



WINPEC Working Paper Series No. J2501
May 2025

明治期就学率の規定要因 道府県別パネルデータ分析

安中 進 小泉琢翔

現代政治経済研究所
(Waseda INstitute of Political EConomy)

早稲田大学

明治期就学率の規定要因

道府県別パネルデータ分析*

安中 進† 小泉琢翔‡

2025 年 4 月 30 日

概要

本論文は 1881（明治 14）年から 1899（明治 32）年の公立（尋常）小学校の就学率を規定している要因を分析する。当時の就学率は必ずしも順調に上昇しておらず、道府県ごとに大きなばらつきが見られた。それと同時に男女の就学率差も非常に大きかった。本論文は、こうした差を明らかにするため、就学率全体と、ジェンダー差を考慮した男子の就学率と女子の就学率を被説明変数として、1 人当たり米の生産高、1 人当たり教育費、1 月当たりの公立小学校の平均授業料を説明変数として用いて、年や道府県の固定効果を考慮した標準的モデルで分析する。説明変数が被説明変数に影響を与えるラグを考慮せず比較的短期に直接的な影響を想定するモデルによって得られた分析結果では、被説明変数を男女の平均就学率とした場合、特に明確に影響がある変数はなかった。しかしながら、男子の就学率とは教育費と授業料が相関しており、教育費が多ければ就学率も増え、授業料が高いと就学率は減る傾向にあった。加えて、影響関係のラグを考慮するため、1 年前の説明変数を利用したモデルの分析によって得られた結果では、米の生産高が男女ともの就学率と正の相関関係にあると判明した。ただし、これらの変数は、ラグを考慮してもしなくても男女の就学率差に明確な影響を与えてはいなかった。

* 本論文は第 94 回社会経済史学会全国大会（於 東北大学）において報告される。喜多宗則、李永俊氏のコメントに感謝する。また、データ収集の補助を依頼した女川茉菜氏にも感謝する。なお、本論文は弘前大学人文社会科学部に提出された小泉の卒業研究を基に、大幅に加筆修正し、小泉卒業後、安中が執筆した。本論文は JSPS 科研費 JP23K25474 による支援を受けている。

† 早稲田大学社会科学総合学術院 s_annaka@waseda.jp

‡ 東京国税局

はじめに

日本の義務教育制度は、1872（明治 5）年に学制が公布され始まった。しかし、義務教育の普及や就学率¹の上昇は、一貫して続いていたわけではない。土方（1987）によると、1890 年代半ばから就学率の上昇が見られたとされている。その後、1900（明治 33）年の改正教育令発布に伴って、就学率はほぼ 100%に達した。この時期における教育の拡充では、制度的改革に加えて、社会的な要因も重要な影響を及ぼしたと玉井（2000）は指摘している。特に、貧困をはじめとする社会的背景が、教育の充実に大きく影響するといわれている。このため、本論文では、就学率の上昇が単なる制度改革だけでなく、他の社会的経済的要因による影響も受けている可能性も考慮し、『帝国統計年鑑』から入手可能な 1881（明治 14）年から 1899（明治 32）年までの道府県別就学率を対象に、それに対して影響を与える要因を探るパネルデータ分析をおこなう²。具体的には、米の生産高や教育費、授業料といった変数を用いた分析を行う。また、

¹ 本論文における就学率は、「学齢人員」に占める「就学人員」で求められている。1895（明治 28）年以降に収集されたデータに関しては、学齢人員のうち尋常小学校の生徒数が就学率とされている。具体的にいえば、就学率は名前を変えながらも「卒業退学」を含んだ「学齢就学生徒」を「学齢人員」で割るか、さらに「本年半途退学」も含んだ「就学人員」を「学齢人員」で割るか（1892（明治 25）年以降）、「現在尋常小学科就学」と「尋常小学科卒業」の「本年卒業」と「前年以前卒業」を含んだ「就学人員」の合計を「現在不就学」と「未就学」を含んだ「学齢人員不就学」も含んだ「学齢人員」全体で割った数字（1895（明治 28）年以降）、もしくは「現在不就学」と「未就学」を含んだ「未就学」と「就学義務未生者」を含んだ「学齢人員」全体で割った数字（1896（明治 29）年以降）と一致する。したがって、「本年卒業」と「前年以前卒業」を含んで就学とする点に疑問が生じなくもないが、『文部省年報』や『帝国統計年鑑』の考えでは、これらを含んで就学率としている（田原 1988）。また、こうした定義の就学率は過大に見積もられているという指摘もあり、それなりの説得力もある（安川 1962;1964）。しかしながら、過小に見積もられているという指摘もあり（土方 1987）、決定的な見解は示されていない。ただし、仮に記述統計で過大に推計されるのは問題だとしても、計量分析においては、各道府県の固定効果を考慮したモデルによって対応可能である。さらに、定義に年ごとの差異があっても道府県では一律に定義がなされるはずであるため、こうした問題も年の固定効果を考慮して影響を取り除いている。加えて、1886（明治 19）年までは男女 1 つの就学率が『帝国統計年鑑』には記載されていたが、その後男女別の就学率のみが記載されるようになった。したがって、この年以降は男女別の数字から平均を算出している。

² 就学率は当然のことながら『帝国統計年鑑』が依拠していると考えられる『文部省年報』からも基本的に入手可能であるが、本論文では『帝国統計年鑑』の数値を利用している。というのは、一般的に『帝国統計年鑑』のデータは、『農商務統計』や『内務省統計報告』などのように所轄の官庁のデータを集めて作られていると考えられるが、『文部省年報』と『帝国統計年鑑』は、一致していない年も多く、これらを比較して少なからぬ差が系統的に見出される（土方 1987）。こうした差異が生じる場合、本来は所轄官庁の『文部省年報』のデータを利用した方が好ましいように思えるが、本論文は『帝国統計年鑑』の数値を利用している。なぜなら、男女別の就学率が予め掲載されている年が多く、また、1881（明治 14）年、82（同 15）年あたりまで遡ると、『帝国統計年鑑』では、就学率にあたるデータも「学齢百中比例」といった形で継

男女の就学率に大きな差があった点にも着目し、それらの変数が男女の就学率差に与える影響も分析する。

分析結果をまとめると、説明変数が被説明変数に影響を与えるラグを考慮せず、比較的短期に直接的な影響を想定するモデルでは、特に明確に影響がある変数はなかった。ただし、男子の就学率とは教育費と授業料が相関しており、教育費が多ければ就学率も増え、授業料が高いと就学率は減る傾向にあった。加えて、影響関係のラグを考慮するため、1年前の説明変数を利用したモデルの分析によって得られた結果では、米の生産高が男女どもの就学率と正の相関関係にあると判明した。ただし、これらの変数が男女の就学率差に明確な影響を与えてはいなかった。

以下、第1節では先行研究をまとめる。第2節では明治期の就学率を概観する。第3節では仮説を提示し、道府県のパネルデータを用いた計量的な分析を行う。第4節では結論をまとめる。

第1節 先行研究

明治期の就学率に関する先行研究の多くは、就学率の上昇に影響を与えた要因に言及している。安川（1962）は、兵庫県の就学率に影響を与える社会経済的要因として、寄生地主制の存在が挙げている。加えて、特に農村部においては教育の機会が限られていたと示唆している。安川の研究は、教育が社会的経済的要因に影響される可能性を示唆している。また、安川（1964）は、地域における米麦及び雑穀の生産比率と、就学率の関係が分析されている。特に、明治初頭においては、米麦雑穀の生産比率が低く商業的農業が発展している県では、就学率が高くなる傾向が見られると分析している。安川の研究は就学率を考える上で農作物生産が与える影響を示唆している。

田原（1988）は、安川の説を批判的に検討するため、新たなデータを用いて分析を行った。この分析では授業料の徴収が就学率の減少と相関していると主張している。

玉井（2000）は、岡山を対象に貧困が教育に大きな影響をもたらす点を指摘している。特に、貧困層では就学率の上昇が遅れたため、家庭の経済状況が就学率に重要な影響をもたらすと示唆している。加えて、1900（明治33）年から1901（明治34）年に就学率の伸びが大きいと指摘し、その理由が授業料の無償化にあるとしている。西（2013）は、学制期に就学率が上がらなかった要因を検討し、学校教育の必要性が人々に理解されていなかったのにもかかわらず、

続的に提示しているが、『文部省年報』では、「人口百中就学生徒」の記載となり、整合的に調べられなくなるからである。したがって、本論文は試みに『帝国統計年鑑』を用いて可能な範囲で長期間に渡り整合的な分析を行おうとしている。

政府によって就学が催促される不満や、教師の質が高くなかったために就学率が上がらなかったとしている。

これらの研究に加えて性差に関して言及している研究も複数存在している。柏木(1995)は、明治期の就学に対する意識を分析して、学校は女子のいられる場が形成されていなかったというように、特に女子の就学が積極的に肯定されなかったと指摘している。ト部(2000)も明治期に女子就学率の低迷が深刻であったと言及している。その要因として労働力の減少に対する親の反発、授業料、学校に行く必要性への疑問、女性に教育は必要ないという思想的問題、通学が困難だといった理由を挙げている。加えて、女子就学率が低かったのは農業主体の地域であったとも主張している。また、熊本県の教育関係の記事を分析しており、小学校令が改正され授業料の無償化がなされた明治33年は教育の記事が多かったとも指摘している。斎藤(2010)も女子の就学率に対して影響を与える要因を分析している。男子の就学率と比較し、女子の就学率を阻害する要因として、授業料の徴収が挙げられ、特に、家庭の経済的負担が女子教育を阻害していたと主張している。これらの先行研究を踏まえ、明治時代の就学率の変動要因を分析するが、同時に性差にも着目していく。

第2節 明治期の就学率

2-1：明治期就学率の傾向

本研究では、明治期の就学率を分析対象としている。本研究における被説明変数は『帝国統計年鑑』より入手した「明治期の尋常小学校の就学率」である。この就学率は、男子及び女子を含み総計したものと男女別でも分析を行う³。特に明治期は学校制度が整備され始めた時期であり、様々な社会的経済的要因を反映していたと予想される。分析期間は、明治14年(1881年)から1899(明治32)年としている。明治14年を始期とした理由は、データの入手可能性からであるが、この時期は全道府県のデータ出揃っておらず欠損が見られる⁴。明治32年を分析の終期とした理由としては、明治33年に改正教育令が發布されたからである。玉井(2000)によると、明治33年の改正教育令により、義務教育の無償化がなされ、急速に就学率が100%に近づいたことが指摘されている。すなわち、学制によって就学率が上昇していく中で、この時期までが就学率が道府県ごとに大きくばらついていた時期であり、各道府県の状況を比較できるのである。加えて、佐藤(1970)において明治33年前後が漸次的な教育の法整備の頂点となっていると言及がなされている。本論文は、制度改革以外の社会的経済的要因が就学率に

³ 男女の数値のみが掲載されている年が多いが、その場合は、これらの平均をとっている。逆に1886(明治19)年までは男女の区別が記載されていない。

⁴ 具体的には、富山、佐賀、宮崎の明治14、15年、奈良の14～19年、香川の14～20年である。

与える影響を分析しようとしており、明治 32 年を終期とし、義務教育無償化がなされる前の就学率に影響を与える要因を分析する⁵。

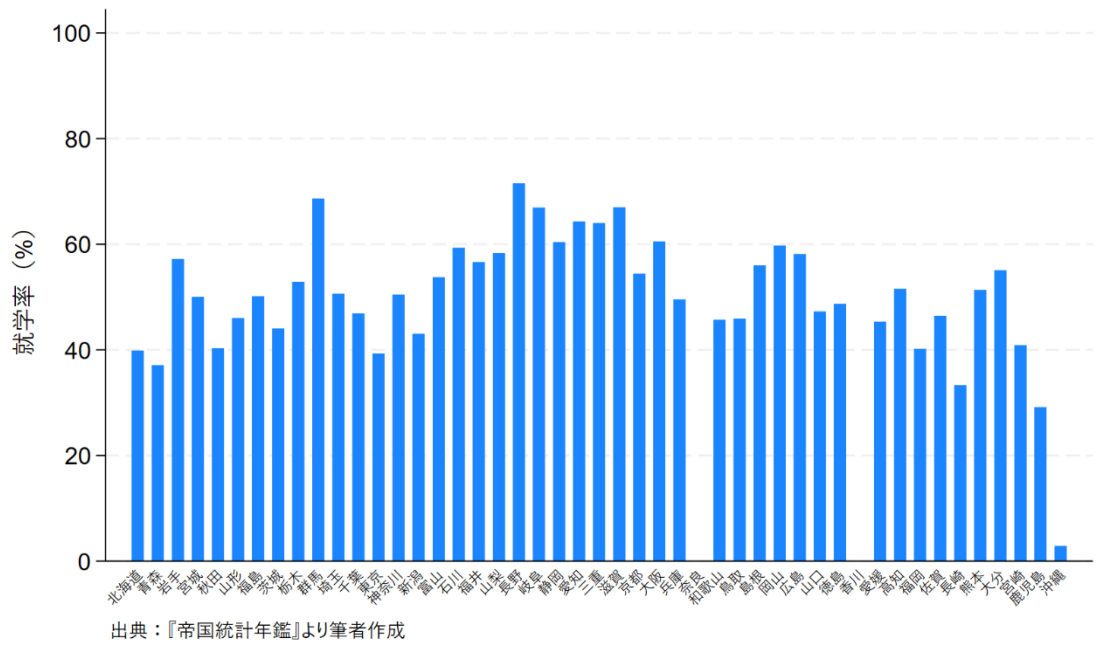


図 1 : 1883 (明治 16) 年道府県別就学率

⁵ なお、北海道（開拓使）と沖縄は就学率のデータは手に入るものの、米以外の変数は取得できず、米も沖縄のデータは限られており、回帰分析ではモデルにより含まれていない。

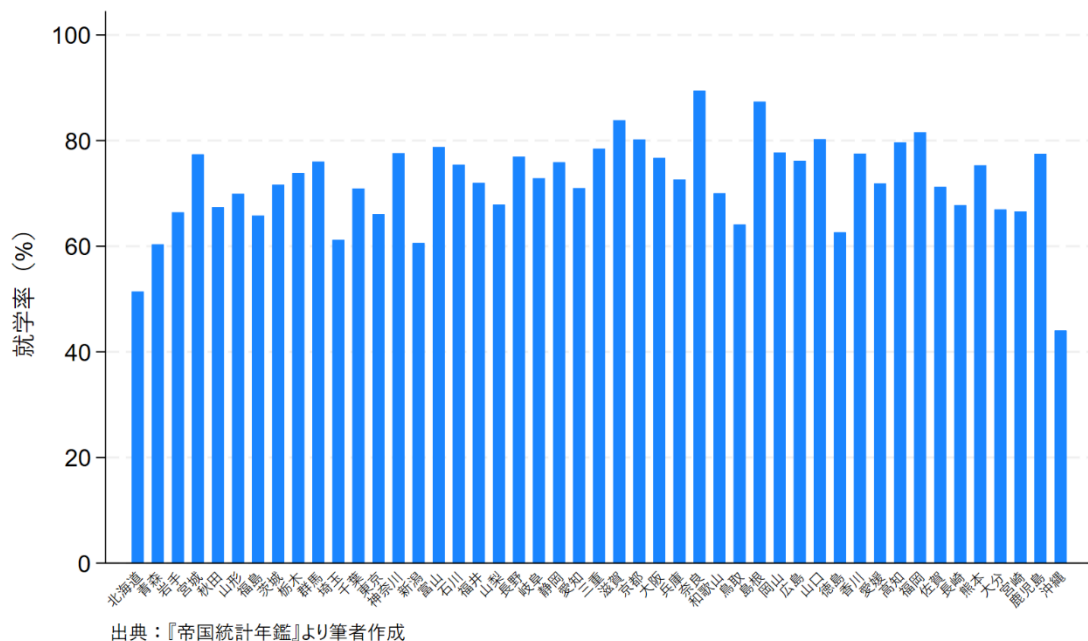


図 2：1899（明治 32）年道府県別就学率

長期に欠損がある奈良と香川を除く道府県のデータが揃った 1883（明治 16）年時点の就学率は図 1 が示すとおりである。この年は沖縄の 2.85%から長野県の 71.51%まで幅があり、標準偏差は 9.6 である。かなりのばらつきが見られるとあって良いだろう。それに対して図 2 は、今回の分析対象の最終年である 1899（明治 32）年の道府県別就学率を表している。この年の最低は沖縄の 44.05%で、最高が奈良の 89.44%となっている。標準偏差は 6.8 となり、ばらつきが少なくなっている。ちなみに、この年の長野の就学率は 76.94%で驚くほど伸びていない。

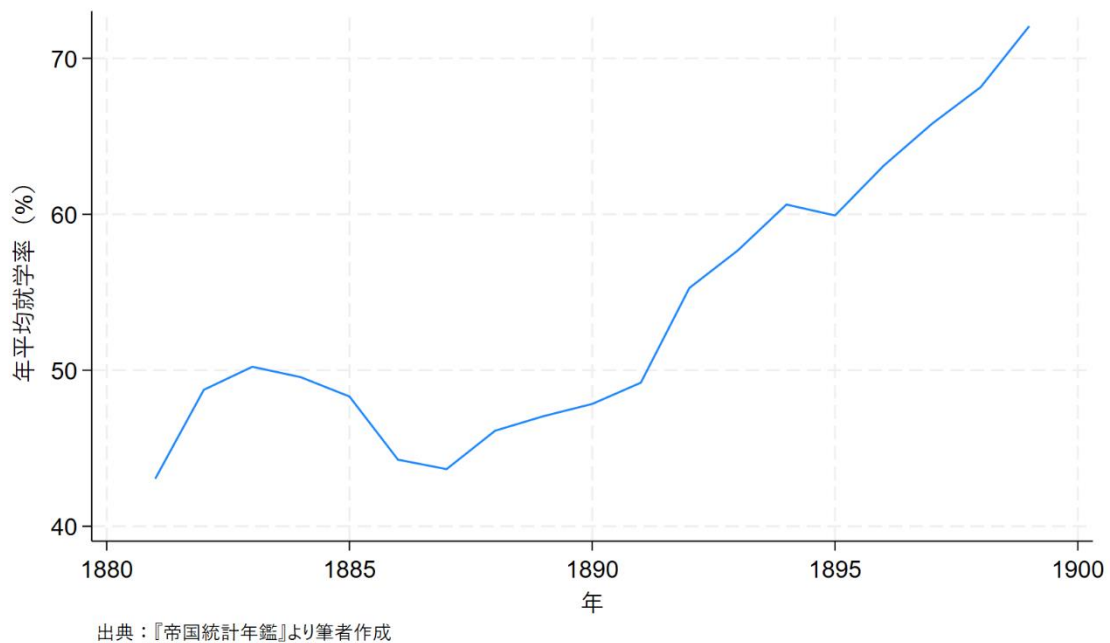


図 3：分析期間を通じた全道府県平均就学率

図 3 は、分析期間を通じた道府県全体の平均就学率の推移を表している。この図によれば、1890 年前後までは就学率が順調に伸びておらず、むしろ停滞していた傾向がうかがえる。

2-2 男女別の就学率

続く図 4 は、男女の別が記載されるようになった 1886（明治 19）年時点の男女の平均就学率を比較しており、図 5 は 1899（明治 32）年時点の比較となっている。男女の差は著しく、20%ほどは差がついている傾向が見られる。1899（明治 32）年になると若干縮小しているが、それでも大きな差がある傾向は変わっていない。

さらに、図 6 は、1886（明治 19）年時点における道府県ごとに男女の平均就学率の差を見ている。これを見ると、都市化の進んだ地域では差が小さく、地方で差が大きい傾向が見られる。図 7 は、1899（明治 32）年時点である。これらの図を比較すると、多くの地域では差が縮小しているが、一部地域で根強く差が残っていた様子がうかがえる。これは、1886（明治 19）年の差の平均が 35 パーセントポイントで標準偏差が 9.56、1899（明治 32）年の差の平均が 26.74 パーセントポイントで標準偏差が 9.37 と、差が大きく縮小しているにもかかわらず、ばらつきがあまり低下していない点からも分かる。

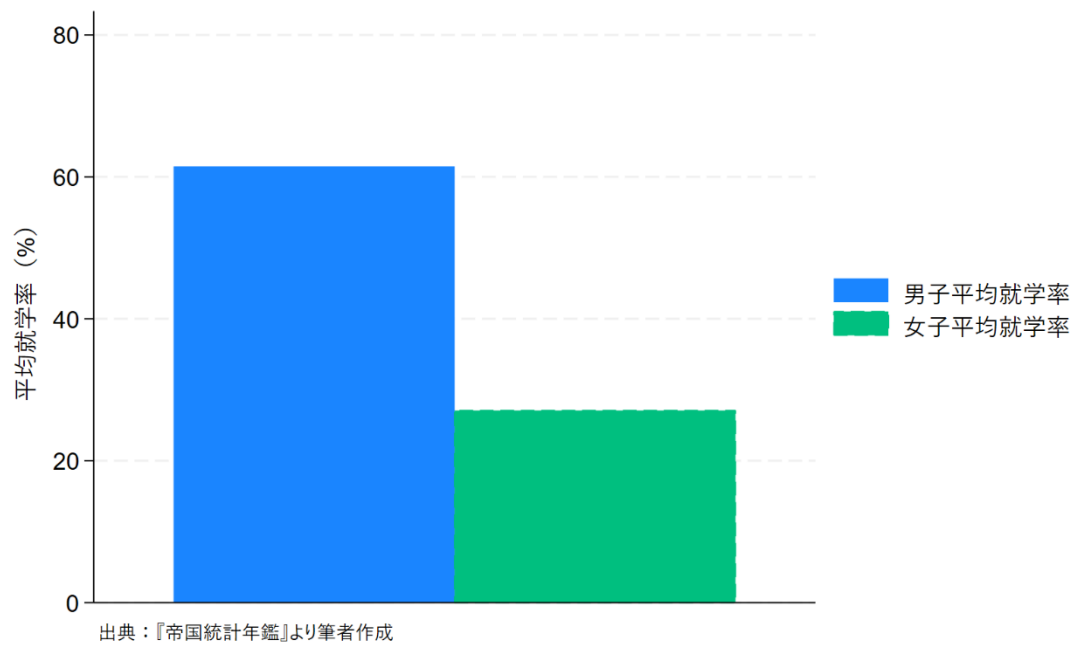


図 4：1886（明治 19）年男女別全道府県平均就学率

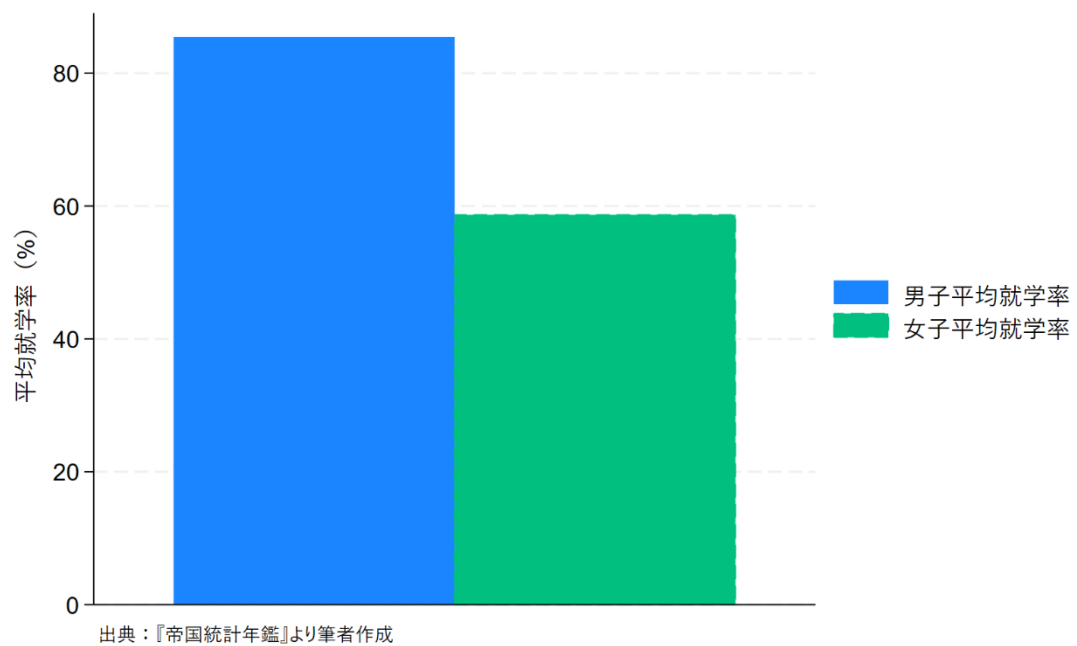


図 5：1899（明治 32）年男女別全道府県平均就学率

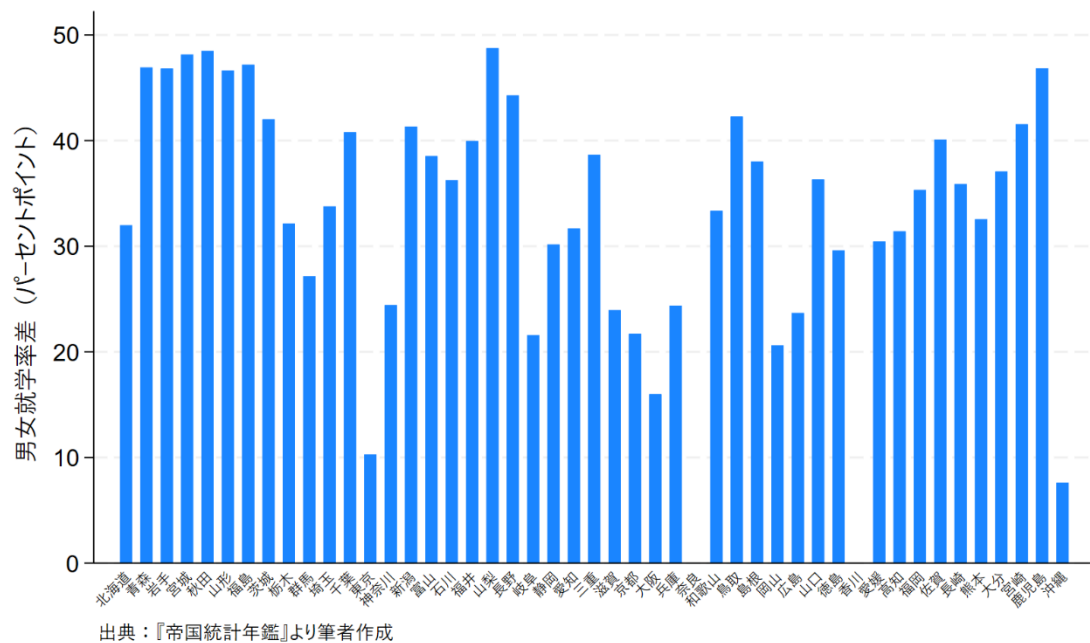


図 6：1886（明治 19）道府県別男女別就学率差

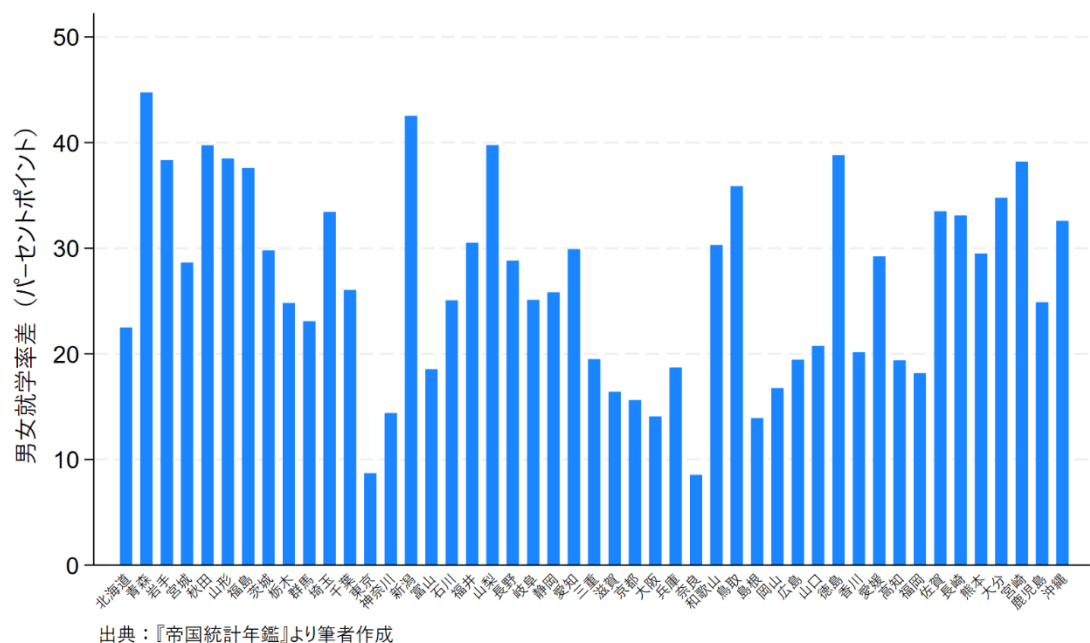


図 7：1899（明治 32）年道府県別男女別就学率差

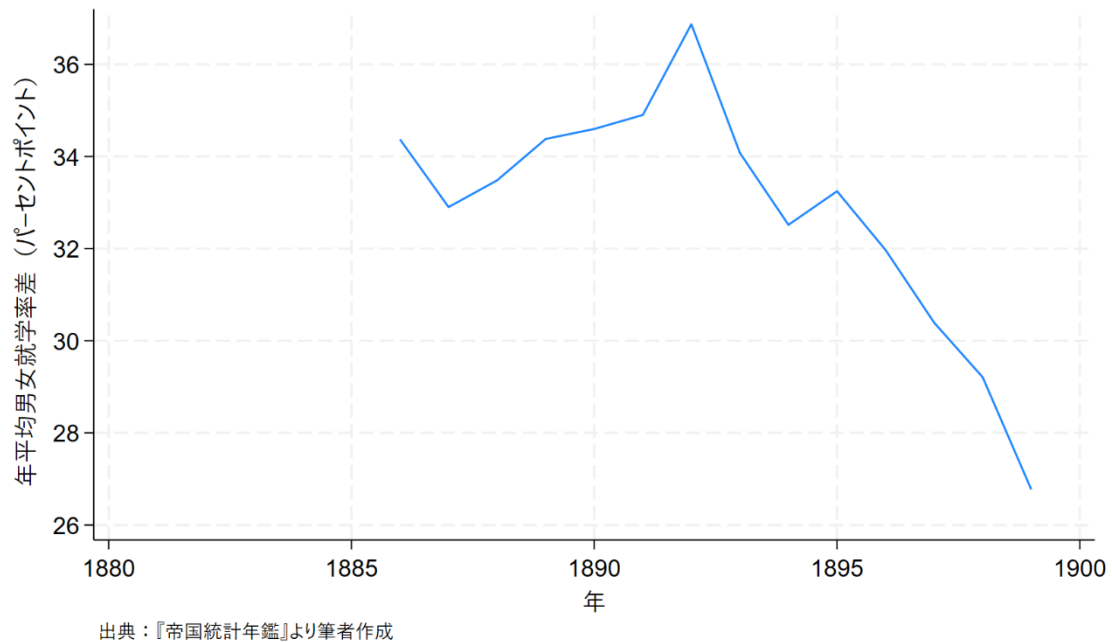


図 8：分析期間を通じた全道府県男女平均就学率差

図 8 は、道府県の男女平均就学率差の変遷を表している。この図が示唆しているのは、全体の就学率が右肩上がりに順調に伸びていかなかった傾向のように、男女差も順調に縮小せず、1890 年を過ぎてから格差のピークに達している。こうした傾向は、豊かさに関するクズネッツ曲線を思わせる (Gregorio and Lee 2002)。すなわち、経済成長するに連れて経済格差が直線的に縮小するわけではなく、一旦拡大してから縮小するという経過である。

このように道府県間で就学率に大きなばらつきが見られたり、性別によっても大きな差異が見られる時代に、就学率や男女の就学率差に影響を与えた要因を以下では計量的に分析していく。

第 3 節 道府県計量分析

3-1：仮説

本論文では計量的な分析を用いて複数の仮説を検証する。まず、米の生産量と就学率との関係に対する仮説である (安川 1964)。この仮説が想定するのは、米の生産量が多いほど就学率が低くなる可能性である。これは農業に従事する家庭が多いほど、子供の通学が難しく、結果的に就学率が低くなると予想される。実際、1890 (明治 23) 年当時の日本では、全就業者の 6 割が農業に従事しており、農業が主な生計手段であった点を踏まえると、農業従事者の多い地域では子供を学校に通わせる余裕がなかったと考えられる (清水 1967)。

しかし、他方で米の生産量が多い地域は、農業の収入が安定しており、逆に家庭が裕福で教育に費用を充てられる可能性が高まるという反論もあり得る。そのため、米の生産量が多ければ、就学率にポジティブな影響を与える可能性もある。このように米の生産量が家庭の経済状況を反映する要因となると考え、符号は想定不可能ながら就学率に影響を与えると予想した。

次に、就学率と教育費との関係に対する仮説である。この仮説が想定するのは、地域が教育に使う費用が多くなれば多くなるほど、就学率が高くなる可能性である（田原 1988）。1880（明治 13）年の改正教育令が制定されて以降、小学校の維持にかかる費用は町村負担になった⁶。つまり、地域での教育費支出が多ければ多いほど教育の設備が整うと考えられる。教育環境が整えば、当初学校に通わせるつもりがなかった家庭でも学校に通わせられるはずである。

最後に就学率と一月当たりの公立小学校の授業料との関係に対する仮説である。この仮説が想定するのは、授業料が高くなるほど、家庭への負担が大きくなるため、就学率が低くなる可能性である。教育費財源の不足は、授業料に転嫁され、父兄の負担が増加したという記述もあることから⁷、授業料は家庭への経済的負担を示すとともに、教育費が不足した分を授業料に転嫁されるため、間接的に地域での教育設備の充実度にも影響をもたらす要因であると思われる。

3-2：分析モデルと変数

本論文では、道府県別のパネルデータを使用し、道府県や各年の固定効果を考慮した上で、各説明変数が就学率に与える影響を分析する。また、被説明変数は就学率全体だけでなく、男子の就学率、女子の就学率の双方を利用して性別による影響も考慮に入れる。さらに、説明変数は、影響関係のズレを考慮して一年ラグをとったモデルと、ラグをとらないモデルを用いている。なお、各道府県の系列相関を考慮し、クラスター化した頑健な標準誤差を用いている。分析する式は以下のとおりである。

$$\text{式 1 : } Y_{it} = a + b_1 \ln(\text{rice})_{it} + b_2 \ln(\text{spending})_{it} + b_3 \ln(\text{tuition})_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{式 2 : } Y_{it} = a + b_1 \ln(\text{rice})_{it-1} + b_2 \ln(\text{spending})_{it-1} + b_3 \ln(\text{tuition})_{it-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

⁶ 「小学扶助金及び少額補助金の制度は十四年度を最後に打ち切られることとなり、以後小学校の維持に要する経費はほとんどすべて町村の負担とされることとなった」（文部科学省『学制百年史』「教育財政」）と明記されている。

⁷ 「同年（明治十八年）八月付けの文部省達『町村達学校ニ於テ授業料徴収ノコト』によって町村立学校の授業料の徴収を義務化した。この結果、教育費財源の不足は授業料に転嫁されることとなり、父兄の負担が増大し就学率は減少する結果となった」（文部科学省『学制百年史』「教育財政」）と明記されている。

式の1つ目はラグを考慮しないモデルであり、2つ目はラグを考慮したモデルである。仮説を検証するために必要となる変数をそれぞれ説明すると、 Y は男女平均の就学率か、男子の就学率、女子の就学率、もしくは男女就学率の差である。 $rice$ は米の生産量であり、ここでは1人当たりの米の生産量を指す。具体的には、道府県ごとに収穫された粳米の石高を各道府県の現住人口で割った数値を利用する。 $spending$ は教育費であり、1人当たりの教育費を指す。具体的には道府県で教育に費やした金額を各道府県の現住人口で割った数値である。 $tuition$ は1月当たりの公立小学校の平均授業料であり、これは教育負担を測る指標となる。これらは偏った分布を考慮して対数化している。 μ は道府県の固定効果、 γ は年の固定効果、 ε は誤差項を表し、 i は道府県、 t は年を表している。

当時の就学率データの質には問題があったが(土方 1987)、たとえば、年によって質が改善される場合には年の固定効果によってコントロール可能であり、道府県ごとに系統的な差が存在している場合には道府県の固定効果によってコントロール可能である。したがって、かなり極端に統計の質が年や道府県によってばらばらになるというイレギュラーな状況を想定しない限りは、年と道府県の固定効果によってデータの質の問題や偏りの問題には対応可能だと考えている。既存の研究では、こうした点を考慮に入れた分析が行われておらず、その意味でも本論文の新たな貢献があるといえよう。

本論文で用いるデータはすべて『帝国統計年鑑』から収集している。具体的な収集先は以下のとおりである。まず、就学率のデータは、各年の「学齢人員府県別」や「府県学齢人員及就学生徒」、「学齢人員修学不修学及生徒」などと名称は変化しているが、一応一貫性を考慮して整理されていると思われるため、これらより収集している。代替的な情報源としては『文部省年報』も考えられるが、脚注2で触れたように、本論文はデータの整合性の観点から『帝国統計年鑑』から得られたデータを利用している。米の生産量のデータは、「米作反別及収穫高」の粳米の生産量より収集している。教育費のデータは「町村税支出」⁸の教育費より収集している。

⁸ 「群区町村費支出」「(区) 町村費支出」などと変更が度々あるが、これらの教育費よりデータを収集している。

一人当たりを計算するための人口データは各年度の現住人口から収集している⁹。一月当たりの公立小学校の授業料のデータは、「公立小學校生徒授業料比較」¹⁰より収集している。

表 1：記述統計

変数	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
就学率	873	53.887	13.0934	2.81	89.44
男子就学率	654	72.26	11.9754	7.82	94.33
女子就学率	654	39.433	15.6325	0.20	85.17
男女就学率差	654	32.828	10.2857	4.12	56.92
米生産高（対数）	848	-0.2801	0.5248	-2.8017	0.7836
教育費（対数）	805	-1.6463	0.5496	-4.2808	0.7012
授業料（対数）	625	4.2564	0.5060	1.9459	6.1696

表 2：変数間の相関係数

	就学率	米生産高（対数）	教育費（対数）	授業料（対数）
就学率	1			
米生産高（対数）	0.1318	1		
教育費（対数）	0.67	0.2468	1	
授業料（対数）	-0.1727	-0.2544	-0.2461	1

表 1 は変数の記述統計である。独立変数の観察に欠損値が見られるため、分析モデルを複数に分けて、欠損値が与える影響を考慮に入れて分析を行う。表 2 は独立変数間の相関係数を確認している。特に極端に高い相関は見られない。

⁹ なお、1886（明治 19）年は 1 月 1 日付と 12 月 31 日付があるが、1 月 1 日付を利用している。明治 31 年のみ甲種と乙種に人口が分かれているため、継続性を重視し甲種を採用している。正確性に疑問符が付くとしても、全道府県共通の指標を用いているため、いずれにせよ年の固定効果によって影響を取り除けると考えている。また、道府県の新設や併合などで大きな変動がある場合もあるが、その際には他の変数も同様に変動していると考え、影響はないと考えている。

¹⁰ 「府県及北海道公立小學校生徒授業料比較」「公立小學校生徒授業料比較及免除」「公立小學校授業料平均授業料不徴収及免除人員」などと変更が度々あるが、基本的には公立（尋常）小學校の授業料平均より収集している。

3-3 : 分析結果

表 3 は基本的なモデルの分析結果であるが、モデル 1 が最も観察数が多い。欠損値の影響で変数を加えるごとに観察数が変動する。モデル 3 がフルモデルである。フルモデルでは、授業料が負の符号で 10%水準の有意となっているが、一般的な 5%水準で有意となっている変数はない。

表 4 で男女を区別しており、男子の就学率を分析したフルモデルのモデル 6 では、教育費と授業料が一般的な水準で有意となっており、授業料は負の相関だけではなく、教育費との正の相関が見出される一方で、女子の就学率を分析したフルモデルのモデル 9 で一般的な水準で有意な変数は存在していない。したがって、就学率に影響を与える要因に関しては大きなジェンダー差が存在していたと考えられる。

表 3 : 回帰分析結果（基本モデル）

	(1)	(2)	(3)
変数	就学率	就学率	就学率
米生産高（対数）	1.205 (2.158)	2.258 (1.512)	1.173 (0.922)
教育費（対数）		2.308** (1.089)	1.849 (1.126)
授業料（対数）			-1.219* (0.635)
定数項	44.05*** (1.120)	49.21*** (2.422)	53.92*** (3.275)
道府県・年固定効果	Y	Y	Y
道府県数	47	45	45
観察数	848	805	609
調整済み決定係数	0.865	0.871	0.914

括弧の中は道府県でクラスター化した標準誤差

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 4 : 回帰分析結果 (男女別)

	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		男子			女子	
変数	就学率	就学率	就学率	就学率	就学率	就学率
米生産高 (対数)	-2.109 (2.641)	0.749 (0.874)	0.712 (0.874)	-0.751 (2.286)	1.686 (1.197)	1.634 (1.175)
教育費 (対数)		2.394** (1.048)	2.529** (1.037)		1.107 (1.389)	1.170 (1.396)
授業料 (対数)			-1.500** (0.646)			-0.939 (0.754)
定数項	62.10*** (1.010)	67.39*** (2.008)	73.40*** (3.387)	27.88*** (1.112)	30.66*** (2.551)	34.44*** (3.882)
道府県・年固定効果	Y	Y	Y	Y	Y	Y
道府県数	47	45	45	47	45	45
観察数	642	610	609	642	610	609
調整済み決定係数	0.894	0.902	0.904	0.910	0.911	0.911

括弧の中は道府県でクラスター化した標準誤差

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 5 は 1 年のラグをとったモデルである。結果は表 3 と大きく変わり、米の生産高の正の相関関係だけがモデル 12 で統計的に有意となっている。表 6 で男女別に見ても、米の生産高が男女の就学率と相関しているが、男子では教育費も t 期の影響と同様に有意となっている。

これらの結果を踏まえて考えると、ラグを考慮するかしないかによって結果が大きく異なり、同じ年の就学率との関係では、男女合わせた就学率には明確に影響を与える変数が見当たらない一方で、米の生産高は 1 年程度影響のラグがあるといえる。さらに正の相関は、安川 (1964) が示唆する状況とは反対である。すなわち、農業生産高が増えれば就学率が下がるように指摘されていたが、本報告の分析では、影響関係にはラグがあり、その上で、米の生産高が増えれば就学率も上がる傾向が見られたのである。農家が子弟の労働力を学校と取り合うというよりは、米の生産性が表す豊かさが就学率に望ましい影響を与えていたのかもしれない。また、影響関係のラグに関しては、たとえば、安中 (2021) が米の生産額と税の滞納が自殺率に与える影響を分析した際に、米の生産額は 1 年のラグがあつて自殺率に影響を与えたという関係と近く、米は、より直接的な変数よりも遅れて影響が表れるのだと考えられる。

表 5 : 回帰分析結果 (t-1 ラグモデル)

	(10)	(11)	(12)
変数	就学率	就学率	就学率
t-1 米生産高 (対数)	1.425 (2.094)	2.441 (1.462)	2.895** (1.126)
t-1 教育費 (対数)		2.389** (1.062)	2.116* (1.153)
t-1 授業料 (対数)			-0.557 (0.545)
定数項	50.35*** (1.122)	55.64*** (2.314)	51.24*** (2.816)
道府県・年固定効果	Y	Y	Y
道府県数	47	45	45
観察数	801	761	565
調整済み決定係数	0.867	0.871	0.919

括弧の中は道府県でクラスター化した標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 6 : 回帰分析結果 (男女別 t-1 ラグモデル)

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
		男子			女子	
変数	就学率	就学率	就学率	就学率	就学率	就学率
t-1 米生産高 (対数)	-0.193 (2.505)	2.373** (1.012)	2.807** (1.044)	0.858 -2.286	3.111** (1.470)	3.010** (1.439)
t-1 教育費 (対数)		2.538*** (0.866)	2.531** (1.053)		2.204 (1.319)	1.698 (1.415)
t-1 授業料 (対数)			-0.587 (0.521)			-0.513 (0.647)
定数項	62.57*** (1.119)	68.20*** (1.562)	68.67*** (2.850)	28.32*** -1.158	33.19*** (2.432)	33.77*** (3.328)
道府県・年固定効果	Y	Y	Y	Y	Y	Y
道府県数	47	45	45	47	45	45
観察数	639	609	564	639	609	564
調整済み決定係数	0.893	0.903	0.911	0.91	0.911	0.916

括弧の中は道府県でクラスター化した標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

また、男女の性差による影響も見逃せない。たとえば、ラグをとらないモデルでは、男子の就学率は教育費や授業料とも相関していたが、女子の就学率ではこうした関係が見られない。これは現在よりも家父長制的傾向の強かった時代において、学校教育の必要性が性差によって異なっていた可能性を示唆しているだろう。ラグをとったモデルで男子の就学率の方が米の生産高と関係しているという点も同様な傾向だといえるだろう。

最後に、男女の就学率差を被説明変数とした分析も行う。表 7 が分析結果である。これまでに利用した説明変数を投入すると、ラグを考慮してもしなくても有意となる結果は得られず、道府県や年の固定効果が説明する部分が多かった。

表 7：回帰分析結果（男女就学率差）

	(19)	(20)
変数	就学率差	就学率差
米生産高（対数）	-0.922 (0.943)	
教育費（対数）	1.359 (0.989)	
授業料（対数）	-0.561 (0.600)	
t-1 米生産高（対数）		-0.203 (1.113)
t-1 教育費（対数）		0.832 (0.952)
t-1 授業料（対数）		-0.0743 (0.442)
定数項	38.96*** (3.193)	34.91*** (2.608)
道府県・年固定効果	Y	Y
道府県数	45	45
観察数	609	564
調整済み決定係数	0.882	0.892

括弧の中は道府県でクラスター化した標準誤差

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

このような分析結果からは、社会経済的な要因から受ける影響は男女の就学率で顕著な差があり、先行研究の一部が示唆しているように、ジェンダー・バイアスが強かった時代性を表していると思われる。

第4節 おわりに

本論文は、1881（明治 14）年から 1899（明治 32）年の公立（尋常）小学校の就学率を規定している要因を分析した。分析における被説明変数は、就学率全体、男子の就学率、女子の就学率である。説明変数は、米の生産高、教育費、一月当たりの公立小学校の授業料であり、これらが就学率に与えた影響を分析した。説明変数が被説明変数に影響を与えるラグを考慮せず、比較的短期に直接的な影響を想定するモデルによって得られた分析結果では、被説明変数を男

女の平均就学率とした場合、特に明確に影響がある変数はなかった。しかしながら、男子の就学率とは教育費と授業料が相関しており、教育費が多ければ就学率も増え、授業料が高いと就学率は減る傾向にあった。加えて、影響関係のラグを考慮するため、1年前の説明変数を利用したモデルの分析によって得られた結果では、米の生産高が男女どもの就学率と正の相関関係にあると判明した。ただし、これらの変数は男女の就学率差に明確な影響を与えていなかった。

以上のような結果は得られたものの、本論文においては、学校の名簿に載っている生徒をすべて就学人員であるとして扱って分析を行った。単に名簿に載っている人員と、毎日出席しているか否かには差異がある。そのため出席率を考慮する余地があると考えられる(安川 1962)。もちろん、こうした見方にも反論があるが(土方 1987)、今後の研究では、こうした異なる就学率の操作化も考慮して、どのような要因が就学率に影響を与えていたのかを、より多角的に分析する必要があるだろう。すでに我々は、こうした継続研究にも着手している。

加えて、逆因果は考慮すべき点であるといえる。たとえば、本論文において、ラグをとらない場合に教育費は就学率に有意な影響を与えるという結果が得られたものの、もしかすると就学率が上がることによって、教育費が増加するという関係が見られる可能性もある。

こうした留保や課題がありながらも、本論文は、これまで就学率に対して必ずしも計量的な分析が行われていなかった状況に対して独自の分析を行った点で、先行研究に対して貢献があったといえるはずである。

参考文献

- 安中進（2020）「松方財政期における土地関連税不納と自殺：道府県パネルデータ分析」『社会経済史学』第 86 巻第 1 号、29-48 頁。
- ト部朋（2000）「明治期の女子初等教育不就学者対策—発展途上国に対する日本の教育経験の移転可能性に関する研究—」『国際教育協力論集』第 3 巻第 2 号、115-132 頁（<http://cice.hiroshima-u.ac.jp/wp-content/uploads/2014/03/3-2-8.pdf>、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日）。
- 柏木敦（1995）「明治前期における“就学”の一断面—子供を主体としてみた場合—」『教育学雑誌』第 29 号、93-108 頁（https://www.jstage.jst.go.jp/article/nihondaigakukyo-uikugakkai/29/0/29_KJ00009752849/_pdf-char/ja、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日）。
- 斉藤泰雄（2010）「初等義務教育制度の確立と女子就学奨励-日本の経験」『国際教育論集』第 13 巻第 1 号、41-55 頁（<https://cice.hiroshima-u.ac.jp/wp-content/uploads/2014/02/13-1-04.pdf>、最終閲覧日 2025 年 3 月 10 日）。
- 佐藤秀夫（1970）「明治期の教育改革に関する試論」『教育学研究』第 37 巻第 3 号、173-186 頁（https://www.jstage.jst.go.jp/article/kyoiku1932/37/3/37_3_173/_pdf-char/ja、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日）。
- 清水良平（1967）「農業労働力の地域分布動向について」『農業総合研究』第 21 巻第 1 号、259-275 頁（https://www.maff.go.jp/primaff/kanko/nosoken/attach/pdf/196701_nsk21_1_07.pdf、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日）。
- 田原宏人（1988）「教育制度研究における社会的経済的基盤の位置について—就学行動の動態分析」『東京大学教育学部教育行政学研究室紀要』第 7 号、5-19 頁。
- 玉井康之（2000）「明治中期の地域別就学率の推移と地域再編—岡山県の就学率と貧困階層の滞留を中心にして」『岡山大学経済学会雑誌』第 31 巻第 4 号、85-111 頁（https://ousar.lib.okayama-u.ac.jp/files/public/4/41513/20160528042137859715/oer_031_4_085_111.pdf、最終閲覧日 2025 年 3 月 10 日）。
- 西敏郎（2013）「明治前期における学制改革の要因研究」弘前大学大学院地域社会研究科（https://hirosaki.repo.nii.ac.jp/record/4632/files/tldr_27_nishi.pdf、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日）。
- 土方苑子（1987）「『文部省年報』就学率の再検討—学齢児童はどれくらいいたか—」『教育学研究』第 54 巻第 4 号、361-370 頁（https://www.jstage.jst.go.jp/article/kyoiku1932/54/4/54_4_361/_pdf-char/en、最終閲覧日 2025 年 3 月 10 日）。
- 文部科学省（1981）『学制百年史 第一編』（https://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/others/detail/1317552.htm、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日）。

- 安川寿之輔（1962）「義務教育における就学の史的考察—明治期兵庫県下小学校を中心として—」『教育学研究』第 29 巻、第 3 号、209-219 頁 (https://www.jstage.jst.go.jp/article/kyoiku1932/29/3/29_3_209/_pdf/-char/en、最終閲覧日 2024 年 12 月 30 日)。
- 安川寿之輔（1964）「(2) 義務教育就学の史的分析—資本主義の形成と寄生地主制—」『日本の教育史学』第 7 巻、23-56 頁 (https://www.jstage.jst.go.jp/article/kyouikushigaku/7/0/7_KJ00009273151/_pdf/-char/ja、最終閲覧日 2025 年 3 月 10 日)。
- Gregorio, J.D. and Lee, J. (2002) Education and Income Inequality: New Evidence From Cross-Country Data. *Review of Income and Wealth*, 48: 395-416. <https://doi.org/10.1111/1475-4991.00060>