

多様な中食消費と個人特性, 食品群・栄養素摂取の関係

—カテゴリカル構造方程式モデリングによる分析—

八木 浩平・高橋 克也・薬師寺哲郎*・伊藤 暢宏**

要 旨

我が国では、中食産業が急速に成長している。先行研究ではこうした中食消費について、野菜摂取量と負の相関関係に、脂質エネルギー比と正の相関関係にある点を指摘する。ただし、弁当やコロッケ等の多様な中食があるにも関わらず、ほとんどの研究で中食を分類した分析は行われていない。そのため本研究は、多様な中食消費と栄養素摂取の因果関係について、個人特性や内食・外食頻度の影響をコントロールしたカテゴリカル構造方程式モデリングで分析した。またその際、年齢や食費等の個人特性の変数がどのような経路で栄養素摂取を規定するのか確認するため、間接効果を推計した。

主な結果は、下記のとおりである。第一に、先行研究では中食が脂質エネルギー比の増加に繋がることが指摘するものの、そばやうどん等の中食（麺類）は低脂質エネルギー比に繋がっていた。第二に、中食（主食）は炭水化物エネルギー比を高める一方で、中食（おかず）は低下させていた。第三に、食費が野菜摂取量へ及ぼす影響について、直接効果が有意でなく、内食頻度と中食（主食）頻度経由の間接効果が相殺し合っていることから、食費が高ければ野菜摂取量が多くなるとは限らず、各個人の食事形態に依存する傾向がうかがえた。第四に、食費が炭水化物エネルギー比と脂質エネルギー比へ及ぼす効果のうち直接効果の絶対値が大きく、食事形態に関わらず食費が前述した栄養素摂取を規定する点を確認した。

キーワード：構造方程式モデリング、栄養、野菜、中食

1. はじめに

近年、食の簡便化の進展とともに中食産業が成長しており、2010年に約8兆1,238億円だった市場規模は、2017年には約10兆556億円まで拡大している（日本総業協会、2018）。こうした中食の消費拡大は、我が国の食生活を大きく変えるとともに、中食消費が食品群や栄養素の摂取に何ら

かの影響を及ぼしている可能性がある。これらの分野の既存研究では、小林ら（2010）が外食や調理済み食品を利用する群で野菜摂取量が少なく脂肪エネルギー比が多いことなどを指摘しているほか、八木ら（2019）が首都圏在住の成人男性を対象に、単身世帯において中食の利用頻度が高いほど食塩相当量と脂質エネルギー比が増加する点などを示している。

一方で、中食というカテゴリーに属して

も、弁当やおにぎり等の主食となるものから、コロッケ等のおかずまでその種類は多様であり、中食の具体的な種類によって栄養素摂取に与える影響が大きく異なる可能性がある。こうした中食を分類して栄養素摂取を分析した研究として、児玉(2013)がある。児玉(2013)は、食の外部化の評価において総務省『全国消費実態調査』をもとに、主食的調理食品の消費が脂質エネルギー比と正の相関関係にあるのに対し、野菜摂取量とは負の相関関係にあること、他の調理食品が食塩相当量や野菜摂取量と正の相関関係にあることを示している。また、薬師寺(2015)は「加工品の調理」や「総菜・弁当の購入」の頻度が食品の多様性得点へ及ぼす影響を tobit モデルで分析し、加工品の調理頻度が食品摂取の多様性得点へ負の影響を及ぼす点を確認している。しかし、児玉(2013)の分析は中食と栄養素摂取の相関係数の提示にとどまっているため、例えば年齢が高いほど野菜をよく摂取し、主食的調理食品を使わないなど、個人特性を通じて中食頻度と栄養素摂取との間に見せかけの相関が存在する可能性も考えられる。また、薬師寺(2015)の分析は食品摂取の多様性得点への影響の検証にとどまっており、分類された中食が具体的にどのような食品群・栄養素摂取へ影響を及ぼしているのか不明である。食生活の改善にあたっては、中食の利用頻度(以下、中食頻度)が炭水化物や脂質といった具体的な食品群・栄養素摂取へ、どのような影響を及ぼしているのかを把握する必要があるだろう。

そこで本研究では中食を実際の利用頻度に応じて分類し、それぞれの利用頻度が具体的な食品群又は栄養素摂取へ及ぼす因果関係について、年齢や食費等をコントロールしながら検証した。ただし、中食の利用頻度は年齢や勤務時間、世帯員数等の個人特性に強く影響される内生変数である。また、弁当やおにぎりを活用する人ほど、家庭でおかずの総菜をよく利用するなど、中食間でその利用頻度が相関関係にある可能性がある。そのため、推計にあたっては内生性や多重共線性への考慮が重要となるため、連立方程式体系による構造方程式モデリング(Structural Equation Model: SEM)で分析した。

また、中食が健康に及ぼす影響を考慮し、食品

群・栄養素摂取の改善に向けた取組に資するため、年齢や食費といった個人特性がどのような経路で食品群・栄養素摂取を規定するのかを検証した。例えば、年齢が直接的に野菜摂取量を規定するのか、あるいは年齢が高いほど中食頻度が低いことによる野菜摂取量が減退するのかなど、どのような経路で食品群・栄養素摂取を規定するのかを検証し、食品群・栄養素摂取のボトルネックとなっている要因の把握を行った⁽¹⁾。

2. 分析仮説

まず、本研究で分析対象とする食品群・栄養素は、食生活の検証で用いられることの多い野菜摂取量(g/1,000kcal)、食塩相当量(g/1,000kcal)と、三大栄養素エネルギー比(%energy)であるたんぱく質エネルギー比、脂質エネルギー比、炭水化物エネルギー比を用いた。

また、これらの食品群・栄養素摂取を規定する要因として、既述の種類別の中食頻度とともに、内食・外食の利用頻度(以下、それぞれ内食頻度、外食頻度)や年齢、一人当たり食費(以下、食費)を説明変数とした。さらに、内食・中食・外食頻度といった食事形態の規定要因、すなわち食の外部化の要因については、茂野(2004)や草薙(2006)が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、就業によって多忙となることによる調理の機会費用の上昇、所得水準の上昇を挙げていることから、世帯員数や勤務時間、食費を説明変数に加えた⁽²⁾。また、買い物の苦労や不便さといった食料品アクセスが食事形態へ影響を及ぼすとする薬師寺(2015)を参考に、買い物不便の有無も説明変数として追加した。以上の変数の相互関係について、以下のとおり、1～6の仮説を設定した。

仮説1：年齢と勤務時間が食費へ正、世帯員数が食費へ負の影響を及ぼす。

我が国では年功賃金の慣行を有しており、一般的に年齢が高いほど所得が高くなるため、食費へ正の影響があると考えた。また、勤務時間が長いほど所得が増えるため食費が上昇すると考えた。世帯員数につ

いては、規模の経済性から世帯員数が多いほど食費が低くなると想定した。

仮説2：年齢と勤務時間が買い物不便へ正の影響を及ぼす。

高年齢層や、勤務時間が長い人は買い物不便が高まると想定した。

仮説3：年齢と世帯員数は内食頻度に正、中食・外食頻度へ負、勤務時間と食費、買い物不便は内食頻度へ負、中食・外食頻度へ正の影響を及ぼす。

年齢の影響は、コーホート分析で高齢世帯ほど生鮮食品を選択する点を示した薬師寺(2015)を参照した。買い物不便については、買い物に不便・苦労がある層ほど中食・外食頻度が高いことを示した薬師寺(2015)を参照した。その他は、前述の茂野(2004)と草苺(2006)を参照した。

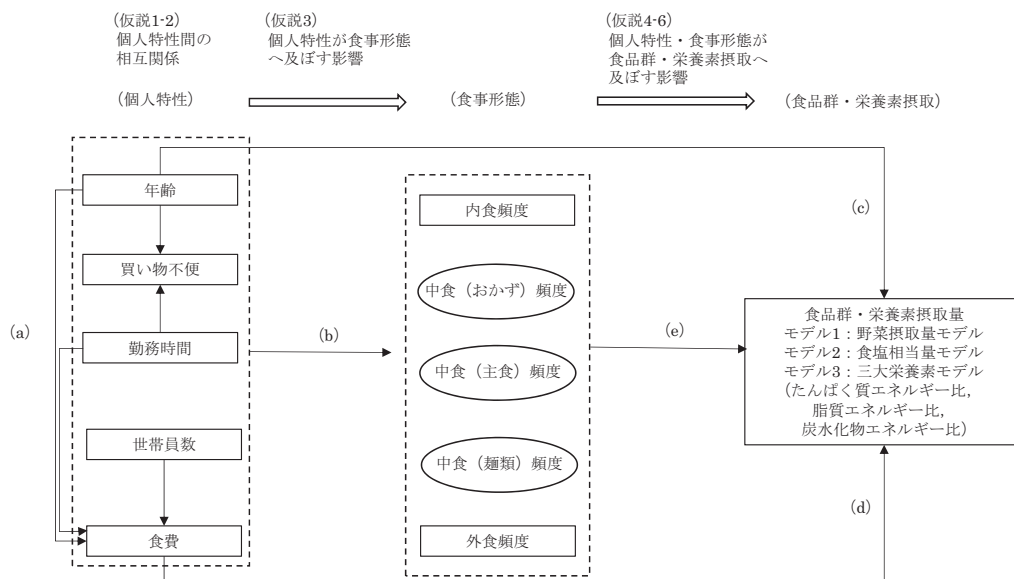
仮説4：年齢と食費、内食頻度は野菜摂取量に正、中食・外食頻度は野菜摂取量へ負の影響を及ぼす。

健康意識の高い高年齢層や⁽³⁾、食費が高い層はファストフード等を避けるため、野菜摂取量が多いと考えた。実際に薬師寺

(2017)では、加齢効果や消費支出が生鮮野菜支出へ正の影響を及ぼすことを示している。内食・中食・外食頻度の影響は、八木ら(2019)が内食頻度と中食・外食頻度が負の相関関係を有しており、トレードオフの関係にあると指摘していることから、例えば内食頻度が正の影響を及ぼす食品群・栄養素で、中食・外食頻度は負の影響を及ぼすといった、逆の因果関係を想定した。その食事形態の影響について、内食をよく利用する群ほど野菜類の摂取量が多いことを指摘した小林ら(2010)を参照した。

仮説5：年齢と中食・外食頻度は食塩相当量へ正、食費と内食頻度は食塩相当量へ負の影響を及ぼす。

年齢が高いほど味噌汁や漬物等を好むため、塩分を多く摂取すると想定した。厚生労働省『国民健康・栄養調査(平成29年)』では、高年齢層ほど食塩相当量の摂取が多いことが確認されている。また、食費が高い層ほどファストフード等を避け、健康的な食事を意識するため食塩相当量が少ないと想定した。食事形態については、食塩相当量に対して内食頻度が負、中食頻度が正の影響を及ぼすことを示した八木ら(2019)



第1図 モデル概念図

注. 既述のとおり、食事形態の変数間と三大栄養素の変数間にはそれぞれ共分散関係を想定した。

を参照した。

仮説6：年齢と食費、内食頻度はたんぱく質・脂質エネルギー比へ正、炭水化物エネルギー比に負、中食・外食頻度はたんぱく質・脂質エネルギー比へ負、炭水化物エネルギー比へ正の影響を及ぼす。

健康志向の強い高齢層や、食費が高い層ほど多様な食生活を営むことができるため、炭水化物への依存度が相対的に低下した食生活となると想定した。内食・中食・外食頻度では、食事内容を自己管理できる内食頻度が高いほど炭水化物に依存しない食生活となると想定した。

なお、食事形態の変数間や三大栄養素の変数間ではそれぞれトレードオフの関係にあるため、それぞれ両側矢線を引いた。そのため三大栄養素については、三大栄養素モデルとして1つのモデルで検証した。以上のモデル概念図を、第1図に示す。

3. 対象と方法

(1) 調査対象者

本研究では、世帯での食材購入を担う消費者の行動を検証するため、食料品の買い物を「家族で一番、担当している」と回答した二人以上世帯の女性に調査を行った。データは、2018年2月にNTTコムリサーチを通じて実施したWebアンケート調査によって取得した。調査は、東京23区で20-30代へ250名、40-50代へ268名、60代へ269名の合計787名へ実施した。また、栃木県と群馬県の合算で20-30代へ262名、40-50代へ268名、60代へ75名の合計605名へ調査を行った。ただし、地域によって食事形態を含めた消費行動や環境が異なることが予想される。本研究では、コンビニやスーパー等の中食を提供する小売業態や、レストラン等の外食が多く立地し、それぞれへのアクセスが容易で地理的な制約を受けにくいという特徴を持つ、東京23区を分析対象とした⁽⁴⁾。これらのデータから、平時とは異なる内容の食事を行っている可能性の高い食事療養中、

授乳中、妊娠中の回答者や、総エネルギー摂取量が500kcal未満か4,000kcal以上の回答者⁽⁵⁾、一人当たり食費が1万円未満である回答者を除いた583名のデータを用いて分析を行った。

(2) 質問項目

分析で用いた食品群・栄養素摂取量は、簡易型自記式食事歴法調査票 (Brief-type self-administered diet history questionnaire: 以下, BDHQ) で評価した。このBDHQは、東京大学医学系研究科の佐々木敏氏が開発した簡易な食事記録の調査票であり、被調査者の80品目にわたる食べ物・飲み物の1か月間の摂取頻度等の自己記入結果について、調査票の発行や栄養価の計測等を担うDHQサポートセンターの専用の栄養価計算プログラムで1日当たりの約50種類の食品群と約30種類の栄養素の摂取量を推計したものである。なお、BDHQでの食品摂取量及び栄養素摂取量の妥当性については、それぞれKobayashi et al. (2011)とKobayashi et al. (2012)を参照されたい。また、BDHQのWeb調査に先立ち、別の調査の紙面版調査票で得た回答をWebアンケート調査と同様に入力して分析し、紙面版と同じ結果が得られる点を確認した上で、DHQセンターの許可を得て調査を実施した。

食事形態のうち内食頻度と外食頻度は、それぞれ「生鮮食品など食材を購入して調理する」「外食を利用する」という質問に対して「ほとんどそうする(4)」「そうする(3)」「あまりしない(2)」「ほとんどしない(1)」の4件法で得た回答を、カッコ内で示した得点の変数として用いた。中食は、種類別に検証するため、日本総菜協会(2018)の消費者アンケートの23品目の購入頻度を活用した。具体的には中食の品目別に、「週3回以上」「週1～2回程度」「月1～2回程度」「ほとんど買わない」の4段階の購入頻度を設定した。ただし、購入頻度の低い品目を除くため、回答者のうち70%以上が「ほとんど買わない」を選択した品目は除外し、15品目を分析に用いた⁽⁶⁾。個人特性は、既述のとおり年齢、世帯員数、勤務時間(週当たり、10時間刻み)、食費(一人当たり、1万円刻み)を用いた。また、買い物不便に関する質問である「あなたは普段、食料品の買い物で不便

や苦勞がありますか」に対して「ある (4)」「ややある (3)」「あまりない (2)」「ない (1)」の4件法で得た回答は、カッコ内で示した得点を買いたい物不便変数として用いた。

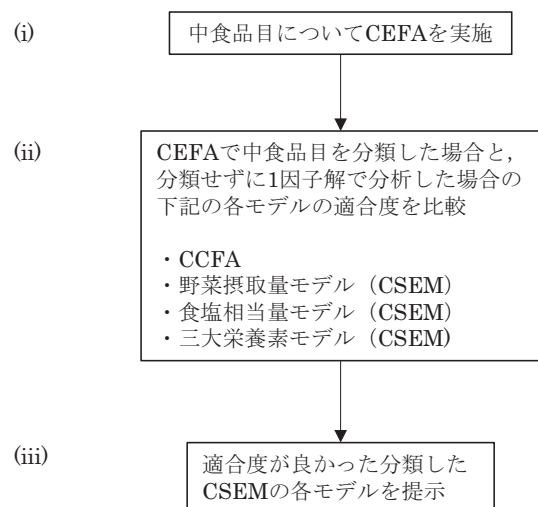
以上の変数・回答者の概要を、第1表に示す。勤務時間は20時間未満が、食費は2万円未満が、いずれも50%以上で最も多い傾向にあった。世帯員数の平均は、27人と少なめであった。総エネルギーの平均は1,763.2kcal/日であり、厚生労働省『日本人の食事摂取基準 (2015年版)』が示す、身体活動レベルIの30-49歳女性の推定エネルギー必要量1,750kcalに近い値であった⁽⁷⁾。たんぱく質、脂質、炭水化物のエネルギー比についてはそれぞれ、厚生労働省『日本人の食事摂取基準 (2015年版)』で望ましい水準とされる範囲内であった。また、内食頻度は4件法で質問したところ平均3.8であり、外食頻度と比べて利用頻度が比較的高い傾向がうかがえた。

第1表 分析対象者の概要

| | |
|---------------------|----------------|
| サンプルサイズ | 583 |
| 年代 (%) | |
| 20・30代 | 26.8 |
| 40・50代 | 35.2 |
| 60代 | 38.1 |
| 勤務時間 (%) | |
| 20時間未満 | 58.7 |
| 20-40時間 | 16.1 |
| 40-60時間 | 22.8 |
| 60時間以上 | 2.4 |
| 食費 (%) | |
| 2万円未満 | 57.5 |
| 2-4万円 | 37.4 |
| 4万円以上 | 5.1 |
| 変数の平均 (標準偏差) | |
| 世帯員数 (人) | 27(0.9) |
| 内食頻度 (4件法) | 3.8(0.6) |
| 外食頻度 (4件法) | 2.3(0.8) |
| 買い物不便 (4件法) | 2.3(0.9) |
| 食品群・栄養素摂取の平均 (標準偏差) | |
| 総エネルギー (kcal/日) | 1,763.2(686.5) |
| 野菜摂取量 (g/1,000kcal) | 153.6(94.8) |
| 食塩相当量 (g/1,000kcal) | 5.6(1.3) |
| たんぱく質エネルギー比 (%E) | 14.8(3.2) |
| 脂質エネルギー比 (%E) | 26.3(6.9) |
| 炭水化物エネルギー比 (%E) | 53.1(9.4) |

(3) 解析方法

まず、弁当や天ぷら等の中食品目の利用頻度について、変数が4値型の順序変数であることを考慮して、順序変数間の相関係数であるポリコリック相関係数をもとにカテゴリカル探索的因子分析 (以下、CEFA) を行い、各中食品目を利用頻度の特徴によってグループ分けした。このCEFAでは、最尤法・プロマックス回転を用いた。その上で、構成された因子構造の妥当性を検証するため、ポリコリック相関係数を用いた標本相関行列をもとに、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する重み付け最小二乗法の拡張法 (以下、WLSMV) で推計したカテゴリカル検証的因子分析 (以下、CCFA) を行った。最後に、それらの因子を潜在変数として、CCFAと同じく、ポリコリック相関係数を用いた標本相関行列をもとにWLSMVで推計したカテゴリカル構造方程式モデリング (以下、CSEM) を行った。ただし、CCFAやCSEMを推計する際、中食を分類する意義を確認するため、中食を分類せずに1因子解と仮定した推計結果と、中食を分類した推計結果の適合度指標を比較して、分類したモデルの適合度が高いことを確認した上でCSEMの推計結果を提示した。これらの推計はすべて、統計解析ソフトウェアRを用いた。その際、CEFAはpsychパッケージを、CCFAとCSEMはlavaanパッケージを用いて分析した。以上の分析手順を、第2図に示した。なお、適合度指標としては、CFI, RMSR,



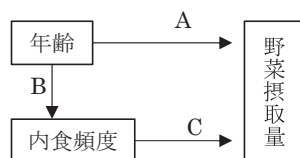
第2図 分析の手順

RMSEA の 3 指標を用いた。ここで CFI は 0.95 以上、RMSR と RMSEA は 0.05 以下が良い適合度とされる。また RMSEA は、0.1 以上で当てはまりが悪いと判断される (豊田, 2014) ことから、これらの基準値によってモデルの当てはまりを確認した。

また、BDHQ による栄養素摂取量の推計は、ランク付けする能力は十分有するが、平均値を推定する能力は限られた栄養素でしか認められないとされる (Kobayashi et al., 2012)。そのためノンパラメトリックな検定手法を用いることとし、栄養素摂取量等の変数を順序変数とみなして分析した。

また、CSEM にあたって、非有意のパスをすべて残すと、分散の増加による精度の低下が起こり得ることが知られている。一方で、理論的に必要なパスはコントロールすべき変数として残す必要がある。そのため、本研究では内食・中食・外食頻度の規定要因として茂野 (2004) や草莉 (2006) が指摘した、世帯員数と勤務時間、食費が食事形態へ及ぼす影響のパスを残した。また、同じ外食でも、健康志向の強い高年齢層や高所得層は、ファストフードよりも栄養バランスのより良い外食を選ぶ可能性がある。そのため、食事形態から食品群・栄養素摂取への因果関係の検証においては、年齢や食費の影響をコントロールする必要があると判断し、パスを残すこととした。

さらに、個人特性の変数がどのような経路で食品群・栄養素摂取を規定するのかを把握するため、間接効果の推計を行った。間接効果とは、例えば、年齢が高いほど内食頻度が多いため野菜摂取量が増加するといった、1 つ以上の変数 (ここでは内食頻度) を間に挟んだ間接的な効果を示す。第 3 図の例では、年齢から内食頻度へのパス



- ・ A, B, C は各パスのパス係数を示す
- ・ A : 直接効果
- ・ B×C : 間接効果
- ・ A+B×C : 総合効果

第 3 図 直接効果、間接効果、総合効果の概念図

係数が B、内食頻度から野菜摂取量へのパス係数が C であるため、年齢から内食頻度を経て野菜摂取量へ及ぼす間接効果は $B \times C$ となる。なお、間接効果に対して、ある変数から異なる変数へ直接引いたパス係数 A を直接効果と呼ぶ。また、その直接効果 A と間接効果 $B \times C$ の合算を総合効果と呼ぶ。これらの効果の検討は、例えば年齢が、直接的に野菜摂取量を規定するのか、内食頻度を高めることで野菜摂取量を増加させるのかなど、経路による影響度合いの比較が可能となるだけでなく、どういった経路が食品群・栄養素摂取を規定するかを検証できるため、摂取量の改善の際に直面し得るボトルネックの解明に資する。

4. 結果

(1) 推計モデルの決定

まず、中食に関する CEFA を行った。因子数の設定を変化させることによる統計的な当てはまりについてはサンプルサイズ調整済みベイジアン情報基準 (以下、SABIC) の値を用いて判断を行った。比較の結果、第 2 表に示したように、SABIC の値が最小であった 3 因子解を採用した。

第 2 表 因子数と SABIC の関係

| 因子数 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| SABIC | 12844.1 | 12938.7 | 12841.9 | 13164.8 | 13035.0 | 13140.7 |

続いて、3 因子解による CEFA の結果を第 3 表に示す。第 3 表のうち、第 1 因子はコロッケや鶏の唐揚げ等で構成されるため、中食 (おかず) 因子とした。第 2 因子は、弁当や寿司等で構成されるため、中食 (主食) 因子とした。第 3 因子は、うどんやそば、その他の麺類等で構成されるため、中食 (麺類) 因子とした。

続いて、CEFA の結果に沿って中食を分類する意義を示すため、CCFA 及び CSEM の各モデルの枠組みにおいて⁽⁸⁾、中食の品目を分類しない 1 因子解のモデルと分類した 3 因子解のモデルの適合度を比較した⁽⁹⁾。各モデルの適合度を、第 4 表に示す。まず、3 因子解のモデルの適合度は、CCFA と食塩相当量モデル、三大栄養素モデルの RMSEA が 0.05 を超えるものの、RMSEA

第3表 CEFA の推計結果

| | 平均(標準偏差) | F1 | F2 | F3 |
|-------------------------------------|--------------|---------------|---------------|---------------|
| q1 コロッケ | 1.679(0.632) | -0.859 | 0.075 | 0.068 |
| q2 その他の揚げ物(えびフライ, 豚カツ, 肉だんご, 春巻きなど) | 1.470(0.590) | -0.760 | -0.104 | 0.002 |
| q3 鶏の唐揚げ | 1.542(0.640) | -0.575 | -0.164 | -0.117 |
| q4 天ぷら | 1.355(0.533) | -0.529 | -0.237 | 0.009 |
| q5 ギョーザ | 1.467(0.600) | -0.483 | 0.095 | -0.534 |
| q6 焼きとり | 1.412(0.602) | -0.461 | -0.349 | -0.089 |
| q7 寿司(巻き寿司, いなり寿司, ちらし寿司, にぎり寿司) | 1.616(0.628) | -0.084 | -0.742 | 0.106 |
| q8 おにぎり | 1.511(0.710) | 0.145 | -0.718 | -0.120 |
| q9 サンドイッチ | 1.542(0.666) | -0.084 | -0.692 | -0.092 |
| q10 弁当 | 1.523(0.731) | -0.145 | -0.626 | -0.047 |
| q11 うどん, そば | 1.479(0.667) | 0.064 | 0.002 | -0.867 |
| q12 その他の麺類(焼きうどん, 焼きそば, パスタ類など) | 1.393(0.602) | -0.007 | -0.212 | -0.669 |
| サラダ類(野菜サラダやポテトサラダなど) | 1.650(0.806) | -0.269 | -0.227 | -0.230 |
| 肉まん | 1.403(0.589) | -0.360 | -0.175 | -0.228 |
| その他の調理パン類(コロッケパン, 焼きそばパンなど) | 1.720(0.774) | -0.277 | -0.244 | -0.193 |
| | 因子間相関 | F1 | 0.539 | 0.380 |
| | | F2 | | 0.523 |

第4表 中食の分類有無別のモデルの適合度

| | 3因子解(分類あり) | | | 1因子解(分類なし) | | |
|----------|------------|-------|-------|------------|-------|-------|
| | CFI | RMSEA | SRMR | CFI | RMSEA | SRMR |
| CCFA | 0.987 | 0.056 | 0.038 | 0.927 | 0.126 | 0.082 |
| CSEM | | | | | | |
| 野菜摂取量モデル | 0.987 | 0.037 | 0.038 | 0.932 | 0.078 | 0.068 |
| 食塩相当量モデル | 0.970 | 0.062 | 0.046 | 0.929 | 0.087 | 0.070 |
| 三大栄養素モデル | 0.956 | 0.083 | 0.043 | 0.925 | 0.103 | 0.067 |

は0.1以上で当てはまりが悪いと判断できるため(豊田, 2014), 3因子解のモデルはおおむね適合していると判断した。その上で, 中食を分類した3因子解のモデルと分類しない1因子解のモデルの適合度を比較すると, いずれの数値でも中食を分類しない1因子解のモデルは中食を3つに分類した時と比べて悪化していた。このように, CEFAに沿った中食の分類がより現実に即していたことが示され, 3因子解のモデルの妥当性が確認された。

(2) CSEMの推計結果

続いて, CSEMの推計結果を第5表に示す。個人特性間の相互関係として, 仮説1は仮説どおり, 食費に対して年齢が正, 世帯員数が負の影響を及ぼすことを確認した。仮説2では, 仮説ど

おり勤務時間が買い物不便へ正の影響を及ぼしていたが, 年齢が買い物不便へ及ぼす影響は負に有意であり, 仮説と異なる結果が示された。ここで, 食料の支出シェアの規定要因を検証した草薙(2011)は, 家計の食料支出や世帯規模等をコントロールした上で, 調理食品・外食への年齢階層別の嗜好バイアスが若年層ほど高いことを示しており, 若年層ほど簡便化志向が高いことを指摘している。本研究の推計結果でも, こうした若年層の食に係る家事への抵抗感から, 買い物の不便への主観的評価が高く反映されたものと考えられる。

個人特性が食事形態に及ぼす影響については, 仮説3のうち内食頻度に対して, 仮説どおり, 年齢と世帯員数が正, 勤務時間が負の影響を及ぼしていた。一方で, 食費が高いほど内食頻度が高いという仮説とは異なった結果が示された。例え

第 5 表 CSEM の推計結果

| 食品群・栄養素の項目 | モデル 1： 野菜摂取量 モデル | モデル 2： 食塩相当量 モデル | モデル 3：三大栄養素モデル | | | |
|--------------------------------------|------------------------|------------------------|-----------------|--------------|----------------|-----------|
| | | | たんぱく質 エネルギー比 | 脂質 エネルギー比 | 炭水化物 エネルギー比 | |
| 個人特性間の相互関係 (仮説 1 - 2) | | | | | | |
| (a) | 年齢 → 食費 | 0.270 ** | 0.274 ** | | 0.265 ** | |
| | 世帯員数 → 食費 | -0.314 ** | -0.309 ** | | -0.311 ** | |
| | 勤務時間 → 食費 | - | - | | - | |
| | 年齢 → 買い物不便 | -0.289 ** | -0.280 ** | | -0.298 ** | |
| | 勤務時間 → 買い物不便 | 0.088 * | 0.089 * | | 0.088 * | |
| 個人特性が食事形態へ及ぼす影響 (仮説 3) | | | | | | |
| (b) | 年齢 → 内食頻度 | 0.205 ** | 0.204 ** | | 0.203 ** | |
| | 世帯員数 → 内食頻度 | 0.158 * | 0.175 * | | 0.173 * | |
| | 勤務時間 → 内食頻度 | -0.129 * | -0.126 * | | -0.128 * | |
| | 食費 → 内食頻度 | 0.131 ** | 0.131 * | | 0.141 ** | |
| | 買い物不便 → 内食頻度 | - | - | | - | |
| | 年齢 → 中食 (おかず) | - | - | | - | |
| | 世帯員数 → 中食 (おかず) | 0.032 | 0.033 | | 0.030 | |
| | 勤務時間 → 中食 (おかず) | 0.049 | 0.049 | | 0.051 | |
| | 食費 → 中食 (おかず) | 0.025 | 0.028 | | 0.020 | |
| | 買い物不便 → 中食 (おかず) | 0.138 ** | 0.139 ** | | 0.108 * | |
| | 年齢 → 中食 (主食) | - | - | | - | |
| | 世帯員数 → 中食 (主食) | 0.026 | 0.020 | | 0.023 | |
| | 勤務時間 → 中食 (主食) | 0.164 ** | 0.159 ** | | 0.175 ** | |
| | 食費 → 中食 (主食) | 0.107 * | 0.109 * | | 0.123 * | |
| | 買い物不便 → 中食 (主食) | 0.162 ** | 0.293 ** | | 0.121 ** | |
| | 年齢 → 中食 (麺類) | - | - | | - | |
| | 世帯員数 → 中食 (麺類) | 0.030 | 0.029 | | 0.025 | |
| | 勤務時間 → 中食 (麺類) | 0.130 * | 0.129 * | | 0.131 ** | |
| | 食費 → 中食 (麺類) | 0.024 | 0.021 | | 0.004 | |
| | 買い物不便 → 中食 (麺類) | 0.135 ** | 0.134 ** | | 0.116 ** | |
| | 年齢 → 外食頻度 | -0.193 ** | -0.194 ** | | -0.212 ** | |
| | 世帯員数 → 外食頻度 | -0.089 | -0.089 | | -0.099 * | |
| | 勤務時間 → 外食頻度 | 0.109 * | 0.109 * | | 0.117 * | |
| | 食費 → 外食頻度 | 0.113 * | 0.114 * | | 0.080 | |
| | 買い物不便 → 外食頻度 | - | - | | -0.094 * | |
| 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 4 - 6) | | | | | | |
| (c) | 年齢 → 食品群・栄養素 | 0.087 | 0.113 | 0.148 | -0.052 | 0.035 |
| (d) | 食費 → 食品群・栄養素 | 0.046 | -0.022 | -0.009 | -0.032 ** | -0.098 ** |
| (e) | 内食頻度 → 食品群・栄養素 | 0.119 * | -0.091 ** | - | 0.084 ** | -0.085 ** |
| | 中食 (おかず) 頻度 → 食品群・栄養素 | - | - | - | - | -0.137 ** |
| | 中食 (主食) 頻度 → 食品群・栄養素 | -0.228 ** | -0.169 ** | -0.222 ** | - | 0.168 ** |
| | 中食 (麺類) 頻度 → 食品群・栄養素 | - | - | - | -0.142 ** | - |
| | 外食頻度 → 食品群・栄養素 | - | - | - | - | -0.130 ** |
| サンプルサイズ | | 583 | 583 | | 583 | |

注. いずれも標準化係数である.**, *, + はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意であったことを示す。→は片側検定, -は無意味なため削除したパスを示す。アルファベットは第 1 図のものと対応している。

ば食費の高い消費者の方が食にこだわりを持ち、家庭での調理すなわち内食を促進させた可能性がある。中食（おかず）因子へは仮説どおり、買い物不便が有意に正の影響を及ぼしていた。中食（主食）因子へは仮説どおり、勤務時間と食費、買い物不便が正の影響を及ぼしていた。中食（麺類）因子へは仮説どおり、勤務時間と買い物不便が正の影響を及ぼしていた。中食ではいずれも、買い物不便が中食消費に正の影響を及ぼしており、買い物不便が中食消費を規定する重要な要因である点がかうかがえた。外食頻度に対しては仮説どおり、年齢が負、勤務時間が正の影響を及ぼしていた⁽¹⁰⁾。

個人特性・食事形態が食品群・栄養素摂取へ及ぼす影響については、仮説4の野菜摂取量へは、仮説どおり内食頻度が正、中食（主食）因子が負の影響を及ぼしていた。仮説5の食塩相当量へは、内食頻度からの負の影響について仮説どおりの結果を得た。一方、仮説と異なり中食（主食）因子も食塩相当量へ負の影響を及ぼしていた。中食（主食）因子が、必ずしも塩分の摂取に繋がるわけではないようである。仮説6のうちたんぱく質エネルギー比には、中食（主食）因子が仮説どおり負の影響を及ぼしていた。脂質エネルギー比には仮説どおり、内食頻度が正、中食（麺類）因子が負の影響を及ぼしていた。一方で食費は、仮説と異なり脂質エネルギー比に対して負に有意

な影響を及ぼしており、食費の高い層ほど脂質の少ない健康的な食生活を営んでいる様子がかうかがえた。炭水化物エネルギー比に対しては、仮説どおり食費と内食頻度が負、中食（主食）因子が正の影響を及ぼしていた。一方で中食（おかず）因子や外食頻度は、仮説と異なり有意に負の影響を及ぼしており、中食でのおかずや外食の利用が、炭水化物エネルギー比を減退させていた。なお、参考に三大栄養素モデルの因子負荷量と両側矢線を第6表で示す。

（3）個人特性が食品群・栄養素摂取を規定する経路の把握

次に、年齢や世帯員数といった個人特性が食品群・栄養素摂取を規定する経路を検証するため、間接効果と総合効果の推計結果を示す（第7表）。なお、個人特性から食品群・栄養素摂取への直接的なパスは年齢と食費からのみ引いているため、その他の変数の総合効果と間接効果の合計は一致する。

まず、年齢が野菜摂取量へ及ぼす影響については、直接効果は有意でないものの、内食頻度や買い物不便を経由した間接効果は正に有意であった。特に内食頻度を経た間接効果は大きく、年齢が高いほど内食頻度が高いため野菜を多く摂取する影響が確認された。年齢が食塩相当量へ及ぼす影響では、年齢が高いほど食費や内食頻度が高

第6表 因子負荷量と両側矢線（モデル3：三大栄養素モデル）

| パス | | | パス | | |
|-------------------|-------|----------|------------------|--|-----------|
| | | 推定値 | | | 推定値 |
| 中食 (おかず) 頻度 | → q1 | 0.801 ** | 内食頻度 ⇔ 中食（おかず） | | -0.211 ** |
| | → q2 | 0.830 ** | 内食頻度 ⇔ 中食（主食） | | -0.353 ** |
| | → q3 | 0.879 ** | 内食頻度 ⇔ 中食（麺類） | | -0.211 ** |
| | → q4 | 0.835 ** | 内食頻度 ⇔ 外食頻度 | | -0.047 |
| | → q5 | 0.419 ** | 中食（おかず） ⇔ 中食（主食） | | 0.810 ** |
| | → q6 | 0.755 - | 中食（おかず） ⇔ 中食（麺類） | | 0.654 ** |
| 中食 (主食) 頻度 | → q7 | 0.665 ** | 中食（おかず） ⇔ 外食頻度 | | 0.295 ** |
| | → q8 | 0.793 ** | 中食（主食） ⇔ 中食（麺類） | | 0.772 ** |
| | → q9 | 0.738 ** | 中食（主食） ⇔ 外食頻度 | | 0.495 ** |
| | → q10 | 0.844 - | 中食（麺類） ⇔ 外食頻度 | | 0.267 ** |
| 中食 (麺類) 頻度 | → q11 | 0.865 - | たんぱく質 ⇔ 脂質 | | 0.705 ** |
| | → q12 | 0.970 ** | たんぱく質 ⇔ 炭水化物 | | -0.414 ** |
| | → q5 | 0.451 ** | 脂質 ⇔ 炭水化物 | | -0.574 ** |

注. いずれも標準化係数である。**は1%水準で有意であったことを示す。→は片側矢線、⇔は両側矢線、-は基準化のため検定対象とならなかったことを示す。

第 7 表 食品群・栄養素摂取に対する個人特性の間接効果と総合効果

| 食品群・栄養素 | モデル 1 野菜摂取量 モデル | モデル 2 食塩相当量 モデル | モデル 3：三大栄養素モデル | | |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------|--------------|----------------|
| | | | たんぱく質 エネルギー比 | 脂質 エネルギー比 | 炭水化物 エネルギー比 |
| 年齢 | | | | | |
| 間接効果 | | | | | |
| 食費経由 | 0.010 | -0.014 ** | -0.010 ** | -0.006 ** | -0.027 ** |
| 買い物不便経由 | 0.011 * | 0.014 ** | 0.008 ** | 0.005 ** | -0.005 * |
| 内食頻度経由 | 0.029 * | -0.022 ** | - | 0.020 ** | -0.020 ** |
| 中食（おかず）経由 | - | - | - | - | 0.004 |
| 中食（主食）経由 | -0.007 + | 0.009 * | 0.001 | - | -0.001 |
| 中食（麺類）経由 | - | - | - | 0.005 * | - |
| 外食頻度経由 | - | - | - | - | 0.021 ** |
| 間接効果計 | 0.045 ** | -0.019 * | -0.002 | 0.016 ** | -0.022 * |
| 直接効果 | 0.087 | 0.113 | 0.148 | -0.052 | 0.035 |
| 総合効果 | 0.132 ** | 0.094 | 0.146 | -0.036 | 0.013 |
| 食費 | | | | | |
| 間接効果 | | | | | |
| 内食頻度経由 | 0.016 + | -0.012 * | - | 0.012 * | -0.012 ** |
| 中食（おかず）経由 | - | - | - | - | -0.003 |
| 中食（主食）経由 | -0.024 * | -0.018 * | -0.027 * | - | 0.021 * |
| 中食（麺類）経由 | - | - | - | -0.001 | - |
| 外食頻度経由 | - | - | - | - | -0.010 + |
| 間接効果計 | -0.009 | -0.030 ** | -0.027 * | 0.011 | -0.004 |
| 直接効果 | 0.046 | -0.022 | -0.009 | -0.032 ** | -0.098 ** |
| 総合効果 | 0.037 | -0.052 ** | -0.037 ** | -0.021 ** | -0.103 ** |
| 世帯員数 | | | | | |
| 間接効果 | | | | | |
| 食費経由 | -0.012 | 0.016 ** | 0.011 ** | 0.007 ** | 0.032 ** |
| 内食頻度経由 | 0.014 | -0.012 | - | 0.011 * | -0.011 * |
| 中食（おかず）経由 | - | - | - | - | -0.003 |
| 中食（主食）経由 | 0.002 | 0.002 | 0.003 | - | 0.185 ** |
| 中食（麺類）経由 | - | - | - | -0.003 | - |
| 外食頻度経由 | - | - | - | - | 0.016 * |
| 間接効果計 | 0.001 | -0.003 | 0.006 | 0.018 | 0.218 ** |
| 勤務時間 | | | | | |
| 間接効果 | | | | | |
| 買い物不便経由 | -0.003 + | -0.004 + | -0.002 | -0.001 | 0.002 |
| 内食頻度経由 | -0.015 + | 0.011 + | - | -0.011 * | 0.011 * |
| 中食（おかず）経由 | - | - | - | - | -0.008 |
| 中食（主食）経由 | -0.041 ** | -0.031 ** | -0.041 ** | - | 0.031 ** |
| 中食（麺類）経由 | - | - | - | -0.020 ** | - |
| 外食頻度経由 | - | - | - | - | -0.014 * |
| 間接効果計 | -0.056 ** | -0.020 * | -0.041 ** | -0.031 ** | 0.020 * |
| 買い物不便 | | | | | |
| 間接効果 | | | | | |
| 中食（おかず）経由 | - | - | - | - | -0.015 * |
| 中食（主食）経由 | -0.037 ** | -0.050 ** | -0.027 ** | - | 0.020 ** |
| 中食（麺類）経由 | - | - | - | -0.016 ** | - |
| 外食経由 | - | - | - | - | 0.012 * |
| 間接効果計 | -0.037 ** | -0.050 ** | -0.027 ** | -0.016 ** | 0.018 ** |

注. いずれも標準化係数である。**, *, + はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であったことを示す。- は、第 5 表の CSEM の推計で非有意でパスが引かれなかったため提示できない間接効果を示す。なお、例えば内食経由の間接効果は、内食を経由する間接効果すべてを含んでいる。そのためここでは、食費が内食頻度へ影響を及ぼし、食品群・栄養素摂取へ影響する間接効果を、食費経由と内食頻度経由の両方へ反映しており、間接効果の各項目の合算と間接効果計は等しくない場合がある。

く、食塩相当量が減少する間接効果が確認された。ただし、統計的に有意でないものの、直接効果は大きくプラスであり、総合効果も正の符号を有していた。したがって、年齢が食塩相当量へ及ぼす直接的な影響は、比較的個人差が存在する可能性がある。年齢がたんぱく質エネルギー比へ及ぼす影響は、まず、食費を経由した負の間接効果が確認された。年齢が高いほど食費が高くなり、炭水化物の多い中食（主食）頻度が高いため、たんぱく質エネルギー比が減退するようである。一方で、年齢がたんぱく質エネルギー比へ及ぼす影響について、買い物不便を経由した間接効果は正に有意であった。年齢が高いほど買い物不便の度合いが低く、炭水化物の多い中食（主食）頻度が低いため、たんぱく質エネルギー比が増えるようである。年齢がたんぱく質エネルギー比へ及ぼす影響は、これら2つの間接効果が相殺し合っており、間接効果計は非有意となっていた。年齢が脂質エネルギー比へ及ぼす影響は、年齢が高いほど食費が高くなり、脂質エネルギー比が減退するなどの食費を経由した間接効果が負に有意である一方、年齢が高いほど内食頻度が高く、脂質エネルギー比が増える間接効果は大きく正に有意であり、間接効果計ではプラスであった。ただし、統計的に有意でないものの、直接効果は大きくマイナスであり、総合効果も負の符号を有していた。年齢が炭水化物エネルギー比へ及ぼす影響は、年齢が高いほど食費が高く、内食頻度が高いため炭水化物エネルギー比が減退する間接効果を確認できた。ただし、年齢が高いほど外食を取らないため、炭水化物エネルギー比が増加する傾向も確認された。ここでも、炭水化物エネルギー比は年齢の高さによって直接的に規定されるのではなく、食事形態の選択を通して間接的に規定される傾向を確認できた。

食費が野菜摂取量へ及ぼす影響は、内食頻度を経由した正の間接効果と中食（主食）を経由した負の間接効果が相殺し合っており、全体では有意な結果は確認できなかった。直接効果も統計的に有意でないことから、食費が高ければ野菜摂取量の多い食生活を送れるというわけではなく、各個人の食事形態の意志決定によって影響が大きく異なることがうかがえた。食費が食塩相当量へ及ぼす

影響は、食費が高いほど内食や中食（主食）頻度が高く、食塩相当量が減退する効果があり、総合効果も負に有意であった。食費がたんぱく質エネルギー比へ及ぼす影響は、食費が高いほど炭水化物の多い中食（主食）頻度が高まり、たんぱく質エネルギー比へ負の影響を及ぼす間接効果が確認された。食費から脂質エネルギー比への影響は、食費が高いほど内食頻度が高く、脂質エネルギー比が増加する間接効果を確認できた。ただし、直接効果が統計的に有意に負であったことから、総合効果も負に有意であった。食事形態の選択による影響もあるものの、食費が直接的により強く脂質エネルギー比へ影響する傾向がうかがえた。食費が炭水化物エネルギー比へ及ぼす影響は、内食・外食頻度を経由した負の間接効果と中食（主食）頻度を経由した正の間接効果が相殺し合っており、間接効果計は有意でなかった。ただし、直接効果と総合効果は統計的に有意に負であった。食費が炭水化物エネルギー比へ及ぼす影響は、食事形態の選択を通じた効果と、直接的に炭水化物エネルギー比を規定する効果の2つの効果が併存していた。直接効果が比較的大きい状況にあり、食事形態の選択を通して炭水化物エネルギー比がいくらか減少するものの、食費が直接的に強く影響する傾向がうかがえた。

世帯員数が食塩相当量へ及ぼす影響については、世帯員数が多いほど食費が低く、内食頻度や中食（主食）頻度が低いため、食塩相当量が増えるなどの、食費を経由した間接効果が正に有意であった。世帯員数がたんぱく質エネルギー比へ及ぼす影響でも、世帯員数が多いほど食費が低く、中食（主食）頻度が低いため、たんぱく質エネルギー比が増えるなどの、食費を経由した間接効果が正に有意であった。世帯員数が脂質エネルギー比へ及ぼす影響は、食費や内食を経由した間接効果が有意に正であり、世帯員数が多いほど内食頻度が高く、また食費が低いため脂質エネルギー比が増加する影響が確認された。世帯員数が炭水化物エネルギー比へ及ぼす影響は、世帯員数が多いほど食費が減って、炭水化物エネルギー比が増加する間接効果や、世帯員数が多いほど中食（主食）頻度が増加し、炭水化物エネルギー比を増加させる間接効果、世帯員数が多いほど外食頻度が低下

し、炭水化物エネルギー比を増加させる間接効果を確認できた。一方、世帯員数が多いほど内食頻度が高まり、炭水化物エネルギー比を減退させる間接効果も確認された。こうした炭水化物エネルギー比への影響では、中食（主食）頻度を經由した間接効果が比較的大きな影響を及ぼしていた。

勤務時間が野菜摂取量へ及ぼす影響については、勤務時間が長いほど買い物不便の度合いが高まり、内食頻度が低く、中食（主食）頻度が高いため野菜摂取量が減退する間接効果が確認された。勤務時間が食塩相当量へ及ぼす影響は、特に中食（主食）頻度を經由した間接効果の絶対値が大きく負に有意であり、総合効果の大きさも負であった。勤務時間がたんぱく質エネルギー比へ及ぼす影響では、勤務時間が長いほど中食（主食）頻度が高く、たんぱく質エネルギー比へ負の影響を及ぼす間接効果が確認された。勤務時間が脂質エネルギー比へ及ぼす影響は、勤務時間が長いほど内食頻度が低く脂質エネルギー比が減退する間接効果や、勤務時間が長いほど中食（麺類）頻度が高く脂質エネルギー比が減退する間接効果を確認した。勤務時間が炭水化物エネルギー比へ及ぼす影響は、内食頻度や中食（主食）頻度を經由した間接効果が正なのに対し、外食頻度を經由した間接効果が負であり、総合効果では有意に正値を示した。このように勤務時間の違いが、食事形態の選択を通して食品群・栄養素摂取の状況を規定する影響が示された。

最後に買い物不便は、中食（主食）頻度が高くなることで野菜摂取量や食塩相当量、たんぱく質エネルギー比へ負に有意な影響を及ぼしていた。買い物不便から脂質エネルギー比へは、中食（麺類）頻度が高くなることを通じて負の影響を及ぼしていた。買い物不便から炭水化物エネルギー比へは、中食（おかず）頻度が高いことによる間接効果が負である一方、中食（主食）頻度や外食頻度が高いことによる間接効果が有意に正であり、総合効果も正となっていた。買い物不便の度合いが高いほど、中食や外食の頻度が高くなるため炭水化物エネルギー比が増加し、本研究で検証したそれ以外の食品群・栄養素摂取が減退する傾向がうかがえた。

5. おわりに

本研究では、中食を利用頻度別に主食、おかず、麺類に分類し、それらが栄養素摂取へ及ぼす影響をCSEMで検証した。また、その際、年齢や食費、内食・外食頻度といった要因の影響をコントロールした。さらに、間接効果を推計し、個人特性の各変数がどのような経路で食品群・栄養素摂取を規定するのかを検証した。

先行研究において、中食頻度が脂質エネルギー比を増加させると指摘されてきたが、本研究では新たに中食（麺類）頻度が脂質エネルギー比へ負の影響を及ぼすことをCSEMの推計結果から確認できた。また、年齢や食費をコントロールしても、主食的調理食品の影響を検証した児玉（2013）と同様に、中食（主食）頻度が野菜摂取量へ負の影響を及ぼすことを確認できた⁽¹¹⁾。さらに、中食（主食）頻度が炭水化物エネルギー比へ正の影響を及ぼす一方で、中食（おかず）頻度や外食頻度が炭水化物エネルギー比へ負の影響を及ぼすことを確認した。このように中食を分類した上で、因果関係を検証することができた。このほか、内食頻度が高いほど野菜摂取量や脂質エネルギー比が増加し、食塩相当量や炭水化物エネルギー比が減退する傾向となっており、八木ら（2019）と同様に、内食が健康的な食生活へ繋がる点が示唆された。

個人特性が食品群・栄養素摂取を規定する経路については、多くの示唆を得ることができた。例えば、年齢から食品群・栄養素摂取への直接的な効果はいずれも有意でない一方で、食事形態等を經由した間接効果は統計的に有意な場合が多く、年齢が食事形態の選択を通して食品群・栄養素摂取へ影響を及ぼす点が確認された。また、食費が野菜摂取量へ及ぼす影響において、直接効果が有意でなく、内食頻度経由の正の間接効果と中食（主食）頻度経由の負の間接効果が相殺し合っていることから、食費が高ければ野菜摂取量の多い食生活を送れるわけではなく、各個人の食事形態の意志決定によって影響が大きく異なる傾向がうかがえた。一方で、脂質エネルギー比や炭水化物エネルギー比に対しては、食費が直接的に摂取量を

規定しており、食費の悪化がダイレクトに食生活に影響する点を確認できた。

以上のように、食費が直接的に脂質エネルギー比と炭水化物エネルギー比を規定する効果も見られるものの、それ以外では、個人特性が食事形態の選択を通して食品群・栄養素摂取へ影響を及ぼす傾向にあり、食事形態の選択が健康的な食生活を営む上で非常に重要である点が示唆された。こうした知見は、食品群・栄養素摂取の改善に有効な食事形態の提案や、食品群・栄養素摂取の改善に向けた取組のエビデンスとなると考える。例えば、本研究で得られた知見から、若年層における野菜摂取量の改善に向けて内食頻度の拡大が有用な点や、食費から脂質エネルギー比や炭水化物エネルギー比へ及ぼす影響の多くは直接効果が占めており、米国で見られる低所得層へのフード・スタンプ制度等の経済的な支援が有効であり得る点、中食（主食）頻度が野菜摂取量やたんぱく質エネルギー比の減退と、炭水化物エネルギー比の上昇に大きな影響を及ぼしており、中食（主食）頻度の多い食生活の是正が求められる点、中食（おかず）や外食の活用が炭水化物エネルギー比の減退という点では有用であること等が示された。今後の研究課題としては、外食にもファストフードやファミリーレストランなど多様な形態があるため、これらも分類した分析の必要性が挙げられる。

注(1) 個人特性が食品群・栄養素摂取へ及ぼす影響を検証した我が国の研究として、津村ら（2004）は、独居の男性高齢者や男子大学生が、家族のいる層と比べて野菜類・果実類等の充足率が低い点を示している。また薬師寺（2015）は、65歳未満において、世帯員数が多く、女性で、食費が高いほど食品摂取の多様性得点が高い点や、65歳以上において、女性で、買い物に不便・苦勞がない方が食品摂取の多様性得点が高い点を示している。熊谷ら（2003）は、高齢者を対象とした調査で高学歴であるほど食品摂取の多様性得点が高いことを示している。しかし管見の限り、こうした個人特性がどのような経路で食品群・栄養素摂取へ影響しているのかを検証した研究は見当たらない。

(2) 食費を変数として用いたのは、食事形態の選択を直接的に規定するのは食事に仕向けることのできる費用であることを勘案したためである。食費をもとに所得水準の効果を検証する点については、加齢効果、時代効果、コーホート効果、価格の効果をコントロールした上で、

各食材への消費額に対する総消費支出額の弾力性がいずれも正值であることを確認した薬師寺（2017）を参考にした。なお、本研究では所得を変数として用いていないため、年齢や勤務時間の効果に所得効果が含まれ得る点に注意が必要である。

- (3) 年齢と健康志向の関係については、検証的因子分析で推計した健康意識・健康行動の因子得点を性・年代別に比較し、年齢が高いほど健康意識・健康行動が強いことを示した古谷野ら（2006）を参照した。
- (4) アンケートの調査対象地を東京23区、栃木県、群馬県としたのは、都市的地域と非都市的地域の消費者行動の違いを検証するためであった。ここでは、都市的地域を東京23区とした。非都市的地域については、東京23区と地理的に近い関東地方を想定したが、茨城県や千葉県は東京都へ通勤・通学している人も多いことから、都市的地域での消費行動との分離が難しいと考え、東京都へ通勤・通学をする人が少ない栃木県と群馬県を対象として選択した。ただし、非都市的地域ではそもそも中食・外食へのアクセスが制限され得るため、個人特性のみによる食事形態の差異の検証に問題があるとして、東京23区の実答者のみを分析対象とした。
- (5) 総エネルギー摂取量を500～4,000kcalの範囲としたのは、Koga et al. (2017) や石川ら（2018）が、範囲外のエネルギー摂取量は現実的でなく、信頼度がかなり低いと指摘しているためである。
- (6) 分析に用いなかった品目は、「その他の米飯類（おこわ、炊き込みご飯など）」「その他の焼き物（焼き魚、うなぎの蒲焼き、卵焼き、ハンバーグなど）」「野菜の煮物」「その他の煮物（煮魚、おでんなど）」「その他の蒸し物（シューマイ、茶碗蒸しなど）」「その他の和え物（酢の物など）」「炒め物（きんぴら、野菜・肉の炒め物など）」「お好み焼き、たこ焼き」の8品目である。
- (7) 身体活動レベルIとは、「生活の大部分が座位で、静的な活動が中心の場合」である。
- (8) 中食頻度が高い人はどの因子の因子得点も高い可能性があるため、3因子解のモデルのCCFAでは、3因子が相互に関連し合うと想定し、両側矢線を引いて1つのモデルで分析した。
- (9) 変数間の内的整合性を示すクロンバック α 信頼係数は、3因子解のモデルの場合、中食（おかず）因子で0.849、中食（主食）因子で0.776、中食（麺類）因子で0.801と良好であった。1因子解のモデルのクロンバック α 信頼係数は、0.895と良好であった。
- (10) 各モデルの間で、世帯員数と食費、買い物不便から外食頻度へのパスの有意性が異なるため、頑健な結果でないと判断し、これらのパスについては言及していない。
- (11) 児玉（2013）は、総務省『平成21年全国消費実態調査』の分類をもとに主食的調理食品と他の調理食品に分類して栄養素摂取の状況を検証しているが、このうち主食的調理食品は、弁当、すし、おにぎり・その他等で構成さ

れるため、本研究の中食（主食）因子に対応するものと想定できる。

〔引用文献〕

- 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 (2018) 「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) : 205-213. <https://doi.org/10.11379/jjda.61.205>.
- Kobayashi Satomi, Kentaro Murakami, Satoshi Sasaki, Hitomi Okubo, Naoko Hirata, Akiko Notsu, Mitsuru Fukui and Chigusa Date (2011) 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): 1200-1211. <https://doi.org/10.1017/S1368980011000504>.
- Kobayashi Satomi, Satoru Honda, Kentaro Murakami, Satoshi Sasaki, Hitomi Okubo, Naoko Hirota, Akiko Notsu, Mitsuru Fukui and Chigusa Date (2012) Both Comprehensive and Brief Self-Administered Diet History Questionnaires Satisfactorily Rank Nutrient Intakes in Japanese Adults, *J Epidemiol* 22(2): 151 - 159 . <https://doi.org/10.2188/jea.JE20110075>.
- 小林真琴・小林ゆかり・小林良清 (2010) 「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) : 5-10.
- 児玉小百合 (2013) 「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」『厚生指標』 60(1) : 1-9.
- Koga Minori, Atsuhito Toyomaki, Akane Miyazaki, Yukie Nakai, Atsuko Yamaguchi, Chizuru Kubo, Junko Suzuki, Iwao Ohkubo, Mari Shimizu, Manabu Musashi, Yoshinobu Kiso and Ichiro Kusumi (2017) Mediators of the effects of rice intake on health in individuals consuming a traditional Japanese diet centered on rice *PLoS ONE* 12(10): 1-11. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0185816>.
- 古谷野亘・上野正子・今枝真理子 (2006) 「健康意識・健康行動をもたらす潜在因子」『日本公衆衛生雑誌』 53(11) : 842-850. https://doi.org/10.11236/jph.53.11_842.
- 熊谷修・渡辺修一郎・柴田博・天野秀紀・藤原佳典・新開省二・吉田英世・鈴木隆雄・湯川晴美・安村誠司・芳賀博 (2003) 「地域在宅高齢者における食品摂取の多様性と高次生活機能低下の関連」『日本公衆衛生雑誌』 50(12) : 1117-1124. https://doi.org/10.11236/jph.50.12_1117.
- 草苺仁 (2006) 「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』, 139-144.
- 草苺仁 (2011) 「食料消費の現代的課題－家計と農業の連携可能性を探る－」『農業経済研究』 83(3) : 146-160. <https://doi.org/10.11472/nokei.83.146>.
- 日本総業協会 (2018) 『2018 年版 総業白書』産経広告社.
- 茂野隆一 (2004) 「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 : 147-158. https://doi.org/10.18961/seikatsukeizaigaku.19.0_147.
- 豊田秀樹 (2003) 『共分散構造分析－構造方程式モデリング－疑問編』朝倉書店.
- 豊田秀樹 (2014) 『共分散構造分析 [R 編]－構造方程式モデリング－』東京図書.
- 津村有紀・荻布智恵・広田直子・曾根良昭 (2004) 「食品摂取状況からみた高齢者の食生活」『生活科学研究誌』 3 : 47-54.
- 八木浩平・高橋克也・菊島良介・山口美輪・大浦裕二・玉木志穂・山本淳子 (2019) 「首都圏在住の成人男性における食事形態と栄養素摂取の関係」『フードシステム研究』 26(1) : 2-11. https://doi.org/10.5874/jfsr.26.1_2.
- 薬師寺哲郎 (2015) 『超高齢社会における食料品アクセス問題－買い物難民, 買い物弱者, フードデザート問題の解決に向けて－』ハーベスト社.
- 薬師寺哲郎 (2017) 「食料消費の将来推計」『需要拡大に向けた主要農水産物サプライチェーンにおける課題と取り組むべき方向』農林水産政策研究所・食料供給プロジェクト【品目別分析】研究資料第 4 号, 3-35.

The Causality Among Ready-made Meal Consumption, Individual Characteristics, and Nutrition Intake: Categorical Structural Equation Modeling Analysis

Kohei YAGI, Katsuya TAKAHASHI, Tetsuro YAKUSHIJI, Nobuhiro ITO

Summary

In Japan, the ready-made meal industry is growing rapidly. Previous studies show that ready-made meal consumption has a negative correlation with vegetable intake and a positive correlation with fat-energy ratio. Although there are many kinds of ready-made meal, such as boxed lunches and croquettes, they mostly do not take these classifications into consideration. Therefore, using categorical structural equation modeling, this study aims to verify causality between consumption of various ready-made meals and nutrient intake by controlling demographic variables and the frequency of home cooking and eating out. Moreover, we analyze indirect effects between individual attributes, such as food expenditure and age, and nutrition intake to assess how individual attributes determine nutrition intake.

The main results are as follows. First, although previous studies find that ready-made meal consumption causes a high fat-energy ratio, ready-made meals comprising noodles, such as soba and wheat noodles, are found to cause a low fat-energy ratio. Second, although staple food ready-made meals cause a high carbon-energy ratio and side dishes cause a low carbon-energy ratio. Third, because the direct effect of food expenditure on vegetable intake is insignificant, and indirect effects via home cooking and staple food ready-made meals offset each other; wealthy people cannot necessarily intake enough vegetables and intake depends on daily meal patterns. Fourth, direct effects from food expenditure for carbon- and fat-energy ratios are very high; therefore, food expenditure strongly determines nutrition intake regardless of dietary patterns.

Keywords: Structural Equation Modeling, Nutrition, Vegetable, Ready-made meal