

わが国の肥満傾向児と痩身傾向児の出現率に対する 年齢—時代—コホート効果 (1977-2006年) と2007-2016年の出現率の推計

オダギリヨウイチ* ウチダ ヒロユキ* コヤマ カツヒロ³*
小田切陽一* 内田 博之²* 小山 勝弘³*

目的 児童・生徒の肥満や痩身は学校保健上の重要な課題である。肥満、痩身傾向児の出現率の時代推移は、時代の影響に加えて、年齢の影響、さらには、生まれ世代に特有のコホートの影響を含んでいる。これらの影響を分離して、年齢によるリスク、時代のリスク、さらには世代のリスクを評価することは、肥満や痩身に対する児童・生徒の保健指導を進める上で重要である。本研究の目的はベイズ型 age-period-cohort (APC) 分析を使用し、1977～2006年間の肥満傾向、痩身傾向児の出現率の推移を分析し、年齢、時代、コホートの影響を評価した上で、2007～2016年までの肥満傾向、痩身傾向児の出現率の推計を行うことである。

方法 1977～2006年の学校保健統計調査から、6～14歳の児童・生徒の肥満傾向児、痩身傾向児の出現率のデータを得て、標準コホート表を作成した。これにベイズ型 APC 分析を適用して、年齢、時代およびコホート効果を推定した。また、2007～2016年までの肥満傾向、痩身傾向児の出現率の推計を行った。

結果 肥満傾向児の出現率に対する年齢効果は男子では6～11歳、女子では6～12歳で増大し、以降で低減した。時代効果は男女に共通して、1990年代の後半まで増大し、以降低減した。コホート効果は男子では1963～1969年生まれまで増大、その後1981年生まれまで低減し、それ以降のコホートでは一貫して増大した。女子では、1964～1975年生まれまで低減した後、1990年生まれまで増大、以降は横ばいから緩やかな増大を示した。痩身傾向児の出現率に対する年齢効果は、男子では7～10歳、女子では7～12歳まで増大し、以降は横ばいとなった。時代効果は、男女ともに2000年頃まで増大し、以降わずかに低減した。コホート効果は男子では1985～1994年生まれまで増大し、1994年生まれ以降で低減した。一方、女子では、1976～1993年生まれまで増大、1993年生まれ以降横ばいから低減した。時代効果とコホート効果のトレンドが持続すると仮定した場合、2007～2016年間の肥満傾向児、痩身傾向児の出現率は横ばいで推移すると推計された。

結論 本研究の結果は、肥満傾向児、痩身傾向児の出現率の年次推移に対して、3要因（年齢、時代、コホート）のうち年齢が最も強く影響した要因であったが、時代とコホートの影響も受けて推移してきたことが明らかとなった。また、肥満傾向児、痩身傾向児の出現率の推計結果は、2007～2016年間は横ばいで推移することを示しており、年齢、時代、コホートのリスクに対応した保健指導が肥満傾向、痩身傾向児の低減にむけて重要であると考えられた。

Key words : 肥満児, 痩身児, コホート効果, 年齢・時代・コホート分析

I 緒 言

学校保健統計調査によると、2000年代前半まで男女ともに肥満傾向児の出現率が上昇する一方で、痩身傾向児の出現率も上昇していたが、2000年代後半以降になるといずれの出現率ともに低下に転じている¹⁾。菅原ら²⁾は、学校定期健康診断の結果より、

* 山梨県立大学大学院看護学研究科地域看護学

²* 城西大学薬学部医療栄養学科病態解析学講座

³* 山梨大学大学院教育学研究科身体文化教育講座
連絡先: 〒400-0062 甲府市池田1丁目6-1
山梨県立大学大学院看護学研究科地域看護学
小田切陽一

2000年代前半までは肥満による高血圧、高脂血症および糖尿病などの生活習慣病が増加し、精神疾患のための摂食障害による痩身が増加していることを報告している。また、祓川らは³⁾、小中学生の食生活への意識の低下が食習慣の悪化に結びついていることを指摘している。肥満や痩身傾向を示す児童、生徒の割合は、2000年代半ばを境に、それまでの過食やダイエットなどの食生活の乱れ、「外遊び」の減少などに伴う身体活動量の低下といった問題のある生活習慣から、食育の浸透や社会的な健康志向の高まりなどを背景とした生活習慣の改善による影響を受けてきたと推察される。

学童期の肥満は、小児糖尿病やメタボリックシンドローム等の生活習慣病の低年齢化との関連が重要視され^{4,5)}、学童期の肥満が思春期肥満を経て成人期肥満に連係してゆく⁶⁾ことから、学校保健上の重要な課題となっている。一方、痩身についても、思春期痩せ症（神経性食欲不振症）との関連など、おもに女子を対象とした過度のダイエットによる健康影響が問題として指摘されており⁷⁻⁹⁾、食育推進有識者懇談会においても食育推進国民運動の重点事項として、メタボリックシンドロームとあわせて若年女性を中心とした過度の痩身傾向の改善に関する普及啓発が謳われている¹⁰⁾。また、「健やか親子21」の中でも、健康水準指標として10歳代の女性の不健康な痩せや思春期痩せ症の出現率の低減が目標として掲げられており¹¹⁾、健全な母性の発達の見点からも重要な課題である。こうしたことを背景に、児童、生徒の肥満や痩身は重要な社会医学的な課題となっており、肥満や痩身に対する適切な指導、対策が学校保健の現場では求められている。

肥満傾向児と痩身傾向児の出現率が上昇した背景にある要因を明らかにすることは、児童、生徒の肥満・痩身に対する対策を講じてゆく上で重要である。しかしながら、学校保健統計調査に示された肥満傾向児および痩身傾向児の出現率の時代推移では、観察対象となっている特定の年齢集団は時代の経過につれて年齢が上昇することから、年齢と時代の二元配置で表されたデータから、時代の影響と年齢の影響を分離して、それぞれの影響について評価することは困難である。さらに、肥満傾向児や痩身傾向児の割合の時代推移には、生まれ世代に固有の影響（コホートの影響）も潜在していると考えられる。児童、生徒の肥満傾向や痩身傾向を世代間で比較して、その背景要因を探ることは世代分析の大きな意義であるにもかかわらず、これまではその識別の困難性から、コホートの影響を明らかにした研究は行われてこなかった。しかし、近年、ベイズ型年

齢・時代・コホート（age-period-cohort, APC）分析を用いることにより、年齢、時代およびコホートの各要因の影響を分離して、それぞれ年齢、時代およびコホート効果として推定することが可能となった。ベイズ型 APC 分析は、これまでも疾病死亡¹²⁻¹⁵⁾、婚姻¹⁶⁾、出生^{17,18)}、自殺死亡^{19,20)}、などの動向を対象としたコホート影響の解明を目的とした医療保健分野の研究にも使用され、社会医学上の重要な知見を提供している。

本研究は、年齢、時代およびコホートの各要因の影響を分離して、それぞれの固有の影響について評価できるベイズ型 APC 分析を使用して、わが国の児童、生徒の肥満傾向児と痩身傾向児の1977年から2006年間の出現率の年次推移に与えてきた年齢、時代およびコホートの影響を明らかにした上で、2007年から2016年までの肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の推計を行い、今後どのような推移を示すのかを記述することを目的とした。

II 研究方法

1. 肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の資料

肥満傾向児と痩身傾向児の出現率のデータは、1977年から2006年の学校保健統計調査²¹⁾から性別、年齢別（6歳～14歳）の出現率を使用した。学校保健統計調査では、肥満傾向児と痩身傾向児の定義を、性別・年齢別・身長別の平均標準体重を100として実測体重がその120%を超えるものを肥満傾向、80%を下回るもの痩身傾向としており、2005年までの間に定義の変更は行われていない。本研究では、算出方法が変更された2006年以降のデータについては、旧来の算出方法による肥満傾向児と痩身傾向児の出現率が併記されている2006年のみを分析に加え、2007年以降については分析の対象外とした。

年齢、時代別の肥満傾向児および痩身傾向児の出現率の年次推移データに基づき、時代×年齢の二元配置からなる標準コホート表を作成した（表1）。観察対象となったコホートは、1963年生まれから2000年生まれまでの各年の38コホートである。表1では30年間（時代）における6～14歳の9年齢区分（年齢）の時代進行に伴った年齢進行を示しており、表中の数値は同一のコホートの出生年（西暦）を表している。

2. 肥満傾向児と痩身傾向児の出現率のベイズ型 APC 分析

ベイズ型年齢・時代・コホート分析には Knorr-Held ら²²⁾の階層ベイズ型コホートモデルを用いた。このモデルは、下式に示すように年齢（ A ）、時代（ P ）およびコホート（ C ）の各効果および総

表1 標準コホート表 (年齢×時代表)

年齢 (歳)	西 暦 (年)																				
	1977	...	1980	...	1983	...	1986	...	1989	...	1992	...	1995	...	1998	...	2001	...	2004	...	2006
6	1971	...	1974	...	1977	...	1980	...	1983	...	1986	...	1989	...	1992	...	1995	...	1998	...	2000
7	1970	...	1973	...	1976	...	1979	...	1982	...	1985	...	1988	...	1991	...	1994	...	1997	...	1999
8	1969	...	1972	...	1975	...	1978	...	1981	...	1984	...	1987	...	1990	...	1993	...	1996	...	1998
9	1968	...	1971	...	1974	...	1977	...	1980	...	1983	...	1986	...	1989	...	1992	...	1995	...	1997
10	1967	...	1970	...	1973	...	1976	...	1979	...	1982	...	1985	...	1988	...	1991	...	1994	...	1996
11	1966	...	1969	...	1972	...	1975	...	1978	...	1981	...	1984	...	1987	...	1990	...	1993	...	1995
12	1965	...	1968	...	1971	...	1974	...	1977	...	1980	...	1983	...	1986	...	1989	...	1992	...	1994
13	1964	...	1967	...	1970	...	1973	...	1976	...	1979	...	1982	...	1985	...	1988	...	1991	...	1993
14	1963	...	1966	...	1969	...	1972	...	1975	...	1978	...	1981	...	1984	...	1987	...	1990	...	1992

注：表中の数値は同一のコホートの出生年を表している。

平均効果の各パラメータの線形和として表されるモデルである。このモデルにゼロ和制約および各パラメータの変化を最小とする漸進的变化を付加条件として各パラメータの事後推定値を求め、さらにこの推定値の線形部分を解釈の対象から除外することにより、パラメータの識別性に妥当性をもたせている。

$$\eta_{ij} = \mu + A_i + P_j + C_k,$$

$$i = 1, \dots, I;$$

$$j = 1, \dots, J;$$

$$k = (I - i) + j \quad (\text{式})$$

上式において、 μ は総平均効果、 A_i は第 i 年齢の年齢効果、 P_j は第 j 時点の時代効果、 C_k は第 k コホートのコホート効果のパラメータをさす。

分析には、Schmid ら²³⁾により作製されたマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法に基づいた解析ソフトウェアである BAMP (Bayesian Age-Period-Cohort Modelling and Prediction) を使用した。BAMP では事前分布の平滑化に RW1 と RW2 の 2 種類のランダムウォーク法が適用できるが、本研究では 3 要因の識別が可能な RW1 を使用した。

解析に先立ち、モデルの適合性について検討した。モデルの適合度 (good of fitness) の評価指標となる偏差情報量基準 (DIC) を算出し、3 要因 (APC) モデルの DIC と他の単要因モデル (A, P, C) および 2 要因モデル (AP, AC, PC) の DIC と比較した。肥満傾向児の分析では、男女ともに APC モデルの DIC (男子 276.9, 女子 291.0) が最小となり最適モデルであることが確認された。また、痩身傾向児の分析でも、APC モデルの DIC (男子 464.8, 女子 417.8) が単要因、2 要因モデルの DIC よりも小さく、最適モデルであることを確認し、APC モデルを適用した。

ベイズ型 APC 分析の結果は、年齢効果、時代効

果、コホート効果の各時間断面 (年齢効果は年齢、時代効果は暦年、コホート効果は出生年) における事後推定値として、その中央値とベイズ 95% 信用区間 (Bayesian 95% credible interval) を図に表した。これらの図において各効果の時間断面における値の総和は 0 として表され (ゼロ和制約)、事後推定値が + 方向 (上方向) へ変化している場合は、当該効果が増大するトレンドにあり、肥満または痩身の出現率を上昇させる方向に影響していることを示し、逆に - 方向 (下方向) へ変化している場合は、当該効果が低減トレンドにあり、肥満または痩身の出現率を低下させる方向に影響していることを示している。また、3 効果のそれぞれのレンジ幅 (最大値と最小値の差) は効果の相対的な大きさを表しており、レンジ幅が大きい要因ほど肥満あるいは痩身児童の出現率の変化に対する影響が大きい要因であることを意味している。

3. 肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の推計

肥満傾向児および痩身傾向児の 2007 年から 2016 年までの出現率の推計には、1977 年から 2006 年間の性年齢別の肥満傾向児、痩身傾向児の出現率のデータをもとに BAMP に付帯する予測モジュールを使用して、ベイズ型 APC モデル RW1 のランダムウォーク法を適用して推計した。この推計は、実測値から算出された時代効果とコホート効果の事後推定値のトレンドが継続することを前提として算出されるものであり^{18,23)}、推計期間については、実測値から算出された時代効果の事後推定の上昇・下降トレンドが持続する期間が最長で 18 年であること (図 3, 4) および、推計される肥満傾向児および痩身傾向児の出現率の中央値に対する 95% 信用区間の大きさと区間限界のトレンドから判断して 10 年間に設定した。

Ⅲ 研究結果

1. 年齢別の肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の年次比較

年齢別に肥満傾向児の出現率を観察すると、男子では6歳から11歳にかけて上昇し、12歳以上になると低下した。出現率の年次推移を観察すると、2003年まではいずれの年齢においても上昇傾向であり、とくに、11歳では1979年の7.32%から2003年の11.83%と25年間で約1.6倍となった(図1)。女子では6歳から12歳にかけて上昇し、13歳以上になると低下した。出現率の年次推移を観察すると、1999年または2003年まではいずれの年齢においても上昇傾向であり、とくに、12歳では1979年の7.13%から2003年の10.02%と25年間で約1.4倍となった。

年齢別に痩身傾向児の出現率を観察すると、男子では6歳から10-11歳にかけて上昇し、11-12歳以上になると低下した。出現率の年次推移を観察すると、1999年または2003年まではいずれの年齢においても上昇傾向であり、とくに、11歳では1979年の1.37%から2003年の3.84%と25年間で約2.8倍となった

(図2)。女子では6歳から12歳にかけて上昇し、13歳以上になると低下した。出現率の年次推移を観察すると、1983年から1999年または2003年まではいずれの年齢においても上昇傾向であり、とくに、12歳では1983年の2.41%から2003年の4.62%と25年間で約1.9倍となった。

2. 肥満傾向児の出現率に対する年齢、時代およびコホート効果

肥満傾向児の出現率に対するAPC分析の結果から、年齢、時代、コホート効果の事後推定値を図3に示した。男女ともに、肥満傾向児の出現率の推移に対しては、3効果のレンジ幅の比較から、年齢効果(男子0.984, 女子0.835)が最も大きく、次いで時代効果(男子0.661, 女子0.424)、コホート効果(男子0.152, 女子0.174)の順であった。年齢効果は、男子では6-9歳まで急増したのち、穏やかな増大トレンドとなり、12歳以降には低減トレンドに転じていた。女子の場合も6-9歳まで急増した年齢効果は、以降は緩やかな増大トレンドを示し、12歳以降には低減トレンドに転じていた。男子の時代効果は年変動による例外は認められるが、観察開始年の

図1 年齢別肥満傾向児の出現率の年次推移

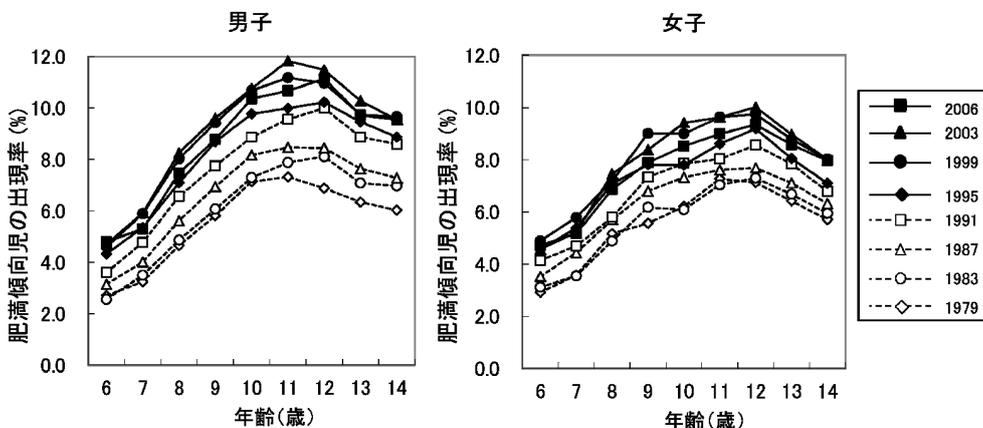


図2 年齢別痩身傾向児の出現率の年次推移

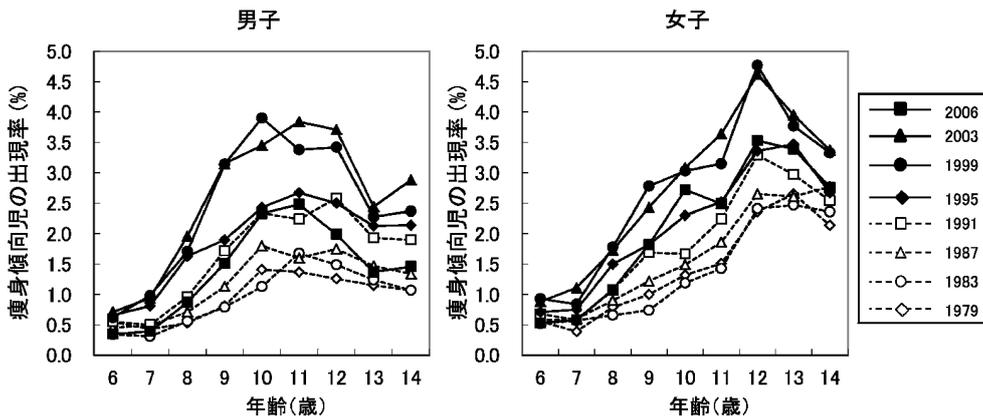
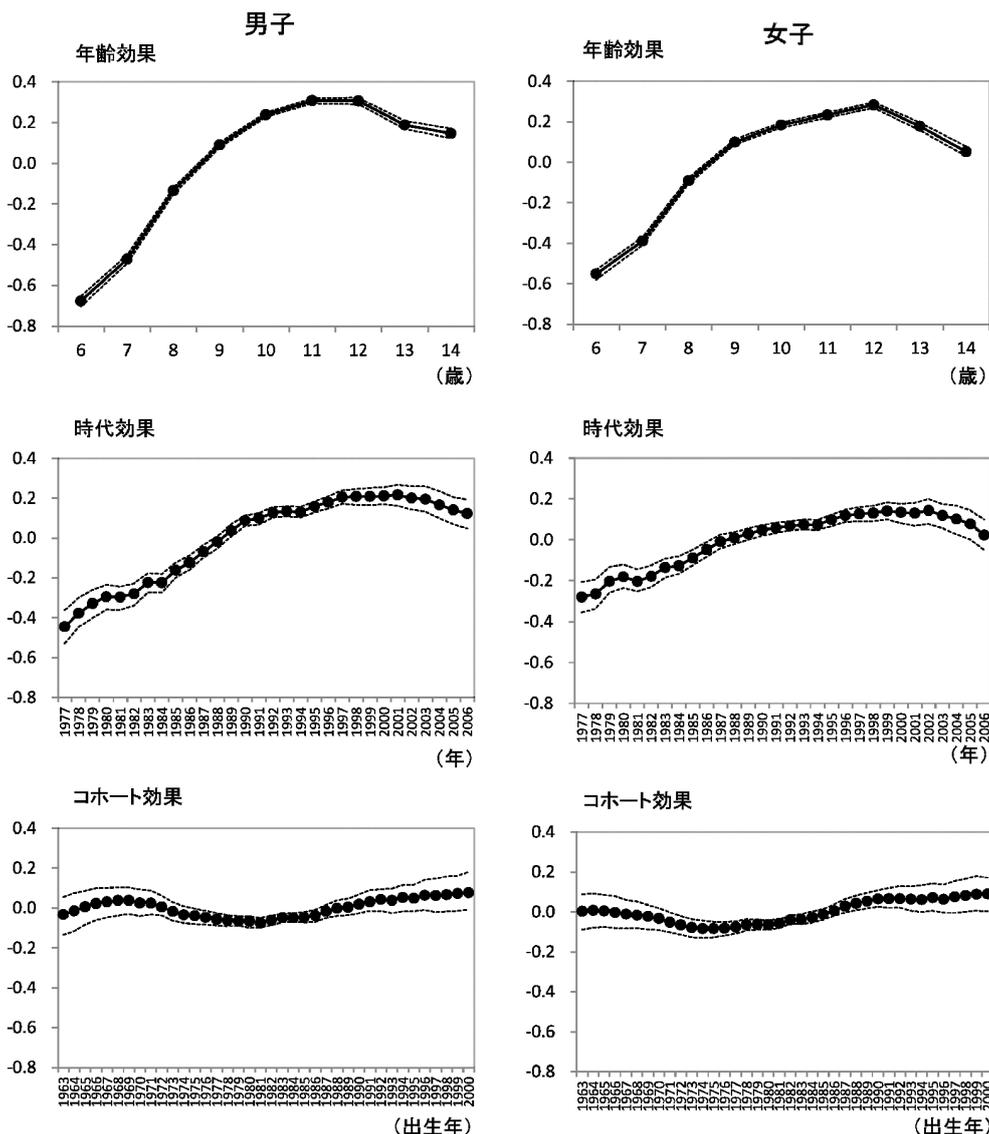


図3 肥満傾向児の出現率に対する年齢・時代・コホート効果の事後推定値



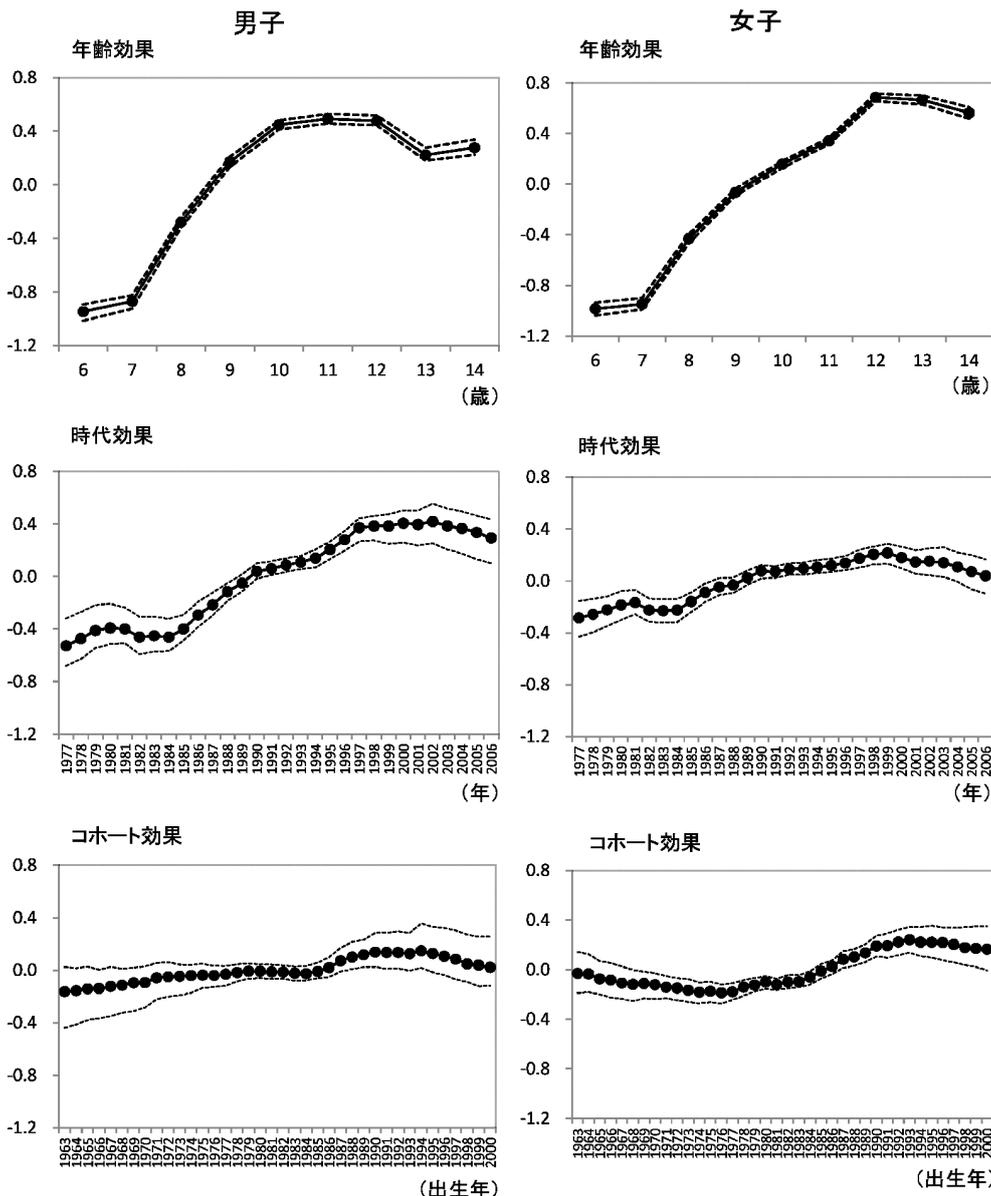
注：図中の●付き線は年齢，時代およびコホート効果の事後推定値を示す。図中の上下の点線は95%信用区間の上下限を示す。

1977年以降1997年まで増大トレンドを示し、1997年以降は横ばいから低減トレンドに転じていた。女子でも1977年から1999年まで増大トレンドを示し、1999年から2002年までは横ばいで推移し、その後は低減トレンドに転じていた。コホート効果は、男子では1963年生まれから1969年生まれのコホートまで増大トレンドを示し、その後1981年生まれのコホートまで低減トレンドを示したが、それ以降のコホートでは一貫して増大トレンドを示した。女子では、1964年生まれから1975年生まれのコホートまでは低減トレンドを示したが、その後1990年生まれのコホートまで増大トレンドで、1990年生まれ以降のコホートでは、横ばいから緩やかな増大トレンドを示した。

3. 痩身傾向児の出現率に対する年齢，時代およびコホート効果

痩身傾向児の出現率に対する APC 分析の結果から、年齢，時代，コホート効果の事後推定値を図4に示した。男女ともに、痩身傾向児の出現率に対して、3効果のレンジ幅の比較から、年齢効果（男子1.44，女子1.67）が最も大きく、次いで時代効果（男子0.946，女子0.500），コホート効果（男子0.311，女子0.428）の順であった。年齢効果は、男子では7-10歳にかけて急な増大トレンドを示し、その後12歳まで横ばいで推移し、12-14歳では低減から横ばいのトレンドを示した。一方、女子では、7-12歳まで急な増大トレンドを示し、その後は穏やかな低減トレンドを示した。時代効果は、男子では1984年から1997年まで急な増大トレンドを示し、以

図4 痩身傾向児の出現率に対する年齢・時代・コホート効果の事後推定値



注：図中の●付き線は年齢，時代およびコホート効果の事後推定値を示す。図中の上下の点線は95%信用区間の上下限を示す。

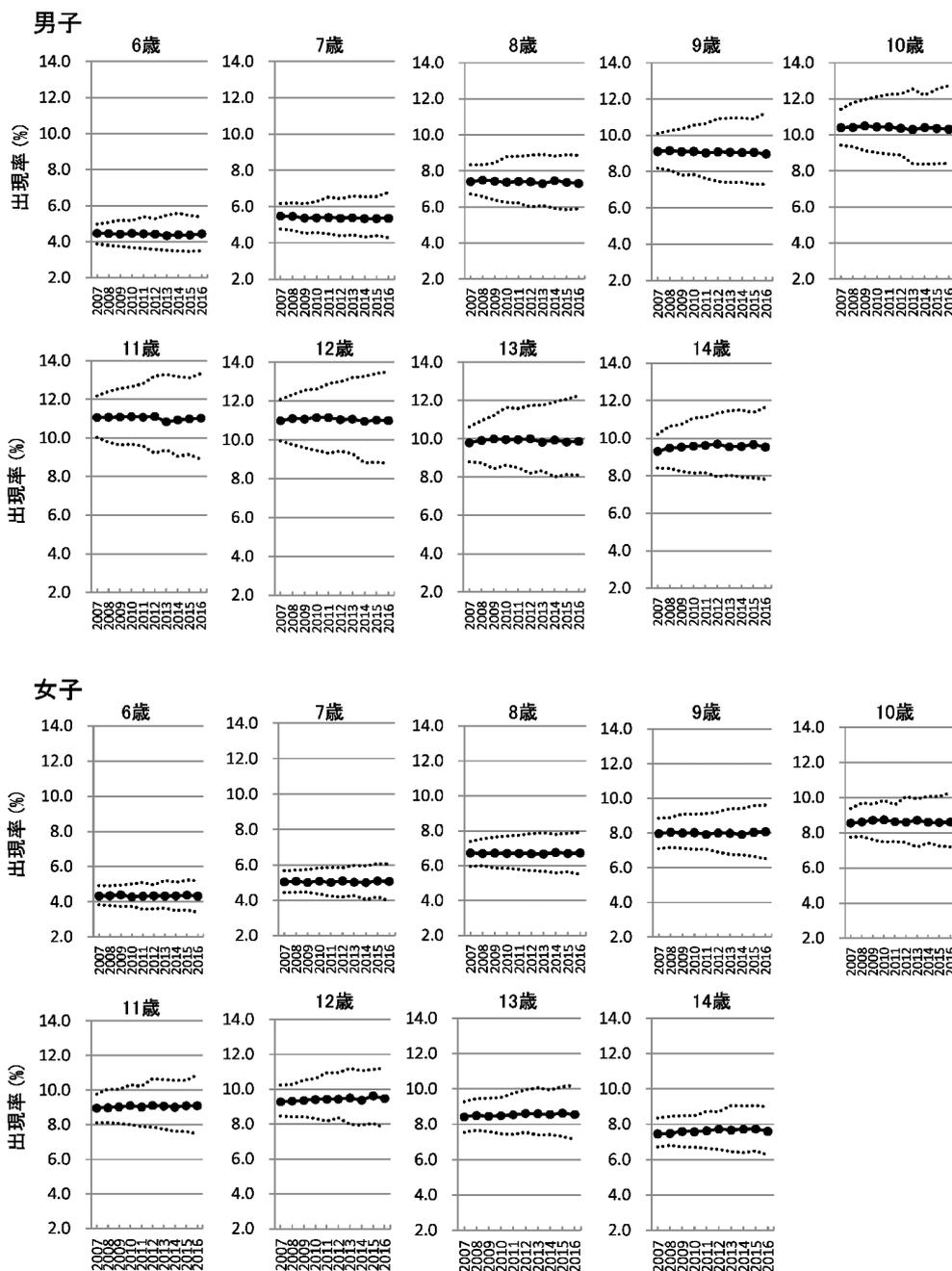
降，2002年まで緩やか増大トレンドを示した後，低減トレンドに転じていた。女子の時代効果も男子とほぼ同時期にあたる1984年から1999年まで増大トレンドを示した後，以降は低減トレンドに転じた。コホート効果は，男子では1985年生まれまでのコホートでは緩やかな増大から横ばいのトレンドにあったが，1985年生まれから1994年生まれのコホートまで増大トレンドを示し，1994年生まれを転換点に，以降のコホートでは低減トレンドに転じていた。一方，女子のコホート効果は1976年生まれのコホートまでは低減トレンドにあったが，1976年生まれを転換点に，以降1993年生まれのコホートまで増大トレンドを示し，とくに1984年生まれから1993年生まれ

のコホートまで急な増大トレンドを示した。1993年生まれ以降のコホートでは横ばいから低減トレンドに転じていた。

4. 肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の推計

肥満傾向児および痩身傾向児の年齢別出現率の推計の結果をそれぞれ図5，図6に示した。肥満傾向児の出現率は，2007年と2016年の推計値の比較から，男子の場合，6-11歳までは0.14-0.03%の範囲での低下に対して，12-14歳では12歳の2007年の9.30%（95%信用区間：8.41-10.21%）から2016年の9.53%（95%信用区間：7.83-11.65%）の0.23%の上昇を最大幅の変化として0.01-0.23%の上昇が推計された。女子の場合には12歳の2007年の9.27%

図5 年齢別肥満傾向児の出現率の推計（2007-2016年）



注：図中の●付き線は肥満傾向児の出現率の予測値を示す。図中の上下の点線は95%信用区間の上下限を示す。

(95%信用区間：8.48-10.23%) から2016年の9.47% (95%信用区間：7.78-11.24%) の0.20%の上昇を最大幅の変化として0-0.20%の上昇が推計された。

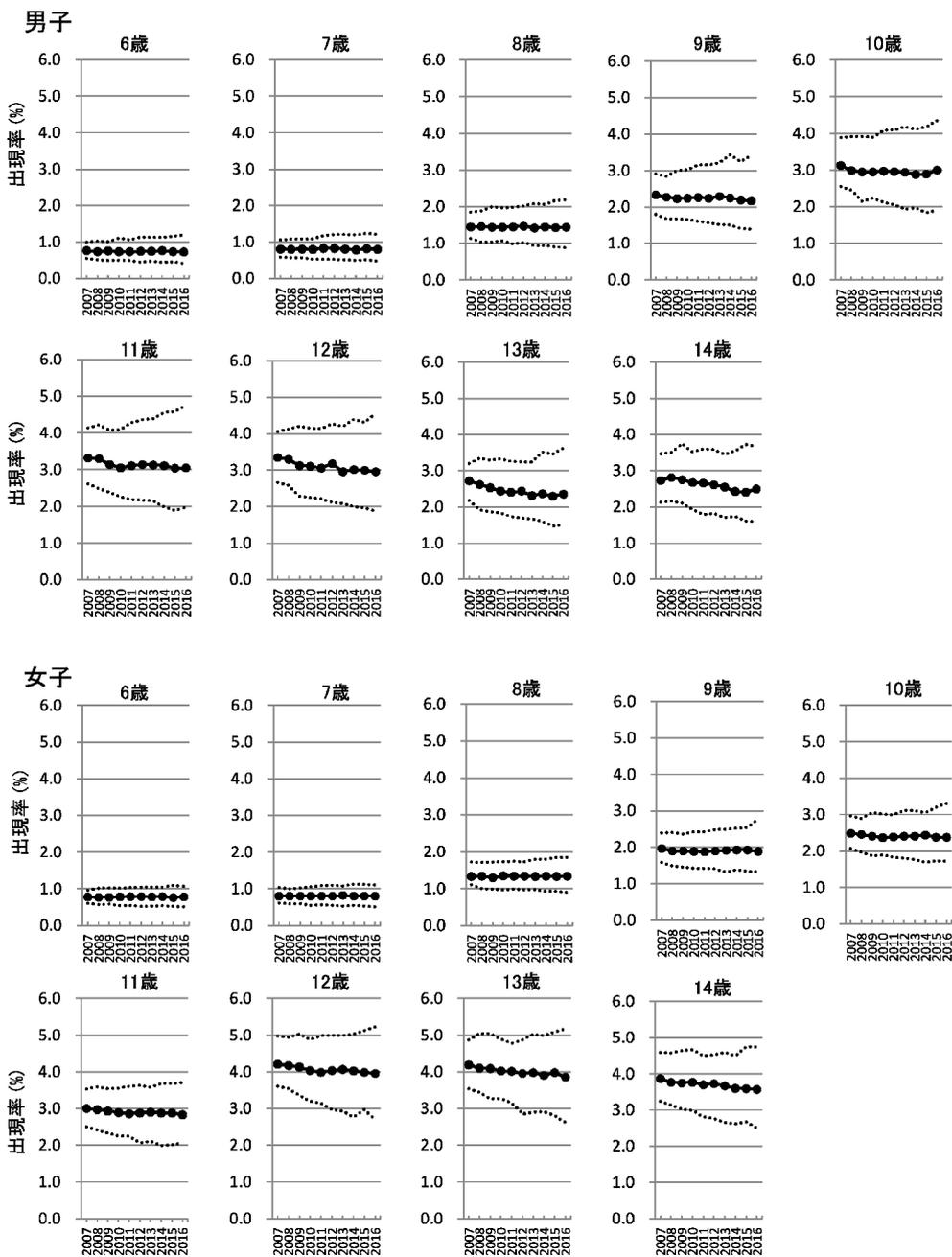
一方、痩身傾向児の出現率は、男子の場合、12歳の2007年の3.35% (95%信用区間：2.66-4.06%) から2016年の2.96% (95%信用区間：1.88-4.56%) の0.39%の上昇を最大幅の変化として、全年齢で0.01-0.39%の低下が推計された。女子でも6-8歳では0-0.01%と出現率の変化は認めなかったが、9-14歳では13歳の2007年の4.19% (95%信用区間：3.54-4.87%) から2016年の3.86% (95%信用区間：

2.62-5.18%) の0.33%の低下を最大幅の変化として0.08-0.33%の低下が推計された。

IV 考 察

学校保健統計調査では、児童、生徒の発育の状態を把握することを目的として、身長、体重、座高の各発育指標に関して、観察対象である児童・生徒の性別年齢別に測定が行われ、毎年の横断調査の結果としてデータが公表されている。これらの発育指標から求められた肥満傾向児および痩身傾向児の出現率の年次推移については、調査によって得られた

図6 年齢別痩身傾向児の出現率の推計 (2007-2016年)



注：図中の●付き線は痩身傾向児の出現率の予測値を示す。図中の上下の点線は95%信用区間の上下限を示す。

データを時系列データとして観察することによって把握することができる。年齢別に肥満傾向児の出現率の年次推移を観察したところ、出現率は男女ともに6歳から11歳までの年齢において上昇傾向を示し、1979年から2003年にかけて出現率が上昇したことが観察された。また、痩身傾向児の出現率の年次推移では、出現率は男女ともに6歳から11歳までの年齢において上昇傾向を示し、1983年から2003年にかけて出現率が上昇したことが観察された。しかし、これらの出現率の推移が表すものは単に児童・生徒をとりまく社会環境（肥満や痩身に寄与する要因）の

変化が幅広い年齢層に与える「時代の影響」としてのみ捉えることはできず、肥満や痩身への傾向が特定の年齢で強く（あるいは弱く）現れる「年齢の影響」、特定の生まれ世代を中心として強く（あるいは弱く）現れる「コホートの影響」が複合した効果として現れていると考えられる。

本研究は、児童、生徒の肥満傾向児および痩身傾向児の出現率の年次推移の背景に年齢の影響、時代の影響およびコホートの影響が存在することを前提として、それらの影響をベイズ型 APC 分析によって、年齢効果、時代効果およびコホート効果に分離

することで、肥満傾向児および痩身傾向児の出現率の年次推移に与えてきた年齢、時代およびコホートの固有の影響を明らかにした上で、事後分布の予測から2016年までの肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の推計を行った。

1. 肥満傾向児の出現率に与えた年齢・時代・コホートの影響について

1) 年齢の影響

肥満傾向児の出現率に対するAPC分析の結果より、年齢、時代およびコホート効果のうち、年齢効果が最も大きかった。男子では6-10歳、女子では6-9歳までに効果の急増が認められ、それ以降の年齢での効果は緩やかな増大から横ばい、さらには低減に転じていることから、男女とも9-10歳に達する以前の小学校低学年からの肥満に対する保健指導が重要であることを示唆している。

肥満のリスクに対する年齢の影響について、本研究の結果から、その背景要因を特定して論じることができないが、肥満傾向児の割合が増大した理由として先行研究の多くは、子どもの生活習慣（食生活や運動習慣）の時代的特徴や時代経過に伴った生活習慣の浸透・定着をあげている。小林²⁴)は小学生の肥満増加の要因として、ルームエアコンの普及による運動不足とエネルギーの過剰摂取が進んだこと、また高カロリーのスナック菓子や飲み物を好んで摂取するようになったこと、ゲームソフトの影響による戸外遊びの減少による運動不足などが時代背景として進んだことを述べている。一方で、こうした肥満に結びつく生活習慣が年齢進行に伴い定着することを述べた研究は少ない。小野と奥田²⁵)は、小学校低学年と高学年での間食や朝食欠食の状況、体力の状況などを肥満度別に3群に分けて比較し、食行動や体力低下の進行が肥満化と関係することを述べている。小学校低学年から高学年にかけての時期は、食習慣や運動習慣などの生活習慣の形成期であり、この時期は年齢とともに適正な生活習慣が身に付く一方で、不適切な生活習慣が定着する年齢期でもある。したがって本研究で把握された小学校低学年からの年齢効果の増大の背景には、肥満に結びつく食習慣や運動習慣、その他の生活習慣の年齢進行に伴う定着が関係していると考えられた。

2) 時代の影響

肥満傾向児の出現率に対する時代効果は、観察開始の1977年より2000年前後にかけて、僅かな増減は認められるが、全体としてはほぼ一貫した増大トレンドを示していた。時代効果の増大トレンドは男女に共通して観察されていることから、この時代の児童・生徒が、社会環境の変化を幅広い年齢で共通し

て受けたことを示唆している。本研究の観察期間とほぼ同じ時代にあたる1983年から2005年の期間において児童、生徒の基礎的運動能力は、6歳から15歳のほとんどの年齢で長期的な傾向として低下していたことが報告されており²⁶)、運動能力の低下に結びつく身体活動量の低下が、時代効果の増大の背景にあると推察された。そして、車社会の加速化、戸外遊びの減少、テレビ視聴時間の延長やゲーム機器の普及により身体活動量の低下を招いた時代とも合致しており、日本小児科学会の子どもの生活環境改善委員会²⁷)でも1990年代の子どものテレビ視聴やファミコンを使用した遊びの実態調査を通じて、こうした身体活動を低下させる社会変化と子どもの肥満増加との関係について指摘している。

さらに、肥満と関連する生活習慣についてのこれまでの多くの調査研究は、先に述べたように小学校低学年からの高カロリー食品に対する嗜好の増大に加えて、過食、朝食の欠食および孤食などの不適切な食生活習慣や、それらの食行動に結びつくと考えられる就寝時刻や起床時刻の遅延などの生活習慣の変化が児童・生徒の肥満の原因となっていることを指摘しており^{28,29})、これらの生活習慣の変化が時代進行とともに浸透、定着してきたことが時代効果の増大の背景にあると推察された。

3) コホートの影響

肥満傾向児の出現率の推移に対して、年齢と時代の影響に加えて、コホートの影響があることが明らかにされた。このことは、出生年の違いが児童、生徒の肥満傾向児の出現率に対して固有の影響を与えてきたことを意味している。コホート効果は、1960年代半ば生まれ以降のコホートで低減したものの、男子では1981年生まれ以降、また女子では1975年生まれ以降のコホートでほぼ一貫して増大しており、肥満傾向児の出現率を上昇させる方向にコホートが影響し、後年生まれのコホートほど肥満のリスクが強まったことが明らかになった。コホート効果のトレンドが増大方向へと転換したコホートが男女で異なる理由については明らかではないが、該当するコホートが6-12歳に該当する時期にあたる1980年から1990年前半は、上述したように、児童、生徒に身体活動の低下や食習慣の変化など肥満リスクに結びつく生活習慣が社会変化として浸透した時期にあたる。したがって、後年生まれのコホートほど、社会変化に伴う生活習慣の影響が浸透し、若年時より影響を強く受けることでコホート効果も増大トレンドを示したものと推察できる。実際、1970年代以降、児童、生徒の生活習慣の変化の中で、テレビ視聴時間の延長や、塾などの習い事による外遊びの減少、

さらにはテレビゲーム等の普及による運動不足の傾向、一方、食生活面でも、共働きの増加による孤食や夜食の摂取による栄養過多の傾向などが時代の進行につれて浸透してきたことが指摘されており³⁰⁾、これらの変化が肥満傾向児の出現率に対して、時代の影響としてだけでなく、コホートの影響としても作用してきたと考えることができる。

このほか1980年代の時代特徴には、社会経済状況として第二次石油ショック以降の景気回復とバブル経済の到来、核家族化や女性の社会進出の進展により、家族生活や親子関係に影響が及んだこと、教育環境として進学率の高まりによる塾通いの増加したことなどがあげられ、この時代は児童・生徒をとりまく生活環境が大きく変化した時期である。こうした社会の時代的变化が、直接、あるいは間接的に肥満傾向児の出現頻度を増大させた要因であると推察することは可能であるが、本研究の結果からは、こうした生活環境要因に関する固有の時代の影響とコホートの影響を区別して論ずることはできない。

2. 痩身傾向児の出現率に与えた年齢・時代・コホート効果について

1) 年齢の影響

痩身傾向児の出現率に対するAPC分析の結果においても、時代やコホートの影響に比べ、年齢の影響が最も大きかった。その理由として、肥満傾向児の出現率に対する年齢効果と同様に、生活習慣の形成期にあたる小学校低学年から高学年にかけての時期に、痩身に結びつく不適正な食習慣(少食や欠食)や運動習慣(身体活動量の不足)などの生活習慣が、年齢が進むにつれて定着することが考えられる。一方で痩身傾向児の出現率に対する年齢効果が最大となる年齢には性差が認められ、男子では10歳ではほぼ最大となり、以降横ばいを示したのに対して、女子ではそれより遅く12歳まで増大して最大となった。この性差の背景には、男子と女子の痩身願望の違いがあると考えられる。池永ら³¹⁾は小学校4年生から中学校3年生を対象にやせ願望について調査し、男子では各学年の30%前後にやせ願望がみられるのに対して、女子では10歳ですでに57%、学年の上昇につれてさらに増加して15歳では76%に達していることを報告している。また小学校3年生から6年生を対象とした女子のやせ願望に関する別の研究でも約6割近くの児童が現状よりもやせたいと望んでいることが明らかにされている³²⁾。このように、10歳を過ぎていっそう強くなる女子の痩身願望が、年齢効果に性差がみられる原因の一つであると考えられた。

2) 時代の影響

痩身傾向児の出現率に対する時代効果は、男女ともに1980年代の半ば以降1990年代の後期にかけて増大しており、肥満傾向児だけでなく痩身傾向児の出現率に対しても、ほぼ同時期に時代効果が増大したことが明らかとなった。この時期は、肥満傾向児と痩身傾向児の出現率の高まりが並行してみられ、肥満と痩身の二極化傾向が進んだとすでに報告¹⁾されているが、本研究の解析結果は、その背景に時代の影響があったことを示唆している。

3) コホートの影響

コホート効果は、男子では1985年生まれ以降のコホートから、女子では、さらに早い1976年生まれのコホートから痩身に対する効果が増大しはじめ、1990年代半ば生まれのコホートまでほぼ一貫して増大を認めた。女子では男子よりも9年早くに生まれたコホートから痩身に対する影響が増大しはじめている。また、痩身傾向に対する影響が増大した1970年代後半生まれのコホートが学童期に達する時期は、女子では1980年代の半ばから1990年代後半にあたることから、女子の痩身傾向児の出現率の上昇した背景には、コホートと時代の両方の影響が、時代の進行につれて強まったと考えることができる。

女子児童、生徒の痩身傾向に関しては、先の池永らの研究の他にも多くの報告がある。眞野ら⁹⁾は小学校、中学校、高等学校の女子児童生徒を対象とした調査から、標準体重であるにもかかわらずやせようとする“やせ願望”は小学校6年生の時点ですでに顕著に認められ、中学校、高等学校と進むにつれて強くなることを明らかにしている。また、渡辺ら³³⁾は平成14年度厚生労働科学研究による子ども家庭総合研究事業報告の中で、やせる必要のない思春期女子のやせを「不健康やせ」として、女子中高生の「不健康やせ」と「思春期やせ症(神経性食欲不振症)」の頻度を調査し、前者に該当する者の割合は中学3年生時点で2.0~9.9%(平均5.5%)、高校2,3年生時点では9.8~20.9%(平均13.2%)であったと報告している。さらに廣金ら³⁴⁾は、中学3年生女子を対象としたダイエット行動について調査し、やせ願望を全体の77.8%が有しており、やせ願望のある者の50.0%がダイエットを実施していることを明らかにしている。また、日本学校保健会の調査³⁵⁾では、やせ願望を有する児童・生徒の割合は男子よりも女子で高く、またダイエットの経験率も中学生以降で顕著であると報告している。

これらの研究結果を考え合わせると、本研究で把握された女子の痩身傾向児の出現率に対する時代とコホートの影響は、“やせ願望”とそれに起因した

ダイエット行動などの変化が背景にあると考えられた。

一方で、女子の痩身傾向児の出現率に対する時代効果は、すでに2000年頃より低減トレンドにあること、またコホート効果も1993年生まれ以降のコホートで低下傾向にあることを考えると、2000年代に入り、痩身傾向児の出現率が低下傾向にある背景として、時代の影響とコホートの影響の両面から、女子の児童、生徒における痩身願望に抑制がかかっている可能性があり、今後の検証が必要であると考えられた。

3. 肥満傾向児、痩身傾向児の出現率の推計と今後の対策

肥満傾向児の出現率の推計の結果より、2007年から2016年の期間の出現率は、推計値の中央値はほぼ横ばいを示し、また95%信用区間の上限が上昇傾向、下限が下降傾向にあることから、男子、女子ともに、すべての年齢において横ばいで推移すると推測された。2000年代半ば以降の児童、生徒の肥満傾向の出現率が低下していることから、保健対策の一定の効果があがっていると考えられるが、推計の結果を踏まえると、今後とも継続した肥満対策が必要であるといえる。本研究のAPC分析の結果より、今後の肥満対策に向けた保健指導では、肥満に対して年齢の影響が急速に高まる6~9歳の小学校低学年からの早期の取り組みの強化や、児童、生徒をとりまく食習慣や運動習慣などの肥満に結びつく生活習慣の時代変化を考慮した対策、また、肥満傾向の世代的な変化にも注意を払う視点から、学年別の肥満傾向を縦断的に把握して対策に繋げることなどが大切であると考えられる。

一方、痩身傾向児の出現率の推計の結果も、男子、女子ともに10歳以上で、推計された中央値はわずかに低下傾向を示してはいるが、95%信用区間の変動幅からは、ほぼ横ばいで推移すると考えられる。近年の痩身傾向児の出現率の低下は保健対策の一定の効果を示唆しているものの、本研究のAPC分析の結果から、今後の対策としては、年齢の観点からは、痩身に対する影響が増大し始める7歳以降、小学校低学年からの早期のとりくみが重要であり、とくに女子では12-14歳の痩身傾向児の出現率が今なお高率であることを考慮すれば、小中学校の在学期間を通じた継続した痩身傾向に対する保健指導が大切であると考えられた。

また、1980年代から1990年代に肥満と痩身の二極化傾向が進んだ時期の児童、生徒は、現在もしくは近い将来に親世代に到達することになる。したがって、今後はよりいっそう、児童、生徒だけでなく、

家庭や保護者との連携をとりながらの学校現場における栄養指導、運動指導、精神保健指導等を通じた適正体重の維持への働きかけが重要になり、とりわけ女子児童、生徒の痩身指向への対策では、近い将来、保護者である母親自身がやせ願望など痩身指向が強まった世代に突入してゆくことから、痩身児童の母親の意識にも注意を向けた適切な親子指導の視点も重要になってくると考えられる。

V 結 語

本研究の結果より、肥満傾向児、痩身傾向児の出現率に対する影響は、年齢の影響が大きく、次いで時代の影響、コホートの影響の順であることが明らかとなった。肥満、痩身ともに年齢の影響は、生活習慣の形成期にある小学校低学年から高学年にかけて増大しており、不適切な生活習慣は年齢が進むにつれて定着していく可能性が示唆された。肥満、痩身ともに時代の影響は、1980年代半ば以降1990年代後半にかけて増大し、その後低減しており、肥満や痩身に結びつく社会環境の変化が幅広い年齢層に作用したことが示唆された。また、3要因の中での影響は小さいが、肥満や痩身の出現率に対してコホートも影響を与える要因であったことが明らかにされた。

肥満傾向児、痩身傾向児の出現率の推計結果からは、肥満傾向児、痩身傾向児の出現率は2007年から2016年にかけて横ばいで推移することが明らかになった。このことより児童、生徒に対する肥満対策の効果は、頭打ちであり、効果的な新たな肥満対策が必要であると考えられる。痩身対策の効果についても、現在は一定の効果がみられているものの、推計の結果より引き続き保健指導が重要であり、とくに女子では12-14歳の痩身傾向児の出現率が高率であることを考慮すれば、小中学校の在学期間を通じ、低学年からの継続した痩身傾向・痩身志向に対する保健指導が大切であると考えられた。

本研究ではベイズ型APC分析を活用することで、コホート分析における識別問題に一定の解決を与えた上で、わが国の肥満および痩身児童・生徒の出現率の年次推移に対する年齢、時代、コホートの3要因の効果について分離を試み、それぞれの固有の影響について明らかにすることができた。肥満や痩身との関連が指摘されている生活環境要因の時代推移についても本研究と同様の手法により、その年齢、時代、コホート効果が追求できれば、3要因の影響の背景に対してより根拠のある考察が行えると考えられた。

本研究では、ベイズ型APC分析における年齢、

時代, コホートの各パラメータの漸進的変化とゼロ和制約を条件として課し, DIC (情報量基準) を最小とするAPC3 要因モデルを最適モデルとして採択したが, 時代と世代の交互作用を想定したモデルや他のパラメータの導入に関しても検討の余地がある。また, 推計においては, 時代効果とコホート効果のトレンドが継続することを前提としたシナリオに基づく分析結果であり, 時代効果の推移に関して, 減少や不変といった異なるシナリオも想定できる。したがって今後は, 今回の推計結果と実測値との検証も含めて, モデルの妥当性についても検討課題として残されている。

本研究の実施にあたりデータの入力作業に協力をいただいた阿久沢砂綾子さんに感謝いたします。また, 考察にあたり貴重な御助言を頂いた山梨県立大学鳥居美佳子博士に感謝いたします。

(受付 2012. 3.12)
採用 2013. 3.13)

文 献

- 1) 文部科学省. 平成18年度学校保健統計調査速報 II 調査結果の概要. 2006. http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/001/003/18/07031614/002.htm (2013年4月23日アクセス可能)
- 2) 菅原久江, 杉原茂孝. 学校定期健康診断で見つかった異常への対応: 専門医からのアドバイス 肥満とやせ. 小児科 2006; 47(6): 911-917.
- 3) 祓川摩有, 佐野美智代, 大橋英里, 他. 小・中学生の食生活への意識と食習慣との関係. 栄養学雑誌 2011; 69(2): 90-97.
- 4) 杉原茂孝. 小児のメタボリックシンドローム. 東京女子医科大学雑誌 2007; 77(臨時増刊): E2-E9.
- 5) 長谷川卓志. 小児肥満とメタボリックな危険因子との関係. 医学と生物学 2007; 151(9): 284-288.
- 6) 有阪 治. 子どもの肥満をめぐる問題と栄養・生活指導 小児肥満の現状と問題点: とくに生活習慣との関連について. 臨床栄養 2007; 110(7): 812-818.
- 7) 南里清一郎. 食育 子どもの食育を考える 行き過ぎたダイエットによる「不健康やせ」の実態とその対応. 母子保健情報 2007; 56: 63-67.
- 8) 切池信夫. 児童から主婦までの摂食障害. 大阪精神保健福祉 2007; 51(1-6): 38-43.
- 9) 真野隆文, 宮内文久, 穂村郁代, 他. 小学校, 中学校, 高等学校児童生徒の“やせ願望”. 思春期学 1990; 8(4): 460-462.
- 10) 食育推進有識者懇談会. 食育推進国民運動の重点事項. 2007. <http://www8.cao.go.jp/syokuiku/more/pdf/point.pdf> (2013年2月28日アクセス可能)
- 11) 「健やか親子21」の評価等に関する検討会. 「健やか親子21」第2回中間評価報告書. 2010. http://rhino.med.yamanashi.ac.jp/sukoyaka/tyuukannhyouka_houkoku2.html (2012年8月22日アクセス可能)
- 12) Ito Y, Ioka A, Nakayama T, et al. Comparison of trends in cancer incidence and mortality in Osaka, Japan, using an age-period-cohort model. *Asian Pac J Cancer Prev* 2011; 12(4): 879-888.
- 13) 小田切陽一, 内田博之. Age-Period-Cohort モデルによる日本人中高年の損失寿命に関する分析. 厚生指標 2003; 50(11): 7-13.
- 14) Tobias M, Sexton K, Mann S, et al. How low can it go? Projecting ischaemic heart disease mortality in New Zealand to 2015. *N Z Med J* 2006; 119(1232): U1932.
- 15) 三輪のり子, 中村 隆, 成瀬優知, 他. わが国における20世紀の脳血管疾患死亡率の変動要因と今後の動向. 日本公衆衛生雑誌 2006; 53(7): 493-503.
- 16) 内田博之, 小田切陽一, 大竹一男, 他. 日本人女性の婚姻動向における年齢・時代・コホートの効果と出生動向との関連 (1985-2005年). 日本公衆衛生雑誌 2008; 55(7): 440-448.
- 17) 小田切陽一, 内田博之. 日本人女性の出生動向における年齢・時代・世代影響と出生数の将来推計. 厚生指標 2007; 54(11): 9-15.
- 18) 内田博之, 渡邊真代, 内記麻帆, 他. わが国の男児出生割合の年次変動に対する年齢-時代-コホート効果と2008年~2027年の男児出生割合の将来予測. 日本衛生学雑誌 2011; 66(3): 582-588.
- 19) Ooe Y, Ohno Y, Nakamura T. Age-period-cohort analysis of suicides among Japanese 1950-2003: a Bayesian cohort model analysis. *Jpn Hosp* 2009; (28): 71-78.
- 20) Odagiri Y, Uchida H, Nakano M. Gender differences in age, period, and birth-cohort effects on the suicide mortality rate in Japan, 1985-2006. *Asia Pac J Public Health* 2011; 23(4): 581-587.
- 21) 文部科学省. 学校保健統計調査 年次統計 年齢別肥満傾向児の出現率の推移 (昭和52年度~平成24年度), 年齢別痩身傾向児の出現率の推移 (昭和52年度~平成24年度). 2013. <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001014499&cycocode=0> (2013年4月23日アクセス可能)
- 22) Knorr-Held L, Rainer E. Projections of lung cancer mortality in West Germany: a case study in Bayesian prediction. *Biostatistics* 2001; 2(1): 109-129.
- 23) Schmid VJ, Held L. Bayesian age-period-cohort modelling and prediction: BAMP. *Journal of Statistical Software* 2007; 21(8): 1-15.
- 24) 小林正子. 母子保健の最近の話題 子どもの肥満とやせに関する近年の動向とその背景 (特集 母子保健の最近の話題). 公衆衛生研究 1998; 47(3): 237-246.
- 25) 小野くに子, 奥田豊子. 小学生の肥満状態と食生活・体力との関連性. 大阪教育大学紀要第II部門 (社会科学・生活科学) 2008; 57(1): 1-10.
- 26) 文部科学省, 編. データからみる日本の教育2006. 東京: 国立印刷局, 2006.
- 27) 大国真彦, 浅井利夫, 天野 嘩, 他. 子ども達がテレビ等視聴, ファミコン等で遊んでいる実態と肥満との関係調査成績. 日本小児科学会雑誌 1995; 99(9):

- 1700-1703.
- 28) Hikita R, Matsuo K, Shibata K, et al. Lifestyle factors typical for overweight children in higher grades of primary schools: from 3-year studies on activities, habits and physical measurements. *Japanese Journal of School Health* 2001; 47(Suppl): 60-62.
- 29) 児玉浩子. 小児の肥満・生活習慣病の現状と対応. *帝京医学雑誌* 2011; 34(3): 219-226.
- 30) 二宮啓子. 生活習慣病の予防に向けた新たな支援方法を考えるために. *小児看護* 2006; 29(6): 683-689.
- 31) 池永佳司, 切池信夫, 岩橋多加寿, 他. 小学生および中学生におけるやせ願望について. *臨床精神医学* 1993; 22(10): 1455-1461.
- 32) 松浦賢長. 女子小学生のやせ指向に関する研究. *小児保健研究* 2000; 59(4): 532-539.
- 33) 渡辺久子, 田中徹哉, 南里清一郎. 思春期やせ症の実態把握に関する研究 女子中高生における思春期やせ症, 不健康やせの全国頻度調査: 学校健診身体計測結果を用いた成長曲線による思春期やせ症早期発見の試み. 平成14年度厚生労働科学研究費補助金(子ども家庭総合研究事業)報告書 思春期やせ症の実態把握及び対策に関する研究(主任研究者 渡辺久子) 2003; 633-643.
- 34) 廣金和枝, 木村慶子, 南里清一郎, 他. 女子中学生のダイエット行動に関する研究: 学校保健におけるダイエット行動尺度の活用. *学校保健研究* 2001; 43(2): 175-182.
- 35) 財団法人日本学校保健会. 平成18年度児童生徒の健康状態サーベイランス事業報告書. 東京: 財団法人日本学校保健会, 2008.
-

The effects of age, period, and birth cohorts on the rates of overweight and underweight students in 1977–2006 and a prediction of the rates in 2007–2016

Youichi ODAGIRI^{*}, Hiroyuki UCHIDA^{2*} and Katsuhiko KOYAMA^{3*}

Key words : overweight students, underweight students, cohort effect, age-period-cohort analysis

Objectives The increase in the overweight or underweight student population in Japanese schools is an important health issue. To assess the independent effects of age, period, and birth cohorts, we analyzed trends in the rates of overweight and underweight students from 1977 to 2006 using a Bayesian age-period-cohort (APC) analysis. Additionally, we predicted the rates overweight and underweight students in 2007–2016.

Methods We created a data set of the rates of overweight and underweight students aged 6–14 years using the annual school health survey report data. We then analyzed a cohort table that plotted age against calendar time using a Bayesian APC model. We also made a prediction of the rates of overweight and underweight students in 2007–2016.

Results For overweight students, the age effect increased from 6 to 11 years of age for male students and from 6 to 12 years of age for female students; thereafter, the effects decreased. The period effects consistently increased until late 1990, and decreased thereafter for both male and female students. The cohort effects increased for male students born between 1963 and 1969, and later decreased for those born in 1981. However, this trend for male students later increased. For female students, the cohort effects decreased for those born between 1963 and 1975, and later increased for those born in 1990, indicating a plateau or slight increase in the trend.

For underweight students, the age effect in male students increased from 7 to 10 years of age, and then plateaued; whereas, the age effect increased from 7 to 12 years of age for female students before reaching a plateau. The period effects increased consistently by 2000 and decreased slightly in both male and female students. The birth cohort effect in male students increased for those born after the mid-1980s, and then plateaued in the early 1990s. The cohort effect increased for female students born after 1984, and then plateaued in 1993. The projections for the rates of overweight and underweight student population indicated a steady trend until 2016.

Conclusion The rate of overweight and underweight students was strongly influenced by age; however, period and birth cohort also played a role. The projections for the rates of overweight and underweight students indicated a steady trend until 2016. These results suggest that strategies based on age-, period-, and cohort-specific measures may be required for future interventions for preventing overweight and underweight among students.

* Division of Public Health Nursing, Graduate school of Yamanashi Prefectural University

^{2*} Department of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Division of Pathophysiology, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University

^{3*} Department of Health and Physical Education, Graduate school of Education and Human Sciences, University of Yamanashi