

第4章 ベヴァリッジ曲線とフィリップス曲線－NAIRU 推計への一試論－

第1節 はじめに

一国の失業率は、様々な理由によって変動している。そして、その変動の理由を突き止めることは、労働市場政策あるいはマクロ経済政策を立案する上で不可欠の作業である。典型的な例は、マクロ経済学の教科書にも現れている。マクロ経済学では、現実の失業率はいわゆる「自然失業率」とそこからの乖離部分によって構成されると教える。乖離部分は景気変動によって主に生じるものであり、基本的にマクロの景気対策のターゲットになりえるが、自然失業率の部分は様々な労働市場の不完全性に依存して決まるもので、マクロ経済政策のターゲットというよりも、積極的労働市場政策のターゲットとされる。

Friedman (1968) はそうした自然失業率について、「自然失業率とは、市場の不完全性、需給の確率的変動、求人や求職者の調達可能性、さらには移動費用などといった労働および財市場の実際の構造的な性質を体化したワルラス的な一般均衡方程式体系から導き出されるものである」ときわめて明快に定義している。そして、短期的にはインフレーションと失業はトレードオフ関係にあるが、インフレ率が予想インフレ率と一致するような長期においては、失業率は自然失業率の水準に落ち着くという考え方を提示した。こうしたフィリップス曲線に基づく議論が経済学の主流となるにつれ、現実の労働市場において自然失業率の水準はどこにあるかという関心が高まっていった。

また、労働市場における失業率と欠員率との関連も、一貫して経済学者の関心事であった。労働市場において失業者と企業の欠員が共存している事実は、「労働市場の不完全性」を端的に示す現象と考えられた。そして、そうした不完全性がもたらす失業の水準と、企業の欠員が少ないことによって生じる失業の水準を峻別する分析が求められるようになった。その際に重要な分析ツールとして用いられるようになったのが、失業率と欠員率の負の関係を示すベヴァリッジ曲線であった。ベヴァリッジ曲線を用いて現実の失業率を労働市場の不完全性に起因する「構造的・摩擦的失業率」と欠員の不足によって生じる「需要不足失業率」とに分解する作業は、労働市場のマクロ分析においてスタンダードな位置を占めるに至っている。

日本でも、1990年代の失業率の上昇を受けて、フィリップス曲線やベヴァリッジ曲線を用いた分析が数多く行われるようになった。最近の代表的な研究例としては、樋口 (2001)、大竹・太田 (2002)、北浦・原田・坂村・篠原 (2003)、藤井 (2004a,b)、黒田・山本 (2006) などがある¹。しかしながら、フィリップス曲線やベヴァリッジ曲線を統一的な視点から論じた研究は数少ない。本稿は、そのための試論である。

本稿の内容は以下のようにまとめることができる。

¹ 日本における失業率上昇の背景を「フローアプローチ」の視点から探ったサーベイとして太田 (2005) がある。

第1に、ベヴァリッジ曲線を一次同次のマッチング関数から理論的に導出した上で、いわゆる「構造的・摩擦的失業率」の推計を行った。ここでのイノベーションは、従来の分析のように失業率の説明変数に欠員率を用いるのではなく、有効求人倍率を用いたことにある。こうした工夫により、きわめて簡便な形で「構造的・摩擦的失業率」の系列が導出できるようになった。分析の手法は、Ball and Mankiw (2002) が可変 NAIRU を導出したものと同様である。その結果、1992 年第 1 四半期以降 2002 年第 3 四半期までの失業率の上昇において、いわゆる「構造的・摩擦的要因」は 5～6 割を占めることが示された。

第2に、コア CPI 上昇率のデータを用いて可変 NAIRU の推計を行った。ここでの分析手法も Ball and Mankiw (2002) と同様である。ところが、このようにして得られた NAIRU の系列の動きは、ベヴァリッジ曲線から導出された「構造的・摩擦的失業率」の系列と必ずしも整合していなかった。そこで、物価上昇率の説明変数に失業率だけではなくて、有効求人倍率を導入してフィリップス曲線のフィットの大幅な向上を図るとともに、ベヴァリッジ曲線から得られる失業率と有効求人倍率の関係を利用することで新しい NAIRU の推計を行った。分析結果によると、バブル期には NAIRU はほとんど 3% で一定であったが、1993 年半ばから上昇に転じ、その後は継続的に上昇していった。そして、2004 年初頭に 4.6% 水準に到達後、最近ではわずかに低下している。現実の失業率と NAIRU の関係については、バブル期には失業率が NAIRU を下回り、その後 1998 年あたりまでほとんど両者は同じであり、それ以降は失業率が NAIRU を上回る状況が最近時点まで続いた。ただし、2005 年あたりから、実際の失業率が NAIRU を下回るようになってきている。

本稿の構成は次のようになっている。次節ではベヴァリッジ曲線の理論的基礎を紹介する。第3節では、いわゆる「構造的・摩擦的失業率」の推計を行う。第4節ではフィリップス曲線とベヴァリッジ曲線の情報を集約した新しい NAIRU の導出を紹介する。第5節は「まとめ」にあてられる。

第2節 ベヴァリッジ曲線の導入

最初に、ベヴァリッジ曲線を理論的に導出しておきたい。議論を単純にするために、人々は企業に雇われて働いているか、あるいは失業者として仕事を探しているか、いずれかの状態にあるとしよう²。そして、人口を L 、 t 期の就業者数を E_t 、失業者数を U_t と置こう（人口は時点によらずに一定であると想定する）。そうすると、

$$L = E_t + U_t \quad (1)$$

² 非労働力状態を導入することは困難ではないが、均衡失業率の表現が若干複雑化する。この点については水野 (1982) を参照されたい。また、以下に見るように労働力の年齢構成や出生率、死亡率等は一定であると想定している。これは明らかに強い仮定ではあるが、分析の単純化のためには必要なものである。

という式が成立する。さて、就業者のうち一定割合（これを s とする）の人は毎月失業状態に陥ると考えよう。例としては、労働者が自発的に会社を辞めて失業者として新しい仕事を探すようになったり、経営が悪くなった企業が労働者を解雇したりして、就業者の一部が失業状態に陥るケースなどが考えられる。そうすると、 t 期に新しく失業状態に入る労働者数は $sE_{t-1} = s(L - U_{t-1})$ と表現される。一方、失業者のうちの一定割合（これを f とする）が失業状態を離脱するとしよう。したがって失業状態を離脱する人の数は fU_{t-1} となる。

もしも失業への流入が流出よりも大きければ、その分だけ失業者数も増える。よって、失業者数の増加分 $\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$ は

$$\Delta U_t \equiv U_t - U_{t-1} = s(L - U_{t-1}) - fU_{t-1} \quad (2)$$

両辺を労働力人口である L で割り、 t 期の失業率を u_t とおくと、

$$\Delta u_t \equiv u_t - u_{t-1} = s(1 - u_{t-1}) - fu_{t-1} \quad (3)$$

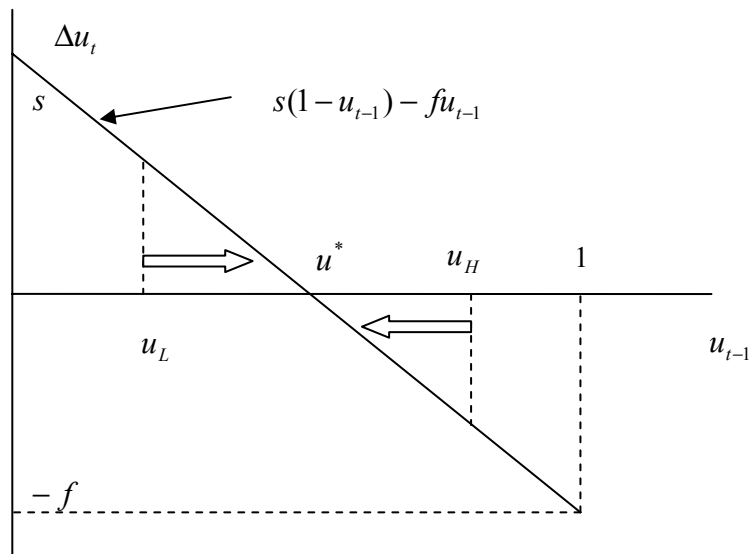
となる。横軸に u_{t-1} 、縦軸に Δu_t をとってグラフ化したものが第 4-2-1 図である。 u_{t-1} が 0 のときには失業率の増分 Δu_t は s で、 u_{t-1} が 1 のときには $-f$ となる。したがって、 Δu_t のグラフは傾きの絶対値が $s + f$ の右下がりの直線となる。この図で、 $\Delta u_t = 0$ をもたらす u_{t-1} 、すなわち右下がりの直線と横軸との交点を u^* としよう。これは、失業への流入と失業からの流出が一致している状況なので、 u^* は次式を満たす。

$$s(1 - u^*) = fu^* \quad (4)$$

そうすると、どのような u_{t-1} からスタートしても、時間の経過とともに失業率は u^* に収束していくことがわかる。たとえば、ある時点の失業率が図中の u_H の位置にあつて、 u^* よりも高くなつていたとしよう。図から明らかのように、 u_H のときには Δu_t がマイナスであり、このことは次の期に失業率が低下することを意味する。よって、 u^* よりも失業率が少しでも高い限り、次の期には失業率に低下圧力が働く。逆に、ある時点の失業率が図の u_L のように、 u^* よりも低くなつていたとしよう。このときには Δu_t がプラスとなり、次の期の失業率は上昇する。よって、失業率が u^* よりも低い限り、失業率には上昇圧力が働く。結局、ある程度の期間をとれば、失業率は u^* に収束していく³。このような失業率水準 u^* を均衡失業率という。

³ より直接的には、(3) 式の差分方程式を解くことで $u_t = u^* + (1 - s - f)^t(u_0 - u^*)$ （ただし u_0 は初期値）が得られるので、 $s, f < 1$ であることから直ちに失業率の系列が均衡失業率に収束することが言える。

第 4-2-1 図 均衡失業率の決定



均衡失業率を表す (4) 式を書き直すと、

$$u^* = \frac{s}{s+f} = \frac{1}{1+f/s} \quad (5)$$

となる。ここで、均衡失業率が失業への流入率 s と流出率 f の比の関数として表現されることに注意されたい。この式から、失業への流入率 s が高まれば均衡失業率が上昇し、失業からの流出率 f が上昇すれば均衡失業率が低下することがわかる。

さて、労働市場は仕事を探している求職者と人を雇いたい企業（正確には企業が出す求人）が会う場である。完全競争的な世界では、企業から出された求人はたちどころに埋まってしまう。そして、それでも失業者が残る場合には賃金が切り下がる。その結果、企業は労働者を雇うことが有利になるので、失業が解消されるまで求人が増える。ところが現実の労働市場では、充足されていない求人（欠員あるいは未充足求人）と失業者が同時に共存している。その意味で、労働市場は不完全であるが、その状態を端的に表すのがベヴァリッジ曲線である。

具体的にはベヴァリッジ曲線は、失業率と欠員率（労働力人口に占める未充足求人の割合）の関係を、縦軸に失業率、横軸に欠員率をとったグラフにプロットしたものである。労働市場において求人が多くなれば、失業者は以前よりも仕事を見つけやすくなる。その結果、失業者のうちで就職する人数が増えて、失業者数は減少する。そのため、失業率と欠員率とはマイナスの関係が成立する。第 4-2-2 図には、日本における 1967 年から 2001 年にかけてのベヴァリッジ曲線が示されている。この図から、失業率と欠員率には実際にマイナスの関係が存在していることがわかる。また、図をよく観察すると、すべてのデータがひとつの曲線上に乗っているというよりも、複数の曲線上にデータが乗っているようにも見える。すなわち、ベヴァリッジ曲線は時間とともにその位置を変えている可能性がある。

さらに分析を進めるために、ベヴァリッジ曲線の位置を規定する要因を明らかにしておこ

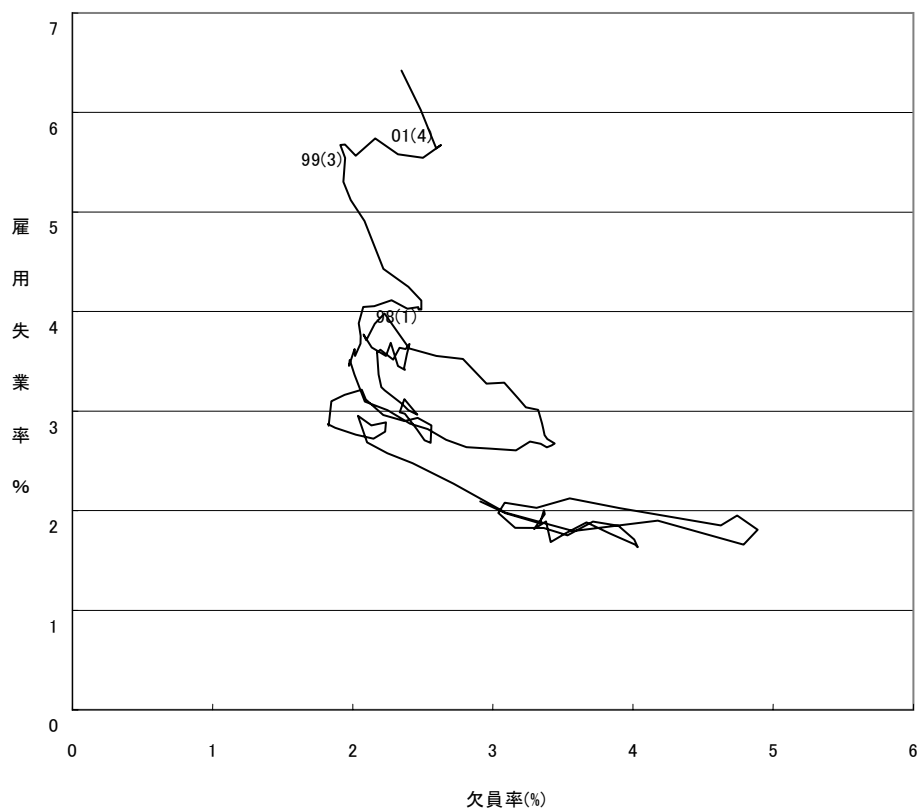
う。その際に、均衡失業率を導出した前節のモデルが役に立つ。その準備として、ある一定期間の間に労働市場でどれだけの就職が実現するのか、という問題を考えてみよう。就職者数は、求人数や求職者数（失業者数）が増えると大きくなるはずである。というのも、失業者数が変わらなくとも、求人数が増えれば、失業者が求人とコンタクトをとる頻度は高まる。したがって、「仕事が見つからない」という理由で失業を続ける可能性は低くなる。しかも、平均的に多くの求人と出会うことができるので、その中から自分の適性に合った仕事を選ぶことが容易になる。これらの理由から、失業者数が増えなくても、求人数が増えれば就職者数は増加する。同様のことが、求人数が一定のもとで失業者数が増えたときにも当てはまるであろう。したがって、就職者数 H は失業者数 U と求人数 V の増加関数となる。このとき、就職者数は

$$H = h(U, V, e) \tag{6}$$

+ + +

のような関数の形で表現されることになる。ここで e は「労働市場の効率性」を表す変数であり、この値が上昇すれば就職者数 H も（求人数・求職者数が変わらなくても）増えるもの

第4-2-2 図 日本におけるベヴァリッジ曲線(1967-2001)



(注) 欠員率、雇用失業率はともに季節調整済み。
 欠員率は (有効求人数-就職件数) ÷ (有効求人数数-就職件数+雇業者数)、雇用失業率は
 完全失業者数 ÷ (完全失業者数+雇業者数) として定義されている。
 (資料) 『職業安定業務統計』(厚生労働省)、『労働力調査』(総務省)。

としよう。なお、この関数 h をマッチング関数 (matching function) という⁴。数式展開を単純化するために、次のようなコブ＝ダグラス型のマッチング関数を想定してみよう。

$$H = eV^\alpha U^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (7)$$

この形から明らかなように、求人数と失業者数を2倍すれば就職者数も2倍になる。これを1次同次という。さて、(7)式の両辺を失業者数 U で割ると、

$$\frac{H}{U} = eV^\alpha U^{-\alpha} = e\left(\frac{V}{U}\right)^\alpha = e\left(\frac{V/L}{U/L}\right)^\alpha = e\left(\frac{v}{u}\right)^\alpha \quad (8)$$

となる。 H/U は就職者数を求職者数 (失業者数) で割ったものであるから、求職者のうちで就職した者の割合、すなわち失業からの流出率になる。したがって、 $H/U = f$ である。また、 V/U は求人数と求職者数の比率であるから、「求人倍率」と呼ぶことができるだろう。すなわち、失業からの流出率 f は求人倍率 $\theta = V/U = v/u$ の関数となり、

$$f = e\theta^\alpha \quad (9)$$

と表現することができる。これを (5) 式に代入すると、

$$u^* = \frac{s}{s+f} = \frac{1}{1+e\theta^\alpha/s} \quad \text{ここで } \theta = \frac{v}{u^*} \quad (10)$$

となる。これを u^* について解くと、均衡失業率は欠員率 (ここでは欠員数÷労働力人口) v の関数になるが、これこそがベヴァリッジ曲線に他ならない。欠員率の上昇は、失業からの流出率を高め、それが均衡失業率を低下させることになる。本来であれば、(10)式を解いて均衡失業率を明示的な解として求めたいところだが、それは難しい。そこで、 α および s/e に適当な値を代入して、そのグラフを描くことにする。第4-2-3図には、 α を0.5にしたときのベヴァリッジ曲線が2つ描かれている。内側のベヴァリッジ曲線は s/e が0.05のケースで、外側のベヴァリッジ曲線は s/e が0.07のケースを表している。ここから、 s/e の値が上昇すると、ベヴァリッジ曲線が外側にシフトすることがわかる。ここで s の上昇や e の低下をもたらさういくつかのケースを挙げてみる。

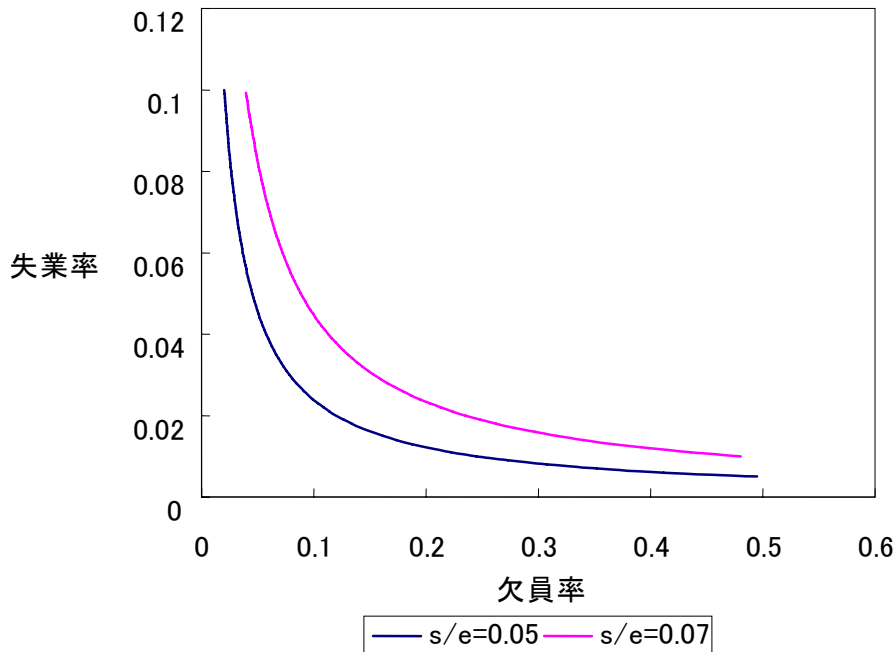
1. 企業による非正規労働者の活用などによって、雇用が不安定になった場合 ⇒ s の上昇
2. 失業者に対して支払われる失業給付が増額されて、仕事をすぐに見つけるインセンティブが低下した場合 ⇒ e の低下
3. 長期の失業によって仕事のスキルが低下した人が増えた場合 ⇒ e の低下

⁴ マッチング関数の性質については Petrongolo and Pissarides (2001) を参照されたい。

4. 求職者と求人のミスマッチが拡大した場合 ⇒ e の低下

したがって、実際のデータからベヴァリッジ曲線のシフトを検証することで、構造的・摩擦的要因による失業の上昇が把握可能となると考えられる。

第 4-2-3 図 ベヴァリッジ曲線((10)式に基づく)



第 3 節 「趨勢失業率」の推計

さて、これまで多くの実証研究が日本におけるベヴァリッジ曲線の推定を行ってきた。その目的のひとつは、実際の失業率を「構造的・摩擦的失業率」と「需要不足失業率」に分解し、その大きさを測定することで、労働市場政策に役立てようとするものであった。

代表的な分析手法としては、まずベヴァリッジ曲線を、シフトがあったと考えられる時期を考慮しながら推計する。その上で、 $u=v$ が成立する（ベヴァリッジ曲線と45度線が交差する）ポイントの失業率を「構造的・摩擦的失業率」と考える。なぜならば、このときには失業者数とちょうど一致するだけの求人があるので、構造的・摩擦的要因がなければ失業者をぴったりと求人に当てはめることができるからである。「構造的・摩擦的失業率」が導出できれば、残りの失業率が「需要不足失業率」となる。これが基本的な考え方である。しかしながら、このような手法は誤解を生じやすく、それゆえに批判も多かった。

実際、「構造的・摩擦的失業率」の水準を、 $u=v$ が成立するときの失業率と定義すること自体が難しい問題を含んでいる。それが端的に表出するのが好況期である。求人倍率が1のときの失業率を「構造的・摩擦的失業」と定義して、失業率を「構造的・摩擦的失業率」と

「需要不足失業率」に分解すると、求人倍率が1を超えれば超えるほど、実際の失業率は(定義上)「構造的・摩擦的失業率」を大幅に下回るようになる。しかしながら、「構造的・摩擦的失業」は言葉の意味からして、景気動向に反応しにくい根雪のような失業部分であるはずで、実際の失業率はその水準を下回することは形容矛盾とも言える。このような問題は、ベヴァリッジ曲線上で $u=v$ が成立するという仮想的状況における失業率を機械的に「構造的・摩擦的失業率」と呼ぶことに起因している。そのために求人倍率さえ高くなれば、いくらでも現実の失業率が「構造的・摩擦的失業率」を下回るようになるのである。

さらに考察を深めるために、(10)式を近似した以下のようなベヴァリッジ曲線の推計式を考察しよう。

$$\frac{1}{u_t} = \beta(\theta_t - \bar{\theta}) + \frac{1}{u_t^t} + \varepsilon_t \quad \beta > 0 \quad (11)$$

ここで t は時点、 $\bar{\theta}$ は適当な定数を表す。失業率そのままの形ではなくて逆数となっているのは、その方が(10)式の形状に近くなると考えられるからである。 u_t^t は、 s や e の変化に伴って変動する、求人倍率とは独立の失業率の系列を表す。これをとりあえず「趨勢失業率」と呼ぶことにしたい。 ε_t は u_t の短期変動を表すタームである。つまり、(11)式は、失業率の系列を①求人倍率によって変動する部分、②求人倍率の変化から独立の趨勢失業率の系列、③そのいずれでもない短期的な変動、の3つに分解することになる。 $\bar{\theta}$ は、この水準よりも高い θ_t ならば失業の減少に寄与し、この水準よりも低い θ_t ならば失業の増大に寄与するという境界であり、ちょうど $\theta_t = \bar{\theta}$ のときには実際の失業率が趨勢失業率 u_t^t とほぼ一致する。さらに言えば、 $\bar{\theta}$ の選び方によって趨勢失業率の水準は変わりうる。当然ながら、高い $\bar{\theta}$ は低い趨勢失業率に対応することになる。

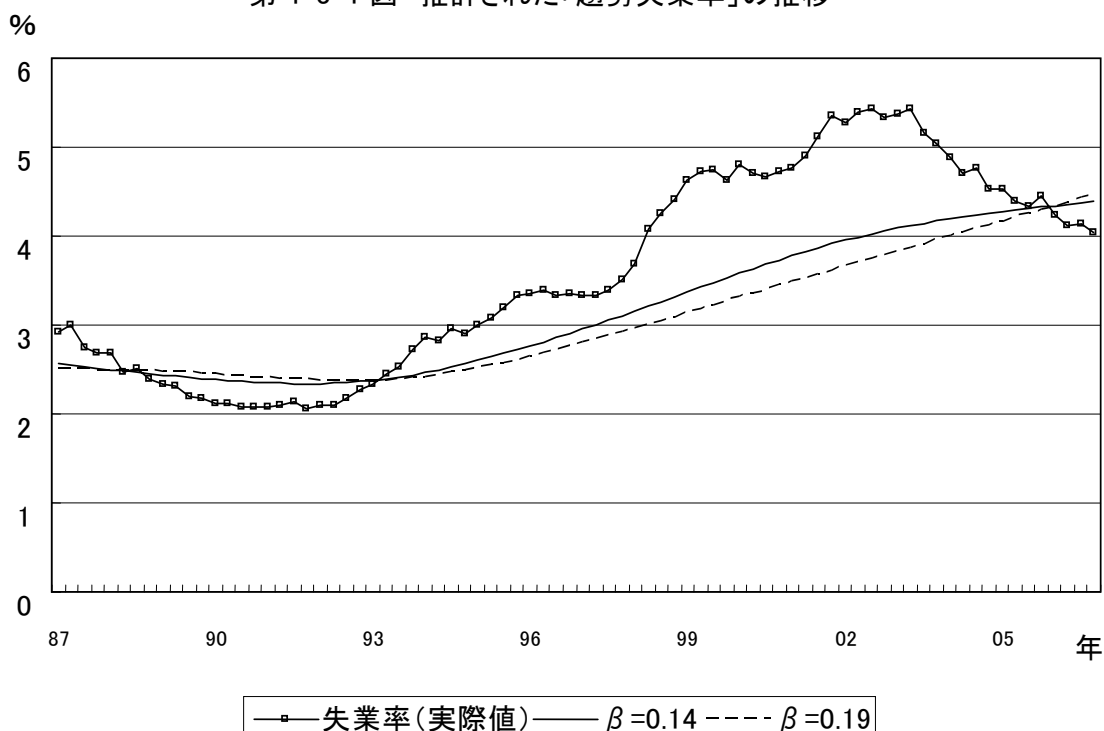
さて、これまでの「構造的・摩擦的失業率」の導出プロセスでは、 $\bar{\theta}=1$ が想定され($u=v$ だから)、それに対応する趨勢失業率 u_t^t を「構造的・摩擦的失業率」と呼んできたといえる。そこで、次のような簡便な方法で $\bar{\theta}=1$ のときの趨勢失業率の系列を得ることにしよう。

- (ステップ1) β の推定値 $\hat{\beta}$ を実際のデータから得る。
- (ステップ2) 実際のデータを用いて、 $(1/u_t) - \hat{\beta}(\theta_t - 1)$ を求める。
- (ステップ3) ステップ2で $(1/u_t^t) + \varepsilon_t$ が得られるので、これにHodrick-Prescottフィルターを適用して、 u_t^t の系列を算出する。

データは1987年から2006年までの四半期データで、完全失業率(季調済)は「労働力調査」(総務省)から算出した。求人倍率については、第4-2-2図にあるように欠員率と雇用失業率の比として定義する方法もあるが、ここでは簡単に「職業安定業務統計」(厚生労働省)から算出された有効求人倍率(季調済)を用いることにする。この分析の最大のポイントは $\hat{\beta}$ の決定であり、これが妥当なものでなければ結果の信頼性は得られない。ここでは回帰分析

の手法は使わず、データから直接 $\hat{\beta}$ の値を推測し、それを利用する⁵。

第 4-3-1 図 推計された「趨勢失業率」の推移



まず、2003 年第 2 四半期から 2006 年第 4 四半期までの、失業率の低下と有効求人倍率の上昇が顕著に見られた期間に着目する。この期間では失業率が 5.4%から 4.0%に低下したことで、失業率の逆数は 0.064 だけ上昇した。一方、有効求人倍率は 0.61 から 1.07 まで上昇したので、その上昇幅は 0.46 であった。この期間における失業率の逆数の上昇幅 0.064 を有効求人倍率の上昇幅 0.46 で割ると、ほぼ 0.14 となる。そこで、 $\hat{\beta}$ のひとつの候補として 0.14 を取り上げたい。直近の最も両変数が大きく動いた期間の数値であり、ベンチマーク値とするに足ると思われる。もうひとつの候補は、1987 年第 2 四半期から 1991 年の第 1 四半期までであり、この期間でも長期にわたって失業率の低下と有効求人倍率の上昇が顕著に見られた。上と同様な方法でこの期間の $\hat{\beta}$ を計算すると 0.19 であった。以下では 0.14 と 0.19 の両方を計算の基礎にすえたい。Hodrick-Prescott フィルターの平滑パラメータは、四半期データに関する推奨値である 1600 を用いた。

第 4-3-1 図には、導出された趨勢失業率（いわゆる「構造的・摩擦的失業率」に対応）が実際の失業率とともに示されている。いくつかのポイントを指摘しておく。第 1 に、導出された趨勢失業率の系列はきわめてスムーズであり、上昇傾向が顕著である。1987 年から

⁵ 被説明変数に失業率の逆数（前期差）をとり、説明変数に定数項と有効求人倍率（前期差）を用いた回帰分析（OLS）を実行すると、係数は 0.144 となる（ t 値は 6.87）。したがって、ここで用いる β の数値は回帰分析を用いて算出ものときわめて近くなっている。その意味でも十分に信頼に足ると考える。

1993年あたりまでは趨勢失業率はほぼ横ばいを保ったが、それ以降に上昇に転じた。第2に、設定した β によって趨勢失業率の動きはやや異なるが、実際の格差はそれほど大きくはない。1990年代後半の不況期においては0.19を用いたときの方が0.14を用いたときよりもやや趨勢失業率を低めに算出する。第3に1990年代後半にかけて実際の失業率が趨勢失業率よりも急激に上昇しており、当時は景気悪化の影響がかなり強かったことを示唆している。ちなみに最も失業率の高かった2003年第2四半期には、実際の完全失業率が5.4%であった。それに対して、 β を0.14としたときの趨勢失業率は4.1%、0.19としたときの趨勢失業率は3.9%となった。

もちろん、水準自体は設定する $\bar{\theta}$ によって容易に変わりうるので、上記の計算はあくまで $\bar{\theta}_t = 1$ と想定したときの例示に過ぎない。 $\bar{\theta}$ が高ければ、有効求人倍率が高いときの失業率が趨勢失業率と認識されるようになるので、趨勢失業率は低く見積もられる。ただし、次のような方法を用いれば、 $\bar{\theta}$ の影響を排除することが可能となる。

まず、(11)式の階差をとる。そうすると次の式が成立する。

$$\Delta \frac{1}{u_t} = \beta \Delta \theta_t + \Delta \frac{1}{u_t^L} + \Delta \varepsilon_t \quad (12)$$

ここで、例えば ΔX_t は $X_t - X_{t-1}$ を表す。(12)式では $\bar{\theta}$ に関わる項が消失していることに注意されたい。階差をとることで $\bar{\theta}$ を「追放」したのである。その上で、前と同様のステップで $\Delta(1/u_t^L)$ の系列を得る。すなわち、

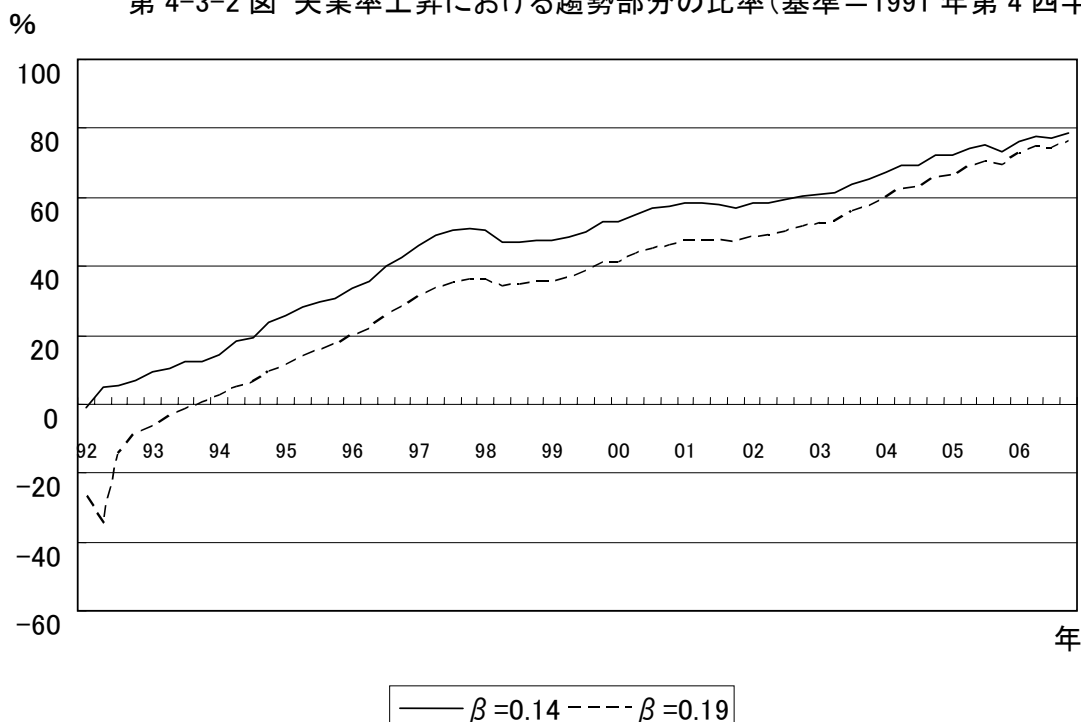
- (ステップ1) β の推定値 $\hat{\beta}$ を実際のデータから得る。
- (ステップ2) 実際のデータを用いて、 $\Delta(1/u_t) - \hat{\beta} \Delta \theta_t$ を求める。
- (ステップ3) ステップ2で $\Delta(1/u_t^L) + \Delta \varepsilon_t$ が得られるので、これにHodrick-Prescottフィルターを適用して、 $\Delta(1/u_t^L)$ の系列を算出する。

ここで、適当な第0期を選んだときに、その期から第 t 期にかけての失業率の逆数の変化のうち趨勢的变化に起因する割合は、次のように求めることができる。

$$\Phi_{0t} = \frac{(1/u_t^L) - (1/u_0^L)}{(1/u_t) - (1/u_0)} \times 100 = \frac{\sum_{i=0}^{t-1} \Delta(1/u_{t-i}^L)}{(1/u_t) - (1/u_0)} \times 100$$

第0期として選んだのは、バブル期に最も失業率水準が低下した1991年の第4四半期(2.07%)である。もちろん、ステップ1からステップ3までは1987年以降の全データで実行する。その上で、1992年第1四半期以降の Φ_{0t} の系列を算出して図示したのが、第4-3-2図にある。

第 4-3-2 図 失業率上昇における趨勢部分の比率(基準=1991 年第 4 四半期)



第 4-3-2 図から、趨勢部分の構成比は、基準時点から時間が経つほどに高まる傾向にあることが判明する。時点が離れば離れるほど、趨勢的な影響が支配的になりやすいことは当然であろう。とりわけ最近時点では有効求人倍率がかなり好転していることから、バブル期と労働市場の需給バランスが類似してきており、それでも残る失業率の差異は趨勢的な影響と判定されやすい。したがって、1991 年第 4 四半期と 2006 年第 4 四半期との間の失業率の差異のほぼ 8 割は趨勢的なものと判断される (β が 0.14 のときには 78.5%、0.19 のときには 76.3%)。

しかしながら、1998 年から 2002 年あたりでは、趨勢部分の比率はほぼ一定を保っている。これは、労働市場の需給バランスが急激に悪化したことから、通常ならば出現するはずの趨勢的部分を覆い隠してしまったためである。5.4%の失業率を記録した 2002 年第 3 四半期における趨勢的部分の比率は、 β が 0.14 のときには 59.2%、0.19 のときには 50.1%だったので、1990 年代の長期不況のピークにおける趨勢的部分の影響は、5 割～6 割という計算になる。

第 4 節 フィリップス曲線の推計

失業率の分析ツールとしてベヴァリッジ曲線以上に名高いのがフィリップス曲線である。縦軸に物価上昇率、横軸に失業率をとったグラフでは、フィリップス曲線は右下がりに描かれる。すなわち、インフレ率と失業率のトレードオフ関係が想定されている。通常の、期待

物価上昇率を考慮したフィリップス曲線は次式のように表現される。

$$\pi_t = \pi_t^e + f(u_t) \quad (13)$$

フィリップス曲線には様々な導出方法があるが、本稿では典型的な「労働市場からのアプローチ」を採用する。すなわち、関数 f に含まれる失業率を労働市場の需給バランスの代理指標とみなす。その場合、失業率が低い場合には労働市場の需給バランスがタイトになっているので、賃金水準は上昇しやすくなる。賃金水準が上昇すれば、単位コストにマークアップをかけて製品価格を決めている企業では製品価格の上昇がもたらされる。よって、低失業はインフレをもたらすのである。逆に失業率が高い場合には、賃金に低下圧力が働くために物価水準の低下要因になりやすくなる。したがって、 $f' < 0$ が想定される。

π_t^e は前期に予想した今期の物価上昇率を表す。前期の段階で、来期は物価水準が上昇しそうだ予想されれば、労働者は生活を維持するために同じだけの賃金水準の上昇を企業に求めるようになる。企業も物価水準の上昇を労働者と同様に予想していたとすると、販売価格がその分上昇することになることから、労働者の要求を受け入れても問題は生じない。よって、5%のインフレ予想は来年のインフレにそのまま跳ね返ると考えられる。これが (13) 式の右辺に π_t^e が加えられている理由である。

長期的には物価上昇率の予想と現実とのギャップは埋められるので、 $f(u_t) = 0$ が成立する。この式を成立させるような失業率をインフレ非加速失業率あるいは単に NAIRU (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment) という。これはいわゆる自然失業率に対応するものであり、マクロ経済分析の要のひとつである。

フィリップス曲線の実際の推計式でしばしば用いられるものは、次式のようなものである

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\gamma(u_t - u^N) + \eta_t \quad (14)$$

ここで、 η_t は誤差項である。(14) 式では、人々の今期の物価上昇率に関する予想は前期の実際の物価上昇率と等しいということが仮定されている(静学的期待)。また、関数 f は単純化のために失業率の線形関数であると想定している。 u^N は NAIRU を表す。こうした推計式は米国においてしばしば採用されているものであり、そのパフォーマンスは比較的良好であるとされている(例えば Ball and Mankiw (2001) など)。しかしながら、この推計式を日本にそのまま適用することには問題が大きい。第 1 に、前期の物価上昇率の係数は米国のように 1 に近い数値をとらず、0.7 前後とかなり小さい。したがって、米国と同じような意味で NAIRU が成立しているとは言いがたい。第 2 に、失業率が高く、物価上昇率がマイナスになる付近でフィリップス曲線の傾きの絶対値がきわめて小さくなる。このことは、失業率が低いときと高いときではフィリップス曲線の傾斜が異なる可能性を示唆しており、物価上昇率を単純に失業率の線形関数とすることには慎重にならざるを得ない。実際、賃金の下方硬直性が強いような経済では、ゼロインフレーション周辺でフィリップス曲線の傾斜がなだ

らかになるだろう。そこで本稿では、物価上昇率を失業率の線形関数とするのではなく、失業率の逆数の線形関数と想定することでこの問題に対処したい。結局、本稿で用いる定式化は次のように表現される。

$$\pi_t - m\pi_{t-1} = \gamma \left(\frac{1}{u_t} - \frac{1}{u_t^N} \right) + \eta_t \quad (14)$$

適切な m の値と γ の値を得ることができれば、前節と同様の手法を用いて u_t^N の系列を求めることができる。もちろん、この場合には $m < 1$ であるから通常の意味での NAIRU ではないが、労働市場の均衡をもたらす失業率水準として分析に値しよう。ステップは次のようになる。

- (ステップ 1) m の推定値 \hat{m} および γ の推定値 $\hat{\gamma}$ を実際のデータから得る。
- (ステップ 2) 実際のデータを用いて、 $(1/u_t) - ((\pi_t - \hat{m}\pi_{t-1})/\hat{\gamma})$ を求める。
- (ステップ 3) ステップ 2 で $(1/u_t^N) - (\eta_t/\lambda)$ が得られるので、これに Hodrick-Prescott フィルターを適用して、 u_t^N の系列を算出する

データ期間は前節と同様に 1987 年第 1 四半期から 2006 年第 4 四半期までで、物価上昇率については総務省によるコア CPI、すなわち生鮮食料品を除く消費者物価指数（総合）から算出した。対前年同期比を CPI 上昇率の指標とした。ただし、消費税導入に伴うかく乱要因を制御するために【補注】にあるような方法を用いて消費税効果調整済の系列を作成した。問題はやはり \hat{m} および $\hat{\gamma}$ の選択となる。いくつかの探索的な推定作業を行った結果、本稿では \hat{m} を 0.7 に設定することにした。 \hat{m} を 0.7 で固定した上で、(14) 式を Prais-Winsten 法で推定すると

$$\pi_t - 0.7 * \pi_{t-1} = -0.75 + 2.89 * \frac{1}{u_t} \quad \bar{R}^2 = 0.42 \quad \rho = 0.38 \quad D.W. = 1.97$$

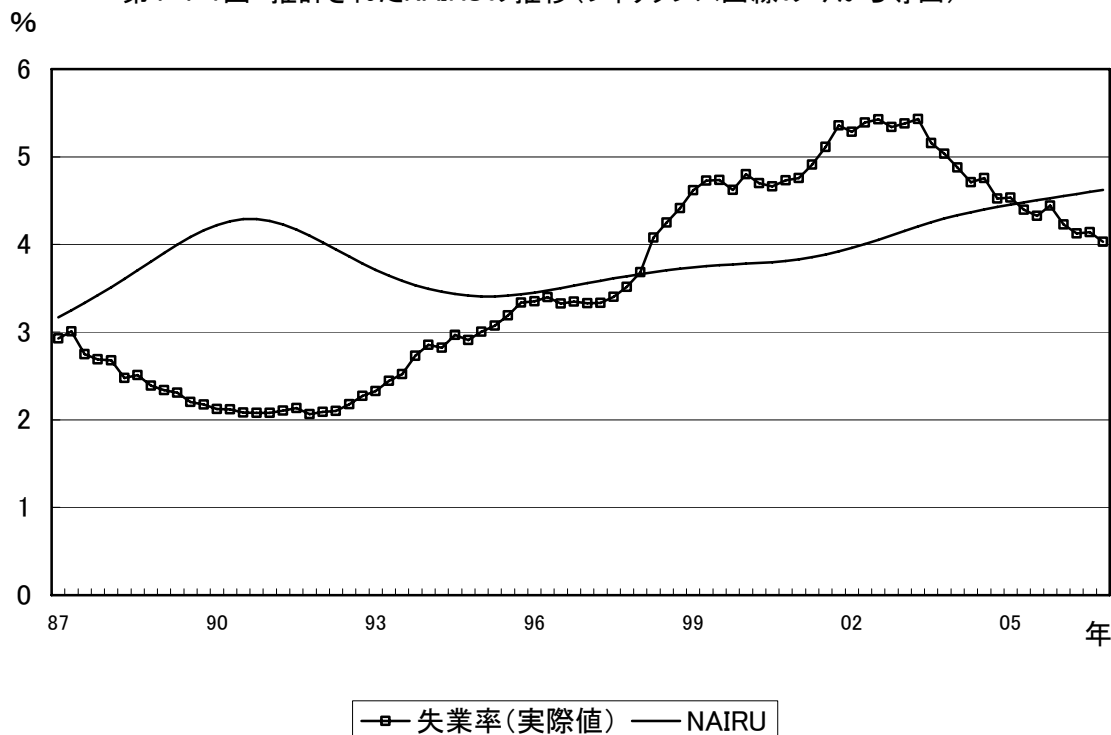
(−6.10) (7.62) ()内は t 値

という結果が得られた⁶。そこで、 $\hat{\gamma}$ を 2.9 に設定した。結局、推定された u_t^N の系列は第 4-4-1 図のようになる。

図から明らかなように、ここで導出された NAIRU はかなり特徴的な動きをしている。まず、実際の失業率とは逆に 1980 年代後半から 1990 年代初頭にかけてひとつの山を形成している。また最近では、NAIRU は上昇傾向にあるが、1990 年代初頭のピーク時とそれほど変わらない。このように、フィリップス曲線から得られた NAIRU は、ベヴァリッジ曲線から得られた「趨勢失業率」とはかなり異なった動きをしている（第 4-3-1 図参照）。もちろん、

⁶ Prais-Winsten 法を用いたのは、失業率などについて観測されない系列相関が存在する可能性を考慮したためであるが、OLS でも結果はほとんど変わらない（失業率の逆数の係数は 2.92 となる）。

第4-4-1図 推計されたNAIRUの推移(フィリップス曲線のみから導出)



両者の動きが一致する保障はないが、少なくとも Tobin (1972) 流の議論に従えば、おおまかな動きは類似するはずである。

もう一点、フィリップス曲線の推定式のフィットがそれほど良いとは言えないことも気になるポイントである。そうした当てはまりの悪さが NAIRU の動きをやや奇妙なものにしているのかもしれない。実際、労働市場の需給バランスの指標として失業率だけが適切な指標とはいえないであろう。他の指標、例えば有効求人倍率もインフレ率に有意な影響をもたらしているかも可能性もある。短期的な労働市場の需給バランスの変化は有効求人倍率により強く反映される公算が高い。そこで、以下のような「修正フィリップス曲線」を考察することにした。

$$\pi_t - m\pi_{t-1} = \gamma_1 \left(\frac{1}{u_t} - \frac{1}{u_t^N} \right) + \gamma_2 (\theta_t - \theta_t^N) + \eta_t \quad (15)$$

ここで θ_t^N はインフレを加速させない有効求人倍率で、ここでは仮に「インフレ非加速求人倍率」と呼ぶ。この有効求人倍率の水準を超えればインフレは加速し、逆に下回れば物価水準が下落する。

ただし、もしもこれがより適切なフィリップス曲線の定式化であったとしても、新しい問題に逢着する。それは、データから (15) 式において m 、 γ_1 、 γ_2 の推定値が得られたとしても、先ほどのように単純に NAIRU を求めることができないことである。なぜならば、(15) 式から u_t^N と θ_t^N を識別することが難しいからである。

しかし、ベヴァリッジ曲線の関係を用いれば識別は可能となる。いま、(11) 式を修正して次のような形に変形する。

$$\frac{1}{u_t} = \beta(\theta_t - \theta_t^N) + \frac{1}{u_t^N} + \varepsilon_t \quad (16)$$

そうすると、 u_t^N と θ_t^N の長期的な関係を考察することができるようになるので、両者の識別が可能となる。しかも、これまで恣意的に 1 と定められてきた $\bar{\theta}$ は、インフレ非加速求人倍率 θ_t^N に置き換わり、それに応じて「趨勢失業率」も NAIRU に置き換わっている。

(15) 式および (16) 式の背後にある想定は、有効求人倍率が長期にわたってインフレ非加速であるときには、失業率もインフレ非加速になっているというものである。労働市場全体の需給バランスがインフレ加速あるいは非加速を決めるという発想に立てば、この想定はきわめて自然である。長期的に賃金が労働市場全体のバランスを保つように変動する以上、 u_t^N と θ_t^N は整合性を保って動くはずであり、それを規定するのは (16) 式となる。⁷

(15) 式および (16) 式を用いた NAIRU の導出プロセスは以下の通りである。

- (ステップ 1) m 、 γ_1 、 γ_2 、 β の推定値 \hat{m} 、 $\hat{\gamma}_1$ 、 $\hat{\gamma}_2$ 、 $\hat{\beta}$ を実際のデータから得る。
- (ステップ 2) (16) 式で $(1/u_t) - \hat{\beta}\theta_t$ を計算し、それに Hodrick-Prescott フィルターを適用して $A_t \equiv (1/u_t^N) - \hat{\beta}\theta_t^N$ の系列を得る。
- (ステップ 3) (15) 式で $\hat{\gamma}_1(1/u_t) + \hat{\gamma}_2\theta_t - (\pi_t - \hat{m}\pi_{t-1})$ を計算し、それに Hodrick-Prescott フィルターを適用して $B_t \equiv \hat{\gamma}_1(1/u_t^N) + \hat{\gamma}_2\theta_t^N$ の系列を得る。
- (ステップ 4) A_t および B_t を用いて、 u_t^N および θ_t^N を求める。

\hat{m} は 0.7、 $\hat{\beta}$ は前節と同様に 1.4 と置くことにする。問題は $\hat{\gamma}_1$ および $\hat{\gamma}_2$ であるが、これはフィリップス曲線の推定値から得ることにする。先のフィリップス曲線の推定式に新たに説明変数として有効求人倍率を加えたところ、以下のような推定結果を得た (Prais-Winsten 法)。

$$\pi_t - 0.7 * \pi_{t-1} = -0.85 + 1.75 * \frac{1}{u_t} + 0.55 * \theta_t \quad \bar{R}^2 = 0.58 \quad \rho = 0.24 \quad D.W. = 1.91$$

(−8.64) (4.04) (3.59) ()内は t 値

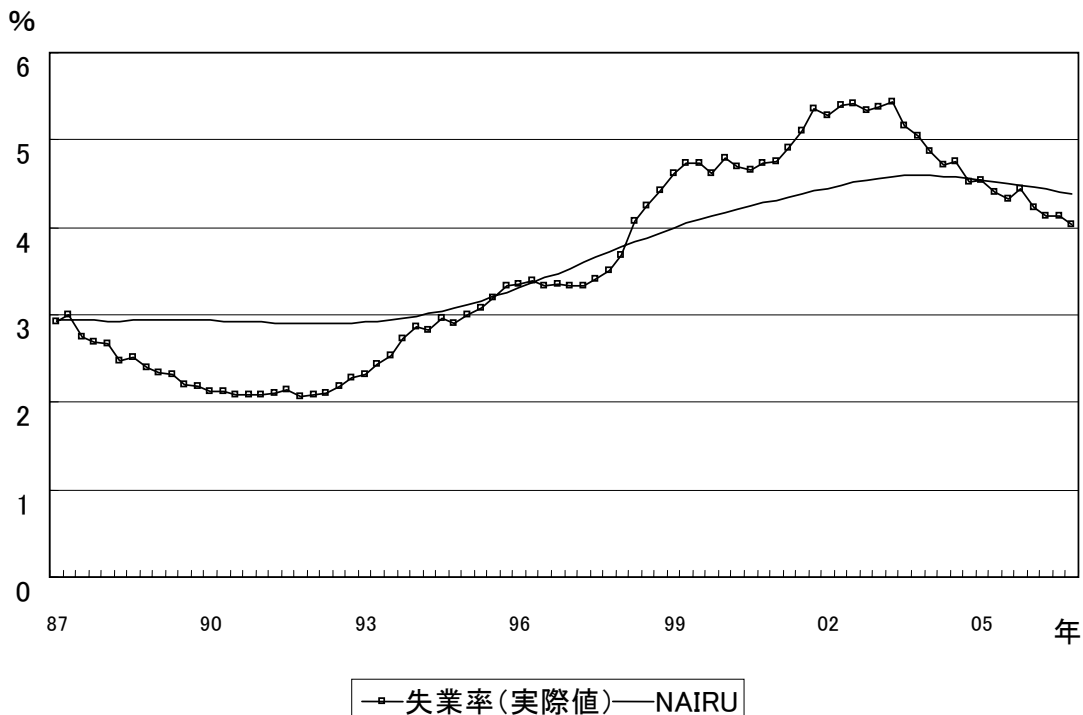
この推定結果からわかるように、有効求人倍率は失業率の逆数に匹敵するくらいの説明力をもっている。したがって、この情報を加えることで NAIRU の推定精度の向上を見込むことができるだろう。結局 $\hat{\gamma}_1$ は 1.8、 $\hat{\gamma}_2$ は 0.55 とした。ステップ 1 からステップ 4 を実行して求

⁷ より直感的に理解するには (15) 式における $m=1$ のケースが役立つであろう。いま、常に有効求人倍率がインフレ非加速の水準にあるとしよう。長期においては現実のインフレ率と予想インフレ率が一致するので、その場合に長期に成立する失業率は NAIRU 以外にありえない。常に失業率が NAIRU の水準にある場合にも、長期で成立する有効求人倍率はインフレ非加速有効求人倍率以外にはありえない。ただし、両者の間にはベヴァリッジ曲線を通じて一定の関係が成立していなければならない。

めた u_t^N および θ_t^N の推移が第 4-4-2 図および第 4-4-3 図に示されている。

導出された NAIRU の系列は、第 4-4-1 図で示されたものよりも納得性が高い。前に見られたバブル期の急激な上昇は消失し、その時期の NAIRU はほとんど 3% で一定であった。1993 年半ばから NAIRU の水準は上昇に転じ、その後は継続的に上昇し、2004 年初頭に 4.6% 水準に到達後、わずかに低下が見られる。現実の失業率と NAIRU の関係では、バブル期は現実の失業率が NAIRU を下回り、その後 1998 年あたりまでほとんど同じように動き、それ以降は現実の失業率が NAIRU を上回る状況が最近時点まで続いた。2005 年あたりから、実際の失業率が NAIRU を下回るようになっている。

第 4-4-2 図 推計された NAIRU の推移(フィリップス・ベヴァリッジ曲線から導出)

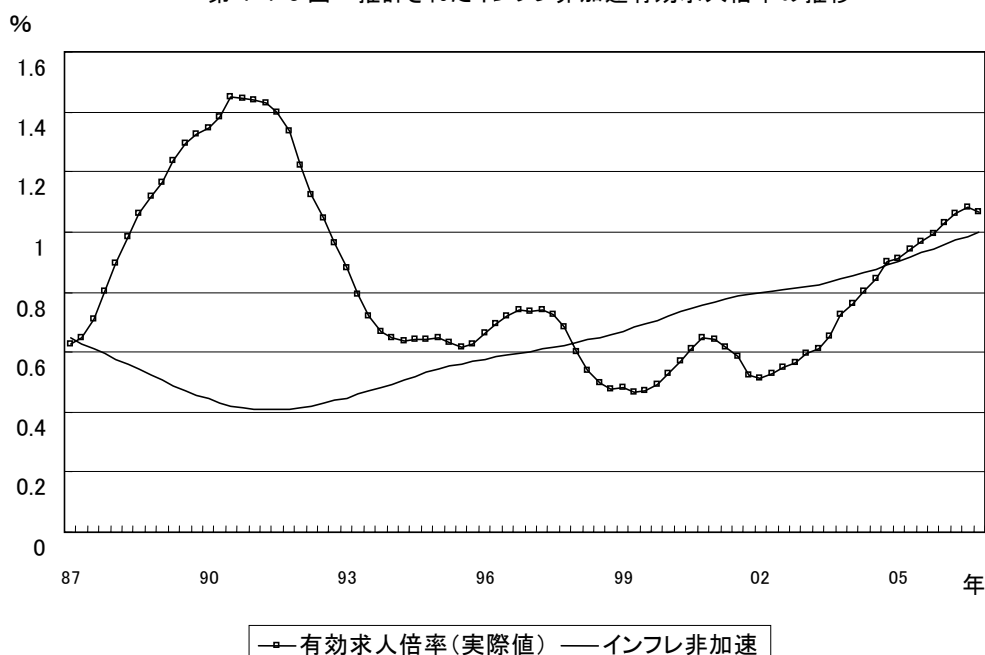


第 4-4-3 図のインフレ非加速有効求人倍率は、ややバブル期に低下を見せた後、傾向的な上昇を示している。ここでも、1998 年が重要な分水嶺になっていることがわかる。それまでは現実の有効求人倍率が物価を押し上げる方向に作用してきたが、1998 年以降は比較的最近までは実際の有効求人倍率の下落とインフレ非加速有効求人倍率の上昇により、デフレ圧力が顕在化した。玄田 (2003) は、バブル崩壊後の雇用悪化において 1997~98 年を重要な分水嶺と見なしているが、本稿の分析結果もそのような傾向を示しており、興味深い。

本稿では、第 4-4-2 図において得られた NAIRU の系列は、第 4-4-1 図をはじめ従来の分析で得られた NAIRU の系列よりも信頼性が高いと判断している。そのように考える理由は主に 2 つある。第 1 に、フィリップス曲線の推定に際して、有効求人倍率という物価上昇率に影響を与える労働市場変数を新たに追加したことによって、推定精度が大幅に高まっ

たことである。前に示したように、物価上昇率の決定要因として、有効求人倍率は失業率と同等に近い説明力を持つにも関わらず、従来の分析には導入されてこなかった。したがって、本稿の分析はより精度の高いフィリップス曲線に基づいた NAIRU の導出となっている。もちろん、なぜ失業率だけではなくて有効求人倍率も物価上昇率に影響を及ぼすのか、という本質的な問題は未解決のままに残されている。いくつかの可能性は考える。例えば、労働者が企業に対して賃金要求をする際に、有効求人倍率を「短期」の労働市場の需給指標、失業率を「長期」の労働市場の需給指標として両方を考慮している場合には、こうした結果が得られてもおかしくはないであろう。ただし、厳密な検証は今後の課題である。

第 4-4-3 図 推計されたインフレ非加速有効求人倍率の推移



第 2 のメリットは、本稿の NAIRU が、フィリップス曲線だけでなくベヴァリッジ曲線の情報も利用して推計されたという点である。これまで、2 つの曲線の相互依存関係は理論的に意識されることはあっても、推計上で統合されることは少なかった。それに対して本稿の推計では、両者を統合することによって、ベヴァリッジ曲線の議論から得られる「構造的・摩擦的失業率」とフィリップス曲線から得られる NAIRU の概念を融合させようとしている。すなわち、求人倍率が 1 のときの失業率を「構造的・摩擦的失業率」と仮定するのではなく、求人倍率がインフレ非加速的な求人倍率であるときに長期的に成立する失業率を NAIRU とみなすことで、これまでのような「構造的・摩擦的失業率」と NAIRU の間の緊張関係を乗り越えようとした。

第5節 まとめ

本稿の分析内容をまとめると以下ようになる。

- (1) ベヴァリッジ曲線をマッチング関数（一次同次）から理論的に導出した上で、1987年から2006年までの四半期データを用いて、「趨勢失業率」（いわゆる「構造的・摩擦的失業率」のこと）の推計を行った。ここでのイノベーションは、従来の分析のように失業率の説明変数に欠員率をもってくるのではなく、有効求人倍率を用いたことにある。こうした工夫により、きわめて簡便な形で趨勢失業率の系列が導出できるようになった。分析の手法は、Ball and Mankiw（2002）が可変NAIRUを導出したものを用いた。
- (2) 分析結果としては、第1に、趨勢失業率の系列はきわめてスムーズであり、全体に顕著な上昇トレンドをもっていた。1987年から1993年あたりまでは趨勢失業率はほぼ横ばいを保ったが、それ以降に上昇に転じた。第2に、1990年代後半にかけて実際の失業率が趨勢失業率よりも急激に上昇しており、当時は景気悪化の影響がかなり強かったことを示唆している。ちなみに最も失業率の高かった2003年第2四半期には、実際の完全失業率が5.4%であったが、趨勢失業率の水準は4%前後であった。
- (3) また、ベヴァリッジ関数の階差をとる分析手法を用いれば、1992年第1四半期以降2002年第3四半期までの失業率の上昇において、いわゆる「構造的・摩擦的要因」は5～6割を占めることが示された。
- (4) さらに、コアCPI上昇率のデータを用いて可変NAIRUの推計を行った。ここでの分析手法もBall and Mankiw（2002）と同様である。ところが、こうして算出されたNAIRUの系列はベヴァリッジ曲線から導出された「構造的・摩擦的失業率」の系列と必ずしも整合した動きをしていなかった。
- (5) そこで、物価上昇率の説明変数に失業率だけではなくて、有効求人倍率を導入してフィリップス曲線のフィットの大幅な向上を図るとともに、ベヴァリッジ曲線から得られる失業率と有効求人倍率の関係を利用して新しいNAIRUの推計を行うことにした。
- (6) 分析結果によると、バブル期にはNAIRUはほとんど3%で一定であったが、1993年半ばから上昇に転じ、その後は継続的に上昇し、2004年初頭に4.6%水準に到達後、最近ではわずかに低下が見られる。現実の失業率とNAIRUの関係では、バブル期は現実の失業率がNAIRUを下回り、その後1998年あたりまでほとんど両者は同じであり、それ以降は現実の失業率がNAIRUを上回る状況が最近時点まで続いた。2005年あたりから、実際の失業率がNAIRUを下回るようになっている。

残された課題としては、第1に分析の精緻化が挙げられよう。本稿の分析はきわめてナイーブなものであり、分析期間や採択したパラメータ値に関する感応性分析は十分ではない。

その意味では分析の例示というニュアンスが強い。第2に、フィリップス曲線の推計において、なぜ複数の労働市場指標が有意となるのか、その理由は必ずしも判然としない。フィリップス曲線の理論的な枠組みに立ち戻った考察が必要であろう。第3に、本稿では「なぜ日本でNAIRUが上昇したのか」という問いには触れることはできなかった。稿をあらためて考察すべき重要な課題である。

【補注】 消費税の調整方法

フィリップス曲線の推計においては、物価上昇率が主要な変数として登場する。この変数は、本文中で述べたように、労働市場の需給バランスや人々の予想物価上昇率に依存して決まるが、それ以外にも様々なかく乱要因による影響を受ける。消費者物価上昇率（CPI）に関する代表的な特殊要因が、消費税の導入および税率変化である。

近い将来、消費税が導入されることが分かっている場合には、人々はそれを織り込んで物価上昇率の予想を行う。ところが、本稿の分析では人々は過去の物価上昇率に基づいて将来の物価上昇率の予想を行っている想定しているため、消費税の導入という特殊要因を除去しなければ、分析の整合性が保たれない。よって、消費税導入の効果を除いた物価上昇率のデータを分析対象にすることになるが、消費税の導入や税率のアップが実際に物価上昇率にどのようなインパクトをもたらしたのか、必ずしも合意があるわけではない。

そこで本稿では次のような簡便な方法を用いることにした。すなわち、消費者物価上昇率（四半期データ）を被説明変数、消費税導入時期を表すダミー変数、消費税率上昇時期を表すダミー変数、そしてその他のコントロール変数を説明変数とした回帰分析を行い、消費税導入時期を表すダミー変数および消費税率上昇時期を表すダミー変数の係数を用いて調整を行う、というものである。その他のコントロール変数として導入したのは、一期前の消費税を除く国内企業物価指数（日本銀行）、トレンド項、トレンドの2乗項、トレンドの3乗項である。

このような回帰分析を1986年第1四半期から2006年の第4四半期のデータに関して実行したところ、1989年4月1日に導入された消費税のコアCPI上昇率に対する効果は1.1ポイントとなった。1997年4月1日に行われた消費税率アップの物価上昇効果は1.8ポイントとなった。これらの数値を当該時点（1989年第2四半期から1990年第1四半期および1997年第2四半期から1998年第1四半期）から差し引いたものが本稿で用いるCPI系列となる。

《参考文献》

- 太田聡一（2005）「フローから失業を考える」、大竹文雄編『応用経済学への誘い』、第3章、55-89頁、日本評論社。
- 大竹文雄・太田聡一（2002）「デフレ下の雇用対策」、『日本経済研究』、44、22-45頁。
- 北浦修敏・原田泰・坂村素数・篠原哲（2003）、「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—」、『フィナンシャル・レビュー』、67、75-119。
- 黒田祥子・山本勲（2006）『デフレ下の賃金変動—名目賃金の下方硬直性と金融政策』、東京大学出版会。
- 玄田有史（2003）「雇用からみた『失われた 10 年』—雇用創出・喪失分析による 1990 年代の労働市場—」、『経済分析』（内閣府経済社会総合研究所）、第 168 号、15-37 頁。
- 樋口美雄（2001）『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社。
- 藤井宏一（2004a）「労働経済白書等、最近の UV 分析を中心とした構造的・摩擦的失業を巡る議論に関するサーベイ」、『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究（中間報告）』、第 2 章、労働政策研究報告書 No.L-8
- 藤井宏一（2004b）「賃金関数、物価関数による NAIRU の計測」、『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究（中間報告）』、第 2 章、労働政策研究報告書 No.L-8
- 水野朝夫（1992）『日本の失業行動』、中央大学出版部。
- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw (2002) “The NAIRU in Theory and Practice,” NBER Working Paper 8940.
- Blanchard, Olivier (2006) “European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas,” Economic Policy, vol. 21, issue 45, pages 5-59.
- Friedman, Milton (1968) “The Role of Monetary Policy,” American Economic Review, vol. 58, issue 1, pages 1-17.
- Petrongolo, Barbara and Christopher A Pissarides (2001) “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function,” Journal of Economic Literature, vol. 39, issue 2, pages 390-431.
- Tobin, James (1972) “Inflation and Unemployment,” American Economic Review, vol. 62, issue 1, pages 1-18.