



RIETI Discussion Paper Series 11-J-051

非正規労働者はなぜ増えたか

浅野 博勝
亜細亜大学

伊藤 高弘
大阪大学

川口 大司
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/>

非正規労働者はなぜ増えたか

浅野博勝（亜細亜大学）*

伊藤高弘（大阪大学）†

川口大司（一橋大学）‡

要 旨

過去 20 年の間に、日本の雇用を取り巻く状況は大きな変化を遂げている。非正規化の進展は最も顕著な現象の一つであり、1986 年には 17%程度であった非正規労働者の比率は、2008 年には 34%までにも増大している。本稿ではこの非正規労働者の増加という長期的傾向の解明を試みる。まず同時期における非正規労働者の正規労働者に対する相対賃金は非常に安定的であり、このことは非正規労働者の相対的な需要のみならず供給も増大していることを示唆している。ただし、産業構造の変化や労働人口構成の変化は非正規労働者の増加の四分の一程度しか説明しておらず、残り部分については、女性労働者の非正規就業確率の上昇、あるいは卸売・小売業やサービス業における非正規雇用需要の増大などが大きな要因となっている。また、企業データを用いた分析からは、非正規労働者の増加の六割程度を、産業構造の変化と生産物需要の不確実性そして情報通信技術の導入によって説明できることが示された。

キーワード：非正規労働者，女性の労働参加，不確実性，情報通信技術

JEL 分類コード：J23 (Labor Demand, Labor Supply)

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。

* 亜細亜大学経済学部准教授

† 大阪大学社会経済研究所特任助教

‡ 一橋大学経済学研究科准教授、経済産業研究所ファカルティフェロー、東京経済研究センターフェロー、Institute for the Study of Labor (IZA) リサーチフェロー

1 はじめに

過去 20 年の間に、日本の雇用を取り巻く状況は大きな変化を遂げている。非正規化の進展は最も顕著な現象の一つであり、1986 年には 17% 程度であった非正規労働者の全労働者に占める割合は、2008 年には 34% までにも増大している(図 1)。言うまでもなく、雇用の非正規化とは雇用の不安定化を意味し、実際 2008 年の金融危機を契機に 25 万人もの非正規労働者が 2009 年末までに職を失っている(厚生労働省, 2010)。雇用安定化への高まる社会的圧力を前に、国会では専門技術を必要とする 26 業務を除く全ての製造・非製造業部門において登録型派遣労働者の使用を禁ずる法案が議論されている(労働政策審議会答申, 2010 年 2 月 24 日)。

このように、非正規労働者の増加に対する関心が高まる一方で、雇用の非正規化が進展した理由についてのわれわれの知識は限られたものでしかない。非正規雇用の急増は、日本のみならず、アメリカやイギリス、大陸欧州諸国や韓国においても見られる現象であり(Organisation for Economic Co-operation and Development, 2002)、その意味でも全世界に共通な要因が大きく関係していると考えられる。とりわけ大きな原因として、それぞれの企業が直面する需要の不確実性が大きくなったことが要因の一つとして指摘されてきている(Comin and Mulani, 2006; Comin and Philippon, 2006; 森川, 2010)。正規労働者の雇用調整コストが高い状況においては、需要変動に対して素早い調整が可能な労働力が必要となる可能性が高い。このような需要面での変化が雇用の非正規化にあたる影響については、これまでも幾つかの研究において指摘されている(Cappelli and Neumark, 2004; Houseman, 2001; Morikawa, 2010; Ono and Sullivan, 2006; Organisation for Economic Co-operation and Development, 2008; Vidal and Tigges, 2009)。一方、供給面の要因として、女性の労働参加の増大およびその結果としてのより柔軟な勤務体系を求める労働者の増加などが考えられる(Gaston and Kishi, 2007; Houseman and Osawa, 1995)。

以上に指摘した世界的な経済環境の変化に加えて、日本に固有な要因が雇用の非正規化の大きく関係している。終身雇用という言葉に表わされるような企

業と労働者との間の信頼に裏打ちされた相互依存的関係は、日本の労働市場における一つの特徴であり、日本における労働者の平均在職年数の長さは現在もなお際立っている。このような企業 労働者間の強い結び付きは、高度の（企業特制的）人的資本の蓄積を可能とするのであるが、1990年初頭以来の長きにわたる日本経済の低迷によって、蓄積された人的資本の収益率は低下しつつある可能性が多く、いわゆる日本的雇用慣行の根拠は揺らぎつつある（Hamaaki et al., 2010）。正規労働者は企業との長期雇用に関する暗黙契約の中にあり、企業は利潤最大化の観点からも、正規労働者の雇用調整になかなか手をつけようとはしない。その結果、企業は一時的な生産物需要の変動に対して、長期契約のない非正規雇用を雇うことで対処しようとする可能性がある。すなわち、日本における非正規雇用の増大は長期雇用慣行の衰退の裏返しとも言えよう。

以上の問題意識を出発点として、本稿では、日本の労働市場における雇用の非正規化進展の要因について分析を試みる。まず、需要面および供給面の要因について、正規雇用に対する非正規雇用の相対賃金および相対労働供給量の動きを見ながら概観する。賃金構造基本調査を用いた分析では、正規労働者に対する非正規労働者の割合は過去20年上昇傾向にあるにも関わらず、両者の間の相対賃金は極めて安定していることが示された。この結果は、非正規労働者に対する需要が増加していることを示唆しており、供給のみならず需要のシフトも雇用の非正規化に影響していることを意味している。

次に、労働の需要面と供給面の要因について個別に分析を行う。供給サイドの要因としては、女性の労働参加の増加およびそれを通じた柔軟な勤務体系へのニーズの高まりなどがしばしば指摘されるところである。労働の需要面においては、製造業からサービス業への産業構造のシフトによる影響も小さくないであろう。一般に、細かな需要の変化に直面するサービス業ではそれに対処するために労働者の配置をより柔軟に行う必要があるのである。これらの影響をみるために、1986年から2008年までの労働力調査のデータを用いて分析を行った。分析結果から、女性の労働参加は部分的に非正規労働の供給のシフトを説明しており、産業構造の変化も部分的に需要シフトを説明していることが示さ

れた。しかしながら、全体として、これらの影響は大きく見積もってもせいぜい非正規雇用の全体の増加の内の四分の一であり、残りの四分の三はこれらでは説明できない部分である。すなわち、年齢や教育水準などが同質のグループ内あるいは同一産業内で非正規雇用の増加は起こっている。需要シフトの影響をさらに調べるために、1995年から2007年にまたがる企業活動基本調査のデータを用いた分析も行った。企業の直面する不確実性は、非正規労働者の雇用決定に大きな影響を及ぼしていることが示されたが、データの期間における非正規雇用の増大をそれほど説明できていない。非正規雇用の増加の内、産業構成の変化や生産物需要の不確実性、そして情報技術の導入などで説明できるのは六割程度である。

以下、第二節では非正規労働者の幾つかの異なる定義を紹介し、過去20年においてそれぞれの定義において雇用の非正規化がどのように進展してきたかを概観する。第三節では需要面と供給面の要因について分析し、労働人口構成の変化あるいは産業構造の変化が非正規雇用の増大をどの程度説明できるかということをも明らかにする。第四節では企業レベルのデータを用いて非正規労働者の雇用決定における不確実性および情報通信技術の普及の影響について分析を試みる。そして最後に、本稿の結論を述べる。

2 非正規労働者とその定義

一般的に非正規労働者と言う場合、それはいわゆる正社員以外の労働者のことであり、また正社員に比して低いコストで解雇が可能な労働者たちのことを意味する。雇用者と被雇用者との間の不安定な雇用関係を表すこの概念は、幾つかの定義によって捕捉することが可能である。本稿では、非正規労働者に関して幾つかの定義を用いるが、それは統計資料に応じてその扱いがそれぞれ異なるからであり、また一つの統計のうちでもいくつかの定義がありうるためである。政府の統計資料のうち、非正規労働者を最も包括的に捕捉しているのは総務省統計局が実施する労働力調査であろう。労働力調査では、毎月約4万家計から15歳以上の10万人が調査されている。そこでは、労働者の過去一週間

における労働時間と契約期間（従業上の地位）および職場での呼称が記録されている。

この情報を用いて、まず非正規雇用を三つの側面から定義してみよう。一つ目は、通常の正規労働者よりも労働時間が短い（週 35 時間以下）短時間労働者である。二番目の定義は、雇用期間に基づく定義であり、契約期間が 1 年以下の臨時・期間労働者である。この定義は OECD による臨時労働者の定義と同じである（Organisation for Economic Co-operation and Development, 2002）。最後に、一般的な通念に最も近い、職場での呼称に基づく定義である。いわゆる正社員と呼ばれる者以外がこの定義に当てはまる。この“非正社員”に含まれるのは、パート、アルバイト、契約社員、嘱託、そして派遣社員である。正社員と非正社員の違いは主に昇進の見込みや雇用年数の違いにあり、一般に正社員とは現在の雇用者の下で長期にわたり働いていたり、あるいは今後働く予定のある者のことを指す。会社は相互の信頼関係を守るために不景気の際には彼らの雇用を守る傾向がある。例えば神林（2010）は企業の人的資源管理の点において両者の違いは非常に重要であるとしている。実際、彼の研究によれば、正社員と非正社員の違いが、契約期間と労働時間をコントロールした後で、企業の実施する研修に労働者が参加するかどうかの決定に大きく影響するとしている。

表 1 は、それぞれ三つの定義に基づいて作成したクロス集計表である。第一行目を見ると、正規労働者（正社員）の大半が 35 時間以上働く常勤であり、契約期間も 1 年より長い常雇であることがわかる。しかしながら、非正規労働者（パート、アルバイトなど）の約 45%（= 11.78% / 26.37%）が 35 時間以上働く常勤であり、また約 50%（= 13.38% / 26.53%）が一年より長い契約期間で働く常雇である点は特筆すべき点である。このように、非正規労働者とは必ずしも短時間労働者ではないし、短期契約労働者でもないことがわかる。

図 1 のパネル A は、上述の三つの定義に基づいて 1986 年から 2008 年間の非正規労働者の割合の動きを示したものである。労働時間が週 35 時間未満の労働者の割合は 1986 年には 10%程度であったが、2002 年には 22%近くに上昇しており、その後は 20%台で変動していることがわかる。契約年数が 1 年以下の

労働者についても、その割合は 1986 年には 10%程度程度であり、2002 年以降は停滞しているが 14%近くまで上昇している。しかしながら、最も大きな上昇を見せているのが、職場での呼称による定義である。職場での呼称が正社員ではない者（パート、アルバイトなど）の割合は 16%から 33%まで約 2 倍の上昇を見せている。これらの図より、近年言われている非正規労働者の増加は、短時間労働者や契約期間の短い労働者の増加というよりはむしろ非正社員の増加によって説明されることがわかる。

図 1 のパネル B は、この呼称による定義に基づいて、非正規労働者数の全労働者数に占める割合に加え、全労働者の総労働時間に占める非正規労働者の労働時間比率を図示している。非正規労働者は一般的に正規労働者に比べて労働時間が少ないことが予想されるので、人数の割合のみで測ると非正規労働者の重要性を過剰に誤って捉える可能性がある。しかしながら、総労働時間比率で示しても、非正規労働者の増大という長期的傾向に変化はないことが図よりわかる。

3 需要 - 供給分析

a . 相対的需要量および供給量のシフト

経済における非正規労働者の増加は、潜在的には、需要シフトと供給シフト、あるいはその両方によって説明が可能である。例えば、企業の直面する生産物需要の不確実性の上昇などは非正規労働者の需要を上昇させるかもしれない（Houseman, 2001）。一方で、供給サイドにおいては、女性の労働参加の増大が非正規労働者の増加を招いてきたと考えられる。

そこで需要と供給のシフトの相対的重要性を調べるために、賃金構造基本調査のデータを用い、正規労働者に対する非正規労働者の時間給の比率の動きを示したのが図 2 である¹。この図より、パートタイム労働者の割合は、2006 年の

¹ 労働力調査（特別調査）には年収の情報しか含まれておらず、時間給の計算には誤差が大きいことが予想されるので、ここでは賃金構造基本調査におけるデータを用いている。この賃金構造基本調査は厚生労働省によって実施されている事業所調査であり、毎年 6 月に 100 万人を超える労働者の労働時間および給与の情報が含まれている。調査において各事業

減少を除けば、過去 20 年の間に着実に上昇していることがわかる。仮にパートタイム労働者の需要がこの間一定であったとするならば、パートタイム労働者の相対賃金は供給の上昇に応じて減少することになる。しかしながら、パートタイム労働者の相対賃金は極めて安定しており、むしろ 90 年代後半では上昇傾向にあるようにさえ見える。すなわち、近年のパートタイム労働者の増加はパートタイム労働者の需要と供給がともに増加したことに起因すると考えられる。この発見を踏まえて、以下では、供給面と需要面のそれぞれについて個別に分析を行う。

b . 女性の労働力参加と非正規労働の供給増加

非正規労働者への供給増加は労働人口に占める女性労働者数の増加によって説明可能かもしれない。女性の労働供給の増大の背景としては、社会的規範の変化や家電などの発達に伴う家事時間の減少による既婚女性の留保賃金の低下などが挙げられよう。そして、女性労働者の中でも特別な技能を持ち合わせていない者は、社会保障制度などの制度面での理由から、非正規労働者として労働市場に参加する以外に魅力的な選択肢がない可能性もある (Abe and Ohtake , 1997)。図 3 は、1986 年から 2008 年の間の全労働人口に占める女性労働者の割合を図示している。図より、全ての期間において、非正規労働者として働く可能性は女性の方が高いことがわかる。つまり、女性の労働供給の増大はそのまま非正規労働者の増加を意味することになるのである。

表 2 が示すように、労働者の年齢や教育水準の構成もこの間大きく変化している。例えば、短大・大卒割合の増加もその一つである。一般に短大・大卒者は正規労働者として働く傾向が高く、彼らの増加は非正規労働者の供給の減少をもたらすであろう。年齢構成については、60 歳以上の労働者割合の増加が見られる。60 歳で定年退職した労働者はしばしば非正規労働者として雇用される

所は彼らの従業員名簿から無作為に選んだ労働者の労働時間と賃金を記すことを求められており、したがって、このデータを用いて計算された時間給は正確であろう。ただし、この調査では非正規労働者は労働時間に基づいて定義されており、各事業所において正規労働者よりも短い労働時間の者がパートタイム労働者と定義されている点は注意が必要である。

ので、この年齢階層の増加は非正規労働者の供給の増加につながる事が予想される。これらの傾向は、男性・女性でともに見られる現象である。

以上で述べた労働者の性別構成の変化、あるいは同一性別内での年齢・学歴構成の変化を踏まえ、以下の分析ではこれらの要因が非正規労働者の増加をどの程度説明しうるかということについて分析を行う。ここでは、分解分析の手法を用い、非正規労働者の増加を労働人口構成の変化に起因する部分とそれら構成の変化からは説明できない部分とに分解する。後者の労働人口構成の変化から説明できない増加分とは、すなわち、年齢や教育水準などが同質の労働人口グループ内における傾向の変化である。以下、分解分析の手法について簡単に説明する。

まず、ある労働者 i の t 年における非正規就業状態 (y_{it}) が年齢・学歴などの個人属性 (x_{it}) に依存しているとする、それは

$$y_{it} = x_{it}\beta_t + u_{it}$$

と表される。 β_t は個人属性が非正規就業に与える影響を表わす。ここで、非正規労働者の割合の変化は以下のように分解可能である。

$$\begin{aligned} E(y_{it}|t=1) - E(y_{it}|t=0) &= E(x_{it}|t=1)\beta_1 - E(x_{it}|t=0)\beta_0 \\ &= E(x_{it}|t=0)(\beta_1 - \beta_0) + [E(x_{it}|t=1) - E(x_{it}|t=0)]\beta_1 \end{aligned}$$

最初の項は、年齢・学歴などの特徴が同質である労働人口グループ内での非正規就業確率の変化を表わす。この項を内部効果 (within effect) と呼ぶ。二番目の項は労働人口構成の変化に起因する非正規就業確率の変化を表わし、これは構成効果 (compositional effect) と呼ばれる。

表 3 には、非正規就業ダミーを個人属性に回帰して得られた係数を示してある。定数項が年を経るごとに増加しているが、これは 15 歳から 19 歳にある未婚男性の中卒者または高卒者が非正規労働に従事する確率がこの間上昇していることを意味している。逆に、60 歳以上を除き、20 歳以上の男性労働者では非正規就業確率は概ね減少傾向にあることがわかる。一方、女性ダミーの係数は年を経るごとに上昇しており、女性労働者が非正規労働者として労働市場に参加していることが示唆される。女性の場合、非正規労働に従事する確率は年齢

ごとに大きなばらつきがある。例えば、1986年時点では、学歴などをコントロールした後での年齢効果は35歳から39歳の年齢階層でピークになり、その後の年齢階層では減少している。しかしながら、この年齢階層ごとのばらつきは年々縮小傾向にあることも興味深い点である。非正規労働が家庭を持つ女性の仕事という位置付けから、全ての年齢階層の仕事へと変化していることを反映していると思われる。

この推計結果に基づいて、分解分析を行った結果を図示したのが図4のパネルAである。1990年代中ごろまでは、労働人口構成の変化によって三分の一程度の非正規労働者割合の増加を説明できているが、その後の急激な上昇に対しては労働人口構成の変化はほとんど説明力を持っていない。全体としては、内部効果の方が支配的であることが図から見て取れる。

c. 産業構成の変化と需要シフト

次に需要面の要因について分析を行う。表4には1986年から2008年における労働者の産業構成の変遷を示している。1986年には約三割の労働者が製造業で働いていたが、その割合は次第に減少し、2008年には約二割にまで落ち込んでいる。一方、1986年には二割程度であったサービス業は2008年には三割を超えている。その他の産業については、同期間において就業者割合はあまり変化していない。言うまでもなく、非正規労働者への依存度は産業ごとに大きく異なることが予想される。この効果を分析するために、表5には非正規就業ダミーを産業ダミーに回帰して得られた結果を載せている。まず、特筆すべき点としては、製造業、運輸通信業、卸売・小売業、飲食店、金融・保険業、不動産業、サービス業、そして公務のそれぞれにおいて、非正規労働者の依存度が高まっている点が挙げられよう。また、全ての年次においてサービス業の係数は製造業の係数よりも大きく、サービス業でより多くの非正規労働者が需要されていることがわかる。すなわち、サービス業の発展はそのまま非正規労働者の増加をもたらすことが示唆される。

以上の回帰分析の結果を用いて、先ほどと同様に、非正規労働者の増加を産

業構成の変化に起因する増加分（構成効果）と同一産業内における増加分（内部効果）とに分解する。労働者 i の t 年における非正規就業状態（ y_{it} ）が彼の属する産業（ z_{it} ）に依存して決まっているとすると、非正規就業状態は

$$y_{it} = z_{it}\gamma_t + v_{it}$$

として表わされる。ここで、 γ_t は産業ダミー z_{it} の係数である。したがって、非正規労働者比率の変化は

$$\begin{aligned} E(y_{it}|t=1) - E(y_{it}|t=0) &= E(z_{it}|t=1)\gamma_1 - E(z_{it}|t=0)\gamma_0 \\ &= E(z_{it}|t=1)(\gamma_1 - \gamma_0) + [E(z_{it}|t=1) - E(z_{it}|t=0)]\gamma_0. \end{aligned}$$

として分解することが出来る。先ほど同様に、第一項は産業内部効果であり、第二項は産業構成効果である。この分解の結果を示したのが図 4 のパネル B である。図からわかるように、産業構成の変化は非正規労働者の増加をほとんど説明できていない。1986 年から 2008 年にかけて非正規労働者は約 16%ポイント増加しているが、産業構成の変化が説明する部分は 2%ポイント程度である。この結果は、同一産業内における非正規労働者の相対需要の増大が、主に非正規労働者の増加を招いていることを示唆している。

では、そもそもなぜ産業内部において非正規労働者の需要が増加したのだろうか。再び表 5 に目を向けると、非正規労働者比率の増加が最も大きいのは、卸売・小売業、飲食店そしてサービス業であることがわかる。この二つの産業における非正規雇用の増大の理由を理解するには、厚生労働省が実施する「就業形態の多様化に関する総合実態調査」が有用である（厚生労働省 2007, 2003）。この調査では、雇用者に正社員以外の労働者を雇用する理由を尋ねており、回答者は 13 の選択肢から 3 つまで選ぶことが可能となっている。卸売・小売業、飲食店およびサービス業では他の産業に比べて「長い営業（操業）時間に対応するため」あるいは「1 日、週の中の仕事の繁閑に対応するため」を選ぶ雇用者が圧倒的に多い。例えば、「長い営業（操業）時間に対応するため」を選んでいる雇用者は全産業で 18.9%であるのに対し、小売業では 39.4%、飲食店・宿泊業では 35.9%もの雇用者がこの理由を選んでいる。同様に、「1 日、週の中の仕事の繁閑に対応するため」を選ぶ雇用者は全産業で 31.8%であるが、飲食店・宿

泊業ではその比率は51.9%にものぼる。また、これら以外の選択肢では、卸売・小売業、飲食店およびサービス業の雇用者の選択率は他の産業の雇用者の選択率とそれほど大きな違いはない。以上より、サービスの時間に対する消費者の選好の変化や1日あるいは週の中での仕事の繁忙の差が大きくなったことが雇用の非正規化に少なからず影響している可能性が示唆される。

d . その他の要因

ここまでの分析では、労働人口構成および産業構造の変化の影響を別々に分析してきたが、以下では、両者の効果を総合したときの構成効果 (compositional effect) の大きさについて見る。図4のパネルCには、非正規就業ダミーを年齢・学歴・性別などの人口学的特性(表3の変数を参照)および産業ダミー(表5の変数を参照)に回帰して得られた結果に基づいて分解分析を行った分析結果が示されている。1990年代中頃までに限れば、労働人口構成および産業構成の変化は非正規労働者の増加の半分近くを説明しているが、やはりそれ以降の急激な上昇についてはほとんど説明力を持っていない。1986年から2008年までに観察された非正規労働者割合の上昇分16%ポイントの内、両者の構成変化が説明できる部分は約4%ポイント程度であることが図よりわかる。

さて、以上の分析から、非正規労働者の近年の増加のうち、就業者の人口属性の変化や産業構成の変化といった機械的な要因で説明できるのは、おおよそ四分の一程度であることが明らかになってきた。それでは、残りの四分の三の非正規労働者の増加を説明するものはいったいどのような要因なのであろうか。ひとつの候補として考えられるのがいわゆる日本型雇用慣行の衰退である。幾つかの先行研究では、90年代初頭以降の20年にわたる長期不況によって、長期雇用および年功賃金制によって特徴づけられる、いわゆる日本型雇用慣行が崩壊の危機に瀕していることが指摘されている(Hamaaki, Hori, Maeda and Murata, 2010; Kato and Kambayashi, 2009)。長期雇用という雇用者・被雇用者間の相互信頼関係の重要性が、労働者に企業特殊的人的資本の蓄積を促す点にあるとするならば、企業特殊的人的資本のリターンが減少している状況においては長期

雇用契約の重要性はそれほど高くないことになる。しかしながらすでに暗黙の契約関係に入っている正社員の雇用を調整することは、すでに築き上げてきた正社員との信頼関係を損ない、信頼関係の結果として生まれる生産性向上の果実までも犠牲にすることになる。よって、長期的な生産性の低下に対しては、正社員の待遇を見直したり、すでにいる正社員を減らしたりする代わりに、正社員に新たになる人数を減らすという形の調整がとられることが予想される。そして、長期的雇用関係が必要ない仕事は非正規化労働者に任せるという分業関係が成立している可能性がある。これはあくまでも予測の範囲を出ないものであるが、20 年来の長期的な経済停滞というマクロ経済環境が雇用の非正規化に与えた影響は無視できないといえよう。

4 企業データを用いた需要サイドの分析

前節の分析結果より、産業内部における非正規雇用への需要の増大が、過去 20 年間における雇用の非正規化において大きな要因の一つとなっていることが示唆された。この節では、企業レベルのパネル・データを用い、この点について更に詳しい分析を試みる。非正規雇用の増加に関する需要サイドの要因として、これまで幾つかの仮説が提案されている。アメリカのデータを用いた Comin and Mulani (2006) および Comin and Philippon (2006) などの研究では、近年企業レベルの売上成長率の変動が上昇していることが示されている。その理由としては、経済のグローバル化の進展によって国際的な競争圧力が上昇している点 (Giovanni and Levchenko, 2009)、あるいは情報技術の進展・普及によって企業が新しい生産組織に容易に適用できるようになった結果、市場競争が激化している点 (Brynjolfsson et al., 2007) などが考えられる。

一方、このような市場競争の激化にあっても、日本企業は労働者との暗黙の契約を守るために抱えている正規労働者を解雇しないように努めていると言われる (Kato and Kambayashi, 2009)。加えて、労働契約法第 16 条では「客観的に合理的な理由を欠き、社会通念上相当であると認められない場合」の解雇は無効であると定められており、裁判所の判例においても、一般的に、正規労働者

の解雇に際しては非正規労働者に比べて厳格な基準が適用されている。その結果、これらの経済的コストあるいは訴訟コストを嫌って、将来の不安定な生産物需要に直面する企業は、非正規労働者を雇用することで労働力の調整を行うとするのである。例えば、森川（2010）では、長年にわたって不安定な売上成長を経験した企業ほど相対的に多くの非正規労働者を雇用する傾向があることが示されている。これらの研究を出発点として、我々の分析では Ono and Sullivan（2006）で提示されたモデルを拡張し、売上成長率の不確実性がどの程度非正規労働者の増加に寄与しているかについて定量的な分析を試みる。

使用するデータは、経済産業省による企業活動基本調査である。この調査は、資本金（または出資金）が 3,000 万円以上の 50 人以上の従業員を抱える企業を網羅する企業レベルの全数調査である。利用可能な年次は 1995 年から 2007 年の 13 年間で、サンプルに含まれるのは各年約 25,000 企業である。このデータセットから、企業ごとの売上高、契約期間が一月を超える常用雇用者、創業年、二桁産業分類などの情報を用いる。

分析の前に、このデータセットの欠点について述べておく必要がある。本稿の分析に最も関係の深い重大な欠陥は、非正規労働者が完全に網羅されていない可能性があるという点である。契約期間が一月未満の労働者あるいは派遣会社を通じて間接的に雇用された労働者が記録されるようになったのは 2000 年の調査以降である。したがって、各年次における比較可能性を保つ意味でも、われわれの分析では、契約期間が一月を超える常用雇用者に占めるパートタイム労働者の割合に焦点を当てる。

次に、分析で用いる企業の直面する生産物需要の不確実性に関する変数について説明する。幾つかの先行研究では、実際の売上成長と予想売上成長との乖離を生産物需要変動の指標として用いている（Comin and Mulani, 2006； Comin and Philippon, 2006； 森川, 2010； Ono and Sullivan, 2006）。われわれもこれらのアプローチに倣い、以下のような売上成長率 $g_{Sit} (= \ln s_{it} - \ln s_{it-1})$ の一次自己回帰モデルを最初に推計する。

$$g_{Sit} = \rho_i g_{Sit-1} + u_i + u_t + v_{it}$$

ここで、 u_i は企業ごとの多様性を表わす固定効果であり u_t は年次効果である。この定式化に基づいて、企業の直面する不確実性についての以下の三つの変数を計算して求める。まず、各企業の売上予測誤差を

$$\begin{aligned} \ln s_{it} - E_{t-1}[\ln s_{it}] &= \ln s_{it} - E_{t-1}[\ln s_{it}] - \ln s_{it-1} + \ln s_{it-1} \\ &= \ln s_{it} - \ln s_{it-1} - E_{t-1}[\ln s_{it} - \ln s_{it-1}] = gs_{it} - E_{t-1}[gs_{it}] = v_{it} \end{aligned}$$

として計算する。次に、企業が直面する売上の不安定性 (volatility) として、

$$sd[\ln s_{it} - E_{t-1}[\ln s_{it}]] = sd[v_{it}] = \sigma_i$$

を用いる。ここで $sd[\cdot]$ は標準偏差演算子を表わす。そして最後に、今期から来期にかけての期待売上成長率として

$$E_t[\ln s_{it+1}] - \ln s_{it} = E_t[\ln s_{it+1} - \ln s_{it}] = E_t[gs_{it+1}] = Egs_{it+1}$$

を計算により求める。これらの変数の基本統計量は表 6 に示してある。

以上の生産物需要の不確実性が非正規労働者の雇用決定に与える影響を見るために、以下のような式を推計する。

$$\begin{aligned} cont_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \sigma_i + \beta_2^+ v_{it}^+ + \beta_2^- v_{it}^- + \beta_3^+ Egs_{it+1}^+ + \beta_3^- Egs_{it+1}^- + \beta_4^+ Egs_{it}^+ + \beta_4^- Egs_{it}^- \\ &\quad + x_{it}\gamma + u_{it}. \end{aligned}$$

ここで、 $cont_{it}$ は全労働者に占める非正規労働者の割合である。二番目の項である企業の直面する売上高の不安定性 (σ_i) は、それが大きいほど非正規雇用比率は高い、すなわち $\beta_1 > 0$ となることが予想される。売上高の予測誤差 (v_{it}) は、恐らく非正規雇用の調整によって吸収されるであろう ($\beta_2 > 0$)。ただし、予測誤差が正であるか負であるかで異なる影響を持つことが予想されるので、モデルでは正の場合 (v_{it}^+) と負の場合 (v_{it}^-) とで係数が異なることを許す。今期から来期にかけての期待売上成長率 (Egs_{it+1}) および前の期から今期にかけての期待売上成長率 (Egs_{it}) の影響は、企業が売上の成長を継続的なものであると見なしているかどうかによって依存するであろう。もし成長がしばらく続くと考えているのであれば、正の成長予測は非正規雇用の減少をもたらすであろう。逆に、一時的なものであると考えているのであれば、非正規雇用の増加によって吸収されるかもしれない。期待成長率についても、これらの変数が正の場合と負の場合とで雇用調整に与える影響が異なることを許している。また、これらの期

待売上成長率の変数のために、幾つかの年次が分析から抜け落ちることになる。まず、売上成長率の一次自己回帰モデルの推計に際して、利用可能なデータは1995年から2007年であるため、 $E_{94}[gs_{i,95}]$ および $E_{07}[gs_{i,08}]$ が推計不可能であり、両者は欠損値となっている。したがって、これらの変数が入る1995年、1996年、2007年が推計から除外されることになる。したがって、最終的に分析に用いられるサンプルは1997年から2006年の10年間で、サンプル・サイズは、これら以外の欠損値を持つ企業などを取り除いた後で、195,616になる。

不確実性に関連する変数以外に関して、 x_{it} には売上高や事業所数などに加えて情報技術の利用状況などを含める。砂田他(2004)では、情報通信技術の導入によって社内における業務が標準化され、その結果、企業特殊的人的資本の生産性が減少する可能性があることが指摘されている。すなわち、生産通信技術の導入によって社内業務に精通していた正規労働者の価値が減少し、非正規労働者が彼らに取って代わられるというのである。この点を検証するために、社内・社外コンピュータ・ネットワーク利用の有無を表わすダミー変数を用いる。ただし、表6からわかるように、1998年時点で68%であったコンピュータ・ネットワーク利用率は2006年には95%もの水準に達しており、直近の年次ほど変数のばらつきがない。そこで、情報技術の利用強度を補足するために、電子商取引の利用の有無も情報通信技術の変数として加える。1998年時点で1%程度であった電子商取引の利用率も大きく上昇しているが、2006年時点でも34%程度であり、直近の年次に至っても変数のばらつきがあるという利点がある。これらの変数を用いることの問題点の一つは、データの制約上の問題のために分析対象年が限られてしまうという点にある。つまり、情報通信技術に関するこれら二つの変数は、分析に利用できるデータ年次のうち、1998年および2001年から2006年までの7時点しか存在していない。したがって、これらの変数を用いる際には、分析対象期間をこれら7年間に限定せざるを得ない。

さて、非正規労働者の雇用調整に関する推計結果を示したのが表7である。第1列はパートタイム労働者比率を定数項と年次ダミーに回帰した推計結果である。1997年には9.7%であったパートタイム労働者比率は、2006年までに2.7%

ポイント増加していることがわかる。ここでの目的は、この経年変化を企業の直面する不確実性や情報技術の普及によってどれだけ説明できるかを調べることにある。第 2 列の推計結果から分かるように、年次ダミーに加えて中分類産業ダミーを加えることで、年次ダミーの係数は約三割程度小さくなっている。すなわち、非正規労働者比率の増加の約三割は産業構成の変化に起因することが示唆される。

本節で着目している、企業の生産物需要の不確実性に関連する変数を入れた推計結果が第 3 列である。売上高の予測誤差の標準偏差として定義される不安定性(volatility)はパートタイム労働者比率に有意な影響を与えていない。一方、予測誤差の係数の符号は正であり、予測誤差が負である場合は統計的にも有意となっている。この結果は、負のショックが大きかった(予想よりも売り上げが伸びなかった)企業ほどパートタイム労働者の雇用を削減するということを意味している。一方、来期および今期の売上成長率予測の影響は、それらが正の場合において、高い成長率を予測した企業ほど多くのパートタイム労働者を雇用するという結果になっている。以上の結果をまとめると、企業は将来の成長予測に対応してパートタイム労働者を雇用し、その正の成長予測が一旦外れてしまえば、パートタイム労働者の雇用を減らすことで対処しているということになる。このような雇用調整パターンは、生産物需要の変動に対して、非正規労働者がある種の緩衝材として用いられているという見方と一致する。しかしながら、以上の結果が概ね妥当であり、納得できるものである一方で、年次ダミーの係数はこれらの変数を加えてもあまり変化していないことには注意が必要である。つまり、企業が直面する売上高の不確実性は、同一年次における横断面方向でのパートタイム労働者比率のばらつきを上手く説明できている一方で、時系列方向の増加に対してはあまり説明力を持っていないということである。

次に、情報通信技術の影響について見る。表 7 の第 6 列には、情報技術の導入に関する変数を入れた推計結果を示している。既述のように、これらの変数は 1998 年および 2001 年から 2006 年の限られた年次でしか利用できない。した

がって、比較のために第 4 列と第 5 列には、第 1 列および第 3 列の定式化を、第 6 列と同じサンプルを用いて推計した結果を載せてある。年次ダミーのみを用いた第 4 列の結果は、参照年である 1998 年に比して、2001 年以降着実にパートタイム労働者比率が上昇していることを示している。また、産業ダミーおよび不確実性関連の変数をコントロールした第 5 列の結果と第 3 列の結果を比較すると、不確実性に関する変数については両者は概ね似通った結果になっていることがわかる。その一方で、年次ダミーの係数については、第 5 列の方が第 3 列に比べると全般的に係数の値が小さくなっており、経年変化をうまく説明できていることが見て取れる。またより後の年になるほど売上成長の不確実性が非正規雇用の増大を上手く説明していることを示唆している。これらの第 5 列と第 3 列の比較は、不確実性関連の変数は 2000 年前半のパート労働者比率の増加を比較的うまく説明することを示唆している。第 6 列の情報技術関連の変数の係数に目を向けると、コンピュータ・ネットワークおよび電子商取引の利用がパートタイム労働者比率を高めていることがわかる。また、これらの変数の追加によって不確実性に関する変数の係数推定値はそれほど変化していない一方で、年次ダミーの係数は第 5 列のそれよりも更に 4 割ほど小さくなっている。また、第 4 列における係数との比較より、産業構成の変化、売上高の不確実性および情報通信技術の普及によって同時期のパートタイム労働者比率の増加の約 6 割程度が説明できることがわかる。

まとめとして、企業レベルのデータを用いた本節の分析より、売上における不確実性及び情報通信技術の導入が非正規労働者の増大の一因になっていると結論付けることができよう。ただし、経営陣のコスト削減の意識の強さ、競争環境の厳しさ、といった企業活動基本調査では直接観察不能な要因が非正規労働者の活用と情報通信技術の導入の両方を規定している可能性もあり、ここで報告されていることを因果関係と解釈するには留保が必要である。非正規労働者の活用と情報通信技術の導入が正の相関をもつというこれらの結果は一般における認識あるいは先行研究における知見を裏付けるものであるが、定量的には近年の非正規雇用の増加の全てを説明するものではない。

5 結語に代えて

日本の労働人口に占める非正規労働者の割合は、1986年の16%の水準から大きくに上昇し、2008年には33%にまで達している。本稿は、この急激な雇用の非正規化の原因を探るべく、幾つかの政府統計を基に様々な分析を行った。

まず、労働力調査を用いて、非正規労働者（非正社員）であることと労働時間および契約期間の関係について見た。近年の非正規労働者の増加は週の労働時間が35時間未満の非常勤労働者や契約期間が一年未満の臨時（期間）労働者の増加と必ずしも一致していないことが示された。むしろいわゆる非正規労働者の増加は、職場での呼称が正社員以外の労働者の増加として特徴付けることができる。これは非正規労働者が非正規労働者であるゆえんは、短時間労働や契約期間の短さといった要因よりも、むしろ人的資源管理の視点から長期的なキャリアの構築が期待されていないという要因が大きいことを示唆している。

次に、需要と供給に関する単純な枠組みの中で、非正規労働者の増加の要因について分析を試みた。賃金構造基本調査から計算した正規労働者に対するパートタイム労働者の割合は増加傾向にある一方で、パートタイム労働者の相対賃金は、対象期間中45%辺りで安定している。このことから、パートタイム労働者の増加傾向はパートタイム労働者に対する需要と供給の両方の増加によってもたらされていることが示唆された。この結果を受けて、次に需要と供給のシフトの要因について定量的に分析を行った。分解分析の結果から、労働人口構成および産業構造の変化によって説明できるのは非正規労働者比率の増加の四分の一程度であり、残りの四分の三は構成変化では説明できない要因、つまり同質の労働者グループ内あるいは同一産業内における非正規労働者の増加によることが明らかとなった。供給サイドの要因としては、男性若年層と女性労働者の全年齢階層における非正規労働者比率の増加が顕著であることが示された。一方、需要サイドにおいては、運輸通信業や卸売・小売業、飲食店あるいはサービス業などの消費者志向の産業群における雇用の非正規化がとりわけ顕著である。厚生労働省の「就業形態の多様化に関する総合実態調査」が示唆す

るところによれば、営業（操業）時間の長時間化あるいは日・週における需要変動が、これらの産業における企業の非正規雇用への依存度を高めているという。

最後に、企業のパネル・データを用い、企業の非正規雇用の決定について分析を行った。推計結果は、売上高の不確実性が非正規労働者の雇用に大きく影響していることを示している。具体的には、企業は売上で見て高い成長が予測される場合に非正規労働者を雇用し、実際の成長が予想よりも下回った場合には非正規雇用を解雇するという行動を取っていることが示唆された。非正規労働者が雇用調整のバッファ・ストックとして機能していることが窺える。また、情報通信技術の導入も非正規雇用比率に大きく影響していることが示された。この結果は、情報通信技術の導入に起因する社内業務の標準化によって、企業特殊的人的資本の生産性が減少し、その結果正規労働者の相対的な需要が減少するという砂田他（2004）で示された結果と整合的である。因果関係について一定の留保が必要であるものの、ここでの推計結果は、2000年代における非正規雇用の増加のうち、約六割程度が産業構成の変化や生産物需要の不確実性あるいは情報通信技術の導入によって説明できることを示している。

日本における雇用慣行はかつて雇用者と労働者との間の強い結び付きによって特徴付けられてきた²。日本企業と雇用者は、終身雇用という、ある種の繰り返しゲームにおける評判メカニズムを用いることによって、関係特殊投資に関するホールドアップ問題つまり労働者の過少投資を回避してきたと考えられる（Kanemoto and Macleod, 1992, 1989）。均衡においては、十分な人的資本投資のもとで労働者は安定雇用という暗黙の約束と昇進機会を与えられることになる。この均衡は現在においても多くの日本企業の間で根強く残っているが（Kato, 2001；Ono and Moriguchi, 2006）、20年にわたる経済不況は長期的な人的資本投資の重要性を低下させており、その結果として日本における長期雇用関係は減退傾向にある（Hamaaki et al., 2010；Kato and Kambayashi, 2009）。しかしなが

² 1970年代に関する文献としては Hashimoto and Raisian（1985）を、日本的雇用慣行の歴史的起源については Moriguchi（2003）を参照のこと。

ら、この傾向に順応することは多くの企業にとってそれほど容易ではない。なぜなら、彼らは現在もなお企業特殊的人的資本を労働者に蓄積させることや長期的な信頼関係を維持することで従業員のやる気を引き出し、それによって利益を得ているためである。このことが多くの先行研究で同時に指摘されているように、一部の労働者の中では日本型の雇用慣行が根強く残っていることにつながっている可能性もある。暗黙の契約を放棄することなく、長期にわたり停滞するマクロ経済環境に対処する一つの方法は、正規労働者と非正規労働者という区分を用いることである。非正規労働者は少ない訓練機会と不確かな雇用状態に甘んじており（Ikenaga and Kawaguchi, 2010；労働政策研究・研修機構, 2010）、企業内における彼らの将来の見通しも正規労働者のそれとはまったく異なっている。正規労働者と非正規労働者と言う区分を用いることで、仮に経済停滞期において企業が非正規雇用を解雇したとしても、企業と正規労働者との間の信用が傷つけられることはないため、企業は正社員との信頼関係を維持しつつ、停滞するマクロ経済環境に適応することができるのだと言える。

本稿では、企業特殊的人的資本の収益率の低下と非正規労働者の増加との間の因果関係についての直接的な分析は行っていない。そのためここでの議論は予想の域を出るものではない。しかしながら、過去 20 年間に於ける日本経済の低迷と根強く残る伝統的な雇用慣行への考察を抜きにして非正規労働者の持続的増加を理解することは不可能であろう。その意味においても、企業特殊的人的資本の収益率の低下と非正規労働者の増加との間の因果関係を定量的に分析することは非常に興味深い試みであり、今後の更なる分析が強く望まれるところである。

参考文献

- Abe, Yukiko and Fumio Ohtake.** 1997. "The Effects of Income Tax and Social Security on the Part-Time Labor Supply in Japan." *Review of Social Policy*, 6, 45-64.
- 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.
- Cappelli, Peter and David Neumark.** 2004. "External Churning and Internal Flexibility: Evidence on the Functional Flexibility and Core-Periphery Hypotheses." *INDUSTRIAL RELATIONS*, 43(1), 148-82.
- Comin, Diego and Sunil Mulani.** 2006. "Diverging Trends in Aggregate and Firm Volatility." *Review of Economics and Statistics*, 88(2), 374-83.
- Comin, Diego and Thomas Philippon.** 2006. "The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences," M. Gertler and K. Rogoff, *Nber Macroeconomics Annual 2005*. Cambridge, MA: The MIT Press, 167-201.
- di Giovanni, Julian and Andrei A. Levchenko.** 2009. "Trade Openness and Volatility." *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 558-85.
- Gaston, Noel and Tomoko Kishi.** 2007. "Part-Time Workers Doing Full-Time Work in Japan." *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(4), 435-54.
- Hamaaki, Junya; Masahiro Hori; Saeko Maeda and Keiko Murata.** 2010. "Is the Japanese Employment System Degenerating? Evidence from the Basic Survey on Wage Structure," *ESRI Discussion Paper Series No.232*.
- Hashimoto, Masanori and John Raisian.** 1985. "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States." *The American Economic Review*, 75(4), 721 -

35.

Houseman, Susan. 2001. "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence from an Establishment Survey." *Industrial and Labor Relations Review*, 55(1), 149-70.

Houseman, Susan and Machiko Osawa. 1995. "Part-Time and Temporary Employment in Japan." *Monthly Labor Review*, October, 10-18.

Ikenaga, Toshie and Daiji Kawaguchi. 2010. "Labor-Market Attachment and Training Participation," *IZA Discussion Paper No. 5081*.

Kanemoto, Yoshitsugu and W. Bentley Macleod. 1992. "Firm Reputation and Self-Enforcing Labor Contracts." *Journal of the Japanese and International Economies*, 6(2), 144-62.

Kanemoto, Yoshitsugu and W. Bentley Macleod. 1989. "Optimal Labor Contracts with Non-Contractible Human Capital." *Journal of the Japanese and International Economies*, 3(4), 385-402.

Kato, Takao. 2001. "The End of "Lifetime Employment" in Japan? Evidence from National Surveys and Field Research." *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4), 489-514.

Kato, Takao and Ryo Kambayashi. 2009. "The Japanese Employment System after the Bubble Burst: New Evidence," Hamada, Koichi et.al. eds. *Japan's Bubble, Deflation, and Long-term Stagnation*, MIT Press

Moriguchi, Chiaki. 2003. "Implicit Contracts, the Great Depression, and Institutional Change: A Comparative Analysis of U.S. And Japanese Employment Relations, 1920-1940." *The Journal of Economic History*, 63(3), 625-65.

Ono, Hiroshi and Chiaki Moriguchi. 2006. "Japanese Lifetime Employment: A

Century's Perspective," M. Blomström and S. L. Croix, *Institutional Change in Japan*. London: Routledge, 152-76.

Ono, Yukako and Daniel G. Sullivan. 2006. "Manufacturing Plants' Use of Temporary Workers: An Analysis Using Census Micro Data," *FRB Chicago WP-2006-24*.

Organisation for Economic Co-operation and Development. 2008. "Economic Survey of Japan 2008,"

Organisation for Economic Co-operation and Development. 2002. *Employment Outlook*.

Vidal, Matt and Leann M. Tigges. 2009. "Temporary Employment and Strategic Staffing in the Manufacturing Sector." *Industrial Relations*, 48(1), 55-72.

神林龍 . 2010 . 「常用・非正規労働者の諸相」一橋大学 *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 120*.

厚生労働省 . 2007 . 「就業形態の多様化に関する総合実態調査」

厚生労働省 . 2003 . 「就業形態の多様化に関する総合実態調査」

厚生労働省 . 2010 . 「非正規労働者の雇止め等の状況について」*報道発表資料* .

砂田充 ; 樋口美雄 ; 安部正浩 . 2004 . 「情報化が正規労働比率へ与える影響」*RIETI ディスカッションペーパーシリーズ 04-J-043* .

森川正之 . 2010 . 「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 - 」*RIETI ディスカッションペーパーシリーズ 10-J-023* .

労働政策研究・研修機構 . 2010 . 「非正規社員のキャリア形成 能力開発と正社員転換の実態 」 労働政策研究報告書 No.117

表1 労働者の異なる定義による分類とクロス集計

表 3-1 労働者の異なる定義による分類とクロス集計

呼称による定義	労働時間			契約期間		
	35 時間以上	35 時間未満	計	1 年より長い	1 年以下	計
正規労働者 (正社員)	68.02%	5.61%	73.63%	72.67%	0.80%	73.47%
非正規労働者 (パート、アルバイトなど)	11.78%	14.60%	26.37%	13.38%	13.15%	26.53%
計	79.79%	20.21%	100%	86.05%	13.95%	100%

出所：労働力調査（1986～2008）より計算。サンプルサイズは約 150 万人。

括弧内の数字は全労働者に占めるそれぞれの比率（％）を示している。

また、学生はサンプルに含まれていない。

表 2 労働人口構成の変化（％）

	男性			女性		
	1986 年	1996 年	2006 年	1986 年	1996 年	2006 年
短大・高専卒	4.8	7.1	10.0	13.4	23.0	27.6
大学・大学院卒	22.1	27.2	33.1	5.8	8.5	14.8
20-24 歳	8.8	9.5	6.6	16.2	14.7	9.5
25-29 歳	12.3	13.3	12.0	11.2	13.9	12.8
30-34 歳	14.7	12.4	14.8	9.8	9.7	12.7
35-39 歳	16.1	11.0	12.7	14.3	9.3	11.4
40-44 歳	13.0	12.1	11.5	13.7	12.3	11.4
45-49 歳	11.3	13.6	10.2	11.9	15.0	10.9
50-54 歳	10.0	10.3	10.4	9.9	10.7	11.3
55-59 歳	7.2	8.6	11.6	5.6	7.5	10.9
60 歳以上	4.9	7.9	9.4	4.1	5.7	8.0
既婚	73.6	68.1	65.9	60.7	58.1	57.5
サンプル・サイズ	25,135	24,008	58,905	15,077	16,684	46,268

出所：労働力調査（1986～2008）より抽出率を考慮して計算。

1986, 1996, 2006 年の推定結果のみ報告。

注：労働力調査（特別調査）は 1986 年から 2001 年まで毎年 1 回二月に調査されていたが、

2002 年からは月次調査に変更されている。2008 年のサンプル・サイズが他の年と比較して大きいのはそのためである。また、学生はサンプルに含まれていない。

表3 労働者の特徴と非正規就業の関係

推定手法：プロビット推定 被説明変数：非正規労働者であるときに1をとるダミー変数

	1986		1996		2006	
短大・高専卒	-0.014	(0.007)	-0.026	(0.006)	-0.029	(0.005)
大学・大学院卒	-0.028	(0.004)	-0.023	(0.003)	-0.049	(0.003)
20-24 歳	-0.048	(0.015)	-0.111	(0.023)	-0.022	(0.023)
25-29 歳	-0.055	(0.015)	-0.132	(0.022)	-0.096	(0.022)
30-34 歳	-0.037	(0.019)	-0.138	(0.022)	-0.137	(0.022)
35-39 歳	-0.042	(0.017)	-0.130	(0.022)	-0.148	(0.022)
40-44 歳	-0.042	(0.017)	-0.132	(0.022)	-0.149	(0.022)
45-49 歳	-0.035	(0.017)	-0.129	(0.022)	-0.140	(0.022)
50-54 歳	-0.011	(0.019)	-0.131	(0.022)	-0.128	(0.022)
55-59 歳	0.056	(0.018)	-0.090	(0.023)	-0.077	(0.022)
60 歳以上	0.291	(0.025)	0.251	(0.025)	0.376	(0.023)
既婚	-0.026	(0.008)	-0.042	(0.004)	-0.099	(0.004)
女性	-0.023	(0.019)	0.087	(0.038)	0.133	(0.032)
女性×短大・高専卒	-0.053	(0.016)	-0.055	(0.012)	-0.087	(0.008)
女性×大学・大学院卒	-0.096	(0.016)	-0.123	(0.015)	-0.138	(0.008)
女性×20-24 歳	0.062	(0.021)	0.023	(0.040)	0.013	(0.034)
女性×25-29 歳	0.156	(0.026)	0.056	(0.040)	0.070	(0.033)
女性×30-34 歳	0.174	(0.028)	0.105	(0.041)	0.135	(0.033)
女性×35-39 歳	0.296	(0.025)	0.175	(0.042)	0.175	(0.033)
女性×40-44 歳	0.269	(0.025)	0.180	(0.042)	0.215	(0.034)
女性×45-49 歳	0.248	(0.026)	0.178	(0.041)	0.184	(0.034)
女性×50-54 歳	0.159	(0.028)	0.159	(0.042)	0.164	(0.034)
女性×55-59 歳	0.135	(0.029)	0.084	(0.042)	0.099	(0.034)
女性×60 歳以上	-0.035	(0.034)	-0.134	(0.044)	-0.234	(0.034)
女性×既婚	0.180	(0.013)	0.255	(0.012)	0.272	(0.007)
定数項	0.103	(0.014)	0.203	(0.022)	0.315	(0.021)
決定係数	0.328		0.401		0.484	
サンプル・サイズ	40,212		40,692		104,896	

出所：労働力調査（1986～2008）より推計。1986, 1996, 2006 年の推定結果のみ報告。

注：労働力調査（特別調査）は1986年から2001年まで毎年1回二月に調査されていたが、2002年からは月次調査に変更されている。2006年のサンプル・サイズが他の年と比較して大きいのはそのためである。また、推計には学生は含まれていない。

報告されているのはサンプル平均値で評価した限界効果。括弧内の数字は標準誤差である。

表 4 労働者の産業構成の変化 (%)

	1986	1996	2006
農業	0.4	0.6	0.7
林業・狩猟業	0.2	0.1	0.1
漁業・水産業・養殖業	0.4	0.2	0.2
鉱業	0.1	0.2	0.1
建設業	9.0	9.7	7.6
製造業	29.4	25.1	20.0
電気・ガス・熱供給・水道業	0.8	0.9	0.7
運輸・通信業	8.1	7.9	8.9
卸売・小売業、飲食店	20.2	19.7	20.9
金融・保険業、不動産業	4.7	4.7	3.8
サービス業	21.5	26.2	32.2
公務	4.9	4.2	4.3
分類不能の産業	0.2	0.4	0.4
サンプル・サイズ	40,685	40,980	106,906

出所：労働力調査（1986～2008）より抽出率を考慮して計算。

1986, 1996, 2006 年の推定結果のみ報告。

注：労働力調査（特別調査）は 1986 年から 2001 年まで

毎年 1 回二月に調査されていたが、2002 年からは月次調査に変更されている。

2006 年のサンプル・サイズが他の年と比較して大きいのはそのためである。

また、学生はサンプルに含まれていない。

表5 労働者の産業構成の非正規就業への影響

推定手法：プロビット推定 被説明変数：非正規労働者であるときに1をとるダミー変数

	1986	1996	2006
農業	0.380 (0.039)	0.408 (0.033)	0.489 (0.018)
林業・狩猟業	0.249 (0.045)	0.214 (0.054)	0.262 (0.046)
漁業・水産業・養殖業	0.201 (0.028)	0.161 (0.032)	0.302 (0.032)
鉱業	0.034 (0.024)	0.041 (0.020)	0.100 (0.030)
建設業	0.156 (0.006)	0.130 (0.005)	0.181 (0.005)
製造業	0.148 (0.004)	0.160 (0.004)	0.206 (0.003)
電気・ガス・熱供給・水道業	0.071 (0.016)	0.051 (0.011)	0.090 (0.011)
運輸・通信業	0.065 (0.007)	0.130 (0.007)	0.200 (0.005)
卸売・小売業、飲食店	0.225 (0.006)	0.322 (0.006)	0.448 (0.004)
金融・保険業、不動産業	0.080 (0.007)	0.127 (0.010)	0.227 (0.007)
サービス業	0.157 (0.004)	0.210 (0.004)	0.392 (0.003)
公務	0.100 (0.009)	0.091 (0.007)	0.157 (0.006)
分類不能の産業	0.202 (0.048)	0.230 (0.034)	0.419 (0.026)
決定係数	0.170	0.224	0.354
サンプル・サイズ	40,685	40,980	106,906

出所：労働力調査（1986～2008）より計算。

注：労働力調査（特別調査）は1986年から2001年まで毎年1回二月に調査されていたが、2002年からは月次調査に変更されている。

2006年のサンプル・サイズが他の年と比較して大きいのはそのためである。

説明変数には全ての産業ダミーを含めて、定数項をいれずに推計した。

報告されている係数はサンプル平均で評価した限界効果。

括弧の中には標準誤差を記している。また、サンプルに関して、

推計には学生は含まれておらず、表3のサンプル・サイズよりも

こちらの方が大きいのは教育水準の変数の幾つかの欠損値があったためである。

	1998		2000		2002		2004		2006	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
非正規労働者の割合	0.105	0.169	0.118	0.185	0.125	0.198	0.128	0.204	0.124	0.201
売上高の不安定性(σ_t)	0.114	0.114	0.117	0.111	0.116	0.107	0.113	0.109	0.107	0.108
正の売上予測誤差(v_{it}^+)	0.039	0.089	0.043	0.094	0.047	0.094	0.043	0.096	0.038	0.085
負の売上予測誤差()	-0.039	0.090	-0.043	0.101	-0.047	0.106	-0.042	0.104	-0.037	0.097
正の来期の期待売上成長率(Eg_{it+1}^+)	0.010	0.048	0.049	0.073	0.024	0.058	0.049	0.071	0.052	0.093
負の来期の期待売上成長率(Eg_{it+1}^-)	-0.085	0.084	-0.021	0.060	-0.043	0.065	-0.020	0.057	-0.020	0.069
正の今期の期待売上成長率()	0.028	0.061	0.026	0.068	0.013	0.046	0.040	0.066	0.047	0.074
負の今期の期待売上成長率()	-0.034	0.063	-0.037	0.062	-0.062	0.078	-0.023	0.054	-0.020	0.060
売上高の対数値	8.805	1.303	8.720	1.324	8.722	1.326	8.673	1.372	8.737	1.385
事業所数の対数値	1.526	1.159	1.576	1.179	1.604	1.189	1.582	1.206	1.605	1.215
コンピュータ・ネットワークの利用	0.679	0.467	-	-	0.887	0.317	0.931	0.254	0.948	0.221
電子商取引の利用	0.010	0.101	-	-	0.264	0.441	0.309	0.462	0.336	0.472
サンプル・サイズ	19,826		19,195		18,456		20,487		20,192	

出所：企業活動基本調査（1998，2000，2002，2004）の農林水産業を除く全ての産業に属する企業のデータから筆者計算。

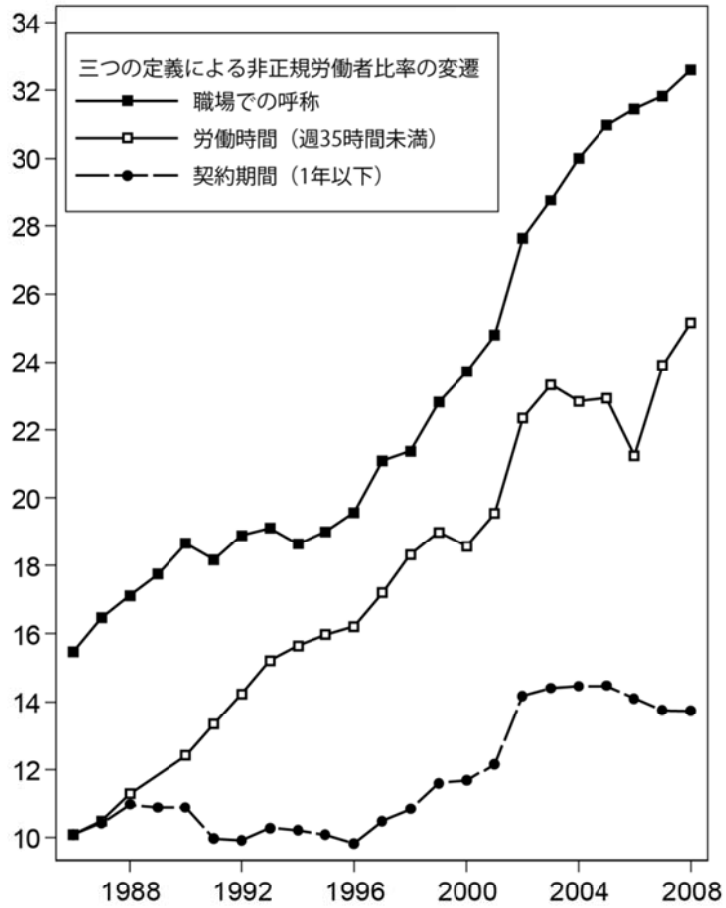
非説明変数：非正規労働者比率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
売上高の不安定性(σ_t)			-0.001 (0.008)		0.000 (0.009)	0.001 (0.009)
正の売上予測誤差(v_{it}^+)			0.002 (0.003)		-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)
負の売上予測誤差()			0.032 (0.003)		0.027 (0.004)	0.028 (0.004)
正の来期の期待売上成長率(Eg_{it+1}^+)			0.062 (0.008)		0.051 (0.009)	0.051 (0.009)
負の来期の期待売上成長率(Eg_{it+1}^-)			-0.007 (0.007)		-0.017 (0.008)	-0.017 (0.008)
正の今期の期待売上成長率()			0.056 (0.008)		0.070 (0.009)	0.071 (0.009)
負の今期の期待売上成長率()			0.004 (0.007)		-0.001 (0.010)	-0.001 (0.010)
売上高の対数値			-0.015 (0.001)		-0.015 (0.001)	-0.016 (0.001)
事業所数の対数値			0.021 (0.001)		0.023 (0.001)	0.023 (0.001)
コンピュータ・ネットワーク						0.004 (0.002)
電子商取引						0.010 (0.002)
1998年	0.008 (0.001)	0.006 (0.001)	0.007 (0.001)			
1999年	0.011 (0.001)	0.008 (0.001)	0.009 (0.001)			
2000年	0.021 (0.001)	0.014 (0.001)	0.012 (0.001)			
2001年	0.025 (0.001)	0.016 (0.001)	0.015 (0.001)	0.018 (0.001)	0.008 (0.001)	0.005 (0.001)
2002年	0.028 (0.001)	0.018 (0.001)	0.018 (0.001)	0.020 (0.001)	0.011 (0.001)	0.008 (0.001)
2003年	0.027 (0.001)	0.020 (0.001)	0.018 (0.001)	0.020 (0.001)	0.012 (0.001)	0.008 (0.001)
2004年	0.031 (0.001)	0.023 (0.001)	0.020 (0.001)	0.023 (0.001)	0.013 (0.001)	0.009 (0.002)
2005年	0.030 (0.001)	0.022 (0.001)	0.019 (0.001)	0.022 (0.001)	0.013 (0.001)	0.008 (0.002)
2006年	0.027 (0.001)	0.019 (0.001)	0.016 (0.001)	0.019 (0.001)	0.009 (0.001)	0.005 (0.002)
定数項	0.097 (0.001)	0.038 (0.001)	0.050 (0.009)	0.105 (0.001)	0.107 (0.009)	0.113 (0.009)
中分類産業ダミー	N	Y	Y	N	Y	Y
サンプル・サイズ	195,616	195,617	195,618	137,863	137,863	137,863
決定係数	0.003	0.380	0.391	0.001	0.402	0.402

出所：企業活動基本調査（1997 - 2006）の農林水産業を除く全ての産業に属する企業のデータから筆者推計。

注：第1列から第3列は1997年から2006年のデータを、第4列から第6列は1998年および2001年から2006年のデータを用いている。また括弧内の数字は同一企業における系列相関および不均一分散に対して頑健な標準誤差である。

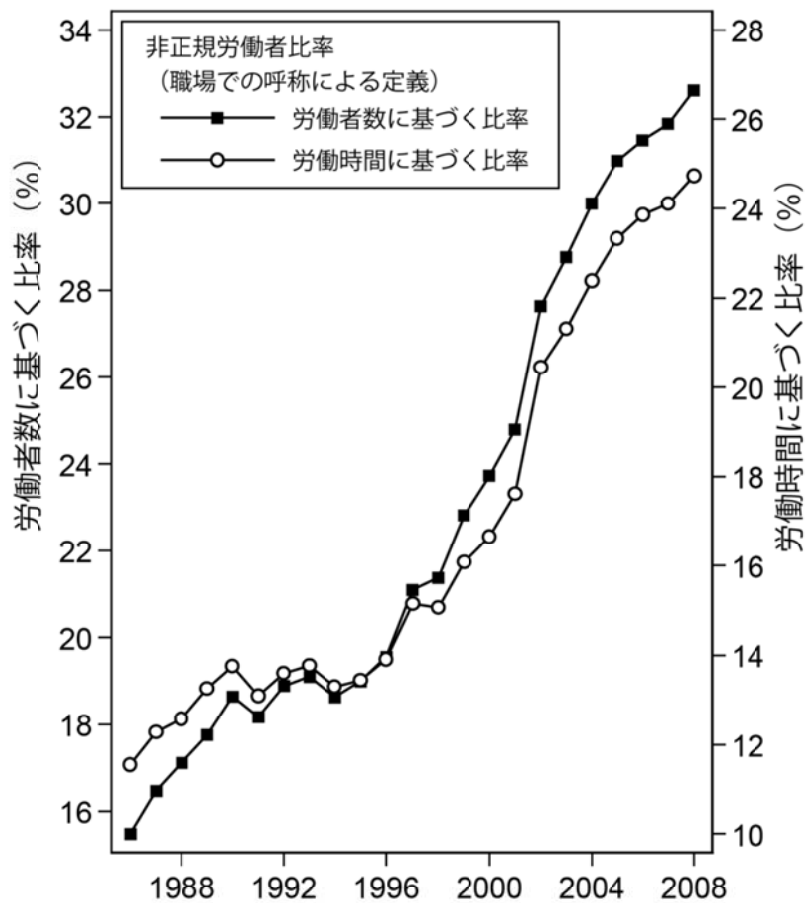
パネル A



出所：労働力調査（1986 - 2008）より計算。

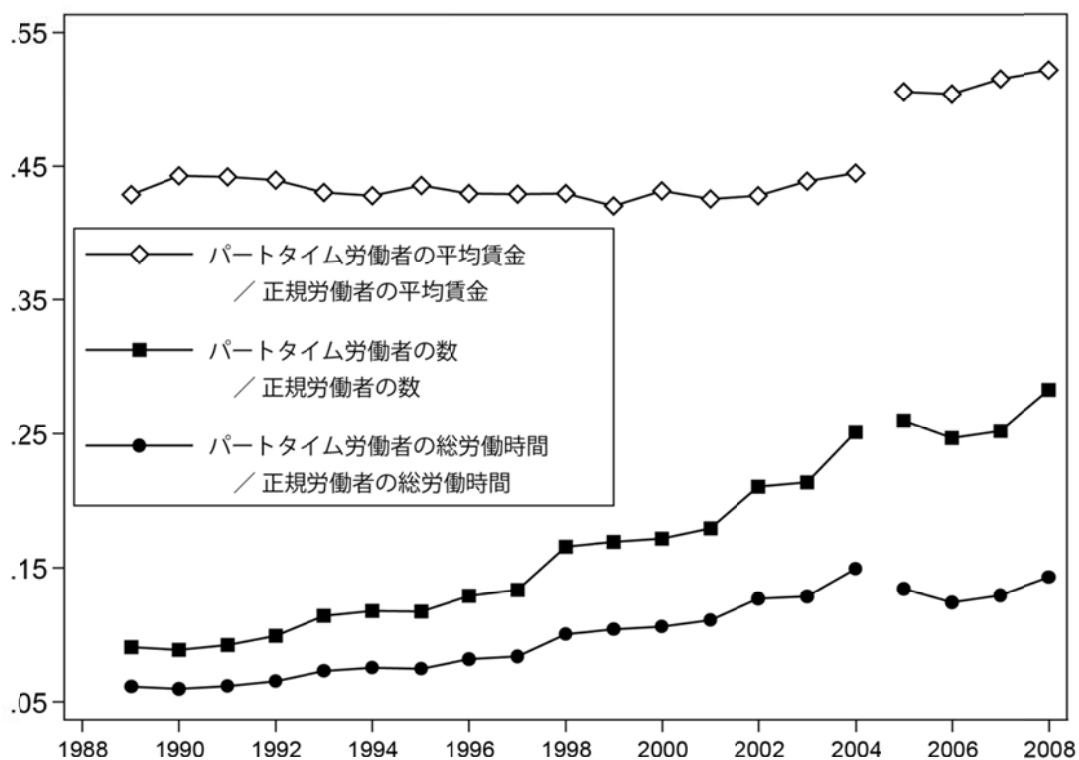
注：計算の際には抽出乗数を用いている。また学生は除外している。

パネル B



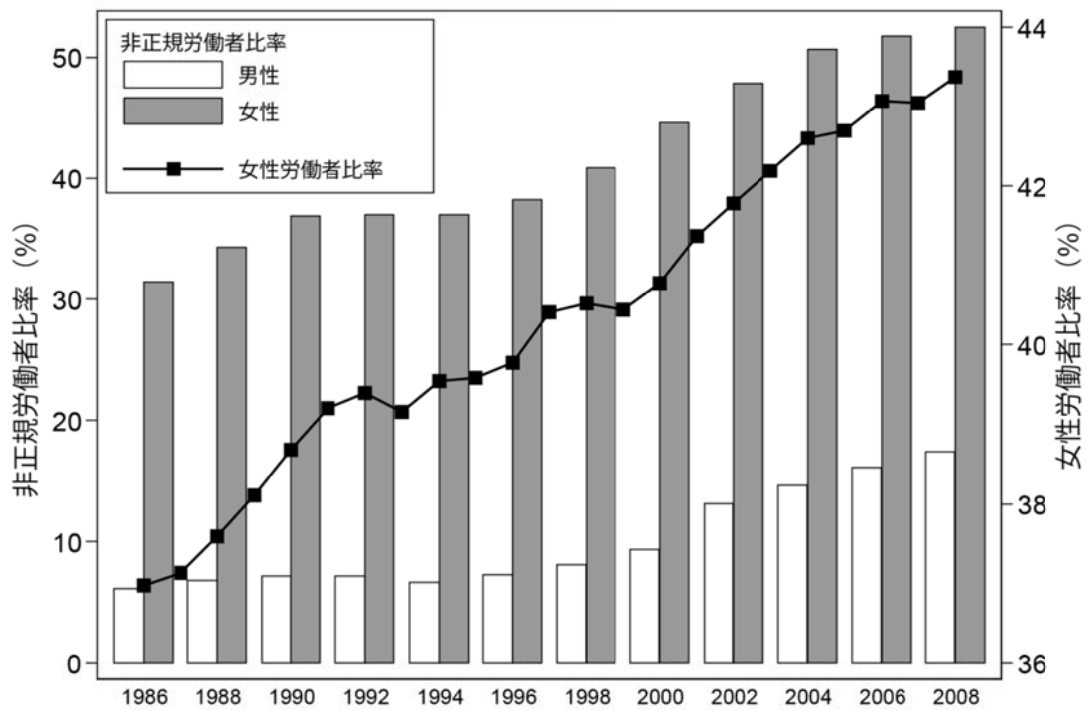
出所：労働力調査（1986 - 2008）より計算。

注：計算の際には抽出乗数を用いている。また学生は除外している。



出所：賃金構造基本調査（1989 - 2008）より計算

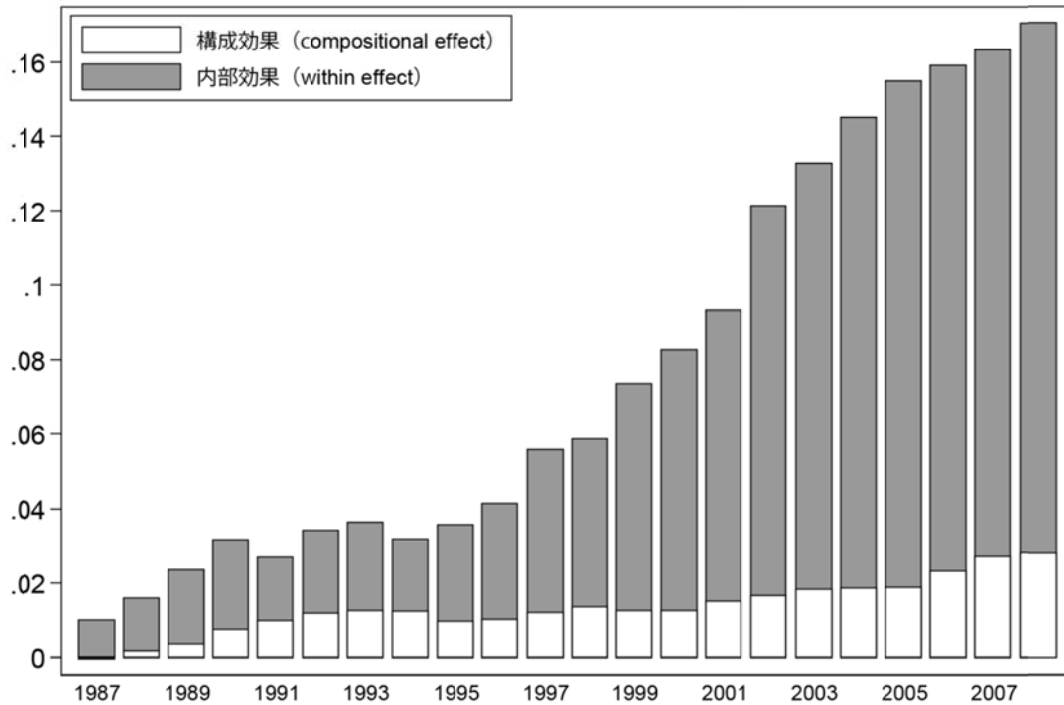
注：賃金は月給を月の総労働時間で除した時間当たりの賃金である。その際、月給には賞与も含まれており、労働時間には所定労働時間に加えて残業時間も含まれている。相対賃金とパートタイム労働者比率との間の相関係数は 0.71 (1%水準で統計的に有意) で、相対賃金と相対労働時間との間の相関係数は 0.56 (5%水準で統計的に有意) である。



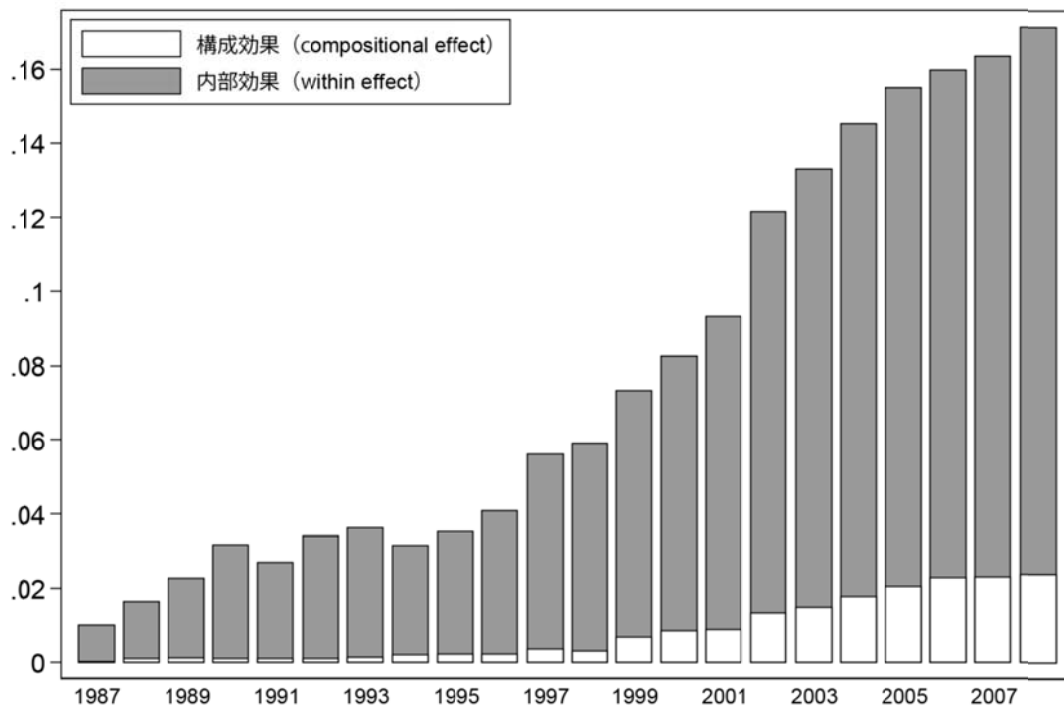
出所：労働力調査（1986 - 2008）より計算。

注：計算の際には抽出乗数を用いている。また学生は除外している。

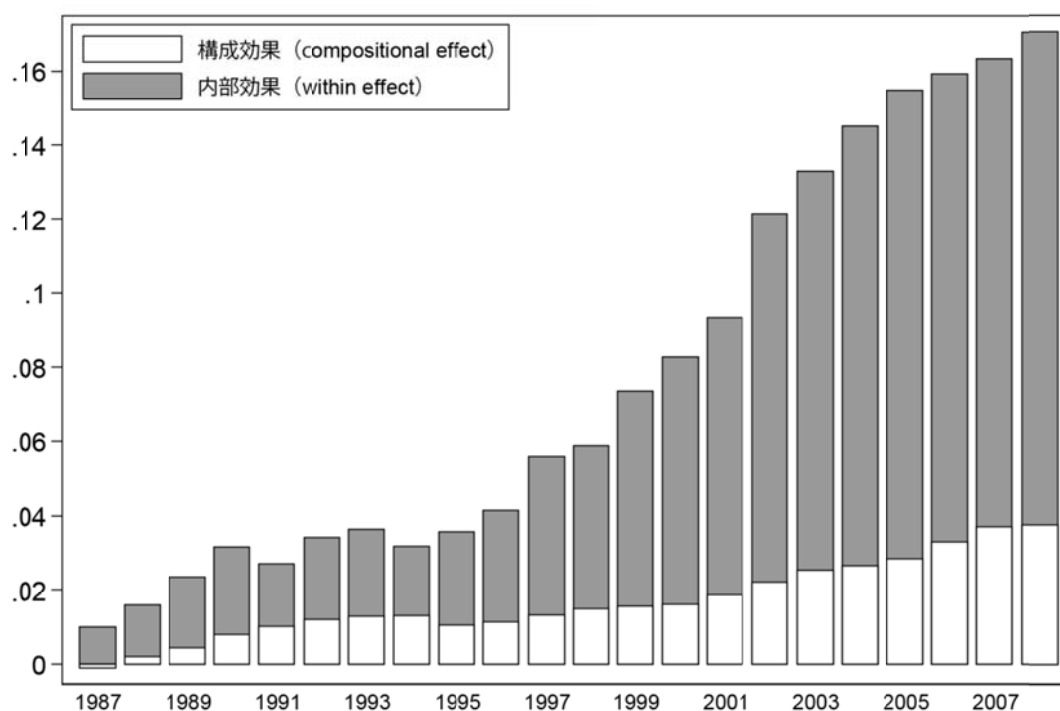
パネル A：労働人口構成の影響



パネル B：産業構造の影響



パネル C：労働人口構成と産業構造の影響



出所：非正規労働者比率の1986年からの変化分を $x_t\beta_t - x_{86}\beta_{86} = (x_t - x_{86})\beta_t + x_{86}(\beta_t - \beta_{86})$ の式に基づいて、構成効果 (compositional effect) と内部効果 (within effect) に分解した。その際、パネル A とパネル B の β_t は労働力調査を用いた表 2 における推計結果を用いた。パネル C で用いている推計結果は、紙幅の関係で本稿では割愛しているが、筆者より入手可能である。