

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研究企画課長

北浦 修敏

財務総合政策研究所次長

原田 泰

財務総合政策研究所研究員

篠原 哲

財務総合政策研究所研究員

坂村 素数

2002 年 7 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

近年の失業率の高まりは、最大の経済問題となっている。労働経済白書や経済財政白書では、その大半が構造的失業率の高まりによるものであるとされており、また、その見解を支持する労働経済学者も少なくない。本稿は、その見解について異論を唱えるものである。

構造的失業²を分析する手法としては、フィリップス・カーブによる分析とUV分析があり、白書の分析はUV分析によっている。本稿は、第1に、フィリップス・カーブについて若干の推計を行い、日本の構造的失業率が上昇している根拠を見出すことは困難であることを示した。第2に、日本の構造的失業を示す根拠として活用されるUV分析について、その理論と先行研究を整理し、UV分析の問題点として、①UV曲線は循環的な円運動を行っていること、②デフレーションにより労働市場の調整能力が阻害され、これがUV曲線の円運動を増幅し、UV分析を歪めている可能性があること、等を指摘し、UV分析による構造的失業率が循環的失業を含む可能性を示した。第3に、構造的失業率、完全失業率を循環要因（含む賃金要因）、構造要因に対して回帰分析を行い、UV分析による構造的失業率の上昇は構造要因では十分に説明ができず、循環要因が相当程度含まれることを示した上で、2001年の構造的失業率は若干の上昇は認められるものの、2%台半ばから3%台半ばの水準との結果を得た。

1. フィリップス・カーブによる分析

1-1 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トレードオフは存在しないが、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、式

¹ 北浦修敏・研究企画課長：nobutoshi.kitaura@mof.go.jp、原田泰・次長：yutaka.harada@mof.go.jp、篠原哲・研究員：satoshi.shinohara@mof.go.jp、坂村素数・研究員：motokazu.sakamura@mof.go.jp

本稿の作成に当たり、平成14年6月15日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。また慶応大学の樋口美雄教授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。

² 構造的失業率は、強調点の相違により、により「自然失業率」、「均衡失業率」等と表現されるが、本稿では、混乱を避けるため、構造的失業率に統一して使用する。

(1)のように、物価上昇率（ π ）を、期待物価上昇率（ $E(\pi)$ ）と労働市場の需給（ $U-U^*$ ）により説明することで、こうした短期、長期の失業とインフレーションの関係を示している。

$$\pi(t) = E(\pi(t)) + b \cdot (U(t)-U^*) \quad \text{式(1)}$$

（ 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安定的な NAIRU 型のフィリップス・カーブの存在が確認されている。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)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、以下の形で推計される。

$$\pi(t) = \alpha + \sum \beta_i \cdot \pi(t-i) + \gamma \cdot U(t) \quad \text{式(1')}$$

適応的期待の検証は、式(1')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³、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・ショックの影響を考慮して、式(1')に輸入物価指数等が説明変数として追加されている。

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・カーブの成立は確認できていない（Watanabe（1997）、肥後・中田（2000））。

1-2 推計と結果

式(1')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⁴。

推計① 失業率

³ 米国では、通常物価上昇率について適応的期待が成立することから、過去の物価上昇率の係数和が 1 になることを前提にして推計する。

⁴ 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。

推計② 失業率の逆数

推計③ 失業率－UV分析の構造的失業率

推計②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③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⁵。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4四半期までの全期間、前期（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）に分けて推計をおこなった。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①から③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①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②、③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⁶。原因としては、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いないということが考えられる。

一方、物価上昇率の係数和が1にならないということは長期フィリップス・カーブは短期フィリップス・カーブよりも傾きが急であるが、垂直にならないことを示しているのかもしれない。この場合には、長期のフィリップス・カーブと安定的とみなされる低い物価上昇率との交点を構造的失業率とみなせるかもしれない（豊田（1982、1987））。この構造的失業率は、(1')式の $\pi(t)$ 、 $\pi(t-i)$ を安定的な失業率の水準である $x\%$ とおいて、推計①の場合は「 $-\{\alpha + x \cdot (\sum \beta_i - 1)\} / \gamma$ 」、推計②の場合は「 $-\gamma / \{\alpha + x \cdot (\sum \beta_i - 1)\}$ 」を計算して得られる（豊田(1982、1987)、Eisner(1997)）。そこで、2%、0%、-1%の物価上昇率に対応した構造的失業率を図表1-1、1-2の注4、注5、注6に示した。こうした数値は、そもそも推計結果が不安定であること、政策

⁵ 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。

⁶ 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変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。

の変更により係数が変化する可能性があることから慎重にみる必要があるが、2%程度の物価上昇率に対応した失業率の水準が全ての推計期間で概ね2%前半程度であるのに対し、-1%から0%の物価上昇率は3%台半ばから5%強の失業率を引き起こす可能性を示唆している⁷。

1-3 フィリップス・カーブにおける犠牲率の高まり

次に、失業率と物価上昇率の短期的なトレードオフの関係について考える。線形のフィリップス・カーブの推計を行った推計①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る。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②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。

このように傾きが緩やかになったフィリップス・カーブをどのように考えるべきだろうか。現在の失業率の高まりは日本経済の構造の変化等によるとの見解がある。しかし、そもそもフィリップスの原論文でも、フィリップス・カーブは非線形であり、だからこそカーブと命名されている。また、Akerlof, Dickens and Perry（1996、2000）は、個別企業における賃金の下方硬直性についてヒアリング・データに基づいて検証を行うとともに、ゼロインフレーションやデフレーションの下ではインフレ率と失業率のトレードオフが生じることを理論的に示している。まず、1996年の論文では、①企業は独占的競争の行動をとること、②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、③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、等の仮定の下で、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結果、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ている。また、2000年の論文では、安定的な低インフレーションの下では、Near-rationalな企業や家計の行動から、物価上昇率が賃金決定に占めるウェイトは小さくなり、その結果、物価上昇率は必ずしも賃金の上昇につながらず、企業の賃金調整の余地は広がり、3%程度のインフレーションの下で、最も低い失業率が実現できるとの理論モデルを示している⁸。UV分析を行ったNickel, Nunziata, Ochel and Quintini(2001)もまた、失業率は長期的に安定的な物価上昇と整合的な「均衡水準」（すなわち構造的失業率）に向かうとした上で、現在、多くの国が実需と失業率をこの均衡水準に自然に向かわせるべく、インフレ・ターゲティングに基づいて金融政策を実施しているとしている。

1-2でもみたように、非線形のフィリップス・カーブの推計を行った推計②の全期間において、2%の物価上昇率に対応した失業率は2.25~2.27%にすぎなかったということになる。

⁷ 失業率が一定の構造的失業率を下回ると物価上昇率は無限に上昇し、上回ると無限に下落するとするNAIRU型のフィリップス・カーブの考え方については米国においても批判がある。Fair（1996、2000）やEisner（1997）は、米国における安定的なNAIRU型のフィリップス・カーブの存在について批判的に検証を行い、代替的なフィリップス・カーブを推計し、その推計式のシュミレーションでインフレ率と失業率の中長期的なトレードオフの可能性を示唆している。

⁸ これらの論文では、理論モデルのシュミレーションにより、図表3にあるように、長期のフィリップス・カーブは、高い物価上昇率では垂直となるが、低いインフレーションの下では非線形となることが示されている。

1-4 日本における賃金の下方硬直性

日本では、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)）、1994年頃から始まった長期のデフレーションはこのような企業の賃金の調整能力をはるかに上回っていたと考えられる。

図表4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、2つの興味深い点が示唆される。第1に、外部労働市場（失業）を通じた価格調整の限界である。図表4の各表をみると、1980年代前半と1990年代前半は失業が上昇を続けていても名目賃金・実質賃金共に上昇していた（ただし、1990年代後半は不況が長期化する中で微減又は横ばいの推移に移っていく）。また、失業率が急激に上昇し、単価の安いパートタイマーが大幅に増加した1990年代後半であっても、一人当たりの名目賃金の減少は極めて限定的であるとともに（図表4 A表）、実質的な企業のコストである時間あたりの名目賃金は殆ど減少しておらず（図表4 B表）、柔軟といわれる日本企業の賃金にも一定の下方硬直性が伺える。こうした事実は、失業率の上昇は、企業内の内部労働市場を重視する日本企業の賃金調整に影響を与えにくく、失業を通じた労働市場の賃金調整には限界があることを示していると考えられる。

第2に、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4のA表をみると、最終的に失業率の上昇がみられなかった1980年代には、一人当たりの名目賃金は1990年代に比べて大幅に上昇しているが、時間当たり実質賃金でみると（図表4 D表）、大幅に失業が上昇した1990年代も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年代の企業は名目賃金の上昇を最大限抑制してきたにも関わらず、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。

Ball and Moffitt(2001)は、米国の労働者の期待賃金は緩やかに調整されるため、1990年代の期待賃金は労働生産性より緩やかにしか上昇しなかったことが1990年代の失業率の大幅な低下につながったとの見解を示している（同時に、米国労働者は、現在高い賃金上昇が期待しており、今後は失業率は1990年代後半に比べると高止まる可能性があることを指摘している）。こうした米国の期待賃金の変化に比べると、日本では、時間当たり労働生産性の低下（図表5）に対応して、一人当たりの名目賃金は、業績（労働生産性）の低下を反映し、確かに柔軟に対応していた。しかし、図表4のD表にみられるように、デフレーションは、こうした企業内の賃金調整をはるかに上回り、それが1990年代の労働分配率の上昇、高止まりにつながったと考えられる（図表6）。

このように、日本企業の名目賃金の弾力性は、1980年代の景気循環のクッションとしては十分機能し、1990年代のデフレ期にも一定の役割を果たしていたものの、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、企業内の賃金調整能力を阻害し、これが労働市場全体の調整能力を歪めた可能性は否定できないと考えられる。

2. UV分析の検討

次に、UV分析による構造的失業率の分析について考える。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、経験的に、原点に対して右下がりのカーブが観察される。UV分析は、このような事実を踏まえ、失業率と欠員率が描くカーブ（通常、「ベバリッジ・カーブ」と呼ばれる）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。平成 13 年版経済財政白書では、「コラム 1-2 UV曲線の見方」の中で、UV分析の考え方を以下のように説明している（概念図については図表 7 参照）。

「一般に、景気が良くなって企業の人手不足が増加すれば、企業は雇用を拡大し失業が減少する。これは概念図において、UV 曲線上の左上から右下への動きで表される。これに対し、雇用のミスマッチや職探しの非効率性が増すと失業と人手不足の併存の程度が高まり、構造的失業率が上昇する。これは概念図において、右上方への UV 曲線のシフトで表される。」

以後、UV分析の背後にある理論において想定される、一定の期間安定的な、原点に対して凸型の右下がりのカーブを「ベバリッジ・カーブ」と呼び、失業率・欠員率（実現値）の組合せの動きを「UV曲線」と呼ぶこととする。日本におけるUV曲線の推移をみると（図表 8）、1960 年代から 1970 年代前半にかけては、失業率が低水準で推移する一方、景気循環による欠員率の大きな振幅がみられ、極めて緩やかなカーブを描いていた。オイルショック後は、まず欠員率が大幅に低下し、その後は、弱い景気回復の中で欠員率が低迷する中で失業率は上昇した。1985 年～1990 年にかけては景気回復による求人の増加と失業率の低下、1990 年代前半は、欠員率の低下と失業率の増加という、大きな時計回りの循環を描きつつ、右下がりの関係がみられた。1990 年代半ば以降は、カーブを描きながら失業率が上昇している。

厚生労働省及び内閣府のUV分析に基づく推計によれば、1990 年代になって 2.5%から 5%以上に上昇した失業率のかなりの部分が構造的失業率の上昇によるものとされており、平成 13 年版経済財政白書では、「最近時点における失業率 5 %のうち、構造的失業率は 4 %弱、循環的失業率は 1 %程度となっている」と分析している。

2-1 背景にある理論の整理と先行研究

(1) 背景にある理論の整理

UV分析の背景となる主な議論を整理すると、①マッチング関数に基づく理論、②サブマーケットに基づく理論、が挙げられる。

① マッチング関数に基づく理論

本理論は現在、最も広範に用いられている理論であり、その基本的な考え方は、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により、失業、求人、雇用の関係を示すものである。様々なモデルが構築されているが(Pissarides(1985)、Blanchard and Diamond(1989))、ここでは、Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini(2001)に基づき、マッチン

グ関数からベバリッジ・カーブを簡単に導出する。マッチング関数は、

$$M = \varepsilon \cdot m(c \cdot U, V) \quad (\text{式 1})$$

により表され、Mは新規の雇用者数を、Uは失業者数を、Vは欠員数を、 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である。 ε 、 c がそれぞれ何を示すのかについて、Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini(2001)では具体的な説明はなされていないが、マッチングの効率性は、同じ数の失業者と同じ数の欠員がある時に、新規雇用を高めたり、低めたりする要因であり、失業者の求職活動の密度は、失業者の求職活動の熱心さに影響を与える要因であると考えられる。両者に影響を与える要因は判然と区分できるわけではないが、前者の例としては、民営職業紹介事業や労働者派遣事業の広がり、インターネットを通じた職業紹介等の普及、労働組合の組織率、解雇法制などが挙げられ、また、後者の例としては、失業保険の失業前給与に対する代替率、失業保険の支給期間、労働所得課税などが挙げられる。

マッチング関数は、失業者数・欠員数についての増加関数とされる。これは、一定の欠員に対して失業者が多ければ多いほど、雇用主はより多くの失業者の中から採用することができ、一定の失業者に対して欠員が多ければ多いほど、失業者はより多くの就職機会に恵まれるので、それぞれ雇用が増加する、との考えによる。

ベバリッジ・カーブの導出に戻って、 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、式1の両辺を N で割って得られる、 $s = \varepsilon \cdot m(c \cdot U/N, V/N)$ 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。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、両辺の対数を取り、 u を失業率、 v を欠員率、 Z_i を ε 、 c に影響を与える要因として整理しなおすと、以下のような形で、ベバリッジ・カーブが示される。

$$\ln(u) = \alpha + \beta \cdot \ln(v) + \gamma \cdot \ln(s) + \sum \delta_i \cdot Z_i + \text{time} \cdot \text{dummy} \quad (\text{式 1'})$$

(α 、 β 、 γ 、 δ_i はパラメーター)

② サブマーケットに基づく理論

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ことから観察されると説明する。すなわち、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。

吉川(1984)は、この考え方にに基づき、ベバリッジ・カーブについて、「一般に労働市場が異質で多くの市場に分断されていればいるほど、またそうした市場間で不均衡における調整速度が遅ければ遅いほどこのカーブは両軸から遠ざかる」、「長い期間にわたってベヴァリッジ・カーブが

観察されるということは、労働市場の異質性ととともに、経済が部門間再調整を強いられるようなショックに絶えず服しているということをも示している」と説明している。

(2) 先行研究

① Blanchard and Diamond(1989) : 米国のベバリッジ・カーブの分析

この研究は、マッチング関数に基づく動学的なモデルにより、UV曲線の動きを、(a)需要ショックに基づくベバリッジ・カーブに沿った動き、(b)仕事の再構成（reallocation）によるショックに基づくベバリッジ・カーブの外側へのシフト、(c)労働力人口の増加による失業率の短期的・長期的な変動、等に整理している。また、構造的VARモデルにより、需要ショック、仕事の再構成ショック、労働力人口ショックが、失業者数、欠員数、労働力人口を、それぞれどのような影響を与えたかを、データにより検証している。分析の結果から得られた結果として、(a)総需要ショックは、短期的にも、中期的にも最も大きな影響を失業率・欠員率に与えていること、(b)仕事の再構成ショックは、小さいが長期にわたる影響を与え、60年代から84年までに失業率を2%増加させたこと、等が報告されている。

この研究では、構造的失業率の水準については分析を行っていないが、その理由として、本論文が、賃金により影響を受ける潜在的な総需要や雇用の水準を分析の対象としていないことによる旨、言及されている。

② Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini(2001) : OECD 諸国のパネル分析

1960～95年のパネルデータを用いて、ベバリッジカーブ、実質賃金、失業のシフトを、諸制度の変化とマクロショックにより説明している。

結論としては、(a)ベバリッジカーブは60年代から90年代にかけて右側にシフトし、現在は、右側にシフトしつづけている国と左側に戻り始めている国の2つに分けられること、(b)ベバリッジカーブのシフトは労働市場の諸制度（特に、サーチ機能とマッチング機能にとって重要な制度）の変化によってある程度説明できること、(c)労働市場の諸制度は、それらが失業に与える影響と整合的な形で、実質賃金に影響を与えていること、(d)OECD諸国の失業の大まかな変動は、労働市場制度のシフトによって説明でき、より正確には、労働市場の諸制度の変化は、60年代から90年代の欧州の失業率（6.8%）の上昇の55%を説明し、残りの多くは後半の期間における深い景気後退によるものであること、等が報告されている。また、ベバリッジ・カーブ、失業率ともに、1期前の失業率が相当程度説明力を持ち、失業率の粘着性が確認されている。

③ 日本における分析事例

日本におけるUV分析による構造的失業率の分析は、後述する労働経済白書、経済財政白書における分析の他、地域別のデータを用いて1946～1984年までの雇用保険加入者に係る各年の構造的失業率を算出した大竹（1987）、ミスマッチインデックスを用いて地域又は年齢によるミスマッチがそれぞれ失業率の20%を説明しうることを示した Sakurai and Tachibanaki (1992)等の研究がある。

④ その他の分析・議論

欧州諸国では 1970 年代から 80 年代に、ベバリッジ・カーブのシフトがみられたことから、マッチングの効率性や失業者の求職活動の効率性の低下を説明する様々な試みがなされている。このベバリッジ・カーブのシフトを示す変数として、長期失業者の増加、失業給付の内容や積極的労働市場政策を指数化した変数等の分析が進められている。しかしながら、Petrongolo and Pissarides(2001)は、1970 年半ば以降のマッチングの効率性の低下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。

また、ベバリッジ・カーブのシフトは、循環的要因を含んでいるとの指摘もなされており、Bowden(1980)は、UV 曲線の時計回りの循環を説明する動学的なモデルを示している。Wall and Zoega(2001)は、英国に関して、サブセクターの失業率・欠員率のデータを用いて、ベバリッジ・カーブの毎年のシフトを推計し、そこから得られたシフトが景気循環と密接な関連があることを示している。また、Baker, Hogan and Ragan(1996) は、仕事をしながら求職活動をしている人の数が景気循環の中で変化すると、ベバリッジ・カーブがシフトすることを示している。

(3) 労働経済白書、経済財政白書における具体的な推計方法

両白書ともに、概ね同じ考えに立って推計を行っている。失業と欠員が等しいとき、労働力需給は均衡していると考え、その時の失業率を構造的失業率としている。循環的失業率は、失業率から構造的失業率を除いたものとなる。また、失業率、欠員率については、就業者数の代わりに雇用者数を用いて、以下のように雇用失業率(u)、欠員率(v)を定義して、分析を行っている⁹。

$$\text{雇用失業率} = \text{完全失業者数} \div (\text{完全失業者数} + \text{雇用者数}) \times 100$$

$$\text{欠員率} = (\text{有効求人数} - \text{就職件数}) \div \{(\text{有効求人数} - \text{就職件数}) + \text{雇用者数}\} \times 100$$

具体的な推計の方法としては、ベバリッジ・カーブの傾きを推計し、各時点の失業率と欠員率を通るベバリッジ・カーブを描き、これが 45 度線と交差する（すなわち、失業率と欠員率が一致する）ところで、構造的失業率を求めている（図表 9）。

両白書の違いは、このベバリッジ・カーブの傾きの推計の仕方であり、労働経済白書では、視覚的に原点に対して凸型のカーブを描いている期間（最近の期間では 1990 年第 1 四半期から 1993 年第 4 四半期）を抽出し、その傾きを推計している。一方、経済財政白書では、1990 年第 1 四半期から 2001 年第 2 四半期までの期間について、以下の推計式の回帰分析を行い、欠員率に関する傾きを推計している。

$$\ln(u) = \alpha + \beta \cdot \ln(v) + \gamma \cdot M + \delta \cdot N$$

(α 、 β 、 γ 、 δ はパラメーター)

M：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

⁹ 以下、日本の UV 分析については、雇用者ベースの雇用失業率、欠員率で議論を進める。ただし、諸外国の UV 分析は就業者ベースで行われていることが多く、以下に示す欧米の図表は就業者ベースの失業率、欠員率で示されている。

推計方法の違いから、ベバリッジ・カーブの傾きは、労働経済白書では「-0.410」、経済財政白書では「-0.333」となり、雇用失業率・欠員率の組合せが、現在のように45度線の上方にあるときは、経済財政白書の構造的失業率は労働経済白書のそれよりも若干高めに推計され、逆に45度線の下方にあるときは経済財政白書の方が低めに推計されることとなるが、両者は基本的に同じ動きをしている（図表10）。

2-2 UV分析に係る問題点

ここでは、UV分析に係る問題点として、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、②失業率と欠員率の一致は必ずしも均衡とはいえないこと、③UV曲線はベバリッジ・カーブの周りで円運動を行っており、傾きのみを推計して失業率と欠員率の実現値の組合せから逆算することは望ましくないこと、④構造要因にしばしば循環的要素が含まれていること、⑤デフレーションにより労働市場の調整能力がゆがみ、これがUV分析を歪めている可能性があること、の5点を取り上げることとしたい。これらは、UV分析の枠組みを否定するものではなく、諸外国の分析においては、こうした問題に適切に対応しつつ、UV分析を労働市場の分析に役立てていると考えられる。ただし、上記の要因にかんがみると、近年の両白書のUV分析は構造的失業率を過大評価している可能性が高いと考えられる。

(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に留意すべき点は、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現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。

確かに、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¹⁰。しかし、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思われる（図表11）。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、欠員率の調整の必要性を示唆していると考えられる。

(2) 失業率と欠員率の一致は均衡といえるか

ベバリッジ・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は、欧米ではみられず、

¹⁰ 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。

欧米のUV分析の重点は、もっぱら構造要因によるベバリッジ・カーブのシフトの説明に置かれている。これは、第1に、求人の把握が統計的に困難であるという問題がある。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。特に、図表11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。こうした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、欧米のUV分析でもっぱらベバリッジ・カーブのシフトに重点が置かれている理由は、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をみながら行う必要があるためであると考えられる(Blanchard and Diamond(1989))。Tobin (1972)においても、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の指摘がなされている。

日本のUV分析を年次データでみると（図表9）、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。各国のUV曲線の推移と物価上昇率の関係でみても（図表12）、ベバリッジ・カーブ上のどの水準で景気状態がバランスしているかは、同一国の中でも、時期により、またベバリッジ・カーブの位置により相当程度ずれがあるようにみられる。

(3) 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

① 各国に共通して観察されているベバリッジ・カーブの回りにおける循環の動き

日本のUV曲線（図表9）には、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、1998～2000年）。同様に、主要な欧米諸国のUV曲線を見ると、以下のような情報が得られる（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。ただし、同一のベバリッジ・カーブ上においても、景気変動に伴う若干の時計回りの動きがみられる¹¹。
- ・ 欧州のUV曲線は、あまり明瞭なベバリッジ・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。
- ・ UV曲線の内側へのシフトは、ベバリッジ・カーブの形状が明確にみられる米国等において景気拡大の後半にみられる。

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

¹¹ 諸外国では、日本とは逆に、失業率を横軸、欠員率を縦軸におくことが一般的であることから、日本でみられる時計回りの動きは、反時計回りの動きとして報告されている。ただし、本稿では、混乱を避けるため、諸外国のUV曲線も日本と同じ座標軸で記述しており、「時計回りの動き」として記述する。

は、国により異なっており、米国では小さな振幅がみられ、欧州や日本は大きな振幅がみられる傾向がある。これは、一つには、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る。また、欧州では履歴効果の影響が指摘されている。こうしたU V曲線が一つのベバリッジ・カーブの周りを回る動きを、マッチング関数に基づく理論の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。

日本については、日本的雇用慣行の下で、求人の先行性、失業率の遅行性がみられるとともに、景気循環の中での求人内容の変化が影響を与えている可能性が考えられる。すなわち、景気の山の前後では、まず求人が減少するとともに、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。一方、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、失業率の低下が景気の回復に遅れることとなると考えられる。特に、比較的質の低い求人の増加は景気の回復感が弱い時に多くみられ、これがU V曲線の半時計回りの外側へのシフトにつながっていると考えられる。同様に、樋口（1991）は、高齢者に対する求人と景気循環の関係について、若年者に対する需要に比べて高齢者に対する需要は景気の振幅を集約的に受けることを指摘している。

② 構造的失業率に占める循環的失業部分

そこで、労働経済白書の構造的雇用失業率の動きが景気循環の中でどのような動きをしているかを検証してみる。景気の回復が弱い循環を除いて、基本的に一つの景気循環の中で、構造的失業率は、景気の谷から山への中間点（図表 13 の②表の(A)時点）で最大となり、山から谷の中間点（図表 13 の②表の(B)時点）で最小となる動きがみられる。図表 13 は、1963 年から最近までの構造的雇用失業率の推移について、景気の谷の後にくる構造的雇用失業率の山と、景気の山の後にくる構造的雇用失業率の谷の動きを追ったものである。景気回復感が明確にみられた 1992 年以前の景気循環では、図表 13 の④表にみられるように、労働経済白書の推計した構造的失業率は、一つの景気循環の中で、そのピークからボトムまで、完全失業率の水準でみて 2%～14%程度減少しており、景気循環の要素を反映していることを示している。なお、現在の失業率は、(5)でみるようにデフレーションの影響を受けて景気回復が不十分なまま、長期にわたり失業率が上昇を続けており、これまで以上に、U V曲線が大きな円を描いている、すなわち、失業率に循環要因が大きく含まれている可能性が示唆される。この点については、「3 構造的失業の分析」において具体的な推計を行い、検討を行う。

③ U V曲線はベバリッジ・カーブの周りで円運動を行っており、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ことは望ましくないこと

このように、U V曲線がベバリッジ・カーブの回りで円運動を行っているとすると、両白書が行っているように、推計された傾きで失業率と欠員率の実現値を通るベバリッジ・カーブを描き、これと 45 度線の交点で構造的失業率を計算する方法では、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り、特に、景気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おらず、U V曲線が大きな円を描くときには、構造的失業率が極めて大きく推計される危険性がある。

従って、このような問題を回避する一つの方法は、景気循環の中で、ベバリッジ・カーブがどの位置にあるかを見極め、一定期間、固定されたベバリッジ・カーブを推計するか、ベバリッジ・カーブのシフトを構造要因により説明するか、である。

(4) 構造要因にしばしば循環的要素が含まれていること

(3)では構造的失業率に循環要因が含まれないように推計を行う2つの方法を示した。そのうち、一定期間、構造的失業率を一定とみなして推計を行う方法は、現在のように失業率が一方的に上昇している状況では、UV曲線の円運動の軌跡が定まらず、その中央を通るベバリッジ・カーブを推計することができないことから、採用できない。このため、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・カーブのシフトを構造要因により説明する必要がある。しかしながら、この推計方法における問題は構造要因の特定にある。

先に記したように、Petrongolo and Pissarides(2001)は、1970年半ば以降のマッチングの効率性の低下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。日本の例をミスマッチ・インデックスでみる。ミスマッチ・インデックスは、一部の市場に失業者や欠員（求人）が偏っていないかどうかを示すもので、全体の労働市場の失業者と欠員の比率が同一になるために、労働者のうちどの程度の割合の労働者が別の労働市場に移動しなければならないかを示す指標である。ミスマッチ・インデックスは、職業別、年齢別、地域別等で計算されている（定義は図表14の脚注参照）。近年の構造的失業率の増加は、こうした労働市場間のミスマッチの拡大により生じているとの指摘がしばしばなされるが、ミスマッチ・インデックスでみる限り、このような構造的失業の増加を引き起こす、ミスマッチ・インデックスの上昇は検証されない（図表14）。

また、小野（1989）も指摘しているように、産業構造の変化とそれに伴う離職率の変化、女子労働者、パートタイマーの増大、人口の高齢化等の構造変化のなかには、景気変動と連動する部分が存在し、たとえば失業保険制度の拡充のような場合と質的に異なったものがあると考えられる。具体的に、小野は、女性労働力率の上昇は、不況による世帯主の収入減少や停滞と多分に関連した側面があるとしているが、近年の不況期における女性労働力率の高止まりやフリーターの増加も同様に強く不況の影響を受けていると考えられる。

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」が構造的失業の増加の要因であるとすれば、日本以上に第3次産業就業者比率が高まっている米国における構造的失業の低下をどのように説明するのか、といった疑問が生じる。第3次産業就業者比率は日米共に1990年代にも上昇が続いているが（米国1990年72.2%→2000年75.4%（商務省）、日本同62.2%→66.2%（総務省））、米国の構造的失業率は、Staiger, Stock and Watson(2001)の推計では、1992～2000年までの間に1.6%低下したとされている。また、第3次産業においては仕事の創出・喪失が頻繁に起こるとの見方を反映しているのであれば、より直接的な指標である離職率を使用すべきと考えられるが、これについても、樋口（1991）は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。次に、「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（求職者）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 Toyoda(1972)）。

このように、経済財政白書の構造的失業率は、構造要因の特定化の問題からも、循環的失業の要素を多分に含んでいる可能性がある。

(5) デフレーションにより労働市場の調整能力がゆがみ、これが UV 分析を歪めている可能性があること

最後に、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る労働市場の調整能力が低下し、これが UV 分析を歪めている可能性があることである。以下では、UV 分析の背後にある経済理論に基づき、物価と賃金が、それぞれの分析でどのように位置付けられているかをみしてみる。

① サブマーケットに基づく理論からの分析

2-1 でみたサブマーケットに基づく理論は、このような UV 分析において欠けている賃金、物価の調整に関して一定の示唆を与えてくれる。以下の議論は、UV 分析とフィリップス・カーブの関係を整理した吉川（1984）の見解を基に、デフレーションと失業の意味について整理し直したものである。

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速度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）。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）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、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。

図表 15 は、この関係を示したものである。労働市場は同じ大きさの 2 つの市場からなり、欠員の生じている市場と失業の生じている市場に分かれているとする。図 B は、失業者数・欠員数と賃金の変化率との関係をあらわしている¹²。価格調整の非線形性により、欠員の生じている市場では賃金が大きく上昇するのに対し、欠員の生じている市場は賃金の下がり方が小さい。今、求人数と欠員数が一致しているとすると（図 A、図 B 上の (U_0, V_0) の組合せ）、賃金の上昇率は W_0 となる。図 A において、失業が欠員を上回るベバリッジ・カーブ上の求人数・欠員数においては、賃金上昇率は w_0 より低下していき、 (U_1, V_1) の組合せでゼロとなり、その左上方では賃金上昇率は負となる。このように、サブマーケットの理論により、UV 分析によるベバリッジ・カーブの分析は、フィリップス・カーブの議論に連結されるのであり、現在

¹² ここでは、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。

の日本の状況は、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に他ならないのである。

図表 16 は、物価とUV曲線との関係を示したものである。各国で極めて低いインフレーションやデysinフレーションが生じた年のUV曲線上には{×}を印した。アメリカ、イギリス、統合前のドイツでは明らかにゼロインフレーション、デフレーションはUV平面の左上方で生じており、上記のUV平面における物価上昇率とUV曲線の関係と整合的である。日本ではこうした労働市場の調整能力が著しく阻害されるデフレーションが10年近くにもわたって容認されている。

従って、UV分析を賃金、物価水準の概念を加え、フィリップス・カーブに結び付けてみると、日本のUV曲線は、デフレーションの結果、労働市場の調整能力が低下し、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。

② マッチング関数に基づく理論からの分析

既に記したように、Blanchard and Diamond (1989) は、ベバリッジ・カーブの分析の中で、通常の賃金調整に関するプロセスが機能していることを前提に、均衡水準の議論をさせているが、Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini (2001) は、より明確に、分析の中に賃金、物価を位置付けている。まず、物価上昇率については、「(マッチング関数に基づく理論を中心とした) 長期的な失業に関するモデルは、基本的に、広範な含意を共有している」とし、その一つとして、「長期的に、実質需要と失業率は、安定的なインフレーション(物価上昇)と整合的な水準に向かって調整される。我々はこれを均衡水準と呼ぶ。ここでは、様々な望ましいメカニズムが機能している。例えば、多くのOECD諸国は、実質需要と失業を先に定義した均衡に自然に向かわせるインフレーション・ターゲットを基礎に、現在金融政策が行われている」としている。

また、賃金水準については、実際の推計作業において、ベバリッジ・カーブのみを推計するのではなく、併せて、各種の制度要因やショックが、賃金水準、失業率に与える影響を分析し、それにより、ベバリッジ・カーブ、賃金、失業率がそれぞれ受ける影響の整合性を確認している。

このように、欧米のUV分析の研究者は、マクロ的な価格調整機能が有効に機能していることを前提にしつつ、かつ、賃金と雇用の相互作用に配慮しつつ、UV分析を活用している。

3. UV分析から得られた構造的失業率の分析

「2. UV分析の検討」では、UV分析について、①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ず、また、UV曲線と45度線の交点を均衡水準とみることに問題が残ること、②構造的失業がUVカーブの円運動の動きにより循環要因を含んでいること、③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、等の問題があり、UV分析に基づく構造的失業率には、構造要因とともに、循環要因、賃金要因が相当程度含まれている可能性があることを示した。

そこで、厚生労働省が作成した構造的失業率を、循環要因、賃金要因、構造要因を示す様々な変

数で回帰分析を行い、構造要因が適切に抽出できているかを検証した（完全失業率を説明変数とした分析については 4 参照）。循環要因を示す変数は、UV 分析から得られる循環的失業率（完全失業率から UV 分析から得られた構造的失業率を除いたもの）、GDP ギャップとした。構造的失業率が構造要因を適切に反映していれば、循環的失業率、GDP ギャップの係数は有意とならないはずである。また、主に失業率の遅行性から生じる UV 曲線の円運動の結果生じる循環に考慮して、説明変数に適当なラグをとって回帰分析を行った。

なお、賃金要因をデフレーションにより賃金調整が困難となり名目賃金の高止まりが生じている効果と考えると、Akerlof, Dickens and Perry (1996) が理論的に示しているように、賃金要因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と考えられる。しかしながら、日本における失業率の上昇が、1970 年代と 1990 年において労働分配率（付加価値に占める賃金部分）の上昇と同時期に発生しており、市場の不均衡が生じている場合には、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りうると考え、循環要因とともに、賃金要因も併せて説明変数に加えて分析を行った。

3-1 回帰分析

(1) 変数の選択

図表 17-1 は、循環要因、賃金要因、構造要因を示す変数について、構造的失業との最大の相関係数をそのラグ数とともに報告したものである（データの詳細は図表 17-2 参照）。

① 循環要因

循環要因を示す変数としては、循環的失業率、GDP ギャップ（平成 13 年経済財政白書の計算法に基づくギャップ）を用いる。

GDP ギャップについては、オークンの法則として、失業率と GDP ギャップとの間には負の密接な関係、すなわち、

$$U \text{ (失業率)} = U^n \text{ (構造的失業率)} - \alpha \cdot \text{GDP ギャップ}$$

という関係が知られている（ゴードン(1989)、ホール・テイラー(1998)等)¹³。このため、UV 分析から得られた構造的失業率が真の構造的失業率 (U^n) を示している場合、UV 分析から得られた構造的失業率は、③で示す構造要因とのみ相関し、GDP ギャップとは相関しないと考えられる¹⁴。

¹³ オークンの法則は、日本においては、黒坂・浜田 (1984) の研究で、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、80 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。

¹⁴ なお、GDP ギャップを用いることについては、そもそも労働供給に一定の仮定をおいて推計を行っており、GDP ギャップを用いて構造的失業率や失業率（次節の分析）を循環部分と構造部分に分解するのは、トートロジーとの批判もありうる。事実、経済財政白書の GDP ギャップは UV 分析から得られた構造的失業率を前提に推計されている。しかしながら、GDP ギャップは、労働市場の情報以外に、資本ストックの稼動状態、生産性の上昇などの情報を含んでおり、オークンの法則が想定するように、労働市場の循環部分が経済全体 (GDP ギャップ) の循環部分と整合的に動いているとすれば、GDP ギャップは、① UV 分析から得られた構造的失業率と相関しない、② 完全失業率を GDP ギャップと構造要因で回帰した場合、GDP ギャップは UV 分析から得られた構造的失業率部分とは相関せず、構造要因が UV 分析から得られた構造的失業率の部分の説明する、ことが想定される。一方、この GDP ギャップが、① UV 分析から得られた構造的失業率と相関する、② 完全失業率と相関し、構造

循環要因は、推計期間の 1981 年第 1 四半期～2000 年第 4 四半期では相関係数が 0.62～0.83 と構造的失業率と高い相関を示している。これらを決定係数でみると 0.45～0.69 となるが、これは 2-2-(3)②でみた 1991 年以前の景気循環における構造的失業率に占める循環要因の割合 (0.02～0.14) よりも相当程度高くなっている。2つの数字は、そもそも、決定係数が構造的失業率の平均からのバラツキを循環要因のバラツキで説明するものであるのに対し、2-2-(3)②で得た構造的失業率に占める循環要因の割合が景気循環の中での構造的失業率の減少幅をピーク時の構造的失業率で割った割合であり、異なる指標であるため、比較が困難である。ただし、決定係数が、景気循環における構造的失業率に占める循環要因の割合よりも大きな値を示している要因としては、①構造的失業率に占める循環要因の割合は、一つの景気循環の中で循環要因が大きく変化しない場合（例えば、景気の回復力が弱く GDP ギャップが解消されない場合）、小さな数字となること、②1990 年代の長期にわたる不況で需給ギャップは大きく増加しており、構造的失業率に占める循環要因の割合が高まっている可能性があること、等によるものと考えられる。

また、循環的失業率と構造的失業率は同時点のものが最も相関が高くなっているが、図表 19 でみられるように、U V 曲線の円運動の結果、1991 年第 1 四半期までの景気循環の関係でみると、構造的失業率は循環的失業率よりも 4 四半期程度遅行している。このような構造的失業率と循環的失業率のラグが不明瞭となったのは、90 年代において完全失業率、構造的失業率、循環的失業率がほぼ一貫して上昇していることによると考えられる。なお、図表 17、図表 24 をみると、欠員率と構造的失業率・完全失業率との相関は他の循環要因よりも低い相関を示しており、既にみたように欠員率が経済全体の需給の動向を十分反映できていない可能性が示唆される。

② 賃金要因

次に、賃金要因については、労働分配率、ユニットレバーコスト、時間当たり実質賃金を用いた。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。また、ユニットレバーコスト（1 単位の GDP を創出するために必要な名目労働コスト）は産出量単位でみた名目労働コストの労働需要への効果を、時間当たり実質賃金は産出量とは独立に労働コスト 1 単位当たりの労働需要への効果を、それぞれとらえようとしたものである。各賃金要因もまた相関係数が 0.63～0.71 と構造的失業率と高い相関を示している。ただし、最も相関が高くなるラグの次数は変数により様々である。

③ 構造要因

最後に、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ことから、図表 17 にみられるように、幅広い変数を候補として拾い上げた。具体的には、職業・産業別のミスマッチ要因、女性要因、労働市場の高齢化要因、長期失業要因、雇主の社会保障負担要因、年齢別の

要因で説明される部分が U V 分析から得られた構造的失業率より小さくなるのであれば、U V 分析から得られた構造的失業率は過大評価となっていると考えられる。なお、今回用いた平成 14 年度版の経済財政白書は、GDP ギャップを過大推計しないように工夫がこらされており、労働供給に仮定を置かない方法で算出されたものを含む、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（図表 18 参照）。

ミスマッチ要因、組合要因を拾い上げた。なお、産業別のミスマッチ指数、若年失業者割合、年次データの年齢別ミスマッチ要因など、一般的に高まりが指摘される構造要因が必ずしも上昇しておらず、構造的失業率と負の又は低い相関となっていることが特徴的である。

回帰分析に当たっては、これらの構造要因を示す変数のうち、推計期間において構造的失業率とプラスの相関を持つもの、具体的には、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（以下、「高齢雇用者比率」）、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（以下、「雇主の社会負担」））を採用した。

各変数を用いる理由を説明すると、まず、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）については、離職率の増加が、雇用から失業への流れを速め、失業のプールに滞留する労働者を増加させると考える。第3次産業就業者比率を用いるのは、小売業やサービス業等の第3次産業では他の産業に比べて離転職が激しく、仕事がより失われやすいと想定している。これらの変数を構造要因として用いている分析としては、第3次産業就業者比率については、経済財政白書、Staiger, Stock and Watson(2001)、離職率については、Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini (2001)、大竹・太田(2001)がある。

次に、労働市場の高齢化要因(高齢雇用者比率、55歳以上失業者割合)については、玄田(2001)や日本銀行の各種の研究¹⁵が指摘するように、高齢化が進展すると、年功的な賃金体系・昇進体系を持つ日本企業では、高齢者に対する雇用過剰感が高齢化の進展の中で高まり、一旦離職した高齢者は再就職が困難となり、高齢者層の失業率を高止まりさせるとともに、新規採用の停止を通じて、経済全体の失業率を高めている可能性がある。また、高齢化は、定年制度によりそもそも失業率の高い60歳代前半層の失業率を一層引き上げ、構造的失業率を高めている可能性もある。ここでは、大竹・太田(2001)で失業率の上昇の構造要因として用いられている55歳以上失業者割合とともに、企業において、特に過剰感の強い50歳台の男性の雇用者に占める割合である高齢雇用者比率を高齢化の指標として用いる。

女性要因については、女性労働者の離転職は成年男子のそれに比べてはるかに高いため、女性労働者の割合（女性労働力率）が大きくなれば失業率が上昇すると考えられている（吉川(1992)）。また、雇用保険平均受給日数については、大竹・太田(2001)が指摘するように、雇用保険の存在が、保険需給期間中の失業者の求職意欲を阻害し、失業を長期化させ、失業率を高める効果を示すものである。雇主の社会保障負担要因は、Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini (2001)で用いられているが、労働所得に対する課税の規模が労働供給に与える効果を見るものである。

上記の変数は、雇用保険平均受給日数を除いて、ラグのない構造要因が構造的失業率と最も高い相関係数を示した。なお、2-2(4)に示したように、これらの構造要因には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、回帰分析の結果において循環要因がどの程度含まれているかについて改めて検証を行う必要がある。

¹⁵ Tachibanaki, Fujiki and Nakada(2000)、服部・前田(2000)、Kimura and Ueda(2001)。

(2) 推計方法と推計結果

推計期間は 81 年第 1 四半期から第 4 四半期とした。説明変数については、第 1 に、循環要因を 1、賃金要因を 1、構造要因を複数（ただし、構造要因の内容が重複しないように配慮）で、最小二乗法により推計を行い、有意でない又は符号の正負が本来想定されるものと逆となった構造要因を順次落としていった。第 2 に、循環要因を 1、構造要因を複数で、同じ作業を行った。第 3 には、構造要因を複数で、同じ作業を行った。また、上記の構造要因を示す変数では十分説明できない、構造的失業率の上昇の可能性を考慮して、第 1 から第 3 までの推計式に、トレンドを追加して推計を繰り返した。

関数の形状としては、前節でみたように UV 分析では、欠員と失業はコブ・ダグラス型関数の関係にあるとして、対数で分析が行われており、ここでは、UV 分析の延長として、構造的失業率と欠員率の代理変数としての循環要因について、原数値とともに、対数で推計を行った。

ラグのとり方については、循環要因のうち、循環的失業率（原数値）のラグは、図表 19 にみられる景気の谷と循環的失業率・構造的失業率の山のラグを考慮して、循環的失業率（原数値）については 4 期のラグを用いた。その他の循環要因については、最も高い相関を示したラグを用いた。賃金要因については、最も高い相関を示したラグとともに、できるだけ近い時点の効果をみるために 1 期のラグを用いた。また、構造要因については、最も高い相関を示したラグを用いた（従って、雇用保険平均受給日数でのみラグを取り、他はラグを取らなかった）。

最小二乗法による推計結果、第 1 の説明変数の組合せでは、賃金要因として労働分配率を含む 2 つの式が合理的に（符号条件が合い、有意に）推計された。また、第 2 の組合せでは 78 の推計式が、第 3 の組合せでは 40 の推計式が、それぞれ合理的に推計された（図表 20 の各推計式の上段参照）。このように、賃金要因で有意となったものは少ないが、循環要因は、推計の途中のケースでも殆どの推計で有意となった他、最終的に全てのケースで有意となった。

これらの推計については、決定係数は比較的高いが、ダービン・ワトソン比は低く、誤差項の系列相関の可能性が示唆される¹⁶。このため、誤差項の系列相関を考慮して、誤差項に 1 次の自己相関をとって推計を行ったところ、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 20 の各推計式の下段参照）。

このように、単純な回帰分析からは一見、構造的失業率を説明する可能性が認められる膨大な推計式（120）が得られたが、誤差項の自己相関を前提にして再度推計を行うと、適当な推計結果が得られず、回帰分析による推計結果には、定式化の誤りの可能性が示唆される。

3-2 1 期前の構造的失業率を説明変数に加えた推計

(1) 1 期前の構造的失業率を説明変数に加えた推計

3-1 の分析結果は、定式化の誤りの可能性も示している。そこで、失業率の粘着性に着目し

¹⁶ 経済財政白書の分析においても誤差項の系列相関がみられる。

て、構造的失業率は前期の構造的失業率から徐々に修正されると考え¹⁷、1期前の構造的失業率を説明変数に加えて、3-1と同様に、まず、循環要因、賃金要因、構造要因の組合せで、次に、循環要因、構造要因の組合せで、最後に、構造要因のみの組合せで、回帰分析を行った。関数の形状、トレンドの追加、ラグの次数も3-1の方法に従った。

この結果、4本の推計式が合理的に(1期前の構造的失業率の係数が1より有意に小さくなり、かつ、各構造要因の係数の符号条件が合い、有意に)得られた(図表21)。循環要因は4つの推計式全てで有意となったが(循環的失業率3、GDPギャップ1)、賃金要因は有意とはならなかった。また、構造要因のみで回帰を行ったケースでは、構造要因の係数の符号条件が合い、有意となったものはなかった。得られた4本の推計式の中では、循環要因が有意となった他、構造要因は3つの推計式で2つずつ、1つの推計式で1変数が有意となった。個別には、第3次産業就業者比率(2推計式)、高齢雇用者比率(1推計式)、雇用保険平均受給日数(3推計式)、雇主の社会負担(1推計式)が有意となった。

(2) 得られた4の推計式からの構造的失業率の計算

この4の推計式から構造的失業率の水準を計算したのが、図表22である。2001年第4四半期と1991年第4四半期について、各時点の構造的失業率を計算した。まず、「構造的失業率」は、循環失業率及びGDPギャップをゼロとした時の構造的失業率の水準を計算したものである。これをみると、2001年の構造的失業率は3.03~3.81%となり、1991年の水準(2.36~2.51%)に比べて、構造的失業率の上昇がみられる。

しかし、2-2(4)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素が含まれており、事実、図表23をみると、構造要因は循環要因とは一定の相関関係がみてとれることから、上記の構造的失業率の値は過大評価となっていると考えられる。このため、参考として、循環要因と構造要因を回帰分析して構造的失業率の補正を行い、2つの「構造的失業率の修正値」として示した(補正の詳細は図表22の脚注参照)。第1の数値は、循環要因と強い相関が想定される、雇用保険平均受給日数について補正を行い、2つめは、雇主の社会負担を除く全ての構造要因について補正を行ったものである。ただし、景気循環により過大に動いた構造要因は不可逆的な可能性もあり、また、修正の方法に同時方程式バイアスの問題が生じていることから、これらの補正も相当程度幅をもってみる必要がある。

補正後の構造的失業率は2.55~3.58%となり、全体として、2.55~3.81%(平均で3.22%)という範囲にあるものとみられる。

¹⁷ 日本経済学会において発表した前稿では、3-1で使用した各変数に単位根が認められたことから、3-1で得られた推計式に共和分検定を行ない、中長期的に安定性がある推計式を求めることを試みたが、学会のコメンテーターであった大竹大阪大学教授より、循環要因に単位根があることの解釈につき質問を頂いた。これについて再検討を行ない、失業率、構造的失業率、GDPギャップについては、単位根はみられるものの、これは調整速度が遅いために、単位根検定が棄却できなかったと考え、これらの変数について単位根がないものとし、3-2の構造的失業率が徐々に修正されるモデルに絞って分析を進めることとした。同様な対応として、Blanchard and Diamond(1989)の米国におけるUV分析は、失業率や欠員率について、単位根検定が棄却できないが、レベル定常を仮定している。

¹⁸ 強い自己相関はある失業率が、徐々に修正される以下のモデル($0 < a < 1$)を想定。

$$\begin{aligned} U &= U_{-1} - a(U_{-1} - U^*) : U^* = \text{今期の失業率の均衡水準} = b * \text{GDPギャップ} + \sum c_i * \text{構造要因 } i \\ &= (1-a)U_{-1} + a * (b * \text{GDPギャップ} + \sum c_i * \text{構造要因 } i) \\ &= \alpha * U_{-1} + \beta * \text{GDPギャップ} + \sum \gamma_i * \text{構造要因 } i \\ &\quad (\alpha \equiv 1-a < 1, \beta \equiv a * b, \gamma_i \equiv a * c_i) \end{aligned}$$

3-3 推計の結論

以上の推計では、まず、UV分析に基づく構造的失業率は構造要因のみでは十分説明できていないことが示された。具体的には、UV分析に基づく構造的失業率を構造要因のみで回帰した3-1の分析では、強い誤差項の自己相関が残り、適切な推計式が得られず、また、UV分析に基づく構造的失業率を1期前の構造的失業率と構造要因で回帰した3-2の分析では、どの組合せでも構造要因は有意とならなかった。

また、UV分析から得られた構造的失業率の要因分解では、1期前の構造的失業率を説明変数に含む推計により4の推計式が得られた。構造要因が含む循環要因を正確に補正できていないため幅をもって見る必要があるが、2001年の構造的失業率の水準は、2.55～3.81%（平均で3.22%程度）との結果を得た。

4 完全失業率からの構造的失業率の推計

4-1 4半期データによる分析

ここでは、構造的失業率に変えて完全失業率を説明変数として、循環要因、賃金要因、構造要因で説明することを試みた。説明変数については、基本的に3と同じ変数を用いたが、循環要因については、完全失業率をその一部である循環的失業率で説明することは適当ではないと考え、GDPギャップのみを用いた。

(1) 回帰分析

推計期間、説明変数の組合せ、ラグの取り方は、3の分析と同様の方法を用いた（変数については図表24参照）。また、同様に、完全失業率と循環要因については、原数値と対数で両方で推計を行った。

回帰分析では3-1と同様の結果となった。すなわち、最小二乗法で得られた28の推計式全てで、系列相関がみられた（図表25の各推計式の上段参照）。そこで、これらについて、誤差項の系列相関を前提として、誤差項に1期のラグを加えたところ、この変数の係数が1前後となるとともに、他の殆どの変数が有意でなくなった（図表25の各推計式の下段参照）。

(2) 1期前の完全失業率を説明変数に加えた推計

次に、3-2と同様に、(1)における単純な回帰分析の定式化の誤りの可能性を考慮して、1期前の完全失業率を説明変数に追加して推計を行った。

この結果、2つの推計式が得られた（図表26参照）。循環要因（GDPギャップ）は2つの推計式で有意となったが、賃金要因は有意とはならなかった。構造要因は2つずつ有意となり、個別には、第3次産業就業者比率（1推計式）、雇用保険平均受給日数（2推計式）、雇主の社会負担（1推計式）が有意となった。ただし、5%の水準で有意となったのは、雇用保険平均受給日数のみであった。構造要因としては、離職率、高齢雇用者比率、女性労働力率、トレンドが有意とならなかった。

この推計式を用いて、3 - 2 と同様の方法で、構造的失業率と構造的失業率の修正値を計算したのが、図表 27 の A 表である（補正の仕方については図表 27 の脚注参照）。これをみると、2001 年の構造的失業率の水準は 2.82～3.91% となった。ここでも、1991 年の構造的失業率の水準は 2.58～2.73%（平均 2.68%）と、3 の分析結果（図表 22 表、平均 2.52%）や景気が明らかに悪化した 1992～1993 年にかけての完全失業率の平均（2.33%）よりも相当高いことから、構造要因が過大推計となっている可能性がある。

4 - 2 年次データによる分析

4 - 1 において得られた推計式は、3 の分析結果に比べて有意とならない構造要因が多く、有意水準も低いという結果となった。これは、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ため、四半期データでは、完全失業率が示す複雑な動きを他の変数で十分説明できなかった可能性が考えられる。このため、データ数の制約はあるものの、1970～2000 年までの年次データを用いて、完全失業率を、1 期前の完全失業率、循環要因（1 年のラグ）、賃金要因、構造要因で回帰分析を行ってみた¹⁹。

推計結果は、図表 28 に示した。循環要因（GDP ギャップ）が含まれる推計式が 8、賃金要因（労働分配率）が含まれる推計式が 3（GDP ギャップが有意とならず、賃金要因のみ有意となったものが 2）、それぞれ得られた。なお、構造要因については、第 3 次産業就業者比率（1 推計式）、高齢雇用者比率（1 推計式）、55 歳以上失業者割合（2 推計式）、雇用保険平均受給日数（2 推計式）、雇主の社会負担（2 推計式）が有意となった他、トレンドが 2 つの推計式で有意となった。

これらの推計式を基に計算された、補正前の 2001 年の構造的失業率の水準は 2.62～3.67% となった（図表 27 の B 表参照）。補正後の数値は一部に過大に過小修正されている値が含まれており、1 % 台の構造的失業率の水準もみられるが、全体の平均は 2.91% となった。ここでも、1991 年の構造的失業率の水準は平均 2.78% と、3 の分析結果（図表 22 表参照）や景気が明らかに悪化した 1992～1993 年にかけての完全失業率の平均（2.33%）よりも相当高いことから、構造要因が過大推計となっている可能性がある。

4 - 3 推計の結論

完全失業率による構造的失業率の分析では、四半期データでは 2 の推計式が、年次データでは 10 の推計式が、それぞれ得られた。ただし、これらの推計結果は、四半期データを用いた推計では有意ではあるものの、有意水準の低い構造要因が多いこと、年次データの推計ではデータの制約があること、構造要因が含む循環要因を正確に補正できていないこと等からさらに検討を深める必要がある。

¹⁹ 年次データを用い、1 期前の被説明変数を説明変数に加えた UV 分析の例として、Nickel, Nunziata, Ochel and Quintini (2001)、大竹・太田 (2001) がある。

このように推計結果は慎重にみる必要があり、かつ推計結果のバラツキも相当大きなものとなっており、2001年の構造的失業率は、年次データでみて、平均で2.91%程度となり、1991年の構造的失業率の水準（2.68～2.79%）から上昇がみられるものの、図表29にみられるように、概ね構造的失業率は2%台半ばから3%台半ばという結果となり、デフレが解消され、景気が回復すれば、失業率は現在の5%台半ばから、2～3%程度減少しうるとの推計結果となった。

4-4 フィリップス・カーブによる分析と構造的失業率の推計の結果

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、2000）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現象とみることができるとを示した。一方で、こうした物価上昇率と失業率の動きは、デフレーションによる非線形が失業率上昇の原因ではなく、長期の垂直のフィリップス・カーブが右側にシフトしたものであるとの主張もありうる。これについては、失業率の上昇が生じた後、マイルドな1～3%の物価上昇が実現していないため、フィリップス・カーブによる分析では確認できないという限界がある²⁰。

本節の分析でも構造的失業率に若干の上昇は認められ、Akerlof, Dickens and Perry（1996）が示す長期のフィリップス・カーブ（図表3-1）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、本節の結論は、1990年代の失業率の上昇の多く（2～3%）はデフレ・賃金要因を含む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る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。

5 おわりに

本稿では、まず、フィリップス・カーブについて若干の推計を行い、NAIRU型のフィリップス・カーブは棄却され、適応的期待インフレ率の形成を前提とした構造的失業率の上昇は検証できなかった。また、犠牲率の上昇がみられるが、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により、労働市場の価格調整能力が阻害され、こうした犠牲率の上昇が発生することを理論的に示す米国の先行研究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みた。

次に、日本の構造的失業を示す根拠として活用されるUV分析について、その理論と先行研究を整理し、UV分析の問題点として、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、②失業率と欠員率の一致は必ずしも均衡とはいえないこと、③UV曲線はベバリッジ・カーブの周りで円運動を行っており、傾きのみを推計して失業率と欠員率の実現値の組合

²⁰ なお、Akerlof, Dickens and Perry（1996、2000）の理論に従って今後の状況をみても、現在のようにデフレーションと高失業が長期に継続している状況では、①本節でみてきたように、労働市場の調節の速度は緩やかであること、②既に生じている実質賃金の上昇や労働分配率の高止まりが解消されるのに一定の時間が必要であること、等から、マイルドな1～3%のインフレーションが実現すれば、直ちに長期のフィリップス・カーブに沿って失業率が低下するわけではなく、マイルドなインフレーションの継続の中で失業率は緩やかに低下することが考えられる。

せから逆算することは望ましくないこと、④構造要因にしばしば循環的要素が含まれていること、⑤デフレーションにより労働市場の調整能力が阻害され、これがUV分析を歪めている可能性があることを指摘し、UV分析による構造的失業率が相当程度循環的失業を含む可能性を示した。

さらに、構造的失業率、完全失業率を循環要因（含む賃金要因）、構造要因で回帰分析して、①構造的失業率の要因分解を通じて、各種の構造要因がUV分析から得られた構造的失業率を十分説明できていないこと、②UV分析に基づく構造的失業率の要因分解の結果、UV分析による構造的失業率に相当程度循環要因が含まれている可能性があること、③年次データによる完全失業率の要因分解の結果は、構造的失業率は上昇が認められるものの、2%台半ばから3%台半ばの水準となること、等の結論を得た。しかし、①の結論については、広範な範囲で構造要因を説明する指標を作成したが、これらが十分労働市場の構造要因を説明できていない可能性がある。②、③の結論についても、1期前の被説明変数を説明変数に加えており、推計式が正しく定式化されていない可能性が残されており、また、構造要因と循環要因の補正が正確になされていないという問題もある。

以上、フィリップス・カーブとUV分析を併せみると、日本の構造的失業率は上昇がみられるものの、2%台半ばから、せいぜい3%台半ばの水準と考えられる。

分析上の限界及び課題を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が循環要因を含んでいる。一方で、労働市場の真の需要要因である求人数が労働市場全体として把握できない。また、求人の質も景気循環の影響を受けていると考えられる。

第2に、構造要因が循環要因を含んでいることから、構造要因を需要要因で回帰し、事後的に、需要要因を除いた真の構造要因を計算し、これを用いて、最初の要因分析の推計式から、構造的失業率の補正を行った。このように、本来、真の構造要因を示す変数が観測されないために、構造要因を示す代理の変数で、最初の要因分析に関する回帰分析を行うと、構造要因を示す代理の変数と誤差項が相関し、構造要因の係数が正しく推計されていないという問題が残る。

第3に、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、雇用量を直接的な分析の対象とすることが望ましい。

最後に、ゼロインフレーションやデフレーションが労働市場の調整能力を阻害している疑いが解消できない限り、一刻も早い安定的な物価上昇率の実現が期待される。これまで度々引用してきた、英国中央銀行金融政策政策会の専門委員であるNickel LSE教授を中心としたベバリッジ・カーブの研究（Nickel, Nunziata, Ochev and Quintini(2001)）は、その中で以下のように記している。

「日本で均衡失業が上昇していると信ずる理由はなく、失業は均衡水準を超えて持続している。これ（失業の持続）は、勿論、同期間における、マイナスのインフレーションの発生と整合的である。」

参考文献

- 石川常夫, (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), 『日本的雇用慣行と労働市場』 東洋経済新報社
- 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), 「オクン法則は成り立っているのか」, 『日本労働研究雑誌』 No.501, 日本労働研究機構
- 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, 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
- 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.

- 渕仁志・渡辺努, (2001), 「フィリップス曲線と価格粘性性—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.テーラー, (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)』 ESP, December 2001, No.356
- 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 13 年版)』, 日本労働研究機構, 2001 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] 嶋田忠彦・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
- 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.