The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	人口高齢化と義務教育費支出
Author(s)	大竹, 文雄; 佐野, 晋平
Citation	大阪大学経済学. 2009, 59(3), p. 106-130
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/26559
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

人口高齢化と義務教育費支出*

大 竹 文 雄†・佐 野 晋 平‡

要　約

本稿は日本のデータを用い人口高齢化と義務教育費の関係を実証的に検討した。1975年から2005年の都道府県パネルデータを用いた推計結果によると，全体的な傾向として高齢者比率の上昇は義務教育費支出を引き下げる効果が確認された。90年代以前と以後にサンプル期間を分けて推計を行ったところ，80年代以前では高齢者比率の上昇により義務教育費は増加するが，90年代以降では高齢者比率の上昇は義務教育費支出を引き下げることが明らかとなった。この逆転現象を説明するために，単身高齢者の増加という世帯構成の変化の影響と義務教育費への補助金制度の変更の影響を分析した。世帯構成の変化からは説明できないが，義務教育費の地方財政への補助制度の変更が義務教育費支出に影響を与えた可能性があることを明らかにした。

1. はじめに

多くの先進国で少子高齢化が進んでいる。わが国でもその傾向は観測される。国勢調査によると，全人口に占める65歳以上比率は，1970年で7.1%だったのが，2000年では17.3%にまで上昇している。国立社会保障・人口問題研究所の推計によると，2030年に31.8%にまで上昇すると予測されている。

人口が高齢化すると，政府支出にどのような影響があるのだろうか。中位投票者理論によれば，最適な政府支出額は中位所得者の選好によって決まる。仮に中位所得者が高齢化すれば，彼らにとって望ましい年金や医療に対する支出額が増えるだろう。一方で，中位投票者が高齢化すると，彼らに直接便益のない義務教育費を増額させる政策は支持されない。特に，地方財政にとって医療や社会福祉への支出同様に義務教育費への支出割合が高いため，高齢化の影響を受ける。そのため，人口に占める高齢者比率が上昇すると，教育費支出を引き下げることが示唆される。

一方，高齢者が教育費支出増加を支持する場合がある。Poterba（1997，1998）はいくつかの可能性を議論している。第一点目は高齢者が長期的視点で意思決定を行う場合である。親が子どもに対し十分な教育投資を行うと，子どもの生産性が上昇する。その結果，子ども世代から親世代に対し金銭的な移転額が増える。したがって，教育費支出を増加させることは高齢者にとって便益のある政策となる。

第二点目は高齢者が利他的である場合である。高齢者が利他的であれば，高齢者は子ども（孫）への教育量の増加，もしくは教育を通じた子どもの生産性の上昇と消費の増大に対して

---

* 本稿は，Ohtake and Sano（2010）に，市町村データを用いた分析と国庫補助金から地方交付税交付金への振り替え効果に関する分析を追加したものである。
本研究は，大阪大学GCOE「人間行動と社会経済のダイナミクス」から研究支援を受けた。記して感謝したい。

† 大阪大学社会経済研究所
‡ 神戸大学経済学研究科

効用を感じる。したがって，政府が教育費支出を増加させようとする政策を支持する。

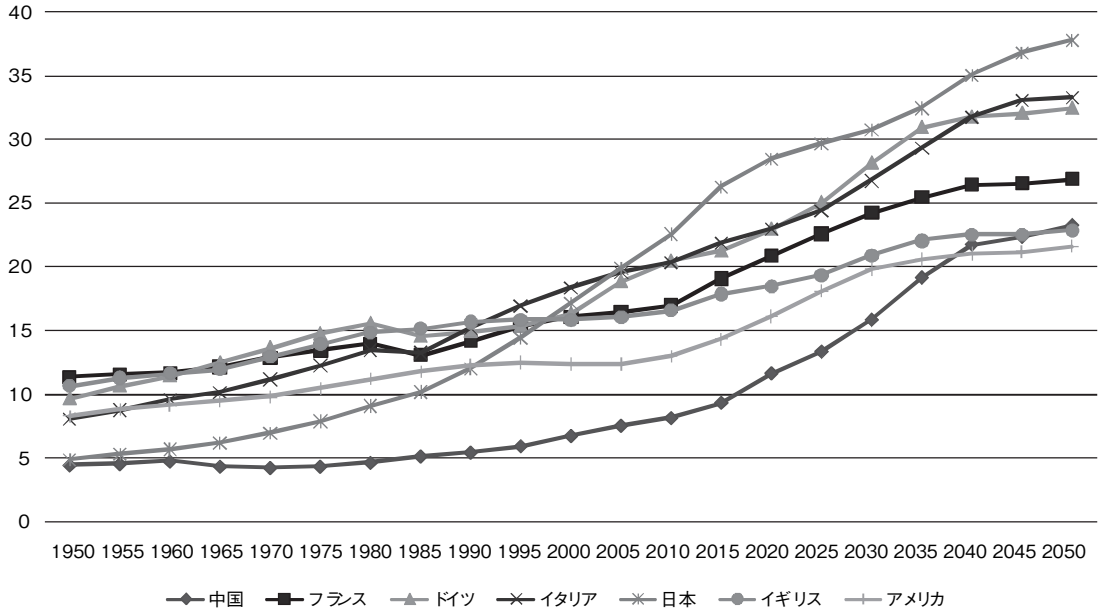
第三点目は教育費増加が高齢者に間接的な便益をもたらす場合である。教育費の増額は学校の質の向上をもたらし，その周辺の地価を上昇させる。もし高齢者の多くが住宅等の土地資産を多く所有していれば，地価上昇により高齢者に便益をもたらす。またはsocialization効果により学校教育が地域の犯罪率を抑制させる機能を持つ場合，教育費支出が増えることは高齢者に便益をもたらす。

最後はTiebout Sorting（足による投票）が発生している場合である。高い義務教育費支出を行っている地域はそれだけ税金が高いと考えられる。もし高齢者が税金を多くとられることを嫌えば，そのような地域から脱出するはずである。この場合，高齢化により必ずしも教育費支出が減少しない。このように，高齢化により政府の義務教育費支出が増減するかどうかは実証的な問題である。

わが国において，近年教育に関する議論が盛んである。しかしながら，義務教育費そのものに関する定量的な議論が十分になされていない。教育への公的関与を議論するうえで，高齢化による義務教育費負担がどのように変化するかを定量的に分析することは重要である。日本は多くの先進国同様，高齢化社会であるといわれている。事実1980年代後半にかけて急速に高齢化が進んでいる。図１は主要国の人口に占める65歳以上比率の時系列推移である。1980年代までは，日本は他の先進国と比べ高齢者比率が低かったが，1980年後半から1990年代にかけて急速に高齢者比率が上昇している。2005年時点では他の国より高い水準であり，今後高齢者比率は伸びつづけると予測されている。他の先進国では緩やかに高齢化が進んでいるのに対し，日本では80年代後半より急速な高齢化が見られる。

Poterba（1998）はHoxby（1998）の結果を引用し，1900年代初頭において，高齢者比率と教

図１　65 歳以上比率の推移（主要７カ国）



出所）United Nations “World Population Prospects: The 2008 Revision Population Database”

育費支出は正の相関を持っていたが，近年になるほど負の相関を持つことを指摘している。なぜこのような結果が生じているかについて，Poterba（1998）は核家族化により引き起こされた可能性を示唆しているが，データを用いた検証はされていない。

日本は急速に高齢化してきていることに加え，核家族化が進んでいる。日本のデータで分析することは，高齢化に加え，家族構成の変化が教育費に与える効果を検証できる状況を提供しているといえる。本稿では，Ohtake and Sano（2010）による日本の都道府県別パネルデータを用いた実証分析の結果を紹介した上で，市町村データを用いた分析を行う。

本稿は日本のデータを用い高齢化が義務教育費支出に与える効果について実証分析を行う。本稿で得られた結果をあらかじめ要約しておこう。1975年から2005年までの都道府県パネルデータを用いた推計結果によると，全体的な傾向として高齢者比率の上昇は義務教育費支出を引き下げる効果が確認された。90年代以前と以後にサンプル期間を分けて推計を行ったところ，80年代以前では高齢者比率の上昇により義務教育費は増加するが，90年代以降では高齢者比率の上昇は義務教育費支出を引き下げることが明らかとなった。

この高齢者比率が義務教育費に与える影響の変化を説明するために２つの仮説を検証した。第一の仮説は，単身高齢者の増加により，彼らが義務教育に対する関心を失ったことが義務教育費の低下をもたらしたというものである。しかし，様々な世帯構成を示す変数を含めて追加的な分析を実施したとしても，世帯構成の変化による効果ではこの逆転現象は説明できないという結果を得た。第二の仮説は，1985年以降に行われた義務教育費国庫負担金制度の変更が高齢者の選好をより強く反映するように影響を与えたというものである。制度変更に伴う国庫補助金の補助率減額と教育費支出に関する地方の裁量の増大によって，高齢者の政治的な影響をより強く受けるようになった可能性である。この仮説を検討するため，入手可能な市町村別のデータを用い，制度変更に伴う国庫補助から地方交付税交付金への振替の効果を，交付団体と不交付団体との義務教育費支出の差を比較することで検討した。推計結果によると，国庫補助金という教育費に使途を限定した補助率を低下させ，地方交付税交付金という使途を限定しない補助金への振り替えは，生徒一人当たり義務教育費を低下させる可能性があることを示した。また，高齢者比率が高い市町村では補助率の減額が，生徒一人当たり義務教育費を低下させる。ただし，地方交付税への振り替えが行われたときに教育費が減る影響は，高齢者比率が高いほど小さいことも示された。

本稿の構成は以下の通りである。次節では，先行研究について概観する。第３節では，推計モデルと分析に用いるデータについて記述する。第４節では，推計結果について述べ，1980年代と1990年代で高齢化が義務教育費に与える効果が異なることを示す。第５節では，前節で発見された80年代と90年代の差が，世帯構成の変化によるものなのか，補助金制度の変更によるものかの検討を行う。第６節では全体の議論をまとめると共に，今後の課題を示す。

２. 先行研究

まず人口の高齢化と政府が行う義務教育費支出の関係についての理論的背景を議論する。中位投票者理論によると，中位所得者の選好により政府の最適な支出規模が決定される。Person and Tabellini（2000）やGradstein, Justman, and Meier（2005）によると，Voting均衡が成立するためには，教育費支出に対する選好が所得に対してsingle peakedになっていることが示されている。直感的には，所得の増加に対して公的教育需要が単調に増加していることが条件である

（Oberndorfer and Steiner（2006））。高齢化が進み，中位投票者が高齢化してくると，彼らにとって望ましい政策に対する支出が増える。義務教育費を増加させることが高齢者にとって望ましくない政策であれば，人口の高齢化により義務教育費支出は減少することになる[1]。

一方，Poterba（1997，1998）は義務教育費と人口の高齢化が正の関係にある可能性を指摘している。すなわち，高齢者が利他的・長期的な視点で意思決定を行う場合または地価上昇や犯罪率の抑制など間接的に便益を得る場合，義務教育費を増加させようとする。したがって，人口の高齢化と義務教育費支出の関係は理論的に明確ではなく，実証的な課題となる。

このような議論に基づき，欧米諸国では義務教育費支出と人口の高齢化に関する実証分析が蓄積されている。Poterba（1997，1998）は，高齢化と教育費支出（K-12）の関係を1961年から1991年の米国州別データを用い分析を行った。推計結果によると，人口に占める65歳比率が1%上昇すると，生徒一人当たり教育費支出額は約0.26%減少することが明らかとなった。

Harris, Evans and Schwab（2001）は同一州内でも，学区により教育費や人口構成が変化していることに着目し，1972，1982，1992の学区別のデータで分析を行った。彼女らによると，高齢者比率と教育費収入は負の相関を持つが，その引き下げ効果はPoterbaと比べ小さいことを示した。

Ladd and Murray（2001）は1970，1980，1990の郡（county）別のデータで分析を行っている。推計結果によると，教育費支出（収入）に高齢者比率が与える効果は統計的に有意ではないことを示している。

Rubinfeld（1977）は個人データを用い，高齢者が教育費を増加させるような政策に投票しないことを示している。Brunner and Balsdon（2004）は家計データを用い，個人が国レベルと地域レベルの仮想的な教育政策に賛成するかどうかを検証した。彼らによると，高齢者は，国レベルよりも，地域レベルの教育費支出政策に賛成することを明らかにした。ただ，この違いが資産価値をあげることを意図した効果なのか，利他性によるものなのかは識別できないとしている。

Grob and Wolter（2005）は1990年から2002年のスイス連邦州別データを用い，高齢者（引退者）比率の上昇が生徒一人当たり義務教育（小学・中学）支出を引き下げることを示した。また，高齢者比率上昇による教育費支出の減少の程度は，生徒数の減少による教育費低下の程度より大きいことを示している[2]。

欧米諸国の研究とは対照的に，日本では人口構成と義務教育費支出に関する分析はほとんど行われていない。日本で中位投票者理論が成立しているかを検証した研究としてDoi（1998a, b）があるが，財政支出全般を対象としており，人口構成や教育費に関する分析は行われていない。

本稿は日本のデータを用い高齢化と教育費支出の関係を実証的に検討する。日本のデータで分析することは人口の高齢化と世帯構成の変化を分析できる利点がある。

Hoxby（1998）によると，1900年代初頭において，高齢者比率と教育費支出は正の相関を持つことが示されている。年代を経るに従い，教育費支出と高齢化は負の相関を持つことを示

[1] 私立学校が公立と比べ優れていれば，子どもを持つ親は公立に対する教育費支出増加に対し反対するかもしれない。これは私立学校に子供を入学させている所得の高い親については正しいであろう。しかし，日本では義務教育段階において，子どもを私立学校に通わせている親は少ない。2004年時点では，小学生の約99.0%は公立に，中学生の約93.5%は公立に通っている。

[2] Oberndorfer and Steiner（2006）はドイツの高等教育の支出額に与える高齢者以外の政治変数の効果を計測している。彼らによると，「左翼」政権は教育費を増加させるという結果を得ている。

している。高等教育費支出を対象としたGoldin and Katz（1998）も同様の結果を得ている。

このような結果についてPoterba（1998）は，核家族化により符号の反転が引き起こされていると推論しているが，データを用いた検証はされていない。

日本はここ30年で急速な人口高齢化を迎えている。加えて，核家族化といった世帯構成も急激に変化してきている。このように日本のデータを用いると，高齢化に加え，家族構成の変化が教育費に与える効果を検証できる。本稿では，高齢化に加え，家族構成の変化が義務教育費支出に与える影響や地方税制度の改正が教育費に与える影響についても分析を行う。

3．人口高齢化が義務教育費に与える効果の実証分析

3.1.日本の教育財政制度の概観

日本では，義務教育に関する財政支出は「標準法」による規制のもとで，国による補助金と地方公共団体両方で負担しているため，一人当たり義務教育費支出は地方自治体ごとに異なってくる。国から地方公共団体への義務教育費に関わる補助金制度は以下の通りである。

学級数と教員数は標準法により規定される。標準法によると，1998年より1クラスの学生数の上限は40人と定められている（1968年から1997年までは45人）。標準法により教師数が決定されると，退職手当，教員共済手当を含む教員給与の半分，旅費，教材費が，国庫により補助される。1952年に義務教育費国庫負担制度が導入されて以来，国全体の教育水準を平準化させるように，義務教育費の地方への補助金額を増加させてきた。国の教育水準平準化政策により，生徒一人当たり教育費支出と地方公共団体の財政状況の関係が変化してきた。刈谷(2006)は，1965年時点で小学校の生徒一人当たり教育費支出と財政指数は正の相関を持っていたが，2003年にそれらが負の相関をもつようになったことを見出している。

しかしながら，1985年以降，教員給与に対する国の補助は徐々に減少してきた。1985年には，旅費と教材費に対する地方公共団体への国庫負担が廃止された。1986年以降，退職手当と教員共済手当に対する補助額を徐々に減額し，1993年には退職金手当への補助を完全に廃止し，2003年には共済手当への補助を完全に廃止した。2006年には，教員給与への補助割合を１/２から１/３へ変更した。

ただし，このような国庫負担の減額に対し，地方交付税や地方財源による措置も同時に取られている。1985年の旅費・教材費の国庫補助が廃止され地方政府の一般財源化がされた際には，地方交付税交付団体に対しては交付税が，1993年の補助削減に対しては地方財源が，2003年の補助削減に対しては交付税が，それぞれ増額された。

同時に，義務教育支出に関する地方自治体の裁量が拡大している。2003年以前では，１クラスの学生数は40人を下回ることが認められていなかった。2003年にこの制限が撤廃されたが，１クラスの学生数が40人を超えた場合の教員給与に対して国からの補助がなされない。

県は教員雇用に対して裁量を有している。県の教育委員会が各市町村に雇用した教員を割り当て，県が彼らの給与を負担しているため，市町村は自身の財政資源を用い市町村立小学校や中学校の教員を雇うことができない[3]。教員雇用の権限を除けば，各市町村は1985年より各学校の教材費，図書費，旅費といった教育費支出の決定を行うことができる。

なお，地方交付税交付金における義務教育費の積算額と，実際の義務教育への支出額の間に乖離が存在する。たとえば，地方交付税交付金を利用した，基準財政需要額と実際に支出され

[3] この制限は2002年の制度改正により緩和されている。

た教材費や図書費の割合をみると，2003年には，最大は東京163.7%に対し，最小は徳島の35.6%である。（平均は75.7%）

図２によると，義務教育費の地方公共団体に対する補助金額は1980年代に減少し，1990年代には安定的に推移している。一方で，1995年までに，地方公共団体の義務教育費支出額は増加している。図３は生徒一人当たりの国および地方公共団体の教育費支出の推移を示したものである。1985年以降，地方公共団体の生徒一人当たり教育費支出は増加している。しかしながら，生徒一人当たりの国による義務教育費への補助金額は同時期に徐々に増加している。このような日本の教育費に関する財政制度の変化が，地方公共団体の義務教育費支出に影響を及ぼしている可能性がある。地方公共団体の義務教育費支出に関する裁量の増加に伴い，人口要因による政治的圧力の変化が生じて義務教育費の水準を変えている可能性があり，本論文でも，その点の検証も試みる。

３.２. 推定モデル

本節では，Poterba（1997，1998）の定式化に従い，人口高齢化が義務教育費支出に与える効果の分析を行う。

$$
\begin{aligned}
Educ_{it} = \ & \beta_1 OLD_{it} + \beta_2 KID_{it} + \beta_3 Income_{it} + \beta_4 Aid_{it} \\
& + \beta_5 Unemp_{it} + \beta_6 House_{it} + \beta_7 Urban_{it} + u_{it} \\
& \text{Where } \ u_{it} = \tau_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

添え字の i は都道府県，t は時間を示す。*Educ*は都道府県 i，t 時点での生徒一人当たり義務教育費支出を示す。同様に，*OLD*は人口に占める65歳以上比率，*KID*は人口に占める義務教育対象年齢者比率を示し各都道府県，各時点での人口構成を示す変数である。これらの変数が人口構成が義務教育費支出に与える効果を捉えている。

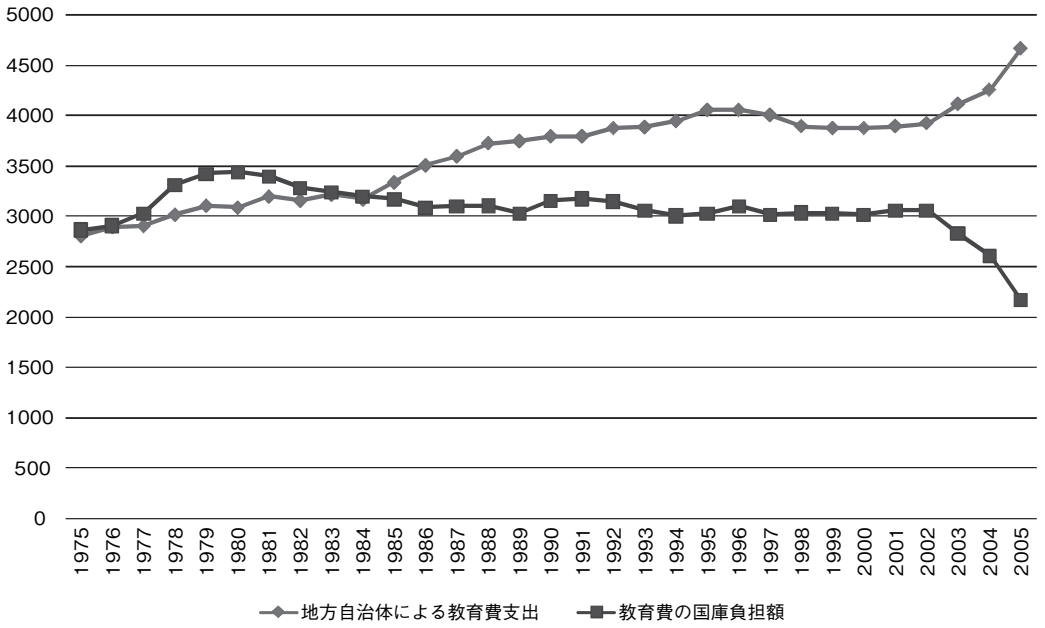
義務教育費の補助が国庫よりなされることを考慮し，生徒一人当たり補助金額を示す*Aid*を説明変数に加える。*House*は持ち家比率を示し，住宅所有者と非所有者の教育費支出への選好の違いを捉える。*Income*は人口当たり所得，*Unemp*は失業率，*Urban*は都市への人口集中を示す変数であり，これらの変数は所得分布の情報を捉えている。u_{it}は誤差項である。ただし，時間効果（τ_t），固体効果（α_i），平均0，分散が一定値を持つidiosyncratic error（ε_{it}）に分解される。

我々が検証したい点は，*OLD*が生徒一人あたり義務教育費に与える影響である。この係数が負であれば高齢者は利己的・短期的視点で意思決定を行うため，彼ら自身に直接便益のある政策を支持すると解釈できる。一方で，*OLD*の係数が正であれば，高齢者は地域の犯罪率の抑制や地価の上昇といった便益だけではなく，彼ら自身の子や孫の世代の消費の増大による便益を受ける可能性があるため，義務教育費支出を増加させる政策を支持すると解釈できる。ただし，*OLD*の係数が正であったときに，どのような要因で高齢者が義務教育費支出増加を支持しているかは識別できない。

そのほかの変数について議論しよう。人口当たり子どもの数が増えれば，生徒一人当たり教育費は増えるので，*KID*の係数は負と予想される。教育費の増加により学校の質が向上し地価が上昇するならば，住宅所有者は教育費増加を支持するだろう。そのため，*House*の係数は正であると予想される。家計所得が上昇すると，公的教育費需要が増大すると考えられるため，*Income*の符号は正であると期待される。失業率が高いと，公的な失業対策を支持する可能性があり，教育費を削減させようとする。そのため*Unemp*の係数は負であると予想される。都市化の指標は高所得階層の属性を示している。そのため，高所得階層者は公立よりも私立を選択する可能性があるため，*Urban*の係数は負であると考えられる。

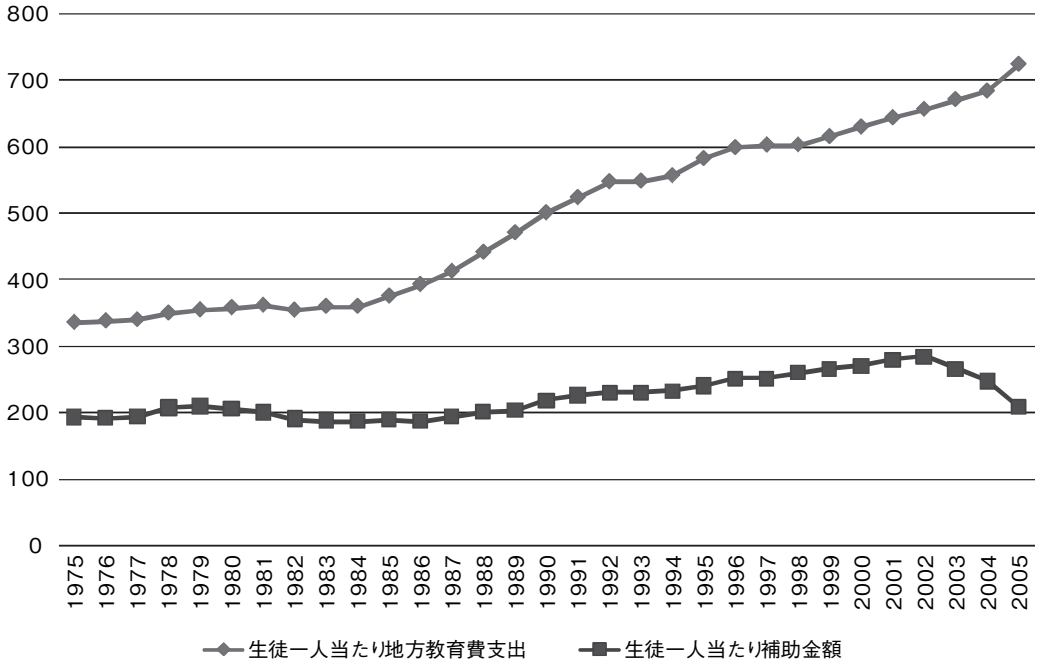
推計方法は各都道府県の固定効果を考慮した

図２　国または地方自治体による教育費支出の推移



出所）文部科学省『地方教育費調査』（各年）
注）2000 年の CPI で実質化している。

図３　国または地方自治体による生徒一人当たり教育費支出額の推移



出所）文部科学省『地方教育費調査』（各年）
注）2000 年の CPI で実質化している。

パネル分析を行う。仮に都道府県ごとに文化的・地理的要因でばらつきがあり，それらが教育費支出額および人口構成に影響を与えている場合，固定効果モデルが適切となる。

Harris, Evans and Schwab（2001）やLadd and Murray（2001）は，高齢者変数が内生変数である可能性を指摘している。Tiebout Sorting（足による投票）が発生している場合，高齢者は地域の税金が高いことを嫌うため，その地域から脱出する可能性が高い。すなわち，義務教育費支出と高齢者比率は同時決定になり，係数にバイアスがかかる。このようなバイアスを回避するため，５年前の高齢者比率を操作変数として用いる。５年前の高齢者と現時点での教育費支出額決定は無相関であるため，操作変数として適切である[4]。本稿でも，操作変数法を用いた結果を検討する。

3.3.データ

分析に用いるデータは，1975-2000年の都道府県パネルデータである。国勢調査実施年に従うため，５年おきのデータである。データの定義と出所は以下の通りである。

義務教育費支出は『地方教育費調査（文部科学省）』より得ており，小学校と中学校の学校教育費（都道府県支出金と市町村支出金の合計）である。生徒数は『学校基本調査（文部科学省）』より得ており，公立学校に在籍する小学生と中学生数を用いている。義務教育費支出を生徒数で除すことにより，生徒一人当たり教育費を算出している。

人口に占める65歳以上比率（*OLD*），および若年比率（５歳から14歳：*KID*）は『国勢調査（総務省）』より得ている。生徒一人当たり補助金額（*Aid*）は『地方教育費調査（文部科学省）』より得ており，「教育費に対する国庫補助金」を生徒数で除した値である。一人当たり県民所得（*Income*）は『県民経済計算（内閣府）』より得ており，県民所得を都道府県人口で除した値を用いている。失業率（*Unemp*）は『国勢調査』より，労働力人口に占める完全失業者数より算出している。

持ち家比率（*House*）は『住宅・土地統計調査（総務省）』より，住宅総数に占める持ち家数より算出している。ただし，『住宅・土地統計調査』は『国勢調査』実施２年前の数値である。都市化の度合いを示す指標として，人口集中地区人口比率を用いる。人口集中地区人口比率は『国勢調査』より得ており，都市部にどれだけ人口が集中しているかを示した指標である。金額については2000年のCPIで実質化している。先行研究に従い変数をすべて対数変換し，弾力性を計測する。データの記述統計は表１に示してある。

図４は生徒一人当たり教育費支出（*Educ*）と65歳以上人口比率（*OLD*）の散布図である。図４によると，*Educ*と*OLD*は正の相関を持っているように見えるが，他の変数の影響を考慮したものではない。たとえば，図５のように，５歳から14歳人口比率（*KID*）の高い都道府県では教育費支出の固定費用に関する規模の経済が発生するため教育費が高くなる傾向にある。そのため，他の要因を一定にした上で，高齢化が教育費に与える効果を分析する必要がある。

4.推定結果

4.1.基本モデル

高齢化が生徒一人当たり義務教育費支出に与える効果を実証的に検討する。表２はベンチマークとなる推計結果を示している。表２の（１）から（３）はOLSで推計しており，それぞれ失業率や人口集中度変数を加えた結果を示している。

OLSの推計結果によると，もっとも関心のあ

[4] ただし，Harris, Evans and Schwab（2001）やLadd and Murray（2001）によると，操作変数を用いた結果と用いない場合で大きな差がないとしている。

図４　生徒一人当たり地方教育費支出と高齢者比率の散布図（1975-2005）

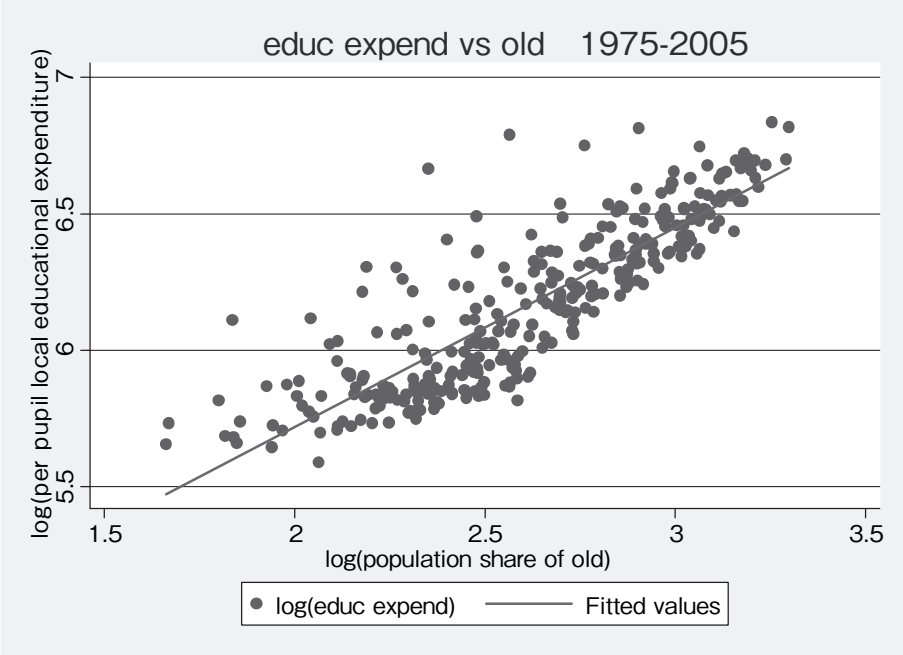


図５　生徒一人当たり地方教育費支出と 14 歳以下人口比率の散布図（1975-2005）

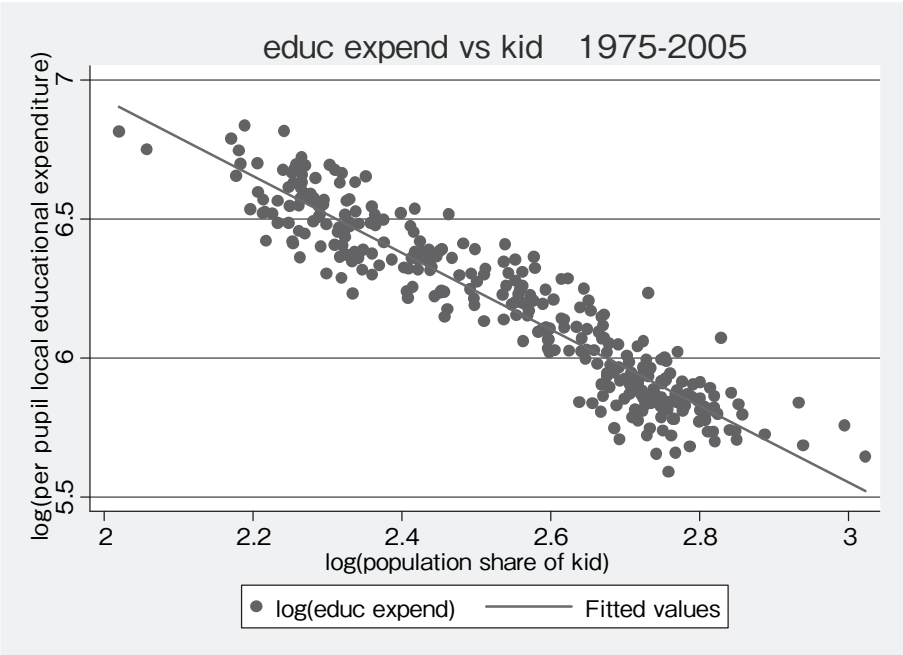


表１　記述統計

1975-2005 変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
生徒一人当たり地方教育費支出	329	499.43	152.91	267.74	930.95
高齢者比率（%）	329	14.53	5.00	5.27	27.09
14歳以下人口比率（%）	329	13.11	2.60	7.54	20.55
生徒一人当たり補助金	329	2525.79	555.96	1484.60	4884.71
一人当たり県民所得	329	235.27	42.77	147.62	377.58
失業率（%）	329	3.64	1.64	1.23	11.85
持ち家比率（%）	329	67.83	8.89	39.44	85.73
人口集中度	329	47.75	18.61	21.85	98.03

1975-1985 変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
生徒一人当たり地方教育費支出	141	358.29	40.14	267.74	547.24
高齢者比率（%）	141	10.29	2.10	5.27	15.32
14歳以下人口比率（%）	141	15.60	1.10	12.72	20.55
生徒一人当たり補助金	141	2078.50	351.43	1484.60	3743.86
一人当たり県民所得	141	215.40	34.50	147.62	298.64
失業率（%）	141	2.70	1.17	1.23	8.09
持ち家比率（%）	141	68.66	9.76	39.44	85.73
人口集中度	141	44.74	18.31	21.85	97.21

1990-2005 変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
生徒一人当たり地方教育費支出	188	605.27	116.29	411.65	930.95
高齢者比率（%）	188	17.71	4.10	8.28	27.09
14歳以下人口比率（%）	188	11.24	1.66	7.54	16.93
生徒一人当たり補助金	188	2861.26	430.92	2066.31	4884.71
一人当たり県民所得	188	250.17	42.38	171.84	377.58
失業率（%）	188	4.36	1.59	1.73	11.85
持ち家比率（%）	188	67.21	8.16	39.59	84.88
人口集中度	188	50.01	18.56	24.16	98.03

注）国勢調査実施年に従い，５年おきのデータである。

る人口に占める高齢者比率の係数は正であるが，統計的に有意な値を示していない。しかしOLSでは各都道府県の個体効果を考慮していない。もし固定効果が説明変数と相関していると係数は一致性を持たない。そこでパネル分析が支持されるかどうかの検定を行う。OLSと変量効果モデルを検証するBreusch and Pegan検定によると，変量効果モデルが支持されている。また，変量効果モデルと固定効果モデルを検証するHausman検定によると，固定効果モデルが支持されている。したがって，以下では固定効果モデルで分析を進める。

表２の（４）から（６）は固定効果モデルで推計した結果である。いずれの結果においても，人口に占める65歳比率は生徒一人当たり教育費支出に統計的に有意な影響を与えていない。

そのほかの変数について検討してみよう。人口に占める14歳以下の比率の係数は負である。したがって，義務教育対象年齢の人口が増えると，義務教育費支出が増えることを示す。家計の所得水準を示す，一人当たり県民所得の係数は正である。また生徒一人当たり補助金額の係数も正である。持ち家比率については，OLSでは負で有意であるが，FEでは正だが統計的に有意ではない。また，失業率も固定効果モデルでは人口集中度をコントロールすると，統計的に有意ではなくなる。人口集中度の係数は負であるが，統計的に有意ではない。

さて，図１で示されたとおり，日本は他の先進国と比べ，1980年代までは高齢者の比率は高くない。むしろ，90年代より急速に高齢化していることが観測される。80年代では，高齢化

表２　高齢化が生徒一人当たり地方教育費に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1975-2005	1975-2005	1975-2005	1975-2005	1975-2005	1975-2005
log（生徒一人当たり地方教育費支出）	POOL	POOL	POOL	FE	FE	FE
log（高齢者比率）	0.0526	0.0394	0.00481	-0.118**	-0.119**	-0.129**
	(0.0336)	(0.0338)	(0.0376)	(0.0597)	(0.0599)	(0.0601)
log（14 歳以下人口比率）	-0.566***	-0.563***	-0.597***	-0.544***	-0.549***	-0.542***
	(0.0621)	(0.0628)	(0.0653)	(0.0700)	(0.0714)	(0.0714)
log（一人当たり県民所得）	0.274***	0.213***	0.211***	0.132**	0.134**	0.140**
	(0.0531)	(0.0587)	(0.0575)	(0.0587)	(0.0592)	(0.0591)
log（生徒一人当たり補助金）	0.574***	0.585***	0.574***	0.194***	0.194***	0.186***
	(0.0399)	(0.0394)	(0.0381)	(0.0464)	(0.0466)	(0.0468)
log（失業率）	-0.197***	-0.266***	-0.313***	0.0292	0.0278	0.00374
	(0.0379)	(0.0427)	(0.0517)	(0.0807)	(0.0809)	(0.0822)
log（持ち家比率）		-0.0478***	-0.0436***		-0.00795	-0.00429
		(0.0160)	(0.0164)		(0.0246)	(0.0246)
log（人口集中度）			-0.0419**			-0.0856
			-0.0192			(0.0547)
定数項	2.958***	3.707***	4.299***	5.417***	5.424***	5.842***
	(0.634)	(0.690)	(0.715)	(0.699)	(0.701)	(0.748)
観測数	329	329	329	329	329	329
決定係数	0.964	0.9640	0.965	0.984	0.984	0.984
都道府県数				47	47	47
年効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注）括弧の中は標準誤差である。***，**，*はそれぞれ１，５，10％水準で有意であることを示す。

表３　構造変化検定

構造変化年	F値	P値
1980	1.06	0.39
1985	1.73	0.08
1990	2.09	0.03
1995	3.35	>0.001
2000	4.82	>0.001

が教育費に与える影響はそれほど大きくはない可能性がある。この点を検討するため，係数が時間に応じて変化しているかどうか構造変化検定（Chow検定）を行った。具体的には，1980，1985，1990，1995の各年で構造変化検定を行い，どの年で構造変化が起こっているか検討した。表３によると，1990年以降では５％水準で構造変化が生じている可能性を示唆している。また，毎年の都道府県データとして得ることの出来ない持ち家比率や失業率を除いた変数を用い[5]，1975年から2000年までの連続したパネルデータで逐次構造変化検定を行った。具体的には，１年ごとに構造変化検定を行い，その検定統計量（Ｆ値）をプロットし，最もF値が大きい年を構造変化が起こった時点と推定する方法である。同様に，残差を用いた構造変化の検定（CUSUM検定）も実施している。付録図Ａ１および付録図Ａ２によると，1993年ごろに構造変化が起こっていると考えられる。構造変化検定の結果より，1980年代と1990年代で高齢化が教育費支出に与える効果が異なる可能性があるため，期間を別々にして推計する。

1985年までと1990年以降のサンプルに分けて分析を行った結果は表４に示している。なお，推計方法は固定効果モデルで行っている。表４によると，80年代までは高齢者の係数は正に有意な結果を得ている。一方で，90年代では高齢者は生徒一人あたり義務教育費に対して負で有意な結果を得ている。そのほかの変数は，80年代，90年代で変化しているものはない。

図６は，他の変数，*KID*，*Aid*，*Income*，*Unemp*，*House*および都道府県の固定効果で調整した，教育費支出と高齢者比率の関係をプロットしたものである。図６によると，表４（１）の結果と同様に，教育費支出と高齢者比率は負の相関をもつことが示されている。図７と図８

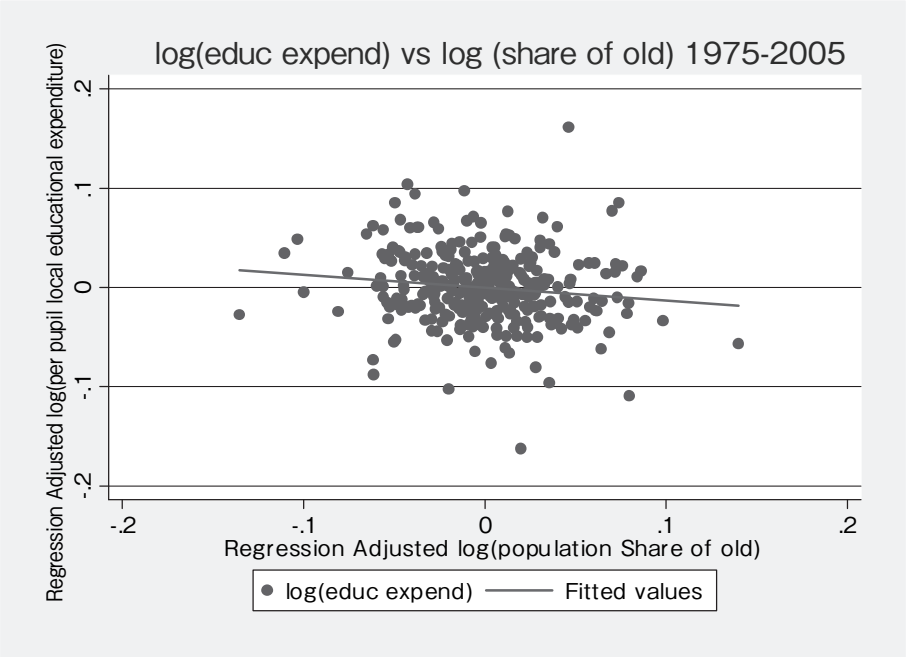
[5] なお，人口に関する値は人口推計値を用いている。

表４　高齢化が生徒一人当たり地方教育費に与える影響（80，90 年代で分けた場合）

	(1)	(2)	(3)
	1975-2005	1975-1985	1990-2005
log（生徒一人当たり地方教育費支出）	FE	FE	FE
log（高齢者比率）	-0.129**	0.315*	-0.495***
	(0.0601)	(0.174)	(0.116)
log（14 歳以下人口比率）	-0.542***	-0.593***	-0.775***
	(0.0714)	(0.126)	(0.167)
log（一人当たり県民所得）	0.140**	0.255**	0.151*
	(0.0591)	(0.112)	(0.0895)
log（生徒一人当たり補助金）	0.186***	0.332***	0.124**
	(0.0468)	(0.0972)	(0.0565)
log（失業率）	0.00374	0.212	-0.0717
	(0.0822)	(0.133)	(0.197)
log（持ち家比率）	-0.00429	-0.0789	0.0255
	(0.0246)	(0.0581)	(0.0440)
log（人口集中度）	-0.0856	-0.0523	-0.0681
	(0.0547)	(0.118)	(0.114)
定数項	5.842***	2.423*	8.527***
	(0.748)	(1.387)	(1.407)
観測数	329	141	188
決定係数	47	47	47
都道府県数	0.984	0.770	0.963
年効果	yes	yes	yes

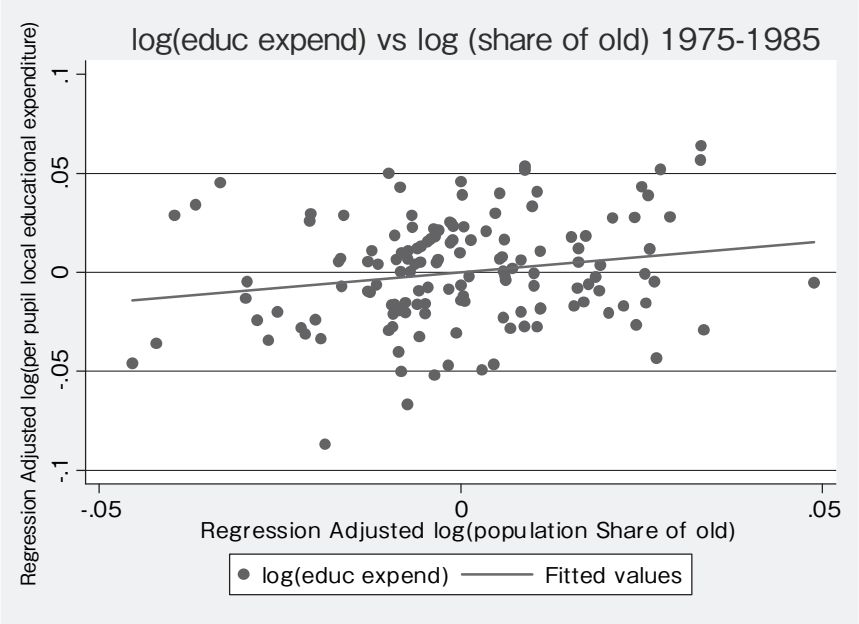
注）括弧の中は標準誤差である。***，**，*はそれぞれ１，５，10％水準で有意であることを示す。

図６　回帰分析で調整した生徒一人当たり地方教育費支出と高齢者比率の散布図（1975-2005）



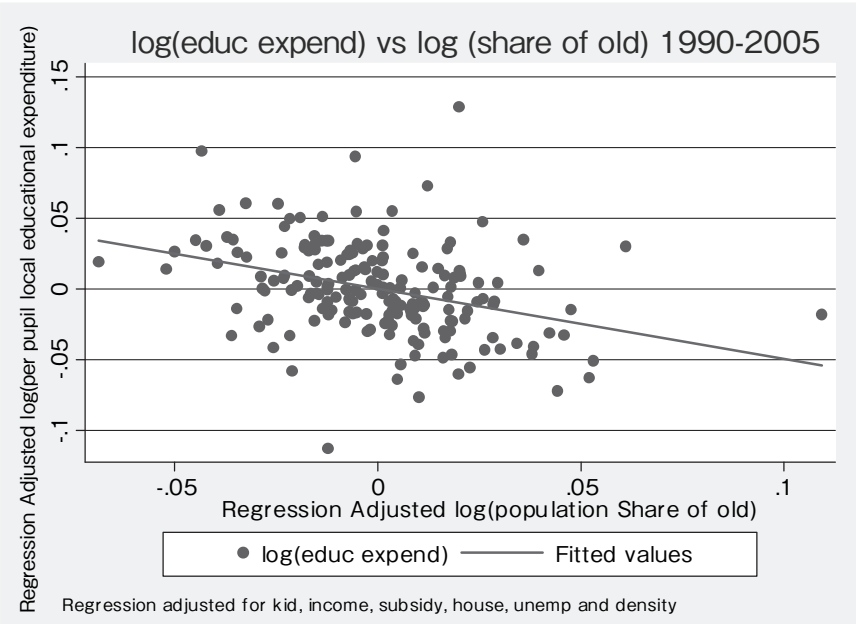
注）横軸は高齢者比率を被説明変数とし，すべての外生変数（14 歳以下人口比率，補助金，所得，失業率，持ち家比率, 固定効果）で回帰したものの残差を示している。縦軸は一人当たり地方教育費支出を被説明変数とし，高齢者比率以外のすべての外生変数で回帰したものの残差を示している。

図７　回帰分析で調整した生徒一人当たり地方教育費支出と高齢者比率の散布図（1975-1985）



注）横軸は高齢者比率を被説明変数とし，すべての外生変数（14 歳以下人口比率，補助金，所得，失業率，持ち家比率, 固定効果）で回帰したものの残差を示している。縦軸は一人当たり地方教育費支出を被説明変数とし，高齢者比率以外のすべての外生変数で回帰したものの残差を示している。

図８　回帰分析で調整した生徒一人当たり地方教育費支出と高齢者比率の散布図（1990-2005）



注）横軸は高齢者比率を被説明変数とし，すべての外生変数（14 歳以下人口比率，補助金，所得，失業率，持ち家比率, 固定効果）で回帰したものの残差を示している。縦軸は一人当たり地方教育費支出を被説明変数とし，高齢者比率以外のすべての外生変数で回帰したものの残差を示している。

は，他の変数を調整したうえでの教育費支出と高齢者比率の関係を1975-1985年と1990-2005年について示した散布図である。これらの結果によると，1990年以降，教育費支出と高齢者比率は正の相関から負の相関へと変化したことが示されている。すなわち，Poterba（1997）が米国で観察した教育費支出と高齢者比率の負の関係が，1990年代の日本で観察される。

4.2. 操作変数法による結果

高齢者が教育費支出よりも福祉支出を好むのであれば，公的教育費支出の高い地域から高齢者は他の地域に転出する可能性がある。「足による投票」である。このとき，教育費支出と高齢者比率は同時決定となり，高齢者比率は内生変数となってしまう。Harris, Evans and Schwab（2001）やLadd and Murray（2001）は高齢者比率の操作変数として，前回国勢調査実施年度の高齢者比率を用いている。すなわち，５年，10年前の高齢者は，５年10年後の教育費決定とは無相関のはずであり，操作変数としての性質を満たす。そこで本稿でも先行研究に従い，５年前の高齢者比率を操作変数として用いる。また，80年代と90年代に分けた場合も検討する。

操作変数を用いた結果である表５によると，すべての年次をプールした場合，および80年代の結果では，高齢者比率は生徒一人当たり義務教育費支出に有意な影響を及ぼしていない。しかし，90年代以降のサンプルでは，高齢者比率は生徒一人当たり義務教育費支出を引き下げる効果を持つ。この点は，操作変数を用いないときの結果と整合的である。ただし，操作変数法のほうが内生性のバイアスを解消しているため，一致性を満たしていると考えられる。したがって，高齢者は利己的または短期的視点で意思決定を行っているため，人口が高齢化すると，義務教育費支出額は減少すると考えられる。この結果は，米国を対象としたPoterba（1997），Harris, Evans and Schwab（2001），スイスを対象としたGrob and Wolter（2005）と整合的な結果である。

さて，人口構成の変化は義務教育費支出に対して正負両方の効果を持つ。高齢者比率の増加は彼らの政治的要求を通じて義務教育費支出を削減させる。一方で，子供の数が高齢者と比べ相対的に低下すると，教員数の変化や学校を統合することを通じ，一人当たり教育費支出を増加させる。高齢者比率増加による義務教育費削減効果と義務教育対象年齢者の減少による義務教育費削減効果のいずれが大きいのだろうか。

表５によると，高齢者が１％増加すると生徒一人当たり教育費は約0.7%低下する。一方，人口に占める子どもの数が１％減少すると約0.8%教育費が増加する。国立社会保障・人口問題研究所の推計によると，2005年から2030年までの義務教育対象年齢人口の人口低下率は約29.7%であり，同期間の65歳以上人口の成長率は57.4%と大きく上回る。したがって，子どもの数の減少により一人当たり教育費は約23.8%増加するが，高齢者の増加により一人当たり教育費は約40.2%減少する。

5. なぜ90年代では高齢化の効果が異なるのか

80年代までは高齢化と義務教育費支出が無相関であったものが，90年代以降では高齢化が生徒一人当たり教育費を引き下げるように変化したのはなぜだろうか。いくつかの可能性を検討しよう。

第一点目は，高齢者の選好が変化した可能性である。90年代前後で高齢者の選好が教育重視から教育軽視に変わっている可能性がある。かつて高齢者は利他的，または長期的視点で意思決定を行っていたが，近年になるほど利己的または短期的視点で意思決定を行うようになった可能性である。しかし，なぜ1990年代に高齢者の選好が変化したのかが明らかではない。

第二点目は，投票率の変化である。近年わが

表５　高齢化が生徒一人当たり地方教育費に与える影響（操作変数法）

	(1)	(2)	(3)
	1975-2005	1975-1985	1990-2005
log（生徒一人当たり地方教育費支出）	FEIV	FEIV	FEIV
log（高齢者比率）	-0.0421	0.321	-0.599***
	(0.0700)	(0.246)	(0.150)
log（14 歳以下人口比率）	-0.514***	-0.592***	-0.795***
	(0.0725)	(0.128)	(0.169)
log（一人当たり県民所得）	0.148**	0.255**	0.125
	(0.0595)	(0.112)	(0.0929)
log（生徒一人当たり補助金）	0.192***	0.331***	0.117**
	(0.0470)	-0.101	(0.0570)
log（失業率）	-0.0373	0.21	0.0133
	(0.0841)	(0.142)	(0.212)
log（持ち家比率）	-0.00313	-0.0794	0.0209
	(0.0247)	(0.0596)	(0.0444)
log（人口集中度）	-0.0767	-0.0513	-0.0746
	(0.0550)	(0.121)	(0.114)
定数項	5.619***	2.419*	8.504***
	(0.756)	(1.393)	(1.428)
1段階目推計結果			
log（５ 年前の高齢者比率）	0.832***	0.623***	0.981***
	(0.030)	(0.068)	(0.070)
F値	776.76	84.84	196.83
偏決定係数	0.743	0.500	0.600
観測数	329	141	188
都道府県数	47	47	47
年効果	yes	yes	yes

注）括弧の中は標準誤差である。***，**，*はそれぞれ１，５，10%水準で有意であることを示す。高齢者比率の操作変数として５年前の高齢者比率を用いている。１段階目推計にはすべての外生変数が含まれているが，紙幅の節約のため省略している。

国の投票率が低下している。加えて，投票者に占める若年者の割合が大きく低下し，一方で高齢層の投票は安定している。そのため，高齢者の政治力が相対的に高まったため，90年代以降ではより高齢者にとって直接便益のある政策が支持されるようになった可能性がある。

第三点目は，家族構成の変化である。すなわち，三世代同居が減る一方で，単身世帯が増加した結果，高齢者が子供や孫に対する関心を失ったと考えられる。Hoxby（1998）の研究によると，1900年では教育費に与える高齢者比率の効果は正であったが，1990年では負の効果を与えている。この結果について, Poterba（1998）は，このような係数の反転は，高齢者が家族と同居しなくなったためではと推論している。すなわち，同一世帯内に義務教育対象年齢者がいる場合，高齢者は教育に関心を持つが，世帯を別にすると教育よりも自身に便益のある政策を選好するようになる。わが国において，三世代同居比率は低下しており，一方，高齢者単身世帯は増加している。このような世帯構成が高齢者の行動を変化させているかもしれない。

第四点目は，高齢者の選好の変化ではなく，３．１．節で言及した，教育財政制度の変化により生じた可能性である。すなわち，義務教育に関する国庫補助率の引き下げによる地方財政への負担増と地方自治体の自由度の増加が，高齢者比率が義務教育費に与える影響を変化させたという仮説である。

これらの点について，入手可能なデータを用い，いくつかの仮説を検討する。

５.１. 世帯構成の変化が義務教育費支出に及ぼす効果

わが国では，３世代同居世帯の比率が低下し，単身高齢者世帯比率が増加している。このよう

な世帯構成の変化が高齢者の教育費に対する選好を変化させているかもしれない。

この小節では，世帯構成の変化が義務教育費支出に与える効果を検討する。世帯構成を示す変数として，『国勢調査』よりそれぞれ，三世代世帯比率，核家族世帯比率，高齢者単身世帯比率を用いた。それぞれの変数の年次平均を示したものが表６である。表６によると，人口の高齢化に伴い，高齢者単身世帯比率は増加している一方で，三世代同居比率は低下している。わが国において，高齢者が義務教育対象年齢者と同居しなくなった可能性が指摘できる。

表７は，人口に占める高齢者比率に加え，全世帯に占める高齢者単身世帯比率を示す変数を含めた場合の義務教育費支出の決定要因を分析したものである。表７（１）から（３）は固定効果モデルを用い，すべての年，80年代，90年代それぞれについて推計した結果である。表７（４）から（６）は同期間の操作変数法で推計した結果である。推計結果によると，高齢者単身世帯変数を加えたとしても，高齢者比率が義務教育費支出に与える効果に変化が見られない。世帯構成が義務教育費支出に与える効果を詳細に検討するため，いくつかの変数を含めて分析を行う。世帯構成を示す変数として『国民生活基礎調査』（厚生労働省）より，高齢者世帯比率，子どもが近隣に居住している高齢者の比率，子どものいない高齢者比率を用いた[6]。データの利用可能性より1986年から2004年のデータを用いている。表８は様々な特定化のもとでの推計結果である。表８（１）はベンチマークの結果である。表８（２）から（４）は世帯構成変数を追加した時の結果である。これら世帯構成の変数を加えたとしても，高齢者比率が義務教育費支出に与える効果に変化が見られない。

推計結果によると，世帯構成の変化により高齢者の教育費に対する選好が変化したという仮説は支持されない。

５.２. 補助金制度の変更が義務教育費支出に及ぼす効果

高齢者比率と義務教育費支出の関係が1990年代に変化した可能性として，国と地方の補助金制度の変更が影響していると考えられる。３．１．節で言及したように，日本では公的教育水準に関する地域差の発生を防ぐことを目的として，義務教育費国庫負担制度が存在している。しかし，1985年以降，国庫負担のうち旅費や教材費を一般財源化したことを始め，2003年までに補助率を徐々に低下させてきた。それに伴い，義務教育費に対する地方公共団体の負担は過去20年間で増加してきた。

ところが，国庫補助金が削減される一方で，地方自治体の義務教育費支出の裁量権は拡大してきた。たとえば，それまで国の基準で決められていた各学校の教材費，図書費，旅費といった教育費支出の決定を自治体が行うことができるようになってきた。このような補助金制度の変更の効果は，本稿における義務教育費決定モデルの推定結果からも観察できる。表５の推定結果によれば，1980年代では補助金の教育費支出額に対する弾力性が約0.3であったのに対し，1990年代には約0.1に低下している。

地方の義務教育支出への裁量の拡大と財政負担の増大と通じ，地方公共団体は義務教育費支出を支持しない高齢者の政治力に影響を受けている可能性が示唆される。補助金制度の変更が，80年代と90年代の高齢者比率の符号を反転させた要因かもしれない。

しかしながら，補助金制度変更の効果を計量経済学的に分析することには困難が伴う。義務教育費の国庫負担条件の変更は，すべての地域において同時に発生しているため，クロスセク

[6]『国民生活基礎調査』は３年おきに実施され，1986年より利用可能である。観測数は329（=47×７調査年）であるが，阪神淡路大震災により1994年の兵庫県の数値は欠損している。

表６　家族構成の時系列変化（%）

	高齢者比率	3世代同居比率	核家族世帯比率	高齢者世帯比率
1975	9.05	21.99	67.48	5.92
1980	10.25	18.68	58.21	5.84
1985	11.56	17.82	57.95	7.46
1990	13.58	15.95	57.72	9.68
1995	16.31	13.80	57.08	12.33
2000	19.15	11.41	57.26	15.27
2005	21.79	9.45	57.11	18.41

注）国勢調査より。ただし，ここでの核家族は65歳以上親族を含まない世帯を指す。

表７　高齢者単身世帯の変化が生徒一人当たり地方教育費に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1975-2005	1975-1985	1990-2005	1975-2005	1975-1985	1990-2005
log（生徒一人当たり地方教育費支出）	FE	FE	FE	FEIV	FEIV	FEIV
log（高齢者比率）	-0.0104	0.680**	-0.379*	0.156	0.943**	-0.707**
	(0.105)	(0.261)	(0.198)	(0.13)	(0.441)	(0.276)
log（高齢者世帯比率）	-0.0606	-0.200*	-0.0681	-0.0953*	-0.291*	0.0601
	(0.0440)	(0.107)	(0.0937)	(0.0497)	(0.150)	(0.113)
log（14歳以下人口比率）	-0.540***	-0.573***	-0.774***	-0.507***	-0.553***	-0.797***
	(0.0713)	(0.125)	(0.167)	(0.0710)	(0.123)	(0.164)
log（一人当たり県民所得）	0.160***	0.310***	0.162*	0.181***	0.332***	0.114
	(0.0607)	(0.114)	(0.0909)	(0.0606)	(0.112)	(0.0943)
log（生徒一人当たり補助金）	0.180***	0.319***	0.128**	0.184***	0.298***	0.113**
	(0.0469)	(0.0961)	(0.0569)	(0.0460)	(0.0977)	(0.0561)
log（失業率）	0.00128	0.248*	-0.0791	-0.0463	0.237*	0.0246
	(0.0820)	(0.133)	(0.198)	(0.0824)	(0.132)	(0.210)
log（持ち家比率）	0.0213	-0.0310	0.0448	0.0374	-0.0162	0.00359
	(0.0308)	(0.0628)	(0.0515)	(0.0321)	(0.0624)	(0.0549)
log（人口集中度）	-0.0941*	-0.0369	-0.0687	-0.0888*	-0.0153	-0.0745
	(0.0549)	(0.117)	(0.114)	(0.0539)	(0.117)	(0.111)
定数項	5.239***	0.201	7.883***	4.654***	5.675***	3.346***
	(0.866)	(1.817)	(1.665)	(0.472)	(1.303)	(0.775)
１段階目推計結果						
log（高齢者比率）						
log（５年前高齢者比率）				0.694***	0.418***	0.700***
				(0.051)	(0.104)	(0.109)
log（５年前高齢者世帯比率）				0.068***	0.107**	0.129***
				(0.020)	(0.419)	(0.039)
F値				409.03	48.41	111.12
偏決定係数				0.626	0.316	0.484
log（高齢者世帯比率）						
log（５年前高齢者比率）				-0.197*	-0.322*	-0.372**
				(0.075)	(0.172)	(0.152)
log（５年前高齢者世帯比率）				0.933***	0.862***	0.982***
				(0.030)	(0.070)	(0.055)
F値				1314.11	151.88	336.80
偏決定係数				0.755	0.462	0.643
観測数	329	141	188	329	141	188
都道府県数	47	47	47	47	47	47
決定係数	0.984	0.779	0.964	0.984	0.776	0.963
年効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注）括弧の中は標準誤差である。***，**，*はそれぞれ１，５，10%水準で有意であることを示す。高齢者比率，高齢者単身世帯の操作変数として５年前の高齢者比率，高齢者単身世帯を用いている。１段階目推計にはすべての外生変数が含まれているが，紙幅の節約のため省略している。

表８　世帯構成が生徒一人当たり地方教育費に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
log（生徒一人当たり地方教育費支出）	FE	FE	FE	FE
log（高齢者比率）	-0.487***	-0.480***	-0.470***	-0.486***
	(0.0633)	(0.0683)	(0.0694)	(0.0699)
log（高齢者世帯比率）		0.0332	0.0608	-0.115
		(0.0298)	(0.0447)	(0.222)
log（子どものいない高齢者世帯比率）		-0.0340**	-0.0410**	
		(0.0149)	(0.0172)	
log（子どもが近隣に住んでいる高齢者世帯比率）			-0.0190	0.0412
			(0.0230)	(0.0723)
log（子どものいない世帯比率）				0.0706
				(0.149)
log（14歳以下人口比率）	-0.708***	-0.733***	-0.733***	-0.715***
	(0.0743)	(0.0748)	(0.0749)	(0.0755)
log（一人当たり県民所得）	0.0711**	0.0680*	0.0698*	0.0699*
	(0.0361)	(0.0361)	(0.0361)	(0.0365)
log（生徒一人当たり補助金）	0.167***	0.155**	0.150**	0.164**
	(0.0636)	(0.0635)	(0.0637)	(0.0645)
定数項	7.745***	7.845***	7.807***	7.867***
	(0.684)	(0.683)	(0.685)	(0.724)
観測数	328	328	328	328
都道府県数	47	47	47	47
決定係数	0.979	0.979	0.979	0.979
年効果	yes	yes	yes	yes

注）括弧の中は標準誤差である。***, **, *はそれぞれ１，５，10%水準で有意であることを示す。世帯構成の詳細なデータが入手可能な国民生活基礎調査実施年に従っている。

ションの変動が観察されないからである。また，異時点間の分析を行ったとしても，その効果が補助金制度の変更によるものなのか，同期間に生じたマクロ経済の変動によるものなのかの識別ができない。

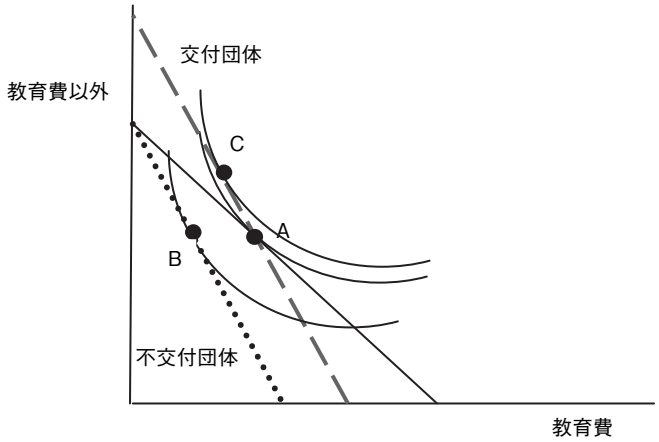
これらの問題を克服して，地方財政における国庫補助金政策の制度変更の効果を分析する貴重な試みとしてHayashi（2009）がある。Hayashi（2009）は，1985年の生活保護の国庫補助率引き下げに伴う地方交付税への振替の効果を地方交付税交付団体と不交付団体とを比較することにより分析している。地方交付税不交付団体にとって国庫補助率の引き下げは，地方自治体にとっては生活保護の実質的価格が上昇することを意味するため提供する生活保護の量を減少させることが予想される。一方，交付団体は不交付団体と同様に生活保護価格の上昇の効果を受けるが，国庫補助率の引き下げ分を地方交付税交付金として受け取るため，使途が自由な財源の補填を通じた効果が発生する。したがって，制度変更前後の交付団体と不交付団体の生活保護率の差を計測することで，国庫補助金から地方交付税交付金への変更という「所得効果」が生活保護率に与える影響を測定できる。

３．１．節で言及したように，1985年と2003年については義務教育費についても国庫負担金から一般財源への振替が起こっているため，Hayashi（2009）と同様の方法を用いることが可能である。加えて，振替の効果が高齢者比率で示される政治的圧力により変化するかどうかの検討を行う。

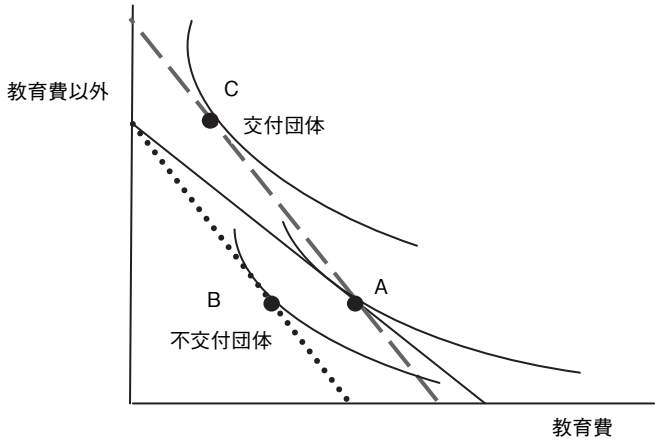
分析方法は以下の通りである。いま制度変更前の義務教育費をy_{before}，制度変更後のそれをy_{after}とすると，制度変更前後の義務教育費の変化は$\Delta y_i = y_{i,after} - y_{i,before}$と定義できる。同期間中，地方交付税交付団体であったことを示すダミー変数をd_i，観察される属性をx_iとすると回帰式は下記のように描写できる。

$$\Delta y_i = \alpha + \beta d_i + X_{before}\gamma + e_i$$

図９　交付税への振替の効果（教育費が正常財の場合）



（教育費が劣等財の場合）



注）直線は振替前の予算線，点線は不交付団体の予算線，破線は交付団体の予算線を示す。A 点が初期時点，B 点が義務教育費の国庫負担を削減した時の不交付団体の最適点, C 点が義務教育費の国庫負担を削減した時の交付団体の最適点を示す。義務教育費の削減により不交付団体の教育費の減少分と交付団体のそれの差(BC)が所得効果を示す。

ここで，E[eld,X]=0 が成り立てば，β はDD推定量と解釈でき，補助金の所得効果と捉えることができる。

補助金制度の変化について図示したものが図９である。図９は，地方自治体の義務教育サービスレベルを横軸に，義務教育以外の財のサービスレベルを縦軸に描き，自治体の無差別曲線と予算制約を表わしたものである。いま制度変更前の地方政府の予算制約と無差別曲線の接点である最適点をAとする。義務教育費国庫負担の削減は義務教育に関する価格上昇を意味するので，地方交付税交付金の不交付団体の予算線は点線のようにシフトし，最適点はBに移る。交付団体は国庫補助の減少分相当額を交付税により受け取るため，予算線は点線から上方シフトし(破線), 最適点はCに移る。交付団体ダミーは，不交付団体の教育費減少分（AからB）と交付団体の教育費減少分の差（AからC）である所得効果を示す。したがって，教育費が正常

財であれば$\beta>0$となり，劣等財なら$\beta<0$となる。

つぎに，所得効果が高齢者の政治的選好により異なるかどうかを検討するため，交付団体ダミーと高齢者比率の交差項を説明変数に追加した分析を行う。交差項を含めた場合，交差項の係数は高齢者の係数は交付団体内での差分の効果を示し代替効果を近似する。属性変数の効果はγでとらえられる。属性は制度変更前で定義されているため，γは義務教育費の変化に与える効果と解釈できる。

この分析を行うためには，都道府県データでは不交付団体の数が少ないので，適していない。そこで，入手可能であった1975-2005年の東京・埼玉・長野の市町村別データを用い分析を行う[7]。義務教育費支出額として，生徒一人当たりの市町村支出金の額を用いた。その他の変数は，都道府県で用いた定義と同様である。交付団体であるかどうかは，基準財政需要額が基準財政収入額を上回るときに１をとるダミー変数として定義した[8,9]。

義務教育費の国庫負担から一般財源への振替は分析期間中に二度観察される。具体的には，1985年の旅費と教材費，2003年の共済手当への補助の完全廃止である。これらの制度変更をそれぞれ，1985年の旅費・教材費の削減効果をbefore=1980, after=1985または1990の変化で，2003年の共済手当への補助の廃止の効果をbefore=2000, after=2005の変化でとらえる。

補助金の効果を分析する前に，限定された市町村データで都道府県データでの結果が得られるかどうか確認する。表９が市町村データを用いた推計結果である。表９によると，全期間で分析した時の高齢者比率の係数は負で統計的に有意だが，期間を80年代と90年代に分けた場合では，80年代については統計的に有意な関係がなく，90年代では高齢者比率の係数は負で統計的に有意な結果を得ている。操作変数を用いた場合も同様の結果を得ている。

補助金の効果を分析した結果は表10である。表10（１），（４），（７）によると，属性を含めない場合の交付団体の係数はいずれの場合でも負の値である。すなわち，使途を限定されない補助金の増加は生徒一人あたり義務教育を引き下げる効果を持つが，統計的に有意な結果ではない。属性変数を含めた場合の結果が，表10（２），（５），（８）である。属性を制御したとしても，交付団体の係数が負であるが統計的に有意な結果ではない。属性変数のうち高齢比率の係数に着目すると，統計的に有意なものについては係数が正になっている。これは，初期時点での高齢者比率が高いほど，義務教育費支出が増加していることを意味しており，高齢者比率が高いと義務教育費が減るという表９の結果とは異なる。補助金についてはいずれの場合も負で有意な値で推計されている。これは一人当たり補助金額が高いと，義務教育費の変化が小さいことを意味する。

義務教育費の国庫補助金から交付金への振替効果が初期の高齢者比率によって違いが生じるかを検討したのが，表10（３），（６），（９）である。交付団体ダミーおよび交付団体ダミーと期初時点の高齢者比率は統計的に有意な値で推計されている。この効果は振替の起こった1985年と2003年双方に観察される効果である[10]。高

[7] 長野県については1975年の教育費に関するデータが入手できなかったため1980年以降のデータである。

[8] 基準財政需要額・収入額が記載されていない東京23区についてはサンプルから除外した。

[9] プールデータでは交付団体の割合は約91%である。しかし，後述するような分析期間を分けた場合では，期間によって変動が東京のみ見られる場合がある。

[10] 推計結果は割愛するが，国庫補助金の補助率の低下があったが交付税への振替がなかった1986から1989年までの制度変更，1993年の制度変更の効果についても別途推計を実施している。推計結果によると，交付団体ダミー，交付団体と高齢者の交差項はいずれも統計的に有意な値で推計されなかった。振替が起こらない場合，価格効果と代替効果の識別ができないため，合計の効果が観察される。この結果は，合計の効果が０であることを意味しているかもしれない。

表９　高齢化が生徒一人当たり地方教育費に与える影響（市町村データ）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log（生徒一人当たり教育費支出）					
		FE			FEIV	
	全期間	1975-1985	1990-2005	全期間	1975-1985	1990-2005
log（高齢者）	-0.332***	-0.28	-0.380**	-0.417**	0.744	-0.881**
	(0.0997)	(0.305)	(0.148)	(0.174)	(0.726)	(0.408)
log（こども）	-0.456***	-0.961***	-0.483***	-0.499***	-0.292	-0.638***
	(0.108)	(0.343)	(0.181)	(0.130)	(0.553)	(0.218)
log（所得）	0.0331	-0.168	-0.0662	0.0234	-0.111	-0.104
	(0.0740)	(0.158)	(0.100)	(0.0758)	(0.165)	(0.105)
log（補助金）	0.0882***	0.139***	0.0783***	0.0883***	0.141***	0.0791***
	(0.00544)	(0.0136)	(0.00624)	(0.00544)	(0.0139)	(0.00634)
log（持家）	-0.247	-0.0732	-0.552*	-0.201	-0.171	0.0113
	(0.151)	(0.254)	(0.318)	(0.170)	(0.266)	(0.534)
log（失業）	-0.0285	0.0159	-0.137**	-0.0333	0.0244	-0.174***
	(0.0378)	(0.0929)	(0.0542)	(0.0386)	(0.0949)	(0.0614)
log（集中度）	-0.0176**	-0.0457**	-0.0173	-0.0181**	-0.0445**	-0.0182
	(0.00709)	(0.0189)	(0.0113)	(0.00714)	(0.0193)	(0.0114)
定数項	7.401***	9.530***	9.620***	7.549***	5.602	9.661***
	(0.910)	(2.251)	(1.519)	(0.943)	(3.406)	(1.545)
観測数	1243	488	755	1243	488	755
決定係数	0.765	0.771	0.807	0.765	0.762	0.803
都道府県効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
市町村効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注）東京・埼玉・長野のデータである。東京23 区，変数の入手できない自治体については除いている。合併については，2005 年時点に存在する市町村で統一している。

表 10　国庫負担金から一般財源への振替の効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		△教育費1980_1985			△教育費1980_1990			△ 教育費2000_2005	
期初時点　高齢者		0.322*	-0.753***		0.420*	-0.518**		0.171	-0.469**
		(0.171)	(0.198)		(0.251)	(0.199)		(0.175)	(0.213)
期初時点　こども		0.355	0.427		0.795	0.858*		-0.138	-0.129
		(0.320)	(0.319)		(0.512)	(0.515)		(0.311)	(0.312)
期初時点　補助金		-0.0976***	-0.0979***		-0.118***	-0.118***		-0.0441**	-0.0448**
		(0.0224)	(0.0224)		(0.0272)	(0.0272)		(0.0186)	(0.0187)
期初時点　所得		0.183	0.207		-0.0951	-0.0744		0.448	0.525
		(0.252)	(0.255)		(0.231)	(0.233)		(0.377)	(0.391)
期初時点　失業		0.0483	0.0514		-0.282	-0.279		0.0409	0.0546
		(0.105)	(0.105)		(0.206)	(0.206)		(0.138)	(0.140)
期初時点　持家		-0.0365	-0.0846		-0.577**	-0.619**		0.0480	0.0589
		(0.155)	(0.158)		(0.248)	(0.260)		(0.169)	(0.171)
期初時点　集中度		0.0148	0.0129		0.0294**	0.0278**		0.00154	0.000798
		(0.0105)	(0.0106)		(0.0129)	(0.0131)		(0.00912)	(0.00919)
交付団体	-0.0619	-0.00901	-2.197***	-0.113	-0.0841	-1.995***	-0.0692	-0.00412	-1.785***
	(0.139)	(0.182)	(0.345)	(0.136)	(0.170)	(0.338)	(0.0668)	(0.0974)	(0.629)
交付団体*期初時点高齢者			1.133***			0.989***			0.684***
			(0.200)			(0.191)			(0.247)
定数項	0.0683	-2.267	-0.382	0.434***	-0.547	1.100	-0.0149	-3.418	-2.344
	(0.136)	(2.303)	(2.230)	(0.130)	(2.532)	(2.468)	(0.0612)	(3.533)	(3.409)
観測数	189	189	189	189	189	189	188	188	188
決定係数	0.001	0.136	0.157	0.001	0.187	0.196	0.002	0.079	0.088

注）東京・埼玉・長野のデータである。東京23区，変数の入手できない自治体については除いている。合併については，2005 年時点に存在する市町村で統一している。

齢者比率の係数は，有意にマイナスの値を取っているので，代替効果は高齢者比率が高いほど大きいことを意味している。所得効果については，振替による使途を限定しない補助金が多いほど教育費が減るという意味での劣等財だが，交差項より高齢者比率が高いほどその効果が弱まる可能性を意味している。高齢者比率が高いと80年代では，教育費の劣等財の効果を弱める効果が強かったが，2000年代に入って弱くなってきた。つまり，高齢者の選好の変化と，国庫補助金から地方交付税交付金への振り替えの両方の効果が存在して，高齢者比率の上昇が義務教育費を引き下げた可能性が高い。しかしながら，今回の分析は限定された市町村での結果であるため，カバーする市町村を広げることで頑健性を確かめる必要がある。

6. 結　　論

本稿は日本のデータで人口構成と義務教育費の関係を実証的に検討した。高齢者が利己的・短期的な視点で意思決定を行う場合，自身に直接の便益のない義務教育費を削減させようとする。一方，高齢者が利他的・長期的な視点で意思決定を行う場合または間接的に便益を得る場合，義務教育費を増加させようとする。いずれの効果が大きいかは実証的な課題である。

1975年から2005年の都道府県パネルデータを用いた推計結果によると，全体的な傾向として高齢者比率の上昇は義務教育費支出を引き下げる効果が確認された。90年代以前と以後にサンプル期間を分けて推計を行ったところ，80年代以前では高齢者比率の上昇により義務教育費は増加するが，90年代以降では高齢者比率の上昇は義務教育費支出を引き下げることが明らかとなった。

なぜ90年代前後でこのような変化が生じているかについて，我々は高齢化に加え世帯構成の変化により引き起こされた可能性を検証した。しかし，様々な世帯構成を示す変数を含めて推計したとしても，そのような仮説が支持されなかった。

次に市町村別のデータを用い，制度変更に伴う国庫補助から交付税への振替の効果を，交付団体と不交付団体の義務教育費支出の差を比較することで検討した。推計結果によると，振替により使途を限定しない補助金の効果は高齢者の政治的選好により変動することが明らかとなった。これは地方の義務教育支出への裁量の拡大と財政負担の増大と通じ，地方公共団体は義務教育費支出を支持しないような高齢者の政治力に影響を受けた可能性を示唆している。

残された課題として二点指摘する。第一点目は，限定された市町村ではなく，できるだけすべての市町村をカバーしたデータを用い，補助金制度の変更が義務教育費支出に与える効果および，人口高齢化の効果について詳細に分析する必要がある。第二点目は，人口高齢化と公的教育の質に関してより直接的に分析する必要がある。

参考文献

Brunner, Eric and Ed Balsdon（2004）“Intergenerational Conflict and the Political Economy of School Spending” *Journal of Urban Economics* 56 pp.369-388

Doi, Takero（1998a）"Empirics of the Median Voter Hypothesis in Japan," Discussion Paper Series No. F-69, Institute of Social Science, University of Tokyo.

Doi, Takero（1998b）"New Evidence on the Median Voter Hypothesis in Japan," Discussion Paper Series No. F-72, Institute of Social Science, University of Tokyo.

Goldin, Claudia, and Lawrence F. Katza（1998）“The Origins of State-Level Differences in the Public Provision of Higher Education:

1890-1940” *American Economic Review* 88(2) pp. 303-308.

Gradstein, Mark, Moshe Justman and Volker Meier (2005) *The Political Economy of Education: Implication for Growth and Inequality* MIT Press.

Grob, Ueli and Stefan C. Wolter (2005) “Demographic Change and Public Education Spending: A Conflict between Young and Old?” CESifo W.P. #1555 , 2005 Oct.

Harris, Amy. R, William N. Evans, W. N. and Robert M. Schwab, R. M. (2001) “Education Spending in an Aging America” *Journal of Public Economics* 81 (3) pp. 449-472.

Hayashi, Masayoshi (2009) “The Effect of Central Grants on Local Social Policy in a Unitary System: a Case of Public Assistance in Japan” 日本経済学会春季大会報告論文 2009年6月

Hoxby, Caroline. M. (1998) “How Much Does School Spending Depend on Family Income? The Historical Origins of Current School Finance Dilemma” *American Economic Review* 88 (2) pp.309-314.

Ladd, Helen F. and Sheila E. Murray (2001) “Intergenerational Conflict Reconsidered: Country Demographic Structure and the Demand for Public Education” *Economics of Education Review* 20 pp. 343-357

Oberndorfer, Ulrich and Viktor Steiner (2006) “Intergenerational Conflict, Partisan Politics, and Public Higher Education Spending: Evidence from the German States” IZA D.P. #2417 2006 Nov.

Ohtake Fumio and Shinpei Sano (2010) "The Effects of Demographic Change on Public Education in Japan," in Takatoshi Ito and Andrew Rose, eds. *The Demographic Transition in the Pacific Rim, NBER-EASE*, Vol. 19, forthcoming.

Person, Torsten and Guido Tabellini (2000) *Political Economics: Explaining Economic Policy* MIT Press.

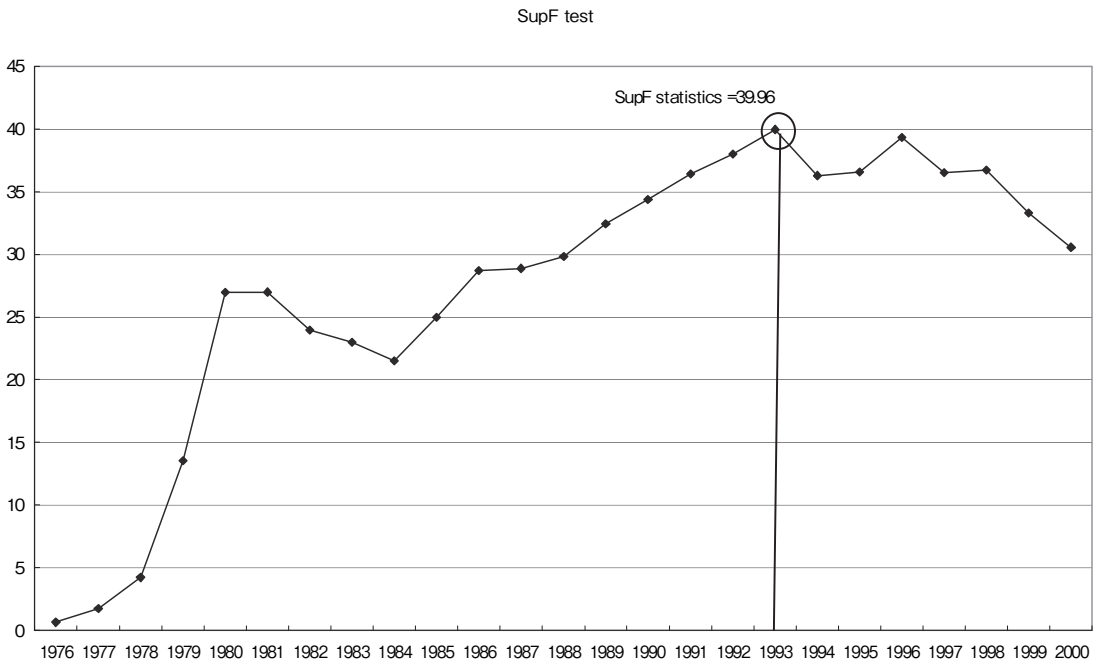
Poterba, James (1997) “Demographic Structure and the Political Economy of Public Education” *Journal of Policy Analysis and Management* Vol. 16 No. 1 pp. 48-66.

Poterba, James (1998) “Demographic Change, Intergenerational Linkage, and Public Education” *American Economic Review* 88 (2) pp. 315-320.

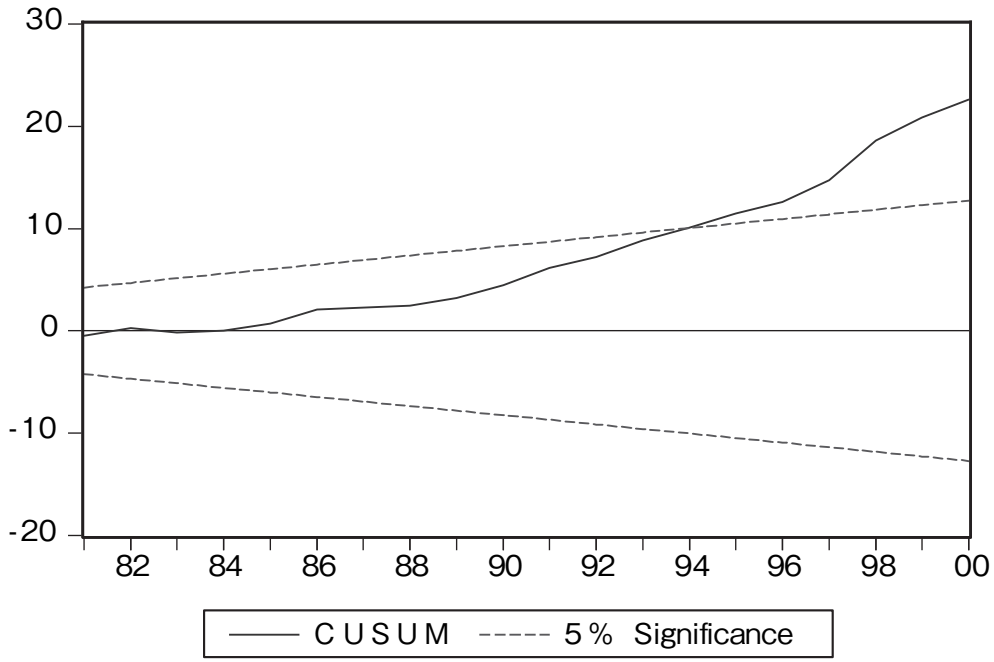
Rubinfeld, Daniel. L. (1977) “Voting in a Local School Election: A Micro Analysis” *Review of Economics and Statistics* 59 pp.30-42.

刈谷剛彦 (2006)「「機会均等」教育の変貌」,『アスティオン』, 65, pp.12-43, 阪急コミュニケーションズ

付録　図 A1　構造変化検定（SupF Test）



付録　図 A2　構造変化検定（CUSUM Test）



Impacts of Population Aging on Public Education in Japan

Fumio Ohtake and Shinpei Sano

Using prefectural panel data from 1975 to 2005, we analyzed the relationship between age structure of the population and public expenditure on compulsory education. Estimated results indicate that the share of the elderly population had positive effects on per student government expenditure on compulsory education in the 1970s and 1980s. This relationship was reversed in the 1990s. In order to explain the reversal, we analyzed the effects of changes in the living arrangements of the elderly and changes in the subsidy system for compulsory education with responsibility being transferred from the national government to the local governments. We found weak evidence that the changes in the subsidy system for public education caused the reversal of the relationship between the aging of the population and public expenditure on compulsory education.

JEL classification: H75, I22, J14
Keywords: Public educational finance, Demographic change, Elderly, Fiscal transfers