長期欠席の社会的要因分析

山本宏樹 (一橋大学大学院)

ymmthrk@gmail.com

1. はじめに

2010年8月5日に発表された「平成22年度学校基本調査速報」によれば、2009年度間の全国における長期欠席者出現率(年間欠席30日以上)は小学校で0.75%,中学校で3.60%¹⁾であった。これにより小学校では3年連続、中学校では2年連続で出現率が低下したことになる。

新聞報道では、全国版・地方版を問わず、長欠下位類型の一つ「不登校」者数の大幅な減少に注目が集まった。今回の減少の解釈として多いのは、教育現場の努力が実を結んだというものである。例えば「不登校の中学生が減った理由を、文科省が都道府県の教育委員会に聞いたところ、スクールカウンセラーなど専門家の活用▽不登校の生徒への接し方を各学校で研修▽小中学校の教諭の交流人事など連携の充実、との回答が多かった」²⁾というように。

現場での手厚い支援が重要であることは論を俟たない。しかしながら(だからこそ)「不登校」者数の増減をその成果として読むことには慎重であるべきだろう。そこには3つの問題がある。

第1に、長期欠席者数の増減はマクロな社会的要因によって規定されており、現場の努力の関数としてのみ考えるべきではない。今回のように減少した場合はまだよいが、仮に増加した場合はどうするのか³⁾。場当たりの政策評価は教育現場に無用の混乱をもたらす。

第2に、「不登校」公式統計には信頼性・妥当性の面で重大な不備がある。この点については山本(2008)⁴⁾を参照されたい。

第3に、もっとも重要なことであるが、そもそも長欠者数や「不登校」者数の増減は当事者の苦悩の強弱の変化と必ずしも一致しない。たとえば長欠者数の減少は、学校が居場所として機能することによっても起こるが、家庭の経済的困難によって学校を休むことが難しくなる場合にも起こる。増加も同じく、学校の居場所機能の低下によって起こる場合もあれば、子どもの苦悩に本腰を入れて寄り添おうとすることによっても起こりうる。表面的な量的増減に執着すべきではないのである。

不登校支援策を考えるにあたっては、子どもの苦悩がいかなる社会構造によって規定されているかを踏まえる必要がある。安易な個人病理説・家庭病理説・学校病理説は退けねばならない。そのため長欠の社会的要因分析が必要である。

2. 分析目的と方法

本報告では、1977~2007年の都道府県統計データセットを用いて長欠出現率を規定する社会的要因について検討を加える。紙幅の都合上、本要旨では概要の紹介にとどめる。分析の詳細は当日報告およびその際に配られるレジュメを参照していただきたい。

都道府県レベルの統計を用いた「不登校」出現率の社会的要因分析については先行研究が存在する⁵⁾。しかし、いずれも単年度の都道府県クロスセクションの相関分析等であり分析結果の妥当性には疑義を挟む余地が多い。本報告ではパネルデータ分析の手法によって先行研究の乗り越えを図る。

パネルデータ分析を行うための予備的分析として、候補となる変数に対しパネル単位根検定を行った(表1)。その結果、人口密度(対数値)を除き階差定常であることが示された。したがって各変数を階差変換して固定効果モデルによるパネル推計を行う。人口密度は先行研究でいうところの都市化度を表す重要な変数であるが、疑似相関の懸念を呼び込むためここでは除外する⁶⁾。

3. 暫定的な分析結果

暫定的な分析結果を表2に示す。まず「年間授業日数」である。92年以降の段階的な学校週5日制導入により授業日数が減少したが、それにより長欠出現率が低下したことが示されている。また91年に「長期欠席定義」が50日から30日に変更された。これによって長欠出現率が上昇している。

次に「前年度高校進学率」である。91年以前のデータセットでは進学率が高まるほど長欠出現率が低下する傾向にあるが、92年以降のデータセットでは統計的に有意な傾向が見られなくなっている。

次の「離婚率」は、夫婦の離婚と子どもの長欠

表1. パネル単位根検定 (IPS 検定) の結果

	Year	Level				First difference			
		Lag	t-bar	W[t-bar]	P > t	Lag	t-bar	W[t-bar]	P > t
長期欠席出現率	1977-2007	2	-1.092	2.889	.998	1	-3.933	-18.155	.000
長期欠席出現率 (50日定義)	1977-1998	1	-.878	4.700	1.000	1	-3.124	-11.894	.000
長期欠席出現率 (30日定義)	1991-2007	1	-1.508	.059	.524	1	-2.848	-9.547	.000
前年度高等学校等進学率	1977-2007	3	-1.955	-3.581	.000	3	-2.970	-10.921	.000
離婚率	1977-2007	1	-1.681	-1.233	.109	1	-4.385	-21.551	.000
中学校本務教員1人あたり中学校生徒数	1977-2007	1	-1.292	1.741	.959	2	-2.707	-9.189	.000
世帯あたり年間消費支出額 (10万円, 実質値)	1977-2007	4	-1.715	-2.088	.018	3	-3.526	-14.925	.000
人口密度 (対数値)	1977-2007	1	-.400	8.568	1.000	1	-.439	19.869	1.000

Im-Pesaran-Shin (IPS) test $H_0: \rho_i = 1$ for all i vs $H_1: \rho_i < 1$ at least one i BICにより最適ラグ次数を選択 (最大ラグ次数5)

の間の直接的な因果関係を表すものというより、各地域における「家庭の困難性」の代理変数と解釈するのが妥当である。結果は一貫しており「家庭の困難性」が高いほど長欠出現率も高い⁷⁾。

「教員一人あたり生徒数」については、トータルに見た場合、教員一人あたりの生徒数が減少し、教師-生徒関係が密接になるほど長欠出現率が上昇する傾向にある⁸⁾。ただし92年以降のデータに限定すれば係数の向きは逆転する。2通りの解釈がありえる。1つ目の解釈は、90年頃を境に教師の特性が変化したというものである。92年の文部省(当時)の「見守り」路線への転換や、それ以降の教師のカウンセリング・マインドの普及等により、子どもにとっての教師存在が息苦しいものからより友好的なものへと変化したことが考えられる⁹⁾。2つ目の解釈は、90年頃を境に長欠生徒の心性、あるいは神経症型・非行型・無気力型といった不登校タイプの構成比率が変化したことにより、教師の関わりに対する評価がトータルではポジティブなものへ変化したというものである。

「世帯あたり年間消費支出額」については長欠出現率との関連性が見られなかった。ここ数年の長欠出現率低下の要因の一つとして経済的不況による影響を仮説的に想定していたが、少なくとも消費支出によっては説明がつかないことが分かる。

「前年度長欠出現率」は、91年以前のデータセットにおいては統計的に有意な傾向性が存在しないが、92年以降のデータセットでは次年度の長欠出現率に対して正の影響が強まっている。不登校

の一般化によって長欠行動化の連鎖が起こりやすくなっている可能性を示唆する結果である。

分析モデル全体として、91年以前のデータセットと92年以降のデータセットで係数の向きが一致しない場合が多い。90年代に長期欠席現象の構造変化が起こった可能性が考えられる。それは不登校の社会問題化に伴った実質的变化である可能性のほか、「50日以上→30日以上」への定義変更によって母集団が変化した可能性も考えられる。

4. まとめと課題

現状のモデルでは、まだ長欠の社会的要因の析出に関して十分に成功しているとは言えない。今後の課題として経済的・質的な説明変数の精選が必要である。また「学校のレリバンス」低中等の長期的トレンドにも配慮して研究を進めたい。

また、いくつか解決すべき問題が残っている。説明変数の内生性の問題、最適なモデル選択に関する問題、構造変化時点の統計的検定などである。

分析上の限界もある。比較的軽微な問題として、長欠出現率を用いた場合、神経症型・非行型・無気力型等の各不登校タイプ間で相反する要因の影響力が相殺されてしまうという問題がある。長欠下位類型を利用することも考えられるが、山本(2008)で述べたように問題が多い。また生態学的誤謬の問題は根深い。これは最終的にはマイクロデータを用いることでしか解決しようのない問題である。

課題は多いが、研究の端緒を成すものとして一定の成果は上げられたといえよう。会員諸賢のご批判を仰ぎたい。

表2. パネル推計の結果(固定効果推計)

Dependent Variable	First difference		
	Δ長欠出現率	Δ長欠出現率 (50日定義)	Δ長欠出現率 (30日定義)
Year	1978-2007	1978-1991	1992-2007
前年度高等学校等進学率	-0.00488 (-0.62)	-0.0148* (-2.56)	0.0189 (0.86)
離婚率	0.284*** (6.06)	0.0935* (2.57)	0.478*** (5.95)
中学校本務教員1人あたり中学校生徒数	-0.0379*** (-3.72)	-0.0871*** (-11.30)	0.203*** (4.87)
世帯あたり年間消費支出額(10万円,実質値)	-0.00108 (-0.59)	0.000187 (0.13)	0.00118 (0.42)
長期欠席定義=年間30日以上欠席日数	0.625*** (24.30)		
年間授業日数	0.0129*** (11.46)		0.0119*** (9.68)
前年度長期欠席者出現率	0.181*** (8.33)	-0.0975 (-1.89)	0.0927* (2.20)
定数項	0.0748*** (17.00)	0.0609*** (14.72)	0.150*** (12.24)
Number of observation	1363	611	705
Number of groups	47	47	47
R-sq: within	.5321	.2083	.2833
between	.7865	.0310	.1056
overall	.5308	.1840	.2788
F test	F(7,1309)=132.75	F(5,559)=28.21	F(6,652)=42.79
Prob > F	.0000	.0000	.0000
sigma_u	.0138	.0192	.0274
sigma_e	.1312	.0669	.1560
rho	.0109	.0757	.0299
Breuch-Pagan test	Chi2(1)=11.43	Chi2(1)=0.06	Chi2(1)=7.94
Prob > chi2	.0007	.8033	.0048
Hausman specification test Prob > chi2	Chi2(7)=71.29	Chi2(5)=119.12	Chi2(6)=9.93
F test that all u _i =0	F(46,1309)=0.32	F(46,559)=1.01	F(46,652)=0.44
Prob > F	1.0000	.4537	.9995

推計値上段は回帰係数(*p<0.05,**p<0.01,***p<0.001),下段括弧内はt値。Whiteの修正済み標準誤差を使用。

註

- 1) 中等教育学校(前期課程)は含まない。
- 2) 朝日新聞2010年8月6日web版<http://www.asahi.com/edu/news/TKY201008050371.html>(8月8日取得)
- 3) ただ、そのときに問題化されるのは「教育の失敗」ではなく「教育の不足」であるわけだが。
- 4) 山本宏樹(2008)「不登校公式統計をめぐる問題:五数要約法による都道府県較差の検証と代替案の吟味」『教育社会学研究』第83集 pp.129-148,日本教育社会学会。
- 5) 村山正治(1972)『講座 情緒障害児4 登校拒否児』,押谷由夫(1980)『教育病理 I 教育的浪費』新堀通也編『日本の教育地図:県別教育診断の試み《学校教育編》』,菱山洋子・古川八郎(1982)『学校ざらいの統計研究(2):全国における出現率の推移と社会要因の考察』,栗栖瑛子・藤井賢一郎(1987)『いわゆる『学校ざらい』による長期欠席の経年推移と社会的諸要因との関連について』,桜井迪朗(1988)『中学生長期欠席の急増に係る社会・経済的指標の時間的推移および地域差による検討』,濱野玲奈(2001)『地域差からみた不登校:公式統計を手掛かりに』。
- 6) 人口密度の影響は各都道府県の固定効果に回収される。
- 7) 離婚はそれを禁止/許容する地域文化の関数でもあるが、長欠もまた同じ地域文化の関数であろう。
- 8) もちろん同時並行的な教師の多忙化により生徒との関係が密接にならない場合も考えられる。
- 9) 01年度以降、都道府県独自基準による学級編制弾力化が進められており、分散が拡大している可能性がある。