

厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業）  
分担研究報告書

学校保健統計調査のデータ解析

研究分担者：清野 健 大阪大学大学院基礎工学研究科・教授  
研究代表者：緒形 ひとみ 広島大学大学院人間社会科学研究科・准教授  
研究分担者：永井 成美 兵庫県立大学環境人間学部・教授  
能瀬 さやか 東京大学医学部附属病院・特任講師  
萱場 桃子 神経研究所睡眠学研究室・客員研究員

研究要旨

学校保健統計調査において取得された 5 歳から 17 歳の子ども 7,863,520 人を含む身長・体重の大規模データを解析し、子供の痩身傾向の評価基準について検討した。従来広く用いられてきた体格指数（body mass index: BMI）は、成人において体重が身長<sup>2</sup>乗に比例するという体重-身長関係のスケール特性に基づくもので、成人だけでなく、子供においても肥満傾向や痩身傾向を評価する客観的な指標として活用されてきた。しかし、本研究では従来の BMI が子供の痩身傾向判定に必ずしも適切ではないことを明らかにした。BMI を用いた痩身傾向の判定では、6 から 14 歳の男女において、同じ年齢で身長の低い子供は、痩身傾向と判定されやすく、身長の高い子供は、痩身傾向でないと判定されやすいバイアスが存在した。そのような BMI の欠点を改善し、子供の痩身傾向を評価するための指標を確立するために、体重-身長分布の下位百分位を対象としたアロメトリックスケール解析を導入し、新たに拡張体格指数（拡張 BMI）を提案した。ここでは、体重-身長分布の低位百分位がスケールを示すという経験的知見に基づき、拡張 BMI を定義し、痩身傾向を評価するためのカットオフ値を設定する方法を開発した。また、年齢を考慮しない場合、5 歳から 13 歳の男子と 5 歳から 11 歳の女子において、身長体重分布の下位百分位が拡張 BMI を用いた痩身傾向評価の結果とほぼ同等であることを明らかにした。それに対し、14 歳以上の男子と 12 歳以上の女子では、身長に対する体重の関係に明確な年齢依存性が現れた。この年齢依存的な体重-身長関係の出現は、第二次性徴の発達によって説明できると考えられる。

A. 研究目的

5 歳から 17 歳の子供における痩身傾向 (thinness) の評価法を開発し、痩身傾向児の出現率の実情を明らかにすることが本研究の目的である。そのために、本年度は以下の内容に取り組んだ。

- (1) 従来の評価基準の妥当性の検証と問題点の整理
- (2) 性別、年齢、身長の違いを考慮した体格指数の開発
- (3) 痩身傾向評価のための基準カットオフの設定

これまで、痩身傾向の評価のために、国内の学校保健統計調査では、性別・年齢別・身長別標準体重に対して20%以上の体重減少が見られる子供を痩身傾向児と定義してきた（以下、この基準を学校保健統計基準と呼ぶ<sup>1)</sup>）。また、世界保健機関(World Health Organization: WHO)などの国際基準では、体格指数 (body mass index: BMI) が、痩身傾向の判定に用いられてきた<sup>2-4)</sup>。本研究では、学校保健統計調査において取得された身長・体重の大規模データの解析に基づき、従来基準の妥当性を検証した。さらに、性別、年齢、身長を考慮した場合の痩身傾向の基準範囲を推定することで、痩身傾向評価のカットオフ値を設定する方法を検討した。

研究成果の説明に入る前に、本研究の前提となる知識について、以下でやや詳しく解説する。

### 痩身の定義とその基準

5歳未満の子供については、栄養不良と関連した痩せについて、以下の形態が定義されている：「発育障害 (stunting)」、「消耗症 (wasting)」、「低体重 (underweight)」<sup>5)</sup>。図1に示したように、発育障害は年齢に対する身長で評価され、栄養不良で身長の伸びが障害されるような、長期に渡る慢性的な栄養状態を意味している。消耗症は身長に対する体重で評価され、短期的・急性的な栄養状態の評価に向くとされてきた。また、低体重は年齢に対する体重で評価される。

5歳以上の子供の痩身評価についても、消耗症、低体重の概念を高年齢側に拡張できるのか、あるいは、他の評価法を用いるべきか。この点は、現在も議論が続く課題

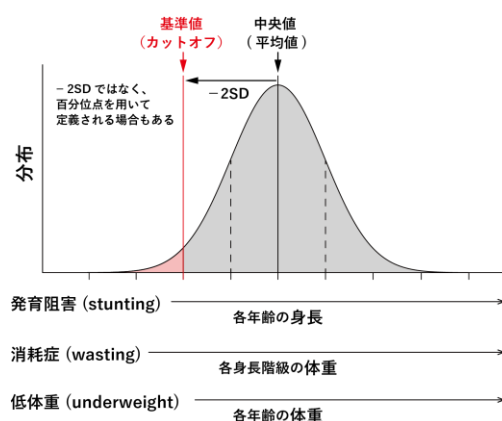


図1：発育障害、消耗症、低体重のカットオフ値の定義

となっている。

18歳以上については、痩身 (thinness) の評価に BMI (body mass index) が一般的に用いられるようになっている。BMI は、体重 (kg) を身長 (m) の2乗で割ることにより定義される。WHO (World Health Organization) の評価基準 (Nutrition Landscape Information System (NLiS)) では、BMIが17 kg/m<sup>2</sup>が、中・重度の痩身 (thinness) と判定される。この基準は成人において、病気の増加と明らかに関連していることが示されており、カットオフ値としての妥当性が検証されてきた。

Coleら(2007)は、18歳時点でBMIが17 kg/m<sup>2</sup>となるBMIのパーセンタイル点を、18歳未満の子供に拡張することにより、痩身の評価基準を定義した<sup>4)</sup>。すなわち、年齢に対するBMI分布において、下位に一定の人口割合が含まれる点として、基準カットオフを定義した。この場合、子供についてもBMIを用いることで、体重の身長依存性が成人と同様に軽減できることを前提としている。

我が国の学校保健統計の評価基準では、5から17歳の子供に対し、年齢および身長に対する標準体重を推定し、その標準体重に対して、実際の体重が80%以下である場合を「痩身傾向児」と定義している<sup>1)</sup>。

Coleら(2007)の基準も、学校保健統計基準も、体重に対する、年齢、性別、および、身長の依存性を軽減する方法が導入されている。また、基準カットオフの設定については、疾患群と非疾患群を分ける診断閾値としてではなく、健常に近い集団の基準範囲として算出されている。どの基準も栄養不良と関連した疾患の予測因子となるかどうかについては、検討は不十分である。本研究では、子供の痩身傾向の評価における従来基準の妥当性を、大規模な身長・体重データを分析することで検証することを目的とする。

### 診断閾値と基準範囲

本報告では、先行研究と同様にカットオフ、あるいは基準カットオフという用語を使用する。ここでは臨床検査における「診断閾値」(cutoff value)の意味ではなく、基準範囲(reference interval)に近い意味で、カットオフを定義していることに注意していただきたい<sup>6)</sup>。

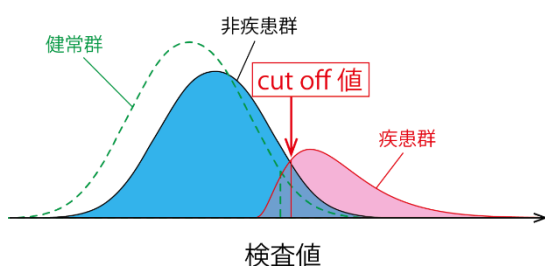


図2：診断閾値(cutoff value)の概念図

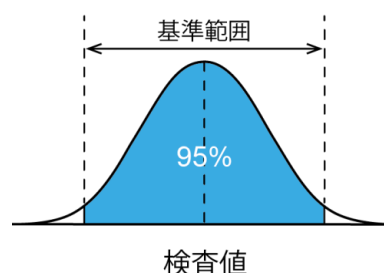


図3：基準範囲の概念図

診断閾値は、図2のように、疾患群と非疾患群を分ける検査値の基準として定義される<sup>6)</sup>。一方で、基準範囲は、健常人のみを対象として、検査値が全体の95%を占める範囲として定義される(図3)<sup>6)</sup>。

### アロメトリックスケーリングとBMI

アロメトリックスケーリング(allometric scaling)、アロメトリー(allometry)、あるいは、アロメトリックスケール則とは、生物において成り立つべき乗法則を意味する。例えば、生物の標準代謝量は、体重の3/4乗に比例することが知られている<sup>7)</sup>。この場合、3/4はスケーリング指数と呼ばれる。この3/4乗則は、哺乳類すべてで成り立つ不変法則であり、生物の構造を理解する上で重要な統計則と考えられている。スケーリング指数を推定する分析は、スケーリング解析と呼ばれ、生物学、物理学で広く用いられてきた。

成人では、体重が身長<sup>2</sup>に比例するというアロメトリックスケーリングが存在する。この事実に基づき、BMIは定義されている。すなわち、身長を体重の2乗で割った値としてBMIを定義すれば、その値は、身長に依存せず、平均的成人に対して相対

的に痩せているのか、太っているのかを評価する体格指標と解釈できる。しかし、子供については、体重-身長関係のスケールン指数が 2 とは異なることが報告されている<sup>8)</sup>。したがって、子供の体格評価に BMI は適切でないという指摘がある。本研究では、スケールン指数の年齢依存性についても検証した。

## B. 研究方法

### データ

文部科学省の学校保健統計調査（平成 20 年～令和元年度）、5～17 歳の男女の児童・生徒の身長・体重データ 7,863,520 件を分析した。これらのデータは、完全に匿名化されているため、本研究は倫理的配慮が必要な研究に該当しない。

### 統計処理

身長と体重のデータは、それぞれ、センチメートルとキログラムを単位とする整数値として記録されている。このような整数値の離散分布を平滑化し、統計的信頼性を向上させるために、平滑化ブートストラップ法を適用した<sup>9)</sup>。平滑化ブートストラップ法では、サイズ N の初期データセットからサイズ N のサンプルを得るために、データセットの行をランダムに置換しながら抽出する。そして、抽出された行の身長と体重の各ペアに、二変量ガウスカネル密度に従うランダムノイズが加えられる。ランダムノイズを加えることで、体重分布を離散分布としてではなく、連続分布として評価することができる。本研究では、ブートストラップ手順を 200 回繰り返して、平滑化されたブートストラップ標本のそれぞれに

ついて統計的推定値を計算した。

### 分位点回帰を用いたスケールン解析

従来のスケールン解析は、平均値、あるいは、中央値の意味で、両対数プロットの回帰直線を推定することで、スケールン指数が推定されてきた。本研究では、拡張されたスケールン解析として、低位百分位点に対して、分位点回帰<sup>10)</sup>を適用することでスケールン指数を推定する。ここでは、性別・年齢別の体重-身長分布の低位百分位点体重  $M$  と身長  $H$  の関係を次の式でモデル化する：

$$M = CH^\alpha$$

ここで、 $\alpha$  をスケールン指数、 $C$  を比例係数と呼ぶ。

この方法は、本研究で開発した新たな解析法である。また、身長-体重関係の低位百分位点にスケールン則が成り立てば、生物学における新たな発見となる。

### 拡張 BMI を用いた痩身傾向評価

性別・年齢別の体重-身長分布の低位百分位がスケールンを示すという経験的事実に基づき、拡張 BMI を定義する。

$$\text{拡張 BMI} = \frac{M}{H^\alpha}$$

ここで、 $M$  は測定された体重であり、 $H$  は測定された身長である。 $\alpha$  の値はスケールン解析の結果に基づき設定する。

## C. 研究結果

### (1) 従来の評価基準の妥当性評価

性別・年齢別の体重-身長分布の低位百分位（2.5%点、5%点、10%点）のスケールン解析により、14 歳以上の女性であれば、従来の BMI を用いることで、十分に身長依

存性を除去できることが確認された。すなわち、体重-身長分布のスケーリング指数は2に近い値であり、スケーリング指数の百分位点依存性はほぼなかった。ただし、基準カットオフ値は、年齢毎に異なる値を設定する必要がある。この点は、Coleら(2007)<sup>4)</sup>の結果を支持するものである。

さらなる結果について述べる前に、「BMIの妥当性」の意味を、明確に（共通の理解を確立）しておきたい。ここで強調したいことは、BMIには、アロメトリックスケーリングを超えた不変性が存在するということである。図4には、17歳女性（上段）と14歳女性（下段）の身長階級毎の体重分布（左）とBMI分布（右）を示した。図4左に見られるように、体重分布は身長が高くなるにともない、右側（体重が増加する方向）にシフトする。それに対し、図4右のBMI分布は、身長階級によらずほぼ一致した。この特性により、各身長階級のBMIの2.5%点（図4の○）は、各身長階級によらずほぼ一致する。そのため、BMIの基準カットオフを設定することで、身長によらず痩身傾向を評価可能になる。このことは、肥満傾向の評価においても同様である。本研究の分析により、14歳以上の女性に対しては、BMIが客観的な体格指標となることが確認された。

しかし、13歳以下の女性の場合、従来のBMIは、身長依存性を除去できないことが確認された（図5）。すなわち、13歳以下の女性では、BMI分布の不変性が消失する（図5(d)）。本研究で見いだされた重要な知見は、13歳以下の女性においては、体重-身長分布の百分位点のスケーリング指数が、分位点に依存して異なるということである（図5(a),

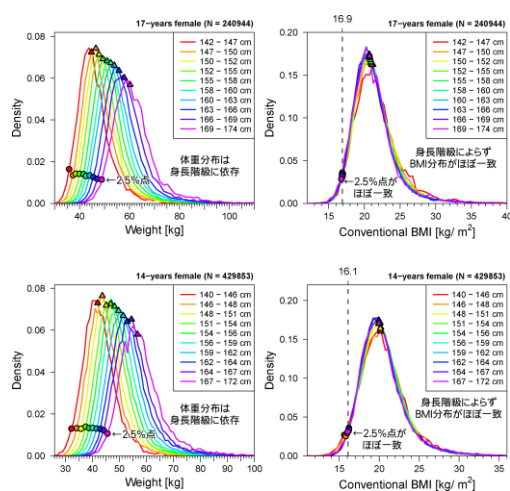


図4: 17歳女性（上段）と14歳女性（下段）の身長階級毎の体重分布（左）とBMI分布（右）。

b, e)）。すなわち、同じスケーリング指数を用いて、痩身傾向と肥満傾向を評価することはできない。痩身傾向の評価には、年齢毎に異なる指数を用いる必要がある。例えば、図5に示した12歳女性の場合は、スケーリング指数が2.69であったため、新たな指標として拡張BMIを、

$$\text{拡張 BMI} = \frac{M}{H^{2.69}}$$

と定義することが好ましいと考えられる。図5(f)に示したように、拡張BMIでは、低体重側で、身長依存性がなくなるため、痩身傾向の評価に用いることができる。本研究では、5から17歳のすべての年齢について、痩身傾向評価に最適なスケーリング指数を推定し、拡張BMIの基準カットオフを設定した（表1）。

以上の事実により、痩身傾向の評価において、従来のBMIに基づく年齢・性別毎の基準では、年齢によっては身長依存性の影響を除去できないため、適切に痩身傾向を評価できていないことが示唆された。例え

ば、図 6 に示したように、BMI を用いた痩身傾向児の出現割合の評価の場合、9 歳から 14 歳の男女において、同じ年齢で相対的に身長の高い子供は、痩身傾向の出現率が過大評価され、身長の高い子供は、痩身傾向の出現率が過小評価されている可能性がある。BMI に基づく痩身傾向の判定では、低身長群と高身長群の痩身傾向児の出現率は、最大で 5 倍以上の違いがあった。

ここで分析したデータでは、身長分布はほぼ正規分布に従っていたため、発育阻害 (stunting) と判定されるような、慢性的で深刻な栄養不良児の割合は非常に少ないと考えられる。その根拠は、健全な生物個体の特性は正規分布に従うという経験的事実による (下記の補足説明参照)。従って、体重分布は身長に依存した特別な事情、例えば、低身長の女性は低栄養であるということはないと判断することが自然である。以上から、従来の BMI に基づく痩身傾向評価では、身長に依存した不要なバイアスが存在すると考えられる。

また、学校保健統計基準においても、6 歳から 11 歳の男女において、同じ年齢で相対的に身長の高い子供は、痩身傾向が過小評価され、身長の高い子供は、痩身傾向が過大評価されている傾向が確認された。

#### 【補足説明】正規分布が出現する意味

自然界に正規分布が出現する代表的理由の一つは、最大エントロピー原理である。最大エントロピー原理は、統計物理学、情報理論において発見・確立された概念である。最大エントロピー原理は、事前知識としての拘束条件の下で、最も自然な確立分布を与える。正規分布は、代表値 (平均値) が存在し、そこからのばらつきが有限とい

う拘束条件の下で、最も自然な分布として導かれる。例えば、人の身長については、生物学的特性を反映した平均身長が存在し、身長のばらつきは平均まわりで一定の幅 (標準偏差) をもつという仮定から、正規分布が導かれる。前提知識 (仮定) には、病気や発育不良などの情報は一切含まれないため、健全人の身長分布は、正規分布に従うことが最も自然と考えられる。実際に、19 世紀にアドルフ・ケトレーは、人の身長が正規分布に従うこと、その他の人の特徴量の多くが正規分布にしたがうことを見いだしている。また、健全人の様々な臨床検査値が、べき乗変換により正規分布に従うことが、臨床検査学において確認されてきた<sup>6)</sup>。したがって、健全人の定義としては、数理的にも、経験的にも妥当と考えられる。

## (2) 新たな体格指数の開発

痩身傾向の判断基準の問題点を解決するため、性別、年齢、身長の違いを考慮した新たな体格指標を開発した (図 5)。ここでは、性別、年齢毎に、体重-身長分布の下位百分位を対象としたアロメトリックスケールリング解析を行い (図 5(a))、この解析で推定されたスケールリング指数を用いて、拡張体格指数 (拡張 BMI) を定義した。拡張体格指数では、低体重側で、身長依存性がほぼないため (図 5(e, f))、痩身傾向の評価に適している。拡張体格指数の有効性を、性別、年齢毎に確認した。

## (3) 痩身傾向の評価基準の確立と評価

痩身傾向評価のための基準カットオフを

表 1：拡張 BMI の指数  $\alpha$  とカットオフ基準

Age [years]	Boys				Girls			
	$\alpha$	2.5 %	5 %	10 %	$\alpha$	2.5 %	5 %	10 %
5	2.1	13.1	13.4	13.7	2.1	13.0	13.3	13.7
6	2.3	12.8	13.0	13.3	2.2	12.7	13.0	13.3
7	2.4	12.5	12.7	13.0	2.4	12.4	12.7	13.0
8	2.4	12.2	12.4	12.7	2.4	12.1	12.4	12.6
9	2.5	11.9	12.1	12.4	2.5	11.7	11.9	12.2
10	2.6	11.5	11.7	11.9	2.7	11.0	11.2	11.5
11	2.7	11.1	11.3	11.6	2.8	10.4	10.7	10.9
12	2.7	11.1	11.4	11.8	2.8	10.9	11.2	11.6
13	2.7	11.1	11.3	11.7	2.5	12.5	13.1	13.9
14	2.6	11.7	12.0	12.5	2.1	15.2	16.1	17.2
15	2.4	13.5	14.0	14.6	1.8	17.6	18.3	19.1
16	2.1	15.2	15.9	16.7	1.9	17.8	18.4	19.2
17	2.0	16.4	17.1	18.0	1.9	17.5	18.2	18.9

推定した (表 1)。この基準カットオフを用いて、痩身傾向児の出現率を評価した結果、国内では、2012 年から 2018 年の期間に、男子において痩身傾向児の出現率が漸増している傾向が見られた。女子においては、痩身傾向児の出現率の系統的な経年変化は確認できなかった。

従来の学校保健統計基準を用いた痩身傾向児の評価では、小学校入学前の年齢において痩身傾向児の出現率は、他の年齢と比べて非常に低い。それに対し、我々の分析結果では、小学校入学前の年齢において痩身傾向児の出現率は、他の年齢と比べて低い理由がなかった。この点は非常に重要であるので、今後さらに詳細な分析を行いたい。

最後に、本研究で導入した年齢に対する拡張 BMI 基準と、身長に対する体重を評価する「消耗症」、および、年齢に対する BMI を評価する「痩身」(従来の定義) の関係について説明する。本研究の重要な発見は、5 歳から 11 歳の女性においては、消耗症と評価基準と、拡張 BMI の評価基準はほぼ同値

であるということである。また、12 歳以上の女性においては、消耗症の基準は妥当な痩せの評価基準とはならないと考えられる。このような 12 歳を境界とする年齢依存的な体重-身長関係の出現は、第二次性徴の発達によって説明できると考えられる。本研究により、身長・体重データの分析は、子供の成長過程の理解に重要な洞察をあたえることが示唆された。

#### D. 考察

痩身傾向児の評価については、学校保健統計基準だけでなく、BMI を用いる基準、身長に対する体重を用いる基準なども用いられてきた。それらの基準の妥当性については、十分に検証されているとは言えず、基準が違えば、評価結果が大きく異なることがあった。子供の痩身傾向は、思春期の遅れ、初経年齢の遅れ、骨粗しょう症、耐糖能異常などの健康リスクを高める。それらのリスクを低減するためには、子供の痩身傾向の正確な評価が不可欠である。本研究では大規模データの分析に基づき、従来

基準の問題点を明らかにした。痩身傾向評価における問題点を国内外で理解していただき、国際的なコンセンサスの下で新たな基準確立を目指す必要がある。

#### E. 結論

本論文では、文部科学省の学校保健統計調査で得られた大規模データの解析に基づき、新たな体格指数を提案し、その基準カットオフ値を推定した。また、従来の子供の痩身傾向評価の妥当性を検証し、その問題点を明らかにした。

#### 参考文献

1. 文部科学省スポーツ・青少年局学校健康教育課監修. 児童生徒の健康診断マニュアル (改訂版). 財団法人日本学校保健会, 2006 : 38-42.
2. Onis, M. d. et al. Development of a who growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull. World Heal. Organ.* 85, 660-667 (2007).
3. Hamill, P. V. et al. Physical growth: national center for health statistics percentiles. *The Am. J. Clin. Nutr.* 32, 607-629 (1979).
4. Cole, T. J., Flegal, K. M., Nicholls, D. & Jackson, A. A. Body mass index cut offs to define thinness in children and adolescents: international survey. *BMJ* 335, 194 (2007).
5. Rutstein, Shea, and Guillermo Rojas. "Guide to demographic and health survey (DHS)." Calverton, MD: ORC Macro (2006).
6. 日本臨床検査医学会. 臨床検査のガイドライン JSLM 2021: 検査値アブロー

チ/症候/疾患. 宇宙堂八木書店 (2021).

7. White, Craig R., Phillip Cassey, and Tim M. Blackburn. "Allometric exponents do not support a universal metabolic allometry." *Ecology* 88.2 (2007): 315-323.
8. Cole, T. Weight/height<sup>p</sup> compared to weight/height<sup>2</sup> for assessing adiposity in childhood: influence of age and bone age on p during puberty. *Annals Hum. Biol.* 13, 433-451 (1986).
9. Silverman, B. & Young, G. The bootstrap: to smooth or not to smooth? *Biometrika* 74, 469-479 (1987).
10. Koenker, R. & Bassett Jr, G. Regression quantiles. *Econom. J. Econom. Soc.* 33-50 (1978).

#### F. 健康危険情報

特筆すべき情報はない。

#### G. 研究発表

1. 論文発表  
現在、Scientific Reports に投稿中。
2. 学会発表  
該当なし。

#### H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得  
該当なし。
2. 実用新案登録  
該当なし。
3. その他  
該当なし。



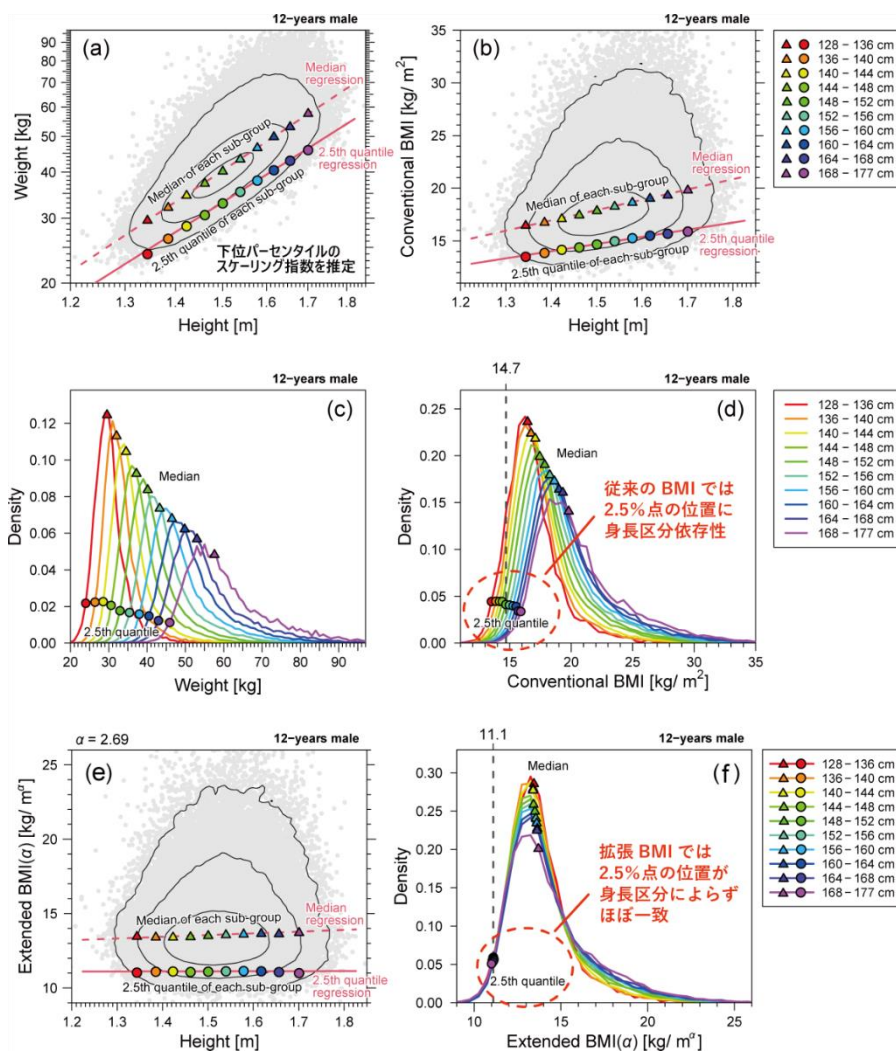


図 5：身長体重分の下位パーセンタイルのアロメトリクスケーリングに基づく拡張 BMI (=体重/身長 $^\alpha$ )。12 歳男子の例。(a) 体重と身長の関係。(b) BMI と身長の関係。(a)と(b)では、等高線が黒の実線で描かれている。さらに、50%点と 2.5%点の分位点回帰曲線がそれぞれ破線と実線で描かれ、各身長区分の体重分布の 50%点と 2.5%点がそれぞれ三角形と丸でプロットされている。(c) 各身長区分の体重分布。(d) 各身長区分の BMI 分布。(c)と(d)では、各身長区分における分布の 50%点と 2.5%点をそれぞれ三角形と丸でプロットした。(e) 拡張 BMI と身長との関連性。(f) 各身長区分における拡張 BMI の分布。従来の BMI では、(b)の 2.5%点 (実線) が水平でないのに対し、拡張 BMI では、(e)のように 2.5%点 (実線) がほぼ水平になる。ここで、2.5%点 (実線) が水平であることは、身長依存性がないことを意味する。

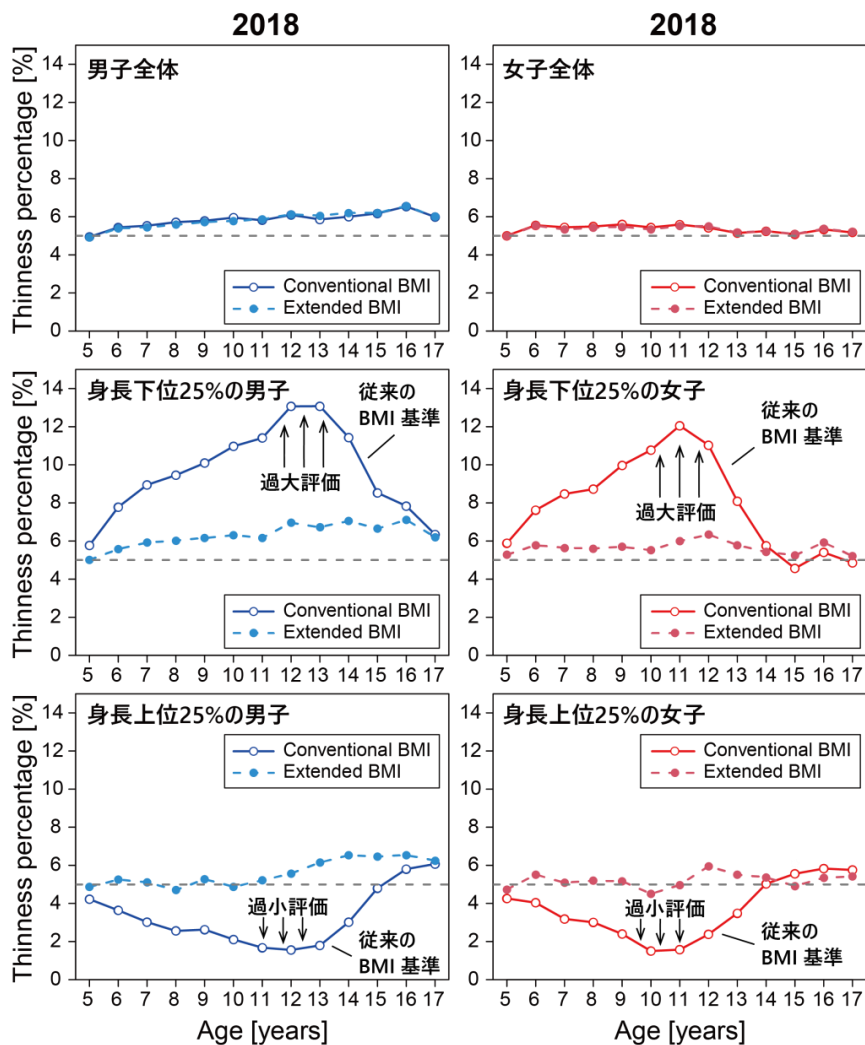


図 6：従来の BMI (○) と拡張 BMI (●) の痩身傾向率の年齢依存性の比較。2008 年から 2019 年のデータに基づき 5%点をカットオフとした場合。拡張 BMI は本研究で開発した指標であり、身長区分に依存したバイアスを除去できている。それに対し、従来の BMI では、低身長群で過大評価、高身長群で過小評価するバイアスが見られた。