

日本の教育選択における EMI (Effectively Maintained Inequality) 仮説の検証*¹

中澤 渉
(大阪大学)

本論文の課題は、Samuel Lucas の提唱した EMI (Effectively Maintained Inequality) 仮説を、SSM2015 年データを用いて検証することにある。「教育と階層」研究では、長年、教育拡大が平等化を促進してきたか否かを問題にしてきた。EMI 仮説によれば、教育拡大により量的な平等が進んだとしても、今度は学校差によって階層差が維持される。このこと自体は、中等教育の急激な大衆化を経験した日本人にとって、直感的には理解しやすい。しかし Lucas の主張は、仮説検証にとどまらず、方法について再考を促すものであり、その方法論は日本で十分理解されてこなかった。本稿では EMI 仮説を、一般化順序ロジット・モデルを用いて日本のデータで検証する。教育選択は、中等教育は中卒・職業（専門）学科・普通科の 3 カテゴリーに、最高学歴は中等教育卒・専門学校・短大高専・一般大学・難関大学の 5 カテゴリーとする。そして出生コーホートを 3 分類し、低階層出身者、高階層出身者を定義し、それぞれの階層の教育選択の予測確率を中 3 時成績ごとに計算する。そして最も予測確率の大きなカテゴリーが、起こりうる選択肢と考え、それが低階層と高階層で異なるかを確認する。その結果、中等教育選択では、成績下位層で階層による選択の違いが明瞭に現れた。最高学歴に着目すると、教育拡大の進んだ若年世代でも、どの高等教育に進むかをめぐる階層の違いが、成績を問わず表れた。したがって EMI 仮説は、概ね日本でも支持されるといえる。

キーワード：EMI、一般化順序ロジット、リーバーソン、教育選択

1. 教育拡大と同一学校段階に表れる不平等

教育拡大に伴い、教育機会の階層間の不平等は縮小するのか。このことは「教育と階層」研究で、伝統的に問われ続けてきた課題である。その課題に対する解答として提唱されたものには、Raftery and Hout (1993) による Maximally Maintained Inequality (MMI) 仮説と、Lucas (2001) による Effectively Maintained Inequality (EMI) 仮説がある。

前者は、教育段階の違いという、受けた教育の年数のような数値に置き換え可能な「縦の不平等」に着目したものだ。そこでの主張は、階層間の不平等は拡大期において常に持続するが、上位階層の進学率がほぼ飽和状態（100% 近くになった状態）になれば、必然的に彼らのそれ以上の進学率上昇はあり得ないので、漸くそれより下の階層出身者の進学率が追いつ

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

いて、格差が縮小するというものだ。

後者の主張は、それに対して「横の不平等」に着目したものだ。進学率の上昇は、高学歴化という帰結をもたらす。そのことで、高学歴獲得者の社会的な稀少性は失われる。高学歴の者は、人的資本論に基づけば、そこで得たスキルや知識によって、またスクリーニング論やシグナリング論に基づけば、稀少な高学歴獲得者が潜在的な能力をもつというシグナルを発するという点で社会的に評価されるわけである。

しかし、ハイスキルをもつ者の需要は無限ではない。また、僅かな者だけが選ばれているということ自体が、その人の高い潜在能力を示す証拠となるのであって、選ばれし者が増えることは、社会的なシグナリングやスクリーニングの機能を弱めるはずだ。

実際には、同一段階の教育を修了した者（たとえば、大学卒業者は大卒、高卒で就職した者は高卒）が、皆、同等の評価を受けているわけではない。日本の文脈に合わせれば、主として入学難易度や進学実績に基づく社会的な評価（ランキング）が存在し、より高いランクの学校に進学するほうが高く評価されるのが実態である。つまり高学歴化が進み、皆が進学するようになれば、進学したか否かではなくて、どの学校に進学したかという、学校名（学校間の質的な差異）をめぐる競争が激化する。結局、今度は「進学の有無」ではなく、「威信の高い学校への進学可否」をめぐる機会の不平等が表れるのだ。

このこと自体は、おそらく多くの日本人にとって、驚くものではない。厳密な実証を経ているか否かは別として、急速な教育の大衆化を経験してきた日本社会では、少し上のコーホートでは「進学の有無」が問題になったのに、下の世代では「(どの学校に進学するかという)学校歴」が問題になった、というような言説を耳にすることは珍しくないからだ。

しかし今回、改めてこの問題を取り上げるのは、知見そのものより、分析の背景にある Lucas が展開した方法の考え方が、日本の社会階層研究において見過ごされてきたように感じられるからだ。筆者自身、Lucas の EMI 仮説に言及しながらも、検証方法に関する Lucas の主張には注意を傾けてこなかった（中澤 2008）。類似のものに Ayalon and Shavit (2004)があるが、いずれも回帰分析において、階層を示す代理変数とコーホートの交互作用項をとり、交互作用項が有意か否かをもって、コーホート間の影響の変化を検証しようとしている。しかしこの方法は、Lucas の重要な主張を見過ごしていることとなる。本稿では、その主張に耳を傾け、社会階層研究におけるその意義を考えてみたい。

2. EMI 仮説とは何か

2.1 トランジション・モデルに対する批判への応答

Lucas による EMI 仮説には、多くの論点が含まれている。それを彼の主張に沿って整理すると、以下のようにまとめることができる（Lucas and Byrne 2017）。

まず、Mare (1980) により提唱されたトランジション・モデルに対する批判への対処が挙

げられる。

トランジション・モデルは、以下のような発想のもとに提唱された。階層間の進学（進級）の不平等の程度を、進学率（パーセンテージ）の差で比較するのは適切ではない。一般的に、トータルでの進学率は上昇しているが、進学率は「率」である以上、数値に上限がある。高い出身階層と、低い出身階層の間には、進学率の差が存在するが、通常前者の進学率が高い。しかし進学率上昇のスピードは、100%に近づくと遅くなるのが普通である。そうすると、教育拡大が進めば、高い階層出身の子の進学率は伸びる余地が少ないので、必然的に階層間の比率の差は小さくなる。また、教育達成を教育年数という指標でとり、線型回帰によって階層の影響を推定した場合、従属変数の教育年数の分散が、教育拡大によって小さくなる。このこと自体が、推定に影響を与えるだろう。

Mare のトランジション・モデルは、そうした問題点を解決できる画期的なものだった。特定の階層の進学（進級）の有無をオッズで示し、比較する階層間でそのオッズの比をとる（オッズ比）。オッズ比の長所は、周辺度数（この場合、進学率の水準）にかかわらず、階層間の相対的なチャンスの比で比較できるということだ。従属変数を進学（進級）の有無、独立変数に社会経済変数などを入れて二項ロジット・モデルを推定したとき、独立変数の係数は、独立変数が1単位変化したときの対数オッズ比となる。これにより、進学率の水準にかかわらず（ということは、どの学校段階であろうが、進学率がどの程度の社会であろうが）、出身階層の進学（進級）の有無に対する影響（対数オッズ比）を比較できると考えられたのだ。そしてトランジション・モデルを進学（進級）の有無に適用してみると、より上級の進学（進級）段階では、社会経済変数の係数の大きさが徐々に小さくなるというのである。

従属変数が二値のとき、通常の OLS（Ordinary Least Squares: 最小二乗法）を当てはめたものが線型確率モデルである。OLS の推定では、独立変数により従属変数が予測され、予測できない部分は平均ゼロで正規分布をなす誤差と仮定される。もし有効な独立変数がモデルに含まれれば、誤差の分散は（平均 0 で正規分布をなすが、予測精度が上がり誤差は縮小するはずなので）小さくなる。しかし従属変数は二値だから、言うまでもなく「線型」という仮定を満たしておらず、そのモデルを用いた予測は正確とは言えない。

つまり非線形である二値の従属変数に対しては、別の方策が考えられなければならない。そこで従属変数を「当てはまる (=1)」「当てはまらない (=0)」のいずれに近いかという傾向（propensity）を示す潜在変数（latent variable）をとると仮定する。この潜在変数は、連続量である。そしてその傾向が一定の閾値（threshold）を超えたとき、従属変数は 1 をとると考える。しかしその閾値や潜在変数そのものは、観察されるわけではない。そこで、推定モデルを確定するために、誤差に一定の仮定を置く。その誤差が、平均 0 で分散 1 の標準正規分布とき推定されるのがプロビット・モデルであり、平均 0 で分散が $\pi^2/3 \approx 3.29$ と仮定されているものがロジット・モデルである（Long 1997: 34-50）。この誤差の仮定の下で、1 か 0

の値をとるカテゴリ変数を従属変数とする回帰分析を推定するのである。

トランジション・モデルの従属変数は、より上の教育段階に進学するか否かを推定するので、進学するチャンスを持たない人（その教育段階に進学していない人）は分析対象から除外される。日本の学校制度にあわせて説明すれば、高校進学の有無を従属変数とするのなら、中学校までは義務教育で全員在学・卒業が原則なので、サンプル全体が分析対象となるだろう。しかし大学進学の有無を従属変数とする場合、高校進学者（高等学校卒業程度認定試験・もしくは旧大学入学資格検定合格者）でなければ進学のコツは存在しないので、中卒者は分析対象から除外されることになる。

ここで問題になるのは、1 つがセレクション・バイアスの問題である。上級学校のトランジションになるほど、サンプルは選ばれた者、進学できた者だけに限定される。換言すれば、それだけサンプルの多様性（ばらつき）は小さくなると考えられる。しかしロジット・モデルでは、上述のように誤差項が同じ値として仮定されている。だとすると、異なる段階のトランジションで見られた係数の違いをどう解釈すべきなのか、一筋縄ではいかないだろう。

またトランジション・モデルでは、異なるトランジション間の比較を行うため、基本的には同じ独立変数が投入されていた。しかし回帰分析は理念的に、投入している独立変数群により従属変数が予測でき、そうでない部分は確率的な誤差だと仮定されている。Cameron and Heckman (1998) は、現実にはトランジション直前の成績など、そのトランジション特有の時間依存変数を入れるべきだと主張する。しかしトランジション・モデルには、それが無い。これは、特定のトランジション直前の状況を考慮しない、非現実的な視野狭窄 (myopia) モデルだと批判した。

ただ、トランジション・モデルは社会階層研究において、非常に大きなインパクトをもたらした。多くの国際比較研究で適用された (Shavit and Blossfeld 1993)。MMI 仮説は、トランジション・モデルにおいて、上級段階のトランジションほど係数が小さくなることの説明として提唱されたものと解釈できる (Raftery and Hout 1993; Lucas 2001)。それゆえ MMI 仮説で問われていたのは特定学校段階への進学の有無であり、同一学校段階における学校間の差異は問題にされてこなかった。

2.2 トーナメント移動への批判

もう一つの流れとして、Rosenbaum (1976) の提唱したトーナメント移動に対する批判がある。

Rosenbaum がトーナメント移動を提唱した当時は、高等教育への進学が必ずしも多数派とはいえなかった。またアメリカでは、日本のように高校入試はない。公立高校であれば、原則、地域の高校に通うことになる。しかし高校段階になれば、個人間の学力差や進路希望は多様になる。そこで、進路希望に沿う形で分かれて、授業が行われていた。

当然のことながら、進路希望を大きく規定するのは本人の成績である。コース選択は、学年が上がるごとに、また教科ごとに行われる。一般的に、進学（academic）コースは、良い成績を必要条件とする。理屈の上では、コースの選択は、そのときの希望に沿って自由に行われる。したがって、高校を出て就職しようと思ったが、後になって進学希望に変更した、というような選択は十分起こり得る。

しかし Rosenbaum によれば、一旦進学コースを外れると、あとになって進学コースに戻ることは非常に難しい。仮に進学コースに残り、そのまま上級学校に進学することを「勝者」とたとえれば、学年が上昇するにつれて、進学コースから一般（general）、就職（vocational）コースに移る生徒が増えてゆき、その逆はほとんどいないというように、あたかもトーナメント勝ち抜き戦のような状況を呈する。そして、それぞれのコース選択は、単純に成績を基準に行われているわけではない。「進学」「就職」などというコースの位置づけ自体が、そこに所属する生徒の将来の予期的社会化を促す。進学コースであれば、上級学校進学へのアスピレーションは高いのだが、一旦それを諦めると、アスピレーションは冷却される。冷却されたアスピレーションを再び高めるのは、至難の業である。

このように、学校内のコース分けは、単純に機能的な意味だけをもつわけではない。コース分け自体が、生徒の予期的社会化を促し、制度上可能なはずの自由な進路選択を阻んでしまうのだ。これがトラッキングの効果である（Pallas et al. 1994）。

しかし Lucas によれば、Rosenbaum がトーナメント移動を提唱した時期と比較して、アメリカのトラッキングをめぐる状況は、より複雑になっている。それゆえ、かつてのような、トーナメント移動という喩えを正当化できるような現象は、見出しにくくなっている（Lucas 1999）²。

つまりコース選択がよりフレキシブルになり、それまで見出せたパターンが容易に見出せなくなってきた。かつてであれば、キャリアの中のある時点の選択が、その後の進路に決定的な影響を持ってきた。しかし今は、特定の時点の選択が、その後ずっと影響を与え続けるというわけではない。むしろ選択の自由度が増した分、複数回（年）にわたって行われるコース選択の繰り返しが、徐々に進路を形成してゆくというイメージである。しかも個人の自由選択を尊重するがゆえに、学校の進路相談のカウンセラーの影響力が減っている。かつて、Cicourel や Kitsuse が、カウンセラーの面接が、人種などの属性による特定の進路志向の誘

² ここでの Lucas による批判は、あくまでアメリカのコンテクストを踏まえてのものである。言うまでもなく、日本とアメリカの教育制度は異なる。そして教育社会学において、トラッキングは個々の社会的コンテクストに合った形で理解されてきた。日本の教育社会学では、中等教育におけるトラッキングは、高校間格差と称する、高校入試選抜の難易度や大学進学実績に基づくランキングを前提とした、進学校か非進学校か、あるいは普通科もしくは専門学科（職業学科）の選択に適用されてきた。日本の高校（中等教育学校）は、一旦入学すると移動が困難なため、トラッキングが持つ予期的社会化の効果は、アメリカより強くなると予想される（LeTendre et al. 2003）。

導・強化を助長していることを述べていたが (Cicourel and Kitsuse 1963=1985)、皮肉にもカウンセラーの影響が減ったことで、コース選択への社会経済変数の影響力を増している。

トラッキングは同一学校段階内における、コース選択にかかわるものだ。だから分析対象となる進路選択は「進学か否か」という二値だけでは測れない。むしろ選択肢は（コースの違いを考慮すれば）3つ以上と考えるのが普通であり、その3つ以上の選択肢のどこに振り分けられるのかを予測できるモデルを考える必要がある。

2.3 Lucas の方法論的立場

以上から、教育選択に関する不平等の趨勢分析では、従属変数がカテゴリー変数であり、非線型モデルが推定されることになる。社会学では、回帰係数が対数オッズ比を意味するという点で、ロジット系のモデルが推定されることが多い。そしてこの係数の大きさや符号によって、格差の拡大・縮小が論じられる傾向がある。

しかし非線型モデルで、回帰係数のみに依存して解釈するのは危険だ。例えば、オッズ比については、近藤（2001）が示すように、絶対的な比率（パーセンテージ）の差の動きと、オッズ比の動きは、条件によって矛盾する（逆の）方向に振れることがある。同様の指摘は、カテゴリー変数の回帰分析のテキストとして定評のある Long（1997）にもあり、そこでは係数の大きさだけに依存せず、モデルをもとに計算された予測確率など、多角的な観点から解釈することが推奨されている（Long 1997: 61-82）。特に従属変数が3つ以上のカテゴリーの場合、係数がプラスもしくはマイナスであっても、独立変数の大きさによって、予測される確率が常に上昇基調もしくは減少基調というように、一方向に決まるわけではない（Lucas and Byrne 2017）。

もっと重要なのは、Lucas and Byrne（2017）が、自らの立場を Liebersonian（リーバーソン主義者）と表明している点にある³。Lieberson（1986）は、社会科学において、自然科学的な因果推論を用いることに対する問題点を指摘している。この本の出版から30年、ここで指摘されている問題点を解決しようという努力や、技法の開発は積み重ねられてきた。その中で Lucas が着目するのは、特定の高度なテクニックというより、因果関係の原因は、表面的なもの、根底的なものとの区別でき、一般的に観察可能な変数化されたものは表面的な原因に過ぎない、という見方である（Lieberson 1986: 185-188）。

社会科学において、何らかの具体的な変数を取りあげ、それらの変数間に関連があったとする。変数は、何らかの統計的分析に耐えうる形で定義されている。そのとき、そこで定義された変数が（有意な関連を導いたからといって）真の原因たりうるのか、言い換えれば、その変数を操作すれば、従属変数も期待するような形で変化が起きるのか⁴。

³ Lieberson の立場については、近藤（2014）にも解説がある。

⁴ もちろん、ここでは相関と因果を混同しないとか、因果の向きが逆だ（双方向のことがあ

階層研究に惹きつけて言えば、通常考慮される職業・収入・学歴というような変数は、確かに階層（階級）の代理指標にはなるだろう。しかしこれらの変数は、社会理論上の階層（階級）概念そのものを示しているわけではない。

これは Abbott の一般線型モデル（general linear model）に対する批判とも共通する（Abbott 2001: 40-59）。一般線型モデルでは、何らかの特性を備えた固定された実体（entity）があり、原因は実態を取り巻く環境などの「大きな」実体から、個別の「小さな」実体に影響を及ぼし（もしくは原因と結果をなす実体のサイズは同等であり）、原因変数の実体が影響を与える性質は1つだけに過ぎず、ある事象に影響が及んだ後に、連続して影響を及ぼし続けるようなことは想定しておらず、個々のケースは独立していて、また社会的文脈からも逃れている、という「非現実的な」仮定を置いている。

例えば、従属変数に学力テストの点数、独立変数の一つに朝食の有無という変数が入っている回帰モデルを推定したとする。独立変数群には、親職、親学歴、世帯収入などの変数が含まれ、それらを考慮しても、朝食の有無の影響が残ったとする。では、朝食の有無が、学力テストの点数に直接的な関係を生むと結論してよいか、というのは微妙である。

これは朝食の有無と学力テストの点数が疑似相関にある、ということを知りたいのではない。朝食の有無は、おそらくその子どもがもつライフスタイルの一つの表れ（表面的な変数）に過ぎない。しかしライフスタイル、生活様式というような、階層や階級概念にかかわる根底的な原因が、総体となって学力に影響するということはあり得るだろう。もちろん、総体としてのライフスタイル自体を大きく変えるのは難しい。それを無視して、（食生活、余暇時間の過ごし方、睡眠時間、テレビ視聴傾向などはそのまま）単独に朝食をとるようにした、それだけで学力の点数が上がる、と考えるのは無理がある、というのが常識的な見方ではないだろうか。

本稿に即してみれば、従属変数を教育選択とし、そこに独立変数として階層の代理指標である父職、親学歴などの変数が考慮される。確かに父職は、何らかの理論的仮定に沿って分類されたり、スコア化されたりするのだが、それでも階層や階級の実体そのものを示しているわけではない、という点に変わりない。しかし一般的には、統計的に有意になれば、その変数と教育選択が直接的な関連があると結論付けられる。

しかし数十年前に事実上確定した親の学歴や、親の職業自体が、独自に（子の）教育選択に影響するということが（全くないとは言えないかもしれないが）かなり強引な解釈やストーリーが必要になるだろう。やはり教育選択には、それまで過ごしてきたライフスタイルや、それをもとに形成された価値観などが総合的に影響してきたと考えるべきなのではないか。親学歴や、親職という変数は、そうしたライフスタイルなり、価値観なりを体現すると考え

り得る)、などというようなことを言おうとしているのではない。

られる、表面的に表れた変数である。したがって、個々の変数だけを取り出して、その変数の係数が有意だ／有意ではない、というような議論をすることに、いかなる意味があるのか、というのが Lieberson の主張である。

Lucas and Byrne (2017) では、EMI は社会経済的に有利な立場に立つアクターが、自らと、その子どもの有利な立場（有利さの中身は、社会経済的なものに限定されない）を守ろうとして、少しでも質的に上位に立つ選択を行うと仮定している。したがって重要なのは、回帰分析を行い、個別の変数の係数の大きさや、有意性を判断することではない。むしろ、多角的な観点から定義された社会経済的背景の違いによって、教育選択に差が生じるかを判断するのが重要なのである。

3. EMI 仮説の検証

3.1 分析手続き

Lucas (2001) や Lucas and Byrne (2017) に沿って、分析の手続きを説明しておきたい。

まず従属変数の教育選択のカテゴリーを定める必要がある。このとき、あまりにばらつきがなく、特定のカテゴリーに人数が集中しすぎてしまうような分類は意味をなさない。

本稿では、2つの従属変数を考える。1つ目は、中等教育の選択である。カテゴリーは、高校非進学、専門学科（職業学科）高校、普通科高校の3つとする。中等教育は事実上、進学率が100%に限りなく近づいており、進学の有無は意味をなさず、どこに進学するかが問われることになる⁵。その点で、EMI 仮説の検証には適切な対象だと考えられる。

2つ目は、高等教育を含めた教育達成である。EMI 仮説は必ずしも進学率が飽和状態（100%近く）にならなくとも、適用が可能である（Lucas and Byrne 2017）。現在、四年制大学進学率は50%を超えており、大学内での進学先自体が問題になりつつある。そこで大学を、一般大学と、難関大学の2つに分類する⁶。そして大学未満の学歴については、若いコーホートでは中卒者が極めて少ないことから、中卒と高卒を同じカテゴリーとし、中学・高校、専門学校、短大・高専のカテゴリーを設ける。

⁵ 注2で述べたように、高校は事実上、入学難易度（偏差値）によるランキングがあり、そのランキングに沿って分類するのが適切だという考えもあるだろう。しかしコーホート間で、個々の学校のランクに変動があり、そのランキングに関するデータを全て入手し、考慮するのが物理的に困難である。SSM データには、回答者の進学高校について、大学進学率を自己評価した変数が含まれているが、大学進学率自体がコーホートにより変動するので（つまり「全員が進学する」高校に属していたと回答していても、それが若いコーホートなのか、年長のコーホートかで意味が異なる）、この変数を使うことは断念した。

⁶ 難関大学は、旧帝大・旧官立大（千葉大・東工大・一橋大・新潟大・金沢大・神戸大・岡山大・広島大・長崎大・熊本大）・筑波大（東京教育大）・お茶の水女子大・東京外語大・横浜国立大・都立大・大阪府立大・京都府立大・大阪市大・横浜市大・全国公立大学医学部・東京六大学・ICU・上智大・青山学院大・中央大・学習院大・東京理科大・関関同立と定義する。

次に推定モデルを定める。Lucas (2001) では順序プロビット・モデルを利用したが、EMI 仮説の検証は、推定モデルに基づく予測確率に基づいて行われる。つまり予測確率が計算できればいいので、ロジット系か、プロビット系かという選択は重要ではない。

もっとも、モデルの置いている仮定に、データが適合しているかどうかは問われる。順序ロジットや順序プロビットは、従属変数に順序を仮定でき、かつどの段階でも、同じ係数が当てはまるという比例オッズ性が仮定される。これによりモデルはシンプルで節約的になるが、投入した独立変数群すべてについてそれが成立するというのは、かなり強い仮定である。

比例オッズ性が維持されているかどうかの検定は、Brant test によって確認できる。もし維持されていない場合や、従属変数に順序性を仮定できなければ、多項ロジット・モデルを推定することになる。ただし多項ロジットでは、従属変数の各カテゴリーの独立性 (Independence of Irrelevant Alternatives : IIA) が維持される必要がある。統計的には Hausman test によって確認できる⁷が、日本の教育制度に照らして今回の分析を考慮した場合、IIA の仮定が成立するとは考えにくい⁸。

IIA の仮定を緩めるとすれば、1 つの方策として stereotype logit model を利用でき (Liu 2014)、従属変数のカテゴリーの順序性を認めるのであれば、比例オッズ性の仮定を緩めた一般化閾値モデル (一般化順序ロジット) を適用できる (Williams 2006; 近藤・古田 2009)。どのモデルを用いるか、というのは、データの性質などに照らして判断すればよく、「これでなければならぬ」というものはない。本稿では、一般的な感覚として、上記の 2 種類の教育達成や教育選択に関する選択肢に、順序性が認められること、また投入する独立変数の分布からも、そうした順序性を認めても概ね差し支えないと考えられること、Hausman 検定の結果から IIA が成立しなかったことから、一般化閾値モデルを適用する⁹。本稿では、EMI 仮説が教育拡大の程度(コーホート間)による違いがないかを検討したいので、1935 年～54 年生まれ、

⁷ これらの手続きを経て、多項ロジットで EMI を検証したものに、チェコの Katrňák et al. (2016) がある。

⁸ IIA では、提示された選択肢が、同一水準で横並びになっているという仮定がある。しかし「進学するか否か」という選択肢があり、進学した場合に「どのコースや学校に進むか」という選択肢があつて、前者で進学すると判断した人しか後者の選択肢ができない(換言すれば、非進学とコース選択が対等の選択肢と見なされない) 場合は、選択肢が入れ子構造になっており、IIA は満たさない。

⁹ IIA が成立しない入れ子構造の選択肢が従属変数の場合、nested logit も可能ではないか、という考えもあろう。しかし以下の理由から、現実には困難である。まず nested logit は、個々のサンプルから見た場合の選択肢それぞれについてのデータを準備する必要がある。つまり従属変数の選択肢が n 個あれば、1 人につき n 行分のデータがつくられる。さらに個々の選択肢に関連した独立変数を準備する必要があるが、これは回顧データでは事実上不可能に近い。志望校選択にあたっては、個々の選択肢について、かかる金銭的成本、家からの距離、下宿の有無など様々なことを考慮する必要があるが、そうした考慮していると思われる要素を (実際に選択しなかった選択肢も含めて) 変数化しなければならない。なぜなら回顧データは、現実を選択したケースの情報のみが含まれているのが普通だからである。

1955～74 年生まれ、1975～95 年生まれという 20 年ごとの出生コーホートに基づいてサンプルを分ける。表 1 と 2 が、教育選択に関する男女別の分布である。

	高校非進学	職業科・専門学科	普通科・進学系学科	人数(%)
男 1975-94生	15 (2.22)	164(24.26)	497(73.52)	676(100.0)
男 1955-74生	27 (2.87)	306(32.55)	607(64.57)	940(100.0)
男 1935-54生	208(19.70)	376(35.61)	472(44.70)	1056(100.0)
女 1975-94生	13 (1.48)	205(23.35)	660(75.17)	878(100.0)
女 1955-74生	19 (1.56)	328(26.91)	872(71.53)	1219(100.0)
女 1935-54生	259(23.46)	254(23.01)	591(53.53)	1104(100.0)

表 1 従属変数（中等教育選択）の分布

	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)	大学(難関)	人数(%)
男 1975-94生	203(29.72)	114(16.69)	21 (3.07)	269(39.39)	76(11.13)	683(100.0)
男 1955-74生	394(41.87)	130(13.82)	29 (3.08)	284(30.18)	104(11.05)	941(100.0)
男 1935-54生	693(65.38)	36 (3.40)	15 (1.42)	191(18.02)	125(11.79)	1061(100.0)
女 1975-94生	260(29.51)	169(19.18)	149(16.91)	252(28.60)	51 (5.79)	881(100.0)
女 1955-74生	531(43.56)	185(15.18)	267(21.90)	201(16.49)	35 (2.87)	1219(100.0)
女 1935-54生	783(70.67)	122(11.01)	116(10.47)	66 (5.96)	21 (1.90)	1108(100.0)

表 2 従属変数（教育達成）の分布

ここからわかるように、中卒者は 1935～54 年生まれのコーホートでは一定程度みられるが、それより若い世代では 1～2%台にとどまる。中等教育の選択では、徐々に普通科の比率が増えているが、これは高校の増設が主として普通科によってなされたことを反映している。また教育達成を見ると、専門学校の比率が増えて、学歴として市民権を得るようになっていのがわかる。短大・高専は、主として短大の男女比の偏りから、女性が多めである。難関大学は、男性ではコーホート間にほとんど変動はない。女性は微増傾向にある。一般大学は男女とも増加傾向にあるが、特に女性の増加が著しい。

分析モデルを設定した後は、投入する独立変数を準備し、一般化閾値モデルを推定する。そして推定モデルに基づき、理論的に重要な人物像を想定し、その人物の教育選択の予測確率を計算する。つまり回帰分析の係数ではなくて、具体的に（親学歴が〇〇で、父職が××で…のように）人物像を描き、それにあてはまる値をモデルに代入して、従属変数それぞれのカテゴリにその人物が入る確率を計算する。そうして計算した結果、最も予測確率が大きくなるカテゴリを特定する。

その結果、比較している人物像の間（つまり高い階層と、低い階層の、それぞれの人物の間）で、最も予測確率の大きな modal category が異なる場合、EMI 仮説が支持されると判断する¹⁰。

¹⁰ 注目するのは、どれが modal category かということであって、計算された予測確率の数値自体は問題にしない。だから予測確率の数値に大きな差があるように見えても、高階層と低階層の同じカテゴリが modal category になっていれば、EMI は支持されないことになる。

3.2 変数と、予測確率計算にあたって仮定される人物像

独立変数には、先の項で示した出生コーホートのほか、親学歴（父と母について、それぞれ高等教育を終えているか否かでダミー変数を作成）、父職（EGP 階級分類に基づく。ただし不在・無回答も一定数いたので、それも1つのカテゴリーと化した）、15歳時点で本が101冊以上あったか否か（ダミー変数）、中3時の成績（自己評価・5段階）を考慮する。

東アジアで類似の試験文化を持つと考えられる韓国では、高等教育進学率も極めて高い水準に達しており、若年コーホートではほとんどが何らかの高等教育に進学するという点で、EMI 仮説の検証に適切な環境を整えている。そして高等教育の質的な違いを考慮して EMI 仮説を検証すると、高校の学科を考慮するか否かで結果に相違がみられるという（Byun and Park 2017）。具体的には、普通科高校であれば、階層にかかわらず、modal category は四年制大学となり、EMI は満たさない。それは韓国では成績の規定力が極めて大きく、普通科高校では進学するのが当然という考え方が支配的だからだという。

どこまで進学すべきかという判断が成績によって変わる、というのは、日本社会を前提にすれば（また受験制度を前提にすれば）当然のように思える。その点では韓国と似ている。ただし Boudon の展開した一次効果、二次効果の考え方を持ち出すまでもなく、教育選択は成績だけが鍵を握っているわけではない。韓国同様、成績がよければ、普通科高校や、大学進学は進学するのが当たり前だと見なされるが、成績がよくない場合、進路選択の違いが低階層において明瞭に表れる、ということは十分予想できる。

SSM では、中学校3年時の自己評価の成績を5段階で回答させている。この変数を使って、成績上位、真ん中、下位と回答したパターンそれぞれについて、教育選択の予測確率を計算したい。なお、ここで考慮した独立変数群の記述統計量は、表3と4の通りである。なお、成績別に予測確率を計算するという方法は、必ずしも Lucas の方法を忠実に辿ったわけではなく、上述の日本のコンテキストに合わせた筆者のアレンジである。

Lucas の方法に則れば、理論的に重要な人物（focal person）を定義する。1人が社会経済的に有利な立場にある高階層の人物で、もう1人が不利な立場にある低階層の人物である。高階層は①父が高等教育、②母が高等教育、③父職が専門職・管理職（つまり父職すべてのダミー変数が0で投入される）、④本が101冊以上あった、ということになる。低階層は①父が非高等教育、②母が非高等教育、③父が半・非熟練工、④本が101冊はなかった、ということで定義される。そして推定式に、上記の定義に沿って値を代入すれば、各カテゴリーの予測確率が計算される。

このような定義は、非常に極端な人物像を想定しているように見えるかもしれない。ちなみに、ここで示した高階層の人物は、中等教育選択のモデルであてはめると、171人いる。全体の3%弱である。さらに低階層の場合は786人と多く、13%強を占める。ここでの

男(N=2672)	平均	標準偏差	最小値	最大値
1955-74生	.352	.478	0	1
1975-94生	.253	.435	0	1
父高等教育	.197	.398	0	1
母高等教育	.113	.317	0	1
父ノンマニュアル	.142	.349	0	1
父自営・農業	.332	.471	0	1
父熟練工	.090	.286	0	1
父半・非熟練工	.162	.369	0	1
父不在・無回答	.076	.265	0	1
本101冊以上	.196	.397	0	1
中3時成績	2.265	1.112	0	4
女(N=3201)	平均	標準偏差	最小値	最大値
1955-74生	.381	.486	0	1
1975-94生	.274	.446	0	1
父高等教育	.221	.415	0	1
母高等教育	.120	.325	0	1
父ノンマニュアル	.148	.355	0	1
父自営・農業	.310	.463	0	1
父熟練工	.089	.285	0	1
父半・非熟練工	.163	.369	0	1
父不在・無回答	.084	.277	0	1
本101冊以上	.211	.408	0	1
中3時成績	2.321	.977	0	4

表3 中等教育選択推定モデルの記述統計量

男(N=2684)	平均	標準偏差	最小値	最大値
1955-74生	.351	.477	0	1
1975-94生	.254	.436	0	1
父高等教育	.198	.399	0	1
母高等教育	.114	.318	0	1
父ノンマニュアル	.142	.349	0	1
父自営・農業	.331	.471	0	1
父熟練工	.090	.286	0	1
父半・非熟練工	.163	.370	0	1
父不在・無回答	.076	.265	0	1
本101冊以上	.197	.398	0	1
中3時成績	2.266	1.113	0	4
女(N=3208)	平均	標準偏差	最小値	最大値
1955-74生	.380	.485	0	1
1975-94生	.275	.446	0	1
父高等教育	.221	.415	0	1
母高等教育	.120	.325	0	1
父ノンマニュアル	.147	.355	0	1
父自営・農業	.310	.463	0	1
父熟練工	.090	.286	0	1
父半・非熟練工	.163	.369	0	1
父不在・無回答	.084	.277	0	1
本101冊以上	.210	.408	0	1
中3時成績	2.321	.977	0	4

表4 教育達成推定モデルの記述統計量

説明変数が父学歴、母学歴、父職、本の冊数で、 $2 \times 2 \times 6 \times 2 = 48$ カテゴリーであるから、単純にトータルサンプルで割れば1セルあたり122人前後となるので、それを上回る実測数があることから、現実離れた設定ではなく、むしろそれなりにあるケースを想定して計算していることになる¹¹。なお、これは教育達成についてのモデルでも、大きな違いはない。

そして既に述べたように、関心は特定の係数の大きさや有意性にあるのではない。社会的に有利な人、不利な人を具体的に思い浮かべ、それぞれについて最も起こりうる選択肢がどれかを特定することが重要なのである。ただし本稿では、念のため、一般化閾値モデルによって推定した推定結果（回帰係数）の表も提示する。

4. EMI 仮説の検証

4.1 中等教育選択の場合

まず表5は、中等教育選択についての一般化閾値モデルの推定結果を示している。極めて常識的な結果だが、コーホートは基準カテゴリーが1935～54年生まれであるから、正の係数であることは、教育拡大（進学率の増加）傾向を示していると考えられる。また「普通科／職業科」については、基準カテゴリーの1935～54年当時の職業科に対する普通科の比とくらべて、それより若いコーホートでは普通科の割合が大きくなっていることを示している。

親の学歴、本の冊数、成績はいずれも正であり、いずれも高学歴であったり、本をたくさん持っていたり、成績が上位であれば、進学、もしくは普通科選択の傾向が強まることを示している。逆に父職が負なのは、基準カテゴリーの専門・管理職に比して、他の父職が不利であることを示している。

表6がLucasの方法に基づいて、成績別に予測確率を計算したものである。これをみると、1935～54年生まれでは、EMIのパターンが観察される。しかし成績が真ん中以上の場合、いずれも最も予測確率が高いのは普通科高校であり、差はなくなる。高校のランクをもっと正確に考慮できれば、結果は変わってくる可能性はあるが、SSMで使用できる変数で分析すると、1955年以降生まれであれば、成績が真ん中以上の場合、基本的には誰もが普通科を選択

¹¹ もっとも、コーホート間で親の学歴や職業分布には違いがあるので、特に高階層の人物の設定では、かなり極端な設定をしている可能性はある。例えば1935～54年生まれでは、上記の定義に基づく高階層の人は23人しかおらず、これは当該コーホートのほぼ1%である。この場合、高階層の定義を、もう少し現実に即したものにすることも考えられる。ただし今回は、コーホート間の比較で、高階層の定義自体をずらすことは恣意的な比較になってしまうと考え、どのコーホートでも定義は統一することにした。なお、成績と階層には強い関連があり、特に高階層では成績が悪いと評価している人自体が少なく、1935～54年生まれの高階層で、成績が下位、やや下位、1955～74年生まれの高階層で成績が下位と回答した人はいなかった。それでも理論上は、この推定式をもとにして予測確率を計算することは可能なので、計算結果を示すことにする。

	男		女	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
高校選択(職業科/中学)				
1955-74生 (vs. 1935-54)	2.383	.221 ***	3.073	.248 ***
1975-94生 (vs. 1935-54)	2.657	.288 ***	3.103	.299 ***
父高等教育 (vs 非高等教育)	.623	.155 ***	.286	.131 *
母高等教育 (vs 非高等教育)	.458	.208 *	.299	.170 +
父ノンマニュアル (vs 専門管理)	-.392	.175 *	-.900	.303 **
父自営・農業 (vs 専門管理)	-1.032	.152 ***	-1.340	.248 ***
父熟練工 (vs 専門管理)	-.712	.192 ***	-.952	.174 ***
父半・非熟練工 (vs 専門管理)	-1.066	.168 ***	-1.568	.273 ***
父不在・無回答 (vs 専門管理)	-.843	.200 ***	-1.036	.332 **
本101冊以上 (vs 100冊以下)	.399	.135 **	1.223	.370 **
中3時成績 (5段階・大きい=上位)	1.029	.081 ***	.821	.078 ***
定数項	.075	.215	.425	.283
高校選択(普通科/職業科)				
1955-74生 (vs. 1935-54)	.908	.106 ***	.854	.096 ***
1975-94生 (vs. 1935-54)	1.264	.128 ***	1.039	.114 ***
父ノンマニュアル (vs 専門管理)			-.357	.160 *
父自営・農業 (vs 専門管理)			-.742	.140 ***
父半・非熟練工 (vs 専門管理)			-.987	.154 ***
父不在・無回答 (vs 専門管理)			-.477	.184 **
本101冊以上 (vs 100冊以下)			.366	.122 **
中3時成績 (5段階・大きい=上位)	.655	.045 ***	.608	.046 ***
定数項	-1.159	.187 ***	-.799	.175 ***

+ p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

※上の係数群は、中学卒に対して職業科を選択する傾向を示す。下の係数群は職業科に対し普通科を選択する傾向を示し、上の係数群と同じ大きさの係数の独立変数は省略している。つまり上下2つの係数のうち、下の係数群で数値が入っていない独立変数は、比例オッズ性の仮定が満たされている。

表5 中等教育選択についての一般化順序ロジット・モデルの推定結果 (係数)

男性				女性			
成績上位	高校非進学	職業科・専門 学科	普通科・進学 系学科	成績上位	高校非進学	職業科・専門 学科	普通科・進学 系学科
1935-54生				1935-54生			
高階層	.005	.048	.947	高階層	.004	.066	.930
低階層	.060	.352	.588	低階層	.105	.239	.656
1955-74生				1955-74生			
高階層	.002	.015	.984	高階層	.000	.031	.969
低階層	.019	.155	.826	低階層	.005	.177	.818
1975-94生				1975-94生			
高階層	.001	.011	.988	高階層	.000	.026	.974
低階層	.013	.116	.870	低階層	.005	.151	.844
成績真ん中	高校非進学	職業科・専門 学科	普通科・進学 系学科	成績真ん中	高校非進学	職業科・専門 学科	普通科・進学 系学科
1935-54生				1935-54生			
高階層	.022	.174	.804	高階層	.020	.183	.797
低階層	.220	.535	.245	低階層	.378	.261	.361
1955-74生				1955-74生			
高階層	.007	.062	.931	高階層	.001	.097	.902
低階層	.078	.403	.518	低階層	.027	.402	.571
1975-94生				1975-94生			
高階層	.005	.045	.950	高階層	.001	.082	.917
低階層	.057	.340	.604	低階層	.027	.358	.615
成績下位	高校非進学	職業科・専門 学科	普通科・進学 系学科	成績下位	高校非進学	職業科・専門 学科	普通科・進学 系学科
1935-54生				1935-54生			
高階層	.089	.428	.482	高階層	.097	.365	.538
低階層	.553	.378	.069	低階層	.758	.098	.144
1955-74生				1955-74生			
高階層	.029	.216	.755	高階層	.005	.263	.732
低階層	.272	.531	.197	低階層	.127	.591	.283
1975-94生				1975-94生			
高階層	.021	.166	.814	高階層	.005	.228	.767
低階層	.209	.534	.257	低階層	.123	.555	.321

表6 中等教育選択についてのEMIの検証結果 (数値は予測確率)

する可能性が高くなる。

ただし成績が下位の場合は、状況が異なる。成績が下位であれば、最も若いコーホートでも、学科選択で差が表れる。ただし注 11 で示したように、高階層では成績が下位と回答した人自体が（年長のコーホートで）存在しない。そこで表では省略するが、成績が「やや下位」と回答した人についても、同様に予測確率を計算したが、見出されたパターンは成績が「下位」と回答したのと同じであった。つまり成績が上位であれば、中等教育段階での学科選択にさしたる影響はない（普通科を選択しがち）といえるが、成績が下位と判断した人は、階層によって学科選択に違いが表れ、EMI が限定的に観察されることがわかった。

4.2 教育達成の場合

従属変数を教育達成にして、一般化閾値モデルを推定した結果が、表 7 である。これも中等教育の選択と同様、常識的な結果が導き出されていると言える。コーホートの効果が正なのは、教育拡大を反映していると言えるが、「難関大学／一般大学」が負なのは、一般大学の増加によって大学進学率が高まり、相対的に（大学全体の中で占める）難関大学が縮小したことを示す。成績も、「難関大学／一般大学」の係数が大きく、他の学校間の選択（教育達成）に対し、成績の規定力が強いことを示している。

これをもとに、Lucas の方法に基づいて予測確率を計算したのが、表 8 である。すると、具体的なカテゴリーの内容の違いはあるものの、1935-54 年生まれのコーホートの成績が下位と判断した人たちを除き、EMI のパターンが観察される。それ以外の若いコーホートの成績が下位と回答した人たち、あるいは成績が真ん中という人たちは、中等教育（高校）までで終わるか、その上の教育段階（高等教育）に進学するか否かで、違いが表れている。

成績が上位の場合、まだ高等教育進学率自体が低い 1935～54 年生まれのコーホートでは、高等教育進学か否かで違いが表れている。注目すべきは、このコーホートでも、高階層では最も確率の高いのは、男女とも一般大学ではなく、難関大学である、ということである。もちろん、ここで定義されている難関大学は、そもそも歴史のある大学が多く、一般大学には戦後設立されたものも少なくない。そのような面が表れている可能性はあるが、裏を返せば、大学教育の大衆化は、いわゆる難関大学ではなくて、それ以外の大学によって行われたことが、こうした予測確率の数値にも表れていると言える。

女性の場合、1955～74 年生まれの高階層における成績上位の人たちは、modal category が一般大学になるが、この世代は大学拡大の抑制期にあたり、相対的には受験競争が激しかった。その中で、低階層の場合は、成績上位でも中等教育にとどまっている。男性の場合は、

教育段階(専門学校/中学・高校)	男		女	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
1955-74生 (vs. 1935-54)	1.146	.111 ***	1.281	.100 ***
1975-94生 (vs. 1935-54)	1.601	.132 ***	1.904	.118 ***
父高等教育 (vs 非高等教育)	.815	.118 ***	.592	.101 ***
母高等教育 (vs 非高等教育)	.615	.140 ***	.892	.120 ***
父ノンマニュアル (vs 専門管理)	-.286	.136 *	-.300	.117 **
父自営・農業 (vs 専門管理)	-1.254	.132 ***	-.817	.112 ***
父熟練工 (vs 専門管理)	-.981	.164 ***	-.934	.150 ***
父半・非熟練工 (vs 専門管理)	-1.115	.142 ***	-.994	.127 ***
父不在・無回答 (vs 専門管理)	-.625	.166 ***	-1.040	.164 ***
本101冊以上 (vs 100冊以下)	.454	.104 ***	.626	.091 ***
中3時成績 (5段階・大きい=上位)	.806	.047 ***	.680	.048 ***
定数項	-1.988	.177 ***	-2.202	.170 ***
教育段階(短大/専門学校)				
1955-74生 (vs. 1935-54)	.641	.112 ***	1.287	.110 ***
1975-94生 (vs. 1935-54)	.863	.128 ***	1.650	.122 ***
父自営・農業 (vs 専門管理)	-1.274	.133 ***		
父不在・無回答 (vs 専門管理)			-.561	.164 **
中3時成績 (5段階・大きい=上位)	.902	.048 ***	.775	.049 ***
定数項	-2.464	.181 ***	-3.266	.184 ***
教育段階(一般大学/短大)				
1955-74生 (vs. 1935-54)	.539	.113 ***	1.078	.147 ***
1975-94生 (vs. 1935-54)	.759	.129 ***	1.990	.153 ***
父自営・農業 (vs 専門管理)	-1.324	.134 ***		
父不在・無回答 (vs 専門管理)			-.478	.185 *
中3時成績 (5段階・大きい=上位)	.893	.048 ***	1.040	.061 ***
定数項	-2.517	.183 ***	-5.247	.238 ***
教育段階(有名大学/一般大学)				
1955-74生 (vs. 1935-54)	-.253	.159	.149	.292
1975-94生 (vs. 1935-54)	-.548	.183 **	.847	.283 **
父自営・農業 (vs 専門管理)	-.730	.176 ***		
父不在・無回答 (vs 専門管理)			-1.036	.423 *
中3時成績 (5段階・大きい=上位)	1.008	.076 ***	1.276	.138 ***
定数項	-4.618	.284 ***	-7.687	.533 ***

+ p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

※上の係数群は、中高卒に対して専門学校を選択する傾向を示す。下の係数群は専門に対し短大、短大に対し一般の大学、一般の大学に対し難関大学を選択する傾向を示し、上の係数群と同じ大きさの係数の独立変数は省略している。つまり上下2つの係数のうち、下の係数群で数値が入っていない独立変数は、比例オッズ性の仮定が満たされている。

※難関大学は以下の大学を指す。旧帝大・旧官立大(千葉・東工・一橋・新潟・金沢・神戸・岡山・広島・長崎・熊本)・筑波(東京教育)・お茶の水・東外語・横国・都立・大阪府・京都府・大阪市・横浜市・全国国公立医学部
東京六大学・ICU・上智・青山・中央・学習院・東京理科・関関同立

表7 教育達成についての一般化順序ロジットモデルの推定結果(係数)

成績がよければ低階層でも一般大学が modal category となっているため、このあたりでジェンダーの格差が表れている。

この時期は、浪人も多く見られた。男性の場合は、難関大学に浪人してでも入るという傾向があっても、女性の場合は(ランクを落としても)現役で入れる大学に、という風潮が一般的であったとされる(吉原 1998)。すると、女性の modal category が必ずしも難関大学ではなく、一般大学であったという傾向は頷けるものである。

「同じ教育段階の質的な違いが表れる」とする EMI 本来の定義に沿った形のものが表れているのは、成績上位の 1955~74 年生まれの男性及び、1975~94 年生まれの男女である。成

男性					女性					
成績上位	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)大学(難関)	成績上位	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)大学(難関)	
1935-54生					1935-54生					
高階層	.042	.004	.004	.164	.785	.067	.058	.139	.352	.383
低階層	.469	.024	.022	.331	.154	.617	.145	.128	.084	.027
1955-74生					1955-74生					
高階層	.014	.011	.005	.230	.740	.020	.018	.071	.472	.419
低階層	.220	.119	.044	.494	.124	.309	.160	.263	.237	.031
1975-94生					1975-94生					
高階層	.009	.011	.004	.297	.679	.011	.016	.020	.361	.592
低階層	.151	.139	.041	.573	.095	.193	.187	.142	.416	.061
成績真ん中	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)大学(難関)	成績真ん中	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)大学(難関)	
1935-54生					1935-54生					
高階層	.181	.046	.013	.432	.328	.220	.183	.339	.212	.046
低階層	.816	.039	.008	.113	.024	.862	.075	.047	.013	.002
1955-74生					1955-74生					
高階層	.066	.068	.021	.570	.275	.073	.085	.338	.452	.053
低階層	.585	.171	.030	.195	.019	.635	.171	.150	.041	.003
1975-94生					1975-94生					
高階層	.043	.068	.018	.651	.220	.040	.075	.168	.616	.102
低階層	.472	.241	.034	.239	.014	.483	.260	.155	.097	.005
成績下位	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)大学(難関)	成績下位	中学・高校	専門学校	短大・高専	大学(一般)大学(難関)	
1935-54生					1935-54生					
高階層	.526	.115	.012	.286	.061	.523	.238	.198	.038	.004
低階層	.957	.016	.001	.023	.003	.961	.025	.012	.002	.000
1955-74生					1955-74生					
高階層	.261	.224	.039	.428	.048	.234	.234	.420	.109	.004
低階層	.876	.073	.007	.040	.003	.872	.080	.043	.005	.000
1975-94生					1975-94生					
高階層	.183	.247	.039	.495	.036	.140	.239	.380	.232	.009
低階層	.818	.120	.009	.052	.002	.784	.147	.054	.014	.000

表 8 教育達成についての EMI の検証結果 (数値は予測確率)

績が同等に上位と判断されていても、進学する大学に違いが表れていることが明瞭に読み取れる。

また EMI が表れていないように見える成績下位の 1935~54 年生まれについても、中等教育選択を鑑みれば、中卒か高校進学かで違いがあり、教育達成の分析では中卒と高卒を同じカテゴリーとしているので区別されなかったと推察できる。そのように考えると、階層による教育選択や教育達成の格差は、何らかの形で若いコーホートにおいても観察されることがわかる。

5. 分析のまとめと限界

本稿では、Lucas の唱えた EMI 仮説が、日本にも適用可能かを検証した。ただし日本では「EMI 仮説は、MMI 仮説が「教育段階(量)の格差」を指摘しているのに対し、EMI 仮説が「同等の教育段階における質的格差」を問題にしている」という文脈で語られているが、その検証方法が必ずしも顧みられなかった。

Lucas の方法は、(特に非線型の) 回帰分析における、係数のみに着目する解釈は正しいのか、測定可能な表層の変数の操作によって、あたかも従属変数が影響を受けるかのような解

積が妥当かどうか、それが社会学的な階層研究の理論にマッチしたものなのか、という問題を提起する重要なものであると考えられる。

もちろん、筆者自身、回帰分析の有効性を否定するわけではない。しかし格差、不平等、そしてその傾向の趨勢をどう示すか、という方法は、多様に存在するはずだ。回帰分析を用いるにしても、線型・非線型モデルの違いにあまり自覚的でなく、係数のみによる一面的な解釈が幅を利かせているというのが実態であろう。そうした傾向に対し、本稿は一つの問題提起を行ったものである。

なお、Lucas は、EMI 仮説を、Thurow による job competition model や、制度論の「制度的ロックイン」と類似した、解決の難しい問題と位置付けている (Lucas 2017)。前者は、単純な機能主義モデルへの批判として提唱され、学歴がもつシグナリング機能をより精緻に解釈したものと受け止めることができる。

機能主義に基づけば、教育を受けることで実質的なスキルレベルが上昇し、生産性が上がるので、労働市場における高学歴獲得者の価値は上昇し、賃金が上がることになる。しかし学校教育が、真に実質的なスキルレベルを上昇させているのか、というのに懐疑的な立場がある。彼らからすれば、労働市場で高学歴獲得者が高く取引されるのは、学歴が真に高いスキルレベルを獲得したからではなくて、学歴が職業遂行上、高い能力を発揮できる潜在能力を持っているシグナルを示すに過ぎない (シグナリング理論) と解釈する。さらに、学歴には細かな社会的評価が存在し、その社会的評価に基づいて仕事待ち行列が形成されると考えたのが job competition model である。

機能主義に立てば、スキルを身につけた者は必ず報われるはずだ。しかし現実はそのようではない。学歴は、単に潜在能力が高そうな者の順位付けをする材料に過ぎず、需要が多ければ上位からより多くの人を採用するし、需要がなければ仮に最上位の者でも採用しない。この立場に立てば、ハイスキルの者がより高い賃金で採用されているからと言って、高学歴の枠を拡大すれば済むということにはならない。結局、そこで拡大した高学歴の者の中でも、仕事待ち行列の順位を決めるような微細なランキング (質的差異) が形成され、ランキング上位の者だけが採用されるという結果になることが予想されるからだ。

また、仮に (客観的に) 合理的な選択肢が目の前に提示されたとしても、歴史的経緯から過去に取引を継続していた相手との取引を断ることの心理的障壁が生じたり、既に進めてしまった事業が将来利益を生まないと気付いても、サンクコストがかかると撤退しにくくなるなどして、ますます不合理な無駄を生んでしまうことがある。つまり、成立してしまった制度や社会基盤が、その後の社会選択を制約してしまうことが、ままある。こうした状況を、制度的ロックインという。

MMI 仮説に基づけば、不平等は進学率を上昇させれば、必然的に高階層と低階層の格差は縮小する。高階層の進学率が 100% 近くになり、伸びしろがなくなれば、低階層の進学率が

追い付くからだ。しかし EMI が示しているのは、そのような楽観的な見通しではない。一見、量的な格差がなくなっても、別の面の格差が表れてしまう。政策的には、格差解消のために、枠を拡大しても、別の格差が、というように、鼯ごっこのような状況が継続してしまうのだ。なお、本稿の分析でも見られるが、質的な格差は、日本の大学進学率のように、必ずしもその教育段階の進学率が飽和状態に達していなくても表れることがある。

ただし、EMI 仮説の検証には、いくつかの問題点や課題も付きまとう。例えば従属変数のカテゴリーの設定や、予測確率を計算する際の高階層・低階層の定義や手続きが曖昧なことである。例えば、中等教育選択について、普通科を入学難易度などで客観的に分類できるような変数や指標があれば、違う結果が出てもおかしくない。また教育達成（最高学歴）の分析では、中学・高校を同じカテゴリーにしているが、これにより 1935～54 年生まれの成績下位の modal category は同じになった。つまり従属変数のカテゴリー区分によって、結論が変わってしまう可能性がある。この点は、分析者が十分意識しておく必要がある。

また EMI 仮説では、一見なくなったと思われる格差が、より質的な差異に注目すると残っているということを意味する。かくして、格差解消の取り組みは出口がなく、難しいと結論付けられる。しかし、従属変数の区分により結果が変わる可能性があることを指摘したように、ともすれば、格差が生じるようなカテゴリー探しを生む可能性もあり、その場合、結論ありきのトートロジカルな分析と見なされかねない。

また本稿のような、コーホート間の比較を行う場合、教育拡大に伴う進学率の上昇と、それに伴う（同等段階の）学校種の比率の変化を含めて解釈する必要がある。例えば、中等教育（高校）の場合、増設されたのは専ら普通科高校であって、全体に占める専門学科の割合は必然的に縮小する。したがって、その分 modal category として普通科が選ばれる可能性は高くなり、今度は高階層でも低階層でも modal category は普通科で、格差に違いはない、というような結論（本稿でいえば、成績が真ん中以上の若いコーホートでは、そのような結果となっている）となる。これを「格差の縮小」や「解消」と解釈できるのか、というのは、議論の余地があるだろう。

また EMI 仮説が現実に検証されたとき、社会はそれをどう受け止めるべきか。格差解消は、叶うことのない困難な課題なのか、それでも何らかの対応策を探求すべきか。後者の場合、どうしたらいいのか、筆者には明確な答えは見出せていない。もちろんこれ自体、EMI 仮説の検証から解答を導けるわけではない。EMI 仮説の検証は、その方法や知見のみならず、階層や不平等研究に向かう態度や問題意識自体が問われているともいえるだろう。

[文献]

Abbott, Andrew. 2001. *Time Matters: On Theory and Method*. The University of Chicago Press.

Ayalon, Hanna. and Yossi Shavit. 2004. "Educational Reforms and Inequalities in Israel: The MMI

- Hypothesis Revisited.” *Sociology of Education* 77(2): 103-120.
- Byun, Soo-young. and Hyunjoon Park. 2017. “When Different Types of Education Matter: Effectively Maintained Inequality of Educational Opportunity in Korea.” *American Behavioral Scientist* 61(1): 94-113.
- Cameron, Stephen V. and James J. Heckman. 1998. “Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males.” *Journal of Political Economy* 106: 262-333.
- Cicourel, Aaron V. and John I. Kitsuse. 1963. *The Educational Decision-Makers*. Bobbs-Merrill. (= 1985. 山村賢明・瀬戸知也訳『だれが進学を決定するか：選別機関としての学校』金子書房)
- Katrňák, Tomáš, Natalie Simonová, and Laura Fónadová. 2016. “From Quantitative to Qualitative Differences: Testing MMI and EMI in the Czech Secondary School System in the First Decade of the 21st Century.” *Research in Social Stratification and Mobility* 46: 157-171.
- 近藤博之. 2001. 「オッズ比の変化をどう読むか」『理論と方法』16(2) : 245-252.
- 近藤博之. 2014. 「ハビトゥス概念を用いた因果の探求」『理論と方法』29(1) : 1-15.
- 近藤博之・古田和久. 2009. 「教育達成の社会経済的格差—趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59(4): 682-698.
- LeTendre, Gerald K., Barbara K. Hofer, and Hidetada Shimizu. 2003. “What Is Tracking? Cultural Expectations in the United States, Germany, and Japan.” *American Educational Research Journal* 40(1): 43-89.
- Liebertson, Stanley. 1985. *Making It Count: The Improvement of Social Research and Theory*. University of California Press.
- Liu, Xing. 2014. “Fitting Stereotype Logistic Regression Models for Ordinal Response Variables in Educational Research (Stata).” *Journal of Modern Applied Statistical Methods* 13(2): 528-545.
- Long, Scott J. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage.
- Lucas, Samuel R. 1999. *Tracking Inequality: Stratification and Mobility in American High Schools*. Teachers College Press.
- Lucas, Samuel R. 2001. “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.” *American Journal of Sociology* 106(6): 1642-90.
- Lucas, Samuel R. 2017. “An Archaeology of Effectively Maintained Inequality Theory.” *American Behavioral Scientist* 61(1): 8-29.
- Lucas Samuel R. and Delma Byrne. 2017. “Seven Principles for Assessing Effectively Maintained Inequality.” *American Behavioral Scientist* 61(1): 132-160.
- Marks, Gary N. 2013. “Evaluating Effectively Maintained Inequality: School and Post-school

- Transitions, Socioeconomic Background, Academic Ability and Curricular Placement.” *Social Science Research* 42: 1635-1649.
- Mare, Robert D. 1980. “Social Background and School Continuation Decisions.” *Journal of the American Statistical Association* 75: 295-305.
- 中澤渉. 2008. 「戦後高校教育の拡大と高校間格差構造の変容－進学高校の選択と出身階層の関係」米澤彰純編『教育達成の構造』2005年SSM調査シリーズ5（報告書）：37-55.
- Pallas, Aaron M., Doris R. Entwisle, Karl L. Alexander, and M. Francis Stluka. 1994. “Ability-Group Effects: Instructional, Social, or Institutional?” *Sociology of Education* 67(1): 27-46.
- Raftery, Adrian and Michael Hout. 1993. “Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75.” *Sociology of Education* 66: 41-62
- Rosenbaum, James E. 1976. *Making Inequality*. Wiley.
- Shavit, Yossi. and Hans-Peter Blossfeld eds. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Westview Press.
- 吉原恵子. 1998. 「異なる競争を生み出す入試システム－高校から大学への接続にみるジェンダー分化」『教育社会学研究』62：43-67.
- Williams, Richard. 2006. “Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables.” *The Stata Journal* 6(1): 58-82.

Validity of the Effectively Maintained Inequality

Hypothesis in Japan

Wataru Nakazawa
(Osaka University)

This paper examines the validity of the Effectively Maintained Inequality (EMI) hypothesis in the Japanese context by analyzing the SSM-2015 data using the method suggested by Samuel Lucas. Research on education and social stratification has investigated whether the educational expansion in Japan has promoted the equalization of educational opportunity. According to the EMI hypothesis, even if the educational expansion achieved the equalization of vertical educational attainment, the horizontal (qualitative) educational inequality, which implies the opportunity of attending prestigious schools, still remains. Most Japanese can easily understand the hypothesis because they are aware of the impact of the rapid expansion of secondary education, which formed the high school ranking based on academic grades. However, what is important here is not only the result of Lucas's analysis but also the method he suggested. In this paper, the generalized ordered logit models were estimated and the predicted probabilities of educational choices for two types of persons of high/low social class were calculated. Concerning the secondary school level, the educational choice was classified into three categories: junior high school, vocational course, and academic course. Educational attainment was classified into high school, specialized training college, junior college, non-prestigious university, and prestigious university. Thereafter, the modal categories of predicted probabilities were compared with cohorts and academic grades. According to the results, the differences of educational choices at the secondary school level based on social class were clear among those who obtained low academic grades. In addition, the qualitative differences of educational attainment based on social class were found even among the youngest cohort, regardless of academic grades. Thus, it was concluded that the EMI hypothesis was generally supported in Japan.

Key words: EMI(Effectively Maintained Inequality), generalized ordered logit, Stanley Lieberman, educational choice.