

## 研究ノート

## UV 曲線と「フェルプス仮説」

堀 江 義

## 要 約

フェルプスは彼の「拡大型」フィリップス曲線を提示するに当たって、独自の UV 曲線を構成した。しかし、この UV 曲線は理論的にも実証的な観点からも支持されうるものではない。この点を論証することが本論の主要な目的である。

本論の後半においては、日本のデータに基づいて、われわれ自身の UV 曲線を推定した結果を提示する。UV 曲線の推定においては、マッチング関数を前提にすることが今や主流であるかに見えるが、われわれの UV 曲線はそれとは異なり、ハンセン—リップシの線に沿ったものである。ただし、UV 曲線の傾きが必ずしもマイナスであることを前提にしている点で、われわれの手法はオリジナルなものである。

キーワード：UV 曲線；入離職率；欠損率；失業率；資本ストック；労働力人口  
経済学文献季報分類番号：02-40；02-41

## 1. はじめに

E. S. フェルプス (1968) は、それまでのフィリップス曲線に UV 曲線を組み込むことによって「拡大型」(augmented) フィリップス曲線を提示した。しかし、そこでの UV 曲線は一般に容認されているそれではなく、彼独自の構成による UV 曲線である。拡大型フィリップス曲線を解釈するに当たって、フェルプスの UV 曲線は決定的な役割をはたすものである。従って、この UV 曲線がどのような根拠に基づいて成立し、どのような特徴をもっているのかを確かめておくことは、拡大型フィリップス曲線が広く承認されるために不可欠の要件であろう。

本論文の主要な目的のひとつは、次節において取り上げられる「Phelps 仮説」を批判的に検討することにある。もうひとつの目的は、日本のデータに基づいて、われわれ自身の UV 曲線を実証的に導くことである。

## 2. Phelps 仮説

フェルプスによる拡大型フィリップス曲線は次の (1) 式として表される。そこにおいて、 $f$  は関数記号、 $g_w$  は名目賃金上昇率、そして  $u$  は失業率である。また  $L$  = 雇用量、 $N$  = 労

働力人口(=労働供給)として、 $z \equiv \Delta L/N$ である。

$$(1) g_w = f(u, z)$$

上の式が導かれるに当たって、その前提になっているものがフェルプス独自のUV曲線であるが、それは

$$(2) v = \psi(u, z); \psi_u < 0, \psi_z > 0$$

として表される。ここに、 $v$ は欠損率、 $u$ は失業率、また $\psi_u \equiv \partial \psi / \partial u$ 、 $\psi_z \equiv \partial \psi / \partial z$ である。なお、欠損者数と失業者数との関係を表す場合もUV曲線と呼ばれるが、本論では特に明記しない限りは欠損率と失業率との関係を表すものとする。

本節においては、(2)式の成立根拠をフェルプスに従って説明する。ある期間における入職者数、離職者数および雇用者数をそれぞれA、BおよびLとすれば、その期間における雇用者数の変化は次の式で表される。これは定義式である。

$$(3) \Delta L = A - B$$

次に、 $A/N \equiv R$ 、 $B/N \equiv Q$ とおく。ここに、 $R$ および $Q$ は、それぞれ当該期間における入職率および離職率である。このとき

$$(A.1): R = R(u, v), Q = Q(u, v)$$

が成立するものとフェルプスは仮定する。さらに $\partial R / \partial u \equiv R_u$ 、 $\partial Q / \partial u \equiv Q_u$ 、 $\partial R / \partial v \equiv R_v$ および $\partial Q / \partial v \equiv Q_v$ として、これらの符号に関してはフェルプスによって次の仮定が加えられる。

$$(A.2): R_u > 0, Q_u < 0, \text{ および } R_v > Q_v > 0$$

なお、これらの他に2次の偏導関数に関する仮定もされているが、本論の結論に影響を与えないので、ここではその説明を省略する。以上の諸仮定を用いて(3)式を書き直せば、

$$(4) z = R(u, v) - Q(u, v)$$

がえられる。この式から、 $u$ は $v$ および $z$ の関数と見なされる。従って、 $z$ を一定にすれば、(4)式から $u$ と $v$ との関係を表す曲線が描かれ、これがフェルプスのUV曲線である。

この曲線は、 $z$ をUV曲線のシフト・パラメーターとしている点で、従来の静学的なUV曲線を拡張したものとなっている。また、 $z$ を固定したときに

$$(5) \partial v / \partial u = (Q_u - R_u) / (R_v - Q_v)$$

であるから、この関数は、もし仮定(A.2)が満たされるなら、確かに $\partial v / \partial u < 0$ という性質を持ち、さらに $z$ の値が大きい程この曲線は原点から遠い位置を占める。

### 3. 検証 - 1 : 入職率と失業率

フェルプスの仮説はいかにも便利にできているが、その成立根拠はどれだけ確かなもので

あろうか。それについて、ここでは3つに分けて検討しよう。第一に、入植率と失業率との関係であるが、これについては本節で取り上げられる。次に、離職率と失業率との関係について、第4節において検討する。最後に、第5節においては入職率、離職率と欠損率との関係を検討し、併せて3つの検討結果を総合してわれわれの結論を示す。

まず第一に、 $R_u > 0$ という仮定は妥当であるかどうか。この点に関してフェルプスは、「欠損率が一定であるとして、失業率が高ければ高いほど空いている職に失業者が流入する量は大きくなり、リクルートも容易になる」(p.691)から、「明らかに」 $R_u > 0$ であると述べている。そうであろうか。これは一方向的な解釈というものであろう。

失業率が高いということは、それだけ職を見つけるのが困難であることを意味するはずであるから、むしろ  $R_u < 0$  と考える方が自然である。あるいは次のように考えてもよいだろう。離職率を一定として、入職率が高ければ雇用が増加するから、それによって失業率は減少するはずである。

フェルプス自身は実証的な論拠を示していないが、少なくとも日本の経済に関して言えば、われわれの推測の方に説得力があることが示される。ひとつの推定結果を下に掲げよう。推定期間は1963-2002年である。

$$(6) \ln(R) = 2.80 - 0.283\ln(u) + 0.316\ln(v)$$

$$(16.9) \quad (4.6) \quad (3.1)$$

$$RR = 0.655, SE = 0.111, DW = 0.18$$

上の推定式において、係数下の括弧付の数字は t 値の絶対値、RR は自由度修正済み決定係数、SE は標準誤差、DW はダービン-ワトソン比を表す。上の結果を見る限り、決定係数はそれ程大きいとは言えないが、 $R_u < 0$  であることは間違いない。

なお、ここで欠損率および失業率のデータについて説明する。本論においては、

$$\text{失業率} = \text{失業者数} / (\text{失業者数} + \text{常用雇用者数}),$$

$$\text{欠損率} = \text{未充足求人数} / (\text{未充足求人数} + \text{常用雇用者数})$$

によってデータを作成している。欠損率を計算する際の未充足求人数は「有効求人数-就職件数」として求められるが、計算に利用できる統計データは常用雇用者に関するものである。そのために、欠損率も失業率も共に常用雇用者に関するものとなっている。

念のために、ダミー変数 (D) を用いて、もう一つ推定した結果を示す。ただし、1963-76年については  $D = 0$  とする。以下において、この期間を「期間前期」と呼ぶことにする。また、1977-2002年については  $D = 1$  とする。この期間を「期間後期」と呼ぶことにする。この期間の区切りは第一次石油危機を境にしているが、労働市場の構造が1976年頃までは石油危機以前のままであり、それ以降は構造変化があったと解釈される。えられた結果

が次の式である。

$$(7) \ln(R) = 4.44 - 2.02D - (1.25 - 1.21D) \ln(u) - (0.34 - 0.68D) \ln(v)$$

$$(10.4) \quad (4.5) \quad (4.4) \quad (4.1) \quad (2.0) \quad (3.4)$$

$$RR = 0.827, SE = 0.078, DW = 0.97$$

この結果によれば、 $R_v$ の符号が期間の前期と後期とにおいて逆になっていることがわかる。しかし、期間全体において $R_u < 0$ であることに変わりはない。しかも先の推定結果に比べて決定係数が非常に大きくなっている。

以上の結果から、われわれは $R_u < 0$ であると結論してよい。そうなると、もし仮定(A.2)のうち他のすべての仮定を認めるとすれば、(4)式における $\partial v / \partial u$ の符号は不確定となる。これはフェルプスにとっては不愉快な結果であろう。

次の検証を行う前に、ここで少し注釈を加える。試みに、1974年の石油危機を境にして、その前期と後期との間に構造変化が生じているかどうかを統計的に確認してみよう。そのために、(6)式を1963~73年と74~2002年とに区分してChow testのためにF値を求めると、 $F = 51.72$ となる。これを臨界値4.31と比較すれば、 $51.72 > 4.31$ であるから、構造変化があったといえる。しかし、この時期を境界にして(7)式と同じ形の推定を行うと、t値(絶対値)が小さい係数推定値がいくつか現れる。そこで、境界を1年ずつ後へスライドさせて、t値がより大きくなる境界年を探せば、それが1976年ということになる。

#### 4. 検証-2: 離職率と失業率

フェルプスが実証的な根拠を示しているのは $Q_u$ の符号に関してのみであるが、そこで彼が依拠しているのがイーグリー(Eagly [2], 1965)による研究結果である。それによれば、1931-62年におけるアメリカ合衆国の経済について

$$(8) \ln(Q) = 1.85 - 0.634 \ln(u)$$

が成り立ち、相関係数は-0.84であった。これは自由度修正済決定係数に直せば0.689に相当する。それ程フィットのよい結果とは言えないだろう。そこで、改めてイーグリーのデータに基づいて、ダミー変数を加えて推定したものが次の式である。ただし、1941~47年について $D = 1$ であり、その他の期間については $D = 0$ としている。

$$(9) \ln(Q) = 1.34 - 0.448 \ln(u) + 0.736D : RR = 0.882, SE = 0.213, DW = 1.09$$

$$(11.1) \quad (8.3) \quad (7.1)$$

この式を(8)式と比べると、RRの値は(9)式の方が0.2程大きくなっている。このことは、第2次大戦の影響があると思われる時期を別扱いした方がよいということを示唆している。いずれにせよ、アメリカ合衆国に関しては $\ln(u)$ の係数の符号がマイナスであるこ

とに変わりはない。

$Q_u < 0$ となる理由は何か。フェルプスによれば、失業率が小さくなれば賃金上昇率が高くなり、それが雇用者の離職を高める要因となる。このフェルプスの説明にもわれわれは必ずしも納得しえない。フェルプスが根拠としているイーグリーのデータにおいては賃金上昇率の定義が通常のそれと異なっている。そこで、ある年の賃金の粗上昇率を「 $G_w = \text{当年の賃金率} / \text{前年の賃金率}$ 」として推定しなおせば、

$$\ln(G_w) = 0.021 + 0.043\ln(Q) : RR = 0.171, SE = 0.054$$

(1.5) (2.7)

となる。確かに  $\ln(Q)$  の係数はプラスの符号になるが、RR の値がいかにも小さい上に、定数項の推定値の t 値も小さい。賃金上昇率と離職率との関係はそれ程はっきりしたものではない、というのが上の式から導かれる推論であろう。

それはともあれ、イーグリーの推定式に倣って日本のデータに関して前節と同じ期間について推定するならば、

$$(10) \ln(Q) = 3.11 - 0.27\ln(u) : RR = 0.401, SE = 0.119$$

(47.5) (5.2)

がえられる。この結果は、決定係数がかなり小さい。そこで、前節と同様に  $Q$  を  $u$  および  $v$  と関連付けて推定したものが次の式である。

$$(11) \ln(Q) = 2.71 - 0.18\ln(u) + 0.27\ln(v) : RR = 0.480, SE = 0.111$$

(16.3) (2.8) (2.6)

上の式も RR の値はそれ程大きくはないので、さらに先の  $\ln(R)$  の推定の場合と同様にダミー変数を用いれば、(12) 式がえられる。

$$(12) \ln(Q) = 4.04 - 1.86D - (0.97 - 1.15D)\ln(u) - (0.25 - 0.50D)\ln(v)$$

(15.1) (6.5) (5.5) (6.4) (2.2) (3.9)

$$RR = 0.897, SE = 0.049, DW = 1.34$$

以上の結果から、期間前期においてはフェルプスと共に、 $Q_u < 0$ と結論してよいだろう。しかし期間の後半においては  $Q_u > 0$ である。ということは、 $Q_u$  の符号はそれ程確定的なものではない、ということである。

なぜ期間後期においてプラスの符号になるのか、もう少し詳しく調べてみよう。付表—3 に示された「離職者の離職理由別構成比」を見ると、経営上の都合によって離職する人の割合が期間後期になって増加していることがわかる。逆に、個人的理由（自己都合）による離職者の割合は減少している。いま、「経営上の都合による離職の割合×離職率/100」を  $QM$  として、これと失業率との関係を期間後期について求めると

$$\ln(QM) = -1.25 + 0.95\ln(u) : RR = 0.760, SE = 0.142, DW = 1.26$$

(8.3) (9.0)

がえられる。これを先の(10)式と比較すれば、RRは(10)式のそれよりはるかに大きい。従って、失業率が大きいほど経営上の都合による離職者は増加すると言える。

今度はダミー変数を導入して期間全体についての推定式を掲げる。Dの値はすでに示したものと同じである。

$$\ln(QM) = -0.88 - 0.43D + 1.00\ln(u) : RR = 0.623, SE = 0.191, DW = 1.68$$

(7.3) (4.2) (7.4)

以上の二つの式からわかることは、失業率が増加するにつれて経営上の都合による離職者は増加するということである。さらに、この「経営上の都合による離職者」に「契約期間の満了」による離職者を加えたものの離職率をQMCとすれば、

$$\ln(QMC) = -0.32D + 0.81\ln(u) : RR = 0.693, SE = 0.125, DW = 1.51$$

(5.5) (21.8)

がえられる。上の二つの理由の他に「自己都合」による離職者を加えれば、全体の離職者のほぼ90%を占める。しかも、その他の理由は失業率とは関係がない。そこで、自己都合による離職率をQPで表し、これがuおよびvとどのような関係になるかを確かめてみよう。その結果、次の式がえられる。

$$\ln(QP) = 3.38 - 1.19D + 0.27D\ln(v) - (0.76 - 0.69D)\ln(u)$$

(29.5) (6.8) (3.0) (5.5) (4.6)

$$RR = 0.894, SE = 0.071, DW = 0.83$$

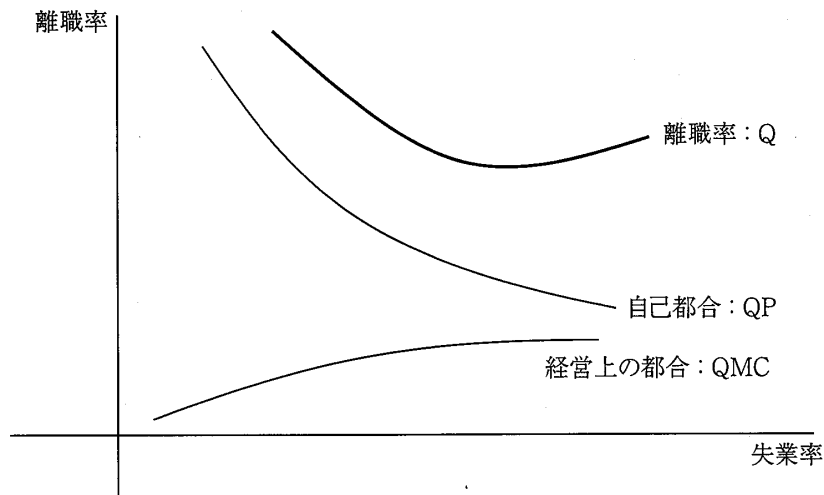
これらの諸結果を総合して考えれば、離職率と失業率との関係は景気の状態によって異なると解される。景気の状態がよい段階においては、離職率は失業率の上昇と共に減少する傾向にあるが、ある段階を超えて失業率が大きくなれば、経営上の理由などによる離職率が大きくなって、全体としての離職率は反転して増加する傾向になる。その関係を確認するために推定した式を次に示しておこう。

$$\ln(Q) = 3.81 - 0.50u + 0.052u^2 : RR = 0.818, SE = 0.066, DW = 0.61$$

(47.7) (12.3) (11.2)

この式によれば、失業率が4.8%を超えるあたりから離職率は失業率の増加と共に上昇することになる。この式の概略を示したものが第1図である。他方、フェルプスが想定している労働者は、あくまでも自分に有利な条件を求めて職場を変えられる自由な労働者であり、賃金上昇率が大きい時にはさらによりよい条件を求めて離職するというものであるが、それと同じ理由を80年代以降の日本に当てはめることはできない。

第1図 離職率と失業率



5. 検証-3: 入職率、離職率と欠損率

残る問題は、 $R_v > Q_v > 0$ としてよいかどうか、である。これについての判断材料はすでに(6)、(7)、(11)および(12)式に示されている。それによれば、日本においては期間後期については $R_v > Q_v > 0$ が成立するが、期間前期においては $R_v$ および $Q_v$ は共にマイナスの値をとる。このことはフェルプスの仮説を否定するものである。

以上、第3節からこの節までにおいて検証した結果を、簡単に推定係数の符号だけをまとめたものが第1表である。結論として、日本に関してはフェルプス仮説は成立しない。

第1表 入職率、離職率と欠損率および失業率

		$R_u$	$Q_u$	$R_v$	$Q_v$
「Phelps仮説」		+	-	+	+
堀江推定	1963~2002年	-	-	+	+
	1963~1976年	-	-	-	-
	1977~2002年	-	+	+	+

6. UV 曲線の性質

ここまでの検討から、フェルプスの(4)式が通常のUV曲線の性質を満たすものではないことが示された。それでは、われわれのUV曲線はどのような理論的根拠に基づいて、どのような性質を持っているのであろうか。

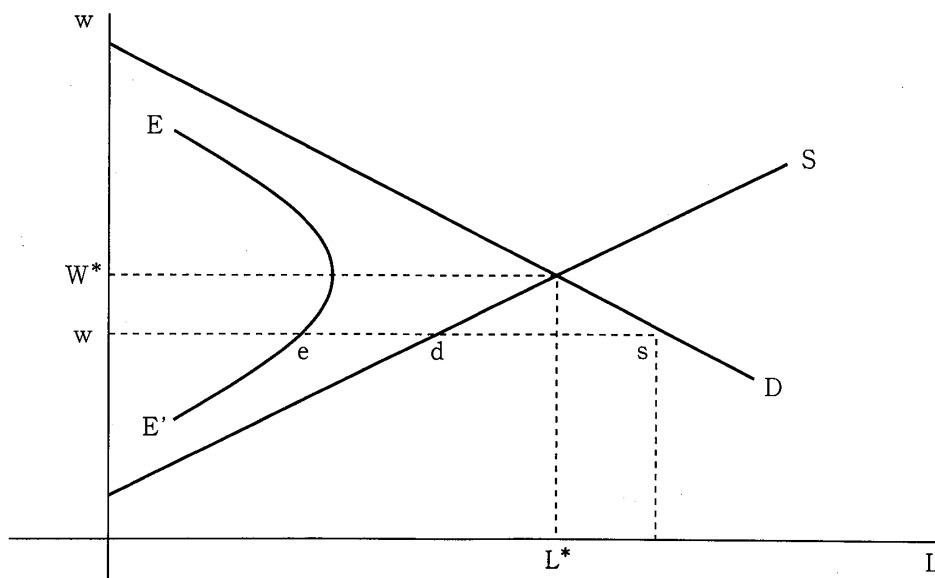
UV曲線の理論的な根拠付けについてはいくつかの説明があるが、近年の傾向は、これをマッチング関数で説明することが中心になってきているようである。しかし、この関数については別の機会に取り上げることにして、本論においては Hansen ([4]) - Lipsey ([7])

の流れに即したUV曲線を仮定する。

第2図はマクロの労働市場を描いたものである。縦軸には名目賃金率、横軸には労働量が測られている。そこにおいて、DおよびSはそれぞれ労働需要曲線と供給曲線である。もし労働市場が完全であれば、雇用はDとSとの交点で決まるはずであるが、摩擦的失業の存在により、実際の雇用水準は図のEE'曲線のようになる。この曲線を本論においては雇用曲線と呼んでおく。そして、この雇用曲線は、労働の需要および供給曲線(直線)を漸近線とする双曲線と見なすことが実証的な分析の上で便利である。(ただし、実証的な観点からすれば、双曲線と仮定するよりも一般的な2次曲線と仮定しておいた方が便利であるかもしれない。)

いま賃金率が図における $w$ の水準にあるとして、 $w$ を通り横軸に水平な直線を引く。このとき、雇用はEE'曲線との交点 $e$ に決まる。また、この水平線とD曲線およびS曲線との交点をそれぞれ $d$ および $s$ とすれば、 $ed$ および $es$ の長さがそれぞれ未充足求人数および失業者数である。同様に、任意の賃金率に対して未充足求人数および失業者数が決定される。そこで、この未充足求人数を横軸に、失業率を縦軸にとって、両者の関係を図示するならば、それは必ず「右下がり」の曲線として表される。これが一つのUV曲線である。雇用曲線が双曲線であれば、このUV曲線も双曲線になる。これを便宜的に第1種のUV曲線と呼ぼう。

第2図 労働市場



もう一つの方法は、欠損率 $\equiv$ 未充足求人数 $\div$ 労働供給量、失業率 $\equiv$ 失業者数 $\div$ 労働供給量として、欠損率と失業率との関係を図示することである。これを第2種のUV曲線と呼んでおく。通常は、この第2種の間関係をUV曲線として用いる場合が多い。それはよいとして、後



者の場合も右下がりの曲線として表してもよいのであろうか。

Dow and Dicks-Mireaux (1958) は、イギリスのデータを基にして、第2種の UV 曲線を直角双曲線として表すのが便利であるとした。その後の諸研究においては、恐らくは分析上の便利さが主な理由であろうが、第2種の UV 曲線は直角双曲線あるいは右下がりの曲線として表されてきた。しかし、われわれは第2種の UV 曲線を初めから「右下がり」と仮定する必要はないと考えている(堀江 [5])。それならば、実際には第2種の UV 曲線はどのような形状をしているのであろうか。次節以降において日本のデータに基づいて推定したいいくつかの結果を提示する。

UV 曲線の推定式としては、短期の場合としては、 $u$  を被説明変数とすれば説明変数には  $\ln(v)$  あるいは  $v$  の逆数などが用いられるのが普通である。いずれにせよ、これは  $u$  が  $v$  の減少関数であることを前提にしているわけであるが、もし一般的な2次曲線を仮定するのであれば、減少関数であることを示す制約条件は必要ない。

また、非説明変数として  $u$  と  $v$  とのどちらを選ぶかと、いうことも無視できない問題である。その理由については後に述べる。本論においては、次節以下において非説明変数を  $u$  とした場合と  $v$  とした場合との両方の推定結果を示す。

なお、ここでフェルプスの UV 曲線が第2種の UV 曲線とも性質が異なるものであることを確認しておこう。第2種の UV 曲線も雇用曲線を基礎にしていることは第1種のそれと変わらない。どちらも1本の曲線によって「短期の」UV 曲線を表している。しかし、短期ではあっても、この UV 曲線上において雇用は変動する。雇用の変化は必ずしも UV 曲線をシフトさせることにならないわけである。他方、フェルプスの UV 曲線上においては雇用は一定であり、雇用の変化は UV 曲線をシフトさせる。この点において、フェルプスの UV 曲線はわれわれの考えている UV 曲線と基本的に異なるものであることが確認できる。

それならば、フェルプスが推定した (24) 式 ([9], p.695) はどのように解釈すべきか。フェルプス自身は、この式によって上述の (4) 式を実証的に証明したつもりであるらしいが、この式の信頼度が高くても、それは (4) 式を証明したことにはならない。この式は (4) 式とは関係がないからである。

## 7. UV 曲線の推定

まず、 $u$  および  $v$  の2変数に関する2次曲線の式を一般的に次のように表そう。

$$(13) \quad au^2 + 2huv + bv^2 + 2ru + 2sv + c = 0$$

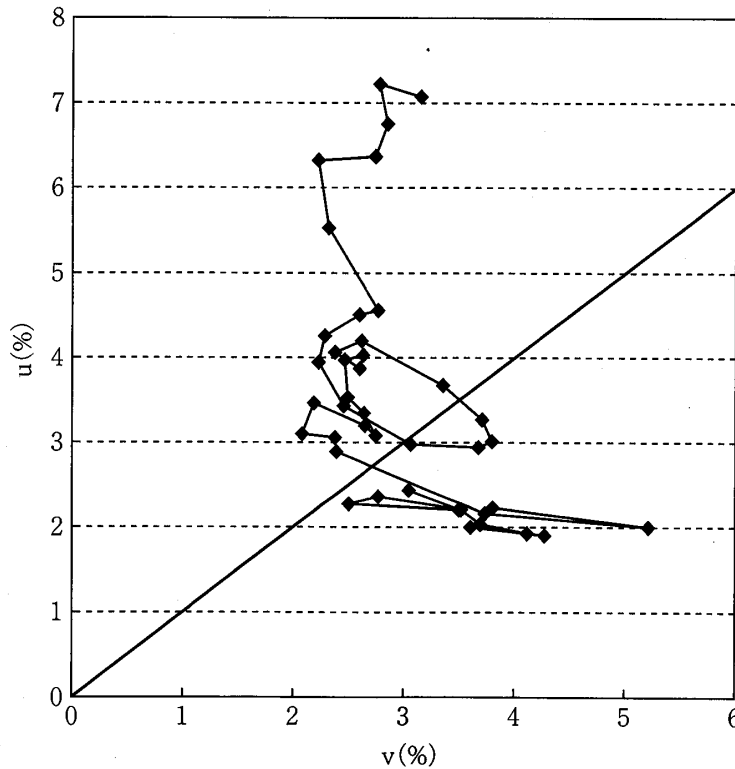
ここに、 $a, h, b, r, s$  および  $c$  は定数である。さらに、 $\delta$  および  $\text{Det}$  を次の式によって定義する。

$$(14) \delta = \begin{vmatrix} a & h \\ h & b \end{vmatrix}, \text{Det} = \begin{vmatrix} a & h & r \\ h & b & s \\ r & s & c \end{vmatrix}$$

もし(13)式において  $\text{Det} \neq 0$ かつ  $\delta < 0$ ならば、この式は双曲線を表す。もし  $\text{Det} \neq 0$ かつ  $\delta > 0$ ならば、それは楕円である。

以上を予備的知識として、日本のUV曲線についてわれわれが推定した結果をいくつか例示し、説明を加えて行こう。その作業の前に、第3図にわれわれの推定しようとするUV曲線を掲載しておく。期間は1963~2003暦年である。この曲線に最も適切な推定式を求めることが以下におけるわれわれの目的である。

第3図 UV曲線(1963-2003)



まず、われわれの推定の最初の例を第2表に示す。係数の推定値の下にある括弧内の数値がt値の絶対値であることは以前と同じである。第2表の結果を式で表すならば次のようになる。

$$0.046u^2 + 0.20uv + 0.13v^2 - u - 1.55v + 4.22 = 0$$

第2表 uの推定—その1—

期間: 1963~2003年

定数項	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	RR=0.994 SE=0.123 DW=0.61 δ=-0.004
4.22 (11.5)	-1.55 (6.2)	0.20 (7.9)	0.13 (4.0)	0.046 (6.0)	

上の推定にはダミー変数が用いられていないが、もし第3節と同じダミー変数を利用すれば結果はどうか。それが第3表に示されている。この推定結果は、統計的には第2表よりもさらに良好なものである。しかし  $\delta > 0$  であるから、えられた曲線は楕円である。ただし、ダミー変数が有力な効果をもたらしていることは明らかであり、このことは次の式を特定化する際にヒントを与える。すなわち、(13)式における  $c$  を定数とする代わりに、何らかの時間変数の関数とすることが考えられる。

第3表 uの推定—その2—

期間：1963～2003年

定数項	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	D	RR=0.996 SE=0.093 DW=0.69 $\delta=0.005$
3.61 (12.2)	-1.09 (5.3)	0.10 (4.0)	0.10 (3.9)	0.07 (9.6)	0.28 (5.4)	

より詳しく言えば、第1図における雇用曲線がシフトする要因を考慮すればよいわけであり、その要因となるのは需要曲線および（／または）供給曲線のシフトである。需要曲線をシフトさせるものとしては、物価の変動あるいは資本ストックの変動が考えられる。これらのうち、ここでは資本ストックの変化を考慮してみよう。資本ストックの変化はまた物価の変化をもたらすから、物価の変動を別個に考慮する必要はないはずである。他方、供給曲線をシフトさせるものとしては労働力人口の変化が考えられる。以上を要約すれば、

$$c = c(\text{資本ストック}, \text{労働力人口})$$

ということになる。すなわち、 $c$  は資本ストックと労働力人口の関数と見なされよう。

UV 曲線のシフト・パラメーターを上関数のように考えることは、マッチング関数と基本的に異なる点である。われわれにとっての関心は、長期において資本や労働力人口などの生産要素の変化が UV 曲線のシフトにどのような役割を果たすのか、あるいは果たさないのか、をたしかめることにある。

上に述べた要因以外にも UV 曲線をシフトさせる要因は考えられる。たとえば、職業紹介制度や職業訓練制度などの諸制度の変更も UV 曲線をシフトさせるであろう。また、それらの制度に変化がなくても、求人情報の伝達には時間がかかるので、 $c$  はまた制度的な変数や時間の変数であるかもしれない。こうした諸要因を資本ストックの変化や労働力人口の変化よりも重要視するのであれば、マッチング関数の方が便利であろう。そうした問題はまた別の機会に取り上げることにしたい。

ここで新たな記号を追加する。任意の1変数の  $t$  年における値を  $x$  とし、同じ変数の  $(t-s)$  年の値を  $x(-s)$  とする。このとき、

$$Gx(-s) \equiv x(-s) / x(-s-1)$$

と定義する。特に、 $s=0$  のときは簡単に  $G_x$  と記す。 $G_x$  は  $t$  年における  $x$  の租成長率であ

る。

## 8. 投資と UV 曲線

そこで今度は、第3表におけるダミー変数の代わりに資本ストックのみを変数として加えてみよう。その結果、えられたものが第4表である。この場合、資本ストックは1990暦年価格で測られた取り付けベースの民間資本である。このデータは1998暦年までのものしか得られなかったので、推定期間は1963-2000年となっている。表において、 $Z = G_K(-2)$  である。Kは各年の12月末における資本ストックの値である。

定数項	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	Z	RR=0.996 SE=0.072 DW=1.53 δ=-0.003
4.99 (6.8)	-1.14 (7.0)	0.18 (8.9)	0.092 (4.4)	0.059 (10.9)	-1.42 (2.0)	

上の結果から、資本ストックの上昇率が大きければ、それだけ UV 曲線が下方にシフトすることがわかる。なぜ下方にシフトするか。投資の値が大きければ、それだけ労働需要曲線の右へのシフトも大きくなるから、まず欠損率が大きくなるはずである。しかし、時間の経過と共に雇用が増加し、失業率が減少するだろう。第4表は、失業率減少の効果が現れるまでには2年の期間を要する、という意味に解される。上の推定において、もし被説明変数がvであれば、資本ストック増加の効果はvにプラスの影響を与えるはずである。この点は第10節において確かめられる。

推定結果について、さらに詳しい説明を追加しよう。第2表を(13)式と同じ形式で表せば、

$$(15) \quad 0.059u^2 + 0.179uv + 0.092v^2 - u - 1.14v + c = 0$$

がえられる。ただし、 $c = 4.99 - 1.42 G_K(-2)$  である。ここで  $\delta < 0$ 、 $\text{Det} = -0.0004 \neq 0$  であるから、(15)式は双曲線である。

そこで一つの例として、 $G_K(-2)$  に適当な値を与えて(15)式のグラフを描くことを考えてみよう。まず、 $C \equiv \text{Det} / \delta$  として、Cの値を求めると、

$$C = c - 3.3846 = 1.416\{1.137 - G_K(-2)\}$$

である。仮に  $G_K(-2) = 1.2$  とすれば、 $C = -0.0892$  である。

次に、この双曲線の中心の座標を  $(u_0, v_0)$  とすれば、

$$u_0 = 1.97, \quad v_0 = 4.29$$

である。ここで便宜上、 $x = u - u_0$ 、 $y = v - v_0$  とすれば、(15)式は次のように変形される。

$$(16) \quad 0.059x^2 + 0.179xy + 0.092y^2 = C$$

上のグラフを描くためには、座標軸を適当に回転させる必要がある。その回転角度を  $\theta$  とおけば、

$$\tan(2\theta) = 0.179 / (0.059 - 0.092) = -5.367$$

でなければならない。この式から、 $\theta = 50.3^\circ$  (度) がえられる。回転後の座標を  $(X, Y)$  で表すとして、そのとき (16) 式が

$$AX^2 + BY^2 = C$$

に変形されるものとしよう。このとき、 $A$  および  $B$  は次の  $\tau$  に関する2次方程式の解であり、 $A > B$  である。

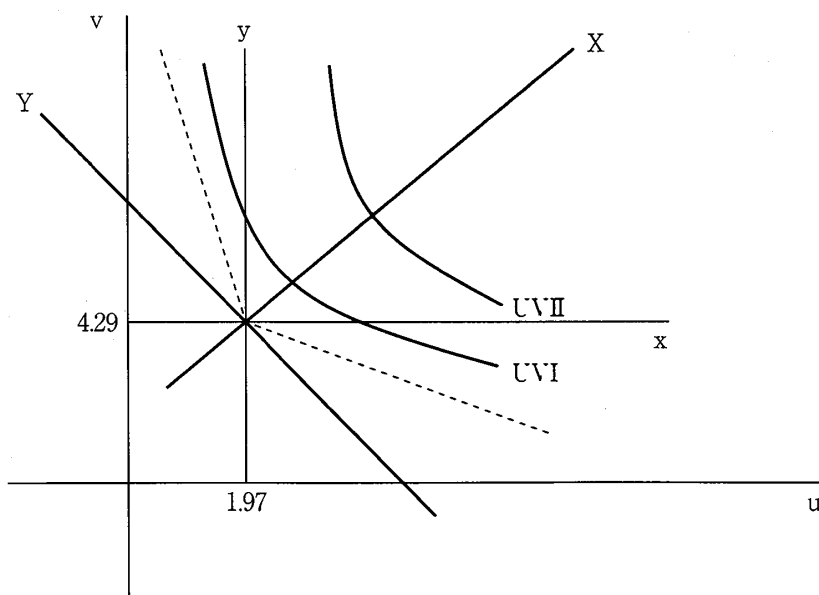
$$\tau^2 - (0.059 + 0.092)\tau + \delta = 0$$

従って、 $A = 0.1667$ 、 $B = -0.0156$  である。こうして次の式がえられるが、これがわれわれの求める UV 曲線の式である。ただし、 $H = -C/B$  である。

$$(17) \quad 10.69X^2 - Y^2 = H$$

この曲線の概略を描いたものが第3図である。同図における2本の点線は双曲線の漸近線であり、それらは  $Y = \pm 3.27X$  で表される。また2本の太い曲線 (UV I、UV II) は UV 曲線であるが、それらの位置は  $G_K(-2)$  の値に依存して決まる。たとえば、 $G_K(-2) = 1.2$  とすれば、(17) 式において  $H = 5.72$  となる。 $G_K(-2)$  の値が大きい程、UV 曲線は  $(X, Y)$  座標の原点に近づく。

第4図 UV曲線



## 9. 労働力人口とUV曲線

今度は、資本ストックの影響は無視して、労働力人口の変化すなわち労働供給曲線のシフトを考慮してみよう。それによって得られた結果が第5表に示されている。同表におけるIのケースでは、定数項の推定値が有意水準5%で有意ではない。なお、本論においては特に明記しない限り、有意水準5%で判断することにする。そこで定数項を省いて推定し直したものがケースIIである。同表においては $Z = G_N(-1)$ である。あらかじめ予想されるように、労働力人口の増加は失業率を増加させる効果をもたらす。これはUV曲線を上方にシフトさせることを意味する。

第5表 uの推定—その4—

期間:1963~2003年

Case	定数項	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	Z	RR=0.993 SE=0.119 DW=0.66 $\delta = -0.002$
I	-2.81 (0.8)	-1.72 (6.7)	0.20 (8.2)	0.16 (4.6)	0.05 (6.5)	7.20 (1.9)	
	定数	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	Z	RR=0.966 SE=0.118 DW=0.63 $\delta = -0.003$
II		-1.67 (6.8)	0.20 (8.3)	0.15 (4.6)	0.05 (6.5)	4.35 (12.2)	

最後に、ストックと労働力人口との両方を説明変数に加えて推定を行ってみよう。その結果を示したものが第6表である。そこにおいて $Z_1 = G_K(-2)$ 、 $Z_2 = G_N(-1)$ である。この場合、先に述べた事情により推定期間は1963-2000年となる。それがケースIである。このケースにおいては、資本ストックの係数が有意ではない。従って、参考のためにケースIIを掲載した。ここにおいては、1999~2001年の資本ストックのデータを1995年価格表示のもので補充した。その結果として、 $Z_1$ の係数の信頼度は大きくなることがわかったが、代わりに $\delta$ の符号がプラスになる。このことは、推定された式が双曲線ではなく楕円であることを意味している。

第6表 uの推定—その5—

期間:1963~2000, 2003年

	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	Z <sub>1</sub>	Z <sub>2</sub>	RR=0.965 SE=0.073 DW=1.11 $\delta = -0.003$
I	-1.31 (7.9)	0.19 (9.6)	0.11 (5.2)	0.06 (10.5)	-0.73 (1.2)	4.42 (6.6)	
	v	uv	v <sup>2</sup>	u <sup>2</sup>	Z <sub>1</sub>	Z <sub>2</sub>	RR=0.966 SE=0.113 DW=0.75 $\delta = 0.001$
II	-1.48 (5.9)	0.16 (5.7)	0.14 (4.3)	0.06 (7.0)	-1.96 (2.1)	6.25 (6.6)	

第3図のUV曲線を見れば、2000~2003年の期間が特異な動きをしていることがわかる。そのことが影響して、推定結果の式が楕円になるものと考えられる。参考のために、さらに

3つの推定式を第7表に掲載するが、資本ストックのデータを第6表の場合と同じように2003年まで延長して用いる限り、今のところ、推定式を変えても双曲線はえられない。同表においては、 $Z_1$ および $Z_2$ の変数を次の式のように変えている。

$$Z_1 = \exp\{G_K(-2)\}, Z_2 = \exp\{G_N(-1)\}, Z_3 = \exp\{u(-1)\}, Z_4 = \exp\{u30(-1)\}$$

上の式のうち、 $u30$ は30歳未満の失業率を表すが、これについては説明を要する。推定結果のⅢを見ると、前年の失業率 $u(-1)$ (付表—2の第2列)が今年の $u$ に影響を与えていることがわかる。このことは、恐らく労働力人口が外生変数ではなく、失業率とも関連していることを推測させる。もしそうであれば、データを見ると、特に期間後期において30歳未満の失業率と30歳以上の失業率との開きが大きくなっていることが注目される。もし30歳未満の労働力人口において、いわゆる「意欲喪失」現象が生じているならば、それによって労働供給曲線は右へシフトするはずであり、そのことは労働市場に労働力人口の増加と同じ効果をもたらすはずである。それを確かめることがケースⅢのねらいである。

なお、ここでの $u30$ は、期間前期においては付表—2第2列の失業率を用い、期間後期については『労働力調査』から30歳未満の失業率を計算して用いている。

第7表  $u$ の推定—その6— 期間：1963～2003年

I	v	uv	$v^2$	$u^2$	$Z_1$	$Z_2$	RR=0.965 SE=0.113 DW=0.75 $\delta=0.001$
	-1.47 (5.8)	0.16 (5.7)	0.14 (4.2)	0.06 (6.9)	-0.65 (2.1)	2.22 (6.9)	
II	v	uv	$v^2$	$u^2$	$Z_1$	$Z_3$	RR=0.966 SE=0.113 DW=0.82 $\delta=0.002$
	-1.19 (4.6)	0.13 (4.1)	0.11 (3.3)	0.06 (7.0)	-0.87 (2.6)	6.32 (6.9)	
III	v	uv	$v^2$	$u^2$	$Z_1$	$Z_4$	RR=0.966 SE=0.107 DW=0.92 $\delta=0.002$
	-1.21 (5.0)	0.13 (4.3)	0.11 (3.6)	0.05 (7.2)	-0.85 (2.7)	6.32 (7.5)	

#### 10. UV 曲線の推定—被説明変数を $v$ にする—

ここまでのUV曲線の推定に当たっては、被説明変数を $u$ としてきた。しかし、われわれの推論に誤りが無ければ、被説明変数を $v$ としても、特定化すべき式を2次曲線とすれば同じような結果がえられるはずである。そこで、この節では非説明変数を $v$ にしてUV曲線の推定を試みる。

まず初めに、1963～2003年の期間について(14)式と同じ方式でシフト変数なしで $v$ について推定してみよう。その結果が(15)式である。

$$(15) \quad v = 2.10 - 0.34u + 0.11v^2 + 0.092uv + 0.0079u^2$$

$$(18.1) \quad (6.2) \quad (21.3) \quad (7.8) \quad (1.6)$$

$$RR = 0.993, SE = 0.058$$

上の結果を見ると、 $u^2$ の係数のみ t 値が小さい。そこで、以下の推定においては  $u^2$  を説明変数から省く。その上で、 $Z_1 = G_K(-1)$  および  $Z_2 = G_N(-1)$  として、これらを説明変数に加えて推定を試みる。その結果が第 8 表に示されている。ケース I の場合は推定期間が 1963～1999 年であるが、その理由は第 6 表の場合と同じである。

第 8 表 v の推定

期間：1963～1999, 2003年

	定数項	u	uv	$v^2$	$Z_1$	$Z_2$	RR=0.996 SE=0.047 DW=1.82 $\delta < 0$
I	-4.24 (2.5)	-0.25 (7.3)	0.11 (8.2)	0.11 (21.4)	1.68 (4.0)	4.17 (2.8)	
	定数項	u	uv	$v^2$	$Z_1$	$Z_2$	RR=0.995 SE=0.047 DW=1.84 $\delta < 0$
II	-5.17 (3.2)	-0.22 (7.1)	0.092 (9.4)	0.11 (25.9)	1.49 (3.7)	5.30 (3.8)	

さて、推定結果を形式的に判断する限り、上のいずれの結果も信頼度は高いと思われる。しかし、問題点がひとつある。 $Z_1$ の係数がプラスになるのはわかるとして、 $Z_2$ の係数がなぜプラスになるのか。今のところ、適当な解釈はえられていない。

## 11. 若干のまとめ

われわれの第 1 の目的は、フェルプスの仮説が理論的にも実証的にも根拠のないものであることを示すことにあった。この点では本論における批判で十分であろう。もう一つの目的は、われわれ自身の UV 曲線を試験的に提示することにあった。もし推定期間を 1963～2000 年に限定するならば、この目的もほぼ達成されたと言ってよいだろう。ただし、多くの推定式を掲げたので、どの式をもって推定式を代表させるか、という疑問が生じるかもしれない。そこで本論においては、次の式をもってベストとしておこう。そこにおいては、 $Z = \ln [G_K(-2)/G_N(-1) - 1]$  である。

$$(16) \quad u = 3.20 - 1.18v + 0.10v^2 + 0.18uv + 0.060u^2 - 0.12Z$$

$$(12.2) \quad (7.8) \quad (5.0) \quad (9.4) \quad (11.7) \quad (2.6)$$

$$RR = 0.996, SE = 0.069, DW = 1.29, \delta = -0.002$$

残る問題は、推定期間を 2003 年まで延長した場合の推定式の特特定化である。ここには、本論作成の時点において、同一年基準の資本ストックのデータがえられないというデータ入手上の問題があり、満足のいく結果はえられなかった。しかし、資本ストックの変化および労



働力人口の変化が UV 曲線のシフト・パラメーターの役割をはたすことは示された。そこで、第 6 表のケース II の場合と同様に 2001~03 年についても資本ストックのデータを延長し、さらにダミー変数  $D^*$  を追加し、この期間について  $D^* = 1$  としてみよう。その上で試験的に (16) 式と同じような推定を行えば、次の式がえられる。しかし最終的にはダミー変数を何か他の適当な変数に代える必要があり、その点で 2000~03 年の期間については、さらに詳しい検討の余地が残されている。

$$(17) \quad u = 3.16 - 1.14v + 0.10v^2 + 0.17uv + 0.062u^2 - 0.13Z - 1.12D^*Z - 4.21D^*$$

(11.9) (7.5) (4.8) (9.2) (12.5) (2.9) (2.0) (2.3)

$$RR = 0.998, SE = 0.071, DW = 1.57, \delta = -0.001$$

最後に、本論においても若干は触れたが、労働市場の制度的側面も UV 曲線の形状に影響を与えていることは間違い。そうした制度上の変化が UV 曲線にどのように反映されるか、どのような説明変数を採用するのが適切か、といった問題も残されたままである。

## 12. 資料について

### [1] 入植率と離職率

これらのデータについてはインターネットにより厚生労働省の HP を通じて入手したが、データを 1960 年代まで遡ることはできなかった。そこで、1956~84 年の期間については『日本長期統計総覧 第 1 巻』(総務省統計局監修、日本統計協会、1987. pp.418-19) より入職者数、離職者数および常用労働者数をえることができるので、計算によって求めた。それらの計算結果とインターネットによるデータとを整理したものが付表-1 である。

### [2] 欠損率と失業率

有効求人数および入職者数については厚生労働省よりインターネットにより入手し、それによって欠損率を計算した。また、失業率については、すでに説明したように、『労働力調査』とは異なった計算をしている。これらのデータは付表-2 に示されている。

### [3] 資本ストックと労働力人口

資本ストックのデータは『季刊国民経済計算』および経済産業省の HP より入手した。労働力人口および失業者数は『労働力調査』による。

付表-1 入職率と離職率(%)

出所		『景気動向調査』			
年	『日本長期統計総覧』		年	入職率	離職率
	入職率	離職率			
1956	19.58	14.82			
1957	20.20	15.93			
1958	17.60	16.28			
1959	23.05	16.91			
1960	24.24	17.86			
1961	28.52	21.98			
1962	23.21	20.81			
1963	22.51	19.95			
1964	24.18	21.10			
1965	22.11	20.78			
1966	21.81	20.37			
1967	23.32	21.31			
1968	22.77	20.73			
1969	21.31	19.68			
1970	22.91	21.54			
1971	19.78	19.59			
1972	18.83	18.86			
1973	20.38	19.52			
1974	16.76	17.40			
1975	14.18	15.84			
1976	15.11	15.15			
1977	14.44	15.02			
1978	13.47	14.06	1978	13.5	14.1
1979	14.84	14.35	1979	14.8	14.4
1980	15.27	14.40	1980	15.3	14.4
1981	14.96	14.22	1981	15.0	14.2
1982	14.38	13.84	1982	14.4	13.8
1983	13.66	13.22	1983	13.7	13.2
1984	14.89	14.08	1984	14.9	14.1
			1985	15.7	14.8
			1986	14.6	14.5
			1987	14.5	13.9
			1988	16.1	14.7
			1989	15.8	15.2
			1990	16.8	15.3
			1991	16.7	15.2
			1992	15.8	14.6
			1993	14.2	14.0
			1994	12.9	13.8
			1995	13.5	14.3
			1996	13.8	13.8
			1997	14.4	15.2
			1998	13.8	15.1
			1999	14.0	15.0
			2000	14.7	16.0
			2001	15.1	16.9
			2002	14.5	16.6

付表-2 欠損率と失業率

出所	C	C	C	C	A	A	B	B	B
年	欠損率	失業率	未充足 求人数	失業率*	有効求人数	就職件数	労働力人口	失業者	常用雇用者
	%	%	万人	%	千人	千件	万人	万人	万人
1960				1.60			4510.3	72.2	2022
1961		2.96		1.42			4562.3	64.8	2121
1962		2.59		1.28			4614.0	59.1	2219
1963	3.04	2.46	73	1.26	893	164	4652.4	58.6	2323
1964	3.48	2.22	87	1.16	1030	162	4709.5	54.6	2408
1965	2.51	2.28	65	1.22	794	148	4786.9	58.4	2505
1966	2.76	2.39	74	1.31	892	149	4890.8	64.1	2616
1967	3.51	2.22	101	1.26	1158	151	4982.8	62.8	2767
1968	3.69	2.02	110	1.17	1251	153	5061.0	59.2	2869
1969	4.10	1.94	125	1.13	1404	156	5097.8	57.6	2919
1970	4.27	1.92	135	1.15	1507	158	5153.6	59.3	3023
1971	3.58	2.00	116	1.23	1315	156	5186.1	63.8	3123
1972	3.79	2.25	125	1.40	1403	156	5199.5	72.8	3162
1973	5.21	2.00	181	1.26	1963	157	5325.8	67.1	3288
1974	3.71	2.17	128	1.39	1425	146	5310.3	73.8	3322
1975	2.39	2.90	82	1.88	943	122	5322.7	100.1	3346
1976	2.38	3.06	83	2.00	948	119	5378.3	107.6	3402
1977	2.08	3.11	73	2.02	845	118	5451.7	110.1	3426
1978	2.19	3.48	77	2.24	885	115	5531.7	123.9	3436
1979	2.65	3.21	95	2.08	1071	117	5596.2	116.4	3505
1980	2.74	3.08	101	2.02	1128	119	5649.9	114.1	3586
1981	2.64	3.34	99	2.21	1108	120	5707.4	126.1	3646
1982	2.48	3.55	94	2.35	1055	115	5774.2	135.7	3692
1983	2.46	3.97	95	2.65	1068	118	5888.6	156.0	3773
1984	2.64	4.03	104	2.71	1164	127	5927.1	160.6	3826
1985	2.60	3.88	103	2.62	1161	130	5963.4	156.2	3866
1986	2.38	4.07	96	2.77	1086	128	6020.2	166.8	3932
1987	2.62	4.19	107	2.85	1197	132	6083.6	173.4	3964
1988	3.35	3.69	140	2.52	1539	135	6166.0	155.4	4054
1989	3.70	3.28	160	2.26	1730	126	6269.8	141.7	4176
1990	3.79	3.01	170	2.10	1815	113	6383.6	134.1	4316
1991	3.66	2.96	170	2.10	1806	107	6505.3	136.6	4477
1992	3.05	3.00	145	2.16	1553	108	6578.4	142.1	4589
1993	2.44	3.43	116	2.50	1276	112	6615.3	165.4	4657
1994	2.22	3.93	107	2.89	1186	121	6644.9	192.0	4690
1995	2.29	4.27	111	3.15	1233	127	6666.4	210.0	4709
1996	2.59	4.52	127	3.35	1394	129	6710.8	224.8	4754
1997	2.76	4.58	136	3.39	1493	132	6786.9	230.1	4791
1998	2.32	5.54	113	4.10	1265	137	6792.9	278.5	4750
1999	2.22	6.34	106	4.68	1207	144	6779.4	317.3	4690
2000	2.74	6.40	132	4.73	1473	155	6766.3	320.0	4684
2001	2.86	6.77	138	5.03	1534	157	6751.8	339.6	4677
2002	2.78	7.22	132	5.36	1486	168	6689.0	358.5	4604
2003	3.15	7.09	149	5.26	1670	176	6666.3	350.6	4598

注：未充足求人数=有効求人数-就職件数

失業率\*=失業者数/労働力人口

資料出所：A=厚生労働省「労働関係データ」、B=「労働力調査」、C=計算値

付表-3 離職者の離職理由別構成比(男女計)(%)

年	計	契約期間の満了	経営上の都合	定年	本人の責	個人的理由(自己都合)	その他(死亡・傷病)
1960	99.9	7.7	4.5	2.6	1.9	80.9	2.3
1961	100.0	8.9	4.3	1.9	2.0	81.3	1.6
1962	100.1	7.9	6.7	2.1	1.8	79.9	1.7
1963	100.0	5.9	4.7	2.3	1.3	84.1	1.7
1964	100.0	3.1	4.1	2.2	1.3	86.9	2.4
1965	100.0	4.1	6.1	2.6	3.3	81.7	2.2
1966	100.1	4.4	5.6	2.7	3.2	82.1	2.1
1967	100.0	4.5	3.6	1.0	2.8	86.1	2.0
1968	100.0	5.6	2.9	2.5	2.9	84.1	2.0
1969	100.1	6.0	2.9	2.6	2.4	84.0	2.2
1970	100.0	5.4	4.3	1.6	2.9	83.3	2.5
1971	99.9	5.3	5.3	1.7	2.6	82.3	2.7
1972	100.0	5.2	4.1	2.0	3.4	82.8	2.5
1973	100.0	4.7	3.3	1.5	3.3	84.7	2.5
1974	100.0	5.4	7.9	1.9	3.6	78.2	3.0
1975	99.9	5.4	10.5	2.6	3.9	74.8	2.7
1976	100.1	6.0	6.9	3.0	3.5	77.8	2.9
1977	99.9	6.2	7.5	3.3	3.8	76.5	2.6
1978	100.1	7.2	8.9	3.8	3.7	73.8	2.7
1979	100.0	5.7	5.9	3.8	3.5	78.2	2.9
1980	100.0	6.6	4.8	3.6	4.7	77.9	2.4
1981	100.0	5.8	6.0	4.0	4.3	77.2	2.7
1982	99.9	6.7	6.2	3.8	5.1	75.3	2.8
1983	100.0	6.5	7.3	4.6	5.2	74.0	2.4
1984	100.1	5.8	6.3	4.2	4.6	76.6	2.6
1985	100.0	7.3	6.8	4.7	4.7	74.1	2.4
1986	100.0	7.4	8.8	5.0	4.3	72.2	2.3
1987	100.0	8.2	8.1	4.6	4.7	71.9	2.5
1988	100.0	6.4	7.1	4.0	4.5	75.5	2.5
1989	100.0	5.7	6.8	4.0	3.8	77.8	1.9
1990	100.0	6.1	6.1	3.7	3.7	78.4	2.0
1991	100.0	8.2	4.5	3.3	3.3	78.8	2.1
1992	100.0	8.6	5.2	4.2	2.9	77.0	2.1
1993	100.0	9.0	7.0	4.5	5.0	71.6	2.8
1994	100.0	8.4	7.5	5.5	4.6	71.5	2.6
1995	100.0	10.1	8.7	5.5	5.0	68.2	2.4
1996	100.0	10.4	6.9	5.9	4.8	70.1	1.9
1997	100.0	10.7	7.4	5.8	5.5	68.7	1.8
1998	100.0	12.3	10.0	5.4	5.7	64.5	2.0
1999	100.0	10.7	11.1	5.1	5.5	65.8	1.8
2000	100.0	10.5	9.3	5.2	6.3	67.0	1.7
2001	100.0	10.2	12.0	5.4	4.4	66.3	1.6
2002	100.0	11.9	12.3	5.7	3.8	65.0	1.4

出所 厚生労働省「雇用動向調査」

(注) 平成3年から建設業を含む。

## 参考文献

- [1] Dow, J. C. R., and L. A. Dicks-Mireau (1958), "The Excess Demand for Labour: A Study of Conditions in Great Britain, 1946-56," *Oxford Economic Papers*, 10, 1-33.
- [2] Eagly, R. V. (1965), "The Market Power as an Intervening Mechanism in Phillips Curve Analysis," *Economica*, 32, 48-64.
- [3] 玄田有史・近藤絢子 (2003), 「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』 No. 516, 4-15.
- [4] Hansen, B. (1970), "Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages," *Quarterly Journal of Economics*, 84, 1-23.
- [5] Holt, C. C., and M. H. David (1966), "The Concept of Job Vacancies in a Dynamic Theory of the Labor Market," in *The Measurement and Interpretation of Job Vacancies*: NBER Conference Report, National Bureau of Economic Research.
- [6] 堀江義 (2004), 「U-V 曲線の数学」『関西大学経済論集』 第53巻第4号、2004年3月、363-79.
- [7] Lipsey, R. G. (1974), "The Micro Theory of the Phillips Curve Reconsidered: A Reply to Holmes and Smith," *Economica*, 41, 62-71.
- [8] Petrongolo, B., and C. A. Pissarides (2001), "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function", *Journal of Economic Literature*, 39, 390-431.
- [9] Phelps, E. S. (1968), "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium," *Journal of Political Economy*, 76, 678-711.