

相対的学歴指標と教育機会の趨勢分析

—2015年SSM調査データを用いて*1—

中村高康
(東京大学)

【論文要旨】

本研究では、相対的な位置を表示できる単一の学歴指標を複数検討することで、教育機会の趨勢をシンプルに描き、基礎的な趨勢分析を行う。そのうえで、そうして析出された趨勢が別の手法によっても裏付けられるかという観点から、一般化順序ロジットモデルを用いた分析を行う。これにより、シンプルな指標による趨勢記述も、概略としては有効性を持つことを示す。

具体的に分析によって明らかになったのは、以下の諸点である。1) 相対的な学歴の指標には様々なものが考えられるが、今回検討したPSI、PR、SYSのなかでは、数値自体の意味もわかりやすく、また教育機会の趨勢も見やすく表現されること、また教育機会以外の分析目的にも容易に転用可能なSYSに利点がある。2) こうした相対的な学歴指標によって2015年SSMデータから得られた教育機会の趨勢は、おおむね安定的に推移しており、最若年世代の男性において格差拡大の傾向が観察される。3) この傾向は、一般化順序ロジットモデルを用いた分析においてもほぼ同様の結果が得られており、2015年SSMデータにおいては頑健な結果のようである。4) 同時に、一般化順序ロジットモデルの分析結果は、教育機会の趨勢を大まかに把握するだけであれば、シンプルな相対的学歴指標だけで見てもさほど大きな齟齬は生じない可能性が高いことを示している。

キーワード：相対的学歴指標 教育機会 趨勢分析 標準化教育年数

1. はじめに

教育と社会階層の問題を検討する際の分析視角には様々なものがあるが、その中でも最も代表的な研究テーマの一つとなっているのが「教育機会の不平等」である。もちろん、多くの教育社会学的諸研究が示してきたとおり、教育機会の完全な平等は現実的には困難であり、それゆえ研究の主題は、教育機会の不平等の存在自体は所与として、①どのようなメカニズムで教育機会の不平等が生まれるのか、②教育機会は趨勢として開放的になっているのかそれとも閉鎖的となっているのか、といった点に議論が集中してきた。①は、いわゆる再生産論や合理的選択理論に基づく諸研究を生み出してきたし、②は計量的な趨勢分析を蓄積してきた。

とりわけ長期にわたる社会階層データを作りだしてきたSSM調査研究では、②の教育機

*1 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものである。

会の趨勢分析は、調査が実施されるたびに必ず確認されてきた必須のテーマであった（今田 1979、藤田 1979、尾嶋 1990、荒牧 2000、近藤・古田 2009・2011、平沢 2011 など）。そこで本研究では、最新の 2015 年 SSM 調査データを用いて、この問題を様々な観点から検討する。

こうした教育機会の趨勢分析では、国際的にも従来から安定的に階層間格差が維持されていることが確認されていた（Shavit & Blossfeld eds.,1993）。しかし近年において、Breen らが国際比較分析によって示した「教育機会の不平等縮小」という知見が、様々な議論をその後呼び込むことになった（Breen et al,2009）。

Breen らへの批判的議論のなかで提起された問題の一つに、カテゴリカルに教育段階をとらえているために、その相対的な意味の変化をとらえ損ねているのではないか、という点がある（Shavit & Park, 2016）。すなわち、教育拡大による学歴の相対的な意味の変化を十分に踏まえることの重要性である。その扱い方次第では、教育機会の趨勢は異なる様相を見せる可能性があるからである。Research in Social Stratification and Mobility 誌において近年” Education as a positional good”（相対的位置を示す材としての教育）という特集が組まれたのは、そうした関心からだと理解することができる。確かに、近年高等教育が急速に拡大し、学歴の相対的な意味の変化を経験してきたヨーロッパ諸国の研究者にとっては、この視点には相応のリアリティがあったはずである。

こうした国際的な議論の動向を踏まえ、相対的な学歴の価値の変化も加味しつつ、日本のデータを使って教育機会の趨勢分析を行なったものとして近藤・古田（2009、2011）があるが、さらに相対的な学歴と絶対的な学歴の価値を比較検討してその結果の違いを明確にした優れた研究として Fujihara & Ishida(2016)の研究がある。彼らは 2005 年までの SSM データおよび JLPS データを用いて教育機会の趨勢を検討した。分析の結果、教育年数のような絶対的な意味を持つ学歴指標を用いると不平等は長期的に縮小しているが、相対的な学歴指標を用いることでそれが安定ないしむしろ拡大気味に推移することを明らかにしている。

Fujihara & Ishida(2016)も、近藤・古田（2009、2011）と同様に、コーホートごとに閾値が異なると仮定できる一般化順序ロジットモデルを用いて相対的な学歴の意味を加味した教育機会の趨勢分析が行われており、この問題に対する手法としての有効性が明確に示されている。しかし一方で、複雑な統計的処理を経ることで数値の変化の意味を読みにくくなる面もあり、大卒ダミー変数や教育年数のような直感的で単純な指標も、それとは別の意味で有用な面がある。また、こうした教育機会の趨勢分析とは独立した研究課題において学歴変数が用いられる際にも、相対的な学歴の意味の変化は分析に加味される必要があることを踏まえるならば、シンプルでなおかつ意味の変化を反映した学歴指標を検討することの意義は十分にあるといえる。

そこで、本研究では、相対的な位置を表示できる単一の学歴指標を複数検討することで、教育機会の趨勢をシンプルに描き、基礎的な趨勢分析の作業を行う。そのうえで、そうして

析出された趨勢が別の手法によっても裏付けられるかという観点から、一般化順序ロジットモデルを用いた分析を行う。これにより、シンプルな指標による趨勢記述も、概略としては有効性を持つことを示す。

2. 相対的学歴指標の検討

相対的な学歴指標の扱いは研究によって様々であるが、それには①主に外的基準（本人の収入や社会的地位）に紐付けて当該学歴の相対的位置を評価するものと、②学歴それ自体の分布からそれぞれの学歴の相対的な位置を与えるもの、の二つに大別できる。

①の方法は、Treiman & Terrell (1975) にすでにみられる。ここでは、イギリスとアメリカの地位達成を比較する際に、制度的に異なる教育システム変数をどのように比較可能にするかという観点から指標化が模索されており、教育年数や離学年齢ではイギリスにおけるグラマースクールとセカンダリーモダンスクールの格差がうまく扱えないなどの質的な問題が議論されている。そこで外的な基準として職業威信スコアが用いられ、外的な基準に基づいて学歴カテゴリーの相対的価値を数値化している（効果比例スケール(effect-proportional scales)）。このように、外的な基準を用いれば、国際比較や時点間比較をするうえで学歴の持っている相対的な位置をより明確にすることが可能である。こうした指標化は近年でも試みられているが（たとえば Schroder & Ganzeboom, 2014）、一方で本人の地位達成過程なども分析の視野に入れる場合には、本來說明されるべき変数を説明変数の指標化に利用することになるため、用途が限られる。そこで、本研究では、②の方向から学歴指標を検討する。

②のタイプの指標としては、近年では PSI (Positional Status Index, Tam 2007) が言及されることがある。Tam によれば、PSI は以下のようなシンプルな式で表される。

$$\begin{aligned} \text{PSI}_k &= \frac{P_k}{1-P_k} \\ &= \frac{1-Q_k}{Q_k} \end{aligned}$$

k は特定の学歴を表しており、 P_k は k のレベルに達しない学歴保有者比率を示している。したがって、分母の $1 - P_k$ は k レベル以上の学歴保有者比率となる。つまり、学歴を序列的にとらえ、本人学歴より下に位置する人の割合と本人学歴以上の人の割合の比（オッズ）をとった指標である。Tam 自身によれば、この指標にはいくつか便利な性質があるという。例えば、PSI は、「 k に到達するために、打ち勝たなければならない競争者の人数の平均」を示すため、潜在変数などを作りだす指標よりも、実感的に理解可能だという点や、0 点に意味が

与えられる点がある。また、統計学的に便利な性質（例えば区間回帰分析に適用可能である、その自然対数をとった $\ln PSI$ は自由に回帰式に投入できるなど）があるとされている（Tam2007,2013）。そこで本研究でも PSI による趨勢記述を試みてみたい。もっとも、この場合には様々な学歴カテゴリーを一元的に序列化可能だという強い仮定を置いている点には注意が必要である。

PSI 以外で相対的な学歴の意味を指標化している例として、パーセンタイルランク（Percentile Rank: 以下では PR と表記する場合もある）を使った研究もある（Bukodi & Goldthorpe,2013）。パーセンタイルランクとは、本人より下に位置する人の比率を単純にそのまま数値化したものである。例えば、大卒以上の人が全体の 30% いる場合、大卒のパーセンタイルランクは 70 となる。一見理解しにくい指標のように見えるが、当該カテゴリーの相対的な位置を示していることは確かであり、また $TOEFL$ や $GMAT$ などのテストの結果表示にしばしば用いられているため、欧米でもなじみのある指標という面はあるかもしれない。いずれにしても、シンプルで扱いやすく使用例もある指標であるため、本研究でも検討してみる。この指標も、学歴カテゴリーが一元的に序列化可能であるという前提がある。

また本研究では、新たに教育年数を世代ごとに標準化する方法（Standardized Years of Schooling: 以下 SYS ）も可能と考え、指標化を試みる。教育年数を利用することは、カテゴリーカルな教育指標とは異なる情報が与えられるメリットがある。同時に、標準得点化することにより扱いやすい変数になり、様々な目的の分析にも応用可能となる面があることを踏まえた。指標の具体的な作成方法については次章で述べる。

3. データと変数および方法

本研究で主に用いられるのは、2015 年 SSM 調査データの第三次配布版（ $SSM2015_v070_20170227.sav$ ）である。2015 年 SSM 調査は、日本に在住する 2014 年 12 月末時点で 20~79 歳（昭和 10 年から平成 6 年生まれ）の日本国籍をもつ男女を対象に、2015 年 1 月~7 月にかけて実施された。有効回収数 7817 票、有効回収率は 50.1% である（白波瀬 2016）。

分析に使用する変数は、まず出身階層指標としては、父親学歴を 3 段階で用いている。これは、趨勢記述の際にしばしば用いられる区分を参照している。これが教育達成をどの程度異ならせるのかを性別、年齢層別に記述していく。

教育達成指標としては、相対的教育指標として① PSI および② $\ln PSI$ 、③ PR 、④ SYS を、比較対象として絶対的な教育指標⑤教育年数、⑥学歴 3 段階、⑦学歴 4 段階、⑧学歴 6 段階を使用する。

①~④については、計算の前提となる集団（世代）を定義する必要がある。教育拡大の趨

勢が性別によって異なるため、男女別に計算を行うことが前提となる。そのうえで、一定のサンプル数を確保する目的から、各性別について前後5年齢層を含む11年齢層を計算対象とし、その中央の年齢層に計算結果を割り当てた。具体的には男女別にn-5歳からn+5歳までを対象集団としてPSI, PR, SYSを計算し、n歳のサンプル全員にその結果を割り当てたということである。なお、②については①の値を単純に自然対数化している。計算に使用する学歴カテゴリーはいずれも6カテゴリーを採用している。具体的には、中学以下／高校／専門／短大高専／一般大学／著名大学・医歯薬・大学院²である。④および⑤の教育年数には、順に9、12、14、14、16、18を割り当てている。④SYSは、こうして割り当てられた教育年数を当該サンプルを含む前後11年齢層のなかで標準化した数値となる。したがって、同じ学歴の人間であっても年齢が1歳ずれると、数値はその都度微妙に変化していくという点で、非常に目の細かい指標となっている。これは①～③も同様である。しかし④は標準化しているため、その世代の中の平均学歴が0と表現され、プラスは平均以上に高い学歴を、マイナスは平均より低い学歴を表示する。つまり、学歴の相対的位置づけの変化や違いを、プラス／マイナスの符号とその絶対値で直感的に理解することができる。

⑥から⑧はカテゴリーで学歴を表現したものである。⑥は父親学歴と同様に3段階、すなわち義務教育卒／中等教育卒／高等教育卒に分けたものである。⑦は⑥の「高等教育卒」カテゴリーをさらに短期高等教育卒／大卒以上に分けたものである。⑧は、⑦の「大卒以上」カテゴリーをさらに2段階に区分したもので、PSI等の計算に使用した学歴6カテゴリーと同じものである。

以上の変数を用いて、以下では次の手順で分析を進めていく。第一に、相対的学歴指標である①～④について、そのデータの分布や特徴を概観する。第二に、性別・年齢層別に出身階層が教育機会に及ぼす影響のトレンドを、①～⑤の指標を用いて記述する。そのうえで、シンプルなトレンド記述に向けた指標を検討する。第三に、教育機会の社会階層間格差の趨勢を単一指標でさらに明瞭に記述するために、連続変数については相関比 η^2 を、カテゴリー変数についてはガンマ係数 γ を用いて検討する。第四に、見出された教育機会格差の趨勢が国際標準の多変量解析手法（具体的には一般化順序ロジットモデル）による分析結果とどの程度合致しているのかを検討し、趨勢分析の結果の頑健性を確認するとともに、本研究で扱

² 「著名大学」としてコードされたのは、Fujihara&Ishida(2016)における“universityI”カテゴリーと同じであり、具体的には国公立大学および私立研究大学である。「一般大学」は、「著名大学」以外で大学院および医歯薬学部以外の学歴の者すべてを含んでいる。私立研究大学の具体的大学名については当該論文に記載がないが、以下の私立大学である。青山学院大学、慶應義塾大学、国際基督教大学、上智大学、中央大学、津田塾大学、東京農業大学、東京理科大学、日本医科大学、日本女子大学、法政大学、明治大学、立教大学、早稲田大学、同志社大学、立命館大学、関西大学、関西学院大学。当該論文執筆者の藤原翔氏から直接情報提供を受けた。また、藤原氏からは文献情報や一般化順序ロジットモデルに関する貴重なアドバイスを賜った。ここに記して謝意を表したい。

った相対的学歴指標の有効性を示したい。

4. 相対的学歴指標の特質

4.1 PSI の分布とその変化

図1・図2は、PSIおよびlnPSIの度数分布をグラフ化したものである。これである程度この指標の性格をつかむことができる。PSIについては、図1で明らかなように、0付近に値が集中して発生してしまいやすい指標である。計算上、もっとも低い学歴の人は0であり、また日本のようにもっとも低い学歴である中卒者が非常に少ない場合は、その一つ上の学歴、すなわち高卒もほぼ0に近い値になる。このような性格を考慮した場合、PSIを単純な趨勢記述に用いることはやや躊躇される。

なお、lnPSIについては、図2にあるように、PSIに比べると正規分布的になっており、Tamが説明するように、説明変数としてOLSなどに組み込んでも問題なさそうにみえる。ただし、日本のケースのように、PSIが0に近いところに集中している場合、特定の低い値に集中して数値が配されてしまうという点に注意が必要である。

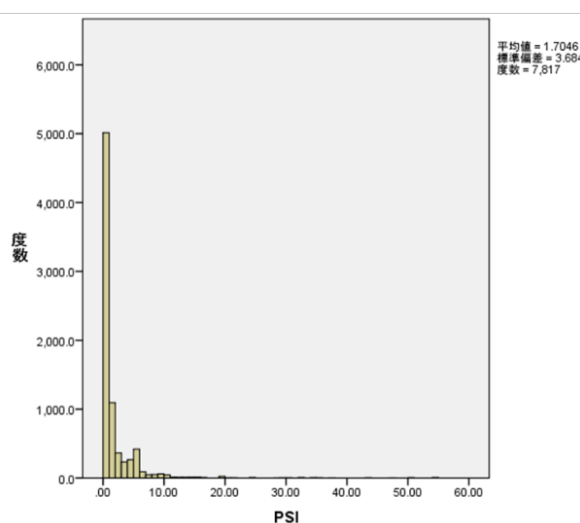


図1 PSIの度数分布

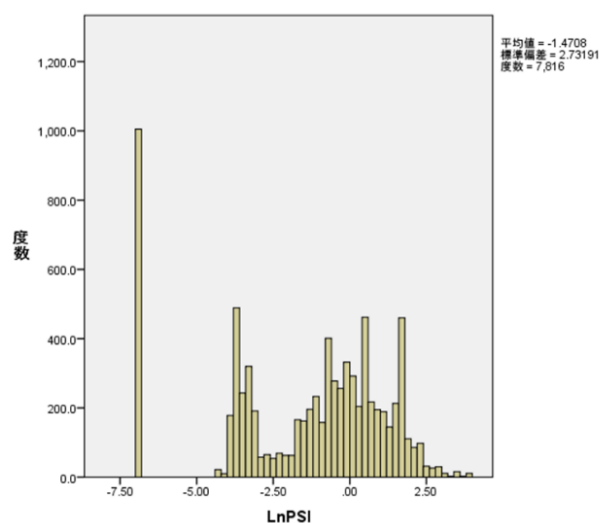


図2 lnPSIの度数分布

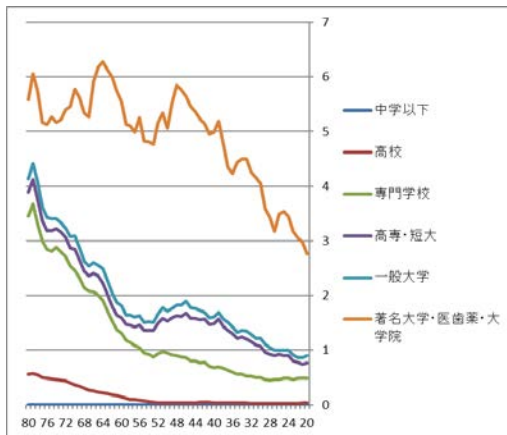


図3 学歴別 PSI の推移（男性）

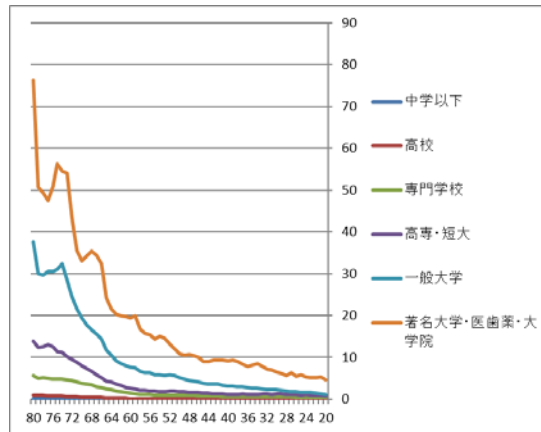


図4 学歴別 PSI の推移（女性）

図3および図4は、PSIを学歴別に計算し、横軸に年齢をとって相対的学歴の意味の変化を記述したグラフである。男性と女性ではそもそもPSIの値に大きな違いがあるが、とりわけ女性において高年齢層にとっての大学以上の学歴がきわめて希少性の高いケースだったことが図4からわかる。年齢が若くなるにしたがって、それぞれの学歴の相対的価値が目減りしている様子もこのグラフから読み取れる。

4.2 PR の分布とその変化

図5はPRの度数分布を示したものである。PRは数値としてはばらついているが、やはり数値計算上もっとも低い学歴は0であり、もっとも低い学歴の者が少ない状況では、その一つの学歴も0に近くなる。これは趨勢記述をする上では、一つのデメリットといえる。

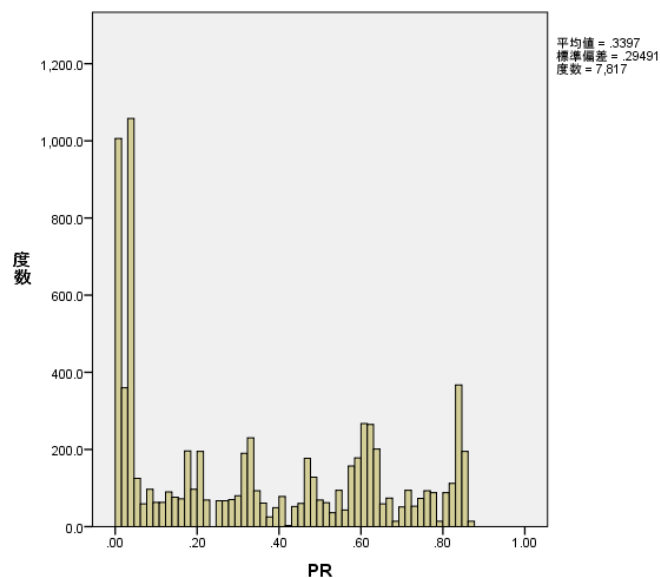


図5 PR の度数分布

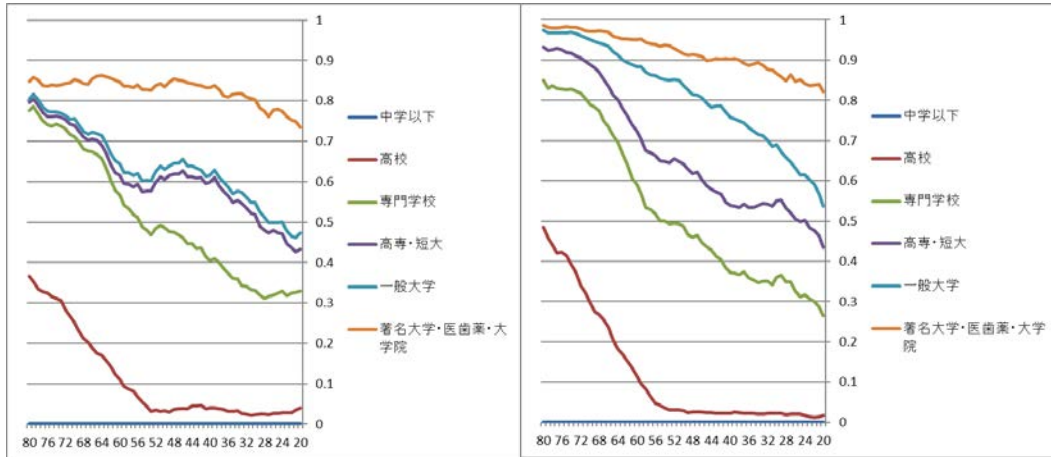


図6 学歴別 PR の推移 (男性)

図7 学歴別 PR の推移 (女性)

図6および図7は、男女別に PR の変化の趨勢を記述したグラフである。ここでも、男女で比較すると女性の大学以上の学歴が相対的にかつては高い位置にあったことが示されている。短期大学の位置づけが近年では高卒に近くなっていることも見て取れる。一方で、近年では高卒の PR は0に近く、一定の人口規模をもつ高卒にほとんど0という値しか割り振ることができないのはやや問題がある。

4.3 SYS の分布とその変化

図8はSYSの度数分布を示しているが、もともと標準得点であるだけあって、全体として正規分布に近い形状になっていることがわかる。このため、様々な分析に比較的自由に投入できる性質を持っているといえる。

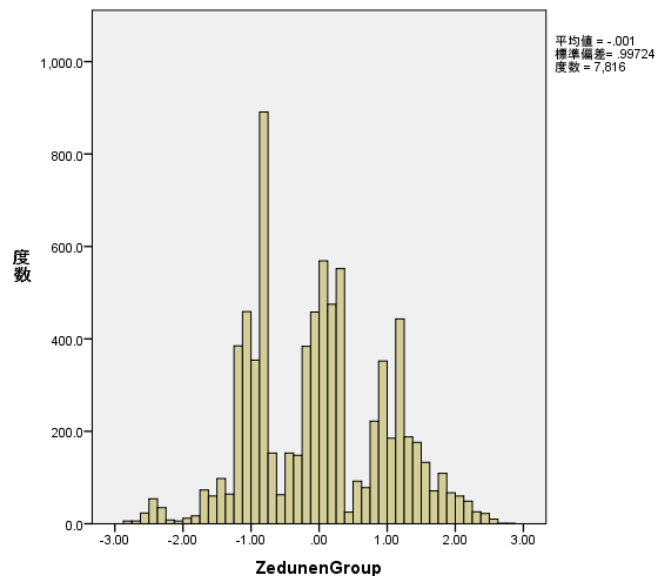


図8 SYS の度数分布

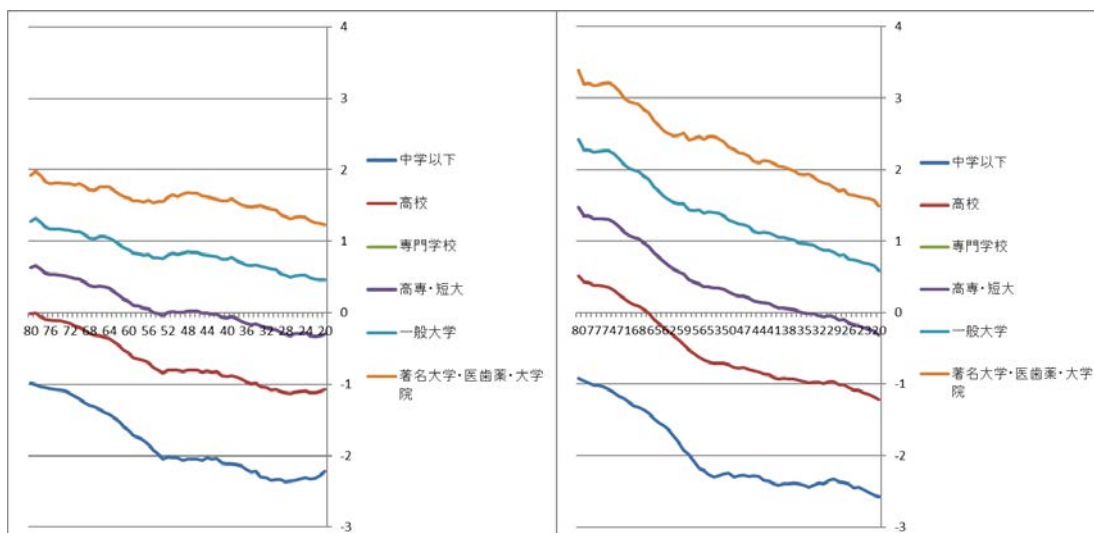


図9 学歴別SYSの推移（男性）

図10 学歴別SYSの推移（女性）。

図9および図10は、世代ごとに集計した標準化教育年数（SYS）の変化を男女別に示している。教育年数の場合、今回のコードでは専門学校と高専・短大は同じ14年としたため、グラフは完全に重なっており、その点には問題がある³。SYSの特徴としては、標準化の処理をしていることから学歴間の距離の変化についてはPSIやPRよりもわかりにくいですが、0が各世代の平均学歴を示すため、それぞれの学歴が0からどれだけの距離にあるのかを見ると、その相対的な位置がわかるようになっている。たとえば、男性であればすでに80歳の年齢層においても高卒は平均ぐらいの位置づけだったが、女性の場合はまだ平均以上の学歴であったことがわかる。また、男女を大きく比べると、女性のほうが高齢層において高等教育卒業者の相対的位置は男性以上に高かったということもわかる。さらに、PSIやPRでは検討できなかった中卒も含めて、どの学歴も高学歴化によって全体的にその位置を下げてきていることも容易に理解できる。また、高卒の位置づけをPRと比べてみると、PRは若年層の高卒は中卒に近い値を割り振られているため少々低く見積もられすぎているきらいがあり、その点ではSYSのほうが実感的に合っている。

5. 相対的学歴指標別に見た教育機会の趨勢

続いて、父親学歴を3分類（義務教育レベル、中等教育レベル、高等教育レベル）として、各指標が出身階層ごとの教育機会の趨勢をどのように描くのかを見てみよう。なお、図表が多くなるため、ここでは簡便化のため男女合計のグラフを示す。

³ ただし、教育年数は厳密にはSSMデータから個人単位で集計可能なので、今後はそのあたりも丁寧にフォローして指標化すべきであろう。今回は暫定的な処理をただけにとどめるが、今後の課題としたい。

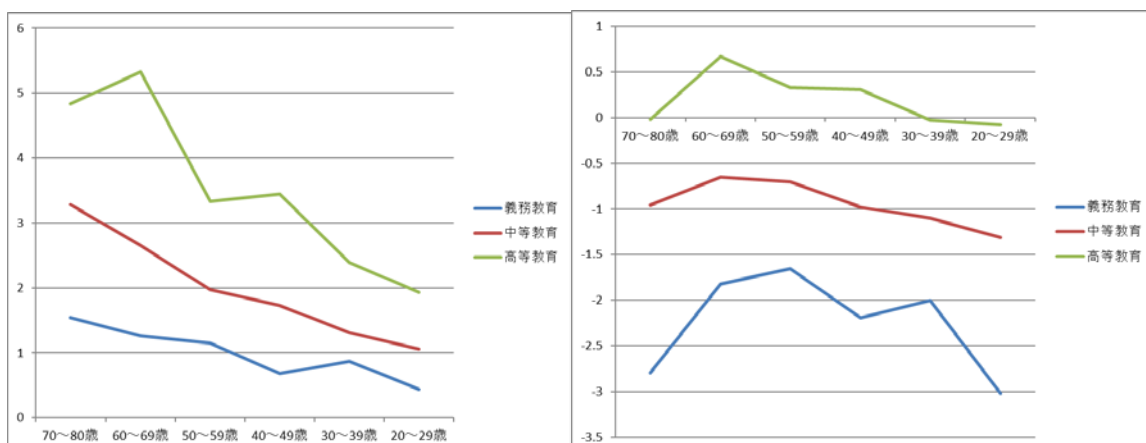


図 11 父学歴別・PSI の推移（男女合計） 図 12 父学歴別・lnPSI の推移（男女合計）

PSIについては、図 11 から世代間で格差が急激に縮まったというようにみることはできない。以下に見るように、他の指標や分析結果、あるいは先行研究からそれは否定できるからである。したがって、PSI を階層間格差を記述する意味合いで用いることは妥当ではないと判断される。一方、lnPSI のほうは比較的穏当な記述が可能ないように見える。しかし、対数変換したことにより、数字の意味自体は非常にわかりにくくなる。また、義務教育レベルのグラフの動きも大きく、どこまで趨勢を読み込むことが可能なのか微妙ではある。

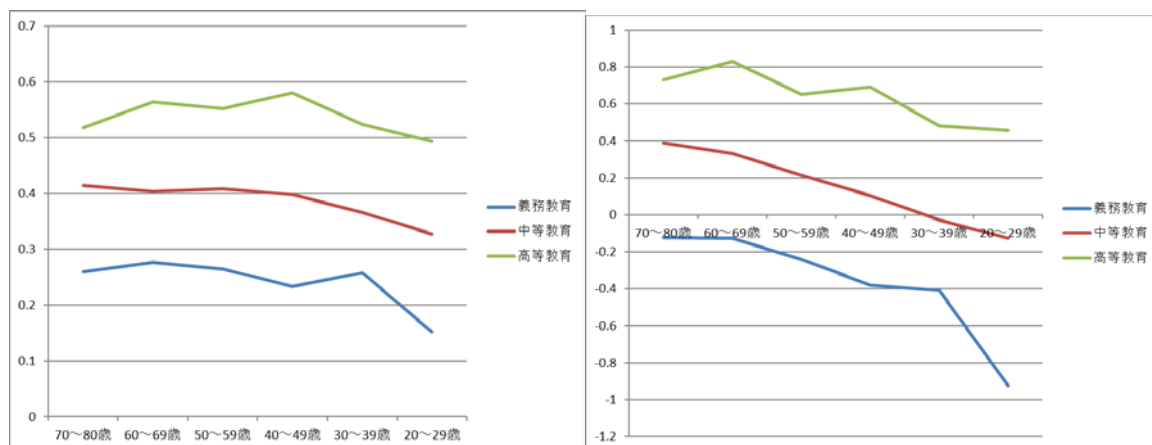


図 13 父学歴別・PR の推移（男女合計） 図 14 父学歴別・SYS の推移（男女合計）

図 13 および図 14 の PR と SYS のグラフは、形状がよく似ている。どちらも数値自体を実体的に解釈可能であり、中長期的には安定的な教育機会の階層間格差の趨勢（すなわち、3本のグラフの間隔がおおむね一定している）を表現していると同時に、教育達成の相対的位置が教育拡大によって全体に目減りしていることも示されている。PR でも SYS でも、最若年層である 20 代において、特に父学歴義務教育層の教育達成が、他のグループよりも目減り

している度合いが強いようにも見える。20 代のデータは調査票回収率そのものが低いため、参考程度に止めるべきではあるが、格差拡大とも読めそうな図柄である。なお、SYS の場合、0 が平均的な教育達成を示すため、20 代においては父親が高卒である層は平均値を下回る教育達成状況となっており、父学歴義務教育層も相対的な教育達成はかなり低くなっていることがわかる。その意味では、SYS は使いやすい指標といえる。

6. 相関比 η^2 及び γ 係数を用いたさらなる単純化と各指標の比較

社会階層間の教育機会格差の趨勢を概括的に示すためには、格差傾向を集約する単一指標による記述がわかりやすい。もちろん、ここには相当の単純化が含まれているが、私たちが教育機会の格差の趨勢に関心を持つのは、往々にして「格差は拡大しているのか否か」というシンプルな問いに答えるためである以上、単一指標による格差の趨勢記述は試みる価値がある。

そこで本稿では、これまでの分析を受けて、相対的学歴指標 PSI、LnPSI、PR、SYS について、世代ごとに父学歴別平均値を算出し、その相関比 η^2 を格差の単一指標として世代ごとにプロットしてみた。さらに比較対象として、相対的学歴指標の算出に用いた学歴カテゴリーと父学歴 3 段階の単純クロス表を作成し、その関連の強さを見る指標である γ 係数も世代ごとに算出して、同様にプロットして趨勢を記述してみた（本人学歴が 3 カテゴリーの場合 = $\gamma 3$ 、4 カテゴリーの場合 = $\gamma 4$ 、6 カテゴリーの場合 = $\gamma 6$ ）。そのグラフが図 15（男性）および図 16（女性）である。

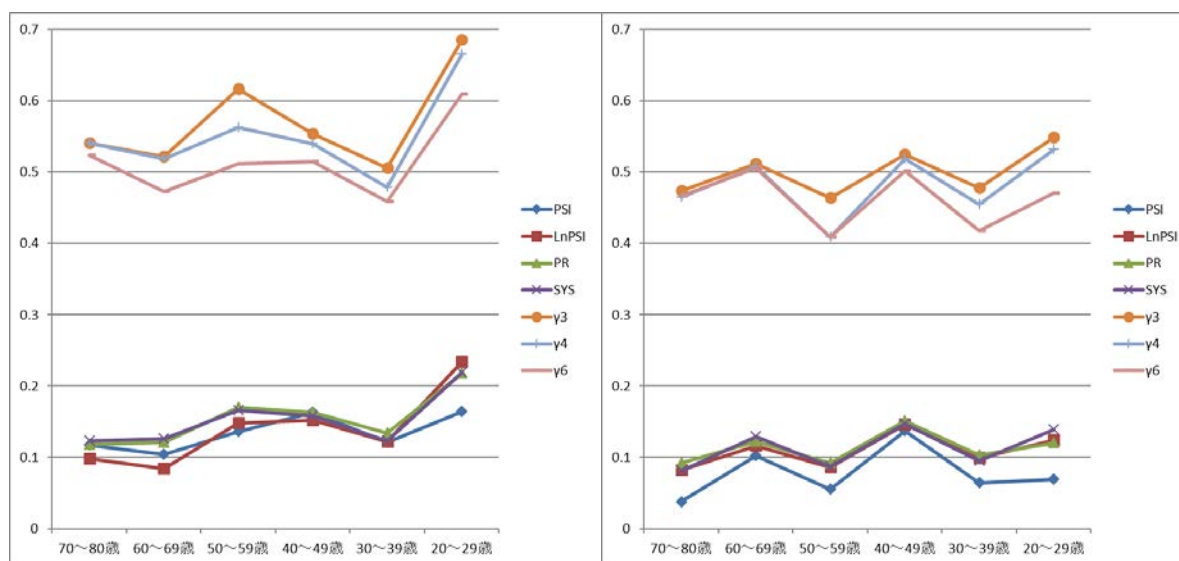


図 15 単一学歴指標による
教育機会格差の趨勢（男性）

図 16 単一学歴指標による
教育機会格差の趨勢（女性）

これらのグラフを見ると、基本的な趨勢は安定的であることがここでも確認できるが、やはり 20 代の男性において格差拡大のように見える趨勢が認められる。これらの趨勢はどの指標でもおおむね共通に見いだされる。ただし、指標ごとに多少特徴が認められる。 γ 係数は値そのものが大きいこともあり、世代ごとの動きが大きく出すぎているようにも見えるので注意が必要であるが、それに比べて相対的学歴指標（下のほうに重なっている各グラフ）はいずれも穏当な動きを示している。lnPSI、PR、SYS はかなり数値が重なっており、どれで見ても解釈に影響はなさそうであるが、PSI に関しては若干ずれた動きがあり（特に女性のグラフ）、やはり指標としてはこれらの中では少し性格が異なるものと考えられる。いずれにしても、本稿で取り上げた相対的学歴指標はどれも控えめな動きを示しているため、慎重な趨勢判断にはむしろ適しているかもしれない。

7. 一般化順序ロジットモデルによる検証

これまで明らかにしてきた一般的傾向—すなわち 1) 父学歴に代表される出身階層が教育機会に及ぼす影響は長期的に見て安定的に確認できること、そして 2) 最若年の 20 代では男性において格差拡大の傾向があるかもしれないこと—について、別の分析手法を用いて検証してみよう。

すでに述べたとおり、近年ではこうした教育の相対的価値の変化を織り込んだ教育機会の趨勢分析には、一般化順序ロジットモデルが用いられる。それは通常の順序ロジットモデルとは異なり、平行性の仮定（比例オッズの仮定）を緩めて世代ごとに閾値が異なるように設定した上で、父学歴の効果も世代ごとに異なるといったような柔軟なモデルを組むことができるからである。たとえば、同じ大学進学であっても世代ごとにそのハードルの高さ（閾値）は異なるかもしれない。その場合には父親学歴が大学進学機会に及ぼす影響も世代ごとに異なる可能性がある。一般化順序ロジットモデルはそうした多様な仮説を検証する上での利便性が高い手法である。

そこで、2005 年までの SSM 調査データを用いてこの分析を行なっている近藤・古田(2009、2011) を参考にしつつ、Fujihara & Ishida(2016)の分析方法をおおむね踏襲する形で、次の確認を行なってみる⁴。

第一に、2015 年 SSM 調査データにおいて、閾値が世代ごとに異なるという仮定の下で、父親学歴を考慮しないモデル、父親学歴が大学進学機会に及ぼす影響力が安定的だとみるモデルと、その影響力が変化するというモデル等を相互に比較して検討することで、1) の傾

⁴ 分析には Stata の `gologit2` コマンドを用いている。操作に関しては Williams(2006)を参照した。

向を検証する⁵。

第二に、男性 20 代において父親学歴の効果が他の世代と異なるというモデルをさらに立て、モデルの適合度を比較検討することで、2) の傾向を検証する。

父学歴 (F)、年齢コーホート (C)、性別 (S) を説明変数として、教育達成指標 (学歴 6 段階) を説明する一般化順序ロジットモデルを複数立てて検討した結果が次の表 1 である。父学歴は 3 段階、コーホートは 10 歳刻みで 6 カテゴリー、性別は 2 値のダミー変数として投入してある。表 1 のモデル 1 はコーホートのみを説明変数とする通常の順序ロジットモデルである。ここで比例オッズの仮定を緩め、コーホートごとに閾値が異なる前提を導入するために $\tau \times C$ が加えられたのがモデル 2 である。AIC、BIC の変化を見れば、コーホートごとに閾値が異なるとする前提は妥当なようである。ここに性別を説明変数として加えたのがモデル 3 である。性別もそれなりにモデルを改善する。このモデル 3 に父学歴変数を加えたのがモデル 4 であるが、父学歴は当然ながら本人教育達成をよく説明することがここで確認できる。モデル 4 では、父学歴は比例オッズの仮定下にあり、なおかつコーホートとの交互作用を認めていないので、父学歴の効果をかなり安定的なものに見なしていることになるが、その後様々な交互作用項を加えたモデルを試しても、モデルはさほど改善しないことがわかる (モデル 5 ~ 8)⁶。このことから、教育達成に与える父学歴の効果は、モデル 4 でおおむね表現されており、基本的には安定的であるというさきほどの 1) の知見が確認された。

表 1 一般化順序ロジットモデルの分析結果

Model		N	Log-Likelihood	df	AIC	BIC
1	C τ	6,493	-10083.8	11	20189.5	20264.1
2	C τ $\tau \times C$	6,493	-9935.1	30	19930.1	20133.5
3	S C τ $\tau \times C$	6,493	-9905.2	31	19872.5	20082.6
4	S C F τ $\tau \times C$	6,493	-9445.3	33	18956.7	19180.3
5	S C F τ $\tau \times C$ $\tau \times F$	6,493	-9428.2	41	18938.5	19216.4
6	S C F τ $\tau \times C$ C * F	6,493	-9436.6	43	18959.2	19250.7
7	S C F τ $\tau \times C$ S * F	6,493	-9432.4	35	18934.9	19172.1
8	S C F τ $\tau \times C$ S * F $S_m \times F_c \times C_{20}$	6,493	-9427.1	36	18926.1	19170.1

⁵ この分析においては、2015 年調査だけでなくそれ以前の SSM 調査データを合併した上で分析することが可能である。合併データによる分析については今後の課題としたい。

⁶ 尤度比検定によるモデル間比較を行なうと、モデル 4 < モデル 7 < モデル 8 という形で有意にモデルは改善される。しかし、ここでは AIC、BIC のレベルが他の有力な変数 (年齢コーホートや性別や父学歴) を追加した場合に比して相対的に減少幅がかなり小さいことから、効果はあるにしても大きくないと判断している。また、モデル 4 に対してコーホートと父学歴の交互作用を認めるモデル 6 は有意にならないことから、父学歴効果が世代を超えておおむね安定しているという知見は支持される。

続いて、男性の20歳代において見られた格差の拡大傾向の有無を確認してみよう。ここではピンポイントに、男性の20歳代で父学歴が義務教育レベルというダミー変数 ($S_m * F_c * C_{20}$) がモデルをさらに改善するかどうか見てみた(モデル8)。その意図は、さきほど PR や SYS のグラフで読み取れた傾向(男性20代において父学歴が低いものの相対的学歴が下がっている)を単刀直入に検証することにある。ここでモデルが改善されれば、SYSのような単純な指標でも格差の趨勢のおおよその傾向はつかめるといふことの傍証にはなるだろう。表1のモデル8を見てみると、実際にこの交互作用項を加えたモデルが、モデル4から劇的な改善をもたらすわけではない。その意味では、父学歴効果は基本的に安定であると考えるのが穏当であるが、一方で AIC, BIC の値は、今回検討したモデルの中でモデル8がもっともデータに適合的なモデルであることも示唆されている。すなわち、表現には慎重になる必要があるが、20代男性において教育機会が親学歴に代表される社会階層の影響をより強く受けるようになっている可能性は、ここでも否定されなかったと見ることができる⁷。

8. 結論と課題

以上の検討の結果、本稿で明らかにしたのは以下の点である。

- 1) 相対的な学歴の指標には様々なものが考えられるが、今回検討した PSI, PR, SYS のなかでは、数値自体の意味もわかりやすく、また教育機会の趨勢も見やすく表現されること、また教育機会以外の分析目的にも容易に転用可能な SYS に利点がある。
- 2) こうした相対的な学歴指標によって2015年SSMデータから得られた教育機会の趨勢は、おおむね安定的に推移しており、最若年世代の男性において格差拡大の傾向が観察される。
- 3) この傾向は、一般化順序ロジットモデルを用いた分析においてもほぼ同様の結果が得られており、2015年SSMデータにおいては頑健な結果のようである。
- 4) 同時に、一般化順序ロジットモデルの分析結果は、教育機会の趨勢を大まかに把握するだけであれば、シンプルな相対的学歴指標だけで見てもさほど大きな齟齬は生じない可能性が高いことを示している。

本稿では、出身階層指標として父学歴のみを取り上げているが、その他の出身階層指標によっても確認すべきであり、また過去のSSM調査でも同様の方法を適用して基本的な趨勢記述に齟齬がないかという点も検討すべき課題であると思われる。

【参考文献】

荒牧草平 2000. 「教育機会の格差は縮小したか」近藤博之編『日本の階層システム3 戦

⁷ 同じ2015年SSM調査データを用いた Fujihara(2018)でも同じ傾向が確認されている。

後日本の教育社会』、15-35 頁

- Breen,R., Luijckx,R., Müller,W. & Pollak,R. 2009. “Non-persistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries.” *American Journal of Sociology* 114: pp.1475–1521.
- Bukodi & Goldthorpe. 2013. “Decomposing ‘Social Origins’: The Effects of Parents’ Class, Status, and Education on the Educational Attainment of Their Children”. *European Sociological Review* ,Vol.29, No. 5, pp.1024–1039.
- Fujihara,S & Ishida,H. 2016. “The absolute and relative values of education and the inequality of educational opportunity: Trends in access to education in postwar Japan” *Research in Social Stratification and Mobility* 43, pp.25–37.
- Fujihara,S. & Ishida,H. 2017. “Social Fluidity and Education in Japan: What Are the Impacts of Educational Expansion on Social Fluidity?”(unpublished paper at RC28,2017).
- Fujihara,S. 2018. “An Ordered Logistic Regression Model for Educational Stratification: Applications to Trend and Comparative Analyses.”(unpublished paper)
- 藤田英典 1979. 「社会的地位形成過程における教育の役割」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会、329-361 頁
- 平沢和司 2011. 「大学の学校歴を加味した教育・職業達成分析」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会、155-170 頁
- 今田高俊 1979. 「社会的不平等と機会構造の趨勢分析」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会、88-132 頁
- 近藤博之・古田和久 2009. 「教育達成の社会経済的格差」 日本社会学会編『社会学評論』Vol.59, No.4, 682-698 頁
- 近藤博之・古田和久 2011. 「教育達成における階層差の長期趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会、89-105 頁
- 尾嶋史章 1990. 「教育機会の趨勢分析」 菊池城司編『現代日本の階層構造③ 教育と社会移動』東京大学出版会、25-55 頁
- Schroder,H. and Ganzeboom,H.B. G. 2014. “Measuring and Modelling Level of Education in European Societies”, *European Sociological Review*, Vol.30, No.1, pp.119–136
- Shavit, Y. & Blossfeld,H. eds. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment In Thirteen Countries*. Westview Press.
- Shavit, Y. & Park, H., 2016, "Introduction to the special issue: Education as a positional good" *Research in Social Stratification and Mobility*, 43: pp.1-3.
- 白波瀬佐和子 2016. 「2015 年「社会階層と社会移動に関する全国調査」(SSM 調査) 実施概要」 <http://www.l.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/2015ssmjisshigaiyo.pdf>

- Tam, T. 2007. "A Paradoxical Latent Structure of Educational Inequality: Cognitive Ability and Family Background across Diverse Societies" Paper to be presented at the RC28 Spring meeting.
- Tam, T. 2013. "Analyzing Education as a Positional Good: Categorical Regression without Arbitrary Identification" 2013 Conference of the European Consortium for Sociological Research.
- Treiman, D. J. & Terrell, K. 1975. "The Process of Status Attainment in the United States and Great Britain", *American Journal of Sociology*, Vol.81, No.3, pp.563-583.
- Williams, R. 2006. "Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables", *The Stata Journal* (2006)6, Number 1, pp. 58–82.

Relative Indexes of Educational Attainment and Trend Analysis of Inequality of Educational Opportunity Using the 2015SSM Survey Data

Takayasu, Nakamura

The University of Tokyo

This study was an examination of some of the relative indexes of educational attainment and analyses the long-term trend of inequality of educational opportunity in Japan using those indexes. An analysis using a generalized ordered logit model was also conducted to confirm the trend revealed by the previous assessment based on the relative indexes.

The data revealed four points, as follows:

1) Three indexes—the PSI (Positional Status Index), PR (percentile rank), and SYS (standardized years of schooling)—were mainly used to describe the trend of inequality of educational opportunity in Japan for this study. SYS was found to be the best choice as a relative index of educational attainment.

2) According to these three indexes, the trend of educational opportunity in Japan is stable, but the youngest cohort of men revealed a growing disparity of educational opportunity among social classes.

3) This trend was confirmed by an analysis using a generalized ordered logit model.

4) It was found that a simple description of the inequality trend according to the relative education index presented a rough picture of the reality of inequality of educational opportunity.

Keywords: Relative index of educational attainment, educational opportunity, trend analysis, standardized years of schooling (SYS)