

表5 自己申告野菜料理皿数群別 単独料理・複合的な料理別摂取品数 (品/日/人)

自己申告 野菜料理皿数	人数	単 独 料 理				複 合 的 な 料 理					
		平均 摂取品数 (品/日/人)	共分散分析 [†]			平均 摂取品数 (品/日/人)	共分散分析 [†]				
			調整平均 摂取品数 (品/日/人)	群間差の 検定 [‡] (p 値)	傾向性の 検定 [§] (p 値)		調整平均 摂取品数 (品/日/人)	群間差の 検定 [‡] (p 値)	傾向性の 検定 [§] (p 値)		
男	ほとんど食べない	13	0.23	0.23				1.35	1.48		
性	1～2皿	88	0.96	0.96	<0.001	<0.001		1.27	1.25	0.048	0.36
	3～4皿	46	1.24	1.25			1.62	1.62			
	5～6皿	18	1.83	1.83			1.67	1.63			
女	ほとんど食べない	5	0.20	0.25				1.10	1.13		
性	1～2皿	104	1.14	1.17	<0.001	<0.001		1.29	1.32	0.78	0.46
	3～4皿	70	1.58	1.56			1.44	1.42			
	5～6皿	40	1.79	1.74			1.40	1.37			

[†] 調整変数は年齢、世帯収入、エネルギー摂取量を投入した。エネルギー摂取量は2日間の食事記録より算出された平均値を用いた。

[‡] 共分散分析による4群間の調整平均値の一様性の検定。

[§] 調整平均値を用いた傾向性の検定。

り毎の野菜料理摂取品数 (品/日/人) を表4に示した。男性では、自己申告野菜料理皿数4群間で1 SV 区分、1.5 SV 区分の野菜料理摂取品数に有意差が見られた ($p=0.014$, <0.001)。傾向性の検定においても有意差が見られ、自己申告野菜料理皿数が多くなるにつれて、野菜料理摂取品数が増加する傾向が見られた ($p=0.006$, 0.001)。

女性では、自己申告野菜料理皿数4群間と有意差が見られたのは1 SV 区分のみで ($p=0.006$)、ほとんど食べない以外では、1 SV 区分の野菜料理を1品/日/人以上食べており、傾向性の検定の結果においても有意差が見られた ($p=0.012$)。

4. 自己申告野菜料理皿数群別の単独料理・複合的な料理別摂取品数 (表5)

男女共に、自己申告野菜料理皿数4群間で単独料理摂取品数 (品/日/人) に有意差が見られた (男女共に $p<0.001$)。女性では、調整変数を投入すると、ほとんど食べない、1～2皿の者の単独料理摂取品数の調整平均値は0.25品/日/人、1.17品/日/と多くなった。さらに、男女共に傾向性の検定でも有意差が見られ、自己申告野菜料理皿数が多くなるにつれて、単独料理摂取品数も増加する直線的傾向が認められた (男女共に $p<0.001$)。

一方、自己申告野菜料理皿数4群間と複合的な料理の摂取品数は、男性のみ有意差が見られたが ($p=0.048$)、傾向性の検定では有意差は見られなかった ($p=0.36$)。

5. 単独料理、複合的な料理の料理カテゴリー別出現割合 (表6)

自己申告野菜料理皿数4群別に、対象者全員の単独料理及び複合的な料理の2日間の野菜料理総出現数、出現

料理カテゴリー数、料理カテゴリー別出現割合を表6に示した。例えば、男性のほとんど食べないでは、対象者13名全員の2日間の野菜料理総出現数は6品であり、出現したカテゴリー数は5種であることを示している。料理カテゴリー別出現割合は、単独料理は11種中出現割合が高かった上位5種を、複合的な料理は全3種を上位順に示した。

男性の単独料理では、ほとんど食べない以外の自己申告野菜料理皿数群では、「サラダ・生野菜」の出現割合が最も多く26.3～42.0%だった。また、5～6皿では、「煮物」、「和え物」、「炒めもの」が上位を占めたが、1～2皿、3～4皿では「サラダ・生野菜」以外では、5～6皿では出現していない「漬物」、「汁物」、「野菜ジュース」が出現していた。一方、ほとんど食べないでは「汁物」が33.4%と最も多く出現しており、「茹で・蒸し物」、「漬物」、「付け合せ」と「野菜ジュース」が16.7%と続き、その他のカテゴリーは出現しなかった。

複合的な料理では、ほとんど食べない以外の自己申告野菜料理皿数群では、肉野菜炒め、酢豚といったおかずとして食べている料理が多く該当する「主菜・副菜」が最も多く出現しており、5～6皿では68.4%だった。ほとんど食べないでは、カレーライスや焼きそばといった丼、皿物料理が多く該当する「主食・主菜・副菜」が54.3%と最も多かった。

女性では、単独料理は全ての自己申告野菜料理皿数群で、「サラダ・生野菜」の出現割合が27.6～50.0%と最も多かった。また、ほとんど食べない以外の自己申告野菜料理皿数群では、11種全てのカテゴリーが出現していたが、ほとんど食べないでは、「サラダ・生野菜」、「汁

表6 自己申告野菜料理皿数群別 料理カテゴリー別出現割合†

料理区分	自己申告野菜料理皿数				
	ほとんど食べない (13名)	1～2皿 (88名)	3～4皿 (46名)	5～6皿 (18名)	
単独料理性	2日間の野菜料理総出現数	6品	169品	114品	66品
	出現料理カテゴリー数‡	5種	11種	10種	11種
	料理カテゴリー名§	汁物 (33.4)	サラダ・生野菜 (42.0)	サラダ・生野菜 (26.3)	サラダ・生野菜 (31.8)
		茹で・蒸し物 (16.7)	漬物 (11.2)	和え物 (15.8)	煮物 (16.7)
漬物 (16.7)		和え物 (9.5)	汁物 (14.9)	和え物 (12.1)	
付け合せ (16.7)		野菜ジュース (9.5)	漬物 (10.5)	炒め物 (12.1)	
	野菜ジュース (16.7)	炒め物 (5.9)	野菜ジュース (7.9)	茹で・蒸し物 (7.9)	
		汁物 (5.9)		付け合せ (7.9)	
複合的な料理	2日間の野菜料理総出現数	35品	224品	149品	60品
	料理カテゴリー名§	主食・主菜・副菜 (54.3)	主菜・副菜 (54.9)	主菜・副菜 (56.4)	主菜・副菜 (68.4)
		主菜・副菜 (45.7)	主食・主菜・副菜 (41.1)	主食・主菜・副菜 (40.9)	主食・主菜・副菜 (30.0)
主食・副菜 (0.0)		主食・副菜 (4.0)	主食・副菜 (2.7)	主食・副菜 (1.6)	

料理区分	自己申告野菜料理皿数				
	ほとんど食べない (5名)	1～2皿 (104名)	3～4皿 (70名)	5～6皿 (40名)	
単独料理性	2日間の野菜料理総出現数	2品	237品	221品	143品
	出現料理カテゴリー数‡	2種	11種	11種	11種
	料理カテゴリー名§	サラダ・生野菜 (50.0)	サラダ・生野菜 (36.3)	サラダ・生野菜 (27.6)	サラダ・生野菜 (29.4)
		汁物 (50.0)	汁物 (18.6)	炒め物 (12.2)	漬物 (14.0)
		煮物 (9.3)	汁物 (11.8)	和え物 (13.3)	
		付け合せ (8.0)	和え物 (10.9)	汁物 (12.6)	
		和え物 (7.6)	漬物 (8.6)	炒め物 (10.5)	
		漬物 (7.6)			
複合的な料理	2日間の野菜料理総出現数	11品	269品	202品	112品
	料理カテゴリー名§	主菜・副菜 (63.7)	主菜・副菜 (53.1)	主菜・副菜 (63.4)	主菜・副菜 (51.8)
		主食・主菜・副菜 (36.4)	主食・主菜・副菜 (39.1)	主食・主菜・副菜 (34.6)	主食・主菜・副菜 (42.0)
主食・副菜 (0.0)		主食・副菜 (7.8)	主食・副菜 (2.0)	主食・副菜 (6.2)	

† 自己申告野菜料理皿数群別に、単独料理は11種中出現割合が高い料理カテゴリー上位5種を、複合的な料理は全3種を示した。

‡ 料理カテゴリーは、表1の単独料理11種、複合的な料理3種の分類を用いた。

§ 料理カテゴリー名 (野菜料理総出現数に対する出現割合%)

物」の2種しか出現しなかった。複合的な料理は全ての自己申告野菜料理皿数群で「主菜・副菜」が最も多く、半数以上を占めており、男性ほど自己申告野菜料理皿数群別の違いが見られなかった。

IV. 考 察

本研究は、壮中年期において野菜摂取量を簡便に把握する指標としての妥当性が示唆された自己申告野菜料理皿数¹³⁾と、食事記録のデータを用いて得られた野菜料理SV数、ならびに野菜摂取SVカテゴリー毎の野菜料理摂取品数及び野菜料理の種類に関連を検討した。その結果、自己申告野菜料理皿数群別に1人1日当りに食べてい

る野菜料理SV数、野菜摂取SVカテゴリー毎の野菜料理摂取品数、野菜料理の種類に違いが認められた。

米国における5-A-Day Programの取組みにおいては、野菜摂取量が増加した²²⁾という成果が報告されているが、実際に食べている野菜料理1皿が、どのくらいのサイズでどのような料理であるかの検討は行われていなかった。国内の研究では、野菜摂取頻度の回答と、野菜の食べ方(朝食に野菜料理があるか等3項目)の回答から野菜スコアを求め、そのスコアが高いほど野菜摂取量が多いと報告²³⁾していたが、野菜料理1皿のサイズや種類については検討されておらず、検証時期もやや古かった。一方、料理データベースの整備を目的とした先行研究のなかで^{24,25)}、単独料理、重複料理別に副菜料理1皿

がどのくらいのサイズであるかが検討されているが、単独料理、重複料理をさらに細かく分類した野菜料理別の出現数は検討されていなかった。

このように、野菜摂取量及び野菜料理に着目した多くの先行研究はあるものの、本人の摂取量に関する主観的評価と、食事記録から得られた実際に食べている野菜料理に着目した検討を行った報告は、著者らが知る限り見られない。本研究の結果は、「1日に野菜料理を5～6皿食べる」という行動目標の達成を促すための、より具体的な推奨内容を示唆するものと考えられる。

1. 自己申告野菜料理皿数群別の野菜料理 SV 数及び野菜摂取 SV カテゴリー毎の野菜料理摂取品数について

男女共に自己申告野菜料理皿数4群間と野菜料理 SV 数、傾向性の検討共に有意差が見られ、自己申告野菜料理皿数が多くなるほど、野菜料理 SV 数が増加する、直線的傾向性が確認できた。女性では、調整変数を投入すると、ほとんど食べない、1～2皿の調整平均値が多くなった。これは、表2に示したとおり、自己申告野菜料理皿数間と年齢に有意差が見られ、ほとんど食べない、1～2皿の者の平均年齢が若かったことから、年齢が影響している可能性が考えられる。また、自己申告野菜料理皿数間と世帯収入に有意差が見られており、世帯収入は野菜摂取量と関連することが報告されている^{9,26,27)}ため、世帯収入による影響も考えられる。

次に自己申告野菜料理皿数群別の、野菜摂取 SV カテゴリー毎の野菜料理摂取品数を見ると、男女共に1 SV 区分の野菜料理摂取品数はほとんど食べない以外の皿数で1品/日/人以上だった。前述した料理データベースの整備を目的とした先行研究²⁴⁾においては、女子大生とその両親544人の食事記録2,877日分、延べ42,508品目の料理についてクラスター分析を用いて11パターンに分類している。その中で副菜型の野菜、茸、海藻類の1皿の合計重量は約70gであった。さらに、フードガイド(仮称)検討委員会報告書¹⁶⁾で副菜料理のうち野菜料理として示されている24料理中20品は1 SV サイズであったことから、1 SV 区分の野菜料理が男女共に最も多く食べられており、且つ食べやすいサイズであると考えられる。

以上のことから、「1日に野菜料理を5～6皿食べる」という行動目標達成のためには、0.5 SV 区分やそれ以下のサイズの野菜料理も含めて、350gの野菜摂取を目指すのではなく、自己申告野菜料理皿数が多い者が多く食べており、1皿と数え、把握しやすい1 SV 区分に該当するような、一料理で一定量とれる野菜料理を中心に食べることを推奨する方法も考えられる。

2. 自己申告野菜料理皿数群別の野菜料理の種類について

単独料理摂取品数は、男女共に自己申告野菜料理皿数の多い者の方が有意に多かった。また、自己申告野菜料理皿数が多い者ほど、野菜料理全体の摂取品数は多くなり、単独料理が占める割合は、5～6皿では、男性51.4%、女性56.1%と半数以上を占めた。一方で、ほとんど食べないでは、野菜料理全体の摂取品数が少なく、さらに単独料理が占める割合が、男性17.0%、女性15.4%と2割にも満たないという特徴が見られた。以上より、野菜摂取量増加のためには、単独料理として野菜料理を食べることの必要性が示唆される。

次に単独料理のカテゴリー別出現割合を見ると、男性では、ほとんど食べない以外全ての野菜料理皿数群、女性では全ての野菜料理皿数群で「サラダ・生野菜」が最も出現割合が高かった。長期縦断疫学研究において収集された3日間の食事調査データを食事バランスガイドの料理区分に沿って594料理に整理し、各料理の平均摂取量の目安(SV)と栄養素等推定値を算出し、料理データベース作成をした先行研究²⁸⁾においても、副菜料理の中での出現頻度は「サラダ・生野菜」が多かったことと一致する。「サラダ・生野菜」は家庭での食事のみならず、外食や惣菜店等でも購入しやすく、和食、洋食等様々な料理との組み合わせが可能なることから出現割合が高くなったと考える。5～6皿では、「サラダ・生野菜」に続いて、「煮物」、「和え物」、「炒め物」が多く出現した。これらは自宅で調理する際には、加熱処理が加わるもので、調理スキルや調理時間が伴ってくる。外食の際にも和食の定食や単品料理を追加選択するなど意識しなければ摂取しづらいと考えられる。一方、ほとんど食べないでは、男性では11種のカテゴリー中5種、女性では2種しか出現しておらず、他の野菜料理皿数と比べて野菜料理の多様性が乏しいことがうかがえた。

次に、複合的な料理の出現割合を見ると、男性はほとんど食べない以外全ての野菜料理皿数群で、「主菜・副菜」の出現割合が最も高かった。さらに、卵とじスープや豚汁、生野菜に魚介類やチーズをトッピングしたサラダなど、主菜が0.5 SV で構成される料理の出現が、自己申告野菜料理皿数が多いほど多かった。これらの料理は、野菜料理にアクセントを加える、野菜をより美味しく食べるために一工夫された野菜中心の料理と考えることができ、複合的な料理の中でも野菜を意識して食べられている可能性が高い料理と考えられる。一方、ほとんど食べないのみ、「主食・主菜・副菜」が最も多く出現した。この「主食・主菜・副菜」には表1に示したように、井、

皿物料理が多く該当する。これらは単品料理として簡単に食事を済ませることができ、野菜を摂取する意識で食べているのではなく、食事をした結果、料理の中に野菜が含まれていたものだと考えられる。

3. 本研究の限界及び今後の課題

本研究の限界を4点述べる。1点目は対象者と対象地域の限界である。本調査の対象地域は埼玉県都市部の特徴を示す4市に限られている。そのため日本人の同年齢全体の代表集団とは言えない。

2点目に、自己申告野菜料理皿数の過小及び過大申告の可能性を否定できない。回答は自己申告のため、野菜料理皿数の評価は対象者の主観的判断による要素が大きく、先行研究でも示されているように、心理的特性²⁹⁾や、野菜料理の認識違い³⁰⁾によって、過小及び過大申告の可能性があると考える。

3点目に、目安量法による食事記録法を用いた点である。目安量法は、秤量法と比較して簡便であるが、一般的に誤差が大きいとされている³¹⁾。そこで、実物大のカラー写真を用意する、外食及び調理済み食品を利用した際には、店名やメニュー名、商品名を食事記録票に記載してもらうことで、回収後に重量を調べることができるように配慮した。しかし、一部料理については、標準的な食材料や重量を解析に用いているため、真の値とずれている可能性があることは否定できない。

4点目に食事調査の実施日が一季節の、平日2日間であることがあげられる。日本人成人対象の先行研究において、野菜類で強い季節間変動が観察されている³²⁾。また、平日と休日では、食事にかかる時間や外食回数が異なり、食べている野菜料理の種類が違うことが考えられる。そのため、一季節の平日2日間の食事調査のみでは、習慣的な野菜料理の出現状況を反映できていない可能性がある。

以上のような限界はあるものの、本研究の結果から、野菜摂取量増加のためには、「1日350g」や「1日に5～6皿食べる」といった野菜摂取の総量に関する知識の普及に加えて、対象者自身が1皿と数え、把握しやすい、1SV区分に該当するような、一料理で一定量とれる野菜料理を推奨すること、さらに単独料理として食べる必要があること等、より具体的な食べ方の推奨が必要であることを示唆できた。このことは、今後自治体や企業等のポピュレーションアプローチにおいて、活用できるものとする。

V. 結 論

野菜摂取状況を簡便に把握する指標として利用可能性が示唆された、自己申告野菜料理皿数の4群別に、食事記録のデータから得られた野菜料理SV数、野菜摂取SVカテゴリ毎の野菜料理摂取品数、及び野菜料理の種類に違いが認められた。このことから、「1日に野菜料理を5～6皿食べる」という行動目標の実現のためには、野菜料理として1SV区分に該当するような料理単位で一定量が必要であり、単独料理として食べることの必要があること等、より具体的な食べ方の推奨が必要であることが示唆された。

謝 辞

本調査にご協力いただきました埼玉県在住の調査回答者の皆様に心より御礼申し上げます。また、ご指導いただきました国立保健医療科学院横山徹爾先生、藤井仁先生、石川みどり先生に深謝いたします。

利益相反

利益相反に該当する事項はない。

文 献

- 1) Harnack, L., Nicodemus, K., Jacobs, D.R.Jr., et al.: An evaluation of the Dietary Guidelines for Americans in relation to cancer occurrence, *Am. J. Clin. Nutr.*, **76**, 889-896 (2002)
- 2) Nunez-Cordoba, J.M., Alonso, A., Beunza, J.J., et al.: Role of vegetables and fruits in Mediterranean diets to prevent hypertension, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **63**, 605-612 (2009)
- 3) Gillman, M.W., Cupples, L.A., Gagnon, D., et al.: Protective effect of fruits and vegetables on development of stroke in men, *JAMA*, **273**, 1113-1117 (1995)
- 4) Fogli-Cawley, J.J., Dwyer, J.T., Saltzman, E., et al.: The 2005 Dietary Guidelines for Americans and risk of the metabolic syndrome, *Am. J. Clin. Nutr.*, **86**, 1193-1201 (2007)
- 5) Mozaffarian, D.D., Hao, T., Rimm, E.B., et al.: Changes in diet and lifestyle and long-term weight gain in women and men, *N. Engl. J. Med.*, **364**, 2392-2404 (2011)
- 6) 厚生労働省：21世紀における国民健康づくり運動（健康日本21）について報告書，http://www1.mhlw.go.jp/topics/kenko21_11/pdf/all.pdf，(2013年6月20日)
- 7) 厚生労働省：平成22年国民健康・栄養調査報告，<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/dl/h22-houkoku-01.pdf>，(2013年6月19日)
- 8) 厚生労働省：健康日本21（第2次）の推進に関する参考資料，<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/>

- kenkounippon21_02.pdf, (2013年6月19日)
- 9) 厚生労働省：平成23年国民健康・栄養調査結果の概要, <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002q1st-att/2r9852000002q1wo.pdf>, (2013年6月19日)
 - 10) 野菜等健康食生活協議会(財団法人食生活情報サービスセンター)：農林水産省 につぼん食育推進事業 副菜摂取改善対策事業 平成20年度野菜等健康食生活協議会企業・団体等摂取普及啓発検討小委員会報告書全国段階調査, pp. 18-20 (2009) 野菜等健康食生活協議会(財団法人食生活情報サービスセンター), 東京
 - 11) 健康・栄養情報研究会編：国民健康・栄養の現状—平成17年厚生労働省国民健康・栄養調査報告より—, pp. 210-212 (2008) 第一出版, 東京
 - 12) Schatzer, M., Rust, P., Elmalfa, L.: Fruit and vegetable intake in Austrian adults: intake frequency, serving size, reasons for and barriers to consumption, and potential for increasing consumption, *Public Health Nutr.*, **13**, 480-487 (2009)
 - 13) 小澤啓子, 武見ゆかり, 衛藤久美, 他：壮中年期において野菜摂取の行動変容ステージおよび野菜料理摂取皿数は野菜摂取量の指標となり得るか, *栄養学雑誌*, **71**, 97-111 (2013)
 - 14) 埼玉県：健康長寿埼玉プロジェクト, <http://www.pref.saitama.lg.jp/site/kenkochoju/>, (2013年6月19日)
 - 15) 埼玉県：平成23年度埼玉県民健康・栄養調査報告書及び共同研究報告書, <http://www.pref.saitama.lg.jp/uploaded/attachment/505961.pdf>, (2013年6月19日)
 - 16) 厚生労働省：農林水産省：食事バランスガイド—フードガイド(仮称)検討会報告書—, pp. 3-15 (2006) 第一出版, 東京
 - 17) 独立行政法人国立健康・栄養研究所：「食事しらべ2012」操作説明書, http://www0.nih.go.jp/eiken/chosa/SHOKU_MNL120824.pdf, (2013年10月17日)
 - 18) 武見ゆかり, 吉池信男編：「食事バランスガイド」を活用した栄養教育・食育実践マニュアル, p. 40 (2006) 第一出版, 東京
 - 19) 農林水産省：「食事バランスガイド」Q&A, http://www.maff.go.jp/j/balance_guide/b_use/pdf/qa_all_100812.pdf, (2013年9月6日)
 - 20) 磯田厚子, 足立己幸, 薄金孝子：食事パターンから食構成を探る [5] 副菜をめぐって, *食の科学*, **60**, 81-90 (1981)
 - 21) 高橋敦子, 安原安代, 松田康子編：調理学実習 基礎から応用(第6版), pp. 106-183 (2013) 女子栄養大学出版部, 東京
 - 22) Langenberg, P., Ballesteros, M., Feldman, R., et al.: Psychosocial factors and intervention-associated changes in those factors as correlates of change in fruit and vegetable consumption in the Maryland WIC 5 A DAY Promotion Program, *Ann. Behav. Med.*, **22**, 307-315 (2000)
 - 23) 池田順子, 東あかね, 永田久紀：食品群摂取頻度調査結果のスコア化による評価の妥当性について, *日本公衆衛生雑誌*, **42**, 829-842 (1995)
 - 24) 早瀬仁美, 久野真奈見, 松永泰子, 他：秤量記録法による食事調査データを用いた系統的分析に基づく料理分類の試み, *日本栄養・食糧学会誌*, **60**, 189-198 (2007)
 - 25) 久野真奈見, 早瀬仁美, 松永泰子, 他：料理中の栄養素及び食品構成による料理群分類方法の検討—クラスター分析による料理型との比較—, *栄養学雑誌*, **66**, 15-23 (2008)
 - 26) Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention: State-specific trends in fruit and vegetable consumption among adults—United States, 2000-2009, <http://www.cdc.gov/mmwr/pdf/wk/mm5935.pdf>, (2013年2月6日)
 - 27) Sathannopkano, W., Aekplakorn, W., Pradipasen, M.: Fruit and vegetable consumption and its recommended intake associated with sociodemographic factors: Thailand National Health Examination Survey III, *Public Health Nutr.*, **12**, 2192-2198 (2009)
 - 28) 今井具子, 大塚 礼, 加藤友紀, 他：食事バランスガイドの料理目安量(SV)情報を含む料理データベースを用いた「食事バランス調査」の妥当性の検討, *栄養学雑誌*, **67**, 301-309 (2009)
 - 29) Ma, J., Beets, N.M., Horacek, T., et al.: Assessing stages of change for fruit and vegetable intake in young adults: a combination of traditional staging algorithms and food-frequency questionnaires, *Health Educ. Res.*, **18**, 224-236 (2003)
 - 30) 荒牧礼子, 廣内智子, 佐藤 厚：日本食品標準成分表における野菜定義と喫食者における野菜認識の差異が野菜摂取量把握に及ぼす影響, *日本栄養・食糧学会誌*, **64**, 107-111 (2011)
 - 31) 伊達ちぐさ, 徳留裕子, 吉池信男編：食事調査マニュアルはじめの一歩から実践・応用まで, 改定2版, pp. 4-12 (2009) 南山堂, 東京
 - 32) Sasaki, S., Takahashi, T., Itoi, Y., et al.: Food and nutrient intakes assessed with dietary records for the validation study of a self-administered food frequency questionnaire in JPHC Study Cohort I, *J. Epidemiol.*, **13**, S23-S25 (2003)
- (受付：平成25年6月24日, 受理：平成25年10月24日)

Correlation between Self-reported Vegetable Dish Consumption and Dietary Record Data in Middle-aged Adults

Keiko Ozawa*¹, Yukari Takemi*¹, Kumi Eto*²,
and Hisako Tanaka*²

*¹Graduate School of Kagawa Nutrition University

*²Kagawa Nutrition University

ABSTRACT

Objective: We examined the relationship between self-reported vegetable dish consumption and the results of analysis on the amount, size, and type of vegetable dishes using dietary record data.

Methods: The questionnaire and 2 nonconsecutive day dietary record data of 384 subjects (165 men and 219 women) aged 30-50 years, living in Saitama, were analyzed. In particular, data on the number of vegetable dishes consumed per day were obtained. The number of servings and size vegetable dishes consumed was calculated from the dietary records by using the "Japanese Food Guide Spinning Top" serving size as reference, wherein 1 SV of vegetable dish was equivalent to 70 g of vegetables.

Then, the size of the vegetable dish was categorized into 4 segments. Furthermore, the dishes were classified into 11 kinds as a simple and three kinds of combined. All analyses were based on the self-reported number of vegetable dishes.

Results: A direct correlation was observed between the self-reported number of vegetable dishes and the number of servings of vegetable dishes for both men and women. Most subjects consumed 1 SV segment sized servings, and more than 1 dish comprising 1 SV segment per day, except for those who answered "Rarely eat vegetable dish." In addition, a direct correlation was observed between the self-reported number of vegetable dishes and the number of simple vegetable dishes consumed for both men and women.

Conclusion: These results suggest that vegetable intake can be increased by consuming vegetable dishes of 1 SV segments or consuming simple vegetable dishes rather than combined vegetables dishes.

Jpn. J. Nutr. Diet., 71 (6) 311~322 (2013)

Key words: self-reported number of vegetable dishes, vegetable intake, vegetable dishes, dish segmentation, middle-aged adults

たばこ税・価格の引き上げによるたばこ販売実績への影響

イトウ 伊藤 ゆり* ナカムラ 中村 正和²* マサカズ

目的 1998年にたばこ特別税が創設されて以来、2003年、2006年、2010年と過去3回のたばこ税・価格の引き上げが実施された。我が国におけるたばこ販売数量および販売代金に関する統計データの年次推移を用いて、過去のたばこ税・価格引き上げの影響を評価する。

方法 ①日本たばこ協会による紙巻たばこ統計データより、平成2年～平成22年度(1990～2010年)の年度別販売実績(数量および代金)をそれぞれ、Joinpoint Regression Modelに適用し、年次推移を分析した。また、過去3回のたばこ税・価格引き上げの影響を平野らの方法を用いて、たばこ価格引き上げ前の販売数量の減少(税・価格引き上げ以外の要因による減少)を考慮した上で、価格引き上げによる販売数量減少効果を推定した。

結果 Joinpoint Regression Modelにより、1998年度以降たばこ販売数量は減少に転じ、2005年度以降は年率平均5%で減少傾向にあることがわかった。また、2003年度、2006年度、2010年度のたばこ税・価格引き上げ年度における減少効果はそれぞれ-2.4%、-2.9%、-10.1%(震災影響の補正後)であり、価格弾力性はそれぞれ-0.30、-0.27、-0.28(同補正後)であった。2010年度の大値上げ時に販売数量の減少効果をもっとも大きくなった。一方、価格弾力性は2003年度、2006年度とほぼ同レベルで、税・価格を大幅にあげても販売代金および税収への影響は小さいことが示唆された。

結論 2010年度におけるたばこ税・価格の大幅引き上げは、たばこ販売数量を大きく減少させたが、価格弾力性は2003年度、2006年度とさほど変わらなかった。今後我が国における喫煙の被害を減少させるためにも、さらに大幅なたばこ価格の引き上げが必要であることが示唆された。

Key words : たばこ対策

I 緒 言

喫煙はがんをはじめとした非感染性疾患の最大の危険因子である^{1,2)}。WHOがたばこ規制枠組条約の批准国向けにたばこ対策の促進と進捗状況の公表を目的に2008年より定期的に発行している報告書^{3,4)}において、有効なたばこ対策の項目として、公共の場における無煙環境、禁煙支援、たばこの危険性に関する知識の普及(たばこパッケージにおける警告表示、マスメディアによる反たばこキャンペーン)、たばこ広告や販促活動等の禁止、たばこ税・価格の引き上げが掲げられている。中でも、たばこ税・価格の引き上げは他の方策と比べても喫煙

率の低下や禁煙の増加、喫煙開始の防止に効果的であることが報告されている^{3~5)}。

我が国においては、1998年にたばこ特別税が創設されて以来、2003年度に8%(売り上げの多いマイルドセブン系では一箱250円から270円)、2006年度に11%(同270円から300円)と小幅な値上げが実施された。2010年度においては、37%(同300円から410円)と過去最大の増税・価格引き上げであり、たばこ販売数量の減少効果が期待されている。一方、たばこ販売数量の減少による税収の減少を懸念する声もあるため、実際、2010年度のたばこ税・価格の引き上げがどの程度影響したかの効果を測定することは、たばこ対策の評価の上でも重要である。本資料において、我が国におけるたばこ販売数量および販売代金に関する統計データの年次推移を用いて、2010年度のたばこ税・価格引き上げの影響を過去の引き上げ時の影響とともに評価する。

* 大阪府立成人病センター がん予防情報センター

² 財団法人大阪府保健医療財団 大阪がん循環器病予防センター

連絡先：〒537-8511 大阪府大阪市東成区中道 1-3-3
大阪府立成人病センター がん予防情報センター
疫学予防課 研究員(生物統計研究職) 伊藤ゆり

II 研究方法

1. Joinpoint Regression Model による販売実績の動向の検討

㈱日本たばこ協会による紙巻たばこ統計データより、平成2年～平成22年度（1990～2010年）の年度別販売実績（数量および代金）をそれぞれ、Joinpoint Regression Modelに適用し、年次推移を分析した。Joinpoint Regression Modelは経年変化における変曲点（joinpoint）を並べ替え検定により見だし、変曲点間を区分的に回帰する手法である¹⁾。各区間における年平均変化率（Annual Percent Change: APC）を推定し、その変化率が0と比べて統計的に有意に差があるかどうかを評価することで、客観的に増減を判定することが可能である（有意水準5%）。Joinpoint Regression Modelを用いて、以下の式により年平均変化率を推定した。ここで、yは販売実績（数量、または代金）であり、xは各年度である。Joinpoint Regression Modelの分析には米国国立がん研究所より無償で提供されているJoinpoint Ver. 3.3を用いた⁶⁾。

$$\ln(y) = mx + b$$

$$APC = 100 * (\exp(m) - 1)$$

2. たばこ税・価格引き上げによる販売実績への影響の分析

2003年度、2006年度、2010年度の過去3回におけるたばこ税・価格引き上げ（2003年度：1本0.82円

の税の引き上げ、価格にして約20円の値上げ、2006年度：1本0.852円の税の引き上げ、価格にして約30円の値上げ、2010年度：1本3.5円の税の引き上げ、価格にして約110円の値上げ）による影響を推定するために、平野らの方法⁷⁾を用いて、たばこ価格引き上げ前の販売数量の減少（税・価格引き上げ以外の要因による減少：以下、自然減少と表記）を考慮した価格引き上げによる販売数量減少効果を推定した。平野らの方法は、自然減少の影響を除去するために、値上げまでの期間を回帰直線で当てはめ、値上げ後の年度の販売数量と回帰式による予測販売数量の差を値上げの効果による減少としている。つまりこの回帰式による予測値は、たばこ販売数量が自然に減少した場合の各引き上げ年度に予測される販売数量であり、この予測値と実測値の差を価格引き上げ効果とすることで、たばこ販売数量の自然減少の影響を除去することが可能である。回帰分析の開始年は1.のJoinpoint Regression Modelによる分析により検出した減少開始年を起点とした。なお、販売代金は値上げの影響を受け、純粹に評価ができないので、販売数量の分析により、値上げ効果を推定した。分析にはStata 12.1を用いた⁸⁾。

また、たばこ価格の引き上げによるたばこ販売数量の減少効果および、価格引き上げ率を用いて、過去三回の価格引き上げにおけるたばこ販売数量の価格弾力性を推計した。価格弾力性は以下の式により求めた。

$$\text{価格増加率}(\%) = \frac{(\text{値上げ後価格} - \text{値上げ前価格})}{\text{値上げ前価格}} \times 100$$

$$\text{値上げ効果}(\%) = \frac{(\text{実測年間たばこ販売数量} - \text{予測年間たばこ販売数量})}{\text{予測年間たばこ販売数量}} \times 100$$

$$\text{価格弾力性} = \frac{\text{値上げ効果}(\%)}{\text{価格増加率}(\%)}$$

2003年度、2006年度の価格引き上げは7月であったのに対し、2010年だけは10月実施であったため、同じ年度集計（同年4月～翌年3月）では、比較可能性が低くなるため、2010年度分のみ、3か月ずらし、2010年7月～2011年6月の合計でも値上げ効果を検討した。また、2011年4月の販売数量は震災後の供給不足の影響を受けているため、前後月の平均値により補完した値での検討も行った。

III 研究結果

1. Joinpoint Regression Model による販売実績の動向の検討

Joinpoint Regression Modelを販売数量および販

売代金の年次推移に適用した結果を図1および図2にそれぞれ示した。販売数量においては1998年度までは年平均変化率（APC）は0.54%と統計的に有意な増減を示さず、横ばいまたはやや増加の傾向を示したが、1998年度以降、2005年度までは毎年-2.37%、2005年度以降は毎年-5.56%と、統計的に有意な減少傾向を示した。一方、たばこ販売代金に関しては1990年度から1999年度までは毎年1.63%の増加傾向にあったが、その後、2006年度までは統計的に有意な増減を示さず、横ばいまたはやや減少の傾向を示した。2006年度以降は毎年-2.83%で統計的に有意に減少した。

図1 たばこ販売数量の年次推移：Joinpoint Regression Modelによる回帰

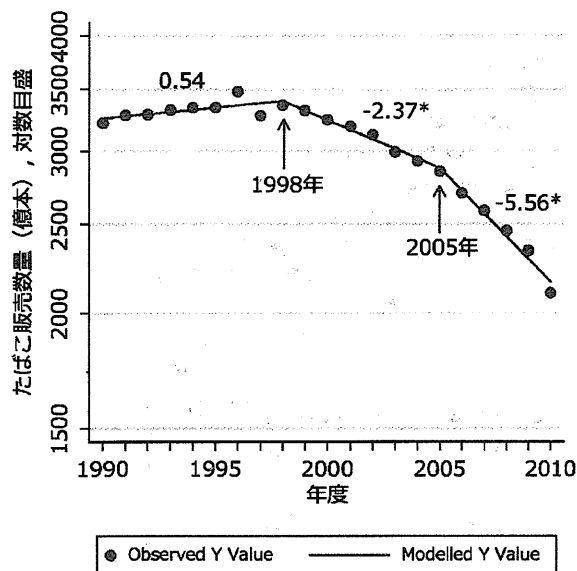


図2 たばこ販売代金の年次推移：Joinpoint Regression Modelによる回帰

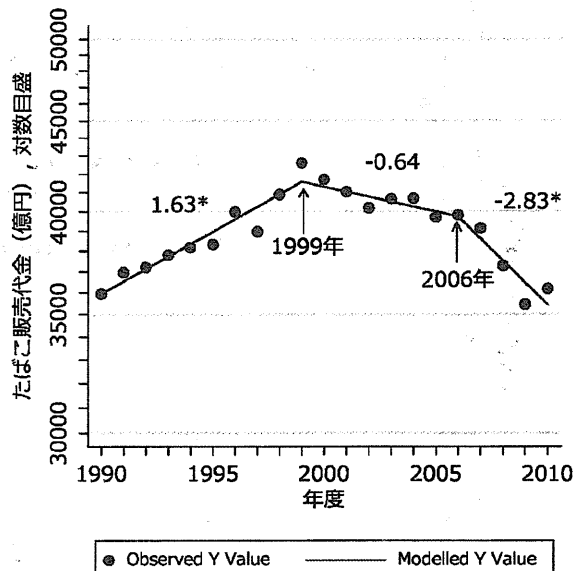


表1 たばこ税・価格引き上げによる価格弾力性の推定

	一箱の価格の変化	価格増加率	たばこ販売数量 (億本)		値上げ効果	価格弾力性
			実測値	予測値*1		
2003年度	¥250→¥270	8%	2,994	3,067	-2.4%	-0.30
2006年度	¥270→¥300	11%	2,700	2,782	-2.9%	-0.27
2010年度：無補正	¥300→¥410	37%	2,102	2,218	-5.2%	-0.14
2010年度：補正①*2	¥300→¥410	37%	1994	2218	-10.1%	-0.28
2010年度：補正②*3	¥300→¥410	37%	2,051.5	2,218	-7.5%	-0.20

*1 各期間の回帰式による予測販売数量

*2 補正①：時期の補正 (2003, 2006年度引き上げは7月実施, 2010年は10月実施だったため, 3か月ずらした合計)

*3 補正②：震災影響の補正 (4月の販売数量を3月と5月の平均で補完)

2. たばこ税・価格引き上げによる販売実績への影響の分析

2003年度, 2006年度, 2010年度のたばこ税・価格引き上げによる価格弾力性の推計結果を表1および図3に示した。年間たばこ販売数量の予測値は表2の各期間別の回帰式によって得られた。また, 2010年度の年間たばこ販売数量の実測値については①時期の違いによる補正, ②時期の違いによる補正および震災によるたばこ供給減少の影響の補正の2種類の補正を実施した(表3)。これらの補正後の年間販売数量を用いた結果も表1に示した。

価格増加率が37%と大きかった2010年度の値上げ効果は補正前で5.2%減, 補正するとそれぞれ10.1%, 7.5%減と大幅な値上げ効果が得られた。一方, 価格弾力性は2003年度, 2006年度が0.3前後であり, 2010年度も補正後0.28, 0.20となってお

り, 大きな価格弾力性の変化はなかった。

IV 考 察

Joinpoint Regression Modelによる分析結果から, たばこ販売数量は1998年度から減少傾向に転じ, その傾向は2005年度以降さらに加速したことがわかった。1998年度はたばこ特別税創設(1本0.82円の税の引き上げ, 価格にして約20円の値上げ)の時期と一致しており, 2003年度, 2006年度, 2010年度と引き続いて行われた税・価格引き上げの影響が減少傾向を加速させた可能性が示唆される。もっとも, 税・価格引き上げ以外にも, 2003年の健康増進法の施行に伴う受動喫煙防止対策や, 2006年の禁煙治療の保険適用などもたばこ販売数量の減少の加速に寄与している可能性がある。

たばこ税・価格引き上げのたばこ販売数量への影

図3 たばこ税・価格引き上げによるたばこ販売数量の変化

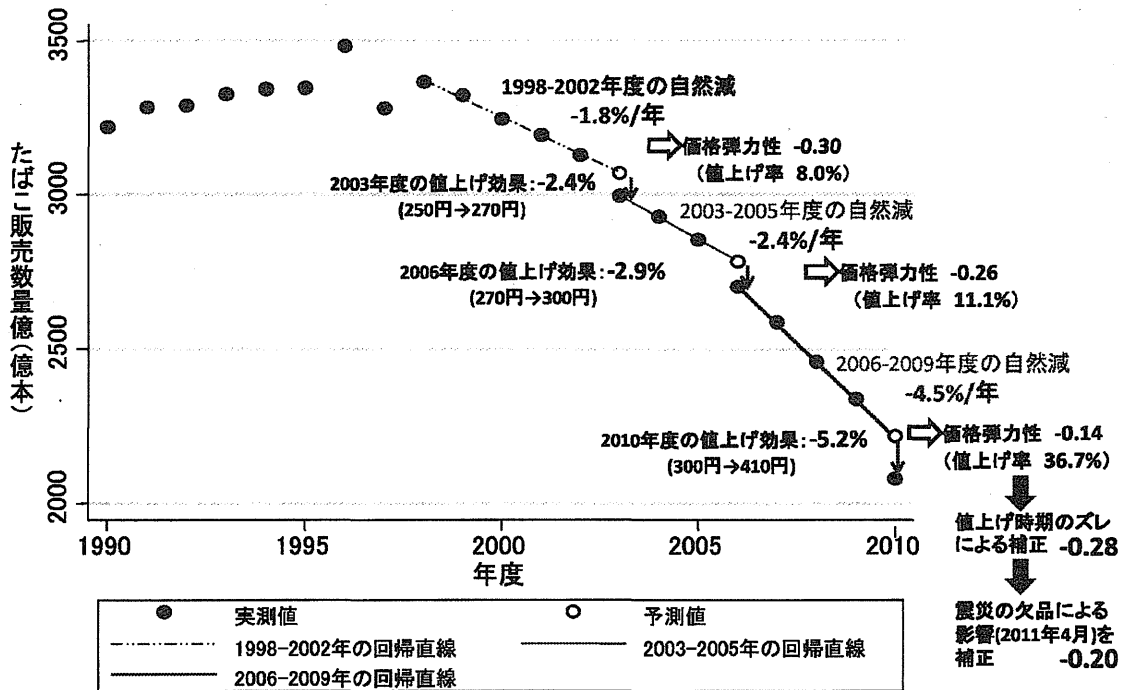


表2 たばこ税・価格引き上げ前の期間別自然減少割合推定のための回帰式

	傾き	95%CI	P-value	切片項	95%CI	P-value	R-sq	Adj-R-sq
1998-2002年の回帰	-60.9	-69.14 - 52.66	<.0001	125050.4	108571.2 141529.6	<.0001	0.99	0.99
2003-2005年の回帰	-71	-93.01 - 48.99	0.016	145208	101104.4 189311.6	0.015	1	1
2006-2009年の回帰	-121	-127.67 - 114.33	<.0001	245428	232046.7 258809.3	<.0001	1	1

表3 2010年度のたばこ税・価格引き上げ時期の違いおよび震災による供給減少の補正

値上げ実施時期との関係(月)	月別たばこ販売数量(億本)	無補正	補正① 時期の補正: 2010年7月~2011年6月	補正② 時期の補正+ 震災影響の補正
2010年4月	187	187		
2010年5月	181	181		
2010年6月	189	189		
2010年7月	(-3)	200	200	200
2010年8月	(-2)	203	203	203
2010年9月	(-1)	374	374	374
2010年10月	値上げ実施	61	61	61
2010年11月	(+1)	110	110	110
2010年12月	(+2)	153	153	153
2011年1月	(+3)	133	133	133
2011年2月	(+4)	139	139	139
2011年3月	(+5)	170	170	170
2011年4月	(+4)	110	110	167.5*
2011年5月	(+6)	165	165	165
2011年6月	(+7)	176	176	176
年間販売数量(億本)		2,102	1,994	2,051.5

* 2011年3月と5月の平均

響は、値上げ率が大きい2010年度で最も大きかった。販売数量が減少しても大幅な値上げを行っているため、販売代金への影響はさほど大きくなく、価格弾力性は他の年度の値上げ時と大きな差はなかった。(註)日本たばこ協会の紙巻きたばこ統計データによれば、2010年度のたばこ価格引き上げにより販売数量は237億本(-10%)減少したものの、販売代金は703億円(+2%)、税収は800億円(+4%)増加していた。また、国民健康栄養調査による成人喫煙率への影響をみると、2010年の喫煙率は、前年の2009年に比し、男性で6.0ポイント(16%の減少率)、女性で2.5ポイント(23%の減少率)と大幅な減少が認められた⁹⁾。値上げの直後の調査結果のため、過大評価の可能性があるため、今後の推移も注目する必要がある。

諸外国におけるたばこ価格の値上げによる効果は喫煙率や禁煙率、喫煙開始率を指標として、定期的実施される調査の個別データを用いて評価されている。たばこ価格の値上げによりこれらの指標が効果的に減少することが確認されるとともに、年齢や社会経済因子などの背景因子による影響についても検討されている^{5,10~12)}。本研究においては、タイムリーにたばこ価格の値上げの影響を検討するために、たばこ販売数量を用いて検討したため、諸外国と同様の手法は適用できなかった。今後、我が国においても、定期的実施されている国民生活基礎調査や国民健康・栄養調査の個別データを活用することで諸外国の結果と比較可能な方法を用いて、たばこ価格の値上げの効果を検討していく必要がある。

以上の結果から、2010年度のたばこ税・価格の引き上げにより、たばこ販売数量を減少させたが、価格弾力性は2003年度、2006年度の価格引き上げ時とあまり変わらなかった。欧米先進諸国に比べて半分以下というたばこ価格の実態を考慮すると、国民の健康を守る観点から、今後さらなる大幅な価格の引き上げにより販売数量はもとより、喫煙率を低下させ、たばこによる被害を減少させる必要性が示唆された。

V 結 語

2010年度におけるたばこ税・価格の大幅引き上げは、たばこ販売数量を大きく減少させたが、価格弾力性は2003年度、2006年度とさほど変わらなかった。我が国のたばこ販売価格が欧米諸国に比べて半分以下という実態を考慮すると、今後、さらなる価格の引き上げにより、喫煙による被害を減少させる必要がある。

本研究は、平成23年度 厚生労働科学研究費補助金(第3次対がん総合戦略研究事業) 発がんリスクの低減に資する効果的な禁煙推進のための環境整備と支援方策の開発ならびに普及のための制度化に関する研究(研究代表者:中村正和)の一環として実施された。研究のきっかけを与えて下さるとともに、分析方法や結果の解釈に関し、有益なご助言を賜りました大阪府立成人病センターの大島 明先生に感謝いたします。また、研究データの収集や解析を手伝って下さった財団法人大阪府保健医療財団・大阪がん循環器病予防センターの増居志津子さん、阪本康子さん、西川順子さんに深謝いたします。

(受付 2012. 8. 6)
(採用 2013. 5.30)

文 献

- 1) Inoue M, Sawada N, Matsuda T, et al. Attributable causes of cancer in Japan in 2005: systematic assessment to estimate current burden of cancer attributable to known preventable risk factors in Japan. *Ann Oncol* 2012; 23(5): 1362-1369.
- 2) Ikeda N, Inoue M, Iso H, et al. Adult mortality attributable to preventable risk factors for non-communicable diseases and injuries in Japan: a comparative risk assessment. *PLoS Med* 2012; 9(1): e1001160.
- 3) World Health Organization. WHO Report on the Global Tobacco Epidemic, 2008: The MPOWER Package. Geneva: World Health Organization, 2008. http://www.who.int/tobacco/mpower/gctr_download/en/index.html (2012年12月26日アクセス可能)
- 4) World Health Organization. WHO 2008年世界のたばこの流行に関する報告: MPOWER 政策パッケージ [WHO Report on the Global Tobacco Epidemic, 2008: The MPOWER Package] (国立がんセンターたばこ政策研究プロジェクト, 訳). 2008. http://whqlibdoc.who.int/publications/2008/9789241596282_jpn.pdf (2012年12月26日アクセス可能)
- 5) Wilson LM, Avila Tang E, Chander G, et al. Impact of tobacco control interventions on smoking initiation, cessation, and prevalence: a systematic review. *J Environ Public Health* 2012; 2012: 961724.
- 6) National Cancer Institute. Joinpoint Regression Program. Version 3.3. 2008.
- 7) 平野公康, 神谷伸彦, 木村文勝. タバコ価格を引き上げた時の消費行動変化の見通し. 三菱総合研究所所報 2010; 52: 90-96. http://www.mri.co.jp/NEWS/magazine/journal/52/_icsFiles/afiedfile/2010/02/22/jm10022607.pdf (2013年7月6日アクセス可能)
- 8) StataCorp. Stata Statistical Software: Release 12. College Station, TX: StataCorp LP, 2011.
- 9) 厚生労働省. 平成22年国民健康・栄養調査結果の概要. 2012. <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000020qbb.html> (2012年12月26日アクセス可能)
- 10) Ross H, Blecher E, Yan L, et al. Do cigarette prices motivate smokers to quit? New evidence from the ITC

- survey. *Addiction* 2011; 106(3): 609-619.
- 11) Azagba S, Sharaf M. Cigarette taxes and smoking participation: evidence from recent tax increases in Canada. *Int J Environ Res Public Health* 2011; 8(5): 1583-1600.
- 12) Franks P, Jerant AF, Leigh JP, et al. Cigarette prices, smoking, and the poor: implications of recent trends. *Am J Public Health* 2007; 97(10): 1873-1877.

The effect of increasing tobacco tax on tobacco sales in Japan

Yuri ITO* and Masakazu NAKAMURA^{2*}

Key words : Tobacco Control

Objectives Since the special tobacco tax was established in 1998, the tobacco tax and price of tobacco have increased thrice, in 2003, 2006, and 2010, respectively. We evaluated the effect of increases in tax on the consumption and sales of tobacco in Japan using the annual data on the number of tobacco products sold and the total sales from Japan Tobacco, Inc.

Methods We applied the number of tobacco products sold and the total sales per year to a joinpoint regression model to examine the trends in the data. This model could help identify the year in which a decrease or increase was apparent from the data. In addition, we examined the effect of each tax increase while also considering other factors that may have caused a decrease in the levels of tobacco consumption using the method proposed by Hirano et al.

Results According to the joinpoint regression analysis, the number of tobacco products sold started decreasing in 1998, and the trends of decrease accelerated to 5% per year, from 2005. Owing to the tax increase, tobacco sales reduced by -2.4%, -2.9%, and -10.1% (corrected for the effect of the Tohoku Great Earthquake), and price elasticity was estimated as -0.30, -0.27, and -0.28 (corrected) in 2003, 2006, and 2010, respectively. The effect of tobacco tax increase on the decrease in tobacco sales was greatest in 2010, while the price elasticity remained almost the same as it was during the previous tax increase.

Conclusion The sharp hike in tobacco tax in 2010 decreased the number of tobacco products sold, while the price elasticity in 2010 was similar to that in 2003 and 2006. Our findings suggest that further increase in tobacco tax is needed to reduce the damage caused by smoking in the people of Japan.

* Center for Cancer Control and Statistics, Osaka Medical Center for Cancer and Cardiovascular Diseases, Osaka, Japan

^{2*} Department of Health Promotion and Prevention
Osaka Center for Cancer and Cardiovascular Disease Prevention

大阪がん循環器病予防センター 予防推進部長
中村 正和

喫煙分野のポイント

喫煙分野の数値目標とねらい

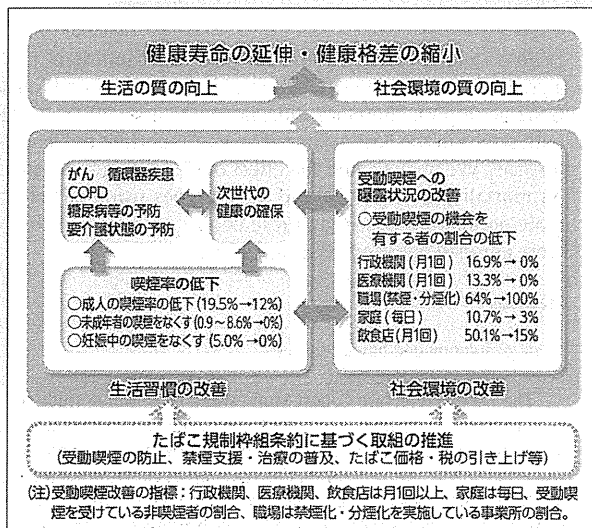
わが国で喫煙(能動喫煙)が原因で亡くなる人は年間約13万人、受動喫煙では約7,000人と推定されています。喫煙は病気の原因の中で日本人が命を落とす最大の原因です。ちなみに第2位は高血圧10万人、以下、運動不足5万人、高血糖3万人、塩分の過剰摂取3万人と続いています。

健康日本21(第二次)において、喫煙による健康被害を減らすために、第一次計画でも設定された「未成年の喫煙をなくす」という目標に加え、「成人の喫煙率の減少」と「受動喫煙の曝露の減少」の数値目標、「妊娠中の喫煙をなくす」という目標が新たに盛り込まれることになりました。

成人喫煙率の減少に関する目標は、喫煙による健康被害を短期間に減少させる目標として重要ですが、禁煙したい喫煙者全員がたばこをやめると仮定して、男女計の喫煙率19.5%(平成22年国民健康・栄養調査)を平成35年までに12%に減少させる目標が設定されました。

受動喫煙の防止も短期間に急性心筋梗塞や呼吸器疾患の発症を減らすという効果が期待できます。この数値目標については、行政機関と医療機関での受動喫煙をなくすこと、家庭、飲食店での受動喫煙については、成人の喫煙率低下相当の受動喫煙の減少を

図●喫煙の目標設定の考え方



考慮したうえで半減すること、さらに職場については新成長戦略の「受動喫煙の無い職場の実現」をめざすこととなりました。

「未成年の喫煙をなくす」ことは、喫煙による健康被害を中・長期的に減らすうえで重要な目標ですが、学校等での受動喫煙対策や成人の喫煙率の減少に伴って低下が見られることから、対策全般の効果を評価する指標としての意味もあります。「妊娠中の喫煙をなくす」(妊婦の喫煙率をゼロにする)という目標が選ばれた理由は、喫煙の妊娠ならびに胎児、出生児への影響の大きさを考慮したためです。

目標達成に向けてのポイント

わが国の喫煙率は近年減少傾向にあるものの、男性の喫煙率は諸外国と比較して依然高い水準にあります。近年、経済格差に伴い健康格差の拡大が問題になっていますが、低所得者ほど喫煙率が高いことが明らかになっています。第二次計画では健康格差の縮小が重視されていますが、これを実現するためには、教育や啓発だけでは限界があり、WHOの「たばこ枠組条約」(平成17年2月発効)に基づく環境整備が必要となります。特にたばこ税・価格の大幅引き上げは成人の禁煙の促進や青少年の喫煙防止に役立つほか、喫煙率の高い低所得層の禁煙を促進する効果があります。受動喫煙防止の法規制の強化により喫煙できる場所を制限すること、禁煙治療の保険適用による費用負担の軽減、たばこのパッケージへの写真付きの警告表示、たばこの広告規制なども、喫煙率を効果的に減少させる環境整備です。

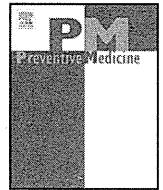
喫煙の本質がニコチン依存症という病気であることを踏まえ、平成18年度に実現した禁煙治療の保険適用に加え、以下の取り組みが必要です。すなわち、①医療の場をはじめ、特定健診やがん検診など種々の日常業務の中で出会う喫煙者全員に禁煙のアドバイスを行うこと ②禁煙希望者が気軽に相談できる無料の電話相談(クイットライン)の整備 ③医療機関での禁煙治療や薬局・薬店での禁煙相談体制の充実です。

これらの環境整備や取り組みは、喫煙率の減少や受動喫煙の防止に確実につながることがわかっており、わが国をはじめ枠組条約の批准国がまず取り組むべき対策です。



Contents lists available at ScienceDirect

Preventive Medicine

journal homepage: www.elsevier.com/locate/ypmed

Stroke mortality associated with environmental tobacco smoke among never-smoking Japanese women: A prospective cohort study



Yoshikazu Nishino ^{a,*}, Ichiro Tsuji ^b, Hideo Tanaka ^c, Tomio Nakayama ^d, Haruo Nakatsuka ^e, Hidemi Ito ^c, Takaichiro Suzuki ^d, Kota Katanoda ^f, Tomotaka Sobue ^g, Suketami Tominaga ^h,
for the Three-Prefecture Cohort Study Group

^a Division of Cancer Epidemiology and Prevention, Miyagi Cancer Center Research Institute, 47-1 Nodayama, Medeshima-Shiode, Natori, Miyagi 981-1293, Japan

^b Division of Epidemiology, Department of Public Health and Forensic Medicine, Tohoku University Graduate School of Medicine, 2-1 Seiryomachi, Aoba-ku, Sendai, Miyagi 980-8575, Japan

^c Division of Epidemiology and Prevention, Aichi Cancer Center Research Institute, 1-1 Kanokoden, Chikusa-ku, Nagoya, Aichi 464-8681, Japan

^d Center for Cancer Control and Statistics, Osaka Medical Center for Cancer and Cardiovascular Diseases, 1-3-3 Nakamichi, Higashinari-ku, Osaka 537-8511, Japan

^e School of Nursing, Miyagi University, 1 Gakuen, Taiwa, Kurokawa-gun, Miyagi 981-3298, Japan

^f Surveillance Division, Center for Cancer Control and Information Services, National Cancer Center, 5-1-1 Tsukiji, Chuo-ku, Tokyo 104-0045, Japan

^g Environmental Medicine and Population Sciences, Department of Social and Environmental Medicine, Graduate School of Medicine, Osaka University, 2-2 Yamadaoka, Suita, Osaka 565-0871, Japan

^h Aichi Cancer Center, 1-1 Kanokoden, Chikusa-ku, Nagoya, Aichi 464-8681, Japan

ARTICLE INFO

Available online 28 June 2014

Keywords:

Tobacco smoke pollution
Stroke
Mortality
Cohort studies
Japan

ABSTRACT

Objective. This study examined the association of exposure to environmental tobacco smoke (ETS) during adulthood with stroke and its subtypes using data from a large-scale prospective cohort study in Japan.

Methods. The study population included 36,021 never-smoking Japanese women who were enrolled between 1983 and 1985 and were followed-up for 15 years. We used Cox proportional hazard regression models to estimate hazard ratios (HRs) for stroke death associated with ETS exposure at home during adulthood.

Results. A total of 906 cases of stroke death were observed during 437,715 person-years of follow-up. Compared with never-smoking women without smoking family members, HRs for stroke mortality among never-smoking women living with smoking family members in all subjects, in those aged 40–79 years, and in those aged ≥ 80 years were 1.14 (95% confidence interval: 0.99–1.31), 1.24 (95% CI: 1.05–1.46), and 0.89 (95% CI: 0.66–1.19), respectively, after adjustment for possible confounders. The risk was most evident for subarachnoid hemorrhage [HR: 1.66 (95% CI: 1.02–2.70) in all subjects].

Conclusion. This study suggests that exposure to ETS at home during adulthood is associated with an increased risk of stroke among never-smoking Japanese women.

© 2014 Elsevier Inc. All rights reserved.

The adverse health effects of environmental tobacco smoke (ETS) are conclusive in several smoking-related diseases, such as lung cancer and ischemic heart disease (US Department of Health and Human Services, 2006). Recent evidence suggests that ETS exposure increases the risk of stroke. The 2014 US Surgeon General's report concluded that the evidence is sufficient to infer a causal relationship between exposure to secondhand smoke and increased risk of stroke and that the estimated increase in risk for stroke is about 20%–30% (US Department of Health and Human Services, 2014). However, some issues remain to be addressed. First, few studies have investigated the association between ETS and stroke subtypes; thus the effects of ETS on stroke subtypes are not well defined. Second, the most previous studies were conducted in Western countries and Australasia; studies are relatively few in East Asia, where smoking prevalence among males is still high and control of ETS exposure is generally insufficient

(World Health Organization, 2013). In such conditions, ETS may have a greater effect on the risk of stroke than is estimated in the Surgeon General's report. Therefore, elucidating the association of ETS exposure with stroke in the East Asian region has important public health consequences. We investigated the effect of ETS exposure during adulthood on mortality from stroke and its subtypes using data from a large-scale population-based Japanese cohort study in which participants were enrolled between 1983 and 1985.

Methods

Study population and baseline survey

The Three-Prefecture Cohort Study was a prospective study to evaluate the long-term effects of air pollution and lifestyle factors on mortality. Details of the study population and baseline survey methods are described elsewhere (Katanoda et al., 2011). In brief, the study areas consisted of selected locations in Miyagi, Aichi, and Osaka prefectures, Japan, and both polluted (urban) and control (rural) areas were selected in each prefecture. The study population

* Corresponding author.

E-mail address: nishino-yo202@umin.net (Y. Nishino).

included all residents living in those areas who were aged ≥ 40 years. A self-administered questionnaire was delivered to 118,820 subjects according to residential registries in cooperation with municipal governments between 1983 and 1985. In total, 100,615 individuals (84.7%) responded to the questionnaire; of these, 54,192 were women.

We restricted the sample in this study to never-smoking women. Current smokers ($n = 5199$), former smokers ($n = 1747$), and individuals whose smoking status was missing ($n = 9964$) were thus excluded from analysis. In addition, we excluded 1033 women for whom information regarding the presence of smokers among family members living together was missing or inconsistent and 228 women with a past history of stroke. Accordingly, the final study population comprised 36,021 women.

Follow-up

Vital status and migration out of the study area were ascertained via the residential registry in each area. Causes of death were verified by vital statistics acquired with official permission. The outcome measures used were death from stroke (ICD-9 codes 430–438; ICD-10 codes I60–I69), subarachnoid hemorrhage (ICD-9 code 430; ICD-10 codes I60 and I69.0), intracerebral hemorrhage (ICD-9 code 431; ICD-10 codes I61 and I69.1), and cerebral infarction (ICD-9 codes 433–434; ICD-10 codes I63 and I69.3), classified according to the underlying cause of death. Cohort members were followed-up for 15 years from the baseline survey. The follow-up period was set according to the original protocol of this cohort study.

Statistical analysis

Person-years of follow-up for all participants were counted from the baseline survey in each study area until the date of stroke death, the date of another cause of death, the date of migration out of the study area, or the end of the 15-year follow-up period, whichever occurred first.

The baseline questionnaire in this study included questions regarding the presence of smokers among family members living together and, if smokers were present, their relationship with the participant (husband, wife, father, mother, children, and other family members). In this study, the answer was used as the index of ETS exposure at home. Specifically, subjects with at least 1 smoker among family members living together at baseline were regarded as those exposed to ETS at home. We used Cox proportional hazards regression models to estimate hazard ratios (HRs) and 95% confidence intervals (CIs) for stroke death associated with ETS exposure at home among never-smoking women.

We considered the following variables as potential confounders: age (continuous); region of residence (6 locations: urban and rural areas of Miyagi, Aichi, and Osaka); health insurance as an indicator of the socioeconomic status (national health insurance, government or union-managed health insurance, mutual-aid association health insurance, and others); history of hypertension (yes or no); history of diabetes (yes or no); body mass index (BMI) (<19.0 , 19.0 – 21.9 , 22.0 – 24.9 , 25.0 – 29.9 , ≥ 30.0 kg/m^2); alcohol consumption (never, former, current occasional, current almost every day); green and yellow vegetable consumption; non-green and non-yellow vegetable consumption; fruit consumption; miso soup consumption (≤ 1 – 2 times/month, 1 – 2 times/week, 3 – 4 times/week, almost every day); and pickled vegetable consumption (scarcely any, 1 – 2 times/month, 1 – 2 times/week, 3 – 4 times/week, almost every day). In addition, the smoking status of the father and mother during the participant's childhood (smoker, non-smoker, or unknown) was taken into consideration in order to independently evaluate the effect of ETS during adulthood. Missing values were treated as an additional variable category. Age-adjusted HRs and the HRs after adjustment for all categories listed above were calculated.

We also estimated HRs for stroke death stratified by age groups and according to the source of ETS exposure at home (husband and other family members). In addition, we conducted separate analyses after classifying the cause of stroke death according to stroke subtypes: subarachnoid hemorrhage, intracerebral hemorrhage, and cerebral infarction. All analyses were performed using SAS version 8.2 statistical software (SAS Institute, Cary, NC).

Results

During 437,715 person-years of follow-up involving 36,021 subjects, we documented 906 cases of stroke death, including 87 cases of

subarachnoid hemorrhage, 147 cases of intracerebral hemorrhage, and 467 cases of cerebral infarction. Table 1 presents the characteristics of the study subjects at baseline according to their families' smoking status. Subjects with smoking family members constituted a high percentage of those who lived in rural areas in Miyagi and Osaka and were more likely to be obese compared with subjects without smoking family members. In addition, subjects with smoking family members had a lower frequency of consumption of vegetables and fruits and a higher frequency of consumption of salty food such as miso soup and pickled vegetables.

Table 1

Characteristics of study subjects according to familial smoking status at baseline among Three-Prefecture Cohort Study participants followed-up for 15 years.

	Smoker (–)	Smoker (+)
No. at risk	13,834	22,187
Mean age, years (SD)	56.7 (11.9)	55.9 (11.3)
Region of residence (%)		
Miyagi, urban	17.8	14.8
Miyagi, rural	7.8	14.5
Aichi, urban	29.3	19.4
Aichi, rural	10.7	11.0
Osaka, urban	18.3	19.2
Osaka, rural	16.1	21.1
Health insurance type (%)		
National health insurance	44.8	47.3
Government/union-managed health insurance	42.9	42.8
Mutual aid associations health insurance	10.5	8.6
Others	1.7	1.4
History of hypertension (%)	21.3	22.4
History of diabetes (%)	3.3	3.7
Body mass index (BMI) (%)		
<19.0 kg/m^2	13.3	10.3
19.0 – 21.9 kg/m^2	37.0	33.1
22.0 – 24.9 kg/m^2	32.7	35.4
25.0 – 29.9 kg/m^2	15.4	19.2
≥ 30.0 kg/m^2	1.5	2.1
Alcohol drinking (%)		
Never	63.7	65.0
Former	1.5	1.3
Current occasional	29.7	29.1
Current almost everyday	5.1	4.6
Green and yellow vegetable consumption (%)		
≤ 1 – 2 times/month	2.5	3.9
1 – 2 times/week	14.1	17.2
3 – 4 times/week	28.7	31.2
Almost every day	54.7	47.7
Non-green and non-yellow vegetable consumption (%)		
≤ 1 – 2 times/month	1.3	1.7
1 – 2 times/week	8.6	9.7
3 – 4 times/week	24.7	26.1
Almost every day	65.5	62.5
Fruit consumption (%)		
≤ 1 – 2 times/month	3.0	4.3
1 – 2 times/week	10.0	12.0
3 – 4 times/week	19.7	22.5
Almost every day	67.4	61.1
Miso soup consumption (%)		
≤ 1 – 2 times/month	7.9	6.5
1 – 2 times/week	18.6	16.1
3 – 4 times/week	20.9	20.1
Almost every day	52.6	57.2
Pickled vegetable consumption (%)		
Scarcely any	5.4	3.5
1 – 2 times/month	6.1	4.1
1 – 2 times/week	13.2	10.3
3 – 4 times/week	16.3	13.5
Almost every day	59.1	68.8
Smoking status of father during childhood (%)		
Smoking	66.2	68.7
Non-smoking	27.8	24.1
Unknown	6.0	7.3
Smoking status of mother during childhood (%)		
Smoking	9.1	10.2
Non-smoking	87.8	85.6
Unknown	3.1	4.2

Table 2 presents the association between ETS exposure at home and stroke death. After multivariate adjustment, we found a 14% increased risk of stroke death in subjects with ETS exposure at home. The results stratified by age groups showed that the risk of stroke death increased significantly in the group aged 40–79 years (multivariate-adjusted HR: 1.24; 95% CI: 1.05–1.46). No increase in stroke mortality risk was observed in the group aged ≥ 80 years.

Table 3 shows the results of analysis stratified by stroke subtypes. After multivariate adjustment, we found significantly increased mortality on account of subarachnoid hemorrhage in persons exposed to ETS at home (HR: 1.66; 95% CI: 1.02–2.70). We did not find a statistically significant increase in HRs for intracerebral hemorrhage or cerebral infarction. Even in the group aged 40–79 years, HRs for only subarachnoid hemorrhage increased to a statistically significant extent.

HRs for stroke mortality according to the smoking status of the husband and other family members are presented in Table 4. The risks of death from total stroke or its subtypes tended to be highest for subjects with both a smoking husband and another smoking family member in the household.

Discussion

This study shows that the risk of mortality from total stroke associated with ETS exposure at home during adulthood increased significantly in the group of never-smoking Japanese women aged 40–79 years at baseline and did not elevate in the group aged ≥ 80 years. Analysis by stroke subtypes showed that risk elevation was most apparent for subarachnoid hemorrhage.

Previous studies showed that the magnitude of the effect of active smoking on stroke is generally larger in younger individuals (Honjo et al., 2010; Shinton and Beevers, 1989). Similar results were obtained in our study on never-smoking Japanese women. In addition, selection bias caused by premature deaths among participants exposed to ETS may also have contributed to the lack of effect in the older age group. Furthermore, this study evaluated ETS exposure at home on the basis of the smoking status of family members living together at baseline but did not consider earlier exposure before the study began. This misclassification could have occurred more frequently in the older age group, resulting in the difference in risk among age groups.

The HR of stroke in subjects aged 40–79 years with ETS exposure at home in this study is comparable with the result of a meta-analysis by Oono et al. that included 20 studies published between 1984 and 2010

(pooled estimate of risk: 1.25) (Oono et al., 2011). In East Asia, 4 studies in China (1 cohort, 1 case–control, and 2 cross-sectional) showed a positive association of ETS with mortality or prevalence of total stroke in women (He et al., 2008; McGhee et al., 2005; Wen et al., 2006; Zhang et al., 2005); however, a large cohort study in Japan by Hirayama did not show a significant association with cerebrovascular disease (Hirayama, 1987). To the best of our knowledge, this is the second prospective cohort study in Japan and the third in Asia investigating the association of ETS exposure with total stroke.

Active smoking is a risk factor for stroke, regardless of its subtypes (US Department of Health and Human Services, 2004). In this study, the effects of ETS exposure by stroke subtype were most evident for subarachnoid hemorrhage, followed by intracerebral hemorrhage; however, the effects for cerebral infarction remain unclear. A study investigating the effect of active smoking on mortality from cardiovascular disease including stroke pooled data from 3 large prospective studies in Japan and showed that the HR among female current smokers was highest for subarachnoid hemorrhage, intracerebral hemorrhage, and cerebral infarction, in that order (Honjo et al., 2010). Our results for ETS were consistent with those of this pooled analysis of active smokers. Few studies have presented results related to stroke subtype (Anderson et al., 2004; Donnan et al., 1989; He et al., 2008; Hirayama, 1987; Iribarren et al., 2004; Qureshi et al., 2005; Yamada et al., 2003; You et al., 1999). For subarachnoid hemorrhage, 2 cohort studies in Japan (Hirayama, 1987; Yamada et al., 2003) and 1 case–control study in Australasia (Anderson et al., 2004) reported no significant effect of ETS. For ischemic stroke, 4 studies showed an increased risk associated with ETS exposure (Donnan et al., 1989; He et al., 2008; Iribarren et al., 2004; You et al., 1999), and 2 studies of them reached statistical significance (He et al., 2008; Iribarren et al., 2004). One cohort study reported no association (Qureshi et al., 2005). No significantly increased risk of hemorrhagic stroke was observed in a Chinese cross-sectional study (He et al., 2008).

From the data in Table 4, the effect of husband's smoking on stroke and its subtypes appeared to be lower compared with the effect of smoking by family members other than the husband. Of the study subjects with family members other than the husband who smoked, $>80\%$ had children who smoked. Studies investigating the effect of ETS from family members other than the husband on stroke are scarce, and only 2 studies have demonstrated no association with ETS from parents (Donnan et al., 1989; You et al., 1999). A previous case–control study recruited subjects from 1986 to 1988 in Osaka, Japan, one of the study areas included in this cohort, and showed a significantly increased risk of lung cancer among those whose family members other than the husband smoked and no significant risk elevation for subjects with a smoking husband (Sobue, 1990). Although husband's smoking status has been widely used as a marker of ETS exposure at home, this study indicates that other family members' smoking also may have been an important source of ETS exposure at home, at least in Japan, at that time.

In this study, 906 stroke deaths occurred during the follow-up period. This number of events permits a detailed analysis by stroke subtype. In addition, smoking women have a tendency to marry smokers. Thus, misclassification of current smokers as never smokers could have resulted in overestimation of the risk for ETS. However, in this cohort, the prevalence of female smokers was relatively low so that the impact of this misclassification is limited. A study in Japan conducted between 1990 and 1997 investigated the validity of self-reported smoking by the use of the urinary cotinine test as a gold standard (Tsutsumi et al., 2002). In that study, only 1.4% of self-declared never-smoking women were classified as smokers according to urinary cotinine levels in the group among which smoking prevalence based on a self-administrated questionnaire was 8.8%, which is a slight lower than the smoking prevalence in this cohort. Accordingly, this Japanese cohort is considered to have an advantage in evaluating an unbiased health effect of ETS.

A considerable number of people with no smoking status or missing data were excluded from this study. Compared with included subjects,

Table 2
Hazard ratios of stroke for never-smoking women according to familial smoking status among Three-Prefecture Cohort Study participants followed-up for 15 years.

		Smoker (–)	Smoker (+)		
All	No. at risk	13,834	22,187		
	Person-years	164,354	273,361		
	No. of cases	322	584		
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.27	(1.11–1.45)	
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.14	(0.99–1.31)	
40–79 years	No. at risk	13,317	21,366		
	Person-years	161,088	268,294		
	No. of cases	236	444		
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.38	(1.18–1.61)	
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.24	(1.05–1.46)	
80 years +	No. at risk	517	821		
	Person-years	3266	5067		
	No. of cases	86	140		
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.04	(0.80–1.36)	
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	0.89	(0.66–1.19)	

^a HR1: adjusted for age.

^b HR2: adjusted for age, region of residence, health insurance type, history of hypertension, history of diabetes, body mass index (BMI), alcohol drinking, green and yellow vegetable consumption, non-green and non-yellow vegetable consumption, fruit consumption, miso soup consumption, pickled vegetable consumption, smoking status of father during childhood, and smoking status of mother during childhood.

Table 3
Hazard ratios of stroke subtypes for never-smoking women according to familial smoking status among Three-Prefecture Cohort Study participants followed-up for 15 years.

Cause of death	ICD-9	ICD-10		Smoker (–)	Smoker (+)	
All			No. at risk	13,834	22,187	
			Person-years	164,354	273,361	
Subarachnoid hemorrhage	430	160, I69.0	No. of cases	24	63	
			HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.72	(1.08–2.76)
			HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.66	(1.02–2.70)
Intracerebral hemorrhage	431	161, I69.1	No. of cases	45	102	
			HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.55	(1.09–2.20)
			HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.35	(0.94–1.94)
Cerebral infarction	433–434	163, I69.3	No. of cases	183	284	
			HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.09	(0.91–1.32)
			HR2 (95% CI) ^b	1.00	0.95	(0.78–1.15)
40–79 years			No. at risk	13,317	21,366	
			Person-years	161,088	268,294	
Subarachnoid hemorrhage	430	160, I69.0	No. of cases	22	59	
			HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.78	(1.09–2.91)
			HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.66	(1.00–2.75)
Intracerebral hemorrhage	431	161, I69.1	No. of cases	37	91	
			HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.74	(1.19–2.55)
			HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.46	(0.99–2.17)
Cerebral infarction	433–434	163, I69.3	No. of cases	129	211	
			HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.24	(0.99–1.54)
			HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.09	(0.87–1.37)

^a HR1: adjusted for age.

^b HR2: adjusted for age, region of residence, health insurance type, history of hypertension, history of diabetes, body mass index (BMI), alcohol drinking, green and yellow vegetable consumption, non-green and non-yellow vegetable consumption, fruit consumption, miso soup consumption, pickled vegetable consumption, smoking status of father during childhood, and smoking status of mother during childhood.

Table 4
Hazard ratios of stroke for never-smoking women according to smoking status of husband and other family members among Three-Prefecture Cohort Study participants followed-up for 15 years.

		Smoker (–)		Smoker (+)				
				Husband (–)		Husband (+)		
				Others (+)	Others (–)	Others (+)		
All	No. at risk	13,834	7280	10,042	4728			
	Person-years	164,354	84,847	125,325	61,815			
Stroke	No. of cases	322	403	93	82			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.35	(1.16–1.56)	0.95	(0.75–1.20)	1.40	(1.09–1.80)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.19	(1.02–1.39)	0.93	(0.73–1.18)	1.20	(0.94–1.55)
Subarachnoid hemorrhage	No. of cases	24	32	16	15			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.85	(1.08–3.16)	1.31	(0.68–2.50)	2.20	(1.14–4.24)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.77	(1.02–3.08)	1.32	(0.69–2.55)	2.04	(1.04–4.02)
Intracerebral hemorrhage	No. of cases	45	60	18	20			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.62	(1.10–2.40)	0.99	(0.57–1.74)	1.91	(1.12–3.28)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.39	(0.93–2.08)	0.94	(0.54–1.66)	1.56	(0.90–2.71)
Cerebral infarction	No. of cases	183	210	39	33			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.18	(0.96–1.44)	0.79	(0.55–1.13)	1.11	(0.76–1.62)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.01	(0.81–1.24)	0.78	(0.55–1.11)	0.92	(0.62–1.34)
40–79 years	No. at risk	13,317	6534	10,010	4699			
	Person-years	161,088	80,244	125,044	61,611			
Stroke	No. of cases	236	271	89	80			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.48	(1.24–1.76)	1.03	(0.80–1.32)	1.60	(1.23–2.07)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.30	(1.08–1.56)	1.02	(0.80–1.32)	1.38	(1.06–1.80)
Subarachnoid hemorrhage	No. of cases	22	28	16	15			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.93	(1.10–3.38)	1.35	(0.70–2.60)	2.28	(1.17–4.43)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.77	(0.99–3.16)	1.33	(0.69–2.59)	2.03	(1.02–4.04)
Intracerebral hemorrhage	No. of cases	37	52	17	19			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.92	(1.26–2.94)	1.06	(0.59–1.90)	2.07	(1.18–3.64)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.57	(1.01–2.43)	1.00	(0.55–1.80)	1.64	(0.92–2.92)
Cerebral infarction	No. of cases	129	139	38	33			
	HR1 (95% CI) ^a	1.00	1.32	(1.04–1.68)	0.94	(0.65–1.36)	1.40	(0.95–2.06)
	HR2 (95% CI) ^b	1.00	1.14	(0.89–1.46)	0.95	(0.66–1.38)	1.17	(0.78–1.74)

^a HR1: adjusted for age.

^b HR2: adjusted for age, region of residence, health insurance type, history of hypertension, history of diabetes, body mass index (BMI), alcohol drinking, green and yellow vegetable consumption, non-green and non-yellow vegetable consumption, fruit consumption, miso soup consumption, pickled vegetable consumption, smoking status of father during childhood, and smoking status of mother during childhood.

people excluded because of no smoking status included a higher proportion of those who lived in Miyagi and rural areas of Aichi and a higher proportion of those with smoking family members, possibly because of the inclusion of some smokers. Further, compared with included subjects, excluded people for whom information regarding ETS at home was missing included a higher percentage of elderly people. The effects of these exclusions on the results remain unclear.

In this study, ETS exposure at home was evaluated on the basis of the presence of smokers among family members living together at the time of the baseline survey. A study by Ozasa et al. in 1997 presented that approximately two-thirds of non-smoking females reported being exposed to ETS at home in Japan at that time (Ozasa et al., 1997). Although the effect of ETS at home, which is the predominant source of exposure for the subjects, was examined in our study, exposure in the workplace and public settings, which are other important exposure settings, was not considered. The baseline survey in this study was conducted between 1983 and 1985. Male smoking prevalence in Japan at that time exceeded 60% (Japan Health Promotion and Fitness Foundation, 2013), and strategies for preventing ETS exposure in the workplace and public settings were quite incomplete, because the adverse health effects of ETS were poorly understood then. Accordingly, subjects in this cohort were considered to be more extensively exposed to ETS in the workplace and public settings than at present; thus, this misclassification of ETS exposure may dilute the association between ETS exposure and stroke in this study.

Our study did not make adjustments for several established risk factors for stroke, such as serum cholesterol, which may have affected the results. In addition, socioeconomic factors other than insurance, such as marital status, education level, income, and differences in the quality of health care among study areas, were not considered in this study. These possible confounding factors could have an effect on the relationship between ETS exposure and stroke mortality reported here.

Conclusions

In our large-scale cohort study, we found an increase in stroke mortality among never-smoking Japanese women who lived with smoking family members during adulthood. These results did not apply to very elderly people, and the risk was most evident for subarachnoid hemorrhage following subgroup analysis by stroke subtype. Our results provide a new perspective concerning the adverse health effect of ETS exposure and encourage further efforts to control ETS exposure in Japan.

Conflict of interest statement

The authors declare that there are no conflicts of interest.

Acknowledgments

This study was funded by the Japanese Ministry of the Environment (former Environment Agency). We sincerely thank the staff within each study area for collecting and processing data. We also express our gratitude to all participants in the study.

References

- Anderson, C.S., Feigin, V., Bennett, D., et al., 2004. Active and passive smoking and the risk of subarachnoid hemorrhage: an international population-based case-control study. *Stroke* 35, 633–637.
- Donnan, G.A., McNeil, J.J., Adena, M.A., Doyle, A.E., O'Malley, H.M., Neill, G.C., 1989. Smoking as a risk factor for cerebral ischaemia. *Lancet* 2 (8664), 643–647.
- He, Y., Lam, T.H., Jiang, B., et al., 2008. Passive smoking and risk of peripheral arterial disease and ischemic stroke in Chinese women who never smoked. *Circulation* 118, 1535–1540.
- Hirayama, T., 1987. Passive smoking and cancer: an epidemiological review. *Gann Monogr. Cancer Res.* 33, 127–135.
- Honjo, K., Iso, H., Tsugane, S., et al., 2010. The effects of smoking and smoking cessation on mortality from cardiovascular disease among Japanese: pooled analysis of three large-scale cohort studies in Japan. *Tob. Control.* 19, 50–57.
- Iribarren, C., Darbinian, J., Klatsky, A.L., Friedman, G.D., 2004. Cohort study of exposure to environmental tobacco smoke and risk of first ischemic stroke and transient ischemic attack. *Neuroepidemiology* 23, 38–44.
- Japan Health Promotion and Fitness Foundation, 2013. The Latest Information on Tobacco Available at <http://www.health-net.or.jp/tobacco/product/pd090000.html> (Accessed 22 August, 2013).
- Katanoda, K., Sobue, T., Satoh, H., et al., 2011. An association between long-term exposure to ambient air pollution and mortality from lung cancer and respiratory diseases in Japan. *J. Epidemiol.* 21, 132–143.
- McGhee, S.M., Ho, S.Y., Schooling, M., et al., 2005. Mortality associated with passive smoking in Hong Kong. *BMJ* 330, 287–288.
- Oono, I.P., Mackay, D.F., Pell, J.P., 2011. Meta-analysis of the association between second-hand smoke exposure and stroke. *J. Public Health (Oxf.)* 33, 496–502.
- Ozasa, K., Higashi, A., Yamasaki, M., Hayashi, K., Watanabe, Y., 1997. Validity of self-reported passive smoking evaluated by comparison with smokers in the same household. *J. Epidemiol.* 7, 205–209.
- Qureshi, A.I., Suri, M.F., Kirmani, J.F., Divani, A.A., 2005. Cigarette smoking among spouses: another risk factor for stroke in women. *Stroke* 36, e74–e76.
- Shinton, R., Beevers, G., 1989. Meta-analysis of relation between cigarette smoking and stroke. *BMJ* 298, 789–794.
- Sobue, T., 1990. Association of indoor air pollution and lifestyle with lung cancer in Osaka, Japan. *Int. J. Epidemiol.* 19, S62–S66.
- Tsutsumi, A., Kagawa, J., Yamano, Y., Nakadate, T., Shimizu, S., 2002. Relation between cotinine in the urine and indices based on self-declared smoking habits. *Environ. Health Prev. Med.* 6, 240–247.
- US Department of Health and Human Services, 2004. The Health Consequences of Smoking: A Report of the Surgeon General. US Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health, Atlanta.
- US Department of Health and Human Services, 2006. The Health Consequences of Involuntary Exposure to Tobacco Smoke: A Report of the Surgeon General. US Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, Coordinating Center for Health Promotion, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health, Atlanta.
- US Department of Health and Human Services, 2014. The Health Consequences of Smoking—50 Years of Progress: A Report of the Surgeon General. US Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health, Atlanta.
- Wen, W., Shu, X.O., Gao, Y.T., et al., 2006. Environmental tobacco smoke and mortality in Chinese women who have never smoked: prospective cohort study. *BMJ* 333, 376.
- World Health Organization, 2013. WHO Report on the Global Tobacco Epidemic, 2013: Enforcing Bans on Tobacco Advertising, Promotion and Sponsorship. World Health Organization, Geneva.
- Yamada, S., Koizumi, A., Iso, H., et al., 2003. Risk factors for fatal subarachnoid hemorrhage: the Japan Collaborative Cohort Study. *Stroke* 34, 2781–2787.
- You, R.X., Thrift, A.G., McNeil, J.J., Davis, S.M., Donnan, G.A., Melbourne Stroke Risk Factor Study (MERFS) Group, 1999. Ischemic stroke risk and passive exposure to spouses' cigarette smoking. *Am. J. Public Health* 89, 572–575.
- Zhang, X., Shu, X.O., Yang, G., et al., 2005. Association of passive smoking by husbands with prevalence of stroke among Chinese women nonsmokers. *Am. J. Epidemiol.* 161, 213–218.

肥満・食習慣が医療費・介護費に及ぼす影響

遠又靖丈、辻一郎

東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野

医療費・介護費をはじめとする社会保障費用は増大の一途を辿っている。その対策として、生活習慣改善などの予防的なアプローチによって国民の健康水準を高めることで医療費・介護費を削減することが期待されている。本稿では「食」の観点から検討するため、著者らのコホート研究をもとに「肥満」と「日本食」が医療費・介護費に及ぼす影響についてエビデンスを示す。

はじめに

日本において、医療費・介護費をはじめとする社会保障費用は増大の一途を辿っている。

国民医療費は平成23年度に38兆円となり、国民医療費が国民所得に占める割合は11%を超えている¹。その年齢区分での内訳は、65歳未満で17兆円(44.4%)、65歳以上では21兆円(55.6%)と高齢人口での支出が多い。さらに人口1人あたりの国民医療費は、65歳未満で17万円であるのに対して、65歳以上では72万円と4倍以上も高い。なお平成18年度から23年度の5年間の人口1人あたりの国民医療費の増加額は、65歳未満でも+2.1万円と増加傾向であるものの、65歳以上では+6.1万円の増加と、高齢人口での増加が著しい。

また高齢人口の増加に伴い、介護費(要支援1以上の介護保険サービスの費用額)も、平成18年度は6.1兆円、23年度は7.9兆円と、1.3倍に増加している²。

こうした中で、良質な医療・介護サービスの供給は確保しつつも、医療費・介護費が社会の過大な負担とならぬよう適切な水準を保っていくことの重要性が以前から指摘されてきた。

その一案として、健康増進を通じた予防的なアプローチが期待されてきた。すなわち、保健福祉サービスを拡充することによって国民の健康水準が向上し、医

療・介護に対するニーズが減少すれば、医療費・介護費も減少するのではないかという期待である。

我々はこれを疫学的に実証するために、1994年から約5万人の国民健康保険加入者(40~79歳)を対象に調査を実施し、生活習慣や保健サービスが医療費に及ぼす影響を分析してきた(大崎国保コホート研究)。また2006年からは65歳以上の宮城県大崎市の住民を対象に、生活習慣と要介護発生の関連を分析してきた(大崎コホート2006研究)。本稿では、これらコホート研究の概要とともに、「食」に関する研究成果として「肥満度と医療費の関連」と「日本食と要介護発生の関連」の研究を紹介する。

II. コホートの概要

1. 大崎国保コホート研究

大崎国保コホート研究とは、宮城県の大崎保健所管内に住む40~79歳の国民健康保険加入者全員(約5万人)を対象として、1994年9~12月に行われたベースライン調査および1995年1月以降の国保レセプトによる追跡に基づくものである。

ベースライン調査では、体格のほか、食事、運動、喫煙、飲酒などの生活習慣を把握した。調査は、訓練を受けた調査員が対象者を訪問して協力を依頼し、同意が得

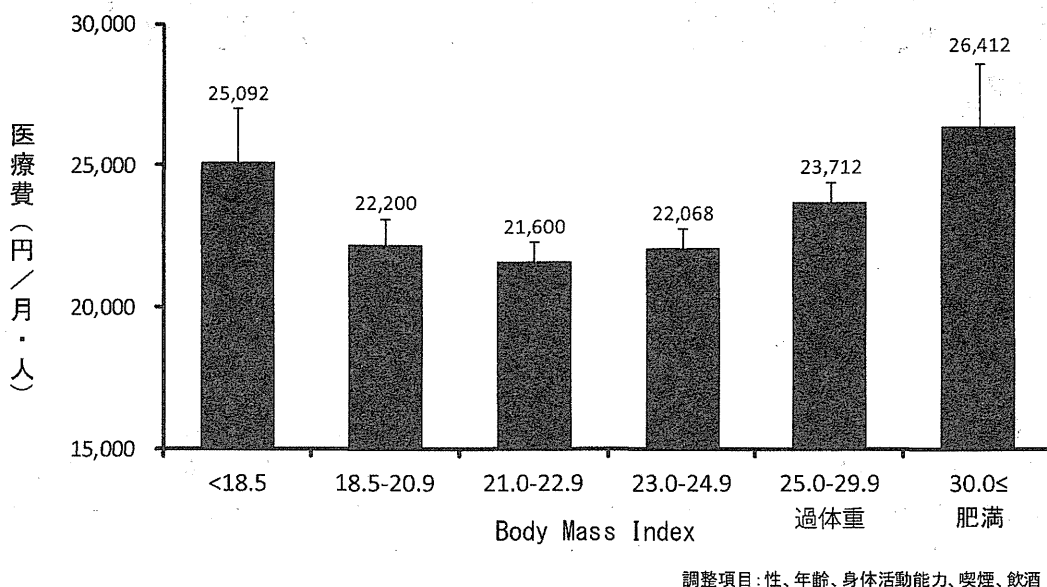


図1 BMIと医療費との関連 (Kuriyama S, et.al. 2002)

られた者について数日後に調査員が再度訪問して調査票を回収した。対象者 54,996 人に対し、有効回答者数 52,029 人 (95%) を追跡している。

追跡調査においては、1995 年 1 月から毎月の国保レセプトとレコードリンケージを行い、受診状況、医療費を継続して把握している。併せて、1995 年 1 月から国民健康保険の「喪失移動データ」とのレコードリンケージにより、対象者の異動（死亡・転出）を追跡している。

詳細は、デザインペーパーを参照されたい³。

2. 大崎コホート 2006 研究

大崎コホート 2006 研究とは、宮城県大崎市の 40 歳以上の全住民 (7.7 万人) を対象としたもので、中でも 65 歳以上の高齢者においては 2006 年 12 月に行われたベースライン調査および介護保険の要介護認定データによる追跡に基づくコホート研究を実施している。

ベースライン調査では、食事、運動、喫煙、飲酒などの生活習慣を把握した。調査票は、各行政区において区長が各戸に訪問配布し、郵便により調査票を回収した。高齢者 31,694 人に対し有効回答者は 23,091 人

(73%) で、このうちベースライン時点で要介護認定を受けていない 14,774 人を追跡している。

追跡調査においては、2006 年 12 月 16 日からの新規要介護認定を継続して把握している。併せて、住民基本台帳により対象者の異動（死亡・転出）を追跡している。詳細は、デザインペーパーを参照されたい⁴。

III. 肥満度と医療費の関連

大崎国保コホートの参加者 41,967 人を解析対象者とし、Body Mass Index (BMI) によって 6 つのグループに分けて、その後 4 年間の医療サービスの利用状況（入院日数と外来受診回数）と医療費を比較した研究結果の概要を紹介する⁵。

ベースラインデータをもとに BMI を算出し、18.5 未満、18.5-20.9、21.0-22.9、23.0-24.9、25.0-29.9、30 以上の 6 つのグループに分けた。25.0-29.9 のグループを過体重、30 以上のグループを肥満とし、医療費が最も低いグループに比べて、それぞれのグループでどれくらい医療費が高いかを多変量解析で算出した。

各グループの 1 ヶ月あたりの平均医療費を BMI 別に比べると、U 型の関係がみられ、医療費が最も低かつ