

いる。調査員に示されている腹囲計測の留意点を表1に示す。調査票には、計測単位を身長は「cm」、体重は「kg」として小数点以下第1位までを記入する。腹囲は0.5cmまでの単位で記入する。腹囲計測については、調査票の「調査員が計測」、「家庭で計測（自己申告）」のいずれかに印をつけることとされ、調査員が被調査者の家庭で計測した場合は、調査員が計測したものとす、とされている。

本研究では、2008年（平成20年）から2010

年（平成22年）の3年分の国民健康・栄養調査結果を用いた。20歳以上79歳以下の対象者より妊婦を除外し、身長、体重、腹囲および腹囲の計測状況に欠損がない者を解析対象とした。BMIは体重（kg）を身長（m）の2乗で除して求めた。

身体状況調査票で腹囲計測について「調査員が計測」とあった者を調査員計測群、「家庭で計測（自己申告）」とあった者を自己申告群とした。男女別の10歳ごとの年齢階級（20-29歳、30-39歳、

表3 性別・年齢階級別調査員計測群と自己申告群の身体計測値 2008年～2010年の国民健康・栄養調査

年齢階級	因子	男性						女性					
		調査員計測群		自己申告群		平均の差 <sup>*1</sup>	p値 <sup>*2</sup>	調査員計測群		自己申告群		平均の差 <sup>*1</sup>	p値 <sup>*2</sup>
		平均	標準偏差	平均	標準偏差			平均	標準偏差	平均	標準偏差		
20-29歳	n(人)	265		378				376		350			
	年齢(歳)	24.8	2.8	24.5	2.9	-0.3	0.201	25.0	2.8	24.4	2.8	-0.6	0.003
	身長(cm)	170.7	6.0	171.2	6.1	0.5	0.318	157.9	5.4	158.1	5.4	0.2	0.589
	体重(kg)	65.5	11.9	64.5	11.8	-1.0	0.285	52.0	10.0	50.3	7.1	-1.7	0.009
	BMI(kg/m <sup>2</sup> )	22.5	3.7	22.0	3.8	-0.5	0.127	20.8	3.7	20.1	2.6	-0.7	0.003
	腹囲(cm)	79.3	10.4	78.8	9.5	-0.5	0.527	74.3	9.3	70.3	8.1	-4.0	<0.001
30-39歳	n(人)	522		549				930		438			
	年齢(歳)	34.9	2.8	35.2	2.8	0.3	0.081	35.1	2.8	34.8	2.9	-0.3	0.042
	身長(cm)	170.9	6.1	171.6	6.0	0.7	0.056	158.0	5.2	158.2	5.8	0.2	0.526
	体重(kg)	70.1	11.9	69.8	12.1	-0.3	0.645	53.9	9.4	53.2	9.7	-0.7	0.232
	BMI(kg/m <sup>2</sup> )	24.0	3.7	23.7	3.7	-0.3	0.168	21.6	3.6	21.2	3.5	-0.3	0.104
	腹囲(cm)	84.1	9.8	83.5	9.3	-0.6	0.306	77.0	9.2	73.5	10.1	-3.4	<0.001
40-49歳	n(人)	592		575				973		464			
	年齢(歳)	44.3	2.9	44.5	2.9	0.2	0.276	44.5	3.0	44.4	3.0	-0.1	0.735
	身長(cm)	170.0	5.9	171.2	5.4	1.2	<0.001	157.4	5.0	158.2	5.0	0.9	0.003
	体重(kg)	70.3	11.5	70.8	10.5	0.5	0.416	55.1	9.9	55.2	9.0	0.0	0.936
	BMI(kg/m <sup>2</sup> )	24.3	3.6	24.1	3.3	-0.2	0.393	22.3	3.8	22.0	3.4	-0.2	0.286
	腹囲(cm)	86.2	9.7	85.5	9.0	-0.7	0.198	79.1	11.1	75.6	9.3	-3.5	<0.001
50-59歳	n(人)	843		566				1,315		456			
	年齢(歳)	55.0	2.9	54.7	3.0	-0.3	0.066	55.0	2.8	54.6	2.9	-0.4	0.014
	身長(cm)	167.4	6.0	169.1	5.7	1.7	<0.001	154.6	5.5	155.8	5.3	1.2	<0.001
	体重(kg)	67.8	10.3	67.6	9.8	-0.2	0.791	54.1	8.6	54.0	8.3	-0.1	0.876
	BMI(kg/m <sup>2</sup> )	24.2	3.3	23.6	3.1	-0.5	0.002	22.6	3.4	22.3	3.4	-0.4	0.048
	腹囲(cm)	86.8	8.5	85.4	7.9	-1.4	0.002	81.4	9.4	77.9	9.6	-3.4	<0.001
60-69歳	n(人)	1,399		464				1,757		480			
	年齢(歳)	64.5	3.0	64.2	2.9	-0.3	0.048	64.4	2.9	64.2	2.8	-0.2	0.204
	身長(cm)	164.5	5.8	166.1	5.8	1.6	<0.001	151.6	5.4	153.3	5.0	1.6	<0.001
	体重(kg)	64.3	9.1	64.8	9.4	0.5	0.301	53.4	8.3	53.2	8.8	-0.2	0.652
	BMI(kg/m <sup>2</sup> )	23.7	2.9	23.5	3.0	-0.3	0.084	23.2	3.4	22.7	3.6	-0.6	0.001
	腹囲(cm)	86.4	8.0	85.9	8.2	-0.5	0.298	84.3	9.7	81.3	10.6	-3.0	<0.001
70-79歳	n(人)	1,102		283				1,422		301			
	年齢(歳)	74.1	2.8	74.3	2.8	0.2	0.343	74.2	2.8	74.1	2.9	-0.1	0.704
	身長(cm)	161.3	5.9	162.8	6.5	1.5	<0.001	147.9	5.7	150.5	5.8	2.5	<0.001
	体重(kg)	61.4	8.8	61.1	9.0	-0.3	0.564	50.9	8.2	52.4	9.5	1.5	0.013
	BMI(kg/m <sup>2</sup> )	23.6	2.9	23.0	3.1	-0.5	0.007	23.2	3.4	23.1	3.9	-0.1	0.596
	腹囲(cm)	86.4	8.0	85.3	7.9	-1.1	0.038	85.3	9.8	83.0	10.8	-2.3	<0.001

\*1 自己申告群の平均値から調査員計測群の平均値を引いて算出

\*2 t検定もしくはWelchの検定による

40-49歳、50-59歳、60-69歳、70-79歳)において、身長(cm)、体重(kg)、腹囲(cm)及びBMI(kg/m<sup>2</sup>)の平均値を調査員計測群と自己申告群で比較した。さらに肥満者(BMI25.0kg/m<sup>2</sup>以上)の割合と腹囲が基準値を超える者(男性85.0cm、女性90.0cm以上)の割合についても調査員計測群と自己申告群で比較した。

質的変数の検定にはカイ二乗検定を用いた。連続変数については、等分散性の検定の後、有意であったものについてはWelchの検定(両側)、それ以外のものについてはt検定(両側)を用いた。有意水準は5%とし、分析にはIBM SPSS Statistics 19を用いた。

2. 倫理的配慮

国民健康・栄養調査のデータは、厚生労働大臣に調査票情報の二次利用申請を行い、承認を得て利用した。国民健康・栄養調査のデータは連結不可能匿名化されており、本研究は「疫学研究に関

する倫理指針」の対象外である。

III. 結 果

男性7,538名、女性9,262名を解析対象とした。自己申告群は男性の解析対象のうち2,815名(37.3%)、女性では2,489名(26.9%)であった。性・年齢階級別自己申告群の割合を表2に示した。男女とも若年で自己申告群の割合は高く、20歳代と70歳代の自己申告群割合はそれぞれ、男性で58.8%、20.4%、女性で48.2%、17.5%であった(男女ともにP<0.001)。

性・年齢階級別の調査員計測群、自己申告群の身体計測値を表3に示す。身長の平均値は男女ともに高齢者において調査員計測群より自己申告群で高い傾向があった。その差は、40歳代、50歳代、60歳代、70歳代についてそれぞれ、男性は1.2cm、1.7cm、1.6cm、1.5cm(すべての年代で平均値の差の検定結果p<0.001)、女性では0.9cm(p=0.003)、

表4 性別・年齢階級別調査員計測群と自己申告群の肥満者割合<sup>※1</sup>  
2008年から2010年の国民健康・栄養調査

年齢階級	男 性					女 性				
	調査員計測群		自己申告群		p値 <sup>※2</sup>	調査員計測群		自己申告群		p値 <sup>※2</sup>
	N	%	N	%		N	%	N	%	
20-29歳	265	20.8	378	15.6	0.093	376	9.6	350	4.6	0.009
30-39歳	522	32.4	549	30.8	0.575	930	14.2	438	11.2	0.126
40-49歳	592	37.5	575	34.6	0.304	973	18.7	464	19.4	0.754
50-59歳	843	37.1	566	30.6	0.011	1,315	20.7	456	17.3	0.121
60-69歳	1,399	31.1	464	26.1	0.041	1,757	26.1	480	23.5	0.250
70-79歳	1,102	30.4	283	23.7	0.026	1,422	27.5	301	26.2	0.658

※1 肥満者割合はBMIが25.0以上の割合として算出

※2 p値はカイ二乗の検定による

表5 性別・年齢階級別調査員計測群と自己申告群の腹囲が基準値を超える者の割合<sup>※1</sup>  
2008年から2010年の国民健康・栄養調査

年齢階級	男 性					女 性				
	調査員計測群		自己申告群		p値 <sup>※2</sup>	調査員計測群		自己申告群		p値 <sup>※2</sup>
	N	%	N	%		N	%	N	%	
20-29歳	265	23.0	378	21.2	0.576	376	5.9	350	2.3	0.016
30-39歳	522	43.5	549	41.5	0.517	930	8.1	438	6.2	0.212
40-49歳	592	52.9	575	51.5	0.634	973	13.3	464	7.3	0.001
50-59歳	843	58.2	566	53.5	0.080	1,315	17.4	456	11.4	0.002
60-69歳	1,399	59.2	464	54.5	0.078	1,757	26.7	480	21.0	0.012
70-79歳	1,102	59.6	283	54.1	0.091	1,422	32.4	301	26.6	0.047

※1 腹囲が基準値を超える者の割合は男性が85.0cm以上、女性が90.0cm以上の割合として算出

※2 p値はカイ二乗の検定による

1.2cm( $p<0.001$ )、1.6cm( $p<0.001$ )、2.5cm( $p<0.001$ )であった。体重については、男性ではすべての年齢階級で調査員計測群と自己申告群に差は見られなかった。女性では、20歳代で1.7kg自己申告群の方が低値であり( $p=0.009$ )、70歳代では逆に1.5kg自己申告群の方が高値であった( $p=0.013$ )。これら身長および体重の差を反映して、BMIは、男性の50歳代で $0.5\text{ kg/m}^2$  ( $p=0.002$ )、70歳代で $0.5\text{ kg/m}^2$  ( $p=0.007$ )、自己申告群の方が低値であった。女性では20歳代で $0.7\text{ kg/m}^2$  ( $p=0.003$ )、50歳代で $0.4\text{ kg/m}^2$  ( $p=0.048$ )、60歳代で $0.6\text{ kg/m}^2$  ( $p=0.001$ )自己申告群の方が低値であった。

腹囲の平均値は、男性の50歳代で1.4cm( $p=0.002$ )、70歳代で1.1cm( $p=0.038$ )、自己申告群の方が低値であったが、それ以外の年齢階級では差は見られなかった。一方女性では、全年齢階級で自己申告群の方が低い値であった。すなわち、20歳代で4.0cm、30歳代で3.4cm、40歳代で3.5cm、50歳代で3.4cm、60歳代で3.0cm、70歳代で2.3cm、自己申告群の方が低値であった(すべての年齢階級で $p<0.001$ )。

性・年齢階級別の調査員計測群、自己申告群のBMI基準による肥満者割合を表4に示す。男性の50歳代( $p=0.011$ )、60歳代( $p=0.041$ )、70歳代( $p=0.026$ )で自己申告群肥満者割合が低かった。女性では20歳代( $p=0.009$ )で自己申告群の肥満者割合が低かった。

性・年齢階級別の調査員計測群、自己申告群の腹囲が基準値を超える者の割合を表5に示す。男性は全年齢階級で差が見られなかったが、女性では20歳代( $p=0.016$ )、40歳代( $p=0.001$ )、50歳代( $p=0.002$ )、60歳代( $p=0.012$ )、70歳代( $p=0.047$ )で自己申告群で腹囲が基準値を超える者の割合が低かった。

#### IV. 考 察

若年層で自己申告群の割合が特に高く、身体計測結果のある対象のうち20歳代では男性の58.8%、女性の48.2%に達した。その割合は70歳代では男性20.4%、女性の17.5%であった。身長は男女ともに高齢者において自己申告群の方が高かった。体重は男性では全年代で有意差を認め

なかったが、女性では若年層で自己申告群の方が低値である一方、70歳代では逆に自己申告群の方が高値であった。腹囲については、男性では自己申告群と調査員測定群の差は大きくなかったが、女性では全年齢で有意差があり、特に20歳代女性では自己申告群の方が4.0cm低値であった。

西ら<sup>12)</sup>は、国民健康・栄養調査と国民生活基礎調査が同一の調査地区で行われることを利用してそれぞれの調査結果を突合し、2003年(平成15年)から2007年(平成19年)の国民健康・栄養調査における栄養摂取状況調査、身体状況調査、血液検査、生活習慣調査の各協力率を推定した。それによると身体状況調査の協力率は、男性の20歳代、70歳以上で37.2%、61.0%、女性では41.0%、55.6%であり、血液検査での協力率は同様に男性で15.4%、44.9%、女性で20.3%、38.9%であった。この報告からは身体状況調査に協力した者のうち、男性の20歳代、70歳以上の4割、7割、女性の5割、7割程度が、身体状況調査会場に実際に来場し血液検査に協力したと推察することができる。調査年次は異なるものの、本研究で用いたデータセットにおいても、身体状況調査に協力した者のうち、血液検査結果のある者は、男性20歳代、70歳代の41.1%、79.7%、女性の51.9%、81.4%であり(データ提示せず)、血液検査協力率が若年層で低く高齢者で高いという傾向は変わっていないと考えられた。さらに、調査員計測群のうち血液検査結果のある者は、男性20歳代、70歳代の97.4%、96.0%、女性の95.2%、94.5%であり、「家庭で測定(自己申告)」とした者の中で血液検査結果のある者は、男性20歳代、70歳代の1.6%、16.3%、女性の5.4%、19.3%であった。腹囲を調査員が計測することと、血液検査に協力することは概ね一致し、ともに身体状況調査会場で実施されているものと推察された。

身長に関しては、男女とも特に高齢者で自己申告群の方が高い値を示した。身長を自宅で計測することはあまり行われないため、対象者が記憶している過去の計測値を報告したことが考えられる。先行研究でも自己申告値では過去に計測した値を報告するため、高齢者になるほど差が大きくなることを報告している<sup>13)</sup>。40歳代から70歳代の一

般住民を対象として骨密度検査を反復して実施した調査結果では、男女ともに各年代で身長は低下するが、60歳代で1年あたりの身長の低下量が最も大きく（男性0.1cm/年、女性0.2cm/年）、これら身長低下は骨量減少所見と関連すると報告された<sup>14)</sup>。本研究において、高齢者で調査員計測群と自己申告群の身長差が大きく、また男性より女性で差が大きいことは、女性で骨粗鬆症の発症が多いことと関連していると考えられた。

体重に関しては、自宅でも体重計の普及により計測は容易であるため、男性においては自己申告群と調査員計測群とに差が見られなかったと考えられた。先行研究では自己申告で体重を過少申告する傾向にあり、その傾向は、肥満者において顕著であると報告しているが<sup>13)</sup>、国民健康・栄養調査結果においても肥満者が過少申告している可能性がある。女性において特に若年層で自己申告群の体重が低値であったのは、若年層の「やせ願望」が影響している可能性がある<sup>15, 16, 17)</sup>。反対に70歳代で自己申告群の方が高値であったのは、加齢に伴う体重減少への対象者の抵抗感を示しているのかもしれない。性・年齢階級別の自己申告群と調査員計測群のBMIは、それぞれの身長と体重の関係を反映したものとなっている。Wadaらは、日本人公務員（35-64歳の男女）を対象として、身長および体重の自己申告値と実測値を比較した<sup>18)</sup>。対象者には男性が多く、職場で毎年行われる定期健康診断結果の記憶に基づいた自己申告値であるためか、身長・体重ともに自己申告値の平均値と実測値の平均値との差は殆どなかった（男女とも身長で0.1cm未満、体重0.1kg未満）。本研究の対象者は、職場で定期的に健康診断を受診した者に限らないため、特に身長に関しては、結果が一致しなかったものと考えられた。

腹囲は、特に女性において自己申告群の方が調査員計測群より低い値を示した。この原因として計測手技の不備と意図的な過少申告の2つが考えられた。対象者が家庭で計測する場合、「必ず調査員が腹囲計測方法の説明用紙を配布し、計測方法を徹底すること」（表1参照）とされているが、腹部脂肪蓄積の指標としての腹囲計測法は日常生活ではなじみがないため、調査員計測値と

家庭での計測値では差が生じやすいと考えられた。Yamadaらの先行研究においても、10名の計測者がそれぞれ同じ20名の対象者に対し腹囲計測を行ったところ、ある対象者においては最大で7.8cmもの計測者による計測値の差があったことを報告している<sup>19)</sup>。40-80歳の男女を対象として、臍位と、肋骨弓下縁と腸骨稜の中間のふたつの高さで計測した腹囲を比較した甲田<sup>20)</sup>らの研究では、臍位と肋骨弓下縁と腸骨稜の中間の腹囲平均値はそれぞれ、男性83.7cm、81.6cm、女性では85.5cm、74.7cmであり、特に女性でその差が大きいことが報告されている。一般に臍位で腹囲を計測するのは困難であり、臍位で計測した腹囲より肋骨弓下縁と腸骨稜の中間で計測した腹囲の方が低い<sup>20)</sup>。本研究の自己申告値も臍位ではなく、肋骨弓下縁と腸骨稜の中間に近い高さで計測してしまったために、特に女性において腹囲が低値となったものと考えられた。Bigaardら<sup>21)</sup>も、自己測定値と検査技師が計測した腹囲計測値の違いを中高年の男女で検討した研究で、男性では1.6cm、女性では3.0cm、自己測定の方が低い値であり、今回の研究結果と同様に女性で差が大きいことを報告している。意図的な過少申告が測定結果に影響しているかは、本研究で用いた調査結果で検討することはできない。

さらに、男性の腹囲において差が大きくなかった要因として2008年（平成20年）から始まった特定健康診査の実施の影響をあげられるかもしれない。特定健診実施率は男女それぞれ、2008年（平成20年）43.1%、34.8%、2009年（平成21年）46.5%、36.4%、2010年（平成22年）48.5%、38.1%と報告されている<sup>22)</sup>。男性の方が高率に特定健診を受診しており、健診時の腹囲測定値を国民健康・栄養調査時に自己申告値として報告した可能性がある。ただし特定健診の対象は40～74歳であり、20歳代、30歳代には特定健診の影響は考えがたい。

腹囲計測値の信頼性を見るために性別・年齢階級別に調査員計測群と自己申告群においてBMIと腹囲の相関係数を算出したところ、男性の20歳代で、調査員計測群0.93、自己申告群0.86であり、同じく30歳代0.92、0.82、40歳代0.89、0.80、

50歳代 0.87,0.79、60歳代 0.85,0.78、70歳代 0.84,0.69 と全年齢階級で調査員計測群の方が、BMIと腹囲の相関が高かった。女性では20歳代 0.88,0.68、30歳代 0.87,0.78、40歳代 0.81,0.76、50歳代 0.83,0.73、60歳代 0.82,0.71、70歳代 0.82,0.72 であり、全年齢階級で調査員計測群の方が、BMIと腹囲の相関が高かった。これは先行研究<sup>21)</sup>で述べられているとおり、自己申告群ではBMIが高い程、腹囲を低く提示する傾向があるため、BMIと腹囲との相関は、調査員計測群に比べ自己申告群の方が低くなったものと考えられた。

BMI基準による肥満者の割合(表4)において、自己申告群の方が、肥満者の割合が低かったことより、調査員計測群のみを用いた肥満者の割合と国民健康・栄養調査と同じく全対象者で算出した肥満者の割合を比較した(データ提示せず)。男性では20歳代で3.0%、30歳代0.8%、40歳代1.4%、50歳代2.6%、60歳代1.2%、70歳代1.4%、女性では20歳代で2.4%、30歳代1.0%、50歳代0.9%、60歳代0.6%、70歳代0.2%、全対象者での肥満者の割合の方が低かった。同じく腹囲が基準値を超える者の割合(表5)も、調査員計測群のみを用いた場合と、全対象を用いた場合では、男性では20歳代で1.1%、30歳代1.0%、40歳代0.7%、50歳代1.9%、60歳代1.2%、70歳代1.1%、女性では20歳代で1.7%、30歳代0.6%、40歳代1.9%、50歳代1.5%、60歳代1.2%、70歳代1.0%、全対象者での割合の方が低かった。これらのことより、国民健康・栄養調査報告書で公表されている肥満者やメタボリックシンドロームが疑われる者の割合は、低めに算定されている可能性が示唆された。

本研究の限界として、自己申告の記載は腹囲に限っているため、腹囲の計測は自己申告であるが身長と体重は調査員が計測した可能性があり、自己申告群の身長、体重として集計したものの中に、調査員による計測値が含まれている可能性がある。しかしながら、今回の解析において自己申告群は血液検査に協力しなかった者によく一致しており、腹囲を自己申告値で報告した者について、身長、体重を調査員が測定した割合は低いと考えられた。

調査日時の設定の工夫などにより、多くの調査対象者について調査員が適切に身体計測を行う必

要があると考えられる。それとともに、自己計測値を報告する場合も、対象者が測定手技を適切に理解し、実行できるよう、わかりやすい説明書やインターネットを通じた測定手技の周知、標準メジャーの配布などの方策が必要と考えられた。

## V. 結語

国民健康・栄養調査における身体計測値は、男女とも若年層において自己申告値の割合が高く、調査員による計測値の割合が低かった。腹囲は、特に女性の全年齢階級において自己申告群が調査員計測群より低い値であった。国民健康・栄養調査の調査データに自己申告値が含まれていることにより、肥満者やメタボリックシンドロームが疑われる者の割合が、低めに算定されている可能性が示唆された。

(本論文の要旨は、第49回日本循環器病予防学会・日本循環器管理研究協議会総会：一般演題において発表した。)

## 謝 辞

本研究は、平成25年度厚生労働科学研究費補助金(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)H24-循環器等(生習)一般-005(研究代表者：西 信雄)の助成を受けた。

## 文 献

- 1) Hu G, Qiao Q, Tuomilehto J, et al. Prevalence of the metabolic syndrome and its relation to all-cause and cardiovascular mortality in non-diabetic European men and women. *Arch Intern Med* 2004; 164: 1066-1076.
- 2) Malik S, Wong ND, Franklin SS, et al. Impact of the metabolic syndrome on mortality from coronary heart disease, cardiovascular disease, and all causes in United States adults. *Circulation* 2004; 110: 1245-1250.
- 3) Hunt KJ, Resendez RG, Williams K, et al. National Cholesterol Education Program versus World Health Organization metabolic syndrome in relation to all-cause and cardiovascular mortality in the San Antonio Heart Study. *Circulation* 2004;

- 110: 1251-7.
- 4) Nakamura T, Tsubono Y, Kameda-Takemura K, et al. Magnitude of sustained multiple risk factors for ischemic heart disease in Japanese employees: a case-control study. *Jpn Circ J* 2001; 65: 11-17.
  - 5) Ninomiya T, Kubo M, Doi Y, et al. Impact of metabolic syndrome on the development of cardiovascular disease in a general Japanese population: the Hisayama study. *Stroke* 2007; 38: 2063-9.
  - 6) 健康・栄養情報研究会編. 平成15年国民健康・栄養報告. 東京: 第一出版, 2006.
  - 7) メタボリックシンドローム診断基準検討委員会. メタボリックシンドロームの定義と診断基準. *日本内科学会雑誌*, 2005; 94: 794-809.
  - 8) 厚生労働省. 標準的な健診・保健指導に関するプログラム(確定版). 2007. (<http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihoshou/iryouseido01/info03a.html>) (2013年5月8日閲覧)
  - 9) 国民健康・栄養の現状—平成20年厚生労働省国民健康・栄養調査報告より—. 東京: 第一出版, 2011.
  - 10) 独立行政法人国立健康・栄養研究所監修. 国民健康・栄養の現状—平成21年厚生労働省国民健康・栄養調査報告より—. 東京: 第一出版, 2012.
  - 11) 厚生労働省. 平成22年国民健康・栄養調査報告. 2012. (<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/dl/h22-houkoku-01.pdf>) (2013年4月23日閲覧)
  - 12) 西 信雄, 中出麻紀子, 猿倉薫子 他. 国民健康・栄養調査の協力率とその関連要因. *厚生指標*, 2012; 59: 10-15.
  - 13) Gunnell D, Berney L, Holland P et al. How accurately are height, weight and leg length reported by the elderly, and how closely are they related to measurements recorded in childhood? *Int J Epidemiol* 2000; 29: 456-464.
  - 14) Yoshimura N, Hashimoto T, Morioka S et al. Determinants of bone loss in a rural Japanese community: The Taiji study. *Osteoporos Int* 1998; 8: 604-610.
  - 15) Takimoto H, Yoshiike N, Kaneda F, et al. Thinness among young Japanese women. *Am J Public Health* 2004; 94: 1592-5.
  - 16) Kaneko K, Kiriike N, Ikenaga K, et al. Weight and shape concerns and dieting behaviors among pre-adolescents and adolescents in Japan. *Psychiatry Clin Neurosci* 1999; 53: 365-371.
  - 17) Rozin P, Fallon A. Body image, attitudes to weight, and misperceptions of figure preferences of the opposite sex: a comparison of men and women in two generations. *J Abnorm Psychol* 1988; 97: 342-5.
  - 18) Wada K, Tamakoshi K, Tsunekawa T, et al. Validity of self-reported height and weight in a Japanese workplace population. *Int J Obes* 2005; 29: 1093-1099.
  - 19) Yamada S, Tsukamoto Y. Waist circumference in metabolic syndrome. *Lancet* 2007; 370: 1541-2.
  - 20) 甲田道子, 安藤富士子, 新野直明 他. 日本人における Body Mass Index からみたウェスト囲に関する研究. *肥満研究*, 1999; 5: 182-7.
  - 21) Bigaard J, Spanggaard I, Thomsen BL, et al. Self-reported and technician-measured waist circumferences differ in middle-aged men and women. *J Nutr* 2005; 135: 2263-2270.
  - 22) 厚生労働省. 平成22年度 特定健康診査・特定保健指導の実施状況(確報値). 2012. (<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002qxla.html>) (2013年6月20日閲覧)

**ABSTRACT**

## Self-reported anthropometric measurements in the National Health and Nutrition Survey, Japan

Takeshi Yoshizawa\*<sup>1</sup>, Nagako Okuda\*<sup>1</sup> and Nobuo Nishi\*<sup>2</sup>,\*<sup>1</sup> Department of Nutritional Epidemiology, National Institute of Health and Nutrition\*<sup>2</sup> Center for International Collaboration and Partnership, National Institute of Health and Nutrition

**Objectives:** The National Health and Nutrition Survey (NHNS) in Japan is an annual survey comprising a dietary intake survey, physical examination, and lifestyle questionnaire. Self-reported measurements are included in the anthropometrics; however, the proportion of self-reports and their effect on summary measures are unknown. We examined the proportion of self-reports of the anthropometrics in the NHNS and compared the measurements reported by participants and those measured by survey staff members.

**Method:** We used the results of the NHNS conducted from 2008 to 2010. An item referring to waist circumference measurement on the physical check-up sheet (“measured by staff” or “measured at home (self-report)”) was used to divide the participants into a staff-measured group and self-report group. The proportion of self-reports and the average height, weight, and waist circumference in the two groups were calculated by sex and age classes.

**Results:** We included 7538 men and 9262 women aged 20 to 79 years in the analysis. Among them, 2815 men (37.3%) and 2489 women (26.9%) self-reported their anthropometrics. The proportion of self-reports was higher in the younger group for both genders. Differences between staff-measured and self-reported measurements were observed for height, weight, waist circumference, obesity rate by body mass index criteria, and percentage of subjects exceeding the reference value of waist circumference. For women, the self-reported waist circumference was significantly lower for all age classes; the difference was high at 4.0 cm for subjects in their 20s.

**Conclusion:** These results suggest that a considerable number of self-reported measurements were included in the results of the NHNS, which may have resulted in underestimation of the prevalence of metabolic syndrome or obesity.

**Keywords :** *National Health and Nutrition Survey in Japan, height, weight, waist circumference, self-report, nutrition*

Received Aug. 2, 2013 • Accepted Oct. 26, 2013.

(JJCDP 48: 173-181, 2013)



## HDL cholesterol performance using an ultracentrifugation reference measurement procedure and the designated comparison method<sup>☆</sup>



Masakazu Nakamura<sup>a,\*</sup>, Shinji Yokoyama<sup>b</sup>, Yuzo Kayamori<sup>c</sup>, Hiroyasu Iso<sup>d</sup>, Akihiko Kitamura<sup>d</sup>, Tomonori Okamura<sup>e</sup>, Masahiko Kiyama<sup>f</sup>, Hiroyuki Noda<sup>d,g</sup>, Kunihiro Nishimura<sup>h</sup>, Michikazu Nakai<sup>i</sup>, Isao Koyama<sup>a</sup>, Mahnaz Dasti<sup>j</sup>, Hubert W. Vesper<sup>j</sup>, Tamio Teramoto<sup>k</sup>, Yoshihiro Miyamoto<sup>l</sup>

<sup>a</sup> National Cerebral and Cardiovascular Center, Department of Preventive Cardiology, Lipid Reference Laboratory, Japan

<sup>b</sup> Nutritional Health Science Research Center, Chubu University, Japan

<sup>c</sup> Department of Health Sciences, Faculty of Medical Sciences, Kyushu University, Japan

<sup>d</sup> Public Health, Department of Social and Environmental Medicine, Graduate School of Medicine, Osaka University, Japan

<sup>e</sup> Department of Preventive Medicine and Public Health, Keio University, Japan

<sup>f</sup> Osaka Center for Cancer and Cardiovascular Disease Prevention, Japan

<sup>g</sup> Cancer Control and Health Promotion Division, Health Service Bureau, Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan

<sup>h</sup> National Cerebral and Cardiovascular Center, Department of Preventive Medicine and Epidemiologic Informatics, Office of Evidence-based Medicine and Risk Analysis, Japan

<sup>i</sup> National Cerebral and Cardiovascular Center, Department of Preventive Medicine and Epidemiologic Informatics, Japan

<sup>j</sup> Division of Laboratory Sciences, National Center for Environmental Health, Centers for Disease Control and Prevention, USA

<sup>k</sup> Teikyo Academic Research Center, Teikyo University, Japan

<sup>l</sup> National Cerebral and Cardiovascular Center, Department of Preventive Cardiology, Department of Preventive Medicine and Epidemiologic Informatics, Japan

### ARTICLE INFO

#### Article history:

Received 12 September 2014

Received in revised form 6 October 2014

Accepted 27 October 2014

Available online 31 October 2014

#### Keywords:

HDL cholesterol

Ultracentrifugation

Designated comparison method

CDC

CRMLN

### ABSTRACT

**Background:** Accurate high-density lipoprotein cholesterol (HDL-C) measurements are important for management of cardiovascular diseases. The US Centers for Disease Control and Prevention (CDC) and Cholesterol Reference Method Laboratory Network (CRMLN) perform ultracentrifugation (UC) reference measurement procedure (RMP) to value assign HDL-C. Japanese CRMLN laboratory (Osaka) concurrently runs UC procedure and the designated comparison method (DCM). Osaka performance of UC and DCM was examined and compared with CDC RMP.

**Methods:** CDC RMP involved UC, heparin-MnCl<sub>2</sub> precipitation, and cholesterol analysis. CRMLN DCM for samples containing <200 mg/dl triglycerides involved 50-kDa dextran sulfate-MgCl<sub>2</sub> precipitation and cholesterol determination.

**Results:** HDL-C regression equations obtained with CDC (x) and Osaka (y) were  $y = 0.992x + 0.542$  ( $R^2 = 0.996$ ) for Osaka UC and  $y = 1.004x - 0.181$  ( $R^2 = 0.998$ ) for DCM. Pass rates within  $\pm 1$  mg/dl of the CDC target value were 91.9 and 92.1% for Osaka UC and DCM, respectively. Biases at 40 mg/dl HDL-C were +0.22 and -0.02 mg/dl for Osaka UC and DCM, respectively.

**Conclusions:** Osaka UC and DCM were highly accurate, precise, and stable for many years, assisting manufacturers to calibrate products for clinical laboratories to accurately measure HDL-C for patients, calculate non-HDL-C, and estimate low-density lipoprotein cholesterol with the Friedewald equation.

© 2014 Elsevier B.V. All rights reserved.

### 1. Introduction

A low high-density lipoprotein cholesterol (HDL-C) level is a strong biomarker for predicting the risk of cardiovascular diseases (CVD), as demonstrated by several epidemiological studies and clinical trials

<sup>☆</sup> Disclaimer: The results and conclusions in this study are those of the authors and do not necessarily represent the views of the Centers for Disease Control and Prevention.

\* Corresponding author at: National Cerebral and Cardiovascular Center, Department of Preventive Cardiology, Lipid Reference Laboratory, 5-7-1 Fujishirodai, Suita, Osaka 565-8565, Japan. Tel.: +81 6 6833 5004; fax: +81 6 6833 5300.

E-mail address: [nakamura.masakazu.hp@ncvc.go.jp](mailto:nakamura.masakazu.hp@ncvc.go.jp) (M. Nakamura).

[1–3]. The US National Cholesterol Education Program (NCEP) estimated that each 1% increase in HDL-C may be associated with a 2–4% decrease in the risk of coronary heart disease (CHD), and clinical trials on low-density lipoprotein-lowering therapies have shown that concomitant increases in HDL-C confer an additional independent reduction in the risk of CHD [4]. HDL-C together with low-density lipoprotein cholesterol (LDL-C), total cholesterol, and triglycerides form a lipid panel that is measured in routine patient care to determine and monitor the risk of a patient developing CVD.

Accurate and reproducible HDL-C measurements are of particular importance for correctly and consistently classifying individuals at risk of CVD, as outlined in the clinical guidelines for the subsequent



diagnosis, treatment, and prevention of patients [5–7]. Furthermore, the US NCEP reported [4] that the accuracy of HDL-C was particularly important because (a) the inverse association of HDL-C with the risk of CHD is expressed over a relatively narrow concentration range, (b) the medical decision cut-off point (40 mg/dl) for an increased risk of CHD is at the lower end of the HDL-C concentration range, at which small errors can have a strong impact on patient classification, and (c) the calculation of non-HDL-C [8,9] or LDL-C using the Friedewald equation [10]. Inaccurate HDL-C measurements also lead to errors in the estimation of LDL-C.

Previous studies recommended that the US Centers for Disease Control and Prevention (CDC) reference measurement procedure (RMP) should be used to achieve accurate HDL-C measurements. CDC RMP is a three-step procedure [11,12]: (1) ultracentrifugation (UC) at  $d = 1.006 \text{ kg/l}$  to remove triglyceride-rich lipoproteins; (2) precipitation of apo B-containing lipoproteins from the ultracentrifugal infranatant with heparin-MnCl<sub>2</sub>; (3) measurement of cholesterol in the heparin-MnCl<sub>2</sub> supernatant using the CDC reference method for cholesterol [13]. However, ultracentrifugal measurements of HDL-C have low sample throughput and require equipment that is not commonly available in routine clinical laboratories. Therefore, the Cholesterol Reference Method Laboratory Network (CRMLN) sought to implement a designated comparison method (DCM) [14–16] with the objective of better assisting reagent manufacturers in the calibration of their products so that clinical laboratories could more accurately measure HDL-C for patients, calculate non-HDL-C, and estimate LDL-C with the Friedewald equation.

The CDC UC method has been accepted as the most reliable RMP for HDL-C and the CRMLN DCM is an accurate, robust, transferable and practical method for clinical laboratories and manufacturers. As part of the CRMLN activities, the National Cerebral and Cardiovascular Center at Osaka, Japan has implemented and maintained 1) the UC method, which is same as CDC RMP, for 17 years since May 1997 and 2) DCM for 20 years since April 1994. We measured the performance of both HDL-C reference methods in terms of accuracy and reproducibility after many years using comparisons with CDC RMP.

## 2. Materials and methods

### 2.1. Materials

All standardization pools for HDL-C were prepared according to the Clinical Laboratory Standards Institute document C37-A (Preparation and Validation of Commutable Frozen Human Serum Pools as Secondary Reference Materials for Cholesterol Measurement Procedures; Approved Guideline), which implied that no preservatives or no additives were added. All survey pools were blinded to the CRMLN laboratories. They were shipped frozen from CDC and stored at  $-70 \text{ }^\circ\text{C}$  before analysis.

HDL-C assays were conducted in the Osaka Medical Center for Cancer and Cardiovascular Diseases between July 1997 and June 2001, in the Osaka Medical Center for Health Science and Promotion between July 2001 and March 2012, and in the National Cerebral and Cardiovascular Center at Osaka continuously from April 2012 (all laboratories were referred to as the 'Osaka' laboratory).

### 2.2. Methods

#### 2.2.1. CDC reference measurement procedure for ultracentrifugation

The first step of CDC RMP employed preparative ultracentrifugation (Beckman Coulter, Optima L-70 K and/or Optima XE-90) to remove apo B-containing lipoproteins [11,12]. The methods at CDC and Osaka used 5.00 ml of serum at a density of  $d = 1.006 \text{ kg/l}$  (0.195 mol/l NaCl solution) and a 50.4Ti rotor (Beckman Coulter). UC at CDC was carried out for 16.2 h at  $120,000 \times g$  and  $18 \text{ }^\circ\text{C}$ , and at Osaka for 18.5 h at  $105,000 \times g$  and  $18 \text{ }^\circ\text{C}$ . After UC, the top fraction ( $d < 1.006 \text{ kg/l}$ )

was removed using tube slicer and the bottom fraction ( $d > 1.006 \text{ kg/l}$ ) was quantitatively transferred to a 5.00 ml volumetric flask adjusting with 0.15 mol/l NaCl solution [14–16]. In the second step, 1.00 ml aliquots of the bottom fraction were precipitated with 40  $\mu\text{l}$  heparin (sodium injection, 5000 USP units/ml, Baxter Healthcare Corporation) and 50  $\mu\text{l}$  manganese reagents (MnCl<sub>2</sub> solution, 1.00 M  $\pm$  0.01 M, SIGMA) [17]. The precipitate was removed for 30 min at  $1500 \times g$  and  $4 \text{ }^\circ\text{C}$  [18–20]. In the third step, HDL-C was determined in the supernatant in duplicate measurements by the Abell–Kendall reference method for cholesterol [13]. The recovered cholesterol value was multiplied by 1.09 to account for the dilution introduced by the addition of the precipitation reagent. Four replicates from each sample were used in comparisons of assay performance.

#### 2.2.2. CRMLN designated comparison method

DCM is a precipitation-based designated comparison method using 50-kDa dextran sulfate (DS)-MgCl<sub>2</sub> as the reagent. DS (stored at 2 to  $8 \text{ }^\circ\text{C}$ . Kept tightly capped in a desiccator in a refrigerator after opening) was obtained from Warnick & Co. and was a special lot (lot#: 162176) for CRMLN use only. All CRMLN laboratories used the same DS lot to minimize potential lot-to-lot variations. MgCl<sub>2</sub>·6H<sub>2</sub>O (this reagent was highly hygroscopic and had to be dried. A larger amount than was needed was placed in a beaker and dried in an oven at  $37 \text{ }^\circ\text{C}$  for at least one hour) and sodium azide (NaN<sub>3</sub>) were obtained from Wako Pure Chemicals Inc. in Japan. The stock solution of DS contained 2.0 g/dl DS including 50 mg/dl NaN<sub>3</sub>, while that of MgCl<sub>2</sub> contained 14.22 g/dl including 50 mg/dl NaN<sub>3</sub>. The working reagent was prepared by mixing equal volumes. The working solution was stored at 2 and  $8 \text{ }^\circ\text{C}$  [15,16]. Osaka laboratory previously confirmed that it was stable for 3 years.

In the first step, the samples and working reagent were equilibrated to room temperature and mixed at a ratio of 1.00 ml specimen and 0.10 ml working reagent. The samples for DCM required normotriglyceridemic sera including  $<200 \text{ mg/dl}$  in triglycerides because of its limited sedimentation efficiency [16,17]. The samples were then incubated at room temperature for 10–30 min and centrifuged for 30 min at  $4 \text{ }^\circ\text{C}$  at  $1500 \times g$ . In the second step, clear supernatants were analyzed using the reference method for cholesterol [13]. The recovered HDL-cholesterol value in the DCM was multiplied by 1.1. HDL-C was assayed in the supernatant in duplicate measurements. Four replicates from one aliquot were used in comparisons of assay performance.

#### 2.3. Performance criteria for HDL-C applied to CRMLN laboratories

The performance criteria for HDL-C applied to the CRMLN lipid reference laboratories are summarized in Table 1. Imprecision is evaluated not in coefficient variation (CV), but in standard deviation (SD, unit: mg/dl), and accuracy is evaluated in bias (mg/dl) from CDC reference value.

#### 2.4. Statistical analysis

We used protocol EP9-A from the Clinical and Laboratory Standards Institute for bias estimation [21] and the STATA12 analysis program for all other calculations.

**Table 1**  
Performance criteria applied to CRMLN lipid reference laboratory using UC method and DCM for HDL-C.

Lipid	Imprecision criterion	Accuracy criterion
HDL-C	Standard deviation $\leq 1 \text{ mg/dl}$	Bias $\leq 1 \text{ mg/dl}$

CRMLN: cholesterol reference method laboratory network. UC: ultracentrifugation. DCM: designated comparison method. HDL-C: high-density lipoprotein cholesterol.

### 3. Results

#### 3.1. Accuracy

In the UC procedure at Osaka, the pooled serum with 160 different concentrations (lots) for HDL-C were analyzed among 626 survey samples with 154 survey runs, in which each survey run consisted of 3 to 5 different pools. They were analyzed for 17 years between May 1997 and January 2014. The concentration ranges were 26.9–78.9 mg/dl. In the scatter plots of bias (unit: mg/dl) between Osaka (y) and CDC (x),  $y = -0.008x + 0.540$  ( $R^2 = 0.017$ ). The p-values and 95% confidence interval (CI) of the slopes and intercepts were 0.001 and  $(-0.013, -0.003)$ , and  $<0.001$  and  $(0.296, 0.784)$ , respectively (Table 2). The Osaka laboratory met acceptable accuracy goals for 91.9% (575 of 626 samples) within  $\pm 1$  mg/dl of the CDC reference values (Fig. 1A). Biases between the target values of CDC and the measurements of Osaka at two medical decision points of 40 and 60 mg/dl were 0.22 and 0.06 mg/dl, respectively, both of which were slightly on the positive side. Although the bias and SD scattering of DCM appeared to be slightly better than that of CDC RMP, no significant differences (p-value: 0.05) were observed in the accuracy or precision of the 2 procedures.

In the DCM at Osaka, the pooled serum with 163 different concentrations (lots) for HDL-C were analyzed among 570 survey samples with 147 survey runs, in which each survey run consisted of 3 to 4 different pools. They were analyzed for 20 years between April 1994 and January 2014. The concentration ranges were 20.8–86.0 mg/dl. In the scatter plots of bias (unit: mg/dl) between Osaka (y) and CDC (x),  $y = 0.004x - 0.181$  ( $R^2 = 0.006$ ). The p-values and 95% CI of the slopes and intercepts were 0.065 and  $(-0.0002, 0.007)$ , and 0.062 and  $(-0.370, 0.009)$ , respectively (Table 2). The Osaka laboratory met acceptable accuracy goals for 92.1% (525 of 570 samples) within  $\pm 1$  mg/dl of the CDC reference values (Fig. 1B). Biases between the target values of CDC and measurements of Osaka at two medical decision points of 40 and 60 mg/dl were  $-0.02$  and  $+0.06$  mg/dl, respectively, both of which were slightly biased.

#### 3.2. Precision

In the scatter plots of SD between Osaka (y) and CDC (x),  $y$  (SD, mg/dl) =  $0.002x$  (CDC reference value) +  $0.270$  [n: 626,  $R^2 = 0.006$ ]. The p-value and 95% CI for the slope were 0.056 and  $(-0.00005, 0.0036)$ , respectively. The p-value and 95% CI for the intercept were  $<0.001$  and  $(0.179, 0.360)$ , respectively (Table 2). The Osaka laboratory met acceptable precision goals for 97.9% (613 of 626 samples) within  $\pm 1$  mg/dl. The maximum SD at Osaka UC was 2.3 mg/dl (Fig. 2C).

In the scatter plots of SD between Osaka (y) and CDC (x),  $y$  (SD, mg/dl) =  $0.001x$  (CDC reference value) +  $0.218$  [n: 570,  $R^2 = 0.005$ ].

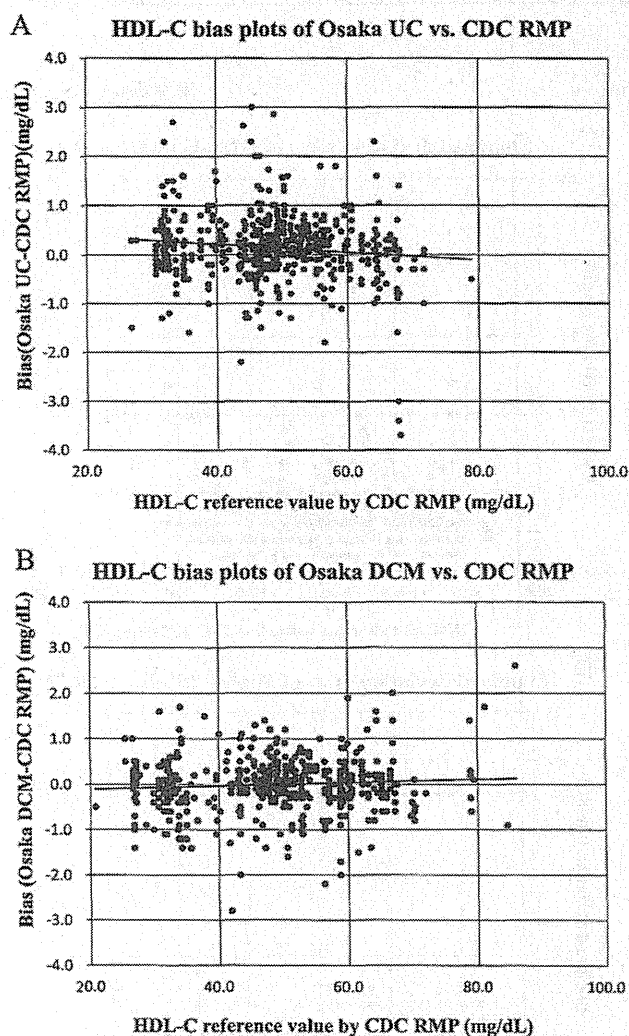


Fig. 1. A: HDL-C bias plots of Osaka UC vs. CDC RMP. The y-axis indicates the bias (mg/dl) of Osaka UC compared to the CDC reference value and the x-axis indicates the CDC RMP HDL-C reference value. CDC: The US Centers for Disease Control and Prevention. HDL-C: High-density lipoprotein cholesterol. UC: Ultracentrifugation. B: HDL-C bias plots of Osaka DCM vs. CDC RMP. The y-axis indicates the bias (mg/dl) of the Osaka DCM compared to the CDC reference value and the x-axis indicates the CDC RMP HDL-C reference value. CDC: The US Centers for Disease Control and Prevention. HDL-C: High-density lipoprotein cholesterol. DCM: Designated comparison method.

Table 2

Regression analysis of the bias between Osaka (y) and CDC (x) and imprecision for HDL-C over time (unit: mg/dl).

Parameter	HDL-C method	Number of samples	Slope (95%CI)	Intercept (95%CI)	R <sup>2</sup>	Time period
Accuracy	UC	626	-0.008 (-0.013, -0.003) p = 0.001	0.540 (0.296, 0.784) p < 0.001	0.017	May 1997 to January 2014 (17 years)
	DCM	570	0.004 (-0.0002, 0.07) p = NS	-0.181 (-0.370, 0.009) p = NS	0.006	April 1994 to January 2014 (20 years)
Precision	UC	626	0.002 (-0.00005, 0.0036) p = NS	0.270 (0.179, 0.360) p < 0.001	0.006	May 1997 to January 2014 (17 years)
	DCM	570	0.001 (-0.0001, 0.002) p = NS	0.218 (0.162, 0.275) p < 0.001	0.005	April 1994 to January 2014 (20 years)

UC: ultracentrifugation, DCM: designated comparison method.

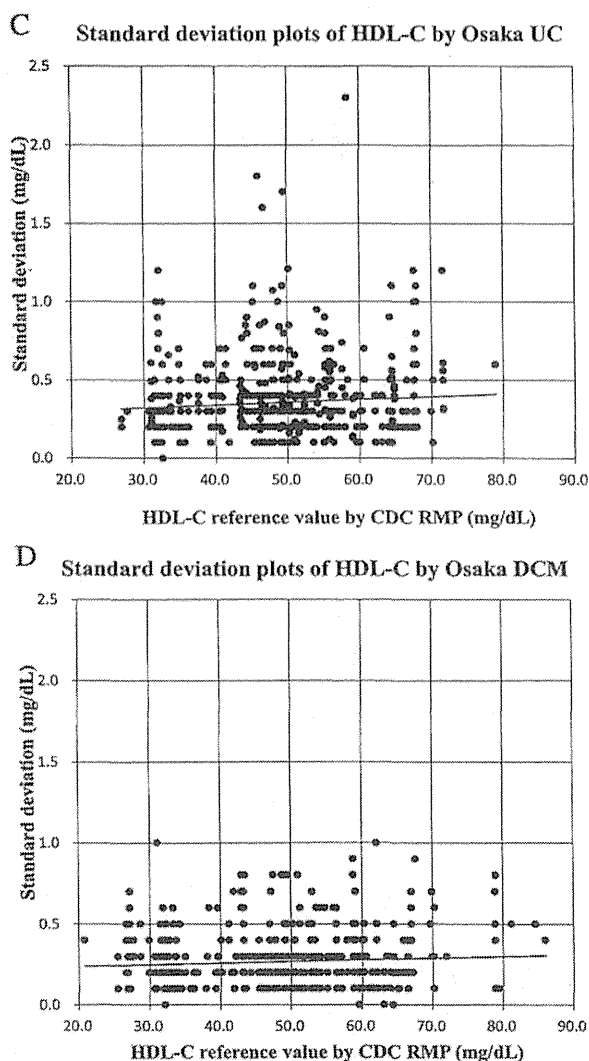


Fig. 2. C: Standard deviation plots of HDL-C by Osaka UC. The y-axis indicates the SD (mg/dl) of the Osaka UC method compared to the CDC reference value and the x-axis indicates the CDC RMP HDL-C reference value. CDC: The US Centers for Disease Control and Prevention. HDL-C: High-density lipoprotein cholesterol. D: Standard deviation plots of HDL-C by Osaka DCM. The y-axis indicates the SD (mg/dl) of the Osaka DCM compared to the CDC reference value and the x-axis indicates the CDC RMP HDL-C reference value. CDC: The US Centers for Disease Control and Prevention. HDL-C: High-density lipoprotein cholesterol. DCM: Designated comparison method.

The p-value and 95% CI for the slope were 0.083 and (−0.0001, 0.002), respectively. The p-value and 95% CI for the intercept were <0.001 and (0.162, 0.275), respectively (Table 2). The Osaka laboratory met acceptable precision goals for 100.0% (all 570 samples) within  $\pm 1$  mg/dl. The maximum SD at Osaka DCM was 1.0 mg/dl (Fig. 2D).

### 3.3. Long-term bias (mg/dl) plots by the UC method and DCM at Osaka

Fig. 3E shows the bias (mg/dl) plots of Osaka UC HDL-C vs. CDC RMP at each run for 17 years. The minimum value of the bias was −3.7 mg/dl while the maximum value was 3.0 mg/dl. The x-axis indicated the survey run number between May 1997 and January 2014 with 154 runs and the y-axis indicated the bias (mg/dl) of Osaka UC HDL-C vs. CDC RMP. The acceptable criteria for the accuracy of HDL-C were within  $\pm 1.0$  mg/dl of the target value of CDC. Each survey run consisted of 3 to 5 CDC pools for the HDL-C analysis.

Fig. 3F shows the bias (mg/dl) plots of Osaka DCM HDL-C vs. CDC RMP at each run for 20 years. The minimum value of the bias was −2.8 mg/dl while the maximum value was 2.6 mg/dl. The x-axis indicated the survey run number between April 1994 and January 2014 with 147 runs and the y-axis indicated the bias (mg/dl) of Osaka DCM HDL-C vs. CDC RMP. The acceptable criteria for the accuracy of HDL-C were within  $\pm 1.0$  mg/dl of the target value of CDC. Each survey run consisted of 3 to 4 CDC pools for the HDL-C analysis.

## 4. Discussion

Previous epidemiological studies and clinical trials were based on the results of large scale population studies using the UC method for HDL-C, which were, in turn, based on the heparin-MnCl<sub>2</sub> precipitation method. However, an inherent problem with this precipitation method is the inability to sediment all the centrifuged lipoproteins [18,19], which mainly affects triglyceride-rich lipoproteins included in turbid or milky diseased specimens. Therefore, the UC procedure merits the elimination of interference [20,22].

High-density lipoprotein (HDL) represents a mixture of heterogeneous macromolecules and physicochemical particles. No primary certified standards or measurement procedures are currently available for HDL-C in order to establish the metrological traceability of HDL-C measurements to SI. However, UC-based CDC RMP has been the reference method of HDL-C measurements for practical use. DCM was established to better meet needs related to faster sample turnaround and higher throughput [16]. Both methods are now used to assure the accuracy of testing performed in patient care and research. However, it is important to understand the limitations of the DCM, especially with samples containing high levels of triglycerides. Therefore, it will be necessary and important to maintain the UC-based reference method and its standardization when encountering diseased and complicated samples.

Iso et al. in the Circulatory Risk in Communities Study (CIRCS) have conducted epidemiological studies on the prevention of and reductions in cerebral strokes and heart diseases among Japanese individuals for over 50 years [2,9]. During this time, we have experienced various changes for HDL-C in assay principles from the old precipitation methods to new homogeneous methods, in instruments from manual operation to automatic analyzers, in reagents from strong acids to mild enzymes, and in calibrators from cholesterol standards in alcohol to serum-based materials. All these changes have influenced the precision and accuracy of HDL-C measurements. Therefore, it is of utmost importance to ensure reference methods providing an accuracy basis for clinical measurements remain consistent and stable over time. This is achieved by maintaining a network of reference laboratories. In the present study, we assessed the measurement performance and limits of the UC and DCM methods for HDL-C at Osaka.

The homogeneous HDL-C reagents now widely adopted have several advantages: they are fully automated on various analytical instruments, have good precision, triglycerides do not need to be measured, and non-fasting samples may potentially be used. However, Miller et al. [23] and Miida et al. [24] reported some limitations when comparing these assays against the UC-RMP. Deventer et al. found that non-HDL cholesterol showed improved accuracy for cardiovascular risk score classification over that of direct or calculated LDL cholesterol in a dyslipidemic population [25]. Non-HDL-C is calculated as [total cholesterol − HDL-C]. Therefore, accurate HDL-C will be a key factor in obtaining accurate non-HDL-C values. Since non-HDL-C was previously reported to be superior to LDL-C in predicting the risk of CVD risk [8,9], it will be recommended as a primary screening test in the future by Japanese authorities.

Recent discovery that serum/plasma HDL-C markedly and selectively increased by up to 15% over the past 20 years among Japanese individuals [26] raised concerns regarding consistencies in HDL-C measurements in Japan. According to the Japanese National Health and Nutritional Survey, the average HDL-C levels of males and females

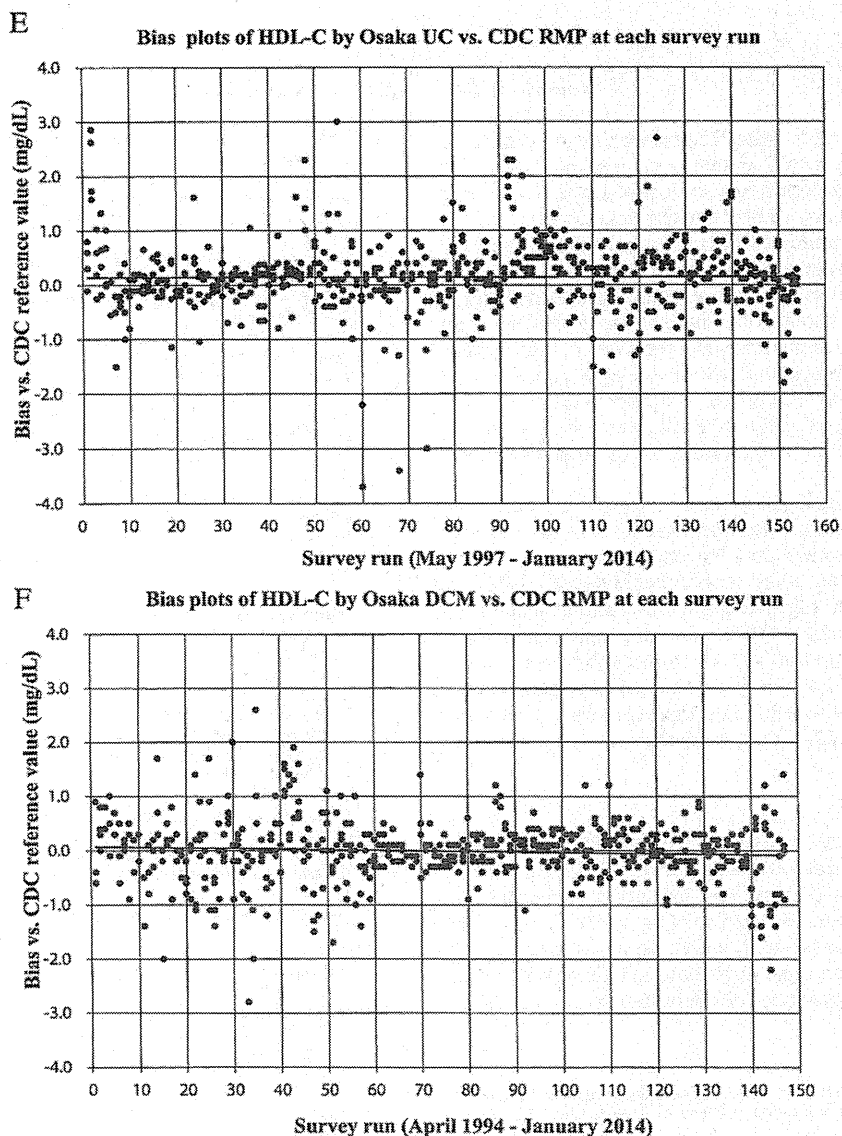


Fig. 3. E: Bias plots of HDL-C by Osaka UC vs. CDC RMP at each survey run. The y-axis indicates the bias (mg/dl) of Osaka UC compared to the CDC reference value and the x-axis indicates each survey run (May 1997–January 2014). CDC: The US Centers for Disease Control and Prevention. HDL-C: High-density lipoprotein cholesterol. F: Bias plots of HDL-C by Osaka DCM vs. CDC RMP at each survey run. The y-axis indicates the bias (mg/dl) of Osaka DCM compared to the CDC reference value and the x-axis indicates each survey run (April 1994–January 2014). CDC: The US Centers for Disease Control and Prevention. HDL-C: High-density lipoprotein cholesterol.

reached 55 and 65 mg/dl in 2012, which were markedly higher than those in Western countries [27]. We tentatively concluded that this could not be attributed to a drift in the standardization of HDL-C measurements in Japan because the increase was continuous over several time points when new assay reagents and systems were introduced. Furthermore, similar findings were reported for plasma apoA-I concentrations that were independently measured [26]. However, the underlying reasons for this phenomenon and its outcome on public health in Japan remain unknown. This is a unique and perhaps important finding for world public health; therefore, it should be extensively investigated in association with recent trends and changes in various aspects of Japanese lifestyles and medical/public health environments. It is also extremely important to monitor Japanese HDL-C levels carefully for years hereafter. Therefore, methods to measure HDL-C parameters must be established based on reliable standardization and stabilization for international consistency through CRMLN activities [16].

Since 1996, 7 Japanese reagent manufacturers have developed new homogeneous methods for HDL-C to replace the old precipitation-based methods [20]. These methods present new calibration challenges

Table 3  
Performance criteria applied to clinical laboratory and manufacturer for HDL-C.

Parameter	Criterion
$R^2$	>0.975
Bias at 40 mg/dl	$\leq 5\%$
Bias at 60 mg/dl	$\leq 5\%$
Average % bias	$\leq 5\%$
Average absolute % bias	$\leq 5\%$
Among-run CV	$\leq 4\%$
t-test of bias	Not significant at $\alpha = 5\%$
Within-method outliers	1 allowed
Between-method outliers	None allowed, but may eliminate one sample

because they use different principles that include detergents or surfactants to quantify HDL-C level. Homogeneous methods that do not require a sample pretreatment step are being introduced all over Japan and are used in many clinical laboratories. Based on the HDL Cholesterol Certification Protocol for Manufacturers (November 2002) by CRMLN, we conducted protocols 10 times every 2 years since 1996 using standardized DCM as a reference to Japanese manufacturers, and all manufacturers successfully met the performance criteria (Table 3). However, further accuracy improvements in homogeneous HDL-C methods will be required in several diseased samples derived from patients with dyslipidemia [28], which may require an increased use of the UC-RMP instead of the DCM. Unsolved issues associated with homogeneous methods remain and have yet to be examined in detail.

In conclusion, the UC method and the DCM for HDL-C at Osaka were found to be highly accurate, precise, and stable for many years, and assist reagent manufacturers in calibrating their products so that clinical and epidemiological laboratories can accurately measure HDL-C for patients and in research, calculate non-HDL-C, and estimate LDL-C with the Friedewald equation. DCM is a simpler equivalent reference method that has been consistent with CDC RMP for 20 years. However, the traceability of HDL-C should be accomplished by performing a method comparison with a fresh split sample because matrix interactions can severely affect HDL-C measurements.

#### Acknowledgments

This work was supported by a Health and Labour Sciences Research Grant, Japan (Comprehensive Research on Lifestyle-Related Diseases Including Cardiovascular Diseases and Diabetes Mellitus) from the Ministry of Health, Labour, and Welfare of Japan. The authors would like to thank Dr. Katsuyuki Nakajima and Dr. Ikunosuke Sakurabayashi for their valuable comments and discussion, and Ms. Yukari Ichikawa for her excellent help in providing the references and manuscript.

#### References

- [1] Gordon DJ, Probstfield JL, Garrison RJ, et al. High-density lipoprotein cholesterol and cardiovascular disease. Four prospective American studies. *Circulation* 1989;79:8–15.
- [2] Kitamura A, Iso H, Naito Y, et al. High-density lipoprotein cholesterol and premature coronary heart disease in urban Japanese men. *Circulation* 1994;89:2533–9.
- [3] Okamura T, Hayakawa T, Kadowaki T, et al. The inverse relationship between serum high-density lipoprotein cholesterol level and all-cause mortality in a 9.6-year follow-up study in the Japanese general population. *Atherosclerosis* 2006;184:143–50.
- [4] Warnick GR, Wood PD, for the National Cholesterol Education Program Working Group on Lipoprotein Measurement. National cholesterol education program recommendations for measurement of high-density lipoprotein cholesterol: executive summary. *Clin Chem* 1995;41:1427–33.
- [5] Stone NJ, Robinson J, Lichtenstein AH, et al. 2013 ACC/AHA guideline on the treatment of blood cholesterol to reduce atherosclerotic cardiovascular risk in adults: a report of the American College of Cardiology/American Heart Association Task Force on practice guidelines. *J Am Coll Cardiol* 2013;62:1–84.
- [6] Perk J, Backer GD, Gohlke H, et al. European guidelines on cardiovascular disease prevention in clinical practice (version 2012). *Eur Heart J* 2012;33:1635–701.
- [7] Japan Atherosclerosis Society. Japan Atherosclerosis Society (JAS) guidelines for prevention of atherosclerotic cardiovascular diseases; 2012.
- [8] Okamura T, Kokubo Y, Watanabe M, et al. Low-density lipoprotein cholesterol and non-high-density lipoprotein cholesterol and the incidence of cardiovascular disease in an urban Japanese cohort study: the Suita study. *Atherosclerosis* 2009;203:587–92.
- [9] Kitamura A, Noda H, Nakamura M, et al. Association between non-high-density lipoprotein cholesterol levels and the incidence of coronary heart disease among Japanese: the Circulatory Risk in Communities Study (CIRCS). *J Atheroscler Thromb* 2011;18:454–63.
- [10] Friedewald WT, Levy RI, Fredrickson DS. Estimation of the concentration of low-density lipoprotein cholesterol in plasma, without use of the preparative ultracentrifuge. *Clin Chem* 1972;18:499–502.
- [11] High-Density Lipoprotein Cholesterol Reference Method. Clinical Chemistry Standardization Activity, Division of Environmental Health Laboratory Sciences National Center for Environmental Health and Injury Control, Centers for Disease Control, Atlanta, Georgia July 1991:30333 revised July 1991.
- [12] Hainline Jr A, Karon J, Lippel K, editors. Manual of laboratory operations: lipid and lipoprotein analysis. , HEW Pub. No. (NIH) 75-628 (rev.), US Government Printing Office Publication No. 1982-361-132:678, 2nd ed. Bethesda, MD: National Heart, Lung and Blood Institute, Lipid Research Clinics Program; 1982.
- [13] Abell LL, Levy BB, Brodie BB, et al. A simplified method for the estimation of total cholesterol in serum and demonstration of its specificity. *J Biol Chem* 1952;195:357–66.
- [14] Warnick GR, Albers JJ. A comprehensive evaluation of the heparin-manganese precipitation procedure for estimating high density lipoprotein cholesterol. *J Lipid Res* 1978;19:65–76.
- [15] High density lipoprotein cholesterol designated comparison method using a modified dextran sulfate-magnesium chloride reagent, as performed by the Cholesterol Reference Method Laboratory Network, CDC; 1994.
- [16] Kimberly MM, Leary ET, Cole TG, et al. Selection, validation, standardization, and performance of a designated comparison method for HDL-cholesterol for use in the Cholesterol Reference Method Laboratory Network. *Clin Chem* 1999;45:1803–12.
- [17] Cobbaert C, Zwang L, Ceriotti F, et al. Reference standardization and triglyceride interference of a new homogeneous HDL-cholesterol assay compared with a former chemical precipitation assay. *Clin Chem* 1998;44:779–89.
- [18] Burstein M, Scholnick HR. Lipoprotein-polyanion-metal interactions. *Adv Lipid Res* 1973;11:67–108.
- [19] Burstein M, Legmann P. Lipoprotein precipitation. *Monogr Atheroscler* 1982;11:1–131.
- [20] Warnick GR, Nauck M, Rifai N. Evolution of methods for measurement of HDL-cholesterol: from ultracentrifugation to homogeneous assays. *Clin Chem* 2001;47:1579–96.
- [21] Method comparison and bias estimation using patient samples; approved guideline. NCCLS EP9-A, Vol. 15 No. 17; December 1995.
- [22] Warnick GR, Kimberly MM, Waymack PP, et al. Standardization of measurements for cholesterol, triglycerides, and major lipoproteins. *Labmedicine* 2008;39:481–90.
- [23] Miller WG, Myers GL, Sakurabayashi I, et al. Seven direct methods for measuring HDL and LDL cholesterol compared with ultracentrifugation reference measurement procedures. *Clin Chem* 2010;56:977–86.
- [24] Miida T, Nishimura K, Okamura T, et al. Validation of homogeneous assays for HDL-cholesterol using fresh samples from healthy and diseased subjects. *Atherosclerosis* 2014;233:253–9.
- [25] van Deventer HE, Miller WG, Myers GL, et al. Non-HDL cholesterol shows improved accuracy for cardiovascular risk score classification compared to direct or calculated LDL cholesterol in a dyslipidemic population. *Clin Chem* 2011;57:490–501.
- [26] Yokoyama S, Ueshima H, Miida T, et al. High-density lipoprotein levels have markedly increased over the past twenty years in Japan. *J Atheroscler Thromb* 2014;21:151–60.
- [27] Carroll MD, Kit BK, Lacher DA, et al. Trends in lipids and lipoproteins in US adults, 1988–2010. *JAMA* 2012;308:1545–54.
- [28] Nakamura M, Koyama I, Iso H, et al. Measurement performance of reagent manufacturers by Centers for Disease Control and Prevention/Cholesterol Reference Method Laboratory Network lipid standardization specified for Metabolic Syndrome-Focused Health Checkups Program in Japan. *J Atheroscler Thromb* 2009;16:756–63.

## 原 著

## 国民健康・栄養調査の血液検査への協力に関連する要因

西 信雄\*<sup>1</sup> 吉澤剛士\*<sup>2</sup> 池田奈由\*<sup>1</sup>  
坪田 恵\*<sup>1</sup> 奥田奈賀子\*<sup>3</sup>

**要約** 国民健康・栄養調査の血液検査は対象世帯の20歳以上の世帯員について身体状況調査会場で実施しており、調査会場への来場を必須とする。そのため、世帯単位で回答可能な栄養摂取状況調査に比べて血液検査の協力率は低い。本研究は、国民健康・栄養調査の血液検査への協力に関連する要因を明らかにすることを目的とした。平成22年国民健康・栄養調査の20歳以上の全協力者8,015人（男性3,740人、女性4,275人）を対象とした。血液検査への協力に関連する要因を大きく社会人口学的要因（居住市町村の人口規模、職業）、生活習慣（喫煙習慣、飲酒習慣、身体活動）、循環器疾患危険因子の指摘（メタボリックシンドローム、高血圧、糖尿病、高コレステロール血症）の3つに分けて、ロジスティック回帰モデルにより分析した。なお、男女とも若年者で血液検査に協力する者の割合が低いため、年齢で調整した。血液検査への協力と関連していたのは、社会人口学的要因では、男女とも居住市町村が大規模であることと比較して中規模（オッズ比（95%信頼区間）：男性1.43（1.22-1.68）、女性1.38（1.19-1.60））あるいは小規模であること（男性1.53（1.29-1.82）、女性1.33（1.13-1.55））、職業では事務サービス業と比較して男女の農林水産業（男性2.19（1.58-3.01）、女性2.65（1.61-4.36））と男性の家事・無職（1.58（1.28-1.96））であった。生活習慣では、女性の非喫煙（1.46（1.16-1.83））と男女の身体的に活動的であること（男性1.68（1.41-2.00）、女性2.03（1.69-2.44））であった。循環器疾患危険因子の指摘では、男性のメタボリックシンドロームなし（0.76（0.64-0.90））と男女の高コレステロール血症なし（男性0.71（0.61-0.83）、女性0.73（0.64-0.85））でオッズ比が1より小さく、これらを指摘されたことがある者の方が血液検査に協力する可能性が高いという結果であった。結論として、男女とも人口規模が小さい市町村に居住していることや農林水産業に従事していること、身体的に活動的であることが血液検査への協力に関連していることが明らかとなった。

**キーワード**：国民健康・栄養調査，血液検査，協力率，人口規模，身体活動  
（日循予防誌 50：27-34，2015）

## I. 緒 言

厚生労働省により毎年11月に実施されている国民健康・栄養調査の結果は、健康日本21（第二次）の目標設定の根拠になるなど、わが国の健康増進施策の策定、評価に大きな役割を果たしている<sup>1)</sup>。また、平成12（2000）年まで10年に一度実施されてきた循環器疾患基礎調査は、国民健康・栄養調査（当時は国民栄養調査）の対象者に実施されたものであり（平成22（2010）年は厚生労働省指定研究班

が後継調査として「循環器病の予防に関する調査（NIPPON DATA2010）」を実施）、国民健康・栄養調査は循環器疾患とその危険因子の予防対策を検討する上で重要な位置を占めている<sup>2)</sup>。

国民健康・栄養調査を構成する3つの調査、すなわち身体状況調査、栄養摂取状況調査、生活習慣調査のうち、栄養摂取状況調査と生活習慣調査は調査票を被調査世帯に事前に配付して記入を依頼するのに対し、身体状況調査は被調査者自身が調査会場に来場することが必須であり、身体状況調査、その中でも血液検査の協力者数は栄養摂取状況調査や生活習慣調査の協力者数と比べて少ない<sup>3)</sup>。国民健康・栄養調査の対象地区は厚生労働統計観標本から抽出されており、観標本が共通の国民生活基礎調査とレ

\*<sup>1</sup> 国立健康・栄養研究所国際産学連携センター  
〒162-8636 東京都新宿区戸山1-23-1

\*<sup>2</sup> 聖学院大学学生総合支援センター

\*<sup>3</sup> 人間総合科学大学健康栄養学科

受付日 2014年10月22日・受理日 2015年1月19日

コードリンテージを行うことにより、国民健康・栄養調査の各調査の協力率を推定することが可能である。平成15（2003）年から平成19（2007）年の調査について個人単位の協力率を検討した結果では、栄養摂取状況調査が61.3%、生活習慣調査が63.1%、身体状況調査が53.2%であり、身体状況調査の血液検査の協力率は34.4%であった<sup>4)</sup>。またこれらの協力率は女性が男性より高く、20歳代が最も低く、配偶者ありの者が配偶者なし（未婚・死別・離別）の者に比べて高かった。ただ、国民健康・栄養調査の全協力者のうち、血液検査に協力した者の特性を明らかにした研究はこれまで行われていない。そこで本研究は、国民健康・栄養調査の血液検査への協力に関連する要因を明らかにすることを目的とした。

## II. 方 法

平成22年国民健康・栄養調査の20歳以上の全協力者8,015人（男性3,740人、女性4,275人）を対象とした。血液検査への協力の有無については、全血の採血管による血色素量（ヘモグロビン）と血清の採血管による総コレステロール値のいずれかの結果がある者を協力者、それ以外を非協力者とした。

血液検査への協力に関連する要因を、大きく社会人口学的要因（居住市町村の人口規模、職業）、生活習慣（喫煙習慣、飲酒習慣、身体活動）、循環器疾患危険因子の指摘（メタボリックシンドローム、高血圧、糖尿病、高コレステロール血症）の3つのグループに分けた。

社会人口学的要因のうち、居住市町村の人口規模は対象地区が含まれる市町村の人口規模のことであり、各調査票に記入された市郡番号（1：12大都市・23特別区、2：人口15万人以上の市、3：人口5～15万人の市、4：人口5万人未満の市、5：町村）をもとに、大規模（1と2）、中規模（3）、小規模（4と5）の3つに分けた。職業は、栄養摂取状況調査票に記入された仕事の種類をもとに、事務サービス業（1：専門的・技術的職業従事者、2：管理的職業従事者、3：事務従事者、4：販売従事者、5：サービス職業従事者、6：保安職業従事者）、農林水産業（7：農業従事者、8：林業従事者、9：漁業従事者）、運輸製造業（10：運輸・機械運転従事者、11：生産工程従事者）、学生（21：

その他の学生）、家事・無職（12：家事従事者、13：その他）の5つに分けた。

生活習慣のうち、喫煙習慣は国民健康・栄養調査の報告書<sup>5)</sup>にしたがい、これまで合計100本以上または6ヶ月以上たばこを吸っている（吸っていた）者のうち、現在（この1ヶ月間）毎日吸う、またはときどき吸っていると回答した者を喫煙習慣ありとし、それ以外の者を喫煙習慣なしとした。飲酒習慣も報告書<sup>5)</sup>にしたがい、週に3日以上飲酒し、飲酒日1日あたり1合以上を飲酒すると回答した者を飲酒習慣あり、それ以外の者を飲酒習慣なしとした。身体活動については、「あなたはふだんの生活において、歩行、そうじ、階段ののぼりおり、子どもと遊ぶなど身体を動かしていますか。」という問いに対して、「いつもしている」または「ときどきしている」と回答した者を活動的、「あまりしていない」または「ほとんどしていない」と回答した者を非活動的とした。

循環器疾患危険因子の指摘については、生活習慣調査の「あなたはこれまでに医療機関や健診で内臓脂肪症候群（メタボリックシンドローム）といわれたことがありますか。」という問いに対して、「あり」と回答した者をメタボリックシンドロームの指摘あり、「なし」と回答した者をメタボリックシンドロームの指摘なしとした。同様に、高血圧（血圧が高い）、糖尿病（「境界型である」、「糖尿病の気がある」、「糖尿病になりかけている」、「血糖値が高い」なども含む）、血中コレステロール（総コレステロールまたはLDLコレステロール）が高いといわれたことの有無により、それぞれ高血圧、糖尿病、高コレステロール血症の指摘の有無とした。

分析は、まず各変数の分布を血液検査の有無別に求め、カイ二乗検定を行った。次に血液検査への協力の有無（0：非協力、1：協力）を目的変数、各要因を説明変数とするロジスティック回帰分析を行った。各要因について年齢（70歳以上を基準とする20-29歳、30-39歳、40-49歳、50-59歳、60-69歳のダミー変数）で調整した年齢調整オッズ比（95%信頼区間）と、年齢と各グループの全要因で調整した多変量調整オッズ比を求めた。なお、各分析で欠損値のある者を除外した。

国民健康・栄養調査のデータは、厚生労働大臣に

表1 国民健康・栄養調査（平成22年）における血液検査の有無別にみた対象者の特性

	男 性			女 性		
	血液検査あり	血液検査なし	P 値*1	血液検査あり	血液検査なし	P 値*1
<b>年齢</b>						
20-29歳	75 4.7%	294 13.7%	<0.001	105 4.6%	277 13.8%	<0.001
30-39歳	162 10.1%	415 19.4%		323 14.2%	304 15.2%	
40-49歳	175 11.0%	400 18.7%		308 13.5%	318 15.9%	
50-59歳	259 16.2%	351 16.4%		392 17.2%	297 14.8%	
60-69歳	462 28.9%	347 16.2%		566 24.9%	346 17.3%	
70歳以上	464 29.1%	336 15.7%		580 25.5%	459 22.9%	
計	1,597 100.0%	2,143 100.0%		2,274 100.0%	2,001 100.0%	
<b>居住市町村の人口規模*2</b>						
大規模	686 43.0%	1,134 53.1%	<0.001	1,023 45.0%	1,063 53.3%	<0.001
中規模	503 31.5%	573 26.8%		699 30.7%	519 26.0%	
小規模	408 25.5%	429 20.1%		552 24.3%	413 20.7%	
計	1,597 100.0%	2,136 100.0%		2,274 100.0%	1,995 100.0%	
<b>職業</b>						
事務サービス業	597 37.9%	951 49.0%	<0.001	808 35.7%	751 42.2%	<0.001
農林水産業	142 9.0%	70 3.6%		75 3.3%	22 1.2%	
運輸製造業	280 17.8%	511 26.3%		103 4.5%	100 5.6%	
学生	6 0.4%	53 2.7%		8 0.4%	34 1.9%	
家事・その他	551 35.0%	357 18.4%		1,270 56.1%	872 49.0%	
計	1,576 100.0%	1,942 100.0%		2,264 100.0%	1,779 100.0%	
<b>喫煙習慣</b>						
あり	460 28.9%	720 34.7%	<0.001	150 6.6%	201 10.4%	<0.001
なし	1,130 71.1%	1,354 65.3%		2,116 93.4%	1,735 89.6%	
計	1,590 100.0%	2,074 100.0%		2,266 100.0%	1,936 100.0%	
<b>飲酒習慣</b>						
あり	595 37.4%	702 33.8%	0.013	150 6.6%	140 7.2%	0.232
なし	996 62.6%	1,375 66.2%		2,119 93.4%	1,796 92.8%	
計	1,591 100.0%	2,077 100.0%		2,269 100.0%	1,936 100.0%	
<b>身体活動</b>						
非活動的	254 16.0%	483 23.2%	<0.001	232 10.2%	366 18.9%	<0.001
活動的	1,337 84.0%	1,595 76.8%		2,037 89.8%	1,571 81.1%	
計	1,591 100.0%	2,078 100.0%		2,269 100.0%	1,937 100.0%	
<b>メタボリックシンドロームの指摘</b>						
あり	394 24.7%	400 19.2%	<0.001	227 10.0%	156 8.1%	0.016
なし	1,198 75.3%	1,678 80.8%		2,041 90.0%	1,780 91.9%	
計	1,592 100.0%	2,078 100.0%		2,268 100.0%	1,936 100.0%	
<b>高血圧の指摘</b>						
あり	647 40.7%	613 29.5%	<0.001	681 30.0%	520 26.8%	0.013
なし	944 59.3%	1,466 70.5%		1,589 70.0%	1,418 73.2%	
計	1,591 100.0%	2,079 100.0%		2,270 100.0%	1,938 100.0%	
<b>糖尿病の指摘</b>						
あり	276 17.3%	263 12.7%	<0.001	204 9.0%	137 7.1%	0.013
なし	1,316 82.7%	1,815 87.3%		2,066 91.0%	1,799 92.9%	
計	1,592 100.0%	2,078 100.0%		2,270 100.0%	1,936 100.0%	
<b>高コレステロール血症の指摘</b>						
あり	568 35.7%	539 25.9%	<0.001	824 36.3%	495 25.6%	<0.001
なし	1,024 64.3%	1,539 74.1%		1,445 63.7%	1,442 74.4%	
計	1,592 100.0%	2,078 100.0%		2,269 100.0%	1,937 100.0%	

\*1 P 値はカイ二乗検定による。

\*2 大規模：人口15万人以上の市、中規模：人口5～15万人の市、小規模：人口5万人未満の市、町村



調査票情報の二次利用申請を行い、承認を得て利用した。

### III. 結 果

国民健康・栄養調査に協力した者のうち血液検査に協力した者の割合は、男性が42.7% (1,597人/3,740人)、女性が53.2% (2,274人/4,275人)であった。血液検査の有無別に年齢階級別の分布をみると、男女とも若年者で血液検査なしの者の割合が高かった (表1)。女性の飲酒習慣を除き、各変数について男女とも血液検査の有無別に分布に有意差

を認めた。

ロジスティック回帰分析の結果、血液検査への協力と有意に関連していたのは、社会人口学的要因では、男女とも居住市町村が大規模であることと比較して中規模あるいは小規模であること、職業では事務サービス業と比較して男女の農林水産業と男性の家事・無職であった (表2)。女性の家事・無職は、多変量調整オッズ比のみが有意であった。また、男性の学生と有意な負の関連があった。

生活習慣では、女性の非喫煙と男女の身体的に活動的であることであった (表3)。飲酒習慣について

表2 国民健康・栄養調査 (平成22年) における社会人口学的要因について見た血液検査への協力に関するロジスティック回帰分析の結果

	男 性		女 性	
	年齢調整オッズ比 (95% CI)	多変量調整オッズ比 (95% CI)	年齢調整オッズ比 (95% CI)	多変量調整オッズ比 (95% CI)
居住市町村の人口規模*1				
	(n=3,733)	(n=3,518)	(n=4,269)	(n=4,043)
大規模	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
中規模	1.43 (1.22-1.68)	1.42 (1.20-1.68)	1.38 (1.19-1.60)	1.37 (1.18-1.60)
小規模	1.53 (1.29-1.82)	1.49 (1.24-1.79)	1.33 (1.13-1.55)	1.32 (1.12-1.56)
職 業				
	(n=3,518)	(n=3,518)	(n=4,043)	(n=4,043)
事務サービス業	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
農林水産業	2.19 (1.58-3.01)	1.92 (1.38-2.66)	2.65 (1.61-4.36)	2.42 (1.47-4.00)
運輸製造業	0.91 (0.76-1.09)	0.87 (0.72-1.04)	0.86 (0.64-1.16)	0.83 (0.61-1.11)
学 生	0.35 (0.15-0.85)	0.35 (0.15-0.86)	0.46 (0.21-1.03)	0.49 (0.22-1.09)
家事・無職	1.58 (1.28-1.96)	1.56 (1.26-1.94)	1.16 (1.00-1.36) NS	1.18 (1.01-1.38)

\*1 大規模：人口15万人以上の市、中規模：人口5～15万人の市、小規模：人口5万人未満の市、町村

表3 国民健康・栄養調査 (平成22年) における生活習慣について見た血液検査への協力に関するロジスティック回帰分析の結果

	男 性		女 性	
	年齢調整オッズ比 (95% CI)	多変量調整オッズ比 (95% CI)	年齢調整オッズ比 (95% CI)	多変量調整オッズ比 (95% CI)
喫煙習慣				
	(n=3,664)	(n=3,660)	(n=4,202)	(n=4,197)
あ り	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
な し	1.06 (0.91-1.23)	1.04 (0.90-1.22)	1.46 (1.16-1.83)	1.42 (1.13-1.79)
飲酒習慣				
	(n=3,668)	(n=3,660)	(n=4,205)	(n=4,197)
あ り	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
な し	0.92 (0.80-1.07)	0.93 (0.81-1.08)	1.07 (0.84-1.37)	1.03 (0.80-1.32)
身体活動				
	(n=3,669)	(n=3,660)	(n=4,206)	(n=4,197)
非活動的	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
活 動 的	1.68 (1.41-2.00)	1.67 (1.40-1.99)	2.03 (1.69-2.44)	2.01 (1.68-2.41)

表4 国民健康・栄養調査（平成22年）における循環器疾患危険因子の指摘について見た血液検査への協力に関するロジスティック回帰分析の結果

	男 性		女 性	
	年齢調整オッズ比 (95% CI)	多変量調整オッズ比 (95% CI)	年齢調整オッズ比 (95% CI)	多変量調整オッズ比 (95% CI)
メタボリックシンドロームの指摘 (n=3,670)		(n=3,668)	(n=4,204)	(n=4,200)
あり	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
なし	0.76 (0.64-0.90)	0.82 (0.69-0.98)	0.94 (0.75-1.17)	0.99 (0.79-1.24)
高血圧の指摘 (n=3,670)		(n=3,668)	(n=4,208)	(n=4,200)
あり	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
なし	0.94 (0.81-1.10)	1.01 (0.87-1.19)	1.13 (0.97-1.32)	1.18 (1.01-1.38)
糖尿病の指摘 (n=3,670)		(n=3,668)	(n=4,206)	(n=4,200)
あり	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
なし	1.02 (0.84-1.24)	1.12 (0.92-1.37)	0.93 (0.74-1.18)	0.97 (0.76-1.23)
高コレステロール血症の指摘 (n=3,670)		(n=3,668)	(n=4,206)	(n=4,200)
あり	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
なし	0.71 (0.61-0.83)	0.74 (0.63-0.86)	0.73 (0.64-0.85)	0.72 (0.62-0.84)

ては、男女とも血液検査の有無と有意な関連を認めなかった。

循環器疾患危険因子の指摘では、男性のメタボリックシンドロームなしと男女の高コレステロール血症なしでオッズ比が1より小さく、これらを指摘されたことがある者の方が血液検査に協力する可能性が高いという結果であった（表4）。なお、高血圧の指摘は、女性の多変量調整オッズ比のみが有意であった。

#### IV. 考 察

平成22年国民健康・栄養調査の結果をもとに、国民健康・栄養調査の血液検査への協力に関連する要因を検討した。その結果、居住市町村の人口規模や職業、身体活動性等が関連していることが明らかとなった。国民健康・栄養調査への協力に関連する要因についてはすでに報告があるが<sup>4)</sup>、国民健康・栄養調査の中の血液検査への協力に関連する要因に関する報告は本研究が初めてである。本報告は、国民健康・栄養調査の血液検査の結果を解釈する上で、重要な資料となると考えられる。

社会人口学的要因では、居住市町村の人口規模が大規模の者に比べて中規模あるいは小規模の者ほど血液検査に協力していることが明らかとなった。ま

た、職業では事務サービス業の者に比べて農林水産業の者ほど血液検査に協力していた。これらより、都市部より農村部あるいは漁村部において血液検査の協力率が高かったことがわかる。農林水産業従事者は、人口規模が中規模あるいは小規模の市町村で多く（データ示さず）、居住地で仕事をしているのに対して、事務サービス業従事者は居住地から離れた職場に通勤をしている者が多いと考えられる。居住市町村の人口規模が大きい者あるいは事務サービス業従事者において血液検査の協力率を高めるには、身体状況調査の実施日時を早朝や休日にも設定するなどの対策が必要であると考えられる。平成22年国民健康・栄養調査報告では、地域ブロック別あるいは職業別の栄養摂取状況調査対象者数が掲載されているが、協力率については示されていない<sup>5)</sup>。血液検査も含めて、個別の調査の協力率が報告書に示されることが望まれる。なお、本研究では地域ブロックと居住市町村の人口規模の関連が強いため、居住市町村の人口規模を用いて分析を行った。

生活習慣では、女性の非喫煙者と男女の活動的な者で血液検査の協力率が高いことが示された。身体活動については、整形外科的な疾患を有する者に限らず、不活動傾向にある者が身体状況調査の会場に来場せず、血液検査に協力していないことが考えら

れる。つまり、血液検査の協力者が健康的な者に偏っていることが示唆される。また、喫煙はHDLコレステロール値の低下<sup>6)</sup> および血糖あるいはヘモグロビンA1c値の上昇<sup>7)</sup>の要因であることが報告されている。国民健康・栄養調査報告においてHDLコレステロール値とヘモグロビンA1c値はメタボリックシンドロームの基準に、またヘモグロビンA1c値は糖尿病の基準に用いられており、女性の喫煙者における血液検査の協力率が低いことにより、喫煙者の割合が9%程度と低いもの<sup>3)</sup>、メタボリックシンドロームや糖尿病の有病率が低めに推定されている可能性がある。

一方、循環器疾患危険因子の指摘については、男性でメタボリックシンドローム、男女で高コレステロール血症の指摘を受けたことがあるの方が血液検査に協力する可能性が高いことが明らかとなった。男性では喫煙習慣による差を認めなかったが、本結果よりメタボリックシンドロームの有病率を高めに推定している可能性があり、女性とは逆の結果となった。なお、循環器疾患危険因子の指摘については生活習慣調査票に採用された質問に基づいており、血圧値で診断される高血圧や尿検査でも指摘可能な糖尿病と違い、血液検査が必須のメタボリックシンドロームや高コレステロール血症を指摘されたことで健康への意識が高まったことと血液検査への協力が何らかの関連を示したとも考えられる。

血液検査への協力の有無別に、身体状況調査における身体計測値や血圧値を比較する検討は行わなかった。その理由の一つとして、国民生活基礎調査とのレコードリンケージにより求めた国民健康・栄養調査の協力率が、栄養摂取状況調査で61.3%、生活習慣調査で63.1%、身体状況調査で53.2%であったように<sup>3)</sup>、身体状況調査の対象者がすでに標本として偏っていることが挙げられる。また別の理由として、腹囲を自己申告したかどうかと血液検査への協力の有無には関連がみられ(データ示さず)、国民健康・栄養調査の腹囲を自己申告した者では、調査員が計測した者に比べて腹囲が低値であるだけでなく、身長が高値であることなどをすでに報告<sup>8)</sup>しているためである。

血液検査への協力に関するロジスティック回帰分析の結果は、年齢調整オッズ比と、社会人口学的要

因、生活習慣、循環器疾患危険因子の指摘の各グループにおける多変量調整オッズ比を示した。3つのグループの全変数を用いた多変量解析の結果は、各グループの多変量調整オッズ比と大きな差を認めなかった。

なお、本研究は平成22年のデータのみを用いたが、それは10年に一度実施されてきた循環器疾患基礎調査の該当年として、循環器疾患危険因子の指摘に関する項目や身体活動に関する項目が含まれていたためである。また、循環器疾患基礎調査の後継調査として平成22年国民健康・栄養調査に合わせて実施された「循環器病の予防に関する調査(NIPPON DATA2010)」は、身体状況調査会場で同意の得られた20歳以上の2,898人(男性1,239人、女性1,659人)を対象として心電図検査等を実施している<sup>9)</sup>。これらの対象者は、本研究で血液検査ありとした3,871人(男性1,597人、女性2,274人)の一部であると考えられるため、本研究の結果はNIPPON DATA2010の対象者の特性に関して有用な情報となると考えられる。

結論として、国民健康・栄養調査の血液検査への協力には、男女とも人口規模が小さい市町村に居住していることや農林水産業に従事していること、身体的に活動的であることが関連していることが明らかとなった。国民健康・栄養調査の血液検査の結果を解釈する際には、血液検査に協力している者に関して本研究で得られた特性を考慮することが必要である。また、今後人口規模が大きな市において、血液検査の協力率を上げる方策を検討する必要がある。

(本論文の要旨は、第50回日本循環器病予防学会学術集会：一般演題において発表した。)

## 謝 辞

本研究は、平成26年度厚生労働科学研究費補助金(循環器疾患・糖尿病等生活習慣対策総合研究事業(循環器疾患・糖尿病等生活習慣対策政策研究事業))H24—循環器等(生習)—一般—005(研究代表者：西 信雄)の助成を受けた。

## 文 献

1) 西 信雄, 奥田奈賀子. 健康日本21(第二次)の目

- 標設定における国民健康・栄養調査. 保健医療科学, 2012; 61: 399-408.
- 2) 西 信雄, 三浦克之. 国民健康・栄養調査／循環器疾患基礎調査の概要. 日本循環器病予防学会編, 循環器病予防ハンドブック第7版. 東京: 保健同人社, 2014; 322-342.
- 3) 厚生労働省健康局がん対策・健康増進課栄養指導室. 平成24年国民健康・栄養調査報告. 厚生労働省, 2014.
- 4) 西 信雄, 中出麻紀子, 猿倉薫子, 他. 国民健康・栄養調査の協力率とその関連要因. 厚生指標, 2012; 59(4): 10-15.
- 5) 厚生労働省健康局がん対策・健康増進課. 平成22年国民健康・栄養調査報告. 厚生労働省, 2012.
- 6) Kuzuya M, Ando F, Iguchi A, et al. Effect of smoking habit on age-related changes in serum lipids: a cross-sectional and longitudinal analysis in a large Japanese cohort. *Atherosclerosis* 2006; 185: 183-190.
- 7) Morimoto A, Ohno Y, Tatsumi Y, et al. Risk of smoking and body mass index for incidence of diabetes mellitus in a rural Japanese population. *Prev Med* 2012; 54: 341-344.
- 8) 吉澤剛士, 奥田奈賀子, 西 信雄. 国民健康・栄養調査の身体状況調査における自己申告値の検討. *日循予防誌*, 2013; 48(3): 173-181.
- 9) 三浦克之 (研究代表者): 厚生労働省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「2010年国民健康栄養調査対象者の追跡開始 (NIPPON DATA2019) とNIPPON DATA80/90 の追跡継続に関する研究」平成22年度総括・分担研究報告書, 2010.