

# 日本の教育社会における地域化の趨勢 —私教育の発展過程に関する実証分析—

村山 詩帆

Emerging Regional Trends in Japanese Schooling Society:  
An Empirical Study on the Development Process of Private Education

Shiho MURAYAMA

## 要 旨

1990年代以降の私教育の発展過程を分析した結果、次の知見が得られた。(1)日本の教育社会は少子化によって縮小せず、学習塾のような私教育が増大することで堅持されている。(2)学習塾は人口が多い地域で発展し、都道府県レベルでは地域の産業構造が有意な効果をおよぼす一方、市町村レベルでは財政力の効果が目立つ。(3)女性の労働参加は、(間接的にはあるが)学習塾に人材を供給する効果がある。(4)従来型の選別システムより、早期の選別的な機会が学習塾の発展を促進する効果が大きい。以上から、民間セクター主導による地域化のみならず、公共セクターを通して私教育費負担を緩和する地域主義のプロセスが進行している可能性が導かれる。

【キーワード】 大衆教育社会、地域主義、地域化、私教育、第三次産業

## 1. 序

能力主義の浸透と形式的な平等神話は、戦後教育の大衆的な規模での拡大を支え、教育から生じる社会的な不平等を受容する心性を醸成した(荻谷1995, 199-201頁)。大衆教育社会には教育改革を通して変化する予兆があったが、学習塾や受験指導などの私教育は、公教育や広く社会におよぼす影響力にほとんど関心が払われなまま、今や日本社会に顕著な特殊性の強い制度ではなくなっている(Bray 訳書2014, 3-5, 14頁)。かつてCummings(訳書1981, 267-270頁)やRohlen(訳書1988, 78-82頁)などの社会学者や人類学者によって、日本社会のブームや一大ビジネスとして評された学習塾のような私教育が国際的に普及した理由として、経済成長に適合的な後発効果への期待が挙げられるかもしれない。

だが、1990年代に18歳人口が減少に転じた日本社会で学習塾が今もお隆盛を誇っている理由は必ずしも自明ではない。知識の生産と流通に関連した生涯教育市場の著しい増加

(Gibbons, eds. 訳書1997, 135-137頁)<sup>1)</sup>、「ゆとり教育」を契機とした学力低下の社会問題化などは、学習塾が教育達成過程で新たな役割を再取得するのを後押しした可能性がある。ただし、私教育の機会費用は基本的に家計が負担しなければならず、知識基盤社会への移行を促す能力主義的な諸改革からの要請だけで教育アスピレーションが加熱されるとは考えにくい。学歴の収益率が高まるようであれば、教育アスピレーションを加熱するインセンティブになりうるが、最近の研究成果をレビューした北條(2018, 34-36頁)では、大卒の収益率は2000年代以降に上昇する傾向にあるものの、平均的な収益率が維持される一方で分散が拡大している可能性を否定していない。

大衆教育社会における能力主義は、朴澤(2016, 318頁)がマクロ集計データの分析から示した「学卒労働市場のセグメント化」が地域間で起こっている場合、均質的に教育システムに浸透するとは限らなくなる。グローバル化による地域間の統合を、Pempel(2005, pp. 19-21)は「地域主義」(regionalism)と「地域化」(regionalization)という関連しながらも別個のプロセスとして整理し、前者を制度の新設が優先される国家によるトップダウンの政治的プロセス、後者を民間セクターが主導するボトムアップから発達するプロセスと捉えている。都道府県による公立中高一貫校導入には自己増殖の様相があり、地域の教育的実情は影響しないとした濱本(2012, 122頁)のような事例がある一方、就業構造の変化や地域特有の伝統文化を通して学歴主義が人文的教養、文芸教育へと地域化する事例もみられる(片瀬・阿部1997, 172-177頁)。

学習塾は公共セクターに属さない私教育とされ、とりわけ学校外教育投資仮説、すなわち通塾行動が学力増進をもたらすとする信念に支えられてきた経緯がある(盛山・野口1984, 113頁)。これが近年になって非営利民間セクターに属する学習塾が混在するようになり、必ずしも営利企業セクターではなくなっている。1990年代後半には教育界が学習塾団体との共存姿勢へと転じ、学習塾は「ポジティブなローカリティ」(岩瀬2006, 126-128頁)としての役割を獲得した。近代以降の慣習から、学校教育費の設置者負担と受益者負担の境界は曖昧であったが、「学力向上」や「高度人材育成」のような教育改革とが相俟って、私教育に対する公的支援を拡大させている(末富2010, 121-126頁)<sup>2)</sup>。「学力向上」や「高度人材育成」の教育改革から影響を受けやすい私教育は学習塾であるが、私教育の発展はボトムアップの地域化のみならず、トップダウンによる地域主義の所産でもあることになる。

いずれにせよ、地域主義と地域化のプロセスは地域の経済・社会的な文脈に依存し、学習塾の発展に影響をおよぼす地域主義と地域化のバランスは地域間で異なりうる。学習塾の発展をもたらす地域もまた、市町村を包括する都道府県のように行政単位が入れ子状に構造化され、各レベルで異なった学習塾の発展メカニズムが成立している可能性がある。本稿では、地域主義のプロセスが顕在化した1990年代以降に焦点を当て、都道府県と市町村の異なるレベル間の実証分析を通して教育達成を補完してきた学習塾の発展過程の特徴を明らかにし、日本の教育社会における地域化の趨勢について考察する。

## 2. データと方法

本稿の分析には、政府統計のうち主として総務省の『経済センサス』（基礎調査、活動調査）と『事業所・企業統計調査』、文部科学省『学校基本調査』（学校調査、卒業後の状況調査）のデータを使用する。都道府県レベルの分析では1996年から2016年のデータ、市町村レベルの分析では2014年のデータを示す。特定時点のデータを用いる理由は、異なる政府統計から得られた集計データを同一年次で結合することを優先したためである。

### 2.1 データセット

すべての事業所・企業を対象に実施されている基幹統計調査が総務省『経済センサス』であり、2009年から『事業所・企業統計調査』を統合したマクロ集計データである。これらのデータの産業大分類にはいずれも「教育、学習支援業」があり、小分類には「学習塾」<sup>3)</sup>が含まれているため、学習塾に起こった変化を全国レベルのみならず、都道府県レベルで時系列的に分析でき、年次によっては市町村レベルの分析が可能となっている。

図1は、『経済センサス』と『事業所・企業統計調査』のデータによって、人口減少期に学習塾の従業者数が全国的にどう推移したのかを示し、同年次の文部科学省『学校基本調査』から、小学校の児童数、中学・高校の生徒数の推移をプロットしている。平成期に入って以降、小中高いずれも児童・生徒数が減少に向かい、少子化が急速に進んでいるのに対し、学習塾の従業者数は1989年の218,706人から2014年までに364,603人、約1.7倍に増加している。2016年には361,282人にやや減少しているものの、少なくとも労働市場としての学習塾は少子化によって縮小したとは言えない。

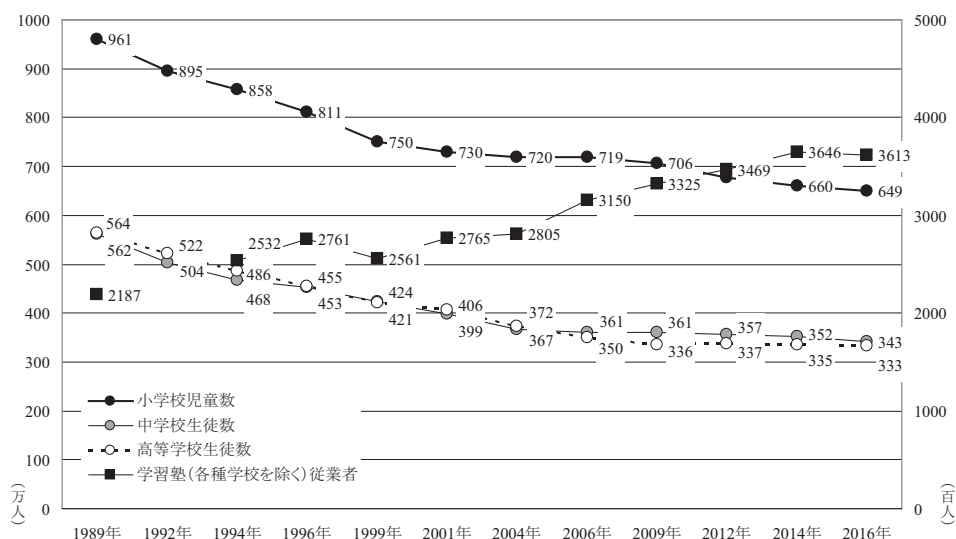


図1 学習塾の従業者数および小中高の児童・生徒数の推移

注) 1989年の学習塾従業者数は総務庁統計局『サービス業基本調査』による。

このような全国的な趨勢には地域間の変動があり、地方公共団体間で異なる地域化と地域主義のバランスを反映していると考えられる。学卒労働市場のセグメント化が地域間で起こっている場合、地域の産業構造が学習塾の発展に影響するかもしれず、学習塾の運営を支える労働力の供給源、私教育に対する公的支援を可能にする地方財政についても考慮する必要がある。公立中高一貫校のような受験機会や大学進学をめぐる慣習的な行動もまた、学習塾の発展と無関係ではあるまい。このため、総務省『地方財政状況調査』（地方公共団体の主要財政指標一覧）と文部科学省『学校基本調査』の都道府県別および市町村別集計データを追加することで、学習塾の発展と地域との関係を都道府県・市町村レベルで分析できるデータセットを作成した。

## 2.2 分析モデルと変数

学習塾は家計による費用負担を必要とする私教育でありながら、教育改革や公的支援に後押しされている点で、民間セクター主導の地域化と制度的な措置を伴った地域主義のいずれからも影響されることが予想される。地域社会の外延はしばしば曖昧であり、行政単位を地域社会の一次近似とみなすと無理が生じるとする原（2006, 58頁）の指摘には留意しなければならないが、学習塾に対する公的支援の拡大を考慮すれば、行政を単位とした分析の試みも決して的外れではない。本稿では、民間セクターによる地域化と地方行政を介した地域主義に焦点を当てているため、学習塾を利用するミクロな児童・生徒ではなく、学習塾や学校が所在する地方公共団体を分析の単位とする。学習塾の発展と地域社会の影響関係について、第一に都道府県レベルのパネルデータから時系列的な傾向を明らかにし、第二に市町村レベルのクロスセクションデータを用いて、地域化の趨勢を補完する。

分析に使用する変数は、都道府県レベルも市町村レベルも同様であり、被説明変数には小中高の児童・生徒一人当たり学習塾従業者数（以下、「児童・生徒一人当たり学習塾従業者数」と略記）を用いる。説明変数に用いるのは、農林漁業、鉱・建設・製造業を除いた第三次産業の全事業所・企業に占める割合（以下、「第三次産業従業者率」と略記）、地方公共団体の財政力を示す財政力指数<sup>4)</sup>、全産業従業者に占める女性従業者の割合（以下、「女性従業者率」と略記）、全中学生に占める私立中学校の生徒の割合（以下、「私立中学生率」と略記）、高校卒業者に占める大学等進学者の割合（以下、「大学等進学率」と略記）である。

第三次産業に注目する理由は、2010年に産業内効果の重要度が上昇し、労働生産性の高い県でサービス、卸売・小売など非製造業の人的資本集約度に増大する傾向が指摘されていることによる（深尾・牧野・徳井2018, 148頁）。第三次産業従業者の大きさが児童・生徒一人当たり学習塾従業者の増加をもたらす場合、民間セクター主導によって学習塾が発展する地域化のプロセスが作用しているとする説明が有力になる。これに対し、地方公共団体の財政力指数が児童・生徒一人当たり学習塾従業者を増加させるようであれば、学習塾の費用負担に対する公的補助を含め、地域主義に通じる政治的なプロセスである可能性を排除できなく

なる。また、地域化と地域主義いずれのプロセスであるかを問わず、学習塾の発展には労働力の供給が不可欠である。学習塾の従業者は相対的に大卒者や大学・大学院の在学者が多いと考えられるが、最終卒業学校の集計データがある『国勢調査』は年次が一致せず、在学者は市町村レベルの集計データを使用できない。このため便宜的に潜在的な大卒労働力として女性に注目し、多分に間接的ではあるが分析には女性従業率を用いる。国立大の附属学校や公立中高一貫校、学校選択制なども進路選択のオルタナティブを提供する制度ではあるが、教育アスピレーションを加熱し、学習塾の利用を促すような選抜の機会ばかりではなく、多様性がある。なお、濱本（前掲論文、120-122頁）では、公立中高一貫校のうち受験型の拡大を加速する要因として私立中学校のシェアが析出されており、私立中学生の割合が大きい地域ほど学習塾を利用するインセンティブが強く働くとする予想が成り立つ。これらの点を勘案し、学習塾の利用を促す選抜の機会を反映する指標として私立中学生率、さらに選抜の機会へと駆り立てる地域的な慣習の指標として大学進学率を分析モデルに投入する。

### 3. 少子化する地域社会における学習塾の発展

前節で述べた都道府県と市町村レベルのデータセットと変数を用いて、3.1で都道府県レベルに生じている学習塾の発展格差を概観し、学習塾の発展と地域の経済・社会的な文脈との間にある影響関係を時系列的に分析する。3.2では、都道府県レベルの分析で確認された学習塾の発展を促す地域の経済・社会的な文脈が市町村レベルでも適格的であるか、補完的な分析を行う。一時点のクロス・セクション分析に限定されるが、異なる地域レベルの比較検討が可能になる。

#### 3.1. 都道府県レベルの分析

データセットのうち直近の児童・生徒一人当たり学習塾従業者数を都道府県別に示すと、図2のようになる。学習塾の従業者数は家計の負担のみならず、個別／集団指導や映像授業など提供するサービス価格の設定に影響されており、必ずしも均質的な指標であるとはみなせないが、人口規模の大きい東京・名古屋・関西の三大都市圏を中心に学習塾が発展していると考えられる<sup>5)</sup>。

都道府県間の児童・生徒一人当たり学習塾従業者数の時系列的な推移を、私立中学生率と大学等進学率と合わせて平均、標準偏差、変動係数によって示したものが表1である。児童・生徒一人当たり学習塾従業者数と私立中学生率はいずれも一貫して平均が上昇する傾向にあり、私教育を含めた教育の民営化が進んでいる。都道府県間の標準偏差と変動係数からは、大学等進学率に関しては少なくとも格差が拡大する傾向は観察されないが、児童・生徒一人当たり学習塾従業者数と私立中学生率では、標準偏差が大きくなっているのに対し変動係数は小さくなっており、都道府県間格差の傾向は判然としない。各時点のデータを都道府県にネストした階層データに再構成し、パネルデータの混合モデル分析を行った結果、時点間の

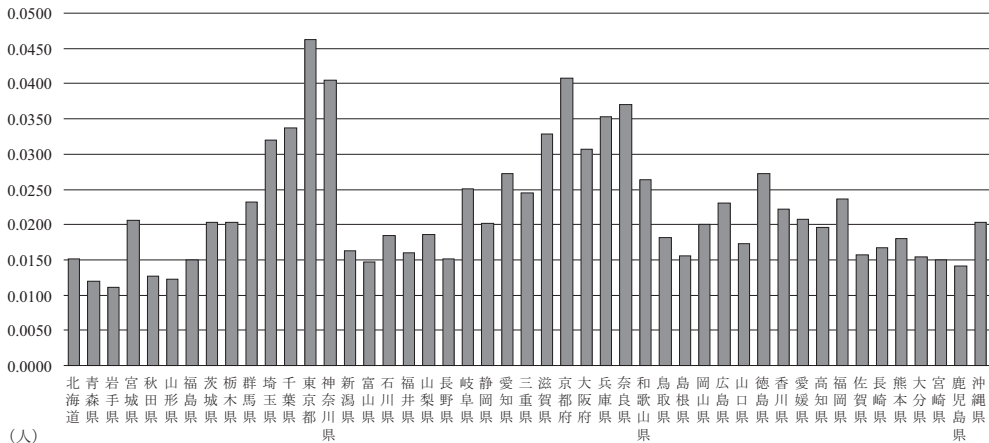


図2 都道府県別の児童・生徒一人当たり学習塾従業者数（2016年）

表1 都道府県間の児童・生徒一人当たり学習塾従業者数および私立中学生率と大学等進学率の平均および標準偏差、変動係数

	児童・生徒一人当たり 学習塾従業者数			私立中学生率 (%)			大学等進学率 (%)		
	平均	標準偏差	変動係数	平均	標準偏差	変動係数	平均	標準偏差	変動係数
1996年	0.0132	0.0053	0.4032	3.3974	4.2123	1.2399	38.1957	6.7072	0.1756
1999年	0.0132	0.0051	0.3847	3.6448	4.3879	1.2039	42.9213	7.0451	0.1641
2001年	0.0150	0.0055	0.3668	3.8230	4.5207	1.1825	43.6426	6.7769	0.1553
2004年	0.0159	0.0059	0.3685	4.2068	4.8037	1.1419	43.7617	6.4955	0.1484
2006年	0.0180	0.0068	0.3780	4.4800	4.8612	1.0851	47.2936	6.6682	0.1410
2009年	0.0192	0.0077	0.4039	4.6794	4.8549	1.0375	51.0811	7.1595	0.1402
2012年	0.0209	0.0074	0.3518	4.7051	4.6656	0.9916	50.2075	7.1639	0.1427
2014年	0.0220	0.0083	0.3776	4.7331	4.5728	0.9661	50.3340	6.8092	0.1353
2016年	0.0221	0.0084	0.3811	4.8170	4.6033	0.9556	51.1213	6.5873	0.1289

児童・生徒一人当たりの学習塾従業者数が同一であるとする帰無仮説は0.1%水準未満で棄却された。残差の分散と切片の分散の推定値から級内相関係数（ICC）を求めると.924となることから、全体の分散に対して約92%が都道府県間の変動で説明される<sup>6)</sup>。

学卒労働市場と同じく、学習塾の市場も都道府県間の産業構造や教育的実情から影響を受けて、地域間でセグメント化されている可能性がある。残差に時点間の相関がある場合、通常の回帰分析では相関を過大評価するため、時点間における残差の分散共分散に関して2つの仮定をおいた混合モデル分析を行った。表2のモデルⅠは、時点が離れるに従って残差の相関が定数倍に弱まるとする一次自己回帰、モデルⅡは分散が等質かつ時点間隔ごとに相関が異なるとするToeplitz構造を仮定している。-2対数尤度と情報量基準であるAIC、BICの値はモデルⅠとⅡでほぼ変わりがなく、モデルⅠとⅡの間でモデル適合度が目立った改善がないため、より単純で儉約なモデルⅠの結果を主に参照する。

児童・生徒一人当たり学習塾従業者数に対し、第三次産業従業者には0.1%水準で有意な

表2 都道府県パネルデータ（1996・2001・2006・2009・2014年）の混合モデル分析

	モデルⅠ		モデルⅡ	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
(切片)	-.047054***	.007371	-.044180***	.007292
第三次産業従事率（%）	.000014***	.000005	.000021***	.000005
財政力指数	.004522**	.002010	.001949	.001805
女性従事率（%）	.001126***	.000173	.001030***	.000173
私立中学生率（%）	.000798***	.000145	.000813***	.000143
大学等進学率（%）	.000190***	.000043	.000234***	.000043
- 2対数尤度	-2168.028		-2175.502	
赤池情報量基準（AIC）	-2150.028		-2151.502	
Bayes 情報量基準（BIC）	-2118.892		-2109.987	

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

正の効果が認められ、財政力指数は1%水準で有意な正の効果が認められる（ただし、モデルⅡでは財政力指数に有意差が認められない）。都道府県レベルでは、民間セクター主導による人的資本集約度の増大が学習塾の発展を促す地域化のプロセスが、政治的プロセスとしての地域主義と並行して作用している可能性が示唆される。女性従事率については、推定値が0.1%水準で有意な正の値となっていることから、女性の労働参加には学習塾の発展を支える効果が認められる。私立中学生率の推定値も大学等進学率と同様に0.1%水準で有意であり、選抜や選択の機会が供給されることで教育アスピレーションの受け皿となり、学習塾の発展を促していると考えられる。

### 3.2. 市町村レベルの分析

今度は、都道府県レベルの分析から導かれた学習塾の発展を促す要因が市町村レベルにも適合的であるかどうかを検討する。児童・生徒一人当たり学習塾従業者数について地方公共団体の区別に算術平均を示すと、図3のように人口規模が大きい順に並ぶ（0.1%水準未満で統計的有意差が認められる）。2001年と2014年の2時点間に限られるが、学習塾の事業所の増減率を地方公共団体の別に示すと、特別区、政令指定都市＝約.27%増、中核市＝

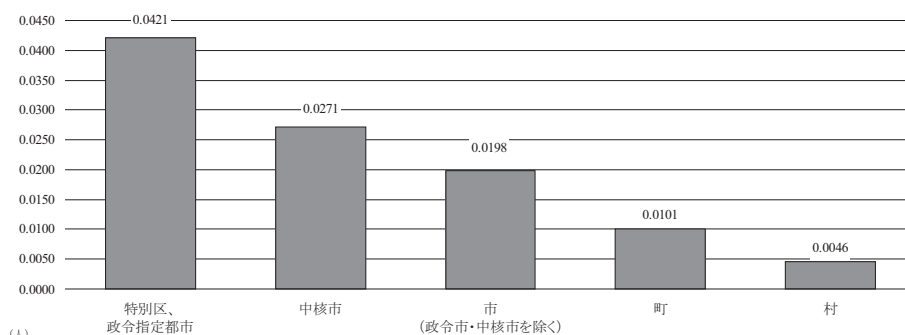


図3 児童・生徒一人当たり学習塾従業者数の市町村別平均（2014年）

約.09%増、市（政令指定都市、中核市を除く）＝約.03%増、町＝約.01%減、村＝約.07%減となる<sup>7)</sup>。「都会育ち」は教育の機会に恵まれるとした Lipset & Bendix（訳書1969, 207-210頁）の見解は、学習塾のような私教育を含めた日本の教育社会にも当てはまる。

都道府県レベルの分析から得られた「生態学的相関」(ecological correlation) を、よりミクロな市町村レベルに代用した場合、変数間の関連性を見誤る危険性があるかもしれない (Robinson 1950, pp. 351-354)。しかしながら、被説明変数を児童・生徒一人当たり学習塾従業者数とし、説明変数を投入しないヌルモデルにより混合モデル分析を試みた結果、固定効果タイプの検定は5%水準で有意であったが、共分散パラメータの推定値では切片の有意差が認められず、ICC の値も.480と大きなものではなかった<sup>8)</sup>。このため表2と同様、被説明変数を児童生徒一人当たり学習塾従業者とし、第三産業従業者率、財政力指数、女性従業者率、私立中学生率、そして大学等進学率を説明変数とした回帰分析を行った<sup>9)</sup>。

表3の回帰分析結果は、変数間の媒介関係を検討できるよう、児童・生徒一人当たり学習塾従業者を被説明変数とする3つの階層関係をなすモデルを比較している。モデルIは、地方公共団体ダミー（基準カテゴリは中核市）、第三次産業従業者率だけを説明変数としたものである。モデルIIは、学習塾の発展に対する地域主義のプロセス、潜在的な労働力の供給源としての女性の労働参加による効果を検討するため、モデルIに財政力指数と女性従業者率を説明変数に追加している。モデルIIIでは、さらに地域の産業構造などから独立した教育的実情の効果を析出するため、私立中学生率、大学等進学率をモデルI・IIの説明変数に加えた。

まず、モデルIの説明力を表す自由度調整済み決定係数 ( $adj.R^2$ ) は.300であり、分析に投入された説明変数のみで被説明変数の変動が約30%説明される。地方公共団体ダミーのう

表3 児童・生徒一人当たり学習塾従業者数の階層的重回帰分析（2014年）

説明変数	モデルI			モデルII			モデルIII		
	B	標準誤差	Beta	B	標準誤差	Beta	B	標準誤差	Beta
(定数)	-.003	.003		-.030***	.004		-.028***	.003	
地方公共団体ダミー									
特別区、政令指定都市	-.014***	.003	.175	-.017***	.002	.221	-.013***	.002	.166
市（中核市を除く）	-.005**	.002	-.163	-.001	.002	-.041	-.000***	.002	-.001
町	-.014***	.002	-.465	-.004***	.002	-.141	-.002***	.002	-.074
村	-.021***	.003	-.212	-.007***	.003	-.075	-.005***	.002	-.048
第三次産業従業者率(%)	-.000***	.000	.223	-.000***	.000	.156	-.000***	.000	.114
財政力指数				-.028***	.001	.516	-.024***	.001	.451
女性従業者率(%)				-.000***	.000	.146	-.000***	.000	.143
私立中学生率(%)							-.000***	.000	.160
大学等進学率(%)							-.000***	.000	.095
N					1,303				
adj.R <sup>2</sup>		.300			.502			.529	
F変化量		112.728***			264.115***			38.494***	

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$



ち、特別区の標準化偏回帰係数 ( $\beta$ ) が.175で0.1%水準未満の有意な正の値を示しているが、それ以外の中核市を除く市と町、村ダミーの  $\beta$  はいずれも有意な負の値になっている。第三次産業従業率の  $\beta$  は.223と0.1%水準で有意な正の効果を示している。次に、モデルⅠに財政力指数と女性従業率を説明変数として加えたモデルⅡでは、第三次産業従業率の  $\beta$  が0.1%水準で有意であるが、モデルⅠで.223だったのが.156に減少している。この減少分はモデルⅡで追加投入した変数を經由した間接効果とみなすことができ、都道府県レベルのパネルデータ分析ではさほど堅固な効果が認められなかった財政力指数の  $\beta$  が.516と最も大きい。また、 $adj.R^2$ は.300から.502と大幅に増加し、 $F$  変化量も0.1%水準で有意である。モデルⅢに追加投入された私立中学生率と大学等進学率も有意な正の効果をいずれも示してはいるが、 $adj.R^2$ の増分は3%弱にすぎない。変数の追加投入による財政力指数の減少はさほど大きくなく、私立中学成立や大学等進学率を介した間接効果はごく小さいと考えられる。地方公共団体ダミーはいずれも0.1%水準で有意差が認められるものの、正の効果は特別区、政令指定都市のみで、中核市を除く市と町、村ダミーの  $\beta$  は小さな負の効果となっている。私立中学生率の  $\beta$  は.160で財政力指数の.451とは大きな隔たりがあるが、大学等進学率より大きい有意な正の効果が0.1%水準で認められる。

なお、2014年時点で特別区と市町村は1,740を超えるが、表3の分析に使用されたケース数は1,300強と少なからず乖離がある。乖離が生じる主な理由は、8つの市と274の町、116の村で高校卒業者がおらず、大学等進学率が欠損値になることによる<sup>10)</sup>。それらの多くは高校が市町村内に設置されていないために他地域の高校に通学していると推測される。図4は、2014年時点における高校卒業者の有無と3年前の中学卒業者に占める専修学校等を除く高校等進学者の割合（以下、「高校等進学率」と略記）との関係を示したものである。高校卒業者がいない市町村であっても、3年前の中学卒業者は大部分が高校への進学を選んでおり、中学卒業者がいないケースや、高校等進学率が70～90%未満、90～95%未満のケースはごく僅かである。このような市町村には集計データの限界に還元できない地域の教育的実情

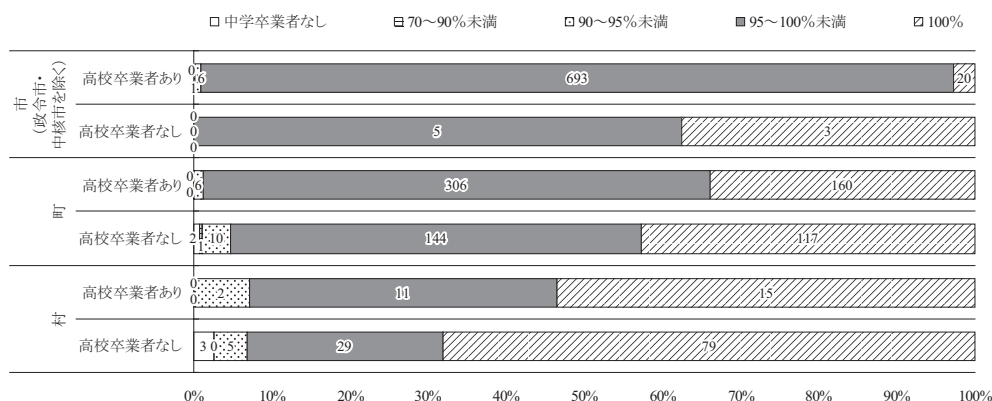


図4 高校卒業者の有無と3年前の中学卒業者の高校等進学率

が隠れているかもしれず、質的研究法を含めたより詳細なサーベイを検討する余地がある。

#### 4. 結 論

1990年代以降のデータセットを用いた分析から得られた私教育としての学習塾の発展過程に関する特徴は、概ね以下のように要約できる。(1) 教育社会は少子化の進行で縮小するかにみえたが、民間セクターが学習塾のような私教育分野へ参入することでむしろ拡大し続けた。(2) 学習塾のような私教育の発展には地域によるセグメント化がみられ、潜在的な顧客人口が多い地域で顕著である。また、都道府県レベルで地域の産業構造に関する変数が学習塾の発展に有意な効果をもつ一方、市町村レベルでは産業構造より財政力の効果が際立って大きい。(3) 女性従業者が多い都道府県や市町村ほど学習塾が発展する傾向にあることから、女性の労働参加には学習塾の労働市場に人材を供給する側面がある。(4) 大学入学者選抜のような従来型の選抜システムは学習塾の発展に影響を与えてはいるものの、効果は相対的に小さい。大学進学と同じく費用負担の制約がある選択的な機会ではあっても、私立中学校のように早期の選別的な機会を創出することでより学習塾の発展が促進される。

公共セクター、民間セクターを問わず、少子化は教育分野に縮小を迫るインパクトを与えたはずであるにもかかわらず、私教育を是とする教育システムの変化を通して教育社会は大衆レベルで堅持されている。Meyer, Ramirez & Soysal (1992, p. 144) は、社会的な要請や内生的な社会の諸関係の要請から教育拡大が起これと考えられているが、経済・政治・文化のいずれから要請されているのかは不透明であるとした。学習塾の事業所・企業のデータセットを用いた本稿の分析では、私教育への依存を強めた教育社会は地域によるセグメント化を内包しており、少なくとも学習塾の発展は人口動態のみならず、産業構造のような地域社会の文脈と無関係ではなかった。学習塾が民間セクターの主導による地域化のプロセスを通して発展し、知識基盤社会への移行に間接的な役割を果たしている場合、単なる選抜の機能に還元できない配分の機能や人材育成の機能を部分的には担っていることになる。

少子化によって縮小する教育分野で学習塾がこれほど発展する理由は、主として教育達成の受験指導を合理化する制度として期待されるからに他ならない。ただし、学習塾の発展には教育達成過程における選抜コストを学校外教育投資として家計に転嫁する側面があり、家計による私教育費負担が地域間の進学移動や労働移動を通してどの程度ペイするのかは必ずしも自明ではない。学習塾の発展が民間セクターの主導による地域化のプロセスに促されているとしても、特に市町村レベルで財政力に大きく依存することから、公共セクターを通して私教育費負担を緩和する地域主義のプロセスが無視できない影響力を行使している可能性が示唆される<sup>11)</sup>。

私教育に対する公的支援は公教育の補完とみることでもできるが、私的な欲求の充足を是とする点において公教育の民営化とみることでもできる。日本の受験競争が過熱するメカニズムを、かつて竹内(1995, 91-96頁)は微細な序列構造をもつ高校や大学の傾斜的選抜システ

ムに求めた。人口減少期を経た現在、教育費負担能力の高い家庭が教育達成に有利な機会を求めて利用する私立中学校が増加し、大学進学行動と並んで学習塾の発展を促すようになっている。このような選別的な機会の早期化を考慮すれば、公的支援が家計負担を軽減することで学校外教育投資が促進され、平等主義的な補習政策より、能力主義的な受験競争が強まる可能性も否定できない。

学習塾が提供するサービスをめぐる地域化と地域主義のハイブリッド化は、パターンの蓄積によってではなく、要素の生産と出来事を回帰的に用いることでシステムを維持する「オートポイエティックな再生産」(Luhmann 訳書1996, 20-23頁)として理解できるように思われる。しかしながら、学習塾の発展を促す地域化と地域主義のハイブリッド化は、日本の教育社会に特徴的なプロセスではなく、民間セクターを介して低所得層を救済する米国型の平等主義的な「補習政策」(森 2015, 160-162頁)へと接近しつつある兆候であるかもしれない<sup>12)</sup>。

教育システムの内生的な制度変化のみならず、教育サービス貿易などグローバル化から派生する外生的な変化が相互にいかなる関係を帰結するのかは、地域化のプロセスと地域主義のプロセスを観察するための新たな視座をなしうる。さらに、本稿の分析は女性の労働参加と学習塾への労働力供給に限定しているが、女性労働力に対する需要と供給の関係はさほど単純ではない<sup>13)</sup>。地域間にある人的資本金格差や労働移動が学習塾の発展にいかなる違いを生み出すのかもまた、今後の課題として残されている。

#### (註)

- 1) 総務相の『経済センサス』と『事業所・企業統計調査』を用いて、学習塾や学校教育を含めた教育・学習支援業の全般的な従業者数の推移を示すと、概ね増加する傾向にあることから、生涯教育市場の増加は日本にも適合する。なお、教育・学習支援業の民営化は、教育分野の周縁部や都市部で相対的に進んでいる。
- 2) 橋本(2006, 213-219頁)による先行研究のレビューでは、地方政府、企業、NGO、NPOなどが織りなす戦略の総体を制御する機構が「ローカル・ガバナンス」とされ、公共サービスに対する企業やNPO、ボランティアの関与を「行政の下請け」と「市民参加の拡大」のいずれと捉えるか、アプローチは融通無碍となっている。
- 3) 学習塾には各種学校は含まれず、予備校(各種学校でないもの)が含まれる。
- 4) 財政力指数は、地方交付税の算定に用いられた基準財政収入額を、基準財政需要額で除した数値について、過去3ヵ年間分を単純平均して求める。財政力指数が1を上回ると交付税不交付となるが、税収入で行政需要を賄うことができる。
- 5) 児童・生徒一人当たり従業者数と都道府県の小中高の児童・生徒数との間には、.662~.695の相関が認められる。1996年=.679、1999年=.695、2001年=.677、2004年=.669、2006年=.685、2009年=.662、2012年=.666、2014年=.672、2016年=.668で、いずれも1%水準で有意である。

- 6) 児童・生徒一人当たり学習塾従業者数、私立中学生率、大学等進学率を被説明変数とした、1996～2016年の9時点間からなるパネルデータの混合モデル分析の結果については、附録の附表1を参照されたい。
- 7) 児童・生徒一人当たり学習塾従業者ではなく、学習塾の増減率を示している理由は、2001年の『学校基本調査』から市町村別集計を得られなかったことによる。
- 8) 第2水準を都道府県としたヌルモデルによる混合モデル分析の結果、残差の分散も切片の分散も推定値は有意であったため、表2と同じ変数を説明変数としたランダム切片モデルによる分析を行った。その結果、附録の附表2aのように、都道府県レベルのパネルデータ分析では必ずしも効果が堅固なかつた財政力指数が0.1%水準で有意となった。また、ヌルモデルでは切片の分散に有意差は認められなかつたが、第2水準を市町村としたランダム切片モデルによる混合モデル分析を行った結果、附表2bに示す通り、財政力指数に有意差が認められた。
- 9) 分析モデルに投入した説明変数間の相関係数については、附録の附表3を参照されたい。
- 10) 学習塾に予備校が含まれることから、本稿の分析では児童・生徒一人当たり学習塾従業者数を算出にあたり、高校生を含めている。高校生を含めない児童・生徒一人当たり学習塾従業者数を被説明変数とし、大学等進学率を除外した分析も行ったが、 $adj.R^2$ は.460とやや減少するものの、説明変数と被説明変数間の影響関係に目立った違いはみられなかつた。
- 11) 財政力指数の高さが公的支援に直結するとは限らないが、財政力指数が1を上回れば税収入で行政需要を賄えるため、公的支援を行いやすくなる。
- 12) 文部科学省のコントロールが強く、政策領域として自律性が高いとされてきた教育政策は、分権改革による行政統制の弛緩を通して、首長や議会の影響力を行使する余地を拡大させている（青木 2008, 126-128, 139頁）。2006年には教育基本法の改正案が閣議決定され、地方公共団体は政府の定める教育振興基本計画を「参酌」し、「教育の振興のための施策に関する基本的な計画」を定めるよう第17条2項に明記された。分権改革に集権的な政策が加わることで、地域化と地域主義のハイブリッド化が促進されやすくなると考えられる。
- 13) 図示はしないが、女性従業者に替えて学習塾の従業者に占める女性の割合（学習塾女性従業者）を説明変数に投入したモデル、説明変数は入れ替えず学習塾女性従業者を被説明変数としたモデルについても回帰分析を行った。前者の  $adj.R^2$  は.516、学習塾女性従業者の  $\beta$  は.001と小さく、有意差は認められなかつた。後者は  $adj.R^2$  が.059と小さく、説明変数として投入した女性従業者の  $\beta$  も0.1%水準で有意であったが.189で第三次産業従業者の-.198より小さい。ここからは、女性の労働参加によって労働力需要が満たされた結果、女性労働力が学習塾に供給されやすくなるといった因果関係が示唆される。

#### 〈引用文献〉

- 青木栄一 2008, 「分権改革のインパクト—教育政策にみる自治体政治行政の変容—」、『年報政治学2008・II—政府間ガバナンスの変容—』125-143頁。
- Bray, M. 1999, *The Shadow Education System: Private Tutoring and its Implications for Planners*, *Fundamentals of Educational Planning* No.61, UNESCO International Institute for Educational Planning. (=2014, 鈴木慎一訳『ユネスコ国際教育政策叢書④ 塾・受験指導の国際比較』東

- 信堂).
- Cummings, W.K. 1980, *Education and Equality in Japan*, Princeton University Press. (=1981, 友田泰正訳『ニッポンの学校—観察してわかったその優秀性—』サイマル出版会).
- 深尾京司・牧野達治・徳井丞次 2018, 「第5章日本の地域間経済格差：1874-2010年」、徳井丞次編『日本の地域別生産性と格差—R-JIP データベースによる産業別分析—』東京大学出版会, 123-153頁。
- Gibbons, M., Limoges, C., Nowothy, H., Schwartzman, S., Scott, P. and Trow, M. 1994, *The New Production of Knowledge: The Dynamics of Science and Research in Contemporary Societies*, Sage Publications of London. (=1997, 小林信一監訳『現代社会と知の創造—モード論とは何か—』丸善).
- 濱本真一 2012, 「公立中高一貫校拡大の規定要因分析—学校タイプによる傾向の違いに着目して—」、『社会学年報』Vol. 41, pp. 115-125.
- 原 純輔 2006, 「社会階層研究と地域社会」、『地域社会学会年報—不平等、格差、階層と地域社会—』第18集, 45-61頁。
- 橋本和孝 2006, 「第1章地域生活、ローカルガバナンス、〈公共性〉—日本とシンガポール—」、古城利明監修『地域社会学講座2 グローバリゼーション／ポスト・モダンと地域社会』東信堂, 211-226頁。
- 北條雅一 2018, 「学歴収益率についての現状と課題」、『日本労働研究雑誌』No. 694, 29-38頁。
- 朴澤康男 2016, 『高等教育機会の地域格差—地方における高校生の大学進学行動—』東信堂。
- 岩瀬令以子 2007, 「現代日本における塾の展開—塾をめぐる社会的意味の変遷過程—」、『東京大学大学院教育学研究科紀要』第46巻, 121-130頁。
- 荻谷剛彦 1995, 『大衆教育社会のゆくえ—学歴主義と平等神話の戦後史—』中央公論社。
- 片瀬一男・阿部晃士 1997, 「沿岸地域における学歴主義と教育達成—利口、家もたず、達者、家もたず—」、『教育社会学研究』第61集, 163-183頁。
- Lipset, S.M. & Bendix, R. 1959, *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press. (=鈴木 広訳『産業社会の構造』サイマル出版会, 1969年)。
- Luhmann, N. 1990, *Essays on Self-Reference*, New York, Columbia University Press. (=1996, 土方透・大澤善信訳『自己言及性について』国文社).
- Meyer, J.W., Ramirez, F.O. and Soysal, Y.N. 1992, "World Expansion of Mass Education, 1870-1980", *Sociology of Education*, Vol.65, No.2, pp.128-149.
- 森 いずみ 2015, 「塾—豊かな社会における格差問題とは—」、山田昌弘・小林 盾編『データで読む現代社会ライフスタイルとライフコース』新曜社, 158-162頁。
- Pempel, T.J. (ed.) 2005, *Remapping East Asia: The Construction of a Region*, Cornell University Press.
- Robinson, W.S. 1950, "Ecological Correlations and the Behavior of Individuals", *American Sociological Review*, Vol.15, No.3, 351-357.
- Rohlen, T.P. 1983, *Japan's High Schools*, University of California Press. (=1988, 友田泰正訳『日本の高校—成功と代償—』サイマル出版会).

盛山和夫・野口裕二 1984, 「高校進学における学校外教育投資の効果」、『教育社会学研究』第39集, 113-126頁。

末富 芳 2010, 『教育費の政治経済学』勁草書房。

竹内 洋 1995, 『日本のメリトクラシー—構造と心性—』東京大学出版会。

\* 本研究は科学研究費助成事業基盤研究（C）の採択課題「グローバリズムにおける教育のサービス分野への転換過程に関する比較ガバナンス分析」（18K02336）の一環として行われた。

〈附 録〉

附表 1 都道府県パネルデータ（1996～2016年）の混合モデル分析

	児童・生徒一人当たり 学習塾従業者数		私立中学生率（％）		大学等進学率（％）	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
残差の分散	.000003***	.000000	.258712***	.018869	4.173009***	.304348
切片の分散	.000042***	.000009	20.574795***	4.250186	41.450956***	8.646393
- 2 対数尤度	- 3898.728		937.521		2016.434	
赤池情報量基準 (AIC)	- 3876.728		959.521		2038.434	
Bayes 情報量基準 (BIC)	- 3832.207		1004.042		2082.955	
級内相関係数 (ICC)	.924		.988		.909	

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

附表 2 a 市町村を第 2 水準とした児童・生徒一人当たり学習塾従業者数の混合モデル分析（2014年）

	モデル I		モデル II		モデル III	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
(切片)	-.006533	.005770	-.022115***	.004954	-.027412***	.003914
第三次産業従業者率（％）	.000188***	.000030	.000119***	.000030	.000154***	.000032
財政力指数			-.024167***	.001218	.024172***	.001258
女性従業者率（％）			.000463***	.000065	.000404***	.000065
私立中学生率（％）					.000279***	.000039
大学等進学率（％）					.000068*	.000017
- 2 対数尤度	- 10016.542		- 10372.959		- 8373.221	
赤池情報量基準 (AIC)	- 10008.542		- 10360.959		- 8357.221	
Bayes 情報量基準 (BIC)	- 9986.700		- 10328.197		- 8315.841	

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

附表 2 b 都道府県を第 2 水準とした児童・生徒一人当たり学習塾従業者数の混合モデル分析（2014年）

	モデル I		モデル II		モデル III	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
(切片)	-.005895**	.002348	-.029372***	.002895	-.027855***	.002896
第三次産業従業者率（％）	.000296***	.000030	.000145***	.000031	.000142***	.000032
財政力指数			.023842***	.001337	-.021888***	.001441
女性従業者率（％）			.000492***	.000064	.000413***	.000063
私立中学生率（％）					.000269***	.000037
大学等進学率（％）					.000070**	.000016
- 2 対数尤度	- 10105.684		- 10400.426		- 8467.686	
赤池情報量基準 (AIC)	- 10097.684		- 10388.426		- 8451.686	
Bayes 情報量基準 (BIC)	- 10075.840		- 10355.663		- 8410.306	

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

附表 3 説明変数間の相関行列（2014年）

	特別区、 政令指定 都市	市	町	村	第三次産業 従業者率	財政力 指数	女性 従業者率	私立 中学生率	大学等 進学率
特別区、政令指定都市	- -								
市	-.205***	- -							
町	-.139***	-.835***	- -						
村	-.027***	-.165***	-.111***	- -					
第三次産業従業者率	.236***	.069***	-.224***	.016	- -				
財政力指数	.110***	.313***	-.391***	-.105***	.103***	- -			
女性従業者率	-.088**	.162***	-.095***	-.169***	.442***	-.142***	- -		
私立中学生率	.441***	-.002	-.193***	-.052*	.310***	.276***	.008	- -	
大学等進学率	.200***	.338***	-.435***	-.130***	.261***	.487***	.108***	.367***	- -

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$