

日本における世帯属性別の栄養摂取状況*

—『家計調査』オーダーメイド集計データを用いた推計—

森口千晶・阿部修人・井深陽子・稲倉典子**

本論文では、1981-2015年の『家計調査』オーダーメイド集計データを用いて世帯属性別のエネルギーおよび栄養素摂取量を推計し、日本人の栄養摂取状況の長期的動向を分析する。分析結果によると、『家計調査』を用いた推計は、『国民健康・栄養調査』に比較して、栄養素摂取量の水準では乖離があるものの、その比率として定義される栄養指標では概ね一致することが示された。また、1980年代以降、脂質からのエネルギー摂取率が大きく増加した一方で、タンパク質からのエネルギー摂取率はわずかな増加に留まっていること、さらに、経済階層の高い世帯ほど、多くの栄養指標でより望ましい状態にあるという「栄養格差」が存在する一方、一部の指標では「逆」栄養格差も存在することが明らかになった。

JEL Codes: I15(health and economic development), D10(household behavior)

1. はじめに

近年、日本においても栄養疫学の分野を中心に、社会経済階層と食事の質の関係を明らかにする「栄養格差」の研究が進んでいる(Murakami et al. 2007; Murakami et al. 2009; Fukuda and Hiyoshi 2012; Miyaki et al. 2013; Kodama et al. 2015; Okubo et al. 2016; Nishi et al. 2017; Miyagawa et al. 2018; Nagahata et al. 2018; Sakurai et al. 2018)。しかし、全国を代表する大規模な標本を用いて社会経済階層別に栄養素摂取量を分析した研究はまだ少なく、管見の限りではFukuda and Hiyoshi(2012), Okubo et al. (2016), Miyagawa et al.(2018), Sakurai et al. (2018)に限られている。これらの先行研究はいずれも、栄養調査の金字塔といわれる『国民健康・栄養調査』(厚生労働省)を用いている。ただし、同調査は調査期間が一日間に限られていること、また社会経済情報が乏しく、栄養格差を分析するためには個票レベルで『国民生活基礎調査』(厚生労働省)と連結する必要があること、等の難点がある。

そこで、本論文では代替的なアプローチとして、『家計調査』(総務省)のオーダーメイド集計データ¹⁾を用いて食品支出情報から世帯属性別

の栄養摂取状況を推計し、日本における栄養格差に関する新たなエビデンスを与える。本論文で用いる手法は、『家計調査』のデータに『日本食品標準成分表』の栄養情報等を連結することによって栄養素価格指数を推計した論文(稲倉・阿部・井深・森口 2019)の分析手法を基礎とし、それをさらに発展させたものである。

本論文では、タンパク質・脂質・炭水化物・アルコール・ナトリウム・カリウム・ビタミンB1・ビタミンB2・飽和脂肪酸・食物繊維の十種類の栄養素を分析対象とする。このうち、炭水化物・脂質・タンパク質・アルコールは「エネルギー産生栄養素」と呼ばれ、食品からのエネルギー摂取量は原則として、タンパク質(4 kcal/g)、脂質(9 kcal/g)、炭水化物(4 kcal/g)、アルコール(7 kcal/g)から摂取する量の和として表される。炭水化物は主に糖質と食物繊維から構成され、食物繊維は(消化が困難なために厳密には栄養素ではないが)他の栄養素の吸収・代謝に影響を与え、脂質の吸収を抑制する作用や血糖値の上昇を抑制する作用を持つ。脂質は主に脂肪酸から構成され、脂肪酸は飽和脂肪酸と不飽和脂肪酸に大別される。栄養疫学の研究によると、糖質および脂質(特に飽和脂肪酸)の過剰摂取は糖尿病・高血圧症・動脈硬化

等の生活習慣病のリスクを高め(Johnson et al. 2007; Li and Sun 2019), 食物繊維の摂取は逆にこれを抑制する(Anderson et al. 2009; Katagiri et al. 2020). さらに, ナトリウムのカリウムに対する摂取比率が高いと循環器疾患のリスクが上昇することも報告されている(Iwahori et al. 2017).

厚生労働省は健康増進法に基づき, 日本人の栄養摂取状況からみて, その欠乏が健康の保持増進に影響を与えている栄養素としてタンパク質・食物繊維・カリウム・ビタミンB1・ビタミンB2等を定め, その過剰な摂取が健康の保持増進に影響を与えている栄養素として脂質・飽和脂肪酸・コレステロール・糖類・ナトリウムを定めている(平成15年健康増進法施行規則第十一条). 同省はさらに『日本人の食事摂取基準(2015年版)』において, 国民の健康の保持増進および生活習慣病の予防のために, 科学的根拠に基づき, これらの栄養素について推奨量や目標量を策定している²⁾. 本論文でも, この食事摂取基準に基づいて栄養指標を定める.

主要な結果は以下の通りである. まず, 『家計調査』を用いた推計は, 『国民健康・栄養調査』と比較すると, 栄養素摂取量の水準では乖離があるものの, その比率として定義される栄養指標においては概ね一致することが示された. また, 世帯主年齢と経済階層をコントロールした上で1981年から2015年までの栄養指標をみると, 脂質からのエネルギー摂取率が大幅に増加し, 炭水化物からのエネルギー摂取率が顕著に減少した一方で, タンパク質からのエネルギー摂取率はわずかな増加に留まっている. 調査年と世帯主年齢をコントロールした上で, 経済階層別に栄養指標を比較すると, 高経済階層の世帯ほど, タンパク質からのエネルギー摂取率が高く, 炭水化物の質が高く, カリウムに対するナトリウムの摂取比率が低く, エネルギー量当たりのビタミンB1・ビタミンB2の摂取量が高いという「栄養格差」が観察されたが, 同時に, 高い経済階層であるほど, 脂質からのエネルギー摂取率が高く, 脂質の質も低いという, 「逆」栄養格差が存在することも明らかになっ

た. ただし, このような格差は第一分位と第五分位の所得階層を比較しても一割未満の差に留まり, それほど大きいものとはいえない.

本論文の構成は以下の通りである. 第2節では『国民健康・栄養調査』との比較における『家計調査』のデータの特徴を示し, 栄養素摂取量の推計方法を説明する. 第3節では栄養摂取状況を表す栄養指標を定義し, 調査年・世帯属性と栄養指標の関係を定量的に明らかにする. 第4節に結論を記す.

2. データと推計方法

2.1 『国民健康・栄養調査』の留意点

日本人の食事状況と食品・栄養素等摂取量に関する代表的な調査は『国民健康・栄養調査』(厚生労働省)である. 同調査では, 調査世帯の構成員が一日に摂取した食品名・調理法・使用量・廃棄量等の詳細な食事記録が半秤量法によって収集され, 『日本食品標準成分表』(文部科学省)に基づいて各個人の日当たりのエネルギーおよび各種栄養素の摂取量が計算される. さらに, 調査票の回収にあたっては管理栄養士が調査世帯を訪問して食事記録を確認するなど, 国際的にみても信頼性の高い調査として知られている. ただし, 調査対象世帯の協力率が低く, 調査実施世帯数が約四千世帯と比較的小規模であること(池田・西2019), 調査期間が11月の平日の一日間のみであるため, 休日の食生活や季節性のある食品の摂取状況を把握できないこと(大脇他1996; Tokudome et al. 2002), さらに, 食習慣への干渉が大きく, 調査日の食生活が普段の食生活と異なる可能性が高いこと(佐々木2015, 第5章), 等に留意が必要である.

また, 世帯の社会経済的属性については, 『国民健康・栄養調査』では世帯所得の階級値(200万円未満, 200-600万円, 600万円以上の3区分)が特定の年(2010, 2011, 2014年)に調査されているのみである. そのため, 栄養格差に関する先行研究では, 『国民健康・栄養調査』の個票を, 厚生労働省の基幹統計調査であり, かつ『国民健康・栄養調査』の親標本である

表 1. 『家計調査』の調査年別の年齢カテゴリー

年齢カテゴリー	1981	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
平均	○	○	○	○	○	○	○	○
25 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	
25 歳以上 30 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	
30 歳以上 35 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	
35 歳未満								○
35 歳以上 40 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	○
40 歳以上 45 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	○
45 歳以上 50 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	○
50 歳以上 55 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	○
55 歳以上 60 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	○
60 歳以上 65 歳未満	○	○	○	○	○	○	○	○
65 歳以上	○	○						
65 歳以上 70 歳未満			○	○	○	○	○	○
70 歳以上			○	○	○	○	○	
70 歳以上 75 歳未満								○
75 歳以上 80 歳未満								○
80 歳以上 85 歳未満								○
85 歳以上								○

出所) 総務省『家計調査』オーダーメード集計より作成。

『国民生活基礎調査』の個票と連結することによって、社会経済指標(学歴・職業・家計支出)と食品摂取量または栄養摂取量との関係を分析しており、これらの作業には膨大な労力が必要となる(Fukuda and Hiyoshi 2012; Okubo et al. 2016; Miyagawa et al. 2018; Nagahata et al. 2018; Sakurai et al. 2018)³⁾。そこで、本論文では新たに総務省の『家計調査』を用いて栄養格差の計測を試みる。

2.2 『家計調査』のオーダーメード集計データ

本分析で利用するのは、『家計調査』の全国の二人以上世帯を対象とした1981年、1985年、1990年、1995年、2000年、2005年、2010年、2015年の8調査年の月次のオーダーメード集計データである⁴⁾。各時点の調査対象世帯数は約八千世帯であり、これらの世帯は調査期間の六ヶ月間にわたり毎日の支出を品目別に家計簿形式の調査票に記入する⁵⁾。したがって、『家計調査』のデータは『国民健康・栄養調査』に

比較して、食品摂取の季節性や食習慣への干渉の問題が小さいと考えられる。今回取得したデータは、世帯主の年齢階級別、および世帯の年間収入階級別に集計された毎月の1世帯当たりの①世帯人数、②食品品目別の支出金額と購入数量、および③消費支出金額である。ここで「世帯の年間収入」とは世帯員全員の過去1年間の現金収入(公的年金・恩給・現物消費の見積額を含む)であり、「消費支出」とは世帯が購入した全ての商品やサービス(食品を含む)に対する支払いの総額を指す。なお、世帯構成については世帯人数の情報があるのみで、世帯主の性別と世帯員の性別・年齢に関する情報はオーダーメード集計では提供されていない。

表1に示すように、『家計調査』の世帯主の年齢カテゴリーの区分は、高齢化の影響を受けて1981-2015年の分析期間中に二度変更されている。この間に世帯主の平均年齢は45.6歳から58.7歳へと大幅に上昇しており、世帯主年齢をコントロールする必要がある⁶⁾。以下の分

表 2. 『家計調査』の調査年別の年間収入カテゴリー

年間収入カテゴリー	1981	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
平均	○	○	○	○	○	○	○	○
100万円未満	○	○	○					
100万円以上 150万円未満	○	○	○					
150万円以上 200万円未満	○	○	○					
200万円未満				○	○	○	○	○
200万円以上 250万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
250万円以上 300万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
300万円以上 350万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
350万円以上 400万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
400万円以上 450万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
450万円以上 500万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
500万円以上 550万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
550万円以上 600万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
600万円以上 650万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
650万円以上 700万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
700万円以上 750万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
750万円以上 800万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
800万円以上 900万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
900万円以上 1000万円未満	○	○	○	○	○	○	○	○
1000万円以上	○	○	○					
1000万円以上 1250万円未満				○	○	○	○	○
1250万円以上 1500万円未満				○	○	○	○	○
1500万円以上				○	○	○	○	○

出所) 『家計調査』(オーダーメード集計)より作成.

析では、表1の世帯主の年齢カテゴリーを整理し、全調査年に共通する8区分の「年齢階級」(35歳未満、35-39歳、40-44歳、45-49歳、50-54歳、55-59歳、60-64歳、65歳以上)を定める。

次に、本論文では世帯の社会経済的地位を表す指標として「所得階層」と「等価世帯支出階層」を以下のように定義する。表2に示すように、『家計調査』の世帯の年間収入カテゴリーの区分は物価上昇を受けて1995年に一度変更されている。本論文では、まず表2の年間収入カテゴリーを全調査年に共通する16の所得カテゴリーにまとめ、次に所得カテゴリーの調整集計世帯数の情報を用いて、各調査年における所得分布の五分位値を計算し、図1に示す五つ

の「所得階層」(一、二、三、四、五)に分ける⁷⁾。したがって、いずれの調査年においても第一所得階層は所得分布の下位20%に属する世帯、第五所得階層は上位20%に属する世帯を表す。ただし、ここでの所得階層は世帯所得によって定義され、世帯人数の差が考慮されていない。理想的には等価世帯所得(世帯所得を世帯人数の平方根で割った値)を用いるべきだが、世帯所得が階級値であるため正確な等価世帯所得を算出することができない。

そこで、より望ましい社会経済指標として「等価世帯支出階層」を定義する。等価世帯支出は(一人当たり換算された)世帯の消費水準を示し、消費水準は現在の所得だけではなく資産や生涯所得を考慮して決定されるため、所得

図1. 調査年別の所得階層(一～五)の定義

所得カテゴリー	1981	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
200万円未満	一	一	一	一	一	一	一	一
200万円以上 250万円未満	一	一	一	一	一	一	一	一
250万円以上 300万円未満	二	一	一	一	一	一	一	一
300万円以上 350万円未満	二	二	一	一	一	一	二	二
350万円以上 400万円未満	三	二	二	一	二	二	二	二
400万円以上 450万円未満	四	三	二	二	二	二	二	三
450万円以上 500万円未満	四	三	二	二	二	三	三	三
500万円以上 550万円未満	四	四	三	二	三	三	三	三
550万円以上 600万円未満	五	四	三	三	三	三	三	三
600万円以上 650万円未満	五	四	四	三	三	四	四	四
650万円以上 700万円未満	五	四	四	三	三	四	四	四
700万円以上 750万円未満	五	五	四	四	四	四	四	四
750万円以上 800万円未満	五	五	四	四	四	四	四	四
800万円以上 900万円未満	五	五	五	四	四	五	五	五
900万円以上 1000万円未満	五	五	五	五	五	五	五	五
1000万円以上	五	五	五	五	五	五	五	五

注) 『家計調査』の調整集計世帯数をもとに計算。所得カテゴリーは年間収入カテゴリーをまとめたもの。
出所) 『家計調査』オーダーメード集計より作成。

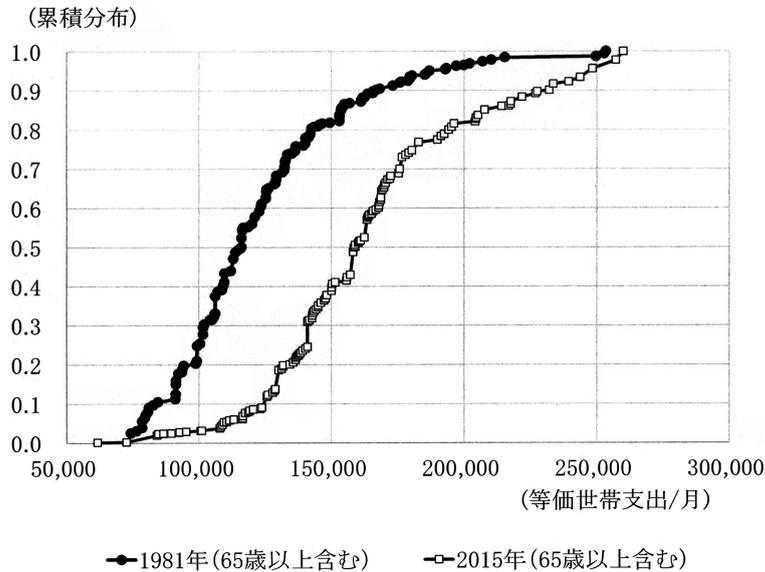
水準よりも恒常的で包括的な経済厚生を表すと考えられる(大竹・小原 2005)。本論文では、各調査年について年齢階級別・所得カテゴリー別の等価世帯支出を計算し(観察数は8階級×16カテゴリー=128セル)、図2に示すように、これを支出順に並べ替えることによって得られる等価世帯支出分布を、各セルの調整集計世帯数を用いて5つの「等価世帯支出階層」(I, II, III, IV, V)に分ける。したがって、いずれの調査年においても階層Iは分布の下位20%に、階層Vは上位20%に属する世帯を表す。表3は調査年ごとに階層別の等価世帯支出額の平均値を示したもののだが、どの年においても階層Iと階層Vの支出額には2倍前後の開きがある。

ここで、『家計調査』オーダーメード集計データの所得階層の代表性をみるために、同じ総務省の大規模統計調査である『全国消費実態調査』との比較を行う。図3は、図1に示した『家計調査』(二人以上世帯)の所得分布の五分位値を消費者物価指数で実質化し、その1981-2015年の推移を示したものである。同図には、

『全国消費実態調査』の公表値から、1999-2014年の「総世帯」と「二人以上世帯」を母集団としたときのそれぞれの所得分布の五分位値も示す。図3によると、『家計調査』(二人以上世帯)の五分位値は『全国消費実態調査』「総世帯」の五分位値よりも高い傾向にあり、その傾向は低所得階層において顕著である。これは『家計調査』(二人以上世帯)のサンプルでは、貧困層が過少になっていることを示唆する。次に、『全国消費実態調査』「二人以上世帯」の五分位値と比較すると、一様に『家計調査』(二人以上世帯)の五分位値の方が低く、その差は高所得階層において特に大きい。「二人以上世帯」という共通の母集団において両調査の五分位値が大きく異なる理由は明らかではないが、家計簿方式の『家計調査』は貧困層と超富裕層を十分に網羅していない可能性が指摘されている⁸⁾。したがって、以下ではこれらの点に留意しつつ、分析結果の解釈を行う必要がある。

なお、世帯の社会経済指標としては「所得階層」よりも「等価世帯支出階層」の方がより包

図 2. 等価世帯支出の累積分布(1981年, 2015年)



注 1) 等価世帯支出=世帯消費支出/(世帯人数の平方根)
 注 2) 世帯主年齢 65 歳以上の世帯を含む。
 注 3) 各調査年について年齢階級(8 区分)×所得階層(16 区分)別の等価世帯支出(128 セル)の累積分布から五分位値を定義。
 出所) 『家計調査』オーダーメード集計より作成。

表 3. 調査年別の等価世帯支出階層(I~V)別の平均等価世帯支出額

単位：円(名目値, 月額)

		1981	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
等価世帯 支出階層	I	84,814	95,089	110,462	122,237	120,402	114,059	115,088	117,490
	II	103,062	117,643	135,158	151,491	145,642	140,845	140,231	142,444
	III	115,129	131,893	156,828	171,891	166,566	163,625	159,946	159,860
	IV	131,311	154,017	181,377	195,816	193,861	185,737	178,161	176,702
	V	175,024	204,289	232,874	241,488	240,011	233,773	230,176	230,443

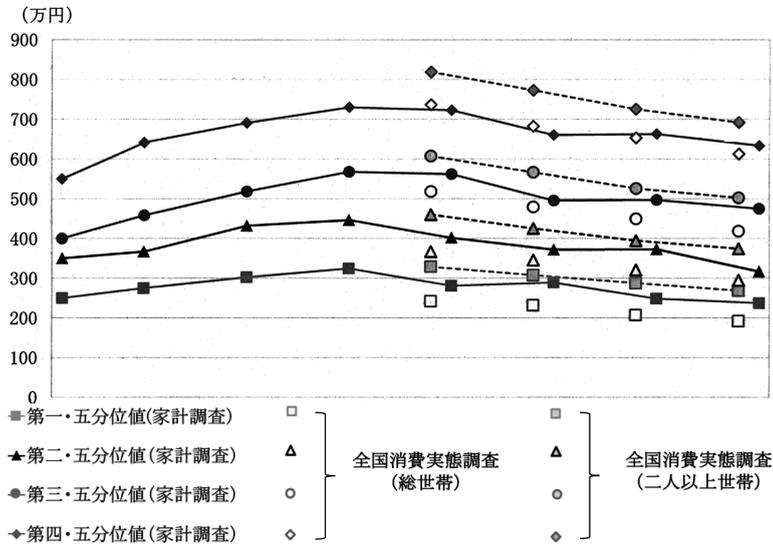
注 1) 等価世帯支出=世帯消費支出/(世帯人数の平方根)
 注 2) 世帯主年齢 65 歳以上の世帯を含む。
 出所) 『家計調査』オーダーメード集計より作成。

括的だと考えられる。したがって、以下では(紙幅の都合により)「等価世帯支出階層」を用いた分析結果のみを報告する。ただし、「所得階層」を用いた分析も行っており、定性的には同様の結果を得ている。

最後に、世帯主の年齢階級のうち、「65 歳以上」世帯については、1981 年から 2015 年にかけての高齢化の進展による階級内の異質性の増

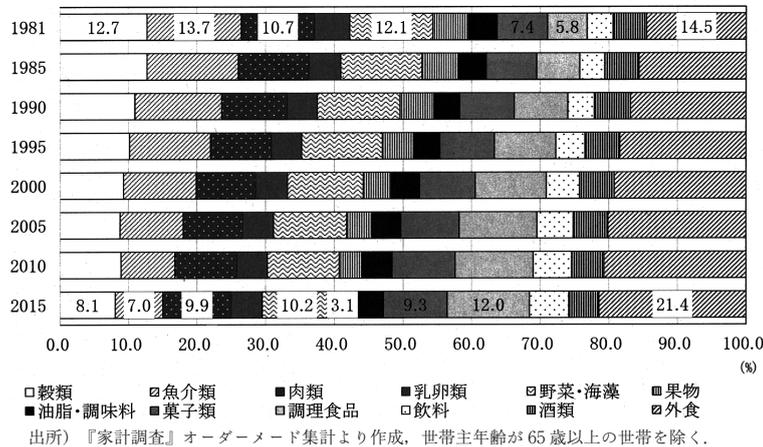
大が著しく、調査年間の比較が困難である。そこで、以下の分析では世帯主年齢を「65 歳未満」に限定する⁹⁾。したがって、今回の分析に利用するデータは、年齢階級が 7 区分、等価世帯支出階層が 5 区分、調査年が 8 時点(各調査年の観察頻度は月次)のパネルデータとなる。

図3. 所得階層五分位値の推移(CPIで実質化)



注1) 『家計調査』(二人以上世帯)の五分位値は、図1の各所得階層を構成する所得カテゴリの中の最大値である。例えば、1985年の所得階層二は「300万円以上350万円未満」と「350万円以上400万円未満」からなるため、400万円を1985年の第二・五分位値とする。
 注2) 消費者物価指数(CPI)のうち、「持ち家の帰属家賃を除く総合」を用いて実質化している。
 出所) 総務省『全国消費実態調査』(公表値)および『家計調査』オーダーメード集計より作成。

図4. 『家計調査』の大分類別の年間食品支出額のシェアの推移

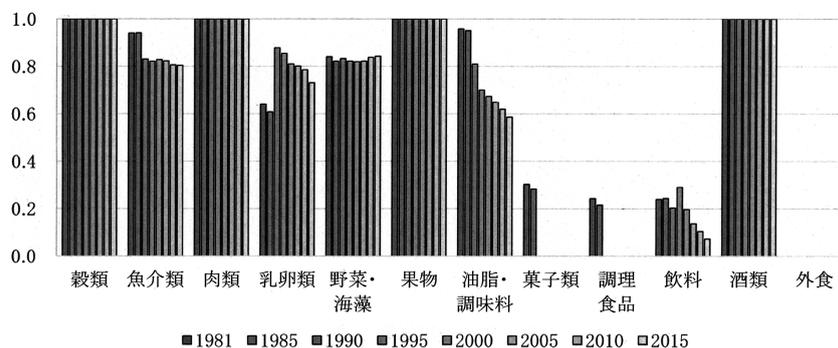


2.3 『家計調査』を用いた栄養素摂取量の推計方法

『家計調査』では、食品の品目別に毎月の支出金額および購入数量(重量または容積表示)を調査している。食品品目は12の大分類(穀類、魚介類、肉類、乳卵類、野菜・海藻、果物、油

脂・調味料、菓子類、調理食品、飲料、酒類、外食)に分類され、調査品目数は200を超える¹⁰⁾。例えば、「乳卵類」という大分類には牛乳・粉ミルク・ヨーグルト・バター・チーズ・卵の6品目が含まれる。図4は、『家計調査』のデータ(世帯主が65歳以上の世帯を除く)に

図5. 『家計調査』の大分類別の購入量情報がある品目の支出額シェア



出所) 『家計調査』オーダーメード集計より作成、世帯主年齢が65歳以上の世帯を除く。

おける大分類別の食品支出額のシェアの推移を示している。1981年から2015年にかけて、穀類と魚介類のシェアが顕著に減少する一方で、調理食品と外食のシェアが大幅に上昇していることがわかる。ただし、これらの趨勢には食品価格や嗜好の変化だけではなく、世帯の年齢構成や所得水準の変化の影響も含まれている。

本分析では、世帯主年齢階級および等価世帯支出階層別(以下、世帯属性別)の毎月の品目別の支出金額および購入数量(重量換算、以下購入量)から、以下の方法で世帯属性別の月次の栄養素摂取量を推計する。まず初めに、『日本食品標準成分表2015年版(七訂)』(文部科学省2015)の品目別の栄養情報(廃棄率および可食部100グラム当たりの各種栄養素の含有量)を用いて、『家計調査』の品目別の購入量から品目別の栄養素購入量を計算する。次に、世帯属性別の品目別の栄養素購入量を全ての品目について集計し、世帯属性別の栄養素購入量を計算する。そして、世帯属性別の栄養素購入量から世帯属性別の栄養素摂取量を推計する。最後に、世帯属性別の栄養素摂取量を平均世帯人数で割ることによって、世帯属性別の一人当たり栄養素摂取量を推計する。

上記の『家計調査』を用いた栄養摂取量の推計には、『国民健康・栄養調査』を用いた栄養摂取量の推計に比べて、いくつかの克服すべき問題点がある。以下ではその問題点と対処法を説明する。

第一に、栄養情報を結合する際に『家計調

査』の品目に『日本食品標準成分表』の品目に対応させる必要があるが、品目によっては明確な一対一対応が見つからないことがある。その場合は、原則として最も類似性と代表性の高い品目に対応させているが、その詳細については稲倉・阿部・井深・森口(2019)を参照されたい。また、外食と一部の調理食品については『日本食品標準成分表』に対応する品目がないため、民間企業による栄養データベース『カロリースリム』(URL: <https://calorie.slism.jp/>)の栄養情報を利用している。さらに、学校給食については各調査年における『学校給食実施基準』(文部科学省)のデータを用いて栄養情報を結合している(詳細はデータ補論Bに記載)¹¹⁾。これらの結合作業の結果、分析に用いる食品の総品目数は190となっている。

第二に、これらの品目の中には、支出額の情報はあがるが購入量の情報がない品目がある。図5は大分類別に購入量情報のある品目の割合を示したもののだが、「菓子類」「調理食品」「飲料」については購入量がわかる品目が少なく、「外食」にいたっては皆無である。そのため、本分析では購入量が不明な品目については総務省の『小売物価統計調査』の小売価格と『家計調査』の支出額から購入量を推計するという方法を取る¹²⁾。ただし、『小売物価統計調査』の小売価格は世帯属性別の購入価格ではない。一般に、どの品目についても消費支出の高い世帯ほど一人当たりの購入額が大きい傾向にあるが、その理由が「購入単価の差」にあるのか、それとも

「購入量の差」にあるのかによって、高支出世帯の一人当たりの栄養素摂取量が大きく異なる。そこで、本分析では世帯属性別の購入価格を推定する際に、①購入量と購入価格が観察できる全品目を用いて世帯属性と購入「価格」の関係式を推定し、購入額しか観察できない品目についても同様の関係を仮定して小売価格から世帯属性別の購入単価を推定する方法と、②購入量と購入価格が観察できる全品目を用いて世帯属性と購入「量」の関係式を求め、購入額しか観察できない品目についても同様の関係を仮定して世帯属性別の購入量を推定し、この購入量で購入額を割った値を購入単価とする方法、という二通りの方法で購入単価を推計する。①では世帯属性と購入価格の関係式で説明できない支出額の相違は「購入量の相違」として反映され、②では世帯属性と購入量の関係式で説明できない支出額の相違は「購入単価の相違」として反映される。本分析では①と②で得られる購入単価の幾何平均を計算し、購入額をこの単価で割ることによって世帯属性別の購入量を導く。推計方法の詳細については、データ補論Cを参照されたい。

第三に、『国民健康・栄養調査』では栄養素の摂取量が把握できるのに対して、『家計調査』では栄養素の購入量を推計することしかできない。そこで、本論文では「購入した食品の可食部に含まれる栄養素は全て摂取される」という仮定を置き、世帯属性別の平均栄養素購入量をもって平均栄養素摂取量とみなす。ただし、この仮定が明らかに成立せず、かつ栄養素摂取量への貢献が大きい品目として、食用油(脂質の重要な摂取源)と食塩(ナトリウムの主要な摂取源)がある¹³⁾。特に、食用油は食品支出額に占める割合が大きく、かつエネルギー密度が高いため、その摂取量は脂質だけではなくエネルギー摂取量の推計にも影響を与える。そこで、この2品目については、『国民健康・栄養調査』の摂取量等を参考に、「購入量の25%を摂取する」という仮定をおいて推計を行う(稲倉・阿部・井深・森口2019)。その他の品目については、「世帯属性別の平均値において栄養素購入

量(可食部)は栄養素摂取量に等しい」という仮定をおくが、これは調理による栄養素の損失や食べ残し等による廃棄がないこと、狩猟採集・自家栽培による食品の摂取がないこと、世帯間の贈答による食品の購入量と摂取量のずれが平均ではゼロになること等を仮定するに等しい。これらの仮定が栄養格差の推計にどのようなバイアスを与えるかは、今後の検討課題とする。

第四に、『国民健康・栄養調査』では個人単位で世帯員の栄養素摂取量を調査しているが、『家計調査』のオーダーメイド集計データでは、世帯単位の食品購入量しか把握できず、世帯構成に関する情報が世帯主年齢と世帯人数のみであるため、世帯員の年齢・性別を考慮した一人当たりの栄養素摂取量を推計できない。したがって、世帯属性別に推計した一人当たり栄養素摂取量を世帯属性間で比較できない。換言すれば、世帯属性間の比較には世帯の年齢・性別構成に依存しない栄養指標を用いる必要がある。

3. 日本における世帯属性別の 栄養摂取状況の分析

本節では、まず、エネルギーと十種類の栄養素(タンパク質・脂質・飽和脂肪酸・炭水化物・食物繊維・アルコール・ナトリウム・カリウム・ビタミンB1・ビタミンB2)について、世帯属性別に1人1日当たりの摂取量を推計した結果を示す。次に、食事摂取基準に基づいて、栄養摂取状態を表す指標(以下、栄養指標)を定義し、世帯属性別に栄養指標を算出する。最後に、調査年・世帯属性と栄養指標の関係を回帰分析によって明らかにする。特に注目されるのが、消費階層(等価世帯支出階層)による栄養指標の違い、すなわち「栄養格差」の実態である。

3.1 栄養指標の設定

本分析で用いる栄養指標は以下の通りである。まず、エネルギー産生栄養素について、①タンパク質エネルギー比率(総エネルギー摂取量に占めるタンパク質からのエネルギー摂取量の割合、以下同様)、②脂質エネルギー比率、③飽和脂肪酸エネルギー比率、④炭水化物エネルギー

ー比率, ⑤アルコールエネルギー比率, の5つの栄養指標を定める. 次に, 栄養素間の比率に着目して脂質の「質」を表す指標として①飽和脂肪酸/脂質比(脂質に占める飽和脂肪酸の割合), 炭水化物の「質」を表す指標として②食物繊維/炭水化物比(炭水化物に占める食物繊維の割合), 循環器疾患のリスク要因として③ナトリウム/カリウム比(カリウム摂取量に対するナトリウム摂取量の比率), の3つの栄養指標を定義する. さらに, エネルギー当たりの摂取量について摂取基準が策定されている栄養素に注目して, ① 1000 kcal 当たりのタンパク質摂取量, ② 1000 kcal 当たりの食物繊維摂取量, ③ 1000 kcal 当たりのビタミン B1 摂取量, ④ 1000 kcal 当たりのビタミン B2 摂取量, の4つの栄養指標を定義する.

厚生労働省の『日本人の食事摂取基準(2015年版)』(以下, 食事摂取基準)では, 国民の健康の保持増進と生活習慣病の予防のために, 日本人の栄養摂取状況からみてその「欠乏」が健康の保持増進に影響を与えている栄養素(タンパク質・食物繊維・カリウム・ビタミン B1・ビタミン B2 など)とその「過剰な摂取」が健康の保持増進に影響を与えている栄養素(脂質・飽和脂肪酸・コレステロール・糖類・ナトリウム)について, 科学的根拠に基づいて指標(目標量・推定平均必要量・推奨量等)を策定している(『日本人の食事摂取基準(2015年版)策定検討会報告書』, pp. 1-3).

生活習慣病の予防を目的として, 「現在の日本人が当面の目標とすべき摂取量」として設定されているのが目標量(dietary goal)である. エネルギー産生栄養素については, 摂取量の過不足がないよう目標量は範囲として設定され, タンパク質エネルギー比率の目標量は(1歳以上の男女一律に)13~20%, 脂質エネルギー比率の目標量は(1歳以上の男女一律に)20~30%である(同報告書, pp. 153-159). また, 望ましいと考えられる摂取量よりも現状の摂取量が少ない栄養素(食物繊維・カリウム)については, 目標量は下限値以上の範囲として設定される. 食物繊維の望ましい摂取量は(成人男女一律に)

14 g/1000 kcal 以上, カリウムについては 3540 mg/day 以上とされるが, 両栄養素とも実現可能性を考慮して目標量より低い下限値を定めている(同報告書, p. 146 と p. 254). 反対に, 望ましい摂取量よりも現状の摂取量が多い栄養素(飽和脂肪酸・ナトリウム)については, 目標量は上限値以下の範囲に設定される. 飽和脂肪酸に関しては, 飽和脂肪酸エネルギー比率の目標量を(成人男女一律に)7%以下と定めている(同報告書, p. 116). ナトリウム(食塩相当量)については, 望ましい摂取量は(成人男女一律に)5 g/day 以下とされるが, 実現が困難なことから, 目標量ではより高い上限値を定めている(同報告書, p. 250).

食事摂取基準ではまた, 健康の保持増進のために, タンパク質・ビタミン A・ビタミン B1・ビタミン B2・ビタミン C・カルシウムを含む各種栄養素について「摂取不足の回避」を目的とする推定平均必要量(estimated average requirement)とそれに基づく推奨量(recommended dietary allowance)を設定している. タンパク質の推定平均必要量は(18~69歳の男女一律に)体重 1 kg 当たり 0.72 g/day と定められ(同報告書, p. 91), ビタミン B1・ビタミン B2 の推定平均必要量は(1歳以上の男女一律に)それぞれ 0.45 mg/1000 kcal, 0.50 mg/1000 kcal と定められている(同報告書, pp. 40-41).

さらに, 食事摂取基準の対象にはなっていないが, 最新の疫学研究によると, 循環器疾患の発症リスクには(ナトリウムの摂取量そのものよりも)ナトリウムとカリウムの摂取量比率が重要であることが明らかにされている(Okayama et al, 2016; Iwahori et al. 2017). Iwahori et al.(2017)によると, 望ましいナトリウム/カリウム比は(男女一律に)100%以下であるが, 実現可能性を考慮して日本人のナトリウム/カリウム比の目標量を 200%以下とすることを提唱している.

以上のような知見に基づき, 本分析では栄養指標を以下のように解釈する. まず, エネルギー産生栄養素については(現状においてタンパク質は過少摂取, 脂質・飽和脂肪酸は過剰摂取

の傾向が強いことから), タンパク質エネルギー比率は値が「高い」方がより望ましい栄養状態にあり, 脂質エネルギー比率と飽和脂肪酸エネルギー比率については値が「低い」方がより望ましい栄養状態にあるとみなす¹⁴⁾. 次に, 栄養素間の比率を用いた指標については(現状において食物繊維・カリウムは過少摂取, 飽和脂肪酸は過剰摂取の傾向にあることから), 食物繊維/炭水化物比は値が「高い」方がより望ましい栄養状態にあり, ナトリウム/カリウム比と飽和脂肪酸/脂質比については値が「低い」方がより望ましい栄養状態にあるとみなす. また, エネルギー当たりの摂取量を用いた指標については(現状においてタンパク質・食物繊維・ビタミン B1・ビタミン B2 はいずれも過少摂取の傾向にあることから)1000 kcal 当たりのタンパク質・食物繊維・ビタミン B1・ビタミン B2 の摂取量が「高い」方がより望ましい栄養状態にあるとみなす.

ただし, このような解釈は, 栄養指標の健康への影響は(目標量の定める下限値または上限値でジャンプするのではなく,)連続的かつ単調的に変化することを仮定している. 実際, 栄養素摂取量と生活習慣病のリスクの関連は連続的で, 閾値が存在しない場合も多いとされるが(同報告書, p.6), まだ不明な点が多い. さらに, これらの栄養指標を用いて世帯属性間の栄養状態を比較するには, 目標量が年齢・性別に依存しないことが前提となる. この点については, タンパク質エネルギー比率, 脂質エネルギー比率, エネルギー当たりのビタミン B1・ビタミン B2 摂取量, およびナトリウム/カリウム比については目標量または推定平均必要量が年齢・性別に左右されないため, 厳密な意味での世帯属性間の比較が可能である.

3.2 『国民健康・栄養調査』との整合性

はじめに記述統計として, 表4に一人一日当たりの栄養素摂取量と栄養指標の基本統計量を示す. 標本サイズは, 世帯主年齢階級7区分×等価世帯支出階層5区分×調査年8時点×12ヶ月=3,360セルから, 該当世帯数がゼロの72セ

ルを除いた3,288である. 全調査年の平均値でみると, 項目Bの栄養指標では, タンパク質エネルギー比率は14.3%, 脂質エネルギー比率は28.2%, 飽和脂肪酸エネルギー比率は8.4%, 炭水化物エネルギー比率は55.0%, アルコールエネルギー比率は2.5%, 飽和脂肪酸/脂質比は30.1%, 食物繊維/炭水化物比は4.4%, ナトリウム/カリウム比は189.2%, 1000 kcal 当たりのタンパク質は35.7 g, 食物繊維は6.0 g, ビタミン B1 は0.50 mg, ビタミン B2 は0.57 mg となっている.

図6は, 本分析の推計値と『国民健康・栄養調査』(以下, 『栄養調査』)の全国平均値(国立健康・栄養研究所2020)を比較したものである. 『栄養調査』は毎年11月に実施されるため, 本分析の推計値も11月の値を示している. ただし, 本分析の対象世帯は単身世帯と高齢世帯(世帯主65歳以上世帯)を含まないため, 『栄養調査』の対象(1歳以上男女)とは異なる点に留意されたい. また, 『栄養調査』の調査期間は1994年までは11月の三日間だったが, 1995年からは11月の一日間に変更されている. さらに, 『栄養調査』では食品の栄養素の算出に1988-2000年では『四訂日本食品標準成分表』, 2001-2010年では『五訂日本食品標準成分表』, 2011年以降は『六訂日本食品標準成分表』を使用している. 図6-1にみるように, タンパク質・飽和脂肪酸・ナトリウム・ビタミン B1・ビタミン B2 などの複数の栄養素について2000年と2001年の摂取量の値に不連続なジャンプが生じているが, これは成分表改訂に起因するところが大きい(今井他2006). 食品成分表は, 分析法の改善によって新しい版ほど成分の測定精度が高いとされるため(小島他2010), 本分析ではすべての調査年について『七訂日本食品標準成分表』を用いている. 換言すると, 『栄養調査』による過去の摂取量は必ずしも正確ではない点に注意する必要がある. ビタミン B1・ビタミン B2 については, その他の年にも不連続性が観察されるがその理由は明らかではない. なお, 『栄養調査』ではアルコールの摂取量は公表されていない.

表 4. 栄養素摂取量と栄養指標の基本統計量(1人1日当たり)

		平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
A. 栄養素摂取量(年間平均)						
	(単位)					
エネルギー	kcal	1,555	269.4	876.0	1,549	2,883
タンパク質	g	55.39	9.353	33.14	55.30	104.1
脂質	g	48.17	6.483	31.67	47.68	78.75
飽和脂肪酸	g	14.11	1.863	8.873	13.94	21.71
炭水化物	g	215.0	46.84	101.5	210.9	432.0
食物繊維	g	9.364	2.046	4.446	9.150	22.90
アルコール	g	5.744	2.364	0.978	5.135	21.14
ナトリウム	mg	3,253	897.7	1,628	3,145	9,653
カリウム	mg	1,710	358.2	1,028	1,665	4,023
ビタミン B1	mg	0.7723	0.1215	0.4588	0.7717	1.442
ビタミン B2	mg	0.8821	0.1221	0.5644	0.8770	1.485
B. 栄養指標(年間平均)						
対エネルギー比率						
タンパク質	%	14.27	0.5438	11.75	14.30	16.23
脂質	%	28.24	3.296	17.26	28.68	37.24
飽和脂肪酸	%	8.436	1.171	4.787	8.515	12.08
炭水化物	%	54.95	3.667	46.24	54.24	69.88
アルコール	%	2.545	0.783	0.525	2.424	7.502
栄養素間比率						
飽和脂肪酸/脂質比	%	30.14	1.109	24.58	30.17	35.07
食物繊維/炭水化物比	%	4.373	0.3869	2.615	4.374	5.914
ナトリウム/カリウム比	%	189.2	26.58	131.3	183.5	477.7
1000 kcal 当たり摂取量						
タンパク質	g/1000 kcal	35.67	1.360	29.38	35.74	40.58
食物繊維	g/1000 kcal	5.991	0.4979	4.342	5.949	8.253
ビタミン B1	mg/1000 kcal	0.4984	0.0235	0.4002	0.5001	0.5822
ビタミン B2	mg/1000 kcal	0.5720	0.0456	0.3864	0.5787	0.6969

標本サイズ：3,288

注 1) 世帯属性別の月次データから1人1日当たりの摂取量を計算。

注 2) 標本サイズは、年齢階級7区分×等価世帯支出階層5区分×調査年8時点×12ヶ月=3,360から該当世帯のない72セルを除いた数。

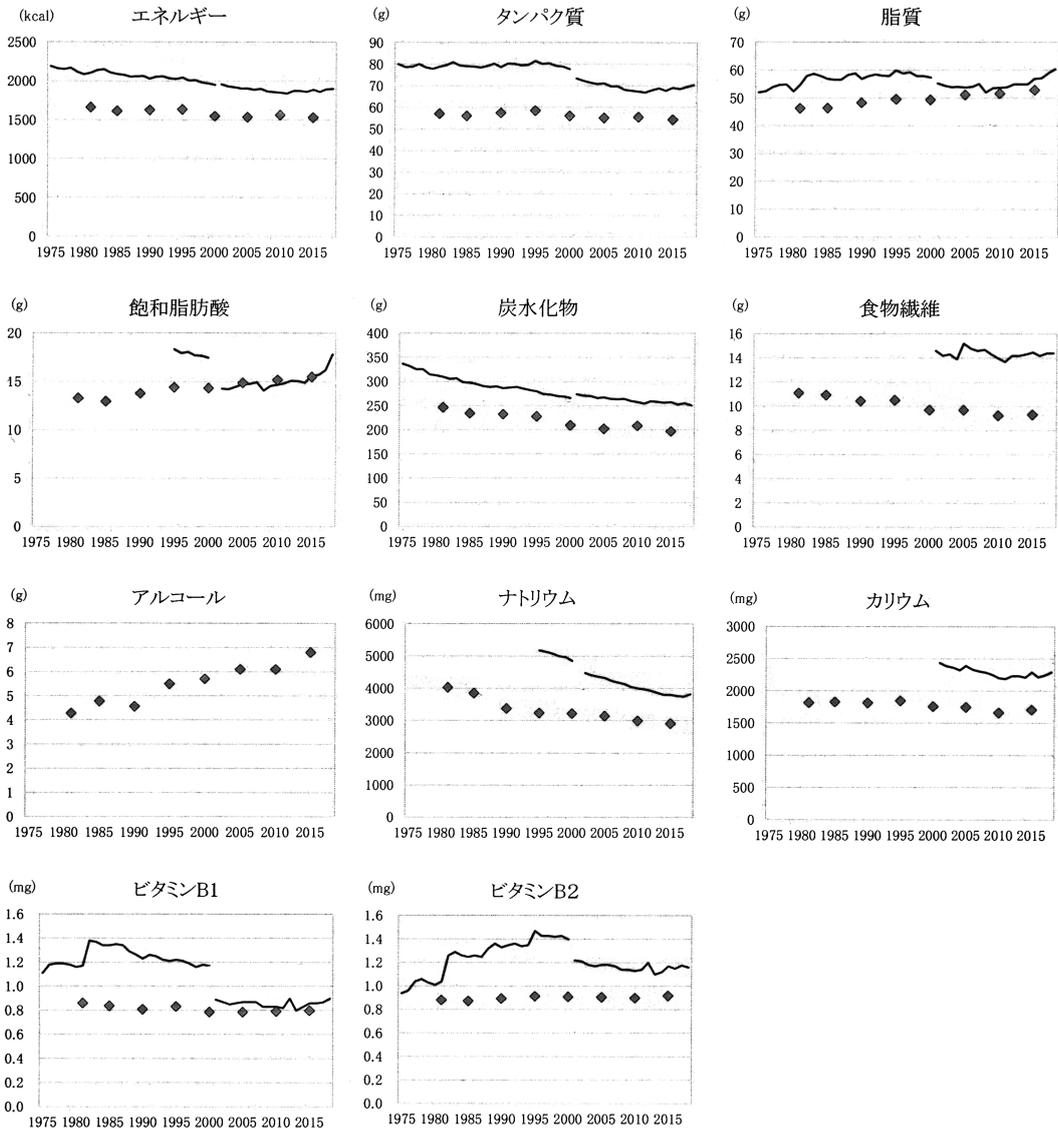
注 3) 学校給食からの飽和脂肪酸摂取量は、情報がないためにゼロとみなす(データ補論Bを参照)。「飽和脂肪酸エネルギー比率」を計算する際は分母から学校給食からのエネルギー摂取量を除き、「飽和脂肪酸/脂質比率」を計算する際は分母から学校給食からの脂質摂取量を除いている。

出所) 『家計調査』オーダーメード集計等を用いた推計、世帯主年齢65歳以上の世帯を除く。

以上のような調査対象と推計方法の相違を踏まえた上で、図6-1によって栄養素摂取量の比較をみると、エネルギー・タンパク質・炭水化物・食物繊維・ナトリウム・ビタミンB2につ

いては、全ての調査年で本分析の推計値が『栄養調査』の値を顕著に下回っている。この結果は、今回の推計が全体として実際の摂取量の過少推計になっていることを強く示唆する。その

図 6-1. 本分析の推計値と『国民健康・栄養調査』の公表値の比較(栄養素摂取量)



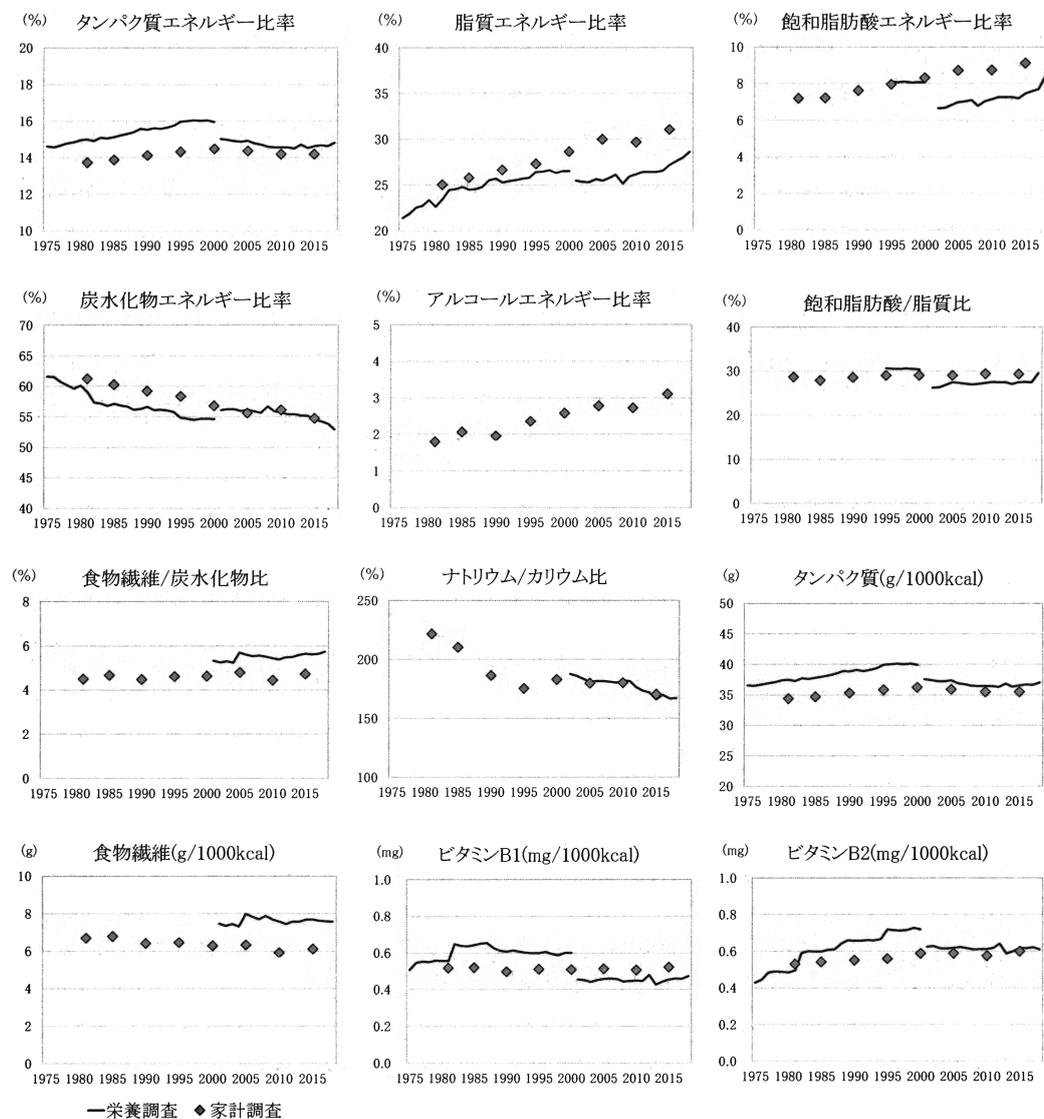
一栄養調査 ◆家計調査

注 1) 『家計調査』(今回推計)は各調査年の11月の一人当たり栄養素摂取量。母集団は二人以上世帯、ただし、世帯主年齢65歳以上の世帯を除く。

注 2) 『国民健康・栄養調査』(公表値)の調査対象は全国約五千世帯の1歳以上の男女世帯員で、調査期間は1994年までは11月の三日間、1995年以降は11月の一日間である。同調査では食品の栄養素の算出に、1988-2000年は「四訂日本食品標準成分表」、2001-2010年は「五訂日本食品標準成分表」、2011年以降は「六訂日本食品標準成分表」を使用している。特に2000年と2001年の間の摂取量の不連続性は成分表改訂に因るところが大きい。なお、アルコール摂取量は公表値がない。調査方法と成分表の変遷については、国立健康・栄養研究所による「国民栄養調査の調査方法等の変遷」を参照(URLは参考文献に記載)。

出所) 『国民健康・栄養調査』の値は同調査の再集計である国立健康・栄養研究所による「長期時系列データ」および「主な健康指標の経年変化：栄養摂取状況調査」より作成(URLは参考文献に記載)。

図 6-2. 本分析の推計値と『国民健康・栄養調査』の公表値の比較(栄養指標)



理由としては、本推計では『家計調査』の食品目以外の品目に含まれる栄養素が除外されていることなどが考えられるが¹⁵⁾、詳細の解明は今後の課題とする。

ただし、水準ではなく時系列の趨勢に注目すれば、ビタミン B2 を例外として、ほぼ全ての栄養素とエネルギーについて、両調査の間でトレンドは概ね一致している。ビタミン B2 についてはむしろ『栄養調査』の値に不自然な変動が観察され、精査が必要と思われる。

次に、図 6-2 によって栄養指標を比較する。『栄養調査』の値は、2001 年以降の水準が正しいとするならば、タンパク質エネルギー比率、飽和脂肪酸/脂質比、ナトリウム/カリウム比、エネルギー当たりのタンパク質・ビタミン B1・ビタミン B2 摂取量については、同調査の値と本分析の推計値は水準についても趨勢についてもほぼ一致している。しかし、脂質エネルギー比率・飽和脂肪酸エネルギー比率・食物繊維/炭水化物比・エネルギー当たり食物繊維推

取量については、趨勢は一致しているものの、水準に一定の乖離がみられる。特に、脂質に関連する指標については本推計が過大、食物繊維に関連する指標については本推計が過少になっている点は興味深い。これは『栄養調査』の食事が普段よりも健康的な食事になっているという仮説と整合的であり、さらなる検討を要する。

3.3 調査年・世帯主年齢・消費階層が 栄養指標に与える影響

本節では、日本人の栄養摂取状況が調査年および世帯属性によってどのように変動するかを分析するために多変量回帰分析を行う。表5は、1人1日当たりの栄養指標を調査年・調査月・世帯主年齢階級・等価世帯支出階層(以下、消費階層)のダミー変数に回帰した分析結果である¹⁶⁾。ベースカテゴリーは「1981年」「年齢35歳未満」「消費階層I(下位20%層)」で、ベースカテゴリーに属する世帯の栄養指標の値は「切片」として表示されている(調査月の結果は省略)。表5によると、全ての栄養指標について、ほぼ全ての調査年・消費階層の係数が1%の水準で統計的に有意になっている。年齢階級については、タンパク質に関連する栄養指標を中心に統計的に有意ではない係数もみられるが、大多数の係数は1%水準で有意になっている。

結果を視覚化するために、表5の推計値とその95%信頼区間を図示する。図7は調査年ダミーの係数のプロットしたもので、年齢階級と消費階層をコントロールしたあとの栄養指標の長期的動向(いわゆる「年次効果」)を表す。図8は年齢階級ダミーの係数のプロットで、世帯主の年齢階級が栄養指標に与える「年齢効果」を表す。図9は消費階層ダミーの係数のプロットで、年次効果と年齢効果を除いたあとの消費階層による栄養指標の差、すなわち「栄養格差」を表す。いずれの図においても、縦軸のゼロはベースカテゴリーの値(切片)に対応しており、タンパク質エネルギー比率13.9%、脂質エネルギー比率27.4%、飽和脂肪酸エネルギー比率8.4%、炭水化物エネルギー比率57.0%、アルコールエネルギー比率1.7%、飽和脂肪酸/脂

質比30.9%、食物繊維/炭水化物比4.3%、ナトリウム/カリウム比217.4%、タンパク質摂取量34.8g/1000kcal、食物繊維摂取量6.1g/1000kcal、ビタミンB1摂取量0.51mg/1000kcal、ビタミンB2摂取量0.56mg/1000kcalである。なお、効果の大きさを比較できるように、同一の栄養指標については図7~9を通じて縦軸のスケールを統一している。

まず、図7の栄養指標の長期的動向をみると、1981年から2015年にかけて脂質エネルギー比率・飽和脂肪酸エネルギー比率・アルコールエネルギー比率が単調増加する一方で、炭水化物エネルギー比率とエネルギー当たり食物繊維摂取量は単調減少している。ただし、食物繊維/炭水化物比は上昇傾向にあり、炭水化物の質には向上がみられる。これに対して、タンパク質エネルギー比率とエネルギー当たりタンパク質摂取量はともに2000年まで上昇し、のちに減少に転じている。ナトリウム/カリウム比は1995年まで大きく低下したが、その後はほぼ一定で推移している。1981年の値(切片)と比較すると、最も大きな変化が観察されたのは、アルコールエネルギー比率(48.8%の上昇)、次いで、飽和脂肪酸エネルギー比率(25.3%の上昇)、脂質エネルギー比率(24.9%の上昇)、ナトリウム/カリウム比(24.4%の低下)、炭水化物エネルギー比率(14.2%の低下)、ビタミンB2摂取量(13.7%の上昇)である。これに対して、タンパク質エネルギー比率はわずか3.4%の上昇に留まっている。

次に、図8の栄養指標に対する年齢効果をみると、タンパク質エネルギー比率・エネルギー当たりタンパク質摂取量・ナトリウム/カリウム比は世帯主年齢にかかわらずほぼ一定、脂質エネルギー比率・飽和脂肪酸エネルギー比率・飽和脂肪酸/脂質比・エネルギー当たりビタミンB1とB2摂取量は年齢とともに低下、アルコールエネルギー比率・エネルギー当たり食物繊維摂取量は逆に年齢とともに上昇する傾向にある。35歳未満層の値(切片)に対する変化の大きさをみると、最大はアルコールエネルギー比率で35歳未満層と60-64歳層の間に54.9%

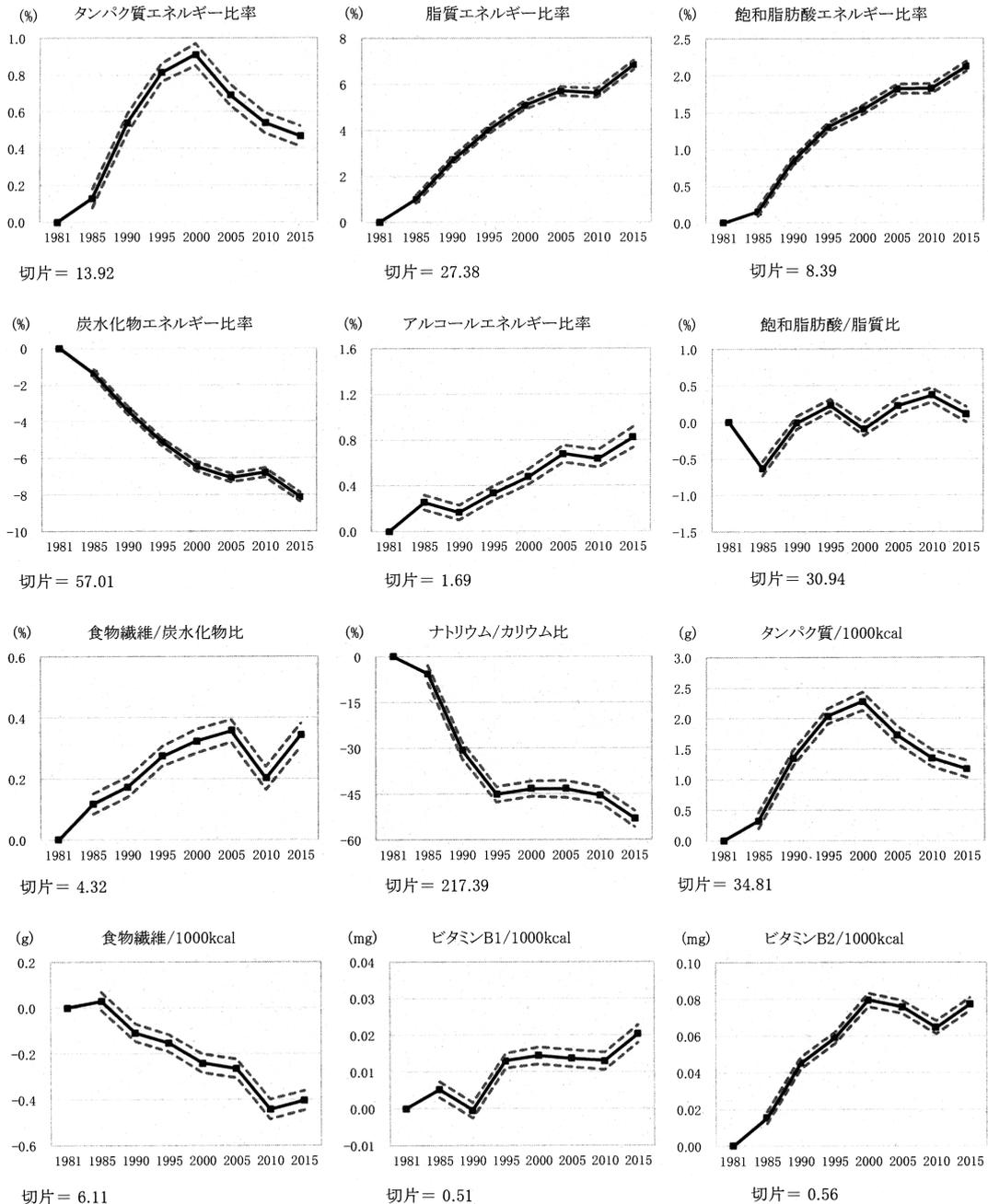
表 5. 栄養指標を被説明変数とする回帰分析

	対エネルギー比率				栄養素間比率				1000 kcal 当たり摂取量			
	タンパク質 (%)	脂質 (%)	飽和脂肪酸 (%)	炭水化物 (%)	アルコール (%)	飽和脂肪酸/脂質 (%)	食物繊維/炭水化物 (%)	ナトリウム/カリウム (%)	タンパク質 (g/1000 kcal)	食物繊維 (g/1000 kcal)	ビタミンB1 (mg/1000kcal)	ビタミンB2 (mg/1000kcal)
調査年ダミー(ベース: 1981年)												
1985年	0.130** (0.026)	0.986** (0.090)	0.150** (0.031)	-1.370** (0.111)	0.254** (0.033)	-0.637** (0.049)	0.118** (0.017)	-5.741** (1.478)	0.326** (0.066)	0.029 (0.020)	0.005 (0.001)	0.015** (0.002)
1990年	0.540** (0.026)	2.702** (0.088)	0.839** (0.030)	-3.406** (0.112)	0.164** (0.032)	-0.010 (0.045)	0.173** (0.017)	-30.718** (1.339)	1.350** (0.065)	-0.000 (0.020)	-0.000 (0.001)	0.045** (0.002)
1995年	0.814** (0.025)	4.000** (0.086)	1.300** (0.030)	-5.147** (0.105)	0.333** (0.031)	0.228** (0.043)	0.274** (0.017)	-45.149** (1.253)	2.035** (0.062)	-0.154** (0.019)	0.013** (0.001)	0.059** (0.002)
2000年	0.911** (0.030)	5.073** (0.096)	1.535** (0.032)	-6.461** (0.126)	0.476** (0.035)	-0.096** (0.045)	0.323** (0.020)	-43.374** (1.302)	2.277** (0.076)	-0.242** (0.020)	0.014** (0.001)	0.079** (0.002)
2005年	0.690** (0.029)	5.705** (0.095)	1.818** (0.032)	-7.072** (0.119)	0.676** (0.038)	0.224** (0.056)	0.357** (0.019)	-43.410** (1.399)	1.726** (0.073)	-0.265** (0.021)	0.014** (0.001)	0.076** (0.002)
2010年	0.539** (0.028)	5.610** (0.101)	1.825** (0.034)	-6.782** (0.124)	0.633** (0.039)	0.368** (0.051)	0.202** (0.019)	-45.470** (1.360)	1.346** (0.071)	-0.443** (0.022)	0.013** (0.001)	0.064** (0.002)
2015年	0.468** (0.029)	6.823** (0.103)	2.123** (0.034)	-8.113** (0.130)	0.822** (0.046)	0.107** (0.054)	0.343** (0.019)	-53.092** (1.373)	1.170** (0.072)	-0.403** (0.022)	0.020** (0.001)	0.077** (0.002)
世帯主年齢階級ダミー(ベース: 35歳未満)												
35~39歳	0.040 (0.027)	-1.016** (0.106)	-0.284** (0.035)	0.988** (0.128)	-0.022 (0.036)	0.003 (0.047)	-0.005 (0.018)	1.721* (0.947)	0.100 (0.067)	0.104** (0.019)	0.001 (0.001)	-0.015** (0.002)
40~44歳	0.066** (0.025)	-1.767** (0.099)	-0.629** (0.033)	1.849** (0.121)	-0.149** (0.032)	-0.351** (0.047)	-0.087** (0.016)	4.589** (0.911)	0.166** (0.063)	0.082** (0.017)	0.001 (0.001)	-0.030** (0.002)
45~49歳	0.027 (0.025)	-2.553** (0.104)	-1.015** (0.034)	2.485** (0.129)	0.041 (0.038)	-0.793** (0.047)	-0.157** (0.018)	7.657** (0.955)	0.069 (0.065)	0.050** (0.018)	-0.007** (0.001)	-0.044** (0.002)
50~54歳	0.046* (0.027)	-3.635** (0.106)	-1.478** (0.035)	3.140** (0.130)	0.449** (0.038)	-1.281** (0.048)	-0.079** (0.018)	10.209** (1.111)	0.115 (0.068)	0.228** (0.020)	-0.016** (0.001)	-0.052** (0.002)
55~59歳	0.022 (0.029)	-4.715** (0.111)	-1.861** (0.035)	3.871** (0.137)	0.822** (0.039)	-1.547** (0.050)	0.036 (0.020)	10.346** (1.146)	0.054 (0.072)	0.470** (0.021)	-0.024** (0.001)	-0.056** (0.002)
60~64歳	-0.067** (0.030)	-5.594** (0.116)	-2.086** (0.037)	4.736** (0.144)	0.925** (0.041)	-1.439** (0.052)	0.148** (0.021)	7.900** (1.176)	-0.168** (0.075)	0.721** (0.023)	-0.029** (0.001)	-0.059** (0.002)
等価世帯支出階級ダミー(ベース: I)												
II	0.129** (0.022)	0.360** (0.079)	0.177** (0.025)	-0.570** (0.101)	0.082** (0.032)	0.233** (0.038)	0.083** (0.015)	-4.482** (0.996)	0.322** (0.056)	0.074** (0.017)	0.005** (0.001)	0.010** (0.001)
III	0.208** (0.023)	0.596** (0.081)	0.273** (0.026)	-0.950** (0.103)	0.147** (0.031)	0.305** (0.039)	0.168** (0.016)	-5.797** (0.934)	0.519** (0.057)	0.130** (0.017)	0.007** (0.001)	0.016** (0.001)
IV	0.269** (0.023)	0.733** (0.081)	0.342** (0.026)	-1.077** (0.105)	0.075** (0.033)	0.415** (0.038)	0.198** (0.016)	-9.320** (0.903)	0.672** (0.057)	0.163** (0.017)	0.009** (0.001)	0.020** (0.002)
V	0.455** (0.022)	1.064** (0.083)	0.522** (0.027)	-1.499** (0.104)	-0.019 (0.032)	0.725** (0.040)	0.304** (0.015)	-14.878** (0.934)	1.138** (0.056)	0.265** (0.017)	0.014** (0.001)	0.031** (0.001)
切片	13.925** (0.088)	27.377** (0.139)	8.389** (0.047)	57.012** (0.176)	1.686** (0.046)	30.942** (0.062)	4.318** (0.025)	217.392** (1.477)	34.812** (0.094)	6.111** (0.027)	0.514** (0.002)	0.563** (0.003)
標本サイズ	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288	3,288
自由度修正決定係数	0.443	0.807	0.840	0.756	0.485	0.593	0.475	0.612	0.443	0.632	0.501	0.656

注1) ***は $p < 0.01$, **は $p < 0.05$, *は $p < 0.1$ の有意水準を表す。括弧内の数値は頑健標準誤差。

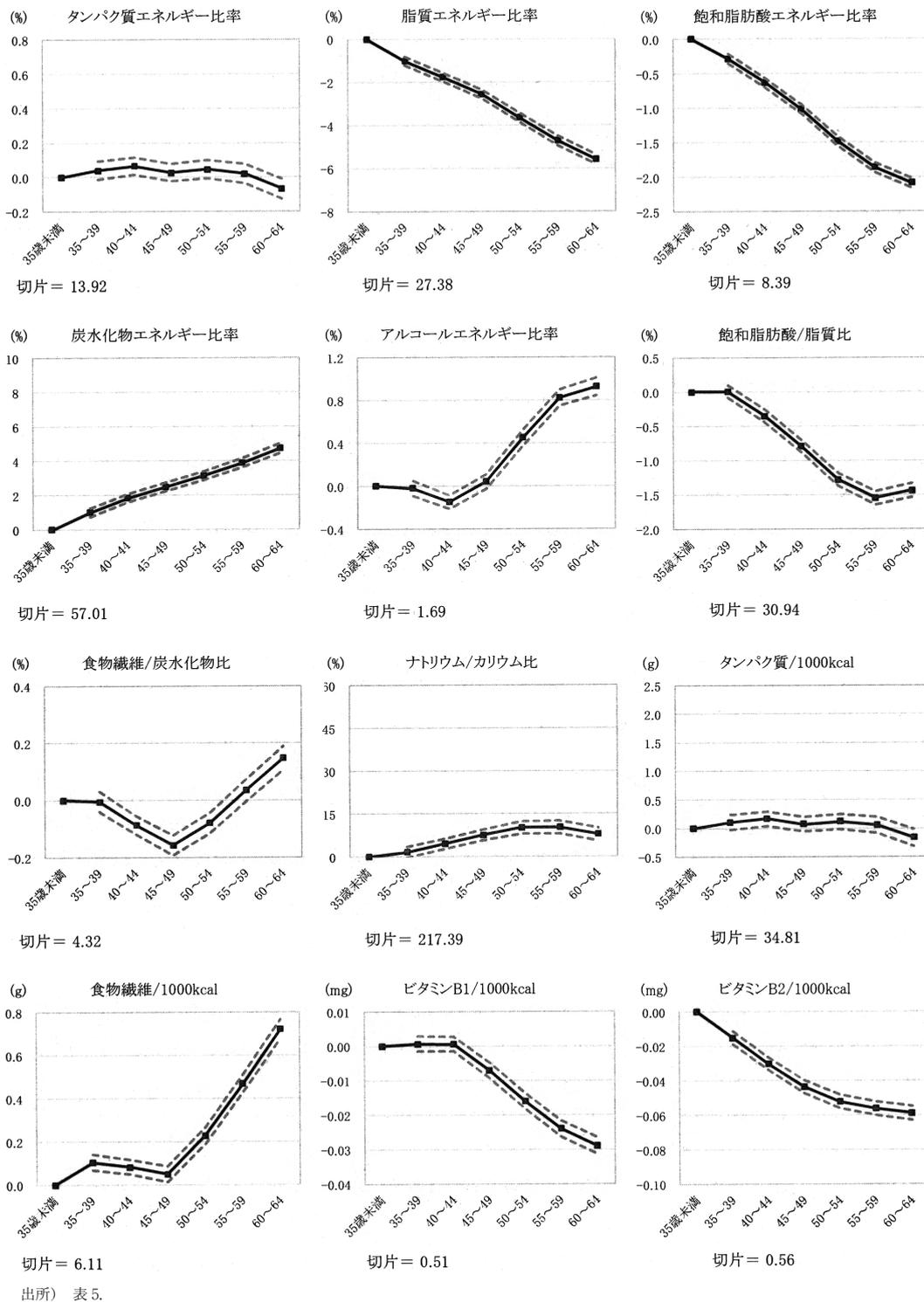
注2) 説明変数に目次ダミーを含むが表には掲載していない。

図7. 年次効果(調査年ダミーの係数と95%信頼区間)



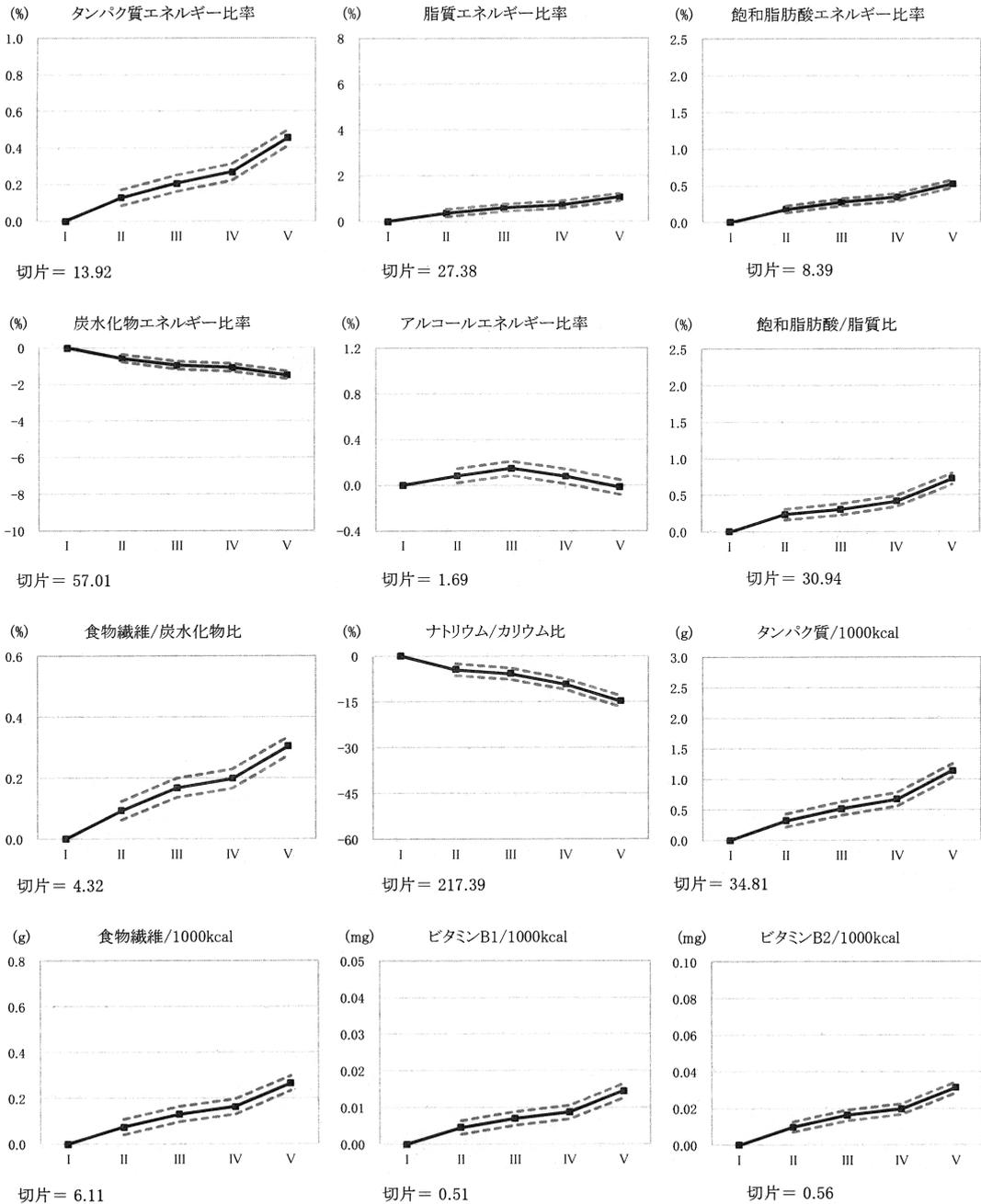
出所) 表5.

図 8. 年齢効果(世帯主年齢階級ダミーの係数と 95% 信頼区間)



出所) 表 5.

図 9. 栄養格差(等価世帯支出階層ダミーの係数と95%信頼区間)



出所) 表 5.

の差があり、脂肪酸エネルギー比率は24.9%、脂質エネルギー比率は20.4%、エネルギー当たり食物繊維摂取量は11.8%、エネルギー当たりビタミンB2摂取量は10.5%の差がある。

最後に、図9によって消費階層間の栄養格差をみる。まず、図7と図8に比べて、図9は全指標において変化幅が小さく、年齢効果・年次効果と比較して消費階層の効果は小さいことがわかる。次に、消費階層が高いほど、タンパク質エネルギー比率・食物繊維/炭水化物比が高く、ナトリウム/カリウム比が低く、エネルギー当たりのタンパク質・食物繊維・ビタミンB1・ビタミンB2の摂取量が多くなっており、これらの指標については、消費階層が高い方がより望ましい栄養状態にあるという「栄養格差」の存在を示唆している。だが同時に、消費階層が高いほど脂質エネルギー比率が高く、さらに脂質に占める飽和脂肪酸の割合も高いという「逆」栄養格差も観察される。先行研究においても、コレステロール・アルコール・ナトリウムについて「逆」栄養格差の存在が指摘されており、本分析の結果はこれらの研究と概ね整合的である(Fukuda and Hiyoshi 2012; Okubo et al. 2016)¹⁷⁾。ただし、本分析ではアルコールエネルギー比率については有意な差はみられなかった。さらに、消費階層I(下位20%層)の値(切片)に対する栄養格差(「逆」格差を含む)の大きさをみると、最大の食物繊維/炭水化物比においても階層Iと階層Vの差は7.1%であり、以下、ナトリウム/カリウム比が6.8%、飽和脂肪酸エネルギー比率が6.2%、エネルギー当たりビタミンB2摂取量が5.5%、エネルギー当たり食物繊維摂取量が4.3%、脂質エネルギー比率が3.9%、タンパク質エネルギー比率が3.1%の差となっている。このように、消費階層による格差は存在するものの、全ての栄養指標において高消費階層がより望ましい状態にあるわけではなく、また格差の程度も最大で

7%程度と大きくはないことが明らかになった。

4. おわりに

本論文では、1981年から2015年までの『家計調査』のオーダーメード集計データを用いて、調査年別・世帯主年齢階級別・経済階層別にエネルギーおよび栄養素摂取量を推計し、栄養指標を用いて栄養摂取状況の長期的動向を分析した。本論文の革新性は、『家計調査』の食品支出データを用いて栄養状態を推計する点にあり、この方法の信頼性を評価するために『国民健康・栄養調査』の公表値との比較を行なった。その結果、『家計調査』の利点(調査世帯数の多さ、調査期間の長さ、食事への干渉の少なさ)と同時に複数の問題点(世帯構成・食品品目・購入量・廃棄率に関する情報の不備)も明らかになった。特に、両調査の値は、栄養素摂取量の比率として定義される栄養指標においては概ね一致しているものの、栄養素摂取量の水準では大きな乖離があり、その理由を解明するためには両調査の個票を用いた丁寧な分析が必要である。

また、本分析では、日本においても経済階層が高い世帯ほどより望ましい栄養摂取状態にあるという傾向が観察されるものの、栄養素によっては「逆」栄養格差が存在すること、さらにこのような格差は定量的には大きなものではないことを明らかにした。これらの結果は、『国民健康・栄養調査』個票を用いた先行研究の結果ともほぼ整合的である。ただし、本論文では分析対象を世帯主が65歳未満の二人以上世帯に限定しているため、貧困層が多いとされる単身高齢世帯を含んでいない点に留意が必要である。今後は補完的な分析として、単身世帯や高齢世帯を対象とした推計にも取り組みたい。

(一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所・慶應義塾大学経済学部・四国大学経営情報学部)

データ補論

補論 A. 『家計調査』(二人以上世帯)の標本について

補論 A 図 1 は、『家計調査』オーダーメード集計データ(2人以上世帯)と国勢調査(全世帯)における世帯主の年齢分布を比較したものである。補論 A 図 2 は、『家計調査』オーダーメード集計データにおける 2000 年の世帯主年齢階級別・所得カテゴリー別の調整集計世帯数を示したものである。

補論 B. 学校給食の栄養素情報と摂取回数について

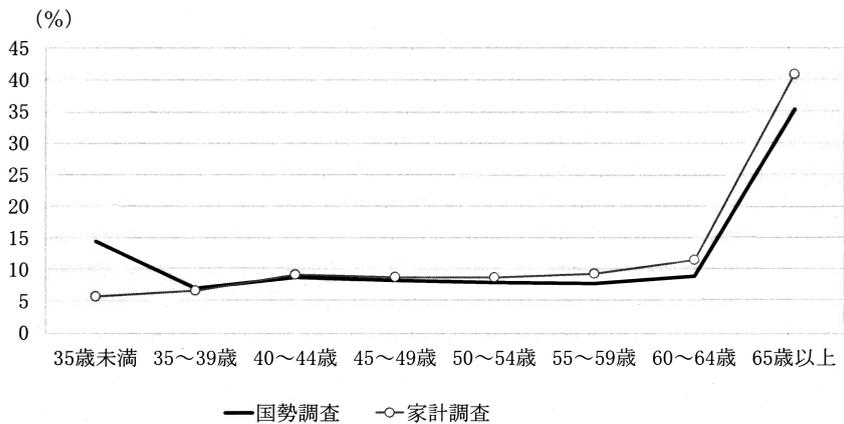
学校給食は「学校給食実施基準」(文部科学省)に

よって、主な栄養素とエネルギーについて「摂取基準値」(2008 年改正以前は「所要栄養量」)が定められている。本稿では、1981 年から 2010 年までのデータについては桑守・稗苗(2010)の表から各年に対応する小学校高学年(10~11 歳)の所要栄養量を用い、2015 年のデータについては文部科学省(2013)の小学校高学年の摂取基準値を用いて、以下のように栄養素摂取量を推定した。

① 摂取基準値に範囲が指定されている場合の対応

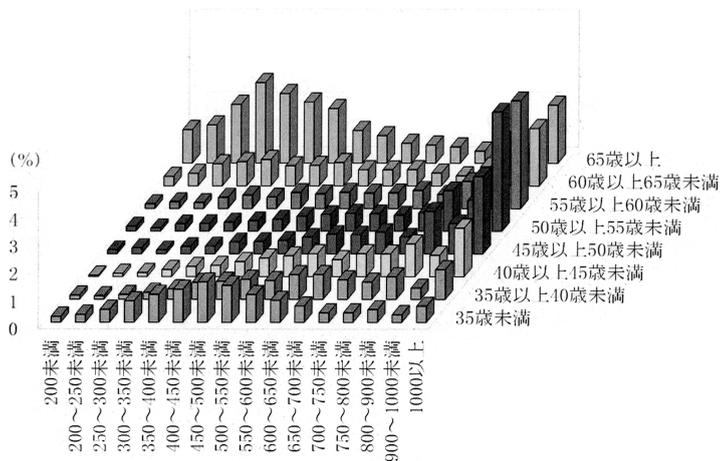
2008 年の実施基準改正後、タンパク質やナトリウムについては摂取基準値に(特定の値ではなく)

補論 A 図 1. 世帯主年齢の分布(2015 年)



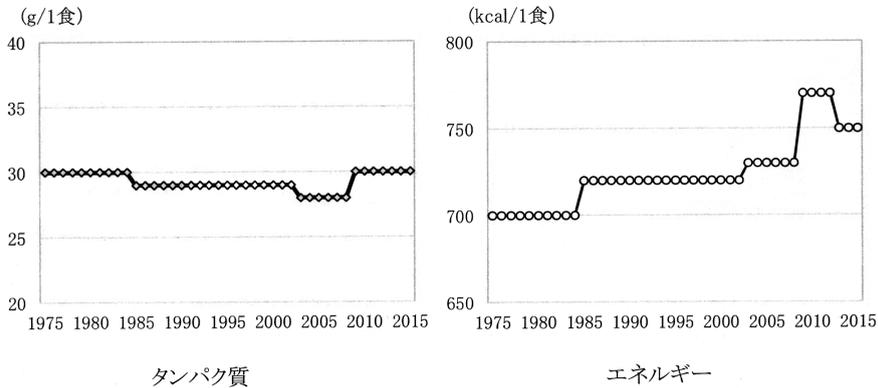
出所) 総務省の『国勢調査』と『家計調査』(オーダーメード集計)より作成。
注) 『国勢調査』は一般世帯, 『家計調査』(オーダーメード集計)は二人以上世帯。

補論 A 図 2. 調整集計世帯数の分布(2000 年)

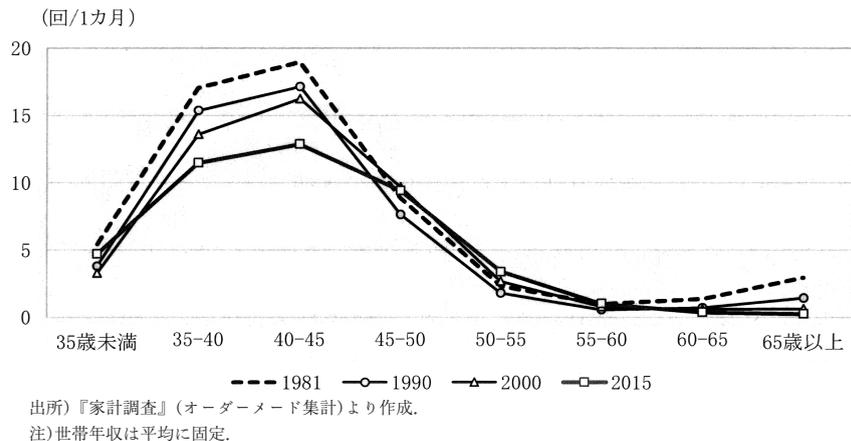


出所) 『家計調査』(オーダーメード集計)より作成。
注) x 軸は世帯所得カテゴリー(万円), y 軸は世帯主年齢階級, z 軸の棒の高さの合計は 100%。

補論 B 図 1. 学校給食におけるタンパク質とエネルギーの推定摂取量



補論 B 図 2. 世帯主年齢階級別の給食摂取回数



出所『家計調査』(オーダーメード集計)より作成。
注)世帯年収は平均に固定。

「望ましい範囲」が示されるようになった。これによって、タンパク質の摂取基準値は2008年改正によって「17~30」、2013年改正によって「22~38」(単位はグラム)となったが、本稿では(前年からの連続性を考慮して)この期間を通じて推計摂取量には30を用いた。また、ナトリウムの摂取基準値は2008年改正によって「3未満」2013年改正によって「2.5未満」(単位はグラム)となったが、本稿では範囲の最大値を推計摂取量に用いた。補論B図1に、学校給食1食当たりのタンパク質とエネルギーについて推定摂取量の推移を示す。

②摂取基準値のない栄養素についての対応

学校給食摂取基準には脂質は含まれているが、飽和脂肪酸は含まれていない。そのため、本稿では学校給食からの飽和脂肪酸の摂取量はゼロとみなして

いる。

③世帯属性別の一ヶ月当たりの給食回数の推計

『家計調査』オーダーメード集計データでは、一ヶ月当たりの給食費の情報がある。しかし、世帯内の子ども的人数と年齢がわからないため、本稿では以下の方法で一ヶ月当たりの給食摂取回数を推計した。

まず、『小売物価統計調査』(総務省)の「学校給食費」を用いて給食1食当たりの価格を推計する。文部科学省(2017)によれば、小学校における年間の給食実施回数は190回であるため、『小売物価統計調査』の年間給食費を190で割った値を1食当たりの給食価格とした。なお、学校給食費の価格は都道府県によって異なるため、本稿では47県庁所在都市の中央値を用いる。

補論 C 表 1. 食品カテゴリー別にみた購入量情報の利用可能性

大分類	品目数	数量情報の利用可能時点			(%)		
		(A)全時点	(B)一部 時点	(C)なし	(A)全時点	(B)一部 時点	(C)なし
穀類	10	10	0	0	100.0	0.0	0.0
魚介類	36	30	4	2	83.3	11.1	5.6
肉類	6	6	0	0	100.0	0.0	0.0
乳卵類	6	4	1	1	66.7	16.7	16.7
野菜・海藻	40	35	1	4	87.5	2.5	10.0
果物	15	15	0	0	100.0	0.0	0.0
油脂・調味料	17	13	0	4	76.5	0.0	23.5
菓子類	18	3	4	11	16.7	22.2	61.1
調理食品	14	0	4	10	0.0	28.6	71.4
飲料	10	2	0	8	20.0	0.0	80.0
酒類	7	7	0	0	100.0	0.0	0.0
外食	11	0	0	11	0.0	0.0	100.0
Total	190	125	14	51	65.8	7.4	26.8

次に、『家計調査』の給食費(一ヶ月当たり)を上記で求めた給食価格で割り、世帯属性別の一ヶ月当たり給食摂取回数とした。

補論 B 図 2 に、世帯主年齢別の給食摂取回数の推計値を示す。いずれの調査年についても、給食摂取回数のピークは世帯主年齢が 40 歳以上 45 歳未満の世帯であり、世帯主年齢が 50 歳以上の世帯では給食摂取回数が非常に少なくなっていることが確認できる。

補論 C. 単価および数量の推計

『家計調査』では、調査年(以下、時点)によっては、支出額の情報はあがるが購入量の情報がない品目がある。補論 C 表 1 は大分類別に購入量情報のある品目の割合を示したもののだが、「菓子類」「調理食品」「飲料」については購入量がわかる品目が少なく、「外食」に至っては全くない。そのため、購入量が不明な品目については、原則として『小売物価統計調査』(総務省)の小売価格と『家計調査』の支出額から購入量を推計する。なお、本稿では購入量の推計に際して二つの方法を用い、それらの幾何平均値を採用している。本補論では、以下の変数および添え字を用い、二つの推計方法について説明する。煩雑さをさけるために、時点情報は省略している。

i : 品目(のべ 190 品目)

I : 食品カテゴリー(12 カテゴリー)

a : 世帯属性(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)

$S_{i,a}$: 世帯属性 a の品目 i に関する支出金額

$q_{i,a}$: 世帯属性 a の品目 i に関する購入量(グラム換算, 1 食当たり換算)

$p_{i,a} = \frac{S_{i,a}}{q_{i,a}}$: 世帯属性 a の品目 i に関する購入単価

方法① 単価 $p_{i,a}$ を推計した後、購入量 $q_{i,a}$ を $(S_{i,a}/\widehat{p}_{i,a})$ から求める

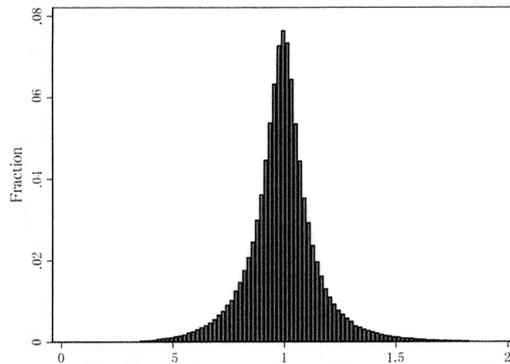
7つの年齢階級および5つの等価世帯支出階層より、世帯属性 a は 35 種類におよぶ。購入量の情報が利用できる品目については、35 の世帯属性別に異なる購入単価を観察することができる。方法①では、世帯属性により異なる単価情報を活用し、購入量情報のない品目の単価を以下のステップで推計する。

(ステップ 1) 各月において、品目別に世帯属性間の平均購入単価 (\bar{p}_i) を計算する。

(ステップ 2) 世帯属性 a の購入単価 $p_{i,a}$ と平均購入単価 (\bar{p}_i) の比 $\left(\frac{p_{i,a}}{\bar{p}_i}\right)$ を計算する。同比率の分布は補論 C 図 1 の通りである。

(ステップ 3) 8つの食品カテゴリー(穀類, 魚介類, 肉類, 乳卵類, 野菜・海藻, 果物, 油脂・調味料,

補論 C 図 1. 「購入単価/平均購入単価」の分布



variable	N	mean	sd	min	p5	p50	p95	max
購入単価/平均購入単価	369,326	1.000	0.193	0.082	0.727	0.993	1.280	7.025

注) 品目別・月別の平均単価からの比率を計算。グラフは同比率が2以下のみ。

酒類)別に、 $\frac{p_{i,a}}{\hat{p}_i}$ を月次ダミー、年次ダミー、年齢階級ダミー、等価世帯支出階層ダミーに回帰する。推計結果は補論 C 図 2 の通りである。なお、同図では 1981 年と 2015 年の結果のみ示している。等価世帯支出階層が高くなるにしたがい、購入単価が高くなる傾向が読み取れる。

(ステップ 4)補論 C 図 2 で示した 8 つの食品カテゴリー別の世帯属性別・単価乖離率の推計値の加重平均値を求める。なお、ウェイトとして各食品カテゴリーに対する支出額を用いる(補論 C 図 3)。

(ステップ 5)『小売物価統計調査』(総務省)の品目別の単価を世帯の平均購入単価とみなし、ステップ 4 で求めた属性別・平均単価からの乖離率を掛け合わせ、属性別・品目別の平均購入単価 $\hat{p}_{i,a}$ を計算する。

(ステップ 6)属性別の購入量を $s_{i,a}/\hat{p}_{i,a}$ で計算する。

方法② 数量 $q_{i,a}$ を推計した後、 $p_{i,a}$ を $(s_{i,a}/\hat{q}_{i,a})$ から求める

方法①では、購入量の情報が利用できる品目の「世帯属性別の購入単価」を利用した。方法②は①と同じく、購入量の情報が利用できる品目を活用するが、属性別の「購入量」に着目するという違いがある。具体的な推計方法は以下の通りである。

(ステップ 1)各月において、品目別に世帯属性間の平均購入量 (\bar{q}_i) を計算する。

(ステップ 2)世帯属性 a の購入量 $q_{i,a}$ と平均購入量 (\bar{q}_i) の比 $\left(\frac{q_{i,a}}{\bar{q}_i}\right)$ を計算する。同比率の分布は補論

C 図 4 の通りである。

(ステップ 3)8 つの食品カテゴリー(穀類、魚介類、肉類、乳卵類、野菜・海藻、果物、油脂・調味料、酒類)別に、 $\frac{q_{i,a}}{\bar{q}_i}$ を月次ダミー、年次ダミー、年齢階級ダミー、等価世帯支出階層ダミーに回帰する。推計結果は補論 C 図 5 の通りである。なお、同図では 1981 年と 2015 年の結果のみ示している。大部分の食品カテゴリーにおいて、等価世帯支出や年齢が高くなるにつれ、購入量が高くなる傾向が読み取れる。

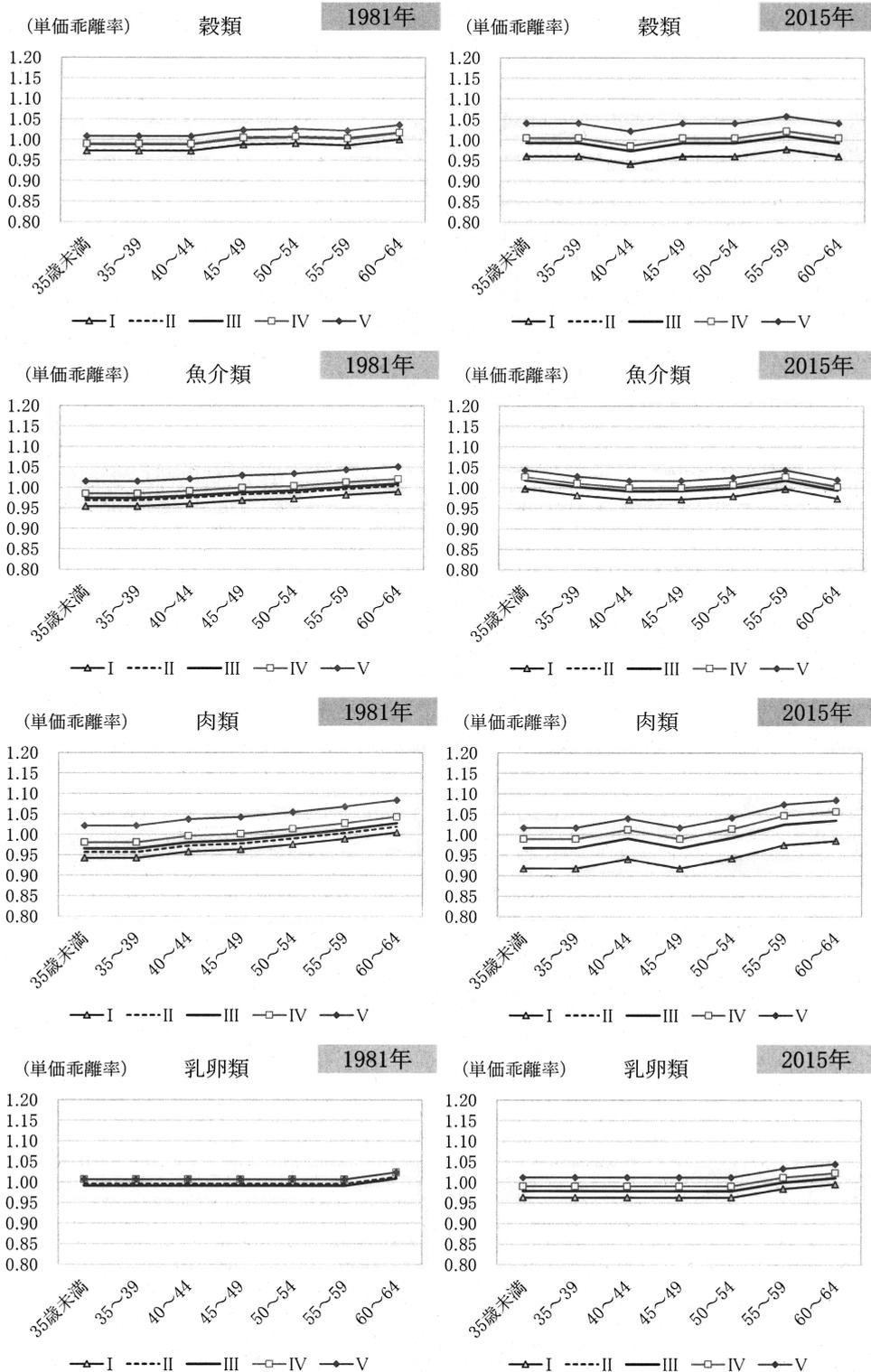
(ステップ 4)補論 C 図 5 で示した 8 つの食品カテゴリー別の世帯属性別・購入量乖離率の推計値の加重平均値を求める。なお、ウェイトとして各食品カテゴリーに対する支出額を用いる(補論 C 図 6)。

(ステップ 5)購入量情報のない品目について、世帯属性間の平均支出金額 \bar{s}_i を計算し、『小売物価統計調査』の品目別単価で割る。この値を \bar{q}_i と定義する。ステップ 4 で求めた属性別・平均購入量からの乖離率を \bar{q}_i に掛け合わせ、属性別・品目別の購入量 $\hat{q}_{i,a}$ を得る。

(ステップ 6)属性別の購入単価を $s_{i,a}/\hat{q}_{i,a}$ で計算する。

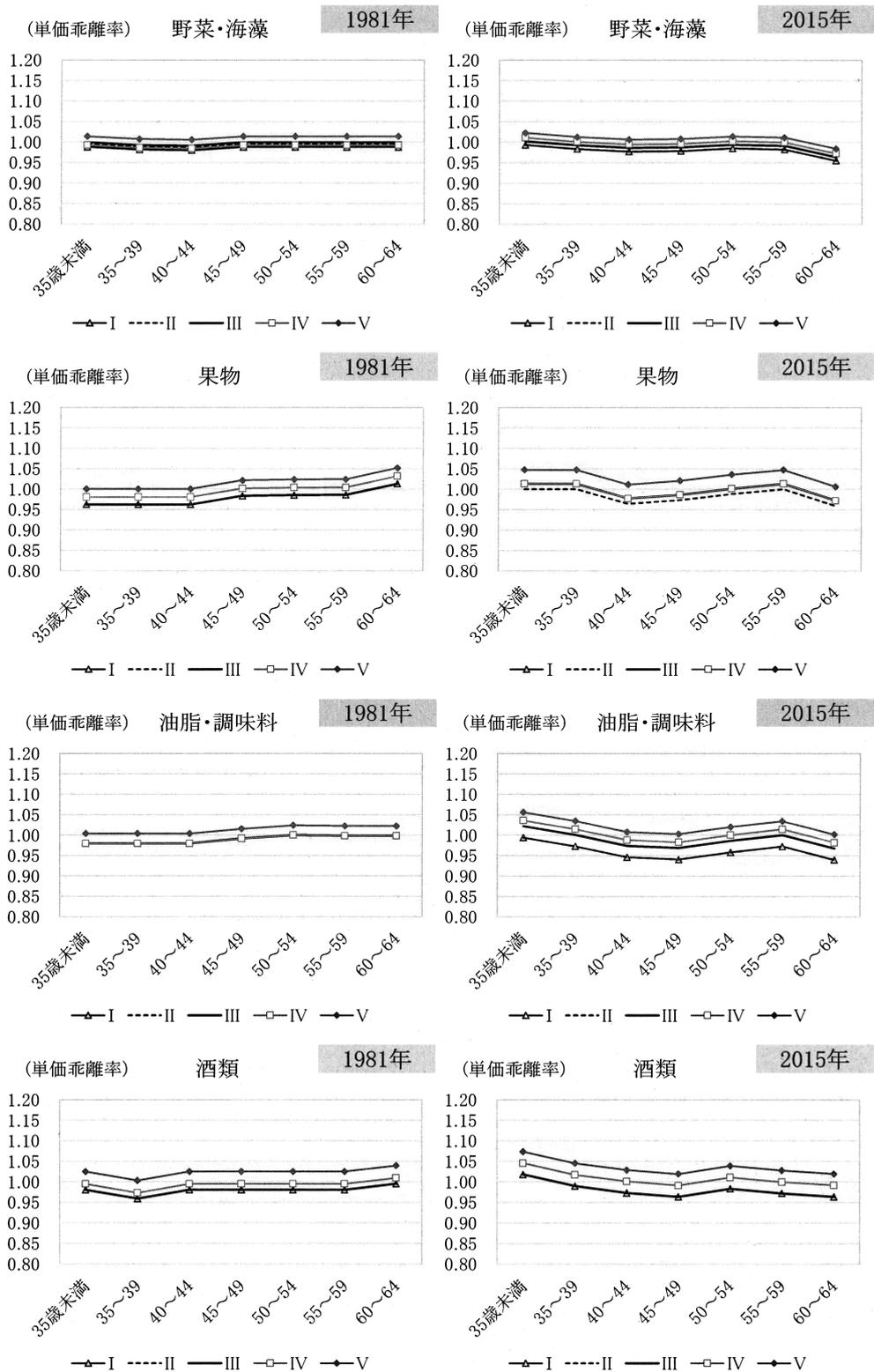
『家計調査』で購入量が調査されていない「和食(外食)」を例に、方法①と②の推計結果の違いを以下に示す。方法①で推計された単価は、属性間の差が小さい一方(補論 C 図 7 の①)、属性間で観察される支出金額の相違の大部分が購入量の多寡として

補論 C 図 2-1. 食品カテゴリー別・世帯属性別(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)・平均単価からの乖離率(1981年と2015年)

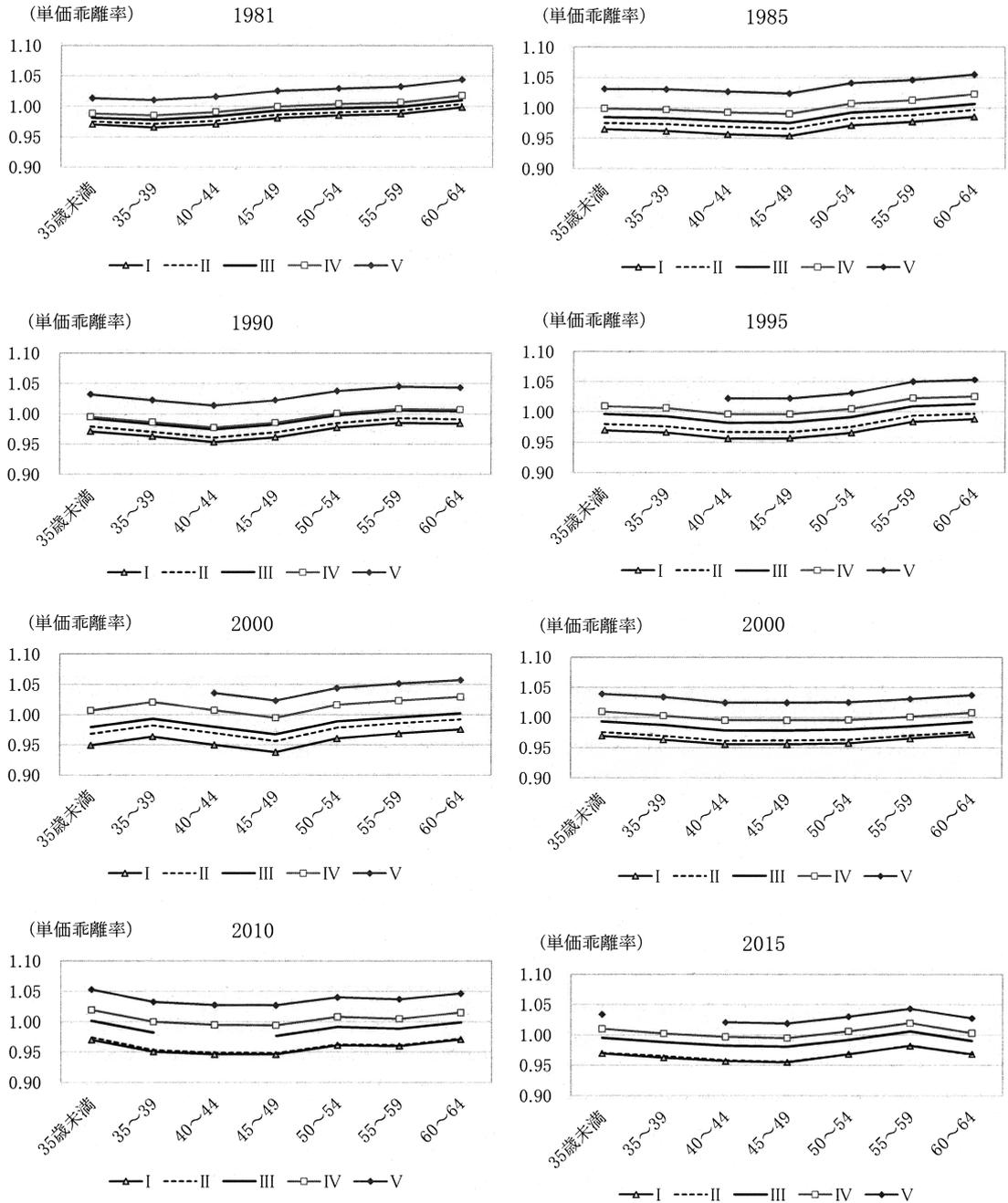


注) 係数が有意(10%)である場合のみ加算(あるいは減算).

補論 C 図 2-2. 食品カテゴリー別・世帯属性別(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)・平均単価からの乖離率(1981年と2015年), 続き

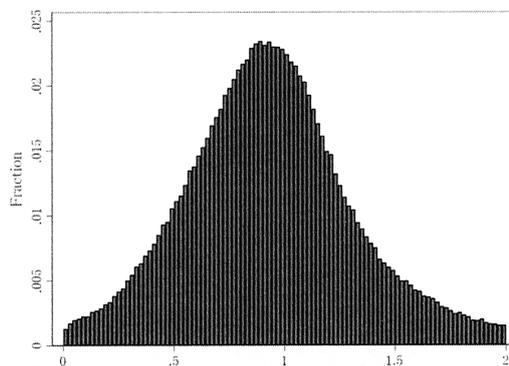


補論 C 図 3. 世帯属性別(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)・平均単価からの乖離率(全食品カテゴリー)



注1) 『小売物価統計』から単価を推計した品目を除く。
 注2) 加重平均を求める際のウェイトは支出金額。

補論 C 図 4. 「購入量/平均購入量」の分布

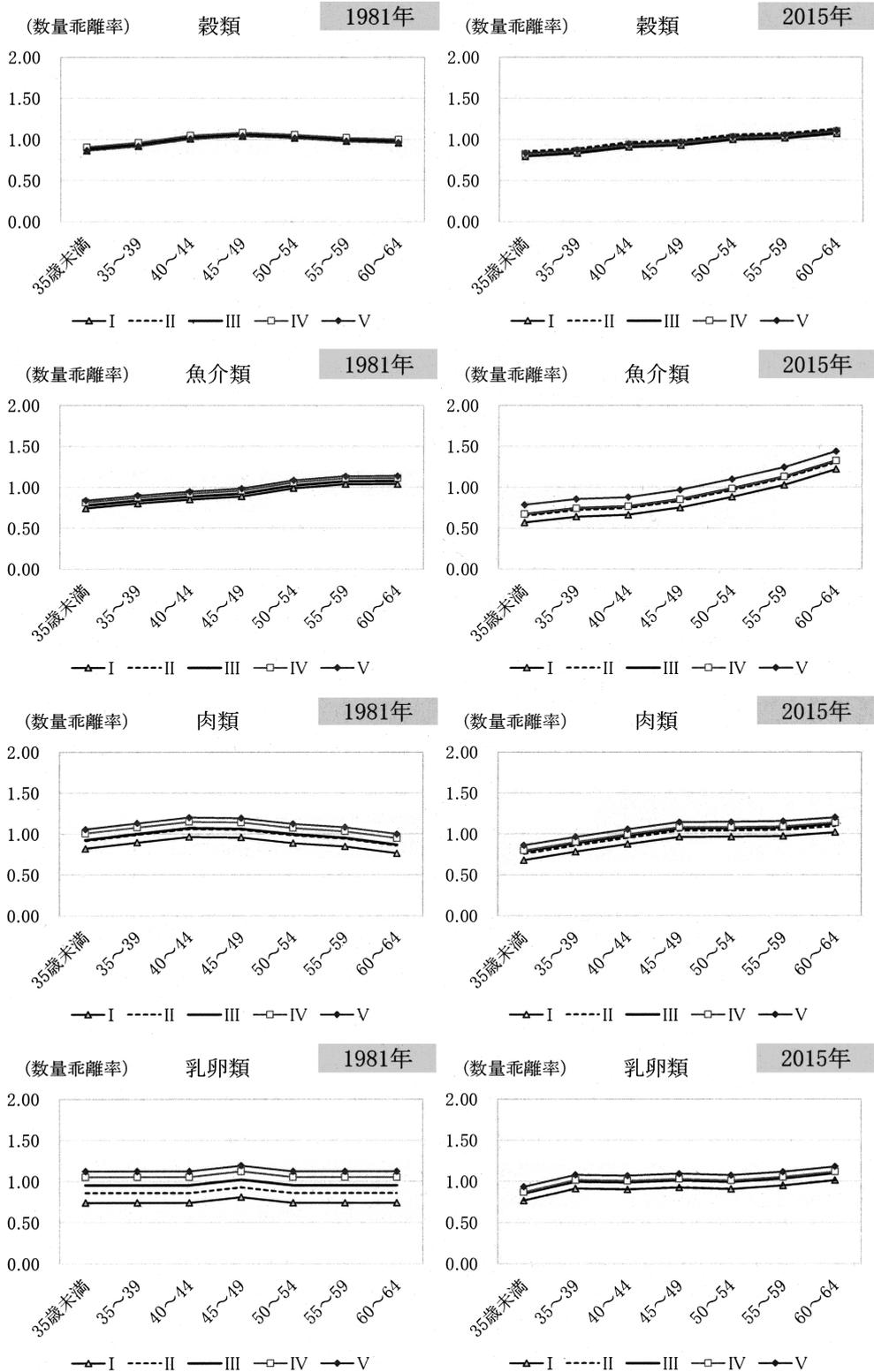


variable	N	mean	sd	min	p5	p50	p95	max
購入量/平均購入量	369,326	1.000	0.549	0.001	0.329	0.937	1.851	19.847

注) 品目別・月別の平均購入量からの比率を計算. グラフは同比率が2以下のみ.

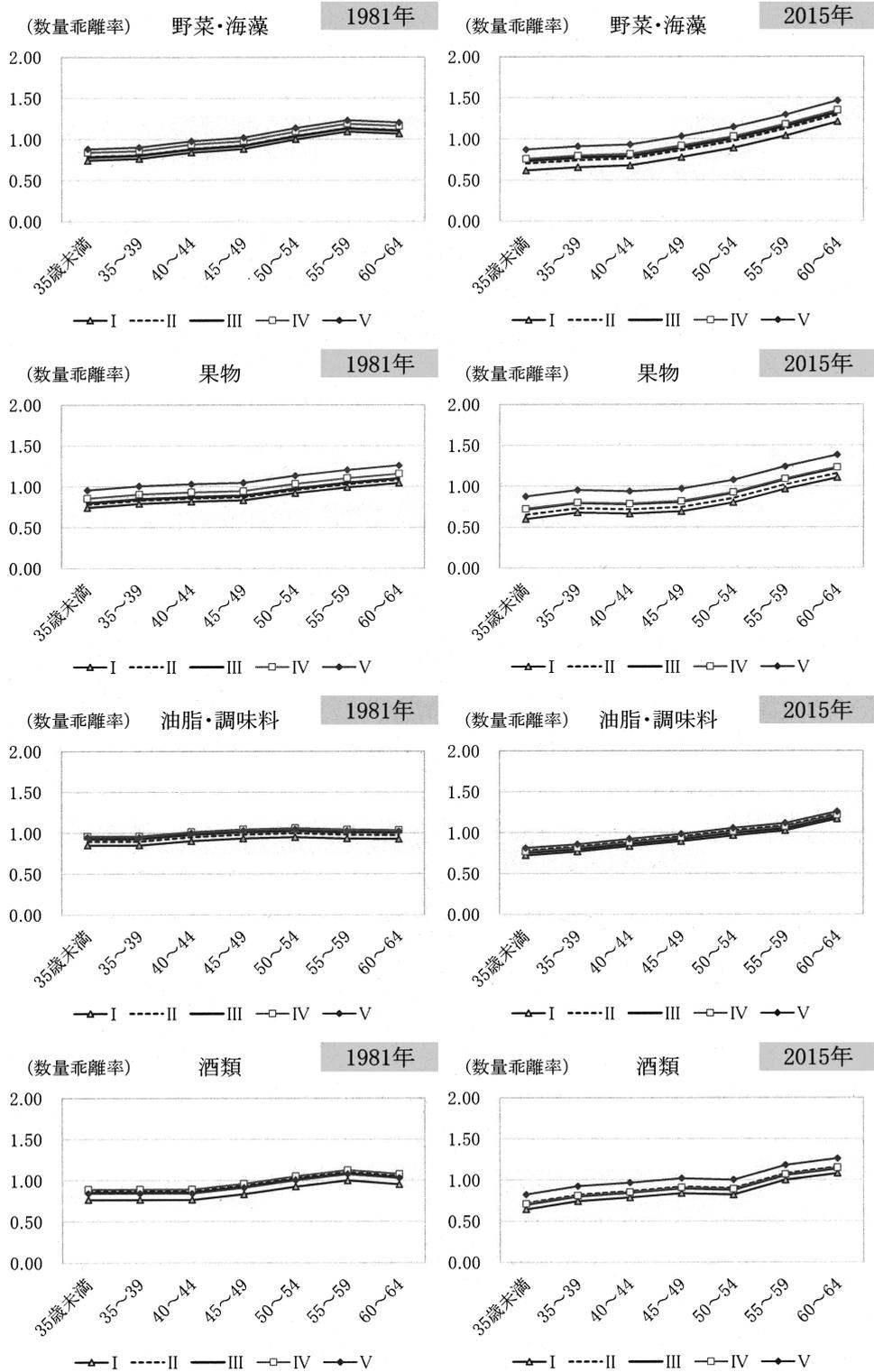
反映されている(補論 C 図 8 の①). 一方, 方法②で推計された購入量(補論 C 図 8 の②)は, 属性間の差が比較的小さいものの, 属性間で観察される支出金額の相違が単価の多寡に反映されることになる(補論 C 図 7 の②).

補論 C 図 5-1. 食品カテゴリー別・世帯属性別(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)・平均購入量からの乖離率(1981年と2015年)

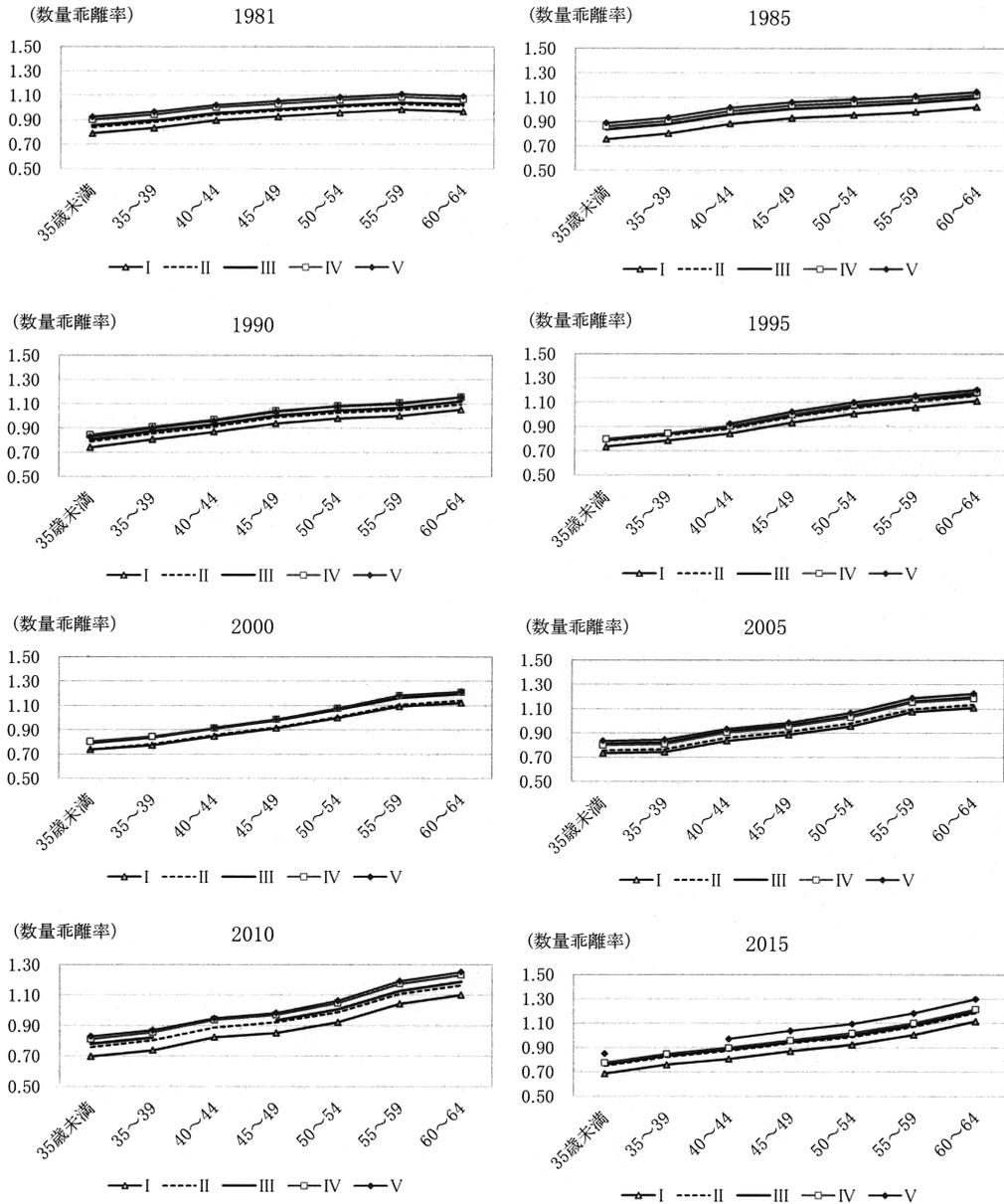


注) 係数が有意(10%)である場合のみ加算(あるいは減算)。

補論 C 図 5-2. 食品カテゴリー別・世帯属性別(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)・平均購入量からの乖離率 (1981年と2015年), 続き

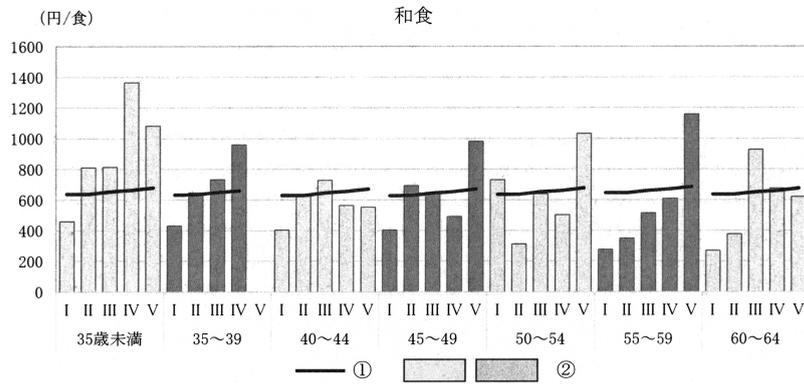


補論 C 図 6. 世帯属性別(世帯主年齢階級×等価世帯支出階層)・平均購入量からの乖離率(全食品カテゴリー)



注 1) 『小売物価統計』から単価を推計した品目を除く。
 注 2) 加重平均を求める際のウェイトは支出金額。

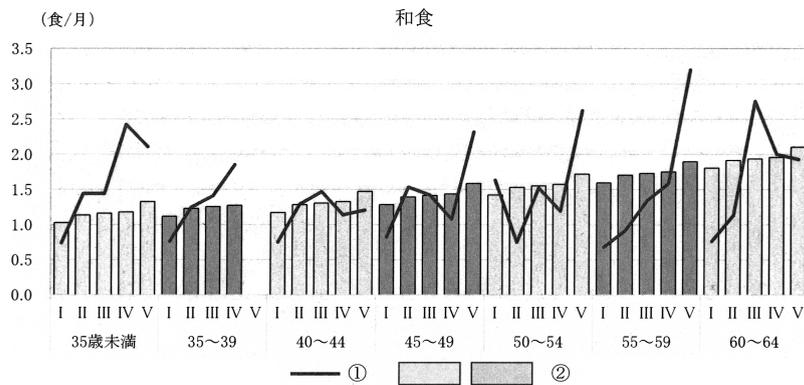
補論 C 図 7. 推計方法の違いによる単価(和食(外食))



注 1) 2015年1月の値.

注 2) 凡例の①, ②は方法①, ②から求めた属性別の購入単価.

補論 C 図 8. 推計方法の違いによる購入量(和食(外食))



注 1) 2015年1月の値.

注 2) 凡例の①, ②は方法①, ②から求めた属性別の購入量.

注

* 本研究は、一橋大学経済研究所・共同利用共同拠点研究助成(2016-2018年度)、同研究所・人文学社会科学データインフラストラクチャー構築プログラム・オーダーメイド集計補助プロジェクト(2018-2019年度)「食品価格と栄養格差の実証分析」、JSPS 科研費「食品価格と栄養摂取のミクロ実証分析」(18H00864)および「食物繊維の需給構造からみた健康格差の研究」(19K23223)の成果の一部である。本稿の執筆にあたり、小原美紀氏、近藤尚己氏、鈴木亘氏、中村さやか氏、および一橋大学経済研究所定例研究会の参加者から有益なコメントをいただいたことをここに感謝する。

** 森口千晶(一橋大学経済研究所)、阿部修人(一橋大学経済研究所)、井深陽子(慶應義塾大学経済学部)、稲倉典子(四国大学経営情報学部)

1) 「オーダーメイド集計」とは、独立行政法人統計センターが一般からの委託を受けて有償で政府統計の調査票情報を用いて統計を作成する制度である。詳細については、同センターのウェブサイト(URL: <https://www.nstac.go.jp/services/order.html>)を参照されたい。

2) 食事摂取基準の策定方法と策定根拠については、厚生労働省(2016)に詳細な記述がある。

3) 『国民健康・栄養調査』個票と『国民生活基礎調査』個票の連結方法と連結率については池田・西(2019)を参照。同論文の方法を用いると1988-2015年(2012年を除く)について連結が可能である。ただし、『国民生活基礎調査』の所得票は、『国民健康・栄養調査』とは調査対象が異なるため、連結によって所得情報を得ることはできない。

4) これは本研究の申請時点(2019年)で『家計調査』に関して利用可能な全データである。

5) 『家計調査』の詳細については宇南山(2011)を参照。同論文では、標本のセクションバイアス等の問題はあるものの、家計行動の繰り返しクロスセクションデータとしては『家計調査』は質・量ともに世界最高水準の統計であると評価されている。

6) データ補論A図1は『家計調査』と『国勢調査』(ともに総務省)の2015年の世帯主の年齢分布を比較したものである。『家計調査』は二人以上世帯を対象としているため、両調査の年齢分布は一致しないものの、乖離は小さい。

7) 『家計調査』では調査対象世帯の抽出率が全国一律ではないため、母集団における世帯数を再現するために抽出率の違いを調整した「調整集計世帯数」が公表されている。データ補論A図2に2000年の所得カテゴリー別・世帯主年齢階級別の調整集計世帯数の分布を示す。

8) 宇南山(2011)は『家計調査』の標本セクションバイアスとして、『全国消費実態調査』に比べると家計簿方式で調査負担が大きいために、共働き世帯が過少で専業主婦世帯が過大であることを示し、さらに低所得者と超高所得者が過少である可能性も高いと報告している。

9) ただし、分析期間の前半では定年年齢が65歳より低いため、分析対象に引退世代が含まれるという

問題が残る。

10) 『家計調査』では青汁やビタミン剤といった健康食品・サプリメントは「食品」ではなく「健康保持用摂取品」または「栄養剤」に分類されるため、本分析のデータに含まれない。

11) 先行研究では学校給食が児童の栄養格差を縮小する可能性が指摘されており、学校給食の除外は栄養格差の過大推定を招く可能性がある(Nakamura 2014; Murayama *et al.* 2017)。

12) 稲倉・阿部・井深・森口(2019)では、『家計調査』の購入量情報を利用せず、全品目について同調査の支出金額を『小売物価統計調査』の小売価格で割ることによって購入量を算出している。しかし、同論文によると、『小売物価統計調査』の小売価格と世帯が実際に購入した価格の間にはかなりの乖離がある。さらに、小売価格は世帯属性に依存しない地域共通の価格であるため、本論文では可能な限り『家計調査』の購入量情報を利用する。

13) 購入量と摂取量が大きく異なる理由は、食用油を揚げ物等に使用する場合や、食塩を漬物等に使用する場合は、その大半は破棄され体内に摂取されないためである。

14) 『日本人の食事摂取基準』ではアルコールについて目標量を定めていないが、Okubo *et al.*(2016)ではアルコールエネルギー比率についても値が「低い」方がより望ましい栄養状態であると解釈している。

15) 『家計調査』には(本データに含まれない)「こづかい」という用途不明の支出項目があり、2009年の「個人支出簿(こづかい帳)調査」によると、その三分割は食料支出である(佐藤 2015)。また、本データには「健康保持用摂取品」「栄養剤」からの栄養摂取も含まれない。

16) 食習慣など世代に固有な効果を計測するために生年階級(世代)ダミーを含めた分析も行なったが、調査年・年齢階級との多重共線性のためロバストな結果を得ることができなかった。

17) 2003-2007年の『国民健康・栄養調査』個票データを用いたFukuda and Hiyoshi(2012)の分析によると、消費水準の高い個人の方がエネルギー当たりのタンパク質・カルシウム・ビタミンA・ナイアシン・食物繊維の摂取量が多い一方で、脂質エネルギー比率とエネルギー当たりのナトリウム摂取量も高い傾向にある。また、2013年の『国民健康・栄養調査』個票データを用いたOkubo *et al.*(2016)によると、エネルギー当たりの食費が高い個人ほど、タンパク質エネルギー比率が高く、エネルギー当たりの食物繊維・各種ビタミン・カリウム・カルシウム・鉄・マグネシウムの摂取量も多いが、同時にアルコールエネルギー比率が高く、エネルギー当たりのコレステロール・ナトリウムの摂取量も高いことが明らかにされている。

参考文献

- 池田奈由・西信雄(2019)「国民健康・栄養調査の非協力者を同定するための国民生活基礎調査とのレコードリンケージにおけるキー変数の組合せに関する検討」『日本公衆衛生雑誌』第4巻, pp.210-218.
 稲倉典子・阿部修人・井深陽子・森口千晶(2019)「日

- 本におけるカロリー-価格指数と栄養素価格指数の長期的推計』『経済研究』第70巻第2号, pp. 113-145.
- 今井具子・安藤富士子・新野直明・下方浩史(2006)「四訂および五訂日本食品標準成分表を用いて算出した栄養素等摂取量推定値の比較」『日本栄養・食糧学会誌』第59巻第1号, pp. 21-29.
- 宇南山卓(2011)「家計調査の課題と改善に向けて」『統計と日本経済』第1巻第1号, pp. 3-28, 2011年4月.
- 大竹文雄・小原美紀(2005)「消費税は本当に逆進的か: 負担の公平性を考える」『論座』pp. 44-51.
- 大脇淳子・高塚直能・川上憲人・清水弘之(1996)「24時間思い出し法による各種栄養素摂取量の季節変動」『栄養学雑誌』第54巻第1号, pp. 11-18.
- 桑守豊美・稗苗智恵子(2010)「学校給食の平均所要栄養量と標準食品構成表の変遷」『富山短期大学紀要』第45巻, pp. 187-196.
- 厚生労働省(2012)『健康日本21(第二次)』.
- 厚生労働省(2015)『日本人の食事摂取基準(2015年版)の概要』
URL: <https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000041733.html>
- 厚生労働省(2016)『日本人の食事摂取基準(2015年版)策定検討会』報告書』(最終更新: 平成28年3月1日)URL: <https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/0000041824.html>
- 国立健康・栄養研究所(2020)『健康日本21(第二次)分析評価事業』国民栄養調査: 主な健康指標の経年変化: 栄養摂取状況調査: 長期時系列データ: 「栄養素摂取量」および「調査方法等の変遷」
URL: https://www.nibiohn.go.jp/eiken/kenkounipp/on21/eiyouchousa/keinen_henka_time.html
- 小島彩子・佐藤陽子・橋本洋子・中西朋子・梅垣敬三(2010)「日本食品標準成分表の改訂に伴う野菜中のビタミンC 収載値の変動に対する分析法の影響」『栄養学雑誌』第68巻第2号, pp. 141-145.
- 佐々木敏(2005)『わかりやすいEBNと栄養疫学』同文書院.
- 佐藤朋彦(2015)「家計に関する調査統計一概要・特徴・注意点」『季刊家計経済研究』106号, 2015年春.
- 文部科学省(2013)『学校給食実施基準の一部改正について』
- 文部科学省(2015)『日本食品標準成分表2015年版(七訂)』
- 文部科学省(2017)『学校給食実施状況等調査平成27年度結果の概要』
- Anderson, J., P. Baird, R. Davis, S. Ferreri, M. Knudtson, A. Koraym, V. Waters, and C. Williams (2009) "Health Benefits of Dietary Fiber," *Nutrition Reviews*, Vol. 67, No. 4, pp. 188-205.
- Auld, Christopher, and Lisa Powell (2008) "Economics of Food Energy Density and Adolescent Body Weight," *Economica*, Vol. 76, No. 304, pp. 719-740.
- Fukuda, Yoshiharu, and Ayako Hiyoshi (2012) "High Quality Nutrient Intake is Associated with Higher Household Expenditure by Japanese Adults," *Bio-Science Trends*, Vol. 6, No. 4, pp. 176-182.
- Iwahori, Toshiyuki, Katsuyuki Miura, and Hirotsugu Ueshima (2017) "Time to Consider Use of the Sodium-to-Potassium Ratio for Practical Sodium Reduction and Potassium Increase," *Nutrients*, Vol. 9, pp. 700-710.
- Johnson, Segal, Sautin, Nakagawa, Feig, Kang, Gersch, Brenner, and Sahcnez-Lozanda (2007) "Potential Role of Sugar in the Epidemic of Hypertension, Obesity and the Metabolic Syndrome, Diabetes, Kidney Disease, and Cardiovascular Disease," *American Journal of Clinical Nutrition*, Vol. 86, pp. 899-906.
- Katagiri, Goto, Sawada, Yamaji, Iwasaki, Noda, Iso, and Tsugane (2020) "Dietary Fiber Intake and Total and Cause-specific Mortality: The Japan Public Health Center-based Prospective Study," *American Journal of Clinical Nutrition*, Vol. 111, pp. 1027-1035.
- Kodama, Sayuri, Nobuya Fujii, Tadashi Furuhashi, Naoko Sakurai, Yoshinori Fujiwara, and Tanji Hoshi (2015) "Dietary Quality and Its Structural Relationships Among Equivalent Income, Emotional Well-Being, and a Five-Year Subjective Health in Japanese Middle-Aged Urban Dwellers," *Archives of Public Health*, Vol. 73, No. 1, p. 30.
- Li, Jun, and Qi Sun (2019) "Consumption of Saturated Fatty Acids and Coronary Heart Disease Risk," *International Journal of Cardiology*, Vol. 279, pp. 27-28.
- Miyaki, Song, Taneichi, Tsutsumi, Hashimoto, Kawakami, Takahashi, Shimazu, Inoue, Kurioka, and Shimbo (2013) "Socioeconomic Status is Significantly Associated with Dietary Salt Intakes and Blood Pressure in Japanese Workers (J-HOPE Study)," *International Journal of Environmental Research and Public Health*, Vol. 10, pp. 980-993.
- Miyagawa, Okuda, Nakagawa Takezaki, Nishi, Takashima, Fujiyoshi, Ohkubo, Kadota, Okamura, Ueshima, Okayama, and Miura (2018) "Socioeconomic Status Associated with Urinary Sodium and Potassium Excretion in Japan: NIPPON DATA2010," *Journal of Epidemiology*, Vol. 28, Suppl. 3, pp. S29-S34.
- Murakami, Kentaro, Yoshihiro Miyake, Satoshi Sasaki, Keiko Tanaka, Yukihiko Ohya, Yoshio Hirota, and Osaka Maternal and Child Health Study Group (2009) "Education, but not Occupation or Household Income, Is Positively Related to Favorable Dietary Intake Patterns in Pregnant Japanese Women: the Osaka Maternal and Child Health Study," *Nutrition Research*, Vol. 29, No. 3, pp. 164-172.
- Murakami, Kentaro, Satoshi Sasaki, Hitomi Okubo, Yoshiko Takahashi, Yoko Hosoi, and Mami Itabashi (2007) "Monetary Costs of Dietary Energy Reported by Young Japanese Women: Association with

- Food and Nutrient Intake and Body Mass Index.” *Public Health Nutrition*, Vol. 10, No. 12, pp. 1430–1439.
- Murayama et al. (2017) “Household Income is Associated with Food and Nutrient Intake in Japanese School Children, especially on Days without School Lunch,” *Public Health Nutrition*, Vol. 20, No. 16, pp. 2946–2958.
- Nagahata, Nakamura, Ojima, Kondo, Ninomiya, Yoshita, Arai, Ohkubo, Murakami, Nishi, Murakami, Takashima, Okuda, Kadota, Miyagawa, Kondo, Okamura, Ueshima, Okayama, and Miura (2018) “Relationships Among Food Group Intakes, Household Expenditure, and Education Attainment in a General Japanese Population: NIPPON DATA2010,” *Journal of Epidemiology*, Vol. 28, Suppl. 3, pp. S23–S28.
- Nakamura, Sayaka (2014) “Parental Income and Child Health in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 32, pp. 42–55.
- Nishi, Nobuo, Chika Horikawa, and Nobuko Murayama (2017) “Characteristics of Food Group Intake by Household Income in the National Health and Nutrition Survey, Japan,” *Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition* Vol. 26, No. 1, pp. 156–159.
- Okayama, Okuda, Miura, Okamura, Hayakawa, Akasaka, Ohnishi, Saitoh, Arai, Kiyohara, Takashima, Yoshita, Fujiyoshi, Zaid, Ohkubo, Ueshima, Sakata, Hozawa, Nakamura, Nishi, Kasagi, Murakami, Izumi, Matsumura, Ojima, Tamakoshi, Nakagawa, Kita, Kadota, Miyamatsu, Nakamura, Miyamoto, and Kodama (2016) “Dietary Sodium-to-Potassium Ratio as a Risk Factor for Stroke, Cardiovascular Disease and All-Cause Mortality in Japan: the NIPPON DATA80 Cohort Study,” *BMJ Open*, Vol. 6, e011632.
- Okubo, Hitomi, Kentaro Murakami, and Satoshi Sasaki (2016) “Monetary Value of Self-reported Diets and Associations with Socio-demographic Characteristics and Dietary Intake Among Japanese Adults: Analysis of Nationally Representative Surveys,” *Public Health Nutrition*, Vol. 19, No. 18, pp. 3306–3318.
- Sakurai, Nakagawa, Kadota, Yoshita, Nakamura, Okuda, Nishi, Miyamoto, Arima, Ohkubo, Okamura, Ueshima, Okayama, and Miura (2018) “Macronutrient Intake and Socioeconomic Status: NIPPON DATA2010,” *Journal of Epidemiology*, Vol. 28, No. Suppl. 3, pp. S17–S22.
- Tokudome, Imaeda, Nagaya, Ikeda, Fujiwara, Sato, Kuriki, Kikuchi, Maki, and Tokudome (2002) “Daily, Weekly, Seasonal, Within- and Between-individual Variation in Nutrient Intake According to Four Season Consecutive 7 Day Weighted Diet Records in Japanese Female Dietitians,” *Journal of Epidemiology*, Vol. 12, No. 2, pp. 85–92.