

論文

中国都市部における「農民工」の子どもの教育期待の格差構造

——戸籍制度による農民工身分効果をめぐって——

岳 培 榮*

1. 問題の所在

中華人民共和国（中国）が成立した後、「戸籍登記条例」（1958年）により、国民の戸籍は「農業戸籍」と「非農業戸籍」の2つに分けられることとなり、国民の移住、職業選択の自由は厳しく制限された。農業戸籍を持つ国民は「農民」、非農業戸籍を持つ国民は「幹部」あるいは「工人」に区別され、国民の三大身分が事実上成立した。1979年以降、改革開放政策を取り入れ、制限は大幅に緩和された。農民はある程度自分の意思で農業以外の仕事を選ぶことができるようになった。そのため、農業戸籍を持つ人は農村から離れ、都市へ移動しはじめた。ただし、国民の移住や職業選択の自由の制限はまだ残っており、農村から都市へ移動した多くの人たちは、農業戸籍を変えず農民の身分のまま都市で生活している状態にある。彼らは非農業戸籍を持つ都市住民と違い、「農民工」と呼ばれる。中国国家統計局が公開した「国民経済と社会発展年度統計公報」によると、2017年時点には中国の農民工の数は1.72億人にのぼり、都市部の常住人口の19.3%を占めた。

農民工は長期間にわたり都市で生活しているものの、非農業戸籍を持つ都市住民に比べると、就業制限や賃金差別があり、社会保障制度から排除され、実質的には国内移民のようになり、現住地の市民と同様には扱われない。つまり、現在の中国都市部においては、「農民工」という一種の身分のようなものが存在しており、都市部の居住者には農村から都市へ移動した農民工家族と、現住地の非農業戸籍を持つ都市住民家族がおり、都市部では都市出身家族と農村出身家族の二元構造が存在していると考えられる。

一家をあげて都市に移動した農民工が増え、居住期間が長期化する（厳 2009）につれ、親と一緒に都市に行った子どもの教育問題が顕在化してきた。戸籍制度は一般に世帯を単位としているので、農民工の子どもは、彼らの親と同様、農業戸籍となる。本稿では、このような子どもたちを「都市への移動児童」と呼ぶ。中国では義務教育段階（小学校と中学校）の就学者は、戸籍に記載された住居地の教育部門が設定した学区の学校に通学するのが原則である。都市への移動児童が増加するにつれて、戸籍に記載された住居地と現住地が異なる都市への移動児童に対する就学の保障が問題になってきた。中国中央政府は、この問題を解決するため、1992年から様々な政策を実施した。政策の実施時期により、制限期、受け入れ期、解決期の3つに分けられる。詳細は宮崎（2009）を参照されたい。しかし、都市への移動児童の都市での就学の権利を、法律的に保障しても、都市住民児童と都市への移動児童の間では教育達成に関する格差が極めて大きいことは、趙ら（2017）、宋ら（2017）が指摘している。

この教育達成に関する格差の構造を解明するため、本稿では子どもの教育期待を切り口として取り上げる。教育期待とは、どの程度の教育を受けたいのか、あるいはどの程度の学歴を獲得したいのかを示す概念である。教育期待に注目するのは、教育期待が、教育達成に影響を及ぼす重要な媒介要因とみなされており、ウィスコンシン・モデルを提唱する W.H. Sewell ら（1970；1975）が、教育達成に関する構造を解明するために有用だと究明したからである。また、分析を進める上で、私たち個人は教育期待をもとに教育達成をするという主意主義的な人間像のも

キーワード：教育期待、都市への移動児童、戸籍制度、農民工、ウィスコンシン・モデル

* 立命館大学大学院先端総合学術研究科 2021年度3年次転入学 公共領域

とに成り立っている、と仮定する。

以上から本稿では、第一に、都市への移動児童と都市住民児童の教育期待にどの程度の差が存在しているか、第二に、農民工身分か否かという身分要因を考察の中心にし、都市への移動児童と都市住民児童の教育期待の格差がいかに形成されているか、について検討する。

2. 先行研究

教育社会学では、どのような過程を経て、学歴の格差が作り出されるかについては、さまざまな学説がある。社会背景や文脈によって各国独自に展開されてきたが、理論の枠組みとして総じて欧米の研究が参照される。まず Blau and Duncan (1967) の地位達成モデルを出発点として、P. Bourdieu ら (1970=1991) は文化資本論を、R. Breen and J. Goldthorpe (1997) は相対的リスク回避説を、W.H. Sewell や R. Hauser (1970; 1975) らが Wisconsin・モデルを提示し、そのメカニズムの解明に取り組んできた。

このうち、Wisconsin・モデルは、子どもの地位達成動機（教育期待、職業期待）が形成される社会心理学的な媒介過程に着目し、学歴格差に対して家族内部の相互作用によって「重要な他者」効果が生じることを明らかにしたものである。ここで、荒牧 (2016) によれば、「重要な他者」の効果とは、親と教師が大学進学を期待したか否か、大半の友人が大学進学を希望したか否かの回答による合成指標の効果をいう。なお、主唱者の W.H. Sewell ら (2004) は、「重要な他者」のうち親の期待の効果が特に重要であると指摘している。Wisconsin・モデルでは、親の職業のみならず、親の学歴と経済状況も含め、三次元の社会経済的地位を扱う。そのほか、十代半ばでの本人の成績、本人の教育期待、認知的能力と重要な他者の教育期待をモデルに統合している。各要因の影響関係を図 1 に示しておく。

この図式によれば、学業成績、子どもの教育期待、重要な他者が子どもの学歴に直接に影響をもたらしている。学業成績、子どもの教育期待、親の教育期待が高いと、子どもが高学歴になりやすい。

媒介効果に注目すると、学業成績の媒介経路では、まず、子どもの認知能力は学業成績を媒介して学歴に影響を及ぼす。次に、子どもの認知能力は学業成績を通

して反映され、彼らの教育期待に積極的な影響を与えるので、学歴の上昇に正の効果を及ぼす。そして、この図式から、重要な他者効果として、いわゆる親の教育期待などが、親の社会経済的地位、子どもの学業成績と認知能力の影響を受け（このうち、認知能力の影響力は弱い）、直接に子どもの学歴に影響を及ぼす経路と、子どもの教育期待を媒介して間接的に子どもの学歴に影響を及ぼす経路の両方あることがわかる。

Wisconsin・モデルは、相対的リスク回避説と類似し、個人の行為というミクロな現象からマクロな社会構造を説明しようとする方法論的個人主義の立場に基づいたものである。もっとも、相対的リスク回避説はウェーバーの合理性から発展してきた仮説であるのに対して、Wisconsin・モデルの理論的起点は G.H. Mead (1934=1973) の自我論にあるといった違いがある。Kerckhoff (1976) が指摘したように、Wisconsin・モデルは「社会化モデル」としての性格を持っている。

一方、Wilson ら (1975) の研究は、親の社会経済的地位と学業成績が、子どもの教育達成に「社会心理学的効果」と「構造的効果」の2つの効果をもたらすと考えた。そして、Wisconsin・モデルの知見とは異なり、親と子どもの教育期待といった社会心理学的要因よりも、構造的要因の方が、教育達成に対する規定力を強めつつあると報告している。ここで、「社会心理学的効果」は親の地位や学業成績が子どもの自己像や教育期待の形成に影響を及ぼすこと、「客観的・構造的効果」とは親の地位や学業成績が子どもの教育達成が行われる際の制度的コンテキストの準備状況に影響を及ぼすことを指している。他方で、Kerckhoff (1976) は、Wilson らの知見を踏まえ、従来のウイ

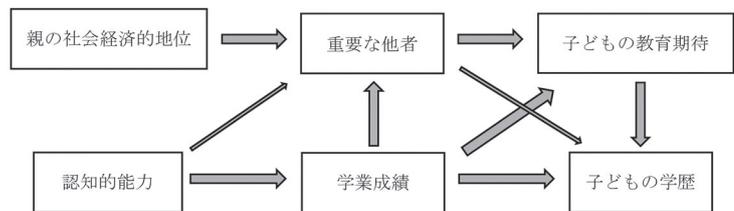


図 1 ウィスコンシン・モデルの説明図式

出所：鹿又 (2014) より筆者が作成

スコンシン・モデルのような「社会化モデル」だけではなく、親の社会経済的地位や入学者選抜による地位の配分過程を強調する「配分モデル」も考慮した上で、統合的なモデルを構築するべきであると主張した。片瀬（2005）も指摘したように、子どもの教育期待が形成される過程を分析する際には、親の教育期待の影響だけでなく、学校による教育選抜の影響も重要な変数とみなさなければならない。さらに、親の教育期待に対しては、親自身の社会的地位とともに、子どもの学業成績が教育選抜の主要な源泉として少なからず影響していることも見落としてはならない。

「配分モデル」には、教育選抜過程に注目するトラッキング説がある。トラッキングとは、教育におけるトラックが特定の進路・進学先と結びつきやすいということである。また、教育におけるトラックとは、ある教育段階において制度的に複数の種類に分かれる学校の種類や教育課程の種別、あるいは進路希望や成績・能力に基づくクラス編成や履修コースなどの分岐を指す。社会階層研究におけるトラッキング説は、「出身階層の影響によって早い段階で分岐したトラックの一つに所属すると、そのトラックがその後の進路・進学先に強く影響することを強調する」（鹿又 2014）。日本におけるトラッキング説に関する研究は、主に高校でのトラック分岐が、その後の高等教育進学（例えば4年制大学・短大への進学・非進学）に対する社会経済的地位の影響を媒介することを中心に展開されている（荒牧 2018）。中国においては、教育選抜システムが日本と類似しており、高等教育進学における分岐に対して、高校で所属したトラックが強い影響力を持っている。しかしながら、日本とは異なる中国の教育選抜システムの特徴が2つある。1つ目は、厳しい受験競争が見られることである。中国で厳しい受験競争が見られるのは、義務教育の中学校段階で、地域差、都市と農村の格差を除いた場合でも、都市部の各中学校の間にある、制度上のランクと事実上のランクの両方に著しい格差が存在しているために、上位校への進学を目指す場合は学区を越えて越境入学をすることがあるからである。2つ目は、戸籍制度によって、子どもの本籍地が居住都市と異なる場合、進学率が高い上位にある中学校に入りにくいことである。そこで、中国におけるトラッキング説の妥当性を検討するには、中学校進学における学校種別のトラックを視野に入れる必要があり、トラックを選択する時に生じた戸籍制度による機会の不平等も考慮するべきであろう。

教育選抜のほか、W.H Sewell ら（2004）によれば、ウイスコンシン・モデルは性差、人種格差、地域差などマクロ構造を考慮していないとの批判がある。そのうち、性差と地域差に対する批判は、中国の教育格差の分析には、おろそかにしてはいけない点である（李 2009; 呉 2012; 劉 2008）。そこで、多くの先行研究はできる限り、性別と地域を統制した上で、分析を行っている（例えば、郝（2007）、李ら（2016））。

そこでウイスコンシン・モデルを中心に、それに対する批判を踏まえて出てきた「配分モデル」、そして「トラック効果」を考慮した上で都市への移動児童と都市住民児童が持つ教育期待の格差の分析を行う。

3. 仮説と分析枠組み

ここまで都市への移動児童と都市住民児童の間に、教育達成に関する大きな格差が存在していることを論じた。もしウイスコンシン・モデルが正しいならば、都市への移動児童と都市住民児童の間においては、教育期待に差が見られるはずである。よって、次の仮説を導くことができる。

仮説 A：中国都市部において、都市への移動児童は、都市住民児童より教育期待が低い。

次に、仮説 A が支持される場合、「配分モデル」に基づいて教育期待の格差に対して性差と学校トラックの効果についての仮説を提示すべきことになる。

性差について、伝統的な儒教秩序から転換してきた現代中国社会では、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべき」という性別役割分業意識に強く影響されていると考えられている。しかし、近代化に伴い、性別役割分業意識が弱体化している傾向も見られる。教育達成に対する性差の効果は、性別役割分業意識と同じく弱化する傾向があるが、依然として残っている（Lavelly ら 1990; 李 2009 など）。しかも、この効果はとりわけ農村部において顕著であると指摘されている（呉 2012）。教育達成に対する性差の効果の議論から、「配分モデル」に基づいた性差に関する仮説について次のように導くことができる。

仮説 B1：都市への移動児童か都市住民児童かを問わず、男子の教育期待が女子より高い。

仮説 B2：子どもの教育期待の性差は、都市への移動児童においてより顕著である。

学校トラックについて、これまで中国政府は、都市への移動児童の義務教育段階での教育の権利の保障に力を入れてきた。しかし実際には、首都の北京でさえ、都市への移動児童の一部は、設備の不十分さや、教師の量的・質的不足などの問題がある農民工子弟学校に就学せざるを得ない状況に直面していると指摘されている（趙ら 2017）。農民工子弟学校などの都市への移動児童向けの学校は、学校ランクで評価すれば、平均的に低いランクに当たるといえる。加えて、トラッキング説によれば、高いランクの学校への子どもの通学は教育達成に正の影響を及ぼすため、児童間の教育期待の格差は通学する中学校の違いによりもたらされる可能性がある。従って、次のような学校トラックに関する仮説を導くことができる。

仮説 C1：都市への移動児童は、都市住民児童より通学している中学校のランクが平均的に低い。

仮説 C2：都市への移動児童か、都市住民児童かを問わず、より低いランクの中学校に通学すると、教育期待が低くなる。

以上では、先行研究であるウイスコンシン・モデルに対する仮説、および子どもの教育期待の格差の形成要因に関する「配分モデル」に基づく仮説を提示した。ここで、都市への移動児童と都市住民児童の間の区別は主に戸籍を基準としたものであり、都市への移動児童が持つ農民工という身分のようなものが教育期待の格差の形成に影響を与えているのか、という疑問が生じる。従来のモデルに投入した社会経済的地位（父職、父学歴、年取）、学業成績、学校ランク、性別、居住地域などの変数を統制した上でも、農民工身分を持つか否かは、子どもの教育期待に独自の効果があるのではないかと思われる。ただ、子ども自身が変えられない、親からもらった農民工身分は、幼い中学生にとって、どれほど認識できるのかという問題もあり、もし農民工身分の効果があるならば、重要な他者、すなわち親の教育期待を媒介して、子どもの教育期待に作用する可能性が高いと考えられる。よって、次の仮説を導くことができる。

仮説 D1：子どもの教育期待に対して、農民工身分を持つことによる負の効果がみられる。

仮説 D2-1：子どもの教育期待に対する農民工身分の負の効果は、親の教育期待を媒介としたものであり、直接効果はない。

仮説 D2-2：子どもの教育期待に対する農民工身分の負の効果は、親の教育期待を統制しても直接効果として残る。

本稿では仮説に応じて、二つの分析方法を用いて行う。まず、仮説 A、B、C に対して、t 検定と分布の比較を用いて分析を行う。次に、子どもの教育期待に対する農民工身分の効果（仮説 D）に関して、二項ロジスティック回帰分析を用いて検討を行う。

4. データの概要と変数の操作化

4.1. CEPS の概要

本稿の分析に使用するデータは、中国人民大学中国調査データセンターによって実施された「中国教育パネル調査 2013-2014 学年」（China Education Panel Survey, Academic Year 2013-2014, 略称 CEPS 2013-2014）である。

CEPS 2013-2014 は、層化多段抽出法によって標本を抽出した。中学一年生・三年生、彼らの親、担任の教員、国語・数学・英語の教員および学校の責任者などの学校関係者すべてを調査対象とした。抽出された 2013-2014 学年の中学一年生と三年生 19487 人を有効回答者とし（有効回収率は 98.74%）、自記式調査票を用いて実査を行った。さらなるデータの詳細情報については、中国人民大学中国調査データセンターのホームページで公開されているので、参照されたい（<http://ceps.ruc.edu.cn/>）。

4.2. 分析対象者の設定

CEPS 2013-2014 では、本稿の研究対象者を直接に限定する変数がないため、都市住民児童と都市への移動児童の 2 つの児童の定義と属性を考慮しながら、いくつかの変数を用いて自ら設定する。

都市住民児童は、出生地が本籍地であり、かつ非農業戸籍を持つ中学三年生の子どもに限定する。都市への移動児童は、出生地が本籍地であり、かつ農業戸籍を持つ、農民工の両親、あるいは、いずれかに連れられて都市に住むようになった中学三年生の子どもに限定する。そのうち中学三年生時点に限定する理由は、当該学年が中国

義務教育段階の最終年で、進学ルートと非進学ルートの分岐点にあたるためである。本稿の研究者を限定する変数の具体的な設定方法は以下の通りである。

表1 分析対象者の設定結果

児童類型	学年	出生地	移動	戸籍	両親との別居状況	N
都市への移動児童	中三	外県（区）	あり	農業	両親のいずれかあるいは両親 のどちらとも同居	657
都市住民児童	中三	本県（区）	なし	非農業	考慮せず	1769

①学年を中学三年生に限定する（grade9）。②出生地を「外県（区）」、「本県（区）」に区分する（a04）。③本籍地と現住地が異なるか否かで「移動あり」、「移動なし」に区分する（a5、a8）。④戸籍類型を「農業戸籍」と「非農業戸籍」の2つに区分する（a6）。⑤両親あるいは両親のいずれかと別居中か否かを基準とし、「両親のどちらとも別居」と「両親のいずれかあるいは両親のどちらとも同居」の2つに区分する（b5）。

以上の設定方法を用いて、中学三年生時点での都市への移動児童と都市住民児童に分類することとした。表1に示した通り、有効回答者は、都市への移動児童数は657人、都市住民児童数は1769人である。

4.3. 従属変数

従属変数は、分析の目的によって若干異なる。最も重要な従属変数は、子どもの教育期待である。しかしながら、親の教育期待の媒介効果を検証するために、親の子どもに対する教育期待が重要となる場合もある。子どもの教育期待について、CEPS 2013-2014 生徒票では、B31「あなたは将来どこまで進学したいと思っていますか」という形で尋ねており、親の教育期待について、同じ生徒票で、「親はあなたを将来どこまで進学させたいと思っていますか」という形で尋ねている。この二つの問いに対して、「いまやめる」「中学校卒業まで」～「大学院修了（博士後期）まで」の10個の選択肢からそれぞれ1つを選択してもらった。それぞれの問いに対する回答を、子どもの教育期待、または親の教育期待のいずれかの測定指標とする。ここで注意しなければならないのは、扱っている子どもに対する親の教育期待は、父親と母親の両方の教育期待が反映されている総合的なものである。

分析をする際、t検定、分布の比較と多変量解析の複数の検討を行う。そのため、分析によって、教育期待の変数に対して扱う方法が異なる。t検定では、回答してもらった子どもと親の教育期待を数値化する必要がある。そこで、中国教育選抜システムと各種類の学校の評価を考慮した上で、「いまやめる（いまやめさせる）」は8、「中学校卒業まで」は9、「中等専門学校・技術専門学校卒業まで」と「職業高校卒業まで」（以下、合わせて「中専・技術学校・職業高校卒業まで」）は11.5、「高等学校卒業まで」は12、「大学（専科）卒業まで」は15、「四年制大学卒業まで」は16、「大学院修了（修士）まで」は19、「大学院修了（博士後期）まで」は22とする。「どちらとも言えない」を選択したケースは無効とする。分布を比較するとき、教育期待は量的データを一定のカテゴリカル・データに変換して使用する。ただし、サンプル数を確保するために、「いまやめる」「中卒まで」を中卒以下にする。そのほか、必要に応じて「四年制大学卒業まで」「大学院修了（修士）まで」と「大学院修了（博士後期）まで」を合わせて、「四大卒以上」という指標を用いて、分析を行う場合もある。多変量解析を行うときも、四大卒以上か否かに区分して検討する。

4.4. 独立変数

本稿において、一番注目したい独立変数は「農民工身分ダミー」である。農業戸籍を持つ児童を1、非農業戸籍を持つ児童を0とし、ダミー変数を作る。

社会経済的地位に関する変数は、「父学歴（生徒票 B7）」、「父職（生徒票 B8）」と「暮らし向き（親票 E19 を優先し、生徒票 B9 の回答を補足する）」の3つに分けられる。

「学校ランク」について、学校責任者票の間 A4 で、「学校のランクについてうかがいます。総合的にみると、貴校は本県(区)の中で、次のどれにあたりますか」と学校責任者に尋ねた。「下」「中の下」「中」「中の上」「上」の5つの回答をそれぞれ0から4に数値化する。単純集計の結果、学校ランク変数の最小値は1となり、「下」を選択した回答者がいなかった。そこで、分析に際し、学校ランクを量的変数ではなく、カテゴリカル・データとして扱う。具体的には、「下」「中の下」を下位校、「中」「中の上」を中位校、「上」を上位校とする。

次は「中三成績」である。CEPS 2013-2014 は、各中学校に依頼し、当年度の生徒の中間テストの主要3科目(国語・数学・英語)の成績を収集している。変量の *stdchn*、*stdmat*、*stdeng* は、提供された国語・数学・英語の成績を平均値70、標準偏差10に変換した後の標準化された得点である。本稿では各学生の標準化された国語・数学・英語の得点を合計してから、算出した3科目の平均成績を生徒の「中三成績」とする。

その他の変数としては、子どもの性別と、子どもが調査時点で暮らしていた地域を表す居住地域がある。各変数の記述統計量や度数分布は表2と表3の通りである。

表2 分析に使用する量的変数の記述統計量

	<i>N</i>	最小値	最大値	<i>Mean</i>	<i>SD</i>
子どもの教育期待年数	2314	8	22	16.70	3.08
親の教育期待年数	2317	8	22	16.03	2.89
暮らし向き	2418	0	4	1.92	0.53
中三成績	2360	34.74	89.36	70.90	8.50

表3 分析に使用するカテゴリカル変数の度数分布

	<i>N</i>	%		<i>N</i>	%
農民工身分ダミー			父職		
農民工家庭	657	27.1	公務員	225	10.5
都市住民家庭	1769	72.9	管理職	219	10.2
子性別			専門職	195	9.1
男子	1142	47.3	労働者	1397	65.2
女子	1274	52.7	無職	4.5	5.0
子居住地域			学校ランク		
東部	1460	60.2	下位校	194	8.0
中部	236	9.7	中位校	1430	58.9
西部	730	30.1	上位校	802	33.1
父学歴					
初等教育	1116	46.1			
中等教育	692	28.6			
高等教育	611	25.3			

5. 分析結果

5.1. 都市への移動児童と都市住民児童の教育期待

都市への移動児童と都市住民児童が抱く教育期待の差を検討するため、本項では次の3つの観点から調査結果を分析する。

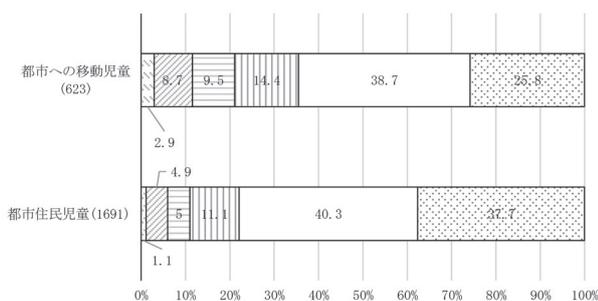
表4 児童別の子どもの教育期待の平均値と標準偏差およびt検定の結果

	都市への移動児童			都市住民児童			<i>t</i> 値
	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	
教育期待年数	623	15.974	3.1750	1691	16.969	2.9952	-6.786***

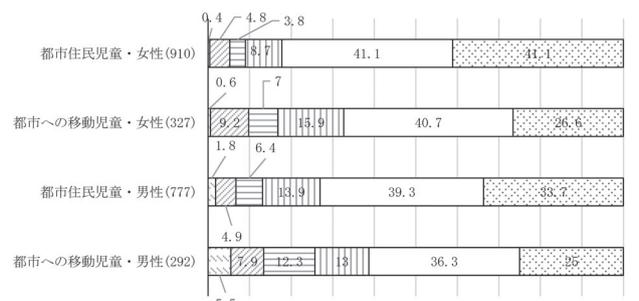
注：*** $p < 0.001$

第一に、子どもの教育期待を年数に換算してから、t検定を行った。その結果は表4に示した通りであり、これによれば、都市への移動児童と都市住民児童、それぞれの教育期待年数 ($t = -6.786$, $df = 2312$, $p < 0.001$) について、平均値には統計的に有意な差がある。この分析結果を見ると、都市住民児童よりも都市への移動児童の教育期待年数の平均値が低いことがわかる。以上から、仮説Aは支持できる、という結果が得られた。

岳 中国都市部における「農民工」の子どもの教育期待の格差構造



注：① $\chi^2=58.179, p<0.001$
 ②系列名のカッコ内はサンプル数、データラベルはすべて%。以下の図でも同様



注： $\chi^2=41.473, p<0.001$

図2 児童類型別による子どもの教育期待の分布 (左) 図3 児童類型別・性別による子どもの教育期待の分布 (右)

第二に、児童間での教育期待の差がどこから生じているかを確かめるためには、子どもの教育期待に関する分布の比較が必要である。まず、子どもの教育期待を都市への移動児童と都市住民児童の別で検討する。図2が示すように、四大卒以上の学歴を持つことを期待する者の割合は、都市への移動児童で64.5%、都市住民児童で78%であり、都市への移動児童と都市住民児童の間では13.5%の差がある。一方、四大卒の学歴を持つことを期待する者のみに着目すると、両者の差は1.6%で、大きな違いがない。この結果から、都市への移動児童と都市住民児童の教育期待の差は、主に大学院修了を期待する者の間にあると言える。

次に、子どもの教育期待が、児童別だけでなく、性別によっても異なるかを確認する。児童別の教育期待の分布に性別という変数を加えて子どもの教育期待の分布を比較したものが、図3である。この図3における大学院修了に注目すると、都市への移動児童と都市住民児童の違いに関わりなく、女子からの、大学院修了の学歴を持つことへの期待が、男子のそれを上回っていることがわかる。都市住民児童の場合、女子が大学院進学・修了をしたいと期待する割合が41.1%であるのに対して、男子が33.7%で、両者には7.4%の差が見られる。他方、都市への移動児童の場合、女子が大学院進学・修了をしたいと期待する割合が26.6%であるのに対して、男子が25%で、両者の差はわずか1.6%の差である。注目したいのは、都市への移動児童では、教育期待の性差が、大学院修了を求める者には顕著ではないが、全高等教育機関（大学専科、四年制大学、大学院を含む）への進学・卒業（修了）を求める者には8.9%の差が見られることである。要するに、平均的にいうと、都市への移動児童であれ、都市住民児童であれ、女子児童の教育期待が男子児童の教育期待より平均的に高いことがわかる。しかし、児童間の差異が判断できない。ここから、仮説 B1・B2 は支持できない、という結果が得られた。

第三に、学校ランクの効果を検討する。まず、都市への移動児童が都市住民児童と比較して、異なるランクの中学校に就学しているのかを確認する。表5から、上位校に通学している都市住民児童の割合は40.8%であるのに対して、都市への移動児童はわずか12.2%しか上位校に通学していないことがわかる。一方で、下位校に通学している都市への移動児童の割合は20.4%であるのに対して、都市住民児童の割合はわずか3.4%である。この結果から、都市への移動児童に比べると、都市住民児童が通学している中学校のランクが平均的に高いことが言える。これにより、仮説 C1 は支持できる、という結果が得られた。

次に、性別を統制した上で、児童別で学校ランクの効果を検討する。まず男子（図4）に注目すると、上位校、中位校に通学している場合、都市への移動児童による四年制大学かそれ以上の高等教育機関への進学に対する期待率が都市住民児童のそれを下回っている。特に上位校に通っている場合、都市への移動児童による四大卒以上の学歴を持つことへの期待率は63.9%であるのに対して、都市住民児童のそれは80.8%であり、両者のあいだには16.9%の差が見られる。一方で、下位校

表5 児童類型と学校ランクのクロス集計

児童類型		下位校	中位校	上位校
都市への移動児童	N	134	443	80
	%	20.4	67.4	12.2
都市住民児童	N	60	987	722
	%	3.4	55.8	40.8

注： $\chi^2=303.065, p<0.001$

に通っている場合、上位校生徒と中位校生徒とは逆に、都市への移動児童による四年制大学以上の高等教育機関への進学に対する期待率は、都市住民児童のそれを25%上回っている。

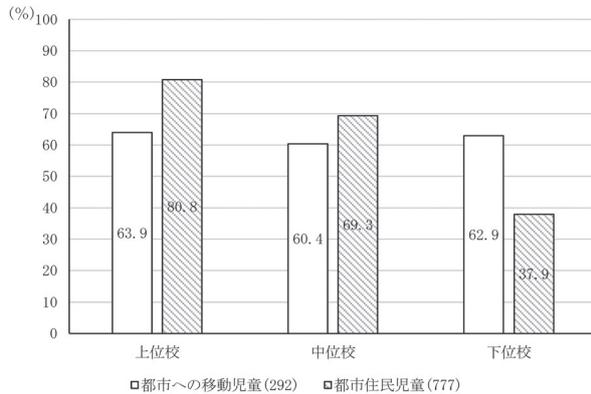


図4 学校ランク別・児童別による男子の四大卒以上の学歴を持つことへの期待率

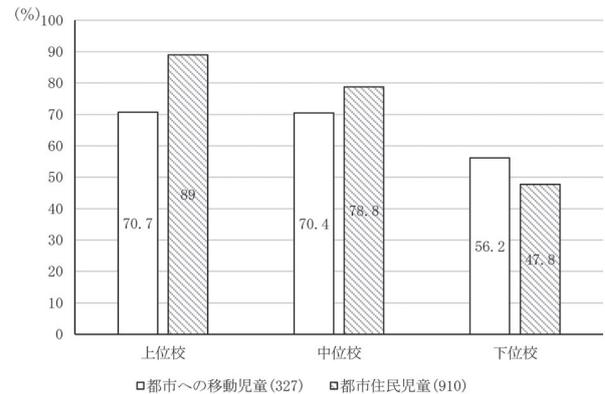


図5 学校ランク別・児童別による女子の四大卒以上の学歴を持つことへの期待率

男子の都市住民児童だけをみると、在籍する学校のランクが低くなるほど四大卒以上の学歴をもつことへの期待率は下がる傾向が顕著で、さらに下位校に通学している場合、この期待率はわずか37.9%しかない。その一方、男子の都市への移動児童による四年制大学以上の高等教育機関への進学に対する期待率は、学校ランクによる影響が顕著ではない（6割ぐらいの期待率を維持している）。

女子（図5）に注目すると、まず上位校、中位校に通っている場合、都市への移動児童が四年制大学以上の高等教育機関への進学を期待する率は、都市住民児童のそれを下回っている。特に上位校に通学している場合、都市への移動児童が四年制大学以上の高等教育機関への進学を期待する率は都市住民児童のそれを約20%下回っている。その割合は男子に比べると、より顕著である。下位校では、男子の場合と同様に、都市への移動児童が四年制大学以上の高等教育機関への進学を期待する率は、都市住民児童のそれを上回っている。ただし、児童間の差はわずか8.4%しかない。

この結果から、仮説C2は部分的に支持できる、という結果が得られた。すなわち、都市住民児童の場合、通学している中学校のランクが低いほど、教育期待も低いことが確認されたが、都市への移動児童の場合、とりわけ男子において、この傾向は顕著ではない。

以上、t検定、分布の比較を通して、教育期待の差と、教育期待に関する性差・学校トラック説についての仮説の検証を行った。ここまでの仮説A-Cに対する検証の結果をまとめると、A（児童間での教育期待の差）、C1（児童間に通学している学校ランクの差）は支持、性差に関する仮説B1、B2はすべて不支持、C2（子どもの教育期待に対する学校ランクの効果）は部分的に支持、という結果が得られた。

5.2. 教育期待格差に対する農民工身分効果

本項では、最も中心的な仮説Dに対して二項ロジスティック回帰分析により検証を行う。従属変数は、親と子どもの四大卒以上の学歴を持つことへの期待の有無とする。本節の最初で、都市への移動児童と都市住民児童が抱く教育期待の差は、主に大学院修了を期待するか否かにあると確認した。しかしながら、一般的に、四大卒は中国人の中で高学歴の基準として認識されている。そのため、従属変数を四大卒以上の学歴を持つことへの期待としたのは、サンプル数の確保という面も考慮し、大学院修了のみよりむしろ四大卒を含めた方が適切だと考えたからである。

仮説Dから、次の2点を検討する必要がある。1つ目は、性差、地域差、学校トラック、および社会経済的格差の効果を統制した上で、農民工身分効果があるのか、ということである。2つ目はもし効果が認められたら、どのように解釈するのか、ということである。

表6 親子の四大卒以上の教育期待の有無を従属変数とする二項ロジスティック回帰分析の結果

説明変数	親の教育期待				子どもの教育期待					
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5	
	B	Exp(β)	B	Exp(β)	B	Exp(β)	B	Exp(β)	B	Exp(β)
男性ダミー	0.132	1.141	0.138	1.148	-0.306	0.737*	-0.081	0.922	-0.301	0.740*
居住地域 (基準=中部)										
西部	0.403	1.496 ⁺	0.462	1.588*	1.287	3.621***	1.150	3.157***	1.350	3.856***
東部	-0.043	0.958	0.022	1.022	1.035	2.816***	0.652	1.919**	1.103	3.014***
父学歴 (基準=初等学歴)										
中等学歴	0.528	1.696***	0.462	1.587**	0.393	1.482*	0.499	1.648**	0.327	1.387*
高等学歴	1.451	4.267***	1.362	3.902***	1.127	3.087***	1.436	4.204***	1.044	2.841**
父職業 (基準=労働者)										
公務員	1.013	2.754**	0.984	2.674**	0.399	1.491	0.805	2.237*	0.372	1.451
管理職	0.682	1.978**	0.657	1.930**	0.279	1.322	0.574	1.775*	0.247	1.281
専門職	0.393	1.481	0.379	1.460	0.330	1.390	0.366	1.443	0.315	1.371
無職	0.104	1.110	0.049	1.050	-0.006	0.994	0.003	1.003	-0.061	0.941
暮らし向き	-0.018	0.983	-0.025	0.975	0.153	1.165	0.051	1.053	0.141	1.151
中三成績	0.112	1.119**	0.114	1.120**	0.089	1.093**	0.127	1.135**	0.090	1.094**
学校ランク (基準=下位校)										
中位校	0.515	1.673*	0.406	1.501 ⁺	0.714	2.043*	0.669	1.952**	0.602	1.825*
上位校	1.137	3.117***	0.993	2.701***	0.821	2.273*	1.072	2.923***	0.680	1.974*
親の教育期待					3.353	28.579***			3.348	28.437***
農民工身分ダミー			-0.288	0.750*			-0.379	0.685*	-0.301	0.740
定数	-8.250	***	-8.159	***	-8.987	***	-9.528	***	-8.872	***
-2LL	1843.617		1839.458		1063.105		1634.833		1060.670	
χ^2	504.446***		508.605***		1021.210***		528.353		1023.645***	
Cox & Snell R ²	0.225		0.226		0.412		0.234		0.413	
Nagelkerke R ²	0.324		0.326		0.623		0.352		0.624	
N	1984		1984		1921		1980		1921	

注：***P < 0.001, *P < 0.01, **P < 0.05, +P < 0.10

表6は分析結果である。モデル1とモデル2の従属変数は親の子どもに対する教育期待（四大卒以上の学歴を持つことへの期待の有無）である。モデル1では、男性ダミー、居住地域、父学歴、父職、暮らし向き、学業成績、学校ランクを統制変数として投入し、モデル2ではこれに農民工身分ダミー（農民工=1、都市住民=0）を追加投入し、親の教育期待に対する農民工身分ダミーの独自効果を検討した。次のモデル3から従属変数を子どもの教育期待（四大卒以上の学歴を持つことへの期待の有無）に変える。モデル3では、統制変数を投入した上で、親の教育期待の効果を検討した。そして、モデル4では、統制変数を投入した上で、子どもの教育期待に対する農民工身分の直接効果を検討した。最後のモデル5では、モデル4に親の教育期待を追加投入し、子どもの教育期待に対する農民工身分の媒介効果を検討した。

まず、モデル1から、移動先が西部地域である場合、中部地域である場合と比較すると、親が子どもに対して四大卒以上の学歴を持つことを期待する確率は高まる。父親が中等教育機関か高等教育機関で教育を受けた場合、学歴が初等教育までである場合と比較すると、親が子どもに対して四大卒以上の学歴を持つことを期待する確率は高くなる。父親が公務員や専門職に就いている場合、労働者である場合より、親が子どもに対して四大卒以上の学歴を持つことを期待する確率は高まる。また、子どもの学業成績と、通学している学校のランクが良ければ、親が子どもに対して四大卒以上の学歴を持つことを期待する確率は高まる。

そして、モデル2で農民工身分ダミーを投入すると、負の効果が有意に見られる。つまり、農民工の家族においては、親が子どもに対して四大卒以上の学歴を持つことを期待する確率は、都市住民の家族におけるその0.75倍である。統制変数の効果は、モデル1とほぼ同様に見られる。以上の結果から、農民工身分、すなわち農民工か都市住民かの違いが、親の子どもに対する教育期待に独自の影響を与えていると言える。

次に、子どもの教育期待に対する親の教育期待の効果を検討する。モデル3を、モデル1と2の各統制変数の効果と比較すると、男性ダミーの負の効果は有意であるが、父職の効果は有意ではないことがわかる。子どもの教育期待に対する親の教育期待の効果について、オッズ比は28.579であり、かなり強い影響力を持つことがわかる。言い換えれば、親が子どもに対して四大卒以上の学歴を持つことを期待する場合、そうした期待を持たない場合と比較すると、子ども自身が四大卒以上の学歴を持つことを期待する確率が28倍ほど大きいことになる。

モデル4では、子どもの教育期待に対する農民工身分ダミーの直接効果に注目する。統制変数を投入しても、農民工身分ダミーの効果が有意に見られる。このことから、仮説D1は支持できる、という結果が得られた。

次のモデル5では、モデル4に親の教育期待を独立変数として投入する。そうすると、新たに投入した変数が大きな規定力を持ち、農民工身分ダミーの効果は有意ではなくなる。つまり、子どもが四大卒以上の学歴を持つことを期待するかどうかは、農民工身分ダミーの直接効果ではなく、親の教育期待を経由した媒介効果に影響されていることがわかる。従って、仮説 D2-1 は支持できるが、仮説 D2-2 は不支持となる、という結果が得られた。

6. 考察

前節では、都市への移動児童と都市住民児童の間に教育期待の格差が存在し、しかも主として大学院修了への期待の有無が顕著に見られることを検証した。この格差が生じた理由として、本稿では「配分モデル」による性差と学校ランクの効果を検討した。

性差について、性別役割分業意識から、女子より男子の教育期待の方が高いという仮説を立てた。それをもとに分析したところ、仮説と反対の結果が得られた。女子の方が男子より高い教育期待を持ち、しかもその差異が主に大学院修了という事柄に関して見られるのは、性別役割分業意識と夫婦共働き慣行の相互作用によるものと推察される。ただし、この点は CEPS のデータによって検証することは不可能であり、今後分析を深める必要があるだろう。

そして、都市への移動児童と都市住民児童との間の、教育期待の差に対する学校ランクが及ぼす効果を検討した。クロス表分析の結果から、第一に、農民工の家族の子どもは、都市住民の家族の子どもと比較すると、移動先で義務教育を平等に受けることができないという、政策的な障壁が、依然として存在していることを確認した。そして第二に、学校ランクが子どもの教育期待に及ぼす効果があることを発見した。都市住民の家族の場合、子どもが低いランクの中学校に通学すると、教育期待も低くなる一方、農民工の家族の場合には、この傾向は顕著ではない。上位校に通学している都市への移動児童が持つ教育期待は、中位校に通学している生徒が持つ教育期待より高いものではなく、一定の水準を維持している。言い換えれば、農民工の家族の子どもが持つ教育期待には、学校ランクに基づくガラスの天井効果があると言って良いだろう。

本稿では、子どもの教育期待に対する農民工身分の負の効果が、親の教育期待を経由した媒介効果だと確認した。これは中学3年生の子どもは、戸籍制度がもたらす障壁を完全に理解できないものの、彼らの親はその障壁を実感しているため、子どもに対する教育期待が低くなる。そして、子どもの教育期待が親の教育期待に強く規定された結果、都市への移動児童と都市住民児童との間に教育期待の差は生じることが示唆される。

以上のように、本稿は現代中国における都市への移動児童と都市住民児童との間での教育期待の格差構造をめぐって、様々な考察を行った。その結果、教育期待の格差は明確に存在し、戸籍制度そのものに大きく影響されていることが明らかになった。中国政府が都市への移動児童の教育問題に対して様々な就学保障策を打ち出したにもかかわらず、現実にはこうした光の影で戸籍制度に影響された教育期待の仕組みが作用している事実がある。2014年7月に、中国国務院は「戸籍制度改革のさらなる推進に関する意見」を公表し、都市・農村の統一型戸籍登録制度の導入を決定した。とはいえ、現時点では、農業戸籍と非農業戸籍の区別を廃止する戸籍制度改革は中小都市の一部でしか本格的に執行されていない。農民工の数が多き北京、上海、広州などの大都市ではポイント制による地元戸籍取得制度が代替案として取り入れられ、戸籍の統一はまだ認められていないため、農民工は依然として都市の戸籍を取得することが難しい。現行の戸籍制度の全面的廃止あるいは抜本的改変には多大な困難が伴うが、都市への移動児童と都市住民児童の間で教育格差をなくすためには、「農民工」という負の身分がもたらした制度的・観念的な社会的排除を是正する施策を講じていく必要があるだろう。

<付記>

本稿は2019年1月に北海道大学文学研究科(文学院)へ提出した修士論文をもとに、加筆して作成したものである。

<引用文献>

<日本語文献>

- 荒牧草平, 2016, 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房.
- 荒牧草平, 2018, 「教育格差の論じ方——趨勢・枠組・メカニズム」日本教育社会学会編『教育社会学のフロンティア2 変容する社会と教育のゆくえ』pp.17-35, 岩波書店.
- 藤田英典, 1980, 「進路選択のメカニズム」山村健・天野郁夫編『青年期の進路選択』pp.105-129, 有斐閣.
- 巖善平, 2009, 『農村から都市へ——1億3000万人の農民大移動』岩波書店.
- 鹿又伸夫, 2014, 『何が進学格差を作るのか——社会階層研究の立場から』慶應義塾大学出版会株式会社.
- 片瀬一男, 2005, 『夢の行方——高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.
- 宮崎満, 2009, 「農民工流動子弟の教育問題」根橋正一・東美晴編著『移動する人々と中国にみる多元的社会——史的展開と問題状況』pp.166-191, 明石書店.

<中国語文献>

- 郝大海, 2007, 「中国城市教育分層研究(1949-2003)」『中国社会科学』2007年第6期 pp.94-107.
- 李春玲, 2009, 「教育地位獲得の性別差異——家庭背景对男性和女性教育地位獲得の影響」『婦女研究論叢』2009年第1期 pp.14-18.
- 李忠路・邱澤奇, 2016, 「家庭背景如何影響兒童學業成就?——義務教育階段家庭社会經濟地位影響差異分析」『社会学研究』2016年第4期 pp.121-144.
- 劉精明, 2008, 「中国基礎教育領域中的機會不平等及其變化」『中国社会科学』2008年第5期 pp.101-116.
- 宋映泉・曾育彪・張林秀, 2017, 「打工子弟学校学生“初中後”流向哪里?——基于北京市1866名流動兒童長期跟踪調数据的實証分析」楊東平主編『中国流動兒童教育發展報告2016』pp.190-209, 社会科学文献出版社.
- 吳愈曉, 2012, 「中国城鄉居民教育獲得的性別差異研究」『社会』2012年第4期 pp.112-137.
- 趙煥・魏佳羽, 2017, 「北京義務教育階段流動兒童教育現狀」楊東平主編『中国流動兒童教育發展報告2016』pp.105-120, 社会科学文献出版社.

<欧文文献>

- Blau, P.M. & O.D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, The Free Press.
- Bourdieu, P. & J.C. Passeron, 1970, *La Reproduction: Éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Minuit. (= 1991, 宮島喬訳『再生産——教育・社会・文化』藤原書店)
- Breen, R. & J.H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Toward a Formal Rational Action Theory," *Rationality and Society*, Vol.9, No.3, pp.275-305.
- Kerckhoff, 1976, "The Status Attainment Process: Socialization or Allocation?," *Social Force*, Vol.55, No.2, pp.368-381.
- Lavelly, William, Xiao Zhenyu, Li Bohua & Ronald Freedman, 1990, "The Rise in Female Education in China: National and Regional Patterns," *The China Quarterly*, No.121, pp.61-93.
- Mead, G.H., 1934, *Mind, Self and Society*, The University of Chicago Press. (= 1973, 稲葉三千男・滝沢正樹・中野収訳『精神・自我・社会』青木書店)
- Sewell, W.H., A.O. Haller, & G.W. Ohlendorf, 1970, "The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision," *American Sociological Review*, Vol. 35, No.6, pp.1014-1027.
- Sewell, W.H. & R.M. Hauser, 1975, *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*, New York: Academic Press.
- Sewell, W.H., Robert M.H., Kristen W.S., & Taissa S.H., 2004, "As We Age: A Review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957-2001," *Research in Social Stratification and Mobility*, No.20, pp.3-111.
- Wilson, K. & A. Portes, 1975, "The Educational Attainment Processes: Results from a National Sample," *American Journal of Sociology*, Vol.81, pp.343-363.

The Disparity of Educational Expectation of Rural Migrant Workers' Children in Urban China: Focusing on the Effect of Household Registration System on Rural Migrant Workers' Identity

YUE Peirong

Abstract:

In China, children of migrant workers from rural to urban areas have low levels of education compared to children of urban residency. Applying the Wisconsin model, this paper aims to demonstrate the disparities in expectations for education between two groups of children and also to clarify whether each of the groups' identities affects the disparities in their own educational expectations. I examine children's inquiries recorded in the 2013-2014 China Education Panel Survey (CEPS) in order to create distribution charts of their educational expectations, taking gender and school ranking into consideration. I also conduct binomial logistic regression analysis to demonstrate the effect of the household registration system on rural migrant workers' identity including those children's parents'. The examination brought the following results: First, the children of migrant workers have lower educational expectations on average than urban residents' children. In addition, girls' expectations for education are higher than boys' one in both of the two groups. Furthermore, even if the children of migrant workers learn at higher-ranking schools, their expectations for education remain low. More importantly, rural migrant workers' identity is the negative effect of children's expectations for education which causes the educational expectation disparity. This research suggests that the effect was created not by the children themselves but through the parents' educational attitudes toward them.

Keywords: expectations for education, children of migrant workers, Household Registration System, Rural Migrant Workers, Wisconsin model

中国都市部における「農民工」の子どもの教育期待の格差構造 ——戸籍制度による農民工身分効果をめぐって——

岳 培 榮

要旨:

本稿は現代中国都市部で暮らしている農村から都市への出稼ぎ労働者（農民工）の子ども（都市への移動児童）と都市出身の都市住民児童が持つ教育期待の格差構造を明らかにすることを目的とする。中国教育パネル調査（CEPS）2013-2014を使用し、ウィスコンシン・モデルからの知見を踏まえながら、性差・学校ランクの効果を加味して教育期待の分布によって分析した上で、中国の戸籍制度によって生じた農民工の身分効果を二項ロジスティック回帰分析で検証した。その結果、都市への移動児童が都市住民児童より平均的に低い教育期待を持っていること、男子より女子による教育期待の方が高いこと、都市への移動児童には学校ランクによる教育期待の「ガラスの天井」効果が見られることを明らかにした。格差形成の原因として、子どもの教育期待に対して農民工の身分が負の効果と、この効果が親の子どもに対する教育期待を経由した媒介効果であることを示した。