

2025 年度 修士論文

中国の教育拡大と高等教育機会不平等
—大学と大学院の進学格差の比較—

京都大学大学院 文学研究科
社会学専修 修士課程

陳 静茹

学籍番号：0130365669

目次

1. はじめに	2
2. 教育機会の不平等に関する理論的枠組み	4
2.1 産業化仮説と地位達成モデル	4
2.2 教育段階の移行とトランジションモデル	5
2.3 教育拡大と学校段階ごとの不平等の動向	6
2.4 高等教育の序列化及び質的不平等	7
2.5 進路選択のメカニズム：合理的選択理論	8
3. 中国における高等教育の変容と現状	9
3.1 高等教育の急激な拡大及び大学院教育不平等	9
3.2 中国高等教育体系の内部分化および教育の「質的不平等」	10
4. 問題設定と仮説	12
5. 変数とモデル	14
5.1 従属変数	14
5.2 独立変数	16
6. 分析結果	19
6.1 大学教育達成及び大学院教育達成における教育機会不平等	19
6.2 教育拡大に伴う教育機会不平等の変化	23
6.3 階層間教育格差のジェンダー異質性	29
6.4 出身階層の専攻分野の選択に与える影響	35
6.5 大学院段階での母の高学歴の人文・社会科学系への促進効果におけるジェンダー 非対称性	41

6.6 大学院段階での父職業の自然科学系への促進効果におけるジェンダー非対称性	
.....	44
7. 結論および考察.....	47
8. 本研究の限界と今後の課題.....	50
参考文献.....	51

【要旨】

本稿では、中国家庭パネル調査（CFPS2022）のデータを用いて、中国における高等教育機会の不平等構造を分析した。具体的には高等教育達成を「高校から大学への移行」および「大学から大学院への移行」という連続的な選抜プロセスとして捉え、中国における高等教育機会の垂直的不平等（進学の有無）および水平的不平等（専攻分野の選択）の実態を、トランジションモデルを用いて比較検討した。

分析の結果、以下の知見が得られた。1. 教育拡大に伴い、大学進学における階層間格差は下位層において部分的に縮小したものの全体としては温存されており、大学院進学段階においては格差が拡大している。2. 高等教育の全段階を通じて親の高学歴が一貫して影響を与えるが、大学院進学では父の職業的地位が重要な規定要因として浮上する。3. 出身専攻によって大学院進学の決定要因は異なる。人文・社会科学系への進学には最上位な家庭資源が不可欠である一方、自然科学系は中・低階層出身者が高収益を目指す「上昇移動のルート」となっている。4. 高等教育全体を通じて女子の教育達成優位が確認された。5. 出身専攻によって、大学院進学をめぐる家族資源の動員メカニズムにはジェンダー差が存在する。人文・社会科学系において、母の高学歴は娘の進学を優先的に促進する。一方、職業的地位が中間層にある父親は、息子の文系大学院進学を抑制し、より実利的な理系大学院進学を促進する傾向にある。

キーワード：高等教育拡大、教育機会不平等、大学院教育、出身階層、ジェンダー

1. はじめに

20 世紀後半以降、世界的な規模で高等教育の大衆化（Higher Education Expansion）が進行している。とりわけ知識基盤社会の到来に伴い、持続的な発展に向けて高度な専門知識やスキルへの需要が急増し、人的資本の重要性が高まっている（Kearney 2008）。こうした中、人材育成を目的とした高等教育の拡充が推進され、その動きは学部段階にとどまらず、大学院教育へと及んでいる。（Blume & Amsterdamska 1987）。

アメリカおよびイギリスでは、1980 年代以降、労働力人口に占める学士号以上の学位取得者の割合が一貫して上昇している。とりわけ、大学院学位取得者の増加率は大卒者のそれを上回っており、大学院教育が急速に拡大していることを示している（Lindley & Machin 2016）。この「高学歴化」トレンドの根底には、大学院教育に付随する高い経済的リターンが制度的インセンティブとして機能している点が挙げられる。すなわち、大学院学位はもはや労働市場における競争力を高めるための合理的な投資対象となっているのである。Lindley & Machin（2011,2016）によれば、労働人口に占める大卒労働者の割合が大幅に増加した一方で、その内部における賃金格差はむしろ拡大し続けている。これは、大学院修了者に対する賃金プレミアム（Wage Premium）が著しく上昇したことに起因している。産業構造の高度化が進むなかで、コンピューター技術が広範な領域に導入され、非定型的な業務が増加したことにより、労働市場では高度なスキルや専門知識を有する人材への需要が急速に高まっている（Berman et al.1994 ; Lindley & Machin 2011）。こうした需要構造の変化のもとで、大学院修了者はスキル・知識の観点から最も高い適合性を有する労働者として、高収益の職務領域に優先的に配置されるようになっている（Lindley & Machin 2011,2016）。

こうした背景から、教育格差の焦点は学部段階から大学院段階へと移行しつつある。しかし、大学院段階の教育不平等を検討した初期の研究では、大学院への進学は出身階層の影響を受けず、本人の能力や意欲といった要因によって決定されるという見解が主流であった（Mare 1980 ; Stolzenberg 1994）。そのため、大学院教育は高等教育体系の一環ではあるものの、長らく不平等研究の主たる分析対象から外れ、高等教育の不平等は専ら大学への進学を巡って議論されてきた（Posselt & Grodsky 2017）。

しかし近年、大学院修了者が労働市場で占める地位や報酬の優位性が高まるにつれ、「大学院段階における機会不平等の不在」は、もはや過去の神話であることが実証されつつある。欧米社会を中心とする近年の研究は、大学院教育が低階層出身者の社会的上昇移動を

促進する装置としてではなく、むしろ上位階層がその地位を維持・再生産するためのツールとして機能している実態を明らかにしている。例えば、親世代の高学歴と子どもの大学院進学との強い関連が実証された (Mullen et al. 2003; Glueck 2025; Bryer 2025; Neumeyer 2025)。家庭の社会経済的地位が上位であるほど、大学院教育を獲得する確率が高くなり、またこの出身階層による教育機会の不平等が教育拡大とともに若い世代において縮小するどころか、むしろ強化されていることが指摘されている (Wakeling & Laurison 2017)。たとえ大学院への移行という「壁」を乗り越えたとしても、階層間格差は解消されない。高階層出身者は選抜難度が高く、経済的リターンの高い教育機関、課程種類 (医学、法律等の専門職学位課程) を修了することでより上位の職業的地位に到達し、階級位置の維持を実現している (Torche 2011; Mateos-González & Wakeling 2021)。だから、大学院教育が新しい社会構造的要因として、階級位置の再生産に寄与しているのである。

こうした高等教育の大衆化という世界的な潮流は、中国においても例外ではない。1999年の「大学定員拡大政策」以降、中国の高等教育はエリート段階からユニバーサル段階へと急激な移行を遂げた (全国教育事業発展統計公報 2019)。その中で、大学教育の普及だけでなく、大学院への進学率も大幅に伸び、募集人数と出願者数は年々増加の一途をたどっている。しかし、教育機会の量的拡大は、必ずしも機会の均等化を保証するものではない。重要な問いは、拡大された教育機会が、出身背景にかかわらず全ての社会層に対して平等的に開かれているか否かである。仮に、新たに創出された学習機会 (特に希少性の高い大学院教育) が、上位階層の子弟によって優先的に獲得されているとすれば、政策的な教育拡大は不平等を是正するどころか、むしろ既存の階層間格差を維持、あるいは強化する結果を招きかねない。

中国の教育拡大と高等教育不平等を扱った既存研究では、不平等の拡大・縮小について統一的な見解が得られていなかった。一方では、教育拡大に伴い、管理職層と労働者階級出身者との進学率格差が縮小し、機会の平等化が進んだとする指摘がある (徐・張 2018; 邵・徐 2017; 陸・他 2023)。しかし他方では、親の学歴や職業的地位が教育達成に及ぼす影響力は、機会の開放化の中でむしろ拡大しているとする見解も根強い (張 2010; 魏 2017; 胡・孫 2025)。このように共通の結論が導き出されていない主たる要因として、本稿は既存のアプローチにおける以下の三つの視点の欠落を指摘する。

第一に、「母親の階層効果」の看過である。伝統的な階層研究では父親の職業的地位が重視されてきたが、家庭内において育児や学習支援 (識字教育や学習管理など) の主たる担

い手である母親の影響を考慮しなければ、家庭の教育戦略を正確に捉えることはできない。

第二に、「教育段階」の混同である。既存の多くのアプローチでは、大学院進学者が単に「大学教育を獲得した者」として学部進学者と一括りにされており、学部修了後の「追加的な教育投資」である大学院段階特有の選抜メカニズムや、そこで生じている新たな不平等の実態が不可視化されている。

第三に、質的不平等の視点の不足である。進学の有無（垂直的成層）に加え、どの専攻分野を選択するか（水平的成層）という視点が欠落しており、特に学部段階と大学院段階において、同一の専攻分野であっても学部段階と大学院段階では階層要因が及ぼす影響の構造が異なりうるため、両者を比較する視点が求められている。

以上に基づき、本稿では分析の枠組みを刷新する。具体的には、「大学進学」と「大学院進学」の二つの段階を明確に区分した上で、父母の役割分化（経済資本・文化資本）、および専攻選択の差異といった多角的な視点を導入し、高等教育の拡大期における教育機会の不平等構造を比較検討する。

2. 教育機会の不平等に関する理論的枠組み

2.1 産業化仮説と地位達成モデル

世代間移動の研究において、個人の到達地位が社会的出自にどの程度依存するかは、社会の開放性を測定する重要な指標である。産業化の進展に伴い、Young (1958) は「メリトクラシー」を提唱し、能力・業績に基づく地位達成の概念を提示した。この流れを汲む「産業化仮説」(Treiman 1970) は、近代化に伴い属性主義から業績主義への移行が進み、教育が社会的上昇移動の主要な手段となることで、世代間移動が開放化すると予測した。実際、Sullivan (2018) はイギリスのデータを用い、蓄積された認知能力や学歴が最上位の職業達成に強く影響することを示している。

しかし、教育達成そのものが出身家庭の資源に規定されるならば、教育と地位の強い関連は必ずしも平等を意味しない。Blau & Duncan (1967) は地位達成パスモデルを構築し、上位階層の子どもが高学歴を獲得し、それを媒介として親と同等の地位を継承するメカニズムを解明した。これは、教育が階層構造の維持・再生産装置として機能していることを示唆しており、教育不平等の分析は階層研究における不可欠な課題となっている。

2.2 教育段階の移行とトランジションモデル

Blau & Duncan (1967) によって提唱された地位達成モデルでは、教育達成の変数は通常、個人の最終的な教育年数に設定されている。この指標は、個人の地位達成を予測する上で非常に有用となっているが、教育達成を連続的な学校段階への移行プロセスと捉えた場合、出身階層による効果が段階ごとに一貫して維持されるとは限らない。したがって、継続的教育達成の過程を動的に把握するためには、出身階層がどの学校段階において強い規定力を持ち、どの段階でその影響が弱まるのかといった、教育不平等の発生タイミングを明確にする必要がある。Mare (1980, 1981) は、教育年数の線形モデルでは「教育拡大による全体的な進学率の上昇(周辺分布の変化)」と「出身階層に基づく教育機会の配分ルール(割当原理)」を区別できないと指摘した。具体的に、線形モデルの係数変化から推測される教育的不平等の減少は、必ずしも出身階層による教育機会の配分原則そのものの変化を意味するものではなく、むしろ全ての社会層における教育継続確率が普遍的に上昇する教育拡大の趨勢を反映している可能性が高い。そこで提案されたのが、教育達成の周辺分布に左右されることなく、特定の教育段階への移行確率(条件付き確率)をロジスティック回帰で分析するトランジションモデルである。

この手法を用いた国際比較研究(Blossfeld & Shavit 1993)では、多くの国で教育段階が進むにつれて出身階層の影響力が低下する「階層効果逓減現象」が確認された。これに関しては、二つの主要な解釈仮説が提唱されている。一つはライフコース仮説(Muller 1990)であり、同仮説は教育段階の上昇に伴い、子どもの自律性と主体的意思決定能力が発達し、進路選択における自らの意志の比重が高まるとともに、家庭からの直接的な支援や介入の依存度が低下することを指摘している。もう一つは差別的選抜仮説と呼ばれるもので、出身階層が学力や学習意欲といった個人の特性と相関し、それらを媒介して教育達成に影響を与えると想定する(Mare 1980)。それによれば、初期の学校段階においては、低階層出身の子は、高い学力や強い意欲を持たない限り、教育投資を受ける機会が少なく、進学を選抜プロセスから排除されやすい傾向がある。選抜が繰り返された結果、後期の教育段階に至ると、生徒間の学力水準が同質化する。その中では、低階層出身の子も基本的に高い学力を備えており、「階層が高ければ学力が高い」という相関関係が大幅に低下する。結果として、出身階層が学力を通じて教育達成に及ぼす媒介効果は、選抜による集団の同質化によって弱まったと解釈されている。

2.3 教育拡大と学校段階ごとの不平等の動向

教育の大衆化が進む中で、前述の階層効果逡減のトレンドは、必ずしも一貫して維持されるとは限らない。各段階における不平等の大きさは、教育拡大の進行度合いによって動的に変化するからである。

こうした教育拡大に伴う段階ごとの不平等の動態を説明するのが、Raftery & Hout (1993) による MMI (Maximally Maintained Inequality) 仮説である。同仮説によれば、ある教育段階が大衆化しても、上位階層の進学率が飽和点に達するまでは、階層間の格差は維持され続ける。上位階層の需要が満たされて初めて、その教育機会は下位階層へと開放され、当該段階における不平等は縮小に向かう。しかし、ある段階の学歴が普及しその希少価値が失われると、上位階層は地位維持のために、より上位の教育段階へと競争の場を移すことになる。その結果、新たな教育格差が上位の学校段階において顕在化する。すなわち、教育拡大は必ずしも不平等の解消を意味せず、むしろ不平等の所在をより高い教育段階へとシフトさせる可能性を示唆している。

実際、教育拡大が急速に進む教育段階において出身階層の影響力が低下するという機会均等化への期待は、多くの実証研究において支持されていない。20 世紀以降、教育拡大が世界的な趨勢として進行しているものの、出身階層が教育達成に及ぼす影響が安定的に存続しているという「持続的不平等 (Persistent Inequality)」の傾向が、多数の国々で確認されている (Blossfeld & Shavit 1993)。Blossfeld et al. (2016) による 22 カ国比較研究では、教育拡大のもとに、高校進学段階及び大学進学段階における教育機会の不平等推移を、3 つのパターンに類型化している。第一は米国に代表される「拡大モデル」であり、中等教育段階の階層間不平等が長期にわたって持続されている一方で、大学進学段階においては、親の学歴が大卒以上の子どもは他の層に比べて顕著に高い大学進学機会を獲得している。第二のパターンは、旧社会主義諸国 (ポーランド、チェコ等) 及び一部西欧諸国 (イタリア、スウェーデン等) を代表とする複合的モデルであり、高校進学段階における教育機会の平等化と、大学進学段階での不平等拡大が併存する。第三のパターンは、教育拡大の進行が相対的に遅れていたものの、短期間で教育規模の大幅な拡大を実現した諸国 (韓国、日本、スペイン等) に見られる均等化モデルであり、高校進学及び大学進学の両移行段階において、教育機会不平等の減少傾向が観察されている。各国における教育機会不平等のそれぞれの変動パターンは、国家の社会体制や教育政策、経済システム等のマクロレベルの要因

に根源を求めることができると解釈されている。例えば、大学進学段階における教育機会不平等が拡大している諸国では、市場経済化の進展が共通の背景として観察され、これに伴い階層間の教育達成及び社会経済的地位達成に関する競争が顕著に激化している。それに対して、教育機会の均等化が推進されている諸国の最大の特徴は、高等教育の短期間における大規模な拡大であるとされる。加えて、低階層出身の子どもたちを対象とした補償的教育政策やターゲット型支援策が、教育機会均等化の達成に対しても極めて重要な役割を果たしていることが指摘されている。

2.4 高等教育の序列化及び質的不平等

Chevalier & Conlon (2003) や van de Werfhorst (2010) によれば、教育規模の持続的拡大に伴い、高等教育機関は単一的・同質的な存在から脱却し、学習者の多様なニーズに対応した機能別・質的に分化した存在と発展している。この過程において、システム内部には明確な序列構造や質的な分断線が形成されたという。こうした教育機関の多様化および序列化の深化に伴い、出身校のランクや専攻分野などの違いは、労働市場における経済的報酬と強く結びつくようになっていくとされる。

では、このような状況下において、出身階層と教育資源の配分はいかなる関係にあるのか。この点を説明するために、Lucas (2001) は EMI (Effectively Maintained Inequality) 仮説を提唱した。EMI 仮説は、教育の有無 (量) に注目してきた従来の MMI 仮説を補完し、教育の内容 (質) へと分析の射程を広げた点に意義がある。同仮説によれば、ある教育段階が普遍化し、量的側面における階層間格差が縮小したとしても、不平等は解消されない。優位階層は、より高い経済的リターンをもたらす特定の教育機関や専攻分野への優先的なアクセスを通じて、自らの社会的地位の優位性を効果的に維持・再生産し続けるためである。

Triventi (2013) の欧州比較研究によれば、親の学歴が高いほど、子どもは選抜性の高いエリート校や、高収益が見込まれる専攻分野を選択する傾向が確認された。またこの傾向は国によって異質性を示しており、具体的には大卒者の割合が相対的に高い国、または学歴による賃金格差が顕著な国々においては、社会出自に基づく高等教育の質的不平等が一層強化されていると分析されている。

一方で、専攻分野の選択は、社会的階層の再生産に対して直接的な影響を及ぼさないとする見解も示されている。Iannelli et al. (2018) は、伝統のある高水準な名門大学において

は、社会的地位達成に有利な専攻分野へのアクセスに関し、顕著な階層間格差は認められない。また新設大学などの相対的に地位の低い機関において、労働者階級出身者が実利的な専攻を選択し、社会的上昇を図る傾向があることを指摘している。

2.5 進路選択のメカニズム：合理的選択理論

こうした教育機関の分化に伴って生じる進路選択の階層差を説明できる枠組みとして、Breen & Goldthorpe (1997) の「相対的リスク回避 (RRA)」仮説がある。これは、親世代は自身の階級的地位を基準とし、子どもの階級的下降移動を最大限に回避するよう教育投資を行うという理論である。この観点によれば、高階層出身者は相対的な下降移動リスクの低減を図るため、高コスト・高リターンの教育機関や専攻分野を志向すると推測される。対して、低階層出身者は、下降移動の余地が相対的に限定されるため、教育を継続するならコスト最小化を指向する戦略を採用する傾向がある。具体的には、物価水準がより低い地域や出身地域に所在する教育機関を選択する傾向にあり、その結果、進学選択肢が大幅に制限されているのである (Fagence & Hansom 2018; Callender 2022)。また、大学間の水準が均質化するが、学問分野間に明確な序列構造が存在する教育システムにおいては、低階層出身者は経済的リターンが比較的低い一方で、学習負担や選抜度も相対的に低い専攻分野を選択する傾向がある (Triventi 2017)。

この RRA モデルにおいて、階級的下降移動を回避するという思考パターンがあらゆる社会階層に共通して存在するものと仮定されている。すなわち、あらゆる個人は学歴と地位達成との関連性を意識し、教育達成を通じて自らの階級的位置の下降を回避するように行動することが、合理的選択の中核をなすとされている。しかし、そこで埋め込まれている合理性は、行為者が置かれた実際の状況を考慮していない。この「客観的合理性」と対照的に、行為者自身の選好や関心といった主観的要因に基づいて行動を選択する「主観的合理性」の概念が提唱されている (盛山 2013; 佐藤 1998; 多喜 2018)。この観点によれば、高階層出身者は経済的報酬よりも、自身の文化的関心に基づき教育選択を行う傾向にある (Bourdieu, 1984)。これに対し、低階層出身者が教育投資に伴うリスクを抑制しつつ収益性を確保するため、参入難易度が比較的低いながらも労働市場において高い経済的報酬が期待される学問分野を志向する可能性もある (Iannelli et al. 2018; Ma 2009)。

3. 中国における高等教育の変容と現状

3.1 高等教育の急激な拡大及び大学院教育不平等

中国においては、1978 年に経済の全面的な発展を目指す方針を踏まえ、国内体制の改革と対外開放を推進する「改革開放」政策が打ち出された。改革の深化に伴い、従来国や政府を主体として所有されていた国有企業に対し、民間資本の導入などを通じて資本主義的な制度的仕組みが導入されるなど、中国の経済体制はかつての計画経済から、市場需要を基調とする市場経済へと転換している（趙 2025）。こうした大規模に推進されてきた国有企業の株式会社化によって、多くの業績不振の国有企業が破産に至り、失業者数が急速に増加した（高 2016）。その一方で、1997 年前後、中国における高等教育進学率は約 5%に留まり、大学生の数は同程度の GDP を有する他国と比較しても著しく低い水準にあった（『光明日報』 2008.12.10）。こうした状況下で、大量の失業者と、大学に進学しない若年層が同時に労働市場へ流入すれば、就職競争が激化する恐れがあった。以上の背景から、1998 年に経済学者の湯敏氏は、国際的な進学水準との乖離や雇用圧力の緩和などを理由に挙げ、中央政府に対して大学の募集定員を大幅に拡大するよう提言した（『新浪網』 2004.10.23）。これを受けて、1999 年より中国の高等教育拡大政策が正式に開始された。

1999 年に中国教育部が発表した公式文書『21 世紀に向けた教育振興行動計画』によれば、2010 年までに高等教育機関への進学率を 15% 以上にすると宣言されている。それ以降、中国の高等教育は 21 世紀に入ってから 20 年間にわたり、大幅な規模拡大を経験している。中国の高等教育進学率は 1999 年の 10.5%から 2019 年には 50%を超え、エリート段階からユニバーサル段階へと急激な移行を遂げた（教育部 2019）。

中国の普通高等教育は全日制の正規課程として、基本的に職業教育を中心とする高等専科学校（以下「専科」）、四年制大学、および修士課程・博士課程から構成される大学院教育に区分される。教育拡大政策の導入を背景に、大学院の募集定員は 1999 年から 2003 年にかけて年平均 30%以上の成長率を記録し、四年制大学教育とほぼ同等のスピードで拡大している（国家統計局 2004）。このように大学院教育が急速に拡大する傾向は、教育政策や経済発展といった外在的要因の影響を受けるほか、大学教育の大衆化に伴う人々のより高い学歴への期待の高まりも重要な要因の一つとなっている（李・陳 2006）。熊・他（2005）は、賃金調査データを用いて 2000～2003 年度の修士課程修了者と大学卒業者の賃金格差を算出し、当該格差が翌年度の大学卒業予定者による大学院進学決定と強い相関関係にあ

ると指摘している。すなわち、学歴間の賃金格差が拡大する場合、翌年度に大学院入試出願者の割合が顕著に上昇する傾向にある。大学卒業予定者は、近年の学歴収益状況を基準にし、大学院教育が就職においてもたらず優位性を認識することを通じて進学を決定するという、合理的選択のメカニズムが示唆されている。また就職活動における大学院卒業者の優位性も確認した。李・劉（2025）は、大学院卒業者が応募先から選考進捗に関する応答を獲得する確率は、大学卒業者に比べて 15% 高く、かつ応答を受け取るまでの平均期間が統計的に有意に短縮される傾向を指摘した。

中国の大学院進学競争が激しくなる中で、出自による大学院教育の機会的不平等が顕在化している。李（2016）は、2010 年、2012 年に北京所在の主要大学を卒業した学生を対象に進路選択を分析した結果、両親のうち少なくとも一方が高等教育を受けている学生や、世帯収入が相対的に高い学生ほど、大学院進学を志向する傾向があった。関・他（2005）は、北京にある重点大学の在学学生を対象に 10 年連続で行われたアンケート調査データを使用して、両親のうち学歴がより高く、職業的地位がより高い片方の親のデータだけを抽出した結果、これらの出自的要因が 10 年間にわたり、大学院進学意向に対して安定的な影響を与え、また国内進学よりも海外進学への規定力が大きい。

3.2 中国高等教育体系の内部分化および教育の「質的不平等」

「改革開放」の深化に伴い、中国の高等教育システムにも重大な改革が生じ、新たな特徴を呈している。その一つは高等教育の民営化である（王 2025）。1998 年に制定された『中国高等教育法』により、「企業、事業組織、社会团体およびその他の社会組織や公民等の非政府組織は、高等教育機関を設置し、高等教育事業の改革と発展に参画・支援すること」が正式に認可された。それを機に、民営大学や独立学院などの民営高等教育機関が急速に増設され、中国高等教育の全体的な拡大において一定の割合を占めるに至っている。

また、民営高等教育機関の急速な拡大と並行して、エリート大学の建設が 1990 年代から着実に推進されてきた。「211 工程」¹「985 工程」²（現在は「双一流大学」³へ統合）と

¹ 「211 工程」は 1995 年に始動したプロジェクトで、21 世紀に向け約 100 校の重点高等教育機関と専門分野を育成することを目的とし、1995 年～2008 年に全国で 112 校が指定された。

² 「985 工程」は 1998 年に発足し、一部大学を世界一流水準に育成することを目指し、2006 年までに 39 校が選定されたが、これら 39 校は全て 211 工程大学から抽出されたものである。

³ 2019 年に、中国教育部は「211 工程」「985 工程」を「双一流大学建設プロジェクト」に統合することを正式に発表し、両工程の終了を宣言した。現在公開されている「双一流大学」リストには 147 校が掲載され、旧 211 工程・985 工程大学の大部分が含まれている。

いった重点大学育成プロジェクトが実行されている（『中国教育報』 2025.08.17）。

設置主体を見ると、エリート大学とされている「双一流大学」はほぼ中央省庁所管校である。元来、大学運営に必要な人員・物資等の資源配分は中央政府の教育主管部門による一元管理とされていた。この集権体制による非効率性や市場ニーズへの対応柔軟性の欠如を解決するため、一部大学の管理権限が中央政府から地方政府へ委譲され、地方政府が主導して管理責任・権限を分担する体制が確立した（閻・毛 2013）。地方政府が管轄する大学は、中央省庁所管校に次いだ普通高等教育機関としての位置づけが定着し、地域の人材育成と経済発展に重要な役割を發揮している。このように、中国の高等教育機関の間に明確な序列関係が形成している。

中国の高等教育体制改革のもう一つの特徴は、授業料徴収制度の全面的な導入である。1950年代から1980年代半ばにかけ約30年間、高等教育は全額無償とされていたが、1997年に、全ての大学新入生を対象として授業料徴収が開始された（高 2006）。大学院教育においては、1978年の大学院生募集再開から1984年までは全額無償の原則が適用されていた。1985年から2005年にかけて公費制度と自費制度が併存し、2014年以降は公費制度が廃止され、授業料徴収が全面的に実施されるに至った（洪 2019）。授業料の徴収基準は、高等教育機関の所在地の経済発展水準、教育内容、国民所得水準等の指標に基づき、中央政府、地方教育行政部門、高等教育機関の順に審査・決定されている。その結果、授業料基準は地域間、教育機関間、学問分野間で異なる格差を呈しており、教育選択行動を左右する重要な要因の一つとなりうる。

以上を踏まえると、中国の高等教育システム内部には顕著な分化が生じている。教育拡大によって増加した教育機会は、主に地方所管大学及び民営大学といった非重点高等教育機関に集中しており、エリート大学へのアクセスにおける階層間格差は依然として残存している。陸・他（2023）は、教育拡大にもかかわらず、階層による中央所管大学への教育機会不平等は縮小せず、地方所管大学への教育機会不平等には減少傾向が見られると指摘している。邵・徐（2017）は、世帯収入水準が高いほど「985大学」「211大学」等の重点大学への進学確率が高くなると実証した。このように、高等教育機関の序列化の進行するにつれ、階層による格差効果は次第により優位な教育資源に集中して顕在化している。

また、中国における専攻選択の階層差については、定説が得られていない。楊・孫（2020）の研究によれば、労働者階級出身者は文学、哲学等の人文科学分野に、中間・高階層出身者は、経営学、工学といった応用分野を選択する傾向が強い。ただし、これと対立する見

解も存在する。郭・他（2020）は、高階層出身者は自身の関心を基盤として人文科学分野に進学し、低階層出身者は将来の所得を展望して工学、農学、医学等の応用性の高い学問分野を選択する傾向を実証している。

4. 問題設定と仮説

ここまで見てきた通り、中国の高等教育には、大学・大学院への進学の有無に関わる垂直的不平等と、同一学歴レベル内での学校ランクや専攻分野の選択に関わる質的不平等の双方が存在している。特に、教育システムの最上位に位置する大学院教育への移行において、出身階層が強い規定力を持つことは、欧米諸国のみならず中国においても広く実証されてきた。しかし、1999年の拡大政策以降の高等教育機会の変動を捉えるにあたり、既存研究には分析対象の定義に一貫性を欠くという課題がある。一部の研究は、専科から大学院までをひとくくりにして高等教育全体の不平等を論じており、また別の研究は、学部教育のみを対象として大学院を除外している。前者のアプローチは大学院特有の選抜メカニズムを学部段階と混同させ、後者は大学院における不平等を分析の射程外に置くことになる。その結果、高等教育内部の段階ごとの不平等、とりわけ大学院段階における機会格差の変動や質的不平等の実態が、ブラックボックス化され不可視のまま残されているのが現状である。

また、出身階層の影響を分析する際、多くの研究は父親の地位のみ、あるいは両親のうち高い方の地位を採用し、母親の影響を独立した要因として扱うことは稀であった。これは、かつての「男性稼ぎ主モデル」を前提とし、女性の高等教育進学率や労働市場参加率が低かった時代において、母親が子の地位達成に及ぼす影響は限定的であると仮定されてきたためである（Sørensen 1994）。しかし、実際に世代間移動を分析する際、母親の学歴や職業を考慮しなければ、社会の流動性を過大評価する危険性が指摘されている（Kalmijn 1994; Beller 2009）。特に中国においては、市場経済化に伴い、母親の学歴が子の教育達成を通じて職業的地位獲得に及ぼす影響力が増大していることが指摘されている（Kong 2024）。したがって、教育段階を厳密に区分した上で、父と母それぞれの資源が子に与える影響を分離して検討する必要があると考える。

以上の問題意識に基づき、本稿では以下の4つの問いを通じて、中国における高等教育機会の不平等構造を解明する。

1. 1999年の大学定員拡大政策を契機として、大学および大学院進学における階層間格

差は時系列的に拡大・縮小のいずれの傾向を示しているか。

2. 高等教育達成を連続な移行プロセスとしたら、大学院段階における機会不平等の程度は、階層効果逓減の仮説に従い大学段階よりも縮小するのか、あるいは大学院教育の希少性・収益性の高さゆえに、大学段階を上回る影響力を持つのか。

3. 大学および大学院段階における「教育の質的不平等（専攻分野の選択）」には、いかなる階層的特徴が見られるか。特に、父と母のそれぞれの資源は、文系・理系の選択にどのように作用しているか。

4. 本稿で検討する教育機会の不平等構造は、子の性別によって異質性（ジェンダー差）を示すのか。特に、親から子への資源継承において、性別による選別的なメカニズムが存在するのか。

本節では、先行研究の知見および中国の高等教育拡大という文脈を踏まえ、以下の仮説を設定する。

H1: 高等教育の大衆化に伴い、大学進学段階における階層間格差は一定程度縮小するが、より選抜性の高い大学院進学においては、出身階層の影響力が維持、あるいは拡大する。MMI 仮説によれば、ある教育段階へのアクセスが飽和しない限り、階層間の格差は維持される。中国では学部教育の普及が進む一方で、大学院教育は依然として希少性が高く、経済的コストも大きい。そのため、大学院学位は上位階層が地位を再生産するための新たな手段となり、階層効果が教育拡大に伴い強化すると予測される。

H2-1: 全体的にみれば、大学段階に比べて、大学院進学における階層効果は弱まる（階層効果逓減）。教育拡大にもかかわらず、ライフコース仮説に基づき、年齢層の上昇に伴い、学生は親の意向よりも自身の能力や同級生の影響を受けて進路を選択するようになり、家庭背景の規定力は低下すると想定される。

H2-2: 全体的にみれば、大学段階に比べて、大学院進学における階層効果は強まる（階層効果の拡大）。これは EMI 理論に基づく予測である。大学教育の大衆化により、上位階層の大学進学率が飽和状態に達すると、彼らは相対的な優位性を維持するために、エリート大学や大学院学位といった、より希少価値の高い教育資源を希求するようになる。その結果、大学院への移行において、家庭の資源の差が再び決定的な要因として顕在化する可能性がある。

H3: 専攻分野の選択において、出身階層ごとの教育戦略は異なると仮定する。具体的には、労働者・中間層は実利的な自然科学系を、高階層は文化的な人文・社会科学系を選択

する傾向がある。中国において、自然科学系分野は、高度な科学技術スキルを有する専門人材を養成する場として、新興産業の発展に伴う労働市場の需要に応えている（王・他 2020）。また、自然科学系は文系専攻と比較して、より高い経済的報酬が得られる傾向にある（孫・孫 2025）。リスク回避の合理性に基づけば、経済的基盤が相対的に脆弱な中・低階層出身者は、将来の不確実性を最小化し、安定的収入を確保するための「合理的選択」として理系分野を志向すると考えられる。一方、人文・社会科学系は、特定の職業的スキルや専門知識の習得よりも、一般的教養として、学生の文化的素養や社会的責任感の醸成を重視する傾向にある（Goyette & Mullen 2006）。かつ文化的再生産理論（Bourdieu 1984）によれば、人文学や芸術といった分野は、家庭環境で培われた高度な教養や美的センス（ハビトゥス）との親和性が高く、エリート的な専攻分野として位置づけられる。経済的圧力が低い高階層出身者は、将来の収益性よりも自身の文化的背景との親和性が高い文系分野を選択する可能性が高い。

H4: 親の低学歴や低職業的地位といった社会経済的な不利は、息子よりも娘の教育達成に対して、より大きなインパクトを与えている。経済的に困窮する農村家庭においては、教育機会を息子へ優先的に投資する傾向が指摘されている（Buchmann & Hannum 2001）。Hannum（2005）によれば、1980 年代初頭、中国の市場経済体制への移行に伴い教育費用が高騰した結果、農村出身の女子は男子に比べて就学中断する傾向が強いことが検証されている。そのため、男子に比べて、女子の進学は家庭の経済力に強く依存すると予測している。

5. 変数とモデル

5.1 従属変数

本稿では、「2022 年中国家庭パネル調査（CFPS 調査）」を用い、中国の高等教育システム内部における「大学進学」と「大学院進学」という二つの移行段階に着目し、教育機会の不平等を検討する。分析手法として、Mare（1980, 1981）が提唱したトランジションモデルを採用する。このモデルでは、ある教育段階への移行確率を、その直前の教育段階を修了したことを条件として推定する点に特徴がある。具体的な従属変数の定義は以下の通りである。第一に、大学進学については、高校卒業者を分析対象とする。このうち、調査時点で専科・四年制大学あるいは大学院（修士・博士）の学歴を有する者（在学者を含む）を「大学進学(1)」とし、最終学歴が高校にとどまる者を「非進学(0)」とするダミー変数を

作成した。第二に、大学院進学については、専科・四年制大学修了者を分析対象とした。調査時点において修士・博士課程の修了者および在学者を「進学(1)」、最終学歴が専科または四年制大学にとどまる者を「非進学(0)」とし、大学院進学ダミー変数を作成した。

なお、本研究は正規高等教育の機会不平等に焦点を当てるため、大学進学の実態においては成人教育課程の修了者を除外し、普通高等教育機関（普通専科学校および普通四年制大学）の修了者・在学者のみを大学進学者として扱っている。

大学・大学院への進学有無という「入り口」段階における不平等に加え、本研究では教育段階ごとにどの学問分野に進むかという「質」的な分化についても明らかにしたい。分析手法には多項ロジットモデル（Multinomial Logit Model）を用い、大学および大学院段階における専攻分野の分岐を従属変数とする。CFPS2022 のデータでは、高等教育段階の専攻が哲学、経済学、法学、教育学、文学、歴史学、理学、工学、農学、医学、管理学⁴、芸術学の 12 分類で記録されている。本稿ではこれらを再構成し、哲学、経済学、法学、教育学、文学、歴史学、管理学及び芸術学を人文・社会科学系のカテゴリーに、理学、工学、農学、医学を自然科学系のカテゴリーに統合した。なお、多項ロジットモデルにおける参照カテゴリーは、それぞれの教育段階において教育を受けなかった「非進学（大学非進学者、大学院非進学者）」に設定している。

近年、大学院受験者数は増加しているものの、中国全体の教育人口の中で、大学院教育を受けている人の割合が極めて低いである。中国統計年鑑（2025）によれば、2024 年に中国教育人口の中で、専科学校及びそれ以上の学位の所有者つまり高等教育人口の割合が 21.7%で、また大学院学位所有者が全体の 1.1%で、高等教育人口の 5.2%をしめている。本研究のデータにおいても、最高学歴が修士課程以上の大学院修了者が占める割合は 5.3%で、全国統計とほぼ同水準であるため、データの代表性は確保されているといえる。しかし、統計分析の観点から見れば、大学院教育の達成は依然として希少事象であることに変わりはない。

従来の研究では、こうしたサンプルサイズの制約を回避するために「進学意向」を代理指標として用いる傾向があった。しかし、意向と実際の行動には乖離が存在するため、本稿では最終学歴を基準とし、大学院在学者を含めることで変数を厳密に操作化し、実際の「進学行動」に基づく分析を行うこととした。この定義においても、大学院進学者は高等

⁴ 西洋の経営学（マネジメント）を中国の文脈で発展させた学問分野である。

教育人口の約 7%にとどまっている。このように対象となるケース（大学院進学者）が限られている分析において、独立変数（親の学歴や職業など）の欠損によるサンプルの除外は、推定精度の低下やバイアスの発生に直結する。そこで本稿では、限られたサンプルの情報を最大限に活用し、統計解析の頑健性を高めるために「多重代入法（Multiple Imputation）」を採用した。具体的には、欠損メカニズムにランダムな欠損を仮定し、Stata の `mi impute` コマンドを用いて、連鎖方程式（MICE）により 20 セットの補完データセットを作成した上で分析を行っている。

5.2 独立変数

本稿では、父親と母親が子どもの高等教育達成に及ぼす影響を個別に識別するため、主要な独立変数として、父の学歴、母の学歴、および回答者が 14 歳時点での両親の職業的地位（International Socio-Economic Index of Occupational Status: ISEI）といった、親双方の社会的地位を示す出身階層指標を採用する。また、教育達成に影響を与えうるその他の要因として、出生コホート、12 歳時点の戸籍（農村・非農村）及び性別を統制変数としてモデルに投入した。

親の学歴については、以下のように再分類を行った。CFPS2022 のデータでは、親世代の最終学歴を「未就学者」、「小学校」、「中学校」、「高校」、「専科」、「四年制大学」、「修士」及び「博士」の 8 カテゴリーに区分している。分析にあたり、まず「未就学」と「小学校」のサンプルを統合し、「義務教育未修了」のカテゴリーを作成した。また、高等教育修了者の割合が極めて低い点を考慮し、専科から博士までを統合して「高等教育」とした。その背景には、1966 年から 10 年間にわたる文化大革命の混乱期に全国統一大学入試（高考）が中断されていたという歴史的経緯がある。以上より、本稿では親の学歴を「義務教育未修了」、「中学校」、「高校」、「高等教育」の 4 カテゴリーに分類して使用する。

親の職業的地位の測定には、国際社会経済的地位指標 ISEI を用いる。本データの ISEI は 19 点から 88 点の範囲に分布している。ISEI は収入や権力といった各職業に対応する社会経済的地位を数値化した指標であり、職業の序列を連続的なスケールで捉える点においては有用であるが、階層間の境界が不明瞭になるという限界も指摘されている（Grusky 2001; 孫 & 李 2024）。本来、職業間の序列位置の把握には雇用関係を考慮した EGP 分類（Erikson et al. 1979）が適しているが、本データセットにおいて親世代の職業情報は ISEI と SIOPS（Treiman 1977）の連続尺度のみで記録されているため、本稿では ISEI を採用した。

変数作成にあたり、まず無職のサンプルについては、通常のシステム欠損値とは区別された拡張欠損値（Extended Missing Values）が割り当てられている点を利用し、分析対象として抽出した。また、ISEI 有効データの分布を確認したところ、本稿の分析対象となる親世代においては、農林水産業や建設・製造業などの肉体労働に従事する割合が高く、スコアの分布に著しい偏りが見られた。特に母親の ISEI スコアについては、半数以上が 23 点近辺に集中している。こうした分布の特性を考慮し、本稿では親の職業的地位を以下の 3 カテゴリーに再分類した。第一に、無職および ISEI スコア 19～30 点の層を「無職・体力労働者」とした。第二に、販売・サービス・事務職が多く含まれる 30～60 点の層を「事務・サービス職従事者」とした。第三に、管理的地位や特定の分野で高度な専門知識や技術を有する 60 点以上の層を「管理・専門職従事者」と定義した。

次に、1999 年に施行された「大学定員拡大政策」を契機として、高等教育機会の不平等がどのように経年変化したかを捉えるため、出生コーホート変数を導入した。中国の教育学制 6・3・3・4 制（小学校・中学校・高校・四年制大学）を前提とすると、標準的な大学入学年齢は 18 歳、大学院入学年齢は 22 歳であると一般的に考えられる。まず、大学進学段階の分析においては、1999 年の政策施行時に 18 歳を迎える 1981 年生まれを分岐点とし、政策の影響を受ける世代と受けない世代を区別した。具体的には、対象者を「1972～1980 年生まれ（拡大前）」、「1981～1990 年生まれ（拡大初期）」、「1991～2000 年生まれ（拡大後期）」の 3 つのコーホートに区分した。一方、大学院進学段階の分析においては、政策導入以前に大学院進学期を迎えたサンプル（概ね 1977 年以前生まれ）が極めて少数であるため、分析対象を政策施行後の動向に絞った。ここでは、拡大政策の実施過程における大学院教育機会分布の変化に焦点を当て、「1977～1987 年生まれ（前期）」と「1988～1998 年生まれ（後期）」の 2 つのコーホートを設定した。

多重代入法を適用する前の、主要な各変数の記述統計量は表 1 に示す通りである。

表 1 記述統計表

変数	%/Mean (SD)
大学進学=1 (n=3494)	62.7%
大学院進学=1 (n=2870)	6.9%

大学進学者の専攻分野 (n=2532)

人文・社会科学	50.9%
自然科学	49.1%

父学歴 (n=4385)

義務教育未修了者	36.3%
中学校	39.1%
高校	17.7%
専科以上	6.9%
欠損値の割合	0.7%

母学歴 (n=4398)

義務教育未修了者	55.4%
中学校	28.7%
高校	12.2%
専科以上	3.6%
欠損値の割合	0.4%

父の職業的地位 (n=4042)

無職・体力労働者	61.5%
事務・サービス職	28.0%
専門・管理職	10.5%
欠損値の割合	8.5%

母の職業的地位 (n=3986)

無職・体力労働者	74.5%
----------	-------

事務・サービス職	19.8%
専門・管理職	5.7%
欠損値の割合	9.7%
統制変数	
男性=1	54.3%
都市戸籍=1 (n=4159)	74.7%
欠損値の割合	5.8%
出生コーホート（大学分析）	
1972～1980 年生まれ	17.2%
1981～1990 年生まれ	35.9%
1991～2000 年生まれ	46.9%
出生コーホート（大学院分析）	
1977～1987 年生まれ	37.0%
1988～1998 年生まれ	63.0%
サンプルサイズ	4416

注：連続変数は平均値（標準偏差）、カテゴリー変数は該当カテゴリーの割合を示す。親の学歴・職業・戸籍には多重代入法を適用しているため、元のデータにおける欠損値の割合を併記した。

6. 分析結果

6.1 大学教育達成及び大学院教育達成における教育機会不平等

まず高等教育への進学のパ壁について検討する。母の出身階層の影響を全面的にとらえるために、本分析では、父と母双方の学歴および職業変数を同時にモデルへ投入しているため、多重共線性の発生が懸念される。この点を確認するため、分散拡大要因(Variance Inflation Factor: VIF)を用いて、独立変数間の多重共線性を定量的に検証した。算出の結果、すべて

の独立変数における VIF の平均値は 1.39 であった。多重共線性の判断基準に関して厳密な基準は確立されていないものの、多くの先行研究では慣例的に VIF 値が 10 以上であることを問題視している (Hair et al. 2006)。よって、本分析の結果が多重共線性によって歪められている可能性は極めて低いといえる。

大学進学有無と大学院進学有無を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果が表 2 である。分析の手順として、Model 1 と Model 3 では親の学歴のみを階層要因として投入し、親の学歴が教育達成に及ぼす総効果を推定した。続く Model 2 と Model 4 では親の職業的地位を独立変数に追加し、出身階層の影響を多角的に検討するとともに、親の学歴効果がどの程度職業的地位によって媒介されているかを検証した。まず、大学進学に対する影響 (Model 1) をみると、両親の学歴、とりわけ「専科以上」の学歴が子の大学進学確率を有意に高めることが確認された。特筆すべきは母親の学歴効果である。母親が「高校卒」の場合、1%水準で有意な正の影響が見られ、「中学校卒」であっても 10%水準で有意であった。これは、母親が未就学の場合と比較して、義務教育さえ修了していれば、子の大学進学確率は上昇することを示唆しており、母親の学歴が子の大学進学における強力な規定要因であることがわかる。次に、親の職業的地位を投入した Model 2 の結果をみる。Model 1 と比較すると、母親の「高校卒」以上、および父親の「専科以上」の回帰係数が一定程度減少している。この係数の変化は、親の学歴効果の一部が、職業的地位を媒介して大学進学に影響を及ぼしていることを示唆する。親の職業効果に関しては、父親の職業変数は統計的に有意ではなかった。対照的に、母親の職業的地位は「事務・サービス職」「管理・専門職」とともに 10%水準で正の影響が確認された。有意水準が 10%にとどまった点については、中高層の職業に従事する母親のサンプルサイズが限定的であることが影響していると考えられる。次に人口学的要因に注目すると、教育拡大政策の影響は顕著である。最も若いコホート (1991~2000 年生まれ) は、参照カテゴリー (1972~1980 年生まれ) と比較して大学進学のおッズ比が約 6.8 倍に達しており、世代を経るごとに高等教育機会が劇的に拡大したことがわかる。制度的要因については、中国特有の二元戸籍制度による教育格差が依然として確認され、農村戸籍出身者は非農村戸籍出身者に比べて大学進学において有意に不利な立場にある。一方でジェンダー格差に関しては、女子の方が男子よりも大学に進学しやすい傾向が明らかになった。これは、高等教育のマス化に伴い、先進諸国で見られるような女性が教育獲得において優勢になるというトレンドが中国においても生じていることを示唆している。

一方、大学院への移行段階においては、学部段階とは異なる教育機会の不平等構造が確認された。まず出身階層の影響に変化が見られる。Model4の結果によれば、学部進学では統計的に有意でなかった父の職業的地位が、大学院進学においては有意な正の効果を示し、重要な規定要因として浮上している。対照的に、学部段階で確認された母親の職業的地位の効果は、大学院段階では統計的有意性を喪失した。しかしながら、両親の高学歴（母が高校卒以上、父が専科以上）は依然として強力な規定要因である。高等教育達成の全段階を通じて、親の学歴資本が持続的な影響力を及ぼしていることが明らかになった。次に人口学的要因について検討する。教育拡大政策の影響が大学院段階でも確認され、拡大後期にあたるコーホート（1988～1998年生まれ）の大学院進学オッズは、参照カテゴリーに比べて約1.86倍に上昇している。他方で、学部段階で顕著であったジェンダー格差は、大学院段階では統計的に有意ではなくなった。また学部段階において1%水準で有意であった戸籍間格差も、大学院段階では10%水準へと有意性が低下している。これらの結果は、大学入学という第一段階の選抜を経たことで、性別や戸籍による教育不平等が縮小したことを示唆している。総じて、大学院進学においては、父の職業的地位の重要性が相対的に増す一方で、父母の高学歴による家庭資本の継承（文化・教養の伝達や学習環境の整備など）が、依然として中核的なメカニズムとして機能していると結論づけられる。

表2：社会出自が大学及び大学院教育達成に及ぼす影響

変数名	大学教育達成		大学院教育達成	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
大学出生コーホート (ref:1972~1981)				
1982～1991 年生まれ	0.968***	0.997***		
	(0.116)	(0.117)		
大学出生コーホート				
1992～2001 年生まれ	1.894***	1.920***		
	(0.115)	(0.117)		
父学歴（中学校）	0.058	0.029	0.110	0.032
	(0.088)	(0.089)	(0.210)	(0.212)
父学歴（高校）	0.194	0.137	0.199	0.058

	(0.119)	(0.122)	(0.251)	(0.259)
父学歴（専科以上）	1.005***	0.895***	1.076***	0.769*
	(0.226)	(0.238)	(0.296)	(0.320)
母学歴（中学校）	0.156†	0.112	-0.113	-0.195
	(0.091)	(0.092)	(0.208)	(0.212)
母学歴（高校）	0.712***	0.613***	0.811***	0.659**
	(0.146)	(0.151)	(0.235)	(0.245)
母学歴（専科以上）	1.073**	0.853*	0.979**	0.796*
	(0.346)	(0.360)	(0.336)	(0.361)
父職業的地位（事務・サービス職）		0.168		0.397*
		(0.109)		(0.202)
父職業的地位（管理・専門職）		0.220		0.668*
		(0.162)		(0.265)
母職業的地位（事務・サービス職）		0.205†		0.292
		(0.124)		(0.212)
母職業的地位（管理・専門職）		0.416†		0.249
		(0.236)		(0.305)
農村戸籍（ref: 都市）	-0.548***	-0.430***	0.242	0.423†
	(0.110)	(0.117)	(0.213)	(0.220)
男性（ref:女性）	-0.304***	-0.301***	-0.081	-0.077
	(0.077)	(0.077)	(0.156)	(0.156)
大学院出生コーホート				
（ref:1977～1987）			0.598**	0.623**
1988～1998 年生まれ				
			(0.191)	(0.193)
定数項	-0.376**	-0.561***	-3.452***	-3.775***
	(0.140)	(0.152)	(0.309)	(0.326)
サンプル数	3,494	3,494	2,405	2,405

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

6.2 教育拡大に伴う教育機会不平等の変化

前節では、大学および大学院進学における教育機会の不平等の全体像を概観した。続いて本節では、大学教育達成における不平等の経年変化を捉えるために、出生コホートと出身階層（親学歴・親職業）との交互作用項をモデルに投入し、出身階層の影響力が世代間でどのように変容しているかを検討する。具体的には表3に示す通り、父学歴、母学歴、父職業、母職業のそれぞれと出生コホートとの交互作用項を個別に投入した4つのモデル（Model 5～Model 8）を構築した。分析にあたっては、大学進学率が上昇局面に転じた「拡大前期」にあたる1981～1990年生まれを参照カテゴリーとして設定した。これにより、教育拡大前（1972～1980年生まれ）および拡大後期（1991～2000年生まれ）において、出身階層の効果が基準世代と比較して統計的に有意な変化を示しているかを検証する。

まず、父学歴と出生コホートとの交互作用項を投入したModel 5の結果を検討する。参照カテゴリーである教育拡大前期（1981～1990年生まれ）においては、父学歴の主効果を見ると、「専科以上」のみが1%水準で有意な正の効果を示しており、「中学校」「高校」は有意ではない。一方、出生コホートとの交互作用項（Cohort 1 × 中学校）に注目すると、5%水準で有意な正の値を示した。この結果は、教育拡大前の世代においては、父が中学校卒であることが、義務教育未修了の父親を持つ場合に比べ、子どもの大学進学に対して有意な促進効果を持っていたことを示唆している。しかし、教育拡大後期（1991～2000年生まれ）の交互作用項はいずれも有意ではなく、参照カテゴリーと同様の傾向を示した。すなわち、かつて存在した「父が中学校卒であること」の相対的な大学教育達成上の優位性は、高等教育の大衆化に伴い、その効力を喪失したと解釈できる。Model 6とModel 8では、参照カテゴリーである教育拡大前期（1981～1990年生まれ）において、母の高学歴（高校以上）および母の職業的地位（事務・サービス職及び専門・管理職）は、いずれも大学進学に対して有意な正の効果を示した。交互作用項に注目すると、母学歴と出生コホートとの交互作用項（Model 6）は統計的に有意ではなかった。対照的に、Model 7とModel 8における「Cohort 1 × 父・母職業（事務・サービス職）」の交互作用項は、いずれも10%水準で負の効果を示した。これは教育拡大前の世代においては、親が事務・サービス職（中間層）である場合、労働者階級（無職・体力労働）の家庭と比較して、子が大学に進学しない傾向にあったことを示唆している。その背景として、改革開放に伴う市場経済化への移行期において、中層階級にとっては高等教育による地位達成よりも、早期に労働市場へ

参入し経済的利益を追求することが、より合理的な階級維持戦略であった可能性が考えられる。同様の現象は、1990 年代初頭に体制転換を経験した旧社会主義国ポーランドにおいても確認されている（Kopycka 2021）。総じて、父学歴の影響が特定の世代に限定的であったのとは対照的に、母親の学歴および職業的地位が子の大学教育達成に及ぼす影響力は、高等教育の急速な拡大過程においても減退することなく、むしろ顕在化し、あるいは安定的に維持されていることが示唆された。

表 3：大学教育達成の不平等の時系列的変化

	父学歴× 出生コーホート	母学歴× 出生コーホート	父職業× 出生コーホート	母職業× 出生コーホート
変数名	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
Cohort 1: 1972～1980 年	-1.274*** (0.178)	-0.975*** (0.140)	-0.807*** (0.153)	-0.872*** (0.134)
Cohort 3: 1991～2000 年	0.878*** (0.135)	0.869*** (0.109)	0.897*** (0.102)	0.982*** (0.095)
父学歴 2,中学校	-0.155 (0.141)	0.031 (0.089)	0.026 (0.089)	0.032 (0.089)
父学歴 3 ,高校	0.121 (0.171)	0.134 (0.122)	0.141 (0.122)	0.144 (0.122)
父学歴 4,専科以上	1.090** (0.410)	0.899*** (0.240)	0.905*** (0.241)	0.897*** (0.239)
Cohort1×父学歴 2	0.615* (0.260)			
Cohort1×父学歴 3	0.415 (0.330)			
Cohort1×父学歴 4	-0.078 (0.558)			
Cohort3×父学歴 2	0.190 (0.187)			

Cohort3×父学歴 3	-0.161 (0.246)			
Cohort3×父学歴 4	-0.351 (0.528)			
母学歴 2,中学校	0.118 (0.092)	0.006 (0.141)	0.110 (0.093)	0.116 (0.092)
母学歴 3,高校	0.614*** (0.151)	0.669*** (0.200)	0.593*** (0.152)	0.595*** (0.152)
母学歴 4,専科以上	0.886* (0.363)	1.174† (0.636)	0.806* (0.364)	0.880* (0.368)
父職業 1,事務・サービス	0.168 (0.109)	0.160 (0.109)	0.213 (0.166)	0.162 (0.110)
父職業 2,管理・専門職	0.203 (0.162)	0.211 (0.163)	0.227 (0.237)	0.212 (0.162)
母職業 2,事務・サービス	0.199 (0.125)	0.209† (0.125)	0.203 (0.126)	0.424* (0.195)
母職業 2,管理・専門職	0.394 (0.236)	0.422† (0.239)	0.438† (0.240)	0.667* (0.333)
農村戸籍 (ref: 都市)	-0.431*** (0.117)	-0.441*** (0.118)	-0.453*** (0.119)	-0.449*** (0.120)
男性 (ref:女性)	-0.302*** (0.077)	-0.306*** (0.077)	-0.304*** (0.077)	-0.299*** (0.077)
Cohort1×母学歴 2		0.001 (0.272)		
Cohort1×母学歴 3		-0.154 (0.439)		
Cohort1×母学歴 4		-1.482 (1.050)		

Cohort3×母学歴 2		0.230		
		(0.189)		
Cohort3×母学歴 3		-0.131		
		(0.296)		
Cohort3×母学歴 4		-0.214		
		(0.776)		
Cohort1×父職業 1		-0.576†		
		(0.297)		
Cohort1×父職業 2		-0.229		
		(0.351)		
Cohort3×父職業 1		0.104		
		(0.213)		
Cohort3×父職業 2		0.076		
		(0.372)		
Cohort1×母職業 1			-0.578†	
			(0.334)	
Cohort1×母職業 2			-0.479	
			(0.548)	
Cohort3×母職業 1			-0.259	
			(0.237)	
Cohort3×母職業 2			-0.512	
			(0.516)	
定数項	0.507**	0.469**	0.448**	0.405**
	(0.160)	(0.154)	(0.154)	(0.151)
サンプル数	3494	3494	3494	3494

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

続いて、大学院への進学移行における不平等の動向を分析する。大学進学の実態と同様の手順で、表 4 のように、親の学歴および職業と出生コーホートとの交互作用項を含む Model 9～Model 12 を作成した。まず、Model 9 と Model 10 の結果によれば、父学歴が高校卒であることは、参照カテゴリーである教育拡大前期（1977～1987 年生まれ）において子の大学院進学確率を有意に低下させていた。母の学歴（高校卒）の主効果についても、統計的有意性は確認されなかったが、同様に負の傾向が見られた。しかし、コーホートとの交互作用項に注目すると、父および母の学歴（高校卒）は、いずれも統計的に有意な正の値を示した。これは、教育拡大後期では、両親が高校卒であることが大学院進学を促進する要因へと変化したことを示唆している。一方、親の職業的地位（ISEI）との交互作用項を投入した Model 11 及び Model 12 では、交互作用はいずれも統計的に有意ではなかった。これは、親の職業が大学院進学に及ぼす影響が、分析期間を通じて変化せず、安定的に推移していることを示唆している。なお、Model 11 において参照カテゴリーの父職業効果（主効果）が有意水準を下回っているが、交互作用を含まない基本モデル（Model 4）や他のモデル（Model 9, 10, 12）では一貫して父職業の有意な効果が確認されている。したがって、Model 11 における主効果の非有意性は、サンプルサイズの制約等の影響によるものと推察され、父の職業の影響自体が消失したわけではないと解釈できる。

表 4：大学院教育達成の不平等の時系列的変化

	父学歴× 出生コーホート	母学歴× 出生コーホート	父職業× 出生コーホート	母職業× 出生コーホート
変数名	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12
cohort 2: 1988～1998 年	-0.019 (0.336)	0.310 (0.284)	0.571† (0.305)	0.450† (0.249)
父学歴 2, 中学校	-0.400 (0.421)	0.010 (0.214)	0.034 (0.213)	0.028 (0.213)
父学歴 3, 高校	-1.170* (0.513)	0.052 (0.259)	0.062 (0.258)	0.054 (0.259)
父学歴 4, 専科以上	0.380 (0.494)	0.768* (0.321)	0.755* (0.321)	0.779* (0.320)

cohort2×父学歴 2	0.586 (0.480)			
cohort2×父学歴 3	1.642** (0.568)			
cohort2×父学歴 4	0.531 (0.547)			
母学歴 2,中学校	-0.196 (0.213)	-0.370 (0.432)	-0.195 (0.212)	-0.190 (0.212)
母学歴 3,高校	0.655** (0.244)	-0.231 (0.463)	0.657** (0.245)	0.666** (0.244)
母学歴 4,専科以上	0.768* (0.365)	1.306* (0.651)	0.777* (0.365)	0.751* (0.365)
父職業 1,事務・サービス	0.391† (0.203)	0.380† (0.204)	0.507 (0.389)	0.389† (0.203)
父職業 2,管理・専門職	0.686** (0.266)	0.658* (0.266)	0.314 (0.481)	0.652* (0.265)
母職業 1,事務・サービス	0.286 (0.213)	0.312 (0.213)	0.288 (0.212)	-0.001 (0.406)
母職業 2,管理・専門職	0.257 (0.309)	0.288 (0.311)	0.249 (0.306)	-0.077 (0.522)
農村 (ref:都市)	0.425† (0.220)	0.437* (0.221)	0.425† (0.221)	0.408† (0.220)
男性 (ref:女性)	-0.086 (0.157)	-0.082 (0.157)	-0.074 (0.156)	-0.082 (0.157)
cohort2×母学歴 2		0.233 (-0.48)		
cohort2×母学歴 3		1.189* (-0.498)		
cohort2×母学歴 4		-0.587 (0.659)		

cohort2×父職業 1			-0.137	
			(0.428)	
cohort2×父職業 2			0.492	
			(0.526)	
cohort2×母職業 1				0.375
				(0.439)
cohort2×母職業 2				0.457
				(0.583)
定数項	-3.290***	-3.532***	-3.736***	-3.621***
	(0.373)	(0.363)	(0.384)	(0.353)
サンプル数	2,405	2,405	2,405	2,405

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

以上の分析を総括すると、高等教育の規模が持続的に拡大しているにもかかわらず、教育機会の不平等は是正されることなく、依然として強固に存続していることが明らかになった。大学進学段階においては、出身階層の影響は概ね安定的に推移している。父学歴が低い層（小学校卒以下）と中学校卒層との間では格差の縮小が見られ、これは下位層における限定的な平等化傾向を示唆するものの、全体としての階層構造は維持されている。一方、大学院進学段階においては、教育拡大に伴い親学歴の影響力が縮小するどころか、むしろ強化している事実が確認された。これらの動向は、MMI 仮説と整合的である。すなわち、上位階層にとって大学進学率が飽和点に達していないため、階層間の格差が持続されていると解釈できる。また、大学教育の普及に伴い、教育機会不平等の重心は、学部段階からより上位の大学院段階へとシフトしていると言える。

6.3 階層間教育格差のジェンダー異質性

続いて、教育達成プロセスにおける階層効果のジェンダー差を検討する。出身階層の優位性が男女間で均等に機能しているのか、あるいは特定の性別に対して非対称に作用するのかを明らかにするため、親の学歴・職業と性別との交互作用項を用いた分析を行う。表 5 の Model 13 から Model 16 は、大学進学段階における階層効果のジェンダー差を検証したものである。まず親の学歴効果（Model 13,14）をみれば、参照カテゴリーである女性において、父の専科以上の学歴および母の高校卒の学歴は大学進学に対して有意な正の効果

を示している。一方で、性別との交互作用項はいずれも統計的に有意ではなかった。そのため、親の高学歴が子の大学進学を促進する効果は、子の性別によって異なると統計的に断定できない。次に、親職業の効果（Model 15,16）に着目すれば、同様に交互作用項は有意ではなかった。すなわち、親職業の効果にもジェンダー差は統計的に確認されなかった。また特筆すべきは、性別による主効果（男性ダミー）の係数は一貫して有意な負の値を示している点である。これは、交互作用項の基準となる親学歴と職業的地位が下層において、女子に比べて男子の大学進学確率が有意に低いことを意味する。一方で、親学歴や職業と性別との交互作用項はいずれも統計的に有意ではないので、統計的に階層の上下にかかわらず構造的に男子が女子に比べて大学に進学しにくい状況にあると言える。

表 5：大学教育達成における階層効果のジェンダー差

	父学歴×男性	母学歴×男性	父職業×男性	母職業×男性
変数名	Model 13	Model 14	Model 15	Model 16
父学歴 2,中学校	-0.018 (0.132)	0.026 (0.089)	0.029 (0.089)	0.030 (0.089)
父学歴 3,高校	0.288 (0.182)	0.137 (0.122)	0.137 (0.122)	0.139 (0.122)
父学歴 4,専科以上	0.753* (0.333)	0.890*** (0.239)	0.891*** (0.238)	0.897*** (0.239)
男性 (ref:女性)	-0.303* (0.122)	-0.279** (0.099)	-0.284** (0.096)	-0.284** (0.088)
父学歴 2×男性	0.085 (0.172)			
父学歴 3×男性	-0.255 (0.229)			
父学歴 4×男性	0.254 (0.431)			
母学歴 2,中学校	0.110 (0.092)	0.104 (0.132)	0.115 (0.092)	0.112 (0.092)

母学歴 3,高校	0.617***	0.870***	0.613***	0.612***
	(0.151)	(0.238)	(0.151)	(0.151)
母学歴 4,専科以上	0.848*	0.593	0.849*	0.873*
	(0.360)	(0.447)	(0.360)	(0.363)
父職業 1（事務・サービス職）	0.171	0.165	0.240	0.169
	(0.109)	(0.109)	(0.159)	(0.109)
父職業 2（管理・専門職）	0.223	0.215	0.128	0.219
	(0.163)	(0.163)	(0.223)	(0.163)
母 ISEI=1（事務・サービス職）	0.201	0.206†	0.207†	0.279†
	(0.124)	(0.124)	(0.125)	(0.170)
母 ISEI=2（管理・専門職）	0.409†	0.445†	0.417†	0.302
	(0.237)	(0.237)	(0.236)	(0.357)
農村（ref:都市）	-0.431***	-0.434***	-0.430***	-0.429***
	(0.117)	(0.117)	(0.117)	(0.117)
Cohort 2: 1981～1990 年生まれ	0.998***	0.989***	0.996***	0.998***
	(0.117)	(0.117)	(0.117)	(0.117)
Cohort 3: 1991～2000 年生まれ	1.922***	1.914***	1.921***	1.923***
	(0.117)	(0.117)	(0.117)	(0.117)
母学歴 2×男性		0.018		
		(0.174)		
母学歴 3×男性		-0.412		
		(0.287)		
母学歴 4×男性		0.566		
		(0.675)		
父職業 1×男性			-0.127	
			(0.191)	
父職業 2×男性			0.171	
			(0.299)	
母職業 1×男性				-0.135

				(0.213)
母職業 2×男性				0.195
				(0.444)
定数項	-0.561***	-0.563***	-0.571***	-0.574***
	(0.161)	(0.157)	(0.156)	(0.155)
サンプル数	3,494	3,494	3,494	3,494

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

表 6 の Model 17 から Model 20 は、大学院進学段階における階層効果のジェンダー差を検証したものである。まず親学歴の効果（Model 17, 18）に着目すると、参照カテゴリーである女性に対し、父の学歴が「専科以上」、母の学歴が「高校卒」および「専科以上」であることは大学院進学を有意に促進している。しかし、性別との交互作用項をみると、「父学歴（専科以上）×男性」は 10%水準で、「母学歴（専科以上）×男性」は 1%水準で、いずれも有意な負の値を示した。また、「母学歴（高校卒）×男性」の交互作用項は統計的有意水準には達していないものの、比較的大きな負の値（-0.656）を示している。これは、サンプルの制約に伴う標準誤差の拡大により、実質的な効果の差異が統計的有意差として検出されない可能性を示唆している。これらの結果は、親の高学歴がもたらす大学院教育達成上の優位性が、娘と比較して息子においては大幅に減退していることを意味する。次に、親の職業の効果（Model 19, 20）をみると、父および母が「管理・専門職」に従事する場合、女子の大学院進学に対して有意な正の影響を及ぼしているが、性別との交互作用項はいずれも有意ではなかった。すなわち、大学院への移行では、親の高学歴資本の効果にジェンダー差が存在するのとは対照的に、職業的地位の効果は性別による非対称性を持たず、男女ともに等しく継承されていると言える。

表 6：大学院教育達成における階層効果のジェンダー差

	父学歴×男性	母学歴×男性	父職業×男性	母職業×男性
変数名	Model 17	Model 18	Model 19	Model 20
父学歴 2,中学校	-0.188 (0.308)	0.024 (0.213)	0.032 (0.213)	0.033 (0.213)
父学歴 3,高校	0.189 (0.344)	0.029 (0.260)	0.056 (0.259)	0.047 (0.259)
父学歴 4,専科以上	1.233** (0.401)	0.787* (0.320)	0.783* (0.320)	0.798* (0.320)
男性 (ref:女性)	-0.008 (0.309)	0.323 (0.248)	0.014 (0.243)	0.090 (0.208)
父学歴 2×男性	0.406 (0.408)			
父学歴 3×男性	-0.276 (0.464)			
父学歴 4×男性	-0.858† (0.481)			
母学歴 2,中学校	-0.193 (0.213)	-0.005 (0.300)	-0.195 (0.212)	-0.188 (0.212)
母学歴 3,高校	0.660** (0.245)	1.005** (0.323)	0.665** (0.245)	0.686** (0.246)
母学歴 4,専科以上	0.768* (0.364)	1.441*** (0.432)	0.795* (0.362)	0.791* (0.361)
父職業 1 (事務・サービス)	0.410* (0.203)	0.400* (0.204)	0.412 (0.271)	0.387† (0.203)
父職業 2 (管理・専門職)	0.684* (0.266)	0.678* (0.266)	0.871** (0.335)	0.657* (0.265)
母職業 1 (事務・サービス)	0.296	0.299	0.286	0.405

	(0.214)	(0.213)	(0.213)	(0.278)
母職業 2（管理・専門職）	0.277	0.279	0.250	0.659†
	(0.307)	(0.309)	(0.305)	(0.380)
農村（ref:都市）	0.436*	0.416†	0.425†	0.429†
	(0.221)	(0.221)	(0.221)	(0.221)
Cohort 2: 1988～1998 年生まれ	0.623**	0.657***	0.621**	0.625**
	(0.193)	(0.193)	(0.193)	(0.193)
母学歴 2×男性		-0.348		
		(0.402)		
母学歴 3×男性		-0.656		
		(0.406)		
母学歴 4×男性		-1.407**		
		(0.539)		
父職業 1×男性			-0.029	
			(0.357)	
父職業 2×男性			-0.406	
			(0.439)	
母職業 1×男性				-0.226
				(0.355)
母職業 2×男性				-0.819
				(0.517)
定数項	-3.828***	-4.011***	-3.822***	-3.871***
	(0.354)	(0.350)	(0.340)	(0.338)
サンプル数	2,405	2,405	2,405	2,405

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

本節の分析結果を整理すると、教育段階によって出身階層とジェンダーの関連構造が大きく異なることが明らかになった。大学進学段階においては、親の学歴効果にジェンダー差は統計的に見られず、親の高学歴は男女の進学確率を一律に向上させる。ただし、男性の主効果が一貫して負であることから、低階層出身の男性は、最も大学進学が困難な立場に置かれていると言える。一方、大学院への移行段階では、親学歴の効果に明確なジェンダー非対称性が確認された。親の高学歴は娘の大学院進学を強く促進する反面、息子に対する効果は限定的であり、高階層の男性が大卒段階で労働市場への参入を選択している可能性が示唆される。また、父の管理・専門職という職業地位的効果は、大学段階では相対的に目立たなかったものの、大学院段階においては男女を問わず顕在化しており、高度な教育達成において経済的背景が重要な決定要因として浮上していると結論付けられる。

6.4 出身階層の専攻分野の選択に与える影響

本節では、分析の焦点を進学の有無から専攻分野の選択差異へと移す。まず、大学非進学者を参照カテゴリーとした多項ロジット分析を行い、出身階層が特定の学問分野（人文・社会科学系、自然科学系）へのアクセスに対して、独自の選抜効果を持っているかを検討する。大学段階における専攻分野の選択を分析する Model21 の結果によれば、人文・社会科学系への進学に対しては、父の学歴（高校卒・専科以上）、母の学歴（高校卒）、父の職業（事務・サービス職）、および母の職業（管理・専門職）が、いずれも統計的に有意な正の効果を示した。すなわち、両親の学歴資本と職業的地位の双方が、文系分野への進学を促進する要因となっている。一方、自然科学系への進学に関しては、特に注目すべきは、母親の学歴効果の異質性である。母親の「専科以上」の学歴は、人文・社会科学系に対しては有意な影響を示さなかったのに対し、自然科学系に対しては 5%水準で有意な正の効果を示した。この係数間の差異について Wald 検定を行った結果、5%水準で有意な差が確認された。この結果は、母親が高等教育を受けている場合、子の自然科学系専攻を選択する傾向を有意に強めるという選抜メカニズムが存在することを実証している。一方で、文系進学において有意であった母親の職業的地位（管理・専門職）の効果は、自然科学系においては統計的有意性を喪失した。また、父親の職業的地位について検討する。自然科学系においては、父の「事務・サービス職」が依然として有意な正の効果を示している。父の「管理・専門職」の効果は統計的有意水準には達しなかったものの、その係数値 (0.261) は有意であった「事務・サービス職」(0.237) を上回る正の値を示している。この点について

ては、標準誤差が比較的大きいことから、管理・専門職の父親を持つサンプルのサイズが限定的であることに起因して統計的検出力が低下している可能性が考えられる。次にジェンダー差に着目すると、女性は人文・社会科学系を、男性は自然科学系を選択するという明確な専攻分離が確認された。都市・農村間の戸籍間格差については、農村出身者は都市出身者に比べて大学進学自体が困難であるが、その不利の程度は専攻によって異なる。農村出身者が人文・社会科学系に進学するオッズ比は 0.48 倍と極めて低い一方、自然科学系では 0.72 倍とその格差は相対的に縮小している。また Wald 検定を行った結果、この農村出身者が人文・社会科学系及び自然科学系に進学する傾向の差が統計的に有意であった。これは、農村出身者が進学機会を得た場合、人文・社会科学系よりも、応用可能性や経済的収益性が高いとされる自然科学系を戦略的に選択していることを示唆している。この知見は、序論で検討した合理的選択理論における「客観的合理性」の観点から解釈可能である。経済的基盤が脆弱な農村家庭出身者にとって、高等教育への進学は多大なコストとリスクを伴う投資行動である。そのため、彼らは専攻選択において、自身の知的好奇心や文化的関心（主観的合理性）よりも、労働市場における需要が高く、確実な経済的リターンが見込まれる自然科学系を優先的に選択する傾向がある。

表 7：大学段階における出身階層が専門分野の選択に対する影響

変数名	Model21	
	多項ロジットモデル (ref:大学非進学)	
	人文・社会科学系	自然科学系
Cohort 2: 1981～1990 年生まれ	0.393** (0.120)	0.771*** (0.130)
Cohort 3: 1991～2000 年生まれ	1.050*** (0.121)	1.681*** (0.130)
父学歴 2,中学校	-0.085 (0.102)	0.060 (0.100)
父学歴 3,高校	0.297* (0.134)	0.161 (0.137)
父学歴 4,専科以上	0.913*** (0.253)	0.913*** (0.257)

母学歴 2,中学校	0.142 (0.104)	0.160 (0.104)
母学歴 3,高校	0.624*** (0.163)	0.548** (0.167)
母学歴 4,専科以上	0.397 (0.387)	0.941* (0.386)
父職業 1（事務・サービス職）	0.269* (0.119)	0.237* (0.118)
父職業 2（管理・専門職）	0.058 (0.174)	0.261 (0.173)
母職業 1（事務・サービス職）	0.222† (0.133)	0.116 (0.138)
母職業 2（管理・専門職）	0.633* (0.247)	0.369 (0.261)
農村（ref:都市）	-0.736*** (0.123)	-0.327* (0.129)
男性（ref:女性）	-0.845*** (0.086)	0.253** (0.088)
定数項	0.115 (0.158)	-1.256*** (0.174)
サンプル数	2,389	2,389

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

続いて、大学院段階における出身階層の影響力が、学部段階の専攻分野によっていかに異なるかを検討する。一般に大学院進学は、学部時代の専攻分野における学習や研究を継続するプロセスであり、専攻の変更は稀である（本データにおける移行時の専攻変更率は7.6%に留まる）。したがって本節では、学部の専攻分野を前提条件とし、各階層要因と専攻との交互作用項を用いた分析（Model 22～Model 25）を通じて、階層効果の異質性を検証した。

第一に、父の学歴効果（Model 22）には顕著な専攻間差異が確認された。参照カテゴリ

一である人文・社会科学系においては、父が「中学校卒」であることが、大学院進学に対して5%水準で有意な負の影響を与えている。これは、文系分野において父親の学歴が中学校卒であることが、子の大学院進学機会を著しく制約することを示唆している。一方、専攻との交互作用項は、1%水準で有意な正の値を示した。これは、自然科学系においては、父の低学歴による不利益が相殺されることを意味する。すなわち、父の学歴資本は文系でのみ強い選抜基準として機能し、応用性が重視される理系においては、父の学歴が低いことが必ずしも障壁とはならないことが明らかになった。

第二に、母の学歴効果（Model23）を検討する。人文・社会科学系において、母が「専科以上」の高学歴を有することは、子の大学院進学を有意に促進している。交互作用項は統計的に有意ではなかったものの、負の方向を示した。この効果の構造をより詳細に把握するため、参照カテゴリーを自然科学系に変更して検証を行った。その結果、自然科学系においては、母の「専科以上」の効果は統計的に有意ではなかった。交互作用項自体が有意水準に達していないため、統計的厳密性をもって「母の高学歴が文系大学院進学への効果が理系より有意に大きい」と断定することはできない。したがって、母の高学歴（専科以上）が人文・社会科学系において、大学院進学への頑健な促進要因として機能していることを示唆している。対照的に、自然科学系においては、その影響力は相対的に不明瞭であるといえる。

第三に、親の職業的地位の効果（Model 24, 25）について検討する。父及び母が「管理・専門職」であることは、人文・社会科学系において有意な正の効果を持つが、専攻との交互作用項はいずれも有意ではない。しかし、参照カテゴリーを自然科学系に変更して詳細な検証を行ったところ、父母の間で職業効果のあり方に微細な差異が確認された。父が「管理・専門職」であることは、自然科学系においても10%水準で有意な正の傾向を示している。人文・社会系に対する効果（5%水準で有意）と比較して統計的な確実性はやや劣るものの、専攻との交互作用項が有意ではないことを踏まえると、父の高い職業的地位は専攻分野による大きな制約を受けず、大学院進学を支える「共通の経済的基盤」として機能していると解釈できる。一方、母が「管理・専門職」であることは自然科学系においては有意にならない。また母職業（管理・専門職）の効果については、専攻間で統計的に有意差が確認されなかったものの、交互作用項の係数が比較的大きな負の値を示している。以上により、母職業の影響力は「人文・社会科学系への親和性」によって特徴づけられると解釈できる。総じて、父親の職業的地位が汎用的な資源として機能するのは対照的に、母

親の持つ高学歴や高職業的地位が、文系トラックにおいて、子の大学院教育達成を強力に促進することを示唆している。

表 8：大学専攻によって、出身階層が大学院教育達成に及ぼす影響

変数名	父学歴×専攻	母学歴×専攻	父職業×専攻	母職業×専攻
	Model 22	Model 23	Model 24	Model 25
専攻:自然科学(ref:人文・社会科学系)	0.318 (0.336)	0.737* (0.288)	0.715* (0.282)	0.986*** (0.261)
父学歴 2,中学校	-0.931* (0.402)	-0.065 (0.231)	-0.056 (0.230)	-0.052 (0.230)
父学歴 3,高校	-0.193 (0.398)	0.005 (0.280)	-0.008 (0.281)	0.008 (0.280)
父学歴 4,専科以上	0.442 (0.456)	0.606† (0.350)	0.607† (0.349)	0.601† (0.349)
専攻×父学歴 2	1.299** (0.482)			
専攻×父学歴 3	0.298 (0.503)			
専攻×父学歴 4	0.215 (0.521)			
母学歴 2,中学校	-0.163 (0.230)	-0.646 (0.418)	-0.154 (0.230)	-0.144 (0.230)
母学歴 3,高校	0.654* (0.273)	0.616 (0.381)	0.640* (0.272)	0.670* (0.273)
母学歴 4,専科以上	0.713† (0.388)	1.087* (0.507)	0.642† (0.388)	0.710† (0.388)
父職業 1（事務・サービス職）	0.460* (0.222)	0.453* (0.221)	0.152 (0.349)	0.433† (0.221)
父職業 2（管理・専門職）	0.755**	0.707*	0.856*	0.710*

	(0.287)	(0.286)	(0.399)	(0.286)
母職業 1 (事務・サービス職)	0.423†	0.428†	0.427†	0.512
	(0.233)	(0.234)	(0.233)	(0.349)
母職業 2 (管理・専門職)	0.410	0.406	0.433	0.871*
	(0.328)	(0.328)	(0.326)	(0.428)
農村 (ref:都市)	0.404†	0.417†	0.385	0.426†
	(0.240)	(0.238)	(0.237)	(0.239)
男性 (ref:女性)	-0.363*	-0.360*	-0.362*	-0.368*
	(0.178)	(0.177)	(0.178)	(0.177)
Cohort 2: 1988～1998 年生まれ	0.780***	0.759***	0.780***	0.764***
	(0.222)	(0.222)	(0.222)	(0.221)
専攻×母学歴 2		0.710		
		(0.484)		
専攻×母学歴 3		0.036		
		(0.455)		
専攻×母学歴 4		-0.680		
		(0.566)		
専攻×父職業 1			0.438	
			(0.408)	
専攻×父職業 2			-0.248	
			(0.473)	
専攻×母職業 1				-0.130
				(0.405)
専攻×母職業 2				-0.801
				(0.562)
定数項	-3.904***	-4.139***	-4.109***	-4.322***
	(0.398)	(0.396)	(0.392)	(0.391)
サンプル数	1,994	1,994	1,994	1,994

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

以上の分析により、大学学部における専攻分野が、出身階層の影響力を変容させる調節要因として機能し、大学院進学に影響を及ぼしていることが確認された。第一に、父の学歴効果における専攻間差異である。父が中学校卒である場合、人文・社会科学系出身者は大学院進学が抑制される傾向にあるのに対し、自然科学系出身者ではその負の影響が相殺され、むしろ進学が促進される傾向が見られた。この結果は、父の学歴資本が乏しい家庭において、将来的な経済的リターンが見込みやすい自然科学系での大学院進学が、合理的な階級維持・上昇戦略として選択されていることを示唆している。対照的に、人文・社会科学系においては、低学歴の父親が大学院教育の投資効果を低く見積もり、早期の労働市場参入による安定的収入を志向するため、進学が抑制されると考えられる。第二に、母の高学歴効果である。学部での専攻選択においては、母親の高学歴（専科以上）は人文・社会科学系よりも自然科学系への進学を促進していた。これは、高学歴の母親が理系分野の技術的・経済的価値を評価した結果と解釈できる。しかし、大学院への移行では、母親の高学歴は人文・社会科学系での教育継続に対して、確実に強い規定力を持っている。専攻変更が稀であることを踏まえると、文系トラックにおいて大学院へ進むためには、母親の高等教育経験という文化的サポートが不可欠な資源となっていると言える。第三に、親の職業的地位の影響である。文系出身者の大学院進学に対しては、父母双方の高い職業的地位（管理・専門職）が有意な促進効果を持っていた。それらと専攻との交互作用項自体は統計的に有意ではなかったものの、参照カテゴリーを自然科学系に変更した追加分析では、父親が「事務・サービス職」、母親が「高校卒」といった中間層の属性は、大学院進学に対して有意な正の効果を持つことが確認された。総じて、人文・社会科学系での大学院進学は、とりわけ母の高学歴や高い職業的地位による「エリート的な文化資本・経済資本の結集」を必要とする。それに対し、自然科学系での進学は、中低層の出身家庭にとって、より高い経済的収益や実用性を追求するための手段として機能している可能性が示唆された。

6.5 大学院段階での母の高学歴の人文・社会科学系への促進効果におけるジェンダー非対称性

前節の分析では、教育段階ごとに階層効果とジェンダーの関連構造が異なることが明らかになった。大学進学段階においては、親の高学歴は性別にかかわらず一律に子の進学を促進しており、ジェンダー差は統計的に確認されなかった。対照的に、大学院進学段階においては、親の高学歴が娘の進学を優先的に促進するという明確な「階層効果のジェンダ

一非対称性」が確認された。また、専攻分野の分析からは、母の高学歴が人文・社会科学系出身者の大学院進学に対して強い規定力を持つことも判明している。ここで浮上するのは、大学院段階で見られた「母の高学歴による娘の教育機会の拡大」が、特定の専攻分野に偏在しているのではないかという問いである。すなわち、母の高学歴は娘の進学率全体を増加するだけでなく、その進路を「人文・社会科学系」へと選別的に誘導している可能性がある。これを検証するため、人文・社会科学系出身者と自然科学系出身者のそれぞれのサンプルに、「母学歴」と「性別」との交互作用項を導入した Model 26、Model 27 を構築し、分析を行った。Model 26 によれば、人文・社会科学系出身者の中で、参照カテゴリーである女性において、母の高学歴（高校卒、専科以上）が高い係数を示し、娘の進学に対してきわめて強い規定力を持っていることが確認された。一方、性別との交互作用項に注目すると、「母学歴（高校卒・専科以上）×男性」はいずれも 5%水準で有意な負の値を示した。これは、文系トラックにおいて、母親の高学歴は娘の大学院進学を強く促進する反面、息子に対してはその促進効果が著しく抑制されることを意味する。Model 27 によれば、自然科学系の大学院進学に関して、参照カテゴリーである女性において、母親の「専科以上」の学歴効果は正の値を示すものの、その有意水準は 10%に留まった。さらに重要な点として、性別との交互作用項は統計的に有意ではなく、その値も人文・社会科学系の半分程度にとどまる。したがって、理系トラックにおいては、文系で見られたような「母から娘へ」という特徴的な選抜メカニズムは統計的に確認されなかった。以上の結果から、母親の高学歴資本によるジェンダー化された継承は、人文・社会科学系において、高い確実性と妥当性をもって機能していると結論づけられる。

表 9：出身専攻によって、母学歴が大学院進学への促進効果におけるジェンダー非対称性

変数名	人文・社会科学系	自然科学系
	Model 26	Model 27
男性 (ref:女性)	0.652 (0.470)	-0.057 (0.346)
母学歴 2,中学校	-0.022 (0.526)	0.126 (0.416)
母学歴 3,高校	1.336** (0.510)	0.840 (0.545)

母学歴 4,専科以上	1.804** (0.692)	1.086† (0.653)
母学歴 2×男性	-1.278 (0.945)	-0.229 (0.526)
母学歴 3×男性	-1.859* (0.823)	-0.415 (0.631)
母学歴 4×男性	-2.435* (1.002)	-1.214 (0.777)
父学歴 2,中学校	-0.933* (0.424)	0.329 (0.290)
父学歴 3,高校	-0.246 (0.453)	0.091 (0.368)
父学歴 4,専科以上	0.251 (0.573)	0.832† (0.452)
父職業 1 (事務・サービス職)	0.173 (0.408)	0.614* (0.267)
父職業 2 (管理・専門職)	0.745 (0.493)	0.698† (0.368)
母職業 1 (事務・サービス職)	0.710† (0.407)	0.304 (0.288)
母職業 2 (管理・専門職)	0.947† (0.526)	0.107 (0.465)
農村 (ref:都市)	0.566 (0.424)	0.290 (0.298)
Cohort 2: 1988 ~ 1998 年生まれ	1.170** (0.390)	0.617* (0.276)
定数項	-4.734*** (0.653)	-3.545*** (0.493)
サンプル数	1,010	984

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

6.6 大学院段階での父職業の自然科学系への促進効果におけるジェンダー非対称性

前節では、父の高い職業的地位が汎用的な資源として、専攻分野を問わず大学院進学を支えることを分析した。本節では、専攻によって、この父職業の効果におけるジェンダー構造に焦点を当てる。具体的には、人文社会科学系と自然科学系のサブサンプルそれぞれに、父の職業的地位と性別との交互作用項を追加した Model 28、Model 29 を作成した(表 10)。まず人文・社会科学系 (Model 28) の結果を検討する。参照カテゴリーである女性においては、父が「管理・専門職」であることが 10%水準で有意な正の効果を示し、娘の大学院進学を促進する傾向が見られる。一方、性別との交互作用項に注目すると、「父職業(事務・サービス職)×男性」が 5%水準で有意な負の値を示した。これは、父親が中間層(事務・サービス職)の場合、娘と比較して、息子の文系大学院への進学確率が著しく低いことを意味する。すなわち、文系トラックにおいて、中間層の父親は、息子に対して文系大学院進学という選択を抑制する傾向が強く示唆された。Model 29 の示した自然科学系の結果によれば、参照カテゴリーである女性において、父親の職業的地位の主効果はいずれも正の方向を示しているものの、統計的に有意ではなかった。この点については、サンプルサイズの制約により統計的検定力が低下している可能性を考慮する必要がある。男性を参照カテゴリーとした追加分析を行ったところ、父親が事務・サービス職であることは、息子の理系大学院進学に有意に促進していると確認した。加えて、性別との交互作用項が統計的に有意ではなかった。そのため、自然科学系への進学に対しては、父の職業的地位(事務・サービス職)の効果に統計的なジェンダー差は認められず、息子と娘の双方に対して同程度の正の影響を及ぼしていると解釈できる。この結果は、自然科学系大学院への進学が、将来的な高い職業的地位に直結する投資としての側面が強いことに起因すると考えられる。

表 10：出身専攻によって、父職業が大学院進学への影響力におけるジェンダー非対称性

変数名	人文・社会科学系出身	自然科学系出身
	Model 28	Model 29
男性 (ref:女性)	0.405 (0.460)	-0.516 (0.326)
父職業 1 (事務・サービス職)	0.684 (0.452)	0.287 (0.400)

父職業 2 (管理・専門職)	1.004† (0.554)	0.716 (0.508)
父職業 1×男性	-1.999* (0.887)	0.537 (0.493)
父職業 2×男性	-0.996 (0.783)	-0.064 (0.627)
父学歴 2,中学校	-0.928* (0.422)	0.358 (0.288)
父学歴 3,高校	-0.205 (0.455)	0.136 (0.363)
父学歴 4,専科以上	0.298 (0.581)	0.819† (0.448)
母学歴 2,中学校	-0.450 (0.437)	-0.022 (0.273)
母学歴 3,高校	0.802† (0.447)	0.578 (0.353)
母学歴 4,専科以上	1.113† (0.632)	0.464 (0.506)
母職業 1 (事務・サービス職)	0.689† (0.406)	0.295 (0.287)
母職業 2 (管理・専門職)	0.879† (0.526)	0.107 (0.457)
農村 (ref:都市)	0.617 (0.423)	0.315 (0.298)
Cohort 2: 1988～1998 年生まれ	1.107** (0.388)	0.563* (0.274)
定数項	-4.610*** (0.646)	-3.264*** (0.476)
サンプル数	1,010	984

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

以上のジェンダー交相互作用分析から、大学院進学における興味深いメカニズムの差異が浮き彫りになった。第一に、母親の学歴効果である。人文・社会科学系において、高学歴な母親が娘の進学を優先的に促進するという結果は、家庭内における「文化資本のジェンダー化された継承」として解釈できる。Gilligan (1993) によれば、娘は母親を最初のロールモデルとし、その愛着関係から「女性性」を獲得する。また、母親の教育達成が子どもの初期リテラシーや言語能力の形成に重要な影響を与えるという指摘もある (Lyesmaya et al. 2022)。したがって、高学歴な母親は娘にとって最も身近な「知的役割モデル」として機能していると言える。家庭内での対話や読書習慣などを通じて、高度な言語能力や芸術的素養などが、母親から娘へと重点的に継承されている可能性が高い。それゆえ、文系トラックを選択した娘にとって、母親の学歴資本は大学院教育への移行を支える決定的な資源として機能していると考えられる。

第二に、父の職業的地位の効果である。人文・社会科学系において、父親の職業的地位は、息子に対しては選別的な教育投資として現れる。特に中間層の父親は、高い労働報酬に直結しやすい自然科学系への進学を促進するが、経済的リターンの予見性が低い文系大学院への息子の進学を強力に抑制する傾向が見られた。これは、父職業から息子への支援が合理的・道具的な投資戦略に基づいていることを示唆する。一方、娘に対しては、上層（管理・専門職）の父親が文系大学院の進学を促進する傾向にある。また、父親の高学歴（高校卒以上）の効果が文系で有意でなかった (Model22) 事実と合わせると、父親による娘への支援は学歴に基づく文化的教養の伝達というより、大学院生活を支援するための経済的資源の提供という側面が強いと考えられる。そのため、人文・社会科学系においては、父親の「管理・専門職」という職業地位は娘を早期の就職圧力から解放し、スキルや社会的ネットワークを蓄積するための猶予を与える「セーフティネット」として機能していると解釈できる。他方、自然科学系においてはジェンダー差が見られず、父の職業的地位は男女ともに進学を支える共通基盤となる可能性が示唆される。これは、理系大学院が持つ人的資本への投資価値が性別を問わず高いためである。

7. 結論および考察

本稿では、中国の高等教育における機会不平等の実態を、「大学へのアクセス（高卒から大学への移行）」と「大学院へのアクセス（大卒から大学院への移行）」という連続的な教育段階移行プロセスとして捉え直し、検討を行ってきた。

前節で指摘した通り、これまでの研究は「大学院段階の不可視化」や「母親の影響の看過」といった課題を抱えていた。本稿は父と母の資源を分離し、かつ「高等教育の入り口（大学進学）」と「上位段階への移行（大学院進学）」を明確に区別することで、中国の教育機会不平等の構造的特徴とその変容を明らかにした。次節より、得られた主要な知見を総括し、その社会学的含意を考察する。

1. 教育不平等の時系列的変化（仮説 H1 の検証）

分析の結果、仮説 H1 は部分的に支持された。まず大学進学段階においては、教育拡大に伴い、父母の高学歴および職業的地位の促進効果は安定的に持続している。かつて存在した父学歴（中学校卒）の相対的優位性が消失したが、あくまで下位層における部分的な格差縮小である。そのため、大学進学の不平等が解消されたというより、階層効果が全体的に温存されていると考えられる。もし、従来の父系的な指標のみに依拠していれば、大学進学における階層間不平等の低下傾向を過大評価していた可能性が高い。

一方、大学院進学段階においては、教育拡大後期において両親の高学歴の影響力が強く顕在化し、父の職業的地位の効果も安定的に推移していることが確認された。この教育格差の「大学段階での維持」と「大学院段階での拡大」という動向は、MMI 仮説のメカニズムで説明可能である。すなわち、大学教育の大衆化によって上位階層の進学率が飽和に近づくにつれ、階級位置を維持するための学歴競争、より上位の大学院教育へとシフトしていることを示唆する。

2. 教育不平等の段階間比較（仮説 H2 の検証）

大学および大学院段階における階層効果の比較に関して、仮説 H2-1（効果逓減）および H2-2（効果拡大）は、いずれも一面的な説明に留まっていることが判明した。本分析の結果、教育段階の移行に伴い、階層効果は単一の方向性（拡大か縮小か）を示すのではなく、家族資源の性質や親の性別によって影響の構造が質的に変化することが明らかになった。

まず大学進学段階においては、両親の高学歴（専科以上）及び母の職業的地位が有意な規定要因となっている。次に大学院進学段階に着目すると、構造的な変化が見られる。母

職業の効果が統計的有意性を失う一方で、父の職業的地位の影響が新たに顕在化している。

この要因の入れ替わりは、以下のメカニズムで解釈できる。父学歴の影響低下は、ライフコース仮説が示唆するように、成長に伴う個人の自立性の高まり（親の意向からの独立）を反映している可能性がある。一方で、大学院進学に伴う多額の受験費用や授業料といった経済的コストに対し、世帯の主たる経済的基盤である父親の職業的地位が決定的な重要性を持つようになったと考えられる。ただし、親の高学歴は、段階を問わず一貫して強い規定力を維持している。これは、親由来の文化的教養が、個人の成長や経済的制約を超えて、長期的に高等教育達成を支える基盤となっていることを示唆する。

3. 専攻分野の選択（仮説 H3 の検証）

専攻分野の選択（質的不平等）に関する仮説 H3 は大学院進学段階において支持されている。まず大学進学段階においては、父の専科以上の学歴、事務・サービス職、母の高校卒の学歴といった資源が文理双方への進学に寄与する中、母親の学歴効果に特徴的な傾向が見られた。母の学歴が専科以上の場合、子は人文・社会科学系よりも、むしろ自然科学系を選択する傾向が強い。

しかし大学院段階では、親の影響構造に明確な分化が生じる。人文・社会科学系の大学院進学に対しては、父の低学歴（中学校卒）が強力な阻害要因となる一方、母の高学歴（専科以上）および父母の高い職業的地位（管理・専門職）が有意な促進要因として機能している。すなわち、文系トラックでの教育継続は、高度な学歴資本と上位な職業地位を兼ね備えた「エリート層の再生産」という特徴を色濃く帯びている。対照的に、自然科学系の大学院進学においては、父が低学歴であることの不利益は相殺された。また他の階層要因に関しては、専攻との交互作用項自体は有意ではなかったものの、中間層（母が高校卒、父が事務・サービス職）の資源は、有意に機能する傾向が示唆された。これは理系トラックが、特定の家庭環境に依存する文系とは異なり、より幅広い階層出身者に対して開かれた「実利的な地位達成ルート」として機能していると解釈できる。

総括すると、大学院教育獲得において、人文・社会科学系は「親の高学歴・職業地位による階級維持」の場であり、自然科学系は中低層出身者が高い経済的収益を求めて選択する「社会的上昇移動」の場であるという専攻による階層機能の二重構造が明らかとなった。

4. 階層効果のジェンダー異質性（仮説 H4 の検証）

階層効果のジェンダー異質性に関して、資源制約下での「息子への優先的投資」を予測した仮説 H4 は支持されなかった。むしろ、現代中国においては「女子の教育達成優位」

とも呼ぶべき傾向が確認された。まず大学進学段階においては、低階層（親が低学歴・無職・肉体労働）の家庭において、女子より男子の進学が困難であるという格差が存在している。これは、出身階層が低い場合、女子に比べ男子の方が家庭資源の欠如による負の影響をより強く受け、学業を中断しやすいと考えられる。Autor et al. (2019) は、家庭環境の不利が、女子よりも男子に対し、授業の欠席や学業成績の低下、ひいては高校卒業率の低下といった深刻な悪影響を及ぼすことを実証している。そのため、社会経済的に困窮する男子には、進学を断念して早期に労働市場へ参入するインセンティブが強く働くと解釈できる。対照的に、女子は家庭環境の不利に対して相対的に高い適応力を示し、教育を通じた社会的上昇移動を一貫して志向する傾向があると考えられる。

一方、大学院への移行段階では、親学歴の効果に明確なジェンダー非対称性が検証された。親の高学歴は、息子以上に娘の大学院進学を強く後押ししている。この要因として、大卒後のキャリア形成におけるジェンダー構造が挙げられる。多くの国において、同一学歴であっても女性の賃金が男性を下回るという格差が長期的に存在している (Blau & Kahn 1992, 1994)。このジェンダー間賃金格差を是正する上で、教育達成は有効な手段となりうる。England et al. (2012) は、高学歴労働者のうち、男女間の賃金格差が相対的に縮小すると指摘している。そのゆえ、労働市場での構造的な差別に直面しやすい女性にとって、より高い職業的地位を獲得するための手段として、大学院学位を戦略的に希求していると解釈できる。

5. 専攻分野選択における資源動員のジェンダー戦略

大学院の専攻選択において、親の資源が子の性別によって選別的に動員されるメカニズムが明らかになった。本研究は、大学院段階における階層効果のジェンダー非対称性を確認しただけでなく、その背後にある親の教育戦略の差異を解明した点に新規性がある。第一に、母親の影響は「同性間の文化的再生産」として機能している。母の高学歴は、娘の人文・社会科学系の教育継続を強力に促進する。これは、娘が母親をロールモデルとして「文化的教養」や「女性らしさ」を内面化し、母親の文化的地位を継承しやすい文系分野を選択した結果と解釈できる。第二に、父親の影響は「ジェンダー別投資戦略」として現れる。人文・社会科学系において、父親の職業的地位は、息子の大学院進学に対しては抑制要因として作用する一方、娘に対しては進学を支える「セーフティネット」として機能している。

結論として、母親は文化資本の継承を通じて娘の文系進路を内発的に志向させ、父親は

職業的地位を通じてその選択を外的に条件づけるという、メカニズムが存在すると考えられる。

8. 本研究の限界と今後の課題

最後に、本研究の限界と将来の展望について述べる。

第一に、大学院教育における「課程区分」の詳細化に関する課題である。本研究では、大学院進学という事象の希少性とサンプルサイズの制約を考慮し、修士課程と博士課程を統合して分析を行った。Mullen et al. (2003) が指摘するように、専門職学位や博士課程への進学には、修士課程とは異なる階層的メカニズムが働いている可能性がある。しかしながら、本研究が明らかにした「大学院段階での父の経済資本の再浮上」や「母の文化資本の持続的効果」といった傾向は、統計的に十分に頑健であり、大学院教育全体へのアクセスを規定する基本的な構造を示しているといえる。今後、データの蓄積を待って課程ごとの詳細な分析を行うことで、本研究の知見はより精緻化されるであろう。

第二に、教育の質的不平等における「学校ランク」の視点である。データの制約上、本研究では個人の出身大学・大学院の偏差値やランクを分析に組み込むことができなかった。そのため、本稿では質的不平等の焦点を専攻分野の選択に絞って検証を行った。学校の威信と専攻分野は相互に関連しているため、学校ランクを考慮することで、階層やジェンダーによる選別のメカニズムがより多角的に解明されることが期待される。

最後に、高等教育を取り巻くマクロな社会変動への視座である。中国の大学院志願者数は2023年をピークに減少に転じており、過熱した学歴社会が転換点を迎えている可能性がある。このトレンドが、大学院学位の労働市場における価値低下 (Credential Inflation) を意味するならば、教育機会の不平等のあり方もまた新たな局面を迎えることになる。高等教育の拡大が飽和し、縮小局面に入る可能性も含め、階層間格差が今後どのように変容していくのか、継続的なモニタリングが必要である。

(正文 36392)

参考文献

- 荒牧草平, 2007, 「Transitions Approach による教育達成過程の趨勢分析」『理論と方法』22(2), 189-203.
- 荒牧草平, 2010, 「教育の階級差生成メカニズムに関する研究の検討--相対的リスク回避仮説に注目して」. 『群馬大学教育学部紀要. 人文・社会科学編』59:167-180.
- Autor, D., Figlio, D., Karbownik, K., Roth, J., & Wasserman, M, 2019, “Family Disadvantage and the Gender Gap in Behavioral and Educational Outcomes,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(3), 338-381.
- Beller, E, 2009, “Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-first Century: Why Mothers Matter,” *American Sociological Review*, 74(4), 507-528.
- Berman, E., J. Bound and Z. Griliches, 1994, “Changes in the Demand for Skilled Labor Within U.S. Manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufactures,” *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 367-397
- Blau, F. D., & Kahn, L. M, 1992, “The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons,” *American Economic Review*, 82(2), 533-538.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M, 1994, “Rising Wage Inequality and the US Gender Gap,” *American Economic Review*, 84(2), 23-28.
- Blau, P. and Duncan, O. D, 1967, *The American Occupational Structure*, New York, Wiley.
- Blossfeld, P. N., Blossfeld, G. J. & Blossfeld, H, 2016, “Changes in Educational Inequality in Cross-National Perspective,” In *Handbook of the Life Course: Volume II* (pp. 223-247). Cham: Springer International Publishing.
- Blume, S., & Amsterdamska, O, 1987, *Post-Graduate Education in the 1980s*. OECD Publications and Information Centre, 2001 L Street, NW, Suite 700, Washington, DC 20036-4095.
- Bourdieu, P, 1984, *Distinction: A Social Critique of the Judgment of Taste*, translated by Richard Nice, Cambridge, MA:Harvard University Press.
- Breen, R. and Goldthorpe, J. H, 1997, “Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory,” *Rationality and Society*, 9(3), 275-305.
- Bryer, E, 2025, “The View from the Top: The Relationship Between Parental Education and Graduate Enrollment,” *Journal of Higher Education*. 1-29.
- Buchmann, C., & Hannum, E, 2001, “Education and stratification in developing countries: A review of theories and research,” *Annual review of sociology*, 27(1), 77-102.
- Bukodi, E., Goldthorpe, J., Waller, L. & Kuha, J, 2015, “The Mobility Problem in Britain: new findings from the analysis of birth cohort data,” *The British Journal of Sociology*. 66(1), 93-117.
- Callender, C., & Melis, G, 2022, “The Privilege of Choice: How Prospective College Students' Financial Concerns Influence Their Choice of Higher Education Institution and Subject of Study in England,” *The Journal of Higher Education*, 93(3), 477-501.
- Chevalier, A., & Conlon, G, 2003, “Does It Pay to Attend a Prestigious University?” *IZA Discussion Papers*, 848.
- Delaney, J. and Devereux, P. J, 2025, “Levelling the Playing Field? SES Differences in Graduate Degree Choices,” *IZA Discussion Paper*, 17652.
- England, P., Gornick, J., & Shafer, E. F, 2012, “Women's Employment, Education, and the Gender

- Gap in 17 Countries,” *Monthly Labor Review*, 135, 3–12.
- Fagence, Sarah and June Hansom, 2018, *Influence of Finance on Higher Education Decision-making*, London: Department for Education.
- https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/693188/Influence_of_finance_on_higher_education_decision-making.pdf
- 高卷, 2016, 「中国新一轮国有企业改革与职工下岗、失业关系研究」『上海经济研究』 28(6):3-10
- Gilligan, C, 1993, *In a Different Voice*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Glueck, M. B, 2025, “Beyond a Bachelor’s: Stratification in Graduate School Enrollment,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 96, 101019.
- Goyette, K. A. and Mullen, A. L, 2006, “Who Studies the Arts and Sciences? Social Background and the Choice and Consequences of Undergraduate Field of Study,” *The Journal of Higher Education*, 77(3).
- Grusky D B, 2001, *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*. Boulder: Westview Press.
- 郭孟超·郭丛斌·王家齐, 2020, 「家庭背景对中国大学生专业选择的影响」『教育学术月刊』 (6), 58-65.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L, 2006, *Multivariate Data Analysis*, New Jersey: Pearson University Press.
- Hannum, E, 2005, “Market Transition, Educational Disparities, and Family Strategies in Rural China: New Evidence on Gender Stratification and Development,” *Demography*, 42(2), 275-299.
- 洪柳, 2019, 「改革开放 40 年我国研究生教育收费制度变迁」『河北师范大学学报(教育科学版)』 21(01), 45-50.
- 胡德鑫·孙雨晗, 2025, 「家庭资本能影响高等教育机会获得吗?——来自中国综合社会调查(CGSS)的相关证据」『教育学术月刊』 (01), 13-21.
- 黄宝印, 2025, 「从“211 工程”“985 工程”到“双一流”建设——我国高等教育重点建设 30 年」, 中国教育报, (2025 年 12 月 28 日取得, paper.jyb.cn/zgjyb/html/2025-08/17/content_144742_18807153.htm)
- Iannelli, C., Gamoran, A. & Paterson, L. (2018). “Fields of study: Horizontal or Vertical Differentiation within Higher Education Sectors,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 57, 11-23.
- 焦开山·李灵春·孙占淑, 2018, 「摆脱教育不平等的最后机会——研究生教育机会的不平等及其影响因素」『社会发展研究』 (1), 102-121.
- 荻谷剛彦, 1995, 『大衆教育社会のゆくえ—学歴主義と平等神話の戦後史』中央公論社.
- Kalmijn, M, 1994, “Mother’s Occupational Status and Children’s Schooling,” *American Sociological Review*, 59(2), 257–275.
- Kearney, M. L, 2008, “The Role of Post-Graduate Education in Research Systems,” Paper presented at the UNESCO Forum on Higher Education, Research and Knowledge, Dublin City University, Ireland.
- 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):682-98.

- Kong, S, 2024 “Mothers’ socioeconomic status and children's status attainment during the Chinese market transition,” *Chinese Journal of Sociology*, 10(2), 313-336.
- Kopycka, K, 2021, “Higher Education Expansion, System Transformation, and Social Inequality. Social Origin Effects on Tertiary Education Attainment in Poland for Birth Cohorts 1960 to 1988,” *Higher Education*, 81(3), 643-664.
- 李春玲, 2010, 「高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查」『社会学研究』 25(03), 82-113+244.
- 李晓光 · 刘无霜, 2025, 「研究生教育的进入机会、工作搜寻和职场回报：来自全国代表性数据和简历投递实验的证据」『教育与经济』 41(04), 63-74.
- 李莹 · 陈学飞, 2006, 「我国研究生教育规模发展分析」『高等教育研究』 (01), 70-75.
- 李豫黔, 2010, 「从知识失业现象分析构筑文科专业壁垒的价值」『教学研究』 33(4): 17-21
- Lindley, J. and Machin, S, 2011, “Rising Wage Inequality and Postgraduate Education,” *IZA Discussion Paper*, No. 5981.
- Lindley, J. and Machin, S, 2013, “The Postgraduate Premium: Revisiting Trends in Social Mobility and Educational Inequalities in Britain and America,” London: The Sutton Trust.
- Lindley, J. and Machin, S, 2016, “The Rising Postgraduate Wage Premium.” *Economica*, 83: 281-306.
- 陆雪琴 · 马沐京 · 陈慧文, 2023, 「高等教育扩张与阶层间教育机会不平等」『中国经济问题』 (01), 180-196.
- Lucas, S. R, 2001, “Lucas, S. R. (2001). Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects,” *American journal of sociology*, 106(6), 1642-1690.
- Lyesmaya, D., Musthafa, B., & Sunendar, D, 2022, “The Role of Mother’s Education and Early Skills in Language and Literacy Learning Opportunities,” *International Journal of Learning, Teaching and Educational Research*, 21(8), 129-143.
- Ma, Y, 2009, “Family Socioeconomic Status, Parental Involvement, and College Major Choices—Gender, Race/Ethnic, and Nativity Patterns,” *Sociological Perspectives*, 52(2), 211-234.
- Mare, R. D, 1980, “Social Background and School Continuation Decisions,” *Journal of the American statistical association*, 75(370), 295-305.
- Mare, R. D, 1981, “Change and Stability in Educational Stratification,” *American Sociological Review*, 46(1), 72–87.
- Mateos-González, J. L. and Wakeling, P, 2021, “Exploring Socioeconomic Inequalities and Access to Elite Postgraduate Education among English Graduates,” *Higher Education*, 83(3), 673-694.
- 闵尊涛 · 陈云松 · 王修晓, 2018, 「大学生毕业意向的影响机制及变迁趋势基于十年历时调查数据的实证考察」『社会』 38(05), 182-213.
- Mullen, A. L., Goyette, K. A., & Soares, J. A, 2003, “Who Goes to Graduate School? Social and Academic Correlates of Educational Continuation after College,” *Sociology of Education*, 76, 143-169.
- Müller, W., & Karle, W, 1993, “Social Selection in Educational Systems in Europe,” *European Sociological Review*, 9(1), 1–23.
- Neumeyer, S, 2025, “When The First Degree isn’t Enough—Rational Choice and Social Inequality in Graduate Enrollment in Germany,” *Higher Education*. 1-21.
- Posselt, J. and Grodsky, E, 2017, “Graduate Education and Social Stratification,” *The Annual*

- review of sociology*. 43(1), 353-378.
- Raftery, A. E., & Hout, M, 1993, “Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75,” *Sociology of Education*, 41-62.
- 佐藤嘉倫, 1998, 「合理的選択理論批判の論理構造とその問題点」『社会学評論』49(2):188-205.
- 盛山和夫, 2013, 『社会学の方法的立場—客観性とはなにか』東京大学出版会.
- 邵宜航・徐菁, 2017, 「高等教育扩张与教育机会不平等演变」『经济学动态』(12), 73-85.
- Shavit, Y., & Blossfeld, H. P, 1993, “Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries,” Social Inequality Series. Westview Press, 5500 Central Avenue, Boulder, CO 80301-2847.
- 白川俊之, 2014, 「教育機会の階級・階層間不平等の研究——持続と変容のカニズムに関する計量分析」同志社大学社会学研究科 2014 年度博士論文.
- Sorensen, A, 1994, “Women, family and class. Annual review of sociology,” 20(1), 27-45.
- Stolzenberg, R, 1994, “Educational Continuation by College Graduates,” *American Journal of Sociology*. 99(4), 1042-1077.
- Sullivan, A., Parsons, S., Green, F., Wiggins, R. & Ploubidis, G, 2018, “The Path from Social Origins to Top Jobs: Social Reproduction via Education,” *The British journal of sociology*. 69(3), 776-798.
- 孙广亚・孙亚平, 2025, 「中国不同学科背景劳动者的工资差异及演变」『财经科学』(03), 102-115.
- 孙静含・李升, 2024, 「从阶层分类到阶层量化: 社会阶层量化方法新范式的一种探索」『社会科学杂志』1(2), 93-120.
- 孙俊华・万洋, 2023, 「规模扩张下的高等教育机会不平等测度——兼论高校扩招的教育代际流动效应」『教育与经济』39(03), 53-63.
- 多喜弘文, 2018, 「教育の不平等生成メカニズムと社会的埋め込み: ブリーンとゴールドソープの RRA モデルの批判的検討を通じて」. 『社会志林』64(4)=234:2018.3, 109-122.
- 汤敏・左小蕾, 2004, 「扩大高校招生量一倍的建议」, 新浪网, (2025 年 11 月 23 日取得, <https://finance.sina.com.cn/review/20041023/15201102716.shtml>)
- Torche, F, 2011, “Is a College Degree Still the Great Equalizer? Intergenerational Mobility across Levels of Schooling in the United States1.” *American Journal of Sociology*, 117(3).
- Treiman, D. J, 1970, “Industrialization and Social Stratification,” *Sociological inquiry*, 40(2), 207-234.
- Triventi, M, 2013, “Stratification in Higher Education and Its Relationship with Social Inequality: A Comparative Study of 11 European Countries,” *European sociological review*, 29(3), 489-502.
- van de Werfhorst, H. G., & Luijkx, R, 2010, “Educational Field of Study and Social Mobility: Disaggregating Social Origin and Education,” *Sociology*, 44(4), 695-715.
- Wakeling, P. and Laurison, D, 2017, “Are Postgraduate Qualifications the 'new frontier of social mobility'?” *The British Journal of Sociology*. 68(3), 533-555.
- 王琦・陶秋燕・李廷洲, 2020, 「文理科大学质量差异对区域创新的影响——基于高等教育质量差异视角的实证分析」『经济经纬』(02), 27-35.
- 王小倩, 2025, 「建国以来我国民办高等教育发展状况及未来提升路径思考」『Development Pedagogy』6(7), 236-239.
- 魏晓艳, 2017, 「大学扩招是否真正推动了高等教育公平——高等教育大众化, 扩招与高等

- 教育代际传递」『教育发展研究』 37(11), 26-35.
- 夏斐, 2008, 「理性客观看待大学扩招」, 光明日报, (2025 年 12 月 18 日取得, https://www.gmw.cn/01gmrb/2008-12/10/content_867560.htm).
- 熊倪娟·赵东辉·施祖麟, 2005, 「经济人的理性选择与社会人的流动渠道——对“考研热”的经济学与社会学分析」『清华大学教育研究』 (02), 47-54.
- 徐娜·张莉琴, 2018, 「高校扩招对高等教育机会平等的影响——基于断点回归设计的经验证据」『教育科学』 34(2), 45-52.
- 徐菁·邵宜航·张子尧, 2024, 「高等教育扩张能促进向上社会流动吗?——来自中国高校扩招的证据」『教育与经济』 40(03), 28-37.
- 阎凤桥·毛丹, 2013, 「中国高等教育的机制转变与规模扩张」『中国高等教育评论』 (1), 14.
- 杨帅·孙明, 2020, 「家庭背景、专业选择与收入回报——基于中国综合社会调查 (CGSS) 数据的实证研究」『西北人口』 41(02), 52-66.
- Young, Michael, 1958, *The Rise of Meritocracy*, London: Thames and Hudson.
- 张东海·李丽雪, 2021, 「恢复高考以来高等教育入学机会家庭背景差异的变化趋势——基于中国综合社会调查 (CGSS) 数据的实证分析」『黑龙江高教研究』 39(2), 12-21.
- 张翼, 2010, 「家庭背景影响了人们教育和社会阶层地位的获得」『中国社会科学院研究生院学报』 (4), 82-92.
- 赵振华, 2025, 「完善市场经济基础制度:改革开放的成就与推进中国式现代化的关键路径」『China Economist』 20(3):2-26
- 中華人民共和国国家統計局, 2004, 『中国統計年鑑』.
- 中華人民共和国国家統計局, 2025, 『中国統計年鑑』.
- 中華人民共和国教育部, 1999, 『21 世紀に向けた教育振興行動計画』.
- 中華人民共和国教育部, 1999, 『全国教育事業発展統計公報』.