

地域間における教育の機会格差の検証

—JGSS-2000-2018 累積データの分析から—

原田亜実

津田塾大学総合政策学部総合政策学科

An Examination of Disparities in Educational Opportunities across Regions:

From the Data of JGSS-2000-2008

Ami HARADA

Tsuda University

本研究の目的は、義務教育段階における教育機会の地域格差を検討し、大学進学時を中心に展開された教育格差研究とは異なる構造の有無を検討することである。地域間における教育の機会格差に着目し、JGSS-2000-2018 累積データを用いて分析することにより出身地域による要因の違いを明らかにすることを試みた。分析の結果、親からの影響は大都市圏出身であるほど、本人からの影響は外縁地方出身であるほど本人年収を増加させる効果を持ち、外縁地方出身であること自体が本人年収に負の影響を与えている訳ではないこと、中学生の頃の成績が本人年収に与える影響は近年になるほど小さくなり、どの出身区域においても成績に関わらず高等教育段階までの進学が一般的になっていることが明らかになった。加えて、地方出身であることが大都市圏出身であることに比べ上昇移動が本人の努力だけでは難しいこと、出生年が近年になるほど学歴の相対的な価値が低下していることが示された。

キーワード：JGSS、教育機会、出身地域

1. はじめに

1.1 生まれによる機会の不平等

子どもにおける機会の不平等は、家庭の経済状況に加え、出身地や性別といった要因によってもたらされており、幼少期に生じた機会の不平等は子どもの将来に影響を及ぼしている。子どもは出自を自由に選択することはできず、親の階層や所得、出身地や性別は本人の意思に関係なく決定される。「機会の平等」は、階層研究において「完全移動（親子の地位の独立）」として解釈され、子の地位が親の地位によっては決まらないことを意味する。したがって、機会の平等が実現された上で生じる結果の不平等は正当化されると考えられてきた（内藤，2014）。しかし、日本では機会の平等が考慮されずに結果のみが評価される場面が多く、特に教育段階における選抜試験において顕著である。小学校・中学校・高等学校・大学の進学に合わせて入試が行われる日本の教育システムにおいては、偏差値によって振り分けを行う選抜方法を採用している。一見、敗者復活のチャンスが設けられているものの、その機会を利用できるのは出身階層が高い者のみであり（竹内，1991，1995）、日本の教育制度は機会の平等が達成されていないことを示唆している。このように、教育において機会の平等を実現することは難しく、親の階層や経済状況と教育の機会は切り離すことのできない関係がある。出身地域も同様に、子どもが自身で選択できない事象として教育の機会に差が生じており、人口規模や公共交通手段の違いから移動のしやすさ、教育の資源、進学の実機は地域間において異なる。

1.2 日本における教育格差の問題

個人の獲得できる教育の機会や資源は出身地域によって差があり、地域間における教育機会の不平等は長期にわたって課題となっている。図1は文部科学省「平成19年度学校基本調査」及び「令和4年度学校基本調査」から作成した都道府県別の大学等進学率である。図によると、令和4年において大学等進学率が6割、7割を超えている都道府県は三大都市圏⁽¹⁾に密集しているのに対し、進学率が5割を満たさない都道府県は東北地方や四国、九州地方において多く、都市圏から距離が離れている地域に集まっていることが読み取れる。また、都道府県別の大学進学率は上昇傾向にあることから、全体としては高学歴化が進んでいることが確認できるものの、都道府県間の進学率の差は縮小しておらず、地域による教育格差は依然として存在している。

これまで教育の機会均等論では、大学進学率やその後の職業、社会的地位に注目して出身階層や親の学歴からの効果の有無や度合い、あるいはその効果の継続性が議論されてきた。特にライフコースに与える影響の観点からは、生まれつきの出身階層の違いは将来の地位だけでなく、様々なライフイベントに影響を与えることや、低い出身階層であることは高い学歴を獲得しても打ち消されず、初期の格差の影響はその後のライフイベントにも継続することが明らかになっている（白波瀬・石田，2018）。

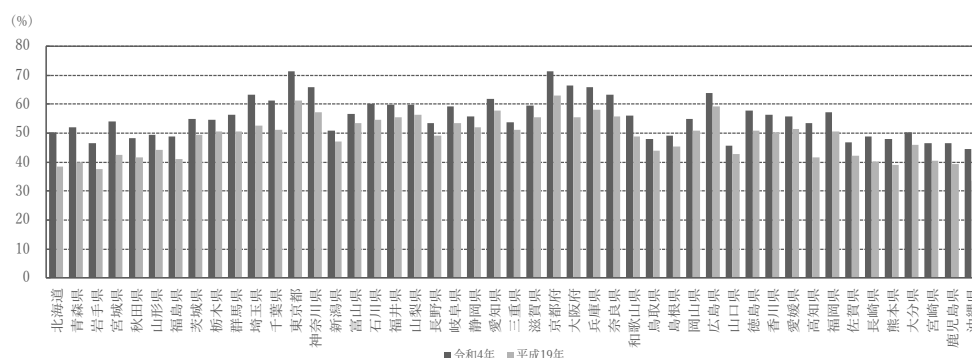


図 1 平成 19 年及び令和 4 年における都道府県別の大学進学率 (%)

1.3 本論文の目的

本論文の目的は、義務教育段階の教育機会の地域格差を検討することで、大学進学時を中心に展開された教育格差研究とは異なる構造の有無を検討することである。そこで本稿では、全国代表サンプルを用いた JGSS 累積データを利用することにより、教育機会の地域格差の要因及びその差異を明らかにし、義務教育段階の地域格差がその後の将来に与える影響について考察する。

1.4 義務教育段階に注目する理由

義務教育段階に注目する理由は大きく 2 つある。まず 1 つ目に、使用データの制約性が挙げられる。本研究で使用する JGSS データにおいて、幼少期の暮らし向きは「15 歳の頃」を基準に質問が行われている。15 歳は中学 3 年時に迎え、義務教育を終える年齢であることから、義務教育段階の教育機会を検討することが効果的であると判断した。2 つ目に、義務教育段階における学力格差の問題が挙げられる。先行研究において、小学校高学年に向かうにつれて獲得した学力が固定的となることで、知識のようにペーパーテストでは測ることができない能力が家庭背景の影響を受けやすいこと、高学年に上がるにつれてその能力が強まっていくことが明らかにされている

(数実, 2017)。学力格差が小学校高学年の時点ですでに存在しているのであれば、義務教育段階における教育格差の要因を検討する必要があると考えた。また、教育格差研究では高等教育機会や大学進学を基準としたものが多く、義務教育段階に注目した研究は少ない。OECD が世界 57 カ国の 15 歳児を対象として行った「OECD 生徒の学習到達度調査」からは、日本の義務教育段階において階層による学力格差の拡大が深刻であると考えられている。その理由として、阿部 (2009) によると、学力を測るために行った調査は、学習塾や家庭教師といった私費教育をつけなくても十分に答えられる内容であることが挙げられている。このことから、阿部は公教育において「底抜け」の状況が起こっていることを懸念しており、高等教育だけが教育格差を示唆するものではない可能性がある。公立の小・中学校であれば地域に関わらず学校から与えられる教育機会はほぼ同等であるが、それでもなお義務教育段階において地域格差が生じているのであれば、それは教育の内容よりも、教育機会へのアクセスの違いや子どもを取り巻く環境の違いによる要因が高等教育以前から影響を与えている可能性がある。以上の理由から、義務教育段階における教育機会の格差と要因の差異に注目するのは意義があると考えた。

1.5 義務教育段階における地域格差

地域における教育環境の違いについて、都道府県別による小学校と中学校の児童数の分布を確

認する。図 2、図 3 は文部科学省「学校基本調査」をもとに作成した都道府県別にみる公立及び私立小・中学校児童数の分布である。分布では児童数が多くなるほど色が濃くなっている。まず、小学校の分布（図 2）を確認する。公立小学校においては都市圏であるほど児童数が多い傾向にあることが読み取れる。私立小学校においても、学校数及び児童数が東京都に集中していること、東北地方や中部地方、中国地方の日本海側、四国地方で私立小学校の児童数が 0 または 0 に近い都道府県が存在していることが示されている。このことから、私立小学校児童数の分布が均衡ではなく、居住地によって私立小学校へのアクセスのしやすさが異なることが原因であると考えられる。

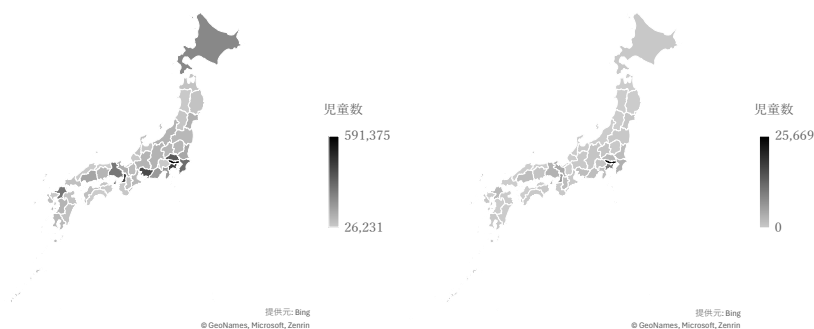


図 2 都道府県別にみる児童数(左:公立小学校、右:私立小学校)

次に、都道府県別の中学校児童数の分布（図 3）を確認する。公立中学校児童数の分布は公立小学校児童数の分布と同様に、都市圏において児童数が多い傾向にあることが示された。私立中学校児童数においても私立小学校児童数との分布に変化はなかったが、児童数の最大値の移動をみると公立中学校では公立小学校に比べて児童数が約 4 割減少、私立中学校では公立小学校に比べ児童数が約 3 割増加していた。公私立小・中学校の児童数の最大値をもつ地域は東京都であることから、公立及び私立において小学校と中学校の児童数の分布に目立った変化がないように見えるものの、中学進学の際に私立へ進む傾向が地域内においてあることが推測された。

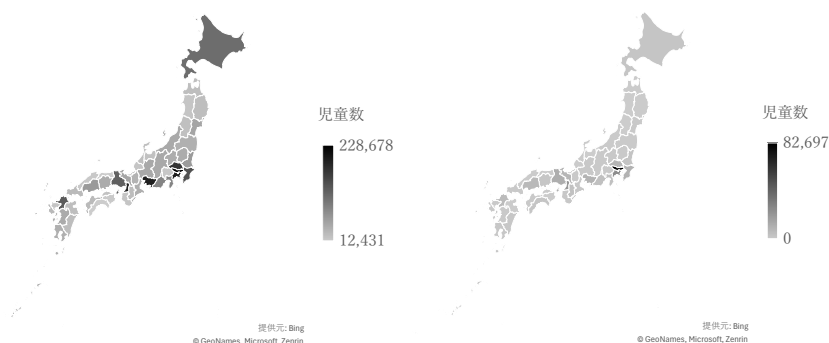


図 3 都道府県別にみる児童数(左:公立中学校、右:私立中学校)

また、文部科学省「学校基本調査」をもとに各都道府県の中学校にあたる児童数のうち何割が私立中学校に通っているのかを分布で表した（図 4）。図によると、東京都に次いで、高知県、京

都府において私立中学校に通っている割合が大きいことが判明した。東京都、京都府においては、学校数の差だけでなく、学校へのアクセスのしやすさや、進学の実選択肢の違いも影響していることが考えられる。高知県において私立中学校に通う児童の割合が大きい理由としては、県内で最も学力の高い高校が私立であり、高校時の募集が少ないことから中学受験をする家庭が多いこと、長年において私立中学が蓄積してきた実績から、県内で育った親にとって「優秀な子どもは私立」という認識を持っていることが挙げられている（平林，2022）。進学する学校を選択に関して、学校の数やアクセスに違いがあるだけでなく、親の持つ価値観や考え方においても地域によって差異があることが考えられる。

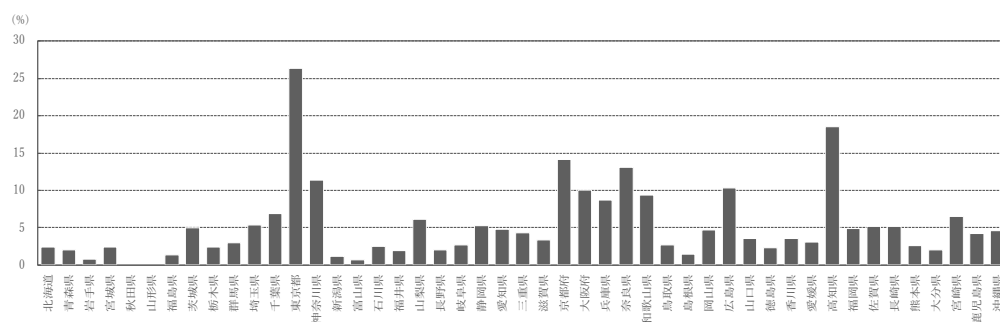


図 4 公立中学校児童数における私立中学校児童数の割合

1.6 高等教育段階における地域格差

次に都道府県別の高校進学率について確認する。図 5 は国立社会保障・人口問題研究所の 2022 年版人口統計資料をもとに作成した都道府県別における高校進学率の分布である。高校進学率において、東京都、京都府においては 70 パーセントに近く、その近郊も 60 パーセント程度である一方で、北海道、東北地方、九州地方においては 50 パーセントに満たない都道府県もあり、地域による差が大きいことが読み取れる。また、公立高校児童数における私立高校児童数の割合を表したグラフが図 6 である。私立高校児童数の割合においても地域間にばらつきがあり、その割合は東京都において突出して高いことがわかる。また、高校進学率の低い東北地方、九州地方内において、地域間による差はあまり見られなかったが、私立高校の児童数割合においては大都市圏と地方間だけでなく、地方内でも差が生じていることが判明した。加えて、私立中学校児童数の割合と比べると（図 7）、どの都道府県においても高校の方が私立学校に通う生徒が増加することが読み取れるが、徳島県や沖縄県においてはその差はわずかであることから、元々の私立学校数が少ないことによる進学の実選択肢及び収容力の不足、アクセスの難しさといった要因のほか、地域によって私立学校に対する評価や価値観、恩恵が異なる可能性が考えられる。

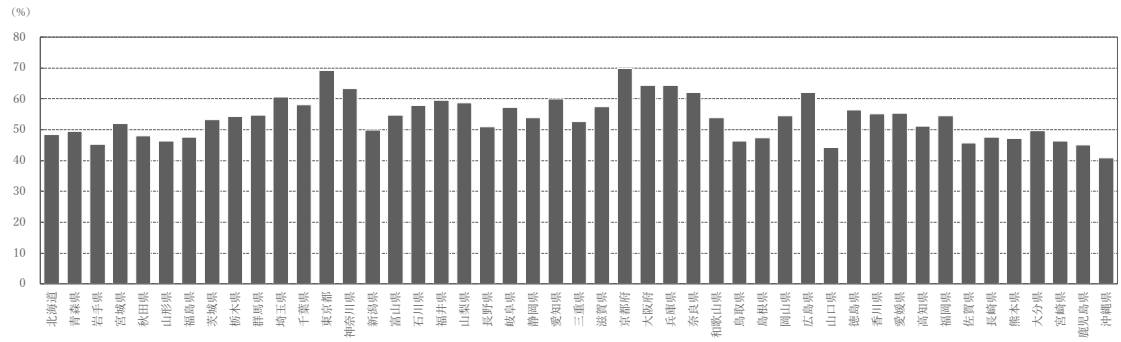


図 5 都道府県別における高校進学率

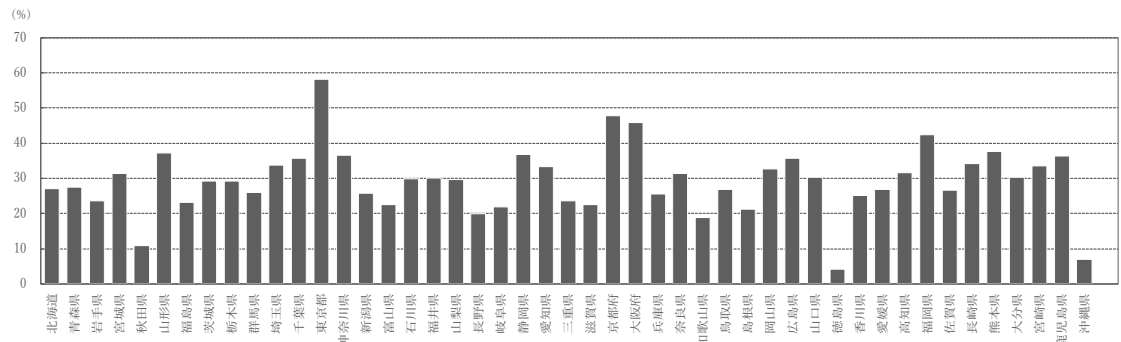


図 6 公私立高校児童数における私立高校児童数の割合

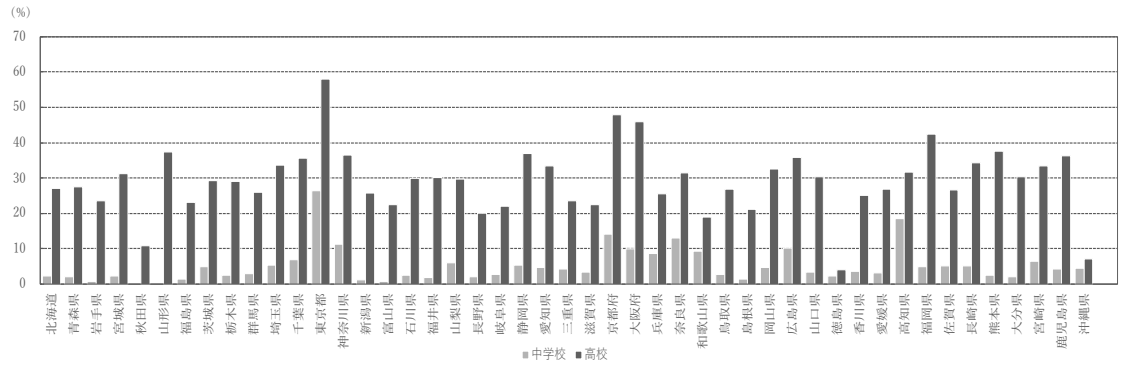


図 7 私立中学校児童数の割合及び私立高校児童数の割合の比較

また、出身地域によって高校生の大学進学・選択行動にも違いがある。大学進学希望の有無が世帯年収に左右される傾向は地方ほど強く、主な進学先の所在地にも、出身地域によって相違がある。地方においては、国公立大学に進学する割合が大きく、大学の偏差値に関わらず進学しているのに対し、大都市圏においては偏差値の高い国公立大学に落ちた場合は私立大学に進学する人が多い（朴澤，2024）。地方では家庭の経済状況から実家を離れて生活する費用も考慮するため、国公立に進学する割合が大きくなるだけでなく、都市圏と地方において大学進学に対する価値観や考え方、便益が異なることも進学先の選択に影響するだろう。実際に、大学教育投資の金銭的便益の要因に焦点を当てた分析（朴澤，2012）によると、地方に大学進学率の低い県がある理

由として、進学率全体の水準を左右する県外進学率が、大卒と高卒の学歴間の相対賃金の大きい県ほど低いためであり、大学進学率の地域格差は進学のコストのみならず、便益の要因によっても生じていることを明らかにした。

また、地域における教育格差が個人の学業達成に対しても有意な影響を持っており、非移動者を対象とした場合に顕著に現れている。これは、大学の大都市への集中が近年における地域格差拡大の要因であると考えられている。そのため、大都市へのアクセスが比較的容易な周辺の都市は大都市出身者と変わらず高い学歴を示している。地方において同程度の学歴を示すのは地方からの就学移動者であり、出身地域における機会に恵まれていない場合、教育機会へのアクセス可能性が学歴達成を促進する要因となる。このことから、アクセスの手段が、教育機会の地域格差を埋め合わせており（林，1997）、地方において家庭の経済状況に余裕のある層のみがその機会を得る可能性を持つことが窺える。

教育格差は最終学校を卒業した後のライフチャンス⁽²⁾においても影響を与えている。大都市圏所在の国公立大学や、東京所在の私立大学の出身である場合、入学難易度や大学の専攻といった出身大学に関する変数や、勤続年数、勤務先に関する変数、就業地、出身地の影響をコントロールしても、特に地方所在の私立大学の出身者に比べて平均年収が高い傾向がある（朴澤，2017）。学歴が重視される日本の就職活動において、名門大学や偏差値の高い大学の出身であることは就労機会だけではなく、その後の地位達成や職業達成にもプラスの影響を与える。このように、出身地域による地理的制約によって得られる教育サービスの量や質は異なり、学歴やその後のライフチャンスに影響を及ぼす。

1.7 義務教育段階における地域格差

以上の理論的検討から、義務教育段階においても地域によって進学選択が異なり、高等教育段階においてはそれが将来の便益によっても違いが存在することが判明した。これらの選択の差異が親の学歴や経済的背景だけではなく、地域における環境といった出自による影響によっても、出身地域における教育格差は義務教育段階から存在し、さらに最終学歴や年収といった将来的なライフチャンスにも影響を与えているのではないかと推察される。

上記の考察から、二つの仮説を設定する。

仮説1：親からの影響は大都市圏出身であるほど教育年数及び本人年収に強い正の関連を持っている。

男性においては三大都市圏や大都市の出身であると、どの年齢層であっても大学進学期待を持ち、大卒となる傾向が確認されている（松岡，2018）。難波・畑中(2012)は先行研究の検討から親の所得水準や学歴・文化資本と子どもの学力には相関関係があることを明らかにしている。また、日本の平均年収は大都市圏であるほど高い傾向にあることに加え、大都市圏所在の国公立大学や、東京所在私立大学の出身の場合、地方所在私立大学の出身者に比べて平均年収は高い傾向にあることが判明しており（朴澤，2017）、大都市圏であるほど親の学歴及び年収は高くなっている。親は自分の子どもが自分と同程度、またはそれ以上の学歴を持って欲しいと考える傾向にあることから、家庭の経済状況が豊かである場合、子どもに充てる教育費が増えることで、子どもの学歴が高くなる可能性があること、学歴が高いことによって自分の就きたい職業に就ける可能性が高くなり、結果的に年収も高くなると考える。また、親の学歴は子どもの学力に対して影響を及ぼすことから、学歴及び平均年収の高い大都市圏であるほど、本人年収は親からの影響を

受けやすいと考えられる。

仮説 2：地方出身であることは、教育年数及び本人年収に負の影響を与えており、近年になるほどその影響は拡大している。

出身地域における教育機会には不均衡性があり、地方においては交通手段が少ないことによってアクセス可能な教育サービスに限界がある。また、人口や需要・地域背景から学校数や通える塾・習い事にも制限があり、進学の実機に影響を与えている。前述で述べたとおり、都道府県別による私立小学校の児童数の分布は居住地によって学校へのアクセスのしやすさが異なることが考えられる。加えて、松岡は、住民の大卒者割合によって、公立学校に対する期待や学習塾など教育サービスへのアクセスも異なり、大卒となることが現実味を持つ児童がいる一方で、そのような教育環境にない児童がいること、即ち児童の選択によらない帰属の特徴である教育格差の拡大が近年において起きていることを指摘している。経済状況が豊かな家庭であっても、大都市圏に出てより質の高い教育を受けさせることは、金銭的な負担が大きく容易なことではない。進学率の低い地方においては大都市圏に比べて親の学歴が低い可能性や、地方における相対賃金の高さから大学を卒業する便益が小さく、本人年収が下がる可能性がある。

2. データと変数

2.1 データ

分析には JGSS の 2000 年から 2018 年のデータを用いる。調査が行われていない 2004 年、2007 年 2009 年、2011 年、2013 年、2014 年、2016 年については分析の対象としないこととする。

2.2 従属変数とデータフレーム

分析では、出身地の規模によって本人のライフチャンスに与えている要因及び影響の大きさが異なることを想定し、2 つの従属変数を使用してそれぞれ分析を行う。1 つ目の従属変数には「本人教育年数」、2 つ目の従属変数には「主な仕事からの本人年収」（以下「本人年収」）を使用する。本稿では、一般的な定年退職年齢である 60 歳未満のデータに使用するサンプルを限定し、年収が「なし」から「2,300 万円以上」の 19 つの階級で尋ねているものを、各階級の階級中心値の値に変換している。データフレームについては、出身地を 3 つの区分に、性別を男女に分けている。出身地は高等教育機会における地域格差を検証した朴澤（2016）を参考に、都道府県別の 15 歳の頃の居住地を外縁地方、中間地方、大都市圏に区分している（表 1）。進学可能性としての大学教育機会の地域格差には「三大都市圏」、「三大都市圏に隣接する北関東から中国・四国に至る地域」「北海道・東北および九州・沖縄」という中心-周辺型の三重構造が認められており（佐々木、2006）、その構造が経年的に「西高東低型」から「東高西低型」へと変容していたことが明らかとなっている（上山、2013）。これらを参考に、朴澤は大学進学率をもとに非三大都市圏をさらに 2 つの累計に分け、進学率の相対的に低い区域を「外縁地方」、相対的に高い区域を「中間地方」と区分している。したがって、出身 3 区分に全体を含めた 4 つのデータフレームを男女に分け、合計 8 つのデータフレームを使用して分析を行う。

表 1 地域区分

区分		
外縁地方	中間地方	大都市圏
北海道	茨城	埼玉
青森	栃木	千葉
岩手	群馬	神奈川
秋田	新潟	東京
宮城	山梨	岐阜
山形	長野	愛知
福島	静岡	三重
福岡	富山	滋賀
佐賀	石川	奈良
長崎	福井	和歌山
大分	鳥取	京都
熊本	島根	大阪
宮崎	岡山	兵庫
鹿児島	広島	
沖縄	山形	
	徳島	
	香川	
	愛媛	
	高知	

2.3 独立変数

次に、独立変数について説明する。分析では本人教育年数（従属変数が本人年収の場合のみ）、中学 3 年生の頃の成績、父親教育年数、父親職業威信スコア、15 歳の頃の世帯収入レベル、出生コーホートを独立変数として使用する。本人教育年数は最後に通った学校を尋ねているものを量的変数として教育年数に変換している⁽³⁾。中学 3 年生の頃の成績には、「下の方」から「上の方」の 5 段階で尋ねており、成績が上になるほど値が大きくなるようにダミー変数を導入している。父親教育年数については、本人教育年数と同様に、父親の最後に通った学校を量的変数として教育年数に変換している。父親職業威信スコアについては、15 歳の頃の父の職種を尋ねているものを、職業コードを基に量的変数として威信スコアに変換している。15 歳の頃の世帯収入レベルでは、当時の平均的な世帯と比べた時の 15 歳の頃の本人の世帯収入を「平均よりかなり少ない」から「平均よりかなり大きい」の 5 段階で尋ねており、世帯収入の段階が大きくなるにつれて値が大きくなるように変換している。出生コーホートにおいては、生年が 10 年ごとに区切られており、「1940 年から 1949 年生まれ」から「1990 年から 1999 年生まれ」の 6 カテゴリに分類されている。1940 年代、1950 年代の出生コーホートにおいては、各調査年時の年齢が 60 歳以上に該当するサンプルは除いている。また、全ての独立変数において、各データフレームにおける各独立変数の平均値を減じるセンタリングを行っている。センタリング前における使用変数の記述統計は表 2、表 3 に示す。

表 2 各変数の記述統計量(男性)

	男性															
	全体 (n=10381)				外縁地方 (n=2897)				中間地方 (n=3185)				大都市圏 (n=4252)			
	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max
本人年収 (単位: 万円)	520.71	305.07	0	2300	481.33	289.81	0	2300	512.74	290.31	0	2300	553.76	322.42	0	2300
本人教育年数	13.27	2.59	9	18	13.27	2.50	9	18	13.57	2.54	9	18	14.21	2.61	9	18
中学3年生の頃の成績	3.16	1.16	1	5	3.17	1.14	1	5	3.12	1.19	1	5	3.18	1.15	1	5
父親教育年数	10.03	2.46	6	16	9.87	2.44	6	16	9.89	2.38	6	16	10.27	2.52	6	16
父親職業威信スコア	50.67	7.93	36.7	90.1	49.86	7.59	36.7	90.1	49.98	7.37	36.7	90.1	51.75	8.44	36.7	90.1
15歳の頃の世帯収入レベル	2.78	0.88	1	5	2.68	0.89	1	5	2.74	0.86	1	5	2.88	0.88	1	5

表 3 各変数の記述統計量(女性)

	女性															
	全体 (n=12451)				外縁地方 (n=3512)				中間地方 (n=3661)				大都市圏 (n=5221)			
	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max
本人年収 (単位: 万円)	209.51	193.36	0	2300	204.03	178.91	0	2300	210.60	184.39	0	2300	211.68	208.69	0	2300
本人教育年数	13.27	2.15	9	18	12.93	2.04	9	18	13.15	2.07	9	18	13.59	2.24	9	18
中学3年生の頃の成績	3.23	1.02	1	5	3.19	2.43	1	5	3.25	1.02	1	5	3.24	1.02	1	5
父親教育年数	10.20	2.43	6	16	9.94	1.00	6	16	10.09	2.40	6	16	10.48	2.43	6	16
父親職業威信スコア	50.60	7.89	36.7	90.1	49.85	7.66	36.7	90.1	50.06	7.41	36.7	90.1	51.51	8.31	36.7	90.1
15歳の頃の世帯収入レベル	2.84	0.87	1	5	2.73	0.89	1	5	2.79	0.84	1	5	2.96	0.86	1	5

2.4 分析手順

分析では、複数のモデルを設定して、出身地域が本人年収へと帰結する教育格差を説明する各説の有効性を検討するために2つの重回帰分析を行う。まず、モデル1では本人教育年数を従属変数、中学生の頃の成績、父親教育年数、父親職業威信スコア、15歳の頃の世帯収入レベル、出生コーホートを独立変数として分析を行う。モデル2においては、本人年収を従属変数とし、教育年数、中学生の頃の成績、父親教育年数、父親職業威信スコア、15歳の頃の世帯収入レベル、出生コーホートを独立変数として分析を行う。モデル1において本人教育年数を従属変数とした理由は、主な仕事からの本人年収の回答者には含まれない無職のケースを防ぎ、より正確な結果を得る点からである。また、モデル2において本人年収を従属変数とした理由としては、教育年数の次に教育機会が影響を与える段階として本人年収が考えられた点、教育年数への影響の差異を比較できる点からである。

両者のモデルにおいて、カテゴリ変数である出生コーホートは「1970年から1979年」を基準カテゴリと設定する。1970年代前半には、第2次ベビーブームである「団塊ジュニア世代」が含まれており、人口の増加によって地位達成が難しくなったコーホートであることから、1970年代を基準に比較するのが適していると考えた。

3. 結果

3.1 モデル1

はじめに、従属変数を本人教育年数として分析を行う。まず、男性の結果について着目する(表4)。本稿の分析における切片は、出生コーホートが1970年代であり、すべての変数において平均値をとる場合の従属変数の値を表しているが、モデル1では教育年数について外縁地方から大都市圏にかけて約1年の差が生じている。また、本人教育年数に正の影響を与える変数は、中学生の頃の成績、父親教育年数、父親職業威信スコア、中間地方を除く15歳の頃の世帯年収レベルであった。中学生の頃の成績に関しては、出身区域による係数に顕著な差異はなかったが、その大きさは大都市圏になるほど強くなる傾向がみられた。父親教育年数に関しても出身区域による係数は同程度であったが、中間地方においてその影響が最も大きく、父親職業威信スコアにお

いても外縁地方に比べて中間地方、大都市圏の影響がわずかに強まる結果となった。以上から、外縁地方と大都市圏においては中学生の頃の成績、父親の学歴及び職業、15歳の頃の世帯収入レベルが教育年数に影響を与え、中間地方においては15歳の頃の世帯収入レベルは本人教育年数に影響を与えていないことが示された。

次に女性の結果について着目する（表5）。女性の切片においても外縁地方から大都市圏にかけて増加していたが、その差は約0.33ポイントであり男性と比べると差は小さい傾向にあった。本人教育年数に正の影響を与える変数は、男性の結果と同様に、中学生の頃の成績、父親教育年数、父親職業威信スコア、15歳の頃の世帯収入レベルであった。中学生の頃の成績と父親職業威信スコアにおいては、わずかな差ではあるが中間地方において最も係数が小さい結果となった。父親教育年数は大都市圏になるほどその影響は増加していた。一方で、男性とは異なる結果となったのが15歳の頃の世帯収入レベルであり、外縁地方になるほど係数が大きいことが示された。出生コーホートによる影響に関しては、1940年において全ての出身区域で負に有意の結果が表れたのに対し、全体では出生年度が上がるにつれて係数が大きくなる傾向にあったことから、女性においても教育機会へのアクセスが可能になったことが読み取れる。しかし、1970年代を境に出身区域間における係数の差は拡大しており、1980年代における外縁地方と大都市圏の係数の差は0.45ポイント、1990年代においては0.36ポイントであった。以上から、女性において中学生の頃の成績、父親の学歴及び職業、15歳の頃の世帯収入レベルが教育年数に影響を与え、近年において学歴の地域差が拡大傾向にあることが示唆された。

表4 モデル1(男性)

従属変数：本人教育年数		男性			
		全体	外縁地方	中間地方	大都市圏
切片		13.56	13.06	13.46	14.01
中学生の頃の成績		0.87 ***	0.80 ***	0.90 ***	0.91 ***
父親教育年数		0.24 ***	0.22 ***	0.26 ***	0.21 ***
父親職業威信スコア		0.04 ***	0.02 **	0.04 ***	0.04 ***
15歳の頃の世帯収入レベル		0.21 ***	0.21 **	0.07	0.24 ***
出生コーホート	1940-1949	-0.05	0.29	-0.23	-0.15
	1950-1959	0.31 **	0.24	0.29	0.44 **
	1960-1969	0.15	0.39 *	0.15	-0.02
	1970-1979	---	---	---	---
	1980-1989	-0.02	-0.01	0.02	0.06
	1990-2000	0.25	0.41	0.14	0.24
決定係数		0.281	0.255	0.312	0.282
自由度調整済み決定係数		0.280	0.249	0.308	0.278
n		4278	1270	1419	1573

* p<.05; ** p<.01; *** p<.001

表 5 モデル 1(女性)

従属変数：本人教育年数

		女性			
		全体	外縁地方	中間地方	大都市圏
切片		13.17	12.99	13.17	13.32
中学生の頃の成績		0.65 ***	0.66 ***	0.61 ***	0.67 ***
父親教育年数		0.18 ***	0.18 ***	0.16 ***	0.20 ***
父親職業威信スコア		0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.03 ***
15歳の頃の世帯収入レベル		0.24 ***	0.26 ***	0.21 ***	0.22 ***
出生コーホート	1940-1949	-1.02 ***	-1.04 ***	-1.07 ***	-1.01 ***
	1950-1959	-0.19 **	-0.31 *	-0.20	-0.09
	1960-1969	-0.09	-0.22	-0.06	-0.03
	1970-1979	---	---	---	---
	1980-1989	0.30 ***	0.08	0.21	0.53 ***
	1990-2000	0.35	0.27	0.07	0.63 *
決定係数		0.291	0.309	0.258	0.293
自由度調整済み決定係数		0.290	0.305	0.254	0.290
n		4971	1483	1558	1921

* p<.05; ** p<.01; *** p<.001

3.2 モデル 2

次にモデル 2 の結果について検討する（表 6）。モデル 2 では、本人年収を従属変数、本人教育年数、中学生の頃の成績、父親教育年数、父親職業威信スコア、15 歳の頃の世帯収入レベル、出生コーホートを独立変数として分析を行った。はじめに、男性の結果から着目する。まず、外縁地方と大都市圏の切片において約 65.1 万円もの差が生じていた。また、全ての出身区域において本人教育年数、中学生の頃の成績、出生コーホートが有意な係数を持ち、加えて外縁地方では父親の学歴、中間地方では父親の職業、大都市圏ではその両方が影響を及ぼすことが判明した。本人教育年数及び中学生の頃の成績においては、外縁地方で最も大きな係数が示された。一方で、父親職業威信スコアにおいては中間地方、父親教育年数及び 15 歳の頃の世帯収入レベルでは、大都市圏において影響が大きくなる傾向にあった。これらの変数はモデル 1 においても有意な差があったことから、最終学歴取得後においても影響を与えている可能性が示唆される。出生コーホートに注目すると、全ての出身区域において影響が減少傾向にあり、1970 年代を境にその影響が正から負へと逆転したことが分かった。以上からつぎのことが判明した。(1) 外縁地方においては本人からの要因が、中間地方及び大都市圏においては父親からの要因が本人年収により強い影響を与える。(2) 出生コーホートが上がるにつれて平均年収は負の影響が大きくなっている。

(2) に関しては、特にその効果が大きかった大都市圏において、年功序列を示唆する結果となった。

女性の結果においては（表 7）、中間地方の切片が最も小さく、大都市圏との差は約 11 万円であった。出身区域による差異は男性と比べると小さいが、男性との差は約 200 万円もの差が生じており、出身区域における差に比べて性別による差が顕著であることが読み取れる。また、全ての出身区域において本人教育年数、中学生の頃の成績が有意な係数を持ち、外縁地方では 1940 年代の出生コーホート、中間地方では父親の職業及び 1940 年代の出生コーホート、大都市圏では 1990 年代の出生コーホートが本人年収に影響を及ぼすことが判明した。15 歳の頃の世帯収入レベルに有意差は認められなかったが、大都市圏においては係数が正であったのに対し、外縁地方になるほどその影響は負に拡大したことから、係数の差が大きい結果となった。これは、地方において家柄の良い、裕福な実家の女性は就職をせずに結婚する傾向にあることが原因の一つとして考え

られる。出生コーホートに着目すると、1970年代を境に係数の変化が生じていたのは男性と同様の結果であった。しかし、男性と比べて有意な係数は少なく、コーホートによる賃金差は小さいことが読み取れる。

以上から3点が明らかになった。(1) 全ての出身区域において、本人からの要因が年収に影響を与える。(2) 中間地方においては父親の職業威信が高いと本人の年収が増加する。(3) 男性と比べ、出身区域によって本人年収に与える要因の差異はわずかである。また、男女両者の結果において大都市圏における近年の出生コーホートの影響が負に大きかった原因として、学歴が高い傾向にある大都市圏では、他の出身区域と比べて1990年代以降に出生した回答者の多くは学生であったことから、収入へ及ぼす影響が負の方向に強く現れた可能性が考えられる。全体における男性と女性の各変数の係数を比較すると、1970年代を基準とした本人年収の切片は男性が女性の約2倍であることや、父親教育年数、父親職業威信スコアといった親からの影響を表す変数においても係数に異なる傾向が示され、男女においても本人年収に与える効果に顕著な差異が認められた。

表 6 モデル 2(男性)

従属変数：仕事からの本人年収		男性			
		全体	外縁地方	中間地方	大都市圏
切片		423.25	395.13	410.01	460.23
本人教育年数		19.01 ***	23.60 ***	13.68 ***	16.42 ***
中学生の頃の成績		28.65 ***	42.34 ***	22.43 ***	31.06 ***
父親教育年数		7.55 ***	8.60 *	1.63	10.66 **
父親職業威信スコア		3.25 ***	1.37	4.37 ***	3.29 **
15歳の頃の世帯収入レベル		12.00 *	6.77	9.01	12.57
出生コーホート	1940-1949	281.02 ***	239.68 ***	238.63 ***	340.70 ***
	1950-1959	199.98 ***	173.26 ***	182.71 ***	233.49 ***
	1960-1969	136.44 ***	117.26 ***	127.15 ***	150.52 ***
	1970-1979	---	---	---	---
	1980-1989	-100.19 ***	-77.23 *	-99.23 ***	-119.39 ***
	1990-2000	-198.58 ***	-162.87 *	-173.81 **	-242.62 ***
決定係数		0.234	0.224	0.229	0.254
自由度調整済み決定係数		0.231	0.216	0.223	0.248
n		3543	1047	1171	1312

* p<.05; ** p<.01; *** p<.001

表 7 モデル 2(女性)

従属変数：仕事からの本人年収

		女性			
		全体	外縁地方	中間地方	大都市圏
切片		210.40	208.51	203.87	214.85
本人教育年数		18.38 ***	23.88 ***	21.91 ***	11.78 **
中学生の頃の成績		21.99 ***	23.07 ***	14.96 *	26.26 ***
父親教育年数		3.39 *	3.47	2.28	4.79
父親職業威信スコア		0.90	0.64	1.89 *	0.36
15歳の頃の世帯収入レベル		-4.89	-10.11	-6.69	1.05
出生コーホート	1940-1949	50.37 ***	71.77 **	46.37 *	35.96
	1950-1959	19.95 *	19.46	27.06	14.26
	1960-1969	-1.51	6.26	5.58	-12.48
	1970-1979	---	---	---	---
	1980-1989	-12.37	-30.35	-25.26	12.33
	1990-2000	-68.82 **	-8.98	-64.14	-103.86 *
決定係数		0.073	0.114	0.085	0.054
自由度調整済み決定係数		0.070	0.104	0.076	0.046
n		3098	932	1018	1140

* p<.05; ** p<.01; *** p<.001

4. 結論および考察

本稿の目的は、義務教育段階における教育機会の地域格差を検討し、その要因が将来に影響を与えているかを明らかにすることにあった。本研究では地域間における教育の機会格差に着目し、JGSS 累積データを用いて分析することにより、出身地域による要因の違いを詳細にすることを試みた。

その結果、以下のことが明らかになった。第一に、親からの影響は大都市圏出身であるほど、本人からの影響は外縁地方出身であるほど本人年収を増加させる効果を持っている。教育年数を従属変数とした分析においては、全ての出身区域において、本人からの影響と親からの影響の両方が教育年数に正の影響を与えているのに対し、本人年収を従属変数とした分析においては、本人からの要因による影響は外縁地方ほど大きく、親からの要因が与える影響は中間地方、大都市圏であるほど拡大した。この結果は、仮説 1「親からの影響は大都市圏出身であるほど本人教育年数及び本人年収に強い正の関連を持っている」の通りであったが、本人の学歴においては出身区域による影響の差異は見られず、親からの要因が女性よりも男性において、また大都市圏であるほど本人年収に影響を与えていることが明らかになった。教育年数について注目すると、外縁地方ほどその影響は本人年収に正の効果を及ぼしており、外縁地方出身者にとって学歴が上昇移動することにおいて重要になっている点が考えられる。しかし、教育年数においては出身区域によって各要因が与える影響に顕著な差異は認められなかった。これは、学歴自体に影響する要因は各出身区域で同程度であるが、学歴が本人年収に与える影響は出身区域によって異なることを示唆する。特に外縁地方においてその影響が大きく、学歴だけでなく、家庭の経済状況も本人の進学状況に影響を与えている可能性があり、地方出身であることが大都市圏出身であることに比べ、上昇移動が本人の努力だけでは難しいことが示された。

第二に、外縁地方出身であること自体が本人年収に負の影響を与えている訳ではない。しかし、大都市圏出身であることが本人年収に優位に働いている可能性が示唆された。上に述べた通り、本人教育年数に与える要因において出身区域による差異はみられず、本人年収に及ぼす要因は出身地域によって異なるが、直接的な影響を与えている変数は確認できなかった。これは、仮

説2「地方出身であることは、本人教育年数及び本人年収に負の影響を与えており、近年になるほどその影響は拡大している」とは異なる結果となった。しかし、教育年数が本人年収に与える影響においては、出身地域による影響が直接的であり、大都市出身であることが優位に働いている可能性が確認された。分析結果から切片に差異はあったものの、本人の成績や親の影響を表す変数が本人教育年数に与える影響は同程度であったことから、出身地域自体が直接影響を与えている可能性が考えられる。また、出身区域による違いにおいて、父親教育年数、父親職業威信スコアが本人教育年数に与える影響は本人年収への影響と比べて小さかった。父親が与える影響において出身地による差が出るのは最終学歴取得後であることが予想される。

第三に、中学生の頃の成績が本人年収に与える影響は近年になるほど小さくなり、どの出身区域においても成績に関わらず高等教育段階まで進むことが一般的になっている。また、全ての出生コーホートにおいて教育年数が本人年収に与える効果が最も大きかったのは大都市圏であったことから、中学生の頃の成績が大都市圏になるほど本人年収に影響を与えているのではなく、出身地域による影響が教育年数を媒介して年収に効果を及ぼしていることが考えられる。出生年が1960年代以前は、中学生の頃の成績が本人年収に正の影響を持っていたが、1970年代を境にその影響が負の方向に転じた。出生コーホートが上がるにつれて、中学生の頃の成績に関わらず、高等教育の大衆化が確認された。これはトロウが提唱した大学のユニバーサル化の枠組みに適合している。トロウは高等教育の大衆化を3段階に区分し、就学率が50パーセントを超えた状態をユニバーサル段階として本来の機能がエリート養成であった大学の大学の大衆化が進展し、エリート教育という概念自体も無意味なものとなることで、ユニバーサル・アクセスがある程度現実のものとなった社会と説明している（岩永，1999）。分析結果においても高等教育のユニバーサル化が表れており、出生コーホートが近年になるほど学歴の相対的な価値が低下していることが示された。

最後に、本研究における限界と今後の課題について述べる。第一に、サンプルサイズの大きいデータを用いているものの、質問内容によって調査年が異なることで、分析に使用できた変数が必ずしも十分でないことが挙げられる。具体的には、ライフチャンスの捉え方と母の変数の欠損が挙げられる。本研究ではサンプルサイズの制約により本人年収をライフチャンスとして分析を行ったが、年収が高いことが必ずしも個人の自己達成に正の影響を与えるとは限らない。個人の自己達成をどのように測るかについては今後の課題としたい。また、母の変数について、職業威信スコアを作成するにあたって15歳の頃の父の職種を使用した。母の変数は存在しなかったことから母親からの要因を加えずに分析を行った。女性の社会進出が進んでいる現在において母親の職種などが利用可能になれば、父親を中心に議論されてきた出身階層及び教育機会の要因において新たな構造があるかどうかの検討が可能であると考えられる。第二に、最終学歴の捉え方についてである。研究では最終学歴を教育年数に変換して分析を行ったが、通った学校のレベルによっても平均年収は異なる。予備校等が出す偏差値においては、数値に差があることから精度に問題がある。より正確に出身学校の水準を把握する尺度が必要である。以上のように分析にはいくつかの制約があったが、本研究ではこれまで焦点があまり当てられなかった義務教育段階における教育の機会格差について、本人年収に与える要因の効果が出身地域によって異なることを解明した。これが、本稿の学術的貢献である。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認

定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。JGSS-2000～2008 は学術フロンティア推進拠点、JGSS-2010～2012 は共同研究拠点の推進事業、JGSS-2015 は JSPS 科研費 JP26245060、JP15H03485、JP24243057、大阪商業大学アミューズメント産業研究所、日本経済研究センター研究奨励金 2014 年度（岩井紀子）、労働問題に関する調査研究助成金 2015 年度（岩井八郎ほか）、JGSS-2017/2018 は「特色ある共同研究拠点の整備の推進事業 機能強化支援」と JSPS 科研費 JP17H01007 の助成を受けた。JGSS-2000～2005 は東京大学社会科学研究所と共同で、JGSS-2006～2012 は東京大学社会科学研究所の協力を得て、JGSS-2017/2018 は京都大学大学院教育学研究科教育社会学講座の協力を得て実施した。JGSS-2017/2018 データの整備は、JSPS 人文学・社会科学データインフラストラクチャー構築推進事業 JPJS00218077184 の支援を得た。

[注]

- (1) 本稿においては埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県・愛知県・京都府・大阪府・兵庫県の 8 都府県を三大都市圏と定義する。
- (2) ドイツの社会学者であるラルフ・ダーレンドルフはライフチャンスに「社会構造によって付与される機会」と定義し、ライフチャンスは個人に属するものではなく、社会的存在としての個人がそれを有するものであるとの社会的概念を示している（永野，2014）。
- (3) 旧制尋常小学校（国民学校を含む）を 6 年、旧制高等小学校を 8 年、旧制中学校・高等女学校を 10 年、旧制実業・商業学校を 11 年、旧制師範学校を 12 年、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校を 13 年、旧制大学・旧制大学院を 16 年、新制中学校を 9 年、新制高校を 12 年、新制短大・高専（2005 年の調査まで）を 14 年、新制高専（2006 年の調査以降）を 14 年、新制短大（2006 年の調査以降）を 14 年、新制大学を 16 年、新制大学院を 18 年、大学校を 16 年とした。

[参考文献]

- 阿部彩，2009，「日本の子どもの貧困：失われた「機会の平等」」『特集反貧困最前線』14(8)：66-72.
- 林拓也，1997，「地位達成における地域間格差と地域移動—学歴・初職に対する影響の計量分析—」『社会学評論』48 卷 3 号：334-349.
- 平林亮子，2022，「高知県民はなぜ『私立中学』を選ぶ？ 四国・中国、九州地方の中学受験事情」，ARUHI マガジン，（2024 年 12 月 9 日取得，<https://magazine.sbiaruhi.co.jp/0000-4869/>）.
- 朴澤泰男，2012，「大学進学率の地域格差の再検討—男子の大学教育投資の都道府県別便益に着目して—」『教育社会学研究』第 91 集：51-71.
- 朴澤泰男，2016，『地方における高校生の大学進学行動』，東信堂.
- 朴澤泰男，2017，「大卒男性の年間収入と出身大学の所在地・設置者の関係について—就業地による違いに着目した考察—」『NIER Discussion Paper Series』No.004.
- 朴澤泰男，2024，「少子社会日本における高等教育へのアクセス」，『名古屋高等教育研究』第 24 号：223-242.

- 岩永雅也, 1999, 「大学のユニバーサル化とエリート教育」『高等教育研究』第2集: 65-84.
- 数実浩佑, 2017, 「学力格差の維持・拡大メカニズムに関する実証的研究—学力と学習態度の双方
向因果に着目して—」『教育社会学研究』第101集: 49-68.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2022, 「表 12-60 都道府県別中学校・高等学校卒業者の進学率
および就職率: 2021 年」, 人口統計資料集 2022, (2024 年 10 月 30 日取得,
https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2022.asp?fname=T12-60.htm).
- 松岡亮二, 2018, 「教育格差の趨勢—出身地域・出身階層と最終学歴の関連—」, 古田和久編
『2015 年 SSM 調査報告書 4 教育 I』: 187-223.
- 永野咲, 2014, 「社会的養護領域における『ライフチャンス』概念—ダーレンドルフの「ライ
フ・チャンス」概念を手がかりに—」『東洋大学大学院紀要』119-137.
- 内藤準, 2014, 「社会階層研究における機会の平等と完全移動」『社会学評論』65(3): 390-408.
- 難波安彦・畑中美里, 2012, 「教育格差の要因と問題点」『兵庫教育大学研究紀要』40: 51-62.
- 佐々木洋成, 2006, 「教育機会の地域間格差—高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」
『教育社会学研究』78: 303-320.
- 白波瀬佐和子・石田浩, 2018, 「少子高齢社会における社会階層とライフコース: 出身階層のライ
フイベントへの効果に着目して」『理論と方法』33(2): 185-201.
- 総務省統計局, 2007, 「学校基本調査 平成 19 年度 高等教育機関《報告書掲載集計》 学校調査
大学・大学院」, (2024 年 10 月 30 日取得, <https://www.e-stat.go.jp/>).
- 総務省統計局, 2024, 「学校基本調査 令和 6 年度 (速報) 初等中等教育機関、専修学校・各種
学校 学校調査・学校通信教育調査 小学校」, (2024 年 10 月 30 日取得, <https://www.e-stat.go.jp/>).
- 竹内洋, 1991, 「日本型選抜の探求: 御破算型選抜規範」『教育社会学研究』49: 34-56.
- 竹内洋, 1995, 『日本のメリトクラシー: 構造と心性』東京大学出版会.
- 上山浩次郎, 2013, 「大学進学率における地域間格差拡大の内実: 大学収容力との比較を通し
て」『北海道大学大学院教育学研究院紀要』118: 99-119