

remains a key limitation of self-reported dietary intake: an analysis of the 2008/09 New Zealand Adult Nutrition Survey. *Eur J Clin Nutr.* 2014;68:259-64.

8. Johansson L, Solvoll K, Bjørneboe GE, Drevon CA. Under- and overreporting of energy intake related to weight status and lifestyle in a nationwide sample. *Am J Clin Nutr.* 1998;68:266-74.
9. Garriguet D. Under-reporting of energy intake in the Canadian Community Health Survey. *Health Rep.* 2008;19:37-45.
10. Livingstone MBE, Black AE. Markers of the Validity of Reported Energy Intake. *J Nutr.* 2003;133:895S-920S.

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表
投稿中
2. 学会発表
池田奈由, 奥田奈賀子, 坪田恵, 西信雄 : 国民健康・栄養調査における身体状況調査会場への来場とエネルギー摂取量の関連. 第73回日本公衆衛生学会総会, 栃木県宇都宮市, 栃木県総合文化センター, 平成26年11月5日, 日本公衆衛生雑誌 61(10) : 265.

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

1. 特許取得
なし
2. 実用案登録
なし
3. その他
なし

図表

表 1. 1997 年と 2011 年における血液検査項目の有無の分布（性・年齢階級別）

年齢、血液検査項目の有無	回答者割合 (%)			
	男性		女性	
	1997 年	2011 年	1997 年	2011 年
20～64 歳	n = 3816	n = 2077	n = 4282	n = 2382
回答者本人あり	48.4	38.1	67.6	52.5
回答者本人なし				
他の世帯員あり	30.6	28.9	12.4	14.7
他の世帯員なし	21.0	32.9	20.0	32.9
65～89 歳	n = 944	n = 989	n = 1325	n = 1235
回答者本人あり	71.0	63.2	71.2	63.9
回答者本人なし				
他の世帯員あり	17.8	14.4	15.7	11.3
他の世帯員なし	11.2	22.4	13.1	24.9

表 2. 1997 年と 2011 年における血液検査項目の有無別の平均エネルギー摂取量 (性・年齢階級別)

年齢、血液検査項目の有無	平均エネルギー摂取量、kcal (95%信頼区間)			
	男性		女性	
	1997 年	2011 年	1997 年	2011 年
20～64 歳				
回答者本人あり	2389 (2361, 2417)	2199 (2159, 2240)	1907 (1889, 1925)	1729 (1705, 1753)
回答者本人なし				
他の世帯員あり	2261 (2226, 2297)	2109 (2064, 2155)	1810 (1766, 1855)	1623 (1578, 1668)
他の世帯員なし	2286 (2240, 2332)	2042 (1995, 2089)	1841 (1806, 1875)	1610 (1577, 1643)
65～89 歳				
回答者本人あり	2048 (2004, 2091)	2044 (2003, 2084)	1720 (1691, 1749)	1671 (1641, 1700)
回答者本人なし				
他の世帯員あり	1909 (1821, 1998)	1896 (1796, 1996)	1570 (1503, 1636)	1532 (1463, 1601)
他の世帯員なし	1986 (1876, 2096)	1886 (1821, 1951)	1599 (1534, 1663)	1543 (1494, 1592)

表 3. 1997~2002 年国民栄養調査と 2003~2011 年国民健康・栄養調査のプールデータを用いたエネルギー摂取量の血液検査項目の有無に対する回帰係数（性・年齢階級別）

年齢、血液検査項目の有無	回帰係数、kcal（標準誤差）				
	男性			女性	
20~64 歳	基準値			基準値	
回答者本人あり	基準値			基準値	
回答者本人なし	基準値			基準値	
他の世帯員あり	-106.7	(7.1)	*	-82.8	(6.5) *
他の世帯員なし	-160.7	(7.8)	*	-71.7	(5.5) *
65~89 歳	基準値			基準値	
回答者本人あり	基準値			基準値	
回答者本人なし	基準値			基準値	
他の世帯員あり	-132.2	(11.7)	*	-131.5	(9.7) *
他の世帯員なし	-167.1	(12.1)	*	-111.5	(8.5) *

* P < 0.001.

表 4. 1997 年と 2011 年における平均エネルギー摂取量の観測値と修正値（性・年齢階級別）

性、年齢	平均エネルギー摂取量、kcal（標準誤差）					
	1997 年			2011 年		
	観測値 (A)	修正値 (B)	B - A	観測値 (C)	修正値 (D)	D - C
男性						
20~89 歳	2237 (9)	2296 (9)	59 *	2084 (11)	2161 (11)	78 *
20~64 歳	2328 (10)	2395 (10)	66 *	2121 (12)	2205 (13)	84 *
65~89 歳	2016 (18)	2059 (18)	42 *	1987 (18)	2044 (18)	56 *
女性						
20~89 歳	1823 (9)	1850 (9)	27 *	1655 (9)	1693 (9)	38 *
20~64 歳	1882 (10)	1906 (10)	25 *	1674 (10)	1710 (10)	36 *
65~89 歳	1680 (14)	1716 (14)	35 *	1623 (13)	1666 (13)	43 *

20~89 歳については、2010 年日本人人口で年齢調整済み。

* P < 0.001.

分担研究報告書

平成 25 年度厚生労働科学研究費補助金

日本人の健康・栄養状態のモニタリングを目的とした国民健康・栄養調査のあり方に関する研究

国民健康・栄養調査の対象者における身体状況調査会場への来場が 総エネルギー摂取量に与える影響に関する検討

研究分担者 奥田奈賀子 (国立健康・栄養研究所 栄養疫学研究部)

研究協力者 池田奈由 (国立健康・栄養研究所 国際産学連携センター)

研究代表者 西 信雄 (国立健康・栄養研究所 国際産学連携センター)

研究要旨

国民健康・栄養調査の食物摂取状況調査では、調査員が調査票を各世帯に配布し記入要領を十分説明した上で、調査対象者が秤量記入または目安量を記入した後、調査員が被調査世帯を直接訪問し、記入状況の点検ならびに不備な点の是正や記入の説明を行っている。しかし、平日に不在の世帯も多いことから、世帯を直接訪問して記入内容を確認することは現実には難しく、身体状況調査会場での調査員による調査対象者への直接の確認が栄養調査の標準化に役立っている可能性がある。すなわち身体状況調査に参加しなかった場合は実際には摂取した食品の記入漏れを生じ総エネルギー摂取量が過小評価される可能性がある。本研究では、1995-2011年の国民健康・栄養調査結果(2次利用データ)を用いて、身体状況調査会場で行う血液検査結果の有無により総エネルギー摂取量に差があるかを検討することとした。その結果、総エネルギー摂取量は血液検査を実施した群の方が実施しなかった群よりも大きく、従来の1人1日当たり総エネルギー摂取量は過小評価されている可能性が示唆された。今後、身体状況調査への参加率の向上を図ること、および調査員が食物摂取状況調査の適切な確認を行えるよう技術支援を行うことが、食物摂取状況調査の標準化に有用であることが考えられた。

A. 研究目的

1946年以來毎年実施されている国民栄養調査と国民健康・栄養調査による全国平均1人1日当たり総エネルギー摂取量は調査開始以來1994年までは世帯単位の調査により把握され、第1970年代半ばまで増加した後、その後緩やかな減少傾向にある。1970

年代半ばまでは、炭水化物の摂取量が減少する一方で、脂質と蛋白質の摂取量が増加したため、総エネルギー摂取量は増加した。1970年代後半以降、1995年に世帯按分法が導入されて後も、炭水化物の摂取量が引き続き減少し、脂質と蛋白質の摂取量の増加も頭打ちになり減少傾向に転じたことから、総エネルギー摂取量は減少している。

世帯按分法の導入により、性・年齢階級別の平均値の集計が可能となったが、総エネルギー摂取量の低下傾向は、60歳代以上の高齢者では明らかでなく、男女ともに50歳代までの社会的に活発と考えられる層で明瞭である傾向が続いている。

食物摂取状況調査では、調査員が調査票を各世帯に配布し記入要領を十分説明した上で、調査対象者は調査対象となった期日に摂取したすべての飲食物について秤を用いて秤量または目安量を記入し、その後調査員が被調査世帯を直接訪問し、記入状況の点検ならびに不備な点の是正を行うとされている¹。一般住民である調査対象にとって詳細な食物の状況を調理状況を含めて記録することは、日常の生活では通常ないため、調査員の確認は記入漏れを防ぐ効果があり調査目的である1日分の栄養素等摂取状況を把握する上で重要なプロセスである。

しかし実際には、就業形態の多様化などに伴い平日に不在の世帯も多いことから、世帯を直接訪問して記入内容を確認することは現実には難しい可能性がある。したがって、栄養摂取状況調査票の食事内容を調査対象者と対面で確実に確認できる機会は、身体状況調査会場に調査対象者が来場したときと考えられる。身体状況調査会場で直接確認できた場合は記入内容の信頼度が上がるが、来場しなかった調査対象者については調査員による確認ができないため記入漏れを多く生じ、それに起因しうる総エネルギー摂取量の差が全国平均値ならびにその推移に影響を与えている可能性がある。

以上の背景から、本研究では、身体状況調査会場への来場の有無による総エネルギー

摂取量平均値を比較し、身体状況調査会場への来場の有無が総エネルギー摂取量に与える影響を検討することを目的とした。

B. 研究方法

1) データと分析対象

1995年～2002年国民栄養調査と2003年～2011年国民健康・栄養調査の二次利用データを用いた。

分析対象者は、栄養摂取状況調査による総エネルギー摂取量のデータのある20歳以上の男女とした。ただし、血液検査が実施されなかった1995年の60歳以上と1996年の20～29歳の集団については、分析対象から除外した。

2) 分析

身体状況調査は原則として調査対象者が会場へ来場して実施され、調査員が調査票に記入するが、中には例外として会場へ来場せずに調査対象者自身が身体状況調査票に自己記入したケースがある可能性を否定できない²。そこで、身体状況調査会場への来場の有無を判断するための指標として、血液検査は身体状況調査会場に来場しなければ実施不可能であることから、血色素量または総コレステロールのいずれかが有効値である場合を「血液検査実施者」として分類し、いずれか一つでも欠損値である場合を「血液検査非実施者」として分類した。ここで血色素量と総コレステロールを用いたのは、互いに異なる採血管により採取されており、いずれか1本の採血管のみによる測定値がある場合を漏れなくカバーでき

ると考えられるためである。

まず、性・年齢階級別（10歳階級）に、血液検査実施の有無別による総エネルギー摂取量の各年の平均値を推計した。その年次推移をプロットし、ノンパラメトリック回帰手法であるLowess（locally weighted scatterplot smoothingの略）を用いてスムージングを行い、集団間の違いを視覚化した。

次に、総エネルギー摂取量を被説明変数とする多重線形回帰分析を性・年齢階級別に行った。説明変数には、年齢、世帯人員数（基準値は1人世帯）、血液検査結果の有無、調査年（基準値は1995年；60～69歳と70歳以上は1996年）を投入した。

3) 倫理的配慮

データは統計法に基づき厚生労働大臣宛てに調査票情報の提供の申出を行い、承認を得て利用した。

C. 研究結果

分析対象者は144,022人（男性66,486人、女性77,536人）であった（表1）。期間中、特に若年層での血液検査実施者の減少が顕著であった。20歳以上の血液検査実施率は、男性で50%前後を推移し、女性では1995年頃の約70%から低下して2000年代は60%前後を推移した。年齢階級別では、60歳以上の男性と70歳以上の女性を除いて低下傾向にあった（表1）。

図1は、1日1人当たり総エネルギー摂取量の血液検査結果の有無別の年次推移を性・年齢階級別に示している。全ての性・

年齢階級において、血液検査非実施者の群よりも実施者の群の方が総エネルギー摂取量が多く、年次推移の傾向はほぼ平行であった。2011年調査における二群間の差を見ると、20歳代と50歳代の男性と20歳代と40歳代の女性を除く性・年齢階級で90～200kcal前後の差があった（表2）。差は、男性の40歳代、女性の30歳代で大きかった。

表3は、性・年齢階級別に行った総エネルギー量に対する多重回帰分析による血液検査非実施者に対する実施者の回帰係数を示している。全ての性・年齢階級において血液検査実施者であることと総エネルギー摂取量の間には統計的に有意な正の相関があった（ $P < 0.001$ ）。また、1995年（60歳以上は1996年）を基準値とする調査年の回帰係数を見ると、60歳以上の男性と70歳以上の女性を除く性・年齢階級で総エネルギー摂取量と統計的に有意な負の相関があり、年次とともに回帰係数の絶対値が増大した（結果未掲載）。

D. 考察

1995年から2011年の国民健康・栄養調査（国民栄養調査）の二次利用データをもとに、血液検査の実施の有無別に総エネルギー摂取量をみたところ、いずれの性・年齢階級においても血液検査非実施者よりも血液検査実施者の方が多く、その差は時系列でほぼ一定で推移していた。この結果から、調査対象者自身が記入した食物摂取状況調査票は、対象者が身体状況調査会場に

来場し内容を調査員と確認することにより記入漏れが是正され、回答の正確性が向上する可能性があることが示唆される。従来公表されている総エネルギー摂取量平均値は過少に推計されており、身体状況調査への参加率を向上させることが栄養摂取状況調査の結果の標準化において重要であることを示唆すると考える。

ただし、血液検査実施の有無を含む交絡因子の影響を調整した後も50歳代までの集団で調査年が進むにつれて総エネルギー摂取量との負の相関が大きくなっていることから、回帰モデルに投入された説明変数以外の要因で総エネルギー摂取量は年々減少傾向にある可能性がある。要因としては、座りがちの生活習慣に伴い身体活動量が減っていることや、国民の食生活や健康に関する意識の変化、あるいは特に若年で多くなっている可能性のある外食や購入した惣菜の増加による栄養調査の困難化などが考えられる。

本研究の制約として、多重回帰分析に投入した変数が限られていることが挙げられる。体重や喫煙状況(2002年以前;2003年以降は生活習慣調査)など身体状況調査から得られる因子のうちエネルギー代謝に関連するものを含めることを検討したが、以下の理由により今回の解析では見送った。まず、栄養摂取状況調査と生活習慣調査のみ回答して身体状況調査に参加せず身体計測値のない調査対象者がかなりの数にのぼり、解析から除外されてしまう。次に、昨年度の当研究班で、腹囲が自己申告値である者は調査員が計測した者よりも体重や腹囲が低値であり、さらにこれらの者は血液検査

未実施の者とほぼ一致するという検討より²、血液検査実施群 vs 非実施群の比較において体重を調整することの意義が不明確であること、である。

これらの変数を入れた(したがって欠損値がある集団を除外した)予備解析を行ったところ、今回と同様の結果が得られたが、血液検査実施に関する回帰係数は統計的に有意であるものの、その大きさは著明に減少した。

今後の分析課題として、1995年調査から採用されている世帯按分法が栄養摂取結果に与えている影響の検討や、総エネルギー摂取量の低下の要因に関する栄養疫学的検討を進めていくことが挙げられる。

栄養調査には、24時間思い出し法、記録法、量頻度法などそれぞれ特徴を有する方法が用いられている。わが国では世界的にみても非識字者の割合が少ないという状況もあり第2次世界大戦直後より、世帯単位の秤量記録法という一定の精度を有するとされる栄養調査が国家規模で行われてきた。しかし、いずれの調査方法を採用する場合も、栄養調査は内容が詳細にわたるため訓練を受けた調査員による確認が、調査漏れを防ぐために重要である³。また、社会経済状況の変化により、地域と職場の距離が離れる、同一世帯員でも個別に食事をとる、外食、購入した惣菜の増加など、栄養調査の実施における困難さは近年さらに増し、調査員が調査対象者とともに調査内容の確認を行うことの重要性は増していることが考えられる。

身体状況調査の機会を増やす、直接面談できない場合は食物摂取状況調査票の記録

内容を電話で確認するといったことが栄養調査の標準化に役立つものと考え。調査対象より適切に食物摂取状況を調査・把握できる調査員の技術支援を継続することは、国民健康・栄養調査の標準化に貢献するとともに、さらには各自治体での栄養施策推進にも寄与するものと考え。

E. 結論

食物摂取状況調査結果である総エネルギー摂取量は身体状況調査会場で行う血液検査非実施者では実施者よりも低値であり、身体状況調査会場で調査員が行う記録内容の確認が、記録漏れを是正し、栄養摂取状況調査結果の標準化に役立っていることを示唆した。今後、身体状況調査への参加率の向上を図るとともに、調査員がより適切に食物摂取状況調査を実施・確認できるよう技術的な支援を行うことも重要であると考えられた。

参考文献

1. 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22年厚生労働省国民健康・栄養調査報告より 東京: 第一出版; 2013.
2. 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;48:173-181

3. Dennis B, Stamler J, Buzzard M, Conway R, Elliott P, Moag-Stahlberg A, Okayama A, Okuda N, Robertson C, Robinson F, Schakel S, Stevens M, Van Heel N, Zhao L, Zhou BF. Intermap: The dietary data--process and quality control. *Journal of human hypertension*. 2003;17:609-622

F. 健康危険情報

(予定を含む)

該当しない

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

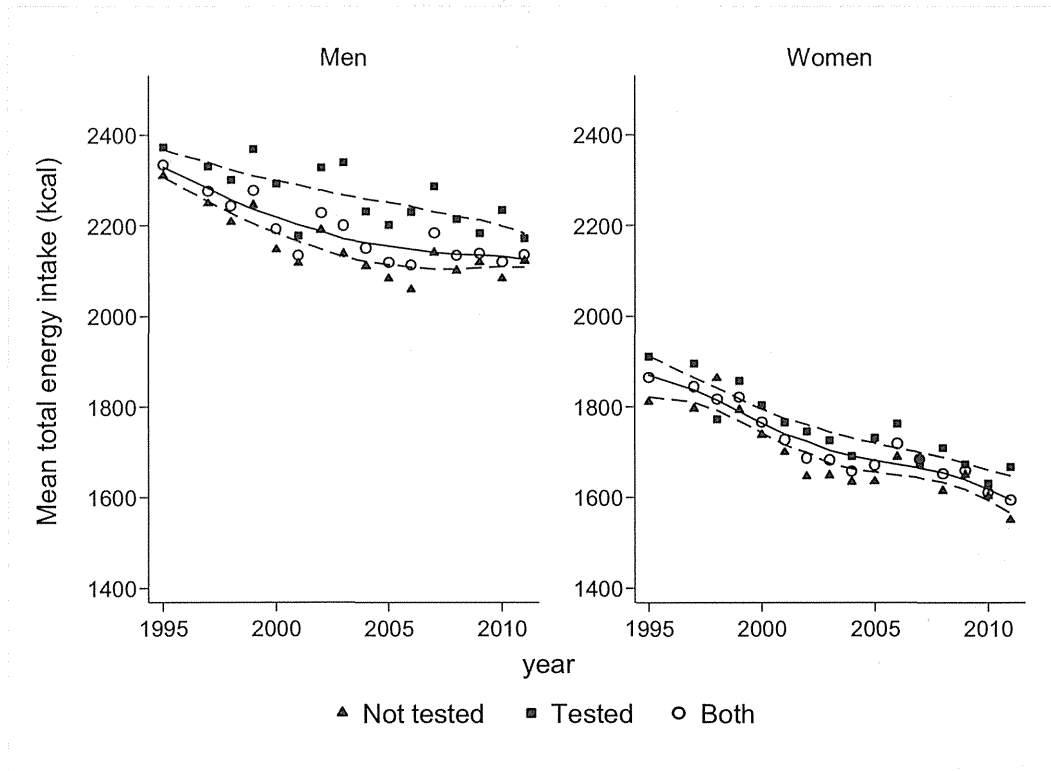
H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

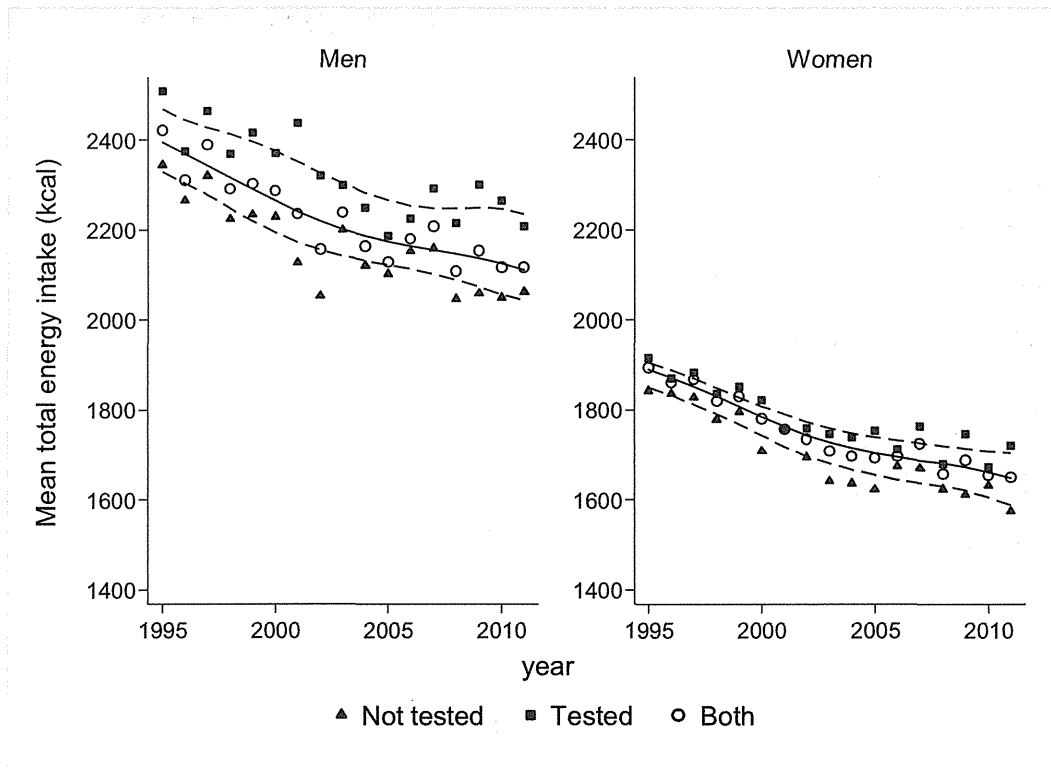
図1. 総エネルギー摂取量の年次推移 (1995~2011年、性・年齢階級別)

Not tested : 血液検査非実施者 Tested : 血液検査実施者 Both : 総数

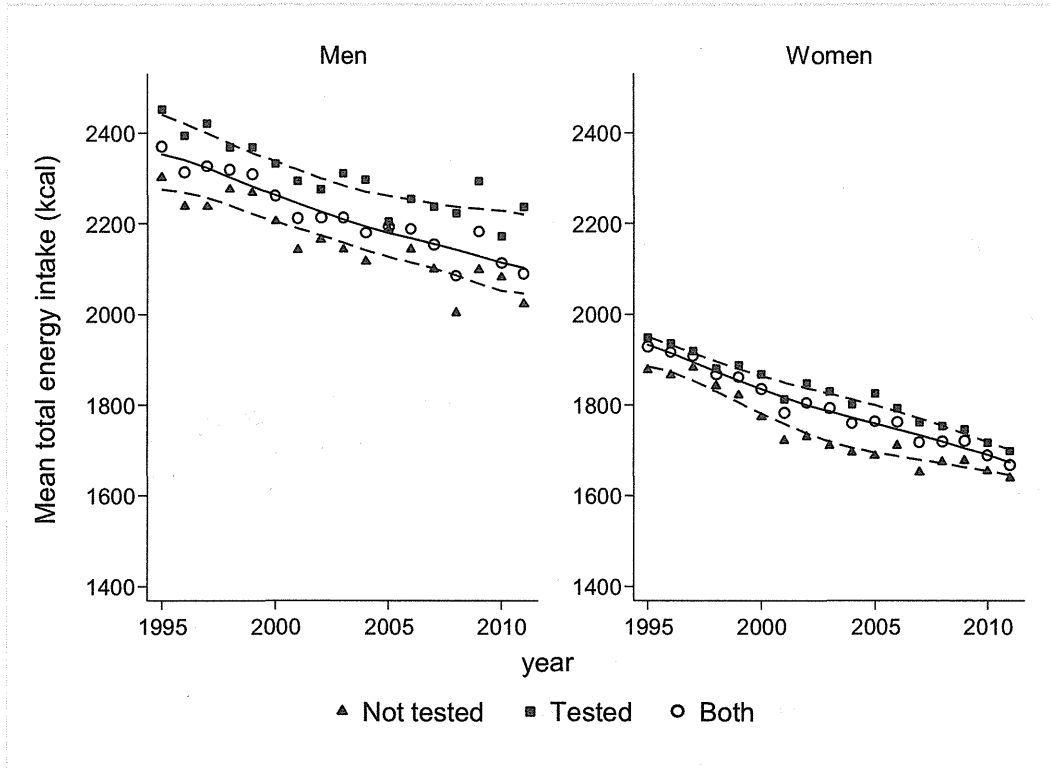
a) 20~29歳



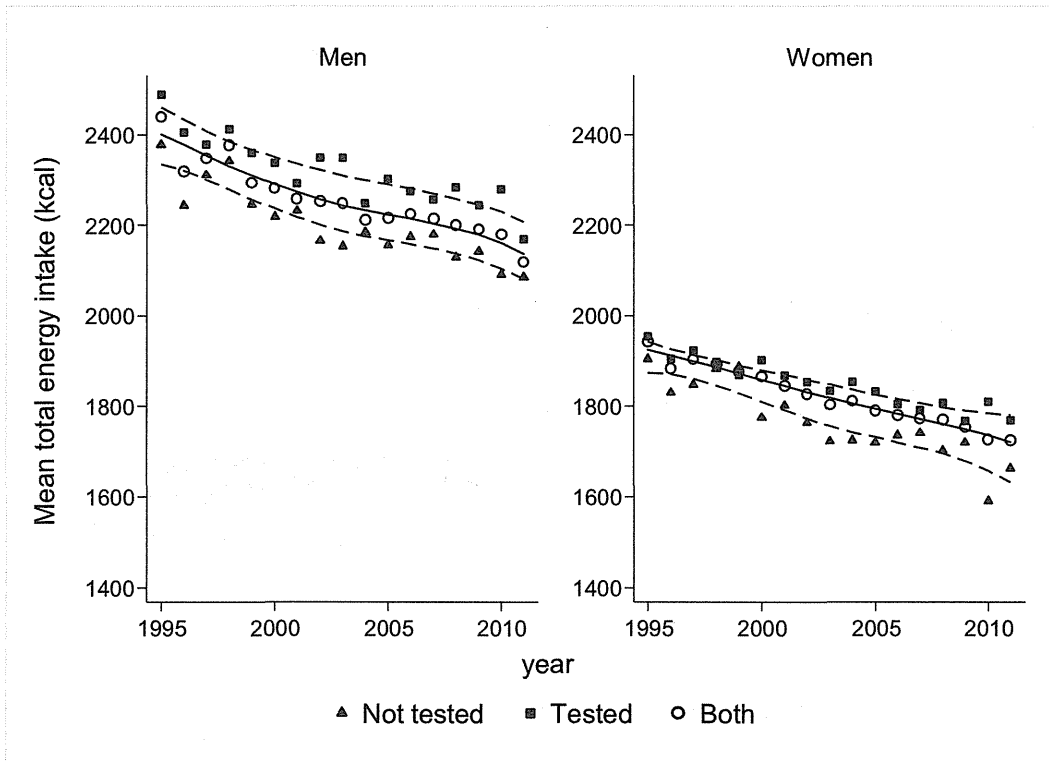
b) 30~39歳



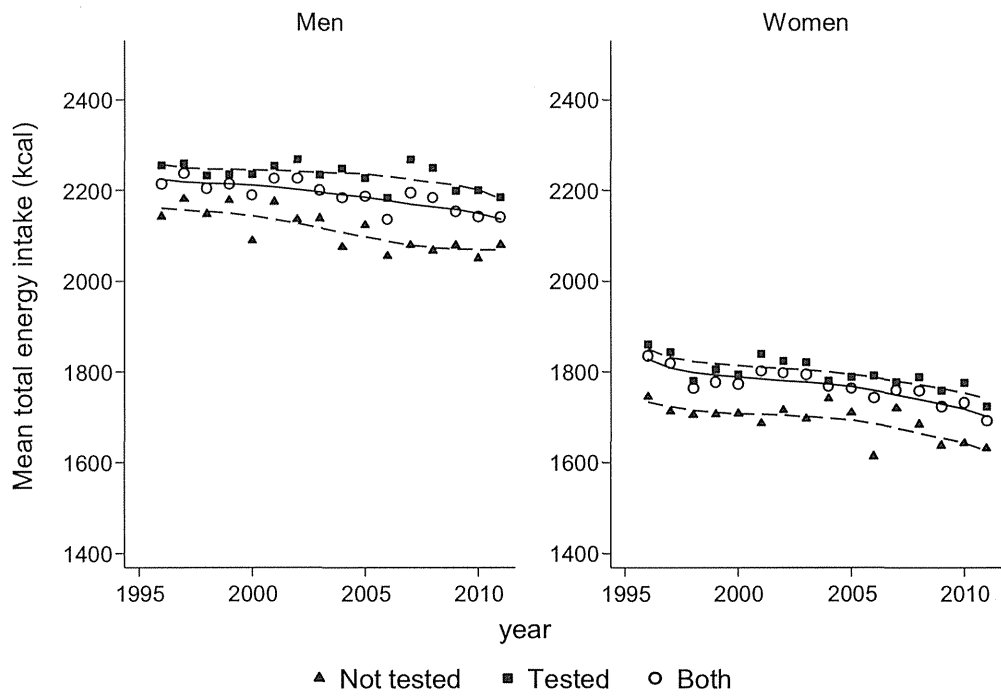
c) 40~49 歳



d) 50~59 歳



e) 60~69 歳



f) 70 歳以上

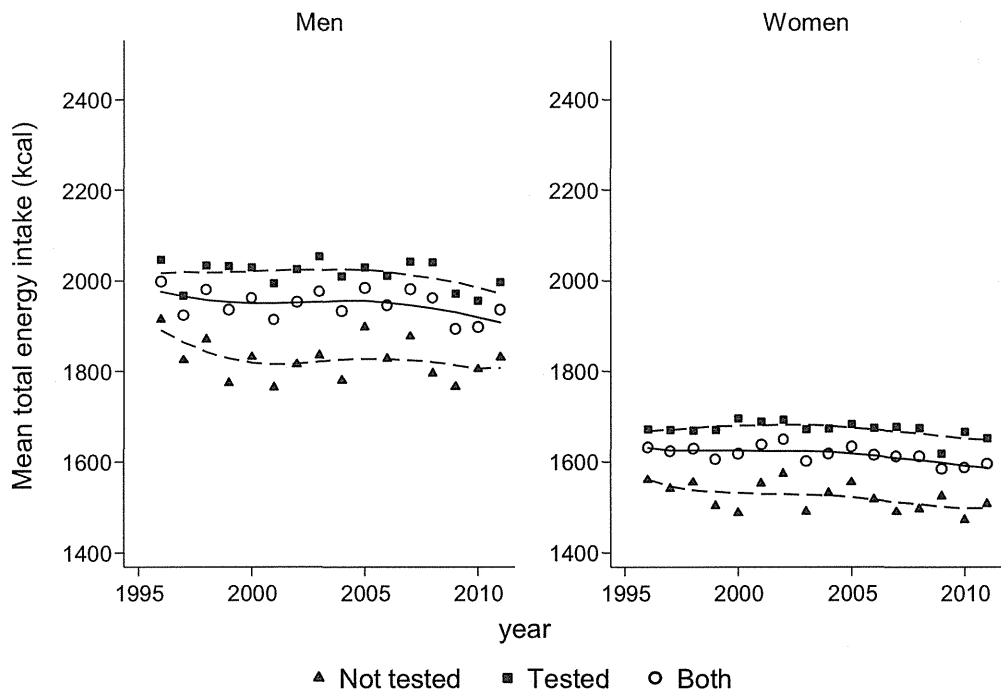


表 1. 分析対象者数（カッコ内の数値は血液検査実施者の％）

性別	調査年	合計*注)	20～29 歳	30～39 歳	40～49 歳	50～59 歳	60～69 歳	70 歳以上
男性	1995	3,672 (46.6)	790 (36.6)	928 (47.0)	1,057 (45.7)	897 (56.0)	0	0
	1996	4,247 (52.1)	0	806 (41.9)	1,029 (47.9)	919 (46.9)	879 (63.6)	614 (63.8)
	1997	4,769 (52.8)	772 (32.3)	694 (47.4)	963 (48.0)	955 (52.9)	781 (70.8)	604 (69.5)
	1998	5,069 (52.2)	741 (37.5)	829 (46.3)	960 (46.4)	959 (50.9)	903 (66.3)	677 (66.6)
	1999	4,582 (45.0)	693 (25.3)	736 (37.4)	794 (39.9)	942 (41.7)	787 (64.4)	630 (62.7)
	2000	4,513 (50.7)	676 (30.9)	688 (41.0)	770 (43.9)	913 (52.2)	828 (68.0)	638 (65.5)
	2001	4,507 (47.3)	587 (26.9)	702 (34.6)	798 (45.9)	930 (43.7)	804 (64.1)	686 (64.9)
	2002	4,278 (49.8)	540 (27.2)	657 (38.5)	677 (43.6)	891 (47.5)	801 (67.7)	712 (65.9)
	2003	4,172 (49.9)	516 (31.0)	671 (38.9)	643 (42.0)	816 (48.9)	771 (65.8)	755 (64.2)
	2004	3,213 (47.1)	353 (32.6)	525 (33.0)	480 (34.8)	649 (43.0)	630 (62.5)	576 (66.8)
	2005	3,350 (45.8)	399 (29.3)	507 (31.0)	500 (35.0)	623 (40.6)	648 (60.2)	673 (65.5)
	2006	3,504 (49.1)	367 (30.8)	583 (36.2)	519 (39.7)	702 (49.3)	616 (62.0)	717 (64.7)
	2007	3,328 (48.2)	304 (28.9)	540 (36.9)	537 (38.9)	587 (44.3)	664 (61.3)	696 (63.5)
2008	3,506 (50.7)	337 (29.1)	476 (36.8)	497 (36.6)	614 (46.3)	754 (63.5)	828 (67.6)	
2009	3,358 (50.4)	297 (29.6)	500 (39.4)	539 (43.0)	602 (47.5)	690 (63.0)	730 (62.3)	
2010	3,333 (46.7)	310 (23.5)	506 (31.4)	517 (33.8)	541 (46.4)	726 (61.8)	733 (61.1)	
2011	3,085 (46.2)	259 (26.6)	479 (37.6)	480 (31.0)	521 (39.5)	600 (58.3)	746 (63.1)	
女性	1995	4,122 (68.6)	942 (53.8)	982 (71.3)	1,159 (71.7)	1,039 (75.9)	0	0
	1996	4,865 (70.8)	0	873 (67.6)	1,118 (71.2)	1,036 (71.2)	1,000 (78.2)	838 (64.1)
	1997	5,637 (68.2)	927 (48.0)	794 (72.4)	1,066 (68.8)	1,064 (74.8)	863 (81.3)	923 (64.2)
	1998	5,851 (67.9)	817 (50.9)	931 (70.5)	1,040 (65.5)	1,112 (74.3)	982 (77.0)	969 (65.9)
	1999	5,382 (60.0)	838 (43.1)	808 (61.0)	876 (58.9)	1,011 (62.7)	946 (71.6)	903 (60.9)
	2000	5,163 (64.0)	692 (40.5)	787 (63.7)	874 (65.7)	1,050 (71.4)	854 (74.2)	906 (62.4)
	2001	5,318 (63.7)	695 (42.0)	843 (62.0)	868 (68.2)	1,033 (66.2)	912 (75.8)	967 (62.7)
	2002	4,995 (63.7)	608 (41.0)	723 (62.5)	743 (63.3)	996 (69.4)	885 (75.0)	1,040 (63.1)
	2003	4,792 (65.8)	552 (43.7)	722 (63.3)	688 (68.5)	914 (71.7)	871 (78.6)	1,045 (61.5)
	2004	3,823 (61.3)	450 (41.3)	599 (57.9)	565 (60.4)	725 (66.8)	737 (71.4)	747 (61.4)
	2005	3,911 (58.5)	404 (38.1)	545 (52.5)	590 (55.4)	723 (62.0)	778 (68.8)	871 (61.9)
	2006	4,084 (61.8)	413 (40.0)	671 (58.3)	582 (61.7)	781 (66.3)	723 (72.2)	914 (62.4)

性別	調査年	合計*注)	20～29 歳	30～39 歳	40～49 歳	50～59 歳	60～69 歳	70 歳以上
女性	2007	3,881 (61.0)	361 (31.9)	661 (58.7)	570 (60.7)	681 (65.5)	762 (68.1)	846 (65.5)
	2008	4,135 (62.4)	366 (38.3)	568 (59.3)	539 (58.3)	754 (65.4)	860 (71.3)	1,048 (65.1)
	2009	4,018 (62.6)	362 (37.8)	579 (56.8)	596 (62.4)	651 (68.5)	815 (70.6)	1,015 (64.8)
	2010	3,891 (57.6)	339 (30.4)	576 (55.6)	559 (54.2)	627 (62.2)	831 (67.1)	959 (59.0)
	2011	3,668 (55.9)	328 (37.5)	525 (51.6)	558 (48.4)	555 (58.7)	749 (64.8)	953 (60.5)

*注) 1995 年は 20～59 歳、1996 年は 30 歳以上

表 2. 2011 年国民健康・栄養調査における血液検査の有無による 1 日 1 人当たり総エネルギー摂取量と二群間の差（カッコ内の値は 95%信頼区間）

性別	年齢	血液検査非実施者	血液検査実施者	血液検査実施者－血液検査非実施者	P 値
男性	20 歳以上	2,030.2 (2,004.3 , 2,056.2)	2,128.5 (2,093.9 , 2,163.0)	98.2 (57.6 , 138.8)	<0.001
	20～29 歳	2,122.6 (2,026.1 , 2,219.1)	2,172.1 (2,014.2 , 2,330.1)	49.6 (-119.5 , 218.6)	0.559
	30～39 歳	2,062.5 (1,987.5 , 2,137.5)	2,208.0 (2,100.4 , 2,315.6)	145.5 (11.8 , 279.3)	0.034
	40～49 歳	2,023.4 (1,962.1 , 2,084.8)	2,237.4 (2,149.8 , 2,325.0)	214.0 (116.3 , 311.6)	<0.001
	50～59 歳	2,085.4 (2,029.3 , 2,141.4)	2,168.7 (2,103.4 , 2,234.0)	83.3 (-2.1 , 168.7)	0.056
	60～69 歳	2,080.2 (2,022.3 , 2,138.0)	2,185.2 (2,124.9 , 2,245.5)	105.0 (14.8 , 195.3)	0.023
	70 歳以上	1,831.1 (1,764.2 , 1,898.0)	1,997.4 (1,952.3 , 2,042.5)	166.3 (85.6 , 247.1)	<0.001
女性	20 歳以上	1,589.4 (1,561.0 , 1,617.9)	1,704.2 (1,686.2 , 1,722.2)	114.8 (83.9 , 145.7)	<0.001
	20～29 歳	1,550.7 (1,484.2 , 1,617.3)	1,668.0 (1,574.0 , 1,761.9)	117.2 (-1.4 , 235.8)	0.053
	30～39 歳	1,575.1 (1,520.1 , 1,630.1)	1,721.5 (1,672.9 , 1,770.0)	146.3 (78.3 , 214.3)	<0.001
	40～49 歳	1,639.2 (1,583.0 , 1,695.4)	1,699.0 (1,647.1 , 1,751.0)	59.8 (-17.1 , 136.8)	0.125
	50～59 歳	1,663.6 (1,611.4 , 1,715.9)	1,769.6 (1,727.9 , 1,811.3)	106.0 (39.8 , 172.2)	0.002
	60～69 歳	1,631.4 (1,575.6 , 1,687.2)	1,724.7 (1,689.1 , 1,760.2)	93.3 (32.6 , 154.0)	0.003
	70 歳以上	1,507.4 (1,461.5 , 1,553.2)	1,652.2 (1,618.1 , 1,686.4)	144.8 (97.7 , 192.0)	<0.001

表 3. 総エネルギー摂取量に対する多重回帰分析による「血液検査結果あり」の回帰係数（カッコ内の数値は 95%信頼区間）*注）

年齢階級	男性	女性
20～29 歳	130.7 (98.2 , 163.3)	61.6 (40.0 , 83.2)
30～39 歳	168.6 (143.4 , 193.9)	83.0 (65.3 , 100.6)
40～49 歳	147.1 (124.7 , 169.4)	85.2 (68.1 , 102.3)
50～59 歳	120.0 (99.5 , 140.4)	81.6 (65.0 , 98.2)
60～69 歳	128.4 (107.0 , 149.8)	104.6 (87.0 , 122.3)
70 歳以上	149.6 (128.4 , 170.7)	103.7 (88.2 , 119.2)

*注) 年齢、世帯人員数、調査年で調整

分担研究報告書

平成 25 年度厚生労働科学研究費補助金

日本人の健康・栄養状態のモニタリングを目的とした国民健康・栄養調査のあり方に関する研究

国民健康・栄養調査結果を用いたアルコール摂取量推移の検討

研究代表者 西 信雄 (国立健康・栄養研究所国際産学連携センター)
研究分担者 奥田 奈賀子 (同 栄養疫学研究部)
研究協力者 坪田 恵 (同 国際産学連携センター)

研究要旨

アルコール摂取は、様々な生活習慣病の要因として重要である。本邦におけるアルコール摂取関連の統計としては、これまで国税庁による酒類販売量統計が主たる統計量として報告されてきていた。しかし、性別、年齢別といった健康との関連において重要な統計量は得られていない。本研究は、1995年以降の国民健康・栄養調査における総エネルギー摂取量及び3大栄養素摂取量を用いて、個人のアルコール摂取量の推計を行い、性・年齢階級別アルコール摂取量の推移を検討することを目的とした。1995-2011年の国民栄養調査、国民健康・栄養調査結果において血液検査・栄養摂取状況調査の両方を持つ20歳-79歳までの男女77,936人(男性31,021人、女性46,915人)を分析対象としたところ、40-50歳代の1日あたり平均アルコール摂取量は男性で20-25g、女性で5-7g程度であったと推定された。全体として男女ともに増加傾向にあることが推測され、特にその傾向は60歳代以降の男性と70歳代を除く女性で明瞭に観察された。

国民健康・栄養調査ではアルコール摂取量は集計されていないが、今後は集計し保健医療施策に活用することが望ましいと考えられた。

A. 研究目的

アルコール摂取は、様々な生活習慣病の要因として重要である。アルコール摂取量と疾患発症の関連では循環器や糖尿病においてU字型のリスクを示すことが言われている一方、過剰摂取による影響は、これまで高血圧、脂質異常症、肝疾患、膵疾患、がん、アルコール依存症、精神疾患など種々の疾患リスクとの関連が報告されている。

本邦におけるアルコール摂取量の統計としては、これまで国税庁による酒類販売量統計が主たる統計量として報告されてきていた。しかし、これは全国あるいは都道府県別の集計であり、性別、年齢別といった健康との関連において重要な統計量は不明である。

1995年に国民健康・栄養調査の食物摂取状況調査に世帯按分法が導入され、個人ご

とのアルコール摂取量の計算が可能となったが、今まで集計されたことはない。

本研究は、国民健康・栄養調査における総エネルギー摂取量及び3大栄養素摂取量から、アルコール摂取量の推計を行い、1995年以降の性・年齢階級別アルコール摂取量の推移を検討することを目的とした。

B. 研究方法

1995-2011年に実施された17年分の国民栄養調査、国民健康・栄養調査における2次利用データを使用した。血液検査を実施し、食物摂取状況調査に回答した者のうち、20歳-79歳までの男女77,936人(男性31,021人、女性46,915人)を分析対象とした。なお、1995年には60歳までの男女が、1996年には30歳以上の男女が血液検査の対象となった関係から、60歳代においては、1996年から、20-29歳においては1996年を欠損とし、データを集計した。

食物摂取状況調査では11月中の1日を調査対象とし、調査対象者はアルコール飲料を含むすべての食べ物、飲み物について食品名と摂取量を秤量結果または目安量として記録し調査員に報告した。栄養調査結果の集計には、2000年までは4訂版日本食品標準成分表が、2001年以降は5訂正版日本食品標準成分表が使用された。

推定アルコール摂取量はアットウォーターのエネルギー係数を用いて以下の式より求めた：

推定アルコール摂取量 (g) = {(総エネルギー(kcal)) - (炭水化物×4) + (脂質×9) + (たんぱく質×4)} ÷ 7.1

なお、食品成分表では個々の食品のエネルギー量は、アットウォーター係数または特定の食品に適用するエネルギー係数を用いて算出されているが、本2次利用データには個々の食品摂取情報としての栄養調査結果が含まれないため、個人ごとの3大栄養素摂取量に一律にアットウォーター係数を適用してアルコール摂取量を推定した。

また、2000年11月、4訂から5訂への日本食品標準成分表の切替えが行われた影響を勘み、1995-2000年のエネルギー摂取量、および脂質摂取量、炭水化物摂取量、たんぱく質摂取量のデータについては、4訂成分表と5訂成分表による摂取量の差異を比較した報告¹⁾を基に5訂成分表を用いて集計した場合に補正した値を使用した。

(倫理面への配慮)

国民健康・栄養調査のデータについては、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。

表1. 本研究の対象者数 (性年齢階級別)

年齢階級 (歳)	1995- 1999	2000- 2004	2005- 2009	2010- 2011
男性				
20-29	991	789	504	142
30-39	1762	1212	939	339
40-49	2200	1436	1004	324
50-59	2319	1984	1429	457
60-69	2218	2521	2093	799
70-79	1338	1753	1806	662
女性				
20-29	1729	1248	711	226
30-39	3014	2280	1731	591
40-49	3557	2448	1718	573
50-59	3783	3264	2351	716
60-69	2917	3200	2764	1043
70-79	1795	2241	2201	814

C. 研究結果

各年次別対象者分布を表1に示す。2010-11年については2年分であるものの、対象者数は年々減ってきており、特に若年においてその減少は顕著である。

性・年齢階級別 推定アルコール平均摂取量 (g/日) の年次推移を図1に、性・年齢階級別5年毎の推移を図2に示す。この男性においては、特に60歳代で顕著な摂取量の増加が認められた。一方女性においては、どの年齢階級においても年次を経るごとに増加が認められ、中でも20歳代-50歳代において摂取量の増加が明らかとなった。

D. 考察

国民健康・栄養調査結果より個人の総エネルギー量および3大栄養素摂取量よりアルコール摂取量を推定することができた。年次推移では、男女ともにアルコール摂取量の増加が認められた。特に男性の高年齢、女性全般で非常に顕著な増加が観察された。

国税庁による酒類販売量統計では性・年齢階級別のアルコール摂取量の把握はできず²⁾、また国民健康・栄養調査の飲酒習慣に関する質問(生活習慣調査票)では飲酒習慣のある者の頻度は調査されているが、アルコール摂取量の量的評価はできていない。今回の結果から、日本人全体においてはアルコール摂取量は増加傾向にある可能性があること、男性で最もアルコール摂取量の多い年代が、中年期より高齢の年代に移っていること、女性における全年齢での増加傾向が観察された。これらは、退職年齢の後期化や女性の社会進出など社会経済

的因子の影響を多分に受けている可能性がある。社会経済的因子が健康状態に及ぼす影響は今後重点的に検討すべき課題であり、社会経済的因子が大きく影響する栄養因子としてアルコール摂取量の把握は重要性が高いと考える。

本研究の限界として、アルコール摂取量の推定にアットウォーターのエネルギー係数を一律に用いたことがあげられる。その結果、推定アルコール摂取量として負の値が計算される場合もあった。また、食品成分表変更の影響も慎重に考慮する必要がある。本研究では、2001年実施の調査分より5訂日本食品標準成分表に切替えられた影響を鑑み、4訂・5訂成分表による摂取量の差異を比較した報告より補正を行ったものの、4訂・5訂間において収載されていた食品数の大幅な差や集計法の変更等の影響は、十分に制御されたとは言い難いかもしれない。1990年代後半に日本人の一般集団を対象に実施された高度に標準化された栄養疫学調査結果(INTERMAP研究)で示された平均アルコール摂取量は、本研究で算出されたアルコール摂取量と近い数値であり、一定の推計が可能であったと推察された³⁾。以上より、本研究はそれらの点を留意したうえで解釈される必要はあるが、トレンドとしての推移に一定の方向を示す点では、大幅な影響はないと考えられる。

E. 結論

特に、女性における、近年のアルコール摂取量増加傾向など、今までの公表データには存在しない生活習慣病対策上重要な推計を示すことができた。

今までの国民健康・栄養調査ではアルコール摂取量は集計されていないが、今後は集計し保健医療施策に活用することが望ましいと考えられた。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

参考文献

1) 吉池信男.地域における健康・栄養調査の進め方.厚生労働科学研究費補助金健康科学総合研究事業「健康日本21」における栄養・食生活プログラムの評価手法に関する研究(研究代表者:田中平三)平成15年度分担研究報告書 2003;82-89.

2) 国税庁課税部酒税課. 酒類販売(消費)数量の推移.

<http://www.nta.go.jp/shiraberu/senmonjoho/sake/shiori-gaikyo/shiori/2000/siori.htm>

(2014年3月5日閲覧)

3) J Stamler, P Elliott and Q Chan for the INTERMAP Research Group. INTERMAP Appendix Tables, Tables of Contents (Tables A). Journal of Human Hypertension (2003) 17, 665-758.