbA1cの悪化率も有意に高かった。

表5は，それぞれの評価年の各指標が，受講者が未受講者に対して改善したかを，多変量ロジスティック解析を用いオッズ比で評価した結果である。特

表3　対象者の背景

	1年後評価対象者		2年後評価対象者		3年後評価対象者		4年後評価対象者	
	受講	未受講	受講	未受講	受講	未受講	受講	未受講
n	499	2,191	330	1,564	206	1,124	89	690
平均年齢（才）	64±8*	62±10	65±7*	62±9	66±6*	61±9	66±6*	61±9
男性（%）	61	61	60	61	55	62	54	58
Body Mass Index（kg/m^2）	25.7±2.6	25.9±2.5	25.4±2.3	25.9±2.6	25.6±2.3	25.9±2.5	26.1±2.6	26.0±2.4
腹囲（cm）男性	91±6	91±6	90±5	91±6	90±5	91±6	91±5	91±6
女性	92±7	93±7	93±6	93±7	93±6	92±7	94±8	93±7
収縮期血圧（mmHg）	131±19	133±20*	131±19	133±20*	130±19	134±21*	129±19	133±20
拡張期血圧（mmHg）	77±12	79±12*	76±12	79±12*	75±11	79±12*	75±11	78±12*
HDLコレステロール（mg/dl）	52±13	52±13	53±14	52±13	53±13	52±13	52±13	51±12
ヘモグロビンA1c（%）JDS値	5.2±0.7	5.3±0.8	5.2±0.7	5.3±0.8	5.2±0.6	5.3±0.9	5.2±0.4	5.3±0.8

注1）各数字は，最初に対象となった年のベースラインデータを示す。
注2）*各評価年の受講者と未受講者間で$P<0.05$

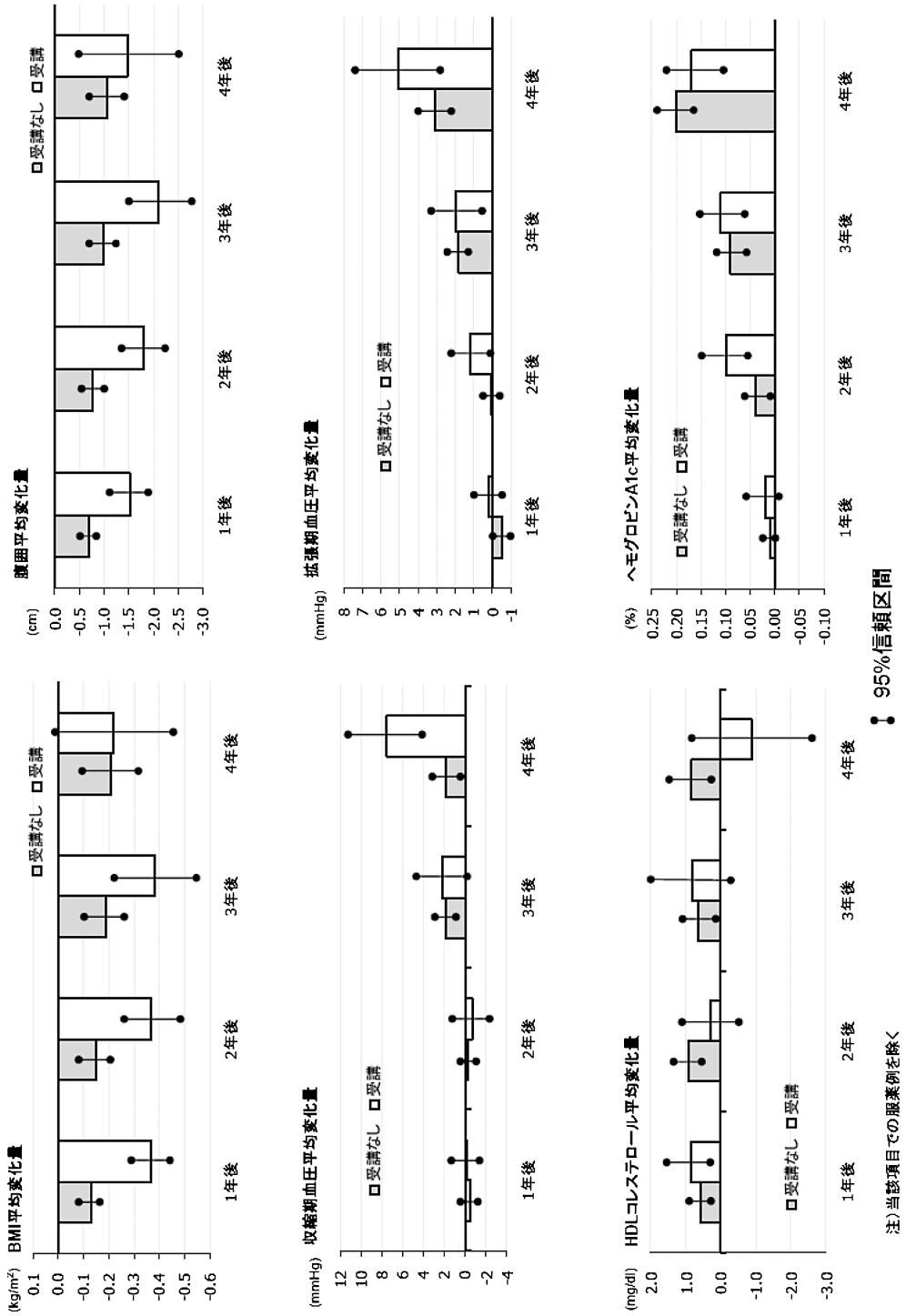

図2　各評価年におけるメタボリック指標変化量の保健指導未受講例と受講例との比較

定保健指導の受講者では，未受講者に対して，1年後と2年後のBMI，1～3年後までの腹囲が有意に改善されたが，4年後には腹囲にも有意な差がなくなった。4年後のHDLコレステロールは多変量解析では有意な差がなくなった。それに対し，1年後のHbA1c値は多変量解析でも有意に改善されたが，その他の指標にいずれも評価年でも，有意な改善はみられなかった。

一方，表6は，受講者が未受講者に対して，悪化が抑えられたかを，同様に評価した結果である。この解析においては，受講者が未受講者に対して，4年後のHbA1c値の有意な悪化を認めた。

Ⅳ　考　　察

特定健診・保健指導は，メタボリック・シンドロームを標的として2008年に開始されたが，当時においても現在もメタボリック・シンドロームに特有の治療法，保健指導法があるわけではなく，内臓脂

表4　保健指導受講例と未受講例での各評価年における改善率と悪化率の比較

		1年後評価群				2年後評価群				3年後評価群				4年後評価群			
		受講		未受講		受講		未受講		受講		未受講		受講		未受講	
	n	499		2,191		330		1,564		206		1,124		89		690	
Body Mass Index	前	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当
	n	307	192	1,434	757	199	131	1,023	541	126	80	742	382	65	24	481	209
	後	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当
	n	64	13	200	74	50	11	172	79	31	8	144	54	14	5	96	35
		改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率
	(%)	20.8*	6.8	13.9	9.8	25.1*	8.4	16.8	14.6	24.6	10.0	19.4	14.1	21.5	20.8	20.0	16.7
腹囲**	前	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当
	n	421	76	1,837	323	277	44	1,284	227	167	27	888	165	63	13	524	102
	後	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当
	n	120	16	335	71	87	9	276	63	54	7	189	35	15	4	121	27
		改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率
	(%)	28.5*	21.1	18.2	22.0	31.4*	20.5	21.5	27.8	32.3*	25.9	21.3	21.2	23.8	30.8	23.1	26.5
収縮期血圧	前	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当
	n	266	233	1,274	917	185	145	919	645	114	92	655	469	50	39	394	296
		治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療
	n	232	228 5	1,099	893 24	152	136 9	736	610 35	90	85 7	475	440 29	37	36 3	257	265 31
	後	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当
	n	70	53	280	206	46	34	189	138	24	27	122	127	9	14	66	83
		改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率
	(%)	30.2	24.9	25.5	25.1	30.3	29.7	25.7	26.8	26.7	37.0	25.7	33.3	24.3	43.6	25.7	38.5
拡張期血圧	前	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当
	n	132	367	708	1,483	71	259	483	1,081	44	162	344	780	16	73	212	478
		治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療
	n	111	349 18	588	1,404 79	57	231 28	373	973 108	32	143 19	237	678 102	9	64 9	125	397 81
	後	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当
	n	38	48	224	185	23	32	134	151	13	24	81	139	3	14	41	93
		改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率
	(%)	34.2	18.0	38.1	17.8	40.4	23.2	35.9	24.0	40.6	26.5	34.2	30.9	33.3	31.5	32.8	36.4
HDL コレステロール	前	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当
	n	80	419	382	1,809	52	278	258	1,306	28	178	171	953	13	76	112	578
		治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療
	n	72	402 17	346	1,692 117	45	253 25	225	1,183 123	23	164 14	151	848 105	9	69 7	99	503 75
	後	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当
	n	29	23	115	88	16	11	74	61	7	7	54	47	6	6	28	31
		改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率
	(%)	40.3	9.5	33.2	11.3	35.6	12.9	32.9	14.1	30.4	11.8	35.8	15.9	66.7*	17.1	28.3	18.3
ヘモグロビン A1c	前	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当
	n	94	405	445	1,746	61	269	324	1,240	39	167	241	883	20	69	146	544
		治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療	治療なし	治療なし 治療
	n	85	405 0	402	1,741 5	54	269 0	283	1,238 2	33	167 0	195	881 2	14	69 0	112	543 1
	後	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当	非該当	該当
	n	28	28	88	110	9	27	59	96	7	17	37	82	3	18	16	73
		改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率	改善率	悪化率
	(%)	32.9*	6.9	21.9	6.6	16.7	10.0	20.8	7.9	21.2	10.2	19.0	9.5	21.4	26.1*	14.3	13.6

注1）前；保健指導対象となった年の基準該当，非該当の例数，後；評価年での基準該当，非該当の例数

注2）改善率＝評価年非該当例数×100/(保健指導対象年基準該当例数－評価年当該項目治療例数)　悪化率＝(評価年該当例数＋評価年当該項目治療例数)×100/保健指導対象年非該当例数

注3）*各評価年の改善率，悪化率について受講者と未受講者間で $P<0.05$

注4）**評価時点で，75才以上となった例では，腹囲測定がないため除外

表5　受講者の未受講者に対する各指標の改善オッズ比

		1年後評価群	2年後評価群	3年後評価群	4年後評価群
Body Mass Index	odds ratio	1.66*	1.51*	1.35	1.25
	95%信頼区間	1.17–2.37	1.01–2.26	0.81–2.24	0.61–2.55
腹囲	odds ratio	1.77*	1.61*	1.67*	0.95
	95%信頼区間	1.35–2.31	1.18–2.20	1.12–2.48	0.48–1.88
収縮期血圧	odds ratio	1.24	1.23	0.97	0.79
	95%信頼区間	0.90–1.73	0.82–1.84	0.56–1.66	0.34–1.82
拡張期血圧	odds ratio	0.71	1.05	1.03	0.69
	95%信頼区間	0.45–1.11	0.58–1.91	0.46–2.33	0.14–3.35
HDLコレステロール	odds ratio	1.12	1.04	0.67	2.63
	95%信頼区間	0.63–1.99	0.50–2.18	0.22–2.05	0.50–13.75
ヘモグロビンA1c	odds ratio	1.82*	0.70	1.25	2.00
	95%信頼区間	1.05–3.13	0.32–1.53	0.49–3.22	0.46–8.59

注1）*$P<0.05$
注2）対象となった時点の年令，性別，body mass index，収縮期血圧，HDLコレステロール値，ヘモグロビンA1c値を共変量としたロジスティック回帰分析結果

表6　受講者の未受講者に対する各指標の悪化オッズ比

		1年後評価群	2年後評価群	3年後評価群	4年後評価群
Body Mass Index	odds ratio	0.75	0.56	0.67	1.90
	95%信頼区間	0.39–1.45	0.27–1.14	0.28–1.62	0.56–6.39
腹囲	odds ratio	0.98	0.75	2.06	1.28
	95%信頼区間	0.51–1.89	0.32–1.76	0.73–5.78	0.28–5.92
収縮期血圧	odds ratio	0.96	1.15	1.06	1.27
	95%信頼区間	0.67–1.38	0.74–1.79	0.64–1.75	0.59–2.74
拡張期血圧	odds ratio	1.07	0.98	0.79	0.73
	95%信頼区間	0.79–1.46	0.70–1.37	0.53–1.19	0.41–1.31
HDLコレステロール	odds ratio	0.82	0.91	0.64	0.80
	95%信頼区間	0.57–1.18	0.61–1.35	0.39–1.06	0.41–1.56
ヘモグロビンA1c	odds ratio	1.24	1.56	1.16	2.49*
	95%信頼区間	0.77–1.98	0.93–2.60	0.62–2.17	1.18–5.24

注1）*$P<0.05$
注2）対象となった時点の年令，性別，body mass index，収縮期血圧，HDLコレステロール値，ヘモグロビンA1c値を共変量としたロジスティック回帰分析結果

肪を減らす目的で，保健指導は主に減量に主眼が置かれている。しかし，減量は容易ではなく[1,2]，減量の維持は非常に困難であり[3,4]，コミュニティーレベルで減量に成功した報告はない[5]。

本研究では，サンプル数をできるだけ多く得るために，2008年から2011年までに保健指導対象となり，対象となった後一度でも健診受診をして保健指導の効果が評価可能な全例を対象とした。デザイン的には，重複はあるものの，1年後，2年後，3年後，4年後評価群は独立した集団と考えた。4年後評価群では，2008年から2011年までの5回すべての健診を受診した人の割合が74%と大半を占め，逆に2008年に受診して2011年までは受診がなく，2012年に初めて再受診した人は1%にすぎなかった。すなわち，健診受診回数から推察すると，4年後評価群は，他の群に比し，より健康意識の高い人が受診していると考えられる。一方で，1年後評価群は，健診の実態をより反映した包括的なサンプルと考えられる。

本研究で，肥満度の指標であるBMI，腹囲は保健指導受講者のみならず，未受講者においても減少傾向が認められたことは「メタボ」という言葉の普及と宣伝による効果が考えられる。保健指導の効果については，1年～3年後評価群での肥満指標と1年後評価群でのHbA1c値は受講者で有意に改善していた。しかし，4年後評価群では，基準該当してい

た受講者での有意な改善はいずれの指標でも認められなかった。4年後評価群では，他群に比し健康意識はより高いと考えられるが，サンプル数が少ないことによる検出力不足の可能性がある。しかし，BMIと腹囲の受講による改善オッズ比は4年後評価群で最低で，このことは過去の報告[4]とよく一致し，今後さらに多くのサンプル数での検討が必要である。

特定保健指導の最も重要な目的は，糖尿病の発症予防と考えられる。減量指導を含めた保健指導により，糖尿病の発症が減少したという報告は散見される[6〜9]。しかし，これらの報告の対象者は耐糖能異常例である。特定保健指導の対象者は，積極的支援対象者でも，メタボリック・シンドローム基準を全部満たしているわけではない。加えて，本研究で多数例を占める動機付け支援対象者では，さらに糖尿病発症リスクの低い例に対して介入を行っているという違いがある。また，本研究の対象者の平均BMIは，これらのどの報告より低い。このようなことが，2年後，3年後，4年後評価でHbA1cの改善が認められなかったことと関係していると考えられる。

高血圧についても，血圧を標的とした保健指導が血圧を下げ[10]，日本人で脳卒中を減少させたと報告されている[11]。しかし，HbA1cと同様に，本研究対象者の平均BMIは低く，減量の効果が現れ難い対象者であったことが考えられる。実際，脳卒中を減少させた日本人での報告[11]においては，ほとんどの高血圧例は肥満ではないため，減量指導には重きをおかなかったと記述されている。また，降圧効果があるという報告では本研究より平均年齢が若いことも関連している可能性がある。

2014年4月に，特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループが，中間報告として，対象者での1年後の介入の効果を報告している[12,13]。この報告では，積極的支援対象者を中心に，支援修了者で対照者に比べ，1年後では，腹囲，BMI，HbA1cばかりでなく，本研究では認められなかった血圧，脂質の改善を認めている。本研究では，高齢者が多く，それも原因となって動機付け支援対象者が多くなっている。また，サンプル数が十分でないため，積極的支援対象者と動機付け支援対象者を分けて検討しなかった。中間報告でも積極的支援対象者は，動機付け支援対象者に比べ若年かつBMIが高く，そのことが本研究との結果の相違に主に影響していると考えられる。したがって，今後，保健指導を積極的支援対象者に絞ることも提案される。また，本研究で，非基準該当者では4年後評価のHbA1c値で受講者での有意な悪化が認められたことから，保健指導を，よりリスクの高いHbA1c基準該当者に限定することも提案される。

本研究は市町村が実施している特定保健指導の実態を1つの事例として報告した。市町村が実施している特定保健指導は，国民健康保険加入者が対象のため，対象者の年齢が高くなる。65歳以上の例では，積極的支援の基準を満たしても動機付け支援となり，動機付け支援が増える。また，60歳未満の国民健康保険加入者は，自営業者が多いと考えられ，都市圏においては時間が費やされる積極的支援の実施・修了は社会保険加入者より困難が予想される。本研究での受講例が未受講例よりいずれの期間での評価でも平均年齢が高いのは（表3），それを反映していると考えられる。今後，ワーキンググループは複数年度後の状況について検証を進めていくことが必要[12]と記されているが，その際，こういった実情も検討されるべきである。今後の方針の決定の上で，保健指導が糖尿病の発症を予防した報告は散見されるものの，減量維持が困難なため，長期で大規模な成功例はない[4,5,14,15]ことにも十分留意する必要がある。

V　結　　語

2008年以来市町村が実施してきた国民健康保険加入者を対象とした特定保健指導の効果を検討した。1年〜3年後評価群での肥満指標と1年後評価群でのHbA1c値は受講者で有意に改善していたが，4年後評価群では，基準該当していた受講者での有意な改善はいずれの指標でも認められず，HbA1c値非基準該当者では，受講者で4年後評価のHbA1c値で有意な悪化が認められた。今後，4年後評価についてさらに多くのサンプル数における検討と，他の評価年においても動機付け支援と積極的支援対象者を分けた詳細な検討が必要である。

（受付　2014. 7.17
採用　2015. 6.16）

文　　献

1）Harvey EL, Glenny A, Kirk SF, et al. Improving health professionals' management and the organisation of care for overweight and obese people. Cochrane Database Syst Rev 2001; (2): CD000984.
2）Tsai AG, Wadden TA. Systematic review: an evaluation of major commercial weight loss programs in the United States. Ann Intern Med 2005; 142(1): 56–66.
3）Wing RR, Tate DF, Gorin AA, et al. A self-regulation program for maintenance of weight loss. N Engl J Med

2006; 355(15): 1563–1571.
4) Knowler WC, Fowler SE, Hamman RF, et al. 10-year follow-up of diabetes incidence and weight loss in the Diabetes Prevention Program Outcomes Study. Lancet 2009; 374(9702): 1677–1686.
5) Ezzati M, Riboli E. Can noncommunicable diseases be prevented? Lessons from studies of populations and individuals. Science. 2012; 337(6101): 1482–1487.
6) Tuomilehto J, Lindstrom J, Eriksson JG, et al. Prevention of type 2 diabetes mellitus by changes in lifestyle among subjects with impaired glucose tolerance. N Engl J Med 2001; 344(18): 1343–1350.
7) Knowler WC, Barrett-Connor E, Fowler SE, et al. Reduction in the incidence of type 2 diabetes with lifestyle intervention or metformin. N Engl J Med 2002; 346(6): 393–403.
8) Saito T, Watanabe M, Nishida J, et al. Lifestyle modification and prevention of type 2 diabetes in overweight Japanese with impaired fasting glucose levels: a randomized controlled trial. Arch Intern Med. 2011; 171(15): 1352–1360.
9) Eriksson KF, Lindgarde F. Prevention of type 2 (non-insulin-dependent) diabetes mellitus by diet and physical exercise. The 6-year Malmo feasibility study. Diabetologia 1991; 34(12): 891–898.
10) He J, Whelton PK, Appel LJ, et al. Long-term effects of weight loss and dietary sodium reduction on incidence of hypertension. Hypertension 2000; 35(2): 544–549.
11) Iso H, Shimamoto T, Naito Y, et al. Effects of a long-term hypertension control program on stroke incidence and prevalence in a rural community in northeastern Japan. Stroke 1998; 29(8): 1510–1518.
12) 特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループ．特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループ中間取りまとめ（案）．2014. http://www.mhlw.go.jp/file / 05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka / 0000044052.pdf（2014年7月2日アクセス可能）
13) 特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループ．特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループ中間とりまとめ（案）別冊資料．2014. http://www.mhlw.go.jp / file / 05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka/0000044060.pdf（2014年7月2日アクセス可能）
14) Casazza K, Fontaine KR, Astrup A, et al. Myths, presumptions, and facts about obesity. N Engl J Med 2013; 368(5): 446–454.
15) Douketis JD, Macie C, Thabane L, et al. Systematic review of long-term weight loss studies in obese adults: clinical significance and applicability to clinical practice. Int J Obes (Lond) 2005; 29(10): 1153–1167.

Effect of the national lifestyle modification project conducted in Japan on the parameters of metabolic syndrome

Hisako TSUJI* and Ichiro SHIOJIMA[2]*

Key words：lifestyle intervention, metabolic syndrome, cardiovascular risk factors, obesity

Objectives　Although the national lifestyle modification project targeting metabolic syndrome in the general population conducted by the Japanese government started in 2008, the project's long-term effects have not yet been evaluated. Associations of taking the project's lifestyle modification guidance with improvement of parameters related to metabolic syndrome after 1, 2, 3, and 4 years were assessed in participants who met the metabolic syndrome criteria for the guidance.

Methods　While improvement was defined when the parameters had met the criteria for metabolic syndrome at the initial checkup but did not at the time of evaluation without medication, deterioration was defined when they had not met the criteria at the initial checkup but, at the time of evaluation, they did or the subjects received the medication. Logistic regression analyses were used to evaluate improvement by the guidance adjusted for age, sex, systolic blood pressure, HDL cholesterol level, and hemoglobin (Hb)A1c level at baseline.

Results　From 2008 to 2011, 3742 participants (mean age 61±10 years, men 62%) met the criteria for the lifestyle modification guidance. Numbers of participants eligible for evaluation were 2690, 1894, 1330, and 779 at 1, 2, 3, and 4 years after the initial checkup, respectively. Based on the multivariate logistic regression analyses, receiving the guidance was significantly associated with improvement of body mass index (BMI) (odds ratio (OR)＝1.66, 95% confidence interval (CI)＝1.17–2.37), waist (OR＝1.77, 95%CI＝1.35–2.31), and HbA1c (OR＝1.82, 95%CI＝1.05–3.13) at the 1-year evaluation; improvement of BMI (OR＝1.51, 95%CI＝1.01–2.26) and waist (OR＝1.61, 95%CI＝1.18–2.20) at the 2-year evaluation; and improvement of waist (OR＝1.67, 95%CI＝1.12–2.48) at the 3-year evaluation. However, BMI, waist, and HbA1c at other evaluations including the 4-year evaluation and the remaining parameters at any evaluations were not significantly improved by the guidance. In addition, receiving the guidance was significantly associated with deterioration of HbA1c at the 4-year evaluation (OR＝2.49, 95%CI＝1.18–5.24).

Conclusion　Although HbA1c at the 1-year evaluation and parameters related to overweight were improved at the 1-, 2-, and 3-year evaluations, no parameters of metabolic syndrome were significantly improved by the guidance at the 4-year evaluation.

* Health Examination Center of Moriguchi City
[2]* Department of Medicine II, Kansai Medical University