

外国にルーツを持つ生徒の 学力の実態分析

全国レベルの量的把握の試み

Analysis of the Academic Achievement of Students
with Roots in Foreign Countries:
Nationwide Quantitative Approach

須藤康介 SUDO, Kosuke

明星大学教育学部 准教授

国際学力調査TIMSSから、外国にルーツを持つ生徒の学力の実態を明らかにした。第一に、属性変数の学力への影響の大きさは親学歴≫外国ルーツ≫性別である。第二に、外国ルーツの生徒たちは親学歴という点でも学力という点でも分散が大きい。第三に、外国ルーツの生徒では父親が中卒以下であることが学力に与える負の効果が大きい。

キーワード 外国にルーツを持つ生徒, 学力, TIMSS

1. 問題設定

本稿の目的は、国際学力調査TIMSS2003～2015の統合データの分析から、日本の中学校に通っている、外国にルーツを持つ生徒の学力の実態を明らかにすることである。具体的には、親学歴・性別の影響と対比する形で、外国ルーツであることが中学生の学力に与える影響を明らかにするとともに、親学歴と外国ルーツの交互作用にも着目する。

これまで、志水・清水編(2001)、太田(2000)、佐久間(2006)など、教育社会学を中心として「エスニシティと教育」研究は数多く蓄積されてきた。しかし、それらはフィールドワークに基づく研究が主であり、外国ルーツの生徒の全体像は必ずしも明確ではなかった。志水(2001)は、外国ルーツの生徒の学力の実態について、「現状把握をできる段階にまだ達していない」「何らかの方法でその実態が把握されるなら、まちがい

なくかれらの『低学力』は深刻な問題として認識されるようになることであろう」(p.21)と指摘している。この指摘がなされてからすでに20年ほどが経過したが、外国ルーツの生徒たちの学力の実態分析は、行政レベルでも研究レベルでも依然として進んでいない。

このような研究の不在は、そもそも外国ルーツの生徒は(一部の集住地域を除いて)各学校に数人ずつしかおらず、統計分析に必要なサンプルサイズを十分に確保できないという理由によるところが大きい。そこで、本研究では、TIMSS(国際数学・理科教育動向調査)の2003・2007・2011・2015年調査の中学2年生データを統合することで、サンプルサイズを確保し、全国レベルの実態を信頼性のある知見として描き出す。なお、外国ルーツの生徒の学習状況を全国レベルの個票データから分析した例外的な先行研究として、中室ほか(2016)が挙げられる。しかし、当該研究では学力調査がなされておらず、



学習時間に焦点が当てられているため、「エスニシティと教育」研究が最も関心を払ってきた学力の実態が明らかにされていないという課題が存在する。本研究では、最も信頼性が高いとされる学力調査データから、この点を明らかにする。

外国ルーツの生徒に低学力の傾向がある（と予想される）理由として、先行研究ではさまざまなことが指摘されてきた。太田（2000,2005）は言語面に着目し、幼少時に来日することで母国語が十分に定着しないまま外国語環境で暮らすことの困難さや、日本語以外による指導を軽視する日本の学校文化の要因を指摘した。言語面以外では、児島（2006）や鷹田（2012）が、保護者の経済的困難や学業に対する理解・積極性の不足、さらには本人にとって将来のキャリアが見えづらいこと（帰国予定が不明確など）によって学習に取り組む意義を見いだせないことなどを挙げている。これらの要因はどれか一つで説明できるものではなく、互いに相関しながら学力に影響していると考えるのが妥当だろう。

なお、外国ルーツの子供の学力についての研究は、海外においては「移民二世代の教育達成に関する研究」として、Feliciano（2005）、Borgna（2017）など、数多く行われてきた。エスニシティを直接の問題関心としない教育達成に関する研究においても、共変量としてエスニシティに関する変数を投入することは、一般的となっている。Arzubiaga, Noguérón and Sullivan（2009）やMcBrien（2005）は、外国ルーツの子供の低学力の要因として、言語資本、経済資本、文化的葛藤、不安定なアイデンティティ、将来展望などを挙げている。これらの要因の指摘に、国内外の研究にそれほど大きな違いはないが、計量的な実証研究の不足が、日本の研究の大きな課題と言える。

そして、本研究のオリジナリティは、外国ルーツであることが学力に与える影響を明らかにすることのみならず、親学歴と外国ルーツの交互作用、すなわち出身階層とエスニシティの交互

作用に着目することにもある。宮島（2002）は、外国ルーツの家庭では、言語的制約などで親が子供の教育に十分にかかわることができないため、社会経済的地位が高くても、それを生かせないことを示唆している。親が高階層であっても、子供の学習思考言語と自身の言語の違いなどから、文化資本を子供に十分に継承できないことがあるということである。つまり、外国ルーツであると、親学歴が学力に与える影響が小さくなるという交互作用の存在を指摘している。しかし一方で、志水・清水編（2001）は、外国ルーツの子供の学力形成の困難の一因として、親自身の学歴が低く、複雑な日本の入試制度を理解しづらいことを挙げている。だとしたら、親学歴が高ければ（入試選抜の経験があれば）、それに照らして日本の入試制度もある程度理解することができ、不利が緩和されることになるのではなかろうか。つまり、外国ルーツであると、親学歴が学力に与える影響が大きくなるという交互作用もあり得る。本稿では、親学歴と外国ルーツの学力に対する交互作用を検証することで、以上のどちらの説明が妥当であるのかを明らかにする。

外国ルーツの生徒において、出身階層が学力に与える影響はどうなっているのか、そこに日本に根ざす生徒との違いがあるのかを明らかにすることは、特に支援を要する層を特定するという意味で、実践上重要となるだろう。また、学術的にも、今後インタビューなどの質的研究を行う際に、対象者が外国ルーツの子供全体の中でどのような事例に位置づくのかを把握し、それをふまえた考察を行うことに資すると考えられる。

日本の学校文化は、外国ルーツの生徒に一方的に適応を求め、適応できなかった者には十分な支援がなされない傾向があると言われている。これを恒吉（1996）は「一斉共同体主義」、太田（2005）は「日本的モノカルチュラリズム」と呼んでいる。2018年の出入国管理法の改定により、

今後、日本社会では外国人労働者の大幅な受け入れが始まり、それに伴って、日本の学校に通う外国ルーツの生徒も増加することはほぼ間違いない。文部科学省も、2019年に「外国人の受入れ・共生のための教育推進検討チーム報告書」をまとめるなど、急ピッチで対応を進めている。こうした中で、外国ルーツの生徒の学力実態を明らかにすることは、学術的にも実践的にも喫緊の課題と言えるだろう。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節では、TIMSSの分析に先立ち、文部科学省のマクロデータから、外国ルーツの生徒の概況を確認する。第3節では、TIMSSの個票データについて説明する。そして、第4節において、TIMSSの個票データを用いた分析を行う。最後の第5節では、得られた知見のまとめと結論を述べる。

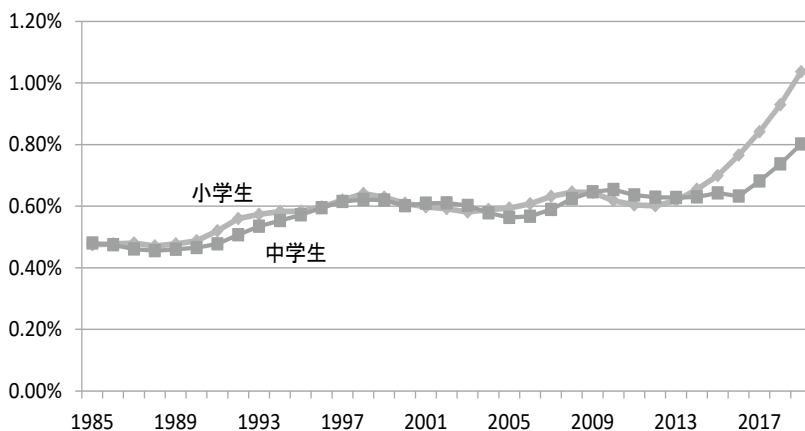
2. マクロデータによる確認

外国にルーツを持つ生徒の概況を、文部科学省の調査から確認する。しかし、結論から述べれば、文部科学省は、外国ルーツの生徒の実態を正確に把握する統計を持ち合わせていない。統

計が取られているのは、「外国籍の生徒」に関する統計と、「日本語指導を必要とする生徒」に関する統計である。前者は国籍のみで把握されているため、外国出身で日本国籍を取得している生徒は、集計から外れてしまう。後者は言語習得のみで把握されているため、現時点で日本語習得に目立った課題がない生徒は、異文化間の不適応や葛藤を起こしている状態であったとしても、集計から外れてしまう。

さらに両者の統計に共通して、日本人と外国人の間に生まれた子供は、多くが集計から外れている。そのような生徒も紛れもなく「外国にルーツを持つ」生徒であり、日本に根ざす生徒と比べて、言語面や文化面で困難があることが指摘されている。これらの限界をふまえつつ、文部科学省のマクロデータを概観する。図1が外国籍生徒割合の推移、図2が日本語指導を必要とする生徒の母語の内訳である。

図1より、外国籍の生徒が増加傾向にあることがわかる。特に、ここ数年間での増加は著しいものがあり、2000年代から2010年代前半にかけて、外国籍の中学生の割合は0.6%前後であったが、2019年では0.80%である。前述したように、この



中等教育学校前期課程の在学者は中学生を含む。

図1 外国籍児童生徒割合の推移 文部科学省「学校基本調査」より



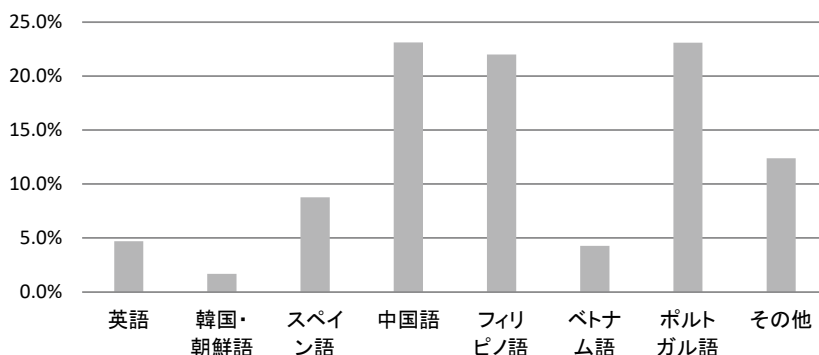
割合は今後ますます増えていくと考えられる。

また、図2より、日本語指導を必要とする生徒の母語の内訳として、南米系(ポルトガル語・スペイン語圏)、東南アジア系(フィリピン語・ベトナム語圏)、中国系が多いことがわかる。この三つのカテゴリーだけで、日本語指導を必要とする児童生徒の81.2%を占めている。外国ルーツの生徒の背景として、南米系・東南アジア系・中国系が三大カテゴリーであることがうかがえる。

最後に、高校進学率についてである。公式統計は存在しないが、「学校基本調査」から高校在学者数/3年前中学校在学者数を算出すること

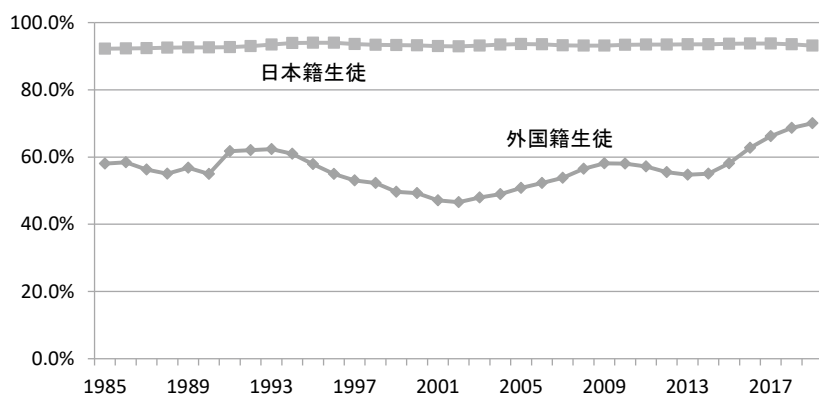
で、外国籍の生徒の高校進学のおよその状況を知ることができる。算出した結果が図3である¹⁾。

図3より、2019年時点で外国籍の生徒の高校進学率(推計値)は70.0%であり、日本国籍の生徒の93.2%と比べて、かなり低い。外国籍の生徒が高校に進学しない、あるいは進学しても間もなく中退してしまう傾向があることがうかがえる。もちろん、一条校ではない外国人学校に入学するケースもあるが、中卒として不安定雇用に入っていくケースも多いと推測される。佐久間(2006)などの多くの先行研究は、外国ルーツの生徒が高校に進学しない理由の一つとして、



母語が日本語で日本語指導を必要とする児童生徒を除く。

図2 2018年度 日本語指導が必要な小中学生の内訳(母語別)
文部科学省「日本語指導が必要な児童生徒の受入れ状況等に関する調査」より



中等教育学校前期課程は中学校、後期課程は高校に含む。

図3 外国籍生徒の高校進学率(推計値)の推移 文部科学省「学校基本調査」より

中学時の学業不振を指摘している。このことから、外国ルーツの生徒の中学時の学力実態を明らかにすることには、意義があるだろう。

3. 使用データ

前述したように、以下の分析で用いるのは、TIMSS（国際数学・理科教育動向調査）の2003・2007・2011・2015年調査の中学2年生データである。TIMSSはIEA（国際教育到達度評価学会）が4年おきに実施している国際学力調査であり、大規模かつ、国公私立を含めた日本全国の中学校（中等教育学校前期課程を含む）の縮図になるようにサンプリングがなされている信頼性が高いデータである。サンプルサイズは、2003年調査4856名、2007年調査4312名、2011年調査4414名、2015年調査4745名で、合計18327名となる。単年度のデータだけを用了場合、外国にルーツを持つ生徒は100名に満たず、多変量解析に耐えられないが、4年度分を統合することで分析が可能になる。

なお、TIMSSは1995年から開始されているが、1995年調査と1999年調査では、日本において外国ルーツを尋ねていないために、分析には用いない。また、TIMSSでは小学4年生の調査も行われているが、2011年調査で外国ルーツを尋ねていない、2015年調査以外で親学歴を尋ねていないなどの変数の不足があるため、今回は扱わない。

外国ルーツについては、（本人の国籍にかかわらず）「父親・母親の少なくとも一方が外国生まれ」と定義する。これは、多くのエスニシティ研究や、支援事業を行っている自治体の定義を採用したものである。近年、国籍に基づく「外国人」では支援の対象から外れてしまう子供が多数いるため、「外国にルーツを持つ子供」というカテゴリーで捉えることが一般的になっている。本研究でもそのスタンスを共有する。

親学歴は、父親については、中卒以下／高卒／短大・専学卒／大卒／大学院卒、母親については、

大学院卒が少ないため、中卒以下／高卒／短大・専学卒／大卒以上とカテゴリー化する。大規模サンプルであるため、父親の大卒と大学院卒を区別できることも、本データの特長である。近年、世界的に大学院卒は珍しくなくなっている。親学歴は「わからない」などの欠損値が多い（父学歴で34.7%、母学歴で28.3%）ことが難点であるが、多変量解析において、多重代入法による欠損値補正を行い、この問題に対処する。

学力偏差値は、TIMSS2003～2015の統合サンプルでの国内偏差値を用いる。TIMSSの国際スコアは1995年調査での参加国平均が500、標準偏差が100となるように算出されているため、TIMSS2003～2015サンプルでは、その意味を解釈しづらい。そのため、多くの人にとって読み取りやすい国内偏差値に換算した。換算しても、統計的検定の結果は変わらないため、あくまで数値の解釈のしやすさのための換算である。なお、すべての分析において、IEA設定の総合ウェイトを平均1にして使用した。

教科については、TIMSSは数学と理科を対象としているため、その2教科を扱う。これはデータの制約という理由もあるが、積極的な意味づけとしては、数学・理科は国語・社会に比べて外国ルーツであることの影響が「出づら」教科であるため、外国ルーツであることが学力に与える影響が「少なく見積もって」どれほどであるかを示せることが挙げられる。さらに、数学・理科は（理科の「日本の気候」などの一部単元を除き）世界共通的な内容が多く、国語・社会と比べて「できなくて当たり前」「できなくても問題ない」という指導者や日本社会の側の「言い訳」が許されない教科でもある。そのような普遍的な教科内容の定着において、外国ルーツであることの不利がどれほど生じているのかは、日本の学校において、社会的公正がどれほど実現できているかを評価する、一種のパロメーターになり得るだろう。



4. 分析結果

ここから、TIMSSの個票データを用いた分析を行う。最初に外国ルーツなどの基礎統計量を確認した後に、社会的属性（親学歴・性別・外国ルーツ）ごとの学力状況の比較、学力の規定要因分析に進む。

4.1. 基礎統計量

まずは、外国にルーツを持つ生徒が本データの中でどれくらいおり、その出身階層（親学歴）

はどうなっているのかを概観する。外国ルーツの度数分布が表1である。

表1より、2000年代以降の日本の中学校において、外国ルーツの生徒は1.8%いることがわかる。図1で見られた0.6%前後は、あくまで国籍でカウントしているため、それよりも大きな値となる。逆に言えば、国籍のみでエスニシティを捉えた場合、外国ルーツの生徒の約3分の1しか見ていないことになるということである。この外国ルーツと親学歴の関連が表2、表3である。

表2、表3より、外国ルーツの生徒の親学歴は、外国ルーツなしの生徒と比べ、相対的に二極化

表1 外国ルーツの度数分布

		有効度数	有効パーセント
父親出生国	日本	17608	99.1%
	外国	153	0.9%
	合計	17761	100.0%
母親出生国	日本	17644	98.6%
	外国	255	1.4%
	合計	17899	100.0%
外国ルーツ (上記どちらかが外国)	なし	17417	98.2%
	あり	328	1.8%
	合計	17745	100.0%

外国ルーツは、父母の一方または両方が外国生まれである場合を「あり」、父母ともに日本生まれである場合を「なし」とした。父親出生国または母親出生国が無回答で判別ができない場合は、欠損値とした。

表2 外国ルーツと父学歴の関連

	父学歴				合計	有効度数
	中卒以下	高卒	短大・専学卒	大卒		
外国ルーツなし	5.5%	39.3%	10.1%	42.4%	100.0%	11705
外国ルーツあり	15.0%	30.0%	10.0%	39.5%	100.0%	200
(内 父日本生まれ)	(13.1%)	(37.4%)	(10.3%)	(36.4%)	(100.0%)	(107)
(内 父外国生まれ)	(17.2%)	(21.5%)	(9.7%)	(41.9%)	(100.0%)	(93)
合計	5.7%	39.1%	10.1%	42.3%	100.0%	11905
独立性のカイ二乗検定	p=0.000					

表3 外国ルーツと母学歴の関連

	母学歴				合計	有効度数
	中卒以下	高卒	短大・専学卒	大卒		
外国ルーツなし	3.4%	44.1%	28.4%	24.1%	100.0%	12791
外国ルーツあり	10.7%	31.0%	16.6%	41.7%	100.0%	187
(内 母日本生まれ)	(5.1%)	(32.2%)	(25.4%)	(37.3%)	(100.0%)	(59)
(内 母外国生まれ)	(13.3%)	(30.5%)	(12.5%)	(43.8%)	(100.0%)	(128)
合計	3.5%	43.9%	28.3%	24.3%	100.0%	12978
独立性のカイ二乗検定	p=0.000					

の傾向が見られる。父学歴では、中卒以下が15.0%もいる一方で、大学院卒も5.5%いる。母学歴を見ても、中卒以下が10.7%もいる一方で、大卒以上も41.7%いる。親の学歴と教育投資への熱心さが相関していることはよく知られている。日本の学校の勉強が物足りない熱心に教育投資をする外国ルーツの家庭もあれば、親自身が高校を卒業しておらず、勉強も日本の教育制度もわからず右往左往する外国ルーツの家庭もあることがうかがえる。先行研究は後者(困難層)に焦点を当てたものが多いが、志水ほか編(2013)は主に前者(エリート層)に着目しており、両者で見える姿が大きく異なっていたことは必然と言えるだろう。

なお、外国ルーツの生徒の父親は、父親自身が日本生まれであっても、中卒以下の学歴が13.1%であり、低学歴の傾向がある。学歴ではなく職業階層を扱ったものであるが、国勢調査を分析した高谷ほか(2015)でも同様の傾向は示されており、外国ルーツの家庭の父親は、日本人であってもブルーカラーである割合が高い。佐竹・金編(2017)は、日本における国際結婚には、国際結婚仲介業や飲食店での出会いを通じた、国内で相手が見つかりづらい条件の日本人男性と、外国人女性のマッチングという側面もあることを指摘している。これまで、渋谷(2014)など、外国ルーツの子供の困難に関する研究では、両親のうちで外国ルーツを持つ側(フィリピンや中国出身の母親)に焦点を当てられることが多かった。しかし、外国ルーツを持たない側(日本出身の父親)の属性にも無視できない特徴があることがうかがえる。

4.2. 平均値の比較

次に、社会学の最も基本的な属性変数とされる「階層」「ジェンダー」「エスニシティ」に対応させて、親学歴・性別・外国ルーツによる学力の違いを比較検討する。なお、外国ルーツを父外国ルーツと母外国ルーツに区別して分析する

ことは、両者の相関が高い上にそれぞれのサンプルサイズが小さいため、行わない。外国ルーツの生徒たちの全体像をつかむことを主眼とする。分析結果が表4である。

表4の平均値より、学力との関連は、親学歴>外国ルーツ>性別であることがわかる。父学歴で見ても母学歴で見ても、大卒層と中卒以下層の間には、偏差値10~12程度の学力格差が存在する。それに対して、外国ルーツの有無による格差は2~3程度、性別による格差は0.5程度である。なお、外国ルーツに本人が外国生まれである場合を含めた「広義の外国ルーツ」を用いて分析を行っても、格差の程度はほとんど変わらない²⁾。

また、標準偏差を見ると、外国ルーツの生徒は11~12程度であり、他のどの属性集団と比べても学力の散らばりが大きい。志水・清水編(2001)は、日本の教師が「結局は個人差だ」「すべては本人次第だ」とエスニシティの問題を個人化する語りをしがちであることを、批判的に指摘している。そのような教師の語りの背後には、外国ルーツの子供が学力面でも多様性が大きいという事実があるのだろう。

4.3. 重回帰分析

本節の最後に、重回帰分析によって、親学歴・性別・外国ルーツが学力に与える正味の影響、および親学歴と外国ルーツの交互作用を検証する。その際、多重代入法によって欠損値の補正を行う。予測変数は独立変数・従属変数すべて、および家庭の蔵書数(5段階をダミー変数にしたもの)と本人外国生まれダミーを使用し、代入回数は5回、代入方法は多変量正規回帰である。分析結果が表5である³⁾。

表5のモデル1より、親学歴と性別の影響を完全に統制して(父学歴と母学歴を両方とも投入し、父親について大卒と大学院卒の区別までして)も、外国ルーツの生徒は学力偏差値が2.5程度低いことがわかる。外国ルーツであることの



表4 親学歴・性別・外国ルーツと学力偏差値の関連

	数学			理科			
	平均値	標準偏差	有効度数	平均値	標準偏差	有効度数	
父学歴	中卒以下	43.6	10.374	679	43.8	10.739	679
	高卒	48.0	9.286	4686	48.4	9.566	4686
	短大・専学卒	50.1	9.032	1206	51.1	9.143	1206
	大卒	54.5	9.188	5062	53.7	9.158	5062
	大学院卒	59.0	9.248	334	58.2	9.224	334
	ウェルチのF検定		p=0.000			p=0.000	
	ルビーンの等分散性検定		p=0.001			p=0.000	
母学歴	中卒以下	42.5	10.402	469	43.3	10.919	469
	高卒	48.2	9.365	5790	48.6	9.534	5790
	短大・専学卒	52.3	9.197	3694	52.5	9.068	3694
	大卒以上	54.6	9.818	3180	53.7	9.680	3180
	ウェルチのF検定		p=0.000			p=0.000	
	ルビーンの等分散性検定		p=0.000			p=0.000	
	性別	男子	50.2	10.278	9173	50.3	10.331
女子		49.8	9.711	9154	49.7	9.645	9154
ウェルチのF検定			p=0.017			p=0.000	
ルビーンの等分散性検定			p=0.000			p=0.000	
外国ルーツ	なし	50.1	9.914	17417	50.1	9.904	17417
	あり	47.5	11.331	328	47.3	11.882	328
	ウェルチのF検定		p=0.000			p=0.000	
	ルビーンの等分散性検定		p=0.001			p=0.000	

表5 学力偏差値の規定要因(重回帰分析)

	数学				理科			
	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2	
	回帰係数	有意確率	回帰係数	有意確率	回帰係数	有意確率	回帰係数	有意確率
TIMSS2007ダミー	0.028		0.018		0.261		0.251	
TIMSS2011ダミー	0.136		0.131		0.862	***	0.858	***
TIMSS2015ダミー	1.806	***	1.806	***	2.419	***	2.422	***
父高卒ダミー	3.166	***	2.972	***	3.300	***	3.078	***
父短大・専学卒ダミー	4.258	***	4.098	***	4.860	***	4.676	***
父大卒ダミー	8.058	***	7.925	***	7.355	***	7.207	***
父大学院卒ダミー	11.868	***	11.866	***	11.386	***	11.318	***
母高卒ダミー	3.837	***	3.908	***	3.569	***	3.641	***
母短大・専学卒ダミー	6.329	***	6.362	***	6.050	***	6.071	***
母大卒以上ダミー	6.792	***	6.814	***	5.766	***	5.778	***
女子ダミー	-0.351	*	-0.349	*	-0.732	***	-0.729	***
外国ルーツダミー	-2.424	***	-5.302	***	-2.739	***	-6.289	**
父高卒×外国ルーツ			7.109	**			8.006	**
父高卒×外国ルーツ			4.807	*			5.377	*
父大卒×外国ルーツ			3.746				4.139	*
父大学院卒×外国ルーツ			-0.744				1.438	
母高卒×外国ルーツ			-2.944				-3.243	
母短大・専学卒×外国ルーツ			-0.704				-0.185	
母大卒以上×外国ルーツ			-0.581				-0.383	
(定数)	39.388	***	39.494	***	39.821	***		***
有効度数	18327		18327		18327		18327	
決定係数	0.160		0.161		0.127		0.128	
回帰のF検定	p=0.000		p=0.000		p=0.000		p=0.000	

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05

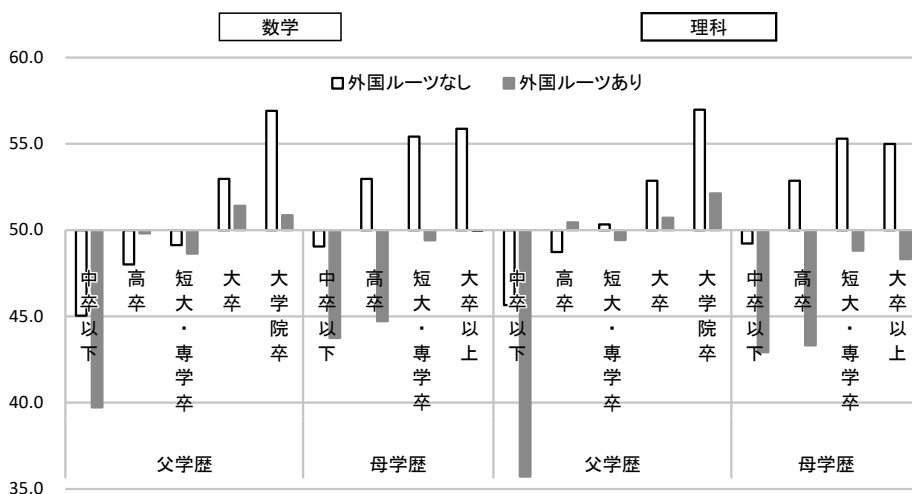
固有の困難と解釈できる。とは言うものの、学力への影響の大きさとしては、親学歴>外国ルーツ>性別である。親学歴による不利に比べれば外国ルーツによる困難は極めて小さいし、外国ルーツによる困難に比べれば女子の理数苦手はほとんど無視できる程度である⁴⁾。

そして、モデル2より交互作用を見ると、父高卒×外国ルーツ、父短大・専学卒×外国ルーツ、父大卒×外国ルーツ（理科のみ）が統計的に有意である。特に父高卒×外国ルーツは、回帰係数が7~8とかなり大きい。つまり、外国ルーツの生徒にとって、父親が高校を卒業していることの効果が大きい。なお、交互作用項の回帰係数がかなり大きいにもかかわらず、モデル1とモデル2を比較して決定係数にほとんど変化が見られないのは、外国ルーツの生徒数がそもそも少なく、サンプル全体の説明に寄与しづらいためと考えられる。しかし、サンプル全体の中では少数であっても、外国ルーツの生徒たちにとって親学歴の効果が大きく異なるというのは事実であり、この点を見逃さずに議論するべきであ

ろう。学力の統計分析において「例外」として捨象されがちなマイノリティに焦点を当てるのが本研究である。モデル2の回帰係数をもとに、外国ルーツと親学歴ごとの学力偏差値の推計値を算出したものが、図4である。

図4より、外国ルーツの生徒にとって、父親が高校を卒業していることの効果が大きいことが視覚的に確認できる。言い換えれば、父親が中卒以下であることの負の効果が際立って大きいということである。父親が高校を卒業していない生徒は、総じて学力獲得で不利な状況にあるが、外国ルーツの生徒ではその影響を一層受けやすい。両親とも日本出身であれば、父親が高校を卒業していなかったとしても、学校の勉強や進学に関する情報は生活の中である程度自然に入ってくるだろう。しかし、外国ルーツの家庭では、それらの情報が得られづらい、あるいは情報が得られたとしても夫婦間・親子間でのコンセンサスが得られづらいことが、子供の学力形成の困難をもたらしていると考えられる。

児島(2006)や額賀(2016)が示すように、外



TIMSS2015、男女平均で推計。父学歴ごとの学力偏差値は母高卒（最大カテゴリーのため）として推計。母学歴ごとの学力偏差値は父大卒（最大カテゴリーのため）として推計。

図4 外国ルーツと親学歴ごとの学力偏差値の推計値（表5モデル2の回帰係数より）



国ルーツの家庭では、生徒本人は幼少時に日本にきた、または日本で生まれたため、流暢に話せるのは日本語のみで、親は同国出身者が多い職場でずっと働いているため、流暢に話せるのは母国語のみ、ということがしばしば生じる。そうなると、親子間で高校入試に関するような複雑な会話を行うことが難しく、保護者が内申点や受験に関して情報不足になりやすいとされる。鷹田(2012)は、国際学級を担当する教師にインタビューを行い、外国人の保護者が日本の入試制度についてどれくらい理解しているかを尋ねたところ、兄弟の受験をすでに経験している場合を除いて、「1%か0%くらい」という回答が得られたという。今回の分析結果をふまえると、このような情報不足、ひいては親の教育支援の不足は、すべての外国ルーツの家庭で等しく生じているのではなく、父親が中卒以下の層で顕著に生じていると考えられる⁵⁾。

5. まとめと結論

以上、国際学力調査TIMSS2003~2015の統合データから、外国にルーツを持つ生徒の学力の実態を明らかにしてきた。得られた主な知見は三つである。第一に、階層・ジェンダー・エスニシティの学力への影響の大きさは、親学歴>外国ルーツ>性別である。生まれによる格差という点では三者は類似の性質を持つが、その影響の程度は大きく異なっている。第二に、外国ルーツの生徒は、親学歴(出身階層)という点でも、学力という点でも、日本に根ざす生徒よりも分散が大きい。一枚岩で「困難層」「低学力層」

と捉えることは適切ではない。第三に、外国ルーツの生徒では、父親が中卒以下であること(15%もいる)が学力に与える負の効果が極めて大きい。そのような生徒は、階層的不利とエスニシティによる不利とその相乗的な不利を三重に被っているという点で、特に支援を必要としていると考えられる。

なお、前述のように、本研究では、数学と理科というエスニシティによる不利が「出づらい」教科を扱っていることには注意を要する。国語や社会では、より大きな格差が生じていると考えられる必要があるだろう。また、志水・清水編(2001)などの多くの先行研究が示すように、外国ルーツの生徒でも南米系・東南アジア系・中国系などでは、背景が大きく異なる。しかし、今回のデータではそこまで区別して分析を行うと、統計分析に耐え得るサンプルサイズの確保ができなかった。出身国まで考慮した分析を行うには、アメリカの国レベルの学力調査のように、マイノリティをオーバーサンプリングした調査設計が必要となるだろう。また、父外国ルーツと母外国ルーツの効果の識別も、追究すべき課題である⁶⁾。分析手法についても、計量経済学的手法を用いて、外国ルーツの生徒と日本に根ざす生徒の学力格差のうち、何%が親学歴の分布の違いによるもので、何%が親学歴の効果の違いによるものなのかを示すことなどが、今後の研究課題として挙げられる。積み残した課題は多いが、本研究の意義は、大枠でありながらも、今まで明らかでなかった外国ルーツの生徒の学力の全体像を示したことにある。

注

- 1) この算出方法では、調査時点ですでに高校を中退した者が分子から除外されるため、文部科学省が通常「高校進学率」として発表している、高校進学者数/中学校卒業生数の値よりもやや小さな値となる。
- 2) 本データで外国ルーツの生徒は328名(1.8%)であるが、本人が外国生まれの場合を含む「広義の外国ルーツ」は408名(2.3%)である。ただし、「広義の外国ルーツ」には、両親とも日本人で海外赴任中に生まれた子供、すなわち帰国生なども含まれることになるため、分析結果の解釈が困難になる。
- 3) 多重代入法による欠損値補正を行わずリストワイズで分析した場合(サンプルサイズは18327名から11048名に減る)、得られる知見はほぼ同じであるが、交互作用項の回帰係数が全般的にやや大きくなる。なお、家庭の蔵書数と本人外国生まれは、欠損値に対する予測変数としてのみ使用したため、重回帰分析の結果には表示されていない。
- 4) 数学でTIMSS2015ダミー、理科でTIMSS2011ダミーとTIMSS2015ダミーが正の値で統計的に有意となっているのは、この調査年で日本の平均スコアが上昇したことを反映している。また、全般的に母学歴よりも父学歴の効果が大きいのは、母学歴は主に家庭の文化資本を反映しているのに対し、父学歴は家庭の経済資本と文化資本の両方を反映しているためと考えられる。なお、父学歴の効果がより大きいという結果は、「全国学力・学習状況調査」の附帯調査を分析した山田(2014)とも整合的である。
- 5) 前述のように、外国ルーツの中にも父親が外国出身の場合と日本出身の場合がある。父親が外国出身かつ中卒以下の場合、家計の厳しさや父親の教育投資の重要性への認識の不足から、母親が日本出身であったとしても、子供が学習に向かう環境を整えづらいと考えられる。父親が日本出身かつ中卒以下の場合、日本の教育事情を十分に把握していない外国出身の母親が子供の教育を中心に担い、父親も自身が高校入試を経験していないため具体的な助言をしづらまいと考えられる。
- 6) 参考までに、今回のデータで父外国ルーツと母外国ルーツを区別して分析を行ったところ、父外国ルーツのほうの回帰係数が大きい(学力に与える負の効果が大きい)という結果が得られた。サンプルサイズが小さいので確かなことは言えないが、親学歴の効果と同じく、母外国ルーツは主に家庭の文化資本を反映しているのに対し、父外国ルーツは家庭の経済資本と文化資本の両方を反映しており、後者のほうが子供の学力に影響する可能性がある。この点の詳細な検証は今後の課題とした。

文献

- Arzubiaga, Angela E., Silvia C. Noguercón and Amanda L. Sullivan, 2009, "The Education of Children in Immigrant Families", *Review of Research in Education*, 33(1): 247-271.
- Borgna, Camilla, 2017, *Migrant Penalties in Educational Achievement: Second-generation Immigrants in Western Europe*, Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Feliciano, Cynthia, 2005, *Unequal Origins: Immigrant Selection and the Education of the Second Generation*, New York: LFB Scholarly Publishing LCC.
- 児島明, 2006, 『ニューカマーの子どもと学校文化——日系ブラジル人生徒の教育エスノグラフィー』勁草書房。
- McBrien, J. Lynn, 2005, "Educational Needs and Barriers for Refugee Students in the United States: A Review of the Literature", *Review of Educational Research*, 75(3): 329-364.
- 宮島喬, 2002, 「就学とその挫折における文化資本と動機づけの問題」宮島喬・加納弘勝編『変容する日本社会と文化』東京大学出版会: 93-118.
- 中室牧子・石田賢示・竹中歩・乾友彦, 2016, 「定住外国人の子どもの学習時間についての実証分析」『経済分析』190: 47-68.
- 額賀美紗子, 2016, 「フィリピン系ニューカマー二世世代の親子関係と地位達成に関する一考察——エスニシティとジェンダーの交錯に注目して」『和光大学現代人間学部紀要』9: 85-103.
- 太田晴雄, 2000, 『ニューカマーの子どもと日本の学校』国際書院。
- , 2005, 「日本のモノカルチュラリズムと学習困難」宮島喬・太田晴雄編『外国人の子どもと日本の教育——不就学問題と多文化共生の課題』東京大学出版会: 57-76.



- 佐久間孝正, 2006, 『外国人の子どもの不就業—異文化に開かれた教育とは』勁草書房。
- 佐竹眞明・金愛慶編, 2017, 『国際結婚と多文化共生—多文化家族の支援にむけて』明石書店。
- 渋谷真樹, 2014, 『『国際結婚』女性の子育て—移動と言語を中心に』『異文化間教育』39: 1-14.
- 志水宏吉, 2001, 「問題としてのニューカマー」志水宏吉・清水睦美編『ニューカマーと教育—学校文化とエスニシティの葛藤をめぐって』明石書店: 11-30.
- 志水宏吉・清水睦美編, 2001, 『ニューカマーと教育—学校文化とエスニシティの葛藤をめぐって』明石書店。
- 志水宏吉・山本ベバリーアン・鍛冶致・ハヤシザキカズヒコ編, 2013, 『「往還する人々」の教育戦略—グローバル社会を生きる家族と公教育の課題』明石書店。
- 鷹田佳典, 2012, 「多文化社会と教育の社会的公正」宮島喬・杉原名穂子・本田量久編『公正な社会とは—教育, ジェンダー, エスニシティの視点から』人文書院: 138-157.
- 高谷幸・大曲由起子・樋口直人・鍛冶致・稲葉奈々子, 2015, 「2010年国勢調査にみる外国人の教育—外国人青少年の家庭背景・進学・結婚」『岡山大学大学院社会文化科学研究科紀要』39: 37-56.
- 恒吉僚子, 1996, 「多文化共存時代の日本の学校文化」堀尾輝久・久富善之編『学校文化という磁場』柏書房: 215-240.
- 山田哲也, 2014, 「家庭の社会経済的背景による学力格差—教科別・問題別・学校段階別の分析」お茶の水女子大学編『平成 25 年度全国学力・学習状況調査(きめ細かい調査)の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究』: 57-70.