



RIETI Discussion Paper Series 10-J-023

企業業績の不安定性と非正規労働 —企業パネルデータによる分析—

森川 正之
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

「企業業績の不安定性と非正規労働」
—企業パネルデータによる分析—*

森川正之（経済産業研究所）

2010年3月

（要旨）

本稿は、1994年～2006年、8千社超の企業パネルデータを使用し、企業活動の不安定性と非正規雇用の関係を分析するものである。グローバル化・技術革新等に伴って高まる企業業績のヴォラティリティに焦点を当て、パートタイム労働者だけでなく派遣労働者を含めて分析を行う。分析結果によれば、派遣労働や臨時・日雇は、同じく非正規労働として議論されるパートタイム雇用に比べてずっと仕事の安定性が低い。正規雇用と派遣労働は必ずしも代替的ではなく、むしろ派遣労働とパートタイムや臨時・日雇の間での代替関係の存在が示唆される。企業の売上高伸び率のヴォラティリティが大きいほど非正規労働者比率が高く、この関係は製造業において強い。ヴォラティリティが高い企業では、非正規雇用が生産性と強い正の関係を持っている。非正規労働者のセーフティネットや人的資本投資の機会を確保しつつ、企業の労働投入量の柔軟な調整を可能にすることが、経済全体にとって望ましいポリシーミックスだと考えられる。

Key Words : ジョブ・フロー、雇用調整、パートタイム労働、派遣労働、ヴォラティリティ

JEL classifications : J23, J69, D24

RIETIディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿の原案に対して鶴光太郎、小滝一彦、吉田雅彦、新川達也の各氏をはじめ DP 検討会参加者から有益なコメントをいただいたことに感謝したい。

1. 序論

1990年代以降、景気低迷の長期化、労働市場に係る様々な制度改革等から、パートタイマー、派遣労働者などの非正規雇用が増加傾向にある。「労働力調査」によれば、日本のパートタイム労働者数は1990年の506万人から2008年には821万人に増加し、派遣労働者数は1999年の28万人から2008年には140万人へと大幅に増加した。^{*1} こうした中、2008年秋の世界経済危機を契機に製造業の売上高が急激に落ち込み、いわゆる「派遣切り」が社会問題となった。その後、労働政策審議会で労働者派遣法改正について審議が行われ、登録型派遣の原則禁止、製造業務派遣の原則禁止、日雇派遣の原則禁止等を内容とする改正法案が準備されている。

非正規雇用の増加は日本だけの現象ではなく、OECD データによれば、パートタイム労働者比率はOECD全体で15.6%、テンポラリー雇用者比率は12.3%に達している。こうした中、内外の労働経済学の実証研究では、例えば、賃金関数を用いた非正規労働の賃金格差の計測、非正規就労の経験が将来の質の高い就労へのstepping-stoneなのかdead-endなのかについての労働者の追跡調査データを用いた分析等が盛んに行われている。非正規労働者の賃金格差の分析は数多いが、例えばManning and Petrongolo (2008)、Booth and Wood (2008)等が挙げられる。非正規労働者の追跡調査データによるその後の就労パフォーマンスの分析は、英国を対象としたBooth et al. (2002)、米国を対象としたAddison et al. (2009)がその例である。新卒一括採用の慣行がある日本では、主として新卒時の非正規就労がその後の労働市場成果に及ぼす影響に焦点を当てた分析が行われており(Kondo, 2007; Esteban-Pretel et al., 2009)、新卒時に非正規の職に就くことが持続的な影響を持つ傾向があることが示されている。ただし、日本では個人の追跡調査データが乏しく、回顧情報の利用やモデルのシミュレーションによって分析が行われている。^{*2}

非正規雇用の増加は、労働供給側の要因、労働需要(企業)側の要因、労働市場規制等の制度的要因によって生じていると考えられるが、個々の労働者に着目したものが多く企業の労働需要や雇用調整行動の観点からの分析は相対的に少ない。非正規労働者の雇用調整速度が正規労働者に比べて速く、企業が業況の改善・悪化に応じて増減する傾向が強いことは容易に想像できる。

*1 「労働力調査」におけるパートタイム労働者は、就労時間での定義ではなく、「呼称パート」である。

*2 経済産業研究所は「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査」を2009年1月及び7月に行った。この調査は同一個人の追跡調査データとして有用なものである。

一方、企業を取り巻く状況も厳しく、特に、グローバル競争、技術革新、製品の短サイクル化、規制緩和等を背景に、企業業績の不確実性が高まっている。例えば、Comin and Mulani (2006)、Comin and Philippon (2006)は、米国上場企業において売上高のヴォラティリティが長期的に高まってきていることを示している。^{*3} 企業業績の不安定性・不確実性の増大は弾力的な雇用量の調整を要請し、非正規労働への需要を高めることが予想される。逆に、売上高が大きく変動する中で労働投入量の調整を行うことができない企業のパフォーマンスは低下する可能性がある。

実際、日本の政策現場では、柔軟な雇用調整が不可能な国の企業・事業所はそれが可能な国へと移転し、国内の雇用機会の減少をもたらすことが強く意識されている。

こうした状況を踏まえ、本稿では、経済産業省「企業活動基本調査」の1994年～2006年の13年間のパネルデータを使用し、非正規雇用に焦点を当て、ジョブ・フロー及び雇用調整の実態を計測するとともに、企業業績（売上高）のヴォラティリティ、非正規雇用、企業パフォーマンス（生産性）の間の関係を分析する。具体的には、まず、雇用形態別（フルタイム、パートタイム、臨時・日雇、派遣）に、①企業レベルの粗雇用創出・粗雇用創出、②企業の売上高の変化に対する雇用調整の弾性値を計測する。^{*4} これらは過去に内外で盛んに行われてきた研究だが、派遣労働を含めて非正規雇用全体をカバーした分析は稀である。

「企業活動基本調査」は、従来から企業毎のパートタイム労働者数及び臨時・日雇労働者数を調査してきているが、2001年調査（対象は2000年度末）以降、派遣労働者数を調査対象に加えている。このため、2000年～2006年における非正規雇用の動きを包括的に把握することが可能である。そこで次に、企業業績の不安定性と非正規労働の関連を分析する。すなわち、産業、企業規模等をコントロールした上で、企業業績の不安定性（前年比売上高変化率の標準偏差）が高いほど非正規労働者比率が高いかどうかを、パートタイム、臨時・日雇、派遣労働別に推計する。最後に、企業の非正規労働の利用が企業の生産性に及ぼす効果を、企業のヴォラティリティとの関係に注目しつつ推計する。

分析結果の要点を予め整理すると以下の通りである。

・仕事の安定性の指標である粗雇用再配分率（Gross Job Reallocation Rate）は、派

*3 これに対して、Davis et al. (2007)は、米国上場企業においてはヴォラティリティが増大しているが、非上場企業では低下しているという分析結果を提示している。

*4 「企業活動基本調査」において常時（常用）従業員はフルタイム従業員とパートタイム従業員（フルタイムよりも就業時間又は就業日数が少ない労働者）に区分され、臨時・日雇等の「その他の従業員」は常時従業員の外数である。2001年調査（対象は2000年度）において「派遣労働者」が調査対象として加わった。

遣労働、臨時・日雇が正規（フルタイム）雇用の約6倍にのぼる。^{*5} パートタイム雇用は、正規雇用と派遣労働の中間だが、どちらかと言えば正規に近い。

- ・正規雇用と派遣労働は代替的ではなく、どちらかと言えば補完的である。中期的には、派遣とパートタイム、臨時・日雇の間の負相関が強く、非正規雇用の中での形態間での代替関係があることが示唆される。
- ・売上高の変動に対する雇用変動の弾性値を見ると、非正規雇用は正規雇用の2倍以上であり、特に、派遣労働者の弾性値が非常に大きい。正規雇用は、短期的な売上高の変化に対する感応度は小さいが、中期的に売上高が変化した場合にはかなり大きく変動する。
- ・売上高のヴォラティリティが高い企業ほど非正規雇用への依存度が高く、そのマグニチュードは比較的大きい。すなわち、ヴォラティリティがサンプル企業平均よりも1標準偏差大きいと、全非正規労働者比率（対常用雇用）は、5%程度（0.8%ポイント程度）高い。この関係はサービス産業よりも製造業において強い。また、売上高の成長率が高い企業ほど非正規労働者比率、特に派遣労働者比率が高い傾向がある。
- ・売上高のヴォラティリティが高い企業においては、派遣労働等の利用がTFPに対して正の効果を持つことが示唆される。

以上の分析結果は、グローバル化・技術革新・規制緩和等に伴って企業業績の不安定性・不確実性が高まる中、企業にとって労働投入量の拡大・縮小の柔軟性が不可避であり、労働者のセーフティネットや人的資本投資の機会を確保しつつ、労働投入量の調整を可能にすることが必要となっ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、雇用調整、ジョブ・フロー、企業のヴォラティリティと雇用の関係についての先行研究を簡潔にサーベイする。第3節では、本稿で使用するデータ及び分析手法を解説する。第4節では、雇用形態別の雇用調整、ジョブ・フローについての観察事実を整理した後に、企業業績のヴォラティリティと非正規雇用・企業業績の関係についての分析結果を報告する。第5節で本稿の結論と政策的含意を述べる。

2. 先行研究

*5 本稿において「正規」と「フルタイム」は同義に用いる。

生産の変動に伴う雇用調整については夥しい数の研究があり、それらを網羅的にサーベイすることは本稿の射程を超える（代表的なサーベイとして Hamermesh, 1993）。従来、国際比較等に基づき日本は労働者数の調整という意味での雇用調整が小さい（雇用調整速度が遅い）と論じられてきた（Abraham and Houseman, 1989; Burgess et al., 2000 等）が*6、近年、時系列データに基づき我が国の雇用調整速度の速まり、景気変動に対する感応度の高まりを指摘する分析が現れている（樋口, 2001; 大澤他, 2002 等）。2000 年代以降を含めて日本の雇用調整に関する研究を網羅的にサーベイした太田他（2008）は、1990 年代以降に起こった企業を取り巻く環境変化により雇用の調整速度が高まったと指摘している。他方、最近、Ariga and Kambayashi（2009）は、独自のサーベイ調査に基づき雇用調整及び賃金調整について分析し、雇用調整速度が速まったという証拠は得られないとしているが、分析の焦点はフルタイム（コア）労働者の雇用調整である。*7

非正規労働者の雇用調整に関しては、Hashimoto（1993）が、労働力調査の製造業の集計データ（1959～1988 年）を使用した分析で、生産量に対する雇用変動の弾性値が、男性・正規労働者の 0.31 に対して男性の臨時・日雇労働者のそれが 0.62 と約 2 倍であるという結果を示している（女性はそれぞれ 0.56、0.91）。

ジョブ・フロー分析、すなわち「粗雇用創出（Gross Job Creation）」、「粗雇用喪失（Gross Job Destruction）」に関する代表的な先行研究は Davis et al.（1996）である。また、その後の研究も含めたサーベイ論文として Davis and Haltiwanger（1999）が挙げられる。*8 企業・事業所レベルでのマイクロデータの利用により可能になったのがジョブ・フロー分析である。粗雇用創出は雇用拡大企業の雇用増の合計、粗雇用消失は雇用減少企業の雇用減の合計である。粗雇用創出率、粗雇用喪失率を計算する際は、増加と減少とを対称的に扱うために t 年と $t-1$ 年の雇用規模の平均が使用されることが多い。粗雇用再配分率（Gross Job Reallocation Rate）は粗雇用創出率と粗雇用消失率の（絶対値の）合計である。日本でも事業所又は企業レベルの個票データを用いた粗雇用創出・粗雇用喪失の計測・分析がかなり行われており、筆者も以前に「工業統計表」の工場レベルのマイクロデータを用いて粗雇用創出・雇用喪失の分析を行った

*6 他方、労働時間の変動は大きく（Tachibanaki, 1987 等）、労働投入量の調整は必ずしも小さい（遅い）とは言えない。

*7 同論文は、Tachibanaki and Morikawa（2000）を数少ない先行研究としてリファーしている。

*8 ジョブ・フロー分析は労働者フロー（worker flow）分析とは異なることに注意が必要である。個々の労働者の企業・事業所間での移動は worker flow だが、それが job flow になるのは当該企業・事業所の雇用者数が変化した場合だけである（直ちに欠員補充が行われれば雇用喪失にはならない）。

(森川・橋木, 1997)。玄田 (2004)は、それまでの実証研究を包括的に整理している。

日本においてパートタイマーと正規（フルタイム）労働者の違いを明示的に考慮して粗雇用創出・雇用喪失を計測した例としては「雇用動向調査」を使用した Genda (1998)が挙げられる。それによれば、1991～1995年の平均で正規（フルタイム）労働者の粗雇用創出率 4.0%、粗雇用喪失率 3.9%、雇用再配置率 7.9%に対して、パートタイム労働者はそれぞれ 9.1%、7.4%、16.5%と約2倍の大きさとなっている。石原 (2003)は、「雇用動向調査」（1991～2000年）の事業所レベルの個票データにより、パートタイム労働者・フルタイム労働者の雇用創出・雇用喪失を計測している。その結果によれば、フルタイムの雇用の8割以上がパートタイムの増加とかかわりなく失われ、パートタイムの雇用の半分以上はフルタイムの雇用喪失を伴わずに増えている。

パートタイム労働者と正規労働者の代替／補完関係については、このほかにもいくつかの研究がある。「雇用動向調査」の個票データを用いた厚生労働省 (2003)、石原・玄田 (2003)、民間機関のサーベイ・データを用いた原 (2003)等が挙げられる。これらの結果を総括すれば、パートタイム労働者の増加が正規労働者の減少をもたらしているという通念に反し、代替関係はあまり強くないあるいは補完的であるといった分析結果が多い。前出の太田他 (2008)は、パートタイム雇用と正規雇用の関係についての研究をサーベイし、個別事業所レベルで見たときパートがフルタイム雇用を奪っているという関係はデータからは確認されないと論じている。ただし、以上はいずれも非正規労働のうちパートタイムのみが対象であり、派遣労働を含めて非正規雇用全体を対象としたものではない。

序論で述べた通り、米国では、企業業績のヴォラティリティが高まっていることを示す研究が少なくない (Comin and Mulani, 2006; Comin and Philippon, 2006)。その理由として、グローバル化、技術革新(特に IT)、市場規制緩和等が指摘されている。産業レベルの分析だが、di Giovanni and Levchenko (2009)は、グローバル化すなわち貿易の開放性と生産のヴォラティリティが強い関連を持っていることを示している。また、Brynjolfsson et al. (2007)は、米国企業レベルのデータを使用し、IT化の進展が企業業績のヴォラティリティを高めたと論じている。企業業績の不安定性ないし不確実性の増大は、派生需要である労働需要に対して影響すると考えられる。^{*9} すなわち、雇用調整コストの存在下で最適な労働投入量を確保するためには、雇用調整コストの小さいタイプの雇用比率を高くすることが企業にとって合理的である。米国にお

*9 Comin et al. (2009)は、企業のヴォラティリティの増大が、賃金のヴォラティリティ増大と結びついていることを示している。

ける派遣労働者の増加の背景を概観した Segal and Sullivan (1997)は、企業の製品への需要変動の増大に伴う柔軟性への要請の高まりを一因として挙げている。Houseman (2001)は、米国事業所に対するサーベイ・データを使用して、パートタイム、臨時労働者、派遣労働者、契約労働者等を使用する動機を分析し、労働需要の変動（予期せざる業務の急増、常用労働者の休暇等）への対応、常用雇用者選別のスクリーニングのために非正規雇用を用いる傾向があると論じている。その推計によれば、生産の季節性がある産業において派遣労働や短期雇用が有意に多くなるとの結果である。Ono and Sullivan (2006)は、米国工場レベルのデータ（1998,99年）を使用し、製造業工場の派遣労働者（temps）の利用の決定要因を、生産の変動との関係に焦点を当てて分析している。生産の減少が予想される工場、生産水準の不確実性が高い工場ほど派遣労働者を多く使用する傾向がある一方、高いスキルの労働者を必要とする工場、労働組合組織率の高い工場は派遣労働者を使わない傾向があるという結果を示している。Vidal and Tigges (2009)は、米国製造業事業所に対する電話でのサーベイ結果を使用して派遣労働者使用の決定要因を分析し、産業レベルでの需要の季節的変動の大きさが派遣労働の利用に正の影響を持っていることを示している。^{*10} しかし、需要のヴォラティリティと非正規雇用の関係についてのフォーマルな実証分析は限られている。

ヴォラティリティが高い企業において、雇用調整コストが低い労働力の構成比を高めることができなければ、最適な労働投入量の実現は難しく、したがって、生産性は低下する可能性が高い。逆に言えば、企業レベルのヴォラティリティが高い企業ほど非正規労働を利用することによる生産性への効果が大きいと考えられる。しかしながら、ヴォラティリティの高い企業における非正規雇用と生産性の関係を分析した例は見当たらない。

以上を要約すれば、日本において非正規雇用、特に派遣労働が大きな社会的な問題になっているにもかかわらず、非正規雇用全体をカバーするようなジョブ・フローや雇用調整の定量的分析の蓄積は乏しく、また、企業業績の不安定性与非正規雇用の関係はほとんど分析されていないのが実情である。諸外国においても、企業レベルのヴォラティリティと非正規雇用の関係はサーベイ・データ等に基づく比較的短期間の分析がいくつか行われているものの、客観的な統計データに基づく研究は少ない。さら

*10 これらに対して、Gramm and Schnell (2001)は、米国アラバマ州の事業所へのサーベイデータを用いて派遣労働者の使用、請負事業者・個人の使用等を決定する企業特性を分析し、景気循環性や季節変動性の影響は有意ではないという結果を報告している。ただし、有効サンプルは112事業所と少ない。

に非正規雇用と生産性の関係を企業のヴォラティリティの視点から扱った研究はほとんど存在しない。

3. データと分析手法

本稿では経済産業省「企業活動基本調査」の個票データ（1994～2006年）を使用して企業レベルのパネルデータを作成し、それをを用いて分析を行う。^{*11} 2000年以降、「企業活動基本調査」は、派遣従業者（受入れ）数を調査項目として追加しており（1999年以前の「その他」労働者数は、臨時・日雇雇用者数のみで派遣労働者数は含まない）、この結果、従来から調査対象となっているパートタイム労働者数（アルバイトを含む）、臨時・日雇労働者数、派遣労働者数を含む非正規労働者の数やその変動を計算することが可能になった。「企業活動基本調査」においてパートタイム従業者は、常用雇用者のうち正社員・正職員（フルタイム）よりも就業時間又は就業日数が少ない従業者である。「臨時・日雇雇用者」は、「1か月以内の期間を定めて雇用している者及び日々雇入れている者」をいう。「派遣」は、労働者派遣事業者からの派遣労働者受入れである。^{*12}

同調査の対象企業は、鉱業、製造業、卸・小売・飲食店、一部のサービス業に属する事業所を有する企業で、従業者50人以上かつ資本金又は出資金3,000万円以上の企業である。毎年のサンプル企業数は約2万5千～約3万企業だが、相当数の出入りがあるため、長期にわたり接続可能な企業数はかなり少なくなる。本稿では、企業業績の時系列的なヴォラティリティに関心があるため、13年間を通じて存在する企業に対象を絞って *balanced panel* を作成した。このため、サンプル企業数は8,716社である。^{*13} サンプル企業の雇用形態別の労働者数は、2006年において正規（フルタイム）労働者約164万人、パートタイム労働者約27万人、臨時・日雇約2万人、派遣約13万人となっており、フルタイム、臨時・日雇が減少している一方、パートタイム労働者が増加している（表1参照）。派遣労働者もデータが利用可能な2000年の約4.7万人から2006年には約13.5万人へと急増している。

*11 「企業活動基本調査」の例えば2007年調査の計数は、一般に2006年度のフロー又は2006年度末のストック値である。本稿では便宜上これを「2006年」と表現する（他の年も同様）。

*12 なお、2006年（2007年調査）からは、「請負労働者数」も調査対象となったが、本稿執筆時点では2006年の1時点のデータしか利用可能でないため、分析の対象としていない。

*13 13年間にわたり連続したデータが存在する企業からパートタイム労働者数が常時従業者数よりも大きい（誤記と見られる）サンプル6社及び臨時・日雇労働者数が極端に大きい（常時従業者の約40倍）サンプル1社を異常値として排除している。

なお、「企業活動基本調査」において、「常時従業者」は有給役員及び常用雇用の合計であり、常用雇用者は「正社員、準社員、アルバイト等の呼称にかかわらず1か月を超える雇用契約者及び当該年度末の前2か月においてそれぞれ18日以上雇用した者」と定義されている。また、「パートタイム従業者」は、「正社員、準社員、アルバイト等の呼称にかかわらず、常時従業者のうち一般の社員より1日の所定労働時間または1週間の労働日数が短い者」と定義されている。本稿では、常時従業者からパートタイム従業者を除いた数字をフルタイム労働者として扱うが、以上の定義から、長期雇用慣行の下にあるいわゆる「正規労働者」とは異なる労働者が含まれていることに注意する必要がある。また、パートタイム従業者は労働時間の多寡によって定義されており、いわゆる短時間正社員のように長期雇用慣行の下にある労働者から期限の定めのある雇用契約の下にある労働者まで含むこと、パートタイム労働者の労働時間は労働者によっても企業によっても様々であることに注意する必要がある。^{*14}

このデータセットを使用して、まず、雇用形態別の粗雇用創出 (GJC)、粗雇用喪失 (GJD)、純雇用変動 (NJC)、粗雇用再配分率 (GJRR) 等を計算する。企業 i 、雇用形態 j 、 t 年の雇用を E_{ijt} とすると、前年比での各指標は以下のように定義される。

$$GJC = \sum_i (E_{ijt} - E_{ijt-1}) \text{ if } (E_{ijt} - E_{ijt-1}) > 0$$

$$GJD = \sum_i (E_{ijt} - E_{ijt-1}) \text{ if } (E_{ijt} - E_{ijt-1}) < 0$$

$$NJC = GJC + GJD$$

$$GJCR = \sum_i [(E_{ijt} - E_{ijt-1}) / (E_{ijt} + E_{ijt-1}) / 2] \text{ if } (E_{ijt} - E_{ijt-1}) > 0$$

$$GJDR = \sum_i [(E_{ijt} - E_{ijt-1}) / (E_{ijt} + E_{ijt-1}) / 2] \text{ if } (E_{ijt} - E_{ijt-1}) < 0$$

$$GJRR = GJCR - GJDR$$

変化率を計算する際の分母に $(E_{ijt} + E_{ijt-1}) / 2$ を用いることにより、雇用創出と雇用喪失とを対称的に扱うことができるという利点がある (Davis et al., 1996)。この結果を用いて、雇用形態別の雇用者数のグロスでの変動度合いを比較することができる。^{*15}

次に、売上高の変化 (増加/減少) に対する雇用変動の弾性値を形態別に計測する。計測方法は単純であり、雇用を E 、売上高を Y 、平均賃金を W とすると、以下のような単純な式を推計する。

*14 パートタイム労働時間の企業による多様性については、森川 (2010) 参照。

*15 零細企業・事業所もカバーする悉皆調査を用いたジョブ・フロー分析では、新規開業に伴う雇用増、廃業に伴う雇用減をそれぞれ粗雇用創出、粗雇用喪失に含めるが、本文で述べた通り、「企業活動基本調査」は対象企業規模の裾切りがあり、balanced panel を用いる本稿の分析は存続企業の雇用変動のみの数字である。

$$\ln(E_{t+n}/E_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{t+n}/Y_t) + \beta_2 \ln(W_{t+n}/W_t) + \beta_y \text{year dummies} \\ + \beta_d \text{industry dummies} + u_{it} \quad [1]$$

言うまでもなく、 β_1 が雇用変動の売上高変動に対する弾性値である。係数 β_2 は売上高の変動をコントロールした上での賃金変動に対する雇用変動の弾性値を意味する。^{*16} ただし、データセットには企業毎の労働時間データは存在しないため、平均賃金(W)の変化は、時間当たり賃金の変化のほか、残業時間の変動に伴う超過勤務手当の変化を含むことに注意する必要がある。年次ダミーを含めるのは、景気変動等に伴う労働市場全体の需給等マクロ的な影響とともに労働市場制度の変更による影響をコントロールするためである。添字のtは始期を、t+nは終期を示す。前年比だけでなく3年前比及び5年前比での弾性値を計算し、短期的な売上高の変動に伴う雇用調整と中期的な変動による影響とを比較する。企業は売上高の短期的な変化に対しては雇用量をわずかにしか変化させないが、持続的な変化に対しては大きな調整を行う可能性が高く、その度合いは雇用形態によって異なると予想されるからである。

加えて、例えばフルタイム雇用とパートタイム雇用といった雇用形態間での変化の相関係数を計算し、雇用形態間での代替性／補完性についての示唆を得る。例えば、派遣労働の利用が正規(フルタイム)雇用の代替になっているのかどうか、仮にそうだとすれば量的にどの程度なのかが関心である。

以上は雇用形態別の雇用変化に関する観察事実を整理するものである。次に、企業業績の不安定性(ヴォラティリティ)と非正規雇用の関係を分析する。ヴォラティリティの分析は、GDP成長率等マクロ経済レベルでの実証研究の蓄積があり、最近ではマクロ経済のヴォラティリティと企業レベルのヴォラティリティの関係が分析されるようになってきている。ヴォラティリティの指標としては成長率の前期比の標準偏差が用いられる場合が多く(Comin and Mulani, 2006; Davis et al., 2007)、本稿も基本的にそれらを踏襲する。すなわち、企業iのt年における前年比売上高の成長率(ΔY_{it})、年平均成長率(ΔY_i)、成長率のヴォラティリティ(標準偏差： σ_i)は、それぞれ以下のように計算される。ここでは1994～2006年の全期間のデータを用いるため、T=12である。

$$\Delta Y_{it} = (Y_{it} - Y_{it-1}) / [(Y_{it} + Y_{it-1}) / 2]$$

$$\Delta Y_i = (1/T) \sum_t \Delta Y_{it}$$

$$\sigma_i = [(1/T) \sum_t (\Delta Y_{it} - \Delta Y_i)^2]^{1/2}$$

*16 Tachibanaki and Morikawa (2000)は、雇用調整と賃金調整を同時に考慮した分析例である。

このようにして計算した各企業のヴォラティリティ指標（ σ ）を用いて、これと非正規雇用比率（対常用雇用者数）の関係を分析する。被説明変数である非正規労働者比率は、①パートタイム労働者比率、②臨時・日雇労働者比率、③派遣労働者比率、④非正規合計比率（①～③の合計）を使用する。説明変数としては、ヴォラティリティ指標（ σ ）のほか、企業規模、企業年齢、非現場労働者比率、年次ダミー、産業（3ケタ）ダミーを用いる。これらのうち非現場労働者比率は、「企業活動基本調査」で利用可能な情報であり、ここでは、本社・本店従業員のうち「本社機能」部門の従業員数、本社・本店以外の事業所のうち「研究所」、「情報サービス事業所」従業員数の合計を用いた。^{*17} この変数は、製造業のデータを用いた先行研究でしばしば用いられている「非生産労働者」（ホワイトカラー）に近い性格を持っており、非正規雇用比率に影響を持つ可能性が高いと判断したため変数として考慮した。サンプルには非製造業の企業が多数存在するため、生産労働者（ブルーカラー）比率を用いるのは適当ではない。年次ダミーを加える理由は雇用調整の計測と同様の理由による。

具体的な推計式は下記の通りであり、ヴォラティリティの高い企業ほど雇用調整が容易な非正規雇用比率が高いことが予想される。

$$\begin{aligned} \text{非正規雇用比率}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{ヴォラティリティ指標}_{it} + \beta_2 \text{企業規模}_{it} \\ & + \beta_3 \text{企業年齢}_{it} + \beta_4 \text{非現場労働者比率}_{it} + \beta_{\text{year}} \text{年次ダミー} \\ & + \beta_{\text{ind}} \text{産業ダミー} + u_{it} \end{aligned} \quad [2]$$

このほか、追加的に売上高変化率（企業の成長性を表す）の期間平均を説明変数に加えた回帰も行う。

最後に、非正規雇用と企業パフォーマンスの関係については、企業の生産性（TFP）を被説明変数とし、企業規模、企業年齢、平均賃金、非正規労働者比率、年次ダミー、産業ダミーを説明変数とする回帰を行う。被説明変数である TFP（対数）は、付加価値ベースであり、近年の研究例に従いサンプル企業から計算される「代表的企業」を基準にノンパラメトリックに算出する。^{*18} 説明変数のうち非正規労働者比率は、パートタイム労働者比率、臨時・日雇労働者比率、派遣労働者比率を使用する。企業規

*17 逆にここに含まれない「現場労働者」は製造部門、商業店舗、サービス事業所等である。

*18 企業 f 、 t 年の付加価値を V_{ft} 、インプット i の投入量を X_{ft}^i 、コストシェアを s_{ft}^i 、それぞれのサンプル平均にアップパーラインを付けて表示すると、以下の通り。

$$\begin{aligned} \ln \text{TFP}_{ft} = & (\ln V_{ft} - \overline{\ln V_t}) - (1/2) \sum_i (s_{ft}^i + \overline{s_t^i}) (\ln X_{ft}^i - \overline{\ln X_t^i}) \\ & + (\ln V_t - \overline{\ln V_0}) - (1/2) \sum_i (\overline{s_t^i} + \overline{s_0^i}) (\overline{\ln X_t^i} - \overline{\ln X_0^i}) \end{aligned}$$

模、企業年齢、産業は標準的なコントロール変数である。平均賃金は労働者の質の代理変数であり、一般に TFP と強い正の関係がある。^{*19} 推計式は以下の通りである。

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{企業規模}_{it} + \beta_2 \text{企業年齢}_{it} + \beta_3 \text{平均賃金}_{it} \\ + \beta_4 \text{非正規労働者比率}_{it} + \beta_{\text{year}} \text{年次ダミー} + \beta_{\text{ind}} \text{産業ダミー} + u_{it} \quad [3]$$

企業をヴォラティリティ指標（ σ ）のサンプル中央値で「高ボラティリティ企業」と「低ヴォラティリティ企業」とに区分して、非正規労働者比率の係数（ β_4 ）を比較する。売上高変動の不安定性の高い「高いヴォラティリティ企業」において非正規労働者の係数が大きいことを予想している。念のため、ヴォラティリティを説明変数に追加した推計も行う。また、サンプルを二分割せず、非正規労働者比率とヴォラティリティの交差項を加えた推計を行い、ヴォラティリティの高い企業ほど非正規労働者の使用によって生産性を高める効果が大いという関係があるかどうかを確認する。

4. 分析結果

（1）ジョブ・フロー（雇用創出・雇用喪失）

粗雇用創出、粗雇用喪失の実数を示したのが図1、図2である。詳しい係数は本稿末に参考資料として添付している（参考表1）。正規（フルタイム）雇用は、年平均で▲1.2万人の減少となっているが、6.0万人の粗雇用創出と▲7.2万人の粗雇用喪失の結果としてそうした数字になっている。パートタイム労働者は年平均3.8万人の粗雇用創出、▲3.1万人の粗雇用喪失、ネット0.7万人の雇用増加である。派遣労働者は粗雇用創出（年平均）3.1万人、粗雇用喪失▲1.6万人、ネットで1.5万人の雇用創出となっている。集計データでは、正規（フルタイム）雇用の減少、非正規雇用の増加が注目されがちだが、背後には大きなジョブ・フローがあり、正規の雇用創出もかなり大きい。どの雇用形態も純雇用変動（NJC）に比べて粗雇用フローはずっと大きい。

次に、粗雇用再配分率（GJRR）を見ると、予想される通り、臨時・日雇、派遣がいずれも十数%と高い数字になっている（図3参照）。これに対してパートタイムは平均約7%とかなり低く、正規（フルタイム）は年平均2%とさらに低い。非正規雇用、特に派遣及び臨時・日雇の仕事の安定性が低いことは明らかである。もちろん、

*19 平均賃金は常用労働者（フルタイム＋パートタイム）1人当たり現金給与総額である。この点は、臨時・日雇、派遣の推計結果を解釈する際には注意を要する。

これらの雇用形態は粗雇用喪失率だけでなく粗雇用創出率も高いから、ある企業の雇用が失われても別の雇用機会が生まれやすい。また、派遣労働にあつては派遣先が他企業に変わる可能性が高いから、失業リスクが高いことを直ちに意味するわけではないことには注意する必要がある。

年によって多少の違いはあるが、正規労働者を減少させて非正規労働者を増加させた企業はサンプル 8,716 社のうち 24.0 % (2000 ~ 2006 年の年平均) 存在するのに対して、正規・非正規をともに増加させた企業 (平均 15.3 %)、正規・非正規をともに減少させた企業 (平均 15.5 %)、さらに、非正規を減少させて正規雇用を増加させた企業 (平均 14.9 %) も少なくない (図 4 参照)。*20 企業全体として正規雇用を非正規雇用へ「代替」したカテゴリーは全企業の約 1/4 に過ぎず、企業による異質性が大きい。さらに詳しく正規とパート、正規と派遣の関係を見ると、パートを増加させて正規を減少させた企業は年平均 18.6 %、派遣を増やして正規を減少させた企業は 12.5 % である (表 2 参照)。2004 ~ 2005 年、2005 ~ 2006 年は正規・派遣をともに増加させた企業数が派遣を増加させて正規を減少させた企業よりも多くなっている。

雇用形態間の雇用変動の相関係数を計算した結果が表 3 である。雇用変動の計測期間を 1 年にした場合、正規 (フルタイム) とパートタイム及び臨時・日雇は弱い負相関が見られるが、短期的にも正規雇用の変動と派遣労働の変動との関係は弱い正值であり、「代替的」とは言えない。*21 雇用変動を 3 年間、5 年間といった中期で見ると、正規雇用とパートタイム雇用は依然として弱い正相関だが、正規雇用と派遣労働の正相関は強くなる。すなわち、中期的に見ると、正規雇用を増やす企業は派遣労働者も増やし、正規雇用を減少させた企業は派遣労働者も減少させるという補完的な傾向がある。他方、中期的には、派遣の増減とパートタイムや臨時・日雇の間の負相関は強くなり、非正規の雇用形態間での「代替」があることを示唆している。海外の先行研究において、前述の Houseman (2001) は、米国事業所へのサーベイに基づき、常用労働者の病気・休暇・家族休暇等が派遣労働者を利用する重要な要因であることを指摘している。また、Heywood et al. (2006) は、英国のパネルデータを用いた分析により、特別休暇制度といったファミリー・フレンドリー政策は派遣労働者を使用する確率を高めるとの結果を示している。*22

*20 いずれかの雇用形態で労働者数不変という企業が存在するため、合計は 100 % にはならない。

*21 もちろん、単なる相関関係からは売上高の変化という共通のショックが見かけ上の補完性をもたらしている可能性は排除できない。しかし、(2) で述べる通り、売上高の変化を考慮しても、正規と派遣の変化の間には補完性が見られる。

*22 他方、職場の託児施設、ジョブ・シェアリング等は、逆に派遣労働者の利用確率を低下させるとしている。

以上の結果は、非正規雇用に係る制度の変更は、中期的に非正規雇用の形態間での代替をもたらす可能性があること、正規労働者を対象としたワーク・ライフ・バランスに係る仕組みが意図せざる効果を持つ可能性があることを示唆している。また、そもそも正規と非正規の代替というよりは、企業の成長／衰退が企業レベルでの雇用創出／雇用喪失において本質的なことを示している。

(2) 雇用調整弾性値

売上高の変化率 ($\ln(Y_{t+n}/Y_t)$) に対する雇用者数の変化率 ($\ln(E_{t+n}/E_t)$) の弾性値を、[1]の推計式を用いて雇用形態別に計測した結果が図5、図6である(数値は参考表2参照)。図5は、前年比の変化率を使用し、賃金の変化率 ($\ln(W_{t+n}/W_t)$) をコントロールしない場合とコントロールした場合とを示している。売上高が前年比10%増加(▲10%減少)した場合、正規(フルタイム)雇用の増加率は2%(減少率▲2%)程度だが、非正規は±3.5~4%程度変動する。特に、派遣労働者数は±5%程度と大きく変動する。ただし、非正規雇用の中でもパートタイム労働者数の調整は意外に小さく、むしろ正規(フルタイム)に近い数字である。臨時・日雇についても計測したが、統計的に有意な結果ではなかったため図表には示していない。短期的な売上高の増減に対して正規雇用の調整ではなく、非正規雇用、特に派遣労働の調整が行われる傾向が強いことを示しており、通念や最近の事実とも整合的である。

賃金(超過勤務手当を含む常用労働者当たり賃金)の変化率をコントロールすると、パートタイム雇用及び正規雇用の調整はやや大きくなり、労働時間や賃金の調整を行うことによって雇用者数の調整がいくぶん小さくなっている。売上高の減少というショックに対して労働時間や賃金の柔軟な調整が可能であれば雇用へのショックを緩和することを示している。ただし、派遣労働者数の調整は常用労働者の賃金調整とはあまり関係がない。

なお、雇用形態別の弾性値の計測において、正規雇用の変化を説明変数に追加してみたところ、その係数はパートタイム労働者の変化に対しては有意な負値なのに対して派遣では有意な正値であった。すなわち、売上高の変化をコントロールした上で、パートと正規の間には代替関係があるが、派遣と正規とは補完的なことを示唆しており、(1)と同様の結果である。

企業は短期的なショックに対しては労働時間の調整で対応し、売上の増加／減少が継続的な場合に労働者数の調整を行う傾向があることは従来から指摘されている。図6は、売上高及び雇用の変化率を3年間、5年間で見た場合の弾性値の違いを示している。中期的に売上高が増加／減少する場合には、労働者数の調整が大きくなるのがわかる。ただし、計測期間による弾性値の違いは常用労働者(正規、パート)で顕著であり、例えば3年間に売上高が10%変化すると常用労働者数は4%前後変動

する。なお、計測期間を長くすると賃金の変化を考慮するかどうかによる影響は小さくなる。数年にわたって売上高が成長する企業は残業の増加等で対応するのではなく労働者数の拡大で対応し、逆に数年にわたって売上高が減少する企業の場合は、残業の削減や賃金カットでの対応には限界があり、正規を含めて雇用形態のいかんに関わらず労働者数の削減で対応することを示している。

以上の結果は、企業が派遣労働を短期的な変動に対する調整のために利用する傾向があることを示しており、一昨年秋の世界経済危機の際、真っ先に派遣労働者の調整が行われたことと整合的である。ただし、中期的にはパートタイム労働者や正規（フルタイム）労働者の調整も小さくないことから、業績の回復が遅れる企業にあっては、正規雇用の調整も進む可能性がある。

（3）ヴォラティリティと非正規雇用

企業レベルでの売上高のヴォラティリティが非正規雇用に及ぼす効果について、[2]式を推計した。推計結果の詳細は参考表3に示しているが、その結果に基づいて量的なインパクトを計算した結果が図7及び図8である。売上高の変動（不安定性）がサンプルの1標準偏差（0.047）大きい企業は、非正規雇用の比率（対常用労働者計）が0.8%ポイント高いという関係である。内訳を見ると、パートタイム労働者比率+0.1%ポイント、臨時・日雇比率+0.2%ポイント、派遣+0.6%ポイントである（図7）。図8は、雇用形態別の労働者数を分母にして売上高ボラティリティの効果と比較したものであり、臨時・日雇、派遣労働が大きな数字となる。非正規労働全体で計算すると4.9%である。この結果は、業績の不安定性、不確実性が高い企業ほど非正規雇用に依存する傾向が強いこと、その量的なマグニチュードはかなり大きいことを示している。

製造業と非製造業を分けて分析を行ったところ、ヴォラティリティの係数は製造業の方が非製造業よりも大きかった（表4参照）。もともと、製造業の方が非製造業よりも平均的に見て売上高のヴォラティリティが高い（製造業0.069、非製造業0.058）。その上で、ヴォラティリティと非正規労働者比率の関係も非製造業に比べて強いわけである。推計された係数に製造業、非製造業のヴォラティリティ1標準偏差を掛けて%ポイント表示したのが図9である。一般に製造業に比べてサービス産業の方が非正規労働者比率は高いが、企業業績の不安定性が非正規雇用を増やすという関係は製造業の方が大きい。製造業の方がグローバルな競争圧力が強いいため、労働投入量調整の要請が強いことが一つの理由として考えられる。

なお、他の説明変数の係数を見ると、総じて企業規模は正值、企業年齢は負値となっており、他の条件をコントロールすると、大企業ほど、新しい企業ほどパートタイム労働者や派遣労働者の利用割合が高いことを示している。非現場労働者比率はパー

トタイム労働者比率についてのみ顕著な負値であり、製造・販売等の現場のウエイトが高い企業はパートタイム労働者比率が高いことを示している。

売上高変化率の期間平均、すなわち企業の成長率を追加的な説明変数として用いて同じ回帰分析を行ったところ、ヴォラティリティの係数や有意水準にはほとんど違いが見られなかったが（参考表3－（2）参照）、パートタイム労働者比率、派遣労働者比率を被説明変数とした場合、売上高変化率の係数は有意な正值で、特に派遣労働者比率ではかなり大きな係数だった。この結果は、特に成長性の高い企業で派遣労働への依存度が高いことを示唆しており、企業が持続的に成長する過程で人材育成や人的資源マネジメントの制約から、直ちにフルタイムの常用労働者を増やすことが難しいことが理由として考えられる。ただし、推計結果には双方向の因果関係－派遣労働を拡大して売上高を伸ばす－がありうることに注意する必要がある。^{*23}

（4）非正規雇用と生産性

最後に、非正規雇用と企業パフォーマンスの関係について、全要素生産性（TFP）を被説明変数とする[3]式の推計結果を報告する。前節で述べた通り、売上高のヴォラティリティ指標（ σ ）の中央値を境に、「高ヴォラティリティ企業」と「低ヴォラティリティ企業」を比較する。上で見た通り、業績の不安定性、不確実性が高い場合、企業は非正規労働への依存度を高めざるを得ないが、それをうまく実現できない場合には労働投入量が最適から乖離し、生産性、収益性等のパフォーマンスに負の影響が生じる可能性があるからである。

分析結果のポイントは図10に示す通りである。「高ヴォラティリティ企業」と「低ヴォラティリティ企業」における非正規労働者比率の係数の差を表示している。TFPを説明する[3]式において非正規雇用の係数は「高ヴォラティリティ企業」、「低ヴォラティリティ企業」とともに多くの推計において正值であった。ただし、非正規雇用の生産性への効果については、労働時間の計測の問題（森川、2010参照）や労働力の質の問題があるため、係数の絶対値よりもヴォラティリティによる係数の大きさの違いに着目することが適当と判断した（回帰結果は参考表4参照）。^{*24} 産業、企業規模、

*23 このほか、ヴォラティリティと売上高成長率の交差項を含む回帰を行ったところ、臨時・日雇、派遣では交差項は有意ではなく、パートタイムのみ交差項が有意な負値であった。

*24 非正規雇用と企業の生産性の関係自体についての分析例は案外少ないが、イタリア企業を対象とした Boeri and Garibaldi (2007)、スペイン企業を対象とした Sanchez and Toharia (2000)等は負の関係を報告している。一方、生産性を規定する各種企業特性を分析した森川 (2007)によれば、パートタイム労働者比率は TFP と正の関係を持っていた（分析対象期間において非正規労働者が生産性を向上させる上で有用な人的資源であったことを示唆）。なお、邦文でのサーベイとして大嶋 (2009)参照。

企業年齢、平均賃金をコントロールした上で、企業のパートタイム労働者比率、臨時・日雇労働者比率、派遣労働者比率の係数は「高ヴォラティリティ企業」の方が「低ヴォラティリティ企業」よりも大きく、特に派遣労働者比率では大きな違いがある。ヴォラティリティの高い企業において、これらの非正規労働者を多く用いた企業が高い生産性を享受していることを示している。臨時・日雇と派遣の2種類の非正規雇用比べてパートタイムの数字は小さく、ジョブ・フロー分析や雇用調整弾性値の計測で観察されたように、パートタイム雇用は総じて臨時・日雇や派遣よりもフルタイム雇用に近い性格を持っていること、(3)の分析においてヴォラティリティとパートタイム比率の関係が有意に推計されないことと整合的である。3. で述べた通り、パートタイム雇用の中は契約期間や労働時間をはじめ就労条件は企業や労働者によって多様性があり、派遣労働、臨時・日雇といった企業にとって明確に雇用期間が限定されている雇用形態とは性格が異なるようである。

なお、売上高のヴォラティリティ自体を説明変数に追加した場合、その係数は高い有意水準の正值であり、企業レベルのヴォラティリティの高さが必ずしも生産性とはマイナスの関係にないことを意味している(参考表5参照)。マクロ経済のヴォラティリティは経済成長に対して負の効果を持つと考えられているが、ミクロレベルでは変化の激しい企業ほど生産性が高いという関係がある。^{*25} ただし、売上高ヴォラティリティを説明変数に追加した場合にも非正規労働者比率の係数には本質的な影響はない。

製造業と非製造業を分けて分析を行ったところ、製造業において非正規雇用と生産性の関係の売上高ヴォラティリティによる格差が大きい(図11参照)。製造業でヴォラティリティと非正規雇用比率との関係が強いという(3)の結果と同様であり、国際競争圧力の強い製造業で高いヴォラティリティに直面する企業にとって非正規雇用をどう活かすかが企業パフォーマンスに強く影響することを示唆している。

このほか、サンプルを二分割せず、[3]式の説明変数として売上高のヴォラティリティと各非正規労働者比率の交差項を含めた推計を行ってみたところ、パートタイム労働者比率、臨時・日雇労働者比率、派遣労働者比率のいずれにおいても交差項は有意な正值であった(推計結果は参考表6、参考表7参照)。上述の結論を確認する結果である。さらに、TFPの代わりに労働生産性を被説明変数とする回帰も行った(推計結果は表示していない)が、おおむね同様の結果が得られた。

*25 マクロ経済のヴォラティリティがGDP成長率(生産性ではない)に対して負の影響を持つという実証分析は多いが、代表的なものとしてRamey and Ramey (1995)、Imbs (2007)が挙げられる。

5. 結論

本稿は、1994年～2006年の13年間の企業パネルデータを使用し、非正規雇用に着目して、企業レベルのジョブ・フローや雇用調整の実態を把握するとともに、企業業績の不安定性・不確実性（売上高のヴォラティリティ）と非正規雇用の利用、企業の生産性の関係を分析したものである。非正規雇用の急増は過去20年ほどの間、世界の労働市場における大きな特徴の一つであり、正規・非正規の賃金格差、非正規就労経験がその後の就業や賃金に及ぼす効果、労働市場制度が非正規労働供給に及ぼす効果等について国内・海外を問わず著しい数の研究が行われてきているものの、企業業績の不安定化との関係でのフォーマルな分析は多くない。しかし、非正規雇用に係る制度・政策を検討する際には、労働供給側だけでなく労働需要側からの分析も必要である。本稿では、グローバル化、技術革新等の経済環境変化の下で不安定化する企業業績に焦点を当てて、非正規雇用との関係を分析した。8千社を超える企業のデータを使用し、非正規雇用の中でも比較的研究の蓄積があるパートタイム労働だけでなく、派遣労働を含めて包括的に分析している点が特徴である。

主な分析結果を整理すると以下の通りである。

- ・派遣労働、臨時・日雇労働のジョブ・フローを見ると、粗雇用創出率、粗雇用喪失率ともに高く、両者を合計した粗雇用再配分率は正規（フルタイム）雇用の約6倍にのぼる。これらの雇用形態の仕事は不安定性が高い。パートタイム雇用は正規雇用と派遣の中間に位置するが、どちらかと言えば正規に近い。
- ・正規雇用と派遣労働は代替的ではなく、むしろ補完的である。中期的には、派遣とパートタイムや臨時・日雇の間の負相関が強く、非正規の中での雇用形態間での代替があることが示唆される。
- ・売上高の前年比変化に対する雇用変動の弾性値を計測すると、非正規雇用は正規雇用の2倍以上であり、特に派遣労働の弾性値が大きい。正規雇用も中期的に売上高が変化した場合にはかなり大きく変動するが、短期的（1年）な変化への反応は小さい。
- ・売上高の年々のヴォラティリティが高い企業ほど非正規雇用への依存度が高く、その量的なマグニチュードはかなり大きい。すなわち、ヴォラティリティがサンプル企業平均よりも1標準偏差大きいと、全非正規労働者比率は5%（0.8%ポイント）程度高い。この関係はサービス産業よりもヴォラティリティ自体が大きい製造業において強い。
- ・長期的に売上高の成長率が高い企業ほど派遣労働者比率が高い傾向がある。パー

トタイム、臨時・日雇ではこうした関係は明瞭ではない。

- ・ヴォラティリティが低い企業と比較したときに、企業レベルでの売上高のヴォラティリティが高い企業では派遣労働の利用が TFP に対して正の効果を持つことが示唆される。

以上の結果は、一括して議論される傾向がある「非正規雇用」中でも、パートタイム労働、派遣労働、臨時・日雇労働は性格が異なることを示している。特に、非正規「間」の代替関係の存在は、非正規雇用のうちの一部に対する制度変更が他の形態の非正規雇用を増減させる可能性があることを示唆している。

技術革新、世界的な需要変動等により企業業績の不安定性が高まる中、企業にとっては雇用拡大・縮小の伸縮性が需要であり、それが企業パフォーマンスにも影響を持つ。マクロ経済的にも、個々の企業の生産変動に対応して再配分が行われ、稀少な人的資源の稼働率が高まることは望ましい。しかし、ジョブ・フローや雇用調整の分析で見た通り、非正規雇用のうち派遣及び臨時・日雇の仕事の安定性が低いことも間違いない。^{*26}

経済活力の向上と雇用の安定がともに政策目標であり、両者の間にトレードオフがあるとすれば、複数の政策手段が必要になる。経済成長と安心・安全を両立させるためには、非正規労働者のセーフティネットや人的資本投資の機会を確保しつつ、企業が労働投入量を柔軟に調整できるようにすることが、経済全体にとって望ましいポリシーミックスだと考えられる。

なお、本稿の分析は 2006 年までのデータを用いたものであり、2008 年秋以降の世界的な金融・経済危機を受けた最近の雇用調整は分析の射程外である。特に、分析対象期間のうち 2002 年以降は景気上昇局面だったことに注意する必要がある。また、序論で述べた通り、非正規雇用の増加に対する労働供給側の諸要因や各種制度的要因を分析したものではない。

*26 4. でも述べたが、派遣労働では、特定の企業での仕事が失われても他企業に派遣されて就労を続けることが可能であり、雇用喪失が直ちに失業を意味するわけではない。

〔参考文献〕

- Abraham, Katharine G. and Susan Houseman (1989), "Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U.S. and Japanese Practices?" *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, No. 4, pp. 500-521.
- Addison, John T., Chad Cotti, and Christopher J. Surfield (2009), "Atypical Work: Who Gets It, and Where Does It Lead? Some U.S. Evidence Using the NLSY79," IZA Discussion Paper, No.4444.
- Ariga, Kenn and Ryo Kambayashi (2009), "Employment and Wage Adjustments at Firms under Distress in Japan: An Analysis Based upon a Survey," RIETI Discussion Paper, 09-E-042.
- Boeri, Tito and Pietro Garibaldi (2007), "Two Tier Reforms of Employment Protection: A Honeymoon Effect?" *Economic Journal*, Vol. 117, F357-F385.
- Booth, Alison L., Marco Francesconi, and Jeff Frank (2002), "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?" *Economic Journal*, Vol.112, June, F189-F213.
- Booth, Alison L. and margi Wood (2008), "Back-to-Front Down Under? Part-Time/Full-Time Wage Differentials in Australia," *Industrial Relations*, Vol. 47, No. 1, pp. 114-135.
- Brynjolfsson, Erik, Andrew McAfee, Michael Sorell, and Feng Zhu (2007), "Scale without Mass: Business Process Replication and Industry Dynamics," Harvard Business School Working Paper, 07-016.
- Buch, Claudia M., Jörg Döpke, and Kerstin Stahn (2008), "Great Moderation at the Firm Level? Unconditional vs. Conditional Output Volatility," CESifo Working Paper, No. 2324.
- Burgess, Simon, Michael Knetter, and Claudio Michelacci (2000), "Employment and Output Adjustment in the OECD: A Disaggregate Analysis of the Role of Job Security Provisions," *Economica*, Vol. 67, pp. 419-435.
- Comin, Diego and Sunil Mulani (2006), "Diverging Trends in Aggregate and Firm Volatility," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 2, pp. 374-383.
- Comin, Diego and Thomas Philippon (2006), "The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences," Mark Gertler and Kenneth Rogoff eds. *NBER Macroeconomics Annual 2005*, Cambridge, MA: The MIT Press, pp. 167-201.
- Comin, Diego, Erica L. Groshen, and Bess Rabin (2009), "Turbulent Firms, Turbulent Wages?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, No. 1, pp. 109-133.
- Davis, Steven J. and John Haltiwanger (1999), "Gross Job Flows," in Orley Ashenfelter

- and David Card eds. *Handbook of Labor Economics, Vol.3B*, Amsterdam, The Netherlands: Elsevier Science B.V., Ch. 41.
- Davis, Steven J., John C.Haltiwanger, and Scott Schuh (1996), *Job Creation and Destruction*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Davis, Steven J., John Haltiwanger, Ron Jarmin, and Javier Miranda (2007), "Volatility and Dispersion in Business Growth Rates: Publicly Traded versus Privately Held Firms," Daron Acemoglu, Kenneth Rogoff, and Michael Woodford eds. *NBER Macroeconomics Annual 2006*, Cambridge, MA: The MIT Press, pp. 107-156.
- Davis, Steven J., and James A. Kahn (2008), "Interpreting the Great Moderation: Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.22, No.4, pp. 155-180.
- di Giovanni, Julian and Andrei A. Levchenko (2009), "Trade Openness and Volatility," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 3, pp.558-585.
- Esteban-Pretel, Julen, Ryo Nakajima, and Ryuichi Tanaka (2009), "Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation," RIETI Discussion Paper, 09-E-002.
- 玄田有史 (2004), 『ジョブ・クリエイション』, 日本経済新聞社.
- Hamermesh, Daniel S. (1993), *Labor Demand*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 原ひろみ (2003), 「正規労働と非正規労働の代替・補完関係の計測」, 『日本労働研究雑誌』, 第 518 号.
- Hashimoto, Masanori (1993), "Aspects of Labor Market Adjustment in Japan," *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, No. 1, Pt. 1, pp. 136-161.
- Heywood, John S., W.Stanley Siebert, and Xiangdong Wei (2006), "Examining the Determinants of Agency Work: Do Family Friendly Practices Play a Role?" IZA Discussion Paper, No. 2413.
- 樋口美雄 (2001), 『雇用と失業の経済学』, 日本経済新聞社.
- Houseman, Susan N. (2001), "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence from an Establishment Survey," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55, No. 1, pp. 149-170.
- Imbs, Jean (2007), "Growth and Volatility," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 7, pp. 1848-1862.
- 石原真三子 (2003), 「パートタイム雇用の拡大はフルタイムの雇用を減らしているのか」, 『日本労働研究雑誌』, 第 518 号.
- 石原真三子・玄田有史 (2003), 「事業所レベルでみたパートタイム雇用の変動：パートの増加が正社員を減らすは本当なのか」, 玄田有史・照山博司・太田聡一・

- 神林龍・石原真三子・瀬沼雄二・佐々木和裕・阿部健太郎・草嶋隆行・森藤拓編
『経済分析：失業と雇用創出の実証研究』（内閣府経済社会総合研究所），第168号，pp. 83-106.
- Kondo, Ayako (2007), "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 21, No. 3, pp. 379-402.
- 厚生労働省 (2003), 『平成15年版労働経済白書』, 日本労働研究機構.
- Manning, Alan and Barbara Petrongolo (2008), "The Part-Time Pay Penalty for Women in Britain," *Economic Journal*, Vol. 118, February, F28-F51.
- 森川正之 (2007), 「サービス産業の生産性は低いのか？ 企業データによる生産性の分布・動態の分析」, RIETI Discussion Paper, 07-J-048.
- 森川正之 (2010), 「パートタイム労働時間と生産性：労働時間の多様性と生産性推計の精緻化」, RIETI Discussion Paper. (近刊)
- 森川正之・橋木俊詔 (1997), 「参入・退出と雇用変動：製造業のマイクロデータに基づく分析を中心に」, 通商産業研究所ディスカッション・ペーパー, #97-DOJ-85.
- 太田聡一・玄田有史・照山博司 (2008), 「1990年代以降の日本の失業：展望」, 日本銀行ワーキング・ペーパー, 08-J-4.
- Ono, Yukako and Daniel G.Sullivan (2006), "Manufacturing Plants' Use of Temporary Workers: An Analysis Using Census Micro Data," FRB Chicago WP-2006-24.
- 大嶋寧子 (2009), 「非正規雇用の拡大と労働生産性：諸外国の経験に見る日本の検証課題」, 『みずほ総研論集』, 2009-II, pp. 1-36.
- 大澤直人・神山一成・中村康治・野口智弘・前田栄治 (2002), 「わが国の雇用・賃金の構造的変化について」, 『日本銀行調査月報』, 2002年8月.
- Ramey, Garey and Valerie A.Ramey (1995), "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth," *American Economic Review*, Vol. 85, No. 5, pp. 1138-1151.
- Sanchez, Rosario and Luis Toharia (2000), "Temporary Workers and Productivity: the Case of Spain," *Applied Economics*, Vol. 32, No. 5, pp. 583-591.
- Tachibanaki, Toshiaki (1987), "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.," *European Economic Review*, Vol. 31, No. 3, pp. 647-684.
- Tachibanaki, Toshiaki and Masayuki Morikawa (2000), "Employment Adjustment, Wage Cut and Shutdown: An Empirical Analysis Based on the Micro-data of Manufacturing Industry," MITI/RI Discussion Paper, #99-DF-34.
- Vidal, Matt and Leann M. Tigges (2009), "Temporary Employment and Strategic Staffing in the Manufacturing Sector," *Industrial Relations*, Vol. 48, No. 1, pp. 55-72.

〔図表〕

表1 サンプル企業の雇用形態別労働者数

	1994		2006	
	合計	1社平均	合計	1社平均
常用労働者数	2,048,563	235.0	1,913,308	219.5
フルタイム労働者数	1,866,766	214.2	1,642,097	188.4
パートタイム労働者数	181,797	20.9	271,211	31.1
臨時・日雇労働者数	33,726	3.9	24,125	2.8
派遣労働者数	—	—	134,829	15.5

(注)8,716社のbalanced panelより計算。

図1 純雇用変動（雇用形態別）

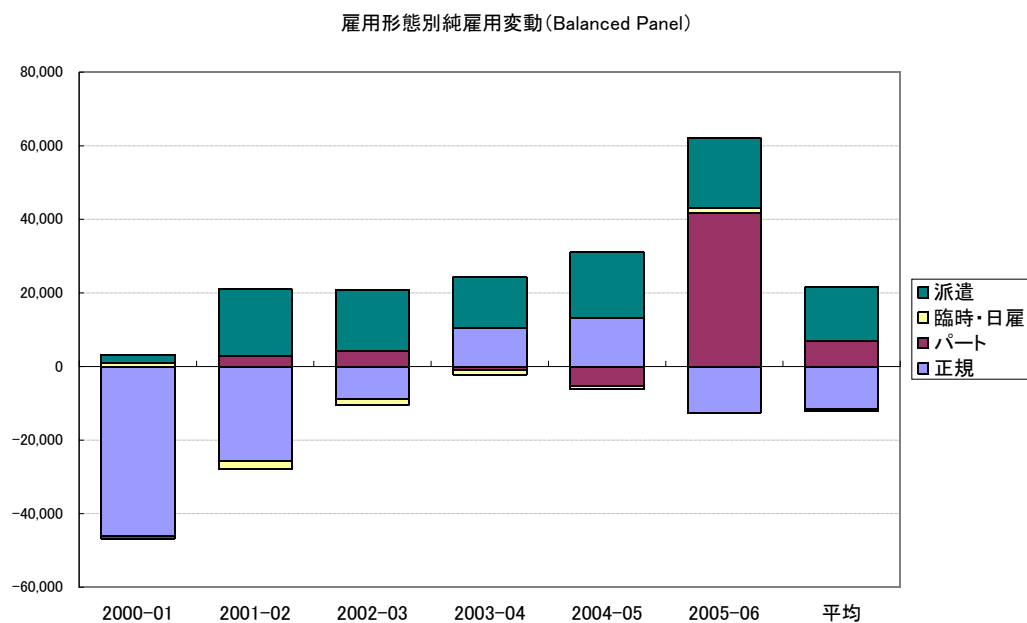


図2 粗雇用フロー（雇用形態別）

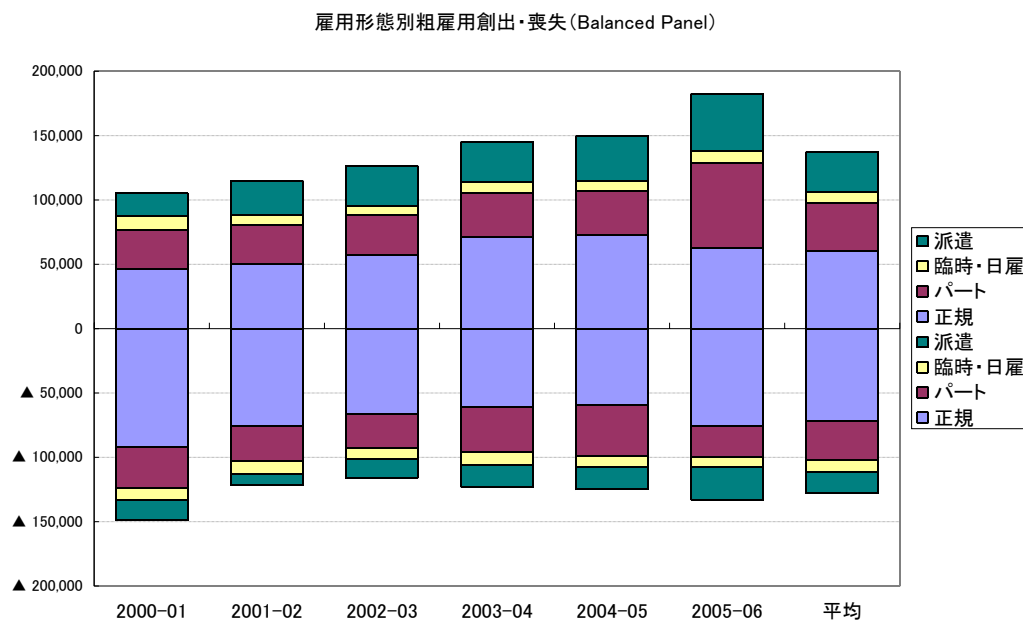


図3 粗雇用再配分率（雇用形態別）

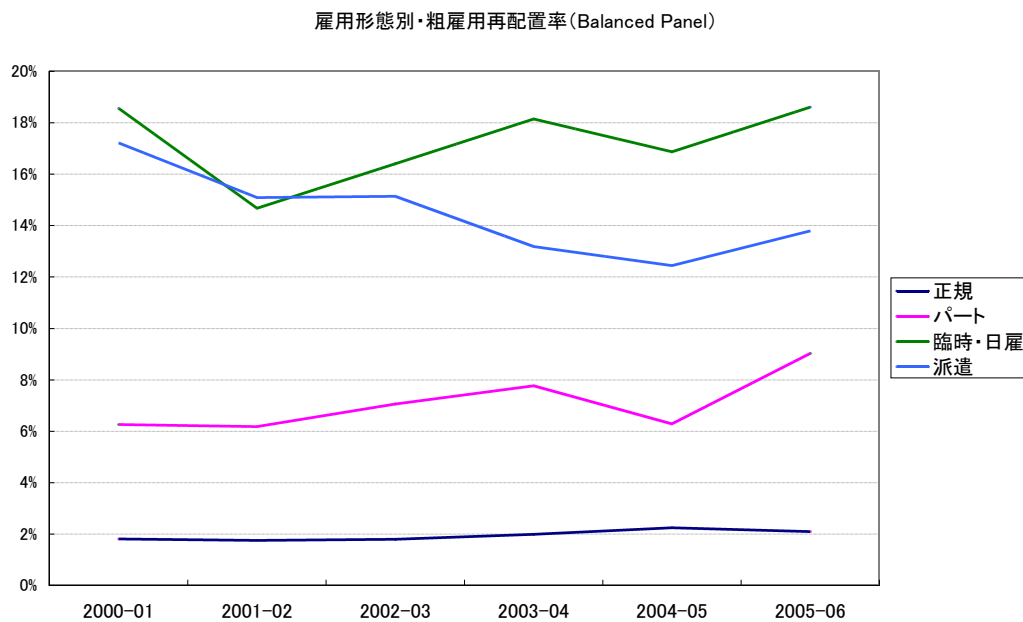


図4 正規・非正規雇用の代替／補完（企業数）

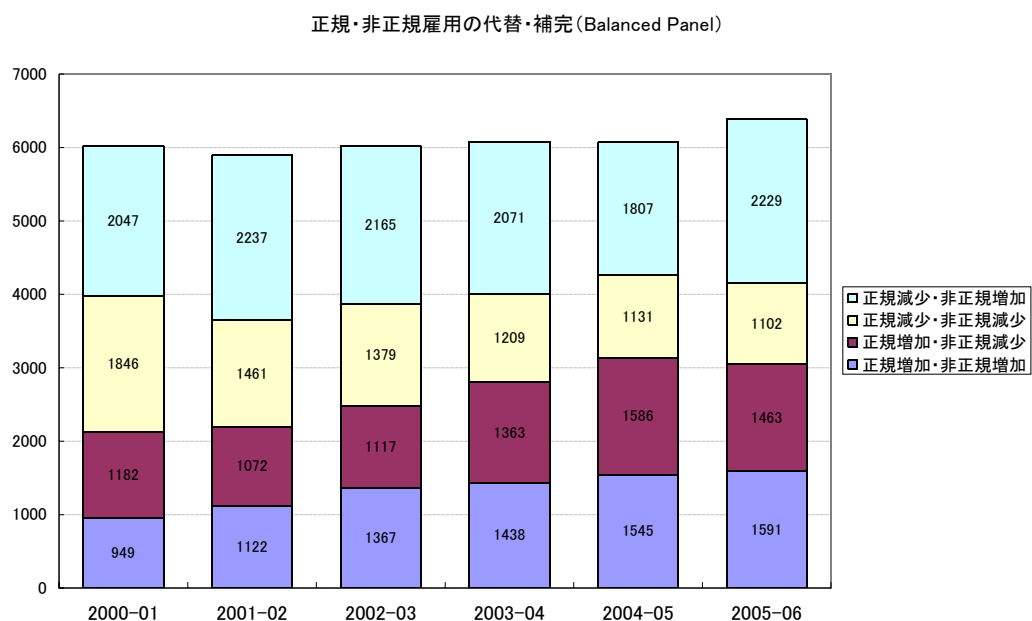


表2 正規とパート及び派遣の関係（企業数）

	正規増加・ パート増加	正規減少・ パート増加	正規増加・派 遣増加	正規減少・派 遣増加
2000-01	726	1,635	550	905
2001-02	793	1,714	692	1,137
2002-03	944	1,656	889	1,209
2003-04	946	1,516	1,045	1,190
2004-05	1,058	1,324	1,163	1,041
2005-06	1,117	1,871	1,132	1,077
01-06平均	931	1,619	912	1,093

表3 雇用形態間の雇用変化の相関係数

(1年間)	パート	臨時・日雇	派遣	正規(フルタイム)
パート	1.000			
臨時・日雇	0.032	1.000		
派遣	0.099	0.079	1.000	
正規(フルタイム)	-0.049	-0.022	0.071	1.000

(3年間)	パート	臨時・日雇	派遣	正規(フルタイム)
パート	1.000			
臨時・日雇	-0.005	1.000		
派遣	0.077	-0.097	1.000	
正規(フルタイム)	-0.091	0.001	0.284	1.000

(5年間)	パート	臨時・日雇	派遣	正規(フルタイム)
パート	1.000			
臨時・日雇	-0.076	1.000		
派遣	-0.109	-0.228	1.000	
正規(フルタイム)	-0.055	-0.023	0.349	1.000

(注)雇用形態別の雇用の対数値の変化($\ln(E_t/E_{t-1})$)を使用して計算。

図5 雇用調整弾性値 (雇用形態別)

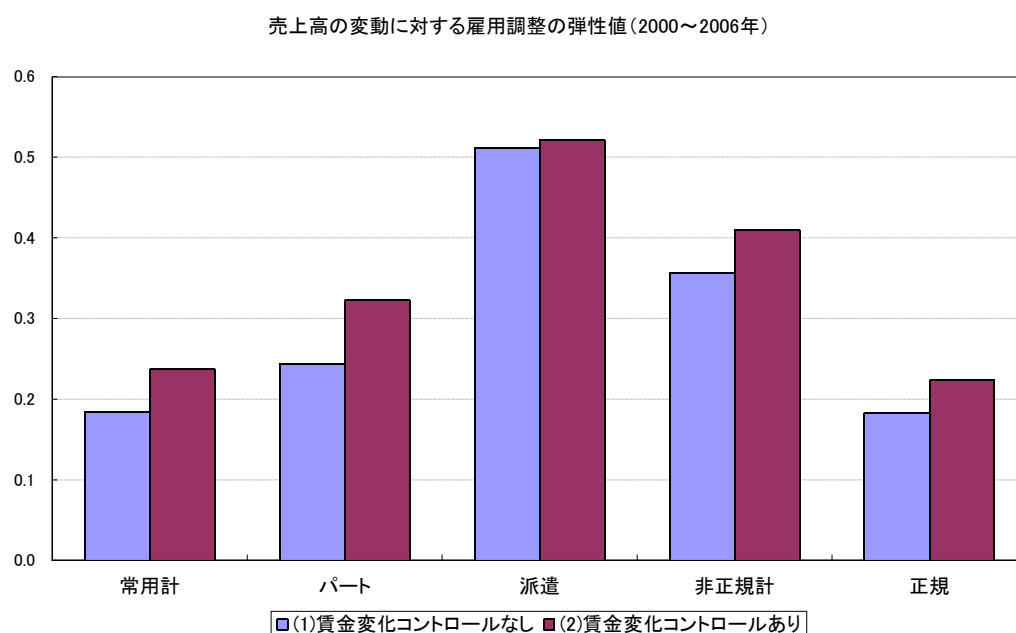


図6 雇用調整弾性値（雇用形態別・計測期間別）

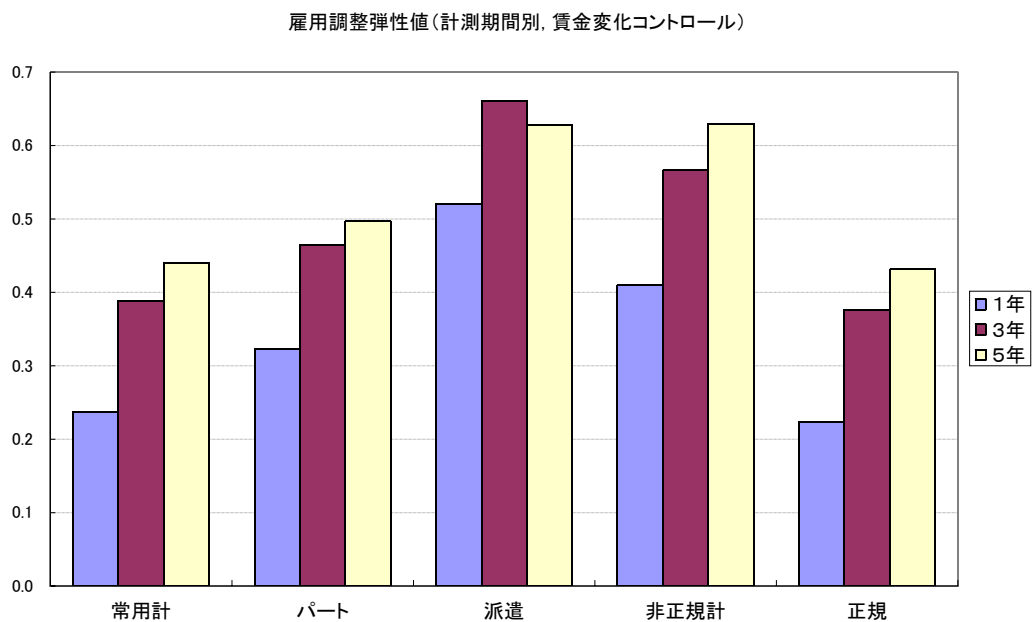


図7 売上高のヴォラティリティが1標準偏差大きい場合の非正規雇用への効果(1)

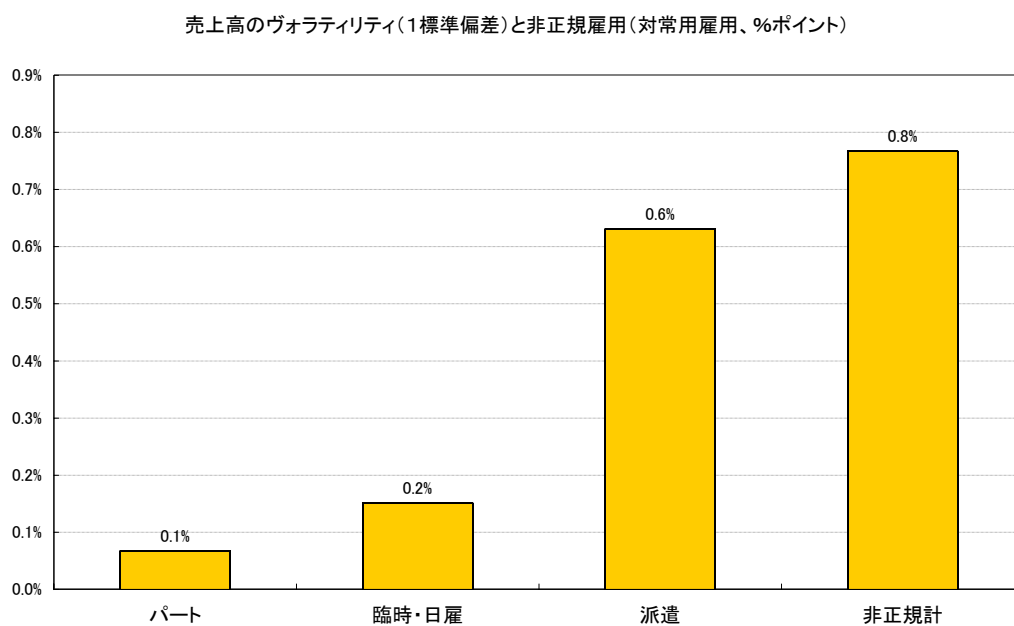


図8 売上高のヴォラティリティが1標準偏差大きい場合の非正規雇用への効果(2)

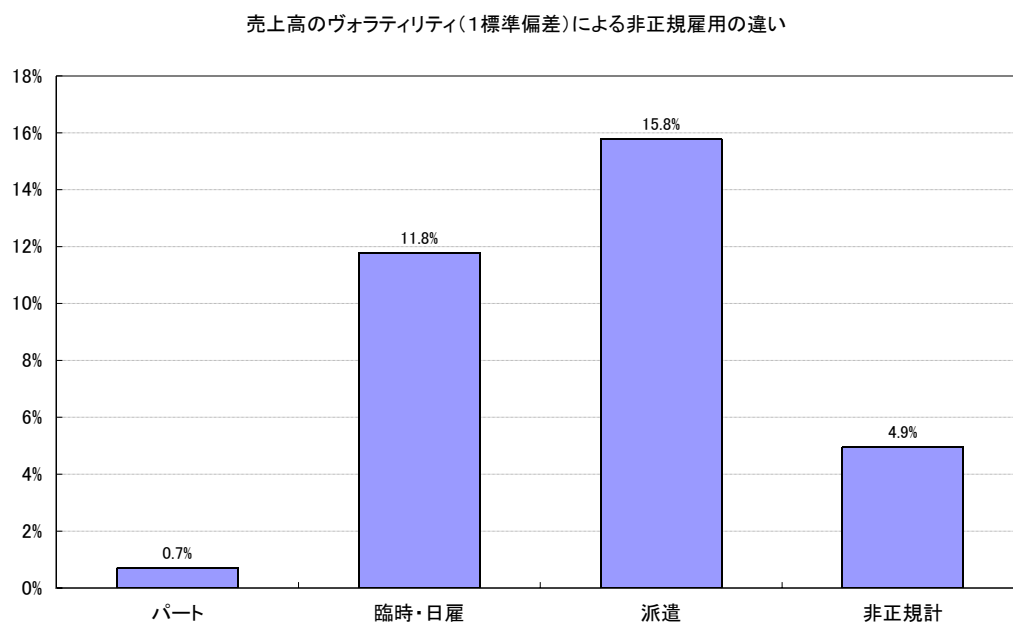
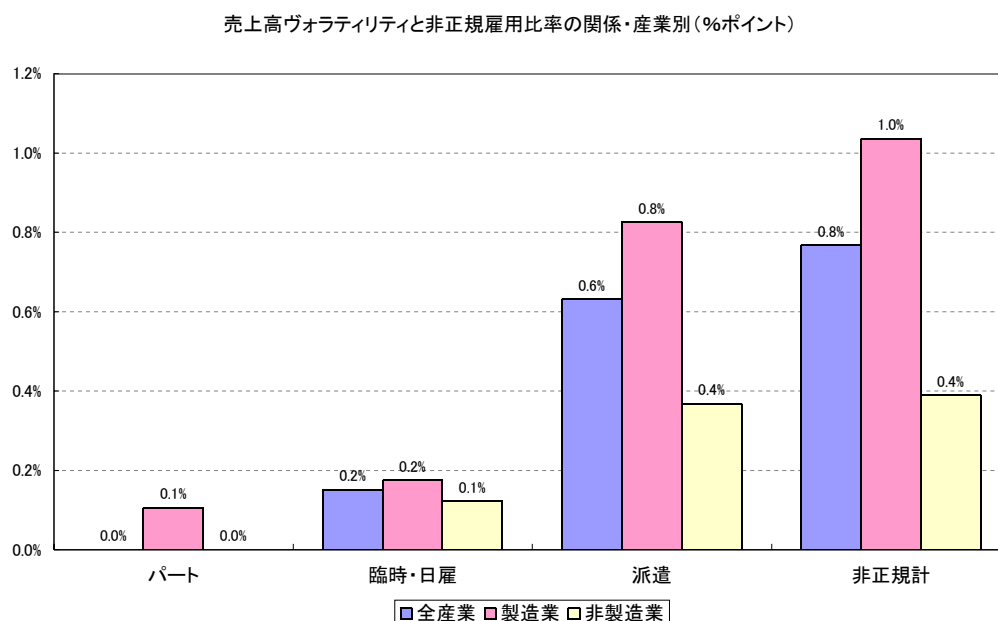


表4 ヴォラティリティと非正規労働者比率の推計結果 (製造業・非製造業別)

	パート	臨時・日雇	派遣	非正規計
全産業	0.014	0.032	0.134	0.163
製造業	0.023	0.037	0.177	0.222
非製造業	0.022	0.026	0.079	0.083

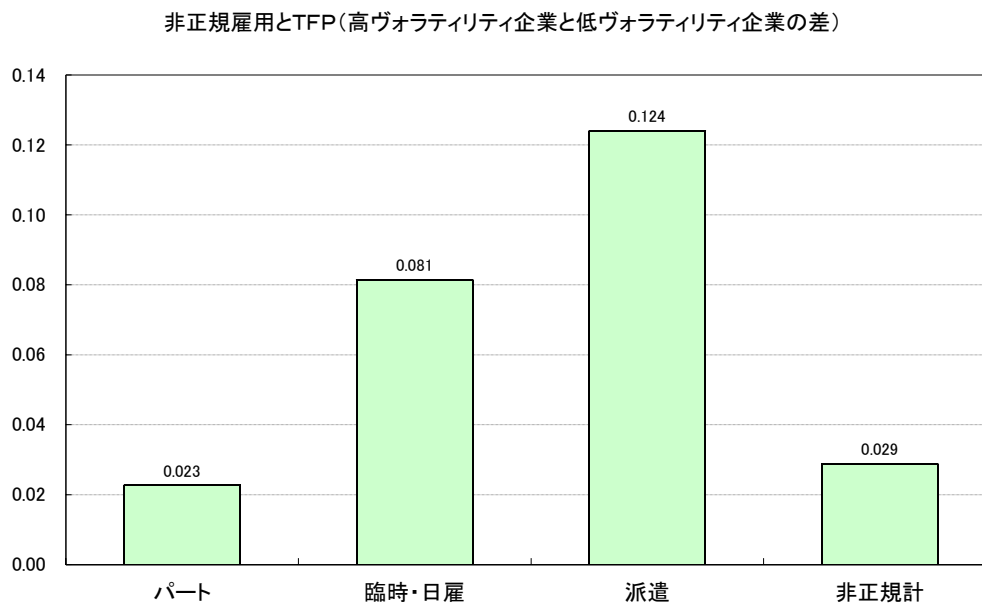
(注)イタリックは10%水準で非有意。

図9 ヴォラティリティと非正規労働者比率（製造業、非製造業別）



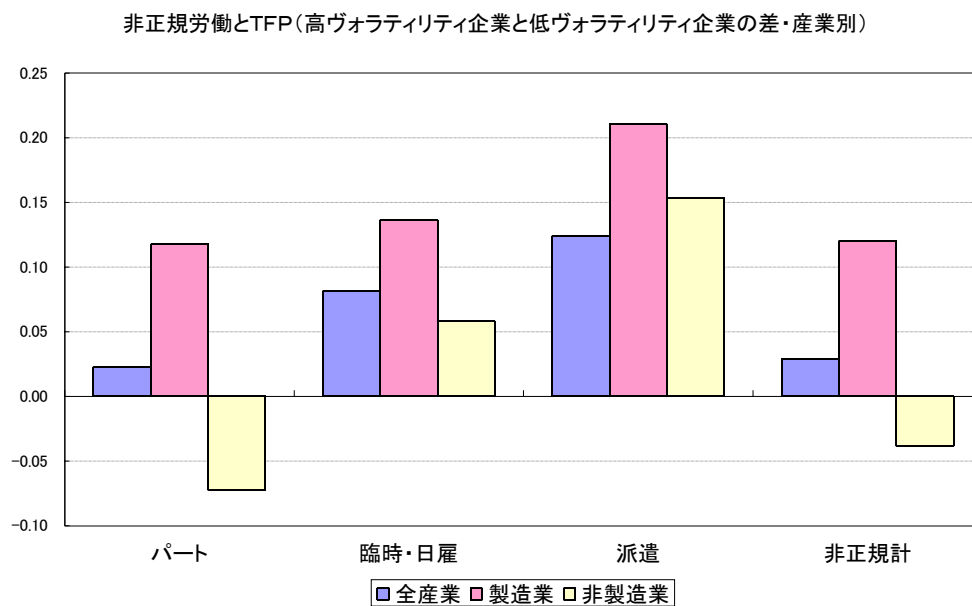
（注）産業別に推計された係数に各産業のヴォラティリティ1標準偏差を乗じて算出。

図10 非正規労働者比率とTFP



（注）グラフは、TFPを説明する回帰式における「高ヴォラチリティ企業」と「低ヴォラティリティ企業」の非正規比率の係数の差を表示。

図 1 1 非正規雇用者比率と T F P (産業別)



(注) グラフは、TFP を説明する回帰式における「高ヴォラチリティ企業」と「低ヴォラティリティ企業」の非正規比率の係数の差を表示。

[参考表]

参考表1 雇用形態別ジョブ・フロー

(1) 実数

GJC	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	46,407	30,263	10,854	17,625
2001-02	50,273	30,114	7,813	26,664
2002-03	57,258	31,173	6,604	31,167
2003-04	71,178	33,865	8,976	30,992
2004-05	72,712	34,007	7,619	35,528
2005-06	62,896	66,019	9,457	44,072
平均	60,121	37,574	8,554	31,008

GJD	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	-92,330	-31,228	-9,825	-15,484
2001-02	-75,935	-27,183	-10,094	-8,489
2002-03	-65,965	-26,828	-8,388	-14,617
2003-04	-60,823	-34,839	-10,168	-16,956
2004-05	-59,437	-39,273	-8,503	-17,675
2005-06	-75,418	-24,413	-7,928	-25,088
平均	-71,651	-30,627	-9,151	-16,385

NJC	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	-45,923	-965	1,029	2,141
2001-02	-25,662	2,931	-2,281	18,175
2002-03	-8,707	4,345	-1,784	16,550
2003-04	10,355	-974	-1,192	14,036
2004-05	13,275	-5,266	-884	17,853
2005-06	-12,522	41,606	1,529	18,984
平均	-11,531	6,946	-597	14,623

(2) 変化率

GJCR	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	0.7%	3.3%	9.6%	9.2%
2001-02	0.8%	3.3%	7.1%	11.4%
2002-03	0.9%	3.3%	6.5%	10.3%
2003-04	1.1%	3.6%	9.3%	8.5%
2004-05	1.1%	3.7%	8.3%	8.3%
2005-06	1.0%	6.6%	10.1%	8.8%
平均	0.9%	4.0%	8.5%	9.4%

GJDR	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	-1.1%	-3.0%	-8.9%	-8.1%
2001-02	-1.0%	-2.9%	-7.6%	-3.6%
2002-03	-0.9%	-3.7%	-9.9%	-4.8%
2003-04	-0.9%	-4.2%	-8.8%	-4.7%
2004-05	-1.1%	-2.6%	-8.6%	-4.1%
2005-06	-1.1%	-2.4%	-8.5%	-5.0%
平均	-1.0%	-3.1%	-8.7%	-5.1%

NJC	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	-0.7%	-0.1%	0.9%	1.1%
2001-02	-0.4%	0.3%	-2.1%	7.8%
2002-03	-0.1%	0.5%	-1.7%	5.5%
2003-04	0.2%	-0.1%	-1.2%	3.9%
2004-05	0.2%	-0.6%	-1.0%	4.2%
2005-06	-0.2%	4.2%	1.6%	3.8%
平均	-0.2%	0.7%	-0.6%	4.4%

GJRR	正規	パート	臨時・日雇	派遣
2000-01	1.8%	6.3%	18.6%	17.2%
2001-02	1.8%	6.2%	14.7%	15.1%
2002-03	1.8%	7.1%	16.4%	15.1%
2003-04	2.0%	7.8%	18.1%	13.2%
2004-05	2.2%	6.3%	16.9%	12.4%
2005-06	2.1%	9.0%	18.6%	13.8%
平均	2.0%	7.1%	17.2%	14.5%

参考表2 雇用変化率の売上高変化率に対する弾性値

	(1)賃金変化コントロールなし			(2)賃金変化コントロールあり		
	1年間	3年間	5年間	1年間	3年間	5年間
常用計	0.185	0.351	0.408	0.237	0.388	0.441
パート	0.244	0.390	0.421	0.323	0.465	0.497
派遣	0.511	0.667	0.647	0.521	0.661	0.628
非正規計	0.356	0.521	0.577	0.410	0.566	0.630
正規	0.183	0.350	0.411	0.224	0.376	0.431

参考表3 ヴォラティリティと非正規雇用の関係（推計結果）

(1)パートタイム

	Pooled OLS			
	(1)		(2)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
売上高ボラティリティ	0.014	0.009	0.013	0.009
売上高平均伸び率			0.034	0.019 *
非現場労働者比率	-0.145	0.003 ***	-0.145	0.003 ***
企業規模(対数従業者数)	0.019	0.001 ***	0.019	0.001 ***
企業年齢	-0.001	0.000 ***	-0.001	0.000 ***
年ダミー		yes		yes
産業ダミー		yes		yes
N	113,308		113,308	
Adj R-squared	0.3003		0.3003	

(2)臨時・日雇

	Pooled OLS			
	(1)		(2)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
売上高ボラティリティ	0.032	0.008 ***	0.032	0.008 ***
売上高平均伸び率			0.002	0.017
非現場労働者比率	-0.002	0.003	-0.002	0.003
企業規模(対数従業者数)	0.000	0.001	0.000	0.001
企業年齢	0.000	0.000	0.000	0.000
年ダミー		yes		yes
産業ダミー		yes		yes
N	113,308		113,308	
Adj R-squared	0.0310		0.0310	

(3)派遣

	Pooled OLS			
	(1)		(2)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
売上高ボラティリティ	0.134	0.011 ***	0.115	0.011 ***
売上高平均伸び率			0.499	0.023 ***
非現場労働者比率	0.006	0.004	0.006	0.004
企業規模(対数従業者数)	0.011	0.001 ***	0.008	0.001 ***
企業年齢	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***
年ダミー		yes		yes
産業ダミー		yes		yes
N	61,012		61,012	
Adj R-squared	0.0783		0.0852	

(4)非正規計

	Pooled OLS			
	(1)		(2)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
売上高ボラティリティ	0.163	0.020 ***	0.146	0.020 ***
売上高平均伸び率			0.443	0.043 ***
非現場労働者比率	-0.166	0.008 ***	-0.166	0.008 ***
企業規模(対数従業者数)	0.033	0.001 ***	0.030	0.001 ***
企業年齢	-0.001	0.000 ***	-0.001	0.000 ***
年ダミー		yes		yes
産業ダミー		yes		yes
N	61,012		61,012	
Adj R-squared	0.2051		0.2065	

(注)***は1%, **は5%, *は10%の有意水準。

参考表4 非正規雇用とTFPの関係(推計結果)

(1)パート

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.032	0.002	***	0.010	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.920	0.005	***	0.881	0.004	***
パート比率	0.453	0.013	***	0.430	0.009	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		52,087			52,708	
Adj R-squared		0.4806			0.5562	

(2)臨時・日雇

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.041	0.002	***	0.027	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.858	0.005	***	0.794	0.004	***
臨時・日雇比率	0.055	0.015	***	-0.026	0.010	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		52,087			52,708	
Adj R-squared		0.4684			0.5367	

(3)派遣

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.061	0.003	***	0.041	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.847	0.007	***	0.793	0.005	***
派遣比率	0.195	0.017	***	0.071	0.020	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		26,021			26,584	
Adj R-squared		0.4893			0.5631	

(4)非正規計

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.056	0.003	***	0.031	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.873	0.007	***	0.827	0.005	***
非正規比率	0.234	0.010	***	0.205	0.008	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		26,021			26,584	
Adj R-squared		0.4967			0.5723	

(注)***は1%, **は5%, *は10%の有意水準。

参考表5 非正規雇用とTFPの関係(推計結果)(2)

(1)パート

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.032	0.002	***	0.011	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.920	0.005	***	0.881	0.004	***
売上高ヴォラティリティ	0.193	0.031	***	0.200	0.118	*
パート比率	0.454	0.013	***	0.430	0.009	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		52,087			52,708	
Adj R-squared		0.4810			0.5562	

(2)臨時・日雇

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.040	0.002	***	0.027	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.858	0.005	***	0.794	0.004	***
売上高ヴォラティリティ	0.178	0.032	***	0.370	0.121	***
臨時・日雇比率	0.055	0.015	***	-0.027	0.010	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		52,087			52,708	
Adj R-squared		0.4687			0.5368	

(3)派遣

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.061	0.003	***	0.042	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.848	0.007	***	0.794	0.005	***
売上高ヴォラティリティ	0.288	0.045	***	0.924	0.172	***
派遣比率	0.192	0.017	***	0.066	0.020	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		26,021			26,584	
Adj R-squared		0.4901			0.5636	

(4)非正規計

	中央値超			中央値未満		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模(対数従業者数)	0.055	0.003	***	0.032	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.874	0.007	***	0.827	0.005	***
売上高ヴォラティリティ	0.300	0.045	***	0.707	0.170	***
非正規比率	0.233	0.010	***	0.203	0.009	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		26,021			26,584	
Adj R-squared		0.4975			0.5726	

(注)***は1%, **は5%, *は10%の有意水準。

参考表6 非正規雇用とTFPの関係(推計結果:交差項を含む推計)

(1)パート

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.021	0.001	***	0.021	0.001	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.904	0.003	***	0.904	0.003	***
パート比率	0.436	0.008	***	0.384	0.010	***
ヴォラティリティ*パート比率				0.845	0.106	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		104,795			104,795	
Adj R-squared		0.5034			0.5037	

(2)臨時・日雇

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.033	0.001	***	0.033	0.001	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.830	0.003	***	0.830	0.003	***
臨時・日雇比率	0.012	0.009	***	-0.051	0.014	***
ヴォラティリティ*臨時・日雇比率				1.036	0.177	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		104,795			104,795	
Adj R-squared		0.4882			0.4883	

(3)派遣

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.049	0.002	***	0.049	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.822	0.004	***	0.824	0.004	***
派遣比率	0.171	0.012	***	-0.066	0.022	***
ヴォラティリティ*派遣比率				2.829	0.221	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		52,605			52,605	
Adj R-squared		0.5163			0.5178	

(4)非正規計

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.041	0.002	***	0.042	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.854	0.004	***	0.854	0.004	***
非正規比率	0.224	0.007	***	0.137	0.010	***
ヴォラティリティ*非正規比率				1.274	0.103	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N		52,605			52,605	
Adj R-squared		0.5247			0.5261	

(注)***は1%, **は5%, *は10%の有意水準。

参考表7 非正規雇用と TFP の関係（推計結果：交差項を含む推計）（2）

(1)パート

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.021	0.001	***	0.021	0.001	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.904	0.003	***	0.904	0.003	***
売上高ヴォラティリティ	0.173	0.021	***	0.116	0.025	***
パート比率	0.436	0.008	***	0.402	0.011	***
ヴォラティリティ*パート比率				0.552	0.124	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N	104,795			104,795		
Adj R-squared	0.5037			0.5038		

(2)臨時・日雇

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.034	0.001	***	0.034	0.001	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.830	0.003	***	0.830	0.003	***
売上高ヴォラティリティ	0.179	0.022	***	0.166	0.022	***
臨時・日雇比率	0.011	0.009		-0.042	0.014	***
ヴォラティリティ*臨時・日雇比率				0.865	0.179	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N	104,795			104,795		
Adj R-squared	0.4885			0.4886		

(3)派遣

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.050	0.002	***	0.050	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.823	0.004	***	0.824	0.004	***
売上高ヴォラティリティ	0.334	0.031	***	0.230	0.033	***
派遣比率	0.164	0.012	***	-0.028	0.023	
ヴォラティリティ*派遣比率				2.316	0.232	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N	52,605			52,605		
Adj R-squared	0.5173			0.5182		

(4)非正規計

	Pooled OLS					
	(1)			(2)		
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
企業規模	0.042	0.002	***	0.042	0.002	***
企業年齢	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
平均賃金	0.855	0.004	***	0.854	0.004	***
売上高ヴォラティリティ	0.322	0.031	***	0.152	0.038	***
非正規比率	0.221	0.007	***	0.156	0.011	***
ヴォラティリティ*非正規比率				0.986	0.125	***
年ダミー		yes			yes	
産業ダミー		yes			yes	
N	52,605			52,605		
Adj R-squared	0.5257			0.5262		

(注)***は1%, **は5%, *は10%の有意水準。