

体制移行期中国の賃金プロフィール：メタ分析による接近

岩崎， 一郎 / IWASAKI, Ichiro / 馬， 欣欣 / MA, Xinxin

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経済志林 / The Hosei University Economic Review

(巻 / Volume)

89

(号 / Number)

4

(開始ページ / Start Page)

289

(終了ページ / End Page)

318

(発行年 / Year)

2022-03-30

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00025205>

体制移行期中国の賃金プロフィール

ーメタ分析による接近ー

馬 欣 欣
岩 崎 一 郎

1. はじめに

中国最高権力者の鄧小平が、保守派の牙城である北京を離れ、深圳等の南部諸都市を歴訪しつつ、改革・開放の推進を訴えたのは1992年初頭のことである。天安門事件以降不振に陥っていた中国経済は、このいわゆる「南巡講話」を契機に、社会主義市場経済の建設に向けて邁進を始めた。それから30年近くの歳月が過ぎようとしている今日、国家統治機構としての共産党一党独裁制は依然揺るぎないものの、中国の社会経済体制に根本的ともいえる変革が生じたのは疑問の余地が無い。無論、賃金システムも、その例外ではない。

日本や欧米等の先進諸国では、賃金の水準は、市場メカニズムや企業の利潤最大化行動によって決定付けられる。これに対して、計画経済時代（1949～77年）の中国において、賃金は、国家の重要な決定事項であった。実際、この時代の中国では、国有企業や集団所有制企業で働く従業員は、悉く終身の「固定工」として雇用され、その賃金も、すべて政府によって決められた。実際、1980年頃までは、勤続年数以外の理由による昇給は殆ど行われなかった（山本、2000；丸川、2002；馬、2011，2014）。社会主義的平等主義というイデオロギーが色濃く反映されたその硬直的な賃金シス

テムは、労働者のやる気を大いに蝕んだ（湯，2006）。実際、「大鍋飯」的な悪平等主義の下で、技術者や熟練者の賃金に対する不満が鬱積し、それが企業全体としての熟練・技能水準の劣化をもたらし、生産性の低下を引き起こしたと指摘されている（唐，2008）。丸川（2002）や馬・岩崎（2019，2020）が詳しく述べている通り、改革・開放の端緒期においても、中国共産党及び政府は、計画経済時代の統一的職務等級賃金制度を修正すべく、個々の企業および労働者の生産性や業績を反映する様々な賃金制度改革を実行した。だが、これらの制度変更を以てしても、昇級の強度な年功制や、技能・業績と賃金等級との間の著しい乖離という問題は、なかなか払拭されなかった。

かかる手詰まりな状況は、しかしながら、鄧小平の南巡講話後に急拡大した多国籍企業の中国進出によって打破された。実際、1990年代以降、外資系企業は、合弁企業の形態で中国への直接投資を積極的に展開したが、これら外資系合弁企業を通じて、欧米流の経営スタイルが、民間企業を中心に、中国経営者へ伝播し、市場経済化プロセスに適応した中国流ビジネスモデルの構築に大きな役割を果たした。湯（2006）によると、現在の中国企業では、「成果主義・実力主義・淘汰制型の人事はむしろ一般的であり、過酷な評価制度・社内競争と高給料の両立は、それらの企業に共通する特徴」（24頁）であるという。この通り、働き方を巡る過去およそ30年間の中国における企業と労働者の行動変化は、驚くほどに劇的である。

社会主義的平等主義から能力主義・成果主義への意識変革は、勤務年数と賃金水準との関係、言い換えれば「賃金プロファイル」の形状にも著しい変化をもたらしたに違いない。しかし、長期雇用や年功序列型賃金を特徴とする人事労務管理システムは、永年の日本研究が明らかにしている通り、企業の生産性や製品開発力に大きく寄与する企業特殊的知識や技能の育成と維持を図る上で一定の経済合理性を具えるものであり、悪平等主義だけの産物であるとは決して言えない。実際、田中（2009）の現地調査によると、「中国社会に根ざし、製品やサービスの高付加価値化を目指す企業

であれば、企業とそこで働く人間との間に信頼関係が構築され、それを基盤にした長期的な雇用関係が存在することは不可欠」(2頁)との問題意識を持つ中国日系企業の多くは、年功制と能力主義に折り合いをつけながら、長期雇用の実践に腐心する一方、中国人ホワイトカラーも、そのかなりの比率が、長期雇用関係を積極的に評価しているのである。従って、南巡講話以降の体制転換期を通じて、また現在においても、年功賃金が中国で一定の機能を果たしている可能性は大いにあり、賃金プロフィールの形状及びその影響因子は、同国の労働市場や企業システムの理解にとって、今も重要な論点であるに違いないのである。

以上に述べた重要性にも係らず、この問題領域に対する研究者の関心は驚くほど低い。日本においては、経営学視点から、日本的経営の中国への移植可能性という問題意識に焦点に当てて、前述の湯(2006)、唐(2008)、田中(2009)等の論考が幾つか発表されている。しかし、経済学視点から、中国の賃金プロフィールを実証研究のテーマとして取り上げる例は、残念ながら一切見当たらず、その形状と影響因子に関する手掛かりは、全くと言ってよいほど得ることが出来ない。中国も同様の状況にある。この学術的空白の解消は、中国労働研究にとって喫緊の課題であろう。

そこで、筆者らは、この未開拓な研究分野に、既存研究のメタ分析という方法を以て接近する。何故なら、賃金プロフィールを主要な研究テーマとはしていない中国賃金研究であっても、その多くが、勤務年数(あるいは経験年数)及びその二次項(二乗値)を右辺に加えた以下のミンサー型賃金関数を推定することによって、賃金プロフィールの形状及びその影響因子に関する実証的証拠を数多提供しているからである。

$$wage_i = \mu + \gamma \cdot working\ year_i + \sigma \cdot working\ year_i^2 + \sum_{n=1}^N \varphi_n \cdot x_{ni} + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 $wage_i$ は第 i 労働者の賃金水準(多くは対数値)、 $working\ year$ は勤務年数(勤続年数あるいは経験年数)、 x は教育水準、性別、職種、業種、勤務地、所属先企業の属性等、賃金水準に影響を与えるその他の諸要

因, μ は定数項, γ , σ , φ は推定されるパラメータ, ε は誤差項である。

CHIPsやCHNS等の家計調査個票データを用いた中国賃金研究では標準的な実証分析との比較において, メタ分析は, 極めて長期な期間に亘って賃金プロファイルの測定が可能である上, 反証例の存在を明示的に加味してもなお有力説の見解は有効足り得るのか否か, 更には, 中国賃金研究全体として真の効果サイズの特定に到達しているのか否かという, 実証研究上重大な問題にも真正面から取り組むことができる点でも大きな利点を有している。そこで本稿では, 既存研究が報告するパラメータ γ 及び σ の推定値を可能な限り収集し, それらをメタ分析の手法で統合・比較することを介して, 体制移行期中国における年功の賃金水準へのインパクトを, その非線形的効果も含めて, 多角的・包括的に解析する。なお, 紙幅の都合から, メタ分析の方法論的解説は割愛する。岩崎 (2018) や Stanley and Doucouliagos (2012) を適宜参照されたい。

本稿の構成は, 以下の通りである。次節では, 経済理論の考察や先行研究のレビューに基づいて, 移行期中国の賃金プロファイルに関する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う。続く第5節では, 公表バイアス及び正真正銘な実証的証拠の存在を検証する。そして, 最終第6節で, 分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

2. 移行期中国の賃金プロファイル: 理論的考察とメタ分析のための仮説設定

本節では, 経済理論及び中国の市場化改革や労働市場の実態の双方に基づいて, 中国の賃金プロファイルに関する6つの仮説を提起する。

その第1は, 移行期を通じた賃金プロファイルの一般的形状に関する仮説である。上述の通り, 計画経済時代に確立された統一的職務等級賃金制度は, 極めて年功序列的であった。過去およそ30年間に亘って「漸進型」

の経済改革が堅持された中国において、計画経済時代の考え方や仕組みが、賃金システムに一種の「制度的慣性」を与えた可能性は否定できない。また、南巡講話以後の時代にあっても、年長者を高く敬う中国の社会的慣習が払拭されてしまったわけでも、以上に述べた通り、年功賃金の経済的な合理性が消失してしまったわけでもない。従って、移行期においても、年功の賃金効果は、かなりの水準で維持されたと予想するのが自然であろう。但し、特殊人的資本の累積速度や生活費増加率の時系列的減減性故に、その効果は線形ではなく、加齢とともに縮小するとも予測する。経済学分野のメタ分析は、問題となる事象の効果を、便宜的に「経済的に意味がある」とは云い難い水準、「低位」、「中位」及び「高位」の4段階に区分する(Doucoulagos, 2011)。計画経済時代の年功効果が高位であったとするなら、移行期の効果サイズは一段階低下した可能性が高い。そこで筆者らは、移行期を通じた賃金プロファイルの一般的形状について、以下を予測する。

【仮説1】 移行期中国において、勤務年数は、賃金水準に中位の正のインパクトを及ぼす。但し、その効果は、勤務年数上昇と共に緩やかに減衰する。

第2の仮説は、企業所有制と年功の賃金効果との関係に触れるものである。現代中国の労働市場は、国有部門と非国有部門とに分断化されている。労働法の諸規定にも係らず、国有企業幹部や管理職の基本給は、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依然色濃く残存している(Iwasaki et al., 2020;馬・岩崎, 2020)。国有企業一般従業員の給与体系は、計画経済時代と比べれば大幅に柔軟化した。役員・管理職給与との整合性を維持するために、一定程度の年功序列性が維持されている。他方で、非国有部門の賃金システムには、国有部門よりも、欧米流の能力主義や成果主義がより強く反映されていることは、本稿冒頭でも強調したところである。この結果として、国有部門との比較において、非国有部門における賃金プロファイルの年功序列性はかなり後退したと推測する。以上の議論を総合して、次の仮説を提起

する。

【仮説2】年功効果は、非国有部門よりも国有部門の賃金水準に対してより強く作用する。

次に提案する仮説は、戸籍、地域、ジェンダーの差異が、賃金への年功効果に及ぼす影響に関するものである。年功賃金は、企業特殊的知識や技能の重要性及び離職や転職による特殊人的資本への企業投資の埋没を回避するという観点から、生産技術が高度であるか、組織的な規模が大きい企業に従事する労働者に対して、積極的に適用される傾向が強い（Seike and Ma, 2021）。その結果として、技術的に高度か、ないしは組織的に大規模な企業に従事する労働者は長期に雇用される可能性が高まり、故に、実際に観察される勤務年数と賃金水準の正の相関も強まると考えられる。移行期の中国では、かかる高技術・大規模企業に職を得る可能性は、以下に述べる論拠から、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部労働者及び女性よりも、都市戸籍労働者、都市部労働者及び男性の方がより高いと考えられる。

第1に、農村戸籍を有する中国市民の都市部への移住や就業には厳しい規制が課せられており、これら農村戸籍出稼ぎ労働者（都市農民工）の都市部での住居や職の獲得は、都市戸籍労働者と比べて極めて不利かつ不安定である。このためMa（2018b）によると、人的資本をはじめとする他の諸条件が一定であっても、農村戸籍出稼ぎ労働者は競争産業に、一方の都市戸籍労働者は独占・寡占産業に就業する機会がより大きいという明白な傾向が存在する。競争産業には中小の民間企業が集中し、独占・寡占産業は国有大企業やハイテク企業によって担われていることは殊更強調するまでもない。

第2に、農村部と都市部では、企業の規模と技術水準に著しい格差が生じている。農村部企業は、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である。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、都市部の大規模な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出来なかった（林他，1994）。更に2000年代に入ると、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更に水をあけられた（馬・岩崎，2020）。農村部労働者は、こうした中小後進企業での就業を余儀なくされており、雇用機会面での都市部労働者の優位性は歴然としている。

第3に、計画経済期の中国では、雇用、賃金、職種及び業種選択における性別格差は、極めて限定的であった（岩崎・馬，2019; Ma, 2018c, 2021）。しかし、改革開放期に入ると、市場化の進展に伴い、雇用・賃金面での女性労働者に対する差別的待遇が次第に深刻化した（岩崎・馬，2019）。Piore（1970）は、男性は基幹労働者として「高賃金・長期雇用・多い企業教育訓練」に特徴付けられる第一次市場で働く一方、女性は補助労働者として「低賃金・短期雇用・少ない企業教育訓練」という第二次労働市場への就業に甘んじると述べているが、現代中国の労働市場は、技術的に高度ないし大規模な企業への就業機会は、他の条件が一定であれば、女性よりも男性により多く与えられるという意味で、Piore（1970）の云う労働市場分断化仮説が正に現実のものとなっている（馬，2008，2011）。

以上の議論に基づき、筆者らは、戸籍、地域、ジェンダーの差異と年功の賃金効果との関係について、次の予測を立てる。

【仮説3】年功効果は、農村戸籍出稼ぎ労働者よりも都市戸籍労働者の賃金水準に対してより強く作用する。

【仮説4】年功効果は、農村部よりも都市部の賃金水準に対してより強く作用する。

【仮説5】 年功効果は、女性よりも男性の賃金水準に対してより強く作用する。

最後の仮説は、賃金プロファイルの時系列的形状変化に言及するものである。鄧小平の南巡講話から2年後の1994年に制定された中国人民共和国労働法は、従来の固定工制度から労働契約制度への全面的な転換を図る画期的な制度改革であった。同法の実効性を高めるために、中国政府は、国有企業の固定工を一旦離職させ、労働契約を締結して再就職させるという極めて大胆な措置すら実行した。この結果、一定の制限はあるが、雇用の決定を含む包括的な人事権を得た国有企業は、従業員を裁量的に解雇できるようになり、また同時に、旧来の年功序列的な賃金制度は、成果主義的賃金・業績給に置き換えられた（丸川，2002；馬，2014；Ma，2018a）。

この過程で、短期契約労働者、非全日制労働者（パートタイム）、派遣労働者等から成る多様な雇用形態も一気に普及した（山下，2008）。労働法は、2008年に労働契約制度の不備を是正すべく大幅に改正されたが、にもかかわらず、「ホワイトカラーは1年契約が主流で、企業は契約終了時にはほぼ無条件で雇い止めができる状況」（田中，2009，3頁）が放置された。年功序列的な長期雇用慣行の破壊は、企業や労働者の側からも進化した。多国籍企業の中国進出や、海外留学及び外国での勤務経験を介して、欧米流の経営スタイルが、経営者と労働者の双方に深く受け入れられたのは確かな事実である。実際、非国有部門において、長期雇用制度を積極的に運営している企業を見出すのは大変難しい。即ち、中国では、国家制度としても、労働者の意識という観点からも、年功序列的な賃金体系の基盤は、市場経済化の進捗と共に、漸次掘り崩されたと見てよい。このような考察から、次の仮説が導き出される。

【仮説6】 賃金プロファイルは、移行期を通じて漸次フラット化する。

以下では、以上に提起した一連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

本稿冒頭でも述べた通り、賃金プロフィールの形状や年功の賃金水準への影響を中心にして考察した中国研究は極めて限られている一方、勤務年数を独立変数に加えて賃金関数を推定した実証分析は数多存在する。そこで、我々は、中国賃金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を利用して、1990年から2021年第1四半期までの期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、190点弱の文献を、電子版またはハードコピーで入手した。次に、筆者らは、これら収集文献の研究内容を逐一精査し、勤務年数の一次項と二次項のいずれをも独立変数に採用したミンサー型賃金関数の推定結果を報告する研究成果を絞り込み、その結果として、この分野の先駆的研究業績であるGregory and Meng (1995) やMeng (1995) から、最新研究であるHu (2021) に至る、合計81点の文献を選択した。

81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7文献（全体の8.6%）、2000年代が25文献（同30.9%）、2010年代が42文献（同51.9%）、2020年代が7文献（同8.6%）であり、近年の中国経済研究における実証分析の隆盛が、この研究分野にも明確に現れている。換言すれば、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最近の実証成果に多くを依るといえる。勤務年数の真の賃金効果サイズを測定する上で、この事実は大変有利な条件であるといえよう。

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分析対象を限定した実証結

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、81文献中の13点、15点、68点及び30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。

移行期を通じた賃金プロファイルの一般形状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81文献の研究対象期間は、全体として1981年から2015年までの35年を網羅しており、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。なお、81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、特定年の年功効果に関する実証結果である。この事実も、仮説6の検証には大いに好都合である。

筆者らは、以上に特徴付けられた81選定文献から、合計1077モデル、勤務年数一次項と二次項を合わせて総計2154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、26.7（20.0）である。なお、勤務年数と他独立変数との交差項の推定値は、一切メタ分析の対象とはしない。

本稿では、従属/独立変数の単位や対数変換の有無等の違いに対応するため、上記2154抽出推定結果全てを、偏相関係数に変換する。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

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

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。

偏相関係数の評価基準としてDoucouliagos（2011）は、労働経済学研究については、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、年功の賃金水準に及ぼす効果サイズの評価を行う。

表1には、偏相関係数に変換された抽出推定結果の記述統計量が、図1には、カーネル密度推定が、勤務年数一次項と二次項の別に示されている。またいずれも、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。賃金プロフィールの形状を問題とする仮説1及び6の検証に際しては、勤務年数一次項及び二次項の双方について、年功の賃金効果に注目する仮説2から5の検証には、一次項に対して特別の注意を払いながら分析を進める。

4. メタ統合

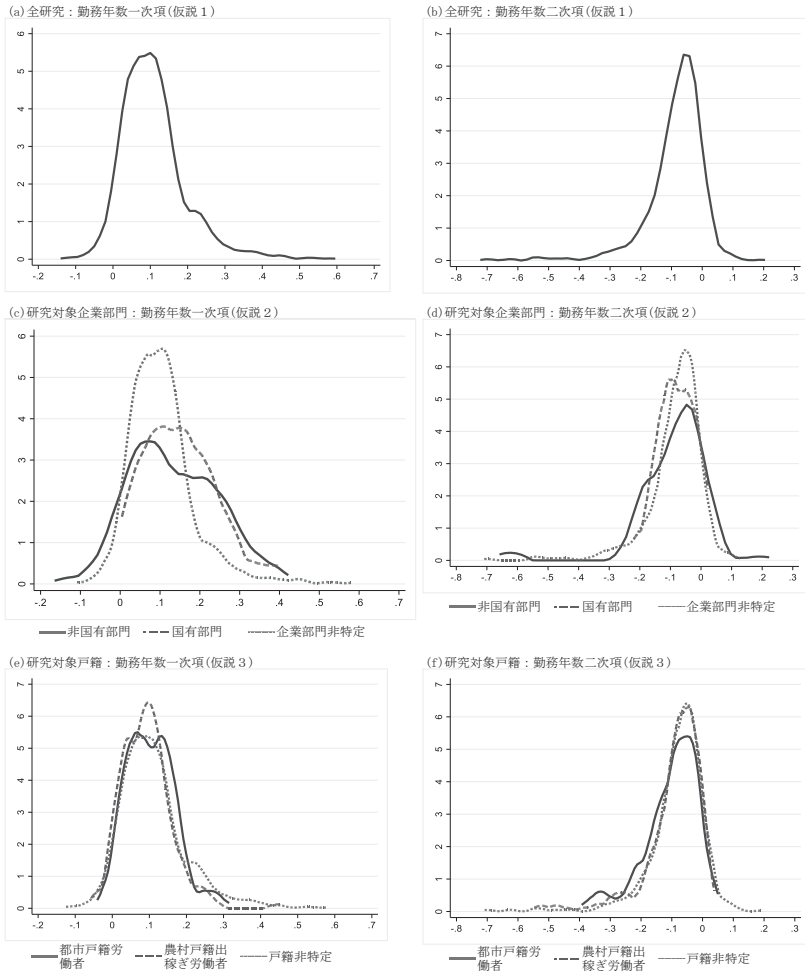
表2には、全研究の抽出推定結果のメタ統合結果が示されている。ここでは、伝統的なメタ統合法である固定効果モデルや変量効果モデルと共に、Stanley and Doucouliagos (2017) 及びStanley et al. (2017) が提唱する無制限加重最小二乗平均法 (unrestricted weighted least squares average: UWA) 及び検定力が0.8を超える推定結果を対象としたUWA統合、即ち、「適切な検定力を持つ推定結果の加重平均法」(weighted average of the adequately powered: WAAP) による統合も行った。伝統的メタ統合の結果については、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参照値に採用する。一方、UWA新統合法においては、勤務年数一次項と二次項の双方について、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、全抽出推定結果のUWA統合値よりも信頼性がより高いとされるWAAP統合値を、新統合法の参照値として用いる。Stanley et al. (2017) は、WAAP統合値は、伝統的な変

表 1 抽出推定結果の記述統計量

研究タイプ	抽出推定 結果数(K)	勤務年数一次項				勤務年数二次項					
		平均値	中央値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	中央値	標準偏差	最大値	最小値
全研究 (仮説 1)	1077	0.108	0.096	0.086	0.580	-0.125	-0.084	-0.070	0.093	0.190	-0.708
研究対象企業部門 (仮説 2)											
非国有部門	87	0.135	0.116	0.109	0.382	-0.125	-0.088	-0.071	0.114	0.190	-0.626
国有部門	33	0.148	0.146	0.094	0.399	0.004	-0.079	-0.084	0.060	0.022	-0.221
企業部門非特定	957	0.104	0.094	0.083	0.580	-0.108	-0.084	-0.069	0.092	0.127	-0.708
研究対象戸籍 (仮説 3)											
都市戸籍労働者	67	0.104	0.102	0.063	0.291	-0.016	-0.101	-0.079	0.086	0.024	-0.366
農村戸籍出稼ぎ労働者	131	0.092	0.093	0.069	0.453	-0.057	-0.093	-0.076	0.097	0.038	-0.548
戸籍非特定	879	0.111	0.097	0.090	0.580	-0.125	-0.082	-0.069	0.093	0.190	-0.708
研究対象地域 (仮説 4)											
都市部	729	0.104	0.093	0.086	0.580	-0.108	-0.086	-0.069	0.098	0.127	-0.708
農村部	191	0.114	0.105	0.075	0.308	-0.125	-0.069	-0.057	0.071	0.190	-0.241
地域非特定	157	0.120	0.094	0.095	0.428	-0.074	-0.096	-0.074	0.091	0.046	-0.428
研究対象ジェンダー (仮説 5)											
女性	214	0.105	0.079	0.099	0.528	-0.125	-0.089	-0.061	0.123	0.190	-0.708
男性	180	0.117	0.095	0.103	0.580	-0.092	-0.099	-0.068	0.123	0.127	-0.689
性別非特定	683	0.107	0.100	0.076	0.399	-0.074	-0.079	-0.072	0.070	0.079	-0.626
研究対象期間 (仮説 6)											
1990年以前	120	0.166	0.150	0.120	0.580	-0.125	-0.131	-0.101	0.139	0.190	-0.708
1990年代	295	0.138	0.124	0.098	0.528	-0.108	-0.092	-0.075	0.102	0.108	-0.626
2000年代	444	0.079	0.078	0.055	0.291	-0.092	-0.071	-0.062	0.073	0.127	-0.453
2010年代	218	0.095	0.093	0.067	0.364	-0.029	-0.075	-0.063	0.074	0.029	-0.428

出所：筆者算定。

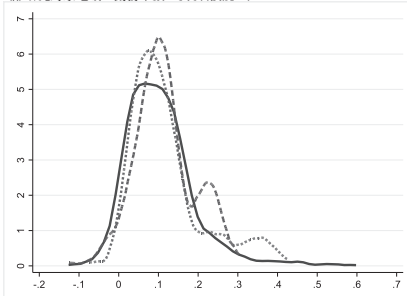
図1 抽出推定結果のカーネル密度推定



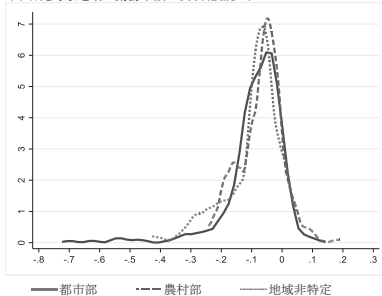
量効果モデルの推定値よりも、公表バイアスの影響がより軽微であるという意味で、後者を代替するものであると指摘している。そこで、以下では、WAAP統合値を基準に、統合効果サイズの評価・比較を行う。

さて、表2によると、勤務年数一次項のWAAP統合効果サイズは0.120で

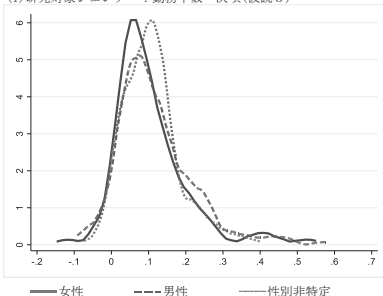
(g) 研究対象地域：勤務年数一次項(仮説 4)



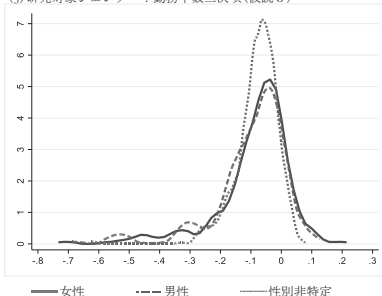
(h) 研究対象地域：勤務年数二次項(仮説 4)



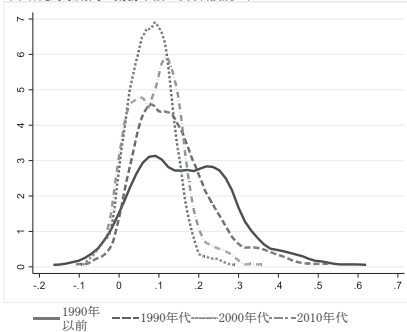
(i) 研究対象ジェンダー：勤務年数一次項(仮説 5)



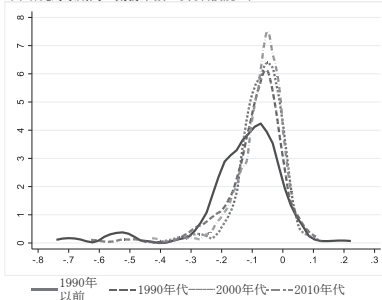
(j) 研究対象ジェンダー：勤務年数二次項(仮説 5)



(k) 研究対象期間：勤務年数一次項(仮説 6)



(l) 研究対象期間：勤務年数二次項(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。

ある。即ち, 先述したDoucouliagos 基準によると, 勤務年数は, 賃金水準に中位に正のインパクトをもたらす。他方, 勤務年数二次項のWAAP統合値は-0.090であり, Doucouliagos 基準では低位の効果サイズに相当する。

表2 抽出推定結果のメタ統合：全研究

研究タイプ	抽出推定結果数(K)	伝統的統合法		研究間異質性の検証			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⁾	F統計量 ³⁾	H ² 統計量 ⁴⁾	該当全抽出推定結果のUWA ⁵⁾ (t値) ¹⁾	検定力0.8以上の抽出推定結果のUWA(WAAP) (t値) ¹⁾	偏相関係数標準誤差 中位数	検定力 中央値
勤務年数一次項	1077	0.119 *** (221.93)	0.107 *** (42.93)	23050.520 *** (0.00)	94.89	19.57	0.119 *** (47.95)	866 (43.24)	0.120 ***	0.999
勤務年数二次項	1077	-0.090 *** (-166.54)	-0.084 *** (-31.03)	18950.670 *** (0.00)	95.71	23.28	-0.090 *** (-39.68)	745 (-34.02)	-0.090 ***	0.969

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。

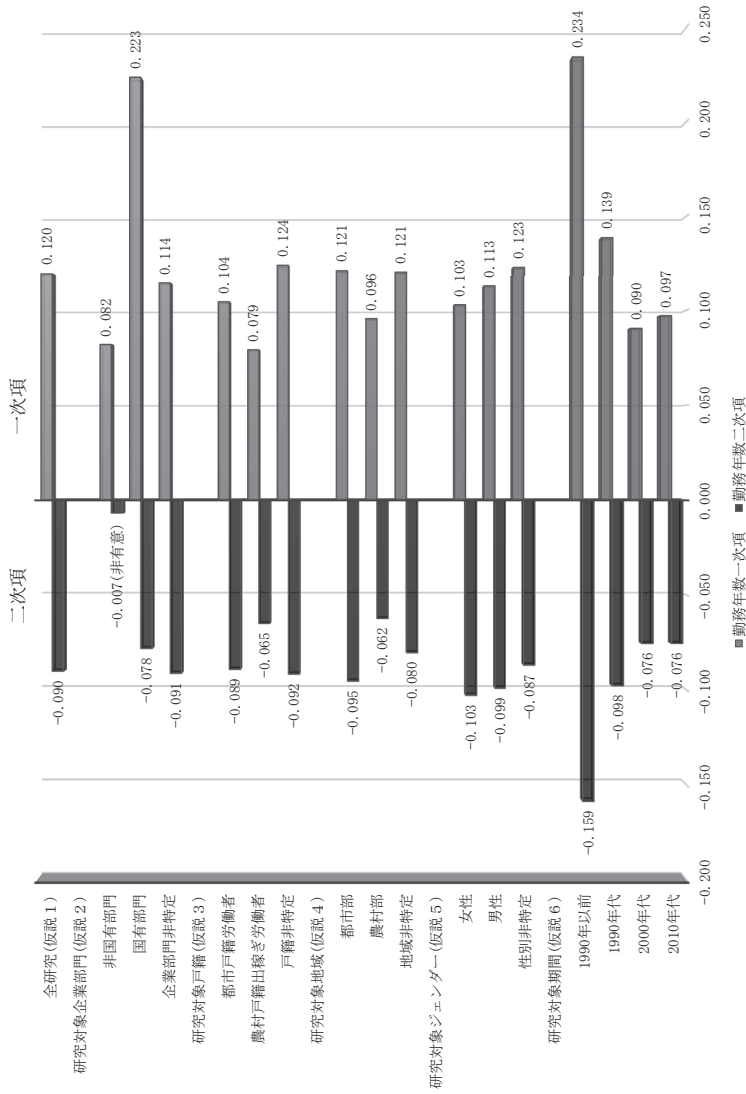
つまり、表2のメタ統合結果は、移行期中国においては、なかなか強度な年功序列的賃金プロファイルが存在し、なおかつ加齢に伴う賃金上昇率の抑制度は、比較的緩やかであることを示唆している。仮説1の予想を強く裏付ける分析結果である。

仮説2から5の検証を行うため、同様のメタ統合を、研究対象企業部門、戸籍、地域、ジェンダー及び期間の別にも行った。比較標本カテゴリー別のWAAP統合値が、全研究のそれと共に、図2に示されている。同図の通り、国有部門、都市戸籍労働者、都市部及び男性の勤務年数一次項統合効果サイズは、非国有部門、農村出稼ぎ労働者、農村部及び女性のそれを上回っており、前者4カテゴリーの賃金水準に対する年功の相対的な影響度の強さが実証されている。同時に、国有部門、都市戸籍労働者及び都市部の二次項統合効果サイズは、それぞれの比較対象カテゴリーよりも、その絶対値が大きいという意味で、賃金プロファイルの湾曲度はより強いことも分かる。

仮説6を検証する研究対象期間別分析結果は、1990年以前よりも1990年代の方が、また1990年代よりも2000年代以降の方が、勤務年数一次項・二次項双方の統合効果サイズがより小さいという意味で、賃金プロファイルの時系列的フラット化傾向をはっきりと示している。なお、1990年以前の効果サイズが、一次項は高位の水準に、二次項は中位の水準にあるという統合結果は、計画経済時代からの制度的慣性を反映して、改革・開放初期の賃金体系は、極めて強度に年功序列的であったことを含意しており、大変興味深い。他方、2000年代と2010年代では、一次項・二次項の違いに係らず、統合効果サイズに殆ど差は見られず、賃金プロファイルの形状は、過去十数年の間は、比較的安定的に保たれた可能性が指摘される。

図3は、研究対象期間を粗く4つに区分したメタ統合分析の接近法に問題が無いのか否かを点検するために、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たものである。同図に描かれた近似線の勾配は、勤務年数一次項・二次項いずれのケース

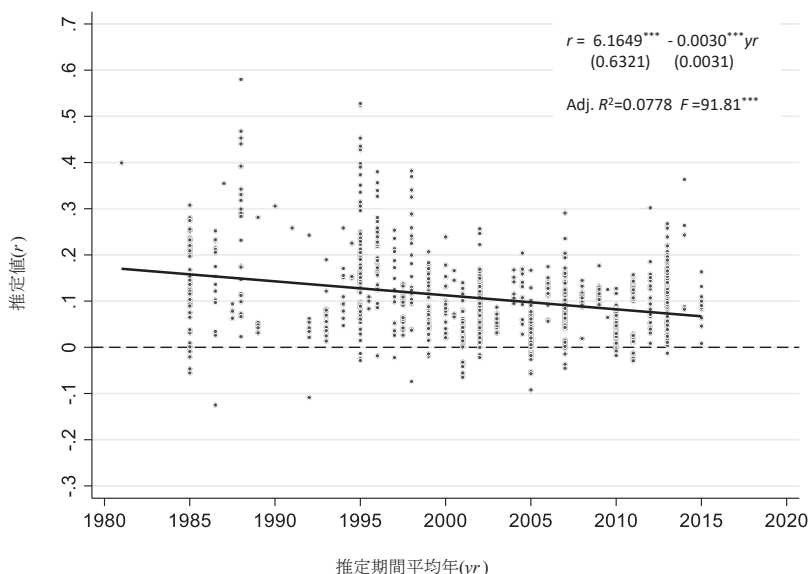
図2 メタ統合結果の図解的比較



注：WAAP統合値。非国有部門勤務年数二次項を除く全ての統合値が、1%水準で統計的に有意。
出所：筆者推定。

図3 抽出推定結果の推定期間平均年順配列：全研究

(a) 勤務年数一次項

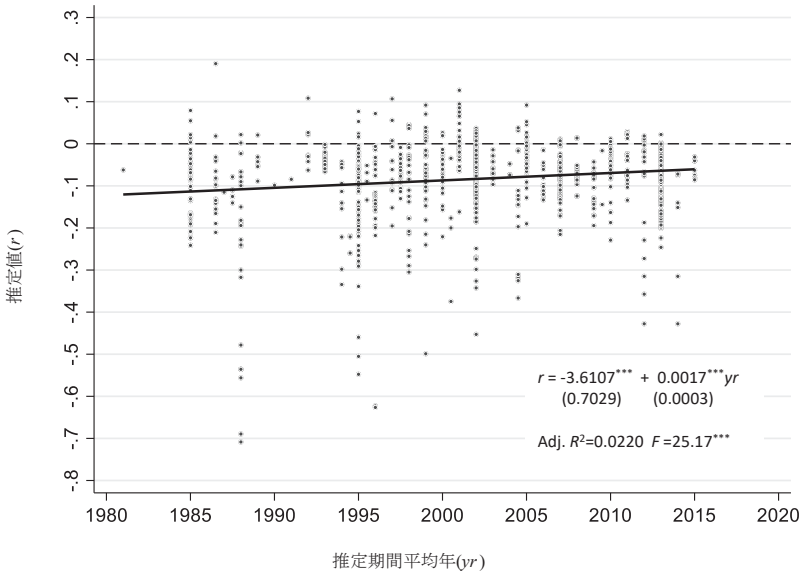


についても、1%水準で統計的に有意であり、なおかつ推定期間平均年が1年現代へ進む毎にゼロに接近する。つまり、図3 (a) の近似線は、年功の賃金引上げ効果が、移行期を通じて漸次低下していることを、他方、同図 (b) の近似線は、勤務年数の加算に伴う賃金上昇抑制幅が次第に縮小していることを、それぞれ含意しており、図2のメタ統合結果と一致して、市場経済化に伴う賃金プロファイルのフラット化傾向を予測する仮説6を強く支持しているといえる。

5. 公表バイアスの検証

前節の通り、メタ統合分析は、全6仮説に対して、筆者らの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、

(b) 勤務年数二次項

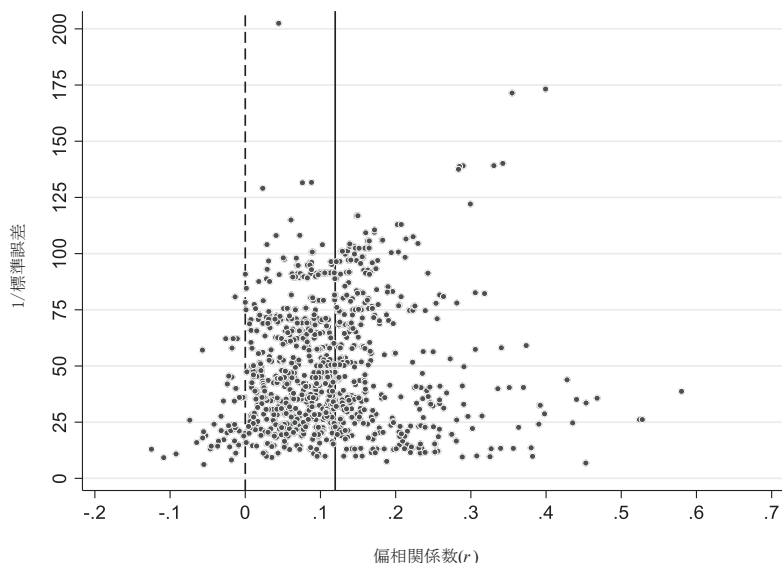


勤務年数の効果サイズに関する正真正銘の実証的証拠が含まれていなければ、メタ統合結果の信頼性は確たるものとならない。そこで、本節では、公表バイアスの有無及び公表バイアスが存在する場合のその影響度、並びに真の効果の有無を検証する。以下では、公表バイアスの視角的判定に用いる「漏斗プロット」(funnel plot)の使用に加えて、Stanley and Doucouliagos (2012) が提唱し、先行メタ研究においても広く利用されている漏斗非対称性検定 (funnel-asymmetry test: FAT), 精度＝効果検定 (precision-effect test: PET), 標準偏差を用いた精度＝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。

図4は、全抽出推定結果を用いて描いた漏斗プロットである。同図(a)

図4 抽出推定結果の漏斗プロット：全研究

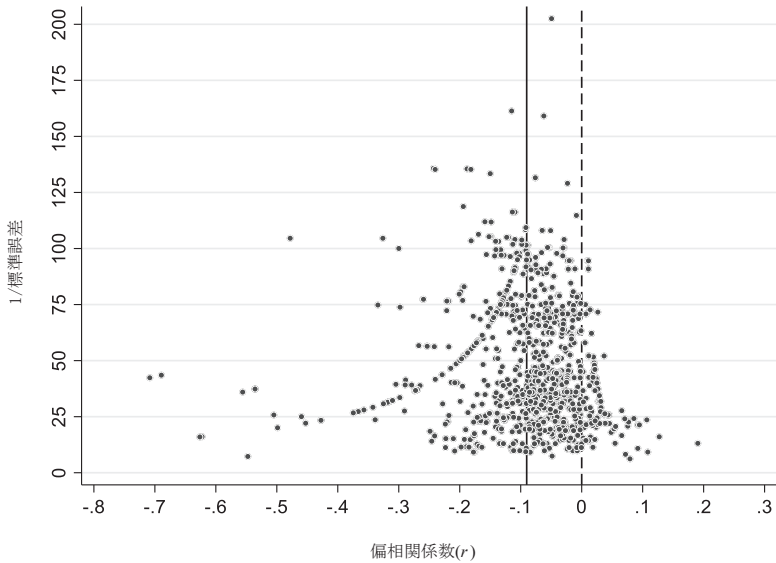
(a) 勤務年数一次項



は、勤務年数一次項の偏相関係数は、正方向に強く偏って分布していることを、一方の同図（b）は、二次項の偏相関係数の圧倒的大多數が、負に分布していることを、それぞれ示している。従って、真の効果がゼロであるのか、それとも、メタ統合結果に従い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分かれる。そこで、最終判定は、方法論的により厳密なFAT-PET-PEESE検証手続きに委ねることとする。

全抽出推定結果を用いたその結果は、表3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、勤務年数一次項の場合は5モデル中3モデルが、二次項の場合は5モデル中4モデルが、それぞれ棄却しない。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

(b) 勤務年数二次項



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。

と判定される。但し、公表バイアスが惹起していなくても、勤務年数の効果サイズに関する正真正銘の証拠が存在しない可能性は否定できない。これを検証するのがPET検定であるが、表3 (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、勤務年数一次項・二次項のいずれについても、全5モデルで棄却している。従って、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、表3 (b) の通り、勤務年数一次項・二次項の差を問わず、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。即ち、勤務年数一次項の真の効果サイズは、偏相関係数で0.1229から0.1331の範囲にあり、他方、二次項については、-0.0916から-0.0867の範囲にその真の値が存在するのである。

表3 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		勤務年数二次項									
対象抽出推定結果		勤務年数一次項					勤務年数二次項				
推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS		Multi-level mixed effects RML		Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust OLS		Multi-level mixed effects RML		Cluster-robust random-effects panel GLS
		[1]	[2]	[3]	[4] ²⁾	[5] ³⁾	[6]	[7]	[8]	[9] ⁴⁾	[10] ⁵⁾
モデル											
切片(FAT: $H_0: \gamma_0=0$)	-1.6317 *** (0.513)	-1.6317 *	-0.5912 (0.787)	-0.5912 (0.787)	-0.5999 (0.784)	-0.7332 (0.810)	0.6948 ** (0.280)	0.6948 (0.539)	-0.1371 (0.680)	-0.1373 (0.680)	-0.3357 (0.896)
ISE (PET: $H_0: \gamma_1=0$)	0.1444 *** (0.012)	0.1444 *** (0.019)	0.1314 *** (0.017)	0.1314 *** (0.017)	0.1315 *** (0.017)	0.1262 *** (0.016)	-0.1006 *** (0.007)	-0.1006 *** (0.012)	-0.0853 *** (0.015)	-0.0852 *** (0.015)	-0.0797 *** (0.018)
K	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077
R ²	0.439	0.439	-	-	0.439	0.439	0.307	0.307	-	0.307	0.018

(b) PEESE法

対象抽出推定結果		勤務年数二次項									
推定量 ¹⁾		勤務年数一次項					勤務年数二次項				
モデル	OLS	Cluster-robust OLS		Multi-level mixed effects RML		Cluster-robust random-effects panel ML	Cluster-robust OLS		Multi-level mixed effects RML		Population-averaged panel GEE
		[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]
SE	-11.4460 *** (4.339)	-11.4460 (7.968)	11.3416 (11.755)	11.3416 (7.446)	11.3416 (7.446)	2.3441 (6.012)	5.5793 ** (2.824)	5.5793 (5.750)	-5.2787 (6.885)	-5.2787 (6.319)	-4.4415 (6.563)
ISE ($H_0: \gamma_1=0$)	0.1229 *** (0.006)	0.1229 *** (0.010)	0.1229 *** (0.016)	0.1331 *** (0.016)	0.1331 *** (0.006)	0.1309 *** (0.015)	-0.0916 *** (0.004)	-0.0916 *** (0.008)	-0.0867 *** (0.010)	-0.0867 *** (0.004)	-0.0874 *** (0.010)
K	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077	1077
R ²	0.683	0.683	-	-	-	-	0.595	0.595	-	-	-

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： $\chi^2=897.89, p=0.000$

3) Hausman検定： $\chi^2=15.65, p=0.0001$

4) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1505.76, p=0.0000$

5) Hausman検定： $\chi^2=4.10, p=0.0430$

括弧内は、標準誤差。モデル [14] [19] を除き、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。

Doucouliaigos基準に従うと、以上に述べた表3の分析結果は、移行期を通じた中国の偏相関係数で測定された勤務年数一次項及び二次項の効果サイズは、各々中位に正及び低位に負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と判断される。

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4に要約されている。同表の通り、勤務年数一次項の抽出推定結果を対象としたFAT検定は、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、全ケースで、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。他方、二次項のFAT検定は、16ケース中3ケースで公表バイアスを検出し、PET検定は、これら3ケースを含む14ケースで帰無仮説を棄却し、PEESE法は、当該全14ケースについて、非ゼロな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、国有部門、都市戸籍労働者、都市部及び男性の賃金水準に及ぼす年功の影響度は、非国有部門、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部及び女性との対比において、より強い可能性を示唆するものであり、従って、仮説2から5を裏付ける分析結果と見なすことができる。

更にPEESE法は、賃金プロファイルの時系列的フラット化に関する仮説6についても、これを積極的に支持する推定値を生成している。即ち、勤務年数一次項の公表バイアス修正効果サイズによれば、1990年以前は高位の水準にすらあった年功の賃金効果は、1990年に至って、低位の水準にまで低落し、更に、二次項の真の効果の近似値は、賃金プロファイルの勾配も、同期間を通じて大幅に解消した可能性を示唆している。これほどまでのダイナミックな変化は、中国の市場経済化が、賃金システムに劇的な変化をもたらしていることの証左であり、注目に値する分析結果であると云

表4 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

研究タイプ	抽出・推定結果数 (K)	検定結果 ¹⁾			
		勤務年数一次項		勤務年数二次項	
		過対非対称性検定 (FAT:H ₀ : $\gamma_0=0$)	標準偏差を用いた 精度＝効果推定法 (PEESE:H ₀ : $\gamma=0$) ^{a)}	過対非対称性検定 (FAT:H ₀ : $\gamma_0=0$)	標準偏差を用いた 精度＝効果推定法 (PEESE:H ₀ : $\gamma=0$) ^{a)}
全研究(仮説1)	1077	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1229/0.1331)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0916/-0.0867)
研究対象企業部門(仮説2)					
非国有部門	87	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0786/0.0940)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0701/-0.0459)
国有部門	33	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.2647/0.2690)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0855/-0.0771)
企業部門非特定	957	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1175/0.1204)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0934/-0.0875)
研究対象戸籍(仮説3)					
都市戸籍労働者	67	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1001/0.1063)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0778/-0.0578)
農村戸籍出稼労働者	131	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0778/0.0809)	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.0690/-0.0618)
戸籍非特定	879	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1209/0.1375)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0940/-0.0920)
研究対象地域(仮説4)					
都市部	729	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.1260/0.1384)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0980/-0.0970)
農村部	191	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0931/0.1012)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0605/-0.0522)
地域非特定	157	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0733/0.1338)	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.0739/-0.0608)
研究対象ジェンダー(仮説5)					
女性	214	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1031/0.1052)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.1095/-0.1008)
男性	180	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1049/0.1172)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0876/-0.0816)
性別非特定	683	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1274/0.1408)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0885/-0.0834)
研究対象期間(仮説6)					
1990年以前	120	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.2937/0.2508)	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.2049/-0.1548)
1990年代	295	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.1302/0.1389)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0991/-0.0876)
2000年代	444	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0918/0.0946)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0783/-0.0624)
2010年代	218	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0841/0.0980)	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0768/-0.0659)

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。

えよう。

6. おわりに

本稿において筆者らは、移行期中国における賃金プロファイルの形状及びその時系列的変化、並びに企業部門、戸籍、地域及びジェンダーの差異が、年功の賃金効果に及ぼす影響を明らかにすべく、先行研究81点が報告する1077ミンサー型賃金関数モデル計2154推定結果を対象とするメタ分析を試みた。第4節で行った全抽出推定結果のメタ統合は、勤務年数一次項の統合効果サイズは中位に正である一方、二次項のそれは低位に負であることを明らかにすることにより、仮説1を支持した。また、年功効果は、非国有部門、農村戸籍出稼ぎ労働者、農村部、女性よりも、国有部門、都市戸籍労働者、都市部、男性に対してより強い賃金効果を発揮すると予想する仮説2から仮説5も、比較標本カテゴリー別のメタ統合から整合的な分析結果を得た。同時に勤務年数二次項のメタ統合結果より、国有部門、都市戸籍労働者及び都市部の賃金プロファイルは、比較対象カテゴリーよりも、湾曲度がより大きいことも併せて確認された。更に、勤務年数一次項・二次項共に、その絶対値が時系列的に縮小する傾向にあることを示唆する分析結果は、移行期を通じて賃金プロファイルがフラット化するという仮説6を強く支持した。続く第5節の公表バイアス検証結果は、農村部及び2010年代の勤務年数二次項を除く全てのケースで、公表バイアス修正効果サイズの生成に成功したが、これら真の値の推定値も、上述のメタ統合結果を強く裏付けるものであった。

メタ統合分析及び公表バイアス検証のいずれにおいても、その可能性の高さが繰り返し実証された賃金プロファイルの時系列的フラット化現象は、本稿の分析結果の中でも特筆すべきものがある。何故なら、この事実発見は、中国の教育収益率が、移行期を通じて時系列的に上昇傾向にあることを突き止めた馬・岩崎（2021）のメタ分析結果とは好対照をなすもの

であるという意味で、極めて示唆に富んでいるからに他ならない。これら二つの事象の共存を矛盾なく説明するひとつの可能な解釈は、中国における市場経済化の深化に伴って、労働者の一般的専門知識や技能の経済的価値が高まる一方、生産活動における企業特殊的知識や技能を重視する役割が後退しているというものである。但し、この説は、現在中国が経験している産業技術の高度化・細分化や経営組織の大規模化・複雑化は、企業特殊的知識や技能の価値を高める方向に作用するという比較制度分析学派や人事経済学者の主張とは矛盾する（小野，1989；浅沼，1997；小池，2005）。

他の有り得る解釈は、計画経済から市場経済への体制転換が、雇用関係の有り方に関する労使双方の社会的通念や思考様式に激変をもたらし、内部労働市場の影響力が低下するとともに、外部労働市場が発展してきた結果、長期雇用関係の維持が困難化しつつあるというものである。労働市場が流動化されることによって、組織的忠誠心の減退や求職・転職コストの低下は、企業にとっては従業員を引き止めておくことへの関心の低下に、労働者にとっては特定の企業に留まる必要の解消に繋がる（Milgrom and Roberts, 1992）。国有部門、非国有部門のいずれにおいても、能力主義・成果主義の浸透や経済のデジタル化が目覚ましく進む中国で、このような社会的・経済的変容が進行している可能性はある。ただし、仮に中国でこのような変化が実際に生じているとしても、本稿が見出したほどの変化を、賃金プロファイルにもたらしているのか否かは不明である。また、もしかすれば、賃金プロファイルのフラット化と教育収益率の上昇は、互いに大きく異なる原因に突き動かされている可能性も排除は出来ない。いずれにしても、勤務経験と教育投資の賃金効果に生じた共変動を正しく理解することは、現代中国の労働市場や企業システムの把握にとって、極めて重要な研究課題である。更なる調査と分析が求められる。

謝辞

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20H01489；課題番号20H01512）の研究成果である。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垂蘭氏及び日本学術振興会特別研究員の小松翔氏より多大な助力を得た。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- 浅沼萬里(1997)『日本の企業組織：革新的適応のメカニズム』東洋経済新報社。
- 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. 70-96.
- 小池和男(2005)『仕事の経済学』(第3版)東洋経済新報社。
- 小野旭(1989)『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。
- 田中信彦(2009)「中国で長期雇用は実現できるか：成長志向に応える仕組みとは」リクルートワークス研究所『Works Review』第4巻, pp. 86-99.
- 唐伶(2008)「近年の中国国有企業における賃金制度改革：動向、意義と今後の課題」『桃山学院大学総合研究所紀要』第33巻第3号, pp. 245-268.
- 林毅夫・蔡昉・李周(1994)『中国的奇跡：発展戦略と経済改革』上海：三聯書店上海分店。
- 馬欣欣(2008)「中国における雇用調整と再就職後の賃金の男女格差」『日本労働研究雑誌』第571号, pp. 104-119。
- 馬欣欣(2011)『中国女性の就業行動：市場化と都市労働市場の変容』慶應義塾大学出版会。
- 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)「体制転換期中国の教育収益率：実証分析に向けた予備的考察」『中国経済月報』第74巻第11号, pp. 1-14.

- 馬欣欣・岩崎一郎(2021)「現代中国の教育収益率：メタ分析」『経済研究』第72巻第1号, pp. 38-58.
- 丸川知雄(2002)『シリーズ現代中国経済 3：労働市場の地殻変動』名古屋大学出版会.
- 山本恒人(2000)『現代中国の労働経済1949～2000：合理的低賃金制度から現代労働市場へ』創土社.
- 山下昇(2008)「中国労働契約法の内容とその意義」『日本労働研究雑誌』第576号, pp. 35-44.
- 湯進(2006)「中国に進出する日系企業の人材戦略：ローカル企業の人的資源管理を踏まえて」『専修大学社会科学研究所月報』第515号, pp. 20-32.
- Doucouliaqos, 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.
- 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.
- Hu, F. Z. Y. (2021) “Global City Development and Urban Wage Inequality in China,” *Asian Geographer*, Vol. 38, No. 1, pp. 73-91.
- 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.
- Ma, X. (2018a) *Economic Transition and Labor Market Reform in China*, Palgrave Macmillan: Singapore.
- 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. (2021) *Female Employment and Gender Gap in China*, Springer Nature: Singapore.
- 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.
- Milgrom, P. and J. Roberts (1992) *Economics, Organization and Management*,

- Prentice Hall: Englewood, NJ. (奥野正寛他訳『組織の経済学』N T T 出版, 1997年)
- Piore, M. J. (1970) “Job and Training,” In: Beer, S. H. and R. Barringer (eds.) *The State and the Poor*, Winthrop: Cambridge, M.A., pp. 53-83.
- Seike, A. and X. Ma (2021) “Seniority Wage and Employment of Older Workers in Japanese Firms,” . In Ma, X. (ed), *Employment, Retirement and Lifestyle in Aging East Asia*, Palgrave Macmillan: Singapore, pp.187-212.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2012) *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*, Routledge: London and New York.
- 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.

Wage Profile in China During the Transition Period: A Meta-Analysis

Xinxin MA and Ichiro IWASAKI

《Abstract》

In this paper, we perform a meta-analysis of 2,154 estimates extracted from 1,077 Mincer-type wage function models reported in 81 previous studies to examine the shape of the wage profile in China and identify its determinants during the transition period of 1981–2015. The results show that the wage effect of seniority, as measured by the partial correlation coefficient, is moderately positive throughout the transition period. However, as market-oriented reform progresses, the wage effect of seniority diminishes, and as a consequence, the wage profile tends to flatten out. The results also suggest that the shape of the wage profile may differ by corporate sector, urban or rural *hukou*, region, and gender. We confirm that the collected estimates contain genuine empirical evidence and conclude that seniority wage profiles and their flattening trend over time most probably existed in China during this period.