

ゆとり教育が教育達成度に与えた効果の実証分析 ——義務教育期間中の授業時間数の効果についての分析

中村 亮介

(慶應義塾大学大学院経済学研究科 博士課程)

1. はじめに

日本の義務教育は今、転機を迎えている。2008年、学習指導要領（以下、指導要領）の改訂が文部科学省によって告示され、その全面的な施行が中学校では2012年に行われた¹⁾。今回の改訂の特徴は義務教育における数学、国語などの授業時間を増やしたこと、小学校においては新たに外国語の授業が加わったことにある。この指導要領は1981年に「ゆとり教育」と呼ばれる指導要領が導入されて以来はじめて義務教育期間中の授業時間を増加させるものとなる²⁾（図表-1）。

義務教育の中心である指導要領は時代とともに変化してきた。図表-2は生まれ年度ごとに指導要領が定める義務教育、中学校在学期間における授業時間を示したグラフである。特に、1959年度から65年度生まれは教育内容が増大した詰め込み教育期に中学生となり、その期間に約3000時間の授業を受けた。一方、1968年度から86年度生まれはゆとり教育が導入された世代であり、中学校では約2600時間の授業を受けた。

指導要領は人々が受ける教育の量と質を決定しており、指導要領と学力との関係は以前から注目されていた。例えば、西村（2003）は大学生が小学校算数の問題を解けないことなどを挙げて、ゆとり教育が学力低下をもたらしていると主張している。さらに、荻谷・志水・清水・諸田（2002）は指導要領改訂前後で同一問題

の学力テストを実施し、指導要領が学力に与えた影響を明らかにしようとした。しかし、これらの主張や研究は指導要領が教育達成度に与えた因果的効果まで踏み込んではいない。

そこで、本研究では教育達成度の尺度の一つとして教育年数に着目し、指導要領が教育年数に与えた因果的効果を分析する。教育年数は就業や賃金にプラスの影響を持つ変数である。指導要領の効果を教育年数で測ることに、指導要領の経済的効果について示唆を得るという意義がある。また、本稿では特に中学校の指導要領に定められた授業時間が教育成果に与えた因果的効果に注目する。これは義務教育期間における授業時間変化のうち、約90%が中学校の授業時間変化で説明されるためである。

指導要領の因果的効果を計測する際の問題点は、その変更が全国一律である点にある。その結果、指導要領改訂前後の授業時間変化にだけ着目すると、生まれ年度に固有の観察されない要因やトレンドなどが制御できない、指導要領変更の影響を受けない適切なコントロールグループの発見が困難になる、などの問題が生じる。そして、これらの点を考慮しない分析では、授業時間の効果を識別することはできない。

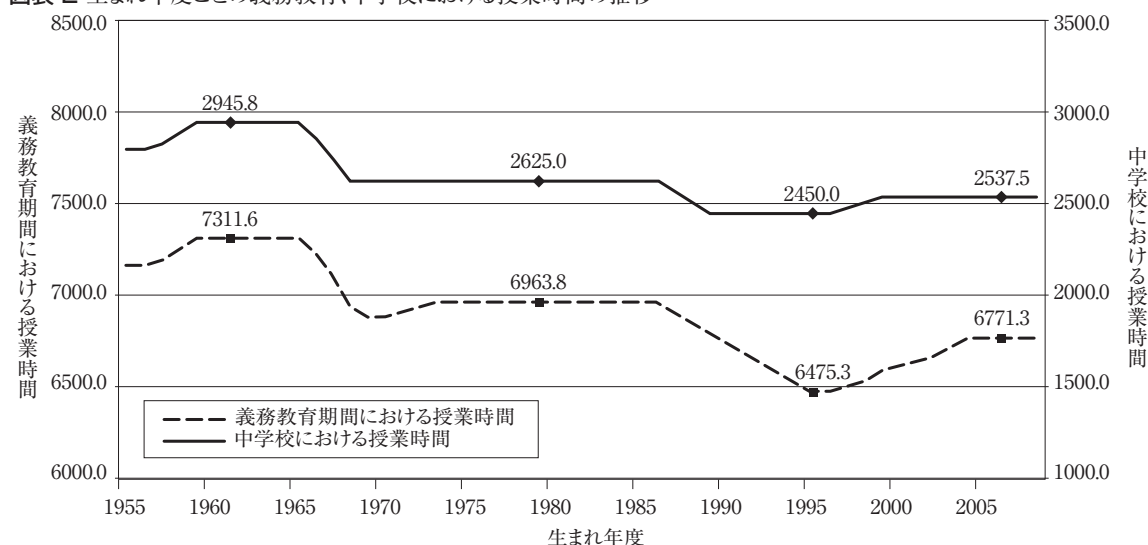
しかし、本研究では日本の公立・私立中学校の制度上の差異を利用した識別戦略を立て、以上の問題を解決した推定を行った。指導要領は法的性格を持っており、公立学校には指導要領の範囲内で教育し、それを遵守することが求められている³⁾（藤原 2002）。一方、私立学校は

図表-1 学習指導要領が定める標準授業時間

中学校									
改訂告示年度	改訂施行年度	1年	2年	3年	本文中での学習指導要領の呼称			合計	授業時間変化
1958	1958	933.3	933.3	933.3	詰め込み教育Ⅰ期			2800.0	
1969	1972	991.7	991.7	962.5	詰め込み教育Ⅱ期			2945.8	145.8
1977	1981	875.0	875.0	875.0	ゆとり教育Ⅰ期			2625.0	－ 320.8
1989	1993	875.0	875.0	875.0	ゆとり教育Ⅱ期			2625.0	0.0
1998	2002	816.7	816.7	816.7	ゆとり教育Ⅲ期			2450.0	－ 175.0
2008	2012	845.8	845.8	845.8				2537.5	87.5
小学校									
改訂告示年度	改訂施行年度	1年	2年	3年	4年	5年	6年	合計	授業時間変化
1958	1958	612.0	656.3	708.8	761.3	813.8	813.8	4365.8	
1968	1971	612.0	656.3	708.8	761.3	813.8	813.8	4365.8	0.0
1977	1980	637.5	682.5	735.0	761.3	761.3	761.3	4338.8	－ 27.0
1989	1992	637.5	682.5	735.0	761.3	761.3	761.3	4338.8	0.0
1998	2002	586.5	630.0	682.5	708.8	708.8	708.8	4025.3	－ 313.5
2008	2011	637.5	682.5	708.8	735.0	735.0	735.0	4233.8	208.5

注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)、文部科学省(2008)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業1単位の時間が45分、50分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した

図表-2 生まれ年度ごとの義務教育、中学校における授業時間の推移



注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)、文部科学省(2008)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業1単位の時間が45分、50分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した

私立学校法第1条によって学校運営の自主性が認められており、教育学における研究も私立中学校が独自の教育課程や授業時間を定めていることを示している。これらの状況から、公立中学校進学者をトリートメントグループ、私立

中学校進学者をコントロールグループと定義し、指導要領の変遷と合わせてDifference-in-Differences法(以下、DD法)による授業時間の効果の識別を行った。

分析の結果、ゆとり教育が教育年数に与える

効果が都市の規模により異なっていることが明らかになった。つまり、中学校の授業時間の減少が大都市に居住していた女性の教育年数を統計的に有意に増加させていた。その効果の大きさは授業時間100時間の減少が約0.02年分教育年数を増やすというものであった。この結果は塾などの学校外教育機会が大都市とそれ以外の都市とで異なっていたことを反映している可能性があり、授業時間減少による「ゆとり」をどのように過ごすかの重要性を示唆している。

本稿は以下のように構成されている。2節では教育改革の効果を分析した海外の研究を概観する⁴⁾。続く3節では分析に使用した家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」や指導要領の特徴を示すための変数の作成方法を説明する。4節では授業時間が教育年数に与えた効果を識別するための戦略とその戦略に関する仮定の検証を行い、5節において推定結果を報告する。最後に、6節でゆとり教育が及ぼした影響についてまとめ、本研究の課題と展望について述べる。

2. 先行研究

本節では、教育制度変更の効果を分析した海外の研究を概観する。海外には教育制度の変更のタイミングが各州で異なることを利用した研究があり、中には義務教育期間の延長が教育成果に与えた影響を分析したものがある。まず、Harmon and Walker (1995) はイギリスの義務教育延長政策を操作変数として教育の収益率の計算を行い、教育の収益率が約15%であることを明らかにした。また、彼らは義務教育延長政策が教育年数に対して有意にプラスであることも示している。Grenet (2011) はフランスとイギリスで行われた義務教育延長政策の影響を分析し、フランスでは教育の収益率がゼロであること、イギリスでは男性の収益率が7%であることを示した。加えて、2つの国の改革は教育年数を約3～4カ月延ばしていることを示した。

ドイツにおける教育制度変更を利用した研究にはPischke (2007)、Pischke and von Wachter (2005) がある。Pischke (2007) は西ドイツで行われた学年始期の春から秋への統一政策の州による違いを利用して授業時間の変化が教育成果に与えた影響の分析を行った。Pischke (2007) はこの改革による授業時間の減少は生徒の留年確率を上昇させたが、教育年数には影響を与えなかったことを示した。Pischke and von Wachter (2005) は義務教育期間の8年から9年への延長が教育成果に与えた影響を分析し、義務教育延長が教育年数にはプラスの有意な影響を与えたが、賃金には影響を与えなかったことを示した。

アメリカでは義務教育参加法と子どもの就労に関する法律の2つが各州で異なることを利用した研究が行われている⁵⁾。例えば、Acemoglu and Angrist (2000)、Oreopoulos (2003)、León (2006) の研究は制度の違いが教育達成度に与えた影響を分析しており、法律が定める就学期間が長くなるほど教育年数が長くなることを示した。特にOreopoulos (2003) はアメリカに加えてカナダ、イギリスにおいても中退年齢の引き上げが教育年数に正の影響を与えていることを示した。

これらの先行研究と比較した場合の本研究の特徴は次の点にある。まず、義務教育年数が変化していない中で授業時間の変化が教育成果に与えた影響を分析した点にある。海外の研究には、義務教育延長と同時に授業時間、教育内容がどのように変化したかを考慮した分析は少ない。また、指導要領の効果を分析した日本の従来の研究と異なり、本研究はマイクロデータを使用し個人属性や地域の教育環境の変数などを一定に保った分析を行った。

3. データ

本研究で使用したデータは家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』(以下、JPSC)である。本研究では、JPSCの各コーホー

図表-3 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
被説明変数					
教育年数（単位:年）	13.29	1.74	9.00	18.00	2829
公立中学校進学者の教育年数（単位:年）	13.31	1.70	9.00	18.00	2571
私立中学校進学者の教育年数（単位:年）	13.12	2.15	9.00	18.00	258
説明変数					
中学校における授業時間（単位:100時間）	27.52	1.47	26.25	29.46	2829
小学校における授業時間（単位:100時間）	43.39	0.31	42.61	43.66	2829
公立中学校進学ダミー	0.91	0.29	0.00	1.00	2829
兄弟数	2.50	0.95	1.00	12.00	2829
長女ダミー	0.70	0.46	0.00	1.00	2829
母親大卒ダミー	0.04	0.19	0.00	1.00	2829
父親大卒ダミー	0.17	0.38	0.00	1.00	2829
父親管理的職業ダミー	0.14	0.34	0.00	1.00	2829
大学収容力（単位:%）	41.06	29.48	7.24	138.83	2829
15歳時点の実質GDP（単位:1000億円）	3344.94	768.48	2266.11	4543.32	2829

注: 義務教育期間における授業時間は国立教育政策研究所(2005)より調べた授業時間を使用している。また、授業時間の算出は小学校、中学校で授業1単位の時間が45分、50分と異なることを考慮し、各指導要領の総単位時間を分単位で集計した上で、時間単位に直した。大学収容力は学校基本調査より、15歳時点の実質GDPは1998年度国民経済計算 (http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/kakuhou/kako/h12_nenpou/12annual_report_j.html, 2011年9月19日参照)を使い、生まれ年度の期待値の計算方法同様にそれぞれ期待値に直した

トの初回調査からクロスセクションデータを作成することで分析を行った⁶⁾。また、対象者の女性は1959年生まれから1979年生まれであり、「詰め込み教育」から「ゆとり教育」への移行を中学生時に経験した世代が含まれている。

JPSCは個人の就学歴を詳細に尋ねている点が分析に都合がよいが、誕生月を尋ねていないため調査対象者の生まれ年度、生まれ年度に基づく授業時間の特定には工夫が必要となる。そこで、本研究では生まれ年度の期待値（以下、期待生まれ年度）という考え方を導入し、その期待生まれ年度をもとに授業時間を特定した。

ここで、期待生まれ年度の計算方法を示すため、生まれ年が1960年である個人を考える。JPSCが10月1日時点の満年齢を尋ねている点を考慮すると、1960年生まれと判断される個人は1959年10月2日～1960年10月1日に生まれた可能性がある。学校教育法によれば、1959年10月2日～1960年4月1日に生まれた人は1959年度生まれであり、1960年4月2日～1960年10月1日に生まれた人は1960年度生まれである。よって、この個人の期待生まれ年

度は、 $1/2 \times 1960 + 1/2 \times 1959 = 1959.5$ 年度となる。従って、ある個人の期待授業時間は生まれ年がc年の場合は $1/2 \times (\text{c年度生まれの実際の授業時間}) + 1/2 \times (\text{c-1年度生まれの実際の授業時間})$ から計算される⁷⁾。なお、授業時間は100時間を単位とし分析を行う。

また、本研究では授業時間だけでなく教育内容を示す使用指導要領ダミーも作成した。多くのサンプルは「詰め込み教育II期」または「ゆとり教育I期」の指導要領を3年間使用した。一方、一部のサンプルは中学1年から2年までは「詰め込み教育」、3年から「ゆとり教育」というように、指導要領変更時の学年によって、使用した指導要領の組み合わせが異なる。この変数により同じ授業時間であっても教育内容が変化した可能性を考慮する。

本研究の被説明変数である教育年数は最終学歴より計算した⁸⁾。指導要領以外の説明変数のうち個人属性に関する変数は公立中学校進学ダミー、兄弟数、本人長女ダミー、母親大卒ダミー、父親大卒ダミー、父親管理的職業ダミーである⁹⁾。また、小学校における授業時間、小

中学校時代に過ごした都道府県における大学収容力、マクロ的トレンドを示す15歳時点での実質GDPも説明変数として加えた¹⁰⁾。これらの変数の記述統計は図表-3に示しており、授業時間、大学収容力、15歳時点での実質GDPはそれぞれ期待値に変換した。

4. 識別戦略

本節では指導要領によって定まる中学校の授業時間が教育年数に与える因果的効果を識別するための戦略について説明する。本研究では日本の教育制度の特徴から私立中学校進学者を指導要領変更の影響を受けないコントロールグループとして設定することが適切であるとし、Difference-in-Differences法（以下、DD法）によって授業時間の効果の識別を試みた。そこで、本節では私立中学校進学者がコントロールグループとして適切かどうか、またDD法実施のための条件が満たされているかどうかを確認する。

義務教育における私立学校は公立学校とは異なり指導要領に縛られない授業編成を行ってきた。まず、総務庁（1992）が行った私立中学校の授業時間についての調査では調査対象となった全ての私立中学校で指導要領が定めた標準授業時数を超えていた。また、教育学の研究も私立中学校が指導要領にとらわれることなく独自に授業時間、教育内容を定めていることを示している（樋田 1993; 秦 1993; 藤原 2002）。これらは私立中学校をコントロールグループとすることが適していることを示している。

DD法による推定の前に、指導要領の変更が個人の行動に影響を与えていないか統計的に検討する¹¹⁾。図表-4はプロビットモデルによって、公立中学校に進学したかどうかの2値変数を、授業時間、使用指導要領ダミー、個人属性などの説明変数で推定した結果である。その結果、授業時間が中学校の選択に与える影響は統計的に有意ではないことが明らかになった。ま

た、ゆとり教育I期ダミーはどの推定方法でも統計的に有意な効果を持たなかった。以上の結果より、指導要領がゆとり教育I期へ変化するときに、指導要領自身がトリートメント・コントロールグループへの割り当てに直接影響を与えていないことが統計的に明らかになった。

ここで、中学校での授業時間が教育年数に与える効果をDD法によって推定するための推定式を定義する。この識別戦略を用いた場合の推定式は、

$$y_{ckpi} = \alpha + \lambda SchoolHour_c + \gamma JuniorHigh_p + \delta SchoolHour_c \cdot JuniorHigh_p + X_{cki} \beta + \varepsilon_{ckpi} \quad (1)$$

となる。このとき、 y_{ckpi} は c 年度生まれで小中学校時代を k 県で過ごし、中学校の公私の別が p であった個人 i の教育年数である。 $SchoolHour_c$ は c 年度生まれの中学校の期待授業時間であり、 $JuniorHigh_p$ は公立中学校進学ダミーである。 X_{cki} は教育達成に影響を与える指導要領以外の変数である。中学校における授業時間が教育年数に与えた因果的効果は $SchoolHour_c \cdot JuniorHigh_p$ の係数 δ によって識別する。

また、 $SchoolHour_c \cdot JuniorHigh_p$ と大都市ダミーとの交差項を作成することで、大都市における授業時間の影響を識別する¹²⁾。大都市とそれ以外の都市では教育機会について大きな差がある。例えば、大学収容力の平均を比較すると大都市では約55%であり、その他の都市では約20%である。これは大都市における中学校3年生の約半分に居住地の大学・短大への潜在的な進学機会があることを示している。また、通塾などの学校外教育機会についても大都市では通塾率が約62%とその他の都市が49%であるのに比べて高い値を示している。このような教育機会の差がゆとり教育の効果にどのような違いをもたらすかを上記の交差項で検証する。

最後に ε_{ckpi} は誤差項である。誤差項は $\varepsilon_{ckpi} = \varphi_c + \mu_p + \tau_k + \rho_{pc} + \nu_{ckpi}$ と分解でき、それぞれ φ_c は生まれ年度、 μ_p は通学した中学校種、 τ_k は小中学校時の居住都道府県の固定効果を示す。特に、 μ_p は学校の質や学校に集まる生徒の能力、

図表-4 指導要領が公立中学校進学へ与えた影響の推定結果

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
中学校における授業時間	- 0.2164	(0.7315)	- 0.2179	(0.7317)	- 0.2143	(0.7304)
		[0.1527]		[0.1529]		[0.1525]
ゆとり教育I期ダミー	- 0.2237	(0.8914)	- 0.2277	(0.8898)	- 0.2291	(0.8885)
		[0.2200]		[0.2196]		[0.2194]
偽決定係数	0.0148		0.0181		0.0206	
サンプル数	2829		2829		2829	
大都市ダミー			yes		yes	
小中学校時の居住都道府県ダミー					yes	

***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同じであるグループ内での相関を許したclustering robustな標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

注: 分析モデルはプロビットモデルであり、被説明変数は公立中学校に進学したかどうかを示す2値変数である。分析には表中の変数の他に、兄弟数、長女ダミー、母親大卒ダミー、父親大卒ダミー、父親管理的職業ダミー、小学校における授業時間、ゆとり教育I期以外の使用指導要領ダミー(基準は詰め込み教育II期)、大学収容力、15歳時点での実質GDPとその二乗、定数項が含まれている。また、小中学校時の居住都道府県ダミーは小中学校時の居住都道府県を労働力調査に基づき10のブロックに分けたものである

親の教育熱心さ等を表しているが、これが時間を通じて変化する可能性を考慮した分析も行う。また、 ρ_{pc} は同じ年の同一の中学校種に共通の固定効果を示しており、本研究では同一生まれ年度と同一中学校種の間で相関する可能性を考慮した標準誤差を使用する。

5. 推定結果

本節では授業時間の効果の推定結果について述べる。全ての分析において、3節で説明した個人属性や地域の教育環境を制御する変数を含めている。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同一のグループ内での相関を許したclustering robustな標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

図表-5より、中学校における授業時間が教育年数に与える効果は大都市において負で統計的に有意であることが明らかになった。Panel A列(2)、(3)によれば、大都市では授業時間の100時間の減少が教育年数を0.0216から0.0219年増加させている。一方、Panel A列(1)はもっとも単純なDD法の結果を示しており、授業時間は教育年数に対して統計的に有意な効

果を持っていない。

詰め込み教育II期と比較したゆとり教育I期ダミーの効果はPanel Aの全てのモデルにおいて正であり、クラスタリングをした標準誤差で評価した場合には有意であった。これは詰め込み教育時に比べて教育内容が減少した指導要領で学んだことにより、教育年数が上昇したことを示唆している。しかし、この効果は時代が進むにつれて高校進学率や大学・短大進学率が上昇したトレンドを反映している可能性がある。

本稿の推定結果において、割愛されている個人属性の推定値をclustering robustな標準誤差とともに、図表-5のPanel A列(3)に沿って報告する。兄弟数1人の増加が0.2428(0.0358)年教育年数を減らし、長女であることは0.2181(0.0765)年教育年数を押し上げている。母親大卒ダミー、父親大卒ダミーが教育年数に与える効果はそれぞれ0.9977(0.1557)、1.0962(0.1129)であり、父親が管理的職業に就いている場合は、教育年数を0.6742(0.0979)年増加させている。これらの変数の効果は1%水準で統計的に有意であり、この傾向はPanel Aの列(1)、(2)においても不変であった。

ここで、授業時間がもつ教育年数への効果の

図表-5 指導要領が教育年数に与えた影響の推定結果

Panel A		(1)		(2)		(3)	
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
中学校における授業時間 × 公立中学校進学ダミー		0.0359	(0.0824)	0.0379	(0.0780)	0.0458	(0.0776)
			[0.0792]		[0.0788]		[0.0790]
中学校における授業時間 × 公立中学校進学ダミー × 大都市ダミー				- 0.0219	(0.0095)**	- 0.0216	(0.0096)**
					[0.0087]**		[0.0087]**
ゆとり教育I期ダミー		0.2080	(0.1222)*	0.2050	(0.1189)*	0.2247	(0.1160)*
			[0.1758]		[0.1759]		[0.1764]
中学校における授業時間		- 0.0301	(0.1625)	- 0.0215	(0.1566)	- 0.0139	(0.1531)
			[0.1547]		[0.1545]		[0.1544]
公立中学校進学ダミー		- 0.6630	(2.2655)	- 0.3080	(2.1630)	- 0.5312	(2.1531)
			[2.1950]		[2.1771]		[2.1797]
自由度修正済み決定係数		0.1775		0.1792		0.1821	
サンプル数		2829		2829		2829	
Panel B		(4)		(5)		(6)	
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
詰め込み教育II期とゆとり教育I期にサンプルを限定							
中学校における授業時間 × 公立中学校進学ダミー		0.0219	(0.0816)	0.0254	(0.0764)	0.0379	(0.0761)
			[0.0858]		[0.0855]		[0.0858]
中学校における授業時間 × 公立中学校進学ダミー × 大都市ダミー				- 0.0214	(0.0108)*	- 0.0212	(0.0108)*
					[0.0097]**		[0.0097]**
ゆとり教育I期ダミー		-	-	-	-	-	-
中学校における授業時間		- 0.0758	(0.1473)	- 0.0681	(0.1411)	- 0.0662	(0.1399)
			[0.1374]		[0.1369]		[0.1373]
公立中学校進学ダミー		- 0.1267	(2.2242)	0.1709	(2.0947)	- 0.1796	(2.0860)
			[2.3771]		[2.3412]		[2.3502]
自由度修正済み決定係数		0.1852		0.1866		0.1891	
サンプル数		1991		1991		1991	
Panel C		(7)		(8)		(9)	
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
公立中学校特有のトレンドを考慮							
中学校における授業時間 × 公立中学校進学ダミー		- 0.0708	(0.1423)	- 0.0319	(0.1272)	- 0.0300	(0.1275)
			[0.1587]		[0.1587]		[0.1582]
中学校における授業時間 × 公立中学校進学ダミー × 大都市ダミー				- 0.0213	(0.0093)**	- 0.0209	(0.0094)**
					[0.0089]**		[0.0089]**
ゆとり教育I期ダミー		0.2032	(0.1180)*	0.2019	(0.1167)*	0.2213	(0.1134)*
			[0.1755]		[0.1756]		[0.1762]
中学校における授業時間		0.0657	(0.1884)	0.0409	(0.1766)	0.0539	(0.1739)
			[0.2004]		[0.1998]		[0.1994]
公立中学校進学ダミー		3.0979	(4.6372)	2.1421	(4.1861)	2.1285	(4.1751)
			[5.3004]		[5.2668]		[5.2497]
自由度修正済み決定係数		0.1775		0.1790		0.1820	
サンプル数		2829		2829		2829	
大都市ダミー				yes		yes	
小中学校時の居住都道府県ダミー						yes	

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。()内の数値は中学校の公私の別と生まれ年度が同じであるグループ内での相関を許したclustering robustな標準誤差であり、[]内の数値は分散不均一に対して頑健な標準誤差である。

注: 分析モデルはDD法であり、被説明変数は教育年数である。分析には表中の変数の他に、兄弟数、長女ダミー、母親大卒ダミー、父親大卒ダミー、父親管理的職業ダミー、小学校における授業時間、ゆとり教育I期以外の使用指導要領ダミー(基準は詰め込み教育II期)、大学収容力、15歳時点での実質GDPとその二乗、定数項が含まれている。ただし、Panel Bからは使用指導要領ダミーは除いた。一方、Panel Cには公立中学校進学ダミーと15歳時点での実質GDPの交差項を加えた。また、小中学校時の居住都道府県ダミーは小中学校時の居住都道府県を労働力調査に基づき10のブロックに分けたものである

頑健性を2つの方法で確認する¹³⁾。まず、詰め込み教育II期またはゆとり教育I期のもとで中学校3年間で過ごした者にサンプルを限定した分析を行う。図表-5のPanel Bはサンプルを1959.5年度から64.5年度、68.5年度から76.5年度生まれに限定した結果である。大都市における授業時間の効果は10%有意水準でマイナスであり、その効果は-0.0212から-0.0214であった。この結果は全サンプルを用いた分析(Panel A)と整合的であり、生まれ年度を期待値によって計算したために生じた期待授業時間の誤差が結果に影響を及ぼしていないことを示している。

次に、Angrist and Pischke (2009)を参考に通学した中学校における特有のトレンドを考慮した分析を行う。この分析では、Panel Aの分析に公立中学校進学ダミーと15歳時点での実質GDPの交差項を追加した。その結果であるPanel Cによれば、大都市における授業時間の効果は有意にマイナスであり、Panel Aの結果と整合的である。これらの結果は通学した中学校における特有のトレンドの係数自体が、どのモデルにおいても5%有意水準で有意でないこと、つまり比較グループ間で異なるトレンドが存在していなかったことを示唆する。

6. おわりに

本研究はゆとり教育による授業時間の減少が大都市の女性の教育年数を上昇させることを明らかにした。つまり、ゆとり教育I期において授業時間が約320時間減少したことを考慮すると、大都市では約0.06年分教育年数が上昇したことになる。つまり、授業時間という教育のインプットが減少することが大都市では教育成果を改善するという直観とは反する結果を示している。しかし、この結果は中学校で授業時間が減少したときに周りにどのような教育機会があったかという観点から考えることで解釈できる。つまり、この結果は授業時間減少による「ゆとり」を塾などの学校外教育投資に振り向ける

機会に恵まれていた大都市では、塾を利用することにより教育成果が高まったことを示唆している可能性がある¹⁴⁾。

ただし、本稿の限界は指導要領改訂以外に非連続的に変化し、かつ生徒の行動に影響を与える要因はないという仮定にある。例えば、ゆとり教育への移行期は東京都などで高校入試制度が変更された時期でもある。詳細な結果は省略するが、学校群制度が導入・廃止された東京都出身者を除いた推計でも大都市における授業時間の効果は小さくはなるが有意な傾向を示した。つまり、直接的に高校入試制度変更の影響を検証できていない点には留保が必要だが、入試制度変更が本稿の推計結果に与える影響はほとんど無視できるものと推測できる。

最後に指導要領の効果を分析した本研究のその他の課題と展望について述べる。まず、私立中学校の授業時間が不変であるという仮定は二次的資料に頼らざるを得なかった点も注意すべきである。仮に私立中学校の授業時間も公立中学校に合わせて減少していた場合には、本研究の授業時間の推定にバイアスが生じることになる。また、データの制約により女性のみの分析となったが、男性へのゆとり教育の効果は女性とは異なりうる。今後は、これらの課題の克服とゆとり教育が賃金などに及ぼす長期的な影響を他の識別戦略により確認する必要がある。

謝辞

本論文の作成にあたって、赤林英夫氏、太田聰一氏、山田篤裕氏よりご指導をいただいた。また、大森義明氏、日本経済学会2010年度秋季大会参加者、大阪大学グローバルCOE『第5回応用計量経済学コンファレンス』での討論者である田中隆一氏およびその参加者、本誌レフェリーより有益なコメントをいただいた。さらに、公益財団法人家計経済研究所より「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けた。ここに、感謝の意を表する。なお、本論文中の誤りは筆者の責任である。

注

- 1) 本稿では、指導要領の改訂年は特に断らない限り、中学校でそれが施行された年度を示す。指導要領は改訂の告示から施行までの間に約3年の移行期間が設けられている。

- 2) 本稿では1958年、72年改訂の指導要領を「詰め込み教育」、1981年、93年、2002年改訂の指導要領を「ゆとり教育」と称する。本文中での指導要領の呼称については図表-1を参照されたい。
- 3) また、上野（2001）は教科書検定によって指導要領の範囲を超えた内容は削除され、指導要領が事実上の上限となっていると指摘している。
- 4) 本研究とは独立して同時期に行われた指導要領の効果を分析した研究として、菊地（2010）がある。本研究と菊地（2010）には使用したデータ、識別戦略に共通点がある。しかし、本研究は教育年数に与える授業時間の効果が大都市においては負であることを発見し、授業時間と使用指導要領の効果を明示的に区別した分析をしているなどの特徴がある。一方、菊地（2010）はゆとり教育I期の効果が教育年数に対して負であることを発見している。
- 5) Acemoglu and Angrist（2000）によれば義務教育参加法（compulsory attendance law）は退学までの最低教育年数を、子どもの就労に関する法律（child labor law）は就労までの最低教育年数を定めている。
- 6) この調査のサンプルは女性のみからなり、1993年に満24～34歳であった1500サンプル（コーホートA）、1997年に満24～27歳であった500サンプル（コーホートB）、2003年に満24～29歳であった836サンプル（コーホートC）が集められた。
- 7) 当然ながら、指導要領の変更を中学在学中に経験し、かつ前の指導要領が定める授業時間に変更があった場合には期待生まれ年度に基づく授業時間と実際の授業時間には乖離が生じる。そのため、本稿では授業時間の差がない期間における分析も実施し、結果の頑健性を確かめた。
- 8) 最終学歴は本人の教育履歴より特定した。最終学歴が大学院であれば18年、大学であれば16年、短大・高専であれば14年、高等学校であれば12年、中学校であれば9年を教育年数として割り当てた。
- 9) これらのダミー変数のレファレンスグループには無回答者も含まれている。ただし、無回答者を欠損として扱った場合も係数の有意性が減少するものの符号と係数の大きさには大きな変化はなかった。
- 10) 大学収容力とは、ある年度の各都道府県の大学・短期大学入学者数を、その年度に現役で入学する可能性のあった各都道府県の中学校3年生の人数で除した数値を学校基本調査より求めたものである。この数値は佐々木（2006）が教育機会の地域差を測るために使用しているが、彼は分母に3年前の中学校卒業者数を用いている。
- 11) 公立・私立中学校進学者の個人属性の平均値の差が詰め込み教育II期、ゆとり教育I期において存在するかどうかの検定も行った。その結果、ゆとり教育I期の公立・私立中学校進学者間の兄弟数、父親大卒比率についてののみ有意な差が確認されたため、そのことを考慮した分析も行った（注13を参照のこと）。
- 12) ここでいう大都市とは2005年度国勢調査の地域区分において大都市圏の中心市を含む都道府県のことであり、北海道、宮城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、静岡県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、広島県、福岡県の13都道府県のことである。
- 13) 注11で示された父親が大卒である比率の違いが結果に影響を与えていないことを確認するために、父親が大卒であるものに限定した分析も行い、大都市における授業時間の効果の符号、有意性には変化はないものの係数が絶対値で大きくなることが確認された。
- 14) 「ゆとり」の増加が塾などの補習教育に向けられていることを示した研究としては武内・中谷・松繁（2006）がある。

文献

- 上野建爾, 2001, 「新指導要領の問題点」西村和雄編『学力低下と新指導要領』岩波書店, 32-35.
- 荻谷剛彦・志水宏吉・清水睦美・諸田裕子, 2002, 『学力低下』の実態』岩波書店.
- 菊地信義, 2010, 「学習指導要領改訂の効果の推定」東京大学大学院経済学研究科修士論文.
- 国立教育政策研究所, 2005, 『教育課程の改善の方針、各教科等の目標、評価の観点等の変遷——教育課程審議会答申、学習指導要領、指導要録（昭和22年～平成15年）』国立教育政策研究所.
- 佐々木洋成, 2006, 「教育機会の地域間格差——高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」『教育社会学研究』78: 303-320.
- 総務庁行政監察局編, 1992, 『小・中学校を巡る教育行政の現状と課題』大蔵省印刷局.
- 武内真美子・中谷美里・松繁寿和, 2006, 「学校週5日制導入に伴う補習教育費の変化」『季刊家計経済研究』69: 38-47.
- 西村和雄, 2003, 「『ゆとり教育』を経済学で評価する」伊藤隆敏・西村和雄編『教育改革の経済学』日本経済新聞社, 13-27.
- 秦政春, 1993, 「公立中学校の危機」『教育社会学研究』52: 92-114.
- 樋田大二郎, 1993, 「プライバタイゼーションと中学受験——英国の教育改革と日本の中学受験の過熱化」『教育社会学研究』52: 72-91.
- 藤原幸男, 2002, 「『ゆとり教育』改革と学力」『琉球大学教育学部紀要』61: 79-92.
- 文部科学省, 2008, 「小・中学校学習指導要領の移行措置」『文部科学時報』1589: 33-34.
- Acemoglu, Daron and Joshua Angrist, 2000, “How Large Are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws,” *NBER Macroeconomics Annual*, 15: 9-59.
- Angrist, Joshua and Jorn-Steffen Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics*, Princeton: Princeton University Press.
- Grenet, Julien, 2011, “Is It Enough to Increase Compulsory Education to Raise Earnings? Evidence from French and British Compulsory Schooling Laws,” *Scandinavian Journal of*

Economics, forthcoming.

Harmon, Colm and Ian Walker, 1995, "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom," *The American Economic Review*, 85 (5) : 1278-1286.

León, Alexis, 2006, "The Effect of Education on Fertility: Evidence from Compulsory Schooling Law," University of Pittsburgh, Department of Economics, Working Paper 288.

Oreopoulos, Philip, 2003, "Do Dropouts Drop Out Too Soon? International Evidence from Changes in School-Leaving Laws," NBER Working Paper Series 10155.

Pischke, Jorn-Steffen, 2007, "The Impact of Length of the School Year on Student Performance and Earnings: Evidence from the German Short

School Year," *The Economic Journal*, 117 (523) : 1216-1242.

Pischke, Jorn-Steffen and Till von Wachter, 2005, "Zero Returns to Compulsory Schooling in Germany: Evidence and Interpretation," NBER Working Paper Series 11414.

(2012年4月27日掲載決定)

なかむら・りょうすけ 慶應義塾大学大学院経済学研究科 博士課程・日本学術振興会特別研究員。主な論文に「学校選択制が学力に与える影響の実証分析——東京都学力調査を用いた分析」(『エコノミア』60 (2), 2009)。労働経済学専攻。