

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

くろださちこ
黒田祥子

要 旨

本稿では、就業・失業・非労働力の3状態間のフロー・データを用いて、わが国の失業率変動の要因を検討した。フロー・データの変化とバブル崩壊後の失業率の上昇には以下のような関係がみられる。まず、(1)就業から失業への流入確率が上昇していること、(2)失業からの就業確率が大幅に低下していること、(3)失業から非労働力化する傾向が弱まっているために失業継続者が累積していることが示唆される。次に、(4)非労働力から就業への移行確率が低下する中で、1990年代半からは、男性において非労働力から失業への参入が発生しており、(5)1990年代末から2000年にかけては、女性にもこの傾向が観察される。こうした結果は、失職者の累積とともに、非労働力から失業への流入という経路も、失業率を押し上げた可能性を示唆している。

本稿ではさらに、これらのフロー・データが将来の景気・物価予測等に追加的に有益な情報をもたらすかどうかという政策的関心を踏まえ、フロー・データの動きとマクロ経済との関係についての実証分析を試みた。分析結果からは、フィリップス・カーブをベースにした物価の将来予測分析では、失業率を用いるよりも、より物価・景気に感応的な就業・失業間のフロー・データを用いた方が、予測力が大幅に改善することが示された。

キーワード：失業率、失業のフロー分析、求職意欲喪失者効果、追加労働者効果、フィリップス・カーブによる物価予測

.....
本稿作成に当たって、太田聡一助教授（名古屋大学）、渡部敏明教授（東京都立大学）、鎌田康一郎氏（日本銀行調査統計局）、副島豊氏（同）、日本銀行金融研究所研究1課のスタッフから有益なコメントをいただいた。分析に用いたデータの一部は鎌田氏、三尾仁志氏（日本銀行人事局）からご提供いただいた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿で示されている意見およびありうべき誤りは、筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

黒田祥子 日本銀行金融研究所研究第1課（E-mail: sachiko.kuroda@boj.or.jp）

1. はじめに

わが国の失業率は、バブル崩壊以降上昇を続けており、本稿作成時点で入手可能な最新統計によれば、2001年12月には統計作成以来最高の5.5%を記録した。今後も不良債権処理が加速し、抜本的な産業構造改革とそれに伴う企業倒産が起これば、さらに大量の失業者が発生する可能性もありえよう¹。1990年代前半まで幅広く共有されてきた、他の先進諸国比変動が小さく、景気後退局面にも大幅な上昇が観察されない、というわが国の失業率に対する学界の評価は再検討の余地があるかもしれない²。

これまで、失業問題に関するわが国の先行研究³の多くは、UV分析などに代表されるように、ある1時点での失業率というストック変数の変動を分析してきた。こうした分析手法は、労働市場への参入・退出が新卒時と引退時に限られ、労働力人口（就業者＋失業者）と非労働力人口間の移動が時間を通して安定的であること、したがって、失業者の多くが職を失った労働者であることという条件のもとでは有益だったといえよう。こうした分析の妥当性は、非労働力人口のうち一部を失業者に相当するとみなして試算した「潜在的な失業率」が、達観すれば失業率をある一定幅上昇させる程度の時系列的推移を辿っていたことから裏付けられる⁴。

ところが、このところわが国の失業率を上昇させている要因は、職を失った人々の増加だけでは十分説明されないようである。例えば、2001年（平均）の失業者340万人について、その内訳を 自発的失業、非自発的失業、学卒未就職、

その他の4つのタイプに分けてみると、総失業者のうち85万人は、「その他」に分類される失業者である（『労働力調査』^{5, 6}）。自発的・非自発的失業を失職者、

1 不良債権の最終処理で発生する離職者については、例えば、150万人（日本総研 [2001]）、130万人（ニッセイ基礎研 [2001]）という推計も報告されている。一方、内閣府 [2001] では、離職者は39～60万人発生するものの、再就職する人が18～27万人、非労働力化する人が9～15万人程度となるため、失業者は13～19万人程度となるとの試算結果が報告されている。

2 わが国の失業率に関し、包括的サーベイを行った代表的文献としては、吉川 [1992]、高木 [1996] 等が挙げられる。

3 1990年代後半の労働経済学研究の動向等については、例えば、日本労働研究雑誌 [2000] 参照。

4 最近の分析例として、Fujiki, Nakada, and Tachibanaki [2001] や橘木 [2001] がある。

5 『労働力調査』では、毎月、「月末の1週間」に、仕事がなくして少しも仕事をしなかった人で、仕事があればすぐ就くことができ、仕事を探す活動や事業を始める準備をしていた（過去の求職活動の結果を待っている場合も含む）人を、「完全失業者」と区分している。この「失業」の定義は、ILOが設定している国際基準に準拠したものである。「完全失業率」は、完全失業者を労働力人口（就業者＋完全失業者）で除した値で定義される。すなわち、完全失業率は、働く意思を持つ人々（労働力人口）のうち、何パーセントに相当する人の人的資源が有効に活用されていないかを示す指標である。

6 なお、求職理由別失業者の内訳は、2002年1月より新たに、「定年等」、「勤め先都合」、「自己都合」、「学卒未就職」、「新たに収入が必要」、「その他」の6つの選択肢へと変更となった。

学卒未就職者を新卒若年者とする、「その他」に分類されるのは、これまで労働市場から退出していた人、つまり非労働力人口から新たに参入してきた人と解釈可能である。今後、構造改革や企業再編が進む中で、離職者がいっそう増加し、再就職後の賃金も低下するような状況では、従来非労働力に分類されていた専業主婦などが、夫の離職に伴い世帯の所得を補填するため求職活動を開始し（追加労働者効果：added worker effect）、その動きは夫が就職してからも停止しないかもしれない。言い換えれば、賃金低下圧力のもとでの急激な失職者の増加は、同時に「その他」の失業者を増加させることにより、失業率を一段と上昇させる可能性がある。

また、失業率の変動の評価に当たっては、就業もしくは非労働力から失業に転じる人の動きだけではなく、現在失業している人がどのくらいの確率で、就業ないし非労働力化するか、という動きにも注意すべきである。特に、労働市場の需給が今後悪化した場合、なかなか職が見つからない失業者は求職を諦めて非労働力化する（求職意欲喪失者効果：discouraged worker effect）結果、（他の条件が一定であっても）失業率が改善する場合もありえよう。こうしたことが原因となって起こる失業率の低下は、当然のことながら景気回復に伴う失業率の低下とは相反するものであり、失業率水準の変動に依存しすぎる政策判断は注意が必要であろう。

このように、ストック変数である就業者と失業者から構築された失業率の動向だけに注目していると、状況によっては就業・失業・非労働力という3つの状態間を移動する人々のさまざまな動き（フロー）から得られる重要な情報を見逃し、政策判断を誤る可能性もありえよう。そこで、本稿では、就業・失業・非労働力という各状態間の人々の動きを示すフロー統計を用いることで、1990年代に急速に上昇したわが国失業率の動向を、失業の発生頻度や期間、そしてこれらの失業状態が就業・非労働力のいずれの状態から発生したかといった情報に注目して検討する。

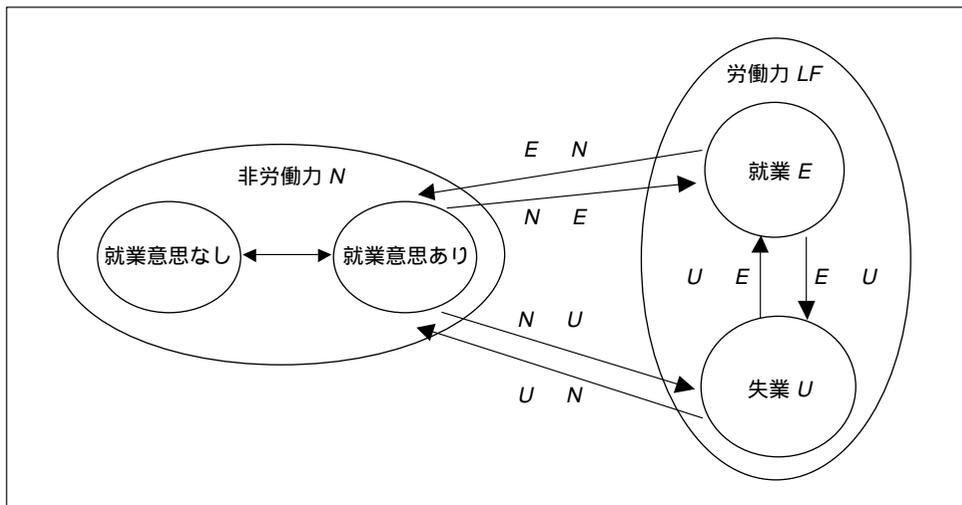
本稿の構成は、以下のとおりである。2節ではまず、就業・失業・非労働力からなる3状態間のフローについて概念整理を行い、欧米とわが国の先行研究を概観する。3節では、わが国のフロー・データを用いて、各状態間の人々の動きと景気変動との関係を説明する。4節では、フロー・データを用いた簡単な実証分析を行い、フロー・データがインフレ率の予測に役立つ可能性を指摘する。最終節では、まとめに代えて、本稿で得られた結果を整理する。

2. フロー・データに関する概念整理および先行研究

(1) フロー・データ

図表1は、人々の就業、失業、非労働力という3つの状態間の動きに関する概念図である。ここで、 E は就業（employed）、 U は失業（unemployed）、 E と U を合わせたものが労働力（ LF ：labor force）、 N は非労働力（not in labor force）を示している。わが国を含む先進諸国の雇用統計では、人々をこの3つの状態（ $E \cdot U \cdot N$ ）に分類するのが、一般的である。図表中の矢印は、ある状態から別の状態への移行を示している。

図表1 概念図



本稿で用いるフロー・データは、毎月集計される『労働力調査』を基に計算されたものである。『労働力調査』では、サンプルの半数が2ヵ月連続で調査されるため、連続調査されたサンプルを用いると、前月に $E \cdot U \cdot N$ のいずれかの状態であった労働者が、今月どの状態に移っているかをみる事が可能となる⁷。

2ヵ月連続で観察した労働者の動きは、図表2に示した9種類のフローに分類される。2ヵ月連続で就業している場合（ EE ）、先月は就業しており、今月失業した場合（ EU ）、先月就業しており、今月非労働力状態に移行した場合（ EN ）、失業から就業した場合（ UE ）、2ヵ月連続で失業している場合（ UU ）、失業から非労働力状態に移行した場合（ UN ）、非労働力状態から就業した場合（ NE ）、非労働力状態から職探しを始め、失業者となった場合（ NU ）、2ヵ月連続で非労働力状態にある場合（ NN ）である。

⁷ フロー・データの計算方法、および統計上の問題点については、補論1.を参照。

図表2 フローのタイプ

前月 ($t-1$) の状態	今月 (t) の状態		
	E_t	U_t	N_t
E_{t-1}	EE	EU	EN
U_{t-1}	UE	UU	UN
N_{t-1}	NE	NU	NN

補論1. で詳しく述べるとおり、本稿で用いるフロー・データの原系列には、統計作成過程で無視しえない誤差が生じる可能性があり、フロー・データの単純合計値がストック・データと一致するとは限らない。このため、「フロー・データには、その時間的変化が現実の雇用情勢の動きを忠実に反映していないのではないか」(小野 [1982, 1989]) との問題が指摘されてきた。本稿で用いるフロー・データは、旧労働省がこうした問題を極力解消すべく、統計から直接得られる原系列のフロー・データを、ストック・データと整合的になるよう、誤差を調整したものである⁸。計測誤差以外のフロー・データの留意点は以下のとおりである。

第1に、本稿で用いるフロー・データは、人々の動きを理由別に区別することができない。したがって、定年退職による非労働力化と、求職意欲を喪失した失業者の非労働力化は区別できない。また、女性の就業意識が変化し恒常的に労働力化した場合と、従来非労働力化していた女性が夫の収入減に伴い労働力化した場合も区別できない。そこで、本稿では1980年代半から2000年までの短期間に分析を限定し、その間人口構成や、労働供給に関する人々の嗜好は一定と仮定する。

第2に、同一人物の3ヵ月以上の連続データがないため、 N U のフローには、長期間失業していた人が調査対象となった月に偶然職探しをやめ、次の月に職探しを再開した場合と、長期間非労働力化していた人が調査対象となった月に偶然職探しを開始した場合とが混在している可能性がある。

8 調整方法について詳しくは、労働省 [1985] 参照。本稿で使用するデータは、旧労働省にて集計・調整され、『労働白書』(昭和60、62、平成元、2、3、4、5、6、10、11、12年版)に数年分ずつ掲載されているデータを、筆者が接続したものである。白書に掲載されているフロー・データは、12ヵ月累積フロー(各月のフローの過去12ヵ月分を加算したもの)を四半期データに変換したものである。なお、本稿で用いるこのフロー・データは、12ヵ月の累積値であるため、学校卒業や年度末の退職等、一時的なフローの増大に伴う季節的な変動要因が除外できるとのメリットを有している。しかしながら、このデータはさらに平均をとって四半期データに変換されているため、直近の3ヵ月分と前年の同じ時期の3ヵ月分とが加重平均された形で算入される。したがって12ヵ月累積フローの四半期変換値は、各フロー系列に何らかのトレンドが存在したり、ある月にのみ経済ショックが生じた場合には、季節成分のみが適切に除去された系列に比べて過大(もしくは過小)に算出されてしまう可能性を包含している。本稿では、四半期変換済みのデータしか入手できなかったため、上記の点に留意しつつ、そのままのデータを用いることとした。実際の景気判断などにフロー・データを用いる場合には、各月の未調整データに何らかの手法を施し、季節性を除去したものを抽出する方法も検討すべきであろう。

第3に、欧米では過去20年近くにわたり、 U と N との区別の妥当性に関する議論⁹や、その議論が派生して、非労働力(N)をさらに就業意思がある人(M : 労働市場に近接しているという意味でmarginally attachedと呼ばれる)と、そうでない人(O : others)とに区別し、人々の状態を $E \cdot U \cdot M \cdot O$ の4状態に区分すべきだとする議論¹⁰が活発に行われたきた。しかしながら、わが国では、 M に関する情報は、年1回の『労働力調査特別調査』(1999年以降は、年2回)からのみ得られるため、月次の M に関するフロー・データは存在しない¹¹。本稿は、フロー・データを景気循環の観点から検討することを主眼としているので、月次のフロー・データが利用可能な $E \cdot U \cdot N$ の3状態間の移動に関心を絞る。

9 先行研究では、例えば、*Current Population Survey* (以下、CPS) およびCPSの特別調査を用いて、 U と N との境界は不明瞭であり、既存統計の分類は現実の労働市場のダイナミクスを忠実に反映していない、と主張したClark and Summers [1979]がある。これに対し、*National Longitudinal Survey of Young Men*データを用いて、若年の白人男性を対象に分析したFlinn and Heckman [1983]は、 U と N とは別々の状態であり、 U の状態の方が N の状態よりも就業確率が高いことから、 U の方が仕事の遭遇確率が高い(求職活動は仕事をうる可能性が高いという意味で生産的な行動であり、サーチ理論が正当化される)が、直接 N から E の状態に移行する人も少なからずいることから、 U と N とは求職活動の度合いに違いがある2つの異なる状態として捉えるべきだと結論を示した。このほか、若年層の女性の場合、 U と M は明確に異なる一方、若年男性の場合は、 U と N とは明確に区別できないことを示したGönül [1992]の結果や25~44歳の男女については、 U と N との区別は明確にできない、との結果を報告しているTano [1993]の分析もある。

10 M を加えた4状態に関する分析が進んでいるのは、カナダである。カナダでは、*Survey of Job Opportunities* (SJO: 毎年3月実施) 統計のサンプルのうち、6分の5が翌月の4月に実施される*Labor Force Survey* (LFS: 毎月実施、わが国の『労働力調査』に相当)でも調査対象となるため、人々の状態が2ヵ月連続で観察できる。SJOでは、人々の状態を $E \cdot U \cdot N$ に分類し、さらに N の人には就業希望の有無を問う質問項目が設けられている。Jones and Riddell [1999]は、 N にいながら就業を希望している人を縁辺労働力(M)と位置づけ、それ以外を O とし、これら4つの状態が、翌月には $E \cdot U \cdot N$ のどの状態となっているかを分析した。分析の結果、彼らは、求職活動はしていないが就業を希望している M という状態は、 O とは異なる別の状態であること、 M は U と O の間に位置し、 U ほど就業確率は高くないものの、 O に比べて圧倒的に就業確率が高いことから、異質な M と O を同一とみなし、人々の状態を $E \cdot U \cdot N$ のもの3つに分類することは、労働市場のダイナミクスを正確に捉えることにならないと指摘した。さらに、1979~92年のSJO-LFSのリンクデータを使って、性別・年齢・婚姻の有無・教育水準・地域などをコントロールしたうえで多変量ロジット・モデルを推計したJones and Riddell [1998]では、「 M と O の就業確率に差がない」という帰無仮説は、男女、年齢を問わず棄却される一方、「 U と M の就業確率に差がない」という帰無仮説は棄却できない年もあり、特に男性・25歳以上のカテゴリでは両状態の区別が曖昧であることを示した。なお、カナダでは、1997年1月より統計改訂が行われ、現在では、毎月のLFSでもSJOと同様、4つの状態($E \cdot U \cdot M \cdot O$)に分類された集計が行われている。このほか、米国のデータを用いた類似の分析には、Castillo [1998]がある。

11 なお、わが国では統計改正により、2002年1月から、『労働力調査』『労働力特別調査』が統合されることとなった。この改正により、年2回に限定されていた、『労働力調査特別調査』における失業・非労働力に関する詳細な動向が、毎月把握可能となったほか、両統計のサンプルが同一のものとなったため(『労働力調査特別調査』のサンプルは、『労働力調査』のサンプルの4分の1に該当)、データの蓄積が進めば、わが国でも脚注10に示したカナダの分析のように、より詳細なフロー・データの分析も可能となると思われる。ただし、特別調査の集計結果については、現段階では、データの蓄積がなく季節変動の影響を除去できないことから、当面は、毎月の調査結果を3ヵ月移動平均し、四半期ごとに公表することとなっている。

なお、2節(2)で紹介する先行研究では、景気循環と9種類のフローの関係を分析するうえで、「追加労働者効果」、「求職意欲喪失者効果」および「労働力化未了」という用語が用いられるので、以下簡単に説明しておく。景気循環と労働力 - 非労働力間の動きは、不況期に、これまで働く意思を持たずにいた非労働力が、世帯所得の低下を補填すること等を目的に、職を求めて労働市場に参入するケース(図表1の $N \rightarrow E$ もしくは $N \rightarrow U$)と、求職活動をしたものの、職が見つからず求職活動を諦めたり、失職後、職が見つかりそうにないと考え、非労働力化するケース($U \rightarrow N$ もしくは $E \rightarrow N$)そして労働需給の悪化にかんがみ、初めから労働市場に参入せず、非労働力状態でい続けることを選択するケース($N \rightarrow N$ の増加)の3つの動きがある。不況時の労働力化()を「追加労働者効果」、求職を諦め、非労働力となる場合()を「求職意欲喪失者効果」、潜在的には就業を希望しているものの、実際に失業プールに入って求職活動をせず非労働力状態を維持する人口の増加()を「労働力化未了」と呼ぶ¹²。

(2) 先行研究の整理

イ．マクロのフロー・データを用いた包括的な分析

筆者の知る限り、景気循環やマクロ経済の視点に立ったフロー・データの先行研究は国内外とも比較的少ない。その理由は定かではないものの、2節(1)で説明したフロー・データの統計上の問題点が影響しているのかもしれない。

数少ない先行研究の中で、最も著名なBlanchard and Diamond [1990] は、構造VARを用いて、米国*Current Population Survey* (CPS) のフロー・データを、マクロ・ショック、再配分ショック、労働供給ショックのそれぞれのショックによる変動に分解し、マクロ・ショック(景気循環に相当する部分)が加わった場合に、人々のフローの動向がどのように変化するかを、時期別や男女別、年齢別に分けて詳細に観察した。Blanchard and Diamond [1990] は、負のマクロ・ショックが起こった場合、フロー・データには、男女や年齢といった属性によって大きな違いがみられ、属性に特有な動きが相互に影響しあい失業率を変動させていること、こうした属性に特有な動きは、米国の労働市場が、プライマリー(primary: 内部労働市場)な労働者とセカンダリー(secondary: 外部もしくは縁辺労働市場)な労働市場の二重構造を反映していることを指摘した。

最近の米国の研究¹³では、CPSデータを利用したBleakley, Ferris, and Fuhrer [1999] の分析がある。同論文は、フィリップス・カーブを推計する際に、労働市場の需給

12 反対に、好況時には、不況期に家計の補助のために働かざるをえなかった労働者(主として配偶者やその他の家族)が非労働力化する動きと、これまで就業したくても仕事がないと諦めていた非労働力が、労働市場に参入する動きの2つが観察される。

13 ヨーロッパ諸国のフロー・データを観察した先行研究には、例えば、Burda and Wyplosz [1994] がある。

を示す変数としてフロー・データを採用した場合、ストックの失業率を採用した場合に比べ、関数の当てはまりが改善することを示した。同論文のもう1つの特色は、フロー・データを統計的手法によってショック別に分解するのではなく、人々の状態間の移動を理由別（自発的・非自発的等）に細分化したフロー・データを用いたことである。

わが国のフロー・データを用いた時系列の分析は、筆者の知る限りでは、水野 [1982, 1983, 1992] による一連の研究のみである。水野は、『労働力調査』によるフロー・データを用いて、景気変動に伴うわが国の失業率の上昇や労働力率の低下が、追加労働者効果、求職意欲喪失者効果、労働力化未了、といったさまざまな要因のうち、どの要因によって説明されるかを詳細に検討した¹⁴。

ロ．追加労働者・求職意欲喪失者効果に関する（個票データ等を用いた）分析

1970、80年代以降、欧米での分析の焦点は、個票データを用い、家族の労働供給行動を厳密に分析する方向へとシフトし、よりミクロ的な視点から、労働者の状態間のフロー、特に追加労働者効果と求職意欲喪失者効果の存在を検証する試みが積極的に行われた¹⁵。こうした研究成果は、マクロ・データのみを使用する本稿の分析と同列に論じられないが、これらの先行研究の含意と本稿の分析結果には共通点も多いため、以下簡単に紹介する。

個票データを用いた代表的な文献としては、*Panel Survey of Income Dynamics* (PSID) の8年分の追跡調査を用いて、672人の白人女性の労働供給について分析した Heckman and Macurdy [1980, 1982] が挙げられる。ヘックマンらの分析結果は、世帯主の失業による配偶者の追加労働者効果は存在するものの、その大きさは極め

14 わが国の求職意欲喪失者効果に関する研究は、マクロのストック・データを用いた小野 [1982, 1989] の分析がある。小野は、非労働力人口に占める就業希望者を求職意欲喪失労働者とみなし日米比較した結果、非労働力に占める潜在失業の割合は米国に比べ、日本が圧倒的に高いこと、この理由として、「終身雇用制度があり、雇用調整が徐々にしか進行しない（日本）経済では、世帯主の解雇はアメリカに比して少なく、仕事を失った主婦が非労働力化したり、特に就業を急がずに非労働力の状態を維持できる余裕がある」ためであると説明した。これに対し、水野 [1982, 1983, 1992] は、求職意欲喪失者効果の存在を確かめるには、ストックである1時点での潜在失業者数をみるのではなく、景気後退期に人々が実際にどのように $E \cdot U \cdot N$ 間を移動しているかを観察すべきだとし、フロー・データを用いた分析を提案した。フロー・データを観察した水野は、女性の労働力率が低下した第1次石油ショック時に、非労働力内の潜在失業者数が増加したのは、求職を断念し労働力から非労働力に移行した人の増加よりも、非労働力であった人が引き続き非労働力状態を維持したまま、潜在的に就業を希望する人が増加したことによって説明される部分が多い（この状態は、しばしば「労働力化未了」もしくは「労働力化未実現」と呼ばれている）と指摘した。

15 追加労働者効果と求職意欲喪失者効果に関する議論は、大恐慌時に遡る。1930年代の失業率の急増を巡っては、大恐慌により失職者が増加したことだけではなく、世帯主が職を失ったため、働きに出ざるをえなくなった（forced-entrant）配偶者やその他の家族の失業プールへの流入（追加労働者効果）が、失業率をさらに押し上げたためであるとの指摘がされた一方、不況時には、追加労働者効果はあるかもしれないが、同時に求職意欲喪失者効果も存在することから、両効果が相殺しあい、ネットの失業者数には顕著な影響がでないはずだと反論も出された。詳しくは、Humphrey [1940]、Woytinsky [1940]、Long [1953] 等を参照。

て小さいものであることを示した。その後、1982年の不況時のPSIDデータを用いたMaloney [1991] や、1988～89年と1990～91年の2期間のCPS個票データを使用したSpletzer [1997] により、追加労働者効果は、個々人の属性をコントロールしていない際に観察される、みせかけの動きにすぎないとの指摘がなされた。しかし、1990年代以降、失業保険の存在を導入したGruber and Cullen [1996] や、離職理由別に人々の動向を細分化したStephens [2002] による分析では、追加労働者効果の存在は確認されるとの結果が報告されている¹⁶。

わが国に関して、個票データを用いた先行研究¹⁷では、『消費生活に関するパネル調査』を使用した樋口・阿部 [1999] がある。世帯単位の労働供給行動を分析した樋口・阿部 [1999] の推計によれば、夫の所得低下が一時的ではなく恒常的に続くと判断されるようになると、妻の労働供給圧力は急速に高まるとの結果が報告されており、従来からわが国で指摘されてきた求職意欲喪失者効果が働くことによる失業率上昇の抑制効果は、1990年代以降は効かなくなっていることが指摘されている。

3. フロー・データを用いた分析（1） 失業率の変動要因、失業頻度・期間

本節では、景気変動との関連から、わが国のフロー・データを用いて、失業率の変動要因および、失業の発生頻度や期間を検討する。

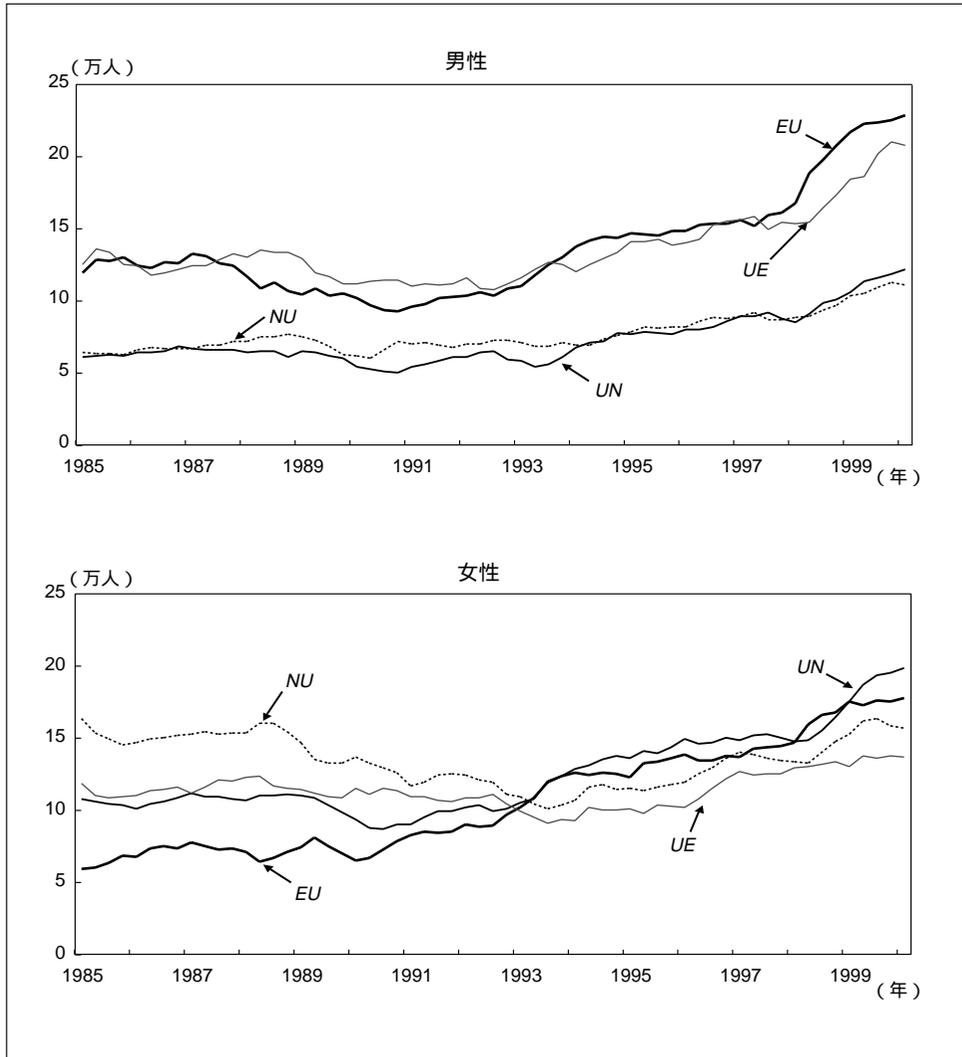
16 Maloney [1991] とSpletzer [1997] は、個々人の属性をコントロールした場合、追加労働者効果は検出されないこと、夫が景気変動に関係なく頻繁に失業・転職を繰り返すタイプである場合、その妻も頻繁に失業・転職を繰り返すタイプである場合が多いことから、追加労働者効果は個々人の属性をコントロールしないために生じるみせかけの関係であると指摘した。追加労働者効果に否定的であるこれらの研究に対し、Gruber and Cullen [1996] は、異なる角度からのアプローチを試みている。*Survey of Income and Program Participation* (SIPP) データを用いて、1984～88年、1990～92年の2期間の推計を行ったGruber and Cullen [1996] は、追加労働者効果が観察されない1つの要因は、失業保険が世帯の所得減少を補填する効果として働いていること、失業保険制度をより寛容にした場合、失業した夫を持つ妻の労働供給は減少すること、したがって失業保険制度が追加労働者効果を抑制している可能性を指摘した。また、Stephens [2002] は、1968～92年の長期のPSIDデータを用い、対象を失業者ではなく、工場閉鎖やレイオフにより失職した夫に限定し、妻の労働供給行動を分析した結果、失職した夫を持つ妻には、追加労働者効果が観察されること、特に失職した夫の失職前の所得が高かった場合ほど、その妻の追加労働者効果は大きく検出されることを示した。

17 樋口 [1989] は、『就業構造基本調査』の特別集計データを用い、学歴・年齢・家族構成等の属性が、個々人の労働供給行動にどのような影響を与えているかをクロス・セクションで分析している。また、『就業構造基本調査』を使った分析には、個人の属性別に雇用継続確率を分析したTaki and Tachibanaki [1995] とTachibanaki and Taki [1996] がある。このほか、『労働力調査特別調査』を利用して年次のフロー・データを作成し、失業プールの参入・退出確率を個人の属性別に検討した阿部 [2000] や、産業間の個々人の移動を分析したAbe and Ohta [2001] 等の興味深い研究もある。

(1) フロー・データを用いた失業率変動要因の分析

図表3は、過去15年間の失業プールの流入出を各フローごとに時系列でプロットしたものである¹⁸。

図表3 男女別フローの推移



¹⁸ 脚注8で述べたとおり、本稿で用いるフロー・データは、12ヵ月累積フローを四半期平均した値である。本稿では、これをさらに12ヵ月で除して、月換算した値を用いている。

同図表をみると、バブル崩壊以後の1993年頃からは、就業・非労働力双方からの失業プールへの流入（ $EU \cdot NU$ ）が大量に発生していることがみてとれる。2000年第1四半期時点の、就業から失業へのフロー（ EU ）は、1月当たり男性約23万人、女性18万人、非労働力から失業へのフローは男性約11万人、女性16万人であった。一方、失業から流出するフロー（ $UE \cdot UN$ ）に着目すると、こちらも1993年頃から増加傾向が観察される。つまり、失業率が急増した1990年代のわが国労働市場では、失業プールへの流入が顕著に観察される一方で、失業プールから流出する人も相当数存在していたことがうかがえる。ちなみに、2000年第1四半期時点の、失業から就業へのフロー（ UE ）は、1月当たり男性約21万人、女性14万人、失業から非労働力へのフローは男性約12万人、女性20万人であった。

1990年代における各フローの増大は、どのような要因で起こったのだろうか。この点を詳しく探るためには、「推移確率」を用いた考察が有益である。推移確率とは、労働者がある状態から別の状態へ移行する確率を表すものであり、各期のフロー量をその前期のストックで除した値で算出される¹⁹。したがって、ある時点に存在する失業者（ U ）と、それら失業者が翌期に就業する確率（ ue ）との積が、ある時点から翌期への UE フローを決定する。以下本稿では、 ue や eu 等のように、フローが小文字となっている場合は推移確率を示すものとする。

そこで以下では、各フローの変動が、推移確率の変化によるものか、それとも就業者・失業者・非労働力人口等のストック数の変化によるものかを分解してみることとしよう（図表4、5）²⁰。

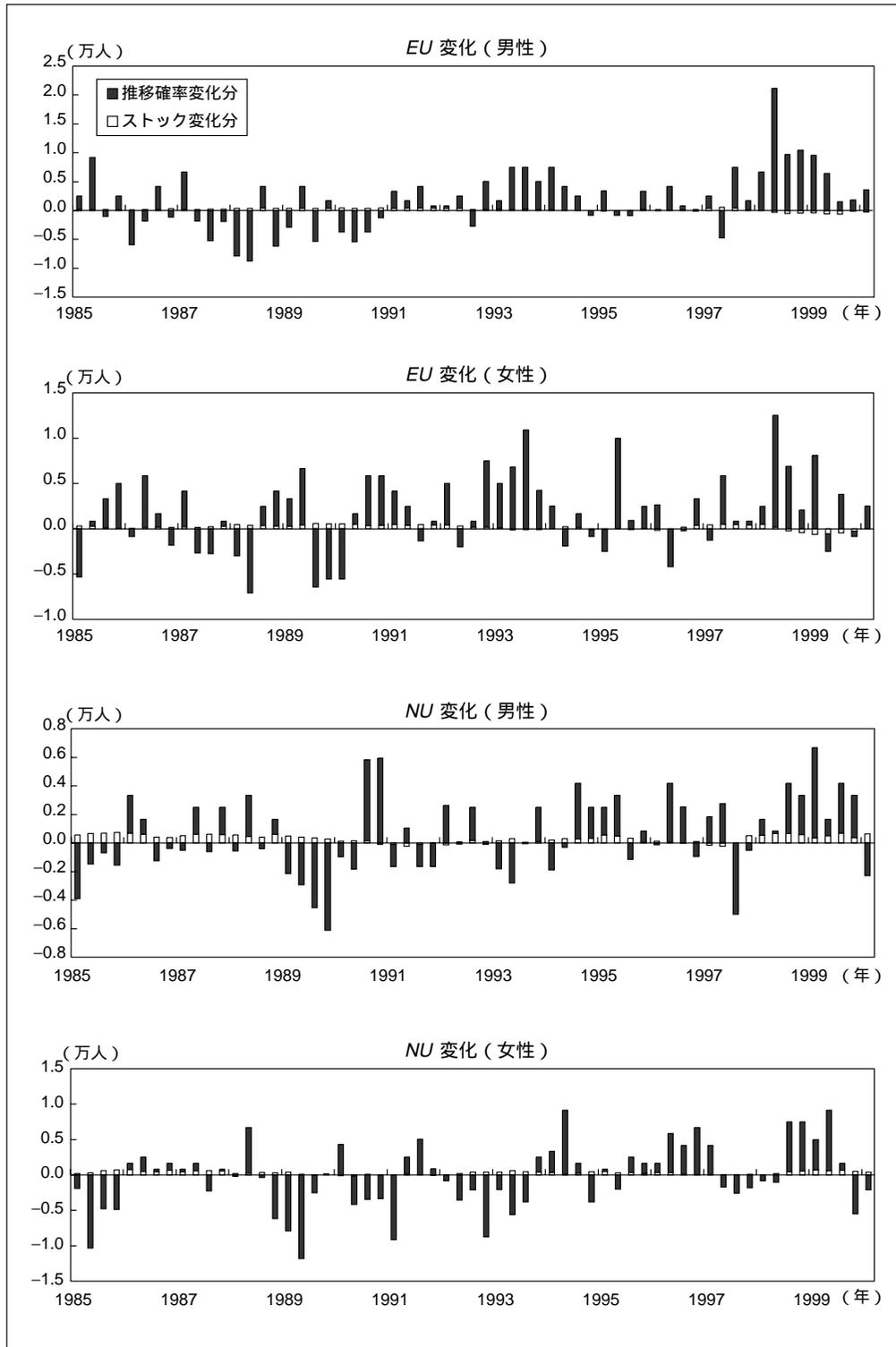
図表4、5をみると、 EU および NU の変動はそのほとんどが、就業からの失業確率（ eu ）および非労働力から失業への流入確率（ nu ）の変化によって説明されることが観察される。つまり、1990年代の EU および NU フローの増大は、ほぼ $eu \cdot nu$ の各推移確率の上昇によるものであることがわかる。

次に、 UE および UN のフローをみると、1990年代以降は、失業者数の変化がプラスに寄与している一方、推移確率 ue および un は概ねマイナスの方向に寄与しており、2つの要因が逆に作用していることが観察される。つまり、 EU や NU のフローの増大により失業者数自体が増加しているため、失業からの流出フローは絶対数で増加が観察されるものの、失業からの退出確率はむしろ低下傾向にあることから、失業プールに滞留する人が累積していることが推察される。

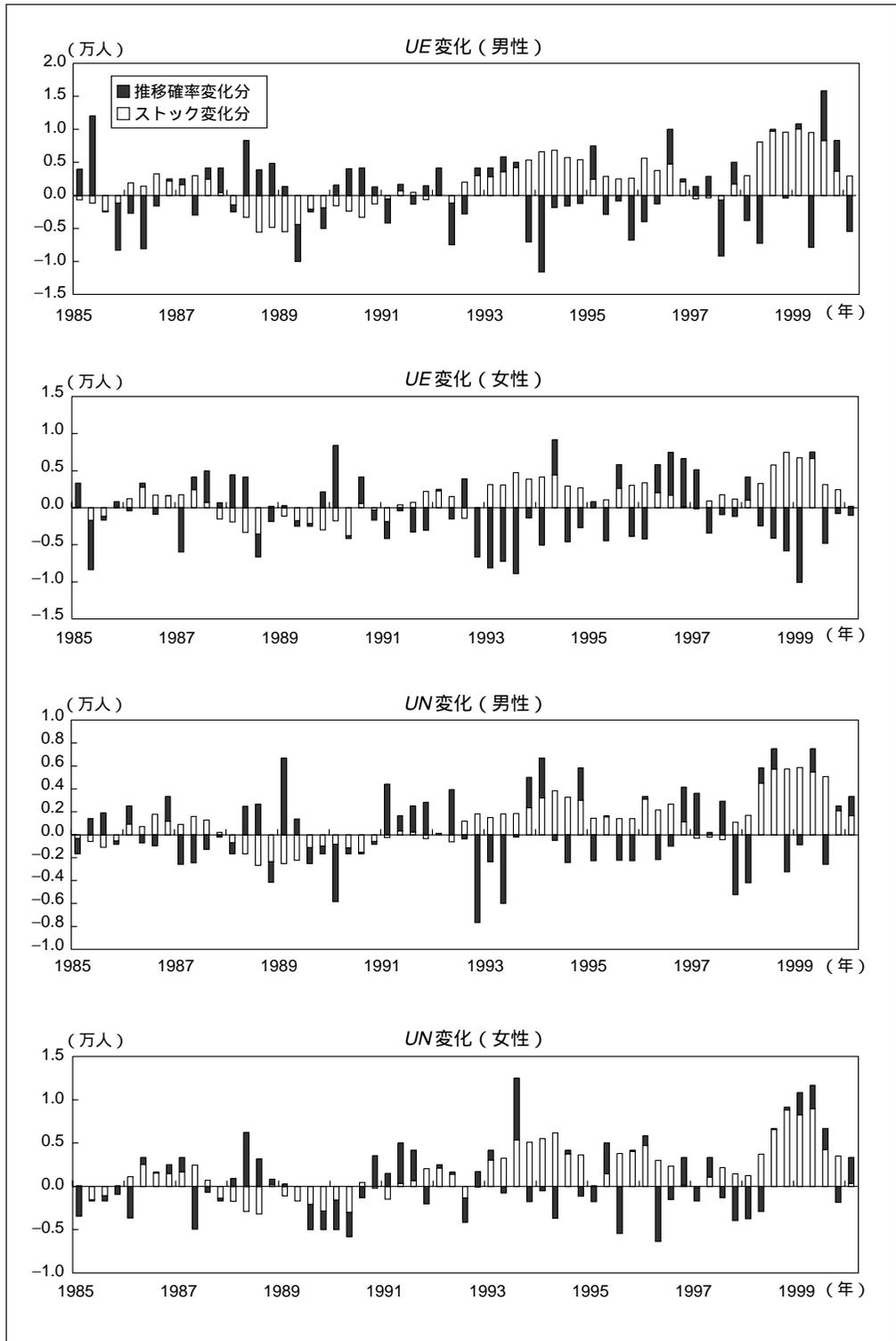
19 12ヵ月累積フローの四半期平均値は、各月のフローを14ヵ月後方加重移動平均した値に等しい。このため、推移確率の算出の際に分母に用いた値も、同様に14ヵ月後方加重移動平均を施したものを使用している。

20 $UE = ue \times U$ より、時点1から2にかけての UE の変化は、 $\Delta UE = ue_1 \times (U_2 - U_1) + U_2 \times (ue_2 - ue_1)$ とに分解できる。右辺第1項は、失業者数の変化分、第2項は就業確率の変化分を表している。

図表4 フローの要因分解



図表5 フローの要因分解（続き）



これらの点を詳しくみるために、図表6では時系列で推移確率の推移をプロットした。

まず、就業から失業プールへの流入確率（図表6の上段、 eu ）をみると、男女ともに、1990年頃をボトムにその後増加に転じており、この傾向は、1997年以降さらに加速している。

一方、非労働力から失業プールへの流入確率(nu)は、男性については1990年第2四半期まで減少した後、数年横這いが続き、1993年第2四半期頃から増加に転じている。特に1999年以降の男性 nu は、これまでにない高水準となっている。女性については、1993年第3四半期頃までは趨勢的に低下し、その後1993年第4四半期以降は増加傾向を辿っている。

次に、失業プールから就業への流出確率（図表6の中段、 ue ）をみると、男女ともに1990年前後のバブル期に上昇した後、1992年頃から減少に転じている。特に、女性の ue は、ピーク時には約20%であったが、2000年第1四半期では約10%と、半分に低下している。

一方、失業プールから非労働力への流出確率(un)をみると、 ue ほど大きな低下幅はみられないものの、男女共に1993年前後をはさんで、緩やかな低下傾向が観察される。1993年頃からの趨勢的な ue や un の低下は、失業プールに滞留する確率(uu ：2ヵ月連続で失業している状態)が高まっていることを示唆している。

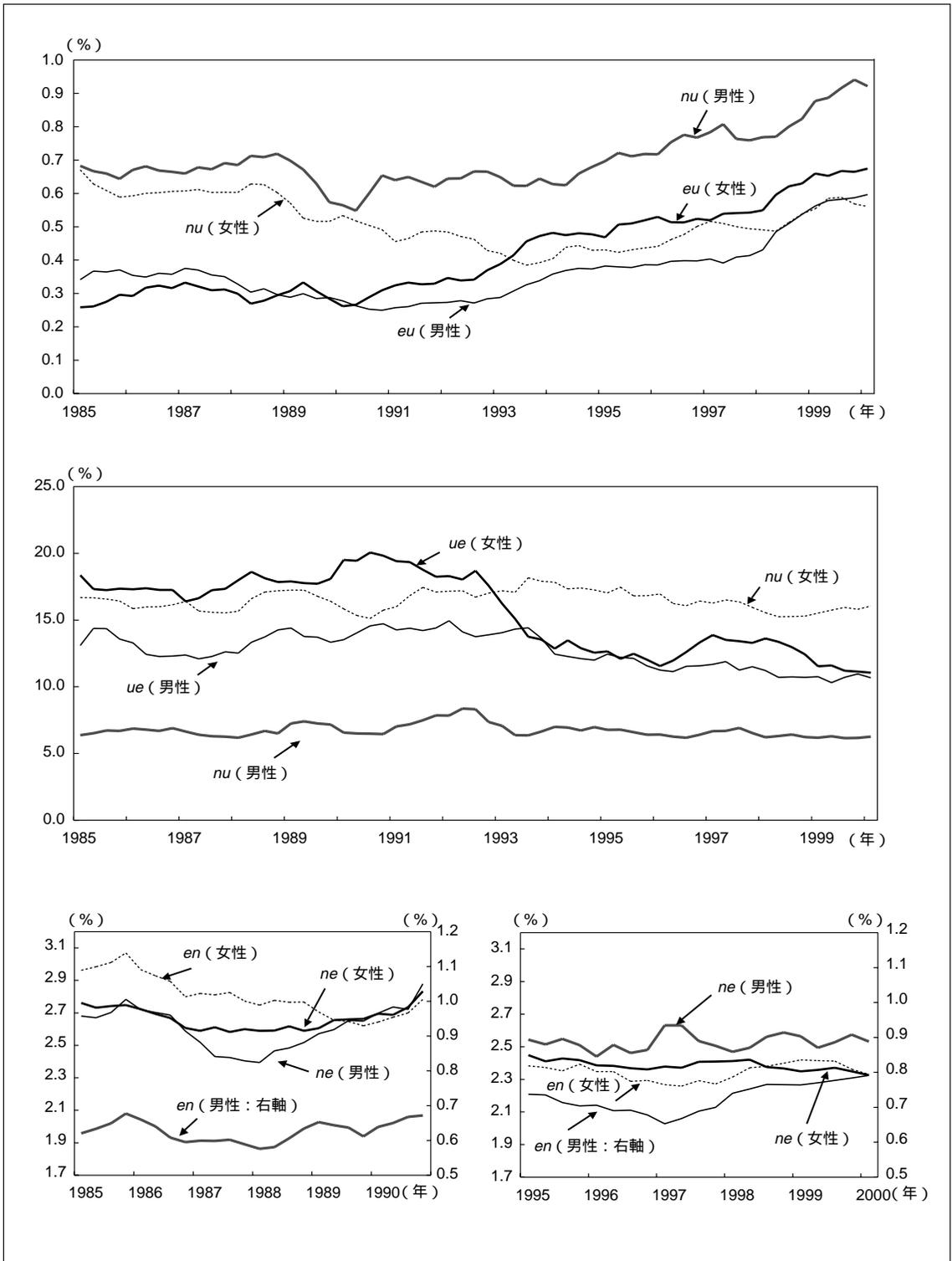
失業プールを経由せずに直接、非労働力から就業へと移行する確率（図表6の下段、 ne ）²¹は、男女ともに1980年代後半に急速に上昇したが、1990年代後半には男女ともに水準自体が低下しており、特にこの傾向は女性の ne に顕著に観察される。

就業から非労働力への推移確率(en)については、男女で大きな違いがみられる。男性については、1980年代後半に比べると、1990年代後半における、 en が若干ながら上昇している。一方、女性の en は、1980、90年代後半の両期間を比較すると減少傾向が観察される。

さらに詳しくみるために、図表7には、1985年第1四半期から5年ごとに、1990年第1四半期、1995年第1四半期、2000年第1四半期の各時点における推移確率の値を示した。この図表は、就業からの推移確率（ ee , eu , en ）を例にとると、1985年時点（図表中2列目の3～5行目：合計の欄）では、前月の就業者のうち98.15%は、翌月も就業状態を継続（ ee ）しており、0.31%は失業状態（ eu ）に、1.55%は非労働力化（ eu ）していると解釈する。

21 en , ne については、データが入手できなかった時期があり、データが不連続である。このため、本稿では、1980、90年代後半のそれぞれ5年間の推移を示した。

図表6 推移確率（男女別）



図表7 推移確率

(%)

	合計				男性				女性			
	1985	1990	1995	2000	1985	1990	1995	2000	1985	1990	1995	2000
<i>ee</i>	98.15	98.28	98.18	97.96	99.04	99.08	98.88	98.61	96.78	97.10	97.15	97.00
<i>eu</i>	0.31	0.27	0.42	0.63	0.34	0.28	0.38	0.60	0.26	0.26	0.47	0.67
<i>en</i>	1.55	1.45	1.40	1.42	0.62	0.64	0.74	0.79	2.96	2.64	2.38	2.33
<i>ue</i>	15.22	16.04	12.53	10.82	13.09	13.53	12.45	10.68	18.36	19.51	12.64	11.06
<i>uu</i>	74.26	73.52	76.44	79.12	80.54	79.91	80.78	83.06	64.96	64.66	70.32	72.90
<i>un</i>	10.53	10.44	11.02	10.06	6.37	6.56	6.78	6.26	16.68	15.83	17.03	16.04
<i>ne</i>	2.74	2.69	2.47	2.38	2.68	2.69	2.54	2.53	2.76	2.69	2.45	2.32
<i>nu</i>	0.67	0.54	0.51	0.67	0.68	0.56	0.70	0.92	0.67	0.53	0.43	0.56
<i>nn</i>	96.59	96.76	97.02	96.95	96.64	96.74	96.76	96.55	96.57	96.77	97.12	97.12

まずは、就業からの推移確率（3～5行目：*ee*, *eu*, *en*）に注目しよう。2ヵ月連続して就業している確率（*ee*）は、男性・女性ともに、円高不況期に該当する1985年頃から、バブル期の1990年にかけて上昇し、2000年には低下している。この間の就業確率の低下は、失業プールへの流入（*eu*）と、非労働力化（*en*）によって説明される。時系列的でみて、この動きに特に変化がみられるのは女性である。1985年時点をみると、2ヵ月連続して就業しなかった女性（ $0.26 + 2.96 = 3.22\%$ ）のうち約9割（ $2.96/3.22 = 0.919$ ）は、非労働力化しているが、これを2000年時点でみると、非労働力化の割合は7割強（ $2.33/(2.33 + 0.67) = 0.777$ ）に減少しており、離職した人が失業プールへ流入する割合は増大傾向にあることがみてとれる。ただし、男女別に見ると、非労働力化率は、依然として女性の方が圧倒的に高い。

次に、失業からの推移確率（6～8行目：*ue*, *uu*, *un*）をみると、失業者の就業確率（*ue*）は、男女ともにバブル期にいったん上昇し、その後は低下しており、この傾向は女性に顕著である。就業確率の低下に伴って、就業が実現しなかった失業者が増大する中、そのまま失業プールにとどまる確率（*uu*）は、2000年にかけて上昇しており、求職を諦めて非労働力化する割合（*un*）は減少している。

最後に、非労働力からの推移確率（9～11行目：*ne*, *nu*, *nn*）をみてみよう。時系列的にみると、非労働力から失業を経由せずに直接就業へ移行する確率（*ne*）は、1990年以降、低下傾向にある。ただし、就業が実現しなかった非労働力の動きには、男女で違いがみられる。男性では、非労働力からの就業実現率（*ne*）が低下し、1995、2000年には、非労働力から失業プールへの流入確率（*nu*）が上昇している。また、2000年には非労働力継続確率（*nn*）も低下しており、追加労働者効果が起こっていると推察される。一方、女性については、1990年から1995年にかけては非労働力継続確率（*nn*）の増大が起こっており、これはこの時期、非労働力からの就業（*ne*）が実現しないのであれば、あえて失業プールに入って求職せず、非労働力状態を選択する女性が一時的に増加したためとも解釈しうる（労働力化未了）。ただ

し、2000年時点では、 ne の低下をちょうど相殺するかたちで、失業プールへの流入確率 (nu) が上昇している。

以上、推移確率の観点から、バブル崩壊後の失業率の上昇を説明するならば、就業から失業プールへの流入確率が増大し、失業からの就業確率は大きく低下する中、失業から非労働力化する傾向は男女共に弱まっているため、失業継続者が累積している状態が発生していると整理できる。一方、非労働力からの就業実現率が低下する中で、男性では非労働力からの失業プールへの流入が生じており、2000年の段階では女性にも同様の傾向が観察される。つまり、非労働力からの失業プールへの流入という経路でも、失業率の押し上げが起こっていると推察される。

これらの点を定量的に確認する試みとして、失業率の変動要因が、おのおののフローの動きで、どの程度説明されるかを計算したものが、図表8および図表9である。両図表が示している定常状態の失業率とは、図表7で示した1985、90、95、2000年の各時点における9つの推移確率が将来にわたっても同じ値をとると想定した場合（本稿では、これを定常状態 < steady-state > と呼ぶこととする）に算出される失業率である²²。

同図表をみると、定常状態の失業率（合計）は、1985、90、95、2000年の各時点で、それぞれ2.52、2.03、2.96、4.80%となっている。その1、2行下には、男女別の定常状態の失業率を示した。また参考までに図表中の最下段には、同時点における失業率の実現値を示した。本稿の試算によって算出された定常状態失業率と、実際の失業率を比較すると、両者の間は最大でも0.1%程度の乖離しかないことがみてとれる。以下では、この定常状態失業率をベンチマークとして、分析を進めることとする。

図表8および図表9では、一時点での推移行列を固定したまま、ある推移確率だけを別の時点のものに入れ替えた場合の定常状態失業率を計算した。例えば、図表8の9行3列目は、1985年時点の推移行列のうち、 eu に該当する推移確率のみを1990年時点のものに置き換えた場合に計算される、定常状態の失業率を示している。各時点の推移確率を基にして計算された定常状態での失業率と、ある推移確率だけを変化させた場合に計算される定常状態失業率とを見比べることにより、失業率の変動

22 図表8および図表9の試算方法の概略を説明すると、以下のとおりである。まず、 t 時点での労働者の状態は、図表7に示したような各時点における9つの推移確率を経て、 $t+1$ 時点では別の状態となっていると考える。簡単化のために、こうした関係を $X(t+1) = P(t)X(t)$ と示すこととする。ここで、 $X(t)$ は、 t 時点での $E \cdot U \cdot N$ の3状態を示す 3×1 のベクトル、 $P(t)$ は9つの推移確率を示す 3×3 の行列である。翌期の $t+2$ 時点では、 $X(t+2) = P(t+1)X(t+1)$ との関係が成り立つ。ここで $P(t)$ が将来にわたって一定の推移確率 P を取るとすると、 $m+1$ 時点での状態は、 $X(m+1) = P^m X(0)$ と表すことが可能である。このとき、 P がエルゴード性を満たすマルコフ行列であると仮定すると、極限状態では、 $X^* = PX^*$ という関係を満たすようなベクトル X^* が1つだけ存在する。本稿で試算した定常状態の失業率は、この X^* を求めることによって算出される。詳しい算出方法は、補論2.を参照のこと。この方法は、連続した時系列データがなくても2時点のデータを用いて失業率変動を各フロー別に分解できることや、極限における失業率（定常状態の失業率）を数学的に算出できるとのメリットがある。

がどの推移確率の変化によって、どの程度説明されるかを把握することが可能となる²³。

まずは、失業プールへの流入確率の変化が、失業率をどのように変化させているかをみる（図表8）。1985年から1990年にかけての変化をみると、男性については、失業率低下の90%が、失業プールへの流入確率の低下（*eu*および*nu*）により説明される。90%のうち*eu*低下による寄与が60%、*nu*低下による寄与が30%と、就業・非労働力の両方向からの、失業プールへの流入が低下していたことがみてとれる。

図表8 定常状態の失業率（その1）

	1985	1990	変化分	寄与率	1990	1995	変化分	寄与率	1995	2000	変化分	寄与率
定常状態失業率（%）												
計	2.52	2.03	-0.49	-	2.03	2.96	0.93	-	2.96	4.80	1.84	-
男性	2.50	2.01	-0.49	100	2.01	2.95	0.94	100	2.95	5.04	2.09	100
女性	2.58	2.07	-0.50	100	2.07	2.95	0.87	100	2.95	4.47	1.52	100
男性												
<i>eu, ue, nu, un</i>	2.50	2.00	-0.51	103	2.01	2.78	0.77	82	2.95	4.90	1.95	93
<i>eu, nu</i>	2.50	2.06	-0.45	90	2.01	2.65	0.64	68	2.95	4.32	1.37	66
<i>eu</i>	2.50	2.21	-0.30	60	2.01	2.50	0.49	52	2.95	4.01	1.06	51
<i>nu</i>	2.50	2.35	-0.15	30	2.01	2.17	0.16	17	2.95	3.26	0.31	15
<i>ee, en, eu*, ne, nn, nu*</i>	2.50	2.08	-0.42	85	2.01	2.81	0.80	85	2.95	4.45	1.50	72
<i>ee, nn</i>	2.50	2.50	0.00	1	2.01	2.07	0.06	6	2.95	3.00	0.05	2
<i>en, ne</i>	2.50	2.51	0.01	-2	2.01	2.09	0.08	9	2.95	2.99	0.04	2
女性												
<i>eu, ue, nu, un</i>	2.58	2.16	-0.41	83	2.07	2.88	0.80	92	2.95	4.35	1.41	92
<i>eu, nu</i>	2.58	2.21	-0.37	74	2.07	2.39	0.32	37	2.95	3.99	1.04	68
<i>eu</i>	2.58	2.58	0.00	0	2.07	2.64	0.56	64	2.95	3.58	0.63	41
<i>nu</i>	2.58	2.21	-0.37	74	2.07	1.83	-0.24	-28	2.95	3.36	0.41	27
<i>ee, en, eu*, ne, nn, nu*</i>	2.58	2.10	-0.47	95	2.07	2.44	0.37	43	2.95	4.08	1.13	74
<i>ee, nn</i>	2.58	2.51	-0.06	12	2.07	2.13	0.05	6	2.95	3.01	0.06	4
<i>en, ne</i>	2.58	2.50	-0.07	14	2.07	2.08	0.01	1	2.95	2.99	0.04	3
参考：失業率（実現値）												
計	2.57	2.13			2.13	3.00			3.00	4.80		
男性	2.57	2.10			2.10	2.98			2.98	4.98		
女性	2.58	2.17			2.17	3.04			3.04	4.53		

備考：図表中の*は、各列の要素を2つ変化させたために、結果として残るもう1つの要素も変化した場合。

*がっていない場合は、明記した推移確率のみを変化させた場合を示す。

23 この方法は、推移行列において一部の推移確率だけを他時点のもので置き換えるため、当然ながら、推移行列の各列の総和が1にならない場合がある。しかしながら、ここでの分析は、どの推移確率の変化が失業率変動に寄与しているかを検討するための試みであるため、あえて一部分のみを変化させた場合を計算している。したがって本稿の方法は、推移行列がマルコフ行列にならない可能性があることを意味するため、定常状態の失業率を算出する際に必要な「固有値の1つが1となる」という条件が成立しないケースが生じうる。こうしたケースが生じた場合、本稿では、算出される固有値のうち、最も1に近いものを選択して計算することとした。ちなみに、いずれのケースにおいても、固有値が著しく1から乖離すると結果を得たものはなかったため、列総和が1にならないことから生じる誤差はそれほど大きくないと推察される。

一方、同時期の女性失業率の低下は、同じく失業プールへの流入確率の低下により74%が説明されているが、内訳は男性と異なり、全てが nu の低下で説明されている。これは、バブル期に、労働市場が逼迫し、失職する人が少なかったことに加え、失業プールを経由せずに直接非労働力から就業へ移行する動きが活発化したことで、非労働力からの失業プールへの流入が低下し、失業率が一段と押し下げられたことを示している。

次に、1990年から1995年にかけての変化をみると、この時点でも男女に違いがあることがみてとれる。男性については、 eu および nu の双方で、失業プールへの流入確率が上昇し、失業率の上昇に寄与している。一方、女性は eu の上昇分が失業率の上昇の64%を説明している一方で、 nu が低下していることで反対に失業率を低下させる（28%）方向に働いていたことが観察される。図表7で考察したとおり、1995年の時点では、女性の就業者の失職が急増し、労働需給が急激に緩む中、非労働力からあえて失業プールに入らず、非労働力状態を継続するという、労働力化未了効果が発生していたことが、結果として、失業率上昇を抑制する作用として働いていたことがわかる。

ただし、こうした女性の動きも、景気低迷が長期化する中で、変化したことが観察される。1995年から2000年にかけての変化をみると、女性の eu は引き続き失業率を上昇させる方向へ寄与しているが、同時に、非労働力から失業プールへの流入増加が、失業率上昇の27%を説明していることがみてとれる。

このように、女性の失業 - 非労働力間の動きには、労働力化未了、追加労働者効果などが混在しており、いずれの効果もより大きく失業率変動に影響を及ぼしているかは、各時点の経済状況により異なる可能性が示唆される。

図表9 定常状態の失業率（その2）

	1985	1990	変化分	寄与率	1990	1995	変化分	寄与率	1995	2000	変化分	寄与率
定常状態失業率（%）												
計	2.52	2.03	-0.49	-	2.03	2.96	0.93	-	2.96	4.80	1.84	-
男性	2.50	2.01	-0.49	100	2.01	2.95	0.94	100	2.95	5.04	2.09	100
女性	2.58	2.07	-0.50	100	2.07	2.95	0.87	100	2.95	4.47	1.52	100
男性												
ue, un, uu^*	2.50	2.42	-0.09	17	2.01	2.11	0.10	11	2.95	3.34	0.39	19
ue	2.50	2.49	-0.01	3	2.01	2.02	0.01	2	2.95	2.97	0.02	1
uu	2.50	2.42	-0.09	18	2.01	2.11	0.10	11	2.95	3.34	0.39	19
un	2.50	2.51	0.00	0	2.01	2.02	0.01	1	2.95	2.94	-0.01	0
女性												
ue, un, uu^*	2.58	2.53	-0.05	10	2.07	2.51	0.44	50	2.95	3.23	0.28	18
ue	2.58	2.57	-0.01	1	2.07	2.12	0.04	5	2.95	2.96	0.01	1
uu	2.58	2.56	-0.02	4	2.07	2.45	0.37	43	2.95	3.22	0.28	18
un	2.58	2.57	0.00	1	2.07	2.08	0.00	1	2.95	2.94	-0.01	-1

備考：図表中の*は、各列の要素を2つ変化させたために、結果として残るもう1つの要素も変化した場合。

*がついていない場合は、明記した推移確率のみを変化させた場合を示す。

最後に、失業プールからの流出確率 (ue, uu, un) の影響を時系列でみる (図表9) と、失業から就業への流出 (ue) および失業から非労働力への流出 (un) によって説明される部分は、どの時点でも非常に小さい。つまり、図表9の分析結果から判断するならば、失業からの就業確率の低下や、失業者が求職を断念し非労働力化することの影響が、失業率変動に寄与していた可能性は低いということになる。この結果は、低下幅が小さかった un はともかく、 ue については、図表6、7において1990年代以降に急激な低下が観察された点にかんがみると、やや意外な感は否めない。失業から就業への推移確率 (ue) の低下と、就業に結びつかないために失業プールに滞留する確率 (uu) の上昇とが、本稿の計算ではうまく識別できていない可能性がある。

ただし、 ue, uu, un を統合した動きから総合的に判断すれば、1990年代の失業率の上昇には、失業プールからの、就業化 (ue) ・非労働力化 (un) 両方向への流出が緩慢な中、人々が失業プールに滞留し続ける確率 (uu) が上昇し、失業率の押上げ要因として寄与していたことがみてとれる。

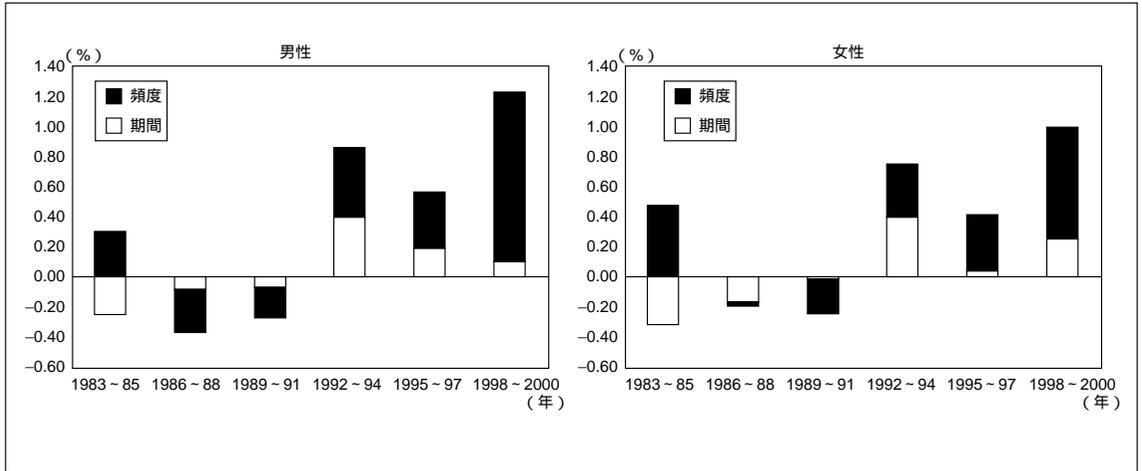
(2) 失業頻度と失業期間

3節(1)では、就業および非労働力から、失業プールへの流入確率 (失業頻度) と、いったん失業者となった人々の失業プール内での滞留確率の上昇 (失業期間の長期化) が、失業率の変動に寄与している可能性が示唆された。そこで、3節(2)では、1983~2000年にかけての失業率の変化が、失業期間と失業頻度という2つの要因のうち、どちらに強い影響を受けているかを検討する。以下の方法は、図表7~9のアプローチとは異なり、失業が就業・非労働力のいずれからの流入によって発生し、どちらの状態への移行により完了したかを識別することはできないが、時系列的に各局面での変化を観察することが可能であることから、データ入手の制約上、4時点間の比較にとどまった上述の分析を補完する役割を果たす。

失業率は、失業期間と失業頻度の積で表される。図表10は、1983~2000年を3年ごとに区切り、各3年間の失業率の変化を、失業期間と失業頻度の変化に分けて、それぞれの寄与度を示したものである²⁴。したがって、各期間ごとに示された、失

24 就業者、失業者、非労働力人口の各状態間の流入が同量であるという定常状態を仮定し、失業への月当たり流入フロー量を $F (= EU + NU)$ 、1失業スベルの平均完結失業期間を $D (= 1/ue + un)$ とすると、ストックの失業者数 U は、「 $U = F \times D$ 」で表される。両辺を労働力人口で除した場合、左辺は失業率 (u) となり、流入フローを労働力人口で除したものを F' とすると、失業率は、「 $u = F' \times D$ 」で表現される。ここで、時点1から時点2にかけての失業率の変化 ($\Delta u = u_2 - u_1$) は、「 $\Delta u = F'_1 \times (D_2 - D_1) + D_2 \times (F'_2 - F'_1)$ 」と分解することができる。この式は、失業率の変化が、失業期間の変化分 (右辺第1項) と、失業頻度の変化分 (第2項) とで説明できることを示している。なお、失業者の追跡調査を行っていないわが国のデータでは、完結失業期間の計測は上述のように推計で求めるのが一般的である。橋本 [1984] や水野 [1992] では、失業期間の推定に関して、上記以外の方法に関しても詳細な検討が行われている。これらの先行研究によれば、いずれの方法も何らかの仮定を前提として算出するものであるため、得られた推計結果はある程度幅をもってみる必要があることが指摘されている。

図表10 失業率の変化に対する失業頻度と失業期間の変化の寄与



業頻度と失業期間の寄与の和は、同期間における失業率の変化を示している。

図表をみると、それぞれの局面によって、失業率の変化をもたらした要因が異なることがみてとれる。まず、1983～85年にかけては、男女共に失業率が上昇した時期であったが、これは失業期間が低下する一方、失業頻度、すなわち失業プールへの流入フローが急増したことで説明される。1985～88年にかけて失業率が男女ともに低下した局面では、男性については失業頻度の低下が、女性については失業期間の低下が押下げ要因として寄与している。1989～91年に失業率はさらに低下したが、この局面で失業率の低下に大きく貢献したのは、失業頻度の低下である。この結果は、この期間に就業・非労働力の双方から失業プールへの流入が低下したとの本稿の解釈と整合的である。

1992～94年の失業率上昇局面では、失業頻度・期間ともに失業率を押し上げているが、男性は流入フローの増加、女性は失業期間の増加の寄与がやや大きい。この時期において、女性の失業頻度の上昇がそれほど顕在化しなかった背景には、図表8でも観察されたとおり、女性の非労働力から失業プールへの流入が減少したことが影響していると思われる。反対に、1995～97年の期間では、女性失業率の上昇はそのほとんどが失業プールへの流入フローの増加で説明されている。失業率が急激に上昇した1998～2000年は、男女ともに、失業プールへの流入フローの増大が大きく寄与している。

従来から、わが国の労働市場は、米国やカナダといった他の諸国と比べると、失業する頻度が低い一方、いったん失業した場合の失業期間が長いことが特徴として指摘されてきた²⁵。しかしながら、本稿の試算結果では、特に1990年後半に関しては、失業プールへの流入頻度上昇も失業率を押し上げる要因として大きな影響を及

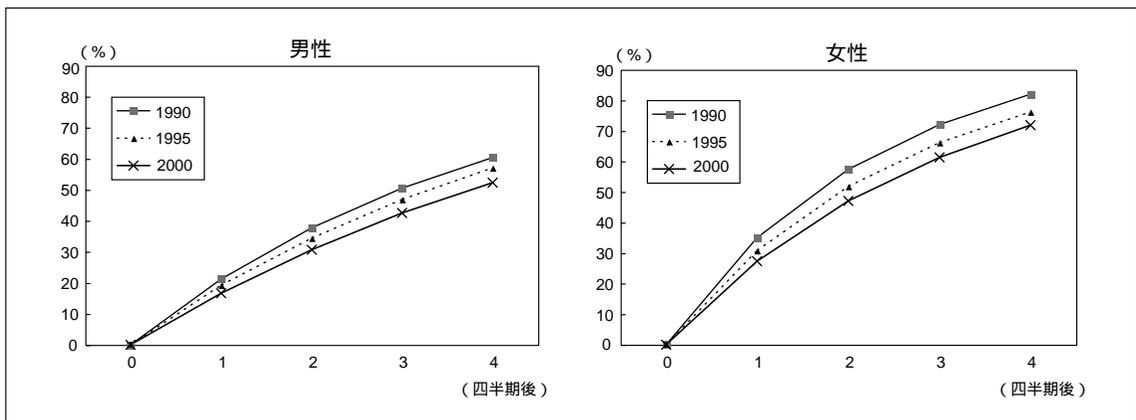
25 例えば、水野 [1982]、樋口 [2001]。

ぼしていたことが示された。つまり、もともと他国よりも失業期間が長いことに加えて、失業頻度も高まっている状態が発生している現在のわが国は、失業プールからなかなか離脱できない失業者が累積している深刻な状況に直面していると解釈できる。

図表11は、失業者の失業プールからの離脱確率を時系列的に観察するために、いったん失業した人が、どのくらいの時間と確率で失業プールから離脱しているかを、1990、95、2000年の各時点ごとに図示したものである²⁶。この図表は、ある人が失業した期を0期として（このときの失業プール離脱確率は0%）、その後1・2・3・4四半期、と時間が経過するにつれ、どのくらいの確率でその人が失業状態を終了しているかを表している。

図表11からは、1990 95 2000年と、離脱確率の形状が徐々にフラット化しており、失業者がなかなか失業プールから離脱できない状況が1990年代において深刻化していったことがみてとれる。また、男性についてみると、2000年時点においては、いったん失業した人が1年後に失業プールを離脱している確率は52%となっており、男性失業者の約半分が1年を経過しても失業者であり続ける事態が発生していると解釈できる。2000年時点での女性失業者の離脱確率は72%であり、男性に比べると高い確率で失業プールを離脱している²⁷といえるものの、1990年から2000年にかけての、離脱確率の低下幅は男性よりも大きく、女性についても失業者が失業プールに滞留する割合が高まっていることを示している。

図表11 失業プールからの離脱確率



26 t 時点で失業した人が、1四半期後に失業を継続している確率は uu_{t+1} である。1四半期後に失業プールにいた人が、翌四半期、つまり2四半期後にも引き続き失業している確率は $uu_{t+1} \times uu_{t+2}$ 、さらに3四半期、4四半期後にも失業を継続している確率は、それぞれ $uu_{t+1} \times uu_{t+2} \times uu_{t+3}$ 、 $uu_{t+1} \times uu_{t+2} \times uu_{t+3} \times uu_{t+4}$ である。このように、失業継続確率は uu の積で計算できる。失業プールからの離脱確率は、1からこの失業継続確率を差し引いたものである。

27 女性の失業離脱確率が高いのは、女性の場合、男性に比べ、非労働力化という経路で失業プールを離脱する確率が高いことに加え、失職の頻度は高い一方で、就業の頻度も比較的高い、パート労働という就業機会があることも1つの要因と思われる。

4. フロー・データを用いた分析(2) 時系列分析

以上、3節の分析からは、フロー・データが局面ごとにさまざまな動きを示し、これらの情報を集約したストックの失業率の動きだけでは入手しえない多くの有益な情報を含んでいることが示唆された。ところが、2節(2)で概観したとおり、フロー・データと景気循環やマクロ経済との関係を検討した分析は非常に少ない。特に、わが国では、フロー・データを用いた研究は水野の一連の分析のみである。しかもその分析内容は、本稿3節でみたように、失業率というストック変数の変動が、フロー・データによっていかに説明されうるかとの点に集約されてきた。

そこで、以下では、フロー・データが将来の景気・物価予測等に追加的に有益な情報をもたらすかどうか、という政策的関心を踏まえ、水野の一連の業績を発展させ、フロー・データの動きとマクロ経済との関係についての実証分析を試みる²⁸。本節(2)では、VARの手法によりフロー・データの情報変数としての性質を検討する。本節(3)は、Bleakley, Ferris, and Fuhrer [1999]らのアプローチをわが国にも適用し、フロー・データを用いて、フィリップス・カーブを通じた物価予測の改善を試みる。

なお、以下で行われる分析の目的は、フロー・データの今後の研究における有用性を例示し、問題提起を行うことにあり、従来の研究への補完的な材料をフロー・データが提供する可能性を示すことに主眼がある。

(1) 予備的分析

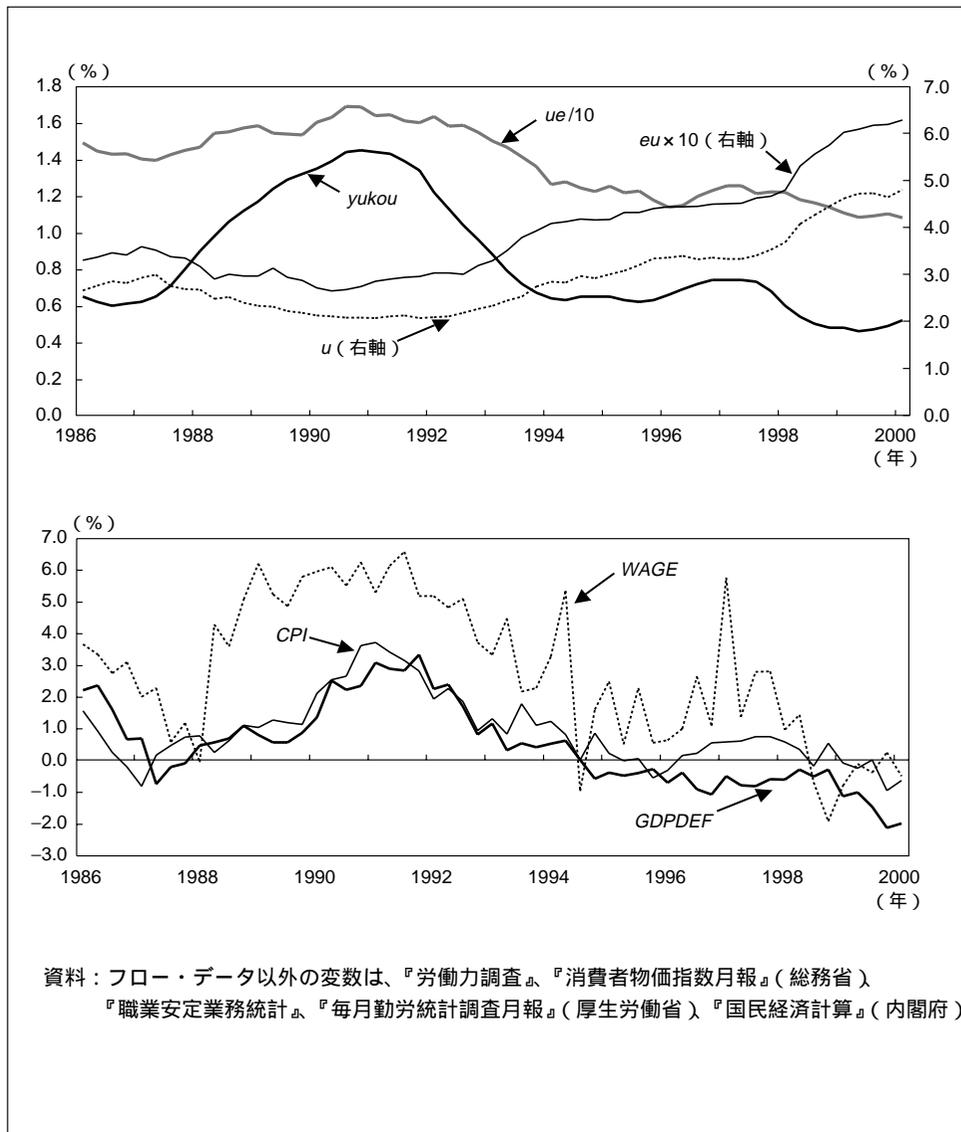
まず、各フロー・データと、失業率を含むその他の景気指標の代理変数および物価・賃金に関するデータの特性および相関を観察する。

図表12は、失業率(u)、有効求人倍率($yukou$)、フロー・データの代表として男女計 eu と ue (推移確率:スケールを合わせるために ue は1/10倍、 eu は10倍に加工)、消費者物価指数(総合)、GDPデフレータ、時間当たりの現金給与総額のそれぞれ対前年同期比変化率(CPI , $GDPDEF$, $WAGE$)²⁹を時系列でプロットしたものである。図表12をみると、上段の労働市場の状態を示す諸変数は共に、1990年前後のバブル期に改善し、その後悪化していることがみてとれる。下段に示した物価関連の変数については、1990年代前半までは景気変動に応じて同じように推移しているが、1990年代後半に限ると、これら3変数が必ずしも平行に推移していないことが観察

28 なお、就業・非労働力間のデータは、計測期間を通しての連続的なデータは存在せず、部分的なサンプルしか得られなかった。したがって、本稿で行う実証分析に用いるデータは、失業・就業間、失業・非労働力間の4タイプの推移確率(ue , eu , un , nu)に限定されるため、必ずしも労働市場のダイナミクスを包括的に捉えた分析ではないことには留意されたい。

29 CPI、GDPデフレータについては、消費税導入・引上げ要因は調整済み。

図表12 各変数の推移



される。特に、賃金データについては、1990年代末に景気が一段と後退してからも、前年同期比でプラスの値をとり続けており、1990年代央から一貫してマイナスをとり続けているGDPデフレータの動きとは大きな違いが生じている。このように賃金が高止まりを続けた背景には、名目賃金の下方硬直性が影響している可能性も考えられうる。

これらの変数間の関連をより詳しくみることにしよう。図表13(1)の上段には、フロー・データを含む各変数の平均値と標準偏差を示した。図表中に示された変数は、図表12で示したもののほか、失業率と構造的・摩擦的失業率との乖離 (*ugap* :

図表13 基礎統計および相関係数と時差相関

(1) 基礎統計量

	CPI	GDPDEF	WAGE	u	ugap	yukou	gdpgap1	gdpgap2
平均値	0.892	0.460	2.847	2.949	0.370	0.848	-4.256	-5.680
標準偏差	1.098	1.290	2.301	0.791	0.413	0.314	1.875	2.226

	ue	eu	un	nu	mue	meu	mun	mnu	fue	feu	fun	fnu
平均値	13.808	0.390	10.751	0.567	12.662	0.365	6.740	0.704	15.441	0.427	16.463	0.509
標準偏差	1.888	0.103	0.625	0.062	1.331	0.092	0.518	0.088	2.879	0.128	0.767	0.069

(2) 相関係数

	CPI	GDPDEF	WAGE	ue	eu	un	nu	u	ugap	yukou	gdpgap1	gdpgap2
CPI	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
GDPDEF	0.835	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
WAGE	0.735	0.752	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ue	0.776	0.873	0.815	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-
eu	-0.663	-0.803	-0.778	-0.931	1.000	-	-	-	-	-	-	-
un	0.419	0.475	0.526	0.433	-0.487	1.000	-	-	-	-	-	-
nu	-0.459	-0.358	-0.367	-0.255	0.376	-0.659	1.000	-	-	-	-	-
u	-0.713	-0.806	-0.802	-0.908	0.979	-0.617	0.531	1.000	-	-	-	-
ugap	-0.757	-0.774	-0.839	-0.906	0.950	-0.575	0.491	0.971	1.000	-	-	-
yukou	0.835	0.770	0.815	0.873	-0.786	0.407	-0.314	-0.795	-0.889	1.000	-	-
gdpgap1	0.737	0.700	0.810	0.789	-0.788	0.308	-0.311	-0.779	-0.866	0.892	1.000	-
gdpgap2	0.782	0.765	0.784	0.873	-0.870	0.345	-0.287	-0.855	-0.925	0.941	0.915	1.000

	CPI	GDPDEF	WAGE	yukou	mue	meu	mun	mnu	fue	feu	fun	fnu
mue	0.773	0.820	0.802	0.828	1.000	-	-	-	-	-	-	-
meu	-0.714	-0.789	-0.794	-0.800	-0.896	1.000	-	-	-	-	-	-
mun	0.507	0.610	0.593	0.519	0.578	-0.568	1.000	-	-	-	-	-
mnu	-0.616	-0.744	-0.676	-0.635	-0.774	0.898	-0.477	1.000	-	-	-	-
fue	0.710	0.839	0.755	0.830	0.812	-0.815	0.478	-0.697	1.000	-	-	-
feu	-0.569	-0.770	-0.712	-0.723	-0.806	0.882	-0.436	0.814	-0.927	1.000	-	-
fun	0.132	0.163	0.274	0.141	0.434	-0.394	0.502	-0.354	-0.036	-0.136	1.000	-
fnu	-0.249	-0.052	-0.099	-0.057	-0.174	0.211	-0.257	0.280	0.277	-0.234	-0.549	1.000

(3) 時差相関

	ue	mue	fue	eu	meu	feu	un	mun	fun	nu	mnu	fnu
CPI	0.776	0.773	0.710	-0.663	-0.714	-0.569	0.646	0.717	0.651	-0.547	-0.616	-0.503
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(-4)	(-3)	(-12)	(-7)	(0)	(-12)
GDPDEF	0.873	0.820	0.839	-0.803	-0.789	-0.770	0.586	0.680	0.676	-0.585	-0.744	-0.453
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(-3)	(-2)	(-11)	(-13)	(0)	(-11)
WAGE	0.815	0.802	0.755	-0.778	-0.794	-0.712	0.555	0.607	0.581	-0.558	-0.710	-0.446
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(-11)	(-2)	(-12)	(-5)	(-2)	(-15)

備考：相関係数が0であるとの帰無仮説が5%水準で棄却されなかったものには、シャドウを付けた。

『労働経済白書』、厚生労働省による試算値)、需給ギャップ ($gdpgap1$: 非製造業稼働率固定ベース、 $gdpgap2$: 非製造業稼働率推計ベース³⁰)、フロー・データ (男性 ($male$)・女性 ($female$) の推移確率には、頭文字に m 、 f の文字を付してある) である。期間は図表12と同様、1986年第1四半期～2000年第1四半期であり、月次データについては、四半期平均に変換したものをを用いている。物価関連以外の変数の標準変数をみると、他の変数に比べ、需給ギャップおよび、 ue の変動が大きい。特に、フロー変数の中では、女性のフロー (fue) の標準偏差が大きな値を示している。

次に、物価・賃金データと各フローとの相関を観察する。図表13(2)の上段をみると、失業から就業へのフロー (ue) と物価・賃金データとの間には、正の関係が観察され、その他のストック変数と物価との相関に比べ、比較的高い相関関係を示している。また就業から失業へのフロー (eu) と物価・賃金との間にも、比較的高い負の相関がみられる。一方、就業・失業間フローと物価・賃金との関係に比べると、失業・非労働力間のフローと物価変動との間には、高い相関係数は検出されていない。特に、非労働力から失業へのフロー (nu) との相関係数は低い。

3節で失業と非労働力間の流出入に、男女別の違いがみられたことを踏まえ、男女計でみたフローの動きでは、男女別の動きが互いに相殺しあっている可能性も考慮して、男女別フローと他の諸変数との相関を計算したものを、図表13(2)の下段に示した。結果をみると、男性に関しては、失業・非労働力間フロー (mmu , mun) と物価との間には比較的高い相関が検出された一方、女性のフロー (fmu , fun) と物価との相関係数は極めて低い。つまり、男女計でみた失業・非労働力間フローと物価等との関係を弱くしている要因には、女性の動きが原因となっていると示唆される。これは、図表7でみたように、就業を諦めて非労働力にとどまる効果 (労働力化未了) が観察される時期と、非労働力から失業プールへの流入が活発に観察される時期が nu の中に混在していることも一因と思われる。

最後に、フロー・データと諸変数との間には、ラグを伴った相関関係がある可能性を考慮し、物価・賃金データと、各フロー変数との時差相関を計算した。図表13(3)には、相関係数がピークを示した時点の値と、そのときのラグ数を () 内に示した。() 内に示したラグ数にマイナスの符号が付いている場合は、物価・賃金データが先行する場合 (例えば、 $GDPDEF$ と un の欄に示された、 -3) は、GDPデフレータの3四半期前の値と、 un の当期の値との相関が、最も強いことを示している) ゼロの場合は、当期同士の相関が最も強い場合を示している。

図表13(3)に示した結果をみると、 ue ・ eu は、男女別・計ともに、物価・賃金とは当期同士で最も相関係数が高くなっている一方、失業・非労働力間のフローについては、物価・賃金の方に、先行性が見出される。特に、女性のフロー (fue , fmu)

30 具体的な試算方法は、鎌田・増田 [2001] 参照。本稿の分析では、鎌田氏に提供していただいたデータを用いた。

では、物価・賃金に3年程度の先行性がみられるが、このラグは非常に長く、両者の関係が明確にあるかどうかは不明である。少なくとも男性については、時差相関の結果からは、物価や賃金の下落（上昇）後、約0～3四半期を経過してから、非労働力から失業への流入フローの増加（減少）と、失業から非労働力への流出フローの減少（増加）が起こることが推察される。こうした結果は、相関関係だけでは特定の因果関係を確認できない、との留保が必要ではあるものの、男性には追加労働者効果があるとの仮説と整合的である。

（2）時系列解析によるインフレ予測への応用

次に、物価変数と各フロー・データとの因果関係をより詳しくみるために、以下では単純なVARを推計する。ここでは、物価変数としてGDPデフレータを採用する³¹。VARは、「*GDPDEF, eu, ue, un, nu*」の5変数を用いた場合のほか、3節および4節の相関で観察されたように、男女のフローの動きには違いがあることを考慮し、「*GDPDEF, meu, mue, mun, mnu*」と、「*GDPDEF, feu, fue, fun, fnu*」の男女別のフローも推計した³²。期間は1986年第1四半期～2000年第1四半期であり、5変数のほか、定数項を加えたものを採択した。ラグ次数は、AIC基準により1が選ばれた³³。

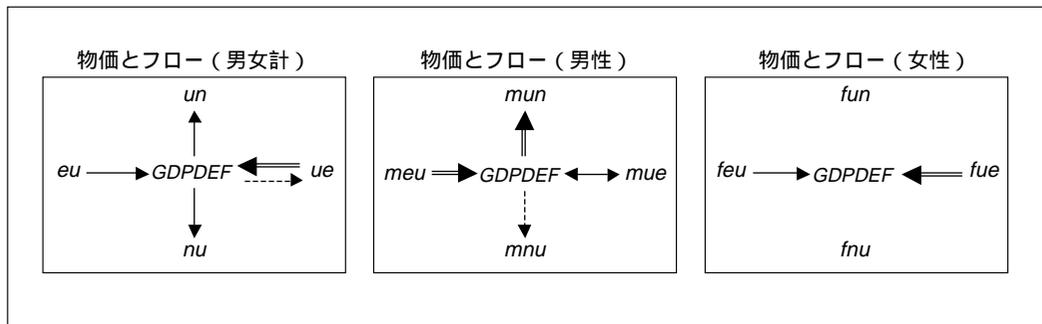
推計から得られたグレンジャーの因果性テストの結果は、以下のとおりである。図表中の二重線、実線、点線はそれぞれ、変数間にグレンジャーの意味で因果性は

31 図表12で示されているとおり、CPIおよび賃金は、1990年代後半に景気が悪化してからも、しばらくの間、対前年同期比でプラスの値を示し、この傾向は特に賃金に強くみられた。こうした背景には、名目賃金の下方硬直性の影響も考えられ、この点については今後の研究課題として別途検討が必要である。しかし、ここでの目的は、物価とフロー・データとの間に中長期的にみて安定的な関係があるかどうかを検討することにあるため、VAR分析では、1990年代後半において、CPIや賃金に比べ、比較的弾力的に変動していたGDPデフレータを物価変数として採用した。ただし、後述の予測分析では、GDPデフレータのほか、CPI、賃金を用いた分析も行う。

32 労働市場は、男女別に完全に分断されているわけではないので、本来であれば、男女別のフローを両方あわせた形で9変数のVARを推計した方がよいが、本稿ではサンプル数の制約があるため、別々に推計することとした。

33 今回のVAR分析では、本稿で用いたフロー・データがI(1)である可能性があることには留意が必要である（実際に、ADF検定を行ったところ、図表13で使用した変数については、有効求人倍率を除く全ての変数にI(1)である可能性が示唆された）。そこで、本稿のVAR分析では、Toda and Yamamoto [1995]の手法に従い、実際の推計には、最適なラグ数に1を付け足したラグ数、つまりラグ数を2にして推計を行っている。通常、VAR分析で用いるデータはすべて定常であることが前提条件となるが、その際にはデータが単位根を含むかどうかを事前に検定（pretest）する必要がある。しかし、一連の単位根検定は、いずれも検定力の弱さが指摘されており、事前検定の結果にはバイアスが生じる可能性がある。したがって、実際には定常であるデータが、仮に単位根検定でI(1)であるとの結果を示した場合、定常化のために差分をとったデータを用いたVAR分析では、重要な情報が欠落してしまい、良好な結果が得られない可能性がある。Toda and Yamamoto [1995]は、こうした事前検定を行うことによって生じる問題点を回避するために提案された手法である。ただし、本稿での分析では、ラグを1にした場合と2にした場合とでは、結果に大きな違いはみられなかった。

図表14 グレンジャーの因果性テスト



ないという帰無仮説が1、5、10%水準で棄却された場合を示している³⁴。

テストの結果をみると、就業から失業へのフロー（*eu, meu, feu*）と、失業から就業へのフロー（*ue, mue, fue*）については、GDPデフレーターにグレンジャーの意味での因果性はないという帰無仮説は強く棄却されている。また、GDPデフレーターから、失業から就業へのフロー（*ue, mue*）についても、グレンジャーの意味での因果性がないという帰無仮説は棄却されている。

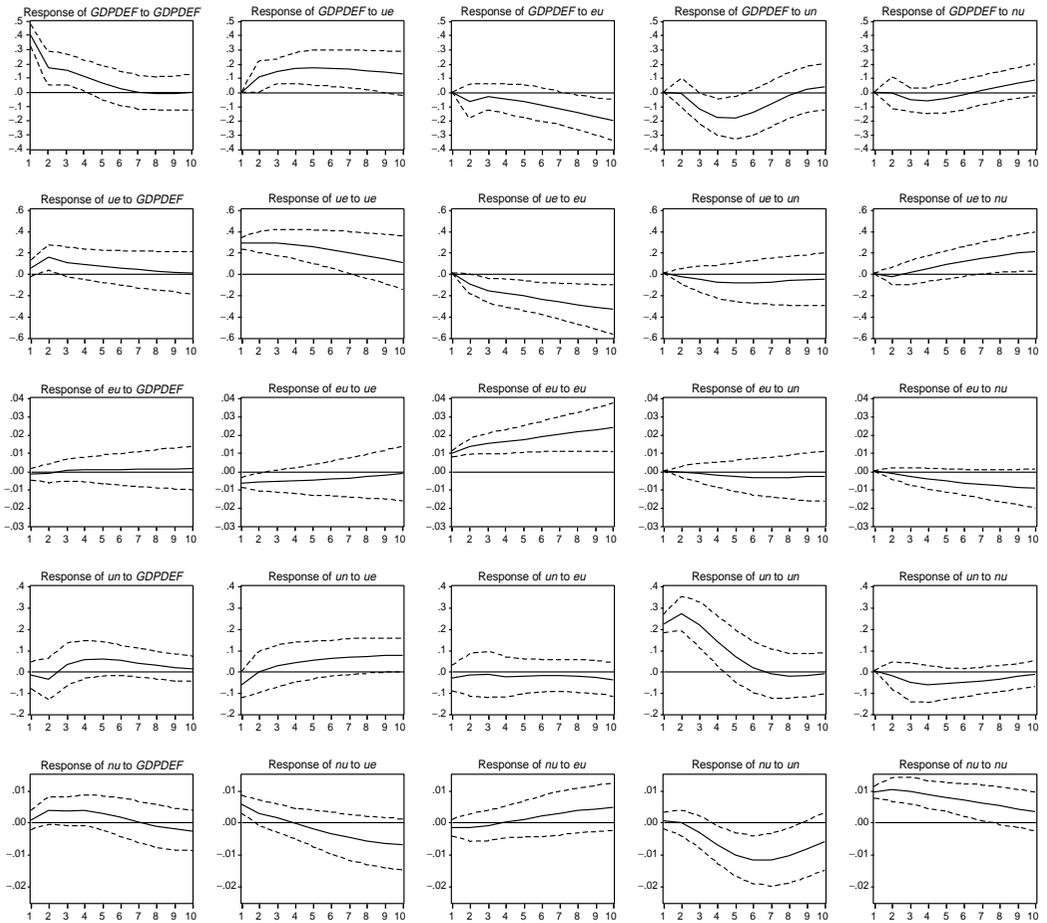
一方、失業から非労働力へのフロー（*un, mun, fun*）と、非労働力から失業へのフロー（*nu, mnu, fnu*）の、GDPデフレーターへの因果性は検出されなかった。反対にGDPデフレーターから、失業から非労働力へのフロー（*un, mun*）と、非労働力から失業へのフロー（*nu, mnu*）にグレンジャーの意味での因果性がないという帰無仮説は棄却された。つまり、失業 - 非労働力間のフローの動きは、物価変数よりもさらに遅効指標であることが推察される。ただし、この関係は、女性のフロー（*fun, fnu*）とGDPデフレーターとの間には観察されなかった。前述のとおり、女性の失業 - 非労働力間のフローについては、求職意欲喪失者効果、追加労働者効果、労働力化未了といった諸効果が混在しているためと推察される。

続いて、図表15には、GDPデフレーターと男女計のフロー・データに関するインパルス・レスポンスの結果を示した。

34 本稿中には、GDPデフレーターと各フロー間のテスト結果のみ示したが、フロー・データ間の因果性のテスト結果は、以下のとおりである。

		<i>ue to eu</i>	<i>eu to ue</i>	<i>nu to eu</i>	<i>eu to nu</i>	<i>un to eu</i>	<i>eu to un</i>	<i>nu to ue</i>	<i>ue to nu</i>	<i>un to ue</i>	<i>ue to un</i>	<i>un to nu</i>	<i>nu to un</i>
男女計	F値	1.129	4.900	1.222	3.922	0.244	1.942	1.789	5.116	1.410	4.304	6.792	0.571
	p値	(0.332)	(0.011)	(0.303)	(0.026)	(0.784)	(0.154)	(0.178)	(0.010)	(0.254)	(0.019)	(0.002)	(0.569)
男性	F値	0.108	3.294	0.796	8.074	0.098	2.576	3.479	6.498	0.069	6.974	1.991	3.115
	p値	(0.898)	(0.045)	(0.457)	(0.001)	(0.906)	(0.086)	(0.038)	(0.003)	(0.933)	(0.002)	(0.147)	(0.053)
女性	F値	0.815	2.671	0.654	1.308	0.485	0.412	1.349	1.574	0.249	0.782	2.310	0.553
	p値	(0.448)	(0.079)	(0.524)	(0.279)	(0.619)	(0.664)	(0.269)	(0.217)	(0.781)	(0.463)	(0.110)	(0.579)

図表15 インパルス・レスポンス



備考：図表中の点線は、推計値の2標準偏差の区間を示している。なお、コレツキー分解を行っているが、ショックを与える順番によって結果はほとんど変わらなかった。

結果をみると、*ue*のショックに対する、GDPデフレータの反応は、5四半期をピークに上昇し、その後は緩やかに下落しつつも10四半期後においても影響が残っている。*eu*ショックについても、GDPデフレータは10四半期後にかけて、緩やかに減少を続けており、これらの反応は、概ね想定されたパスを描いているといえる。逆に、GDPデフレータのショックに対しても、*ue*は2四半期後をピークに上昇、その後緩やかに減少し、10四半期後にはゼロとなっている。これは、景気回復・物価上昇に伴い、2~3年にかけて就業確率が上昇する様子を示していると解釈しうる。GDPデ

フレータのショックに対する、 eu の反応はほぼゼロであり、これは先にみたグレンジャーの因果性テストとも整合的である。

一方、グレンジャーの意味で明確な因果性が示されたGDPデフレータのショックに対する un の反応は、2四半期後をピークにいったん減少し、その後緩やかに上昇に転じている。この前半にみられる反応は、これまでの図表等による観察や時差相関分析などで想定された方向と逆の反応を示しており、解釈は難しい。また、GDPデフレータのショックに対する、 nu の反応は、4四半期後をピークに上昇した後、徐々に減退し、四半期以降では負に転じている。この結果は、景気回復の初期時点では、求職を諦めていた非労働力が求職を開始するため nu が一時的に増加するが、景気回復から2年程度経過した後は追加労働者効果が減退し、失業プールを経由しない ne が上昇することにより、 nu が減少していく様子を捉えているとも解釈しうる。

ここでのVAR分析の結果は、サンプル数の制約や、 en や ne の連続的なフロー・データが入手不可能だったといったデータ面の制約が大きく、結果の頑健性を検討することが困難であるとの限界がある。今後データの蓄積が進めば、Blanchard and Diamond [1990]のように、ショックの識別を含むVAR分析を通して景気循環ショックに対応したフローの動きのみを取り出し、詳細な観察が可能となるかもしれない。こうした分析技術の改良は、今後の課題として残される。

(3) フィリップス・カーブを用いたインフレ予測への応用

ここまでの分析結果をみると、失業 - 非労働力間のフローの動きと、景気変動・物価動向との関係については、明確な結論を見出すことが難しい。ただし、就業 - 失業間のフローと物価との間には、相関係数やVAR分析でも強い関係が観察されている。これらを考慮すると、全てのフローの動きが統合・集約された失業率よりも、より景気や物価と関連性が強い、就業 - 失業間フローの情報だけを利用した方が、物価の将来予測には有益である可能性が考えられる。こうした発想から、以下では、就業 - 失業間フローの推移確率 (ue , eu) を用いて、将来の物価予測を試みることとする。

物価予測に用いる関数は、フィリップス・カーブを想定する³⁵。

$$\pi_t = const. + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i} + \beta_1 flow_{t-1} + \gamma_1 IMP_t + \varepsilon_t.$$

35 1990年代央以降の米国では、インフレ予測に極めて良好なパフォーマンスを示すことから、フィリップス・カーブの有用性が再び注目されている（例えば、Fuhrer [1995]、Gordon [1997]、Stock and Watson [1999]等を参照）。これらの研究では、ルーカス批判の反証として、米国のフィリップス・カーブが過去数十年にわたって、極めて安定的であることが示されている。わが国のデータを用いた最近の研究には、日本を含む5カ国についてフィリップス・カーブを推計し、国際比較を行った肥後・中田 [2000] や、インフレ予測を行った福田・慶田 [2001] がある。本稿のアプローチは、これらの先行研究に従い、わが国でもフィリップス・カーブが中期的に安定的であるとの前提に基づいている。

ここで、 π はインフレ率（消費者物価指数、GDPデフレーター、時間当たり現金給与総額の各変数の対前年同期比伸び率）、 $const.$ は定数項、 $flow$ は、 ue や eu 等の推移確率（男女計、男女別変数も採用）、 IMP は輸入物価、 ε は誤差項、添え字 t は時間を示す。右辺第1項のインフレ率のラグ項は、期待インフレ率の代理変数（もしくは慣性＜inertia＞）として採用した³⁶。インフレ率のラグ数については、予め十分な長さをとったものを代入し、最長のラグ項が有意な値を示すラグ数を採用した。 $WAGE$ を被説明変数にとった推計については、インフレ期待として、 CPI のラグ項を入れている。推計期間は1986年第1四半期～2000年第1四半期までを採用した。

また、比較のために、フロー・データの代わりとして、失業率（ u ）失業率と構造的・摩擦的失業率からの乖離（ $ugap$ ）有効求人倍率（ $yukou$ ）需給ギャップ（ $gdpgap1$, $gdpgap2$ ）を用いた場合に関しても、同様に推計を行った。フロー、ストックを問わず、これらの説明変数はすべて、同時方程式バイアスを避けるために1期ずらしたものを採用している³⁷。

なお、先行研究によれば、わが国の場合、失業率を用いてフィリップス・カーブを推計する場合には、失業率は逆数を用いた場合の方が関数の当てはまりがよいことが知られている。前例に従い、本稿の推計でも、失業率およびフロー・データについて、それぞれの逆数を説明変数にして推計したところ、いずれの変数についても、逆数を採用した方が予測力のパフォーマンスが改善したため、本稿では逆数をとった場合の結果のみ報告する。

図表16～18に、フィリップス・カーブの推計結果を示した。

36 欧米の先行研究では、期待インフレ率として採用した過去のインフレ率ラグ項の係数和が1となるように関数に制約をかけて、いわゆるNAIRUを推計する例が多い。ただし、先行研究によれば、わが国については、過去のインフレ率ラグを用いた場合、係数和に1という制約をかけると、推計のパフォーマンスが落ちることが示されている（肥後・中田 [2000]）。したがって、本稿では、係数和に特別な制約をかけないこととし、インフレ率ラグ項で補足しきれない期待インフレ率やinertialについては、定数項でも吸収することを考慮に入れて推計を行った。なお、期待インフレ率の代理変数としては、カールソン・パーキン法などによる、サーベイ・データを用いる方法もあるが、本稿は、期待インフレ率に相当する変数を改良することに主眼をおいていないので、期待インフレ率については、伝統的な手法を踏襲した（カールソン・パーキン法等を利用した期待インフレ率の計測およびそれを用いたフィリップス・カーブの推計については、最近では、中山・大島 [1999]、福田・慶田 [2001] などがある）。

37 なお、ラグを付けない場合（当期）や、ラグを1期だけでなく複数期に延ばした場合も試みたが、予測力には大きな変化がみられなかったため、本稿では全ての変数について、ラグ1を採用した結果のみを示す。

図表16 フィリップス・カーブ推計結果 (被説明変数: CPI)

(1) 説明変数: フロー・データ

<i>const.</i>	1.964 (2.908 ^{***})	-0.802 (-2.669 ^{**})	- (-)
$\pi_{(-1)}$	0.609 (4.638 ^{***})	0.606 (4.621 ^{***})	0.604 (4.608 ^{***})
$\pi_{(-2)}$	0.290 (2.015 ^{**})	0.308 (2.152 ^{**})	0.303 (2.114 ^{**})
$\pi_{(-3)}$	0.101 (0.662)	0.098 (0.643)	0.099 (0.653)
$\pi_{(-4)}$	-0.438 (-2.931 ^{***})	-0.444 (-2.977 ^{***})	-0.442 (-2.967 ^{***})
$\pi_{(-5)}$	0.223 (1.828 ^{***})	0.233 (1.926 [*])	0.229 (1.894 [*])
$1/ue_{(-1)}$	-23.761 (-2.870 ^{***})	- (-)	-7.026 (-2.691 ^{***})
$1/eu_{(-1)}$	- (-)	0.364 (2.906 ^{***})	0.263 (2.964 ^{***})
<i>IMP</i>	0.017 (3.258 ^{***})	0.016 (2.925 ^{***})	0.016 (3.024 ^{***})
R ² - adj.	0.866	0.866	0.883
D.W.	2.027	2.045	2.040
m-test	-0.315 [0.754]	-0.527 [0.601]	-0.467 [0.643]
RESET	1.455 [0.232]	1.170 [0.337]	1.248 [0.305]

(2) 説明変数: 男女別フロー・データ

<i>const.</i>	2.150 (2.307 ^{**})	1.289 (2.841 ^{***})	-0.966 (-2.431 ^{**})	-0.536 (-2.489 ^{**})
$\pi_{(-1)}$	0.639 (4.764 ^{***})	0.630 (4.872 ^{***})	0.603 (4.442 ^{***})	0.632 (4.918 ^{***})
$\pi_{(-2)}$	0.288 (1.945 [*])	0.299 (2.070 ^{**})	0.296 (2.032 ^{**})	0.323 (2.250 ^{**})
$\pi_{(-3)}$	0.100 (0.636)	0.089 (0.584)	0.082 (0.529)	0.105 (0.685)
$\pi_{(-4)}$	-0.436 (-2.836 ^{***})	-0.444 (-2.967 ^{***})	-0.460 (-3.042 ^{***})	-0.429 (-2.873 ^{***})
$\pi_{(-5)}$	0.207 (1.614 [*])	0.258 (2.138 ^{**})	0.221 (1.779 [*])	0.250 (2.076 ^{**})
$1/mue_{(-1)}$	-24.462 (-2.274 [*])	- (-)	- (-)	- (-)
$1/fue_{(-1)}$	- (-)	-16.710 (-2.799 ^{***})	- (-)	- (-)
$1/meu_{(-1)}$	- (-)	- (-)	0.417 (2.585 ^{**})	- (-)
$1/feu_{(-1)}$	- (-)	- (-)	- (-)	0.258 (2.880 ^{***})
<i>IMP</i>	0.016 (2.842 ^{***})	0.018 (3.472 ^{***})	0.012 (2.063 ^{**})	0.019 (3.571 ^{***})
R ² - adj.	0.858	0.865	0.862	0.866
D.W.	2.027	2.055	1.993	2.078
m-test	0.285 [0.777]	-0.562 [0.577]	-0.002 [0.996]	-0.718 [0.476]
RESET	1.572 [0.198]	1.212 [0.319]	1.047 [0.394]	1.287 [0.289]

(3) 説明変数: その他

<i>const.</i>	-0.838 (-2.276 ^{**})	0.357 (2.167 ^{**})	-0.751 (-3.046 ^{***})	0.842 (3.330 ^{***})	0.805 (2.601 ^{**})
$\pi_{(-1)}$	0.610 (4.474 ^{***})	0.641 (4.773 ^{***})	0.553 (4.197 ^{***})	0.590 (4.614 ^{***})	0.600 (4.402 ^{***})
$\pi_{(-2)}$	0.306 (2.086 ^{**})	0.300 (2.023 ^{**})	0.225 (1.582)	0.255 (1.802 [*])	0.279 (1.902 [*])
$\pi_{(-3)}$	0.081 (0.520)	0.067 (0.427)	0.039 (0.264)	0.031 (0.207)	0.048 (0.309)
$\pi_{(-4)}$	-0.458 (3.005 ^{***})	-0.452 (-2.943 ^{***})	-0.466 (-3.210 ^{***})	-0.414 (-2.832 ^{***})	-0.428 (-2.819 ^{***})
$\pi_{(-5)}$	0.207 (1.632 [*])	0.254 (2.045 ^{**})	0.291 (2.493 ^{**})	0.319 (2.716 ^{***})	0.296 (2.433 ^{**})
$1/u_{(-1)}$	2.985 (2.445 ^{**})	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>ugap</i> ₍₋₁₎	- (-)	-0.504 (-2.229 [*])	- (-)	- (-)	- (-)
<i>yukou</i> ₍₋₁₎	- (-)	- (-)	1.245 (3.381 ^{***})	- (-)	- (-)
<i>gdpgap</i> ₁₍₋₁₎	- (-)	- (-)	- (-)	0.156 (3.339 ^{***})	- (-)
<i>gdpgap</i> ₂₍₋₁₎	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0.111 (2.565 ^{**})
<i>IMP</i>	0.013 (2.227 ^{**})	0.012 (2.071 ^{**})	0.005 (0.768)	0.011 (2.036 ^{**})	0.012 (2.176 ^{**})
R ² - adj.	0.857	0.857	0.873	0.872	0.862
D.W.	1.965	1.965	1.984	2.144	2.047
m-test	0.067 [0.947]	0.298 [0.767]	0.006 [0.995]	-1.104 [0.275]	-0.476 [0.636]
RESET	1.428 [0.240]	1.400 [0.249]	1.531 [0.209]	0.928 [0.456]	0.899 [0.473]

備考: (1)()内は、*t* 値。[]内は、*p* 値。***、**、*、はそれぞれ1、5、10%水準で有意であることを示す(以下、同)。

(2) CPI、GDPデフレータを被説明変数にした推計式には、誤差項の系列相関の検定として、m-testの結果もあわせて示した。

図表17 フィリップス・カーブ推計結果 (被説明変数: GDPDEF)

(1) 説明変数: フロー・データ

<i>const.</i>	3.202 (3.841***)	-1.532 (-3.666***)	- (-)
$\pi_{(-1)}$	0.591 (4.592***)	0.574 (4.328***)	0.571 (4.352***)
$\pi_{(-2)}$	0.227 (1.500)	0.243 (1.602)	0.236 (1.566)
$\pi_{(-3)}$	0.117 (0.783)	0.127 (0.842)	0.125 (0.835)
$\pi_{(-4)}$	-0.294 (-2.554**)	-0.260 (-2.242**)	-0.271 (-2.359**)
$\pi_{(-5)}$	- (-)	- (-)	- (-)
$1/u_{e(-1)}$	-41.496 (-3.850***)	- (-)	-13.926 (-3.799***)
$1/eu_{(-1)}$	- (-)	0.603 (3.714***)	0.423 (3.837***)
R ² -adj.	0.897	0.895	0.897
D.W.	1.842	1.806	1.814
m-test	0.138 [0.891]	0.407 [0.686]	0.339 [0.736]
RESET	1.006 [0.414]	0.777 [0.546]	0.900 [0.472]

(2) 説明変数: 男女別フロー・データ

<i>const.</i>	3.135 (3.172***)	1.775 (3.076***)	-1.383 (-2.949***)	-0.907 (-3.170***)
$\pi_{(-1)}$	0.668 (5.229***)	0.642 (4.870***)	0.620 (4.530***)	0.655 (5.110***)
$\pi_{(-2)}$	0.237 (1.509)	0.247 (1.574)	0.229 (1.443)	0.279 (1.799*)
$\pi_{(-3)}$	0.115 (0.743)	0.105 (0.675)	0.125 (0.799)	0.109 (0.707)
$\pi_{(-4)}$	-0.301 (-2.507**)	-0.271 (-2.263**)	-0.250 (-2.072**)	-0.275 (-2.316**)
$\pi_{(-5)}$	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
$1/mue_{(-1)}$	-37.933 (-3.178***)	- (-)	- (-)	- (-)
$1/fue_{(-1)}$	- (-)	-25.008 (-3.094***)	- (-)	- (-)
$1/meu_{(-1)}$	- (-)	- (-)	0.511 (2.983***)	- (-)
$1/feu_{(-1)}$	- (-)	- (-)	- (-)	0.384 (3.264***)
R ² -adj.	0.889	0.888	0.897	0.899
D.W.	1.848	1.816	1.767	1.832
m-test	0.098 [0.922]	0.513 [0.610]	0.750 [0.457]	0.638 [0.526]
RESET	0.927 [0.456]	0.437 [0.781]	0.281 [0.889]	1.018 [0.408]

(3) 説明変数: その他

<i>const.</i>	-1.508 (-3.360***)	0.338 (2.773***)	-0.808 (-3.672***)	0.712 (3.313***)	1.113 (4.573***)
$\pi_{(-1)}$	0.589 (4.358***)	0.615 (4.617***)	0.757 (10.982***)	0.577 (4.215***)	0.504 (3.921***)
$\pi_{(-2)}$	0.255 (1.652)	0.266 (1.711*)	- (-)	0.224 (1.840*)	0.219 (1.953*)
$\pi_{(-3)}$	0.108 (0.707)	0.124 (0.800)	- (-)	- (-)	- (-)
$\pi_{(-4)}$	-0.278 (-2.358**)	-0.240 (-2.018**)	- (-)	- (-)	- (-)
$\pi_{(-5)}$	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
$1/u_{(-1)}$	4.527 (3.401***)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>ugap</i> ₍₋₁₎	- (-)	-0.727 (-3.280***)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>yukou</i> ₍₋₁₎	- (-)	- (-)	1.032 (3.691***)	- (-)	- (-)
<i>gdpgap1</i> ₍₋₁₎	- (-)	- (-)	- (-)	0.163 (3.679***)	- (-)
<i>gdpgap2</i> ₍₋₁₎	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0.186 (4.899***)
R ² -adj.	0.891	0.890	0.888	0.888	0.903
D.W.	1.762	1.777	2.160	2.040	1.906
m-test	0.752 [0.455]	0.755 [0.454]	-0.879 [0.383]	-1.631 [0.109]	-0.557 [0.580]
RESET	0.459 [0.765]	0.707 [0.591]	0.781 [0.543]	0.427 [0.788]	0.589 [0.672]

図表18 フィリップス・カーブ推計結果 (被説明変数: WAGE)

(1) 説明変数: フロー・データ

<i>const.</i>	13.196 (5.523***)	-4.033 (-4.058***)	- (-)
$\pi_{(-1)}$	0.600 (0.815)	0.375 (0.532)	0.406 (0.572)
$\pi_{(-2)}$	0.019 (0.017)	0.059 (0.056)	0.057 (0.053)
$\pi_{(-3)}$	1.271 (1.136)	1.345 (1.266)	1.329 (1.242)
$\pi_{(-4)}$	-1.553 (-2.265**)	-1.363 (-2.099**)	-1.414 (-2.163**)
$1/ue_{(-1)}$	-144.231 (-4.949***)	- (-)	-34.311 (-3.941***)
$1/eu_{(-1)}$	- (-)	2.383 (5.712***)	1.847 (6.166***)
R^2 -adj.	0.649	0.683	0.678
D.W.	1.877	1.881	1.892
RESET	0.322 [0.862]	0.314 [0.867]	0.333 [0.853]

(2) 説明変数: 男女別フロー・データ

<i>const.</i>	18.330 (5.893***)	7.601 (4.474***)	-5.910 (-4.656***)	-1.669 (-2.251**)
$\pi_{(-1)}$	0.397 (0.551)	1.077 (1.387)	-0.129 (-0.177)	1.064 (1.457)
$\pi_{(-2)}$	0.339 (0.310)	-0.238 (-0.197)	0.092 (0.087)	-0.072 (-0.063)
$\pi_{(-3)}$	1.214 (1.122)	1.294 (1.070)	1.263 (1.205)	1.382 (1.204)
$\pi_{(-4)}$	-1.824 (-2.728***)	-1.336 (-1.806*	-1.320 (-2.061**)	-1.392 (-1.982*
$1/mue_{(-1)}$	-194.830 (-5.447***)	- (-)	- (-)	- (-)
$1/fue_{(-1)}$	- (-)	-81.675 (-3.678***)	- (-)	- (-)
$1/meu_{(-1)}$	- (-)	- (-)	3.061 (5.918***)	- (-)
$1/feu_{(-1)}$	- (-)	- (-)	- (-)	1.415 (4.540***)
R^2 -adj.	0.671	0.589	0.692	0.630
D.W.	2.057	1.625	1.863	1.707
RESET	0.202 [0.936]	0.289 [0.884]	0.523 [0.719]	0.504 [0.733]

(3) 説明変数: その他

<i>const.</i>	-5.309 (-4.485***)	4.582 (20.349***)	-2.374 (-4.766***)	5.670 (7.511***)	7.824 (17.056***)
$\pi_{(-1)}$	-0.058 (-0.080)	- (-)	- (-)	0.588 (2.333**)	- (-)
$\pi_{(-2)}$	0.141 (0.133)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
$\pi_{(-3)}$	1.309 (1.244)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
$\pi_{(-4)}$	-1.550 (-2.403**)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
$1/u_{(-1)}$	23.076 (5.848***)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>ugap</i> ₍₋₁₎	- (-)	-4.864 (-11.476***)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>yukou</i> ₍₋₁₎	- (-)	- (-)	6.141 (11.153***)	- (-)	- (-)
<i>gdpgap</i> ₁₍₋₁₎	- (-)	- (-)	- (-)	0.804 (6.156***)	- (-)
<i>gdpgap</i> ₂₍₋₁₎	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0.886 (11.631***)
R^2 -adj.	0.689	0.700	0.688	0.695	0.706
D.W.	1.936	1.923	1.765	2.195	1.787
RESET	0.172 [0.952]	2.558 [0.050**]	2.052 [0.101]	1.197 [0.324]	0.664 [0.620]

推計結果をみると、説明変数として採用した全ての変数は、理論的に想定される符号と整合的となっており、どの変数も有意な値を示している³⁸。

ただし、被説明変数にWAGE（現金給与総額）を用いた場合には、CPIやGDPデフレータを用いた場合に比べ、決定係数も低くなり、全体的にパフォーマンスが落ちている。前述からの指摘のとおり、1990年代後半以降、多くのマクロ変数が悪化の一途を辿る中で、賃金の伸び率だけが一貫してプラスの伸び率を続けていたことが一因と思われる。なお、CPI、GDPデフレータについては、誤差項の系列相関の可能性をチェックするために、m-testを行ったが、推計から得られた結果をみる限りにおいては、系列相関の可能性はいずれの推計式にも見出せなかった。また、推計式によっては、変数の個数が非常に少ない場合があるため、モデルの定式化に誤りがないかについて、ラムゼイ・テスト（RESET検定）を行った。図表内ではF値とp値で結果を示しているが、モデルの定式化が間違っていないとの帰無仮説が10%の有意水準で棄却されたのは、WAGEを被説明変数として、*ugap*を説明変数に採用したケースのみであった。

次に、これらの推計式を用いて、外挿予測を行う。予測を行う変数として、消費者物価指数、GDPデフレータ、時間当たりの現金給与総額のほか、刈り込み消費者物価指数³⁹も採用した。

予測期間は以下の3通りを想定した。1986年第1四半期～1996年第4四半期までを予め推計し、1997年第1四半期～2000年第1四半期を予測した場合、1986年第1四半期～1997年第4四半期までを予め推計し、1998年第1四半期～2000年第1四半期を予測した場合、1986年第1四半期～1998年第4四半期までを予め推計し、1999年第1四半期～2000年第1四半期を予測した場合である。

関数を推計する期間については、すべての変数に実現値を用いることとし、予測期間中のインフレ率ラグ項については、ダイナミック・フォーキャストを行っている。予測期間のフロー・データをはじめとするその他の説明変数については、実現値をそのまま代入している。

38 それぞれの推計結果の上段最右列には、Bleakley, Ferris, and Fuhrer [1999] のアプローチに従い、説明変数に ue と eu の2つのフロー変数を用いた場合の推計結果を示している。ただし、これら2つのフロー変数を同時に入れた場合、定数項を入れたときの推計パフォーマンスが、入れなかった場合に比べ劣る結果となったことから、図表には定数項抜きの場合のみを掲載している。図表13で観察したとおり、 ue と eu の相関は非常に高いため、多重共線関係が推計パフォーマンスを落としている可能性もあると思われる。

39 刈り込み消費者物価指数とは、大幅な相対価格変動を経験した品目をそのつど物価指数から控除する手法で算出された物価指数である。三尾 [2000] は、この「刈り込み平均 (trimmed mean) 指数」を利用して供給ショックをコントロールした消費者物価指数を期待インフレ率とし、フィリップス曲線を推計した場合、従来の輸入価格を供給ショックに用いた場合に比べ、パフォーマンスが改善するとの結果を報告している。詳細は、三尾 [2000] を参照。本稿では、三尾氏 (日本銀行) から提供していただいたデータを用いて推計を行った。

図表19 RMSEの結果

	フロー・データ							その他の情報変数					
	1/ue	1/mue	1/fue	1/eu	1/meu	1/feu	1/ue, 1/eu	1/u	ugap	u	yukou	gdpgap1	gdpgap2
<i>CPI</i>													
1997:1Q～2000:1Q	0.5980	0.7694	0.3116	0.9461	0.8672	0.7770	0.8381	0.8614	1.0059	0.3821	0.3247	0.6646	0.5636
1998:1Q～2000:1Q	0.6056	0.7139	0.3471	0.7177	0.7623	0.5697	0.7014	0.7279	1.1054	0.4474	0.3593	0.6679	0.6632
1999:1Q～2000:1Q	0.2344	0.2344	0.1842	0.2135	0.2295	0.2114	0.2272	0.1972	0.3678	0.6525	0.3426	0.2109	0.2330
<i>刈り込みCPI</i>													
1997:1Q～2000:1Q	0.1883	0.2655	0.3782	0.5238	0.5083	0.1517	0.3460	0.4998	0.5498	0.5407	0.1840	0.3786	0.4275
1998:1Q～2000:1Q	0.3092	0.3234	0.4964	0.3327	0.4615	0.2785	0.3072	0.3917	0.7172	0.3836	0.1911	0.4535	0.4733
1999:1Q～2000:1Q	0.1987	0.2668	0.0328	0.3316	0.5007	0.0884	0.2979	0.3791	0.7662	0.1143	0.0488	0.4789	0.5346
<i>GDPDEF</i>													
1997:1Q～2000:1Q	0.2082	0.4855	0.5109	0.7042	0.3792	0.5235	0.5198	0.5327	0.8002	0.6412	0.3883	0.4171	0.5456
1998:1Q～2000:1Q	0.2367	0.4007	0.5044	0.5118	0.3708	0.3456	0.4337	0.4932	0.9987	0.7723	0.4041	0.4274	0.7472
1999:1Q～2000:1Q	0.3492	0.5211	0.6565	0.3541	0.4311	0.7295	0.3203	0.3628	0.2601	1.5714	0.7281	0.3684	0.1863
<i>WAGE</i>													
1997:1Q～2000:1Q	1.4729	1.2925	1.7840	1.5465	1.7262	1.5558	1.4681	1.7067	1.9609	1.7011	1.6965	1.5817	1.2033
1998:1Q～2000:1Q	1.4580	1.0840	1.9255	1.1128	0.8516	1.6262	1.1717	0.8264	1.6410	1.7606	1.7653	1.2380	1.0125
1999:1Q～2000:1Q	0.5163	0.6083	0.9911	0.2923	0.7501	0.8795	0.3106	0.4081	2.2861	1.6239	1.1829	0.5733	0.7915

備考：RMSEで最小値を示したものに、シャドウを付けた。

図表19では、予測値と実現値との誤差を、平均平方誤差（RMSE：root mean squared error）で比較した。図表の2行目には、それぞれ説明変数に用いた変数の名称を掲載しており、左側にフロー・データを用いた推計式によるRMSEが、右側にはその他の情報変数を用いた推計式によるRMSEが示されている。なお、参考までに、失業率の水準だけでなく、失業率の変化（前期差： Δu ）を説明変数とした場合についても、推計を行った。 Δu は、各時点における各フローのネットの動きを示すものとして捉えることができる⁴⁰。

結果をみると、*CPI*、*刈り込みCPI*、*GDPデフレーター*のいずれの場合においても、フロー変数を用いた結果は、失業率（ u ）を用いた場合に比べ、予測力が改善しているだけでなく、構造的・摩擦的失業率からのギャップ（*ugap*）や、需給ギャップ（*gdpgap1*、*gdpgap2*）を用いた場合等と比較しても、パフォーマンスがよい。フロー変数別に細かくみると、*CPI*および*GDPDEF*の予測については、総じて、 ue を用いた結果が高い予測力を示しており、*CPI*の予測については、特に女性フロー（*fue*）を用いた場合の予測力が高い。ただし、*刈り込みCPI*の予測については、予測期間

40 この変数は、同時に、「スピード・リミット効果」を捉える指標として解釈することも可能である。スピード・リミット効果は、急速な失業率の変化が、インフレ率の大幅な変化をもたらすとの発想に基づくものである。

によっては *fue* を用いた場合よりも、*feu* を用いた場合の方が、予測力が高いとの結果を得ている。これらの結果は、女性就業者の方が雇用調整の対象となりがちなパート・タイマーが多いため、より景気に感応的であることを示しているとも解釈しうる。

なお、フロー・データ以外の変数の中では、有効求人倍率を用いた場合の予測力が、フロー・データを用いた場合と同程度によいとの結果を得ている。有効求人倍率については、職安統計であることから、求職者と求人情報に関するカバレッジの低さが問題として指摘されている。しかし、本稿で得られた結果からは、フロー・データや求職と求人の動きから構成される有効求人倍率など、労働市場への参入・退出等の動きをより敏感に反映する変数を用いることで、将来の物価予測が改善しうる可能性を示している。GDP統計などと違い、フロー・データや有効求人倍率は、毎月入手可能な統計であり、速報値からの改定幅も小さいということにかんがみれば、利便性も十分あるように思われる。ただし、被説明変数の選択によって、最もよい予測をもたらすフロー変数が異なる点には留意が必要であり、データの蓄積を待って、追加的な検討が要される。

一方、*WAGE* に関する予測については、有効求人倍率を含む、いずれの説明変数を用いた場合も、*CPI* や *GDPDEF* ほど予測力は高くなく、フロー・データを使用することで予測力は改善しなかった。これまでの実績値を利用した推計式から予測される値と、実現値との間に大きな乖離が生じた背景には、前述のとおり、1990年代後半には、名目賃金に下方硬直性が存在していた可能性が示唆される。1990年代後半の失業率の上昇は、名目賃金に下方硬直性が存在したことが原因であるとの議論⁴¹が正しいのであれば、名目賃金の下方硬直性が、どのフローを上昇させ、またどのフローを減少させたことにより、失業率が上昇したのか、についても検討の必要がでてこよう。この点については、1990年代後半に、実際に名目賃金の下方硬直性があつたか否かについての検証を含め、今後の課題として残される。

.....
41 例えば、大竹 [2001]]

5. おわりに

本稿では、就業・失業・非労働力という3つの状態間のフロー・データを用いて、失業の頻度（失業する確率）と期間（失業状態が持続する確率）の動きを中心に、わが国の失業率変動の要因を詳細に検討した。

分析の結果、フロー・データの視点から、バブル崩壊後の失業率の上昇を説明するならば、就業から失業への流入確率の増大、失業からの就業確率の大幅な低下、失業から非労働力化する傾向は弱まっていることにより、失業継続者が累積している状態が発生していること等の要因により整理できる。さらに、非労働力から就業への確率が低下するとともに、1990年代末からは、男性非労働力から失業への参入が発生しており、1990年代末から2000年にかけては、女性にも同様の傾向が観察される等、非労働力からの失業への流入という経路でも、失業率の押し上げが起こっている可能性が示された。

さらに、フィリップス・カーブによる物価の将来予測では、人々のさまざまなフローの動きを集約した失業率よりも、物価・景気に感応的な就業・失業間のフロー・データを用いることで、予測力が改善することが示された。フロー・データを用いたことによる予測力の改善は、説明変数に失業率を用いた場合のみならず、構造的・摩擦的失業率からの乖離を用いた場合や、需給ギャップを採用した場合に比べても、遜色がない結果が得られた。

ただし、今回の分析では、サンプル数の制約があること、また期間によってはフロー・データが部分的にしか入手できなかったこと、といった限界から、追加労働者効果、求職意欲喪失者効果等に関しては明確な結論が得られていない。また、これらの効果を含む、各フローの動きが、政策判断の際に重要な判断指標となる均衡失業率（もしくは自然失業率）の変動にどのような影響を及ぼしているかという点についても、詳細な構造モデルを用いた追加的な考察が必要であろう。

また、就業形態の多様化がいつそう進み⁴²、ワークシェアリングの導入が検討されるような状況では、就業・失業・非労働力間の人々の動きは従来と異なってくる可能性も考えられる。今後、景気変動と労働市場の動きがさらに密接にかかわってくる可能性にかんがみると、検討課題として残された上記の点を含む、フロー・データを用いた分析は、引き続き検討していく必要があると思われる。

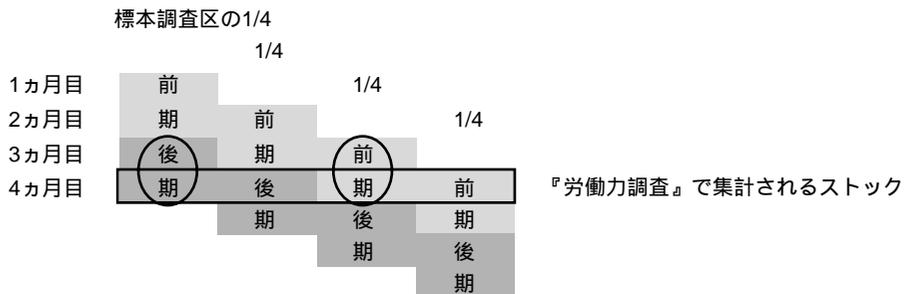
42 今後は、就業形態のいつそうの多様化に伴い、パート・タイマーや派遣労働者等、時間当たり賃金が正規社員よりも割安な労働力から就業確率が上昇する可能性もありえよう。その場合は、これまでの実績値から得られる u_e と物価・賃金との関係は、変化する可能性（フロー変数にかかる係数が小さくなる可能性）も視野に入れて検討していく必要がある。

補論1．フロー・データの集計方法および問題点

補論1.では、本稿で用いたフロー・データについて、簡単に説明する。以下の(1)(2)は、主として今井[1986]を参考にして、整理したものである。

(1) フロー・データ

本稿で用いたフロー・データは、『労働力調査』(総務省)によるものである。『労働力調査』は、層化2段階抽出法による標本調査であり、第1段階では、全国で約80万ある国勢調査の調査区のうちから、約2,900調査区が標本調査区として抽出される。続く2段階では、各調査区ごとに調査区内にあるすべての「住戸」リストが作成され、その中から約15の「住戸」⁴³が抽出単位として抽出される。



このようにして、全国で約4万の住戸が抽出され、そこに居住する世帯および世帯員の調査が実施される。標本調査区は、4ヵ月連続で調査され、毎月1/4ずつ新しいものに交代となる(また、標本調査区は、1年後にも調査が行われ、1つの調査区は、1年目の4ヵ月と2年目の4ヵ月、合計8ヵ月の調査が行われる)。そして、この4ヵ月連続して調査される調査区では、2ヵ月ずつ前期と後期に分割され、前期と後期で調査を行う住戸が替わる。したがって、同じ住戸に居住していれば、2ヵ月連続して調査されることになる。

『労働力調査』で毎月集計されるストックの数値は、概念図で示した四角の実線で囲まれた部分である。この同時点で、調査が行われている住戸の1/2は、前月にも調査を行った住戸(概念図の楕円で囲まれている部分)であり、前月と今月とで調査が行われた住戸に居住している世帯員が同一である場合、これら世帯員の就業状態の変化がフロー・データとして集計可能となる⁴⁴。このように、標本の1/2のサ

43 「住戸」とは、「調査区内にある住宅やその他の建物の各戸で、1つの世帯が居住できるようになっている建物または建物の一区画」として定義されている(『労働力調査年報』、2000年)。

44 米国のCPSも、わが国の『労働力調査』と類似の方法で作成されている。ただし、CPSでは、標本として抽出された住戸は継続して4ヵ月連続で調査されるため、2ヵ月連続する標本の割合は、3/4になり、『労働力調査』の1/2よりも大きい。

ンプルに基づいて集計されるため、フロー・データは、しばしばグロス（粗）・フロー・データと呼ばれている。

(2) フロー・データの問題点

このようにして作成されるフロー・データは、本論中でみたように、労働市場の動態に関して、有益な情報を提供しうる。ただし、フロー・データには複数のバイアスが含まれる可能性があるため、フロー・データを単純に積み上げた値と、ストックの値が必ずしも一致しないという状況が生じる場合があり、利用に当たっては慎重さが必要となる。以下では、フロー・データにバイアスをもたらす代表的な要因を挙げる。

標本のバイアス (sample bias)

先にみたように、『労働力調査』の抽出単位は、「世帯」あるいは「人」ではなく、「住戸」である。したがって、調査の対象となる住戸に居住する世帯または世帯員に移動があったとしても、継続する調査期間中は、その住戸が調査される。この場合、移動がなかった標本のみからフロー・データを作成するため、ストックとの間に乖離が生じる。

回答の変動性 (response variabilityもしくはmisclassification error)

統計作成時には、調査票の記入の誤りや調査員の調査ミス、コンピュータの入力ミス等により誤差が生じる可能性がある。こうした問題は、『労働力調査』に限って発生するわけではないが、フロー・データの場合、これらの誤差は大きな問題を及ぼしうる。

以下の例は、調査対象の4人が、それぞれ2ヵ月連続で回答した場合を示したものである。() が表示されているケースは、回答した状態と真の状態が異なる場合を示しており、 $N(U)$ であれば、調査では「非労働力」と回答したものの、実際は「失業」状態であった場合を表している。ここで示した例は、サンプル1と3の2人が、1ヵ月目に誤回答を、2ヵ月目には正しい回答をしたとし、別の2人(サンプル2・4)は1ヵ月目には正しい回答をしたが、2ヵ月目には誤回答をした場合を想定している。

(例)

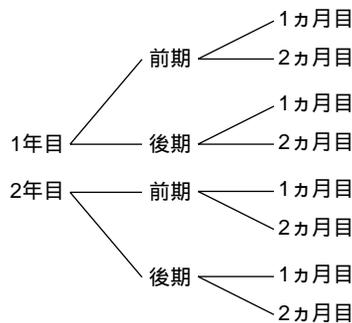
	1ヵ月目	2ヵ月目	フロー(偽)	フロー(真)
サンプル1	$N(U)$	U	$N U$	$U U$
サンプル2	E	$U(E)$	$E U$	$E E$
サンプル3	$U(N)$	N	$U N$	$N N$
サンプル4	U	$E(U)$	$U E$	$U U$
失業者数(ストック)	$2(2)$	$2(2)$	-	-
状態間の移動(フロー)	-	-	4	0

図表の縦方向には、ストックであるその月の失業者数（()内は、真の失業者数）と、状態間の移動があった場合の数（フロー）を示している。

仮に、こうした回答の誤差がランダムに発生する場合、ストックであれば誤回答が互いに相殺しあうため、結果として誤差による影響は軽微なものにとどまる可能性が高い（上記の例では、観察される失業者数と真の失業者数は同値となっている）。一方、フロー・データの場合は、上記の例が示しているように、実際はどの回答者も2ヵ月連続でまったく状態に変化がないにもかかわらず、誤回答があるためにフロー・データでは状態が変化したように観察され、2ヵ月で4人全員の状態が変化したようにカウントされてしまう場合がある（逆に、実際には状態間の移動があったにもかかわらず、状態に変化がないように観察される場合もある）⁴⁵。

標本交代グループのバイアス（rotation group bias）

で『労働力調査』の標本交代方法を説明したが、ある1調査時点をとった場合、調査が行われる住戸は以下のように8種類に分けられる。



おのおのの標本グループは、それぞれが全体を代表するように設計され、おのおのが同一の母集団推定値をもたらずと期待される。しかし、実際には標本誤差があるため、おのおのの標本グループごとに推定値が一致するとは限らない。加えて、フロー・データの標本数は、ストック・データの1/2であるため、標本誤差はさらに大きくなる可能性がある。

このように、フロー・データの作成プロセスにはいくつかのバイアスが生じる要因がある。本稿では、フロー・データの各労働力状態別フローの数値が公表されたストックの数値と一致するよう、旧労働省労働経済課が修正・試算したデータをそのまま採用した（試算方法については、労働省 [1985] 参照）。なお、今井 [1986]

45 米国CPSでは、調査世帯のうちの数パーセントを対象に、調査の1週間後に再調査（reinterview）を行い、再調査で得られたデータを利用して回答誤差を修正して、ストック系列と整合的になるよう調整する方法を採用している。この点については、例えばAbowd and Zellner [1985] やPoterba and Summers [1986] が詳しい。Blanchard and Diamond [1990] が推計で用いたデータも、Abowd and Zellner [1985] により調整されたフロー・データである。

は、上述のバイアスを修正する方法のうち、欧米の研究で検討された3つの手法（ストック増減調整モデル、比例反復法、転出入調整モデル）を実際にわが国のデータに適用し、それぞれを比較検討している。今井 [1986] によれば、いずれの方法もストック・データとの乖離は小さくなるものの、調整系列間で水準や変動パターンに差異があり、いずれが真のフロー・データを示すかは確定できないとしている⁴⁶。

46 Barkume and Horvath [1995] は、1時点でのフロー・データは上述のようにさまざまな誤差を含んでいるとしても、これらのバイアスが時間を通して一定であると仮定できるならば、フロー・データの時系列的な流れを観察することにより、多くの有益な情報を入手できる可能性を指摘している。

補論2．定常状態失業率

図表8および図表9の試算は、図表7に示した、 t 時点から $t+1$ 時点への労働者フローを表す9つの推移確率を、前期の状態のみに依存して今期の状態が決まるとする、マルコフ過程の考え方へと応用したものである。マルコフ過程とは、 $t+1$ 時点におけるある状態は、前期の状態、つまり t 時点の状態にのみ依存しているとする確率過程を指す。例えば、 $X = \{X_0, \dots, X_t\}$ がマルコフ過程であるということは、 X_0, \dots, X_t が与えられたもとの X_{t+1} の条件付き分布が、 X_t のみに依存していることを意味する。

図表7で示した9つの推移確率は、 3×3 の推移行列（transition matrix）として表現され、この推移行列を用いて各時点の $E \cdot U \cdot N$ は、以下の(A-1)式のように書き表すことができる。

$$\begin{pmatrix} E_{t+1} \\ U_{t+1} \\ N_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ee & ue & ne \\ eu & uu & nu \\ en & un & nn \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t \end{pmatrix}. \quad (\text{A-1})$$

この推移行列は、 t 時点で就業・失業・非労働力（ $E_t \cdot U_t \cdot N_t$ ）のいずれかの状態であった人々が、9つの推移確率により、 $t+1$ 時点には、状態（ $E_{t+1} \cdot U_{t+1} \cdot N_{t+1}$ ）に移行している様子を示している。ここで、簡単化のために、上記の行列式を、

$$X(t+1) = P(t)X(t), \quad (\text{A-2})$$

と書き直すこととする。(A-2)式は、0時点から考えると、

$$\begin{aligned} X(1) &= P(0)X(0), \\ X(2) &= P(1)X(1), \\ X(3) &= P(2)X(2), \\ &\vdots \end{aligned} \quad (\text{A-3})$$

となることを意味している。推移行列は、将来にわたって同じ状態が続く（ $P(0) = P(1) = \dots = P(m) = P$ ）と仮定すると、(A-2)式は、

$$X(m+1) = P^m X(0), \quad (\text{A-4})$$

となる。ここで、マルコフ行列 P がエルゴード性を満たすならば、 $m \rightarrow \infty$ となるとき、 P^m はある確率行列 A に収束する。このとき、任意の確率ベクトル π に対して、

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \pi P^m = \pi A = \omega, \quad (\text{A-5})$$

が成立する。このとき、確率行列 A の各行は、同一の確率ベクトル ω であり、 A の各要素はすべて正である。 ω は、 $\xi P = \xi$ を満たすただ1つの確率ベクトル(固有ベクトル)である⁴⁷。

図表8および図表9の計算は、1985、90、95、2000年の各時点において得られた9つの推移確率から構成される推移行列が、将来にわたっても同じ確率をとり続ける($m \rightarrow \infty$)と仮定した場合に収束する確率行列(A)を求めることで、 $\xi P = \xi$ を満たす確率ベクトル ω を算出し、これを定常状態での $E \cdot U \cdot N$ と捉える(定常状態失業率： $U / E + U$)という仮定に基づいている。なお、同様の方法を用いて、フロー・データの分析を行った先行文献としては、Kuhn and Schuetze [2001]がある。

以下では、上記の方法を具体的に説明するために、Simon and Blume [1994]で解説されている、 2×2 の推移行列の数値例を説明する。

簡単化のために、人々の状態は、「就業」と「失業」の2通りしかないと考える。 E_t と U_t を、それぞれ t 時点での就業者数および失業者数とする。ここで、就業者が、翌期にも就業している確率は90%(10%は失業者となる)とし、失業者が、翌期には就業している確率を40%(失業継続確率は60%)であると仮定すると、 $t+1$ 期の就業・失業者数は、

$$\begin{pmatrix} E_{t+1} \\ U_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.9 & 0.4 \\ 0.1 & 0.6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ U_t \end{pmatrix}, \quad (\text{A-6})$$

と書くことができる。この推移確率行列から、固有値(λ)を計算すると、 $(0.9 - \lambda)$
 $(0.6 - \lambda) - 0.04 = 0$ より、 λ は1と0.5が得られる。これを用いて、固有ベクトルが計算できる。

$$\begin{pmatrix} 0.9 - 1 & 0.4 \\ 0.1 & 0.6 - 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 4 \\ 1 \end{pmatrix},$$

$$\begin{pmatrix} 0.9 - 0.5 & 0.4 \\ 0.1 & 0.6 - 0.5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix}. \quad (\text{A-7})$$

これらの固有ベクトルを用いると、 t 時点での E と U は、

$$\begin{pmatrix} E_t \\ U_t \end{pmatrix} = c_1 \begin{pmatrix} 4 \\ 1 \end{pmatrix} \cdot 1^t + c_2 \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix} \cdot 0.5^t, \quad (\text{A-8})$$

と表すことができる。 $1^t = 1$ であり、 $t \rightarrow \infty$ となるとき、 $0.5^t \rightarrow 0$ となることから、時間を無限大にした場合、(A-8)式は、右辺の第1項のみとなる。右辺の第1項は、確率ベクトルなので、和は1となることから、 $c_1 = 1/5$ とすると、

47 ここでの ω は、要素の総和が1となるように正規化された確率ベクトルであり、その意味で、ただ1つのベクトルである。

$$c_1 \begin{pmatrix} 4 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.8 \\ 0.2 \end{pmatrix}, \quad (\text{A-9})$$

となり、 $t \rightarrow \infty$ となる時、つまり(A-6)式の推移確率行列が将来にわたって続くと仮定した場合における、長期の失業率は20%となる(本稿では、これを定常状態における失業率としている)。

参考文献

- 阿部正浩、「マイクロデータを利用した失業率変動の要因分析」、『わが国の労働市場の現状 雇用のトレードオフを越えて』、人事・労務管理ワーキンググループ調査研究報告書、2000年
- 今井英彦、「労働力フロー・データの調整」、『流通経済大学論集』21(2)、12月、1986年、1~17頁
- 大竹文雄、「積極的雇用政策の実現を急げ」、『エコノミクス』秋号、東洋経済新報社、2001年、52~58頁
- 小野 旭、『日本の労働市場 外部市場の機能と構造』、東洋経済新報社、1982年
、『日本の雇用慣行と労働市場』、東洋経済新報社、1989年
- 鎌田康一郎・増田宗人、「統計の計測誤差がわが国のGDPギャップに与える影響」、『金融研究』第20巻第2号、日本銀行金融研究所、2001年、123~170頁
- 厚生労働省、『労働経済白書 平成13年版』、厚生労働省、2001年
- 総務省、『労働力調査年報』、総務省、2000年
- 高木信二、「「低く安定的な失業率」と伸縮的賃金 日本経済のマクロパフォーマンスを巡る神話と現実」、『フィナンシャル・レビュー』1月号、1996年、39~59頁
- 橋木俊詔、「失業期間の計測と国際比較 失業保険が失業期間に与える影響」、『現代の失業』、同文館、1984年、89~115頁
、「失業率、実態は10%に迫る」、『経済教室』、日本経済新聞2001年4月4日付
- 内閣府、「不良債権の処理とその影響について」、バランスシート調整の影響等に関する検討プロジェクト、内閣府、2001年
- 中山 興・大島一郎、「インフレ期待の形成について」、ディスカッション・ペーパー・シリーズ、No.99-07、日本銀行調査統計局、1999年
- ニッセイ基礎研究所、「直接償却に伴うデフレ圧力」、『Weekleyエコノミスト・レター』4月6日号、ニッセイ基礎研究所、2001年
- 日本総合研究所、「強まる構造調整圧力と雇用再生への戦略~構造改革に伴う「痛み」の大きさと対応策~」、『JRI news release』、6月26日、日本総合研究所、2001年
- 日本労働研究雑誌、「労働経済学研究の現在 1997~99年の業績を通じて」、『日本労働研究雑誌』No.476、2000年、2~34頁
- 樋口美雄、「失業率指標への供給者行動からの接近」、『三田商学研究』32巻1号、4月、1989年、85~114頁
、「雇用と失業の経済学」、『日本経済新聞社』、2001年
・阿部正浩、「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング 固定要因と変動要因の分析」、『パネルデータからみた現代女性』、樋口美雄、岩田正美編著、東洋経済新報社、1999年、25~65頁
- 肥後雅博・中田(黒田)祥子、「物価変動の決定要因について 需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に」、『金融研究』第19巻第1号、日本銀行金融研究所、2000年、49~78頁

- 福田慎一・慶田昌之、「インフレ予測に関する実証分析の展望 フィリップス曲線の日本における予測力を中心に」、ディスカッション・ペーパー・シリーズ、No.01-21、日本銀行調査統計局、2001年
- 三尾仁志、「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」、『金融研究』第19巻第2号、日本銀行金融研究所、2000年、73～99頁
- 水野朝夫、「フローから見た日本の失業行動」、『季刊 現代経済』Winter、日本経済新聞社、1982年、4～19頁
- 、「雇用・失業および労働市場の動態」、『経済学論纂』24(1・2)、3月、中央大学、1983年、37～61頁
- 、「日本の失業行動」、中央大学出版部、1992年
- 吉川 洋、「日本の労働市場 マクロ分析」、『日本経済とマクロ経済学』、東洋経済新報社、1992年、117～172頁
- 労働省、『労働白書 昭和60、62、平成元、2、3、4、5、6、10、11、12年版』、労働省、1985～2000年
- Abe, Masahiro, and Souichi Ohta, "Fluctuations in Unemployment and Industry Labor Markets," *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 2001, pp. 437-464.
- Abowd, John M., and Arnold Zellner, "Estimating Gross Labor-Force Flows," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3 (3), July, 1985, pp. 254-283.
- Barkume, Anthony J., and Francis W. Horvath, "Using Gross Flows to Explore Movements in the Labor Force," *Monthly Labor Review*, April, Bureau of Labor Statistics, 1995, pp. 28-35.
- Blanchard, Oliver J., and Peter Diamond, "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1990, pp. 85-155.
- Bleakley, Hoyt, Ann E. Ferris, and Jeffrey C. Fuhrer, "New Data on Worker Flows During Business Cycles," *New England Economic Review*, July/August, Federal Reserve Bank of Boston, 1999, pp. 49-76.
- Burda, Michael, and Charles Wyplosz, "Gross Worker and Job Flows in Europe," *European Economic Review*, 38, 1994, pp. 1287-1315.
- Castillo, Monica D., "Persons Outside the Labor Force Who Want a Job," *Monthly Labor Review*, July, Bureau of Labor Statistics, 1998, pp. 34-42.
- Clark, Kim B., and Lawrence H. Summers, "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1979, pp. 13-72.
- Flinn, Christopher J., and James J. Heckman, "Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?," *Journal of Labor Economics*, 1 (1), 1983, pp. 28-42.
- Fuhrer, Jeffery C., "The Phillips Curve is Alive and Well," *New England Economic Review*, March/April, Federal Reserve Bank of Boston, 1995, pp. 41-56.
- Fujiki, Hiroshi, Sachiko Kuroda Nakada, and Toshiaki Tachibanaki, "Structural Issues in the Japanese Labor Market: An Era of Variety, Equity, and Efficiency or an Era of Bipolarization?," *Monetary and Economic Studies*, 19 (S-1), February, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001, pp. 177-211.

- Taki, Atsuhiko, and Toshiaki Tachibanaki, "An Analysis of Labour Mobility in Japan," *The Structure of the Japanese Economy: Changes on the Domestic and International Fronts*, Mitsuaki Okabe ed., Macmillan Press, 1995, pp. 81-108.
- Tano, Doki K., "The Added Worker Effect – A Causality Test," *Economic Letters*, 43, 1993, pp. 111-117.
- Toda, Hiroyuki, and Taku Yamamoto, "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, 66, 1995, pp. 225-250.
- Woytinsky, Wladimir S., "Additional Workers on the Labor Market in Depressions: A Reply to Mr. Humphrey," *Journal of Political Economy*, 48 (5), 1940, pp. 735-739.

