

第1章 デフレーションと流動性の罫に囚われた長期停滞 —マルコフ・スイッチング・モデルによる日本のNAIRU推計

第1節 デフレ期の日本経済とNAIRU

日本では、1990年代初頭のバブル崩壊以降、従来に比べ、高い失業率水準が続いている。高い失業率がしばらく持続すると、長期間失業して雇用されにくい失業者が次第に増え、その後の失業率が高止まりしてしまう恐れがある。とりわけ、労働者の人的資本が損なわれ、求職意欲が低下してしまう可能性が危惧される。

一方、労働サービスを需要する側から見れば、景気回復が見込めなければ、労働者と安定的な長期雇用関係を結ぶことに躊躇する。時代を遡ると、日本経済が世界の羨望の的であった1980年代までは、土地を担保とした銀行貸し付け、輸出企業の強い国際競争力や安定的な地域経済の振興と統合的なメインバンク制、新卒の大量採用などが、長期的な経済成長を支える相互に補完的なシステムとして機能していた。しかし、このシステムは長期的な経済のパイの拡大を前提としたものであった。1990年代以降には状況が一変し、景気低迷が長期化し、個別企業の破綻リスクも高まり、地域経済の疲弊が進んだ。

この間、若年層が正規雇用される機会が減少し、従来は解雇されにくかった壮年層の解雇が増えていった。さらに、公共事業費の削減により、過疎化や高齢化が進む地方では財・サービス需要が不足し雇用が減り、他の地域に雇用機会を求める必要が高くなった。1999年の労働者派遣における規制緩和は、こうした状況に対する政策対応であったが、経済の長期低迷により、失業状態からなかなか脱出できない人々は増加しつつある。特に、リーマン・ショックがもたらした大規模で持続的な需要の減少が雇用に著しい打撃を加えたことは記憶に新しい。

景気が回復してノーマルな経済状況になったとしても解消しない失業率は、摩擦的・構造的失業率と呼ばれる。このうち、摩擦的失業は、誰でも職探しの時間を要することから、それほど大きな問題ではないが、構造的失業は経済構造や制度、産業・技能・年齢・地域間のミスマッチなどによって生まれる失業で、失業状態から脱することが困難な失業を指す。1990年代以降には、失業率が上昇傾向にあるが、長期停滞によって、様々なミスマッチが顕在化した可能性がある。

本章の主要な目的は、NAIRU（インフレ率に上昇・下落圧力を加えない失業率）の動学プロセスを定式化した上で、物価上昇率と完全失業率との間にあるトレードオフを示すフィリップス曲線の推計を行い、その副産物として1970年代から2008年までの各四半期のNAIRUを推計することにある。ここでの基本的な考え方は、構造的失業者と摩擦的失業者の和は、彼らが労働市場で仕事を見つける可能性が低いことから賃金率の変化とはほとんど関係がないのに対し、それ以外の失業者（需要不足失業者）の多寡は労働の需給バランスの変化を通

して賃金率の上昇・下落に影響を与えるというものである。

では、なぜ構造的失業者と摩擦的失業者を容易に雇用されないとみなすのだろうか。まず構造的失業者は、失業状態から容易に脱することができない失業者である。一方、摩擦的失業者については、摩擦的失業者個人は、失業状態と雇用状態（および非労働力状態）との間を頻繁に行き来している。しかし、労働市場における求職求人情報を完全に知ることは困難であることなどから、自分に適した職を見つけるまでに、通常、どうしても時間がかかる。そこで、摩擦的失業者個人ではなく、経済全体の摩擦的失業者というグループについては、その人数は容易に減らないとみなす。

したがって、フィリップス曲線を推計する際には、経済の需要不足の状況を反映していると考えられる「失業率－（構造的失業率＋摩擦的失業率）」を物価上昇率の説明変数の一つとする。このため、フィリップス曲線を推計する際に同時に推計されるNAIRU（インフレ率に上昇・下落圧力を加えない失業率）は、ほぼ「構造的失業率＋摩擦的失業率」に対応している。

NAIRUの値は観察可能ではなく、現実にはNAIRU自体が時とともに変化していると考えられるので、NAIRUの変動プロセスを定式化し、フィリップス曲線を推計する際に、各期のNAIRUを同時に推計する。なお、フィリップス曲線は、インフレ期待の変化や石油危機などのサプライ・ショックによってシフトするため、これらを適宜コントロールする必要があるが、インフレ期待の変化やサプライ・ショックを完全に反映した変数を見つけることは難しい。

ここで、NAIRUと「構造的失業率＋摩擦的失業率」との違いについて触れる。NAIRUと密接に関連した概念に、ミルトン・フリードマンの自然失業率仮説における自然失業率がある。自然失業率は、構造的失業率と摩擦的失業率の和と考えられ、合理的期待形成をしている各経済主体の期待が正しくなる長期においては、失業率が自然失業率に等しくなる。自然失業率とは、労働市場だけでなく他の市場も均衡しており、現在および将来の価格について自己実現的な期待が形成されている時の失業率である。自然失業率とNAIRUとの違いについて詳述した文献は少ないが、Phelps and Zoega（1997）にあるPaul Samuelsonによる例にならって述べる。

今、経済は自然失業率（5%と仮定する）に等しい失業率になっており年率1%のデフレ状況にあると仮定する。簡単のため、サプライ・ショックなどは無視する。第1のケースとして、もしも、全ての人々が正しい期待を持っていたとすれば、この失業率は物価上昇率に、上昇あるいは下落圧力を加えないので、来期のデフレ率も1%にとどまる。このケースには、自然失業率もNAIRUも5%である。第2のケースとして、現在、雇用されている労働者たちだけが、現実以上に深刻なデフレ期待（年率3%のデフレ期待＝3%の期待賃金下落率）を持っていると仮定する。実際には、現在の失業率は5%の自然失業率に等しいものの、雇用されている労働者たちが、解雇された際の賃金下落を必要以上に恐れるため、現在の職場で賃

金カットを受け入れてしまう。これは、賃金下落や物価下落を招くため、年率2%のデフレになると仮定しよう。この第2のケースではNAIRUは、これまで通りの年率1%のデフレをもたらすような、現実の失業率5%より低い失業率（たとえば4%）となる。しかし、この第2のケースでも自然失業率は5%である。第2のケースからわかるように、雇用された労働者たちが必要以上にデフレを恐れる場合には、NAIRUよりも自然失業率が高くなる。

現実のデータを用いてフィリップス曲線を推計する場合には、自然失業率を直接推計することは難しい。なぜなら、推計期間中に、労働生産性上昇率や失業保険制度などが変化し自然失業率が変化する可能性があるほか、前の段落で見たように、実際には、人々の期待形成には過誤があり、その過誤の大きさが現実のインフレ率に反映されてしまっているからである。

そこで本章では、自然失業率と密接な関係があるNAIRUを推計し、これを摩擦的・構造的失業率の推計値とみなすことにする。特に、最近の日本経済の長期停滞が、摩擦的・構造的失業率に与える影響について考察していく。その際には、昨今の日本経済が世界でも稀に見る継続したデフレ状態、超低金利状態にあることに着目し、フィリップス曲線の定式化を工夫する。

第5節では、長期のデフレ状態が賃金の下方硬直性を高め、賃金よりも雇用量の調整が行われやすくなっている点を指摘する。第6節では、日本経済が流動性の罠に陥り、人々がデフレ期待を持ち続けている状況では、GDPが減少しやすい経済構造になっていることを見る。これら2つの要因は、フィリップス曲線の傾きに影響を与え、インフレ率の低下が、より大きな失業率の上昇に結びつくかもしれない。また、NAIRUに関しては、NAIRUの上昇トレンドが1990年代以降変化している可能性がある。

本章のもう一つの目的は、NAIRU推計の手法上の改善にある。フィリップス曲線を推計する場合、日本では、インフレ率の変動が大きい1970年代と、デフレ状況でインフレ率の変動が少なくなった1990年代以降とは対照的である。そのため、フィリップス曲線の式やNAIRUが従う確率過程の誤差項の分散が時代によって異なる可能性を考慮する必要がある。1960年代から1980年代まで、景気変動に対して日本の失業率はあまり感応的ではなく、失業率が労働市場の需給ギャップを良く反映しているとは言えないので、NAIRUの推計は困難であった。第1次石油危機により米国の失業率が4%台から8%台に急上昇するなど、第1次石油危機を契機に、欧米の失業率は一段と高いレベルに上昇し、そして、大きな振幅を持って変動するようになったが、日本の失業率は1%台から2%台への小さな上昇にとどまり、1970年代後半においても失業率の変動は極めて小さなものにとどまった（例えば、水野（1992）P6-7参照）。他方、日本がデフレ状態に陥った1990年代後半以降では、インフレ率の変動は比較的小さく、失業率は相対的に大きく変動した。このデフレ期は、経済が危機的状況に陥り、ゼロ金利政策や量的緩和政策を駆使した時代を含むが、この時代には、フィリップス曲線の関係が変質していた可能性がある。

本章では、フィリップス曲線の式の誤差項の分散が大きいレジームと、分散が小さいレジームという2つのレジームがあると仮定し、レジームが確率的に切り替わるマルコフ・スイッチング・モデルによって、極端に大きなインフレ率の変動が起きた期を別個に扱うことにした。また、デフレ期にNAIRUが急上昇する可能性を捉えるため、NAIRUが変化する方向が確率的に変化する、確率的ドリフト付きランダム・ウォーク過程としてNAIRUの変動プロセスをモデル化した。

本章が伝えたいメッセージは、フィリップス曲線の式の誤差項やNAIRUが従う確率過程の誤差項の不均一分散の処理の重要性である。第一次石油危機からリーマン＝ショックまでの期間で、NAIRUがランダム・ウォークに従うと仮定し、フィリップス曲線の説明変数に様々な説明変数を用いたところ、第1-7-3図（モデル1）が成功例と言えるほどに、良い結果が得られなかった。すなわち、推計されたNAIRUは、第1-7-3図を見ればわかるように、現実の失業率や日本経済を反映しているとは思えず、非現実的であった。それらの失敗例では、どの四半期においても、フィリップス曲線の式の誤差項や、ランダム・ウォークに従うNAIRUの誤差項が同じ分散を持つと仮定（均一分散）していた。しかし、実際には、インフレ率が大きく変動する時期や、NAIRUが大きく変化する時期は限られており、均一分散の仮定は非常に問題がある。分散不均一性をマルコフ・スイッチング・モデルで処理し、NAIRUに関して、確率的ドリフト付きランダム・ウォークを仮定した以外は、本章におけるモデルは稚拙なものにとどまっている。しかし、これらを変えただけで、第1-7-14図（モデル4）のように、現実の失業率や経済情勢をある程度反映したNAIRU推計を得ることができた。均一分散の仮定がNAIRU推計値に小さくない影響を与えうることが示されたことになる。

モデル4では、1997年の北海道拓殖銀行破綻などで経済の変調が露わになり、さらに1999年の改正労働者派遣法などの影響もあり、労働者の非正規化が進行していく過程で、それまで3%近辺であり動かなかったNAIRUが上昇し、最近では約5%になっていることが示された。興味深いことに、第1-7-14図によれば2002年2月からの「いざなぎ景気越え」は、NAIRUの低下には、ほとんど貢献しておらず、主に需要不足による失業の削減に貢献した。しかし正確な判断を下すためには、今後の課題として、インフレ期待の定式化や、経済理論に依拠したモデルをさらに発展させる必要が残されている。

第2節 文献サーベイ

1. 日本のフィリップス曲線

福田・慶田（2004）は、日本ではフィリップス曲線における失業率がインフレ率に対して、あまり有意な説明力を持たない理由として、日本の失業率が最近まで、低い水準で安定しており、景気の変動にあまり反応しなかったことを指摘している。特に、日本では失業率とGDPギャップとの関係が不安定なため、失業率は景気の代理変数としては望ましくないと考えら

れる。そのため、失業率と比較してより景気感応的である有効求人倍率などの代替的な労働市場のデータを用いてフィリップス曲線のパフォーマンスを向上させる試みがある。また90年代の日本経済では景気循環の変動と構造変化のいずれもが非常に大きいため、NAIRUを正確に計算することが非常に困難になっている。さらに、日本では消費者物価指数（CPI）の季節性が大きく、季節性の除去を適切に行わないと、過去のインフレ率が将来のインフレ率の予測に役に立たない。インフレ率を自己回帰（AR）過程で推計しようと試みた際、先進国の中で、日本は最もあてはまりが悪い国であったとしている。

これらの問題点を指摘した上で、福田・慶田（2004）は、フィリップス曲線のあてはまりを改善するために、インフレ予測のサーベイ・データの活用を提唱している。分析では、生鮮食品を除くCPIのインフレ率を用い、サプライ・ショックとしては輸入物価指数の変化率を用いている。アウトプット・ギャップを反映する変数としては、失業率（または失業率の逆数）の他に、製造業・鉱業の稼働率、所定外労働時間などを用い、様々な定式化を比較検討した。推計期間は、1977年第1四半期～1998年第4四半期である。フィリップス曲線の説明変数として、インフレ率の4期までのラグや8期までのラグを検討している。その結果、サーベイ・データ（総務省の「消費動向調査」に基づくインフレ期待）を用いない場合に比べ、用いた場合の方が修正R²で測ったあてはまりが改善した。一方、フィリップス曲線の説明変数であるアウトプット・ギャップやサプライ・ショックからインフレ率への影響はさほど小さくなく、これらを用いても、日本におけるインフレ率の予測力をほとんど改善しない。サーベイ・データを用いない推計では、説明変数として用いられたインフレ率のラグのうち、4四半期あるいは8四半期のラグが統計上有意になることが多い。なお福田・慶田（2004）ではNAIRUの推計値については報告されていない。

2. NAIRU型のフィリップス曲線

北浦・坂村・原田・篠原（2003）は、NAIRU型のフィリップス曲線を仮定し、物価上昇率を、期待物価上昇率、需給ギャップ（失業率や失業率の逆数など）、サプライ・ショック（輸入物価指数の前年同期比）に回帰した。フィリップス曲線が、

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

（ π はインフレ率、 E は期待値を表すオペレーター、 U は失業率、 U^* は構造的失業率、 b はパラメータでフィリップス曲線の傾きである）

のように定式化され、今期のインフレ率期待である $E\pi(t)$ の部分が、 $\sum \beta_i \pi(t-i)$ のように、過去のインフレ率の実現値の過重和の形で表され、しかも、 $\sum \beta_i$ が1に等しい場合にNAIRU型と呼ばれる。この定式化の特殊ケースとして今期の期待インフレ率が前期のインフレ率に等しいとされるケース、すなわち、 $E\pi(t) = \pi(t-1)$ というケースが考えられる。

NAIRU型のフィリップス曲線を用いて、構造的失業率を推計する際には、フィリップス曲線を

$$\pi(t) = \sum \beta_i \pi(t-i) + bU(t) + a + \text{サプライ・ショック} \quad (2\text{式})$$

のように定式化する。(1式)と(2式)を比較すると、(1式)にある、実際には観察できない構造的失業率 U^* と $b \times (-1)$ の積が、(2式)の定数項 a に対応しているため、構造的失業率 U^* は $-a \div b$ と計算して求めることができる。

ただし、実際に推計を行うと、1970年代から最近までインフレ率が概ね低下傾向にあることもあり、日本の多くの研究では $\sum \beta_i$ は1未満になっている。

北浦・坂村・原田・篠原(2003)のフィリップス曲線の推計では、期待物価上昇率の代わりに過去の物価上昇率のラグ(最大で4期まで)を説明変数としている。物価上昇率は、消費者物価指数(生鮮除き総合)の前年同期比の上昇率を用いている。推計期間は1981年第1四半期から2000年第4四半期で、この全体の期間を用いた推計と、前期(1981年第1四半期～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)に分けた推計を行い構造変化の有無を確認している。説明変数である失業率については1期のラグをとり、需給ギャップがインフレに与える影響にラグがあることを考慮している。需給ギャップの部分については、三種類の定式化(失業率、失業率の逆数、失業率-UV分析で得られた構造的失業率)で推計した。その結果、線形・非線形の両方の定式化で、1990年代になってフィリップス曲線の傾きが緩やかになっていることが示唆されている。また期待インフレ率の係数之和は、いずれの定式化でも1未満であった。

原田・北浦・坂村・篠原(2002)では、インフレ率が期待インフレ率と等しくなる場合のフィリップス曲線の高さが、安定的とみなされる低い物価上昇率(2%、0%、-1%)に等しくなる失業率を構造的失業率とみなし、構造的失業率を推計している。需給ギャップとして、失業率の逆数を用いたフィリップス曲線(説明変数として用いるインフレ率のラグは最長で4四半期分)の場合、1981年から1990年では、上記の3種の物価上昇率にそれぞれ対応する構造的失業率は、(約2.35%、約3.26%、約4%)、1991年から2000年では、(約1.9%、約3.5%、約6%)となっている。後半の期間の方が、構造的失業率の値が、想定する安定的な低い物価上昇率の影響をより受けやすくなっているのは、長期フィリップス曲線の傾きがより緩やかになっているためである。推計されたフィリップス曲線の式で、各期の消費者物価上昇率が等しいとして導出した長期フィリップス曲線の傾きが緩やかになると、インフレ率のわずかな低下でも、長期フィリップス曲線に沿った動きをすれば失業率が大きく上昇することになる。失業率が大きく上昇しても、同一の長期フィリップス曲線上を動く限り、それぞれのインフレ率に対応した構造的失業率は変わっていないので、長期フィリップス曲線が緩やかな傾きになった後半の長期フィリップス曲線の下では、失業率の上昇のうち、構造的失業率の上昇とみなすべき部分は小さいであろうと論じている。

3. フィリップス曲線推計上の工夫

Nishizaki and Watanabe(2000)は、短期フィリップス曲線の推計に様々な工夫をこら

した論文である。日本では近年デフレ状況が続き、名目賃金の調整が困難になっている可能性があり、その影響を受けてフィリップス曲線の傾きも変化している可能性がある。インフレ率がほぼゼロである時期のフィリップス曲線の傾きを正確に求めるため、Ball and Mankiw (1995) が提唱した、様々な財の相対価格の変化の分布に見られる歪みの尺度をサプライ・ショックとして用いている。また、期待インフレ率をどのように定式化すべきかは難しい問題だが、各県の有効求人倍率とインフレ率をパネル・データとして活用し、各県のデータの全国平均データからの乖離を計算することにより、各県のデータから、将来の金融政策に関する期待の変化に依存する、全国共通の期待インフレ率の変化を除去している。有効求人倍率は、労働市場の循環的な変動を反映しており、労働市場における需給ギャップを反映した変数として利用されている。失業率は、県単位のデータが得られないことから、各県のデータが入手できる有効求人倍率はその代わりとなる。

1971年から1997年のデータを用い、それぞれの回帰式で、インフレ率としては(1) CPI(前年同期比)、(2) 労働者一人あたり名目賃金上昇率(前年同期比)、(3) 時間あたり名目賃金上昇率(前年同期比)の3種類を使っている。

推計する短期フィリップス曲線の式は、

$$\pi_{it} = (\alpha_t + \beta_i) + \beta x_{it} + \gamma s_{it} + u_{it}$$

で、まず括弧内の α_t と β_i は、短期フィリップス曲線の位置を規定しており、 α_t はt期における全国共通の要因を、また β_i は時点に関わらない地域iごとの要素を表している。各県の物価水準に対する全国共通の要因 α_t のひとつにコアインフレ率があり、これは将来の金融政策に関わる全国レベルの期待インフレ率によって決定されている。 x_{it} はt期のi県の有効求人倍率である。

主要な目的は、フィリップス曲線の傾きを表す β を正確に推計することにある。まず全国レベルの時系列集計データを用いて、この傾きが、インフレ率が低い時には変化しているか調べるため、インフレ率が3%よりも低い時に1となるダミーを作り、このダミーと有効求人倍率(x_{it})の積を回帰式の説明変数に含むようにした。その結果、このダミー×有効求人倍率は統計上有意で、インフレ率が3%よりも低い時に傾きはより緩やかになっていた。すなわち、フィリップス曲線は直線ではなく、インフレ率3%未満では屈折していた。さらに、この屈折がインフレ率2%未満で起こる定式化では、ダミー×有効求人倍率は有意でなくなった。これは、インフレ率が2%ではなく3%の付近でフィリップス曲線の傾きが緩やかになった可能性を示唆している。

さらに、フィリップス曲線の非線形性を検証するため、被説明変数のインフレ率 π にBox-Cox変換を施して、 $B(\pi) = (\pi^\lambda - 1) / \lambda$ として、他の回帰係数とともに λ の値を推計したところ、 $\lambda = 1$ (この時 $B(\pi) = \pi - 1$ となりフィリップス曲線は線形になる)とする帰無仮説は有意水準0.1%で棄却され、短期フィリップス曲線の傾きが変化しているという仮説と整合的な結果を得た。

4. 名目賃金の下方硬直性

1990年代に日本のフィリップス曲線がフラット化した要因について、山本（2010）は、ニューケインジアン・フィリップス曲線を用いた枠組で考察した。バブル崩壊後にはインフレ率が低下したため、名目賃金の下方硬直性は、実質賃金の下方硬直性を意味することとなるため、1992～1997年頃に存在していた名目賃金の下方硬直性によって、労働市場では賃金調整に代わる雇用調整の必要が生じ、失業率が高くなったと考えられると先行研究に基づき、結論づけている。同じく、先行研究に基づき、女性などの縁辺労働者の就業意欲喪失効果の減退により、就職の見込みが低くても求職活動をする者が増え、労働市場の不完全性が増し、結果としてフィリップス曲線のフラット化が起きた可能性が高いとした。

これら二つの要因のうち、黒田・山本（2006）は、「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）の都道府県・企業規模・年齢別・性別データを用い、フルタイム労働者の年間収入で測った名目賃金の下方硬直性が1998年頃より観察されなくなったとする。さらに、山本（2007）は、2004年～2007年の『慶應義塾家計パネル調査』を用い、労働者個人レベルで見ると、所定内給与と残業手当、賞与とを合わせた日本の近年のフルタイム労働者の年間給与は、国際的に比較しても、大きな伸縮性を持っているが、所定内給与は2004年～2006年においても下方硬直性があるとした。

バブル期以前にも、日本の名目賃金は、ボーナスが伸縮的に変動し、労働時間の変化によって残業手当も大きく変動するため、伸縮性が高いと言われていた。これに対し、所定内給与の引き下げは、生涯所得の低下を意味することが多いため、従業員の理解を得ることが一層困難である。従って、名目賃金の下方硬直性がなぜ存在するか理解するためには、フルタイム従業員の所定内給与の下方硬直性について調査する必要がある。Ariga and Kambayashi（2010）は、2008年に、製造業とサービス産業の従業員50人以上の企業を対象に1990年以降に経営上の苦境に陥った企業が、フルタイム従業員を対象に、どのような雇用調整や賃金調整を行ったかアンケート調査を行い2645社から回答を得た。その結果、労働コストの大幅削減が必要な場合に、企業はフルタイム従業員の士気低下や入社する従業員の質の低下を恐れて所定内給与の引き下げを限定的にして、むしろ雇用削減を選択する傾向が見られた。さらに、所定内給与の削減を実施する可能性が高い企業は、経済レントを享受している独占企業や、労働市場における有能な従業員の獲得に関し競争が少ない企業などであった。これらの企業は、所定内給与を削減する余地が大きいためである。

これらの先行研究を総合すると、経済レントやボーナス削減余地、労働時間の削減による残業手当削減余地があれば、フルタイム従業員の年間給与の下方硬直性はそれほど大きくないと考えられる。しかし、長引く不況や小売業の規制緩和などにより、経済レントの縮小やボーナスのカットが続けば、山本（2010）が1992年～1995年に起きたと指摘するように、名目賃金の下方硬直性が顕在化する。また、1997年の拓銀等の破綻後のように予想外の大きな経済ショックが起き、多くの企業が資金繰りに困る時期には、一部の企業では、従業員が

所定内給与の削減を受け入れざるを得ない状況になり、名目賃金の下方硬直性が一部緩和されるであろう。

5. ランダム・ウォークするNAIRU

Gordon and Stock (1998) など多くの研究が、時間とともに変化しうるNAIRU (可変NAIRU) がランダム・ウォークに従うと仮定している。一般に変数 x_t がランダム・ウォークに従う場合、 $x_t \sim x_{t-1} + \varepsilon_t$ (誤差項 $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$) と表すことができる。従って、 $x_t = x_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_{t-1}$ となり、過去に起こった誤差項の影響は、今日まで累積し、ショックが起きた時点に関わらず、今期の x_t に対して全く同じ影響を与えることになる。また、 x_t の分散は、時間とともに比例的に増大する。

Gordon and Stock (1998) は、このランダム・ウォークの仮定により、各四半期にNAIRUが限られた幅しか動けないようになっていて、こうした制約がなければ、NAIRUの動きが、他の説明変数で説明されていない残余のインフレ率の変動の多くを吸収してしまうことになりかねないと説明している。しかし、ランダム・ウォーク過程が意味するように、NAIRUの各時点の動き全てが、将来まで永続的な影響を残すかということ、そうとは言い切れず、十年もすれば影響が少なくなる労働市場の構造変化を数多く想像できよう。さらに、NAIRUがランダム・ウォークに従うと仮定すると、遠い将来のNAIRUの分散は無限大になるが、NAIRUや失業率は0~100 (%) の値しか取らないので、分散が無限大になるのは非現実的であるという批判がある。

こうした批判があるものの、NAIRUがランダム・ウォークするという仮定は良く使われている。その理由を少し考察したい。NAIRUは観察不可能で、経済構造の変化や制度の変化によるマッチング効率性の変化を反映して変化する。こうしたNAIRUの動きについて、先験的にNAIRUが特定の確率過程に従うと私たちが特定できないことも事実なのでNAIRUの動きについて強い制約を課さないものであることが望ましい。最低限の要請として、NAIRUが取り得るパスと矛盾しそうになく、しかも、NAIRUを記述する確率過程が景気変動に見られるような循環成分を含まない確率過程を使うことが望ましい。その意味では、例えば、ARMAモデルは2時点間の観測値の間の相関係数が、2時点が離れていくと急速にゼロに近づくので、(長期的な経済構造の変化を反映した構造的失業率をその一部に含む) 構造的・摩擦的失業率の指標であるNAIRUの動きを表す確率過程としては適切ではない。また、カルマン・フィルターを用いてNAIRUを推計する場合には、望ましい性質を持つ推計量を得られるかどうかの問題になるため、NAIRUの動きを表現するのに相応しい確率過程のクラスは限られるのではないと思われる。

最近のNAIRU推計で、比較的良く使われているものとしてNAIRU自体がランダム・ウォークするという仮定と合わせて、失業率ギャップ (失業率のNAIRUからの乖離) がAR過程に従うと仮定する例 (Laubach 2001) がある。

U_t^N をNAIRU、 U_t を失業率として

$$(U_t - U_t^N) = \varphi(L)(U_{t-1} - U_{t-1}^N) + w_t \quad (3式)$$

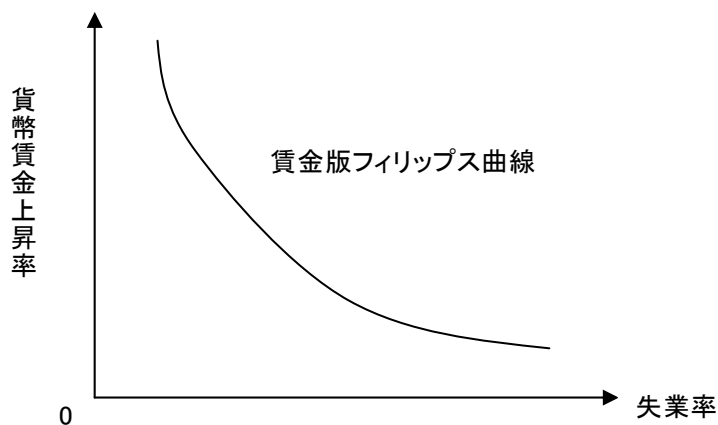
という確率過程を仮定し、ラグオペレーター L に関する多項式 $\varphi(L)$ が $\varphi(1) < 1$ という条件を満たすならば、Friedman (1968) の自然失業率仮説の見解の通り、失業率が長期間、自然失業率から乖離することはない。OECD研究者 (Gianella, Koske, Rusticelli, and Chatal 2008) は、Laubach (2001) に従い、この式をAR(2)モデルとして加えることにより、推計結果が、サンプル期間や初期値に影響を受けにくくなったことを確認した。

(3式)の意味するところを理解するためにも、教科書的なフィリップス曲線の説明 (Lipsey and Chrystal 2007) を見ることにする。以下では、横軸を実質GDPとするフィリップス曲線をも導入するが、総供給曲線や総需要曲線を用いた流動性の罫の分析の準備にもなっている。

第3節 フィリップス曲線

Phillips (1958) が見いだした貨幣賃金上昇率と失業率との間の負の相関関係は、フィリップス曲線と呼ばれ、第1-3-1図のような形状として描かれることが多い。グラフの左側の領域では、失業率が低く、好況で生産活動が活発に行なわれており、労働市場も逼迫して貨幣賃金上昇率が高い。逆に、失業率が高いグラフ右側では不況で貨幣賃金上昇率は低くなる。

第 1-3-1 図 賃金版フィリップス曲線

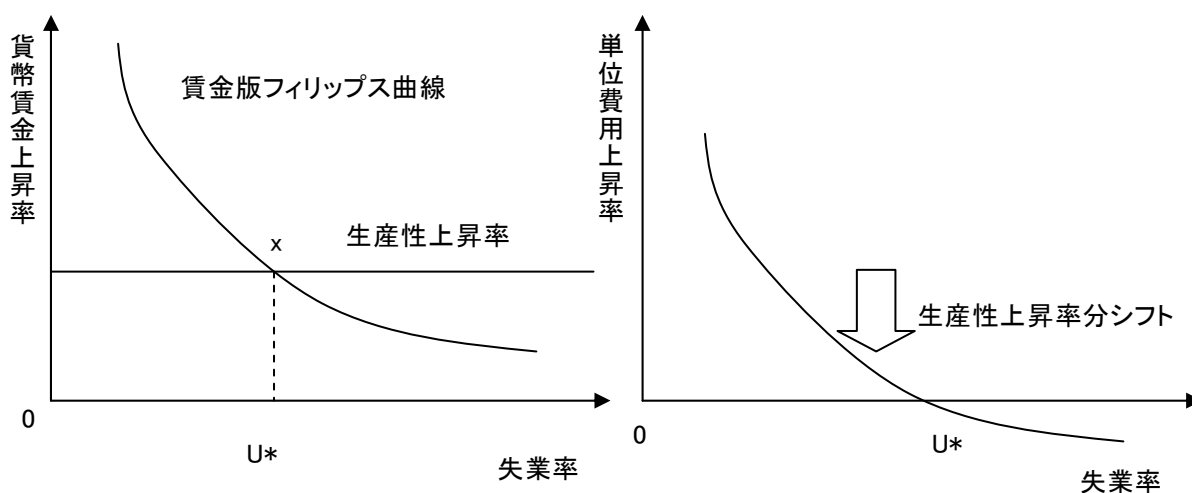


さらにフィリップス曲線は、原点に対して凸の形をしているとされることが多い。総需要が需要超過の場合と、供給超過の場合とでは非対称性が存在するためである。まず、常にある程度の摩擦的失業があるため、労働市場が逼迫している時には人手不足が深刻になり賃金上昇は迅速である。一方、失業率が高くなっても、貨幣賃金上昇率の低下に与える影響は比較的小さいため、高失業率の領域では曲線の傾きは比較的緩やかになる。特に、貨幣賃金の低下に対する労働者の心理的抵抗は強いので、失業率がある程度高くなると貨幣賃金上

昇率がマイナスにはなりにくい。(第1-3-1図は失業率が高くなっても、貨幣賃金上昇率が負にならないケースで、賃金版フィリップス曲線が横軸よりも上方に位置している。)

次に、労働が唯一の生産要素であると仮定して、賃金版フィリップス曲線から、失業率を横軸に、単位費用の増加率を縦軸に対応させたグラフを導出する。労働が唯一の生産要素という仮定から、単位費用(生産物1単位あたりの生産コスト)の増加率は、貨幣賃金率の増加率マイナス労働生産性増加率になるので、単位費用上昇率を表す曲線は、賃金版フィリップス曲線を労働生産性増加率分だけ下にシフトさせた曲線になる。

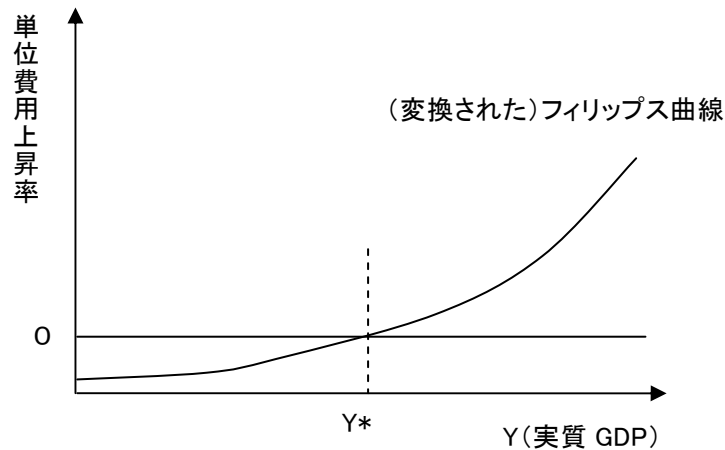
第1-3-2図 単位費用上昇率と失業率の関係



第1-3-2図の左のグラフで、貨幣賃金上昇率と、生産性上昇率(水平に描かれた直線)が等しくなっている点xでは、例えば、貨幣賃金が10%上昇している時に、労働者が単位時間あたりに生産する生産量も10%増加しているため、生産物1単位あたりの生産コストは以前と変化していない。しかし点xよりも左側では貨幣賃金上昇率が生産性上昇率を上回り生産物1単位あたりの生産コストが上昇する。したがって、点xにおける失業率 U^* (NAIRU)の左側の領域がインフレ、右側がデフレに対応している。第1-3-2図の右側では、単位費用上昇率を表す曲線が U^* で横軸を横切っており、この失業率 U^* で単位費用上昇率が0になっていることを表している。

労働力人口を一定と仮定すると、失業率が高い時には雇用水準が低く、実質GDPが低い。そのため、失業率と実質GDPの間には負の関係がある。この負の関係を利用して、横軸の失業率の代わりに実質GDPを横軸にとると、第1-3-3図のように、単位費用上昇率は、実質GDPと正の関係を持つことが示される。この右上がりの曲線は、基本的には、フィリップス曲線の関係を表している。通常はフィリップス曲線の横軸は失業率だが、ここでは実質GDPを横軸にしているので、これを(変換された)フィリップス曲線と呼ぶことにする。 Y^* は潜在GDP(実質)で、NAIRU(U^*)に対応する生産量である。

第 1-3-3 図 (変換された)フィリップス曲線



この第1-3-3図から、実質GDPが潜在GDP (Y^*) を上回る (下回る) 時には、単位費用に上昇 (下降) 圧力が加わることがわかる。もしも、単位費用が上昇 (下落) するならば、短期の総供給曲線 (SRAS) が上に (下に) シフトする。ここまでの説明のように、たとえ貨幣賃金率が完全に下方硬直的で貨幣賃金上昇率がマイナスにならない場合 (第1-3-2図左) でも、労働生産性上昇率が貨幣賃金上昇率を上回るならば、単位費用が下落する (第1-3-2図右、第1-3-3図)。

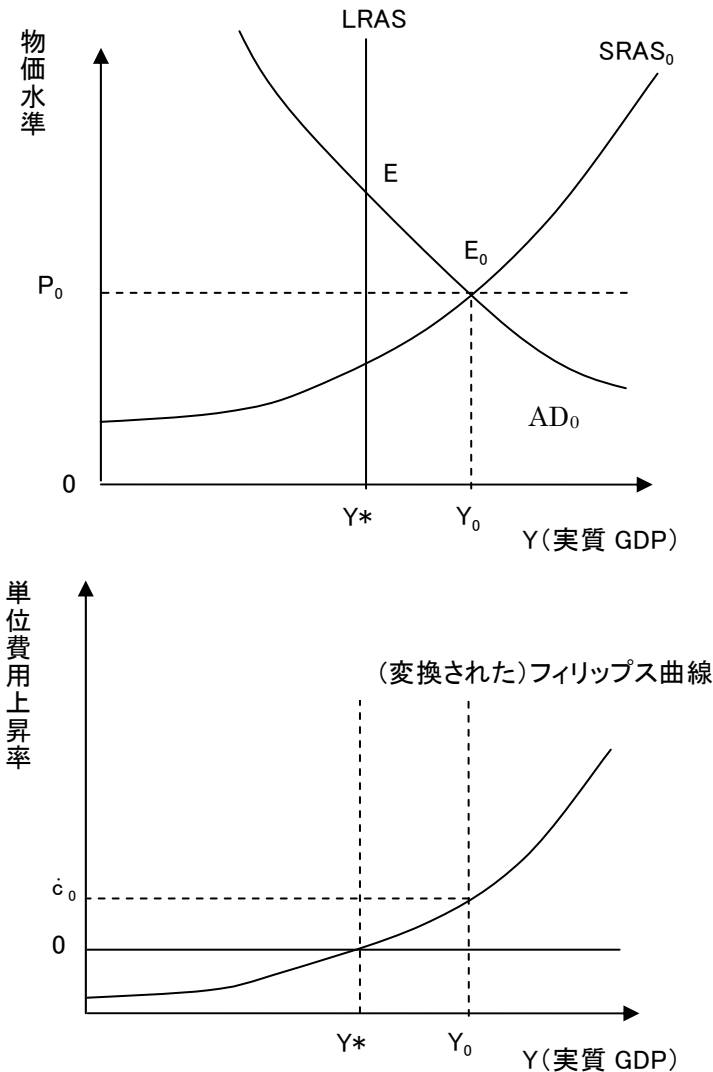
第1-3-4図は、縦方向に並べられた二つの図から構成されている。第1-3-4図上で、短期総供給曲線が $SRAS_0$ で、総需要曲線が AD_0 である場合に、財市場の均衡が E_0 となり、均衡GDPが Y_0 になっている。この時、第1-3-4図下に目を移すと、 Y_0 では、フィリップス曲線から、単位費用上昇率 \dot{c}_0 は正の値なので、この実質GDPの水準 Y_0 では、第1-3-4図上の $SRAS_0$ は上方にシフトする。なお、 \dot{c}_0 と書く際に、単位費用 c の上のドット (・) は変化率 (年率) を表す。

長期均衡では、実質GDPが潜在GDPの水準になる。第1-3-4図上では、長期総供給曲線 (LRAS) が潜在GDPの水準で垂直に描かれているのはそのためである。短期均衡の実質GDPが潜在GDP (Y^*) を上回る場合には、 $SRAS_0$ は上方シフトするが、それぞれの実質GDPにおける $SRAS_0$ の上方シフトのスピードは、第1-3-4図下のフィリップス曲線の高さによって示される。従って、 $SRAS_0$ の上方シフトが継続し、総需要曲線 AD_0 との均衡点が点 E になり、実質GDPが潜在GDPの水準 (Y^*) まで戻るといふ調整が起こる。

反対に、短期均衡の実質GDPが潜在GDP以下ならば、単位費用の下落により、短期総供給曲線 $SRAS$ が下方シフトし、やはり実質GDPが潜在GDPの水準に戻っていく。

Laubach (2001) らが仮定した (3式) は、実質GDPが低い時には単位費用が低下し、逆に実質GDPが高い時には単位費用が上昇して、潜在GDPに向かって調整されていくという、健全な経済が持つ調整過程をモデル化していることになる。

第 1-3-4 図 総需要・総供給曲線とフィリップス曲線



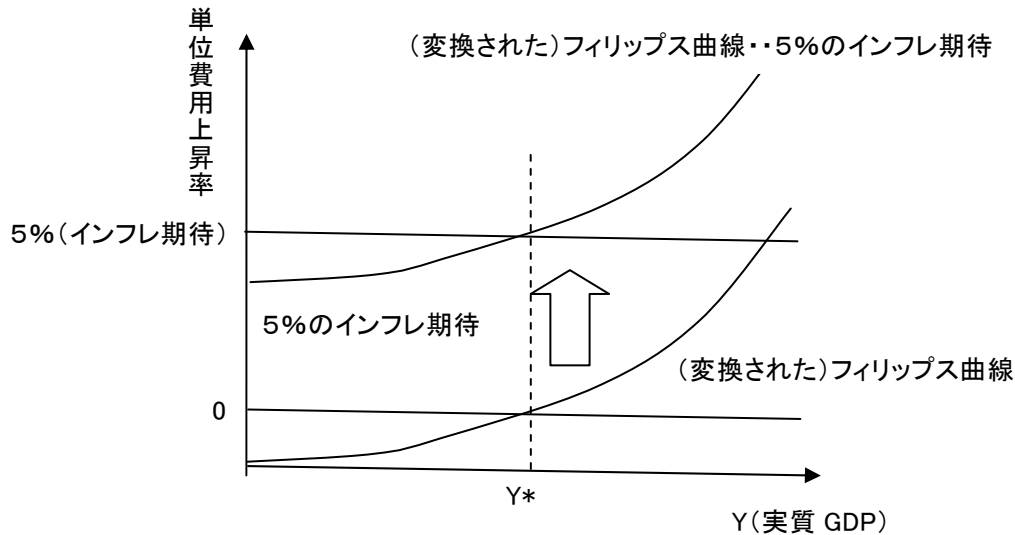
ここまでの説明では、インフレ期待や確率的なショックを捨象し、財市場における超過需要だけを考慮していた。インフレ期待がある場合には、人々がより高い賃金を要求して物価水準が上昇することになる。また、特に強い労組や、特に弱腰の経営陣が賃金交渉につくならば、賃金上昇圧力を強めるが、これらがショックの一例である。新たにインフレ期待やショックを考慮すると、

$$\text{賃金上昇率} = \text{需要効果} + \text{インフレ期待の効果} + \text{ショックの効果} \quad (4\text{式})$$

となる。例えば、5%のインフレ期待がある場合には、需要要因以外に、賃金や物価を5%押し上げる効果を持ち、フィリップス曲線は5%分だけ上方シフトする(第1-3-5図)。もし実質GDPが潜在GDP(Y^*)の水準にあるならば、需要要因によるコストへの影響がないため、実際のインフレ率=期待インフレ率となり、他に何もショックがなければ、経済では永遠に5%のインフレ率が存続する。つまり、潜在GDPに対応する失業率(NAIRU)では、インフレ率が変化しないことになる。(ここでは、話を簡単にするためNAIRUと自然失業率は区別

していない。)

第 1-3-5 図 インフレ期待によるフィリップス曲線のシフト

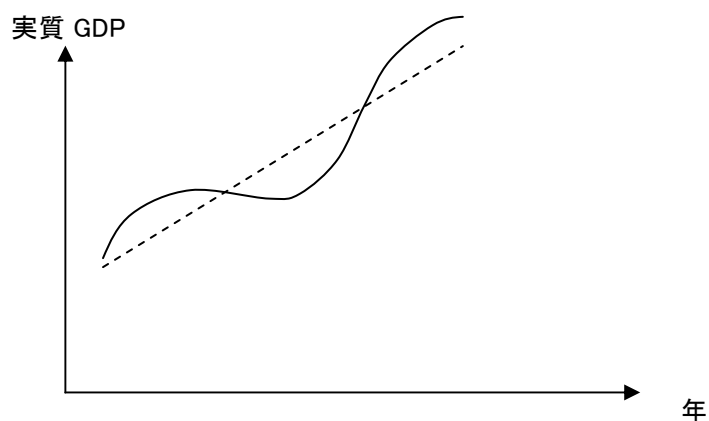


長期フィリップス曲線を、一定に保たれたインフレ率と実質GDPとの関係を表す曲線とすると、インフレ率が一定に保たれるのは、期待インフレ率とインフレ率が等しくなる（従って、右上がりの短期フィリップス曲線がシフトしない）時で、これは、実質GDPが潜在GDP水準にある場合に限られる。よって、長期フィリップス曲線は、潜在GDP（ Y^* ）の所で垂直な直線になる。なお、ここでは潜在GDPが時期によらず一定としている。

第4節 長期停滞期の日本経済

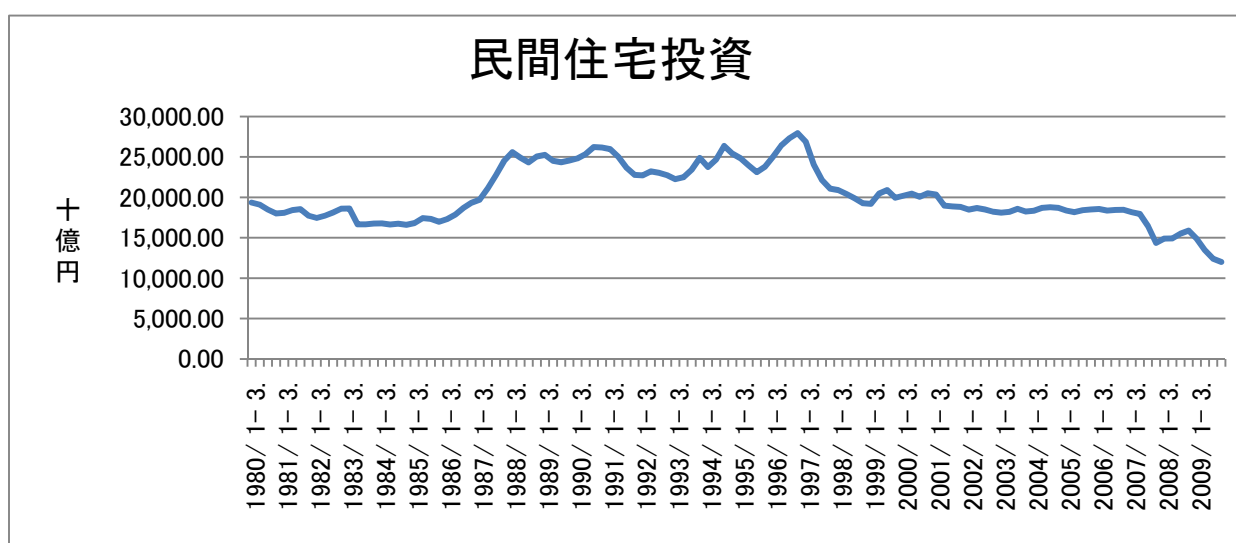
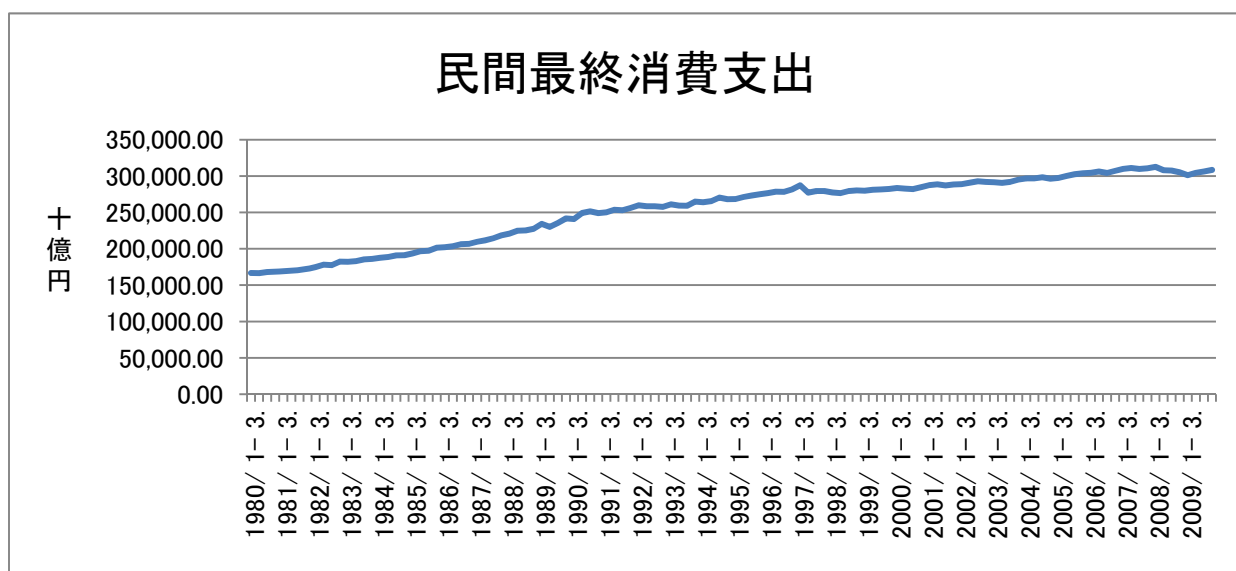
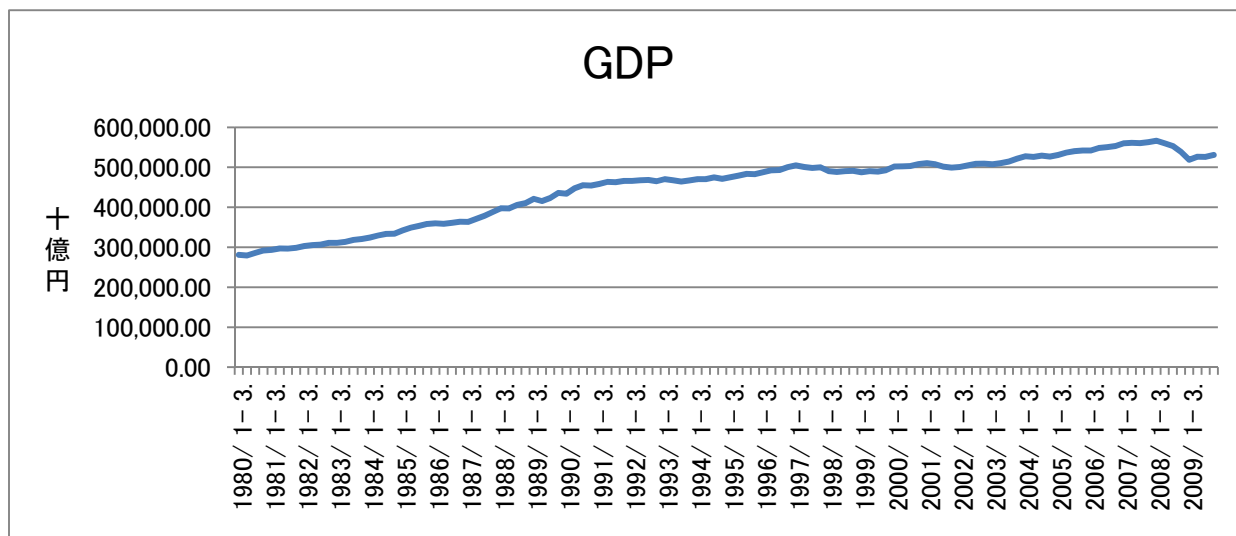
ここまで、横軸をGDPにしてフィリップス曲線と、総供給・総需要曲線との関係を見てきた。平常時の経済では、中期的な需給の調整を通してGDPは潜在GDPに戻る傾向があることがわかった。横軸を時間に、縦軸にGDPをとったグラフでは、供給側（労働力人口、生産技術、資本ストックなど）によって決まる潜在GDPと比較すると、現実のGDP（実線）は、好況時には潜在GDPのトレンド（点線）を上回り、不況時には下回りながら変化する。

第 1-4-1 図 実質 GDP と潜在 GDP： 実線が実質 GDP、点線が潜在 GDP の動き

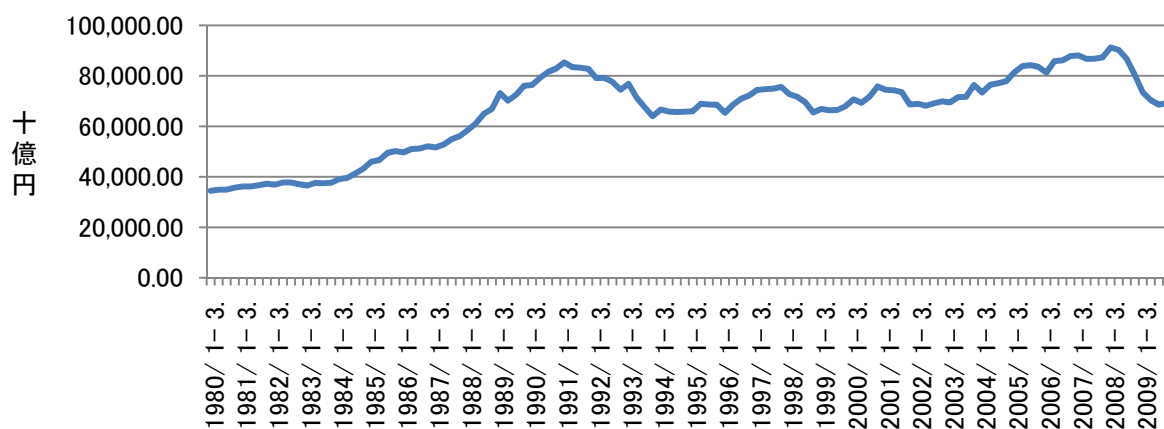


一方、近年の日本経済の特徴として、低いGDP成長率、低い成長率の持続による失業率の上昇、インフレ率の低下などを指摘できる。次の第1-4-2図は、国民経済計算（内閣府）の季節調整済み四半期データ（実質値、2000暦年連鎖価格）を使って1980年以降のGDP、消費、投資などの推移を示したものである。これらのグラフは、実質値の数字を用いているが、名目値でグラフを作成すると、デフレが進行した長期低迷期の経済活動や需要の落ち込みが一層印象的なものとなる。

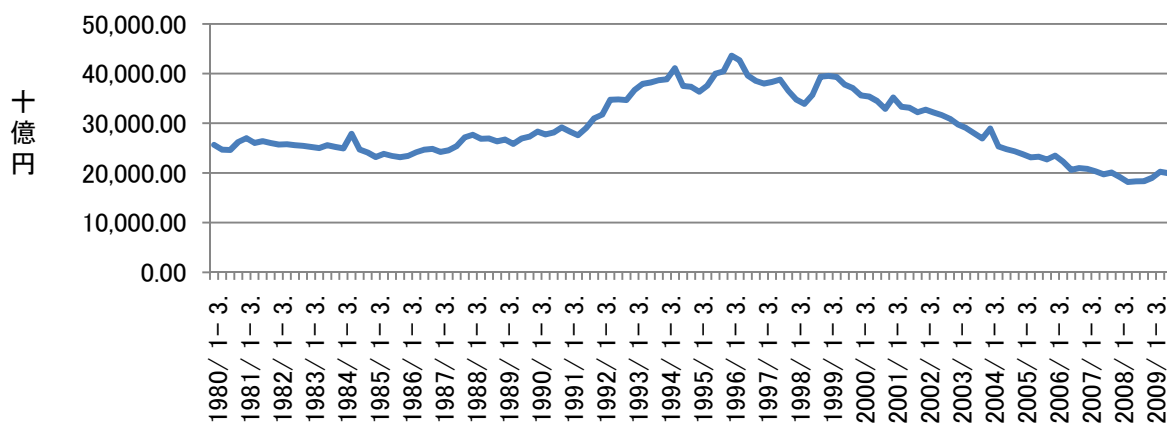
第 1-4-2 図 1980 年以降の日本のマクロ変数の推移 (GDP、投資、消費、純輸出) :
 実質値(縦軸の単位 = 2000 暦年連鎖価格 十億円)



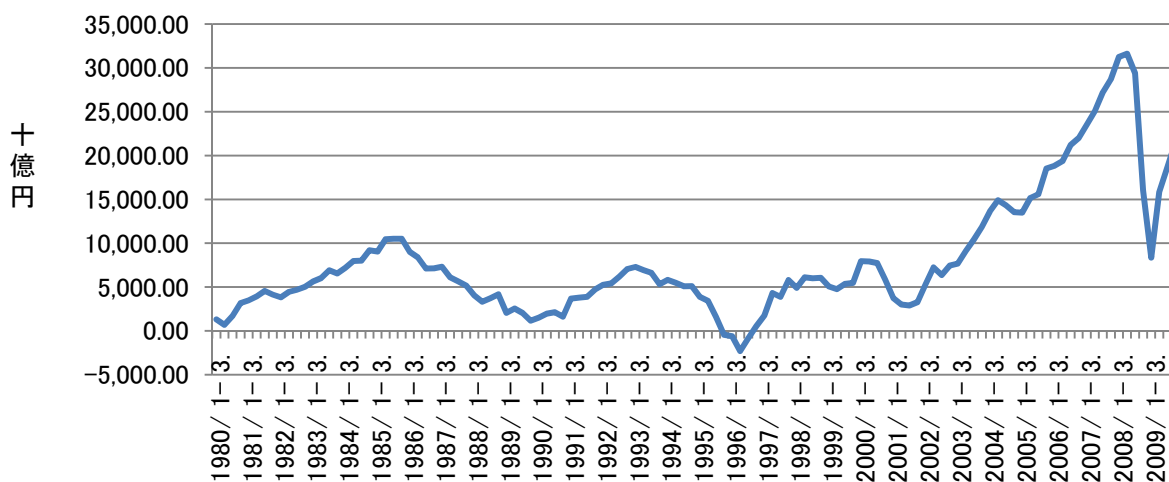
民間企業設備投資



公的固定資本形成



純輸出



岡田・浜田（2009）によれば、1990年の株価下落などのバブル崩壊以降、実質GDPの動きを中心に実物面では3つの局面に分けることができる。第一は、景気後退が始まった1991年4～6月期から次の景気のピークをつける97年1～3月期までの期間である。これまでのバブルによる資産価格の加熱を正常化するように見えた停滞局面で、以前よりは低い成長率だが約1.7%の平均成長率をしていた。第二は、97年4～6月期から2001年10～12月期までで、97年4月の消費税率引き上げによる、それまでの駆け込み消費の反動やアジア通貨危機をきっかけに、株価急落が銀行・証券の経営を悪化させ金融危機となり、生産物需要が急減した。この第二の局面の平均実質成長率はほぼゼロになった。第三の局面は、2002年1～3月期から2007年10～12月期までで、平均成長率は2%を越え、非正規雇用の拡大という面があるものの失業率は持続的に低下した。

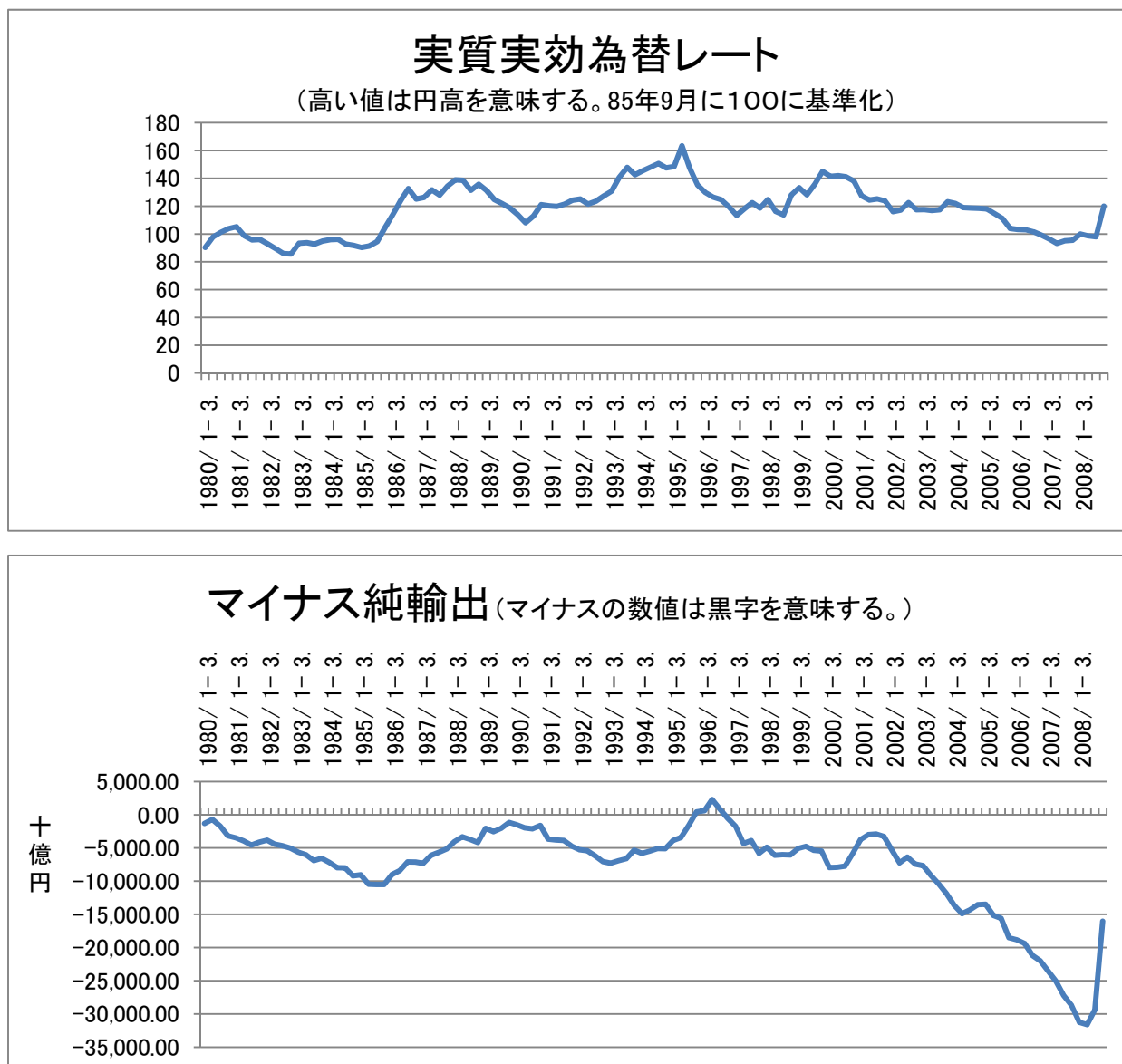
このように3つの局面があるものの、GDPのレベルは80年代のGDP成長トレンドのはるかに下に位置している。また、最近ではGDPの成長トレンドは何度か屈折した動きを見せており、GDPのトレンドと循環的な動きは区別しにくくなっている。また、公共投資、民間住宅投資、民間設備投資、消費を見ると、内需の回復は限定的で、特に経済の牽引役になりうる民間設備投資や家計の将来所得の見通しを反映した民間住宅投資が低迷している。

次に、外需について、純輸出の動きを見る。第1-4-3図は実質実効為替レートの推移と、純輸出の推移を比較したものである。実質実効為替レートは、日本の物価水準をP、外国の物価水準をP*、名目為替レートをe（1ドル=95円のような邦貨建て）とする時、 P/eP^* と表すことができる。これは、実効レートなので複数の外国の為替レートを貿易額などの相対的な重要度でウェイトづけをして、為替レートeや外国の物価水準P*を計算している。また、実質為替レートなので、日本の消費財と外国の消費財との間の相対価格になっている。すなわち、海外の全ての通貨に対して、日本人の消費バスケット1単位を手放すことにより、海外で消費されている消費バスケット何単位を手に入れることができるかを示した数値である。この実質実効為替レートが高いほど、円高になっている。第1-4-3図では、実質実効為替レートの系列と比較するため、純輸出の符号を逆にしたもの（+を-に）を点線で描いてある。

第1-4-3図から、実質実効為替レート増価（円高化）がわずかの時間的遅れをとめない、貿易収支の悪化を招く傾向があることがわかる。プラザ合意の1985年を契機とした急激な円高は次第に純輸出を縮小させた。岡田・浜田（2009）が指摘するように、90年の湾岸戦争勃発で原油価格が高騰し、日本企業のコストが急上昇し、それまで生産性向上と誤認されていた内需企業のコスト構造が安価な燃料に依存していたことが明らかになった。交易条件が悪化したため、円高になっても円高メリットは享受できなかった。経済の体力が低くなった1990年代以降は円高傾向が続き、外需も盛り上がりを欠いた。これに対し、2000年頃から円安が進み、いざなぎ景気越えと呼ばれた長期の景気拡大を招いたのである。最後に第1-4-3図の純輸出の推移を見ると、2008年Ⅱ、Ⅲ、Ⅳ各四半期の急速な純輸出減少は、日本経済にとっては大きな需要ショックであったことがわかる。

実質実効為替レートに着目すべき理由がもう一つある。岡田・浜田（2009）が指摘するように、日本人の消費バスケットには貿易財と非貿易財が含まれているので、（日本人の消費バスケットと海外の人々の消費バスケットとの間の交換比率である）実質実効為替レートは、貿易されない財である非貿易財の価格（あるいは非貿易財の価格の大きな決定要因である労働者の賃金率）と貿易財の価格との比率という意味合いが強い。実質実効為替レートが増値すれば、貿易財に比べて非貿易財が割高になり、労働者の賃金が調整されなければ、労働コストの相対的な上昇により、雇用の縮小が起りかねない。つまり、円表示での財価格（P）自体に粘着性があるとすれば、外貨と円通貨の交換比率である名目為替レート（e）が円高方向に動くと、実質為替レート P/eP^* が上昇し、雇用が減少しやすくなる。

第 1-4-3 図 実質実効為替レート(季節調整済み、四半期)とマイナス純輸出(季節調整済み、四半期)（1980 年第 1 四半期～2008 年第 4 四半期）



為替レート決定理論によれば、短期には海外との金利差に、長期には海外とのインフレ率の差に為替レートが反応すると考えられる。日本がしばらくはデフレ状況から抜け出せないと判断されれば、長期的には円高傾向が観測され、金利が低くても円安には進みにくい。以下に見るように、もしも経済が流動性の罠（教科書的な説明は本章末尾の補論参照）に陥っていれば、円安による経常収支黒字化は垂直になった総需要曲線を右にシフトさせ景気回復に重要な役割を果たす。また、流動性の罠にある状況では、貨幣供給が物価に与える影響はなくなってしまうため、デフレ状況克服に対して短期国債の買いオペのような伝統的な金融政策は無力である。

貨幣的な側面については、岡田・浜田（2009）が指摘するように、実物面では実質GDPの動向をもとに分けた3局面の間、日本のインフレ率は、一貫して1%を割り込み、1998年から2008年の初めまで2ヶ月以上プラスに転じた月はない。このデフレ状況の継続は、貨幣的な現象だから中長期的には無害なのだろうか。それとも、低インフレ率自体が労働市場にとって構造的な問題たり得るのだろうか。

第5節 長期フィリップス曲線は垂直か

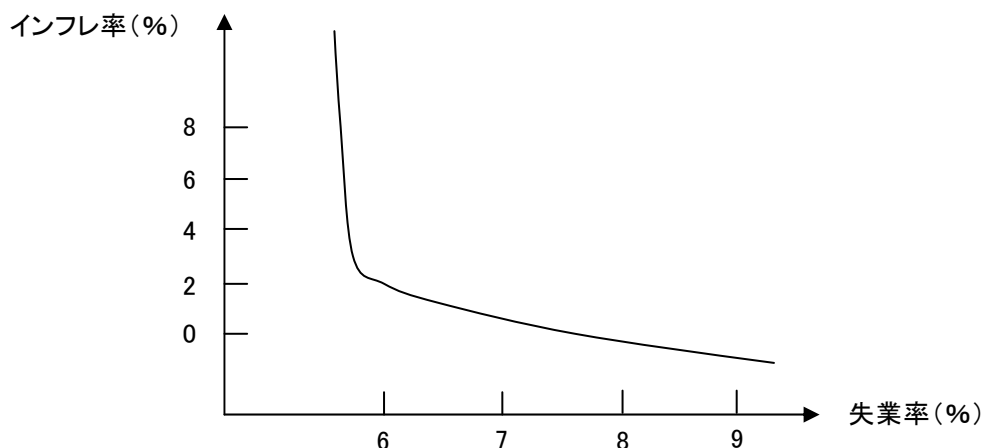
長期フィリップス曲線が垂直であるとする標準的な自然失業率仮説に対して、Akerlof, Dickens and Perry（1996）は疑問を呈した。彼らは、名目賃金率の下方硬直性が米国労働市場の重要な特徴であることを企業レベルのデータで検証し、この特徴や、米国の企業の価格設定などに関する現実的なパラメータを使ってインフレ率に関するシミュレーションを行った。その結果、安定的なインフレ率と整合的な失業率は単一ではなく、安定的なインフレ率の水準に依存して異なる失業率になることを示した。

シミュレーションの特徴は、独占的競争、異なる企業それぞれが受ける需要・供給ショックに大きな異質性が存在、名目賃金の下方硬直性である。正の需要ショックを受けた企業は、雇用を増やしたり賃金を上げたりするので、個々の企業が経験するショックが違えば、それに対応して、各企業で働く労働者の間に賃金・雇用が変化するという形でショックが及ぶ。たとえ経済全体で賃金が上昇していても、一部の企業はマイナスのショックを受けることになるが、名目賃金の下方硬直性があるため賃金引き下げができず、名目賃金の下方硬直性による制約に直面した企業は、雇用を減らし、自社製品の価格低下などによる実質賃金の上昇を経験する。シミュレーションでは、現実的な仮定として、名目賃金の下方硬直性による制約に直面した企業でも、年1%の賃金引き下げは可能で、2年間連続で赤字を出した企業は、労働者も賃金引き下げを受け入れるので、賃金引き下げ制約が無くなると仮定している。

シミュレーション結果によれば、インフレ率が3%から0%に低下すると、名目賃金の下方硬直性による制約に直面する企業の割合が5%から33%に急増した。シミュレーションによって得られた長期フィリップス曲線は右下がりであり、インフレ率3%の時、失業率は5.8%、イ

ンフレ率2%で失業率6.1%、インフレ率1%で失業率6.5%、インフレ率0%で失業率7.6%を通る。デフレになるとさらに状況は悪化し、-1%のインフレ率になると長期フィリップス曲線上の失業率は10%にも達する（第1-5-1図）。

第 1-5-1 図 シミュレーションによる長期フィリップス曲線
(Akerlof, Dickens, and Perry (1996)より転載)



当時の米国は極端な低インフレ率を経験していなかったため、低インフレ率で長期フィリップス曲線が大変緩やかな傾きを持つことは実証的に裏付けられていない。しかし、各企業で、名目賃金率の変化率の分布が、ゼロ%変化のところでは高い密度を示し、賃金率変化が+になる場合が、-になる場合よりも遥かに多いという名目賃金の下方硬直性は、多くの国で確認されている。名目賃金の下方硬直性がある中でデフレは、賃金引き下げができない企業にとってはコスト上昇要因になり、経営を圧迫するため、長期的なデフレが長期的な失業率を引き上げるといった論理は説得力がある。

長期フィリップス曲線が垂直であるとする自然失業率仮説は人々に貨幣錯覚がないことを前提としている。しかし、Bewley (1999) が不況下の米国で行った多くの人事担当者へのインタビューによれば、多くの企業は、名目賃金の引き下げを労働者がアンフェアと考えるので、名目賃金引き下げをためらう。例えば1%のデフレ下で1%の名目賃金引き下げは実質賃金を変えないから、貨幣錯覚がなければ、労働者もそれほど抵抗しないはずである。しかし、名目賃金引き下げは不公平であるという考えが根強ければ、賃金引き下げは使用者に対する不信感を招いてしまう。労働者は、それまでの賃上げがインフレに見合った賃上げであったとしても、使用者が自分を評価していたために昇給を受けていたと考える傾向もあり、賃金引き下げが個人的な理由で起きたと解釈しがちである (Akerlof and Shiller 2009)。

0%程度のインフレ率においては、特に貨幣錯覚が生じている可能性は高い。なぜなら、インフレ率が高い時には賃金がインフレ率に連動して改定される可能性が高いが、インフレ率が0%近辺の時には、インフレ率と完全に連動して賃金も変化すべきと考える人は少ない

からである。自然失業率仮説では、長期的なインフレ率が1%変化した時に、長期的な期待インフレ率がちょうど1%だけ変化すると仮定しているが、常に、期待インフレ率が、インフレ率の変化に対して1対1に対応して変化するのか懐疑の目を向けるべきである（Akerlof and Shiller 2009）。

もしも、賃金引き下げがアンフェアだという貨幣錯覚が労働者にあり、インフレ率が0%近傍にあるならば、名目賃金の引き下げを断行しにくいため、賃金の下方硬直性が生まれるので、シミュレーションが示したように長期フィリップス曲線は右下がりになる。ゼロ%近くのインフレ率の下で、現実にとどの程度の貨幣錯覚があるかは、重要な研究課題である。

第6節 流動性の罫とデフレーション

1. 低いコールレート

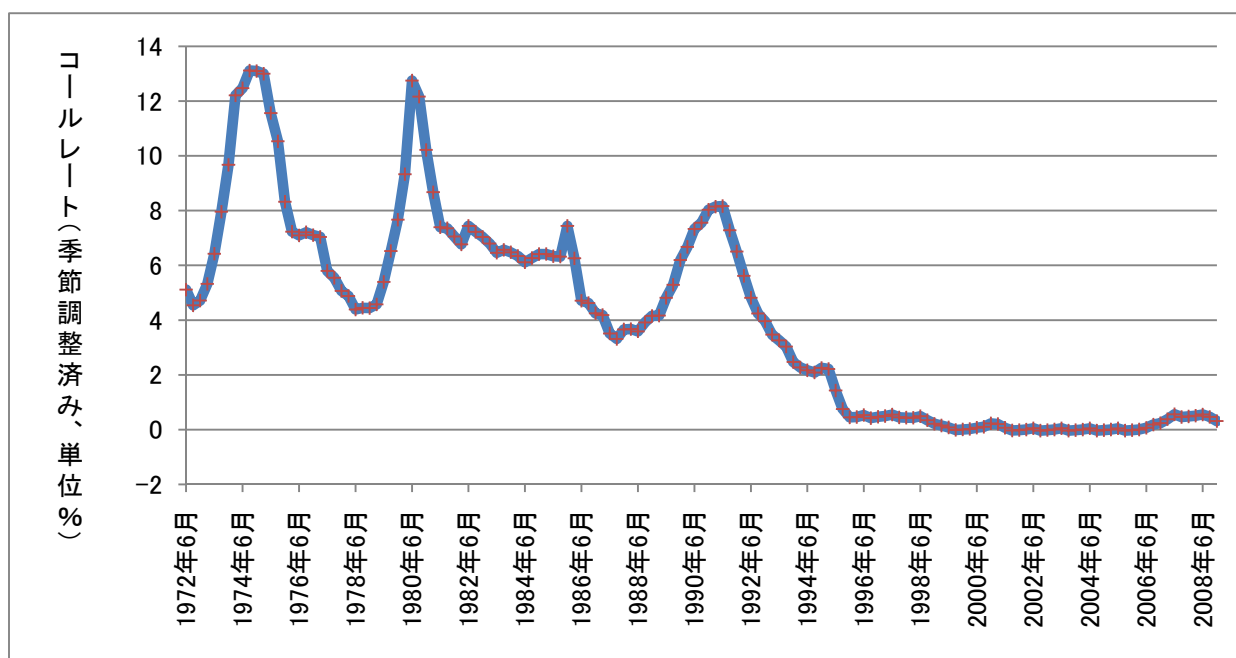
日本ではコールレートが非常に低い状況が長年にわたって続いている（第1-6-1図）。実際には、全ての金融機関が同一のコールレートで資金を調達できるわけではなく、信用力の低い金融機関は高いコールレートで資金を借り入れる必要がある。特に、金融機関の経営破綻が懸念される状況では、コールレートの最高値と最低値の間には、かなり大きなスプレッド（開き）があった。日銀は、無担保コールレートをできるだけ低く誘導するゼロ金利政策（1999年2月～2000年8月）、そして、さらに積極的に量的緩和政策（2001年3月～2006年3月）を行った。特に政策目標を日銀当座預金の残高とする量的緩和政策の結果、信用力の低い金融機関が直面するコールレートが、他の金融機関のレートと大差ないものになり、信用不安の解消に役立った。したがって、コールレートが異常に低い時期は、金融市場の健全な機能が損なわれた時期と重なり、金融機関からの資金調達が困難になった企業では、雇用が抑制されたであろう。

Krugman（1998、2000）、Blanchard（2006）は、日本経済が1990年代半ばから流動性の罫に陥っていると論じている。また、日本経済の状況に触発され、流動性の罫に関する関心が内外の経済学者の間で高まっている。

経済が流動性の罫に陥っている状況では、金融政策が無効になることはよく知られているが、（ひとまず消費におけるピグー効果を見捨てるならば、）物価下落による実質貨幣残高上昇の効果がなくなってしまい、不景気からの脱出を困難にする。さらにデフレ期待があると、実質利子率が上昇して、IS曲線を左シフトさせるため、GDPが潜在GDPを下回っている場合でも、GDPの下落が継続してしまう可能性がある。

第1-6-1図 コールレート(単位%)

(1985IIまでは有担コール+リスクプレミアム、それ以降は無担コール)



また、経済の自律回復力が衰え、流動性の罫に陥っていると疑われる病理的な状況では、総需要曲線が垂直になっているため、GDPと物価水準との間の関係が変化し、フィリップス曲線も平時とは異質になっている可能性が高い。これらを簡単に説明する。流動性の罫は、Krugmanのように通時的な最適化を考える方が様々な洞察を得ることができるが、ここではほぼIS-LMモデルの枠組みで説明する。

財市場の均衡を表すIS曲線の式と貨幣市場の均衡を表すLM曲線の式は、次のように表される。

$$IS : Y = C(Y - T) + I(i - \pi^e) + G$$

$$LM : M/P = L(i, Y)$$

Y : GDP、C : 消費、I : 民間投資、G : 政府支出、i : 利子率、 π^e : 期待インフレ率、
M : 名目貨幣残高、P : 一般物価水準、L : 実質貨幣需要、T : 所得税

IS-LM分析で通常仮定されるように、消費Cは可処分所得 $Y - T$ の増加関数、民間投資Iは実質利子率 $i - \pi^e$ の減少関数である。また、実質貨幣需要Lは、名目利子率iの減少関数、GDP(Y)の増加関数である。

ここで、IS曲線に現れる利子率と、LM曲線に現れる利子率は区別されている。まず、IS曲線における利子率については、投資に影響するのは実質利子率なので、実質利子率に依存している。さらに、消費者の通時的最適化を考えてみても、現在財に対する将来財の相対価

格は $\frac{1}{1+\text{実質利子率}}$ になっているので、財を今、購入すべきか、それとも将来購入しようかと

考えている消費者の消費は実質利子率に依存する。一方、LM曲線の貨幣需要関数Lにおける利子率については、利子率ゼロである貨幣を持つか、それとも名目利子率を得られる債券を持つかという選択なので、貨幣保有するかどうかに影響を与えるのは名目利子率－利子率ゼロ＝名目利子率になる。

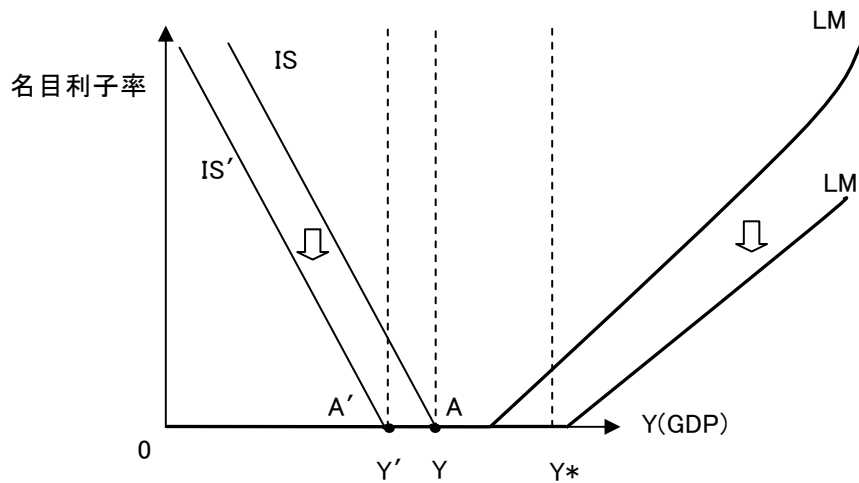
2. 流動性の罠とデフレーションの合併症

先に述べたように日本の経済は1990年代中頃から名目利子率がゼロ%に近づき、流動性の罠に陥っている可能性がある。投資に影響を与える利子率は実質利子率なので、名目利子率がゼロであっても、例えば年率4%のデフレが起きれば、実質利子率は名目利子率－期待インフレ率＝ $0 - (-4) = 4\%$ と高い実質利子率になる。

では、デフレと流動性の罠（わな）が共存する経済では、何が起きるのだろうか。名目利子率0%の下限でLM曲線が水平になり、流動性の罠が生じているものと仮定する。さらに、現在の総需要が非常に落ち込んでいてLM曲線が水平な流動性の罠の部分で、IS曲線とLM曲線が交わっているものとする（注：LMは水平部分を持つが、ISは水平部分を持たない）。当初の均衡点をISとLMの交点Aとすると、点Aでは、GDPが潜在GDP（Y*）よりも低いのでデフレが起こる。物価水準Pの低下により、実質貨幣残高M/Pが増加して、LMはLM'へ右シフトする。この時、期待インフレ率（ここではインフレ率と等しいものとする）の低下で、それぞれの名目利子率に対して、実質利子率＝名目利子率－期待インフレ率は上昇、その結果、投資が減少するので、ISはIS'へ左シフトし、結局、均衡点は点Aから点A'へ移る。

この状況では、金融政策を使ってLMを右にシフトさせ、LM'へと動かしたとしても、ISとLMの交点に影響を与えず、国民所得は全く増えない。財政支出はISを右シフトさせるのでISとLMの交点を右に動かすため均衡国民所得を増加させるので有効な政策だが、政府の債務が大きくなると、できることは限られる。この場合、中央銀行がインフレ目標を設定して、インフレ期待を生じさせISを右シフトさせることが処方箋の一つだが、国民のインフレ期待に影響を与えるコミットメントをすることは難しい。

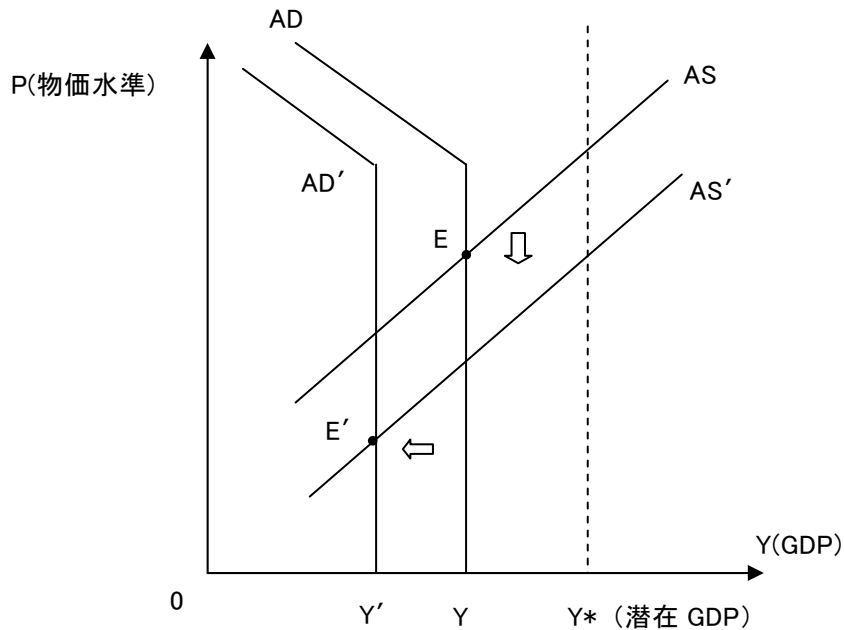
第 1-6-2 図 流動性の罫とデフレーション



第1-6-2図のような状況では、総需要曲線が垂直の部分と総供給曲線が交わることになり、総需要曲線のシフトがGDPを決定する。もしも、GDPが潜在GDP (Y^*) を下回っているならば、労働市場で賃金の引き下げが起こり、コスト低下によってAS（総供給）曲線は下方シフトする（第1-6-3図）。しかし、総需要曲線（AD）が垂直なので、短期的には、AS曲線のシフトによってAS曲線とAD曲線の交点である、均衡GDPが潜在GDPまで上昇することはできない。むしろ、インフレ率の低下がこれからも続くと予想されれば実質利子率が上昇し、AD曲線が左へシフトしてしまうかもしれない。その場合には、均衡点はEからE'へ移る（第1-6-3図）。これは、物価下落とGDP減少を意味するから、通常の、景気が悪い時に労働コストの減少によってGDPが増加するという調整過程は麻痺してしまい、デフレ期待を払拭できなければ、さらにデフレとGDP減少が続いてしまう。先に、失業率ギャップ（失業率のNAIRUからの乖離）がAR過程に従い、長期的には失業率がNAIRUに等しくなると仮定した（3式）を紹介したが、流動性の罫に陥っている場合には、失業率がNAIRUよりも高くても、失業率が一層高くなってしまいう可能性があり、（3式）のような調整が起きるかどうかは明らかではない。

この場合には、物価の調整によって潜在GDPに戻る保証はなく、不景気の際のデフレ圧力が強いので、フィリップス曲線の傾きが健全な経済の場合とは全く異なったものになると考えられる。もし、当初の潜在GDPまで長期間戻ることが出来ないと予想されれば、投資、人的資本投資、恒常所得などが低下し、潜在GDPとともに総需要が長期的に減少するであろう。これらはNAIRUを引き上げるので需給ギャップが縮小し、ある程度はデフレ圧力を緩和させ、マイルドなデフレが長期間続くかもしれない。

第 1-6-3 図 流動性の罫とデフレ期待(総供給・総需要曲線)



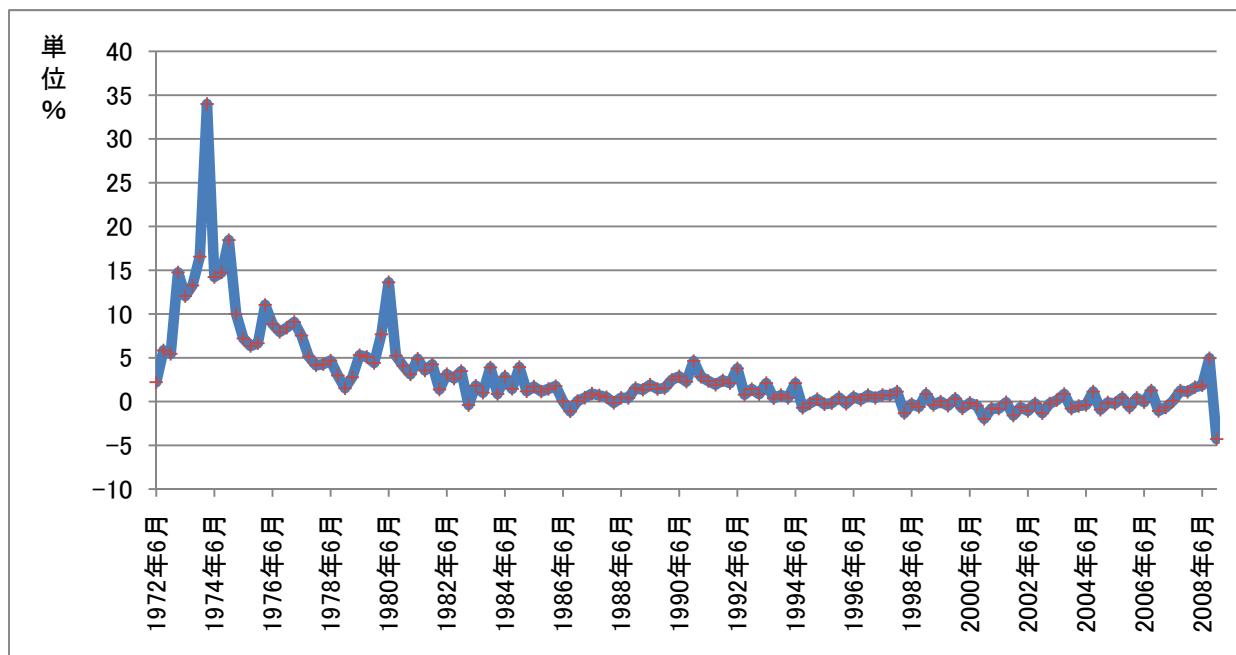
さて、再び第1-6-3図に戻ると、流動性の罫に陥っている場合には、AD曲線の垂直部分とAS曲線の交点で均衡GDPが決定される。したがって、均衡GDPを増加させるためには、垂直になったAD曲線を右にシフトさせることが重要になるので、貿易・サービス収支の黒字拡大をもたらすような実質実効為替レート減価（円安）、財政支出拡大、将来にわたってインフレが起こると期待を持たせる政策が有効になる。

第7節 NAIRU推計

1. インフレ率の推移

再び、インフレ率（消費者物価指数）の動きを見ると、2回の石油危機（1973年、1979年）の影響（1970年代半ばと1980年頃）と、石油を始めとする商品価格の高騰とリーマン・ショックによるマネーの流れの反転が起きた2008年頃に大きな振幅がある。これらの時期の物価の変化については、原材料価格や緩和的な金融政策だけではなく、人々のインフレ期待の変化も関わっている可能性が高い（第1-7-1図）。

第1-7-1図 消費者物価指数(除生鮮食料品)の前四半期比のインフレ率(年率換算)



期待インフレ率の変化はフィリップス曲線をシフトさせるが、期待インフレ率を正確に測定することは難しい。インフレ期待を明示的にとりあげ、フィリップス曲線の式に、サーベイ・データに基づき推計したインフレ期待を用いることもできる。しかし、これらの物価変動が激しい時期のインフレ率については単にインフレ率のレベルが変化しているだけではなく、インフレ期待の変動が大きくなっていることから、どの時点でサーベイが行われたかが重要になる。とりわけ、手元にあるデータが示すCPIの変動と整合性が保たれるようなタイミングでサーベイ・データの収集が行われている可能性は低いと思われる。そのため、サーベイ・データを用いたとしても、インフレ率がとりわけ高い変動を示した時期をあまりうまく説明できないのではないだろうか。

2. 消費税の調整

1989年の消費税の導入と1997年の消費税引き上げは、消費税率上昇分の一部が消費者物価に転嫁されるため、インフレ率に影響を与える。消費税上昇の影響を除去する方法としては、消費税率の上昇により数四半期だけインフレ率が上乘せされたと考え、これを調整するために、この期間のインフレ率を低くすることが考えられる。たとえば、消費者物価指数の対前年同期比の系列のうち1989年Ⅱ～1991年Ⅰからは1.5%を差し引き、1997年Ⅰ～1998年Ⅰからは1.4%をそれぞれ差し引くという方法がある。これは消費税の影響が一時的だとみなすことになる。

しかし、実際には、消費税の導入は、それまでの個別物品税課税に見られた極端な税率の違いをなくし資源配分上の歪みを是正するほか、各企業の製品の競争力にも影響を与え得る

ため、マクロのインフレ率への影響が一過性のものにとどまるとは考えにくい。また、消費税率上昇前の駆け込み需要と、上昇後の消費減退は、特に1997年に実感されたように、経済に対する短期的および長期的ショックとなりうる。

消費税率の変化の影響を理想的な形でコントロールするのは困難だが、ここでは北川・川崎（2004）が用いた方法を参考にして、消費税の導入（1989年4月）と引き上げ（1997年4月）の影響を事前に調整した。まずCPI（除生鮮食料品）を月次で取得した後、消費税導入（あるいは引き上げ）直前3月の前年比と導入（あるいは引き上げ）時4月の前年比が等しくなるようにレベルを調整している。次に月次データを統計数理研究所のWeb Decompで赤池情報量基準（AIC）が最小になるように季節調整した。このように消費税効果と季節性を事前調整したデータを3ヶ月ごとに平均して四半期データに変換した後、前四半期比のインフレ率の年率換算を計算して分析に用いることとした。なお、北川・川崎（2004）は、消費税を調整した月次データを四半期データに変換した後、季節調整をせずに前年同期比のインフレ率を計算し、分析に用いている点では本章と異なる。

3. カルマン・フィルターによる可変NAIRUの推計

日本の四半期データを用い、フィリップス曲線の推計を通して、可変NAIRUの推計を行う。可変NAIRUの推計では、インフレを加速させない失業率（NAIRU）が、時間とともに変化する可能性を許容して、各四半期のNAIRUを推計する。

基本的な考え方は、次の通りである。インフレ率として、消費者物価指数（生鮮食品を除く総合、全国、総務省）の前四半期比上昇率を用いる。このインフレ率に影響を与える要因には様々なものがあるが、まず、需給ギャップがインフレ率に与える影響を考えよう。景気が良い場合には、労働市場が逼迫し、賃金に上昇圧力が加わり、高い賃金を支払うようになった企業は、高くなった労働コストを生産物価格の引き上げを行う。実際のGDPが潜在GDPを上回っている好況時には、需要が潜在的な供給能力を超えており、インフレ圧力が生じる。労働力人口を一定と仮定して、GDPベースの需給ギャップをNAIRUと実際の失業率の差という失業率ベースの需給ギャップに読み替える。すなわち、インフレを加速させない失業率水準（NAIRU）よりも実際の失業率が低い時には、経済がやや加熱しており、物価上昇圧力があると考えられる。

失業率以外の説明変数としては、短期的なサプライ・ショックをコントロールするために、輸入物価指数や粗原材料輸入品物価指数などを用いた。サプライ・ショックに輸入物価指数を用いることが多いが、最近では、中国などから安価な輸入品がはいってくることを考えると、輸入物価指数は、石油価格のような燃料価格上昇がサプライ・ショックになることもあるが、100円ショップの製品のような安価な輸入品が国内産業のマークアップ率を引き下げるといふサプライ・ショックになることもあり、サプライ・ショックとしては不適當ではないかと考え、粗原材料輸入品物価指数を用いることにした。

さらに、労働生産性上昇については、Ball and Moffitt(2001)を参考に、労働者たちはこれまでの賃上げ実績の趨勢を反映したフェアな賃上げを求めるが、短期的には、労働生産性上昇と賃金上昇は乖離することがあり、その場合にはフィリップス曲線がシフトすると仮定した。例えば、短期的に、賃金上昇の趨勢を上回る労働生産性上昇があれば、フィリップス曲線は下方にシフトする。推計に使う変数として、

thetaminusA : 労働生産性上昇率(θ)－過去の実質賃金上昇率の指数和(A)

SRDEVthetaminusA : 上記のthetaminusAのHPフィルターからの乖離

の2つを作成¹したが、短期的なシフト要因のみをコントロールして、長期的な要因はNAIRUに反映させたいので、SRDEVthetaminusAを推計に用いた。

thetaminusAのAの部分は、 ω を名目賃金上昇率、 π を物価上昇率として、 $A = \frac{1-\lambda}{\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i (\omega - \pi)_{-i}$ と計算している。このように求めたAは再帰的に $A = \lambda A_{-1} + (1-\lambda)(\omega - \pi)_{-1}$ と表現することができる。Aの値は、1期前のAの値にウェイト λ を、1期前の実質賃金上昇率 $(\omega - \pi)_{-1}$ にウェイト $(1-\lambda)$ を付した加重和として計算できる。Ball and Moffitt(2001)と同様に $\lambda = 0.95$ としてAを計算した。 λ の値は小さすぎても、大きすぎても問題がある。 λ が0.8よりも小さいと、Aに対する、新たな実質賃金上昇率の影響が大きいため、Aの毎期の変動が大きくなりすぎる。一方、 λ が1に近づきすぎると、労働者が初期(1970年代初頭)の実質賃金上昇率を今も求めることになってしまい現実的でない。

日本の失業率と物価上昇率の間には、どのような関係があるか第1-7-2図を見ると、データ期間全体(1972年Ⅱ～2008年Ⅳ)については非線形のフィリップス曲線の式があてはまりそうである。しかし、データの右側の部分ではインフレ率と失業率の間にそれほど明白な負の相関は認められない。このデータ期間全体を二つにわけ、コールレートが1%以上であった期間(1995Ⅱまで)と、それ以後の期間をわけてみると、1995年Ⅲ以降は、デフレ状況がより深刻になった時期でもあり、フィリップス曲線の傾きは緩やかになっていることが示唆される。参考までに、スプライン平滑化²した曲線が第1-7-2図の中に描かれている。

¹ 労働生産性は、「毎月勤労統計調査」の産業大分類別産業計(30人以上、一般・パート)の常用雇用指数(季節調整済み)および総実労働時間指数(季節調整済み)の積で、季節調整済みの実質GDPを割って求めたため、季節調整済みの労働生産性である。

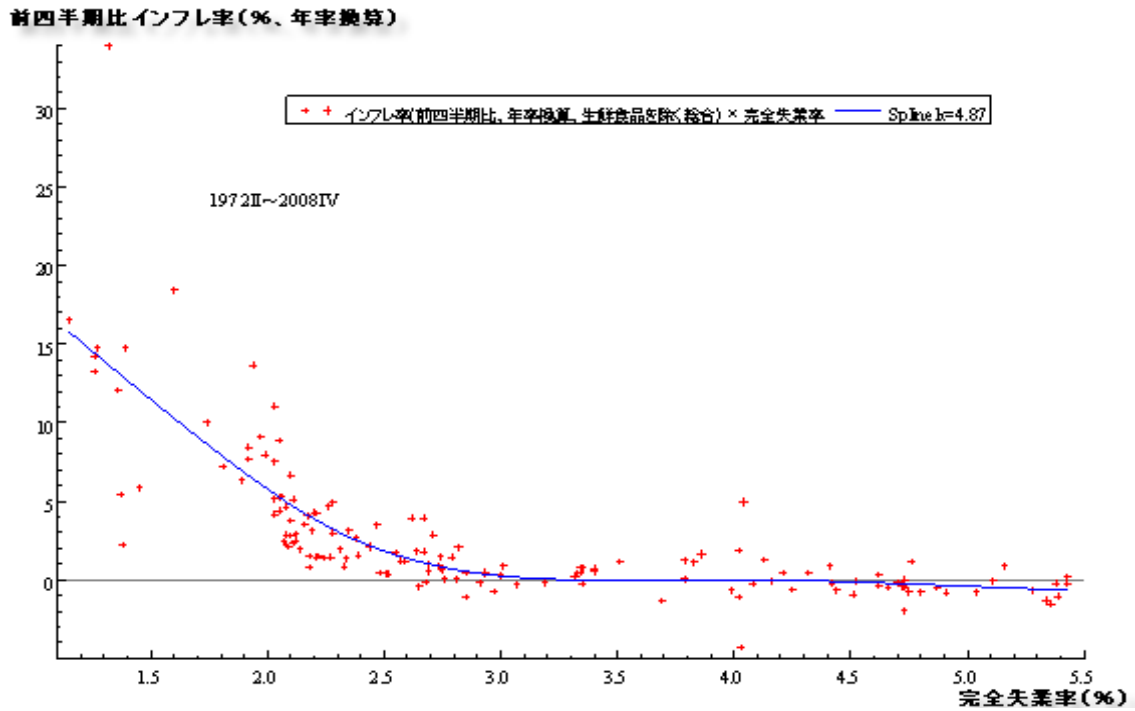
² スプライン平滑化とは、説明変数 x と被説明変数 y に対して、罰則付き残差平方和 $= \sum [y_i - f(x_i)]^2 + \lambda \int [f''(t)]^2 dt$ を最小化するスムーズな関数 $f(\cdot)$ を求めようとするものである。罰則付き残差平方和の式の第1項が残差平方和で、第2項は $f(\cdot)$ がスムーズでないとペナルティを受けることを表す。パラメータ λ が第1項と第2項の間のトレードオフを規定する。最適な λ は、例えばGCV (generalized cross validation) を最小にするように選ぶように推奨される (Zivot and Wang 2006)。

第1-7-2図では、グラフの中に記載されたspline kの値が推計された λ の値である。このspline kの値は、全期間を対象にした①において最も大きく、②、③よりも罰則付き残差平方和の第2項を比較的重視してスムーズ化している。これは次のような理由によると思われる。①は全期間を含んでいるため、直線のフィリップス曲線のように、単純なフィリップス曲線では、あてはまりが悪い。あてはまりを良くするためには、あてはめる(平滑化した)曲線をギザギザした折れ線とすれば良いが、スムーズな曲線ではなくなる。そこで①では、②、③よりも、滑らかな曲線で近似することを重視して λ を選んでいる。

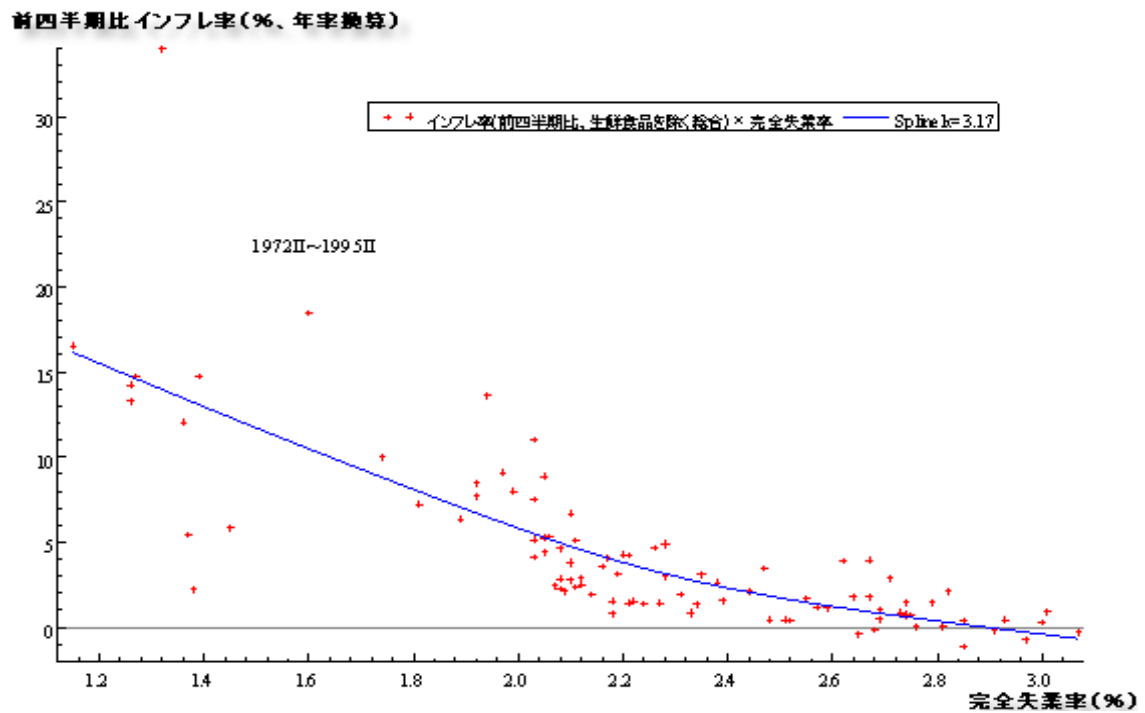
第1-7-2図 インフレ率と完全失業率の散布図

縦軸：インフレ率(単位%、前四半期比、年率換算、生鮮食品を除く総合)
 横軸：完全失業率(単位%)

① 全期間(1972年第Ⅱ四半期～2008年第Ⅳ四半期)

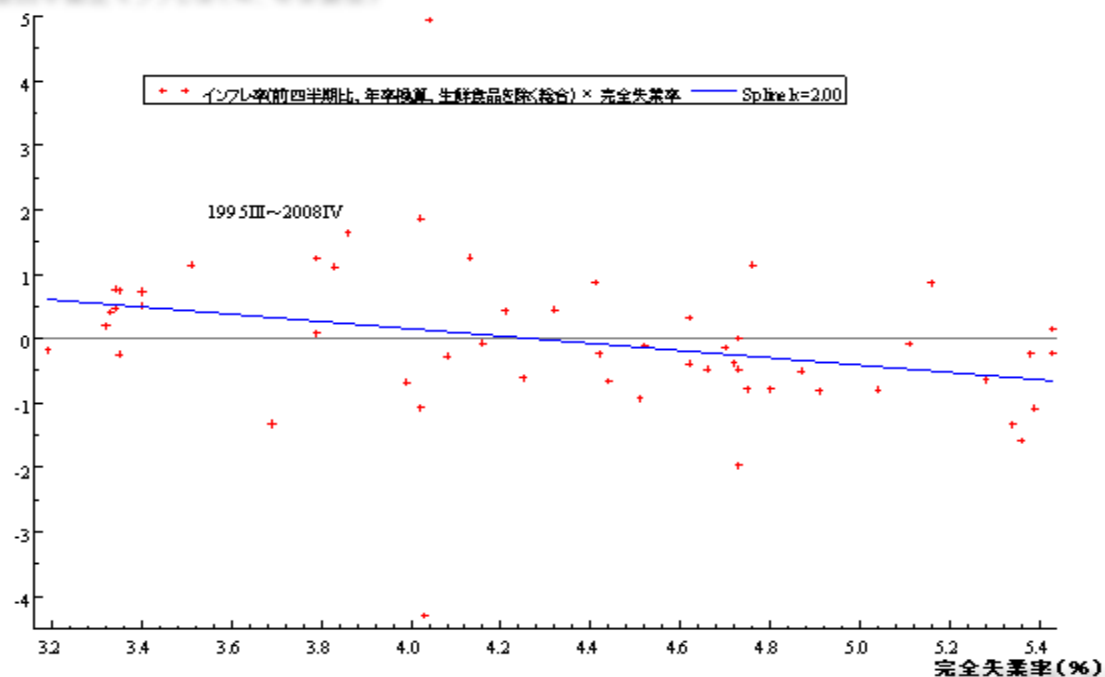


② 前期(1972年第Ⅱ四半期～1995年第Ⅱ四半期)



③ 後期(1995年第Ⅲ四半期～2008年第Ⅳ四半期)・・デフレ状況下

前四半期比インフレ率(%、年率換算)



カルマン・フィルターにおけるフィルタリングは、 t 期において、初期から t 期までの観測可能な情報をもとにして状態変数の最適な推定量を求める手法である。一方、スムージングは、初期から最終期までの全ての情報を用いて状態変数の推定量を求める。

(カルマン・フィルターや状態空間モデルに関する、やや技術的な内容については本章末尾の補論を参照のこと)

NAIRUはランダム・ウォーク過程に従うと仮定する。

$$NAIRU_t = NAIRU_{t-1} + v_t \quad v_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_v^2) \quad (\text{遷移方程式}) \quad (5式)$$

推計するのは、非線形のフィリップス曲線で、インフレ率のラグ、失業率の逆数、サプライ・ショックが説明変数となる。例えば、次のような式である (X 、 Y 、.....はインフレ率のラグ以外の説明変数で t 期あるいは t 期以前の時点の変数)。インフレ率のラグの数については、8期まで含めないと、誤差項に有意な系列相関が生れるため8期まで含めている。

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \beta_4 \pi_{t-4} + \beta_5 \pi_{t-5} + \beta_6 \pi_{t-6} + \beta_7 \pi_{t-7} + \beta_8 \pi_{t-8} + \beta_9 X \\ & + \beta_{10} Y + \dots + \gamma \left(\frac{NAIRU_t - U_t}{U_t} \right) + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (\text{観測方程式}) \quad (6式)$$

$$\text{ここで } \varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

π_t : 前四半期比の消費者物価上昇率（年率換算）（生鮮食品を除く総合指数、下付添字のtは時点tを表す。）。

U_t : 完全失業率（男女計・季節調整済み）

XやYなどの部分（その他の説明変数）としては

DevhpLNImPDeImRatio : 輸入物価指数の対数値からその対数値のHPフィルターを引いたものに輸入財のシェアで加重（当期あるいは、ラグをとったもの）

DevhpLNRawMatIMP : 素原材料輸入品物価指数の対数値からそのHPフィルターを引いたもの（当期あるいは、ラグをとったもの）。

thetaminusA : 労働生産性上昇率（ θ ）－過去の実質賃金上昇率の指数和（A）

SRDEVthetaminusA : 上記のthetaminusAのHPフィルターからの乖離

などを試みた。DevhpLNImPDeImRatioとDevhpLNRawMatIMPの相関係数は0.9以上と非常に高いが、回帰のあてはまりは後者の方が優れていたため、モデル1では後者のみを用いた。

モデル3では、石油危機による大きな一時的変動をコントロールするため、1とするダミー変数を用いた。

観測方程式（6式）において $Z_t = NAIRU_t \gamma$ と新たな変数 Z_t を定義する。この $NAIRU_t$ がランダム・ウォーク過程に従うことから、その定数（ γ ）倍である Z_t もランダム・ウォークすることになる。実際に推計するのは、次の（観測方程式'）と（遷移方程式）である。

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \beta_4 \pi_{t-4} \\ & + \beta_5 \pi_{t-5} + \beta_6 \pi_{t-6} + \beta_7 \pi_{t-7} + \beta_8 \pi_{t-8} + \beta_9 X + \beta_{10} Y + \dots + Z_t U_t^{-1} - \gamma + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

（観測方程式'）（7式）

ここで、 $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d } N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

$$Z_t = Z_{t-1} + v_t \quad v_t \sim \text{i.i.d } N(0, \sigma_v^2) \quad \text{（遷移方程式）（8式）}$$

（注：観測方程式'（7式）の $Z_t U_t^{-1} - \gamma$ の部分は、 $+\gamma \left[\frac{NAIRU_t - U_t}{U_t} \right]$ という非線形のフィリップス曲線の失業率ギャップの部分に対応しているので、 $NAIRU_t$ は $NAIRU_t = Z_t U_t^{-1} (1/\gamma) U_t = Z_t / \gamma$ として求めることができる。なお、推計する場合の定数項は、ここでの γ にマイナスの符号をつけたものに相当する。）

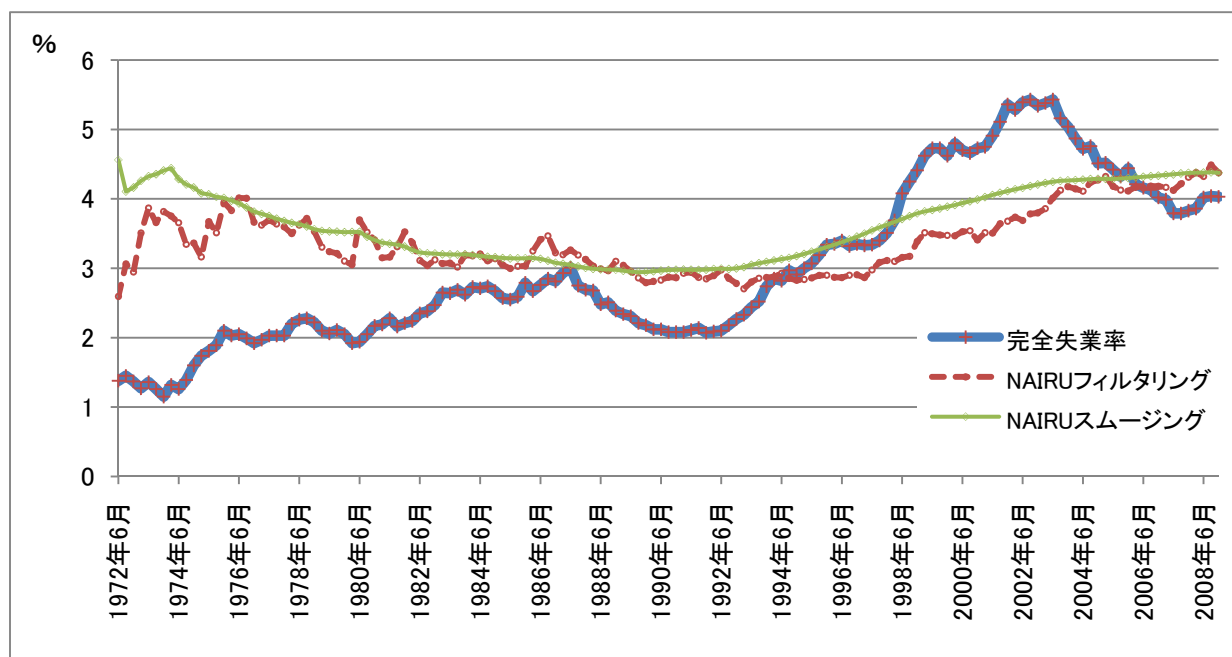
(1)モデル1:ランダム・ウォークするNAIRU

最初に推計したモデルでは、短期のサプライ・ショックとして、粗原材料輸入品物価指数の対数値から、そのHPフィルターを引いたものを用いた。SRDEVthetaminusAなど労働生産性上昇率に関する変数を併用するとAICの値が悪化するため用いていない。インフレ率のラグの数については、8期まで含めないと、誤差項に有意な系列相関が生まれるため8期まで含めている。

モデル1で時間と共に変化するパラメータは Z_t (失業率の逆数の回帰係数)のみである(各 B は固定パラメータ)。データ期間は、1972年第Ⅱ四半期から2008年第Ⅳ四半期までで、推計するハイパー・パラメータは σ_ϵ^2 と σ_V^2 である。

推計結果(第1-7-5表)を見ると、粗原材料輸入品物価指数対数値のそのHPフィルターからの乖離(DevhpLNRawMatIMP)、および、その1期のラグ(DevhpLNRawMatIMP1)は、説明変数として高いt値になっている。さらに、NAIRUを計算する際に用いる、定数項と失業率の逆数のt値も高い。

第1-7-3図 完全失業率とNAIRU(モデル1)



モデル1では、失業率の逆数の回帰係数のみが時間とともに変化する可変パラメータになっている。この回帰係数と、定数項とを用いて、各期のNAIRUを推計した。可変パラメータについてはランダム・ウォークすると仮定しているため、非定常なので、初期値としては散漫な事前分布(diffuse prior)として、平均ゼロ、分散無限大としている。

NAIRUの動きについては、特に85年頃まではNAIRUが3%台になっていることが多く、高めになっており、需給ギャップに対してあまり反応していないようである。特に全期間の

データを使って推計したNAIRU(スムージング)では、70年代NAIRUの水準と最近のNAIRUの水準を比較すると水準にほとんど差がなく、もっともらしいとは言えない。NAIRUの推計が良くない理由の一つは、推計期間中には、インフレ率の変動が激しい時期と、デフレ状況に陥った時期があるのに、全期間を通してハイパーパラメータ(観測・遷移方程式の分散)が一定としている仮定では矛盾があるためと思われる。

(2)モデル2:ランダム・ウォークするNAIRU、コールレートが1%未満の時期にフィリップス曲線の傾きが変化

次に推計したモデルは、Nishizaki and Watanabe (2000)のようにフィリップス曲線の傾きが変わるモデルで、モデル1に1つの説明変数を新たに追加する。その変数は、経済が流動性の罠に陥った可能性がある時期に1になるダミーである「コールレートが1%未満の時期に1となるダミー変数」と「失業率の逆数」の積である。コールレートが低い時期(1995Ⅲ～2008Ⅳ)には、同時にインフレ率が非常に低く、名目賃金の下方硬直性によって雇用喪失や雇用創出阻害が生じている可能性があるため、低インフレ率期に1となるダミーと解釈することもできるだろう。

この説明変数は、推計結果(第1-7-5表)の上から3番目の(1/U)*(liquidity.trap.dummy)という項である。この変数の回帰係数は、時間と共に変化する。モデル1では(観測方程式')(7式)の右辺に $Z_t U_t^{-1}$ があり Z_t がランダム・ウォークしていた。モデル2では、コールレートが1%未満の時期にフィリップス曲線の傾きが変わる可能性を考慮し、新たに $z_t U_t^{-1} * (\text{liquidity.trap.dummy})$ という項を(観測方程式')(7式)に追加する。 Z_t 同様、 z_t もランダム・ウォークしているものとし、

$$z_t = z_{t-1} + w_t \quad w_t \sim \text{i.i.d } N(0, \sigma_{v, \text{liq}}^2)$$

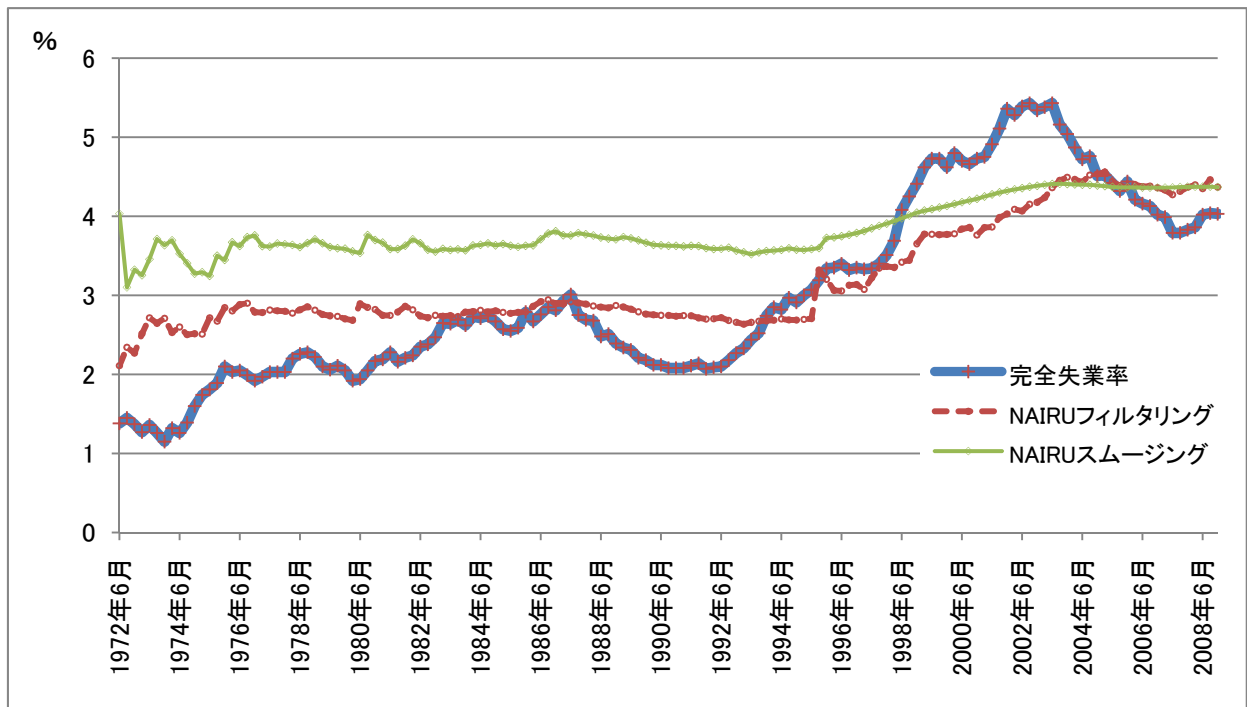
という確率過程に従うと仮定する。

モデル2で時間と共に変化するパラメータは Z_t (失業率の逆数の回帰係数)と z_t のみである(各 β は固定パラメータ)。データ期間は、1972年第Ⅱ四半期から2008年第Ⅳ四半期までで、推計するハイパー・パラメータは σ_ε^2 と σ_v^2 、 $\sigma_{v, \text{liq}}^2$ である(第1-7-4図)。

第1-7-5表で、変数(1/U)*(liquidity.trap.dummy)はt値から判断して有意である。

NAIRUを計算する際には、このダミーが1になるコールレートが1%未満の期間では、失業率の逆数(1/U)の回帰係数と(1/U)*(liquidity.trap.dummy)の回帰係数の和を定数項で割り、それに-1をかけたものをNAIRUとしている。モデル1のNAIRUのグラフ(第1-7-3図)とモデル2のNAIRUのグラフ(第1-7-4図)を比較すると、確かに、1995年頃からNAIRUが上昇傾向を示しやすくなっているが、その反面、それ以前の1985年頃から1995年頃までのNAIRUの変動が不自然になってしまう。

第1-7-4図 完全失業率とNAIRU (モデル2)



第1-7-5表 最終期(2008年第IV四半期)における回帰係数(モデル1, モデル2)、
スムージングによる推計値

(推計期間 1972 II ~ 2008 IV)	モデル1	モデル2
定数項	-2.876 -6.083	-4.700 -6.807
1/U	12.59 4.621	13.23 5.372
(1/U) * (liquidity.trap.dummy)		7.306 2.694
DevhpLNRawMatIMP	9.750 6.651	9.532 6.530
DevhpLNRawMatIMP1	-8.981 -5.424	-9.119 -5.626
CPI1 (消費者物価上昇率の1期のラグ)	0.2714 4.265	0.2747 4.372
CPI2	0.1207 2.454	0.1070 2.158
CPI3	0.2395 3.903	0.2422 3.930
CPI4	0.1409 2.197	0.1531 2.366
CPI5	-0.2541 -4.906	-0.2473 -4.822
CPI6	-0.04773 -0.9666	-0.04685 -0.9114
CPI7	-0.2196 -3.844	-0.2188 -3.899
CPI8	0.3294 7.398	0.3406 7.654
AIC	-593.95	-587.09

(最終期における値、下段はt値)

第1-7-6表 ハイパーパラメータの推計値(モデル1, モデル2)

Hyperparameters (標準誤差)	モデル1	モデル2
σ_v	0.4522 1.956	0.1900 1.013
$\sigma_{v.liq}$		0.5727 0.8947
σ_ε	1.894 15.56	1.930 16.27

(下段はt値)

(3) モデル3: NAIRUが確率的ドリフト付きランダム・ウォーク(推計結果の表は省略)

3種類目のモデルは、これまでNAIRUの動きについて仮定したランダム・ウォークではなく、NAIRUが確率的ドリフト付きランダム・ウォークをするというものである。ドリフト付

ランダム・ウォーク $\{y_t\}$ は、ランダム・ウォークの平均が線形トレンド μ を持つ非定常（期待値や分散が時点に依存すること）な時系列で

$$y_t = y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad \{\varepsilon_t = \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)\}$$

と記される系列である。

また、この線形トレンド μ 自体がランダム・ウォークに従っている時には、 $\{y_t\}$ は、確率的ドリフト付きランダム・ウォークになっており

$$\begin{aligned} y_t &= y_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t & \{\varepsilon_t = \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)\} \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \omega_t & \{\omega_t = \text{i.i.d.}(0, \sigma_\omega^2)\} \end{aligned} \quad (9式)$$

で表現される。ただし、本章の分析では、 ε_t と ω_t が正規分布に従うという追加的仮定をする。

日本の失業率は、70年代から2010年まで上昇傾向にある。したがって、NAIRUも上昇傾向にあることは、容易に想像できる。NAIRUの真の変動プロセスが上方トレンドを持っている場合に、NAIRUが上方トレンドがないランダム・ウォークに従っていると仮定すると、NAIRUを動かしている遷移方程式の攪乱項の分散を誤って推計することになり、カルマン・フィルターのカルマン・ゲインを不正確なものにするであろう。（カルマン・ゲインについては補論参照）

ランダム・ウォークは酔歩過程とも言われ、酔った人のように様々な方向へランダムに一步を踏み出し、その歩みについて本人が記憶していないという無記憶性を持つ。従って、日本の失業率のように上方にばかり一步を踏み出し続けることが多い系列があり、そのNAIRUも、実は上昇傾向にある場合に、NAIRUがドリフト項を持たないランダム・ウォーク過程に従うというモデルによってNAIRUの継続的上昇を説明するには、偶然によって上の方向への歩みが大きくなったと説明せざるを得ないので、(フィリップス曲線の式で失業率の逆数の回帰係数の) 遷移方程式の攪乱項の分散を大きく見積もってしまうかもしれない。

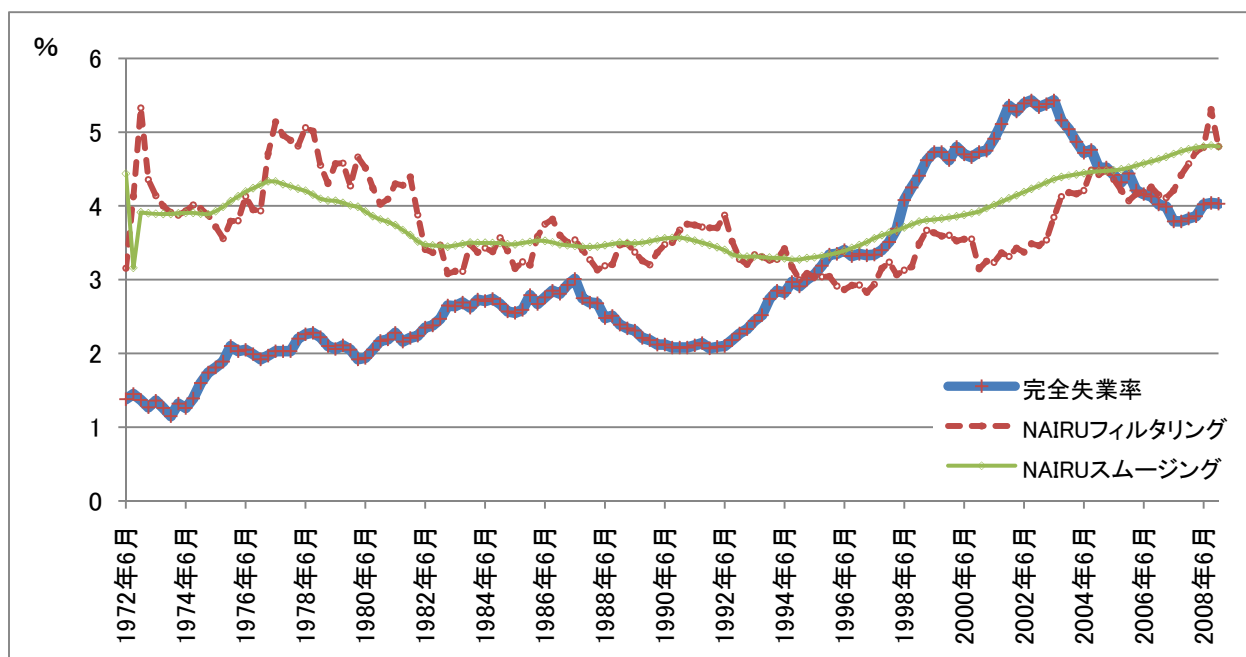
NAIRUを推計する上でより重要な懸念は、ランダム・ウォークの場合には、一方向に系統的に動き続ける確率が低くなってしまふ点にある。（ランダム・ウォークとドリフト付きランダム・ウォークを比較したシミュレーションの例が、例えば、田中（2006）p 93にある。）もし、現実には、日本の構造的失業率がある時点を境に明らかな上方トレンドを示すようになっているにもかかわらず、NAIRUについてドリフトがないランダム・ウォークを仮定すると、NAIRUの動きは方向性が不明確になり、実際にはNAIRUがそれほど動いていない時代にもNAIRUが実際以上に動くことになってしまう可能性がある。

ドリフト（線形トレンド）自体も一定ではないと思われるのでNAIRUが確率的トレンドを持つランダム・ウォーク過程であると仮定して推計を行った。しかし、実際に推計してみると、確率的ドリフト付きランダム・ウォークの場合には、NAIRUの水準が、石油危機の時代の激しいインフレ率の変動に大きく振り回される傾向が見られた。カルマン・フィルターによる推計を重ね、スムージングをした際に得られる補助残差を参考にして外れ値を調べ、

著しい外れ値がある四半期（1973年、1974年、1980年Ⅱに集中している。）についてダミー変数を使ってコントロールすると、概ねグラフ（第1-7-7図）のようなNAIRUが推計された。なお、

モデル3で時間と共に変化するパラメータは Z_t （失業率の逆数の回帰係数）と Z_t の確率的ドリフト項（RW drift）のみである。データ期間は、1972年第Ⅱ四半期から2008年第Ⅳ四半期までで、推計するハイパー・パラメータは σ_ε^2 、 σ_ω^2 （ランダム・ウォークする確率的ドリフト項の攪乱項の分散）と σ_η^2 である。なお、ここでは、この典型的なNAIRUのグラフを示すにとどめ、推計結果の数値については報告しないが、第1-7-7図のモデルにおいて、失業率の逆数及び消費者物価上昇率（8期までのラグ）以外の説明変数は、SRDEVthetaminusA（労働生産性上昇率－過去の実質賃金上昇率の指数和）、DevhpLNRawMatIMP（素原材料輸入品物価指数の、そのHPフィルターからの乖離）（当期、1期のラグ、2期のラグ）、そしてダミー変数として1973I, 1973II, 1973III, 1973IV, 1974I, 1974IV, 1980IIの各四半期に1となるダミーである。

第1-7-7図 完全失業率とNAIRU（モデル3）



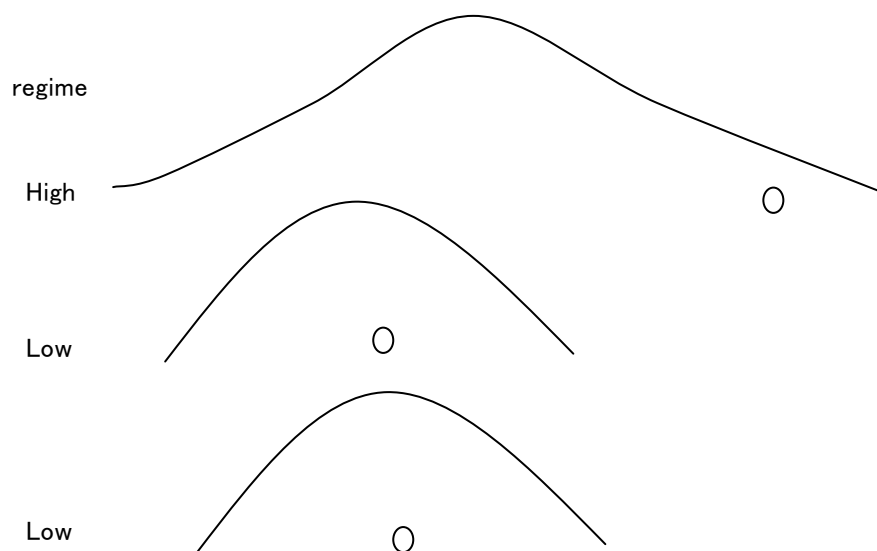
グラフからは、1990年代におけるNAIRUの動きにやや方向性が感じられるものの、1970年代のNAIRUの動きについては、1995年以降と変わらない高いNAIRUの水準になっており疑問が残る。

ダミー変数を使って外れ値をコントロールしようとしても難しい理由としては、フィリップス曲線の式には、インフレ率のラグが8四半期分はいつているため、極端に高いインフレ率は、被説明変数としてだけでなく、説明変数としても現れることが考えられる。

(4)モデル4: マルコフ・スイッチング・モデル (NAIRUが確率的ドリフト付きランダム・ウォーク)

日本のインフレーションの系列は石油危機など限られた時期に大きく変動する。これらの時期を他の物価が安定した時期と区別してモデル化すれば、カルマン・フィルターの予測や状態についての推測をより正確に行えると期待できる。分布が単峰型でなかったり、分布の広がりが大変大きい時には、その分布の背後に複数の分布があり、それらの複数の分布の混合分布からサンプルを取っていると考えると適切な場合がある。そうした分析例の一つが、マルコフ・スイッチング・モデルである。マルコフ・スイッチング・モデルでは、観測されないレジーム (regime) があり、今期のレジームがどれになるかは1期前のレジームだけに依存しているというマルコフ性が仮定される。そしてレジームがどれかにより、異なる分布が観測値を生み出す。特に、米国のインフレーション系列の不均一分散を説明するためには、レジームの変化をモデルに組み入れることが重要で、レジームの変化を使わないと、分散の系列相関を強調し過ぎることになると考えられている。最も良く使われるものの一つは、遷移方程式あるいは観測方程式の攪乱項の分散がレジームによって異なるとするものである (Kim 1993, Kim and Nelson 1999)。

第1-7-8図 マルコフ・スイッチング・モデルによる分散不均一性の処理



例えば、第1-7-8図の3つの山のうち、一番上の大きな山形が、観測方程式の攪乱項の変動が大きい時期の観測値の分布を表しており、小さな山形が、変動が小さい時期の観測値の分布を表すものとする (左側にいくほど小さな値に対応している。)。この分布の山の中央に、観察不能な真の状態があるとすると。ここで、白抜きのおののような3つの観測値が得られたとすれば、一番上の観測値は、かなり外れた観測値なので、変動が大きいレジーム (High) にあったと説明し、その下の二つの観測値については、変動が小さいレジーム (Low) にあった

と説明する。

こうして、観測方程式の攪乱項の分散が異なる複数のレジームを用意しておけば、変動の激しい時期を別の分布によって説明できるので、一部のインフレ率変動の激しい期間のために、全期間の攪乱項の分散が大きくなってしまふことを回避できる。

モデル4では、2つのレジームを仮定する。一つは、観測方程式の攪乱項の分散が大きいレジーム (HIGH volatility regime) で、もう一つは、それが小さいレジーム (LOW volatility regime) である。さらに、遷移方程式の攪乱項の分散についても、2つのレジームでは異なる値を取りうると仮定する。しかし、NAIRUの変化の大きさに関係が深い、遷移方程式の攪乱項については、どちらのレジームの方がより大きい分散を持つか仮定しないことにする。さらに、モデル4では、モデル3と同様、各レジームにおいて、確率的ドリフト付きランダム・ウォークに従ってNAIRUが動いているという仮定をおく。

狙いは、マルコフ・スイッチング・モデルで、石油危機やリーマン・ショックのような大きな変動を別の分布を用いることで処理した上で、モデル3のように、NAIRUが急に上昇するような局面をとらえるところにある。

モデル4では、Kimのフィルタリング・アルゴリズムを用い、マルコフ・スイッチング・モデルの推計を行う。この場合、フィルタリングによる状態変数の推計値は、正規分布に従うのではなく、複数の正規分布を混合させた分布に従うため、計算される対数尤度は近似に過ぎない。しかし、Kimのフィルタリング・アルゴリズムは、実証の上では、かなり信頼できるものと言われている (Zivot and Wang 2006)。このアルゴリズムでは、状態変数ベクトルの初期値に関し、散漫な事前分布 (diffuse prior)、すなわち、平均ゼロ、分散無限大と仮定する。散漫な事前分布が推計値に与える影響がほぼなくなつてから、対数尤度を評価し始めるため、データ期間の始めのいくつかのデータは推計に使用しない。このため、モデル4では、モデル1～モデル3よりも後の1974年第2四半期以降のNAIRUを推計した。

モデル4で時間と共に変化するパラメータは Z_t (失業率の逆数の回帰係数) とRW driftのみである。データ期間は、1974年第II四半期から2008年第IV四半期までで、推計するハイパー・パラメータは σ_ε^2 と σ_ω^2 、 σ_ε^2 である。第1-7-9表のRW driftは、モデル3の(9式)の μ_t に相当する (ただし $y_t=Z_t$ とおく)。ただし、ここでは(9式)とは異なり ω_t について、さらに正規分布であると仮定した。

推計結果は以下の通りである。まず第1-7-10表を見ると、観測方程式の攪乱項の標準誤差 σ_ε にはregimeにより大きな違いがある。また、high volatilityレジームの方が、確率的ドリフト付きランダム・ウォークしているNAIRUがより大きな変動を見せる (第1-7-13図と第1-7-14図)。 σ_ω がhigh volatilityレジームでより大きいため、急に線形トレンドの方向を変え余地を与え、第一次石油危機に対するNAIRUの急上昇をもたらした。

回帰の説明変数としては、SRDEVthetaminusAという、労働生産性上昇率と賃金上昇率の過去からの趨勢の間の差のHPフィルターからの乖離を用いた。利用したプログラムでは残

念ながらt値が出力されないのでこの変数が有意かどうかかわからないが、労働生産性が賃金上昇を上回ったスピードで上昇している時に、インフレ率が下がるというSRDEVthetaminusAの回帰係数のマイナスの符号は予想と整合的である。

第1-7-11表の遷移確率を見ると、それぞれのレジームにはいると、同じレジームに残る確率が高いことがわかる。推計によれば、第1-7-12図で示されるように主に石油危機やリーマン・ショックの時期など大きな変動がある時期で、高い確率でhigh volatility regimeにはいる。これらの時期には、経済変動（volatility）の上で、はっきりとした構造変化があった。

NAIRUについてはマルコフ・スイッチング・モデルにしたことで、70年代であってもあまり違和感のないNAIRUが得られた。まず、この1970年代に着目するとlow volatility regimeにある時には、インフレ率の変動が需給ギャップの変動によってひきおこされたとする傾向が強いので、NAIRUは大きく動きやすい。しかし、どちらのレジームであっても平均的には、それほど変わらないNAIRUになっている。石油危機は、明らかに構造的失業率を高めるものなので第一次石油危機でNAIRUが最も急な上昇を示している。

第1-7-12図によると、石油危機などの限られた時期を除き、low volatility regimeにある確率が非常に高いので、それらの時期についてはlow volatility regimeのNAIRUをNAIRUとみなすことができるだろう。石油危機や、それらの前後の時期については、highとlowの両方のregimeにある可能性があるが、low volatility regimeの方が、NAIRUが新たなショックに対して大きく変動しやすいことを考慮しつつ、highとlowの2つのregimeにおけるNAIRUを見比べながら、NAIRUの値を判断することになる。ただし、多くの時期においては、highとlowの2つのregimeでNAIRUに大きな差は見られない(第1-7-14図)。

石油危機におけるインフレ率の変動の多くを、high volatility regimeの観測方程式の攪乱項として処理することにより、それ以外の期間ではインフレ率の変動は大きくないという、より正しい判断をできた。例えば、以前のモデル1、2では観測方程式の攪乱項の標準誤差(σ_ε)は推計期間全体を通して一定で1.9という大きな値だったが、モデル4のlow volatility regimeのそれは0.7484と半分以下になった。その結果、インフレ率の変動が少ない1990年代以降に起きたインフレ率の変動が、需給ギャップの変化とみなされる傾向が強くなった。そのため、90年代以降のNAIRUの変動については、顕著な上昇が観察される。これは、NAIRUについて確率的ランダム・ウォークをすると仮定し、その変動に明白な方向性を示す可能性を与えたためでもある。特に、1995年以降にフィリップス曲線の傾きが変化するというダミーを導入しなくても、90年代半ば以降のNAIRUの上昇が目立つ点に注目したい。

第1-7-9表 パラメータの推計値(モデル4)

モデル4(推計期間 1974Ⅱ～2008Ⅳ)	HIGH Volatility	LOW Volatility
定数項	-1.409	-1.445
1/U	6.703	6.449
SRDEVthetaminusA	-0.00839	-0.003661
DevhpLNRawMatIMP	5.358	7.6985
DevhpLNRawMatIMP1	-3.793	-6.483
DevhpLNRawMatIMP2	-0.790	-0.07572
CPI1(消費者物価上昇率の1期のラグ)	0.4185	0.3727
CPI2	0.1466	0.1698
CPI3	-0.1046	-0.1152
CPI4	0.2766	0.2766
CPI5	-0.1124	-0.1095
CPI6	0.02944	0.03859
CPI7	-0.1396	-0.1382
CPI8	0.2038	0.2071
RW drift	0.01575	0.0139
log likelihood	-215.047	

(最終期の2008年約Ⅳ四半期における値。プログラムではt値などは出力されないため報告しない。)

第1-7-10表 ハイパーパラメータの推計値(モデル4)

hyperparameters(標準誤差)	HIGH volatility	LOW volatility
σ_v	0.8814	0.1473
σ_ω (RW driftの攪乱項の標準誤差)	0.005479	0.00002239
σ_ε	6.704	0.7434

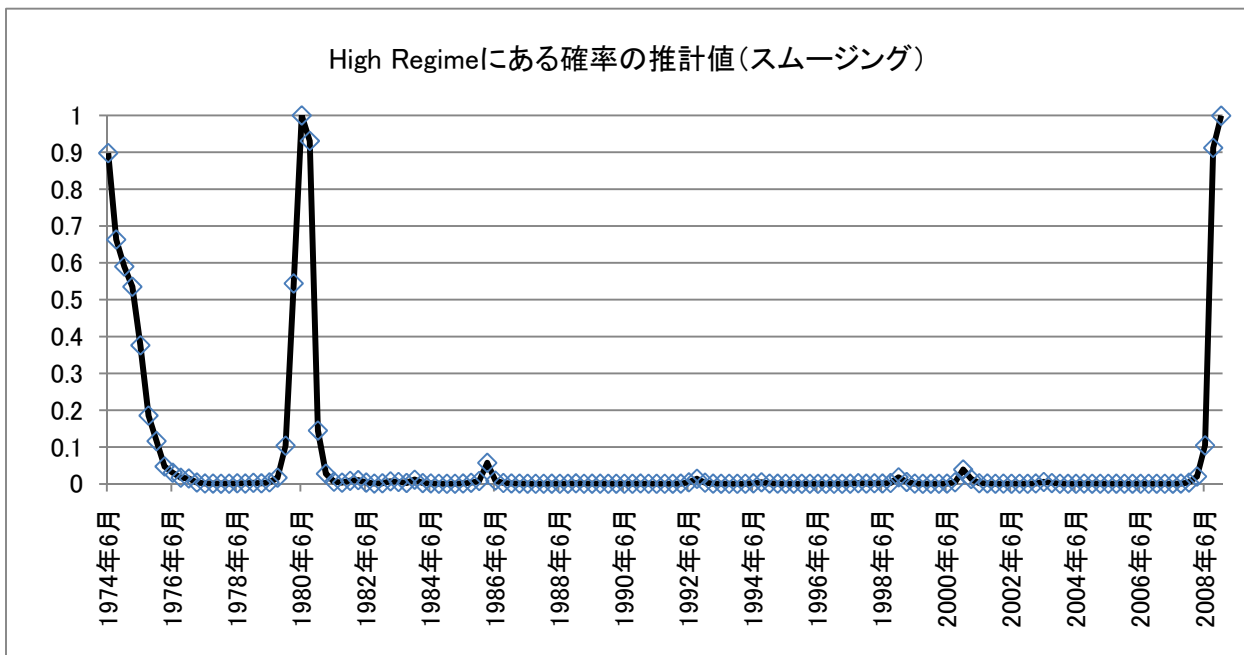
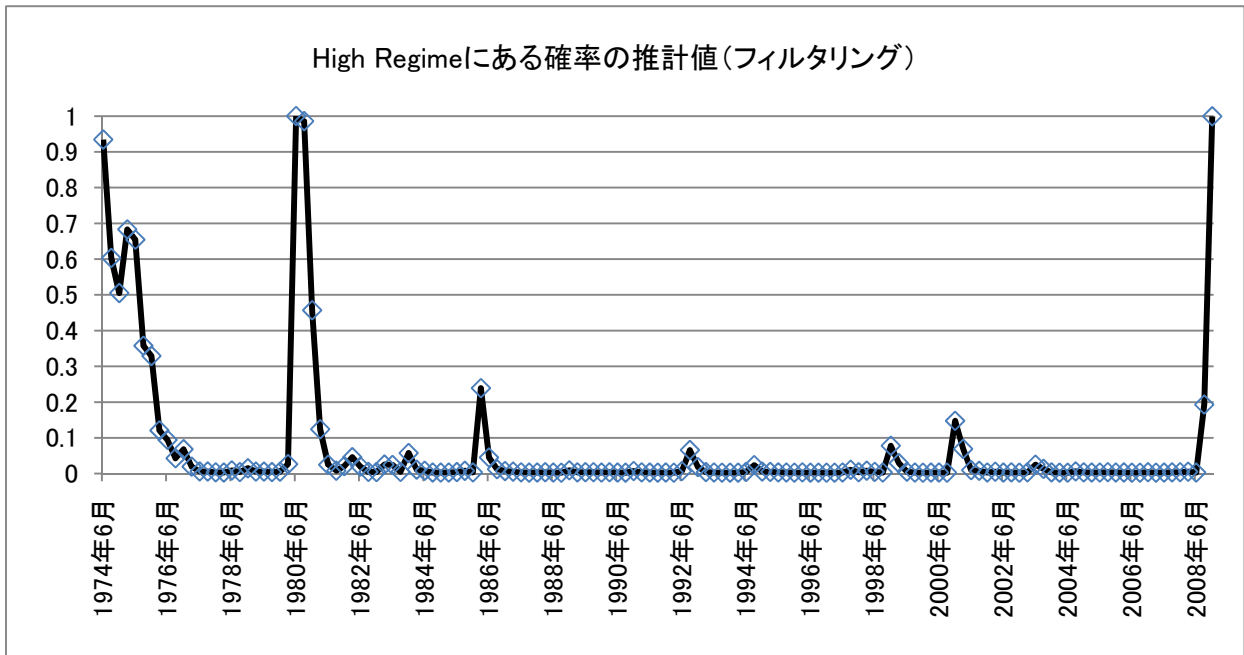
(プログラムではt値などは出力されないため報告しない。)

第1-7-11表 レジーム間の遷移確率(モデル4)

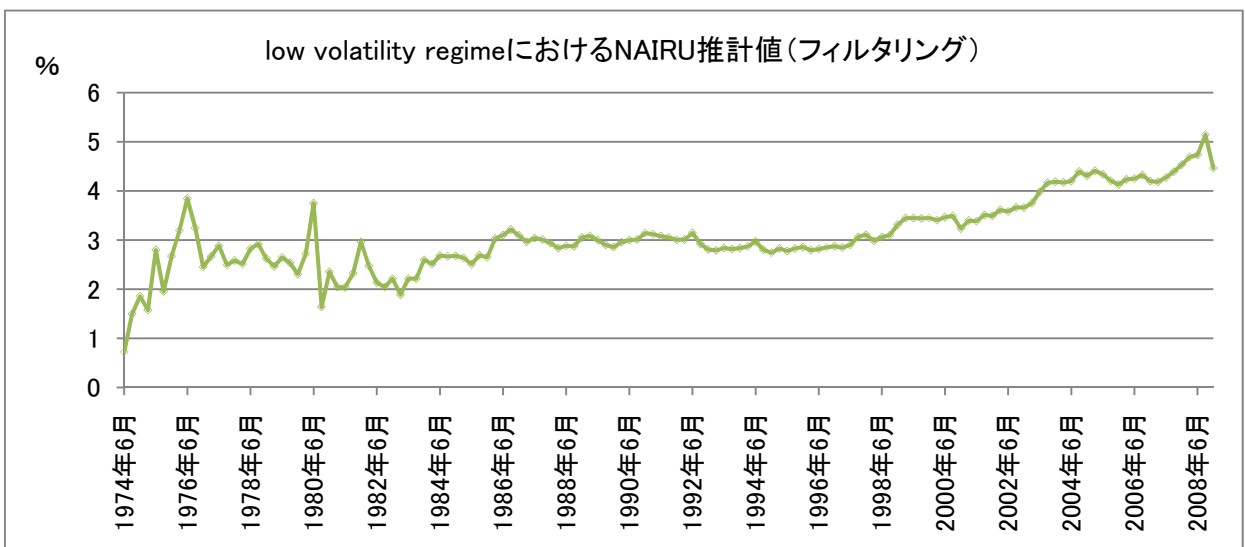
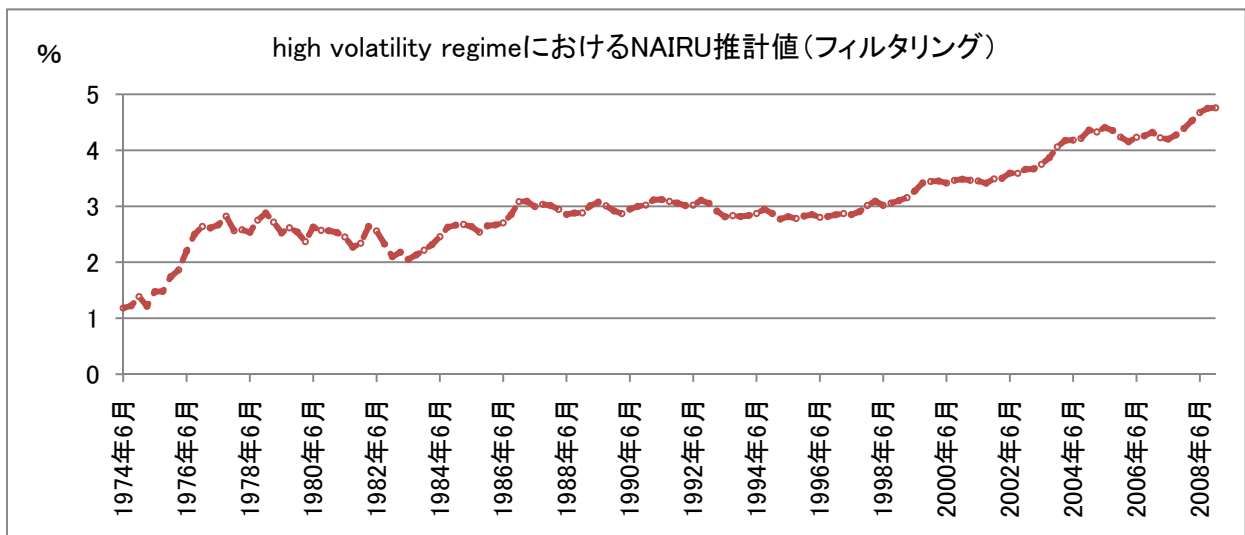
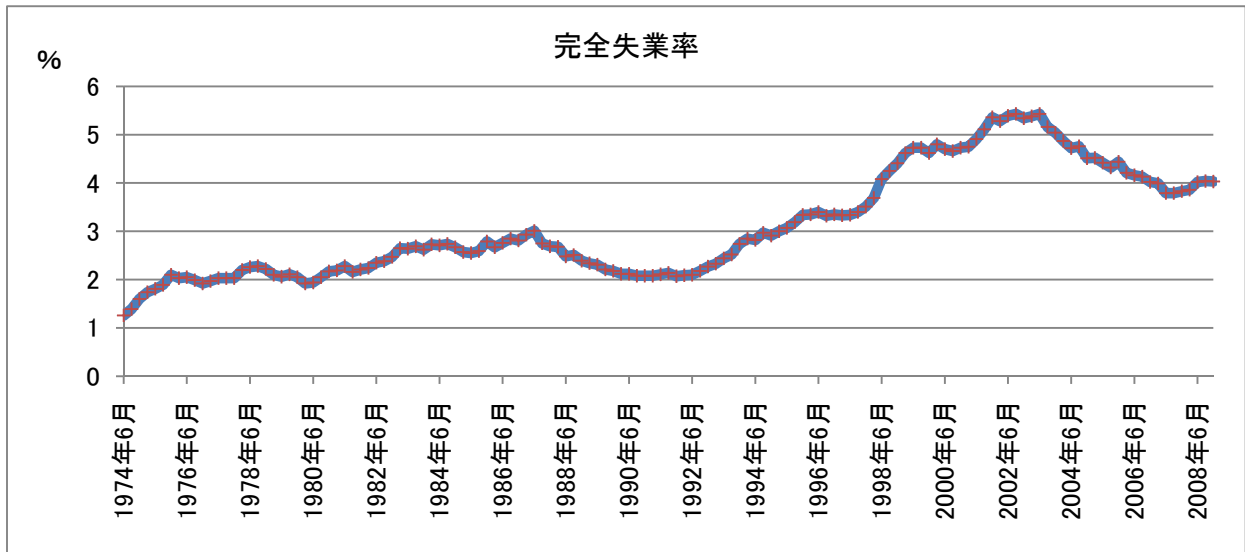
・遷移確率 (横に書かれた今期のレジームから、縦の列に書かれた来期のレジームへ移る確率)

	high volatility	low volatility
high volatility	0.8392	0.1608
low volatility	0.01191	0.9808

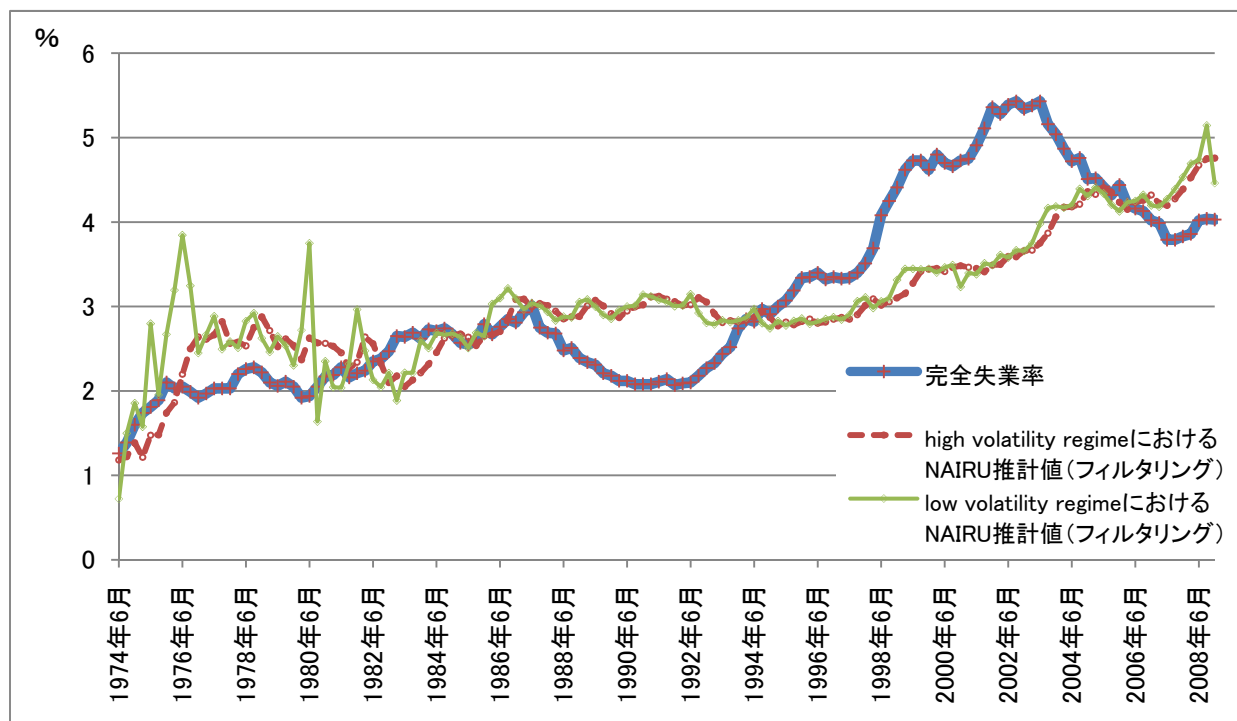
第1-7-12図 各四半期においてhigh volatility regimeにある確率
 (上がフィルタリング、下がスムージング)(モデル4)



第1-7-13図 完全失業率(上)、high volatility regimeにおけるNAIRU推計値(中)、
low volatility regimeにおけるNAIRU推計値(下)(モデル4)



第1-7-14図 完全失業率、high volatility regimeにおけるNAIRU
推計値、low volatility regimeにおけるNAIRU推計
値(モデル4)・・(第1-7-13図と同じ系列)



第8節 結論

1970年代の狂乱物価から1990年代後半以降のデフレ期におけるNAIRUを正確に推計する方法を試行錯誤し、カルマン・フィルターでマルコフ・スイッチング・モデルを用いた分析にたどりついた。低インフレ率において長期フィリップス曲線が緩やかな傾きを持つ可能性や、流動性の罫に陥っている可能性は、どちらもNAIRUが1990年代以降に大きく変化していると想像させる。本章の可変NAIRUの分析は、インフレ率の水準が異なるとNAIRUが違った値をとる可能性を許容しているので、長期のフィリップス曲線が第5節の第1-5-1図のような形状をしているケースと矛盾するものではない。ただし、今回の推計は推計したNAIRUの上昇が如何なる原因で生じたか明らかにするものではなかった。

フィリップス曲線の傾きは、人数ベースの調整と、賃金率の調整の相対的な大きさを反映しているが、労働時間の調整の効果を十分に反映しない。中村（1995）が指摘するように、日本では労働投入の調整における労働時間の果たす役割が大きいため、人数ベースの調整だけでなく、労働時間の調整の効果を無視するわけにはいかない。

労働時間調整の効果を考慮すると、名目賃金の下方硬直性の解消が、必ずしも賃金調整機能の改善として歓迎できない可能性すらある。例えば1997年頃のように、マクロ経済が不可逆的に悪化していると企業が判断すれば、固定費の削減のため、新入社員の採用を抑制し、

フルタイム従業員を残業させて技能を要する仕事にあたらせ、社会保険料負担の少ない非正規従業員には熟練を必要としない作業をさせるかもしれない。さらに景気が悪化すれば、企業は長時間労働をしているフルタイム従業員の残業時間削減により、名目賃金を大きく引き下げることができるし、従業員も過度の残業時間の削減を甘受するであろう。この場合、正規から非正規への切り替えや、中堅社員の残業時間短縮により、名目賃金は下方に伸縮的になる。しかし、これでは、既に人的資本を蓄えた中堅社員の人的資本が増すだけで、新入社員や非正規従業員の人的資本蓄積は乏しくなるため、若い世代の技能が向上せず、経済全体で見れば、経済成長を阻害することになりかねない。本章のモデル4は、名目賃金の下方硬直性が弱まった可能性がある1998年頃を境に、NAIRUが傾向的上昇を示しているが、その背景には、正規従業員に重要な仕事をこなす機会が集中する一方で、非正規従業員や若年世代には、労働市場で高く評価される技能を蓄積する機会が少ないため、彼らが摩擦的失業や構造的失業に陥りやすいタイプの労働者となってしまったという事情があるものと考えられる。

直接の証拠にはならないが、神林(2010)によれば、1990年代以降の長時間労働者のシェアは1970年代末の水準を維持しており、特に大企業・30歳代労働者では減少していない。

ここで、モデル4（第1-17-14図）では、推計期間の最後の年である2008年にNAIRUが急上昇している点について考察する。2008年Ⅱ・Ⅲ四半期では石油価格の高騰などにより素原材料価格が上昇するサプライ・ショックがあり、逆に2008年Ⅳ四半期には下落に転じていた。第1-17-2図によれば、2008年後半には、他の時期に比べると、高い確率でhigh volatilityレジームにある。第1-7-10表によれば、high volatilityレジームの方が、確率的ドリフト付きランダム・ウォークしているドリフト項の値が大きく変動するため、2008年Ⅱ・Ⅲ四半期にはNAIRUの上昇傾向が明確になり、第一次石油危機と質的に類似したNAIRUの急上昇をもたらしたと思われる。

推計結果は、失業の多くが容易に解消できない性質を持つと示唆している。完全失業率は、2010年までに5%台に達している。ただし、昨今の海外発の供給・需要ショックは大きく、頻発しているので、推計期間をさらに伸ばし追試を行わないと、2008年の正確なNAIRUは得ることができないかもしれない。

今後の課題は、マルコフ・スイッチング・モデルの場合のモデルの診断に必要な統計量を得られるようにすることである。また、説明変数によって最尤法が収束しやすい場合としない場合があり、労働生産性に関連したSRDEVthetaminusAという説明変数を使うと収束しやすくなるが理由は不明なので、解明したい。

第9節 補論

1. 状態空間モデル

状態空間モデルは、時間とともに変化する状態変数（ロケットの位置など）と、状態変数に関係があり実際に観測可能な変数（ロケットの位置を観測した映像など）との関係を記述するモデルである。しばしば、観測可能な変数は、ノイズ（雑音）や物理的な条件による系統的な歪みとともに観察される。

実際には、「状態空間モデル」という独自のモデルがあるわけではなく、ARモデル、ARMAモデルなどの様々な時系列モデルを次の段落で記述するように行列の形に書き下し（状態空間表現）、様々なモデルを統一的な表現方法で表し、分析しようというものである。

ここではハーベイ（1988）に基づき、一般的な状態空間モデルを紹介する。観測されるN個の変数を $N \times 1$ ベクトル y_t とすると、これらの観測可能な変数と状態変数との間の関係は、**観測方程式**（measurement equation）によって表される。状態変数を $m \times 1$ ベクトル α_t 、さらに Z_t と S_t をそれぞれ $N \times m$ 、 $N \times n$ の固定された行列とすると観測方程式は

$$y_t = Z_t \alpha_t + S_t \xi_t, \quad t=1, \dots, T \quad (\text{A-1式})$$

と表現される。ここで $n \times 1$ 攪乱項ベクトル ξ_t は平均ゼロ、共分散行列 H_t の確率変数である。

一方、状態変数ベクトル α_t は直接には観測可能ではないが、次の**遷移方程式**（transition equation）

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t, \quad t=1, \dots, T \quad (\text{A-2式})$$

という確率過程に従って動いていると仮定する。ここで T_t 、 R_t はそれぞれ $m \times m$ 、 $m \times g$ の固定された行列で η_t は平均ゼロ、共分散行列 Q_t となる攪乱項ベクトルである。

観測方程式と遷移方程式の攪乱項は系列相関がなく、全ての時点において互いに無相関でかつ初期状態変数ベクトル α_0 にも無相関であると仮定する。これらの仮定をコンパクトにまとめると、

$$\begin{pmatrix} \xi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim WN \left[0, \begin{pmatrix} H_t & 0 \\ 0 & Q_t \end{pmatrix} \right], \quad t=1, \dots, T \quad (\text{A-3式})$$

かつ

$$E[\alpha_0 \eta'_t] = 0, E[\alpha_0 \xi'_t] = 0, \quad t=1, \dots, T \quad (\text{A-4式})$$

と表現される。

ここでWNはホワイト・ノイズ過程を表す。一般に ε_t がホワイト・ノイズ過程である時、

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (\text{A-5式})$$

かつ

$$E(\varepsilon_t \varepsilon'_s) = \begin{cases} \Omega, & t=s \\ 0, & t \neq s \end{cases} \quad (\text{A-6式})$$

という性質を持つ。(A-6式)は、ホワイト・ノイズ ε_t の各要素は、異時点間では無相関だが同時点において相関を持つ可能性があることを示す。

この状態空間モデルの枠組みは、観測不能な要素を含む時系列モデルを扱ったり、回帰式の回帰係数が時間とともに変化する可変パラメータを含むモデルを分析することが可能で、定常、非定常を問わず、線形時系列モデルを扱うための非常に柔軟な枠組みになっている。

観測方程式と遷移方程式については2通りの解釈ができる(北川2005)。第一に、観測方程式を時系列 y_t (本章の分析においては y_t はインフレ率) が観測される仕組みを表現する回帰モデル(本章ではフィリップス曲線の式)と考えると、 α_t はその回帰係数となる。この時、遷移方程式は、その回帰係数が変化する様子を表現するモデルになっている。第二に、状態変数 α_t を推定すべき信号と考えると、遷移方程式は信号の発生メカニズムを表現し、観測方程式は、その信号を観測するときに信号が変換されノイズが加わる様子を表す。第二の解釈によれば、本章で推計したNAIRUは、2つの状態変数の商(にマイナスをつけたもの)として計算されるが、NAIRUの値自体は観察可能ではない。そこで、フィリップス曲線の式と、NAIRUに関する遷移方程式とを用い、可能な限りノイズを除去して信号(NAIRU)を推計するように試みる。

2. カルマン・フィルター

カルマン・フィルターは、新しい観測値が得られる度に状態変数の推定値を更新する一連の方程式のことで、観測できない状態変数がある際に有用である。状態変数の推定値の更新は二段階を経て行われ、第一段階ではある時点で利用可能な情報の下での次の時点の状態についての最適予測量を構成する。第二段階では、新しい観測値が更新方程式を通じて、現在の状態についての状態変数ベクトルの推定に用いられる。

状態推定のためには、これまでの観測値 $Y_j = \{y_1, \dots, y_j\}$ が与えられた下での時点 n における状態変数 α_n の条件付き分布 $p(\alpha_n | Y_j)$ を求めることが必要になる。特に、観測方程式および遷移方程式の攪乱項が正規分布に従うと仮定すると、この条件付き分布 $p(\alpha_n | Y_j)$ も正規分布になるため、条件付き分布を規定する平均ベクトルと分散共分散行列だけを求めればよい。観測方程式および遷移方程式の攪乱項が正規分布に従う場合には、状態 α_n の条件付き周辺分布を計算するアルゴリズム(カルマン・フィルター)による予測量と更新された推定量はともに最適になる。これに対し、攪乱項が正規分布でない場合には、一般に分布全体を推計する必要が生まれ、膨大な計算やシミュレーションが必要になる。

(1) フィルタリングとスムージング

カルマン・フィルターにより、時点 j までの観測値 $Y_j = \{y_1, \dots, y_j\}$ を用いて時点 n の状態 α_n の推定を行う問題をタイプ別に次のように分類しておく。まず、予測(prediction)とは $j < n$ の場合で観測期間よりも先の将来の状態を推定する問題、フィルタリング(filtering)とは

$j=n$ の場合で観測期間の最終時点の状態を推定する問題、そしてスムージング (smoothing) とは $j>n$ の場合で現在までの観測値を使って過去の状態を推定する問題である。

観測方程式と遷移方程式の攪乱項が正規分布であると仮定した上で、カルマン・フィルターのアルゴリズムは、1期先予測 ($j=n-1$) とフィルタリングを交互に繰り返すことにより、次々と逐次的に各期の状態を推定する。

以下の式では、状態空間モデルの節で紹介した観測方程式と遷移方程式において、攪乱項が正規分布に従うという仮定を追加する。ただし、ここでは、観測方程式を見やすくするため、次のように、攪乱項に関する部分 $S_t \xi_t$ を ξ_t と簡略化する。

$$y_t = Z_t \alpha_t + \xi_t, \quad t=1, \dots, T$$

また、時点 j までの観測値 Y_j を得た時の、状態 α_n の条件付き平均と、分散共分散行列をそれぞれ

$$\alpha_{n|j} \equiv E(\alpha_n | Y_j) \quad (A-7式)$$

$$V_{n|j} \equiv E[(\alpha_n - \alpha_{n|j})(\alpha_n - \alpha_{n|j})'] \quad (A-8式)$$

と定義しておく。

1期先予測のアルゴリズムは

$$\alpha_{n|n-1} = T_n \alpha_{n-1|n-1} \quad (A-9式)$$

$$V_{n|n-1} = T_n V_{n-1|n-1} T_n' + R_n Q_n R_n' \quad (A-10式)$$

また、フィルタリングのアルゴリズムは

$$K_n = V_{n|n-1} Z_n' (Z_n V_{n|n-1} Z_n' + H_n)^{-1} \quad (A-11式)$$

$$\alpha_{n|n} = \alpha_{n|n-1} + K_n (y_n - Z_n \alpha_{n|n-1}) \quad (A-12式)$$

$$V_{n|n} = (I - K_n Z_n) V_{n|n-1} \quad (A-13式)$$

となる。

フィルタリングのアルゴリズムでは、カルマンゲイン (K_n) をまず求める。 $(y_n - Z_n \alpha_{n|n-1})$ は $n-1$ 時点の情報を持つ時に行う y_n の予測誤差、 $Z_n V_{n|n-1} Z_n' + H_n$ はその分散共分散行列である。(A-11式) より、カルマンゲインは、(逆行列で示された) 予測誤差の分散共分散に対する、状態の変動による観測値の変動分 ($n-1$ 時点の情報しかないときに n 時点の状態 $\alpha_{n|n-1}$ を推計することによる不確実性) の割合を示す。また H_n は、攪乱項による予測誤差の部分なので、 K_n が大きいほど、シグナル・ノイズ比が高い。

このカルマンゲインが比較的大きい場合には、観測値について新たに得られた情報は、状態変数について重要な情報を提供していると考えられる。したがって、(A-12式) より、予測誤差 $(y_n - Z_n \alpha_{n|n-1})$ があつた時、この予測誤差を重視して、これに比較的大きなウェイトを置いて、状態についての推定を改めることになる。さらに、(A-13式) は、 n 時点で新たな情報が得られたことによる状態推定の精度向上を示す。なお、(A-13式) の I は単位行

列である。

一方、スムージングは、観測期間の最後Nまでフィルタリングを行い、全ての情報を蓄積した後で、今度は、その全ての情報（フィルタリングの結果）を利用して最終時点から逐次的に、それぞれの時点の状態を推定し初期時点まで遡る。一般に、スムージング（平滑化）では全ての情報を利用しているので、フィルタリングよりも精度の高い推定が可能になる。スムージングの具体的なアルゴリズムについては説明を割愛する。

(2) 尤度計算とパラメータ推定

私たちがデータを手に時系列モデルを作る際、真のモデルのパラメータ（観測方程式や遷移方程式の攪乱項の分散である Q_n 、 H_n など）が既知である場合は少ない。しかし、(A-9式)～(A-13式)によると、これらはカルマンゲイン K_n の値に影響を与え、新たな観測値が得られた時に、状態の推定（たとえばNAIRUの推計）にどのように反映させるかに影響する。こうしたパラメータは、単なる回帰係数ではなく、状態の動き全般に影響を与えるハイパーパラメータhyperparameterと呼ばれるもので、違った値を設定すると、特に状態変数のトレンド的な動きに影響を与える。

NAIRUの推計では、失業率の変動のうち、どの部分が構造的で、どれだけが循環的かを区別することが肝要なのでトレンド的な動きを支配し得るhyperparameterの重要性が高い。NAIRUの推計では、NAIRUがもっともらしい動きをするように、このhyperparameterを人為的に与えたりすることが多いが、経済構造に関する重要な情報はデータから読み取るべきであろう。もし、推計したhyperparameterの下でのNAIRUの動きが不可解ならば、さらにモデルを見直す方が良い。

実際、カルマン・フィルタを状態空間モデルで推計することの利点の一つに、パラメータが θ で観測値 y_1, \dots, y_N が与えられた時、 θ の最尤推定量を推計する統一的な方法が確立されているということがある。

このモデルの尤度は、 y_1, \dots, y_N のN次元同時密度関数

$$L(\theta) = f_N(y_1, \dots, y_N | \theta) \quad (\text{A-14式})$$

だが、各時点 $n = N, N-1, \dots, 2$ について、

$$f_n(y_1, \dots, y_n | \theta) = f_{n-1}(y_1, \dots, y_{n-1} | \theta) g_n(y_n | y_1, \dots, y_{n-1}, \theta)$$

となることを用いると、時系列モデルの尤度は、条件付き密度関数 g_n の積で表すことができる。さらに、状態方程式と観測方程式の攪乱項を正規分布とすると、カルマン・フィルタのアルゴリズムから、観測値 Y_{n-1} が与えられた時の y_n の予測分布 $g_n(y_n | y_1, \dots, y_{n-1}, \theta)$ は正規分布になり、具体的に表すことができる。

こうして、対数尤度を具体的に計算し、その対数尤度を最大にするパラメータを最尤法により推計する。ここでは、詳細な説明は省略するが、尤度関数がN個の独立な予測誤差の結合分布となるので予測誤差分解と呼ばれる（北川2005、ハーベイ1988）。

(3) 外れ値と構造変化

カルマン・フィルターの攪乱項平滑化（スモーキング）フィルターは、全ての観測期間の情報を用いて平滑化した攪乱項の推定値を求める。補助残差は、平滑化した攪乱項をその対応する分散の平方根で割ったもので、標準化された平滑化攪乱項である。

観測方程式の標準化された平滑化攪乱項を調べると、時系列における外れ値を調べることができ、一方、遷移方程式の標準化された平滑化攪乱項を調べると構造変化を見いだすことができる。観測方程式については、補助残差の値は、外れ値ではないという帰無仮説に対するt検定と考えられ、一方、遷移方程式については、補助残差の値は、観測された時系列のレベルに構造変化がないという帰無仮説に対するt検定として考えることができる（De Jong and Penzer 1998、Commandeur and Koopman 2007）。

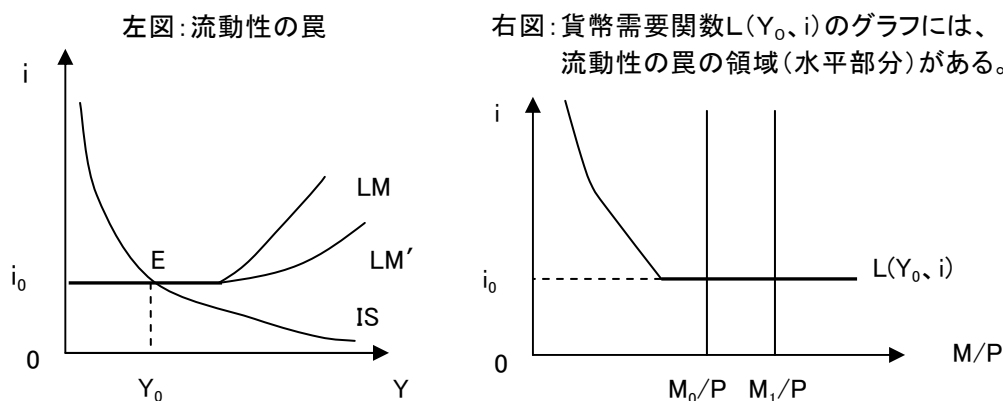
3. 流動性の罫(教科書的な説明)

LM曲線が水平な場合には、貨幣供給量を増加させてLMがLM' にシフトしても、国民所得は Y_0 から全く増加せず、金融政策は無効になる。

人々が、現在の債券利子率 i が歴史的に非常に低く、これ以上低くなることはないと考え、もっと有利な利子率の時に債券を持とうと考え、債券を保有しようせず、貨幣だけを保有しようとする。この場合を「流動性の罫」と呼ぶ。流動性の罫が起きている場合、LM曲線が水平になる。第1-9-1図左で、 $M=M_0$ の時のLM曲線がLMで、 $M=M_1$ に貨幣供給量を増やした時、LM曲線はLM' にシフトするが交点Eは動かず、国民所得は増加しない。

第1-9-1図右は、 (Y_0, i_0) という組合せが、貨幣供給量を増やす前も、後も貨幣市場を均衡させる国民所得と利子率の組合せ（第1-9-1図左のLM曲線上の点Eに対応）であることを示している。

第1-9-1図 流動性の罫



参考文献

- 天利浩 (2008) 「NAIRU概念の検討と、Kalman Filterによる可変NAIRUの推計」労働政策研究・研修機構 労働政策研究報告書 No.95『失業率の理論的分析に関する研究—中間報告』
- 岡田靖、浜田宏一 (2009) 「バブルデフレ期の日本の金融政策」『デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会
- 神林龍 (2010) 「1980年代以降の日本の労働時間」、樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会
- 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』 January 2003
- 北川源四郎 (2005), 『時系列解析入門』、岩波書店
- 北川源四郎・川崎能典 (2004)、「時系列モデルによるインフレ率の予測」、福田慎一・粕谷宗久編『日本経済の構造変化と経済予測』東京大学出版会
- 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
- 田中勝人 (2006) 『現代時系列分析』岩波書店
- 中村二郎 (1995) 「わが国の賃金調整は伸縮的か」、猪木武徳、樋口美雄編、『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社
- 新美一正 (2003) 「マイルド・デフレ下における「インフレ目標」論—短期フィリップス曲線の非線形性をめぐって—」日本総合研究所Japan Research Review 8月号
- ハーベイ、A. C. (1988) 『時系列モデル入門』、国友直人、山本拓訳、東京大学出版会
- 原田泰、北浦修敏、坂村素数、篠原哲 (2002) 「日本の構造的失業率は上昇しているのか」『経済セミナー』10月号
- 福田慎一・慶田昌之 (2004)、「インフレ予測に関する実証分析の展望」、福田慎一・粕谷宗久編『日本経済の構造変化と経済予測』東京大学出版会
- 堀春彦 (2004) 「日本におけるNAIRUの推計」労働政策研究・研修機構 労働政策研究報告書 No. L-8『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究—中間報告』
- 水野朝夫 (1992) 『日本の失業行動』中央大学出版部
- 山本勲 (2007) 「デフレ脱却期における賃金の伸縮性—国際比較の観点から」『三田商学研究』50(5)
- 山本勲 (2010) 「賃金調整・雇用調整とフィリップス曲線の変化—1990年代の変化とその背景」、樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会
- Akerlof, George A., Dickens, Williams and Perry, George L. (1996) “The Macroeconomics of Low Inflation,” Brookings Papers on Economic Activity, 2, pp1-76
- Akerlof, G. and Shiller, R. (2009) *Animal Spirits*, Princeton University Press

- Ariga, Kenn and Kambayashi, Ryo (2010) "Employment and wage adjustments at firms under distress in Japan: An analysis based upon a survey" *Journal of the Japanese and International Economies* 24, 213-235.
- Ball, Laurence (1997) "Disinflation and NAIRU" *Reducing Inflation: Motivation and Strategy* National Bureau of Economic Research p167-192.
- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw (2002), "Relative-price changes as aggregate supply shocks, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 161-93.
- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw (2002), "The NAIRU in Theory and Practice, *Journal of Economic Perspectives*, Spring, 16(4), 115-136.
- Ball, Laurence and Moffitt, Robert (2001) "Productivity Growth and the Phillips curve" NBER Working Paper No. 8421
- Bewley, T. (1999) *Why Wages Don't Fall during a Recession*. Cambridge University Press.
- Blanchard, Olivier (2006) *Macroeconomics, 4th edition*. Prentice Hall
- Blanchard, Olivier and Katz, Lawrence (1997) "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment" *Journal of Economic Perspectives*, Vol 11, No. 1, Winter.
- Blanchard, Olivier (2002) "Monetary Policy and Unemployment", Remarks at the Conference "Monetary policy and the labor market."
- Commandeur J.J.F and Koopman S.J. (2007) *An Introduction to State Space Time Series Analysis* Oxford University Press.
- De Jong. P. and Penzer J.R. (1998), "Diagnosing Shocks in Time Series," *Journal of the American Statistical Association* 93:796-806.
- Durbin, J. and Koopman S.J (2001). *Time Series Analysis by State Space Methods* Oxford University Press (邦訳 『状態空間モデリングによる時系列分析入門』(2004) 和合肇、松田安昌訳 シーエービー出版)
- Fair, Ray C. (2000) "Testing the NAIRU model for the United States" *The Review of Economics and Statistics*, February 2000 82(1): 64-71
- Friedman, Milton (1968) "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, March, 58, 1-17.
- Ginanella, C., Koske, I., Rusticelli E. and Chatal, O. (2008) "What drives the NAIRU? Evidence from a panel of OECD countries," *Economics department Working Paper* No. 649
- Gordon, Robert and Stock, James (1998) "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU", *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 1998, no.2, pp297-346.

- Gordon, Robert J. (1997) "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 11-32 Winter.
- Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis* Princeton University Press
- Harvey, A (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter* Cambridge University Press
- Kalman, R. (1960) "A new approach to linear filtering and prediction problems," *Transactions ASME Journal of Basic Engineering*, 82, pp35-45.
- Kim, C-J. (1993) "Unobserved-Component Times Series Models with Markov Switching Heteroscedasticity: Changes in Regime and the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.11, no.3, pp341-349.
- Kim, C-J and Nelson C.R. (1999) *State-space models with regime switching* MIT Press
- Krugman, Paul (1998) "It's Back: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1998, no.2, pp137-205.
- Krugman, Paul (2000) "Thinking About the Liquidity Trap," *Journal of Japanese and International Economies* 14, pp221-237.
- Laubach, Thomas (2001) "Measuring the Nairu: Evidence from Seven Economies," *Review of Economics and Statistics*, May, vol. 83, no2, pp218-231.
- Layard, Richard, Nickell, Stephen and Jackman, Richard (2005) *Unemployment, 2nd Edition*. Oxford University Press.
- Lipsey, R.G. & Chrystal (2007) *Economics, Eleventh Edition*, Oxford University Press
- Mankiw, N. Gregory (2001) "The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment" *The Economic Journal*, vol. 111, No 471, Conference Papers, C45-C61
- Nishizaki, Kenji and Watanabe, Tsutomu (2000) "Output-Inflation Trade-Off at Near-Zero Inflation Rates", *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 304-326
- Phelps, Edmund S. and Zoega, Gylfi (1997) "The Rise and Downward Trend of the Natural Rate", *American Economic Review AEA Papers and Proceedings* 283-289 May.
- Phillips, Alban W. (1958) "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, 25.
- Richardson, Pete, Boone Laurence, Giorno, Claude, Meacci, Mara, Rae, David and Turner, David (2000) "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries.

OECD.

Staiger, D., J.H. Stock, and M.W. Watson (1997) “The NAIRU, Unemployment, and Monetary Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, Spring, 11(2), 117-136.

Zivot, Eric and Wang, Jiahui (2006) *Modeling Financial Time Series with S-Plus*, 2nd Edition, Springer

第2章 UV分析について—既存の方法に対する改善を提案する

第1節 はじめに

バブル崩壊後わが国の完全失業率は年々上昇を続けたが、とりわけ1998年を境に上昇テンポが高まり、2002年には5.4%に達した。この失業率は第2次大戦後現行の「労働力調査」が実施されて以来の最高水準である。しかし厚生労働省の推計によると、完全失業率の大部分は、日本経済の構造変化や労働市場における情報の不完全性に原因する失業の増大に帰せられ、有効需要の不足によるものではない。1998～2002年の5年間では、完全失業率のほぼ4分の3がこれらの構造的・摩擦的失業によるものと推定されている。

グローバル化による産業構造の変化や規制緩和に伴う雇用形態の多様化を理由に、この推定を概ね妥当と判断する見解もある。しかしながら低い経済成長率を労働需要停滞の基本的原因とみる人々は、1%ポイントそこそこの需要不足失業率を過小推定と考えるであろう。構造的・摩擦的失業率をめぐる現在に至るまで様々な研究が継続されているが¹、それは厚生労働省の推計に依然として賛否両論が存在することを示すものである。

完全失業を構造的・摩擦的失業と需要不足失業とに分割する手法の1つにUV分析があり、上記の厚生労働省の推計もUV分析を用いている。この分析の基本的な考え方は極めて簡単である。いま

労働力の供給＝企業に雇われた人数＋失業者数(U)

労働力の需要＝企業が雇った人数＋未充足求人数(V)

としよう。未充足求人は欠員と言い換えてもよい。企業が雇った人数は雇われた人数に等しいので、需給のギャップは

供給－需要＝U－V

となる。統計資料からUとVを求め、これをUV平面上に描くと原点に凸の右下がりの曲線（UV曲線またはベバリッジ曲線）が得られる。他方、完全雇用は労働力の需要と供給とが等しい状態であるから上式よりU＝Vとなり、これはUV平面上に45度線で描かれる。UV曲線と45度との交点から求められる失業は、労働市場に関する情報不足・労働者の非移動性・熟練や知的能力の不適合等によって完全雇用の下でも存在する失業であり、構造的・摩擦的失業（あるいはミスマッチ失業）と呼ばれる。

しかしこの分析手法については、大橋勇雄（2008）も述べているように、いくつかの問題がある。例えば、UV曲線と45度線との交点が厳密な意味で経済学上の均衡概念に対応するものかどうかといった理論的な批判や、またUV分析では（例えば）熟練の不適合による構

¹ わが国における構造的・摩擦的失業率の推計結果に関する詳細なサーベイとしては、例えば藤井宏一（2008）を参照されたい。

造的失業と市場の情報不足に原因する摩擦的失業とを分離できないとの指摘²もある。しかしこれらの批判をひとまず措くとしても、UV分析で用いられてきた従来のデータには重大な欠陥があると言わざるをえない。

第1は、総務省の「労働力調査」から得られる失業率と厚生労働省の「職業安定業務統計」を利用した欠員率との間に、データ上の整合性が存在しないということである。前者が経済全体の状態を表しているのに対して、後者は公共職業安定所に記録された限りでの欠員の程度を示す指標である。両者はデータの性質やカバレッジが異なっており、このような別々の統計資料から得られた失業率と欠員率とが仮に等しくなっても、それを以って労働市場が均衡状態にあるとはいえないであろう。

第2は、労働市場における需給の均衡を考える場合、供給側として企業に雇われた人数に失業者を加えるだけで十分であるかどうかの問題もある。就業中の労働者の中には副業として別の仕事を探しているものがあり、これら求職中の追加就業希望者は労働供給を増加させる付加的部分とみなすのが適切である。就業者の中には求職中の転職希望者も存在するが、しかし経済全体としてみた場合、転職者は労働供給の総量を変化させる要因ではなく、したがってかれらを労働力に対する付加的供給部分とみることはできない。

この小論の目的は、上に指摘した2点に範囲を絞ってデータの改善を試み、それらを用いてUV曲線を推定し、構造的・摩擦的失業の新しい系列を求め、わが国の労働政策に最も強い影響力をもつ厚生労働省の推計値と比較することにある。

第2節 改善の提案

1. 第1の改善点

上に述べた第1の問題は、欠員あるいは未充足求人データを厚生労働省の「雇用動向調査」から利用することによって回避することができる³。この調査は各年の6月末日現在の未充足求人数を調べており、それは「欠員（仕事があるにもかかわらず、その仕事に従事する人がいない状態）を補充するために行なっている求人の数」と定義されている。この定義による限り、「雇用動向調査」の未充足求人の中には、離職による欠員をあらかじめ予想し、それを補充するための求人は含まれないと考えるのが順当であろう。調査担当者の説明も、これは調査時点での現状を報告させるものであって、予想に基づく未充足求人までは念頭に置い

² Mortensen and Pissarides (1999) は「就業者のうち失業に陥る人数（あるいはその労働力人口に占める割合）」と「失業者のうち失業から離脱する人数（同様にその労働力人口に占める割合）」とが等しくなる状態を均衡と考え、そこからベバリッジ曲線を導いた (p.2579)。この場合、ベバリッジ曲線上のすべての点に対応する失業率は均衡失業率であり、45度線との交点を求めるという操作には理論的根拠がないことになる。構造的・摩擦的失業を構造的失業と摩擦的失業とに二分するわが国の試みとしては、大橋勇雄 (2006)、(2008) および大谷剛 (2007) がある。

³ 現在ではこの資料に言及する人は多い。しかしUV曲線の推定にそれを実際に使用していないのは、「雇用動向調査」の未充足求人データ上の問題があると考えられているからである。だが従来の欠員率に含まれる非整合性は取り除かなければならない。

ていないとのことであった。

この調査には6月末日現在の常用労働者数も記録されているので、未充足率を

$$\text{未充足率}(v1) = \text{未充足求人数} / (\text{常用労働者数} + \text{未充足求人数})$$

として定義できる。この比率は「雇用動向調査」ベースの数値であるが、同時に「労働力調査」ベースによる未充足率の推計値と解釈することもできる。なぜなら分母分子を常用労働者数で割ると、

$$\text{未充足率} = (\text{未充足求人数} / \text{常用労働者数}) / [1 + (\text{未充足求人数} / \text{常用労働者数})]$$

となるが、この式の分母分子に「労働力調査」の雇用者数を乗じたときに分母と分子にそれぞれ現れる値

$$(\text{未充足求人数} / \text{常用労働者数}) \cdot \text{雇用者数}$$

は、「雇用動向調査」からの比率を利用して「労働力調査」ベースの未充足求人数を推計した値（未充足求人の推計値と呼ぼう）と読めるからである。つまり「雇用動向調査」から計算される未充足率(v1)は

$$\text{未充足率} = \text{未充足求人の推計値} / (\text{雇用者数} + \text{未充足求人の推計値})$$

と書き換えることができ、「労働力調査」ベースの比率と考えてよい。

この点は極めて大切である。これまでUV分析でしばしば用いられてきた欠員率は「職業安定業務統計」の数字と「労働力調査」の雇用者数とを混用している。すぐ後で述べる理由によって未充足率v1には修正の必要があり、修正値にv2の記号を当てるので、職安のデータを用いた欠員率はv3で示したい。それは

$$\text{欠員率}(v3) = (\text{有効求人数} - \text{就職件数}) / [\text{雇用者数} + (\text{有効求人数} - \text{就職件数})]$$

のように計算されており、性質の異なる2つの統計資料からの数字がまぜこぜに利用されている。しかもこの比率が「労働力調査」の失業率（より精確には雇用失業率）と対比され、構造的・摩擦的失業率の推計に使用されてきた。つまり従来の方法は、①欠員率を作成する過程と②それを「労働力調査」の失業率に結びつける点で、いわば二重の意味でデータの整合性を欠いているといわざるをえない。

このように「雇用動向調査」の利用はデータの不整合性を除去するに役立つが、この調査の欠点は調査の対象範囲が事業所規模5人以上に限定され、小規模事業所が抜け落ちていることである。しかし同調査は企業規模別に未充足求人数と常用労働者数とを調べており、これを活用するならば小規模企業を含むように未充足率を修正することができる⁴。

⁴ 北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲（2002）は「雇用動向調査」の未充足求人を次の3点で修正を試みている。①5人未満の事業所まで含めること、②6月末の数字を年ベースにすること、③既存事業所における新設予定の仕事の求人推計し、これを含めること等である。

本章における修正点は①に限られており、かつ北浦等と修正の方法が異なる。かれらは①について、全雇用者に占める5人以上雇用者の割合の逆数を「雇用動向調査」の求人数に乘じるという方法をとる。ここでは規模間における未充足求人率の差異が考慮されていない。また③についてであるが、既存事業所が新規に事業所を開設する場合、労働力の確保が可能か否かを事前に調査することはあるが、新設予定の段階で求人を申し込むことがあるだろうか、という疑問がある。後に北浦等（2003）は、「雇用動向調査」の未充足求人数を修正する適切な方法がないとの理由でこのデータの利用を断念し、「職業安定業務統計」の欠員率を採用している。

未充足求人数の常用労働者数に対する比率（上記の未充足率の定義と異なることに注意されたい）を企業規模別に計算し、これを1980、1990、2000年の3ヵ年について例示すると次のようである。

	1980年	1990年	2000年
企業規模計	2.17%	5.38%	1.15%
1000人以上	0.87	1.82	1.21
300～999人	1.49	3.31	0.71
100～299人	2.06	4.84	1.02
30～99人	2.52	7.39	1.09
5～29人	3.90	8.66	1.58
加重平均値	2.31	5.62	1.18

これによれば5～29人規模の比率は企業規模計のそれより大きい。そこで5～29人における（未充足求人数／常用労働者数）の比率を1～4人規模にも仮定し、「労働力調査」から得られる企業規模別の雇用者構成比（1～4人と5人以上）を用いて加重平均値を求めることにした。結果の一部は上の表の最下段に示してある。なお規模別データに制約があるため、1975～78年の加重平均値は推計による値である⁵。

この加重平均値を用いて計算したのが未充足率の修正値(v2)である。修正の方法は十分満足できるものではないが⁶、現状ではやむをえない。未修正の未充足率(v1)と修正された未充足率(v2)とを上記の3ヵ年について掲げると以下のようなになる。

	1980年	1990年	2000年
未修正の未充足率(v1)	2.12%	5.10%	1.13%
修正された未充足率(v2)	2.25	5.32	1.17

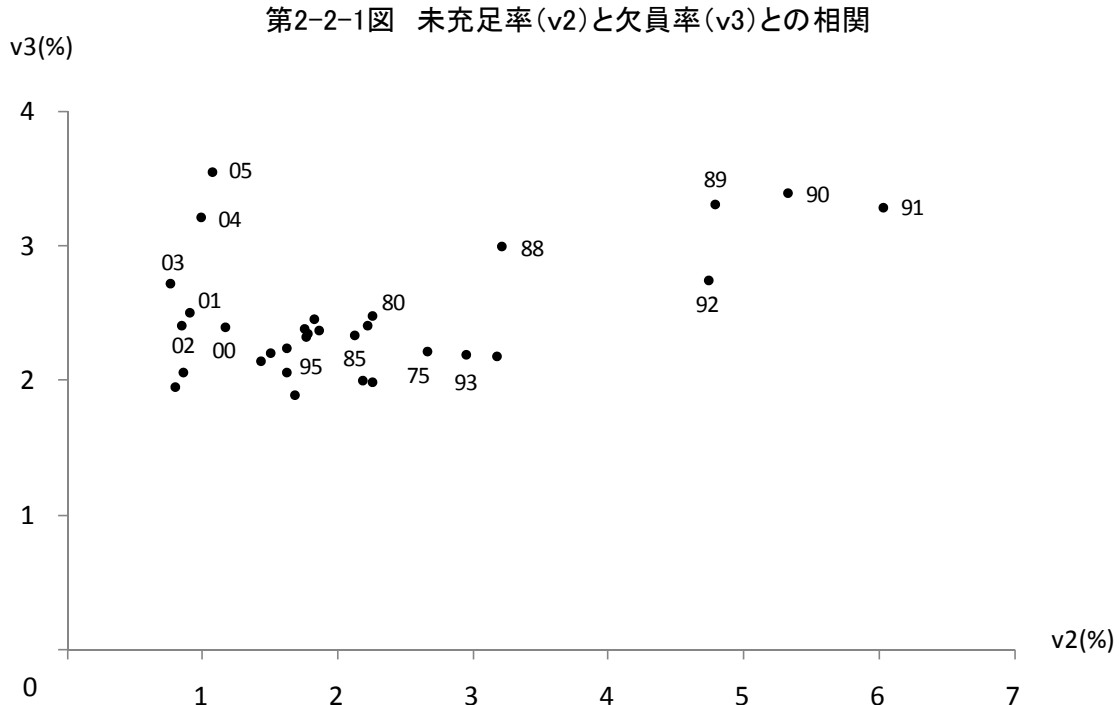
これからも分かるように修正値と未修正値との差異は思ったほど大きくない。それは、1つには、1～4人規模の雇用者構成比が観察期間（1975～2005年）を通じて8%前後と小さいためでもある。

第2-2-1図は、「雇用動向調査」による未充足率(v2)を横軸に、「職業安定業務統計」による欠員率(v3)を縦軸にとって、両者の相関関係を描いたものである。1975～2000年の分布は右

⁵ 1979年について加重平均値と5人以上の（未充足求人数／常用労働者数）との比率を求め、この比率を1975～78年における5人以上の（未充足求人数／常用労働者数）に乗じた。

⁶ 「雇用動向調査」の原票を利用して5～9人規模の比率を求めることが可能なら、より現実に近い推計値を得ることができる。

上がりの楕円形をなし、v2がv3よりも大幅に変動している事実を読み取ることができる（相関係数は0.834）。



注) V2は「雇用動向調査」を利用した未充足率（修正値）、V3は「職業安定業務統計」を利用した欠員率。

奇妙なのは2001年以後の両者の関係である。v2の上昇は僅かだがv3のそれは急激であり、明らかにそれまでの分布から逸脱している。失業率が5.4%という戦後最高水準を記録したのは2002年で、その後景気は回復したが、回復のテンポは弱いといわれている。v2の緩慢な上昇はこの事実を反映するものであろう。もしそうだとすればv3の急速な上昇はどうして生じたのか。理由はよくわからないが、公共職業安定所への求人申し込み、とりわけ請負労働者や派遣労働者の求人申し込みに、かなりの水増しが含まれているためかもしれない。

なお「雇用動向調査」によれば、派遣労働者は派遣元の労働者として扱い、派遣先では常用労働者に含めないことになっている。したがって派遣事業を営む会社以外では、未充足求人の中に派遣労働者は含まれない。しかし派遣先企業で派遣労働者の不足が生じるなら、当然派遣元への注文が殺到するから、「雇用動向調査」の未充足求人数はそれを反映して増大することになる。

「雇用動向調査」の未充足求人数は6月末の数字で、毎年1回だけ発表されている。したがってこの資料を用いる限り、構造的・摩擦的失業率の推計も年1回である。厚生労働省は構造的・摩擦的失業率の四半期別データを与えているが、果たしてその必要があるのか疑問である。しかし是非それが必要というのであれば、「雇用動向調査」は未充足求人の調査回数を増やさ

なければならない。

2. 第2の改善点

もう1つの改善は労働の供給側に関するものである⁷。完全失業率を $u1$ 、雇用失業率（＝完全失業者数／（雇用者数＋完全失業者数））を $u2$ で表すことにして、以下でわれわれが求職率（ $u3$ ）と呼ぶ指標は次のようなものである。まず

$$\text{求職者数} = \text{失業者数} + \text{求職中の追加就業希望者数}$$

として、求職率は

$$\text{求職率}(u3) = \text{求職者数} / (\text{雇用者数} + \text{求職者数})$$

と定義される。求職率を構成する諸要素はすべて「労働力調査」から利用可能である。失業者はもちろん求職中の人達であり、これに求職中の追加就業希望者を加えたのは、前述のように、かれらが労働力に対する付加的供給部分を構成するからである。

追加就業希望者というのは、今の仕事の他に副業として別の仕事もしたいと希望する人々である。短時間労働ゆえに現状に不満な低所得就業者は、もっと長い時間働ける仕事を今の仕事の他に追加したいと望むかもしれない。この場合には、どちらが副業と呼ぶに相応しいか判然としない。いずれにせよ未充足求人的一部分は、これらの人々によっても充たされているのである。

失業者、雇用者、非正規労働者、未充足求人等は労働時間の長短に関わりなく人数で測られており、このようなデータを使用して分析しているのが従来の方法である。追加就業希望者の多くが短時間での就業を希望するものであったとしても、それは既存の分析方法の中にも含まれている問題である。失業者や雇用者などをfull-time equivalent で計測したらどのような結果がえられるか、これはこの論文の範囲を超えた課題と考える。

ここで、労働供給の範囲を拡大したことに伴う問題点を1つ指摘しておかなければならない⁸。「労働力調査」の雇用者数は保有する仕事の数ではなく人数で測られており、本業の他に副業をもっている、それが同一人であるなら1人としてカウントされる。しかしながら労働力の付加的供給部分として副業希望者を含めるのであるから、それとの対応関係上、求職率（ $u3$ ）の計算に当っては分母の雇用者数にも副業保有者を含めておくのが適切である。これと同じ操作は未充足率（ $v2$ ）や欠員率（ $v3$ ）についても適用されなければならないであろう。だが「労働力調査」は副業保有者を調べていないので、この趣旨に沿ったデータの修正は実行できない。「就業構造基本調査」には副業に関する調査項目が含まれているが、よく知られ

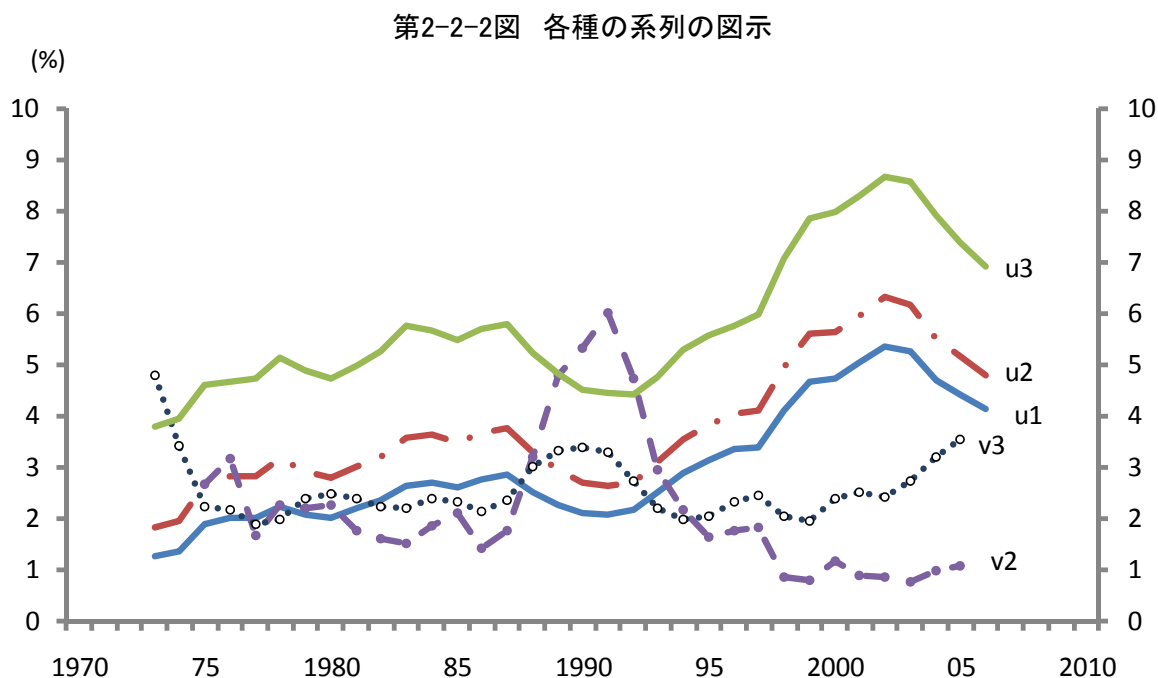
⁷ 基本的なアイデアは小野旭（1989）、pp.227-9で示唆したことがある。

⁸ 分析全体にも関連する問題がもう1つある。本章の分析は雇用労働に関する需給を取り扱うのであるが、失業者や追加就業希望者のすべてが雇われて行なう仕事を求めているわけではない。かれらの中には内職や自家営業の手伝い、あるいは（少数と思うが）自営業主としての仕事を希望するものも含まれる。「労働力調査」によれば、失業者については「雇われてする仕事」を求めている者の割合を計算できるが（2000年では89.6%、2005年では91.2%であった）、しかし調査票から明らかなように、追加就業希望者については希望する従業上の地位を知ることができない。したがって分析目的に合致したデータの修正は不可能である。

ているようにこの調査はusual statusに関するものであり、current activityの把握を目指した「労働力調査」とは調査の性質が異なる。

3. 諸変数の時系列データ

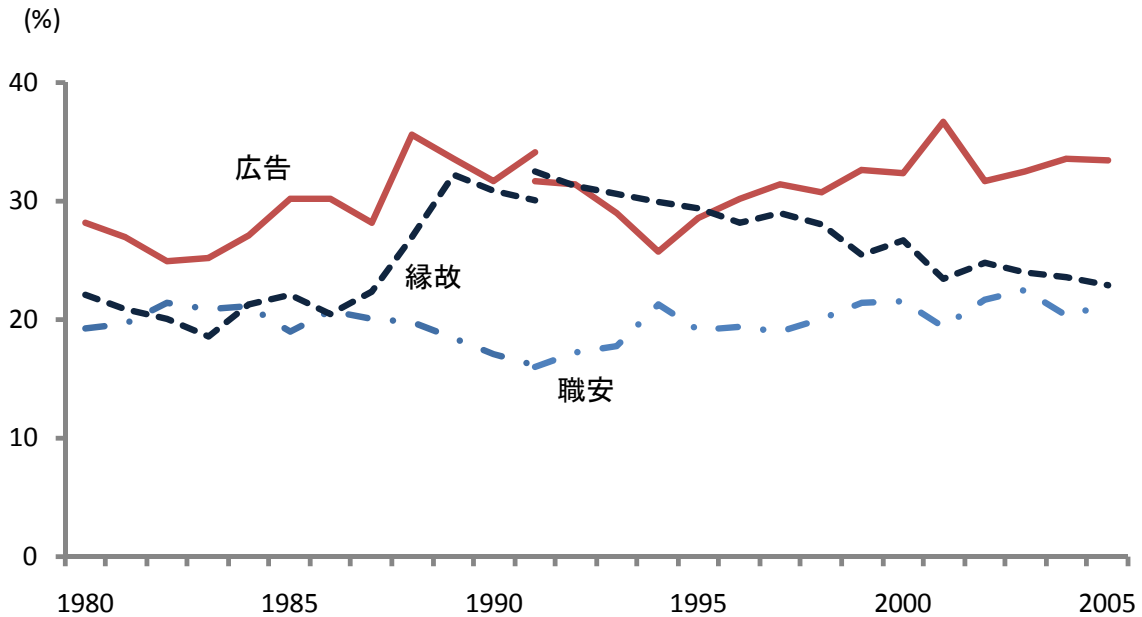
ここで、今までに登場した諸変数の時系列データを1枚のグラフに表してみよう。第2-2-2図には完全失業率(u1)、雇用失業率(u2)、求職率(u3)、未充足率(v2)、および欠員率(v3)が描かれている。欠員率を除けばすべて「労働力調査」ベース、あるいは「労働力調査」ベースとみなしうる系列である。v2に関するデータの制約によって観察期間を1975年以降に定めるが、この間において労働需要側の系列(v2やv3)が供給側の系列(u2やu3)を上回ったのは1990年前後の2~3年に過ぎなかった。



注) u1=完全失業率、u2=雇用失業率、u3=求職率、v2=未充足率、v3=欠員率。

v2とv3とを比較すると、2003年以後のv3はv2と異なって急テンポで上昇している。この点は第2-2-1図との関連で既に指摘した通りである。もう1点、これも第2-2-1図から示唆されたことではあるが、1990年前後のバブル期を含む期間においてv3はv2ほど大きく伸びていない。これは求職者や求人によって利用される入職・採用経路が好況期に多様化し、公共職業安定所を利用する割合が低下するためである。「雇用動向調査」によって入職経路別に入職者の構成比をみると(第2-2-3図)、バブル期には明らかに公共職業安定所を経由する割合が減少し、広告や縁故に依存するものが増えている。

第2-2-3図 入職経路別の入職者構成比、調査産業計、性計



資料) 厚生労働省「雇用動向調査報告」より。

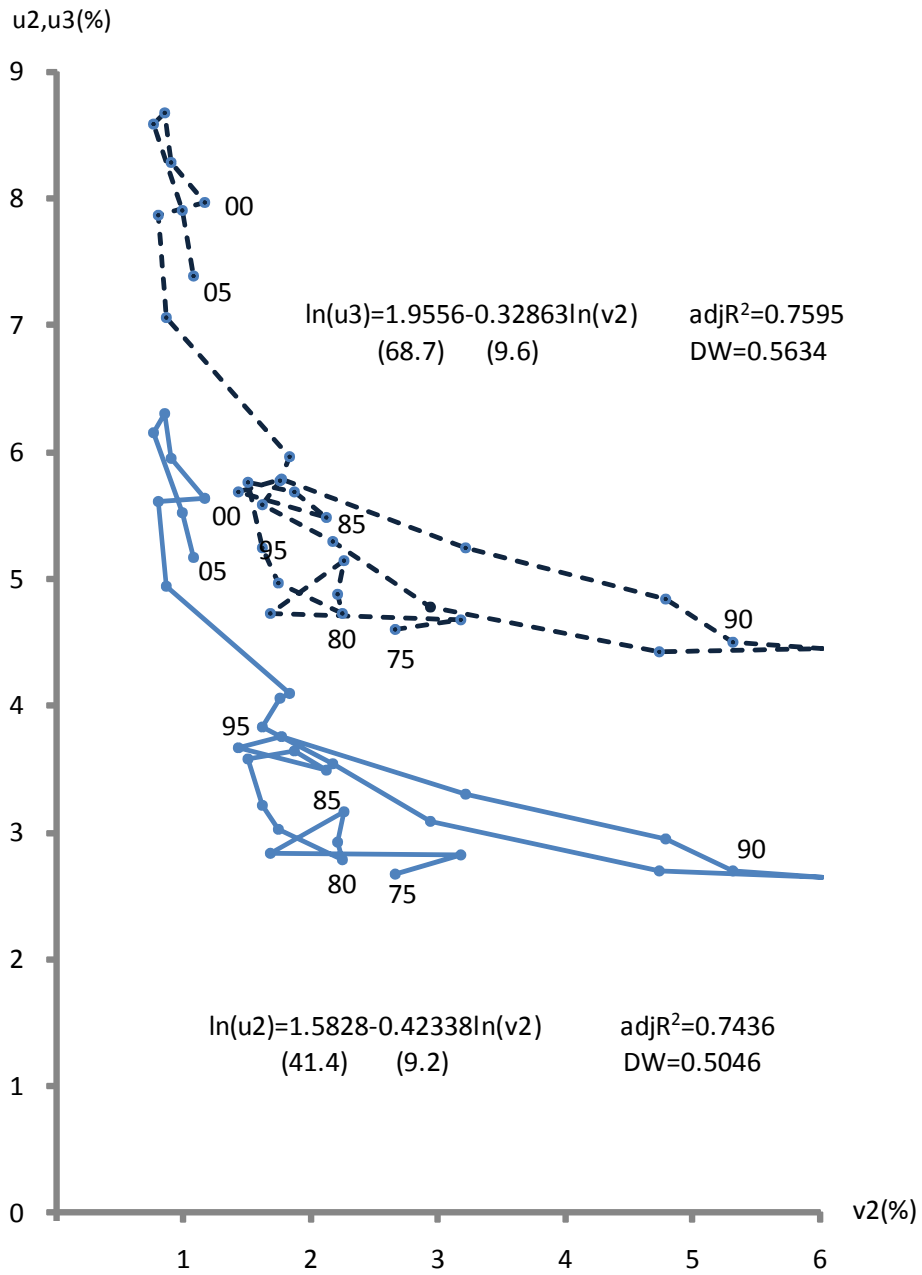
注) 1980～91年は建設業を除き、1991年からは建設業を、また2004年からは教育・学習支援業を含む。

第3節 構造的・摩擦的失業率の推計

1. UV曲線の推定

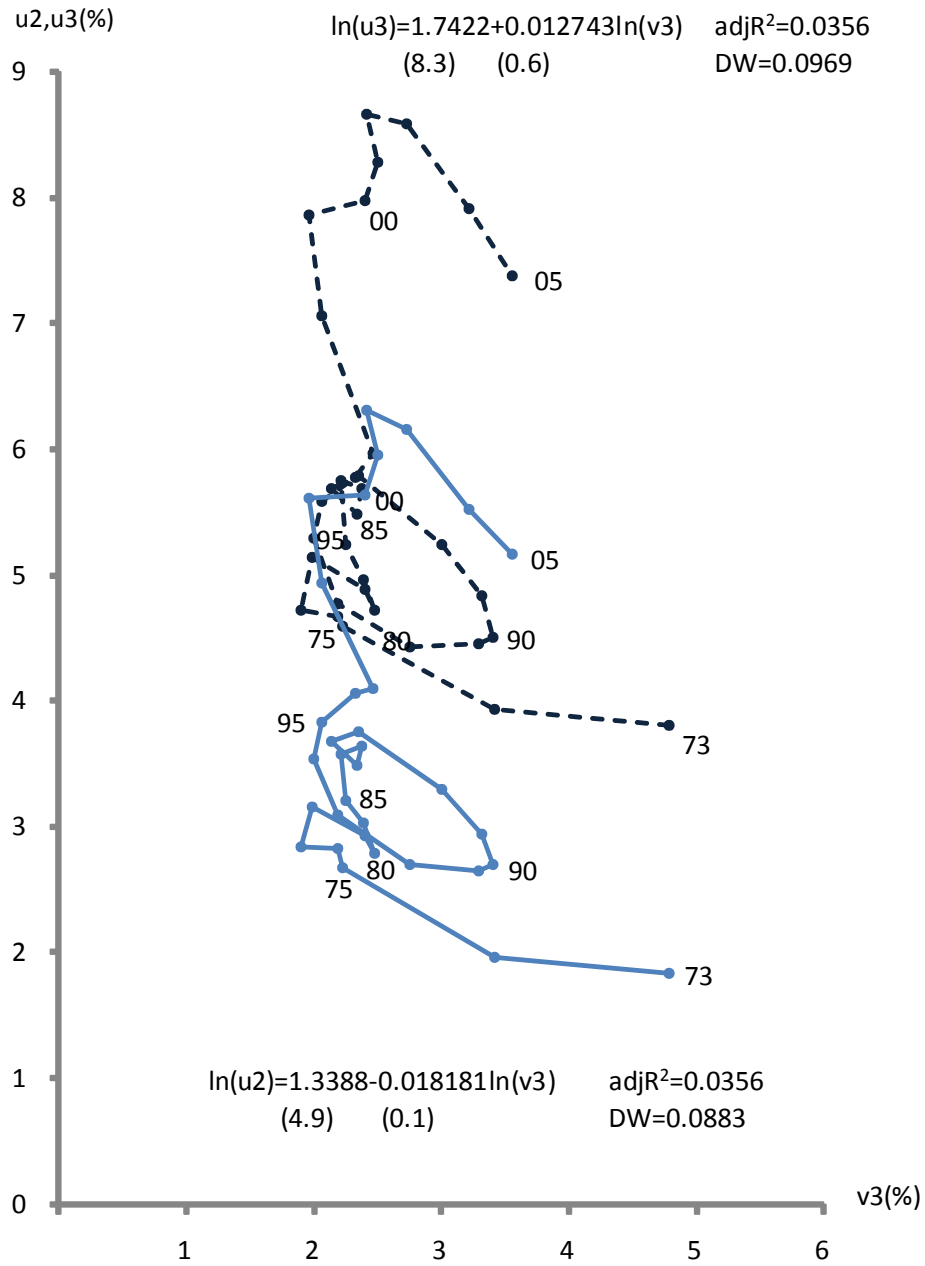
第2-3-1図～第2-3-3図は各種の需要側指標と雇用失業率あるいは求職率との相関を示したものである。それぞれの図で下側は雇用失業率(u_2)との関係を、上側は求職率(u_3)との関係を描いてある。3枚の図を比較すると、UV曲線らしい右下がりの分布が見出されるのは未充足率(v_2)を用いた第2-3-1図のみである。欠員率(v_3)や有効求人倍率(ds)を用いた場合には、このような右下がりの分布は観察されない。図の中に、1976～2005年のデータを使って計算した回帰式を参考までに掲げておいた。

第2-3-1図 未充足率を利用したときのUV曲線



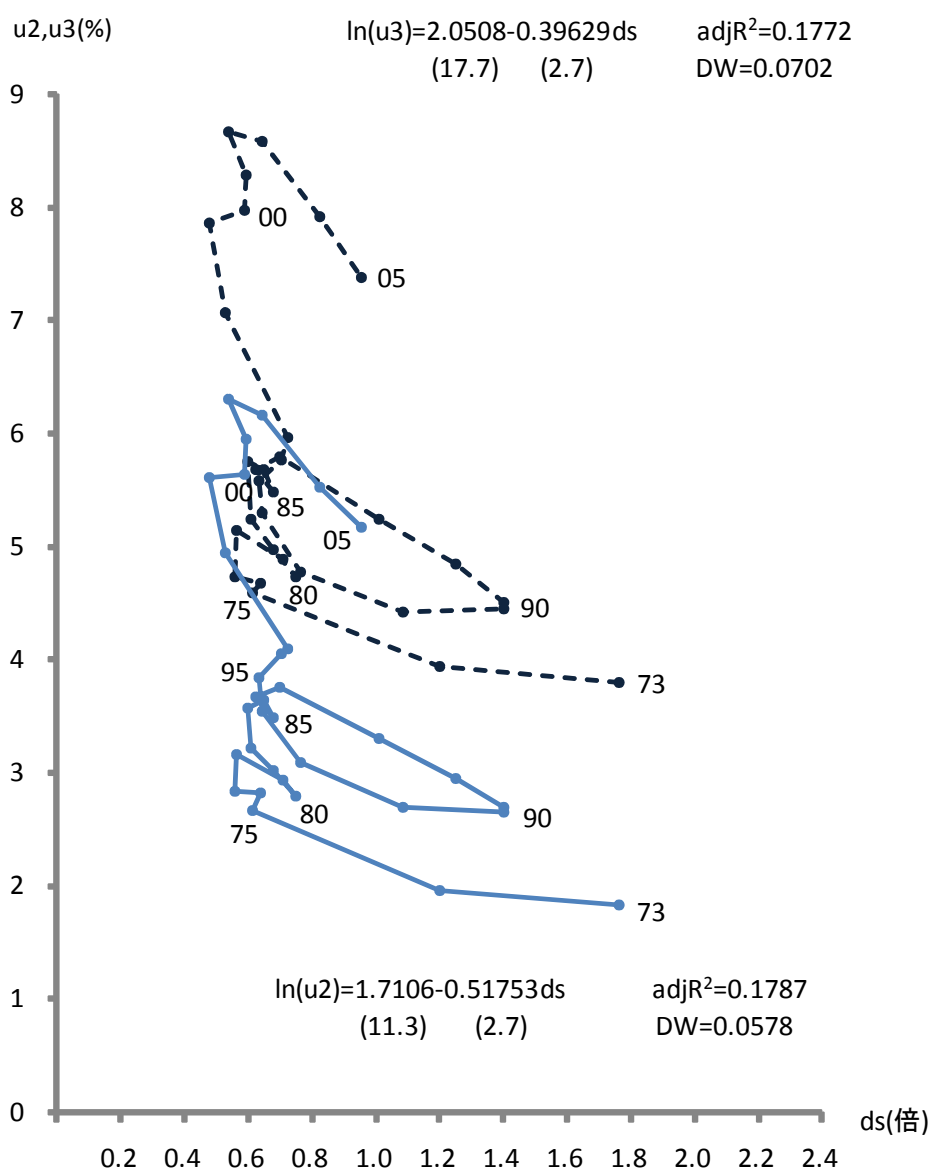
注1) 下側の実線は u_2 と v_2 との関係を示す、上側の破線は u_3 と v_2 との関係を示す。
 注2) 回帰方程式は1976～2005年のデータを用いたOLSによる推定式。()内はt値。

第2-3-2図 欠員率を利用したときのUV曲線



- 注1) 下側の実線はu2とv3との関係を、上側の破線はu3とv3との関係を示す。
 注2) 回帰方程式は1976～2005年のデータを用いたOLSによる推定式。()内はt値。

第2-3-3図 有効求人倍率を利用したときのUV曲線



注1) 下側の実線はu2とdsとの関係を、上側の破線はu3とdsとの関係を示す。
 注2) 回帰方程式は1976～2005年のデータを用いたOLSによる推定式。()内はt値。

図を見ると需要側指標の変化に応じたループが発見される。したがって回帰分析ではこれら諸指標の変化率 ($G(v_2)$ 、 $G(v_3)$ 、 $G(ds)$ 等)で表す)も考慮することにした⁹。この変数は、需要側指標が同一の水準であっても、それが上昇しているか減少しているかで、被説明変数が異なった値をとることを説明できる。

失業は摩擦的失業、構造的失業、需要不足失業に分類されるが、相互に重なり合った部分が存在し、きっぱりと区別するのは難しい。労働市場における情報の不完全性・労働者の非

⁹ この結果として標本が1つ減り、回帰モデルの推定期間は1976～2005年となる。

移動性・労働条件の不一致などによって摩擦的失業が生じ、職種・技能・地域等の不適合（その背後には例えば労働需要構造の変化がある）は構造的失業の原因と考えられる。しかし構造変化によって労働条件の不一致が発生することもあるから、この2つの失業類型の間には重複部分がある。また有効需要が減少して需要不足失業が増大する不況期には企業の採用条件が厳格化するので、摩擦的失業が高まるであろう。直ぐ後で触れるように、産業間における雇用変化率のバラツキは構造変化を示すLilien指標として知られているが、それも総需要の変動と関連があるという。つまり需要不足失業と構造的および摩擦的失業との間にも重なり合いがある。本章ではUV曲線上の需給一致点で構造的・摩擦的失業を測定することになるが、しかしそれは労働市場の需給バランスからも影響を受け、それに伴って変化する部分のあることに注意したい。

他の分析がそうであるように、回帰方程式の中に労働市場の構造的な変化を表す指標を含める。この指標として従来用いられてきたのは第3次産業就業者比率、求職中の転職希望者の割合、離職率、転職率、高齢者雇用比率、パートタイマー就業者比率などである。本章で使用するのは非正規雇用者比率（Nonreg）であり¹⁰、これはパートタイマー就業者比率に近い変数である。グローバル化による競争の激化、とりわけ中国をはじめとする新興工業国の登場は企業家の間にコスト意識を強め、自由放任の思潮と相俟って規制緩和を促進し、低賃金を特徴とする非正規雇用へと労働需要構造を大きくシフトさせた。観察期間内における構造変化の指標としてわれわれが非正規雇用者比率を重視するのは、この事実を強調せんがためである。第3次産業就業者比率や高齢者雇用比率を利用する研究が多くみられるが、この比率は今後も傾向的な上昇が予想され、したがってこの指標を使う限り構造的・摩擦的失業率もこれらと同様に一方的な上昇趨勢をたどることになる。しかしこれはおかしい。これに対して非正規雇用者比率は、企業が正規雇用重視の採用方針に転じるなら低下することができる。

2002年が失業率の最も高い年であったことは前にも指摘したが、この年について過去1年間の離職失業者（172万人）を雇用形態別に調べると、離職前の雇用形態が非正規雇用者であったものは63万人で全体の36.6%を占める。他方全体の雇用者のうち非正規雇用者が占める割合は29.4%であり、非正規雇用者の離職失業者割合より低い¹¹。この事実は非正規雇用者のほうが正規雇用者よりも失業しやすいことを意味している。また非正規雇用者に占める求職中の追加就業希望者の割合は5.2%で、正規雇用者の場合の1.1%を大きく上回る¹²。以上から、非正規雇用のウエイト上昇は正規雇用の場合に比べて失業者や追加就業希望者を増やし、就業希望が満たされない構造的・摩擦的失業者の比率を高める要因となりうる。

¹⁰ 1984年以降につき「労働力調査特別調査」および「労働力調査年報（詳細結果）」から利用できる。非正規雇用者比率は非正規雇用者（パート、アルバイト、嘱託、派遣など）の雇用者（役員を除く）に占める割合である。1976～83年の値は短時間雇用者比率とリンクして推計した。

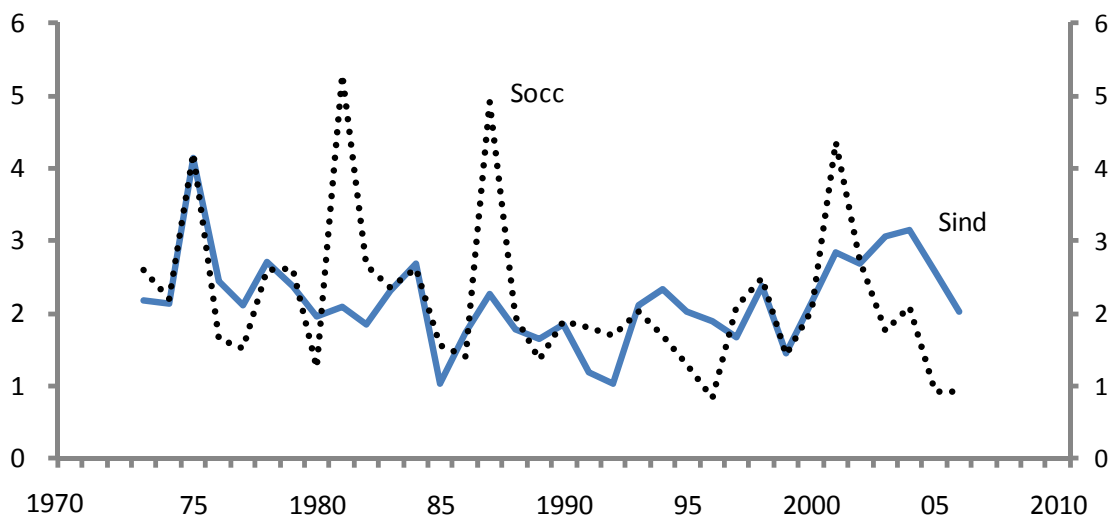
¹¹ 「労働力調査年報（詳細結果）」による。

¹² 脚注11)に同じ。

非正規雇用の増加は低賃金による雇用機会の増加であり、正規雇用としての就業が困難な時期にあつては失業者の減少に役立つことは確かである。かりに非正規の雇用機会の増加がなかったとするなら、バブル崩壊後の不況過程で発生した失業者数はもっと大きくなったに違いない。しかし非正規雇用による労働需要の増加は1本のUV曲線に沿っての移動ではなく、上に指摘したデータが示唆するようにUV曲線の上方シフトを伴う移動である。したがってU=Vならしめる失業率（つまり構造的・摩擦的失業率）は上昇せざるをえない。

本章では構造変化を示すもう1つの変数、Lilien指標を検討する。指標の具体的な算式は第2-3-4図の注に記してあるが、それは雇用変化率の部門間におけるバラツキの程度を測る指標である。図中のSindは11の産業分類による産業間のバラツキを、Soccは10の職業分類による職業間のバラツキを示す。

第2-3-4図 雇用変化率のバラツキを示すLilien指標の推移



- 注1) Lilien指標は藤井宏一氏が総務省統計局「労働力調査」を用いて計算したものを利用させて頂いた。
 $Lilien指標 = \{\sum(E_{it}/E_t) \cdot (\Delta \ln E_{it} - \Delta \ln E_t)^2\}^{1/2}$ 。 E_{it} はt年のi産業（または職業）の雇用者数、 E_t はt年の全産業（または職業）の雇用者数であり、 $\Delta \ln E_{it} = \ln E_{it} - \ln E_{it-1}$ を示す。上図では元の数字を10000倍してある。
- 注2) Sindは産業別データによる指標。産業分類は「農林業」、「漁業」、「建設業」、「鉱業」、「製造業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「運輸・通信業」、「卸売・小売業、飲食店」、「金融・保険業、不動産業」、「サービス業」、「公務」の11区分。
- 注3) Soccは職業別データによる指標。職業分類は「専門的・技術的職業」、「管理的職業」、「事務」、「販売」、「保安・サービス」、「農林漁業」、「運輸・通信」、「採掘」、「技能工、製造・建設」、「労務」の10区分。

Lilien (1982) によれば、需要構造の変化に伴って労働力の移動が生じるが、雇用の再配分は時間を要して緩慢に行なわれるため失業が発生することになる。かれは1970年代のアメリカにおける失業変動のほとんどが異常な構造変化によって引き起こされたものであると考えた。しかしAbraham and Katz (1986) は後にこれを批判し、雇用変化率の分散それ自体が総需要の変動と連動している事実を明らかにした。

水野朝夫（1992）は、構造変動と失業率との関係を日本のデータを用いて検討した早い時期の研究である¹³。1955～84年に関するUV曲線の推定では構造変動指標の係数はプラスでかつ統計的に有意であったが、1956～87年を対象とし、説明変数により一層の工夫をこらしたモデルの場合には、有意な効果は検出されなかった。かれは、Abraham and Katzの主張に沿って、有意な効果を検出できなかった原因の1つを、構造変動指標が総需要とともに変動する可能性に求めている（水野、p.138）。

第2-3-5表と第2-3-6表は1976～2005年のデータを用いて計算した回帰モデルの推定結果である。第2-3-5表は従来と同様に雇用失業率の自然対数（ $\ln(u2)$ ）を被説明変数とするものであり、第2-3-6表は求職率の自然対数（ $\ln(u3)$ ）に関するものである。推定された回帰式の番号は2枚の表を通じて連続している。どちらの場合も需要側指標（未充足率 $v2$ 、欠員率 $v3$ 、有効求人倍率 ds ）の係数はマイナス、その変化率の係数はプラスであった。後者は、これら諸指標の上昇期のほうが下降期よりも失業率や求職率が高くなることを意味する。景気が回復して労働需給関係が逼迫し始めたとき、企業は先ず労働時間の上昇でこれに対応し、直ちに雇用量を増やすことはしない。それゆえ失業率や求職率の減少は緩慢になる。長期雇用システムが強固に支配している経済ほど、この傾向は明瞭に現れるであろう。これが、図4でみたように、右回りのループが生成される理由である。非正規雇用者比率（Nonreg）の係数は予想どおりプラスで有意であった。Lilien指標（SindやSocc）の係数はいずれもプラスに推定され、構造変動が大きいほど失業率や求職率が高まる傾向にあることを窺わせるが、しかし通常の基準で統計的に有意ではない。わずかに式(6)と(18)の場合に、Sindの係数が10%で有意であった。

¹³ 失業率の変化分とLilien指標との関係を詳細に検討したものにSakata,K. (2002) がある。しかしこの論文はUV曲線の推定を試みたものではない。

第2-3-5表 雇用失業率の自然対数(ln(u2))に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
const.	1.0874 (10.8)	1.0999 (11.0)	1.1418 (10.4)	1.1758 (11.1)	1.0203 (7.7)	1.0531 (6.7)	1.0662 (8.4)	1.1305 (7.4)	0.98195 (10.5)	0.99237 (9.9)	1.0031 (11.2)	1.0521 (11.2)
ln(v2)	-0.32171 (9.3)	-0.32084 (9.3)	-0.33083 (9.6)	-0.33616 (9.8)								
G(v2)	0.00156 (5.3)	0.00155 (5.3)	0.00162 (5.7)	0.00162 (5.6)								
ln(v3)					-0.76318 (6.3)	-0.73113 (6.2)	-0.80177 (6.7)	-0.78902 (6.6)				
G(v3)					0.00394 (3.3)	0.00351 (3.3)	0.00436 (3.7)	0.00404 (3.6)				
ds									-0.60976 (9.0)	-0.59030 (8.1)	-0.60962 (9.1)	-0.61554 (8.7)
G(ds)									0.00223 (2.9)	0.00180 (2.5)	0.00204 (2.9)	0.00186 (2.6)
Nonreg	0.01927 (5.1)	0.01851 (4.9)	0.01808 (4.1)	0.01749 (4.0)	0.04470 (8.5)	0.04201 (6.3)	0.04671 (9.4)	0.04467 (6.7)	0.03797 (12.7)	0.03600 (10.4)	0.03759 (11.8)	0.03659 (10.1)
Sind	0.01465 (0.7)	0.02251 (1.3)			0.03187 (1.2)	0.03956 (2.0)			0.00508 (0.2)	0.02496 (1.1)		
Socc	0.00628 (0.8)		0.00849 (1.3)		0.00816 (0.8)		0.01414 (1.5)		0.01161 (1.1)		0.01052 (1.2)	
adjR ²	0.9751	0.9757	0.9764	0.9757	0.9570	0.9636	0.9555	0.9590	0.9606	0.9651	0.9646	0.9652
DW	1.1346	1.1305	1.3624	1.4121	1.0805	1.2549	1.2256	1.4671	1.3617	1.4017	1.5705	1.6481

注) モデルの推定は一般化最少二乗法による。()内の数字はt-valueを示す。

第2-3-6表 求職率の自然対数(ln(u3))に関する分析

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
const.	1.5935 (20.6)	1.6084 (19.3)	1.6151 (21.2)	1.6490 (20.8)	1.5128 (12.6)	1.5429 (10.8)	1.5519 (13.3)	1.6090 (10.9)	1.4956 (16.7)	1.5111 (14.9)	1.5196 (18.2)	1.5605 (16.8)
ln(v2)	-0.25533 (9.4)	-0.25239 (9.0)	-0.26038 (10.0)	-0.26363 (9.8)								
G(v2)	0.00126 (5.3)	0.00124 (5.4)	0.00128 (5.5)	0.00128 (5.5)								
ln(v3)					-0.55101 (5.1)	-0.53278 (5.2)	-0.58196 (5.5)	-0.57368 (5.6)				
G(v3)					0.00287 (2.7)	0.00255 (2.8)	0.00318 (3.1)	0.00291 (3.1)				
ds									-0.45193 (6.9)	-0.42926 (6.3)	-0.46260 (7.5)	-0.45839 (7.0)
G(ds)									0.00170 (2.5)	0.00131 (2.1)	0.00172 (2.6)	0.00144 (2.3)
Nonreg	0.01415 (4.9)	0.01309 (4.1)	0.01411 (4.7)	0.01320 (4.1)	0.03303 (6.9)	0.03123 (5.1)	0.03470 (7.4)	0.03284 (5.1)	0.02757 (9.0)	0.02585 (6.9)	0.02803 (9.4)	0.02689 (7.3)
Sind	0.01048 (0.6)	0.001759 (1.3)			0.02709 (1.2)	0.03039 (1.8)			0.01399 (0.6)	0.02348 (1.3)		
Socc	0.00479 (0.8)		0.00636 (1.2)		0.00544 (0.6)		0.01027 (1.3)		0.00690 (0.8)		0.00873 (1.1)	
adjR ²	0.9730	0.9743	0.9739	0.9737	0.9431	0.9541	0.9425	0.9507	0.9447	0.9557	0.9504	0.9543
DW	1.2157	1.2510	1.3401	1.3816	0.9219	1.1011	1.0537	1.2881	1.1885	1.3121	1.3201	1.4250

注) モデルの推定は一般化最少二乗法による。()内の数字はt-valueを示す。

2. 構造的・摩擦的失業率の推計

従来の方法では、構造変化を表す変数（ x ）を含む回帰方程式

$$\ln(u_2) = \alpha + \beta \ln(v_3) + \gamma x$$

を推定し、需給均衡のときの失業率を u_2^* とおいて構造的・摩擦的失業率を次式で計算する（実際にはさらに「労働力調査」の完全失業率ベースの値に換算するという手続きをとる）。

$$\ln(u_2^*) = (\alpha + \gamma x) / (1 - \beta)$$

しかし厚生労働省の方法は変数 x を使用しない。ここでは右下がりのUV曲線が描けそうな期間を標本の中からいくつか選定して

$$\ln(u_2) = \alpha + \beta \ln(v_3)$$

を推定し、需給均衡下の失業率 u_2^* を

$$\ln(u_2^*) = (\ln(u_2) - \beta \ln(v_3)) / (1 - \beta)$$

として求める¹⁴。つまりUV曲線の傾斜 β は利用するが切片 α は用いず、 $\ln(u_2) - \beta \ln(v_3)$ の変化に応じてUV曲線をシフトさせるというものである。苦心の試みであるが、回帰式を推定する際の期間の選定に恣意性があり、また第2-3-1図と第2-3-2図との比較から分かるように、需要側指標としての欠員率 v_3 の不適切さがそのまま構造的・摩擦的失業率の推計結果に影響を及ぼしている¹⁵。

それゆえ本章では回帰方程式の中に説明変数の1つとして構造変化を示す指標を含め、恣意性の介入を回避した。モデルの推定結果を利用して構造的・摩擦的失業率を計算した結果が、第2-3-7表に掲げてある。完全失業率は「労働力調査」から求められる数字である。厚生労働省の従来方式による系列は『労働経済白書』等によるものであり、今回試算とあるのは藤井宏一（2008）の推計を示す。A～Eは筆者による推計値で、厚生労働省の場合と同様にすべて「労働力調査」の完全失業率ベースの値に直してある。Aは式(4)を、Bは式(8)を、Cは式(12)を、D-1は式(4)と(16)を、D-2は式(2)と(14)を、E-1は式(8)と(20)を、E-2は式(6)と(18)を、それぞれ利用したケースである。回帰方程式には需要側指標の変化率が含まれているが、構造的・摩擦的失業率の計算に際してはこの変動部分を除外した。一瞥して気づくように、ケースCを除き構造的・摩擦的失業率はかなり低下する。

¹⁴ 例えば厚生労働省（2005）、p.249をみよ。

¹⁵ 例えば第2-3-2図によると、1995～2002年では構造的・摩擦的失業の増大によってUV曲線が上方へシフトしたようにみえる。しかし第2-3-1図をみると観察点は1本の曲線上に位置しているといってもよい。このように需要側指標の選び方次第で分析結果が大きく左右される。

第2-3-7表 若干の方法による構造的・摩擦的失業率の統計

(%)

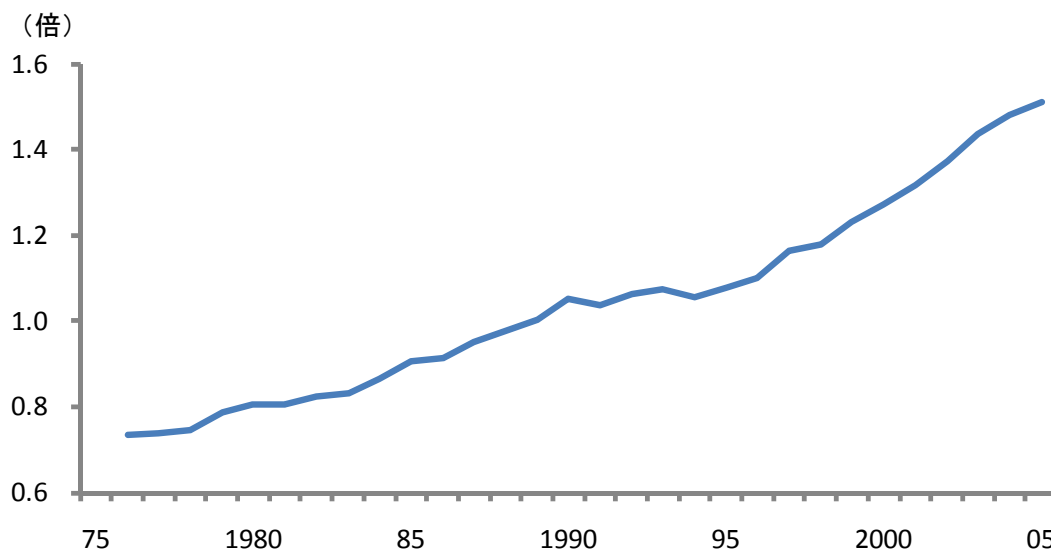
年次	完全失業率	構造的・摩擦的失業率の推計値									
		厚生労働省		雇用失業率(u2)を利用した場合			求職率(u3)を利用した場合				
		従来方式	今回試算	A	B	C	D-1	D-2	E-1	E-2	
1975	1.9	1.8	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1976	2.0	1.8	-	2.00	1.80	1.70	1.75	1.77	1.37	1.43	
1977	2.0	1.7	-	2.01	1.81	1.71	1.76	1.76	1.38	1.43	
1978	2.2	1.9	-	2.01	1.81	1.71	1.76	1.78	1.38	1.45	
1979	2.1	2.0	-	2.05	1.87	1.80	1.80	1.81	1.44	1.49	
1980	2.0	1.9	-	2.09	1.92	1.85	1.83	1.84	1.48	1.52	
1981	2.2	2.0	-	2.11	1.94	1.87	1.85	1.86	1.49	1.53	
1982	2.4	2.1	-	2.13	1.97	1.91	1.87	1.87	1.52	1.55	
1983	2.6	2.2	-	2.16	2.00	1.95	1.90	1.91	1.54	1.60	
1984	2.7	2.3	-	2.20	2.06	2.02	1.93	1.97	1.59	1.66	
1985	2.6	2.3	-	2.24	2.12	2.11	1.97	1.95	1.65	1.65	
1986	2.8	2.3	-	2.26	2.15	2.14	1.99	1.99	1.67	1.70	
1987	2.8	2.4	-	2.30	2.21	2.23	2.02	2.05	1.72	1.77	
1988	2.5	2.4	-	2.33	2.26	2.30	2.05	2.06	1.76	1.79	
1989	2.3	2.4	-	2.38	2.33	2.39	2.10	2.10	1.82	1.85	
1990	2.1	2.2	-	2.44	2.42	2.52	2.16	2.17	1.90	1.94	
1991	2.1	2.2	-	2.47	2.44	2.52	2.18	2.17	1.91	1.91	
1992	2.2	2.2	-	2.52	2.51	2.62	2.23	2.21	1.97	1.96	
1993	2.5	2.3	-	2.57	2.57	2.69	2.27	2.30	2.02	2.06	
1994	2.9	2.4	-	2.57	2.55	2.66	2.27	2.31	2.00	2.06	
1995	3.2	2.6	-	2.60	2.60	2.73	2.30	2.33	2.05	2.09	
1996	3.4	2.8	-	2.64	2.66	2.81	2.33	2.36	2.10	2.13	
1997	3.4	2.9	2.87	2.71	2.78	2.99	2.39	2.41	2.20	2.22	
1998	4.1	3.2	3.05	2.73	2.82	3.05	2.42	2.47	2.24	2.30	
1999	4.7	3.5	3.23	2.78	2.92	3.21	2.47	2.48	2.32	2.33	
2000	4.7	3.7	3.48	2.84	3.02	3.36	2.52	2.57	2.41	2.46	
2001	5.0	3.9	3.67	2.91	3.14	3.54	2.58	2.67	2.52	2.61	
2002	5.4	4.1	3.78	2.99	3.28	3.76	2.66	2.74	2.64	2.72	
2003	5.3	4.2	3.90	3.06	3.42	4.00	2.72	2.84	2.77	2.88	
2004	4.7	4.0	3.87	3.11	3.52	4.18	2.77	2.90	2.87	2.98	
2005	4.4	4.0	3.85	3.15	3.60	4.31	2.81	2.91	2.94	3.01	
2006	4.1	3.8	3.77	-	-	-	-	-	-	-	

注) 本表の説明は本文を参照されたい。

ケースAやBでの均衡条件は $\ln(u2) = \ln(v2)$ あるいは $\ln(u2) = \ln(v3)$ としているが、Cでは $ds = 1$ である。その結果とってよいのだが、ケースCの構造的・摩擦的失業率は他の諸ケースに比べてとくに1990年代後半以降大きく推計されることになった。この事実は $ds = 1$ が労働市場における需給の均衡条件から近年次第に乖離しつつあること、労働市場を均衡させる求人倍率としては1よりも大きな値を想定しなければならないことを意味する。いま、ケースAと同一水準の構造的・摩擦的失業率を生成する有効求人倍率 (ds^*) を計算してみると、第2-3-8図のようになる¹⁶。観察期間前半の ds^* は1より小さいが、これは第2-3-7表のケースCの構造的・摩擦的失業率がケースAのそれよりも低いからである。しかし ds^* はその後上昇し、1995年1.08倍、2000年1.27倍、2005年1.51倍であった。

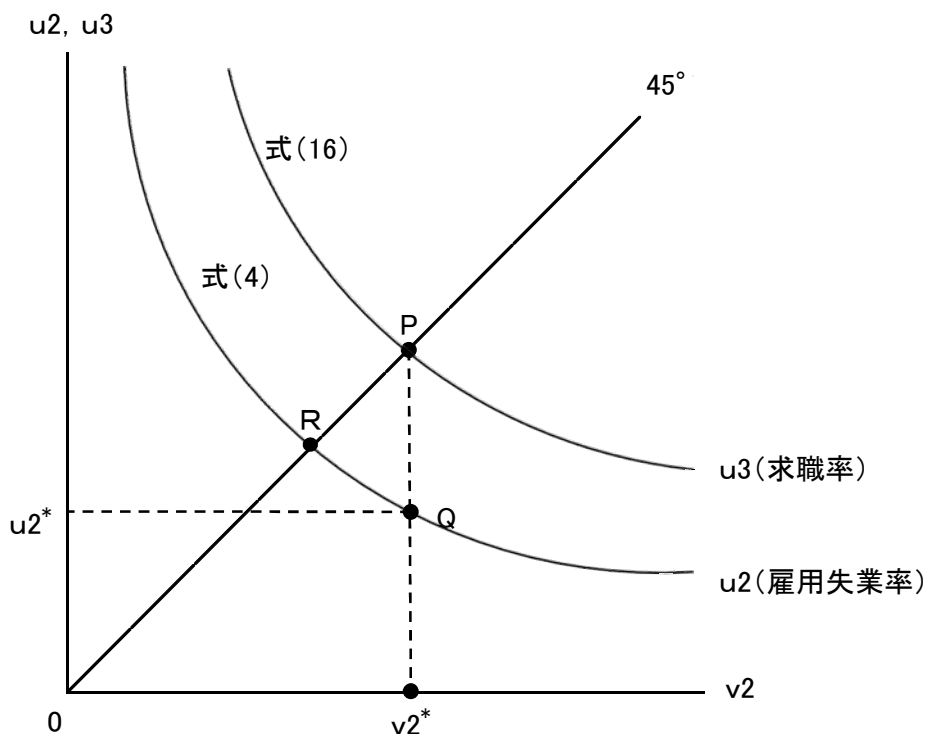
¹⁶ 構造的・摩擦的失業率の推計では需要側指標の変化率部分を省略しているため、式(4)において需給均衡の失業率は $(1.1758 + 0.01749\text{Nonreg}) / 1.33616$ で与えられる。他方、式(12)の失業率は $1.0521 - 0.61554ds + 0.03659\text{Nonreg}$ であるから、両者を等値して ds について解けばよい。

第2-3-8図 ケースAと同一水準の構造的・摩擦的失業率を発生させる有効求人倍率 (ds^*)



私の考えによれば、労働市場の均衡は求職率と未充足率の一致 ($\ln(u_3) = \ln(v_2)$) でなければならない。この場合の構造的・摩擦的失業率の計算過程を、ケースD-1を例にとって説明しよう。第2-3-9図には2本の右下がりの曲線が描いてある。上側は求職率に関するUV曲線で第2-3-6表の式(16)に、下側は雇用失業率に関するUV曲線で第2-3-5表の式(4)に、それぞれ対応する。第2-3-9図において労働市場の需給均衡は点Pで与えられる。そのときの未充足率は式(16)を利用して v_2^* と計算される。その未充足率の下での雇用失業率は式(4)を用いて u_2^* であり、これを「労働力調査」の完全失業率ベースに換算したのが第2-3-7表のケースD-1である。ケースD-2、E-1、E-2等も同様な手続きで計算した。第2-3-9図からも明らかのように、このようにして求められた構造的・摩擦的失業率は、雇用失業率を被説明変数とする回帰モデルから直接的に計算される均衡失業率（点Rに対応）よりも必ず小さい。

第2-3-9図 構造的・摩擦的失業率の推計



D-2とE-2では構造的・摩擦的失業率の中に産業間における雇用変化率のバラツキ（Sind）の影響が含まれている。第2-3-5表や第2-3-6表の説明でも触れたように、Lilien指標はいずれの場合も通常の基準で統計的に有意でなかった。ただし欠員率(v3)を用いた回帰分析の中に、Sindの係数推定値が比較的安定したケースがみられたので、説明変数にSindを含むモデルを利用して構造的・摩擦的失業率を求めてみた。これがケースE-2である。これとの比較のために、参考としてD-2の系列を掲げた。

ここで、完全失業率が著しく高まった1998～2002年について、完全失業率に占める構造的・摩擦的失業率の割合を比較してみよう。厚生労働省の従来方式では77%、藤井（2008）による今回試算では72%で、両者に大差はない。これに対して筆者の計算によるとケースAが59%、Bが63%、Cが71%、D-1が53%、D-2が54%、E-1が50%、そしてケースE-2が52%であった。

第2-3-1図と第2-3-2図とを比較すると、未充足率v2の場合に比して欠員率v3を用いた場合に決定係数が著しく低くなる。にもかかわらず回帰モデルの推定結果（第2-3-5表および第2-3-6表）にみるように、v2を用いたときとv3のときとで決定係数に大差は認められない。これは、被説明変数である雇用失業率u2や求職率u3が非正規雇用者比率Nonregと高い相関関係をもち¹⁷、推定結果全体がこの変数の影響を強く受けたためである、と考えられるかもしれない。

¹⁷ $\ln u_2$ とNonregとの相関係数は0.816、 $\ln(u_3)$ とのそれは0.792である。

しかし第2-3-2図の低い相関はOLSによるもので、一般化最小二乗法を用いると（観察期間は第2-3-2図と同じ1976～2005年）、

$$\ln(u_2) = 2.2837 - 0.43366 \ln(v_3) \quad \text{adj}R^2 = 0.9384,$$

$$(8.2) \quad (4.1) \quad \text{DW} = 1.1361$$

$$\ln(v_3) = 2.4534 - 0.31617 \ln(v_3) \quad \text{adj}R^2 = 0.9412$$

$$(10.7) \quad (3.7) \quad \text{DW} = 0.9526$$

のように計測される。それゆえ説明変数に欠員率 v_3 を用いた場合に、第2-3-5表および第2-3-6表にみるような高い決定係数が得られるのは、モデルにNonregを導入したためではなく、モデルの推定方法をOLSから一般化最小二乗法に変更したためといえる。したがって構造的・摩擦的失業率の計算結果が第2-3-7表に示したようにAとBあるいはDとEとの間で類似しているのはNonreg導入のためでなく、第2-2-1図の分布からも分かることだが、 v_2 と v_3 とがある程度の相関関係をもっているためと考えられる。しかし既に冒頭で述べた理由により、私が推薦したい割合はケースD-1の53%である。

かつて玄田有史（2004）は失業者本人の意識を重視し、UV分析と全く異なる視点から失業の実態を分析するとし、「労働力調査（特別調査および詳細結果）」を利用して「仕事につけない理由」別に失業者の内容を明らかにしようと試みた。「仕事につけない理由」の中には「希望する種類・内容の仕事がない」のように需要不足とミスマッチの両面を含む選択肢がある。このことを認めながらも、賃金、労働時間、技能・知識、年齢などのいずれかが希望と合わないミスマッチによる失業は2000年前後で全体の半分弱であり、従来のUV分析が失業者の約4分の3を構造的・摩擦的失業とした結果と比べればその割合は小さい、と指摘した（玄田、pp.300）。「半分弱」という割合は第2-3-7表から求めた上記のケースD-1の数字に近い。

また太田聡一（2008）は1次同次のマッチング関数を用いてベバリッジ関数を理論的に導出し、その近似式の階差をとる分析手法を採用した場合に、2002年第3四半期では完全失業率の5～6割がかれの言う「趨勢失業率」（構造的・摩擦的失業と呼んでもよい）になる、という推定結果を報告している（太田、p.110）。いずれにせよ構造的・摩擦的失業が4分の3に達するという結果は厚生労働省に特有な計算方法に基づくものであり、データおよび推計方法を改善するなら結果はかなり違ってくる。

第4節 むすび

構造的・摩擦的失業が完全失業者の4分の3を占めているのなら、雇用政策の重点がこれらの失業者の減少に置かれるのは当然である。求人情報の提供、求職者へのカウンセリング、最新の技術への適応や職種転換を容易にする教育・訓練等は、構造的・摩擦的失業を減らすための基本的な政策メニューである。実際の場面においても、失業減少のためのわが国の雇用政策はこれらの政策手段を中心に展開されてきた。

しかし本章の分析が示すように、構造的・摩擦的要因に帰着できる失業部分が約半分で、残りの他の半分は需要不足失業であるということになると、労働需要を増大させる政策は従来以上に重要視される必要がある。ところが、著しい低金利と国の膨大な負債残高のために、ケインズ型の総需要政策を実施するのは難しい。このような現状の下で需要創出策として期待されているのが地域雇用政策である¹⁸。また長期的な視点に立った国家戦略としていくつかの重点産業を選び、経済成長率を高めながら雇用機会を拡大することも大切である。環境関連の諸産業を支援することによって雇用の創出を図るのは、そのうちの重要な1つであろう。

参考文献

- 太田聡一（2008）、「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—」，
JILPT『失業率の理論的分析に関する研究—中間報告』労働政策研究報告書 No.95。
- 大谷剛（2007）、「職安における失業要因の分解と政策的議論」，JILPT Discussion Paper Series 07-03。
- 大橋勇雄（2006）、「ミスマッチからみた日本の労働市場」、連合総合生活開発研究所『雇用ミスマッチの分析と諸課題—労働市場のマッチング機能強化に関する研究報告書』。
- 大橋勇雄（2008）、「ミスマッチ指標と失業の分解」（mimeo）。
- 小野旭（1989）、『日本的雇用慣行と労働市場』、東洋経済新報社。
- 北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲（2002）、「UV分析による構造的失業率の推計」，PRI Discussion Paper Series (No.02A-27)。
- 北浦修敏・坂村素数・原田泰・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——」，財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』，January。
- 玄田有史（2004）、『ジョブ・クリエイション』，日本経済新聞社。
- 厚生労働省（2005）、『平成17年版 労働経済白書』。
- 樋口美雄，S.ジゲール、労働政策研究・研修機構編（2005）、『地域の雇用戦略』、日本経済新聞社。
- 藤井宏一（2008）、「最近の構造的・摩擦的失業率の推計，失業率の変動状況について」，JILPT『失業率の理論的分析に関する研究—中間報告』労働政策研究報告書 No.95。
- 水野朝夫（1992）、『日本の失業行動』，中央大学出版会。
- Abraham,K.G. and L.F. Katz (1986), “Cyclical Unemployment : Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?” ,*Journal of Political Economy*, vol.94, no.3.

¹⁸ 地域雇用政策については樋口美雄、S.ジゲール、労働政策研究・研修機構編（2005）が参考になる。わが国で実施されている政策としては地域提案型雇用創造促進事業や助成金の重点配分を前提とする地域雇用開発がある。

- Lilien,D.M. (1982), “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment.”, *Journal of Political Economy*, vol.90, no.4.
- Mortensen,D.T. and C.A.Pissarides (1999), “New Developments in Models of Search in the Labor Market”, in O.C.Ashenfelter and D.Card, eds, *Handbook of Labor Economics*, vol.3B.
- Sakata,K. (2002), “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment in Japan” ,*Journal of the Japanese and International Economies*, vol.16.