

学校運営に対する保護者の要望における 社会経済的背景の影響

— マルチレベル分析による検討 —

山口 真美

1. 問題意識

学校にはそこに通う子どもの保護者からさまざまな要求が寄せられる。その中には、ある程度対応すべき要求（＝苦情）もあれば、学校にはどうにもできない要求（＝「イチャモン」）で学校現場の悩みの種になっているものもある（小野田 2009など）。その一方で、学校がやるべきことに対するまっとうな要求（＝要望）というものも存在する。かつては閉鎖的と言われた学校が自らの教育活動について責任を持って説明するというのは、そのまっとうな要求の一つへの応答としてもはや当然といった風潮であり、保護者や地域から協力を得るためにも必要なこととされている。

政策に視点を移すと、1980年代以降の英米では、学校の自律性やアカウンタビリティが強く問われ、校長のリーダーシップ強化と教員に対する統制が進められた（仲田 2015）。日本でも学校や教員が保護者や地域社会の信頼を得ることを目的として学校評価や教員評価が導入され、説明責任（アカウンタビリティ）が求められるようになってきている（油布 2015）。特に、2007年の学校教育法改定以降、学校評価・教員評価が導入され、学校が自らの教育活動とその成果を検証することによって、保護者や地域住民に対する説明責任を果たし、理解と協力を得ることとされるようになった。また1996年に中教審答申で「開かれた学校」が提唱されたことにより、学校に自律性やアカウンタビリティを求める動きとほぼ時を同じくして、地域住民や保護者が学校の運営に積極的に関わり、「開か

れた学校」が推進されるようになってきている（仲田 2015）。

教育現場では、これらの変化に対応することが肝要だと受け止められてきた。たとえば、雑誌『現代教育科学』の2000年10月号においては、「学校評議員制」で学校は変わるか」という特集が生まれ、本稿との関連で保護者へ言及があるところを見ると、「保護者向けの学校の「説明責任」どこに問題があるか」という小テーマが設けられている。また、同じく2005年の2月号の特集「学校の自己評価で教師が変わる？」の中では「説明責任と学校の自己評価：保護者にどう説明するか」というテーマで現役の教員が数名報告を行っている。

ところで、こうした学校運営に対して、満遍なく保護者が意見を出したり関わったりするわけではないことは容易に予想される。広田（2004）は、保護者の社会的属性による参加への格差を指摘し、学校参加制度の機能に疑問を呈している。積極的に参加できる高階層や文化的マジョリティによる合意が、保護者全体の正当性を帯びた見解となり、参加しづらい低階層やマイノリティの意見を抑圧することにつながる可能性があるというのである。

では、そうした参加という行動の次元の一步前、つまり、保護者による学校への要望（意識）自体に、社会的属性による差はないのだろうか。周知の通り、子どもに対する教育期待（意識）には、保護者自身の属性の影響がある（たとえば中澤 2008）。また、学校教育への意見や要望に対する意識の実証研究レビューでも、経

済階層や職業などの保護者属性の差異に着目した研究が多くはないものの蓄積されているという(山本 2015)。これらを踏まえれば、学校運営への要望を検討する際にもそうした指標を組み込んで、どのような属性の保護者がより求められているのか、ということを検討すべきである。

さらに、保護者自身の属性だけではなく、その学校がある校区の社会経済的背景についても考慮に入れることが望ましい。なぜなら、「公立小学校には多様な子どもたちがいる」というイメージに反して、1校区にはさまざまな社会経済的背景を持つ家庭がバランスよく存在しているわけではなく、むしろ偏在している(松岡 2019)からである。そして、各学校ではそうした校区の社会経済的背景を踏まえた指導実践が行われていることが指摘されている(伊佐 2010)。本稿の問題意識に引き戻して考えると、同じような保護者層が校区に集まっていることに応じた教育実践を学校が行っているとすると、保護者の要望の度合いにも校区レベルで影響が及んでいることが想定される。

以上を踏まえ、保護者への大規模意識調査を用いて、本稿で検討する課題は次の2つである。

- 1) 保護者の学校運営に対する要望は、校区の社会経済的状況の影響を受けているか。
- 2) 保護者の学校運営に対する要望は、校区の社会経済的状況のほかにも何によって規定されているか。

これにより、どのような保護者が校区の学校の組織運営に対して強い要望を抱いているのかを明らかにするのが本稿の目的である。

以下2節では、分析に用いるデータ・変数とモデルの説明を行い、3節で分析結果を示し、4節で結果をまとめる。

2. 分析のモデルとデータ

2.1. 分析モデル

本稿では、保護者による校区の学校への要望

について、保護者(1家庭)という個人レベルと校区単位(1校)という集団レベルという2つの観点からその規定要因について検討したい。その理由としては次のことがある。さきほど、校区の社会経済的背景に応じた実践を学校が行っている点に触れたが、異なる社会経済的背景を持つ2つの校区における教員の保護者観を検討した研究として伊佐(2014)が挙げられる。そこでは、社会経済的背景が異なる2つの公立中学校における保護者調査から学業や子どもの教育に対する関心度に階層間(=学校間)の差が確認できないにも関わらず、教員が低階層の「不十分な家庭教育」を批判的に語るというズレが見られたという。確かに保護者の階層は偏在しているが、ここでは保護者の属性=校区の状況としており、数値と教員の認識のズレが見られた要因が個人レベルにあるのか校区レベルにあるのか判別されていない。これは一例だが、このようにこれまでの研究において、保護者個人の属性と校区の状況が区別されずに論じられていることが多く、どちらの影響なのかが分からなくなっている。

本稿で扱う質問項目は、「(一般的な)学校への希望」ではなく「通学校への希望」であることから、その回答は実際に我が子が通っているというリアリティの上に形成された意識である。通学している学校の説明や参加の実施度合に多分に左右されると考えられることから、集団レベルでも適切に統制したモデルでの分析が望ましい。そこで本稿では、個人レベルに保護者を、集団レベルに校区を設定した、マルチレベル分析を行う。マルチレベル分析とは、階層的な構造を持ったデータの分析手法である。本稿で取り上げる調査では、学校単位で抽出がなされ、学校番号が付与されているため、個人と集団の双方の影響を見るマルチレベル分析を行うことができる。この調査のように、同一の学校に所属するという影響を受けたサンプル(標本)は

互いに似ている可能性があり、個人をベースとした通常の回帰モデルでは、前提とされているサンプルの独立性という仮定に反してしまうため、マルチレベル分析の方が適していると考えられる。

中澤 (2009) によると、教育社会学において、学校を単位としたデータ特性を考慮した分析方法はほとんど用いられてこなかったという。採用が比較的確認できるのが学力格差研究においてである (数実 2017、松岡 2017、川口 2009)。わずかではあるが、露口 (2012) のように保護者に関する研究で適用されている例もある。ただし、露口は社会関係資本に着目しており、本稿とは問題意識を異にしている。

なお、本稿の分析にあたってはSPSS (Base System ver.25.0) を使用した。

2.2. 分析に用いるデータ

分析には、「学校教育に対する保護者の意識調査2012」を用いる。この調査は、2012年11月～2013年1月に、全国の公立小中学校を対象に、小2・小5・中2の子どものを持つ保護者に

対して実施された。学校通しによる家庭での自記式質問紙調査方法であり、学校教育・参加への関心が高い層のみの保護者に回答が偏るという保護者調査の弱点をある程度回避できているという特徴がある。配布数は8766、回収数は6831、回収率は77.9%である。調査協力校は公立小学校28校、公立中学校25校の計53校である。本稿では、特に「通学校への希望」という質問項目から抽出された説明希望と参加希望に関する項目 (後述) の分析を行う。なお、回答者のほとんど (9割以上) が母親であることから、本稿では母親が回答したケースに限って分析を行った。このため、本稿では「保護者の意識」=「母親の意識」であることに留意が必要である。本稿で用いる変数とその統計量については図表1の通りである。また、変数の作成方法は、付表にて示す。

保護者の状況を表す個人レベルの変数としては、教育達成に対する家族背景や構造の影響を検討した研究 (近藤 1996など) を参考に、子どもの学校段階・性別・出生順・きょうだい数・母親 (本人) の就労形態を、さらに社会経

図表1 本稿で用いる変数と統計量

	個人				集団			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差
学校段階 (中学校ダミー)	0.00	1.00	0.32	0.47				
子どもの出生順 (長子ダミー)	0.00	1.00	0.50	0.50				
子どものきょうだい数 (ひとりっ子ダミー)	0.00	1.00	0.12	0.32				
子どもの性別 (女子ダミー)	0.00	1.00	0.49	0.50				
母親就労 (専業主婦ダミー)	0.00	1.00	0.26	0.44				
母親就労 (パートダミー)	0.00	1.00	0.47	0.50				
母親就労 (常勤ダミー)	0.00	1.00	0.27	0.44				
経済的ゆとり	1.00	4.00	2.23	0.79	1.93	2.58	2.19	0.16
母親学歴 (母親大卒ダミー)	0.00	1.00	0.42	0.49	0.20	0.84	0.41	0.12
父親学歴 (父親大卒ダミー)	0.00	1.00	0.43	0.49	0.18	0.79	0.43	0.14
説明希望因子	-4.54	1.42	0.01	0.85	-0.29	0.28	0.00	0.14
参加希望因子	-2.89	2.11	0.00	0.86	-0.24	0.30	0.00	0.10

N = 5314、学校数 N = 53

済的背景を示すものとして父母の学歴と経済的なゆとりを設定した。また、校区の社会経済的背景を表す集団レベルの変数として、学校ごとに平均的な水準に集約した母親学歴・父親学歴・経済的なゆとりを投入する。

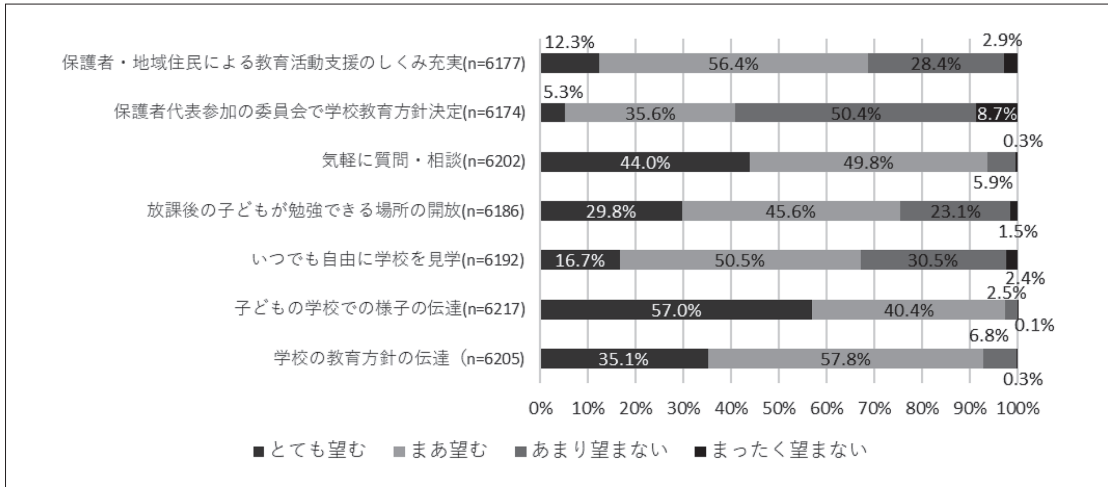
個人と集団レベルの双方で用いた社会経済的背景について説明を加える。この3つについては、モデルに投入する際には、3節で後述する理由から、個人レベルにおいて全体平均によるセンタリング (grand mean centering) をおこなっている。経済的なゆとりについては、「ゆとりがある」「多少はゆとりがある」「あまりゆとりがない」「ゆとりがない」のいずれかで回答するものであり、主観的な指標である。本調査で家庭の経済的な状況を伺える項目はほかにないため、これで代用する。また、社会経済的要因 (SES) は教育水準・職業的地位・家庭の所得の3点が重要な構成要素である (数実 2017) が、職業的地位については本調査で該当する項目がなかったため、検討することができていない。そして、SESの構成要素間には高い相関があり、同時に多くの変数を投入すると多重共線性が問題になる場合もあるという指摘 (数実2017) を踏まえ、3つの相関係数を確認したところ、母親大卒ダミーと父親大卒ダミーで0.436、母親大卒ダミーと経済的ゆとりで0.281、父親大卒ダミーと経済的ゆとりで0.307であり、特別高いというわけではなかった。他の調査の例では、家庭の収入と父親学歴・母親学歴を主成分分析で合成し、得点化した変数をSESとして用いている (垂水 2018a)。しかし、本調査の設問では同様の合成が難しいこと、相関係数がそこまで高くはないことから、個別に扱うこととした。個別に扱うことにより、SESの中でもどのメカニズムが影響を及ぼしているかを明らかにすることができる一方で、解釈が難解になることと、共線性の問題が残ることがデメリットである。

次に、「通学校への希望」⁽¹⁾から作成した従属変数 (説明希望因子と参加希望因子) の作成方法について説明する。まず、この設問では、「学校の教育方針を保護者に伝える」「子どもの学校での様子を保護者に伝える」「いつでも自由に学校を見学できるようにする」「放課後に子どもが勉強できる場所を開放する」「保護者が気軽に質問したり相談したりできるようにする」「学校の教育方針を保護者の代表が参加する委員会で決める」「保護者や地域住民が教育活動を支援するしくみを充実させる」の7項目がそれぞれ4件法で尋ねられている。因子分析をする前の「通学校への希望」の分布についても確認しておく。図表2は、各項目の回答の分布を示したものである。これを見ると、特に第1因子 (説明希望) に含まれる項目 (教育方針の伝達、子どもの様子の伝達、気軽に質問・相談) における肯定的な回答の多さ (いずれも90%以上) が目を引く。一方、保護者代表が学校教育方針を決める会議に参加するという項目については、4割程度にとどまっている。

また、本調査は経年的 (4年ごと) に行われており、いくつかの項目は比較可能となっている。2012年調査の簡易報告書 (Benesse教育研究開発センター2013、p.8) を見てみると、「子どもの学校での様子を保護者に伝える」ことを学校に (とても+まあ) 望む保護者の比率は継続して高く、95%超である。また、これと「保護者が気軽に質問したり相談したりできるようにする」、「学校の教育方針を保護者に伝える」は、2012年調査で希望が微増している。2018年度調査においては、基本的に同様の傾向が続いている。ただし「いつでも自由に学校を見学できるようにする」については、約8ポイント低下したという (Benesse教育研究開発センター2018、p.6)。

さて、この「通学校への希望」に関する質問群に対して探索的に因子分析を実行したとこ

図表2 通学校への希望の分布



図表3 因子分析の結果

因子名/項目名	因子負荷量		
	1	2	共通性
第1因子：説明希望因子			
子どもの学校での様子を保護者に伝える	0.796	-0.153	0.518
保護者が気軽に質問したり相談したりできるようにする	0.553	0.149	0.423
学校の教育方針を保護者に伝える	0.528	0.087	0.340
いつでも自由に学校を見学できるようにする	0.341	0.324	0.349
第2因子：参加希望因子			
学校の教育方針を保護者の代表が参加する委員会で決める	-0.079	0.806	0.583
保護者や地域住民が教育活動を支援するしくみを充実させる	0.047	0.675	0.494

N = 6116、因子間相関=0.575、因子抽出法：最尤法。

第1因子のクロンバハの α ：0.667

第2因子のクロンバハの α ：0.688

ろ、「放課後に子どもが勉強できる場所を開放する」の共通性が低かった(0.211)ため除外し、6項目について再度因子分析を行った。その結果が、次の図表3である。

因子分析を実行した結果、2つの要素が抽出された。1つ目は、学校での様子や教育方針を保護者に伝え、保護者が相談や質問・来校を気軽にできるようにするというものである。保護者が学校から説明を得られるようにするという側面から、これを「説明希望」因子と命名した。また、第2因子では、教育活動を支援したり教

育方針の決定に参加したりという学校の活動により深く参加を求める側面から、「参加希望因子」と命名した。

3. 分析結果

本節では、保護者の学校運営に対する要望が2つに分化しているという因子分析の結果を踏まえ、それぞれを従属変数に据えたマルチレベル分析の結果を順に述べる。その前にここで、前節の使用変数を投入した具体的なモデルを示す。まず、通常行われている、保護者の要望に

対する回帰分析は以下のようなモデル式で表される（モデル1に相当）。

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1ij} + \beta_{2j}x_{2ij} + \dots + \beta_{8j}x_{8ij} + r_{ij}$$

（ただし、 Y_{ij} はj番目の校区におけるi番目の保護者の要望、 β_{0j} は切片、 $\beta_{1j} \sim \beta_{8j}$ は中学生ダミー・長子ダミー・ひとりっ子ダミー・女子ダミー・パートダミー・常勤ダミー・経済的ゆとり・母親大卒ダミー・父親大卒ダミーの係数、 x_{ij} は各項目におけるj番目の校区におけるi番目の保護者の回答、 r_{ij} は誤差項を示す）

この式は、個人レベルの要因のみを扱っているため、切片にあたる β_{0j} を次のように分解することで、集団レベルを追加する。ただし、上の式の x_{ij} には、級間（校区間）の要素と級内（同一校区内の個人間）の要素が交絡しているため、 β の数値の解釈が難しい。そこで、その効果を適切に推定するために、変数をセンタリング（中心化）する必要がある。本稿では社会経済的背景による影響という問題意識と照らし合わせ、村山（2010）を参考に、model CGM-M（個人レベルに全体平均センタリングした変数を、集団レベルに集団平均を投入し、統制したもの）を採用する⁽²⁾。

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\omega_{1j} + \gamma_{02}\omega_{2j} + \gamma_{03}\omega_{3j} + u_{0j}$$

（ただし、 γ_{00} は校区レベルの切片、 $\gamma_{01} \sim \gamma_{03}$ は校区レベルの経済的ゆとり・母親大卒ダミー・父親大卒ダミーの係数、 ω_j は各項目におけるj番目の校区の集団平均、 u_{0j} は誤差項を示す）

2つの式をまとめたものをモデル2として分析を行う。モデル2において、 $\gamma_{01} \sim \gamma_{03}$ は、個人レベルの社会経済的背景を示す数値（ $\beta_{1j} \sim \beta_{3j}$ ）が同じだった場合に、社会経済的背景が異なる

校区に住んでいることの効果、つまり文脈効果（contextual effect）を示している（村山 2010）。

3.1. 説明を希望する保護者と校区の影響

まず、説明希望について見ていく。図表4は、マルチレベル分析の結果である。Nullモデル（モデル0）について確認すると、学校間変動は有意となっており、マルチレベルモデルの適用が推奨される。また、ICC（級内相関）は1.9%である。ICCは、集団間（ここでは学校）の分散を全体の分散で割った値で、集団の影響力の強さを示すものである。それが数%であるということは、保護者の希望の分散は、学校側の要因ではなく、保護者の要因によってほとんど説明されるということである。ただし、初期のICCが小さな値であってもモデルの改善によって数値が大きくなることも考えられる（川口 2009）し、保護者意識について同様の手法を用いた他の研究（露口 2012）でも数%という数値が出ており、ただちに意味のない分析というわけではない。

モデル1には、家庭の社会経済的な状況（個人レベル）と子どもの属性や本人の働き方を投入し、モデル2には加えて校区の社会経済的な状況（集団レベル）を投入した。逸脱度（-2対数尤度）とAICはモデルの適切さの指標であり、小さい方が適切である。表を見ると、モデル1・2とも初期よりはわずかに減少しているが、モデル1の方がより適切である。ICCは最大で2.4%（モデル2）で、初期に比べて若干大きいものの数パーセントにとどまっている。つまり、どの公立学校に通っていたとしても、説明希望の高さにそれほど大きな差はないということである。

非標準化回帰係数（Coef.）の値について確認すると、まず個人レベルの変数を投入したモデル1では、1%水準で中学生ダミー・長子ダミー・常勤ダミー・母親大卒ダミー・父親大卒

図表4 説明希望に対するマルチレベル分析

変数	モデル0		モデル1		モデル2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
第1水準：個人						
切片	0.009	0.020	0.066 [†]	0.034	0.078	0.045
子どもの学校段階	中学生ダミー		-0.107**	0.035	-0.124	0.054
子どもの出生順	長子ダミー		0.076**	0.023	0.073**	0.023
子どものきょうだい数	ひとりっ子ダミー		-0.011	0.036	-0.015	0.036
子どもの性別	女子ダミー		0.002	0.021	0.005	0.021
母親就労	パートダミー		-0.052 [†]	0.027	-0.052 [†]	0.027
[ref.専業主婦]	常勤ダミー		-0.093**	0.031	-0.090**	0.031
経済的ゆとり	(中心化)		-0.031*	0.015	-0.027	0.019
母親学歴	母親大卒ダミー(中心化)		0.087**	0.025	0.078**	0.027
父親学歴	父親大卒ダミー(中心化)		0.076**	0.025	0.063*	0.030
第2水準：集団(学校)						
経済的ゆとり					0.006	0.000
母親学歴	母親大卒ダミー				0.004	0.007
父親学歴	父親大卒ダミー				0.012	0.000
残差 (=保護者間変動)		0.712**	0.013	0.706**	0.013	0.691**
切片 (=学校間変動)		0.014**	0.004	0.009**	0.003	0.017
ICC		1.9%		1.3%		2.4%
-2対数尤度		15495.019		15425.156		15445.416
AIC		15501.019		15449.156		15487.416

** : p<0.01, * : p<0.05, † : p<0.1

ダミーが、5%水準で経済的ゆとり、10%水準でパートダミーが有意となっている。ただし、このモデル1には、集団レベルの変数の影響が交絡している。

このため、集団レベルの変数を投入したモデル2で変数を解釈していく方が望ましい。モデル2では、個人レベルにおいて、1%水準で長子ダミー・常勤ダミー・母親大卒ダミー、5%水準で父親大卒ダミー、10%水準でパートダミーが有意である。また、集団レベルでは、有意な変数はない。つまり、有意確率5%以下の水準の変数について言い換えると、説明希望の高さに対して、第1子であることが正の効果、母親が(専業主婦に比して)常勤であることが負の効果、父母が大卒であることが正の効果を持っているという結果である。

モデル1と2を比べてみると、中学生ダミー

と経済的ゆとりの有意性が消え、父母の学歴において数値が減少したことが読み取れる。これは、集団レベルの変数の投入によって、個人レベルの変数が統制された影響によるものである。ただし、集団レベルで有意なものは確認されず、校区の社会的・経済的背景の違いによる文脈効果は認められない。

3.2. 参加を希望する保護者と校区の影響

次に、第2因子の参加希望について、同様に分析を行っていく。マルチレベル分析の結果は次の表5のようになった。

さきほどと同様に、Nullモデルについて確認すると、学校間変動は5%水準で有意でマルチレベルモデルの適用が認められるが、ICCは0.8%とかなり小さい。また、モデルの適切さを逸脱度とAICから判断すると、AICにおい

図表5 参加希望に対するマルチレベル分析

変数	モデル0		モデル1		モデル2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
第1水準：個人						
切片	0.007	0.016	0.025	0.032	0.027	0.033
子どもの学校段階	中学生ダミー		0.001	0.032	-0.002	0.033
子どもの出生順	長子ダミー		0.015	0.024	0.016	0.024
子どものきょうだい数	ひとりっ子ダミー		0.000	0.037	0.001	0.037
子どもの性別	女子ダミー		0.044*	0.022	0.044*	0.022
母親就労	パートダミー		-0.058*	0.028	-0.058*	0.028
[ref.専業主婦]	常勤ダミー		-0.067*	0.031	-0.070*	0.031
経済的ゆとり	(中心化)		-0.036*	0.015	-0.031†	0.016
母親学歴	母親大卒ダミー(中心化)		0.018	0.025	0.005	0.029
父親学歴	父親大卒ダミー(中心化)		0.031	0.026	0.016	0.034
第2水準：集団(学校)						
経済的ゆとり	(中心化)				0.002	0.003
母親学歴	母親大卒ダミー(中心化)				0.010	0.008
父親学歴	父親大卒ダミー(中心化)	0.000			0.022*	0.011
残差(=保護者間変動)		0.743**	0.013	0.741**	0.013	0.730**
切片(=学校間変動)		0.006*	0.002	0.006*	0.002	0.020
ICC		0.8%		0.8%		2.7%
-2対数尤度		15734.958		15717.779		15683.382
AIC		15740.958		15741.779		15725.382

** : p<0.01, * : p<0.05, † : p<0.1

てNullモデルからモデル1にかけてわずかに悪化していることを除けば、モデル2にかけて減少し、最終モデルが最も適切である。最終モデルではICCが2.7%と、初期に比べてかなり上昇している。ただし、説明希望と同様、数%にとどまっていることから、どの公立学校に通っていようと、参加希望においてもそれほど大きな差はないと言える。

モデル2の非標準化回帰係数の値について確認すると、有意である変数がさきほどの説明希望とは異なっていることが読み取れる。個人レベルでは5%水準で女子ダミー・パートダミー・常勤ダミー、10%水準で経済的ゆとり、集団レベルでは5%水準で父親大卒ダミーが有意である。つまり、参加希望に対しては、子どもが女子であることが正の効果、母親が(専業主婦に比して)パートや常勤であることが負の効

果、そして校区に大卒父親が多いことが正の効果をもっているということである。また、モデル1と2を比べてみると、若干の数値の変動は見られるが、その傾向にほとんど変化は認められない。つまり、校区レベルの社会経済的背景と個人レベルの変数は互いに影響し合っているわけではないということである。ただし、説明希望とは異なり、個人レベルで父親学歴が同等だった場合、校区内の高学歴父親の多さによって保護者個人の参加希望が増加するという文脈効果が確認できる。

4. 考察

本稿での検討課題は次の2つであった。

- 1) 保護者の学校運営に対する要望は、校区の社会経済的状況の影響を受けているか。
- 2) 保護者の学校運営に対する要望は、校区

図表6 結果のまとめ（モデル2より作成）

変数	説明希望	参加希望	
個人レベル	子ども：中学生		
	子ども：長子	+	
	子ども：一人っ子		
	子ども：女子		+
	母親：パート	(-)	-
	母親：常勤	-	-
	経済的ゆとり		(-)
	母親大卒	+	
集団レベル	父親大卒	+	
	経済的ゆとり		
	母親大卒		
	父親大卒		+

+：正の効果、-：負の効果、（ ）は10%水準

の社会経済的状況のほかに何によって規定されているか。

それに対して、分析の結果得られたのは、次の通りである。まず、学校運営に対する要望としては、2つの因子が抽出された。内容に鑑みてそれぞれを説明希望因子と参加希望因子と命名した。そして、それらについてマルチレベルモデルを導入して分析を行ったところ、校区という集団レベルによる差は最終モデルにおいても2～3%しか認められなかった。つまり、1)への回答は、保護者の学校運営に対する要望は、校区の状況よりも保護者個人の属性や状況に左右されているということである。他の研究もそうだが、日本の学校を集団レベルとした研究のICCの値は数%程度で、モデルとして想定されている数値よりも小さい。この解釈について、川口（2009）は学力について検討した結果から「日本の公立小学校がきわめて高い平等性を有している」可能性を示唆している。本稿の場合は、保護者の意識であるので、学校が平等性を担保しているとはまでは言えないものの、学校による差はほとんどない状態にあると指摘できる。保護者の場合は、校区で同じような階層

の人々が集まっているとは言え、同じ校区というコミュニティに属していることそれ自体によって、保護者の意識や考え方（本稿では学校運営への要望）が増幅／減衰するわけではないと考えられる。

続いて、2)への回答として、各モデルの結果から、有意となった変数をまとめると次の図表6のようになる⁽³⁾。

これを見ると、説明希望と参加希望で共通しているのは、母親の働き方（常勤ダミー）のみである。つまり、母親は専業主婦である場合に比べて常勤である場合に要望が少ないということである。パートの場合についても10%水準で負の効果が認められることを踏まえれば、専業主婦という家庭や子どものことに注力できる層において、我が子が通う学校の組織運営への期待が大きくなっているという結果が得られる。社会経済的背景に着目すると、説明希望の方では個人レベルで父母の学歴が正の効果をもっており、父母が大卒である場合により説明を求めているということになる。一方で、参加希望においては、個人（家庭）の社会経済的背景は問われず、父親学歴が高い校区において、その声

が大きくなることが確認できた。

ここで、個人レベルの父親学歴が効果を持たないことを踏まえると、各家庭の父親が大卒か否かは参加希望に影響を与えないが、校区に高学歴の父親が多ければ各家庭の参加希望も若干高くなるということである。現時点での考察は難しいが、参加希望は労力をかけてでも学校の運営に関わりたいということであり、比較的余裕のある高学歴男性が多い校区において、参加の「しくみ」に結実する機運が盛り上がるという可能性を示しているのではないだろうか。たとえば、学校運営協議会の委員には男性・高学歴層が多いという属性の偏りがあり、議事においても男性の方が積極的であるという知見が得られている(仲田 2015)。こうした研究を参照しつつ、校区の社会経済的状況に、各校における参加のしくみの有無や程度を加味したさらなる検討が必要である。

一般的に、社会経済的背景が厳しい家庭(個人レベル)においては、特に学校運営への支援や参加の希望は低くなると考えられるが、分析からはそうした状況が一貫して読み取れるわけではなかった。また、集団レベルとしての社会経済的背景の様子も、保護者個人の各希望にほとんど影響を及ぼしていないことが示された。つまり、社会経済的状況に恵まれていない校区に住んでいるということが、直接的には保護者の各希望が低さにつながるわけではないということである。学校は校区の社会経済的背景に応じた教育実践を行っているというが、校区の社会経済的背景が保護者の要望を規定しているというのは厳密に言えば正確ではないことがここから指摘できる。

ただし、要望を持っているか否かという意識の次元ではなく、要望を伝えるか否かという行動の次元に関しては、親の職業(専門職層と事務職層)による差異があるとする研究がある(片岡 2014)。また、実際の関与(学校行事や保護

者活動への参加)という局面では階層差(世帯収入・父母学歴)が表れ、それが子どもの学業達成に影響するというような指摘は既にある(松岡 2015)。このため、保護者の意識から示唆を導出する際には慎重さが求められるが、本稿から言えるのは少なくとも要望(ニーズ)という次元では、校区による差や母親の働き方以外の差はほとんどないことを押さえた上で応えていく方がよいだろうということである。

本稿においては、通学校への学校運営への要望について、校区の社会経済的状況と保護者個人という2つのレベルに注目して、分析を行ってきた。今後の課題としては次の点が挙げられる。まず、都市規模や都鄙による構造の違いを検討できていないという点である。たとえば、垂水(2018b)では、学力に対するSESによる学校間格差は大都市で大きいことを明らかにし、都市規模の差異に考慮した施策の必要性を論じている。また、保護者個人の行動変数や他の意識変数を投入したモデルの検討、あるいは母親以外の回答者との比較が望まれる。すでに指摘したように、個々人が持つ要望を形にしていく段階で階層差が生まれ、それが子どもの有利・不利につながっていく構造があると考えられるからである。さらに、本調査は経年で調査が行われている(同一校での追跡を可能とする変数を含む)ことから、学校運営に対する要望の規定要因の変化を追うことも別の興味深い課題である。

注

- (1) この質問項目は、そもそも2000年以降の教育改革の流れを踏まえたものだと考えられる。そのなかでは、アカウントビリティというキーワードが頻繁に使われる。本稿においても、説明を求める第1因子はアカウントビリティを求める因子と呼

ぶことができるかもしれない。しかしながら、アカウントビリティ(accountability)については、説明のみで果たされるものではなく、「説明責任」とするのは「明らかな誤訳と思われる」(岩永ほか 2005、p.28)という指摘もあるため、本稿の分析内ではあえてアカウントビリティという語を使用していない。

- (2) 厳密に言えば、個人レベル変数として扱っている中学生ダミー・長子ダミー・ひとりっ子ダミー・女子ダミー・パートダミー・常勤ダミーは、校区レベルの集団平均を投入していないため、個人レベルと校区レベルの効果が交絡したままのものである。ただし、本稿では、社会経済的な状況の個人と集団それぞれにおける効果の峻別に関心があることから、それ以外の変数については不問に付している。
- (3) ただし、注2でも述べたように、個人レベル変数としているいくつかの変数には集団レベルの影響が混在している可能性があることと、説明希望においてモデル1の方があてはまりが良いことには、注意が必要である。

参考文献

- 伊佐夏実、2010、「公立中学校における「現場の教授学」」『教育社会学研究』86巻、pp.179-199.
- 伊佐夏実、2014、「家庭教育の階層差に対する教師のまなざし」『龍谷教職ジャーナル』2、pp.1-20.
- 岩永定・橋本洋治・芝山明義・小野瀬雅人・岩城孝次、2005、「教育施策の実施過程における保護者への説明責任に関する研究」『鳴門教育大学研究紀要(教育科学編)』第20巻、pp.27-36.
- 小野田正利、2009、「保護者と教師のコンフリクト：対等にモノが言える時代の中で」『日本教育行政学会年報』35巻、pp.77-93.
- 数実浩佑、2017、「SESとは何か」川口俊明編『平成28年度文部科学省委託事業「学力調査を活用した専門的課題分析に関する調査研究」研究成果報告書「児童生徒や学校の社会経済的背景を分析するための調査の在り方に関する調査研究」』福岡教育大学、pp.10-17.
- 片岡えみ、2014、「誰が教師を信頼しているのか」『駒沢社会学研究』46、pp.45-67.
- 川口俊明、2009、「マルチレベルモデルを用いた「学校の効果」の分析」『教育社会学研究』84巻、pp.165-184.
- 『現代教育科学』2000年10月号。
- 『現代教育科学』2005年2月号。
- 近藤博之、1996、「地位達成と家族：キョウダの教育達成を中心に」『家族社会学研究』No.8、pp.19-31.
- 清水裕士、2014、『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版。
- 垂水裕子、2018a、「家庭の社会経済的背景(SES)の尺度構成」『平成29年度「学力調査を活用した専門的課題分析に関する調査研究」保護者に対する調査の結果と学力等との関係の専門的的分析に関する調査研究』お茶の水大学、pp.10-22.
- 垂水裕子、2018b、「学校SESと学力の関連：都市規模による差異」『平成29年度「学力調査を活用した専門的課題分析に関する調査研究」保護者に対する調査の結果と学力等との関係の専門的的分析に関する調査研究』お茶の水大学、pp.73-83.
- 露口健司、2012、「保護者ネットワークと学校信頼」『愛媛大学教育学部紀要』第59巻、pp.59-70.
- 中澤渉、2009、「母親による進学期待の決定要

因)『学校教育に対する保護者の意識調査 2008報告書』 pp.82-93.

仲田康一、2015、『コミュニティ・スクールのポリシークス：学校運営協議会における保護者の位置』 勁草書房。

広田照幸、2004、『教育』 岩波書店。

Benesse教育研究開発センター、2013、「学校教育に対する保護者の意識調査2012」(ダイジェスト版)。

Benesse教育研究開発センター、2018、「学校教育に対する保護者の意識調査2018」(ダイジェスト版)。

松岡亮二、2015、「父母の学校活動関与と小学校児童の学校適応」『教育社会学研究』96巻、pp.241-262.

松岡亮二、2017、「公立小中学校の学校間不平等：学力・生徒行動・教育選択・親の学校関与・健康」川口俊明編『平成28年度文部科学省委託事業「学力調査を活用した専門的課題分析に関する調査研究」研究成果報告書「児童生徒や学校の社会経済的背景を分析するための調査の在り方に関する調査研究」』福岡教育大学、pp.117-126.

松岡亮二、2019、『教育格差:階層・地域・学歴』 筑摩書房。

三輪哲・林雄亮、2014、『SPSSによる応用多変量解析』 オーム社。

村山航、2010、「階層線形モデルのセンタリングについての覚書」、<https://koumurayama.com/koujapanese/centering.pdf> (2020年1月4日 アクセス可)。

山本達人、2015、「学校教育に対する保護者の「教育意識」に関する実証研究の動向」『東京大学大学院教育学研究科紀要』55巻、pp.139-148.

油布佐和子編著、2015、『現代日本の教師：仕事と役割』 放送大学教育振興会。

付記

本稿の執筆に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「[学校教育に対する保護者の意識調査、2012] (ベネッセ教育総合研究所)」の個票データの提供を受けました。

付表 分析に用いた変数の作成方法

個人レベル	学校段階 (中学校ダミー)	子どもの学校段階について、中学生であることを示すダミー変数
	子どもの性別 (女子ダミー)	子どもの性別について、女子であることを示すダミー変数
	子どもの出生順 (長子ダミー)	子どもの出生順について、第1子であることを示すダミー変数
	子どものきょうだい数 (ひとりっ子ダミー)	子どもの数について、ひとりっ子であることを示すダミー変数
	母親就労 (パートダミー) (常勤ダミー)	母親 (本人) の現在の職業のうち、「専業主婦」を参照カテゴリとしたダミー変数
個人・集団レベル	母親学歴 (母親大卒ダミー)	母親 (本人) が大学・短大を卒業していることを示すダミー変数
	父親学歴 (父親大卒ダミー)	父親が大学・短大を卒業していることを示すダミー変数
	経済的ゆとり	経済的なゆとりについて、4件法で尋ねた変数 (ゆとりがある方を高くなるように反転して使用)
従属変数	説明希望因子	通学校への希望についての項目の因子分析で抽出された1つ目の因子。「子どもの学校での様子を保護者に伝える」「保護者が気軽に質問したり相談したりできるようにする」「学校の教育方針を保護者に伝える」「いつでも自由に学校を見学できるようにする」から成る。
	参加希望因子	通学校への希望についての項目の因子分析で抽出された2つ目の因子。「学校の教育方針を保護者の代表が参加する委員会が決める」「保護者や地域住民が教育活動を支援するしくみを充実させる」から成る。