

論 文

定住外国人の子どもの学習時間についての実証分析*

中室 牧子・石田 賢示・竹中 歩・乾 友彦**

＜要旨＞

これまでの外国籍児童の教育に関する分析は、いずれも一部外国人集住地域の調査客体を対象とした定性的な調査に基づいているうえ、こうした分析は、比較的滞日年数が少ない子どもを対象にしていることが多かった。一方、近年、定住外国人が増加する中で、定住志向の強い外国人の子らが教育面でどのような問題を抱えているかを把握することは重要である。本研究では、親の国籍以外にも、親の社会階層や社会ネットワークなどが、日本で生まれ育った定住外国人の子どもらの小学校時点における学習資本形成に与える影響を明らかにするため、21世紀出生児縦断調査の個票データを用いた実証分析を行った。その結果、最小二乗法推定では、親の国籍をコントロールしてもなお、親のかかわりかたや社会ネットワークが子どもの学習資本形成に影響していることが明らかになったが、時間を通じて一定の観察不可能な要因をコントロールするため、固定効果推定を行うと、親のかかわりかたや社会ネットワークは統計的には有意でなくなることが示された。しかしこうした学習資本形成のメカニズムは、必ずしも外国人に特有なものではなく、日本人のそれとは変わらないことも示された。

JEL Classification Number: I24, J15

Key Words: 定住外国人の子ども、学習時間、固定効果モデル

* 本稿の公表にあたっては、事前審査として行った内閣府経済社会研究所内セミナーで、国立社会保障人口問題研究所の是川氏および出席者の方々から有益なコメントを頂いた。また本研究は、科研費基盤C「日本在住の外国人のコンタクトゾーンの分析」(研究課題番号: 25380634) から支援を得た。ここに記して謝意を表す。本稿はすべて筆者らの責任で作成されており、所属する機関の見解を示すものではない。

**中室牧子: 慶應義塾大学総合政策学部准教授、石田賢示: 東京大学社会科学研究所助教、竹中 歩: Research Officer, Centre on Migration, Policy and Society, University of Oxford、乾 友彦: 学習院大学国際社会学部開設準備室教授

The Empirical Study of Time Spent Studying for Children of Immigrants in Japan

By Makiko NAKAMURO, Kenji ISHIDA, Ayumi TAKENAKA and Tomohiko INUI

Abstract

This study analyzes the educational achievement of immigrant children in Japan. Since foreign migrants began to enter Japan in large numbers in the early 1990s, their children, or the second generation born or raised in Japan, have largely come of age. A growing number of studies have pointed out various problems associated with the educational achievement of immigrant children, such as parental commitment to education and social networks. Since most of these studies are limited in scale based on qualitative observations of a particular population in a particular region, however, we do not know how immigrant children actually formulated their habits of studying. In this study, we focus on school-aged immigrant children who have resided in Japan for at least ten years and are proficient in the Japanese language. Using data from a unique and nationally representative dataset, the Longitudinal Survey of Babies in the 21st Century, we analyzed the effect of parental commitment to education and social networks on their school performance, measured by the hours spent studying at home, holding other control variables constant. The results suggest that parental commitment to children's education and support network are indeed important in determining the number of study hours for both foreign and Japanese children. However, once unobserved individual traits are controlled for, such as cultural views and orientation on schooling, motivation, and genetic endowments, parental commitment and support network are no longer crucial. In addition, it is also found that this mechanism to formulate the habit of studying is not unique for migrant children, indicating that it is indifferent from native-Japanese children.

JEL Classification Number: I24, J15

Key Words: migrant children, time spent studying, fixed-effects model

1. はじめに

1990年の出入国管理及び難民認定法改正以降、在日外国人の数が増え続け、定住化が進むと、第二世代の教育「問題」が盛んに言われるようになった。義務教育年齢層（6-15歳）の外国籍の子ども（いわゆる移民第二世代）の数は、着実に増え続け、2013年には、113,600人を超えるようになった（法務省 2013）。一方、「日本語指導が必要な児童生徒」の数も増え、2012年には約 27,000 人となった（文科省 2013）。第二世代の教育達成レベルは、日本人と比較すると一概に低く、日本の学校に馴染めず、不就学率が高い、進学率が低いなど、さまざまな問題を抱えているとされる（宮島・太田編 2005；金井 2004；乾 2007）。こうした「問題」は、日本のみに限らず、諸外国でも頻繁に指摘されてきた（OECD 2006; Portes and Rumbaut 2001 etc.）。2009年に15歳の子どもを対象に実施されたOECDのPISA（the Programme for International Student Assessment）の学力調査によると、第二世代の子どもは、移民である第一世代よりは高い教育レベルを達成する傾向がある一方で、4人に1人（25%）が数学や読み書きの基本知識に欠けるとされている（OECD 2006）。

移民の子どもが教育面でハンディを負う理由の一つに、親の社会階層の影響がある。移住先の社会に生まれ育ち、ホスト言語や文化に慣れ親しむ第二世代であっても、移民第一世代である親が社会経済的に不利な立場におかれることが多いため、その影響が子どもの教育機会にも及ぶと考えられる（Suárez-Orozco & Suárez-Orozco 2001; Portes and Rumbaut 2001; Algan et al. 2010）。また、親のホスト言語能力に限られる、親が長時間労働に従事せざるを得ないなどの理由から、親子間のコミュニケーションに問題が生じ、子どもの教育に関する親のコミットメントが欠けることも、しばしば指摘されている（Portes and Rumbaut 2001）。特に、日本においては、子どもの宿題を見るなど、家庭内での親の学習支援と教育投資が非常に重要だとされ（太田 2005）、なかでも母親の役割が子どもの教育に及ぼす影響が大きいと言われている（Chitose 2008）。

第二世代の子どもたちは、親が経済的に不利な立場に置かれることが多いために、ネイティブと比べて教育機会に恵まれないと考えられてきた。外国人児童の教育達成度は、どの程度、親の社会経済的な地位で決定付けられるものなのか。外国にルーツを持つ子どもとネイティブとの間では、教育達成過程に影響を与える要因がどう違うのだろうか。

外国人の教育に関する文献が増えるなか、これらの問いに対する答えとなる知見の蓄積は未だ厚くない。先行研究は、特定の国籍や地域に絞った小規模なものがほとんどで、得られた知見が日本社会全体に一般化できるかについては課題が残る。また、多くの調査研究では外国人の子どもを対象とする一方で、日本人の子どもと比較するデザインによるものは少ない。加えて、一口に外国人といっても様々な次元で多様であることが容易に想像される。仮に多変量解析の手法を駆使したとしても、そこから浮かび上がる「外国人」がどのような人々なのか曖昧になる可能性もあろう。

そこで本稿では「定住外国人」に着目し、日本人との比較を通じて彼らの教育達成過程

に与える要因を明らかにする。ここでいう「定住外国人」とは操作的に、日本に定住している外国籍を持つ親（家族）とその子どもを指す。親が外国籍であったとしても、日本で生まれ育った「移民第二世代」以降の子ども¹は、親世代に比べて日本語や日本の文化により馴染み、日本人の子どもとの差異がある程度は小さくなると考えられる。文化的な要因には多種多様なものが含まれ、実証分析の枠組みで十分に取り扱えないものも多い。移民第二世代以降の子どもと日本人の子どもを比較することで、十分ではないが統制が困難な文化的側面について多少なりとも条件を揃えた上での分析が可能となると思われる。

また、定住外国人は日本での定住意思も比較的強く、日本社会の一員として長く日本に暮らしていくだろうと考えられる。その子どもたちである移民第二世代は、比較の基準も、親世代の外国人よりは、周囲の日本人となることが多い。こうした第二世代の教育達成過程を、日本人と比較しながら分析することは極めて重要である。外国にルーツを持つ彼らが、均質的・閉鎖的と言われる日本社会、そして「日本的モノカルチャリズム」(太田 2005)とも批判される日本の学校教育制度にどのように順応し、どこまで社会上昇の機会を得ることができるのか。これは、さまざまな出自を持つ児童生徒をどう受け止め、そして、今後も増え続けることが想定される外国籍の子どもたちをどのように制度の中に取り込めるのかという日本社会の課題でもある。

2. 移民第二世代の教育「問題」

では、移民第二世代の教育「問題」とは、具体的に何を指すのであろうか。先行研究によると、「問題」は、大きく三つの分野に分けることができる。第一に(1)日本語能力の欠如、(2)不就学、不登校、(3)学力が低く、高等学校や大学への進学に繋がりにくいことである。

既に述べたように、文科省の調査によると、「日本語指導が必要な児童生徒」数が増えている。これは、「日本語で日常会話が充分できない児童生徒」および「日常会話ができて、学年相当の学習言語が不足し、学習活動への参加に支障が生じている」児童生徒のことを指す(文科省 2013)。これらの児童の大多数は外国人で、ブラジル人(32.8%)、中国人(20.4%)、フィリピン人(16.6%)、そしてペルーなどの南米スペイン語圏出身者(12.9%)²など、1990年以降来日した主な外国籍集団が占めている。日本語能力の不足が問題だと指摘される理由は、子どもの教育に支障をきたすだけでなく、彼らが日本社会に順応できないと考

¹ 何をもって「外国人」と定義するかは曖昧だが、重要な問題である。本稿ではもっとも[明確な指標としての]国籍に依拠し、少なくとも一方の親の国籍が外国籍である場合、外国人世帯とみなしている。また、その子どもが移民第二世代なのか、あるいはそれ以降の世代になるのかも、移民研究においては重要な論点である。しかしデータの制約により、親の移民としてのステータスが不明である以上、この点については「外国人の子ども」、あるいは「移民第二世代以降の子ども」として一括せざるをえない(日本で生まれている以上第一世代であることはありえない)。とはいえ、外国人の子どもの教育を議論するうえで移民第二世代の子どもに関する研究の蓄積は貴重である。本稿ではそれらの先行研究を参照しつつ、分析課題を提示することとする。

² 児童生徒の国籍は、彼らの母国語から推定するものである。

えられているためである（藤本 2013；文部科学省 2010；内閣府 2010）。日常会話には不自由しなくても、学習用語力に欠けるために、授業についていけないケースも多々あり（太田 1996）、日本語のみならず、母国語も中途半端な「セミリンガル」状態に陥り、認知機能や自尊心に欠ける児童が存在することも問題だと言われている（宮島・太田編 2005）。日本語学習能力は、特に「モノリンガル」教育制度を敷く日本で、極めて重要な要因だと強調される傾向がある（宮島・太田編 2005；鍛冶 2007）。

第二の、1990年代後半に浮上した不就学の問題も、こうした日本語能力の不足と関連していると考えられる（宮島・太田編 2005）。2003年の総務省の報告によると、義務教育年齢の外国人の不就学率は11.4%に上り（殿村 2008）、また、国勢調査（2005年）によると、学校に通う15-19歳のブラジル人は、7.5%にしかいなかった。他の国籍の児童を見ても、同年齢層の日本人（78.7%）³と比べると、通学率は一連に低かった（中国人57.0%、フィリピン人32.8%、ペルー人44.9%）。不就学の問題は、ブラジルやペルーなどの南米の子どもの間で特に顕著に見られると言われ（宮島・太田編 2005；樋口 2010）、日系人協会が行った調査（2003年）で30-50%、浜松市の調査（2005年）で24-45%など、義務教育に相当する学齢の子どもらの高い不就学率が示されている。こうした不就学の問題は、単に子どもが学校に通わないということだけでなく、基本的な人権としての教育に欠けるという意味で、問題だと指摘されてきた（吉田 2008）。また、日本政府は、不就学が非行行為や犯罪率を引き上げる原因だとして、この問題に取り組んで来た（吉田 2008）。

頻繁に取り上げられてきた第三の「問題」は、外国人児童の学力と進学率がネイティブと比べて低いことである。前述のOECD PISAの調査（2009年）では、全国の中学に通う15歳生徒のうち、在日外国人のテストスコアは、数学（512.9点）でも国語（496.2点）でも、日本人の平均点（数学531.5点、国語522.8点）と比べて低かった。また、中学卒業生のうち、日本人ネイティブの98%が高校に進学するのに対して、外国人の進学率は、その半分、約50%程度にすぎないとされている（金井 2004；乾 2007；宮島 2013）。また、外国人児童は、ネイティブに比べ、いわゆる進学校ではなく、職業高校や定時制、そして偏差値の比較的低い高校に進学する傾向がある。例えば、多くの南米人児童が在住する浜松市では、全外国籍中学卒業生のうち、93.8%が偏差値30-50の比較的入学し易い高校に進学したとの報告もある（NPO法人多文化共生教育ネットワークかながわ「高校進学・進路ガイダンス実施アンケート」2012年度）。

しかし、こうした問題のうち日本語能力の欠如や不登校は、定住外国人というよりはむしろ、日本での定住意思がなく、滞日年数が少ない子どもにみられる問題である可能性が高い。実際に本稿で扱うデータからも、定住外国人が、子どもらの日本語能力が重要であると考えられる国語や社会という科目に対する苦手意識や、学校での適応について、日本人との間に差はないことが明らかになっており、定住外国人の子どもらが特に日本語能力や不登校について問題があるとは観察されない。一方、学力や進学については定住意思や滞

³ この数字には18-19歳で高校卒業後、大学や専門学校に通わず、就職している人が含まれている。

日年数にかかわらず、その問題が指摘されている。先行研究では、その原因を「学校」にあると前提を置いているものが多く、日本語教室の充実を提言しているものが多いが、Hojo and Oshio (2010)などでも指摘されているように、学力や進学については、家庭の果たす役割は少なくない（彼らの研究によると、日本ではだいたい学力の50%程度が家庭や本人の要因によって説明されている）。またヘックマン以降の最近の経済学研究は、幼少期の教育投資が将来の教育・経済的成果に大きな影響を与えることを明らかにしていることから、99%の生徒が公立に通っており、学校内資源の差が少ない小学生に着目する。そして、彼らの学力や進学に影響を与えるような家庭内の学習資本形成がどのように行われるのか、それに日本人とどのような差があるのかを実証的に明らかにしていくことを試みる。

3. 教育達成過程に影響を与える要因

ここで、今一度先行研究のうち、教育達成過程に影響を与える要因と考えられているものについて整理してみよう。先行研究では、日本人と外国人の子どもの教育達成過程で差が生じる要因として、親の社会階層がネイティブよりも低いこと、社会ネットワークへのアクセスが限られていること、親の日本語能力の欠如などにより日本社会や制度との適応が難しいこと、などが指摘されている⁴。それらについて簡単にみると、親の社会経済的地位については、国籍（日本人・外国人）と親の職業（マニュアル職・ノンマニュアル職）の組み合わせごとに、学力成績を比較してみると、外国人は日本人よりも、親の職業的地位による学力成績の格差が大きいのということが報告されている（永吉・中室 2012）。一方で、親の社会経済的地位がある程度高い場合でも、両親の日本語能力が高くない場合、子どもの教育に十分にかかわることができないため、親の持つ社会・経済的資源が移転しづらいこともあることが指摘されており（宮島 2002）、親の社会経済的地位が移民の第二世代の教育達成に与える影響は一様ではない。

子どもの教育達成過程における重要な資源は、親の社会階層という世帯内の資源だけではない。世帯の外まで拡張されうる社会ネットワークは、学校や子どもの教育に関する情報や、子育てにおける支援を得る上で重要であるが、先行研究では社会ネットワークへのアクセスが狭まりやすい移民は教育達成過程において不利な状況に陥りやすいとの指摘がある（志水・清水 2001）。一般的な社会ネットワークのみならず、エスニックコミュニティの役割への関心も高まっている。しかし、エスニックコミュニティの規模やネイティブの支援者の有無などによっては、必ずしも機能しない場合も見られている（田房 2005 など）。

しかし、これらの研究の多くは、いずれも一部の外国人集住地域や国籍の調査客体を対象とした定性的な調査によるもので、日本在住の外国人の子どもらの姿を全体としてとら

⁴ これに加えて、子どもが日本に移住してきた時期や日本語習得状況の重要性を指摘する文献も多い（鍛冶 2007 など）、本稿では、日本生まれの外国人の子どもを対象にした実証分析を行うため、ここでは、特にこれらの問題を論じないこととする。

えたものであるとは言い難い。定量的な分析手法を用いて日本人との比較を行っているものは極めて限られており、仮に親の社会階層や社会的ネットワークが子どもの教育達成に与える影響が日本人のそれとは異なっていると看做しても、それが「どの程度」なのかということはほとんど議論されていない。加えて、外国人の滞日年数が長くなり、定住化傾向が強くなっていることが指摘されているなかで、先行研究は外国人の子どもの親の定住志向とは無関係にひとくくりにしており、定住外国人の子に着目した分析は存在していない。

本稿では、これまでの先行研究を補完すべく、居住地域や国籍が限定されたデータではなく、日本全体を対象にし、代表性のあるデータを用いて、日本で生まれた定住外国人の子どもの学習行動の分析を行う。また本稿で用いるデータは、日本人の子どもも含まれていることから、外国人の子らと日本人の子らの学習行動の比較も行うことができる。

4. 分析のフレームワーク

本稿では、子どもの教育達成において重要な位置づけをもつ学習活動のうち、家庭での学習時間を用いる。荻谷(2000)によると、子どもの学校外での学習時間は、個人の努力をあらわす指標であると整理されている。即ち、家庭での学習にどれだけの時間を割くかということは、まさしく子どもの学習へ時間的な投資であると考えべきなのだろう。しかし、学習時間と学力の間に因果関係があるか、ということは長らく不明とされてきた。要するに、ただ机に座っているだけでは、どれだけ時間が経過しようとも学力が上昇することはないのであって、時間の長短よりも学習の効率性や集中度合のほうが重要ではないかという考え方は十分にもっともらしい。しかし、近年、学習時間の増加は学力の上昇に因果的な効果を持つことを明らかにする実証的研究があらわれてきている。例えば、Stinebrickner and Stinebrickner (2008)は、米国の大学の学生寮の割り当てにおける自然実験的な環境を利用して、(不幸にも)学生寮にテレビゲームを持ち込んだ学生と同部屋になった学生の学習時間が顕著に落ち込んだ場合、彼らの成績もまた顕著に落ち込んだことを示し、学習時間の減少は学力に負の因果的な効果を持つことを明らかにした。Ward (2012)もまたテレビゲームの販売時期の外生性を利用して、子どもらの学習時間の低下が、学力に負の因果的な効果を持つことを明らかにしている。また、学習時間は勤勉性や自己管理能力などの非認知的能力や、学習習慣をあらわしているとも考えられる。

このことから、本研究では、家庭での学習時間を教育達成にきわめて重要な学習資本をあらわす変数とみて分析をすすめる。本稿では、下記のような推定式によって、学習時間の決定要因を明らかにすることを試みる。

$$y_{it} = SES_{it}\alpha + SC_{it}\beta + RES_{it}\gamma + N_i\delta + \varepsilon_{it}$$

ここで、SES は親の社会経済的地位、SC は社会ネットワーク、RES は教育投資、N は国籍などであらわされる時間を通じて一定の外国人固有の特徴であり、 ε は誤差項である。

5. データ

5. 1 使用データ

本稿の実証分析では、厚生労働省の「21 世紀出生児縦断調査」の個票データを用いた。同調査は、2001 年の 1 月第 2 週と、7 月第 2 週に日本で出生した子どもを対象とし、その後も継続的に追跡調査を実施しているいわゆるパネルデータである⁵。1 月生まれと 7 月生まれの子どもらを対象にしているため、生まれ月に何らかの季節性がある場合、調査客体をランダムに抽出したとは言えないが、厚生労働省の「人口動態統計」の出生数から見る限りにおいては、目立った季節性は観察されていないため (Nakamuro, et al. 2013)、当該調査には代表性があると考えて差し支えない。われわれは、このデータに含まれる子どもらのうち、両親のいずれかまたは両方が外国人である場合を「外国人の子ども」と定義することとした。しかし、彼らはあくまで日本生まれの第二世代以降の子どもであり、生後から約 10 年以上日本に居住していることから、定住外国人の子どもら、ということになる。

表5-1：21世紀出生児縦断調査の回収状況

	配布数	回収数	回収率
第 1 回	53,575	47,015	87.8
第 2 回	46,966	43,925	93.5
第 3 回	46,897	42,812	91.3
第 4 回	44,837	41,559	92.7
第 5 回	43,559	39,817	91.4
第 6 回	42,187	38,537	91.3
第 7 回	40,598	36,785	90.6
第 8 回	39,261	36,136	92.0
第 9 回	37,932	35,264	93.0
第 10 回	36,989	34,124	92.3
第 11 回	36,059	32,913	91.3

(出所) 厚生労働省 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/27-9b.html#link02>)

⁵ 第 1 回調査から第 6 回調査までは、1 月生まれは調査年の誕生日から半年後の 8 月 1 日に、7 月生まれは同 2 月 1 日に調査が実施されてきたが、第 7 回調査以降、1 月生まれの調査は調査年の 1 月 18 日、7 月生まれは 7 月 18 日に実施されている。なお、日本の学校教育法では、4 月 1 日から新年度になるため、2001 年 1 月生まれと 7 月生まれでは学年が異なっている。

調査票の回収状況は、表 5-1 のとおりである。1 回目調査から 10 年を経過してなお、回収率が 90% 超と極めて高く、第 1 回調査で回収されたサンプル (47,015) のうち 70% が直近の第 11 回調査でも調査に回答している。サンプルの脱落については慎重な検討を要するが、脱落率は、海外のパネルデータで 10 年程度が経過したもの (The Panel Study of Income Dynamics など) と同程度である (Fitzgerald et al., 1998)。しかし、第 1 回調査で、両親のいずれかが外国人である子どもは 1,027 人 (両親ともに外国人である子どもは 193 人) で、全体の 2% 程度であるが (表 5-2)、子どもが小学校に入学した第 7 回調査時点では 594 人 (両親ともに外国人である子どもは 97 人) まで減少しており、この時点で既に第 1 回調査で回収されたサンプルのうち 60% 程度のサンプルしか回答しておらず、直近の第 11 回調査では 50% 程度まで落ちている。この脱落率は日本人よりもはるかに高い。残念ながら日本人とは異なり、このサンプルの脱落が、単なる調査回答拒否や移転による宛先不明などの理由のみならず、母国へ帰国してしまったという可能性も少なくない。

表5-2：外国人の子ども（父母の国籍別）

	第 1 回 (2001 年)		第 7 回 (2008 年)		第 8 回 (2009 年)		第 9 回 (2010 年)		第 10 回 (2011 年)		第 11 回 (2012 年)	
	父	母	父	母	父	母	父	母	父	母	父	母
韓国・朝鮮	202	200	121	121	119	126	106	113	105	113	100	108
中国	100	221	59	146	51	135	51	131	49	126	43	124
フィリピン	4	180	3	81	3	73	3	69	3	69	2	64
タイ	3	32	2	22	2	21	2	21	2	20	2	16
米国	49	6	28	5	27	4	23	4	26	3	21	4
英国	10	2	3	1	3	1	3	1	3	1	3	1
ブラジル	24	31	6	5	6	6	6	6	5	4	4	2
ペルー	8	8	3	2	3	2	3	2	3	2	2	1
その他の国	89	51	54	29	51	28	50	26	51	24	48	22
計	489	731	279	412	265	396	247	373	247	362	225	342
(両親のうち少なくとも 片方が外国人)	1,027		594		572		536		528		496	
(両親ともに外国人)	193		97		89		84		81		71	

(出所) 厚生労働省「21 世紀出生児縦断調査」

一方、第 7 回調査から第 11 回調査にかけての脱落率は大きくなく、子どもが小学校に入学したことによって、より定住志向が強くなったとみるべきであろう。後述するが、第 7 回以降のデータを用いた場合サンプルの脱落によるバイアスはほとんどないことが確認されたため、本稿では、第 7 回調査 (2008 年時点調査) から第 11 回調査 (2012 年時点調査)

を用いて、日本人と定住外国人の子どもの学習時間の決定要因にどのような差が生じているか、あるいは生じていないのかについて実証的な検討を行う。

まず、実態を明らかにするために、日本人と外国人の子どもにはどのような属性の差があるのかを平均値の差の検定によって明らかにし、分析対象となる集団の特徴を概観する。それに続いて、第7回から第11回まで連続して共通している質問項目を用いて、子どもの学習時間の決定要因に関する推定を行い、定住外国人の子どもの学習行動や親とのかかわりについて論じることとする⁶。

5. 2 使用変数の基本統計量

表5-4は第7回調査以降で取得されている各変数のうち、日本人と外国人の平均値の差の検定を行ったものである。質問票において、学習時間は、1～2時間から最大というようにレンジでの選択肢となっていることから、例えば1～2時間であれば中央値である1.5時間とし、連続変数に変換する。また、全く勉強しないは0とし、5時間以上は5時間とした。これによると、外国人の子どもの家庭での学習時間は、わずかではあるが日本人よりも長く、その差は統計的に有意である。家庭内での行動をみると、放課後を1人で過ごしているものが多いが、勉強時間と同じように連続変数に変換されたTV視聴時間やゲーム使用時間については日本人よりも短いか、あるいは差がないという程度である。学校での適応には日本人との間に差はなく、好きな教科についても、家庭科、体育、総合については「好きではない」との回答が多いものの、主要5教科（国・算・理・社・外国語）については日本人との間に差がない。一方で、学習塾などの学校外教育の利用率は日本人よりも少ない。また図5-1で時系列的な推移をみても、日本人と外国人の間の学習時間の差は期間を通じて埋まることはなく、一方で学校外教育の利用率の差も埋まることはない。

親の社会経済的地位をみると、収入、学歴、就業状況のいずれをとっても日本人よりも不利であることがわかる。特に外国人の子どもの親の収入は、日本人と比べると1年間に80万円近くも低い。しかし、外国人の両親は、必ずしも子どもの教育に投資をしていないわけではない。子育てへの支出⁷は日本人よりも多く、父親の子どもの学習へのかかわりや、学校へのかかわりの頻度も高い。先行研究でいわれているような、子どもへの教育投資やかかわりが低いという事実は、少なくとも定住外国人に限ってはみられていないということになる。むしろ、定住外国人は収入や学歴が低いという自らの社会階層の不利を、子どもへの教育投資やかかわりを積極化することで克服しようとしているようにすらみえ

⁶ 当該調査では、いくつかの重要な質問項目—例えば、親の所得や労働時間—が、各調査回で繰り返し質問されていない（本稿の主要な分析に用いられた変数のうち、どの質問項目がどの調査回で連続しているかを表5-3で示した）。これらの要因が重要であることは言うまでもないが、利用する情報を限定することで外国人サンプルの大きさが分析に耐えうるものではなくなるという問題が生じる。そのため、本稿では共通してたずねられている質問項目を中心に分析を進めることとした。

⁷ 調査では、調査前月の1か月間に子どもにかかったすべての費用を尋ねている。そこでは、「学校にかかった費用、習い事等の費用、学童保育料、医療費、食費、衣料費などの合計」を回答するように指示がなされている。

る。しかし、子育ての相対的な負担感が高く、一方で喜びは少ない。親は近隣とのかかわりが少ないため、近隣や公的なサポートを十分に得られていない可能性はある。

表5-3 質問項目の連続性

	第7回	第8回	第9回	第10回	第11回
子どもの行動や環境					
子どもの家庭での学習時間	●	●	●	●	●
子どもの問題行動	●	●	●	●	●
子どもの学校適応	●	●	●	●	●
放課後1人で過ごす	●	●	●	●	●
TVを視聴する時間	●	●	●	●	●
ゲームを使用する時間	●	●	●	●	●
睡眠時間	●	●	●	●	●
肥満（身長、体重からBMIを算出）	●	●	●	●	●
慢性的な病気の有無	●	●	●	●	●
学校外教育（塾等）の有無	●	●	●	●	●
好きな教科					●
両親の社会経済的地位と子どもへのかかわり					
家計収入	●			●	
両親の就労状況	●	●	●	●	●
両親の労働時間	●	●		●	
両親の子どもの学習へのかかわり	●	●	●	●	●
両親の学校へのかかわり	●	●	●	●	●
両親の近隣とのかかわり		●	●	●	
両親の家事の分担	●			●	
両親の子育ての分担	●			●	
両親が感じる子育ての負担感	●	●	●	●	●
両親が感じる子育ての喜び	●	●	●	●	●
子育てへの支出	●	●	●	●	●
家族構成					
兄弟姉妹の数	●	●	●	●	●
同居している祖父母の数	●	●	●	●	●

（注）親の学歴については第2回調査のみで質問している。

（出所）厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」

表5-4 平均値の差の検定

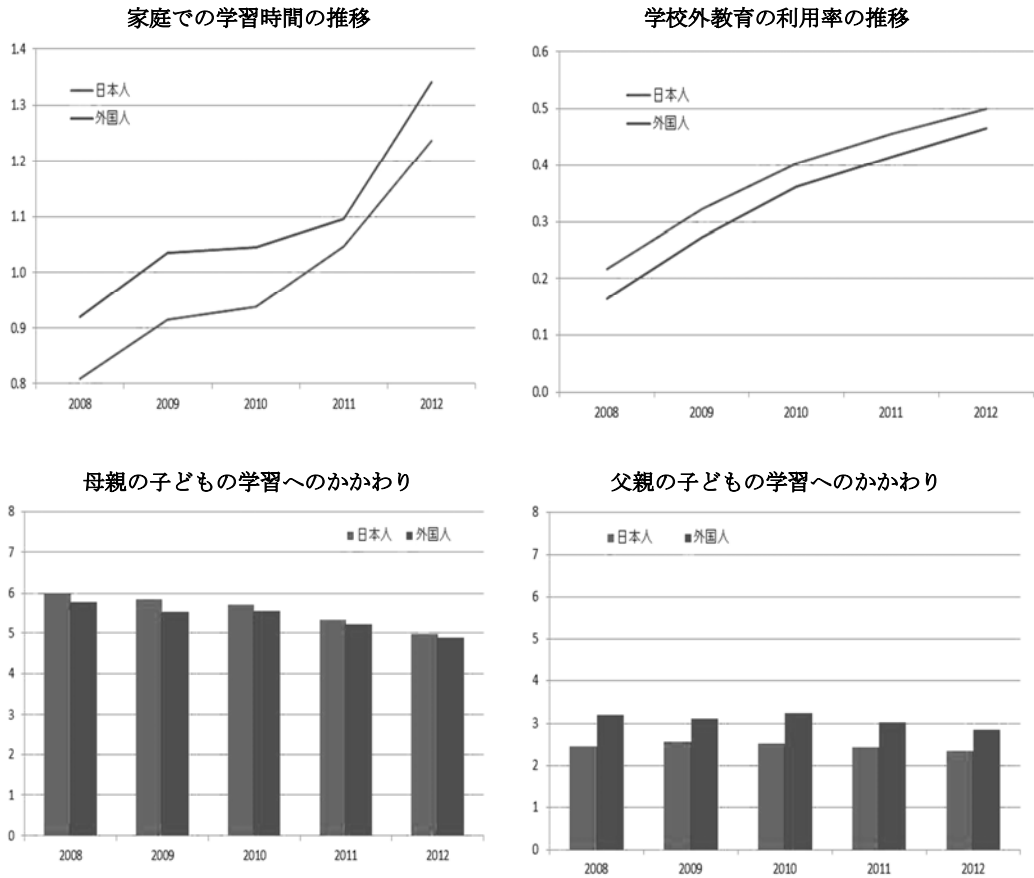
	外国人 (a)	日本人 (b)	(a)-(b)
子どもの行動や環境			
子どもの家庭での学習時間 [0～5 時間]	1.078	0.983	0.097***
子どもの問題行動 [(なし) 0～15 (あり)]	1.968	1.887	0.082**
子どもの学校適応 [(なし) -5～5 (あり)]	3.826	3.865	-0.039
放課後 1 人で過ごす [1:はい 0:いいえ]	0.131	0.113	0.018**
TV を視聴する時間 [0～6 時間]	2.113	2.148	-0.035**
ゲームを使用する時間 [0～6 時間]	0.884	0.880	0.004
睡眠時間	8.934	8.916	0.018**
BMI	16.359	16.108	0.252***
慢性的な病気の有無 [1: あり 0: なし]	0.009	0.007	0.002**
学校外教育（塾等）の有無 [1: あり 0: なし]	0.341	0.381	-0.040***
好きな教科： 家庭科 [1: 好き 0: 好きではない]	0.552	0.611	-0.059***
体育 [1: 好き 0: 好きではない]	0.655	0.696	-0.041*
総合 [1: 好き 0: 好きではない]	0.308	0.388	-0.080***
両親の社会経済的地位と子どもへのかかわり			
家計収入（父収入＋母収入＋その他収入）[百万円]	520.499	598.605	-78.106***
両親の就労状況： 父 [0: 無職 1:フルタイム 2:パート 3: 自営]	1.529	1.263	0.267***
母 [0: 無職 1:フルタイム 2:パート 3: 自営]	0.954	0.885	0.068***
両親の学歴： 父 [1: 中学 2: 高校 3. 短大・専門 4. 大学・院]	2.647	2.801	-0.154***
母 [1: 中学 2: 高校 3. 短大・専門 4. 大学・院]	2.551	2.636	-0.085***
両親の労働時間： 父	46.439	50.085	-3.646***
母	14.135	14.522	-0.388
両親の子どもの学習へのかかわり： 父 [(なし) 0～8 (あり)]	3.101	2.468	0.633***
母 [(なし) 0～8 (あり)]	5.421	5.601	-0.180***
両親の学校へのかかわり： 父 [(なし) 3～9 (あり)]	4.827	4.609	0.218***
母 [(なし) 3～9 (あり)]	6.700	6.997	-0.297***
両親の近隣とのかかわり [(なし) 0～2 (あり)]	0.434	0.561	-0.127***
両親の家事の分担： 父 [(なし) 0～18 (あり)]	7.862	6.362	1.501***
母 [(なし) 0～18 (あり)]	16.710	16.779	-0.0688*
両親の子育ての分担： 父 [(なし) -9～18 (あり)]	10.654	10.801	-0.148*
母 [(なし) -9～18 (あり)]	17.176	17.070	0.106
子育ての負担感 [(なし) 1～2 (あり)]	2.003	1.866	0.137***
子育ての喜び [(なし) 1～2 (あり)]	1.869	2.053	-0.184***
子育てへの支出 [千円/月]	18.608	16.828	1.781***
家族構成			
兄弟姉妹の数	0.841	0.998	-0.157***
同居している祖父母の数	0.316	0.380	-0.064***

(注) 1. 親の学歴については第 2 回調査のみで質問しているため、第 2 回調査のデータを用い、それから第 7 回調査（今回のデータ）時点でも変わらないと仮定している。

2. ***は統計的に 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で有意であることを示す。

(出所) 厚生労働省「21 世紀出生児縦断調査」

図5-1 主要な変数の時系列的推移



(出所) 厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」を筆者らが加工

表 5-5 は第 7 回調査から第 11 回調査まで連続して共通している質問項目のうち、学習時間の決定要因を明らかにする推定に用いられた変数の記述統計量である。基本モデル (表 6-1, 6-2 のモデル 1 に該当) において、推定に用いられる主要な説明変数は、親の社会階層をあらわす変数として、両親の学歴、就労状況、子どもの学習へのかかわりを用いた。ここで、親の子どもの学習へのかかわりは、質問票における「家庭学習へのかかわり方」の 4 つの項目 (勉強するように言っている、勉強する時間を決めて守らせている、勉強をみている、勉強したか確認している) の「よくある」を 2、「時々ある」を 1、「ほとんどない・全くない」を 0 とし、すべての項目を足しあげた、最大値は 8 であり、最小値は 0 となる変数である。次に子どもへの教育投資をあらわす変数として、学校外教育 (塾、家庭教師、通信教育) の利用および子育て支出の金額⁸を用いた。そして、家族構成として、兄弟姉妹数や同居の祖父母の数を用いた。

⁸ 子育て費用には学校外教育の利用に直接関わらないものも含まれる。本稿では、子どもの養育・教育に対する経済的なコミットメントの強さを把握するため、子育て費用の総額を用いている。

表 5-5 記述統計量

	外国人					日本人				
	平均	標準偏差	最小値	最大値		平均	標準偏差	最小値	最大値	
学習時間	1.079	0.744	0	5		0.983	0.616	0	5	
性別 (reference=女子)	0.513	0.500	0	1		0.519	0.500	0	1	
母の子どもの学習へのかわり	5.421	2.089	0	8		5.601	1.867	0	8	
父の子どもの学習へのかわり	3.101	2.269	0	8		2.468	2.004	0	8	
兄弟姉妹数	0.841	0.797	0	7		0.998	0.768	0	11	
同居の祖父母数	0.316	0.660	0	4		0.380	0.733	0	4	
放課後1人で過ごす	0.131	0.337	0	1		0.113	0.317	0	1	
両親の近隣とのかわり	0.434	0.557	0	2		0.561	0.601	0	2	
母の就労状況 (reference=働いていない)										
フルタイム	0.117	0.322	0	1		0.175	0.380	0	1	
パートタイム	0.278	0.448	0	1		0.272	0.445	0	1	
自営	0.094	0.291	0	1		0.056	0.229	0	1	
父の就労状況 (reference=働いていない)										
フルタイム	0.650	0.477	0	1		0.846	0.361	0	1	
パートタイム	0.041	0.199	0	1		0.010	0.101	0	1	
自営	0.266	0.442	0	1		0.132	0.339	0	1	
母の学歴 (reference=中卒)										
高卒	0.390	0.488	0	1		0.393	0.488	0	1	
短大卒	0.255	0.436	0	1		0.416	0.493	0	1	
大卒	0.217	0.412	0	1		0.137	0.344	0	1	
父の学歴 (reference=中卒)										
高卒	0.386	0.487	0	1		0.398	0.490	0	1	
短大卒	0.128	0.335	0	1		0.157	0.364	0	1	
大卒	0.335	0.472	0	1		0.363	0.481	0	1	
学校教育	0.341	0.474	0	1		0.381	0.486	0	1	
子育て費用 (千円)	18.609	33.400	0	1,500		16.828	24.140	0	2,840	

(出所) 厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」

そして、社会ネットワークの影響を分析する目的で、基本モデルに社会ネットワーク変数を加えた分析を行う（表 6-1, 6-2 のモデル 2 に該当）。残念ながら、近隣とのネットワークに関する変数は、第 8 回から 10 回まででしか質問されていないため、モデル 2 では、第 8 回から 10 回のデータを用いて推定を行う。近隣とのかかわりは、質問票における「近所の人は、お子さんと日常どのようなかかわりかた」の「子育てに大いに協力してもらっている」を 2、「時々協力してもらう」を 1、「ほとんど全くない」を 0 とし、すべての項目を足しあげた最大値は 2、最小値は 0 となる変数である。また、子ども自身の社会ネットワークをあらわす放課後 1 人で過ごすかどうかのダミー変数も用いている。

6. 推定結果

表 6-1 のモデル 1 では、まず第 7 回調査から第 11 回調査まで連続して得られる変数をプールして、被説明変数に家庭での学習時間を用いた最小二乗法（以下 OLS）による回帰分析を行った⁹。なお、この回帰分析においては、両親の国籍を韓国・朝鮮、中国、フィリピン、タイ、米国、英国、ブラジル、ペルー、その他の国にわけてそれぞれダミー変数化し、コントロールしている。国籍ダミーについては、F 検定を行い、5%水準で統計的に有意であることが確認されている。結果をみると、おおむね先行研究で指摘されていることが確認できる。まず、日本人と比較すると、特に母親の子どもの学習へのかかわりの係数が大きい。また母親の学歴の係数が、日本人は正で統計的に有意であるのに対し、外国人は統計的に有意ではない。また、父親の就労状況の係数は、日本人は負で統計的に有意なのに対し、外国人は統計的に有意ではない。また、教育投資の影響を見てみると、学校外教育の利用が学習時間を増加させる効果は大きいものの、子育て支出の係数は、日本人は統計的に有意なのに対し、外国人は統計的に有意ではない。

そして、日本人、外国人ともに、家族構成は、兄弟姉妹の数は負で統計的に有意であるが、祖父母との同居は統計的に有意ではない。したがって、家族構成や時間配分の影響は、推定パラメータの有意水準や符号条件で見ると、日本人と外国人の間で大差はない。

外国人の社会ネットワークの影響を見てみると、日本人の係数は統計的に有意ではないのに対し、外国人は放課後 1 人で過ごすかどうかの係数が正で統計的に有意、両親の近隣とのかかわりの係数が負で統計的に有意となっている。期待された結果とはむしろ逆で、子ども自身の社会資本のない場合学習時間が長い傾向がある一方で、親の社会ネットワークの強い場合学習時間が短い傾向があることがわかる。これは負のピア効果が働いている可能性を示唆するものである。例えば、乾（2007）は、兵庫、広島、岡山県に在住する外国人の子どもへの聞き取り調査から、外国人集住地区で同年代の若者が影響し合って、ますます素行や学業成績が悪化していく事例をあげている^{10・11・12}。

⁹ OLS による推定でコントロール変数として用いた親の学歴は、第 2 回調査で質問されたものを用いた。

¹⁰ モデル 1 とモデル 2 のサンプルサイズが日本人、外国人ともに異なるのは、ネットワークに関する質問

次に、表 6-2 で固定効果モデルの結果をみってみる。ちなみに、F 検定によると、OLS によるプーリング回帰モデルよりも固定効果モデルが、ハウスマン検定によりランダム効果モデルよりも固定効果モデルの採択が支持されたため、この論文の主要な結論はこの固定効果モデルによって導かれる。固定効果モデルにより、時間を通じて一定の個人の観察不可能な異質性—例えば、外国人の文化・習慣、民族性などに加えて、子ども自身の能力など—をコントロールすることができる。

固定効果モデルの結果のうち、OLS と異なっている点に焦点をあてて、議論していくこととする。第一に、個人の観察不可能な異質性をコントロールすると、親の社会階層のうち、時間を通じた就業状況の個体内変化は小さいこともあって、両親の就業状況はほとんど影響しないということが明らかになった。一方、子どもの学習へのかかわりの係数は、外国人は父母ともに統計的には有意ではなくなった一方で、日本人においては OLS と同様統計的に有意であるという結果になった。先行研究では（宮島 2002）、両親の言語能力の不足により、子どもの学習へのかかわりの効果が十分に発揮されないことを示唆するものもある。また、OLS では統計的に有意であった社会ネットワーク変数の係数は、統計的に有意ではなくなっている。

一方で、学校外教育支出や子育て支出など、親の教育投資を示す変数の係数はプラスかつ統計的に有意となっている。このため、先行研究と比較して、時間を通じて一定の個人の観察不可能な異質性をコントロールすると、親の社会階層や社会ネットワークの変化が学習時間の変化に影響しているというエビデンスは得られず、学校外教育の利用という外部の教育資源が子どもらの学習時間に正の相関をもつことが示されている¹³。

しかし、日本人と外国人の母集団の分散は異なっているため、両親の子どもの学習へのかかわり、学校外教育の利用および子育て支出に対する係数について、日本人と外国人で差があるかどうかをウェルチの t 検定により確認したが、表 6-2 のモデル 1 および 2 のいずれにおいても統計的に有意な差は検出されなかった。したがって、日本人と外国人で係数

が第 7 回、第 11 回の調査ではたずねられていないからである。第 7 回と第 11 回のデータを除き、モデル 2 と同じサンプルでモデル 1 を推定したが、結果は同様であった。この点は、表 6 の固定効果モデルでも同様である。

¹¹ なおすべての推定に「生まれ月ダミー」を加えている。前述のとおり、21 世紀出生児縦断調査は、2001 年の 1 月と 7 月生まれの子どもを対象にした調査であり、毎年各々 1 月と 7 月に調査が行われる。このため、この 2 つのコーホートは調査時点の年齢や学年は同じであるが、実際の学年は 1 月生まれのほうが、7 月生まれよりも 1 つ上となる。そのコーホートの特徴をコントロールするため、1 月生まれを 1 とするダミー変数を加えた。

¹² 推定式には、子どもの学校に関する情報が含まれていないが、文部科学省の学校基本調査によると、小学生の子どものうち公立以外の学校に通っている子どもは 1% 程度に過ぎないことから、学校の差が大きく影響することはないと考えた。また、表 5-3 をみると、「学校適応感」について日本人と外国人の間で差が観察されないことや、「好きな科目」についても国語や社会など言語や文化的な背景によって差がつくと考えられる科目についてですら日本人と外国人の間で差が観察されていないことも追記しておきたい。

¹³ 社会経済的地位や社会ネットワークは、通常時間を通じて変化しにくい要因であるため、個体内の効果（within effect）よりも個体間の効果（between effect）である可能性がある。このため、固定効果モデルで統計的に有意にならないことをもって、「親の社会階層や社会ネットワークが影響していない」とまでは言えない点に注意が必要である。

表6-1 推定結果（最小二乗法）

	外国人		日本人	
	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
性別 (ref= 女子)	-0.049 (0.035)	-0.040 (0.037)	-0.078*** (0.003)	-0.068*** (0.003)
母の子どもの学習へのかかわり	0.041*** (0.008)	0.057*** (0.008)	0.024*** (0.001)	0.038*** (0.001)
父の子どもの学習へのかかわり	0.022** (0.009)	0.027** (0.009)	0.026*** (0.001)	0.022*** (0.001)
兄弟姉妹数	-0.092*** (0.021)	-0.058** (0.022)	-0.017*** (0.003)	-0.014*** (0.002)
同居の祖父母数	-0.004 (0.026)	0.012 (0.033)	0.004 (0.002)	0.000 (0.002)
放課後 1 人で過ごす		0.196*** (0.057)		0.011 (0.006)
両親の近隣とのかかわり		-0.086** (0.031)		-0.002 (0.003)
母の働き方 (ref= 無職) フルタイム	-0.114 (0.060)	-0.184** (0.058)	-0.036*** (0.005)	-0.047*** (0.005)
パートタイム	-0.103** (0.039)	-0.096* (0.041)	-0.012** (0.004)	-0.026*** (0.004)
自営業	0.027 (0.060)	0.112 (0.062)	0.024** (0.008)	0.001 (0.008)
父の働き方 (ref= 無職) フルタイム	0.049 (0.063)	0.098 (0.078)	-0.038* (0.016)	-0.030 (0.016)
パートタイム	0.088 (0.091)	0.123 (0.111)	-0.067** (0.022)	-0.047* (0.023)
自営業	-0.002 (0.069)	-0.008 (0.080)	-0.034* (0.017)	-0.022 (0.017)
母の学歴 (ref= 中卒) 高卒	-0.072 (0.061)	-0.118 (0.066)	0.021* (0.009)	0.025* (0.010)
短大卒	-0.055 (0.069)	-0.071 (0.075)	0.021* (0.009)	0.032** (0.010)
大卒以上	-0.006 (0.070)	-0.167* (0.074)	0.003 (0.010)	0.036** (0.011)
父の学歴 (ref= 中卒) 高卒	0.099* (0.050)	0.118* (0.054)	0.020** (0.006)	0.014 (0.007)
短大卒	0.05 (0.057)	0.123 (0.064)	0.013 (0.007)	0.007 (0.008)
大卒以上	0.221*** (0.056)	0.230*** (0.060)	0.036*** (0.007)	0.003 (0.008)
学校外教育の利用	0.407*** (0.038)	0.261*** (0.045)	0.310*** (0.006)	0.186*** (0.004)
子育て支出	0.002 (0.001)	0.001 (0.000)	0.004*** (0.000)	0.002*** (0.000)
生まれ月ダミー (ref= 1 月生)	0.004 (0.033)	-0.026 (0.036)	0.005 (0.003)	-0.014*** (0.003)
定数項	0.476*** (0.133)	0.331* (0.153)	0.589*** (0.024)	0.573*** (0.021)
調整済み決定係数	0.222	0.274	0.136	0.104
サンプルサイズ	1,841	1,037	135,246	75,397
父国籍ダミー F テスト	あり F(9,1841)=19.38	あり F(9,1037)=18.11		
母国籍ダミー F テスト	あり F(9,1841)=10.80	あり F(9,1037)=11.59		

(注) *は 10%、**は 5%、***は 1%水準で統計的に有意であることを示す。
(出所) 21 世紀出生児縦断調査、厚生労働省

表6-2 推定結果（固定効果モデル）

	外国人		日本人		ウェルチのt値	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
母子どもの学習へのかかわり	0.009 (0.013)	0.019 (0.014)	0.018*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.690	0.142
父子どもの学習へのかかわり	0.012 (0.012)	-0.003 (0.012)	0.017*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.415	0.997
兄弟姉妹数	-0.066 (0.064)	-0.137 (0.083)	-0.031** (0.010)	-0.001 (0.013)	0.540	1.619
同居の祖父母数	0.014 (0.064)	0.014 (0.068)	0.010 (0.007)	0.006 (0.009)	0.062	0.117
放課後1人で過ごす		0.057 (0.067)		0.012 (0.007)		0.668
両親の近隣とのかかわり		-0.005 (0.045)		0.003 (0.004)		0.177
母の働き方 (ref= 無職)						
フルタイム	-0.035 (0.093)	-0.008 (0.109)	-0.027* (0.012)	-0.015 (0.013)	0.085	0.064
パートタイム	-0.085 (0.062)	-0.039 (0.061)	-0.005 (0.006)	-0.008 (0.007)	1.284	0.505
自営業	0.085 (0.085)	0.067 (0.076)	-0.011 (0.015)	0.001 (0.015)	1.112	0.852
父の働き方 (ref= 無職)						
フルタイム	-0.13 (0.093)	-0.032 (0.084)	-0.009 (0.018)	0.001 (0.020)	1.277	0.382
パートタイム	-0.001 (0.103)	0.031 (0.124)	-0.02 (0.025)	-0.05 (0.032)	0.179	0.633
自営業	-0.058 (0.100)	0.049 (0.095)	-0.012 (0.021)	0.003 (0.023)	0.450	0.471
学校外教育の利用	0.281*** (0.043)	0.157** (0.055)	0.170*** (0.005)	0.071*** (0.005)	2.564**	1.557
子育て支出	0.003** (0.001)	0.000 (0.001)	0.002*** (0.000)	0.000*** (0.000)	1.000	0.000
定数項	0.856*** (0.138)	0.927*** (0.144)	0.592*** (0.027)	0.656*** (0.027)		
調整済み決定係数	0.134	0.056	0.127	0.047		
サンプルサイズ (観測数)	1,941	1,081	137,977	76,953		
個人数	542	508	34,492	33,487		

(注) 1. *は 10%、**は 5%、***は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

2. 調査年 (=学年であり、子どもの年齢) の固定効果はすべてのモデルでコントロールしている。
(出所) 21 世紀出生児縦断調査、厚生労働省

の大きさや有意性が異なることに基づいて結果を解釈し、政策を考えることには慎重であるべきである。一方、これまで行われた先行研究は、外国人の子どもの教育達成が不利なことについて、両親の社会経済的地位の低さや社会ネットワークのなさにその理由を求めるものが多かった点は既に述べたとおりであるが、定住外国人を分析の対象とした本研究では必ずしもそうした知見を確認することはできなかった。むしろ、日本人と外国人の学

習資本の形成プロセスには大きな差が生じてはいない。

なお、本研究では、外国人の子どもを、少なくとも両親のうちの一人が外国人である、と定義しているが、両親がともに外国人の場合と、少なくとも両親のうちの一人が外国人の場合では異なっているのではないかという疑問が生じる。この点について、サンプルがかなり小さくなるものの、両親がともに外国人の場合に絞った分析を行ったが、結論に大きな差は生じなかった。また、在日韓国・朝鮮人サンプルの多くは、90年以降に来日したニューカマーではなく、特別永住者であり、日本人との間にほとんど差がないのではないかという疑問も生じる。このため、両親のいずれかまたは両方が韓国・朝鮮人のサンプルを除いた推定も行ったが、結論に差は生じなかった。注意すべき点として、この統計には、子どもが「どこの学校に行っているか」という情報が含まれていない。このため、学校設立主体（公立・私立・インターナショナルスクール・エスニックスクールなど）が不明であり、学校教育の影響をコントロールすることができていない。しかし、仮に推定期間中に、転居による転校がそれほど多くなければ、固定効果推定においては学校教育の影響はほとんどコントロールされていると考えてよい。また、サンプルの脱落率は、第7回以降それほど大きくないものの、それでもなお、調査対象から脱落してしまったサンプルによるバイアスが懸念されるところである。この問題に対処するため、Fitzgerald et al., (1998)によって提案されたIPW (Inverse Probability Weights) を用いて、標準誤差をブートストラップによって推定したものとしなかったもののどちらを用いても、表 6-2 の推定値に大きな差が生じなかったことを確認している。

7. 結論

本稿では、「第二世代」と呼ばれる外国人の子どもの学習資本が形成されるプロセスに焦点をあて、日本人の子どもの学習資本形成とどのように異なっているのかを分析するため、21世紀出生児縦断調査の個票データを用いて、小学生の「学習時間」に焦点をあてた実証分析を行った。国籍をコントロールしたOLS分析によると、これまでの先行研究で指摘されてきたとおり、親の子どもの学習へのかかわりが子どもの学習資本の形成過程において重要であることが明らかになった。つまり、親が子どもの教育に対して熱心であることにより、子どもの学習時間も長くなることを意味しているといえよう。この傾向は日本人のサンプルでも共通しており、ペアレンティングの重要性を物語っているようにみえる。

しかし、個人や家庭の観察されない異質性をコントロールした固定効果分析の結果からは、従来の研究とは異なる知見が得られた。日本人サンプルでは依然として親のかかわりが学習時間に対してプラスの影響をもっているが、外国人サンプルでは有意な効果をもたなくなった。むしろ重要なのは、学校外教育の利用や子育てへの支出など、子どもの教育や養育に対する投資行動であることが明らかになった。定住外国人の親は、日本の学校

や教育制度に関する知識や日本語能力の獲得が必ずしも十分ではないため、学校外での学習機会を市場に依存せざるを得ない¹⁴。利用しやすい学習の場や情報提供がどのようにすれば可能となるかについて、今後も議論が進められるべきであろう。

そのほか、社会ネットワークや親の社会経済的地位に関する変数については明確な結果が得られなかった。先述した日本語能力など、分析モデルのなかで十分に考慮できていない要因も多い。定住外国人の子どもと日本人の子どもの教育達成過程の構造がどのように異なるのかについて理解を進めるためには、今後の調査研究において日本社会への統合の度合いを示す指標なども測定されるべきである。また、本稿で着目した説明変数の因果効果については、固定効果モデルを用いたとしても十分に検討できているとはいえない。子どもの学習時間の水準に対して親が教育投資行動を変化させる可能性も存在するためである。本稿で明らかにされた、定住外国人家庭においては親のコミットメントではなく具体的な教育投資行動が学習機会に影響しているという知見から、より正確な因果効果を検証することも、今後との課題となろう。

参考文献

- 太田晴雄「日本的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』2005, pp.57-76, 東京大学出版会。
- 乾美紀「ラオス系難民子弟の義務教育後の進路に関する研究－「文化資本」からのアプローチ」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』2007, 33, pp.79-96。
- 鉦冶致「中国出身生徒の進路規定要因－大阪の中国帰国生徒を中心に」『教育社会学研究』2007, 80, pp.331-349。
- 金井香里「日本におけるマイノリティの学業不振をめぐる議論」『文部科学省 21 世紀 COE プログラム 東京大学大学院教育学研究科 基礎学力研究開発センター ワーキングペーパー』2004, Vol.10, pp.1-10。
- 荻谷剛彦「学習時間の研究－努力の不平等とメリトクラシー」『教育社会学研究』2000, 66, pp.213-23。
- 児島明「国境を越える移動と進路形成－滞日経験をもつブラジル人青年の生活史分析から」『地域学論集』2010, 7(2), pp.253-283。
- 佐久間孝正『外国人の子どもの教育問題』2011, 勁草書房。
- 「多文化に開かれた教育に向けて」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』2005, pp.217-224, 東京大学出版会。
- 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』2001, 明石書店。
- 杉岡正典「滞日日系ブラジル人親子の進路意識と学校適応感との関連－地域間および学校

¹⁴ 本稿ではこれらの要因はほとんど考慮されておらず、分析結果からの推測にとどまる。言語能力が重要な要因であることは先行研究でも繰り返し指摘されているため、今後これらを含めた分析が必要となるだろう。

- 間比較を中心にー』『広島大学大学院教育学研究科紀要 第三部 教育人間科学領域』2007, 56, pp.263-272.
- 総務省行政評価局『外国人児童生徒等の教育に関する行政評価・監視結果に基づく通知ー公立の義務教育諸学校への受け入れ推進を中心としてー』2003
(http://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/daijinkanbou/030807_2_01.pdf, 2014 年 10 月 4 日確認) .
- 田房由起子, 2005, 「子どもたちの教育におけるモデルの不在ーベトナム出身者を中心に」宮島喬・太田晴雄編『外国人の子どもと日本の教育ー不就学問題と多文化共生の課題』2005, pp.155-170, 東京大学出版会.
- 永吉希久子・中室牧子「移民の子どもの教育に関する一考察ーなぜ日本に住む移民の子どもの教育達成は困難なのか」大西仁・吉原直樹監修・李善姫・中村文子・菱山宏輔編『移動の次代を生きるー人・権力・コミュニティ』2012, pp.43-90, 東信堂.
- 樋口直人「経済危機と在日ブラジル人ー何が大量失業・帰国をもたらしたのか」『大原社会問題研究所雑誌』2010, 622, pp.50-66.
- 福井千鶴「南米日系人社会の抱える問題の考察」『高崎経済大学論集』2007, 50(1・2), pp.139-151.
- 藤本和栄, 2013, 「日系ブラジル人子どもの生活課題ー自律をうながす支援の方策ー」『佛教大学大学院紀要 社会福祉学研究科篇』2013, 41, pp.45-62.
- 法務省『在留外国人統計』2013
(http://www.moj.go.jp/housei/toukei/toukei_ichiran_touroku.htmlei_ichiran_touroku.html, 2014 年 10 月 4 日確認) .
- 宮島喬「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『国際社会 2 変容する日本社会と文化』2002, pp.93-118, 東京大学出版会.
- 「外国人の子どもにみる三重の剥奪状態」『大原社会問題研究所雑誌』2013, 657, pp.3-18.
- 宮島喬・太田晴雄編『外国人の子どもと日本の教育ー不就学問題と多文化共生の課題』2005, 東京大学出版会.
- 文部科学省『外国人の子どもの就学状況等の調査の結果について』2010
(http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/_icsFiles/afildfile/2010/09/01/1295604_2.pdf, 2014 年 10 月 4 日確認) .
- 吉田多美子「外国人子女の教育問題ー南米系外国人を中心にー」国立国会図書館調査及び立法考査局編『人口減少社会の外国人問題 : 総合調査報告書』2008, pp.125-140.
- Algan, Yann, Christian Dustmann, Albrecht Glitz and Alan Manning "The Economic Situation of First and Second-Generation Immigrants in France, Germany and the United Kingdom," *The Economic Journal*, 2010, 120, pp. F4-F30.
- Chitose, Yoshimi "Compulsory Schooling of Immigrant Children in Japan: A Comparison Across

- Children's Nationalities," *Asian and Pacific Migration Journal*, 2008, 17(2), pp.157-187.
- Conger, Dylan, Amy Ellen Schwartz and Leanna Stiefel "Immigrant and Native-Born Differences in School Stability and Special Education: Evidence from New York City," *International Migration Review*, 2007, 41(2), pp.403-432.
- Fitzgerald, John, Peter Gottschalk, and Robert Moffitt "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Human Resources*, 1998, 33(2), pp.251-299.
- Hojo, Masakazu and Takashi Oshio "What factors determine student performance in East Asia?: New evidence from TIMSS 2007," *Asian Economic Journal*, 2012, 26(4), pp.333-357.
- Nakamuro, Makiko, Ryoji Matsuoka and Tomohiko Inui "More Time Spent on Television or Video Games, Less Time Spent Studying?" *RIETI Discussion Paper series*, 2013.
- OECD *Where Immigrant Students Succeed: A Comparative Review of Performance and Engagement in PISA 2003*, 2006, Paris: OECD.
- Portes, Alejandro and Rubén G. Rumbaut *Legacies: The Story of the Immigrant Second Generation*, 2001, Berkeley, CA: University of California Press.
- Stinebrickner, Ralph and Todd Stinebrickner "The Effect of Credit Constraints on the College Drop-Out Decision: A Direct Approach Using a New Panel Study" *American Economic Review*, 2008, 98(5), pp.2163-2184.
- Suárez-Orozco, Carola, Jean Rhodes and Michael Milburn "Unraveling the Immigrant Paradox: Academic Engagement and Disengagement Among Recently Arrived Immigrant Youth," *Youth and Society*, 2009, 41(2), pp.151-185.
- Suárez-Orozco, C. and M. Suárez-Orozco *Children of Immigration*. Cambridge, 2001, MA: Harvard University Press.