【論文】

首都圏在住の成人男性における食事形態と食品群・栄養素摂取量の関係

農林水産政策研究所 八木 浩平・高橋 克也・菊島 良介
医薬基盤・健康・栄養研究所 山口 美輪
東京農業大学 大浦 裕二・玉木 志穂
農研機構 山本 淳子

Food Consumption Patterns and Nutrient Intake among Adult Men in
Tokyo Metropolitan Area

Kohei YAGI, Katsuya TAKAHASHI, Ryosuke KIKUSHIMA

Policy Research Institute of MAFF

Miwa YAMAGUCHI

National Center for Global Health and Medicine

Yuuji OURA, Shiho TAMAKI

Tokyo University of Agriculture

Junko YAMAMOTO

National Agriculture and Food Research Organization

Abstract:

This paper aims to clarify the relationships of food consumption patterns, such as eating ready-made meal, eating out and eating at home, and nutrients intake among adult men. In order to clarify these relationships, we use path analysis to clarify causal relationships among food consumption patterns, nutrients intake by adjusting age, annual income and so on. The reason of using path analysis is taking endogeneity of food consumption patterns into account and analyzing mutual relationships among nutrient intake, food consumption pattern and individual-specific variables. To grasp nutrition intake, we conducted the web survey using Brief-type self-administered Diet History Questionnaire (BDHQ). The results are as follows. Using path analysis, we clarify that eating at home induces more vegetables intake, and less salt intake among both single person and plural household. Moreover, eating ready-made meal induces salt intake among single household. These results shows that eating at home induces healthy dietary habits, even if we adjust the effects of age, annual income. Food consumption patterns are very important as determinants factors of nutrient intake. From the view point of dietary education, it will be useful to instruct the importance of eating at home.

Keywords: Nutrient Intake, Food Consumption Pattern, Adult Men, Path Analysis, BDHQ

1. はじめに

我が国では、偏った食事や運動不足といった生活習慣に起因する生活習慣病による死亡率が高止まりしている。厚生労働省『平成28年人口動態調査』によれば、死因の上位4位まで悪性新生物、心疾患、脳血管疾患と、生活習慣病と関連が強い項目が占めている。こうした状況の下、厚生労働省『健康日本21（第二次）』では生活習慣の改善のため「適切な量と質の食事をとる者の増加」を目指し、「野菜・果物摂取量の増加」や「食塩摂取量の減少」等の目標を立てている。なかでも、成人男性において朝食の欠食や外食の頻度が高いなど、食生活が乱れがちな傾向にあるとともに、野菜・果実摂取量が低いことが確認されており、成人男性の食生活の改善が課題の一つとなっている（註1）。

こうした食生活の改善にあたっては、内食や中食、外食といった食事形態と栄養素摂取の関係を検証することが重要である。これらの分野の我が国の先行研究としては、田中他〔1〕が、外食頻度が高いほど野菜の摂取頻度が低い点や、40～59歳において外食頻度が高いほど肉類の摂取頻度が高い点等を指摘した。また、小林他〔2〕は外食や調理済み食品の利用群と非利用群の比較から、利用群で野菜摂取量が少なく脂質エネルギー比が高いこと等を指摘した。さらに児玉〔3〕は、総務省『全国消費実態調査』の都道府県別データを分析して、外食や主食的調理食品が高脂質エネルギー比や低野菜摂取量と正の相関関係にあることを示している。

一方で、これらの先行研究は食事形態と栄養素摂取の相関関係の確認に留まっており、食事形態を規定する個人特性の影響まで調整していない。内食・中食・外食の頻度は世帯規模や食事を準備する人の忙しさといった調理の機会費用から強く影響されるとともに、年齢や所得等によっても影響を受ける（註2）。その際、例えば高齢層は内食頻度が高く、また健康志向が高いとされているので、内食頻度と栄養素摂取は年齢を通じた見せかけの相関が起きた可能性も否定できない（註

3）。また、所得階層によっても、ファストフードからレストランまで外食の内容が異なり得るため、調整する必要がある。本研究では、そうした諸要因を調整した分析を行うことで、成人男性の食事形態と栄養素摂取の因果関係を把握することを目的とする。ただし前述の通り、食事形態は個人特性や社会経済要因によって規定されるため、内生性を有する可能性がある。そのため本研究では、これらの食事形態の内生性を考慮した、連立方程式体系によるパス解析で分析を行う。

2. 対象と方法

1) 調査対象者

データは、2017年7月にマイボイスコム株式会社を通じて実施したWebアンケート調査の結果を用いた。調査は、首都圏（東京、神奈川、千葉、埼玉）在住の20歳から64歳の男性1,500名について、単身世帯・二人以上世帯別かつ年代別（10歳刻み）に150名ずつ実施した。対象地域を首都圏に限定したのは、地域ごとの習慣的な食品摂取の差を考慮したことによる。

これらのデータから、食事療養中の104名と、総エネルギー摂取量が500kcal未満か4,000kcal以上の60名を除いた1,336名のデータを分析した（註4）。分析対象者の概要を、表1に示す。

2) 質問項目

分析で用いた食品摂取量および栄養素摂取量は、簡易型自記式食事歴法質問票（Brief-type self-administered Diet History Questionnaire：以下、BDHQ）を用いて評価した。このBDHQは、栄養素などの摂取量を定量的に調べるための質問票である自記式食事歴法質問票（DHQ）を、その特徴をある程度保ちつつ、構造を簡略化し、回答やデータ処理を簡便にしたものである（註5）。対象とする食品と栄養素は、前述した厚生労働省『健康日本21（第二次）』の栄養・食生活の目標のうち、具体的な食品・栄養素を示す項目である「食塩摂取量の減少」「野菜と果物の摂取量の増加」「食品中の食塩や脂質の低減に取り組む食品企業及び飲食店の登録の増加」を参考に、野菜摂取量

表1 分析対象者の概要

		(単位: %)	
サンプルサイズ (人)		単身世帯 (665)	二人以上世帯 (671)
年代	20代	19.5	20.4
	30代	19.2	19.1
	40代	20.2	20.7
	50代	20.3	19.8
	60-64歳	20.8	20.0
	65歳以上		
勤務時間	20時間未満	23.6	21.9
	20-40時間	19.2	19.2
	40-60時間	45.0	46.6
	60時間以上	12.2	12.2
所得	200万円未満	24.2	47.1
	200-400万円	32.8	41.4
	400-600万円	24.4	6.9
	600-800万円	8.7	3.7
	800万円以上	9.9	0.9
	平均世帯員数 (人)	1.0(0.0)	3.2(0.98)

註: 平均世帯員数のカッコ内は標準偏差である。

表2 食品群・栄養素の摂取状況

サンプルサイズ(人)	単身世帯 (665)		二人以上世帯 (671)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
総エネルギー(kcal/日)	1688.4	718.2	1868.2	730.0
野菜摂取量(g/1,000kcal)	80.9	66.9	103.4	67.5
果実類摂取量(g/1,000kcal)	48.3	71.1	43.3	54.9
食塩相当量(g/1,000kcal)	5.4	1.7	5.4	1.4
たんぱく質エネルギー比(%E)	12.7	3.7	13.0	3.2
脂質エネルギー比(%E)	22.5	8.2	23.1	7.2
炭水化物エネルギー比(%E)	54.2	12.6	53.3	11.5

表3 食事形態の分類

		喫食場所		
		外食店	外食店・家庭以外	家庭内
調理場所 (購入先)	小売店・外食店等	外食	中食 (家庭以外)	中食 (家庭内)
	家庭内		中食 (家庭内調理弁当等)	内食

註: 玉木他[10]を一部改変。なお玉木他[10]の定義に従い、中食(家庭内調理弁当等)は分析対象外としている。

表4 1ヶ月当たり内食・中食・外食頻度の記述統計

		平均	標準偏差	最大値	最小値
内食頻度	単身世帯	22.0	20.0	60.0	0.0
	二人以上世帯	34.5	20.2	60.0	0.0
中食頻度	単身世帯	12.9	16.7	120.0	0.0
	二人以上世帯	7.0	10.1	72.4	0.0
外食頻度	単身世帯	7.4	9.7	60.0	0.0
	二人以上世帯	6.0	8.2	60.0	0.0

(g/1,000kcal)、果実類摂取量(g/1,000kcal)、食塩相当量(g/1,000kcal)、脂質エネルギー比(%E)を選んだ。これらの食品群・栄養素摂取状況を、表2に示す。

食事形態については、次の変数を用いた。まず、内食・中食・外食について調理場所と喫食場所から定義した玉木他[10]に従って、表3のセル毎に朝・昼・夕それぞれについて、「週に5食以上(20)」「週に3~4食程度(14)」「週に1~2食程度(6)」「1ヶ月に1~2食程度(1.5)」「2~3ヶ月に1食程度(0.4)」「1年に1~2食程度(0.125)」「このように食事をしたことがない(0)」と頻度を尋ねた。その上で、カッコ内の点数でそれぞれ1ヶ月当たりの回数に変換し、内食・中食・外食それぞれに当てはまるように合計した。これらの内食・中食・外食頻度について、記述統計を表4に示す。

食品群・栄養素摂取状況や食事形態を規定する個人特性については、前述のように内食・中食・外食頻度に対して世帯規模や忙しさ、所得が影響を及ぼすことを勘案し、所得(一人当たり、200万円刻み)、勤務時間(週当たり、10時間刻み)、世帯員数を用いることとした。このうち所得は、世帯所得を世帯員数で割って200万円刻みで分類したものをを用いた。また、年代ごとで習慣的な食品摂取の傾向が異なり得るため、年齢も変数として加えた。

3) 分析方法

本研究では、単身・二人以上世帯別に、個人特性と食事形態が食品群・栄養素摂取へおよぼす影響をパス解析で検証した。具体的には、個人特性が食事形態に影響を及ぼすとともに、個人特性と食事形態が食品群・栄養素摂取へ影響するというモデルを検証した。ここで単身世帯と二人以上世帯に属する個人を分けてパス解析を行っているが、それは食事の準備を全て自身で行う単身世帯と、そうでない二人以上世帯の行動を同等として扱うことは仮定が強すぎると判断したためである。単身世帯と二人以上世帯が食事形態や食品群・栄養素摂取において異なる特性を有することは、表2の野菜摂取量、表4の内食・中食・外食のそれぞ

れの頻度から確認できる。また後述するように、所得から脂質エネルギー比へのパスの符号が異なっていた。これは例えば、もともとの食生活が違いため、所得の上昇の影響が異なるものになった可能性が考えられ、違うモデルで分析する必要があることを示唆する。

なお、BDHQは食品摂取量の代表値を推計する質問票としては有用である [8]。一方、栄養素摂取量の推計においては、ランク付けする能力は十分有するものの、平均値を推定する能力は限られた栄養素のみでしか認められないとされる [9]。そのため、本研究では栄養素摂取量について、ノンパラメトリックな検定手法を用いることとした。

具体的には栄養素摂取量を、背景に正規分布の連続値を仮定した順序変数とみなし、順序変数と連続変数間の相関係数であるポリシリアル相関係数を用いた標本相関行列をもとにモデルを推定した。その際、推計方法として、重み付け最小二乗法の拡張法 (WLSMV) を用いた。ここで、算出された標本相関行列を S 、母数で構造化された相関行列モデルを Σ とすると、母数 θ を求めるための重み付き最小二乗推定量は、

$$f(\theta) = \text{tr} \left[(S - \Sigma(\theta)) W^{-1} (S - \Sigma(\theta))' \right] \quad (1)$$

となる [11]。(1) 式の W は重み行列であり、標本相関行列の推定値の標準誤差の対角行列を重み行列として使用している。なお、野菜と果実類からなる食品摂取量の解析は、ピアソンの相関係数を用い、最尤法で推計するパス解析を行った (註 6)。

モデル全体の適合度指標としては、CFI、GFI、AGFI、RMSR、RMSEA の 5 指標を用いた。ここで CFI、GFI、AGFI は 0.95 以上、RMSR と RMSEA は 0.05 以下が良い適合度とされる [12]。以上の推計には、統計解析ソフトウェア R を用いた。

3. 仮説モデル

パス解析で用いた仮説は、以下の通りである。

【個人特性間の相互関係】

1：所得には、年齢と勤務時間が正、世帯員数が負の影響を及ぼす。

一般に、我が国では年齢が高いほど所得が増加すると想定した。また、勤務時間が長いほど収入は増すと考えた。世帯員数については、世帯所得を世帯員数で除して一人当たり所得としたため、世帯員数が多いほど所得は低くなると想定した。

【個人特性が食事形態へ及ぼす影響】

2：内食頻度には、年齢と世帯員数が正、勤務時間と所得が負の影響を及ぼす。

3：中食頻度には、年齢と世帯員数が負、勤務時間と所得が正の影響を及ぼす。

4：外食頻度には、年齢と世帯員数が負、勤務時間と所得が正の影響を及ぼす。

註 2 で既述の通り、世帯員数が多いほど調理において規模の経済性が働き、内食頻度が高まるとともに、中食・外食頻度が低下すると仮定した。勤務時間は、長いほど調理の機会費用が上昇して内食頻度が低下し、中食・外食頻度が高まると仮定した。また、所得が高いほど比較的高価な中食・外食を選択し、内食頻度は低下すると想定した。更に、高年齢層ほど習慣的に調理に携わってきたため、内食頻度が高く中食・外食頻度が低いと仮定した。

【食事形態間の相互関係】

5：内食と中食・外食頻度が負の相関関係にあり、中食と外食は正の相関関係にある。

調理の必要な内食と、簡便な食事である中食・外食の間には負の相関関係があると仮定した。また、簡便化志向が高く外食頻度の多い人は中食頻度も多い関係があり得ると想定した。そのため、これらの変数間に両側矢線を引いた。

【個人特性・食事形態が食品群・栄養素摂取へ及ぼす影響】

6：野菜摂取量には、年齢と所得、内食頻度が正、中食・外食頻度が負の影響を及ぼす。

7：果実類摂取量には、年齢と所得、内食頻度が正、中食・外食頻度が負の影響を及ぼす。

図1 食品群・栄養素摂取量の規定要因に関する仮説モデル概要図

註：後述の通り、野菜・果実類モデルでは個人特性や食事形態が野菜類と果実類双方の摂取量へ及ぼす影響を1つのモデルで、栄養素摂取量モデルでは個人特性や食事形態が食塩相当量と脂質エネルギー比双方の摂取量へ及ぼす影響を1つのモデルで推計した。

8：食塩相当量には、所得、内食頻度が負、年齢と中食・外食頻度が正の影響を及ぼす。

9：脂質エネルギー比には、所得、中食・外食頻度が正、年齢と内食頻度が負の影響を及ぼす。

年齢は、食事形態を経由する間接効果以外にも、高年齢層ほど健康志向が高くて栄養面に配慮するといった直接効果があると仮定した。具体的には、高年齢層ほど健康志向が高いことから、野菜や果実類の摂取量が高く、脂質エネルギー比が低いと仮定した。また、厚生労働省『平成27年国民健康・栄養調査』は高年齢層ほど食塩相当量が多いことを示しており、その結果を仮説でも踏襲した。なお同調査では、上述した食塩相当量以外の食品群・栄養素摂取量でも、年齢と摂取量の関係で仮説と同じ傾向が確認された。

所得については、食事形態を経由した間接効果だけでなく、高所得層ほど、同じ外食でもファストフードでなく、栄養バランスのより良い外食を選ぶ等の直接的な影響があると仮定した。具体的には、所得が高いほど多様な食品選択が可能となり、野菜、果実類の摂取量や、脂質エネルギー比が大きくなると想定した（註7）。また、高所得

層ほど中食・外食においてファストフードを避けることで、食塩相当量が減退すると想定した。

内食・中食・外食頻度については、既述の通り家事の必要な内食と、簡便な食事である中食・外食の間に代替関係があり得るため、内食頻度が高いほど摂取量が多い項目では、中食・外食頻度が高いと摂取量が少なくなり、また、その逆もあると想定した。小林他〔2〕は、家庭食をよく利用する群ほど野菜類の摂取量が多く、脂質エネルギー比が低いことを指摘しておりその結果を踏襲した。また、『平成27年国民健康・栄養調査』において、外食をよく利用する人は全く利用しない人に比べ食塩相当量が高く、果実類摂取量が小さかったため、その結果を踏襲した（註8）。

【食品群・栄養素摂取の相互関係】

10：野菜と果実類摂取、食塩相当量と脂質エネルギー比はそれぞれ正の相関関係にある。

野菜と果実類の摂取のどちらも健康志向の高い人ほど摂取すると考え、相関関係を想定して1つのモデルで分析した。食塩相当量と脂質エネルギー比は、不健康な食生活で双方とも摂取量が増加

すると考えられるため、相関関係を想定して1つのモデルで分析した。

なお、栄養素である食塩相当量と脂質エネルギー比は野菜・果実類摂取量の影響も反映している。そのため、野菜・果実類摂取量と食塩相当量・脂質エネルギー比の間にパスを想定してモデルに同時投入しても、BDHQの計算過程を示すに過ぎない。食品摂取量（野菜・果実類）と栄養素摂取量（食塩相当量・脂質エネルギー比）は、別に分析した。

以上の仮説モデルを、図1に示す。なお、パス解析に当たって、係数が統計的に有意とならなかったパスを全て残すと、係数の分散の増加による精度の低下が起こり得る。一方で、コントロールすべき変数として、理論的に必要なパスは残す必要がある。本研究では、内食・中食・外食頻度の規定要因として茂野〔4〕や草莉〔5〕が理論的に検証した世帯員数や勤務時間、所得の影響を、調整の必要な変数として有意でなくてもパスを残した。また、本研究の課題は、年齢や所得を調整した際の食事形態が食品群・栄養素摂取へ及ぼす影響を検証することであるため、年齢と所得から食品群・栄養素摂取へのパスを残した。その他は経験則のパスとして、有意でない場合は削除した。

4. 結果

単身世帯と二人以上世帯それぞれの仮説モデルの推計結果を、表5と表6に示す。適合度は、いずれのモデルでも良好な結果を得られた。以下では仮説ごとに、推計結果について整理する。

まず所得に関する仮説1は、単身世帯では仮説通りであった。二人以上世帯でも、勤務時間が正の、世帯員数が負の影響を及ぼしていた。

仮説2の内食頻度では、仮説通り単身世帯で年齢が正、勤務時間が負の影響を及ぼしていたが、所得の影響は確認できなかった。二人以上世帯では、年齢が正、所得が負の影響を及ぼしていたが、世帯員数や勤務時間の影響は確認できなかった。

仮説3の中食頻度では、単身世帯で勤務時間が正の影響を及ぼし、二人以上世帯では年齢と世帯

員数が負の影響を及ぼしていた。

仮説4の外食頻度では、単身世帯で所得が正の影響を及ぼしていた。二人以上世帯では、勤務時間と所得が正の影響を及ぼしていた。

仮説5の食事形態間の相互関係では、仮説通り単身・二人以上世帯とも内食頻度と中食・外食頻度の間で負の相関関係が確認された。中食頻度と外食頻度の関係は、二人以上世帯で正に有意であった一方、単身世帯では確認できなかった。

仮説6の野菜摂取量では、単身世帯・二人以上世帯とも、年齢と所得、内食頻度が正の影響を及ぼしており、仮説が支持された。なお、二人以上世帯では、所得が高いほど内食頻度が低くなり、野菜摂取量が低減する負の間接効果も確認された。ただし、所得の直接効果が0.109である一方、間接効果は-0.022と小さかった。

仮説7の果実類摂取量では仮説通り、単身世帯で年齢と所得が、二人以上世帯で年齢が正の影響を及ぼしていた。

仮説8の食塩相当量では、単身世帯では仮説通り、所得と内食頻度が負、中食頻度が正の影響を及ぼしていた。二人以上世帯では仮説通り、内食頻度が負の影響を及ぼしていた。

仮説9の脂質エネルギー比では、単身世帯で所得が負、内食・中食・外食頻度が正の影響を及ぼしていた。二人以上世帯では、所得および内食・中食・外食頻度が正の影響を及ぼしていた。内食・中食・外食頻度がいずれも正の影響を及ぼしていたのは、例えば、欠食する機会が多いほど食生活が乱れ、手軽なパンや麺類、おにぎりといった炭水化物に偏った食生活となる可能性が考えられる。また、所得が単身世帯で負の、二人以上世帯で正の影響を及ぼしたのは、単身世帯では所得が上がることでファストフード等の脂質の多い食生活から脱却する一方、二人以上世帯では魚介類中心の食生活から肉類中心の食生活に変化すると、もともとの消費傾向の違いが影響した可能性が考えられる（註9）。なお、二人以上世帯では、所得が高いほど内食頻度が低くなり、脂質エネルギー比が低減する間接効果や、所得が高いほど外食頻度が高くなり、脂質エネルギー比が増加する間接効果が確認された。ただし、内食頻度

表5 食品群・栄養素摂取量の規定要因（単身世帯）

食品群・栄養素の項目				野菜・果実 類モデル	食品群・栄養素の項目				栄養素摂取量 モデル
個人特性間の相互関係（仮説1）					個人特性間の相互関係（仮説1）				
(a)	年齢	→	所得	0.109 **	(a)	年齢	→	所得	0.105 *
	勤務時間	→	所得	0.374 **		勤務時間	→	所得	0.374 **
個人特性が食事形態へ及ぼす影響（仮説2-4）									
(b)	年齢	→	内食頻度	0.119 **	(b)	年齢	→	内食頻度	0.123 **
	勤務時間	→	内食頻度	-0.139 **		勤務時間	→	内食頻度	-0.138 **
	所得	→	内食頻度	-0.065		所得	→	内食頻度	-0.065
	年齢	→	中食頻度	-		年齢	→	中食頻度	-
	勤務時間	→	中食頻度	0.192 **		勤務時間	→	中食頻度	0.192 **
	所得	→	中食頻度	-0.059		所得	→	中食頻度	-0.059
	年齢	→	外食頻度	-		年齢	→	外食頻度	-
	勤務時間	→	外食頻度	0.055		勤務時間	→	外食頻度	0.050
	所得	→	外食頻度	0.136 **		所得	→	外食頻度	0.140 **
食事形態間の相互関係（仮説5）									
(c)	内食頻度	⇔	中食頻度	-0.247 **	(c)	内食頻度	⇔	中食頻度	-0.247 **
(d)	内食頻度	⇔	外食頻度	-0.187 **	(d)	内食頻度	⇔	外食頻度	-0.183 **
(e)	中食頻度	⇔	外食頻度	0.032	(e)	中食頻度	⇔	外食頻度	0.029
個人特性・食事形態が食品群・栄養素摂取へ及ぼす影響（仮説6-9）									
(f)	年齢	→	野菜類	0.074 *	(f)	年齢	→	食塩相当量	-0.022
(g)	所得	→	野菜類	0.134 **	(g)	所得	→	食塩相当量	-0.061 **
(j)	内食頻度	→	野菜類	0.204 **	(j)	内食頻度	→	食塩相当量	-0.029 **
	中食頻度	→	野菜類	-		中食頻度	→	食塩相当量	0.027 **
	外食頻度	→	野菜類	-		外食頻度	→	食塩相当量	-
(h)	年齢	→	果実類	0.095 *	(h)	年齢	→	脂質エネルギー比	0.030
(i)	所得	→	果実類	0.078 *	(i)	所得	→	脂質エネルギー比	-0.030 **
(j)	内食頻度	→	果実類	-	(j)	内食頻度	→	脂質エネルギー比	0.048 **
	中食頻度	→	果実類	-		中食頻度	→	脂質エネルギー比	0.045 **
	外食頻度	→	果実類	-		外食頻度	→	脂質エネルギー比	0.032 **
食品群・栄養素摂取の相互関係（仮説10）									
(k)	野菜摂取量	⇔	果実類摂取量	0.435 **	(k)	食塩相当量	⇔	脂質エネルギー比	0.455 **
適合度									
GFI				0.997	GFI				1.000
AGFI				0.988	AGFI				1.000
CFI				1.000	CFI				1.000
RMSR				0.017	RMSR				0.001
RMSEA				0.000	RMSEA				0.000
サンプルサイズ				665	サンプルサイズ				665

注：1）いずれも標準化係数である。→は片側矢線、⇔は両側矢線を示す。

2）**、*は、1%、5%水準で統計的に有意であったことを示す。-は有意でなかったため削除したパスを示す。

3）アルファベットは、図1のパスと連動している。

を経由した間接効果が-0.004、外食頻度を経由した間接効果が0.010、直接効果が0.023であり、内食頻度を経由した負の影響は小さかった。

仮説10について、野菜と果実類の摂取量の両側矢線は単身・二人以上世帯とも有意に正值であり、野菜を食べる人は果実類も多く摂取する関係にあることが示された。食塩相当量と脂質エネルギー比の両側矢線も単身・二人以上世帯とも有意に正值であり、食塩相当量が多い人は脂質エネルギー比も高い傾向にあった。

5. 考察

以上、本研究では個人特性や食事形態といった要因に着目しながら、それらが具体的な食品群や栄養素摂取へ及ぼす影響を検証した。本節では最後に、分析から得られたインプリケーションを提示し、本研究の締めとする。

まず、表5と表6で、高齢年齢層ほど野菜や果実の摂取量が増加する点が確認された。若年層は野

首都圏在住の成人男性における食事形態と食品群・栄養素摂取量の関係

表6 食品群・栄養素摂取量の規定要因（二人以上世帯）

食品群・栄養素の項目				野菜・果実 類モデル	食品群・栄養素の項目				栄養素摂取量 モデル
個人特性間の相互関係（仮説1）									
(a)	年齢	→	所得	-	(a)	年齢	→	所得	-
	世帯員数	→	所得	-0.338 **		世帯員数	→	所得	-0.332 **
	勤務時間	→	所得	0.232 **		勤務時間	→	所得	0.229 **
個人特性が食事形態へ及ぼす影響（仮説2-4）									
(b)	年齢	→	内食頻度	0.167 **	(b)	年齢	→	内食頻度	0.161 **
	世帯員数	→	内食頻度	0.026		世帯員数	→	内食頻度	0.024
	勤務時間	→	内食頻度	-0.058		勤務時間	→	内食頻度	-0.057
	所得	→	内食頻度	-0.106 *		所得	→	内食頻度	-0.109 **
	年齢	→	中食頻度	-0.099 *		年齢	→	中食頻度	-0.098 *
	世帯員数	→	中食頻度	-0.102 *		世帯員数	→	中食頻度	-0.107 *
	勤務時間	→	中食頻度	0.061		勤務時間	→	中食頻度	0.064
	所得	→	中食頻度	-0.006		所得	→	中食頻度	-0.021
	年齢	→	外食頻度	-		年齢	→	外食頻度	-
	世帯員数	→	外食頻度	0.030		世帯員数	→	外食頻度	0.033
	勤務時間	→	外食頻度	0.124 **		勤務時間	→	外食頻度	0.123 **
	所得	→	外食頻度	0.186 **		所得	→	外食頻度	0.184 **
食事形態間の相互関係（仮説5）									
(c)	内食頻度	⇔	中食頻度	-0.143 **	(c)	内食頻度	⇔	中食頻度	-0.173 **
(d)	内食頻度	⇔	外食頻度	-0.133 **	(d)	内食頻度	⇔	外食頻度	-0.136 **
(e)	中食頻度	⇔	外食頻度	0.126 **	(e)	中食頻度	⇔	外食頻度	0.128 **
個人特性・食事形態が食品群・栄養素摂取へ及ぼす影響（仮説6-9）									
(f)	年齢	→	野菜類	0.114 **	(f)	年齢	→	食塩相当量	-0.002
(g)	所得	→	野菜類	0.109 **	(g)	所得	→	食塩相当量	-0.058
(j)	内食頻度	→	野菜類	0.206 **	(j)	内食頻度	→	食塩相当量	-0.117 **
	中食頻度	→	野菜類	-		中食頻度	→	食塩相当量	-
	外食頻度	→	野菜類	-		外食頻度	→	食塩相当量	-
(h)	年齢	→	果実類	0.093 *	(h)	年齢	→	脂質エネルギー比	-0.026
(i)	所得	→	果実類	0.047	(i)	所得	→	脂質エネルギー比	0.023 **
(j)	内食頻度	→	果実類	-	(j)	内食頻度	→	脂質エネルギー比	0.035 **
	中食頻度	→	果実類	-		中食頻度	→	脂質エネルギー比	0.070 **
	外食頻度	→	果実類	-		外食頻度	→	脂質エネルギー比	0.052 **
食品群・栄養素摂取の相互関係（仮説10）									
(k)	野菜摂取量	⇔	果実類摂取量	0.303 **	(k)	食塩相当量	⇔	脂質エネルギー比	0.521 **
適合度					適合度				
GFI				0.996	GFI				1.000
AGFI				0.982	AGFI				1.000
CFI				1.000	CFI				1.000
SRMR				0.016	SRMR				0.008
RMSEA				0.000	RMSEA				0.000
サンプルサイズ				671	サンプルサイズ				671

注：1）いずれも標準化係数である。→は片側矢線、⇔は両側矢線を示す。

2）**、*は、1%、5%水準で統計的に有意であったことを示す。-は有意でなかったため削除したパスを示す。

3）アルファベットは、図1のパスと連動している。

業・果実類の摂取量が少なく、食生活の改善が求められる。所得については、単身世帯で野菜・果実類摂取量に正、食塩相当量と脂質エネルギー比に負の影響を及ぼしていた。また二人以上世帯では、所得は野菜摂取量と脂質エネルギー比に正、食塩相当量に負の影響を及ぼしていた。すなわち、低所得層ほど野菜の摂取量が少なく、食塩相当量の高い食生活が想定されることから、具体的な食

生活改善の必要性が示された。

食事形態では、内食頻度が高いほど野菜摂取量が多く、食塩相当量が少ない傾向が窺えた。中食頻度は、単身世帯において食塩相当量に正の影響を及ぼしていた（註10）。このように、所得や年齢を調整しても、内食頻度が健康的な食生活に繋がる点が示唆された。栄養素摂取を規定する要因として、食事形態の選択は重要と示唆される。し

たがって、食育において内食の重要性を伝える取り組みが求められよう。

ただし本研究では、女性や高齢者を対象にしておらず、より広範な対象者の分析が課題として残された。また、食生活改善のための具体的な施策の有効性は検証できておらず、消費者の栄養素摂取状況を提示した本研究も参照しながら、今後検討することが求められる。

(註1) 厚生労働省『平成27年国民健康・栄養調査』によると、20歳以上男女の平均的な野菜および果実類の摂取量はそれぞれ293.6g/日と112.3g/日であったのに対し、20～59歳男性では、それぞれ275.6g/日と57.8g/日と低かった。また、20歳以上男女の朝食の欠食率が12.0%であったのに対し、20～59歳男性では朝食の欠食率は22.1%と高かった。外食頻度についても、20歳以上男女の朝・昼・夕の外食率がそれぞれ1.2%、16.4%、3.3%であったのに対し、20～59歳男性ではそれぞれ、2.5%、28.5%、6.2%と高かった。

(註2) 内食・中食・外食の規定要因、即ち食の外部化の規定要因については、世帯規模の縮小による調理活動での規模の経済性の減退や、女性の社会進出等で多忙となることによる調理の機会費用の上昇、所得水準の上昇などが指摘されてきた[4][5]。

(註3) 日本政策金融公庫が2017年1月に実施した『平成28年度下半期消費者動向調査』では、高齢層ほど食の簡便化志向が弱まる一方、健康志向は高まることを示している。これは、日本政策金融公庫ニュースリリース (https://www.jfc.go.jp/n/release/pdf/topics_170302a.pdf) (2017年9月アクセス) を参照した。

(註4) 推定エネルギー摂取量を500～4,000kcalの範囲としたのは、Koga et al. [6] や石川他 [7] が、範囲外のエネルギー摂取量は非現実的であり、信頼度がかなり低いと指摘しているためである。

(註5) BDHQにおける食品摂取量および栄養素摂取量の妥当性については、それぞれKobayashi et al. [8]、Kobayashi et al. [9] を参照されたい。また、BDHQのWeb調査に当たって、紙面での調査と齟齬がないことをDHQセンターと確認し、許可を得て調査を実施している。

(註6) Kobayashi et al. [8] では、四半期毎に4日ずつ行った食事記録法と、四半期毎に調査した

BDHQの結果の平均値を比較して、野菜と果実類において統計的に有意な差は認められなかったことを示す。

(註7) 厚生労働省『平成26年国民・健康栄養調査』では、世帯所得が200万円以上世帯では、200万円未満世帯と比べて、野菜類摂取量、果実類摂取量、脂肪エネルギー比がいずれも大きいことを示している。

(註8) 「毎日1回」外食を利用している男性 (N=110) の食塩相当量が11.8gであるのに対し、全く利用していない男性 (N=609) は10.6gであった。一方、「毎日2回以上」利用している男性 (N=26) の食塩相当量は10.5gであり、全く利用していない男性よりも低かった。ただしこれは、「毎日2回以上」利用するサンプルの数が小さいため、無視できる誤差と考えた。

(註9) 厚生労働省『平成26年国民・健康栄養調査』でも、男性の年間収入200万円以上600万円未満と600万円以上を比べて、600万円以上の男性は魚介類の摂取量が低い一方、肉類の摂取量が大きいことを示している。

(註10) 単身世帯・二人以上世帯双方において、内食・中食・外食頻度のいずれもが正の影響を及ぼしていた脂質エネルギー比については、食事形態の違いによる差が示されなかったため、ここでは割愛した。

[付記]

本研究は、JPJS科研費16K18764の助成を受けたものである。

参考文献

- [1] 田中恵子・池田順子・福田小百合・入江祐子「外食頻度の高い男性住民の食生活と栄養成分表示の参考状況との関連－平成16年度「長岡京市民健康づくり・生活習慣状況調査」より－」『栄養学雑誌』66(3)、2008、pp.117-126。
- [2] 小林真琴・小林ゆかり・小林良清「青年期から中年期をターゲットとした健康づくり施策（食環境整備）の検討：平成19年度県民健康栄養調査結果から」『信州公衆衛生雑誌』4(2)、2010、pp.5-10。
- [3] 児玉小百合「食の外部化にみる都道府県単位の食品の消費パターンと栄養習慣・食生活支援環境の関連性」『厚生指針』60(1)、2013、pp.1-9。
- [4] 茂野隆一「食料消費における家事の外部化－需

- 要体系による接近－』『生活経済学研究』19、2004、pp.147-158。
- [5] 草薙仁「家計生産の派生需要としての食材需要関数の推計」『2006年度日本農業経済学会論文集』、2006、pp.139-144。
- [6] Koga Minori, Atsuhito Toyomaki, Akane Miyazaki, Yukiei Nakai, Atsuko Yamaguchi, Chizuru Kubo, Junko Suzuki, Iwao Ohkubo, Mari Shimizu, Manabu Musashi, Yoshinobu Kiso and Ichiro Kusumi “Mediators of the effects of rice intake on health in individuals consuming a traditional Japanese diet centered on rice” *PLoS ONE*, 12(10), 2017, pp.1-11.
- [7] 石川有希子・宮川淳美・高橋佳子・吉村雅子・安川由江・吉野有夏・櫻井愛子・納富あずさ・古畑公「妊婦における主食・主菜・副菜のそろった食事の頻度と栄養素および食品摂取状況について－松戸市の実態調査－」『日本栄養士会雑誌』61(4)、2018、pp.31-39。
- [8] Kobayashi Satomi, Kentaro Murakami, Satoshi Sasaki, Hitomi Okubo, Naoko Hirata, Akiko Notsu, Mitsuru Fukui and Chigusa Date “Comparison of relative validity of food group intakes estimated by comprehensive and brief-type self-administered diet history questionnaires against 16 d dietary records in Japanese adults” *Public Health Nutrition*, 14(7), 2011, pp.1200-1211.
- [9] Kobayashi Satomi, Satoru Honda, Kentaro Murakami, Satoshi Sasaki, Hitomi Okubo, Naoko Hirota, Akiko Notsu, Mitsuru Fukui and Chigusa Date “Both Comprehensive and Brief Self-Administered Diet History Questionnaires Satisfactorily Rank Nutrient Intakes in Japanese Adults” *J Epidemiol*, 22(2), 2012, pp.151-159.
- [10] 玉木志穂・大浦裕二・山本淳子「食事形態と簡便化商品の選択行動からみた中食および中食商品の特徵－都市部の住民を対象としたWeb調査から－」『フードシステム研究』23(3)、2016、pp.187-192。
- [11] 豊田秀樹編『共分散構造分析－構造方程式モデリング－疑問編』朝倉書店、2003。
- [12] 豊田秀樹『共分散構造分析 [R編]－構造方程式モデリング－』東京図書、2014。
- [2018年2月4日受付、2019年4月25日受理]