

# 構造的・摩擦的失業の増加に関する研究 (中間報告)

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

The Japan Institute for Labour Policy and Training



## ま え が き

厚生労働省労働政策担当参事官室の推計によれば、2003 年第 四半期の完全失業率 5.07%のうち構造的・摩擦的失業率は 4.13%となっており、失業率全体の約 8 割以上が構造的・摩擦的失業率で占められる結果となっている。

厚生労働省が構造的・摩擦的失業率を算出する際に用いている手法は、UV 曲線を用いた手法である。UV 曲線とは雇用失業率と欠員率の関係を示す軌跡であり、雇用失業率を縦軸にとり欠員率を横軸にとると、UV 曲線は原点に対して凸の右下がり曲線として描くことができる。UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率の算出方法とは、UV 曲線と 45 度線との交点を均衡失業率とし、これを構造的・摩擦的失業率の代理指標とするものである。

ところで、UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率の導出については、いくつかの問題点が寄せられている。例えば、UV 曲線と 45 度線との交点はあくまでも労働市場の不完全性を測定する一つの基準であって、構造的・摩擦的失業率の指標となりうる理論的な根拠は存在しないという批判である。その他にも、UV 曲線を推計する場合に、UV 曲線のシフト要因をモデルに入れておらず、その結果 UV 曲線のシフトを特定化できないという点も指摘されている。また、構造的・摩擦的失業率の算出に当たり用いられているデータについても問題点が指摘されている。失業率のデータとして用いられている労働力調査は、労働市場全体の失業者を対象としている。一方、欠員率に用いられている職業安定業務統計ないしは雇用動向調査は労働市場全体の求人カバーしていないという欠点をもっている。そのため、データの整合性、ひいては構造的・摩擦的失業率の値自体に疑問が寄せられることになる。さらには、原因に基づいて失業を概念上区分けするのは難しいという指摘もある。

このように、UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率の導出には多くの問題点が寄せられているため、それらの問題に対応しうるような、より精緻な UV 曲線の推計ないしは UV 曲線に代わるような新たな構造的・摩擦的失業率の推計が求められるのである。

当機構では、厚生労働省より研究要請を請け、「構造的・摩擦的失業の増加に関する研究会」を立ち上げ、UV 曲線に基づく構造的・摩擦的失業率の推計精度を高めるとともに、UV 曲線の代替的な手法として、NAIRU（インフレ非加速的失業率）等の推計を行ってきた。上記問題に対応するためには今後さらなる包括的なとりまとめを必要とするが、取り敢えず現段階までの中間的なとりまとめを行い研究報告書とした。

2004 年 8 月

独立行政法人労働政策研究・研修機構  
理事長 小 野 旭

### 執筆担当者（執筆順）

氏名	所属	執筆章
ほり はるひこ 堀 春彦	労働政策研究研修・機構 副主任研究員	第1章、第6章
ふじいひろかず 藤井宏一	厚生労働省政策統括官付 労働政策担当参事官室 労働経済調査官	第2章、第5章
さかくちなおふみ 坂口尚文	家計経済研究所研究員	第3章
なかむらじろう 中村二郎	東京都立大学教授	第4章
さくら たまき 佐倉 環	国民経済研究協会研究員	第4章

### 研究会メンバー

- 小野 旭（労働政策研究・研修機構理事長）
- 白石栄司（元労働政策研究・研修機構副所長）
- 中村二郎（東京都立大学経済学部教授）
- 藤井宏一（厚生労働省政策統括官付労働政策担当参事官室労働経済調査官）
- 坂口尚文（家計経済研究所研究員）
- 堀 春彦（労働政策研究・研修機構副主任研究員）

## 目次

### まえがき

第1章	本調査報告書の目的とまとめ	1
1	本調査報告書の目的等	1
2	本報告書の内容	4
第2章	労働経済白書等、最近のUV分析を中心とした構造的・摩擦的失業を巡る議論に関するサーベイ	8
1	はじめに	8
2	UV分析について	8
3	UV分析による構造的・摩擦的失業率の推計について	13
4	UV分析の推計方法・結果についての議論	16
5	ミスマッチ等構造的・摩擦的失業率の高まりの可能性について	21
6	UV分析以外の構造的失業率の推計の手法について	25
7	今後の課題	29
第3章	UVカーブにおける一考察	35
1	はじめに	35
2	UVカーブ、その直感的理解	35
3	ジョブサーチモデル	36
4	Jackman et al.(1990)によるミスマッチの定義(参考)	42
5	UVカーブの導出	44
第4章	構造的失業と失業期間 フローデータによる分析	53
1	はじめに	53
2	最近の失業率の推移と失業構造	53
3	フローデータを用いた失業期間の分析	58
4	具体的な作業手順	60
5	結論に代えて	68
第5章	賃金関数、物価関数によるNAIRUの計測	72
1	賃金関数、物価関数によるNAIRUの推計について	72
2	NAIRUの推計方法	72
3	関数の推計結果	73
4	NAIRUの推計結果	75
5	今後の課題	76
第6章	日本におけるNAIRUの推計	78
1	NAIRUとは何か	78

2	NAIRU の推計モデル .....	79
3	固定 NAIRU の推計 .....	80
4	可変 NAIRU の推計 .....	88
5	まとめ .....	99

# 第1章 本調査報告書の目的とまとめ

## 1 本調査報告書の目的等

### 1.1 報告書の目的

本報告書の目的は、大きく分けて以下の2点である。UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率の導出には、いくつかの問題点が寄せられている。そのため、UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率に関する問題点を整理し、改善点がある場合には、改善点に基づき構造的・摩擦的失業率の推計精度を高めることが目的の一つである。また、日本ではUV 曲線による構造的・摩擦的失業率の導出が一般的であるが、欧米の文献に眼をやると、NAIRU(インフレ非加速的失業率)を構造的・摩擦的失業率の指標とすることが一般的である。本報告書では、NAIRU等の推計を行うことにより、UV分析の代替手段となる分析手法について検討することを2つ目の目的としている。なお、今回のとりまとめは、「構造的・摩擦的失業の増加に関する研究会」の中間報告に当たる成果であり、必ずしも包括的に調査のとりまとめを行っているわけではない。より包括的なとりまとめに関しては、平成16年度末を予定している。

以下では、構造的・摩擦的失業率とは何か。またUV 曲線を用いてどの様に構造的・摩擦的失業率を導出するのか、UV 曲線による構造的・摩擦的失業率の問題点及びNAIRUとは何かについて簡単に触れる。

### 1.2 構造的・摩擦的失業率とは何か

厚生労働省労働政策担当参事官室の推計によれば、2003年第 四半期の完全失業率5.07%のうち構造的・摩擦的失業率は4.13%となっており、約8割以上が構造的・摩擦的失業で占められる結果となっている。

経済全体の失業は便宜的に摩擦的失業、構造的失業、循環的失業(需要不足失業)に分けられる場合が多い。例えば、ゴードン(1989)によれば、摩擦的失業と構造的失業は以下のように説明されている。「摩擦的失業は、自発的に仕事を辞めたり、初めて労働力人口に参入したりする人々の職探しの通常の過程において、発生する。・・・構造期失業は、・・・欠員が生じた仕事が求める技能や所在地と、失業者の現在の技能や所在地との間に不一致がある時、発生する。・・・構造的失業は熟練度、所在地、またはその双方の不一致を伴うので、しばしば、不一致による(mismatch)失業と呼ばれる。」(p349~p350)。また、スティグリッツ(2001)によれば、「景気後退期には増加し、好況期には減少する失業は、循環的失業(cyclical unemployment)と呼ばれる(略)」(p84)とある。<sup>1</sup>現実問題として発生原因に基づく失業率を導出する際には、摩擦的失業と構造的失業を分解することは難しいことから、摩擦的失業と構造的失業を併せて構造的・摩擦的失業とし、技術・技能、地域などのミスマッチや職探しの段階で生ずる摩擦的な失業の指標としている。

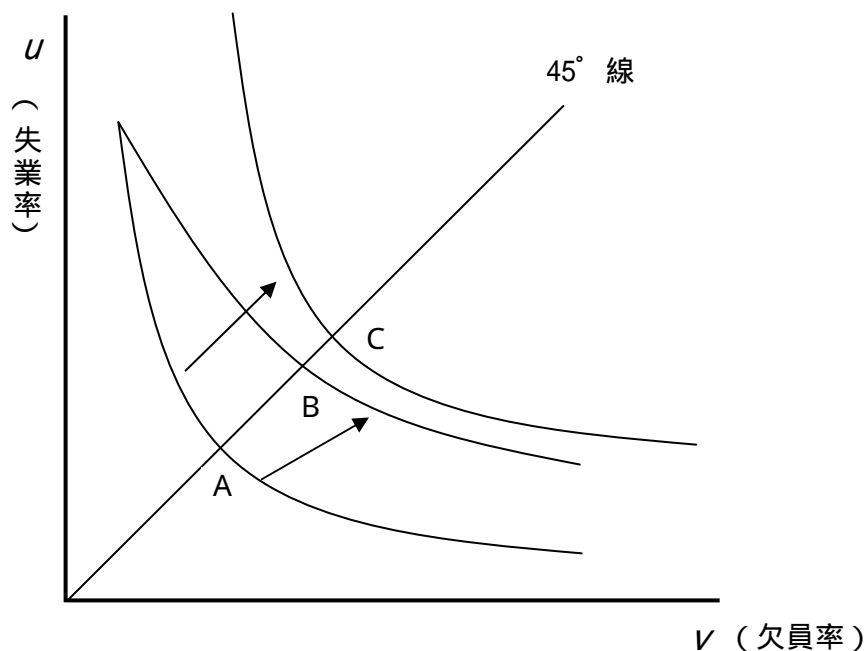
### 1.3 UV 曲線による構造的・摩擦的失業率の導出

厚生労働省等が構造的・摩擦的失業率を算出する際に用いている手法は、UV 曲線を用い

た手法である。UV 曲線とは雇用失業率と欠員率の関係を示す軌跡であるが、一般には欠員率が低下すれば失業率が上昇すると考えられるし、またその逆の関係もあてはまると考えられることから、雇用失業率を縦軸、欠員率を横軸にとると UV 曲線は原点に対して凸の右下がりの曲線を描くことが予想される（図 1-1 を参照せよ。）。UV 曲線の背後にある考えは、通常の経済にあっては失業と欠員が併存しており、建設労働者が失業している一方で、システム・エンジニアやコンピューター・プログラマーなどが人手不足である状況を想定している。

UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率の算出方法とは、UV 曲線と 45 度線との交点を均衡失業率（労働力の総需要と総供給が一致している状態の失業率）とし、これを構造的・摩擦的失業率の代理指標としている。UV 曲線と 45 度線の交点とは、労働市場で総量として需給が一致している状態と考えられ（失業 = 欠員）、この時の失業率は需要不足がない時の失業、つまり労働市場が均衡している時の失業率と考えられている。循環的失業率（需要不足失業率）は、現実の失業率と構造的・摩擦的失業率（均衡失業率）との差として計算される。

図 1-1 UV 曲線のシフト



#### 1.4 UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率の問題点

以上説明した UV 曲線による構造的・摩擦的失業率の導出方法であるが、いくつかの問題点が寄せられている。第 2 章の説明と重複するが、以下では UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業の導出に関する主だった問題点を挙げることにする（詳細および他の問題点に関する言及に関しては、第 2 章を参照されたい。）。



### ( 1 ) 構造的・摩擦的失業率導出に係る理論的な問題点

UV 曲線と 45 度線との交点は、あくまで労働市場の不完全性を測定する一つの基準点であって、構造的・摩擦的失業率の指標となりうる理論的な根拠は存在しない。そのため、UV 曲線と 45 度線との交点を求めても構造的・摩擦的失業率の指標とはなり得ないと考えられる。これはかなり根本的な問題点であるといえる。

### ( 2 ) UV 曲線の計測に関する問題点

通常、UV 曲線を推計する際に、UV 曲線のシフト要因をモデルの説明変数の中に入れていない場合が多い。その結果として、UV 曲線のシフト要因を特定化できないという問題が生じることになる。シフト要因をモデルに入れていないことから生じる問題点の一つは、UV 曲線のシフトが生じた際に、そのシフトが UV 曲線の平行移動から生じるシフトなのか（図 1-1 の A 点から C 点へのシフト）、それとも UV 曲線の傾きそのものが変化したために生じた結果なのか（図 1-1 の A 点から B 点へのシフト）、判別がつかないということである。

ただし、北浦他（2003）や玄田・近藤（2003）の指摘にもあるように、現実問題として、どのような変数をシフト要因としてモデルの説明変数に加えるかは難しい問題であるといわねばならない。

また、これもよく指摘される点であるが、UV 曲線を推計する際に、計測期間やモデルの関数型によって構造的・摩擦的失業率の推計結果が大きく違ってくる。通常は、失業率と欠員率の自然対数を取って推計を行っているが、UV 曲線を対数線形として把握するのが適切かという意見もある（玄田・近藤（2003））。

### ( 3 ) 欠員統計のデータについて

欠員率と失業率が異なる統計データから収集されており、欠員率は公共職業安定所の欠員が用いられるものの、労働市場全体の求人をカバーしていないという欠点がある。失業率は労働力調査から取られており、労働市場全体の失業者を対象としている。このように、失業率と欠員率のカバーする範囲が異なっているため、その整合性が問題となってくる。欠員率のデータとしては、雇用動向調査の欠員率を用いることも可能であるが、雇用動向調査の場合は 5 人未満の事業所や新設事業所等の状況が反映されないという欠点がある。

### ( 4 ) 失業区分の困難さ

玄田・近藤（2003）が指摘するように、そもそも原因に基づいて失業を区分することの難しさを指摘する意見もある。例えば、一例として以下の記述がある。「失業者が求人に応募していない状況では、応募さえすれば採用される「摩擦的」失業なのか、応募しても条件の合わない「構造的」失業なのか、観察できない以上、判断のしようがない。（玄田・近藤（2003）p5）」。

そもそも原因に由来する失業区分が難しいとすれば、構造的・摩擦的失業率を推計することの意味合いも曖昧なものとならざるを得ない。

## 1.5 NAIRU とは何か

NAIRU の定義に関する詳細についてはここでは立ち入らないが、関心のある向きは第 6 章を参照されたい。欧米における参考文献に目を向けると、構造的・摩擦的失業率ないしは構造的失業率を示す指標として NAIRU が用いられることが多い。NAIRU は non-accelerating inflation rate of unemployment の略でインフレ非加速的失業率と呼ばれている。NAIRU の概念を紹介している教科書はあまり多くないけれども、スティグリッツ (2001) や Mankiw (2002) では NAIRU を自然失業率に相当する概念として規定している。また、NAIRU がなぜ構造的・摩擦的失業率の指標となるのかについても、明確な理由を挙げている文献は皆無であると思われる。ただ、ゴードン (1989) は失業を 3 つの概念 (摩擦的失業、構造的失業、循環的失業) に分類した上で、摩擦的失業と構造的失業は自然失業率を構成すると述べている。

## 2 本報告書の内容

以下では、本報告書の内容について簡単に触れることにする。

第 2 章「最近の UV 分析をめぐる議論に関するサーベイ」では、UV 分析とは何か、UV 分析の理論的背景、UV 曲線の推移とその解釈等について説明が行われる。構造的・摩擦的失業率の導出に当たり、最も UV 分析を頻繁に利用している労働経済白書における UV 分析の説明、労働経済白書以外の UV 分析の説明が行われた後、労働経済白書における UV 分析を用いた均衡失業率導出の問題点が指摘されている。それらは、UV 曲線のシフト変数を推計モデルに入れていないことによる問題点、構造的失業と摩擦的失業の区分が困難であること、構造的・摩擦的失業の特定化が困難で、UV 曲線に導入する説明変数の選択に恣意性が残ること等の説明が行われる。

また、失業率統計と欠員率統計との整合性等についても言及がなされている。欠員率と失業率が異なる統計データから収集されており、欠員率は公共職業安定所の欠員が用いられるものの、労働市場全体の求人をカバーしていないという欠点がある。失業率は労働力調査から取られており、労働市場全体の失業者を対象としている。このように、失業率と欠員率のカバーする範囲が異なっているため、その整合性が問題となってくるのである。欠員率のデータとしては、雇用動向調査の欠員率を用いることも可能であるが、雇用動向調査の場合は 5 人未満の事業所や新設事業所等の状況が反映されないという欠点がある。

続いて、UV 曲線の円運動や失業の粘着性等の問題について説明が行われている。失業と欠員の組み合わせは、景気循環に伴い円運動することが指摘されている。このため、景気回復初期は失業と欠員の組み合わせは原点に近く、過小評価される可能性がある。また、失業の履歴効果がみられる場合には、失業の粘着性を考慮していない推計は構造的・摩擦的失業を過大推計する可能性がある。

そのほか、デフレーションにより労働市場の調整能力が低下し、UV 分析が歪められてい

る可能性、UV 分析に賃金・物価変動要因を導入する必要性、需要不足失業率の定義等についても説明がなされている。

第3章「UVカーブにおける一考察」では、まず欠員率と失業率の負の関係を示すUVカーブのミクロ経済学的な理論的解釈が行われる。UVカーブは市場均衡を表すものであるが、そのミクロの基礎づけを与える労働者と企業の主体均衡がそれぞれのサーチモデルによって説明される。ここでは、MortensenとPissaridesによって展開されているモデルの説明が行われ、労使双方の賃金決定に関するナッシュ交渉ゲームを解くことによりUVカーブにおける均衡点が求められる。また併せて、Jackman et al.によるミスマッチの定義も紹介されている。

後半部分では、地域パネルデータを用いたUVカーブの導出を行っている。地域パネルデータを用いることの利点は、時点ダミー変数の導入によってUVカーブのシフトを把握できるということである。UVカーブのシフトは技術革新などにより産業間で労働力が再配分される必要が生じた時、あるいは労働市場における制度の変更が起こった時に生じるものと考えられる。このUVカーブ自体のシフトと景気循環に伴うUVカーブ上に沿って変動する失業率と欠員率のシフトとは厳密に区別される必要がある。曲線のシフトを考慮せずUV曲線を推計すると、景気後退期にUV曲線が外側にシフトしている場合には、曲線の傾きを絶対値で過大に評価することになる。また、内側に曲線がシフトしている場合には傾きを絶対値で過小に評価することになる。景気拡大期には上とは逆の結果が得られることになる。

推計の結果、推計期間に関わらず、UV曲線のシフトを無視することは欠員の係数を過小に評価してしまうこと、また欠員と失業との内生性の問題により、欠員の係数を過大に評価すること等の結果がわかっている。

第4章では(「構造的失業と失業期間 フローデータによる分析」)、UV曲線による構造的失業の導出に関する問題点を指摘した後、UV曲線の推計を行い、UV曲線を用いた失業構造の把握には多くの困難が伴うこと、またそのことによるバイアスを回避するのはかなり難しい作業であることを確認している。本稿では、UV分析に代わり失業構造を把握する手法として、フローデータを用いた失業期間に関する分析が行われている。

ここで推計されている就業確率関数は、非常に単純化したマッチング関数であると考えることができる。今回の分析では同一の能力を持った失業者グループでマッチングの構造は不変であると仮定しているが、能力の異なった失業者グループの構成比が変化することによって集計量で見たマッチングの効率(失業期間)がどのように変化するかシミュレーション実験で確認している。

結果として、再就職確率の低い失業者グループの構成比が増加することにより平均的な失業(求職)期間が増加し失業率も上昇することになる。特に、高齢層失業者の就業確率は相対

的に低く、高齢化に伴う高齢失業者の増加は長期間の失業（求職）期間を必要とするグループに属する失業者を増大させ、構造的失業の拡大に結びついていることが示唆されている。

以下では、NAIRU の推計が行われているが、NAIRU の推計には大別して2つのパターンが考えられる。一つは構造方程式モデルであり、もう一つは誘導型モデルによる推計である。構造方程式モデルとは、賃金関数及び物価関数というミクロの行動方程式を推計し、長期均衡状態では期待物価上昇率と現実の物価上昇率が等しくなることを想定して NAIRU を求める手法である。一方、数の上で多数を占める NAIRU の推計モデルは、誘導形モデルによる推計である。誘導形モデルはミクロの行動方程式を規定することなく、物価上昇率を期待物価上昇率、循環失業（失業率 - NAIRU）、供給ショックのマクロの関数として定式化し推計するものである。

まず、第5章（「賃金関数、物価関数による NAIRU の計測」）では、構造方程式モデルによって NAIRU の推計を行っており、続く第6章（「日本における NAIRU の推計」）では誘導型によって NAIRU の推計を行っている。

「賃金関数、物価関数による NAIRU の計測」では、賃金関数と物価関数を推計し、長期均衡状態では期待物価上昇率と現実の物価上昇率が一致すると仮定して NAIRU を求めている。ここでは、『平成11年版労働白書』と同じ定式化を行い、労働白書の分析を2003年まで延長した場合についての検証を行っている。データは四半期データであるが、1972年以降2003年までの期間を対象とした NAIRU の推定値は2.6～3.5%程度となっている。また、1980年以降のケースについては、NAIRU の推計値は2.4～6%程度となっている。こうした結果は、1990年代以降 NAIRU が高まっている可能性を示唆するものである。

「日本における NAIRU の推計」では、まず NAIRU とは何かについて説明が行われる。かつて自然失業率と呼ばれていた概念が、現在では NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment) と呼称されており、構造的・摩擦的失業率の代理指標となっていることが示される。

続いて、固定 NAIRU の推計が行われる。固定 NAIRU とは、観測期間中に NAIRU の値が変化しないものとして推計される手法である。線形 NAIRU の推計を行うと、四半期データを用いても、月次データを用いても NAIRU の値は4%程度であることがわかる。また、非線形 NAIRU の場合には、四半期データ、月次データを用いると固定 NAIRU はそれぞれ3.8%、3.6%となった。

次に可変 NAIRU の推計を行っている。まず、ホドリック・プレスコット (HP) フィルターを用い、区間推定により NAIRU の取りうる値の範囲を検討している。推定された NAIRU の取りうる値の幅（推定された上限値と下限値の乖離）が大きいことが確認される。また、推計された NAIRU の系列をみると、ここ数年は NAIRU の推計値が実際の失業率を下回っているものの、それ以前の時期については NAIRU の値が実際の失業率を大きく上回ってい

た。

最後に HP フィルターの欠陥を補うべく状態空間モデルを用いて NAIRU の推計が行われている。ここでも、NAIRU の推計値が実際の失業率を上回っている場合が多く、NAIRU を構造的・摩擦的失業率の代理指標として用いるには問題点が多いことが指摘されている。

#### (参考文献)

玄田有史・近藤絢子(2003)「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』No.516。

R.J.ゴードン(1989)『現代マクロエコノミクス 原著第4版(永井進訳)』多賀出版(Gordon, Robert J. (1987) *Macroeconomics*, 4<sup>th</sup> Edition, Boston, U.S.A, Little, Brown and Company. )

北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲(2003)「構造的失業とデフレーション」『ファイナンシャルレビュー』第67号、財務省財務総合政策研究所。

ジョセフ・E・スティグリッツ(2001)『マクロ経済学 第2版(藪下他訳)』東洋経済新報社 (Stiglitz, Joseph E.(1997) *Economics*, 2<sup>nd</sup> Edition, New York, U.S.A, W.W. Norton. )

#### (注)

<sup>1</sup> このほかにも、雇用機会における季節的変動の結果として発生する「季節的失業」がある。しかしながら、ゴードン(1989)が指摘しているように、季節的失業は摩擦的失業の一要素と考えられる場合が多い(p351)。

## 第2章 労働経済白書等、最近のUV分析を中心とした構造的・摩擦的失業率を巡る議論に関するサーベイ

### 1. はじめに

完全失業率が2003年平均で5.3%と依然高水準で推移するなど、雇用失業情勢は厳しい状況が続いているが、その背景として、需要不足失業が高水準なことに加え、産業構造の変化、高齢化等に伴う労働力需給のミスマッチの拡大が指摘されている。厚生労働省では、労働白書、労働経済白書において、UV分析により、構造的・摩擦的失業率（及び需要不足失業率）を推計している。なお、推計方法は異なるが、経済白書、経済財政白書でもUV分析による構造的・摩擦的失業率（「均衡失業率」と称している）を推計している。労働経済白書、経済財政白書とも、最近（2003年）の構造的・摩擦的失業率は4%程度、需要不足失業率は1%程度と推計されている。こうしたUV分析については、いくつか問題点が指摘されている。また、白書以外でもいくつかUV分析に基づく構造的・摩擦的失業率の推計も行われている。

本稿では、主に労働白書、労働経済白書でのUV分析について指摘されている問題点、留意点を中心にUV分析について論点を整理することとともに、今後の改善点等についての方策を探ることとする。今回は、論点整理が中心であり、具体的な改善手法は、今後の課題としたい。また、いわゆる均衡失業率の推計には、UV分析による他、フィリップス曲線による分析（特にNAIRU（インフレを加速しない失業率））も代表的である。しかし、我が国では、職安統計による欠員データが利用可能なこと等から、労働経済白書等、UV分析による推計が数多くなされており、NAIRUの推計は少ないこと等から、NAIRUについてはごく簡単にみることにする。

### 2. UV分析について （UV分析とは）

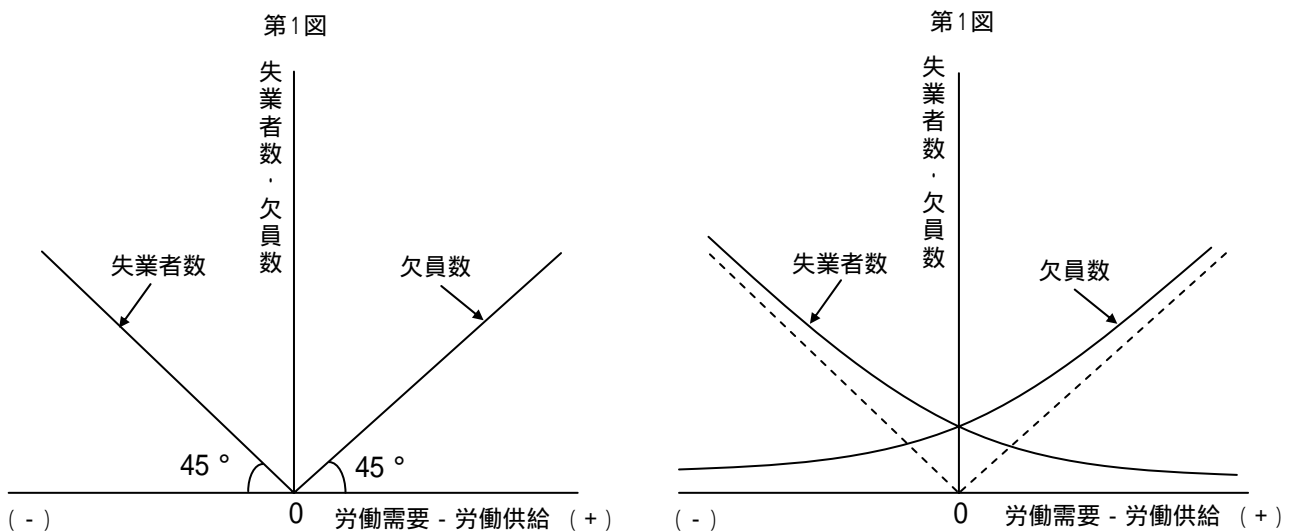
失業は、発生する要因により、いくつかに分けられ、代表的な区分として、需要不足失業、構造的失業、摩擦的失業に分けられる。（1）需要不足失業とは、景気後退期に需要が減少することにより生じる失業、（2）構造的失業とは、労働市場における需要と供給のバランスがとれているにもかかわらず、企業が求める人材と求職者の持っている特性（職業能力や年齢等）との違い（質の違い）があるために生じる失業、（3）摩擦的失業とは、転職や新たに就職する際に企業と労働者の持つ情報が不完全であることや労働者が地域間を移動する際に時間がかかるためなどにより生じる失業、である。もっともこれらを厳密に区別することは難しく、特に構造的失業と摩擦的失業については、両者を明確に区分することは困難であるため、通常、両者をあわせて構造的・摩擦的失業と呼んでいる。

仮に労働市場で情報の完全性や労働者の属性の等質性が成立する場合、労働力供給が企業の労働力需要を上回るときは、失業のみ存在し欠員は存在せず、需要が供給を上回るときは

欠員のみ存在し失業は存在しない（第1図）。しかし、現実の労働市場は、労働者の特性が異なったり、情報が完全でないこと等から、労働市場で需要超過の場合でも失業、供給超過の場合でも欠員が生じる。つまり、欠員と失業が併存しうる（第1図）。

UV分析とは、例えば、縦軸に失業率（U）（通常は、雇用失業率をとる）、横軸に欠員率（V）をとり、失業率を需要不足失業率と構造的・摩擦的失業率に分解し、その動向を探るものである。

第2-1図 構造的・摩擦的失業発生のメカニズム

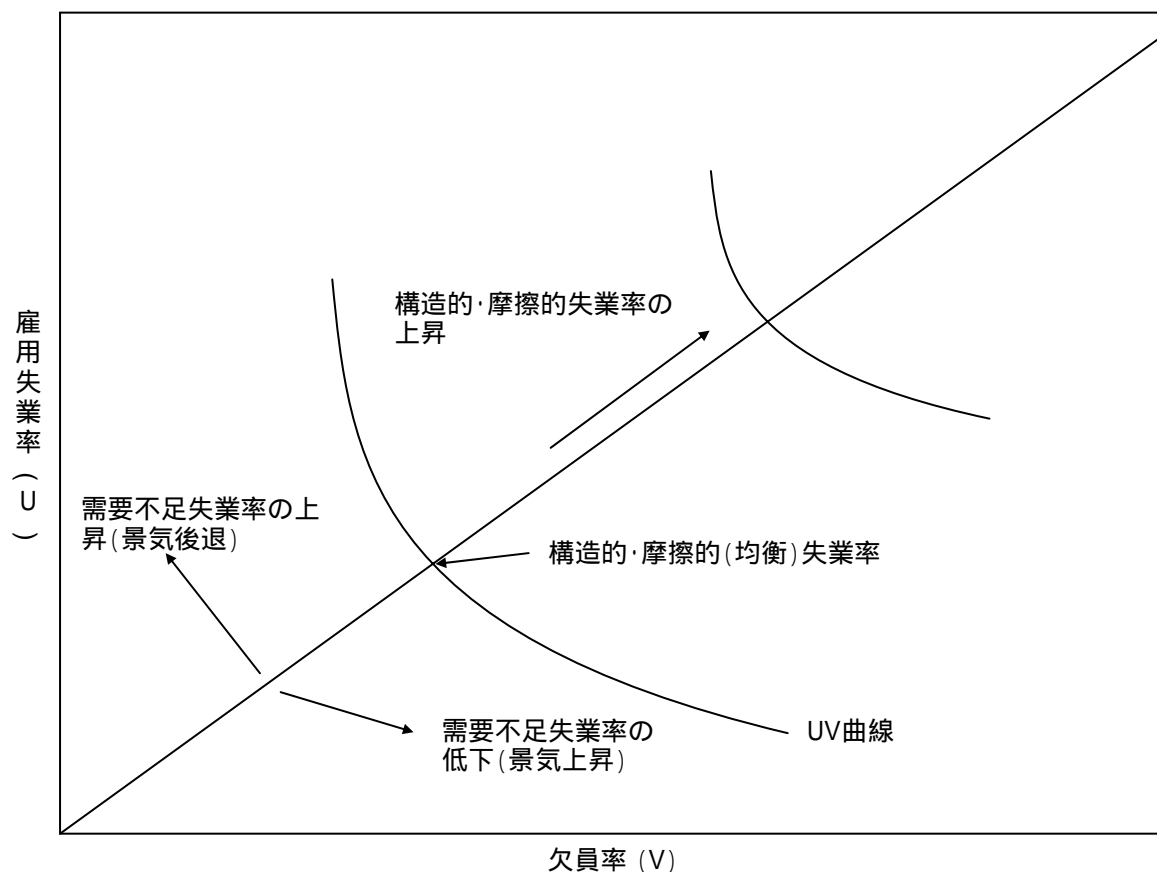


一般に欠員率が低下（上昇）すると失業率が上昇（低下）することから、UV 曲線は、通常、原点に対して凸の右下がりの曲線を描く（UV 曲線はベバリッジ・カーブ（曲線）とも称される）。UV 曲線と 45 度線との交点は、労働市場で総量として需給が一致している状態であり、この時の失業率は、需要不足がない時の失業率、すなわち労働市場が均衡しているときの失業率（均衡失業率）である。この時の失業率を構造的・摩擦的失業率という。需要不足失業率は、現実の失業率と構造的・摩擦的失業率との差として計算される。UV 曲線の右上方への動きは、より大きい欠員率と失業率が併存し、構造的・摩擦的失業率が上昇していること（ミスマッチの拡大、職探しの効率性の低下）を表し、同様に左下方への動きは構造的・摩擦的失業率の低下を表す。また、構造的・摩擦的失業率が等しいとき（同一の UV 曲線上にある時）、雇用失業率の左上方（右下方）への動きは需要不足失業率の上昇（低下）を表している（45 度線より上（下）は需要不足（労働力不足））。このように、UV 分析により、労働市場の均衡失業率（構造的・摩擦的失業率と需要不足失業率の分解）、労働市場の構造変化、需要不足（労働力不足）の状況を検証することが出来る（第2-2図）。

UV 分析は、このように、マクロ経済政策で対応すべき部分（需要不足失業）と主に労働

市場政策、ミクロ政策で対応すべき部分（構造的・摩擦的失業）に現実の失業率をおおまかに区分することができるため、政策実施の際の実証ツールとして有用である。ただし、このことは構造的・摩擦的失業の解消に総需要政策は不要、とすることは必ずしも意味しない。また、UV 分析による構造的・摩擦的失業率は、経済成長等により変わりうる面があり、市場の制度要因等のみで決まり、長期的に不変という性格ではない点、留意が必要である。

第 2-2 図 UV 分析の考え方



### （UV 分析の理論的背景）

UV 曲線の理論的な説明としては、フロー分析に基づく理論（マッチング関数）や サブマーケットに基づく理論がある（ここでは、北浦・原田・坂村・篠原(2003)（以下、北浦他(2003)と略す）等を参考にしつつ説明）。

フロー分析は、（雇用の喪失による失業プールへの流入と雇用の創出による失業プールからの退出が絶えず発生しているという前提の下に、）ある一定期間の労働者の失業プールへの流入と失業プールからの退出に着目したもので、職を見つけた失業者の数と離職した失業者の数が等しい状況での失業率が均衡失業率（失業の新規発生と失業からの離脱が一致している状態の失業率）として定義される。失業者数  $U$  の再就職率を  $f$ 、雇用者数  $E$



の離職率を  $s$  とすれば、均衡状態は  $fU = sE$  で表される。雇用の創出関数（マッチング関数）を、失業と欠員を生産要素とする生産関数と同様であるように考え、労働市場の均衡状態の時の一定の雇用と欠員の組み合わせは、原点に対して凸の右下がりの曲線と想定し、UV 曲線（ベバリッジ・カーブ）を導出するものである。新規の雇用者数を  $M (= fU)$ 、 $V$  を欠員数、マッチングの効率性、失業者の求職活動の密度を示すパラメータを  $e, c$  とすると、マッチング関数は  $M = e \cdot m(cU, V)$  と表される。なお、橘木・桜井(1988)では、UV 曲線が労働力率、失業率、欠員率の 3 者の関係式から導出される点を紹介している。

サブマーケットの理論は、労働市場が、超過需要または超過供給という不均衡の状態にある無数のサブマーケットから成り立ち、労働市場の調整に一定の時間を要するという前提でベバリッジ・カーブの動きを説明するものである。景気が良くなる（悪化する）と、失業が生じているマーケットが減り（増え）、欠員が生じているマーケットが増え（減少し）、右下がりのベバリッジ・カーブが景気循環の中で観察され、また、構造変化が生じ、サブマーケット間のミスマッチが増加すると、失業と欠員はともに増加し、ベバリッジ・カーブは外側にシフトする。

#### （景気循環とUV曲線）

一般的に  $V$ （求人）は景気に敏感に反応するのに対し、 $U$  の変動は緩慢で遅れる傾向にあるため、 $U$  と  $V$  との組み合わせは、景気の循環的な動きに伴い、UV 曲線の周りを時計回りに動くと考えられる。また、景気循環の中での求人の内容の質の変化も時計回りの変動に影響すると考えられる（後述）。失業の粘着性が高い場合も変動が大きくなると考えられる。特に我が国の企業の雇用調整プロセス（景気が悪化しても、雇用保蔵等を行い、出来る限り失業を出さず、雇用の人員調整に時間を要する）は、時計回りの変動を大きくする可能性がある。一方、労働力率が景気と逆循環的に変動する場合（不況期の求職意欲喪失など）、労働力率が一定に比べ、失業率の変動はより小さくなり、 $U$  と  $V$  の動きはより垂直的になる。

#### （UV曲線の推移とその解釈）

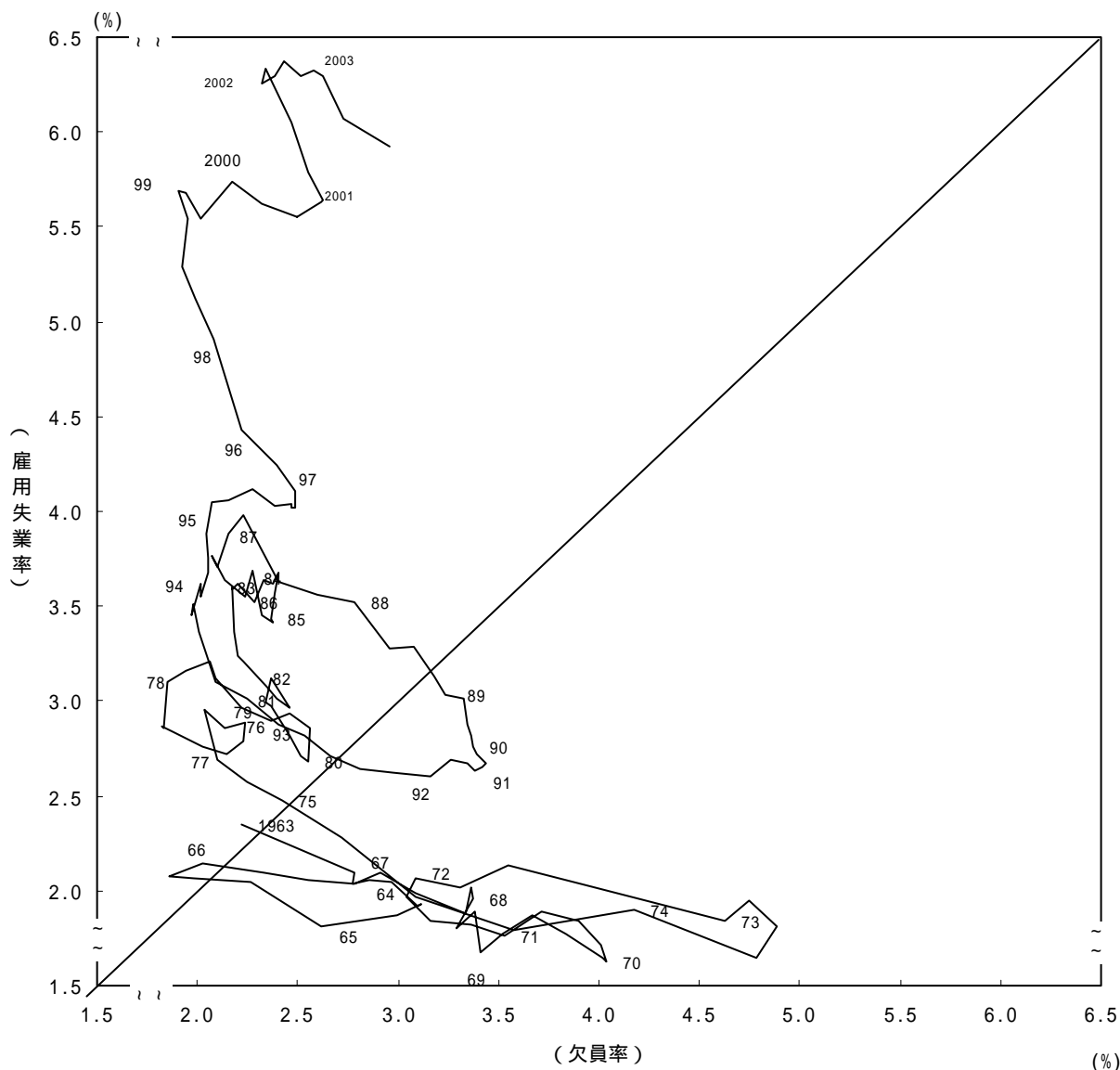
第 2-3 図は、我が国の失業率、欠員率の推移をみたものである。失業率は雇用失業率、欠員率は公共職業安定所の欠員（有効求人数 - 就職件数）を用いている。1970 年代半ば頃までは、 $U$  と  $V$  の組み合わせは、安定的な曲線を描いているが、1970 年代後半から  $U$  と  $V$  の組み合わせの点は上方に移動、構造的・摩擦的失業率が上昇したことが推察される。高度成長から安定成長への移行に伴い、労働市場でも構造変化が生じたものと考えられる。その後、 $U$  と  $V$  の組み合わせは、1983~1989 年の頃は安定した曲線を描き、バブル期にいったん、下方にシフトしており、労働力不足感が高まる中で、ミスマッチも縮小し、構造的・摩擦的失業率も低下したのと考えられる。バブル崩壊後、 $U$  と  $V$  との組み合わせの点は再び上方へシフト、バブル崩壊直後から構造的・摩擦的失業率が大きく上昇したと推測できる。

ただし、1980 年代半ば頃から 1990 年代前半頃までの  $U$  と  $V$  の組み合わせは、UV 曲線の下方シフトがバブル期にみられたのではなく、UV 曲線の時計回りのループ、円運動であり、

UV 曲線のシフトも景気循環をより強く反映した短期的なもの、であるという見解もみられている（北浦他(2003)、大竹・太田(2002)、玄田・近藤(2003a,b)）。

また、1990年代後半以降のUとVの組み合わせの上昇シフト（構造的・摩擦的失業の上昇時期・幅）についても見方は必ずしも一致していない（なお、平成14年版労働経済白書は、1997～1999年は大きなシフトがあるとは記述していない）。こうしたUV曲線の解釈の違いは構造的・摩擦的失業率の推計値についての相違にも関連しているとみられる。

第2-3図 雇用失業率と欠員率の推移（1963年～2003年まで、季節調整値）



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」

(注) 
$$\text{欠員率} = \frac{\text{有効求人数} - \text{就職件数}}{(\text{有効求人数} - \text{就職件数}) + \text{雇業者数}}$$

$$\text{雇用失業率} = \frac{\text{完全失業者数}}{\text{完全失業者数} + \text{雇業者数}}$$

### 3. UV分析による構造的・摩擦的失業率の推計について (労働経済白書のUV分析について)

労働経済白書では、UV 曲線の推計は、雇用失業率を定数項と欠員率のみで推計（雇用失業率、欠員率は四半期季節調整値、対数変換、 $\ln U = \alpha + \ln V$ ）。欠員率は公共職業安定所の欠員（有効求人数 - 就職件数）を用いている。CUSUM テスト、CUSUMQ テストを参考に構造変化の状況を検討し、安定的な形状が得られると考えられる期間を特定化している（注1）。その際、経済情勢、雇用情勢の動向も考慮している。ただし、誤差項の系列相関を考慮し、実際の推計は一般化最小二乗法で行っている（注2）。この結果、1967年第1期から1975年第4期、1983年第1期から1989年第4期、1990年第1期から1993年第4期の3期間について、UV 曲線を計測（ $\alpha$  の係数は、-0.554、-0.511、-0.410）している。1976～1982年は、安定的な関係にあるか特定できなかったが、これは安定成長期への移行期の調整時期等ということが背景として考えられる。1994年第1期以降は、UV 曲線が安定的な関係にあるかどうか特定化しがたいという結果となっている。このため、1976年1～3月期～1982年10～12月期の  $\alpha$  と  $\beta$  を期間に応じて加重平均したものを使い、1994年第1期以降の構造的・摩擦的失業率の計測は、 $U = \alpha + \beta V$  の推計式の使用している。

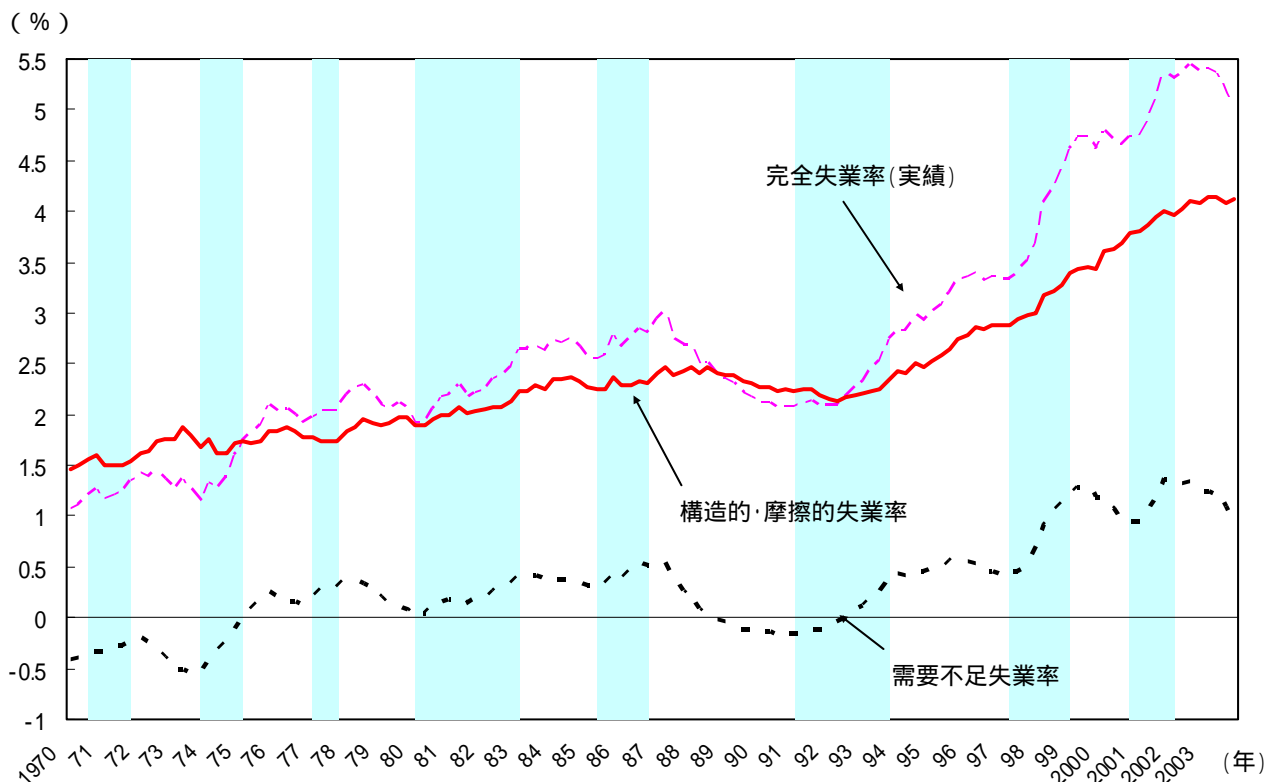
（特に労働経済白書での）UV 分析の難点は、サンプル数の制約等もあり、期間をある程度とらないと UV 曲線が推計できないこと、計測期間内は均衡雇用失業率は一定と先験的に仮定されること、計測期間内の分割の仕方は、安定的なベバリッジカーブの形状が得られると考えられる期間を探し出すしかなく、また、計測期間の特定化には何らかの恣意性があるおそれがあること、事後的に統計的に構造変化の時点を算出し、構造的・失業率の算出は可能であるが、直近の状況についての推定値は頑強性には注意を要すること、などがある。特に、現在の U、V の組み合わせは、安定的な関係が見だしにくく、低欠員率、高失業率という UV 平面のグラフの左上に位置しており、注意を要する。

労働経済白書の UV 分析の推計の特徴は、統計的手法を用い、安定的な時期（構造変化の時期）を特定化する、という方法で UV 曲線の構造変化がみられるかを検証している。UV 曲線のシフトには様々な要因が考えられるものの、構造要因の変数の特定化は恣意性が残る、説明変数に景気循環要因もはいる等、選定が困難で問題も多いので、あえてシンプルな形で推計を行っている。説明変数として U のラグ（失業の粘着性）は加えておらず、V のラグ項も変数に入れていない（注3）。賃金要因も入れていない。なお、UV 分析の結果と労働市場の需給両面の動きとを対比しつつ、推計結果の背景要因を探り、労働市場の分析を行っている。

労働経済白書の分析結果によると、構造的・摩擦的失業率は、バブル期に低下したのを除き、上昇傾向にあり、特にバブル崩壊後は大きな高まりがみられ（2003年はほぼ横ばいとなっている）、需要不足失業率は景気後退を背景として1998年と2001年に大幅に上昇している（第2-4図）。2003年は景気の回復を反映して低下しているが、依然として、過去の景

気回復局面と比べても高い水準となっている。2003 年平均では需要不足失業率 4.13%、構造的・摩擦的失業率 1.12%と試算される。

第 2-4 図 完全失業率、構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率の推移



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」から厚生労働省労働政策担当参事官室推計

- (注) 1) 需要不足失業率 = 完全失業率 - 構造的・摩擦的失業率で算出。  
 2) 推計方法は厚生労働省「平成 15 年版労働経済の分析」による。

### (最近の労働経済白書以外の主な UV 分析結果)

UV 分析による構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率の推計は、労働経済白書以外でも、経済財政白書(2003)、北浦他(2003)、樋口(2001)、大竹・太田(2002)など、いくつか推計が行われている(第 2-1 表)。経済財政白書(2003)は四半期データ、北浦他(2003)は四半期データ及び年次データ、樋口(2001)と大竹・太田(2002)は年次データであり、いずれも公共職業安定所の欠員を使用し、構造変化要因を説明変数に加えている。構造変化要因としては、産業、職業等のミスマッチ、高齢化要因、女性要因、離転職(転職希望)要因、社会保障要因、タイムトレンドなどを説明変数としている。この他、北浦他(2003)は賃金要因(労働分配率)も考慮している。また、北浦他(2003)、大竹・太田(2002)は失業率の粘着性等を考慮、1 期前の失業率を変数に追加している。なお、後述するが、北浦他(2003)は労働経済白書、経済財政白書の UV 分析の問題点を挙げ、その対応を図っているとしており、特に欠員率の代表性については、UV 分析だけでなくオークンの法則により構造的失業率を推計し、

比較も行っている。

構造的・摩擦的失業率の推計結果は、経済財政白書（均衡失業率と称す）は2001年第4四半期3.86%、2003年第1四半期で4.01%と4%程度であり、労働経済白書（2001年第4四半期3.79%、2003年第1四半期で4.10%）と同程度となっている。北浦他(2003)の推計結果（構造的失業率と称す）は、四半期データは2001年第4半期2.51~3.05%、年次データで2001年2.92~3.25%と最も低く、労働経済白書（2001年第4四半期3.79%、2001年3.90%）との差も大きい（北浦他(2003)は、1991年時点の推計も行っており、四半期データは1991年第4四半期2.32~2.49%、年次データは1991年2.29~2.37%と、労働経済白書（1991年第4四半期2.19%、1991年2.23%）と同程度か、若干高くなっている。）樋口(2001)（均衡失業率と称す）では2000年3.46%、大竹・太田(1999)は1999年で3.2%と労働経済白書(1999年3.43%、2000年3.68%)より若干低く、労働経済白書、北浦他(2003)の中間とみられる。概ね3%前後~4%程度が構造的・摩擦的失業率となっており、推計方法で差がみられる。

第2-1表 最近のUV分析等による構造的・摩擦的失業率（均衡失業率）の推計例

	時期	完全失業率 (%)	構造的・摩擦的失業率 (均衡失業率、構造的失業率) (%)	関数の推計期間	説明変数
労働経済白書(2003)	2001年 期	5.4	3.79	1990 ~ 1993	ln欠員率
	2003年 期	5.4	4.10		
	(参考)1999年	4.7	3.43		
	(参考)2000年	4.7	3.68		
	(参考)2001年	5.0	3.90		
経済財政白書(2003)	2001年 期	5.4	3.86	1990 ~ 2003	ln欠員率、第3次産業就業者比率、就業者のうち転職希望で求職活動をしている者の割合
	2003年 期	5.4	4.01		
北浦・原田・坂村・篠原(2003)	2001年 期	5.4	2.51~3.05	1981 ~ 2000	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、賃金要因、構造変化要因
	2001年	5.0	2.95~3.25	1970~2000	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、賃金要因、構造変化要因
大竹・太田(2002)	1999年	4.7	3.2	1970~1999	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、構造変化要因
樋口(2001)	2000年	4.7	3.46	1984~2000	ln欠員率、転職者比率

(注) 1 . 北浦・原田・坂村・篠原(2003)では、「賃金要因」(労働分配率)、「構造変化要因」(職業別・産業別ミスマッチ要因、労働市場の高齢化要因、女性要因、長期失業要因、雇い主の社会保障負担要因、タイムトレンド(職業別・産業別ミスマッチ要因、高齢者要因、女性要因は説明変数複数案)のうち適宜選択)のうち、有意なものを選択。1期前の雇用失業率、賃金要因は説明変数に含めるケース、除くケースについてそれぞれ計測。採用した関数は、全て1期前の雇用失業率を説明変数に含む。

(注) 2 . 大竹・太田(1999)の構造変化要因は、離職率、経営上の都合離職割合、高齢失業者比率、雇用保険受給比率、トレンド項

#### 4 . UV 分析の推計方法・結果についての議論

##### (労働経済白書のUV分析をめぐる議論)

労働経済白書の UV 分析について、白書の推計方法・結果の解釈、UV 分析自体の課題も含め、議論がなされている。特に、構造的・摩擦的失業率は過大推計ではないか、景気要因がかなり影響しているのではないか、需要不足失業率はもっと高いのではないか、等の議論がおきている。ここでは、労働経済白書の推計への議論を中心に、他の推計も含め、UV 分析の推計上の課題について、議論を整理する。

##### (構造的・摩擦的失業率の推計の限界についての平成 14 年版労働経済白書の指摘)

まず、平成 14 年版労働経済白書でも、現行の推計方法について、構造的・摩擦的失業率が経済状況の影響を強く受け(構造的・摩擦的失業率を GDP とタイムトレンドで回帰すると、ともに有意に正)、推計に限界がある点を指摘している。

労働経済白書では、構造的・摩擦的失業率も経済状況の影響を受ける要因として、(1)賃金など労働条件面での求人の質によるもの(景気後退期は、企業は雇用の抑制を図ろうとするため、求人数の減少に加え、求人の労働条件が低下する可能性が高く、求職者の求める条件とのミスマッチが高まっている可能性がある。)、(2)失業の長期化によるもの(失業の長期化は求職意欲や職業能力の低下を招くなど、ミスマッチを高めるおそれがある。景気後退期には、求人の減少、求人の質の低下が起こり、失業が長期化しやすくなると考えられる。近年、景気後退を背景に長期失業者が増加しており、それによりミスマッチが一層高まっているおそれがある。)、(3)UV 分析を用いた構造的・摩擦的失業率の推計方法に起因するもの、の 3 点をあげている。

構造的・摩擦的失業率の推計方法については、1994 年以降は、UV 曲線が明確に安定した時期がみられないため、1990 年 期から 1993 年 期の UV 曲線の傾きが 1994 年以降も一定という仮定により構造的・摩擦的失業率を推計している。1990 年 期から 1993 年 期の傾きは緩やかであり、UV 曲線の傾きが急になっている可能性があり、1997 年以降の構造的・摩擦的失業は過大推計されている可能性がある、と指摘している(ただし、白書本体の記述では、明確な根拠記述がない。)(注 4)

こうしたことから、平成 14 年版労働経済白書では、「構造的・摩擦的失業率や需要不足失業率の水準や変化はある程度の目安を示すものと考えべきである」と指摘しており、推計結果は幅を持ってみるべきとしている。

##### (労働経済白書等のUV分析についての議論)

次に、労働経済白書の UV 分析の課題が中心ではあるが、また、一部重複もあるが最近の UV 分析全般の課題等を整理しよう。ここでは、北浦他(2003)、玄田・近藤(2003a,b)の指摘を参考としている。

##### (1) UV 曲線の説明変数等の問題

労働経済白書の UV 分析は、UV 曲線のシフト変数を説明変数に入れていない。

このため、UV 曲線のシフト要因が同定できない。U = V となる失業率の変化が UV 曲線のシフトかどうか区別が困難という点が指摘される。さらに、北浦他(2003)では、傾きだけを推計する方法が傾きの推計結果を不正確にする可能性や推計誤差が全て構造的・摩擦的失業率に反映される、という問題点や、UV 曲線の円運動を考慮すると UV 曲線のシフトを構造要因により説明する関数が適切と指摘している。

構造的失業と摩擦的失業の区分が困難である。

構造的・摩擦的失業の特定化が困難で、説明変数の選択には恣意性がある。需要不足要因との分離が困難である。

説明変数の選択には明確な基準がなく、構造要因の特定は困難であり、変数の選択には恣意性がある。また、関数推計で有意となった説明変数の根拠や背景の経済雇用情勢についても必ずしも適切かどうか、という問題もある。構造要因としての説明変数もしばしば景気循環的要素を含み、両方の要因の分離も困難である。

例えば、経済財政白書(2003)や大竹・太田(2002)、樋口(2001)とかで説明変数として第3次産業就業者比率や離職率、高齢失業者比率、転職者比率等は景気変動の影響を受ける。また、例えば、単に第3次産業就業者比率が高まれば、即構造的・摩擦的失業の上昇となるか、という点も疑問がある。また、北浦他(2003)は、様々な変数を関数に入れ、有意なものを析出、という手法をとっている。なお、北浦他(2003)では、UV 分析の他、オーケン法則による推計(2001年の構造的失業率 2.63~3.43%)も行っているが、両方で有意となる説明変数の組み合わせが異なり(オーケン法則では離職率が有意でなく、高齢化要因、長期失業要因がより失業率の構造的な高まりを説明)、整合性がとれていない可能性がある。

(説明変数の相違による)関数の型の違いによる推計値の差が大きい。

UV 分析に限らないが、計測期間や説明変数の取り方で構造的・摩擦的失業率の推計結果の差が大きい。関数の型が違ふことで、UV 曲線の傾きが異なる。特に、1990年代半ば以降、失業が欠員をかなり上回り、左上方、45度線から遠ざかったところにUとVの組み合わせが位置していることから、傾きの違いが推計値に与える影響は大きい。UV 曲線の関数型の違いにより45度線との交点の位置が大きく異なる可能性があり、推計値に与える影響は大きい。なお、経済財政白書(2003)では誤差項に系列相関がみられ、特に補正も行っていない。

線形回帰の妥当性

玄田・近藤(2003a)は、自然失業率と欠員率の自然対数による線形回帰について、実際のUV 曲線が対数線形として把握するのが適切という保証はない、点を指摘している。

信頼区間についての検討

NAIRU について信頼区間が大きすぎる点が課題として指摘されているが、UV 分析についても誤差項の大きさが推計結果にどう影響するか検討が必要(注5)。

## (2) 失業率統計と欠員率統計との整合性(欠員率の質・量両面の問題)

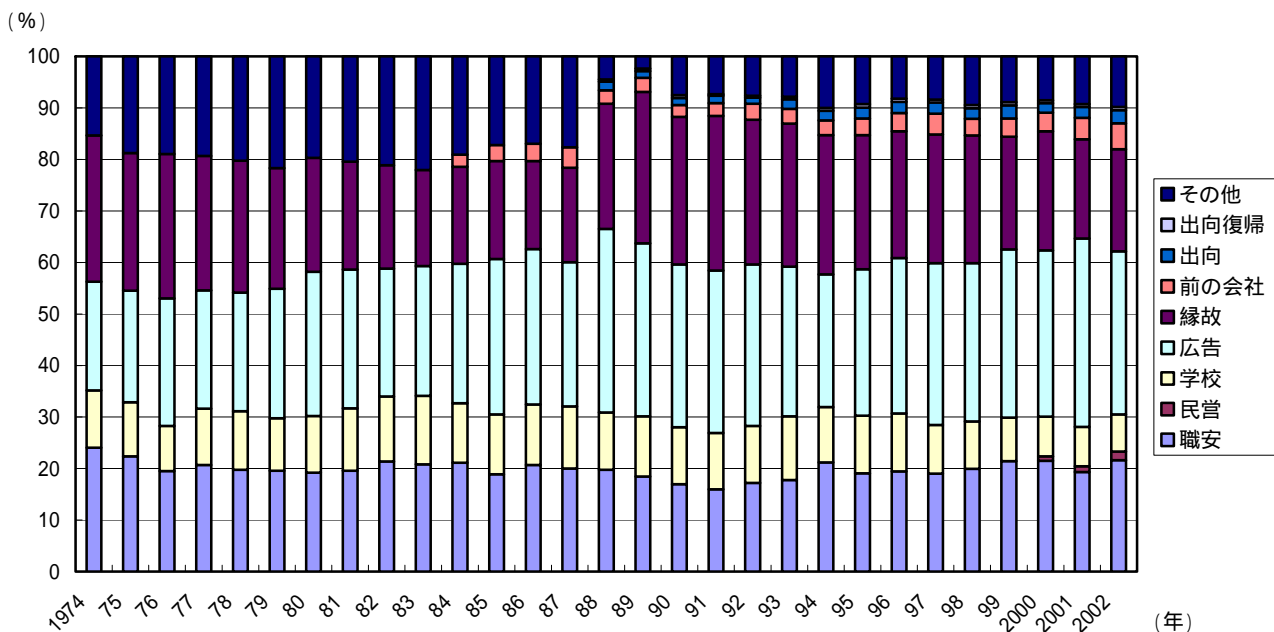
欠員率と失業率の統計が異なり、欠員率は、通常は、公共職業安定所の欠員(有効求人-就職件数)が用いられるが(注6)、労働市場全体の求人(欠員)をカバーしていない。失業データは「労働力調査」であり、労働市場全体の失業者である(なお、「労働力調査特別調査」「労働力調査(詳細集計)」では、失業者のうち、主な求職方法として公共職業安定所を利用しているのは4割程度)。

労働経済白書では、長期の時系列で月々(四半期)データがとれること、「雇用動向調査」による入職者の入職経路に占める公共職業安定所の比率が過去30年慣らすとほぼ2割で大きな変化がないこと(第2-5図)から時系列比較する上で大きな問題はないと考えられることから、欠員率のデータとして「職業安定業務統計」の欠員を使用している。

ただし、中村(2002)によると、公共職業安定所の利用状況が不況期に高いという分析を行っており、景気循環による安定所利用率の変動が推計にバイアスを及ぼす可能性がある点、留意する必要がある。また民間の職業紹介も増加してきている。民間部門の拡大の公共職業安定所の求人・求職・就職への影響はどの程度か。官民あわせた労働市場全体の求人動向の把握が必要となろう。

この他、欠員データとして年1回であるが、厚生労働省「雇用動向調査」の欠員(率)(未充足求人(率))がある。「雇用動向調査」は非農林業(公務除く)の常用労働者5人以上

第2-5図 雇用動向調査入職経路別入職者割合



資料出所 厚生労働省「雇用動向調査」

(注) 1. 1990年以前は建設業を除く。

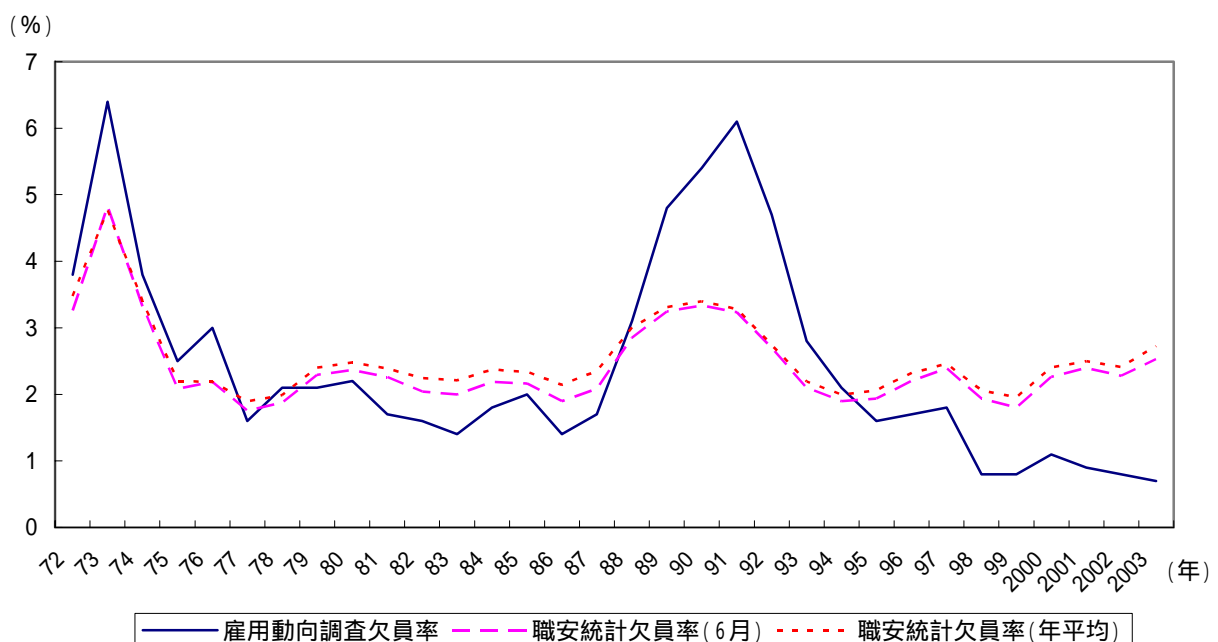
2. 1984年から「その他」から「前の会社」を分離、1988年から「出向」「出向先からの復帰」を「その他」から分離、2000年から「民营」を追加。

3. 「縁故」は「前の会社」を除く。



の事業所について未充足求人を調べている。5人未満の事業所や新設事業所等の状況は反映されない。第2-6図は「雇用動向調査」と「職業安定業務統計」による欠員率を比較したものである。データの範囲、カバレッジが異なる点留意する必要があるが、雇用動向調査の方が変動が大きく、景気循環への感応度がより高いことがうかがわれる。概ね70年代とバブル期は「雇用動向調査」の欠員率が高く、その他の時期は「職業安定業務統計」の欠員率が高い。また、1990年代末以降、両者の動きの乖離が目立っており、公共職業安定所の欠員率は横ばいないし上昇しているのに、「雇用動向調査」の欠員率は低下傾向の動きを示している。両者の相違の解明は別途検討すべき課題であるが、どちらの統計が問題とは一概にはいえない。北浦他(2002)では、「職業安定業務統計」の欠員が過大となっている可能性を指摘しており(注7)、また「雇用動向調査」の欠員を補正してUV曲線の推計を行っている。また、充足率が長期的に低下している点も「職業安定業務統計」の労働市場の代表性について疑問を呈している(ただし、充足率の低下にはミスマッチ等も影響していると考えられ、即代表性というのは性急と考えられる。)。白石(2002)も欠員数を「雇用動向調査」をベースにするか「職業安定業務統計」を使うかでUV曲線の形状が違う点を指摘している。ただし、北浦他(2003)では、「雇用動向調査」は労働市場全体の欠員を表しているとは考えがたく、十分に適切な補正方法も現時点では見いだせないため、従来通り、「職業安定業務統計」の欠員率を用いてUV曲線の推計を行っている。「雇用動向調査」も含め、欠員統計の研究が必要であろう。

第2-6図 雇用動向調査欠員率と職安統計欠員率



資料出所 厚生労働省「雇用動向調査」「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」

(注) 職安統計欠員率 = (有効求人 - 就職件数) / 雇業者数

現状では、諸般の事情に留意しつつ、「職業安定業務統計」の欠員率を使うことになる。

### (3) UV曲線の円運動や失業の粘着性等の問題

UとVの組み合わせは景気循環に伴い円運動をすることが指摘される。このため、景気回復初期はU、Vの組み合わせは原点から遠く、構造的・摩擦的失業率が過大評価され、景気後退期の初期では原点に近く、過小評価される可能性がある。特に景気の回復感が弱い状況が続くと、UV曲線が必ずしも外側にシフトしていない場合でも、UVの組み合わせが大きな円を描き、構造的失業率が過大推計される危険性がある。また、失業の履歴効果がみられるとすれば、失業の粘着性を考慮していない推計は構造的・摩擦的失業を過大推計する可能性がある(注8)。北浦他(2003)は、労働経済白書は失業の粘着性、UV曲線の円運動を考慮せずに傾きを求めているため、傾きの推計が過小評価であり、構造的・摩擦的失業の過大推計の主因と指摘している。なお、経済財政白書(2003)でも失業の粘着性を考慮していない。

第2-1表の労働経済白書以外のUV分析の関数推計について構造変化があったかどうか、説明変数の係数が安定しているかどうか検証がされているかどうか、明示的でない。

UV曲線についても、1980～1990年代前半頃(あるいは1980年代以降)に同一曲線上での円運動、景気循環と解釈すべきか、シフトがあったのかどうか、という点が明らかでない。大きな構造変化があれば、UV曲線もシフトすることが考えられる。

また、玄田・近藤(2003a)は、1990年代後半のUV曲線の急激なシフトは、欠員が変化しないまま失業が増加しており、長期失業者は増えても欠員率は低下せず失業率が上昇する可能性を指摘している。ただし、失業期間の長期化は、ミスマッチの拡大だけでなく、労働需要減退でも起こりうるので、ミスマッチ増大によるUV曲線のシフトとは単純には言えないとしている。

UV曲線のシフト・変動について、企業行動、求職者の行動パターンに変化がみられるのか、景気循環での対応に違いがあるのか、UやVの動きにどう影響があるか、という点も重要であるが、詳細な検証はあまりみられていない。

UV曲線のシフトか否か、構造変化が起きたのか、需要要因が大きいのか、労働市場の実態分析による検証が必要であろう。

### (4) 物価、賃金変動とUV曲線

デフレーションにより労働市場の調整能力が低下し、UV分析が歪められている可能性  
北浦他(2003)は、デフレーションにより労働市場の調整能力が低下し、UV分析が歪められている可能性や、デフレーションがUV曲線の円運動を増幅させている可能性を指摘している。

UV分析は、サブマーケットに基づく理論により、物価に関する情報を加味することで、フィリップス・カーブによる分析と整合的であるが(吉川1984)、北浦他(2003)は、UV曲線が45度線上の左上方に位置する現在の日本経済の状態は、低い物価上昇率の下でフィリップス・カーブが水平になっている状態と整合的であると指摘しており、1994年以降

の長期のゼロインフレーション・デフレーションの下で労働市場の調整能力が低下した結果、UV 曲線は UV 平面上の左上方に張り付いているとみることができると考えられる、としている。

UV 分析には賃金や物価の変動要因を明示的に取り入れていない。

北浦他(2003)は賃金要因も加味した推計はしているが、UV 分析は賃金、物価等マクロ経済面の動向を明示的に取り入れていない。構造的・摩擦的失業率について議論するには、賃金や物価についても考慮する必要がある。特にデフレーションの労働市場（失業（構造的・摩擦的失業、需要不足失業との関連も含め）、雇用、賃金）への影響についてさらなる分析が求められる。

#### （５）需要不足失業率の水準について

UV 曲線の需要不足失業率の定義に関しても議論がある。小野(1989)は、UV 分析のモデルは、就業者の中の求職活動者といったいわば不完全就業者の存在を考慮しておらず、失業者に不完全就業者を加えた全ての求職者（L とおく）に見合う求人（欠員）が労働市場の需給均衡ではないか、と、変形された UV 分析（LV 曲線）を提示している。UV 分析は、完全失業者のうち摩擦的な部分を過大に推計していると指摘。また、有利(2002)は、需要不足失業は、通常の UV 分析での定義（現実の失業率と UV 曲線と 45 度線との交点の時の失業率との差）でなく、政策実施上の見地から、需給が一致するまでに必要な労働需要の拡大量と定義し、この定義だと労働経済白書の UV 曲線の推計結果を用い、需要不足失業が大きな循環的変動をし、ミスマッチ失業が 2%程度と試算している（2000 年で需要不足失業が 2.8%、ミスマッチ部分が 1.9%）。玄田・近藤(2003)も、UV 曲線と 45 度線との交点を現実の失業率と比較することの理論的不整合性を指摘している。

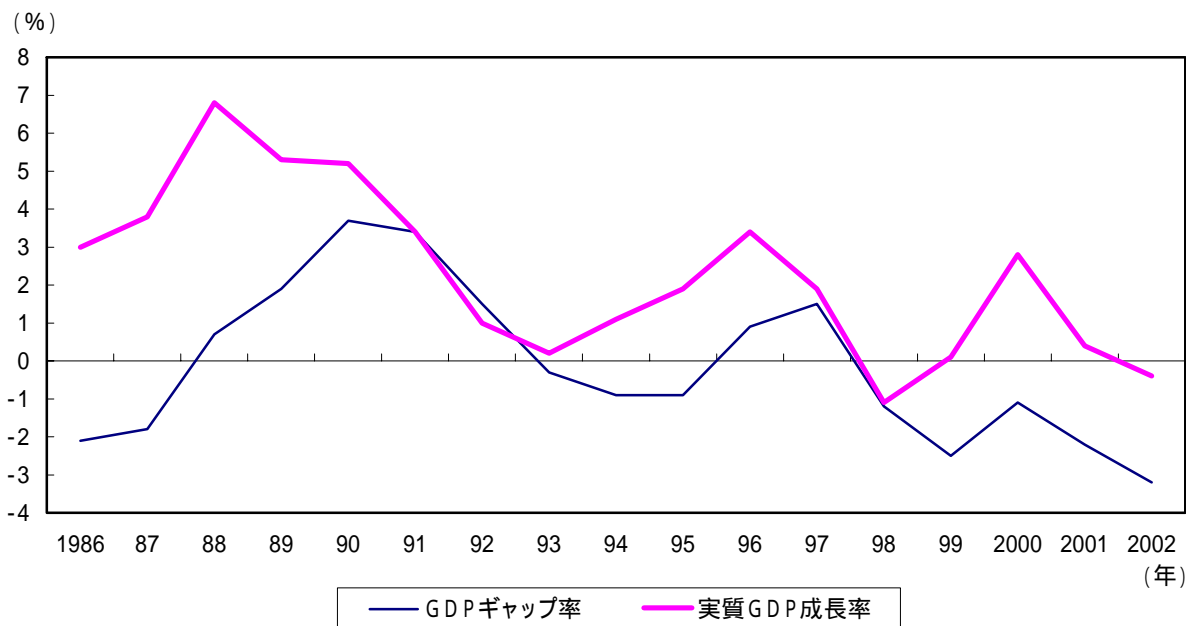
#### ５．ミスマッチ等構造的・摩擦的失業率の高まりの可能性について

1990 年代以降の失業率の上昇は、専ら需要不足によるものか、ミスマッチ等構造的・摩擦的失業の上昇はみられるのか、ここでは、UV 分析でなく、成長率や労働関係の指標の動きから推察を試みる。

第 2-7 図は実質 GDP 成長率と OECD 推計の GDP ギャップをみたものであるが（注 9）、実質 GDP 成長率は 1990 年代に低下（特にバブル崩壊後と 98 年等に大きく低下）しており、GDP ギャップも 1990 年前後の大幅なプラスが 1990 年代末～2002 年は大幅なマイナスであり、大幅な需給ギャップが存在している。失業率の上昇に需要要因が大きく影響したのは間違いない。

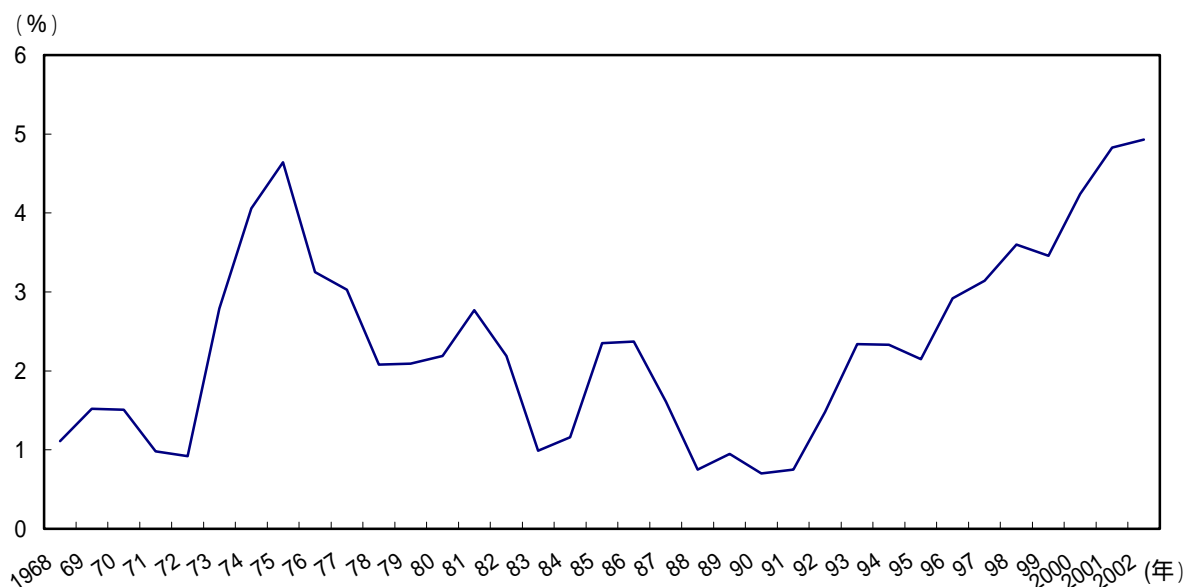
次に、第 2-8 図は産業構造転換の大きさについて、サービス加工部門比率を代理指標としてみたものだが、バブル期に低水準であったが、バブル崩壊後は大きく上昇しており、景気要因もあろうが、産業構造調整が、高度成長期から安定成長期への移行に匹敵するものである

第2-7図 GDP成長率とGDPギャップ率(OECD)



資料出所 内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算」、OECD "Economic Outlook No.74" (2003)  
 (注) GDPギャップ率( (現実GDP - 潜在GDP) / 潜在GDP )はOECD推計

第2-8図 サービス/加工部門比率の推移(前年比、3期移動平均)



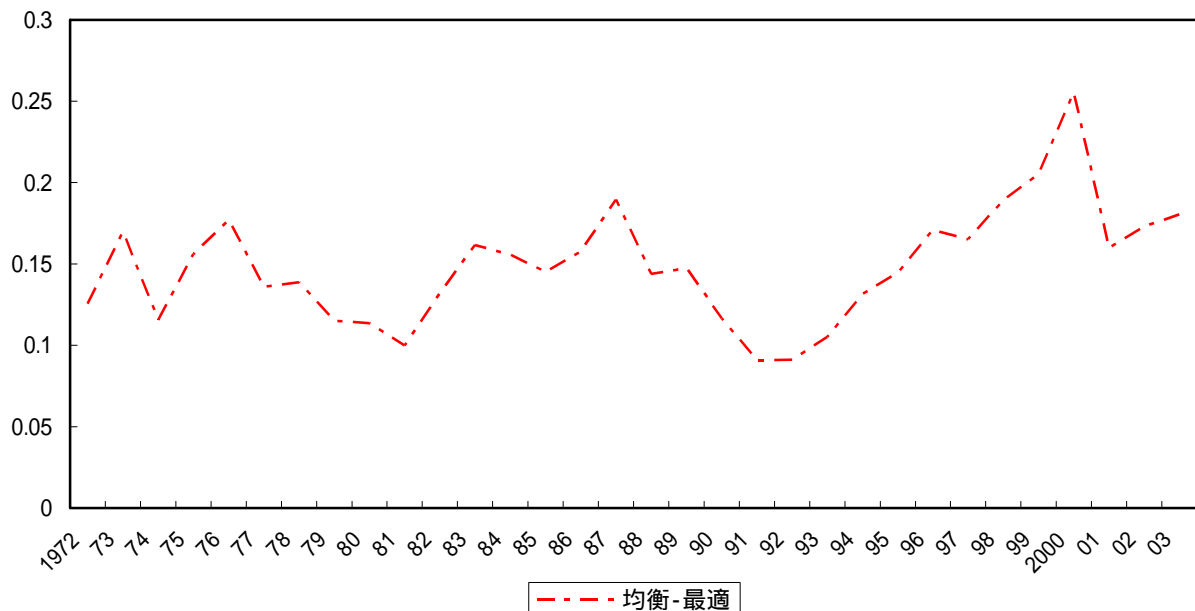
資料出所 総務省統計局「労働力調査」

(注) サービス/加工部門比率 = (卸売・小売業、飲食店、サービス業雇用者数) / (建設業、製造業雇用者数) (サービス/加工部門は、水野朝夫「日本の失業行動」(中央大学出版部、1992年)を参考とした。)

比率の前年比の3ヶ年平均の値(「平成11年版労働白書」の分析を延長したもの)2000年の数値は2000~2002年平均、2001年の数値は2001~2002年平均、2002年の数値は2002年のみの数値68年は69~70年

ことが示唆される。また、第 2-9 図は年齢間のミスマッチの動向について、指標をみたものだが、バブル期にミスマッチが縮小し、バブル崩壊後はミスマッチが拡大している。2001 年は大きく低下しているが、これは、募集・採用の年齢制限の緩和の努力義務規定の実施が影響していると考えられる。こうした指標の動きからみると、ミスマッチ等の構造的・摩擦的失業も拡大していることが示唆される。しかし、労働力需給のミスマッチ状況についてリリエン指標（「平成 11 年版労働白書」）やミスマッチ指標でみると、必ずしもこのような高まりはみられない（第 2-10 図、第 2-11 図）。この一因として、リリエン指標やミスマッチ指標は各属性の変化（の失業等への影響）を対称に扱っていることが考えられる（注 10）。

第 2-9 図 年齢別雇用失業率の分解



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」

(注) 1. 年齢別雇用失業率の分解は、労働省「平成11年版労働白書」の分析を延長推計したもの。

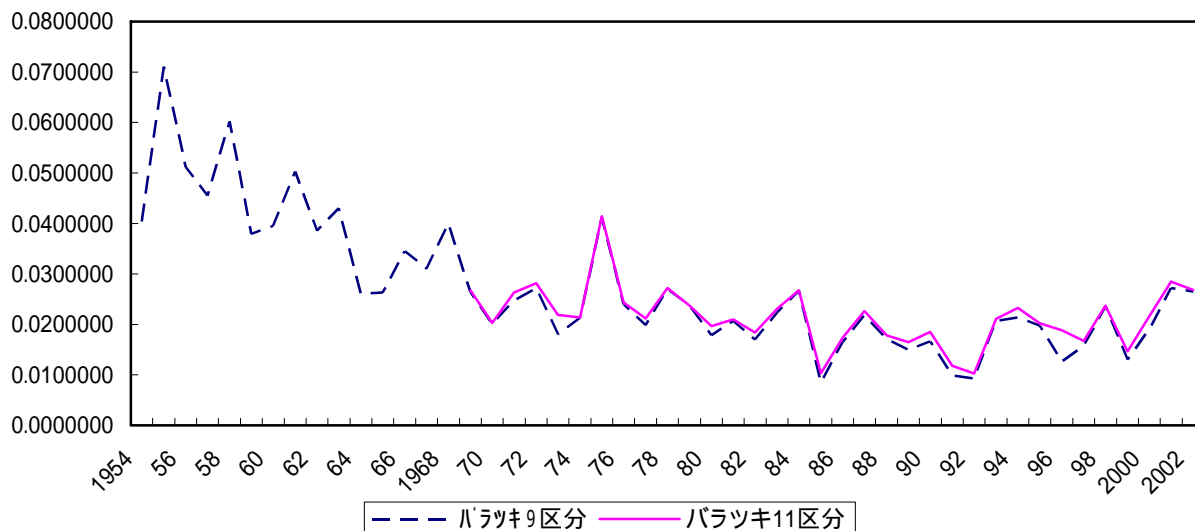
2. ここでは、年齢間ミスマッチ指標の代理指標として、年齢計の均衡雇用失業率( $U_s$ )と各年齢5歳階級ごとの均衡失業率ごとの均衡雇用失業率を各年齢階級の雇用者数ウェイトで加重平均して求めた均衡雇用失業率( $U_t$ )の差( $U_s - U_t$ )を用いた。

均衡雇用失業率の計算の際には、 $\ln U = \dots + \ln V$  ( $U$ :雇用失業率、 $V$ :欠員率)として推計されるUV曲線の  $\dots$  の値を中堅層(30~50歳台)の年齢別UV曲線の推計(「平成11年版労働白書」)をもとに、年齢計及び各年齢階級ですべて一律に  $\dots = 0.55$  という強い仮定をおいて求めた点、留意する必要がある。

3. 欠員数は常用各年10月、雇用者数、失業者数は年平均。

4. 2001年以降の値については、2001年10月から、募集・採用における年齢制限の緩和の努力義務規定が実施された点も影響している。

第 2-10 図 パラツキ指標（リリエン指標）の推移



資料出所 総務省統計局「労働力調査」

(注) 1) 雇用変化率の散らばり(リリエンの指標)は、以下の式による。

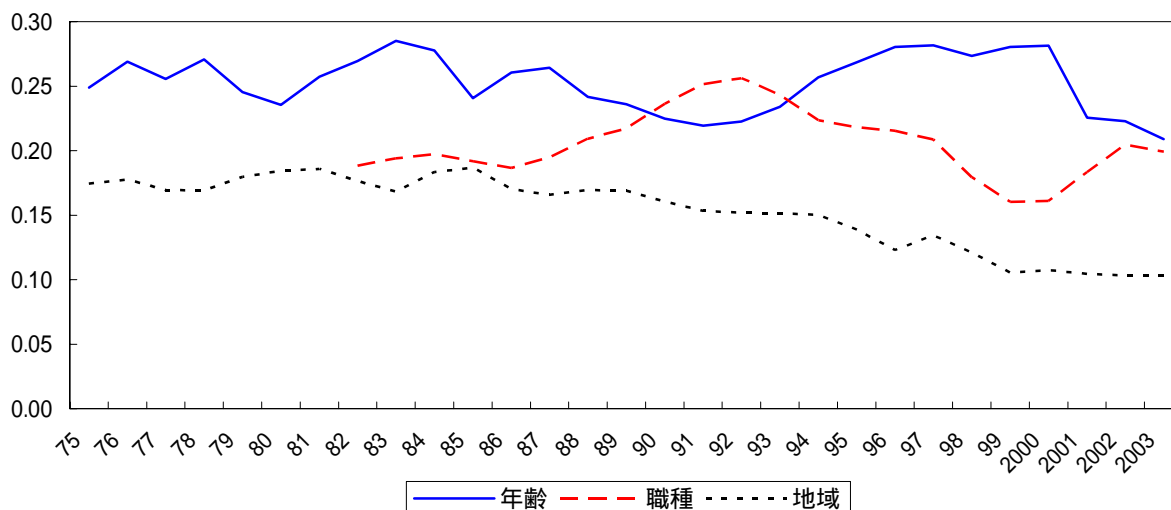
$$\text{指標} = \left( \frac{E_{it}}{E_t} \right) \left( \ln E_{it} - \ln E_t \right) \left( \ln E_{it} - \ln E_t \right)$$

$E_{it}$  : t 年の i 産業の雇用者数  $E_t$  : t 年の全産業の雇用者数

$$E_t = \ln E_t - \ln E_{t-1}$$

- 2) 9区分は、「農林業」、「漁業」、「建設業」、「製造業」、「電気・ガス・熱供給・水道業、運輸・通信業」、「卸売・小売業、飲食店、金融・保険業、不動産業」、「サービス業」、「公務(他に分類されないもの)」
- 3) 11区分は、上記のうち、「電気・ガス・熱供給・水道業」と「運輸・通信業」、「卸売・小売業、飲食店」と「金融・保険業、不動産業」に分けたもの。
- 4) 数値は上記指標を100倍したもの。

第 2-11 図 ミスマッチ指標の推移



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」

(注) 1) ミスマッチ指標の詳細は「平成14年版労働経済白書」を参考

2) 年齢は5歳階級(両端は19歳以下及び65歳以上)、職種は職業大分類、地域は都道府県

3) 年齢は常用有効(各年10月)、職種はパートタイムを除く常用新規(各年8月)、都道府県は有効年平均。

4) 指標の区分によりミスマッチの大きさが異なること等から、各指標間の水準を相互に比較することはできない。

さらに労働力調査のフローデータからも失業率上昇の背景を探ってみる（第 2-12 図）。ミスマッチの拡大は、失業から就業への確率を低下させ、失業継続期間を長期化させる要因であり、摩擦的失業の増加の背景にある意識の変化や就業形態の多様化等は失業頻度の上昇要因となる。需要不足失業の増加は失業継続期間、失業頻度の両方の上昇要因となる。

失業継続期間は第 1 次石油危機後とバブル崩壊後に上昇している。このうち、失業から就業へのフローは、第 1 次石油危機の直後に男性が大きく低下し、バブル崩壊後は男女とも 1990 年代末頃まで低下、女性は失業から非労へのフローが長期的に低下している。失業頻度は、バブル期以外は上昇傾向にある。また、1998 年は失業頻度、失業継続期間とも大きく上昇している。フローデータからも構造的・摩擦的失業、需要不足失業双方の上昇が示唆される（注 11）。

上述した指標等の動きからみても、このように、1990 年代以降の完全失業率の上昇は、需要不足失業、構造的・摩擦的失業の双方が影響していることが示唆される（注 11）。

## 6．UV 分析以外の構造的失業率の推計の手法について （NAIRU 等による推計結果）

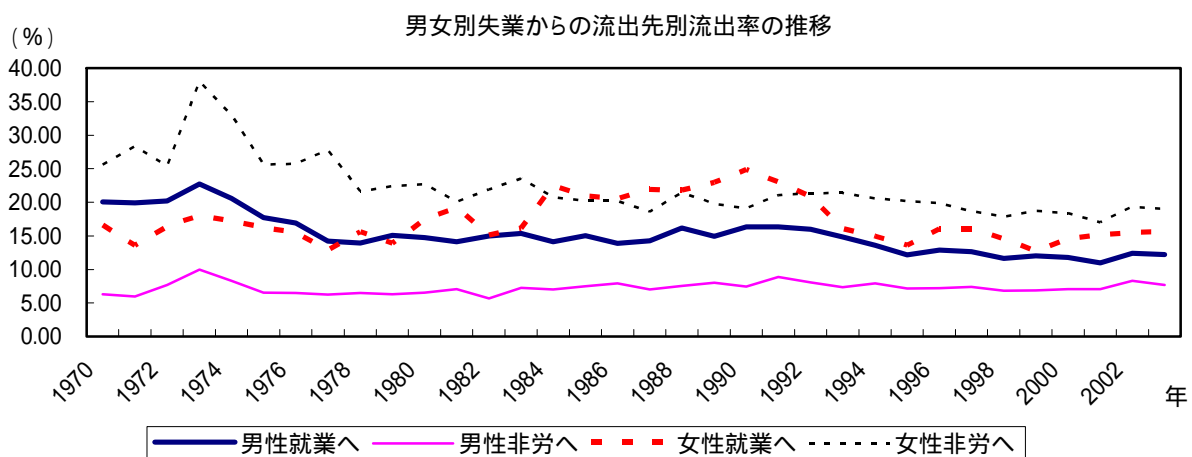
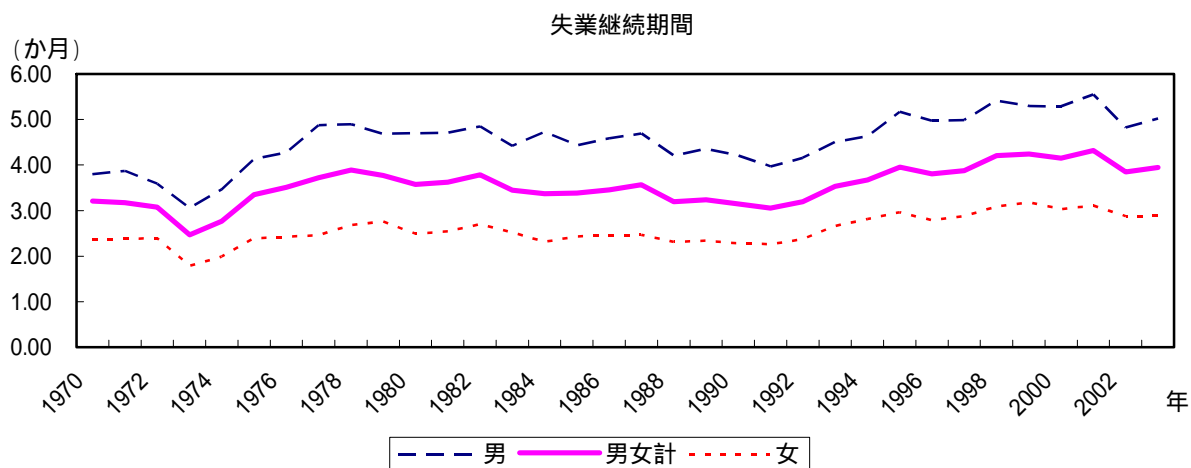
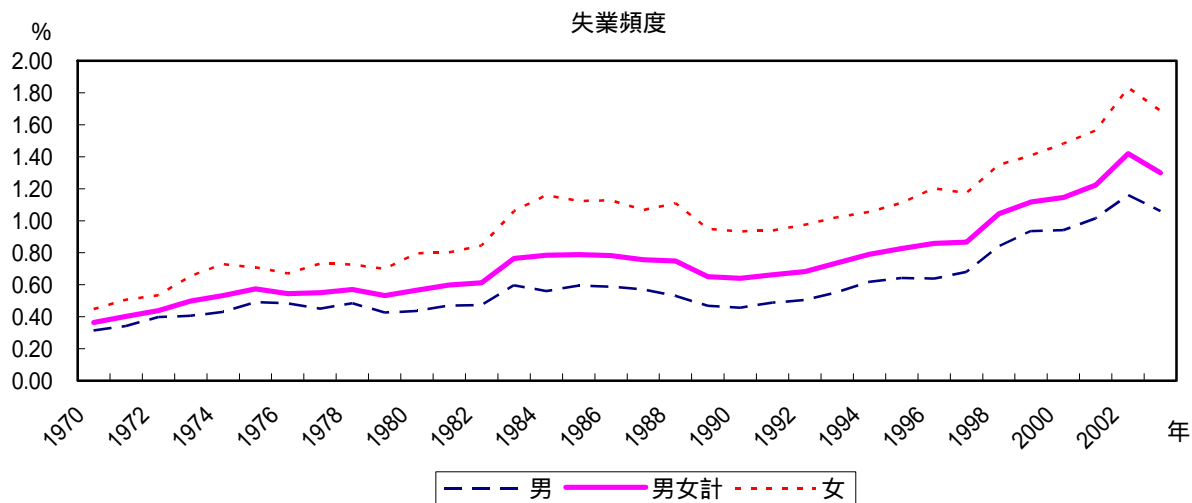
UV 分析の他に NAIRU（Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment）が代表的であるが、本稿では、ごく簡単に述べることにする（NAIRU の分析については、本報告書の別章で詳しく述べているので、そちらを参照されたい。）。

NAIRU の推計は、期待修正フィリップス曲線（物価上昇率を期待物価上昇率（通常、過去の物価上昇率で計算）と失業率で推計）から導出されるが、さらに供給ショック要因、構造要因も加味して推計されることが多い。具体的には、賃金関数（賃金上昇率を失業率、期待物価上昇率、労働生産性上昇率で説明）と物価関数（物価上昇率を単位労働コスト上昇率、輸入物価上昇率、その他要因（経常利益率変化率等））の方程式を解いて NAIRU を求める方法、フィリップス曲線（被説明変数が物価上昇率または賃金上昇率）から直接求める方法などがあり、変化率あるいは対数階差による推計、説明変数のうち失業率を 1 期前等ラグをとるかどうかが、また、被説明変数のインフレ率等の 1 階階差をとる方法、2 階階差をとる方法などがある。説明変数のうち失業率を線形で推計するか非線形で推計するか、等の議論もある。また、最近では可変的な NAIRU（time-varying NAIRU）という推計も行われている。

NAIRU の推計結果は、推計方法、期待価格形成の定式化、供給ショック要因や構造要因等の想定置き方等に依存する点、留意する必要がある。また、NAIRU について信頼区間が大きすぎる点が課題として指摘されている。

また、日本の場合、長期的にみて垂直なフィリップス曲線が成立するかどうか、適応的インフレ期待形成が成立するかどうかという点も議論がなされている。さらに、低インフレまたはデフレーションの下にある日本の状況について、フィリップス曲線についての解釈（非線形性（水平なフィリップス曲線、フィリップス曲線の傾きが緩やかになっている）かフィ

第 2-12 図 失業頻度と失業継続期間、失業からの流出率



資料出所 総務省統計局「労働力調査」より試算

(注) 1. 失業頻度 = 1 か月の失業発生件数 / 労働力人口、失業継続期間 = 失業状態の発生から終了までの期間

2. フローデータはストックベースの数値と合うように修正をしている。



リップス曲線のシフトかどうか)、デフレーションの労働市場への影響の検証が、NAIRU や失業率変動をどう捉えるか、という上で、重要な課題といえよう。

最近の NAIRU の推計結果をみると(第 14 表)、

### (1) 賃金関数と物価関数から推計する方法

経済企画庁「平成 6 年経済の回顧と展望」(1994 年)では、NAIRU は 2% 台前半(失業率と賃金上昇率以外の変数を 1983 年第 1 四半期～1994 年第 2 四半期の平均値で計算すると、2.29%、消費者物価上昇率(0～3%)と輸入物価上昇率の想定で 2.16～2.60%)、

労働省「平成 11 年版労働白書」、関数の推計期間を 1980 年代(1972 年第 1 四半期～1989 年第 4 四半期)までのケースと 1990 年代(1972 年第 1 四半期～1998 年第 4 四半期)までのケースについて推計し、消費者物価上昇率 0%～1.5%の想定で、NAIRU が 1980 年代までのケースが 2.3～2.6%、1990 年代までのケースが 2.6～3.0%と、NAIRU の上昇を示唆。

、とも失業率は非線形(賃金関数の説明変数に失業率の逆数を使用)

### (2) 修正フィリップス曲線の推計による方法

Nishizaki(1997)・・・推計は物価上昇率の変化差を失業率(または失業率の逆数)のラグ、物価上昇率(1 期前)の変化差のラグ、その他の要因(1 期前)(変数は女性労働力比率、非製造業比率、男性高齢者労働力比率、求職効率性から選択)で推計(失業率に遅れを伴うケース、失業率の 1 期前の逆数および失業率の 1 期前の変化率を変数とする場合も推計)。変数の選択(失業率、その他の変数)により推計結果に相違(1/U の方が係数が有意)。推計結果は統計的な正確性、安定性は不十分であるが、NAIRU の緩やかな上昇を示唆、概ね 1976 年第 1 四半期 2%弱、1986 年第 1 四半期 2%半ば、1996 年第 1 四半期 2%後半という結果。

北浦他(2002)、原田他(2002)・・・物価上昇率を期待物価上昇、失業率の 1 期前の逆数、(+ 輸入物価上昇率)で推計(原田他(2002)は輸入物価上昇率を含めないケース)、原田他(2002)では、全期間(1981 年第 1 四半期～2000 年第 4 四半期)で物価上昇率 2%に対応する長期フィリップス曲線の構造的失業率 2.2%と試算し、消費者物価上昇率 0%で 3.6%、1%で 5%前半と、低インフレないしデフレ下で構造的失業率はかなり高まる結果。

なお、失業率の変数を失業率、失業率の逆数、失業率 - UV 分析の構造的失業率の 3 種類でフィリップス曲線を計測し、適応的期待を前提とした物価上昇率の係数和が 1 となる NAIRU 型のフィリップス曲線は確認できず、また、1990 年代に入り傾きが緩やかになり、非線形性を指摘。

### (3) 可变的 NAIRU (time-varying NAIRU) の推計(フィリップス曲線の推計)

OECD "Economic Outlook74"(2003)・・・推計の方法は"Economic Outlook68"(2000)によるが、ベースの推計は Richardson 他(2000)のカルマンフィルター(及び HPMV フィ

ルター)による推計(物価上昇率の変化差を物価上昇変化率のラグ、失業率とNAIRUのギャップ、失業率の変化差のラグ、一時的な供給ショック(輸入物価、原油価格)により推計)、日本のNAIRUは、1982～1984年平均2.2%、1992～1994年平均2.5%、2002年3.9%、2003年予測3.9%と上昇。

新美(2003)・線形モデルと非線形モデルについてカルマンフィルターによる推計(関数の誘導系は、物価上昇率を期待物価上昇率と対数変換されたNAIRUと失業率の差で推計)。線形と非線形でNAIRUの数値に大きな差がみられるが(1990年代線形NAIRUの趨勢的上昇と現実失業率水準への接近(非線形NAIRUは、失業率の上昇幅の半分以下の上昇)、分析結果はフィリップス曲線の非線形という仮説と整合的。フィリップス曲線の変曲点は物価上昇率が2%～0%近傍にある可能性が高い。非線形モデルのフィルタリング推定値(スムージング推定値)は、1975年第1四半期～2002年第4四半期平均3.15%(3.24%)、1980年代(1980年第1四半期～1989年第4四半期)平均3.04%(2.97%)、1990年代(1990年第1四半期～2002年第4四半期)3.18%(3.44%)とNAIRUはやや上昇という結果。

第2-2表 最近の主なNAIRUの推計例

	NAIRUの値	関数の失業率	関数の形式
「平成6年経済の回顧と課題」(1994)	2.16～2.60%(注1) 2.29%(平均)(注2)	非線形	賃金関数と物価関数から推計
「平成11年版労働白書」(1997)	2.3～2.6%(注3) 2.6～3.0%(注4)	非線形	賃金関数と物価関数から推計
Nishizaki(1997)	2%弱(1976年第1四半期) 2%半ば(1986年第1四半期) 2%後半(1996年第1四半期)	非線形、線形	修正フィリップス曲線
北浦他(2002)、原田他(2002)	2.2%(注5) 3.6%(注6) 5%台前半(注7)	非線形	修正フィリップス曲線
Economic Outlook74(2003)	2.2%(1982～84年平均) 2.5%(1992～94年平均) 3.9%(2002年平均) 3.9%(2003年予測)	線形	可変NAIRU (フィリップス曲線)
新美(2003)	3.15%(3.24%)(1975年第1四半期～2002年第4四半期)(注8) 3.04%(2.97%)(1980年第1四半期～1989年第4四半期)(注8) 3.18%(3.44%)(1990年第1四半期～2002年第4四半期)(注8)	非線形、線形 (NAIRUの値は非線形ケース)	可変NAIRU (フィリップス曲線)

(注1) 説明変数のうち、消費者物価上昇率(0～3%)と輸入物価上昇率の想定による

(注2) 失業率と賃金上昇率以外の変数を1983年第1四半期～1994年第2四半期の平均値で計算

(注3) 消費者物価上昇率(0～1.5%)、1980年代までのケース(関数推計期間1972年第1四半期～1989年第4四半期)

(注4) 消費者物価上昇率(0～1.5%)、1990年代までのケース(関数推計期間1972年第1四半期～1998年第4四半期)

(注5) 全期間(1981年第1四半期～2000年第4四半期)

(注6) 消費者物価上昇率0%

(注7) 消費者物価上昇率-1%

(注8) 非線形モデルのフィルタリング推定値、( )はスムージング推定値

なお、オークン法則による構造的失業率の推計も、前述した北浦他(2003)の他、黒坂(2002)などの結果がある。北浦他(2003)は、失業率(または失業率の対数値)を、失業率(または失業率の対数値)の1期前、GDPギャップ(またはGDPギャップの対数値)、構造要因(+賃金要因)で推計し、2001年の構造的失業率が2.63~3.43%(1991年は2.38~2.73%)という結果となった(四半期データでは妥当な結果が得られず)。黒坂(2002)では、1981~2000年の失業率の変化差と実質GDP成長率の関係から、1991年の失業率(2.09%)が非インフレ加速的失業率と推計している。

### (UV分析、NAIRU以外の手法)

最近、UV分析やNAIRUによる分析とは異なり、太田(2002)、中田(黒田)(2002)、中村(2003)のように、フローデータを用いた構造的・摩擦的失業の分析も行われてきている。中村は暫定的ながら、高齢者層等再就職確率の低い失業グループの拡大が構造的失業の拡大に結びついていることを示唆している。

また、玄田・近藤(2003a,b)は、既存のマクロ経済的手法について、UV分析は計測上の問題点や理論的根拠の弱さがあり1990年代後半以降上方に延びており、NAIRU等の分析はフィリップス曲線はデフレーション下で水平に近づいており、その解釈に留意が必要であり、労働市場の構造に関し、従来と違う分析枠組みが求められるとし、完全失業者の「仕事につけない理由」に着目し、1990年代後半の失業率上昇の特徴は「希望する仕事がない」というミスマッチと需要不足の両面を持つ失業の上昇である点を指摘している。1990年代後半を需要不足、構造変化に伴うミスマッチ等の拡大の双方が生じている状況と解すれば、本結果とは整合的といえる。なお、「仕事につけない理由」は1990年代半ば以前は設問がなく、中長期的な比較ができない、また、理由の背景・区分等の解釈も注意深くみる必要がある。

## 7. 今後の課題

労働経済白書の推計は、推計上の課題があるものの、構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率の水準及びその変化について、ある程度の目安を示すものとして、有用な情報を提供していると考えられる。1990年代以降の失業の上昇は両方の要因が影響していると考えられる(注12)。

現在は、デフレ下で、UV平面上では、左上方に位置する状況であり、UV分析、NAIRU等のマクロ分析手法の課題が指摘されている。マクロ的な経済分析理論のさらなる整備と分析手法の検討が必要である(特にデフレ下での労働市場分析)。また、安定的なベバレッジ・カーブが描ける状態なのか、安定していないとすれば、その場合のUV分析の手法として、次善の策の手法は何か。また、UV分析、NAIRU、オークン法則、フロー分析、失業者の意識行動も含め、各々の結果を相互比較検討し、整合的な分析を進めていくことが必要であろう。マッチング関数等の推計によるアプローチも考えられる。

失業構造の分析について、UV 分析の背後にある労働市場のより詳細な実証分析が求められる。労働力需要側だけでなく、労働力供給側の変化、さらに、雇用に関する人々の期待も含む就業意識の変化について、変化の背景、構造的要因か循環的要因かの識別がより重要となってくる。また、失業へのマクロの経済ショックとミクロのショックの影響度の分析もより重要となってくる（注 13）。失業の量及び質的側面双方についての詳細な実態把握（たとえばミスマッチや長期失業の実態等）が必要である。また、雇用慣行（企業行動）、労働市場政策の失業動向との関連性についてもさらなる検討が必要となろう。

こうした分析を進めるに当たり、データの整備が求められよう。特に、UV 分析の場合、官民含めた労働市場全体の欠員状況を示す、労働力調査と整合的な求人統計の整備が課題である。この点、アメリカでは、労働力供給統計と整合性を図った求人・労働移動調査を 2000 年より実施しており、注目に値しよう。また、構造的失業、摩擦的失業、需要不足失業の状況をより適切に表す指標の開発も課題といえる（もっとも、現実の失業率は明確に区分はできないと考えられるが）。また、失業分析を行う際、企業、個人のパネルデータの整備も必要といえよう。ミスマッチの実情の解明、労働市場の政策効果の検証も必要性が高い。

（注 1）CUSUM テスト、CUSUMQ テストは、逐次推定（同じモデルで 1 期ずつデータ期間を増やしながらか、繰り返し最小二乗法推定を行い、毎期の推定値を得る方法）における逐次残差（最小二乗法で得られる、1 期先の予測誤差）を用いて、構造変化の状況を調べる手法。CUSUM テストは、残差の標準誤差で標準化した逐次残差であり、この値のゼロからのシステマテックな乖離は、回帰の特定化の誤りを示す。CUSUMQ 統計量は、全期間での残差平方和で標準化した逐次残差平方和であり、モデルが正しければ、特定の分布（ベータ分布）に従い、構造変化がみられれば、この分布の一定範囲内から外れることになる。実際には、これらの統計量をプロットし、その形状を参考に、構造変化の時期を検討した。

（注 2）系列相関への対応には最尤法がより一般的であるようである（都立大学中村二郎教授の指摘）。

（注 3）UV 曲線の推計について、以前、筆者が U と V（ともに対数変換したもの）の時差相関をとった際、当期の V の相関係数が最も高かった。

（注 4）以前、筆者が UV 曲線の推計の際、97 年頃～99 年頃の期間は、CUSUM テスト、CUSUMQ テストは一定範囲内に収まっていたが、UV 平面の左上方の位置で欠員率が低い中で失業率が上昇し、期間も短く、安定した形状にあるとは判断しがたい、とした。

（注 5）都立大学中村二郎教授の指摘。なお、本稿の記述の誤りは全て筆者の責任である。

（注 6）欠員について、「労働力調査」が月末 1 週間（12 月は 20～26 日）の就業状態を調べているので、翌月への繰越求人（翌月の有効求人 - 翌月の新規求人）を使うという考えもある。この数字は（有効求人 - 就職件数）の 7 割程度である。経済白書は以前この

欠員により UV 分析を行っていた（平成 3 年度まで。平成 5 年度は未充足求人 =（翌月への繰り越し求人 +（当月の有効求人 - 当月の就職件数））÷ 2（67 ~ 77、87 ~ 90 の 2 期計測）。平成 10 年度以降は欠員率は労働白書と同じ（説明変数にシフト要因）。）。

（注 7）北浦他(2002)では、事業所が充足された（充足をあきらめた）求人が登録されたままの可能性、求人開拓の積極化による事業所が必ずしも埋めなくてはならないと考えていない求人が計上されている可能性を指摘している。

（注 8）失業の履歴現象（一度失業率が高まるとその状態が続く）については出島(1999)等の分析がある。

（注 9）GDP ギャップは推計方法等による差も大きく、ここでは目安程度である。

（注 10）リリエン指標は、坂田(2003 等)でも分析がなされている。また、佐々木(2004)では、バブル崩壊後の 90 年代は年齢間階級間ミスマッチ（若年者層、中年者層、高年齢者層）は 90 年代半ばから縮小傾向だが、その影響は UV 曲線を左下方にシフトさせるほど十分大きくなく、また、推計結果は、平成 14 年版労働経済白書の年齢間ミスマッチ指標と同様の結果となった、としている。

（注 11）2002 年は失業頻度が大きく上昇し、失業継続期間が短くなっているが、この一因として男女とも非労働力人口からの失業頻度、失業から非労働力人口への流出率が大きく高まり、失業と非労働力人口とのフローが活潑になっていることがある。

（注 12）他の UV 分析による推計でも 1990 年代に構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率はともに上昇しているが、特に北浦他(2003)は他の推計に比べ構造的・摩擦的失業率の上昇幅は小幅なものにとどまっている。

（注 13）こうした分析について、藤田(1988)、坂田(2003)、蒲田・真木(2003)等の分析事例もみられている。

### （主要参考文献）

北浦修敏・原田泰・坂村素数・篠原哲「構造的失業とデフレーション - フィリップス・カーブ、UV 分析、オクン法則」財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」No. 675 January, 2003

北浦修敏・原田泰・篠原哲・坂村素数「構造的失業とデフレーションについて」財務総合政策研究所 Discussion Paper Series, 02A-26（2002 年 7 月）

北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲「UV 分析による構造的失業率の推計」財務総合政策研究所 Discussion Paper Series, 02A-27（2002 年 9 月）

原田泰・北浦修敏・坂村素数・篠原哲「日本の構造的失業率は上昇しているのか」経済セミナー 2002 年 10 月号

原田泰 北浦修敏「自然失業率は上昇しているのか」「日本労働研究雑誌」No501、2002

年 4 月

原田泰「日本の「大停滞」が終わる日」(日本評論社 2003)

白石栄司「労働の統計を読む(第 10 回)ミスマッチ」日本労働研究機構 JIL@WORK 2002 Winter (2002 年)

太田聡一「失業率高止まりの経済学」中部産政研「産政研フォーラム」No.56 autumn 2002

大竹文雄・太田聡一「デフレ下の雇用対策」日本経済研究センター「日本経済研究」No.44, 2002 年 3 月

太田聡一「若年失業の再検討: その経済的効果」玄田有史・中田喜文編「リストラと転職のメカニズム」東洋経済新報社 2002 年

有利隆一「UV 分析での需要不足失業の大きさについて」『岡山商科大論』第 38 巻第 1 号 2002 年 6 月

小野旭「日本的雇用慣行と労働市場」(東洋経済新報社 1999 年)

玄田有史・近藤絢子(2003a)「構造的失業の再検討 - 失業率上昇の背景 - 」ESRI Discussion Paper Series No.53, 2003

玄田有史・近藤絢子(2003b)「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』No.516, 2003 年 7 月

黒坂佳央「オウケン法則は成り立っているのか」日本労働研究雑誌 No.501, 2002 年 4 月号

坂田圭「人的資本の蓄積と部門間移動仮説 - 若年層と高齢層への影響」『日本労働研究雑誌』No.516, 2003 年 7 月

桜井宏二郎・橋木俊詔(1988)「日本の労働市場と失業」『経済経営研究』(日本開発銀行)

佐々木勝「年齢階級間ミスマッチによる UV 曲線のシフト変化と失業率」『日本労働研究雑誌』No.524, 2004 年 2・3 月

樋口美雄「雇用失業の経済学」(日本経済新聞社 2001 年)

樋口美雄「労働経済学」(東洋経済新報社 1996 年)

中田(黒田)祥子「失業に関する理論的・実証的分析の発展について - わが国金融政策へのインプリケーションを中心に - 」日本銀行金融研究所「金融研究」第 20 巻第 2 号 2001 年 4 月

中田(黒田)祥子「我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」第 21 巻第 4 号 2002 年 12 月

水野朝夫「日本の失業構造」(中央大学出版部 1992 年)

中村二郎「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」日本労働研究雑誌 No.506 2002 年 9 月

中村二郎「フローデータによる失業構造の分析」雇用能力開発機構「構造調整と労働市場: 賃金・雇用構造の変化に関する調査研究」(2003 年)

吉川洋「マクロ経済学研究」(東京大学出版会 1984 年)

新美一正「マイルド・デフレ下における「インフレ目標」論 - 短期フィリップス曲線の非線形性をめぐって - Japan Research Review 日本総研 2003年8月号

蒲田康一郎・真木和彦「わが国のベバリッジ曲線の再検討」Working Paper Series 03-1 日本銀行調査統計局、2003年

藤田茂「労働の再配分ショックと経済変動」Working Paper Series98-8 日本銀行調査統計局、1998年

佐渡賢一「均衡失業率をめぐる諸議論」ESP1983年5月号

佐渡賢一、森川善樹「失業 - 欠員分析におけるミスマッチの把握について」労務行政研究所「労働統計調査月報 1991年6月号

出島敬之「日本の失業の履歴現象と失業率高止まりの可能性」「統計」1999年3月号

富田安信、安部由起子、太田聡一、川口大司「学界展望 労働経済学研究の現在 - 2000~02年の業績を通じて」日本労働研究雑誌 No.512、2003年2・3月号

野地祐二「米国雇用統計の新顔（JOLTS）と職業雇用統計（OES）」労務行政研究所「労働統計調査月報」2001年8月号

労働省「平成11年版労働白書」

厚生労働省「平成14年版労働経済白書」

経済企画庁「平成2年版経済白書」

経済企画庁「平成6年経済の回顧と課題」

内閣府「平成15年版経済財政白書」

「GDPギャップと潜在成長率 - 物価変動圧力を評価する指標としての有用性と論点 - 」日本銀行調査月報 2003年2月号

Fumihira Nishizaki (1997) "The NAIRU in Japan: measurement and its implications" OECD Working Paper, No.173

Blanchard, O.I. and P.Diamond(1989) "The Beveridge Curve", Brookings Papers on Economic Activity, I:1989

Layard, R.,S.Nickell and R.JACKMAN(1991) "Unemployment-Macroeconomic performance and the labour market"Oxford University Press.

Peter Richardson, Laurence Boone, Claude Giorono, mra Meacci, David Rae and David Turner

"The concept, policy use and measurement of structural unemployment:estimating a time varying nairu across 21 oecd countries" Economic Working Papers No.250 OECD 2000年

OECD"Economic Outlook 68" (2000)

OECD"Economic Outlook74"(2003)

OECD "Employment Outlook 2003"

Stephen Nickell, Luca Nunziata, Wolfgang Ochel and Glenda Quintini "The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s"



## 第3章 UVカーブにおける一考察

### 1. はじめに

労働市場分析の文脈で出てくるミスマッチという言葉。端的に言えば、十分な労働需要があるにもかかわらず、失業が存在している状況をさしている。特に労働市場全体で見れば労働の需給量がほぼ一致しているが、特定部門間、あるいは労働者の属性グループごとに見た場合に超過需要の部門と超過供給の部門が同時に市場に存在している状況を強調することが多い。つまり、ある部門では相対的に労働の需要が多く人手不足が発生しているが、別の部門では労働の供給が多く失業が発生している状況である。

このような失業は、企業が労働市場にいる労働者を同質とみなさないため、あるいは労働者が市場に存在する仕事を同質とみなしていないために発生する。求人という失業の受け皿が十分あるにも関わらず、企業が求人に求める資質、資格と求職者のそれが合わないため。あるいは逆に求職者が求める労働条件と企業の提示している条件が即時的には合致しないために、労使双方が望むべく相手を探し当てるまで失業が発生するのである。

経済主体間に異質性が存在することにより、需給が即時的に調整されないことを経済学では摩擦という。労働者と企業とも皆均質であることが仮定されている教科書的な労働市場では失業は需給の不均衡の結果を表したものと捉えられる。一方でこの摩擦の概念を労働市場の分析に組み込めば、労働市場が均衡状態にあるにも関わらず市場に失業が発生している状況を描写できる。この均衡失業を説明する際に登場してくるのが、UVカーブと呼ばれる失業と欠員の負の関係を示した曲線である。従来、UVカーブは単なる観測結果として捉えられていたが、1990年代以降、その理論的意味付けがなされるようになっていく。以降、本稿ではこのUVカーブについて、簡単な考察を行うことにする。

### 2. UVカーブ、その直感的理解

どんな不況期であっても必ず求人を行う企業は存在するし、逆に好景気の場合でも職を求める失業者が市場には存在する。また、この求人と求職を一括して仲介するようなシステムは、少なくとも自由主義経済の市場においては、存在しない。そのため労働市場では常に職の欠員と職を求める失業とが同時に発生することになる。この欠員と失業の水準を産業や地域といった部門ごとに見たとき、あるいは比較的長期にわたって同じ市場を時系列的に観測したとき、欠員が多いときには失業率が低く逆に失業率が高い時には欠員が少ないといった両者の間には負の関係があることが経験則上、知られている。そのため欠員率と失業率を座標軸にとってそれらの関係を表せば右下がりの曲線が描かれる。この曲線あるいは関数関係のことを労働経済学の用語ではUVカーブ（ビバレッジカーブ）と呼んでいる。

ではなぜ右下がりの曲線が描かれるのか、その仕組みを簡単に説明すると以下のようなことになる。まず職に欠員が多く発生している状況というのは、相対的に労働需要が高くなっ

ている労働力の売り手市場を意味している。ゆえに職を探しているものの多くは比較的早く職に就くことができ、結果失業率も低くなる。逆に今、市場に存在する職が労働力でほぼ埋まっている場合、つまり職の欠員率が低い場合は、労働市場は買い手市場となる。このとき求職者の多くは職を見つけるのに時間がかかり、失業率も高位で推移することになる。逆に失業率を基準に考えても、欠員と失業の負の関係を簡単に説明することができる。失業率が高い場合はそれだけ労働供給がだぶついているということであるから、求人はすぐに埋まり欠員率は低位で推移することが考えられる。一方、失業率が低いときは相対的に余剰の労働人員が少ないため、企業は失業率が高いときほど簡単には新規に人を雇い入れることはできない。よって低失業時には職の欠員はなかなか埋まらないことが予想される。

この欠員と失業の関係を各国間の比較でみても景気循環に伴いまず欠員率が変動し、そのあとを失業率の水準が追いかける形で変化している。日本でも内閣府の景気動向指数において新規求人数は先行系列、有効求人倍率は一致系列、完全失業率は遅行系列とされているように景気の循環に伴い、欠員率は失業率に先立って動いていることが確認されている。このため、欠員と失業の関係を時系列的に眺めると、各時点での欠員率と失業率の組み合わせはUVカーブ上を時計周りに移動していることが観察されている。

### 3. ジョブサーチモデル

近年のマクロ経済学においてUVカーブは、フロー・アプローチによって均衡失業率を導出する際の副産物として登場する。フロー・アプローチとは労働需給の動学均衡に着目して失業水準の変動を説明する接近法である。通常、フロー・アプローチにおいてUVカーブに理論的な意味付けを与えるのは、企業と労働者がお互いマッチング相手を探る過程を描写したサーチモデルである。UVカーブが市場の均衡を表した関係であれば、その市場均衡に基礎付けをあたえる労働者と企業の主体均衡はこのサーチモデルによって与えられている。ここではサーチモデルの典型例であるMortensenとPissaridesによって展開されている一連のモデルを簡単に紹介しておこう。

ジョブサーチモデルに登場する経済主体は複数の労働者と企業群である。労働者と企業ともモデルにおいて行動定式化のロジックはほぼ一緒なので、ここでは労働者のモデルを中心に取り上げる。

まずジョブサーチモデルでは、求人に関してその内容の異質性と情報の不完全性が仮定される。すなわち求人の条件は企業によって異なること、そして労働者は各企業が提示している全ての求人情報を知らないことが仮定され、失業者が職を見つけるまでに時間がかかることが含意されている。このような完全市場モデルにはない市場の摩擦をモデルに取り込むことで、失業が発生する仕組みをモデルを設けている。

また単純なジョブサーチモデルでは、労働者が新しい職に移るためには失業期間を経ることを条件としている。すなわち求職期間中は労働者は失業状態にある。そのため、以下では

求職者と失業者は同義となる。

さて、モデルでは失業者はランダムな期間の間隔で企業の提示した求人への情報に遭遇する。この時、失業者のとりうる戦略はその遭遇した求人を受け入れるか、それともさらによりよい条件の職を求めて求職活動（失業）を続けるかというものである。いつまでも好条件の職を求めて求職活動を続ければ金銭的、時間的に費用がかさむことになる。しかし一番最初に遭遇した職にすぐに就くことも合理的な行動とはいえない。いつ求職活動を止めて職に就くか、その最適戦略は失業者の資産最大化問題に帰着できる。すなわち、求職活動に伴ってかさむ諸費用を考慮した上で、その職に就いた場合、そこから得られる効用が最大になる求人を選択することが最適な戦略となる。例えばモデルを有限の離散時間の枠組で構築した場合、当該期の求職行動（失業状態）の価値  $U_t$  は、次のベルマン方程式で表される。

$$U_t = \frac{1}{1+r} \left[ (b-c) + (1-\pi)U_{t+1} + \pi \int \max\{W, U_{t+1}\} dF(W) \right], \quad t = 1, 2, \dots \quad (3.1)$$

この定式化において、求職者は每期  $\pi$  の確率で求人へ遭遇し、その求人が提示する賃金は分布関数  $F(W)$  を持つ確率変数  $W$  の実現値であらわされる。また求職者はこの分布関数  $F(W)$  で表されている市場の賃金分布を知っていると仮定される。すなわち、求職者はいつの時点でもっとも条件のよい求人へ遭遇できるかはわからないが、次に遭遇するであろう求人が今期に遭遇した求人よりも条件がいいかどうか、その確率だけは知っているということになる。 $b$  の値は失業給付のような失業期間中に得られる所得、 $c$  の値は各期の求職活動費である。また  $r$  は時間選好率を表し、ここでの求職者はリスク中立的である。最適戦略では来期以降も求職活動を続けたときの価値  $U_{t+1}$  と今期の求人を受け入れて職に就いたとき、そこから将来にわたって得られる効用の現在価値  $W_t$  を比べ、 $W_t$  が  $U_{t+1}$  を上回ったときに求職活動を止めることになる。ここでは有限期間を想定しているため、その最適戦略は式 (3.1) を後ろ向きに解くことによって求められる。

さらにこのジョブサーチモデルを無限の連続時間に当てはめると、求職活動を続けることの価値は

$$U = \frac{b-c}{r+\lambda} + \frac{\lambda}{r+\lambda} \int \max\{W, U\} dF(W), \quad (3.2)$$

と表される。 $\lambda$ —通常、ポワソン分布のパラメータが仮定される—は失業者が求人へ遭遇する確率を示し、その逆数は失業者が次の求人へ出会うまでにかかる時間の期待値となる。さらに式は次の資産価格方程式に変形することができる。

$$rU = b - c + \lambda \int [\max\{W, U\} - U] dF(w). \quad (3.3)$$

このサーチモデルでは失業期間は労働者にとって金銭的、時間的費用をかけてよりよい職を見つけるための一種の投資期間と捉えている。よって  $U$  は、このまま求職活動を続ける、すなわち失業状態の継続を選択したことにより得られる資産価値とみなせる。そして  $rU$  は

失業状態の継続を選択したことにより得られるリターンとなる。式をみると失業を継続することによるリターンは、(1)失業時の所得フローにあたる  $b-c$  と(2)期待キャピタルゲインにあたる  $\lambda \int [\max\{W, U\} - U] dF(w)$  の和で構成されている。出会った職を受け入れるということは、求職を継続するという投資を行わないことを意味する。そのため就職することの価値は一種のオプション価値として表される。

$$W^R = b - c + \frac{\lambda}{r + \lambda} \int_R^{\bar{w}} \max\{w - W^R\} dF(w). \quad (3.4)$$

この  $W^R$  を超えた賃金の提示を受けたとき求職者はその職に就き、それ以下の賃金提示の場合は求職活動を続ける。サーチモデルにおけるこのような求職者の意思決定行動は **Reservation Property** と呼ばれる性質を備えていると言われる。

企業がより良い人材を探すサーチ行動も求職者の場合と同様に定式化できる。企業が求人を出すことの価値  $V$  は

$$V = \frac{-c}{r + \eta} + \frac{\eta}{r + \eta} \int \max\{V, J\} dF(J). \quad (3.5)$$

ここで  $J$  は、求人欠員を埋めた場合に得られる価値である。その値は採用する労働者によって異なり  $F(J)$  の分布に従う。

### 3.1 均衡失業

上記のサーチモデルでは企業と労働者との間で一旦雇用関係が形成されたら、そのマッチングは壊れることはないことを仮定していた。このように失業の発生を想定していないため、上述のサーチモデルだけでは労働市場での失業量の変化を描写することはできない。サーチモデルで議論された働くかそれとも求職活動を行うか、労働者がそのどちらかの状態を選ぶというのは個人の主体均衡を表したものである。企業についても同様に、サーチモデルでは求人枠を埋めるかそれとも採用活動を続けるかという主体レベルでの均衡が示されたに過ぎない。サーチモデルの主体均衡をもとに労働市場での市場均衡—均衡失業—の議論に展開する際に用いられるロジックは、その職と労働者のマッチングから利益が得られなくなるなどマッチングを廃棄させる何らかのショックをモデルに導入する。すなわち失業とは財市場で発生した何らかの生産性ショック—例えば技術進歩—に伴い派生需要である労働力が部門間で再配分される過程と市場均衡モデルでは捉えられている。それでは均衡失業について **Pissarides(1990)** のモデルを例にとりながら紹介しよう。

新規の雇用は労働市場に参加している企業と労働者の双方のサーチの結果、マッチングが成立した場合に創出される。そのため、求職と求人活動をそれぞれ行う企業と労働者のうち、どれだけのマッチングが成立するかのメカニズムをモデルの上では定義しなければならない。通常、このメカニズムはマッチング関数とよばれる失業者数  $U_e$  と欠員数  $V_c$  の関数によって表される。このマッチング関数は実証経済学の文献では

$$M = AU_e^\beta V_c^\gamma \quad (3.6)$$

の二次形式で表されることが多い。 $M$ はマッチングが成立した数、すなわち新規の雇用創出数である。ここではこのマッチング関数に単調増加、原点に関して凸、そして一次同次の仮定を置く。両辺を労働者数で割って、以後雇用創出率  $m$  と失業率  $u$ 、欠員率  $v$  との関係に直して扱う。欠員と失業の比率  $\theta = v/u$  で労働市場の緩慢の度合を示せば、関数に一次同次を仮定していたことにより、マッチング関数は

$$m(\theta) = M(\theta, 1)u \tag{3.7}$$

と書き直すことができる。さらに  $\theta$  を用れば、欠員が充足される確率は  $q(\theta) = m(\theta)/v$ 、失業者が職を見つける確率は  $\theta q(\theta)$  とそれぞれ表すことができる。また、職が充足されるまでの期間は  $1/q(\theta)$ 、求職者が職を見つけるまでの期間は  $1/\theta q(\theta)$  と各々の確率の逆数で表される。一方の雇用の喪失率に関しては、何らかのショックにより外生的に一定の確率  $\delta$  で職が廃業されると仮定する。

よって定義上、失業率のフロー  $\dot{u}$  は

$$\dot{u}(\theta) = \delta(1-u) - \theta q(\theta)u \tag{3.8}$$

と雇用喪失率と雇用創出率にそれぞれ就業率と失業者率のウェイトをかけたものの差で表すことができる。

さて動学モデルの枠組みにおいて、通常、考察の対象となる均衡失業率は定常状態での安定した均衡水準である。失業率が定常状態にあるのは、定義上、 $\dot{u} = 0$  となるとき、すなわち失業プールからの流出を表す雇用創出の大きさと失業プールへの流入を表す雇用喪失の大きさが一致する点である。労働市場の緩慢度  $\theta$  と  $\delta$  が与えられれば定常状態にある失業率は

$$u = \frac{\delta}{\delta + \theta q(\theta)}, \tag{3.9}$$

と一意に表される。 $\theta = v/u$  であるから、式 (3.9) を欠員率  $v$  と失業率  $u$  の 2 つの空間に着目したとき、そこには右下がりの曲線が描かれる。この欠員と失業の負の関係を示したのが

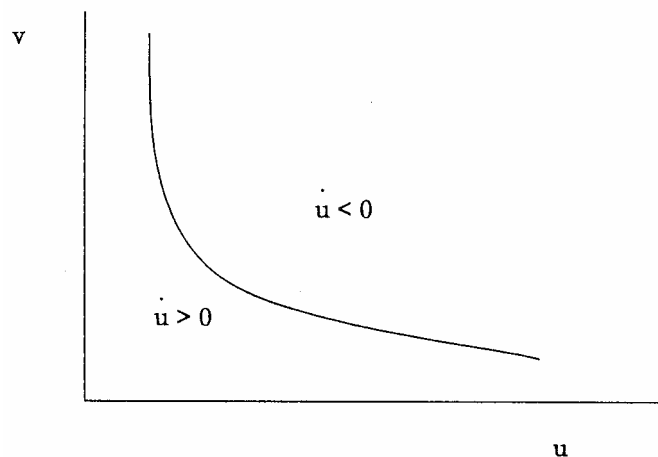


図 3.1 : UV カーブ

UV カーブである (図 3.1)。

この定常状態での労働需給の均衡はどのようにして求まるのだろうか。手順としては、上記のサーチモデルと同様に、職の充足状態、欠員状態、雇用されている状態、失業状態の割引生涯効用の期待値を動的計画法によって求めることから始める。それらの関係をもとに、均衡時の失業水準に関しては労働者にとって働いていることの価値と失業していることの価値が無差別になる点で達成される。同様に均衡時の欠員水準に関しては企業が新規採用を行うことと行わないことの価値が無差別になる点で達成される。

さて企業のとりうる行動は職を充足させるか、それともよりよい労働者をさらに求めて職を欠員のままにしておくかの二者択一である。企業が職を充足した場合に得られる割引利潤の期待値  $rJ$  は、任意の賃金率  $w$  を用い次の式で表すことができる。

$$rJ = p - w - \delta J. \quad (3.10)$$

$p$  はその雇用関係から生み出される生産物の価値である。配当フローに当たる  $p-w$  と職が喪失されることに伴うキャピタルロス  $\delta J$  の和として表される。一方職を欠員状態のままにしておけば、欠員は確率  $q(\theta)$  で埋まるため、企業は

$$rV = -c + q(\theta)[J - V] \quad (3.11)$$

の収益を期待できる。ここで  $c$  は採用活動に伴う固定費用である。均衡状態では欠員から得られる利潤がゼロとなり、企業が新たに求人を出すインセンティブがなくなるはずである。すなわち均衡では自由参入条件  $V=0$  が成立している必要がある。ゆえに式より均衡状態では

$$J = \frac{c}{q(\theta)} \quad (3.12)$$

が成り立つ。式は企業が新規に求人募集を行おうとする際に満たしておくべき条件であるため、通常、雇用創出条件と呼ばれる。 $1/q(\theta)$  は欠員が充足される平均期間であることから、雇用創出条件下では欠員を埋めることから得られる期待価値と欠員のままにしておくコストが等価となることが示されている。さらに式を (3.10) 式に代入すれば、この雇用創出条件は、

$$\frac{p-w}{r+\delta} - \frac{c}{q(\theta)} = 0, \quad (3.13)$$

と  $\theta$  と  $w$  で表される労働需要の限界条件に書き直すことができる。企業が労働需要をするのは採用コストが時間選好率と雇用喪失率の和で割り引いた収入フローとが一致したときとなる。次に労働者の行動の定式化は以下ようになる。まず Pissarides(1990)のモデルでは次の諸仮定が置かれる。(1)労働力の大きさは一定である。(2)労働者は常に就業か失業かのいずれかの状態にある。企業の場合と同様、それぞれの状態 (就業と失業) から得られる期待価値を動的計画法によってそれぞれ求める。就業状態から得られるフローの価値は、

$$rE = w - \delta[E - U] \quad (3.14)$$

失業状態から得られるフロー価値は

$$rU = b + \theta q(\theta)[E - U] \quad (3.15)$$

とそれぞれ表すことができる。労働者は就業すれば賃金  $w$  を受け取ることができ、失業中の場合は失業給付などの給付金額  $b$  を受け取ることができる。

モデルを完結させるためには企業と労働者の行動の記述だけでなく、労使双方による賃金決定のメカニズムも必要になる。労使個別の主体均衡を考えた場合、労働者にとってその職の賃金は留保賃金を上回っている必要があり、企業にとっては新たに人を採用するコストに見合うだけ低い必要がある。ただ市場の摩擦を考慮したこのモデルでは完全市場モデルとは異なり、企業も労働者もすぐには代わりとなる相手を見つけないことができる。そのため、賃金は市場で統一的に決まるのではなく、労働者と企業の 1 対 1 の交渉によって決定される。このとき、雇用のマッチングが成立するためには、労使双方の厚生がお互いが出会わなかった場合より高まる必要がある。Pissarides(1990)では、そのようなお互いの厚生が高まる賃金決定をナッシュ交渉ゲームを解くことによって求めている。労働者が雇用から得られる余剰を  $E - U$ 、一方企業が雇用から得られる余剰は  $J - V$  とすれば、雇用のマッチングから得られる企業と労働者の総余剰は

$$S = J - V + E - U \quad (3.16)$$

となる。求めるべき賃金のナッシュ交渉解は、 $(W - U)^\beta (J - V)^{(1-\beta)}$  を最大にするような  $W$  として得られる。モデルでは労働者の交渉力は  $\beta$  であり、企業の交渉力は  $1 - \beta$  で表されている。また失業状態の価値  $U$ 、職を欠員状態のままにしておくことの価値  $V$  がナッシュ交渉アプローチでいうところの労使それぞれにおける威嚇点となる。上記式の  $W$  に関する最大化問題を解けば

$$E - U = \beta (E + J - U - V). \quad (3.17)$$

の関係が得られる。このようにナッシュ交渉アプローチのもとでは労働者の得られる余剰は総余剰の  $\beta$  倍となるよう賃金が決定されていることが分かる。

自由参入条件  $V = 0$  を制約としておけば均衡での賃金方程式、

$$w = rU + \beta(p - rU) \quad (3.18)$$

が得られる。さらに式 (3.18) の  $w$  を変数  $\theta$  との関係に書き直すと

$$w = (1 - \beta)b + \beta(p + c\theta) \quad (3.19)$$

が得られる。

さて賃金方程式 (3.19) から、賃金  $w$  と労働需給を表す  $\theta$  の関係が得られたことによりモデルは完結し均衡失業率（失業の新規発生と失業からの離脱が一致している状態の失業率）を定めることができる。まず雇用創出条件 (3.13) と賃金方程式 (3.19) より労働市場緩慢度  $\theta^*$  と賃金  $w^*$  が一意に定まる (図 3.2)。 $\theta = v/u$  であるから、図 3.2 は摩擦を考慮した欠員と失業の同時発生を認めた際の労働需給と賃金の関係を示している。

さらに、 $\theta^*$  のもとでの雇用創出条件と UV カーブの関係から、定常状態での  $(u, v)$  が一意に定まる。ここで  $\theta^*$  は失業率  $u$  とは独立の関係にある。この交点で達成される失業率が

フローアプローチにおいて均衡失業率（失業の新規発生と失業からの離脱が一致している状態の失業率）と呼ばれる点となる。

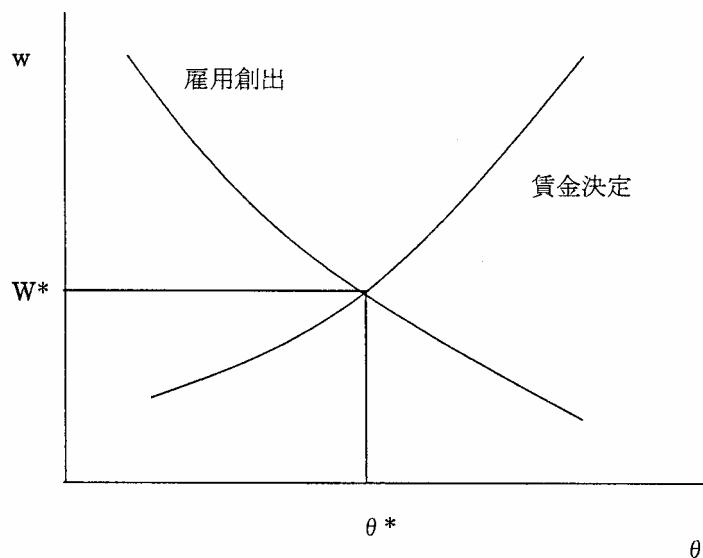


図 3.2 : 市場の緩慢度 と賃金の関係

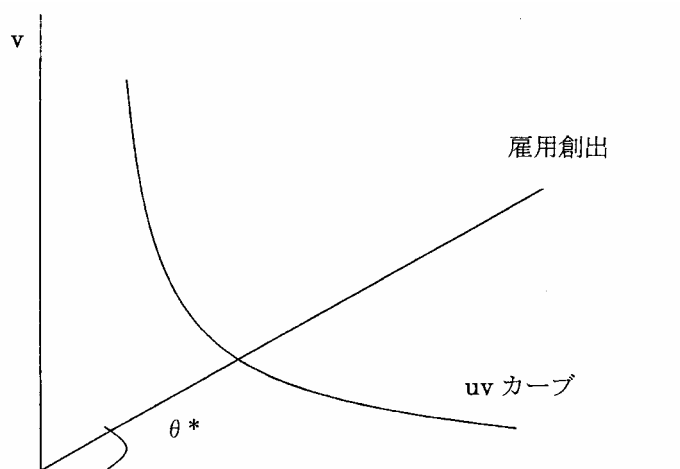


図 3.3 : UV カーブ

#### 4 . Jackmanetal.(1990)によるミスマッチの定義（参考）

Jackman et al.(1990)はミスマッチを、各部門の失業率と欠員の組合せによって構成されるUVカーブと集計化したマクロの失業率の乖離によって表している。Jackman et al.(1990)で説明されている部門間ミスマッチの説明は以下のようなものである。マッチング関数はコブダグラス型を想定し、部門*i*の新規雇用者数  $H_i$ は、

$$H_i = AV_i^\alpha U_i^{(1-\alpha)} \tag{3.20}$$



なる関数で表される。ここでパラメータ  $\alpha$  は新規の雇用量が決定される際に失業と欠員のどちらが相対的に重要な役割を果たすかを規定している。またこのパラメータはすべての部門で共通とされている。雇用量を  $N_i$ 、離職者数を  $S_i$  としたとき離職率は  $S_i = sN_i$  の  $s$  で表される。新規に雇用される人数と離職者数が一致する定常状態  $H_i = sN_i$  のとき、式は

$$s = A(V_i/N_i)^\alpha (U_i/N_i)^{(1-\alpha)} \quad (3.21)$$

の形で表される UV カーブへと変形できる。このとき離職率  $s$  が各部門で共通であると仮定すれば、各部門の失業率、欠員率はひとつの曲線上、すなわち図 3.4 で示される UV カーブ上に位置することになる。

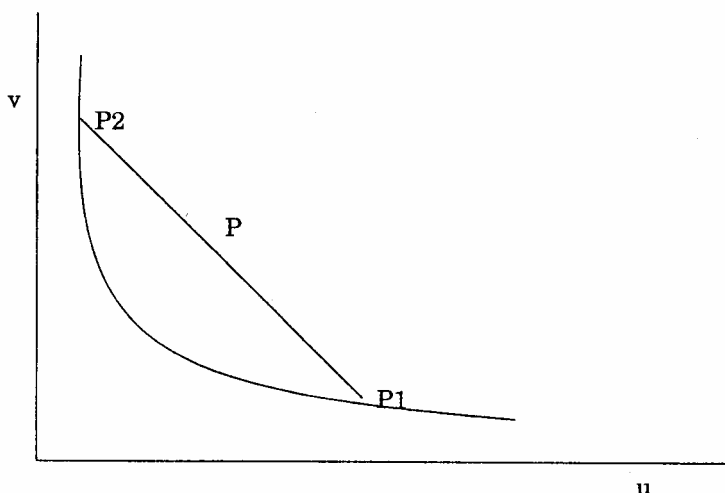


図 3.4 : 均衡時の欠員率と失業率

ここで部門 1 の失業率と欠員率が図の P1 で部門 2 のそれらが P2 で表されるものとする。P1 は失業率が高く欠員率が低い相対的に人余りの状態にあり、逆に P2 は失業率が低く欠員率が高い人手不足の状態にある。両部門の雇用量を同じとすれば、マクロの失業率は図の P で表されることとなる。このとき P1 を北西方向に、P2 を南東に曲線上を動かすことによってマクロの失業率を減少させることができる。この操作は部門 2 の労働需要を部門 1 に、部門 1 の労働供給を部門 2 に振り分けていることに等しい。このときマクロの失業率を減少させるためにマクロの欠員率を増加させる必要は必ずしもない。すなわちマクロの労働需要量を変化させずに部門間の労働力を再配分することによって失業率を減少させることができる。このことは部門間の労働需給を調整してミスマッチを解消していることに他ならない。この部門間の労働需給を調整することによって達成できる最小失業率と実際の失業率の差異がミスマッチによるものと考えられる。

このミスマッチは代数的に定義すれば次のようになる。まず部門間のマッチング関数 (3.21) を

$$s_i/A_i = v_i^\alpha u_i^{(1-\alpha)} \quad (3.22)$$

の形に変形する。このとき部門間の雇用量で重みをつけた過重平均値の合計はマクロの失業

率  $u$  と欠員率  $v$  を用いて

$$\sum f_i(s_i/A_i) = \left[ \sum f_i(v_i/v)^\alpha (u_i/u)^{(1-\alpha)} \right] v^\alpha u^{1-\alpha} \quad (3.23)$$

のように表すことができる。ここで  $f_i = N_i/N$  である。欠員率を所与とすれば、ミスマッチの指標  $mm$  は

$$mm = \log u - \log u_{min} = -1/(1-\alpha) \log \left[ \sum f_i(v_i/v)^\alpha (u_i/u)^{(1-\alpha)} \right] \quad (3.24)$$

となる。さらに式 (1.24) は近似式として

$$mm \simeq 1/2\alpha \left( \sigma_{v_i/v}^2 + \sigma_{u_i/u}^2 - 2\rho_{u_i v_i} \sigma_{u_i/u} \sigma_{v_i/v} \right) \quad (3.25)$$

と表される。

## 5 . UV カーブの導出

### 5.1 地域パネルデータの使用

北原他(2002)では、一連の『労働経済白書』による構造的・摩擦的失業率の推計値が過大評価されていると指摘している。このことは UV カーブの欠員率の係数を過大評価していると述べていることと等価である。果たして『労働経済白書』の推計値は過大評価されているのだろうか。本稿ではパネルデータを用いて UV カーブを導出し、その推計結果を『労働経済白書』の推計と比較検討してみる。使用するデータの詳細などは後述するが、パネルの単位は地域ブロックを基準にする。地域ブロックは総務省が「労働力調査」において地域別失業率を公表している、北海道、東北、北関東甲信越、南関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州の全国 10 ブロックである。

さて、UV カーブを推計する際に、パネルデータを用いる利点はいくつかある。その中でパネルデータの使用による最大の利点は、時点ダミーの導入という比較的単純な方法により UV カーブのシフトを把握できることにある。UV カーブのシフトは技術革新などにより産業間で労働力が再配分される必要性が生じたとき、あるいは労働市場において制度面での変化が起こったときに発生する。それゆえ、UV カーブ自体のシフトと景気循環に伴う UV カーブ上に沿って動く失業率  $u$  と欠員率  $v$  のシフトとは厳密に区別されるべきものである。曲線のシフトを考慮に入れず UV カーブを推計することは、景気後退期に UV カーブが外側にシフトしている場合は曲線の傾きを絶対値で過大に、内側にシフトしている場合は過小に評価していることになる。同様に景気拡張期は逆の推計結果が得られる。

これまでに時系列データを用いた分析でも、UV カーブのシフトに対し何らかの対処法が施されてはきた。しかしながら、それは曲線のシフトに対し特定のタイムトレンドを仮定していたり、代理指標の動きによってシフトの影響を制御しようとした限定的なものである。前者はカーブのシフトに対し前もって大きな制約を課しているに等しい。後者の方法もすべてのシフト要因を先見的に把握しなければならない。それは当然困難なことであるし、単一

の方程式に多くの変数を追加することは、方程式内のある要因が他の要因に影響を与える内生性バイアスの問題を引き起こすことになる。また『労働経済白書』のように期間を区切って推計することは、5年ないし7年といったその連続した期間、曲線のシフトが全く発生していないと仮定していることになる。

またパネルデータのデータ数は調査対象  $N$ 、期間  $T$  の積  $NT$  だけあるので、調査対象数  $N$  が一定数以上そろえば 3、4 年分のデータだけでもパラメータの推定は可能である。そのため、一般的に言って時系列データよりも推計期間を短くすることができる。特に構造変換が頻繁にしかも劇的に起こっている時期には、推計する数年の間、UV カーブの形状が変化しないと仮定しなければならない時系列分析は大きな制約を負うことになる。

逆にパネルデータの使用による制約も少なからず存在する。まず各地域ブロックで UV カーブの傾きが同一であることを仮定しなければならない。後述するように本稿ではマッチング関数を背後に想定して、UV カーブを導出する。つまりパネルデータを使用する際には、このマッチング関数の失業と欠員のパラメーターがすべての地域で同一であることを仮定しなければならない。より分かりやすく言えば、他の地域に比べてある地域では失業が欠員に対して高いといった地域間の差異は推計を行う上で除外できる。しかし、所与の欠員と失業のもと、そのうちどれだけの割合の求職者が仕事を見つけることができるかということはいずれもすべての地域で同一となる。また離職率に関しても、すべての地域で離職率が一定であるという強い仮定を課さなければならない。

また、失業率  $u$  と欠員率  $v$  の値はあくまで率である。この場合、労働力人口や企業数が小規模な地域でも曲線の形状やシフトに与える影響力は大規模地域のそれと同じである。つまり、労働力が小規模である地域の失業、欠員変動の影響を UV カーブが大きく受ける可能性がある。推計に際して人口規模によるウェイト付けは行えないため、導出された UV カーブが日本全体の平均的な姿を描写していない危険性がある。

## 5.2 推計式

(3.26)式で示される Cobb-Douglas 型のマッチング関数を背後に想定し、UV カーブを導出する。

$$M = AU_{it}^{\gamma} V_{it}^{(1-\gamma)} \quad (3.26)$$

$M$  はマッチングした人数を、 $U$  は失業者数、 $V$  は欠員数を示す。また、添字  $i(1,2,\dots,10)$  は地域ブロックをあらわしている。期間  $t$  はデータが使用可能な 1983 年から 2000 年までと、直近の 5 年間である 1995 年から 2000 年までの 2 つの期間に分けて推計する。もう一つの推計を直近の 5 年間に限定したのは、対象地域が 10 地域しかないため、推計法によってはこれ以上期間を長くすると、自由度の制約から方程式の解が得られないためである。マッチング関数、あるいは UV カーブを推計したいくつかの論文では数期前の欠員率を採用している。これは欠員の先行性、失業の遅行性を考慮しているためである。ただし、本稿の推計では年次データを用いるため、同期の失業と欠員のデータを推計に用いる。

さて、式 (3.26) のマッチング関数からの UV カーブの導出であるが、まず求職者と職の新規組み合わせの  $M$  が時間によらず一定となる定常状態にあることを仮定する。そして、式 (3.26) は一次同次を仮定していることから、失業者数、欠員数をそれぞれ失業率  $u_{it}$ 、欠員率  $v_{it}$  に直して以下の(3.27)を UV カーブとして推計することにする。

$$\ln(u_{it}) = \alpha_i + \beta \ln(v_{it}) + \tau_t D_t + \mu_i + \nu_{it}, \quad (3.28)$$

ここで  $\mu_i$  は地域ブロック  $i$  に固有の効果を、 $\nu$  は誤差項を示す。また  $D$  は年次ダミーであり、この値の増減で UV カーブのシフトを捕捉する。さらにここでは地域ブロック固有の効果  $\mu_i$  を考慮しているため、傾きは同一だが切片の異なる 10 個の UV カーブが導出されることになる。式 (3.27) の  $\beta$  の値は失業の欠員に対する弾力性を示している。欠員が 1% 増加したときの失業の増減割合を示す。通常  $\beta$  は負の値をとるため、この値が大きいほど欠員の増加が失業の減少には貢献しないことを意味する。労働市場が買い手市場である、 $\beta$  の値が大きいほど企業が求める人材と失業している労働者の資質とが乖離している傾向が高いことになる。また式(3.26)で表されるマッチング関数と  $\beta$  の関係は、 $\gamma = 1/(1-\beta)$  となる。 $\gamma$  の値が大きければ、つまり  $\beta$  の値が大きいほど新たな雇用のマッチングを増加させるには失業者の増加が必要になる。この事象を現実には則して考えれば、失業率が高いほど多くの仕事と労働者がマッチングすると解釈するより雇用のマッチングを増やすためには多種多様な求職者の増加が必要であると考えべきだろう。企業が求職者の質のばらつきが大きいと感じているため、一つの新たな求人に対してその求人を埋めるために多くの応募者が必要な状況である。

使用したデータとその定義については、『労働経済白書』による一連の UV 曲線の導出とほぼ同様のものを用いた。まず失業率と欠員率の定義は下記の雇用者に限定したものである。

失業率 = 失業者数 / (雇用者数 + 失業者数)

欠員率 = (有効求人数 - 就職件数) / (雇用者数 + 有効求人数 + 就職件数)

使用するデータはそれぞれ失業者数、雇用者数は総務省統計局「労働力調査」、有効求人数、就職件数は厚生労働省「職業業務安定統計」である。欠員率を『職業安定業務統計』の月間有効求人数から算出している。

しかしながら、職業安定所は失業率が高く雇用情勢が厳しい時に求人開拓を積極的に行うことが知られている。こうしたことから「職業安定業務統計」のデータは、景気低迷期に労働需要全体の落ち込みと比べて、求人数は過大となっている可能性がある。

$$V_{it} = f(U_{it}), f'(U) > 0 \quad (3.28)$$

で表される関係が認められるならば、式(3.27)式を OLS によって推計した  $\beta$  には正の方向へのバイアスが発生する。そこで、このバイアスの影響を把握、そして軽減させるため、(3.27) 式を操作変数法(IV)を用いた推計も行う。用いた操作変数は 1 期前の欠員率である。またバイアスを軽減させるための代替的手法として、期間を 1995 年から 2000 年にとった推計に関しては一般化モーメント法(GMM)の適用も試みた。期間を 5 年間に限定したのは、地域プロ

ックが 10 地域しか存在しないため、自由度の関係から階差方程式数を制限する必要があったためである。GMM を使用した推計は以下の手順に従った。(3.27)式から当該期と前期との階差をとった

$$\Delta \ln(u_{it}) = \beta \Delta \ln(v_{it}) + \tau_t + \Delta v_{it}, \quad (3.29)$$

から得られる誤差項  $v$  の階差に操作変数との無相関を想定する。用いる操作変数は、 $v_{i1993}, \dots, v_{ii-2}, v_{ii-1}$  のラグ付き欠員率である。すなわち、 $E[\Delta v_{it}, v_{is}] = 0$  の積率制約を課して推計を行う。ここで  $\Delta$  は差分演算子で、 $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$  である。さらに、GMM による推計に関しては欠員 1 期前ラグの無相関だけではなく、 $\delta nu_{i,t}$  と  $t-1$  期以前の欠員との無相関を想定した弱外生性の制約、そして当期以外の欠員数との無相関を想定した強外生性の制約を置いた推計も参考までに行なっている。

### 5.3 推計結果

表 3.1 は 1983 年から 2000 年までを期間にとった UV カーブの推計結果である。操作変数法を用いた推計結果は、同様の定式化を行って通常の最小二乗法を適用した推計結果(表 3.1 の OLS[4]) よりも欠員率の傾きが小さくなっている。「職業安定業務統計」のデータから欠員率を作成した場合、先に述べたような失業率の上昇に伴い欠員率が増加するという予測と整合的な結果である。また推計に際して年次ダミーを使用していない表 3.1 の OLS[3] と年次ダミーを使用した表 3.1 の OLS[4] を比較すれば、OLS[4] の係数の方が大きくなっている。すなわち、曲線のシフトを無視した推計は欠員率の係数を大幅に過小評価していることが分かる。

表 3.1 : UV カーブの推計 推計期間 1983-2000 年;

被説明変数 雇用失業率(対数値).					
変数	OLS[1]	OLS[2]	OLS[3]	OLS[4]	IV
定数項	1.783 (0.052)	1.633 (0.088)	-	-	-
欠員率	-0.676 (0.063)	-0.476 (0.077)	-0.841 (0.047)	-0.627 (0.051)	-0.733 (0.064)
地域ブロック効果	-	-	fixed	fixed	fixed
年次ダミー	-	あり	-	あり	あり
$R^2(adj)$	0.388	0.521	0.800	0.950	0.950
DW	0.157	0.089	0.590	0.955	2.194

期間が 1995 年から 2000 年の推計も欠員率の係数に生じるバイアスに関しては 1983 年から 2000 年まで期間をとった推計と同様の含意が得られている。すなわち、失業率と欠員率の内生性の問題を無視した場合は係数を過大に、曲線のシフトの影響を無視した場合は係数を過小に評価している。特に 1995 年から 2000 年にかけては、多くの地域ブロックにおいて欠員に対し相対的に失業が高かった時期であり、かつ曲線が常に外側へシフトしていた期間

であったため、表 3.2 における OLS[3]の欠員率の係数は OLS[4]の係数より過度に小さな値をとっている。表 3.3 を用いた推計結果も、操作変数法（表 3.2 の IV）によって得られた係数よりは小さいもののどの諸仮定でも欠員率の係数は概ね-0.4 前後に落ち着いており、欠員と失業の内生性を考慮していない表 3.2 の OLS[4]には過小バイアスがかかっていることを改めて示唆している。ただ GMM にせよ各種検定の値は有意な値とはなっていない。景気循環における欠員の先行性、失業の遅行性を考えれば 1 年という期間の前後であればその欠員率と  $\Delta v_{it}$  の間に依然として相関が残されていることが伺える。つまり完全にはバイアスは除去しきれしていない。

表 3.2 : UV カーブの推計 推計期間 1995-2000 年;

被説明変数 雇用失業率(対数値).					
変数	OLS[1]	OLS[2]	OLS[3]	OLS[4]	IV
定数項	1.752 (0.071)	1.441 (0.008)	- -	- -	- -
欠員率	-0.474 (0.112)	-0.302 (0.098)	-0.996 (0.147)	-0.227 (0.010)	-0.339 (0.144)
地域ブロック効果	-	-	fixed	fixed	fixed
年次ダミー	-	あり	-	あり	あり
$R^2$ (adj)	0.235	0.534	0.676	0.970	0.977
DW	0.246	0.114	1.045	2.200	1.587

以上、推計期間に関わらず曲線のシフトを無視することは欠員の係数を過小に、欠員と失業との内生性の問題は係数を過大に評価することが分かったが、推計期間による差異は何かの含意を持っているだろうか。推計期間を 1995 年から 2000 年までの 5 年間に限った推計は 1983 年から 2000 年までの推計と比べて欠員率の係数は絶対値でみてかなり小さくなっている。これは、1990 年代後半に失業と欠員のマッチングのフレームワークに構造変換があったことを物語っている。特に 1995 年から 2000 年は失業率が急激に上昇した時期である。そのため、欠員率の係数の絶対値での減少は、マッチング関数の枠組みで考えると欠員に対して失業が相対的に過剰になったことを反映していると。つまり 1990 年代後半と 1980 年代で欠員の数と実現される雇用のマッチ数を同一とすれば、1990 年代後半はより多くの失業者が必要になったことを意味している。その意味ではミスマッチが起こる率が増大したといえよう。また 1990 年代後半はどの推計においても、毎年年次ダミーの値が増大している。UV カーブの一貫した外側へのシフトである。これは求人と求職、つまり労働需要と労働供給がともに増大しても、そこに新たな雇用が生まれる確率が減ったことを意味している。あるいは労働市場の欠員とマッチングの数量は一定で推移しているにも関わらず、結果的に失業だけが増大してきたとも解釈できる。産業構造の変化—例えば衰退産業からの失業と成長産業からの求人がともに増加—といった労働市場を取り巻く構造面や制度面での何らかの変化が、この

時期絶えず起こり続けており、その変化が需給のミスマッチを拡大させる方向へ働きかけていたことが伺える。

では、本稿の推計から『労働経済白書』の UV カーブの推計について何がいえるだろうか。まず最初に述べておくが、本稿では UV カーブを用いて、現実の失業を構造的失業、摩擦的失業、需要不足失業には分解しない。そもそも失業がこの 3 要素に分けることはかなり恣意的な作業である。労働需要の低下は、企業の求人活動と失業者の求職活動のコミットの度合

表 3.3 : GMM による UV カーブの推計 推計期間 1995-2000 年;

説明変数 雇用失業率(対数値).

変数	GMM1 期前ラグ	GMM 弱外生	GMM 強外生
欠員率	-0.376(0.537)	-0.397 (0.044)	-0.410 (0.036)
年次ダミー			
1996	0.120 (0.020)	0.122 (0.019)	0.123 (0.019)
1997	0.135 (0.012)	0.137 (0.012)	0.139 (0.011)
1998	0.246 (0.026)	0.244 (0.026)	0.244 (0.026)
1999	0.333 (0.020)	0.328 (0.019)	0.327 (0.018)
2000	0.406 (0.021)	0.405 (0.021)	0.406 (0.021)
過剰識別条件			
$\chi^2$ 統計量	17.163	21.0503	38.213
[ ] 内は p 値	[0.248]	[0.334]	[0.284]
外生性の検定			
$\chi^2$ 検定		3.887	17.163

に影響を与えるであろうし、また求人条件にも影響を与えるであろう。すなわち、労働需要の変動は、構造的失業、摩擦的失業の双方にも影響を与える要因である。そのため失業をこの部分は構造的なもの、あるいは需要不足によるものといったように明確に分けることは不可能である。よって本稿では、白書での UV カーブにおける欠員係数の妥当性のみを検証する。

『平成 15 年度労働経済白書』では、1990 年の第 I 四半期から 1993 年の第 IV 四半期を推計期間としてとった UV カーブの欠員率の係数は-0.410 である。これは 1995 年から 2000 年までを推計期間とした本稿の推計とほぼ同じ値である。欠員の係数を-0.4 とすれば、マッチング関数における失業の弾力性は 0.7 となりこれは各国のマッチング関数と比較しても妥当な値の範囲である。UV カーブをマッチング関数の枠組みから解釈すれば、白書のパラメーターの推計値は極端に過大な値とはいえない。また白書の推計でも 1990 年代前半は 1980 年代に比べて欠員の係数の値が大きくなっている。新たな求人枠を埋めるには多くの求職者が必要であるという観点からは、白書の推計も 1990 年代に入りミスマッチが増大したことを物語っている。ただ、白書と本稿では推計期間と推計方法が大きく異なるため、パラメーターの一致自体にはあまり大きな意味はない。むしろ白書の推計に対する本稿からの含意は、

以下のことである。UV カーブのシフトを考慮していない白書の推計は 1990 年代の景気低迷期においては欠員の係数を過小に評価している可能性がある。これは北浦他の指摘とは逆の結論である。しかしながら、失業率が高まり厳しい雇用情勢の中で、「職業安定業務統計」の欠員率が過大となっている可能性があるという従来指摘されてきた事実は、欠員率の係数を過大に評価させるバイアスを持つ。「職業安定統計」の欠員率を用いて推計している白書の推計もその分は割り引いて評価すべきである。ただ本稿の推計では曲線のシフトを無視したことによるバイアスが相対的に大きかったことから、両バイアスを除去した場合は、白書の係数の推計値は若干大きくなると考えられる。



## 参考文献

- Blanchard, O.J and P.A. Diamond (1989) “The Beveridge Curve.” *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 1. pp.1-76.
- Borsch-Supan, A. H (1991) “Panel Data Analysis of the Beveridge Curve: Is There a Macroeconomic Relation Between the Rate of Unemployment and Vacancy Rate?” *Economica*. Vol. 58. pp.279-97.
- Davis, S.j., J.C.Haltiwanger and S.Scuh (1996) *Job Creation and Destruction*. Cambridge MA: MIT Press.
- Jackman, R., R.Layard and C.A.Pissarides (1989) “On Vacancies.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp.377-94.
- Jackman, R., R.Layard and S.Savouri (1990) “Mismatch: A Framework for Thought.” In F.P.Schioppa. ed. *Mismatch and Labour Mobility*. Cambridge: Cambridge University Press. ch. 2, pp.44-101.
- Layard, R., S.Nickell and R.Jackman (1991) *Unemployment-Macroeconomics Performance and the Labor Market*. Oxford: Oxford University Press.
- Lindbeck, A. (1999) “Unemployment-Structural.” Institute for International Economic Studies Stockholm University Seminar Paper No.676.
- Mortensen, D.T. and C.A.Pissarides (1999) “Job Reallocation, Employment Fluctuations and Unemployment.” In J.B.Taylor and M.Woodford. eds. *Handbook of Macroeconomics*. Vol.1 Amsterdam: Elsevier Science B.V..ch. 18, pp.1171-1228.
- Nickell,S. (1998) “Unemployment: Question and Some Answers.” *Economic Journal*. Vol.108, pp.802-816.
- Petrongolo, B. and C. A. Pissarides (2001) “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function.” *Journal of Economic Literature*. No.XXXIX. pp.390-431.
- Phelps, E.S. (1992) “A Review of Unemployment.” *Journal of Economic Literature*. Vol. XXX. pp.1476-1490.
- Romer, D. (1996) *Advanced Macroeconomics*, McGrawHill. 邦訳：堀雅博他訳『上級マクロ経済学』日本評論社.
- Wall, H.J. and G.Zoega (2001) “The British Beveridge Curve: A Tale Of Ten Regions.” Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 2001-007B.
- Woodford, M. (1994) “Structural Slumps.” *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXII. pp.1784-1815.
- 大竹文雄・太田聰一 (2002) 「デフレ下の雇用政策」『日本経済研究』第44号, 22-45頁。
- 北浦修敏・板村素数・原田泰・篠原哲 (2002) 「UV 分析による構造的失業率の推計」PRI

Discussion Paper Series, No.02A-27.

厚生労働省（2002）『労働経済白書（平成 14 年版）』日本労働研究機構.

内閣府（2002）『経済財政白書（平成 14 年版）』国立印刷局（旧財務省印刷局）.

原田泰・北浦修敏（2002）「自然失業率は上昇しているのか」『日本労働研究雑誌』第 501 号，  
7-10 頁。

樋口美雄（2002）『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。

## 第4章 構造的失業と失業期間 - フローデータによる分析 - \*

中村二郎（東京都立大学）

佐倉 環（国民経済研究協会）

### 1. はじめに

失業率のトレンド的な上昇に対応して、どのようなタイプが失業しているのか、という失業構造が注目されるようになってきた。特に、短期的な景気拡大策では対応できないとされる構造的失業率の水準に対する関心が高まっている。最近の労働白書においても構造的失業率の推計が行われており、短期的には吸収できないような失業者が増加していることが示唆されている。

しかし、UV分析による失業構造の分析に関しては、これまでも多くの批判がなされている。UV分析だけでなくNAIRUなどのマクロ経済的視点からも分析が行われているが、それらの結果は必ずしも整合的とは言えない。需要の増加によっても短期的には吸収されない失業者がどの程度存在しているのか、傾向的に拡大しているのかいないのかは今後の雇用政策の方向性を判断する上で不可欠である。しかしながら、必ずしも統一的な実証的結果が得られていない。

一方で、従来あまり使用されてこなかったフローデータを用いた失業構造の分析が、太田（2002）、黒田（2002）などによって最近行われるようになってきている<sup>1</sup>。多くの問題があるにしる、労働白書などで示されたフローデータの最近の推移は傾向的な特徴を示しており、失業構造を分析する上で貴重な情報を提供するものと考えられる。

この論文では中村（2003）で構築したモデルを用いて失業構造を失業（求職）期間という観点から分析することを試みる。具体的にフローデータを用いて異なった能力を持った失業者の再就職や労働市場から離脱するまでの失業（求職）期間を計測することにより、その期間が労働市場の需給動向とどのように関連しているか幾つかのシミュレーション実験によって把握しようとするものである。

### 2. 最近の失業率の推移と失業構造

図1は、1960年代から最近までのGDP成長率と失業率の関係を描いたものである。短期的な景気循環に対応して失業率の変動はあるもののトレンド的な上昇傾向が見られる。特に、最近の失業率の上昇が若年層や高齢層の失業者の増加と強く関係していることは言うまでもない。

図2は、男子年齢別失業者数の構成比を時系列的に見たものであるが、人口構成の変化に伴う高齢者の増加だけでなく、若年層も最近になって増加してきている。このような変化がトレンド的な失業率の上昇に大きく寄与していることは間違いない。また、失業期間が長いと予想される高齢失業者の増加は失業の履歴効果を益々顕著なものにする可能性がある。

図1. 成長率と失業率の長期的推移

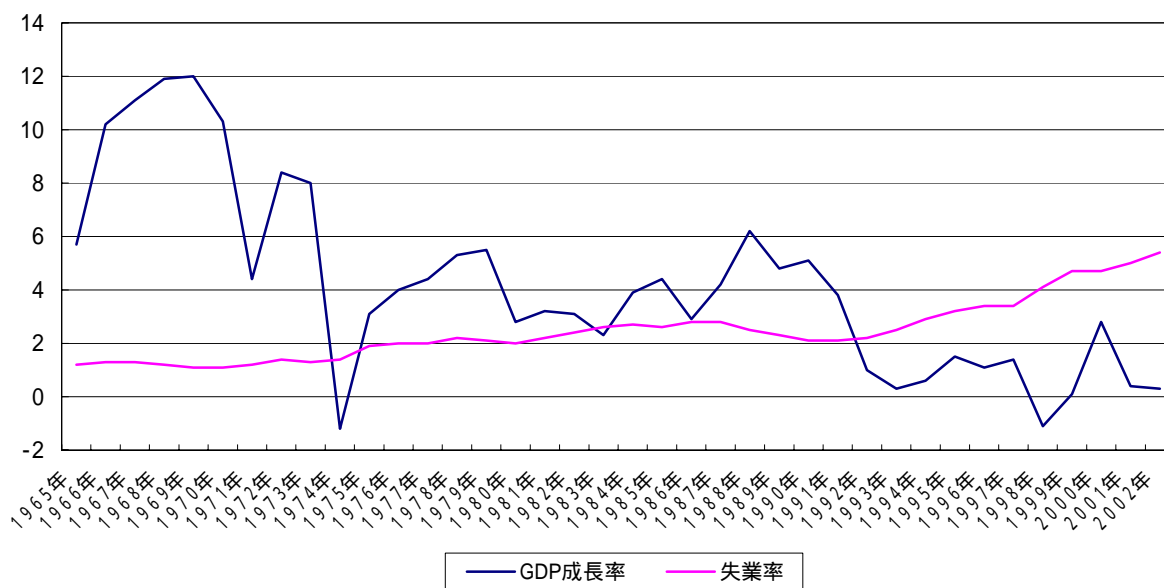
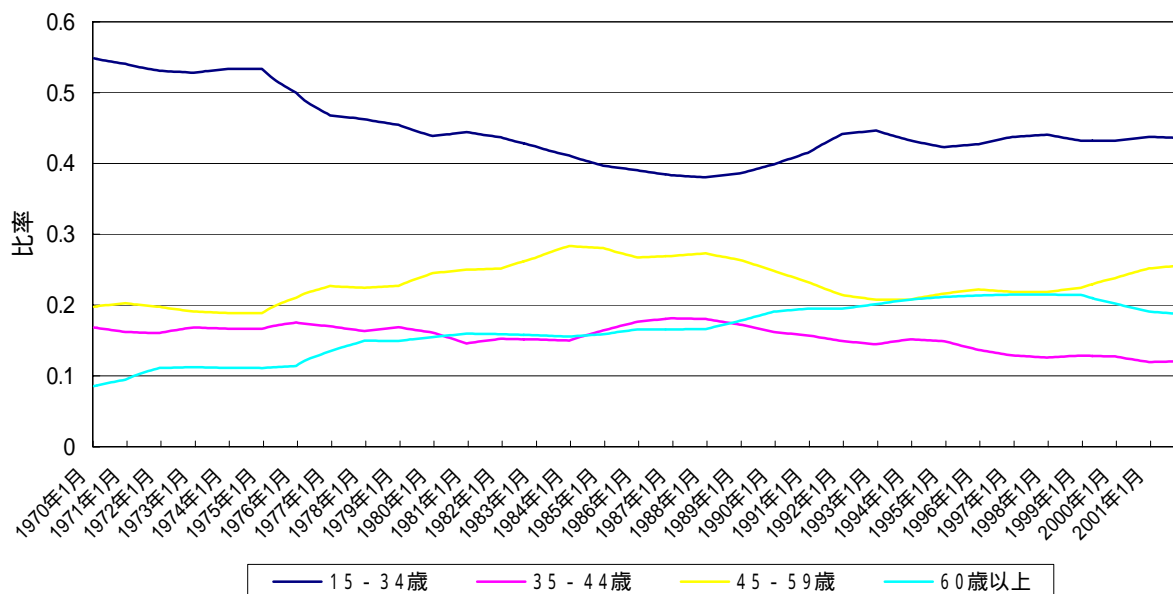


図2. 年齢別失業者構成比の推移



UV 曲線の議論からすれば、よりマッチングの難しい失業者が増加することにより、構造的失業を増加させていることが考えられる。UV 曲線から構造的失業を導出する試みは水野（1982、1992）、日本経済調査会（1985）や最近の労働白書などで既に行なわれている。また、図3のU-V曲線のプロットからは、90年代以降構造的失業が拡大しつつあることを窺わせている。労働白書の計測によれば、90年代に入って構造的失業は増加を続けておりUV曲線の上方シフトを示唆している。しかし、UV曲線の計測に対しては多くの批判があり、

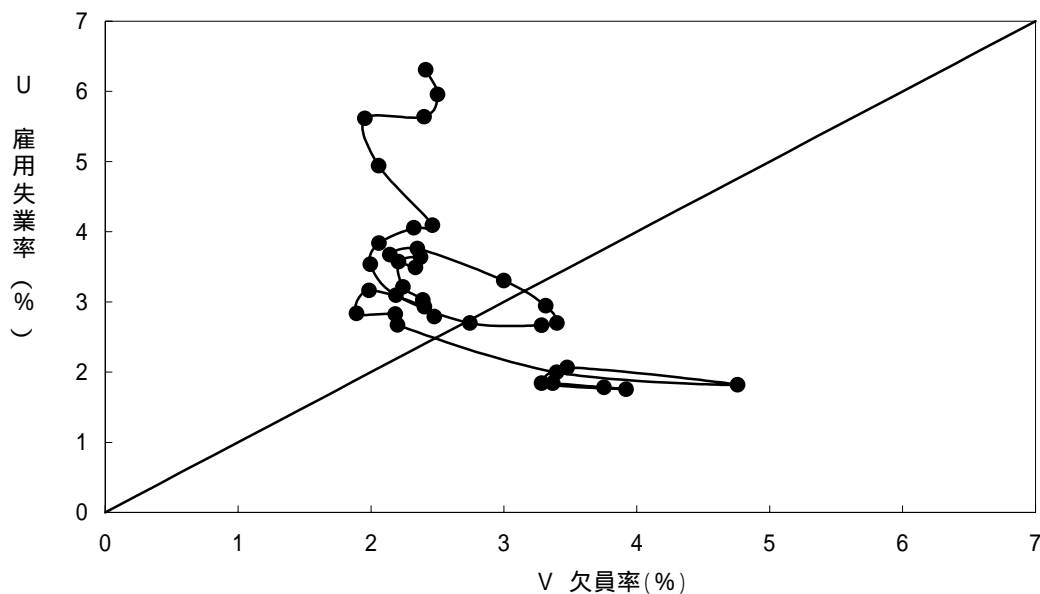
最近行われた労働白書の分析でもそれらに応えたものとはなっていない。

例えば、

- 1) 同時性に対する問題に対応していない。
- 2) 2 期間に分けて UV 曲線を推定しており、UV 曲線のシフト要因を組み込んでいない。したがって、 $U=V$  となる失業率の変化が UV 曲線のシフトのためなのか、それとも構造変化なのか区別ができない。
- 3) 後期においては、多くのサンプルが原点からの 45 度線より右上方（供給超過の状態）にあり、UV 曲線の関数型の違いにより 45 度線との交点の位置が大きく異なる可能性がある。

などである。また、欠員率等の利用データに関する整合性の問題についても十分な検討が行なわれているとは言えない。さらに、UV 分析における  $U=V$  となる失業率は構造的失業と摩擦的失業の合計であり、両者の性格が大きく異なっているが、それを区別することができない、という問題も生じる。

図3 . UV曲線(1968~2002年)



(資料) 総務省「労働力調査」、労働省「一般職業紹介状況」

NAIRU と UV 分析の大きな相違は、NAIRU が賃金調整も含んだ議論であるのに対し、UV 分析では明示的に賃金調整を扱っていないということである。超過供給や超過需要の下では必ずそれらを調整するように賃金の変動することになる。そもそも賃金が瞬時に弾力的に調整されるという想定の下では「構造的失業」という概念は存在しなくなる（他の労働条件や労働者に求められる能力なども賃金と共に調整される必要があるが）。したがって、賃金

調整のあり方が失業率や欠員率の動向に影響を与えるとすれば、賃金調整のあり方が変われば、U と V の関係も変化することになる。従来のフィリップス曲線の下方硬直性の議論にみられるように、一般的に賃金調整は景気下降局面で下方硬直的になる性質を持っている。わが国でもバブル経済崩壊後は失業率の変動に比して賃金調整は硬直的になっている、とされている<sup>(2)</sup>。

このような状況を踏まえれば、(3)で示したように賃金が下方硬直的であるような時期だけを扱ったサンプルで UV 曲線を計測することは大きなバイアスをもたらす事が想定される。

ちなみに以下で簡単な UV 曲線を用いて幾つかの検討を行なってみよう。表 1 は、1968 年から 2002 年までの年データを用いて下記の UV 曲線を推定した結果を整理したものである。

$$\text{Log}(\text{雇用失業率}) = \quad + \quad \log(\text{欠員率}_{-1}) + \quad (\text{シフト要因}_{-1})$$

欠員率は労働白書と同様に職業安定業務統計より作成したものであり、シフト要因としては、サービス産業比率や失業者における 55 歳以上構成比を用いている。表 1 - (1)はシフト要因を含めない推定結果を、(2)はシフト要因としてサービス産業従業者構成比を導入したケースを、(3)は同様に失業者に占める 55 歳以上失業者構成比を用いたケースを、(4)はサービス産業従業者構成比と 55 歳以上失業者構成比の両方を用いたケース示している。

ここで、注意しなければいけないことはシフト要因を導入するかどうかで の値が大きく異なること、計測期間を変化させることにより一部のパラメータ値が大きく変化することである。この点は先に示した UV 曲線を計測する上での問題点が現れていると判断することができる。

ちなみに、(2)の結果を用いて構造的失業率（摩擦的失業率を含む）を計算すると、図 4 のようになり、最近の失業率の 7 割以上が構造的失業率と摩擦的失業率で占められていることになる。当然のこととして、比較的最近だけのサンプルだけで推定された結果を用いれば、上述したようにパラメータ値がかなり異なってくるため構造的失業率の値も違ったものとなる。

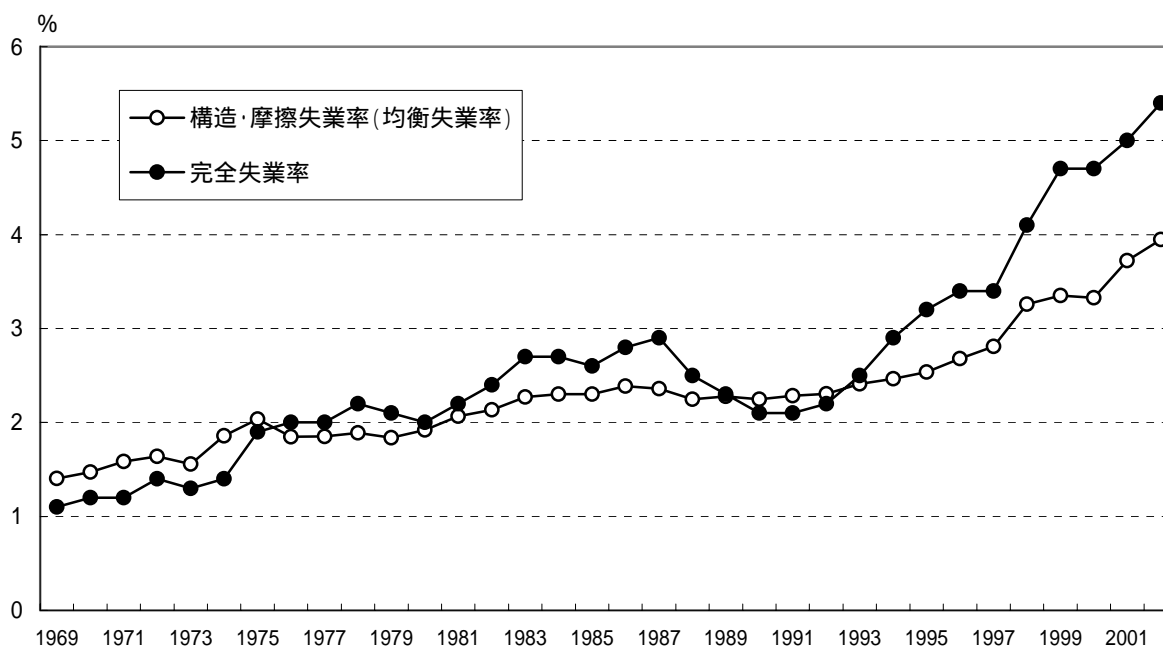
以上のことから、UV 曲線を用いた失業構造の把握には多くの困難が伴うこと、そのことによるバイアスを回避するのはかなり難しい作業であることが確認できた。次節では、若干異なった視点から失業構造の把握を試みる。フローデータを用いて失業期間を対象を絞って失業構造の変化を把握することを試みる。しかし、周知のようにフローデータにもデータ固有の問題点が幾つか存在する。また、公表されたフローデータからは各フローでの失業期間を知ることはできない。ここでは、中村（2003）で試行的に作成したフローデータを用いたモデルを一部修正することにより、U = V となるような状況の下で、各失業グループの失業（求職）期間の分布が時点間でどのように変化しているか検討する。

表1. UV曲線の推定結果

		欠員率	第3次産業就業者比率	高齢者(55歳以上)失業者比率	R2	DW
1	A (69-02)	-1.04 ( -5.78 )			0.50	0.33
	B (69-85)	-0.81 ( -6.07 )			0.69	0.79
	C (86-02)	-1.04 ( -3.37 )			0.39	0.28
2	A (69-02)	-0.49 ( -4.47 )	0.05 ( 9.36 )		0.86	0.48
	B (69-85)	-0.26 ( -2.60 )	0.06 ( 6.95 )		0.93	1.62
	C (86-02)	-0.67 ( -3.81 )	0.08 ( 6.16 )		0.82	0.58
3	A (69-02)	-0.52 ( -3.05 )		0.07 ( 4.89 )	0.71	0.46
	B (69-85)	-0.43 ( -2.83 )		0.05 ( 3.45 )	0.82	1.24
	C (86-02)	-0.88 ( -2.66 )		0.09 ( 1.22 )	0.41	0.40
4	A (69-02)	-0.55 ( -4.78 )	0.06 ( 6.28 )	-0.03 ( -1.47 )	0.87	0.58
	B (69-85)	-0.28 ( -2.78 )	0.08 ( 4.81 )	-0.03 ( -1.41 )	0.93	2.02
	C (86-02)	-0.54 ( -3.20 )	0.08 ( 6.80 )	0.08 ( 2.16 )	0.86	1.12

( )はt値

図4. 失業率の推移



資料)総務省「労働力調査」、労働省「一般職業紹介状況」

### 3. フローデータを用いた失業期間の分析

中村(2003)においてフローデータを用いて異なった年齢層に関する失業構造を分析するモデルを構築した。以下では、それを一部修正したモデルを用いて失業期間に関する分析を試みる。

使用するモデルを簡単に説明しよう。今、3つの状態(非労働力(N)、就業(E)、失業(U))からの各々の  $t-1$  期から  $t$  期への状態間の移動を、NN、NU、NE、UN、UU、UE、EN、EU、EE とし、その推移確率を小文字で表すことにしよう。したがって、フローデータより、 $U_{t-1} \rightarrow U_t$  となる推移確率を  $uu_t$  とすれば、 $uu_t = \Pr(U_{t-1} \rightarrow U_t)$  となり、 $(U_{t-1} \rightarrow U_t) / U_{t-1}$  として計算される。説明を簡単にするために  $\Pr(U_{t-1} \rightarrow N_t) = 0$  だと仮定すれば、 $1 - uu_t = \Pr(U_{t-1} \rightarrow E_t)$  となる。

以上の推移確率は、 $U_{t-1}$  に含まれる様々な失業者の平均的な値として定義されている。転職行動に関するこれまでの分析(中村(2001)などを参照)によれば、失業(求職)期間と転職率の間には有意な負の関係があるとされている。つまり、失業期間が長くなるほど、良好な転職先を見つけることが難しくなることを示唆している。このことは逆に企業にとって望ましい失業者ほど失業(求職)期間が短くなる傾向を示すものであり、結果として長期間の失業者は相対的に企業の望む技能を身に付けていない、などのことが考えられる。

ここで、次の二つの仮定を導入する。

A  $t$  期に新たに失業者となったグループは企業が望む能力( $Z$ )に関して特定の分布  $F_t$  に従う。

B 分布  $F_t$  において能力の高い失業者ほど転職できる確率は高く、それは関数

$$G(Z, X_t) \quad G'_z > 0, \quad G'_x > 0$$

で表せるとする。ここで、 $X_t$  は  $t$  期において転職のし易さに影響を与える変数を示す。

この二つの仮定の下では、 $t$  期に新たに失業者となった者の能力は分布  $F$  に依存し、その中で能力の高い者ほど関数  $G$  に依存して相対的に容易に就業していくことになる。 $t$  期に新たに発生した失業者を  $U(0)_t$  とすると(カッコ内の数字は失業期間を示す)

$$U(0)_t = \int F_t(Z) dZ$$

であり、その中で  $t+1$  期に就業できる者は

$$U(0)_t \rightarrow E_{t+1} = \int G(Z, X_t) \cdot F_t(Z) dZ$$

となる。 $t+1$  期にも失業に留まる者は

$$U(0)_t \rightarrow U_{t+1} = U(1)_{t+1} = \int (1 - G(Z, X_t)) \cdot F_t(Z) dZ$$



となる。t + 2 期目にも失業者で留まるものは、

$$U(2)_{t+2} = (1 - G(Z, X_t)) \cdot (1 - G(Z, X_{t+1})) \cdot F_t(Z) dZ$$

となる。ここで、t + n 期に失業者として留まっている者は、

$$U(n)_{t+n} = \int (1 - G(Z, X_{t+i-1})) \cdot F_t(Z) dZ \quad A-1$$

となる。同様に、t + n 期に就業できるものは

$$U(n-1)_{t+n-1} \quad E_{t+n} = \int G(Z, X_{t+i-1}) \cdot \int (1 - G(Z, X_{t+i-2})) \cdot F_t(Z) dZ \quad A-2$$

となる。

以上の U(i) の能力に関する分布は i の増加と共に左側にモードが移動することになる。このことは、失業期間の長い失業者グループは平均的に転職できる確率が小さくなることを示している。このような現象は中村 (2001) などの転職行動を実証的に分析した結果と整合的である。

以上の仮定の下では、 $U_t = \int U(i)_t$  であり、 $U_t$  の中には異なる失業期間の失業者が混在し、失業期間によって推移確率が異なることになる。したがって、失業期間ごとに推移確率は条件付確率となり、 $(i)_t = \Pr(U_{t-1} = U_t | U(i))$  となる。ここで実際に観察される推移確率との関係は、

$$u_{ut} = \Pr(U_{t-1} = U_t) = \int (U(i)_{t-1} / U(i)_{t-1}) \cdot (i)_t \quad A-3$$

である。

観察されるフローデータからは、直接的に  $(i)_t$  を求めることはできない。また、 $F_t(Z)$  や  $G(Z, X_t)$  も対応するデータが利用できないため直接的に推定することは不可能である。しかしながら、他の関連情報を用いることにより、比較的整合的かつ現実妥当性の高い関数形に特定化することは可能である。さらに幾つかの制約条件を課すことにより観察されたフローデータと整合的になるように  $U(i)_t$  や  $(i)_t$  を導出することは可能である。そのような作業が可能ならば、各期の失業者数 ( $U_t$ ) と同数の需要が発生した時に、ある一定以上の失業期間を経なければ就業できない失業者数をモデルのシミュレーションによって導出することが可能となる。

## モデルの解法

フローデータより、以下の推移確率が計算できる。

1) t 期における新たな失業フローへの参入確率

$$\Pr(E_{t-1} = U_t) \quad U - 1$$

$$\Pr(N_{t-1} = U_t) \quad U - 2$$

2) t 期における継続失業確率

$$\Pr(U_{t,1} \mid U_t) \quad U - 3$$

3) t 期における失業からの離脱確率

$$\Pr(U_{t,1} \mid E_t) \quad U - 4$$

$$\Pr(U_{t,1} \mid N_t) \quad U - 5$$

モデルでは、(U - 1) および (U - 2) 式を外生とし、(U - 3) から (U - 5) 式を内生的に解くことになる。(U - 3) と (U - 4) の内生化的方法は先に述べた関数 F および G の導入によって行われる。(U - 5) については、(U - 3) を導出する過程において一定期間以上失業(求職)者であっても就業できなかった者は、その期間を過ぎると労働市場から離脱する、という仮定の下で (U - 3) と (U - 4) の内生化的と同時に決定される。

就業確率関数 G はロジスティック関数で特定化する。パラメータ値の設定に関しては、t 期における各失業スペルの平均値である (U - 4) を被説明変数とする回帰式を推定し、そこから得られる係数値を制約として G 関数のパラメータ値の初期値を設定する(詳細は後述)。

次に、想定される各期に発生する失業者が全て求職活動をするようになった時期 (T) より、各期において新たに失業者となったフローについて設定された F と G を用いて A-1 および A - 2 を計算する。その後は A-3 を含め通常の推移確率に関する制約が成り立つように解を導出する。最終的には、U - 3 と U - 4 について理論値と観察値の乖離が最も小さくなるように G 関数およびモデルに組み込まれた関数のパラメータ値を修正するという収束計算を行う。以上の手続きによって実際のフローデータの推移と最も乖離が少なくなるようなパラメータ値を得ることができる。

#### 4 . 具体的な作業手順

失業者の質(能力)を年齢のみの関数として扱う。これは、現状では失業者数を年齢以外の要因でコントロールした月次データが得られないことによる。本来は、年齢以外に学歴、失業前の職種、経験年数、資格の有無などの要因が考えられるが今回の分析では、それらの要因は考慮されていない。年齢別の失業者数については、4 つの年齢区分に統合して用いている。4 区分は、15-34 歳層、35-44 歳層、45-59 歳層、60 歳以上である。また、今回の分析は試行的なものであり、男子失業者にのみ対象を絞って分析を行った。

このようにして得られた男子年齢別失業者数は、各期においてモデル内で決定される異なった失業期間について合計した年齢別失業者数に一致しなければならない。また、関数形  $F_t$  についても同様に t 時点で発生した年齢別失業者に関する分布を示すことになる。今回の作業では各時点での直近における 2 年(24 ヶ月)間の年齢別失業者構成比数の平均値を用いて、その分布型を外生的に与えることにする。以上の仮定より各期の新たな失業者の年齢構成は図 2 の比率にほぼ対応したものとなる。なお、年齢計の発生総数は、時点によらず一定値で

固定した。15-34 歳層の構成比は 80 年代後半まで低下し続けるが、その後上昇し、90 年代には横這いとなっている。35-44 歳層の構成比は、80 年代まではほぼ横這いであるが、その後は傾向的に低下している。45-59 歳層の構成比は 80 年代後半まで上昇するが、その後バブル経済崩壊と共に低下するが、最近になってまた上昇傾向が見られる。60 歳以上の構成比は高齢化に対応して一貫して上昇している。

能力を表す指標として年齢を用いたことにより関数 G についても年齢別の就業確率の差異を把握できるものを考えなければならない。いま、年齢別失業者の各期における就業確率  $P_r(UE_{jt})$  は、

$$P_r(UE_{jt}) = \text{EXP}(\alpha_j + \beta EV_t) / (1 + \text{EXP}(\alpha_j + \beta EV_t)) \quad j=1,..4$$

で表せると仮定する。ここで、 $EV_t$  は t 期の市場条件であり、データとしては t-1 期の有効求人倍率を用いている。添え字 j は、年齢階層を示す。推定は、ロジステック変換をした線形回帰モデルで行うが、攪乱項が不均一分散となるため、GLS を用いて行った。

表 2 . 就業確率関数の推定結果

説明変数	係数值	t 値
定数項	0.167245	0.21
1 期前有効求人倍率	0.313720	3.89
15-34 歳失業者比率	-1.87301	2.06
45-59 歳失業者比率	-2.38432	1.80
60 歳以上失業者比率	-4.59807	5.79
標本数		33

推定期間：1969-2001 年、推定方法：GLS

実際の推定は、年データを用いて各期の  $ue$  をロジステック変換したものを被説明変数とし、前期の有効求人倍率、年齢に関する変数を説明変数とする式

$$\alpha_0 + \sum \alpha_j RU_j + \beta EV_t \quad j=1,3,4$$

である。推定結果を表 2 に示す<sup>3)</sup>。35-44 歳層が最も就業確率が高く、逆に、60 歳以上では最も低くなっている。

以上の F および G 関数をモデルに導入し以下でモデルの解を求め、その解を用いて各期の失業者数と同数の需要が与えられたときの失業フローについてシミュレーション実験を行う。

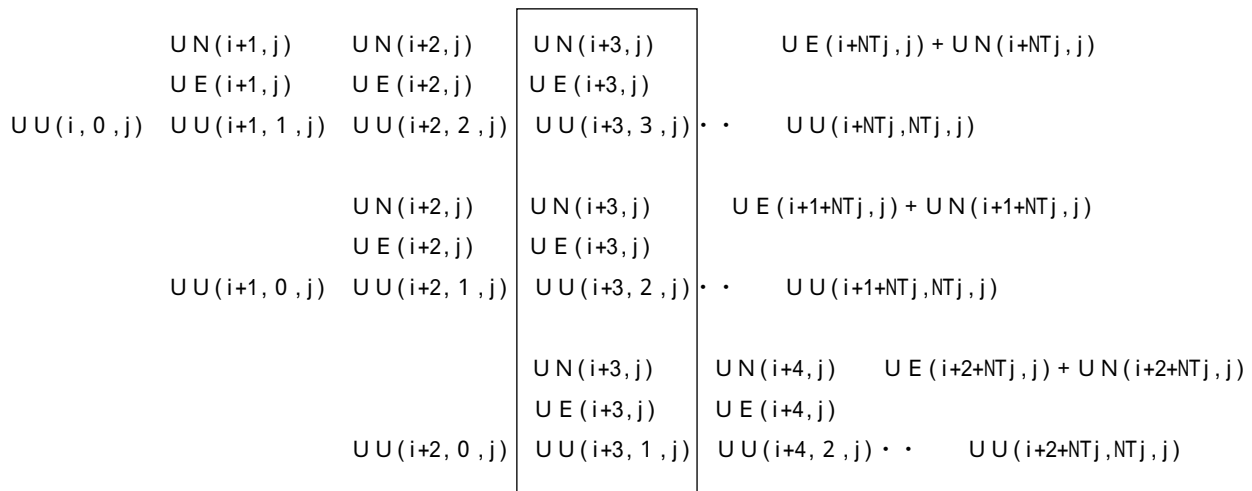
## モデルの収束条件

モデルの収束に関しては、各期の失業者数および UE とそれら理論値の平均絶対誤差率の合計が最も小さくなるように、最終的に同一時点で発生した全ての失業者が労働市場から退出する期間（同一時点で発生した失業者が全て UN となる時期（最大求職期間））と un に関するパラメータ値を内生的に決定するような収束計算を行う。

推移確率  $u_n$  は、それを求職期間の関数とし、最長求職期間 =  $NT_j$  の時に、 $Pr(UN) = 1$  となるようにパラメータ値を設定する。実際には、 $Pr(UN) = a(\text{求職期間})^b$  とし、求職期間が  $NT_j$  となるときに  $uu = 1$  となるように  $a$  の値を与えている。その際、年齢別の就業確率の逆数（期待求職月数）が、年齢間で G 関数の結果と整合的になるように年齢間の最大求職期間を設定する。

具体的な手順は図 5 の通りである。図 5 では、 $UU(i,t,j)$  という記号を用いて、以上の手順を示している。 $UU$  は各期の失業フローであり、 $i$  は失業者となった時期を、 $t$  は失業期間を、 $j$  は失業者の能力を示している。例えば、 $UU(i,0,j)$  は、 $j$  という能力を持った労働者が  $i$  期に失業となり、その時点での失業期間は 0 であることを示している。 $i+1$  期においても、この失業者が失業を継続していれば、 $UU(i+1,1,j)$  となる。 $UN(i,j)$ 、 $UE(i,j)$  は、各々、 $j$  という能力を持つ失業者が  $i$  期に非労働力、就業者へと移動した者を示している。

図 5 . モデル解法の手順



$$\cdot UU(i+3) = j ( UU(i+3, 3, j) + UU(i+3, 2, j) + UU(i+3, 1, j) )$$

注： $UU(i, t, j)$ 、 $i$ ：失業者となった時期、 $t$ ：失業期間、 $j$ ：失業者の能力  
 $NT$ は  $j$  毎および失業発生時毎に異なる。

図では、 $i+3$  期に様々な失業期間を持つ失業者が全て揃うと想定している。 $i+3$  期に、各能力別失業者について失業期間別の失業者を全て足し合わせたものが、その期の継続失業者数（この期に失業者となった者は除く）となる。したがって、 $i+3$  期の継続失業者数  $UU(i+3)$

は、

$$UU(i+3) = \sum_j (UU(i+3,3,j) + UU(i+3,2,j) + UU(i+3,1,j))$$

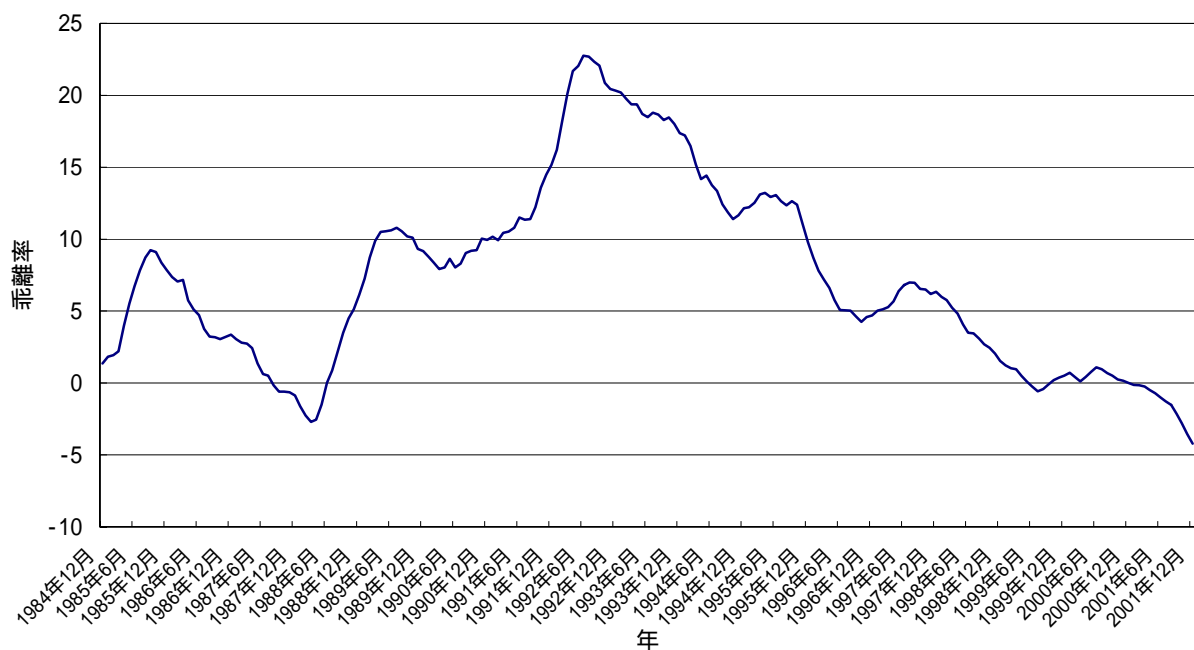
となる。この値は、フローデータの各期における UU の値に対応する。また、各期に発生した失業者は NT<sub>j</sub> 期間後に就業者になるか非労働力化するかによってくまなく配分されることになる。

### モデルの解

モデルは、70年1月を初期時点とし、2001年12月まで動かしている<sup>(4)</sup>。また、収束条件の判定は、1984年12月から2001年12月までの期間について行った<sup>(5)</sup>。各期の継続失業者数の平均絶対誤差率は7.5%である。また、モデルが試行段階のため継続失業者数以外のフロー変数については必ずしも現実妥当性は高くないが、平均絶対誤差率で見て10%前後の説明力を維持している。以下では継続失業者数の結果に焦点を絞って説明を行う<sup>(6)</sup>。

継続失業者数の各期の実績値と理論値の誤差率を図6に示す。この図から分かるように、前半の期間では過大推計に、後半の期間では過小推計になっている。特にバブル崩壊直後には大幅な過大推計となっており急激な景気低迷による影響をモデル内で把握できていない。これは、就業確率が市場要因（有効求人倍率）のみによって決まるという仮定が影響していると考えられる。他の変数（例えば賃金変化率）を導入することなどにより急激な景気変換点に対応できるように工夫する余地が残されている。

図6. 理論値と実績の乖離率(失業者数)



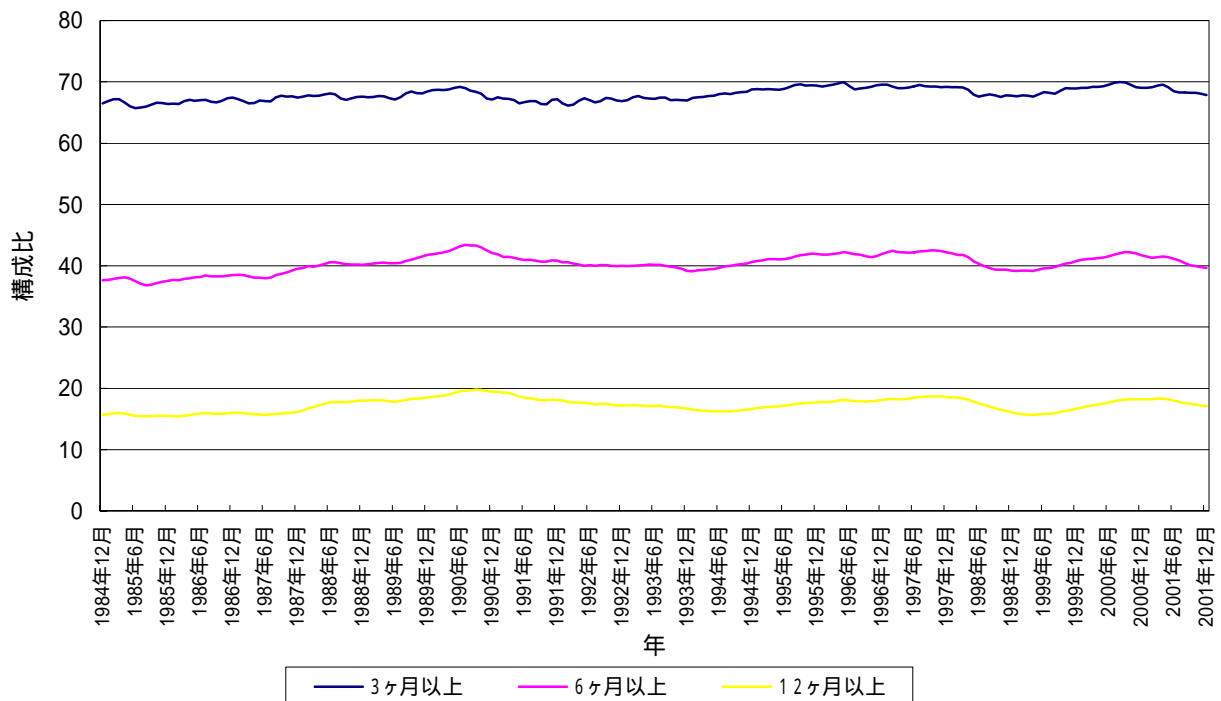
## シミュレーション

以上のように解かれた数値を下に、失業期間に関するシミュレーション実験を行う。実験を行う前に、失業期間について標準解を詳細に検討しておこう。

図7は、各期における失業期間別（3ヶ月以上、6ヶ月以上、12ヶ月以上）構成比を計算したものをプロットしたものである。バブル期までは趨勢的に各期間の構成比は上昇している。これは年齢構成などの変化によるトレンドが影響しているものと考えられる。その後、バブル経済の影響により1-2年は低下するがバブル経済崩壊の効果によってまた上昇に転じる。一時的に97年以降数値は減少するが傾向として横這い、もしくは上昇傾向にあると判断できる。

年齢別失業期間の構成比の変化を3ヶ月以上についてみると、15-34歳層では同期間内に30%から43%の範囲で大きく変動する。これは、この年代層の就業機会が労働市場の需給環境に大きく依存するためと考えられる。35-44歳層では3-5%と比率も変動も小さくなっており、景気循環などに伴う失業率、失業期間とも安定した推移を示していることと対応している。45-59歳層では、48-56%と変動は少ないものの15-34歳層に比べて構成比は大きくなっている。60歳以上では、84-88%と高い水準で推移している。

図7. 失業期間別失業者構成比の推移



以上の失業期間に関する標準解に対して  $U=V$  となったときの効果をシミュレーション実験によって確認してみよう。以下では二つのシミュレーションを行う。

- (1) 他の条件を標準解と同一として  $U=V$  (求人倍率が1) となったときの効果

(2) (1)において、新たに発生する失業者の年齢構成が固定されたときの効果

図2で示したように最近になって60歳以上の高齢者の失業割合が増加している。70年代から90年代にかけて60歳代の失業者全体に占める比率は約10%(70年代前半)から約20%(90年代後半)と10ポイントも増加している。年齢別の就業確率は表2の推定結果から分かるように60歳以上の失業者の就業確率は他の年齢層に比べてかなり低くなっている。また、この層が失業者として留まる期間(求職期間)も相対的に長く、全体の失業者数増加に大きな影響を与えていることが考えられる。

シミュレーション(2)では、このような年齢別失業者数の構成比の変化がどの程度全体の失業期間の変化に影響を与えているか検討する。

### (1) 他の条件を標準解と同一として $U=V$ (求人倍率が1) となったときの効果

バブル経済崩壊後の失業率の上昇に伴って、構造的失業やNAIRUなどに関する議論が多く行われるようになった。これは、短期的な雇用政策による失業抑制(減少)効果を判断するという観点からのものであることは言うまでもない。UV分析やNAIRUなどの測定には多くの批判があるものの、構造的失業はバブル経済崩壊後徐々に拡大してきていることが指摘されている。また、中村(2002)などのマッチング関数に関する分析においても最近になってマッチング効率が低下してきていることが示唆されている。

ここでは、フローデータから、ほぼ同じような視点で構造的失業がどの程度増加してきているか検討する。具体的な方法は、有効求人倍率(EV)が1(求人数=求職数)となるような失業者数を求め、一定の求職(失業)期間を経過しても、まだ就職できない失業者を求め、というものである。

図8は、各期の失業者数の標準解との乖離率をグラフにしたものである。最初に年齢計をみてみよう。バブル期には7%ほどシミュレーション値のほうが上昇するが、それ以外の時期では概ね4-6%ほど減少する。このことは、 $U=V$ と想定してもそれほど失業者数が減少しないことを意味する。UV分析による構造的失業率が(全体の失業率が5%程度の時)2-3%だとすれば、全体の失業者数の半数近くが需要不足失業ということになる。しかし、UV分析では需要拡大に伴って新たに発生する失業者数が減少することを想定しているが、ここで用いたシミュレーションでは新たに発生する失業者数( $NU_t+EU_t$ )は固定されており、そのような状況でも5%前後失業者数が低下するということが注目に値する。

次に年齢別の乖離率を検討しよう。60歳以上はほとんど影響を受けていない。これは、この年齢層では元々就業確率が低く、市場全体で $U=V$ となってもそれほど就業確率が上昇しないためと考えられる。一方、他の年齢層は標準解に比べてかなり影響を受ける。15-34歳層ではバブル経済崩壊後、10%以上の低下を示している。しかし、高齢化の進展などにより最も需要拡大による効果の小さな高齢者の失業者数がトレンド的に増加しており、全体の減少は先に検討したように小幅なものとなっている。

では、失業(求職)期間はどうか。図9は、各失業期間(3ヶ月、6ヶ月、12ヶ月)

図8. 実験1 (U=V)と標準解との乖離率(失業者数)

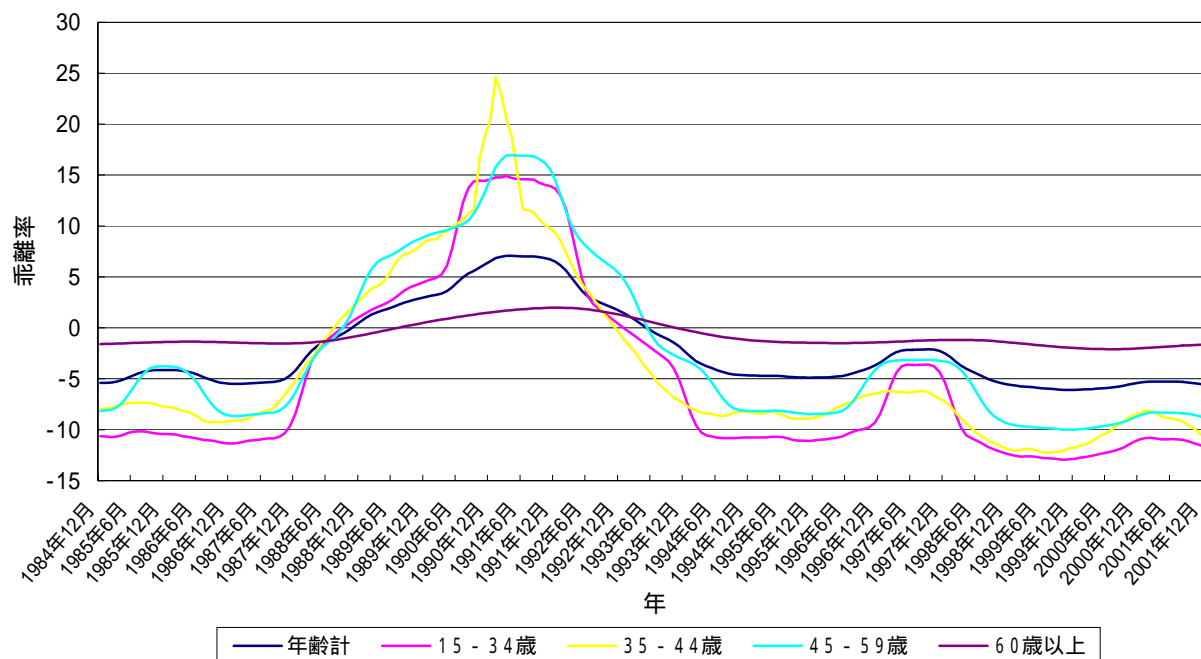
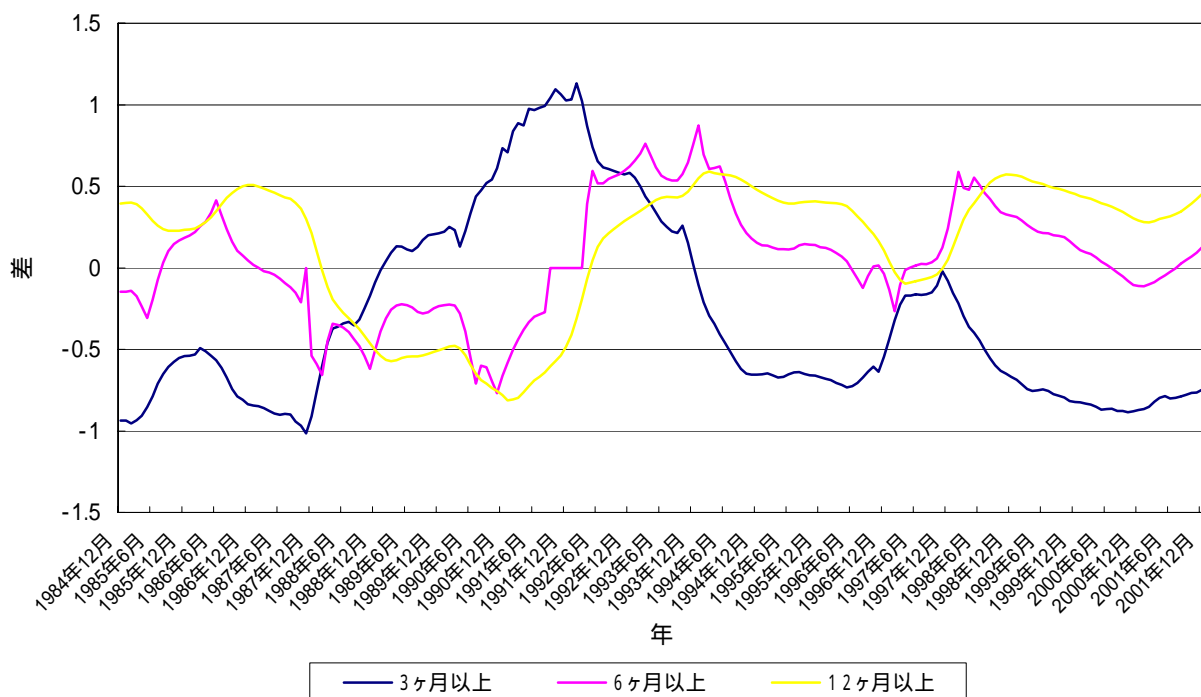


図9. 失業期間別構成比の標準解との差



以上失業している者の構成比について標準解との差を示したものである。予想されるように3ヶ月以上の構成比はバブル経済期には拡大し、それ以外の時期には縮小する。しかし、その数値はそれほど大きなものではない。これは、図8で全体の失業者数の変動がそれほど大



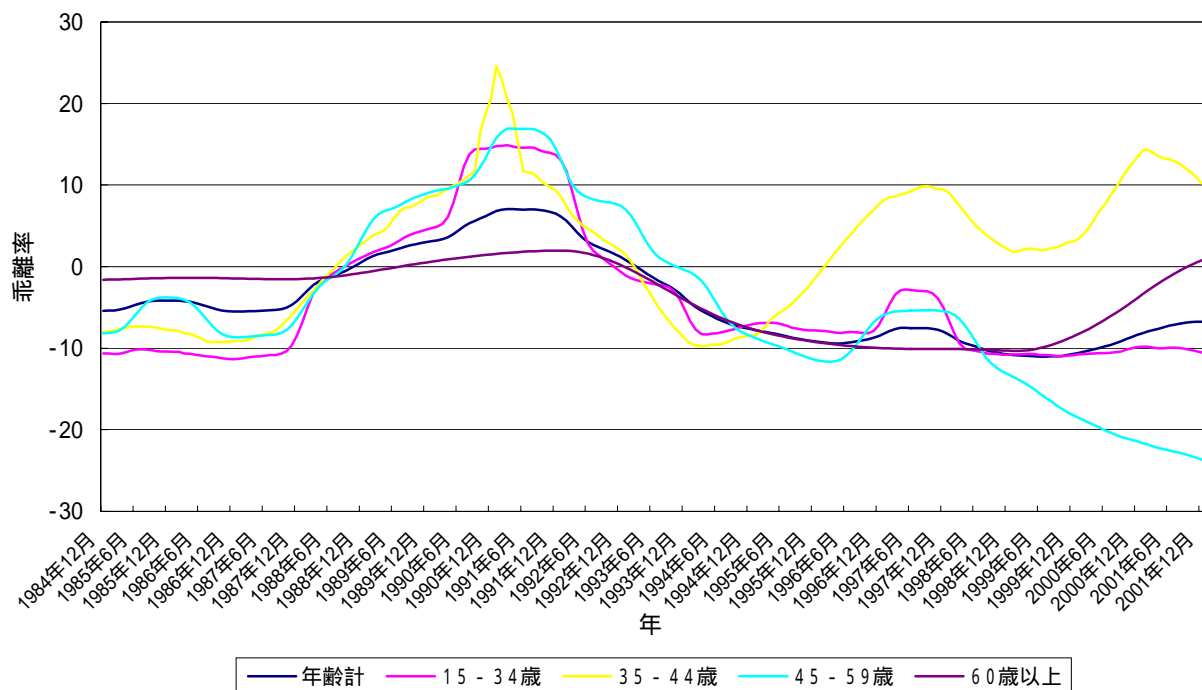
きなものとはなっていないことと対応している。6ヶ月以上、12ヶ月以上の構成比は必ずしも3ヶ月以上の数値とは対応しない。これは、 $U=V$  としても吸収される失業者は相対的に失業期間の短い者が多く、結果として失業期間の長い失業者の構成比が増加するという理由が考えられる。

以上の結論から、ここで用いた失業者のグループにおいては、特定のグループ（特に高齢者）の比率がトレンド的に高くなっており、そのことが  $U=V$  としたときの効果を低めている可能性がある。以下では、失業者の年齢構成をコントロールしたシミュレーションを行ってみよう。

## (2) (1)において、新たに発生する失業者の年齢構成が固定されたときの効果

ここで、 $U=V$  とすると共に、新たに発生する失業者の年齢構成が1992年2月時点に固定された場合の効果を見てみよう。図10は、標準解からの乖離率を年齢計と年齢別に示したものである。1991年までは図8と同じ数値である。年齢計で見るとバブル経済崩壊後には10%近くまで低下する。図8では5%程度であったことと比べると  $U=V$  となる効果が拡大していることが分かる。このことは、最近の高齢化や中高年を狙い撃ちしたリストラによる失業者の年齢構成の変化が長期的失業者（構造的失業）を拡大し、そのことが短期的需要不足失業を相対的に減少させている可能性を示唆している。年齢別の動きでは、35-44歳層と60歳以上層が図8の動向と大きく異なっている。これは、新たに発生する失業者の年齢構成が変化したことが原因である。

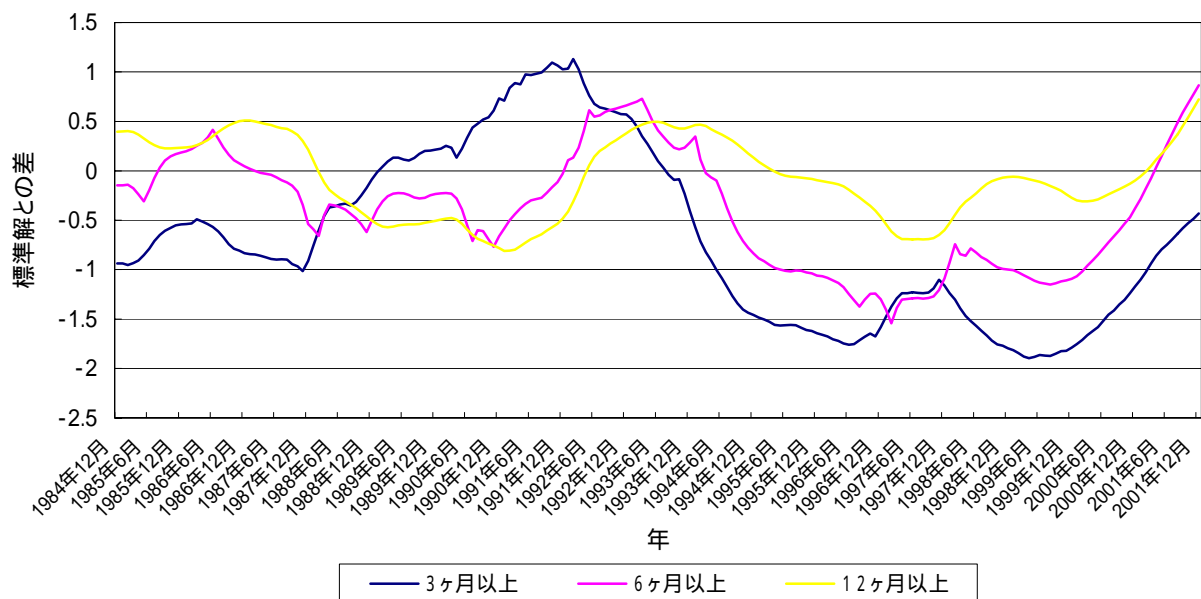
図10. 実験2における標準解との乖離率(失業者数)



次に失業期間別構成比に与える影響を検討しよう（図 11 参照）。失業者数の減少に対応して 3 ヶ月以上の構成比の減少幅は拡大する。図 9 では 1 ポイント以下の低下でしかなかったのが 2 ポイント近くまで標準解から低下している。これは、相対的に失業期間の短い失業者が増加したことの効果である。

以上のように、バブル経済崩壊後の労働市場においては失業者の構成が変化しており、それが失業構造に大きな影響を与えている。ここでの、実験は各時期に発生した失業者数が一定の下で、その構成が変化するという前提で行われている。UV 分析などから得られる構造的失業は景気変動などに伴う各期に発生する失業者数の変動の効果も含んだものである。その意味では、 $U=V$  としたときの効果が小さく出ていたとしても必ずしも構造的失業が大きいことを意味しない。そのような下でも、最近の失業者数の増加が短期的な需要不足によるものだけでなく長期の失業（求職）期間を必要とする失業者の拡大によって「構造的」な失業が拡大していることが示唆される。

図11. 失業期間別構成比の標準解との差(実験2)



## 5. 結論に代えて

UV 曲線とマッチング関数の関係は、これまでも Petrongolo-Pissarides (2001) らによって整理されている。マッチング効率が高まるほど UV 曲線から得られる均衡失業率は低下する。今回用いた就業確率関数は、非常に単純化した形で表されたマッチング関数であるとみなすことができる。今回の分析では、同一の能力を持った失業者グループにおいてマッチングの構造は不変であると仮定したが、能力の異なった失業者グループの構成比が変化することによって集計量で見たマッチング効率（失業期間）がどのように変化するかシミュレーション実験で確認することを試みた。

結果として、再就職確率の低い失業グループの構成比が増加することにより平均的な失業（求職）期間が増加し失業率も上昇することになる。特に、高齢層失業者の就業確率は相対的に低く、高齢化に伴う高齢失業者の増加は長期間の失業（求職）期間を必要とするグループに属する失業者を拡大し、所謂構造的失業の拡大に結びついていることが示唆された。

今回用いたモデルは未だ試行段階であり拡充しなければならない点が多々残されている。特に、失業者の能力分布を内生化する作業、すなわち新規に失業者が発生するメカニズムの内生化、は失業構造の解明に不可避である。また、就業確率関数も新たな説明変数の導入（例えば賃金等の弾力性の程度など）や様々な関数形の検討などを行う必要がある。今回報告された結果は便宜的なものであり、フローデータを用いて政策的なインプリケーションを得るためには、より理論的厳密性や現実妥当性を高めることが要請される。しかしながら、ある程度現実妥当性の高い結果が得られており、フローデータを用いた分析からも十分な情報を得られる可能性があることを今回の分析から確認できる。フローデータのデータとしての整合性を高めると共に、理論モデルの拡充を図る必要がある。

## 注一覧

\*)ここで用いたフローデータは、厚生労働省政策統括官付労働政策担当参事官室より提供を受けた。記して感謝したい。

- 1) 黒田(2002)などではフローデータから推移確率を導出し、ある仮定の下での均衡失業率を推計している。この指標がどのような意味を持つのか、また、所謂構造的失業率やNAIRUとの関係がどのようになっているのかは必ずしも厳密に導出されていない。
- 2) 例えば中村(2000)などを参照。
- 3) 推定には、産業別就業者構成比なども説明変数として導入したが有意とはならなかった。これは、失業者の年齢構成と相関が高く多重共線性が発生しているためと思われる。
- 4) 以下で用いるフローデータはストックデータと対応させるために過去12ヶ月の累積値を用いている。
- 5) 今回のシミュレーションでは、求職期間について平均絶対誤差率が最小になるように各年齢層とも比例的に変化させている。本来は、年齢毎に異なった変化をさせることが望ましいが今回は簡便な方法を採用した。
- 6) 各年齢層の最長求職期間は全期間平均で各々、8.49期間、3.98期間、12.14期間、48期間となっている。高齢者グループについては、求職期間の最大値を48期間としたため、その期間に張り付いている。一方、他の年齢層は景気変動に応じて求職期間が変動しているが、全体的な順番としては、35-44歳層、15-34歳層、45-59歳層、60歳以上層となっている。以上の数値は、平均求職期間ではなく求職活動する期間の平均的な上限値である。したがって、通常見られる平均求職期間よりはかなり長くなっている。

平成13年『労働力特別調査』より、男子完全失業者について求職(失業)期間別の構成比を見ると表3のようになる。年齢と失業期間をクロスしてみることができないため明確な判断はできないが、24ヶ月以上の失業者が18%もいると言うことは、このモデルから得られた求職期間とそれほど異なっていないことを示唆している。

表. 男子失業期間別完全失業者

	人数(万人)	比率(%)
1ヶ月未満	2.4	1.2
1-3ヶ月未満	3.5	1.8
3-6ヶ月未満	3.9	1.9
6-12ヶ月未満	3.3	1.7
12-24ヶ月未満	2.9	1.5
24ヶ月以上	3.6	1.8

## 参考文献

- 玄田有史 (2002)「リストラ中高年の行方」『リストラと転職のメカニズム (玄田・中田編)』東洋経済新報社。
- 黒田 (中田) 祥子 (2002)「わが国の失業率の変動について」『金融研究 (日本銀行金融研究所)』12月。
- Lilien, D.M. (1982), "Sectoral Shift and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, Vol.90, No.4.
- 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』日本経済新聞社、冬号。
- 水野朝夫 (1992)『日本の失業行動』中央大学出版会。
- 中村二郎 (2000)「『失業率 4.7%』日本の雇用はどうなっているのか」『経済セミナー』5月号。
- 中村二郎 (2001)「転職行動における求職期間とマッチング」『技術革新と労働市場の構造変化』雇用・能力開発機構。
- 中村二郎 (2002)「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』、506号。
- 中村二郎 (2003)「フローデータを用いた失業構造の分析」mimeo.
- 日本経済調査会 (1985)『労働力フローに関する調査研究報告書』日本経済調査会。
- 太田聡一 (2002)「若年失業の再検討：その経済的背景」リストラと転職のメカニズム (玄田・中田編)』東洋経済新報社。
- Petrongolo, b., and C.A.Pissarides (2001), "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature*, 39, June.

## 第5章 賃金関数、物価関数による NAIRU の計測

### 1. 賃金関数、物価関数による NAIRU の推計について

NAIRU の推計には、幾通りかの方法があるが、ここでは、Layard, R., S. Nickell and R. JACKMAN(1991)等に則して、賃金関数と物価関数を推計し、長期均衡状態では期待物価上昇率と現実の物価上昇率が一致すると仮定して、NAIRU を求めた。この方法は、「平成2年版経済白書」、「平成6年経済の回顧と課題」、「平成11年版労働白書」等で用いられた方法である。NAIRU の推計の際には、推計方法、期待物価形成のあり方、許容しうる物価上昇率の水準、輸入物価や労働生産性の上昇率の想定等により、得られる結果が異なる点、留意が必要である。

上記の中で最新の推計である「平成11年版労働白書」では、計測期間を1980年代までに固定したものと1990年代まで延長した場合の2ケースについて推計を行っている。長期均衡時の物価上昇率の想定によるが、NAIRU は1980年代までのケースで2.3~2.6%程度、1990年代まで含めると2.6~3.0%程度と推計され、NAIRU が高まっているという結論を出している。

今回は、賃金関数、物価関数とも「平成11年版労働白書」と同じ定式化を行い、いわば、労働白書の分析を2003年まで延長した場合についての検証を行った。従って、推計に際して、関数の体系（変数の種類、定式化（線形か非線形か、失業率等もラグをとるかどうか、分布ラグの想定、計測期間等））や推計方法の見直しなどは行っていない点、留意が必要である。また、関数について構造変化がみられたかどうか、変数が適切かどうか等、詳細な統計的検証は今回行っていない。

### 2. NAIRU の推計方法

以下、具体的な推計方法を述べると、

$$\text{賃金関数 } W = a_0 + a_1(1/U) + a_2 P_e + a_3 R、$$

$$\text{物価関数 } P = b_0 + b_1 ULC + b_2 P_m + b_3 P_r$$

変数は全て四半期データで、

W：名目賃金上昇率（1時間当たり現金給与総額（指数）、事業所規模30人以上）、前年同期比（%）

U：完全失業率、季節調整値（%）

Pe：期待物価上昇率（分布ラグで代用）、前年同期比（%）

R：労働生産性（実質GDP / （就業者数 × 総実労働時間指数（事業所規模30人以上）））上昇率、前年同期比（%）

P：消費者物価上昇率、総合、前年同期比（%）、消費税要因を調整

ULC：単位労働コスト（現金給与総額指数（事業所規模30人以上） × 就業者数 / 実質GDP）

上昇率 (W - R = ULC と近似できる)、前年同期比 (%)

Pm : 輸入物価上昇率、前年同期比 (%)

Pr : 売上高経常利益率変化率、前年同期比 (%)

なお、実質 GDP の 70 年代の数値は 68SNA により求めた。

想定される符号条件は、a1, a2, a3, b1, b2, b3 > 0 である。

関数の計測の際には、Pe、ULC、Pm、Pr は「平成 11 年版労働白書」(Pe はアーモンラグ (2 次)、ULC、Pm、Pr はアーモンラグ (1 次))と同じ分布ラグを使用した。

、 から、長期均衡下 (P = Pe) における失業率の均衡式 が得られ、 において、消費者物価、労働生産性、輸入物価、売上高経常利益率を各々想定し、NAIRU を算出する。

$$(1 - b1a1)P = b0 + b1a0 + b1a1(1/U) + b1(a3 - 1)R + b2Pm + b3Pr$$

より  $U = b1a1 / ((1 - b1a2)P - b0 - b1a0 - b1(a1 - 1)R - b2Pm - b3Pr)$

計測期間は、「平成 11 年版労働白書」にならい、( ) 1972 年 1~3 月~2003 年 10~12 月、( ) 1972 年 1~3 月~1989 年 10~12 月の、1970 年代を含むケースを基本とする。さらに、参考として、1980 年代以降の期間に限定した、( ) 1980 年 1~3 月~2003 年 10~12 月、( ) 1980 年 1~3 月から 1989 年 10~12 月、( ) 1990 年 1~3 月~2003 年 10~12 月についても推計を行った。

NAIRU の推計値については、近年のデフレーション、デフレ状況を鑑み、想定しうる消費者物価上昇率を 2%、1%、0%、-1%とした。また、売上高経常利益率の変化率は 0%と置き、輸入物価上昇率、労働生産性上昇率は、(a)1990 年 1~3 月~2003 年 1~3 月の各期の変化率の単純平均、(b)1980 年 1~3 月~1989 年 1~3 月の各期の変化率の単純平均、(c)1980 年 1~3 月~2003 年 1~3 月の各期の変化率の単純平均という 3 つの場合を想定して計算した。なお、消費者物価上昇率 (消費税要因を調整) の四半期毎の変化率の単純平均値は、(a)0.55%、(b)2.44%、(c)1.34%となっている。

### 3 . 関数の推計結果

関数の推計結果は第 1 表のとおりである。賃金関数については、決定係数が、( )、( ) は 0.9 程度とかなり高いが、( )、( ) は 0.8 弱と低下し、( ) は 0.7 弱とさらに低下している。一方、DW 値は ( ) ~ ( ) の方が 2 に近づいている。説明変数は、( ) の期待物価上昇率、労働生産性上昇率が係数が有意でないが (符号条件はみたす)、その他は、係数は有意で符号条件をみたしている。また、期待物価上昇率の係数が ( )、( ) は 1 程度に対し、( ) ~ ( ) は 0.3~0.4 程度とかなり小さくなっている。労働生産性上昇率の係数も ( ) ~ ( ) ではかなり低くなっている。失業率の逆数の係数は ( ) が低く、( ) が高くなっている。以上

を総括すると、賃金関数は、1970年代を計測時期に含めるかどうかで、違いがみられる。また1980～1989年では当てはまり度がやや低く、1990～2003年は失業率以外の変数が有意でない。

第1表 賃金関数、物価関数の推計

	<参考>		<参考>		<参考>		<参考>		<参考>	
	( )1972年1～3月 ～2003年10～12月		( )1972年1～3月 ～1989年10～12月		( )1980年1～3月 ～2003年10～12月		( )1980年1～3月 ～1989年10～12月		( )1990年1～3月 ～2003年10～12月	
賃金関数	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
a0	-4.21483	-5.4205	-8.2137	-4.782	-4.41853	-7.3537	-6.556	-2.99206	-4.05671	-3.22871
a1	11.8383	4.49171	19.0605	3.73829	17.5309	8.19757	22.0928	3.57448	17.6292	3.58723
a2	1.03	15.52	1.001	11.24	0.3229	3.104	0.2951	2.283	0.4173	1.017
a2-0	0.69725	9.11195	0.600365	5.45818	0.108694	1.06579	-0.03364	-0.27202	0.554129	2.15414
a2-1	0.345471	13.8592	0.320202	8.84573	0.086311	2.55345	0.052282	1.15575	0.194288	1.72469
a2-2	0.099857	4.71267	0.120084	4.69197	0.06425	1.81843	0.098608	2.90256	-0.04105	-0.35122
a2-3	-0.03959	-1.21071	1.09E-05	0.000255	0.042512	0.855073	0.105337	2.12756	-0.15187	-1.09376
a2-4	-0.07288	-2.77189	-0.04002	-1.13947	0.021095	0.543021	0.072467	1.82216	-0.13819	-1.33589
a3	0.538095	4.29306	0.614151	3.06841	0.196003	2.51247	0.275664	2.7267	0.052194	0.438519
R2	0.907463		0.908117		0.797559		0.691316		0.78706	
s d	7.48025		8.46843		2.62914		1.85029		2.72071	
DW	1.42936		1.55252		1.85415		1.72161		2.20666	
物価関数	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
b0	1.10214	7.68205	1.24082	4.96578	1.17174	12.0357	2.10208	12.6519	0.763065	6.43972
b1	0.7033	26.99	0.6763	20.08	0.5611	9.826	0.2396	2.745	0.438	5.915
b1-0	0.234423	26.9907	0.225437	20.0833	0.187048	9.8257	0.079855	2.74548	0.145984	5.91514
b1-1	0.187538	26.9907	0.180349	20.0833	0.149638	9.8257	0.063884	2.74548	0.116787	5.91514
b1-2	0.140654	26.9907	0.135262	20.0833	0.112229	9.8257	0.047913	2.74548	0.08759	5.91514
b1-3	0.093769	26.9907	0.090175	20.0833	0.074819	9.8257	0.031942	2.74548	0.058394	5.91514
b1-4	0.046885	26.9907	0.045087	20.0833	0.03741	9.8257	0.015971	2.74548	0.029197	5.91514
b2	0.06116	6.951	0.07484	7.2704	0.0653	9.59	0.07862	13.31	0.03584	1.931
b2-0	0.020388	6.9511	0.024946	7.27038	0.021768	9.5896	0.026208	13.3088	0.011946	1.9314
b2-1	0.016311	6.9511	0.019957	7.27038	0.017415	9.5896	0.020966	13.3088	0.009557	1.9314
b2-2	0.012233	6.9511	0.014968	7.27038	0.013086	9.5896	0.015725	13.3088	0.007167	1.9314
b2-3	0.008155	6.9511	0.009978	7.27038	0.008707	9.5896	0.010483	13.3088	0.004778	1.9314
b2-4	0.004078	6.9511	0.004989	7.27038	0.004354	9.5896	0.005242	13.3088	0.002389	1.9314
b3	0.04877	6.953	0.06795	7.109	-0.00325	-0.3894	-0.03578	-2.626	-0.01279	-1.305
b3-0	0.016257	6.95319	0.022651	7.10886	-0.00108	-0.38936	-0.01193	-2.62649	-0.00426	-1.305
b3-1	0.013005	6.95319	0.018121	7.10886	-0.00087	-0.38936	-0.00954	-2.62649	-0.00341	-1.305
b3-2	0.009754	6.95319	0.01359	7.10886	-0.00065	-0.38936	-0.00716	-2.62649	-0.00256	-1.305
b3-3	0.006503	6.95319	0.00906	7.10886	-0.00043	-0.38936	-0.00477	-2.62649	-0.00171	-1.305
b3-4	0.003251	6.95319	0.00453	7.10886	-0.00022	-0.38936	-0.00239	-2.62649	-0.00085	-1.305
R2	0.92144		0.931037		0.781389		0.914937		0.562925	
s d	5.03998		5.71695		1.98779		2.26545		1.29171	
DW	0.671961		0.904173		0.315056		0.492593		0.411515	

資料出所 総務省統計局「労働力調査」、「消費者物価指数」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」、内閣府「国民経済計算」、財務省「法人企業統計季報」、日本銀行「企業物価指数」

(注) 賃金関数は、アーモンラグ(2次)、物価関数はアーモンラグ(1次)を使用、R2は自由度修正済み決定係数



物価関数については、決定係数は( )、( )、( )が0.9強でかなり高いが、( )は0.8弱と低下し、( )は0.6弱と低い。DW値は、各期とも低い( )~( )は、特に低い。説明変数は、売上高経常利益率が( )~( )では符号条件をみたしていない。また、単位労働コスト、輸入物価とも( )~( )では、係数が小さくなっており、輸入物価のt値は( )では2弱となっている。物価関数も賃金関数同様、1970年代を計測時期に含めるかどうかで、違いがみられる。特に1990~2003年は当てはまり度があまりよくない。

このように、今回の関数推計の定式化は、やや問題があり、特に、計測時期を1980年代以降のケースは留意点が必要である。

#### 4 . NAIRU の推計結果

NAIRU の推計結果については、計測結果等を考慮し、( )、( )及び参考として( )を第2表に掲載した。消費者物価上昇率の想定を-1%から2%の範囲とした場合、( )1980年代までのケースでは、NAIRU の推計値は2.3~2.8%程度に対して、( )1990年代以降も含めた場合(1972年以降)では、NAIRU の推計値は2.6~3.5%程度と高くなっている。また、( )1980年以降のケースについては、NAIRU の推計値は2.4%~6%程度と、結果の幅が広がっている。今回の推計結果は、想定する消費者物価上昇率が2%程度の場合、NAIRU は2%前半から半ば程度なのに対して、想定する消費者物価上昇率が低くなるにつれ、特に、0%、-1%という場合、NAIRU の上昇テンポは高まっている。特に参考値とした、1980年代以降のケースでは、消費者物価上昇率が0%でNAIRU 約4%、-1%で約6%とかなり高まっている。計測期間1972~2003年のケースでも、消費者物価上昇率が0%でNAIRU 約3.1%、-1%で約3.5%となっている。

NAIRU の推計結果は、推計方法、変数の想定により差が大きい点、留意する必要があるが、以上の結果からは1980年代に比べて、1990年代以降はNAIRU が高まっている可能性を示唆している。さらに、「平成11年版労働白書」の推計結果(計測期間1972年から1998年)と比較して、ケース( )は、NAIRU の水準が0.1%程度高くなっている。均衡失業率が1990年代末以降にも高まったことをうかがわせる。

今回の推計結果は、数値の幅はあるものの、構造的・摩擦的失業率の高まりを指摘する労働白書等のUV分析の結果と同様となった。

また、既存のNAIRUの先行研究(推計値に幅が大きい点、留意が必要)と概ね近い水準となっている(既存のNAIRUの結果の概略は、本報告書の「労働経済白書等、最近のUV分析を中心とした構造的・摩擦的失業率を巡る議論に関するサーベイ」の章を参照。)

第2表 NAIRUの推計結果

ケース( ) (計測期間 1972年1~3月~2003年10~12月)

	消費者物価上昇率の想定			
	2%	1%	0%	-1%
(a) 1990年1~3月~2003年10~12月	2.60%	2.84%	3.14%	3.50%
(b) 1980年1~3月~1989年10~12月	2.60%	2.84%	3.13%	3.48%
(c) 1980年1~3月~2003年10~12月	2.64%	2.89%	3.18%	3.55%

ケース( ) (計測期間 1972年1~3月~1989年10~12月)

	消費者物価上昇率の想定			
	2%	1%	0%	-1%
(a) 1990年1~3月~2003年10~12月	2.29%	2.43%	2.59%	2.77%
(b) 1980年1~3月~1989年10~12月	2.29%	2.43%	2.59%	2.77%
(c) 1980年1~3月~2003年10~12月	2.29%	2.43%	2.59%	2.77%

ケース( ) (計測期間 1980年1~3月から 2003年10~12月) <参考>

	消費者物価上昇率の想定			
	2%	1%	0%	-1%
(a) 1990年1~3月~2003年10~12月	2.44%	3.07%	4.12%	6.28%
(b) 1980年1~3月~1989年10~12月	2.38%	2.96%	3.93%	5.84%
(c) 1980年1~3月~2003年10~12月	2.42%	3.02%	4.04%	6.09%

(注) (a)~(c)の輸入物価上昇率、労働生産性上昇率の数値(各四半期毎の変化率の単純平均)は以下のとおり

(単位: %)

	輸入物価	労働生産性
(a) 1990年1~3月~2003年10~12月	-0.91	2.26
(b) 1980年1~3月~1989年10~12月	0.63	2.74
(c) 1980年1~3月~2003年10~12月	-0.27	2.46

## 5. 今後の課題

ここでは、「平成11年版労働白書」と同様の方法で計測期間を延ばして、NAIRUの再推計を行った。関数の推計結果の解釈・背景要因も含め、課題は多い。今回は、いわば、NAIRU分析の現状確認という位置づけである。

従来から、NAIRUは、フィリップス曲線の解釈、経済構造との関係、推計結果の安定性等、様々な点が指摘されており、さらに、現下のディスインフレ、デフレ下での賃金、物価、失業率の変動をどう関連づけて分析するか、という点が重要であろう。本報告書のtime varying NAIRUの推計も含め、NAIRUについてもUV分析同様、推計方法の工夫等、さらに検討をしていく必要がある。

**(主要参考文献)**

- Layard, R., S. Nickell and R. JACKMAN (1991) Unemployment-Macroeconomic performance and the labour market Oxford University Press.
- 北浦修敏・原田泰・坂村素数・篠原哲「構造的失業とデフレーション - フィリップス・カーブ、UV 分析、オークン法則」財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」No. 675 January, 2003
- 北浦修敏・原田泰・篠原哲・坂村素数「構造的失業とデフレーションについて」財務総合政策研究所 Discussion Paper Series, 02A-26 (2002 年 7 月)
- 原田泰・北浦修敏・坂村素数・篠原哲「日本の構造的失業率は上昇しているのか」経済セミナー 2002 年 10 月号
- 玄田有史・近藤絢子(2003a)「構造的失業の再検討 - 失業率上昇の背景 - 」ESRI Discussion Paper Series No.53, 2003
- 新美一正「マイルド・デフレ下における「インフレ目標」論 - 短期フィリップス曲線の非線形性をめぐって - 」Japan Research Review 日本総研 2003 年 8 月号
- 労働省「平成 11 年版労働白書」
- 経済企画庁「平成 2 年版経済白書」「平成 6 年経済の回顧と課題」
- Fumihira Nishizaki (1997) "The NAIRU in Japan: measurement and its implications" OECD Working Paper, No.173
- OECD Economic Outlook74 (2003)

## 第6章 日本における NAIRU の推計

### 1 NAIRU とは何か

厚生労働省労働政策担当参事官室の推計によれば、2003年第 四半期の完全失業率 5.07%のうち構造的・摩擦的失業率は 4.13%となっており、8割以上が構造的・摩擦的失業で占められる結果となっている。厚生労働省が試算する構造的・摩擦的失業の指標は、従来より UV 曲線を用いた分析が主であるが、OECD や EU そして欧米のアカデミックな研究で取り上げられる構造的・摩擦的失業の指標<sup>1</sup>としては圧倒的に NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) が多い。本稿の目的は、日本のデータを用いて NAIRU の推計を行い、NAIRU が構造的・摩擦的失業を示す指標として適切なものかどうか検討することにある。

以下では、NAIRU とは何かについて触れることから始める。NAIRU に関する文献は枚挙に暇がないが、NAIRU という用語を説明ないし紹介している教科書はことのほか少ない。筆者の知る限り、Mankiw の *Macroeconomics* (2002) とスティグリッツの『マクロ経済学 第2版』(2001)の2冊だけである。

Mankiw(2002)では、短期総供給曲線 (the short-run aggregate supply curve)<sup>2</sup>の階差を取り、オークンの法則<sup>3</sup>を用いることにより、以下のような期待修正フィリップス曲線<sup>4</sup>を導出している。

$$\pi_t = \pi_t^e - (\pi_t - \pi_t^e) + v_t \quad \dots (1)$$

ここで、 $\pi_t$  はインフレ率、 $\pi_t^e$  は期待インフレ率、 $u_t$  は失業率、 $u^N$  は自然失業率<sup>5</sup>、 $v_t$  はオイルショックや為替レートの変動等の供給ショックをそれぞれ示している。このように、フィリップス曲線が期待インフレ、循環失業 ( $u_t - u^N$  を示す)、供給ショックで表される場合、自然失業率のことを NAIRU と呼ぶとしている(p361)。

またスティグリッツ(2001)では、「政府が自然失業率以下の水準に失業率を維持しようとするならば、インフレ率は上昇しつづけることになる。ひきつづいて生じるインフレ率の上昇に適應して期待は改定されるので、インフレ率はなおいっそう上昇を続ける。このため現在では、自然失業率はインフレ非加速的失業率 non-accelerating inflation rate of unemployment あるいは略して NAIRU と一般には呼ばれるようになっている。」とある(p418~419)。いずれにしても、現在では自然失業率のことを NAIRU と呼んでいることがわかる。

次に、なぜ NAIRU が構造的・摩擦的失業の代理指標と考えられているのかについて触れることにする。NAIRU を構造的・摩擦的失業ないしは構造的失業の代理指標として推計している例は多いが、実は NAIRU が構造的・摩擦的失業の代理指標となることを説明した文献は皆無に近い。その中でゴードン(1989)は、「摩擦的失業と構造的失業は、自然失業率を構

成する。摩擦的失業は、自発的に仕事を辞めたり、初めて労働力人口に参入したり、または再参入したりする人々の職探しの通常の過程において、発生する。・・・構造的失業は、自然失業率の第2の構成要素である。それは、欠員が生じた仕事が求める技能や所在地と、失業者の現在の技能や所在地との間に不一致がある時、発生する。構造的失業は、摩擦的失業より、ずっと長く続く傾向がある。なぜなら、人々が新しく技能を学んだり、新しい所在地に向かうには、時間がより多く必要だからである。構造的失業は熟練度、所在地、またはその双方の不一致を伴うので、しばしば、不一致による (mismatch) 失業と呼ばれる。(p349)」と述べている。摩擦的失業は常時経済の中で一定量発生しているし、構造的失業は短期間では改善不能な要因ということで、両者は長期的に安定していると考えられる自然失業率 (NAIRU) の構成要素としてカウントされるのであろう。

本稿における構成は、以下の通りである。次節では、欧米、日本における NAIRU に関する研究事例を簡単に紹介し、どのような手法により NAIRU が計測されているのか簡単にまとめる。3 節では、観測期間内で NAIRU の値が変化しないものとして NAIRU の推計を行う。続く 4 節では、観測期間内で NAIRU の値が変化することを認める可変 (Time-Varying) NAIRU の推計を行う。その際、HP(ホドリック・プレスコット)フィルターを用いた NAIRU の推計、並びにカルマン・フィルターを用いた NAIRU の推計を行う。最後に簡単なまとめを行う。

## 2 NAIRU の推計モデル

ここでは、NAIRU の推計モデルについて簡単に触れることにする。

NAIRU の推計モデルに関しては、大別して2つのパターンが考えられる。一つは構造方程式モデルによる推計であり、もう一つは誘導形モデルによる推計である。構造方程式モデルとは、賃金関数及び物価関数というミクロの行動方程式を推計し、長期均衡状態では期待物価上昇率と現実の物価上昇率が等しくなることを想定して NAIRU を求める手法である (第5章を参照せよ。)。Layard, Nickell and Jackman(1991)を初めとしてヨーロッパの経済学者が多く用いている分析手法であるといえる。日本でも労働(経済)白書、経済(財政)白書等白書類にその推計結果がある。

一方、数の上で多数を占める NAIRU の推計モデルは、誘導形モデルによる推計である。誘導形モデルはミクロの行動方程式を規定することなく、物価上昇率を期待物価上昇率、循環失業(失業率 - NAIRU)、供給ショックのマクロの関数として定式化し推計するものである。一般的には、Gordon 定式化による以下の“triangle model”もしくはその変形バージョンにより推計する場合が多い。

$$\pi_t = (\alpha - 1)\pi_{t-1} + \alpha(u_t - u_t^N) + \beta(Z_t - Z_{t-1}) + \epsilon_t \quad \dots (2)$$

ここで、 $\pi_t$  は物価上昇率を、 $\pi_{t-1}$  は前期のインフレ率を、 $u_t$  は失業率を、 $u_t^N$  は NAIRU

を、 $Z_t$  は供給ショックをそれぞれ示している。また、 $\varepsilon_t$  は誤差項を示している。(L)、(L)、(L)は多項式ラグをそれぞれ示し、下付  $t$  は時間を示す。

誘導形モデルによる NAIRU の推計についてであるが、観測期間中に NAIRU が変動しないものとして推計を行う方法(固定 NAIRU)と観測期間中に NAIRU が変動することを認める方法(可変 NAIRU)の2つがある。現在では、可変 NAIRU の推計を行う場合が多く、その推計手法としては、4節で説明するカルマン・フィルターを用いた状態空間モデルによる推計手法がほとんどである。カルマン・フィルターを用いた可変 NAIRU の推計は数多くなされており、それをここで逐一紹介することは差し控えるが、例えば日本における推計例としては、新見(2003)、廣瀬・鎌田(2002)等がある。また、固定 NAIRU の推計例としては中村(1999)がある。

### 3 固定 NAIRU の推計

ここではまず、固定 NAIRU の推計を行う。固定 NAIRU とは、既に説明したように観測期間内で NAIRU の値が変化しないものとして NAIRU を推計する方法である。

(1)式を再掲すると、期待修正フィリップス曲線は以下の式で示される。

$$\pi_t = \pi_t^e - (u_t - u^N) + v_t \quad \dots (1)$$

既に示したように、 $\pi_t$  はインフレ率、 $\pi_t^e$  は期待インフレ率、 $u_t$  は失業率、 $u^N$  は NAIRU、 $v_t$  はオイルショックや為替レートの変動等の供給ショックをそれぞれ示している。ここで、期待インフレ率が前期のインフレーションに従うという最も簡単な型を考えると、(1)式は以下のようなになる。

$$\pi_t = \pi_{t-1} - (u_t - u^N) + v_t \quad \dots (3)$$

ここで、 $\pi_{t-1}$  は前期のインフレ率を示している。観測期間中 NAIRU が変動しないと仮定すると、 $u^N$  は定数項となるため、定数項を含んだ期待修正フィリップス曲線

$$\pi_t = C + \pi_{t-1} - u_t + v_t \quad \dots (4)$$

を推計し、定数項  $C$  を  $\pi_{t-1}$  で割ることによって NAIRU の値を推計することができる。以下では(4)式に基づいて推計を行うが、具体的には以下の式による。

$$\pi_t = \alpha + \pi_{t-1} - \beta u_t + \gamma \text{imp}_t + \varepsilon_t \quad \dots (5)$$

供給ショックをコントロールするために、輸入物価指数 ( $\text{imp}$ ) の変化率を導入して期待修正フィリップス曲線を推計する。なお、 $\varepsilon_t$  は誤差項を示す。データとしては、 $\pi_t$  には消費者物価上昇率(総務省)、 $u_t$  には失業率(総務省)、 $v_t$  には輸入物価指数<sup>6</sup>(日本銀行)を用いて推計を行う。なお、推計期間については、四半期データ及び月次データを使って推計を行

う。四半期データについては、1977年第 四半期から2003年第 四半期を対象とし、月次データについては1974年1月から2003年12月を対象として分析を行った<sup>7</sup>。

表1は、四半期データを用いて(5)式の推計を行った結果である。 $\beta_1$ の値は予想通りマイナスの値を取ってはいるが、標準誤差が大きく、1%水準でも、また5%水準でも統計的に有意ではない。切片を示す $\beta_0$ も統計的に有意でなく、輸入物価指数の変化率の係数である $\beta_2$ のみ統計的に有意な値となっている。決定係数の値は高いものの(0.94)、そもそも $\beta_1$ 、 $\beta_2$ という係数値自体が有意でないのだから、こうした係数をもとに固定NAIRUを算出しても意味をなさない。

こうした結果は、月次データを使って(5)式を推計した表2についても同様にいえる。 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ の値も統計的に有意ではない。そのため、そもそも固定NAIRUの算出が意味をなさないことになる。

表1ないしは表2にみるように、係数値が有意でない結果が生じた原因の一つは、インフレ期待を示す $\beta_1$ の係数を1としていることに帰因していると考えられる<sup>8</sup>。この制約が強いため、モデルの当てはまりが悪くなっているものと考えられる。そこで、インフレ期待の係数が1という制約を外し、さらに多項式ラグを導入し、モデルの当てはまりを高めることにする。

表1 (5)式の推計結果(四半期データ)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	-0.048031	0.199566	-0.240676	0.8103
$\beta_1$	-0.00251	0.064247	-0.039064	0.9689
$\beta_2$	-0.019227	0.005719	-3.362128	0.0011
R-squared	0.940366	Mean dependent var	2.159813	
Adjusted R-squared	0.939219	S.D. dependent var	2.652406	
S.E. of regression	0.65392	Akaike info criterion	2.015974	
Sum squared resid	44.47162	Schwarz criterion	2.090913	
Log likelihood	-104.8546	Durbin-Watson stat	1.614182	

つまり、以下の式を用いて再度推計を行う。

$$= \beta_0 + (L) \beta_1 - u + (L) \text{imp} + \dots \quad (6)$$

(6)式の $(L)$ 、 $(L)$ はそれぞれ多項式ラグを示している<sup>9 10</sup>。

ところで、多項式ラグの設定に当たっては、ラグの長さ、多項式の次数を決定する必要がある。本稿では、ラグ、次数のいくつかの組み合わせのうち、AICの値が最も小さな推計式を掲載する<sup>11</sup>。結果として、四半期データについては、 $(L)$ 、 $(L)$ ともラグの長さ4、次数4の多項式ラグを用いた推計式のAICが最も小さな値となり、月次データについては、 $(L)$

の場合ラグ 14、次数 12、 (L)の場合ラグ 10、次数 6 の多項式ラグを用いた推計式の AIC が最も小さい値となった。

表 2 (5)式の推計結果(月次データ)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	-0.121084	0.110505	-1.095734	0.2739
1	0.023976	0.035478	0.675811	0.4996
2	-0.002353	0.003508	-0.670679	0.5029
R-squared	0.979963	Mean dependent var	3.133889	
Adjusted R-squared	0.979851	S.D. dependent var	5.140117	
S.E. of regression	0.729624	Akaike info criterion	2.215723	
Sum squared resid	190.0492	Schwarz criterion	2.248107	
Log likelihood	-395.8301	Durbin-Watson stat	1.618572	

表 3 は(6)式の推計結果である。 、 いずれも 1%水準ないしは 5%水準で統計的に有意であり、 の符号は予想通りマイナスの値を取っている。多項式ラグについては、 $i$  がラグを示している。0 は現在を示し、1、2、3、4 は現在から見て何期前かを示している。また、Sum of Lags はそれぞれのラグの大きさを足し合わせた長期効果を表す。

また、表 4 は、(6)式を月次データを用いて推計した結果である。 、 とも 5%水準で統計的に有意である。四半期データを用いた場合とは、 、 両係数の値は大きく異なっている。四半期データの場合、 、 それぞれ 0.79、-0.19 であるのに対して月次データの場合、 、 は 0.29、-0.07 となっている。四半期データによる推計結果と月次データによる推計結果の整合性を保つことは重要であるが、本稿では両者の擦り寄せは特に行わず、このまま分析を続けていく。

表 3 の推計結果をもとに、四半期データに基づいて固定 NAIRU の算出を行うと、 $NAIRU = 0.788465/0.193338 = 4.078169$  となる。また同様に、月次データに基づいて固定 NAIRU の算出を行うと、 $NAIRU = 0.291594/0.072671 = 4.012522$  となる。結局、 の値は異なっていたものの、四半期データを使っても、月次データを使っても固定 NAIRU の値は 4%程度であることがわかった。



表3 (6)式の推計結果(四半期データ)

Variable	Coefficient		Std. Error	t-Statistic	Prob.
	0.788465		0.282477	2.791255	0.0064
	-0.193338		0.075359	-2.565549	0.0119
R-squared	0.952349		Mean dependent var		1.87767
Adjusted R-squared	0.946589		S.D. dependent var		2.271517
S.E. of regression	0.524964		Akaike info criterion		1.658168
Sum squared resid	25.07848		Schwarz criterion		1.965127
Log likelihood	-73.39565		F-statistic		165.3393
Durbin-Watson stat	1.975055		Prob(F-statistic)		0
Lag Distribution of $\Delta$					
		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
		0	1.07538	0.09952	10.8051
		1	-0.08874	0.1352	-0.65634
		2	0.1048	0.13303	0.78783
		3	-0.49303	0.12939	-3.81054
		4	0.27274	0.08546	3.19149
Sum of Lags			0.87115	0.03299	26.4059
Lag Distribution of imp					
		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
		0	0.00647	0.00916	0.70567
		1	-0.02566	0.01277	-2.00935
		2	-0.01745	0.01326	-1.31619
		3	0.03494	0.01335	2.61705
		4	-0.01429	0.0103	-1.38756
Sum of Lags			-0.01599	0.00769	-2.08019

表4 (5)式の推計結果(月次データ)

Variable	Coefficient		Std. Error	t-Statistic	Prob.
	0.291594		0.115183	2.531571	0.0118
	-0.072671		0.031029	-2.342003	0.0198
R-squared	0.982393	Mean dependent var			2.322543
Adjusted R-squared	0.981251	S.D. dependent var			3.170582
S.E. of regression	0.434133	Akaike info criterion			1.230541
Sum squared resid	61.06479	Schwarz criterion			1.475113
Log likelihood	-190.8836	F-statistic			860.8295
Durbin-Watson stat	2.006703	Prob(F-statistic)			0
Lag Distribution of $\Delta$	i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	
. *	0	0.85554	0.05469	15.6438	
. *	1	0.09241	0.07214	1.28106	
. *	2	0.02412	0.06766	0.35642	
. *	3	-0.06104	0.05758	-1.05998	
. *	4	0.13335	0.04975	2.68047	
. *	5	-0.00128	0.03606	-0.0356	
. *	6	-0.04085	0.03478	-1.17445	
. *	7	-0.00276	0.03796	-0.07272	
. *	8	-0.02546	0.03217	-0.79153	
. *	9	0.0801	0.03485	2.29809	
. *	10	0.00763	0.04454	0.17121	
* . *	11	-0.43074	0.05058	-8.51635	
. *	12	0.27836	0.05748	4.84306	
. *	13	-0.01238	0.05961	-0.20773	
. *	14	0.0574	0.03959	1.44982	
Sum of Lags			0.95439	0.01163	82.0739
Lag Distribution of imp	i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	
. *	0	0.00542	0.00674	0.80464	
* . *	1	-0.01369	0.00764	-1.79236	
. *	2	0.00121	0.00369	0.32787	
. *	3	0.00481	0.00425	1.13209	
. *	4	-0.00404	0.00306	-1.32008	
* . *	5	-0.01133	0.00375	-3.02549	
. *	6	-0.00683	0.00312	-2.18879	
. *	7	0.007	0.00432	1.61852	
. *	8	0.01621	0.00375	4.32077	
. *	9	0.00664	0.00784	0.84583	
* . *	10	-0.0148	0.00691	-2.14215	
Sum of Lags			-0.00942	0.00307	-3.06794

ところで、NAIRUを推計する際に、上に記したような線形の推計式を用いるのは、Gordonの一連の研究(Gordon(1970), (1975), (1977))に端を発している。しかしながら、フィリップス曲線が線形で示されなければならない道理は存在しない。事実、これまでの研究実績を

みると、非線形型でフィリップス曲線が推計されている場合も多々ある。そこで、本稿でも非線形型のフィリップス曲線を推計し、その結果を元に NAIRU を算出することにする。ここでは、Debelle and Vickery (1997)に基づき、以下の式により推計を行う。

$$= (L)_{-1} - (u - u^N) / u + (L)_{imp} + \dots (7)$$

(7)式は以下のように書き換えることができる。

$$= (L)_{-1} + u^N / u - \dots + (L)_{imp} + \dots (8)$$

$u^N$  を  $C_1$ 、固定 NAIRU の場合には  $u^N$  が定数のため、 $u^N$  を  $C_2$  とすると、(8)式は次のようになる。

$$= C_1 + (L)_{-1} + C_2 / u + (L)_{imp} + \dots (9)$$

この(9)式を推計し、 $C_2$  を  $-C_1$  で割ることにより、NAIRU を求めることができる。ここでも AIC が最も小さくなるように、多項式ラグの長さや次数を決定する。結果として、四半期データの場合、 $(L)_{-1}$  も  $(L)$  もラグ 4、次数 4 の多項式ラグを用いる。また、月次データの場合には、線形モデルと同じように  $(L)$  にはラグ 14、次数 12 を、 $(L)_{-1}$  にはラグ 10、次数 6 の多項式ラグを用いる。

表 5 は、(9)式に基づき四半期データによってフィリップス曲線を推計した結果である。 $C_1$ 、 $C_2$  いずれも 1%水準で有意であり、AIC もフィリップス曲線が線形の場合の(6)式に比べて小さな値となっており、モデルの当てはまりが線形の場合よりも良いことを示している。

また、表 6 も同様に(9)式を月次データによって分析した結果である。 $C_1$  は 5%水準で、 $C_2$  は 1%水準で統計的に有意である。月次データで線形モデルを推計した表 4 の結果と比較しても、同じ非線形モデルを四半期データで推計した表 5 の結果と比較しても、表 6 の推計結果では AIC の値が小さくなっており、モデルの当てはまりの良さがわかる。

$C_2$  を  $-C_1$  で割り NAIRU を求めると、四半期データの場合には、 $2.733611 / 0.721811 = 3.79$  となる。同様に月次データにより NAIRU を求めると、 $1.031964 / 0.284225 = 3.63$  となる。四半期データを用いた場合も、月次データを用いた場合も、いずれも(6)式の線形を想定したフィリップス曲線の場合よりも、NAIRU の値は小さな値となっている。

表5 (9)式の推計結果(四半期データ)

Variable	Coefficient		Std. Error	t-Statistic	Prob.
C <sub>1</sub>	-0.721811		0.246044	-2.93367	0.0042
C <sub>2</sub>	2.733611		0.814908	3.354503	0.0011
R-squared	0.955301	Mean dependent var			1.798131
Adjusted R-squared	0.950125	S.D. dependent var			2.264866
S.E. of regression	0.505806	Akaike info criterion			1.580021
Sum squared resid	24.3048	Schwarz criterion			1.879778
Log likelihood	-72.53113	F-statistic			184.5738
Durbin-Watson stat	1.971014	Prob(F-statistic)			0
Lag Distribution of	-1	i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
. *		0	1.03459	0.09738	10.6243
* .		1	-0.07963	0.12988	-0.6131
. *		2	0.10944	0.12779	0.85642
* .		3	-0.48514	0.12396	-3.91379
. *		4	0.25832	0.08226	3.1405
Sum of Lags			0.83759	0.03623	23.1216
Lag Distribution of imp		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
. *		0	0.00656	0.00871	0.75391
* .		1	-0.02394	0.01203	-1.9896
* .		2	-0.01713	0.01255	-1.36503
. *		3	0.03288	0.01268	2.59379
* .		4	-0.01396	0.00983	-1.41925
Sum of Lags			-0.01558	0.00731	-2.13198

表6 (9)式の推計結果(月次データ)

Variable	Coefficient		Std. Error	t-Statistic	Prob.
C <sub>1</sub>	-0.284225		0.116527	-2.439142	0.0153
C <sub>2</sub>	1.031964		0.368218	2.802592	0.0054
R-squared	0.982518	Mean dependent var			2.322543
Adjusted R-squared	0.981385	S.D. dependent var			3.170582
S.E. of regression	0.43258	Akaike info criterion			1.223375
Sum squared resid	60.62876	Schwarz criterion			1.467947
Log likelihood	-189.6439	F-statistic			867.1313
Durbin-Watson stat	2.004086	Prob(F-statistic)			0
Lag Distribution of	-1	i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
. *		0	0.84678	0.05479	15.4543
. *		1	0.08917	0.07191	1.24008
. *		2	0.02354	0.06742	0.3491
*		3	-0.06061	0.05738	-1.05633
. *		4	0.13295	0.04957	2.68207
*		5	-0.00046	0.03594	-0.01286
*		6	-0.04074	0.03466	-1.17549
*		7	-0.00348	0.03782	-0.09206
*		8	-0.0252	0.03205	-0.7862
. *		9	0.08003	0.03473	2.30434
. *		10	0.00746	0.04438	0.16818
* . *		11	-0.42711	0.05044	-8.46829
. *		12	0.27784	0.05727	4.85127
. *		13	-0.01384	0.0594	-0.233
. *		14	0.05729	0.03945	1.45228
Sum of Lags			0.94362	0.01348	70.0184
Lag Distribution of imp		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
. *		0	0.00553	0.00671	0.8229
* . *		1	-0.01332	0.00762	-1.74867
. *		2	0.00123	0.00368	0.33522
. *		3	0.00474	0.00423	1.11941
* . *		4	-0.00401	0.00305	-1.31293
* . *		5	-0.01127	0.00373	-3.02053
* . *		6	-0.00694	0.00311	-2.23067
. *		7	0.00673	0.00431	1.56088
. *		8	0.01609	0.00374	4.30377
. *		9	0.00691	0.00782	0.88324
* . *		10	-0.01514	0.00689	-2.19781
Sum of Lags			-0.00945	0.00302	-3.12866

## 4 可変 NAIRU の推計

### 4.1 HP フィルターを用いた可変 NAIRU の推計

次に、観測期間中に NAIRU が変動することを認める可変 (Time-Varying) NAIRU について推計を行う。ここではまず、Ball and Mankiw(2002)で用いられた Hodrick・Prescott コット (HP) フィルター (以下「HP フィルター」と称する) を使い、可変 NAIRU の推定を行うことにする。

HP フィルターは、変数を滑らかにする手法の一つである。Hodrick and Prescott(1997)で用いられている HP フィルターは、以下のような場合を対象としている。

$$y_t = g_t + c_t \quad t = 1, \dots, T. \quad \dots (10)$$

$y_t$  という系列が、成長成分である  $g_t$  と循環成分である  $c_t$  に分解されるとすると、HP フィルターは、成長成分の 2 階階差の 2 乗の総和の動きを制約条件として、循環成分の 2 乗の時系列的な総和を最小化するように  $g_t$  の系列を導く手法である。具体的には、以下の(11)式を最小化するように、 $g_t$  の系列を平滑化する。

$$c_t^2 + \lambda [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad \dots (11)$$

ここで、 $\lambda$  は成長成分である  $g_t$  の動きにペナルティーを与える値であり、 $\lambda$  の値が大きくなればなるほど、 $g_t$  の系列はより線形に近い系列となる。 $\lambda \rightarrow \infty$  の時、 $g_t$  の系列は線形トレンドとなる。

以下では、フィリップス曲線が線形の場合、非線形の場合について可変 NAIRU の推計を行う。初めに、フィリップス曲線が線形の場合について推計を行う。(6)式に基づき、再度供給ショック (輸入物価指数変化率) を含めた期待修正フィリップス曲線を示すと(12)式ようになる。

$$\pi_t = (L) \pi_{t-1} - \alpha (u_t - u^N) + \beta (L) \text{imp}_t \quad \dots (12)$$

$\pi_t$  はインフレ率を、 $\pi_{t-1}$  は前期のインフレ率を、 $u_t$  は失業率を、 $u^N$  は NAIRU を、 $\text{imp}_t$  は輸入物価指数変化率をそれぞれ示している。 $(L)$ 、 $(L)$  は多項式ラグであり、係数  $\alpha$  はマイナスの値を取ることが予想される。

$\pi_t = (L) \pi_{t-1} - \alpha (u_t - u^N) + \beta (L) \text{imp}_t$  とすると、(12)式は次のように書き換えられる。

$$u_t - u^N + \beta (L) \text{imp}_t / (1 - (L)) = u_t - u^N + \beta \text{imp}_t / (1 - (L)) \quad \dots (13)$$

(13)式の右辺は、データから算出可能であることを示している。 $u_t$  も  $\text{imp}_t$  もデータとして存在するため、 $u_t - u^N + \beta (L) \text{imp}_t / (1 - (L))$  の系列が算出可能となることを示している。この系列は長期トレンドを示す  $u^N$ 、つまり NAIRU と供給ショックに比例する短期変動分の  $(L)\text{imp}_t / (1 - (L))$  から成っているため、この系列に HP フィルターを当てはめることにより、短期変動分を取

り除くことができる。その結果として、長期トレンドである NAIRU の推計が可能となる。(6)式を推計した結果、四半期データの場合には、 $\lambda = 0.193338$ 、 $(L) = 0.87115$  であり、また月次データの場合には、 $\lambda = 0.072671$ 、 $(L) = 0.95439$  となるため、これらの数値を HP フィルターによる推計に用いることにする。

ところで、NAIRU を推計する場合、前述した(11)式における  $\lambda$  の値をどう決めるかによって NAIRU の系列は異なってくる。 $\lambda$  の値に関しては必ずしも明確なルールがあるわけではないが、経験則から以下のように  $\lambda$  の値を用いる場合が多い。年次データの場合は、 $\lambda = 100$ 、四半期データの場合は、 $\lambda = 1,600$ 、月次データの場合、 $\lambda = 14,400$  である。本稿でも先例に倣い、四半期データには  $\lambda = 1,600$  を用い、月次データには  $\lambda = 14,400$  を用いて分析を行う。

図 1 は、四半期データによる HP フィルターを用いた NAIRU の推計結果である。また、表 7 は、図 1 の元となった NAIRU に関する記述統計量を示している。NAIRU の平均値は 3.97 であるが、最小値 3.00 から最大値 6.44 までレンジの幅がかなり大きくなっている。

図 1 HP フィルターを使った NAIRU の推計 (フィリップス曲線が線形の場合：四半期データ)

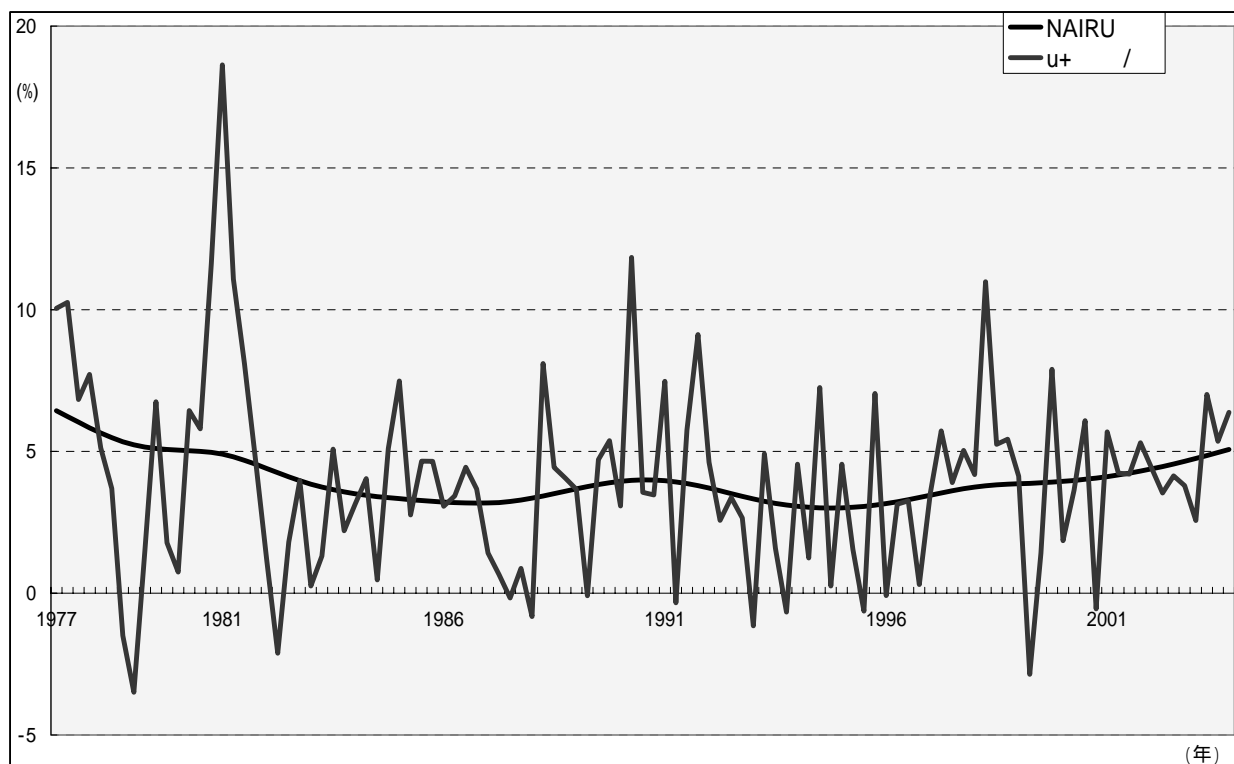


表7 NAIRUに関する統計（フィリップス曲線が線形の場合：四半期データ）

平均値	3.972725
中央値	3.830818
最大値	6.438077
最小値	3.004678
標準偏差	0.786324

また同様に、月次データによる HP フィルターを用いた NAIRU の推計結果が図 2、表 8 に示されている。平均値は 4.17 であるが、最大値 20.0 に引っ張られている影響がかなり強いものと思われる。標準偏差が大きくなっているのも、最大値の影響によると考えられる。いずれにせよ、月次データを用いた場合には NAIRU のとりうるレンジがかなり大きくなっている。

図2 HP フィルターを使ったの推計（フィリップス曲線が線形の場合：月次データ）

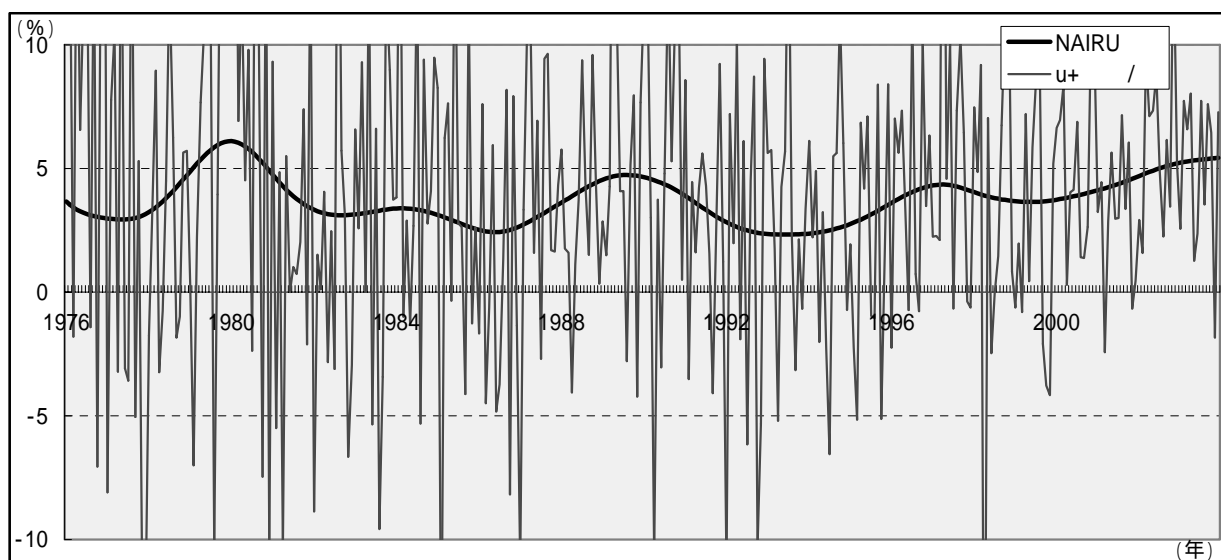


表8 NAIRUに関する統計（フィリップス曲線が線形の場合：月次データ）

平均値	4.167751
中央値	3.711846
最大値	20.0239
最小値	2.332311
標準偏差	2.244376

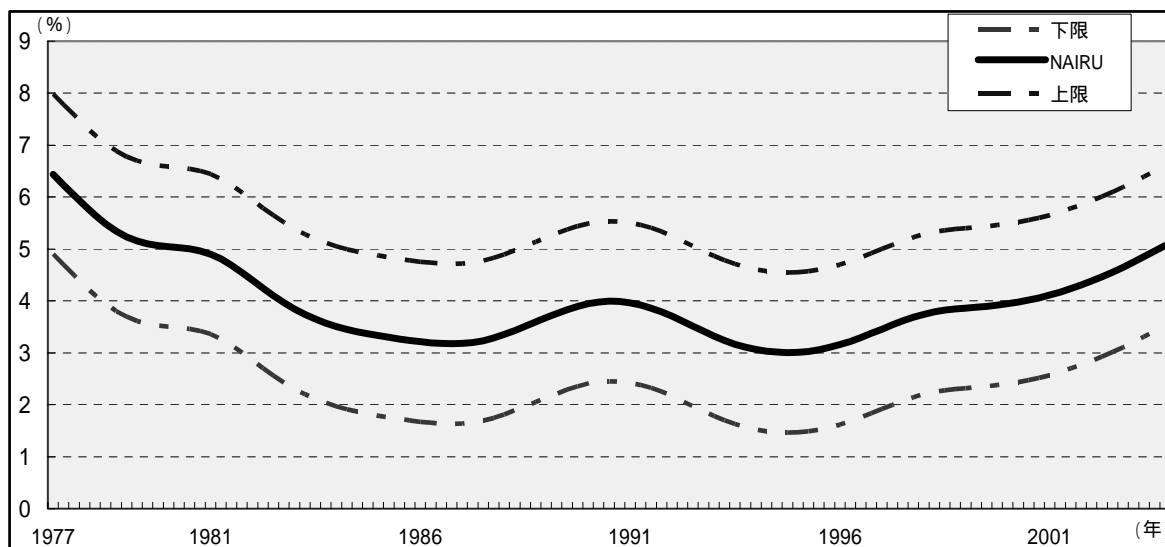
図1ないし図2に示した結果は、点推定に基づく NAIRU の軌跡を表示したものであるが、次に NAIRU の 95% 信頼区間についてみていく。点推定は得られたデータに基づき、NAIRU の値を 1 点に決定する推計方法である。点推定の値が神のみぞ知る真の値に等しければ問題はないが、必ず点推定の値が真の値に一致する保証はない。信頼区間を設けて、真の NAIRU



の取りうる値を考察する方法は政策的観点からも重要であると考えられる。欧米の NAIRU に関する推計結果をみると、NAIRU の区間推定の結果に大きな幅があることが確認されている。例えば、1990 年代のアメリカの NAIRU の点推定値は 6%程度とされているものの、95%信頼区間でみると、推定値の下限は 5%程度から上限は 8%程度までとなっており、NAIRU の信頼するに足る値にかなり幅があることがわかっている。日本の場合にも、NAIRU の区間推計の結果に大きな幅があるとすれば、政策立案の指標として NAIRU はあまり好ましい指標とはならないであろう。NAIRU を 3%とするのか、5%とするのかで政策対応が大きく異なるからである。

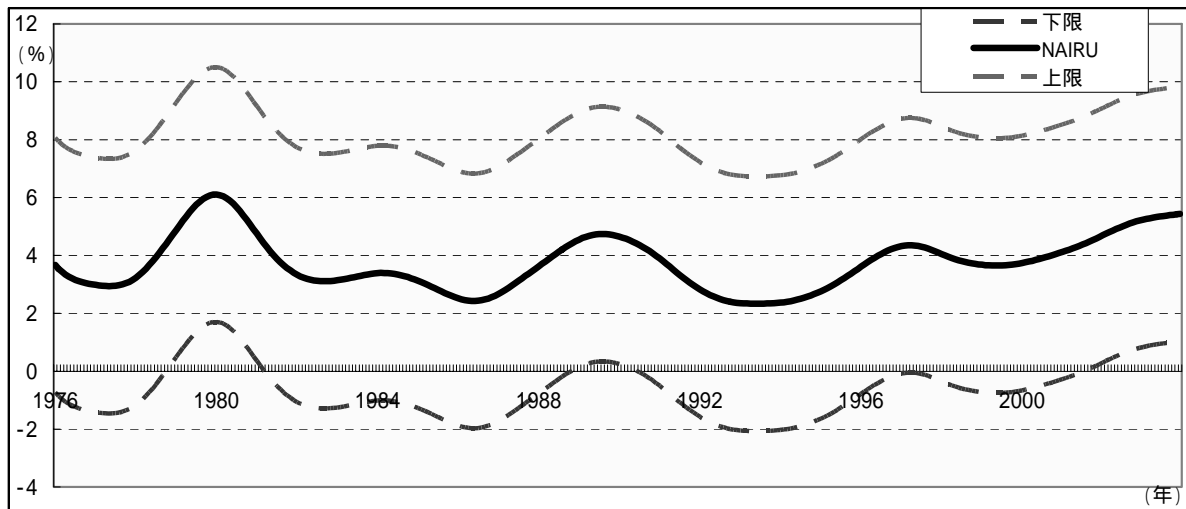
図 3 は、四半期データについて、点推定による NAIRU の軌跡ないし 95%信頼区間の下限と上限を示した結果である。95%信頼区間でみていくと、NAIRU の値にかなり幅のあることが窺える。例えば、2003 年第 四半期の状況をみると、点推定で推計された NAIRU の値は 5.06 であるが、95%信頼区間の下限値が 3.52、上限値が 6.61 となっている。NAIRU の真の値は神のみぞ知りうることでわれわれにはわからないが、下が 3.52 から上は 6.61 までとなっており、推定結果に大きな幅のあることがわかる。

図 3 NAIRU の 95%信頼区間（フィリップス曲線が線形の場合：四半期データ）



同様の結果は、月次データを用いた図 4 についても当てはまる。標準偏差が大きい分、点推定で求めた NAIRU の値と 95%信頼区間の下限、上限の間に大きな乖離が生じている。

図4 NAIRUの95%信頼区間(フィリップス曲線が線形の場合:月次データ)



続いて、フィリップス曲線が非線形の場合について、HP フィルターを用いて NAIRU の推計を行う。(7)式を再掲すると、

$$= (L)_{-1} - (u - u^N)/u + (L) \text{imp} + \dots (7)$$

となる。誤差項 を除き、 $u$  を両辺に掛けて整理すると、(7)式は以下のように整理することができる。

$$u^N + u (L) \text{imp}/ = u/ - (L)_{-1} u/ + u \dots (14)$$

(14)式の右辺は、データから算出可能な部分であるが、線形のフィリップス曲線から導出された(13)式とは異なり、 $(L) \text{imp}/$  の項に  $u$  が混入している。供給ショックの影響に失業率の影響が混在するため、HP フィルターを通して失業率の影響を除去できるかどうか曖昧である。そこで、(14)式の両辺を  $u$  で割り、以下の式に書き換える。

$$u^N / u + (L) \text{imp}/ = / - (L)_{-1} / + 1 \dots (15)$$

(15)式の左辺は、失業率に占める NAIRU の割合と供給ショックに比例する部分で構成されているため、HP フィルターを通して短期変動分である  $(L)/$  を除去し、失業率に占める NAIRU の割合を推計することができる。 $u^N / u$  の系列が推計できれば、この系列に実際の失業率である  $u$  を掛けることによって NAIRU の値を求めることができる。

図5は、(15)式をもとに四半期データに基づいて NAIRU を推計した結果である。線形の推計結果はかなり平滑化されていたが、非線形の場合にはフィリップス曲線が線形の場合ほどには滑らかな系列とはなっていない。こうした傾向は、(15)式に基づき月次データを用いて NAIRU を推計した図6の場合一層顕著となっている。

図5 HP フィルターを使った NAIRU の推計 (フィリップス曲線が非線形の場合: 四半期データ)

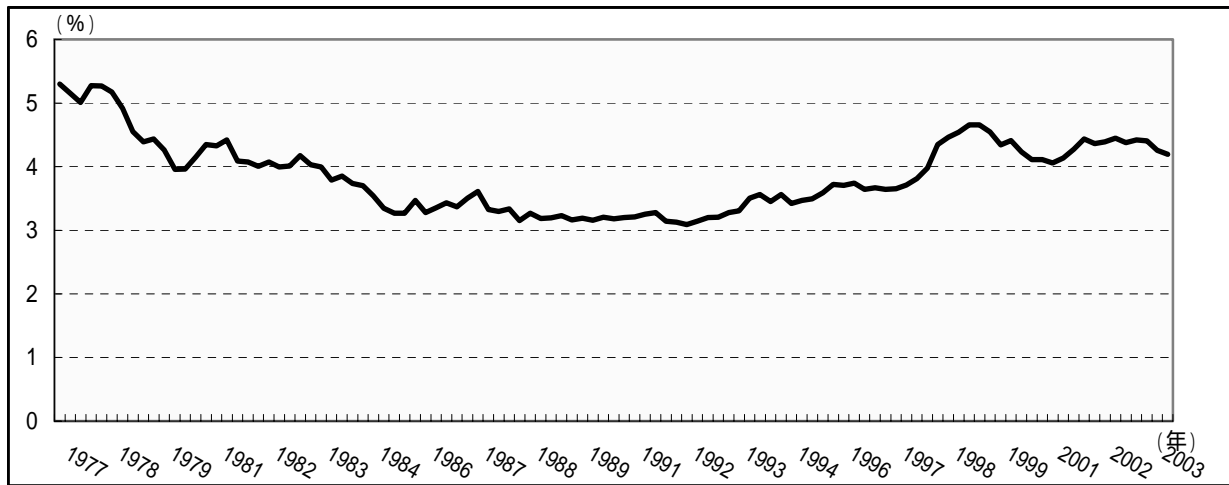
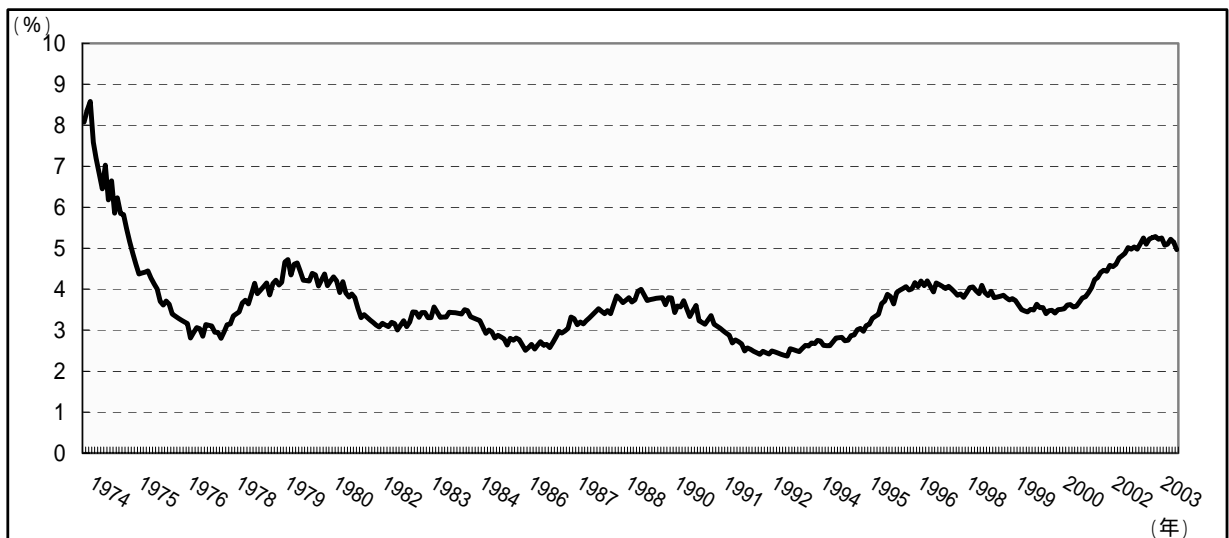
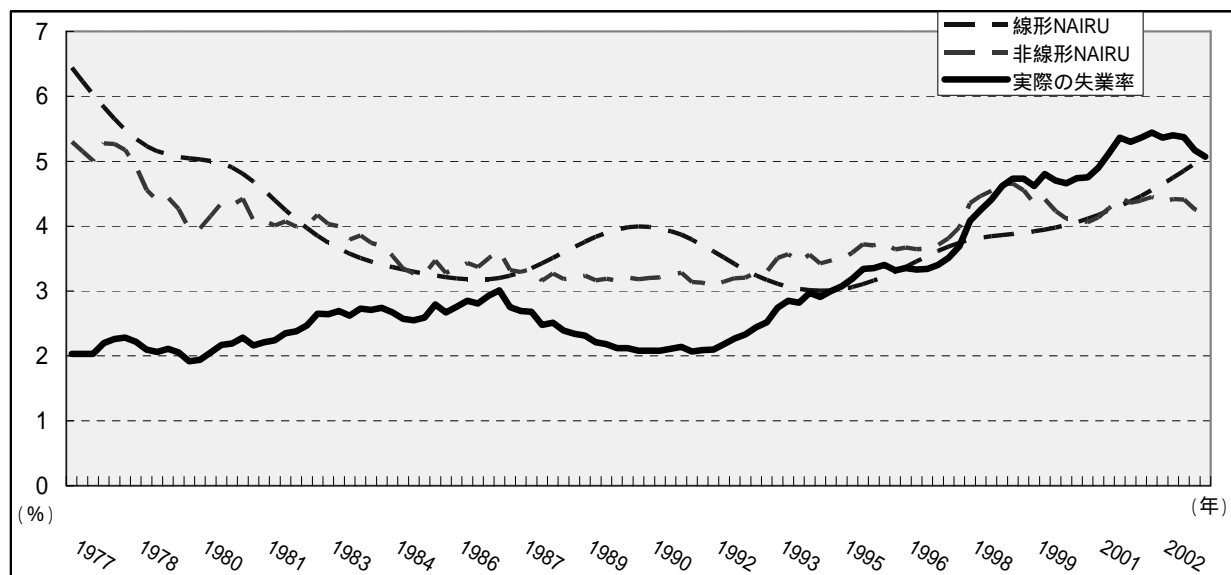


図6 HP フィルターを使った NAIRU の推計 (フィリップス曲線が非線形の場合: 月次データ)



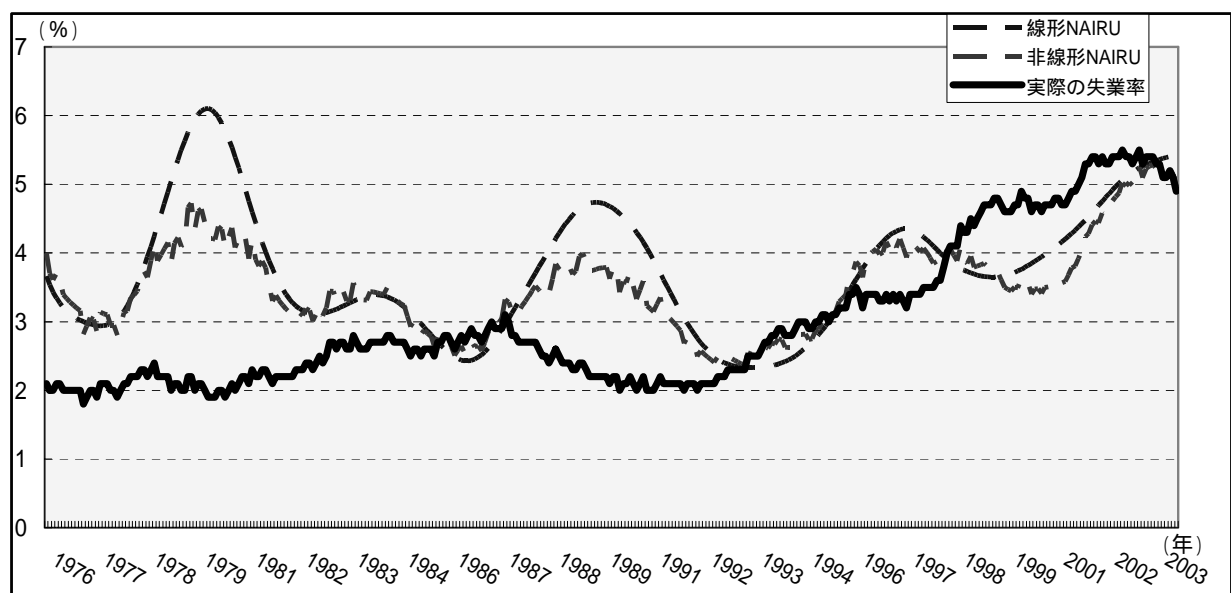
次に、推定した NAIRU の値が、実際の失業率とどの位乖離しているのかみることにする。図7では、四半期データをもとに推計した線形・非線形 NAIRU と実際の失業率の動向を示している。線形の場合も非線形の場合も、HP フィルターによって推計した NAIRU の値は実際の失業率を大きく上回っている期間がほとんどで、実際の失業率を下回るようになったのはこの5年ほどの間である。

図7 線形・非線形 NAIRU と失業率（四半期データ）



こうした傾向は、月次データに基づいて線形・非線形 NAIRU と実際の失業率の動向を示した図8 についても当てはまる。1970 年代後半から 1980 年代初め、1980 年代後半から 1990 年代初めについては、実際の失業率を推計した NAIRU の値が大きく上回っており、乖離の幅が顕著となっている。

図8 線形・非線形 NAIRU と失業率（月次データ）



ここまで、HP フィルターを用いた可変 NAIRU の推計結果をみてきたが、HP フィルターによる推計には一つ大きな問題点がある。例えば、(13)式を再掲すると、 の値には固定

NAIRU を推計した際の値が用いられている。

$$u^N + (L) \text{imp} / = u + / \dots (13)$$

これは、観測期間を通して が一定であるという制約を課すことになるが、この制約はかなり強い制約であり、本来であれば 自体が方程式の中で同時に決定されてしかるべき変数である。こうした問題を克服するため、次に状態空間モデルを用いて可変 NAIRU の推計を行う。

#### 4.2 状態空間モデル(カルマン・フィルター)による可変 NAIRU の推計

状態空間モデルは元々制御工学の分野で開発されたモデルであるが、近年は経済学の分野でも広く応用されている。回帰式で推計される係数値は、通常観察期間内では固定されており不変であるが、状態空間モデルを用いると、係数が変動するモデルの推計が可能となる。また、状態空間モデルを用いると、本稿で推計を行う NAIRU のように、通常は観察できない値の推計も行うことが可能となる。こうした観察不可能な要因の推計例としては、(合理的)期待、恒常所得等の推計がある。

まず線形フィリップス曲線を想定して、以下の式に基づき推計を行う。

$$t = 1 t_{-1} + 2(u_t - u_t^N) + 3 \text{imp} + t \dots (16)$$

$$u_t^N = u_{t-1}^N + v \dots (17)$$

(16)式は観測方程式“signal” or “observation” equation) と呼ばれており、これまでも見てきた期待修正フィリップス曲線を示している。一方、(17)式は遷移方程式“state” or “transition” equation と呼ばれており、観察できない  $u^N$ 、つまり NAIRU の変遷を示す式である。ここでは、NAIRU がランダム・ウォークすると仮定して(17)式を設定している。、  $v$  はそれぞれ観測方程式、遷移方程式の誤差項を示し、 と  $v$  の相関ないものと仮定している。また、下付の  $t$  は時間を示している。上記(16)、(17)式の方程式体系を同時推計することにより、 $u^N$ 、 の値を推計することができる。なお、これまでと同様に、四半期データ、月次データを用いて推計を行う。推計期間についても、これまでの推計と同じ期間について推計を行う。

ところで、(16)、(17)式の方程式体系を実際に推計するに際して、固定 NAIRU ないしは HP フィルターによる推計の場合と同じように多項式ラグを導入して推計を行いたいのであるが、使用している統計パッケージでは、状態空間モデルに多項式ラグを導入して推計を行うことができない。そこで、単純なラグを取り状態空間モデルの推計を行う。四半期データの場合には、 $-1$  に 3 期、 $\text{imp}$  に 1 期それぞれラグを取って分析を行う<sup>12</sup>。具体的には、次の方程式体系の推計を行った。

$$t = 1(u_t - u_t^N) + 2 t_{-1} + 3 t_{-2} + 4 t_{-3} + 5 t_{-4} + 6 \text{imp} + 7 \text{imp}_{t-1} + t \dots (18)$$

$$u_t^N = u_{t-1}^N + v_t \quad \dots (19)$$

表 8 は、四半期データによる推計結果である。共分散行列が不安定なため、標準誤差等の値が示されていない。不安定な推計結果ではあるが、NAIRU については有意となっている。ここで推計された NAIRU の系列を、後ほどフィリップス曲線が非線形の場合と併せて示すことにする。

同様に、月次データを用いて NAIRU の推計を行ったが、どのようなパターンで推計を行っても NAIRU の適当な値が得られず、また適当な値が得られても統計的に有意でなかったため、ここでは月次データの推計結果は示さないことにする。

続いて、フィリップス曲線が非線形の場合に、状態空間モデルを使って NAIRU を推計するとどのような結果が生じるのかみることにする。まず、四半期データを用いて分析を行うが、具体的には以下の式により分析を行う<sup>13</sup>。

$$\Delta u_t = \beta_1(u_t - u_t^N)/u_t + \beta_2 \Delta u_{t-1} + \beta_3 \Delta u_{t-2} + \beta_4 \text{imp}_t + v_t \quad \dots (20)$$

$$u_t^N = u_{t-1}^N + v_t \quad \dots (21)$$

表 8 状態空間モデルによる推計結果（フィリップス曲線が線形の場合：四半期データ）

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
1	-0.218436	NA	NA	NA
2	0.992322	NA	NA	NA
3	-0.097637	NA	NA	NA
4	0.127699	NA	NA	NA
5	-0.169396	NA	NA	NA
6	0.007557	NA	NA	NA
7	-0.026724	NA	NA	NA
V	-1.221115	NA	NA	NA
	-304.0222	NA	NA	NA
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
NAIRU	4.212823	0.24378	17.28126	0
Log likelihood	-92.98114	Akaike info criterion	1.961176	
Parameters	9	Schwarz criterion	2.190017	
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter	2.053886	

表 9 は、(20)、(21)方程式体系を推計した結果である。フィリップス曲線が線形で示された場合と同じように、共分散行列が不安定なために、標準誤差等の値が示されていない。NAIRU の推計結果は有意であるため、先に示したフィリップス曲線が線形の場合と併せて

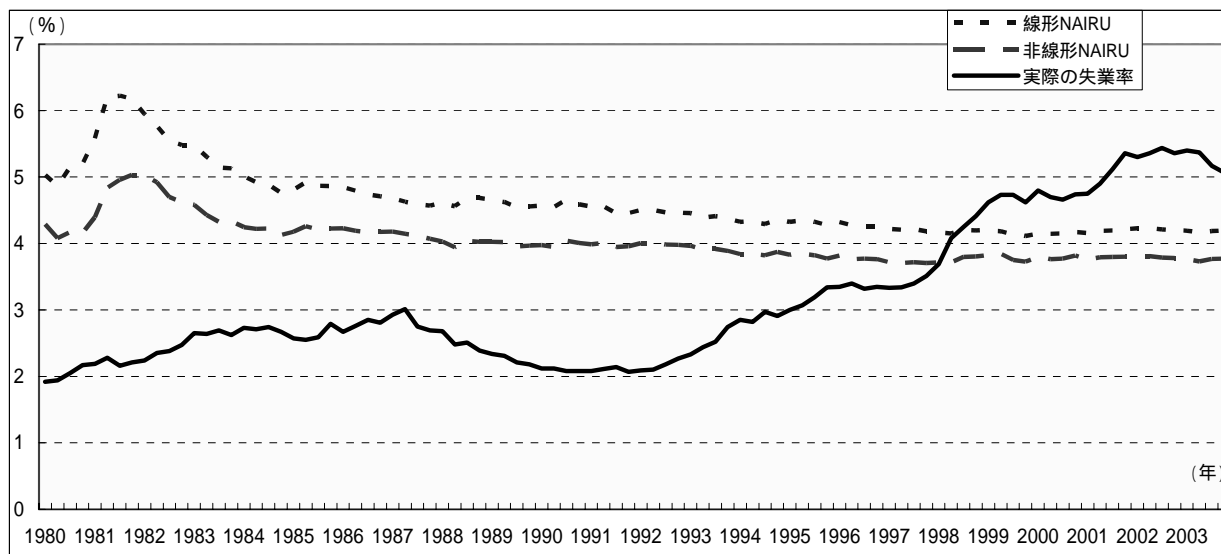
推計された NAIRU の系列を示すことにする。

表 9 状態空間モデルによる推計結果（フィリップス曲線が非線形の場合：四半期データ）

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
1	-6.41E-01	NA	NA	NA
2	0.974604	NA	NA	NA
3	-0.130623	NA	NA	NA
4	-0.009136	NA	NA	NA
v	0.974768	NA	NA	NA
	-585.7508	NA	NA	NA
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
NAIRU	3.797397	0.246544	15.4025	0
Log likelihood	-210.8872	Akaike info criterion		4.092211
Parameters	6	Schwarz criterion		4.242972
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		4.153315

図 9 は、状態空間モデルによって推計された線形・非線形 NAIRU と実際の失業率の推移を示した結果である。NAIRU の値は一貫して実際の失業率の値を上回っており、実際の失業率が NAIRU の値を上回るのは 1999 年以降である。また、非線形 NAIRU の方が常に線形 NAIRU の推計値を下回っていることがわかる。

図 9 線形・非線形 NAIRU の推定値と失業率（四半期データ）



続いて、月次データを用い、非線形 NAIRU を推計する。AIC、NAIRU の推計値の統計的有意性などを考慮し、輸入物価変化率を除外し、ラグを用いない以下の体系で非線形 NAIRU

の推計を行う。

$$u_t = \beta_1(u_t - u_t^N)/u_t + \beta_2 u_{t-1} + v_t \quad \dots (22)$$

$$u_t^N = u_{t-1}^N + v_t \quad \dots (23)$$

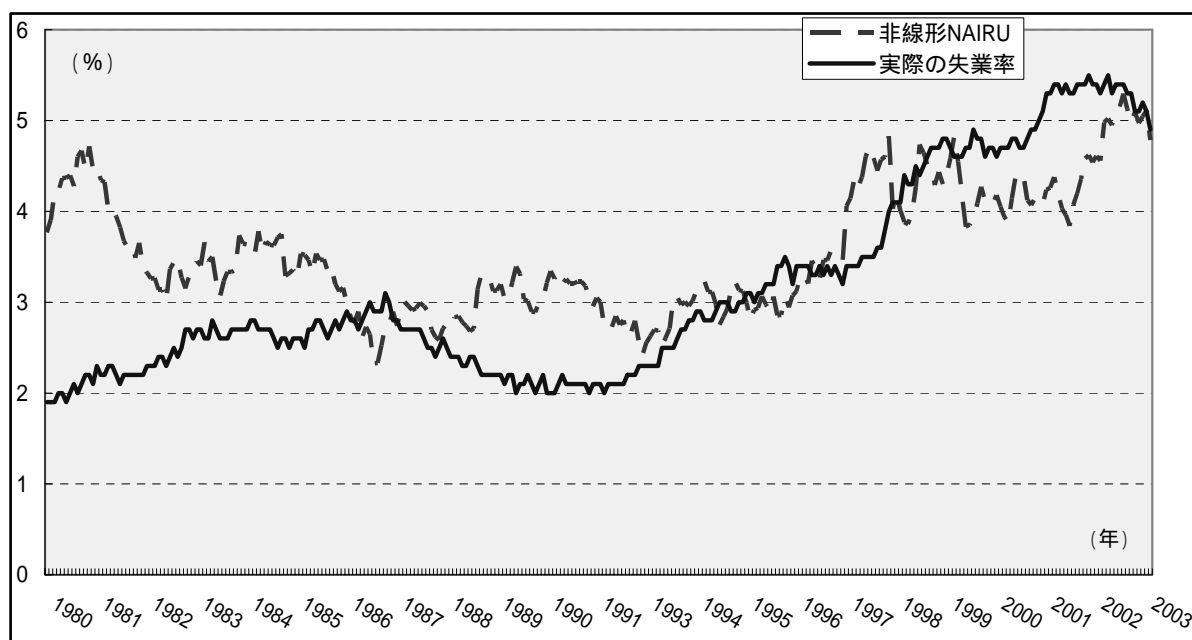
表 10 は、(22)、(23)式の方程式体系を推計した結果である。NAIRU の値も統計的に有意であるという結果となっている。(22)、(23)式の方程式体系から求められた非線形 NAIRU の推計値と実際の失業率の関係を示した結果が図 10 である。四半期データの場合ほどではないものの、NAIRU が実際の失業率を上回っている場合が多い。ただ、この 5 年ほどは NAIRU の値が実際の失業率を下回っている。

表 10 状態空間モデルによる推計結果（フィリップス曲線が非線形の場合：月次データ）

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
1	-2.109865	0.488028	-4.323248	0
2	0.675924	0.042113	16.05034	0
	0.503741	0.083524	6.031101	0
v	-3.481257	0.70383	-4.946166	0
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
NAIRU	4.816177	0.351335	13.70821	0
Log likelihood	-661.0404	Akaike info criterion		3.694669
Parameters	4	Schwarz criterion		3.737848
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.711838



図 10 非線形 NAIRU と失業率（フィリップス曲線が非線形の場合：月次データ）



## 5 まとめ

3 節では、観測期間内で NAIRU が変動しないものとして固定 NAIRU の推計を行った。固定 NAIRU の推計であるが、フィリップス曲線が線形と仮定した場合、四半期データを用いた NAIRU の推計値は 4.08 となった。同様に、月次データを用いた場合の NAIRU の推計値は 4.01 であった。また、フィリップス曲線が非線形と仮定した場合には、四半期データを用いた NAIRU の推計値は 3.79 となり、月次データを用いた NAIRU の推計値は 3.63 であった。四半期データ、月次データいずれの場合においても、フィリップス曲線が非線形の方が線形に比べて NAIRU の値が小さいという結果である。AIC によってモデルの当てはまりを比較しても、四半期データ、月次データいずれの場合においても非線形の方が線形に比べてモデルの当てはまりが良くなっている。こうした結果は、日本の場合、フィリップス曲線を非線形モデルとして定式化した方がよいこと示唆している。

4 節では可変 (Time-Varying) NAIRU の推計を行った。まず、HP フィルターを用いた NAIRU の推計結果であるが、線形 NAIRU については、区間推定 (95% 信頼区間) を用いて NAIRU の取りうる範囲を検討した。その結果、フィリップス曲線が線形の場合にも、また非線形の場合にも NAIRU の取りうる値の幅 (推定された上限値と下限値の乖離) が大きいことが確認された。この結果は、NAIRU を政策の指標として活用することに疑問を投げかけるものである。構造的・摩擦的失業の代理指標として NAIRU を用いる場合、その値が 3% なのかもしくは 5% なのかによって政策対応は異なることが予想される。ミスマッチを解消する政策により重点を置くのか、それとも有効需要を喚起する政策に重点を置くのかにより政策対応が異なるが、その政策判断のもととなる NAIRU の値が不確定である限り、正し

い政策判断は下せないのである。

また、推計された NAIRU の系列をみると、四半期データの場合であろうと月次データの場合であろうと、また線形であろうと非線形であろうと、この数年については NAIRU の推計値が実際の失業率を下回っているものの、それ以前の時期については NAIRU の値が大きく実際の失業率の値を上回っていた。こうした結果は、NAIRU を構造的・摩擦的失業率の代理指標として用いることに大きな疑問を投げかけるものである。

最後に、HP フィルターの欠陥を補うべく状態空間モデルを用いて NAIRU の推計を行った。NAIRU の推計結果をみると、NAIRU の推計値は一貫して実際の失業率の値を上回っており、実際の失業率が NAIRU の値を上回るのは 1999 年以降である。また、月次データにより非線形 NAIRU と線形 NAIRU の系列を比較すると、常に非線形 NAIRU の方が線形 NAIRU の推計値を下回っていた。

以上の結果を勘案すると、NAIRU を構造的・摩擦的失業率の代理指標として利用するには、かなりの無理が生じるように思われる。欧米では、NAIRU を構造的・摩擦的失業率の代理指標としてよく用いているが、日本の場合、これだけ不安定な推計結果を残している NAIRU を用いることにはかなり無理があると言える。

ただし、今回の推計結果にはかなり改善の余地が残っている。一つは、期待インフレの設定の仕方である。本稿では単純に期待インフレが前期のインフレに等しいと仮定して推計を行ったが、この期待インフレの設定の仕方では結果が大きく変わる可能性がある。また、状態空間モデルの推計に当たっては、ソフト・パッケージの制約もあり、多項式ラグを導入するという方法を採用することができなかった。いずれにせよ、モデル改良の余地が大きいこともあり、NAIRU の推計に当たっては今後さらなる検討が必要であると思われる。

(参考文献)

(英文)

- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw (2002) "The NAIRU in Theory and Practice," *Journal of Economic Perspectives* 16(4): 115-36.
- Debelle Guy and James Vickery (1997) "Is the Phillips Curve a Curve? –Some Evidence and Implications for Australia," Research Discussion Paper 9706, Reserve Bank of Australia.
- European Commission (2002) *Employment in Europe 2002*, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities.
- Gordon, Robert J. (1970) "The Recent Acceleration of Inflation and its Lessons for the Future," *Brookings Papers on Economic Activity* 1 :8-41.
- Gordon, Robert J. (1975) "The Impact of Aggregate Demand on Prices," *Brookings Papers on Economic Activity* 3 :613-62.
- Gordon, Robert J. (1977) "Can the Inflation of the 1970s be Explained?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1 :253-77.
- Hodrick, Robert J., and Edward C. Prescott (1997) "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1): 1-16.
- Layard, R., S. Nickell and R. Jackman (1991) *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, London, UK, Oxford Press.
- Mankiw, N. Gregory (2002) *Macroeconomics*, 5<sup>th</sup> Edition, New York, U.S.A, Worth Publisher.

(日本語)

- R.J.ゴードン(1989)『現代マクロエコノミクス 原著第4版(永井進訳)』多賀出版(Gordon, Robert J. (1987) *Macroeconomics*, 4<sup>th</sup> Edition, Boston, U.S.A, Little, Brown and Company. )
- 廣瀬康生・鎌田康一郎(2002)「可変 NAIRU によるわが国の潜在成長率」日本銀行調査統計局 Working Paper Series 02-8。
- 中村二郎(1999)「最近の失業率と労働市場」『景気変動と労働市場の構造変化』統計研究会。
- 新見一正(2003)「マイルド・デフレ下における「インフレ目標」論 短期フィリップス曲線の非線形性をめぐって」 *Japan Research Review* 8月号。
- 小野旭(1989)「近年のわが国における失業分析について」『日本的雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。
- ジョセフ・E・スティグリッツ(2001)『マクロ経済学 第2版(藪下他訳)』東洋経済新報社(Stiglitz, Joseph E.(1997) *Economics*, 2<sup>nd</sup> Edition, New York, U.S.A, W.W. Norton. )

## (注)

- <sup>1</sup> 構造的・摩擦的失業という表現を用いているが、実際には構造的失業 (Structural Unemployment) という概念の指標として NAIRU を用いている場合もある。例えば、European Commission (2002) の分析では、明らかに構造的失業の代理指標として NAIRU を用いている。教科書で、NAIRU を構造的・摩擦的失業の指標として定義しているものにゴードン(1989)がある。ただし、NAIRU ではなく自然失業率を用いている。ゴードンは失業を3つの概念(摩擦的失業、構造的失業、循環的失業)に分類した上で、摩擦的失業と構造的失業は自然失業率を構成すると述べている (p349)。
- <sup>2</sup> 経済学になじみのない読者のために、簡単に短期総供給曲線について触れる。基本的に以下の説明は、スティグリッツ(2001)に基づいている。

図は縦軸に物価水準 (P)、横軸に産出量 (Y) を取っている。短期総供給曲線とは、賃金を所与とした時に、様々な物価水準に対応して企業が生産する産出量を示す。図に示すように、短期総供給曲線は3つの部分からなる。まず、曲線が水平となる部分であるが、過剰生産能力があり、物価のわずかな上昇しかともなわずに(あるいは物価を上昇させることなく)、産出量を大きく増加させることができる部分である。ここで  $Y_s$  は潜在 GDP を示しているが、潜在 GDP とは、労働者や工場・設備などの資本ストックを用いてフル稼働で生産する産出量のことをいう。つまり、短期的に生産能力に余力が全くない産出量水準のことである。この  $Y_s$  を挟む右上がりの部分は、産出量の増加とともに物価水準が増加していく部分である。短期的には、機械の保守を延期したり、労働者に残業させる等して正常な生産能力を超えた水準で操業することができる。経済が正常な生産能力を超えて生産を行っているときには、物価上昇圧力が働く。ところで、なぜ短期総供給曲線は生産能力を超えると物価上昇圧力が働き、右上がりとなるのであろうか。この右上がりの傾きを示す説明として、Mankiw (2002) は3つのモデルを示している。

### (1) Sticky-Wage Model

このモデルは、名目賃金の下方硬直性を仮定している。例えば、賃金契約が長期に及んで賃金が固定されている場合、物価水準の変動に合わせて必ずしも賃金の変動しないことになる。そうした状況下では、物価水準が上昇した場合、実質賃金は下落し、企業はより多くの雇用者を採用することになる。雇用者の増加は産出量の増加をもたらすため、物価水準と産出量は右上がりの傾向を示すことになる。

### (2) Imperfect-Information Model

短期総供給曲線の右上がりの傾きを説明する2つ目のモデルは、Imperfect-Information Model である。このモデルは、物価に関する人々の錯誤に依拠している。Mankiw は農夫を例にとって説明を行っているが、経済全体の物価水準が思っていた以上に上昇すると、自分の生産している小麦の価格も上昇しているものと思い込み農夫は必至になって働く結果、産出量が増加することになる。こうした状況は、農夫の場

合のみならずあまねく経済全体に観察される事象であり、物価水準と産出量は右上がりの関係を示すと説明している。

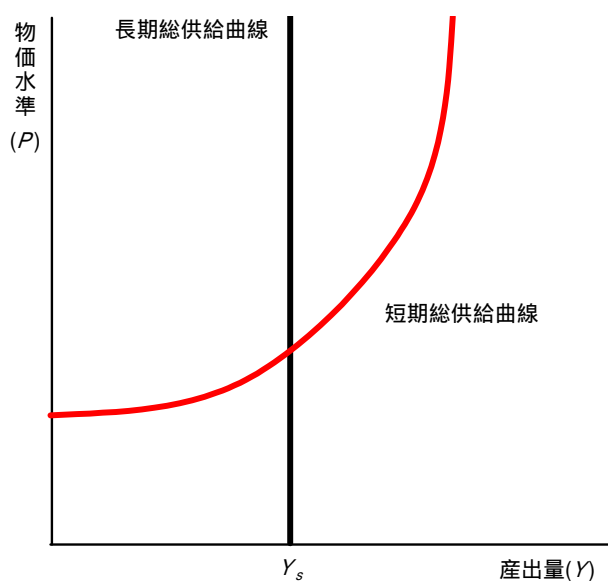
### (3) Sticky-Price Model

企業の価格設定行動を考えると、以下の2点を考慮して企業が価格設定を行っていると考えられる。まず、一般的な物価水準である。一般的な物価水準が高ければ、企業の生産コストも高まるため、産出物の価格を高めようという動機が企業に生まれる。次に、所得水準である。所得水準が高まるほど、企業への需要も高まることが考えられる。つまり、企業の設定価格は、一般的な物価水準、総産出量と潜在GDPの差に依存することになる。企業の限界コストは、生産水準が高まるほど増加するので、需要が大きいほど企業の設定価格も高くなる。Mankiwは顧客との関係上、設定価格を容易に変更できない企業の存在を考慮し、より一般的な状況について説明を行っているが、モデルのインプリケーションは既に述べた形で示されている。

短期総供給曲線に話を戻すと、短期総供給曲線の垂直な部分は、経済が資源を完全利用しており、物価が上昇しても産出量の上昇を誘発することができない部分である。

上に記したように、生産能力を超えた産出量に関しては、短い期間であれば、労働者を残業させるなどの措置は可能だと考えられるが、長期的には不可能となってくる。図の長期供給曲線とは、賃金と価格が完全に伸縮的であり、常に労働が完全に雇用されている場合に生産される産出量の水準を指す。短期総供給曲線の垂直部分は、労働者や機械を超過稼働させている分、長期総供給曲線の右側に位置することになる。

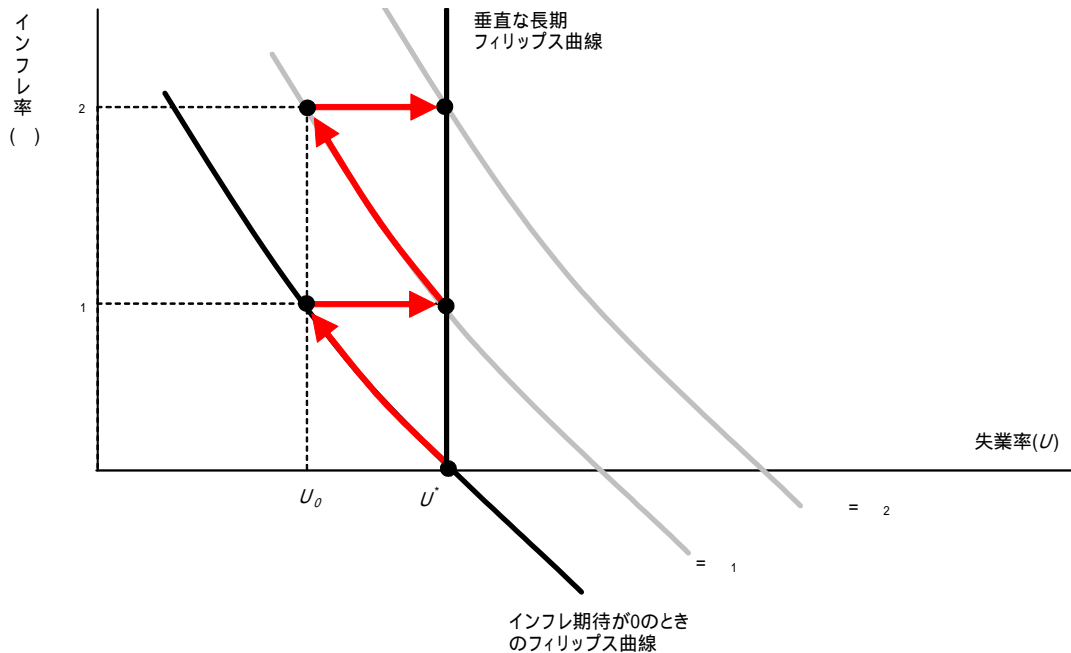
図 短期総供給曲線と長期総供給曲線



- 3 失業率の変化と産出量（実質 GDP）の変化率の間に観察される負の関係をオークンの法則という。販売が停滞し産出量が減退すると、雇用者は解雇され失業率が増す。反対に、販売が促進され産出量が増加すると、雇用者が増加し失業率が低下する。こうした失業率の変化と産出量の変化率の間に存する負の関係を示したものがオークンの法則である。
- 4 元々フィリップス曲線とは、1958年に A. W. Phillips が発見したイギリスにおける賃金上昇率と失業率の間に存在する負の関係をいう。その後、フィリップス曲線はいくつかの修正を経て今日に至っている。Mankiw（2002）は、現代版（Modern）フィリップス曲線の特徴として、次の3点を上げている。まず、賃金上昇率の代わりに物価上昇率を用いていること。2点目として、期待物価を導入していること。3点目として、供給ショックを導入していることである。
- 5 以下では、スティグリッツ（1997）に基づき、自然失業率の説明を行う。注の4でも説明したように、賃金上昇率と失業率の間に存在する負の関係をフィリップス曲線と呼んでいたが、その後政策的目的もあり、インフレ上昇率と失業率の關係に焦点が当たって行くことになる。このインフレ上昇率と失業率の間の負の關係を示すフィリップス曲線は1960年代まで安定した關係が見られたが、1970年代となり先進諸国はいずれも高失業率と高インフレーションを同時に経験するに及んで、上記安定的關係は觀察されなくなる。つまり、フィリップス曲線はシフトすることになるのであるが、このフィリップス曲線のシフトを説明するためにインフレ期待がフィリップス曲線に導入されることになる。この期待を組み込んだフィリップス曲線のことを期待修正フィリップス曲線と呼ぶ。

以下どの様にフィリップス曲線が期待によってシフトするのか見ていく。經濟が長期にわたって物価が安定している狀況を考える。労働者がインフレ率はゼロであると期待すると、フィリップス曲線は図の最も左下の曲線で示される。短期的に政府が失業率を  $U_0$  まで引き下げようとする、同時にインフレ率が上昇する。インフレ率が上昇すると、期待修正フィリップス曲線は上方へシフトし、あらゆる失業率水準においてインフレ率は上昇する。なぜ期待修正フィリップス曲線が上方へシフトするのかというと、当初人々が抱いていたインフレ期待  $e_0$  が時間の経過とともに実際のインフレ率  $\pi_1$  に従って修正され、その期待修正とともにインフレ期待が  $e_1 = \pi_1$  のフィリップス曲線へと移行するからである。このように政府が  $U^*$  以下の水準に失業率を維持しようとする、インフレ率は上昇しつづけることになる。結局、長期で見たフィリップス曲線は  $U^*$  を通る垂直な直線となる。  $U^*$  は特別な失業率の水準であり、自然失業率と呼ばれている。また、失業率は  $U^*$  の水準に留まっている限りインフレを加速させないため、  $U^*$  のことはインフレ非加速的失業率 non-accelerating inflation rate of unemployment 略して NAIRU と呼ばれるようになっている。

図 垂直な長期フィリップス曲線



(資料出所) スティグリッツ(2001), p422.

- 6 輸入物価指数については、月次データのみ公開されている。日本銀行に問い合わせたところ、例えば輸入物価指数の年次データへの変換は、特にウエートづけなどは行わず、毎年12月の値をもって当該年の値としているとのことであった。本稿でも、日銀が採用している従来からの手法に則り、特にウエートづけは行わず、輸入物価指数の3ヶ月平均をもって四半期データを構築した。
- 7 四半期データについて推定期間を1977年第 四半期から2003年第 四半期に、また月次データについて推定期間を1974年1月から2003年12月に定めた理由は、消費者物価上昇率、失業率、輸入物価指数変化率の全てのデータが揃う期間を定めたことによる。
- 8 小野(1989)は、本稿とは異なるモデルを用いているが、「期待インフレ率の係数=1の推定結果にもとづいて自然失業率(あるいは摩擦的失業率)を計算しても、それを十分信頼するわけには行かない。(p223)」として、期待インフレ率の係数に1という制約を置くことに疑問を呈している。
- 9  $u$ にも多項式ラグを導入して推計を行ったが、長期効果を示すラグの合計値が5%水準で統計的に有意ではなかった。固定NAIRUを推計するに当たり、この係数が有意でないため、切片をこの係数で割って固定NAIRUを推計しても統計的には意味がない。そのため、本稿では $u$ については多項式ラグを用いずに、通常のコэффициентを置いて推計を実施した。
- 10 多項式ラグを用いて推計されるNAIRUは、 $-1$ の係数を1に固定したNAIRUとは計測技術の問題を離れても別物であるといえる。 $-1$ の係数を1に固定したNAIRUは、文

字通り「国内要因によるインフレを加速させない失業率」をターゲットにしたものである。一方、多項式ラグを用いた NAIRU は、結果として「長期的に国内要因によるインフレ率を 0 にする失業率」となっている。

以下で多項式ラグを用いた NAIRU が長期的に「インフレ率を 0 にする失業率」となっていることを示す。簡単のために、「表 3 (6)式の推計結果」を例に説明する。

(6)式で失業率が NAIRU に一致する状況は、 $\alpha - \gamma u = 0$ と表される。このとき、

$$\pi = \beta(L)\pi_{-1} + \theta(L)imp + \varepsilon \quad \dots (1)$$

となる。この  $\pi$  の長期的動向を調べてみよう。

$$\mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \end{bmatrix} \quad \mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} \theta(L)imp_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \mathbf{V}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1.07538 & -0.08874 & 0.1048 & -0.49303 & 0.27274 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

と置けば、(1)は次のようになる。

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{B}\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{X}_t + \mathbf{V}_t$$

期待値を  $E(\cdot)$  で表すことにすれば、次のようになる。

$$E(\mathbf{Y}_t) = \mathbf{B}E(\mathbf{Y}_{t-1}) + E(\mathbf{X}_t)$$

$t=0$  の時点からこの漸化式を累積して、次のようになる。

$$E(\mathbf{Y}_t) = \mathbf{B}^t E(\mathbf{Y}_0) + \mathbf{C}_t \quad \dots (2)$$

ただし、

$$\mathbf{C}_t = E(\mathbf{X}_t) + \mathbf{B}E(\mathbf{X}_{t-1}) + \dots + \mathbf{B}^t E(\mathbf{X}_0) = \sum_{i=0}^{t-1} \mathbf{B}^i E(\mathbf{X}_{t-i}) \quad \dots (3)$$

である。

さて、(2)の右辺に現れる  $\mathbf{B}^t E(\mathbf{Y}_0)$  は、国内要因によるインフレ率であり、 $\mathbf{C}_t$  は、輸入物価要因によるインフレ率である。

実際に計算してみると、行列  $\mathbf{B}$  の固有値は、絶対値においてすべて 1 を下回っていることが確かめられる。したがって、 $\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{B}^t = \mathbf{0}$  であるから、



$$\lim_{l \rightarrow \infty} \mathbf{B}' E(\mathbf{Y}) = \mathbf{0} \quad \dots (4)$$

となる。これは、国内要因によるインフレ率が長期的に 0 に収束することを示している。

- <sup>11</sup> AIC (Akaike Information Criterion) は、モデルの適合度を示す指標である。モデルの対数尤度を LL、定数項を含む説明変数の数を k、サンプル・サイズを n とすると、AIC は以下の式で示される (ただし、AIC の設定方法は、使用するソフトによって微妙に異なっている。)

$$AIC = -2LL/n + 2k/n$$

- <sup>12</sup>  $-1$  に 3 期、imp に 1 期ラグを取った理由は、それ以外のラグの組み合わせでは、推計した NAIRU の値が発散してしまい、常識の範囲に NAIRU の値が収束しなかったためである。
- <sup>13</sup> 非線形 NAIRU の推計に当たり、期待物価上昇率のラグを 1 期とり、また輸入物価指数変化率のラグをとらなかった理由は、これ以外のラグの組み合わせでは NAIRU の値が常識の範囲内に収まらなかったからである。

---

労働政策研究報告書 No. L - 8

構造的・摩擦的失業の増加に関する研究（中間報告）

発行年月日 2004年8月31日

発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

URL <http://www.jil.go.jp/>

編集 研究調整部 研究調整課 TEL 03-5991-5104

印刷・製本 有限会社 太平印刷

---

\* 労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。

連絡先：独立行政法人 労働政策研究・研修機構 広報部成果普及課

〒177-8502 東京都練馬区上石神井 4丁目 8番23号

TEL 03-5903-6263