

UV 分析による構造的失業率の推計

財務総合政策研究所総括主任研究官

北浦 修敏

財務総合政策研究所研究員

坂村 素数

前財務総合政策研究所次長

原田 泰

前財務総合政策研究所研究員

篠原 哲

2002 年 9 月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、  
財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解  
を示すものではありません。

財務省財務総合政策研究所研究部

〒100 - 8940 千代田区霞が関 3 - 1 - 1

TEL 03 - 3581 - 4111 (内線 5222)

## はじめに

北浦・原田・篠原・坂村(2002)では、UV分析を批判的に検証し、UV分析による推計は構造的失業率を過大推計する可能性があることを示した上で、欠員率の代わりにGDPギャップを用いて、失業率を構造要因と循環要因に分けることを試み、5%台半ばにまで上昇した2001年第4四半期の構造的失業率は2%台半ばから3%台半ばの水準であるとの結論を得た。本稿では、そこで用いた推計方法を活用しつつ、職業安定業務統計の欠員率と雇用動向調査の欠員率を用いて、UV分析に戻って、構造的失業率の推計を試みた<sup>2</sup>。

本稿の結論としては、まず、第1に、失業率の粘着性に対して1期前の失業率を説明変数に加えることで、職業安定業務統計の欠員率と雇用動向調査の欠員率のどちらを用いても、UV曲線の円運動の動きを補正して、GDPギャップを用いた推計と同程度に、安定的なベバリッジ・カーブの推計が可能であった。

第2に、欠員率を用いた推計から得られた2001年の構造的失業率の水準は、概ね前回の推計結果と同様の水準、すなわち、職業安定業務統計の欠員率による推計では2.90~3.25%程度、雇用動向調査の欠員率による推計では2.81~3.54%程度となった。

第3に、職業安定業務統計の欠員率を用いたベバリッジ・カーブの推計では、失業率の粘着性を考慮した結果、ベバリッジ・カーブの傾きは、白書の推計より大きなものとなった。失業率の粘着性を考慮せずに推計を行ない、ベバリッジ・カーブの傾きを過小評価していることが、白書で構造的失業率を過大推計している原因(2001年の構造的失業率を4%程度とする)の一つと考えられる。

第4に、雇用動向調査の欠員率は、職業安定業務統計の欠員率よりも、景気の状態に対してより柔軟に動くとともに、職業安定業務統計の欠員率は、近年、低下傾向を続ける雇用動向調査の欠員率に対して、横ばい・微増の動きを示しており、過大となっている可能性が確認された。また、ベバリッジ・カーブの推計結果をみると、説明変数の組合せ等について、雇用動向調査の推計結果の方がGDPギャップを用いた推計結果に近い推計結果が得られたことから、雇用動向調査の欠員の方がより経済全体の動きを的確に捉えている可能性が示唆された。これが正しいとすると、近年過大評価されている可能性がある職業安定業務統計の欠員率を用いて、欠員率の実現値から割り戻す方法で構造的失業率を推計する白書の推計方法は、構造的失業率の水準を一層過大に推計していることとなる。

---

<sup>1</sup> 北浦修敏・財務総合政策研究所総括主任研究官：nobutoshi.kitaura@mof.go.jp、坂村素数・同研究員：motokazu.sakamura@mof.go.jp、原田泰・同前次長・現内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官、篠原哲・同研究員

本稿の作成に当たり、日本労働研究機構の「構造的・摩擦的失業の増加に関する研究会」に報告させていただき、小野旭研究所長をはじめ研究会のメンバーの方々から大変有益なコメントをいただきました。ここに記して感謝いたします。ただし、本稿にある誤りは全て筆者の責任です。

<sup>2</sup> UV分析に雇用動向調査の欠員率を用いることについては、2002年春の日本経済学会における北浦他前掲論文の報告において、東京大学の玄田有史先生からご示唆をいただきました。

## 1. UV分析の基本的な考え方と問題点<sup>3</sup>。

### 1-1 UV分析の基本的な考え方

UV分析は、失業率(U)と欠員率(V)をそれぞれ縦軸、横軸にプロットすると、歴史的に、米国や英国において、原点に対して右下がりのカーブ(通常、「ベバリッジ・カーブ」と呼ばれる)が観察されたことから、このような経験的事実を踏まえ、失業率と欠員率が描くカーブのシフトにより構造的失業の変化を説明するものである。UV分析では、ベバリッジ・カーブが外側にシフトした時、すなわち、失業と欠員がともに増加している時は、ミスマッチが拡大し、構造的失業が増加したと考え、ベバリッジ・カーブが内側にシフトした時、すなわち失業と欠員がともに減少している時は、失業者と求人者のマッチングの効率が高まり、より雇用が効率的に創出される環境となり、構造的失業が減少したと考える(図表1参照)。

UV分析は理論的にも整理されてきており、主な理論としては、フロー分析に基づく理論、サブマーケットに基づく理論、が挙げられる。フロー分析に基づく理論は、労働市場では、雇用の喪失による失業のプールへの流入と雇用の創出による失業のプールからの退出が絶えず発生しているとの前提の下に、雇用のプールから失業のプールへの流れと失業のプールから雇用のプールへの流れが一定のレベルで一致している状態を労働市場の中期的な均衡状態ととらえ、その状態を示すものが失業率と欠員率の右下がりの関係、ベバリッジ・カーブと考える。具体的には、雇用の創出関数(マッチング関数)を、あたかも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、一定の雇用を生み出す失業と欠員の組合せは、原点に対して凸の右下がりの曲線であると想定して、この失業と欠員の組合せによりベバリッジ・カーブを導出するものである<sup>4</sup>。

サブマーケットの理論は、ベバリッジ・カーブは、労働市場が、超過需要又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っているとの前提でベバリッジ・カーブの動きを説明する。仮に労働市場が一つの市場からできているとすると、労働市場が超過需要の時は欠員のみが生じ(失業はゼロ)、超過供給の時は失業のみが生じる(欠員はゼロ)こととなり、失業と欠員が同時に存在する現実が十分に説明できなくなる。しかしながら、労働市場が多数のサブマーケットから構成されており、労働市場間の調整に一定の時間を要すると考えると、失業と欠員が同時に存在することが説明できることとなる。すなわち、景気循環の中で、景気が良くなると、失業が生じているマーケットが減り、欠員

<sup>3</sup> UV分析の考え方、背後にある理論、先行研究等の詳細については、北浦他前掲論文参照。

<sup>4</sup> Nickel et al.(2000)に従って、ベバリッジ・カーブを導出すると以下の通り。Mを新規の雇用者数、Uを失業者数、Vを欠員数、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $c$ をそれぞれ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ーとすると、マッチング関数は、

$$M = \alpha \cdot m(cU, V) \quad (\text{脚注: 式1})$$

により表される。次に、 $s$ を雇用の喪失率、 $N$ を雇用者数とすると、 $s \cdot N$ は雇用から失業のプールへの流入となる。均衡状態で、 $s \cdot N$ (雇用のプールから失業のプールへの移動) =  $M$ (失業のプールから雇用のプールへの移動) が成立することを前提に、この式の左辺に式1を代入し、両辺を $N$ で割って得られる、 $s = \alpha \cdot m(cU/N, V/N)$ が、失業率と求人率の負の関係を示すベバリッジ・カーブとなる。具体的にはコブダグラス型の生産関数を前提にして、整理すると、以下の式が得られ、ベバリッジ・カーブは、通常、構造要因を示す変数で、 $\ln(\quad)$ 、 $\ln(c)$ の項を推計することで得られる。

$$\ln(U/N) = \quad + \quad \cdot \ln(V/N) + \quad \cdot \ln(s) + \quad 1 \cdot \ln(\quad) + \quad 2 \cdot \ln(c) \quad (\text{脚注: 式2})$$

が生じているマーケットが増え、また、景気が悪化すると、失業が生じているマーケットが増え、欠員が生じているマーケットが減少し、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ることとなる。また、産業構造に変化が生じた場合など、経済に構造変化が生じると、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することから、ベバリッジ・カーブは外側にシフトすることとなる。

## 1-2 UV分析の問題点

UV分析は、経験則や1-1のような考え方から、安定的なベバリッジ・カーブが存在することを前提に、通常、Wall and Zoega(2001)や Sakurai and Tachibanaki(1992)のように、失業率を欠員率と構造要因(タイムトレンドを含む)で回帰分析したり、Nickel et al.(2001)や大竹・太田(2002)のように、失業の調整過程のダイナミクスを考慮して、失業率を欠員率と構造要因(タイムトレンドを含む)とともに、1期前の失業率で回帰分析して推計されている。従って、まず、その時々々の構造要因を反映したベバリッジ・カーブそのものが推計され、そのベバリッジ・カーブのシフトの状況やベバリッジ・カーブ上で求人と欠員が等しくなる失業率(ベバリッジ・カーブと45度線が交わる点の失業率)で構造的失業率の推移を分析している<sup>5</sup>。

これに対し、経済財政白書や労働経済白書では、UV分析により構造的失業率を推計するに当たって、視覚的に安定的とみられるUV曲線の一部の傾き等を用いてベバリッジ・カーブの傾きだけを推計し、その時々々の失業率・欠員率の実現値を通るベバリッジ・カーブを描き、このベバリッジ・カーブ上で失業率と欠員率が等しくなる失業率を構造的失業率としている(図表2参照)。UV分析により、白書では、2011年第4四半期の5%台半ばの失業率のうち、4%程度が構造的失業率であるとしている。

このような白書のUV分析による構造的失業率の推計には、通常の方法と比較して、傾きだけを推計するという問題や実現値が含む推計誤差を全て構造的失業率に反映させてしまっているという問題が考えられるが、この他にも、以下のような4つの問題点が指摘できる。

### (1) 失業率と欠員率が統計として労働市場でカバーする範囲がそろっていないこと

まず、第1に、2つのデータの基礎がそろっていないことである。欠員数は、通常、公共職業安定所に届けられた求人を取りまとめた職業安定業務統計の有効求人数を用いており、労働市場全体の求人を表している訳ではない。一方、失業率は、労働力調査において推計された労働市場全体の失業者数を用いている。

日本のUV曲線における欠員率は、諸外国で調査されているものと比較すると高い水準にあることは事実であるが<sup>6</sup>、労働力調査特別調査によると、公共職業安定所を通じた就職方法を主な就職方法と

<sup>5</sup> UV分析による構造的失業率の推計に当たっては、脚注4にみられるように、雇用者ベースの失業率・欠員率によりベバリッジ・カーブが推計され、雇用者ベースの構造的失業率がまず計算される(図表2参照)。次に、その値を基に、就業者ベースの構造的失業率が再計算される。

<sup>6</sup> 比較的安定的なベバリッジ・カーブがUV曲線上で観察される米国では、公共職業安定機関の求人数ではなく、求人広告指数を調整したものが欠員率として活用されているが、Blanchard and Diamond(1989)をみると、1952~88年までの間に失業率は2~11%まで変動しているのに対し、欠員率は1~3%程度の間を推移している。

している失業者は4割程度であり、また、職業安定業務統計における新規求人の充足率は、近年の不況から若干上昇傾向にあるが、長期的には減少傾向にあるものと考えられる(図表3)。これは、近年多数発行されている求人雑誌、パート向けを中心とした求人広告、規制緩和により増加している民営職業紹介所、派遣紹介事業、インターネットを通じた求人等の影響と考えられ、職業安定業務統計の欠員率をもって労働市場全体の欠員の動きを反映しているとするには問題があると考えられる。例えば、図表4は、近年の民間職業紹介事業所数の増加を示しており、民営職業紹介所は、1995年の3719個所から2000年には5180個所と約4割増加している。また、図表5は職業安定所の求人数と求人広告件数の推移を示したものであり、求人数と広告件数で単純な比較はできないが、安定所の求人数が90年から2000年にかけて横ばいしないし、若干微減であるのに対し、広告件数は91年に21万件程度であったものが、2001年には29万件程度に増加してきている。

## (2) UV曲線はベバリッジ・カーブの周りで円運動を行っていること

次に、UV曲線はベバリッジ・カーブの周りで円運動を行っており、白書のように推計された傾きにより失業率と欠員率の実現値の組合せから逆算すると、景気回復の初期に構造的失業率が過大評価され、景気後退の初期では過小評価される可能性がある(図表6)。特に、景気の回復感が弱い状況が続くと、ベバリッジ・カーブが必ずしも外側にシフトしていない場合でも、UV曲線が大きな円を描き、構造的失業率が極めて大きく推計される危険性がある。

具体的に日本のUV曲線(図表2)の動きをみると、雇用失業率と構造的雇用失業率との間には時計回りの関係がみられ(1963~1966年、1972~1974年、1983~86年、1987~1993年)、特に、景気回復力が弱い時期に、時計回りの動きを続けながら、外側にシフトしている(1975~1977年、1981~1983年、1994~1997年、1998~2001年)。同様に、主要な欧米諸国のUV曲線をみると(図表7)、米国のUV曲線は比較的明瞭なベバリッジ・カーブの形状とそのシフトを示しているが、小さいながらも、UV曲線はベバリッジ・カーブの周りを回っていることが観察される。欧州のUV曲線は、明瞭なベバリッジ・カーブの形状を示しておらず、大きな時計周りの循環の動きがみられる。

このようなUV曲線の時計周りの動きについては、従来から、諸外国のUV分析においても指摘されており、基本的には、求人(欠員)が失業よりも柔軟に動くことから、一つのベバリッジ・カーブの周りを時計回りに回転するものと理解されている。ただし、UV曲線の時計周りの動きの振幅は、国により異なっており、米国では小さな振幅がみられ、欧州では大きな振幅がみられる傾向がある。これには、失業を通じた労働市場の調整のスピードに依存しているものと考えられ、特に、欧州では履歴効果の影響が指摘されている。UV曲線が一つのベバリッジ・カーブの周りを回る動きを、フロー分析に基づく動学的調整モデルとして理論化したものとして、Blanchard and Diamond(1989)やBowden(1980)がある。

日本においてUV曲線が円運動を行なう要因を挙げると、まず第1に、求人の先行性、失業率の遅行性が考えられるが、これに加えて、景気循環の中での求人内容の質の変化も考えられる。すなわち、景気の山の前後では、まず求人が先行して減少するとともに、企業は雇入れに慎重になり、その後は暫く所定外労働時間の縮減等で雇用調整が行われる。こうした求人の減少が減少・横ばいの動きを続

ける失業率の動きとともにUV曲線を内側にシフトさせる。次に、景気の谷の前後では、まず所定外労働時間の延長等で雇用調整が行われ、その後、パートタイマー等の採用、一般労働者の雇入れにつながっていくが、当初増加する求人の質は必ずしも高いものばかりではなく、求人の増加に対して失業率の低下が遅れることとなる。こうした（質の相対的に低い）求人の増加と失業の遅行的な上昇・高止まりがUV曲線の外側へのシフトにつながる。特に、景気の回復感が弱い時には、質の低い求人の割合が大きくなり、これがUV曲線の大周りの外側へのシフトを増幅させると考えられる。

また、もう一つの要因として、日本企業は、景気が悪化しても、可能な限り失業を出さないよう雇用保蔵を行なうことが指摘されており、このような企業の雇用調整プロセスにより、その時々最適な雇用水準に対して部分的な調整しか行なわれないことが、失業率の粘着性を生み出し、UV曲線の円運動を生じさせていることも考えられる。

### (3) 構造要因にしばしば循環的要素が含まれていること

このようにUV曲線が円運動を行なっている場合、実現している失業率と欠員率から構造的失業率を推計する方法は、適当ではないと考えられる。従って、UV分析を用いた構造的失業率の推計は、欧米の研究にみられるように、ベバリッジ・カーブの位置を幾つかの構造要因により説明することが必要となる。しかしながら、この方法にも、ベバリッジ・カーブのシフトを説明する構造要因の特定が困難であるという定式化の問題とともに<sup>7</sup>、構造要因と考えられる指標がしばしば循環的要素を含んでいるという問題がある。

例えば、小野（1989）は、一般的に失業率の上昇を説明する構造要因とされる、産業構造の変化やそれに伴う離職率の上昇、女子労働者、パートタイマーの増大、人口の高齢化等のなかには、景気変動と連動する部分が存在することを指摘している。同様に、樋口（1991）も、短期的な離職率の時系列変動は供給側の要因というよりも景気変動過程における需要側の要因を強く反映することを指摘している。

また、経済財政白書のUV分析で、ベバリッジ・カーブのシフトの構造要因として用いられている「第3次産業就業者比率」、「就業者のうち転職を希望し、実際に求職活動を行っている者の割合」をみると、まず、「第3次産業就業者比率」は、離職率の構造的な高まりを示す代理的変数と考えられるが、日本以上に第3次産業就業者比率が高まっている米国（米国1990年72.2% 2000年75.4%（商務省）、日本同62.2% 66.2%（総務省））における構造的失業の低下をみると、これが構造的な雇用喪失の変化を示す変数とは必ずしも言えない可能性がある。また、「就業者のうち転職を希望し、実際に求職活動を行っている者の割合」についてみると、これは1980年代後半から1990年代に大幅に上昇し、循環的要素（バブル期の転職希望者の増加、長期化する不況の中での現在の仕事に対する不安、不満足な職にしかつかなかった在職者の不満等）を反映していると考えられ、これまでの分析においても、構造的要因というよりは、むしろ、失業者に加えて労働市場の分析を行なう必要があることが主張されている（UV分析については小野（1989）、フィリップス・カーブに関する推計では

<sup>7</sup> UV分析をサーベイした Petrongolo and Pissarides(2001)は、1970年半ば以降の労働市場のミスマッチの拡大を説明可能な変数は、単一であれ複数を組み合わせたものであれ、みつけれられていないとしている。

Toyoda(1972))。このように、経済財政白書の構造的失業は、推計の定式化の問題や構造要因の特定の問題により、循環的失業の要素を多分に含んでいる可能性がある。

#### (4) 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があること

近年の日本のUV曲線のシフトについて考える際に注意しなければならないのは、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があること、すなわち、デフレーションが(2)で示したUV曲線の円運動を増幅させている可能性があることである。

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ことが知られている(吉川(1984))。具体的には、労働市場が幾つかの市場に分かれており、かつ名目賃金が超過需要・超過供給に非線形で調整されるとする(すなわち、超過需要では名目賃金は速やかに上昇するのに対し、超過供給の下では名目賃金は緩やかに低下するとする(図表8の図B参照)。その場合、労働市場全体で求人数と失業者数が一致する状況(45度線上。図表8では(U0、V0)の組合せ)では、超過需要が生じている市場での賃金上昇が超過供給の市場での賃金下落を上回り、労働市場全体として賃金が増加する。このため、相当な生産性の上昇がない限り、物価は上昇することとなる。一方、ゼロインフレーションは、失業者数が求人数を相当程度上回っている時に実現し(図表8では(U1、V1)の組合せ)、これはUV曲線において45度線の相当程度右上方の欠員率・失業率に該当し、デフレーションはさらにその右上方に位置することとなる<sup>8</sup>。従って、UV曲線が45度線の右上方に位置する現在の日本経済の状態は、まさに、フィリップス・カーブが低い物価上昇率の下で、水平になっている状態と整合的であると言える。

さらに、Akerlof, Dickens and Perry(1996、2000)の理論モデルにより、水平なフィリップス・カーブは、ゼロインフレーション・デフレーションと賃金の下方硬直性の下で、長期のフィリップス・カーブにおいても生じることが示されていることを併せみると(図表9参照)、1994年以降の長期にわたる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。

#### (5) 失業率と欠員率の一致は均衡といえるか

ペバリッジ・カーブと45度線が交わるところで、構造的失業の水準が決まるという考え方、すなわち、失業と欠員が等しいとき、労働力需給は均衡しているとの考え方は、欧米ではみられず、欧米のUV分析の重点は、もっぱら構造要因によるペバリッジ・カーブのシフトの説明に置かれている。この理由としては、まず、欧米では、マクロ的な求人の把握が統計的に困難であるということが挙げられる。ただし、その意味では、上記(1)でみたように日本でも同様の問題がある。図表3をみると、職業安定業務統計における新規求人の充足率は3割に満たない水準にあり、求職者からみて求人条件が必ずしも魅力的ではなく、最終的に満たされない求人が相当程度含まれていると考えられる。従って、

<sup>8</sup> 図表8は、期待物価上昇率はゼロと仮定しているが、この仮定を緩めても結論は変わらない。

職業安定業務統計における新規求人数が市場の失業者数と一致することは市場の均衡とは言えないと考えられる。

また、Blanchard and Diamond(1989)は、UV分析における構造的失業（均衡的失業）の分析は、労働市場や財市場の需給状態、賃金・物価動向をみながら行う必要があると指摘している。Tobin（1972）も、同様の観点から、統計上、正しい欠員が得られたとしても、求人と欠員が一致するところを均衡水準とすることは適当ではないと指摘している。

日本のUV分析を年次データでみると（図表2）UV曲線は過去40年で3回しか45度線を超えておらず、こうしたデータに基づく失業と欠員の一致が何を示すのか定かではない。ただし、45度線を跨いでいる74～75年、88～89年、91～92年の3つの時期は、GDPギャップでみると、単なる景気の転換点ではなく、高度成長期の終焉時及びバブル期の前後という成長経路の転換点（又はその1年後）に当たっており、労働市場においては、強い労働不足が雇用過剰に転じた、又は雇用過剰から強い労働不足に転じたタイミングと一致している（図表10参照）。このように45度線を過去に跨いだ3つの時点は、少なくとも日本経済の転換点と一致していることから、日本のUV分析においては45度線の使用が違和感なく用いられてきたとも考えられる。

## 2．UV分析による構造的失業率の推計

### 2-1 前回の推計の結論と示唆

UV分析については、上記で示したように、欠員率は質・量の面から労働市場の需要を的確に反映しているとは限らないこと、構造的失業がUV曲線の円運動の動きにより需要要因を含んでいること、デフレーションにより労働市場の賃金調整を阻害されている可能性があること、等の問題がある。北浦他前掲論文では、失業率を循環要因、構造要因（想定しうる複数の構造要因を様々に組み合わせて推計）に分解することを試みたが、上記の4つの問題等にかんがみ、(a)循環要因については、欠員率の代わりに、近年比較的安定的な関係が観察されると指摘されているオークンの法則に従い、GDPギャップを説明変数として用いる、(b)UV曲線の円運動の動きに対しては、循環要因であるGDPギャップに適切なラグをとり、また、1期前の被説明変数（失業率）を説明変数に加えて、推計を行なう、(c)デフレーションの結果、賃金が高止まりしている可能性もあることから、推計に賃金要因を加えるケースと加えないケースの両方を推計する、等の形で推計を行なった。また、四半期データでは、日本の雇用調整の動きが十分把握できない可能性があることから、年次データでの推計を併せて行なった。この結果、2001年末の構造的失業率は2%台半ばから3%台半ばという推計結果を得た。

このように、前回の推計においては、循環要因について、上記の3つの問題のうち、**と**は欠員率に特に顕著にみられる問題であることから、欠員率に代えてGDPギャップを用いた。しかしながら、職業安定業務統計の欠員率を用いることの問題（上記の**の問題**）については、雇用動向調査の欠員率を用いることで、年次データには限られるが、経済全体の欠員の動向を反映させて推計することが可能になると考えられる。また、UV曲線の円運動の動き（上記**の問題**）については、GDPギャップの推

計と同様に（上記(b)の対応）、円運動の原因が失業率の遅行性・欠員率の先行性にあるのであれば、説明変数である欠員率にラグを取ることで、また、円運動の原因が失業率の粘着性にあるのであれば、1期前の被説明変数（失業率）を説明変数に加えることで<sup>9</sup>、ある程度推計上の問題は解決することができると思われる。特に、1期前の失業率を説明変数に加えて、ベバリッジ・カーブを推計する試みは、Nickel et al.(2001)や大竹・太田（2002）等で、本稿の考え方と同様に、失業の調整過程のダイナミクスを考慮するとの観点から、先行研究でも採用されてきている。このため、以下では、前回の推計のアプローチに従い、職業安定統計の欠員率（四半期データ、年次データ）、雇用動向調査の欠員率（年次データ）を用いて、構造的失業率の推計を行なう。

## 2-2 推計の方法

### (1) 推計方法

上記の方針の下、以下の2式の形で、失業率(U)を、欠員率(V)、労働分配率（賃金要因）、複数の構造要因を示す変数で回帰分析して、ベバリッジ・カーブの推計を行なう。

$$\ln(U) = \ln(V) + \text{労働分配率} + \sum_i \text{構造要因}_i \quad \text{式(1)}$$

（1期前の説明変数を加えた推計の場合：

$$\ln(U) = \ln(V) + \text{労働分配率} + \sum_i \text{構造要因}_i + \ln(U(-1)) \quad \text{式(2)}$$

なお、脚注4で示したように、ベバリッジ・カーブは雇用者ベースの失業率・欠員率で推計し、この推計から構造的失業率を導くときに、まず、雇用者ベースの構造的失業率を計算し、次に、それを基に就業者ベースの構造的失業率を計算する。

ベバリッジ・カーブの推計式から構造的失業率は以下のように計算する。まず、推計式に、2001年の構造要因の数値、労働分配率の推計期間における平均値<sup>10</sup>を代入して、2001年第4四半期のベバリッジ・カーブを求める。次に、このベバリッジ・カーブと45線の交点（式(1)では $\ln(U)=\ln(V)$ 、式(2)では $\ln(U)=\ln(V)=\ln(U(-1))$ となる点）から、以下のように構造的失業率（U）を計算する<sup>11</sup>。

<sup>9</sup> 企業の雇用調整プロセスが緩やかであることにより、失業率は、その時々々の循環要因、賃金要因、構造要因を反映した最適な失業率の水準(失業率)に向けて徐々に修正される、というモデルを想定し、以下のように、1期前の失業率を説明変数に加えた式を導出する。すなわち、現実の失業率は、1期前の失業率に、望ましい失業率と1期前の失業率の差の100・a%だけ調整している結果だと考えるのである。

$$\text{失業率} = 1 \text{ 期前の失業率} + a (\text{失業率} - 1 \text{ 期前の失業率})$$

$$\begin{aligned} & \text{失業率} = b * \text{循環要因} + c * \text{賃金要因} + \sum_i d_i * \text{構造要因}_i \\ & = a * (b * \text{循環要因} + c * \text{賃金要因} + \sum_i d_i * \text{構造要因}_i) + (1 - a) * 1 \text{ 期前の失業率} \end{aligned}$$

$$= \sum_i a * b_i * \text{循環要因}_i + \sum_i a * c_i * \text{賃金要因}_i + \sum_i a * d_i * \text{構造要因}_i + (1 - a) * 1 \text{ 期前の失業率}$$

$$\left( \sum_i a * b_i, \sum_i a * c_i, \sum_i a * d_i, 1 - a < 1 \right)$$

<sup>10</sup> 労働分配率は、1971～1980年平均で76.5%、1981～1990年平均で77.5%、1991～2000年平均で83.9%となり、特に1990年代に顕著な上昇がみられる。このため、均衡状態の労働分配率として1981～1990年平均を用いることも考えられるが、労働分配率の選択で構造的失業率を低く推計することを避けるために、1981～2000年平均の80.7%を採用した。

<sup>11</sup> 1-2(5)で示したように、ベバリッジ・カーブ上において欠員率と一致する失業率を構造的失業率とみることについては、Tobin(1972)等でみられるように批判もあるが、白書の分析と同じ基準で比較する必要性もあり、ここではベバリ

$$\ln(U) = (\alpha \text{労働分配率} + \beta \text{i*構造要因 i}) / (1 - \beta) \quad \text{式(3)}$$

(1期前の説明変数を加えた推計の場合：

$$\ln(U) = (\alpha \text{労働分配率} + \beta \text{i*構造要因 i}) / (1 - \beta - \beta_1) \quad \text{式(4)}$$

なお、Akerlof, Dickens and Perry (1996) が理論的に示しているように、賃金の下方硬直性に伴う効果は結果として数量調整としてあらわれ、循環要因に含まれてしまう可能性が高い。しかし、循環要因以上に賃金要因が労働市場の需給の状態を説明しうる可能性もあると考え、循環要因とともに、賃金要因(労働分配率)も併せて説明変数に加えて推計を行なう。

推計期間は、四半期データについては、1981年第1四半期から2000年第4四半期とし、年次データについては1970年から2000年とする。但し、年次データにおいて、雇用動向調査の欠員率は1975年以降、雇用保険の平均受給日数は1973年以降から、それぞれ入手可能であることから、これらの変数を含む場合は始期をずらして推計を行なう。

図表11は、今回採用した循環要因、賃金要因、構造要因を示すそれぞれの変数について、失業率との相関係数を報告したものである。循環要因と賃金要因については、失業率の遅行性、欠員率の先行性にかんがみ、ラグをとって推計を行なうため、失業率と最も高い相関を示す相関係数をラグとともに記載してある。その際、1期前の失業率を説明変数に加えたケースでは、失業率の変化に対する効果を推計するという側面もあることから、失業率のレベルと階差の両方について相関係数を調べている。

以下、各変数について説明を行なう。

#### 循環要因

循環要因を示す変数としては、職業安定業務統計の欠員率と雇用動向調査の欠員率を用いることとした。職業安定業務統計の欠員率は、先述のように職業安定所に登録された求人のみであり、経済全体の需給を十分反映できていないという可能性がある。そのため、職業安定統計に基づく欠員率とともに、年次データに限定されるが、雇用動向調査の欠員数を補正して得られる欠員数を用いて、構造的失業率の水準を推計することとする。

雇用動向調査は、非農林業の5人以上の事業所における毎年6月末の常用労働者<sup>12</sup>に関する未充足求人を調査している。このため、労働市場全体の求人を考えた場合、5人未満事業所における常用雇用に関する求人、新設事業所の求人、既存事業所における新設予定の仕事の求人、農林業雇用者に対する求人、季節労働者に対する求人(ここまでは職業安定業務統計に含まれる)、日雇労働に

---

ッジ・カーブのシフトを図る尺度の一つとして使用する。

<sup>12</sup> 常用労働者の定義は、期間を定めずに雇われている者、1ヶ月を超える期間を定めて雇われている者、日々雇われている者又は1ヶ月以内の期間を定めて雇われている者で、前2ヶ月の各月にそれぞれ18日以上事業所に雇い入れられた者、のいずれかに該当するものであり、雇用期間の観点からは、職業安定業務統計の常用労働(雇用契約において雇用期間の定めがないか又は4か月以上の雇用契約期間が定められているもの)と臨時労働(雇用契約において1か月以上4か月未満の雇用契約期間が定められているもの)の定義を包含していると考えられる。

関する求人が不足している。今回は、5人未満事業所の常用雇用に対する求人、新設事業所の求人について補正を行なうとともに、6月末のデータを年ベースのデータに補正する。農林業雇用に対する求人は、職業安定業務統計でも公表されていないため、補正を行なわないが、職業安定業務統計の新規求人のみを限り、三千件程度（2002年6月で3,072件、総数の542,573件の0.56%）であり、労働市場全体の変動に大きな影響は与えないものと考えた。季節労働、日雇労働についても同様に判断した。一方、既存事業所における新設予定の仕事の求人は少なくないと考えられるが、データがなく、また、以下に述べるように、新設事業所の求人を大まかな方法で補正していることも踏まえ、今回は補正を行なわないこととした。

具体的な補正の方法は以下の通りである。まず、5人未満企業の求人については、事業所・企業統計調査によると、1981年から1999年において、雇用者数が5人未満の事業所の雇用者総数は、全事業所の雇用者総数に対して86.9～88.5%（平均87.6%）で安定的に推移していることから（図表12）、求人の発生が事業規模に関わらず安定的に発生していると考え、雇用動向調査の求人数を1.14倍（ $1 \div 0.876$ ）して、全事業所の常用雇用に関する求人数とする（図表13の補正1）。次に、この求人数を、職業安定業務統計における各年の6月の求人と年平均の求人の比率で補正し、年ベースの雇用者に対する求人数を推計する（図表13の補正2）。最後に、新設事業所については、以下のように補正を行なう。樋口（2000）は、1986年から1999年の期間について分析し、新設事業所は既存事業所の新規雇用者数と概ね同じ程度の雇用を創出しており、経済全体の雇用創出数は既存事業所の雇用創出数の約1.98倍であるとしている。本稿では、新設事業所と既存事業所の雇用創出数の比率と同じ比率で、それぞれの求人は労働市場に発生していると考えて、1.98を補正2の既存事業所の求人数に乗じて、労働市場全体の求人数とすることとした（図表13の補正3）。

雇用動向調査の欠員率を職業安定業務統計の欠員率と比較すると（図表13）、補正の有無に拘わらず、以下の3点の特徴が指摘できる。第1に、雇用動向調査の欠員率は景気変動の中で大きな振幅を示しているにも拘わらず、職業安定業務統計の欠員率は比較的安定的に推移している。第2に、雇用動向調査の欠員率は、最も水準の低い補正前でも、バブルの時期には職業安定業務統計の欠員率を上回っており、職業安定業務統計では十分求人の動向を把握できていないことが示されている。第3に、雇用動向調査の欠員率（補正3）と職業安定業務統計の欠員率を比較すると、基本的に雇用動向調査の欠員率が職業安定業務統計の欠員率を上回っているが、近年は職業安定業務統計の欠員率が雇用動向調査の欠員率を上回っている。補正前の雇用動向調査の欠員率と職業安定業務統計の欠員率を比較しても、前者は近年減少傾向を続けている一方で、職業安定業務統計の欠員率は横ばい・微増傾向にあり、両者の乖離が近年著しくなっていることが明確に読み取れる。雇用動向調査の欠員率（補正3）には、上述のように、既存事業所における新設予定の仕事の求人、季節労働者に対する求人、農林業雇用者に対する求人が欠けているが、これらが近年大幅に増大しているとは考えがたく、また、近年の開業率の低下傾向から新設事業所の求人が飛躍的に増加していることは想定できず、新設事業所の求人の補正の方法に問題があり、乖離が生じていると整理することも困難である。このため、職業安定所に出された求人は翌々月まで有効な求人として扱われることから、事業所が一旦は求人を行なったが、その後別のルートを通じて充足された又は充足する必要

がなくなった（若しくは充足をあきらめた）求人が職業安定所に届けられたままの状態に残されている可能性がある、景気低迷の長期化の中で職業安定所が求人開拓を積極化しており、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までが職業安定業務統計の求人に含まれてしまっている可能性がある、等、職業安定業務統計の欠員率は過大となっており、そうした求人が増加している可能性も考えられる。

このような欠員率の動きの違いを反映して、雇用動向調査の欠員率を用いてUV曲線を描くと（図表14の表B）、職業安定業務統計の欠員率（図表14表A）よりも、UV曲線は平らな形状となっている<sup>13</sup>。

なお、ベバリッジ・カーブの推計に当たり、失業の遅行性・求人の先行性に考慮して用いるラグについては（図表11）、四半期データの欠員率（職業安定業務統計）では、レベルと階差の失業率に対して、それぞれ3期、0期のラグが最も高い相関を示しており、ゼロと3期の相関を用いることとする。また、年次データの欠員率（職業安定業務統計・雇用動向調査ともに）では、失業率（レベル）に対し0期と1期の相関が概ね同じ水準であり、四半期データでは1年近い階差（3期）が最も高い相関を示していることも考慮して、0期と1期のラグを取ることとする。

#### 賃金要因

賃金要因としては、前回の推計では労働分配率、ユニットレバークスト、時間当たり実質賃金を用いたが、労働分配率のみが有意となったことから、今回は労働分配率のみを用いた。労働分配率は賃金調整の遅れが企業の収益を圧迫している効果をとらえようとしたものである。

ラグについては、四半期データでは、レベルと階差の失業率に対して、それぞれ7期、0期のラグが最も高い相関を示したことから、同時方程式バイアスにも考慮して、7期と1期のラグを採用する。年次データでは、レベルと階差の失業率に対して、0期のラグが最も高い相関を示したことから、ラグを取らずに推計を行なう。

#### 構造要因

構造要因を示す変数は、様々なタイプのものが考えられるが、本稿では、職業・産業別のミスマッチ要因（第3次産業就業者比率、離職率）、労働市場の高齢化要因（全雇用者に占める50～59歳男性層の割合、55歳以上失業者割合）、女性要因（女性労働力率）、長期失業要因（雇用保険平均受給日数）、雇主の社会保障負担要因（SNAの「雇主の現実社会負担」を「国民所得・家計の営業余剰」で割ったもの。以下「雇主の社会負担率」）を採用する。

北浦他前掲論文では、この他の構造要因として、職業・産業別のミスマッチ要因としての産業別ミスマッチ指数、産業別雇用者数の移動、産業別就業者数の移動や、25歳未満失業者割合、女

<sup>13</sup> ただし、雇用動向調査の欠員率を用いたUV曲線が平らであることがベバリッジ・カーブのシフトが小さいことを直ちに示しているわけではない。事実、推計結果でみるように、2つのUV曲線から得られる構造的失業率の変化は相違が小さい。これは、一見平らに見えるUV曲線の一部の傾きが実際は、失業率が粘着的であることから、ベバリッジ・カーブの傾きの一部しか反映していない可能性があるためである。UV曲線の視覚的な形状から、ベバリッジ・カーブの形状を判断することを、Blanchard(1989)を含めて多くの欧米の研究は戒めている。

性失業者割合、組合推定組織率等についても、失業率との相関を調べたが、これらの多くは、失業率と負又は弱い相関しか示さなかった。特に、構造要因としてしばしば取り上げられるミスマッチ指数は、近年必ずしも上昇していない<sup>14</sup>。

構造要因は、徐々に変化し、徐々に構造的失業を高めていくものと考えられることから、ラグは取らずに推計を行なう。

なお、上記の変数で説明できない構造要因を捉えるため、タイムトレンドも説明変数として取り上げる。

以上の前提で、式(1)、(2)についてベバリッジ・カーブを推計した。説明要因の組合せは、賃金要因は循環要因に含まれるとも考えられることから、循環要因、賃金要因、構造要因(5変数～1変数までの組合せ)、循環要因、構造要因(5変数から1変数までの組合せ)の2つのケースについて、それぞれ、構造的失業の持続的な増加を示すトレンドを含む場合、含まない場合に分けて推計を行ない、係数が有意で、正負の相関が合理的なものだけを選ぶこととする。

## 2-3 推計結果

### (1) 職業安定業務統計の欠員率を用いた四半期データによる推計

まず、職業安定業務統計の四半期データにおいて、式(1)の形で推計を行なった。その結果、64の推計式が合理的に(符号条件が合い、有意に)推計された(図表15の各推計式の上段参照)。しかしながら、前回の推計と同じように、ダービン・ワトソン比は低く、強い誤差項の自己相関がみられ<sup>15</sup>、誤差項に1次の自己相関を想定して、改めて推計を行なうと、ラグをとった誤差項の係数が1と有意に相違がなく、また、他の変数の係数が、系列相関を前提としない推計と大幅に異なったり、有意でなくなるものが出てきた(図表15の各推計式の下段参照)。このため、欠員率についても、ラグをとるだけでは、失業率の粘着的な動きが十分説明できないものと考えられる。

次に、式(2)の形で推計を行なった。その結果、8の推計式が合理的に(符号条件が合い、有意で、かつ統計量により誤差項に系列相関がないものとして)得られた(図表16の表A参照)。しかしながら、これらの推計式では構造要因はせいぜい一つしか有意にならなかった。日本では企業内の内部労働市場の活用や不況期の雇用保蔵により、失業が顕在化するタイミングが景気循環の深さや期待成長率の変化等に伴って大きく変化することから、GDPギャップの時と同様に、四半期データでは、完全失業率が示す複雑な動きを十分説明できなかった可能性が考えられる。なお、これらの推計式から式(4)により得られた構造的失業率は、2.51～2.93%という水準であった(図表17の表Aの「構造的失業率」の「2001:4」の列参照)。

<sup>14</sup> 同様の指摘は、2002年版の厚生労働白書でもなされている。同白書は、職業安定業務統計に基づいて計算された年齢及び職業のミスマッチ指数の上昇が確認できないことから、安定所における求人と求職者のミスマッチは拡大したとは言えないとしている。

<sup>15</sup> 経済財政白書の分析においても誤差項の強い系列相関がみられる。

(2) 職業安定業務統計、雇用動向調査の各欠員率を用いた年次データによる推計

職業安定業務統計の欠員率による推計

まず、職業安定業務統計の欠員率による推計について、式(2)の形で推計を行なった。その結果、欠員率のラグを0とした推計で、6の推計式が合理的に得られた(図表16の表B参照)。5つの式で、離職率と他の1つの構造要因(タイムトレンドを含む)が有意となった。また、労働分配率は1つの推計式で循環要因と離職率とともに有意となった。なお、調整済み決定係数は0.95から0.96で、誤差項の系列相関は認められなかった(図表16の表Bの「adj-R2」及び「h統計量」の列参照)。

これらの推計式から2001年第4四半期の構造的失業率を推計すると、2.90~3.25%となった(図表17の表Bの「構造的失業率」の「2001:4」の列参照)。なお、1-2(3)でみたように、構造要因を示す変数にはしばしば循環的要因が含まれており、これらの構造的失業は過大推計の可能性があるが、これらの推計式で1991年第4四半期の構造的失業を推計すると、2.29~2.36%となり、1991年直後の景気後退期である1992~1993年にかけての平均失業率2.33%と同水準であることから、概ね妥当な推計結果と考えられる。

なお、得られた推計式から長期のベバリッジ・カーブの傾きを計算すると、絶対値でみて1.38から2.04という結果が得られた。これは、視覚的に安定的にみえる1991~1993年のUV曲線の傾き(0.39、労働経済白書では0.41と推計)と比較して大きくなっている。このように失業率の粘着性を考慮せずに、視覚的に安定的にみえるUV曲線の傾きを用いてベバリッジ・カーブの傾きを求めていることが、白書で構造的失業率を過大推計している原因の一つとして考えられる<sup>16</sup>。図表18の表Aは労働経済白書の方法により推計した構造的失業率と本稿の構造的失業率の推計(図表16の表BのEQ9)を比較したものである。白書では90年から93年のUV曲線からベバリッジ・カーブの傾きを推計し、2001年の失業率・欠員率の実現値を通るベバリッジ・カーブを導出して、このベバリッジ・カーブと45度の交点で構造的失業率を求めている。図表18の表Aからは、本稿の推計より傾きを過小評価していることから、構造的失業率を過大に推計していることがみてとれる(白書の推計方法では3.90%、本稿の推計式EQ9では3.25%)。

雇用動向調査の欠員率による推計

次に、雇用動向調査の欠員率について、式(2)に基づいて推計を行なった。この結果、11の推計式(欠員率のラグ0が8、ラグ1が4)が合理的に得られた(図表19)。ただし、欠員率のラグを1とした4つの推計式では、労働分配率が有意となるものだけが残し、かつ失業率の調整のスピード<sup>17</sup>(図表20の表Aの「1-1期前の失業率の係数」の列参照)も他の推計に比べて大きく、構造要因も1つしか有意とならない等、欠員率のラグを0とした推計の方が安定的な結果が得られた。ここで得られた推計式では、職業安定業務統計のケースとは異なり、離職率は有意とはならず(た

<sup>16</sup> 経済財政白書では、欠員率と構造要因でベバリッジ・カーブを推計しているが、誤差項の強い系列相関を補正せず、失業率の粘着性を考慮せずに推計された、緩やかなベバリッジ・カーブの傾き(0.333)を採用している。

<sup>17</sup> 調整のスピードは、説明変数に加えた「1期前の失業率」の係数が失業率の粘着性の度合いを示していると考えられるので、1-「1期前の失業率」で図ることとした。

だし第 3 次産業就業者比率は 1 式で有意)、高齢化要因(4 式)、長期失業要因(5 式)、女性労働力率(3 式)の方がより失業率の構造的な高まりを有意に説明するとの結果となった。また、労働分配率は 6 式で有意となり、企業の収益の圧迫が失業者の増加に寄与している可能性も示唆される。なお、調整済み決定係数は 0.92 から 0.97 で、誤差項の系列相関は認められなかった(図表 19 の「adj-R2」及び「h 統計量」の列参照)。

これらの推計から式(4)に従い、2001 年の構造的失業率を計算すると、3.02~3.75%となり(図表 20 の図表 A の「構造的失業率」の「45 度線」の列参照)、職業安定業務統計の欠員率よりも高い水準となった。1991 年の構造的失業率も 2.75~3.07%となり、1991 年直後の景気後退期である 1992~1993 年にかけての平均失業率 2.33%を大幅に上回り、全体として過大推計となっている可能性が示唆される。この原因は、雇用動向調査の欠員率は職業安定業務統計の欠員率よりも高い数値を示していることから、雇用動向調査の UV 曲線は、UV 平面上において職業安定業務統計の UV 曲線を全体的に右側にシフトさせた形となり、45 度線を跨ぐ時期がずれていることにある。この結果、雇用動向調査の UV 曲線では、職業安定業務統計の UV 曲線と比較して、75、76、78、79、80、88、92、93 年が 45 度線の上方から下方にシフトする。従って、45 度線を基準線とすると、これらの年は、職業安定業務統計の欠員率を用いた分析から雇用動向調査の欠員率を用いた分析に変更しただけで、労働市場の需給の判断が雇用過剰から人手不足になってしまうこととなる。また、雇用動向調査の欠員でみると、職業安定業務統計の欠員率で労働市場が均衡していたと考えられている 45 度線を跨ぐ 3 つの時期(74~75 年、88~89 年、91~92 年)では、欠員数が、失業者数を上回っていた時期に相当することとなる。1-2(5)でみたように、GDP ギャップの水準でもこれらの時期は経済の転換期としては概ね妥当と考えられることから、本稿では、職業安定業務統計と同じ基準で構造的失業率を推計するために、雇用動向調査の欠員でみると、失業者数を若干上回る欠員数で労働市場は均衡していたと理解することとする。均衡のタイミングは 3 つの時期があるが、ここでは、88 年を通る 45 度線の平行線で、雇用動向調査の失業と欠員が均衡していたとする(図表 20 の図表 B 参照)。この対応により、上記の 8 つの年(75、76、78、79、80、88、92、93 年)のうち、職業安定業務統計の UV 曲線と比較して、基準線の下方にシフトする、すなわち、雇用過剰又は均衡から人手不足に移る年は 92 年のみとなる(図表 20 の図表 B 参照)。

この基準で 2001 年の構造的失業率を改めて推計すると、2.81~3.54%となり(図表 20 の図表 A の「構造的失業率」の「45 度線の平行線」の列参照)、職業安定業務統計の欠員率による推計値と概ね同じ水準となる。1991 年の構造的失業率は 2.56~2.81%と若干高いものの、1991 年直後の景気後退期である 1992~1993 年にかけての平均失業率 2.33%に近づいている。

なお、長期のベバリッジ・カーブの傾きは、絶対値でみて 0.28 から 0.48 となり、職業安定業務統計に基づくベバリッジ・カーブの傾きに比べて小さなものとなった。これは、図表 13、14 にみられるように、雇用動向調査の欠員率は職業安定業務統計の欠員率より景気循環の中で大きく変動することを反映していると考えられる。図表 18 の表 B は労働経済白書の方法により推計した構造的失業率と本稿の構造的失業率の推計(図表 19 の EQ15)を比較したものである。白書型の構造的失業率は、滑らかな曲線を描く 91 年から 94 年の UV 曲線からベバリッジ・カーブの傾き(0.28)

を推計し、2001年の失業率・欠員率の実現値を通るペバリッジ・カーブを導出して、このペバリッジ・カーブと45度の交点で構造的失業率を求めている。図表18の表Bからは、白書の推計は、本稿の推計より傾きを僅かながら過小評価しており、これにより構造的失業率を若干過大に推計していることがみてとれる（白書の推計方法では3.60%、本稿の推計式EQ15では3.54%）。

#### 2-4 推計の結論

ここでの推計により得られた結果として、まず、失業率の粘着性に対して1期前の失業率を説明変数に加えることで、職業安定業務統計の欠員率と雇用動向調査の欠員率のどちらを用いても、決定係数は高く、また、h統計量でみて失業率の持つ強い自己相関は概ね抑えられており、UV曲線の円運動の動きを補正しつつ、GDPギャップを用いた推計と同程度に、安定的なペバリッジ・カーブの推計が可能となると考えられる。

次に、欠員率を用いた推計から得られた2001年の構造的失業率の水準は、職業安定業務統計の欠員率による推計では2.90~3.25%、雇用動向調査の欠員率による推計では2.84~3.54%となり、同水準の結果となった。これらの推計でみると、2001年の構造的失業率は、1990年代初頭に比べて上昇はみられるものの、構造失業率は2%台半ばから3%台半ばに上昇したにすぎないという結果となった。ただし、有意となった構造要因は必ずしも一致しておらず、両者の推計結果が十分に整合的とは言えないと考えられる。

最後に、職業安定業務統計の欠員率と雇用動向調査の欠員率と異なる動きを示していることが確認された。雇用動向調査の欠員率は、基本的に職業安定業務統計の欠員率を上回り、また、より大きな循環を示しているが、近年についてみると、職業安定業務統計の欠員率を下回る傾向がみられる。このため、職業安定業務統計の欠員率は、職業安定所の求人開拓の積極化により必ずしも充足する必要のない求人まで含まれている可能性や、既に充足された又は充足する必要のなくなった（若しくは充足できなくなった）求人を含んでいる可能性も考えられる。

#### 2-5 前回の推計との比較

次に、今回の推計結果を、北浦他前掲論文で行なったGDPギャップによる推計結果（図表21、22参照）と比較すると<sup>18</sup>、まず、GDPギャップを用いた推計では、構造的失業率の水準は、2001年で2.62~3.25%、1991年で2.38~2.69%となり、職業安定業務統計の推計結果（2001年で2.82~3.25%、1991年で2.29~2.36%）、雇用動向調査の推計結果（2001年で2.84~3.54%、1991年で2.56~2.81%）と、概ね同じ推計結果となった。

第2に、有意となった説明変数でみると、離職率が目だって有意となった職業安定業務統計の欠員率を用いた推計に対して、GDPギャップと雇用動向調査の欠員率を用いた推計は、離職率は有意とならず、主に、高齢化要因、長期失業要因などの変数が有意となり、雇用動向調査の欠員率の方がGDPギャップ

<sup>18</sup> 図表21は、北浦他前掲論文における推計を、離職率について脚注4の定式化に忠実に対数とし、「雇主の社会保障負担」をNickel et al(2002)の推計方法に併せて、「雇主の社会保障負担率」に変更し、再推計を行なったことから、北浦他前掲論文における推計結果と係数や構造的失業率の水準等が若干異なっている。

プを用いた推計と近い結果となった。また、完全失業率の調整のスピード（図表 17、20、22 の「1 - 1 期前の失業率の係数」の列参照）についても、雇用動向調査の欠員率の推計における失業率の調整のスピード（当てはまりの良い欠員率のラグを 0 としたもので 0.38 ~ 0.56 程度）が職業安定業務統計の欠員率の推計（0.23 ~ 0.36 程度。有意となったのはラグを 0 とした推計のみ）より GDP ギャップを用いた推計（当てはまりの良いラグを 1 としたもので 0.37 ~ 0.58 程度）に近い結果となっている。こうした観点からみると、職業安定業務統計の欠員率より、雇用動向調査の欠員率の方がより経済全体の動きを正確に反映している可能性がある。これが正しいとすると、近年実態より過大となっている可能性のある職業安定業務統計の欠員率を用いて、欠員率の実現値から構造的失業率を割り戻す白書の構造的失業率の推計の方法では、構造的失業率は一層過大評価されることとなる。このことは、図表 18 から、同じ白書の推計方法により推計された 2001 年の構造的失業率でも、職業安定業務統計の欠員率による推計では 3.90%、雇用動向調査では 3.60% となることからみてとれる。なお、構造的失業率は、前述のように、雇用者ベースの失業率・欠員率から推計されたベバリッジ・カーブを基に、就業者ベースの構造的失業率に再計算してある。

## 終わりに

本稿では、北浦他前掲論文における GDP ギャップを用いた構造的失業率の推計方法を活用しつつ、職業安定業務統計に基づく欠員率と雇用動向調査に基づく欠員率を用いて、UV 分析に戻って、構造的失業率の推計を試みた。

ここで得られた結論としては、まず、第 1 に、失業率の粘着性に対して 1 期前の失業率を説明変数に加えることで、職業安定業務統計の欠員率と雇用動向調査の欠員率のどちらを用いても、UV 曲線の円運動の動きを補正して、GDP ギャップを用いた推計と同程度に、安定的なベバリッジ・カーブの推計が可能であった。

第 2 に、欠員率を用いた推計から得られた 2001 年の構造的失業率の水準は、概ね前回の推計と同様の水準、すなわち、職業安定業務統計の欠員率による推計では 2.90 ~ 3.25% 程度、雇用動向調査の欠員率による推計では 2.84 ~ 3.54% 程度となり、2001 年の構造的失業率は、1990 年代初頭に比べて上昇はみられるものの、景気が安定的な回復軌道に乗れば、現在 5% 台半ばの失業率から 2 ~ 3% 程度低下させることが可能という結果となった。

第 3 に、職業安定業務統計の欠員率を用いたベバリッジ・カーブの推計では、失業率の粘着性を考慮した結果、ベバリッジ・カーブの傾きは、1.38 から 2.04 となり、白書の推計（労働厚生白書「0.41」、経済財政白書では「0.33」）より大きなものとなった。白書で構造的失業率を過大推計している原因の一つとして、失業率の粘着性を考慮せずに、ベバリッジ・カーブを推計していることが考えられる。

第 4 に、雇用動向調査の欠員率は、職業安定業務統計の欠員率よりも、景気の状態に対してより柔軟に動くとともに、職業安定業務統計の欠員率は、近年、低下傾向を続ける雇用動向調査の欠員率に対して、横ばい・微増の動きを示しており、過大となっている可能性が確認された。また、ベバリッジ・カーブの推計結果をみると、説明変数の組合せ等について、雇用動向調査の推計結果の方が GDP ギャップを用いた推計結果に近い推計結果が得られたことから、雇用動向調査の欠員の方がより経済全体の動き

を的確に捉えている可能性が示唆された。これが正しいとすると、近年過大評価されている可能性がある職業安定業務統計の欠員率を用いて、欠員率の実現値から割り戻す方法で構造的失業率を推計する白書の推計方法は、構造的失業率の水準を一層過大に推計していることとなる。

最後に、今後の分析上の課題を3点ほど整理すると、第1に、変数に関して、構造要因を示すとされている指標を幅広く検証したが、今回採用した変数が十分に構造要因を反映していない可能性があることである。この点については、欧米のUV分析をサーベイした Petrongolo and Pissarides(2001)においては、1970年半ば以降の労働市場のミスマッチの拡大を説明可能な変数は、単一であれ複数を組み合わせたものであり、みつけられていないとしており、指標の発掘とともに、日本の労働市場の個々の構造問題に関する実証研究を深める必要がある。

第2に、雇用動向調査の欠員率と職業安定業務統計の欠員率は相当程度異なる動きを示しており、新設事業所の求人より正確な推計方法や今回十分に補正しきれなかった求人の推計方法を含め、より精度の高い欠員率のデータを整備していく必要がある。

第3に、現在のように失業率自体が大きく変化し、また失業率の定義によりそのレベルや変化の方向が大きく変る状況では、労働市場の状況をより適切に説明している可能性のある、就業者数、雇用者数を直接的な分析の対象として分析を行なうことがより望ましいと考えられる。

## 参考文献

- 大竹文雄・太田聰一, (2002), 「デフレ下の雇用対策」, 『日本経済研究』 No.44, 日本経済研究センター
- 小野旭, (1989), 『日本の雇用慣行と労働市場』 東洋経済新報社
- 北浦修敏・原田泰・篠原哲・坂村素数, (2002), 「構造的失業率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
- 玄田有史, (2001), 『仕事のなかの曖昧な不安』 中央公論新社
- 中村洋一, (1999), 『SNA統計入門』 日本経済新聞社
- 原田泰・岡本慎一, (2001), 「日本経済の大停滞とマクロ経済学の5つの法則」, 『経済セミナー』 2001年8月号, 日本評論社
- 樋口美雄, (1991), 『日本経済と就業行動』 東洋経済新報社
- \_\_\_\_\_, (1996), 『労働経済学』 東洋経済新報社
- \_\_\_\_\_, (2001), 『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社
- 吉川洋, (1984), 『マクロ経済学研究』 東京大学出版会
- \_\_\_\_\_, (1992), 『日本経済とマクロ経済学』 東洋経済新報社
- \_\_\_\_\_, (2000), 『現代マクロ経済学』 創文社, 2000年8月
- 内閣府, 『経済財政白書(平成13年版)』 印刷局, 2001年
- 厚生労働省, 『労働経済白書(平成14年版)』, 日本労働研究機構, 2002年
- Akerlof, G., Dickens W T., and Perry G L. (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1
- Akerlof, G., Dickens W T., and Perry G L. (2000), "Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1
- Baker, S., S. Hogan, and C. Ragan (1996), "Is there Compelling Evidence against Increasing Returns to Matching in the Labour Market," *Canadian Journal of Economics*, Vol.24, pp.976-93.
- Blanchard, Olivier J. and Peter A. Diamond. (1989), "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*.0:1, pp.1-76.
- Börsch-Supan, A H. (1991), "Panel Data Analysis of the Beveridge Curve: Is There a Macroeconomic Relation between the Rate of Unemployment and the Vacancy Rate?" *Economica*, Vol.58, pp.279-297.
- Bowden, R. J. (1980), "On the Existence and Secular Stability of the  $u-v$  Loci," *Economica*, Vol.47, pp.33-50.
- Krugman, P.R. (1997), "How Fast Can the U.S. Economy Grow?," *Harvard Business Review*, vol.75, pp.123-129

- Katz, L.F. and A.B. Krueger (1999), "The High-Pressure U.S. Labor Market of the 1990s," *Brookings Papers on Economic Activity*, 0(1): 1999, pp.1-65
- Nickel S., L. Nunziata, W. Ochel and G. Quintini (2001), "The Beveridge Curve, Unemployment and Wage in the OECD from the 1960s to the 1990s" At a Conference at the Bank of Portugal, 3 June 2001
- Petrongolo, B. and Christopher A. Pissarides (2001), "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature*, Vol.39(June 2001), pp.390-431.
- Pissarides, Christopher A. (1985), "Short Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies and Real Wages." *American Economic Review* 75(4), pp.676-690.
- Sakurai, Kojiro, and Toshiaki Tachibanaki (1992), "Estimation of mis-match and U-V analysis in Japan," *Japan and World Economy*, 4, 1992.
- Solow, R. (2000), "Unemployment in the United States and in Europe: A Contrast and the Reasons," *CES(Centre of Economic Studies) ifo Forum*, Spring.
- Staiger D, Stock J H. and Watson M W. (2001), "Prices, Wages and the U.S.NAIRU in the 1990s," NBER Working Paper Series, No.8320.
- Tachibanaki, T, Hiroshi Fujiki, and Sachiko Kuroda Nakada(2000), "Structural Issues in the Japanese Labor Market-An era of variety, equity and efficiency or an era of bipolarization?-" IMES Discussion Paper Series, No.2000-E-22
- Wall H J. and Zoega G. (2001), "The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions," Federal Reserve Bank of ST.Louis, working paper 2001-007A.