

whether an individual is socially excluded for each of the 7 dimensions of social exclusion. The independent variables in question are: Experienced Sickness and Injury (=1 if yes, =0 if no), Experienced Divorce, Experienced Lay-Off, and Low Living Standard at Age 15 (=1 if answered 'Low' or 'Very Low', =0 otherwise). The current status of Social Exclusion and Deprivation is, of course, very likely influenced by current economic status and household type, as inferred from the analysis in the previous section. For this reason, the following variables are added as control variables: Equivalent Household Income, Sex, Age, Class, Has Child(ren),<sup>11</sup> Single-person Household, Single Elderly, and Working (=1 if the respondent is working, =0 if not). By doing so, the estimation should indicate whether there is any remaining effect of earlier disadvantages which are not captured by the respondents' current economic status and household type. The odds ratio for each independent variable is shown in Table 6.

<Table 6>

The results were surprising. Having an experience of being laid off has a positive and significant effect on current material deprivation, adequate housing, lack of activities, lack of social relations, exclusion from systems, and subjective poverty, even after controlling for current income, age, sex and household type. Similarly, having an experience of divorce has a positive and significant effect on basic needs and housing deprivation, even after controlling for current marital status. Having an experience of a prolonged illness or injury has an effect on exclusion from systems (this may be due to loss of health or becoming physically challenged due to the illness and/or injury). Of course, the OLS analysis does not indicate causality, but merely a relationship, and thus, for example, it might be that those lacking activities and social relationships are more prone to being laid off, instead of the experience of being laid off causing individuals to lose social relationships and become more inactive. However, it is certain that these earlier disadvantages and one's current state of deprivation and social exclusion are related somehow. The experience of involuntary lay-off, especially, seems to have an irrevocable effect on the process of social exclusion.

One variable which strongly suggests causality is the living standard at age 15. Having experienced a low standard of living at age 15 has a positive and significant

---

<sup>11</sup> This variable refers to whether or not there is a child less than 17 years old living in the household, and not to whether the respondent ever had a child.

effect on one's current lack of basic needs, even after controlling for current income, age, household type, AND experiences of divorce, lay-off, illness and injuries. It is hard to imagine how current basic needs could somehow effect past living conditions, and thus, the result suggests that there is a lingering effect of growing up poor on one's current outcome, even after controlling for its effect through current income, household type (e.g. more prone to being single), working status (e.g. more prone to having no work), and other disadvantageous events (such as divorce, lay-off, illnesses and injuries).

Let me add a few remarks on control variables. The coefficient for equivalent household income is negative and significant for all dimensions of social exclusion, except systems exclusion, indicating that income does play a role in determining the risk of social exclusion. The fact that income's influence is seen on lack of activities and lack of social relations shows that today's social engagement does require some economic backup. The exclusion of systems, on the other hand, does not seem to be influenced by income. The coefficient for sex dummy variable is positive and significant for subjective poverty and lack of social relations, and negative and significant for housing deprivation. Japanese men are, compared to women, more anti-social, it seems. The age effect, after controlling for other variables, is not as strong as it seemed in Table 4. Those in their 20s are less likely to be subjectively poor, and those who are above 70 years old are more likely to be lacking activities. Similarly, none of the coefficients for 'having children' are significant, and many of them are positive. This shows at least that the hypothesis that those raising children may be socially excluded due to the heavy cost of raising children does not hold.

Work status (Working=1, Not working=0) is only significant in exclusion from systems, and those working are more likely than those who are not working to be excluded from systems. This is probably due to the fact that those who are working are more time constrained than those who are not working. However, the results may be misleading because I have put together all those who are not working (including retirees, housewives, and the unemployed) in a single category. A more detailed analysis of labour force attachment and social exclusion is necessary.

## **7. Conclusion**

This paper is one of the first attempts to capture the extent of social exclusion in the general population of Japan. It has drawn data from a survey which is carefully designed to measure social exclusion after examining similar surveys abroad.

The findings of this paper can be summarized as follows. First, sections of the

population which are most vulnerable to social exclusion are not necessarily vulnerable in terms of income poverty. Thus, the overlap of different dimensions is not large, a finding similar to previous literature on social exclusion in other developed countries (e.g. Bradshaw and Finch 2003, Saunders et al. 2007). In particular, the age group of those most vulnerable shows an interesting discrepancy between income poverty and social exclusion. Young people face a higher risk of material and housing deprivation compared to other age groups. The elderly, who are by far the poorest in terms of income poverty in Japan, face less risk of material and other types of deprivation. On the other hand, one of the groups most at risk of social exclusion is men in their 50s. They face a high risk of lack of activities, lack of social relations, housing deprivation and subjective poverty, even though they exhibit the lowest risk of income poverty. From this, it is suspected that social exclusion may be one of the causes for the extreme over-representation of men in their 50s among those who commit suicide and the homeless.

The second finding of the paper is that disadvantages at earlier stages of life seem to exert influences in some aspects of current social exclusion, even after controlling for current income, occupation and household type. Multiple regression analysis shows that an experience of involuntary layoff has a positive and significant effect on all but one dimension of social exclusion. Similarly, an experience of divorce has a positive and significant effect on material deprivation and housing deprivation, even after controlling for current marital status. The catch-phrase of former Prime Minister Abe was ‘a society in which one can start over’, but it seems that Japan is *not* a society in which one can start over after a set-back.

One of the most interesting findings is that the variable indicating poverty at age 15 has a positive and significant effect on one’s current lack of basic needs (food, clothing and medical care), even after controlling for current income, age, sex, household type *and* experiences of divorce and lay-off. The results indicate that poverty during childhood does not only influence adult well-being via education and occupation (and thus, income), but that there is also a path which connects childhood poverty and adult social exclusion directly.

## References

- . 2004a. “‘Saiteigen no Seikatsu Suijun’ ni Kansuru Shakaiteki Hyōka’ (Social Evaluation of the ‘Minimum Standard of Living’). *Kikan Shakai Hoshō Kenkyū* (The Quarterly of Social Security Research) 39(4): 403-414.

\_\_\_\_\_. 2004b. “Shakai Seikatsu Chōsa” no Kekka Hōkoku’ (Report of the ‘Shakai Seikatsu Chōsa’). In *The Heisei 15 (2003) Report of The Grants for Welfare and Labor Science, ‘Empirical and Theoretical Research on How Public Assistance Should Be,’* Chief researcher: Goto Reiko. Tokyo: National Institute of Population and Social Security Research: 212-247.

\_\_\_\_\_. 2006. ‘Hinkon no Genjo to Sono Yoin’ (The State and Causes of Poverty). Oshio T., Tajika, E. & Fukawa, T. eds. *Nihon no Shotoku Bunpai* (Income Distribution of Japan) Tokyo: Tokyo University Press, 111-137.

\_\_\_\_\_. 2007. ‘Nihon ni Okeru Shakaiteki Haijo no Jittai to Sono Yoin’ (The State and Causes of Social Exclusion in Japan). *Kikan Shakai Hosho Kenkyu* (The Quarterly of Social Security Research) 43(1): 27-40.

Apospori, Eleni and Jane Millar, eds. 2003. *The Dynamics of Social Exclusion in Europe: Comparing Austria, Germany, Greece, Portugal and the UK*. Cheltenham, U.K: Edward Elgar.

Barnes, Matt, Christopher Heady, Sue Middleton, Jane Millar, Fotis Papadopoulos, Graham Room, and Panos Tsakloglou, eds. 2002. *Poverty and Social Exclusion in Europe*. Cheltenham, U.K. and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.

Bradshaw, Jonathan, et al. 2000. ‘The Relationship between Poverty and Social Exclusion in Britain.’ Paper prepared for the 26th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, Cracow, Poland: 27. August—2 September.

Burchardt, Tania, Julian Le Grand, and David Piachaud. 1999. ‘Social Exclusion in Britain 1991-1995.’ *Social Policy and Administration* 33(3) (September): 227-244.

Cabinet Office. 2009. *Seikatsu Konnan wo Kakaeru Danjo ni Kansuru Kentokai Hokokusho* (Report on Men and Women Facing Living Difficulties). Cabinet Office.

Duncan, Greg J. and Jeanne Brooks-Gunn, eds. 1997. *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage Foundation.

European Commission Social Protection Committee. 2001. *Report on Indicators in the Field of Poverty and Social Exclusion*. Brussels European Commission **Place? Publisher?**

European Communities. 2000. *European Social Statistics: Income, Poverty and Social Exclusion 2000 Edition*. Luxembourg. European Communities **Place? Publisher?**

Gordon, David. 1990. 'The Scientific Measurement of Poverty: Recent Theoretical Advances.' In *Researching Poverty*, eds. Jonathan Bradshaw and Roy Sainsbury. Hants, England: Ashgate publishing.

Gordon, David and Christina Pantazis, eds. 1997. *Breadline Britain in the 1990s*. Hants, England: Ashgate publishing.

Gordon, David and Christina Pantazis. 1997. 'The public's perception of necessities and poverty.' In *Breadline Britain in the 1990s*, eds. David Gordon and Christina Pantazis. Hants, U.K.: Ashgate publishing.

Gordon, David, et al. 2000. *Poverty and Social Exclusion in Britain*. U.K: Rowntree Foundation.

Goto Reiko and Abe Aya K., et al. 2004. 'Fukushi ni Kansuru Kokumin Ishiki Chōsa' (National Survey on Perception of Welfare). *Kikan Shakai Hoshō Kenkyū* (The Quarterly of Social Security Research) 39(4): 389-402.

Hamamoto Chizuka. 2005. 'Shunyū kara mita Hinkon no Bunseki to Dainamikkusu' (Analysis and Dynamics of Poverty from the Perspective of Income). In *Hinkon to Shakaiteki Haijo (Poverty and Social Exclusion)*, eds. Iwata Masami and Nishizawa Akihiko. Kyoto: Minerva Shobo: 71-94.

Higuchi Akihiko. 2004. 'Gendai Shakai ni okeru Shakaiteki Haijo no Mekanizumu' (Mechanism of Social Exclusion in Contemporary Society). *Shakaigaku Hyōron* (Japanese Sociological Review) 55: 2-18.

Hills, John, Julian Le Grand and David Piachaud. 2002. *Understanding Social*

*Exclusion*. Oxford: Oxford University Press.

Hiraoka Koichi, ed. 2001. *Kōreiki to Shakaiteki Fubyōdō* (Elderly Age and Social Inequality). Tokyo: Tōkyō Daigaku Shuppankai.

Hobcraft, John. 2002. 'Social Exclusion and the Generations.' In *Understanding Social Exclusion*, ed. John Hills, Julian Le Grand, and David Piachaud. Oxford: Oxford University Press: 62-83.

Hoshino Shinya. 1995. 'Fukushi Kokka Chūryū Kaisōka ni Torinokosareta Shakai Fukushi' (Social Welfare Left Behind by the Welfare State's 'Middle Class-ization'). *Jinbun Gakuhō* (Tokyo Metropolitan University) 261: 23-86.

Hoshino Shinya and Iwata Masami, et al. 1997. 'Fukushi Kokka ni okeru Shotoku Saibunpai Kōka ni kansuru Kenkyū' (Research on Income Redistribution Effect in the Welfare State). In *Gendai Fukushi Kokka no Kokusai Hikaku* (International Comparison of Contemporary Welfare States), ed. Uzuhashi Takafumi. Tokyo: Nihon Hyōronsha.

Iwata Masami and Nishizawa Akihiko. 2005. *Hinkōn to Shakaiteki Haijo* (Poverty and Social Exclusion). Kyoto: Minerva Shobo.

Iwata Masami. 2008.

Komamura Kohei. 2005. 'Seikatsu Hogo Kaikaku/Shōgaisha no Shotoku Hoshō' (Public Assistance Reform and Income Support for the Disabled). In *Social Security Reform*, ed. National Institute of Population and Social Security Research. Tokyo: Tokyo University Press: 173-202.

Levitas, Ruth. 2006. 'The Concept and Measurement of Social Exclusion.' In *Poverty and Social Exclusion in Britain*, eds. Christina Pantazis, David Gordon and Ruth Levitas. Bristol, U.K.: The Policy Press: 123-160.

Mack, Joanna and Stewart Lansley. 1985. *Poor Britain*. London, U.K.: George Allen and Unwin.

Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW). 2007. *Hōmuresu no Jittai ni*

*Kansuru Zenkoku Chōsa Hōkokusho* (Report of National Homeless People Survey). Tokyo: MHLW.

———. 2009. *Heisei 19 Nen Kokumin Seikatsu Kiso Chosa*.

Moisio, Pasi. 2002. 'The Nature of Social Exclusion – Spiral of Precariousness or Statistical Category?' In *Social Exclusion in European Welfare States*, eds. Ruud Muffels, Panos Tsakloglou, and David Mayes. Cheltenham, U.K: Edward Elgar: 170-183.

Muffles, Ruud J.A., and Didier J.A.G. Fouarge. 2002. 'Do European Welfare Regimes Matter in Explaining Social Exclusion?' In *Social Exclusion in European Welfare States*, eds. Ruud Muffels, Panos Tsakloglou, and David Mayes. Cheltenham, U.K: Edward Elgar: 202-234.

Muffels, Ruud J.A., Panos Tsakloglou, and David G. Mayes, eds. 2002. *Social Exclusion in European Welfare States*. Cheltenham, U.K: Edward Elgar.

OECD, 2008. *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. Paris:OECD.

Ogawa Hiroshi. 2000. 'Hinkon Setai no Genjō – Nichiei Hikaku' (The Status of Poor Families: Comparison of Japan and the UK). *Keizai Kenkyū* 51(3): 220-231

Pantazis, Christina, David Gordon and Ruth Levitas. 2006. *Poverty and Social Exclusion in Britain: The Millennium Survey*. Bristol, U.K: The Policy Press.

Piachaud, David. 1981. 'Peter Townsend and the Holy Grail.' *New Society* 10 (September).

Saunders, Peter, Yuvisthi Naidoo and Megan Griffiths. 2007. *Left Out and Missing Out: Towards New Indicators of Social Exclusion*. New South Wales: University of New South Wales Social Policy Research Centre.

Seikatsu Hogo Seido Kenkyūkai, ed. 2003. *Heisei 15 (2003) Hogo no Tebiki* (Handbook of Public Assistance). Tokyo: Daiichi Hoki.

Shibata Kenji. 2001. 'Teishotoku to Seikatsu Fuantei' (Low Income and Unstable Living). In *Kōreiki to Shakaiteki Fubyōdō* (Elderly Age and Social Inequality), ed. Hiraoka Koichi. Tokyo: Tōkyō Daigaku Shuppankai: 79-92.

Tachibanaki Toshiaki and Urakawa Kunio. 2006. *Nihon no Hinkon Kenkyū* (Poverty Research in Japan). Tokyo: Tōkyō Daigaku Shuppankai.

Townsend, Peter. 1979. *Poverty in the United Kingdom*. London, U.K: Allen Lane and Penguin Books.

Tsakoglou, Panos. 2003. 'The Risk of Multidimensional Disadvantage and Social Exclusion during Four Life Stages in a Dynamic Perspective.' In *The Dynamics of Social Exclusion in Europe: Comparing Austria, Germany, Greece, Portugal and the UK*, eds. Eleni Apospori and Jane Millar. Cheltenham, U.K: Edward Elgar: 17-40.

Tsakoglou, Panos and Fotis Papadopoulos. 2002. 'Identifying Population Groups at High Risk of Social Exclusion: Evidence from the ECHP.' In *Social Exclusion in European Welfare States*, eds. Ruud Muffels, Panos Tsakoglou, and David Mayes. Cheltenham, U.K.: Edward Elgar: 135-169.

Wada Yumiko and Kimura Mitsuhiko. 1998. 'Sengo Nihon no Hinkon – Teishotoku Setai no Keisoku' (Poverty in Post-War Japan). *Kikan Shakai Hoshō Kenkyū* (The Quarterly of Social Security Research) 34(1): 90-102.

Whelan, Christopher T., Richard Layte, Bertrand Maitre and Brian Nolan. 2002. 'Income and Deprivation Approaches to the Measurement of Poverty in the European Union.' In *Social Exclusion in European Welfare States*, eds. Ruud Muffels, Panos Tsakoglou, and David Mayes. Cheltenham, U.K: Edward Elgar: 184-201.

Yamada Atsuhiko. 2000. 'Shakaihoshō Seido no Anzenmō to Kōreisha no Keizaiteki Chii' (The Safety Net of the Social Security System and the Economic Status of the Elderly). In *Kazoku/Setai no Henyō to Seikatsu Hoshō Kinō* (The Change of Family and Households and Living Maintenance Function), ed. National Institute of Population and Social Security Research. Tokyo: Tōkyō Daigaku Shuppankai: 199-226.



# 教育資源と学力の関係

## 【要旨】

本稿は学校に配置される物的資源、人的資源などの教育資源と各学校の学力との関係を検証した。換言すれば、ある一時点において観察される各学校の学力の高低や学力のばらつきを、教育資源の多寡によって説明できるのかについて計量分析から明らかにした。

ITC 設備や図書整備の状況など物的資源の多寡は各学校の学力の高低や学力のばらつきと有意な関係にない。人的資源に関する変数では、一部の教育研修の大小が学力の高低と有意に正の関係にあり、また教員の平均年齢や学級規模などが学力の高低や学力のばらつきと有意な関係を持つ場合がある。校長の裁量の程度など学校運営に関する変数群は学力の高低やばらつきとは有意な関係にない。物的資源や学校運営に関する要因の大小が学力の高低と有意な関係を持たないことが、数多くの欧米の実証研究において明らかにされているが、日本においてもほぼ同様の関係を確認することができる。今後、複数時点のデータを用い、推定方法を変更しても同様の結果が得られるかどうかを検証することが重要な課題となる。

## 1. はじめに

本稿の目的は学校に配置される物的資源、人的資源などの教育資源と各学校の学力との関係を検証することにある。具体的には、学校に設置される設備や図書などの物的資源、教員の平均年齢や年齢構成、学級規模などの人的資源、教員の研修の程度、校長の権限の範囲など教員の能力開発や学校運営に関する要因、教育関係予算や地域との連携の程度などが、各学校の平均学力および学力のばらつきとどのような関係にあるのかについて、計量分析から明らかにする。

小学校や中学校などの義務教育において学校が目指すべき目標の1つに、児童生徒の学力の向上がある。学力を向上させる手段としてまず注目されるのは、教員の指導方法の部分であろう。ただ同時に、教育活動を遂行するにあたり、各学校にどのような教育資源がどの程度配置されているのかも重要な要素となりうる。例えば学校の図書館を活用した授業を行うとしても、そもそも図書館の整備が不十分であれば教育効果は半減するかもしれない。あるいは教員研修の程度が少なければ、学力向上に向けた取り組み自体が困難になるかもしれない。もし特定の教育資源の多寡と学力の高低との間に有意な関係が見いだせれば、各地方自治体や教育委員会は資源不足の学校に対して重点的に資源を配分することによって、少額の予算で学力を底上げできる可能性がある。教育関係予算に厳しい制約がある地方自治体や教育委員会などでは、このような観点は特に重要視されるだろう。

そこで本稿では、学校に付与されている教育資源の多寡と各学校の学力との関係について

て、計量分析から明らかにする。同様の分析は欧米を中心にして 1960 年代頃から相当の蓄積があるが、小塩・妹尾 (2003) も指摘するように、日本ではこの類の分析の蓄積が 2000 年代に入ってもまだ少ない<sup>(1)</sup>。蓄積が少ない最大の理由は、学力を表すデータの使用が困難だったためであろう。しかし今回分析に使用する「全国学力・学習状況調査」(全国学力調査) データには国語と算数(中学校は国語と数学)の結果が含まれており、限定的ではあるが(どのように限定的なのかは 2.2 節で述べる)教育資源と学力の関係を分析することが可能である。

結果を先取りすれば、物的な教育資源の多寡や学校運営のあり方などの要因と学力の高低との間には有意な関係が見られない。人的な教育資源については、学級規模や教員平均年齢と学力との間に有意な関係が見られる。ほとんどの教員研修は学力の高低と関係ないものの、いくつかの研修は学力の高低と有意な関係がある。また分析を制御する変数として就学援助を受けている児童生徒の割合や各地域の所得水準の代理変数などを投入したが、これらの変数は学力と有意な関係にあり、かつ強い効果を持つ。なお物的資源の多寡や学校運営のあり方などが学力の高低と関係がなく、人的資源の一部が学力と有意な関係にあるという本稿の結果は、アメリカを中心とする欧米の先行研究の結果(例えば Hanushek (2006) によるサーベイ論文を参照)と共通点が多い。

本稿の構成は以下の通りである。まず 2 節で分析に使用するデータについて説明し、分析時の留意点について述べる。3 節では各種の教育資源と学力の高低との関係を検証する。4 節で結論と展望を述べる。

## 2. 分析データの説明と分析時の留意点

### 2.1 分析データの説明

以下の分析では、2007 年 4 月に文部科学省が実施した「全国学力・学習状況調査」(以下、学力調査と記す)の千葉県下の公立校に関するデータを用いる。このデータは 3 つの要素、つまり学力調査データ、学校質問紙データ、児童生徒質問紙データによって構成されている。本稿の分析ではこの 3 つのデータに加え、千葉県から提供を受けた、県下の学校や市町村に関するデータを併せて使用する。これらのデータを学校や市町村の id を基準にして結合し使用した。

本稿では(個々の児童生徒単位ではなく)学校単位で分析する。これは教育資源について尋ねた設問が学校質問紙に多く含まれるためである<sup>(2)</sup>。初期データに含まれる学校数は、小学校が 847 校、中学校が 382 校である。学校によっては未回答の項目があるため、分析時に利用できる学校数はこれよりも若干少なくなる。

### 2.2 分析時の留意点

次節以降、教育資源と学力の関係について考察するが、その際に留意すべき点をあらかじめ列記しておく。今回の分析データは学力を表す変数が利用できる点で大変有用であるものの、いくつかの制約を抱えていることに十分注意しなければならない。

最大の制約は、本データの教育資源変数が基本的に 1 時点の状態のみを表しており、学力との因果関係を特定できない場合がある点である。例えば少人数指導を行うための学習

スペースの設置状況と学力の関係を検証した結果、両者の間に負の関係が観察されたとしよう。この時、少人数指導のための学習スペースを設置すると学力が低下するという解釈は正しいだろうか。むしろ、学力が低い学校の学力向上のために、少人数指導のための学習スペースを設置したと解釈する方が妥当であろう。この逆の因果関係を排して学習スペースと学力の関係を正確に検証するには、数年にわたる継続的な調査、少なくとも2時点の調査結果が必要である<sup>(3)</sup>。

また説明変数にフローのデータが入る場合も注意が必要である。例えばある年の児童生徒1人当たりの学校教育費と学力との間に負の関係が見られたとして、学力向上のために教育費を削減するのは正しい選択だろうか。学力が高い地域は、これまでに相当の教育費を投入していて、その投資が有形無形の教育資源として蓄積され、それから大きなリターンを得ているために、追加的に投入する教育費は少なくてよいのかもしれない。この場合、重要なのは単年度のフローの教育費ではなく、過去数年のうちに蓄積されたストックの教育費である。

これらは欧米の先行研究でも議論されてきた点である。前出の Hanushek (2006) の表記を借りれば、学力を規定する要因の検証方法は大きく2種類がある。

$$O_{it} = f(F_{it}, P_{it}, S_{it}, A_i) + v_{it} \quad (1)$$

$$O_{it} - O_{it^*} = f^*(F_i(t-t^*), P_i(t-t^*), S_i(t-t^*)) + v_{it} - v_{it^*} \quad (2)$$

ここで  $O_{it}$  は生徒  $i$  の  $t$  時点におけるパフォーマンス、 $F_{it}$  は家庭からの累積資源投入、 $P_{it}$  は同級生からの累積資源投入、 $S_{it}$  は学校からの累積資源投入、 $A_i$  は先天的な能力、 $v_{it}$  は誤差項である。

式(1)は  $t$  時点までの累積資源投入量と  $t$  時点の学力の関係を見ようとしている。この方法で検証するには、教育資源に関するデータが長期にわたって利用可能であることが前提となるが、現実にはそのようなデータが存在することは非常にまれである。また個人の先天的な能力を表す変数が利用可能なケースも多くはないと予想される。

そこで式(2)の方法が次善の選択肢として出てくる。この式はある時点からある時点にかけての同一個人<sup>(4)</sup>の学力の変化を、その間に投入された教育資源の量によって説明しようとするものである。換言すれば、ある期間に追加的に投入された教育資源が、その期間中に学力をどの方向にどれくらい変化させたのかについて検証している。この方法ならば最小で2時点のデータがあれば分析が可能である。また個人の先天的な能力が時間を通じて不変だとすれば、引き算の結果、先天的な能力の項が消え、分析に投入すべき変数から除外することができる。同一個人を追跡調査したパネルデータが利用可能なアメリカでは、式(2)の方法で教育資源と学力の関係を検証することが多くなっている。

重要なのは、本稿の分析は式(1)の方法とも式(2)の方法とも異なる点である。左辺には2007年の学力を使用することができるものの、右辺の変数としては(累積値ではなく)2007年時点の教育資源変数のみが利用可能である。また先天的な能力を表す変数は利用不可能である<sup>(4)</sup>。この時、明らかになるのは、ある1時点における各学校の学力の高低と利用できる教育資源の多寡との関係のみである。別の言い方をすれば「〇〇が増加(減少)すると学力が向上する(低下する)」というような記述は相当に困難である。本稿が検証できるのはある時点における教育資源と学力の間の静的な関係である。よって分析結果の解釈については十分慎重でなければならない。

### 3. 分析の方法と分析結果

#### 3.1 分析の方法

本章では2.2節での留意点を踏まえた上で、教育資源と学力との関係について基礎的な分析を試みる。以下では分析に用いる変数について説明しつつ、学力との関係について考察する。

説明対象となる学力変数については、学力調査の国語と算数・数学の各学校における平均正答率、および正答率の標準偏差を用いる。学力の分析では平均得点や正答率に注目が集まりがちだが、児童生徒間の学力格差を縮小させることも公教育の目標としては重要だろう。以下では、国語と算数・数学の平均正答率、標準偏差と教育資源との関係を小学校と中学校それぞれについて分析するので、8種の分析結果を示すことになる。

学力の高低を説明する教育資源の変数は、主として4つに区分される。すなわち、ITC設備や図書整備などの物的資源、教員配置に関する人的資源、教員研修や学校運営に関する変数、社会や地域に存在する資源である。以下では節ごとに、これら4種類の教育資源変数の作成方法について説明し、学力との関係を個別に検証する。その後に4種類の教育資源をすべて考慮した分析結果を示す。なおこれら4種類の変数とは別に、分析を制御する変数群を併せて用いる。

#### 3.2 分析結果1——物的資源と学力の関係

本節では物的資源と学力の関係について検証する。本節で用いる物的資源変数の作成方法は以下の通りである。

児童生徒用PC配置：学校の教育用コンピュータ1台当たりの児童生徒数。

教員用PC配置：職員用コンピュータ1台当たりの職員数。

普通教室PC配置の有無：普通教室に教育用コンピュータが設置されている場合に1をとるダミー変数。

普通教室LAN配置の有無：普通教室にLANが整備されている場合に1をとるダミー変数。

普通教室PC配置の有無×普通教室LAN配置の有無：上記2変数の交差項。どちらか一方だけでなく両方整備された場合にのみ教育に効果がある可能性を想定して投入する。

学校図書館図書標準達成の有無：学校図書館図書標準が達成されている場合に1をとるダミー変数。

少人数指導学習スペースの有無：少人数指導を行うための学習スペースの整備状況について4段階で尋ねた変数。全くない場合に1、充分ある場合に4をとる。

本稿の分析では分析を制御するいくつかの変数を同時に投入する。制御変数群の作成方法は以下の通りである。

児童生徒の学習態度：調査対象学年の児童生徒の勉強に対する熱意、授業中の私語や落ち着きの程度、礼儀正しさに関して4段階で尋ねた結果を合計し、学習態度の高低を表す変数とした。最高が3点、最低が12点となるが、これを7点以上は1を、6点以下は0をとるようなダミー変数に変換した。つまり学習態度が良好でない場合1をとる。

就学援助の児童生徒割合：調査対象学年の児童生徒のうち就学援助を受けている児童生徒の割合。パーセント表示。児童生徒の家庭の状況を反映する変数である。

表 1 物的資源と学力の相関係数

	小学校			
	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
児童用PC配置	-0.115 **	-0.086 *	-0.001	-0.077 *
教員用PC配置	-0.018	-0.027	-0.023	-0.025
普通教室PC配置の有無	0.029	0.031	0.014	0.022
普通教室LAN配置の有無	0.009	0.007	0.022	0.026
×普通教室PC配置の有無	0.021	0.028	0.021	0.018
×普通教室LAN配置の有無	0.021	0.028	0.021	0.018
学校図書館図書標準達成の有無	0.000	-0.013	0.012	0.013
少人数指導学習スペースの有無	-0.082 **	-0.095 *	0.049	0.061

注) \* p < .05, \*\* p < .01

	中学校			
	国語平均	数学平均	国語標準偏差	数学標準偏差
生徒用PC配置	0.023	0.023	-0.031	-0.059
教員用PC配置	-0.066	-0.067	0.054	0.069
普通教室PC配置の有無	0.039	0.060	-0.014	-0.084
普通教室LAN配置の有無	0.065	0.108 *	-0.019	-0.050
普通教室PC配置の有無	0.033	0.079	-0.005	-0.085
×普通教室LAN配置の有無	0.033	0.079	-0.005	-0.085
学校図書館図書標準達成の有無	-0.025	0.001	-0.062	-0.052
少人数指導学習スペースの有無	-0.068	-0.050	0.038	-0.012

注) \* p < .05, \*\* p < .01

学校規模に関するダミー変数：学校の全児童生徒数が 250 人未満の場合、および 500 人以上の場合にそれぞれ 1 をとるダミー変数。基準は全児童生徒数が 250 人以上 500 人未満の場合である。

市町村民税 1 人あたり所得割額の対数値：各学校が属する市町村の市町村民税 1 人あたりの所得割額の対数値。児童生徒が居住する地域の平均的な所得水準を表す代理変数として使用する。データの出所は『市町村税課税状況等の調』の 2005 年の数字である。

これら物的資源に関する変数と学力との相関関係を表 1 に示した。小学校では教育用 PC1 台当たりの児童数と小学校の国語、算数の平均正答率との間に負の関係、算数のばらつきとの間に負の関係があり、少人数指導学習スペースの整備と国語、算数の平均正答率との間にやはり負の関係が見られる。中学校では普通教室での LAN 整備状況と数学平均正答率との間に正の関係がある。小学校において少人数指導学習スペースの充実度合いと学力との間に負の関係が見られるのは、おそらくは平均正答率が低い学校で学習スペースが拡充されているのだろう。

しかしこれらの有意な関係は、表 2 の OLS 推定の結果では、少人数学習スペースの効果を除いて消滅している。表 2 のように複数の物的資源変数の影響をすべて考慮した場合、つまりある物的資源変数と学力との間の純粋な関係を取り出した場合には、物的資源の多寡と学力の高低との間にはほぼ有意な関係がなく、唯一、教員用 PC の台数が少ないと算数の平均正答率が低いことのみが有意な関係として確認できる<sup>(5)</sup>。

### 3.3 分析結果 2——人的資源と学力の関係

本節では人的資源と学力の関係について検証する。本節で用いる人的資源変数の作成方法は以下の通りである。

表2 物的資源と学力の関係 (OLS 推定)

小学校				
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
児童用PC配置	-2.123 (1.987)	-2.149 (2.284)	1.500 (1.381)	-0.127 (1.339)
教員用PC配置	0.105 (0.562)	-0.229 (0.610)	-0.234 (0.374)	-0.130 (0.382)
普通教室PC配置の有無	1.066 (1.017)	0.573 (1.415)	-0.026 (0.974)	0.609 (1.070)
普通教室LAN配置の有無	-0.469 (0.465)	-0.472 (0.518)	0.077 (0.283)	0.066 (0.336)
普通教室PC配置の有無 × 普通教室LAN配置の有無	-1.067 (1.100)	-0.260 (1.392)	0.045 (0.972)	-0.673 (1.088)
学校図書館図書標準達成の有無	0.273 (0.497)	0.168 (0.486)	-0.061 (0.263)	-0.035 (0.243)
少人数指導学習スペースの有無	-0.356 * (0.149)	-0.415 * (0.175)	0.093 (0.118)	0.151 (0.092)
定数項	50.827 *** (4.303)	55.066 *** (5.466)	15.878 *** (2.701)	13.119 *** (3.415)
制御変数	YES	YES	YES	YES
n	832	832	832	832
F値	15.97	14.94	8.93	10.07
Adjusted R2	0.175	0.144	0.066	0.093

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準誤差 (clustering robust standard error)。

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

中学校				
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	数学平均	国語標準偏差	算数標準偏差
生徒用PC配置	1.418 (2.286)	3.128 (3.957)	-0.362 (1.614)	0.567 (1.368)
教員用PC配置	-1.019 (0.694)	-2.168 * (1.024)	0.628 (0.582)	0.881 (0.473)
普通教室PC配置の有無	0.153 (1.073)	-2.385 (1.372)	-0.187 (0.750)	0.061 (0.820)
普通教室LAN配置の有無	0.161 (0.699)	-0.167 (1.249)	-0.015 (0.451)	0.037 (0.435)
普通教室PC配置の有無 × 普通教室LAN配置の有無	-0.229 (1.072)	2.635 (1.395)	0.215 (0.772)	-0.495 (0.853)
学校図書館図書標準達成の有無	-0.193 (0.332)	-0.237 (0.688)	-0.385 (0.348)	-0.253 (0.371)
少人数指導学習スペースの有無	-0.428 (0.298)	-0.695 (0.470)	0.183 (0.242)	0.049 (0.216)
定数項	63.196 *** (5.576)	22.823 * (9.684)	21.091 *** (4.356)	31.846 *** (3.495)
制御変数	YES	YES	YES	YES
n	374	374	374	374
F値	12.04	16.12	4.89	7.02
Adjusted R2	0.196	0.245	0.082	0.105

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準誤差 (clustering robust standard error)。

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

調査対象学年の1学級当たり児童生徒数：調査対象学年の児童生徒数（特別支援学級生徒数を除く）を調査対象学年の学級数（特別支援学級を除く）で除したものの、1学級あたりの児童生徒数を表す<sup>(6)</sup>。児童生徒数に関しては千葉県から提供されたデータを使用し計算した。

学校全体の教員児童生徒比率：学校全体の児童生徒数を学校全体の教員数で除したものの。

千葉県から提供されたデータを使用し計算した。

教員平均年齢<sup>(7)</sup>：各学校の教員の平均年齢。各学校に何歳の教員が何人在籍しているかについて千葉県からデータの提供を受け、これから各学校の教員平均年齢を算出した。この変数は教員の人的資本の蓄積を表す代理変数として投入している。Becker (1964) の理論に沿えば、人的資本の蓄積に応じてアウトプットは増加するものの、追加的な人的資本の増加からのアウトプットは徐々に減少する。つまり人的資本からのアウトプットは逡減する。よって分析では1次項は正、2次項は負で推定されることが予想される。

21歳から35歳までの教員数の割合：各学校における若手教員の割合。

36歳から48歳までの教員数の割合：各学校における中堅教員の割合。

49歳から61歳までの教員数の割合：各学校における年長教員の割合。

一様な教員配置からの乖離の程度：仮に各学校において若手から年長まで教員配置が均一だった場合、若手、中堅、年長の教員の割合はそれぞれ35%、32.5%、32.5%となる。現実には教員配置は不均一でこの仮想割合から乖離しているが、その乖離の程度が合計で何%ポイントあるかを表す指標。教員配置が均一に近ければ、若手、中堅、年長で学校内の仕事の配分が適正かつ効率的になり、教育以外の校務に割く時間数が減少し、空いた時間を研修など学力向上への取り組みにあてられるかもしれない、あるいは教授法の伝達などが上から下に向けてスムーズに行われるかもしれない、といった点を考慮した変数である。

表3 人的資源と学力の相関係数

	小学校			
	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
調査対象学年の1学級当たり児童数	0.105 **	0.034	0.158 **	0.241 **
学校全体の教員児童比率	0.228 **	0.150 **	0.104 **	0.209 **
教員平均年齢	-0.056	-0.022	-0.035	-0.071 *
21歳から35歳までの教員数の割合	0.069 *	0.032	0.064	0.090 **
36歳から48歳までの教員数の割合	-0.003	0.001	-0.090 **	-0.071 *
49歳から61歳までの教員数の割合	-0.052	-0.027	0.031	-0.007
一様な教員配置からの乖離の程度	-0.056	-0.018	-0.011	-0.046

注) \* p < .05, \*\* p < .01

	中学校			
	国語平均	数学平均	国語標準偏差	数学標準偏差
調査対象学年の1学級当たり生徒数	0.080	0.110 *	-0.038	-0.074
学校全体の教員児童比率	0.057	0.096	0.012	0.050
教員平均年齢	0.103 *	0.086	-0.053	-0.002
21歳から35歳までの教員数の割合	-0.022	-0.028	0.018	-0.002
36歳から48歳までの教員数の割合	-0.086	-0.073	0.001	-0.009
49歳から61歳までの教員数の割合	0.094	0.086	-0.013	0.010
一様な教員配置からの乖離の程度	-0.005	0.036	0.002	-0.027

注) \* p < .05, \*\* p < .01

これら人的資源に関する変数と学力との相関関係を表3に示した。小学校では1学級あたりの児童数や学校全体の教員児童比率と平均正答率との間に正に有意な関係が、正答率のばらつきとの間にも正に有意な関係が見られる。換言すれば、少人数学級ほど平均正答

率が低く、ばらつきが小さい。他方中学校では1学級あたりの生徒数と数学の平均正答率との間、および教員平均年齢と国語の平均正答率との間に正に有意な関係が見られるものの、他の多くの変数では有意な関係が観察されない。

表4 人的資源と学力の関係 (OLS 推定)

小学校				
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
調査対象学年の1学級当たり児童数	-0.198 (0.187)	-0.293 (0.174)	0.258 * (0.128)	0.378 *** (0.099)
調査対象学年の1学級当たり児童数の二乗/100	0.357 (0.349)	0.492 (0.317)	-0.429 (0.229)	-0.633 *** (0.174)
教員平均年齢	-1.416 (1.425)	-3.224 * (1.602)	0.620 (1.070)	0.523 (1.199)
教員平均年齢の二乗/100	1.884 (1.491)	3.914 * (1.622)	-0.970 (1.108)	-0.882 (1.250)
21歳から35歳までの教員数の割合	0.059 (0.060)	0.051 (0.082)	-0.053 (0.053)	-0.059 (0.044)
36歳から48歳までの教員数の割合	0.041 (0.033)	0.038 (0.042)	-0.046 (0.026)	-0.042 * (0.020)
一様な教員配置からの乖離の程度	-0.011 (0.020)	-0.010 (0.023)	0.003 (0.011)	0.001 (0.011)
定数項	74.228 * (36.366)	119.111 ** (42.174)	8.813 (27.355)	7.361 (30.530)
制御変数	YES	YES	YES	YES
n	834	834	834	834
F値	18.71	20.76	15.22	13.10
Adjusted R2	0.175	0.152	0.095	0.139

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準誤差 (clustering robust standard error)。

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

中学校				
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	数学平均	国語標準偏差	算数標準偏差
調査対象学年の1学級当たり生徒数	-0.488 (0.290)	-0.540 (0.543)	0.097 (0.260)	0.117 (0.224)
調査対象学年の1学級当たり生徒数の二乗/100	0.914 * (0.443)	1.100 (0.821)	-0.205 (0.389)	-0.317 (0.348)
教員平均年齢	7.991 ** (2.827)	12.136 ** (4.432)	-6.171 ** (2.305)	-2.541 (1.893)
教員平均年齢の二乗/100	-8.534 ** (3.084)	-13.360 ** (4.949)	6.512 * (2.548)	2.851 (2.079)
21歳から35歳までの教員数の割合	0.090 (0.069)	0.087 (0.110)	-0.103 * (0.052)	-0.023 (0.049)
36歳から48歳までの教員数の割合	0.002 (0.037)	-0.021 (0.056)	-0.029 (0.025)	-0.002 (0.023)
一様な教員配置からの乖離の程度	0.013 (0.021)	0.043 (0.033)	-0.014 (0.016)	-0.011 (0.015)
定数項	-115.694 (66.746)	-244.316 * (102.008)	168.431 ** (53.714)	88.590 * (44.179)
制御変数	YES	YES	YES	YES
n	381	381	381	381
F値	23.95	13.57	6.68	7.27
Adjusted R2	0.232	0.253	0.103	0.114

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準誤差 (clustering robust standard error)。

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001



各人的資源変数の純粋な効果は表4に示されている<sup>(8)</sup>。小学校1学級当たりの児童数と平均正答率との関係は有意でなくなる一方、正答率のばらつきとの関係は特に算数において依然有意である。正答率のばらつきに関する推定において、1学級当たり児童数の1次項は正、2次項は負で有意である。この結果を利用してシミュレーションすると、国語、算数とも1学級当たりの児童数が30人の時にばらつきが最も大きくなり、その前後ではばらつきが小さくなる。

30人学級よりも35人学級<sup>(9)</sup>の方が正答率のばらつきが小さいという結果は一見奇妙に見える。ただ国立教育政策研究所(2004)の調査においても、20人や40人の学級に比べ30人の学級で小学校6年生の算数の得点のばらつきが大きいという本稿に似た結果が出ている。この結果は、逆の因果関係、つまり学力のばらつきが大きい学校でそれを解消するために少人数学級を編成していることを示しているのかもしれない。

表4では学級規模と平均正答率との関係が有意でなくなっているが、清水(2002)でも小学校の算数、中学校の数学とも、得点と学級規模との間には有意な関係がないとの結果が出ている。ただ清水(2002)は、学級規模を縮小すると同時に指導法を変更すれば学級規模と学力との間に有意な関係が生じる可能性について指摘している。国立教育政策研究所(2004)はこの点を考慮して、少人数教育がどのように行われているかを詳細に区分して分析している。結果、学級を解体し15-20人程度の均一割学習集団で一斉指導(少人数指導)を行った場合に、小学校6年生の算数の平均正答率が最も高かったことを明らかにしている。つまり単に少人数学級にするだけでなく、それに併せた指導方法の変更があって、初めて効果があると述べている。この点については後節のフルモデルによる推定で再度確認する。

また、教員平均年齢の1次項と2次項が、小学校算数の平均正答率で負および正で、中学校国語、数学の平均正答率で正および負で、それぞれ有意な関係にある。中学校の結果は人的資本理論の予想通りであるのに対し、小学校では逆の結果が出ている。これも結果を用いてシミュレーションすると、中学校では教員平均年齢が45から47歳あたりにある場合に平均正答率が最も高くなり、その前後では低い点数となる。また小学校では教員平均年齢が41歳の場合に算数の平均正答率が最も低くなり、その前後では高い点数となる。

### 3.4 分析結果3——教員研修や学校運営と学力の関係

本節では教員研修や学校運営と学力の関係について検証する。本節で用いる変数の作成方法は以下の通りである。

講師招聘を伴う校内研修の程度：講師招聘を伴う校内研修の状況について4段階で尋ねた変数。全くしていない場合に1、よくしている場合に4をとる。

基礎学力定着のための研修の程度：基礎学力定着のための研修の状況について4段階で尋ねた変数。全くしていない場合に1、よくしている場合に4をとる。

実践的な研修の程度：模擬授業や事例研究などの実践的な研修の程度の状況について4段階で尋ねた変数。全くしていない場合に1、よくしている場合に4をとる。

特別支援教育に関する研修の程度：特別支援教育に関する研修の状況について4段階で尋ねた変数。全くしていない場合に1、よくしている場合に4をとる。

外部研修の程度：他校や外部の研修機関など学校外での研修への参加状況について4段階

で尋ねた変数。全くしていない場合に1、よくしている場合に4をとる。

ICT研修の程度：ITCを活用した授業のための研修の状況について4段階で尋ねた変数。全くしていない場合に1、よくしている場合に4をとる。

授業研究を伴う研修の回数：授業研究を伴う校内研修の前年度実施回数。

校長のリーダーシップの程度：学校運営に校長のリーダーシップが発揮されているかを4段階で尋ねた変数。全く発揮できていない場合に1、十分に発揮できている場合に4をとる。

予算に関する校長の意向の反映の程度：予算に関して、教育委員会に対する校長（学校）の意向がどの程度反映されているかを4段階で尋ねた変数。全く反映されていない場合に1、よく反映されている場合に4をとる。

校長の裁量経費の有無：学校に校長の裁量経費がある場合に1をとるダミー変数。

人事に関する校長の意向の反映の程度：所属人員の人事に関して、教育委員会に対する校長の意見はどの程度反映されるかを4段階で尋ねた変数。全く反映されていない場合に1、よく反映されている場合に4をとる。

これら教員研修や学校運営に関する変数と学力との相関関係を表5に示した。小学校では実践的な研修の程度と平均正答率との間に正に有意な関係が、正答率のばらつきとの間に負に有意な関係が見られる。また授業研究を伴う研修の回数と平均正答率の間にも有意に正の関係がある。授業研究を伴う研修の回数は中学校の数学の平均正答率とも有意に正の関係があり、これらの研修の多寡が学力の高低と関係があることを示唆している。

表5 教員研修や学校運営と学力の相関係数

	小学校			
	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
講師招聘を伴う校内研修の程度	0.050	0.061	-0.054	-0.040
基礎学力定着のための研修の程度	-0.045	-0.033	-0.004	-0.022
実践的な研修の程度	0.100 **	0.102 **	-0.120 **	-0.097 **
特別支援教育に関する研修の程度	-0.008	-0.020	0.032	0.033
外部研修の程度	0.058	0.079 *	-0.033	-0.028
ICT研修の程度	0.064	0.063	-0.019	-0.025
授業研究を伴う研修の回数	0.135 **	0.135 **	-0.045	-0.009
校長のリーダーシップの程度	-0.007	0.008	-0.002	-0.039
予算に関する校長の意向の反映の程度	-0.008	0.002	0.011	-0.004
校長の裁量経費の有無	0.046	0.032	0.050	0.068
人事に関する校長の意向の反映の程度	0.029	-0.008	-0.005	-0.011

注) \* p < .05, \*\* p < .01

	中学校			
	国語平均	数学平均	国語標準偏差	数学標準偏差
講師招聘を伴う校内研修の程度	0.050	0.088	-0.040	-0.103 *
基礎学力定着のための研修の程度	-0.011	0.034	0.013	-0.083
実践的な研修の程度	0.040	0.083	-0.017	-0.025
特別支援教育に関する研修の程度	-0.025	0.021	0.014	0.023
外部研修の程度	0.047	0.056	0.002	-0.036
ICT研修の程度	0.007	0.036	0.075	0.017
授業研究を伴う研修の回数	0.068	0.126 *	-0.034	-0.104 *
校長のリーダーシップの程度	0.009	-0.026	-0.024	-0.029
予算に関する校長の意向の反映の程度	-0.043	-0.028	0.069	0.010
校長の裁量経費の有無	0.085	0.134 **	-0.010	-0.100
人事に関する校長の意向の反映の程度	-0.012	-0.001	0.000	-0.034

注) \* p < .05, \*\* p < .01

教員研修変数や学校運営変数の純粋な効果は表6に示されている。小学校では授業研究を伴う研修の回数の効果が有意でなくなり、基礎学力定着のための研修が負に有意となっている。これは基礎学力が不足している児童がいる学校において、基礎学力向上のための研修を実施していることを示していると考えられる。

授業研究を伴う研修の回数の効果が消えるのは中学校も同様である。中学校ではITC研修の程度が国語の正答率のばらつきと、基礎学力定着のための研修の程度が数学の正答率のばらつきと、それぞれ有意に負および正の関係にある。他方、国語や数学の平均正答率に正または負の効果を持つ変数はない。

校長のリーダーシップなど学校運営に関する変数は、小学校、中学校とも、平均正答率およびばらつきのどちらとも有意な関係にない。2000年代に入り各学校に裁量経費を措置したり競争的資金を導入したりする例が次第に増加しているが、本稿の結果は、各学校に予算を措置すれば学力が向上する、という単純な関係ではないことを示唆している。予算額の大小あるいは予算を措置する理由（予算の用途等）が重要なかもしれないが、本稿のデータではこれ以上の検証は困難であり、今後の継続的な検証が望まれる。学校運営と学力の関係を分析した米国の先行研究のうち、8割強の研究は両者の間に有意な関係を確認できなかったことをHanushek（2006）のサーベイは指摘しているが、本稿の結果は日本においても米国と同様の関係が存在することを示唆している。

### 3.5 分析結果4——社会や地域に存在する資源と学力の関係

本節では社会や地域に存在する資源と学力の関係について検証する。本節で用いる変数の作成方法は以下の通りである<sup>(10)</sup>。

人口1人あたり社会教育費の対数値：市町村別人口1人当たりの社会教育費の対数値。市町村別社会教育費総額を各市町村の人口で除した。データの出所は千葉県『地方教育費調査』の2005年の数字である。

児童生徒1人あたり学校教育費の対数値：市町村別児童生徒1人当たりの学校教育費の対数値。市町村別小学校学校教育費および中学校学校教育費を各市町村の児童数および生徒数で除した。データの出所は千葉県『地方教育費調査』の2005年の数字である。

学校のHPを利用した自己点検評価結果の開示の有無：学校のHPを利用した自己点検評価結果の開示について、一般市民に対しても公開している場合に1を取るダミー変数。

児童生徒による授業評価の有無：児童生徒による授業評価を実施している場合に1をとるダミー変数。

外部評価者による外部評価の有無：保護者や地域の人などの外部評価者により構成される委員会などによる外部評価を実施している場合に1をとるダミー変数。

保護者や地域の意見を参考にした教育目標作成の有無：保護者や地域の人意見を参考にした学校の教育目標の作成について4段階で尋ねた変数。全く実施していない場合に1、実施している場合に4をとる。

表6 教員研修や学校運営と学力の関係 (OLS 推定)

小学校				
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
講師招聘を伴う校内研修の程度	-0.054 (0.379)	0.107 (0.337)	-0.162 (0.280)	-0.142 (0.211)
基礎学力定着のための研修の程度	-0.629 ** (0.213)	-0.702 * (0.265)	0.299 * (0.128)	0.221 (0.160)
実践的な研修の程度	0.784 ** (0.234)	0.829 ** (0.261)	-0.560 *** (0.144)	-0.443 ** (0.159)
特別支援教育に関する研修の程度	-0.193 (0.183)	-0.372 (0.214)	0.257 (0.128)	0.281 (0.149)
外部研修の程度	0.205 (0.267)	0.479 (0.336)	-0.063 (0.186)	-0.044 (0.187)
ICT研修の程度	0.124 (0.277)	0.161 (0.290)	-0.072 (0.165)	-0.157 (0.182)
授業研究を伴う研修の回数	0.067 (0.051)	0.087 (0.056)	-0.028 (0.031)	-0.018 (0.032)
校長のリーダーシップの程度	0.001 (0.362)	0.173 (0.399)	0.037 (0.237)	-0.173 (0.239)
予算に関する校長の意向の反映の程度	-0.243 (0.222)	-0.013 (0.281)	0.063 (0.146)	0.015 (0.174)
校長の裁量経費の有無	-0.045 (0.378)	-0.018 (0.393)	0.109 (0.179)	0.118 (0.220)
人事に関する校長の意向の反映の程度	-0.009 (0.274)	-0.456 (0.281)	0.078 (0.152)	0.066 (0.186)
定数項	49.283 *** (4.973)	52.152 *** (5.936)	16.950 *** (3.287)	14.852 *** (4.108)
制御変数	YES	YES	YES	YES
n	830	830	830	830
F値	19.01	14.66	14.78	8.24
Adjusted R2	0.185	0.162	0.085	0.105

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準偏差 (clustering robust standard error)。

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

中学校				
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	数学平均	国語標準偏差	算数標準偏差
講師招聘を伴う校内研修の程度	0.240 (0.304)	0.273 (0.565)	-0.215 (0.267)	-0.327 (0.233)
基礎学力定着のための研修の程度	-0.074 (0.316)	0.314 (0.439)	0.026 (0.215)	-0.331 * (0.155)
実践的な研修の程度	0.025 (0.266)	0.216 (0.421)	0.011 (0.197)	0.186 (0.173)
特別支援教育に関する研修の程度	-0.232 (0.223)	-0.039 (0.357)	0.062 (0.167)	0.164 (0.141)
外部研修の程度	0.302 (0.350)	0.421 (0.616)	-0.035 (0.228)	-0.099 (0.218)
ICT研修の程度	-0.250 (0.235)	-0.478 (0.440)	0.401 * (0.186)	0.291 (0.153)
授業研究を伴う研修の回数	0.031 (0.056)	0.134 (0.096)	-0.012 (0.036)	-0.054 (0.039)
校長のリーダーシップの程度	0.094 (0.324)	-0.314 (0.672)	-0.201 (0.267)	-0.161 (0.261)
予算に関する校長の意向の反映の程度	-0.425 (0.262)	-0.741 (0.515)	0.365 (0.195)	0.300 (0.174)
校長の裁量経費の有無	0.351 (0.513)	0.934 (0.669)	-0.010 (0.458)	-0.393 (0.292)
人事に関する校長の意向の反映の程度	-0.057 (0.326)	0.058 (0.624)	-0.085 (0.195)	-0.115 (0.207)
定数項	63.943 *** (5.683)	23.895 * (9.096)	21.895 *** (4.217)	32.995 *** (2.962)
制御変数	YES	YES	YES	YES
n	378	378	378	378
F値	8.96	18.40	4.23	5.85
Adjusted R2	0.195	0.245	0.093	0.131

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準偏差 (clustering robust standard error)。

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001