

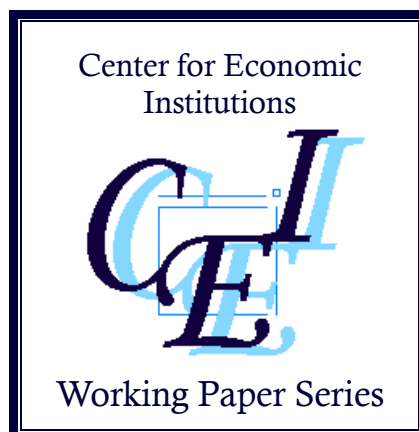
**Center for Economic Institutions**  
**Working Paper Series**

No. 2020- 9

**“Return to secondary and tertiary education in China: A meta-analysis”**

**Ichiro Iwasaki , Xinxin Ma**

**January, 2021**



Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603 JAPAN  
<http://cei.ier.hit-u.ac.jp/English/index.html>  
Tel:+81-42-580-8405/Fax:+81-42-580-8333

CEI Working Paper Series No. 2020-9

January 2021

# 中国における中等・高等教育の賃金効果 —メタ分析—\*

岩崎一郎<sup>†</sup>・馬 欣欣<sup>‡</sup>

## 【要旨】

本稿において筆者らは、既存研究 61 点から抽出した全 1429 推定結果のメタ分析を行うことにより、中国における中等及び高等教育の賃金効果を推定した。その結果、偏相関係数で測定された中等教育効果は、低位の水準にある一方、高等教育効果は、中位の水準に達していることが、正真正銘の実証的証拠として得られた。賃金水準に及ぼす効果サイズには、両者の間におよそ 2 倍の開きがあり、中国における高学歴人材への需要の高さが窺われる。

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

Keywords: return to secondary and tertiary education, wage, 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 20H01489; 20H01512)、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亜蘭氏、並びに同資料室から多大な助力を得た。ここに記して謝意を表す。

<sup>†</sup> 一橋大学経済研究所教授, Email: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp

<sup>‡</sup> 富山大学極東地域研究センター准教授, Email: xxma@eco.u-toyama.ac.jp

## 1 はじめに

教育経済学と労働経済学の分野において、教育水準が労働者の賃金水準に与える影響（私的教育内部収益率、以下「教育収益率」と略す）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、いま最も注目されている研究課題の一つである。このため、労働者個票データを駆使して、世界各国で実証研究が盛んに繰り広げられている(Montenegro and Patrinos, 2014)。とりわけ、1980年以降、技術革新が進む欧米先進諸国を中心に、異なる学歴間の賃金格差が急速に拡大しているとの指摘があり、その実態を把握するために、中等教育と高等教育の間の賃金効果の差異に、研究者の大きな関心が向けられている(Bound and Johnson, 1992; Autor et al., 1998)。実際、Psacharopoulos and Patrinos (2004)は、先進諸国と発展途上諸国のいずれにおいても、中等教育と高等教育の収益率に顕著な格差が生じていると述べている。学歴の違いに起因する賃金格差問題は、中国においても、一種の社会問題として、大きくクローズアップされている(Ma, 2018)。

その中国に関しても、近年におけるマイクロデータの蓄積が功を奏し、ミンサー型賃金関数の推定を介して教育収益率を推定した論文が数多く発表されており、学歴ダミー変数を用いた中等及び高等教育の賃金効果に関する実証結果も豊富に存在する。しかし、研究間のデータ、推定期間、分析手法の著しい差異故に、これらの実証結果を一瞥するだけでは、一般に、中国の中等教育と高等教育は、それぞれ如何なる程度の賃金効果を発揮しているのかは、実に不明である(Ma and Zhang, 2017)。また、既存の中国研究に、教育の賃金効果に関する正真正銘の実証的証拠が含まれているのか否かも明らかではない。本研究は、Stanley and Doucouliagos (2012)らが提唱する先端的メタ分析の手法を活用し、これらの問題を解明する。

中国の教育収益率を研究課題としたメタ分析に、Fleisher et al. (2005), Liu and Zhang (2013)及び Churchill and Mishra (2018)がある。しかし、Fleisher et al. (2005)及び Liu and Zhang (2013)は、いずれも教育年数変数の推定結果を用いたメタ分析を試みたものであり、従って、中等教育と高等教育それぞれの賃金効果を推定したものではない。また、Churchill and Mishra (2018)は、中等教育の賃金効果を分析しておらず、従って、高等教育との相互比較を許さない。加えて、当該3論文のメタ分析対象文献は、いずれもが英語文献に限られており、中国語文献の豊富な実証結果は一切利用されていない。本稿は、中国語文献も加えた既存研究の実証結果を余すところなく利用することにより、中等・高等教育の賃金効果に関する、広範かつ大規模なメタ比較分析を試みる。

中国語論文 28 点を含む既存研究 61 点から抽出した全 1429 推定結果のメタ統合及び公表バイアス検証の結果から、偏相関係数で測定された中等教育の賃金効果は、低位の水準にある一方、高等教育のそれは、中位の水準に達していることが、正真正銘の実証的証拠として得られた。賃金水準に及ぼす効果サイズには、両者の間におよそ 2 倍の開きがあり、中国における高学歴人材への需要の高さが窺われる。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、データと分析手法を解説する。第3節では、抽出推定結果のメタ分析結果を報告する。そして第4節で、分析結果の要約と本稿の結論を述べる。

## 2 データと分析方法

ミンサー型賃金関数の回帰推定によって得られる中等教育と高等教育の賃金効果は、英語論文のみならず、中国語論文においても数多く報告されている。そこで、筆者らは、Guo and He (2020)と同様に、英語論文は、EconLit、Web of Science 及び大手学術出版社のウェブサイト、中国語論文は、Chinese National Knowledge Infrastructure (CNKI) database を用いて、該当文献の検索を行った<sup>1)</sup>。この結果として、我々は、英語論文 33 点及び中国語論文 28 点が、初等教育以下の学歴者を参照カテゴリーとした、後期中等教育修了者<sup>2)</sup>及び/又は高等教育修了者の教育収益率に関する推定結果を報告していることを突き止め、これら合計 61 点の既存研究より、総計 1429 推定結果を抽出した。

上記 1429 抽出推定結果は、既存研究が採用した賃金変数の単位や対数変換の有無の違いに対応すべく、 $t$  値と自由度を用いた次の公式で、偏相関係数に変換した。

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

ここで、 $t_k$  及び  $df_k$  は、各々第  $k$  推定結果の  $t$  値と自由度である。偏相関係数  $r_k$  の標準誤差 ( $SE_k$ ) は、 $\sqrt{(1 - r_k^2)/df_k}$  となる。本稿では、Doucouliagos (2011) が、労働経済学研究が報告する偏相関係数の評価基準として提案している 0.048, 0.112, 0.234 を、低位、中位、高位効果それぞれの下限閾値に採用する。

本稿のメタ分析は、抽出推定結果のメタ統合及び公表バイアスの検証という 2 つの段階を経て行う。メタ統合は、伝統的な固定効果モデルと変量効果モデルによる統合に加えて、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) による統合も行う。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  $\alpha_1$  を、偏回帰係数の統合値として採用する。

$$t_k = \alpha_1(1/SE_k) + \varepsilon_k \quad (2)$$

<sup>1)</sup> 最終文献検索は、2020 年 7 月に実行した。

<sup>2)</sup> 即ち、本稿では、高等学校、専修学校、その他職業訓練校修了者の賃金効果に注目する。

但し、 $\varepsilon_k$ は残差項である。理論上、係数 $\alpha_1$ は、固定効果モデルの統合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。更に、Stanley et al. (2017)によれば、WAAP 統合値は、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、後者に優越するものである。従って、WAAP 統合値が得られる場合、我々は、同値を最も信頼性の高いメタ統合値として採用する。

公表バイアスは、漏斗プロットに加えて、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、いわゆる FAT-PET-PEESE 手続きを以て検証する。

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  $\gamma_0$  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  $\gamma_0$  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。仮に、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  $\gamma_1$  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  $\gamma_1$  が推定精度の係数であることが、この検定が 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  $\gamma_1$  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が実際に存在し、係数  $\gamma_1$  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)式を用いた真の効果サイズの推定方法が、PEESE 推定法と呼ばれるものである。上記(3)式及び(4)式の推定に際しては、最小二乗法その他、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。

### 3 分析結果

表 1 及び図 1 には、抽出推定結果の記述統計量及びカーネル密度推定が、それぞれ示されている。表 1 の通り、中等教育と高等教育のいずれも、抽出推定結果の平均値及び中央値は正であり、 $t$  検定は、平均値がゼロであるという帰無仮説を強く棄却している。但し、同表の統計量や図 1 は、高等教育の効果サイズは、中等教育のそれよりも、正方向により

偏って分布していることを明示している<sup>3)</sup>。

表2には、メタ統合結果が披露されている。同表(b)に報告された均質性の  $Q$  検定及び  $I^2 \cdot H^2$  統計量は、中等教育と高等教育のいずれのケースについても、研究間異質性の存在を強く表している。従って、同表(a)の伝統的統合法の中では、変量効果モデルの統合値が採択される。一方、同表(c)の UWA 統合法については、中等教育と高等教育の双方共に、検定力 0.8 以上の推定結果が十分に確保されているから、WAAP 統合値が選ばれる。前節に述べた理由から、我々は、この WAAP 統合値を参照値として採用するが、表2の通り、変量効果モデル統合値との差は、さほど大きくない。

メタ統合結果は、表1や図1から得られる示唆を裏付けるものである。即ち、表2の通り、中等教育の WAAP 統合値は 0.054 であり、先述の Doucouliagos 基準によると、低位の下限值 0.048 を超えている。他方、高等教育のそれは 0.120 であり、中位の下限值 0.112 を上回っている<sup>4)</sup>。即ち、中国における中等教育と高等教育は、そのいずれもが、修了者の労働賃金に対して、統計的に有意なばかりではなく、経済的にも意義のある正のインパクトをもたらすものと云えるが、しかし同時に、高等教育の偏相関係数で測定された効果サイズは、中等教育の2倍強にも達しているという意味で、両者の間には、その賃金効果に大きな開きが存在している。

以上のメタ統合結果を事実発見として受け入れるためには、メタ分析の対象となった既存研究が公表バイアスに犯されていないか、又は犯されているとしても、抽出推定結果の中に、正真正銘の実証的証拠が存在していなければならない。この点を検証するのが、漏斗プロット及び FAT-PET-PEESE 手続きの目的である。初めに、図2の漏斗プロットに目を向けよう。同表に直線で示されている WAAP 統合値を、真の効果サイズの近似値と仮定するならば、高等教育の抽出推定結果は、統合値 0.054 を境に、左右 362 : 439 に分かれる。左右同数の帰無仮説は、適合度検定により棄却される ( $z=6.013, p=0.000$ )。図2(a)から得られる視覚的印象とも合致する通り、この結果は、正により大きな教育収益率の報告を選好するという意味での公表バイアスの存在を暗示している。一方、高等教育の抽出推定結果は、統合値 0.120 を境に、左右 415 : 297 に分かれる。この場合も、左右同数の帰無仮説は棄却され ( $z=-4.422, p=0.000$ )、公表バイアスの発生が疑わしいと判定される。

表3には、中等教育の抽出推定結果を対象とした FAT-PET-PEESE 検証手続きの結果が報告されている。同表(a)の通り、FAT は、全5モデルにおいて、切片はゼロという帰無仮説を棄却しており、公表バイアスの恐れは濃厚である。しかしながら、PET が、標準誤差の

<sup>3)</sup> なお、抽出推定結果の正負・効果サイズ別内訳は、次の通りである。中等教育：負 44，微弱に正 205，低位に正 309，中位に正 128，高位に正 31。高等教育：負 29，微弱に正 136，低位に正 223，中位に正 248，高位に正 76。

<sup>4)</sup> 26 英語文献から抽出した 205 推定結果を用いた Churchill and Mishra (2018)による高等教育の統合効果サイズは 0.139 であり (Table 2, p. 5911)、筆者らの推定値よりも幾分大きい。

逆数の係数値  $\gamma_1$  がゼロであるという帰無仮説を、やはり全 5 モデルで棄却しているから、公表バイアスに犯されつつも、抽出推定結果の中には、正真正銘の実証的証拠が存在していることが確認される。そこで、同表(b)に目を転じると、PEESE 法は、標準誤差の逆数の係数値  $\gamma_1$  として得られる公表バイアス修正効果サイズの生成に、全 5 モデルで成功している。当該推定結果によると、中等教育の偏相関係数で表された真の効果サイズは、0.0421 から 0.0527 の範囲に存在すると云え、WAAP 統合値に近似していることが分かる。

表 4 は、高等教育の抽出推定結果を対象とした検証結果である。同表によると、FAT は、漏斗プロットを用いた検証結果に反して、抽出推定結果に公表バイアスが生起している可能性は低いと判定している。他方、表 3 と同様に、PET は、全 5 モデルで帰無仮説を棄却し、PEESE 法も、全 5 モデルにおいて、0.1025 から 0.1198 の範囲で公表バイアス修正効果サイズを生成している。これら一連の公表バイアス検証結果は、中等教育及び高等教育のいずれについても、抽出推定結果の中に、真の効果サイズに関する証拠が存在すると共に、その値は、表 2 に報告した WAAP 統合値と殆ど差が無いことを裏付けている<sup>5)</sup>。

#### 4 おわりに

本稿において筆者らは、既存研究 61 点から抽出した全 1429 推定結果のメタ分析を介して、中国における中等教育及び高等教育の賃金効果を推定した。抽出推定結果のメタ統合により、偏相関係数で測定された中等教育効果は、低位の水準にある一方、高等教育効果は、中位の水準に達していることが明らかとなった。公表バイアスの検証結果は、抽出推定結果の中に正真正銘の実証的証拠が存在し、なおかつ PEESE 法が生成した公表バイアス修正サイズは、メタ統合値とほぼ一致することを示した。賃金水準に及ぼす効果サイズには、中等教育と高等教育の間におよそ 2 倍の開きがあり、1999 年以降、高等教育拡大政策の実施によって大卒者が増加し続けているにもかかわらず、中国における高学歴人材への需要はその供給を大きく上回っていることが窺われる。近年の目覚ましい経済発展を背景とした中国における産業技術革新の勢いの強さを物語る分析結果であるといえよう。

---

<sup>5)</sup> 詳しい報告は割愛するが、教育効果を、既存研究の一連の研究条件や偏相関係数の標準誤差に回帰したメタ回帰分析の結果は、都市戸籍労働者及び女性の高等教育効果は、各々農村戸籍出稼ぎ労働者及び男性よりも、有意により大きいことを示した。当該推定結果は、付表 A 1, 2 及び 3 を参照のこと。

## 参考文献

- Autor, D., L. F. Katz, and A. Krueger. 1998. "Computer Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?" *Quarterly Journal of Economics* 113(4): 1169-1213.
- Bound, J., and G. Johnson. 1992. "Changes in the Structure of Waged in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations." *America Economic Review* 82(3): 371-392.
- Churchill, S. A., and V. Mishra. 2018. "Returns to Education in China: A Meta-Analysis," *Applied Economics* 50(54): 5903-5919.
- Doucouliafos, 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.
- Guo, F., and S. He. 2020. "The Finance-Growth Nexus in China: A Meta-Analysis." *Applied Economics Letters* 27(13): 1071-1075.
- Fleisher, B., M., K. Sabirianova, and X. Wang. 2005. "Returns to Skills and the Speed of Reforms: Evidence from Central and Eastern Europe, China, and Russia." *Journal of Comparative Economics* 33(2): 351-370.
- Liu, E., and S. Zhang. 2013. "A Meta-Analysis of the Estimates of Returns to Schooling in China." Working Paper No. 201309855, Department of Economics, University of Houston: Houston.
- Ma, X. 2018. *Economic Transition and Labor Market Reform in China*. Palgrave Macmillan: Singapore.
- Ma, X., and C. Zhang. 2017. "Return to Education in China during the 2000s: Evidence from CGSS," *International Journal of Financial Research* 8(3): 85-104.
- Montenegro, C. E. and H. A. Patrinos. 2014. "Comparable Estimates of Returns to Schooling Around the World," Policy Research Working Paper No. 7020, World Bank: Washington, D.C.
- Psacharopoulos, G., and H. A. Patrinos. 2004. "Returns to Investment in Education: A Further Update," *Education Economics* 12(2), 111-134.
- 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* 8(1): 19-42.
- Stanley, T. D., H. Doucouliagos, and J. P. A. Ioannidis. 2017. "Finding the Power to Reduce Publication Bias." *Statistics in Medicine* 36(10): 1580-1598.



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 <sup>1)</sup>	Shapiro-Wilk 正規性検定( $z$ ) <sup>2)</sup>
中等教育	717	0.086	0.067	0.101	0.672	-0.131	14.572	2.988	22.684 ***	12.100 ***
高等教育	712	0.121	0.101	0.105	0.700	-0.130	10.914	2.108	30.795 ***	10.428 ***

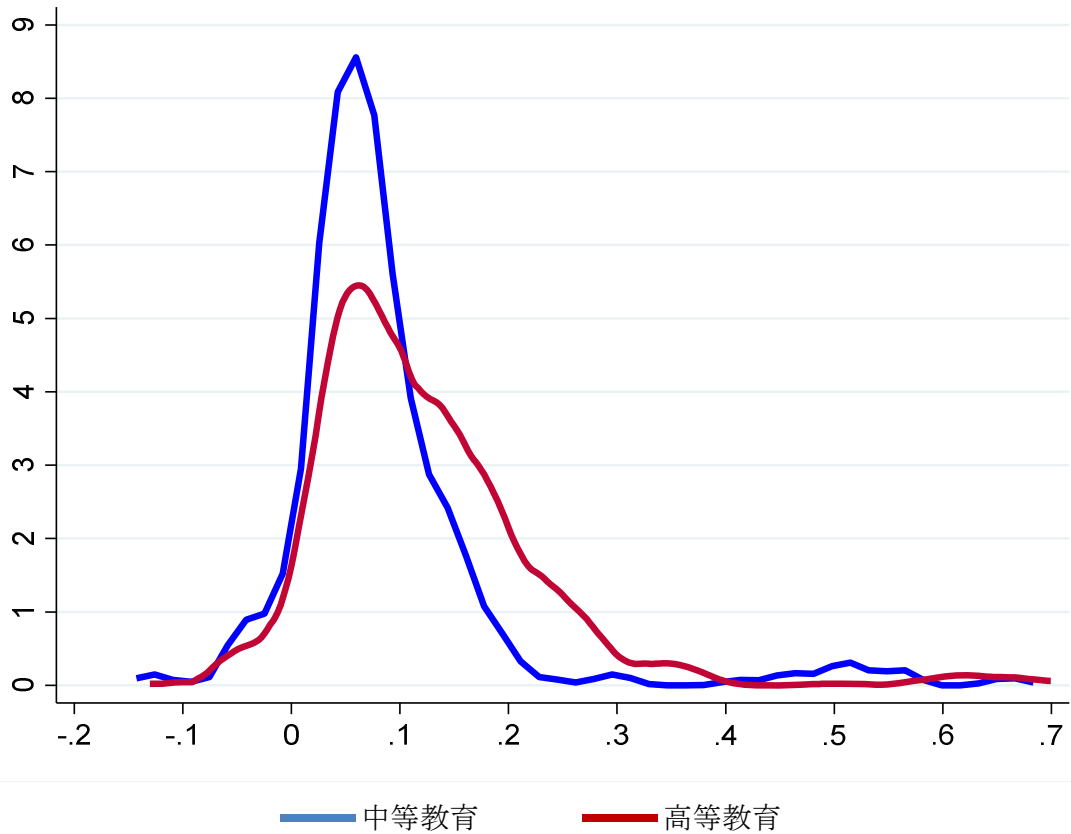
注 1) 帰無仮説：平均が0。

2) 帰無仮説：データは正規分布に従う。

\*\*\*：1%水準で有意。

出所) 筆者算定。

図1 抽出推定結果のカーネル密度推定



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) <sup>1)</sup>	変量効果モデル (漸近z値) <sup>1)</sup>	均質性のQ検定 (p値) <sup>2)</sup>	I <sup>2</sup> 統計量 <sup>3)</sup>	H <sup>2</sup> 統計量 <sup>4)</sup>	該当全抽出推定結果のUWA <sup>5)</sup> (t値) <sup>1)</sup>	検定力0.8以上の抽出推定結果数 <sup>6)</sup>	検定力0.8以上の抽出推定結果のUWA(WAAP) (t値) <sup>1)</sup>	偏相関係数標準誤差中位数	検定力中央値
中等教育	717 0.056 *** (150.66)	0.074 *** (34.83)	13385.650 *** (0.00)	96.57	29.16	0.056 *** (35.69)	388	0.054 *** (27.16)	0.019	0.835
高等教育	712 0.120 *** (277.83)	0.116 *** (36.48)	36426.250 *** (0.00)	98.02	50.47	0.120 *** (38.82)	640	0.120 *** (37.09)	0.019	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。

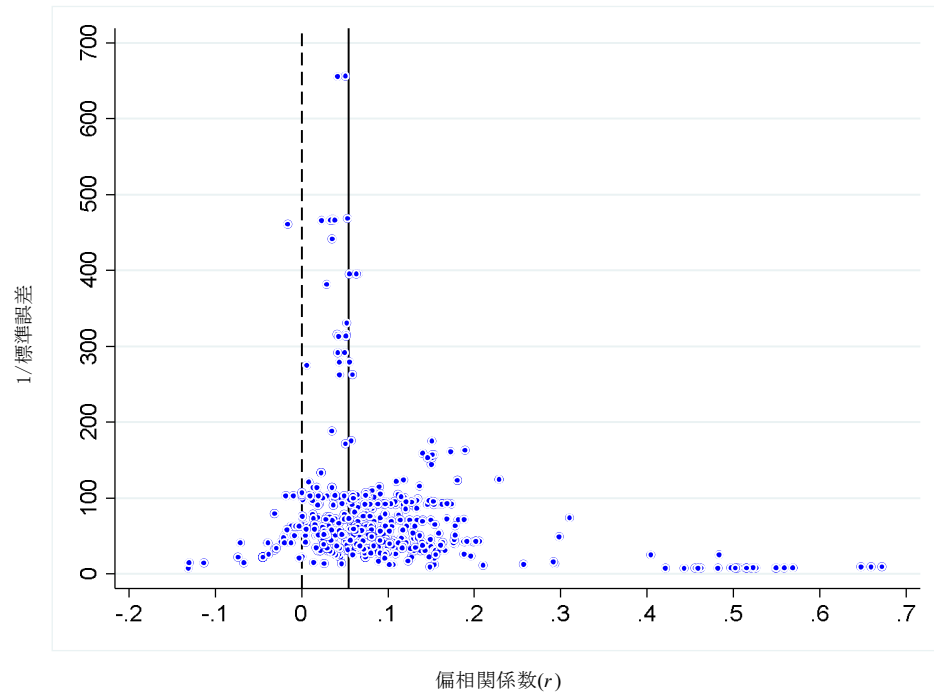
6) 全抽出推定結果のUWAを真の値と仮定して算出した検定力。

\*\*\*:1%水準で有意。

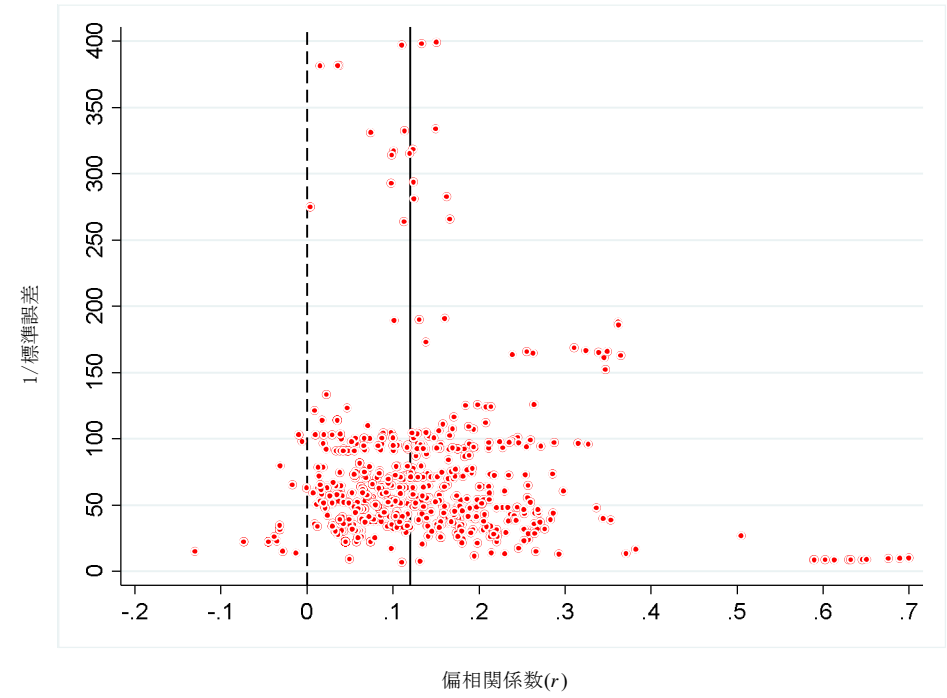
出所)筆者推定。

図2 抽出推定結果の漏斗プロット

(a) 中等教育



(b) 高等教育



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：中等教育

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

推定量 <sup>1)</sup>	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] <sup>2)</sup>	[5] <sup>3)</sup>
切片(FAT: $H_0: \gamma_0=0$ )	2.0294 *** (0.232)	2.0294 *** (0.613)	2.1119 ** (0.917)	2.1232 ** (0.931)	2.2837 ** (0.873)
1/SE (PET: $H_0: \gamma_1=0$ )	0.0421 *** (0.004)	0.0421 *** (0.009)	0.0397 *** (0.011)	0.0396 *** (0.011)	0.0385 *** (0.012)
<i>K</i>	717	717	717	717	717
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.382	0.382	-	0.382	0.382

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

推定量 <sup>1)</sup>	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]
<i>SE</i>	29.8044 *** (3.387)	29.8044 *** (9.267)	-12.1804 (8.131)	-12.1804 (9.759)	6.7675 (6.350)
1/SE ( $H_0: \gamma_1=0$ )	0.0527 *** (0.003)	0.0527 *** (0.009)	0.0421 *** (0.011)	0.0421 *** (0.003)	0.0480 *** (0.010)
<i>K</i>	717	717	717	717	717
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.659	0.659	-	-	-

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。

2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1144.34, p=0.0000$

3) Hausman検定： $\chi^2=0.74, p=0.3900$

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。

出所)筆者推定。

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：高等教育

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

推定量 <sup>1)</sup>	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] <sup>2)</sup>	[5] <sup>3)</sup>
切片(FAT: $H_0: \gamma_0=0$ )	-0.0461 (0.642)	-0.0461 (1.219)	0.4651 (3.147)	1.2824 (3.226)	1.7929 (3.810)
1/SE (PET: $H_0: \gamma_1=0$ )	0.1204 *** (0.012)	1.2190 *** (0.024)	0.0979 ** (0.044)	0.0975 ** (0.045)	0.0929 * (0.056)
<i>K</i>	712	712	712	712	712
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.465	0.465	-	0.465	0.465

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

推定量 <sup>1)</sup>	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]
<i>SE</i>	1.1498 (9.164)	1.1498 (22.749)	3.8336 (15.427)	3.8336 (3.834)	11.7927 (14.730)
1/SE ( $H_0: \gamma_1=0$ )	0.1198 *** (0.008)	0.1198 *** (0.018)	0.1025 *** (0.035)	0.1025 *** (0.006)	0.1085 *** (0.023)
<i>K</i>	712	712	712	712	712
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.679	0.679	-	-	-

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。

2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=982.94, p=0.0000$

3) Hausman検定： $\chi^2=1.26, p=0.2614$

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。

付表A1 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					
		中等教育			高等教育		
		平均	中央値	標準偏差	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)	0.059	0	0.235	0.056	0	0.230
国有部門	国有企業労働者標本研究 (=1), その他 (=0)	0.056	0	0.230	0.058	0	0.233
都市戸籍労働者	都市戸籍労働者標本研究 (=1), その他 (=0)	0.153	0	0.361	0.136	0	0.343
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)	0.098	0	0.297	0.100	0	0.300
農村部	農村部研究 (=1), その他 (=0)	0.064	0	0.245	0.046	0	0.210
地域非特定	地域非特定研究 (=1), その他 (=0)	0.160	0	0.367	0.195	0	0.397
女性	女性標本研究 (=1), その他 (=0)	0.170	0	0.376	0.178	0	0.383
男性	男性標本研究 (=1), その他 (=0)	0.113	0	0.317	0.122	0	0.328
推定年平均	推定年平均値	2000.236	2002	7.654	2000.971	2002	7.655
基本給	基本給を従属変数とした推定結果 (=1), その他 (=0)	0.619	1	0.486	0.687	1	0.464
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)	0.036	0	0.187	0.037	0	0.188
CHNS	CHNSサーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.156	0	0.363	0.156	0	0.363
CGSS	CGSSサーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.068	0	0.253	0.097	0	0.296
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)	0.318	0	0.466	0.281	0	0.450
企業調査	企業サーベイデータを用いた研究 (=1), その他 (=1)	0.082	0	0.275	0.052	0	0.222
国家統計	国家統計データを用いた研究 (=1), その他 (=1)	0.038	0	0.190	0.044	0	0.204
OLS	最小二乗法推定量を利用した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.766	1	0.424	0.767	1	0.423
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)	0.024	0	0.152	0.015	0	0.123
選択バイアス	就業の選択バイアスを制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.040	0	0.197	0.035	0	0.184
職種	職種を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.241	0	0.428	0.264	0	0.441
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)	0.102	0	0.303	0.097	0	0.296
就労年数	就労年数を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.729	1	0.445	0.758	1	0.428
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)	0.091	0	0.287	0.097	0	0.296
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)	0.084	0	0.277	0.101	0	0.302
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)	0.039	0	0.194	0.042	0	0.201
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)	0.035	0	0.184	0.029	0	0.169
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)	0.425	0	0.495	0.413	0	0.493
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)	0.388	0	0.488	0.367	0	0.482
時間効果	時間効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.060	0	0.238	0.048	0	0.213
標準誤差	偏相関係数の標準誤差	0.025	0.019	0.023	0.023	0.019	0.018

出所)筆者算定。

付表A 2 文献間異質性のメタ回帰分析：中等教育

推定量 <sup>1)</sup>	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] <sup>2)</sup>	[6] <sup>3)</sup>
研究対象企業部門(企業部門非特定)						
非国有部門	-0.0527 ** (0.025)	-0.0501 ** (0.025)	-0.1002 ** (0.042)	-0.0019 (0.012)	-0.0066 (0.012)	0.0048 (0.014)
国有部門	-0.0135 (0.025)	-0.0125 (0.024)	-0.0061 (0.032)	-0.0218 *** (0.008)	-0.0220 ** (0.009)	-0.0222 ** (0.009)
研究対象戸籍(戸籍非特定)						
都市戸籍労働者	-0.0031 (0.019)	-0.0033 (0.019)	-0.0078 (0.024)	0.0013 (0.014)	-0.0003 (0.015)	0.0134 * (0.008)
農村戸籍出稼ぎ労働者	-0.0381 ** (0.015)	-0.0372 ** (0.015)	-0.0173 (0.015)	0.0051 (0.013)	-0.0022 (0.014)	0.0270 *** (0.009)
研究対象地域(都市部)						
農村部	0.0217 (0.025)	0.0224 (0.025)	-0.0082 (0.027)	0.0576 ** (0.023)	0.0528 * (0.027)	0.0648 *** (0.018)
地域非特定	0.0092 (0.014)	0.0088 (0.014)	0.0067 (0.017)	0.0314 *** (0.011)	0.0240 * (0.013)	0.0493 *** (0.009)
研究対象ジェンダー(性別非特定)						
女性	0.0181 (0.012)	0.0180 (0.012)	0.0058 (0.013)	0.0221 (0.009)	0.0197 ** (0.010)	0.0266 *** (0.009)
男性	0.0131 (0.013)	0.0129 (0.013)	0.0023 (0.012)	-0.0007 (0.008)	-0.0025 (0.009)	0.0027 (0.008)
推定期間						
推定年平均	-0.0001 (0.001)	-0.0001 (0.001)	-0.0013 (0.001)	-0.0001 (0.001)	-0.0002 (0.001)	0.0001 (0.001)
賃金タイプ(総賃金)						
基本給	0.0019 (0.015)	0.0017 (0.015)	-0.0094 (0.017)	-0.0066 (0.012)	-0.0118 (0.014)	0.0079 (0.016)
特別賞与	-0.0507 ** (0.024)	-0.0497 ** (0.024)	-0.0563 * (0.033)	-0.0091 * (0.005)	-0.0116 ** (0.006)	-0.0032 (0.007)
サーベイデータ(CHIPs)						
CHNS	-0.0346 * (0.019)	-0.0327 * (0.019)	-0.0274 * (0.016)	-0.0083 (0.018)	-0.0091 (0.018)	
CGSS	-0.0219 (0.021)	-0.0205 (0.021)	-0.0088 (0.023)	0.0019 (0.034)	0.0056 (0.034)	
他家計調査	0.0111 (0.016)	0.0111 (0.016)	-0.0066 (0.019)	0.0293 (0.021)	0.0217 (0.019)	
企業調査	0.0008 (0.017)	0.0014 (0.017)	-0.0118 (0.026)	-0.0135 (0.033)	-0.0166 (0.030)	
国家統計	-0.0193 (0.020)	-0.0204 (0.020)	0.0156 (0.021)	-0.0212 (0.022)	-0.0160 (0.020)	
推定量						
OLS(OLS以外)	0.0114 (0.010)	0.0116 (0.010)	0.0231 * (0.013)	-0.0166 (0.013)	-0.0137 (0.013)	-0.0208 (0.013)
IV/2SLS/3SLS	-0.0138 (0.022)	-0.0128 (0.022)	-0.0384 ** (0.019)	-0.0040 (0.009)	-0.0057 (0.009)	0.0004 (0.009)
選択バイアス制御(未制御)						
選択バイアス	-0.0417 *** (0.013)	-0.0409 *** (0.013)	-0.0222 * (0.013)	-0.0467 *** (0.013)	-0.0444 *** (0.014)	-0.0515 *** (0.014)
制御変数						
職種	-0.0262 ** (0.012)	-0.0262 ** (0.012)	-0.0292 ** (0.014)	-0.0232 *** (0.006)	-0.0244 *** (0.007)	-0.0188 *** (0.005)
年齢	0.0119 (0.024)	0.0120 (0.024)	-0.0102 (0.032)	-0.0411 (0.041)	-0.0417 (0.043)	
就労年数	0.0369 * (0.020)	0.0373 * (0.020)	0.0103 (0.024)	-0.0124 (0.030)	-0.0147 (0.034)	0.0009 (0.010)
正規・非正規	-0.0204 (0.016)	-0.0197 (0.016)	-0.0403 * (0.020)	-0.0340 (0.023)	-0.0373 * (0.022)	-0.0006 (0.013)
健康状態	0.0029 (0.021)	0.0046 (0.021)	-0.0111 (0.021)	-0.0429 (0.031)	-0.0416 (0.033)	
企業規模	0.0123 (0.014)	0.0127 (0.014)	-0.0059 (0.021)	-0.0239 (0.018)	-0.0181 (0.019)	-0.0337 (0.021)
労働組合	-0.0186 (0.021)	-0.0202 (0.020)	0.0206 (0.031)	0.0158 (0.023)	0.0144 (0.025)	0.0140 (0.017)
所在地固定効果	-0.0011 (0.012)	-0.0009 (0.012)	-0.0156 (0.015)	0.0176 (0.020)	0.0113 (0.018)	0.0356 (0.027)
産業固定効果	-0.0081 (0.010)	-0.0083 (0.010)	0.0089 (0.011)	-0.0078 (0.012)	-0.0067 (0.012)	-0.0140 (0.016)
時間効果	0.0152 (0.012)	0.0148 (0.012)	0.0152 (0.017)	-0.0091 (0.010)	-0.0094 (0.012)	-0.0025 (0.005)
標準誤差	2.1561 * (1.132)	1.9820 * (1.119)	2.6769 *** (0.984)	-0.0834 (0.687)	0.1679 (0.743)	-0.4831 (0.716)
切片	0.1824 (1.453)	0.1911 (1.418)	2.5372 (1.909)	0.2707 (1.188)	0.5100 (1.215)	-0.1406 (1.239)
K	717	717	717	717	717	717
R <sup>2</sup>	0.323	0.310	0.490	-	0.146	0.082

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： $\chi^2=351.54, p=0.0000$ 3) Hausman検定： $\chi^2=119.58, p=0.0000$ 

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及びパネル変量効果・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、付表A 1を参照。



付表A3 文献間異質性のメタ回帰分析：高等教育

推定量 <sup>1)</sup>	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] <sup>2)</sup>	[6] <sup>3)</sup>
研究対象企業部門(企業部門非特定)						
非国有部門	-0.0387 (0.025)	-0.0339 (0.023)	-0.0560 (0.038)	-0.0178 (0.016)	-0.0193 (0.017)	-0.0123 (0.019)
国有部門	0.0277 (0.037)	0.0283 (0.037)	0.0441 (0.047)	-0.0103 (0.013)	-0.0098 (0.014)	-0.0131 (0.016)
研究対象戸籍(戸籍非特定)						
都市戸籍労働者	0.0712 *** (0.018)	0.0707 *** (0.018)	0.0697 *** (0.024)	0.0388 * (0.022)	0.0418 * (0.022)	0.0189 (0.027)
農村戸籍出稼ぎ労働者	-0.0347 * (0.018)	-0.0334 * (0.018)	-0.0199 (0.020)	-0.0103 (0.018)	-0.0108 (0.018)	-0.0129 (0.026)
研究対象地域(都市部)						
農村部	0.0280 (0.033)	0.0286 (0.033)	0.0036 (0.029)	-0.0005 (0.069)	-0.0017 (0.068)	0.0077 (0.079)
地域非特定	0.0241 (0.020)	0.0240 (0.020)	0.0282 (0.021)	0.0313 (0.021)	0.0297 (0.021)	0.0449 (0.038)
研究対象ジェンダー(性別非特定)						
女性	0.0382 ** (0.015)	0.0379 ** (0.015)	0.0164 (0.015)	0.0246 *** (0.010)	0.0242 ** (0.010)	0.0279 ** (0.011)
男性	0.0450 ** (0.017)	0.0439 ** (0.017)	0.0166 (0.016)	0.0029 (0.009)	0.0032 (0.009)	0.0035 (0.011)
推定期間						
推定年平均	0.0008 (0.001)	0.0007 (0.001)	0.0001 (0.001)	0.0012 (0.001)	0.0011 (0.001)	0.0015 (0.001)
賃金タイプ(総賃金)						
基本給	-0.0333 (0.020)	-0.0322 (0.020)	-0.0425 ** (0.021)	-0.0053 (0.017)	-0.0098 (0.019)	0.0223 ** (0.011)
特別賞与	-0.0625 (0.047)	-0.0563 (0.045)	-0.0298 (0.068)	-0.0370 *** (0.006)	-0.0386 *** (0.006)	-0.0269 *** (0.005)
サーベイデータ(CHIPs)						
CHNS	-0.0179 (0.026)	-0.0158 (0.025)	-0.0068 (0.024)	-0.0184 (0.028)	-0.0168 (0.028)	
CGSS	0.0391 (0.033)	0.0395 (0.033)	0.0493 * (0.029)	0.0289 (0.038)	0.0313 (0.039)	
他家計調査	0.0430 * (0.024)	0.0419 * (0.024)	0.0177 (0.026)	0.0393 (0.028)	0.0380 (0.028)	
企業調査	0.0087 (0.033)	0.0132 (0.032)	-0.0130 (0.036)	0.0214 (0.033)	0.0202 (0.034)	
国家統計	-0.0592 (0.037)	-0.0605 (0.036)	-0.0090 (0.033)	-0.0322 (0.040)	-0.0308 (0.040)	
推定量						
OLS(OLS以外)	0.0197 (0.017)	0.0192 (0.017)	0.0471 ** (0.020)	-0.0022 (0.013)	-0.0006 (0.013)	-0.0085 (0.013)
IV/2SLS/3SLS	-0.0472 (0.037)	-0.0454 (0.037)	-0.0593 ** (0.028)	0.0160 ** (0.008)	0.0147 * (0.009)	0.0177 ** (0.007)
選択バイアス制御(未制御)						
選択バイアス	-0.0284 (0.025)	-0.0280 (0.026)	-0.0048 (0.020)	-0.0445 *** (0.013)	-0.0427 *** (0.014)	-0.0525 *** (0.014)
制御変数						
職種	-0.0331 * (0.017)	-0.0335 * (0.017)	-0.0308 * (0.017)	-0.0204 *** (0.007)	-0.0220 *** (0.008)	-0.0091 (0.007)
年齢	0.0388 (0.038)	0.0372 (0.037)	0.0201 (0.034)	-0.0478 (0.046)	-0.0448 (0.047)	
就労年数	0.0841 ** (0.033)	0.0824 ** (0.032)	0.0477 (0.031)	-0.0026 (0.039)	-0.0011 (0.041)	0.0125 * (0.007)
正規・非正規	-0.0107 (0.025)	-0.0091 (0.025)	-0.0259 (0.027)	-0.0153 (0.026)	-0.0166 (0.026)	-0.0009 (0.006)
健康状態	0.0120 (0.035)	0.0137 (0.034)	-0.0138 (0.036)	-0.0271 (0.041)	-0.0258 (0.042)	
企業規模	0.0230 (0.032)	0.0269 (0.031)	-0.0326 (0.031)	0.0096 (0.027)	0.0069 (0.028)	-0.0244 (0.022)
労働組合	-0.0021 (0.050)	-0.0086 (0.048)	0.0534 (0.043)	-0.0300 (0.037)	-0.0246 (0.038)	
所在地固定効果	-0.0008 (0.018)	0.0003 (0.018)	-0.0140 (0.019)	-0.0111 (0.014)	-0.0115 (0.015)	-0.0049 (0.020)
産業固定効果	-0.0319 ** (0.016)	-0.0320 ** (0.016)	-0.0050 (0.016)	-0.0187 (0.012)	-0.0176 (0.012)	-0.0265 (0.020)
時間効果	0.0407 (0.028)	0.0392 (0.027)	0.0142 (0.027)	0.0060 (0.019)	0.0050 (0.021)	0.0108 *** (0.003)
標準誤差	1.4346 (1.415)	1.1327 (1.314)	2.8955 *** (0.981)	0.7383 * (0.406)	0.8735 ** (0.398)	0.1415 (0.710)
切片	-1.5209 (2.813)	-1.4471 (2.739)	-0.2038 (2.269)	-2.2043 (2.227)	-2.0731 (2.248)	-2.8847 (2.404)
K	712	712	712	712	712	712
R <sup>2</sup>	0.382	0.377	0.412	-	0.227	0.038

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： $\chi^2=324.46, p=0.0000$ 3) Hausman検定： $\chi^2=47.29, p=0.0013$ 

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及びパネル変量効果・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、付表A1を参照。