

構造的失業とデフレーション

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)

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 -

北浦修敏・原田泰・坂村素数・篠原哲¹

財務総合政策研究所

はじめに

本稿は、2001 年末に 5 % 台半ばまで上昇した失業率のうち、大半 (4 % 程度) が構造的失業率であるという経済財政白書(2001)・労働経済白書(2002)等の分析に基づく通説について、理論的・計量的に批判的な検証を行なったものである。本稿の検証は、フィリップス・カーブによる分析、UV分析、オークンの法則に基づく分析を用いて行ない、その結果、日本の構造的失業率は若干上昇している可能性があるが、1990 年以降に生じた失業率の上昇の多く (2 ~ 3 %) は、デフレーションの影響を含む循環要因によるものであり、2001 年の構造的失業率の水準は 2 % 台半ばからせいぜい 3 % 台半ばという結論を得た。

それぞれの分析では、まず、フィリップス・カーブの分析において、第 1 に、安定的なマクロ経済環境の下で通常みられる NAIRU 型のフィリップス・カーブの関係、すなわち、長期的には垂直なフィリップス・カーブが成立し、かつ短期的には期待物価上昇率、需給ギャップ、サプライショックが物価上昇率の水準を決定するという関係は、近年の日本には当てはまらないことを確認する。

第 2 に、新しいフィリップス・カーブの理論として、賃金の下方硬直性の下でゼロインフレーション・デフレーションが短期的のみならず長期的に失業率を上昇させうるという Akerlof, Dickens and Perry (1996) の一般均衡モデルを紹介する。同時に、1990 年代の長期にわたるデフレーションが柔軟といわれる日本企業の賃金調整能力を上回っていた状況をデータで示し、日本の物価上昇率・失業率の動きは、通常の NAIRU 型のフィリップス・カーブにおける長期の垂直のフィリップス・カーブが右にシフトしたものと考えるより、Akerlof et al. の示す長期のフィリップス・カーブが非線形となる部分に沿った動きであると考えることが自然であることを指摘する。

次に、UV分析においては、第 1 に、その理論と推計方法を整理し、白書による UV 分析の問題点として、ベバリッジ・カーブのシフトを構造要因により説明していないこと、UVカーブは円運動の動きを示しており白書の構造的失業の推計方法は循環的失業を含んでいること、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、等を挙げる。

第 2 に、これらの問題点に念頭に置いて、UV分析により、失業率を欠員率と考えられる様々な構造要因に分解し、構造要因により説明し得る構造的失業率を推計したところ、2001 年の構造的失業率は、2.92 ~ 3.25 % 程度との推計結果を得た。

第 3 に、本稿の UV 分析の推計結果を白書による UV 分析の結果と比較・検討し、白書では UV 曲線の円運動を考慮せずに、傾きを求めていることから、傾きの推計が過小評価となっており、こ

¹ 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、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、坂村素数・同研究員：motokazu.sakamura@mof.go.jp、篠原哲・同前研究員
本稿の作成に当たり、平成 14 年 6 月に小樽商科大学で開催された日本経済学会 2002 年度春季大会において、大阪大学の大竹文雄教授から大変有益なコメントをいただきました。また、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」に本稿の原案を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。慶応大学の樋口美雄教授からは本稿のテーマに関して様々な角度からご助言をいただきました。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。

れが白書における構造的失業率の過大評価の主因となっていることを示す。

オークンの法則に基づく分析では、第 1 に、オークンの法則に基づいて、失業率を GDP ギャップと構造要因で説明される構造的失業率に分解することを試みたところ、得られた推計式から計算される、2001 年の構造的失業の水準は 2.63～3.43%程度との結果を得た。

第 2 に、オークンの法則の推計においても、U V 曲線の円運動を生じさせていると考えられる失業率の遅行性・粘着性が明確にみられ、日本ではオークンの法則は線形より非線形の方が当てはまりが良いという結果になった。

1．フィリップス・カーブによる分析

1 - 1 NAIRU 型のフィリップス・カーブによる分析

(1) 基本的な考え方と先行研究

構造的失業を分析する最も基本的な方法は、NAIRU (インフレを加速しない失業率) 型のフィリップス・カーブによる分析である。米国においては、1970 年代前半までは失業とインフレーションに負の相関、トレードオフがみられたが、70 年代の高いインフレーションの時代に、失業とインフレーションの安定的な関係は失われた。Friedman (1968) は、こうした失業とインフレーションの関係について、実質賃金で労働市場の需給が完全に調整される長期では失業とインフレーションのトレードオフは存在しないが、短期的には労働者が物価水準を正しく認識することができず、名目賃金の上昇を実質賃金の上昇と誤認すること等によって短期的なトレードオフが生じると説明した。NAIRU 型のフィリップス・カーブの分析は、物価上昇率 (π) と期待物価上昇率 ($E(\pi)$) が一致する長期では垂直となり、短期的には物価上昇率は、期待物価上昇率、需給ギャップ (又は労働市場の需給状態、 $U - U^*$)、サプライショックにより説明できるという経済関係を、式(1-1)のよう形で整理し、短期、長期の失業とインフレーションの関係を分析するものである。

$$\pi(t) = E(\pi(t)) + b \cdot (U(t) - U^*) + \text{サプライショック} \quad \text{式(1-1)}$$

(U は失業率、U* は構造的失業率、b はパラメーター)

NAIRU 型のフィリップス・カーブの理論的な説明は、上記の Friedman による説明の他、ニュー・ケインジアンにより様々な理論モデルの形で提示されているが (Roberts(1995)参照)、実証研究と十分整合的なフィリップス・カーブに関する厳格な理論的説明は未だ得られていないようである (Fuhrer(1995)、Eisner(1997)、Ball(2000))。ただし、米国では、多くの実証研究において、期待物価上昇率は過去の物価上昇率を徐々に修正しながら形成されるという物価上昇率に関する適応的期待を前提とした NAIRU 型のフィリップス・カーブが安定的に推計されている。そして、この安定的な NAIRU 型のフィリップス・カーブを活用して、構造的失業率の水準の推計が行われている (CBO(1994、2000)、Gordon (1998)、Staiger, Stock and Watson(2001))。

具体的な NAIRU 型のフィリップス・カーブは、式(1-1)の期待物価上昇率の代わりに、過去の物

価上昇率を説明変数として代入し、以下の形で推計される。

$$\pi(t) = \alpha + \sum \beta_i \cdot \pi(t-i) + \gamma \cdot U(t) + \text{サプライショック} \quad \text{式(1-2)}$$

適応的期待の検証は、式(1-2)の過去の物価上昇率の係数和が1であることにより行われ、これが成立する場合には、構造的失業率は「 $-\alpha / \gamma$ 」により得られる。なお、日本では失業率が景気循環に速やかに反応しないことから、現実の失業率と構造的失業率の差の代わりに、GDPギャップを用いることが多い。また、物価上昇率に対するサプライ・ショックの変数としては、輸入物価指数等が用いられることが多い。

フィリップス・カーブに関する先行研究をみると、物価上昇率について適応的期待を使ってフィリップス・カーブの推計を行った研究結果の多くでは、 $a(L)$ の係数和は1を下回り、日本ではこの意味でのNAIRU型のフィリップス・カーブは推計されていない(Watanabe(1997)、肥後・中田(2000))。特に、肥後・中田の研究では、先進5か国について検証を行ない、適応的期待を前提としたNAIRU型のフィリップス・カーブは、比較的インフレーションが高く、かつ物価の変動が激しい国と期間において成立しやすく、一方、適応的期待を前提としたNAIRU型のフィリップス・カーブが成立しない国は、物価が安定的で、物価上昇率に関する期待は、適応的期待ではなく、ある定数項周りに安定したインフレ期待が形成されている可能性があるとしている。

(2) 推計と結果

式(1-2)の「 $U(t)$ 」(需給ギャップ)に以下の変数を代入して、NAIRU型のフィリップス・カーブを検証した。推計に当たっては、需給ギャップについては、フィリップス・カーブが需給ギャップが物価上昇率に与える影響を勘案した分析であることから、1期のラグを取った²。

推計 失業率

推計 失業率の逆数

推計 失業率 - UV分析の構造的失業率

推計 は通常なされているものである。推計 は、物価上昇率と失業率のトレードオフの関係を非線形の形状で確認することを試みたものである。この推計では、NAIRU型のフィリップス・カーブが成立している場合、構造的失業率は「 $-\gamma / \alpha$ 」で得られる。推計 は、労働市場の需給ギャップ(失業率 - 構造的失業率)が物価上昇率に安定的な影響(γ)を与えているとの前提で、NAIRUがUV分析の構造的失業率に則して変化していることを検証するものである³。推計期間は、第2次オイル・ショック後の1981年第1四半期から2000年第4四半期までの期間を通した推計とともに(全期間)1980年代と1990年代の失業率の構造的な変化の可能性を確認するために、前期

² 同時方程式バイアスの問題を考慮すると、1年のラグを取る必要があるが、失業率と物価上昇率の相関は時間とともに低下していくことから、ここでは、同時方程式バイアスの問題は残るが、1期のラグを採用した。

³ この場合、定数項はゼロとなるはずであるが、定式化からもれているサプライショックがある場合、それを反映する可能性がある。

(1981 年第 1 四半期から 1990 年第 4 四半期まで)と後期(1991 年第 1 四半期から 2000 年第 4 四半期まで)に分けて推計を行った。また、物価上昇率に関する期待は、最も長く過去の情報を活用するケースで 4 期前(1 年前)までの情報を基に形成していると想定して、全てのケースに関して、物価上昇率(説明変数)についてラグを順次 1 期から 4 期まで延ばしていく形で、適応的期待の検定を行った。

推計 から の推計結果は、それぞれ図表 1 - 1 から図表 1 - 3 に示した。NAIRU 型のフィリップス・カーブの成立は、適応的期待が正しく推計され(物価上昇率の係数和が 1 に等しい： $\sum \beta_i = 1$)、失業率の係数(γ)が有意に負であることにより、確認を行うこととした。しかし、いずれの推計も、物価上昇率の係数和が 1 となる NAIRU 型のフィリップス・カーブは検証できなかった。推計 については、全期間では、失業率の係数は有意に負であったが、物価上昇率の係数和が 1 であることを確認した Wald Test は棄却された。前期では、失業率の係数も有意ではなかった。後期では、適応的期待の条件は成立するが、失業率の係数が有意でなくなった。推計 、 も概ね同じ結果であった。また、前期と後期を比較すると、輸入物価指数の対前年上昇率が、80 年代は有意であったが、90 年代には有意でなくなっている。

従って、線形・非線形の違いや需給ギャップの種類の違いに関わらず、日本では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・カーブは確認できなかった⁴。

また、線形のフィリップス・カーブの推計を行った推計 の前期、後期の失業率の係数をみると(図表 1 - 1) 有意ではないが、1990 年代に入り、傾きが緩やかとなり、インフレ率を低下させるために必要な失業率の上昇幅である犠牲率($1/\gamma$)が高まっていることが示唆された。同様の結果は、非線形のフィリップス・カーブの推計を行った推計 の全期間の EQ1 - 2 をプロットした図表 2 で確認できる。先行研究においても、Nishizaki and Watanabe (2000)、大竹・太田(2002)は、フィリップス・カーブの傾きが近年緩やかになっていることを示している。

1 - 2 Akerlof et al.による長期のフィリップス・カーブが非線形となる理論

このように、日本における近年のデータに基づくフィリップス・カーブの分析からは、 適応的期待を前提とした NAIRU 型のフィリップス・カーブは成立しなかった、 インフレ率を低下させるために必要な失業率の上昇幅である犠牲率($1/\gamma$)に高まりがみられた、という結果となった。適応的期待を前提とした NAIRU 型のフィリップス・カーブが日本で成立しない理由としては、日本では物価上昇率が低く、人々が物価上昇率にあまり注意を払っておらず、肥後・中田(2000)が示しているように、日本では、物価上昇率に関する期待は、適応的期待ではなく、ある定数項周りに安定したインフレ期待が形成されている可能性が考えられる。こうした解釈では、日本では適応的期待は成立しないが、長期的にはインフレーションと失業のトレードオフは存在せず、かつ短期的には期待物価上昇率、需給ギャップ、サプライショックが物価上昇率を説明するという一般的な NAIRU 型のフィリップス・カーブの関係は日本でも成立していると解釈することもできる。構造

⁴ デフレ期に物価上昇率の上方バイアスが徐々に大きくなってきているとすれば、係数の和が 1 より小さくなる可能性があることから、上方バイアスが少ないと考えられる SNA の最終消費デフレーター - の上昇率を消費者物価上昇率の代わりに用いて推計を行ってみたが、結果は、本節(「1. フィリップス・カーブによる分析」)を通じた分析結果と変わらず、適応的期待を前提とした NAIRU 型のフィリップス・カーブは成立しなかった。

的失業率が顕著に上昇していると考えている研究者は、NAIRU 型のフィリップス・カーブは日本でも依然として成立しており、失業の上昇・物価の下落は長期のフィリップス・カーブが右側にシフトしていく過程として整理しているものと考えられる（図表 3 - 1 参照）。

しかしながら、日本で適応的期待を前提としたフィリップス・カーブが成立せず、かつインフレ率を低下させるために必要な失業率の上昇幅である犠牲率（ $1/\gamma$ ）に高まりがみられたという事実は、全く異なるフィリップス・カーブの理論によっても説明可能である。すなわち、一般的な NAIRU 型のフィリップス・カーブにおける関係は、1990 年代のゼロインフレーション・デフレーションの下での日本では、適応的期待であれ、他のインフレ期待であれ当てはまらず、需給ギャップから物価上昇率を説明するという通常の NAIRU 型のフィリップス・カーブの短期の因果関係と逆の関係、すなわち、ゼロインフレーションやデフレーションが、生産水準を減少させ、失業率を上昇させていた可能性も考えられるのである。

ゼロインフレーションやデフレーションが生産水準や失業率に影響を与えうるという理論的な裏づけは、Akerlof, Dickens and Perry(1996)によって行なわれている。すなわち、Akerlof et al.は、低インフレーションやデフレーションは、賃金の下方硬直性の下で、短期的のみならず長期的にも、総需要を減少させ、失業を増加させる結果、長期のフィリップス・カーブは、低インフレーションやデフレーションの下で非線形になることを、確率的一般均衡モデルのシミュレーションで示している。具体的には、企業は独占的競争の行動をとること、企業は、ミクロ的なレベルで、同一的なショックではなく、様々な非対称的なショックを受けていること、企業が連続して赤字とならない限り名目賃金の切り下げを行わないこと、等を前提とした、確率的一般均衡モデルのシミュレーションの結果、マイナスのショックを受けて賃金調整の制約を受けることとなる企業の割合は、ゼロインフレーション、デフレーションの下では大幅に上昇し、こうした企業が雇用調整を行うことにより、ゼロインフレーション、デフレーションが失業の増大につながることを示した。このシミュレーションにより、Akerlof et al.は、長期のフィリップス・カーブは図表 4 のように非線形になることを示している。この Akerlof et al.の長期の非線形となるフィリップス・カーブについては、IMF における各国経済のサーベイランスの基礎資料となる WEO (1999)でも取り上げられ、その形状・影響は国により異なるが、賃金の下方硬直性がある限り、ゼロインフレーションが短期のみならず、均衡失業率の上昇という長期的なコストを生じさせるという意味では、他の国にも共通であると指摘されている。

日本におけるゼロインフレーション・デフレーションは 1993 年（GDP デフレータの上昇率は 0.6%）1994 年（同 0.1%）頃から始まり、既に 10 年近く経過しており、事実、図表 3 - 2 でみられるように、日本の物価上昇率と失業率の軌跡は、Akerlof et al.が示す、長期の非線形のフィリップス・カーブに沿って移動している。日本で、近年、フィリップス・カーブの傾きが緩やかであることが認められるのは、このように長期のフィリップス・カーブの形状が非線形であり、失業率が長期のフィリップス・カーブの上を移動していることを反映しているものと考えられるのである。

以上のように、安定的なマクロ経済環境を前提として、長期的には垂直となり、短期的にはインフレーションと失業のトレードオフの関係を反映する NAIRU 型のフィリップス・カーブが、長期のゼロインフレーション・デフレーションを経験している日本で当てはまらないことは極めて自然なことと理解できる。

1 - 3 日本における賃金の下方硬直性

一方で、日本では、従来から残業やボーナス制度により名目賃金は景気循環に対応して比較的柔軟に調整されてきたことが明らかになっているが（Ito(1992）、樋口(1996)）、日本では賃金の下方硬直性はないと考えるべきなのであろうか。結論を先に述べると、1994 年頃から始まった長期のデフレーションは日本企業の賃金の調整能力をはるかに上回っていたとみるのが自然であると考えられる。

図表 5 は、1980 年代と 1990 年代の失業率と賃金の関係をプロットしたものである。この図からは、1990 年代の長期にわたるデフレーションと名目賃金の下方硬直性は、こうした日本企業が持つ名目値における弾力的な調整能力を歪めていたことがみてとれる。図表 5 の A 表をみると、失業率が趨勢的に上昇した 1990 年代の一人当たりの名目賃金の上昇率は、最終的に失業率の上昇がみられなかった 1980 年代に比べて、大幅に抑制されているが、時間当たり実質賃金でみると（図表 5 の D 表）大幅に失業が上昇した 1990 年代も上昇しなかった 1980 年代とほぼ同じ程度の上昇を示していることが観察される。これは、1980 年代の企業が安定的な物価の上昇を通じて業績の良し悪しを名目賃金の上昇幅に反映できる一定の弾力性をもっていたのに対し、1990 年代の企業は、生産性の低下（図表 6 参照）の下で名目賃金の上昇を大幅に抑制してきたにも拘わらず、デフレーションと名目賃金の下方硬直性により、高い労働生産性の伸びを示していた 1980 年代と同程度の高い実質賃金の上昇を最終的に受け入れざるを得なかった事実を示していると考えられる。このような賃金の下方硬直性や労働市場の賃金調整能力の低下は、1990 年代前半の時短の効果と相まって、図表 7 の 1990 年代の労働分配率の上昇、高止まりに反映しているものと考えられる。

また、労働経済白書(2002)は、バブル崩壊後の賃金上昇率を一般労働者とパート労働者に分けて分析を行ない、時間当たりの現金給与総額でみて、98 年以降パート労働者の給与が大きく減少しているのに対し、一般労働者ではほとんど減少していないことを確認し、一般労働者の賃金の下方硬直性が存在するため、デフレ傾向のもとで賃金調整は行なわれにくく、一般労働者の労働コストが高くなり、その結果、一般労働者の雇用が減少し、これが失業の増加に結びついている可能性がある」と分析している。

このように、従来一定の柔軟性を持ったとされる日本企業の名目賃金の弾力性は、長期にわたるデフレーションには十分対応できたとは言えず、デフレーションが、主に一般労働者の賃金の下方硬直性と相まって、労働市場の賃金調整能力を阻害した可能性は否定できないと考えられる。

2 UV 分析

次に、UV 分析により構造的失業率の水準を検討する。近年、構造的失業率の増加を主張する根拠は、主にこの UV 分析による構造的失業率の推計に基づいており、労働経済白書や経済財政白書は、UV 分析により、5 % 台半ばに上昇した 2001 年末の失業率のうち、構造的失業率は 4 % 程度であると分析している。

2 - 1 UV分析の考え方と理論

(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安定的なカーブ（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8）。

(2) UV分析の理論

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。ここでは、Nickel et al.(2000)に従って、ベバリッジ・カーブを導出する。Mを新規の雇用者数、 N_U を失業者数、 N_V を欠員数、 ε 、 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、

$$M = \varepsilon \cdot m(cN_U, N_V) \quad \text{式(2-1)}$$

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(2-1)を代入し、両辺を N で割って得られる、 $s = \varepsilon \cdot m(cN_U / N, N_V / N)$ 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。更に、通常は、コブ・ダグラス型のマッチング関数が仮定されるので、これを整理すると、

$$\ln(U / N) = \alpha + \beta \cdot \ln(V / N) + \gamma \cdot \ln(s) + \delta_1 \cdot \ln(\varepsilon) + \delta_2 \cdot \ln(c) \quad \text{式(2-2)}$$

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、 $\ln(\varepsilon)$ 、 $\ln(c)$ の項を推計するこ

とで得られる。

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。

2-2 UV分析による構造的失業率の推計方法と推計上の問題点

(1) UV分析による構造的失業率の推計方法

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)で回帰分析を行ない(下記の式(2-3)参照)、又は、Nickel et al.(2001)や大竹・太田(2002)のように、失業の調整過程における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を行ない(下記の式(2-4)参照)、ベバリッジ・カーブの推計を行なう。

$$\ln(U) = \alpha * \ln(V) + \sum \beta_i * \text{構造要因 } i \quad \text{式(2-3)}$$

$$\ln(U) = \alpha * \ln(V) + \sum \beta_i * \text{構造要因 } i + \gamma * \ln(U(-1)) \quad \text{式(2-4)}$$

このように、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。上記式(2-3)では $\ln(U)=\ln(V)$ 、式(2-4)では $\ln(U)=\ln(V)=\ln(U(-1))$ となる失業率)で、構造的失業率の水準(U)を推計している。

(2) UV分析による推計上の問題点

このような通常の分析方法に対し、経済財政白書(2001)や労働経済白書(2002)によるUV分析については、以下のような問題点が指摘できる。

ベバリッジ・カーブのシフトを構造要因により説明せず、実現値から構造的失業率を逆算していることから、推計誤差を含めて構造的失業率を過大推計してしまう等の問題がある

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9）。

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方法が傾きの推計結果を不正確なものとしている可能性があるとともに、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。

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

次に、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⁵、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10）。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間職業紹介所、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。

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

第3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11）。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9）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、景気の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12）、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

⁵ 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。

の循環の動きがみられる。

このようなU V曲線の時計周りの動きについては、従来から、諸外国のU V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、一つのペバリッジ・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、U V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おり、失業率の示す高い粘着性がU V曲線の円運動を大きなものにしていると考えられる。U V曲線が一つのペバリッジ・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U V曲線が円運動を行なう理由としては、まず、求人の先行性、失業率の遅行性とともに、景気循環の中での求人内容の質の変化が考えられる。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U V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U V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U V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、もう一つの円運動の要因としては、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、U V曲線の円運動を生じさせていることも考えられる。

デフレーションにより労働市場の調整能力が低下し、U V分析が歪められている可能性があること

近年の日本のU V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、U V分析が歪められている可能性があること、すなわち、デフレーションが示したU V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。

U V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・超過供給に非線形の手続き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13の図B））。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13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

が上昇する。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 13 では(U 1、V 1)の組合せ)これは U V 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⁶。従って、U V 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、1 - 3 で示したように、Akerof et al.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 4 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、U V 曲線は U V 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。

構造要因の特定が困難であるとともに、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 U V 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、U V 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⁷、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(2002)の U V 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。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(U V 分析については小野(1989)、

⁶ 図表 13 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。

⁷ U V 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。

フィリップス・カーブに関する推計では 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。

2 - 3 構造的失業率の推計

(1) 推計方法

このように、白書によるUV分析については、ベバリッジ・カーブのシフトを構造要因により説明せず、実現値から構造的失業率を逆算していることから、推計誤差を含めて構造的失業率を過大推計してしまうこと、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カーブ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、構造要因の特定が困難であること、等の問題がある。

このため、本稿では、白書の推計方法における上記の5つの問題点について、以下のように対応することとする。まず、第1に、白書のようにベバリッジ・カーブの傾きだけを求めて、失業率・欠員率の実現値から構造的失業率を逆算するのではなく、通常のベバリッジ・カーブの推計方法に従い、失業率を、欠員率、構造要因に分解し、この推計式から構造要因により構造的失業率の水準を推計する。その際、上記にかんがみ、構造要因は可能な限り考えうる変数を集め、これらの変数の様々な組合せで推計を行なう。第2に、欠員率については、職業安定所に届けられた欠員のみを含んでおり、十分労働市場の需要を反映していない可能性があることから、UV分析だけではなく、3において、オークン法則の推計により構造的失業率を推計し、これを本節の推計結果と比較する。第3に、UV曲線の円運動の動きについては、2-2(3)で示したように2つの説明が可能と考えられることから、これらの説明に則して、2通りの推計式の形で、すなわち、2-2(1)で示したベバリッジ・カーブの推計に通常用いられる2つの形(式(2-3)、(2-4))で、推計を行なう。一つ目の説明は、円運動を失業率の遅行性・欠員率の先行性によると整理するもので、これが正しいとすると、欠員率に適当なラグをとれば、式(2-3)の形で、適切に推計が可能となると考えられる。二つ目の説明は、企業の雇用調整のプロセスが緩やかであることから、失業率が粘着的となり、これがUV曲線の円運動を生じさせると考えるものである。この場合には、1期前の被説明変数(失業率)を説明変数に加えて(すなわち、前述の式(2-4)の形で)推計を行なえば⁸、適切に推計が可能となると考えられる。第4に、デフレーションの結果、賃金が高止まりし、これが失業を引き起こ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。なお、

⁸ 企業の雇用の調整速度が遅いことから、失業率が、その時々循環要因、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、以下のようなモデルを想定し、その調整のスピードを a ($0 < a < 1$) とすると、以下のように、式(2-6)が得られる。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 $1 - a$ だけ調整している結果だと考えるのである。

$$\begin{aligned} \text{失業率} &= 1 \text{ 期前の失業率} + a (\text{失業率} - 1 \text{ 期前の失業率}) \\ &: \text{失業率} = b * \text{循環要因} + c * \text{賃金要因} + \sum d_i * \text{構造要因}_i \\ &= a * (b * \text{循環要因} + c * \text{賃金要因} + \sum d_i * \text{構造要因}_i) + (1 - a) 1 \text{ 期前の失業率} \\ &= \alpha * \text{循環要因} + \beta * \text{賃金要因} + \sum \gamma_i * \text{構造要因}_i + \delta * 1 \text{ 期前の失業率} \\ & \quad (\alpha \equiv a * b, \beta \equiv a * c, \gamma_i \equiv a * d_i, \delta \equiv 1 - a < 1) \end{aligned}$$

賃金要因は、U V 曲線の円運動を増幅させていると考えていることから、欠員率とともに、適当なラグをとって推計を行なう。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、推計は、四半期データと年次データの両方で行なう。

以上のような方針の下、下記の式(2-5)、(2-6)の形で、失業率を欠員率、賃金要因、構造要因で回帰分析することにより、ベバリッジ・カーブを推計する。これらの式は、前出の式(2-3)、(2-4)とは賃金要因が説明変数として加わっている点が異なっている。

$$\ln(U) = \alpha * \ln(V) + \beta * \text{賃金要因} + \sum \gamma_i * \text{構造要因 } i \quad \text{式(2-5)}$$

$$\ln(U) = \alpha * \ln(V) + \beta * \text{賃金要因} + \sum \gamma_i * \text{構造要因 } i + \delta * 1 \text{ 期前の失業率} \quad \text{式(2-6)}$$

推計期間は、四半期データについては、第2次オイル・ショック後の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、出来るだけデータ数を増やすために、1970年から2000年とする。但し、年次データにおいて、雇用保険の平均受給日数は1973年以降から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。

2-1(2)のU V 分析の理論でみたように、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は、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⁹を代入して、2001年のベバリッジ・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(2-5)では $\ln(U) = \ln(V)$ 、式(2-6)では $\ln(U) = \ln(V) = \ln(U(-1))$ となる点)¹⁰から、式(2-5)、(2-6)の構造的失業率(U)はそれぞれ以下の式(2-7)、式(2-8)のように計算する。

$$\ln(U) = (\beta * \text{労働分配率} + \sum \gamma_i * \text{構造要因 } i) / (1 - \alpha) \quad \text{式(2-7)}$$

$$\ln(U) = (\beta * \text{労働分配率} + \sum \gamma_i * \text{構造要因 } i) / (1 - \alpha - \delta) \quad \text{式(2-8)}$$

(2) 説明変数

次に、個々の変数について説明を行なう。図表14は、欠員率、賃金要因、構造要因を示す様々な変数について、失業率との相関係数を報告したものである。欠員率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いる。その中で、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示している。

以下、各変数について説明を行なう。

⁹ 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。

¹⁰ 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、ベバリッジ・カーブのシフトを図る一つの尺度としてここでは使用する。

欠員率

欠員率は、職業安定業務統計の欠員率を用いる。欠員率には、他に雇用動向調査の未充足求人数から算出する欠員率も考えられるが、北浦・坂村・原田・篠原(2002)で示したように、雇用動向調査の欠員率は、5人未満事業所の求人や新設事業所等の求人が漏れており、労働市場全体の欠員をあらわしているとは考えがたく、また、十分に適切な補正の方法も現時点では見出せないため、本稿では、白書に従い、職業安定業務統計の欠員率を用いることとする。

失業の遅行性、求人の先行性に考慮して用いる欠員率のラグについては、まず、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3期、0期のラグが最も高い相関を示しており、0期と3期のラグを用いる。次に、年次データでは、失業率（レベル）に対し0期と1期の欠員率の相関が概ね同じ水準であり、0期と1期のラグを取ることにする。

賃金要因

賃金要因としては、労働分配率、ユニットレーバークスト、時間当たり実質賃金等様々なものが考えられるが、本稿に先立つ推計（北浦・原田・篠原・坂村（2002））において、労働分配率のみが有意となったことから、ここでは労働分配率のみを用いる。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するものである。

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（欠員率）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、賃金要因も併せて説明変数に加えて推計を行う。

賃金要因のラグについては、四半期データでは、レベル・階差でそれぞれ7期、0期のラグが最も高い相関を示すことから、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、0のラグが最も相関が高かったが、同時方程式バイアスを考慮して、1期のラグをとることとする。

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、ここでは、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、パートタイム労働者比率）、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」）を説明変数として採用する。

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ているが、これらの多くは、失業率と負又は弱い相関しか示さない（図表14）。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¹¹。

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、これらの構造要因にも循環要因が相当程度含まれている可能性があることから、これらの構造要因で説明される構造的失業は過大に推計されている可能性が考えられる。

なお、これらの要因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こととする。

説明要因の組合せは、賃金要因は循環要因（欠員率）に反映されることも考えられることから、欠員率、賃金要因、構造要因（5変数から1変数までの組合せ）、欠員率、構造要因（5変数から1変数までの組合せ）の2通りについて、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う。

(3) 推計結果

以上の前提で、四半期データ、年次データの順に、式(2-5)、(2-6)の形で、かつ(2)で説明した説明変数の全ての組合せ（4280通り）について推計を行ない、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。

四半期データによる推計

まず、式(2-5)の形で推計を行なった。その結果、1284の推計のうち、79の推計式が、係数の符号条件が合い、かつ有意に、推計された（結果は省略）¹²。しかしながら、これらの推計式は、ダービン・ワトソン比が低く、強い誤差項の自己相関がみられ¹³、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、殆どの変数の係数が、系列相関を前提としない推計と大幅に異なり、かつ有意でなくなった（結果は省略）¹⁴。このため、ラグをとるだけでは、UV曲線の円運動の動きは十分説明できないものと考えられる。

次に、Nickel et al.(2000)や大竹・太田（2002）と同様に、1期前の失業率を含む式(2-6)の形で、推計を行なった。その結果、1284の推計のうち、10の推計式が、合理的に（符号条件が合い、有意で、かつ誤差項に系列相関がないものとして）得られた（図表15の表A）。このうち、8つの推計式で構造要因は一ずつ有意となり（第3次産業比率、高齢雇用者比率、女性労働力率、パートタイム労働者比率、雇主の社会負担率、トレンド）、2つの推計式で労働分配率が有意となった。

¹¹ 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。

¹² ここでは結果は省略するが、詳細は、先行してベバリッジ・カーブの推計を行なった、北浦・坂村・原田・篠原（2002）の図表15の各式の上段参照。

¹³ 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。

¹⁴ ここでは結果は省略するが、詳細は、北浦・坂村・原田・篠原（2002）の図表15の各式の下段参照。

これらの推計式から 2001 年の構造的失業率を推計すると(図表 16 の表 A) 2001 年第 4 四半期の構造的失業率を推計すると、2.51～3.05%となり、この推計結果によれば、構造的失業率はほとんど上昇していないという結果になった。

年次データによる推計

次に、年次データにより、式(2-5)の形で推計を行なったところ、856 の推計のうち、38 の推計式が、係数の符号条件が合い、かつ有意に、推計された(結果は省略)。しかし、これらの推計式は、ダービン・ワトソン比が低く、強い誤差項の自己相関がみられ、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、最終的に、2 の推計式が、合理的に(符号条件が合い、有意で、かつ誤差項に系列相関がないものとして)得られた(図表 15 の表 B)。しかしながら、これらの推計式では、構造要因は第 3 次産業比率しか有意にならず、また、これらの推計式から計算された 1991 年の構造的失業率(1.46、0.89%。図表 16 の表 B)は、1991 年の失業率(2.10%)より極めて低い水準となっており、推計されたペバリッジ・カーブは失業率を十分に循環要因(欠員率に即した動き)と構造要因に分解できていないと考えられる。

最後に、式(2-6)の形で推計を行なった。この結果、856 の推計のうち、7 の推計式が合理的に(符号条件が合い、有意で、かつ誤差項に系列相関がないものとして)得られた(図表 15 の表 C)。このうち、6 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。

これらの推計式から 2001 年の構造的失業率を推計すると、2.92～3.25%となった(図表 16 の表 C)。同様に 1991 年の構造的失業は 2.29～2.37%となり、これは、バブル経済末期の 1991 年の失業率(2.10%)よりは若干高いが、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%と概ね同水準であることから、妥当な推計結果と考えられる。

ここでの推計結果を白書の推計結果と比較するために、式(2-6)の推計式から、長期のペバリッジ・カーブの傾きを計算すると(図表 15 の表 C) 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、労働経済白書でペバリッジ・カーブの傾きとして採用されている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¹⁵。従って、白書では、失業率の粘着性を考慮せずに推計された UV 曲線の傾きを用いてペバリッジ・カーブの傾きを求めていることが、構造的失業率を過大推計している主因として考えられる¹⁶。図表 17 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 15 の表 C の EQ13)を比較したものである。白書では、90 年から 93 年の UV 曲線の示す、緩やかな傾きを用いて、2001 年の失業率・欠員率の実現値から戻して構造的失業率(3.90%)を推計している。本稿で推計された一つペバリッジ・カーブ(EQ13)における構造的失業率は 3.25%であるが、白書では傾きを過小評価していることから、本稿の推計に比べ、構造的失業率を過大に推計していることが確認できる。

¹⁵ 四半期データでの式(2-6)での推計でも、傾きは 1.07～2.33 となり(図表 15 表 A) 労働経済白書の推計より大きな傾きとなっている。

¹⁶ 経済財政白書では、欠員率と構造要因でペバリッジ・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、緩やかなペバリッジ・カーブの傾き(0.333)を採用している。

(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、1期前の失業率を説明変数に加える推計式の形で推計を行なうことにより、失業率を適切に欠員率と構造要因に分解することが可能となった。これは、企業の雇用調整プロセスが雇用保蔵等により緩慢であるために、失業が粘着的となることから、U V 曲線の円運動が生じることを反映しているものと考えられる。

次に、推計式から計算された 2001 年の構造的失業率の水準は、構造要因がより強く有意となった年次データでみて、2.92 ~ 3.25 % 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 % 強に上昇したにすぎないという結果となった。

最後に、ここでの推計結果を、白書による推計結果と比較すると、白書では U V 曲線の円運動を考慮せずに、傾きを求めていることから、傾きの推計が過小評価となっており、これが白書における構造的失業率の過大評価の主因となっていると考えられる。

3 オークンの法則に基づく分析

失業率と GDP ギャップとの間には、負の安定的な関係、すなわち、

$$U(\text{失業率}) = U(\text{構造的失業率}) + a \cdot \text{GDP ギャップ} \quad \text{式(3-1)}$$

という関係が歴史的に広く観察されており、この経験則はオークンの法則と呼ばれている（ゴードン(1989)、ホール・テイラー(1998)等）。日本においては、黒坂・浜田（1984）の研究で、オークンの法則は、推計期間（1953 ~ 1965 年、1965 ~ 1973 年、1974 ~ 1982 年）により推計結果が大きく異なり、不安定であることが指摘されてきたが、最近の研究(Krugman(1997)、原田・岡本(2001)、黒坂(2002))では、1980 年代以降の日本においては、オークンの法則はほぼ当てはまることが指摘されている。本節では、このオークンの法則の考え方に従い、構造的失業率の推計を行なう。

3-1 オークンの法則と構造的失業率の推計方法

(1) オークンの法則に基づく構造的失業率の推計の考え方

オークンの法則に従うと、失業率は GDP ギャップで説明される部分と構造失業率に分解できることから、U V 分析と同様に構造的失業率が構造要因により説明できるとすると、式(3-1)は、

$$U = \alpha \cdot \text{GDP ギャップ} + \sum \beta_i \cdot \text{構造要因 } i \quad \text{式(3-2)}$$

と書き換えることができる。

本節では、さらに、U V 分析による推計を参考に、以下のように、式(3-2)に変更を加える。第 1 に、ゼロインフレーション・デフレーションが失業率の上昇を引き起こしている可能性をみるため

に、賃金要因を加える。第2に、失業率が示す複雑な動きを説明するために、UV分析と同様に、GDPギャップと賃金要因に適切なラグをとって推計を行なうとともに、1期前の失業率を説明変数に加える形で推計を行なう。第3に、推計は、失業率とGDPギャップについて、原数値と対数形の両方で推計を行なう。式(3-1)を対数形で推計を行なうということ($\ln(U) = \ln(U) - a \cdot \ln(\text{GDPギャップ})$)は、 $U/U = (\text{GDPギャップ})^a$ を推計すること($a > 0$)を意味する。この式は、構造的失業率が短期的に一定とすると、GDPの潜在GDPからの乖離(GDPギャップ)が小さい時は、失業率の上昇幅は小さく、GDPの潜在GDPからの乖離が大きいときは、失業率は急速に上昇するというを示している。こうしたGDPギャップと失業率の関係は、景気の落ち込みが小さい時は雇用調整を控え、ある程度大きな景気の動きがみられたところで、雇用調整を開始するという日本企業の雇用調整プロセスに十分妥当すると考えられる。このため、本稿では、通常のオークンの法則に基づく線形の推計式とともに、対数値による非線形での推計を行なうこととする。

以上により、式(3-2)は以下のように修正される。なお、対数値による推計では、GDPギャップが負とならないよう、推計期間におけるGDPギャップの最低値(-4.35%)を若干下回る値(-4.5%)を基準値として全てのGDPギャップから差し引いて、GDPギャップを修正する。

(原数値)

$$U = \alpha \cdot \text{GDPギャップ} + \beta \cdot \text{賃金要因} + \sum \beta_i \cdot \text{構造要因}_i \quad \text{式(3-3)}$$

$$U = \alpha \cdot \text{GDPギャップ} + \beta \cdot \text{賃金要因} + \sum \beta_i \cdot \text{構造要因}_i + \delta \cdot 1 \text{期前の失業率} \quad \text{式(3-4)}$$

(対数値)

$$\ln(U) = \alpha \cdot \ln(\text{GDPギャップ}) + \beta \cdot \text{賃金要因} + \sum \beta_i \cdot \text{構造要因}_i \quad \text{式(3-5)}$$

$$\ln(U) = \alpha \cdot \ln(\text{GDPギャップ}) + \beta \cdot \text{賃金要因} + \sum \beta_i \cdot \text{構造要因}_i + \delta \cdot \ln(1 \text{期前の失業率}) \quad \text{式(3-6)}$$

推計は、UV分析と同様に四半期データ、年次データの両方で行なう。また、オークンの法則は、就業者ベースの失業率で分析されてきたことから、推計は就業者ベースの失業率で行なう。

推計期間は、UV分析と同様に、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年を基本とし、データの欠落する変数を含む推計は始期をずらして行なう。

構造的失業率(U)の計算は、以上により推計されたオークンの法則の推計式に、2001年の構造要因の数値とともに、定常的なマクロ経済が満たすべき均衡条件、すなわち「GDPギャップ = 0」(対数値での推計は「GDPギャップ = 4.5」と労働分配率の推計期間における平均値を代入して、算出する。

(2) 変数の説明

GDPギャップについては、様々な推計方法が考えられるが、GDPギャップを過大推計しないよう工夫を凝らした、経済財政白書(2002)の推計方法を採用する。白書のGDPギャップは、図表18にみられるように、他のGDPギャップと比較しても、1990年代のGDPギャップは慎重に推計されている。このため、白書のGDPギャップを用いることにより、オークンの法則の推計において、

失業率の循環部分を過大に評価することは避けられると考えられる。

次に、失業の遅行性、粘着性に考慮して推計に用いる GDP ギャップのラグについては（図表 14 参照）四半期データでは、失業率のレベルと階差の失業率に対して、原数値ではそれぞれ 3 期、0 期のラグが、対数値ではそれぞれ 1 期と 0 期のラグが、最も高い相関を示しており、原数値では 0 と 3 期のラグを、対数値では 0 と 1 期のラグを用いる。次に、年次データでは、失業率（レベル）に対し 0 期と 1 期の相関が概ね同じ程度であり、0 期と 1 期のラグを取ることにする。

GDP ギャップ以外の説明変数である賃金要因（労働分配率）構造要因は、UV 分析と同じものを採用する（図表 14 参照）。なお、賃金要因のラグについては、四半期データでは、労働分配率は、失業率（原数値、対数値）のレベル・階差に対して 5 期、0 期のラグが最も高い相関を示すから、同時方程式バイアスにも考慮して、5 期と 1 期のラグを採用する。年次データでは、0 のラグが最も相関が高かったが、同時方程式バイアスを考慮して、1 期のラグをとることとする。

なお、説明要因の組合せは、UV 分析と同様に、GDP ギャップ、賃金要因、構造要因（5 変数から 1 変数までの組合せ）GDP ギャップ、構造要因（5 変数から 1 変数までの組合せ）の 2 通りについて、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う。

3 - 2 オークンの法則に基づく推計結果

以上の前提で、四半期データの順に、式(3-3)、式(3-4)の形で（対数値では式(3-5）、(3-6)の形で、かつ 3-1(2)で説明した説明変数の全ての組合せ（8560 通り）について推計を行ない、係数が有意で、正負の相関が合理的なものだけを選んだ。

(1) 四半期データによる推計

まず、式(3-3)、(3-5)の形で推計を行なった。その結果、2568 の推計のうち、170 の推計式が、係数の符号条件が合い、かつ有意に推計された（結果は省略）¹⁷。しかしながら、これらの推計式は、ダービン・ワトソン比が低く、強い誤差項の自己相関がみられ¹⁸、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、殆どの変数の係数が、系列相関を前提としない推計と大幅に異なり、かつ有意でなくなった¹⁹。このため、ラグをとるだけでは、失業率の遅行性・粘着性は十分説明できないものと考えられる。

次に、1 期前の失業率を含む式(3-4)、(3-6)の形で、推計を行なった。その結果、2568 の推計のうち、6 の推計式が、合理的に（符号条件が合い、有意で、かつ誤差項に系列相関がないものとして）得られた（図表 19 の表 A）。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の構造要因（雇主の社会保障負担率、パートタイム労働者比率が、各 2 推計式）しか有意にならなかった。また、これらの推計式から計算される構造的失業率も、1991 年の推計値が 2.91 ~ 3.13% となり、現実の失業率の水準（2.1%）からの乖離が著しく、構造要因が失業率を十分説明

¹⁷ ここでは結果は省略するが、詳細は、先行してオークンの法則を推計した、北浦・原田・篠原・坂村（2002）の図表 25 の各式の上段参照。

¹⁸ 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。

¹⁹ ここでは結果は省略するが、詳細は、北浦・原田・篠原・坂村（2002）の図表 25 の各式の下段参照。

できていない(図表 20 の表 A)。このため、四半期データによるオークンの法則の推計式では、UV 分析の推計と同様に、失業率が示す複雑な動きを十分捉えられなかったと考えられる。

(2) 年次データによる推計

次に、年次データにより、式(3-3)、式(3-5)の形で推計を行なったところ、1712 の推計のうち、71 の推計式が、係数の符号条件が合い、かつ有意に、推計された(結果は省略)。しかし、これらの推計式は、ダービン・ワトソン比が低く、強い誤差項の自己相関がみられ、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、殆どの変数の係数が、系列相関を前提としない推計と大幅に異なり、かつ有意でなくなった。このため、年次データでも、ラグをとるだけでは、失業率の遅行性・粘着性は十分説明できないものと考えられる。

次に、1 期前の失業率を含む式(3-4)、(3-6)の形で、推計を行なった。その結果、1712 の推計のうち、10 の推計式が合理的に得られた(図表 19 の表 B)。ここで得られた推計式では、ベバリッジ・カーブのケースとは異なり、離職率は有意とはならず、高齢化要因(4 式)、長期失業要因(5 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いう結果となった。労働分配率は 2 式のみで有意となった。また、10 の推計式のうち、9 式が対数値の推計式(式(3-6))によるものであり、また、原数値による推計式で 1991 年の構造的失業率を推計すると、3.22%と極端に高くなり、オークンの法則は日本では非線形の方が当てはまりが良いとの結果となった。

当てはまりの良い対数形の推計式から 2001 年の構造的失業率を計算すると、2.63~3.43%となった(図表 20 の表 B)。また、1991 年の失業率は 2.38~2.73%となり、1991 年の失業率の水準(2.10%)よりは若干高いものの、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%とはそれ程相違がなく、概ね妥当な推計結果と考えられる。

3 - 3 推計結果の結論と UV 分析の推計との比較

ここでの推計により得られた結果として、第 1 に、年次データにおいて、1 期前の失業率を説明変数に加え、さらに対数値で推計を行なうことにより、失業率を適切に GDP ギャップと構造要因に分解することが可能となった。これは、UV 分析と同様の結果であり、企業の雇用調整プロセスが雇用保蔵等により緩慢であるために、失業が粘着的となることを反映しているものと考えられる。

次に、推計式から計算された 2001 年の構造的失業率の水準は、2.63~3.43%となり、欠員率を用いたベバリッジ・カーブの推計結果(図表 16 の表 C)と概ね同様の結果となった。ただし、UV 分析による推計結果と有意となった説明変数の組合せが異なり、両方の推計結果は十分に整合的であるとは言えない可能性がある。

4 フィリップス・カーブによる分析結果と、UV 分析・オークンの法則に基づく分析により求められた構造的失業率の推計結果の関連

1 のフィリップス・カーブによる分析では、適応的期待に基づく NAIRU 型のフィリップス・カーブは日本では確認できなかったが、Akerlof, Dickens and Perry(1996)の非線形のフィリップス・カ

ーブの理論により、現在の失業率の上昇は、長期のデフレーションの下で賃金の下方硬直性により賃金調整が制約を受け、その結果、需要が減少する形で生じている循環的な現象とみることが自然であるとの整理を行なった。

2、3のUV分析、オークンの法則に基づく分析では構造的失業率に若干の上昇は認められ、Akerof et al.が示す長期のフィリップス・カーブ（図表3）が若干右側にシフトした可能性は否定できない。しかしながら、UV分析、オークンの法則に基づく分析の結論は、1990年代の失業率の上昇の多く（2～3%）は循環要因で説明ができるというものであり、失業率上昇の主因は、デフレーションにより賃金調整が阻まれて生じるフィリップス・カーブの非線形部分によるものであったことが確認できたと考えられる。

終わりに

本稿では、まず、フィリップス・カーブについて、第1に、安定的なマクロ経済環境の下で通常みられるNAIRU型のフィリップス・カーブの関係、すなわち、長期的には垂直なフィリップス・カーブが成立し、かつ短期的には期待物価上昇率、需給ギャップ、サプライショックが物価上昇率の水準を決定するという関係が、近年の日本には当てはまらないことを確認した。

第2に、新しいフィリップス・カーブの理論として、賃金の下方硬直性の下でゼロインフレーション・デフレーションが短期的のみならず長期的に失業率を上昇させうるというAkerlof, Dickens and Perry(1996)の一般均衡モデルを紹介するとともに、1990年代の長期にわたるデフレーションが柔軟といわれる日本企業の賃金調整能力を上回っていた様子をデータで示し、日本の物価上昇率・失業率の動きは、通常のNAIRU型のフィリップス・カーブにおける長期の垂直のフィリップス・カーブが右にシフトしたものと考えるより、Akerof et al.の示す長期のフィリップス・カーブが非線形となる部分に即した動きであると考えることが自然であることの整理を行なった。

UV分析については、第1に、その理論と推計方法を整理し、白書によるUV分析の問題点として、ペバリッジ・カーブのシフトを構造要因により説明していないこと、UVカーブは円運動の動きを示しており白書の構造的失業の推計方法は循環的失業を含んでいること、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、等が挙げられることを示した。

第2に、これらの問題点に念頭に置いて、失業率を、欠員率と考えられる様々な構造要因に分解し、構造要因により説明し得る構造的失業率を推計したところ、2001年の構造的失業率は2.92～3.25%程度との推計結果を得た。

第3に、本稿のUV分析の推計結果を白書による推計結果と比較・検討し、白書ではUV曲線の円運動を考慮せずに、傾きを求めていることから、傾きの推計が過小評価となっており、これが白書における構造的失業率の過大評価の原因の一つとなっていることを示した。

オークンの法則に基づく分析では、第1に、オークンの法則に基づいて、失業率をGDPギャップと構造要因で説明される構造的失業率に分解することを試みたところ、得られた推計式から計算される、2001年の構造的失業の水準は2.63～3.43%程度との結果を得た。

第2に、オークンの法則の推計においても、UV曲線の円運動を生じさせていると考えられる失業率の遅行性・粘着性が明確にみられ、日本ではオークンの法則は線形より非線形の方が当てはま

りが良い可能性が示された。

最後に、今後の分析上の課題を2点ほど整理すると、第1に、変数に関して、構造要因を示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れ、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、UV分析とオークンの法則に基づく分析では、構造的失業率の水準は概ね同じ水準となったが、推計結果の説明変数が異なり、両方の推計結果は十分に整合的であるとは言えない可能性が残されている。このため、職業安定業務統計の欠員率が経済全体の求人の動きを反映していないことを踏まえ、より適切な欠員率の推計を行なう必要がある²⁰。

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わる状況では、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。

²⁰ 北浦・坂村・原田・篠原(2002)は、職業安定所に届けられた求人に限定されず、職業安定業務統計の欠員率より大きな動きを示す雇用動向調査の欠員率を用いてUV分析を行ない、その推計結果は、職業安定業務統計の欠員率によるUV分析の推計結果より、オークンの法則の推計結果に近く、雇用動向調査の欠員率の方が経済全体の動きに整合的である可能性を示した。ただし、この分析でも、雇用動向調査の欠員率には、5人未満事業所や新設事業所の求人が欠けている等、職業安定業務統計の欠員率と同様に完全な欠員のデータではなく、それを十分に補正することはできなかったという問題が残された。

参考文献

- 石川経夫, (1991), 『所得と富』岩波書店
- _____, (1999), 『分配の経済学』東京大学出版会
- 大竹文雄, (1987), 「失業と雇用保険制度」, 『季刊理論経済学』Vol.38, No.3, 9月号
- 大竹文雄・太田聡一, (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
- 北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲, (2002), 「UV分析による構造的失業率の推計」, 財務総合政策研究所 Discussion Paper Series
- 黒坂佳央・浜田宏一, (1984), 『マクロ経済学と日本経済』日本評論社
- 黒坂佳央, (2002), 「オークン法則は成り立っているのか」, 『日本労働研究雑誌』No.501
- 玄田有史, (2001), 『仕事のなかの曖昧な不安』中央公論新社
- 地主敏樹, (2000), 「1980年代後半以後の日本の金融政策 - テイラー・ルール型政策反応関数による検証 - 」『国民経済雑誌』第181巻第1号
- 照山博司・戸田裕之, (1997), 「日本の景気循環と失業率の変動の時系列分析」, 『現代マクロ経済動学』, pp.227-279, 浅子和美・大瀧雅之編, 東京大学出版会
- 豊田利久, (1982), 「インフレーションと失業」, 『テキストブック日本経済』, pp.211-238, 新飯田宏・小野旭・大山道広 編, 有斐閣
- _____, (1987), 「インフレーション: インフレ期待形成とフィリップス曲線」, 『日本経済のマクロ分析』, pp.287-311, 浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編, 東京大学出版会
- 中澤正彦, (2002), 「名目金利と経済動向」, 財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 02A-22
- 中村洋一, (1999), 『SNA統計入門』日本経済新聞社
- 服部良太・前田栄治, (2000), 「日本の雇用システムについて」, 日本銀行調査月報 1月号
- 羽森茂之, (2000), 『計量経済学』中央経済社
- 早見均・松浦寿幸, (2001), 「ワークシェアリングの雇用効果に関する数量分析」『ワークシェアリング - 雇用創出と働き方の変革』社会経済生産性本部
- 原田泰・江川暁夫, (2002), 「賃金の硬直性と金融政策の衝突」, 『デフレ不況の実証分析』, 原田泰・岩田規久男編, 東洋経済新報社, 近刊
- 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
- 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

- 肥後雅博・中田（黒田）祥子，(2000)，「物価変動の決定要因について―需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に―」『金融研究』第 19 巻 1 号，pp.49-78.
- 福田慎一・慶田昌之，(2001)，「インフレ予測に関する実証分析の展望―フィリップス曲線の日本における予測力を中心に」，日本銀行調査統計局，Working Paper Series 2001-21.
- 淵仁志・渡辺努，(2001)，「フィリップス曲線と価格粘性―産業別データによる推計―」，日本銀行金融研究所，Discussion Paper No.2001-J-29.
- 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
- R.E.ホール・J.B.テラー，(1998)，『第 3 版マクロ経済学』，森口親司監訳，多賀出版（"Macroeconomics Third Edition" Robert E.Hall and John B.Taylor）
- R.J.ゴードン，(1989)，『第 4 版現代マクロエコノミックス』，永井進訳，多賀出版（"Macroeconomics Fourth Edition" Robert J.Gordon）
- 経済企画庁，『日本経済の現況（平成 11 年版）』
- ____，『日本経済の現況（平成 12 年版）』
- ____，『経済白書（平成 11 年版）』
- ____，『世界経済白書（平成 12 年版）』
- 内閣府，『経済財政白書（平成 13 年版）』財務省印刷局，2001 年
- 労働省，『労働白書（平成 12 年版）』，日本労働研究機構，2000 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.
- Ball L. (2000), "Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes," NBER Working Paper Series, No.7988.
- Ball L. and Moffitt R. (2001), "Productivity Growth and the Phillips Curve," NBER Working Paper Series, No.8421.
- Blanchard, O. (1997), *MACROECONOMICS*, Prentice-Hall. Inc. （オリヴィエ・ブランシャール[著] 鶴田忠彦・知野哲朗・中泉真樹・中山徳良・渡辺慎一[訳]，『マクロ経済学・下』東洋経済新報社）
- Blanchard, Olivier J. and Peter A. Diamond. (1989), "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity* .0:1, pp.1-76.
- Blanchard, O. and Katz, L. (1997), "What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives*.

- Blanchard, O. and Katz L. (1999), "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence," NBER Working Paper Series, No.6924.
- Blanchard, O. and Wolfers, J. (2000), "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence," *The Economic Journal* (Conference Papers), 110,C1-C33.
- 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.
- Congressional Budget Office(CBO) (1994), *The Budget and Economic Outlook : An Update*, Washington,DC: Congressional Budget Office
- Congressional Budget Office(CBO) (2000), *The Budget and Economic Outlook : Fiscal Years 2001-2010*: Congressional Budget Office
- Eisner R (1997), "A new view of the NAIRU," *Improving the Global Economy: Keynesianism and the growth in output and employment* , edited by Paul Davidson, Jan A. Kregel. Cheltenham, UK ; Lyme, N.H., US : E. Elgar
- Fair R C. (1996), "Testing the Standard View of the Long-Run Unemployment-Inflation Relationship," Cowles Foundation, Yale University, March
- Fair R C. (2000), "Testing the NAIRU Model for the United States," *Review of Economics and Statistics* 82(February), pp.64-71
- Friedman M. (1968),"The Role of Monetary Policy," *American Economic Review* 58(1), pp.1-17.
- Fuhrer J C. (1995), "The Phillips Curve Is Alive and Well," *New England Economic Review* ,March/April 1995 , pp.41-56, Federal Reserve Bank of Boston.
- Gordon R J. (1998), "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1998, pp.297-333
- IMF, "Safeguarding Macroeconomic Stability at Low Inflation", *World Economic Outlook*, October 1999
- Ito, T. (1992), "The Japanese Economy" *The MIT Press*
- Kimura, T. and Ueda, K. (2001), "Downward Nominal Wage Rigidity in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 15.
- 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
- Modigliani, F., and L. Papademos (1975), "Targets for Monetary Policy in the Coming Year," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1

- 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
- Nishizaki, K., and T. Watanabe, (2000), "Output-inflation Trade-off at Near-Zero Inflation Rates," *Journal of the Japanese and International Economies* 14 , pp.304-326.
- 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.
- Roberts J M. (1995), "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit and Banking* 27(4) , pp.975-984
- 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
- Tobin J. (1972), "Inflation and unemployment," *American Economic Review* . 62(1), pp.1-18.
- Toyoda , T. (1972), "Price Expectations and the Short-run and Long-run Phillips Curves in Japan,1956-1968," *Review of Economics and Statistics*,54(3)
- 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.
- Watanabe , T. (1997), "Monetary Policy and the Inflation Process," BIS Conference Papers No.4.