

Discussion Paper Series A No.721

現代中国の教育収益率：メタ分析

馬 欣欣（法政大学経済学部）
岩崎一郎（一橋大学経済研究所）

2021年4月

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan

現代中国の教育収益率：メタ分析*

馬 欣欣[†]・岩崎一郎[‡]

【要旨】

本稿において筆者らは、既存研究 85 点から抽出した全 1041 推定結果のメタ分析による統合と比較を行うことにより、現代中国におけるミンサー型教育収益率の一般的効果サイズの推定を試みると共に、企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び推定期間の差異が、教育収益率に及ぼす影響を検証した。メタ分析の結果は、体制移行期を通じた中国教育収益率の偏相関係数で測定した効果サイズは、正に中位の水準に達していることを強く裏付けた。また、非国有部門、都市戸籍労働者、都市部及び女性の教育収益率は、国有部門、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部及び男性のそれを、統計的に有意に上回ることを示唆する分析結果も得られた。更に、中国の教育収益率は、時系列的に顕著な上昇傾向にあることも併せて判明した。これら一連のメタ分析結果は、改革開放期から現代に至る中国では、国民経済活動への市場原理の浸透と目覚ましい技術発展が、労働者の賃金水準に著しい影響を及ぼしていることを強く示唆している。

JEL classification numbers: D31, I26, J31, P23, P36

Keywords: return to schooling, wages, meta-analysis, publication selection bias, China

* 本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究B(課題番号 20H01512, 研究代表者: 馬欣欣法政大学教授; 課題番号 20H01489, 研究代表者: 岩崎一郎一橋大学教授), 令和2年度一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点プロジェクト研究「東欧と中国の比較労働システム論」(研究代表者: 堀江典生富山大学教授)及び令和2年度京都大学経済研究所共同利用・共同研究拠点プロジェクト研究「中国と東欧の企業経営システムに関する比較研究」(研究代表者: 馬欣欣富山大学准教授)の研究成果である。2020年8月5日開催の一橋大学経済研究所定例研究会では、討論者の勇上和史神戸大学准教授に加えて、同所の森川正之教授、有本寛准教授、手島健介准教授、澤田真行講師及び高山直樹講師より、数々の有益な批評や示唆を頂いた。また、文献調査・収集作業に際しては、一橋大学経済研究所経済制度研究センタースタッフの狩野倫江氏及び吉田恵理子氏、一橋大学大学院経済学研究科院生の李亜蘭氏、並びに研究所資料室より多大な助力を得た。ここに記して謝意を表す。

[†] 法政大学経済学部教授, Email: xxma@hosei.ac.jp

[‡] 一橋大学経済研究所教授, Email: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp

1 はじめに

中国では、計画経済から社会主義市場経済への体制転換の進捗と共に、労働賃金の決定メカニズムにも市場原理が着実に浸透している(Ma, 2018a)。教育水準が個々の労働者の賃金水準に与える影響、即ち、私的教育内部収益率(以下「教育収益率」と略称)は、人的資本に対する労働対価や、高学歴者労働需給の状況を反映する指標として、労働経済研究分野において最も注目されている問題領域の一つであるが、資本主義先進国経済の研究で培われてきた人的資本理論(Becker, 1964; Mincer, 1974)やシグナリング効果仮説(Spence, 1973)に理論的基礎を置きつつ、ミンサー型賃金関数に基づいて教育収益率を推定することは、現代中国経済の実証研究においても標準的な接近法となっている。事実、賃金水準を従属変数とし、教育年数ないし学歴ダミーを独立変数とした回帰モデルの推定から得られる係数、即ち、「ミンサー型教育収益率」(妹尾・日下田, 2011)を報告する中国研究は、1990年代後半から今日に至る間、不断無く発表され続けている(Meng, 1995; Maurer-Fazio, 1999; Huang et al., 2002; de Brauw and Scott, 2008; Messinis, 2013; Li et al., 2018; Asadullah et al., 2020)。更に、教育投資の賃金効果を主題としない中国賃金研究においても、ミンサー型賃金関数の推定にとって、教育水準は欠くべからざる変数であるから、一制御変数の推定値として教育収益率を報告している例も少なくない。つまり、今日の我々は、中国労働者の教育収益率について、豊富ともいえる実証的証拠を有しているのである。

このような研究状況にも拘わらず、現代中国の教育収益率に関する知見には、いくつかの大きな「空隙」が存在している。そのひとつは、改革開放期から現代に至る体制移行期を通じた中国教育収益率の一般水準に関する科学的評価である。上述の通り、中国労働者を分析対象とした教育収益率の推定結果は数多存在するが、その結果は、既存文献間の研究条件の著しい違いを反映して、実に多種・多様であり、研究者の間に、中国教育収益率の一般水準について、ある程度定まった理解なりコンセンサスが存在しているとはとても言い難いのが実情である。この不透明性は、実証的証拠が積み上がれば積み上がるほど、むしろ強まる傾向にすらあり、中国賃金研究の一大問題に浮上している。

いまひとつは、教育収益率という観点から見た、企業部門、戸籍、地域、ジェンダーの差異に注目した実証分析が極めて限られているという事実である。中国では、政治体制の根幹には共産党一党独裁を維持しながら、国民経済レベルでは市場化が大規模かつ果敢に進められている。この結果として、同国の労働市場は、様々な側面から制度的に「分断」されていると、Meng and Zhang (2001)や Ma (2018a)をはじめとする数多くの研究者が、異口同音に指摘している。こうした中国労働市場の分断化は、同国賃金研究にとっても重大な分析視角であるにも拘わらず、この現象と教育収益率との因果関係を考察した研究は、大変貧弱な状況にとどまっている。教育収益率の一般水準に関する科学的評価の欠如と共に、この研究上の隘路も速やかに解消されなくてはならない。

以上の2点に加えて指摘すべき中国教育収益率に関する学術上の大きな空隙は、体制移行期を通じた教育収益率の時系列的動態に関するエビデンスの欠落である。国民経済生活への市場原理の浸透や学歴社会化の進行が、中国の賃金決定メカニズムに重大な変化をもたらしていることは、誰もが同意するであろう。しかしながら、先行研究の圧倒的大多数が利用している家計・企業データは、特定年又は非常に短期なものであり、従って、教育収益率の中期又は長期の時系列的傾向を検証した文献は極めて稀である。このため、一連の既存研究において、中国における教育収益率の時系列的動態について然るべき理論的考察がなされているとは言い難く、無論、その実態把握も十分ではない。この問題の解消は、長期データの構築と分析によってなされ得るが、過ぎ去った30年間を遡ることは、もはや事実上不可能である。

本稿は、以上に述べた3つの学術的空隙を、先行研究の推定結果を利用した大規模なメタ分析によって克服することを目的としている。後に筆者らが試みる通り、メタ分析は、既存文献の研究条件の違いをむしろ逆手にとることで、技術的な理由により、標準的な実証研究ではなし得ない又は検証が非常に難しい問題に対して、一定の回答を提示することができる。実際、我々は、共産党員資格の賃金プレミアムや男女間賃金格差について、先行研究では十分に検討し得ない諸問題が、メタ分析では解明可能であることを示してきた(岩崎・馬, 2019; 馬・岩崎, 2019)。本稿も、現代中国の教育収益率に関する筆者ら独自の仮説を提示すると共に、これら2つの先行事例と同様の接近法を以て、その厳密な検証を行うことで、中国賃金研究に一定の寄与をもたらすものである。

既存研究85点から抽出した全1041推定結果のメタ分析から得られた結果は、体制移行期を通じた中国教育収益率の偏相関係数(partial correlation coefficient)で測定した効果サイズ(effect size)は、正に中位の水準に達していることを強く裏付けた。また、非国有部門、都市戸籍労働者、都市部及び女性の教育収益率は、国有部門、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部及び男性のそれを、統計的に有意に上回ることを示唆する分析結果も得られた。更に、中国の教育収益率は、時系列的に顕著な上昇傾向にあることも併せて判明した。これら一連の事実発見は、改革開放期から現代に至る中国では、国民経済活動への市場原理の浸透と目覚ましい技術発展が、労働者の賃金水準に著しい影響を及ぼしていることを強く示唆している。

本稿の構成は、以下の通りである。次節では、経済理論及び先行研究に基づいて、中国体制移行期の労働市場の特徴を考慮し、メタ分析の検証に付す一連の仮説を提起する。第3節では、メタ分析対象文献の探索・選択手続き及び選定文献の概要を述べる。第4節では、抽出推定結果のメタ統合を行い、続く第5節では、文献間異質性を考慮したメタ回帰モデルを推定し、第6節で、公表バイアスの検証を試みる。そして、最終第7節で、分析結果の要約と若干の政策的含意を述べる。

2 現代中国の教育収益率：メタ分析のための仮説提起

1978年12月、中国共産党第11期中央委員会第3回全体会議(三中全会)が、鄧小平副主席(当時)が提唱した改革開放政策を採択して以降、中国の社会経済システムは劇的な変化を遂げた。教育制度も例外ではない。この観点から、以下の2点が特筆に値する。第1に、義務教育の都市・農村間格差を是正するために、中国政府は、2001年5月公布の「基礎教育の改革と発展に関する決定」において、9年制義務教育の全国的普及を重要目標に掲げ、2003年9月には、農村部を対象に、学費、教科書代、その他雑費を免除し、なおかつ寄宿生活費を補助する「両免一補」政策を実施した。この結果、小学校から中学校への進学率は、1990年の74.6%から2017年の98.8%へと大幅に上昇した(中国教育部, 1999, 2017)。第2に、中国政府は、義務教育の全国的普及に先んじる1999年に、高等教育拡大政策にも着手している。改革開放期を通じて、中国の受験競争は、「千軍万馬は唯一の橋を渡る」と言われるほど大変厳しいものがあり、大学進学は制約的であったが¹⁾、1999年以降、高等教育拡大政策が強力に推進された結果として、大学数が増加するとともに、学生数も急増し、1991年には3.5%に過ぎなかった大学進学率は、1999年には10.5%、2017年には45.7%へと急上昇を遂げた(ibid.)。かかる義務教育の全国的普及と高等教育の目覚ましい拡充は、1978年から現在に至る中国の社会変動を特徴付ける重大な側面であることに疑問の余地はなく、同国における教育水準と経済活動との関係に、研究者の大きな関心が集まっている。

以上を踏まえて、本節では、改革開放期から現代に至る中国の市場経済化、高度経済成長、並びに学歴社会化の軌跡を回顧しつつ、Becker (1964)や Mincer (1974)が開拓した人的資本理論や Spence (1973)が提唱したシグナリング効果仮説の見地から、メタ分析での検証が可能な同国の教育収益率に関する一連の仮説を提起する²⁾。

上述の人的資本理論とシグナリング効果仮説は、そのいずれもが、教育経験の賃金水準に対する正の効果を予測する。労働賃金の決定過程において市場経済メカニズムが一定程度機能している現代中国についても、この理論の現実適合性は高く、従って、同国における教育と賃金の正の相関を疑う余地はない。問題となるのは、教育が賃金水準に及ぼすインパクトのスケール、即ち、教育収益率の「効果サイズ」である。この点について、Psacharopoulos and Patrinos (2004)は、一般に、発展途上国の教育収益率は、先進国のそれよりも大きく、更に、アジア地域の教育収益率は、10%程度であると述べている。翻って、改革開放期以降の中国は、第1に、経済が急成長を経験し、これに伴い、産業構造や企業

¹ 中国では、大学進学のために、全国統一大学入学試験を受験し、その点数が、志望大学の合格最低点に達する必要がある。同試験制度は、1952年に導入された後、文化大革命中の1966年に一時廃止されたが、1977年に再開されている。

² 本節は、馬・岩崎(2020)の考察内容を、縮約的に論じたものである。各論点のより詳細な議論や論拠は、馬・岩崎(2020)を参照してほしい。

組織も技術的に高度化しており、この結果として、高学歴労働者に対する需要が急増しているが、同国全体としての技術的高度化のレベルは、欧米や日本などの先進諸国に比べてまだ低いこと(科学技術振興機構研究開発戦略センター, 2017)、第2に、中国の市場化改革は、概して不徹底であり、政府や共産党は、依然として国有大企業をコントロールし、党組織を通じて労働雇用や賃金に大きな影響を与えていること(林・蔡・李, 1994; 馬・岩崎, 2019)という2つの事実関係を考慮すると、中国において、ある労働者の教育経験が、当該人の賃金水準に及ぼす効果は、高所得国よりやや高い水準に留まるのではないかと予想される³⁾。この水準は、後述の通り、偏相関係数で測定した効果サイズを、「低位」(small)、「中位」(medium)、「高位」(large)の3段階に大別するとすれば、中位の水準に相当するものである(Doucoulagos, 2011)。そこで、筆者らは、改革開放期から現代を通じた中国における教育収益率の一般的効果サイズを、次のように予測する。

【仮説1】現代中国における教育収益率の効果サイズは、中位に正である。

周知の通り、中国は、「漸進型」経済改革を堅持している。改革開放期からこれまで、同国の非国有部門(民間部門)は大幅に伸長したが、他方で、中国共産党政権は、国民経済に対する一定の支配力を維持するために、基幹産業を中心に、国有部門の維持・優遇にも努めた(林・蔡・李, 1994; 馬, 2014; Ma, 2018a; Iwasaki et al., 2020)。この結果、現代中国経済は、国有部門と非国有部門の分断が、大きな特徴の一つとなっている(張・薛, 2008; 葉・李・羅, 2011; 加藤, 2013; Ma, 2018b)。

今日、中国の民間企業は、「労働法」や「労働契約法」などの法律で定められた最低賃金や法定労働時間等の諸規定を遵守した上で、個々の労働者の賃金水準及び雇用条件を自由に決定することができる。さらに非国有部門では、国内及び海外での厳しい市場競争に勝ち抜くために、市場原理に基づいて労働者の賃金水準を決める傾向が日々強まっている。つまり、非国有部門に属する中国企業は、人的資本理論やシグナリング効果仮説で説明されるように、高学歴・高技能者の賃金水準を高く設定するであろうし、更には、国有部門から高度人材を奪うために、高学歴・高技能者の賃金を、国有部門より高く設定するとも考えられている(趙, 2015; 張, 2018)。

一方、労働法や労働契約法の諸規定にも係らず、国有企業幹部の基本給は、依然として政府が決定している。ここには、計画経済期に強調された平等主義的なイデオロギーが色濃く残存している。即ち、中国には、国有企業幹部や管理職の賃金水準は、民間企業のそれよりも抑制される顕著な傾向が今も存在するのである。国有部門において、異なる学歴間の賃金格差が小さく、従って、非国有部門との比較において、国有部門の教育収益率が

³⁾ 例えば、孫(2004)、Gao and Smyth (2015)、Ma and Zhang (2017)らに代表される近年の実証研究が推定した中国の教育収益率は、1.4%~38.4%と非常に範囲が広いが、その多数は、10%前後の教育収益率を示している。

より小さい可能性がある。そこで、筆者らは、次の仮説を提起する。

【仮説 2】 非国有部門における教育収益率の効果サイズは、 国有部門よりも大きい。

中国労働市場の分断化は、より高い賃金を求めて農村部から都市部へ出稼ぎに行く労働者に対する戸籍制度に基づいた差別的取り扱いとしても顕在化している。この現象が、都市戸籍労働者と農村戸籍出稼ぎ労働者の間に、教育収益率という観点から、一定の差異を生み出している可能性がある。

1958年、中国政府は戸籍制度を導入し、政府の人員配置以外、農村部から都市部への労働移動を原則禁止した。1980年代以降、1958年戸籍制度に基づく労働移動規制の緩和が行われた結果、農村部の余剰労働力が都市部へと移動を始め、都市出稼ぎ労働者が漸次増加した(南・馬, 2009)。国家统计局(2018, 2019)の『2018年農民工監測調査報告』や『中国統計年鑑 2019』によると、2018年の出稼ぎ労働者総数は、2億8,836万人に達しており、都市労働者総数(4億1,649万人)の69.2%に相当する。戸籍制度の労働移動面の規制緩和は、農村戸籍を有する出稼ぎ労働者の都市労働市場におけるプレゼンスを著しく拡大したが、同時に、戸籍身分に基づく賃金格差問題を引き起こした。実際、都市戸籍労働者の平均賃金を100とした場合の出稼ぎ労働者の賃金水準は、1995年の76.9から2010年の56.6へと大幅に低下したのである(馬・岩崎, 2020)。

人的資本理論及び雇用主差別嗜好仮説(Becker, 1957)によると、農村戸籍出稼ぎ労働者と都市戸籍労働者の賃金格差は、個々の労働者が持つ人的資本の差又は雇用者の被雇用者に対する差別的取り扱いによって生じ得る。中国では、農村部に比べて、都市部の公共教育投資や家計教育投資が格段に大きく、従って、出稼ぎ労働者と都市労働者には顕著な学歴格差が存在する。更に、都市部の民間企業は、農村戸籍出稼ぎ労働者の制度的・社会的に弱い立場を利用して、労働処遇面であらさまな差別を行っている、研究者は繰り返し指摘している(Meng and Zhang, 2001; Cai, 2016; Ma, 2018a)。

ただし、異なる戸籍の間の「教育収益率」に差をもたらし得るのは、労働処遇面での差別に限られることに留意が必要である。何故なら、都市部の企業が、農村部から仕事を求めて移住してきた労働者に対して、当該労働者と同じ教育水準の都市住民よりも、より低い賃金を支給するという事実があつて初めて、ミンサー型教育収益率に両者間で差が生じるのである。Meng and Zhang (2001), Messinis (2013), Zhu (2016)の希少な研究例によれば、総じて出稼ぎ労働者は、都市労働者よりも、学歴を低く評価される傾向にある。以上の議論に基づき、筆者らは、農村戸籍と都市戸籍の違いは、前者にとって不利な形で、教育収益率に差異をもたらすと予測する。即ち、

【仮説 3】 都市戸籍労働者の教育収益率の効果サイズは、 農村戸籍出稼ぎ労働者よりも大きい。

都市部と農村部の格差も、中国労働市場分断化の重要な一側面である。かかる地域格差

問題は、郷鎮企業に代表される農村企業と、国有大企業や民間企業を主体とする都市企業との間の所有構造及び技術レベルの相違性と深い関係がある。

第1に、企業所有制構造や平均的会社規模の違いを背景に、農村企業と都市企業の雇用・賃金制度は、著しく相違している。即ち、集団所有を主とし、比較的小規模で経営される郷鎮企業やその他農村企業においては、「家族主義的」とも云える独特な経営システムが生まれており、そのため、教育や職務経験といった人的資本以外の諸要因、例えば、地縁関係に象徴される社会資本や生活共同体としての平等主義等が、農村企業の賃金決定メカニズムに大きな影響を及ぼしている(岩崎・馬, 2019)。一方、都市企業では、中・大規模民間企業や外資系企業を中心に、利潤極大化を旨とする市場原理が強く作用しているため、人的資本を重視した雇用・賃金制度が積極的に運用されている。

第2に、農村企業と都市企業では、それぞれが必要とする技術水準、ひいては、高技能者・高学歴者に対する労働需要が大きく異なる。改革開放期、農村余剰労働力の受け皿として発展してきた郷鎮企業は、都市部の国有企業とは異なり、資金や原材料の供給等の面で、中央政府の保護を受けられず、そのため、生産設備への大規模投資や長期的イノベーションを行うことが叶わなかった(林・蔡・李, 1994)。加えて、2000年代以降、農村企業は、先端情報技術や先進国で培われた経営ノウハウを起爆剤とした経営・生産体制の急激な先進化を経験した都市企業から大きく水をあけられている。「中国のシリコンバレー」と呼ばれる深圳市のハイテク企業が、大学や大学院卒の若い労働者を積極的に雇用し、進んで高給を支払う姿勢は、いまや多くの都市企業が共有する「常態」である。このような農村企業と都市企業の相違点は、マクロ的には、農村部と都市部の教育収益率の差異として顕在化するであろう。そこで、筆者らは、次の予想を立てる。

【仮説4】都市部における教育収益率の効果サイズは、農村部よりも大きい。

企業部門、戸籍、地域に続く労働市場分断化第4の視点は、ジェンダーである。理論的には、教育収益率に性差を生ぜしめる要因として、以下の2点を指摘することができる。

第1は、女性への不合理ないし慣習的な性的差別である。Becker (1957)の雇用主差別嗜好仮説によると、労働市場には、雇用主などのグループによる女性への不合理な差別が存在すると、仮に学歴が同水準でも、女性の賃金水準は、男性のそれよりも低く設定されるため、教育の賃金効果は、女性が男性を下回る。また、家計経済学における性別役割分業仮説(Becker, 1985)によれば、家計効用を最大化するために、「男性は仕事、女性は家庭」と言われるような役割分業が男女間で慣習化し、この結果、市場労働を選択・継続する女性は、男性よりも確率的に少なくなる。そのため、統計的差別理論(Phelps, 1972; Arrow, 1973)が説明する通り、企業は、永年勤続が期待できる男性従業員と比べて、短期に離職する恐れの高い女性従業員の賃金水準を低く設定することになる。

第2の要因は、学歴シグナリング効果の男女差である。中国でも、特に農村部では、「男

尊女卑」意識が極めて根深いため、男子への教育投資は、女子へのそれに大きく優る。その結果は、大学進学率の性差として顕在化している(劉, 2008)。実際、大学生に占める女子学生のシェアは、1978年で24.1%であったが、その後、移行期を通じて10%強ほど増加したに過ぎない(馬・岩崎, 2020)。近年、中国政府による高等教育振興策の結果、大学進学率に見る男女格差は大幅に解消しつつあるが、労働者全年齢層で考えると、今も高学歴者の希少性は、男性グループ内よりも、女性グループ内の方が高いのである。この事實は、学歴のシグナリング効果は、男性労働者よりも女性労働者に対してより強く作用する可能性を示唆する。

以上の通り、一般理論は、中国における教育収益率の性差について、定まった予測を許さない。更に、中国教育収益率の男女比較を試みた数少ない先行研究の内容も、相互に大きく食い違っている⁴⁾。しかし我々は、今日における少子化・晩婚化現象が暗黙裡に示唆する通り、中国女性の市場労働意欲は、近年非常に高まっており、性別役割分業仮説が想定するような社会通念の影響は、ここ数十年の間に大きく後退したと考えられること、また、かかる中国女性の労働意識の大きな変化にも拘わらず、体制移行期を通じたその教育機会は、男性に比べて依然限定的だったのであり、従って、学歴が果たすシグナリング効果は、女性労働者の方が、男性労働者よりも遥かに大きいと推察する。従って、筆者らは、教育収益率の性差について、次のように予測する。

【仮説5】女性の教育収益率の効果サイズは、男性よりも大きい。

最後に、改革開放期から現在に至る教育収益率の時系列的傾向を検討する。この点について、経済理論は、以下3点の示唆を与えてくれる。

第1の示唆は、教育収益率は、経済発展と共に上昇する可能性があるというものである。経済発展は、技術の高度化を伴う。かかる産業構造の質的転換につれて、高学歴者や高技能者に対する労働需要が増せば、いきおい教育収益率も向上するであろう。改革開放期から今日に及ぶ中国経済の歩みが、科学産業技術の目覚ましいキャッチアップ過程であることは疑問の余地が無く、この間、教育収益率が大きく上昇した可能性が示唆される。

第2の示唆は、市場化改革の進展からも、教育収益率を向上させる効果が期待できるというものである。国民経済活動への市場原理の浸透や民間部門の拡大は、労働者の限界生産力に見合った水準の賃金支給慣行を普及させるであろうことは容易に想像できる。過去約30年に及ぶ市場化改革の推進は、効率性の観点から見れば悪平等といえる計画経済期の賃金決定メカニズムを大きく覆した。この結果として、教育年数と賃金水準の正の相関

⁴⁾ 実際、陳・鞠(2004)やMa and Zhang (2017)は、中国女性は、その教育収益率で、男性を凌駕していると結論付けている一方、Ma (2018c)は、2002年の場合は、Chen et al. (2005)やMa and Zhang (2017)と同様に、国有企業に従事する女性の教育収益率は、男性のそれを1.6%上回るが、2013年では、男性の教育収益率が、女性のそれを0.9%上回ると報告している。

が漸次強まったと推測するのは自然であろう。

第3の示唆は、国民の所得水準と教育収益率には、負の相関が存在し得るというものである。この現象の原因として、次の2点が指摘されている。第1に、高所得社会では、家計経済の余裕から子供への教育投資が過熱化し、大学進学率も相当の水準に達する。その帰結として、教育収益率の低下が余儀なくされる。中国においても、人口抑制策としての一人っ子政策が、教育投資の過熱をもたらしており、高等教育者の希少性が失われている可能性は排除できない⁵⁾。第2に、高等教育の内容が、企業側の人材要請に合致しない場合、教育投資のリターンが低迷ないし低下する可能性がある。

以上の通り、過去30年間の中国の歩みが、教育収益率に及ぼす影響の予測は、産業技術の高度化や市場化がもたらす正の効果と、教育投資の過剰や高学歴人材の供給と需要のミスマッチが引き起こす負の効果のバランスをどう捉えるのかという点にかかってくる。筆者らは、(1)今日においてすら、中国経済の技術進歩の余地は、依然として大きいものがあること、(2)市場化改革が、計画経済期の賃金システムの非効率性を是正した効果は、極めて著しいものであったと評価されること、(3)中国の大学進学率は、急上昇を経験したものの、先進諸国と比べれば依然低い水準に留まること⁶⁾、(4)高学歴者の労働供給と需要のミスマッチが、高等教育への投資効果を阻害するほど深刻であることを示す科学的証拠は、十分には存在しないことの4点を総合して、改革開放期から現代を通じて、中国の教育収益率は、時系列的な上昇傾向を示したと予想する。即ち、

【仮説6】教育収益率の効果サイズは、時系列的に上昇する。

以上、本節では、現代中国の教育収益率に関して、合計6つの仮説を提起した。以降では、それぞれの仮説の現実適合性を、既存研究のメタ分析によって実証的に検証する。

3 メタ分析対象文献の探索・選択手続き及び選定文献の概要

本節では、メタ分析での仮説検証に適した先行研究の探索・選択手続き、並びに選定文献の概要を述べる。

本稿冒頭でも触れた通り、移行期中国の賃金決定要因を実証的に分析した研究は非常に多く、なおかつそのかなりの部分において、教育水準は、賃金関数の独立変数の一つに用いられている。そこで、我々は、中国賃金実証研究を可能な限り収集し、次に、これら収集文献の中から、本稿のメタ分析に適した推定結果を抽出するという文献探索・選択方針

⁵ 事実、呉・趙(2010)、常・項(2013)、Gao and Smyth (2015)らは、高等教育拡張政策の結果として、近年、新規大卒者の就職難問題が発生した結果、彼らの初任給はむしろ低下したと指摘している。

⁶ 実際、UNESCOの公表データによると、2018年の大学進学率は、米国では88.2%、独国では70.3%、日本では63.6%であるが、中国は50.6%に過ぎない。

を採用した。具体的には、電子化学術文献情報データベースである EconLit や Web of Science 及び有力学術出版社ウェブサイト⁷⁾を利用して、1990 年から 2020 年初頭の約 30 年間に発表された文献を対象に、*China* と *wage* をキーワードとする AND 検索を行い、180 点強の文献を、電子版またはハードコピーで入手した⁸⁾。次に、筆者らは、これら収集文献の研究内容を逐一精査し、教育年数を独立変数に用いたミンサー型教育収益率の推定結果を含有している研究成果の絞り込みを行い、その結果として、この分野の先駆的研究である Gregory and Meng (1995) 及び Meng (1995) から、最新研究である Hou et al. (2020) 及び Ma and Cheng (2020) に至る、合計 85 点の文献を選択した⁹⁾。

上記 85 選定文献の概要は、次の通りである。出版年代別内訳は、1990 年代が 6 文献(全体の 7.1%)、2000 年代が 26 文献(同 30.6%)、2010 年代が 51 文献(同 60.0%)、2020 年が 2 文献(同 2.4%)であり、近年の中国経済研究分野における実証分析の隆盛が、ここにも如実に反映されている。従って、本稿のメタ分析は、計量分析の手法が大いに洗練化された近年の実証成果に多くを依るといえる。教育収益率の真の効果サイズを得る上で、この点は特筆に値する。

前節に提起した仮説 2 から仮説 5 までをメタ分析で検証するためには、特定の企業部門、戸籍、地域及びジェンダーに研究対象を絞った実証結果を必要とするが、選定文献は、この条件を十分満たしている。即ち、85 文献中の 13 点、15 点、74 点、31 点が、非国有部門又は国有部門、都市戸籍労働者又は農村戸籍出稼ぎ労働者、都市部又は農村部、女性又は男性に標本を限定した分析結果を、それぞれ報告しているのである。

体制移行期を通じた教育収益率やその時系列的変化に関する仮説 1 及び 6 の検証にとっても選定文献は極めて有用である。何故なら、これら 85 文献の研究対象期間は、全体として 1985 年から 2016 年までの 31 年間を網羅しており、なおかつ殆ど全ての年の実証結果が提供されているからである¹⁰⁾。なお、85 文献中 4 点のみが、パネルデータを利用した研究であるから、選定文献が報告する推定結果の圧倒的大多数は、特定年の教育収益率に関する実証結果である。この事実も、仮説 6 の検証にはむしろ好都合である。

我々は、以上に特徴付けられた 85 選定文献から、合計 1041 の推定結果を抽出した。1 文献当たりの平均抽出推定結果数(中央値)は、12.2(8)である。これら 1041 抽出推定結果は、全てが教育年数変数単独項の推定値である。他方、単独項と同時推定された教育年数

⁷⁾ Emeraldinsight, Sage Journals, ScienceDirect, Springer Link, Taylor & Francis Online, Wiley Online Library の 6 ウェブサイトを指す。

⁸⁾ 最終文献探索作業は、2020 年 2 月に行った。

⁹⁾ これらメタ分析対象文献の実証方法論別内訳及び抽出推定結果数や書誌情報は、付録 1 及び 2 を参照されたい。

¹⁰⁾ 例外は、1990 年、1991 年、1994 年、2012 年及び 2014 年の 5 年である。

変数と他独立変数との交差項の推定値は、メタ分析の対象とはしない¹¹⁾。

更に、本稿では、抽出推定結果の単位や推定に用いられた従属/独立変数の対数変換の有無等の違いにも対応するため、偏相関係数を、メタ分析に用いる。偏相関係数は、他の条件を一定とした場合の従属変数と、問題となる独立変数の相関度と方向性を表すユニットレスな統計量であり、いま第 k 推定結果($k=1, \dots, K$)の t 値と自由度を、それぞれ t_k 及び df_k で表せば、次式

$$r_k = \frac{t_k}{\sqrt{t_k^2 + df_k}} \quad (1)$$

によって算出される。偏相関係数 r_k の標準誤差(SE_k)は、 $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$ である。

相関係数の評価基準として広く用いられている Cohen 基準は、係数値 0.10, 0.30 及び 0.50 を、低位効果、中位効果及び高位効果の下限閾値に定めている(Cohen, 1988)。ただ、この基準は、0 次相関係数(zero-order correlation)、即ち、制御変数のない偏相関係数を念頭に設定されたものであり、通常多数の制御変数を用いる経済学分野の実証結果を評価する上ではいささか不適切である。そこで、Doucouliagos (2011)は、上記 Cohen 基準に代わる新基準として、労働経済学研究では、0.048, 0.112, 0.234 を、低位、中位、高位効果各々の下限閾値に提案している(Table 3, p. 11)。以下、次節以降のメタ分析においても、この Doucouliagos 基準に依拠して、中国教育収益率の評価を行う。

4 メタ統合

メタ分析は、大別すると、(1)抽出推定結果のメタ統合(meta-synthesis)、(2)文献間異質性のメタ回帰分析(meta-regression analysis)、並びに(3)公表バイアス(publication selection bias)の検証という、3つの手続きで構成される。本稿も、この手順に従って、中国教育収益率に関する一連の仮説の検証を試みる¹²⁾。そこで、まず本節では、選定文献 85 点から抽出した 1041 推定結果の偏相関係数を用いたメタ統合を行う。

メタ統合に先立ち、抽出推定結果の分布を確認しておこう。表 1 には、抽出推定結果の記述統計量、平均値の t 検定及び Shapiro-Wilk 正規性検定の結果が、図 1 には、カーネル密度推定が、それぞれ示されている。双方ともに、第 2 節で提起した 6 つの仮説に対応すべく、全研究に加えて、研究対象企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び期間で抽出推定結果を区分したケースが併せて報告されている。

¹¹⁾ 先行研究の多くは、教育年数変数に加えて、学歴ダミー変数も実証分析に利用しているが、メタ統合上の技術的な理由から、本稿では、これら学歴ダミー変数の推定結果は採用しない。

¹²⁾ 紙幅上の制約から、本節で行うメタ分析の方法論的解説は最小限に止める。詳細は、岩崎 (2018) の第 1 章及び馬・岩崎 (2019) の補論 B を適宜参照されたい。Borenstein et al. (2009) や Stanley and Doucouliagos (2012) による解説書も、メタ分析方法の理解に大変有益である。

表1の通り、全研究の平均値及び中央値は共に正であり、なおかつ、図1(a)は、正方向に著しく偏った分布を表している。即ち、選定文献が報告する実証結果の大多数は、正の教育収益率を報告しているのである。実際、1041 推定結果中、その96.8%に当たる1008 推定結果の偏相関係数が正である。更に、先述した Doucouliagos 基準に従えば、これら正の教育収益率を報告する1008 推定結果中、332 推定結果(全体の32.9%)が高位の賃金効果を、366 推定結果(同36.3%)が中位の効果を、234 推定結果(同23.2%)が低位の効果を、残る76 推定結果(同7.5%)が低位水準にも至らない効果を、それぞれ示しており、仮説1の予想に違わず、現代中国の教育収益率は、経済的に大変意義のある水準に達している可能性が極めて高い。

表1及び図1の通り、研究対象戸籍、地域及びジェンダーの相違に基づいて分類された抽出推定結果は、仮説3、4及び5各々と矛盾の無い分布を表している。即ち、都市戸籍労働者、都市部、女性を対象を絞った教育収益率推定結果の分布は、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部及び男性のそれよりも、正方向により偏っているのである。同様に、研究対象期間別推定結果についても、推定期間が現代に接近すればするほど、抽出推定結果の分布が、正方向へより大きく偏る傾向が看取できるという意味で、仮説6の予測に合致している。一方、研究対象企業部門別推定結果は、非国有部門の教育収益率は、国有部門のそれに優ると予測する仮説2に一致した分布を示しているとは言い難い。

抽出推定結果のメタ統合結果は、表2の通りである。ここでは、固定効果モデルと変量効果モデルを用いた伝統的なメタ統合法¹³⁾と共に、Stanley and Doucouliagos (2017)及び Stanley et al. (2017)が提唱する無制限加重最小二乗平均法(unrestricted weighted least squares average : UWA)及び検定力が0.8を超える推定結果を対象としたUWA統合、即ち、「適切な検定力を持つ推定結果の加重平均法」(weighted average of the adequately powered: WAAP)による統合も行った¹⁴⁾。表1や図1と同様に、同表においても、各仮説に応じた分析結果が報告されている。表2(a)に示されている伝統的メタ統合結果については、同表(b)に報

¹³ 固定効果モデルは、統合する推定結果の母数は共通であるとの仮定に立脚して、各観測値の分散の逆数を重みとした加重平均を統合効果サイズと見なす手法であるのに対し、推定結果間には無視出来ない異質性が存在し、その偏りは、平均0分散 σ^2 の確率変数に従うとの仮定に立ち、推定結果をモーメント法で統合するのが変量効果モデルである(岩崎, 2018)。

¹⁴ UWA 統合法は、標準化された効果サイズを、その推定精度に回帰することによって得られる点推定値を、統合効果サイズと見なすものである。より具体的には、定数項を持たない次式を推定し、その係数 α_1 を、偏回帰係数の統合値として採用する。

$$t_k = \alpha_1(1/SE_k) + \varepsilon_k$$

ε_k は残差項である。理論上、係数 α_1 は、伝統的固定効果モデルの推定値と完全に一致するが、その標準誤差は、文献間異質性に対してより頑健であると考えられている。更に、Stanley et al. (2017)は、WAAP 統合値は、伝統的な変量効果モデルの推定量よりも、公表バイアスの影響がより軽微であるという意味で、後者を代替するものであると指摘している(馬・岩崎, 2019)。

告した均質性の Q 検定が全てのケースで帰無仮説を有意水準 1%で棄却し、なおかつ、 I^2 統計量と H^2 統計量も研究間異質性の存在を強く示唆しているから、変量効果モデルの推定値を、統合効果サイズの参照値に採用する。一方、同表(c)の UWA 新統合法においては、全ケースで検定力 0.8 以上の抽出推定結果が相当数確保されているため、該当全抽出推定結果の UWA 統合値よりも信頼性がより高い WAAP 統合値を、変量効果モデル統合値の比較参照値として用いる。

全研究のメタ統合結果に注目すると、変量効果モデルの統合効果サイズは 0.179 であり、WAAP のそれは 0.175 と、双方に大きな違いはない。従って、先述の Doucouliagos 基準によると、いずれの統合値を以てしても、体制移行期を通じた中国教育収益率の偏相関係数で表現した一般的効果サイズは、仮説 1 の予測に合致して、中位に正であると評価できる。同様に、仮説 3、4 及び 5 に関しても、変量効果モデルと WAAP の統合値は、そのいずれもが、これら一連の仮説を強く支持している。一方、仮説 2 については、統合法の違いによって、採否の是非が分かれる。即ち、変量効果モデル統合法は、非国有部門に従事する労働者の教育収益率は、国有部門労働者のそれに劣る可能性を表しているが、WAAP 統合値は、真逆の関係を示唆しているのである。故に、仮説 3 の判定は、後述するメタ回帰分析や正真正銘な実証結果の有無の判定や真の効果サイズの推定を手続きに含む公表バイアス検証結果を待つ必要がある。

残る仮説 6 については、変量効果モデルの統合値によると、年代の経過に従って、教育収益率の漸次的な上昇が認められる一方、WAAP 統合値では、1990 年代の効果サイズが 1990 年代以前の効果サイズを微妙に下回るという意味で、U字型の時系列的変化が示されており、両者の判定結果にやや食い違いが見られる。研究対象期間を粗く 4 つに区分した接近法に問題が無いとは言えない。そこで、推定期間平均年を基準に、抽出推定結果をより細分化し、効果サイズの時系列的変動を検証してみた。その結果が、図 2 である。同図に描かれた近似線の勾配は、有意水準 1%で正であり、その係数値は、推定期間平均年が 1 年現代へ接近すると、教育収益率は 0.0024 上昇することを含意している。この通り、推定期間を年単位に細かく区分した場合は、仮説 4 を強く支持する結果が得られた。

5 メタ回帰分析

前節で試みたメタ統合は、統合効果サイズという点推定を示すことにより、明快な仮説検定を可能とする一方、選定文献間の異質性の存在こそ認識するものの、その影響を十分には考慮しないという意味での欠点も孕んでいる。そこで本節では、選定文献の様々な研究条件や研究水準を同時に制御するメタ回帰モデルの推定を介して、メタ統合結果の信頼性を検証する。具体的には、 y_k を第 k 推定結果の偏相関係数、 β_0 を切片、 β_n を推定すべきメタ回帰係数($n=1, 2, \dots, N$)、 x_{kn} を推定結果に差異をもたらすと考えられる研究上の諸要因

を表すメタ独立変数、 se_k を第 k 推定結果偏相関係数の標準誤差、 e_k を残差項とする次式、

$$y_k = \beta_0 + \sum_{n=1}^{N-1} \beta_n x_{kn} + \beta_N se_k + e_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (2)$$

の推定を試みるのである。

上記(2)式の推定に際して最も留意すべき点は、文献間異質性の制御であるが、メタ分析研究者の間に、この目的にとって最善な推定量に関する合意は今のところ存在しない(Iwasaki et al., 2020)。そこで筆者らは、Stanley and Doucouliagos (2012)ら先行研究に倣い、推定結果を文献毎にクラスター化した上で、標準誤差を頑健推定するクラスター法を採用し、なおかつ標準誤差の逆数($1/SE$)、自由度(df)又は文献別抽出推定結果数の逆数($1/EST$)を分析的重みとする加重最小二乗法推定量(Cluster-robust WLS)、多段混合効果制限付最尤法推定量(Multi-level mixed effects RLM)、クラスター法変量効果パネル一般最小二乗法推定量(Cluster-robust random-effects panel GLS)及びクラスター法固定効果パネル最小二乗ダミー推定量(Cluster-robust fixed-effects panel LSDV)から成る合計6種類の推定量を用いて推定し、メタ回帰係数 β_n の統計的頑健性を点検する。

メタ独立変数 x_k には、仮説検証の焦点となる研究対象企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び期間に加えて、賃金タイプ、サーベイデータの種別、推定量、就業者標本の選択バイアスや賃金と教育水準の内生性への分析的な対処の有無、推定結果に強く影響すると考えられる各種制御変数採用の有無、研究水準の差異を捕える一連の変数及び偏相関係数の標準誤差を採用した¹⁵⁾。これらメタ独立変数の名称、定義及び記述統計量は、表3に一覧されており、推定結果は、表4に報告されている。

上記(2)式の推定結果は、賃金タイプから研究水準に至る様々な文献間異質性を同時に制御した上でもなお、標本集団の戸籍や所在地域及び推定期間の差異は、仮説3、4及び6を支持する形で、中国の教育収益率に対して、統計的に頑健な影響を及ぼすことを表している。即ち、第1に、表4の農村戸籍出稼ぎ労働者変数は、全6モデルで有意に負に推定されている一方、都市戸籍労働者変数は悉く非有意である。従って、都市に戸籍を持つ労働者との比較において、農村地域からの出稼ぎ労働者の教育収益率は、他の条件が等しければ、偏相関係数で0.0553から0.0812の範囲でより小さいといえる。第2に、農村部変数には、全6モデルで有意に負の回帰係数が付与されている。従って、デフォルト・カテゴリーである都市部と比べて、農村部の教育収益率は、偏相関係数で0.0456から0.0554

¹⁵⁾ ここに列挙した一連の研究条件の他、筆者らは、標本集団の年齢コーホート、賃金水準パーセンタイル、実証データの情報源やタイプ(パネルデータと横断面データの区別)、賃金支払期間(年収、月収、週給、日給、時給の違い)、賃金変数の基本単位、並びに交差項との同時推定が抽出推定結果に及ぼす影響も検証したが、これらの諸要因を制御するメタ独立変数は、悉く非有意であった。

の範囲でより低いと判断できる。第3に、推定年平均は、全6モデルで有意に正であるから、分析対象期間が1年現代に接近すると、教育収益率の偏相関係数は、0.0036から0.0061の範囲で上昇する傾向にあることが判明する。この結果は、図2に示した近似式の推定結果とも大いに整合的である。

他方、企業部門の差異を捉えるメタ独立変数は、いずれも非有意に推定されており、従って、非国有部門と国有部門の教育収益率には、他の研究条件を一定とすると、統計的に有意な差は認められないという意味で、仮説2は支持されない。ジェンダー間教育収益率格差に関する仮説5は、モデル[1]から[3]において、女性及び男性変数のいずれも有意に正に推定されており、なおかつ前者の回帰係数は、後者のそれよりも0.010から0.015程度大きいという意味で、その現実適合性が支持されている。しかしながら、モデル[4]から[6]では、同様の分析結果が再現されていないことから、仮説検定の信頼性にはやや疑問も残る。

以上、本節に報告したメタ回帰分析の諸結果は、前節に述べたメタ統合結果と一致して、仮説3、4及び6の確からしさを強く裏付ける一方、仮説5に対しては条件留保的な支持を与え、残る仮説2の実証には至らなかったと要約することができよう。

6 公表バイアスの検証

上述の通り、抽出推定結果のメタ統合や文献間異質性のメタ回帰分析は、仮説2以外について、筆者らの理論的予測と矛盾のない結果を示した。しかし、公表バイアスの影響故に、既存研究の中に、教育収益率に関する正真正銘の実証的証拠が含まれていなければ、これら仮説検証作業の信頼性は確たるものとならない。そこで、本節では、メタ分析の最終段階として、公表バイアスの有無及び公表バイアスが存在する場合のその影響度、並びに真の効果の有無を検証する。以下では、公表バイアスの視角的判定に用いる「漏斗プロット」(funnel plot)の使用に加えて、Stanley and Doucouliagos (2012)が提唱し、先行メタ研究においても広く利用されている漏斗非対称性検定(funnel-asymmetry test: FAT)、精度=効果検定(precision-effect test: PET)、標準偏差を用いた精度=効果推定法(precision-effect estimate with standard error: PEESE)という3種類の仮説検定法を組み合わせた公表バイアスのFAT-PET-PEESE 検証手続きを実行する。

その分析結果を披露する前に、公表バイアスや漏斗プロット及びFAT-PET-PEESE 検証手続きを短く解説しておこう。公表バイアスとは、実際に行われた研究の一部しかその成果が公のものとならず、その弊害として、公表された研究成果のみに基づく効果サイズや統計的有意性の評価が、真の値から乖離する問題を意味する(岩崎, 2018)。漏斗プロットは、効果サイズ(本稿では偏相関係数)を横軸、推定精度(同様に標準誤差の逆数)を縦軸に置いた分布図である。仮に公表バイアスが存在しないなら、複数の独立した研究が報告する効

果サイズは、真の値の周りをランダムかつ対称的に分布するはずである。また、統計理論の教えるところでは、効果サイズの分散と推定精度は負に相関する。従って、その様は伏せた漏斗の姿に似ることが知られている。故に、抽出した推定結果を用いて描いた漏斗プロットが、左右対称ではなく、いずれか一方に偏った形状を示すなら、問題となる研究領域において、特定の結論(符号関係)を支持する推定結果が、より高い頻度で公表されるという意味での恣意的操作を疑うことになる。

他方、上述の通り、FAT-PET-PEESE 検証手続きは、公表バイアス及び真の効果の有無を厳密に検証するために開発された統計的検定の組み合わせであり、以下に述べるメタ回帰モデルの推定によって実行される。

漏斗非対称性検定(FAT)は、第 k 推定結果の t 値を、標準誤差の逆数に回帰する次式

$$t_k = \gamma_0 + \gamma_1(1/SE_k) + v_k \quad (3)$$

を推定し、同式の切片 γ_0 がゼロであるという帰無仮説の検定によって行う。 v_k は残差項である。切片 γ_0 が有意にゼロでなければ、効果サイズの分布は、左右対称形ではないと判断できる。この FAT によって公表バイアスが検出されたとしても、入手可能な研究成果の中に、効果サイズに関する正真正銘の証拠が存在することはあり得る。Stanley and Doucouliagos (2012)によれば、上記(3)式の係数 γ_1 がゼロであるという帰無仮説の検定によって、その可能性を検証することができる。帰無仮説: $\gamma_1 = 0$ の棄却は、正真正銘の証拠の存在を示唆する。この γ_1 が推定精度の係数であることが、この検定が、「精度＝効果検定」(PET)と呼ばれる所以である。更に、彼らは、定数項を持たない下記(4)式を推定し、係数 γ_1 を得ることで、公表バイアスを修正した効果サイズの推定値を得ることができると述べている。即ち、帰無仮説: $\gamma_1 = 0$ が棄却されるなら、問題となる研究領域には非ゼロの効果を実際に存在し、係数 γ_1 がその推定値と見なし得るのである。

$$t_k = \gamma_0 SE_k + \gamma_1(1/SE_k) + v_k \quad (4)$$

この(4)式を用いた正真正銘の効果サイズの推定方法が、「標準誤差を用いた精度＝効果推定法」(PEESE)と呼ばれるものである。なお、上記(3)式及び(4)式の推定に際しては、最小二乗法の他、研究間の異質性に対処し得るその他4種類の推定量を用いた推定結果も報告し、回帰係数の頑健性を点検する。

以上を踏まえて、公表バイアスの検証結果を吟味しよう。図3は、全研究の抽出推定結果を用いて彩画した漏斗プロットである。同図の通り、抽出推定結果の分布形状には、正方向への強い偏りが明確に見て取れる。従って、真の効果がゼロであるのか、それとも正の値を取るのかという想定に応じて、公表バイアス発生可能性と程度の評価が大きく左右される。この点を適合度検定で検証した結果が、表5に示されている。同表の通り、仮に真の効果を図3に点線で描かれたゼロと仮定する場合、抽出推定結果の正負比率は、1008対33となり、正負比率は等しいという帰無仮説は、適合度検定によって強く棄却される

($z=30.219, p=0.00$)。一方、図 3 に実線で示した WAAP 統合値を、真の効果の近似値と仮定する場合、抽出推定結果は、表 2 に報告した統合値である 0.175 を境に、左右 541 対 500 とほぼ同数に分かれるため、帰無仮説は棄却されない($z=-1.271, p=0.20$)。表 5 の通り、同様の分析結果は、研究対象企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び推定期間で抽出推定結果を区分した場合の殆どにも認められる。即ち、研究対象地域が農村部又は非特定及び推定期間が 1990 年以前の抽出推定結果については、真の値に関する想定に依らず、公表バイアスの存在が疑われるのに対して、残る 13 ケースでは、真の値の仮定の違いに応じて、公表バイアスの判断が真逆となるのである。

以上の通り、真の値を如何に想定するのかによって、漏斗対称性の判定は大きく異なる。そこで、方法的により厳密な FAT-PET-PEESE 検証手続きに最終判定を委ねることとする。全抽出推定結果を用いたその結果は、表 6 の通りである。同表(a)によれば、FAT 検定は、切片(γ_0)がゼロであるという帰無仮説を、5 モデル中 4 モデルが棄却しない。即ち、抽出推定結果に漏斗対称性が存在する可能性は高く、従って、この研究領域における公表バイアスの恐れは低いと判定される。但し、公表バイアスが生じていないとしても、教育収益率に関する正真正銘の証拠が存在しない可能性はある。これを検証するのが PET 検定であるが、表 5 (a)の通り、同検定は、標準誤差の逆数($1/SE$)の係数(γ_1)がゼロであるという帰無仮説を、全 5 モデルで棄却しているから、真の値に関する実証的証拠は、抽出推定結果の中に確かに存在するといえる。そこで、真の値を近似する公表バイアス修正効果サイズを生成する PEESE 法の推定結果に目を向ける。すると、全てのモデルにおいて、 $1/SE$ の係数(γ_1)は、統計的に有意にゼロとは異なる。従って、教育収益率の真の値は、偏相関係数で表現すると、0.1517 から 0.1736 の範囲にあることが確認される。この PEESE 法推定値は、表 2 に報告した変量効果モデル統合値よりも、WAAP 統合値により近い。この結果は、Stanley et al. (2017)のシミュレーション結果と一致する。即ち、Stanley et al. (2017)が強調している通り、WAAP 統合法は、変更効果モデル統合法よりも、公表バイアスの影響に対してより頑健な推定方法だと云えるのである。表 6 の分析結果は、Doucouliagos 基準に従うと、体制移行期を通じた中国の教育収益率の偏相関係数で測定された効果サイズは、中位に正であることを実証している。つまり、公表バイアス検証結果は、メタ統合結果と共に、仮説 1 を強く支持しているのである。

上述の FAT-PET-PEESE 検証手続きを、研究対象企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び推定期間の別にも実行してみた。その結果が、全研究のそれと共に、表 7 に要約されている。同表の通り、FAT 検定は、これら全 16 ケース中 5 ケースで公表バイアスを検出した。しかし、PET 検定は、当該 5 ケースを含めた全ての場合について、正真正銘な実証的証拠の存在を示唆し、更に、PEESE 法は、全 16 ケースに関して、統計的に有意にゼロではない公表バイアス修正効果サイズを生成した。これら真の値の近似値は、非国有部門、都市戸籍労働者、都市部及び女性の教育収益率は、国有部門、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部

及び男性のそれを上回ることを示しており、従って、仮説 2 から 5 を立証する証拠と見なすことができる。同時に、教育収益率の時系列的上昇傾向に関する仮説 6 についても、PEESE 推定値は、1990 年代と 2000 年代の間及び 2000 年代と 2010 年代の間には、後者が前者を顕著に上回るという意味での変化があることを裏付けた。従って、研究対象期間を年単位に細分化した図 2 や表 6 のメタ回帰分析の結果も総合すれば、本節の公表バイアス検証結果は、仮説 5 に対しても積極的な支持を付与していると考えることができよう。

7 おわりに

以上、本稿において筆者らは、先行研究 85 点が報告する全 1041 推定結果のメタ分析による統合や比較を通じて、改革開放期から現代に至る中国ミンサー型教育収益率の一般的効果サイズの推定を試みると共に、企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び推定期間の差異が、教育収益率に及ぼす影響に関する一連の仮説の検証を行った。

第 4 節から第 6 節に報告したメタ分析の諸結果を要約すれば、次の通りである。即ち、体制移行期中国の教育収益率を偏相関係数で表した効果サイズは、中位に正であるという仮説 1 は、メタ統合及び公表バイアス検証結果の双方が、共にその現実適合性を強く立証した。また、都市戸籍労働者、都市部及び女性の教育収益率は、それぞれ農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部及び男性のそれに優るといふ仮説 3、4 及び 5 に関しては、メタ統合、メタ回帰分析、公表バイアス検証といういずれの分析手法を用いても、これら一連の理論的予想に矛盾しない結果が得られた。他方、非国有部門と国有部門の比較に関する仮説 2 は、PEESE 法が生成した公表バイアス修正効果サイズが、同仮説を裏付ける証拠として提示されたが、メタ統合及びメタ回帰分析での実証はなされなかった。教育収益率の時系列的増加傾向を予測する仮説 6 については、メタ統合値と公表バイアス修正効果サイズのいずれもが、1990 年以前の時期から 1990 年代にかけて教育収益率がやや低下し、その後 2010 年代に向かって上昇を続けるという意味での U 字型時系列変動の可能性を暗示したものの、推定期間を年単位に細分化した図 2 及びメタ回帰分析が、時間経過に沿った教育収益率の逡増傾向を強く示したことから、仮説 1、3、4 及び 5 と共に、総じて頑健な実証的裏付けを得たと解釈される¹⁶⁾。

以上に要約された本稿のメタ分析結果は、次の政策含意を示唆する。第 1 に、体制移行期を通じた教育収益率が、偏相関係数で中位レベルにあるという計測結果は、中国が、周辺開発途上諸国と同程度の市場原理の普及・浸透を達成しつつあることの証左といえるものであり、過去 30 年間に亘る同国の市場化改革を、肯定的に評価する材料となるものであ

¹⁶⁾ 時系列的逡増傾向は、図 2 及び表 4 の回帰式に、推定年平均の二乗値を加えた推定結果において、推定年平均自体は有意に正に推定された一方、その二乗値は非有意であったことにも裏付けられている。

る。中国の賃金決定メカニズムは、教育収益率という観点から、計画経済期と比較して、格段に効率化しつつあるのは疑いない。その一層の改善に向けて、今後も不断の改革努力が望まれる。

第2に、2000年代から2010年代にかけて、教育収益率が急上昇しているという事実発見は、この間、中国産業界における技術的・知識的高度化の大幅な進捗に伴って、高学歴・高技術者人材の需給関係が逼迫している可能性を強く示唆している。高度人材の供給を確保するために、中国政府や共産党は、高等教育研究機関の新設・拡充や海外留学の積極的な推奨に代表される様々な教育・科学技術政策を打ち出しているが、これらの諸策は、産業界の人材ニーズを十分には満たしていない恐れが高い。高度人材供給の頭打ちは、中国経済の更なる発展に対する深刻な足枷となり得る。この点での適切な政策対応が望まれる。

第3に、現在中国にとって、高学歴・高技術者人材の需給逼迫にも優るとも劣らないほど重大な問題は、企業部門、戸籍、地域及びジェンダーの教育収益率格差として顕在化している労働市場の分断化である。中国政府や共産党が堅持する漸進型改革の本質は、大型国有企業を温存しつつ、非国有部門の発展を同時並行的に促進するというものであり、この改革方針は、中国語で「増量改革」と表現されている(林・蔡・李, 1994)。中国の学术界は、市場化改革と所有制改革の先行順序を巡って激しい論争を繰り広げているが、政策当事者である政府や党の指導部は、国有企業の支配を通じた国民経済活動に対する国家統制力の維持に腐心する余り、抜本的な所有制改革には消極的である。しかし、筆者らは、政府と共産党が国有部門を死守しようとする増量改革は、もはや歴史的役割を終えつつあると見る。大型国有企業の抜本的改革は、矛盾を孕む戸籍制度の見直しと共に、労働市場分断化問題を大幅に解消する政策手段であり、その期は熟しつつあると、我々は主張する。他方、教育収益率に顕れている地域や男女の格差は、農村部における共同体的平等主義や、中国社会の男尊女卑的伝統にも関連した根の深い問題であり、一朝一夕に解決し得る政策課題とはいえないが、この問題の放置は、中国社会の不安定化を招きかねないだけに、この側面にも一定の政策配慮が必要であろう。

補論 研究水準の評価方法について

本研究がメタ分析に用いる文献の研究水準を評価する方法は、以下の通りである。

雑誌論文については、インターネット公開経済学文献データベース IDEAS (<http://ideas.repec.org/>)が、2018年2月1日時点で公表していた経済学雑誌ランキングを、研究水準評価の最も基礎的な情報源に用いた。IDEASは、2018年2月当時、2159種類の学術誌を対象とする世界で最も包括的な経済学雑誌ランキングである。筆者らは、その総合評価スコアを用いたクラスター分析によって、これら2159雑誌を20クラスターに分割した上で、最上位クラスターに属する雑誌群から、最下位クラスターのそれに対して、順

次 20 から 1 の評点(重み)を与えた。

なお、IDEAS が調査対象としていない学術誌については、Thomson Reuters 社のインパクト・ファクターや他の雑誌ランキングを参考に、当該学術誌とほぼ同等の評価が与えられている IDEAS ランキング掲載雑誌に加えた評点と同じ評点を与えた。

一方、学術図書及び学術図書所収論文については、原則として 1 の評点を与えるものの、(1)査読制を経たことが明記されている場合、(2)専門家による外部評価を実行している有力学術出版社の刊行図書である場合、(3)研究水準が明らかに高いと判断される場合、の何れか一つの条件が満たされる際は、評点の中間値である 10 を一律に与えた。

参考文献

<日本語文献>

- 岩崎一郎編著(2018)『比較経済論講義：市場経済化の理論と実証』日本評論社。
- 岩崎一郎・馬欣欣(2019)「現代中国における男女間賃金格差：メタ分析による接近」『比較経済体制研究』第 25 号, pp. 1-27.
- 加藤弘之(2013)『「曖昧な制度」としての中国型資本主義』N T T 出版。
- 科学技術振興機構研究開発戦略センター(2017)「研究開発の俯瞰報告書(2017 年)に基づく科学技術力の国際比較：各国の科学技術力についてのマクロ的な考察」G-Tec 報告書 No. CRDS-FY2017-CR-01.
- 馬欣欣(2014)「賃金政策：体制移行と部門間賃金格差」中兼和津次編著『中国経済はどう変わったか：改革開放以後の経済制度と政策を評価する』国際書院, pp. 419-457.
- 馬欣欣・岩崎一郎(2019)「中国共産党員資格と賃金プレミアム：メタ分析」『アジア経済』第 60 巻第 3 号, pp. 2-38.
- 馬欣欣・岩崎一郎(2020)「体制移行期中国の教育収益率：実証分析に向けた予備的考察」『中国研究月報』第 74 巻第 11 号, pp. 1-14.
- 南亮進・馬欣欣(2009)「中国経済の転換点：日本との比較」『アジア経済』第 50 巻第 12 号, pp. 2-20.
- 妹尾渉・日下田岳史(2011)「教育の収益率が示す日本の高等教育の特徴と課題」『国立教育政策研究所紀要』第 140 集, pp. 249-263.

<中国語文献>

- 陳良焜・鞠高昇(2004)「教育明瑟収益率性別差異の実証分析」『北京大学教育評論』第 2 巻第 3 号, pp. 40-45.
- 常進雄・項俊夫(2013)「拡招対大学卒業生工資及教育収益率の影響研究」『中国人口科学』第 3 巻, pp. 104-111.
- 中国教育部(1999)『中国教育統計年鑑 2009 年版』中国統計出版社。
- 中国教育部(2017)『中国教育統計年鑑 2017 年版』中国統計出版社。
- 国家統計局(2018)『2018 年農民工監測調査報告』中国統計出版社。
- 国家統計局(2019)『中国統計年鑑 2019』中国統計出版社。
- 林毅夫・蔡昉・李周(1994)『中国的奇跡：發展戰略和經濟改革』三聯書店上海分店。

- 劉澤雲 (2008) 「女性教育收益率為何高于男性？基于工資性別歧視的分析」『經濟科學』2008 年第 2 期, pp. 119-128.
- 孫志軍 (2004) 「中國教育個人收益率研究：一個文獻綜述及其政策含義」『中國人口科學』第 5 期, pp. 65-80.
- 吳要武·趙泉 (2010) 「高校拔招與大學畢業生就業」『經濟研究』第 9 期, pp. 93-108.
- 葉林祥·李奕·羅楚亮 (2011) 「行業壟斷，所有制與企業工資收入差距—基於第一次全國經濟普查企業數據的實證研究」『管理世界』第 4 期, pp. 26-36.
- 張車偉·薛欣欣 (2008) 「國有部門與非國有部門工資差異與人的資本貢獻」『經濟研究』第 4 期, pp. 15-25.
- 張蒼萃 (2018) 「人材競爭背景下公共部門與私有部門人力資源管理差異分析」『勞働保障世界』第 21 期, p. 5.
- 趙妍 (2015) 「公共部門如何在人材競爭中贏得優勢」『生產力研究』2015 年第 2 期, pp. 93-95.

< 歐文文獻 >

- Arrow, K. J. (1973) "The Theory of Discrimination," In: Asehnfelter, O. A. and A. Rees (eds.), *Discrimination in Labor Market*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, pp. 3-42.
- Asadullah, M., N. Asadullah and S. Xiao (2020) "The Changing Pattern of Wage Returns to Education in Post-Reform China," *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 53, pp. 137-148.
- Becker, G. S. (1957) *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1985) "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. S33-58.
- Borenstein, M., L.V. Hedges, P. T. Higgins and H. R. Rothstein (2009) *Introduction to Meta-Analysis*, Chichester: John Wiley & Sons.
- Cai, F. (2016) *China's Economic Growth Prospects: From Demographic Dividend to Reform Dividend*. Beijing: Social Sciences Academy Press.
- Chen, Y, S. Démurger and M. Fournier (2005) "Earnings Differentials and Ownership Structure in Chinese Enterprises," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 53, No. 4, pp. 933-958.
- Cohen, J. (1988) *Statistical Power Analysis in the Behavioral Sciences*, 2nd edition, Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- de Brauw, A. and R. Scott (2008) "Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China," *Review of Development Economics*, Vol. 12, No. 1, pp. 57-71.
- Doucouliagos, H. (2011) "How Large is Large? Preliminary and Relative Guidelines for Interpreting Partial Correlations in Economics" *School Working Paper No. SWP 2011/5*, School of Accounting, Economics and Finance, Faculty of Business and Law, Deakin University: Melbourne.
- Gao, W. and R. Smyth (2015) "Education Expansion and Returns to Schooling in Urban China, 2001-2010: Evidence from Three Waves of the China Urban Labor Survey," *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 20, No. 2, pp. 178-201.
- Gregory, R. G. and X. Meng (1995) "Wage Determination and Occupational Attainment in the Rural Industrial Sector of China," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 21, No. 3, pp. 353-374.
- Hou, B., H. Liu and S. X. Wang (2020) "Returns to Military Service in Off-Farm Wage Employment: Evidence from Rural China," *China Economic Review*, Vol. 59, Article 101316.
- Huang, X., J. V. Caldas and J. Rebelo (2002) "Returns to Education During the Reform of State-Owned Enterprises in Hunan, People's Republic of China," *Labour*, Vol. 16, No. 3, pp. 513-535.
- Iwasaki, I., X. Ma and S. Mizobata (2020) "Corporate Ownership and Managerial Turnover in China and

- Eastern Europe: A Comparative Meta-Analysis,” *Journal of Economics and Business*, Vol. 111, Article 105928.
- Li, S., S. Wu and C. Xing (2018) “Education Development and Wage Inequality in Urban China,” *Asian Economic Papers*, Vol. 17, No. 2, pp. 140-151.
- Ma, X. and C. Zhang (2017). “Return to Education in China during the 2000s: Evidence from CGSS,” *International Journal of Financial Research*, Vol. 8, No. 3, pp. 85-104.
- Ma, X. (2018a) *Economic Transition and Labor Market Reform in China*, Singapore: Palgrave Macmillan.
- Ma, X. (2018b) “Labor Market Segmentation by Industry Sectors and Wage Gaps between Migrants and Local Urban Residents in Urban China,” *China Economic Review*, Vol. 47, pp. 96-115.
- Ma, X. (2018c) “Ownership Sector Segmentation and Gender Wage Gap in Urban China during the 2000s,” *Post-Communist Economies*, Vol. 30, No. 6, pp. 775-804.
- Ma, X. and J. Cheng (2020) “The Influence of Social Insurance on Wages in China: An Empirical Study Based on Chinese Employee-Employer Matching Data,” *Emerging Markets Finance and Trade*. (In press)
- Maurer-Fazio, M. (1999) “Earnings and Education in China’s Transition to A Market Economy: Survey Evidence from 1989 and 1992,” *China Economic Review*, Vol. 10, No. 1, pp. 17–40.
- Messinis, G. (2013) “Return to Education and Urban-Migrant Wage Differentials in China: IV Quantile Treatment Effects,” *China Economic Review*, Vol. 26, pp. 39-55.
- Meng, X. (1995) “The Role of Education in Wage Determination in China’s Rural Industrial Sector,” *Education Economics*, Vol. 3, No. 3, pp. 235-247.
- Meng, X. and J. Zhang (2001) “The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29, No. 3, pp. 485-504.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earning*, New York: Columbia University Press.
- Psacharopoulos, G. and H. A. Patrinos (2004) “Returns to Investment in Education: A Further Update,” *Education Economics*, Vol. 12, No. 2, pp. 111-134.
- Phelps, E. S. (1972) “The Statistical Theory of Racism and Sexism,” *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, pp. 659-661.
- Spence, M. (1973) “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3, pp. 354-374.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2012) *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*, London and New York: Routledge.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2017) “Neither Fixed nor Random: Weighted Last Squares Meta-Regression,” *Research Synthesis Method*, Vol. 8, No. 1, pp. 19-42.
- Stanley, T. D., H. Doucouliagos and J. P. A. Ioannidis (2017) “Finding the Power to Reduce Publication Bias,” *Statistics in Medicine*, Vol. 36, No. 10, pp. 1580-1598.
- Zhu, R. (2016) “Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Urban China During 2002-2007: An Distributional Analysis,” *China Economic Review*, Vol. 37, pp. 2-14.

表 1 抽出推定結果の記述統計量, 平均値の t 検定及び正規性検定

	抽出推定 結果数(K)	平均値	中央値	標準偏差	最大値	最小値	尖 度	歪 度	平均値の t 検定 ¹⁾	Shapiro-Wilk 検定(W) ²⁾
全研究(仮説 1)	1041	0.180	0.167	0.121	0.706	-0.234	4.383	0.684	48.128 ***	0.967 ***
研究対象企業部門(仮説 2)										
非国有部門	90	0.149	0.153	0.109	0.371	-0.073	2.330	-0.050	12.928 ***	0.982
国有部門	37	0.162	0.171	0.098	0.386	-0.033	2.490	0.016	10.083 ***	0.977
企業部門非特定	914	0.184	0.167	0.122	0.706	-0.234	4.437	0.733	45.483 ***	0.960 ***
研究対象戸籍(仮説 3)										
都市戸籍労働者	38	0.193	0.195	0.111	0.390	0.014	2.041	0.186	10.677 ***	0.949 *
農村戸籍出稼ぎ労働者	118	0.136	0.115	0.088	0.439	-0.049	4.026	1.128	16.713 ***	0.903 ***
戸籍非特定	885	0.185	0.177	0.123	0.706	-0.234	4.390	0.627	44.584 ***	0.971 ***
研究対象地域(仮説 4)										
都市部	746	0.189	0.185	0.114	0.706	-0.234	3.143	0.399	45.289 ***	0.978 ***
農村部	165	0.135	0.129	0.115	0.671	-0.130	5.419	0.785	15.158 ***	0.964 ***
地域非特定	130	0.181	0.143	0.148	0.690	-0.226	6.325	1.470	13.940 ***	0.857 ***
研究対象ジェンダー(仮説 5)										
女性	175	0.228	0.233	0.118	0.650	-0.012	3.552	0.434	25.498 ***	0.980 **
男性	190	0.209	0.201	0.128	0.676	-0.054	4.157	0.621	22.579 ***	0.974 ***
性別非特定	676	0.159	0.141	0.114	0.706	-0.234	5.066	0.785	36.352 ***	0.953 ***
研究対象期間(仮説 6)										
1990年以前	81	0.114	0.081	0.142	0.528	-0.130	3.259	0.826	7.218 ***	0.944 ***
1990年代	302	0.174	0.148	0.127	0.690	-0.049	6.651	1.497	23.829 ***	0.892 ***
2000年代	525	0.189	0.182	0.113	0.706	-0.234	3.730	0.367	38.328 ***	0.974 ***
2010年代	133	0.198	0.194	0.108	0.408	0.000	1.967	0.180	21.151 ***	0.959 ***

注 1) 帰無仮説: 平均が0。

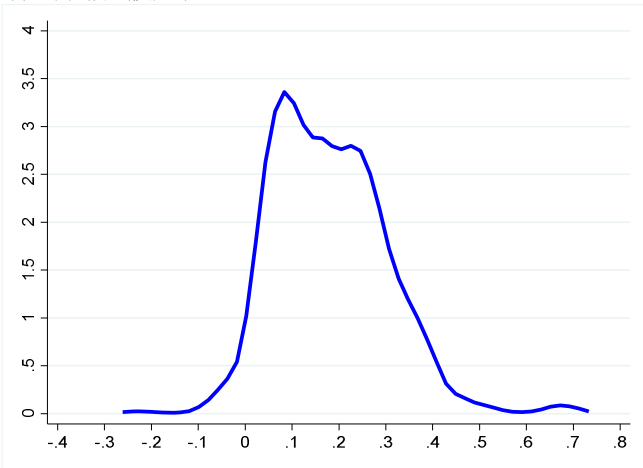
2) 帰無仮説: データは正規分布に従う。

***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

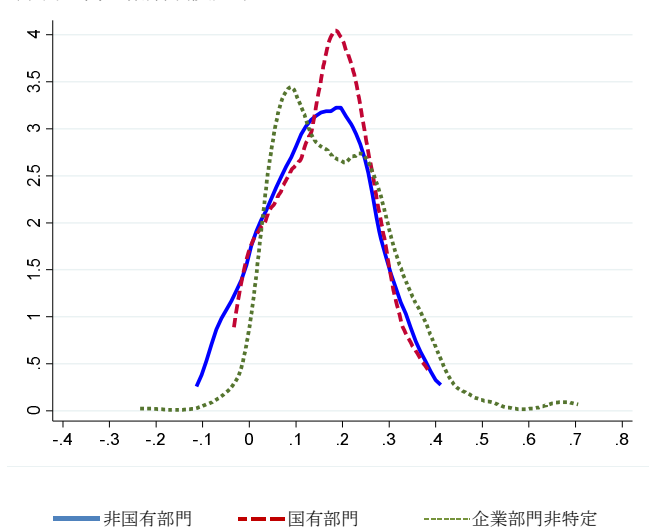
出所)筆者算定。

図1 抽出推定結果のカーネル密度推定

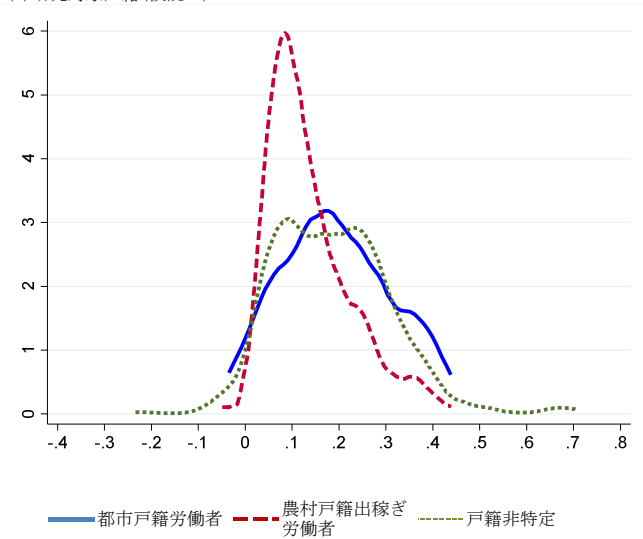
(a) 全研究推定 (仮説1)



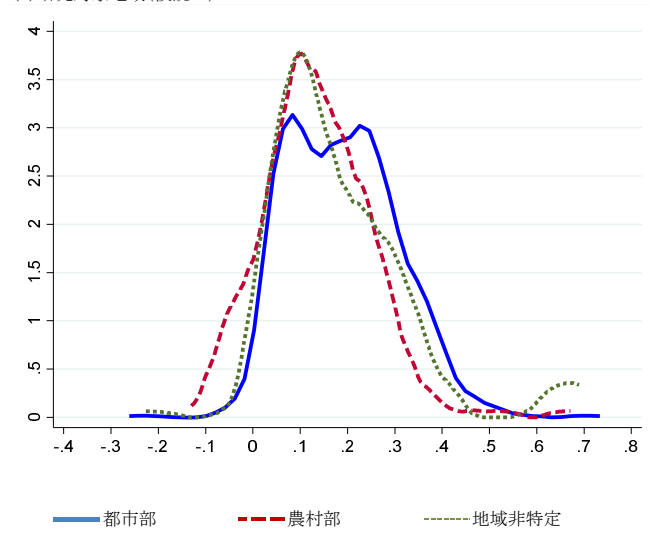
(b) 研究対象企業部門 (仮説2)



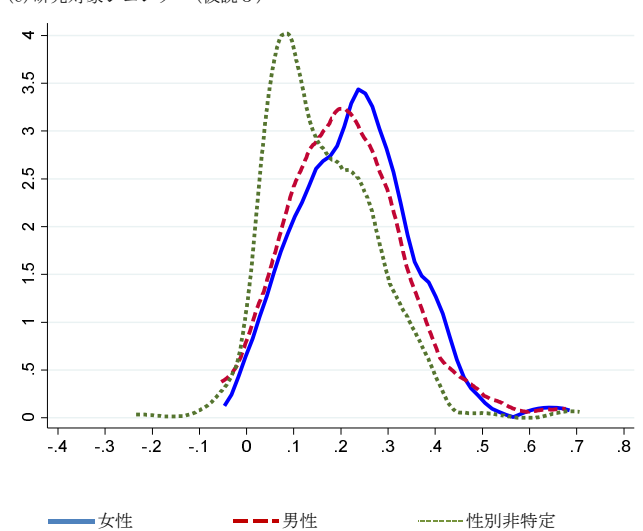
(c) 研究対象戸籍 (仮説3)



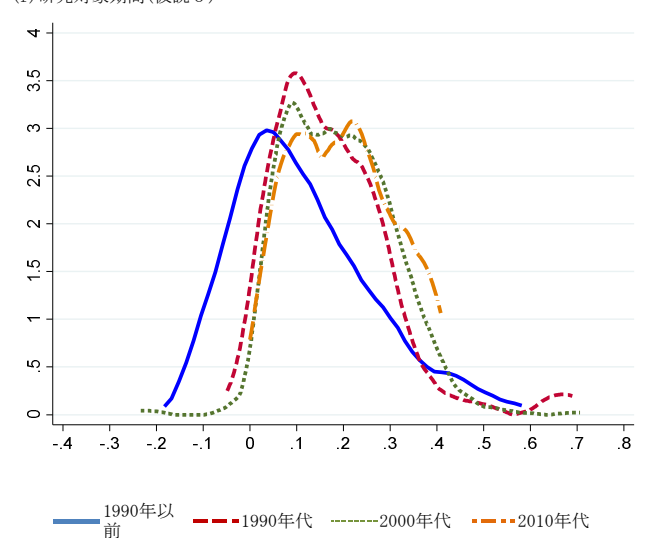
(d) 研究対象地域 (仮説4)



(e) 研究対象ジェンダー (仮説5)



(f) 研究対象期間 (仮説6)



注) 縦軸は推定密度, 横軸は変数値。
出所) 筆者作成。推定対象データの観測数及び記述統計量は、表1を参照。

表2 抽出推定結果のメタ統合

	抽出推定結果数 (K)	(a) 伝統的統合法		(b) 研究間異質性の検証			(c) 無制限加重最小二乗平均法(UWA)				
		固定効果モデル (漸近z値) ¹⁾	変量効果モデル (漸近z値) ¹⁾	均質性のQ検定 (p値) ²⁾	I ² 統計量 ³⁾	H ² 統計量 ⁴⁾	該当全抽出推定結果のUWA ⁵⁾ (r値) ¹⁾	検定力0.8以上の抽出推定結果数 ⁶⁾	検定力0.8以上の抽出推定結果のUWA(WAAP) (r値) ¹⁾	偏相関係数標準誤差中位数	検定力中央値
全研究(仮説1)	1041	0.175 ^{***} (323.21)	0.179 ^{***} (48.71)	41638.270 ^{***} (0.00)	99.98	5947.32	0.175 ^{***} (51.08)	955	0.175 ^{***} (49.02)	0.023	1.000
研究対象企業部門(仮説2)											
非国有部門	90	0.183 ^{***} (53.69)	0.149 ^{***} (13.16)	953.120 ^{***} (0.00)	99.27	135.16	0.183 ^{***} (16.41)	63	0.185 ^{***} (14.18)	0.044	0.985
国有部門	37	0.163 ^{***} (67.78)	0.163 ^{***} (9.99)	1831.720 ^{***} (0.00)	98.42	62.16	0.163 ^{***} (9.50)	37	0.163 ^{***} (9.50)	0.013	1.000
企業部門非特定	914	0.175 ^{***} (311.48)	0.183 ^{***} (46.01)	38824.140 ^{***} (0.00)	99.98	5545.31	0.175 ^{***} (47.77)	858	0.175 ^{***} (46.33)	0.022	1.000
研究対象戸籍(仮説3)											
都市戸籍労働者	38	0.181 ^{***} (69.06)	0.188 ^{***} (10.15)	1530.320 ^{***} (0.00)	99.48	190.29	0.181 ^{***} (10.74)	34	0.181 ^{***} (10.13)	0.016	1.000
農村戸籍出稼ぎ労働者	118	0.109 ^{***} (52.13)	0.127 ^{***} (16.23)	1220.180 ^{***} (0.00)	99.10	109.93	0.109 ^{***} (16.14)	87	0.107 ^{***} (13.83)	0.027	0.984
戸籍非特定	885	0.180 ^{***} (313.12)	0.185 ^{***} (45.60)	37822.060 ^{***} (0.00)	99.98	5402.15	0.180 ^{***} (47.87)	828	0.180 ^{***} (46.39)	0.022	1.000
研究対象地域(仮説4)											
都市部	746	0.177 ^{***} (291.42)	0.188 ^{***} (44.78)	29106.290 ^{***} (0.00)	99.96	2645.03	0.177 ^{***} (46.62)	707	0.177 ^{***} (45.36)	0.020	1.000
農村部	165	0.149 ^{***} (74.12)	0.134 ^{***} (18.41)	1248.080 ^{***} (0.00)	99.44	177.30	0.149 ^{***} (26.87)	121	0.152 ^{***} (24.85)	0.036	0.986
地域非特定	130	0.177 ^{***} (119.29)	0.184 ^{***} (14.03)	11103.930 ^{***} (0.00)	99.38	159.93	0.177 ^{***} (12.86)	120	0.177 ^{***} (12.34)	0.023	1.000
研究対象ジェンダー(仮説5)											
女性	175	0.224 ^{***} (144.93)	0.228 ^{***} (25.29)	4974.820 ^{***} (0.00)	99.78	451.26	0.224 ^{***} (27.10)	171	0.224 ^{***} (26.78)	0.027	1.000
男性	190	0.204 ^{***} (150.01)	0.209 ^{***} (22.73)	6070.830 ^{***} (0.00)	99.88	866.26	0.204 ^{***} (26.47)	183	0.204 ^{***} (25.95)	0.025	1.000
性別非特定	676	0.160 ^{***} (250.95)	0.158 ^{***} (37.21)	28577.970 ^{***} (0.00)	99.98	4081.57	0.160 ^{***} (38.57)	600	0.160 ^{***} (36.43)	0.022	1.000
研究対象期間(仮説6)											
1990年以前	81	0.164 ^{***} (64.31)	0.120 ^{***} (7.45)	2066.240 ^{***} (0.00)	99.66	294.18	0.164 ^{***} (12.65)	51	0.168 ^{***} (10.51)	0.047	0.933
1990年代	302	0.150 ^{***} (158.72)	0.170 ^{***} (23.76)	14614.920 ^{***} (0.00)	99.92	1327.63	0.150 ^{***} (22.78)	279	0.151 ^{***} (21.90)	0.022	1.000
2000年代	525	0.181 ^{***} (237.38)	0.187 ^{***} (38.58)	18609.380 ^{***} (0.00)	99.92	1239.63	0.181 ^{***} (39.83)	497	0.181 ^{***} (38.75)	0.022	1.000
2010年代	133	0.216 ^{***} (142.39)	0.198 ^{***} (20.67)	4862.040 ^{***} (0.00)	99.71	346.29	0.216 ^{***} (23.46)	127	0.216 ^{***} (22.92)	0.023	1.000

注 1) 帰無仮説：統合効果サイズが0。

2) 帰無仮説：効果サイズが均質。

3) 0~100%の値を取る。値が大きいほど、研究間異質性の程度が大きいことを意味する。

4) 値が0であれば、均質的であることを意味する。

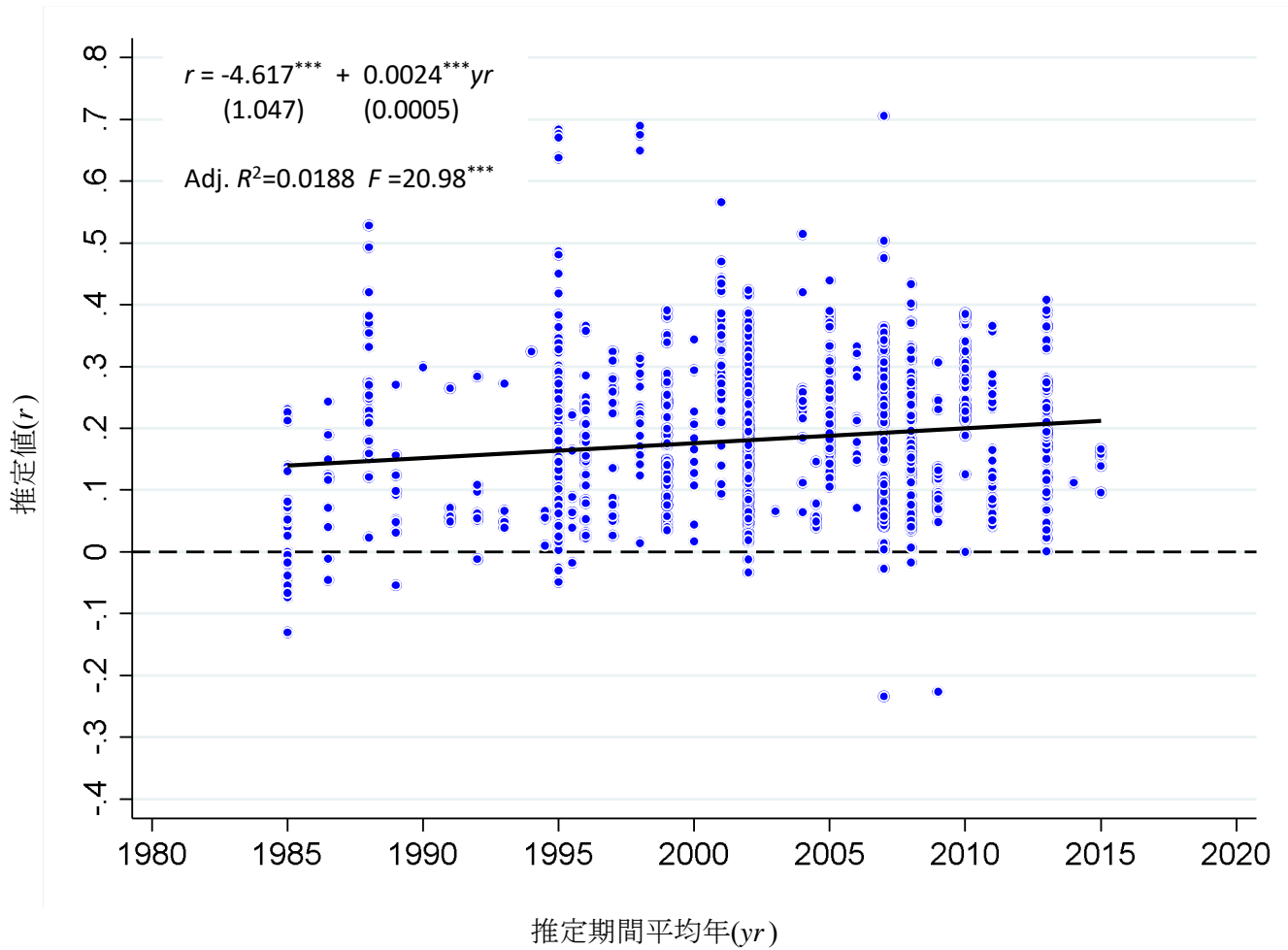
5) Stanley and Doucouliagos (2017)及びStanley et al. (2017)が提唱する統合法(英語名unrestricted weighted least squares average)を指す。

6) 全抽出推定結果のUWAを真の値と仮定して算出した検定力。

***:1%水準で有意。

出所)筆者推定。

図2 抽出推定結果の推定期間平均年順配列：全研究(K=1041)



注) 近似式における回帰係数直下の括弧内数値は、頑健標準誤差。***：1%水準で有意。
出所) 筆者作成。

表3 メタ回帰分析に用いる独立変数の変数名、定義及び記述統計量

変数名	定義	記述統計量		
		平均	中央値	標準偏差
非国有部門	非国有企業労働者標本研究 (=1), その他 (=0)	0.086	0	0.281
国有部門	国有企業労働者標本研究 (=1), その他 (=0)	0.036	0	0.185
都市戸籍労働者	都市戸籍労働者標本研究 (=1), その他 (=0)	0.037	0	0.188
農村戸籍出稼ぎ労働者	農村戸籍出稼ぎ労働者標本研究 (=1), その他 (=0)	0.113	0	0.317
農村部	農村部研究 (=1), その他 (=0)	0.159	0	0.365
地域非特定	地域非特定研究 (=1), その他 (=0)	0.125	0	0.331
女性	女性標本研究 (=1), その他 (=0)	0.168	0	0.374
男性	男性標本研究 (=1), その他 (=0)	0.183	0	0.386
推定年平均	推定年平均値	2001.544	2002	7.076
基本給	基本給を従属変数とした推定結果 (=1), その他 (=0)	0.541	1	0.499
特別賞与	特別賞与を従属変数とした推定結果 (=1), その他 (=0)	0.006	0	0.076
CHNS	CHNSサーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.061	0	0.240
CGSS	CGSSサーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.039	0	0.195
他家計調査	CHIPS, CHNS及びCGSS以外の家計サーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.333	0	0.472
企業調査	企業サーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.139	0	0.346
国家統計	国家統計データを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.012	0	0.107
OLS	最小二乗法を利用した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.770	1	0.421
IV/2SLS/3SLS	操作変数法, 二段階/三段階最小二乗法を利用した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.131	0	0.337
選択バイアス	就業者標本の選択バイアスを制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.068	0	0.252
内生性	賃金と教育水準の内生性に対処する分析的な試みを行った研究 (=1), その他 (=0)	0.093	0	0.291
職種	職種を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.228	0	0.420
年齢	年齢又は年齢グループを制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.178	0	0.382
経験年数	経験(勤続)年数を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.765	1	0.424
正規・非正規	正規・非正規の違いを制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.029	0	0.167
健康状態	労働者の健康状態を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.134	0	0.341
企業規模	所属企業の規模を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.109	0	0.311
労働組合	労働組合を有無を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.077	0	0.266
所在地固定効果	所在地固定効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.499	0	0.500
産業固定効果	就労先所属産業固定効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.326	0	0.469
時間効果	時間効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.017	0	0.130
研究水準	研究水準の20段階評価 ^{注)}	16.473	18	4.399
標準誤差	偏相関係数の標準誤差	0.030	0.023	0.025

注)詳細は、本稿補論を参照。

出所)筆者算定。

表4 文献間異質性のメタ回帰分析

推定量 ¹⁾	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [df]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5] ²⁾	[6] ³⁾
研究対象企業部門(企業部門非特定)(仮説2)						
非国有部門	-0.0297 (0.027)	-0.0289 (0.027)	-0.0229 (0.025)	-0.0169 (0.023)	-0.0168 (0.024)	-0.0095 (0.027)
国有部門	-0.0263 (0.029)	-0.0260 (0.029)	-0.0169 (0.027)	-0.0195 (0.023)	-0.0196 (0.024)	-0.0159 (0.028)
研究対象戸籍(戸籍非特定)(仮説3)						
都市戸籍労働者	-0.0236 (0.029)	-0.0230 (0.029)	-0.0198 (0.028)	-0.0097 (0.020)	-0.0096 (0.020)	-0.0175 (0.022)
農村戸籍出稼ぎ労働者	-0.0812 *** (0.027)	-0.0795 *** (0.027)	-0.0800 *** (0.023)	-0.0556 *** (0.018)	-0.0553 *** (0.019)	-0.0644 *** (0.021)
研究対象地域(都市部)(仮説4)						
農村部	-0.0554 ** (0.024)	-0.0526 ** (0.024)	-0.0498 ** (0.023)	-0.0532 ** (0.025)	-0.0532 ** (0.026)	-0.0456 * (0.027)
地域非特定	-0.0010 (0.025)	-0.0001 (0.025)	-0.0057 (0.022)	-0.0023 (0.026)	-0.0026 (0.027)	-0.0427 ** (0.016)
研究対象ジェンダー(性別非特定)(仮説5)						
女性	0.0423 ** (0.019)	0.0433 ** (0.019)	0.0458 *** (0.017)	0.0043 (0.018)	0.0034 (0.019)	-0.0057 (0.020)
男性	0.0322 * (0.016)	0.0328 ** (0.016)	0.0310 * (0.017)	-0.0080 (0.017)	-0.0090 (0.018)	-0.0184 (0.020)
推定期間(仮説6)						
推定年平均	0.0047 *** (0.002)	0.0046 *** (0.002)	0.0061 *** (0.002)	0.0043 *** (0.001)	0.0043 *** (0.001)	0.0036 ** (0.002)
賃金タイプ(総賃金)						
基本給	0.0220 (0.018)	0.0208 (0.018)	0.0226 (0.018)	0.0201 (0.015)	0.0198 (0.015)	0.0040 (0.007)
特別賞与	-0.1944 *** (0.051)	-0.1913 *** (0.051)	-0.1763 *** (0.044)	-0.1575 *** (0.033)	-0.1578 *** (0.034)	-0.1587 *** (0.036)
サーベイデータ(CHIPs)						
CHNS	-0.1009 *** (0.036)	-0.0979 *** (0.036)	-0.0584 * (0.034)	-0.0601 (0.048)	-0.0600 (0.049)	
CGSS	-0.0293 (0.049)	-0.0282 (0.048)	-0.0187 (0.043)	0.0161 (0.051)	0.0192 (0.053)	
他家計調査	-0.0011 (0.034)	-0.0016 (0.034)	-0.0086 (0.024)	0.0084 (0.022)	0.0098 (0.023)	
企業調査	0.0265 (0.037)	0.0239 (0.037)	-0.0142 (0.034)	0.0241 (0.043)	0.0266 (0.045)	
国家統計	0.3451 *** (0.050)	0.3247 *** (0.050)	0.3206 *** (0.040)	0.3580 *** (0.048)	0.3593 *** (0.050)	
推定量						
OLS(OLS以外)	-0.0254 (0.025)	-0.0238 (0.025)	0.0004 (0.023)	0.0026 (0.033)	0.0028 (0.034)	0.0062 (0.036)
IV/2SLS/3SLS	-0.0417 (0.033)	-0.0407 (0.033)	-0.0363 (0.031)	-0.0371 *** (0.014)	-0.0372 ** (0.015)	-0.0406 ** (0.018)

(続く)

(表4 続き)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [df]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5] ²⁾	[6] ³⁾
選択バイアス・内生性制御(未制御)						
選択バイアス	-0.0579 * (0.032)	-0.0575 * (0.031)	-0.0330 (0.033)	-0.0600 * (0.034)	-0.0604 * (0.035)	-0.0554 (0.037)
内生性	-0.0210 (0.035)	-0.0199 (0.035)	-0.0331 (0.039)	-0.0315 (0.023)	-0.0313 (0.023)	-0.0276 (0.026)
制御変数						
職業	-0.0311 ** (0.015)	-0.0298 ** (0.015)	-0.0337 ** (0.016)	-0.0667 *** (0.015)	-0.0673 *** (0.016)	-0.0740 *** (0.016)
年齢	-0.0051 (0.021)	-0.0050 (0.021)	0.0155 (0.025)	-0.0011 (0.032)	-0.0030 (0.033)	-0.1004 (0.073)
就労年数	0.0287 (0.027)	0.0293 (0.027)	0.0589 ** (0.027)	0.0325 (0.027)	0.0315 (0.027)	0.0131 (0.031)
正規・非正規	-0.0589 * (0.034)	-0.0599 * (0.033)	-0.0136 (0.030)	-0.0271 (0.031)	-0.0286 (0.032)	-0.0714 ** (0.029)
健康状態	0.0166 (0.023)	0.0140 (0.022)	0.0272 (0.026)	0.0454 (0.032)	0.0455 (0.033)	-0.0026 (0.010)
企業規模	-0.0281 (0.038)	-0.0245 (0.036)	0.0162 (0.029)	-0.0774 (0.079)	-0.0824 (0.082)	-0.2450 *** (0.075)
労働組合	-0.0115 (0.042)	-0.0104 (0.041)	-0.0278 (0.034)	-0.0069 (0.070)	-0.0085 (0.074)	-0.1857 *** (0.002)
所在地固定効果	-0.0124 (0.018)	-0.0111 (0.018)	-0.0142 (0.019)	-0.0245 (0.020)	-0.0243 (0.020)	-0.0032 (0.016)
産業固定効果	-0.0465 *** (0.015)	-0.0444 *** (0.015)	-0.0501 *** (0.016)	-0.0255 (0.016)	-0.0248 (0.016)	-0.0096 (0.016)
時間効果	0.0107 (0.044)	0.0094 (0.044)	-0.0324 (0.040)	-0.0212 (0.018)	-0.0220 (0.018)	-0.0355 *** (0.003)
研究水準						
研究水準	-0.0070 *** (0.002)	-0.0068 *** (0.002)	-0.0045 * (0.002)	-0.0038 (0.003)	-0.0036 (0.003)	
標準誤差	0.6577 (0.525)	0.6211 (0.520)	1.2026 ** (0.460)	0.5717 (0.429)	0.5666 (0.437)	0.5022 (0.449)
切片	-9.0181 *** (3.377)	-8.8210 *** (3.362)	-11.9800 *** (3.061)	-8.4030 *** (2.744)	-8.3386 *** (2.813)	-6.9977 ** (3.218)
<i>K</i>	1041	1041	1041	1041	1041	1041
<i>R</i> ²	0.382	0.363	0.377	-	0.278	0.009

注 1) WLS : 加重最小二乗法(括弧内は推定に用いた分析的重み), RML : 制限付き最尤法, GLS : 一般最小二乗法, LSDV : 最小二乗ダミー推定法。

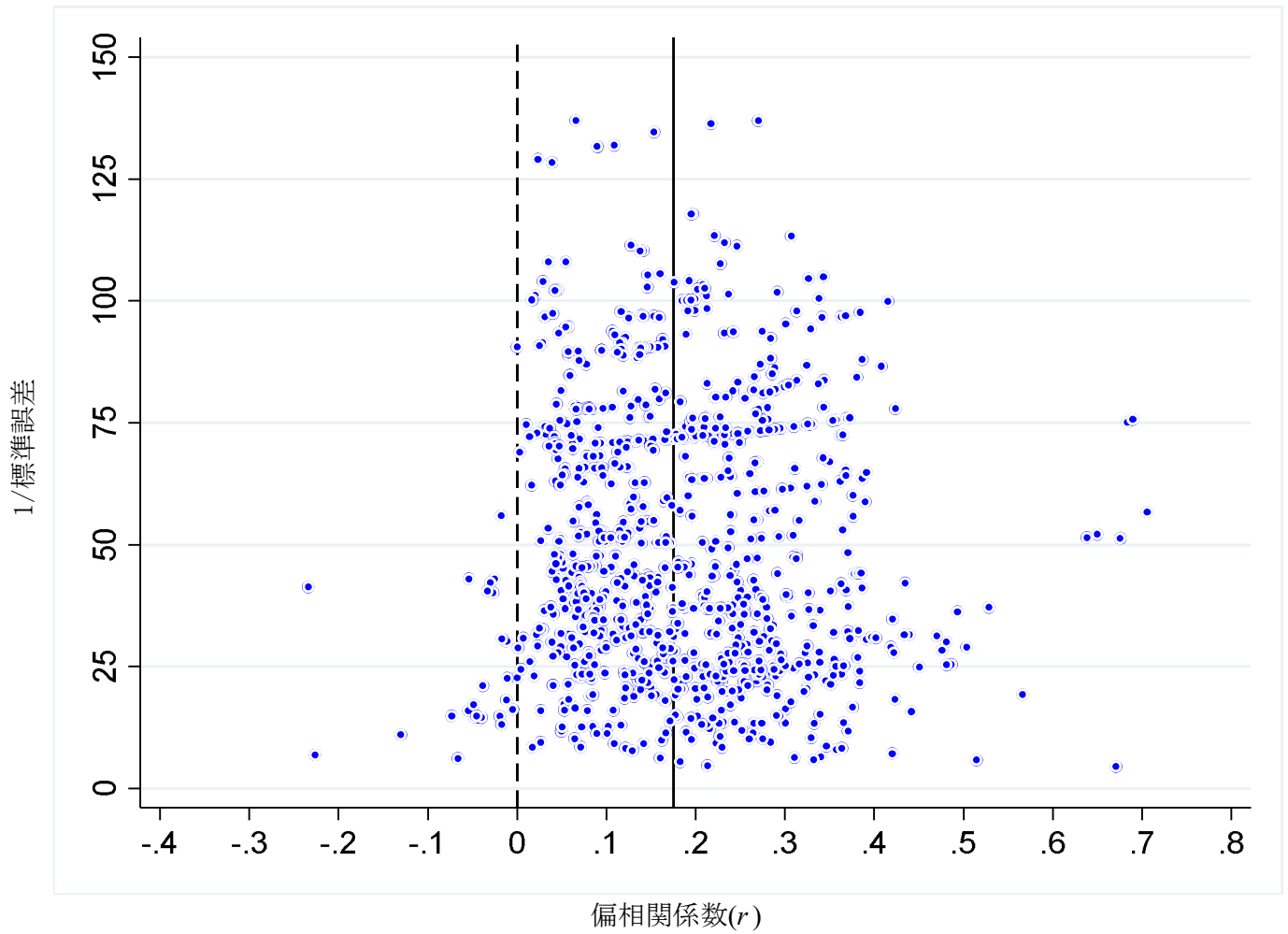
2) Breusch-Pagan検定 : $\chi^2 = 566.04, p = 0.000$

3) Hausman検定 : $\chi^2 = 66.36, p = 0.000$

括弧内は, Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意。WLS及びパネル変数効果・固定効果推定に際しては, 研究毎に抽出推定結果をクラスター化したクラスター法を採用している。

出所) 筆者推定。メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表3を参照。

図3 抽出推定結果の漏斗プロット：全研究 ($K=1041$)



注) 図中の実線は、表2に報告した全研究のWAAP統合値である。
出所) 筆者作成。

表5 公表バイアスの適合度検定

	抽出推定結果数 (K)	真の効果サイズをゼロに仮定した場合			真の効果サイズをWAAP統合値(x)と仮定した場合		
		該当抽出推定結果数		適合度検定 (z) ¹⁾	該当抽出推定結果数		適合度検定 (z) ²⁾
		$PCC_k < 0$	$PCC_k > 0$		$PCC_k < x$	$PCC_k > x$	
全研究(仮説1)	1041	33	1008	30.219 *** (0.00)	541	500	-1.271 (0.20)
研究対象企業部門(仮説2)							
非国有部門	90	12	78	6.957 *** (0.00)	52	38	-1.476 (0.14)
国有企業部門	37	0	37	5.754 *** (0.00)	17	20	0.493 (0.62)
企業部門非特定	914	20	894	28.909 *** (0.00)	472	442	-0.992 (0.32)
研究対象戸籍(仮説3)							
都市戸籍労働者	38	0	38	6.164 *** (0.00)	16	22	0.973 (0.33)
農村戸籍出稼ぎ労働者	118	1	117	10.679 *** (0.00)	56	62	0.552 (0.58)
戸籍非特定	885	32	853	27.598 *** (0.00)	447	438	-0.303 (0.76)
研究対象地域(仮説4)							
都市部	746	9	737	26.654 *** (0.00)	359	387	1.025 (0.31)
農村部	165	22	143	9.420 *** (0.00)	101	64	-2.880 *** (0.00)
地域非特定	130	2	128	11.051 *** (0.00)	78	52	-2.280 ** (0.02)
研究対象ジェンダー(仮説5)							
女性	175	1	174	13.078 *** (0.00)	84	91	0.529 (0.60)
男性	190	8	182	12.623 *** (0.00)	99	91	-0.580 (0.56)
性別非特定	676	24	652	24.154 *** (0.00)	378	298	-3.077 *** (0.00)
研究対象期間(仮説6)							
1990年以前	81	21	60	4.333 *** (0.00)	57	24	-3.667 *** (0.00)
1990年代	302	6	296	16.688 *** (0.00)	156	146	-0.575 (0.57)
2000年代	525	6	519	22.389 *** (0.00)	261	264	0.131 (0.13)
2010年代	133	0	133	11.533 *** (0.00)	75	58	-1.474 (0.14)

注 1) 帰無仮説：偏相関係数の正負比率が50:50。

2) 帰無仮説： x を下回る偏相関係数と上回る偏相関係数の数が等しい。

括弧内は p 値。***：1%水準で有意，**：5%水準で有意。

出所)筆者推定。

表6 公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析：全研究

(a) FAT-PET検定 (推定式： $t=\gamma_0+\gamma_1(1/SE)+v$)

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
モデル	[1]	[2]	[3]	[4] ²⁾	[5] ³⁾
切片(FAT: $H_0: \gamma_0=0$)	0.4913 (0.338)	0.4913 (0.705)	1.3238 (0.926)	1.3251 (0.932)	1.9361* (1.099)
1/SE (PET: $H_0: \gamma_1=0$)	0.1674*** (19.400)	0.1674*** (0.019)	0.1408*** (0.020)	0.1407*** (0.141)	0.1386*** (0.022)
K	1041	1041	1041	1041	1041
R^2	0.349	0.349	-	0.349	0.349

(b) PEESE法 (推定式： $t=\gamma_0SE+\gamma_1(1/SE)+v$)

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Multi-level mixed effects RML	Random- effects panel ML	Population- averaged panel GEE
モデル	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
SE	4.0326 (2.765)	4.0326 (6.572)	12.0512** (5.602)	12.0512 (8.191)	12.6701** (5.767)
1/SE ($H_0: \gamma_1=0$)	0.1736*** (0.005)	0.1736*** (0.014)	0.1517*** (0.015)	0.1517*** (0.007)	0.1540*** (0.014)
K	1041	1041	1041	1041	1041
R^2	0.715	0.715	-	-	-

注1) OLS：最小二乗法，RML：制限付き最尤法，GLS：一般最小二乗法，LSDV：最小二乗ダミー推定法，ML：最尤法，GEE：一般化推定方程式法。

2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1690.22, p=0.0000$

3) Hausman検定： $\chi^2=0.47, p=0.4909$

括弧内は、標準誤差。モデル[9]を除き、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一致性のある標準誤差を報告している。***:1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。

出所)筆者推定。

表7 公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析結果要約

所有変数タイプ	抽出推定結果数 (K)	検定結果 ¹⁾		
		漏斗非対称性検定 (FAT: $H_0: \gamma_0=0$)	精度=効果検定 (PET: $H_0: \gamma_1=0$)	標準偏差を用いた精度=効果推定法 (PEESE: $H_0: \gamma_1=0$) ²⁾
全研究(仮説1)	1041	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1517/1736)
研究対象企業部門(仮説2)				
非国有部門	90	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1997/0.2208)
国有部門	37	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1516/0.1638)
企業部門非特定	914	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1461/0.1732)
研究対象戸籍(仮説3)				
都市戸籍労働者	38	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1795/0.2136)
農村戸籍出稼ぎ労働者	118	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0712/0.1035)
戸籍非特定	885	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1540/0.1779)
研究対象地域(仮説4)				
都市部	746	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1616/0.1729)
農村部	165	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1074/0.1525)
地域非特定	130	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1232/0.1765)
研究対象ジェンダー(仮説5)				
女性	175	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1941/0.2220)
男性	190	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1790/0.2022)
性別非特定	676	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1490/0.1602)
研究対象期間(仮説6)				
1990年以前	81	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1432/0.1735)
1990年代	302	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1338/0.1449)
2000年代	525	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1725/0.1792)
2010年代	133	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.2219/0.2316)

注 1)5検定結果中3ケース以上で帰無仮説が棄却された場合は、帰無仮説棄却と判定し、逆に、3ケース以上で帰無仮説が受容された場合は、帰無仮説受容と判定している。

2)括弧内の数値は、公表バイアス修正効果サイズのPEESE法推定値であり、2種類の推定値が報告されている場合は、その最小値と最大値を意味する。

出所)筆者推定。抽出推定結果の記述統計量は、表1を参照。

付録1 メタ分析対象文献の実証方法論別内訳及び抽出推定結果数

著者名(出版年)	推定期間	企業部門別 推定結果	戸籍別推定 結果	地域別推定 結果	性別推定結 果	抽出推定結 果数(K)
Gregory and Meng (1995)	1985 - 1985	✓		✓		17
Meng (1995)	1985 - 1985			✓	✓	6
Meng (1996)	1985 - 1985			✓		16
Meng (1998a)	1995 - 1995		✓	✓	✓	7
Meng (1998b)	1986 - 1987	✓		✓	✓	10
Maurer-Fazio (1999)	1989 - 1992			✓	✓	12
Liu (2001)	1988 - 1988			✓		2
Meng and Zhang (2001)	1995 - 1996		✓	✓		2
Xiao (2001)	1997 - 1997			✓		2
Zhao (2001)	1996 - 1996	✓		✓		4
Dong and Bowles (2002)	1998 - 1998	✓				14
Ho et al. (2002)	1999 - 1999			✓		20
Huang et al. (2002)	1995 - 1998				✓	12
Zhang et al. (2002)	1988 - 1996			✓		2
Li (2003)	1996 - 1996			✓	✓	6
Li and Luo (2004)	1995 - 1995			✓	✓	10
Yueh (2004)	1995 - 1999			✓		4
Appeton et al. (2005)	1988 - 2002			✓		8
Bishop et al. (2005)	1988 - 1995			✓	✓	24
Chen et al. (2005)	1996 - 1996	✓		✓	✓	10
Lui and Wong (2005)	2000 - 2000	✓				2
Zhang et al. (2005)	1988 - 2001			✓		14
Liu and Xiao (2006)	1993 - 1998					8
Shu et al. (2007)	2000 - 2000			✓	✓	3
Wang and Tokunaga (2007)	1995 - 2004		✓	✓		6
de Brauw and Rozelle (2008)	2000 - 2000			✓		5
Quan and Smyth (2008)	2005 - 2005			✓	✓	17
Wang and Cai (2008)	2001 - 2001			✓	✓	8
Zhang et al. (2008)	2005 - 2005			✓		1
Deng and Li (2009)	1988 - 2002			✓		3
Guo and Hammitt (2009)	1995 - 1995			✓		8
Liu and Sicular (2009)	2002 - 2002	✓		✓		2
Gao and Smyth (2010)	2005 - 2005			✓	✓	4
Hering and Poncet (2010)	1995 - 1995			✓		19
Qiu and Hudson (2010)	1989 - 2000			✓		4
Shi et al. (2010)	1986 - 2006			✓		6
Wu (2010)	2003 - 2006		✓	✓		6
Cai and Du (2011)	2001 - 2010			✓		3
Gao and Smyth (2011)	2007 - 2007			✓		5
Li and Dong (2011)	1995 - 2001			✓	✓	40
Song et al. (2011)	2007 - 2007			✓		4
Zhong (2011)	2002 - 2002			✓		21
Démurger et al. (2012)	2002 - 2007	✓		✓		10
Kang and Peng (2012)	1989 - 2009					50
Lee (2012)	2005 - 2005		✓	✓	✓	6
Magnani and Zhu (2012)	2002 - 2002				✓	8
Mishra and Smyth (2012)	2007 - 2007			✓		13
Ren and Miller (2012)	2006 - 2006			✓	✓	4
Yang and Mayston (2012)	2003 - 2003					1

(続く)

(付録 1 続き)

著者名(出版年)	推定期間	企業部門別 推定結果	戸籍別推定 結果	地域別推定 結果	性別推定結 果	抽出推定結 果数(K)
Cheng et al. (2013)	2008 - 2008		✓	✓		12
Wang (2013)	1995 - 2002			✓	✓	64
Xiu and Gunderson (2013a)	2008 - 2008			✓	✓	12
Xiu and Gunderson (2013b)	1995 - 2002	✓		✓	✓	28
Zuo (2013)	2006 - 2006	✓				2
Mishra and Smyth (2014)	2007 - 2007			✓		7
Xing (2014)	2002 - 2002		✓	✓	✓	10
Xue et al. (2014)	2005 - 2010	✓		✓		6
Bian et al. (2015)	1999 - 1999			✓		4
Cai and Liu (2015)	2002 - 2002			✓	✓	12
Gao and Smyth (2015)	2001 - 2010		✓	✓	✓	42
Hu (2015)	2007 - 2007		✓	✓		19
Mishra and Smyth (2015)	2007 - 2011			✓	✓	28
Wang et al. (2015)	2009 - 2009		✓			16
Yamanura et al. (2015)	2008 - 2008			✓	✓	15
Qi and Dong (2016)	2008 - 2008				✓	6
Whalley and Xing (2016)	1995 - 2007	✓		✓		36
Zhang et al. (2016)	2007 - 2007			✓		5
Zhu (2016)	2002 - 2007		✓	✓		16
Liu (2017)	2008 - 2008			✓	✓	12
Long et al. (2017)	2008 - 2008		✓	✓		7
McLaughlin (2017)	1988 - 2002			✓		32
Qu and Zhao (2017)	2002 - 2007		✓	✓		12
Chen et al. (2018)	2007 - 2007			✓		2
Li et al. (2018)	1995 - 2013			✓		8
Ma (2018)	2002 - 2013	✓		✓	✓	22
Sun (2018)	2011 - 2011			✓		18
Wang et al. (2018)	2013 - 2013		✓	✓		15
Lovely et al (2019)	2009 - 2009			✓	✓	6
Lyu and Chen (2019)	1995 - 2007			✓		20
MacDonald and Hasmath (2019)	2002 - 2013		✓	✓		28
Pan et al. (2019)	2010 - 2010			✓		12
Qu et al. (2019)	2004 - 2015			✓		20
Wang et al. (2019)	2013 - 2013				✓	8
Zhao et al. (2019)	2010 - 2016			✓	✓	7
Cheng et al. (2020)	2013 - 2015			✓		3

付録2 メタ分析対象文献書誌情報(付録1記載順)

- Gregory, R. G. and Xin Meng (1995) Wage determination and occupational attainment in the rural industrial sector of China, *Journal of Comparative Economics*, 21(3) pp. 353–374.
- Meng, Xin (1995) The role of education in wage determination in China's rural industrial sector, *Education Economics*, 3(3) pp. 235-247.
- Meng, Xin (1996) An examination of wage determination in China's rural industrial sector, *Applied Economics*, 28(6) pp. 715-724.
- Meng, Xin (1998a) Gender occupational segregation and its impact on the gender wage differential among rural-urban migrants: A Chinese case study, *Applied Economics*, 30(6) pp. 741-752.
- Meng, Xin (1998b) Male–female wage determination and gender wage discrimination in China's rural industrial sector, *Labour Economics*, 5(1) pp. 67–89.
- Maurer-Fazio, Margeret (1999) Earnings and education in China's transition to a market economy: Survey evidence from 1989 and 1992, *China Economic Review*, 10(1), pp. 17–40.
- Liu, Zhiqiang (2011) The effects of economic reforms on wage inequality: Some evidence from China, *Applied Economics Letters*, 8(4) pp. 285-288.
- Meng, Xin and Junsen Zhang (2001) The two-tier labor market in urban China occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai, *Journal of Comparative Economics*, 29(3) pp. 485–504.
- Xiao, Jin (2001) Determinants of employee salary growth in Shanghai: An analysis of formal education, on-the-job training, and adult education with a three-level model, *China Review*, 1(1) pp. 73-110.
- Zhao, Yaohui (2001) Foreign direct investment and relative wages: The case of China, *China Economic Review*, 12(1) pp. 40-57.
- Dong, Xiao-yuan and Paul Bowels (2002) Segmentation and discrimination in China's emerging industrial labor market, *China Economic Review*, 13(2-3) pp. 170-196.
- Ho, Samuel P. S, Xiaoyuan Dong, Paul Bowles and Fiona MacPhail (2002) Privatization and enterprise wage structures during transition: Evidence from rural industry in China, *Economics of Transition*, 10(3) pp. 659-688.
- Huang, Xiaoyu, Jose Vaz Caldas, Joao Rebelo (2002) Returns to education during the reform of state-owned enterprises in Hunan, People's Republic of China, *Labour*, 16(3) pp. 513-535.
- Zhang, Linxiu, Jikun Huang and Rozelle, Scott (2002) Employment, emerging labor markets, and the role of education in rural China, *China Economic Review*, 13(2-3) pp. 313-328.
- Li, Haizheng (2003) Economic transition and returns to education in China, *Economics of Education Review*, 22, pp. 317–328.
- Li, Haizheng and Yi Luo (2004) Reporting errors, ability heterogeneity, and returns to schooling in China, *Pacific Economic Review*, 9(3) pp. 191-207.
- Yueh, Linda Y. (2004) Wage reforms in China during the 1990s, *Asian Economic Journal*, 18(2) pp. 149-164.
- Appleton, Simon, Lina Song and Qingjie Xia (2005) Has China crossed the river? The evolution of wage structure in urban China during reform and retrenchment, *Journal of Comparative Economics*, 33(4) pp. 644–663.
- Bishop, John A. and Feijun Luo and Fang Wang (2005) Economic transition, gender bias, and the

- distribution of earnings in China, *Economics of Transition*, 13(2) pp. 239-259.
- Chen, Yi, Sylvie Demurger and Martin Fournier (2005) Earnings differentials and ownership structure in Chinese enterprises, *Economic Development and Cultural Change*, 53(4) pp. 933-958.
- Lui, Hon-Kwong and Yui-Tim, Wong (2005) Do loyal subordinates get higher wages? Experience from China, *Applied Economics Letters*, 12(10) pp. 649-652.
- Zhang, Junsen, Yaohui Zhao, Albert Park and Xiaoqing Song (2005) Economic returns to schooling in urban China, 1988 to 2001, *Journal of Comparative Economics*, 33(4) pp. 730–752.
- Liu, Zeyun and Jin Xiao (2006) The accumulation of human capital over time and its impact on salary growth in China, *Education Economics*, 14(2) pp. 155-180.
- Shu, Xiaoling, Yifei Zhu and Zhanxin Zhang (2007) Global economy and gender inequalities: The case of the urban Chinese labor market, *Social Science Quarterly*, 88(5) pp. 1307-1332.
- Wang, Wenxin and Suminori Tokunaga (2007) The Determinants of Employment Mode in Chinese Rural Labor: Empirical Evidence from the Survey Data of Fuyang County in Anhui Province, *Studies in Regional Science*, 37(3) pp. 817-827.
- de Brauw, Alan and Scott Rozelle (2008) Reconciling the returns to education in off-farm wage employment in rural China, *Review of Development Economics*, 12(1) pp. 57–71.
- Qian, Xiaolei and Russell Smyth (2008) Private returns to investment in education: An empirical study of urban China, *Post-Communist Economies*, 20(4) pp. 483-501.
- Wang, Meiyan and Fang Cai (2008) Gender earnings differential in urban China, *Review of Development Economics*, 12(2) pp. 442-454.
- Zhang Haiqing, Linxiu Zhang, Renfu Luo and Qiang Li (2008) Does education still pay off in rural China: Revisit the impact of education on off-farm employment and wages, *China & World Economy*, 16(2) pp. 50–65.
- Deng, Quheng and Shi Li (2009) What lies behind rising earnings inequality in urban China? regression-based decompositions, *CESifo Economic Studies*, 55(3-4) pp. 598-623.
- Guo, Xiaoqi and James K. Hammitt (2009) Compensating wage differentials with unemployment: Evidence from China, *Environmental and Resource Economics*, 42(2) pp. 187-209.
- Liu, Xiaoyun and Terry Sicular (2009) Nonagricultural employment determinants and income inequality decomposition, *Chinese Economy*, 42(4) pp. 29-43.
- Gao, Wenshu and Russell Smyth (2010) Health human capital, height and wages in China, *Journal of Development Studies*, 46(3) pp. 4664-4684.
- Hering, Laura and Sandra Poncet (2010) Market access and individual wages: Evidence from China, *Review of Economics and Statistics*, 92(1) pp. 145–159.
- Qiu, Tian and John Hudson (2010) Private returns to education in urban China, *Economic Change and Restructuring*, 43(2) pp. 131-150.
- Shi, Xuehua, Xiaoyun Liu, Alexander Nuetah and Xian Xin (2010) Determinants of household income mobility in rural China, *China and World Economy*, 18(2) pp. 41-59.
- Wu, Zheren (2010) Self-selection and earnings of migrants: Evidence from rural China, *Asian Economic Journal*, 24(1) pp. 23-44.
- Cai, Fang and Ynag Du (2011) Wage increases, wage convergence, and the Lewis turning point in China, *China Economic Review*, 22(4) pp. 601-610.
- Gao, Wenshu and Smyth Russell (2011) Firm size and wages in China, *Applied Economics Letters*, 18(4) pp. 353–357.

- Li, Liying and Xiao-Yuan Dong (2011) Economic transition and the gender earnings gap in Chinese industry: The role of firm characteristics, *Contemporary Economic Policy*, 29(1) pp. 67-87.
- Song, Shunfeng, Erqian Zhu and Zhuo Chen (2011) Equal work opportunity but unequal income: Gender disparities among low-income households in urban China, *Chinese Economy*, 44(1) pp. 39-45.
- Zhong, Hai (2011) Returns to higher education in China: What is the role of college quality? *China Economic Review*, 22(2) pp. 260-275.
- Démurger, Sylvie, Shi Li and Juan Yang (2012) Earnings differentials between the public and private sectors in China: Exploring changes for urban local residents in the 2000s, *China Economic Review*, 23(1) pp. 138-153.
- Kang, Lili and Fei Peng (2012) A selection analysis of returns to education in China, *Post-Communist Economies*, 24(4) pp. 535-554.
- Lee, Leng (2012) Decomposing wage differentials between migrant workers and urban workers in urban China's labor markets, *China Economic Review*, 23(2) pp. 461-470.
- Magnani, Elisabetta and Rong Zhu (2012) Gender wage differentials among rural-urban migrants in China, *Regional Science and Urban Economics*, 42(5) pp. 779-793.
- Mishra, Vinod and Smyth Russell (2012) Environmental regulation and wages in China, *Journal of Environmental Planning and Management*, 55(8) pp. 1075-1093.
- Ren, Weiwei and Paul W. Miller (2012) Gender differentials in the payoff to schooling in rural China, *Journal of Development Studies*, 48(1) pp. 133-150.
- Yang, Juan and David Mayston (2012) Impact of overeducation on wages in China, *Chinese Economy*, 45(2) pp. 65-89.
- Cheng, Zhiming, Fei Guo, Graeme Hugo, Xin Yuan (2013) Employment and wage discrimination in the Chinese cities: A comparative study of migrants and locals, *Habitat International*, 39, pp. 246-255.
- Wang, Le (2013) How does education affect the earnings distribution in urban China? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(3) pp. 435-454.
- Xiu, Lin and Morley Gunderson (2013a) Gender earnings differences in China: Base pay, performance pay, and total pay, *Contemporary Economic Policy*, 31(1) pp. 235-254.
- Xiu, Lin and Morley Gunderson (2013b) Credential effects and the returns to education in China, *Labour*, 27(2) pp. 225-248.
- Zuo, Hong (2013) Formal and informal employment in China: Probability of employment and determinants of monthly wages, *Australian Economic Review*, 46(4) pp. 405-423.
- Mishra, Vinod and Russell Smyth (2014) Technological change and wages in China: Evidence from matched employer-employee data, *Review of Development Economics*, 18(1) pp. 123-138.
- Xing, Chunbing (2014) Migration, self-selection and income distributions, *Economics of Transition*, 22(3) pp. 539-576.
- Xue, Jinjun, Wenshu Gao, Lin Guo (2014) Informal employment and its effect on the income distribution in urban China, *China Economic Review*, 31, pp. 84-93.
- Bian, Yanjie, Xianbi Huang and Lei Zhang (2015) Information and favoritism: The network effect on wage income in China, *Social Networks*, 40, pp. 129-138.
- Cai, Lixin and Amy Y. C. Liu (2015) Wage determination and distribution in urban China and Vietnam: A comparative analysis, *Journal of Comparative Economics*, 43(1) pp. 186-203.
- Gao, Wenshu and Russell Smyth (2015) Education expansion and returns to schooling in urban China, 2001-2010: Evidence from three waves of the China Urban Labor Survey, *Journal of the Asia Pacific*

- Economy, 20(2) 178-201.
- Hu, Feng (2015) Return to education for China's return migrant entrepreneurs, *World Development*, 72, pp. 296–307.
- Mishra, Vinod and Russell Smyth (2015) Estimating returns to schooling in urban China using conventional and heteroskedasticity-based instruments, *Economic Modelling*, 47, pp. 166–173.
- Yamamura, Eiji, Smyth Russell and Yan Zhang (2015) Decomposing the effect of height on income in China: The role of market and political channels, *Economics and Human Biology*, 19, pp. 62–74
- Wang, Chunchao, Chenglei Zhang and Jinlan Ni (2015) Social network, intra-network education spillover effect and rural-urban migrants' wages: Evidence from China, *China Economic Review*, 35, pp. 156-168.
- Qi, Liangshu and Xiao-yuan Dong (2016) Unpaid care work's interference with paid work and the gender earnings gap in China, *Feminist Economics*, 22(2) pp. 143-167.
- Whalley, John and Chunbing Xing (2016) Ownership restructuring and wage inequality in urban China, *International Labour Review*, 155(1) pp. 57-72.
- Zhang, Li, Rhonda Vonshay Sharpe, Shi Li, William A. Darity Jr. (2016) Wage differentials between urban and rural-urban migrant workers in China, *China Economic Review*, 41, pp. 222–233.
- Zhu, Rong (2016) Wage differentials between urban residents and rural migrants in urban China during 2002–2007: A distributional analysis, *China Economic Review*, 37, pp. 2–14.
- Liu, Yang (2017) Role of individual social capital in wage determination: Evidence from China, *Asian Economic Journal*, 31(3) pp. 239–252.
- Long, Wenjin, Simon Appleton and Lina Song (2017) The impact of job contact networks on wages of rural-urban migrants in China: A switching regression approach, *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 15(1) pp. 81-101.
- McLaughlin, Joanne Song (2017) Does Communist party membership pay? Estimating the economic returns to party membership in the labor market in China, *Journal of Comparative Economics*, 45(4) pp. 963–983.
- Qu, Zhaopeng and Zhong Zhao (2017) Glass ceiling effect in urban China: Age inequality of rural-urban migrants during 2002–2007, *China Economic Review*, 42, pp. 118–144.
- Chen, Yuanyuan, Le Wang, Min Zhang (2018) Informal search, bad search? the effects of job search method on wages among rural migrants in urban China, *Journal of Population Economics*, 31(3) pp. 837-876.
- Li, Shi, Shanshan Wu and Chunbing Xing (2018) Education development and wage inequality in urban China, *Asian Economic Papers*, 17(2) pp. 140-151.
- Ma, Xinxin (2018) Ownership sector segmentation and the gender wage gap in urban China during the 2000s, *Post-Communist Economies*, 30(6) pp. 775-804.
- Sun, Qian (2018) Explaining the state-owned enterprise wage premium in China: Is it unobserved heterogeneity? *Economic and Political Studies*, 6(2) pp. 135-157.
- Wang, Feicheng, Chris Milner and Juliane Scheffel (2018) Globalization and inter-industry wage differentials in China, *Review of International Economics*, 26(2) pp. 404-437.
- Lovely, Mary E., Yang Liang and Hongsheng Zhang (2019) Economic geography and inequality in China: Did improved market access widen spatial wage differences? *China Economic Review*, 54, pp. 306-323.
- Lyu, Lidan and Yu Chen (2019) Parental migration and young migrants' wages in urban China: An exploratory analysis, *Urban Cities*, 56(10) pp. 1968-1987.
- MacDonald, Andrew W. and Reza Hasmath (2019) Outsider ethnic minorities and wage determination in

China, *International Labour Review*, 158(3) pp. 489-508.

Pan, Liqun, Pundarik Mukhopadhaya, and Jing Li (2019) The changing texture of the city-size wage differential in Chinese cities: Effects of skill and identity, *China Economic Review*, 53, pp. 191-210.

Qu, Dan, Saisai Guo and Lafang Wang (2019) Experience, tenure and gender wage difference: Evidence from China, *Economic Research - Ekonomiska Istrazivanja*, 32(1) pp. 1169–1184.

Wang, Weidong, Yongqing Dong, Renfu Luo, Yunli Bai and Linxiu Zhang (2019) Changes in returns to education for off-farm wage employment: Evidence from rural China, *China Agricultural Economic Review*, 11(1) pp. 2-19.

Zhao, Xian-Zhou, Yu-Bing Zhao, Li-Chen Chou and Barbara Hoinunnem Leivang (2019) Changes in gender wage differentials in China: A regression and decomposition based on the data of CHIPS1995–2013, *Economic Research - Ekonomiska Istrazivanja*, 32(1) pp. 3162-3182.

Cheng, Hong, Dezhuang Hu, and Hongbin Li (2020) Wage differential between rural migrant and urban workers in the People's Republic of China, *Asian Development Review*, 37(1), pp. 43–60.