

早稲田商学第 447・448 合併号

2 0 1 6 年 9 月

2015年度学生懸賞論文（学部学生の部）第一席受賞

生まれ月が小中学生の 学習・運動習慣に与える影響

小 松 良 之
小 澤 淳
窪 田 慶 之
黒 島 大 貴
寺 島 徹

1. イントロダクション

今日、日本は大学全入時代へと突入した、としばしば言われている。大学進学が当たり前となり、人々は、より良い学歴を得ることを目指し、学力競争も激化してきている。そのような背景の下、子どもたちが幼い頃から幼稚園受験、小学校受験、中学校受験などを経験することも少なくない。しかし、現在の幼稚園や小中学校の受験制度は、構造的な格差問題を抱えている可能性がある。

日本の学校教育法では、「一学年は4月2日生まれから翌年の4月1日生まれの児童生徒までで構成される」と定められている（文部科学省 2016）。つまり、4月2日生まれの子どもたちが最も遅生まれとなり、4月1日生まれの子どもたちが最も早生まれとなる。このように、同一の学年上には、実年齢が最大で約1年間も異なる児童たちが混在することになる。幼少期の児童にとつ

て、この実年齢の違いが生み出す、学年内の相対的な知能レベルや身体能力の差は、極めて大きいと考えられている。そして、これらの差が、子どもたちの将来の学歴や運動パフォーマンスに、大きな影響を与えていることが明らかになっている。このような、同学年の児童間の実年齢の違いがもたらす、学業やスポーツにおける成績への影響は、相対年齢効果と呼ばれている（川口・森 2007）。

しかし、現在の日本の教育現場では相対年齢効果に対応する措置は殆ど講じられておらず、実年齢が約1年間異なる子どもたちが、同じ扱いを受けてしまっている。その一つの例が、前述した幼稚園や小学校における受験制度である。幼少期の教育制度の結果として、早生まれの日本人は、遅生まれの人よりも、最終学歴が低くなる傾向があることが知られている（川口・森 2007）。つまり、現状の教育制度では、遅生まれの人の方が、受験の際に、より優位に立ちやすいという問題が起こり得る。もし、この問題が実際に起こっているならば、生まれ月によって将来的な不利を被る人を生み出す、現在の日本の教育制度には改善が望まれる。この問題を理解し、相対年齢効果への対応措置を検討するためには、まず学業やスポーツ成績において相対年齢効果が現れるまでの過程や、年齢ごとの相対年齢効果の大きさを明らかにする必要があると考える。

学業成績への相対年齢効果の研究は、既に数多くなされている。例えば、日本では、川口・森（2007）が、(1) 相対年齢と学業成績の関係、(2) 最終学歴への相対年齢効果について分析を行った。この分析の結果、(1)、(2)のどちらに対しても、相対年齢効果の存在が確認された。さらに、スポーツの成績への相対年齢効果の研究もまた、既に数多くなされている。例えば、Nakata & Sakamoto (2011) が、野球、サッカー、バスケットボールなどの様々なスポーツにおける日本人アスリートを対象に、生まれ月ごとの選手数の分布の比較を行った。その結果、生まれ月の違いがスポーツにおける成績に影響を与え得ることが明らかになった。

過去の研究では、相対年齢の差と相対年齢効果の直接的な関係のみに着目し、分析が行われてきた。しかし、相対年齢の差のみが相対年齢効果を生み出しているとは必ずしも考えられない。一例として、川口・森（2007）の仮説が挙げられる。川口・森は、児童が年齢の低い時期に取った成績が、親や教師の児童に対する評価、そして、児童自身の自己評価を決定し、それらの評価が児童の学習などへの意欲に負の影響を与える可能性を指摘している。このために、早生まれの児童たちが、遅生まれの児童たちよりも、学習や運動を積極的に行わなくなり、能力向上の機会が失われ、パフォーマンスに更なる相対年齢効果が生じる可能性がある。つまり、この仮説では、相対年齢効果が、①「相対年齢の差異」だけでなく、②「①による児童の学習・運動意欲への影響」からも生じ得ると想定している。しかし、このような生まれ月の差が相対年齢効果を生み出すメカニズムの検証は、いまだ行われていない。

このメカニズムの一端を明らかにするため、本研究では、相対年齢の差が、児童たちの学習・運動習慣に差異を与えているかどうかを確認する。したがって、本研究の第一の目的は、児童たちの学習・運動習慣への相対年齢効果（以下では、習慣化効果と呼ぶ。）の存在を確かめることとした。これはつまり、相対年齢効果が成績への影響として表面化するまでの過程の一端を明らかにすることである。

また、年齢を経るごとに相対年齢効果の大きさがどのように変化していくのかは、いまだ明らかになっていない。一般的に、児童たちの成長速度は、年齢を経るにつれて緩やかになっていく。そのため、生まれ月の違いによって生じる児童たちの知能・身体能力の発達度合の差異は、徐々に小さくなり、成長期を終えると共に、消滅すると考えられる。つまり、年齢を経るごとに、相対年齢効果も逡減していき、やがて消滅すると考えられる。

このように、仮に、相対年齢効果が年齢を経るごとに逡減し、やがて消滅するならば、相対年齢効果は、あくまで知能・身体能力の発達度合の差異が存在

する間の、一時的な格差に留まる。しかし一方で、川口・森などによって、相対年齢の差による相対年齢効果は、意欲の違いなどの他の差異を生み、それらの差異がさらなる相対年齢効果を生む、という仮説も提示されている。この仮説が正しく、相対年齢効果が年齢を経てもなお残り続ける（あるいは増大する）のであれば、相対年齢効果は知能・身体能力の発達度合の差異が存在する間に留まらない、永続的な格差問題であると見なされるべきである。したがって、年齢を経るごとに相対年齢効果の大きさがどのように変化するかによって、相対年齢効果の深刻さは異なると言える。

相対年齢効果の深刻さを明らかにするために、本研究の第二の目的として、習慣化効果の大きさが年齢を経るごとにどのように変化するか検証した。一般的に、より多く勉強する子どもたちは、高い学業成績を修める可能性がより高く、より多く運動する子どもたちは、スポーツにおけるパフォーマンスが向上する可能性がより高いと考えられる。このことから、相対的な年齢の差が、学習・運動習慣に対して負の影響を与えていた場合、学業・スポーツにおけるパフォーマンスにも負の影響を与えていると考えられる。つまり、年を経るごとに習慣化効果がどのように変化するかを明らかにすることで、年を経るごとに相対年齢効果がどのように変化するかということも明らかにできると考える。

上記を踏まえ、本研究においては慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」, 「日本子どもパネル調査 (JCPS)」の個票データの提供を受け、最新の2012年のデータを分析に用いた。本分析で用いたサンプルは2009年1月31日の段階で満20歳以上である、日本全国の男女から層化2段抽出法によって得られている。さらにその中から、2012年3月時点で小学校あるいは中学校に就学する子どもをもつ者（親）とその子どもが本分析で対象となるサンプルである。

本稿の構成は以下の通りである。2章では先行研究のレビューを行い、3章

では分析のフレームワーク（計量モデルおよび推定方法）を示す。4章ではデータと記述統計を、5章では推定の結果を示し、6章では本研究における結論を与える。

2. 先行研究

国によって一学年の区切りとなる日は異なる。したがって、早生まれと遅生まれの定義は国によって異なる。例えば、日本の場合、一学年の区切りとなる日は4月1日であるため、3月生まれの人々が最も早生まれとなり、4月生まれの人々が最も遅生まれとなる。これに対し、英国では、一学年の区切りとなる日は9月1日であるため、8月生まれの人々が最も早生まれとなり、9月生まれの人々が最も遅生まれとなる。さらに、カナダでは、一学年の区切りとなる日は1月1日であるため、12月生まれの人々が最も早生まれとなり、1月生まれの人々が最も遅生まれとなる。

このように、国によって早生まれと遅生まれの定義は異なるが、早生まれの人々が遅生まれの人々と比較して、より不利を被っている可能性があるのは日本だけではない。例えば、学業に関しては、OECD加盟国の子どもたちのTIMSS（国際数学・理科教育動向調査）のテストスコアを用いたBedard & Dhuey（2006）の研究が、OECD加盟国の多くの国々で、小学4年生と中学2年生に関して、生まれ月による学力の違いが頑健に存在することを明らかにした。この研究では、最も遅生まれである子どもたちのテストの点数は、最も早生まれである子どもたちよりも、小学4年生に関しては、4%から12%高く、中学2年生に関しては、2%から9%高いことを、明らかにした。

また、スポーツに関しては、Helsen et al.（2005）の研究が、欧州10カ国の青少年サッカーの選抜選手のうち、15歳以下、16歳以下、17歳以下、そして、18歳以下のカテゴリーに属する選手数を合計して分析した結果、選手たちの誕生日分布が、大きく歪んでいることを明らかにした。分析の結果、最も遅生ま

れである1月から3月に生まれた選手の数が、代表選手の合計数全体のうち、43.38% (331人) を占める一方で、最も早生まれである10月から12月に生まれた選手の数が占める割合は、全体のうち、わずか9.31% (71人) であった。

また、相対年齢効果は、学業・スポーツのみならず、様々な面で確認されている。例えば、日本の労働力調査を用いた Kawaguchi (2006) の研究は、遅生まれの人々が早生まれの人々よりも教育年数がより長く、さらに、所得がより高いことを明らかにしている。また、1989年から2010年の間の日本の人口動態統計を利用した Matsubayashi & Ueda (2015) の研究では、(1) 早生まれの人々は、遅生まれの人々よりも、15歳から25歳の間に自殺する確率がより高いことと、(2) 早生まれの人々と遅生まれの人々の間で、職業選択に関して、異なる傾向があることを、それぞれ明らかにした。

さらに、カナダのブリティッシュコロンビア州に住む93万7943人の子どもたちを対象に調査を行なった Morrow et al. (2012) の研究は、最も遅生まれである1月生まれの子どもたちと比較して、最も早生まれである12月生まれの子どもたちは、注意欠陥・多動性障害 (Attention Deficit Hyperactivity Disorder, 以下では ADHD と省略する) と診断される確率が、男子では30%、女子では70%高かったことを明らかにしている。この研究ではさらに、最も遅生まれである1月生まれの子どもたちと比較して、最も早生まれである12月生まれの子どもたちは、ADHD の治療のための薬を処方される確率が、男子では41%、女子では77%高かった事も明らかにしている。

これに対し、2000年から2013年の間に1年生から6年生 (7歳から12歳) であったデンマークに住む全ての子どもたちを追跡調査した Pottegård et al. (2014) の研究では、Morrow et al. (2012) やその他の相対年齢と ADHD に関する研究とは整合的ではない結果が確認された。Pottegård らの研究では、デンマークの子どもたちの間には、ADHD と診断される確率に関して、相対年齢効果の影響は殆ど確認されなかった。この結果は、デンマークに広く普及

している、児童の小学校への入学を親の判断で遅らせることができる教育制度に起因している可能性がある」と、Pottegård らは指摘している。デンマークの教育政策は、全ての子どもに等しく必要な教育を与えることを重視しており、親は、子どもの知的発達が高いと判断したならば、小学校への入学を早めることができ、また逆に、知的発達が遅いと判断したならば、小学校への入学を遅らせることができる（三森 2014）。

以上のように、相対的な年齢の差が、学業やスポーツなどのパフォーマンスに影響を与えていることに関しては、これまで数多くの研究がなされている。しかし、相対年齢効果が生まれるメカニズムに関しては、必ずしも完全には明らかになっていない。相対年齢効果は「実年齢が異なることがもたらすパフォーマンスにおける差」と定義されるが、この効果を理解するためには、直接的効果と二次的効果に分けて考えることが重要である。直接的な効果とは、①「相対年齢の差異」、すなわち肉体的・知能的な発達度の差異から生じる効果である。

肉体的な発達度の例として、身長と体重を考えよう。平成12年の厚生労働省の乳幼児身体発育調査報告書と文部科学省の学校保健統計報告書に基づいて作成された、日本小児内分泌学会のデータによれば、小学校1年生の男子の身長は、入学した時点で、4月生まれの場合（7歳0ヶ月）平均119.6cm、3月生まれの場合（6歳1ヶ月）平均113.9cmであり、約5%の違いがある（日本小児内分泌学会 2016）。また、体重に関しても同様に、4月生まれの場合平均23.1、3月生まれの場合平均20.6kgであり、約12%の違いがある。これらの違いは、年齢を減るごとに小さくなる。身長に関しては、10年後の時点で、4月生まれの場合（17歳0ヶ月）平均170.5cm、3月生まれの場合（16歳1ヶ月）平均169.5cmであり、その差は約0.5%にまで縮む。また、体重に関しても同様に、4月生まれの場合平均61.9kg、3月生まれの場合平均60.6kgであり、その差は約2%にまで縮む。また、詳細は割愛するが、女子に関しても同程度の差

が確認できる。

この身長と体重の違いは運動能力に有意な差を生じさせる可能性がある。この効果を本研究では「発達度効果」と呼ぶことにする。この効果は、年齢が上がっていくにつれ逡減していき、ある時点で消滅すると考えられる。また、同様のことが知能的発達に関しても言えるかもしれない。

もう1つの二次的効果とは、前述した、②「①による児童の学習・運動意欲への影響」による相対年齢効果のことである。本研究では、これを「習慣化効果」と呼ぶ。先述の発達度効果が存在する場合、早生まれの子どもたちは、遅生まれの子どもたちに比べて、学力試験またスポーツにおいて成果を残せないことになる。その結果、早生まれの子どもたちは学業・スポーツに対して苦手意識を覚えるかもしれないし、さらには学習・運動に費やす時間を日常的に少なくするかもしれない。このような学習・運動習慣における差異があるとすれば、学習・運動パフォーマンスにも差異が生じてくることになる。この意味で習慣化効果は発達度効果の二次的な効果と言える。習慣化効果は年齢が上がっていても必ずしも消滅するわけでなく、場合によっては逡増していくことすらあり得るという点において、発達度効果と大きく異なると言える。

これら2つの効果を分けて考えること、特に習慣化効果の有無を明らかにすることは取るべき施策を考える上で非常に重要である。仮に、習慣化効果により家庭での学習時間に違いがある場合、早生まれの子どもに遅生まれの子どもと同等の学習時間を取るようにさせることで、相対年齢効果を習慣化効果による分だけ軽減することができる。一方、学習習慣に違いがない場合、つまり習慣化効果がない場合、相対年齢効果は発達度効果そのものであり、相対年齢効果を軽減させるためには、早生まれの子どもに遅生まれの子どもよりも、より多くの学習時間を取るように強いる必要が出てくる。この場合、習慣の改善だけではなく、例えばデンマークのように小学校への入学を、親の判断で遅らせることを可能にすることや、春だけでなく秋にも入学時期を設けるなど、不公

平な学校制度の改革による、改善が必要となるかもしれない。したがって、本研究の意義は、子どもたちの学習・運動習慣を計量的に分析することで習慣化効果の有無を明らかにし、相対年齢効果に対してどのような施策を講じるべきなのかについて示唆を与えることである。

3. 分析のフレームワーク

児童 i の学習習慣と運動習慣が、それぞれ連続的な変数 $sthabit_i^*$ と $sphabit_i^*$ で表すことができるとする。それぞれの変数は、大きい値を取れば取るほど、より良い学習習慣、より良い運動習慣を表すものとする。本研究は $sthabit_i^*$ と $sphabit_i^*$ が実年齢 (age_i)、相対年齢 ($rage_i$)、そして家庭環境を含む個人属性 (x_i) に依存すると仮定し、それぞれを以下のようにモデル化する。

$$sthabit_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 age_i + \alpha_2 rage_i + \alpha_3 (age_i \times rage_i) + x_i \gamma + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$sphabit_i^* = \beta_0 + \beta_1 age_i + \beta_2 rage_i + \beta_3 (age_i \times rage_i) + x_i \delta + u_i \quad (2)$$

ここで $(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \gamma)$ と $(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \delta)$ はパラメータ、そして ε_i と u_i は平均がゼロの誤差項であり ($age_i, rage_i, x_i$) と独立であると仮定する。実年齢とは児童の実際の年齢、相対年齢は、川口・森 (2007) による定義に従い、3月生まれの児童を月齢で1歳、4月生まれの児童を12歳と設定し、最終的にそれらを12で割ったものである。例えば3月生まれの児童の相対年齢は1/12歳、4月生まれの児童のそれは1歳である。以下では式(1)を学習習慣モデル、式(2)を運動習慣モデルと呼ぶことにする。

式(1)と式(2)の $age_i \times rage_i$ は実年齢と相対年齢の交差項であり、相対年齢が各習慣に与える効果が実年齢に依存する可能性を考慮したものである。これを見るために学習習慣モデルを例として考えよう。 $sthabit_i^*$ の条件付期待値

$$E(sthabit_i^* | age_i, rage_i, x_i) = \alpha_0 + \alpha_1 age_i + \alpha_2 rage_i + \alpha_3 (age_i \times rage_i) + x_i \gamma$$

を $rage_i$ に関して偏微分すると,

$$\frac{\partial E(sthabit_i^* | age_i, rage_i, x_i)}{\partial rage_i} = \alpha_2 + \alpha_3 age_i$$

となる。このことは、 $age_i \times rage_i$ の係数 α_3 がゼロでないとき、相対年齢が学習習慣（の期待値）に与える効果が実年齢の変化に伴って変わっていくことを示している。 α_3 が正であれば、この効果は年齢に関して逓増、負であれば逓減していくことになる。

式(1)と(2)における $sthabit_i^*$ と $sphabit_i^*$ は実際には観測することのできない潜在変数である。学習習慣に関して実際に観測される変数 ($sthabit_i$) は、児童 i 自身に対するサーベイ調査の回答である。児童 i の学校から帰宅後の家での勉強時間（塾や家庭教師も含む）に基づき、児童 i は「ほとんどしない」を1、「30分ぐらい」を2、「1時間ぐらい」を3、「2時間ぐらい」を4、「3時間ぐらい」を5、「4時間ぐらい」を6、「5時間以上」を7として回答する。運動習慣に関して観測される変数 ($sphabit_i$) もこれと同様で、学校から帰宅後のスポーツに費やされる時間（塾や習い事、クラブ活動は除く）に基づき、「しない」を1、「30分ぐらい」を2、「1時間ぐらい」を3、「2時間ぐらい」を4、「3時間以上」を5として回答する。本研究は $sthabit_i^*$ と $sthabit_i$ の関係、また $sphabit_i^*$ と $sphabit_i$ の関係が以下のものであると仮定する。

$$sthabit_i = j \text{ iff } \mu_{j-1} < sthabit_i^* \leq \mu_j, j = 1, \dots, 7$$

$$sphabit_i = j \text{ iff } \pi_{j-1} < sphabit_i^* \leq \pi_j, j = 1, \dots, 5$$

ここで $\mu = (\mu_0, \mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6, \mu_7)$ と $\pi = (\pi_0, \pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5)$ はそれぞれ閾値

パラメータであり、 μ_0 と π_0 はそれぞれ $-\infty$ 、 μ_7 と π_5 はそれぞれ $+\infty$ とする。

本研究は、各モデルにおける誤差項 ε_i と u_i が標準正規分布に従うと仮定する。これはこの種の離散選択モデルの一般的な仮定である。分散が1と設定されるのは、このモデルにおいて特定できるのはパラメータと誤差項の標準偏差の比であることによる。またこのモデルにおいては、 α_0 そして β_0 と閾値パラメータの差だけが特定されることになるため、定数項 α_0 と β_0 はそれぞれ0と設定する（これらは分析に用いたSTATAが使っている標準化である）。これらのパラメータの標準化により本研究のモデルはスタンダードな順序プロビットモデルとなる。パラメータの推定には最尤法を用いる。分析においては各習慣モデルを男女全体、女子、男子の3つに分けて推定することにより、相対年齢の各習慣への影響が女子と男子でどの程度異なるのかを見ていくことにする。

4. データと記述統計

本研究においては慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターにより「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」, 「日本子どもパネル調査 (JCPS)」の個票データの提供を受け、最新の2012年のデータを利用した。利用したデータの対象は2012年3月時点で小学校高学年（4年生以上）、中学校に就学する児童とその児童の所属する世帯である。小学校低学年（1年生から3年生）に関しては、前章で説明したものと同様の学習習慣や運動習慣を問う質問項目が存在しないため、本分析の対象には含めないこととした。なお従属変数は前章で説明したとおりであり、以下ではモデルに含まれる独立変数について説明する。

4.1. 独立変数

実年齢、相対年齢に関しては前述の通りである。次に各モデルの x_i に含まれる変数について説明する。このベクトルの中には各習慣に影響を与えうる児童 i の属性、家庭環境を示す変数が含まれる。男性であれば1を取る「男子ダ

ミー」変数、税抜き後の世帯収入に自然対数をとった「世帯収入」変数などである。さらに児童*i*の各習慣は親の教育的配慮に依存することを考慮し、以下の変数をベクトルに加える。1つ目は、「続柄」変数である。親は最初に生まれた子どもに対して、より多くの教育的配慮や教育的な投資を行うと考えられる。その結果、兄弟の中で何番目に生まれたかの違いが、学習・運動習慣に影響を与える可能性がある。このことから、「続柄」変数を導入した。この変数は、親の1番目の子どもに対して1という値を取り、2番目の子どもに対して2という値をとる。2つ目に、両親が揃っていれば1を取る「両親ダミー」変数を加える。これは、親が1人であるより2人であるとき、児童がより多くの教育的配慮を得る可能性を考慮したものである。さらに、世帯の人数によって、児童1人当たりの教育的配慮が変化することが考えられるため、「世帯構成人数」変数を加える。また、1週間あたりに親と児童*i*が共に夕食をとる回数を示す「夕食」変数も加える。これは、夕食を共にすることで、学習や運動について児童と親が話す機会が増え、各習慣に影響を与える可能性を考慮した。このような親の教育的配慮以外に、児童がどれだけ学習や運動に時間を費やすことができるかということも、各習慣に重要な影響を与える可能性がある。そのような影響を考慮し、介護が必要な家族がいれば1を取る「介護ダミー」変数を加えた。児童が介護に時間を費やすとすれば、学習・運動習慣は低下すると考えられるからである。次に携帯電話の使用により、学習や運動に費やす時間が少なくなる可能性があるため、児童専用の携帯電話があれば1を取る「児童専用携帯ダミー」変数を加えた。さらに、児童の家庭に100冊以上の本があるかを特定することができる項目が存在したので、本が自宅に100冊以上あれば1を取る「100冊本ダミー」変数を加える。多くの本があれば児童は読書に時間を費やし、学習や運動の習慣に影響を与えうると考えられるためである。これらの他に、児童専用の机があれば1を取る「児童専用机ダミー」変数を加えた。児童専用の机が児童の学習習慣へ影響を与える可能性を考慮した。また、両親

が吸うタバコの本数が増えれば、児童の受動喫煙の機会が増加し、学習・運動の両習慣に悪影響を与えうる。そのため、両親が1日あたりに吸うタバコの総本数を示す「両親のタバコ」変数も加えた。

4.2. 記述統計

表1に本モデルの推定に用いる各従属変数、各独立変数の記述統計を示した。また従属変数の分布に注目すると、学習習慣変数の分布は「1（ほとんどしない）」が10%、「2（30分ぐらい）」が20%、「3（1時間ぐらい）」が29%、「4（2時間ぐらい）」が22%、「5（3時間ぐらい）」が12%、「6（4

表1 記述統計

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
学習習慣	254	3.27	1.41	1	7
運動習慣	258	2.22	1.41	1	5
実年齢	267	12.48	1.71	10	15
相対年齢	267	0.55	0.29	0.08	1
実年齢×相対年齢	267	6.84	3.75	0.83	15
子ダミー	267	0.54	0.50	0	1
続柄	267	1.58	0.72	1	4
世帯収入	267	480.82	226.75	20	1400
両親ダミー	267	0.93	0.25	0	1
世帯構成人数	267	4.38	1.00	2	8
100冊本ダミー	267	0.32	0.47	0	1
夕食	267	4.63	2.92	0	7
介護ダミー	267	0.12	0.33	0	1
両親のタバコ	267	9.49	14.94	0	100
児童専用机ダミー	267	0.95	0.22	0	1
児童専用携帯ダミー	267	0.48	0.50	0	1

時間ぐらい)」が5%、「7（5時間以上）」が2%となっている。運動習慣変数の分布は「1（しない）」が48%、「2（30分ぐらい）」が15%、「3（1時間ぐらい）」が16%、「4（2時間ぐらい）」が11%、「5（3時間以上）」が10%であり、帰宅後に運動をしない児童が全体のおよそ50%を占めている。児童が「1」と回答する割合は学習習慣より、運動習慣の方が多いということがわかる。

表2は、学習習慣モデル、運動習慣モデルにおける従属変数と独立変数の相関関係を示す。実年齢と運動習慣の相関関係を除いて、それぞれ2変数間の相関関係は負である。また、説明変数間において多重共線性が生じているかどうかを判断する指標である、VIFを各モデルにおいて計算した。この指標が10以上の値をとる場合、多重共線性を疑わなければならない（The Pennsylvania State University 2016）。各モデルにおいて、実年齢と相対年齢の交差項、相対年齢以外の変数のVIF値は5を下回る結果となった。実年齢と相対年齢の交差項、相対年齢のVIF値は10を上回る結果となったが、交差項のVIF値が高い値をとることは自然なことである。したがって、本研究においては多重共線性の問題は起きていないと考えられる。

表2 従属変数と独立変数の相関関係

	学習習慣	運動習慣	実年齢	相対年齢
学習習慣	1			
運動習慣	-0.05	1		
実年齢	-0.1361	0.1766	1	
相対年齢	-0.0075	-0.0366	-0.0028	1

5. 分析結果

本章ではモデルの推定結果を説明する。結果は学習習慣・運動習慣モデルに分けて示すことにする。

5.1. 学習習慣モデル

表3の(1)列目が男女全体の学習習慣モデルの推定結果である。まず「実年齢」, 「相対年齢」, そして「実年齢と相対年齢」の係数はいずれも10%水準で有意ではなかった。この結果は、実年齢そして相対年齢が学習習慣に有意な影響を与えているとは言えないというものである。

次にベクトルに含まれる変数についてであるが、係数が1%有意であった変数は「両親のタバコ」(係数は負), 「両親ダミー」(係数は正)であった。また5%有意であった変数は「男子ダミー」(係数は負), 10%有意であった変数は「夕食」(係数は負)であった。これらの結果より、両親が1日あたりの吸う煙草の合計本数が多くなればなるほど子どもの学習習慣は低下するということが、両親が揃っている場合、両親が揃っていない場合に比べて学習習慣は高いということ、女子に比べて男子の学習習慣は低いということが明らかになった。

「夕食」の変数に関する結果は、親と児童が共に夕食をとる回数と学習習慣に負の関係があることを示すものであるが、これは内生性が生じさせたバイアスによるものかもしれない。例えば、子どもがあまり学習をしないような場合、親はまず子どもの現状を把握するように努めようとするかもしれない。または親子関係の改善を試みるかもしれない。このために、夕食を一緒にとることが効果的な手段であると親が考え、親が実際にそうする傾向にある可能性がある。この場合、夕食の係数の推定量は下の方向にバイアスすることになる。従って、夕食の係数の結果は、因果関係というよりも相関関係を捉えているものと解釈すべきだろう。

次に男女別の学習習慣モデルの結果を説明する。表3の(2)列目が女子の結果である。男女全体の結果と同様に、「実年齢」, 「相対年齢」, 「実年齢と相対年齢」の係数は10%水準で有意でなかった。ベクトルに含まれる変数についてであるが、5%水準で有意であった変数は「両親ダミー」(係数は正), 10%水準で有意であった変数は「両親のタバコ」(係数は負)であった。

表3 学習習慣モデル—推定結果

説明変数	(1)学習(男女全体)	(2)学習(女子)	(3)学習(男子)
実年齢	0.073 (0.083)	0.020 (0.127)	0.064 (0.112)
相対年齢	-0.726 (1.772)	-2.41 (2.600)	-0.50 (2.525)
実年齢と相対年齢	0.041 (0.137)	0.217 (0.204)	-0.00 (0.193)
子ダミー	-0.272** (0.135)		
続柄	-0.071 (0.098)	-0.04 (0.159)	-0.04 (0.132)
世帯収入	-0.046 (0.113)	-0.24 (0.204)	0.025 (0.138)
両親ダミー	0.805*** (0.294)	0.871** (0.443)	1.106*** (0.428)
世帯構成人数	-0.119 (0.074)	0.036 (0.113)	-0.22** (0.108)
100冊本ダミー	0.081 (0.148)	0.048 (0.220)	0.190 (0.209)
夕食	-0.041* (0.023)	-0.02 (0.034)	-0.06** (0.032)
介護ダミー	-0.058 (0.208)	-0.18 (0.357)	-0.17 (0.270)
両親のタバコ	-0.015*** (0.005)	-0.01* (0.006)	-0.01* (0.008)
児童専用机ダミー	0.118 (0.313)	0.036 (0.423)	0.391 (0.494)
児童専用携帯ダミー	-0.067 (0.138)	-0.07 (0.209)	-0.06 (0.193)
閾値パラメータ(μ_1)	-1.047	-1.738	-0.782
閾値パラメータ(μ_2)	-0.297	-1.018	0.049
閾値パラメータ(μ_3)	0.517	-0.339	1.014
閾値パラメータ(μ_4)	1.242	0.414	1.742
閾値パラメータ(μ_5)	1.893	1.303	2.192
閾値パラメータ(μ_6)	2.490	1.910	2.806
サンプルサイズ	254	118	136
対数尤度	-422.478	-197.060	-216.121

注：表内数値は各説明変数の係数推定値，かっこ内数値は標準誤差，(1)は学習習慣モデル(男女全体)，(2)は学習習慣モデル(女子)，(3)は学習習慣モデル(男子)，***は1%水準で有意，**は5%水準で有意，*は10%水準で有意であることを示す。

表3の(3)列目は男子の推定結果である。女子の結果と同様に、「実年齢」、「相対年齢」、「実年齢と相対年齢」の係数は10%水準で有意ではなかった。ベクトルに含まれる変数についてであるが、1%水準で有意であった変数は「両親ダミー」（係数は正）、5%水準で有意であった変数は「世帯構成人数」、「夕食」（いずれも係数は負）、10%水準で有意であった変数は「両親のタバコ」（係数は負）であった。

これらの結果から、男女ともに、実年齢、相対年齢の変化は学習習慣に影響を与えるとは言えないということ、相対年齢による学習習慣への影響は実年齢の増加とともに変化するとは言えないということが明らかになった。この結果は、学習において相対年齢による「習慣化効果」は存在せず、相対年齢効果は「発達度効果」そのものであることを示唆していると言える。

表4の(1)列目が男女全体の運動習慣モデルの結果である。「相対年齢」の係数は負、「実年齢と相対年齢」の係数は正であり、いずれも1%水準で有意であった⁽¹⁾。これらの係数の大きさから、「実年齢」が約12.5歳までは「相対年齢」が運動習慣に与える影響は負であることが分かる。これは、約12.5歳以前は、早生まれの児童が遅生まれの児童よりも運動していることを示している。ただしこの負の影響は12.5歳に近づくにつれて小さくなっていく。そして「実年齢」が12.5歳を超えると、「相対年齢」が運動習慣に与える影響は正に転じる。すなわち、約12.5歳以後は、遅生まれの児童の方が早生まれ児童よりも運動するようになる。そして、この差は年を取るにつれて広がっていく、ということが「相対年齢」と「実年齢と相対年齢」の係数の大きさから明らかになった。これらの結果は、運動において、相対年齢による習慣化効果の存在を示唆するものである。

推定の結果から出てきた12.5歳以前とは、小学生の間ということである。それでは小学生の時に、早生まれの児童が、遅生まれの児童に比べて、より多く運動をしている理由として何が考えられるであろうか。発達度効果の存在によ

り、早生まれの児童は遅生まれの児童よりも運動のパフォーマンスが低い。このことを早生まれの児童が認識しているとするれば、パフォーマンスのギャップを埋めるために、より運動をしようとするのはあり得ることである。また別の理由としては、早生まれの児童の親は、児童の運動パフォーマンスが遅生まれの児童にくらべ劣っていることを認識し、それを補うためにスイミング教室や体操教室などに児童を通わせる傾向があるのかもしれない。

一方、12.5歳以降、すなわち中学入学後であるが、遅生まれの子どもの方がより多く運動をするようになるのはなぜだろうか。これは部活動の存在が原因として考えられる。発達度効果により、高い運動パフォーマンスを持つ遅生まれの児童は、早生まれの児童に比べて、運動系の部活への入部を選択する可能性がより高いかもしれない。もしそうであるならば、家でも部活のための練習をすることはあり得ることである。このような場合、本研究の結果と整合的になる。

次に「実年齢」の影響を見てみよう。この変数の係数は負、そして1%水準で有意である。実年齢と相対年齢の交差項の係数が有意であったことにより、この項を考慮に入れて「実年齢」が運動習慣に与える影響を考える。「相対年齢」が0.777より小さいとき（おおよそ4、5、6月生まれ以外の場合）、「実年齢」が運動習慣に与える影響は負である。すなわち、年を取るにつれて、運動をしなくなる傾向がある。また、この影響は3月生まれの場合に最も強い。一方、「相対年齢」が0.777より大きいとき（おおよそ4、5、6月生まれの場合）、「実年齢」が運動習慣に与える影響は正である。つまり、4、5、6月生まれの場合、年を取るにつれて運動をよりするようになっていくことが明らかになった。

その他の変数についての結果であるが、「男子ダミー」（符号は正）は1%水準で有意であった。「両親ダミー」（符号は負）、「児童専用携帯ダミー」（符号は正）は5%水準で有意であった。これより、男子は女子に比べて運動習慣が

高いということ、両親が揃っている場合は揃っていない場合に比べて児童の運動習慣が低くなるということがわかった。この結果は学習習慣モデルにおける推定結果を考えると、両親が揃っている場合は揃っていない場合に比べて児童の学習習慣が高いため、両親が揃っている場合、児童は学習を推奨され、運動習慣が身に付きづらいことを示しているのかもしれない。さらに児童専用の携帯電話があれば、ない場合に比べて運動習慣が高いということが分かった。これは4章での予想とは逆の結果となっている。この理由として、運動習慣が高いような児童は、外出頻度が多く、親から携帯電話を持たせられる可能性が大きいことなどが考えられる。この場合、運動習慣から「児童専用携帯ダミー」への逆の因果関係が考えられ、推定された係数が、内生性によりバイアスしているかもしれない。

次に男女別の結果について説明する。表4の(2)列目が女子の、(3)列目が男子の結果である。まず男子と女子では、異なる変数が運動習慣に影響を与えていることが分かる。女子の方は「両親ダミー」の係数が5%水準で有意(符号は負)、「児童専用機ダミー」の係数(符号は負)、「児童専用携帯ダミー」の係数(符号は正)が10%水準で有意である一方、男子の方は「続柄」の係数(符号は正)が10%で有意であった。これに反して「実年齢」の係数(符号は負)、「相対年齢」の係数(符号は負)、そしてそれらの交差項の係数(符号は正)は、男子女子に関わらず、少なくとも10%水準で有意であった。

「相対年齢」が運動習慣に与える影響は、ある年齢までは負、それ以降は正に転じるという男女全体で現れたパターンが、男女別に分析しても現れている。ただし、ターニングポイントは、男子が13.3歳、女子が12.2歳と男子の方が若干遅くなっており、「相対年齢」の影響は男女で同じではないようである。

相対年齢の影響をより詳しく見るために「相対年齢」の限界効果(の推定値)を計算し、表5に示した。この限界効果は実年齢10歳から15歳まで1歳刻みで計算してある。例えば実年齢10歳の時の「相対年齢」の限界効果は、

表4 運動習慣モデル—推定結果

説明変数	(1)運動(男女全体)	(2)運動(女子)	(3)運動(男子)
実年齢	-0.358*** (0.092)	-0.398** (0.165)	-0.355*** (0.116)
相対年齢	-5.803*** (1.956)	-7.816** (3.215)	-4.792* (2.609)
実年齢と相対年齢	0.461*** (0.152)	0.642** (0.256)	0.361* (0.2)
子ダミー	0.73*** (0.151)		
続柄	0.117 (0.103)	-0.101 (0.181)	0.247* (0.134)
世帯収入	0.040 (0.123)	0.072 (0.251)	0.026 (0.146)
両親ダミー	-0.676** (0.308)	-0.976** (0.498)	-0.272 (0.432)
世帯構成人数	0.020 (0.079)	0.157 (0.132)	-0.078 (0.106)
100冊本ダミー	-0.037 (0.162)	-0.062 (0.26)	-0.039 (0.218)
夕食	0.000 (0.025)	0.001 (0.039)	0.005 (0.034)
介護ダミー	0.209 (0.218)	0.017 (0.401)	0.283 (0.274)
両親のタバコ	-0.002 (0.006)	-0.008 (0.008)	0.007 (0.009)
児童専用机ダミー	-0.511 (0.322)	-0.853* (0.455)	-0.178 (0.495)
児童専用携帯ダミー	0.315** (-0.15)	0.438* (0.244)	0.292 (0.202)
閾値パラメータ (π_1)	-4.628	-5.153	-4.973
閾値パラメータ (π_2)	-4.200	-4.651	-4.580
閾値パラメータ (π_3)	-3.656	-4.094	-4.016
閾値パラメータ (π_4)	-3.144	-3.791	-3.384
サンプルサイズ	258	121	137
対数尤度	-338.616	-130.884	-200.106

注：表内数値は各説明変数の係数推定値，かっこ内数値は標準誤差，(1)は運動習慣モデル(男女全体)，(2)は運動習慣モデル(女子)，(3)は運動習慣モデル(男子)，***は1%水準で有意，**は5%水準で有意，*は10%水準で有意であることを示す。

表5 相対年齢の運動習慣に与える限界効果

男女全体					
実年齢／運動習慣	1	2	3	4	5
10	0.395*** (0.151)	0.014 (0.017)	-0.058** (0.028)	-0.103*** (0.04)	-0.25** (0.105)
11	0.255** (0.126)	0.001 (0.009)	-0.048* (0.025)	-0.07* (0.036)	-0.138* (0.072)
12	0.097 (0.102)	-0.003 (0.004)	-0.021 (0.023)	-0.027 (0.029)	-0.045 (0.048)
13	-0.071 (0.095)	0.005 (0.007)	0.018 (0.024)	0.02 (0.026)	0.029 (0.039)
14	-0.236** (0.112)	0.023* (0.013)	0.063** (0.03)	0.064** (0.032)	0.086* (0.045)
15	-0.389*** (0.137)	0.049** (0.022)	0.107*** (0.038)	0.101*** (0.039)	0.132** (0.061)
女子					
10	0.487** (0.241)	-0.087* (0.05)	-0.146** (0.072)	-0.076 (0.049)	-0.178 (0.121)
11	0.269 (0.205)	-0.055 (0.044)	-0.085 (0.066)	-0.041 (0.036)	-0.088 (0.075)
12	0.039 (0.172)	-0.009 (0.038)	-0.012 (0.055)	-0.006 (0.026)	-0.012 (0.053)
13	-0.186 (0.168)	0.042 (0.039)	0.058 (0.054)	0.027 (0.027)	0.058 (0.056)
14	-0.389** (0.187)	0.084* (0.043)	0.117** (0.059)	0.056 (0.036)	0.131 (0.081)
15	-0.561*** (0.205)	0.11*** (0.042)	0.159*** (0.058)	0.08* (0.044)	0.212* (0.125)
男子					
10	0.321* (0.179)	0.074*** (0.038)	0.032 (0.036)	-0.087* (0.052)	-0.341* (0.188)
11	0.253* (0.153)	0.045 (0.028)	-0.001 (0.019)	-0.085 (0.052)	-0.211 (0.132)
12	0.157 (0.129)	0.018 (0.016)	-0.015 (0.015)	-0.058 (0.049)	-0.102 (0.086)
13	0.037 (0.123)	0.002 (0.006)	-0.006 (0.022)	-0.014 (0.046)	-0.018 (0.062)
14	-0.1 (0.151)	0.001 (0.005)	0.023 (0.036)	0.036 (0.055)	0.039 (0.06)
15	-0.238 (0.199)	0.017 (0.019)	0.066 (0.055)	0.081 (0.07)	0.074 (0.069)

注：下のかっこ内数値は各限界効果の標準誤差，***は1%水準で有意，**は5%水準で有意，*は10%水準で有意であることを示す。

$$\frac{\partial \Pr(\text{sphabit}_i = j \mid \text{age} = 10, \text{rage}_i, x_i)}{\partial \text{rage}_i}, \quad j = 1, \dots, 5$$

をすべての児童について計算し、その算術平均をとったものである。表5は、男女全体の場合、男子のみの場合、女子のみの場合のそれぞれの結果を与えている。例えば、男女全体の場合、実年齢が10歳、運動習慣が1に対応する表内数値0.395は相対年齢が追加的に1単位（すなわち1年）増加したとき、*sphabit* 変数が1をとる（運動をしない）確率が39.5%増加するということを意味する。その他の数値に関しても同様に見ることができる。

表5の結果は、女子の「相対年齢」の限界効果は、男子のそれとはいくつかの点で異なっていることを示している。第一に、「実年齢」が10歳の時、*sphabit* 変数が1をとる（すなわち運動をしない）確率への限界効果は、女子の方が大きい。具体的には、相対年齢が1年増加すると、男子の場合は運動をしない確率が約32%増加するが、女子のそれは約49%である。第二に、女子の場合は14歳、15歳で有意に算出されている限界効果があるのに対し、男子の場合は12歳以降有意に算出されている限界効果が存在しない。

これらの結果から、相対年齢による限界効果は実年齢とともに変化し、運動をしない確率に特に大きな影響を与えるということが明らかになった。また、相対年齢による限界効果は男女間で差があるということも明らかになった。

6. 結論

本研究において、冒頭で二つの研究目的を設定した。一つ目の目的は、児童の相対年齢が学習、運動習慣に対して影響を持つかどうか、すなわち習慣化効果の存在を確認することであった。そして、二つ目の目的は、仮に習慣化効果が存在した場合、その大きさは実年齢とともにどのように変化していくかを確認することであった。

習慣化効果の存在を調べるために、学習習慣・運動習慣モデルを推定した。推定の結果、学習に対して習慣化効果が存在するとは言えなかった。これは児童間に生まれ月の違いによる、学習習慣の差異はないということを示している。つまり、早生まれであるか、遅生まれであるかによって生じる発達度の差異のみが将来の学習パフォーマンスを決定することになることを示している。このパフォーマンスの差異を埋めるためには、早生まれの児童は遅生まれの児童に比べて、より多くの学習時間を取り、発達度効果で劣る分を補わなければならない。このように、生まれ月の違いがパフォーマンスの差異を生まないようにするためには、早生まれの児童が発達度効果によるハンディキャップを背負い、必要以上の努力をしなければならないことになる。このような状況の改善案の一つとして、デンマークのように、親の判断で児童の入学時期を遅らせることが出来るようにする制度の導入が考えられる。この制度の導入によって、デンマークのように相対年齢効果を解消することができる可能性がある。

しかし、Bedard & Dhuey (2006) によれば、デンマークと同様の制度を認めているアメリカ合衆国では、この制度によってむしろ格差が助長されている可能性がある。アメリカ合衆国では、小学校へ遅れて入学している子どもたちのうち、30%にあたる子どもたちの親は、社会経済的な分布のトップ25%を占めている。その結果、経済的に貧しい親の下に生まれた早生まれの子どもたちは、児童の入学時期を遅らせることを認める制度を導入しなかった場合よりも、より大きな不利を被っている可能性をBedardらは指摘している。つまり、アメリカ合衆国では、裕福な家庭ほど、この制度をより活用しているため、親の所得の違いによる教育格差が助長されている可能性が高い。

この原因には2つの可能性が考えられる。1つ目は、低所得の家計の親は、相対年齢効果に気づいていない可能性が高いことが挙げられる。2つ目は、彼らが自らの子どもの入学時期を遅らせることによって、子どもの自立が遅れ、養育費がより多くかかることを避けている可能性が考えられる。したがって、

日本において同様の制度を導入する際には、幅広い家庭への相対年齢効果の啓蒙や養育費の補助なども行うべきであるかも知れない。

また、1年の中で、複数の入学時期を認めるという措置も、発達度効果を軽減する方法として有効だと考えられる。例えば、4月入学だけでなく、9月入学も認めることによって、相対年齢の差は完全には無くならないが、同一学年内の実年齢差を最大6ヶ月に留めることができる。

さらに、入学試験を行う際に、子どもたちの生まれ月を考慮することも有効であると考えられる。実際に、日本においては慶應義塾幼稚舎が、入学試験を生年月日順にグループに分けて行うことで、早生まれの子どもが入学試験において被る不利の解消を図っている（慶應義塾幼稚舎 2016）。

次に運動習慣に関しては習慣化効果が存在し、その大きさは実年齢と共に変化する、男女で異なるということが明らかになった。このことから運動パフォーマンスに対する相対年齢効果の一部を運動習慣の改善によって軽減できる可能性がある。

また、中学生以降に関して、早生まれの児童が遅生まれの児童に比べてより低い運動習慣を持つということが本研究によって明らかにされた。そのため、運動パフォーマンスに関する相対年齢効果を軽減するためには、早生まれの児童の中学生の時点での運動習慣を改善することが有効であると考えられる。そのための一つの方法は、その児童が小学生の時点で、中学校で運動を継続できる（部活動に取り組むなど）だけの運動意欲を持たせることである。これを実現するために、例えば、小学生の運動成績を生まれ月ごとに集計し、自分の実力を同じ生まれ月の他の児童と比較できるような仕組みなどが考えられる。これは先述した慶應義塾幼稚舎が入学試験でおこなっている取り組みを、運動成績にも応用する考えである。このような仕組みが整備されることによって、児童が明らかに肉体的発達度の点で異なる他の児童と自らを比較し、運動意欲を減退させ、運動習慣を低下させるような事態を避けることができるかもしれない。

い。

最後に本研究の分析結果における4つの注意点を挙げる。1つ目は親が教育的にどれだけ熱心であるか（親の教育関心度とする）を表す指標を本モデルに含めていない点である。親の教育関心度は児童の学習・運動習慣に影響を与え、さらに相対年齢にも影響を与えうる。なぜならば親が教育に熱心であれば熱心であるほど、早生まれの児童が遅生まれの児童に比べて、不利を被りやすいことを認識し、生まれてくる子どもを早生まれにしないよう出産時期を調整するかもしれないからである。このような場合、係数推定量は内生性によりバイアスする可能性がある。

2つ目は「親の学歴（教育年数）」を表す変数を本モデルに組み込んでいないことが挙げられる。一般的に受けてきた教育年数が長い親ほど、子供の教育に熱心であるということが考えられる。すなわち、教育年数が長い親を持つ子供ほど、よりよい運動習慣を持つ可能性が高い。同様にその子供の相対年齢が高い可能性がある。以上の関係から推定された、相対年齢変数の係数推定値は過剰に推定されているかもしれない。

3つ目は、本研究において相対年齢効果は発達度効果と習慣化効果から生じていると考えているため、それ以外の要因が相対年齢効果を生じさせている可能性を考慮していない点である。もし発達度効果と習慣化効果以外の要因が存在する場合、学習パフォーマンスに対する相対年齢効果が発達度効果のみからなるとは言えないことになる。

4つ目は、本研究において用いるサンプルサイズが300未満であることから、サンプルサイズが大きければ、学習習慣における習慣化効果が、有意に推定される可能性は否定できない。

最後の問題点として、運動習慣モデルにおける、運動習慣変数の分布の形状である。4章で述べた通り、運動習慣変数の1という値は全体の48%を占めている。このように変数の値は1に集中しているため、1を0に基準化し、

Harris & Zhao (2007) によるゼロ集中順序プロビットモデル (Zero-inflated ordered probit model) を用いる方が適切かもしれない。

以上の5点を以後の研究の課題としたい。

注(1) モデルの頑健性を確かめるために「相対年齢」と「実年齢と相対年齢」の交差項の代わりに、1-3月生まれの児童を基準とした四半期ダミー変数(4-6月ダミー, 7-9月ダミー, 10-12月ダミー)とそれらの各変数と実年齢との交差項を用いて、同様の分析を行った。その結果、4-6月ダミーとその交差項はそれぞれ5%水準で運動習慣と有意な関係にあることが明らかになった。なお7-9月ダミーとその交差項、10-12月ダミーとその交差項は運動習慣と10%水準で有意な関係にないことが明らかになった。なお有意に推定された係数の符号のパターンは運動習慣モデルと同様のものになった。女子に関しては同様の結果を見ることができたが、男子に関しては全ての四半期ダミー変数と各交差項が10%水準で有意な関係にないという結果となった。

参考文献

- Bedard, K., & Dhuey, E. (2006) "The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects," *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 121, Issue 4, pp. 1437-1472.
- Harris, M. H. & Zhao, X. (2007) "A zero-inflated ordered probit model, with an application to modeling to tobacco consumption," *Journal of Econometrics*, Volume 141, Issue 2, pp. 1073-1099.
- Helsen, W. F., Winckel, J. V., & Williams, A. M. (2005) "The Relative Age Effect in Soccer across Europe," *Journal of Sports Sciences*, Volume 23, Issue 6, pp. 629-636.
- Kawaguchi, D. (2006) "The Effect of Age at School Entry on Education and Income," *Economic and Social Research Institute Discussion Paper Series*, No. 162.
- Matsubayashi, T., & Ueda, M. (2015) "Relative Age in School and Suicide among Young Individuals in Japan: A Regression Discontinuity Approach." *Public Library of Science One*, Volume 10, Issue 8.
- Morrow, R. L., Garland, J., Wright, J. M., Maclure, M., Taylor, S., & Dormuth, C. R. (2012) "Influence of Relative Age on Diagnosis and Treatment of Attention-Deficit / Hyperactivity Disorder in Children." *Canadian Medical Association Journal*, Volume 184, Issue 7, pp. 755-762.
- Nakata, H., & Sakamoto, K. (2011) "Relative Age Effect in Japanese Male Athletes," *Perceptual and Motor Skills*, Volume 113, Issue 2, pp. 570-574.
- Pottegård, A., Hallas, J., Hernández-Díaz, & Zoëga, H. (2014) "Children's Relative Age in Class and Use of Medication for ADHD: A Danish Nationwide Study." *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, Volume 55, Issue 11, pp. 1244-1250.
- 川口大司, 森啓明 (2007) 「誕生日と学業成績・最終学歴」『日本労働研究雑誌』第569号, 29-42頁。
- 三森ゆりか (2014) 『デンマークの母語教育と教育制度・教育事情』立教大学ビジネススクリエーター創出センター。
- The Pennsylvania State University 「Detecting Multicollinearity Using Variance Inflation Factors」(<https://onlinecourses.science.psu.edu/stat501/node/347>)
アクセス日時: 2016年1月14日。
- 慶應義塾幼稚舎「幼稚舎の教育」(<http://www.yochisha.keio.ac.jp/orientation/qa.html>)

アクセス日時：2016年1月16日。

日本小児内分泌学会「日本人小児の体格の評価」(<http://jspe.umin.jp/medical/files/fuhyo1.pdf>)

アクセス日時：2016年1月5日。

文部科学省「小・中学校への就学について」

(http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/shugaku/detail/1309966.htm)

アクセス日時：2016年1月5日。