

広島大学学術情報リポジトリ

Hiroshima University Institutional Repository

Title	高等教育における性別専攻分離の発現メカニズム：STEM志向に見られる性差を中心に
Author(s)	白川, 俊之
Citation	社会文化論集, 16 : 127 - 158
Issue Date	2020-03-31
DOI	
Self DOI	10.15027/49759
URL	https://ir.lib.hiroshima-u.ac.jp/00049759
Right	Copyright (c) 2020 『社会文化論集』編集委員会
Relation	



高等教育における性別専攻分離の発現メカニズム ——STEM志向に見られる性差を中心に——

白川 俊之

1 はじめに

1990年代以降、女子の4年制大学への進学率が上昇し、男女の進学率差は縮小した。しかし、戦後の長い期間をとおして確立された高等教育段階における男女の進路分化構造が、完全に融解したわけではない(木村 2009)。大学に進学した学生がどのような学部・学科に所属しているかに目を向ければ、依然として大きな性差が見られる。とくに、science, technology, engineering, mathematics (STEM) の分野において、女子の比率が少ないことはよく知られている。公的な教育統計を用いてその点を確認すると、大学1年生の学科系統分類別のGPI (gender parity index) の数値¹⁾は、理学で0.37、工学では0.16に過ぎない²⁾。

STEMを専攻する女子が少ない現状は、科学技術分野の人材育成と経済的な競争力の強化にとって、政策的なインプリケーションをもつだけでなく、教育と労働市場における性差別の実態に対しても、論点を生じさせるものである。先進産業社会のトレンドとして教育達成の性差は解消へと向かう様子を示しているが(DiPrete and Buchmann 2013)、男女間の収入格差や男女が異なる種類の職業に就業する傾向は、多くの国で維持されている(Gerber & Cheung 2008)。さらに、専攻分野の選択と性別が関係している状況は、青少年の期待や行為のパターンの形成に対して、ジェンダー・ステレオタイプが持続的な影響を及ぼしていることを示唆している。このように専攻分野の選択の性差は、性別の進路形成に与えるインパクトの残存と職業生活において男女が階層化されていく過程の双方とかかわる問題であり、その要因を明らかにすることは、社会学の研究にとって非常に重

要な課題である。

専攻分野の選択過程に限らず、女子の進路分化についての分析は、教育社会学を中心に展開されてきた。そこでは、女子の進路決定の過程には男子とは異なる特徴が存在することが示されてきた一方で（中山 1985；天野 1988；中西 1993）、専攻分野の選択とジェンダーとの関係は、議論が十分に蓄積されておらず、どのようなメカニズムが作動しているかは、あまりよく分かっていない。これまでに多くの「ジェンダーと教育」研究が、家庭生活と職業達成との二項対立を仮定し、女子が前者への志向を獲得するとともに、「女子向き」の進路を選び取るようになる過程を描いてきた。そうした研究のほとんどは、一部の専攻分野の選択を「女子向き」の進路というくくりで、短期大学などと共通の変数から説明することで、前者の専攻分野の分化を発生させる特殊な過程については、議論を棚上げしている。

それに対して、近年の「理科・数学教育とジェンダー」研究の分野では、STEM系の専攻に女子が希少である理由について、活発な議論がなされている。そうした研究は、理数系科目の学力テストの結果は男女で同程度だが、意識の面では明確な性差が見られ、男子に比べて女子はそれらの科目に対し、ネガティブな態度を示しやすいことを明らかにしてきた（村松編 1996, 2004；河野 2014）。ただし、それらの研究は、総じて記述的な分析結果の報告にとどまっており、加えて、専攻分野の選択それ自体を検討したものが少ない点が、この領域の実証研究として見たとき、物足りなさを感じさせる原因になっている。他方、「ジェンダーと教育」研究で用いられてきた概念を取り入れつつ、理系科目における主観的な学力の性差の分析に取り組んだ研究に、伊佐ら（伊佐・知念 2014）のものがある。それによれば、数学の意欲と業績主義の価値観が強く相関することなど、興味深い結果が得られているが、理系科目に対する意識が学部・学科や専攻科目の選択を水路付ける側面については、データ分析が行われていない。こうした研究は明らかに、学力に対する信念が専攻分野の決定と関係するこ

とを前提にしている。その一方で、両者の関係はデータによって裏付けられているわけではなく、学業面の主観的な性差が専攻分野の性別分離をどの程度説明するかについては、分析が不足している。

このように、本稿の目的は、高等教育のSTEMの分野の選択に関して、性差をもたらすメカニズムを検討することにある。本稿の構成は、下記のとおりである。次節において性別専攻分離について、国外の研究動向にも注視しながら、既存研究の知見を整理し、そこで展開された議論をもとに3節で研究課題と仮説を提示する。4節では、使用するデータと変数、分析手法について説明を行い、5節ではその分析結果を示す。最後に、6節では得られた知見をまとめたうえで、解釈を提示し、今後の課題を述べる。

2 専攻分野の選択の性差

女子の理系進路選択には、さまざまな社会的要因が関係している。それらの要因群は、大きく学力に対する自己評価と職業意識の2つの変数に分かれる。後者の内部には、特定の職業への興味・選好にもとづくものと女性文化と業績主義的価値体系との葛藤にもとづくものの2つの説明が存在している。したがって、細かく見れば、3種類の要因が区別できることになる。

2.1 学業に関する自己概念

STEMの分野に女子が少ない現象を説明するうえで、学業に対する認識の性差が重要だと考えている研究者は多い。その際、よく利用される基礎理論として、Bergerら (Berger et al. 1974) が定式化した期待状態理論がある。

期待状態理論は、少数の同等の地位のメンバーからなる問題解決集団で、発言回数や他者への影響力という点について、メンバー間の権力と威信の序列化がすみやかに進展し、時間とともに安定化する構造³⁾を、系統的に説明するために発明された1つの研究方法である (Correll & Ridgeway 2006)。序列化の契機は、各メンバーが発達させる自らの課題遂行能力に

関する自己概念と、他のメンバーの課題遂行能力についての評価・認知に求めることができ、それらが課題の遂行に関する将来の実行可能性の期待となつて、相互作用にたずさわるメンバーの行為のパターンを反応形成していく。ここで、将来の課題遂行能力に対する期待・予期が、期待状態と呼ばれているものである。期待状態が高いと認定された行為者は、相互作用においてより多く発言する機会を与えられ、発言の質についても重要な内容を含むとする評価を他のメンバーから受け取りやすい。さらに、ある行為者において高い期待状態が形成されると、彼女ないし彼は他者に対して作業にかかわる指示を出すなど、集団のなかでイニシアチブをとる役割を担うようになっていく。このようにして、期待状態はいったん出来上がると、集団のメンバーのあいだに参加の機会と各メンバーに与えられる評価、そして権力の不平等な構造を生みだし、それを維持する装置として機能する。

行為者が期待状態を形成する際には、集団のメンバーを特徴づけている、何らかの重要な性質、すなわち地位特性が用いられる。地位特性は限定的な性質を指す場合と無限定的な性質を指す場合の両方があり、前者の例としてはコンピュータの専門知識や読解力を、他方、後者については性別や階級をイメージすると分かりやすいかもしれない。地位特性は、人々の能力を予測する基盤となる文化的信念を提供することにより、期待状態の形成を促す。例えば、ジェンダーについて共有された文化的な信念には、男性は機械に関連した仕事を、女性は養育に関連した仕事をうまくするといった限定的な仮定の他に、たいていの物事については男性の方が有能だとする無限定的な期待が含まれていることが示されてきた。このような文化的信念が、相互作用の文脈に持ち込まれることで、性別を基準にメンバーのあいだに威信と権力の分配が行われると、期待状態理論からは説明できるのである。

この理論は現在では、それが登場した当初の文脈を離れ、より応用的な事例の分析にも適用されるようになってきている。具体的には、他者との相互

作用をともしない行為であっても、期待状態の差異が生じ得ることが、経験的に確かめられている。Correll (2001) は、男性は高い数学的能力をもつとする文化的信念が浸透している社会では、女子は理数系科目に対して低い自己概念を形成しやすいことを、データで実証している。そこで示されているように、客観的なテストの点数は男女で差がないときでも、数学的能力についての自己評価は、女子の方が男子よりも明確に低い。また、女子の方が数学のテストと自己評価との関連が大きく、テストで相当良い点数をとらなければ、数学的能力についての自己評価が高まらないことが明らかにされている。ジェンダー・バイアスがかかった自己評価が確認された事実は、期待状態理論から導かれる自己概念の特徴と整合的であり、数学的な能力に対する他者からの期待の低さを乗り越えて、女子は自己概念を形成しなければならない状況を示している——とCorrellは記している。

2.2 職業に対する選好

このように、社会における支配的な信念は、個人の能力に対し認知の歪みを生じさせるが、職業選択とその背後にある選好の形成にも、文化的信念の影響が及んでいる (DiPrete and Buchmann 2013; Oxsenfeld 2016)。ここで、重要な役割を果たすのは分析や肉体労働と「男らしさ」との、そして芸術やケア労働と「女らしさ」とのあいだにある文化的な結びつきである。子どもはこのような文化を大人の振る舞いやかれらとの相互作用をとおして学習していくが (Jacobs & Bleeker 2004)、その過程が男女に異なる職業的関心の形成を促す。これに関連して社会学や心理学の分野で行われた研究は一貫して、女子は利他性や社会性といった内在的な報酬を職業に求めているのに対して、男子は給料、威信、権力のような職業の外在的な条件をより重視していることを報告している (Davies & Guppy 1997; Konrad et al. 2000; Busch-Heizmann 2015)。そして、そうした職業に対する選好が、実際に高等教育の専攻分野の決定を左右していることが、先行研究では確認されている (Daymont & Andrisani 1984; Mann & DiPrete 2013;

Morgan et al. 2013)。

2.3 女子の役割葛藤

職業意識に着目した議論の別バージョンとして、歴史的に女子が家内労働に対する責任を負わされてきたことが、女子の高等教育機関の自由な選択を妨げている主な原因だとする理解が、古くから示されてきた。1節で言及した「ジェンダーと教育」研究の領域で行われてきた研究が、この見方に与している。そこでは、性別役割分業に関する規範を女子が内面化した結果、家庭生活を中心に構成された女子の役割イメージを獲得し、男子とは異なる進路へと向かう様子が強調されている。

性別分業的な近代社会では、男子は社会化の過程で、職業を成人期の主要な役割と見なすような志向を発達させる。他方、女子は、市場労働よりも家内労働（家事や育児）を優先するよう、社会から要請される。このような社会で、生計維持者として期待されている男子は、学校を卒業した後は、フルタイムの仕事に就いて、家族を養えるだけの十分な賃金を稼ぐこと以外に、可能な選択肢はない。しかし、女子の場合、そのようなプレッシャーがないため、若年期は別として、結婚や出産を経たライフコースの中期以降は、必ずしもフルタイムで働き続ける必要はないはずである。労働市場でどの程度の収入を得られるかはさまざまな要因に左右されるが、大卒者の賃金は専攻分野によっても大きく異なっている。そのため、個人が内面化した役割志向に合わせて専攻分野を選んでいるとするなら、そこでの選択の結果は性別に応じて系統的に変わってくるのが予測されるのである。

3 課題と仮説

期待状態に関するCorrell (2001) の議論は、社会学における成功確率の概念を補うものとして理解することができる。成功確率とは、ある学習プログラムに進学した場合に、そのプログラムを修了できる確率のことを指

す。合理的行為理論では、個人は複数のプログラムのあいだで成功確率を相互に比べ、他の条件が同じなら、最も成功確率が高いプログラムを選ぶと仮定されている (Erikson & Jonsson 1996)。成功確率が正確に把握されることは通常は考えられないが、過去の試験の結果などにもとづいておおよざっぱにそれを推定することは可能だとされている。

Jonsson (1999) は、成功確率がどのように決まるかは比較優位の関数だとしている。そして、理系科目と文系科目との得点差を「比較優位」として定義すれば、女子がさまざまな選択肢に対して与える成功確率は、男子のそれと異なるという結論が導かれる。なぜなら、相対的に高い学力を示す科目には男女間で違いがあり、理系科目では性差はあまり目立たない一方で、文系科目の成績は女子の方が良いという明確な格差が存在するからである。性別によって異なる学科・専攻科目が選択される現象は、成功確率の性差から説明され得るというのがJonssonの提示する仮説である。

Jonsson (1999) は学力変数を利用して、上記の仮説を検証しているが、学力は成功確率の操作的定義にはなり得ても、それ自体が成功確率ではないことに注意する必要がある。成功確率の推定には、所定のプログラムを修了するための十分な能力が自分にあるかどうかを評価する過程がともなうとJonssonは述べるが、その際に各人が自らの成績をいかに認識するかが、単純に学力の高低だけで決まるとは限らないことが問題となる。期待状態の差異を検討した研究では、女子は男子に比べて数学の能力を低く見積もる傾向があることが示されていた (Correll 2001)。したがって、客観的な学力水準があらわしている以上に、成功確率に対する両者の現実の認識には開きがあるという可能性がある。成功確率を適切に捉えるうえで何が適当な変数かに関しては、合理的行為理論に対し好意的な研究者のあいだでも議論があり、Tolsmaら (Tolsma et al. 2010) は種々の教育機関に進学した場合の卒業の見込みを生徒に推測させるという調査法で、成功確率の指標を構築している。

ここでは、これ以上は操作化の問題には立ち入らないが、性別と専攻分

野の選択との関連が成功確率によってどれだけ媒介されているかは、この領域の現在の問題関心と照らしても重要な視点である。そこで、Jonsson (1999) と同様の仮説について、本稿でも検討を行う。

性別と職業志向との関係は、先行研究の知見から、女子は職業の内的価値を重視する志向を獲得しやすく、男子はその外的価値に重要性を見出す傾向を示すことが期待される。さらに、職業志向が高等教育機関の選択に及ぼす影響について、社会経済的地位の高い職業に就くにはSTEMの分野を卒業することが有利に働くとしており（白川 2015）、収入、威信などの外在的な職業基準を重視するものほど、この分野への進学を希望するとの推測が導かれる。他方、仕事における人とのコミュニケーションや他者との共同を重視する志向は、他人とのかかわりを強く連想させる看護やケアの分野に対する選好と結びつきやすいだろう。本稿では、これらの職業志向を統制することで、専攻分野の選択に対する性別の影響がどの程度説明されるかを、重点的に検討していく。

専攻分野の選択への性役割意識の影響についても、議論を整理しておく。近代社会が性別分業を基調にしているとはいえ、すべての女性が家内労働に専念することを選好するようになるわけではない。現実には、家庭重視型の選好をもつ女子と職業重視型の選好をもつ女子が存在し、女子の進路選択行動を一枚岩的に把握することには、ジェンダー研究の内部からも批判が寄せられている。先行研究では、そうした女子内の進路分化は性役割意識に沿うかたちで展開すると主張されてきた。例えば、中西（1993）は「夫は仕事、妻は家庭」という夫婦分業形態を否定する女子は、職業的役割への志向をもつものが多いことを確認している。このような議論にしたがえば、性別役割分業を支持する女子は、高い地位や収入を得られる専攻分野に進学したいとは、それほど強く思わないだろう。その場合、進学先としては性役割規範と矛盾しない非産業的な学部・学科が選ばれやすくなると予測される。

性役割規範が進路分化とどのように関連するかという観点について、先

行研究は女子に限定して分析をしてきた。そのような方針がとられたのは、女子は進路形成期に職業達成への意欲と家庭維持機能への期待とのあいだで葛藤を経験するが、そのことは女性役割をどう捉えるかという問題と紙一重だからである。女子の理系進路選択を扱った近年の論文で「現在の女子生徒たちも、既存の女性文化と男性主流の業績主義的価値体系の内面化〔の〕、いずれかを選ばざるをえない状況に立たされている」（伊佐・知念 2014：93）と記されていることから、そうした葛藤過程についての理解が分析の土台になっていることを見て取れよう。各人の内面化している性別役割規範の相違が、女子の性内分化を引き起こすとする議論を以下では役割葛藤仮説と呼ぶことにし、この仮説が経験的に正しいかどうかを、データから検討する。

4 研究方法

4.1 使用するデータ

分析に用いるのは、2012年11～12月に実施された「高校生と母親調査、2012」のデータである。この調査は、全国の高校2年生とその母親のペアを対象としており、1070組の親子から有効回答が得られている（回収率68.6%）。標本は、調査会社の保有するモニターから無作為に選択されており、そのモニターは調査会社から依頼された場合に、協力することを承諾した集団からなっている。標本抽出枠となるモニターは住民基本台帳から抽出されており、厳密なランダム・サンプリングではないものの、全国の高校2年生の特徴を近似的に捉えることが可能になっているとされている（藤原 2015）。

4.2 変数

専攻分野の希望についての変数は、高校生調査票の次の質問項目を用いて作成する。すなわち、「高校卒業後に進学したい学校の名前と学部・学科・コース名をご記入ください」という質問項目への自由記述の回答である。

そこで得られた回答を『学校基本調査』の大学学部・学科系統の中分類コードを使用して、数値に置き換えた⁴⁾。専攻分野の分類の仕方に関しては、先行研究でもさまざまな基準が用いられているが、ここではMorganら (Morgan et al. 2013) を参考に、理工/医農と看護/薬学を区別し、さらに日本社会の文脈を踏まえ、社会、人文、未定を独立したカテゴリとして設定した⁵⁾。Morganらは性別専攻分離を取り上げている既存の研究において、保健分野の位置づけが不明確であることに対し、注意を促している。そして、専門教育の内容や卒業後に到達可能な地位を考慮するなら、保健分野のなかの医学、歯学はSTEMに近い専攻科目であることを指摘している。それに対して、看護師や医療技術者を養成する専攻科目は、「理系」学部とはいえ、職業選択とそれによって得られる社会経済的報酬という点で、STEMと同等とは見なせないとされている。

高校卒業後のさまざまな進路の成功確率は授業内容の期待理解度によって操作化した。「高校生と母親調査」では短大と大学の両方について人文・社会科学の授業と理学・工学・農学などの授業の期待される理解度が単項回答（5＝十分に理解できそう、4＝基本的には理解できそう、3＝少しは理解できそう、2＝あまり理解できなさそう、1＝ほとんど理解できなさそう）で尋ねられている。分野別に回答カテゴリの得点を足し合わせた後で、大学・短大の理数系成功確率の値から人文系成功確率の値を引き、「比較優位」の指標を作成した。さらに、成功確率の見積もりにかかわる自己概念として、学力認知を次のように操作化した。まず、文系、理系のそれぞれの科目に関して、現在の成績の自己評価（5＝上、4＝中の上、3＝中の中、2＝中の下、1＝下）の値を使って、合計点を計算した。そのうえで、数学・理科の数値から国語・英語の数値を引いて、文系科目と比較し、相対的に理系科目を得意だと評価しているほど、得点が高くなるように指標を設計した。

職業志向は「将来の職業を考える上で次のようなことを重視しますか」という質問文に続く、複数の項目への回答を用いて、操作化を行った。こ

ここでは10個の項目に対して与えられた回答の結果を使用し（4＝とても重視する，3＝やや重視する，2＝あまり重視しない，1＝まったく重視しない），因子分析を行うことで，職業志向の潜在的な構造を検討した。因子分析によって得られた結果を整理したものが，表1である。

表1 職業志向の因子分析（最尤法，プロマックス回転後）

	因子1	因子2	
有名な会社であること	0.080	0.417	
給料がよいこと	-0.113	0.791	
残業が少ない・休日が多いこと	-0.131	0.608	
手に職がつけられること	0.371	0.212	
安定している・倒産しないこと	0.085	0.506	
才能が生かせること・伸ばせること	0.677	-0.019	
自分の夢を叶えられること	0.743	-0.130	
社会の役に立つこと	0.600	0.052	
人と直接関わる職業であること	0.457	0.002	
技術や専門的な知識を生かせる職業であること	0.629	-0.109	
因子負荷量の2乗和	2.154	1.502	
寄与率 ^{a)}	0.235	0.119	
累積寄与率 ^{a)}	0.235	0.354	
	因子相関行列	因子1	因子2
	因子1	…	
	因子2	0.358	…

a) 寄与率，累積寄与率は回転前の量を記載。

それより，第1因子は「才能が生かせること」，「社会の役に立つこと」，「人と直接関わる職業であること」などとの関連が強く，職業の内的価値を重視する志向をあらわす次元（軸）だということが分かる。他方，第2因子は「有名な会社であること」，「給料がよいこと」などに対して高い負荷を示しており，職業から得られる外的な報酬を重視する志向を捉えていると解釈することができそうである。以上の検討から，2つの因子の因子得点を，将来の職業についての意識における内的志向と外的志向の操作概念として利用することにした。

性役割規範については、次の2つの側面を考慮して、変数を作成した。第1の側面は、性別役割分業についての高校生の一般的支持をあらわす意識であり、操作化には「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」、「男は外で働き、女は家庭を守るべきである」など、5つの質問項目を用いた⁶⁾。これらの項目を用いて因子分析を行ったところ、固有値1以上の因子が1つだけ抽出されたので（表は省略）、第1因子の因子得点をもとに、性役割意識の一般的な信念としての次元を測定した尺度を用意した。第2の変数は、高校生自身の性別役割分業への個人的な選好を捉えた指標であり、結婚後の就業継続希望を聞いた質問項目から、操作的な定義を行った。具体的には「(女性の方へ) あなたは結婚しても仕事を続けたいと思いますか。結婚相手がどう希望するかは別にして、次の1～6の中から、あなた自身の考えにもっとも近いものの1つに○をつけてください」という質問文への回答を、指標として用いた。この聞き方から分かるように回答者には6個の選択肢が提示されているが、そのままでは分析が困難だと考え、ここでは「仕事継続型」、「中断再就職型」、「専業主婦型」の3つの分類に整理した。先に説明した一般的な性役割規範への支持と区別するために、自らのライフコースに関する選好を尋ねた指標を「希望ライフコース」と呼ぶことにしよう。

上記以外のもので分析に用いる変数は、性別、出身階層に関する変数、高校の学科⁷⁾、学業成績⁸⁾である。本調査では、高校生と母親のペアについて回収数は $n = 1070$ だが、本稿は短大以上進学希望者に分析対象を制限するため、実際に利用できるケース数は最大でも784となる。次の5節では、さらに分析ごとに欠損値をもつケースをデータからリストワイズで除去し、変数間の関係を検討した結果を報告する。

4.3 統計モデル

次に、本稿で用いる分析方法について説明しよう。高校生の希望する専攻分野は、複数の値からなる名義尺度で測定された離散変数であり、

それと他の変数との関連を見ようとする場合、種々の非線型確率モデル (NLPMs: nonlinear probability models) を利用するというのが一般的な方針である。NLPMsは社会学では非常によく使われている統計モデルだが、データ分析が行われる際に、誤った方法でパラメータが解釈されていることが少なくない。そこで、NLPMsの重要な性質について、Breenら (Breen et al. 2018) を参考に、以下で解説をしておこう。

NLPMsとは離散的従属変数と独立変数のセットとの関係を線型加法関数で表現するために、非線型的な変換を用いてパラメータを推定する回帰モデルを、包括して指す用語である。実際の研究では、従属変数の尺度水準に応じてさまざまなNLPMsが用いられるが、それらに共通する問題点を示すために、ここでは、最も単純な2項ロジット・モデルの場合について述べる。

潜在的な連続変数を Y^* とおき、データでは Y が観測されているとする。ただし、 Y は Y^* と閾値 τ との関係において、 $Y^* \geq \tau$ のときに1、 $Y^* < \tau$ のときに0の値をとる2値変数である。 Y の値を1つ以上の独立変数 X の値から予測するには、次の2項ロジット・モデルをデータに当てはめて、回帰式の切片と傾きのパラメータを推定する。

$$h(\Pr(Y_i=1))=b_0+b_1 X_i$$

$h(\)$ は、 Y が1になる確率 P のロジスティック変換をあらわす。次に、 Y ではなく潜在変数 Y^* が X とどのように関係しているかを考えよう。その場合、従属変数は連続的な変数だから、分析には線型回帰モデルが用いられ、 X と Y^* の関係は次の式のように書くことができる。

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

ここで、 ε は誤差 (残差) 項である。最小二乗法をデータに適用すれば、上式の切片と傾き、そして残差分散 σ_ε^2 の推定値が得られる。

Y を従属変数にしたNLPMs (ロジット・モデル) は、データからパラメータ推定値が求められる一方で、 Y^* に対する潜在的な線型モデルをデータで推定することはできない。ただし、両者のパラメータのあいだには相互

に次の関係が成り立つことが知られている。

$$b = \frac{\beta}{s}$$

これを見るとNLPMsの係数が、同じ従属変数と独立変数群を用いて立てた線型モデルの係数を、 s で割ったものに等しくなっていることが分かる。ここで、 $s = \sigma_\varepsilon / \omega$ である。 σ_ε は線型モデルにおける誤差項の真の標準偏差で、 ω がNLPMsを推定する際に ε について仮定されている標準偏差のサイズである。ロジット・モデルでは ω はどのモデルでも同じであり、 $\pi / \sqrt{3}$ がその具体的な値になる⁹⁾。これらのことを確認したうえで、注意が必要なのは次の点である。線型モデルとは異なり、NLPMsでは残差分散 s と区別された係数 b のパラメータというものが存在しない。つまり、NLPMsを用いるとき、係数それ自体を残差分散から切り離して推定することは不可能なのである。

以上で述べたことは、同一のデータに対して複数の異なるNLPMsを当てはめ、モデル間である独立変数の効果——すなわち、回帰係数 b ——を比較するとき、いささか厄介な問題を生じさせる。今、従属変数を Y とし、最小限の独立変数をもつモデルと、より多くの独立変数をもつモデルの、2つのモデルがあるとする。2つのモデルのあいだで独立変数の効果の大きさは異なるが、そこでの b の変化は2つの原因から生じている。第1に、 X と Y との関係がモデル間で異なるからである。これは、最初からモデルに含まれていた変数が Y に及ぼす影響の一部が、後でモデルに加えた変数に媒介されていることを意味する。第2に、残差標準偏差の大きさが2つのモデルのあいだで異なるからである。分析に使う独立変数の数を増やせば、モデルの残差標準偏差は必ず変化する（小さくなる）。というのは、新たな変数が従属変数に対し、何らかの追加的説明力をもつからである。

NLPMsでは、係数の推定値は常にモデルの残差標準偏差の水準に影響されており、推定された b の値から、上記の第1の効果と第2の効果を区別することはできない。したがって、第1の効果をデータから検討するた

めに、異なるモデルのあいだで変数の効果を直接比べることは、意味をもたない。実際、新たな変数がそれまでの変数と直交する（相関関係がない）場合でも、モデルのあいだで b の大きさは変化する。それは、多くの変数をもつモデルほど残差の標準偏差が小さいという性質により、従属変数と独立変数との関係に本質的な違いがなくとも（潜在変数 Y^* に対する X の効果が2つのモデルのあいだで変わらない）、 σ_ε の縮小がより小さな s の規模に結びつくことになり、当該の変数の影響を示す b の推定値が、独立変数の増加とともに自動的に大きくなる（ β を s で除して計算しているのだ）という結果が導かれるためである。

この混乱を避けるために、本稿では、性別が媒介変数をとおして専攻分野の選択に及ぼす影響（性別の効果全体に占める間接効果の割合）を計算するために、Karlsonら（Karlson et al. 2012）が提案するKHB法を用いることにした。独立変数に X と Z を用いて Y の値を予測するモデルを、通常のNLPMsで検討するとしよう。 Z は X と Y との関係を媒介すると想定される変数（媒介変数）である。KHB法は、 Z を最小二乗法で X に回帰させ、回帰式からの予測値と Z との差、すなわち Z の残差 \tilde{Z} を各ケースについて計算する。 \tilde{Z} と X は直交するため、それらを独立変数にして Y との関係を分析するNLPMsでは、 $X \rightarrow Z \rightarrow Y$ という媒介関係は X と Y との関係から取り除かれることなく、 X の効果に含まれるかたちで推定される。しかし、このようなモデルでも、 \tilde{Z} と Y との関係は、 Z を独立変数として方程式に投入したモデルと同じになる。そのため、 X と Z を独立変数に用いるモデルと、 Z の代わりに \tilde{Z} を用いるモデルでは、 Y に対する説明有効性が等しく、誤差項の標準偏差は完全に一致する。このようなやり方で Z のパラメータ化の方法のみを変えた2つのモデルを用意し、両モデルにおける X の係数を比べれば、 Z が Y に対する X の影響をどの程度媒介しているかを、残差標準偏差の変化とは別の効果として計算することが可能になるのである。

KHB法の基本的な考え方は上述のとおりだが、この方法を3つ以上の

カテゴリをもつ従属変数に対して適用するには、さらに一段階、工夫を凝らす必要がある。そのような従属変数を分析する方法の1つに多項ロジット・モデルがあるが、その場合の係数は対比特殊な値として、つまり各カテゴリと任意のベースライン・カテゴリとの対比について、変数の効果を示すものとして推定される。この場合、 Z の残差変数化は、対比ごとのサブ・サンプルにもとづいて行わなければならない。この点を無視し、全サンプルに対して媒介変数の残差 \tilde{Z} を求めたなら、 \tilde{Z} がそれぞれの対比内で X と平均独立であるという、KHB法の利用に際して必要な条件が満たされなくなる (Breen & Karlson 2014)。ここで何が問題となっているかを強調するために、式を使って具体的に説明しよう。 Y が3つの値をもつ従属変数であり、独立変数を X 、媒介変数を Z とすれば、多項ロジット・モデルの式は、次のようになる。

$$\log \text{odds} \frac{Y=2}{Y=1} = b_{01} + b_{11}X_i + b_{21}Z_i$$

$$\log \text{odds} \frac{Y=3}{Y=1} = b_{02} + b_{12}X_i + b_{22}Z_i$$

ここで、 Y が1または2、 Y が1または3になるサブ・サンプルをそれぞれ作り、サブ・サンプルごとに Z を X に回帰させたときの残差を算出する。そこで得られた残差変数を用いて多項ロジット・モデルを推定し、それと上記の2つの式の X の係数 b_{11} 、 b_{12} を比較したなら、 X が Y に与える影響を Z が媒介する割合を正確に計算することができる。ただし、それをするためには Z の残差変数が対比ごとに異なる値をとるようにする必要があるが、多項ロジット・モデルの通常の手組でそのような操作化を行うことは、技術的にかなり難しい。

多項ロジット・モデルを条件付きロジット・モデルとして指定し直せば、この問題には対処することができる (Breen & Karlson 2014)。条件付きロジット・モデルはデータへの適合度という点では多項ロジット・モデルと完全に同一だが、独立変数の効果をより柔軟に設定することを可能にする。このモデルでは、従属変数が基準カテゴリに対してあるカテゴリになる確

率のオッズの対数を，対比ごとに選択肢特殊的な性質を独立変数に含めて，検討することができる。そのような特性をもつモデルを式で書くと，次のようになる。

$$\log \text{odds} \left[\frac{Y=j}{Y=1} \right] = b_{0j}^* + b_{1j}^* X_i^{Y=1, Y=j} + b_{2j}^* \tilde{Z}_i^{Y=1, Y=j}, \text{ for } Y = 2, 3$$

$X_i^{Y=1, Y=j}$ は Y が 1 または j になるサブ・サンプルでの独立変数に対応しており， $\tilde{Z}_i^{Y=1, Y=j}$ は残差変数化された媒介変数をあらわす。この \tilde{Z} を求めるには，各サブ・サンプルで従属変数を Z にして X との関係を下記の線型モデルで推定し， Z の予測値を計算しておく必要がある。

$$E(Z_k^{Y=1, Y=j}) = r_0 + r_1 X_i^{Y=1, Y=j}$$

5 分析

5.1 高等教育の専攻分野の希望の性差

まず，高校生の性別に，高等教育の専攻分野の希望の分布を示したのが，表 2 である。

表 2 男女別の専攻分野の希望の分布

	男子		女子	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
理工/医農	153	39.33	33	8.38
看護/薬学	17	4.37	55	13.96
社会	86	22.11	64	16.24
人文	85	21.85	206	52.28
未定	48	12.34	36	9.14
合計	389	100.00	394	100.00

これを見ると，STEMとのかかわりが強い理工/医農の学部にすすむことを希望しているものの比率は，男子よりも女子の方が低い。男子では約 40% が理工/医農を希望しているのに対して，女子ではその比率が 8.38% に過ぎず，30ポイント以上の開きが見られる。この差は，けっして小さいとはいえないだろう。STEM以外の理系学部として用意した看護/薬学を

希望するものは女子では約14%であり、男子の比率と比べて、3倍以上の数値となっている。文系の学部については、女子では人文を希望するものが52.28%となっており、全体の半数以上がこの分野を選択していることが分かる。人文を希望するものは男子でも20%を超えているが、相対的に見た場合、女子との違いは大きい。社会に関しては、希望者の比率が男子では約22%だが、女子ではそれよりもやや低く、16%程度という数値が得られている。

次に、統制変数である職業志向、課題遂行力の評価について、男女別の平均値を確認しておこう（表3）。男子に比べると、女子の方が将来の職業に対して、内的価値を重視する傾向が見られる。逆に、外的志向に関しては、男子の方が平均的に高い点数を示している。学力自己認知は、理系科目の値から文系科目の値を引いて指標が作られているので、得意教科についての認識が理系、文系のいずれにも偏っていないとき、点数が0になる。そのような指標の定義を踏まえて表3の結果を読むと、平均的な生徒の数値は男子で0.543、女子で-0.525であり、両者の得意教科の自己認識には明らかな違いが認められる。主観的成功確率については、男子の場合、理系分野と文系分野のあいだで、ほとんど差がない。それに対して女子では、この指標に関して、負の著しく大きな値が示されている。人文系の学部に進学したときと比較して、理数系の学部に進学したときの成功確率が、女子の場合には、非常に低く見積もられているということである。

表3 男女別の媒介変数の平均値

	男子	女子
職業志向		
内的志向	-0.130	0.194
外的志向	0.085	-0.142
課題遂行力評価		
学力自己認知（理系－文系）	0.543	-0.525
主観的成功確率（理系－文系）	0.037	-1.431

5.2 多項ロジット・モデルによる性別専攻分離の検討

それでは次に、出身階層などの影響を統制したうえで、性別と専攻分野の希望との関係を検討する。専攻分野の希望が人文の場合を従属変数の基準カテゴリとし、独立変数に性別、出身階層の指標、学業成績、高校の学科、職業志向、課題遂行力評価を用いて、条件付き多項ロジット・モデルを推定した結果が、表4である。ただし、内的志向以下の4つの変数にはKHB法を適用している。具体的には、性別をはじめとする他の独立変数にそれらの変数を回帰させ、そこで得られた残差を、回帰係数*b*のパラメータを推定するためにモデルに加えている¹⁰⁾。つまり、内的志向などの媒介変数とその他の独立変数とは直交しており、性別などに関しては、前者を統制しない場合の効果が表4に掲示されているということである。表4を

表4 専攻分野の希望についての条件付き多項ロジット・モデル（内的志向，外的志向，学力自己認知，主観的成功確率は残差変数）

		基準：人文		理工/医農		看護/薬学		社会		未定	
		<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>
定数		2.314	1.798	1.233	2.262	-2.198	1.572	-0.830	2.254		
性別	男子（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	女子	-3.949	0.357**	0.911	0.388*	-1.507	0.250**	-0.967	0.332**		
母職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	ホワイトカラー	-0.094	0.406	-0.436	0.446	0.762	0.391+	-0.812	0.454+		
	ブルーカラー	0.175	0.493	-0.090	0.528	0.877	0.464+	-0.773	0.603		
	無職	0.126	0.450	-1.402	0.586*	0.739	0.439+	0.022	0.497		
父職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	ホワイトカラー	-0.862	0.386*	-0.075	0.473	-0.335	0.351	0.563	0.593		
	ブルーカラー	-0.541	0.471	-0.308	0.576	0.202	0.405	0.826	0.650		
	無職	-0.577	0.505	-0.666	0.686	-0.347	0.494	-0.097	0.760		
母教育年数		-0.101	0.107	-0.317	0.136*	0.011	0.090	-0.116	0.131		
世帯年収		0.001	0.000	0.002	0.000**	0.001	0.000**	0.000	0.001		
学業成績		0.185	0.164	-0.014	0.203	0.273	0.153+	-0.020	0.203		
高校の学科	普通科1（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	普通科2	-0.774	0.318*	-0.260	0.370	-0.338	0.286	1.151	0.442**		
	専門学科	-0.655	0.492	-0.765	0.657	-0.732	0.468	1.887	0.544**		
	その他・不明	-0.419	0.630	-0.209	0.909	-1.396	0.869	1.909	0.676**		
職業志向 ^{a)}	内的志向	0.033	0.165	0.566	0.220*	-0.244	0.147+	0.184	0.204		
	外的志向	0.050	0.154	0.665	0.204**	0.459	0.153**	0.452	0.192*		
課題遂行力評価 ^{a)}	学力自己認知（理系-文系）	0.088	0.065	0.024	0.079	-0.032	0.057	0.070	0.074		
	主観的成功確率（理系-文系）	0.971	0.101**	0.908	0.113**	0.077	0.069	0.525	0.111**		

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

$n = 645$. Log-likelihood = -694.5. a) KHB法 (Karlson et al. 2012) を使用するために、予め残差変数化したうえで回帰式に投入している。

見ると、男子に比べて、女子は理工/医農や社会ではなく、人文を希望しやすく、看護/薬学と人文を対比した場合は、前者の方を希望しやすいことが分かる¹¹⁾。媒介変数が及ぼす影響についても、ここで確かめておく。内的志向が看護/薬学に対して正の効果を示している。外的志向が看護/薬学に加えて社会に対しても正の効果を示している。学力自己認知は専攻分野の希望に、有意な効果をもっていない。個人内での成功確率の比較は専攻分野の選択に大きく影響しており、理系分野の成功の見込みが相対的に高ければ、理工/医農や看護/薬学を希望として挙げやすいという傾向が、変数の効果として捉えられている。

媒介変数を統制したとき、性別の係数がどのように変化するかを検討したのが、表5である。職業志向と課題遂行力評価の4つの指標が、通常の変数としてモデルに投入されている点が、表4に記載したモデルの方程式とは異なっている。したがって、表5では独立変数の係数は、媒介変数の影響を取り除いた後の効果を示すものとして解釈することができる。表4と表5を比較すると、理工/医農の列では、女子であることの効果が、-3.949から-1.706に低下している。回帰係数の減少率は、 $100 \times (-3.949 - (-1.706)) / -3.949 = 56.8\%$ である。これは、内的志向などの4つの変数を統制することにより、理工/医農に対する性別の効果は、総効果の56.8%が説明されたことを示している。第2の理系分野である看護/薬学については、性別の係数が0.911から1.252へと増幅しており、STEMとは異なる傾向が認められる。減少率で考えると $100 \times (0.911 - 1.252) / 0.911 = -37.4\%$ と負の数値になり、要するに表4よりも約1.37倍、性別の効果が大きいということである。外的志向や主観的成功確率の得点が高いと、専攻分野の希望が人文ではなく、看護/薬学になりやすい。しかし、それらの指標において、女子の値は男子よりも低いため、媒介変数を統制しない分析では、性別と看護/薬学との関連の強さが、過小推定されているということだろう。

NLPMsは変数間に曲線関係を仮定しているので、独立変数の1単位の

表5 専攻分野の希望についての条件付き多項ロジット・モデル（内的志向，外的志向，学力自己認知，主観的成功確率は通常の変数）

		基準：人文		理工/医農		看護/薬学		社会		未定	
		<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>
定数		0.606	1.808	0.497	2.264	-1.348	1.578	-0.828	2.249		
性別	男子（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	女子	-1.706	0.308**	1.252	0.397**	-1.235	0.260**	-0.385	0.350		
母職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	ホワイトカラー	-0.115	0.409	-0.461	0.450	0.460	0.388	-0.827	0.458+		
	ブルーカラー	0.121	0.495	-0.050	0.531	0.612	0.461	-0.827	0.604		
	無職	0.207	0.451	-1.107	0.583+	0.534	0.437	-0.094	0.502		
父職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	ホワイトカラー	-0.448	0.384	0.079	0.474	-0.230	0.350	0.744	0.596		
	ブルーカラー	-0.274	0.469	-0.048	0.578	0.421	0.406	1.067	0.650		
	無職	-0.324	0.504	-0.563	0.686	-0.248	0.492	0.028	0.761		
母教育年数		-0.055	0.107	-0.205	0.135	-0.028	0.091	-0.084	0.131		
世帯年収		0.000	0.000	0.001	0.000*	0.001	0.000**	0.000	0.001		
学業成績		0.251	0.165	0.089	0.201	0.219	0.155	0.034	0.203		
高校の学科	普通科1（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	普通科2	-0.588	0.316+	-0.214	0.370	-0.350	0.285	0.943	0.438*		
	専門学科	-0.870	0.493+	-1.051	0.655	-0.698	0.469	1.288	0.532*		
	その他・不明	0.449	0.633	0.171	0.908	-1.515	0.873+	2.180	0.681**		
職業志向	内的志向	0.033	0.165	0.566	0.220*	-0.244	0.147+	0.184	0.204		
	外的志向	0.050	0.154	0.665	0.204**	0.459	0.153**	0.452	0.192*		
課題遂行力評価	学力自己認知（理系-文系）	0.088	0.065	0.024	0.079	-0.032	0.057	0.070	0.074		
	主観的成功確率（理系-文系）	0.971	0.101**	0.908	0.113**	0.077	0.069	0.525	0.111**		

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

$n = 645$. Log-likelihood = -694.5.

変化が従属変数に対して及ぼす影響は、独立変数の初期値をどこに定めるかに依存する。さらに、多項ロジット・モデルの場合、係数が示すのは基準カテゴリとそれ以外のカテゴリを比較した場合のオッズの対数であり、そのままでは独立変数の具体的な効果についてイメージが掴みにくい。そこで、理系学部希望と有意に関係する主観的成功確率の係数を用いて、理工/医農と看護/薬学の選択率を推計した結果が、次の図1である¹²⁾。主観的成功確率が低い場合は、理系学部を希望する生徒の数が少なく、理工/医農の割合についても、顕著な性差は観察できない。理工/医農の選択率は、主観的成功確率の上昇とともに増加し、その動きに合わせて、ジェンダー間の差も拡大する。主観的成功確率は、理工/医農と看護/薬学の選択の両方とのあいだに正の関係があり、女子は理工/医農よりも看護/薬学を

希望しやすい傾向がある。こうした効果が合成されることで、主観的成功確率が高い女子を後者のカテゴリが吸収しているのである。理系科目に対する意識は専攻分野の選択と強く結びつく要素だが、この面で男女差が解消に向かえば、STEMに進学する女子の比率が単調に男子のそれに近づいていくという期待は、図1から読み取れるように、今回の分析では裏切られている。

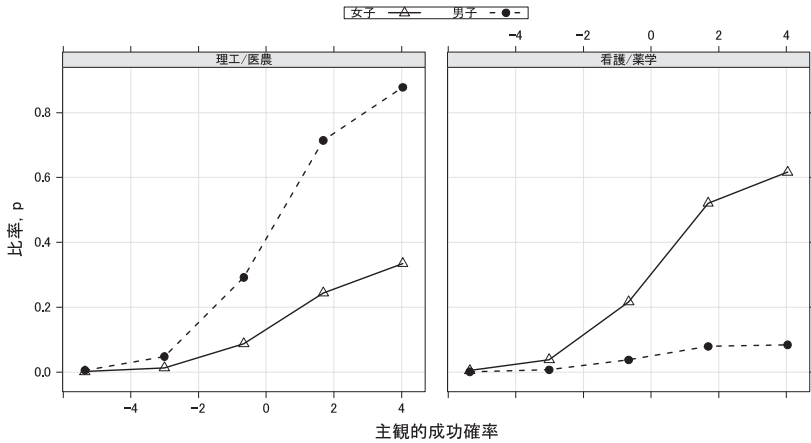


図1 条件付き多項ロジット・モデルから計算された理系分野の希望の予測確率

最後に、役割葛藤仮説を検証するため、性役割規範に関する指標を独立変数に追加して、女子について多項ロジット・モデルで分析した結果が表6、表7である¹³⁾。性別役割分業についての一般的支持をモデルに投入した結果では、看護/薬学に対して、負の効果が見られる。したがって、性別役割分業を肯定する意識が強いほど、看護/薬学に比べて、人文を希望する確率が高い（正確にはオッズ比が高い）ということができる。それに対して、希望ライフコースは専攻分野の希望には有意な影響を及ぼしていない。「中断再就職」や「専業主婦」を希望する女子が、「仕事継続」を希望する女子に比べて、「男性的」な専攻分野を避けやすいという仮説は、今回のデータでは支持されない。

表 6 専攻分野の希望についての多項ロジット・モデル（女子のみの分析，独立変数に性役割意識を追加）

		基準：人文		理工/医農		看護/薬学		社会		未定	
		<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>	<i>b</i>	<i>S.E.</i>
定数		0.908	3.478	4.846	2.866+	-0.502	2.473	-3.779	NA		
母職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—			
	ホワイトカラー	-0.374	0.744	-0.236	0.548	0.830	0.668	-0.153	0.664		
	ブルーカラー	0.105	0.844	-0.284	0.651	1.126	0.733	-0.973	0.955		
	無職	0.005	0.827	-1.494	0.745*	0.145	0.781	0.219	0.745		
父職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—			
	ホワイトカラー	0.220	0.812	0.203	0.579	0.308	0.543	1.677	1.101		
	ブルーカラー	0.950	0.911	0.015	0.719	0.290	0.640	2.417	1.160*		
	無職	0.494	0.958	-0.771	0.837	-0.613	0.917	0.727	1.346		
母教育年数			-0.198	0.217	-0.346	0.178+	-0.287	NA	-0.020	0.201	
世帯年収			0.001	0.001	0.001	0.001+	0.002	0.001**	0.001	0.001	
学業成績			0.064	0.300	-0.268	0.249	0.240	0.240	-0.001	0.314	
高校の学科	普通科1（基準カテゴリ）	—		—		—		—			
	普通科2	-0.828	0.588	-0.450	0.467	-0.151	0.423	0.536	0.606		
	専門学科	-1.829	1.159	-1.359	0.823+	-0.495	0.667	1.057	0.733		
	その他・不明	0.635	1.148	0.778	1.036	-14.100	NA	2.155	1.001*		
職業志向	内的志向	0.020	0.344	0.716	0.286*	-0.220	0.216	0.106	0.306		
	外的志向	-0.200	0.304	0.884	0.267**	-0.018	0.230	0.459	0.296		
課題遂行力評価	学力自己認知（理系-文系）	0.053	0.129	-0.083	0.107	-0.018	0.088	-0.163	0.112		
	主観的成功確率（理系-文系）	0.981	0.180**	0.972	0.154**	0.047	0.101	0.613	0.153**		
性役割意識			-0.194	0.314	-0.535	0.237*	-0.343	0.218	-0.580	0.271*	

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

$n = 316$. Log-likelihood = -320.84. 標準誤差がNAの変数は，推定値の信頼性が低いため，有意性検定の結果は報告しない。

6 おわりに

本稿では，高等教育の段階で，男女が異なる専攻分野を選択しやすい現象の背後に，どのようなメカニズムが働いているかを検討してきた。表4と表5で明らかにされたことは，次のようにまとめられる。理工/医農を選択することに対する性別の効果のうち，56.8%が職業志向と課題遂行力の評価に媒介されていた。理工/医農と有意に関係している媒介変数が，主観的成功確率のみであることを考えると，実質的にはこの変数によって，性別の影響の6割近くが説明されたことになる。多くの研究者が認めているように，現在では理科や数学の客観的な学力は，性別によってそれほど大きな違いはない。一方，それと女子が，男子と同じように，どのような専攻分野でも「自由」に選択できるということとは，別の問題である。男

表7 専攻分野の希望についての多項ロジット・モデル（女子のみの分析，独立変数に希望ライフコースを追加）

		基準：人文		理工/医農		看護/薬学		社会		未定	
		b	S.E.	b	S.E.	b	S.E.	b	S.E.	b	S.E.
定数		1.152	3.560	5.429	2.938+	-1.471	2.554	-3.176	NA		
母職	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	ホワイトカラー	-0.454	0.758	-0.448	0.544	0.850	0.673	-0.357	0.669		
	ブルーカラー	-0.195	0.881	-0.351	0.660	1.215	0.739	-1.107	0.967		
父職	無職	-0.150	0.841	-1.705	0.743*	0.235	0.787	0.047	0.746		
	専門・技術（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	ホワイトカラー	0.407	0.839	0.094	0.582	0.216	0.545	1.710	1.096		
母教育年数	ブルーカラー	1.174	0.948	-0.078	0.732	0.244	0.642	2.517	1.157*		
	無職	0.785	0.977	-0.836	0.839	-0.598	0.917	0.801	1.336		
		-0.188	0.216	-0.380	0.179*	-0.254	0.146+	-0.045	0.196		
世帯年収		0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001**	0.001	0.001		
学業成績		0.021	0.301	-0.221	0.254	0.298	0.245	0.063	0.310		
高校の学科	普通科1（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	普通科2	-1.026	0.614+	-0.484	0.468	-0.119	0.429	0.502	0.604		
	専門学科	-2.116	1.195+	-1.081	0.831	-0.295	0.668	1.099	0.752		
	その他・不明	0.623	1.151	0.955	1.046	-13.940	NA	2.258	0.996*		
職業志向	内的志向	0.026	0.347	0.592	0.282*	-0.271	0.212	-0.032	0.292		
	外的志向	-0.205	0.302	0.862	0.271**	-0.061	0.231	0.419	0.296		
課題遂行力評価	学力自己認知（理系-文系）	0.033	0.134	-0.078	0.106	-0.034	0.085	-0.166	0.112		
	主観的成功確率（理系-文系）	0.925	0.174**	0.972	0.157**	0.036	0.100	0.583	0.152**		
希望ライフコース	仕事継続（基準カテゴリ）	—		—		—		—		—	
	中断再就職	-0.652	0.545	0.178	0.431	0.480	0.411	-0.408	0.500		
	専業主婦	0.553	0.862	-1.629	1.193	0.320	0.643	-0.740	0.869		

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

$n = 316$. Log-likelihood = -319.85. 標準誤差がNAの変数は，推定値の信頼性が低いいため，有意性検定の結果は報告しない。

女はさまざまな専攻分野に対して異なる成功確率を結びつけているが，そこでの成功確率の見積もりは，どの専攻分野が卒業後の進路として選ばれるかに確実に影響する。そして，女子は理系分野との比較で，文系分野の方が授業の内容を理解し，学校を卒業することが容易だと思いやすいため，無理をしてSTEMの分野に進学することは，相対的にリスクが高い行為になるという判断をしているのである。

また，職業志向と主観的成功確率は，女子は男子に比べて，看護/薬学を選択しやすい関係を，部分的に説明する機能をもっていた。ただし，ここではそれらの変数を統制することで，むしろ性別の影響は強くなっていた。このような結果が確認されたのは，女子の方が外的志向と主観的成功

確率の平均値が低く、それらの値が低いと、看護/薬学の比率も低いという関係が、変数間に成り立っているためである。基本的に、女子は男子よりも看護/薬学を志望する傾向があるが、外的志向と主観的成功確率が男子と同程度ならば、その傾向がさらに顕在化することが、データの検討から捉えられた。

さらに、表6、表7で、女子のサンプルを使用し、役割葛藤仮説を検討した結果、性別役割分業への肯定的な態度が、人文の選択と結びつくことが確認された。その際、選択率が有意に低下するのは、看護/薬学のみであった。つまり、性別役割意識が弱い高校生は看護/薬学を希望しやすいとはいえるが、STEMを選択するかどうかは、こうした意識はあまり関係しないのである。性別役割分業への一般的な支持ではなく、ライフコースに関する個人的な選好の効果についても調べてみたが、こちらは専攻分野の希望とのあいだに、有意な関連が認められなかった。

専攻分野の性別分化は解消するかという点について、本稿の分析から引きだされるインプリケーションは両義的なものである。主観的成功確率と職業志向（とくに外的志向）の性差がなくなれば、STEMを選択する女子は増える可能性があるが、同時に看護/薬学の女子比率が上がるものが予測される。これは、現状でも女子の比率が高い看護/薬学の分野に、さらに女子が進出していくことを意味している。そうした変化により、看護/薬学を「女性的」な専攻分野と見なすステレオタイプが強まり、結局は若い男女が行う進路選択の幅が狭くなることが懸念される。女子のSTEMへの進学を阻害している要因に何らかの操作を加える試みが、既存の教育的「ゲッター」（Charles & Grusky 2004）を再生産することにもつながりかねないのである。学業成績と職業に対する意識を踏まえ、ジェンダーと専攻分野の選択との関係について考察するうえで、それらの意識の変化がもたらす両義的な帰結に着目することが求められるといえるだろう。

役割葛藤仮説は、今回のデータからは明確に否定された。この仮説は、性別分業的な近代社会の規範により、女子が「男性的」な領域の仕事を担

うことが妨げられてきたと予測するが、分析結果はそのようになっていない。性別役割分業を否定するからといって、専攻分野の希望がSTEMになる確率は有意に高まらないのである。家内労働よりも市場労働を優先する女子は、STEMではなく看護/薬学を好んで選択する傾向を示していた。さらに、職業選択の条件として、内的報酬と外的報酬を重視する女子についても、看護/薬学を希望しやすいことが、分析結果から読み取れた。このような知見は、職業的役割を重視する女子の選択行動が、社会の構造的な条件に規定されている事実を、突きつけているように見える。すなわち、女子の大学進学が一般化して以降も、労働市場での処遇は男女平等には程遠く、職業的キャリアの追求について青年期の女子が明確な展望を描けるのは、医療・福祉関係などの職業資格が制度化された分野に限られているということである。性別分業規範からの離脱がこれまで男性支配的だった領域への女子の本格的な進出を促すには、そうした構造的条件の変化こそが重要だということを強調しておきたい。

最後に、いくつかの課題点を述べる。本稿では、主観的成功確率と職業志向を統制した後でも、STEMの選択に対して、性別は有意な効果を示していた。性別専攻分離が生みだされる過程の全容を解明するためには、本稿とは別の要因にも目を向け、データの分析を続けていく必要があるといえよう。また、日本の高校ではかなり早い時期に「理系」、「文系」のコース選択が行われるが、そこでも性差が見られる。文理選択は履修する科目にもかわり、それが一部の学部・学科への進学を物理的に不可能にしているという面も考えられる。今後は、より早い時期の生徒を研究対象とし、性別の影響が形成・蓄積されていく過程を、パネル・データの分析などをおして、明らかにする必要がある。

謝辞

本稿の執筆にあたり、日本教育社会学会第71回大会および2019年度第16回公開研究会（広島大学高等教育研究開発センター）でいただいたコメン

トが有益であった。記して感謝したい。本研究はJSPS科研費17H06597, 19H00608, 19H01637の助成を受けたものです。

注

- 1) GPIは学校教育機関に在籍する女子学生・生徒数を A 、男子学生・生徒数を B として、 A/B の比であらわされる指標であり、1よりも大きければ女子学生・生徒の方が男子学生・生徒より多いことを、0～1未満であれば、その逆の関係を意味する。
- 2) データの出典は「平成25年度 学校基本調査」。GPIの値は河野(2014)の表8-1から引用した。
- 3) この知見自体は、ハーバード大学の学生を対象として、Bales(1950, 1970)が行った対人関係に関する実験研究の結果にもとづいている。
- 4) 高校卒業後に専門学校への進学と就職を希望しているものは、すべて欠損値として処理した。前者に関しては『学校基本調査』の分類基準にもとづいて、専門分野のコードを割り当てることが可能ではあるが、例えば大学のSTEMの学部・学科・専攻と専門学校の工業関係の分野とでは、学校の選抜度と在学中に取得できる資格に大きな隔たりがあるため、それらを「技術系」として1つの教育分野と見なして議論をすすめることは、現実的ではないと判断した。
- 5) 本稿の目的にとってSTEM以外の分野を詳細に分けることに積極的な理由はないが、文系の学部の内部でも、女子は社会系より人文系を選択する傾向があることは『学校基本調査』の集計でも知られているため、ここでも両者の違いを考慮することにした。また、進学を希望する学科などを答えていないものや、複数の学科を挙げていて専攻科目を1つに絞れないものは、未定に含めて分析に用いることにした。
- 6) 選択肢の個数は4～5個で質問項目によって異なるが、数値が大きいほど性別役割分業に肯定的になるように点数を与えて、順序尺度として設定した。

- 7) 高校の学科は、普通科を高校偏差値によってグループ化したものに専門学科を加え、普通科1（偏差値57以上）、普通科2（偏差値56以下）、専門学科の3分類とした。なお、高校の学科については、標本サイズを確保するために、偏差値が不明の学校と学科が普通科・専門学科以外の学校も1つのカテゴリとして設定し、分析に含めた。
- 8) 高校生自身による小6時と中3時の成績評価（5＝上、4＝中の上、3＝中の中、2＝中の下、1＝下）から合計点を出し、2で割って各回答者がもつ学業成績のスコアを求めた。
- 9) Y^* は潜在変数でデータでは観測されていないから、当然それを従属変数にした回帰式がどのようなパラメータ推定値をもつかを、研究者が見積もることはできない。したがって、残差の標準偏差、すなわち σ_ε は未知である。しかし、NLPMsを用いて、 Y と独立変数のセットとの関係を分析するためには、 ε が従う分布について何らかの仮定を置かなければならない。そこで、ロジット・モデルでは ε はロジスティック分布に従っていると仮定する。標準ロジスティック分布に従う変量は、平均が0、標準偏差が $\pi/\sqrt{3}$ になる。
- 10) 表4の検討には、Rのmlogitパッケージを用いたが、従属変数の特定のカテゴリに対してのみ効果をもつ変数を選択肢特性として扱える統計プログラムであれば、 Z のパラメータの条件をそろえることで基本的に同じ結果が得られる。
- 11) 女子の係数の推定値が正のとき、男子に比べれば、女子の従属変数の値が基準カテゴリである人文よりも表4の表頭のそれぞれの専攻分野に、負のときはそれとは反対に人文になりやすいことを意味する。
- 12) 予測確率の計算では、性別と主観的成功確率以外の変数について、平均値（離散変数の場合、最頻値）を代入している。
- 13) 表6と表7の分析を女子に限定しているのは、性役割規範を内面化することが、女子において「女子向き」の進路が選択されやすい状況を定義していると、従来の研究では考えられているからである。男子に関し

でも、性役割規範を否定し、主夫になることを希望するものは「男性的」な進路を選びにくいと、一応は想定することができる。若年男性のあいだで主夫志向をもつものが層としてどれくらい存在するかは定かではなく、この点を掘り下げた議論は、先行研究でもほとんど見られない。しかし、今後は男子についても同様の分析が必要であることは、いうまでもない。

参考文献

- 天野正子, 1988, 『性（ジェンダー）と教育』研究の現代的課題——かくされた『領域』の持続』『社会学評論』39(3) : 266-83.
- Bales, R. F., 1950, *Interaction Process Analysis: A Method for the Study of Small Groups*, Reading, MA: Addison-Wesley.
- , 1970, *Personality and Interpersonal Behavior*, New York: Holt, Rinehart, and Winston.
- Berger, J., T. L. Conner, & M. H. Fisek eds., 1974, *Expectation States Theory: A Theoretical Research Program*, Cambridge, MA: Winthrop.
- Busch-Heizmann, A., 2015, “Supply-Side Explanations for Occupational Gender Segregation: Adolescents’ Work Values and Gender-(A) Typical Occupational Aspirations,” *European Sociological Review*, 31(1): 48-64.
- Breen, R. & K. B. Karlson, 2014, “Education and Social Mobility: New Analytical Approaches,” *European Sociological Review*, 30(1): 107-18.
- Breen, R., K. B. Karlson, & A. Holm, 2018, “Interpreting and Understanding Logits, Probits, and Other Nonlinear Probability Models,” *Annual Review of Sociology*, 44: 39-54.
- Charles, M. & D. B. Grusky, 2004, *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Women and Men*, Stanford, CA: Stanford University Press.
- Correll, S. J., 2001, “Gender and the Career Choice Process: The Role of Biased Self-Assessments,” *American Journal of Sociology*, 106(6): 1691-730.

- Correll S. J. & C. L. Ridgeway, 2006, "Expectation States Theory," J. Delamater ed., *Handbook of Social Psychology*, Boston, MA: Springer, 29-51.
- Davies, S. & N. Guppy, 1997, "*Fields of Study, College Selectivity, and Student Inequalities in Higher Education*," *Social Forces*, 75(4): 1417-38.
- Daymont, T. N. & P. J. Andrisani, 1984, "Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earnings," *Journal of Human Resources*, 19(3): 408-28.
- DiPrete, T. A. & C. Buchmann, 2013, *The Rise of Women: The Growing Gender Gap in Education and What It Means for American Schools*, New York: Russell Sage Foundation.
- Erikson, R. & J. O. Jonsson, 1996, "Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case," R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Colo.: Westview Press, 1-63.
- 藤原翔, 2015, 「高校生の進路選択へのアプローチ——『高校生と母親調査, 2012』の目的, 設計, 分析」中澤渉・藤原翔編『格差社会の中の高校生——家族・学校・進路選択』勁草書房, 1-17.
- Gerber, T. P. & S. Y. Cheung, 2008, "Horizontal Stratification in Postsecondary Education: Forms, Explanations, and Implications," *Annual Review of Sociology*, 34: 299-318.
- 伊佐夏実・知念渉, 2014, 「理系科目における学力と意欲のジェンダー差」『日本労働研究雑誌』56(7): 84-93.
- Jacobs, J. E. & M. M. Bleeker, 2004, "Girls' and Boys' Developing Interests in Math and Science: Do Parents Matter?," *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2004(106): 5-21.
- Jonsson, J. O., 1999, "Explaining Sex Differences in Educational Choice: An Empirical Assessment of a Rational Choice Model," *European Sociological Review*, 15(4): 391-404.
- Karlsou, K. B., A. Holm, & R. Breen, 2012, "Comparing Regression Coefficients

- between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method,” *Sociological Methodology*, 42(1): 286-313.
- Konrad, A. M., J. E. Ritchie Jr., P. Lieb, & E. Corrigan, 2000, “Sex Differences and Similarities in Job Attribute Preferences: A Meta-Analysis,” *Psychological Bulletin*, 126(4): 593-641.
- 河野銀子, 2014, 「高校における文理選択」河野銀子・藤田由美子編『教育社会とジェンダー』学文社, 107-22.
- 木村涼子, 2009, 「序論」木村涼子編『リーディングス日本の教育と社会 16 ジェンダーと教育』日本図書センター, 3-16.
- Mann, A. & T. A. DiPrete, 2013, “Trends in Gender Segregation in the Choice of Science and Engineering Majors,” *Social Science Research*, 42(6): 1519-41.
- Morgan, S. L., D. Gelbgiser, & K. A. Weeden, 2013, “Feeding the Pipeline: Gender, Occupational Plans, and College Major Selection,” *Social Science Research*, 42(4): 989-1005.
- 村松泰子編, 1996, 『女性の理系能力を生かす——専攻分野のジェンダー分析と提言』日本評論社.
- , 2004, 『理科離れしているのは誰か——全国中学生調査のジェンダー分析』日本評論社.
- 中西祐子, 1993, 「ジェンダー・トラック——性役割観に基づく進路分化メカニズムに関する考察」『教育社会学研究』53: 131-154.
- 中山慶子, 1985, 「女性の職業アスピレーション——その背景, 構成要素, ライフコースとの関連」『教育社会学研究』40: 65-86.
- Ochsenfeld, F., 2016, “Preferences, Constraints, and the Process of Sex Segregation in College Majors: A Choice Analysis,” *Social Science Research*, 56: 117-32.
- 白川俊之, 2015, 「大学・短大の専門分野はどのように決まるのか——出身階層と高等教育の学科・専攻選択との関係」中澤渉・藤原翔編『格差社会の中の高校生——家族・学校・進路選択』勁草書房, 53-67.

Tolsma, J., A. Need, & U. de Jong, 2010, “Explaining Participation Differentials in Dutch Higher Education: The Impact of Subjective Success Probabilities on Level Choice and Field Choice,” *European Sociological Review*, 26(2): 235-52.