



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## フローデータによるわが国労働市場の分析

桜 健一\*

ksakura@ucla.edu

No.06-J-20  
2006年10月

日本銀行  
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

---

\* 日本銀行総務人事局（カリフォルニア大学ロサンゼルス校留学中）

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ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

# フローデータによるわが国労働市場の分析

2006年10月

桜 健一 \*

## 【要旨】

本稿では、わが国では使用例の少ない「労働力調査」のフローデータを用い、失業率や労働力率の変動の背後にあるフロー・メカニズムを、特にマクロの景気循環との関係に着目して分析した。就業・失業・非労働力の3つの労働力状態間のフローの変動について、寄与度分解や構造VARを用いた分析から、以下のことが明らかとなった。まず、失業率の変動には、失業者が就業する確率よりも、就業者が失業する確率の変動によって生じるフローの変動がより大きな寄与を持つ。また、就業と非労働力、失業と非労働力、各状態相互間のフローの変動によって、労働力率が順循環的に変動しており、この傾向は特に女性で強い。この結果は、求職意欲喪失効果のインパクトが追加労働者効果よりも大きいことを示唆する。

---

本稿の作成にあたっては、太田聡一教授（慶應義塾大学）から貴重なコメントを頂いた。また、佐々木仁氏（日本銀行国際局）、肥後雅博氏（同調査統計局）、中村康治氏（同）には多大なアドバイスを頂いた。加えて、日本銀行内の多くのスタッフから有益なコメントを頂いた。データの整備作業に際しては、荒井千恵氏（日本銀行調査統計局）、孝壽綾子氏（同）、山岡理恵氏（同）の多大なご支援を頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

\* 総務人事局、カリフォルニア大学ロサンゼルス校留学中（Email: ksakura@ucla.edu）

## 1. はじめに

日本の失業率は 1990 年代以降大きく上昇し、近年では低下に転じたものの、ピーク時には 5% を超える値を記録した。失業率は人々の厚生に対して重大な意味をもつ変数であり、その変動要因を分析することは重要な課題である。一方、この間、労働力率は低下傾向にある。労働力率の低下も、わが国において活用しうる労働資源の減少を表すものであり、大きなインパクトをもつ現象である。

本稿では、こうした問題意識のもと、マクロの景気循環がわが国労働市場に与えてきた影響について、「フロー・アプローチ」による分析を行う。これまでも労働市場に関する研究は行われてきたが、その多くは、失業者数や労働力人口といったストック変数の動きを直接の分析対象とする「ストック・アプローチ」によるものであった。しかし、ストックの変動の背後には、必ずフローの動きがあるはずである。たとえば、失業者数というストック変数の増加は、「失業プール」への流入量の増加またはそこからの流出量の減少によって生じる。本稿では、こうしたフローの動きに着目し、ストック変数のみからは得られない新しい知見を得たい。

最初に、景気循環との関係から、「ストック・アプローチ」による分析の成果を概観しておこう。失業率が逆循環的に変動する（景気後退期に上昇する）ことは言うまでもないが、労働力率にも循環的な要素が存在する。その一つが求職意欲喪失効果であり、もう一つが追加労働者効果である。前者は、就職環境の悪化に直面した失業者が職探しを諦める（非労働力化する）効果であり、不況期の労働力率低下に寄与する。一方、後者は、家計収入の低下を補うために世帯主の配偶者等が職探しを始める（労働力化する）効果であり、不況期の労働力率上昇に寄与する。ストック変数による研究は、労働力率が順循環的に変動することから、求職意欲喪失効果のインパクトが追加労働者効果のそれを上回ることを示してきた（Tachibanaki and Sakurai [1991] 等）。また、これらの効果は、女性に強く働くとする主張が一般的である（Darby et al. [2001] 等）。

しかし、ストック変数のみによる労働市場の分析には、限界が存在する。たとえば、一見明らかに思える失業率の逆循環性をとってみても、その主因が、就業者が失業状態に陥る確率の変動にあるのか、あるいは失業者が就業に成功する確率の変動にあるのか、といった点は、ストック変数のみでは明らかにできない。労働力率の順循環性についても同様のことがいえよう。こうした点を明らかにする上で、「フロー・アプローチ」が有益となる。

米国においては、労働力フローに関する統計が充実していることもあり、「フ

ロー・アプローチ」による興味深い分析結果が得られている。中でも著名なものは、景気循環ショックに対する労働力フローの反応を、性別、年齢別データを用いて詳細に観察した Blanchard and Diamond [1990] の研究である。彼らは、景気循環に対しては、失業者が就業するフローよりも就業者が失業するフローの方が敏感に反応することを示すとともに、primary worker（主として世帯主）と secondary worker（世帯主の配偶者等）では、景気循環ショックに対するフローの反応が異なる（secondary worker は、非労働力化あるいは労働力化のフローの変動が大きい）ことを主張している。

一方、日本のフローデータを用いた研究も、少数ではあるが、水野 [1982, 1983, 1992] 以来、行われてきた。たとえば、バブル崩壊後 2000 年までの景気低迷期における失業率上昇の背景を、フローの側面から明らかにした研究に、黒田 [2002] がある。黒田 [2002] は、この期間、就業者が失業する確率の上昇、失業者が就業する確率の低下とともに、失業者が非労働力化する傾向が弱まる一方で非労働力から失業への流入傾向が強まったことが、失業率を押し上げたことを示している。一方、太田・照山 [2003a] は、「労働力調査」の個票を独自に再集計し、年齢別等に分割されたフローデータを作成した<sup>1</sup>。このデータを用いた太田・照山 [2003a, 2003b] や太田 [2005] は、1990 年代、若年層では就業者が失業する確率が大きく上昇したこと、中高年層では失業者が就業する確率が大きく低下したこと等を報告している。これに加えて、太田 [2005] は、黒田 [2002] と同様の問題意識から、失業率の上昇に対する各フローの寄与を計算し、失業者が就業する確率の低下に比べて、就業者が失業する確率の上昇が、より大きな寄与を失業率に与えたこと等を示している。

ただし、以上概観した日本の先行研究の多くは、2000 年までの失業率の趨勢的な上昇の背景を、労働力フローの観点から解明したものである。2000 年以降失業率が低下し始めた時期も含め、失業率と労働力フローの関係を分析した研究は、筆者の知る限り存在していない。また、失業率と労働力率の両面に着目して、労働市場のフロー・メカニズムを分析した研究も蓄積されていない。

本研究は、こうした先行研究と比較して、以下の三点の特徴を有する。第一点は、失業率だけではなく、労働力率の変動についても、フローの観点からの分析を行ったことである。特に、各フローと景気循環との関係について着目している。第二点は、2000 年以降 2005 年に至るまでの、失業率が低下し始めた時

---

<sup>1</sup> 一方、産業別フローデータを用いた分析として、Abe and Ohta [2001] や阿部 [2005] がある。彼らは、「労働力調査特別調査」から作成したフローデータをもとに分析を行い、1990 年代の失業率の構造的な上昇には、製造業や建設業、サービス業からの失業の発生が大きく寄与してきたこと等を示している。

期をも分析対象に含め、長期にわたる時系列分析を行ったことである。第三点は、Blanchard and Diamond [1990] の手法を利用して、景気循環ショックに対するフロー変数の反応の観察したことであるが、これはわが国では初めての試みと思われる。本稿では、こうした試みを通じて、わが国における景気循環と労働力フローについての「定式化された事実」を探る。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、フローデータに関する概念整理を行った上で、本稿で用いるフローデータについて解説する。3節では、フローデータの視覚的な観察を行った後、寄与度分解の手法を用いてフローとストックの変動の関係を検討する。4節では、Blanchard and Diamond [1990] の手法を日本のフローデータに適用し、景気循環ショックに対する労働市場の反応を観察する。最後に、5節で本稿をまとめる。

## 2. 分析に用いるフローデータについて

本節では、まず、フローデータに関する概念整理を行い、景気循環に対応して生じると予想されるフローの動きを整理する。その後、本稿で分析に用いるデータについて説明する。

### (1) フローデータに関する概念整理

#### 労働市場の概念図

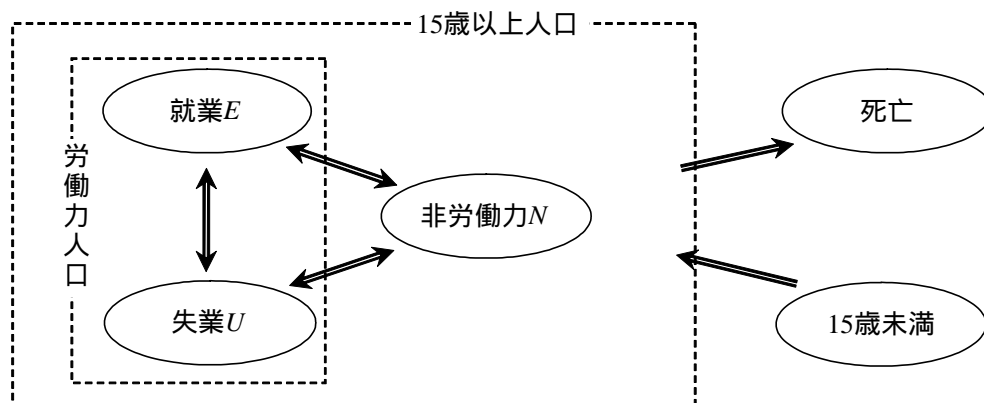
総務省の「労働力調査」では、15歳以上人口の中に、就業 (Employed)、失業 (Unemployed)、非労働力 (Not in labor force) という、3つの労働力状態が想定されている。その概念図を図表 1 に示す。各状態に存在するストック (就業者数、失業者数、非労働力人口) に着目する分析手法を「ストック・アプローチ」とすれば、本稿の手法は、状態間の人の移動、すなわちフローに着目する「フロー・アプローチ」である。

本稿における表記方法は、次のとおりとする。まず、就業、失業、非労働力の各ストックは、それぞれ  $E$ 、 $U$ 、 $N$  というアルファベットで表す。その上で、各状態間のフローは、これらアルファベット 2 文字の組み合わせ (1 文字目は移動元、2 文字目は移動先) で表現する。たとえば、就業プール  $E$  から失業プール  $U$  への人の移動は  $EU$  と表す。また、フローの実数 (人数) は大文字 ( $EU, EN, UE...$ ) で表し、フローの確率 (推移確率) は、小文字 ( $eu, en, ue...$ ) で表す (図表 2)。この推移確率とは、ある状態にいた人のうちどれだけが次期

に別の状態に移動するか、という割合を意味するものであり、図表 2(2)のように、フローの実数データより算出することができる。

なお、図表 1 にもあるとおり、現実には、 $E$ 、 $U$ 、 $N$  間のフロー以外にも、死亡へのフロー、15 歳未満からのフローが存在する。しかし、本稿の分析では、さしあたり、それらを見捨てる。

図表 1：労働市場の概念図



図表 2：労働力フロー：実数と推移確率

(1) フロー実数

		前月 ( $t-1$ ) の状態		
		就業 $E_{t-1}$	失業 $U_{t-1}$	非労働力 $N_{t-1}$
今月 ( $t$ ) の状態	就業 $E_t$	$EE_t$	$UE_t$	$NE_t$
	失業 $U_t$	$EU_t$	$UU_t$	$NU_t$
	非労働力 $N_t$	$EN_t$	$UN_t$	$NN_t$

(2) 推移確率 ( $eu$  の場合の例)

$$eu_t = \frac{EU_t}{E_{t-1}} = \frac{EU_t}{EE_t + EU_t + EN_t}$$

景気循環に対応して生じるフローの動き

次節以降でフローデータの分析に入る前に、景気循環に対応して生じるフローの動きを整理しておく。

まず、 $E \cdot U$  間のフローについて考える。失業率は、景気後退期に上昇し、回復期に低下するが、 $E \cdot U$  間のフローはこの変動に直結している。後退期に

失業ストックが増加する要因としては、 $EU$ が増加すること、あるいは $UE$ が減少することが考えられる。失業者数の変動にどちらが大きな寄与を及ぼすかは、次節以降で、データから確認する。

続いて、 $U \cdot N$ 間のフローについて考えよう。景気循環との観点からは、前節で紹介した「求職意欲喪失効果」と「追加労働者効果」の2つの効果がインパクトを持つ。おおまかに言えば、求職意欲喪失効果は、「景気後退期に失業者が職探しを諦める効果」として後退期の $UN$ 増加に表れ、追加労働者効果は、「非労働力プールにいた人が景気後退期に職探しを開始する効果」として後退期の $NU$ 増加に表れる、という整理が可能であろう<sup>2</sup>。

$E \cdot N$ 間のフローは、構造的な要因をより強く反映すると思われる。たとえば、定年退職する労働者の多くは $EN$ に表れ、新卒で就業する労働者の多くは $NE$ に表れる。したがって、少子高齢化のような構造的な変化は、 $EN$ や $NE$ に強い影響を与える可能性が高い。ただし、こうした構造的な変化に加えて、求職意欲喪失効果や追加労働者効果のような循環的な効果も、これらのフローに何らかの影響を与えている可能性がある。

## (2) 本分析で用いるフローデータ

本稿では、「労働力調査」で集計されたフローデータを用いて分析を行った<sup>3</sup>。利用したデータは、1977年1月～2005年12月の、男女別月次系列である。年齢別のフローデータは入手できないため、全年齢計のデータを用いた。

なお、「労働力調査」で集計されたフローデータは、統計誤差が大きく、バイアスをもつことが知られている。この問題に対処するために、本稿では、労働省 [1986] が提唱した修正手法を用いて「修正フローデータ」を作成し、分析に使用する（詳しくは補論 A 参照）。ただし、統計誤差が完全には解消していないことや強い季節性が存在することから、データは大きな短期的な変動（振れ）を伴っている。このため、本稿の分析では移動平均値（あるいは累積値）を用いる。

---

<sup>2</sup> ただし、好況期には、不況期に追加労働者効果により労働市場に参入してきた人が労働市場から退出したり、不況期に求職意欲喪失効果により労働市場から退出していた人が労働市場に再び参入したりする可能性がある。この意味では、求職意欲喪失効果と追加労働者効果を、それぞれ $UN$ 、 $NU$ として切り分けることは厳密には難しい。

<sup>3</sup> 本稿執筆時点で、2000年以降の月次フローデータは、総務省統計局のホームページからダウンロード可能である。ただし、それ以前のデータは、統計書等には掲載されておらず、総務省の統計図書館において、閲覧により公表する扱いとなっている。

### 3. フローデータに関するファクト・ファインディング

前節(1)では、景気循環とともに観察されると期待されるフローの動きを整理した。本節では、まず、こうした動きが実際のデータで観察されるか、グラフを用いて視覚的に確認する。その後、2通りの寄与度分解の手法を用いて、フローの変動とストックの変動の両者がどのように結びついているかを整理する。

なお、本節の構成および分析手法は、黒田 [2002] によるところが大きい。あらかじめ黒田 [2002] の分析との主な相違点を述べると、分析期間を2000年以降まで延長したこと、失業率だけではなく労働力率についてもフローとストックの変動の関係を分析したこと、の2点が挙げられる。

#### (1) フローデータの観察

グラフを用いて各フローの変動を観察する。具体的には、それぞれのフローについて、景気局面との関係を観察し、「順循環的」か「逆循環的」かを判断していく。本節では、短期的な変動をならすため、12か月中心移動平均をとったフローデータを観察する<sup>4</sup>。なお、目視によらず、回帰分析によっても同様の結論を得ることができるが、詳細は補論Bに譲る。

まず男性のフロー実数を観察しよう(図表4)。EU、UE、UN、NUの各フローは、経済が長期的に停滞した1990年代以降増加しており、特に景気後退期(シャドウ部分)における増加が大きいように見える。すなわち、これらのフローは、いずれも逆循環的に変動している。後退期にEU、UN、NUが増加することは前節(1)での予想に合致しているが、UEが増加することは直感に反するようと思われる。この点については、後ほど再度議論したい。EN、NEの両フローは、趨勢的な上昇傾向を示しており、循環性を見出すのは難しい<sup>5</sup>。

続いて、女性のフロー実数を観察する(図表5)。EU、UE、UN、NUの各フローが逆循環的である点は男性と同様である。もっとも、UEフローの逆循環性は、男性ほど明確ではない。EN、NEの両フローについて、循環的な変動を

---

<sup>4</sup> 12か月移動平均は、「前方5か月、後方6か月移動平均値」と「前方6か月、後方5か月移動平均値」の平均をとって算出している。以下の分析でも同様である。

<sup>5</sup> バブル期(1990年前後)での増加が目立つ点で、NEフローは順循環的であるようにも見える。NEが順循環的であることには、直感的にも違和感はないだろう。しかし、これは、団塊ジュニア世代(1970年代前半生まれの世代)が労働市場に参入したこと(供給要因)を反映している可能性もあり、その識別は必ずしも容易ではない。



見出すことが困難であるのは、男性と同様である。

次に、推移確率を観察しよう。フローの実数データは、人口のトレンド的な増加からも影響を受けることから、景気循環的な側面に着目するには、推移確率を観察することが有益である。

男性の推移確率を図表 6 に示す。eu 確率と nu 確率は、フロー実数と同様、逆循環的であるように見える。一方、ue 確率は 1990 年代に低下しており、UE フローが逆循環的であったのとは対照的に、順循環的な動きを示している。また、UN フローは逆循環的であったものの、un 確率については循環的な動きを見出すことは難しい。en 確率、ne 確率については、実数と同様、循環的な動きを見出すことは困難である。

女性の推移確率（図表 7）についても、男性と概ね同様のことが言える。すなわち eu 確率、nu 確率は逆循環的であり、ue 確率は順循環的である。また、un 確率、en 確率、ne 確率からは、明確な循環性を読み取ることは難しい。

以上で確認した点を、簡単に整理したものが図表 3 である<sup>6</sup>。図表 3 の性質は、その程度には差があるものの、男女で共通のものである。

図表 3：各フローの循環性

	E	U	U	E	U	N	N	U	E	N	N	E
実数	逆循環	逆循環	逆循環	逆循環	逆循環	-	-					
確率	逆循環	順循環	-	逆循環	-							

## (2) フロー実数変動の寄与度分解

フローデータの観察の結果、推移確率と実数が異なる特徴をもつ場合があることが確認された。こうした動きをより詳しくみるため、以下では、黒田 [2002] の手法を用いてフロー実数の変動を「ストック」と「推移確率」に寄与度分解し、その背景を整理する。

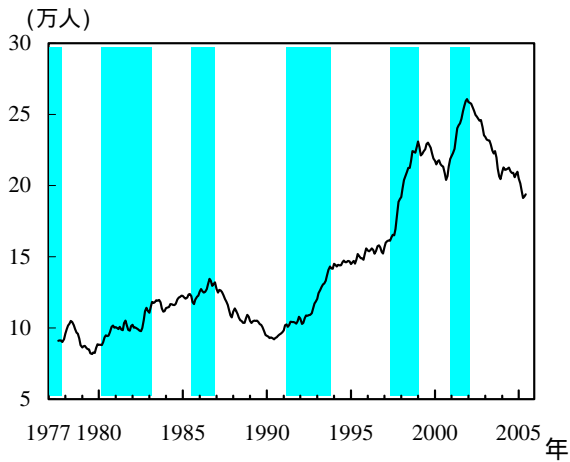
### 寄与度分解の手法

フロー実数は、「ストック」と「推移確率」の積（例： $UN_t = U_{t-1} \times un_t$ ）として

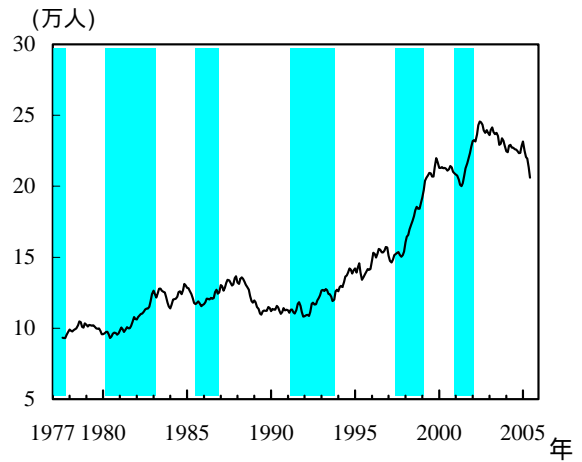
<sup>6</sup> 図表 3 は目視により循環性の有無を直観的に判断したものである。補論 B で示すように、回帰分析によっては有意と認められなかった関係もある。

図表 4：フロー実数（男性）

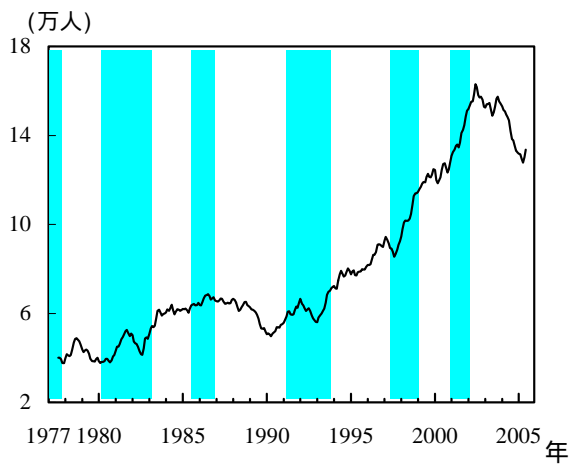
(1) EU ... 就業者 失業者



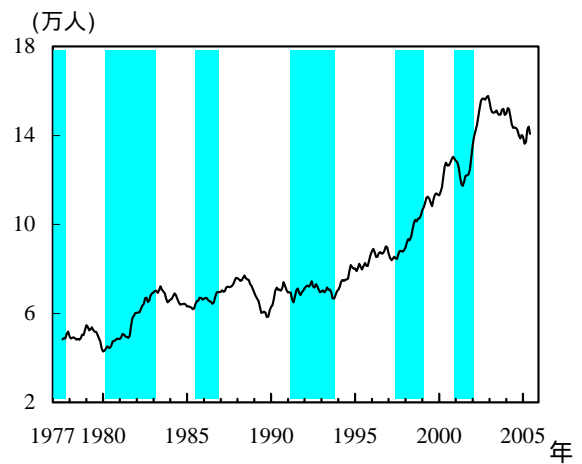
(2) UE ... 失業者 就業者



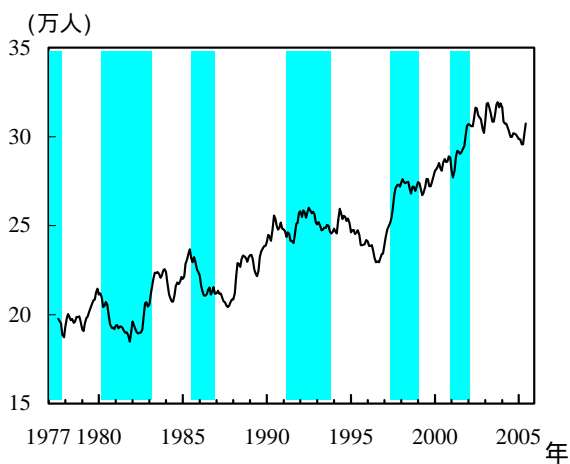
(3) UN ... 失業者 非労働力



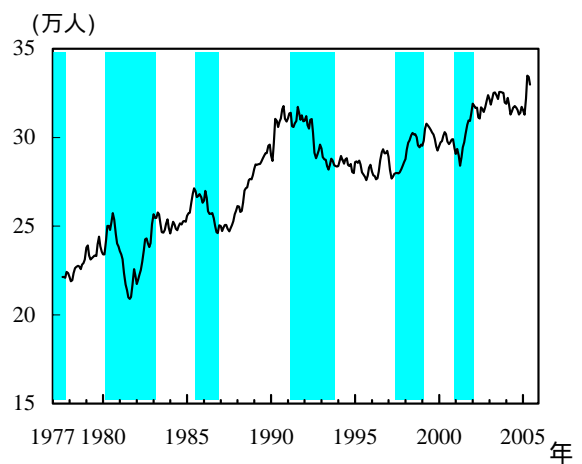
(4) NU ... 非労働力 失業者



(5) EN ... 就業者 非労働力



(6) NE ... 非労働力 就業者



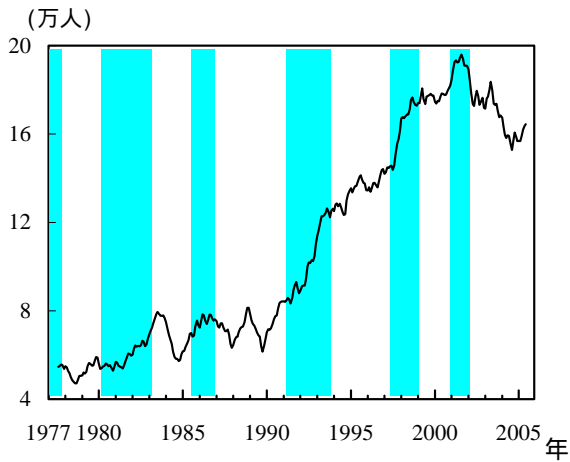
(注) 1. 12か月中心移動平均。

2. シャドーは景気後退期を示す。

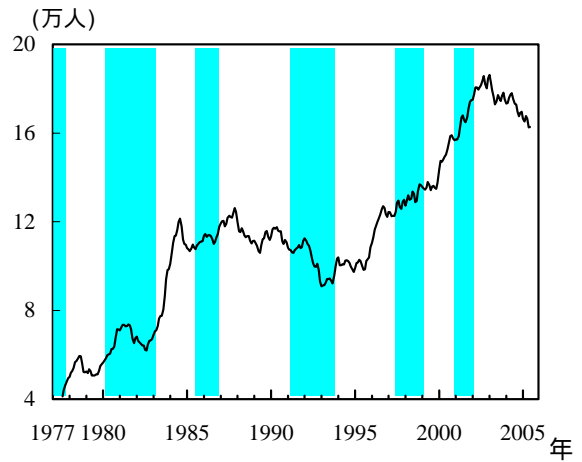
(資料) 総務省「労働力調査」。ただし労働省 [1986] の手法により修正を行っている。

図表 5：フロー実数（女性）

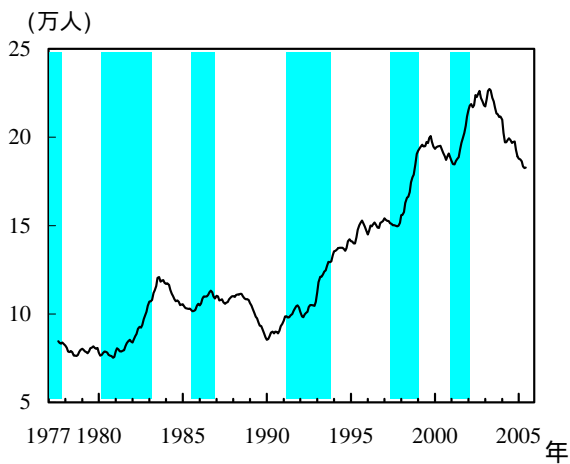
(1) EU ... 就業者 失業者



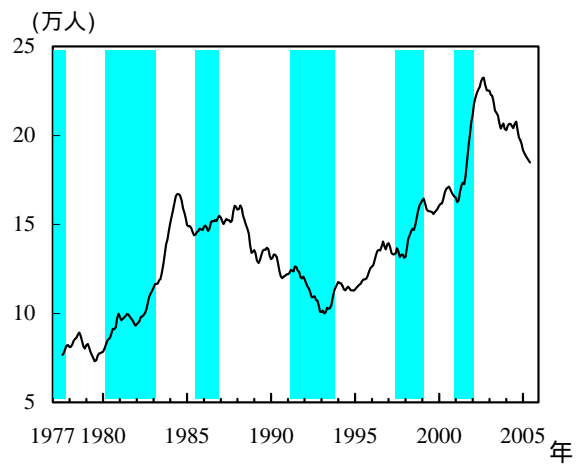
(2) UE ... 失業者 就業者



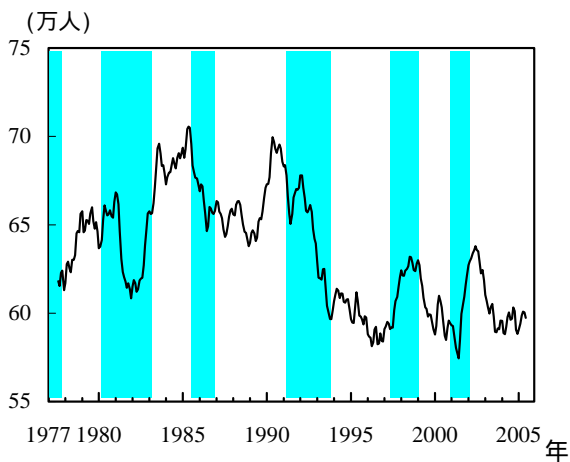
(3) UN ... 失業者 非労働力



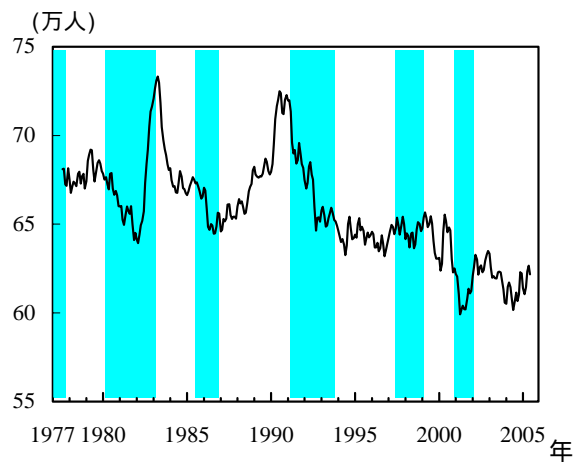
(4) NU ... 非労働力 失業者



(5) EN ... 就業者 非労働力



(6) NE ... 非労働力 就業者



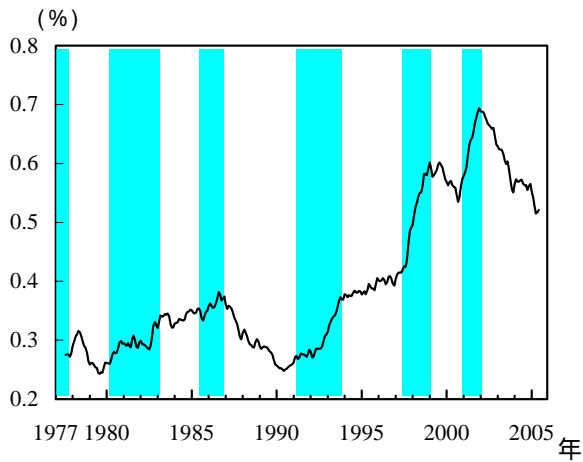
(注) 1. 12か月中心移動平均。

2. シャドローは景気後退期を示す。

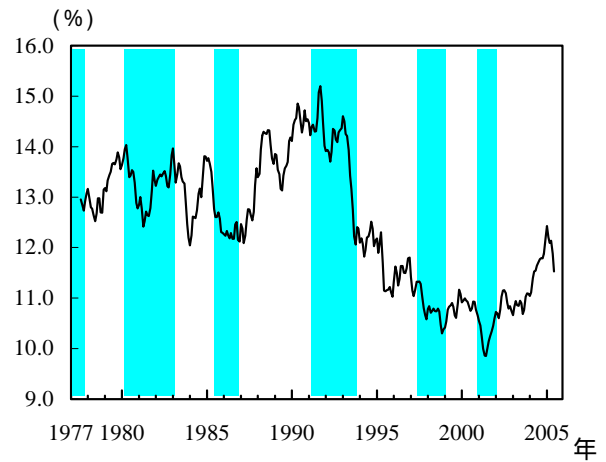
(資料) 総務省「労働力調査」。ただし労働省 [1986] の手法により修正を行っている。

図表 6：推移確率（男性）

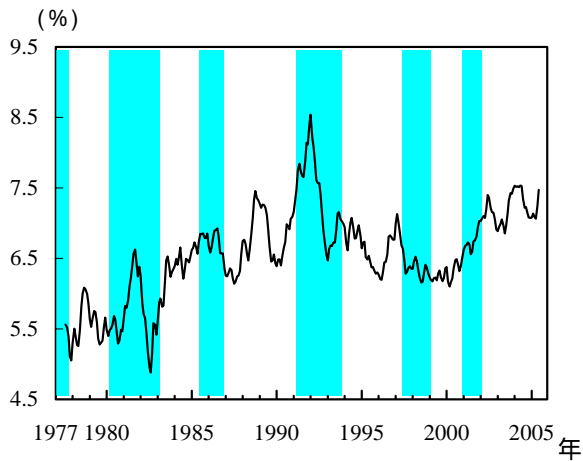
(1)  $eu$  ... 就業者 失業者



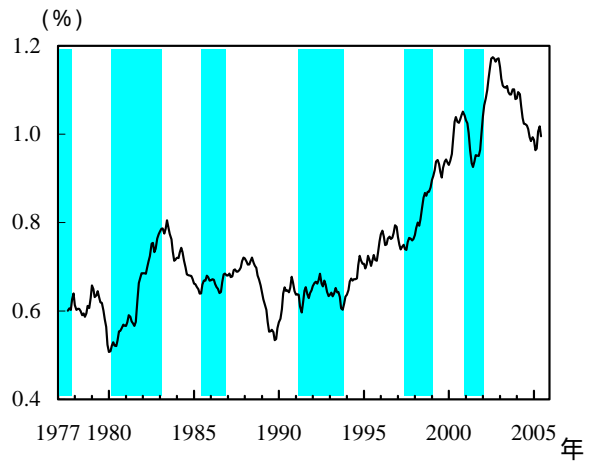
(2)  $ue$  ... 失業者 就業者



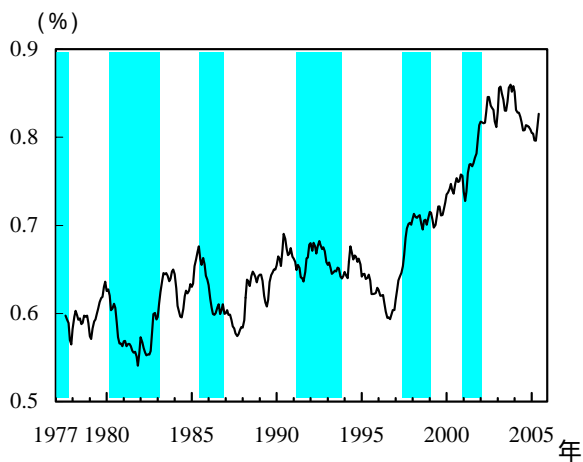
(3)  $un$  ... 失業者 非労働力



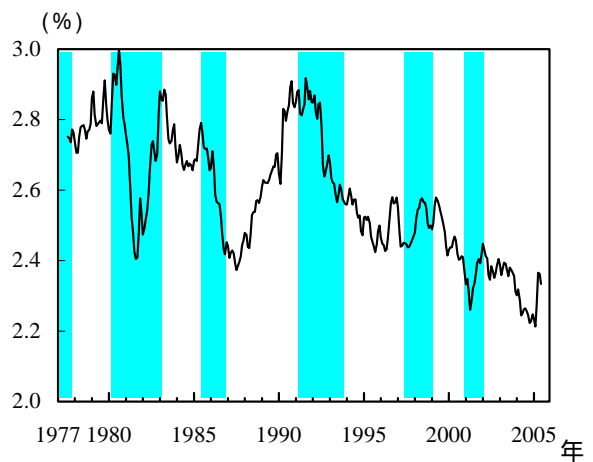
(4)  $nu$  ... 非労働力 失業者



(5)  $en$  ... 就業者 非労働力



(6)  $ne$  ... 非労働力 就業者



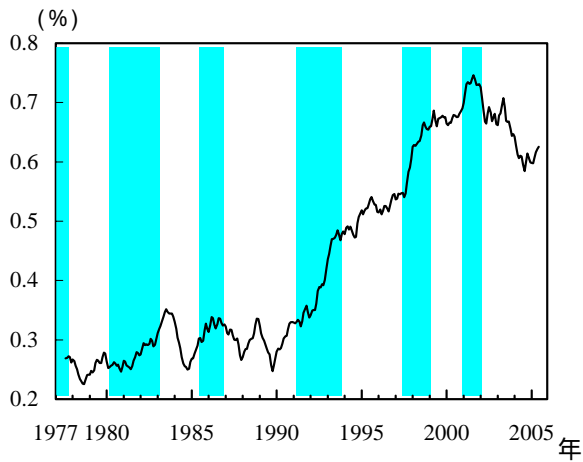
(注) 1. 12か月中心移動平均。

2. シャドーは景気後退期を示す。

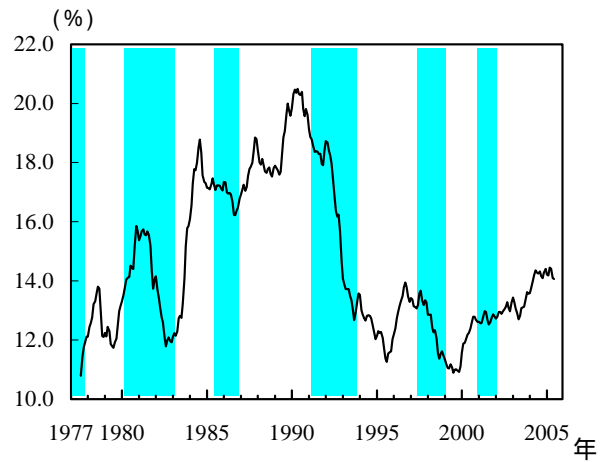
(資料) 総務省「労働力調査」。ただし労働省 [1986] の手法により修正を行っている。

図表 7：推移確率（女性）

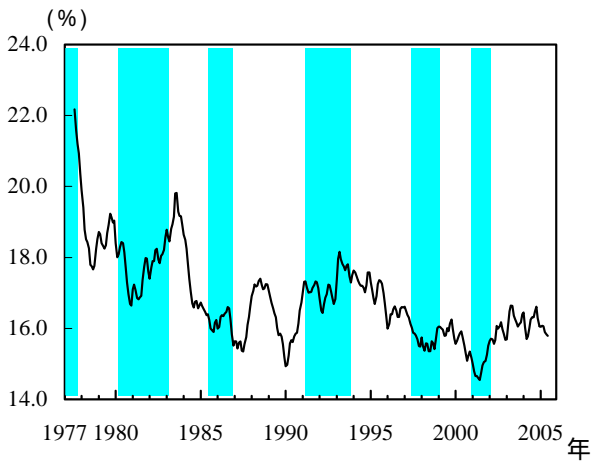
(1)  $eu$  ... 就業者 失業者



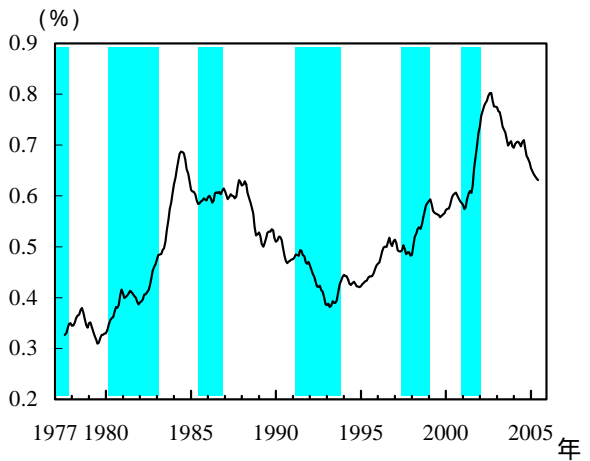
(2)  $ue$  ... 失業者 就業者



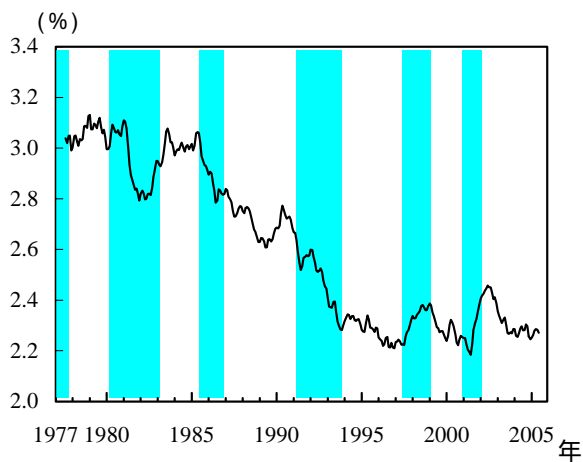
(3)  $un$  ... 失業者 非労働力



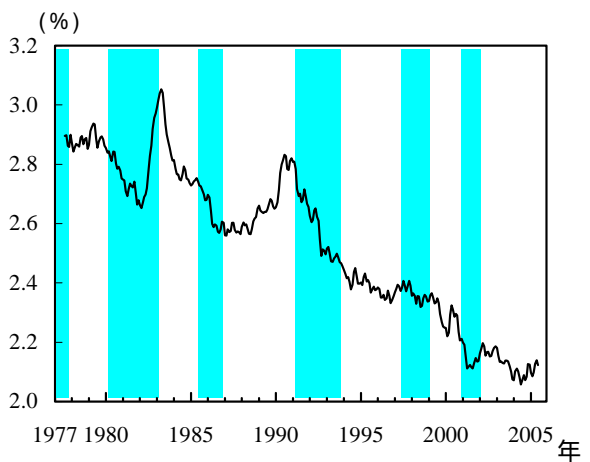
(4)  $nu$  ... 非労働力 失業者



(5)  $en$  ... 就業者 非労働力



(6)  $ne$  ... 非労働力 就業者



(注) 1. 12か月中心移動平均。

2. シャドーは景気後退期を示す。

(資料) 総務省「労働力調査」。ただし労働省 [1986] の手法により修正を行っている。

表現される。この関係を利用して、フロー実数の変動を、「ストックの寄与」と「推移確率の寄与」に分解することができる<sup>7,8</sup>。

$$\Delta UN_t = U_{t-1} \times un_t - U_{t-2} \times un_{t-1} = \underbrace{un_t \times (U_{t-1} - U_{t-2})}_{\text{ストックの寄与}} + \underbrace{U_{t-2} \times (un_t - un_{t-1})}_{\text{推移確率の寄与}} \quad (1)$$

### 寄与度分解の結果

結果を図表 8(男性)、図表 9(女性)に示す。この図表から、*EU*、*NU*、*EN*、*NE*の各フロー実数の変動は、ほとんどが推移確率の寄与により説明されること、一方で、*UE*、*UN*の両フローは、失業のストック量の変動に大きく左右されることがわかる(ただし女性*UE*フローは、推移確率の寄与も大きい)。これらの特徴は、1990年代の失業率上昇の背景を分析した黒田 [2002]でも指摘されているが、失業率が低下し始めた2000年以降をみても変わっていない。

この結果から、*UE*フロー実数の逆循環性の背景を以下のように整理できる。すなわち、景気後退期には*EU*フローや*NU*フローが、それぞれ対応する推移確率の上昇に伴い、増加する。これによる失業ストック量*U*の増加が、*ue*確率の低下の効果を打ち消し、*UE*フローを増加させることとなる。

一方、求職意欲喪失効果を反映すると考えられる*UN*フローの変動についても、その主因が、*U*ストックの変動にあることがわかった<sup>9</sup>。不況期の*UN*フローの増加は、*un*確率の上昇によってではなく、非労働力プールへの推移確率が低い就業プールから、同確率が高い失業プールに人々が移動すること(*U*ストックの増加)によって、引き起こされていると解釈できる。

<sup>7</sup> サーチ理論の考え方に基けば、失業者が多いときには「マッチング」が効率的に行われる、と考えることができる。この考えに従えば、失業ストック*U*が*ue*確率に影響を与える可能性も考慮すべきと思われるが、本稿の寄与度分解ではそうした影響を考慮していない。

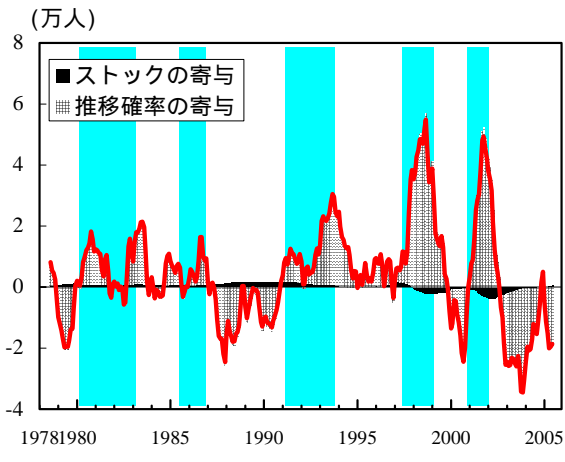
<sup>8</sup> この他、以下のような寄与度分解も可能である(右辺第1項はストックの寄与、第2項は推移確率の寄与、第3項はストック・推移確率いずれの寄与とも解釈できる交差項)。ただし、この方法でも、ストックと推移確率の各寄与について、結果に大きな違いはなかった。

$$\Delta UN_t = un_{t-1}(U_{t-1} - U_{t-2}) + U_{t-2}(un_t - un_{t-1}) + (un_t - un_{t-1})(U_{t-1} - U_{t-2})$$

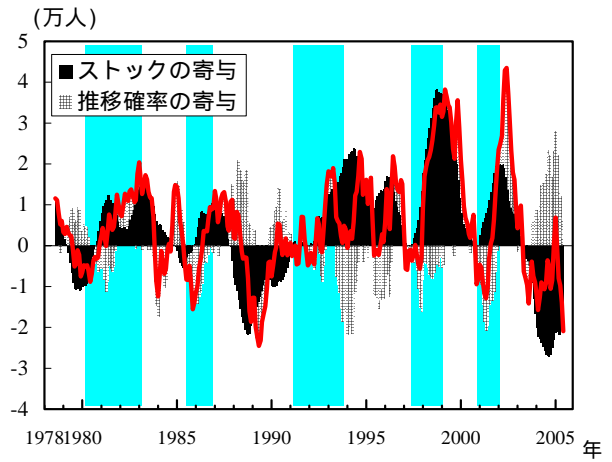
<sup>9</sup> 求職意欲喪失効果が、*un*確率ではなく*U*ストックの効果である点については、太田・照山 [2003a]も、(寄与度分解の手法は用いていないものの)同様の主張をしている。

図表 8：フロー実数変動の寄与度分解（男性）

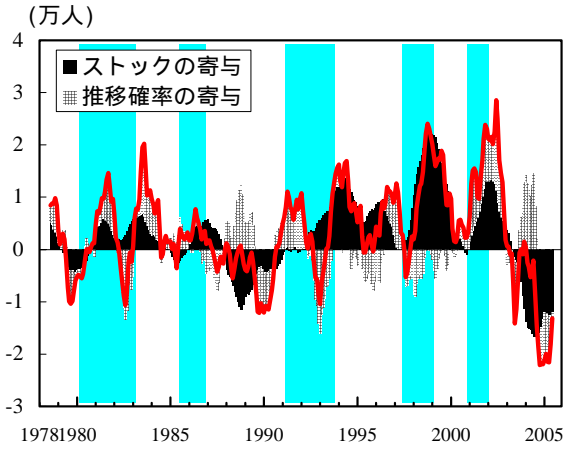
(1)  $EU$  ... 就業者 失業者



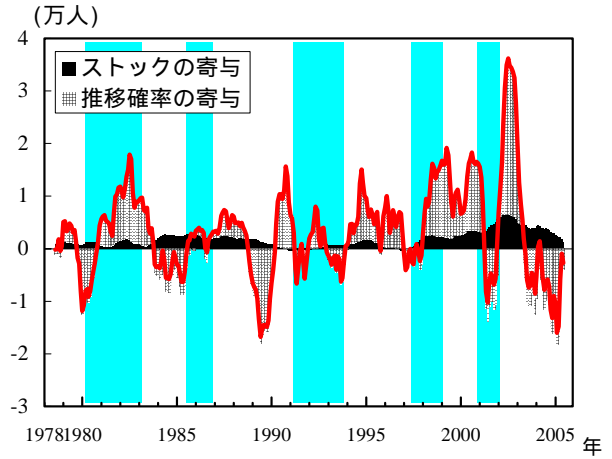
(2)  $UE$  ... 失業者 就業者



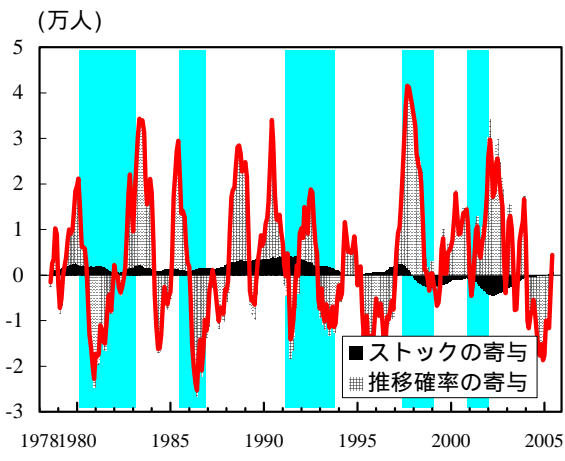
(3)  $UN$  ... 失業者 非労働力



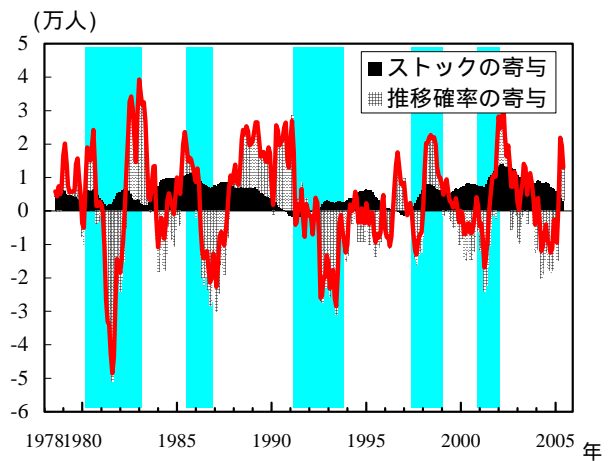
(4)  $NU$  ... 非労働力 失業者



(5)  $EN$  ... 就業者 非労働力



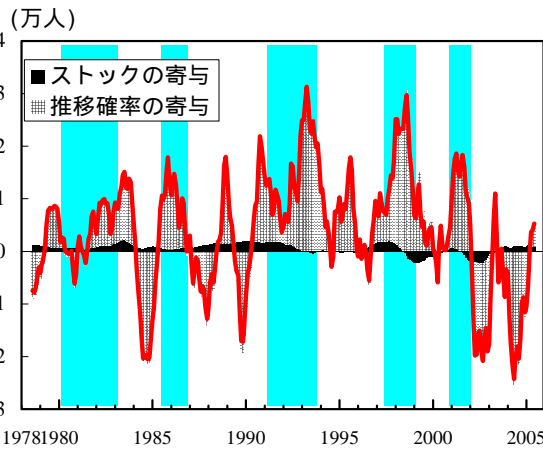
(6)  $NE$  ... 非労働力 就業者



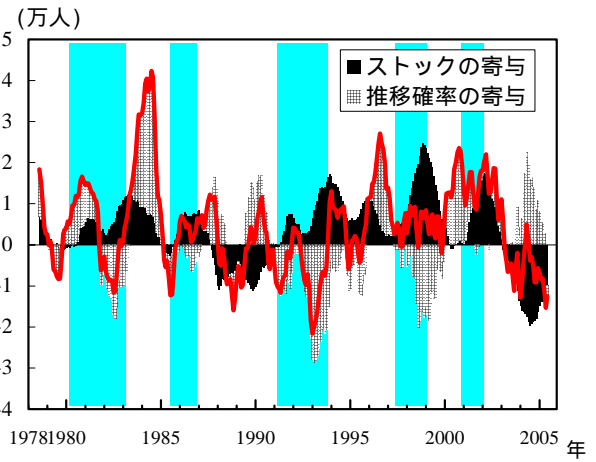
(注) 1. フロー実数の12か月中心移動平均の前年差を寄与度分解したものの。  
2. シャドーは景気後退期を示す。

図表 9：フロー実数変動の寄与度分解（女性）

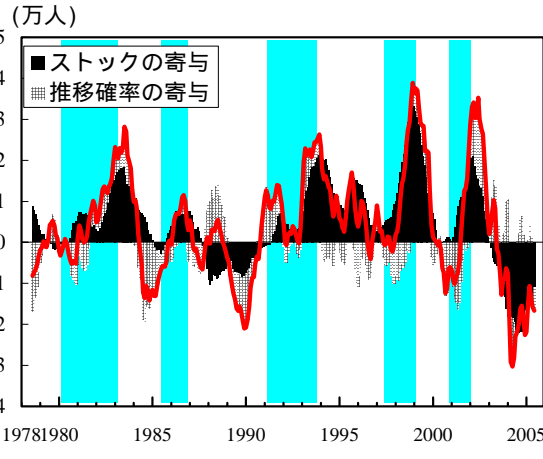
(1)  $EU$  ... 就業者 失業者



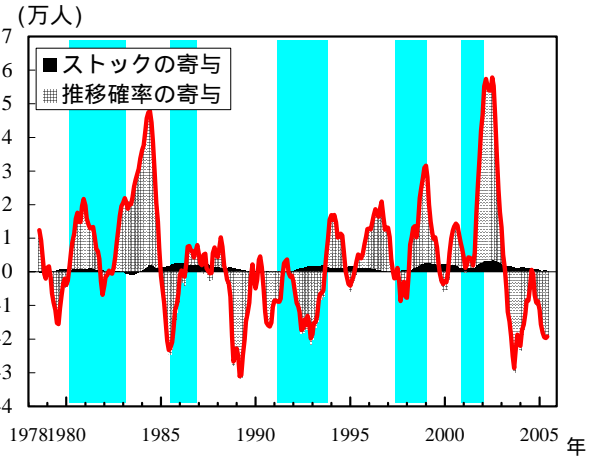
(2)  $UE$  ... 失業者 就業者



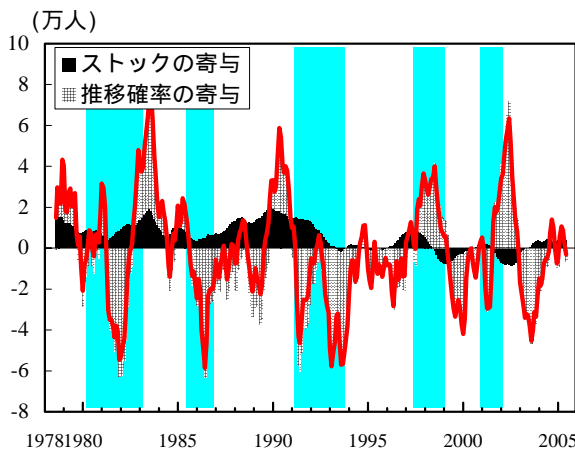
(3)  $UN$  ... 失業者 非労働力



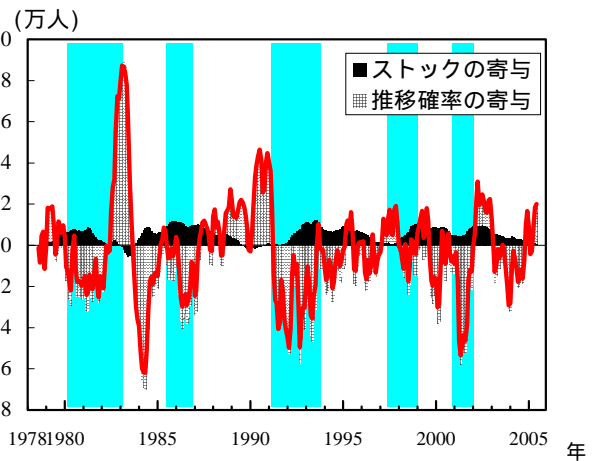
(4)  $NU$  ... 非労働力 失業者



(5)  $EN$  ... 就業者 非労働力



(6)  $NE$  ... 非労働力 就業者



(注) 1. フロー実数の12か月中心移動平均の前年差を寄与度分解したものの。  
 2. シャドーは景気後退期を示す。



### (3) ストック変動の寄与度分解

推移確率は、さまざまな経路でストック量に影響を与えている。たとえば、上の分析結果からは、 $eu$  確率や  $nu$  確率の変動が、 $U$  ストック量（ひいては失業率）の変動に大きな寄与を与えるだけでなく、 $UN$  フローの変動を通じて、 $N$  ストック量（ひいては労働力率）の変動にも寄与することがわかる。こうした寄与の大きさがどの程度であるかを明らかにするためには、ストック量変動を推移確率の寄与に分解する必要がある。

なお、黒田 [2002] や太田 [2005] も、失業率変動に与える推移確率の寄与を計算している。これらの先行研究の結果は、1990 年代の失業率の上昇に対して、男女とも  $ue$  確率よりも  $eu$  確率が大きな寄与を与えていること、特に女性では  $nu$  確率の寄与も大きいことを示している。本稿では、分析期間を 2000 年以降に延長するとともに、先行研究とは異なる手法を用いて<sup>10</sup>、失業率のほか労働力率についても変動要因の分析を行う。

#### 寄与度分解の手法

$t+1$  期末のストックは、 $t$  期末のストックと  $t+1$  期中のフローを用いて、(2)式のように表現できる。ただし、この値は、統計誤差が存在するため、 $t+1$  期末のストック量の公表値と正確には一致しない。このため、記号の右肩に *sim* を付し、シミュレーション値であることを示している<sup>11</sup>。

<sup>10</sup> 黒田 [2002] は、推移確率から求められる「定常状態」を用いて各推移確率の寄与を測定している。具体的には、各時点の推移確率行列から以下のように求められる「定常状態」（推移確率行列の固有ベクトルに対応）のストック量に着目する。

$$\begin{pmatrix} E_t^* \\ U_t^* \\ N_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ee_t & ue_t & ne_t \\ eu_t & uu_t & nu_t \\ en_t & un_t & nn_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t^* \\ U_t^* \\ N_t^* \end{pmatrix}$$

黒田 [2002] は、現実の推移確率行列から得られる「定常状態」のストック量と、推移確率を 1 つだけ入れ替えた場合の「定常状態」のストック量の比較を 5 年おきに行い、ストック量に与える各推移確率の効果を確認している。

一方、太田 [2005] の手法は、「定常状態」のストック量に着目している点で、黒田 [2002] と類似している。ただし、太田 [2005] は、推移確率行列の固有ベクトルとしてではなく、以下のようにして求められる値を、失業率の定常状態とし、年次データを用いて、定常状態に与える各推移確率の寄与を求めている（詳細は太田 [2005] の補論参照）。

$$u_t^* = \frac{eu_t + nu_t \left( \frac{1-l_{t-1}}{l_{t-1}} \right)}{g_t + eu_t + ue_t + un_t}, \quad \text{ただし } g \text{ は労働力人口成長率、} l \text{ は労働力率。}$$

<sup>11</sup> 以下の実際の計算に際しては、現実のストック量の変動をできるだけ正確に分析する観

$$\begin{pmatrix} E_{t+1}^{sim} \\ U_{t+1}^{sim} \\ N_{t+1}^{sim} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ee_{t+1} & ue_{t+1} & ne_{t+1} \\ eu_{t+1} & uu_{t+1} & nu_{t+1} \\ en_{t+1} & un_{t+1} & nn_{t+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t \end{pmatrix} \quad (2)$$

(2)式を再帰的に用いれば、 $t+s$ 期 ( $s \geq 1$ ) のストック量は、(3)式のように表現できる。たとえば、 $t$ 期=1977年1月とし、1977年2月~2005年12月の各月のフローを用いれば、 $t+s$ 期=2005年12月のストック量をシミュレートできる。

$$\begin{pmatrix} E_{t+s}^{sim} \\ U_{t+s}^{sim} \\ N_{t+s}^{sim} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ee_{t+s} & ue_{t+s} & ne_{t+s} \\ eu_{t+s} & uu_{t+s} & nu_{t+s} \\ en_{t+s} & un_{t+s} & nn_{t+s} \end{pmatrix} \cdots \begin{pmatrix} ee_{t+2} & ue_{t+2} & ne_{t+2} \\ eu_{t+2} & uu_{t+2} & nu_{t+2} \\ en_{t+2} & un_{t+2} & nn_{t+2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ee_{t+1} & ue_{t+1} & ne_{t+1} \\ eu_{t+1} & uu_{t+1} & nu_{t+1} \\ en_{t+1} & un_{t+1} & nn_{t+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t \end{pmatrix} \quad (3)$$

次に、以下のような「仮想的な」シミュレーション (counterfactual simulation) を行う。すなわち、「ある1つの推移確率の変動が仮になかったとすれば」という仮定をおいた場合、ストック量の変動は現実とどれだけ異なっていたのかを観察する。たとえば、(3)式において、 $ne$  確率が  $t+1$ 期~ $t+s$ 期まで一定の値 ( $\bar{ne}$ ) であったと仮定しよう<sup>12</sup>。このシミュレーションは、(4)式のように表現できる。

$$\begin{pmatrix} E_{t+s}^{ne} \\ U_{t+s}^{ne} \\ N_{t+s}^{ne} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ee_{t+s} & ue_{t+s} & \bar{ne} \\ eu_{t+s} & uu_{t+s} & nu'_t \\ en_{t+s} & un_{t+s} & nn'_t \end{pmatrix} \cdots \begin{pmatrix} ee_{t+2} & ue_{t+2} & \bar{ne} \\ eu_{t+2} & uu_{t+2} & nu'_{t+2} \\ en_{t+2} & un_{t+2} & nn'_{t+2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ee_{t+1} & ue_{t+1} & \bar{ne} \\ eu_{t+1} & uu_{t+1} & nu'_{t+1} \\ en_{t+1} & un_{t+1} & nn'_{t+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t \end{pmatrix} \quad (4)$$

ただし、 $nu'_t, nn'_t$  は、 $\bar{ne} + nu'_t + nn'_t = 1$ 、 $nu'_t/nn'_t = nu_t/nn_t$  を満たす値。

こうして(4)式から得られた $t+s$ 期の「仮想的な」ストック量 ( $E_{t+s}^{ne}, U_{t+s}^{ne}, N_{t+s}^{ne}$ ) を、(3)式から得られたストック量 ( $E_{t+s}^{sim}, U_{t+s}^{sim}, N_{t+s}^{sim}$ ) と比較する。両者がさほど

点から、「15歳未満からのフロー」と「死亡へのフロー」も考慮に入れた下式を用いている。ここで  $BE, BU, BN$  はそれぞれ15歳未満から就業、失業、非労働力へのフローを、 $ED, UD, ND$  はそれぞれ就業、失業、非労働力から死亡へのフローを表している。

$$\begin{pmatrix} E_{t+1}^{sim} \\ U_{t+1}^{sim} \\ N_{t+1}^{sim} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ee_{t+1} & ue_{t+1} & ne_{t+1} \\ eu_{t+1} & uu_{t+1} & nu_{t+1} \\ en_{t+1} & un_{t+1} & nn_{t+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} BE_{t+1} \\ BU_{t+1} \\ BN_{t+1} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} ED_{t+1} \\ UD_{t+1} \\ ND_{t+1} \end{pmatrix}$$

実際のシミュレーションで用いた式も、この式を再帰的に用いた式であり、(3)式や(4)式とは異なる。ただし、表記が煩雑となるため、本文中では、便宜上15歳未満からのフローや死亡へのフローを省略して表記している。

<sup>12</sup> ただし、推移確率行列のうち1つの要素のみを入れ替えると、推移確率行列の列の和が1に一致しなくなる。ここでは、推移確率行列の縦の和は1となるべきと考え、調整を行っている。具体的には、ある要素を入れ替えた場合には、その列の和が1になるよう、残り2つの要素の値を、その2者の間での比率が保たれるように変化させている。

異ならなければ、推移確率  $ne$  は、現実のストック量の変動にさほど大きな影響を与えなかったと考えられよう。逆に、両者が大きく異なっていれば、推移確率  $ne$  はストック量変動に対して大きな役割をもってきたことが示唆される。

「変動がなかった」と仮定する推移確率の値（上記の例では  $\overline{ne}$ ）は、恣意的に定めることも可能であるが、以下では、分析期間の当該確率の平均値を与えている。ただし、分析初期の値（たとえば 1977 年平均値）を与えても、得られる結論に大きな変化はない。

### 寄与度分解の結果

まず、(3)式に 1977 年 1 月のストック量を初期値として与え、現実の 1977 年 2 月から 2005 年 12 月までのフローデータを用いて、ストック量の推移 ( $E_{t+s}^{sim}, U_{t+s}^{sim}, N_{t+s}^{sim}; s=1,2,3\dots$ ) をシミュレートしてみる<sup>13</sup>。図表 10 は、このシミュレーションにより得られたストック量から算出した失業率 ( $U_{t+s}^{sim} / (E_{t+s}^{sim} + U_{t+s}^{sim}) \times 100$ ) および労働力率 ( $(E_{t+s}^{sim} + U_{t+s}^{sim}) / (E_{t+s}^{sim} + U_{t+s}^{sim} + N_{t+s}^{sim}) \times 100$ ) の推移を示している。これらの値は、現実の失業率や労働力率と極めて良く一致している<sup>14</sup>。以下では、このシミュレーション値をベンチマークとして、分析を行う。

次に、(4)式のような「仮想的な」シミュレーションにより、各推移確率の効果を確認する。一例として、図表 11 は、 $eu$  確率を一定とした場合のケースを示している。図表 11 左は、 $eu$  確率を期間平均値に固定した場合に得られる「仮想的な」男性失業率と、(3)式から得られるベンチマークの男性失業率を比較している。この両者の差が、男性  $eu$  確率が男性失業率に与えてきた「寄与」と考えることができる<sup>15,16</sup>（図表 11 右）。

---

<sup>13</sup> シミュレーションで用いるフローデータは、季節調整を行っていない月次系列である。ただし、得られたストック量を図示する際は、12 か月中心移動平均をかけている。

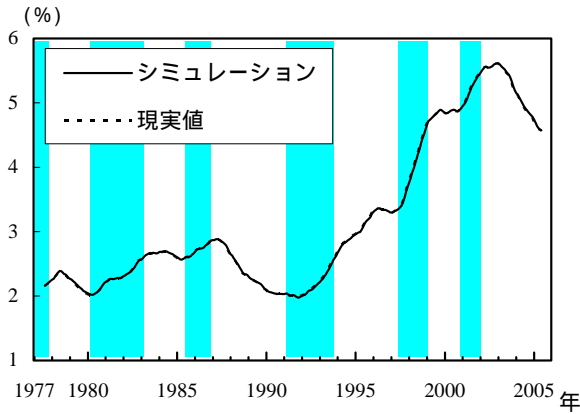
<sup>14</sup> このシミュレーションを、労働省 [1986] の手法により修正を行う前の「生の」フローデータを用いて行くと、両者が大きく乖離する。このことは、労働省 [1986] の手法が、フローデータをストックデータと整合的なものにすることに成功していることを示唆している。

<sup>15</sup> ただし、各推移確率の「寄与」を足し上げても、全体の値に一致するわけではない。

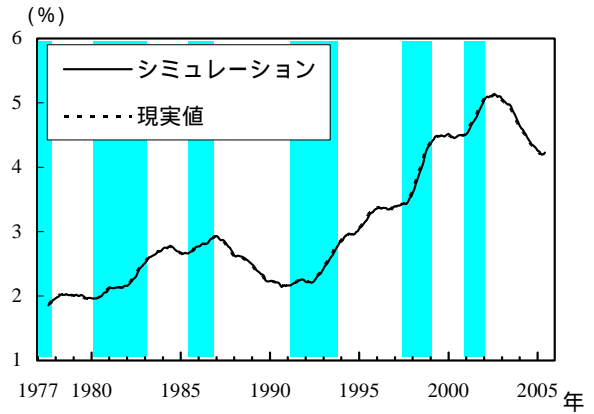
<sup>16</sup> 厳密には、この両者の差には、 $eu$  確率だけではなく、 $ee, en$  確率の「寄与」も混在している。本分析では、 $eu$  確率の値を一定にする際、 $ee, en$  確率の調整を行っているため（脚注 12）この効果が結果に混在することが避けられない。

図表 10：シミュレーションによる値と現実の値の比較

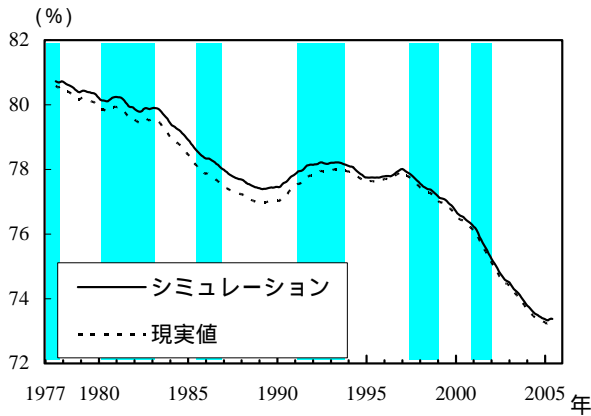
(1) 失業率（男性）



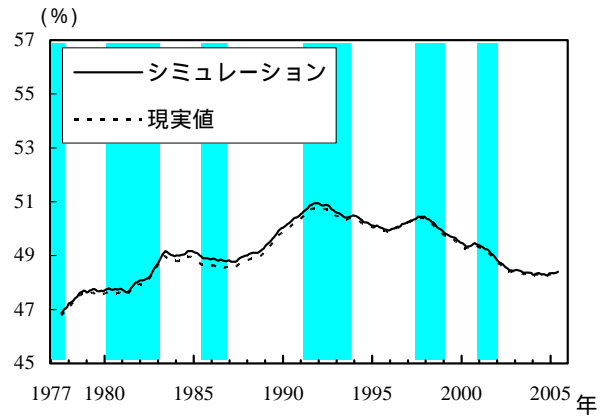
(2) 失業率（女性）



(3) 労働力率（男性）

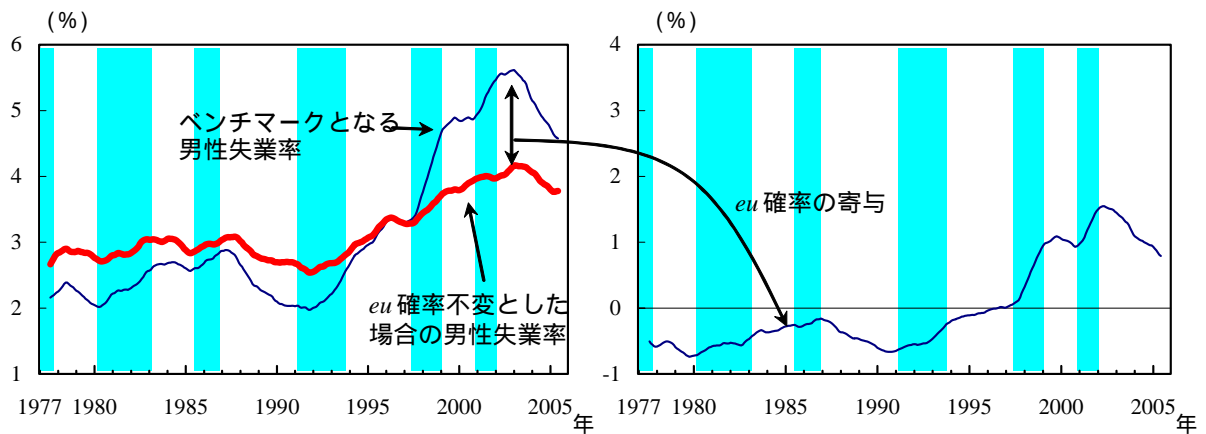


(4) 労働力率（女性）



(注) 1. シミュレーション結果、現実値とも、12か月中心移動平均をとって表示。  
 2. シャドーは景気後退期を示す。  
 (資料) 総務省「労働力調査」。

図表 11：男性失業率に与える *eu* 確率の「寄与」

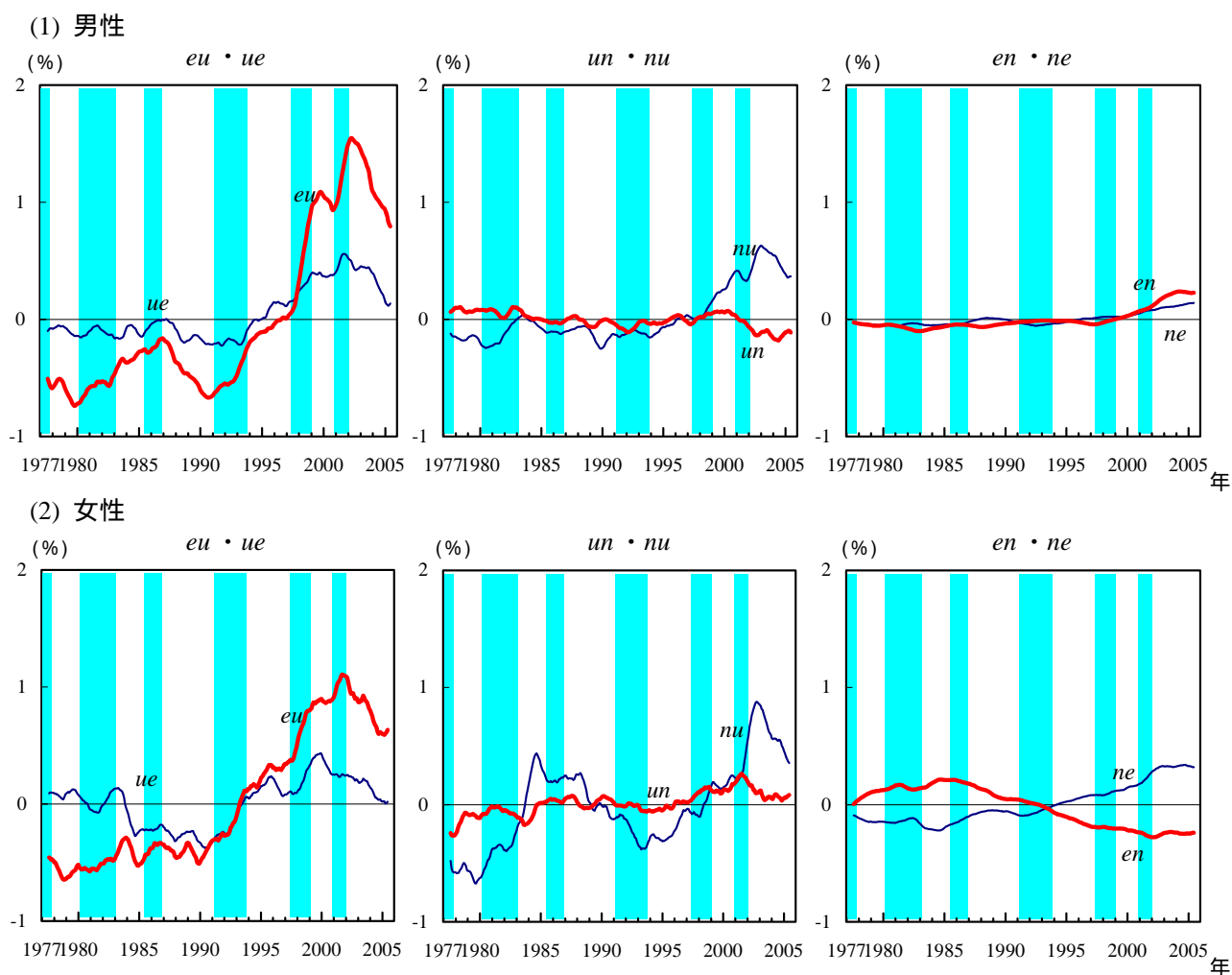


(注) シャドーは景気後退期を示す。

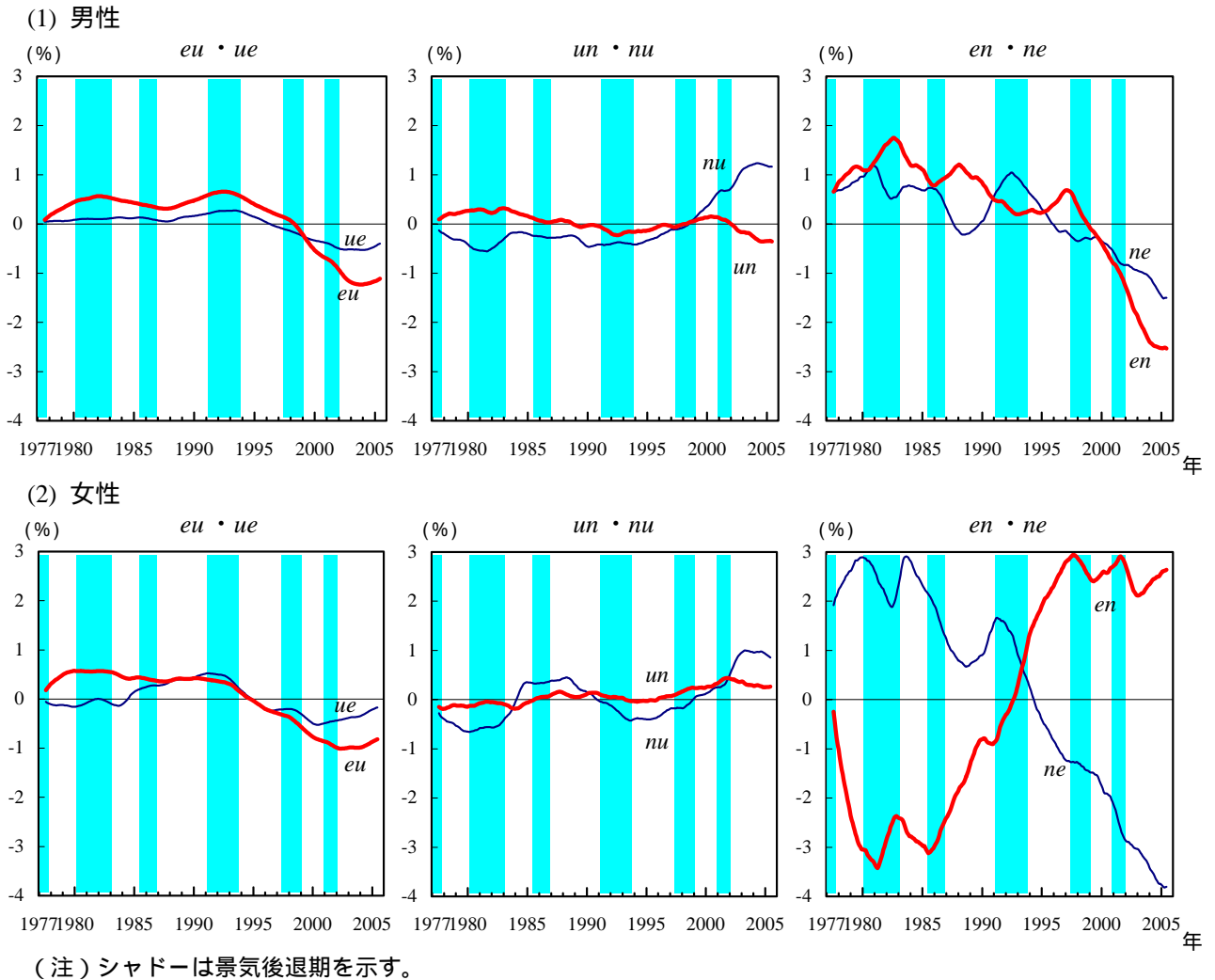
この方法により、各推移確率 ( $eu, en, ue, un, ne, nu$ ) が失業率に与える「寄与」を算出した結果を図表 12 に示す。まず、男性失業率にもっとも大きな寄与を与えてきたのは  $eu$  確率であることがわかる。それに続いて  $ue$  確率、 $nu$  確率の寄与が大きい。一方、女性でも、 $eu$  確率の寄与がもっとも大きく、 $ue$  確率、 $nu$  確率がそれに続いている（ただし男性と比較すると、 $eu$  確率の寄与は小さく、 $ue$  確率、 $nu$  確率の寄与は大きい）。男女いづれも、 $eu$  確率と  $ue$  確率の寄与が非対称的であることは、注目に値しよう。

なお、2000 年までのデータによる先行研究（太田 [2005]、黒田 [2002]）も、同様の結果を報告している。本稿の結果は、こうした特徴に 2000 年以降も大きな変化がないことを示している。

図表 12：失業率に与える各推移確率の「寄与」



図表 13：労働力率に与える各推移確率の「寄与」



続いて、労働力率に対する寄与をみてみよう（図表 13）。まず、1990 年代後半から 2000 年代初頭にかけての不況期では、男女とも、 $eu \cdot ue$  両確率が労働力率の低下に寄与してきたことがわかる（失業率への寄与と同様、 $eu$  確率の寄与は  $ue$  確率の寄与より大きい）。両確率の変動に伴う  $U$  ストックの増加が、 $UN$  フローを通じて  $N$  ストックの増加（求職意欲喪失効果による労働力率の低下）をもたらしていると解釈できる。この間、 $nu$  確率は男女とも労働力率の上昇に寄与しているが、この寄与は  $eu \cdot ue$  両確率の寄与に相殺されている。

一方、男女とも、 $en$  確率および  $ne$  確率が労働力率に与える寄与は大きい。男性では、この両確率の変動が労働力率の下方トレンドを作り出している。一方、女性では、1985 年から 1995 年の期間、 $ne$  確率が労働力率の低下に寄与する一

方、*en* 確率が上昇に寄与し、両者が相殺されている<sup>17</sup>。また、1995 年以降は、*en* 確率が労働力率を順循環的に変動させているように見えることも、男性と異なる特徴といえる<sup>18</sup>。

#### (4) まとめと考察

本節では、フローデータに関するファクト・ファインディングを行った。

まず、*E*・*U*間のフローは、「対称的」でないことが示された。すなわち、「就業者が失業プールに移る確率 (*eu* 確率)」の変動の寄与は、「失業者が就業プールに移る確率 (*ue* 確率)」のそれよりも大きく、*E*・*U*間のフローの変動をリードするのが *eu* 確率 (あるいは *EU* フロー) であることがわかった。

労働力率の順循環性をもたらす主因とされる求職意欲喪失効果については、非労働力化する失業者の人数 (*UN* フロー) が、不況期に増加することが確認された。この効果は、失業者が求職を諦める確率 (*un* 確率) の上昇によってではなく、就業プールから失業プールに人が移動すること (失業ストックの増加) 自体によってもたらされている。労働力率に対する寄与を測定した結果からも、*eu* 確率・*ue* 確率が、労働力率の順循環性に寄与していることがわかった。

一方、非労働力が失業プールに流入する確率 (*nu* 確率) は、不況期に上昇し、失業率の上昇に寄与することがわかった。この効果は特に女性において強い。追加労働者効果は、*nu* 確率に影響を与えると考えられるが、同効果が女性で強く働くことが、この結果に表れている可能性が指摘できよう<sup>19</sup>。一方、*nu* 確率は、労働力率を逆循環的に変動させるように寄与しているが、この効果は、前述の *eu* 確率・*ue* 確率の効果によって打ち消されていることがわかった。

---

<sup>17</sup> 女性の *en* 確率の変化が労働力率を上昇させてきたことの背景として、結婚・出産等によって労働市場から退出する女性が減少している可能性を指摘できる。女性の *un* 確率が、僅かではあるが、労働力率の上昇に寄与していることの背景にも同様の可能性が指摘できよう。ただし、特に、*en* 確率や *ne* 確率には、新卒採用や退職等の動向が大きく影響している。より正確な判断を下すためには、年齢構成の変化等の構造要因をコントロールした上で、景気循環との関係を分析する必要があると思われる。この点は今後の課題としたい。

<sup>18</sup> この結果は、離職した際に失業プールを経由せずに「直接的に」非労働力化する傾向が、男性よりも女性で強いことを示しているのかもしれない。しかし、正確な判断を下すためには、脚注 17 と同様、より厳密な分析が必要である。

<sup>19</sup> ただし、本節の分析において、*nu* 確率の変動には、追加労働者効果だけではなく、「好況期であれば就業できたであろう人が就業できずに失業プールに流入する」効果も影響しているはずである。本節の結果は、この効果が男性よりも女性に強く働くことを示している可能性もある。

## 4. 景気循環に対するフローの反応：時系列分析

前節では、2通りの寄与度分解の手法を用い、フローの変動とストックの変動の関係を探った。景気循環との関係についても、分析は目視によるものが中心ではあったが、いくつかの興味深いインプリケーションが得られた。

本節では、よりフォーマルな形で「景気循環ショック」を抽出し、それがフローに与える影響を観察する。具体的には、Blanchard and Diamond [1990] の構造 VAR (Vector Auto-Regression) を用いた分析手法<sup>20</sup>を日本のデータに適用する。

### (1) 手法の概要

Blanchard and Diamond [1990] は、景気循環ショックが労働力フローに与える影響を観察するための、簡便な方法を考案している。この手法は、2つのステップから構成されている。まず、「ベバリッジ曲線」の考え方をもとにした構造 VAR を推計し、「景気循環ショック」、「再配分ショック」、「労働供給ショック」の3つの構造ショックを識別する。次に、構造 VAR の結果をフローデータに「投影」し、各ショックに対する労働力フローの反応を観察する<sup>21</sup>。

以下では、それぞれのステップについて説明する。

### 第一段階：構造 VAR の推計

労働市場の分析に登場する古典的な概念の一つに、「ベバリッジ曲線」がある。

---

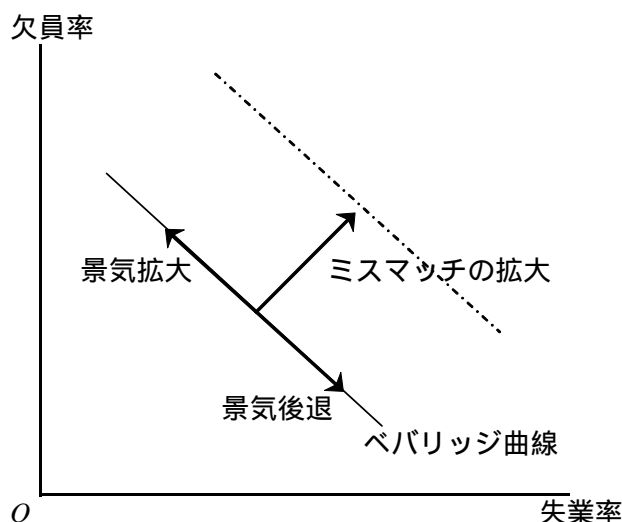
<sup>20</sup> Blanchard and Diamond [1990] は、Blanchard and Diamond [1989] の「続編」と位置付けられる。Blanchard and Diamond [1989] は、労働市場のストック変数（労働力人口、失業者数、欠員数）の変動を分析する構造 VAR を定式化した。Blanchard and Diamond [1990] は、それを拡張してフロー変数の変動を観察する方法を考案した。日本の失業率（ストック変数）の変動を、Blanchard and Diamond [1989] の手法を応用して分析した研究には、鎌田・真木 [2003] がある（このため、本節中「第一段階」の分析は、鎌田・真木 [2003] と一部重複する）。しかし、Blanchard and Diamond [1990] の手法を用いて日本の労働力フローの変動を分析した研究は、筆者の知る限り、本稿が初めてである。

<sup>21</sup> 本来であれば、こうした間接的なアプローチをとらず、各ショックが労働力フローに与える影響を、直接に推計すべきかもしれない。しかし、フローデータは男女計でも6系列（*EU, EN, UE, UN, NE, NU*）男女別とすれば12系列存在している。こうした多数の変数の動きを説明するモデルを構築し、実際に構造ショックを識別することは、理論的にも実務的にも困難である。この点、Blanchard and Diamond [1990] の手法は、理論モデルに基づいてフローデータの動きを簡単に観察することのできる、有益な手法といえる。



横軸に失業率、縦軸に欠員率をとったグラフ(UV 平面)を考えよう(図表 14)。今、他の条件を一定として景気が拡大(総需要が増加)すれば、失業は減少し、欠員は増加すると考えられる。逆に景気が後退すれば、失業は増加し、欠員は減少するだろう。UV 平面上で、こうした景気循環とともに観察される右下がりの関係が、ベバリッジ曲線である。一方、何らかの要因によって労働市場にミスマッチが発生すれば、失業と欠員が同時に増加する。すなわち、ベバリッジ曲線自体が、右上(北東)方向にシフトすることになる。

図表 14：ベバリッジ曲線



Blanchard and Diamond [1989] は、このベバリッジ曲線の考え方にに基づき、労働市場に作用する構造ショックを特定化している<sup>22</sup>。

まず、上述の考え方から、労働市場に作用するショックとして、景気循環ショックと再配分ショックという 2 種類の構造ショックを想定することができる。正の景気循環ショックは、ベバリッジ曲線にそって、UV 平面上の点を北西方向に動かすショックである。正の再配分ショックは、労働市場にミスマッチを生じさせ、UV 平面上の点を北東方向に動かすショックである。

一方、労働市場は、これらの需要側要因だけではなく、供給側要因にも左右されると考えられる。そこで Blanchard and Diamond [1989] は、需要側要因と独立に労働力人口を増加させるショックとして、労働供給ショックを導入した。

本節の分析では、以上の 3 種類のショックを、労働市場に作用する構造的な

<sup>22</sup> 本稿では詳細なモデルの展開には立ち入らないが、Blanchard and Diamond [1989] は、サーチ理論の枠組みで、それぞれのショックがどのように UV 平面上の点をシフトさせるかを論じている。詳細は Blanchard and Diamond [1989] を参照されたい。

ショックと考える<sup>23</sup>。以下、景気循環ショックを  $\varepsilon_c$ 、再配分ショックを  $\varepsilon_s$ 、労働供給ショックを  $\varepsilon_f$  と表記する。なお、一つの重要な前提は、これら 3 つの構造ショックは互いに独立に発生する（ショック間には相関がない）ということである。これらのショックを識別するには追加的な仮定が必要となるが、それについては、本節(3)において再度議論したい。

さて、上記の 3 つのショックを識別するためには、3 つの変数が必要である。本稿では、就業者数  $E$ 、失業者数  $U$ 、欠員数  $V$  の 3 変数を用いる。失業者数  $U$  と欠員数  $V$  は、ベバリッジ曲線の横軸と縦軸に対応する変数である。ここに就業者数  $E$ （失業者数  $U$  とあわせれば労働力人口の情報をもつ）を加えることで、労働供給ショックを含めた 3 種類のショックを識別することが可能となる。

以上の議論をもとに、(5)式のように構造 VAR を定式化（Wold 表現）する。 $X \equiv (E, U, V)'$  と  $\varepsilon \equiv (\varepsilon_c, \varepsilon_s, \varepsilon_f)'$  は、それぞれ VAR に導入する変数と構造ショックをベクトル表示したものである。 $A(L)$  は無限期のラグ多項式である。

$$X = A(L)\varepsilon \quad (5)$$

## 第二段階：フローへの投影

次に、労働力フローの変動も、上述した 3 種類のショックにより規定されていると仮定する。ただし、フローデータには、ストックデータに含まれない「ノイズ成分」があると考え<sup>24</sup>。以下、観測されない「真の」（ノイズを含まない）フローを  $F^* \equiv (EU^*, EN^*, UE^*, UN^*, NE^*, NU^*)'$  とし、ノイズ成分を  $\phi$ （ $6 \times 1$  ベクトル）と表記する。このとき、観測されるフローデータ  $F$  と「真の」フロー  $F^*$  との関係は、(6)式のように表現できる。

<sup>23</sup> 失業率（ストック変数）の変動を分析した鎌田・真木 [2003] は、これらに加え、労働節約的な設備投資を促す供給要因として、「合理化ショック」を想定した 4 変数 VAR を推計している。しかし、鎌田・真木 [2003] も指摘するように、合理化投資は景気の悪化を引き金に加速する可能性もあるため、「景気循環ショック」と「合理化ショック」を完全に識別することは容易でない。こうした観点から、本稿の分析は、「合理化ショック」を導入しない 3 変数 VAR で行った。もっとも、この結果、本稿の「景気循環ショック」には、本来は供給要因として識別されるべきショックが混在している可能性もある。結果の頑健性を担保するためには、こうした拡張を行った場合に「景気循環ショック」に対する労働力フローの反応がどのように変わるかも確認すべきであるが、この点は今後の課題としたい。

<sup>24</sup> この「ノイズ」は、「労働力調査」上、フローデータのサンプル数が、ストックデータのサンプル数の半数となっているために生ずる統計誤差等を反映していると考えられる（統計誤差拡大の理由は補論 A 参照）。もちろん、ストックデータに「ノイズ」が存在しないという仮定は現実には正しくなく、一種の近似にすぎない。

$$F = F^* + \phi \quad (6)$$

「真の」フロー  $F^*$  は、構造ショック  $\varepsilon$  により規定されることから、ラグ多項式  $B(L)$  を用いて、以下の表現が可能である。

$$F^* = B(L)\varepsilon \quad (7)$$

続いて、観測されるフローデータとストックデータの間を導きたい。まず、フローはストックの 1 階差に対応することから、ストックデータに関する(5)式の 1 階差をとった式を考える。  $L$  はラグ・オペレータである。

$$\Delta X = (1-L)A(L)\varepsilon \equiv \bar{A}(L)\varepsilon \quad (8)$$

(6)式、(7)式および(8)式から、以下の関係式を導くことができる。これは、観測されるフローデータとストックデータ（の階差）の関係を表す式である<sup>25</sup>。

$$F = C(L)\Delta X + \phi, \text{ where } C(L) \equiv B(L)[\bar{A}(L)]^{-1} \quad (9)$$

最後に、フローデータのノイズ成分  $\phi$  と構造ショック  $\varepsilon$  は、（すべてのリードとラグにおいて）相関をもたないと仮定しよう。この仮定のもとで、(9)式の関係は、実データから最小二乗法により推計可能である<sup>26</sup>。

以上のようにして推計されたフローとストックの関係と、第一段階で推計されたストック変数による構造 VAR を組み合わせることにより、景気循環ショックに対する労働力フローの反応を観察することが可能となる。

## (2) データ

本節の分析は、季節調整済み・四半期データを用いて行う。前節と異なり、月次データを用いないが、これは、短期的な変動が激しいフローデータを、月次で季節調整するのが困難なためである。本節では、3 か月のフローデータの累積値として四半期のフローデータを作成した上、X-11 による季節調整を行った<sup>27</sup>。

<sup>25</sup> Blanchard and Diamond [1990] は、ストックデータの階差をとらずに、

$$F = C'(L)X + \phi, \text{ where } C'(L) \equiv B(L)[A(L)]^{-1}$$

という式を推計している。しかし、この式は、左辺がフロー変数、右辺がストック変数である点で、不自然と考えられる。そこで、本稿では、右辺のストック変数の階差をとり、両辺ともフローの次元に揃えた式を採用した。

<sup>26</sup> 定義上、フローとストックには、たとえば  $E_t = E_{t-1} + UE_t - EU_t + NE_t - EN_t$  のような関係が成立するが、ここではそうした制約を無視して推計している。この点で、この推計式をもとに得られたフローのインパルス・レスポンスが不正確なものとなる可能性は否めない。もっとも、本稿では、得られたフローのインパルス・レスポンスからストックのインパルス・レスポンスを「逆算」し、その結果が構造 VAR のインパルス・レスポンスと大きく変わらないことを確認している（脚注 42 参照）。

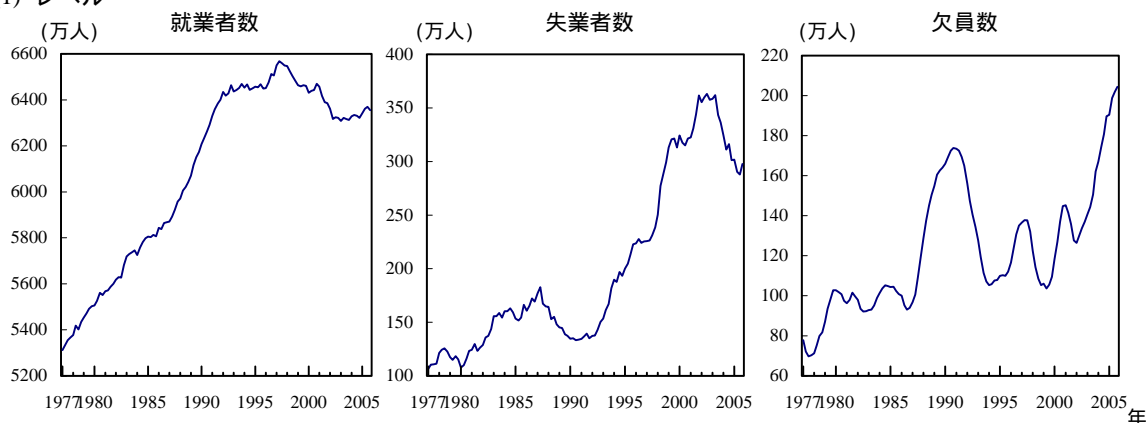
<sup>27</sup> ここでの「四半期データ」は、あくまで 3 か月分の月次フローの「累積」データである

構造 VAR の推計に用いるストックデータは、いずれも季節調整済み四半期データの公表値が入手可能である。就業者数  $E$ 、失業者数  $U$  は「労働力調査」(総務省)のデータを用いた。欠員数  $V$  は「職業安定業務統計」(厚生労働省)より、「欠員数 = 有効求人数 - 新規就職件数」として算出した。

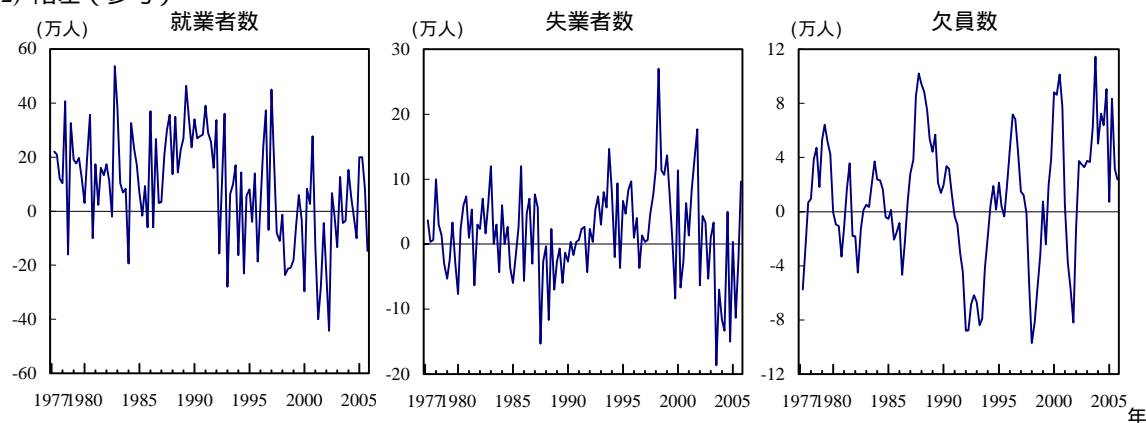
分析期間は、1977 年から 2005 年まで (116 四半期) である。ストック変数の推移を図表 15 に、記述統計量を図表 16 に示す。結果の解釈を容易にするため、以下では、Blanchard and Diamond [1990] に倣い、変数を対数化せずに用いて推計した結果を掲載する (ただし、対数化した場合にもほぼ同様の結果を得ることができる)。

図表 15：ストックデータの推移

(1) レベル



(2) 階差 (参考)



(資料) 総務省「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」。

ことに注意が必要である。たとえば、3 か月の間に  $E \rightarrow N \rightarrow U \rightarrow N$  と状態が変化した人は、四半期データでは本来  $EN$  フローのみにカウントされるべきかもしれないが、「累積」データ上は  $EN$ 、 $NU$ 、 $UN$  の各フローに同時に寄与することとなる。

図表 16：記述統計量

(単位：万人)

	就業者数	失業者数	欠員数
平均	6097.2	201.5	123.1
最大値	6568.0	363.0	204.4
最小値	5312.0	106.7	69.6
標準偏差	389.7	81.2	31.4

(資料)総務省「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」。

### (3) 第一段階：構造 VAR の推計およびその結果

#### VAR の推計とショックの識別

分析の第一段階として、就業者数  $E$ 、失業者数  $U$ 、欠員数  $V$  の 3 変数による VAR の推計を行う。単位根検定の結果<sup>28</sup>、各変数は非定常であることが示唆されたが、本稿では、レベル変数のまま VAR を推計することを選択した<sup>29,30</sup>。これは、構造 VAR のモデルであるベバリッジ曲線<sup>31</sup>の概念からは、レベル変数間の関係が導出されるためである。ラグ次数は、AIC 値により、2 期が適当と判断した

。続いて、短期制約（同時点制約）を課して、構造ショックの識別を行う。誘導型 VAR の残差  $e \equiv (e_e, e_u, e_v)'$  と構造ショック  $\varepsilon$  の同時点間の関係は、以下のように表現できる。ただし、 $e_e, e_u, e_v$  は、それぞれ、就業者数  $E$ 、失業者数  $U$ 、欠員数  $V$  の式の推計残差である。

$$\begin{pmatrix} e_e \\ e_u \\ e_v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_c \\ \varepsilon_s \\ \varepsilon_f \end{pmatrix} \equiv A_0 \varepsilon \quad (10)$$

まず、行列  $A_0$  の各要素  $a_{ij}$  が満たすべき符号条件を考えよう。ベバリッジ曲線

<sup>28</sup> 検定方法は ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定および ERS (Elliott-Rothenberg-Stock) 検定を用いた。ERS 検定の詳細は Elliott, Rothenberg and Stock [1996]、Hayashi [2000] を参照。

<sup>29</sup> ヨハンセン検定により、3 つの変数の間には共和分関係の存在が示唆された。

<sup>30</sup> 変数の定常性を重視する立場からは、各変数の階差をとった上で VAR を推計すべきとの主張もある。この点に配慮し、本研究では、各変数の対数階差をとった場合の VAR も推計した。レベル変数による VAR と階差変数による VAR ではショック等に関するインプリケーションが異なる点には注意が必要だが、階差 VAR を用いた場合でも、本節と同様の結論を得ることができた（結果の閲覧を希望される方は、著者までご連絡ください）。

<sup>31</sup> ラグ次数を 3 期とった場合でも、以下で述べる結果は頑健であった。

の含意から、正の景気循環ショックが失業者数の減少と欠員数の増加をもたらすのに対し、正の再配分ショックは失業者数と欠員数を同時に増加させる。したがって、 $a_{21} < 0$ ,  $a_{31} > 0$ ,  $a_{22} > 0$ ,  $a_{32} > 0$ となる。また、就業者数は、失業者数とは逆に、正の景気循環ショックで増加し、正の再配分ショックで減少すると考えられる。これは、 $a_{11} > 0$ ,  $a_{12} < 0$ と表現される。他方、正の労働供給ショックは、同時点の就業者および失業者を増加させると考えるのが自然であろう。すなわち、 $a_{13} > 0$ ,  $a_{23} > 0$ である。

行列  $A_0$  は、一般性を失うことなく、基準化することができる。ここでは、1単位の景気循環ショックは同時点の欠員数を1増やし ( $a_{31} = 1$ )、1単位の再配分ショックは同時点の就業者数を1減らし ( $a_{12} = -1$ )、1単位の労働供給ショックは同時点の失業者数を1増やす ( $a_{23} = 1$ )と基準化した。

ショックを識別するためには、この基準化に加え、追加的な制約を課す必要がある。一般に、 $n$ 変数 VAR のすべてのショックを識別するためには、 $n(n-1)/2$ 個の制約が必要である。したがって、本節の VAR は3つの制約を必要とする。以下では、理論面から、そのうち2つの仮定を与える。

1つ目の仮定として、労働供給ショックは、同時点での欠員数(労働「需要」側の変数)に影響を与えないものとする。この仮定は、 $a_{33} = 0$ と表現される。

2つ目の仮定として、負の景気循環ショックにより失業者数が1増加した場合の就業者の減少数と、正の再配分ショックにより失業者数が1増加した場合の就業者の減少数は等しいと考える。これは、失業の発生は、それが景気循環ショックによるものでも、再配分ショックによるものでも、求職意欲喪失効果や追加労働者効果を発生させるインパクトは同一であると考えられるためである。この仮定は、 $a_{11}/a_{21} = a_{12}/a_{22}$ と表現することができる。

以上の仮定をまとめると、 $A_0$  は、以下のように表現される。

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_{11} & -1 & a_{13} \\ -a_{11}a_{22} & a_{22} & 1 \\ 1 & a_{32} & 0 \end{pmatrix} \quad (11)$$

ただし、 $a_{11} > 0$ ,  $a_{13} > 0$ ,  $a_{22} > 0$ ,  $a_{32} > 0$ 。

本節の構造 VAR のすべてのショックを識別するためには、あと1つ制約を課すことが必要である。ここでは、インパルス・レスポンスが理論的な要請を満たすように、 $a_{32}$ の値を調整することとした。現実には $a_{32}$ の値を与えてみたところ、0.01以上0.15以下の範囲で、インパルス・レスポンスが理論的な要請を満たす

ことがわかった。ここでは、0.07 を採用した<sup>32</sup>。

こうして推計された行列  $A_0$  を、以下に示す。

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1.48167 & -1 & 7.72503 \\ -1.18423 & 0.79926 & 1 \\ 1 & 0.07 & 0 \end{pmatrix} \quad (12)$$

### 構造 VAR の推計結果

識別されたショックは、図表 17 のようになった<sup>33</sup>。景気循環ショックは、内閣府公表の景気循環日付と整合的に変動しており、特に、1990 年代後半から 2000 年代初頭の後退期には、負の景気循環ショックが強く働いていたことが読み取れる。再配分ショックについては、はっきりした判断が困難ではあるが、1990 年代後半以降、比較的強い正の再配分ショックが生じていたことが示唆される。

各構造ショックが変数に与えてきた寄与を確認するために、変数の歴史的分解 (historical decomposition) を行った結果を図表 18 に示す<sup>34</sup>。まず、1980 年代後半から 1990 年代初頭にかけて、正の景気循環ショックが就業者数や欠員数を大きく増加させ、失業者数を大きく減少させたことがわかる。一方、1990 年代後半以降は、負の景気循環ショックが、就業者数と欠員数を減少させ、失業者数を増加させている。失業者数等の変動には、景気循環ショックが大きな寄与を与えてきたことが分かる。ただし、1990 年代後半以降は、正の再配分ショックも、失業者数の増加に一定の寄与をしている<sup>35</sup>。

---

<sup>32</sup> 頑健性を確認する観点から、この値を 0.01 から 0.15 の範囲で動かした場合についても「第二段階」まで含めて分析を行ったが、結果に大きな変化はなかった。

<sup>33</sup> 先行研究との比較を容易にする観点から、鎌田・真木 [2003] の図表を参考に作成した。本研究は、鎌田・真木 [2003] と異なり「合理化ショック」を導入しておらず、ショックの識別のための条件も異なる。このため、識別されたショックの形状は鎌田・真木 [2003] とは若干異なるが、「景気循環ショック」については概ね同様の動きとなっている。

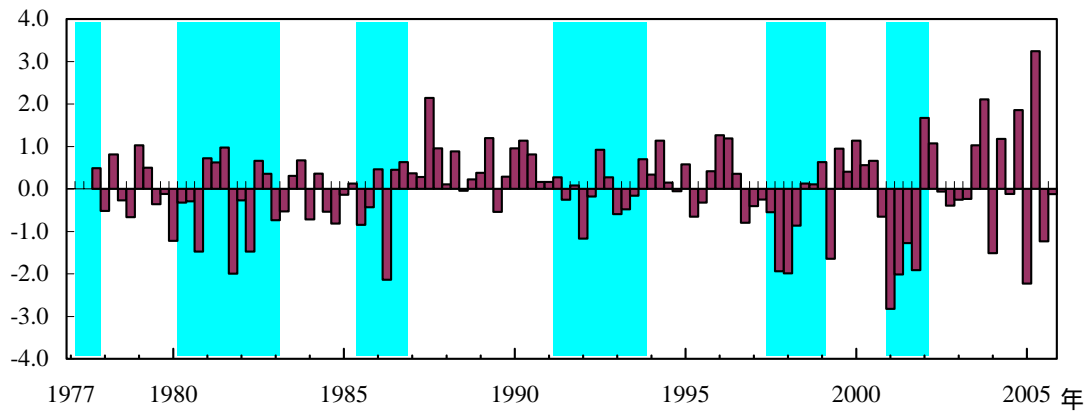
<sup>34</sup> Baseline forecast (推計された VAR に 1978 年までの情報を与えて得られた予測値) と実績値の乖離を各構造ショックの寄与に分解した。手法の詳細は Estima [2004] 参照。

$$\begin{aligned} (\text{各変数の値}) &= (\text{1978 年までの情報による予測値} < \text{ベースライン} >) \\ &+ (\text{景気循環ショックの寄与}) + (\text{再配分ショックの寄与}) \\ &+ (\text{労働供給ショックの寄与}) \end{aligned}$$

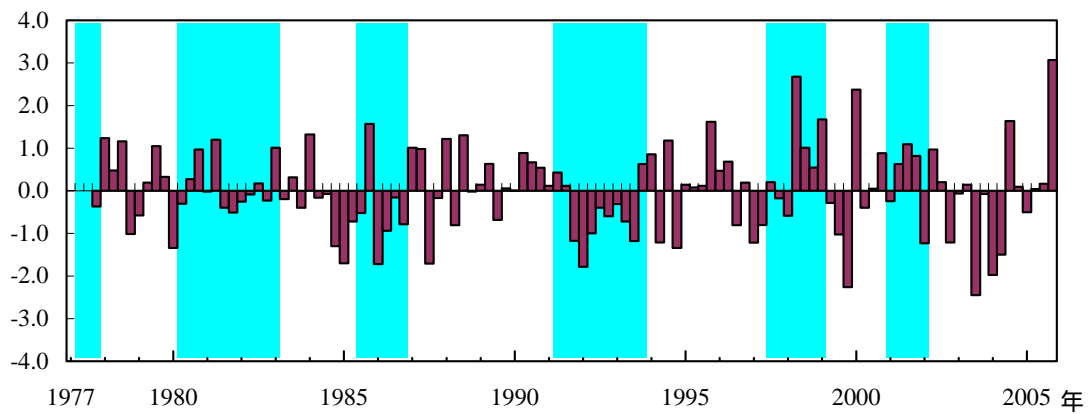
<sup>35</sup> もっとも、この再配分ショックの寄与は、いわゆる「UV 分析」の結果と比較すれば小さい。失業の変動を要因分解する手法は一通りではなく、手法によって結果に違いが生じる点は注意が必要である。たとえば樋口 [2001] は、UV 分析によれば、近年の失業の多くが

図表 17：識別された構造ショック

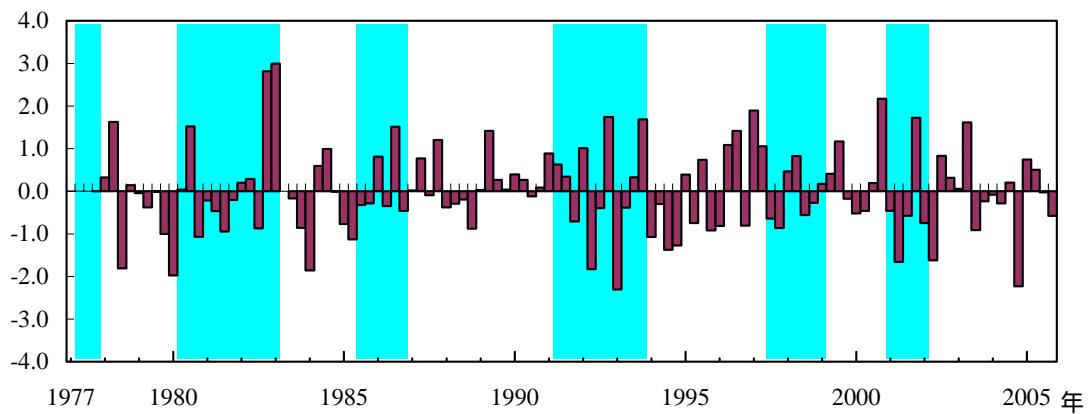
(1) 景気循環ショック



(2) 再配分ショック



(3) 労働供給ショック

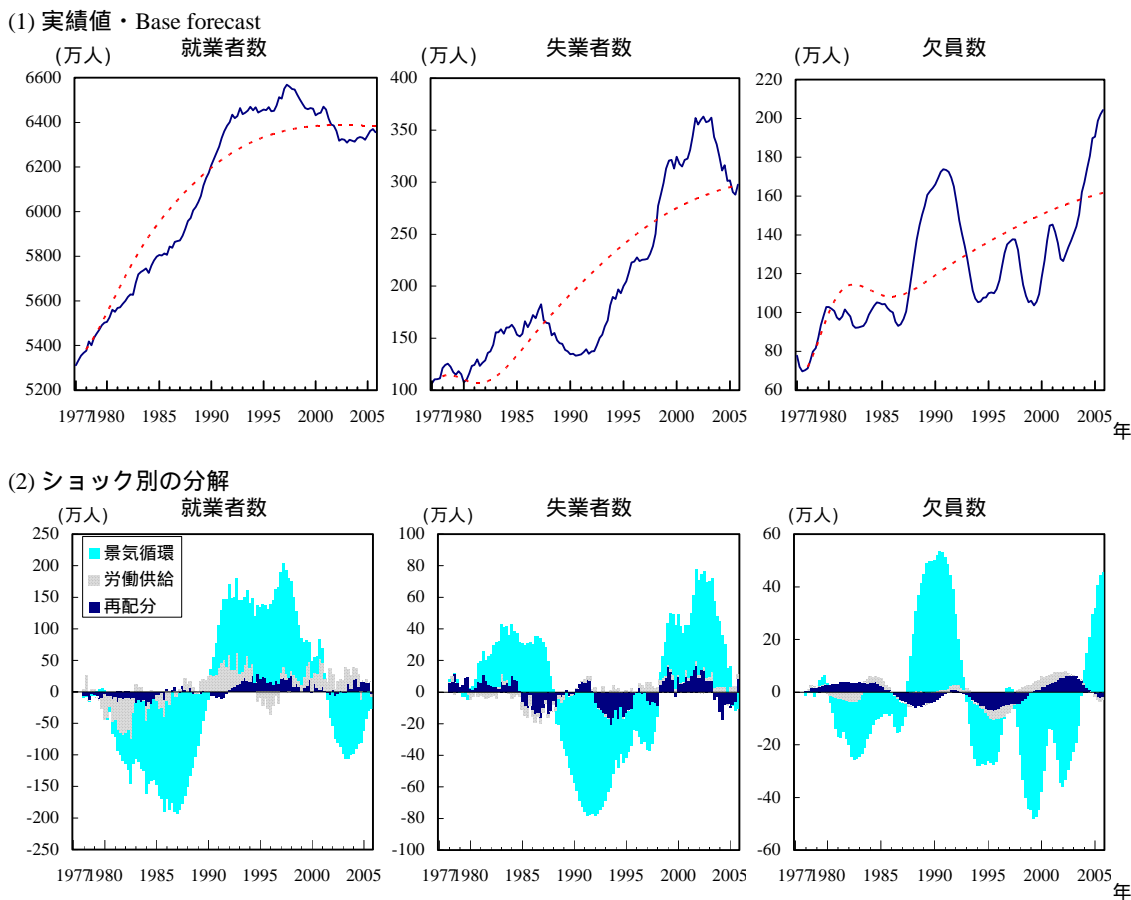


(注) 1. 鎌田・真木 [2003] を参考に作成。ただし、鎌田・真木 [2003] と異なり、各ショックは移動平均をとらずに表示している。  
 2. シャドーは景気後退期を示す。

需要不足失業ではなくミスマッチ失業であることを報告している。



図表 18：構造 VAR による歴史的分解



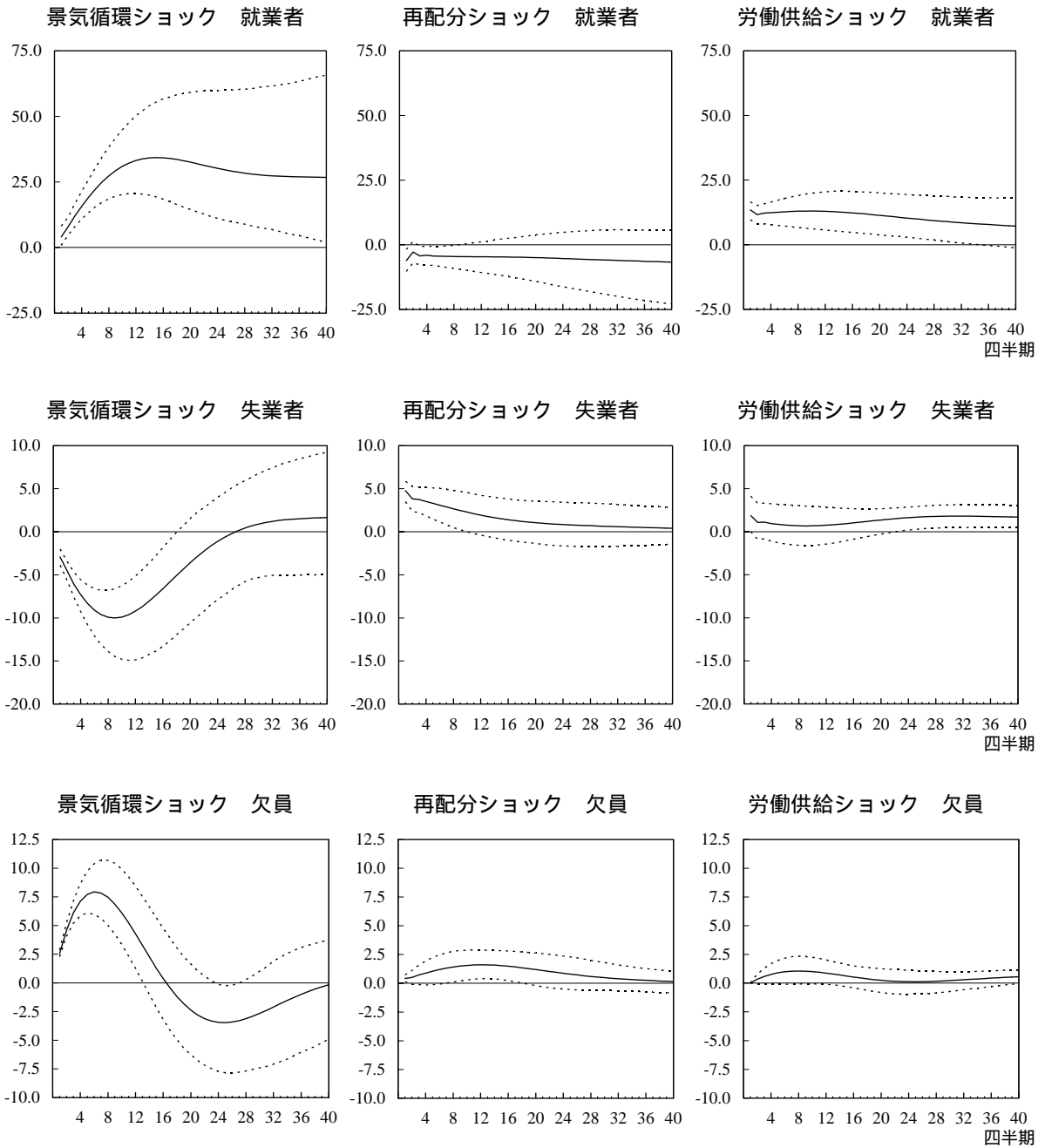
(注) 図表(1)中、実線は実績値、点線は1978年までの情報を用いてモデルから予測したBase Forecastである。図表(2)は、図表(1)中の実績値とBase forecastとの乖離を、各構造ショックの寄与に分解したものである。

最後に、これらのショックに対する各変数のインパルス・レスポンスを図表 19 に示す。また、この結果から失業率と欠員率に関するインパルス・レスポンスを算出し、UV 平面上で表示したものが、図表 20 である<sup>36</sup>。これらのインパルス・レスポンスは、理論的要請と整合的なものである<sup>37</sup>。

<sup>36</sup> 失業「率」と欠員「率」のインパルス・レスポンスを算出する際には、各ストック量の初期値の情報が必要になる。ここでは、分析期間の平均値を初期値として与えている。

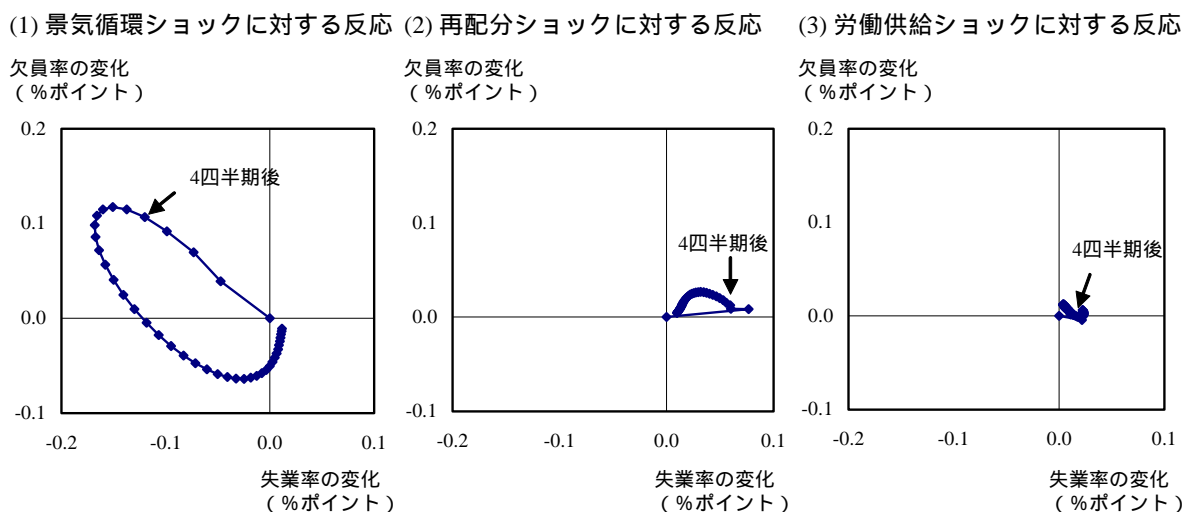
<sup>37</sup> なお、図表 20 を見ると、景気循環ショックに対し、失業と欠員は反時計回りに円を描くように変動していることがわかる。これは、景気循環ショックが発生した直後は、欠員数が直ちに变化するのに対して雇用調整は大きくは進展しない（失業者数は大きくは変化しない）が、時間が経過すると、欠員数の変動が鈍るとともに実際に雇用調整が行われる（失業者数が大きく変化する）ことによると考えられる。この点は Hansen [1970] により指摘されている点であり、鎌田・真木 [2003] も同様の結果を導いている。なお、Blanchard and Diamond [1990] も、ベバリッジ「曲線」(Beveridge "curve") のこうした特徴を、ベバリッジ「ループ」(Beveridge "loop") という言葉で表現している。

図表 19：構造 VAR のインパルス・レスポンス



(注) 1. 1標準偏差のショックに対する各変数の反応。  
 2. 点線は90%信頼区間を示す。

図表 20：UV 平面上でのインパルス・レスポンス



#### (4) 第二段階：景気循環ショックに対するフローデータの反応

##### フローとストックの関係の推計

構造 VAR の 3 変数と各フローデータの関係（前掲(9)式）の推計を行う。ただし、フローとストックとの関係に趨勢的な変化が生じている可能性を考慮し<sup>38</sup>、トレンド項を付加した(13)式を推計に用いた（ $EU$  の場合の例。他のフローも同様）。

$$EU_t = a + \sum_{i=0}^4 (b_{1i} \quad b_{2i} \quad b_{3i}) \begin{pmatrix} \Delta E_{t-i} \\ \Delta U_{t-i} \\ \Delta V_{t-i} \end{pmatrix} + c \times trend_t + u_t \quad (13)$$

説明変数のラグ次数は 4 期とした。なお、これを 2 期から 6 期まで変更しても、結果はほとんど変化しない。ただし、トレンド項の扱いを変更した場合、 $EN$ 、 $NE$  のフローの反応が不安定となる場合がある（詳細は補論 C）。 $E \cdot N$  間のフ

<sup>38</sup> 趨勢的な変化の要因としては、さまざまなものが考えられる。たとえば、近年、雇用調整が容易な非正規雇用者が趨勢的に増加してきたが、このことは、解雇による  $EU$  フローと採用による  $UE$  フローの双方を同時に増大させてきた可能性がある。この場合、ネットとして観察される  $E \cdot U$  ストック量の変動以上に、グロスのフロー量は増加すると考えられる。また、労働者の年齢によってフローの変動の特徴が異なるとすれば、人口の年齢構成の変化が、フローとストックの関係を趨勢的に変化させる可能性も指摘できる（太田 [2005] は年齢によって失業率に与える各フローの寄与が異なることを示している）。

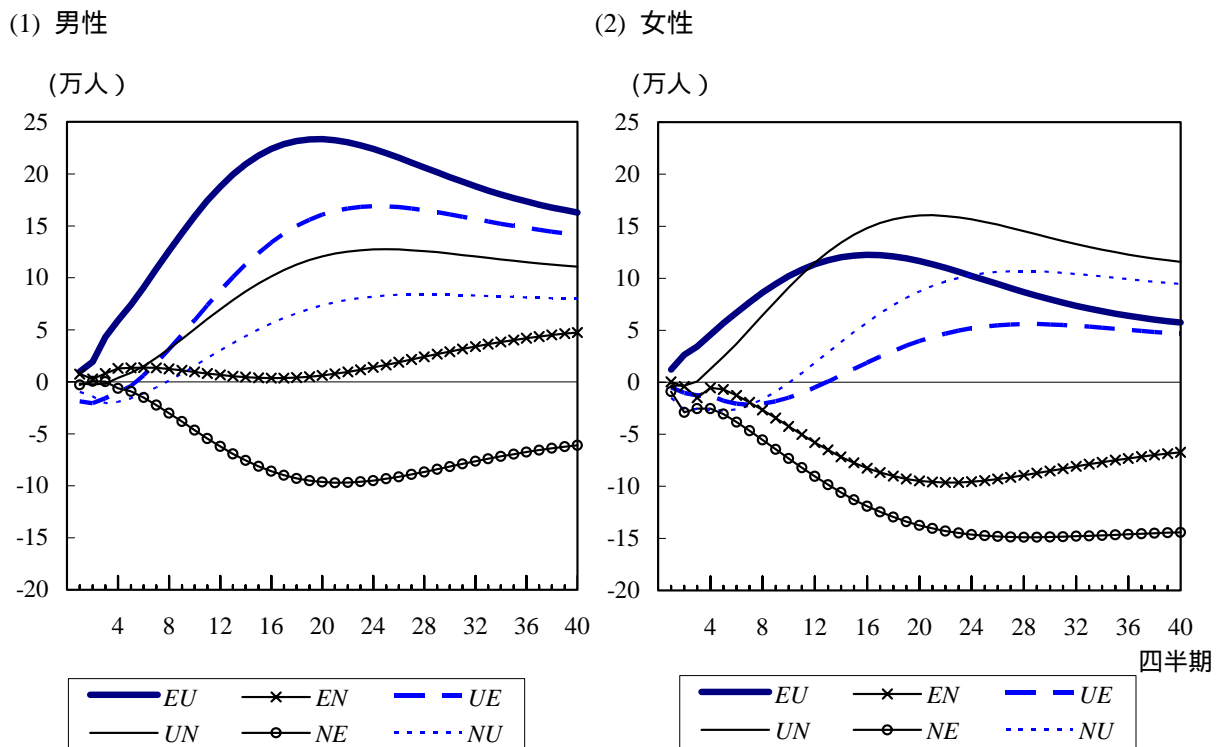
ローの分析結果については、ある程度幅をもって見る必要がある。

### フローデータのインパルス・レスポンス

推計された(13)式の関係をもとに、フロー変数のインパルス・レスポンスを得る。すなわち、(13)式で得られたパラメータ ( $b_{1i}, b_{2i}, b_{3i}$ ) の推計値を用いて、第一段階の構造 VAR で得られたストック変数 ( $E, U, V$ ) のインパルス・レスポンスをフロー変数に「投影」する。

結果を図表 21 に示す。ここでは、符号を反転させ、「負の」景気循環ショックに対するフローの反応を観察している。また、各フローの反応は、累積値をとって表示している。

図表 21：負の景気循環ショックに対するフローの累積インパルス・レスポンス



(注) 1標準偏差分の負の景気循環ショックに対する反応。

この結果から、以下の点が読み取れる。

まず、 $E \cdot U$  間のフローを観察する。負の景気循環ショックに対しては、男女とも、 $EU$  フローが大きく増加した後、 $UE$  フローが増加している。この点は、前節のファクト・ファインディング分析と整合的に解釈できる。すなわち、景気後退期には  $eu$  確率の上昇に伴い、まず  $EU$  フローが増加する。次いで、これ

に伴う  $U$  ストック量の増加が  $ue$  確率の低下を打ち消すため、 $UE$  フローが増加していると考えられる。

続いて、 $U \cdot N$  間のフローに着目しよう。男女とも、負の景気循環ショックに反応して、 $UN$ 、 $NU$  の両フローは増加している。 $UN$  の増加については、求職意欲喪失効果の表れと解釈できる。一方、 $NU$  フローはある程度のラグをもって増加しているが、これは、追加労働者効果を反映している可能性が高い<sup>39,40</sup>。なお、いずれのフローも、その増加の程度は、女性の方が大きい<sup>41</sup>。このことは、求職意欲喪失効果や追加労働者効果は、男性よりも女性に強く働くことを反映していると考えられる。また、 $UN$  の増加幅は、 $NU$  の増加幅を上回っており、労働力率の順循環性に寄与していることがわかる。

最後に、 $E \cdot N$  間のフローを観察する。負の景気循環ショックによって  $NE$  フローが減少していることが読み取れる。景気後退期には、非労働力プールから就業プールに参入することが難しくなっていることが示唆される。一方、 $EN$  フローは、男性で増加、女性で減少している。この違いに関する解釈は難しいが、女性の  $EN$  フローの減少も、 $NE$  フローの減少を打ち消すほど大きくはない。 $E \cdot N$  間のフローも、 $U \cdot N$  間のフローの動きとともに、労働力率の順循環性に寄与している可能性が高い。ただし、こうした  $E \cdot N$  間のフローの反応については、既述のとおり、ある程度幅をもってみる必要がある(詳細は補論 C)。

### 各労働力状態間の人の移動量の観察

図表 22 は、以上観察してきたフローデータのインパルス・レスポンスから、就業  $E$ 、失業  $U$ 、非労働力  $N$  の 3 状態間の人の動きを算出したものである。

この図表からは、負の景気循環ショックに対して、特に女性では、非労働力  $N$  が大きく増加していることがわかる。この点は、求職意欲喪失効果による労働力率の順循環性は、女性に強く観察されることを示唆している。

---

<sup>39</sup> 樋口・阿部 [1999] は、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用い、夫の所得が一時的に下がっても妻の労働供給は増加しないが、夫の所得低下が恒常化(長期的に低下)すると妻の労働供給が増加することを示している。この結果からも、「追加労働者効果」がある程度ラグを伴って発生する可能性を指摘することができる。

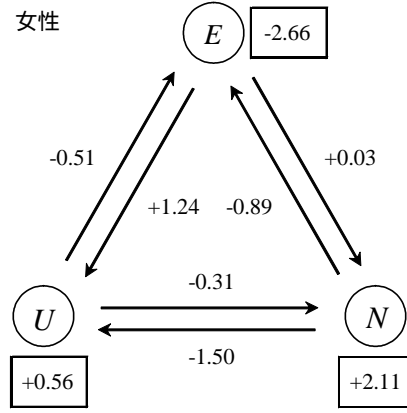
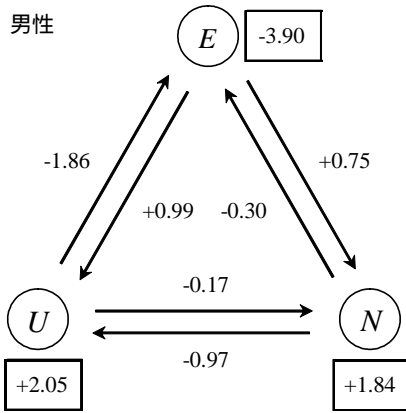
<sup>40</sup> ただし、脚注 19 でも述べたとおり、 $NU$  フローの変動が追加労働者効果の大小に 1 対 1 には対応しない点には注意が必要である。

<sup>41</sup> グラフから、 $UN$ 、 $NU$  の増加は、実数値でみて女性の方が大きいことが分かる。女性の失業ストック量(分析期間平均 79 万人)が男性のそれ(同 121 万人)より少ないため、 $UN$ 、 $NU$  の増加が失業ストックに与えるインパクトの男女の差は、より大きいと解釈できる。

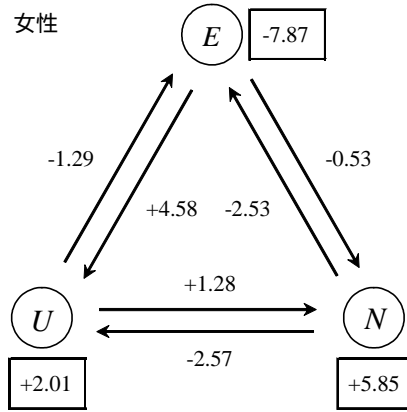
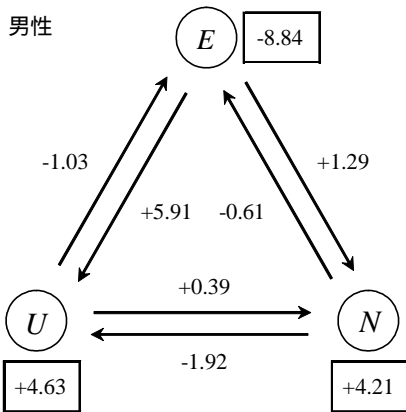
図表 22：負の景気循環ショックに対する労働市場の反応

(1) 1四半期後

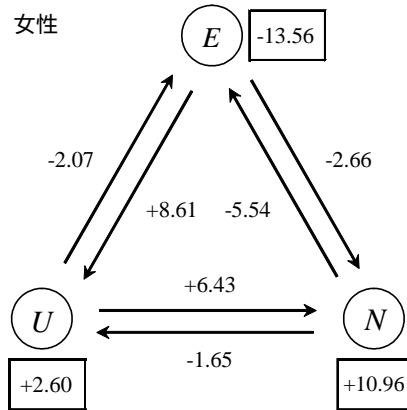
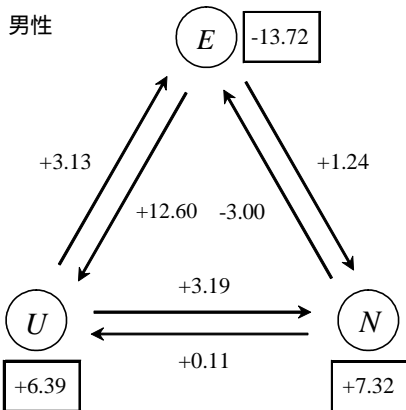
(単位：万人)



(2) 1年後



(3) 2年後



(注) 1. 1標準偏差分の負の景気循環ショックに対する反応。  
 2. 矢印脇の数字はフローの累積値、四角で囲まれた数字はストックの変化分を表す。  
 3. Blanchard and Diamond [1990] を参考に作成。

なお、以上のようにして作成した就業者数  $E$ 、失業者数  $U$  の変動は、構造 VAR から得られるインパルス・レスポンス（図表 19）と大きくは変わらない<sup>42</sup>。この結果からは、構造 VAR の 3 変数の変動をフローデータに投影する過程が、ある程度妥当なものであったことが分かる。

## (5) まとめ

本節では、Blanchard and Diamond [1990] の手法を用いて、景気循環ショックに対する日本の労働力フローの反応を分析した。分析結果は、前節のファクト・ファインディング分析とも整合的なものとなった。

まず、負の景気循環ショックに対して、男女とも、 $EU$  フローが大きく増加し、その後  $UE$  フローが増加することがわかった。このことは、前節の分析と同様、 $E \cdot U$  間のフローの変動をリードするのは  $EU$  フローであるということを示している。また、負の景気循環ショックに対しては、まず  $UN$  フローが増加し、 $NU$  フローもラグを伴って増加することが示された。これらは、それぞれ求職意欲喪失効果と追加労働者効果を反映している可能性が高い。こうした  $U \cdot N$  間のフローの変動は、男性よりも女性で大きく観察され、両効果が女性に強く働くことを示唆している。最後に、 $U \cdot N$  間のフローと  $E \cdot N$  間のフローは、いずれも労働力率を順循環的に変動させるように寄与している（ただし  $E \cdot N$  間のフローについては幅をもって見る必要がある）ことがわかった。労働力率が順循環的に変動することは、求職意欲喪失効果のインパクトが追加労働者効果のそれよりも大きいことを示している。

## 5. 結論と今後の課題

### 結論

本稿では、わが国では使用例の少ない「労働力調査」のフローデータを用い、特にマクロの景気循環の観点から、わが国の労働市場の分析を行った。以下では、若干の考察も交えながら、結論をまとめることとする。

まず、失業率の変動には、「失業者が就業する確率」の変動よりも、「就業者

---

<sup>42</sup> 図表 22 から、男女計就業者数は、「正の」景気循環ショックに対し、6.6 万人 16.7 万人 27.3 万人（1 四半期後 1 年後 2 年後）失業者数は-2.6 万人 -6.6 万人 -9.0 万人（同）と変化する計算になる。この動きは、図表 19 の同時期のインパルス・レスポンスとほぼ合致している。

が失業状態に陥る確率」の変動が大きく寄与していることが示された。これは米国における Blanchard and Diamond [1990] の主張と共通である。Blanchard and Diamond [1990] は、この結果から、米国では、不況期の事業所閉鎖や人員整理等（雇用喪失）による失業者の発生が、事業所開設や新規採用（雇用創出）の低迷よりも大きなインパクトをもつとの解釈を導いている。この点については、日本においても同様の解釈が可能かもしれない<sup>43</sup>。

一方で、労働力率の変動についても、興味深い分析結果が得られた。まず、負の景気循環ショックに対しては、失業プールから非労働力プールへのフローと、非労働力プールから失業プールへのフローのいずれもが増加する。ただし前者の効果は後者よりも大きいため、失業プール・非労働力プール間のフローは、労働力率の順循環性に寄与している。就業プール・非労働力プールの間のフローの反応は幅をもって見る必要があるが、やはり労働力率の順循環的な変動に寄与している可能性が高い。こうした労働力率の順循環性は、求職意欲喪失効果のインパクトが追加労働者効果のそれよりも大きいことを示唆している。

最後に、失業プール・非労働力プール間のフローの変動は、男性よりも女性で強く観察されることが特徴的であった。この結果は、追加労働者効果や求職意欲喪失効果が、女性で強く見られることを示唆している。労働供給を行うか否か（労働市場に参加するか否か）の判断は、女性において、景気循環により敏感であると考えられる<sup>44</sup>。

## 今後の課題

本稿では、長期にわたるフローデータを用いた分析から、以上のような新しい知見を得ることができた。しかし、本稿の分析では未解決の部分も存在しており、以下の点が今後の課題として指摘可能である。

第一に、年齢別データを用いた分析である。本稿では、年齢別データが入手できなかったことから、全年齢計のデータを用いて分析を行った。しかし、特に年齢構成要因から強い影響を受ける  $E \cdot N$  間の年齢別フローデータを用いれば、労働力率についても、より厳密な分析が可能となる。たとえば太田 [2005] は年齢別フローデータを用いて失業率変動に関する分析を行っているが、労働力

---

<sup>43</sup> ただし、日本においては「雇用喪失」が「雇用創出」ほど景気循環に敏感でないという分析結果もある点、注意が必要である。詳細は、脚注 45 参照。

<sup>44</sup> 労働供給の弾性値（フリッシュ弾性値）を計測した黒田・山本 [2006] は、男性に比べ、女性は賃金の変動に対して労働供給を弾力的に変化させる傾向が強いことを示している。



率について同様の分析を行うことも有益と思われる。

第二に、本稿の結果と「雇用創出・喪失」分析を関連づける分析を行うことが望まれる<sup>45</sup>。本分析が労働者（労働供給者）側統計によるフロー分析（Worker flow 分析）であるのに対し、雇用創出・喪失分析は、事業所（労働需要者）側統計によるフロー分析（Job flow 分析）である。その意味で、両者は、労働市場をフローの面から分析する際の「両輪」と考えられるべきであろう。雇用創出・喪失分析と労働力フロー分析を結びつけることができれば、労働力の推移確率に対してどのような属性（産業・規模）の事業所での雇用創出・喪失が影響を与えているのか、ひいては、失業率の変動に対してどのような雇用創出・喪失が重要なのか、といった点について重要な情報が得られると思われる。

第三には、より理論的な側面を重視した分析も有益であろう。本稿や Blanchard and Diamond [1990] は、データの観察を重視した実証研究である。これに対し、米国では、近年、Pissarides [2000] 等による「均衡失業理論」に立脚し、Hall [2005a, 2005b, 2005c] や Shimer [2005a, 2005b] が、マッチングのフリクションや賃金の粘着性を考慮した理論モデルの構築を試みる等、フロー分析の理論的な面での発展がみられている<sup>46</sup>。日本においても、今後の発展が期待される分野であると考えられる。

---

<sup>45</sup> 代表的な雇用創出・喪失分析は、米国の Davis et al. [1998] である。日本でも Genda [1998]、玄田 [2004] や樋口 [2001] が、「雇用動向調査」の個票を用いて、日本の雇用創出・喪失分析を行っている。これらの分析では、雇用者数が増加した事業所における雇用者数の増加を「雇用創出」、雇用者数が減少した事業所における雇用者数の減少を「雇用喪失」と定義し、雇用変動に関する分析を行っている。ネットの雇用変動ではなく、グロスの雇用変動に着目する点で、本稿の労働力フロー分析と共通の性質をもっている。

なお、これらの研究においては、わが国では、雇用創出は、雇用喪失と同程度かそれ以上に、景気に対して敏感に反応することが示されている。この点は、本稿の分析結果（失業者が就業する確率よりも、就業者が失業する確率が景気循環の観点で重要）と一見矛盾するように思われるかもしれない。ただし、失業プールを経由しない転職（「EEフロー」の中での転職）の存在を想定すれば、両者を統合的に解釈することも可能であろう。たとえば、雇用喪失が一定率で発生する状況下で、雇用創出の低迷により転職に失敗して失業プールに落ち込む人が発生すれば、その結果はEUフローの増大として観察されるはずである。こうした解釈の正当性を検証する上でも、雇用創出・喪失分析と労働力フロー分析を結びつける分析は有益と考えられる。

<sup>46</sup> Blanchard and Diamond [1990] は、米国において、*eu* 確率が *ue* 確率よりも重要であるとの本稿と同様の結果を得ている。これに対し、Hall [2005c] 等は、新しいデータセットの構築を試み、米国では、*ue* 確率に該当する「ジョブ・ファインディング・レート」が、*eu* 確率に該当する「セパレーション・レート」よりも重要という結論を導き、注目を集めている。ただし、この結果について、Davis [2005] は、ジョブ・ファインディング・レートを過大評価している可能性があるとして指摘している。

## 補論 A：フローデータのもつ問題点とその修正方法

以下では、フローデータのもつ問題点とその修正方法について解説する。これらは既に先行研究でも指摘されている点ではあるが、本稿でも改めて指摘する価値があろう。なお、本補論(3)では修正前後のデータを比較して修正の効果を確認するが、この点は近年の先行研究では検討されていない点と思われる。

### (1) フローデータの問題点とその修正方法

「労働力調査」の「生の」フローデータは、統計誤差が大きく、バイアスをもつため、ストックデータと整合的でない<sup>47,48</sup>。この不整合は、ストックとフローの変動を関連づけて分析する際に重大な問題となりうるため、フローデータに修正を施すことが必要となる<sup>49</sup>。

統計誤差が拡大する一つの要因は、「労働力調査」のフローデータが、ストックデータの約半数のサンプルにより集計されるという点にある。同調査は、全国の調査区から調査対象住戸をサンプル抽出し、毎月その半数のサンプルを入れ替えている（1つの住戸は、2か月連続で調査される）。フローデータは、2か月連続して調査された住戸の回答をもとに毎月集計されるため、サンプル数はストックデータの2分の1となる。少数のサンプルから集計される結果、フローデータの統計誤差は、ストックデータのそれよりも大きなものとなる。

一方、バイアスの生じる要因として、サンプルの移動の問題がある。「労働力調査」の調査対象は「人」ではなく「住戸」単位で選定されるが、調査される住戸に居住する人は、調査期間（2か月）の間に移動する可能性がある。移動により1か月しか調査されなかったサンプルは、調査された月のストックデータの集計には利用されるが、就業・失業・非労働力間のフローデータの集計からは

---

<sup>47</sup> たとえば小野 [1989] は、こうしたフローデータの精度上の問題を重視し、フロー分析に批判的な議論を展開している。

<sup>48</sup> 黒田 [2002] は、フローデータの抱える問題を、標本のバイアス、回答の変動性、標本交代グループのバイアス、という観点からわかりやすく整理している。詳細は黒田 [2002] の補論1を参照されたい。

<sup>49</sup> 米国の「CPS (Current Population Survey)」のフローデータを用いた Blanchard and Diamond [1990] もデータの修正の必要性を指摘し、Abowd and Zellner [1985] による修正系列を用いている。なお、Abowd and Zellner [1985] の方法は、後で述べる今井 [1986] も「転出入調整モデル」という名称で紹介している。

除外される。人の属性により移動パターンが違えば（たとえば就業者は非労働力に比べて転勤等に伴う転入・転出が多いとすれば）、得られるフローデータは、ストックデータにはないバイアスをもつことになる。

こうした不整合の問題に対処するため、フローデータの修正手法がいくつか提唱されてきた。たとえば、この分野における日本の代表的文献である今井 [1986] は、ストック増減調整モデル、比例反復法、転出入調整モデルの 3 つの方法を紹介している。また近年では、太田・照山 [2003a] が、「労働力調査」の個票からストックデータと統合的なフローデータを再集計する新しい方法を考案している<sup>50</sup>。

これらの修正方法のうち、わが国でもっとも多く用いられているのが、労働白書等でも採用されている労働省 [1986] の手法である。この手法の一つの利点は、個票を用いず、集計値のみから修正フローデータを算出できる点にある。本稿で採用するのもこの手法である。

## (2) 労働省 [1986] による修正方法

以下、労働省 [1986] の修正方法を解説する。ここでは、図表 A- 1 に示した 1985 年 4 月の「労働力調査」の男性の集計結果を具体例として解説する。なお、以下の手順と数値例は、いずれも労働省 [1986] からの引用によるものである。

### 問題点の確認

最初に、修正前のフローデータが、ストックデータと統合的でないことを確認しておこう。両者が統合的でないとは、フローデータの縦の列（あるいは横の行）の計が、前月（あるいは今月）のストックデータの公表値と一致していないことを意味している。たとえば、1985 年 4 月の労働力人口を見ると、ストックデータ上は 3,611 万人であるのに対し、フローデータ上は 3,578 万人であり、両者が一致していない<sup>51</sup>。

---

<sup>50</sup> 太田・照山 [2003a] は、作成した修正フローデータを内閣府のホームページ上で公表している。これは、これまでフローデータの入手が容易でなかった日本においては、非常に大きな貢献である。ただし、本稿執筆時点では、この修正フローデータは 1979 年 2 月以降 2001 年 3 月までしか公表されていない。

<sup>51</sup> ただし、フローデータは、「今月の 15 歳以上人口」の総数がストックデータの 15 歳以上人口の公表値に一致するように推計されているため、この数値は 4,588 万人で一致している。

図表 A-1 : 「労働力調査」結果 (男性)

(1) ストックデータ

(単位: 万人)

	15歳以上 人口	労働力 人口	就業者	完全 失業者	非労働力 人口
1985年3月	4,583	3,571	3,465	106	984
1985年4月	4,588	3,611	3,519	93	950

(2) フローデータ (修正前)

1985年4月

(単位: 万人)

		前月の状態							
		総数	前月いた 15歳以上 人口	労働力 人口	就業者	完全 失業者	非労働力 人口	前月14歳 で今月15 歳の者	前月いな かった者 (転入)
総数	4,643	4,533	3,540	3,443	97	961	10	100	
今月いた15歳以上人口	4,588	4,478	3,504	3,407	96	944	10	100	
労働力人口	3,578	3,520	3,462	3,374	88	52	0	59	
就業者	3,483	3,427	3,374	3,357	17	47	0	56	
完全失業者	96	93	88	17	71	5	0	3	
非労働力人口	981	933	39	31	8	892	10	39	
前月いて今月いなかった者 (転出、死亡)	55	55	36	35	1	18	0	0	

(注) 「就業状態不詳」の者が存在するため、労働力人口と非労働力人口の計が15歳以上人口に一致しない(15歳以上人口 = 労働力人口 + 非労働力人口 + 就業状態不詳)。

修正手順

労働省 [1986] の手法は、こうした不整合を解消するために考案されたものである。この手法は、フローデータの縦の計、横の計をストックデータの公表値に置き換えることによってフローデータとストックデータの不整合をあらかじめ解消し、その上で、修正前フローの比率を用いた比例配分により、内訳となるフローデータを算出する、というものである。

具体的な修正の手順は、以下のとおりである。なお、各手順の番号( ~ )は、図表 A-4 中の番号に対応している。

フローデータ上の今月の各状態の人数(「前月・総数」の縦の列)を今月のストックデータの公表値に置き換える。同様に、前月の各状態の人数(「今月・総数」の横の行)を前月のストックデータの公表値に置き換える。

「前月いなくて今月いた者（転入者）」は、0人とする。

「前月14歳で今月15歳となった者」の数値は、フローデータの数値をそのまま利用する。

「今月・総数」の横の行について、「前月いた15歳以上人口」に「前月14歳で今月15歳となった者」の数値を加えて、「総数」の数値とする。

「前月・総数」の縦の列について、求めた「総数」から「今月の15歳以上人口」を差し引いて、「今月・死亡者」の数値とする（「転出者」は0人と考える）。「前月・15歳以上人口 死亡」の人数は、死亡者総数と同じとする。「労働力人口 死亡」と「非労働力人口 死亡」の人数は、修正前フローデータの両者の比により、「前月・15歳以上人口 死亡」の人数を比例配分して求める<sup>52</sup>。「完全失業者 死亡」は0人とする。

「前月いた15歳以上人口」の内訳は、横の行でみて「総数」から「前月14歳で今月15歳となった者」の人数を差し引いて求める。また「今月の15歳以上人口」の内訳は、縦の列でみて「総数」から「死亡者」の人数を差し引いて求める。

「労働力人口」と「非労働力人口」との間のフローの数値を求める。この際、修正前のフローデータから求めた「異動率」を用いて、修正フローデータを算出する。以下、図表A-2の表記を用いて解説する。

図表 A-2：労働力人口・非労働力人口の間のフロー

	前月いた 15歳以上 人口	労働力 人口	非労働力 人口
今月いた15歳 以上人口	$T$	$L_0$	$N_0$
労働力人口	$L_1$	$LL$	$NL$
非労働力人口	$N_1$	$LN$	$NN$

<sup>52</sup> ここで用いられる比率は「労働力人口 転出・死亡」と「非労働力人口 転出・死亡」の比率である。この比率を用いて「労働力人口 死亡」と「非労働力人口 死亡」の修正フローデータを作成することは、適当ではないかもしれない。転出者は労働力人口に多く、死亡者は非労働力人口に多い可能性があるからである。しかし、「労働力人口 死亡」を0人（死亡者の前月の状態は必ず非労働力とする）と仮定して修正を行っていても、得られる修正フローデータに大きな変化はなかった。このため、ここでは、この比率の問題は深刻ではないと考えている。

この図表において、以下の関係が成り立つ。

$$T = L_1 + N_1 = L_0 + N_0$$

$$L_1 = LL + NL, N_1 = LN + NN, L_0 = LL + LN, N_0 = NL + NN$$

この関係と、労働力・非労働力間の「異動率」 $\alpha$ を用いて、各フローは以下のように表すことができる（ただし、 $\alpha = (NL + LN) / (LL + NL + LN + NN)$ ）。

$$LL = (L_1 + L_0 - (NL + LN)) / 2 = (L_1 - N_0 + (1 - \alpha)T) / 2$$

$$NL = L_1 - LL = (L_1 - L_0 + \alpha T) / 2$$

$$NN = (N_1 + N_0 - (NL + LN)) / 2 = (N_1 - L_0 + (1 - \alpha)T) / 2$$

$$LN = N_1 - NN = (N_1 - N_0 + \alpha T) / 2$$

「真の」異動率 $\alpha$ は未知の値であるが、ここでは修正前のフローデータから求めた値 $\bar{\alpha}$ で代用する（ $\bar{\alpha} = (\overline{NL} + \overline{LN}) / (\overline{LL} + \overline{NL} + \overline{LN} + \overline{NN})$ 、ここで $\bar{\quad}$ は修正前データであることを表す）。これにより各フロー（ $LL, LN, NL, NN$ ）を推計することができる。

「非労働力人口 労働力人口」の内訳（「就業者」と「完全失業者」へのフロー）を、修正前フローデータの比率で比例配分することで求める。同様に、「労働力人口 非労働力人口」の内訳を求める。

「前月・労働力人口」について「就業者」と「完全失業者」の内訳を、横の行でみて「15歳以上人口」から「非労働力人口」を差し引いて求める。同様に、「今月・労働力人口」の内訳を求める。

「就業者」と「完全失業者」との間のフローの数値を求める。と同様に、修正前データから求めた「異動率」をもとに、各フローを算出する。

図表 A-3：就業者と完全失業者の間のフロー

	労働力人口	就業者	完全失業者
労働力人口	$S$	$E_0$	$U_0$
就業者	$E_1$	$EE$	$UE$
完全失業者	$U_1$	$EU$	$UU$

就業者・完全失業者間の「異動率」 $\beta$ を用いれば、各フローは以下のように表すことができる（ただし、 $\beta = (EU + UE) / (EE + EU + UE + UU)$ ）。

$$EE = (E_1 - U_0 + (1 - \beta)S) / 2, UE = (E_1 - E_0 + \beta S) / 2$$

$$UU = (U_1 - E_0 + (1 - \beta)S) / 2, \quad EU = (U_1 - U_0 + \beta S) / 2$$

「真の」異動率  $\beta$  は未知の値であるが、ここでは修正前のフローデータから求めた値  $\bar{\beta}$  で代用する ( $\bar{\beta} = (\overline{EU} + \overline{UE}) / (\overline{EE} + \overline{EU} + \overline{UE} + \overline{UU})$ )。これにより各フロー ( $EE, EU, UE, UU$ ) を求めることができる。

以上の手順により、ストックデータと整合的な修正フローデータを得ることができる。図表 A-4 は作成された修正フローデータを示しているが、縦の列の計と横の行の計は、それぞれ前月と今月のストックデータに一致し、内訳となるフローデータは、修正前のフローデータの情報を活かしたものとなっている。

図表 A-4 : 修正フローデータ

(単位：万人)

		前月の状態							
		総数	前月いた 15歳以上 人口	労働力 人口	就業者	完全 失業者	非労働力 人口	前月14歳 で今月15 歳の者	前月いな かった者 (転入)
今月の状態	総数	4,593	4,583	3,571	3,465	106	984	10	0
	今月いた15歳以上人口	4,588	4,578	3,568	3,462	106	982	10	0
	労働力人口	3,611	3,611	3,543	3,442	101	68	0	0
	就業者	3,519	3,519	3,458	3,426	32	61	0	0
	完全失業者	93	93	86	17	69	7	0	0
	非労働力人口	950	940	25	20	5	915	10	0
	前月いて今月いなかった者(死亡)	5	5	3	3	0	2	0	0

### (3) 修正の効果

最後に、グラフを用いて、修正の効果を確認しよう。同時に、他の修正方法との比較も行いたい。修正の効果は手法によって異なる可能性があり、分析結果も手法に左右される可能性があるからである。実際、前述の今井 [1986] は、

3つの修正方法を比較した結果、手法によって、修正フローデータの水準（一部の系列ではその変動パターン）に違いが発生することを指摘している。ここでは、比較対象として、太田・照山 [2003a] による修正フローデータを取りあげる<sup>53</sup>。なお、データの修正方法による効果の違いを検討した研究は、筆者の知る限り、今井 [1986] 以来存在していない。

図表 A- 5、図表 A- 6 は、修正前のフローデータ、労働省 [1986] による修正フローデータ、太田・照山 [2003a] による修正フローデータの 3 者を比較している。なお、本補論では、本論中では省略した *EE*、*UU*、*NN* の各データも参考までに掲載している。

まず、労働省 [1986] の手法による修正フローデータと修正前データを比較する。データの動きの方向には大きな違いがないが、一部のフローで、その水準に差があることがわかる。特に、*EN*、*NE* フローについては、修正前後で、その水準が大きく異なっている。

次に、太田・照山 [2003a] のデータもあわせて比較しよう。労働省 [1986] の手法による修正フローデータと太田・照山 [2003a] のデータの動きは、概ね一致していることがわかる。また、先ほど確認した *EN*、*NE* フローについても、両者の水準に大きな差はなく、どちらもほぼ同様の修正がなされていることがわかる。このことは、いずれの手法も、フローデータの「バイアス」を除去する上では同様の効果をもっていることを示唆している。この点は、本稿のフロー分析の結果の頑健性を支持する上で重要な点であると思われる。

もっとも、1980年代後半では、女性の *EU*、*UE*、*UN*、*NU* の各フローで、2種類の修正フローデータの動きにやや大きな乖離が生じている。この乖離の発生要因は定かではなく、どちらが「真の」フローかを判断する手段もない。この乖離が、分析結果に一定の影響を及ぼす可能性がある点には注意が必要であろう。

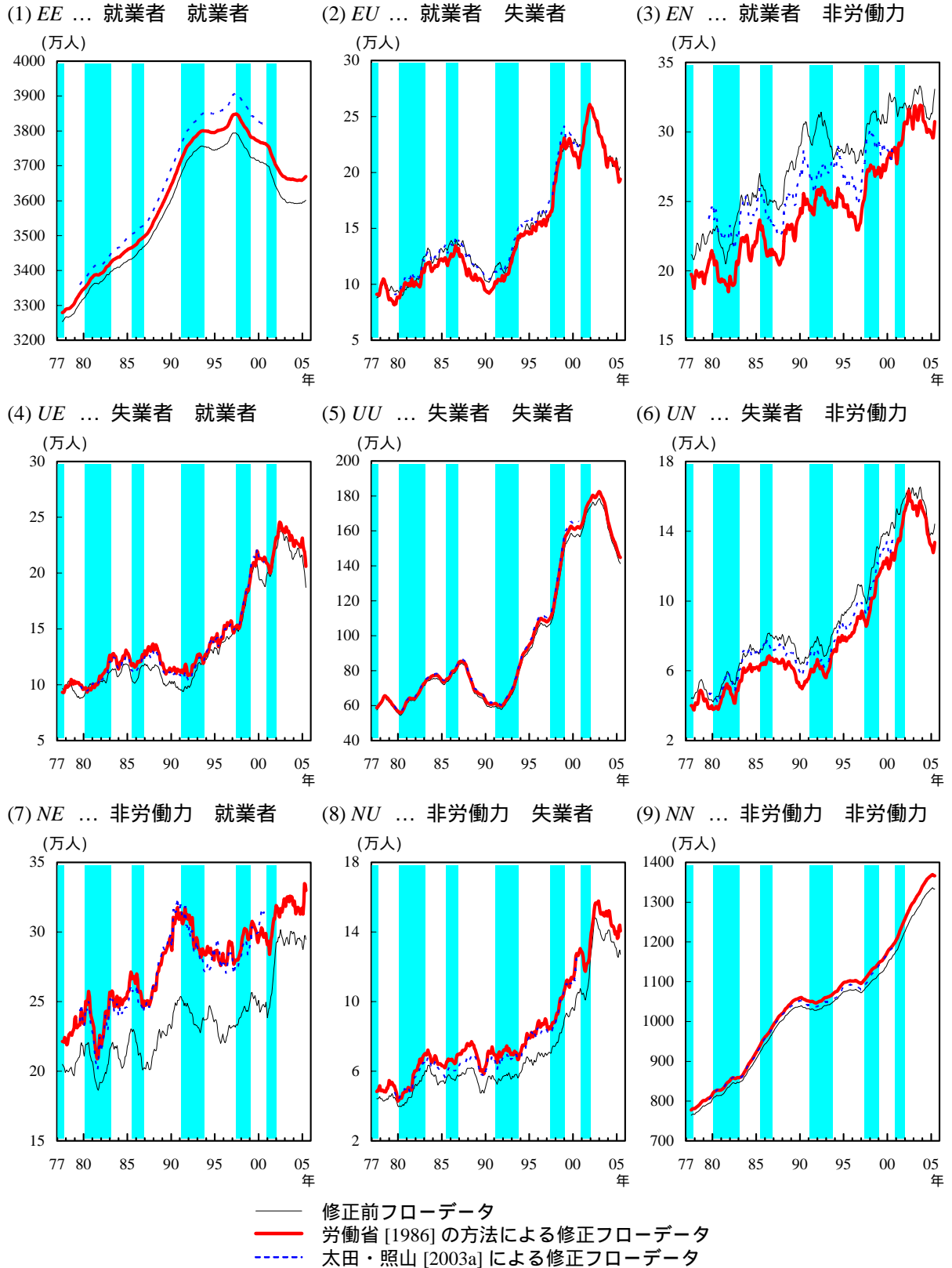
---

<sup>53</sup> 複数存在する修正手法の中で太田・照山 [2003a] のデータを用いたのは、データが内閣府のホームページ上に掲載されており、入手が容易なためである。ただし、同データが入手可能な期間は、1979年2月から2001年3月までのみである。

詳細な修正手順は、太田・照山 [2003a] を参照のこと。この手法は、「労働力調査」の個票データを用いて、ストックデータと整合的なフローデータを再集計するものである。したがって、労働省 [1986] のように、集計値のみから修正を行うことはできない。

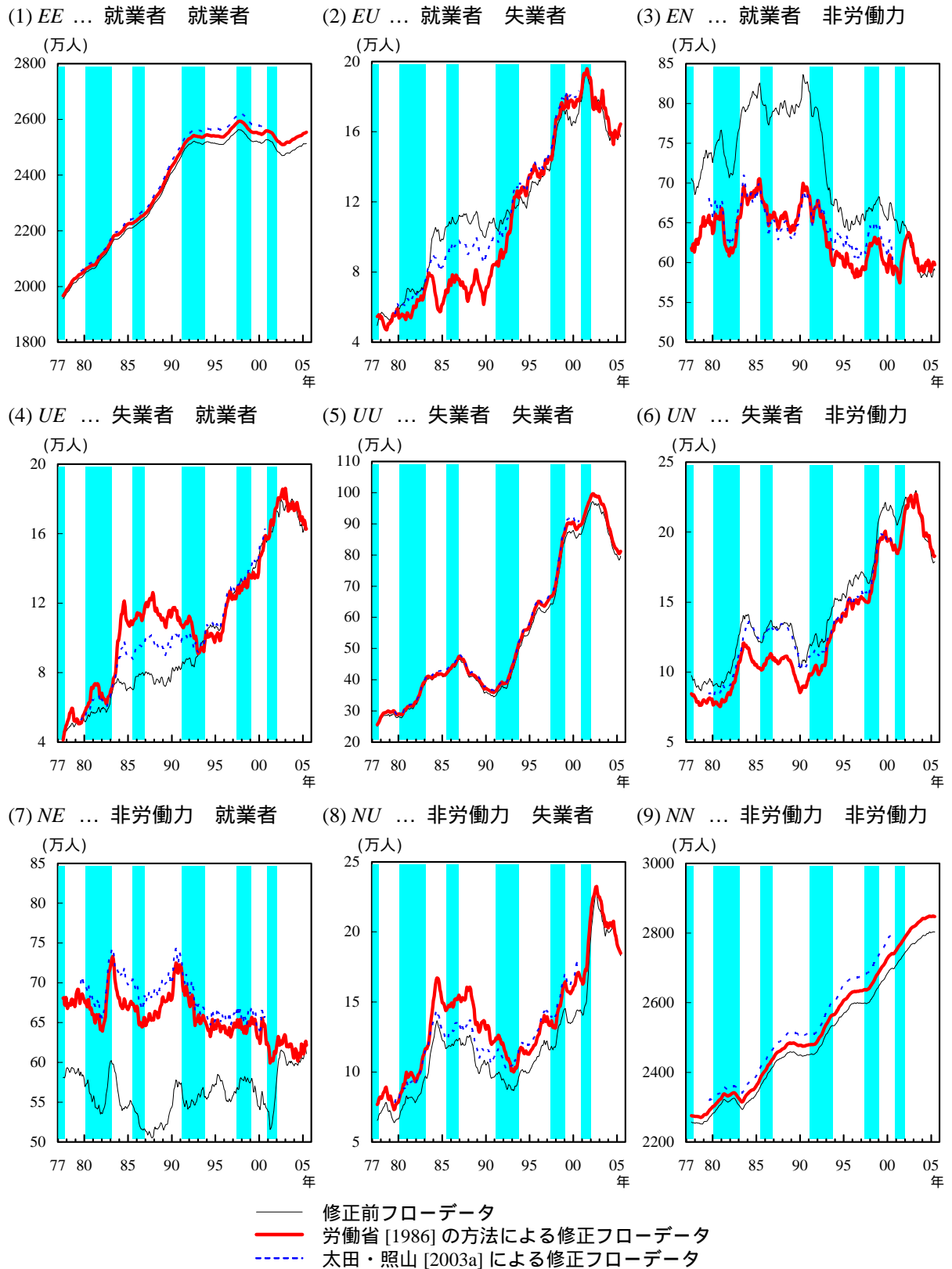


図表 A-5：修正前後のフローデータ（男性）



(注) 1. 12か月中心移動平均。  
 2. シャドーは景気後退期を示す。  
 (資料) 総務省「労働力調査」。太田・照山 [2003a]。

図表 A-6：修正前後のフローデータ（女性）



(注) 1. 12か月中心移動平均。  
 2. シャドローは景気後退期を示す。  
 (資料) 総務省「労働力調査」。太田・照山 [2003a]。

## 補論 B：簡単な回帰分析による各フローの循環性の確認

本稿 3 節(1)では、目視により各フローの循環性を確認した。この点は、ごく簡単な回帰分析によっても確認することができる。

ここでは、各フローを被説明変数、労働需給の逼迫度を説明変数とする(14)式を推計した。アメリカのフローデータを分析した Smith [1977] に倣い、労働需給の逼迫度を表す変数として「欠員・失業比率」(欠員数÷失業者数で求める。以下  $VU$ ) を用いている。欠員数は、「職業安定業務統計」(厚生労働省)より、「欠員 = 有効求人数 - 新規就職件数」として得ることができる。失業者数は「労働力調査」(総務省)のデータである。データは季節調整済み、四半期データであり<sup>54</sup>、推計期間は 1977 年～2005 年とした。

$$\Delta Flow_t = \alpha + \beta(\Delta VU_t) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Flow_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

フローデータが非定常である可能性を考慮し、「みせかけの回帰」の可能性を排除するため、両辺は階差をとっている。また、誤差項の自己相関が解消されるまで、自己ラグを加えている。

結果を、 $\Delta VU$  の係数  $\beta$  の符号のみ、図表 B-1 に示す。この図表は、本文中図表 3 に対応しているが、結果はグラフから得られた直感と合致したものとなっている。

なお、 $un$  確率は、有意ではないものの、順循環的と診断された。 $un$  確率の順循環性は、Smith [1977] や水野 [1992] の分析でも検出されている。この要因は明らかにされてはいないが、景気後退期に増加すると考えられる非自発的な失業者は、自発的な失業者よりも、職探しをやめる傾向が低いことを反映しているのかもしれない<sup>55</sup>。いずれにせよ、この結果は、「求職意欲喪失効果」を、「景気後退期に失業者が非労働力化する確率が高まる効果」と解釈すべきではない

---

<sup>54</sup> 短期的な変動の激しいフローデータの季節調整を月次データで行うのが困難だったため、四半期データに変換した上で、X-11 により季節調整を行った。なお、4 節の分析でも同様の処理を行っている。留意点として、脚注 27 も参照のこと。

<sup>55</sup> Akerlof et al. [1988] は、非自発的な離職 (layoff) は逆循環的に変動するのに対し、自発的な離職 (quit) は順循環的であることを示している。本稿の分析では、失業関連のフローに、非自発的な失業者と自発的な失業者の両者による効果が混在している。両者の区別を可能にするようなフロー統計があれば、求職意欲喪失効果等についても、より深いフロー分析が可能になるかもしれない(実際に、米国では、Bleakley et al. [1999] が、自発・非自発を区別したフローデータを用いて分析を行っている)。もっとも、玄田 [2001] のように、自発・非自発という区別は容易でない(ミスリーディングですらある)とする主張もある点は留意が必要であろう。

ことを示している。

また、 $E \cdot N$ 間のフローについての解釈には、注意が必要と思われる。本補論における分析は、人口の年齢構成等の構造要因（供給要因）をコントロールしない形での単純な回帰分析となっている。本文中でも繰り返し述べたとおり、 $E \cdot N$ 間のフローには、構造要因が強く働いていると考えられる。本補論の分析結果も、こうした要因をコントロールできていないために、不正確なものとなっている可能性は否定できない。

図表 B-1：各フローの循環性

男性		$E$	$U$	$U$	$E$	$U$	$N$	$N$	$U$	$E$	$N$	$N$	$E$
実数		-		-		-		-		+		-	+
確率		-		+		+		-		+		-	+

女性		$E$	$U$	$U$	$E$	$U$	$N$	$N$	$U$	$E$	$N$	$N$	$E$
実数		-		-		-		-		-		-	+
確率		-		+		+		-		-		-	+

- (注) 1.  $\Delta VU$  の係数の符号（+ は順循環、- は逆循環を示す）。  
 2. シャドーは 10% 有意。

## 補論 C：フローのインパルス・レスポンスの安定性

本稿 4 節では、ストック変数による VAR のインパルス・レスポンスを、フローデータに投影するという手法をとった。ここで重要となるのは、フローとストックの関係（本文(13)式）の推計結果の頑健性である。本補論では、定式化の変更によって、本稿の結果がどの程度変化するかを検討する。

### 検討する定式化

本文(13)式では、フローとストックの関係に趨勢的な変化が生じている可能性がある点を考慮し、トレンド項を導入した。しかし、このトレンド項の扱いによっては、結果が変化する可能性もある。そこで、本補論では、定式化を以下のように変更した場合についても推計を行い、結果の安定性を確認する。

	トレンドの扱い	推計期間
定式化（基本形）	線形トレンド	1977～2005
定式化	非線形トレンド	1977～2005
定式化	なし	1977～1995

本文(13)式（定式化）では、線形のトレンド項により、ストックデータの階差のみでは説明できないフローの変動を吸収した。図表 4 や図表 5 に見られるように、多くのフローデータは趨勢的な増加傾向を示している。しかし、それらが打ち消しあう結果（たとえば *EU* と *UE* の同時的な上昇は、互いに打ち消しあう）、ストックデータの差分には趨勢的な上昇傾向が見られない（図表 15(2)）<sup>56</sup>。トレンド項に吸収されるのは、このような、ストックデータの階差には表れないフローの変化である。

しかし、フローデータの変化を吸収するトレンドとして、線形トレンドが望ましいかは明らかでない。実際、*EU* と *UE* 等のフローは 1990 年代後半以降急激に増加しているようにも見える（図表 4、図表 5）。そこで、定式化では、トレンド項を導入する代わりに、被説明変数となる各フローデータから、あらかじめ Hodrick-Prescott フィルター（HP フィルター）を用いて非線形のトレンド成

<sup>56</sup> 失業者が急激に増加した 1990 年代だけを見れば、就業者数の階差は低下トレンド、失業者数の階差は上昇トレンドにある（図表 15(2)）。しかし、フローデータに観察されるような、分析期間を通じた上昇傾向は、ストックデータの階差には観察されない。

分を除去しておくという方法をとった<sup>57</sup> ( (15)式は  $EU$  の場合の例。他のフローについても同様。添え字の  $cycle$  は、抽出された循環成分であることを表す )、

$$EU_t^{cycle} = a + \sum_{i=0}^4 (b_{1i} \quad b_{2i} \quad b_{3i}) \begin{pmatrix} \Delta E_{t-i} \\ \Delta U_{t-i} \\ \Delta V_{t-i} \end{pmatrix} + u_t \quad (15)$$

一方、フローの趨勢的な増加がなければ、トレンドを除去しない形での推計も可能である。判断はやや恣意的になるが、1990年代前半まではフローの水準は安定していると見ることもできよう。そこで、定式化 では、1995年までのデータを用いて、トレンド項を用いずにフローとストックの関係を推計した<sup>58</sup>。

$$EU_t = a + \sum_{i=0}^4 (b_{1i} \quad b_{2i} \quad b_{3i}) \begin{pmatrix} \Delta E_{t-i} \\ \Delta U_{t-i} \\ \Delta V_{t-i} \end{pmatrix} + u_t \quad (16)$$

## 推計結果

上記 ~ の各定式化について<sup>59</sup>、フローデータのインパルス・レスポンスを求めた結果を、図表 C- 1 に示す。いずれのケースでも、負の景気循環ショックに対し、男女とも  $EU$  が大きく増加し、その後で  $UE$  が増加に転じること、男性よりも女性で  $UN$  の増加が大きいこと、特に女性では  $NU$  がラグを伴って上昇すること、については頑健である。しかし、 $E \cdot N$  間のフローについては、定式化によって反応が変化する(定式化 では  $EN$  の符号が異なっている)。  $E \cdot N$  間のフローの反応は、労働力率の順循環性に寄与している可能性は高いものの、ある程度幅をもってみる必要があると思われる。

また、図表 C- 2 からは、男性より女性で、景気循環ショックに対する非労働力の増加が大きいことが、どのケースでも確認されることがわかる。労働力率の順循環性が女性で強くみられるという性質は、ある程度頑健なものといえる。

<sup>57</sup> HP フィルターのパラメータは  $\lambda=16000$  を用いた。この他、 $\lambda=1600$ 、 $\lambda=160000$  の 2 つの場合について確認したが、同様の結論が得られた。HP フィルターに関する詳細は、Hodrick and Prescott [1997] を参照。

<sup>58</sup> この場合、「第一段階」の VAR は全期間で、「第二段階」のフローとストックの関係は 1995 年までの期間で推計している点で、推計期間に違いが生じる。しかし本補論の目的は、フローとストックの関係の頑健性の確認にあるため、この違いを許容することにした。

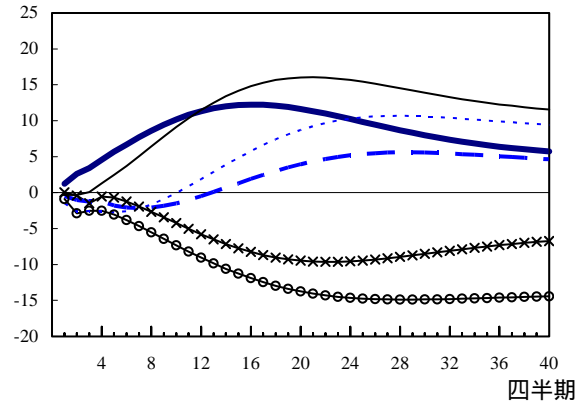
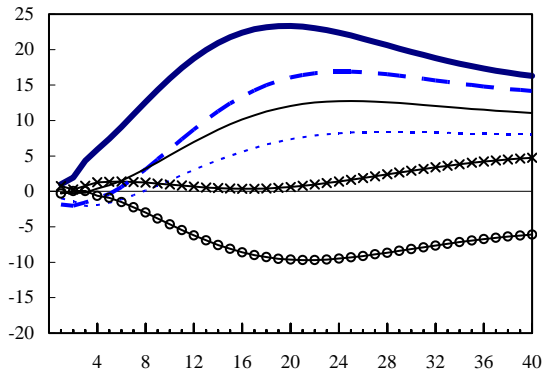
<sup>59</sup> いずれの定式化でも、説明変数のラグ次数は 4 期とした結果を掲載している。しかしこれを 2 期から 6 期まで変更しても、結果はほとんど変化しない。

図表 C-1: 負の景気循環ショックに対する累積インパルス・レスポンス

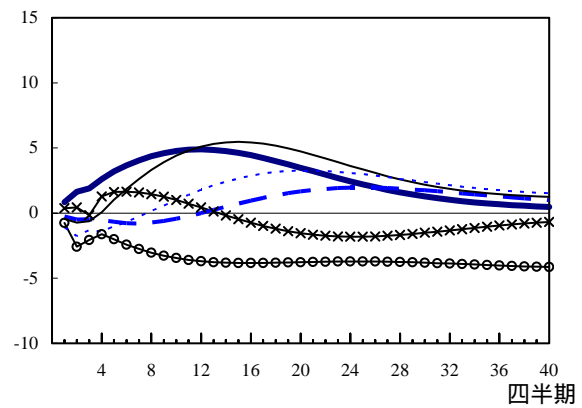
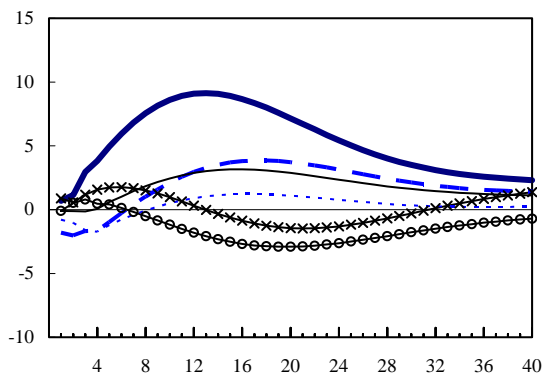
(男性)

(女性)

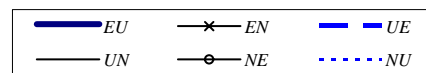
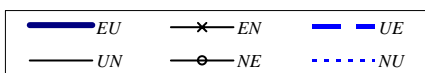
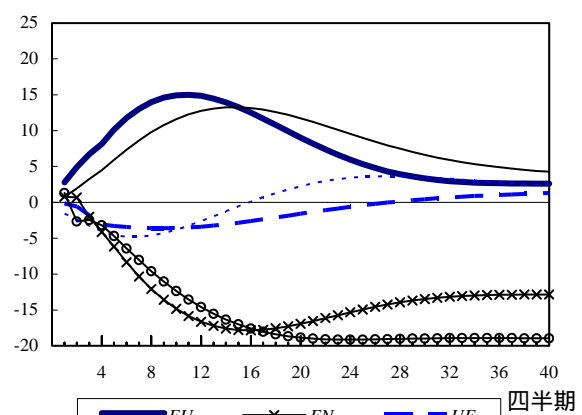
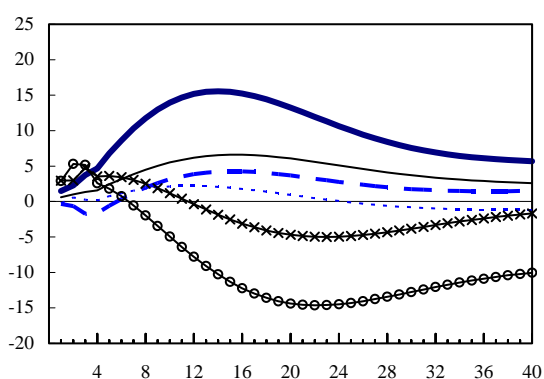
(1) 定式化 (本文図表 21 再掲)



(2) 定式化



(3) 定式化



(注) 1. 1標準偏差分の負の景気循環ショックに対する反応。  
2. 縦軸の単位は万人。

図表 C-2：負の景気循環ショックに対する労働市場の反応

(単位：万人)

			フローの累積反応						ストックの反応		
			<i>EU</i>	<i>EN</i>	<i>UE</i>	<i>UN</i>	<i>NE</i>	<i>NU</i>	<i>E</i>	<i>U</i>	<i>N</i>
定式化	男性	1四半期後	+0.99	+0.75	-1.86	-0.17	-0.30	-0.97	-3.90	+2.05	+1.84
		1年後	+5.91	+1.29	-1.03	+0.39	-0.61	-1.92	-8.84	+4.63	+4.21
		2年後	+12.60	+1.24	+3.13	+3.19	-3.00	+0.11	-13.72	+6.39	+7.32
	女性	1四半期後	+1.24	+0.03	-0.51	-0.31	-0.89	-1.50	-2.66	+0.56	+2.11
		1年後	+4.58	-0.53	-1.29	+1.28	-2.53	-2.57	-7.87	+2.01	+5.85
		2年後	+8.61	-2.66	-2.07	+6.43	-5.54	-1.65	-13.56	+2.60	+10.96
定式化	男性	1四半期後	+0.69	+0.89	-1.81	-0.10	-0.09	-0.79	-3.47	+1.80	+1.67
		1年後	+3.82	+1.56	-1.65	+0.05	+0.46	-1.72	-6.57	+3.69	+2.87
		2年後	+7.57	+1.51	+1.01	+1.83	-0.50	-0.07	-8.57	+4.66	+3.91
	女性	1四半期後	+0.83	+0.38	-0.26	-0.46	-0.75	-1.10	-2.22	+0.45	+1.77
		1年後	+2.60	+1.27	-0.52	+0.06	-1.62	-1.42	-6.01	+1.64	+4.37
		2年後	+4.36	+1.45	-0.73	+3.31	-3.04	+0.15	-9.59	+1.93	+7.66
定式化	男性	1四半期後	+1.48	+2.94	-0.33	+0.60	+2.89	-0.26	-1.86	+0.95	+0.90
		1年後	+4.67	+3.55	-1.61	+1.56	+2.60	+0.16	-7.23	+4.88	+2.35
		2年後	+11.75	+2.52	+1.96	+4.48	-1.97	+1.79	-14.28	+7.11	+7.17
	女性	1四半期後	+2.78	+0.80	-0.14	+0.78	+1.31	-1.57	-2.42	+0.57	+1.85
		1年後	+8.15	-4.14	-3.07	+4.48	-3.20	-4.07	-10.28	+2.68	+7.60
		2年後	+13.97	-12.07	-3.60	+9.78	-9.59	-4.61	-15.09	+3.18	+11.91

(注) 定式化 の数値は、図表 22 の結果を再掲したものである。



## 参考文献

- Abe, Masahiro and Souichi Ohta [2001] "Fluctuations in Unemployment and Industry Labor Markets," *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, pp.437-464.
- Abowd, John M. and Arnold Zellner [1985] "Estimating Gross Labor Force Flows," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, pp.254-283.
- Akerlof, George A., Andrew K. Rose and Janet Yellen [1988] "Job Switching and Job Satisfaction in the U.S. Labor Market," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(2), pp.495-594.
- Blanchard, Oliver J. and Peter Diamond [1989] "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1989(1), pp.1-76.
- Blanchard, Oliver J. and Peter Diamond [1990] "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(2), pp.85-155.
- Bleakley, Hoyt, Ann E. Ferris and Jeffrey C. Fuhrer [1999] "New Data on Worker Flows During Business Cycles," *New England Economic Review*, July/August, Federal Reserve Bank of Boston.
- Darby, Julia, Robert A. Hart and Michela Vecchi [2001] "Labour Force Participation and the Business Cycle: A Comparative Analysis of France, Japan, Sweden and the United States," *Japan and the World Economy*, 13, pp.113-133.
- Davis, Steven J. [2005] "Comments on 'Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years'," Paper prepared for the NBER Macro Annual.
- Davis, Steven J., John C. Haltiwanger and Scott Schuh [1998] "Job Creation and Destruction," The MIT Press.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg and James H. Stock [1996] "Efficient tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64(4), pp.813-836.
- Estima [2004] "RATS Version 6 User's Guide."
- Genda, Yuji [1998] "Job Creation and Destruction in Japan,1991-1995 ," *Journal of the Japanese and International Economies*, 12(1), pp.1-23.

- Hall, Robert E. [2005a] "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness," *American Economic Review*, 95(1), pp.50-65.
- Hall, Robert E. [2005b] "Employment Efficiency and Sticky Wages: Evidence from Flows in the Labor Market," *Review of Economics and Statistics*, 87(3), pp.397-407.
- Hall, Robert E. [2005c] "Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years," *NBER Working Papers Series*, No.11678.
- Hansen, Bent [1970] "Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages," *Quarterly Journal of Economics*, 84, pp.1-23.
- Hayashi, Fumio [2000] "Econometrics," Princeton University Press.
- Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott [1997] "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp.1-16.
- Pissarides, Christopher A. [2000] "Equilibrium Unemployment Theory," The MIT Press.
- Shimer, Robert [2005a] "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies," *American Economic Review*, 95(1), pp.25-49.
- Shimer, Robert [2005b] "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment," manuscript.
- Smith, Ralph E. [1977] "A Simulation Model of the Demographic Composition of Employment, Unemployment and Labor Force Participation," *Research in Labor Economics*, Vol. 1, pp.259-303.
- Tachibanaki, Toshiaki and Kojiro Sakurai [1991] "Labour Supply and Unemployment in Japan," *European Economic Review*, 35, pp.1575-1587.
- 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。
- 今井英彦 [1986] 「労働力フロー・データの調整」、『流通経済大学論集』21(2)、1986年12月、pp.1-17。
- 太田聰一 [2005] 「フローから失業を考える」、大竹文雄編著『応用経済学への誘い』、日本評論社。
- 太田聰一・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」、『内閣府経済社会総合研究所『経済分析』168号。
- 太田聰一・照山博司 [2003b] 「フローデータから見た日本の失業」、『日本労働研究機構『日本労働研究雑誌』516号。

- 小野旭 [1989] 『日本的雇用慣行と労働市場』、東洋経済新報社。
- 鎌田康一郎・真木和彦 [2003] 「わが国のベバリッジ曲線の再検討」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 03-1。
- 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」、日本銀行金融研究所『金融研究』21 巻4号。
- 黒田祥子・山本勲 [2006] 「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか? : 労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」、日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ、2006-J-3。
- 玄田有史 [2001] 『仕事の中の曖昧な不安 揺れる若年の現在』、中央公論新社。
- 玄田有史 [2004] 『ジョブ・クリエイション』、日本経済新聞社。
- 樋口美雄 [2001] 『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社。
- 樋口美雄・阿部正浩 [1999] 「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」、樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータから見た現代女性』、東洋経済新報社、pp.25-65。
- 水野朝夫 [1982] 「フローから見た日本の失業行動」、『季刊現代経済』1982 年冬号、日本経済新聞社、pp.4-19。
- 水野朝夫 [1983] 「雇用・失業および労働市場の動態」、『経済学論纂』24、中央大学、pp.37-61。
- 水野朝夫 [1992] 『日本の失業行動』、中央大学出版部。
- 労働省 [1986] 『労働白書』昭和 61 年、労働省。