

財務報告の質と労働投資の効率性

一橋大学 大学院経営管理研究科 博士後期課程 1 年
Hitotsubashi University Graduate School of Business Administration Doctoral Course

清水俊希
Shimizu Toshiki
e-mail: bd241002@g.hit-u.ac.jp

〈論文要旨〉

本稿は、日本企業を題材に、財務報告の質が労働投資の効率性に及ぼす影響を検証している。検証の結果、財務報告の質と労働投資の効率性の間には正の関係性があることが明らかとなった。また、財務報告の質に関する複数の代替的な指標を用いた分析においても、主検証と同様の結果が確認された。これらの発見事項は、高品質の財務報告が労働投資の効率性の向上に関連することを示唆している。

〈Abstract〉

This study examines the effect of financial reporting quality on labor investment efficiency using Japanese firms. I find a positive relationship between financial reporting quality and labor investment efficiency. Similar results were confirmed in the analysis using several alternative measures of financial reporting quality. These results suggest that high-quality financial reporting is associated with higher labor investment efficiency.

〈キーワード〉

財務報告の質、会計発生高の質、労働投資、投資の効率性
financial reporting quality, accruals quality, labor investment, investment efficiency

1. はじめに

本稿の目的は、日本企業を題材に、財務報告の質が労働投資 (labor investment) の効率性に及ぼす影響を解明することにある。これまで、財務報告の質と資本投資 (capital investment) の効率性の関係についての研究が数多く報告されてきた (Bushman and Smith 2001; Healy and Palepu 2001; 榎本 2016; Roychowdhury *et al.* 2019)。Roychowdhury *et al.* (2019) は、財務報告が資本投資に及ぼす影響について調査した実証研究を数多くレビューしている。なかでも、高品質の財務報告は、情報の非対称性に起因するエージェンシー・コストを軽減することにより、資本投資の効率性を向上させることが明らかになっている (e.g., Biddle and Hilary 2006; Biddle *et al.* 2009; Cheng *et al.* 2013; Wang *et al.* 2015 ; Balakrishnan *et al.* 2016; Rhee *et al.* 2024)。

このように先行研究では、財務報告の質が資本投資の効率性に及ぼす影響に目が向けられ、膨大な研究が蓄積されてきたが、財務報告の質は労働投資の効率性にも影響を及ぼすことが報告されている。Jung *et al.* (2014) は労働投資に注目し、上記の資本投資の効率性に関する研究の潮流を、労働投資の効率性に拡張した先駆的な研究である。同研究は、米国企業を対象に財務報告の質が非効率な労働投資の間に負の関係性があることを示し、高品質の財務報告が労働投資の効率性を向上させることを報告している。

しかしながら、同様の結果が日本企業においても観察されるかは未解明である¹。米国は、市場中心の金融システムを有する国であるのに対し、日本は、メインバンクシステムに代表される密接な企業-銀行間関係が存在する銀行中心の金融システムを有する国である。銀行は、他の利害関係者よりも企業に関する私的情報を多く有しており、経営者に対する厳格なモニタリングを行うことが可能である。そのため、米国で想定されている財務報告の質の役割と比較して、日本における財務報告の質が果たす役割は限定的であると考えられてきた (Biddle and Hilary 2006)。一方で、日本企業を対象とした先行研究では、財務報告の質が果たす役割について、統一的な見解は得られていない (Biddle and Hilary 2006; 金・藤谷 2022; Rhee *et al.* 2024)。

こうした議論に基づくと、日本企業の財務報告の質が企業の労働投資の効率性にどのような影響を及ぼすかは実証的課題である。そこで、本研究は、財務報告の質が労働投資の効率性に影響を及ぼさないという帰無仮説を設定し、これを棄却することで財務報告の質が労働投資の効率性に影響を及ぼすという対立仮説を検証する。

本研究では、この仮説を検証するにあたり、Jung *et al.* (2014) の枠組みを用いる。つまり、労働投資の効率性の指標として Pinnuck and Lillis (2007) のモデルに基づく異常純雇用を利用

¹ 大沼 他 (2023) は、日本の労働市場の特性に注目し検証を実施している。しかし、サンプルを東証1部上場企業に限定しているため、得られた結果が日本企業全体に対して一般化できない限界を有している。

し、財務報告の質は会計発生高の質を用いて測定している。2006年から2023年までの49,322社・年のサンプルを用いて分析を実施した結果、財務報告の質と労働投資の効率性の間に正の関係性があることが確認された。くわえて、財務報告の質に関して4つの代替的な指標を採用して頑健性分析を行った結果、主分析と同様の分析結果が示されている。これらの発見事項は、高品質の財務報告が労働投資の効率性の向上に関連することを示唆している。

本研究には大きく3つの貢献がある。第1に、財務報告とリアルエフェクトに関する文献への貢献である。本研究は、非米国サンプルを用いて、企業の実体的な意思決定である労働投資を扱うことで、先行研究を拡張するものである。第2に、Pinnuck and Lillis (2007) および Jung *et al.* (2014) の応用可能性を示した点である。本研究は、日本企業を対象に Pinnuck and Lillis (2007) によるモデル、および Jung *et al.* (2014) の分析の枠組みを応用し、同モデルが日本においても適合する可能性を示した。第3に、日本において、財務報告の質が積極的な役割を担っている可能性を示した点である。Biddle and Hilary (2006) は、従来の日本における財務報告の質の役割は限定的であった可能性を指摘しているが、本研究の結果は、近年、財務報告の質が積極的な役割を果たしていることを示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では先行研究の整理を行い、仮説を構築する。第3節ではリサーチデザインについて述べる。第4節では主分析の結果を報告する。第5節では主分析の結果の頑健性を検証し、第6節では結論と今後の展望を述べる。

2. 先行研究と仮説構築

情報の非対称性が存在しない資本市場においては、企業は NPV が正の場合にのみ投資を行うことが最適な投資判断である (Modigliani and Miller 1958)。しかし、情報の非対称性に起因する逆選択やモラルハザードの問題が、過大投資や過小投資を引き起こすことで資本投資の効率性を低下させることが議論されてきた (Stein 2003)。

逆選択の問題は、経営者が投資家よりも情報優位にある場合に生じる。経営者は、自社が過大評価された場合に株式を発行し、この資金を利用して過大投資を行う可能性がある (Baker *et al.* 2003)。他方、投資家が経営者によるこのような行動を予見した場合には、資本コストを増加させ、その結果、過小投資に繋がる (Myers and Maljuf 1984)。また、情報の非対称性の存在は、経営者によるモラルハザードを引き起こし、これが過大・過小投資に繋がる可能性もある。例えば、経営者が自身の利得を最大化するインセンティブを持った場合には、「帝国建設 (empire building)」のような過大投資が生じる (Jensen 1986; Williamson 1974)。また、経営者が「穏やかな生活 (quiet life)」を選好する場合、投資機会を見送り過小投資にも繋がる (Bertrand and Mullainathan 2003)。このように、先行研究は、情報の非対称性に起因する資本市場の不完全性が、過大投資や過小投資のような非効率な投資を引き起こすことを報告している。

高品質の財務報告は、外部からの経営者に対するモニタリングをより効果的にすることで、モラルハザードの問題を緩和すると同様に、経営者と投資家間の情報の非対称性を軽減することで、逆選択の問題を緩和することができる (Bushman and Smith 2001; Healy and Palepu 2001)。したがって、高品質の財務報告は、情報の非対称性に起因するエージェンシー・コストを軽減することにより、過大投資や過小投資のような非効率な投資を減少させ、投資の効率性を向上させると考えられる。

上記の理論的な背景に基づき、財務報告の質と資本投資の効率性の関係性について膨大な研究が蓄積されてきた (Bushman and Smith 2001; Healy and Palepu 2001; 榎本 2016; Roychowdhury *et al.* 2019)²。Biddle and Hilary (2006) は、34 カ国のデータを用いて、財務報告の質と資本投資の効率性の関係性についての国際比較を実施している。分析の結果、財務報告の質と資本投資の効率性の間に正の関係性があることを示しており、高品質の財務報告が逆選択やモラルハザードの問題を緩和することにより、資本投資の効率性を向上させることを示唆している。また、Biddle *et al.* (2009) は、米国企業を対象に財務報告の質と資本投資の効率性の関係性についての分析を実施した結果、高品質の財務報告は、過大投資と過小投資の両方を減らすことで資本投資の効率性を向上させること報告している。

従来の研究は資本投資を中心に議論を展開しており、労働投資についてはあまり議論が行われてこなかったが、財務報告の質は資本投資だけでなく、労働投資とも関係し得る。資本投資が労働投資よりも多く取り上げられてきたのは、伝統的な経済学の下で、資本は投入量を変化させることのできない固定的な生産要素である一方、労働は生産量に応じて投入量を変化させることができる可変的な生産要素であると捉えてきたからであると考えられる (Dixit 1997)。すなわち、固定的な生産要素は、仮に生産量がゼロであってもコストが発生することから、資金調達が必要である。他方で、可変的な生産要素である労働は、労働に関するコストの発生と労働が収益を生み出すタイミングは完全に一致していることから、労働に関して資金調達を行う必要がないものと想定されてきた。

しかし、労働経済学の研究では、賃金は可変的であるものの、雇用、研修、解雇に関連する労働コストは準固定的な生産要素であるという主張がなされてきた (Oi 1962; Hamermesh 1989)。したがって、企業がこれらの労働投資資金を賄うには外部資本が必要であることから、資金調達の制約が労働投資の意思決定に影響を与え得ることを示唆している。実際に、企業は人件費や採用活動費の確保を目的として、資金調達を行っていることが報じられている³。こうした

² レビューについては、榎本 (2016) や Roychowdhury *et al.* (2019) などを参照されたい。

³ 例えば、鎌倉新書は2017年に公募増資や新株発行などにより人件費と採用活動費の調達を目的として9億円超の資金調達を行っている (2017年6月30日 日経QUICKニュース)。

議論に基づくと、労働投資が資金調達を必要とする場合、経営者と投資家間の情報の非対称性が非効率を発生させる可能性があり、高品質の財務報告は、その情報の非対称性を緩和することで、労働投資の効率性を向上させることが示唆される。

財務報告の質と労働投資の効率性に注目した先駆的研究として、Jung *et al.* (2014) がある。同研究は、高品質の財務報告は、経営者と投資家間の情報の非対称性を緩和することで、労働投資の効率性を向上させることを仮定し、1983年から2007年までの米国企業44,861社・年を対象に検証を実施した。その結果、財務報告の質と労働投資の非効率性との間に負の関係があることを示し、高品質の財務報告が労働投資の効率性を向上させることを示唆している。さらに、労働投資の効率性を向上が過大・過小投資の抑制によるものであることを解明している。

一方で、日本においても、米国企業を対象とした先行研究と同様の結果が確認されるかは未解明である。Biddle and Hilary (2006) は、1975年から2001年までの日本企業を対象に分析を行い、日本のような銀行中心の金融システムの国において、財務報告の質が資本投資の効率性に影響を及ぼさない可能性を示している。同研究は、銀行が有する私的情報が情報の非対称性を緩和していることを示唆している。しかし、Rhee *et al.* (2024) は、2001年以前に関しては、財務報告の質と資本投資の効率性は関連しないことを報告した Biddle *et al.* (2006) の結果を支持する一方、2001年以降においては、企業－銀行間関係が弱い企業ほど、財務報告の質が資本投資の効率性の向上に関連することを報告している。こうした分析結果に対して、Rhee *et al.* (2024) は、2001年の「銀行等の株式等の保有の制限等に関する法律」の成立を契機に、従来、私的情報が果たしていた情報の非対称性を緩和する機能を財務報告の質が担うようになった可能性を指摘している。このように、日本における財務報告の質の果たす役割に関して、統一的な見解は得られていない。

また、日本企業を題材に企業の労働投資を扱った研究として、金・藤谷 (2022) がある。同研究は、長期負債の返済のタイミングに注目し、企業が資金調達を目的として雇用水準の変化させるのかを検証した結果、長期負債の返済と雇用水準の変化は負の関係にあることを明らかにしている。さらに、財務報告の質と銀行－企業間関係が、資金調達を目的とした雇用水準の変化に及ぼす影響について、代替的に機能することを示唆している。一方で、労働投資の効率性に関しては明らかにしていない。

このように、米国企業を対象に財務報告の質と資本投資および労働投資の効率性に関して研究が蓄積されてきた。他方で、日本企業を対象とした財務報告の質が労働投資の効率性に及ぼす影響については明らかになっていない。くわえて、日本は財務報告と企業－銀行間関係が代替的な機能を持つ可能性があり、米国にて観察された財務報告の質と労働投資の効率性の正の関係性が観察されるとは限らない。したがって、日本企業において、高品質の財務報告が労働投資の効率性にどのような影響を及ぼすかは実証的課題である。そこで、本研究では日本企業

を対象として、次の帰無仮説を検証し、これを棄却することで財務報告の質が労働投資の効率性に影響を及ぼすという対立仮説を検証する。

帰無仮説：財務報告の質が労働投資の効率性に影響を及ぼさない

3. リサーチデザイン

3.1. 労働投資の効率性の指標

本研究では、労働投資の効率性を測定するにあたり、異常純雇用を用いる。異常純雇用は、企業の労働力の実際の変化と経済のファンダメンタルズに基づく予測変化の差であり、具体的には、実際の純雇用から Pinnuck and Lillis (2007) によるモデルに基づき推定された期待純雇用を控除して求める。すなわち、異常純雇用は労働投資の非効率性を捉えている。

下記 (1) 式は、Pinnuck and Lillis (2007) によるモデルであり、従業員数の変化率を経済のファンダメンタルズを反映した説明変数に回帰することで、期待純雇用を推定する。

$$\begin{aligned}
 NET_HIRE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SALES_GROWTH_{i,t-1} + \beta_2 SALES_GROWTH_{i,t} + \beta_3 \Delta ROA_{i,t-1} + \beta_4 \Delta ROA_{i,t} \\
 & + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 RETURN_{i,t} + \beta_7 SIZE_R_{i,t-1} + \beta_8 QUICK_{i,t-1} + \beta_9 \Delta QUICK_{i,t-1} \\
 & + \beta_{10} \Delta QUICK_{i,t} + \beta_{11} LEV_{i,t-1} + \beta_{12} LOSSBIN1_{i,t-1} + \beta_{13} LOSSBIN2_{i,t-1} \\
 & + \beta_{14} LOSSBIN3_{i,t-1} + \beta_{15} LOSSBIN4_{i,t-1} + \beta_{16} LOSSBIN5_{i,t-1} \\
 & + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

被説明変数は、従業員数の変化率 ($NET_HIRE_{i,t}$) である。なお、固定的な生産要素である労働投資を捉えることに主眼を置いていることから、可変的な生産要素であると考えられる臨時従業員数は含めていない (Pinnuck and Lillis 2007)。説明変数として、売上高成長 ($SALES_GROWTH_{i,t-1}, SALES_GROWTH_{i,t}$)、収益性の変化 ($\Delta ROA_{i,t-1}, \Delta ROA_{i,t}$)、収益性 ($ROA_{i,t}$)、年次株式リターン ($RETURN_{i,t}$)、企業規模 ($SIZE_R_{i,t-1}$)、流動性 ($QUICK_{i,t-1}$)、流動性の変化率 ($\Delta QUICK_{i,t-1}, \Delta QUICK_{i,t}$)、レバレッジ ($LEV_{i,t-1}$)、微赤字を示す二値変数 ($LOSSBIN\#_{i,t-1}$) を含める。各変数の詳細な定義は、表 1 に要約している。

また、Pinnuck and Lills (2007) および Jung *et al* (2014) は、産業固有の影響を考慮するために、産業固定効果をモデルに組みこんでいる。本研究では、年次固有の影響も考慮するために、産業固定効果にくわえ、年固定効果を組み込んだ推定も実施する。なお、 t 統計量の算出にあたっては、残差の不均一分散や系列相関を考慮し、企業クラスターおよび年次クラスターについて補正された標準誤差を用いる (Petersen 2009)。

表 1. (1) 式に用いる変数の定義

変数名	定義
NET_HIRE_t	t 期末と $t-1$ 期末の従業員数の差を $t-1$ 期末従業員数で除した値。
$SALES_GROWTH_{t-1}$	$t-1$ 期末と $t-2$ 期末の売上高の差を $t-2$ 期末売上高で除した値。
$SALES_GROWTH_t$	t 期末と $t-1$ 期末の売上高の差を $t-1$ 期末売上高で除した値。
ROA_t	t 期の総資産利益率。 $t-1$ 期末総資産に対する t 期末当期純利益の比率。

ΔROA_{t-1}	t-1 期末と t-2 期末の総資産利益率の差。
ΔROA_t	t 期末と t-1 期末の総資産利益率の差。
$RETURN_t$	t 期の年次リターン。
$SIZE_{t-1}$	t-1 期末株式時価総額の自然対数
$SIZE_R_{t-1}$	t-1 期末株式時価総額の自然対数をパーセンタイル順位に変換した値。
$QUICK_{t-1}$	t-1 期の当座比率。t-1 期末流動負債に対する t-1 期末当座資産 (=t-1 期末現金・預金 + t-1 期末有価証券 + t-1 期末受取手形 + t-1 期末売掛金 - t-1 期末貸倒引当金) の比率。
$\Delta QUICK_t$	t 期末と t-1 期末の当座比率の差を t-1 期末当座比率で除した値。
$\Delta QUICK_{t-1}$	t-1 期末と t-2 期末の当座比率の差を t-2 期末当座比率で除した値。
LEV_{t-1}	t-1 期末総資産に対する t-1 期末総負債の比率。
$LOSSBIN1_{t-1}$	t-2 期末総資産に対する t-1 期当期純利益が -0.005 以上 (-0.005 を含む) 0.000 未満 (0.000 を含まない) の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。
$LOSSBIN2_{t-1}$	t-2 期末総資産に対する t-1 期当期純利益が -0.01 以上 (-0.01 を含む) -0.005 未満 (-0.005 を含まない) の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。
$LOSSBIN3_{t-1}$	t-2 期末総資産に対する t-1 期当期純利益が -0.015 以上 (-0.015 を含む) -0.01 未満 (-0.01 を含まない) の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。
$LOSSBIN4_{t-1}$	t-2 期末総資産に対する t-1 期当期純利益が -0.02 以上 (-0.02 を含む) -0.015 未満 (-0.015 を含まない) の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。
$LOSSBIN5_{t-1}$	t-2 期末総資産に対する t-1 期当期純利益が -0.025 以上 (-0.025 を含む) -0.02 未満 (-0.02 を含まない) の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。

3.2. 財務報告の質の指標

本研究では、財務報告の質の代理変数として、先行研究で広く利用されている会計発生高の質を用いる (Dechow *et al.* 2010; Jung *et al.* 2014)。会計発生高とは、発生主義会計の下で生じる、会計利益と営業キャッシュ・フローの差である。

Dechow and Dichev (2002) は、前期、当期、翌期の営業キャッシュ・フローと運転資本会計発生高の関連性に注目し、運転資本会計発生高を 3 期間の営業キャッシュ・フローによって回帰するモデルの残差により会計発生高の質を測定している。McNichols (2002) は、Dechow and Dichev (2002) のモデルに売上高の変化と有形固定資産を加えることでモデルを拡張しており、多くの先行研究で利用されている (Biddle *et al.* 2009; Jung *et al.* 2014)。本研究においても、Jung *et al.* (2014) に倣い、McNichols (2002) によるモデルを用いて会計発生高の質を測定する。(2) 式は、McNichols (2002) によるモデルである。

$$WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

被説明変数は、運転資本会計発生高 ($WAC_{i,t}$) である。説明変数は、営業キャッシュ・フロー ($CFO_{i,t-1}$, $CFO_{i,t}$, $CFO_{i,t+1}$)、売上高の変化 ($\Delta REV_{i,t}$)、有形固定資産 ($PPE_{i,t}$) である。なお、モデルに含まれるすべての変数は、前期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業 (日経中分類) 一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に OLS 推定している。

本研究では、財務報告の質の主たる代理変数として (2) 式の残差の過去 5 年間の標準偏差にマイナス 1 を乗算した値である、会計発生高の質 ($AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$) を利用する。なお、

マイナス1を乗算するのは、値が大きいほど会計発生高の質が高い、すなわち財務報告の質が高いことを示すようにするためである。

3.3. 仮説の検証方法

本研究では、Jung *et al.* (2014) を参考に、(3) 式を OLS 推定することで仮説を検証する。

$$\begin{aligned}
 |AB_NET_HIRE|_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 AQ_McNichols_SD_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 QUICK_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 LEV_{i,t-1} + \beta_6 DIV_D_{i,t-1} + \beta_7 STD_CFO_{i,t-1} + \beta_8 STD_SALES_{i,t-1} \\
 & + \beta_9 TANGIBLE_{i,t-1} + \beta_{10} LOSS_{i,t-1} + \beta_{11} INST_{i,t-1} + \beta_{12} STD_NET_HIRE_{i,t-1} \\
 & + \beta_{13} LABOR_INTENSITY_{i,t-1} + \beta_{14} |AB_INVEST_OTHER|_{i,t} \\
 & + Industry\ Fixed\ Effects + Year\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

被説明変数は、 $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ であり労働投資の効率性の指標である。本研究では、(1) 式の残差として求めた異常純雇用の絶対値を用いる。したがって、 $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ は、企業の労働力の実際の変化と経済のファンダメンタルズに基づく予測変化の差の大きさを示しているため、値が小さい（大きい）ほど労働投資が効率的（非効率的）であることを意味する。

関心のある説明変数は、財務報告の質の代理変数 ($AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$) であり、上記で定義したものである。 $AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$ は値が大きいほど会計発生高の質が高いことを示す。そのため、その係数 (β_1) が有意な値をとれば、帰無仮説が棄却され、財務報告の質が労働投資の効率性に影響を及ぼすことを示す。仮に、 β_1 が負に有意な値であれば、財務報告の質と労働投資の非効率性の間に負の関係性があることから、高品質の財務報告が労働投資の効率性の向上と関連することを意味する。

本研究では、Jung *et al.* (2014) に従い、大きく4つの構成概念のもと、計13個のコントロール変数を設定する。第1に、一般に投資と関連すると考えられている要因である。具体的には、成長性 ($MTB_{i,t-1}$)、規模 ($SIZE_{i,t-1}$)、流動性 ($QUICK_{i,t-1}$)、レバレッジ ($LEV_{i,t-1}$)、配当の有無を示す二値変数 ($DIV_D_{i,t-1}$)、営業キャッシュ・フローと売上高のボラティリティ ($STD_CFO_{i,t-1}$, $STD_SALES_{i,t-1}$)、有形固定資産比率 ($TANGIBLE$)、赤字を示す二値変数 ($LOSS_{i,t-1}$) を含めることで、これを統制する。第2に、モニタリング・ガバナンスの影響である。潜在的なモニタリングが労働投資に及ぼす影響を統制するために、機関投資家持株比率 ($INST_{i,t-1}$) を追加する。第3に、企業ごとの労働力の特性である。企業が持つ労働力が大きさや、労働力の調節の柔軟性が労働投資の効率性に影響を及ぼす可能性があることから、労働集約の度合い ($LABOR_INTENSITY_{i,t-1}$) と純雇用のボラティリティ ($STD_NET_HIRE_{i,t-1}$) を含める。第4に、非労働投資の影響である。Jung *et al.* (2014) は、資本投資のような非労働投資が異常純雇用に及ぼす影響を統制するために、非労働投資がその期待水準からどの程度乖離しているかを測定し、コントロール変数に追加している。本研究においても Jung *et al.* (2014) に倣い、Biddle *et*

al. (2009) のモデルを用いて非労働投資の期待水準を推計し、モデルの残差の絶対値 ($|AB_INVEST_OTHER_{i,t}|$) を主分析のコントロール変数として追加する。なお、Jung *et al.* (2014) では、労働組合による影響を労働組合産業レベルの労働組合組織率を含めることで統制しているが、本研究ではデータの利用可能性の観点から含めていない。各変数の詳細な定義および Biddle *et al.* (2009) のモデルは、表 2 に記載している。

くわえて、産業固有の影響および年次固有の影響を考慮するために、産業固定効果および年次固定効果をモデルに組み込む。なお、 t 統計量の算出にあたっては、残差の不均一分散や系列相関を考慮し、企業クラスターおよび年次クラスターについて補正された標準誤差を用いる (Petersen 2009)。

表 2. (2) 式に用いる変数の定義

変数名	定義
$ AB_NET_HIRE _t$	t 期における企業の労働投資の効率性。(1) 式の産業年次固定効果を含めた OLS 推定の残差の絶対値。
$AQ_McNichols_SD_t$	財務報告の質の代理変数。McNichols (2002) のモデルに基づく残差の過去 5 年分の標準偏差にマイナス 1 を乗算した値。値が大きいほど財務報告の質が高いことを示す。 $WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ なお、各変数の定義は以下の通り： WAC_t (運転資本金発生高) = t 期末と $t-1$ 期末の運転資本 (流動資産 + 短期負債 - 流動負債 - 現金及び現金同等物) の差、 CFO_{t-1} = $t-1$ 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 CFO_t = t 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 CFO_{t+1} = $t+1$ 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 ΔREV_t = t 期末と $t-1$ 期末の売上高の差、 PPE_t = t 期末有形固定資産。すべての変数は $t-1$ 期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業 (日経中分類) 一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に推定している。
AQ_DD_t	財務報告の質の代理変数。Dechow and Dichev (2002) のモデルに基づく残差の過去 5 年分の標準偏差にマイナス 1 を乗算した値。 $WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$ なお、各変数の定義は以下の通り： WAC_t (運転資本金発生高) = t 期末と $t-1$ 期末の運転資本 (流動資産 + 短期負債 - 流動負債 - 現金及び現金同等物) の差、 CFO_{t-1} = $t-1$ 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 CFO_t = t 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 CFO_{t+1} = $t+1$ 期末営業活動によるキャッシュ・フロー。すべての変数は $t-1$ 期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業 (日経中分類) 一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に推定している。
AQ_BS_t	財務報告の質の代理変数。Lu <i>et al.</i> (2011) および Ball and Shivakumar (2006) のモデルに基づく残差の過去 5 年分の標準偏差にマイナス 1 を乗算した値。 $WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \alpha_6 CFO_D_{i,t} + \alpha_7 CFO_D_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ なお、各変数の定義は以下の通り： WAC_t (運転資本金発生高) = t 期末と $t-1$ 期末の運転資本 (流動資産 + 短期負債 - 流動負債 - 現金及び現金同等物) の差、 CFO_{t-1} = $t-1$ 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 CFO_t = t 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 CFO_{t+1} = $t+1$ 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 ΔREV_t = t 期末と $t-1$ 期末の売上高の差、 PPE_t = t 期末有形固定資産、 CFO_D_t = t 期末営業活動によるキャッシュ・フローが負の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。連続変数は $t-1$ 期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業 (日経中分類) 一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に推定している。
$AQ_McNichols_ABS_t$	財務報告の質の代理変数。McNichols (2002) のモデルに基づく残差の絶対値にマイナス 1 を乗算した値。値が大きいほど財務報告の質が高いことを示す。

AQ_COMP_t

$$WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

なお、各変数の定義は以下の通り：WAC_t（運転資本金発生高）= t 期末と t-1 期末の運転資本（流動資産 + 短期負債 - 流動負債 - 現金及び現金同等物）の差、CFO_{t-1}=t-1 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、CFO_t=t 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、CFO_{t+1}=t+1 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 ΔREV_t =t 期末と t-1 期末の売上高の差、PPE_t=t 期末有形固定資産。すべての変数は t-1 期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業（日経中分類）一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に推定している。

財務報告の質の代理変数。Bharath *et al.* (2008) に基づき、主成分分析を用いて算出した値。主成分分析に利用した 3 つの財務報告の質の代理変数は以下の通り：

①McNichols (2002) のモデルに基づく残差の絶対値 (UAA_DDM)。

$$WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

なお、各変数の定義は以下の通り：WAC_t（運転資本金発生高）= t 期末と t-1 期末の運転資本（流動資産 + 短期負債 - 流動負債 - 現金及び現金同等物）の差、CFO_{t-1}=t-1 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、CFO_t=t 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、CFO_{t+1}=t+1 期末営業活動によるキャッシュ・フロー、 ΔREV_t =t 期末と t-1 期末の売上高の差、PPE_t=t 期末有形固定資産。すべての変数は t-1 期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業（日経中分類）一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に OLS 推定している。

②Teoh *et al.* (1998) の方法論に基づく推計値の絶対値 (UAA_TTW)。

$$WAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/TA_{i,t-1}) + \alpha_2\Delta REV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

上記モデルで推計した係数を以下のモデルで利用し、推計値を計算する。

$$AC_TTW_{i,t} = WAC_{i,t} - [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1(1/TA_{i,t-1}) + \hat{\alpha}_2(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})]$$

なお、各変数の定義は以下の通り：WAC_t（運転資本金発生高）= t 期末と t-1 期末の運転資本（流動資産 + 短期負債 - 流動負債 - 現金及び現金同等物）の差、TA_{t-1}=t-1 期末総資産、 ΔREV_t =t 期末と t-1 期末の売上高の差、 ΔREC_t =t 期末と t-1 期末の売上債権の差。TA_{t-1}を除き、各変数は t-1 期末総資産基準化されている。サンプルは、各産業（日経中分類）一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に推定している。

③Kothari *et al.* (2005) のモデルに基づく残差の絶対値 (UAA_KLM)。

$$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/TA_{i,t-1}) + \alpha_2(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \alpha_3 PPE_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

なお、各変数の定義は以下の通り：TAC_t（総会計発生高）= (t 期末税引後経常利益 - t 期末営業活動によるキャッシュ・フロー)、TA_{t-1}=t-1 期末総資産、 ΔREV_t =t 期末と t-1 期末の売上高の差、 ΔREC_t =t 期末と t-1 期末の売上債権の差、PPE_t=t 期末有形固定資産、ROA_t=t-1 期末総資産に対する t 期末当期純利益の比率。TA_{t-1}を除き、各変数は t-1 期末総資産基準化されている。サンプルは、各産業（日経中分類）一年の観測値が 20 以上のものに限定し産業一年別に推定している。

各財務報告の質の代理変数 (UAA) について、平均値を控除し標準偏差で除することで標準化した後、3 つの測定値を用いて算出した第 1 主成分得点にマイナス 1 を乗算する。値が大きいかほど財務報告の質が高いことを示す。第 1 主成分得点の算出は、以下の式で計算される。

$$AQ_COMP = (0.5887 \times UAA_DDM + 0.6575 \times UAA_TTW + 0.4703 \times UAA_KLM) \times (-1)$$

MTB_{t-1}

t-1 期末自己資本に対する t 期末株式時価総額の比率。

SIZE_{t-1}

t-1 期末株式時価総額の自然対数。

QUICK_{t-1}

t-1 期の当座比率。t-1 期末流動負債に対する t-1 期末当座資産 (=t-1 期末現金・預金 + t-1 期末有価証券 + t-1 期末受取手形 + t-1 期末売掛金 - t-1 期末貸倒引当金) の比率。

LEV_{t-1}

t-1 期末総資産に対する t-1 期末総負債の比率。

DIV_D_{t-1}

t-1 年に配当を行った場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。

STD_CFO_{t-1}

t-5 期から t-1 期にかけての営業キャッシュ・フローの標準偏差。

STD_SALES_{t-1}

t-5 期から t-1 期にかけての売上高の標準偏差。

TANGIBLE_{t-1}

t-1 期末総資産に対する t-1 期末有形固定資産の比率。

LOSS_{t-1}

t-1 期末総資産に対する t 期末当期純利益の比率が負の場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数。

$INST_{t-1}$	t-1 期末における機関投資家（金融機関、金融商品取引業者、その他法人および外国法人等）持株比率。
$STD_NET_HIRE_{t-1}$	t-5 期から t-1 期にかけての NET_HIRE （当期末と前期末の従業員数の差を前期末従業員数で除した値）の標準偏差
$LABOR_INTENSITY_{t-1}$	t-1 期末総資産に対する t-1 期末従業員数の比率。
$ AB_INVEST_OTHER _t$	以下のモデルに基づく残差の絶対値。 $INVEST_OTHER_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SALES_GROWTH_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ なお、各変数の定義は以下の通り： $INVEST_OTHER_{i,t} = CAPEX_{i,t} + XRD_{i,t} - SPPE_{i,t}$ 、 $CAPEX_t = t$ 期末と t-1 期末の有形固定資産の差と t 期末と t-1 期末の有形固定資産減価償却累計額の差の合計、 $XRD_t = t$ 期末研究開発費、 $SPPE_t = t$ 期末有形固定資産売却による収入、 $SALES_GROWTH_{t-1} = t$ 期末と t-1 期末の従業員数の差を t-1 期末従業員数で除した値。 $SALES_GROWTH_{t-1}$ を除き、各変数は t-1 期末総資産で基準化されている。サンプルは、各産業（日経中分類）一年の観測値が 20 以上のものに限定し、産業一年別に推定している。

3.4. サンプルの抽出

仮説を検証するにあたって、2000 年 1 月から 2023 年 12 月の期間において日本の株式市場に上場していた企業を分析対象とする。なお、2000 年を開始時点としたのは、(3) 式で過去 5 年分の営業キャッシュ・フローが必要となるためであり、2000 年以降の決算書類において包括的に営業キャッシュ・フローが開示されるようになったためである。この結果、当初のサンプルサイズは、90,151 社・年であった。

表 3 は、サンプルの抽出要件およびその過程を示したものである。本研究では、異常純雇用の推計に用いるサンプルと、仮説の検証に用いるサンプルの 2 つが存在する。まず、異常純雇用の推計には、①決算月数が 12 ヶ月であること、②非金融業（銀行・保険・証券・その他金融業）であること、③ (1) 式に用いる変数がすべて入手可能であること、の要件を満たしたサンプルを用いる。その結果、(1) 式のサンプルサイズとして、77,645 社・年を抽出した。

次に、仮説の検証に利用するサンプルには、④ (3) 式に用いる変数がすべて入手可能であること、を追加要件として課している。具体的には、利用する変数の中には過去 5 年分のデータが入手可能であることや、会計発生高の質の推定において産業一年の観測値が 20 以上であることが条件となっている。このため、(3) 式のサンプルの対象期間は 2006 年から 2023 年までの 18 年間であり、最終的に (3) 式のサンプルサイズとして 49,322 社・年を抽出した。なお、財務データ、株価データは『NEEDS-Financial QUEST』より取得している。

表 3. サンプルの抽出

サンプル要件	Obs.
2000 年から 2023 年までに日本の株式市場に上場している	90,151
① 決算月数が 12 ヶ月である	(2,384)
② 金融業（銀行・保険・証券・その他金融業）に該当しない	(4,480)
③ (1) 式に用いる変数がすべて入手可能である	(5,642)
(1) 式のサンプルサイズ	77,645
④ (3) 式に用いる変数がすべて入手可能である	(28,323)
(3) 式のサンプルサイズ	49,322

丸括弧には、要件を満たさない観測値の数を記している。

3.5. 労働投資の効率性の推定

仮説の検証に利用する変数の記述統計量を議論する前に、異常純雇用の推定プロセスとその結果について議論をする。これは、日本企業のデータのもと異常純雇用に推定した研究がまだないため、利用するモデルが米国の先行研究と同様に適合するかを事前に確認する必要があるためである。

異常純雇用の推計のために、(1) 式を OLS 推定する。推定にあたっては、上記で説明した 77,645 社・年を利用してプール回帰を用いる。すべての連続変数は、年ごとに上下 1%水準で異常値を置換している。

表 4 パネル A は、(1) 式に用いる変数の記述統計を示している。すべての連続変数は、上下 1%水準で異常値を置換している。従業員数の変化率 ($NET_HIRE_{i,t}$) の平均値 (中央値) は 3.3% (1.1%) であり、日本企業の労働投資を扱った先行研究である金・藤谷 (2022) の報告と同水準である。他方、米国企業を対象とした Jung *et al.* (2014) と Pinnuck and Lills (2007) では、それぞれ 5.9% (2.0%) と 5.4% (1.6%) と報告されており、日本企業は米国企業と比較して従業員数の変化率がゆるやかであることが確認される。また、本研究の売上高成長率 ($SALES_GROWTH_{i,t}$) の平均値 (中央値) は 4.0% (2.4%) であるが、Jung *et al.* (2014) では 12.2% (7.8%) と報告されており、米国企業に対して日本企業は売上高成長率が低いことが観察される。

表 4 パネル B は、(1) 式の推定結果である。表 4 パネル B (1) 列は Pinnuck and Lills (2007) および Jung *et al.* (2014) に倣い産業固定効果を組み込んだ推定結果であり、表 4 パネル B (2) は産業固定効果にくわえ年次固定効果も組み込んだ推定結果を示している。Jung *et al.* (2014) と異なる結果となっている変数は、 $\Delta ROA_{i,t-1}$ 、 $QUICK_{i,t-1}$ 、 $LEV_{i,t-1}$ であり、 $\Delta ROA_{i,t-1}$ について、表 4 パネル B (1) 列では負に有意な係数が示されている。さらに、 $QUICK_{i,t-1}$ と $LEV_{i,t-1}$ に関して、Jung *et al.* (2014) ではそれぞれ正と負に有意な係数が得られていたが、表 4 パネル B (1) 列では、どちらも非有意な結果となっている。また、表 4 パネル B (1) 列の $SALES_GROWTH_{i,t}$ の係数を確認すると、売上高が 10%成長すると、純雇用は平均で約 3.3%増加することが示唆されており、Jung *et al.* (2014) では売上高が 10%成長することに対する純雇用の増加が 3.6%であることから、大きな差は確認されなかった。

また、修正済決定係数は、表 4 パネル B (1) 列で 24.5%、表 4 パネル B (2) 列で 25.9%を示している。Pinnuck and Lills (2007) および Jung *et al.* (2014) の修正済決定係数はそれぞれ 24.4% および 27.2%であることから、日本企業においても Pinnuck and Lills (2007) による異常純雇用の推計モデルは、同水準の説明力を有していると結論付けることができる。なお、本研究では、

表4 パネルB (2) 列の産業固定効果にくわえ年次固定効果も組み込んだモデルの残差の絶対値を、 $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ として利用する。

表4. 異常純雇用の推計

パネルA：(1) 式に用いる変数の記述統計

	Mean	SD	Min	p25	Median	p75	Max	Obs.
$NET_HIRE_{i,t}$	0.033	0.144	-0.519	-0.024	0.011	0.056	1.658	77,645
$SALES_GROWTH_{i,t-1}$	0.040	0.170	-0.604	-0.038	0.026	0.097	1.218	77,645
$SALES_GROWTH_{i,t}$	0.040	0.176	-0.604	-0.040	0.024	0.096	1.328	77,645
$\Delta ROA_{i,t}$	-0.002	0.059	-0.341	-0.015	0.000	0.014	0.317	77,645
$\Delta ROA_{i,t-1}$	-0.002	0.059	-0.368	-0.015	0.000	0.014	0.337	77,645
$ROA_{i,t}$	0.023	0.068	-0.444	0.007	0.025	0.051	0.247	77,645
$RETURN_{i,t}$	0.107	0.493	-0.855	-0.167	0.025	0.262	5.660	77,645
$SIZE_{i,t-1}$	9.675	1.734	5.751	8.409	9.434	10.696	15.416	77,645
$SIZE_{R_{i,t-1}}$	0.399	0.135	0	0.302	0.381	0.477	1	77,645
$QUICK_{i,t-1}$	1.625	1.570	0.081	0.736	1.163	1.903	13.560	77,645
$\Delta QUICK_{i,t}$	0.035	0.278	-0.746	-0.096	0.010	0.121	2.014	77,645
$\Delta QUICK_{i,t-1}$	0.051	0.304	-0.708	-0.090	0.016	0.131	2.619	77,645
$LEV_{i,t-1}$	0.502	0.212	0.072	0.337	0.505	0.663	1.009	77,645

連続変数は、異常値処理のために年ごとに上下1%でウィンソライズしている。

パネルB：(1) 式を OLS 推定した結果

Variables	Dependent variable = $NET_HIRE_{i,t}$			
	(1)		(2)	
	Coeff	[t-value]	Coeff	[t-value]
$SALES_GROWTH_{i,t-1}$	0.106	[7.605]***	0.109	[9.341]***
$SALES_GROWTH_{i,t}$	0.327	[9.993]***	0.339	[11.139]***
$\Delta ROA_{i,t}$	-0.424	[-17.601]***	-0.411	[-18.548]***
$\Delta ROA_{i,t-1}$	-0.168	[-5.916]**	-0.137	[-6.016]***
$ROA_{i,t}$	0.238	[6.050]***	0.238	[6.099]***
$RETURN_{i,t}$	0.007	[2.256]**	0.004	[1.087]
$SIZE_{R_{i,t-1}}$	0.019	[2.488]**	0.021	[3.570]***
$QUICK_{i,t-1}$	0.000	[0.577]	0.001	[1.554]
$\Delta QUICK_{i,t}$	-0.026	[-5.633]***	-0.029	[-6.894]***
$\Delta QUICK_{i,t-1}$	0.027	[7.295]***	0.026	[7.318]***
$LEV_{i,t-1}$	-0.009	[-1.227]	-0.011	[-2.053]*
$LOSSBIN1_{i,t-1}$	-0.007	[-1.996]*	-0.009	[-2.857]***
$LOSSBIN2_{i,t-1}$	-0.007	[-2.026]*	-0.009	[-2.577]**
$LOSSBIN3_{i,t-1}$	-0.003	[-0.596]	-0.004	[-0.955]
$LOSSBIN4_{i,t-1}$	-0.005	[-0.778]	-0.007	[-1.336]
$LOSSBIN5_{i,t-1}$	-0.006	[-1.018]	-0.006	[-1.169]
Constant	0.004	[0.898]	0.004	[0.898]
Industry FE	Included		Included	
Year FE	Not Included		Included	
Observations	77,645		77,645	
Adjusted R-squared	0.245		0.259	

t 統計量の算出に当たっては企業クラスターおよび年次クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを意味する。

3.6. 記述統計

表5は、(3)式に用いる変数の記述統計量を記している。すべての連続変数は、年ごとに上下1%水準で異常値を置換している。なお、上記で議論している通り、(3)式のサンプルサイズは、(1)式のサンプルサイズである77,645社・年のうち、④(3)式に用いる変数がすべて入手可能である、という要件を満たした、2006年から2023年までの49,322社・年である。

被説明変数である $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ の平均値（中央値）は、0.060（0.037）であり、Jung *et al.*（2014）が報告している0.113（0.070）よりも小さい値である。これは、米国企業と比較して日本企業は労働投資の効率性が高いことを示唆している。また、関心のある説明である $AQ_McNichols_SD_{i,t}$ の平均値（中央値）は、-0.033（-0.024）であり、金・藤谷（2022）が報告している水準と大きな相違はない。

表6に、(3)式に用いる変数間の相関係数を示しており、左下三角行列はPearsonの相関係数、右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。 $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ と $AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$ は、どちらの相関係数においても、負の相関を有していることが確認できる。これは、高品質の財務報告と労働投資の効率性の間に正の関係性があることを示唆している。また、 $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ は、営業キャッシュ・フロー、売上高、純雇用のばらつき（ $STD_CFO_{i,t-1}$ 、 $STD_SALES_{i,t-1}$ 、 $STD_NET_HIRE_{i,t-1}$ ）と正の相関関係があり、これらが大きいほど労働投資の効率性が低くなることを示唆している。

表5. (3)式に用いる変数の記述統計量

	Mean	SD	Min	p25	Median	p75	Max	Obs.
$ AB_NET_HIRE _{i,t}$	0.060	0.073	0.000	0.017	0.037	0.072	0.629	49,322
$AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$	-0.033	0.027	-0.186	-0.040	-0.024	-0.015	-0.004	49,322
$AQ_DD_{i,t-1}$	-0.034	0.028	-0.202	-0.042	-0.025	-0.016	-0.004	49,322
$AQ_BS_{i,t-1}$	-0.033	0.026	-0.181	-0.040	-0.024	-0.015	-0.004	49,322
$AQ_McNichols_ABS_{i,t-1}$	-0.026	0.029	-0.207	-0.034	-0.017	-0.008	0.000	49,322
$AQ_COMP_{i,t-1}$	0.135	1.082	-6.852	-0.150	0.482	0.829	1.190	49,322
$MTB_{i,t-1}$	1.473	1.634	0.145	0.639	0.981	1.643	17.652	49,322
$SIZE_{i,t-1}$	9.800	1.747	6.018	8.514	9.564	10.855	15.462	49,322
$QUICK_{i,t-1}$	1.663	1.502	0.081	0.789	1.226	1.973	11.017	49,322
$LEV_{i,t-1}$	0.480	0.202	0.077	0.321	0.480	0.633	0.951	49,322
$DIV_D_{i,t-1}$	0.891	0.312	0	1	1	1	1	49,322
$STD_CFO_{i,t-1}$	0.046	0.041	0.004	0.020	0.033	0.055	0.297	49,322
$STD_SALES_{i,t-1}$	0.130	0.133	0.008	0.051	0.089	0.155	0.922	49,322
$TANGIBLE_{i,t-1}$	0.279	0.181	0.003	0.141	0.258	0.389	0.819	49,322
$LOSS_{i,t-1}$	0.147	0.354	0	0	0	0	1	49,322
$INST_{i,t-1}$	0.561	0.210	0.052	0.414	0.581	0.730	0.943	49,322
$STD_NET_HIRE_{i,t-1}$	0.089	0.126	0.006	0.027	0.049	0.096	1.307	49,322
$LABOR_INTENSITY_{i,t-1}$	0.034	0.031	0.002	0.015	0.024	0.040	0.196	49,322
$ AB_INVEST_OTHER _{i,t}$	0.035	0.043	0.000	0.009	0.021	0.042	0.273	49,322

連続変数は、異常値処理のために年ごとに上下1%でウィンソライズしている。

表6. (3)式に用いる変数の相関係数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
$ AB_NET_HIRE _{i,t}$	(1)	-0.18	-0.19	-0.18	-0.14	-0.17	0.11	-0.08	0.03	0.00	
$AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$	(2)	-0.24		0.93	0.98	0.49	0.50	-0.17	0.10	-0.09	0.05
$AQ_DD_{i,t-1}$	(3)	-0.24	0.96		0.92	0.46	0.50	-0.17	0.10	-0.10	0.06
$AQ_BS_{i,t-1}$	(4)	-0.23	0.99	0.95		0.48	0.50	-0.17	0.10	-0.09	0.05
$AQ_McNichols_ABS_{i,t-1}$	(5)	-0.20	0.58	0.56	0.57		0.78	-0.11	0.06	-0.03	0.01
$AQ_COMP_{i,t-1}$	(6)	-0.22	0.54	0.54	0.54	0.84		-0.12	0.13	-0.03	-0.02
$MTB_{i,t-1}$	(7)	0.15	-0.22	-0.21	-0.21	-0.17	-0.18		0.39	-0.03	0.09
$SIZE_{i,t-1}$	(8)	-0.07	0.09	0.09	0.09	0.06	0.11	0.22		0.02	-0.13
$QUICK_{i,t-1}$	(9)	0.05	-0.14	-0.14	-0.14	-0.07	-0.04	0.03	-0.02		-0.78
$LEV_{i,t-1}$	(10)	0.01	0.07	0.07	0.06	0.01	-0.03	0.10	-0.11	-0.68	
$DIV_D_{i,t-1}$	(11)	-0.15	0.25	0.26	0.25	0.18	0.19	-0.22	0.28	-0.02	-0.18
$STD_CFO_{i,t-1}$	(12)	0.24	-0.47	-0.48	-0.47	-0.34	-0.52	0.26	-0.21	0.06	0.06
$STD_SALES_{i,t-1}$	(13)	0.23	-0.39	-0.41	-0.39	-0.25	-0.32	0.25	-0.15	-0.04	0.16

<i>TANGIBLE</i> _{<i>i,t-1</i>}	(14)	-0.10	0.27	0.26	0.27	0.20	0.25	-0.13	0.02	-0.34	0.21
<i>LOSS</i> _{<i>i,t-1</i>}	(15)	0.13	-0.15	-0.16	-0.15	-0.16	-0.14	0.05	-0.23	-0.03	0.16
<i>INST</i> _{<i>i,t-1</i>}	(16)	-0.10	0.11	0.11	0.11	0.07	0.12	0.00	0.61	-0.13	-0.01
<i>STD_NET_HIRE</i> _{<i>i,t-1</i>}	(17)	0.28	-0.40	-0.41	-0.39	-0.25	-0.26	0.17	-0.09	0.00	0.08
<i>LABOR_INTENSITY</i> _{<i>i,t-1</i>}	(18)	0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.01	0.00	0.11	-0.21	0.00	0.02
<i> AB_INVEST_OTHER </i> _{<i>i,t</i>}	(19)	0.23	-0.10	-0.10	-0.09	-0.09	-0.08	0.11	-0.05	-0.04	0.07
		(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	
<i> AB_NET_HIRE </i> _{<i>i,t</i>}	(1)	-0.13	0.19	0.19	-0.11	0.11	-0.10	0.26	0.00	0.12	
<i>AQ_McNichols_SD</i> _{<i>i,t-1</i>}	(2)	0.21	-0.45	-0.35	0.29	-0.14	0.09	-0.33	-0.01	-0.08	
<i>AQ_DD</i> _{<i>i,t-1</i>}	(3)	0.21	-0.47	-0.35	0.28	-0.14	0.09	-0.33	-0.02	-0.08	
<i>AQ_BS</i> _{<i>i,t-1</i>}	(4)	0.21	-0.45	-0.35	0.28	-0.13	0.09	-0.33	-0.01	-0.08	
<i>AQ_McNichols_ABS</i> _{<i>i,t-1</i>}	(5)	0.13	-0.29	-0.21	0.19	-0.13	0.06	-0.18	0.01	-0.06	
<i>AQ_COMP</i> _{<i>i,t-1</i>}	(6)	0.16	-0.47	-0.30	0.26	-0.13	0.12	-0.22	0.02	-0.06	
<i>MTB</i> _{<i>i,t-1</i>}	(7)	-0.15	0.14	0.18	-0.15	-0.07	0.10	0.17	0.07	0.10	
<i>SIZE</i> _{<i>i,t-1</i>}	(8)	0.29	-0.25	-0.18	0.03	-0.24	0.61	-0.13	-0.25	-0.02	
<i>QUICK</i> _{<i>i,t-1</i>}	(9)	0.07	0.05	-0.07	-0.43	-0.12	-0.08	-0.05	0.06	-0.07	
<i>LEV</i> _{<i>i,t-1</i>}	(10)	-0.16	0.06	0.19	0.19	0.15	-0.02	0.10	0.00	0.03	
<i>DIV_D</i> _{<i>i,t-1</i>}	(11)		-0.22	-0.20	0.06	-0.27	0.19	-0.23	-0.09	-0.09	
<i>STD_CFO</i> _{<i>i,t-1</i>}	(12)	-0.26		0.53	-0.37	0.13	-0.24	0.29	0.06	0.04	
<i>STD_SALES</i> _{<i>i,t-1</i>}	(13)	-0.23	0.53		-0.30	0.12	-0.17	0.38	0.13	0.04	
<i>TANGIBLE</i> _{<i>i,t-1</i>}	(14)	0.04	-0.33	-0.27		0.02	0.09	-0.14	-0.01	0.17	
<i>LOSS</i> _{<i>i,t-1</i>}	(15)	-0.27	0.15	0.12	0.02		-0.17	0.15	0.10	0.09	
<i>INST</i> _{<i>i,t-1</i>}	(16)	0.20	-0.23	-0.16	0.08	-0.17		-0.12	-0.18	-0.05	
<i>STD_NET_HIRE</i> _{<i>i,t-1</i>}	(17)	-0.22	0.34	0.46	-0.13	0.15	-0.15		0.11	0.12	
<i>LABOR_INTENSITY</i> _{<i>i,t-1</i>}	(18)	-0.09	0.04	0.13	-0.10	0.08	-0.20	0.11		0.08	
<i> AB_INVEST_OTHER </i> _{<i>i,t</i>}	(19)	-0.13	0.08	0.07	0.16	0.13	-0.03	0.11	0.05		

Obs. = 49,322. 左下三角行列は Pearson の相関係数、右上三角行列は Spearman の相関係数を示している。太文字は 5% 有意で有意であることを意味する。連続変数は、異常値処理のために年ごとに上下 1% でウィンソライズしている。

4. 検証結果

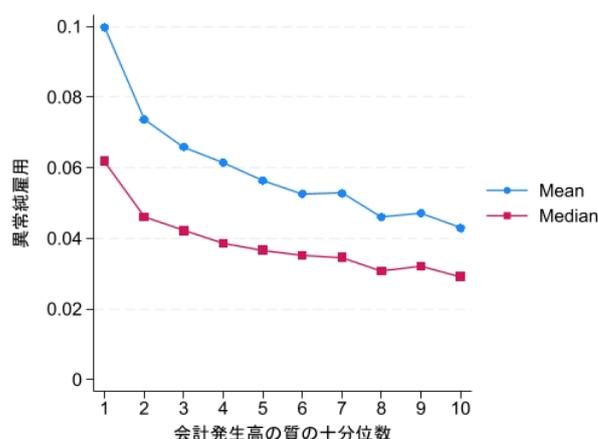
4.1. 単変量分析

相関係数表（表 6）では、*|AB_NET_HIRE|*_{*i,t*} と *AQ_McNichols_SD*_{*i,t-1*} が負の相関関係にあることが示された。しかし、相関係数による分析では、その経済的重要性を観察できない。そこで、多変量分析に先立ち、まずは単変量分析で財務報告の質と労働投資の効率性の関係性を確認する。

図 1 では、異常純雇用を会計発生高の質の十分位数でプロットした結果を示している。会計発生高の質の十分位数は、その値が大きいかほど会計発生高の質が高いことを示している。これをみると、*|AB_NET_HIRE|*_{*i,t*} と *AQ_McNichols_SD*_{*i,t-1*} が負の相関関係にあることが示されており、相関係数表（表 6）の結果と整合的であることが確認される。

また、表には記載していないものの、第 1 十分位と第 10 十分位の異常純雇用の差は、1% 水準で統計的に有意な差があることを確認している。具体的には、第 1 十分位（第 10 十分位）の *|AB_NET_HIRE|*_{*i,t*} の平均値は 0.100（0.043）であり、第 1 十分位から第 10 十分位に変化した際に、異常純雇用は平均的に 57% 減少することが示唆されている $((0.100 - 0.043) / 0.100)$ 。このように、財務報告の質が労働投資の効率性に及ぼす影響は、経済的に重要であると言える。

図 1. 異常純雇用と会計発生高の質



注：異常純雇用は $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ 、会計発生高の質は $AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$ を用いている。

4.2. 仮説の検証結果

表 7 は、(3) 式の推定結果を示している。なお、以降の回帰推定にあたっては、残差の不均一分散や系列相関を考慮し、企業クラスターおよび年次クラスターについて補正された標準誤差を用いる (Petersen 2009)。

まず、表 7 (1) 列に注目すると、 β_1 は 1%水準で負に有意であることが分かる。この結果は、相関係数表 (表 6) および単変量分析 (表 7) の結果と整合的であり、他の要因をコントロールした場合においても、 $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ と $AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$ が負の相関関係にあることが確認できる。これは、本研究の財務報告の質が労働投資の効率性に影響を及ぼさないという帰無仮説を棄却する結果である。また、 β_1 が有意に負の係数を持つことは、財務報告の質と労働投資の効率性の間に正の関係性があることを示しており、これは、高品質の財務報告が労働投資の効率性の向上に関連することが示唆される。なお、Jung *et al.* (2014) と同様に、(1) 式に産業固定効果のみを組み込んだモデルにより推定した残差を用いて $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ を作成した場合においても、同様の結果を確認している。

また、表 7 (2) および (3) 列には、異常純雇用の符号に基づき作成した、過大投資および過小投資のそれぞれのサブサンプルを用いた分析結果を示している。過大投資は、期待純雇用よりも実際の純雇用が多い、すなわち異常純雇用が正であるものを指す。他方、過小投資は、期待純雇用よりも実際の純雇用が少ない、すなわち異常純雇用が負であるものを指す。なお、被説明変数には、(1) 列と同様に $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ を用いているため、どちらのサブサンプルにおいても β_1 が負であれば、高品質の財務報告が労働投資の効率性に関連していることを示す。

表 7 (2) 列は過大投資の企業に注目しており、 β_1 が負に有意であることから、高品質の財務

報告が労働投資における過大投資を抑制することを示している。一方で、表7(3)列は過小投資の企業に注目しており、(2)列と同様に β_1 が負に有意である。この結果は、高品質の財務報告が労働投資における過小投資を抑制することを示している。したがって、表7(2)および(3)列の結果から、高品質の財務報告が労働投資における過大投資および過小投資を抑制することを通じて、労働投資の効率性を向上させている可能性が示された。

コントロール変数に目を向けると、表7において符号が一貫しており、かつ統計的に有意であるのは、 $STD_CFO_{i,t-1}$ 、 $STD_SALES_{i,t-1}$ 、 $STD_NET_HIRE_{i,t-1}$ 、 $|AB_INVEST_OTHER|_{i,t}$ である。これは、営業キャッシュ・フロー、売上高、過去の純雇用のばらつきが大きい、または非労働投資の異常投資が高いほど、労働投資が非効率であることを示唆している。

これらの分析結果は、日本企業について、高品質の財務報告が労働投資の効率性の向上に関連することを示唆するものであり、米国企業を対象として分析を実施した Jung *et al.* (2014) の報告と整合的である。くわえて、日本において、財務報告が情報の非対称性を緩和する積極的な役割を果たしていること示唆している。

表7. (3) 式を OLS 推定した結果

Variables	Dependent variable = $ AB_NET_HIRE _{i,t}$					
	(1) 異常純雇用 (プールサンプル)		(2) 過大投資 (異常純雇用が 正のサブサンプル)		(3) 過小投資 (異常純雇用が 負のサブサンプル)	
	Coeff	[t-value]	Coeff	[t-value]	Coeff	[t-value]
$AQ_McNichols_SD_{i,t-1}$	-0.127	[-7.921]***	-0.128	[-4.307]***	-0.129	[-6.801]***
$MTB_{i,t-1}$	0.002	[4.216]***	0.003	[4.098]***	0.001	[1.480]
$SIZE_{i,t-1}$	-0.001	[-1.463]	-0.001	[-1.993]*	0.000	[0.379]
$QUICK_{i,t-1}$	0.001	[2.747]**	0.000	[0.514]	0.002	[4.314]***
$LEV_{i,t-1}$	-0.008	[-2.377]**	-0.013	[-2.225]**	-0.003	[-1.017]
$DIV_D_{i,t-1}$	-0.007	[-3.783]***	-0.004	[-1.424]	-0.010	[-4.374]***
$STD_CFO_{i,t-1}$	0.116	[6.890]***	0.097	[3.632]***	0.126	[6.453]***
$STD_SALES_{i,t-1}$	0.022	[4.916]***	0.023	[2.628]**	0.018	[3.015]***
$TANGIBLE_{i,t-1}$	-0.021	[-5.970]***	-0.040	[-5.825]***	-0.005	[-1.457]
$LOSS_{i,t-1}$	0.010	[5.324]***	0.004	[1.579]	0.015	[7.725]***
$INST_{i,t-1}$	-0.004	[-1.504]	-0.002	[-0.372]	-0.005	[-2.741]**
$STD_NET_HIRE_{i,t-1}$	0.090	[15.194]***	0.093	[10.852]***	0.088	[12.368]***
$LABOR_INTENSITY_{i,t-1}$	-0.077	[-3.253]***	-0.171	[-4.677]***	-0.004	[-0.138]
$ AB_INVEST_OTHER _{i,t}$	0.324	[12.993]***	0.458	[10.788]***	0.171	[10.017]***
Constant	0.048	[9.460]***	0.063	[8.024]***	0.037	[5.573]***
Industry FE & Year FE	Included		Included		Included	
Observations	49,322		20,770		28,552	
Adjusted R-squared	0.163		0.160		0.196	

t 統計量の算出に当たっては企業クラスターおよび年次クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを意味する。なお、(2)列には過大投資(実際の純雇用が期待純雇用を上回る状態)を、(3)列には過小投資(実際の純雇用が期待純雇用を下回る状態)のサブサンプルの結果を示している。

4.3. 詳細なサブサンプル分析の結果

主分析では、プールサンプルならびに異常純雇用の符号に基づき作成した過小投資および過大投資のサブサンプルを用いて分析を実施した。その結果、高品質の財務報告が労働投資における過大投資と過小投資の両方を抑制することで、労働投資の効率性を向上させていることが明らかになった。一方で、Jung *et al.* (2014) は主分析にくわえ、過大投資と過小投資をさらに分類することで、財務報告の質が労働投資の効率性を向上させる経路を分析している。

Jung *et al.* (2014) は、(1) 式から推定される期待純雇用が、経済のファンダメンタルズにより予測される企業の労働投資の水準であることに着目している。例えば、期待純雇用の符号が正の場合には、企業は労働力を拡大すべき、すなわち従業員の採用活動を行うことが望まれる、と捉え、同様に、期待純雇用の符号が負の場合には、企業は労働力を縮小すべき、すなわち従業員の解雇が望まれる、と解釈している。こうした推論から、期待純雇用の符号に基づき、過大投資と過小投資をさらに分類したサブサンプルを用いて分析を実施している。

そこで、本研究も Jung *et al.* (2014) に倣い、同様の方法で作成したサブサンプルを用いて、財務報告が労働投資の効率性を向上させる経路を追加的に分析する。具体的には、過大投資を過大採用と過小解雇に、過小投資を過小採用と過大解雇に分類し、合計で4つのサブサンプルを作成する。過大投資について、過大採用（過小解雇）とは、期待純雇用が正（負）で、かつ異常純雇用が正であるものを指す。また、過小投資について、過小採用（過大解雇）とは、期待純雇用が正（負）で、かつ異常純雇用が負であるものを指す。

これらのサブサンプルを期待純雇用の観点からまとめると、以下の通りである。経済のファンダメンタルズに基づく労働力を拡大させるべき場合（期待純雇用が正の場合）に、その期待される水準よりも多く採用をしている状態（異常純雇用が正）が過大採用であり、期待水準に満たない採用をしている状態（異常純雇用が負）が過小採用である。また、経済のファンダメンタルズに基づき労働力を縮小すべき場合（期待純雇用が負の場合）に、その期待される水準よりも多く解雇をしている状態（異常純雇用が負）が過大解雇であり、期待水準に満たない解雇をしている状態（異常純雇用が正）が過小解雇である。図2は、左下から右上に伸びる斜めの直線が期待純雇用の水準を示すと仮定した場合に、これらの関係をXY平面上に落とし込んだ際のイメージである。

表8. (1) 列には過大採用、(2) 列には過小解雇、(3) 列には過小採用、(4) 列には過大解雇のそれぞれのサブサンプルを用いて(3)式を推定した結果を示している。なお、いずれのサブサンプルにおいても、被説明変数には $|AB_NET_HIRE|_{i,t}$ を用いているため、 β_1 が負であれば、高品質の財務報告が労働投資の効率性に関連していることを示す。結果を確認すると、すべてのサブサンプルにおいて、 β_1 が負に有意であることが確認された。したがって、高品質の財務報告は、経済のファンダメンタルズに基づき予測される水準からの乖離が小さいという意味における労働投資の効率性の向上と関連することが示唆される。

図2. イメージ

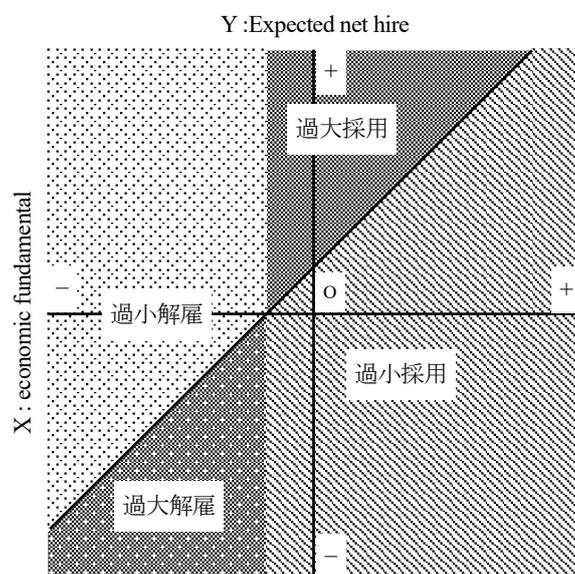


表 8. (3) 式をサブサンプル別に OLS 推定した結果

Variables	Dependent variable = $ AB_NET_HIRE _{i,t}$							
	(1) 過大採用		(2) 過小解雇		(3) 過小採用		(4) 過大解雇	
	Coeff	[t-value]	Coeff	[t-value]	Coeff	[t-value]	Coeff	[t-value]
<i>AQ_McNichols_SD</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.112	[-3.082]***	-0.145	[-3.435]***	-0.130	[-6.817]***	-0.145	[-3.298]***
<i>MTB</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.003	[3.302]***	0.003	[2.544]**	0.001	[2.737]**	-0.001	[-1.638]
<i>SIZE</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.003	[-3.124]***	-0.000	[-0.335]	-0.000	[-0.951]	0.000	[0.234]
<i>QUICK</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.000	[0.334]	0.000	[0.277]	0.002	[4.531]***	0.000	[0.271]
<i>LEV</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.012	[-1.609]	-0.008	[-1.137]	-0.003	[-0.654]	-0.004	[-0.962]
<i>DIV_D</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.015	[-4.349]***	-0.000	[-0.026]	-0.013	[-4.550]***	-0.004	[-2.320]**
<i>STD_CFO</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.039	[0.956]	0.170	[4.815]***	0.130	[7.208]***	0.097	[1.850]*
<i>STD_SALES</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.028	[2.644]**	0.013	[1.433]	0.022	[3.003]***	-0.000	[-0.045]
<i>TANGIBLE</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.067	[-8.735]***	-0.002	[-0.280]	-0.002	[-0.511]	-0.018	[-4.063]***
<i>LOSS</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.019	[3.335]***	0.004	[2.864]**	0.022	[10.970]***	0.009	[2.731]**
<i>INST</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.005	[0.716]	-0.010	[-1.699]	-0.004	[-1.723]	-0.009	[-1.672]
<i>STD_NET_HIRE</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.086	[6.831]***	0.099	[11.678]***	0.097	[13.407]***	0.062	[8.215]***
<i>LABOR_INTENSITY</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.198	[-5.010]***	-0.148	[-2.238]**	-0.030	[-1.543]	0.124	[2.101]*
$ AB_INVEST_OTHER _{i,t}$	0.593	[13.528]***	0.193	[6.817]***	0.139	[7.297]***	0.259	[10.319]***
Constant	0.091	[8.768]***	0.041	[4.044]***	0.042	[6.684]***	0.036	[3.177]***
<i>Industry FE & Year FE</i>	Included		Included		Included		Included	
Observations	12,331		8,439		23,260		5,292	
Adjusted R-squared	0.179		0.148		0.204		0.222	

t 統計量の算出に当たっては企業クラスターおよび年次クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを意味する。なお、(1) 列には過大採用（期待純雇用が正である場合に、実際の純雇用が期待純雇用を上回る状態）、(2) 列には過小解雇（期待純雇用が負である場合に、実際の純雇用が期待純雇用を上回る状態）、(3) 列には過小採用（期待純雇用が正である場合に、実際の純雇用が期待純雇用を下回る状態）、(4) 列には過大解雇（期待純雇用が負である場合に、実際の純雇用が期待純雇用を下回る状態）のサブサンプルの結果を示している。

5. 頑健性分析—財務報告の質の代替的な指標

主分析では、財務報告の質の代理変数として、McNichols (2002) のモデルによる残差の過去 5 年分の標準偏差である、会計発生高の質を用いた。本研究では、財務報告の質の代理変数に関して、4 つの代替的な指標を採用して頑健性分析を行う。第 1 に、Dechow and Dichev (2002) のモデルによる残差の過去 5 年分の標準偏差である、会計発生高の質を利用する (AQ_DD)。第 2 に、Ball and Shivakumar (2006) のように、Dechow and Dichev (2002) のモデルに損失認識の非適時性を反映させることで拡張し、会計発生高の質を求める。本研究では、Lu *et al.* (2011) に倣い、Dechow and Dichev (2002) のモデルに、当期の営業キャッシュ・フローが負である場合には 1 を、そうでない場合には 0 を示す二値変数、およびこの二値変数と当期の営業キャッシュ・フローの交差項を加えたモデルによる残差の過去 5 年分の標準偏差を、会計発生高の質として利用する (AQ_BS)。第 3 に、McNichols (2002) のモデルによる残差の絶対値である ($AQ_McNichols_ABS$)。これは、Dechow and Dichev (2002) が、残差の標準誤差だけでなく、残差の絶対値も用いて会計発生高の質を捉えていることに基づいている。第 4 に、主成分分析を用いて算出した指標である。先行研究では、主成分分析に基づく統合的な指標を作成することにより、個別の代理変数の利用に伴う測定誤差の低減が可能であることが指摘されている (Bharath *et al.* 2008)。そこで、本研究では、Bharath *et al.* (2008) の方法論に基づき、①McNichols (2002) のモデルに基づく残差の絶対値 (UAA_DDM)、②Teoh *et al.* (1998) の方法論に基づく推計値の絶対値 (UAA_TTW)、③Kothari *et al.* (2005) のモデルに基づく残差の絶対値 (UAA_KLM) の 3 つの変数の第一主成分得点を財務報告の質の代理変数として利用する。財務報告の質の代替的な指標についての各モデル、および各変数の詳細な定義は、表 2 に記載している。

表 9 に、財務報告の質の代替的な指標を用いて (3) 式を OLS 推定した結果を示している。表 9 パネル A にはプールサンプル、パネル B には過大投資のサブサンプル、パネル C には過小投資のサブサンプルを用いた分析結果を記している。いずれの代替的な指標およびサブサンプルにおいても、 β_1 が負に有意であることが確認されている。くわえて、表には記載していないものの、全ての代替的な指標について、過大投資と過小投資をさらに分類した計 4 つのサブサンプルに関しても分析を実施した結果、主分析と同様の結果を確認している。

したがって、財務報告の質の代替的な指標を利用してもなお、主分析と一貫した結果が得られ、主分析の結果が頑健であることを確認している。

表 9. 財務報告の質の代理変数に関する頑健性分析の結果
 パネル A：異常純雇用（プールサンプル）

Dependent variable = $ AB_NET_HIRE _{it}$								
Variables	(1) $AQ = AQ_DD$		(2) $AQ = AQ_BS$		(3) $AQ = AQ_McNichols_ABS$		(4) $AQ = AQ_COMP$	
	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]
$AQ_{i,t-1}$	-0.124	[-8.228]***	-0.129	[-7.690]***	-0.158	[-11.907]***	-0.005	[-10.152]***
Controls	Included		Included		Included		Included	
Industry FE & Year FE	Included		Included		Included		Included	
Observations	49,322		49,322		49,322		49,322	
Adjusted R-squared	0.163		0.163		0.165		0.165	

パネル B：過大投資（異常純雇用が正のサブサンプル）

Dependent variable = $ AB_NET_HIRE _{it}$								
Variables	(1) $AQ = AQ_DD$		(2) $AQ = AQ_BS$		(3) $AQ = AQ_McNichols_ABS$		(4) $AQ = AQ_COMP$	
	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]
$AQ_{i,t-1}$	-0.114	[-3.917]***	-0.130	[-4.480]***	-0.145	[-5.781]***	-0.004	[-4.628]***
Controls	Included		Included		Included		Included	
Industry FE & Year FE	Included		Included		Included		Included	
Observations	20,770		20,770		20,770		20,770	
Adjusted R-squared	0.160		0.160		0.161		0.161	

パネル C：過小投資（異常純雇用が負のサブサンプル）

Dependent variable = $ AB_NET_HIRE _{it}$								
Variables	(1) $AQ = AQ_DD$		(2) $AQ = AQ_BS$		(3) $AQ = AQ_McNichols_ABS$		(4) $AQ = AQ_COMP$	
	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]	coeff	[t-value]
$AQ_{i,t-1}$	-0.137	[-7.960]***	-0.131	[-6.351]***	-0.174	[-18.613]***	-0.006	[-16.983]***
Controls	Included		Included		Included		Included	
Industry FE & Year FE	Included		Included		Included		Included	
Observations	28,552		28,552		28,552		28,552	
Adjusted R-squared	0.197		0.196		0.200		0.202	

t 統計量の算出に当たっては企業クラスターおよび年次クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを意味する。

6. 結論と今後の展望

本稿の目的は、日本企業を題材に、財務報告の質が労働投資の効率性に及ぼす影響を解明することにある。とりわけ、本研究では、Jung *et al.* (2014) の枠組みを用いて分析を実施した。その結果、高品質の財務報告が過大・過小投資の両方を抑制することで、労働投資の効率性を向上させることが明らかとなった。なお、財務報告の質に関する代替的な指標を用いた分析を実施することで、主分析の結果の頑健性を確認している。

本稿の貢献は大きく3つある。第1に、財務報告とリアルエフェクトに関する文献への貢献である。財務報告の質と労働投資の効率性を扱った先駆的な研究として、Jung *et al.* (2014) があるものの、財務報告の質と労働投資の効率性に関する研究はあまり蓄積されていない。特に、アジア諸国を対象とした研究はほとんど行われておらず、本稿は企業の実体的な意思決定である労働投資に着目することで先行研究を拡張するものである。

第2に、Pinnuck and Lillis (2007) および Jung *et al.* (2014) の応用可能性を示した点である。本研究では、日本企業を題材として、Pinnuck and Lillis (2007) によるモデル、および Jung *et al.* (2014) による労働投資の効率性の分析の枠組みを応用した。分析の結果、雇用慣行が異なる国においても同モデルが日本においても適合する可能性を示した。このような経験的証拠の蓄積は、日本企業の労働投資に関する今後の研究発展のうえでも有用である。

第3に、日本において、財務報告の質が積極的な役割を担っている可能性を示した点である。Biddle and Hilary (2006) は、日本における財務報告の質は役割が限定的である可能性を指摘したが、本研究は、財務報告の質が情報の非対称性を緩和し財務意思決定を効率化させる役割を果たしていることを示唆している。Biddle and Hilary (2006) のサンプルが2000年以前であるのに対して、本研究のサンプルは2000年以降を対象としている。くわえて、2001年以降において、財務報告の質が資本投資の効率性の向上に関連することを報告した Rhee *et al.* (2024) の分析結果と併せて考えると、本研究の結果は、財務報告の質が近年積極的な役割を果たしていることを示す整合的なエビデンスであると言える。

ただし本稿には以下の限界がある。本稿では、日本企業を題材に、財務報告の質と労働投資の効率性の関係を分析したが、企業—銀行間関係がこれにどのような影響を及ぼすのかについてはさらなる検討が必要である。さらに、財務報告の質が逆選択またはモラルハザードの問題のどちらを緩和することで、労働投資の効率性に影響を及ぼしているのかを検討することは、これらの関係を理解するうえで重要な課題であろう。

参考文献

- Balakrishnan, K., Watts, R., Zuo, L., (2016). The effect of accounting conservatism on corporate investment during the global financial crisis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 43 (5-6), 513-542.
- Ball, R., and L. Shivakumar. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research*, 44 (2): 207–42.
- Baker, M., J. Stein, and J. Wurgler. (2003). When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (3): 969–1005.
- Bertrand, M., and S. Mullainathan. (2003). Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *Journal of Political Economy*, 111 (5): 1043–75.
- Bharath, S. T., Sunder, J., and Sunder, S. V. (2008). Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review*, 83(1), 1–28.
- Biddle, G. C., and Hilary, G. (2006). Accounting quality and firm - level capital investment. *The accounting review*, 81(5), 963-982.
- Biddle, G. C., Hilary, G., and Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency?. *Journal of accounting and economics*, 48(2-3), 112-131.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith (2001). Financial Accounting Information and Corporate Governance, *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), 237-333.
- Cheng, M., Dhaliwal, D. and Zhang, Y., (2013). Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting? *Journal of Accounting and Economics*, 56 (1), 1-18.
- Dechow, P. M., and Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 35–59.
- Dechow P., Schrand, W. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics* 50,344–401
- Dixit, A. (1997). *Investment and employment dynamics in the short run and the long run*. Oxford Economic Papers, 49 (1): 1–20.
- Hamermesh, D. (1989), Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs, *The American Economic Review*, 79, 674–689.
- Healy, P., and K. Palepu. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1– 3): 405–40.
- Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic*

- Review*, 76 (2): 323–29.
- Jung, B., Lee, W. J., and Weber, D. P. (2014). Financial reporting quality and labor investment efficiency. *Contemporary Accounting Research*, 31(4), 1047-1076.
- Kothari, S. P, Leone, A. J, and Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.
- Lu, H., G. Richardson, and S. Salterio. (2011). Direct and indirect effects of internal control weaknesses on accrual quality: Evidence from a unique Canadian regulatory setting. *Contemporary Accounting Research*, 28 (2): 675–707.
- McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 61–69.
- Modigliani, F., and M. Miller. (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review*, 48 (3): 261–97.
- Myers, S., and N. Majluf. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13 (2): 187–221.
- Oi, W. (1962). Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy*, 70 (6): 538–55.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435-480.
- Pinnuck, M., and A. Lillis. (2007). Profits versus losses: Does reporting an accounting loss act as a heuristic trigger to exercise the abandonment option and divest employees? *The Accounting Review*, 82 (4): 1031–53.
- Rhee, S. G., Enomoto, M., Jung, B., and Shuto, A. (2024) The Impact of Accounting Quality on Investment Efficiency: Evidence from the 2001 Bank Shareholding Limitation Act of Japan. *Available at SSRN 4765084*.
- Roychowdhury, S., Shroff, N., and Verdi, R. S. (2019). The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review. *Journal of Accounting and Economics*, 68(2-3), 101246.
- Stein, J. (2003). Agency, information and corporate investment. In *Handbook of the Economics of Finance*, eds. G. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz, 111–65. Elsevier.
- Teoh, S. H., Welch, I. V., and Wong, T. J. (1998). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50(1), 63–99.
- Wang, F., Z. Zhu, and J. Hoffmire. (2015). Financial reporting quality, free cash flow, and investment efficiency. ICMETM 2015 - International Conference on Modern Economic Technology and Management, SHS Web of Conferences 17.
- Williamson, O. E. (1964). *The Economics of Discretionary Behavior: Managerial Objectives in a Theory*

of the Firm. Englewood Cliffs, Prentice Hall.

榎本正博 (2016) 「投資の効率性と財務報告の質の関係：サーベイと今後の展開可能性」．『早稲田商学』,446: 514-544.

大沼宏・石黒武秀・藤田健人 (2023) 「日本の経済環境における利益の質による労働投資の効率性の向上」．『中央大学企業研究所』 WorkingPaperSeries No.68.

金鉉玉, 藤谷涼佑 (2022) 「長期負債の返済と雇用水準の変化」．『現代ファイナンス』,45: 59-87.

【付記】 August 2024