

誕生日と学業成績・最終学歴

川口 大司

(一橋大学准教授)

森 啓明

(一橋大学大学院)

同じ学年に属する児童・生徒であっても誕生日が異なると日単位で計った実年齢は異なる。この違いは児童の年齢が低いうちは精神的・肉体的発達度合いの異なる児童・生徒が同一学年に在学することを意味する。この実年齢の違いが成績などに与える影響を相対年齢効果という。実年齢差と実年齢の比率は、児童が年齢を重ねるに従い無視しうる小ささに収束していくため、相対年齢効果は大人になるまでに消失するというのが一つの考え方である。しかし、仮に年齢が低いうちにとった成績が、親や教師の児童に対する評価や児童自身の自己評価を決定し、またその後のやる気や自信に影響を与えるとすると、相対年齢効果は永続的なものとなりうる。この論文は『国際数学・理科教育動向調査』(TIMSS)と『OECD生徒の学習到達度調査』(PISA)より得られる児童・生徒の成績と誕生日・誕生月に関する個票データを用いて、小学生・中学生の数学・理科、高校生の数学・理科・読解力の成績に与える相対年齢効果の大きさを測定する。さらに、『就業構造基本調査』より得られる最終学歴と生まれ月に関する個票データを用いて、最終学歴に関する相対年齢効果の大きさを推定する。分析の結果、同一学年の最年長者と最年少者の間にはおおよそ偏差値2から3の差があることが明らかになった。さらに国私立中学校の在学者は全体の5%ほどであるが、同一学年の最年長者は最年少者よりも国私立中学校に在学する確率が2.5%ポイント高い。最終学歴に関しても4大卒業率に男子で2%ポイント、女子で1%ポイントの違いがあることが分かった。これは4大卒業率の平均値が27%と9%であることを考えると大きな違いである。相対年齢効果は頑健に検出され、さらに永続的である。

目次

- I はじめに
- II 学業成績への影響
- III 最終学歴への影響
- IV 結論

I はじめに

小学校に就学し始める子どもの実年齢はまちまちである。学校教育法は満6歳を迎える誕生日以後の最初の4月1日から子どもを小学校に入学させることを保護者に義務づけているが、日本の法

律では誕生日の前日の終了をもって年齢が加算されることになっているので、4月1日生まれの子どもは6歳になった翌日に小学校への就学を始める。その一方で4月2日生まれの子どもは、ほとんど7歳になった時点で小学校に通い始める。つまり同じ学年の中に、実年齢でおおよそ1歳の違いがある子どもがいることになる。

同じ学年に所属する生徒は、ハンディキャップをつけることなく競争をさせられる。6歳の児童にとって実質1歳の年齢差は重大であり、競争的な環境におかれた場合、いわゆる早生まれの子どもたちが遅生まれ(という言葉はこの論文ではあえ

て使う)の子どもたちに比べて不利になるという状況も考えられる。この点について、小学校に就学する子どもを持つ親の間では、いわゆる早生まれの子どもは学修上不利になるのではないかと懸念する声も多く聞かれる。これらの懸念に答える形で、私立小学校の受験案内などを見ると、多くの私立小学校は入学試験を行う際に生まれ月の違いによるハンディキャップを調整するような措置を行うとしている。

同じ学年に所属する生徒の実年齢が異なり、それが生徒の学業やスポーツでの成績に与える効果は相対年齢効果と呼ばれ、教育学や発達心理学の分野ではすでに多くの研究成果が得られている。学業成績の分野では代表的なものだけでも、Borg and Falzon (1995) といった研究があり、相対年齢効果の存在を頑健に確認している。スポーツの分野でも、Dudink (1994) がイギリスとオランダのサッカー選手には相対年齢の高い者が多いことを発見している。経済学者による最近の研究として Bedard and Dhuey (2007) によるものが挙げられる。彼女たちは TIMSS (Trends in Mathematics and Science Study, 『国際数学・理科教育動向調査』) より得られる世界 10 カ国の小学生と世界 18 カ国の中学生の学業成績に関する個票データを用いて、相対年齢の高い者がより高い成績を得る傾向があることを明らかにしている。彼女らのサンプルの中には日本も含まれており、日本についても相対年齢が高い者が高い学業成績を収める傾向があることを確認している。

これらの研究成果を踏まえて、この論文では相対年齢の違いが学業成績に与える影響を推定する。Bedard and Dhuey (2007) らは、相対年齢がテストスコアの条件付期待値に与える影響を推定したが、相対年齢効果の大きさはそもそも成績が良いグループと悪いグループでは異なる可能性もある。例えば、親が相対年齢効果の存在に気を配り、早生まれの子どもに適切な励ましを与えるなどの対応をしていれば、その効果は小さいかもしれない。この場合、もとより親が子どもの教育に十分に配慮をしていて成績が良いグループでは、相対年齢効果は小さくなるのが予想される。

このように、相対年齢効果の大きさは成績の分

布の上方と下方では異なる可能性がある。その点に配慮して、ここでは生まれ月が成績分布に与える影響をいくつかの分位点に着目して、分位点回帰分析を用いて分析する。さらに相対年齢が高いことが学業成績上の有利さをもたらすのであれば、通常 11 歳あるいは 12 歳の時点で行われる国私立中学校の入学試験においても有利な成績を収める可能性が考えられる。よって、TIMSS に含まれる情報を用いて、相対年齢の高い者がより多く国私立中学校に在籍している可能性を検証する。

相対年齢が学業成績に影響を与えているとしても、その影響が児童・生徒の加齢に従って減衰していくのであれば、長期的には重要な問題ではない。しかしながら、小学校低学年のうちに経験した不利さが後々まで影響するならば、それは看過できる問題ではない。そこで、相対年齢効果の長期的な効果を検証するために、同一学年内で相対年齢が高い者が、高い最終学歴を持つかどうかを調べる。ここで使用するのは 2002 年に実施された『就業構造基本調査』の個票データである。

本稿で得られた結果を要約すると以下のとおりである。TIMSS を用いた小学 3・4 年生と中学 2 年生の学業成績に関する分析結果は、算数・数学と理科の双方において、4 月 2 日生まれ(遅生まれ)のほうが 4 月 1 日生まれ(早生まれ)よりもテストスコアが偏差値にして 2 から 3 だけ高いことを示している。相対年齢効果の大きさを成績分布の位置ごとに調べた結果、一貫した結果は得られなかったが、男子算数・数学のテストスコアに関しては小中高ともに成績上位層で相対年齢効果が見出されないという結果が得られた。

相対年齢は国私立中学校への進学行動にも影響を与え、4 月 2 日生まれ(遅生まれ)のほうが 4 月 1 日生まれ(早生まれ)よりも、約 2.5%ポイント国私立中学校への在籍率が高いことが明らかになった。これはサンプルの国私立中学校在籍率が 5.5%であることを考えると非常に大きな効果である。

最終学歴への影響であるが、2002 年の時点で 25 歳から 60 歳の人を対象に分析を行ったところ、4 月 2 日生まれ(遅生まれ)のほうが 4 月 1 日生まれ(早生まれ)よりも男性で 0.17 年、女性で

0.07年教育年数が長いことが明らかになった。平均教育年数が12.75年と12.41年であることを考えるとこの効果はそれなりに大きい。より具体的に4年制大学卒業率比率でいうと、4月2日生まれのほうが4月1日生まれよりも、男性に関しては2%ポイント、女性に関しては1%ポイントだけ4大卒業率が高い。ちなみにサンプル平均の4大卒業率は男性27%、女性9%である。以上のように、相対年齢効果の存在は頑健に確認され、その効果は永続的であり、最終学歴にまで影響を及ぼしていることが明らかになった。

これ以降の本論文の構成は以下のとおりである。IIでは誕生日が学業成績に与える影響をTIMSSとPISAを用いて分析する。IIIでは生まれ月が最終学歴に与える影響を『就業構造基本調査』を用いて分析する。IVでは分析の結果をまとめ、今後の研究課題を述べる。

II 学業成績への影響

1 計量経済モデル

推定の枠組みとなる計量経済モデルの説明に先立ち、分析の焦点となる生徒間の相対年齢を定義する。はじめに述べたように、4月2日生まれの子どもと4月1日生まれの子どもの間には、入学の時点で実年齢に約1年の差が生まれる。このことから、4月1日生まれの子どもの日単位の年齢(日齢)を1に基準化すると、誕生日が1日早くなるごとに日齢が1ずつ上がっていくことになり、同じ学年に在籍する4月2日生まれの子どもの日齢は365歳(閏年生まれの場合は366歳)となる。最終的に、この値を365で割ることによって相対年齢という変数を定義する。次節で紹介するように、小学生と中学生のサンプルについては誕生日が特定でき、以上の方法で相対年齢が算出できる。一方、高校生のサンプルについては生まれ月のみが分かるため、3月生まれの子どもの月齢を1に基準化し、4月生まれの子どもの月齢が12となるように設定した後に、月齢を12で割ることによって相対年齢を算出する。

次に、以下の様な線形モデルを仮定し、上記の

相対年齢が生徒の学業成績に及ぼす影響を推定する。

$$T = \beta_0 + \beta_1 R + X\beta_2 + u \quad (1)$$

被説明変数 T は、各生徒のテストスコアを示す。相対年齢は変数 R で示されており、分析の焦点はパラメータ β_1 の推定に置かれる。他の説明変数は X でまとめ、 β_2 はそれらの変数にかかるパラメータのベクトルである。 u は観察不可能な要因を含む誤差項であり、以下の仮定をおく。

$$E(u|R, X) = 0 \quad (2)$$

(1)式のモデルに基づいて、OLS推定並びに分位点回帰を行う。相対年齢が国私立中学校への在学確率に与える影響を推定するため、生徒が国私立中学校に所属しているならば1を取るダミー変数 P を使い、次のような線形モデルをプロビット推定する。

$$P = \gamma_0 + \gamma_1 R + Z\gamma_2 + \nu \quad (3)$$

やはり主たる分析の焦点は、相対年齢 R にかかるパラメータ γ_1 の推定に置かれる。他の説明変数は Z でまとめ、 γ_2 はそれらの変数にかかるパラメータのベクトルである。 ν は観察不可能な要因を含む誤差項であり、以下の仮定をおく。

$$E(\nu|R, Z) = 0 \quad (4)$$

誤差項に関する以上の仮定は、例えば教育熱心な保護者が恣意的に子どもの誕生時期を子どもが遅生まれとなるように選択する場合崩れる可能性がある。これは教育熱心な保護者の子どもの成績は比較的優れている可能性が高く、かつ保護者の意欲を観察することはできないためである。

このような内生性を考慮して、本研究では回帰不連続設計を用いた分析も行っている。ここでは、出産の時期には不確実性があることを想定し、保護者は子どもが生まれる時期をある程度までは制御できるものの、3月と4月に子どもを産み分けることはできないことを仮定する。子どもが3月生まれになることと、4月生まれになることがランダムに決定されているならば、3月・4月生まれの子どものサンプルを限定した分析を行うこと

によって、上記の内生性の問題を克服しつつ、相対年齢効果を推定することができる。

次節では、小学生・中学生のサンプルを含むTIMSSデータを紹介する。

2 TIMSS データ

国際教育到達度評価学会 (IEA) が実施するTIMSSは、教育到達度の国際的な尺度を測定することをその目的としており、特に学校のカリキュラムで学んだ知識の習得度合いを評価することに力点が置かれている。

1995年以降4年ごとに、参加各国の義務教育課程に在籍する生徒を対象として算数(数学)および理科のテストが実施されている。日本における調査は毎年年度末の2・3月に行われる。テストと並行して、生徒、担任教師および学校長を対象としたアンケート調査も行われており、この結果から各生徒の誕生日が特定できる。以下の分析では、原級留め置きや就学猶予等の理由により、満年齢が通常の生徒より高くなっているサンプルをあらかじめ除外している。

TIMSS1995では、小学3・4年生(母集団1)と中学1・2年生(母集団2)が調査対象となる一方で、TIMSS1999においては、上記の母集団1から中学2年生のサンプルのみが抽出されている。現時点でTIMSS2003の調査結果も利用できるが、この調査では生徒の誕生日が調査されていないことから、1995年と1999年の2年分のデータのみをプールして使用する。いずれの調査においても、約150の学校から各学年につき合計4000から5000人のサンプルが抽出されている。

TIMSSのサンプルは、すべて層化2段階無作為クラスター抽出法に基づいて抽出されている。抽出の第1段階において、設置者および所在地ごとに母集団を層化し、各層から調査対象となる一定数の学校を無作為抽出する。この際、各学校が抽出される確率は、調査対象となる学年に在籍する生徒の数に比例するよう調整が行われている。学校の設置者は、(1)公立ないし(2)国私立の2つの区分に分けられる。小学生については公立学校に属する児童のみが抽出の対象となっており、中学生のみ国私立校に属するサンプルが抽出されて

いる。学校の所在地は、(1)東京都23区内および政令指定都市、(2)他の市、そして(3)他の町村という3つの区分に分けられる。第2段階では、選ばれた学校の中から調査対象となる各学年につき1つの学級を無作為抽出する。最終的に、選出された学級に所属するすべての生徒を対象にテストが実施される。

実際の調査では、用意された8種類の問題冊子の中から1つの問題冊子が各生徒に無作為に割り当てられる。問題冊子の難易度を調整した上で国際比較を行うために、平均が500点、標準偏差が100点となるように標準化されたラッシュ・スコア(Rasch Score)が算出されている。本研究ではこのスコアを被説明変数として用いる。

一方説明変数としては、上で述べた年齢、学校所在地、設置者に関する情報に加えて、生徒の性別、塾・家庭教師を利用していることを識別するダミー変数を用いる。

使用する変数についての記述統計を表1にまとめた。3月生まれと4月生まれの生徒の間で、各変数について標本平均値の差に関するt検定を行った結果、テストスコア・相対年齢・国私立ダミー以外の変数については、5%の水準で有意な差は観察されなかった。これは、3月生まれと4月生まれの生徒の間で学校の所在地、通塾行動、性別といった次元で異質性が存在しないことを意味しており、ひいては観察不能な生徒の特性に関しても異質性が存在しない可能性を示唆する。よって、仮に3月生まれと4月生まれの間に成績の差が存在したとすると、その差は相対年齢効果から純粋に発生したものと理解することができよう。すなわち回帰不連続設計による実証分析を行うに当たって満たされるべき必要条件が満たされていると推測することができる(Lee(2007))。

次節では、高校生を調査対象とするPISAデータを紹介する。

3 PISA データ

PISA(Programme for International Student Assessment『OECD生徒の学習到達度調査』)は、経済協力開発機構(OECD)が実施する学術調査で、参加各国に属する15歳児の学習到達度を測

表1 記述統計 (小学生・中学生)

サンプル：TIMSS1995, TIMSS1999

変数名	小学生					中学生			
	(1)全体	(2)4月	(3)3月	(4)平均差	(5)公立	(6)国私立	(7)4月	(8)3月	(9)平均差
算数・数学スコア	568.45 (82.88)	578.91 (83.23)	557.06 (82.82)	21.85 [4.67]	579.36 (91.60)	672.72 (83.84)	593.64 (91.85)	574.97 (93.66)	18.67 [4.76]
理科スコア	549.37 (76.73)	558.18 (72.95)	535.94 (76.23)	22.24 [5.29]	547.40 (84.38)	609.51 (82.18)	559.07 (83.58)	541.00 (85.31)	18.07 [5.06]
相対年齢	0.51 (0.29)	0.96 (0.02)	0.05 (0.02)	0.92 [680.00]	0.51 (0.29)	0.55 (0.28)	0.96 (0.02)	0.05 (0.03)	0.92 [883.56]
都市ダミー	0.58 (0.49)	0.56 (0.50)	0.58 (0.49)	-0.02 [-0.86]	0.59 (0.50)	0.18 (0.38)	0.56 (0.50)	0.55 (0.50)	0.02 [0.82]
大都市ダミー	0.14 (0.35)	0.14 (0.35)	0.15 (0.36)	-0.01 [-0.66]	0.14 (0.34)	0.23 (0.42)	0.14 (0.34)	0.13 (0.34)	0.01 [0.57]
通塾ダミー (数)	0.33 (0.47)	0.32 (0.47)	0.35 (0.48)	-0.03 [-1.26]	0.63 (0.48)	0.43 (0.50)	0.62 (0.49)	0.63 (0.48)	-0.02 [-0.83]
通塾ダミー (理)	0.09 (0.29)	0.09 (0.29)	0.09 (0.28)	0.00 [0.30]	0.42 (0.48)	0.22 (0.41)	0.40 (0.49)	0.42 (0.49)	-0.02 [-1.13]
生徒女子ダミー	0.50 (0.50)	0.50 (0.50)	0.51 (0.50)	-0.01 [-0.50]	0.49 (0.50)	0.50 (0.50)	0.50 (0.50)	0.50 (0.50)	-0.01 [-0.26]
国私立ダミー							0.07 (0.25)	0.04 (0.19)	0.03 [2.96]
サンプルサイズ	7938	624	636		12891	742	1107	1131	

注：サンプルサイズ以外の表内数値は標本平均値、丸っこ内数値は標本標準偏差、角っこ内数値はt値。第2列・第7列は4月生まれのサンプル、第3列・第8列は3月生まれのサンプルそれぞれについての記述統計を示す。第4列・第9列には、4月生まれサンプルと3月生まれサンプルとの間に見られる標本平均値の差が示されている。大都市ダミーは学校所在地が政令指定都市・東京都23区内であること、都市ダミーは学校所在地が他の市であることを識別するダミー変数。通塾ダミーは、各科目に関して生徒が学外で講義を受けていることを識別するダミー変数。

定することをその目的としている。ただし、PISAが評価する対象は、知識・技能を実生活において活用する能力であり、特定の学校カリキュラムの習得度合いを調査対象としていない点でTIMSSとは異なる。

本調査は2000年より開始され、以後3年に一度のサイクルで対象生徒の読解力、数学リテラシー、科学的リテラシーの3点が主に調査されてきた。PISA2000では読解力の調査、またPISA2003では数学リテラシーの調査に重点が置かれている。テストと並行して、各生徒・学校長に対するアンケート調査も行われており、この結果から各生徒の生まれ月や他の説明変数に関する情報が得られる。

日本において調査対象とされたのは、高等学校本科の全日制学科、定時制学科、中等教育学校後期課程、高等専門学校の第1学年に在籍する生徒で、かつ年齢に関する基準を満たす者である。通学を伴わない通信制教育を受ける者、また外国にて教育を受ける者は母集団から除外される。

サンプルは層化2段階抽出法によって抽出されて

おり、第1段階で学校の設置者と学科ごとに母集団を4層に分け、各層より一定数の学校を選出する。各学校が抽出される確率は、TIMSSと同様に、その学校に在籍する生徒の数に比例するよう調整されている。学校の設置者は、(1)公立と(2)私立に分けられ、学科は、(1)普通科 (Academic Course) と(2)職業学科 (Practical Course) に区分される。

抽出の第2段階では各生徒のサンプルが抽出される。PISA2000では、選ばれた学校の中から学級単位で生徒が抽出されている一方で、PISA2003においては生徒単位の無作為抽出が学校内で行われている。PISA2000では、学校内での無作為抽出が保証されておらず、また調査対象となった各生徒が所属する学級が識別できないことから、生徒の誤差項間の相関に対して頑健な標準誤差を正確に計算することができない。この問題点を踏まえて、本研究ではPISA2003のみを用いて分析を行っている。PISA2003の調査は7月に行われており、最終的に約140の学校から約4700人の高校1年生が抽出されている。

実際の調査は、用意された複数の問題冊子の中から1つの問題冊子が各生徒に無作為に割り当てられ、各生徒がその問題冊子に答える形式で行われる。国際比較を行うために、OECD加盟国の間で平均が500点、標準偏差が100点となるように標準化されたラッシュ・スコアが算出されている。本研究ではこのスコアを被説明変数として用いる。

説明変数としては、上で述べた年齢、学校所在地、設置者、学科に関する情報に加えて、両親が大卒であることを識別するダミー変数を追加的に使用する。

これらの変数についての記述統計は表2にまとめられている。3月生まれと4月生まれの生徒の間で、各変数について標本平均値の差に関するt検定を行った結果、数学と読解のスコア・相対年

齢を除く他の変数については、5%の水準で有意な差は観察されなかった。ここでも回帰不連続設計による実証分析を行うための必要条件が満たされていることが明らかになった。

4 学業成績結果

表3には、小学生・中学生の各科目テストスコアを被説明変数として、説明変数である相対年齢にかかるパラメータを推定した結果が示されている。上段に小学生、中段に中学生、下段に高校生に関する推定結果をまとめた。

第1列・第4列では、学年と調査年を識別するダミー変数のみを説明変数としており、第2列・第5列では、記述統計表に示した説明変数を追加的に導入した推定結果がそれぞれ示されている。第3列・第6列には、第2列・第5列で使用した

表2 記述統計（高校生）

サンプル：PISA2003

変数名	高校生			
	(1)全体	(2)4月	(3)3月	(4)平均差
数学スコア	533.79 (99.43)	543.04 (95.69)	520.36 (104.19)	22.68 [3.12]
理科スコア	548.06 (109.49)	552.37 (106.61)	539.98 (114.51)	12.38 [1.54]
読解スコア	498.97 (105.61)	508.15 (101.13)	482.19 (111.26)	25.95 [3.36]
相対年齢	0.58 (0.28)	0.98 (0.12)	0.08 0.00	0.91 [141.47]
都市ダミー	0.47 (0.50)	0.49 (0.50)	0.48 (0.50)	0.01 [0.26]
大都市ダミー	0.16 (0.37)	0.17 (0.37)	0.16 (0.37)	0.00 [0.01]
生徒女子ダミー	0.51 (0.50)	0.52 (0.50)	0.54 (0.50)	-0.01 [-0.34]
私立ダミー	0.26 (0.44)	0.23 (0.42)	0.23 (0.42)	0.00 [-0.05]
職業学科ダミー	0.26 (0.44)	0.27 (0.44)	0.28 (0.45)	-0.01 [-0.22]
母親大卒ダミー	0.20 (0.40)	0.20 (0.40)	0.18 (0.38)	0.02 [0.82]
父親大卒ダミー	0.37 (0.48)	0.37 (0.48)	0.31 (0.46)	0.05 [1.58]
サンプルサイズ	4659	406	352	

注：サンプルサイズ以外の表内数値は標本平均値、丸かっこ内数値は標本標準偏差、角かっこ内数値はt値。第1列は全サンプル、第2列は4月生まれのサンプル、第3列は3月生まれのサンプルそれぞれについての記述統計を示す。第4列には、4月生まれサンプルと3月生まれサンプルとの間の標本平均値の差が示されている。大都市ダミーは学校所在地の人口規模が100万人以上であること、都市ダミーは学校所在地の人口規模が10万人以上100万人未満であることを識別するダミー変数。

表3 相対年齢と学業成績の関係——OLS 推定

被説明変数：各科目テストスコア

サンプル：TIMSS1995, TIMSS1999, PISA2003

小学生	男子				女子	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
算数	28.44 (4.57)	29.45 (4.60)	26.44 (7.52)	24.43 (4.32)	23.76 (4.31)	27.33 (6.74)
理科	29.63 (4.39)	29.84 (4.38)	23.40 (6.68)	24.95 (3.74)	24.74 (3.75)	29.62 (5.85)
サンプルサイズ	3989		621	3949		639
中学生	男子				女子	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数学	24.38 (3.66)	21.66 (3.55)	12.49 (6.03)	26.05 (4.12)	22.51 (3.74)	25.95 (5.72)
理科	26.66 (3.58)	24.54 (3.50)	25.89 (5.24)	15.14 (3.41)	13.00 (3.34)	13.47 (5.21)
サンプルサイズ	6947		1114	6686		1124
高校生	男子				女子	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数学	32.20 (9.42)	25.99 (7.80)	14.16 (11.49)	22.23 (6.87)	20.86 (5.82)	29.89 (9.60)
理科	22.20 (9.41)	15.28 (8.02)	8.62 (11.61)	18.45 (8.49)	16.76 (7.40)	14.23 (11.39)
読解	34.80 (9.34)	29.23 (8.20)	26.83 (12.34)	26.44 (7.23)	25.07 (6.34)	26.70 (19.62)
サンプルサイズ	2286		356	2373		402

注：表内数値は相対年齢にかかるパラメータの推定値。かつこ内数値は学級内相関（高校生については学校内相関）について頑健な標準誤差を示す。すべての推定モデルは定数項を含んでいる。第1列・第4列には学年と調査年を識別するダミー変数のみを説明変数として加えた推定結果が示されている。第2列・第5列では、学校所在地、各科目熟ダミー（小学生・中学生のみ）、両親大卒ダミー（高校生のみ）、国私立ダミー（中学生のみ）、私立ダミー・職業学科ダミー（高校生のみ）を追加的な説明変数として使用している。第3列・第6列では、回帰不連続設計を利用して、サンプルを3月・4月生まれの子に限定した結果が示されている。ここで制御している説明変数は、第2列・第5列で使用したものと同様である。

同様の説明変数を使用し、かつサンプルを3月・4月生まれの子どもに限定した推定結果をまとめた。相対年齢にかかるパラメータについてのOLS推定値は、高校生男子の数学・理科スコアに関する一部の結果を除き、5%の水準で統計的に有意である。

小学生のサンプル（表3上）では、相対年齢が1年高いことは、算数・理科スコアを平均して約25点から30点上昇させることが推定された。これは男女に共通する結果であり、またサンプルを3月・4月生まれの子どもに限定した場合でも、推定結果に大きな変化は見られなかった。

一方、中学生男子のサンプル（表3中央左）では、相対年齢が1年上回ることにより、数学・理

科スコアが約10点から25点程度上昇することが推定された。一方、中学生女子のサンプル（表3中央右）においては、約15点から25点程度上昇する傾向があることが推定される。中学生男子の数学スコアに関しては、サンプルを限定することによって推定値の大きさに若干の変化が見られたが、統計的有意性が失われることはなかった。

OLS推定の結果からは、中学生よりも小学生のサンプルにおいて、また女子よりも男子のサンプルにおいて、相対年齢が学業成績に与える影響はより強く推定される傾向が見られる。また、モデルの設定にかかわらず推定値は概して似た値を取っており、相対年齢の効果は頑健に推定された。

算数・数学スコアに関する同様の結果は、図1

からも見て取ることができる。ここでは相対年齢は日単位に換算されており、算数・数学スコアをこの日単位の相対年齢に回帰して求められた回帰直線と、算数・数学スコアについて局所平均値を算出したプロットが示されている。

男子と女子のサンプルを比較すると、回帰直線の傾きは同程度ないし女子のサンプルにおいて小さい。またどの結果からも、1年の相対年齢の差が平均して20点から30点程度のテストスコアの差に結びついている。

高校生のサンプル(表3下)においても、相対年齢の差がテストスコアの有意な差につながっていることが推定される。ただし、例外的に高校生男子の理科スコアについての推定値は、5%の水準で有意ではなく、かつサンプルを3月・4月生まれの生徒に限定すると、男子の数学スコア、および女子の理科スコア・読解スコアに関する推定値の有意性は失われた。しかしながら、これはサンプルサイズの減少に起因するものとも考えられる。

調査対象となる学力の定義が異なることから、

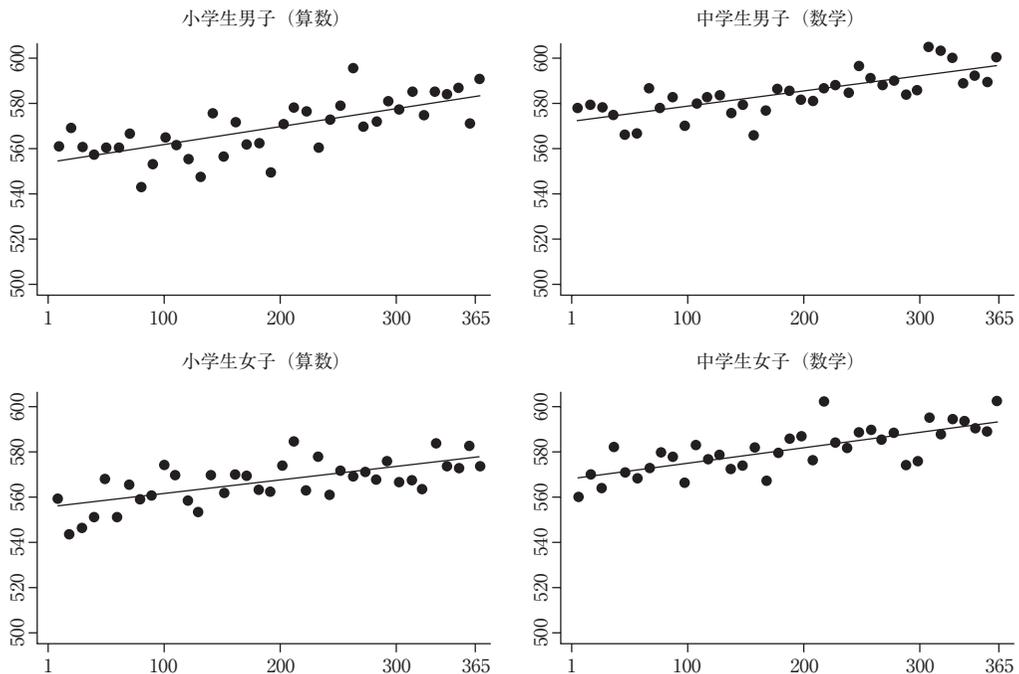
小学生・中学生に関する結果と高校生に関する結果を単純に比較することはできないが、男女間で推定値を比較すると、やはり女子よりも男子のサンプルにおいて、相対年齢が学業成績に与える影響はより強く推定される傾向が見られた。

表4には分位点回帰の結果が示されている。分析は5つの分位点を対象として行われており、0.1分位点(第1十分位点)から0.9分位点(第9十分位点)までの推定を行う。

小学生のサンプルに関するいずれの推定値も、5%の水準で有意性を示す一方で、中学生に関する結果では、分布の上方において推定値が有意性を持たなくなる傾向がある。また高校生については、分布の上方と下方の双方で推定値の有意性が失われる傾向が見られる。

特に小学生男子に特徴的な傾向として、テストスコアの分布の下方において相対年齢の影響が強く推定されることが挙げられる。算数スコアに関しては、0.1分位点と0.9分位点との間で、相対年齢にかかるパラメータ推定値には約15点程度の差が観察される。また、男子の算数・数学に関

図1 学業成績回帰図



注：縦軸はテストスコア、横軸は日単位の相対年齢(相対日齢)を測る。図中の線は、算数・数学スコアを相対日齢に単回帰した際の回帰直線。また相対日齢を10日ごとに区分し、各区分内で算出したテストスコアの局所平均値を共にプロットしている。

表4 相対年齢と学業成績の関係——分位点回帰

被説明変数：各科目テストスコア

サンプル：TIMSS1995, TIMSS1999, PISA2003

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		分位点(.10)	分位点(.25)	分位点(.50)	分位点(.75)	分位点(.90)
小学生男子	算数	39.25 (6.60)	30.90 (5.37)	31.91 (6.29)	25.50 (5.72)	24.01 (5.86)
	理科	30.24 (6.49)	35.32 (5.88)	30.36 (5.69)	33.61 (5.68)	24.86 (5.05)
小学生女子	算数	19.02 (8.37)	19.70 (6.30)	28.12 (5.69)	31.66 (6.00)	30.74 (6.06)
	理科	26.21 (6.66)	24.44 (4.56)	23.64 (3.90)	27.43 (6.23)	26.50 (7.13)
中学生男子	数学	23.59 (8.15)	24.81 (6.14)	25.79 (4.60)	23.37 (4.81)	14.73 (6.03)
	理科	19.99 (5.85)	19.16 (4.90)	24.18 (5.07)	25.64 (3.78)	22.17 (4.86)
中学生女子	数学	14.96 (5.68)	16.05 (4.45)	23.63 (5.28)	29.71 (4.23)	21.58 (7.45)
	理科	13.14 (3.67)	18.17 (3.25)	15.90 (4.40)	8.69 (5.07)	13.42 (6.64)
高校生男子	数学	48.45 (11.41)	36.50 (10.26)	23.80 (7.76)	26.67 (11.25)	9.11 (13.56)
	理科	27.62 (14.81)	21.09 (14.39)	24.13 (10.65)	10.03 (9.88)	7.47 (9.24)
	読解	27.42 (18.03)	23.24 (10.86)	40.60 (8.23)	25.98 (9.31)	32.81 (9.53)
高校生女子	数学	18.70 (12.23)	34.02 (8.05)	20.08 (6.89)	11.88 (8.01)	16.03 (8.82)
	理科	33.26 (14.35)	17.41 (10.86)	22.53 (10.60)	6.07 (9.11)	0.00 (13.70)
	読解	33.51 (10.39)	25.03 (11.22)	30.03 (8.80)	9.24 (7.43)	9.45 (9.87)

注：表内数値は相対年齢にかかるパラメータの推定値。かつこ内数値はブートストラップ法によって計算した標準誤差。すべての推定モデルは定数項を含んでいる。表3第2列・第5列で用いた説明変数を制御しており、特に生まれ月によるサンプルの限定は行っていない。

しては小中高と一貫して、成績下位者に強い相対年齢効果が観察され、成績上位者に関してはその効果が弱いことが観察される。一方、女子のサンプルでは分位点ごとの差異は判然としない。小学生女子・中学生女子の算数・数学スコアや中学生男子の理科スコアに関しては、分布の上方で推定値がむしろ大きくなり、中学生女子の結果では、分布の下方と上方の双方で推定値が小さくなる傾向がみられる。

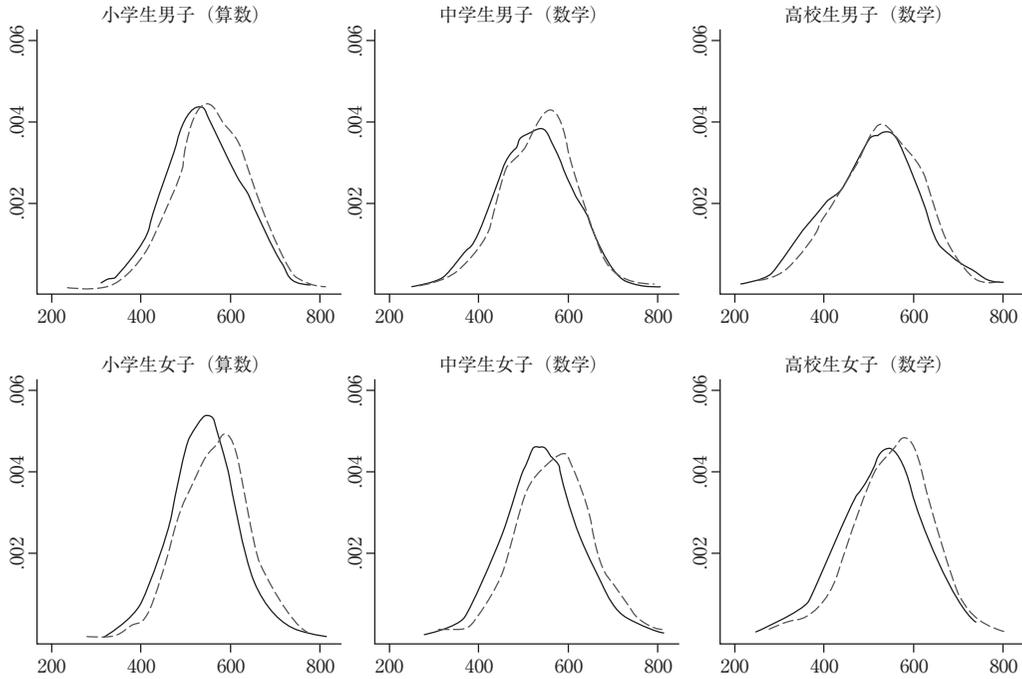
算数（数学）スコアのカーネル分布を学校種別・性別ごとに示した図2からも、男子のサンプルにおいて、分布の上方で成績の差が開きにくい傾向

が観察できる。また、小学生女子の算数テストでは、分布の上方でむしろ差が大きくなる傾向が見られる。この相対年齢効果の影響に関する男女差は小中高で一貫して観察されているため、偶然以上の要因があると考えられる。その理由については、今後の解明が待たれるところである。

次に相対年齢が国私立中学校への在学確率に与える影響を推定した結果を紹介する。表5には、国私立中学校に在籍していることを示すダミー変数（国私立ダミー）を被説明変数にとったプロビット推定の結果が生徒の性別ごとに示されている。

表中数値は、相対年齢が1年異なることが国私

図2 学業成績カーネル推定



注：縦軸は(Epanechnikov)カーネル分布の確率密度、横軸はテストスコアを測る。実線は相対年齢が0.1未満(2月下旬～4月1日生まれ)のグループ、破線は相対年齢が0.9以上(4月2日～5月上旬生まれ)のグループの算数・数学スコアについてのカーネル分布を示す。

表5：相対年齢と国私立中学校に在籍する確率の関係——プロビット推定
被説明変数：国私立ダミー
サンプル：TIMSS1995, TIMSS1999

	男子				女子	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
相対年齢	0.027 (0.012)	0.023 (0.012)	0.024 (0.014)	0.029 (0.010)	0.025 (0.009)	0.025 (0.011)
サンプルサイズ	6947		1114		6686	

注：表内数値は限界効果を示す。かつこ内数値は学校内相関について頑健な標準誤差。すべての推定モデルは定数項を含んでいる。第1列・第4列は相対年齢のみを説明変数としており、第2列・第5列は学校所在地(町村, 市, 政令指定都市・東京23区)を識別するダミーを加えた推定結果を示している。第3列・第6列では、回帰不連続設計を利用して、サンプルを3月生まれと4月生まれの生徒に限定した結果が示されている。ここで制御している説明変数は、第2列・第5列で使用したものと同様である。

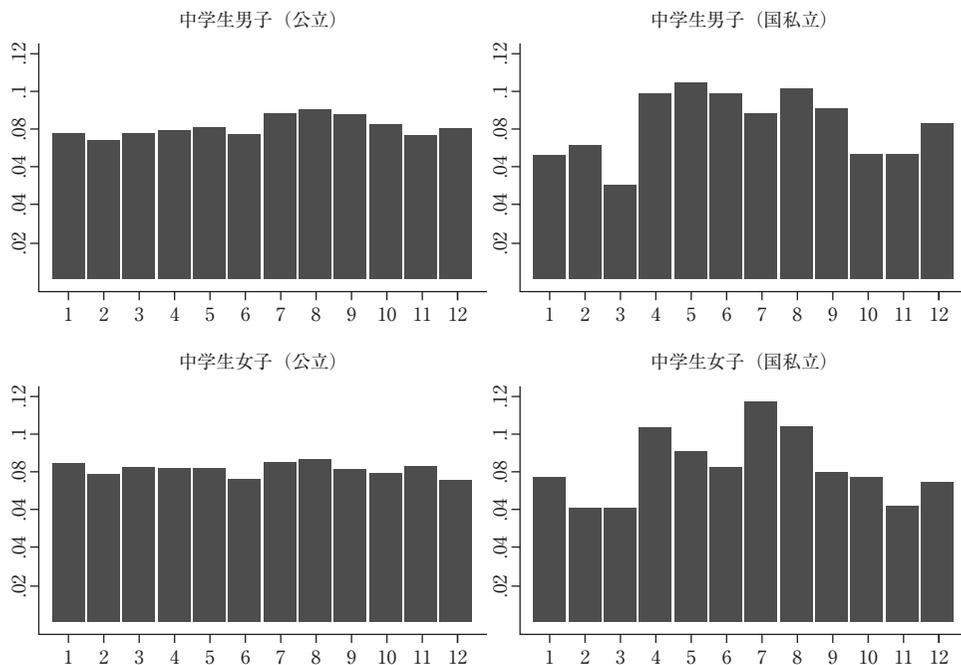
立中学校に在籍する確率に与える限界効果を推定している。いずれの推定値も5%の水準で統計的に有意である。その値は、男子で約2.3%ポイント、女子で2.5%ポイントと推定され、サンプルを3月・4月生まれの生徒に限定した場合でもほぼ同様の結果が観察された。サンプル全体で見た場合、国私立中学校に在籍する生徒の比率は、男子5.2%・女子5.5%であり、相対年齢の違いが国私立中学校への進学行動に与える影響は相当程

度大きいと結論できる。

この結果は、図3に示された生まれ月に関するヒストグラムとも整合的であり、国私立中学校の中では、いわゆる早生まれの生徒が相対的に少ないことが観察される。その一方で、公立中学校に在籍する生徒の生まれ月の分布はほぼ一様である。

以上の結果から、相対年齢の違いが学業成績や進学行動に影響していることが示された。次章では、入学時における年齢の違いが最終学歴に与え

図3 生まれ月ヒストグラム



注：縦軸は%を測り、横軸は生まれ月を示す。

る影響を見ていく。

Ⅲ 最終学歴への影響

1 最終学歴データ

ここまでの分析で、生まれ月が小学生・中学生の学業成績に無視しえない影響を与えることがわかってきた。それではその影響は、永続的なものとなり最終学歴にまで影響を与えるものとなるのだろうか。この疑問に答えるために、この節は生まれ月が最終学歴に与える影響を分析する。分析に用いるデータは総務省統計局が5年に一度行っている『就業構造基本調査』の個票データで、直近の2002年10月に実施されたものである。日本全国から層化2段抽出された約44万世帯に所属する15歳以上の男女が対象となる調査で、100万人以上の個人の情報が記録されている。この100万人以上の個人のうち、一般的に考えて就学が終了していると思われる25歳以上で、一般的な定年年齢である60歳以下の男女をサンプルに含めた。結果としてサンプルサイズは男女それぞれ

26万人前後となった。

データには生まれ月と最終学歴が記録されている。まず生まれ月から小学校入学時の月齢を計算した。なお、結果を見やすくするために、小学校入学時の月齢を12で割ることによって単位は年単位とした。Kawaguchi (2006) で詳しく議論しているが、サンプルの中の中高年では生まれ月が早生まれに偏る傾向がある。しかしながらこの論文で紹介する分析結果は、生まれ月に偏りが無い若年にサンプルを限定しても得られるため、生まれ月の偏りによるバイアスは深刻ではないと考えられる。次に学歴については最終学歴が、「中学校」「高等学校」「高等専門学校・短大」「大学・大学院」の4つのカテゴリーで記録されているが、それぞれを9年・12年・14年・16年の連続変数に変換した。

2 最終学歴結果

表6は各個人の教育年数を連続変数に変換した後の値を、小学校入学時の月齢を年単位で測ったものに回帰した結果である。この係数は小学校入学時の月齢が1年分違うときの最終的な教育年数

の違いを表しているので、同学年の中の4月2日生まれの者と4月1日生まれの者の間の最終教育年数格差を示していると考えられる。男性についてこの係数は0.17で、女性についてこの係数は0.07であった。それぞれの教育年数の標準偏差が2.35と1.89であることを考えると男性については0.05標準偏差、女性については0.04標準偏差の最終教育年数の差をもたらすことが明らかになった。

より詳しく、相対年齢効果が高校卒業、短大・高専卒業、4大卒業のどのマージンで影響を与えるかを見るために、高校卒業以上の最終学歴を持つときに1をとるダミー変数を小学校入学時の月齢（年換算）に回帰した男子についての分析結果が表7の第1列である。この推定結果によると、全サンプルの中で高卒以上の学歴を持つものは84%いるが、同一学年でありながら実年齢が1年異なると高校卒業率が2%ポイント上がるということが明らかになった。同様の分析を高専・短大卒業以上のダミー、4大卒業以上のダミーを用いて行った結果が表7の第2列、第3列に報告されているが、同じく2%ポイントの上昇をもたらす。特に4大卒業以上である確率は全サンプルの平均値が27%であるところ、4月1日生まれと4月2日生まれでは確率が2%ポイント異なることが明らかになった。

女性についての分析結果は表7の第4列から第6列にかけて報告されているが、4月2日生まれと4月1日生まれの間では、高卒以上の確率、短大・高専卒業以上の確率、4大卒業以上の確率が1%

ポイント上がるということが明らかになった。特に4大卒業以上である確率が全体では9%であることより、この違いは大きな違いであるといえよう。

以上見てきたように、『就業構造基本調査』を用いた最終学歴の分析から、生まれ月の違いによる学力格差が最終学歴の違いにまで持ち越されることが明らかになった。Kawaguchi (2006) による追加的な分析によれば、この格差が所得格差にどれほど反映されるかについてはそれほど明確な結果が得られているわけではないが、最終学歴と所得の間の関係を考えれば、生まれ月の違いが最終的には所得水準の違いに帰着する可能性も否定はできない。

IV 結 論

同じ学年に所属する生徒の実年齢が異なることが、学業成績やスポーツの成績に影響を与えることを相対年齢効果という。この論文では、日本の個票データを用いて、日本における相対年齢効果の程度を厳密に推定した。

生まれ月の違いは、同級生の中での児童・生徒の相対的な発達度の違いをもたらすが、この効果は年齢を重ねるにしたがって消えていくものとも考えられる。しかしながら、幼少期の初期的体験がその後の学習意欲などに影響を与えることを通じて、初期時点での成績差が次なる成績差を生むようなメカニズムが存在すると、成績差は中学生・高校生になっても残ることが考えられ、ひいては最終学歴の違いにまでつながる可能性もある。

表6 月単位で測った就学開始時の年齢と最終教育年数の関係
被説明変数：教育年数
サンプル：『就業構造基本調査』2002年時点で25歳から60歳の男女

	(1)	(2)
サンプル	男性	女性
就学開始年齢	0.17 (0.02)	0.07 (0.01)
サンプルサイズ	259756	267838
R ²	0.06	0.14
被説明変数の平均値	12.75	12.41
被説明変数の標準偏差	(2.35)	(1.89)

注：かっこ内は標準誤差。就学開始時点は月齢で測って単位を年に直してある。推定には学年コーホートダミーを導入している。

表7 月単位で測った就学開始時の年齢と最終学歴の関係——線形確率モデル

被説明変数：学歴ごとのダミー変数

サンプル：『就業構造基本調査』2002年時点で25歳から60歳の男女

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男性	男性	男性	女性	女性	女性
被説明変数	1 (Educ≥12)	1 (Educ≥14)	1 (Educ≥16)	1 (Educ≥12)	1 (Educ≥14)	1 (Educ≥16)
就学開始年齢	0.02 (0.00)	0.02 (0.00)	0.02 (0.00)	0.01 (0.00)	0.02 (0.00)	0.01 (0.00)
サンプルサイズ	259756	259756	259756	267838	267838	267838
R ²	0.07	0.04	0.02	0.11	0.09	0.02
被説明変数の平均値	0.84	0.35	0.27	0.86	0.33	0.09

注：かっこ内は不均一分散に対して頑健な標準誤差。推定には学年コーホートダミーを導入している。

TIMSS や PISA を用いた実証分析の結果は、相対年齢効果が小学生・中学生・高校生それぞれに頑健に発見され、同じ学年の最年長者（4月2日生まれ）と最年少者（4月1日生まれ）の間には、平均して偏差値で2から3もの学力差があることが明らかになった。また、この相対年齢効果の大きさが学年が進むにつれて一貫して縮小していくという推定結果は得られなかった。

この早生まれと遅生まれの間の学力差は、国私立中学校への在学確率にも大きな影響を与える。4月生まれの国私立中学校在学比率は日本全国で7%であるにもかかわらず3月生まれの数字は4%である。また国私立中学校に通う者の生まれ月の分布は明らかに遅生まれに偏っており、ほぼ一様分布に従っている公立中学校在学者の生まれ月の分布と対照を成している。

これらの生まれ月の違いに起因する小中高での成績の違い、国私立中学校への在学確率の違いは最終学歴の違いにも反映され、男性の中の4大卒業率が27%であるところ、3月生まれと4月生まれではその確率が2%ポイントも異なる。女性については、4大卒業率が10%であるところ、3月生まれと4月生まれではその確率が1%ポイント異なる。

この論文での分析から得られた結論は Bedard and Dhuey (2007) らが得たものと整合的で、相対年齢効果が高校生の間でも観察されること、相対年齢効果の存在が最終的に最終学歴の違いをもたらすことが追加的に明らかになった。また、相対年齢効果の大きさが分布の位置によって異なることを許すような推定を行ったところ、男子生徒の成績上位者に関しては相対年齢効果がほとんど

観察されないことが追加的に明らかになった。このような結果がどのようなメカニズムによってもたらされるのか、諸外国のデータの分析を含めてさらなる解明が求められるところである。

誤解がないように明確にしておく、この論文の発見は早生まれの児童・生徒の知的能力が劣るということではない。本来ならば生まれ月による学力差はないはずなのに、たまたま早生まれであったがゆえに、ハンディキャップを背負ってしまう児童・生徒がいて、そのハンディキャップが学力差、ひいては最終学歴の差に帰着してしまっているという現実を指摘しているに過ぎない。この結果から、幼少期の些細な成績の違いによって勉強ができる、できないという決めつけを行うことの危険性を読み取ってもらいたい。また、近年公立学校の中高一貫化を推進する動きが文部科学省を中心に出てきているが、中高一貫校への就学の機会が早生まれであることによるハンディキャップによって閉ざされることがないように最大限の配慮が必要であろう。

*この論文の一部は内閣府経済社会研究所のプロジェクトの成果に基づくものである。その成果は Daiji Kawaguchi, The Effect of Age at School Entry on Education and Income, ESRI Discussion Paper Series No. 162, June, 2006 としてまとめられている。研究会を組織し、データ申請の労をとってくださった上野有子氏に感謝します。また、Kawaguchi (2006) の草稿については、浅野哲人、市村英彦、石田潤一郎、大竹文雄、神林龍、小原美紀、佐々木勝、瀧井克也、黒田昌裕、内藤久裕、町北朋洋、山田憲、Orley Ashenfelter、David Card の各氏ならびにカリフォルニア大学バークレー校、ジョージア工科大学、大阪大学、日本経済学会 2006 年秋季大会でのセミナー参加者から多くの貴重なコメントをいただきました。記して感謝します。

参考文献

- Bedard, Kelly and Elizabeth Dhuey (2007) "The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects," forthcoming in *Quarterly Journal of Economics*.
- Borg, Mark G. and Joseph M. Falzon (1995) "Birth Date and Sex Effects on the Scholastic Attainment of Primary Schoolchildren: A Cross-Sectional Study," *British Educational Research Journal*, Vol. 21, No. 1, pp. 61-74.
- Dudink, Ad (1994) "Birth Date and Sporting Success," *Nature*, Vol. 368, p. 592.
- Kawaguchi, Daiji (2006) "The Effect of Age at School Entry on Education and Income," ESRI Discussion Paper Series No. 162.
- Lee, David (2007) "Randomized Experiments from Non-random Selection in U. S. House Elections," forthcoming in *Journal of Econometrics*.

かわぐち・だいじ 一橋大学大学院経済学研究科准教授。
最近の著作に“Testing the Morale Theory of Nominal Wage Rigidity” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 61, No. 1, pp. 57-72, 2007 (大竹文雄氏との共著)。労働経済学，応用計量経済学専攻。

もり・ひろあき 一橋大学大学院経済学研究科修士課程。
最近の論文に「日本における少人数学級編制の教育効果推定」(2007年)。労働経済学，応用計量経済学専攻。