

小学生の運動能力についての要因分析

中原智哉*・山崎柊丞*

*早稲田大学基幹理工学部応用数理学科

第1節 研究のテーマと目的

平成11年の体力・運動能力調査から導入された新体力テスト結果は、平成24年から30年にかけて、横ばい、または緩やかな上昇が見られたが、昭和60年代水準には達していない⁽¹⁾。また、令和元年の体力テストにおいて大幅な低下が見られ、新型コロナウイルスの活動自粛後にはさらに低下している⁽²⁾。中央教育審議会(2002)⁽³⁾は、体力の低下は、子どもが豊かな人間性や自ら学び自ら考える力といった「生きる力」を身に付ける上で悪影響を及ぼし、創造性、人間性豊かな人材の育成を妨げるなど、社会全体にとっても無視できない問題である、としている。子供の体力低下は、将来的に国民全体の体力低下につながり、社会全体の活力が失われるほか、医療費コストの増加にもつながる重要な課題である。

そこでまず、体力低下の要因を考えてみる。村瀬ら(2007)⁽⁴⁾によると、子供の体力低下の要因は、テレビやネットの普及、外遊びできる広場の減少、スポーツクラブに通う子供の増加による、運動する子供としない子供の二極化であり、大人の関与の必要性を指摘している。現在、10年前と比べてインターネットは急速に発達しており、外遊びの機会はさらに減少していると考えられる。また、多くの研究で運動頻度が多いほど体力テストの合計点が高いことが示されているほか、中岡加奈絵ら(2019)⁽⁵⁾は、牛乳、乳製品の摂取量と体力テストの合計点に正の相関がみられることを示した。石原ら(2015)⁽⁶⁾では、ひとり親世帯や教育扶助を受けている世帯の子供は体力が低いことが示唆されている。具体的には、ひとり親世帯の場合は朝食の有無が、教育扶助を受けている世帯は運動、食事、睡眠が影響を与えるとしている。これらの研究は、体力低下の直接の要因を分析しているが、それらの要因を作る地域特性などを変数に利用している例は少ない。本研究では運動機会、食事の量と質の影響を与えると思われる地域特性を用いて5時点の都道府県別パネルデータを利用し、地域環境が体力に与える影響を明らかにする。

第2節 研究の方法と手順

本研究においては、各都道府県の「小学5年生男子の体力テスト合計点の平均」と「小学5年生女子の体力テスト合計点の平均」を被説明変数とする、5時点のパネルデータ分析を行う。調査結果は国公私立の小学5年生を対象とした全数調査で、握力、上体起こし、長座体前屈、反復横跳び、20m シャトルラン、50m走、立ち幅跳び、ソフトボール投げの8種目で、各種目の結果を10点満点で換算し、合計80点満点で評価する⁽²⁾。説明変数は家庭環境、学校環境、地域環境の3領域に分かれる。家庭環境は、片親家庭を測るために変数として離婚率、貧困世帯の割合を測るために変数として教育扶助受給割合、家庭の教育への関心を測るために変数として教育費割合を使用する。学校環境は、クラスあたりの人数としてクラスサイズ、体育の授業の質を測るために変数として専科教師雇用割合、体育の授業において、グラウンドや体育館の混雑具合を測るために変数として1校当たりの学級数を使用する。地域環境は、外遊びへの懸念を測るために変数として犯

罪率、加密度を測るための変数として人口密度、都道府県の教育への関心を測るための変数として、歳出に対する教育費の割合、県全体の一人当たりの豊かさを測るための変数として1人当たり県民所得を使用する。

パネルデータ分析では、モデル選択が最も重要な問題である。本研究では、以下に示す4つのモデルで検証を行った。[1]個体効果が存在せず、説明変数と誤差項が相関しないと仮定する場合、すべてのデータを独立な観測値として扱う Pooled OLS が用いられる。Pooled OLS は簡単に計算できる一方で、パネルデータの利点を全く生かせていない欠点がある。[2-1]時間不变の個体効果が存在し、それが説明変数と相関すると仮定する場合、固定効果モデルが用いられる。固定効果モデルは、個体効果が説明変数と相関していても一致性を持つという利点がある一方で、時間に対して変化しない説明変数を使用できない欠点がある。[2-2]個体効果が説明変数と相関しないと仮定する場合、変量効果モデルが用いられる。変量効果モデルは時間に対して変化しない説明変数を加えられる一方で、多くのパネルデータでは説明変数と個別効果が相関するため用いることができない場合が多い。[3]観測された各時点に固有の時間効果が存在すると仮定し、それを固定効果として考える場合、時間効果モデルが用いられる。時間効果モデルでは、時間効果を考慮することで個体効果と各説明変数の関係を分析することにたけている。分析後に F 検定、Hausman 検定によって、時間効果または個別効果が存在するか、個別効果が説明変数と相関するかの判定を行う。分析には、python の linearmodels を使用した。

第3節 データセットの加工

本研究では主に教育用標準データセット SSDSE と e-stat 上で入手できるデータを用いた。被説明変数の「小学5年生の体力テスト合計点の平均」と説明変数の「専科教師雇用割合」は、全国体力・運動能力、運動習慣等調査の調査結果を用いた。また、離婚率については、ラグ付きの説明変数として扱い1年前のデータを用いた。令和2年は新型コロナウイルスの影響で体力テストが行われておらず、それ以降の結果は活動自粛の影響を受けている可能性があるため2015年から2019年までの5年間を調査対象とした。各説明変数の出典、要約統計量は表1、表2のとおりである。被説明変数を除くすべての変数について多重共線性をVIFで確認したところ、すべて5を下回っており深刻な影響はないと判断した。

表1. 変数の説明と出典

変数	単位	年度	変数の説明	出典
小学5年生男子の体力テスト合計点の平均	点	2015-2019	-	全国体力・運動能力、運動習慣等調査結果(文部科学省)
小学5年生女子の体力テスト合計点の平均	点	2015-2019	-	全国体力・運動能力、運動習慣等調査結果(文部科学省)
離婚率	%	2014-2018	離婚件数/総人口	SSDSE-B-2024
教育扶助受給割合	%	2015-2019	教育扶助受給者数/(小学生児童数+中学生生徒数)	e-stat
教育費割合(家計)	%	2015-2019	教育費(2人以上の世帯)/消費支出(2人以上の世帯)	SSDSE-B-2024
犯罪率	件/人	2015-2019	刑法犯認知件数/総人口	e-stat
人口密度	人/ha	2015-2019	総人口/可住地面積	SSDSE-B-2024 e-stat

降水日数	日	2015-2019	-	SSDSE-B-2024
教育費割合(都道府県財政)	%	2015-2019	歳出決算総額(都道府県財政)/ 教育費(都道府県財政)	e-stat
1人当たり県民所得	千円	2015-2019	-	e-stat
専科教師雇用割合	%	2015-2019	専科教師雇用学校数/テストを 実施した学校数	全国体力・運動能力、運動習 慣等調査結果(文部科学省)
小学校クラスサイズ	人/学級	2015-2019	小学校児童数/小学校学級数	SSDSE-B-2024 e-stat
1校当たり学級数	学級/校	2015-2019	小学校学級数/小学校数	SSDSE-B-2024 e-stat

表2 変数と要約統計量

変数名	平均	最大値	最小値	標準偏差
Y1 小学5年生男子の体力テスト合計点の平均	54.18	57.92	51.58	1.270
Y2 小学5年生女子の体力テスト合計点の平均	55.94	60.15	52.61	1.526
A1 離婚率	1.662	2.566	1.253	0.2057
A2 教育扶助受給割合	1.008	3.446	0.086	1.651
A3 教育費割合(家計)	3.734	7.303	1.644	1.087
B1 犯罪率	5.934	14.99	2.224	2.077
B2 人口密度	13.57	98.53	2.3350	17.50
B3 降水日数	119	192	78	26.2
B4 教育費割合(都道府県財政)	21.08	30.70	11.14	3.445
B5 1人当たり県民所得	2986	5876	2225	511.1
C1 専科教師雇用割合	4.713	35.83	0	5.561
C2 小学校クラスサイズ	22.08	29.35	16.74	2.550
C3 1校当たり学級数	12.63	19.44	8.333	2.548

第4節 データ分析の結果

各モデルでの分析結果を表3に示す。また、F検定およびHausman検定の結果を表4に示す。男女ともに体力テストの合計点を被説明変数としたとき、[1]と[2-1]のF検定の結果から、時間効果が認められ、[1]と[3]のF検定の結果から、個別効果が認められた。

男子の結果については、Hausman検定の結果から説明変数と個別効果の間には相関が認められた。以上から、男子の分析結果については、[2-1]固定効果モデル、[3]時間効果モデルの2つを中心に扱う。

女子の結果については、Hausman検定の結果から説明変数と個別効果の間には相関しているという主張は棄却された。以上方女子の分析結果については、[2-1]固定効果モデル、[2-2]変量効果モデル、[3]時間効果モデルの3つを中心に扱う。

表3 分析結果

説明変数	男子の体力テスト結果				女子の体力テスト結果			
性別	[1] Pooled OLS	[2-1] 固定効果	[2-2] 変量効果	[3] 時間効果	[1] Pooled OLS	[2-1] 固定効果	[2-2] 変量効果	[3] 時間効果
A1	-1.3333 *	0.9075 †	0.2735	-1.3018 †	-1.5526 *	1.2267 *	0.6682	-1.4555 †
(0.6283)	(0.4716)	(0.4179)	(0.6672)	(0.7351)	(0.5236)	(0.4949)	(0.7730)	
A2	-0.1892	0.5654	0.2697	-0.2344	-0.4937	-0.0301	-0.2141	-0.5638 †
(0.2823)	(0.3964)	(0.2804)	(0.2950)	(0.3009)	(0.4154)	(0.2813)	(0.3219)	
A3	0.1116	-0.0272	-0.0104	0.0842	0.1240	-0.0235	-0.0094	0.0643
(0.0954)	(0.0358)	(0.0373)	(0.0899)	(0.1085)	(0.0349)	(0.0364)	(0.1055)	
B1	-0.0490	-0.0754	-0.0988 †	0.0149	-0.0393	-0.1649 *	-0.1801 **	0.1067
(0.1031)	(0.0624)	(0.0585)	(0.1280)	(0.1191)	(0.0656)	(0.0614)	(0.1493)	
B2	0.0058	0.1010	-0.0471 **	0.0098	4.119e-05	0.0297	-0.044 **	0.0053
(0.0173)	(0.1174)	(0.0144)	(0.0171)	(0.0204)	(0.1057)	(0.0155)	(0.0186)	
B3	0.0107 †	0.0003	0.0019	0.0129 *	0.0102 †	0.0010	0.0022	0.0145 **
(0.0055)	(0.0031)	(0.0032)	(0.0056)	(0.0057)	(0.0024)	(0.0025)	(0.0055)	
B4	0.0059	0.0017	0.0044	0.0146	-0.0101	0.0190	0.0193	0.0012
(0.0415)	(0.0170)	(0.0144)	(0.0417)	(0.0513)	(0.0192)	(0.0164)	(0.0505)	
B5	-0.0006	0.0024 ***	0.0013 ***	-0.0008	-0.0004	0.0022 ***	0.0017 ***	-0.0007
(0.0005)	(0.0005)	(0.0003)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0005)	(0.0003)	(0.0007)	
C1	0.0347	0.0194	0.0207	0.0325	0.0356	0.0187	0.0208	0.0306
(0.0442)	(0.0172)	(0.0180)	(0.0452)	(0.0490)	(0.0195)	(0.0190)	(0.0508)	
C2	0.2222 *	0.4012 **	0.1845	0.2627 *	0.2107	0.1338	0.0219	0.3056 *
(0.1051)	(0.1537)	(0.0952)	(0.1059)	(0.1449)	(0.1892)	(0.0988)	(0.1438)	
C3	-0.2073 *	0.2345	-0.0862	-0.2684 *	-0.2463 *	0.2295	-0.0067	-0.3798 **
(0.1006)	(0.1846)	(0.0736)	(0.1177)	(0.1224)	(0.1834)	(0.0678)	(0.1422)	
決定係数 (自由度調整済)	0.3096	0.2022	0.1092	0.3419	0.3829	0.3905	0.3273	0.4241
	0.2723	0.1628	0.061	0.3094	0.3495	0.3604	0.2910	0.3956
有意水準: *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, † 0.1, () クラスター構造に頑健な標準誤差								

表4 F検定とHausman検定の結果

検定方法	比較モデル	結果（男子）	結果（女子）
F検定	[1] Pooled OLS [3] 時間固定効果モデル	F=4.731 P=0.0011	F=5.408 P=0.0004
F検定	[1] Pooled OLS [2-1] 個別固定効果モデル	F=47.27 P=5.9 × 10 ⁻⁷⁸	F=68.63 P=3.8 × 10 ⁻⁹¹
Hausman 検定	[2-1] 個別固定効果モデル [2-2] 個別変量効果モデル	カイ二乗値=29.99 P=0.00158	カイ二乗値=1.671 P=0.999

4.1 男子の合計点についての分析結果

[2-1]固定効果モデルでは、被説明変数である「小学五年生男子の体力テストの合計点の平均」に対して、B5「1人当たり県民所得」、C2「クラスサイズ」の係数の推定値が正の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。また、A1「離婚率」の係数の推定値が正の値をとり、有意水準10%で統計的に有意であった。個体効果を考慮した場合、これらの変数が大きい値をとるほど体力テストの合計点は高くなるという結果が出た。

[3]時間効果モデルでは、B3「降水日数」、C2「クラスサイズ」の係数の推定値が正の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。時間効果を考慮した場合、これらの変数が大きい値をとるほど体力テストの合計点は高くなるという結果が出た。また、C3「1校当たりの学級数」の係数の推定値が負の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。さらに、A1「離婚率」の係数の推定値が負の値をとり、有意水準10%で統計的に有意であった。これらの変数が大きい値をとるほど体力テストの合計点は低くなるという結果が出た。

4.2 女子の合計点についての分析結果

[2-1]固定効果モデルでは、被説明変数である「小学五年生女子の体力テストの合計点の平均」に対して、A1「離婚率」、B5「1人当たり県民所得」の係数の推定値が正の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。個体効果を考慮した場合、これらの変数が大きい値をとるほど体力テストの合計点は高くなるという結果が出た。また、B1「犯罪率」の係数の推定値が負の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。犯罪率が1ポイント下がると、合計点の平均が0.1649点上がることを示している。

[2-2]変量効果モデルでは、B5「1人当たり県民所得」の係数の推定値が正の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。1人当たり県民所得が大きいほど体力テストの合計点は高くなることを示している。また、B1「犯罪率」、B2「人口密度」の係数の推定値が負の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。これらの値が小さくなるほど、体力テストの合計点は高くなることを示している。

[3]時間効果モデルでは、B3「降水日数」、C2「クラスサイズ」の係数の推定値が正の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。また、C3「1校当たりの学級数」の係数の推定値が負の値をとり、有意水準5%で統計的に有意であった。さらに、A1「離婚率」、A2「教育扶助受給割合」の係数の推定値が負の値をとり、有意水準10%で統計的に有意であった。時間効果を考慮した場合、これらの変数が大きい値をとるほど体力テストの合計点は低くなるという結果が出た。

第5節 結果の解釈

5.1 説明変数の解釈

前提として、体力テストの結果と今回扱った11個の説明変数の間には直接の因果関係はないととらえるのが妥当である。中岡加奈絵ら(2019)⁽⁵⁾の研究から、食事の量と質、運動時間が体力テストの結果の直接の要因とみるべきである。それを踏まえて統計的に有意である変数を中心に解釈を行う。

A1「離婚率」は固定効果モデルにおいて係数が正の値をとる一方で、時間効果モデルでは係数が負の値をとった。時間効果を考慮した場合に、負の相関がみられたことは、個別効果として離婚率が低い地域は体力テストの結果が良いことを示しており、これは、石原ら(2015)⁽⁶⁾の研究で示された「貧困さ」と体力テストの結果に正の相関がみられたことと同様の結果である。離婚率が高い地域は、片親家庭が多いことを示し

ており、食事と運動が十分にできない環境にいる子供が多いと考えられる。個別効果を考慮した場合に、正の相関がみられた理由として、2015年から2019年の間で離婚率が低下しているのに対して、男子の同期間の体力テストの結果は最小二乗近似をした結果低下していたことがあげられる。実際に体力テストの結果が微増していた2015年から2018年の期間の固定効果モデルの推定値は負の値であった。一方、女子の同期間の固定効果モデルの推定値は正であったため、さらなる研究が必要である。以上から、離婚率は子供の体力に限定期だが影響しているといえる。

B1「犯罪率」は、女子の固定効果モデル、変量効果モデルで係数が負の値をとった。犯罪率が下がるほどテストの点は向上していることは、治安の良さが運動機会に影響を与えていたと考えられる。一方で、男子の結果では有意な推定値が得られなかった点から、治安の影響は女子の方が強く受けるといえる。

B2「人口密度」は、女子の変量効果モデルで、係数が負の値をとった。人口密度が小さいほど、1人当たりが使える運動スペースが広くなり、運動機会が増えるためと考えられる。

B3「降水日数」は、男女ともに時間効果モデルで係数が正の値をとった。降水日数が多いほど体力テストの結果が高いことは、間接的に影響していると考えにくい。固定効果モデルで有意な結果が得られなかつたことから、雨の多い地域は体力テストの結果が良いが、雨の日数が変わってもそこまで変化がないことを示している。雨は人に制御できるものではないほか、雨の量と体力についての先行研究が見られないため、本研究では相関はあるが影響は小さいと考えて進める。

B5「1人当たり県民所得」は、男女ともに固定効果モデルで係数が正の値をとった。県民所得とは、法人企業、行政機関を含むすべての居住者の所得である⁽⁷⁾。すなわち、1人当たり県民所得はその都道府県の豊かさを表している。その値が大きいほど体力テストの結果が良くなることは、経済的に豊かであるほど食事の量と質、運動時間が高まるためであると考えられる。経済的な豊かさは、子供の体力に影響を与えるといえる。

C2「クラスサイズ」は、男子の固定効果モデル、時間効果モデルと女子の時間効果モデルで係数が正の値をとった。クラス内的人数が増えるほど体力テストの結果が良くなることは、人数が多いほど運動の質が高くなるためであると考えられる。中西裕也(2016)⁽⁸⁾によると競争相手が増えるほど運動促進効果が得られることがわかっており今回の結果を裏付けている。

C3「1校当たりの学級数」は男女ともに、時間効果モデルで係数が負の値をとった。学級数が減ることによって、体育の授業で使える領域の幅が広がるほか、前述した、人数と運動の質の関係が要因であると考えられる。

5.2 提案

以上の考察から、我々は雇用環境の改善、扶養控除の対象年齢の緩和、体育での他クラスとの合同授業の実施を提案する。雇用環境の改善については、具体的に政府が非正規雇用者の待遇改善と正規雇用枠の増加を企業に促すべきである。扶養控除については、子供手当の創設に伴って、現在16歳未満の子供が対象となっていない⁽⁹⁾。また、扶養控除の金額が年間38万円であるのに対して、子供手当は年間12万円の支給にとどまっている⁽¹⁰⁾。子供手当の支給が拡大されることが決まったが、それに追加して、扶養控除の対象年齢を拡大することで、さらなる所得の増加が可能となる。それによって、運動機会と食事の量、質の向上が期待できる。また、体育にて他クラスと合同で授業を行うことで競争相手が増え、運動促進効果が期待できる。また、体育の専科教師がいる学校では、合同授業によって、体育の総授業数が減り、一つ一つの授業の

質が上がることが期待できるだろう。経済の観点からと運動の質の観点から対策をすることで新型コロナウイルスでの活動自粛によって失われた体力を戻すことができるのではないだろうか。

第6節 終わりに

本研究では子供の体力を作る要因を家庭環境、地域環境、学校環境の3つの観点から分析を行った。小学5年生の体力テストの結果に対して、時間効果、個別効果をそれぞれ考慮に入れたモデルと考慮に入れていないモデルを比較して、時間効果、個別効果が存在することを示したうえでそれらを分けて分析したところ、1人当たり県民所得、クラスサイズ、1校当たりの学級数が体力に影響を与えていることがわかった。それに対し、所得の向上と実質的なクラスサイズの増加、学級数の減少を解決への提言とした。

最後に、本研究の問題点と展望について述べる。まず、女子の体力テスト結果と離婚率の間の正の相関について、有効な解釈を与えることができていないという問題がある。偶然の相関ではなく、間接的な因果関係が存在するのかどうかを調べる必要がある。また、降水日数の多い地域で体力テストの結果が良いことについても有効な解釈を与えられなかった。それについて、降水日数の多い地域の特徴を見極め、説明変数を変えてもう一度分析する必要があると考える。さらに、自然災害の影響によって、十分な運動ができなかつた可能性などを考慮に入れることができていない。以上より、次の研究では、自然災害の影響、より詳しい地域特性を考慮に入れて分析することが重要である。

参考文献

- (1)文部科学省(2012), “子供の体力向上のためのハンドブック 第1章 子供の体力向上のために”(最終閲覧：2024.8.29). https://www.mext.go.jp/a_menu/sports/kodomo/zencyo/1321132.htm
- (2)スポーツ庁(2023), “令和5年度 全国体力・運動能力、運動習慣等調査の結果（概要）について”(最終閲覧：2024.8.29). https://www.mext.go.jp/sports/b_menu/toukei/kodomo/zencyo/1411922_00007.html
- (3)中央教育審議会(2002), “子どもの体力向上のための総合的な方策について（答申）”(最終閲覧：2024.8.29). https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/021001.htm
- (4)村瀬浩二, 落合優(2007), “子どもの遊びを取り巻く環境とその促進要因：世代間を比較して”, 体育学研究 52巻2号, P187-200.
- (5) 中岡加奈絵, 野田聖子, 山田麻子, 富樫有里子, 並木直子, 五関正江(2019), ”小学校高学年の児童における体力に関する因子の検討並びに体力と骨量の関連”, 日本家政学会誌 Vol.70 No.10, P672-683.
- (6) 石原暢, 富田有紀子, 平出耕太, 水野眞佐夫(2015), “日本の子どもにおける貧困と体力・運動能力の関係” 北海道大学大学院教育学研究院紀要, 第122号, P93-105.
- (7)e-stat 政府統計の総合窓口 “項目定義 C 経済基盤 県内総生産”(最終閲覧：2024.8.29).
https://www.e-stat.go.jp/koumoku/koumoku_teigi/C#C1221
- (8)中西裕也, 北村泰彦(2016), “仮想マラソンにおける競争相手の人数と運動促進の関係に関する研究”, HAIシンポジウム 2015, G-25, P325-330.
- (9)子ども家庭庁 HP, 児童手当(最終閲覧：2024.8.29).
<https://www.cfa.go.jp/policies/kokoseido/jidouteate>
- (10)財務省 HP, “扶養控除の見直しについて” (22年度改正) (最終閲覧：2024.8.29).
https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/income/047a.htm