



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

1990年代以降の日本の失業：展望

太田 聰一*

玄田 有史**

照山 博司***

No.08-J-4
2008年2月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 慶應義塾大学、** 東京大学社会科学研究所、*** 京都大学経済研究所

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

1990年代以降の日本の失業：展望*

太田聰一[†]

玄田有史[‡]

照山博司[§]

2008年2月

[要約]

1990年代の日本の失業に関する実証研究を展望し、新たな実証分析結果を提示することを通じ、この期間に、失業率の変動の性質がどのように変貌し、その背後にはどのような労働需要面、労働供給面の変化があった可能性があるかを検討した。

まず、マクロデータによる失業研究の展望と分析によって、1990年代以降の持続的な失業率上昇には、労働需給のミスマッチや労働力再配分が果たした役割は限定的であると考えられること、および、失業に対する景気の影響が長期間にわたるようになったことが失業率上昇にとって重要であると考えられることを示した。

続いて、労働需要サイドの視点から、企業の雇用行動に関する研究の展望と分析を行い、1990年代以降に起こった企業を取り巻く諸環境の変化によって雇用の調整速度が高まったこと、希望退職や早期退職の実施経験を通じて正規雇用人員調整のノウハウが蓄積されたことが、企業の雇用決定に構造的な変化をもたらした可能性があることと指摘した。また、2000年代半ば以降の急速な雇用回復の背景にあるのは、大規模な雇用削減が2001年ごろをピークに収束に向かったマイナス調整の完了によるものが大部分であり、新たな雇用機会の創出は、少なくとも2004年時点までは、ほとんどの産業でみられないことも示した。

さらに、1990年代以降における日本の失業率の上昇に対して、労働供給サイドの果たした役割について研究展望と分析を行った。まず、少子高齢化による人口年齢構成の変化のため、失業率の高い若年層の比率が低下し、2000年代以降の失業率上昇が抑制されたこと、および、このような若年失業者数は、企業の若年に対する採用スタンスとリンクしていることを示した。また、非正規労働者の増大が失業率を減少させている可能性は小さいことを示唆する分析結果も提示した。加えて、卒業年の失業率が高かった世代ほど、実質賃金水準、就業確率、フルタイム就業の面で不利益を被ること、それらの傾向は高校卒および中学卒で顕著であることを確認した。

以上に見るような、1990年代以降に起こった労働の需要、供給サイドの変化が、失業に対する景気、とくに不況の影響を長期化させることになったと考えられる。

* 本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第二回共催コンファレンス「90年代の長期低迷は我々に何をもちたか」（2007年11月）での報告論文を改訂・加筆したものである。コンファレンスの討論者の川口大司（一橋大学）、脇田成（首都大学東京）の両氏、新谷元嗣氏（Vanderbilt大学）、およびコンファレンス参加者の方々から、有益なコメントを多数頂いた。本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金・基盤研究（B）18330047の助成を受けている。また、本稿の図は、島木紀子さんに作成頂いた。ここに記して感謝する。

[†] 慶應義塾大学経済学部

[‡] 東京大学社会科学研究所

[§] 京都大学経済研究所

はじめに

1990年代以降になされた労働市場の実証研究は、1990年代から2000年代にかけての失業率の急上昇と高水準での持続の理由について、どのように答えているのだろうか。本稿では、1990年代以降に行われた日本の労働市場に関する多くの実証研究を、失業率上昇の背景という観点から展望し、今後の失業研究にとっての何らかの示唆を得ることを目的とする。そのために、焦点を絞って先行研究の示した知見をまとめ、また、若干の独自の実証結果を提示することで、1990年代以降の日本の失業問題と関連する研究がこれから進むべき方向を示すことを目指したい。

本稿は、第1節「失業率変動のマクロ経済分析」、第2節「企業の雇用動向と構造的変化の可能性」、第3節「労働供給サイドと失業」から構成される。第1節では、マクロデータによる1990年代以降の日本の失業率上昇に関連する研究を中心に展望し、失業率変動の特性に着目した分析を行う。第2節は、2000年代の企業の雇用行動に関する研究を展望し、労働需要面から不況における雇用深刻化の背景を探ると同時に、今後の持続的な雇用機会の改善を考察する上での論点を整理する。第3節は、1990年代以降における日本の失業率の上昇に対して、労働供給サイドはどのような役割を果たしたのかについて、少子高齢化の進展、非正規労働者の増大、「世代効果」の問題、の3つの論点を取り上げ、それぞれについての研究展望と分析を行う。なお、本稿では、研究展望を行うだけでなく、新たな実証分析も試み、また、著者等の最近の研究結果も紹介することで、比較的先行研究の少ない2000年代以降についても検証を行っていく。

1. 失業率変動のマクロ経済分析

1.1 失業率の推移

本節では、比較的長い時間的視野で、失業率の変動の性質をマクロ経済学的視点から展望することを通じ、現在の失業問題の分析が進むべき方向を探りたい。そこで、統計の存在する限り以前から、戦後日本の失業率の推移をあらためて眺めることから始めよう。図1は、1955年から最近までの失業率および失業者数の推移を示している。1950年代初めから1980年代にかけて、失業率は2%台から1960年代には1%台まで低下した後、再び2%台へ上昇する緩やかなU字曲線を描く。失業者数は、1960年代以前は100万人を超えることなく、1970年代に徐々に増加、1980年代には150万人前後で増減した。これらの時期には、失業率は景気循環に対してもそれほど敏感ではなく、景気後退期にも（年平均で）3%を超えることがなかった。日本の労働市場を象徴した「低く安定した失業率」という特徴はこの期間に該当しよう。¹

¹ 1980年代までの日本の労働市場の特徴や、「日本的雇用慣行」に関する分析および関連

ところが、1990年代に入ると、失業率は趨勢的に上昇を続け、2000年代初めには5%を超えた。しかも、この間の景気回復期には失業率は上昇こそしなかったものの、低下する気配を見せなかった。失業率がようやく下落を始めたのは、2000年代も半ばを過ぎてからである。失業者数もピーク時の2000年代初めには350万人超まで達していた。²

50年以上にわたる長期の失業率変動の観察から確認できることは、失業率が通常の景気循環の「周期」よりも長い「周期」をもって変動していることである。経済変数は完全な周期変動をしているわけではないため、ここで「周期」が長いという意味は、失業率水準の持続性が高い、統計的には観測される失業率の時系列データに高い自己相関が見られるということである。ただし、持続性の高い変動といっても、その傾向は1980年代末を境に異なって見受けられる。すなわち、1980年代までは持続性が失業率を低位に保つように働き、1990年代以降は持続性がいったん高まった失業率を容易には低下させないように働いていた。

とくに、1990年代には、失業率は景気後退期に急騰したまま、続く景気回復期に低下する気配を見せなかった。このような状態が10年以上にわたって続いたため、失業率の上昇は不況のみに起因するのではなく、労働市場の「構造要因」によるものではないかという見方が強まった。経済学的な分析に限らず、さまざまな場で言及される労働市場の「構造要因」に明確な定義を与えることは難しいが、やや具体的に言えば、産業構造の変化などによって求人と求職者の間で労働者の属性（年齢、学歴など）、技能や職種、労働条件、地域などの「ミスマッチ」が高まったため、失業期間を長期化させる「構造」が生じたことを指すのが、おおよそ共通する認識と言ってよいだろう。

1.2 「構造的失業」の推計

1990年代の失業率の持続的上昇から、「構造要因」の量的・質的評価の必要性への認識が高まった。そのため、1990年代以降の失業のマクロ実証分析は、失業率のうちの「構造要因」に基づく部分、すなわち「構造的失業」ないし「ミスマッチ失業」に関連するものが多い。

量的評価の観点からは、失業率のうち「構造的失業」が占める部分である「構造的失業率」の推計が、「UV分析」に基づいて行われている。とくに、「労働白書」、「労働経済白書」は、1999年以降最近まで、毎年、「UV分析」に基づく「構造的失業率」を推計していた。また、「経済財政白書」でも、しばしば同様の推計が試みられている（たとえば、2001年、2003年）。

文献については、脇田（2003）を参照。

² 1990年代の失業率の急上昇期を中心とした、日本の労働市場の実証分析と関連する失業理論の展望は、黒田（2001）が行っている。

本稿が「UV 分析」と呼ぶ「構造的失業率」の推計方法の概要は次のようである。³ まず、失業率を欠員率に回帰する。日本の場合、通常は、失業率として雇用失業率が用いられる。雇用失業率は、雇用者数を E と失業者数を U としたとき、 $U/(E+U)$ と定義される。欠員率は、有効求人数を V 、就職者件数を H として、 $(V-H)/(V-H+E)$ として求められる。変数は対数変換されることが多い。すなわち、失業率を u 、欠員率を v として、

$$\ln(u) = \alpha + \beta \ln(v) + \gamma'X + \varepsilon$$

(ε は誤差項) が推計式である。ここで X は、失業率に影響するその他の変数のベクトルである。多くの場合、 β は負値で推計され、この関係を、横軸に欠員率、縦軸に失業率をとって描くと右下がりの曲線となる。この曲線が、ベバリッジ曲線、または、UV 曲線といわれる関係である。したがって、 X はベバリッジ曲線のシフト要因である。

ここで、 $u=v$ という状況を考えよう。この場合、失業者数と欠員数が等しいので、欠員をすべて失業者で埋めれば、失業は解消するはずである。にもかかわらず、失業が存在するのであれば、その原因は、失業者と求人の中に前述のような条件の「ミスマッチ」や労働市場の不完全な情報にあると考えられる。ベバリッジ曲線が u と v の変化に対して安定的であるならば、すなわち、 u と v の組み合わせが安定したベバリッジ曲線上で実現するならば、ベバリッジ曲線上で $u=v$ という状態は、現状の経済「構造」の下で、「ミスマッチ」または情報の不完全性による失業のみが存在する状態である。すなわち、ベバリッジ曲線と同平面上での 45 度線の交点で示される失業率が「構造的失業率」である。それは、上式

の係数の推計値から $\exp\left(\frac{\alpha + \gamma'X + \varepsilon}{1 - \beta}\right)$ として求めることができる。なお、労働市場の求

人・求職情報が不完全なため生じる失業は「摩擦的失業」といわれるため、この失業率は「構造的・摩擦的失業率」と呼ばれることもある。1990 年代以降の日本の失業にとっては、情報の問題よりも「構造要因」が重要であるとの考えから、しばしばこれが「構造的失業率」と見なされるのであろう。そのため、本節に限定して、この失業率水準を、便宜的に「構造的失業率」と呼んでおくことにする。

「白書」以外で行われた「UV 分析」についてもみることにしよう。近年行われた最も包括的なベバリッジ曲線の検討は、北浦ほか (2003) によるものであるが、他にも、樋口 (2001)、大竹・太田 (2002) による推計例もあげられる。⁴ 大竹・太田 (2002)、北浦ほか (2003) は、一連の「白書」による 1990 年代後半から 2000 年代にかけての「構造的失業率」推計が、

³ 以下の本稿での「UV 分析」という語の用い方は、記述の便宜上、通常よりも限定されたものになっていることに注意されたい。

⁴ 1990 年代の「UV 分析」による「構造的失業率」の推計については、藤井 (2004) が詳しく展望している。1980 年代以前については、Brunello (1991)、水野 (1992)、および、水野 (1992) 第 4 章で展望された諸研究が、ベバリッジ曲線の推計を行っているが、「構造的失業率」を数値的に求めてはいない。

おおむね、実際の失業率の大部分は「構造的失業率」であると結論するものであったことに対し、批判的再検討を行っている。⁵ 大竹・太田（2002）、北浦ほか（2003）の推計方法の主な特徴は、ベバリッジ曲線のシフト要因としての説明変数を複数考慮する点、および、失業率の持続性を考慮して失業率の前期値を説明変数に含む点である。再検討された推計では、失業率のラグ項を説明変数に含むことから、「構造的失業率」は若干低くなる傾向にあるが、やはり 2000 年代前半の「構造的失業率」は 3%を超えると推計されている。⁶

しかし、これらの推計値は、しばしば推計者自身も断っているように、留保条件付きで見なければならぬ。というのは、「UV 分析」による「構造的失業率」の推計方法について、様々な問題が指摘されているためである。⁷ それらの中で、最も本質的な問題は、ベバリッジ曲線上で $u = v$ となる失業率水準を「構造的失業」とすることの根拠が不明瞭な点である。⁸ まず、「景気要因」が解消すると、失業率は安定したベバリッジ曲線上の $u = v$ となる水準に収束すると見なすことは、必ずしも妥当ではない。この問題は、近年の失業理論の標準となっている「サーチとマッチングの失業理論」の枠組みで考えると理解しやすい。失業率の動学的な調整過程を考えると、失業率の収束先の条件は、失業プールへの流入と流出が等しくなることであって、欠員と失業が等しいという条件とは特段の関係がない。さらに、「構造要因」だけでなく「景気要因」もベバリッジ曲線をシフトさせる可能性がある。⁹ そうであれば、実現している失業率の水準を、「構造的失業」部分と「循環的

⁵ たとえば、平成 15 年版『経済財政白書』は、5%を超える当時の失業率のうち、4%程度が「構造的失業率」で、景気循環による失業率（「需要不足失業」、「循環的失業」などともいわれる）は残りの 1%強に過ぎないと結論付けている。

⁶ 藤井（2004）、北浦ほか（2003）参照。たとえば、北浦ほか（2003）による推計の一例では、2001 年の失業率 5.0%のうち 3.25 ポイントが「構造的失業率」となるが、平成 14 年版『労働経済白書』の推計値では 3.9 ポイントとなるとしている。

⁷ 小野（1989）、北浦ほか（2003）、大橋（2005）、太田（2005）、玄田・近藤（2006）など参照。批判は、データの問題（とくに「職業安定業務統計」による欠員データ）から「構造的失業」の概念の問題まで多岐にわたる。また、あまり指摘されていない問題として、説明変数とくに欠員率の内生性の問題もあろう。

⁸ 最近でも、太田（2005）や玄田・近藤（2006）がこの点に言及している。大橋（2005）によれば、ベバリッジ曲線上で失業率と欠員率と等しくなる失業率水準に着目した分析は、Dow and Dicks-Mireaux（1958）に遡ることができるが、そこでも、ベバリッジ曲線と「45 度線」の交点が示す失業率を“maladjustment”と呼んで、労働市場の需給調整の不完全を測る一つの基準としての意味しか与えていない。実際に「UV 分析」によって「構造的失業率」を推計した北浦ほか（2003）や佐々木（2004）も同様の立場である。

⁹ たとえば、Mortensen and Pissarides（1994）など参照。別な言い方をすれば、「景気要因」が「構造要因」に影響するということである。ただし、少なくとも日本については、実証的に「景気要因」がベバリッジ曲線のシフトに果たす役割が十分検討されているとは言えない。最近の日本については、佐々木（2004）が、内閣府景気基準日付に対応した期間別ダ

失業」部分に分解すること自体が困難となる。また、玄田・近藤 (2006) が「構造的失業」の内容の再検討を通じて指摘したように、「構造要因」や「需要不足要因」は失業に対し、独立にではなく、相互に影響しつつ働くと考えられ、その場合には個々の失業を原因ごとに類型化して区分することはできない。¹⁰ 後の 1.6.2 節で、Mortensen-Pissarides モデルを概説する際に、再びこの点に戻ることにしよう。

1.3 ミスマッチの要因

1.3.1 地域間、年齢階層間、職業間のミスマッチ

前節では、「構造的失業」の量的評価の観点から研究動向をみたが、他方で、「構造的失業」の内容に立ち入って、ミスマッチの要因という観点から、質的評価、ないし質的評価を伴った量的評価を試みる研究がある。本節では、その場合の失業を、意味を明確に示すため、「構造的失業」に代えて「ミスマッチ失業」と呼ぶことにしよう。

ベバリッジ曲線のシフトを、年齢間ミスマッチの視点から分析した分析に、佐々木 (2004) がある。佐々木は 1980 年から 2001 年までのベバリッジ曲線を年齢 3 階層 (若年・中年・高齢) 別に、ダミー変数によって各々のシフトを捉えて推計した。そのうえで、すべての年齢階層についてのベバリッジ曲線のシフトのうち、年齢階層別のベバリッジ曲線のシフトで説明できない部分を、年齢間ミスマッチを原因とする (すべての年齢階層について集計された) ベバリッジ曲線のシフトとして評価した。結果は、1990 年代に起こったベバリッジ曲線のシフトのうち、年齢階層間ミスマッチによって説明される部分は極めて小さいというものであった。¹¹

佐々木 (2004) のように、ミスマッチの計測とベバリッジ曲線のシフトを明示的に考慮した分析は少なく、多くは、何らかのミスマッチ指標を計測し、その変動を見ることで、ベバリッジ曲線のシフト要因すなわち、失業率上昇の構造 (ミスマッチ) 要因を明らかとしようとするものである。ミスマッチ指標としては、Jackman and Roper (1987) による指標が広く利用されている。Jackman-Roper の指標は次のように計測される。まず、経済を

ミー変数によって、1980 年代以降のベバリッジ曲線のシフトを検証しているが、景気変動に応じたベバリッジ曲線のシフトは確かめられなかったとしている。一方、桜井・橘木 (1988) は、1970 年代から 1980 年代にかけて、地域間・年齢間ミスマッチ失業と景気の間に関係を見出している。

¹⁰ 玄田・近藤 (2006) は、Beveridge による構造的失業の定義：「一国の主要な経済構造に影響すると見做されうるほどに大きな需要の変化を通じて、特定の産業もしくは地方に生ずる失業」、を紹介し、この点に言及している。

¹¹ 佐々木 (2004) は、1.2 節で述べた「UV 分析」の方法を適用して、ミスマッチ失業のうちで年齢階層間ミスマッチによる部分を推計することも行っている。

いくつかの部門 (sector) に分割する。ここで部門とは、地域、年齢階層、職種など、分析が着目するミスマッチの要因に関して同質な労働者についての集合である。 N 個の部門があるとし、第 n 部門の失業者数 (または求職者数) を U_n 、求人数を V_n とする。 $U = \sum_{n=1}^N U_n$ 、

$$V = \sum_{n=1}^N V_n \text{ として、}$$

$$\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \left| U_n - \left(\frac{U}{V} \right) V_n \right|$$

が Jackman-Roper の定義する「ミスマッチ失業」である。この全労働力人口に対する比率が Jackman-Roper の「ミスマッチ失業率」であり、全失業者数に占める「ミスマッチ失業者数」の比率

$$\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \left| \frac{U_n}{U} - \frac{V_n}{V} \right|$$

が指標として用いられることが多い。

Jackman-Roper の「ミスマッチ失業」は、後述のマッチング関数に基づき、所与の部門間欠員分布のもとで、経済全体での総採用数を最大にするために必要な労働の再配分量として定義されていると言える。¹² この指標に基づく、最近まで含んだ計測例として、『平成 14 年版労働経済白書』が、年齢階層別、職種別に 1980 年から 2001 年まで、Tachibanaki, Fujiki and Kuroda (2000) は、年齢階層別、職種別、地域別に 1970 年代から 1990 年代まで、大橋 (2005) が地域別に 1984 年から 2003 年まで計測している。¹³ それらの結果は、部門の区分の仕方に依存する傾向がある。しかし、いずれの計測結果にも共通する点は、年齢階層、職種、地域のどのミスマッチ失業も、その失業率に占める比率は、1980 年代以降比較的安定ないし低下している点である。特定の大きな比重を占めるミスマッチ要因も、1990 年代に明確に比重を増したミスマッチ要因も見られない。

この点を最近まで含めて確認するため、「職業安定業務統計」(厚生労働省)を利用して、地域間、年齢階層間、職業間にミスマッチ指標を計測することにしよう。対象となるのは、「職業安定業務統計」の定義による常用労働者である。¹⁴ まず、47 都道府県別に見た場合の地域別の有効求人数と有効求職者数により、Jackman-Roper 指標を求めてみよう。以下

¹² ただし、大橋 (2005) が指摘するように、年齢階層や性別など、労働者が変更不可能な要因については、欠員の再配分量を考えたほうが適切であろう。

¹³ また、大橋 (2005) は、Jackman-Roper の考え方を援用した独自の指標を構築し、年齢階層、地域別に計測している。

¹⁴ 「職業安定業務統計」における「常用」は、「雇用期間の定めがないか又は 4 カ月以上の雇用期間が定められているもの (季節労働者を除く)」であり、パートタイム労働者も含まれる。

では $(1/2) \sum_{n=1}^N |(U_n/U) - (V_n/V)|$ という指標を用いるため、指標は失業者に占める「 mismatches 失業者」の比率と解釈することができる。地域間 Jackman-Roper 指標が、図 1-2-a に示されている。図は、地域間 mismatches の程度が、1980 年代以降、最近まで、傾向的に低下してきたことを示す。1990 年代後半からの失業率の急上昇期には、低い水準で安定しており、むしろ、2000 年代半ば以降に失業率が下落を始めた時期に、やや上昇する。その水準も 1990 年代以降は、10%から 15%の間であって、高くはない。同様に、年齢 11 階層別に Jackman-Rope 指標を計算した結果が、図 1-2-b である。年齢階層間 Jackman-Roper 指標は、1990 年代に上昇するが、同時期の失業率に対応するほど急速ではない。また、2000 年代に入ると、失業率が急上昇するのとは対照的に、その値は下落していく。図 1-2-c は「職業安定業務統計」の職業区分に従う職業間の mismatches 指標である。地域間、年齢階層間 mismatches に比べると、職業間 mismatches の水準は高く 30%から 40%の間にある。これは、職業区分が詳細であることも影響していると考えられる(2000 年度以降の区分は 61 職種)。ただし、1990 年代後半に緩やかに低下して以降、2000 年代は 30%程度で安定しており、失業率に対応する上昇傾向を見ることはできない。

別な mismatches 指標として、Layard, Nickell and Jackman (1991) による指標がある。この指標は、部門別の失業率 $u_n, n = 1, \dots, N$ の全体の失業率 u に対する比率の分散に基づき、

$$\frac{1}{2} \text{var} \left(\frac{u_n}{u} \right)$$

と定義される。部門ごとの失業率のばらつきという意味でも直観に合った指標であるが、さらに、(かなり制約的ではあるが) いくつかの経済構造に関する仮定の下で、現行の物価水準を保ったまま実現可能な最低の失業率から、実際の失業率が乖離しているパーセンテージと解釈することもできる (Layard, Nickell and Jackman, 1991, 参照)。この指標は、欠員側の情報を用いず、失業側の情報のみから算出することができる。図 1-2-d は、「労働力調査」(総務省) の全国 10 地域区分に基づく地域別失業率を用いた Layard- Nickell-Jackman の mismatches 指標である。指標は地域間 mismatches が 1980 年代以降 1990 年代半ばまで継続的に低下し、その後、安定していたことを示している。また、図 1-2-e は、同じく「労働力調査」の年齢 11 階層別失業率に基づく、年齢階層間 Layard- Nickell-Jackman 指標である。年齢階層間 mismatches の程度は、地域間に比べるとかなり大きい。1980 年代は一貫した上昇傾向があったが、1990 年代以降の失業率の上昇期には、逆に縮小を続けていることがわかる。

以上に見たように、地域間、年齢階層間、職業間の mismatches の程度はいずれも、1990 年代以降の失業率の急上昇期に、拡大の傾向を示すことなく、逆に、多くの場合には、縮小傾向にあることが示される。この点で、日本の労働市場の mismatches 指標の計測の先行

研究が示した結果が、近年まで延長したデータによっても再確認できたといえる。¹⁵

1.3.2 産業間労働再配分

地域、年齢、職業の他に、労働需給のミスマッチが生じている可能性が高い部門として、産業部門がある。しかし、前節で用いた「職業安定業務統計」がそうであるように、産業別に求人と求職の情報を同時に提供する統計は少ないため、産業間のミスマッチ指標が計測される例は少ない。¹⁶ ミスマッチ指標を直接計測する代わりに、産業間の労働再配分が失業に波及する程度を推計する際の指標としてしばしば利用されるものに、Lilien (1982) による指標がある。Lilien は雇用の変化率の産業間標準偏差を、産業ごとに異なった不均一な経済ショック（「部門ショック (sectoral shock)」とも言われる）のばらつきの大きさの指標と考えた。Lilien 指標は、通常は次のように計測される。産業 $n(n = 1, \dots, N)$ の雇用者数を e_n 、産業全体の雇用者数を $E = \sum_{n=1}^N e_n$ とすると、

$$\sum_{n=1}^N \left| \frac{e_n}{E} (\Delta \ln e_n - \Delta \ln E)^2 \right|^{1/2}。$$

産業ごとに経済ショック（たとえば、産業固有の生産性や産業の生産物需要へのショック）が異なれば、それは産業ごとの労働需要へのショックとなり、労働需要の産業間の相違は、実際の雇用増減に反映される。もちろん、産業ごとの労働需要のすべてが、直ちに実現するわけではない。産業ごとに必要とされる労働者の技能などに違いがあるほど、産業間の労働移動には時間がかかり、その過程で失業が発生する可能性がある。そこで、失業率と Lilien 指標の相関をみることで、失業変動に果たす産業間労働再配分の役割の大きさが検討される。しかし、Lilien 指標はミスマッチの直接の指標とはならないのみでなく、「部門ショック」の産業間のばらつきの指標、すなわち「再配分ショック」の指標としても数々の問題点が指摘されている（たとえば、Abe and Ohta, 2001 参照）。それらの問題点を踏まえた上で、日本についても、Lilien 指標は様々な文脈で計測されてきた。結果は概して、失業率と Lilien 指標の間には、強い関係は見られないというものが多い。¹⁷

¹⁵ 上で見たミスマッチ指標は、失業率に占める「ミスマッチ失業」の割合としても解釈できることを述べたが、これは、1.2 節で、失業率を「構造的失業」部分（＝「ミスマッチ失業」部分）と「循環的失業」部分に分解することが困難と述べたことと矛盾するように思われるかもしれない。しかし、「ミスマッチ指標」が「ミスマッチ失業」部分を定義するとしても、必ずしもそれが「景気要因」と独立であるとは考えない点で、「UV 分析」の分解とは異なる意味を持つ。

¹⁶ 「職業安定業務統計」では、産業別には、新規求人数のみ知ることができる。

¹⁷ 日本について、Lilien 指標を計測し、失業率との関係を分析した研究には、Brunello (1991)、Prasad (1997)、藤田 (1998)、Sakata (2002)、坂田 (2003)、太田 (2005) などがある。

図 1-2-f は、「労働力調査」の産業大分類別雇用者数についてみた Lilien 指標である。1990 年代以降の動きをみると、失業率の趨勢的上昇、とくに 1990 年代後半からの急上昇に対応するような指標の動きは見られない。

「労働力調査特別調査」によって、産業間と産業内の労働移動を同時に調べた Abe and Ohta (2001) は、労働移動の多くが（失業を含む無業状態を経る移動についても）同一産業（大分類）内の移動であり、労働市場は産業ごとに分断されている傾向が強いことを示している。これは、失業変動にとって、産業間の労働再配分よりも、産業内の労働再配分が、量的に重要であることを示唆する結果である。

1.3.3 ベバリッジ曲線のシフト

図 1-3 には、失業率とともに、有効求人数と有効求職者数の労働力人口に対する比率が描かれている。1970 年代半ばから 1980 年代にかけてと、1990 年代から 2000 年代にかけての 2 つの期間には、水準は異なるものの、失業率が継続的に上昇したのちに下落するという共通の動向が見られた。そして、それら 2 つの期間では、失業率と欠員率（＝有効求人数と労働力人口比率）の動きの特徴も共通している。すなわち、失業率が上昇する場合は、欠員率は減少することなく安定しており、失業率が下降を始めると欠員率も歩調を合わせるように上昇しているのである。¹⁸ 失業率の上昇期に欠員率が下落しないことが、まさに 1.2 節でみたベバリッジ曲線の上方シフトに他ならない。すなわち、ベバリッジ曲線のシフトは、失業率と欠員率が同時に上昇するために起こっているのではない。このことは、何らかの経済構造の変化によって、労働の需要と供給のミスマッチが拡大したため失業が増加したのではなく、何からの要因によって（おそらくは景気後退によって）失業が増加しても、既存の欠員に吸収されなかったと考えたほうがよいことを意味している。さらに、上

Sakata (2002)、坂田 (2003) は、日本の失業率は非定常、Lilien 指標は定常時系列と判断されるため、両者に長期的な関係（非定常過程における共和分関係）はないとしている。ただし、Lilien 指標は、Sakata (2002) では男性の失業率変動と、坂田 (2003) では男性高齢層の失業率変動と（不況期には若年層の失業率変動とも）関係があるとしている。藤田 (1998) は、産業別の新規求人数（の長期成分）によって Lilien 指標を計測し、Lilien 指標、実質 GDP、失業率からなる 3 変数 VAR モデルを推計することで、「再配分ショック」の識別を試みている。VAR の予測誤差分散分解の結果は、「再配分ショック」は失業率変動の 3 割強を説明するということであつた。なお、1.5 節で述べるように、照山・戸田 (1996) は、鉱工業生産指数と失業率の 2 変数 VAR モデルによって、「再配分ショック」の識別を試み、失業率変動の恒常的、一時的変動ともに、多くの部分が「構造的ショック」によるものであり、「構造的ショック」が説明する割合は 1970 年代半ば以降に上昇したとしている。ただし、藤田 (1998)、照山・戸田 (1996) とともに、推計期間は 1990 年代半ばまでであり、失業率の急上昇期以前の分析である。

¹⁸ 1980 年代については小野 (1989) に、1990 年代については玄田・近藤 (2005) に、その指摘がみられる。

述のミスマッチ指標の動向は、失業に占める特定のミスマッチ失業の割合が拡大したことを示していない。すなわち、失業率の増加に伴い、どの要因によるミスマッチ失業も等しく拡大していると考えられる。これらの事実は、失業の増加を構造面から捉える場合にも、構造変化によるミスマッチ拡大というよりも、たとえば、マッチング効率の悪化などの別な「構造的」観点から、その原因を検証する必要があることを示している。¹⁹

1.4 失業率の「履歴現象」

持続的な失業率上昇を、均衡失業率が上昇した結果とする考え方がある。均衡失業率は「構造的失業率」とも関連する概念で、ときに同一視されることもあるが、失業の具体的な内容に言及しないことから、定義はより明瞭である。均衡失業率とは、所与の経済構造の下で、経済における動学的調整過程が完了した安定状態で実現する失業率である。失業率が収束する先の長期水準と考えることができるし、長期的に名目変数が実物的な効果を持たないとすれば「自然失業率」の概念に対応する。

1970年代から1980年代にかけて、ヨーロッパ先進国の失業率は、長期にわたって高水準を維持し続け、1970年代以前の水準に戻る兆候を見せなかった。そのため、Blanchard and Summers (1986) などによって、そのような失業率の変動過程は、景気循環によって均衡水準から乖離した失業率の回帰の進行が遅いということではなく、景気循環によって均衡失業率自体が変動している過程として捉える必要があることが議論された。すなわち、一時的な景気状態の変化が、均衡失業率を変化させるということである。このように、一時的な経済環境の変化が経済主体の行動に恒常的な影響を与える現象は、一般に履歴現象(hysteresis)と呼ばれる。²⁰

とくにマクロ経済学の分野では、Blanchard and Summers (1986) 以来、失業率の非定常性という時系列的な性質が、履歴現象と結び付けられてきた。階差定常過程(単位根過程)という非定常な過程に従う経済変数は、経済的ショックによって恒常的に変動する確率的トレンドといわれる部分を持つが、それを均衡失業率の変動と捉えることができると考えたためである。このような観点から、日本の失業率についても、それが階差定常過程であ

¹⁹ たとえば、Layard, Nickell and Jackman (1991) 参照。また、太田(2005)は、失業者の就業確率を決定因に回帰し、1995年以降にそれらの要因では説明できないような「マッチング効率」の低下があったとしている。

²⁰ 経済における履歴現象についての詳しい解説は、大瀧(1994)を参照。1980年代以前の日本では、ヨーロッパ諸国とは逆に、失業率は低水準で推移していた。大瀧(1994)は、低水準での持続性も履歴現象として捉えることができ、日本の失業率の履歴現象の原因を、企業内教育・訓練を通じた人的資本投資の程度が高いという雇用慣行の特徴から説明している。

るか否かの検定（単位根検定）がしばしば行われた。²¹ しかし、失業率が階差定常過程であるか否かについては、（日本に限らず他国についても、）統一的な見解は得られていない。それは、検定に用いる統計量や推計の期間によって、結果が異なるためである。このことは、失業率以外の多くの経済変数の検定にも当てはまることであり、その一つの理由は、単位根検定の多くが、経済データの多くが通常示す時系列的特徴のもとで、小標本による歪みや検出力が低いという問題を持つことにある。さらに、構造変化を考慮した検定方法を用いるか否かにも結果が左右されることも知られている。

また、失業率に関して言えば、失業率の範囲が $[0,1]$ 区間に限定されることと、単位根が存在することは、本来矛盾するという問題もある。にもかかわらず、単位根検定が、失業率を階差定常過程と判断する場合があることは、実際は非線形な過程である失業率を、一定の期間に限って線形過程で近似すると階差定常過程の性質を示すためではないだろうか。さらに、大瀧（1994）が指摘するように、本質的に非線形な現象である履歴現象を、階差定常過程と結びつけて考えることの困難もある。

実際に、失業率のデータについて、Elliot, Rothenberg and Stock (1996) の DF-GLS 検定、Ng and Perron (2001) の検定を行ってみた。結果が表 1-1 に示されている。標本の期間は 1955 年第 1 四半期から 2006 年第 1 四半期まで、さらに、その期間を 1974 年以前と 1980 年以降に分割した場合についても検定した（1.5 節の分析期間に対応）。まず、標本期間全体についての検定では、レベル定常過程を対立仮説とする Ng-Perron の検定は 1%有意水準で、DF-GLS 検定は 10%有意水準で、失業率が階差定常過程であるとする帰無仮説を棄却する。しかし、期間を分割すると、どちらの期間についても、いずれの検定も、10%有意水準でも帰無仮説を棄却することはできない。これらの結果は、上述のような、期間を限定した場合には非定常過程の性質が、十分長い期間についてみた場合には定常過程の性質が、それぞれ見られるような非線形過程を示唆する結果である。

Blanchard-Summers の「履歴現象」の観点から、失業率の単位根を検定することは、経済的ショックにより失業率が均衡値を変化させるという履歴現象の一面を捉えているに過ぎないという留保付きで見れば、意味がないことではない。しかし、一般的に言って、収束に非常に長期を要する定常過程と階差定常過程を統計的に区別することは難しいことから、履歴現象の存在を検証するためには、単位根検定とは異なった手法を模索していくことが今後必要となろう。²² 時系列分析という枠組みの中でいえば、線形自己回帰過程が

²¹ 「履歴現象」の観点から、日本の失業率の単位根検定を行った研究に、Burunello (1990)、照山・戸田 (1996) がある。日本を含む先進国間で失業率の非定常性の比較を行った研究は、Feve, Henin and Jolivaldt (2003)、Camarero and Tamaritb (2004) など、多い。主要なマクロ経済変数の時系列的な性質を調べるという目的から、マクロ経済変数の単位根検定を行う研究が対象とする変数にも、失業率が含まれることも多い。日本のマクロ経済変数についての非定常性の最近の研究に、Mehl (2000)、Hayashi (2005) などがある。

²² Diebold and Rudebusch (1991) は、平均への回帰に長期間を要する定常過程が正しく

内生的に切り替わるという非線形時系列分析の応用が有益な方向ではないかと思われる（たとえば、Akram, 2005）。²³

1.5 失業率変動の性質

本節と次節では、失業変動に関連するマクロ経済データを使って、失業率変動の特徴を概観する。前節までで見たように、日本の失業率は、その過去の値に強く依存しながら変動している。失業率変動の持続性は、1980年代以前には失業率が低位で安定しているという意味での持続性であった。しかし、1990年代以降は、いったん上昇した失業率は景気が改善してもなかなか下落しないという意味での持続性となった。この差は、失業率に持続性をもたらす要因は変わらないままに、「高度成長」や「失われた15年」のように）好不況の一方向に偏った景気ショックが連続して発生した結果、低水準や高水準で失業率が持続することになったためだろうか。それとも、失業率の持続性の仕組み自体が変質したのだろうか。以下では、簡単な2変量ベクトル自己回帰（VAR）モデルを使って、「景気要因」と「構造要因」という観点から、若干の考察を試みる。

1.2節では、「景気要因」や「構造要因」は失業に相互依存的に波及するため、失業率水準を各個別要因依存する部分に量的に分解できないことを述べた。しかし、このことは、失業率変動に対する「景気要因」や「構造要因」の貢献の量的評価が全くできないことを意味しない。「景気要因」と「構造要因」を発生時点では独立した本源的経済ショックとして捉えることができれば、各ショックが失業率にどのように経時的に波及したかを知ることが可能となる。ショックの波及過程では複数の要因が同時に作用する（たとえばショックとしての「景気要因」がその後労働需給の産業間ミスマッチを拡大する）としても、ショックの源泉を特定することで、失業率変動に対する量的評価を行うことができる。これがVAR分析の特徴である。

本節では、失業率 u とマクロ産出量 y からなるVARモデルを推計する。利用するデータ

検定されるためには、長期にわたるデータを利用することが重要だとしている。しかし、観測期間が長期にわたれば、その間に経済変数に構造変化が生じている可能性も否定できないが、構造変化の存在は検定結果に影響を及ぼしてしまう。

²³ 確率的トレンドのように、失業率の長期水準を確率的に捉えるのではなく、確定的に捉えることもされている。liboshi and Wakita (2004) は、確率的トレンド以外に、Hodrick-Prescott フィルターや、構造変化のある線形トレンド項への回帰など、複数の方法によって失業率の長期水準を分解し比較している。どの方法による分解にも共通の特徴は、失業率の変動の多くの部分が長期水準の変動であること、1990年代以降に失業率の長期水準が上昇傾向にあることとしている。これらの失業率の長期水準の特徴は、1.2節で取り上げた「UV分析」による「構造的失業率」（同節で述べたような分解手法としての問題はあっても）が示した特徴と共通している。

は、マクロ産出量は実質国内総生産（固定基準方式）、失業率は完全失業率、いずれも季節調整済四半期系列である（実質 GDP は自然対数値）。

VAR モデルの推計に際し、まず問題となるのがデータの非定常性である。1.4 節でみたように、とくに失業率に関しては、その時系列変動が階差定常過程であるか否かは、「履歴現象」の検証という、適切な定常化方法の選択という事前の検証以上の意味を持っていた。しかし、一般的に単位根検定の結果は統計量、推計期間、構造変化の考慮などに大きく依存し、判断が困難なことも多い。そのため、近年は、非定常な変数を含む場合にも VAR の係数は一致性を持つことを拠り所に、水準による VAR が推計される場合が増えてきた。²⁴ そこで、本節では、失業率 u はそのまま水準を用いることとする。一方、マクロ産出量 y についてはその対数階差 Δy を用いる。マクロ産出量に対数階差を用いる理由は、次の 2 つである。まず、失業率と同じく DF-GLS 検定、Perron-Ng の検定を行ったところ、マクロ産出量については、1955 年第 1 四半期から 2006 年第 1 四半期まで、およびそれらの期間を、1979 年以前と 1980 年以降に分割した場合（以下の VAR の推計期間に対応）について、いずれの場合も、トレンド定常過程を対立仮説とするすべての統計量が、マクロ産出量は階差定常過程であるという帰無仮説を 10% 有意水準でも棄却できないという、比較的明瞭な結果であったことがある。また、以下では 3 通りの方法で VAR におけるショックの識別を行うが、そのうちの長期制約によるショックの識別においては、失業率はレベル定常過程、マクロ産出量は階差定常過程であることが前提とされているため、3 つの推計で変数の変換方式を統一する意味もある。

いま、 $x = (\Delta y_t, u_t)'$ として（添時 t は時点を示す）、これら 2 つの経済変数は、同時点で相互に依存し、過去の互いの値にも依存するとともに、経済的ショックの影響を受けて変動していると考えよう。それらの依存関係を近似的に線形で、

$$A_0 x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

として表すことができる。ここで、 A_j ($j = 1, \dots, p$) は 2 行 2 列の定数からなる係数行列、 ε_t は 2 つの確率的ショックからなるベクトルである。（右辺に含まれる定数項は略して記すが、実際の推計に際しては含む。以下同じ。）これらのショックは異なった時点間でも同時点でも相関のない、平均がゼロ、分散 1 の同一な分布にしたがって発生する確率変数として捉えられる性質のものであるとする。これは、経済に発生するショックは、その本源的な段階まで遡れば、相互に独立した経済的ショックから成っているという考え方に基づいている。²⁵

²⁴ たとえば、Canova (2007) は水準による VAR 推計を勧めている。

²⁵ もし、2 つのショックの間に相関関係があれば、それは 2 つのショックが共通のさらに本源的なショックを含んでいるためであると考えるのである。このような相互に独立な段

推計に当たっては、次のような誘導形が用いられる。

$$x_t = B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + \dots + B_p x_{t-p} + \eta_t$$

ここで、 $B_i = A_0^{-1} A_i$, $\eta_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ である。誘導形の攪乱項 η_t は、一般には複数の本源的な経済的ショック（ここでは 2 つ）を含んでいるため、 η_t から経済的ショック ε_t を識別することが必要となる。同時点制約は、経済的ショック間の同時点での波及関係を仮定することで、識別を行う方法である。 $A_0^{-1} = P$ と表し、誘導形の誤差項 η_t の共分散行列を Σ とすると、

$$\Sigma = PP'$$

という関係がある。したがって、同時点制約は、対象行列 Σ から P を識別することにほかならない。本節のように、2 変数の場合は、 Σ の 3 つの係数から P の 4 つの係数を識別することになるため、 P の係数に 1 つの制約条件を課す必要がある。

失業率とマクロ産出量という、マクロ経済の実物的側面の帰結を代表する 2 変数を用いた時系列分析には先行研究が多い。²⁶ なかでも、よく知られているのは Blanchard and Quah (1989) によるものであろう。Blanchard and Quah は、上述の同時点制約が経済的ショックを識別する方法として標準的であったことに対し、ショックの識別に長期制約を導入したという点でも先駆的なものであった。Blanchard and Quah では、「総需要ショック」と「総供給ショック」の識別が試みられ、マクロ産出量水準に対し「総供給ショック」は恒常的に影響を与えるが、「総需要ショック」は一時的にしか影響を与えないという、長期に関する制約を仮定して、ショックを識別している。いま、上式は、ラグオペレータ L によって、

$$(A_0 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) x_t = \varepsilon_t$$

と表されるので、さらに、

$$C(L) = (A_0 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1}$$

階まで分解されたショックは「構造ショック」とよばれ、VAR モデルは「構造 VAR」といわれることがあるが、本稿では「構造」という用語の多用による混乱を避けるために、この名称は用いない。なお、本源的ショックが時点間についても独立であるとされるのは、経済変数の系列相関は経済内の波及メカニズムがもたらすものであると考えるためである。²⁶ 失業率とマクロ産出量の関係では Okun の法則が有名である。liboshi and Wakita (2004) は、Okun の法則の観点から、失業率とマクロ産出量を用いた海外の実証研究をまとめている。

のように $C(L)$ を定義しよう。ここでは、 $x = (\Delta y_t, u_t)'$ が定常過程と仮定されるので、マクロ産出量は階差定常過程と仮定されていることになる。このとき、 $C(1)$ の第 1 行の各要素が、各経済的ショックに対するマクロ産出量の長期水準の反応（恒常的変動）を示す。

したがって、経済的ショックのベクトル $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^D, \varepsilon_t^S)'$ の第 1 要素 ε_t^D が「総需要ショック」、第 2 要素 ε_t^S が「総供給ショック」とすれば、

$$C(1) = \begin{pmatrix} 0 & c_{12}(1) \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) \end{pmatrix}$$

という制約を課すことになる。Blanchard and Quah (1989) は、この条件と $\Sigma = PP'$ から A_0 が識別されることを示した。

同様に「総供給ショック」と「総需要ショック」の識別を目的とした Evans (1989) は、ショックの同時点での波及経路に関する制約に基づき、「総供給ショック」は同時点で失業率にのみ影響を与えると仮定して識別を行っている。また、Blanchard (1989) は 5 変量から成る VAR モデルを構築しているが、その体系の基本となる 2 本の方程式はやはり失業率とマクロ産出量から成り、そのショックの識別制約も基本的には Evans (1989) と同様である。これらの推計で、「総供給ショック」が同時点では失業率にのみ影響を与えるとするのは、賃金が短期的に硬直的な下で、「総供給ショック」の主要因である労働生産性の変化が、まず雇用調整を引き起こすと考えているためであろう。これは、 $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^D, \varepsilon_t^S)'$ として、

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$$

とすることに対応する。

日本については、照山・戸田 (1996) が、失業率とマクロ産出量による VAR 分析を行っている。ただし、照山・戸田が識別しよう（識別できる）とするショックは、「総需要ショック」と「総供給ショック」ではなく、「マクロ的ショック」と「再配分ショック」である。ここで「マクロ的ショック」とは、総需要、総供給双方へのショックの総体であり、個々の経済主体間で共通のショックである。一方、「再配分ショック」とは、労働力の再配分（労働移動）に影響するショックである。より具体的には、企業や産業などの部門間で労働需要が異なって変動することによって発生する労働力の再配分の程度を変化させるショック

である。²⁷ 1.2 節との関連でいえば、前者が「景気要因」、後者が「構造要因」としてのショックということになる。

照山・戸田（1996）の識別のための仮定は、「マクロ的ショック」は同時点でマクロ産出量にのみ影響を与えるというものである。これは、産出量調整よりも雇用調整の方が、時間がかかると考えるためである。産出量調整に必要な労働投入量の調整は、必ずしも雇用量を変化させることのみに対応するわけではない。労働時間や労働密度（労働努力）を変化させることでも対応可能である。したがって、雇用調整が必要になったとしても、それに伴う時間（新規採用者や解雇者決定の時間）の存在を考えれば、産出調整のための労働投入量の調整には、雇用調整よりも労働時間や労働密度による調整が先行するであろう。これは、 $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^A, \varepsilon_t^R)'$ の第 1 要素 ε_t^A が「マクロ的ショック」、第 2 要素 ε_t^R が「再配分ショック」として、

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ 0 & a_{22} \end{pmatrix}$$

とすることに対応する。

Blanchard（1989）ないし Evans（1989）および照山・戸田（1996）の識別条件は、実際上は Σ のコレスキー分解によるものであり、分解の順序が逆となっている点が異なるのみである。以下では、Blanchard and Quah（1989）の長期制約に基づく場合（BQ モデルと表記）、Blanchard（1989）、Evans（1989）と照山・戸田（1996）の同時点制約に基づく場合（各々 BE モデルと TT モデルと表記）について、結果を比較してみよう。

推計に際しては、前述のように、失業率動向の変化の要因を考察するため、1979 年以前（1955 年第 1 四半期～1979 年第 4 四半期）の「低失業期」と 1980 年以降（1980 年第 1 四半期～2006 年第 1 四半期）の「高失業期」に期間を区分して比較する。²⁸

図 1-4-a は「低失業期」の VAR 推計結果に基づいたインパルス応答を示したものである。3 つのモデルの結果は似通っている。まず、同時点制約に基づく BE モデルと TT モデルを比べてみよう。TT モデルで「マクロ的ショック」とされていたショックは、同時点で失業率に影響を及ぼさないという制約が課されるものであった。しかし、同時点での失業率への影響に制約を課さない BE モデルの推計結果においても、2 つのうちの 1 つのショック（この場合は「総供給ショック」）の同時点での失業率への影響はほとんどゼロと推計されている。マクロ産出量についてみても、識別制約の有無は結果に大きな影響を与えていない。

²⁷ 労働の再配分のために生じる失業には、「ミスマッチ失業」と「摩擦的失業」の双方が含まれる。

²⁸ VAR の次数選択は、上限を 8 とする Hannan-Quinn 基準（HQC）によった。ラグ次数は、1979 年以前と 1980 年以降の 2 つの場合ともに 2 が選択された。

この理由は、誘導形 VAR の誤差項の同時点相関が小さく、各自己回帰モデルの誤差項が、ほぼ本源的な経済的ショックに対応することを示している。つまり、BE モデルと TT モデルは、ほとんど同じ経済的ショックを捉えており、ショックに対する解釈が異なるだけということになる。

それでは、長期制約を課す BQ モデルにおいても、ショックに対するインパルスが、これら同時点制約を課すモデルと似通っているのはなぜだろうか。BQ モデルにおいては、「総需要ショック」がマクロ産出量水準に長期的に影響を及ぼさないとする。しかし、推計の結果によれば、BQ モデルにおける「総需要ショック」のマクロ産出量成長率（産出量対数階差）への影響は短期的にも小さい。それは、もう一方のショックである「総供給ショック」に対するマクロ産出量成長率の反応との相対的な大きさの比較においても、インパルス応答の信頼区間からみても言えることである。一方、長期制約を課さない BE モデルと TT モデルのマクロ産出量成長率のインパルス応答についてみても、2つのショックのうちの1つに対する反応がやはり小さい。すなわち、誘導形 VAR の失業率を被説明変数とする回帰式の誤差項として識別された経済的ショックは、マクロ産出量にはほとんど影響しないため、長期制約の有無に結果が依存しなかったといえる。この点で、解釈上も BE モデルと BQ モデルにおける「総需要ショック」、「総供給ショック」は整合性を持つ。ここでも、ショックの識別は、失業率に（初めに）影響を与える経済ショックで、マクロ産出量へほとんど影響しないショックを、どのようなショックと解釈するかという問題となる。

一般にも、VAR モデルによるショックの識別条件の妥当性の検討は難しい面を持つが、ここでは、照山・戸田（1996）による次のような見解に基づいて、2つのショックを「マクロ的ショック」と「再配分ショック」と解釈したい。その理由として、まず、マクロ産出量水準の恒常的変動をもたらすショックはすべて（または、その大部分が）、総供給要因であると見なす考えには批判が存在することがある。また、「総供給ショック」はマクロ産出量よりも失業率に時間的に早く影響を示すと仮定する背景には、前述のように、産出量調整よりも雇用調整の方が容易であるとする考え方があるが、とくに日本では労働保蔵という現象が観測される事実からも、それを正当化することは難しい。²⁹

2つのショックを「マクロ的ショック」と「再配分ショック」と解釈する観点から、「低失業期」の失業率変動の構造を考察してみよう。「再配分ショック」は、緩やかにその失業率への影響を逡減させる。影響が半減するのに、約2年程度を要する。ただし、「再配分ショック」に対するマクロ産出量の反応は小さい。「再配分ショック」は、マクロ的な生産面には大きな効果は示さない。

「マクロ的ショック」の失業率への影響は「再配分ショック」よりも小さいが、長い効果を示す性質は同じである。これは「マクロ的ショック」が、発生時にマクロ産出量をほ

²⁹ 日本の労働保蔵の実証分析には、脇田（2003）などがある。脇田（2003）は、労働保蔵の程度から労働時間調整、労働時間調整から雇用調整へのグレンジャー因果性があるとしている。

ばその長期水準に到達させていることとは対照的である。

推計された失業率のインパルス応答の形状から判断すれば、「マクロ的ショック」に対しても、「再配分ショック」に対しても、インパルス応答はゼロに収束する傾向を示すが、収束の速度は遅い。これは、労働市場が経済的ショックに対して、時間をかけて調整されていくことを表している。なお、予測誤差分散分解（20期先）の結果は、「マクロ的ショック」が失業率の予測誤差に占める割合が22.5%、マクロ産出量の予測誤差に占める割合が94.4%であった。失業率変動のかなりの部分は「再配分ショック」がもたらすが、マクロ生産量の変動には、「再配分ショック」はほとんど影響しないといえる。

続いて図1-4-bにより、1980年以降（1980年第1四半期～2006年第1四半期）の「高失業期」についてのインパルス応答の推計結果を見てみよう。3つの識別制約の下での結果が類似している点は、「低失業期」と共通である。ただし、失業率のインパルス応答が、より大きく、長期化した点が「低失業期」とは異なる。TTモデルに基づく推計結果でみると、「再配分ショック」は大きさ（失業率への当初の影響の標準偏差）では余り変わらないものの、「再配分ショック」に対する失業率のインパルス応答は、いったん上昇してから極めて緩やかに下降し、20四半期後も当初水準を下回らない。「マクロ的ショック」の大きさ（産出量成長率への当初の影響の標準偏差）は減少しているが、「マクロ的ショック」に対する失業率のインパルス応答は、より大きくなり、長期化している。一方で、2つのショックに対する産出量のインパルス応答の性質は「低失業期」とそれほど異ならない。これらのことから、「高失業期」に失業率の大きく持続的な上昇（と、それに続く2000年代中盤以降の下落）がみられたのは、経済的なショックが大きくなったというよりは、ショックに対する失業率の反応が増大し、長期化したことが原因であると考えられる。³⁰

なお、予測誤差分散分解（20期先）の結果は、「マクロ的ショック」が失業率の予測誤差に占める割合が68.6%、マクロ産出量の予測誤差に占める割合が91.7%であった。マクロ産出量変動は「再配分ショック」にほとんど依存しない点は変わらないが、失業率変動に占める「マクロ的ショック」の比率が以前に比べて大幅に上昇している。それまで、失業に波及しにくかった「マクロ的ショック」すなわち景気の影響が、（初期の衝撃が大きくなったというよりは、）失業動向を長期間にわたって左右するようになったことが、低く安定していた失業率が、一転して大きく上昇した理由である。したがって、「高失業期」の失業率変動の仕組みを知るためには、それまでは比較的景気状態から中立であった失業率に、景気の影響がなぜ大きく及ぶようになったのかを調べるのが重要となろう。

1.3節において、失業のミスマッチ指標を検討した際に、1990年代以降の失業率の上昇に、特定のミスマッチ要因の拡大が貢献したという証左は見当たらないことを述べた。本節の結果で、「高失業期」に「再配分ショック」の失業変動への重要性が増したという事実が確

³⁰ libosh and Wakita (2004) は、構造変化を考慮した Okun の法則の推計を行って、1980年代以降に、失業率の循環要因は、より景気に敏感に反応するようになったとしている。

認できなかった（むしろ、その逆であった）ことは、ミスマッチ指標が示した事実に対応するものである。以上、本節までの検討が示唆することは、1980年代以降の失業率の上昇の要因を、経済構造の変化がもたらしたミスマッチの拡大というよりは、景気変動の失業への衝撃が解消されにくくなった要因は何かという観点から検証していく必要があるということである。

1.6 労働力フローの分析

1.6.1 労働力フローの推移

失業率の変動の仕組みをより深く理解するためには、各時点の失業率の上昇下落のデータを分析するだけでは不十分である。失業状態には、たえず労働者の流入出があり、その動向が失業変動を決定するものだからである。したがって、失業変動の要因を考察するためには、就業状態、失業状態、非労働力状態間の移動のデータを分析することが必要である。すなわち、失業の「ネット」のフロー面だけでなく、「グロス」のフロー面からも接近しなければならない。このような労働力状態についての「グロス」のフローは、労働力フローといわれる。労働力フロー分析のための統計としては、総務省の行う「労働力調査」が、長期にわたって月次単位での労働力フローを推計できる点から、最も有用性の高い統計となっている。「労働力調査」の労働力フロー情報を直接用いた分析は、1980年代以前については、水野（1992）、樋口・清家・早見（1987）などの研究に限定されていたが、近年、黒田（2002）、太田・照山（2003a,b）、太田（2005）、桜（2006）などによって、1990年代以降を含む長期間にわたる分析が行われるようになってきた。また、「労働力調査特別調査」を利用して、労働力フローを分析した、Abe and Ohta（2001）、阿部（2005）などの研究もある。

ただし、「労働力調査」から得られる労働力フローのデータは、調査の設計上、労働力フローを累積して得られる「ストック」（失業について言えば、毎月の失業への流入〔就業から失業へのフローと非労働力から失業へのフロー〕と流出〔失業から就業へのフローと失業から非労働力へのフロー〕の差を累積した失業者数）が、各調査時点での「ストック」（毎月の失業者数公表値）と整合しないため、失業率の変動と労働力フローの関係を分析する際などには「修正」を要する。そのため、黒田（2002）は「労働白書」から引用した修正データを利用し、桜（2006）は「労働白書」と同じ方法で調整したフローデータを用いている。また、太田・照山（2003a,b）は、「反復比例一致法」によって、フローデータと労働力状態別人口の公表値を一致させる方法を用いている。本節では、太田・照山の方法を簡便化した手法で、労働力フローデータを調整した（詳細は補論を参照）。フローの計算期間は、データが利用可能な1973年から2006年まで、月次で行っている。

図 1-5-a から図 1-5-d は、年間労働力フロー数の推移を示したものである。月次で推計し

た系列を年次に集計するのは、月次系列（とくに非労働力が関与するフロー）が強い季節性を示すため、それを除去して中長期的な変動傾向を明示するためである。就業、失業、非労働力の3つの状態（以下、総称して「労働力状態」という）を各々e、u、nで表し、その状態間のフロー（およびその数）を、たとえば就業から失業へのフローであればeuフローとよぶことにする。年間労働力フローは、各月のフロー数の合計である。すなわち、ある年に就業状態から失業状態への移行を経験した延べ人口数が年間euフロー数である。なお、労働力フロー推計の対象となる人口は、前月と今月共に国内に在住し15歳以上であった人口である。

まず、失業状態への流入と流出のフロー動向からみることにしよう。図1-5-aには、年間のeuフロー、ueフロー、およびその差の推移が示される。これらの労働力フローの変動をみると、1980年代以前と1990年代以降では明らかに異なった傾向がある。1980年代以前についてみると、euフローは1970年代後半の180万人程度から、1980年代半ばには250万人を越えるまで増加している。1980年代後半にはふたたび250万人以下まで減少する。ところがueフローもeuフローとほぼバランスして変化したため、これらフローの変動は失業変動にそれほど結びつかなかった。

1990年代に入るとeuフローは大きく増加して、2000年代初めには500万人を超えるまでに達している。その後、400万人台まで減少する。それまでと同じく、ueフローも同様の傾向を示すが、1980年代以前と大きく異なる点は、1990年代の失業率の上昇期には、euフローがueフローを50万人程度、多い年には90万人以上、一貫して上回っており、これが失業増加の原因となったことである。

図1-5-bには、年間のnuフローとunフローおよびそれらの差が示されている。失業と非労働力間のフローは、失業と就業間のフローと同じ傾向を示しながら、それらよりやや低い水準で推移している。1990年代の失業率上昇期においては、unフローがnuフローを30万人程度、多い年には60万人程度上回る。このため、1990年代にはネットで失業者の非労働力化が一貫してみられ、失業ストック増加を緩和している。しかし、その大きさはネットでみた就業から失業へのフロー（euフローからueフローを引いた値）を下回っており、結果として失業者の増加がもたされている。

以上を総合すると、1990年代には、失業ストックへの流入と流出が同時に趨勢的に増加し、その意味で労働移動が「活発」になっている。しかし、ネットでみると、就業・失業間のフローは失業を増加させる方向に、失業・非労働力間のフローは失業を減少させる方向に働いていた。後者は、いわゆる「求職意欲喪失効果」が失業増加を抑制するという現象が1990年代においても存在していたとも解釈できる。しかし、「求職意欲喪失効果」は失業者が一方的に非労働力化するように働いているのではない。1990年代はnuフロー数も大幅に増加している。失業状態からの退出と共に、失業者というかたちでの労働市場への参入も増加しているのである。

続いて、図1-5-cにより、就業状態と非労働力状態間のフローについてみておくことにし

よう。これらフローには、失業への流入出のような 1990 年代の趨勢的増加傾向はない。en フローには趨勢的増加がみられないだけでなく、それが景気と明確な関係を持って変動しているともみえない。1100 万人程度の平均水準のまわりを上下 100 万人強の幅を持って変動している。ne フローも全般には景気との関係はそれほど明確ではないが、1980 年代後半の拡張期については急速に拡大し、その後の後退期に急速に減少するという特徴がみられた。1980 年代から 1990 年代にかけては、ne フローは en フローを一貫して上回っており、非労働力の労働力化（ただし新規就業というかたちでの）が進行していたが、近年、両者はほぼバランスしている。

ここで注目されるのは、失業と就業間のフロー数に比べた場合の非労働力と就業間のフロー数の多さである。非労働力から直接就職する人口（ne フロー）は、平均すると 1100 万人程度であるが、失業から就業する人口（ue フロー）は 1990 年代末の最も多い時期でも 450 万人程度、1980 年代には 250 万人前後である。就業者の多数は非労働力から就業する者である。これは、就業状態からの流出についても当てはまる。就業からの退出の多くは、失業ではなく非労働力化という形態をとっている。時期に関わらず、就業状態との間の労働移動は、量的にみて、失業状態との間よりも非労働力状態間とのフローが重要であることには注意が必要である。³¹

上述のように、失業からの労働者の流入出は、1980 年代以前と 1990 年代以降で異なった変動傾向を見せている。失業変動と労働力フローとの関係という観点から、失業への流入（eu フローと nu フローの和）、失業からの流出（ue フローと un フローの和）の推移を、図 1-5-d でみてみよう。

1980 年代以前には、流入と流出の 2 つのフローは景気と順相関しつつ変動し、景気拡張期に流出が流入を上回ることによって失業率が低下、景気後退期には逆となる傾向がある。といっても、両フローはほぼ同水準で変動しているため、その差はわずかであり、これが安定した失業率につながっている。ところが、1990 年代に入ると、流入出は趨勢的に増大し、さらに流入が流出を一貫して上回ることが失業率の持続的上昇をもたらしていたことがわかる。

さて、労働力フローの分析では、フローのデータから、前期の労働力状態が x であった人口のうちで今期の状態が y である人口の比率を求め、これを労働力状態間の推移確率（前期の労働力状態が x であった場合に今期の状態が y である確率）とみなすことが通常である。図 1-6 には、労働力間推移確率を示した。³² 失業状態との推移に着目した場合、その

³¹ Finegan, Penaloza and Shintani (2008) は、アメリカの労働力フローについて、景気による労働市場状態とは無関係に労働市場への出入りを行う非循環的移動（noncyclical movers）が、非労働力・労働力間のフローにとって量的に重要であると推測している。図 1-5-c が示す日本で観測される事実も、同様の性質を示唆するものである。

³² フローと同じ理由から、ここでは、各月の推移確率を年平均した値を図に示した。

特徴として、1990年代に e_u 確率、 n_u 確率という失業状態への流入確率が上昇したことがあげられる (図 1-6-a)。一方、失業状態からの流出確率については、 u_e 確率も u_n 確率も 1990年代に下落しているが、とくに u_e 確率が (相対的にみて) 大きく低下していることが特徴である (図 1-6-b)。³³ フローで見た失業からの流出は増加しているが、それは失業者数が増加したからであって、個々の失業者についてみれば、失業状態から就業できる確率は低下していたのである。³⁴

このように、黒田 (2002) 以降に行われた 1990年代以降の労働力フローについての研究によって、「高失業期」の失業率の上昇が、失業への流入の増加と流出の減少が起こったためではなく、失業への流入と流出が同時に増加していく中で発生したこと、同時に失業確率の急上昇と就業確率の急落があったこと、が明らかとされてきた。³⁵

それでは、以上にみられた推移確率の変化は、失業率上昇にどのように働いているのだろうか。推移確率は失業率変動に複雑に影響するため、各々の確率をみるのみでは、それは分からない。そこで、失業率変動に対する各々の推移確率の寄与を推計する試みがなされている。黒田 (2002) と太田 (2005) は、ある時点の実際の推移確率に対応する定常状態の失業率 (動学的な意味での均衡失業率) を求め、それを、黒田はある推移確率を別な時点のものとして入れ替えた場合に、太田はある推移確率を固定した場合に、求められる仮想的な定常状態の失業率と比較することで、各推移確率の影響の大きさを見ている。桜 (2006) は、任意の初期時点から実際の各時点の推移確率を用いて求められる失業率と、ひとつの推移確率のみを固定した仮想的な推移確率のもとで求められる失業率を比較する。

以上の諸研究と同様な観点から、Shimer (2007) もアメリカについての数値シミュレーションを行っている。ここでは、Shimer (2007) と同じ操作を日本のデータに適用してみよう。いま、労働力状態が x から y に移動する推移確率を π_{xy} と記す。労働力状態が、就業と失業の 2 つしかなければ、失業への流入と流出が一致する均衡失業率 (定常状態の失業率) は $\pi_{eu} / (\pi_{eu} + \pi_{ue})$ である。しかし、実際には労働力状態には非労働力が加わるため、6 つのフロー確率と 3 つの労働力状態が存在する。そのため、失業率の流入と流出が一致す

³³ 前述の先行研究では、男女別に労働力フローと推移確率を計測している。それらは、性別によって (とくに非労働力状態に関する移動について) 異なった傾向も示すが、以上に述べた特徴は、おおよそ男女共通に当てはまる。

³⁴ 本稿での分析対象とはしないが、参考までに、図 1-6-c に、非労働力と就業状態間の推移確率を掲載した。 n_e 確率は 1970年代から最近まで趨勢的に低下している。 e_n 確率にはそのような傾向はみられない。 n_e 確率の低下傾向は、進学率の上昇や高齢化により、非労働力人口に占める新卒就業者の割合の低下によるものと推測される。

³⁵ なお、桜 (2006) が詳細に検討したように、「労働白書」の調整フロー系列と、太田・照山による調整フロー系列は、水準においても、変動においても、極めて近い。そのため、以上でみた特徴に、黒田 (2002) や桜 (2006) の結果との齟齬はない。

る条件に、非労働力状態とのフローを勘案する必要がある。さらに、就業状態への流入と流出も一致するという条件の下で、3つの状態を考慮した均衡失業率は次のようになる。

$$\frac{\pi_{en}\pi_{nu} + \pi_{ne}\pi_{eu} + \pi_{nu}\pi_{eu}}{(\pi_{en}\pi_{nu} + \pi_{ne}\pi_{eu} + \pi_{nu}\pi_{eu}) + (\pi_{un}\pi_{ne} + \pi_{nu}\pi_{ue} + \pi_{ne}\pi_{ue})}$$

Shimer (2007) は、検討したい推移確率以外の値を、評価する期間中の平均値に固定した場合の均衡失業率を求め、実際の推移確率の下での均衡失業率と比較した。全く同じ方法で、1973年から2006年までの月次データで数値シミュレーションを行った結果を、年平均で示したものが図1-7である。まず、図1-7-aには、上記のように計算された均衡失業率と実際の失業率が示されている。両者が極めて近い値をとることは、黒田(2002)でも確認されている。これは、失業率の定常状態への移行過程は比較的短いことを示唆する結果といえる。³⁶

図1-7-bから図1-7-gを比較すると、1990年代以降の失業率上昇について、最も大きな効果を示す推移確率はeu確率である。nu確率の効果も若干見られるが、eu確率ほど明確ではない。他の推移確率については、効果は小さい。先に、1990年代に失業からの就職確率が低下したことを見たが、失業率への効果はかなり限定的なものといえる。1990年代から2000代にかけての失業率上昇にとって、eu確率の低下が最も重要であったという結果は、黒田(2002)、太田(2005)、桜(2006)の数値シミュレーションとも共通する結果である。

37

1.6.2 労働力フローの変動の性質

失業への流入と流出がどのように起こるかというフローの観点から、ストックとしての失業変動を考察するものが「サーチとマッチングの失業理論」である。これは「均衡失業理論」としても知られている。ここで均衡失業(率)とは、失業ストックへの流入とそこからの流出が等しくなる下での失業率のことであり、この失業率は労働移動の「構造」のみでなく、景気状態や生産性の変化からも影響を受けて変動する。代表的な「均衡失業率モデル」が、Mortensen and Pissarides (1994) および Pissarides (2000) によるもので、それらは近年の失業分析の標準となっているといってもよい。また、「サーチとマッチングの失業理論」からは、これまでに取り上げてきた、「UV分析」と「構造的失業」の関係や、労働力再配分と「構造要因」の関係に対する、ひとつの解釈を与えることができる。

³⁶ ただし、ここでいう定常状態は、推移確率を所与とした場合についてのものである。したがって、実際には推移確率自体が経済要因によって変動していることまで考慮した、1.5節や本節以下でみるようなVAR分析の意味する定常状態とは、この点で意味が異なる。

³⁷ ちなみに、Shimer (2007) は、アメリカの失業率変動にとっては、ue確率が最も重要であるという結果を得ている。景気と強く相関しているのもue確率である。

そこで以下では、この Mortensen-Pissarides モデルの基本的な考え方に立脚し、労働力フローについての VAR モデルのショックを識別するための条件を提示することで、「景気要因」と「構造要因」のいずれが失業率変動に大きな役割を示すかについての、若干の時系列分析を試みる。そこでまず、Mortensen-Pissarides の失業モデルの概略を説明しておくことにしたい。

労働市場には多数の労働者と職 (job) が存在し、1 つの職に 1 人の労働者が就業することで生産が行われ、収益が得られるとする。欠員 (vacancy) は、労働者を得ていない職を意味する。

労働力総数 (= 就業者数 + 失業者数) を 1 と基準化して示す。t 期首の失業者数を u_{t-1} 、欠員数を v_{t-1} としよう。t 期において決まる採用数 m_t は、期首の失業者数と欠員数の各々の増加関数であると考え (以下、同様に添え字は時点を示す)。この関係を表したものがマッチング関数である。ただし、採用者数は、求人と求職の量のみでなく質にも依存すると考えられる。たとえば、企業が求める労働者の職種や技能と、職探しをしている労働者の職種や技能のミスマッチが大きくなれば、「マッチング効率」が悪くなり、同じ失業者数と欠員数の下でも採用数は少なくなる。このような労働市場の状態を「マッチング要因」とよんで、それを f_t^s で示す。Andolfatto (1996) や Yashiv (2000) は、「サーチとマッチング・モデル」で、このような求人・求職のマッチング過程に影響を与える変数を明示的に考慮している。マッチング関数は、

$$m_t = m(v_{t-1}, u_{t-1}, f_t^s)$$

として表され、採用者の失業者に対する比率を就業確率 p_t とよべば、

$$p_t = \frac{m_t}{u_{t-1}} = p(v_{t-1}, u_{t-1}, f_t^s)$$

である。Mortensen-Pissarides モデルでは、このようなマッチング関数の形状に影響する変動要因は考えていなかった。Mortensen-Pissarides が重視した経済変動要因は、1.5 節でみたような「マクロ的ショック」であった。しかし、「サーチとマッチング・モデル」の「経済構造」を規定するものはマッチング関数であるため、そのシフト要因を経済変動の「構造要因」と考えることは自然だろう。また、そのような要因を明示的に考えることで、「構造的失業」が議論される際に必ず問題となる、求人・求職の (量的でなく) 質的な差異を、基本的には同質な経済主体を仮定したモデルでありながら、(失業 u と欠員 v の数は変わらなくとも就職数 m が変わるという意味で) 単純化して考慮できることも有用であると思われる。³⁸

就業者のいる職 i からは y_i の収益を得ることができる。収益は景気状態などの経済全体に共通の「景気要因」と、その職に固有の「マイクロ要因」の双方から影響を受けるとし、

³⁸ ここでの「マッチング効率」を規定する要因は、「ミスマッチ失業」に関係する「ミスマッチ」の程度とともに、「摩擦的失業」に関係する情報の問題、双方に関係する労働市場の制度要因など幅広い要因が含まれる。

$$y_{i,t} = f_t^a + \sigma \varepsilon_t^i$$

と表す。ここで、確率変数 f_t^a が「景気要因」、確率変数 ε_t^i が職 i に固有の「マイクロ要因」を意味する。 $\varepsilon_t^i \in [\underline{\varepsilon}, \bar{\varepsilon}]$ は、每期独立に同一な分布関数 $F(\varepsilon^i)$ に従って発生する。 σ は職の間の生産性格差を規定する係数である。この σ が外生的に時間に応じて変化すると考えれば、それは 1.5 節で「構造要因」の源泉と考えた「再配分ショック」の 1 つの表現となる。

さて、Mortensen-Pissarides モデルでは、企業は最も収益性の高い職に対し求人を行うため、新たに就業者を得た職については $\varepsilon^i = \bar{\varepsilon}$ であると仮定される。 t 期に就業者を得て生産活動を行っている職の価値を $J_{i,t}$ 、その労働者に支払われる賃金を $w_{i,t}$ 、欠員状態にある職の価値を $V_{i,t}$ とすると、

$$J_{i,t} = y_{i,t} - w_{i,t} + \beta \left[(1 - \lambda_{t+1}) E_t(J_{i,t+1}) + \lambda_{t+1} E_t(V_{i,t+1}) \right]$$

である。ここで β は割引率、 E_t は t 期の条件付期待値を示し、 λ_t は離職が発生する確率である。 $V_t > 0$ である限り欠員を埋めたほうがよいので、市場全体の欠員数は $V_t = 0$ となるように決まる。

一方、職 i に就業することの労働者にとっての価値を $W_{i,t}$ 、失業状態にあることの価値を U_t とすると、

$$W_{i,t} = w_{i,t} + \beta \left[(1 - \lambda_{t+1}) E_t(W_{i,t+1}) + \lambda_{t+1} E_t(U_{t+1}) \right]$$

$$U_t = \beta \left[p_{t+1} E_t(\bar{W}_{t+1}) + (1 - p_{t+1}) E_t(U_{t+1}) \right]$$

である。ここで、 \bar{W} は $\varepsilon^i = \bar{\varepsilon}$ であるときの W_i の価値を意味する。

賃金は、企業と労働の間で、職に就業者を得ることの余剰 $S_{i,t} = J_{i,t} + W_{i,t} - U_t$ を交渉によって分配するという形で決まるとし、労働者への分配率を θ とすると $J_{i,t} = (1 - \theta) S_{i,t}$ である。 $S_{i,t} < 0$ とであれば、企業にとっても労働者にとっても、この就業状態は解消したほうが好ましい。

以上より、

$$S_{i,t} = (f_t^a + \sigma \varepsilon_t^i) + \beta E_t \left[(1 - \lambda_{t+1}) \max(S_{i,t+1}, 0) + p(v_t, u_t, f_t^s) (\theta \bar{S}_{t+1}) \right]$$

(\bar{S} は $\varepsilon^i = \bar{\varepsilon}$ であるときの S_i) なので、 $S_{i,t} = 0$ となる ε_t^i を ε_t^d で示せば、 $\lambda_t = F(\varepsilon_t^d)$ であるため、離職発生確率 λ_t は上式右辺第 1 項に示される f_t^a に依存する。また、上式からわかるように、将来の f_t^a および f_t^s の予想にも依存する。「景気要因」 f_t^a は、各期に独立で

同一な分布に従って発生する（平均ゼロの）「マクロ的ショック」 ε_t^a の、「マッチング要因」 f_t^s は同じく「マッチングショック」 ε_t^s の、現在および過去の値 ε_τ^a 、 ε_τ^s ($\tau = t, t-1, \dots$)に依存して変化していくとしよう。

就業状態から失業状態への労働力フロー fue_t および失業状態から就業状態への労働力フロー fue_t が、「マクロ的ショック」と「マッチングショック」にどのように依存するかに着目して示すと、

$$\begin{aligned} fue_t &= m(v_{t-1}, u_{t-1}, \varepsilon_t^s, \varepsilon_{t-1}^s, \dots) \\ &= m(v(\varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_{t-1}^s, \dots), u(\varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_{t-1}^s, \dots), \varepsilon_t^s, \varepsilon_{t-1}^s, \dots) \\ &= m(\varepsilon_t^s, \varepsilon_{t-1}^s, \dots, \varepsilon_{t-1}^a, \dots) \\ fue_t &= \lambda(\varepsilon_t^a, \varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_t^s, \varepsilon_{t-1}^s, \dots)(1 - u_{t-1}) \\ &= \lambda(\varepsilon_t^a, \varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_t^s, \varepsilon_{t-1}^s, \dots)(1 - u(\varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_{t-1}^s, \dots)) \end{aligned}$$

となる。³⁹ ($u_{t-1} = u(\varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_{t-1}^s, \dots)$, $v_{t-1} = v(\varepsilon_{t-1}^a, \dots, \varepsilon_{t-1}^s, \dots)$)は失業、欠員がフローを通じて2つのショックの過去の値に依存することを示す。

t 期の「マッチングショック」は、将来の就業確率の予想を変化させることを通じて、 fue_t に影響を及ぼす。また、就業確率の変化を通じて fue_t に影響を及ぼす。 t 期の「マクロ的ショック」は、職の収益性を変化させ、企業と労働者双方にとって不採算となる ($S_{it} < 0$ である) 職の数、すなわち離職者数、が変わることによって fue_t に影響する。「マクロ的ショック」が同時点で fue_t に影響を及ぼさないのは、マッチング関数に表される労働市場の「ミスマッチ」ないし「摩擦」のため、直ちには欠員が埋まらないとしているためである。企業の労働需要の増減は、まず欠員の増減として現れ、それが求人総数と求職者総数に依存する就業確率を変化させることで、失業から就業へのフローに影響が現れる。Mortensen-Pissarides モデルの重要なこの性質を、以上では、 t 期の就業確率が、期首の(すなわち t 期には所与である)欠員数および失業者数に依存して決まるとすることで示している。

なお、日本においては、とくに常勤の労働者についての雇用調整に際して、解雇の費用が高いため、採用による雇用者数調整が、解雇による調整に優先すると考えられている(たとえば、不況の場合は解雇よりも、採用の抑制によって雇用者数を調整する)。上記のモデルでは、「マクロ的ショック」の影響は、採用よりも解雇(以上においては離職に等しい)

³⁹ このような Mortensen-Pissarides タイプの失業モデルの誘導形を用いて数値シミュレーションを行った例に Cole and Rogerson (1999) がある。ただし、Cole and Rogerson では「マクロ的ショック」の影響みが考察されている。

に先に現れることになるが、これは雇用調整方法の優先順位についてではなく、雇用調整の影響がマクロ的な労働力フローに現れるまでの時間についての仮定である。個別企業についてみれば、採用抑制による雇用調整が実行に移された場合、欠員数（求人数）を減少させることは直ちに可能だが、それが労働市場全体の欠員数の減少をもたらさず、存続している欠員と求職者が出会う確率を低下させて、失業から就業へのフローを減少させるまでには、ある程度の時間を要することになる。一方、解雇による雇用調整が実行に移された場合には、個々の企業の解雇がそのまま就業から失業へのフローにつながる。

さらに、係数 σ もショックによって変化すると考えれば、労働移動の過程でのマッチング効率の変動を示す「マッチングショック」と同時に、労働移動を誘発する源泉としての「再配分ショック」も考察できよう。しかし、本節では、「再配分ショック」は考えないこととする。1.5節の失業率とマクロ産出量の2変量VARでは、失業率の変動に重要な影響を与えると考えられた「再配分ショック」を考慮しないことは、1.5節と本節の分析の一貫性を欠くことにもなるが、本節でのVARの枠組みでは、「マクロ的ショック」と「再配分ショック」の識別が困難となるためである。しいて言えば、本節の「マクロ的ショック」には、「再配分ショック」も含まれていると考えることになる。

なお、以上の動学的構造の下での均衡失業率は（前述のように、非労働力との間のフローを考えなければ）、 $pu = \lambda(1 - u)$ を満たす失業率として、

$$u = \frac{\lambda}{\lambda + p(v, u)}$$

である。⁴⁰ Mortensen-Pissarides は、この均衡下での失業と欠員の関係をベバリッジ曲線と捉えている。「UV分析」においては、ベバリッジ曲線上で $u = v$ となる水準を「構造的（及び摩擦的）失業」と定義していたが、以上の議論をみれば、 $u = v$ となる失業率とミスマッチから構造的に発生する失業率とは、とくに関係がないことがわかる（太田, 2005）。また、失業率は過去から現在の「マクロ的ショック」と「マッチングショック」に複層的に依存し、「景気要因」に基づく失業部分と「構造要因」に基づく失業部分を分解できないことも明らかである。

さて、 feu_t 、 fue_t は、過去の失業数や欠員数に依存することを通じて、過去の「マクロ的ショック」、「マッチングショック」に依存する。そのような依存関係をVAR過程で近似できるとし、そのVARモデルに基づいて「マクロ的ショック」、「マッチングショック」を識別することを考えよう。以上から示唆される同時点でのショックの波及に関する制約は $\partial fue_t / \partial \varepsilon_t = 0$ である。したがって、 feu_t 、 fue_t からなる2変量VARモデルに基づいて、

⁴⁰ なお、この場合の均衡失業率の意味は、景気などの経済条件を与件とした下での失業率の「均衡」水準であり、経済全体についての定常状態を考えた場合の1.4節の均衡失業率とは異なる。

コレスキー分解によって、2つのショックとその効果を識別することができる。

しかし、実際の推計に際しては、以上では考えていなかった、失業から非労働力間へのフロー fun_t と非労働力から失業へのフロー fnu_t を無視することはできない。1.6.1 節で見たように、失業と非労働力間のフローは、失業・就業間のフローと同程度に大きいため、失業変動を考えるためには、失業と非労働力間のフローをも同時に考慮しないと、大きな情報の欠如の影響があるかもしれない。しかし、一般に VAR モデルにおいては、変数が増えるとショックの識別のために必要な制約の数が多くなり、それに対応する現実妥当なショックの構造を見つけることは容易ではないという問題がある。そこで、以下では、上記の性質を持つ「マクロ的ショック」、「マッチングショック」の2つのショックの波及構造のみに着目する VAR モデルを推計することで、この問題に対処する。

失業と非労働力の人口の移動は、これらの2つのショックに対し、失業と就業間の労働力人口の移動よりも時間的に遅く反応すると仮定する。その理由は、非労働力の労働市場への参入や失業者の非労働力化の意思決定は、失業者の就職動向や就業者の離職動向という労働市場の状況を観測しつつ行われるため、ショックの影響が波及するのに時間的遅れを伴うと考えるためである。

以上から、 $x = (fun_t, fnu_t, fue_t, feu_t)'$ とする4変数 VAR モデルは、

$$A_0 x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

と表され、識別のための同時点制約は、

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{21} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix}$$

となる。経済的ショック ε_t の第3要素が「マッチングショック」、第4要素が「マクロ的ショック」である。このような構造は「ブロック再帰的」とよばれ、「マクロ的ショック」、「マッチングショック」に対する各変数のインパルス応答は、 $a_{ij} (i, j = 1, 2)$ ブロックの構造に依存しない (Christiano, Eichenbaum and Evans, 1999, Keating, 1996)。したがって、便宜的に $a_{21} = 0$ と仮定したコレスキー分解による同時点制約によって2つのショックを識別し、各変数のインパルス応答を推計することができる。

推計に当たっては、1.6.1 節での検討を踏まえて、1990年以前と1991年以降に期間を分割した推計を行った。なお、各フローは、15歳以上人口に対する比率として基準化してい

る。また、1.5 節で述べた理由から、変数は階差をとらない水準で分析を行った。⁴¹ 季節性への対応は、月次ダミーによった。4 つの月次フローを使ったブロック再帰 VAR の推計結果が図 1-8-a および図 1-8-b である。各図には、各々のフローの「マクロ的ショック」と「マッチングショック」に対するインパルス応答関数が示されている。1990 年以前(図 1-8-a)と 1991 年以降(図 1-8-b)の結果は、多くの点で共通している。そこで、両期間の結果が共有する特徴からまとめてみよう。まず、就業から失業への労働移動(eu フロー)を増加させるような「マクロ的ショック」は、他の 3 つのいずれのフローも増加させるように波及する。当初の eu フローへの影響はいったん急速に減少するが、その後の減衰の速度は極めて遅い。また、当初の eu フローへの衝撃が消失して以降は、4 つのフローのインパルス応答の水準はほぼ等しい点にも特徴がある。「マッチングショック」はその仮定から、初期時点で eu フローと ue フローに影響を与えるが、eu フローへの影響は小さい。ue フローを増加させるような「マッチングショック」は、他の 3 つのフローを増加させるように波及していく。当初の ue フローへの影響は急速に減衰し、他のフローへの効果も、初期の ue フローへの衝撃からみるとごく小さいものである。「マッチングショック」は、ue フローにごく短期間に影響するようなショックであると考えられる(1990 年以前の「マクロ的ショック」も、同様に、eu フローへの発生初期での影響が主である)。

一方、両期間で顕著な相違点は、「マクロ的ショック」に対する各フローのインパルス応答の水準である。「マクロ的ショック」大きさ(当初の eu フローへの影響の標準偏差)も 1991 年代以降には拡大するが、より顕著なのは、「マクロ的ショック」に対するすべてのフローのインパルス応答が長期化する点である。1.5 節で「マクロ的ショック」に対する失業率の反応が長期化したことをみたが、それをフローに分解してみると、「マクロ的ショック」は、まず、就業から失業へのフローを増大させ、それが非労働力も含む失業との流入出すべてを長期間にわたって増加させていることが分かる。⁴²

それでは、フローの変動には、どちらのショックがより重要といえるのか。この点を予測誤差分散分解の結果でみると、1990 年以前については、「マクロ的ショック」が予測誤差

⁴¹ VAR のラグ次数は、上限を 8 とした Hannan-Quinn 基準により選択した。1989 年以前については 2 が、1990 年以降については 3 が選択された。

⁴² Finegan, Penalosa and Shintani (2008) は、1968 年から 1986 年までについて行われた Blanchard and Diamond (1990) によるアメリカの労働力フローの時系列分析を、1986 年から 2005 年までについて行った結果、アメリカでは、1980 年代半ば以降は、それ以前と比べて、「マクロ的ショック」(本稿における「マクロ的ショック」に対応する Blanchard-Diamond の “aggregate activity innovations”)に対するすべての労働力フローのインパルス応答が小さくなっていることを示した。この点は、日本では、近年に EU フローをはじめとする労働力フローの「マクロ的ショック」に対する反応が大きくなったとする本節の結果と対照的であり、興味深い。労働力フローの日米比較は、重要な研究課題となると思われる。

分散に占める比率（20期先）は、euフローについては64.3%、ueフローについては12.4%、nuフローについては6.3%、unフローについては46.6%である。「マッチングショック」が予測誤差分散に占める比率（20期先）は、euフローについては1.8%、ueフローについては46.6%、nuフローについては1.8%、unフローについては1.5%である。

それが、1991年以降になると、同じく「マクロ的ショック」が予測誤差分散に占める比率（20期先）は、euフローについては93.4%、ueフローについては39.3%、nuフローについては27.0%、unフローについては43.1%である。「マッチングショック」が予測誤差分散に占める比率（20期先）は、euフローについては2.4%、ueフローについては39.7%、nuフローについては4.4%、unフローについては4.2%となる。

「マクロ的ショック」が占める割合は、unフロー（失業者の非労働力化）についてほぼ変わらないことを除くと、他のフローについては顕著に大きくなっている。「マッチングショック」に関しては、そのような明確な変化は見られない。

就業から失業へのフローを増大させる不況的な「マクロ的ショック」は、その他の失業とのフローを増大させる誘因となり、それらを通じて1990年代以降の失業率上昇の主要因となったと推察される。この点は、1.6.1節で検討した、1990年代以降の失業率上昇に対する就業から失業への推移確率の重要性と整合性を持つ結果である。

一方、「マッチングショック」として示された「構造要因」は、失業から就業へのフロー変動にとっては重要ではあるが、失業に関するフロー全般からは、その役割は大きくない。1990年代以降の失業率動向についても、「構造要因」の果たした役割は限定的であったと考えられる。そして、失業率変動は、マクロ的な景気ショックによって、就業から失業への労働力フローの変動が、他のフローに伝播することで起こっている。

1.7 失業率の持続要因

1.5節、1.6節での結果は、1990年代以降、景気の失業に対する影響が長期化したことを示唆している。しかし、1.1節でもみたように、もともと、1980年代以前の「低失業期」には、景気が悪化しても失業が増加しない、すなわち、景気拡大の影響が持続するという意味での持続性が存在していた。「低失業期」については、日本の失業率が低く変動が小さい理由に関する実証研究が多数行われている。それらについては、三谷（2003）が包括的に展望しているので、詳細はそこに譲ることにして、ここでは、失業率の持続的変動という視点から従来の研究の結果を見てみよう。失業の裏返しを雇用と捉えれば、失業率が持続的でないし安定しているということは、「雇用の調整速度」が遅いと見ることができる。日本の雇用の調整速度に関する実証分析は数多く、（少なくとも労働時間を勘案しない雇用者数の調整に関して言えば）調整速度が遅いことを、日本企業の雇用調整行動の特徴とする指摘も多い（たとえば、OECD, 1993）。その理由として、雇用調整に伴う費用が高いこと、とくに、日本企業は企業内訓練を通じた（企業特殊的）人的資本投資の程度が高く、それが

埋没費用となっていることがしばしば指摘されてきた。大瀧 (1994) は、企業の大きな教育費用が埋没費用となることが、日本の雇用に「履歴現象」が発生する要因と考えている。

1990 年代初より前を対象とした国際比較の観点からの実証研究は、日本の雇用調整速度が遅いというよりは、アメリカが他の先進諸国に比べて速いとするものが多い。すなわち、日本とアメリカ以外の先進諸国の調整速度は大きな差異がないとする。この点も、「履歴現象」は元来ヨーロッパ先進国の失業率に関して労働市場分析に導入された概念であることが示すように、ヨーロッパ先進国の失業率の持続性は概して高く、アメリカは低いことと整合的である。⁴³

以上にみるように、これまで日本の「低失業期」の失業率の（低位での）持続性は、主に労働の需要側の要因の観点から説明されてきたといえる。企業の雇用調整が硬直的であれば、通常よりも厳しい景気後退が起こったなどの理由で、いったん失業率が高まってしまうと、高位で持続することになる。よって、1990 年代以降の「高失業期」を、1980 年代以前の「低失業期」と同じ雇用慣行の延長上で、人的資本投資費用を中心とする高い雇用調整の費用の存在から生じた現象と捉えることもできるかもしれない。しかし、2.1 節で展望する 2000 年代以降に行われた雇用調整速度に関する研究の中には、1990 年代以降、雇用の調整速度が高まったとする研究も見られている。加速した雇用の調整速度と失業率上昇の関係は、これらの時期に負の経済ショックが連続する傾向にあったことや、雇用増と雇用減で調整速度が非対称である可能性などの観点から分析する必要があると考えられる。

一方、1990 年代の日本経済は、長期の景気低迷以外にも、「低失業期」とは異なった経済環境に見舞われていることも事実である。とくに、人口構成の高齢化は、特定の世代に偏った雇用問題を顕在化させた。1990 年代以降の労働市場を対象とした実証研究は、このような世代に固有の雇用問題を見出して焦点を当てた点にも特色がある。

企業内教育に基づく高い人的資本投資は、新卒一括採用や年功的賃金などの「長期雇用慣行」を前提として行われる。「長期雇用慣行」の下での雇用維持は、新規採用の抑制、すなわち若年層の雇用減に直結する。玄田 (2001) は、従業員年齢構成が高齢化している事業所ほど新規採用が抑制されることを実証的に示し、「長期雇用慣行」が保護される下での人口高齢化が、不況期の若年層の失業問題を増幅する問題を指摘した（「置換効果」）。さらに、太田 (1999) や Genda and Kurosawa (2001) などによって、新卒時に失業した若年者は就業後も離職率が高いことを通じて、労働の供給面にも高失業率を持続させる要因があることが示されている（「世代効果（コホート効果）」）。⁴⁴ 「世代効果」のような失業率を高水準で持続させる効果は、「高失業期」に新たに現れた現象であり、労働供給面からの失

⁴³ ただし、ヨーロッパの高失業の説明は、埋没費用という視点よりも、Blanchard and Summers (1986) のような「インサイダー・アウトサイダー理論」的説明が中心であった。

⁴⁴ 「低失業期」にも、失業者が非労働力化する「求職意欲喪失効果」という労働供給側の要因が、不況時の失業率上昇を抑制する役目を果たしたとされるが、それは失業率を安定化させても、失業率に持続性をもたらす効果ではない。

業率持続要因である。1990年代以降の労働市場に関する研究は、家計のマイクロデータを詳細に検討することを通じて、失業率を高位で持続させる要因を見出してきたといえる。次節以降では、1990年代の労働市場のマイクロデータによる分析について見ていくことにしたい。

2. 企業の雇用動向と構造的変化の可能性

本節では、2000年代の企業の雇用行動に関する研究を展望する。労働需要面から、不況における雇用深刻化の背景を探ると同時に、今後の持続的な雇用機会の改善を考察する上での論点を整理してみたい。

具体的には、日本企業の労働需要に関する2000年以降に日本語で書かれた研究について、その内容を紹介する。通常、研究サーベイではその主な結論のみが簡潔に述べられることが多い。しかしながら、結論は用いられたデータにおける対象となる企業の範囲や対象期間によって大きく異なり得る。実際、1990年代以降の雇用変動について、その変化は企業や時期によって一様ではなく、「何を、いつ、どのように、みるか」によって違ってくるだろう。

そこで以下では、結果のみならず、その調査の対象や分析方法についても、極力言及しておきたい。それがあわせて「何が未だ明らかにされていないのか」を明確化することにもつながると思われる。

2.1 雇用部分調整と研究方向

2.1.1 部分調整モデル

これまで日本の企業における雇用量の決定もしくはその変動に関する分析は、いわゆる「雇用部分調整モデル」とよばれる労働需要関数の推定を中心に行われてきた。雇用部分調整モデルについて、その基本型は以下のように表現できる。

$$\ln N_t - \ln N_{t-1} = \lambda (\ln N_t^* - \ln N_{t-1})$$

N_t は、 t 期における実際の雇用量（マンターム（人数単位）もしくはマンアワーターム（時間単位））であり、 N_t^* は t 期について調整コストがなく自由に雇用量を決められるとした場合に、最大利潤を実現する最適な雇用水準を意味している。実際の雇用量は、採用および人員整理には調整コストがかかることから、最適値から乖離している可能性があると同モデルでは考える。そのため、実際の雇用調整は、最適値と過去である1期前($t-1$ 期)における雇用との乖離分のうち、一定分を調整することによって実現すると見なしている。モデルの λ は、その調整の度合いを計るものとして、雇用の「調整速度」もしくは「調整係数」と呼ばれてきた。その値は通常0から1の間を取るものと想定される。

さらに部分調整モデルは、上記の式を、具体的には次のかたちで推定する。

$$\ln N_t = (1 - \lambda) \ln N_{t-1} + \beta X + \gamma Z$$

右辺のうち、 N_{t-1} の係数は、1から調整速度を差し引いたものであり、部分調整モデルの妥当性はその係数が0以上1未満となるか否かが、1つの判断基準とされた。 X は最適な雇用量の決定に直接影響する実際の生産量（もしくは将来期待される生産量）と実質賃金（労働コスト）に関する説明変数群である。 Z は、雇用調整モデルとは別に、実際の雇用量に影響を与える個別企業要因などとして、説明変数に加えられたものである。

以下で紹介する部分調整モデルを前提とした論文では、調整速度自体が、趨勢的に変化している可能性が1つの論点とされてきた。その場合、もし調整速度が速まっているとすれば、以前に比べて日本の雇用調整が伸縮的になされる傾向が強まったと解釈されてきた。また調整速度については、趨勢的な変化のみならず、企業内部の固有要因によって影響される可能性を検証するものも多い。雇用調整はマクロ的要因や産業・規模・地域に固有な構造要因によって左右される他、企業に個別固有な要因（idiosyncratic factor）による影響が大きい可能性も指摘されている。そこでは1期前の雇用量（自然対数化）に各種の企業固有要因を表す変数（ダミー変数を含む）の交差項を加えることで、雇用調整に影響を与える固有要因を探ろうという試みがなされてきたのである。

このような部分調整モデルについて、1990年代までの研究を展望する上で、特に有用かつ代表的な著作・論文として、篠塚（1989）、村松（1983, 1995）、駿河（1998）等を挙げておきたい。これらの研究は、いわゆる「失われた10年」を想定する以前の研究ならびに展望であるが、それらの論文の論点を確認することを通じて、1990年代以降の不況期に固有な雇用調整をあり方が、浮き彫りにされよう。

それらの1990年代初めまでの期間を対象とした、部分調整モデルに基づく日本企業の雇用調整に関する特徴は、総じて、以下のようにまとめることが出来よう。

- 部分調整モデルは、重要な解釈を与える1期前の雇用量に対する係数から求められる調整速度は理論の想定する0以上1未満に通常なるなど、実際の雇用変動によくフィットし、一定の説明力を持っている。
- 部分調整モデルの調整係数は、労働時間を加味すると一般に速くなる傾向がみられる。
- 国際比較の上で、日本の雇用調整は米国よりは速いとしても、その他の先進諸国にくらべて大きな差異があるとはいえず、1990年代前半までの低失業率の主な理由とはいえないようである。
- 2期連続赤字（もしくは大規模な1期の赤字）によって「非連続的（もしくは例外的）」な雇用調整が実施される傾向がある。（2期連続赤字モデル）
- 雇用調整モデルや2期連続赤字モデルの当てはまりは、業種、企業規模等によって影響を受ける。さらには個々の企業によってモデルの適合性は大きく異なってくる。その背景として、調整費用に影響を与える熟練形成や企業のガバナンスの構造などが少なからず影響している。

2.1.2 雇用調整は速まったか

日本企業の雇用調整速度が、米国等にくらべて遅い背景としては、人的投資理論に基づく解釈が提示されることも多かった。すなわち、企業特殊熟練を重視する日本企業では、業況に関する軽微もしくは短期的なネガティブ・ショックに対しては、サンクした人的投資の存在から雇用調整に慎重であることが合理的になる。そのような熟練重視でありかつ、雇用削減に慎重な姿勢が、ひいては 1980 年代から 1990 年代初めにかけての他の先進諸国に比べて抜きん出て低い失業率の背景の 1 つと解されてきた。

では、1990 年代以降の不況に、そのような日本企業の雇用調整に変化の兆しがみられたのだろうか。これまで部分調整モデルを前提にいくつかの研究が 2000 年代以降に発表されてきた。その代表的な研究の 1 つが、文字通り「企業の雇用調整は速まっているのか」と題された樋口（2001）である。

樋口（2001）では、「国民経済計算」「労働力調査」「毎月勤労統計」の公表マクロ時系列データを、1960 年から 2000 年という長期にわたり集計し、部分調整モデルを最小二乗法によって推定したものである。その結果、1960 年から 1973 年の「高度成長期」、1974 年から 1984 年の「低成長期」、1985 年から 2000 年の「プラザ合意以降」に区分すると、趨勢的に雇用量の調整速度は速まる傾向がみられたという結果を導いている。そして雇用調整速度が速まった背景として、産業構造や雇用形態の変化の他、資金調達方法、経営戦略、分社化、事業再編などのミクロ的影響が大きいことを、いくつかの研究サーベイから示唆していることが特徴となっている。

その他、雇用調整関数の推定を精力的に続けてきたのが、中田喜文氏を中心とした同志社大学の研究グループである。たとえば、中田・竹廣（2001）は、1974 年から 1999 年にかけての自動車、百貨店、スーパー、商社 4 業種 42 社について、雇用変動と労働費用、生産量の関係を「有価証券報告書」を用いて検証したものである。それによれば、日本企業の正社員の雇用調整は、労働時間の伸縮や非正規労働を活用しており、通常指摘されているよりも、経済環境の変化に対してより感応的に実施されているという結果を紹介している。産業別の特徴としては、自動車では労働時間の調整で、スーパーと百貨店では非正規社員の利用によって正社員の調整を補完しているという特徴がある。その論文で筆者等は、1990 年代の経済環境変化のなかで雇用の流動化論など調整コストを引き下げる労働政策や人事施策に対し、日本企業はすでに長年高い調整能力を総合的に保有することを主張している。

続いて、宮本・中田（2002）は、「日経企業財務データ」から正規従業員 1000 人以上の百貨店、スーパー 21 社における 1987 年から 1999 年の正規従業員の雇用変動を分析したものである。そこではこれらの企業についてパネルデータを作成し、やはり部分調整モデルを固定効果によって推定している。それによると、1990 年代後半に正社員の雇用削減は進んだが、それは売上高の減少と人件費の相対的な上昇によるものであり、調整速度（筆者

らは調整係数と呼ぶ) 自体はむしろ低下していた(調整コストは上昇)と指摘している。その意味で1990年代までに雇用調整速度が高まったという主張に対しては、否定的な解釈を示しているといえよう。さらに正社員削減に対する非正社員雇用との関係をプロビット分析すると、統計的有意度は多くが10パーセント程度であり、微妙な結果ではあるものの、前年の非正規比率が高い企業ほど、正社員の削減確率は低くなっているという結果も紹介されている。後にみる正社員とパートの関係についてのいくつかの論文と同様、ここでも非正社員と正社員のあいだに企業レベルでは負の連関は見られない。

このように同志社研究グループは、日本企業の雇用調整に変化があったという主張には従来概して懐疑的であったように思われる。ただ、宮崎・中田(2007)等の研究では、解釈に変化の兆しがみられる。そこでは「有価証券報告書」、「日経NEEDS企業財務データ」を用いながら、1981年度から2005年度にかけて、卸売・小売業、製造業の大企業10社について雇用調整モデルを推定したものである。ここでも先の論文と同様、業種や企業を絞った上でパネルデータを作成しているが、対象期間が2005年度までとなっており、2000年代の雇用変動を含んだものとなっている点が大きな違いであろう。その結論としては、2000年前後を境に多くの企業(小売・自動車・電機)で正社員の調整速度は高まっていると述べる。雇用形態別には、特に正社員において変化が顕著である。さらに新たな発見として、企業単体(特に中核企業)よりグループ全体の連結ベースで評価するほうが調整速度は高く、変化も小さく、グループ全体で雇用変動ショックを吸収するという傾向があると指摘する。そこからは、企業グループ化の今後のいっそうの進展が、日本経済全体の雇用調整を高める可能性があることが示唆されている。

部分調整モデルを用いた独自の研究としては、安井(2005)も示唆に富む研究である。安井(2005)では、「開銀企業財務データバンク」を用いて製造業8業種770社のパネルデータを1977年から1998年度にかけて作成、そこから生産量の不確実性尺度を作成し、その度合いが雇用調整に与える影響を、部分調整モデルを前提にGMMにより検証したものである。そこからは、5業種において不確実性が縮小すると調整速度が速まる結果が得られている。この結果からすると、日本企業で2000年代に雇用の調整速度が速まったとすれば、生産量が「低位安定」したことが雇用削減を加速させたということになるのだろう。生産量の将来の変動や不確実性をどのように指標化するのが妥当かについては、多様な意見があるだろうが、1つの論点を提起したものとしては興味深い論文だろう。

2.1.3 ガバナンス・不確実性

雇用調整モデルの研究では、雇用調整速度とその変化が主な関心対象であったり、さらにはいわゆる2期連続赤字モデル、もしくは大幅な(1期の)赤字によってはじめて大規模な雇用調整を「非連続的」に実施するというモデルの妥当性に焦点を当てた研究も多かった。たとえば、小牧(1998)では、1981年度から1996年度にわたる1316社のパネルデ

ータを用いて、プロビットモデルとスイッチングモデルの推定を行い、非連続的な赤字調整モデルの妥当性を支持する結果を述べている。

加えて雇用調整に関する論点として、多くの研究が重ねられてきたのが、企業の統治構造に関する影響の分析だろう。野田（2002）は、日本経済新聞社「会社総鑑」（未上場会社版、パネルデータ、1988年から1994年）により、赤字調整モデルを推定したものである。その結果、未上場企業のうち、赤字期の雇用調整速度は組合の存在する中堅（300人以上）企業で速くなる傾向があったことを指摘した。組合のある中堅企業では平時において雇用調整コストが大きい分だけ、赤字期に短期間での大規模な人員整理が行われることも示している。その研究は、近年、組合組織率が低下を続けるなか、労使関係のあり方が人員調整のあり方を左右することを示唆する基本的文献となっている。

浦坂・野田（2001）は、経営者の属性が企業全体の雇用調整にもたらす影響を検証したものである。そこでは日本経済新聞社「NIKKEI-NEEDS-COMPANY」（1987年から1994年の8時点、上場企業、製造業（中分類の一部））を利用し、企業を「オーナー経営者企業」と「内部昇進者経営企業」に区分している。その結果、内部昇進の経営者ほど、人員調整のコストを高く見なし、雇用調整に慎重である一方、オーナー経営の中小企業ほど、不況期の雇用調整速度は有意に速くなっていた。そこからはオーナー経営者ほど、不況期に株主への対応を意識し、業績改善のために大規模で瞬時の雇用調整に取り組みがちとなることが示唆された。

続いて、メインバンクと雇用調整の関係を調べたのが、富山（2001）である。「企業系列総覧」「日本政策投資銀行企業財務データ」から上場企業644社の1980年～1996年のパネルデータを作成した富山（2001）は、やはり部分調整モデルにより、メインバンク持ち株比率が雇用調整速度に与える影響を固定効果モデルにより推定している。その結果では、メインバンク持ち株比率が高い企業ほど雇用調整速度は遅くなるという。さらにメインバンクは、2期連続赤字に対しても調整を抑制する傾向をもっている。その結果を富山は、メインバンクは企業を財務危機から救済し、長期雇用を制度的に補完し、かつまたメインバンクは（資金提供者と資金受容者のあいだの）情報の非対称性から発生する流動性制約を緩和するため、財務危機そのものを回避する傾向があると解釈している。それは、これらのメインバンクとの長期関係が2000年代初めに消失したことが甚大な雇用削減をもたらしたことを示唆する研究である。

これらの経営者の特性やメインバンクの影響を総合しつつ、雇用調整への影響を包括的に研究したのが、野田（2006）である。野田（2006）は、電気機器、機械の上場企業186社について、「NIKKEI NEEDS COMPANY」、「会社年鑑」、「企業系列総鑑」から1991年度から2000年度にかけてのパネルデータを作成し、部分調整モデルを念頭に、経営者が内部昇進か、オーナーかによって、メインバンクの効果がどのように異なるかをGMM（一般化モーメント法）により推定している。その結果、メインバンクの機能は、経営者の出自によって異なるとする。内部昇進企業では、メインバンクの依存度が高く、役員の受け

入れがある企業では雇用調整は抑制される傾向がある。一方、オーナー企業では、むしろメインバンク依存により雇用調整は促進する傾向がみられるとしている。先の浦坂・野田（2001）からも、内部昇進企業ほど、解雇などの雇用調整コストが高いと考えられるが、メインバンクの救済があるため、雇用調整を遅らされると論文では解釈している。

2.2 雇用創出研究の広がり

2.2.1 雇用創出・消失分析

これまで労働需要もしくは企業における雇用調整の分析には、雇用部分調整モデルを前提としたものが大部分であったが、2000年代以降、「雇用創出・消失（job creation and destruction）」と呼ばれる研究が新しい潮流の1つとなりつつある。同研究は、個別企業の雇用変動に着目しながら、同時に雇用の拡大部門と縮小部門に区分した上で、それぞれにおける雇用変動メカニズムに着目する点に特徴がある。さらにはこれまで雇用ストックの純増減（ネット）に着目していたのを、雇用の拡大と縮小という「グロス・フロー」に新たに注目することで、雇用変動の見方についての誤謬を排除し、経済ショックと雇用変動の関係に新たな分析フレームワークを提示するものである。

雇用創出研究は、米国の経済学者であるデービスとハルティワンガーの一連の著作を中心として、その基本的枠組みが形成されてきた（Davis and Haltiwanger, 1992, 1994, 1999; Davis, Haltiwanger and Schuh, 1996 等）。日本の雇用創出・消失研究については、2000年代以前の研究として、桑原（1987）の先駆的業績に続き、樋口・新保（1998）、Genda（1998）の他、樋口（2001）、玄田（2004）、阿部（2005）などでも検討される等、2000年代に入って、一定の広がりを示しつつある。また OECD などでも国際間の雇用変動の構造的相違を比較するために、OECD（1994, 1996）などの報告書で雇用創出・消失との国際比較もなされてきた。

そもそも、雇用創出（消失）とはいかなる内容なのだろうか。従来の研究ではジョブ・クリエイション（ディストラクション）は次の様に定義されている。

「定義 1. t 時点の(グロス)ジョブ・クリエイションは、 $t-1$ 時点から t 時点にかけて雇用者数が拡大したか、もしくは新設された事業所における雇用者数の増加である。

定義 2. t 時点の(グロス)ジョブ・ディストラクションは、 $t-1$ 時点から t 時点にかけて雇用者数が減少したか、もしくは閉鎖された事業所における雇用者数の減少である。」

(Davis, Haltiwanger and Schuh, 1996, p.10)

以上に基づき、労働者 1 人あたりの就業機会の変動を表す指標として、雇用創出率（以下、JCR と記す）と雇用消失率（以下、JDR）にしばしば注目する。それらを、Blanchflower and Burgess（1996）と同様、既雇用者数に対する雇用創出および消失の比率として定義する。

$$(2.1) \quad \text{JCR}_t = \frac{\sum (N_t - N_{t-1})}{\sum N_{t-1}}$$

$$(2.2) \quad \text{JDR}_t = \frac{-\sum (N_t - N_{t-1})}{\sum N_{t-1}}$$

N_t は t 年末における個別事業所の雇用者数であり、(2.1)式右辺分子の“+”に関する総和とは、年間を通じて雇用量が増加した事業所についての集計を意味し、(2.2)式における“−”の総和とは年間の雇用量が減少した事業所の集計を意味する。両式の右辺分母は、共にすべての事業所の雇用者数を合計した値である。

雇用創出・消失分析において、敢えて雇用変動を拡大部門と縮小部門に分割することには理由がある。以下で詳しく述べる通り、雇用機会が新しく創り出されるプロセスと、既存の雇用が消失するプロセスには、一般に非対称性がある。採用等の雇用拡大に伴うコストと離職の促進などによって雇用を削減するときが発生するときのコストが異なるのであれば、雇用創出と雇用消失の水準には少なからぬ相違が生まれ、さらにはそれぞれ独自の時系列的な変動に従う可能性がある。

実際、OECD 報告である OECD (1994) は、雇用創出と雇用喪失の水準に OECD 加盟国間で違いが大きいことを指摘している。また米国の製造業における雇用創出・消失を詳しく検証した Davis, Haltiwanger and Schuh (1996) によれば、景気の変動に対し、採用には一定のコストがかかることから雇用創出は比較的安定的になるのに対し、解雇などの人員調整が比較的に自由で雇用調整がしやすい結果、雇用消失の変動幅が大きくなりやすいことなどを主張してきた。

これらの定義に基づきながら、玄田 (2004) では、労働省「雇用動向調査」(1989 年から 2000 年) の事業所票に関するマイクロデータを用いながら、日本の雇用創出・消失に関する 1990 年代の基礎事実の整理を試みた。その主な論点は、次のようにまとめることができる。

- 1) 1990 年代に雇用消失が増加する一方、雇用創出は減少を続けている。産業構造の転換が進んだ場合、衰退部門で雇用消失が増加すると同時に成長部門からは雇用創出が増加するはずであった。しかし、そのような傾向は 1990 年代の日本の労働市場には観察されず、その意味で、産業構造の転換は明確なかたちで進んできたとは言いがたい。
- 2) 雇用創出は一時的であるのに対し、消失は持続的な性格を有している。事業所レベルで雇用が拡大しても、1、2 年後には消失することが多いのに比べ、削減した雇用機会は数年経た後も回復していない。その意味で、拡大をもたらすショックが一時的なのに対し、縮小を生むショックは持続的であり、雇用は増加と減少で、異なるショックもしくは異なるメカニズムによって影響を受けている。

- 3) 一方、マクロ経済全体でみる限り、1990年代に雇用創出と消失は対称的なかたちで推移をしてきた（マイナス1に近い相関）。経済全体で集計された雇用創出と雇用消失の動きは、それぞれが部門間で異なる固有ショックにさらされているというよりも、経済全体で共通するマクロ的ショックが少なくともこの時期には支配的な影響を与えてきた。
- 4) 1993年と1997年が、日本経済全体における雇用の転換点であることが両者の関係から顕著に観察される。1993年から製造、流通、大企業など雇用削減が持続的に始まったのに対し、1997年からは建設、中小の雇用が急速に悪化したことが、その後の雇用深刻化の原因となった。ひとくちに1990年代を「失われた10年」と呼ぶにしても、そのなかでは2度の歴史的な転換点があった。
- 5) 雇用創出・消失の決定要因としての産業、企業規模などの説明力が趨勢的に低下する傾向がみられる。さらに雇用創出に対しては、消失以上に一貫して、産業や規模の説明力弱くなっている。その結果は、雇用変動（特に創出）要因としての産業や規模以外の要因がより重要になってきており、より企業や事業所に固有の要因が雇用変動（特に雇用創出）の主要因となる傾向が強まりつつある。

2.2.2 企業内要因・開廃業・労働移動

では、雇用創出分析は、従来の雇用調整関数の分析に比べて、どのような特徴を持つだろうか。両者の視点から分析を行った研究として、樋口（2001）の他、阿部（2005）等が挙げられる。同書では、労働需要に関連する言及として雇用調整速度の他、雇用創出・消失にも言及している他（5章）、企業特殊熟練とも関連した検証（6章）がなされている。データとしては、「有価証券報告書」（5章、1976年から1994年）、「開銀企業財務データバンク」（6章、1978年から1995年）であり、いずれも1990年代半ばまでが対象期間である。その分析から特筆すべき点として、雇用調整関数を計測するとマクロデータを用いた場合に比べ、個別企業について固定効果を考慮した場合、調整速度は速くなることがまず挙げられよう。近年の雇用調整モデルは個別企業のパネルデータを用いた推定が主流だった。しかし、それが必ずしも経済全体の雇用変動のあり方を示すものではない可能性を指摘している、すなわちマクロの雇用調整関数は、ミクロの実情を反映していない可能性があるといえよう。また、従来の雇用調整の解釈として企業特殊的熟練の影響が考慮されてきたが、その影響も企業のガバナンス構造によって異なることが指摘されている。化学、卸・小売では大株主の持ち株比率が高まると雇用調整速度が遅くなる他、赤字期には銀行持ち株比率が高い程、電機機械では雇用調整は促進され、反対に鉄鋼では抑制されるなど、ガバナンス構造が労働需要に与える影響は、産業や企業によって個々に異なっていることも、ここでの雇用創出研究から改めて浮き彫りにされている。

さらに雇用創出研究の特筆すべき点として指摘出来るのは、事業所もしくは企業の開廃業が雇用変動にもたらす影響に新たに注目している点であろう。雇用創出は、既存事業所

における雇用増加の他、新規に事業所が開業することによる雇用発生も含まれる（同様に雇用消失は、既存事業所における雇用削減の他、事業所が廃業することによる雇用消失からなる）。では、既存事業所における雇用変動に比べて、開廃業はどの程度の雇用変動効果を持っているのだろうか。この点について考察したのが、照山・玄田（2002）である。ここでは、労働省「雇用動向調査」（個票データ、1986年から1998年）から、抽出事業所を復元するために用いる復元倍率に一定の解釈を加えた上で、雇用変動を存続事業所における雇用増減と事業所の開廃業による雇用増減に独自の手法により分解したものである。ここからは、全体的な雇用増減にとって、事業所の開廃業が大きな役割を果たしていることが初めて指摘された。その結果、1994年以降の1990年代の雇用創出率の低下は、事業所開業による雇用拡大の停滞によってかなりの部分がもたらされていることが明らかにされた。また存続事業所内での雇用創出と雇用消失は対称的な動きを示すのに対し、開廃業による雇用創出と消失は独自の動きをみせている。事業所そのものの開廃業が雇用に与える影響は、雇用調整関数では検討されておらず、この点についての検証が今後いっそう重要となるのではだろうか。

加えて雇用創出・消失分析の新たな方向性として、雇用変動と労働移動との相互連関についての研究も急がれる。雇用グロス・フローである雇用創出・消失は、さらにいくつかの労働移動へと分解可能である。具体的には、事業所レベルでの雇用純増減とは、新規採用、配置転換、出向による労働者の流入から離職、配置転換、出向による労働者の流出の差から構成される。この点に着目した照山（2003）は、「雇用動向調査」（1991年から2000年、事業所票）を利用し、労働の流出入が、雇用創出・消失を大きく上回る規模で、発生していることを確認した。その上でさらに、流入の変動が流出の変動よりも大きく景気との相関も強いことや、離職率の高い事業所ほど採用率も高くなる傾向があることなどを指摘している。これらはいずれも雇用変動ならびにその背後にある労働移動が、個別固有要因によって大きく左右されることを意味している他、今後のマクロ経済全体での労働移動のあり方の検証には、労働者本人の意思決定のみならず、特性にも配慮した考察が新たな知見をもたらすことを示唆していよう。

2.3 企業環境の変化と希望退職

2.3.1 事業再編・グローバル化・IT化

では、企業の個別要因として、いかなる特徴が雇用創出・消失に強い影響を及ぼしているのだろうか。樋口・砂田・松浦（2005）は、1990年代におけるリストラ・海外進出・IT化が雇用に与えた効果を分析したものである。ここでは「企業活動基本調査」（経済産業省、1991年、1994年から2000年）から、従業員50人以上・資本金3000万円以上の企業（製造業・鉱業・卸売小売業、サービス業）を対象に、ヘックマン2段階推定等を用いて、企

業レベルの雇用創出・喪失指標を推定している。その結果、リストラによる事業組織の変更は一時的に雇用を抑制するが、次第にその影響は解消される。海外子会社を所有している企業は、雇用成長率が有意に高くなっている。それは、玄田・樋口（1999）においても、海外における自社工場・事務所の増設などのグローバル化の進展が国内雇用を減らすという結果は得られなかったことと共通したものとなっている。そこでは海外進出が雇用削減につながっていない理由として、国際分業の進展が生産性を高め、雇用の確保・拡大につながるという解釈を示している。さらに製造業、卸売・小売業について、企業の情報化（IT化）が進展すると、従業員全体に占める正社員の比率は有意に低下することも指摘し、IT化が社内の人的ネットワークなど、非正社員に対する正社員の優位性を低下させると解釈している。

グローバル化と雇用との関係で、海外進出とは反対に海外からの外資系企業の日本国内への参入が雇用にもたらす影響を考察したのが、権・伊藤・深尾（2007）である。その論文では、「事業所・企業統計調査」（個票データ、1996年、2001年）を用いて、外資系企業の雇用決定要因を回帰分析等により分析している。外資系事業所を「単独 50%以上を出資している親会社が海外にある企業の事業所」と定義した場合、1996年から2001年にかけて、国内の従業員数は19万人増加している（全国では同期間に262万人減少）。外資系事業所は参入率と退出率がともに大きく、特に退出確率は、規模や存続年数、産業などを制御すると、外資が有意に高くなっていた。半面、存続事業所のあいだでは、同じく他の要因を制御すると、雇用成長率も有意に高っていた。外資系事業所が、国内の雇用全体に与える影響は、未だ限定的ではあるものの、新陳代謝の活発さがその特徴であり、現状では外資の定着によって大規模な雇用機会の創出が期待される。

以上は、グローバル化の進展は国内労働力の資源配分を効率化させ、雇用機会の創出に貢献することを予想させる結果となっている。

2.3.2 能力開発と技能継承

企業内部の要因のうち、雇用創出・消失と密接な連関を持つ可能性があるのが、能力開発および技能継承のあり方である。これまでも企業特殊熟練の存在が雇用調整や雇用変動に与える影響も考察されてきたが、それとは別の側面から技能形成がもたらす雇用への影響も検討がなされてきた。

玄田・佐藤（2003）では、1999年に日本商工会議所が実施した「人材ニーズ調査」で対象となった従業員100人未満の中小企業4,119社を対象に、1997年から1999年という不況期における雇用増加率の規定要因を調べた。すると、不況期のもとで、業種（産業中分類）、規模、設立年次、資金調達の状況などをコントロールしても尚、「これまで経営戦略として人材育成を重視してきた」企業ほど、雇用を増加させる傾向がみられた。人材育成を重視する中小企業はそうでない企業に比べて、年間の雇用増加率が3.3%程度高くなっていた。

その結果から、能力開発による雇用の質の向上が雇用を量的にも拡大するという好循環が存在すると結論した。中小企業が経済の大部分を占めるなか、持続的な雇用機会の確立のためには、能力開発を活発化させる環境づくりは不可欠である。

太田（2006）は、技能継承が新卒採用に与える影響を分析したユニークな研究である。その論文では、愛知県雇用開発協会が2005年に調査した企業レベルデータを用いて、若年採用数ならびに採用確率に対する技能継承に関する難易度の影響を2段階トービット法により分析している。若年採用に対し、技能継承が効率的に行われることは、「労働節約効果」からマイナスの影響をもたらす反面、「費用低下効果」「補完効果」からプラスに影響をもたらす可能性がある。どちらの側面が凌駕するかをデータから検証したものである。その結果、技能継承に問題の少ない、特に訓練システムが整備されていると考えられる企業では若年採用を促進する傾向が観察されている。そこからは、技能継承と若年採用には補完的な関係が存在し、技能継承の効率化として「綿密な教育システム」の構築とならんで、「若者にとって働きやすい環境の整備」の重要性を指摘している。

2.3.3 希望退職とその影響

1990年代初めから2000年代半ばのいわゆる「失われた15年」のあいだには、1999年前後と2002年前後で特に集中した大規模な希望退職が実施されることになった。1.1節でみたように、1999年は完全失業率が急速に上昇し始めた時期であり、2002年は失業率が過去最高の水準を迎えた時期にあたるなど、希望退職は雇用の深刻化と直結しているようにも思える。そこで、失われた15年における雇用削減の背景を探る上で、希望退職を考察する研究からは多くの知見が期待される。

希望退職に関する比較的初期の研究としては、駿河（2002）が挙げられよう。そこでは、大阪府立大学が1996年10月に実施した府下30人以上企業484社に関する調査から、1994年4月から1996年10月期における雇用調整として、配置転換・出向の希望退職・解雇の抑制効果を検証している。配置転換や出向と希望退職・解雇の実施に関する同時決定可能性を考慮して、操作変数法を丁寧に検証するなど、分析方法も慎重である。その結果、過去の検証（駿河，1998）等と同様、この時点では配置転換や出向が希望退職や解雇を抑制する有意な傾向はみられなかったことが示されている。さらに駿河（2002）では、「有価証券報告書」から不況業種9社のパネルデータを作成し、在籍出向が雇用調整を促進するかどうかを調べたが、そのような傾向も見られなかった。先にみた宮崎・中田論文と同様、出向による雇用調整全体に与える影響は限定的であるというのが、これまでの研究の示唆するところである。

駿河が1990年代半ばまでの個別企業の希望退職を検証したのに対し、1990年代後半から2000年代初めにかけての希望退職の特性を検証したのが、高橋・伊藤・玄田（2006）である。その研究は、有価証券報告書に基づく東洋経済新報社「企業財務カルテ2006年」に希

望退職の実施状況を調査した東京商工リサーチ「希望退職募集状況調査」を組み合わせた企業データを作成し、1998年から2004年の上場企業における希望退職と雇用、生産性への影響を分析したものである。1990年代後半から2000年代初頭の「リストラ」が頻発したといわれた時期においても、上場企業の人員整理の大部分は解雇ではなく、希望退職であったが、その時期の希望退職は、産業や規模を考慮しても尚、約3%の追加的雇用削減効果を持っていたことを数量的に把握している。さらには希望退職によって個別企業の生産性は直後に一時的に低下するが、その後2年以降に急上昇する「Jカーブ」的な動きがみられたことも新たな発見となっている。希望退職が集中した1999年と2002年について、その背景と影響を動学モデルにより検証する他、事例研究の積み重ねなどによる歴史的検証も重要であることが示唆される。

加えて、希望退職と離職する労働者の「質」に着目したユニークな論文が、都留（2005）である。都留（2005）は、1993年に約300名（募集人員400名）と1996年に約600名（募集人員500名）の希望退職を実施した希望退職機械関連メーカーA社の人事データを独自に入手し、希望退職者と在職者との間の査定、給与、職能資格等級の差を検定している。その結果、第1次では希望退職者は、在職者とのあいだで査定点などに有意な差はない一方、給与や資格等級は高いことから、企業にとって「辞めて欲しい」人材が多かったという。それが第2次では職位の低い層を中心に査定点が高い人々が希望退職に応じる傾向があり、会社の意図とは異なる結果となっていることを示している。会社の意図通りの希望退職を実施するには、優遇条件（インセンティブ要因）と勧奨活動（人間関係要因）が重要な役割を果たしていることを指摘するなど、希望退職が労働市場全体の資源配分を効率化するかどうかを検証するには、労働者の移動（照山，2003）とならんで、労働者そのものの質に着目することも重要であろう。

2.4 労働者間の相互関係

2000年代以降の労働需要の研究としては、労働者の属性ごとの決定要因、特にその相互関係に関する検証への関心が高まったように思われる。高齢化の進展や男女共同参画の機運を受けつつ、不況下のなかで限られた就業機会をどのように配分するかを考えると、労働者間の補完性・代替性のあり方が問われている。

2.4.1 置換効果・新卒採用

高齢社会の進展と労働力不足が懸念されるなか、高齢者の継続雇用に注目が集まる。だが、それは同時に、定年延長などの高齢者雇用の拡大が若年などの別属性の労働需要に与える影響についても正確な理解が求められるところとなった。

そこで、企業による高齢者雇用のあり方を検証し、かつ高齢者と若年者、中堅層を異な

る生産要素とする生産関数を想定し、各労働力の補完・代替関係を推計したのが、三谷（2001）である。具体的には、労働省「賃金センサス」及び通商産業省「工業統計表」（1995年公表データ）等を用いながら、ヒックスの補完部分弾力性を計測したものである。その結果として、55歳以上男性雇用は、他の労働者と量的代替関係にあると指摘する。その結果、高齢労働者の増加は、若年層の賃金を低下させるか、賃金が硬直的な場合、若年の雇用を減少させる可能性を持つと指摘し、定年延長が他の労働者の労働条件に影響を与える可能性のさらなる検証の必要性を主張したものである。

1990年代後半から若年失業率の上昇やフリーター、ニートなどが増加するなかで、中高年と若年の雇用の関係についても、2000年代に入って急速に関心を集めるようになった。既存の中高年社員を、解雇や希望退職、出向などのかたちで調整することに少なからずコストがかかり、かつ賃金による調整も限界がある状況では、人件費の抑制は若年採用の抑制によって集中的に実施される状況が生まれる。その結果として、本来ならば若年に提示された就業機会が結果的に既存の中高年雇用者に置き換えられるという「置換効果」が生まれることになる。

この置換効果についての検証を展望したのが、玄田（2006）である。ここでは労働省「雇用動向調査」（1993年から2000年・事業所票、1996年・事業所票・附帯票）を用いて、事業所内の45歳以上比率が雇用変動に与える影響をトービットモデルなどにより分析した結果などを紹介し、中高年比率が高い事業所ほど、新卒採用などの採用を抑制する傾向がある「雇用の置換効果」について整理している。さらには因果関係の問題を考慮するため、採用数ではなく求人の見通しにも着目し、年央時点の45歳比率が年後半の雇用フローを抑制することを改めて紹介している。その後、2002年を中心に中高年社員を対象にした大規模な希望退職と2007年のベビーブーム世代の大量退職見込みに基づき、2000年半ば以降、景気回復と相まって、若年採用が急速に回復したことは、逆説的に雇用の置換効果の頑健性を物語っている。

その他にも、2000年代前半期に置換効果の存在が若年雇用に影響を与えてきたことを示唆する論文は複数存在する。太田（2002）では、愛知県雇用開発協会が2000年に会員企業に実施した独自の調査を用いながら、「中高年の雇用を維持するために若年新規採用を抑制するか」について順序プロビット分析した結果を紹介している。そこでも中高年比率が高い企業ほど置換効果が有意に観察されている。さらに売り上げ減や組合の存在も置換効果を強めていることも同時に指摘している。また原（2005）も、独自の調査から置換効果を検証した論文である。ここでは、労働政策研究・研修機構が2004年秋に企業に対して実施した「若年者の採用・雇用管理の現状に関する調査」により、既存正社員に対する新規学卒正社員の採用比率の規定要因を最小二乗法により推定している。その結果、50歳以上正社員比率が高い企業ほど新卒採用を抑制する有意な傾向が見られた。またここでは業績の他、組合の有無も新卒採用に影響していた。採用に占める大卒割合は、その質が高いと認識する企業で多い他、非正規比率が高い企業でも多く、高卒正社員から非正規労働者への

転化を示唆している。

2.4.2 パートタイム・女性雇用

異なる労働者の属性間関係としては、パートタイム雇用と正規雇用の関係も重要だろう。就業者の3人に1人を非正規社員が占める現在、パートタイムが正社員の就業機会に代替したかどうかは1つの論点になった。

その研究の1つが、原（2003）である。原は、三谷（2001）が高齢雇用と若年雇用の関係について分析したモデルを拡張し、正規労働・非正規労働・資本を要素するトランスログ型の生産関数について、ヒックスの補完偏弾力性をSUR推定している。データとしては、生命保険文化センター「企業の福利厚生に関する調査」（個票、1998年）、労働省「賃金センサス」、大蔵省「法人企業統計年報」を用いて、正社員、パートタイム、および資本に関する価格と数量のデータを収集している。その結果、経済全体ならびに100人以上大企業では、正規労働と非正規労働のあいだに補完関係、100人未満の小企業では代替関係があるという計測結果を紹介している。そこからは、経済環境の変化が、個別企業内で「正社員を減らし、パートを増やしている」とは必ずしもいえない結果となっている。

同じく、文字通り「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」というタイトルの論文が石原（2003）である。その研究は労働省「雇用動向調査」（事業所票、1991年～2000年）のマイクロデータから、雇用創出率・喪失率を、パートとフルタイムそれぞれについて計測している他、パート雇用に対するフルタイムの雇用状況の影響をロジット分析したものである。その結果として、フルタイム減少の約8割はパートが増加していない事業所で発生しており、反対にパートの雇用創出の半分以上は、フルタイムの減少を伴っていないことが指摘されている。ここからも、原（2003）や宮本・中田（2002）と同様、個別事業所レベルでみたとき、「パートがフルタイムの雇用を奪っている」といった表現は、実際のデータからは確認し難いといえるだろう。

最後に、企業内部要因と女性雇用の関係について言及しておきたい。代表的な研究としては、川口（2004）が挙げられる。そこでは経済産業省「企業活動基本調査」を分析し、女性比率の高い企業ほど高利益率を実現していることを丁寧に検証している。さらに川口（2004）を受け、児玉・小滝・高橋（2005）は、企業内部要因と女性活用ならびに企業業績を検証した。そこでは、経済産業省「企業活動基本調査」（1992年、1995年から2001年、個票データ、鉱業、製造、卸・小売・飲食）に、「就職四季報女子学生版」から育児休業制度、フレックスタイム制度の有無などのデータを接合し、女性雇用比率に対する個別企業要因を、クロスセクション回帰分析とパネル分析を行っている。その結果、女性雇用が企業利益に与える影響について、企業レベルのマイクロデータを用いて分析したところ、クロスセクションデータによる回帰分析では正の相関、パネルデータを用いた固定効果推定では無相関となることがわかった。この結果は、女性労働者は労働市場において差別され

ているという差別仮説と整合的でなく、「企業固有の要因」が女性労働者を増やし、かつ企業業績も高める可能性が大きいと結論付けている。さらには、企業固有要因を企業内の人事・労務管理と想定し具体的に探索したところ「(育児後等の)再雇用制度の存在」、「小さな男女勤続年数格差」などの男女均等活用型の人事・労務管理が、女性比率も高め、かつ企業業績も高めていた。人事制度が女性労働需要に少なからず影響することを指摘し、男女共同参画社会に関する政策検討に資する内容となっている。

2.5 雇用創出・消失の最新動向

2.5.1 2000年代前期の状況

ここまでみた企業の雇用動向に関する研究は、データの制約から主に1990年代までを分析対象期間としたものがほとんどだった。そのために2000年代初頭のマクロ的な雇用状況が最も深刻化した時期さらには、その後の回復期における企業の動向を正確に反映したものであるとはいえないところに留意点がある。

それに対し、玄田・太田(2007)では、厚生労働省「雇用動向調査」(2001年から2004年、事業所票)の個票データを分析することで、2000年代前半期における日本のマクロ経済全体における労働市場の変動を雇用創出・消失分析により展望した。そこでは上記の玄田(2004)で示された1989年から2000年までの結果に、上記時点での「雇用動向調査」の分析結果を接合することで、2000年代前半期の特徴を浮き彫りにした。その結果を一部紹介する。

対象となる事業所とは、年2回(7月と1月)の調査にわたり「雇用動向調査(事業所票)」に回答し、1年を通じて存続していることが確認された常用労働者5人以上の民営事業所である。その数は、1990年代には10,000件前後で推移してきたが、2000年代になると事業所の廃業や閉鎖の影響を受けてか、やや減り気味となり、9,000件台が対象標本となっている。調査対象となる雇用者は、それぞれの事業所における常用労働者である。そして、各事業所には事業所規模や産業属性に併せて推計乗率が決められており、調査された労働者数にその乗率を掛け合わせることで、全体数を復元出来るように設定されている。

雇用動向調査は、年間を通じた雇用変動が調査されており、雇用創出・消失の検証にきわめて適した調査である。ただし一方で、いくつかの留意点もある。1つには対象が1年を通じて存続した事業所のみであるため、年内に新設された事業所における雇用創出ならびに閉鎖された事業所の雇用消失を把握することが出来ない。また対象が事業所に雇用された常用労働者であり、近年増加傾向にある派遣、請負労働などは雇用変動には含まれない。さらには従業員5人未満の零細事業所や自営業も以下の調査対象には含まれていないこと等にも注意を要する。しかし、それらの留意点があったとしても、従業員5人以上の存続民営事業所という、就業者全体の相当部分を構成する労働市場からの雇用変動という点で、

分析の意義は大きいと思われる。

2.5.2 産業全体

2000年代前半期を含めるかたちで、経済全体における常用労働者の雇用創出率ならびに雇用消失率を求めたのが、図 2-1-a である。図によれば、1989年には4.9%に達していた雇用創出率は、1996年ごろを除けば90年代を通じて趨勢的に下落し、1998年には3.4%まで低下した。その後、2000年代に入って数回にわたり3.7%を記録するなど、一定の拡大傾向こそ見られはするものの、その回復の足取りはきわめて重く、ほぼ横ばいで推移してきた。

それに対し2000年代前半期において、雇用消失率は大幅な変化を経験してきた。雇用創出率とは対照的に、1990年に趨勢的な増加傾向を続けた雇用消失率は、2000年代に入ってさらなる増加を辿った。かつて1991年には3.4%という低水準にあったのが、10年後の2001年には、5.5%と過去最高の水準にまで上昇している。このような雇用消失の大幅な増加が、翌2002年における調査以来最高水準となる完全失業率につながったことが予想される。これらの雇用調整が相次いだ2001年から2002年を経た後、特に2003年から2004年にかけて雇用消失率は、5%から4%へと大きく低下した。年間の変化として、1%の変化を記録したことは過去になく、それだけ大規模な雇用消失の削減がこの時期に起こったことがわかる。

2000年代前半期を通じてほぼ安定的に推移してきた雇用創出に対し、雇用消失はきわめて大きな変動を記録した。ちなみに、雇用創出率と雇用消失率のあいだの時系列変化について相関係数を求めると、1989年から1999年にかけてはマイナス0.855を記録した。それが1989年から2004年に拡張し計算すると、係数はマイナス0.763と低下する。その結果は、2000年代に入って、雇用消失には雇用創出とは異なる固有の変動要因が影響を与えたことが示唆される。

2.5.3 フルタイム・パートタイム（常用労働者）

2000年代前半期における雇用創出の伸び悩みと、雇用消失の大幅な増減は、常用労働者のうち、フルタイム労働者にさらに限定することで、より顕著に観察される。その結果が図 2-1-b に示されている。

1993年のバブル崩壊直後に逆転した雇用創出と雇用消失は、1996年にふたたびほぼ同水準となり、雇用は回復するかのようには思われた。しかし、金融不況が広がった1997年以降、雇用消失率と雇用率との差はむしろ継続的に広がり、2001年には実に2.5パーセントもの開きを見せ、フルタイムの雇用純減傾向が深刻化していった。背景には、それまで雇用が保証されていると思われてきたフルタイム労働者の5.8%に及ぶ高率の雇用消失があった。

しかし、この雇用消失の高まりは一時的なものであり、その後、急速に抑制されていく。

2003年から2004年は、5%から3.8%へと、常用労働者全体以上に大幅な雇用消失率の下落を記録、バブル経済崩壊前の水準近くにまで回復している。

常用労働者のうち、パートタイム労働者の雇用創出と雇用消失の状況を示したのが、図2-1-cである。その動きは、常用労働者全体ならびにフルタイム労働者とは大きく異なっている。

非正規雇用の拡大を反映し、パートタイムの雇用創出率は、1994年と1995年の一時期を除き、雇用消失率を上回ってきた。不況が深刻化した1998年以降も、雇用創出率は8%前後で推移してきた。ところがその率は2003年から下落を見せ、かつてない低水準となっている。2004年にはわずかではあるが、消失率が創出率をほぼ10年ぶりに逆転している。

常用パート雇用停滞の背景は現状では不明であるものの、法改正や常用雇用の人件費の高さを理由に2000年代から急速に増加を見せつつある派遣、請負など、雇用期間がさらに短期間に限定され、調整もより柔軟な非正規労働者の拡大による影響が考えられよう。さらにパート労働者に近年鮮明な増大傾向がみられるとすれば、それは雇用動向調査の対象である存続事業所ではなく、新設事業所での活用において見られるのかもしれない。

2.5.4 産業別動向

続いて産業別の動向を確認する。

産業大分類のうち、製造業の雇用創出と雇用消失を示したのが図2-1-dである。1993年のバブル経済崩壊以降、製造業の雇用消失率は雇用創出率を継続して上回ってきた。1998年に不況が深刻化すると、雇用消失率と雇用創出率の差として定義される雇用純減率は3.1%にまで拡大した。純減率はいったん縮小に向かったものの、2001年に雇用消失率が過去最高に至ったことで再びその差は拡大し、続く2002年には3.6%にまで達した。しかし、その後、雇用消失率は急速に低下を始め、バブル崩壊以前の水準にまで戻る。一方、雇用創出率は、1998年から2000年の上昇期を除けば、1993年以降、ほぼ3%弱の水準で推移してきたが、2002年から2004年にかけて、弱いながらも増加する傾向がみられる。結果として、2004年には10年ぶりに雇用創出と雇用消失の差がほとんどなくなっている。経済全体でみられた2001年頃をピークとした雇用消失の大幅な変動は、製造業にもよくあてはまる。1990年代初頭より長く雇用純減を続けてきたのに対し、2004年になってようやく歯止めがかかったのが、製造業の特徴である。

1996年まで雇用を下支えしてきた建設業は、1997年以降、雇用が純減する方向に働いてきた。背景としては、図2-1-eに示されたとおり、雇用創出率の大幅な低下があったのだが、その傾向は2000年代前半にも依然として続いている。雇用創出率は、1991年には7.0%と高水準に達していたのが、2003年には2.5%と4.5ポイントも低下、2004年になってもピークの半分程度にしか改善していない。1997年に急上昇した雇用消失率は、その後やや低下するようにみえたが、1999年以降、再び高まり、2001年には7.5%と過去最高の水準に達す

ることとなった。しかし、ここでも雇用消失率はその後低下し、2003年から2004年にかけて2.6%の大幅な下落を経験している。建設業の雇用純減は1997年以降、2004年になっても続いているが、それでも純減率の幅は1999年の水準まで圧縮している。建設業は、全体として雇用の純減傾向が続いているが、やはりここでも2001年以降の雇用消失率の圧縮によって、雇用状況は改善の方向に向かって進んでいる。

情報技術（IT）の進展や規制緩和などによって、経済成長の牽引を期待されてきた運輸・通信業であったが、図2-1-fからみる限り、雇用創出の原動力になっているとはいえない。ちなみに産業大分類は、2003年まで「運輸・通信業」として一括されていたが、2004年からは「運輸・情報通信業」として求められている。運輸・通信業についても、製造業や建設業と同様、雇用消失率は2001年にピークに達した。それが2002年以降になって大きく減少している。一方、雇用創出率は1994年以降、ほぼ横這いで推移しており、拡大基調はみられない。ただし、全体的には雇用消失率の大幅な減少の効果が上回った結果として、2004年になると雇用の純減傾向は、7年ぶりに消失している。

雇用消失率について、製造、建設、運輸・通信業と異なった動きを示しているのが、図2-1-gに示された卸売・小売、飲食業である。2004年には、そこに宿泊業も追加されている。卸売・小売、飲食業の雇用消失率は、1993年に大きく上昇した後、ゆるやかな増加傾向を続けてきた。そこでは2001年ではなく、むしろ2002年になって5.6%と最高水準に達した。その後、やや低下したものの、製造業や建設業のような急速な雇用消失率の低下には至っていない。雇用創出率は1993年以降、雇用消失率を下回り続けてきたが、2001年から2002年にかけて3.4%から4.5%という比較的大規模な増加を経験した。しかし、雇用創出に改善傾向はその後続かず、むしろその後になると、ゆるやかに再び低下を始めつつある。このように、卸売・小売、飲食業には、2000年代に入っても明確な雇用の改善傾向が見られない点に、他の産業と異なる特徴がある。

産業大分類のなかで、2004年になって急速かつ大幅な雇用純増が唯一観察されたのが、図2-1-hの金融・保険、不動産業である。金融・保険、不動産業も、製造業等と同様、雇用消失が2001年にピークを経験した後に、その後、大幅な低下を経験し、1989年と同じ2.8%となった。一方、雇用創出率は、1999年の2.7%から2001年には5.4%と倍増している。背景には、公的資金の導入による不良債権処理と、そのもとでの経営効率化を目的とした大規模な人員調整と新規採用の抑制があったこと等を予想出来る。金融・保険業は、1990年代末から2000年代初めにかけて、大規模な統合・再編を経験してきた。その1997年から2001年の時期、金融・保険、不動産業における雇用創出率と雇用消失率は、ほぼ並行的に推移してきた。それは同一の産業内で雇用を拡大する事業所と縮小する事業所が同時に存在していたことを意味している。1999年から2001年のように雇用創出と雇用消失が同時に上昇することは、産業内の構造変化による労働移動が活発になったことを示唆しており、この時期の積極的な金融再編・統合の動きとも整合的である。雇用創出率は、2002年から2003年にかけてやや低下したものの、2004年になって大きく拡大している。1990年代後半

から 2000 年代前半期にかけて、産業構造の変化のなかで大幅な雇用消失を経験しながら、一方で雇用の創出を実現させた最も典型的かつ唯一の事例が、金融・保険、不動産である。

1990年代から2000年代前半にかけて、ほぼ一貫して雇用の純増を唯一続けてきた産業が、図 2-1-i のサービス業である。実際、雇用創出率が雇用消失率を下回るのは、2003 年のみである。他産業のように、2001 年に雇用消失率が過去最高水準を記録するといった事実もみられない。雇用消失率は、2003 年に 4.4%と最高水準を記録しているが、翌年には 3.3%まで低下し、その増加も一時的であったことがわかる。一方、雇用創出率は 1996 年に 6.0%と過去最高水準を記録した後、1999 年まで低下したが、その後は目立った増加傾向はみられない。雇用動向調査のサービス業の括りに 2004 年から変更があったために、今後の時系列上の比較は慎重であるべきだが、それでも雇用の純増を主に担ってきたサービス業に、他産業とは違う独自の雇用創出と雇用消失の動きが見られることは、特筆すべきであろう。今後、高齢社会の進展などを受けて、サービス産業などから雇用創出率の趨勢的な増加傾向がみられたときにこそ、持続的な成長を実現した労働市場の姿に近づくように思われる。

2.5.5 企業規模別動向

続いて年初時点での従業員数によって区分された企業規模別の動向を見る。

最初に注目するのが、図 2-1-j に示された従業員 1000 人以上の大規模企業である。大規模企業では、1993 年以降、雇用消失率が雇用創出率を上回り、雇用の純減を続けてきた。そのうち、雇用消失率はゆるやかに上昇を続け、ここでも 2001 年に 6.3%とピークに達した。消失率が最小だった 1991 年の 2.1%に比べれば、2001 年は実に 3 倍の増加ということになる。しかし、雇用消失率は、ここでも 2002 年以降大幅な減少に転じ、2004 年には 3.9%にまで下がっている。反対に雇用創出率は、1995 年に 1.9%の最小水準を記録した後、緩やかに増加する傾向がみられた。その結果、2002 年には 4.0%と、95 年に比べて倍増している。2003 年に一時的に創出率は低下したものの、2004 年にはふたたび 3.9%まで拡大した結果、1993 年以来 11 年ぶりに雇用純減傾向に歯止めがかかった。大企業の雇用消失率は、2000 年代に入って、経済全体とほぼ類似した動きを見せ、ここでも人員調整の完了に至るプロセスが雇用回復につながったといえる。ただし、その一方で、1990 年代後半以降、雇用の緩やかな創出も続いてきた結果、大規模企業の雇用回復は早退的により力強い足取りにつながった。

大企業よりやや規模が小さいものの、法律上規定される中小企業よりは大規模な 300 人以上 999 人以下の企業を、ここでは中堅企業とする。そんな中堅企業の雇用創出率と雇用消失率の推移を描いたのが、図 2-1-k である。中堅企業の雇用消失率は、大規模企業と異なり、1990 年代後半以降に拡大した後に、2001 年ではなく 2002 年に 5.9%とピークに達した。上場企業の希望退職は 2001 年よりも 2002 年に集中していたが、そこでは中堅企業に属す

る上場企業において実施された場合が多かったのかもしれない。ただし、雇用消失の拡大を経験した後、2004年にはバブル崩壊前の水準にまで雇用消失率は低下している。一方、中堅企業の雇用創出率は、大規模企業と異なり、ゆるやかな上昇傾向はみられない。むしろ2003年には過去最小の2.3%にまで下がった。しかし、その後、2004年になって創出率が3.5%まで上昇した結果、中堅企業についても1996年以来、雇用純減が停止する結果となっているなど、雇用の回復傾向がみられる。ただ、ここでも2000年代の急速な雇用の回復は、持続的な雇用拡大というよりは、主として雇用消失の大幅な抑制によって生じているというのが実情だろう。

従業員300人未満の中小企業のなかでも、相対的に規模の大きい中規模企業のうち、100人以上299人以下の企業の雇用変動を図2-1-1に、そして30人以上99人以下企業を図2-1-mに示した。中規模企業でも、中堅企業と同様、2000年代に生じた雇用消失率のピークは、2002年に起こっている。その上でやはり、2003年、2004年と、雇用消失率は急速に低下しており、雇用の回復に寄与している点も共通している。また雇用創出についても、目立った持続的な拡大傾向が見られない点も、中規模企業の動向は中堅企業の動向と共通している。

最後に従業員5人以上29人以下の雇用動向を図2-1-nから見てみよう。小規模企業の雇用消失率は、中堅企業や中規模企業と異なり、むしろ最も規模の大きい1000人以上と同じく、2001年に6.5%とピークを迎えている。その後、大幅に消失率は縮小し、2004年には4.5%まで下がっている。小規模企業では1998年以降、雇用の純減が続いており、2004年にも依然として歯止めがかかっていない。その背景には、1997年に雇用創出率が4.5%に下がって以降、2001年まで低下を続けており、1990年代末からの金融不況の影響が、小規模企業に直接的な打撃を与えていたことが示唆される。その後、雇用創出率はやや持ち直すものの、2004年にふたたび低下気味になるなど、一貫して明確な雇用創出の拡大は生じていない。小規模企業からの雇用創出に明確な拡大基調は見られない。1990年代前半まで雇用を下支えしてきた中小企業からは、2000年代になっても強い雇用創出の足取りは未だ表れていない。

2.5.6 観察不可能な要因の影響

以上の考察からは、雇用創出と雇用消失のあり方に、産業および企業規模にとって少なからず相違のあることが推察される。加えて、これまでの雇用創出・消失分析からは、同一の産業や企業規模に属する事業所のあいだでも雇用変動のばらつきがきわめて大きいことが指摘されてきた(Davis, Haltiwanger and Schuh, 1996等)。それは、雇用変動の規定要因において、経済全体に共通なマクロ的ショックや、産業、規模、地域などに固有な部門別ショックに加え、個別事業所に固有な要因(idiosyncratic factor)が支配的な役割を果たしていることを意味している。

日本における雇用創出や雇用消失のあり方に、産業や企業規模等以外の要因が与える影響の推移を考察する1つの方法として、玄田（1994, 第2章）では以下のような分析を行った。まず個別事業所ごとの雇用創出率と雇用消失率を被説明変数に、産業中分類ダミー変数と企業規模ダミー変数を説明変数とした各年について分散分析をする。その推定結果として得られた決定係数の推移に着目することで、産業、規模要因の雇用変動に関する説明力の変化を考える。

玄田（1994）に示された1989年から2000年までの結果に、新たに2001年から2004年の分散分析によって得られた推定結果を接続した結果が、図2-2である。その図からは、いくつかの重要な事実が見られる。第1に、産業や企業規模の説明力は、1990年代のみならず、2000年代に入っても、雇用消失率についての方が高く、雇用創出率は一貫して低い。それだけ雇用機会の新たな創造には、産業や規模以外の固有の要因が大きな役割を果たしていることを意味する。

第2に、雇用消失率に対する産業や企業規模の説明力に趨勢的な低下傾向が見られることである。1989年には0.16を超えていた決定係数は、2004年時点ではほぼ半分の0.08程度にまで低下している。雇用創出に比べて雇用消失に対する産業や企業規模の説明力は高いものの、その度合いは弱まりつつある。そのぶん、雇用消失についても産業や規模以外の固有要因の影響が強まりつつあることが示唆される。

第3に、1997年ならびに2001年など、一時的に産業や企業規模の説明力が高まることがある。1997年には建設業や中小企業などで特に顕著な雇用変動が生じていた。それに対し、2001年には中堅ならびに中規模企業で雇用消失率が高まるなどの特徴が見られた。このような短期的な雇用変動について、一時的に産業や規模の説明力が増減することも1つの重要な事実かもしれない。

総じて、雇用創出に対する産業や規模の説明力は弱く、企業内部の固有な特性が雇用の拡大を規定しているといえそうである。

2.6 「拡大なき雇用回復」

1990年代初めのバブル経済崩壊と、1997年以降の金融不況を経て、深刻化した日本の雇用状況も、2001年以降になり一定の改善傾向がみられる。2001年に雇用消失はピークに達したが、その後に雇用削減が大幅に縮小されていった。それは製造業、建設業、運輸・通信業などの主要産業で観察された他、大規模企業と小規模企業の両極において顕著に観察された。

反対に、2000年代における新たな雇用創出力の高まりは、製造業、金融業や大企業なかの一部を除き、ほとんどの場合、2004年にいたるまで未だ観察されていない。新たな雇用機会の担い手として期待されるサービス業や運輸・通信業でさえ、2000年代に入って新たな雇用創出は依然として伸び悩んでいる。2001年を中心に既存の雇用機会の削減が集中的

に行われ、それが段階的に抑制されていったことが、結果的にトータルとしての雇用確保につながったのであり、全般的に新たな雇用創出に乏しい雇用回復であったといえる。この点は、玄田・太田（2007）における都道府県別の分析からも同様な結果が示唆された。2000年代前半に30の都道府県で雇用の改善が見られたが、その主役を果たしたのは既存の雇用機会の削減の緩和であり、雇用の創出による改善のウェイトはそれほど高いものではなかった。

その意味で、2000年代前半の雇用改善は、いわば持続的な拡大を伴わない、雇用調整の大規模な実施とその終了プロセスのもとで生まれた一時的なものであり、それだけ持続的かつ自律的な雇用拡大を背景としたものではない可能性が示唆されよう。以上から、少なくとも2000年代前半期までの雇用拡大には、未だ脆弱さを脱していない面があり、今後とも持続的な雇用創出につながるだけの積極的な雇用創出政策が求められる。

2.7 今後の研究方向性について

以上、本節では、ミクロ的実証分析の観点から、企業における雇用決定メカニズムに焦点を当てた、2000年代以降の研究を展望すると同時に、筆者等による最新の研究結果の一部を紹介した。

第1節で、1990年代以降の失業率の高まりは、経済構造の変化のために、労働需給のミスマッチから生じた失業や、労働力再配分の進行の過程で生じた失業によるのではなく、不況によるものと考えたほうがよいことを示唆する結果を得た。それでは、なぜ、好不況を繰り返す中で、不況の影響が継続したのだろうか。同じく第1節で行った労働力フローデータによる分析は、不況の衝撃によって雇用が消失することで発生した失業（就業から失業へのフローの増加）が、波及的に失業への流入と流出を増大させ、その影響が長期間継続する労働市場の仕組みが1990年代以降に生まれていたことを推察させるものであった。すなわち、1990年代の「構造変化」は、失業を発生させる要因としての経済構造の変化ではなく、発生した失業を持続させる要因（個々の失業期間が長期化する要因、または、個々の失業頻度が高まる要因）としての景気ショックの波及構造の変化として捉えたほうがよいと考えられる。ただし、そのような持続性をもたらした要因が何か、また、その枠組みのなかで2002年のピークの後の最近の失業率の継続的低下をどう捉えるべきかを明らかにするためには、マクロデータによる分析では限界がある。

本節では、1990年代の失業増加に示唆された構造を労働需要面から探るべく、企業の雇用調整の変化と雇用創出・消失を中心とする視点を導入した。バブル経済崩壊以前には、他の先進国に比して類をみない低失業率をもたらした背景として、日本企業の安定的な雇用システムに注目が集まった。そのような雇用システムにも、1990年代以降、大きな構造的変化が生じ、結果的に失業率の急上昇に象徴される社会的コストの増大につながったという解釈も多方面で見受けられるようになった。実際、日本企業による雇用動向に大幅な

構造的変化が、既存研究から確認されているのだろうか。

たしかに、これまでの研究をふりかえると、従来の代表的な分析手法である雇用の部分調整モデルより雇用調整速度が高まりつつあるという指摘も少なからず見られた。また調整速度の高まりをもたらす企業内部の要因として、そのガバナンス構造に着目したいくつかの研究は、組合組織率、経営者の出自、メインバンク制の影響などを指摘した。これらの研究を総合すると、失われた15年の不況期に進展した組合組織率の低下、内部昇進による経営者の減少、企業経営に対するメインバンクの影響力の低下などの変化は、いずれも雇用調整の速度を高める方向に働いたことが予想される。これらの変化が今後も不可逆的なものであると考えられるならば、雇用調整の高まりは一時的なものでなく、持続的・構造的な変化を日本企業の雇用決定にもたらした可能性も考えられる。

加えて、1998年から1999年と2002年から2003年に、上場企業を中心に頻発した希望退職や早期退職も、かつてない大規模なかたちで実施された。その経験を通じて企業内に正規雇用人員調整のノウハウが蓄積されたとすれば、今後の雇用動向に少なからず影響を与える可能性がある。従来、解雇権濫用法理の存在などにより、正社員を中心に人員削減の実質的なコストの高さが指摘されてきたが、解雇とは異なるかたちで人員調整とそれに伴う生産性の回復をもたらし得ることを、日本企業は2000年前後に経験した。これらの経験も、今後の不況が生じたときの企業による人員調整に積極的に用いられるかもしれない。

企業の雇用決定に構造的な変化がもたらされ、効率的な人員調整が可能となった可能性を指摘する意見がある一方、その変化が継続的であると判断するには未だ慎重であるべきという意見もあろう。その理由として第1に、最新の研究ですら、対象とした期間は一部の研究を除き1990年代までを中心としたものがほとんどであり、2000年代以降の変化を含んだものでないことは無視できまい。失われた15年に生じた雇用動向も、その変化は一樣ではなく、大規模な変化が1998年と2002年に集中していた。そのため、雇用動向の分析も両時点を含むかどうかによって、雇用構造の変化についての解釈も大きく異なり得る。加えて、それらの時期に大規模かつ集中的な変化が生じたのかについて、より詳細な分析を行わない限り、その変化を真に構造的な変化であると結論付けることは困難に思われる。

同様に2000年代中盤以降に、失業率の急速な低下など雇用状況が大幅な改善がみられつつあるが、それについても今後継続するかどうかは、今の段階では予断を許さない。その理由として、本節の分析では急速な雇用回復の背景にあるのは、大規模な雇用削減が2001年ごろをピークに収束に向かったマイナス調整の完了によるものが大部分であり、新たな雇用機会の創出は少なくとも2004年時点までは、金融業を除くほとんどの産業ではみられないことも指摘した。それは低生産部門から高生産性部門への労働移動が依然として進展していないことの傍証でもあり、失業率が低下しても尚、労働市場に含まれ得る社会的損失は依然として解消されていないことに警鐘を鳴らす結果であるともいえよう。

またコーポレートガバナンスの変化や希望退職などが新たな迅速な雇用調整をもたらすとしても、その一方で従来から強調されてきた高密度の企業内訓練やそれに伴う世代間の

技能継承が長期的な雇用創出力の源泉になってきた可能性も同時に念頭におくべきであろう。企業内での能力開発コストの削減が、有期雇用労働者などの一時的な雇用創出につながるとしても、持続的な雇用創出に対してはマイナス要因として働く可能性もあり、第1節で示したような失業の持続構造にも影響を与え得る。その意味で、企業の業績回復が、能力開発費を含む人件費の削減によってもたされてきたとすれば、持続的な雇用創出の抑制要因になりつつあることも考えられる。

ただ、いずれにせよ、今後の雇用見通しについて、2007年の現在時点において確定的な結論を求めるのは、性急に過ぎるだろう。それは1990年代初めに起きた不況が、雇用システムが磐石であると信じられていた当時には、その後10年以上の長期的な停滞の始まりではなく、一時的なものも多くが信じていたのと、ちょうど裏表の関係にあるかもしれない。2000年代半ばかからの景気回復が、雇用システムの構造的刷新によって、持続的に継続すると信じられていたのが、数年後には失業率の高止まりなど、労働市場における社会的コストを少なからず発生させ続けるかもしれない。それは現時点では判断出来ないのである。

実際、雇用創出には力強い改善が未だ見られない上、雇用の創出や消失を規定する産業や企業規模、地域といった要因の説明力は低下しており、さらに個別の観察不可能な要因の影響力が強まっている。またマクロ経済全体での雇用変動には、事業所の開業や廃業の影響は無視できないものであることが1990年代までは指摘されたが、その2000年代以降の影響は未だ確認されていない。従来企業の雇用動向の研究は2000年代までの分析が主であったのと同時に、上場企業によるものが大部分であった。いうまでもなく、日本の企業は上場されていない中小企業がそのほとんどであり、開廃業の可能性にさらされているのも、それらの中小企業である。これら中小企業の持続的な雇用動向の検証は未だ十分に進んできたとはいえない。

今後の雇用動向の研究には、詳細な雇用変動とその背後にある企業内要因を詳しく分析し、かつその趨勢的变化を検証するマイクロデータ、パネルデータの蓄積と利用拡大が重要になる。

3. 労働供給サイドと失業

前節では、1990年代以降の企業の雇用動向について、失業率の急上昇との関連を念頭に置きつつ、研究展望と分析を行った。一方、1990年代以降に行われた労働市場の実証分析は、とくにマイクロデータによる分析を中心として、労働の供給サイド、ないし、労働需要サイドの労働供給サイドへの影響という観点から多くの研究が行われたという特徴がある。それでは、1990年代以降における日本の失業率の上昇に対して、労働供給サイドはどのような役割を果たしたのであるだろうか。

以下では3つの論点を取り上げ、それぞれについて分析を行うことにしたい。第1に取り上げるのは、少子高齢化の進展である。失業率は労働者の年齢によって異なることは、

よく知られた事実である。後で述べるように、年齢計の失業率は、各年齢の失業率を労働力シェアで加重平均したものに他ならないので、年齢構成が時代によって変化すればトータルの失業率が変化してもおかしくはない。次の 3.1 節では、そうした影響がどの程度日本の失業率の変化を説明できるのか、簡単な分析を行いたい。

第 2 は、いわゆる非正規労働者の増大である。この現象の直接的な理由は、企業の労働需要構造の変化に求められるであろうが、こうした仕事について人々が雇用の不安定性に直面したことで、失業問題に一定のインパクトをもたらした可能性がある。そこで、3.2 節では地域別データを用いて非正規労働の増大が日本の失業率に及ぼした影響を探ってみる。

最後に、いわゆる「世代効果」の問題を取り上げる。1990 年代以降の長期不況で、若年層のフリーターや無業の問題が大きくクローズアップされた。その影響は長期に及び、学校卒業時に仕事が多分になかったためにその後長らく経済的な損失を被っている世代、いわゆる「氷河期世代」が生まれることになった。ここには、日本の労働市場の特徴が集約的に表れており、重要な政策的な論点を示唆するように思われる。以下では、これら 3 つの問題をより詳しく論じていく。

3.1 少子高齢化の影響

3.1.1 少子高齢化と労働市場

日本で顕著に進行している少子高齢化が、労働市場に対してどのようなインパクトを及ぼしてきたのか、については多様な見解がありうる。たとえば、1990 年代に多くの日本企業が年齢の高い労働者の雇用維持を目指したことから「置換効果」が働いて、若年の採用が悪化したという見解は、玄田（2001）によって指摘された。もしもそうした効果が強ければ、1990 年代の若年失業の悪化の要因として、日本企業の雇用慣行と労働力人口の高齢化が一定の役割を果たした可能性がある。ただし、企業が中高年の雇用維持を行ったことによって、中高年の雇用が安定したということがあれば、全体の失業率に及ぼした影響はそれほど大きくないかもしれない。

もうひとつ、少子高齢化に伴う自動的な人口構成の変化によって一国全体の失業率が影響を受けた可能性がある。図 3-1 には日本における年齢別失業率の推移が示されているが、失業率の水準は若年層と 60-64 歳層で高く、中年層で低いという傾向がある。若年層の失業率が高いことは、他国にも共通した特徴であり、若年層が「天職探し」の時期であることから、失業を通じてのサーチ活動が活発に行われるためである。したがって、15-19 歳の失業率が最も高くなっている。一方、60-64 歳層の失業率は、2000 年近くまで 20-24 歳層と匹敵する水準であった。これは定年退職によって新たに仕事探しをしなければならない人がこの年齢層に集中するためだと考えられる。興味深いことに、この年齢層の失業率は 2000 年代に入って大幅な低下を見せており、いまでは年齢計の失業率とそれほど差はなくなっ

ている。2006年4月1日には雇用主に対して65歳までの雇用継続を義務づける高年齢者雇用安定法の改正が実施されたが、年金支給開始年齢の引き上げなどもある。それ以前の段階から高齢者に対する雇用対策が行われてきた。そうした効果がここに表れている可能性がある。

いずれにせよ、年齢によって失業率は異なっていることから、労働力人口の年齢構成が変化すれば、それに応じて集計された完全失業率も変化しても当然である。実際、Katz and Krueger (1999) は、1980年代中頃から1990年代後半にかけて、アメリカの失業率は高齢化によって0.4ポイント近く抑制されたと指摘している。一方、Genda, Teruyama, Ohta et al. (2006) は、日本では1990年代を通じて少子高齢化は全体の失業率に大きな影響をもたらさなかったことを指摘している。この理由は、アメリカで生じたような若年層の減少はたしかに日本でも全体の失業率を抑制させるように働いたが、それと同時に高齢化によって失業率の比較的高い55-64歳の高齢者のシェアが高まることで、その効果を打ち消してしまったからである。図3-2には1974年および2006年の労働力人口の年齢構成が示されているが、15-29歳の若年層の割合が大きく減少するとともに、50代以上の労働力の構成比が飛躍的に高まっていることがわかる。若年層の比率の低下は、少子化による効果と、進学率の上昇による労働力率の低下の効果がミックスされているものと考えられる。以下ではKatz and Krueger (1999) で用いられた手法を用いて、(i) 2000年以降にそうした傾向に変化があるかどうか、(ii) 男女で少子高齢化の効果に違いがあるかどうか、を追加的に分析したい。

3.1.2 Katz and Krueger (1999) の手法の適用

一国全体の完全失業率は、完全失業者数を労働力人口で除した値として定義されるが、これは年齢階級ごとの失業率をそれぞれの労働力シェアでウェイト付けて合計したものに等しい。したがって、時点 t における年齢計の完全失業率は

$$(3.1) \quad \text{完全失業率}(t\text{時点}) = \sum_i \left[\text{年齢シェア}(\text{年齢}i, t\text{時点}) \right] \times \left[\text{完全失業率}(\text{年齢}i, t\text{時点}) \right]$$

として表現される。年齢階層ごとの労働力シェアは少子高齢化などの影響によって変化する。いま、労働力の年齢構成シェアが0時点で固定された場合の仮想的な失業率水準を次のように表現しよう。

$$(3.2) \quad \text{仮想的失業率}(t\text{時点}) = \sum_i \left[\text{年齢シェア}(\text{年齢}i, 0\text{時点}) \right] \times \left[\text{完全失業率}(\text{年齢}i, t\text{時点}) \right]$$

こうして計算された仮想失業率水準が現実の完全失業率水準を上回ったとしよう。これは、0時点の年齢シェアがそれ以降続いた場合には、実際に成立した失業率よりも高い失業率が実現したであろうことを意味する。よって、この場合には年齢構成の変化によって失業率水準は仮想失業率から完全失業率を差し引いた分だけ抑制されたと解釈することができる。

逆に実際の完全失業率が仮想失業率よりも高くなれば、年齢構成の変化が失業率を引き上げたということが言える。

年齢構成を 1974 年に固定したときの仮想失業率の系列が、男女別に図 3-3-a および図 3-3-b に示されている。最初に男性の失業率を見よう。1990 年代までは男性の完全失業率と仮想失業率にはほとんど乖離がない。この点は、Genda, Teruyama, Ohta et al. (2006) の結論が再度確認されたことになる。ただし、2000 年以降は徐々に両者の乖離が拡大し、最近では 0.4 ポイント近く仮想失業率が完全失業率を上回っている。すなわち、年齢構成の変化は最近の失業率を抑制する方向に働いたと考えられる。図 3-4-a は仮想失業率と完全失業率との乖離を 15-29 歳の効果、30-54 歳の効果、55 歳以上の効果に分解したものである。すなわち、(3.1) および (3.2) 式より

$$\begin{aligned}
 & \text{完全失業率}(t\text{時点}) - \text{仮想的失業率}(t\text{時点}) \\
 (3.3) \quad & = \left[(\text{年齢シェア}(t\text{時点}) - \text{年齢シェア}(74\text{年時点})) \times \text{完全失業率}(t\text{時点}) \right] (15 - 29\text{歳}) \\
 & + \left[(\text{年齢シェア}(t\text{時点}) - \text{年齢シェア}(74\text{年時点})) \times \text{完全失業率}(t\text{時点}) \right] (30-54\text{歳}) \\
 & + \left[(\text{年齢シェア}(t\text{時点}) - \text{年齢シェア}(74\text{年時点})) \times \text{完全失業率}(t\text{時点}) \right] (55\text{歳以上})
 \end{aligned}$$

となり、右辺の 3 つの効果をも男性に関して図示したのが図 3-4-a である。この図から、30-54 歳の効果はほとんど検出されないが、15-29 歳の効果は 1974 年以降マイナスを拡大させており、55 歳以上の効果は逆にプラスを拡大させていることが判明する。1990 年代末までは、両者の効果がほぼ完全に打ち消しあって年齢構成の変化は失業率にほとんど影響を及ぼさなかった。ところが、2000 年以降は 55 歳以上の効果の拡大が停滞する一方、15-29 歳のマイナスの効果はより強まった。こうした変化は、先に示した（男性の）60-64 歳の失業率の顕著な低下によってもたらされたものである。失業率の高い若年層の比率が低下したことと全体の失業率が抑制された反面、増大した高齢者層の失業率が低下したこととから、高齢化による失業率の上昇効果が小さくなり、年齢構成の変化は全体として失業率を低下させる方向に働くようになった。

女性の場合は、若干様相が異なる。図 3-3-b からわかるように、女性の仮想失業率はすでに 1980 年代から現実の完全失業率を上回るようになっており、最近では 0.6 ポイント近くに達している。図 3-4-b には、(3.3) 式に基づく女性の年齢効果の分解が示されているが、女性の場合には 55 歳以上の効果が小さいために、15-29 歳の効果が年齢計の効果を支配していることが明確に読み取れる。55 歳以上の効果が小さいのは、女性の高齢者の労働力率が低い水準で比較的安定していたこと、そして高齢女性の失業率水準が男性に比べて低いことによる。

以上のように、年齢構成の変化は、1990 年以降の女性の失業率を 0.2 から 0.6 ポイント低下させ、2000 年以降の男性の失業率を 0.2 から 0.4 ポイントほど低下させたと言える。もち

ろん、こうした機械的な計算によってどの程度年齢構成の変化の効果がピックアップされているかについては、議論の余地がありうる。なぜならば、年齢構成の変化が年齢別の失業率と独立であるという保証はないからである。最初に述べたように、増大する高齢者の雇用を確保しようとする措置は、たしかに高齢者の失業率を引き下げたが、若年層の失業率にマイナスの影響をもたらした可能性は捨てきれない。この点について、太田（2008）は1981年から2002年にかけての「労働力調査」からの年齢階級別失業率と労働力人口、そして「雇用動向調査」の年齢階級別入職および離職データを用いることで、次のような回帰分析（Prais-Winsten法）の結果を報告している。

$$\begin{aligned} \text{若年失業比率} = & -0.146 - 0.608(\text{若年採用比率}) + 0.552(\text{若年離職比率}) + 2.57(\text{若年労働力} \\ & (-1.46)(-2.87) \qquad \qquad \qquad (4.26) \qquad \qquad \qquad (8.28) \\ & \text{比率}) + 0.0054(\text{トレンド項}) - 0.0002(\text{トレンド項 2乗}) \\ & (3.98) \qquad \qquad \qquad (-4.16) \\ \rho = & 0.311 \quad \text{Adj-R}^2 = 0.934 \quad \text{D.W.} = 1.77 \end{aligned}$$

ここで若年とは15-29歳の年齢層を指し、たとえば「若年失業比率」は15-29歳の完全失業者数を全体の失業者数で除したものである。この推計結果から明確にわかるように、若年労働者の失業者数は、企業の若年に対する採用スタンスと明確にリンクしている。全体に占める若年採用比率は60.3%から51.4%まで大きく低下した。その効果は、他の条件を一定にして若年失業比率を5.5ポイントも上昇させたことになる。実際の若年失業比率がそれほど明確な低下を見せなかったのは、少子化・高学歴化の影響によってその間に若年労働力のシェアが小さくなったこと、さらにそれに伴って若年離職比率が低下したためである。このように企業の労働需要の年齢構成は、失業の年齢構成を規定する要因となり、それは失業率の年齢構成に間接的に反映される可能性がある。かりに、企業の労働需要の年齢構成が、実際の労働力の年齢構成と何らかの相関があるとするならば、労働力の年齢構成の変化と年齢階級別の失業率も相関があっても不思議ではない。こうしたリンクについてより厳密に追求することは今後の課題である。

3.2 非正規労働増加の影響

3.2.1 なぜ非正規労働は増えたのか

2.4.2節において既に触れたように、近年の日本の労働市場における顕著な傾向は、パートタイム労働者や契約社員、派遣社員など非正規従業員の増大である。「労働力調査特別調査」および「労働力調査詳細結果」（総務省）によれば、役員を除く雇用者に占める非正規従業員の比率は、1984年2月には15.3%であったが、それが2007年1から3月平均では33.7%

に達しており、雇用者の 3 人に 1 人以上が非正規従業員になっている。男女別に見ると、男性では 7.7%から 18.4%に増加したが、女性では 29.0%から 54.1%となっており、女性雇用者の半数以上が非正規従業員である。そこで、最初に非正規労働者の増大についてのいくつかの説明を提示する。⁴⁵

第 1 に、企業が直面している需要変動が大きくなったという考え方がある。例えば業務の繁閑差が大きい小売業、飲食店、サービス業では、短期的な需要の変化に対応するために非正規従業員を活用することが多い。製造業でも製品の生産期間が短縮してきており、次から次へと異なった製品を異なった分量製造する必要に迫られていると言われる。そこでメーカーの多くは派遣・請負・パートタイム労働者などを活用して、そうした変動に対処しているとされる。すなわち、こうした雇用における「フレキシビリティ」を確保するためには、雇用期限の定めがなく、社会通念として雇用維持が求められる正規従業員よりも、短期的な調整の容易な非正規従業員を活用する傾向が強まっていると考えられる。

第 2 に、1990 年代を通じた長期不況を乗り切るために、企業は人件費の安い非正規従業員を活用したこともあろう。正規従業員と非正規従業員とでは給与水準のみならず、その他の福利厚生費でも大きな差が存在する。業績が悪化している中で企業が存続していくためには、企業が負担するコストの中でもシェアが大きく、従来は固定費的な要素が強かった人件費を削減する必要に迫られた。そこで既存業務を切り分けて、定型的な要素の強い業務は非正規従業員や外注化することで人件費コストを抑制しようとした。⁴⁶ こうした傾向を後押ししたのは、労働法制における規制緩和の動きである。従来は規制されていた業務にも労働者派遣が認められるようになったり、有期雇用における契約期間の長期化が図られたりした。

第 3 に、労働者側の就業意識も関与している可能性がある。例えば、これまでトレンド的に女性の社会進出が進んできたが、企業への拘束が正規従業員ほど強くない非正規従業員としての働き方が女性に積極的に支持されたということがあろう。おそらく、働き方の多様化を選択肢の拡大として好意的に受け止めている男性も多いであろう。

これらに加えて、日本では自営業の減少しており、その分がパートタイム労働者に移行したことや (Rebick, 2005)、日本における常用雇用に対する賃金改定の余地が限られていること (Houseman and Osawa, 2003) など非正規労働者を増大させる方向に作用したと考えられる。

⁴⁵ Rebick (2005)、永瀬 (2007) などが、日本における非正規労働者の増大の理由について検討を行っている。アメリカの企業における非正規労働の増加理由については、Houseman (2001) が詳しい。その結果によると、米国ではワークロードの変動への対処や正規就業へのスクリーニングポジションとしての役割が期待されている。さらに、福利厚生費の節約も重要な要因として指摘されている。

⁴⁶ 中馬・樋口 (1995) では、将来の不確実性の増大が企業による短期雇用に対する需要に結びつくことを動学的モデルによって示すとともに、データを用いて検証した。

さて、いわゆる正規従業員は、雇用期間の定めのない労働者として企業に雇用されていることから、企業業績の大幅な悪化や倒産などの特段の事情がない限り会社を辞められることはない。他方、非正規従業員の場合、有期で雇われていることが多いために、同一企業に長期的に勤め続けることは正規従業員ほど一般的ではない。こうした傾向は、「賃金構造基本調査」（厚生労働省）の勤続年数データにも明瞭に現れている。2006年のデータによれば、「正社員・正職員計」の平均勤続年数（男女計、企業規模計、学歴計）は40-44歳層で14.9年であるのに対して、「正社員・正職員以外」では4.7年に過ぎない。「正社員・正職員以外」でも雇用期間の定めがある場合には、平均勤続年数は4.4年とさらに短くなる。なぜ、非正規労働者の定着率は低いのであろうか。以下にいくつかの理由を挙げよう。

第1に、企業は非正規従業員を正規従業員の業務を補助する存在として位置づけていることが多いために、そもそも定着性をそれほど期待していない。むしろ、スキルレベルは正規従業員ほど高くないものの、短期的な需要変動や生産変動に対処するための人材として積極的に活用している傾向がある。一方、非正規従業員を選ぶ労働者もそれほど定着化を望んでこなかったと思われる。例えば、既婚女性のパートタイマーなどは、仕事をする主な目的は家計を補助することであり、定着化とそれに伴う責任の増大よりもむしろ、家事の合間に短時間の就業を行うことが主要な目的となっている。

第2に、正規従業員は長期間勤務することが前提となっているがために、企業は自ら訓練コストを負担して正規従業員の技能形成を促進させようとする傾向が強い。一方、企業は非正規従業員に対して定着性をあまり期待していないので、正規従業員ほどの教育訓練は実施しない。両方で訓練量に大きな差が生じると、それが将来の賃金の伸びに大きな差を生じさせ、正規従業員の定着化と非正規従業員の流動化を強化する方向に働きやすい。すなわち、長期雇用を望んでいるような非正規従業員も、他の非正規従業員と同様に扱われる傾向があるために、雇用の不安定化に直面しやすくなるかもしれない（統計的差別）。

第3に、企業業績が悪化したときには、正規従業員の整理解雇を実施する前に有期雇用の非正規従業員の「雇い止め」を行うべきであるという判例法理が存在する。これは正規従業員の解雇の方が社会的なコストが大きいという判断に立脚していると考えられるが、こうした判例法理の存在自体が非正規従業員の定着化を阻害している可能性もある。

これらの理由から、非正規従業員は正規従業員に比べて「雇用の不安定化」に直面する傾向がより強いと思われる。よって、近年観察されるような雇用に占めるそうしたタイプの労働者シェアの増加は、労働市場における失業や無業の動向に大きな影響を及ぼしていても不思議ではない。しかし、たとえ非正規従業員の雇用の安定性が低くとも、それが雇用全体に悪影響を及ぼすとは限らない。むしろ、諸外国では非正規労働者の増大が経済のパフォーマンスの向上や失業率の抑制に働いているとする研究も多い。

最も代表的な例は、オランダの「ワークシェアリング」に伴う非正規労働者の増加であろう。例えば、Nickel and van Ours (2000) は、「・・・(前略)・・・オランダやイギリスにおける女性就業の特徴のひとつとして、パートタイム労働者比率の高さがある。パート

タイム労働は雇用主と労働者双方にフレキシビリティをもたらすため、とりわけオランダで女性の雇用が進んだ。パートタイム労働者のほとんどはフルタイムの仕事を望んでおらず、また、パートタイム労働に対するバリアの除去は、顕著に社会厚生を高めたと認識することが重要である」と指摘しており、オランダおよびイギリスの1990年代における失業率の低下の理由のひとつをパートタイム労働者の増大に求めている。

またKatz and Krueger (1999)は、アメリカにおける派遣労働の増大が労働市場におけるマッチング効率性に寄与したことから、1980年代半ばから1990年代後半にかけて最大で0.4ポイントほどアメリカの失業率を抑制したという試算を行った。もちろん、日本と他国では非正規労働の置かれている状況に大きな差があるので、比較には慎重を要する。ただし、非正規労働者の増大は、「ワークシェアリング」的な効果を発揮することで、一国の失業率を低下させることもあるし、不安定雇用の増加となることでかえって失業率が高まる可能性もある、という認識をもっておくことは重要である。

3.2.2 地域別データを用いた推計

以上のように、非正規労働者の増加が雇用全体に及ぼす影響は先験的には明らかではない。そこで以下では、地域レベルのデータを用いて非正規雇用の増大と失業率の関係を検討してみたい。地域区分としては都道府県単位として、サンプル数を確保するとともに、固定的な地域特性の効果を考慮に入れるために2時点を抽出することにする。雇用形態別労働者数が都道府県別のデータとして確保することができる代表的な公刊統計は、「就業構造基本調査（以下「就調」）」（総務省）となるので、まずはこれに注目する。よって、以下では1997年と2002年の「就調」の結果をプールした回帰分析を行う。

主要な説明変数は、「就調」から算出した、役員を除く雇用者に占めるパート・アルバイトの比率である。被説明変数は、各地域の失業率となるのが望ましいが、残念ながら「就調」からは一般に「労働力調査」で用いられるような完全失業率は算出できない。⁴⁷そこで、それに類似するものとして、求職率を用いることにする。求職率とは、 $(無業求職者数) \div (有業者 + 無業求職者数)$ で定義したものである。この求職率をロジット変換したものが被説明変数となる。説明変数としてはパート・アルバイト比率を中心としたいくつかの地域変数に加えて、地域の固有の特性をピックアップするための都道府県ダミー変数と、マクロ経済の影響をピックアップするための時点ダミー変数を使用することにした。推定方法は各時点・各地域の15歳以上人口をウェイトとした最小二乗法である。

⁴⁷ 「就調」が労働力状態に関して「ふだんの状況」をたずねているのに対して、「労働力調査」や「国勢調査」は特定月の月末一週間の状態をたずねていることが大きな違いである。ちなみに2002年の「就調」は9月末一週間の労働力状態をたずねており、それに基づいて完全失業率を公表しているが、1997年調査ではそうした質問が設けられていなかったためにそうしたデータを利用することができない。

推定結果は、表 3-1 の (1) から (3) 列にある。(1) は地域および時点ダミー以外の変数としてパート・アルバイト比率のみを用いた結果であり、(2) はパート・アルバイト比率に加えて有効求人倍率を用いており、(3) はさらに若年人口比率 (15-29 歳)、第 3 次産業比率、自営業 (家族従業員も含む) 比率を説明変数に追加したものである。ここから、パート・アルバイト比率は全ての定式化において求職率に対してプラスの効果をもたらしていることがわかる。一方、有効求人倍率はマイナス、若年人口比率はプラスの影響を求職率にもたらしている。パート・アルバイト比率がプラスで有意であるということは、パート・アルバイト比率が高い地域ほど無業で求職している人の割合が相対的に多いことを意味しており、非正規就業の多さと失業とのプラスの関連が示唆される。

ただし、ここで定義した求職率は「就調」のみに定義されるやや特殊な指標であることから、より一般的な完全失業率を被説明変数に用いた分析も行いたい。そこで、「労働力調査」(総務省) から算出された 1997 年と 2002 年における都道府県別の完全失業率の試算値を用いる推計も行った。結果は表 3-1 の (4) から (6) 列にある。地域・時点ダミー以外にはパート・アルバイト比率のみが説明変数として用いられている定式化では、「労働力調査」に基づく失業率にもプラスで有意な影響を及ぼしていることがわかる。ところが、この有意な効果は有効求人倍率をコントロールすることで大幅に低下してしまい、もはや有意ではなくなる。このように、「労働力調査」に基づく失業率とパート・アルバイト比率の関係はかなり弱い。ただし、「労働力調査」では都道府県別の失業率の正確な算出をするには標本数が少ないために、その結果の信頼性には疑問符がつくかもしれない。実際、総務省統計局は、都道府県別の失業率はあくまで試算値であること、そしてその利用には注意を要することに注意を喚起している。

そこで、信頼性の高い調査として「国勢調査」(総務省) を登場させることにする。ただし、「国勢調査」にはパートタイム労働者などの雇用形態に関する質問項目はない。しかも、「国勢調査」の調査時点は西暦の末尾に 00 および 05 のつく年であり、「就調」とは時点がずれている。そのために、いくつかの工夫を行うことにした。最初の方法は、「国勢調査」の失業率から「就調」の調査時点 (97 年と 02 年) に「近い」失業率を試算して、それを用いるものである。「国勢調査」の 1995 年調査と 2000 年調査から都道府県別の失業率を求め、その平均値を算出することで「就調」調査時点の 1997 年の失業率に近い失業率系列を計算する。同じことを 2000 年調査と 2005 年調査についても行い、「就調」調査時点の 2002 年の失業率に近い失業率の系列を計算する。それらを被説明変数にした推定結果が (7) から (9) 列にある。推定式のフィットは「労調」に比べて大幅に改善しており、自営業比率を除くすべての変数が統計的に有意である。パート・アルバイト比率の効果については、係数値こそ「労調」を用いたものとそれほど大きく異ならないが、標準誤差が大きく低下しているのが特徴といえる。

失業率の平均値を用いた推定ではなく、時点がずれることを甘受して、2000 年と 2005 年の完全失業率を用いて推定を行った結果が (10) から (12) 列である。その際には、パー

ト・アルバイト比率以外の変数はすべて「国勢調査」の各年の数値を利用することにした。観測時点に3年のずれがあるためか、パート・アルバイト比率の効果はほとんど検出することができなかった。わずかにパート・アルバイト比率を単独で説明変数に導入する場合に10%水準で有意であるに過ぎなかった。さらに、雇用形態による分析ではなくて、週労働時間が1から34時間である雇用者が休業者を除く雇用者総数に占める割合（短時間雇用者比率）を用いる推定も行った。この数値は、2000年および2005年の「国勢調査」から算出することができる。推定結果は(13)から(15)列に示されている。ここでは、短時間雇用者比率の効果は有意に検出されており、全ての説明変数を用いた定式化では1%水準で統計的に有意である。

ただし、これに加えてさらに検討しなければならない論点がある。そのうちで最も重要なものは、内生性への対処であろう。失業率が高い地域では、企業は低い賃金でも労働者を採用することができるので、提示する雇用形態は賃金の安い非正規雇用となりやすいかもしれない。あるいは、失業率が高い地域では企業は労働需要を停滞させていることが多いために、調整のしやすい非正規労働者の仕事自体を大きく減少させている可能性もある。こうした効果があれば、表3-1で得られたパート・アルバイト比率や短時間雇用者比率の効果は、逆方向の因果関係をも含んだものとなりかねない。そこで、内生性問題への対処として、操作変数法を用いた分析を行ってみたい。難しいのは操作変数の選択であるが、これまで失業率の決定の分析に導入してもほとんど影響の見られなかった自営業比率を用いたい。Rebick (2005) が指摘するように、自営業比率とパート・アルバイト比率には比較的強いマイナスの相関がある。したがって、これは操作変数のひとつの候補になりうる。この変数を操作変数にして、(13)から(15)列に示された短時間雇用者比率を説明変数として用いた分析に操作変数法を適用してみたい。結果は、(16)から(18)列に示されている。ここでは、短時間雇用者比率の係数は正ではあるものの、もはや統計的に有意ではない。自営業比率を用いて内生性の問題に対処すれば、短時間雇用者比率の効果は消失する。このことは、求職率などについても同様に確認された。

総合的に見て、失業率や求職率といった労働市場のパフォーマンスの悪さを示す指標とパートタイム労働者や短時間雇用者といった最近増えつつある雇用形態との間には、すくなくとも米国で示されているようなマイナスの関係は日本では検出されなかった。せいぜいが無相関であり、推定方法によってはプラスの相関が検出されることもある。よって、日本では非正規労働者の増大が（自然）失業率を減少させているという可能性は小さいものと考えられる。もちろん、上で行われたのは非常にプリミティブな検討であり、今後より詳細な分析が求められるのは言うまでもない。

3.3 世代効果と「就職氷河期世代」⁴⁸

3.3.1 世代効果とは何か

2000年代半ば以降、景気回復により若年の雇用状況に改善傾向が見られる。その一方、経済停滞期に学校を卒業したことから、依然として不安定雇用もしくは無業の状態にとどまっている20代から30代前半の人々も数多い。いわゆる「失われた10年」もしくは「就職氷河期」に学校を卒業して厳しい就業状態に陥ったことから、若年時に就業や能力開発の機会を逸してしまい、経済的・社会的自立が困難となり、将来的に深刻な経済状態に陥る事態も懸念される。

1990年代後半以降、若年就業の悪化による問題意識の高まりを反映し、若年就業に関する計量分析が進んでいる。そこには最終学歴を卒業する時点の労働需給が、卒業直後の状況のみならず、賃金や離職率に長期的な影響を及ぼす可能性の検証も含まれている。それらは、労働市場の世代効果に関する研究として、一定の成果が蓄積されつつある。

労働市場の世代効果とは、性別、学歴、卒業年によって区分されたグループによって、実質賃金、採用、離職、昇進等の決定に固有の影響がもたらされることを意味する。同グループは「コーホート」もしくは「世代」と呼ばれることが多く、コーホート内で共通の要因が労働環境に与える影響の分析は、総じて労働市場の世代効果に関する研究と呼ばれてきた。同一世代に属する人々の特徴として、卒業時点で「売り手市場」もしくは「買い手市場」と呼ばれる共通した就職状況を経験することが挙げられる。さらに団塊の世代、および第1次もしくは第2次ベビーブーム世代という言葉が象徴する通り、世代によってその人口規模は少なからず異なっている。それらの世代特性は、新卒就職の際の難易に影響する他、就職後も「同期入社」の多寡が内部昇進等にも少なからず影響すると考えられてきた。以下では、こうした日本における「世代効果」の研究蓄積を概観し、その含意を探ることとする。

3.3.2 世代効果の実証分析

労働市場の世代効果についての実証研究は、大きく2つの方向に大別される。世代ごとに異なる人口サイズが与える影響を分析したものと、学校を卒業した時点の労働市場の需給状況の影響を分析したものである。研究上の焦点として両者に共通するのは、それらの世代に固有な要因が、どのような持続的効果をもたらしているかという点にある。

世代ごとの平均賃金の変化を考察するために、玄田（1997）は次のような方法を採用した。平均賃金の変化率は、各労働サービスの対価である賃金水準の変化である「価格効果」

⁴⁸ 本節の記述は太田・玄田・近藤（2007）に大きく依拠している。

と、労働者構成の変化がもたらす「構成効果」に分解される。1980年から1995年にかけての「賃金構造基本統計調査（賃金センサス）」（第1巻・第2表）から、男子一般労働者の年齢階層、学歴、勤続年数、企業規模別の実質所定内給与と労働者数の数値を拾い集め、世代ごとに価格効果と構成効果を計算した。その結果、高卒では、高度成長期に就職した世代で賃金が改善した一方、低成長期に就職した世代では長期雇用の機会が得られず、転職を繰り返す傾向がみられた。また世代サイズの影響としては、大学卒では、90年代以降、第2次ベビーブームの影響とそれに伴う大学臨時定員増の措置による同一世代人数の増加が、賃金を抑制する方向に働いたと指摘する。賃金格差が80年代に急速に拡大した米国などに比べて、格差の拡大が小さかった背景の1つとして、大学卒の世代人口増加の影響を、玄田は示唆した。

卒業時点の労働需給状況は、賃金や就業状況だけでなく、離職率にも影響を与えうる。失業率の上昇によって就職機会が縮小すると、多くの新卒者にとって能力や意識にあった仕事を見だしにくくなり、新卒時点での就業ミスマッチを誘発するため、その後に離職する傾向が強まる。たとえば高賃金、長期雇用、能力開発等の機会が豊富な仕事に就くことが若年者にとって難しくなれば、そうでない仕事からの離職の決定は生じやすくなる。労働者・企業とも、お互いの相性を知るのにある程度時間がかかることや、次の仕事を探すのにも時間がかかることから、不況期に学校を卒業した世代の離職率には上昇圧力が生じることになる。

そこで太田（1999）は、過去の労働需給が逼迫していれば、その時点で労働者はより多くの仕事のオファーを受け取っており、現在の仕事に対する満足度が高くなるため転職確率は低くなるという仮説を提示した。そして、「仕事に就きながら」のサーチ仮説をもとに、「雇用動向調査」の時系列（1965-1994年）および都道府県別パネル（1981-1994年）データを用いて、世代と離職率の関係を検証した。その結果、過去の労働市場の需給状況のなかでも、とりわけ卒業時点の状況が転職率に影響し、仕事とのマッチングの機会が卒業直後に集中していることが示唆された。

これらの研究が公表データに拠ったのに対し、大竹・猪木（1997）は1980年から1993年「賃金構造基本調査」の10%ランダムサンプリングデータから、10人以上規模の企業の男性常用雇用者の賃金を世代効果（卒業年効果）、年齢効果、年効果の3つに分解した。そのうち、世代効果を、同期新卒就職者数と就職前年の労働市場逼迫度について、学歴別に回帰分析することで、世代効果についての多くの重要な発見をもたらした。それによると賃金の世代効果は戦後一貫して上昇トレンドを持つ他、世代が就職した時点の採用動向は、賃金に対して永続的な影響を持っている。世代別の実質賃金は、高校卒では卒業年の失業率と負の相関をし、大学卒では主要企業雇用人員過不足判断指数とは有意に正相関していた。企業規模・勤続年数との関連では、好況期に就職した世代ほど勤続年数が長くなり、特に高校卒では好況期に就職した世代ほど大企業に勤めている可能性が高くなっていた。

高校卒は大学卒に比べて、卒業時の労働市場の需給動向の効果が、賃金、勤続年数、大

企業比率に対してより持続的な影響をもたらしている。不況期に就職した世代ほど、賃金だけでなく勤続年数も低くなることから、卒業時の労働需給状況がその後の雇用のマッチングの質、ひいては労働者の定着率に影響することがここでは示唆された。卒業時点の需要不足失業が、その後の摩擦的・構造的な失業の発生因となっている。一方、世代サイズの影響としては、同一世代の就業者数が、同世代の賃金にマイナスの影響を与えることが、大竹・猪木（1997）でも確認されている。先の玄田（1997）とあわせて、世代のサイズ効果は、大学卒に顕著にみられた点が特徴となっている。

公表されたデータを用いて、世代のサイズ効果により掘り下げた分析を行ったのが岡村（2000）である。岡村は、1988年から1995年の「賃金センサス」から標準労働者年齢別データに着目した。そこでは1970年代の米国では第1次ベビーブームの大学進学率の上昇が、大卒供給増を招き、学歴間賃金格差を抑制する方向に働いたことを示すWelch（1979）のキャリア段階モデルを日本に適用し、サイズ効果の理論的検証を試みた。その結果、大学卒男性では世代サイズが大きいほど実質賃金の引き下げ効果があり、モデルと整合的な結果が観察された。一方でサイズが賃金に与える負の効果は職場経験が長くなっても解消しないという仮説とは異なる結果も得られた。大学卒女性でもサイズ効果はみられるが、その影響は勤続長期化するにつれ解消していくことも指摘された。

世代サイズの賃金抑制効果が持続的となる背景には、大学卒人口の増加が、新卒就職市場における超過供給傾向をもたらしただけでなく、企業内部における競争も激しくし、結果的に内部昇進が一部に限られ続けることの影響もあるのだろう。内部昇進競争の主たる対象が高学歴の男性とすれば、女性や高校卒以上に、世代サイズの持続的な影響が大学卒男性で顕著になることも頷ける。

離職率に対する世代効果について、個票データを用いた研究が黒澤・玄田（2001）である。1990年代半ば以降、学校卒業後に就職した会社を3年以内に転職する割合の高さが、いわゆる「七・五・三」転職として認知された。黒澤と玄田は、1997年10月に労働省が実施した「若年就業実態調査」の個票に基づき、30歳未満の若年について、離職の発生確率及び正社員就業確率等を、比例ハザードモデル等から分析した。その結果、卒業直前時点の失業率上昇は、卒業後の正社員就職確率を引き下げるのみならず、正社員として就職後にも、その後に離職する確率を高めることが確認された。背景として新卒者の高い転職率の背景として、若年自身の就業意識が変化したためだけでなく、若年者にとって「つとめ続けたい」と思える仕事自体に遭遇する可能性が不況期には低下する影響が大きいことが予想された。

さらに世代効果の検証には、2000年代以降、さらに新しい研究の方向性も提示されている。学校を卒業直後から不安定雇用となり、その後の同じ状態を続ける人がある一方で、卒業後継続して正社員などの安定雇用を続ける人々もいる。ただし、その差を生み出している原因として、世代や労働市場の問題以前に、統計上は観察されない労働者の質の違いが影響する可能性がある。本人の能力もしくは嗜好の面から正社員としての就業が適さな

い人々が非正規雇用を続けているとすれば、持続的に二極化しているように見える就業状況も、効率と公正の両面からも問題が含まれているとはいえないだろう。

そこで Kondo (2007) は、Japan General Social Surveys (JGSS) を用い、現在の就業形態と入職時点の就業形態との関連性を、直接観測不能な労働者の資質等の影響を考慮しながら分析した。卒業時点の労働需給に関する変数を操作変数として用いて入職時点の就業形態の内生性の問題を考慮した推定の結果、両時点の雇用形態には真の意味での連関があることを見出した。若年労働者の雇用形態には、卒業時点の労働市場の状況が個人間の能力とは独立に影響していることを意味しており、世代に関する需給効果の厳密な検証となっている。

3.3.3 「失われた 10 年」の世代効果

以上の労働市場の世代効果に関する複数の分析から、世代のサイズが大学卒男性の賃金を引き下げる傾向がみられる他、卒業時点の労働市場需給が、世代の賃金や転職傾向に少なからず影響を与えることが確認されてきた。これらの研究は、主として 1990 年代前半期までに学校を卒業した世代の人々を分析対象としてきた。一方、新卒市場が「就職氷河期」もしくは「就職超氷河期」と呼ばれるようになるのは、1990 年代半ば以降である。世代効果を改めて問い直す意義があるとするれば、氷河期世代がその後にかなる雇用状況に置かれてきたかをデータから確認し、その上で然るべき対策を構ずる必要性が意識されているからに他ならない。

太田・玄田 (2007) および Genda, Kondo and Ohta (2007) では、「労働力調査特別調査」(1986 年から 2001 年 2 月調査) 及び「労働力調査 (詳細結果)」(2002 年から 2005 年 2 月調査) を接合し、世代効果を分析した。そこでは、学校卒業年次の完全失業率の水準が、若年男性労働者の実質賃金および就業形態、就業確率 (1 マイナス無業確率) 等に与える影響を、地域ブロック・年次別の完全失業率の他、個別属性の影響を考慮しながら、学歴別に計測した。具体的には、調査年、地域、卒業年等の固定効果および地域別の線形トレンドを考慮することで、失業率の増減が労働市場の純粋な変動を出来る限り厳密に反映するよう、モデル化した。2000 年代を含む長期間について、「労働力調査」と「労働力調査特別調査」の個票データを用いて、世代効果を検証した初の試みである。

図 3-5 は、上記研究の推定結果から、1983 年以降に卒業した、学校卒業直前年の失業率とその後の年収に与える影響について、卒業後年数を経るにつれてどのように変化するかを示したものである。縦軸は、卒業時失業率が 1% 変化したときの年収の変化率で、横軸には卒業後の年数をとっている。卒業時の失業率はその後の年収に持続的な影響を持つこと、高校卒および中学卒 (以下、低学歴層) により影響が強いことが見て取れる。低学歴層では、卒業年の失業率が高かった世代ほど、少なくともその後 12 年に渡り実質賃金が低水準

となり、年数を経ても失業率の低かった時期に就職した世代との差が縮小していない。卒業年の失業率が他に比べて1%高い世代ではその後12年にわたり、実質賃金は5%から7%程度持続的に低くなっている。

図3-6は、縦軸に卒業時失業率が1%変化したときの就業確率（無業とならない確率）の変化、横軸に卒業後の年数を取り、プロットしたものである。低学歴層は、卒業年の失業率が高かった世代ほど、就業していない確率が高くなっている。同様に図3-7は、就業者のうち、フルタイム就業確率の変化をプロットしたものである。ここでも卒業時に失業率が高かった低学歴層は、その後も持続的にフルタイム就業が困難となっている。

卒業時の労働需給状況の影響が低学歴層により顕著にみられる背景として、不況期に就職した世代の低学歴層ほど、フルタイム就業者や正社員になりにくい状況が継続し、非正規雇用もしくは無業状態にとどまりやすくなる結果、その後も高所得を獲得する機会が制限され続ける状況が示唆される。一方、大学、専門学校、短大などを卒業した人々（以下、高学歴層）では、卒業後の失業率が高かった世代における年収の持続的引き下げ効果は2%から5%と相対的に弱く、その効果は10年以内にほぼ消失する。また就業確率への影響もほとんどみられなかった。

企業規模の分析では、不況期に卒業した世代ほど大企業への就業が持続的に制限される傾向が、高学歴層で顕著に観察された。バブル崩壊以前の大学卒業者を対象とした大竹・猪木（1997）では、卒業時の需給と大企業就職率に有意な関係はみられない。バブル崩壊以降、正社員就業機会を確保するために、大学卒のあいだでは中小企業へと就職先を広げていく傾向が生まれてきたのかもしれない。低学歴層では、労働需給動向にかかわらず、大企業への就業機会は制限されていることが示唆された。

労働市場の世代効果研究は日本にとどまらない。Beaudry and DiNardo（1991）の米国データを用いた実証研究では、卒業時点以上に、就職後に最も需給が逼迫していた際の状況の影響が強くなっていた。またOreopoulos, von Wachter and Heisz（2006）はカナダの大卒男性のパネルデータを用い、卒業時の失業率は年収を下げるものの、卒業直後から年数を減るにつれて徐々に年収への影響が弱まり、約10年で影響はほぼ消滅することを示した。1%の失業率上昇による年収の低下も2%程度であり、就業率にも影響はみられなかった。

学歴別結果でも日本と北米には違いがみられる。Genda, Kondo and Ohta（2007）は、太田・玄田（2007）の分析枠組をアメリカのCurrent Population Surveyにも適用し、日米比較を行った。その結果、アメリカでは卒業時の労働需給状況の年収への影響は、高校卒では3年以内に消失する一方で、大学卒では6,7年程度持続するという、日本とは全く異なる傾向が見られた。以上は、世代効果として、卒業時の需給変動の持続的影響と、その傾向が教育年数の短いグループで顕著な点は、日本に特有な特徴であることを示唆している。

太田・玄田（2007）では対象を男性に限定したが、1981年から1997年に卒業した女性の世代効果研究として、近藤（2008）も挙げられる。近藤（2008）は家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、女性でも卒業時の労働需給状況が長期的に影響す

ることを確認した。特に不況による女性の就業率低下は大きく、卒業年失業率の1%の上昇は、卒業後7年以上たった後も就業率を6.8%下げている。女性は男性にくらべて労働市場への定着率が低いため、不況による求職意欲喪失が早期の非労働力化へとつながることを示唆している。近藤（2008）は日米比較も行い、男性同様、女性でも世代効果は日本のほうが持続的なことを指摘している。

3.3.4 世代効果の意味するもの

日本において労働市場の世代効果が強いことは、日本の労働市場の特徴を表しているものと考えられる。就業機会が新規学卒段階に集中しているということは、そこで自分に合った就業先に遭遇することができなければ、その後に挽回のチャンスを得にくいことを意味している。就職氷河期世代とは、そうした問題を体現してしまった世代、ということができるだろう。

もちろん、「失われた10年」以前にも、日本経済は不況を幾度も経験してきた。そのときには今回のような就職氷河期問題が顕在化しなかったが、これは景気後退が比較的短期であり、企業も極端な採用抑制に走る必要がなかったためであると考えられる。むしろ一時的な景気後退に対しては、人的資本の蓄積を重視する日本企業は「労働保蔵」という形で対応してきた。また、将来の企業を背負って立つべき新卒者も、一定程度採用するように努力してきたと考えられる。しかしながら、深刻な景気低迷が長期にわたったために、通常作動するような緩衝メカニズムが機能せず、氷河期世代が生まれてしまったものと推察される。

日本の失業率は、1990年代に急激かつ持続的に上昇したが、その背後には、景気状態が低迷を続けたということ以外にも、そこで生じた失業や無業が外部労働市場を通じて解消されにくいという日本の労働市場の特質が影響した可能性が高い。こうした論点をより厳密に追求することは、今後の重要な研究課題であろう。

おわりに

本稿では、1990年代の日本の失業に関する実証研究を展望し、また、筆者らによる新たな実証結果を提示することを通じ、この期間に、失業率の変動の性質がどのように変貌し、その背後にはどのような労働需要面、労働供給面の変化があった可能性があるかを検討した。

第1節では、マクロデータを利用した1990年代以降の日本の失業率に関する実証分析を展望しつつ、いくつかの新しい分析を行った。とくに、1990年代以降に日本の失業率が急上昇し、高位で持続した理由に焦点を当てた。そこでは、1990年代以降の持続的な失業率上昇には、経済構造の変化に伴う労働需給のミスマッチや労働力の再配分が果たした役割

は限定的であったことが示された。また、景気変動の失業に対する衝撃が大きくなったというよりは、失業に対する景気の影響が長期間にわたるようになったことが、失業率上昇にとって重要である。これを労働力フローという観点から見ると、まず、景気の悪化が就業から失業へのフローを増大させるが、影響はそれに留まらず、失業への流入と失業からの流出のすべてのフローを長期間増加させることを通じて、失業率が上昇したと考えられる。以上の本稿の分析では、時系列的性質の構造変化の時点の特定化や、失業率のデータ生成過程のより適切な定式化など、検討が十分でなかった点もある。それらについては、今後さらなる検討を要する。

さらに、景気の失業率への影響の長期化の要因が具体的に何であるのかについては、マクロデータによる分析では限界があり、集計度の低いデータによる分析、たとえば、個別労働者、企業に関するマイクロデータ分析などが必要となる。このような観点にも配慮しつつ、続く第2節、第3節では、1990年代以降に行われた企業の労働需要行動、家計の労働供給行動に関する実証分析を幅広く展望するとともに、筆者らの新たな実証結果も紹介した。

第2節では、2000年以降に行われた日本企業の労働需要に関する研究のサーベイを、企業の雇用調整の変化および雇用創出・消失に焦点を当てて行った。まず、雇用部分調整モデルに基づく雇用の調整速度の計測に関する諸研究の結果を総合すると、失われた15年の不況期に進展した組合組織率の低下、内部昇進による経営者の減少、企業経営に対するメインバンクの影響力の低下などの変化が、いずれも雇用調整の速度を高める方向に働いたことを示唆する。これらの変化が不可逆的であれば、雇用調整の高まりは一時的な現象でなく、持続的・構造的な変化を日本企業の雇用決定にもたらした可能性がある。雇用の調整速度の高まりは、労働力フローの分析が示した1990年代の失業率上昇に対する就業から失業へのフロー及び推移確率の重要性と関係づけて見ることもできよう。

希望退職や早期退職の大規模な実施の経験を通じて企業内に正規雇用人員調整のノウハウが蓄積されたとすれば、今後の人員調整が積極化するかもしれない。これも日本企業の雇用決定に構造的な変化をもたらす要因となりえる。ただし、先行研究のほとんどが2000年代を分析対象に含んでいないことから、雇用決定の変化が継続的であると判断するには未だ慎重であるべきだろう。また、失われた15年に生じた雇用動向も、大規模な変化は1998年と2002年に集中していた。なぜそれらの時期に大規模かつ集中的な変化が生じたのかについて、より詳細な分析が、今後必要である。

2000年代半ば以降の急速な雇用回復の背景にあるのは、大規模な雇用削減が2001年ごろをピークに収束に向かったマイナス調整の完了によるものが大部分であり、新たな雇用機会の創出は、少なくとも2004年時点までは、ほとんどの産業でみられないことも指摘した。それは、上述のように、失業率変動に対する労働再配分の役割が限定的であったという結果と合わせて、低生産部門から高生産性部門への労働再配分が依然として進展していないことを示唆している。さらに、日本においては雇用創出よりも持続性が高く、マクロ的な

影響を被る程度が大きいという性質を持つ雇用消失が、1990年代以降の雇用変動の支配的要因であったことは、失業率変動がこの期間に、マクロ要因の影響をより受けるようになると同時に持続的になったという第1節の結果とも整合的な事実である。

続く第3節では、1990年代における日本の失業率の上昇に対して、労働供給サイドの果たした役割について、人口年齢構成の失業率への影響、非正規労働者の増大の失業率へのインパクト、「世代効果」の問題という3つの論点を取り上げ、研究展望と分析を行った。まず、少子高齢化による人口年齢構成の変化は、1990年以降の女性の失業率、および2000年以降の男性の失業率を低下させた可能性があることを示した。その理由は、失業率の高い若年層の比率が低下したことで、全体の失業率上昇が抑制されたことによる。このような、若年失業者数は、企業の若年に対する採用スタンスとリンクしていることも示された。

非正規労働者と失業率の関係については、失業率や求職率といった労働市場のパフォーマンスの悪さを示す指標とパートタイム労働者や短時間雇用者といった雇用形態との間には、無相関ないしプラスの相関が検出され、非正規労働者の増大が失業率を減少させているという可能性は小さいという結果を得た。これは、アメリカにおいては、派遣労働の増大がマッチングの効率性に寄与し、失業率を抑制したという、Katz and Krueger (1999)の結果と対照的である。

世代効果に関する先行研究は、主に1990年代前半までの学卒者を対象として、世代サイズが大学卒男性の賃金を引き下げる傾向がみられる他、卒業時点の労働市場需給が、世代の賃金や転職傾向に少なからず影響を与えることを確認してきた。本稿では、2000年代を含む長期間について世代効果を検証した著者等の最新の研究結果も紹介した。そこでは、卒業年の失業率が高かった世代ほど、実質賃金が低水準となること、就業していない確率が高くなること、フルタイム就業が困難となることが確認された。それらの傾向は、高校卒および中学卒で顕著であった。

上述のように、本稿のマクロデータ分析で、1990年代に急激かつ持続的に上昇した日本の失業率の背景で、失業率への景気の影響の持続性が高まっていることを示したが、そのような持続性の高まりには、第3節でみたような、若年層、非正規労働力層を中心に、景気後退の過程で生じた失業や無業が、景気回復後にも持続する構造が生じたことが影響した可能性が高い。こうした論点をより厳密に追求することは、今後の重要な課題であろう。

1990年代の失業率の急騰がもたらした社会的損失を評価するためには、その原因を明確にする必要がある。それは、続く2000年代初めからの失業率低下の評価にも当てはまる。労働市場の構造が変われば、失業率が同じ水準であっても、それが社会厚生にもたらす影響は異なるからである。その影響は短期間にとどまらず、たとえば「世代効果」が示すように、ある世代の生涯に及ぶ可能性すらある。また、失業の社会厚生評価にとっては、本稿では対象としなかった、企業の賃金調整や所得格差の問題を考察することも不可欠である。本稿が示した今後の課題とともに、これらの点についても、今後の研究を展開してゆ

きたい。

引用文献

- Abe, Masahiro, and Soichi Ohta (2001) , "Fluctuations in Unemployment and Industry Labor Markets," *Journal of the Japanese and International Economies* 15, 437–464.
- Akram, Qaisar Farooq (2005) , "Multiple Unemployment Equilibria and Asymmetric Dynamics: Norwegian Evidence," *Structural Change and Economic Dynamics* 16, 263–283.
- Andolfatto, David (1994) , "Business Cycles and Labor-Market Search," *American Economic Review* 86, 112-132.
- Beaudry, Paul and John DiNardo (1991), "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence form Micro Data," *Journal of Political Economy* 99 (4), 665-688.
- Blanchard, Olivier, and Peter Diamond (1990) , "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 85–155.
- Blanchard, Oliver J., and Lawrence Summers (1986) , "Hysteresis and the European Unemployment Problem," *NBER Macroeconomic Annual 1986*, 15-78.
- Brunello, Giorgio (1990) , "Hysteresis and 'The Japanese Unemployment Problem': A Preliminary Investigation," *Oxford Economic Papers* 42, 483-500.
- Brunello, Giorgio (1991) , "Mismatch in Japan," in Padoa Schioppa, F. (ed.) *Mismatch and Labour Mobility*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Camareroa, Mariam, and Cecilio Tamaritb (2004) , "Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment: New Evidence for OECD Countries," *Economics Letters* 84 413–417.
- Canova, Fabio (2007) , *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton: Princeton University Press.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999) , "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in J. B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics* 3A, Amsterdam: Elsevier Science B.V., 65-148.
- Cole, Harold L., and Richard Rogerson (1999) , "Can the Mortensen-Pissarides Matching Model Match the Business-Cycle Facts?" *International Economic Review* 40, 933—959.
- Davis, S., and Haltiwanger, J. (1990) , "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications," *NBER Macroeconomic Annual* 5, 123-168.
- Davis, S., and Haltiwanger, J. (1992) , "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," *Quarterly Journal of Economics* 107, 819-863.
- Davis, S., and Haltiwanger, J. (1999) , "Gross Job Flows," in Ashenfelter, O., and D. Card

- (eds) *Handbook of Labor Economics*, Volume 3B, Ch.41.
- Davis, S., Haltiwanger, J. and Schuh, S. (1994) , *Gross Job Flows in U.S. Manufacturing*, US Bureau of Census.
- Davis, S., Haltiwanger, J. and Schuh, S. (1996) , *Job Creation and Destruction*, Cambridge: MIT Press.
- Diebold, Francis X., and Glenn D. Rudebusch (1991) , "On the Power of Dickey-Fuller tests against Fractional Alternatives," *Economics Letters* 35, 155-160.
- Dow, J. C. R., and L. Dicks-Mireaux (1958) , "The Excess Demand for Labour: A Study of Conditions in Great Britain 1946-66," *Oxford Economic Papers* 10, 1-33.
- Feve, P., P. Y. Henin and P. Jolivaldt (2003) , "Testing for Hysteresis: Unemployment Persistence and Wage Adjustment," *Empirical Economics* 28, 535-552.
- Finegan, T. Aldrich, Roberto V. Penalzoa and Mototsugu Shintani (2008) , "Reassessing Cyclical Changes in Workers' Labor Market Status: Gross Flows and the Types of Workers Who Determine Them," *Industrial and Labor Relations Review* 61, 244-257.
- Genda, Yuji (1998) , "Job Creation and Destruction in Japan, 1991-1995," *Journal of the Japanese and International Economies* 12.
- Genda, Yuji, and Masako Kurosawa (2001) , "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 15, 465-488.
- Genda, Yuji, Ayako Kondo and Souichi Ohta (2007) , "Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States", ISERP Working Paper 07-09, Institute for Social and Economics Research and Policy, Columbia University.
- Genda, Yuji, Hiroshi Teruyama, Souichi Ohta, Ryo Kambayashi and Mamiko Ishihara (2006) , "Ageing and Employment in Japan," Chapter1 in K. Hamada and H. Kato (eds), *Ageing and the Labor Market in Japan: Problems and Policies*, E.Elger.
- Hayashi, Naotsugu (2005) , "Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported?" *Japan and the World Economy* 17, 239-259.
- Houseman, Susan (2001) , "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence From an Establishment Survey," *Industrial and Labor Relations Review* 55, 149-170.
- Houseman, Susan and Machiko Osawa (2003) , "The Growth of Nonstandard Employment in Japan and the United States," in S. Houseman and M. Osawa (eds), *Nonstandard Work in Depveloped Economies: Causes and Consequences*, W. E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.
- Iiboshi, Hirokuni and Shigeru Wakita (2004) , "Structural Breaks in Okun's Law? : Evidence from the Lost Decade in Japan," mimeo.
- Katz, Lawrence F. and Alan B. Krueger (1999) , "The High-Pressure U.S. Labor Market of the

- 1990s," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-87.
- Keating, John W. (1996) , "Structural Information in Recursive VAR Ordering," *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, 1557-1580.
- Kondo, Ayako (2007) , "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 21, 379-402.
- Layard, Richard, Stephen Nickell and Richard Jackman (1991) , *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, second edition, Oxford: Oxford University Press.
- Lilien, David M. (1982) , "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy* 90, 777-793.
- Mehl, Arnaud (2000) , "Unit Root Tests with Double Trend Breaks and the 1990s Recession in Japan," *Japan and the World Economy* 12, 363-379.
- Mortensen, Dale T. and Christopher A. Pissarides (1994), "Job Creation and Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies* 61, 397—415.
- Nickell, Steve and Jan van Ours (2000) , "Falling Unemployment: The Dutch and British Cases," *Economic Policy*, April, 136-180.
- Oreopoulos, Phillip, Till von Wachter and Andrew Heisz (2006) , "The Permanent and Transitory Effects of Graduating in a Recession: An Analysis of Earnings and Job Mobility using Matched Employer-Employee Data," NBER Working Paper 12159.
- Organization for Economic Co-operation and Development, (1993), *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- Organization for Economic Co-operation and Development, (1994), *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- Organization for Economic Co-operation and Development, (1996), *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- Pissarides, Christopher A. (2000) , *Equilibrium Unemployment Theory*, second edition, Cambridge: MIT Press.
- Prasad, Eswar (1997) , "Sectoral Shifts and Structural Change in the Japanese Economy: Evidence and Interpretation," *Japan and the World Economy* 9, 293-313.
- Rebick, Marcus (2005) , *The Japanese Employment System: Adapting to a New Economic Environment*, Oxford University Press.
- Sakata, Kei (2002) , "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 16, 227-252.
- Shimer, Robert (2007) , "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment," NBER Working Paper No.13421.
- Tachibanaki, Toshiaki, Hiroshi Fujiki and Sachiko Kuroda (2000) , "Structural Issues in the

Japanese Labor Market: An Era of Variety, Equity and Efficiency or an Era of Bipolarization?" IMES Discussion Paper No. 2000-E-22.

Yashiv, Eran (2000), "The Determinants of Equilibrium Unemployment," *American Economic Review* 90, 1297—1322.

阿部正浩 (2005), 『日本経済の環境変化と労働市場』, 東洋経済新報社.

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』 518, 4-16.

浦坂純子・野田知彦 (2001), 「企業統治と雇用調整—企業パネルデータに基づく実証分析」, 『日本労働研究雑誌』 488, 52-63.

太田聡一 (1999), 「景気循環と転職行動：1965～94」, 中村二郎・中村恵編 『日本経済の構造変化と労働市場』, 日本評論社, 13-42.

太田聡一 (2002), 「若年失業の再検討」, 玄田有史・中田喜文編, 『リストラと転職のメカニズム』, 東洋経済新報社, 249-275.

太田聡一 (2005), 「フローから失業を考える」, 大竹文雄編 『応用経済学への誘い』, 55-89.

太田聡一 (2006), 「技能継承と若年採用」, 『日本労働研究雑誌』 550, 17-30.

太田聡一 (2008), 「労働需要の年齢構造-理論と実証」, 大橋勇雄 (編), 『叢書働くということ：労働需要 (仮)』, ミネルヴァ書房, 近刊, 所収.

太田聡一・玄田有史 (2007), 「失業率上昇がもたらす若年就業への持続的影響について」, 総務省統計局統計研修所リサーチペーパー第8号.

太田聡一・玄田有史・近藤絢子 (2007), 「溶けない氷河—世代効果の展望」, 『日本労働研究雑誌』 569, 4-16.

太田聡一・照山博司 (2003a), 「労働力フローデータによる就業および失業の分析」, 『経済分析』 168, 125-189.

太田聡一・照山博司 (2003b), 「フローデータから見た日本の失業—1980～2000」, 『日本労働研究雑誌』 516, 24-41.

大瀧雅之 (1994), 『景気循環の理論：現代日本経済の構造』, 東京大学出版会.

大竹文雄・猪木武徳 (1997), 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・吉野直行・福田慎一 (編), 『現代マクロ経済分析—転換期の日本経済』, 東京大学出版会, 56-68.

大竹文雄・太田聡一 (2002), 「デフレ下の雇用対策」, 『日本経済研究』 44, 22-45.

大橋勇雄 (2005), 「ミスマッチからみた日本の労働市場」, 連合総合生活開発研究所 『雇用ミスマッチの分析と諸課題：労働市場のマッチング機能強化に関する研究報告書』.

岡村和明 (2000), 「日本におけるコーホート・サイズ効果」, 『日本労働研究雑誌』 481, 36-50.

川口大司 (2004), 「女性従業員比率と企業の収益—企業活動基本調査を用いた分析」, 『経済統計研究』 31 (4).

北浦修敏・原田泰・坂村素数・篠原哲 (2003), 「構造的失業とデフレーション：フィリップス・カーブ, UV分析, オークン法則」, 『フィナンシャル・レビュー』 67, 75-119.

- 黒田祥子 (2001), 「失業に関する理論的・実証的分析の発展について：わが国金融政策へのインプリケーションを中心に」, 『金融研究』 20 (2), 69-121.
- 黒田祥子 (2002), 「わが国失業率の変動について—フロー統計からのアプローチ—」, 『金融研究』 21 (4), 153-201.
- 桑原靖夫 (1987), 「産業・企業の盛衰と雇用：雇用分析への新たな視角」, 『日本労働協会雑誌』 337, 2-11.
- 黒澤昌子・玄田有史 (2001), 「学校から職場へ—「七・五・三」転職の背景」, 『日本労働研究雑誌』 490, 4-18.
- 権赫旭・伊藤恵子・深尾京司 (2007), 「外資系事業所の退出と雇用成長—『事業所・企業統計調査』に基づく実証分析」, 『経済分析』 179, 3-37, 内閣府経済社会総合研究所.
- 玄田有史 (1997), 「チャンスは一度一世代と賃金格差」, 『日本労働研究雑誌』 449, 2-12.
- 玄田有史 (2001), 「結局. 若者の仕事がなくなった：高齢化社会の若年雇用」, 橋木俊詔・デービッド・ワイズ編『【日米比較】企業行動と労働市場』, 日本経済新聞社, 173-202.
- 玄田有史 (2004), 『ジョブ・クリエーション』, 日本経済新聞社.
- 玄田有史 (2006), 「就業に関する中高年と若年の対立とその後」, 高山憲之・斎藤修編『少子化の経済分析』, 東洋経済新報社, 93-112.
- 玄田有史・太田聰一 (2007), 「拡大なき雇用回復—2000年代前半期における雇用創出と雇用消失」, 統計研究会労働市場研究委員会 2006年度報告書.
- 玄田有史・近藤絢子 (2006), 「構造的失業とは何か」, 伊丹敬之ほか (編)『企業と環境』, 「リーディングス日本の企業システム」第2期第5巻, 有斐閣, 16-37.
- 玄田有史・佐藤博樹 (2003), 「人材育成がカギを握る中小企業の成長」, 佐藤博樹・玄田有史編『成長と人材』, 勁草書房.
- 玄田有史・樋口美雄 (1999), 「中小製造業のグローバル化と労働市場の影響」, 関口末夫・樋口美雄・連合総合研究所編『グローバル経済時代の産業と雇用』, 東洋経済新報社, 123-156.
- 小玉直美・小滝一彦・高橋陽子 (2005), 「女性雇用と企業業績」, 『日本経済研究』 52, 1-18.
- 小牧義弘 (1998), 「わが国企業の雇用調整における不連続性について」, 『日本銀行調査月報』 11月号, 45-74.
- 近藤絢子 (2008), 「労働市場参入時の不況の長期的影響—日米女性の比較分析」, 『季刊 家計経済研究』 76, 近刊.
- 坂田圭 (2003), 「人的資本の蓄積と部門間移動仮説」, 『日本労働研究雑誌』 516, 16-23.
- 桜健一 (2006), 「フローデータによるわが国労働市場の分析」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-20.
- 桜井宏二郎・橋木俊詔 (1989), 「日本の労働市場と失業：ミスマッチと女子労働供給の実証分析」, 『経済経営研究』 9-2.
- 佐々木勝 (2004), 「年齢階級間ミスマッチによる UV 曲線のシフト変化と失業率」, 『日本

- 労働研究雑誌』524, 57-71.
- 篠塚英子 (1989), 『日本の雇用調整』, 東洋経済新報社.
- 駿河輝和 (1998), 「日本企業の雇用調整—企業利益と解雇」, 中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女子労働』, 東京大学出版会.
- 駿河輝和 (2002), 「希望退職の募集と回避手段」, 玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム—労働移動の経済学』, 東洋経済新報社, 103-123.
- 高橋陽子・伊藤由樹子・玄田有史 (2006), 「希望退職が雇用と生産性に与えた影響」, 『失われた10年を超えて—新生日本経済の課題』, 日本経済研究センター.
- 中馬宏之・樋口美雄 (1995), 「経済環境の変化と長期雇用システム」, 猪木武徳・樋口美雄 (編) 『日本の雇用システムと労働市場』, 第1章, 日本経済新聞社.
- 都留康 (2005), 「希望退職と逆選択——企業内人事データによる検証」, 『経済研究』56 (1), 42-52.
- 照山博司 (2003), 「労働移動と雇用機会」, 『経済分析』168, 38-82, 内閣府経済社会総合研究所.
- 照山博司・玄田有史 (2001), 「雇用機会の創出と喪失の変動—1986年から1998年の「雇用動向調査」に基づく分析」, 『日本労働研究雑誌』499, 86-100.
- 照山博司・戸田裕之 (1996), 「日本の景気循環における失業率変動の時系列分析」, 浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』, 東京大学出版会, 227-279.
- 富山雅代 (2001), 「メインバンク制と企業の雇用調整」, 『日本労働研究雑誌』488, 40-51.
- 水野朝夫 (1992), 『日本の失業行動』, 中央大学出版部.
- 永瀬伸子 (2007), 「正社員と非正社員のリスク」, 橋本俊詔 (編) 『リスク学入門2 (経済から見たリスク)』, 第5章, 岩波書店.
- 中田喜文・竹廣良司 (2001), 「日本企業における雇用調整—労務費と売上高変動の持つ雇用調整への影響」, 橋本俊詔・デービッド・ワイズ編『【日米比較】企業行動と労働市場』, 日本経済新聞社, 135-171.
- 野田知彦 (2002), 「労使関係と赤字調整モデル」, 『経済研究』53 (1), 40-52.
- 野田知彦 (2006), 「経営者、統治構造、雇用調整」, 『日本経済研究』54, 90-108.
- 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—パート・アルバイトを取り上げて」, 『日本労働研究雑誌』518, 17-30.
- 原ひろみ (2005), 「新規学卒労働市場の現状—企業の採用行動から」, 『日本労働研究雑誌』542, 4-17.
- 樋口美雄 (2001), 『雇用と失業の経済学』第2章, 日本経済新聞社.
- 樋口美雄・新保一成 (1998), 「景気変動下におけるわが国の雇用創出と雇用安定」, 『三田商学研究』41 (4), 69-101.
- 樋口美雄・砂田充・松浦寿幸 (2005), 「90年代の形成戦略が雇用に与えた影響—リストラ・海外進出・IT化は何をもたらしたか」, 樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩 (編著) 『労働市場

- 設計の経済分析—マッチング機能の強化に向けて』, 51-84.
- 樋口美雄・清家篤・早見均 (1987), 「労働市場：男女労働力の就業行動の変化」, 浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』, 東京大学出版会, 263—285.
- 藤井宏一 (2004), 「労働経済白書等, 最近のUV分析を中心とした構造的・摩擦的失業率を巡る議論に関するサーベイ」, 『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究(中間報告)』, 独立行政法人 労働政策研究・研修機構.
- 藤田茂 (1998), 「労働の再配分ショックと経済変動」, Working Paper 98-8, 日本銀行調査統計局.
- 三谷直紀 (2001), 「高齢者の雇用政策と労働需要」, 猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会, 339-388.
- 三谷直紀 (2003), 「労働：技能形成と労働力配分」, 橘木俊詔 (編)『戦後日本経済を検証する』, 東京大学出版会, 353-454.
- 宮崎悟・中田喜文 (2007), 「日本企業の雇用調整行動は変わったのか」, 同志社大学 ITEC ワーキングペーパー, 2007年6月 (Asian Business and Management, 2007, 近刊).
- 宮本大・中田喜文 (2002), 「正規従業員の雇用削減と非正規労働の増加—1990年代の大型小売業を対象に」, 玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』, 東洋経済新報社, 80-102.
- 村松久良光 (1983), 「日本の労働市場分析—“内部化した労働”の視点より」, 白桃書房.
- 村松久良光 (1995), 「日本の雇用調整—これまでの研究から」, 猪木武徳・樋口美雄 (編)『日本の雇用システムと労働市場』, 日本経済新聞社.
- 安井健悟 (2005), 「雇用調整における不確実性の影響について—企業パネルデータによる実証分析」, 『日本労働研究雑誌』 536, 110-122.
- 脇田成 (2003), 『日本の労働経済システム：成功から閉塞へ』, 東洋経済新報社.

補論 労働力フローデータの調整

「労働力調査」による労働力フローデータは、その「第8表」から得ることができる。しかし、その労働力フローデータは、公表されている各月の労働力状態別人口ストックと不整合性を持つ。その主な理由は、① 労働力フローデータを得るためには、二ヶ月連続で調査された標本が必要となるが、「労働力調査」では、そのような標本は全体の約半数であること、および、② 二ヶ月連続で調査された標本においても、一方の月の労働力状態が不明の標本が存在すること、の二点である（「労働力調査」の労働力フローデータに関しては、黒田,2002 に詳しい）。

以下では、本稿で使用した公表ストックデータと整合性を持ったフローデータを作成する手順を示す。方法は、基本的には、個票を集計して調整した太田・照山 (2002a) の方法

と同じであるが、以下で説明する、「労働力調査」元データの転入フロー、転出フローの調整が簡便化されている。以下のようにして得られた調整系列は、重複する期間について比較すると、すべてのフローについて、太田・照山（2002a）による調整系列と大きな差が生じなかった。

e を就業者、 u を失業者、 n を非労働力人口を示す記号とする。「労働力調査」には、他に「就業状態不詳」、「前月14歳で今月15歳の者」、「前月いなかった者（転入）」、「前月いて今月いなかった者（転出・その他）」という区分がある。まず、「前月14歳で今月15歳の者」は、今月新たに調査対象となった人口であるから、労働力フローから除かれるべき標本である。これらの標本については、その前月状態を b と記すことにする。

「前月いなかった者（転入）」は、定められた標本調査地区に転入したため、今月のみしか調査されていない標本である。このうちの多くは、前月は調査地区外でいずれかの就業状態であったと考えられる（一部には、前月に15歳以下または国内に居住せず調査対象となっていなかった標本が含まれるが、その比率は小さいと考えられるため、無視する）。「前月いなかった者（転入）」と、前月の状態が「不詳」で、情報が全くない標本については、前月の状態を x と示す。一方、「前月いて今月いなかった者（転出・その他）」のうち、調査対象から外れる者は、今月死亡した者および国内居住者でなくなった者である。死亡者の今月の状態を d としよう（ただし、「労働力調査」第8表では死亡者数は報告されていない、この点は後述）。また、死亡者以外の「前月いて今月いなかった者（転出・その他）」の標本を転出者と考え、それと今月労働力状態不詳の標本については、今月の状態を x と示す。

ここで、前月の労働力状態が i で今月の労働力状態が j であった人口数を F_{ij} と示す（ $i, j = e, u, n, b, d, x$ ）。すると、次のような前月と今月のフロー表を得る。

		前月の状態				
		e	u	n	b	x
今月の状態	e	F_{ee}	F_{ue}	F_{ne}	F_{be}	F_{xe}
	u	F_{eu}	F_{uu}	F_{nu}	F_{bu}	F_{xu}
	n	F_{en}	F_{un}	F_{nn}	F_{bn}	F_{xn}
	d	F_{ed}	F_{ud}	F_{nd}	---	F_{xd}
	x	F_{ex}	F_{ux}	F_{nx}	F_{bx}	F_{xx}

一方、「労働力調査」の毎月の状態別人口数は、すべての標本から推計されるため、労働力フローから推計される今月の状態別人口数とは一般に等しくない。それら毎月の公表労働力状態別人口を Pe, Pu, Pn, Pd としよう（公表状態別人口には不詳の区分はない）。たとえば、今月の失業者はフロー表に基づけば

$$F_{eu} + F_{uu} + F_{nu} + F_{bu} + F_{xu}$$

であるが、これと Pu は等しくない。

一方、前月の公表状態別人口を各々 LPe, LPU, LPn, LPb とすると、同様に、労働力フローから推計される前月の状態別人口数はこれらに一致しない。

各月の公表労働力状態別人口と整合的な労働力フローを推計するために、まず、労働力フローの対象となる人口範囲考えよう。フローの概念が適用できる人口は、前月と今月に15歳以上であった（すなわち、労働力か非労働力状態にあった）人口であるから、今月15歳になった人口と今月死亡した人口は除かなければならない。これらは公表状態別人口では把握できないので、フローデータに基づく推計値をそのまま適用する。すなわち、今月15歳になった人口を Pb 、今月死亡した人口を Pd として、

$$Pb = Fbe + Fbu + Fbn + Fbx, Pd = Fed + Fud + Fnd + Fxd$$

である。

すると、 $(P - Pb)$ と $(LP - Pd)$ は前月と今月共にいた15歳以上人口であり、等しいはずであるが、データ上は等しくない。そこで、

$$(P - Pb) - (LP - Pd) = \Delta$$

としよう。この乖離 Δ はどのように解釈できるだろうか。一つの可能性は標本が異なることによる Pb 、 Pd の推計誤差である。さらに、これまでは海外との人口移動を考えていなかったが、実際には、海外との人口移動がある点がある。それを考慮して、両者の乖離 Δ をネットで見た国外からの人口流入（負値の場合は人口流出）とみなすことにしよう。この Δ が労働力状態間にどのように配分されるかについては何の情報もない。そこで、 Δ によって、ストックでの労働力状態別人口比率は影響されないと仮定する。

このようにして、労働力フローに関係しない、今月の15歳になった人口、死亡人口、および海外との純移動人口 Δ を除いた労働力状態別人口を $*$ を付して表すと、

$$Pi^* = Pi - Fbi - \frac{Pi}{(Pe + Pu + Pn)} \max(\Delta, 0), \quad i = e, u, n$$

$$LPI^* = LPI - Fid + \frac{LPI}{(LPe + LPU + LPn)} \min(\Delta, 0), \quad i = e, u, n$$

である。このとき、

$$Pe^* + Pu^* + Pn^* = LPe^* + LPU^* + LPn^*$$

が成り立っている。

さて、このようにして求めた（フロー計測の対象となる）ストックの労働力状態別人口は、前述のように標本が異なるため、フローから求めた状態別人口とは依然として等しくない。

そこで、フローデータを集計して得られる前月と今月の労働力状態別人口数が、 LP_i^* 、 P_i^* と一致するように、労働力フローデータを調整することを考えよう。いま、ストックと整

合的となるフローを小文字 f で示すと、

$$fej + fuj + fnj = Pj^*, fie + fiu + fin = LPi^* \quad i, j = e, u, n$$

である。ここで、

$$R = \begin{pmatrix} Fee & Feu & Fen \\ Fue & Fuu & Fun \\ Fne & Fnu & Fnn \end{pmatrix}, \quad R^* = \begin{pmatrix} fee & feu & fen \\ fue & fuu & fun \\ fne & fnu & fnn \end{pmatrix}$$

とする。「労働力調査」によるフロー R に基づいて、「反復比例一致法」と呼ばれる方法により R^* を、以下のように推計する。すなわち、対角要素がゼロでない適当な対角行列 Q および S を用いて、

$$R^* = QRS$$

とすることが可能であり、かつ行列 Q および S は（スカラー倍を除けば）一意に定まることから。この R^* の各要素が、最終的に求めたい公表ストック値と整合性を持った労働力フローである。

なお、「労働力調査」第 8 表の区分では、死亡者は「転出・その他」区分（上記の記号では $Fid + Fxd, i = e, u, n$ となる）に一括され、個別に知ることはできない。太田・照山 (2002a) では、労働力調査個票から今月死亡者の前月労働力状態別人口を、1979 年 1 月から 2001 年 3 月まで月次で求めている。それによれば、前月就業者であったもので今月「転出・その他」となった人口に占める今月死亡者の割合 ($Fed / (Fed + Fxd)$) は、推計期間の平均で 2.30%、同じく前月失業者であったものについては 3.80%、非労働力であったものについては 18.69% であった（男女計の場合）。そこで、前月状態別の今月「転出・その他」人口の毎月の値に、前月状態に対応して上記の比率を掛けることで、 $Fid, i = e, u, n$ のフローとした。

表 1-1： 失業率の単位根検定

期間	1958Q1～2006Q1	1958Q1～1979Q4	1980Q1～2006Q1
ラグ次数	13	13	3
検定統計量			
$\bar{M}Z_{\alpha}$ -GLS	-29.19	-2.47	-1.71
1%境界値		-13.8	
5%境界値		-8.1	
10%境界値		-5.7	
\bar{M} -GLS	-3.75	-1.11	-0.76
DF-GLS	-1.91	-0.87	-0.87
1%境界値		-2.58	
5%境界値		-1.98	
10%境界値		-1.62	

ラグ次数は、ラグ 20 を上限として、Hannan-Quinn 情報量基準により選択した。

DF-GLS は Elliot, Rothenberg and Stock (1996)による Dickey-Fuller の t 検定型の、 $\bar{M}Z_{\alpha}$ -GLS および \bar{M} -GLS は Ng and Perron (2001)による Phillips-Perron の Z_{α} および Z_t 検定型の検定統計量である。

表 3-1 地域別失業率の決定要因 (2 時点のパネル分析)

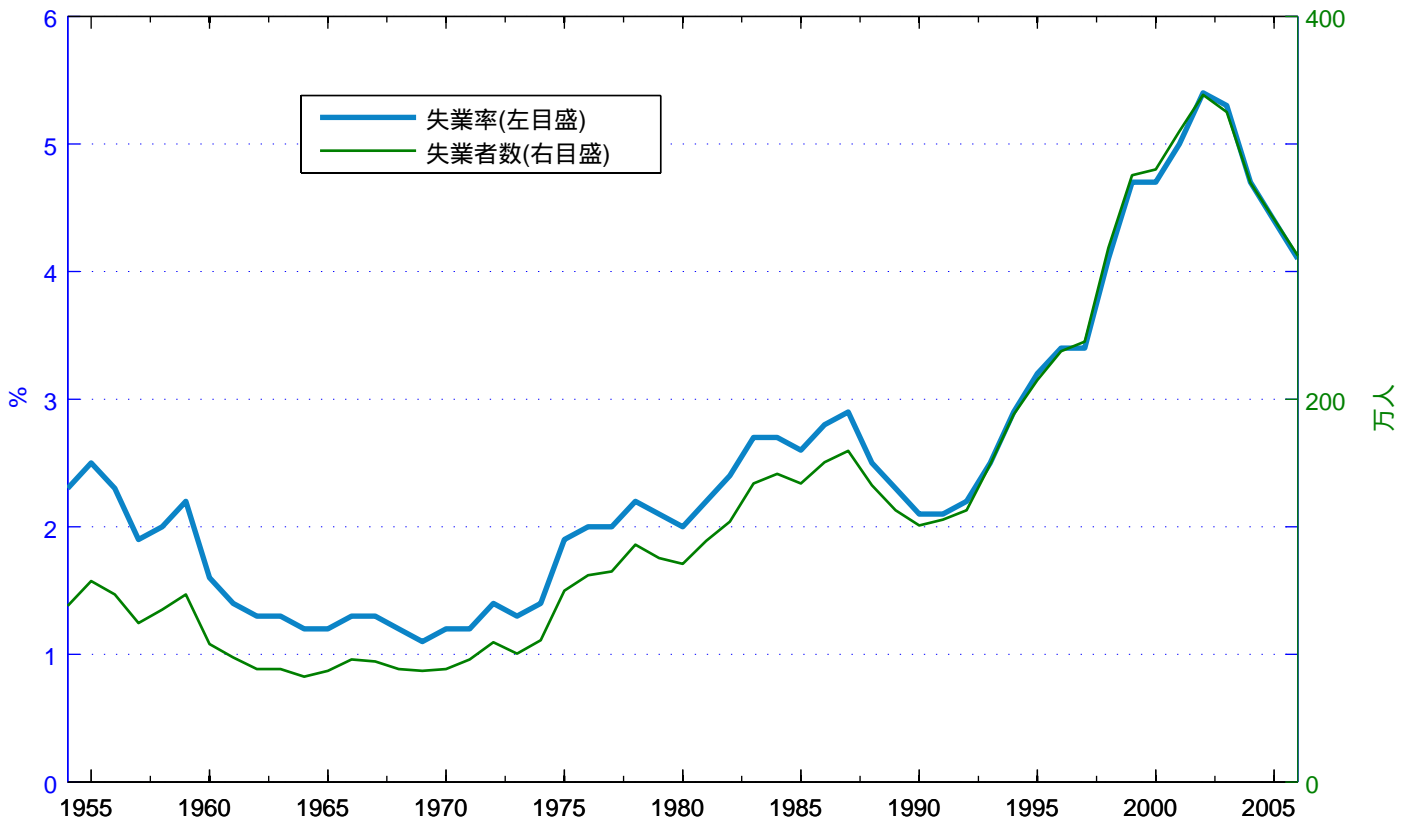
被説明変数 (ロジット変換)	「就業構造基本調査」の求職率			「労働力調査」の失業率 (試算値)		「国勢調査」の失業率 (95-00、00-05 の平均値)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
パート・アルバイト比率	0.0578 *** (0.0097)	0.0378 *** (0.0127)	0.0390 *** (0.0134)	0.0536 ** (0.0208)	0.0142 (0.0200)	0.0172 (0.0232)	0.0378 *** (0.0137)	0.0142 ** (0.0069)	0.0205 ** (0.0084)
有効求人倍率		-0.2967 *** (0.0755)	-0.2376 ** (0.0987)		-0.5840 *** (0.1212)	-0.4513 ** (0.1731)		-0.3495 *** (0.0435)	-0.1592 *** (0.0589)
若年人口比率 (15-29 歳)			0.0363 ** (0.0145)			0.0417 ** (0.0192)			0.0205 *** (0.0055)
第 3 次産業就業者比率			-0.0077 (0.0061)			0.0006 (0.0110)			0.0121 *** (0.0027)
自営業比率			0.0142 (0.0130)			0.0178 (0.0219)			-0.0061 (0.0079)
決定係数	0.9637	0.972	0.9773	0.9647	0.9767	0.9795	0.9796	0.9893	0.9948
標本数	94	94	94	94	94	94	94	94	94

表 3-1 地域別失業率の決定要因 (2 時点のパネル分析) : 続き

被説明変数 (ロジット変換)	「国勢調査」の失業率 (00、05 年)			「国勢調査」の失業率 (00、05 年)			「国勢調査」の失業率 (00、05 年)		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
								IV 法による	
パート・アルバイト比率	0.0286 *	0.0140	0.0082						
	(0.0150)	(0.0086)	(0.0076)						
短時間雇用者比率 (00、05 年)				0.0960 **	0.0500 **	0.0468 ***	0.1463	0.0321	0.0512
				(0.0434)	(0.0219)	(0.0155)	(0.0924)	(0.0852)	(0.0707)
有効求人倍率		-0.2343 ***	-0.1194 **		-0.2217 ***	-0.1091 ***		-0.2300 ***	-0.1080 **
		(0.0466)	(0.0461)		(0.0433)	(0.0404)		(0.0636)	(0.0498)
若年人口比率 (15-29 歳)			0.0442 ***			0.0480 ***			0.0483 ***
			(0.0084)			(0.0067)			(0.0090)
第 3 次産業就業者比率			0.0462 ***			0.0378 ***			0.0367 **
			(0.0141)			(0.0138)			(0.0190)
自営業比率			0.0085			0.0012			
			(0.0188)			(0.0194)			
決定係数	0.9707	0.9859	0.9927	0.9738	0.9867	0.9936	0.9722	0.9865	0.9936
標本数	94	94	94	94	94	94	94	94	94

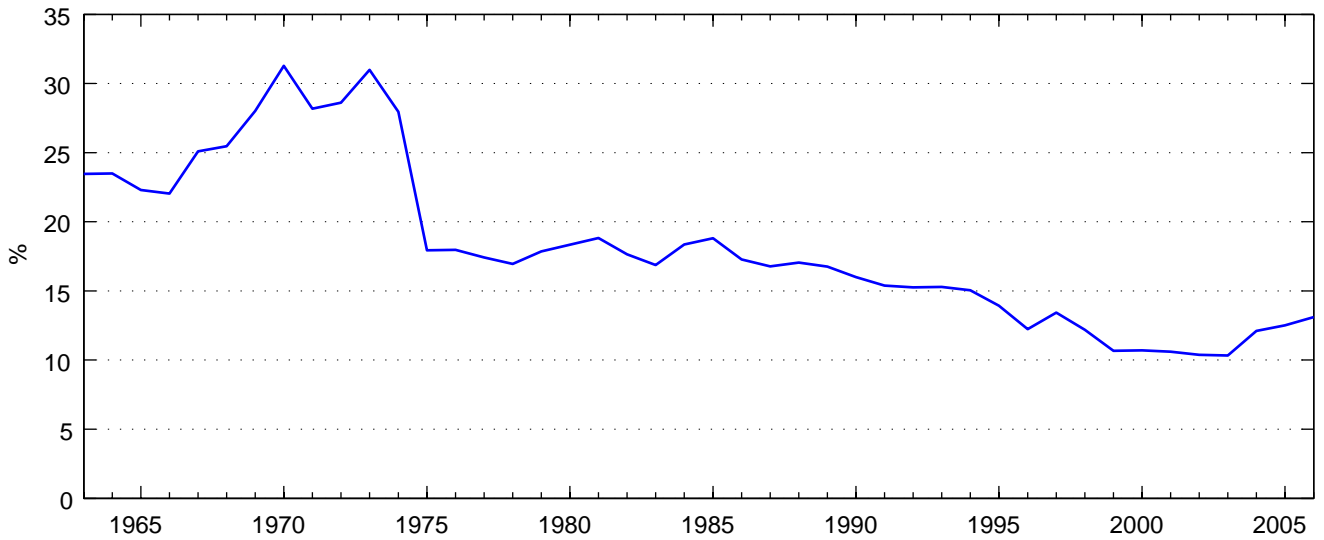
(注) 被説明変数: (1)-(3)では「就調」の求職者数×100÷(有業者数+求職者数)、(4)-(6)では「労働力調査」の失業率試算値、(7)-(18)は「国勢調査」の失業率をロジット変換したもの。ただし、(7)-(9)では 95 年調査と 00 年調査の平均値、および 95 年調査と 05 年調査の平均値を用いている。説明変数の有効求人倍率は厚生労働省「職業安定業務統計」の新卒・パートを除いた都道府県別の有効求人倍率を用いることにした。(1)-(9)におけるそれ以外の説明変数についてはすべて「就調」から得ている。(10)-(15)までの有効求人倍率およびパート・アルバイト比率以外の説明変数は「国勢調査」に基づく。表中の説明変数以外にも都道府県ダミーと時点ダミーが全ての推計に加えられている。推定方法は、各時点・各地域の 15 歳以上人口でウェイト付けられた最小二乗法((1)-(15)列) および操作変数法 ((16)-(18)列) である。表中の () 内は分散不均一に対して頑健な標準誤差を示す。***、**、* はそれぞれ統計的に 1%、5%、10%で有意であることを示す。

図1-1： 日本の失業率の推移（暦年平均値）



出所：総務省「労働力調査」

図1-2-a : 都道府県別ミスマッチ (Jackman-Roper指標)



注：原数値の月次系列を年平均値で示した。推計期間は、厚生労働省WEBサイトからダウンロード可能なデータ期間である。図1-2-b、図1-2-cも同じ。

図1-2-b : 年齢階層別ミスマッチ (Jackman-Roper指標)

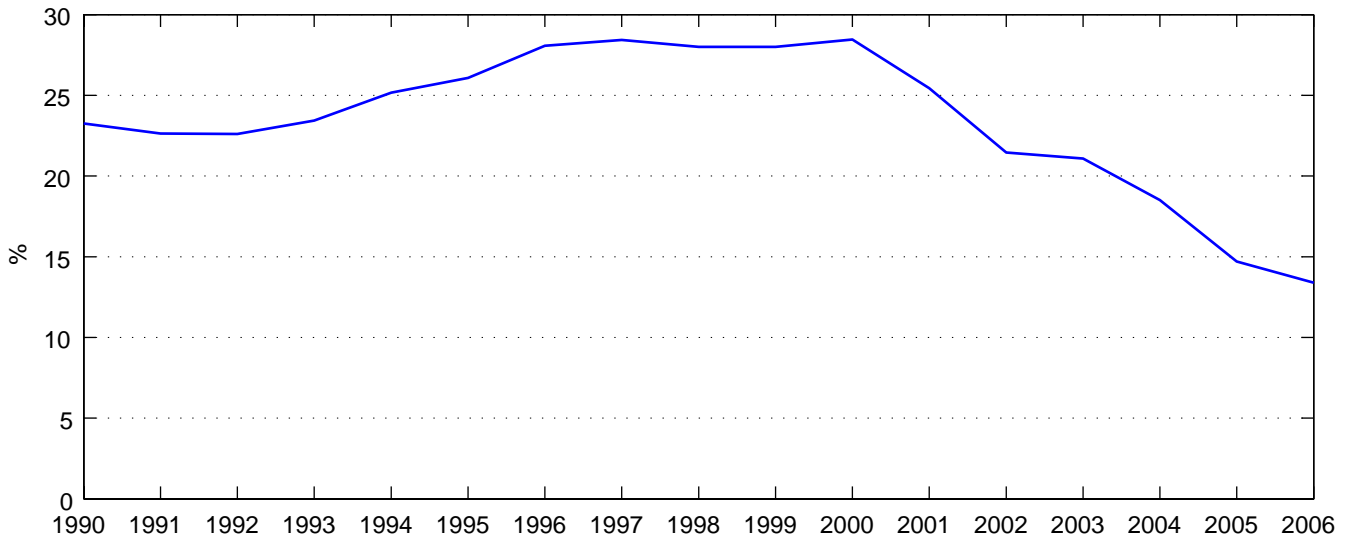
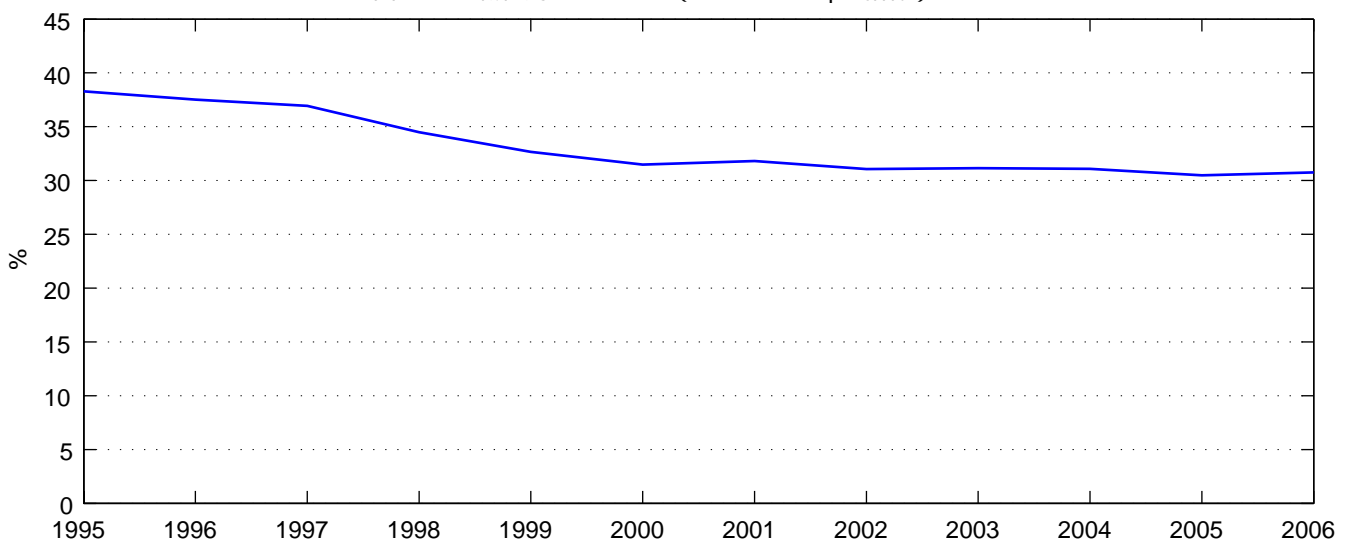
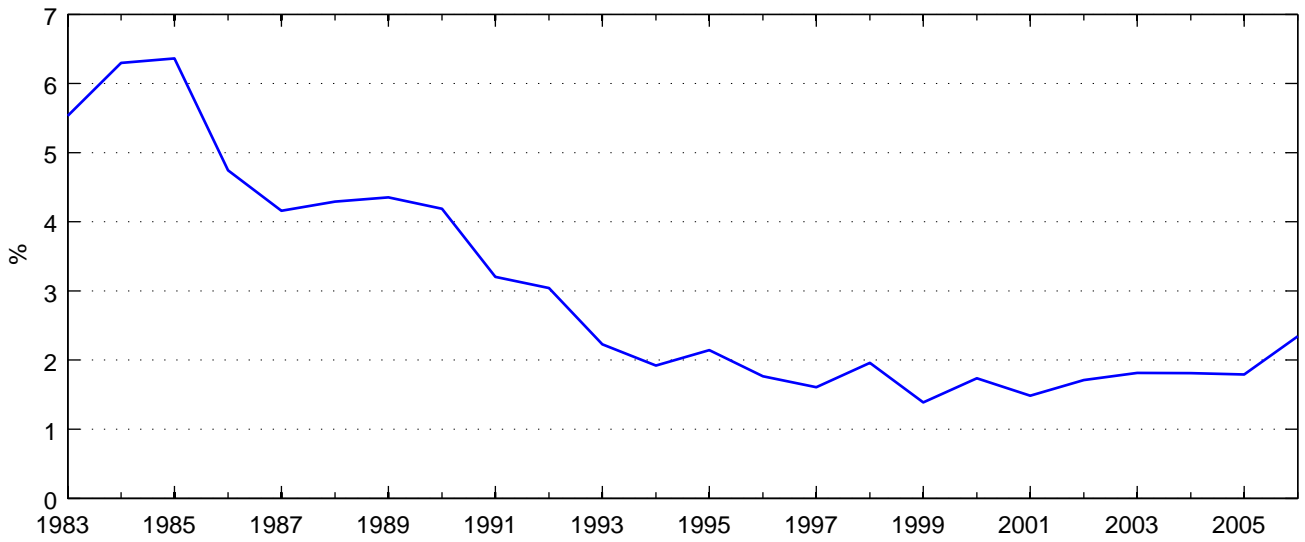


図1-2-c : 職種別ミスマッチ (Jackman-Roper指標)



注：職業安定業務統計では、2000年に職業分類項目が変更されている

図1-2-d : 地域別ミスマッチ (Layard-Nickell-Jackman指標)



注：原数値の四半期次系列を年平均値で示した。

図1-2-e : 年齢階層別ミスマッチ (Layard-Nickell-Jackman指標)

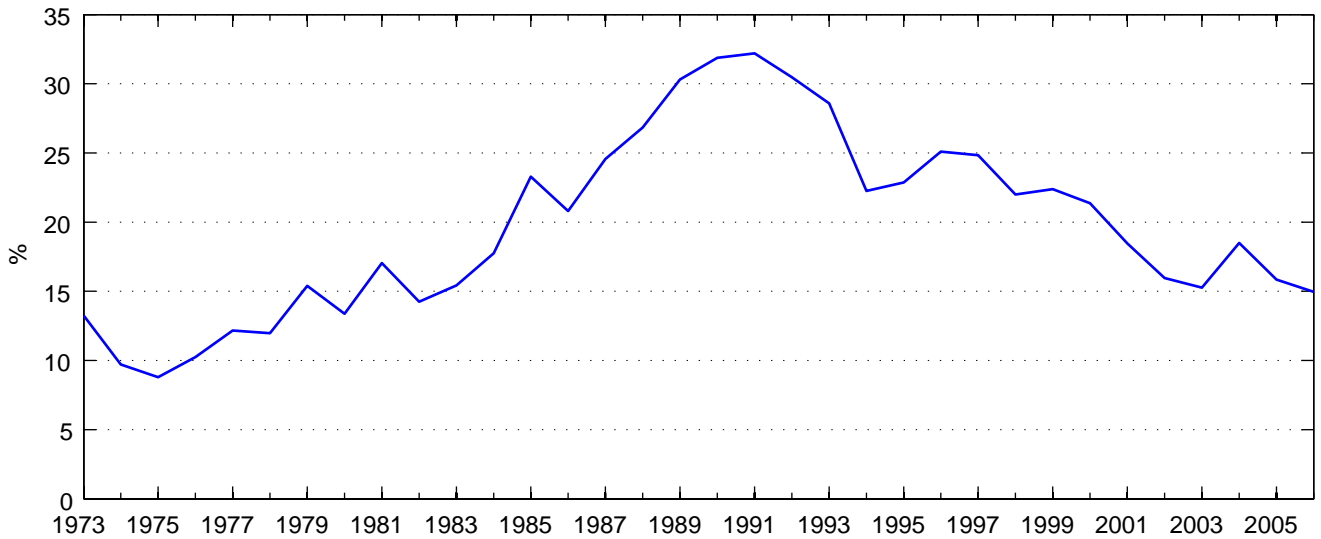
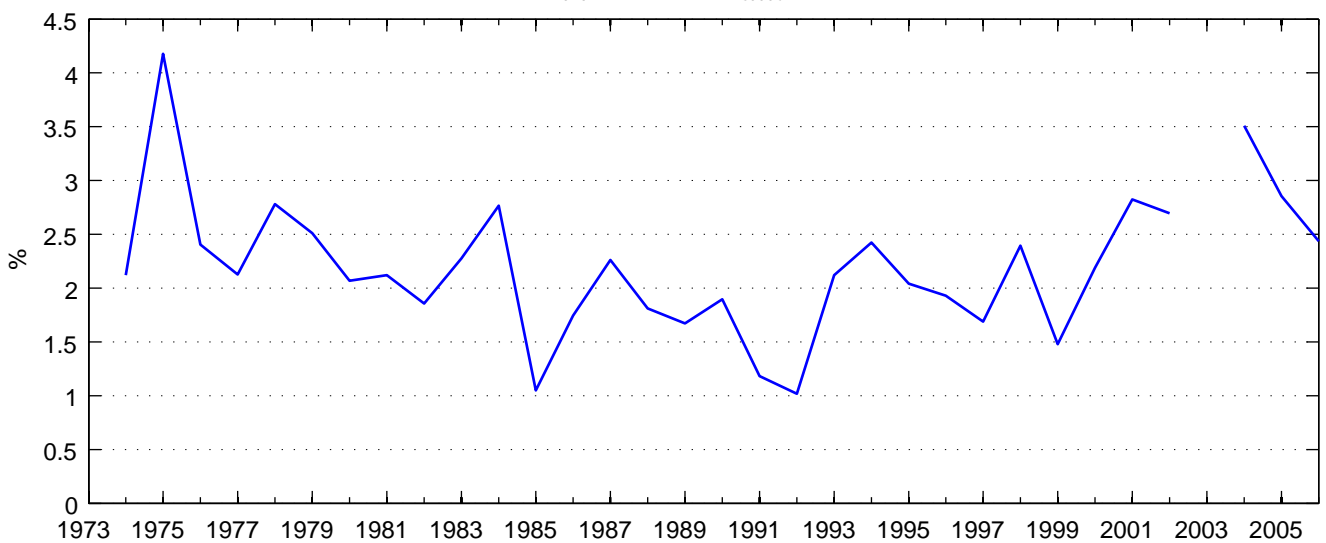
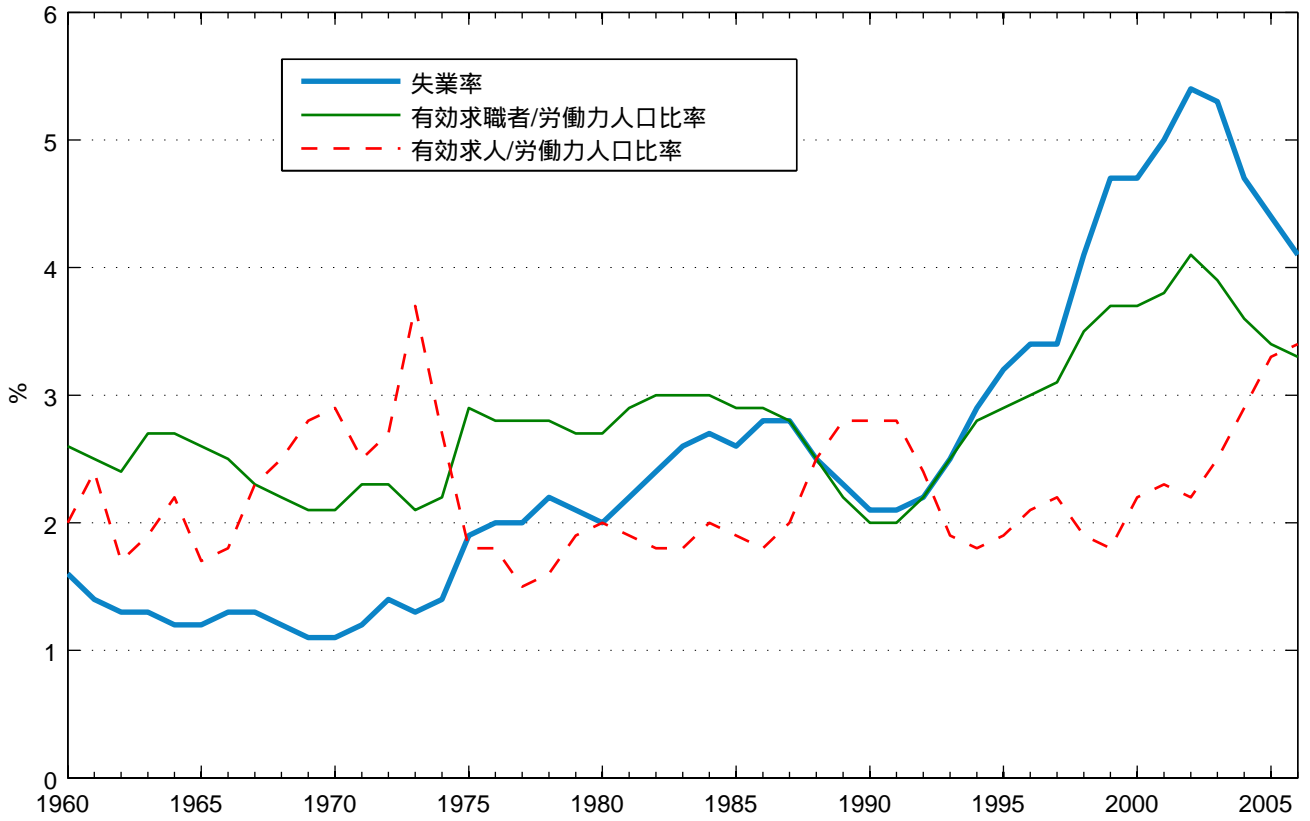


図2-1-f : Lilien指標



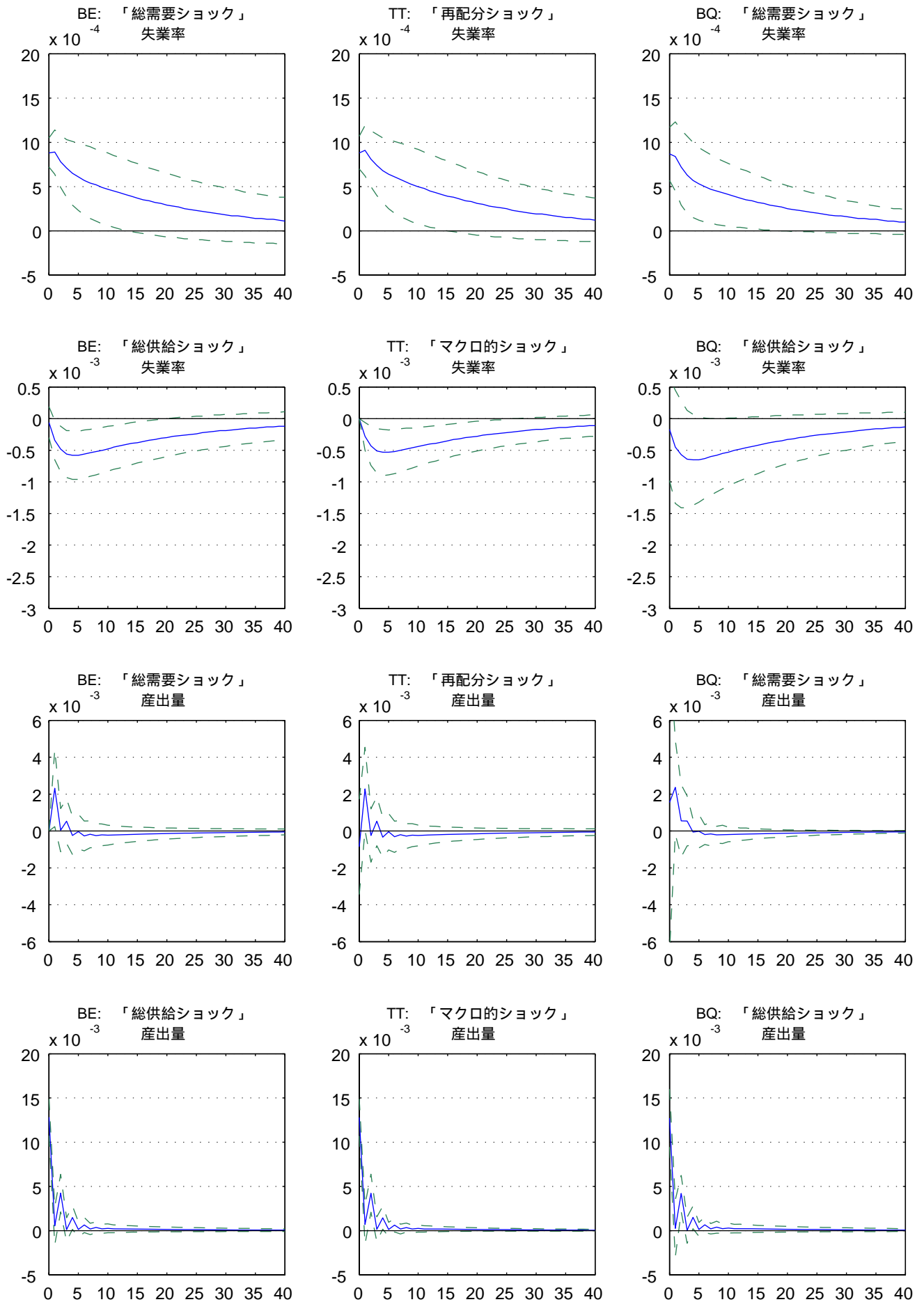
注：年平均雇用者数による。産業区分は、2003年に変更があったため、接続できない。
大分類は2002年までは11区分、2003年以降は17区分。

図1-3： 日本の失業率、欠員率の推移（暦年平均値）



出所：総務省「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」

図1-4-a：失業率とマクロ産出量のインパルス応答（期間：1955Q1～1979Q4）



注：点線はインパルス応答関数の95%信頼区間。信頼区間は、ブートストラップ法による。
以下のインパルス応答の図でも、同様である。

図1-4-b：失業率とマクロ算出量のインパルス応答（期間：1980Q1～2006Q1）

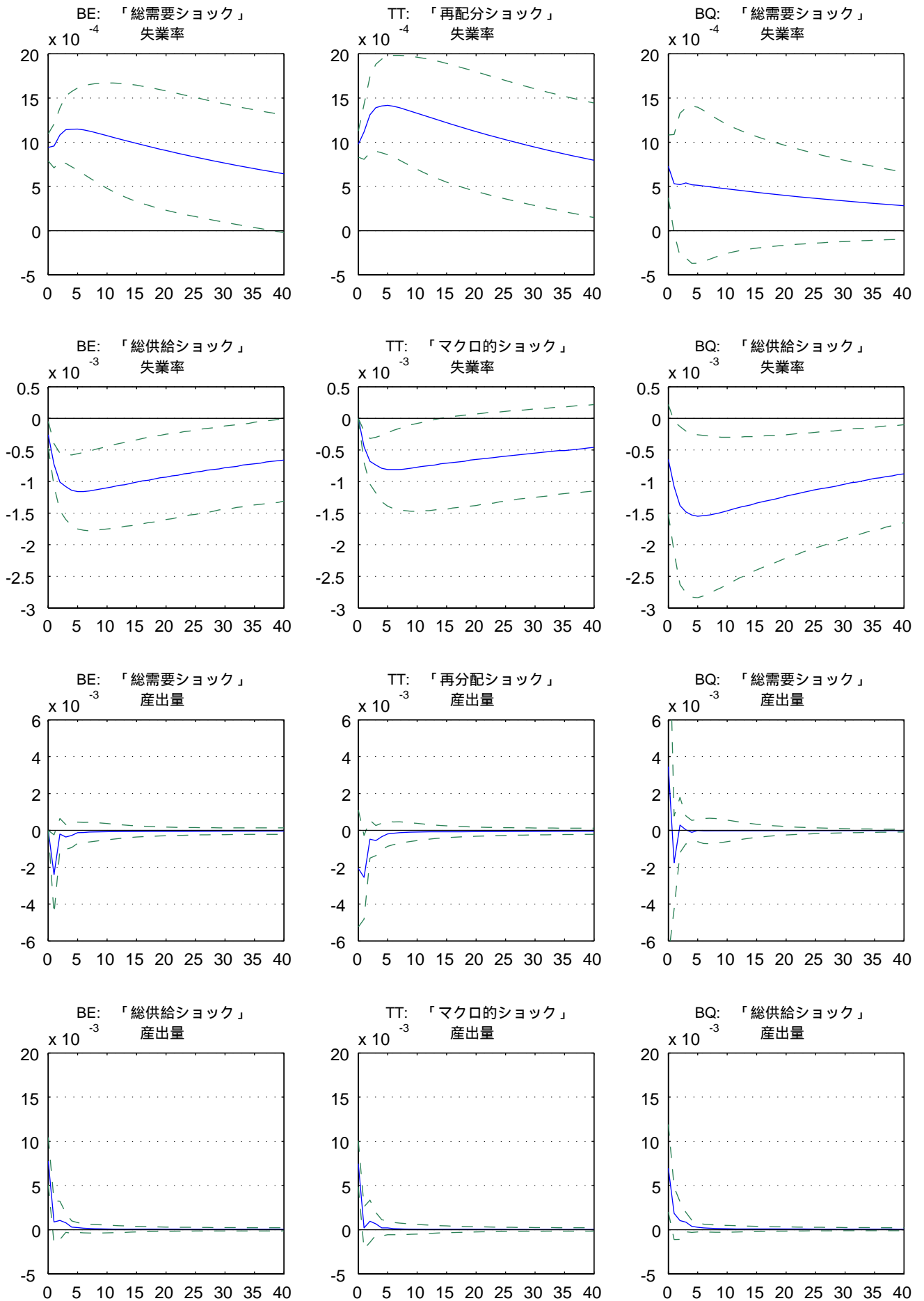


図1-5-a: 年間労働力フロー(1): 失業・就業間

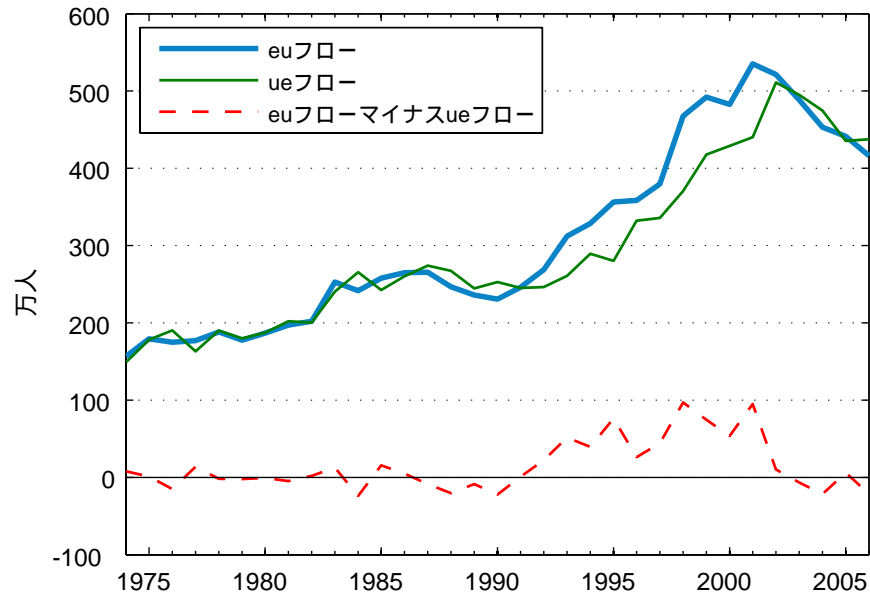


図1-5-b: 年間労働力フロー(2): 失業・非労働力

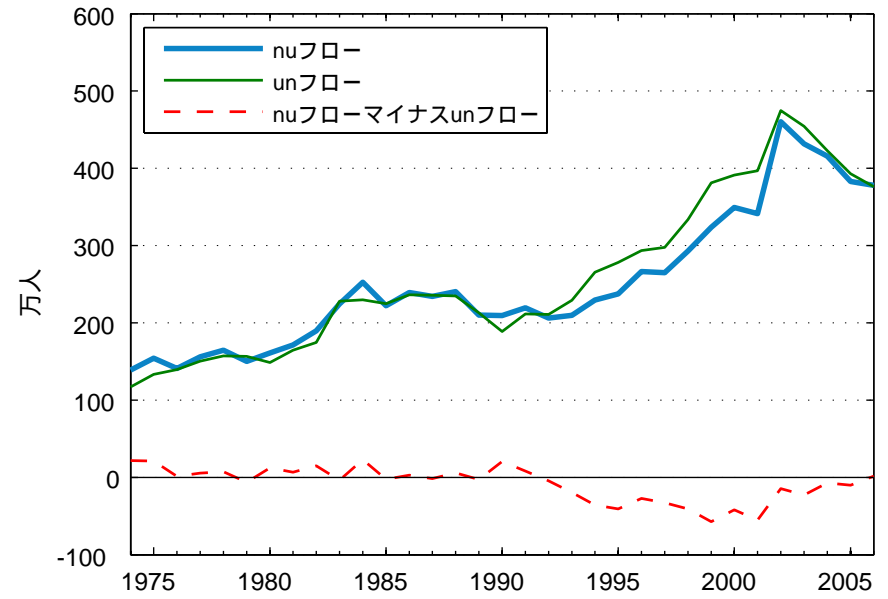


図1-5-c: 年間労働力フロー(3): 就業・非労働力

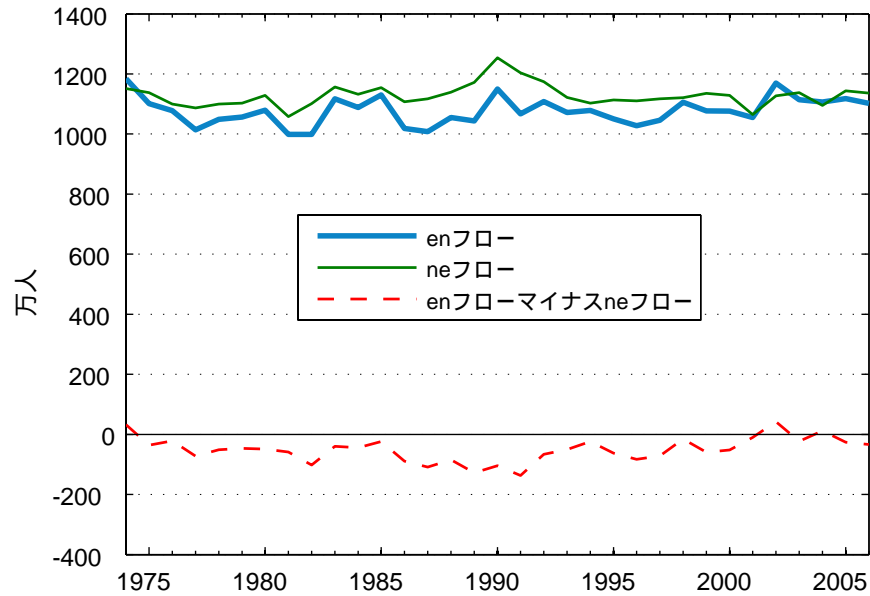


図1-5-d: 年間労働力フロー(4): 失業での流入と流出

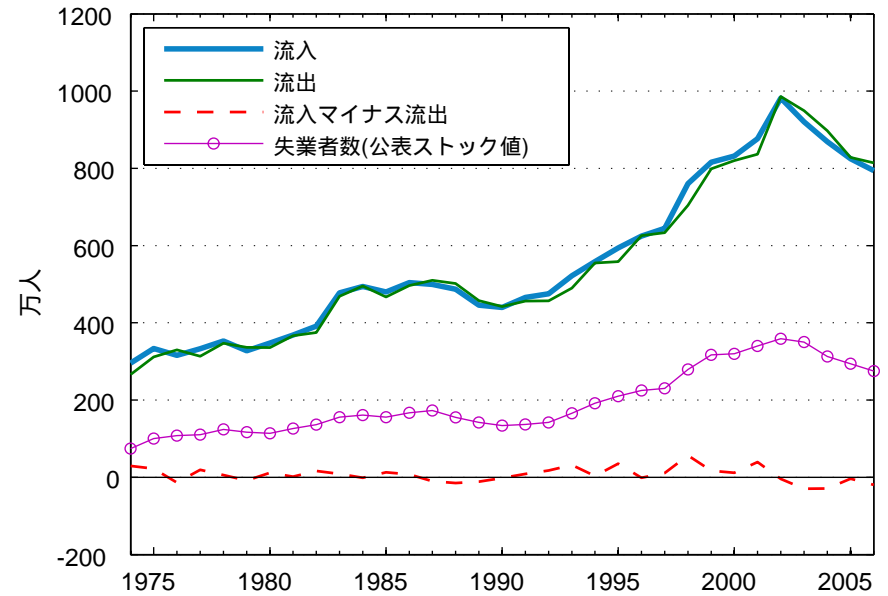


図1-6 労働力フローの推移確率

図1-6-a : 失業への流入確率

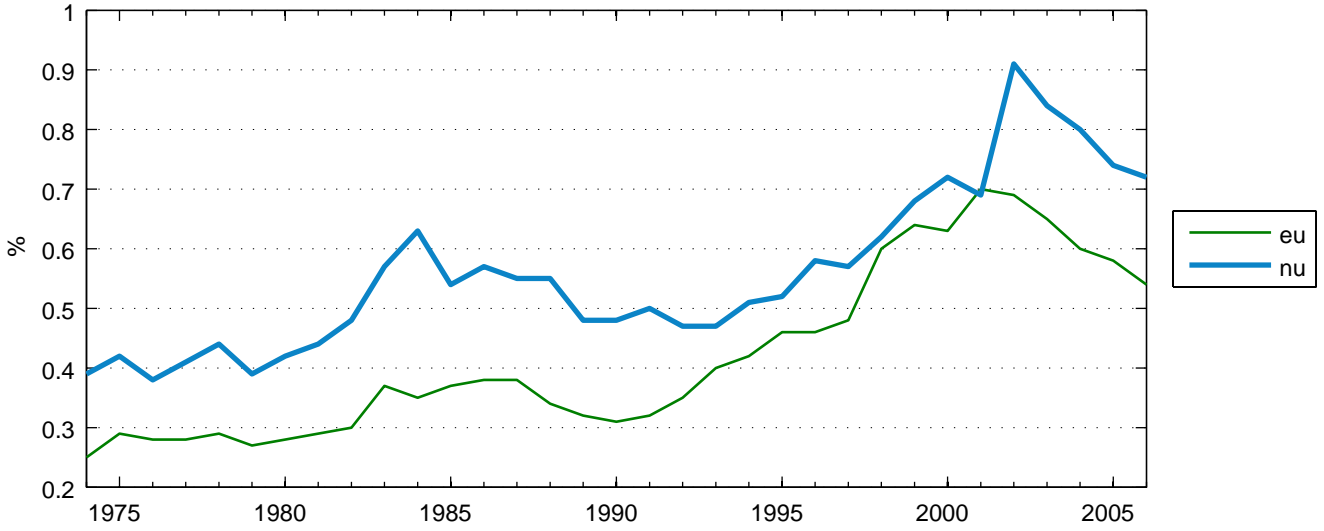


図1-6-b : 失業からの流出確率

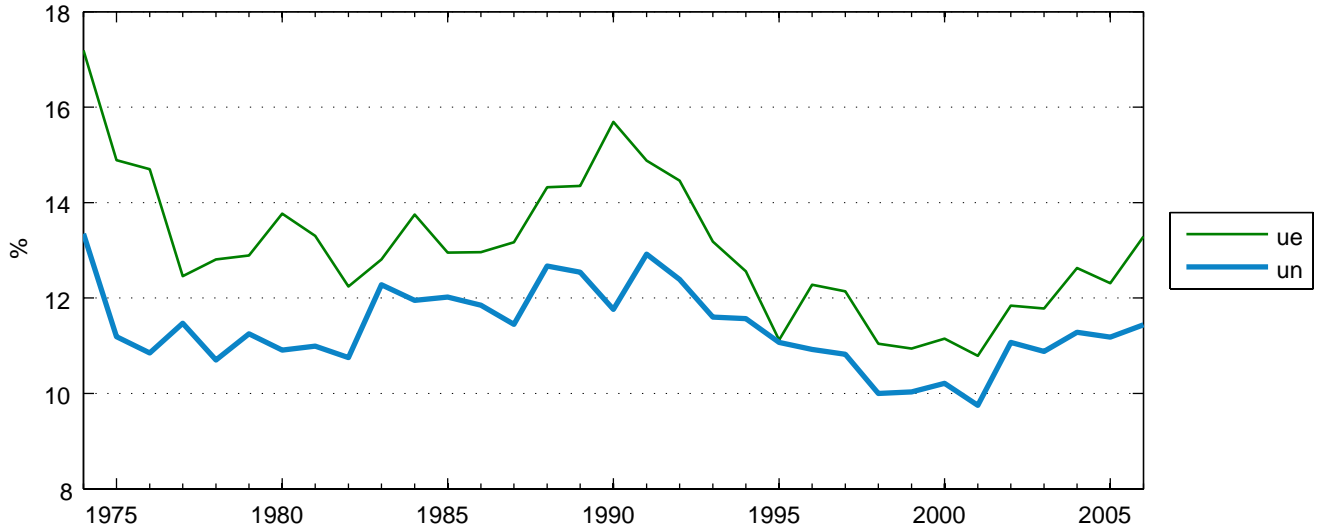


図1-6-c : 就業・非労働間の推移確率

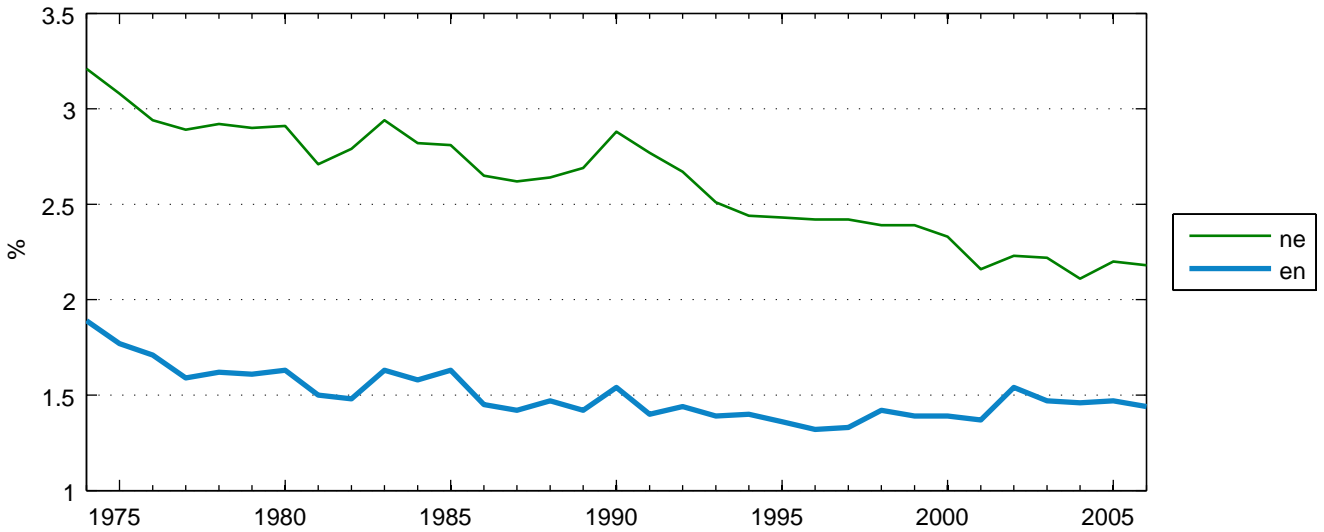
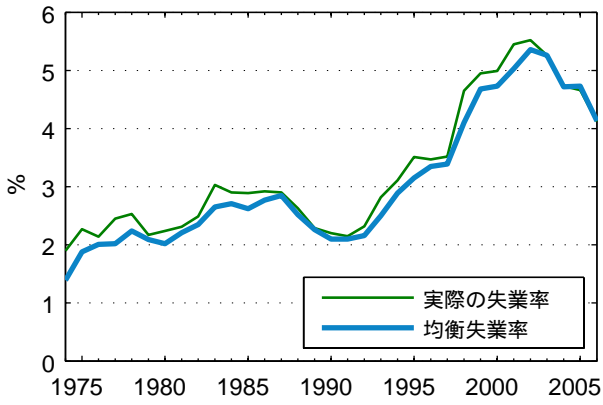


図1-7 失業率への推移確率の効果

図1-7-a



図で、たとえば「eu確率の効果」と示された系列は、eu確率のみ実際値を用い、他の推移確率は1979年から2007年までの平均値を用いて計算した系列であることを示す。

図1-7-b

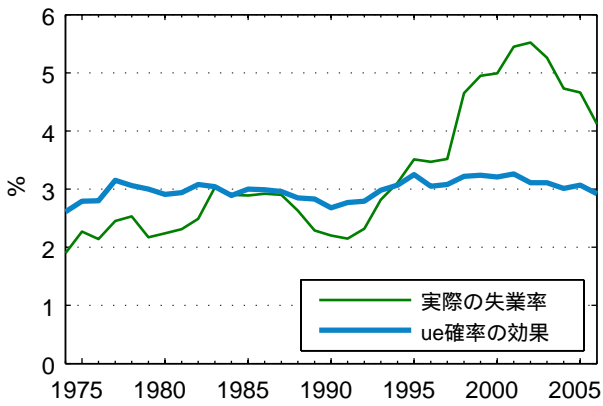


図1-7-c

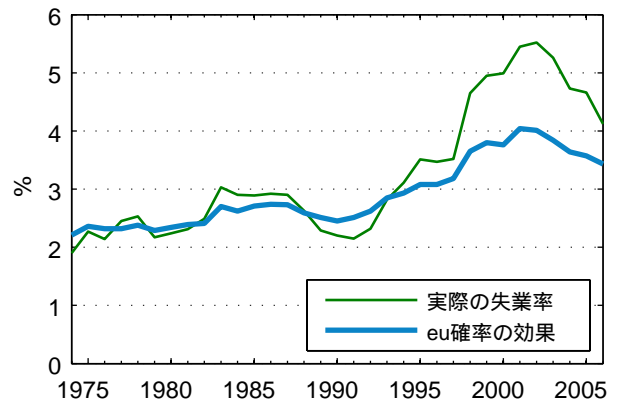


図1-7-d

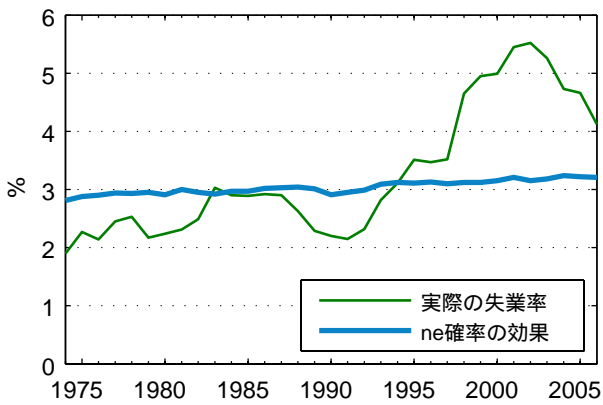


図1-7-e

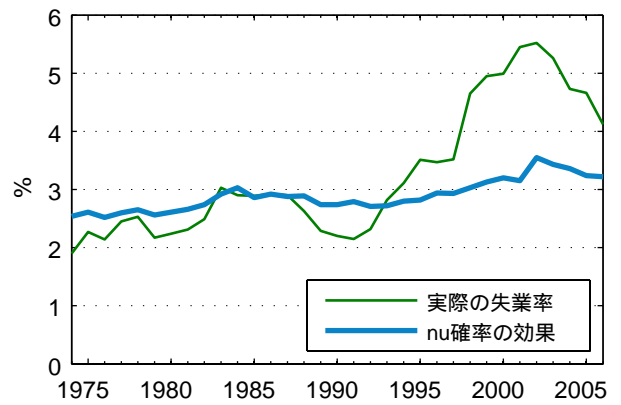


図1-7-f

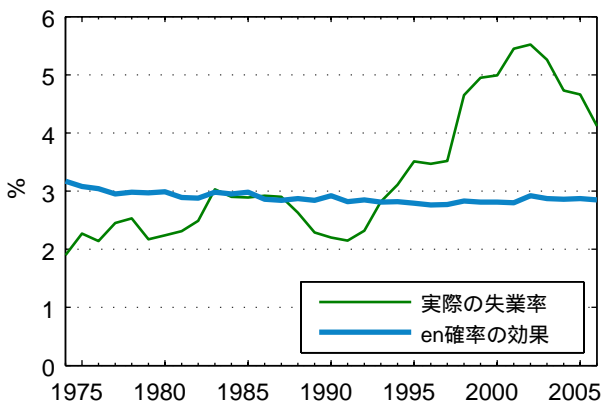


図1-7-g

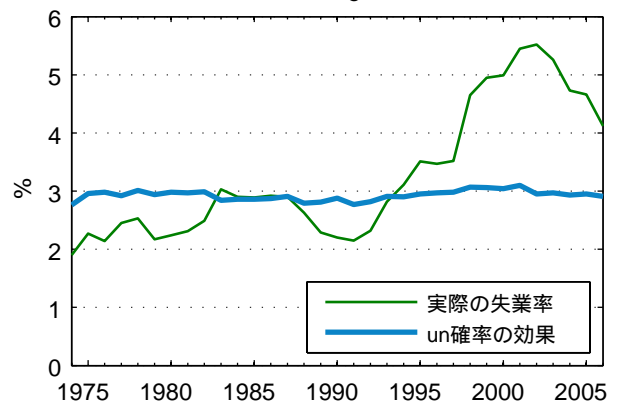
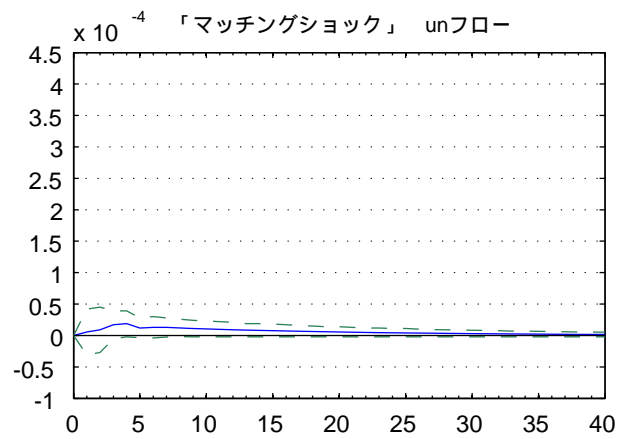
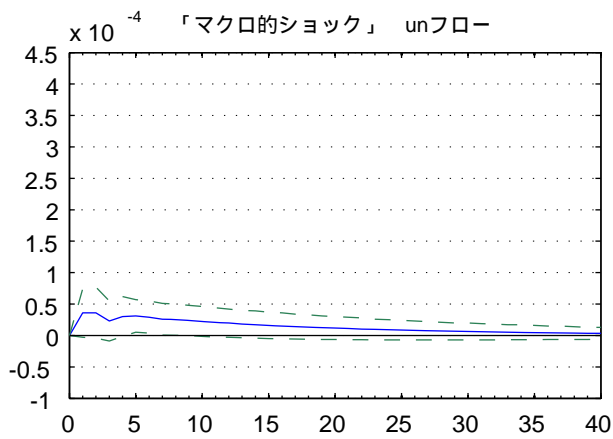
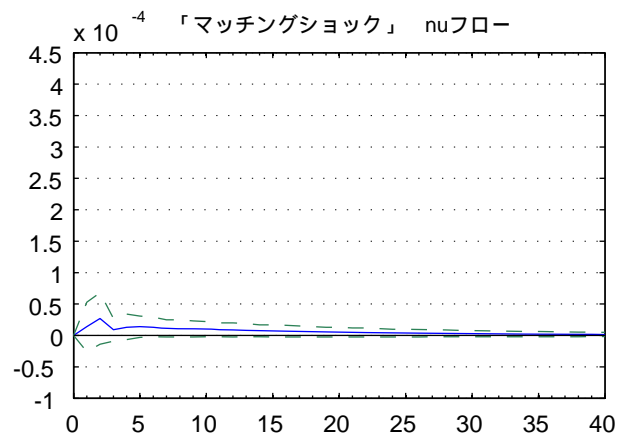
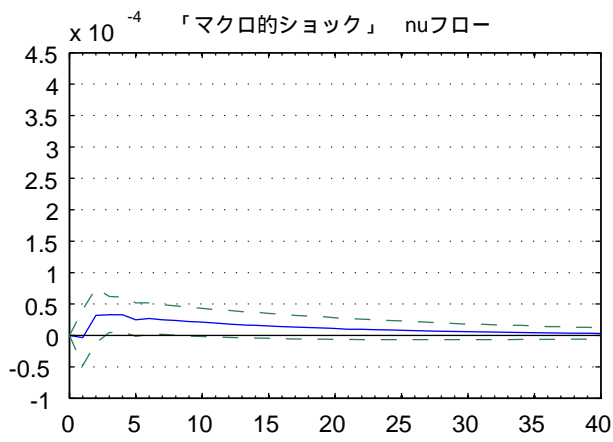
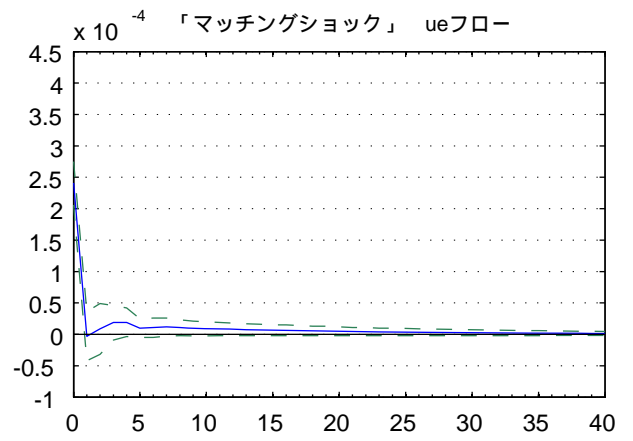
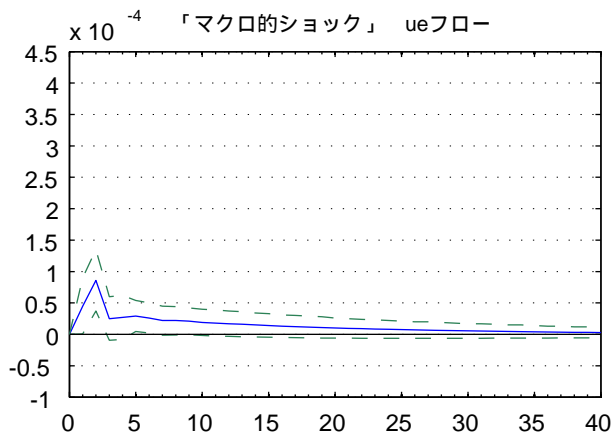
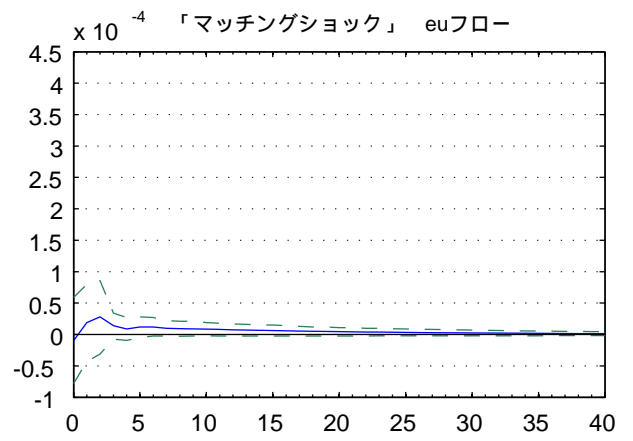
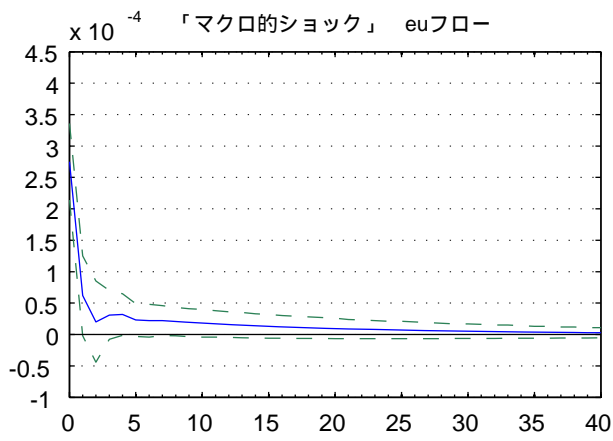


図1-8-a：労働力フローのインパルス応答（期間：1973M2～1990M12）



注：点線はインパルス応答関数の95%信頼区間。信頼区間は、ブートストラップ法による。
以下のインパルス応答の図でも、同様である。

図1-8-b：労働力フローのインパルス応答（期間：1991M1～2007M6）

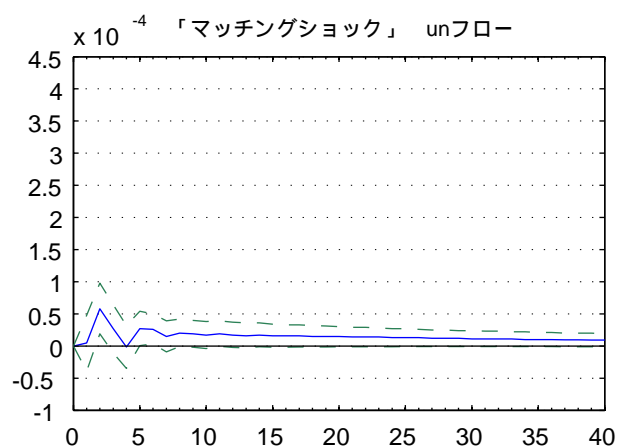
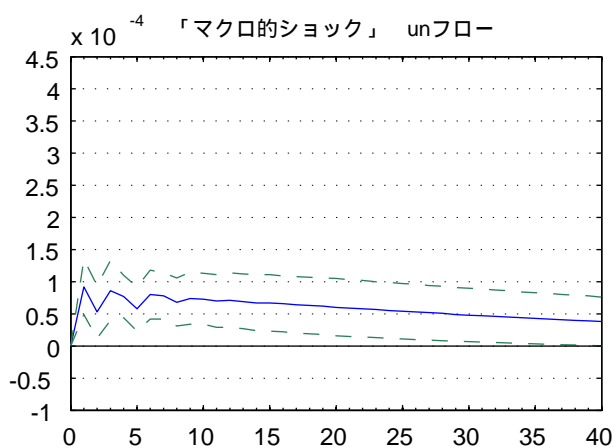
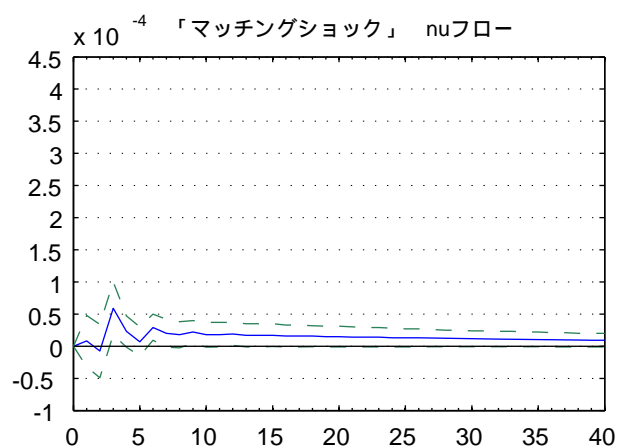
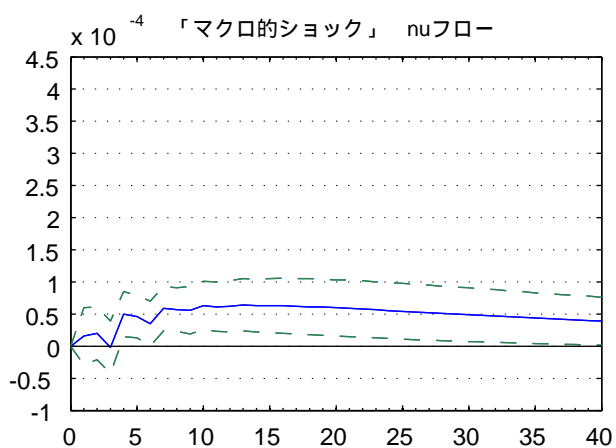
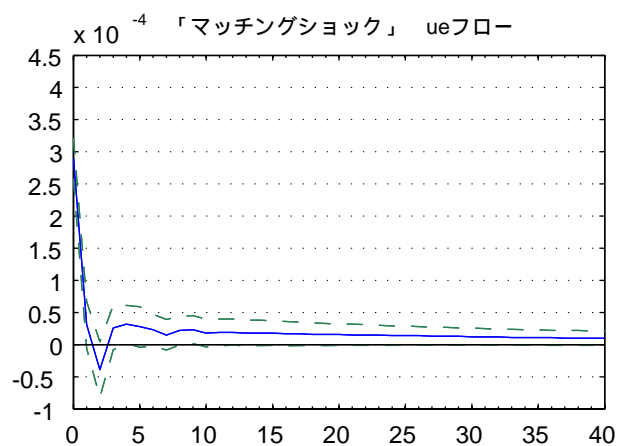
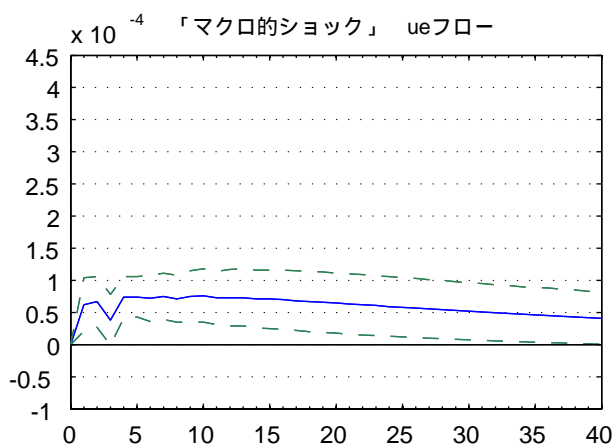
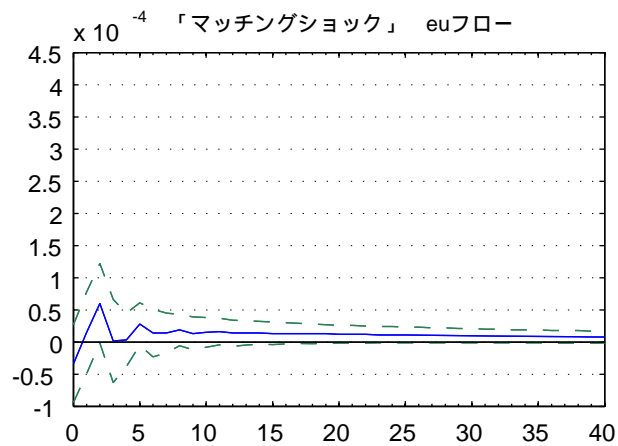
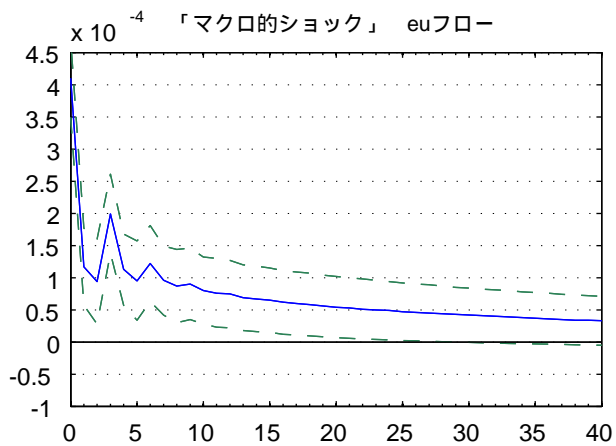


図2-1: 雇用創出率・雇用消失率の推移(常用労働者、従業員5人以上事業所)

図2-1-a: 経済全体

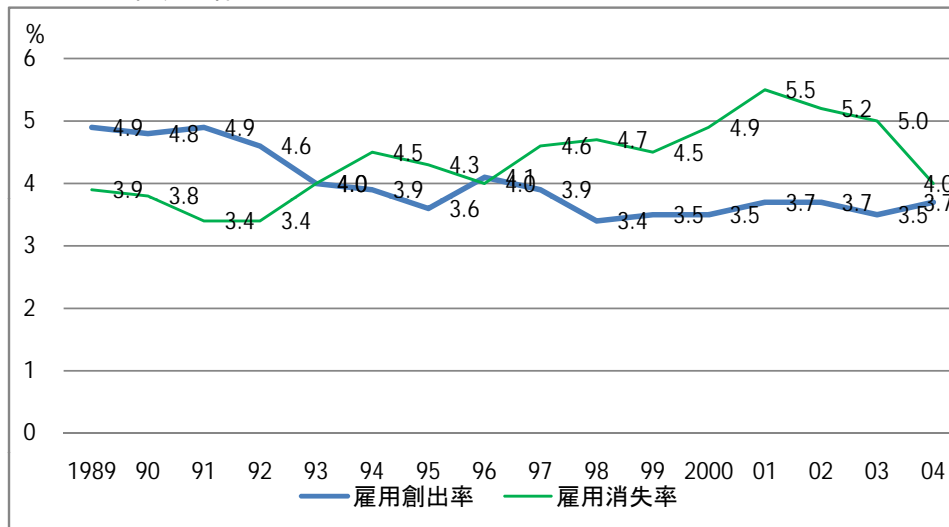


図2-1-b: フルタイム労働者

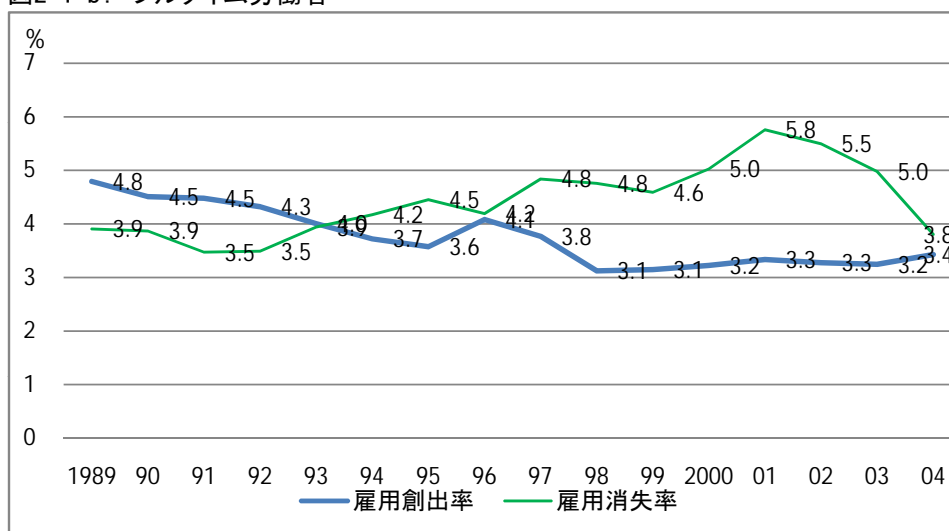


図2-1-c: パートタイム労働者

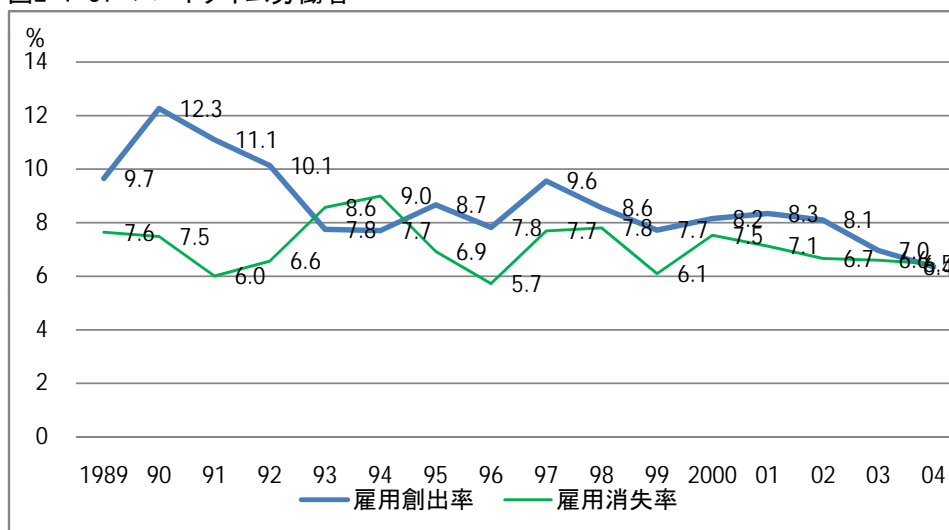


図2-1-d: 製造業

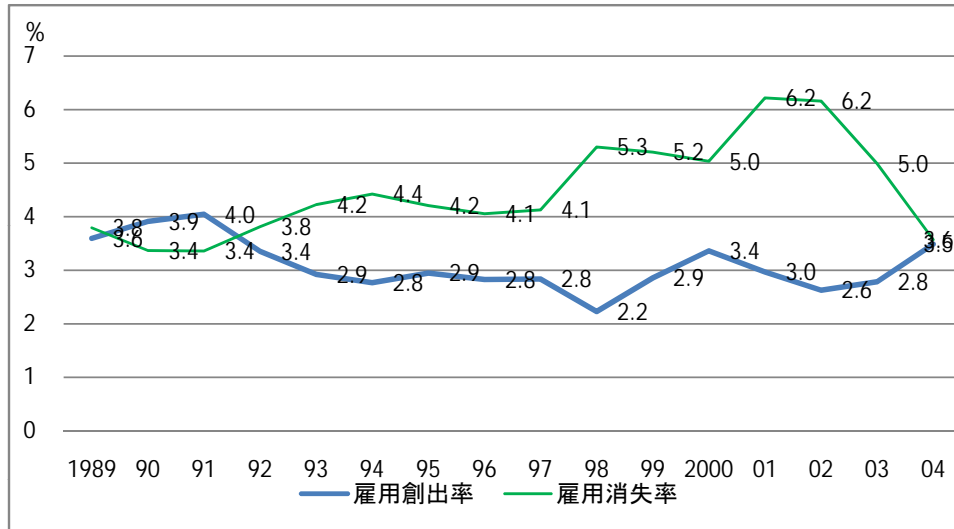


図2-1-e: 建設業

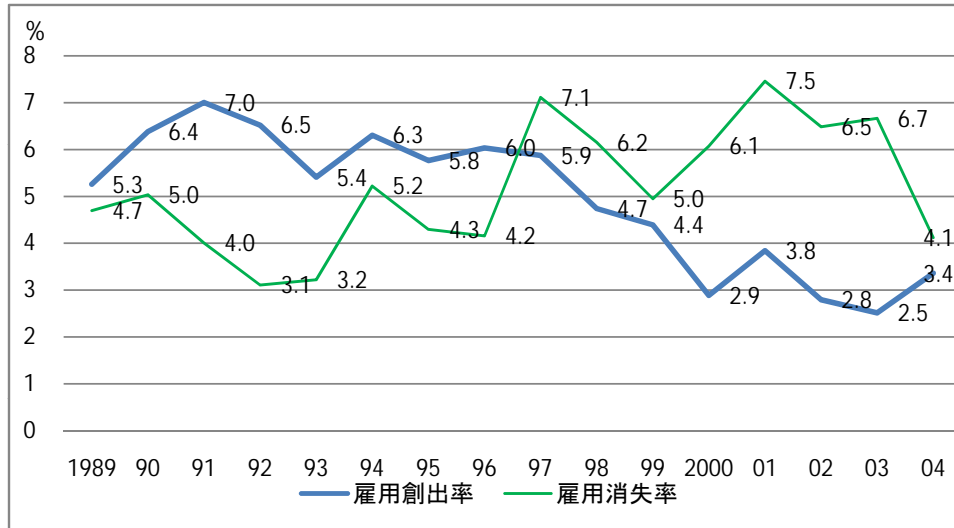


図2-1-f: 運輸・通信業

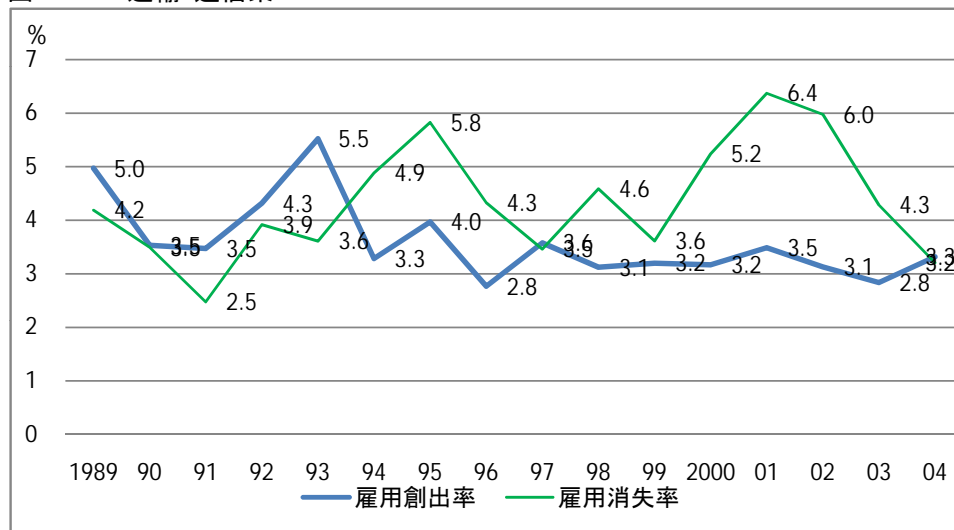


図2-1-g: 卸売・小売、飲食業

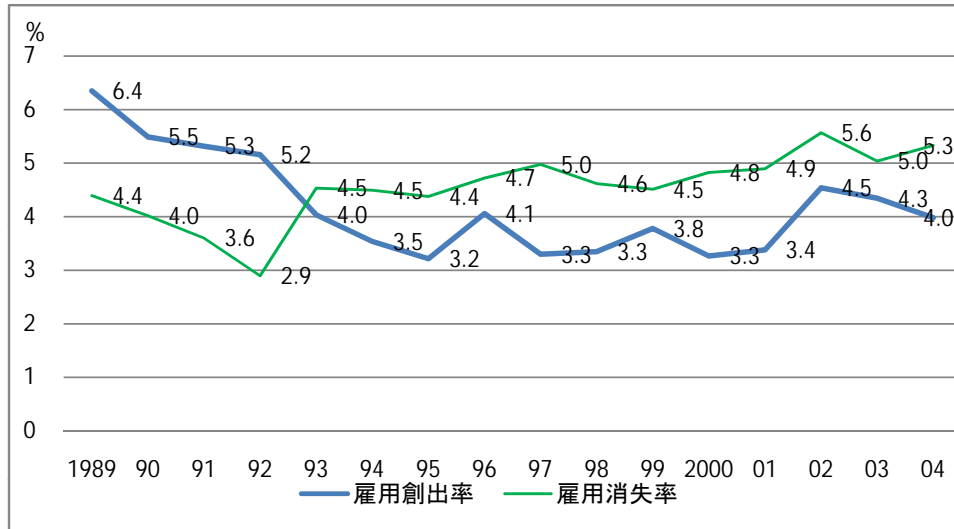


図2-1-h: 金融・保険、不動産業

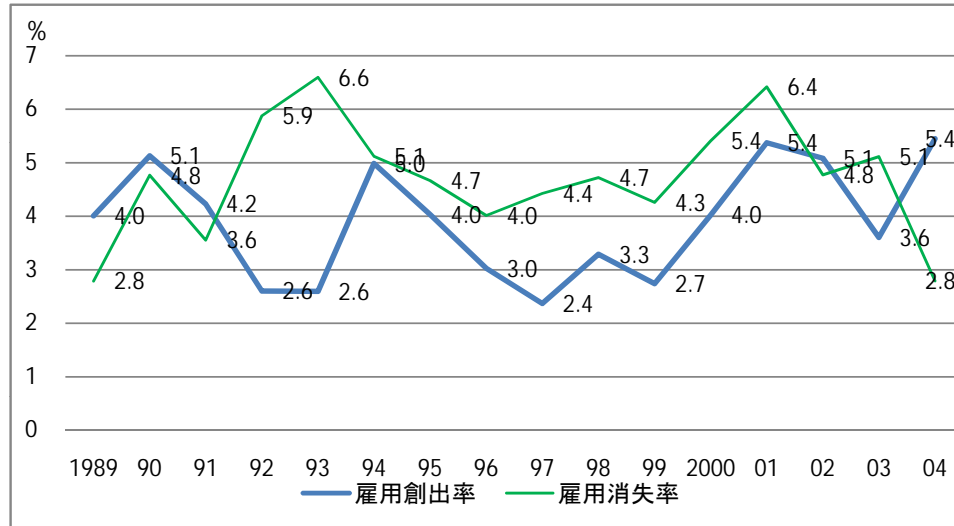


図2-1-i: サービス業

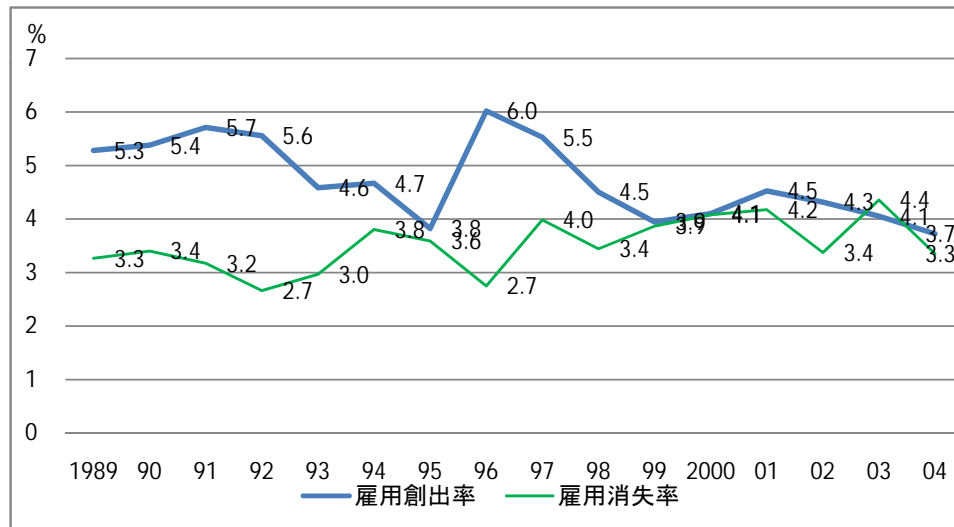


图2-1-j: 1000人以上(企業規模)

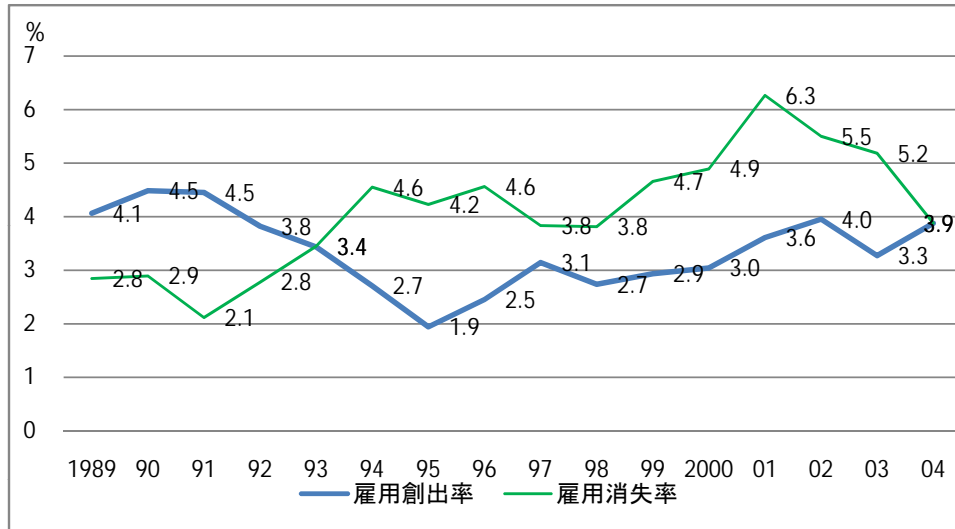


图2-1-k: 300-999人以上(企業規模)

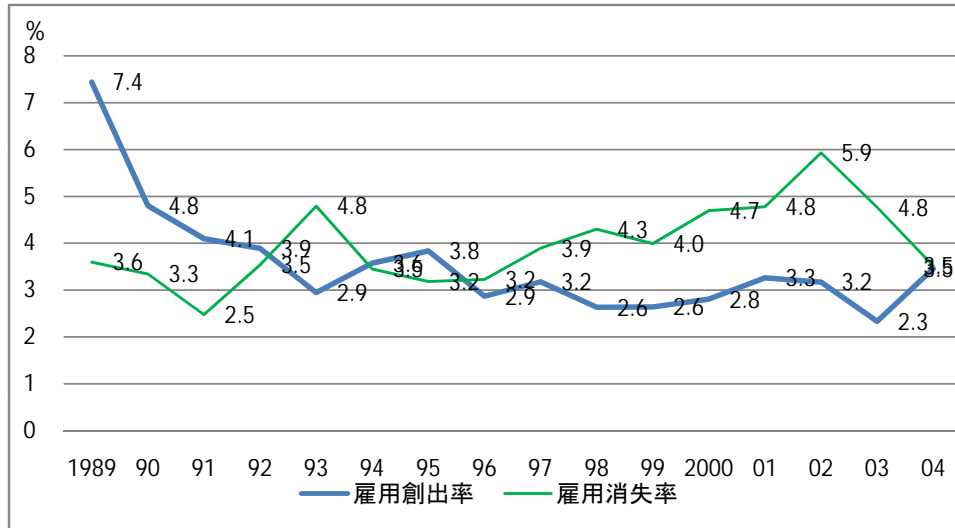


图2-1-l: 100-299人以上(企業規模)

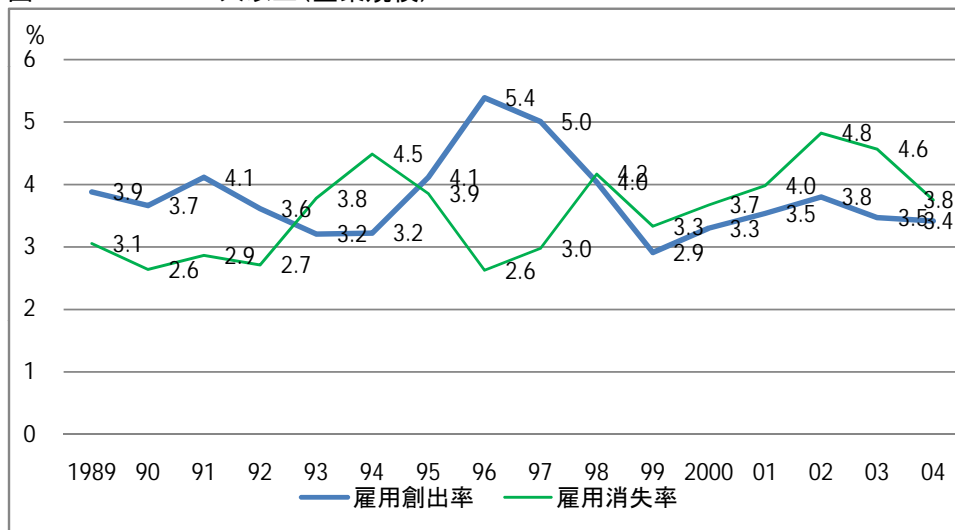


図2-1-m: 30-99人以上(企業規模)

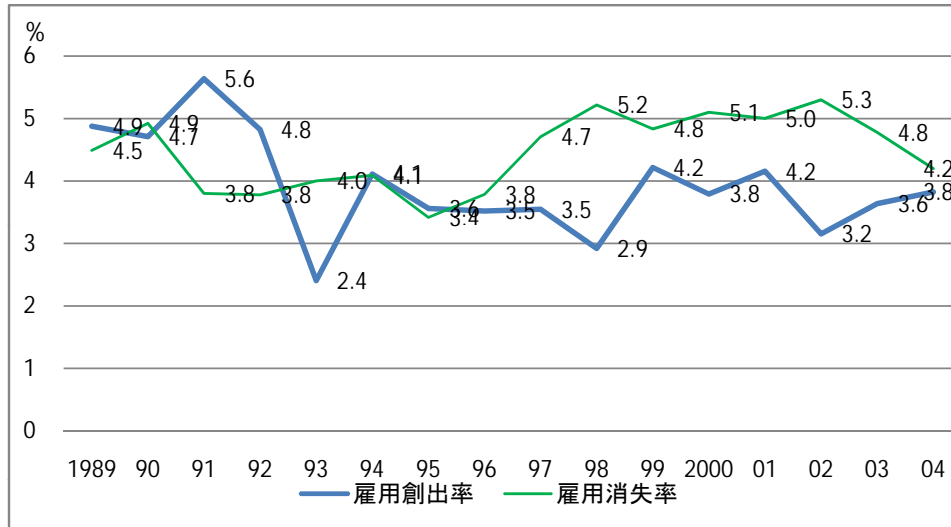


図2-1-n: 5-29人以上(企業規模)

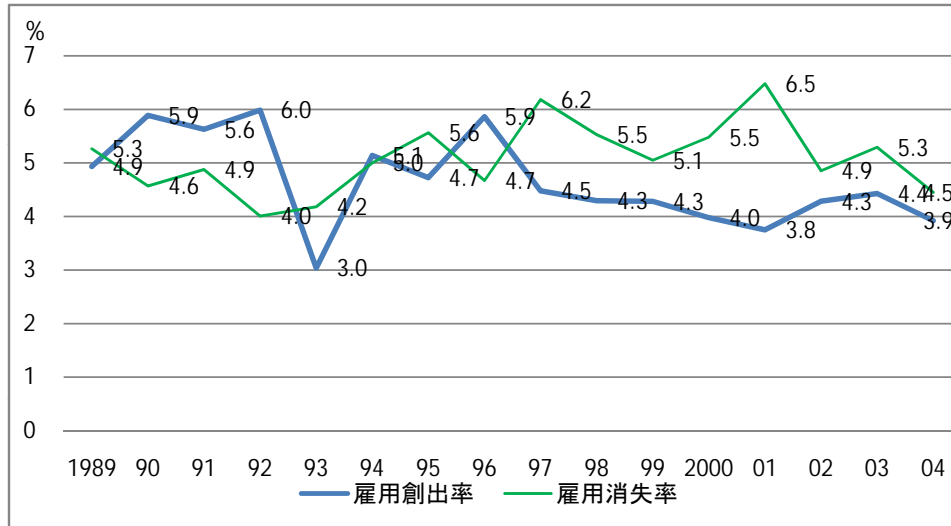


図2-2: 決定係数の推移(産業中分類、企業規模を説明変数とした分散分析)

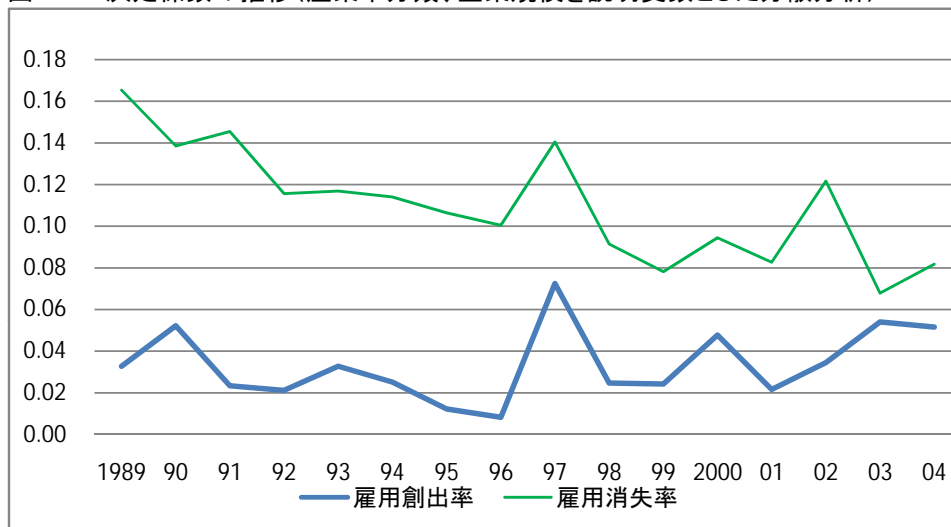


図3-1：失業率の推移（男女計）

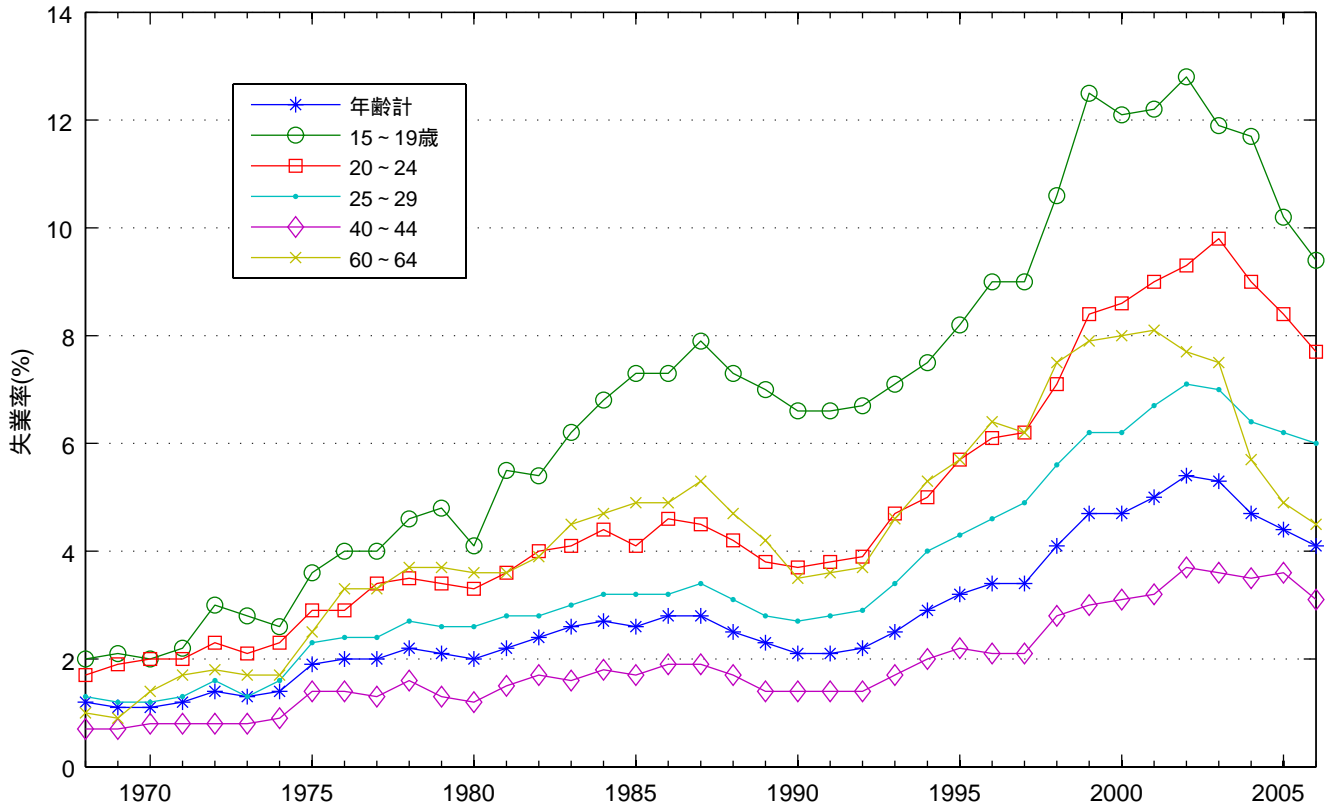


図3-2：労働力のシェア（男女計、1974年および2006年）

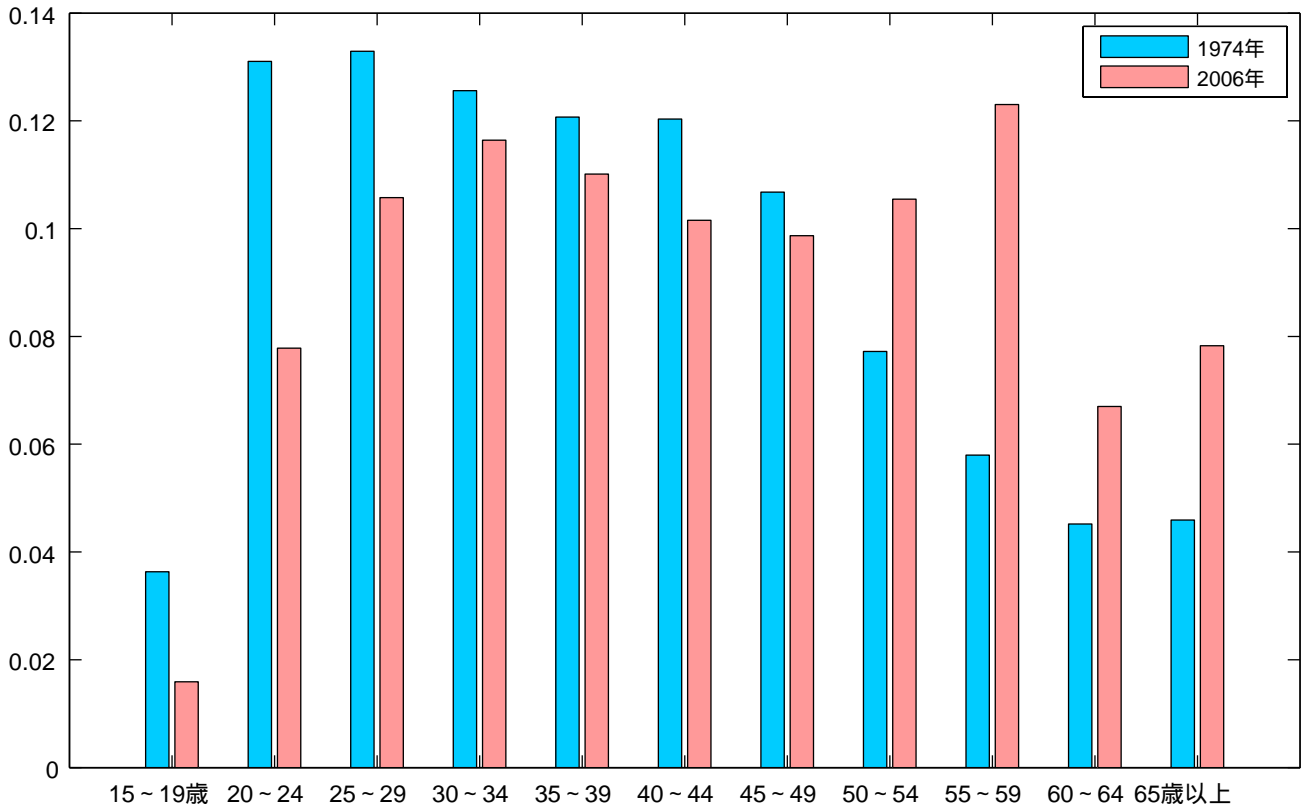


図3-3-a：失業率の推移（男性）

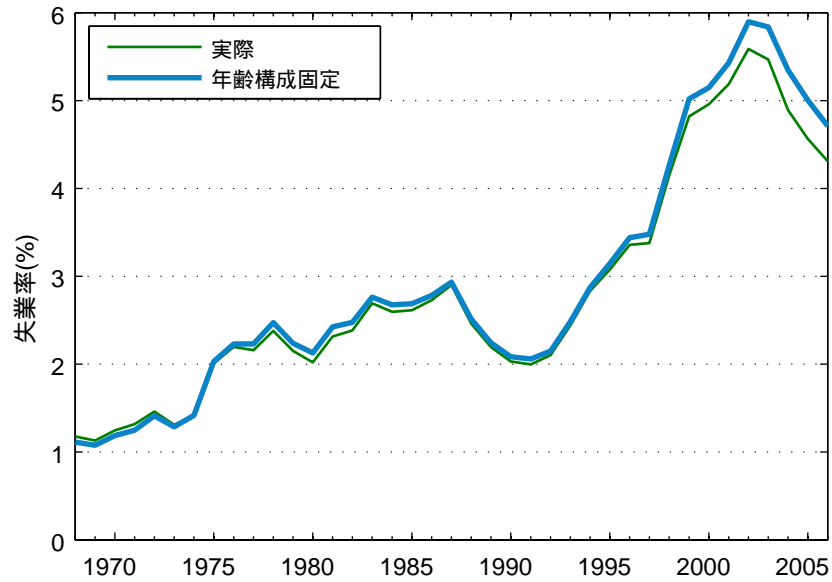


図3-4-a：失業率への年齢構成変化の効果（男性）

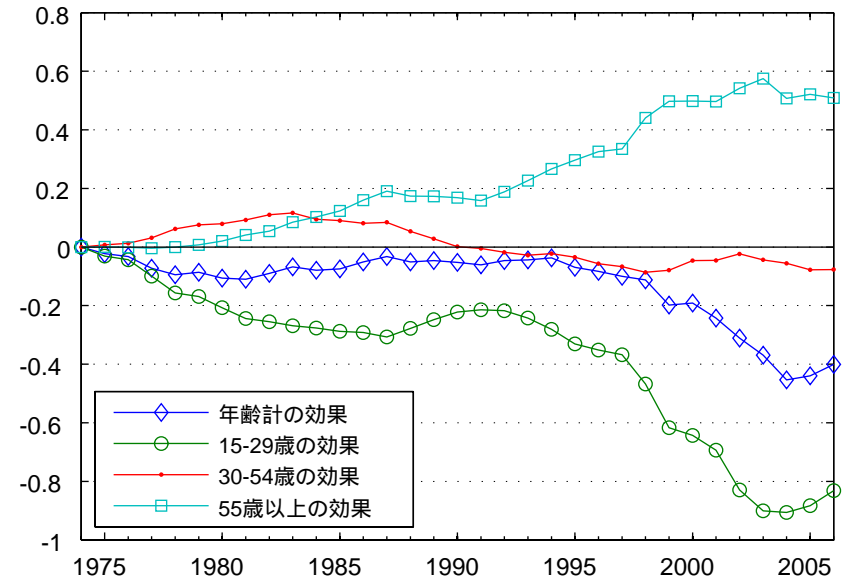


図3-3-b：失業率の推移（女性）

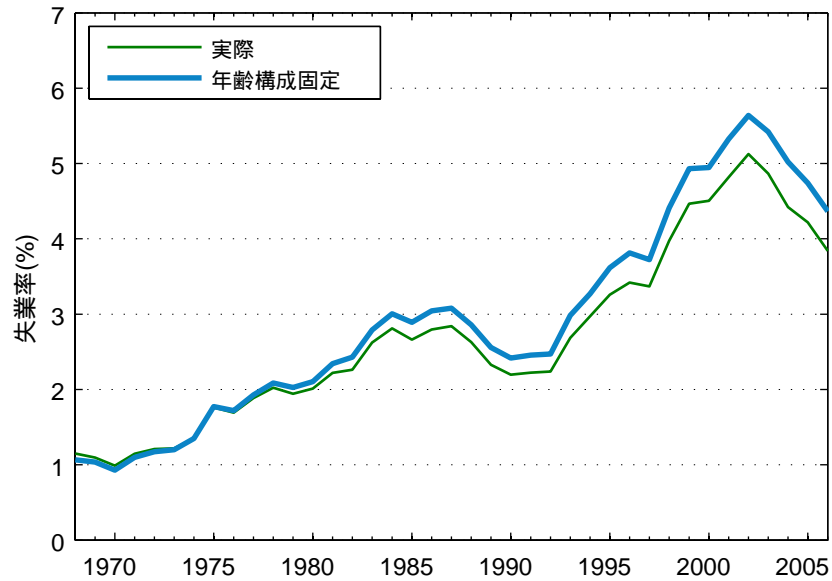


図3-4-b：失業率への年齢構成変化の効果（女性）

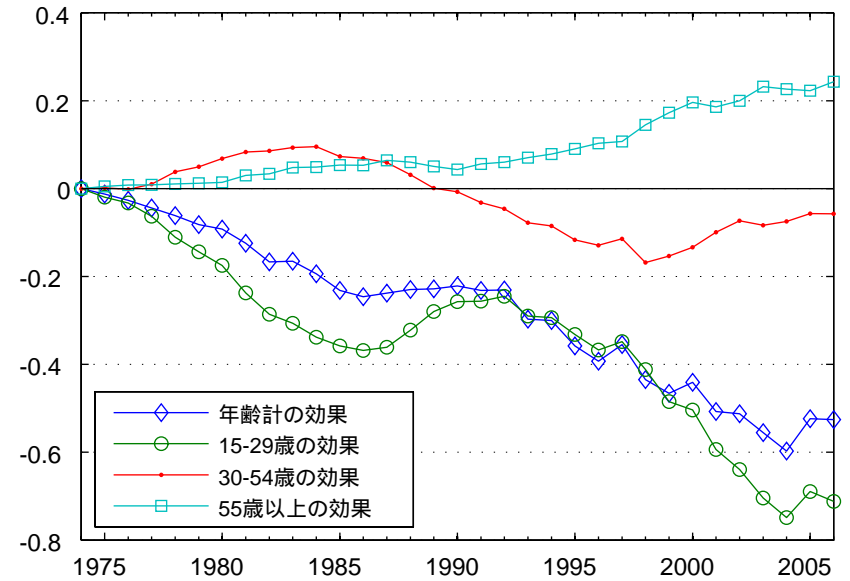


図3-5：学卒時失業率が1%上昇したときの実質年収の変化率

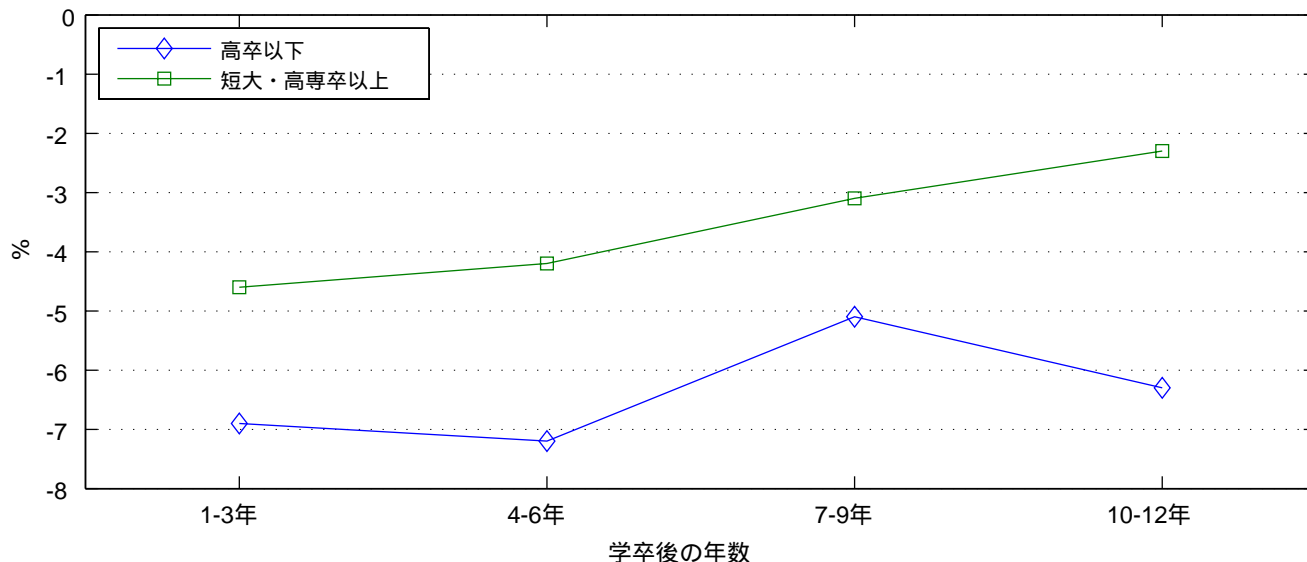


図3-6：学卒時失業率が1%上昇したときの就業率の変化率

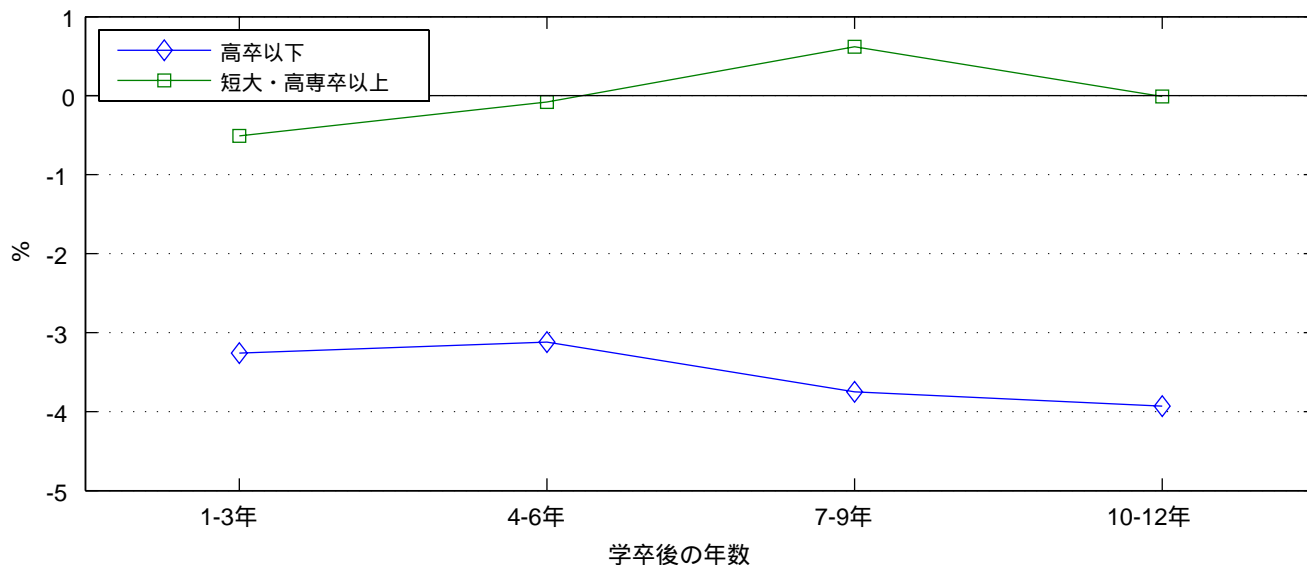


図3-7：学卒時失業率が1%上昇したときのフルタイム就業確率の変化率（就業者のみ）

