



労働政策研究報告書 No. 95

2008

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

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・研修機構

失業率の理論的分析に関する研究－中間報告

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

The Japan Institute for Labour Policy and Training

まえがき

我が国の完全失業率は、バブル期の 2%台前半から、バブル崩壊後大幅に上昇し、2002 年には 5.4%を記録した。その後、長期の景気拡大が続く中で、2007 年央では、3%台後半まで低下しているが、依然として 90 年代前半の水準を上回っている。

雇用政策を適切に進める上で、失業構造の実態、失業が生じている背景・要因、また、就業が困難な場合の要因等の分析・解明を行うことは必要不可欠といえる。その際、雇用情勢や労働力需給のミスマッチの状況等を判断する上で、構造的・摩擦的失業率の的確な把握は極めて重要といえる。

構造的・摩擦的失業率、均衡失業率の推計は、UV 曲線（失業・欠員曲線）を用いた UV 分析と修正フィリップス曲線を用いた NAIRU（インフレを加速させない失業率）によるものが主な方法である。しかしながら、双方とも推計上の問題点が指摘されており、構造的・摩擦的失業率の水準、変動要因についても、手法により結果に幅がみられる。

また、失業率、特に需要不足失業、構造的失業、摩擦的失業の概念や UV 分析、NAIRU の理論的背景、UV 分析と NAIRU との関係についても十分な研究蓄積があるとは必ずしもいえない。さらに 90 年代以降の失業率の大幅な変動が、マクロの労働市場あるいは他の経済構造の変化によるのか等という点についても詳細な検証は少ない。

このため、労働政策研究・研修機構では、「失業率の理論的分析に関する研究会」を立ち上げ、①均衡失業率、構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率といった失業率の概念整理・理論的考察を進めるとともに、②UV 分析及び NAIRU 等の分析手法に関して、理論的整理、推計手法の問題点の整理及び推計手法の改善を図り、最新データに基づく推計を行うほか、③労働力需給のミスマッチの状況も含め、失業構造の実態把握とその変動要因の分析を行うこととした。

研究テーマ・内容は多岐にわたることもあり、今回、ひとまず、現段階までの研究成果を「中間報告」として報告書をまとめたものである。本報告書では、失業の変動状況について概観・整理を行うとともに、UV 分析と NAIRU に関し、理論的枠組、実証面の課題、両者の関連性について考察を進め、推計手法の工夫も試み、構造的・摩擦的失業率（均衡失業率）の試算をいくつか行った。推計手法により、構造的・摩擦的失業率の水準等に差はみられるものの、UV 分析や NAIRU の推計結果やマクロモデルシミュレーション分析等も含め、1990 年代後半に、構造的・摩擦的失業率が上昇し、経済社会の構造変化、労働市場の構造変化が生じた可能性が示唆された。研究成果の理論的・実証的側面の更なる精緻化、包括的な研究のとりまとめ等が今後の課題であり、最終報告で総括的な整理を行うことを予定している。

2007 年 9 月

独立行政法人労働政策研究・研修機構
理事長 小 野 旭

執筆担当者（執筆順）

藤井 宏一	労働政策研究・研修機構統括研究員	第1章、第2章
天利 浩	労働政策研究・研修機構アシスタント・フェロー	第3章
太田 聡一	慶應義塾大学教授	第4章
中村 二郎	日本大学大学院教授	第5章
坂口 尚文	(財)家計経済研究所研究員	第6章

研究会メンバー（役職は平成19年9月現在）

小野 旭	労働政策研究・研修機構理事長
田丸 征克	元労働政策研究・研修機構副所長（～平成18年12月）
藤井 宏一	労働政策研究・研修機構統括研究員
堀 春彦	労働政策研究・研修機構副主研究員
天利 浩	労働政策研究・研修機構アシスタント・フェロー
中村 二郎	日本大学大学院教授
太田 聡一	慶應義塾大学教授
篠崎 武久	早稲田大学専任講師
坂口 尚文	(財)家計経済研究所研究員

（オブザーバー）

厚生労働省政策統括官付労働政策担当参事官室
厚生労働省職業安定局雇用政策課

目 次

まえがき

第1章 本調査報告書の目的とまとめ	1
第1節 本研究の目的	1
第2節 本報告書の要約	2
第3節 今後の課題	7
第2章 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	8
第1節 はじめに	8
第2節 最近の構造的・摩擦的失業率の推計例及び議論	11
第3節 労働経済白書のUV分析に関する議論と延長推計（試算）	21
第4節 「職業安定業務統計」と「雇用動向調査」の欠員の比較	27
第5節 ミスマッチ関連指標等の動向	31
第6節 フローデータによる分析	47
第7節 まとめと今後の課題	55
第3章 NAIRU概念の検討と、Kalman Filterによる可変NAIRUの推計	61
第1節 失業の種類	62
第2節 「構造的失業率+摩擦的失業率」関連の諸概念	63
第3節 NAIRU推計	84
第4節 結び	95
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—	100
第1節 はじめに	100
第2節 ベヴァリッジ曲線の導入	101
第3節 「趨勢失業率」の推計	106
第4節 フィリップス曲線の推計	110
第5節 まとめ	117
第5章 四半期マクロ計量モデルによる構造変化と失業の分析	120
第1節 序	120
第2節 四半期マクロ計量モデル	120
第3節 構造変化のテスト	125
第4節 構造変化による影響—シミュレーション実験—	127
第5節 結論に代えて	134
第6章 失業と欠員の関係 その理論的な側面について	149
第1節 はじめに	149
第2節 UV曲線について	151

第3節	サーチモデルにおける主体均衡	153
第4節	労働市場での均衡失業	158
第5節	シミュレーションとその結果	163
第6節	おわりに	165

第1章 本調査報告書の目的とまとめ

第1節 本研究の目的

雇用政策を適切に進める上で、失業構造の実態、失業が生じている背景・要因、また、就業が困難な場合の要因等の分析・解明を行うことは必要不可欠といえる。その際、雇用情勢や労働力需給のミスマッチの状況等を判断する上で、構造的・摩擦的失業率の的確な把握は極めて重要といえる。

構造的・摩擦的失業率、均衡失業率の推計は、UV 曲線を用いた UV 分析によるものと修正フィリップス曲線を用いた NAIRU (インフレを加速させない失業率) によるものが主な方法である。しかしながら、双方とも推計上の問題点が指摘されており、構造的・摩擦的失業率の水準やその変動状況についても、手法により結果に幅がみられる。

また、失業率、特に需要不足失業、構造的失業、摩擦的失業の概念、UV 分析、NAIRU の理論的背景や UV 分析と NAIRU との関係についても十分な研究蓄積があるとは必ずしもいえない。さらに 90 年代以降の失業率の大幅な変動が、マクロの労働市場あるいは他の経済構造の変化によるのか等という点についても詳細な検証は少ない。

このため、労働政策研究・研修機構では、「失業率の理論的分析に関する研究会」を立ち上げ、①均衡失業率、構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率といった失業率の概念整理・理論的考察を進め、②UV 分析及び NAIRU 等の分析手法に関して、理論的整理、推計手法の問題点の整理及び推計手法の改善を図り、最新データに基づく推計を行うほか、③労働力需給のミスマッチの状況も含め、失業構造の実態把握とその変動要因の分析を行うこととした。

個々の研究テーマ・内容は多岐にわたることもあり、今回、ひとまず、現段階までの研究成果を「中間報告」として報告書をまとめたものである。第2節で各章の概要を整理するが、上記3つの主要目的と各章の位置付けについては、以下のとおりである。

研究目的の①失業率の概念整理・失業の理論的背景の研究、②均衡失業率、構造的・摩擦的失業率の手法の論点整理・改善及び推計については、まず、第2章「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」で、UV 分析を中心に、NAIRU も含め我が国での均衡失業率、構造的・摩擦的失業率について、概観し、総括的に整理を行っている。さらに、UV 分析の推計上の課題の一つである欠員統計の検討と「労働経済白書」ベースの UV 分析の延長推計を行っている。次に、第3章「NAIRU 概念の検討と、Kalman Filter による可変 NAIRU の推計」では、NAIRU を中心に、失業の種類及び自然失業率も含めて理論的背景を整理するとともに、可変 NAIRU の推計を行っている。また、第6章「失業と欠員の関係その理論的な側面について」は、(第2章が UV 分析の推計手法等実証的側面が中心なのに対して、) UV 曲線の理論的背景の整理とシミュレーションを行っている。さらに、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—」では、UV 曲線 (UV 分析)

とフィリップス曲線 (NAIRU)を統一的な視点から研究を行うとともに、独自の手法による推計試算も行っている。

③失業構造の実態把握と失業の変動要因分析については、第2章「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」で、ミスマッチの状況等失業の変動要因を総括的に整理する他、第5章「四半期マクロ計量モデルによる構造変化と失業の分析」でマクロモデルにより労働市場等の構造変化の状況を検証している（第1-1-1表）。

このように、本報告書では、上記①～③の目的について、ある程度の整理・現状確認を行ったが、研究結果の理論的・実証的側面についての、さらなる精緻化や包括的な研究のとりまとめについては、今後の課題であり、最終報告で総括的な整理を行うことを予定している。

第1-1-1表 失業率の理論的分析に関する研究・主要研究目的と本報告書各章の関係

	①失業率の概念整理・失業の理論的背景		②均衡失業率、構造的・摩擦的失業率の手法の論点整理、改善、推計		③失業構造の実態把握と失業の変動要因分析	
	失業概念の理論	均衡失業率の概念・理論的整理	論点整理	改善推計	失業構造	失業変動要因
第2章「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」	総論	総論	総論・欠員統計の検討	UV分析 延長推計	概観	ミスマッチ・フローデータ分析
第3章「NAIRU概念の検討と、Kalman Filterによる可変NAIRUの推計」	構造的失業率、摩擦的失業率、需要不足失業率、自然失業率	NAIRU		可変NAIRU		
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—」		UVとNAIRU		UV・NAIRU試算		
第5章「四半期マクロ計量モデルによる構造変化と失業の分析」					マクロモデルによる構造把握	マクロモデル・シミュレーション
第6章「失業と欠員の関係 その理論的な側面について」		UV分析		UVシミュレーション		

第2節 本報告書の要約

第2章「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」では、我が国の最近の構造的・摩擦的失業率の推計結果や留意点等を「労働経済白書」のUV分析を中心にNAIRUも含め簡単にサーベイを行った。推計方法について、UV分析、NAIRUとも課題はあり、特にNAIRUは推計結果に留意する必要がある。構造的・摩擦的失業率の推計は、3%前後～4%程度の結果が多く、また、程度の差はあれ、90年代に構造的・摩擦的失業率の高まりを示唆する結果も多い。

「平成17年版労働経済白書」のUV分析の推計について、延長試算を行うと、最近では、UとVが安定的な関係にある可能性が示唆された。延長試算によると、従来の「平成17年

版労働経済白書」ベースに比べ、0.1～0.3%ポイント構造的・摩擦的失業率が低い結果となった。2007年第2四半期平均では、全体の失業率3.76%のうち、今回試算の構造的・摩擦的失業率は3.49%（従来ベース3.55%）、需要不足失業率は0.27%（従来ベース0.21%）となっている。また、従来分析と同様、90年代後半の失業率の上昇は需要不足失業、構造的・摩擦的失業双方が影響しており、今回景気回復での失業率の低下は、需要不足失業の寄与が大きいたことが示唆された。

UV分析では、U（「労働力調査」）とV（「職業安定業務統計」）の統計が異なる点が推計上の課題の一つとして指摘されている。そこで、「雇用動向調査」の欠員と「職業安定業務統計」の欠員と比較を行ったが、「雇用動向調査」も課題があり、現状では、諸般の事情に留意しつつ「職業安定業務統計」の欠員を使っていくことになる。

ミスマッチ指標、フローデータ等により、失業率変動の背景を探ったが、90年代後半の失業率の上昇は、需要不足失業、構造的・摩擦的失業双方の高まりが示唆される。労働市場での構造変化が示唆されるといえる。2002年以降の景気回復局面では、需要不足失業の低下が示唆されるが、構造的・摩擦的失業については、さらに高まったとは考えにくい、大きく低下したとも言いがたい、という点で、あまり明確なことはうかがえない結果となった。今回のUV分析の推計結果と大枠では同じような結果とうかがわれる。

今回は、事実確認の分析であり、変動要因自体の解明や個別の指標で観察されたことの失業率、UV曲線への影響度の検証は今後の課題である。構造的・摩擦的失業の推計も理論・方法の精緻化が必要である。こうした分析を行う上で、データの整備が求められよう。特に労働市場全体の欠員状況（求人、求職、就職）を示す統計の整備が課題である。

第3章「NAIRU概念の検討と、Kalman Filterによる可変NAIRUの推計」では、NAIRU（インフレを加速させない失業率 non-accelerating inflation rate of unemployment）についての概念整理とNAIRUの推計を行っている。本稿では、まず、失業の種類について復習し、NAIRUと自然失業率の類似点と相違点を考える。

失業率を分類する際に、需要不足失業（財の総需要が不足しているために労働サービスに対する総需要が低下したために起きる失業）、構造的失業（地域・職種間の移動が困難であるため、需要される技能と供給される技能との間にミスマッチが生じ、労働者が他の地域、職種で就職できないために生じる失業）、摩擦的失業（労働市場で企業と労働者のもつ情報が不完全であること等から生じる失業）の3つが重要である。「構造的失業率+摩擦的失業率」を求める一つの方法がフィリップス曲線を用いたNAIRUの計測である。NAIRUと自然失業率とを同一視する文献も多いが両者の間には違いがある。

自然失業率は、長期的な「構造的失業率+摩擦的失業率」の水準に対応する。一方、NAIRUは、もし一時的な供給ショックが無かったものとする、インフレ率を一定に保つような失業率と定義され、NAIRUの値を「構造的失業率+摩擦的失業率」とする場合には、永続的供

給ショックによる経済の構造変化を反映した「構造的失業率+摩擦的失業率」を求めることになり、一般には、新たな永続的ショックが生じると、NAIRUの値は変化するので、一般に、自然失業率よりも頻繁に変更し得る。さらにもう一つの違いとして、自然失業率は、合理的期待の下での一般均衡概念と結びついており、期待の錯誤の有無を問わないNAIRUの概念とは異なることが示される。

UV分析における「均衡失業率」を「構造的失業率+摩擦的失業率」とみなす場合もあるが、この「構造的失業率+摩擦的失業率」は、自然失業率やNAIRUと異なることが示唆される。自然失業率やNAIRUは、労働市場の完全失業率と財市場のインフレ率との間の関係を示す物価版フィリップス曲線を用いて計測される。これらの「構造的失業率+摩擦的失業率」の指標に対し、UV分析から求まる「均衡失業率」は、個別労働市場における「超過供給の和=超過需要の和」、すなわち、労働市場全体における「需給一致」にほぼ対応している。UV分析の「均衡失業率」は、個別の労働市場における賃金決定や賃金水準といった価格面での調整を語らず、労働者と企業との間のマッチングの状況といった量的な側面に光を当てるものなので、両者を補完的に利用すべきであると結論づけている。

最後に、カルマン・フィルターを用いて日本の可変NAIRU (NAIRUが時間とともに変化)を推計した。もっとも当てはまりの良いモデルは、非線形の物価版フィリップス曲線のコントロール変数として「輸入物価指数(石油・石炭・天然ガス)÷国内企業物価指数」の対前年同期比変化率を用いたものであった。推計期間の最終時点である2005年第4四半期のNAIRUのスムージングによる推計値は3.64%である。さらにOECDのNAIRUの定義に則して、一時的供給ショックがなかった場合のNAIRUを推計したところ、NAIRUの変動は小さくなり、2005年第4四半期のNAIRUのスムージングによる推計値は3.55%となった。1970年代のNAIRUは高めに推計されており、推計期間1976年第4四半期～2005年第4四半期のNAIRUが全て3%台になっている点については改善の余地が残されている。

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—」は、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が、フィリップス曲線(NAIRU)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く、そのための試論である。

まず、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。工夫点は、従来の分析のように失業率の説明変数に欠員率ではなく、有効求人倍率を用いたことである。この工夫により、きわめて簡便な形での系列が導出できる(Ball and Mankiw (2002)と同様、HPフィルターにより算出)。

趨勢失業率の系列は、1987年から1993年あたりまではほぼ横ばい、それ以降に上昇に転じた。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、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。最も失業率の高かった 2003 年第 2 四半期の完全失業率が 5.4%に対し、趨勢失業率の水準は 4%前後と試算される。ベヴァリッジ関数の階差をとる分析手法では、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「構造的・摩擦的要因」は 5~6 割を占める結果となった。

次に、コア CPI 上昇率のデータを用いて、可変 NAIRU の推計を行った。最初は、Ball and Mankiw (2002) と同様の手法により推計を行ったが、この 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。このため、物価上昇率の説明変数に失業率の他、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 の推計を行った。

新しい推計結果は、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た。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、それ以降は現実の失業率が NAIRU を上回る状況が続き、2005 年あたりから、実際の失業率が NAIRU を下回る結果となった。

残された課題として、以下の 3 点を指摘している。①ナイーブな分析であり、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く、分析の例示というニュアンスが強く、分析の精緻化が必要な点。②フィリップス曲線の推計で、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せず、フィリップス曲線の理論的な枠組みについての考察が必要な点。③「なぜ日本で NAIRU が上昇したのか」という、考察すべき重要な課題について触れていない点である。

第 5 章「四半期マクロ計量モデルによる構造変化と失業の分析」では、90 年代以降の四半期データを用いた簡単な四半期マクロ計量モデルを作成し、90 年代の失業率の推移がマクロ的に見た労働市場の構造変化と他のセクターの構造的変化によるものか、経済環境の変化によるものかを分析している。具体的には、シミュレーション実験で検討、名目賃金の方硬直性が失業率に与えた影響についても簡単に検討している。

四半期マクロ計量モデルは、方程式数 49 本（内、定義式 20 本）、推定期間 1992 年第 1 四半期~2003 年第 4 四半期、基本的にはケインズ型のマクロモデルである。実質の最終需要項目が個別に推計されると共にそれに対応した各デフレータが企業物価水準や消費者物価指数に連動して決定される。GDP デフレータは各実質需要の全体に占める比率をウェイトとしたインプリシットデフレータとして定義される。賃金・労働セクターでは労働の需給バランスで失業率が決定され、それがフィリップス曲線を通して名目賃金を決定し、雇用者数の決定とあわせて雇用者所得等の分配が決定される。

名目賃金（労働時間で除した一時間当たり賃金の変化率）は失業率の逆数と消費者物価指

数の変化率を説明変数とする（非線形の）フィリップス曲線で決定される。労働需要関数は、部分調整型の対数線形式で説明変数は実質賃金（GDP デフレーターで実質化）と実質 GDP および一期前の労働需要としている。労働供給関数は、労働力率を被説明変数とし、実質賃金（消費者物価指数で実質化）、タイムトレンドおよび一期前の被説明変数を説明変数としている。失業率は、ここで推定した需給の比率を説明変数としたロジステック関数によって推定している。

構造変化のテストとシミュレーション実験の結果について、労働市場においては労働供給を除いてバブル崩壊後には大きな構造的変化は起こっていない。特に、賃金と失業率の関係を把握するフィリップス曲線において有意な構造変化は見られない。他方、企業物価関数や消費者物価関数は 97 年前後で構造変化が検出される。

物価関数の変化は労務費等に対して弾力的に物価水準が決定され、同時期以降の賃金水準の抑制とあいまって、その構造変化が失業水準等のさらなる上昇を抑制するように機能したことが示唆される。その意味で、修正フィリップス曲線で構造変化が生じたという分析とは整合的である。名目賃金が失業率や物価水準の変動に応じてより弾力的に調整されるようになれば、失業率の抑制だけでなく経済全体にもプラスの効果をもたらされる可能性があり、名目賃金の下方硬直性が失業率の上昇に影響を与えたことが示唆される。

本結果の注意点として、フィリップス曲線の係数値が変化するときには労働市場内の様々な因果関係が変化し、労働需給などの構造も変化する可能性は高い。シミュレーション実験は、他の条件が変わらないとした場合の結果であり、実験結果は慎重な解釈が必要である。

第 6 章「失業と欠員の関係 その理論的な側面について」は、UV 曲線は、失業分析のツールとして、特に日本では、頻繁に登場するが、UV 曲線の存在を理論的な背景までを導出した分析はあまり多く見当たらないため、本稿では、サーチとマッチングのモデルにより、UV 曲線の理論的側面について検討している。

サーチとマッチングのモデルは、失業の発生—このモデルでは失業と欠員の同時発生—を主体の合理性から出発して説明した、均衡失業の代表的なモデルである。

ジョブサーチモデルでは、求人条件は企業によって異なり、求職者の質も労働者ごとに異なる。労働者は各企業が提示している求人情報のすべてを知らないことが仮定され、求職者は職を見つけるまでに時間がかかることが含意され、企業側についても同様であり、労働市場に失業および欠員が（同時）発生する仕組みを設けている。

UV 曲線は労働者数に対する失業量と欠員の定常点の集まり（失業プールへのインフローとアウトフローが一致する点の集合）であり、適切なマッチング関数を間に介在させれば、失業と欠員の間に右下がりの曲線が得られる。この場合の注意点として、モデルで使用される UV 曲線は定常状態での失業と欠員の関数関係を示すが、現実の UV 曲線が定常状態のグラフであることは何ら示唆していない。

均衡値の変化は所与の外生的な条件が変わった上での変化を表す。与件の変化が企業、労働者の行動にどのような影響を与えているのか、説明し、含意を導きだせる。

関数のモデル化（賃金方程式と雇用創出式、4つのパラメータ（生産性、割引率、採用コスト、マッチングの解消率）により、UV 曲線が導出される（労働者の賃金取り分の増加、マッチング解消率の低下は均衡失業率の上昇、生産性の増加は均衡失業率の低下となる）。

パラメータの値を与え、単純な仮定により、シミュレーションを行ったが、サーチモデルが現実の失業と欠員の動きを完全にシミュレートできるものとは決して言えない。モデルの仮定、設定に起因する点も大きい。あくまで、ベンチマークモデルであるので、何を仮定すればどのような帰結が論理的に説明できるかということを重視すべきといえる。政策的な面から考えれば、均衡の失業状態（数値目標だけを掲げる政策）が、必ずしも社会厚生のみからいって効率的な点（労使の資源配分がパレート最適である）とは限らないという含意は示唆的である。本モデルの含意は、失業を減らす（求人を増やす）といった数値目標をあげるだけの政策では厚生改善には不十分ということであろう。

実証面で求められるのは、モデルの精緻化よりも、むしろ市場にどのような求人、求職が出ているかについて、産業、性別、年齢、必要技能といった要件、属性の把握が大切で、マッチングの過程を具体的に把握する必要である。

第3節 今後の課題

本報告書は、以上のように、いくつか知見が得られた。「中間報告」であり、今後、最終報告書に向けて、以下のような点の解明が重要であろう。

UV や NAIRU の推計結果やマクロモデルシミュレーション分析も含め、1990年代後半に、構造的・摩擦的失業率が上昇し、経済社会の構造変化、労働市場の構造変化が生じた可能性を示唆している。

企業、労働者の就業行動も踏まえた分析、労働市場だけでなく、経済構造、循環要因と構造要因の識別、構造変化があるとすれば、何が大きいのか、また、構造変化の及ぼす影響の分析が必要である。マクロショック、ミクロショックの影響度の分析も重要といえる。雇用・失業の動向とマクロ経済動向、賃金、物価決定との関係の詳細な考察が有益であろう。

構造変化との関連では、近年進展している就業形態の多様化の失業率、UV 曲線等への影響の把握も必要性が高い。さらに、労働市場政策の効果の検証も必要である。

構造的・摩擦的失業率は、推計方法により水準等の差もみられる。UV 分析と NAIRU についても理論的側面も含め、両者の関連性の検証、推計手法の工夫が求められよう。（UV、NAIRU 以外の）分析ツールの工夫も含め、失業率、特に（構造的要因と摩擦的要因の識別も含め）構造的・摩擦的失業率上昇の要因解明が重要である。失業の質的・量的側面双方の実態把握（ミスマッチ等）が必要であろう。

第2章 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

第1節 はじめに

1990年代以降の我が国の雇用情勢は、完全失業率が、バブル崩壊後上昇し、特に98年以降上昇テンポを高め、2002年に5.4%と過去最高となる等、厳しい状況となったが、その後は、2002年以降の長期の景気回復が続く中で、厳しさは残るものの、改善している。有効求人倍率は、2006年には1.06倍と、1992年（年平均1.08倍）以来の1倍超に転じている。企業の雇用調整実施事業所割合も低下し、雇用過剰感も不足超となっている。就業者、雇用者とも増加基調で推移しており、完全失業率も低下が続いている（2006年4.1%）。

2002年以降の今回の景気回復は、拡大期間は、戦後最長のいざなぎ景気を上回るものの、実質成長率は、過去の景気拡大期と比べても低く、デフレ基調下で名目ベースではほとんど増えていない。経済成長も輸出等寄与が高いのも特徴である。他方、規模間や地域間等での業況にばらつきがみられている。

こうした中で、完全失業率は、ピーク時の5.4%からかなり低下しているものの、依然、90年代半以前より高い水準にとどまっている（2007年6月季節調整値3.7%）。有効求人倍率も全体では1倍超（2007年6月季節調整値1.07倍）であるが、常用（除くパート）の有効求人倍率は、2006年0.91倍（92年のときは1.03倍と1倍超）と1倍を下回っており（2007年6月原数値0.83倍）、特に、正社員の有効求人倍率は、2006年0.63倍（2007年6月原数値0.57倍）と低い水準となっており、求人倍率の改善状況に差がある。

雇用増加の内訳をみても、2006年には正社員も増加に転じたが、非正規社員中心であり、非正規社員比率は上昇傾向が続いている。非正規雇用の問題のほか、年齢間、地域間等での雇用機会の差も指摘されている。

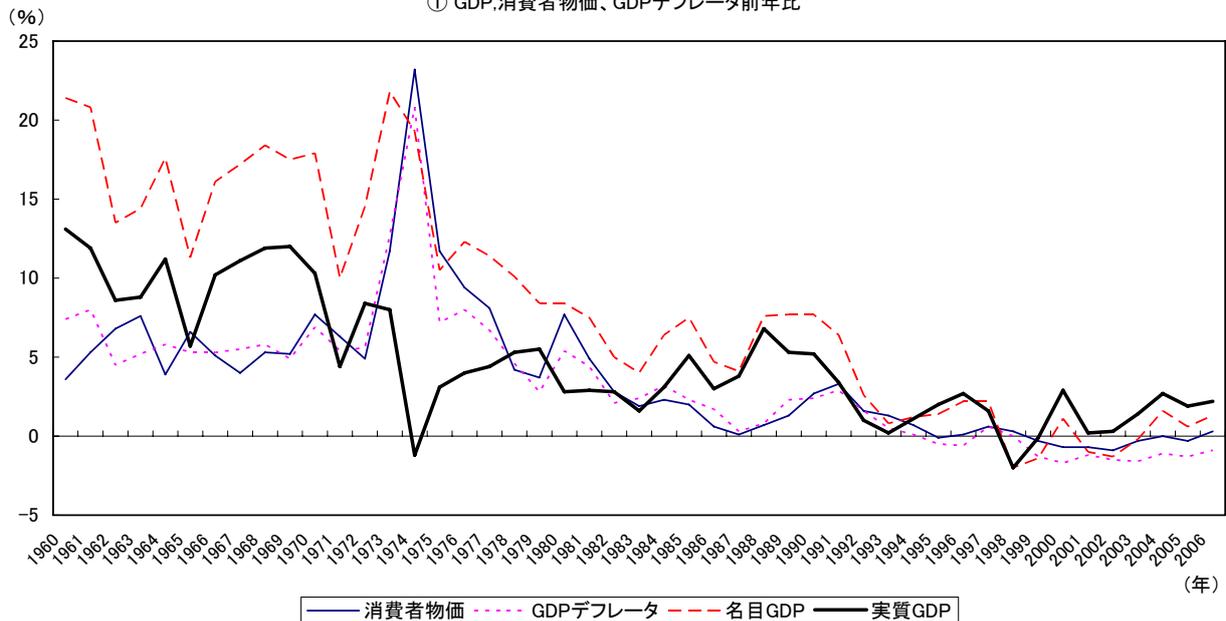
また、企業収益が大幅に増加している中で、賃金の伸びが弱いものとなっているのも大きな特徴である（主要指標の状況について第2-1-1図①～⑤）。

なお、本稿での経済・雇用情勢等の記述及びデータ分析は、基本的に2007年第2四半期までのデータによるものである点、補足しておく。

こうした中で、景気情勢、雇用情勢の判断指標として、均衡失業率（構造的・摩擦的失業率）がどの程度であるか（雇用情勢は、需給がほぼ均衡したのかどうか）が注目されている。完全失業率が高い水準にとどまっている要因としては、需要不足失業が十分解消されていないのか、ミスマッチ等の構造的・摩擦的失業が高まったためか、賃金の伸びが本格化しないのは、需要不足失業がまだ残っていることも一因なのか、等が議論となっている。さらに、完全失業率の、特に90年代以降の変動は、需要不足失業、構造的・摩擦的失業いずれの要因が大きく影響しているのか、論点となっている。

第2-1-1 図 GDP、物価、失業率、求人倍率、賃金等の動向

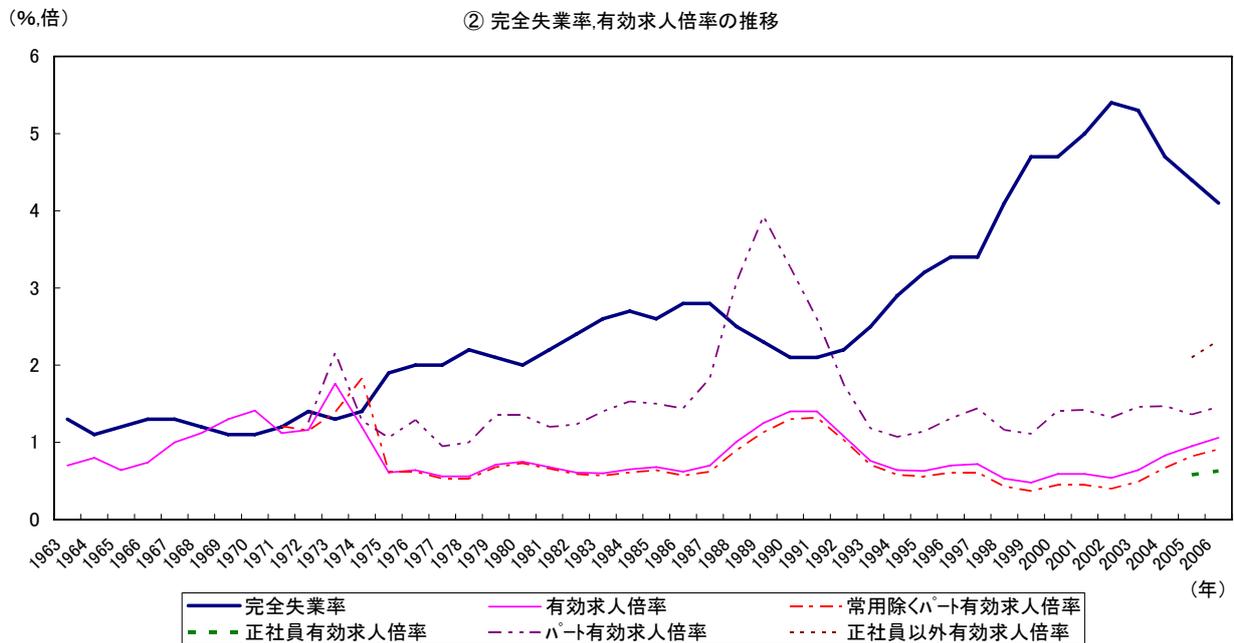
① GDP、消費者物価、GDPデフレーター前年比



資料出所 総務省統計局「消費者物価」、内閣府「国民経済計算」

- (注) 1. 消費者物価は総合、1970年までは持ち家の帰属家賃除く総合。消費税導入の影響を除去。
 2. GDPは1980年までは68SNA平成2年基準、1981～94年は93SNA平成7年基準・固定基準年方式、95年以降は93SNA平成12年基準・連鎖方式。

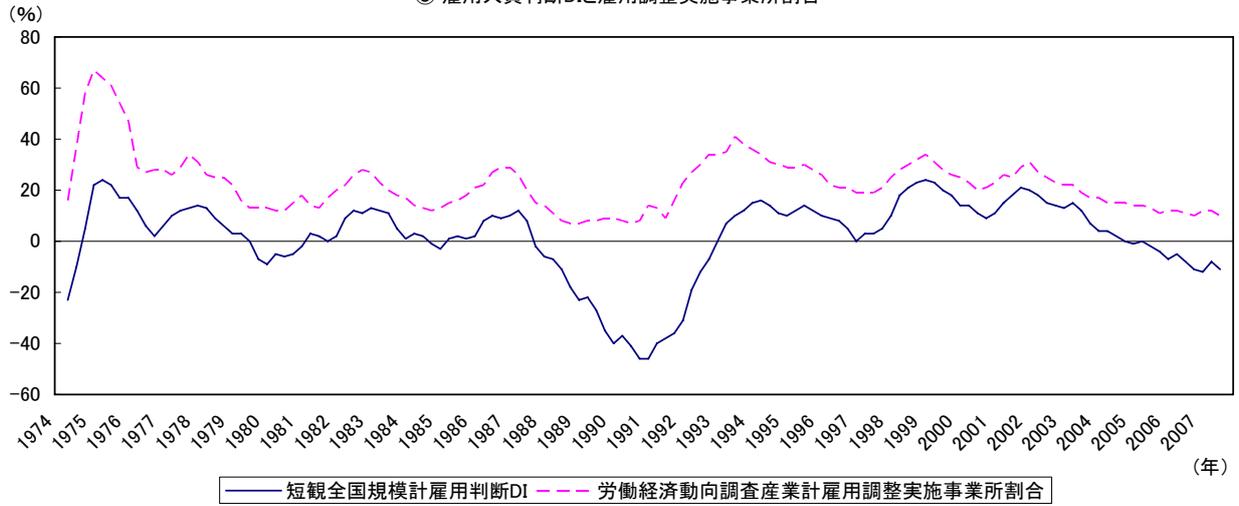
② 完全失業率、有効求人倍率の推移



資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」

第2-1-1図(続き)

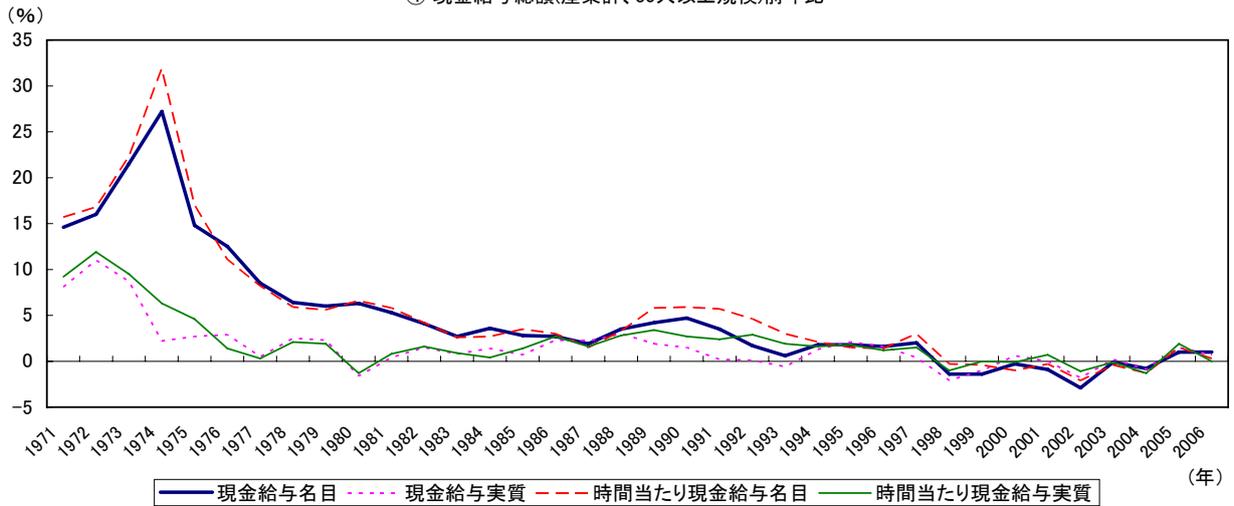
③ 雇用人員判断DIと雇用調整実施事業所割合



資料出所 厚生労働省「労働経済動向調査」、日本銀行「全国企業短期経済観測調査」

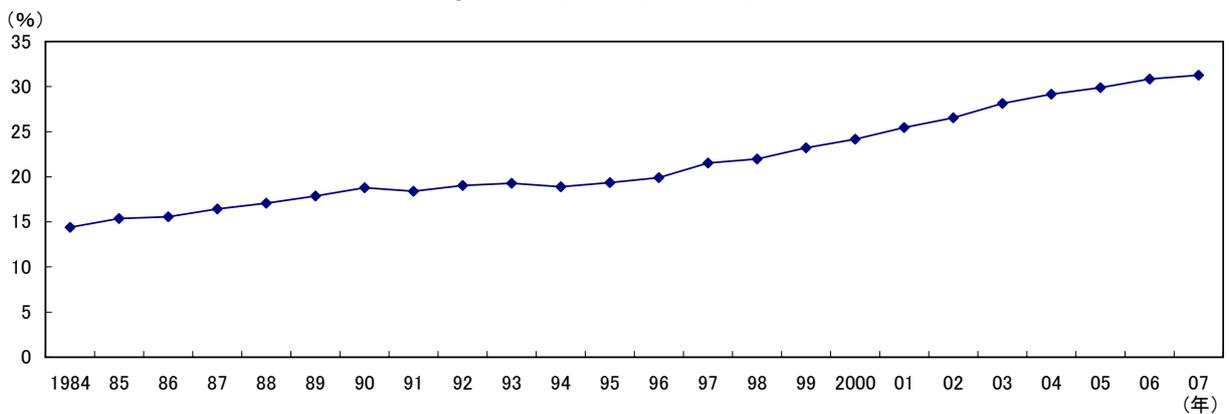
(注) 雇用判断 DI=「過剰」-「不足」

④ 現金給与総額(産業計、30人以上規模)前年比



資料出所 厚生労働省「毎月勤労統計調査」(事業所規模 30人以上)

⑤ 雇業者に占める非正規従業員比率



資料出所 総務省統計局「労働力調査特別調査」(1984~2001年2月)、「労働力調査(詳細結果)」(2002~2007年1-3月)

こうした均衡失業率（構造的・摩擦的失業率）の推計には、主な手法としては、UV 分析による方法とフィリップス曲線による分析（特に NAIRU（インフレを加速させない失業率）の推計）がある。我が国では、「職業安定業務統計」による欠員統計の利用が可能であること等から、「労働経済白書」等 UV 分析による推計が多くなされており、NAIRU の推計は少ない。UV 分析については、「労働経済白書」も含めいくつか問題点が指摘されている。他方、NAIRU の推計も課題が多い。

本稿では、失業率の変動の背景を探るため、まず、第 2 節で、UV 分析、NAIRU の論点整理を行うとともに、先行研究による最近の均衡失業率（構造的・摩擦的失業率）の推計結果を概観する。第 3 節で、「労働経済白書」の UV 分析について議論を整理するとともに、指摘されている課題のうち、推計期間の点について、延長推計を行い、構造的・摩擦的失業率の（暫定）試算を行う。第 4 節では、「労働経済白書」に限らず UV 分析の推計上の課題の一つである失業統計と欠員統計の整合性の問題に関連して、欠員統計について、「職業安定業務統計」と「雇用動向調査」の比較検証を行う。また、失業率の変動の背景について、第 5 節で、ミスマッチ等の状況に関し、属性別のミスマッチ指標や属性別の UV 曲線等による考察を行うとともに、第 6 節でフローデータによる分析を行い、構造的・摩擦的失業、需要不足失業の変動について考察するとともに、今回の構造的・摩擦的失業の試算結果との比較を行う。第 7 節では、分析のまとめと今後の課題を整理する。今回は、中間報告という位置付けであり、失業率の変動に関する、ファクトファインディング中心の研究である。

第 2 節 最近の構造的・摩擦的失業率の推計例及び議論

本節では、UV 分析、NAIRU について、考え方、手法、推計例、課題について簡単に整理を行う。UV 分析、NAIRU の論点に関する詳細な議論は、労働政策研究・研修機構（2004）等で整理されているほか、本報告書の他の章でも理論・実証について詳しく論じられているので、詳細は、これらを参照されたい。なお、「労働経済白書」の UV 分析の推計に関しては、第 3 節で詳細に述べる。

1. UV 分析とは

失業は、発生する要因により、いくつかに分けられ、代表的な区分として、需要不足失業、構造的失業、摩擦的失業に分けられる。①需要不足失業とは、景気後退期に需要が減少することにより生じる失業、②構造的失業とは、労働市場における総量としての需要と供給のバランスがとれているにもかかわらず、企業が求める人材と求職者の持っている特性（職業能力や年齢等）との違い（質の違い）があるために生じる失業、③摩擦的失業とは、転職や新たに就職する際に企業と労働者の持つ情報が不完全であることや労働者が地域間を移動する際に時間がかかるためなどにより生じる失業、である。もっともこれらを厳密に区別するこ

とは難しく、特に構造的失業と摩擦的失業については、両者を明確に区分することは困難であるため、通常、両者をあわせて構造的・摩擦的失業と呼んでいる。

仮に労働市場で情報の完全性や労働者の属性の等質性が成立する場合、労働力供給が企業の労働力需要を上回るときは、失業のみ存在し欠員は存在せず、需要が供給を上回るときは欠員のみ存在し失業は存在しない（第2-2-1図①）。しかし、現実の労働市場は、労働者の特性が異なったり、情報が完全でないこと等から、労働市場で需要超過の場合でも失業、供給超過の場合でも欠員が生じる。つまり、欠員と失業が併存しうる（第2-2-1図②）。

UV分析とは、例えば、縦軸に失業率（U）（通常は、雇用失業率をとる）、横軸に欠員率（V）をとり、失業率を需要不足失業率と構造的・摩擦的失業率に分解し、その動向を探るものである。以下、第2-2-1図③をもとにUV分析の概略を説明する。

一般に欠員率が低下（上昇）すると失業率が上昇（低下）することから、UV曲線は、通常、原点に対して凸の右下がりの曲線を描く（付注1）。なお、UV曲線はベヴァリッジ・カーブ（曲線）とも称される。UV曲線と45度線との交点は、労働市場で総量として需給が一致している状態であり、この時の失業率は、需要不足がない時の失業率、すなわち労働市場が均衡しているときの失業率（均衡失業率）である。この時の失業率を構造的・摩擦的失業率という。需要不足失業率は、現実の失業率と構造的・摩擦的失業率との差として計算される。UV曲線の右上方への動き（シフト）は、より大きい欠員率と失業率が併存し、構造的・摩擦的失業率の上昇（ミスマッチの拡大、職探しの効率性の低下）を表し、同様に左下方への動き（シフト）は構造的・摩擦的失業率の低下を表す。また、構造的・摩擦的失業率が等しいとき（同一のUV曲線上にある時）、雇用失業率の左上方（右下方）への動きは需要不足失業率の上昇（低下）を表している。45度線より上（下）は需要不足（労働力不足）の状態を表し、需要不足失業率は理念上マイナスの値となることがあり得る。（第2-2-1図③）。

このように、UV分析は、労働市場の均衡失業率（構造的・摩擦的失業率と需要不足失業率の分解）、労働市場の構造変化、需要不足（労働力不足）の状況を検証することが出来る。つまり、マクロ経済政策で対応すべき部分（需要不足失業）と主に労働市場政策、ミクロ政策で対応すべき部分（構造的・摩擦的失業）に現実の失業率をおおまかに区分することができるため、政策実施の際の実証ツールとして有用である。

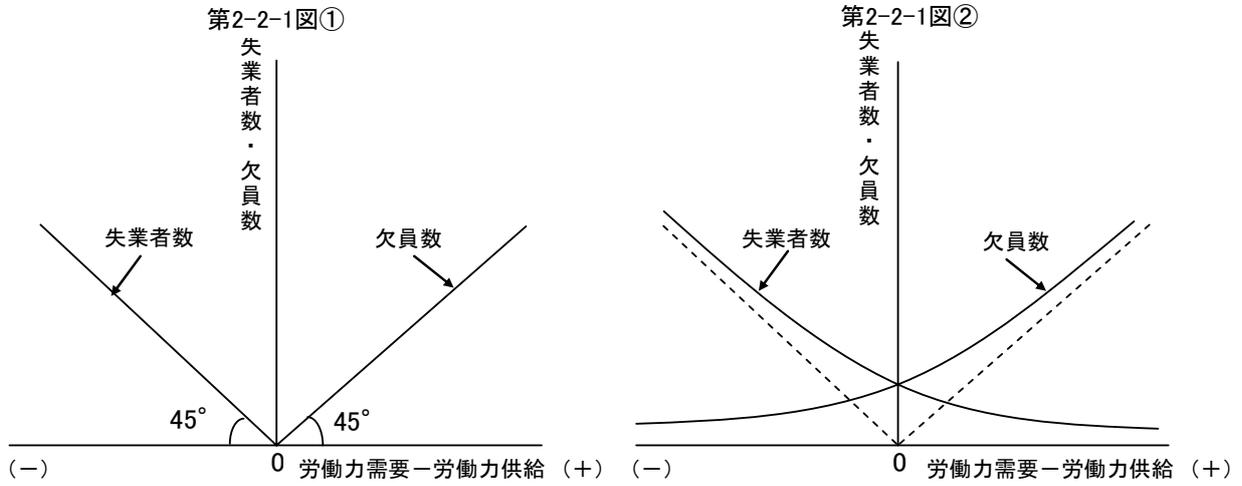
ただし、このことは、構造的・摩擦的失業の解消に総需要政策は不要、と言うことは必ずしも意味しない。また、UV分析による構造的・摩擦的失業率は、経済成長等により変わらうる面がある点、留意が必要である。

（2）UV分析の理論的背景

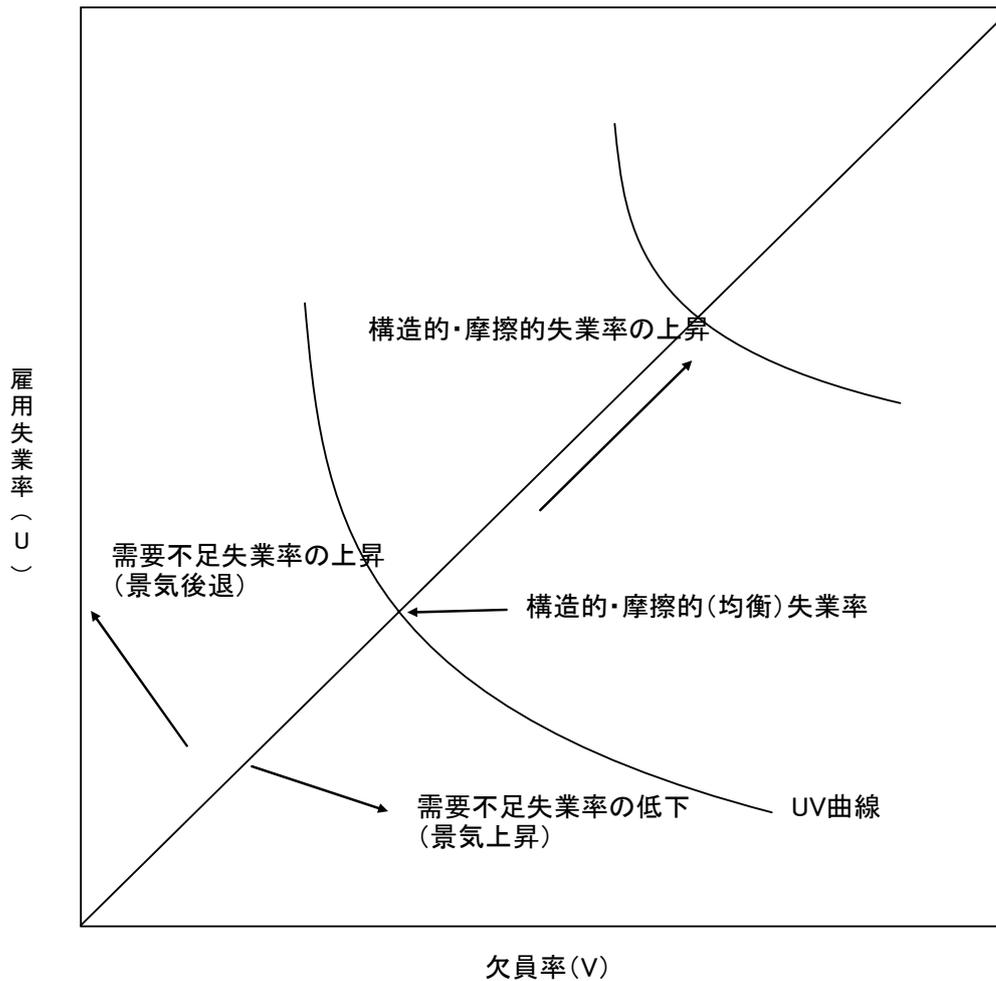
UV曲線の理論的な説明としては、①フロー分析に基づく理論（マッチング関数）や②サブマーケットに基づく理論がある。北浦他（2003）、労働政策研究・研修機構（2004）等でも整理がされているほか、本報告書（第4章、第6章）でもマッチング関数の詳細な説明があ

第2-2-1図 UV分析について

構造的・摩擦的失業発生メカニズム



第2-2-1図③ UV分析の考え方



るので、ここでは、ごく簡単にふれることとする。

- ① フロー分析は、(雇用の喪失による失業プールへの流入と雇用の創出による失業プールからの退出が絶えず発生しているという前提の下に、) ある一定期間の労働者の失業プールへの流入と失業プールからの退出に着目したもので、職を見つけた失業者の数と離職した失業者の数が等しい状況での失業率が均衡失業率として定義される。雇用の創出関数(マッチング関数)を、失業と欠員を生産要素とする生産関数と同様であるように考え、労働市場の均衡状態の時の一定の雇用と欠員の組み合わせは、原点に対して凸の右下がりの曲線と想定し、UV曲線(ベヴァリッジ・カーブ)を導出するものである。
- ② サブマーケットの理論は、労働市場が、超過需要または超過供給という不均衡の状態にある無数のサブマーケットから成り立ち、労働市場の調整に一定の時間を要するという前提でベヴァリッジ・カーブの動きを説明するものである。景気が良くなる(悪化)すると、失業が生じているマーケットが減り(増え)、欠員が生じているマーケットは増え(減り)、右下がりのベヴァリッジ・カーブが観察され、また構造変化が生じ、サブマーケット間のミスマッチが増えると失業と欠員がともに増加し、ベヴァリッジ・カーブは外側にシフトする。

2. 我が国の UV 曲線について

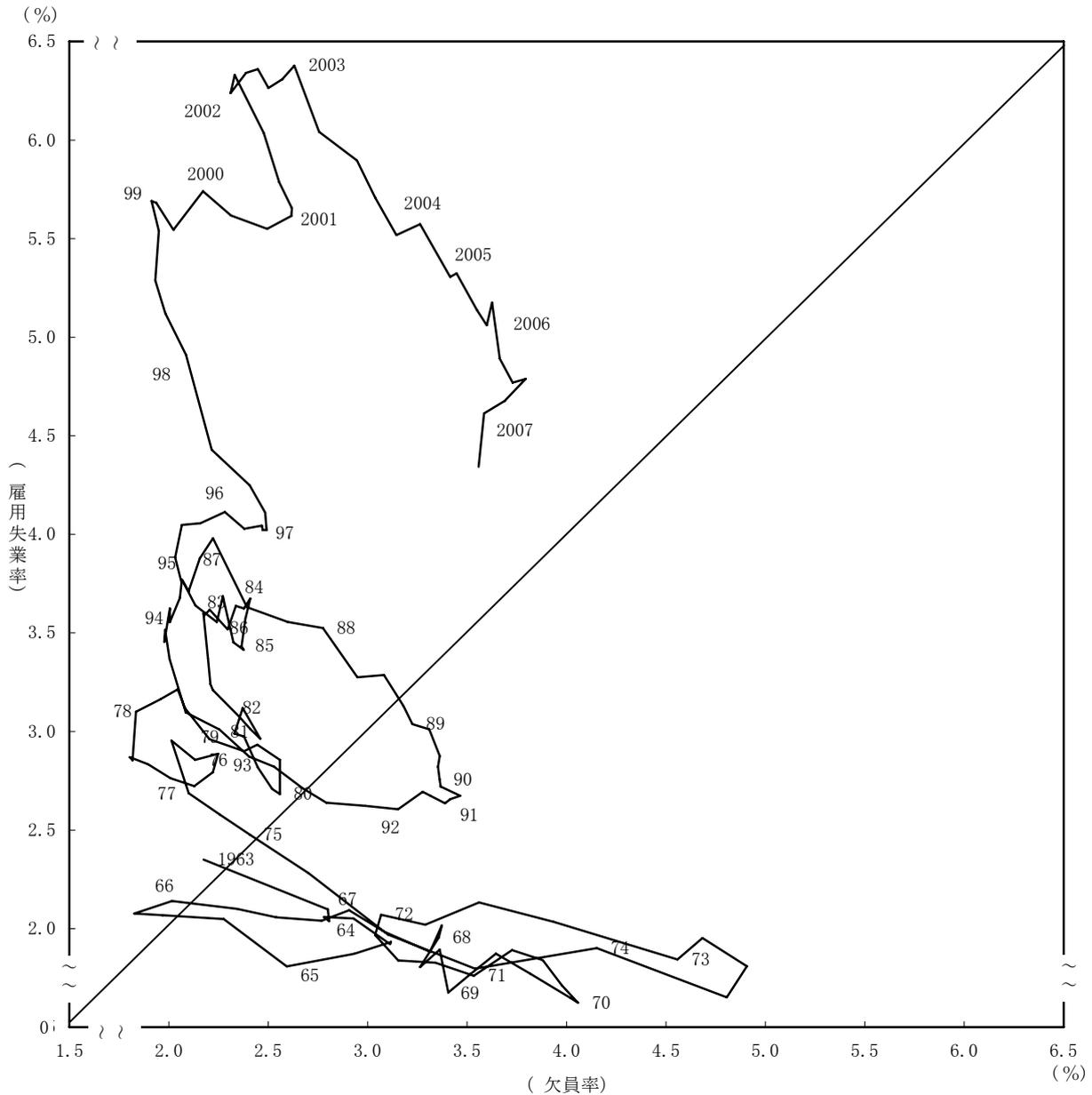
(1) 景気循環と UV 曲線

一般的に V(求人)は景気に敏感に反応するのに対し、Uの変動は緩慢で遅れる傾向にあるため、UとVとの組み合わせは、景気の循環的な動きに伴い、縦軸に失業率をとれば、UV曲線の周りを時計回りに動くと考えられる。また、景気循環の中での求人の内容の質の変化も時計回りの変動に影響すると考えられる。失業の粘着性が高い場合も変動が大きくなると考えられる。特に我が国の企業の雇用調整プロセス(景気が悪化しても、雇用保蔵等を行い、出来る限り失業を出さず、雇用の人員調整に時間を要する)は、時計回りの変動を大きくする可能性がある。一方、労働力率が景気と逆循環的に変動する場合(不況期の求職意欲喪失など)、労働力率が一定に比べ、失業率の変動はより小さくなり、UとVの動きはより垂直的になる。

(2) UV 曲線の推移とその解釈

第2-2-2図は、我が国の失業率、欠員率の推移をみたものである。失業率は雇用失業率、欠員率は公共職業安定所ベースの欠員(有効求人数-就職件数)を用いている。1970年代半ば頃までは、雇用失業率と欠員率の組み合わせは、ほぼ安定的な曲線を描いているといえるが、1970年代後半から雇用失業率と欠員率の組み合わせの点は(右)上方に移動、構造的・摩擦的失業率が上昇したことが推察される。高度成長から安定成長への移行に伴い、労働市場でも構造変化が生じたものと考えられる。その後、雇用失業率と欠員率の組み合わせは、

第2-2-2図 雇用失業率と欠員率の推移(1963年I～2007年II、季節調整値)



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」

(注)

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

$$\text{雇用失業率} = \frac{\text{完全失業者数}}{\text{完全失業者数} + \text{雇用者数}}$$

1983～1989年の頃は安定した曲線を描き、バブル期にいったん、(左)下方にシフトしており、労働力不足感が高まる中で、ミスマッチも縮小し、構造的・摩擦的失業率も低下したものと考えられる。バブル崩壊後、欠員率が低い水準の中で雇用失業率が大きく上昇している。バブル崩壊後、特に90年代末にかけて構造的・摩擦的失業率が大きく上昇したことが推察される。

その後、1999年以降の景気回復期は、欠員率が上向き中で雇用失業率の上昇が一服したものの、ITバブル崩壊に伴う景気後退期では、雇用失業率は更に上昇した。2002年からの今回の景気回復期は、欠員率が高まる中で、回復初期の2003年央まで雇用失業率は、高水準で推移したが、その後、景気回復が持続する中で、2006年まで欠員率の上昇が続く中で、雇用失業率は大きく低下している。なお、2007年は欠員率がやや低下する中で雇用失業率は低下が続いている。今回の景気循環では、右下がりの曲線を描いているように見受けられる。

ただし、こうした雇用失業率と欠員率の組み合わせについての見方は必ずしも一致したものではない。例えば、バブル期のUV曲線の下方シフトについて、UV曲線の時計回りのループ、円運動であり、UV曲線のシフトも景気循環をより強く反映した短期的なもの、という見解もみられている（北浦他（2003）、大竹・太田（2002）、玄田・近藤（2003a,b））。こうしたUV曲線の解釈の違いは構造的・摩擦的失業率の推計値についての相違にも関連していると思われる。

3. 最近の主なUV分析による構造的・摩擦的失業率の推計結果

UV分析による構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率の推計は、「労働経済白書」のほか、経済財政白書、北浦他（2003）、樋口（2001）、大竹・太田（2002）、片岡（2007）など、いくつかの推計が行われている。第2-2-3表は、最近の主な推計例をまとめたものである。

推計方法を大別すると、構造変化への対応として、推計期間を特定化する方法、構造変化要因の変数を導入する方法がある。構造変化要因の変数としては、産業、職業等のミスマッチ、高齢化要因、女性要因、離転職（転職希望）要因、社会保障要因、タイムトレンドなどを説明変数としている。賃金要因（労働分配率）も考慮した事例もある。この他、失業率の粘性を考慮するかどうか（具体的には1期前の失業率を説明変数に加えるかどうか）の相違がある。なお、欠員率のデータとしては、ここで取り上げた事例はすべて、公共職業安定所の欠員を使用している。

推計結果をみると、最近の構造的・摩擦的失業率は、概ね3%前後から4%程度という結果であり、推計方法により差がみられる。さらにUV曲線の傾き（Vの係数）は、推計方法でかなり異なっている。

4. UV分析についての議論

UV分析については、「労働経済白書」の分析も含め、推計上の課題について、様々な指摘がされている（詳細は労働政策研究・研修機構（2004）、北浦他（2003）、玄田・近藤（2003）等を参照）。簡単に整理すると、

（1）UV曲線の説明変数等の問題

①「労働経済白書」のUV分析は、UV曲線のシフト変数を説明変数に入れていない。

- ② 構造的失業と摩擦的失業の区分が困難である。
- ③ 構造的・摩擦的失業の特定化が困難で、説明変数の選択には恣意性がある。需要不足要因との分離が困難である。構造的・摩擦的失業は、経済状況の影響を受ける。
- ④ (説明変数の相違による) 関数の型の違いによる推計値の差が大きい。
- ⑤ (UV 曲線の対数) 線形回帰が適切かどうか (の保障はない)

(2) 失業率統計と欠員率統計との整合性 (欠員率の質・量両面の問題)

欠員率と失業率の統計が異なる。失業率データは「労働力調査」であり、労働市場全体の失業者であるが、欠員率は、通常は、公共職業安定所ベースの欠員 (有効求人ー就職件数) が用いられるが、労働市場全体の求人 (欠員) をカバーしていない。なお、欠員統計については、「雇用動向調査」との比較も含め、後で詳しく検討する。

(3) UV 曲線の円運動や失業の粘着性等の問題

U と V の組み合わせは景気循環に伴い円運動をすることが指摘される。このため、景気回復初期は U、V の組み合わせは原点から遠く、構造的・摩擦的失業率が過大評価され、景気後退期の初期では原点に近く、過小評価される可能性がある。また、失業の履歴効果がみられるとすれば、失業の粘着性を考慮していない推計は構造的・摩擦的失業を過大推計する可能性がある。他方、UV 曲線のシフト・変動の有無及び U と V の動きの背景要因等についての詳細な検証は少ない。

(4) 物価、賃金変動と UV 曲線

- ① デフレーションにより労働市場の調整能力が低下し、UV 分析が歪められている可能性 (デフレーションにより名目賃金での調整が難しく、労働市場の調整能力が低下し、UV 曲線の円運動を増幅させている可能性)
- ② UV 分析は賃金や物価等、マクロ経済面の変動要因を明示的に取り入れていない。

(5) 需要不足失業率の水準について

UV 曲線の需要不足失業率の定義に関しても議論 (例えば小野 (1989)、有利 (2002)) があるほか、玄田・近藤 (2003) は、UV 曲線と 45 度線との交点を現実の失業率と比較することの理論的不整合性を指摘している。

5. NAIRU の推計

(1) NAIRU とは

UV 分析以外の均衡失業率の推計手法としては、NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment、物価上昇が加速しない失業率) が代表的であるが、本稿では、簡単に述べる

第2-2-3表 最近の主なUV分析等による構造的・摩擦的失業率(均衡失業率)の推計例

時期	完全失業率(%)	構造的・摩擦的失業率(均衡失業率、構造的失業率)(%)	関数の推計期間	説明変数	欠員率の係数值
労働経済白書(2005)	5.4	4.10	1990 I ~ 1993 IV	ln欠員率	-0.410
2001年IV期	5.4	4.14			
2003年 I 期	4.9	4.06			
2004年 I 期	4.6	4.01			
2005年 I 期	4.7	3.43			
(参考)1999年	4.7	3.68			
(参考)2000年	5.0	3.90			
(参考)2001年	5.4	3.86			
経済財政白書(2003)	5.4	4.01	1990 I ~ 2003 II	ln欠員率、第3次産業就業者比率、 就業者のうち転職希望で求職活動をしている者の割合	-0.458
2003年 I 期	5.4	4.01			
1991年IV期	2.1	2.32 ~ 2.49(平均2.37)			
2001年IV期	5.4	2.51 ~ 3.05(平均2.73)	1981 I ~ 2000 IV	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、賃金要因、構造変化要因	-0.0816 ~ -0.1427
北浦・原田・坂村・篠原(2003)	2.1	2.29 ~ 2.37(平均2.35)			
1991年	5.0	2.92 ~ 3.25(平均3.07)	1970 ~ 2000	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、賃金要因、構造変化要因	-0.3665 ~ -0.5283
2001年	4.7	3.2	1970 ~ 1999	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、構造変化要因	-0.311
大竹・太田(2002)	4.7	3.46	1984 ~ 2000	ln欠員率、転職者比率	-0.5685
2000年	4.7	3.46			
2002年	5.4%	3%	1975 I ~ 2002 IV	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、構造要因、トレンド	-0.145
黒田(2004)	4.9	3.5	1990 II ~ 2003 IV	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、第3次就業者比率	-0.116
内閣府(2004)	4.6	2.9	1975 ~ 2004	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、離職率、高齢雇用者比率	-0.449
経済財政諮問会議(2005)	4.4%	4%	1990 I ~ 1993 IV	年齢階級別にUV曲線(説明変数はln欠員率)を推計	
2005年	4.4	3.13	1975年 ~ 2005年	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、離職率、高齢雇用者比率	-0.433
2005年	4.2	3.89	1990 I ~ 1993 IV	[平成17年版労働経済白書]の係数を使用(説明変数ln欠員率)	-0.410
2006年 I	4.0	3.83	1990 I ~ 1993 IV	[平成17年版労働経済白書]の係数を使用(説明変数ln欠員率)	-0.410
2006年IV	4.0	3.61	2002 I ~ 2006 IV	[平成17年版労働経済白書] (説明変数ln欠員率)方式で延長	-0.722
経済財政白書(2006)	4.0	3.38	1980 I ~ 2006 IV	ln欠員率、ln雇用失業率(-1)、賃金要因、構造変化要因	-0.10
片岡(2007)	4.0	3.38			

(注) 1. 北浦・原田・坂村・篠原(2003)では、「賃金要因」(労働分配率)、「構造変化要因」(職業別・産業別ミスマッチ要因、労働市場の高齢化要因、女性要因、長期失業要因、雇い主の社会保障負担要因、タイムトレンド(職業別・産業別ミスマッチ要因、高齢者要因、女性要因は説明変数複数案)のうち適宜選択)のうち、有意なものを選択。1期前の雇用失業率、賃金要因は説明変数に含めるケース、除くケースについてそれぞれ計測。

採用した関数(四半期データの推計は10ケース、年次データの推計は7ケース)は、全て1期前の雇用失業率を説明変数に含む。

(注) 2. 大竹・太田(1999)の構造変化要因は、離職率、経営上の都合離職割合、高齢失業者比率、雇用保険受給比率、トレンド項。

(注) 3. 黒田(2004)の構造変化要因は、第3次産業就業者比率、パートタイム一就業者比率。

(注) 4. 内閣府(2004)は、平成16年7月13日月例経済報告等に関する関係会議資料(関数の推計式・期間は内閣府より入手)。

(注) 5. 経済財政諮問会議(2005)は、平成17年第10回経済財政諮問会議(平成17年5月11日)有識者議員提出資料(人間力強化のための戦略)(関数の推計式・期間は内閣府より入手)。

(注) 6. 日本銀行(2006)は、1990 I ~ 1993 IVのUV曲線の係数で、1975 I ~ 2005 IVにかけて推計。年齢階級別の推計値を労働力人口ウェイトで積み上げ。

(注) 7. 片岡(2007)は、関数の推計は四半期ベースで、四半期のほか年平均値も試算。構造変化要因は、構造変化テストにより、構造期間を設定し、欠員率に期間ごとに係数ダミーを考慮(2006 IV期の係数を記載)。賃金要因は製造業賃金指数(30人以上)。「労働経済白書」方式の延長は、1994 I ~ 04 IV、2002 I ~ 06 IVの2期間、延長推計。

こととする（NAIRUの分析については、本報告書の第3章で詳しく述べているので、そちらを参照されたい。）。

NAIRUとは、他の条件が等しい場合、期待物価上昇率と現実の物価上昇率が一致する長期均衡状態において、（許容しうる物価水準を与えたとき、この）物価上昇率を変化させない失業率をいう。失業率がNAIRUを上回っていれば、物価上昇率は加速しないが、NAIRUを下回った場合は、物価上昇率は長期的に想定された物価上昇率よりも加速することになる。UV分析が主に労働市場の部分均衡分析に対して、NAIRUは、より一般的な賃金、物価の動きも考慮している。諸外国では、均衡失業率の分析はNAIRUによる推計が多い。NAIRUは、フィリップス曲線（期待修正フィリップス曲線）に基づく分析である。

（2）NAIRUの推計方法と推計結果について

NAIRUの主な推計方法として構造方程式からとく方法、誘導系からとく方法がある。後者の推計例が多い。また、観測期間中、NAIRUが変動しないという仮定のモデル（固定モデル）、NAIRUが変動することを認めるモデル（可変NAIRU（time-varying NAIRU））がある。最近では、可変NAIRUの推計も行われている。

具体的には、構造方程式モデルは、賃金関数と物価関数の方程式を推計し、長期均衡状態では期待物価上昇率と現実の物価上昇率が一致すると想定してNAIRUを求める方法である。誘導系モデルは、期待修正フィリップス曲線（被説明変数が物価上昇率または賃金上昇率）から直接求める方法であり、通常は、物価上昇率を期待物価上昇率、失業率（または循環的失業）に、供給ショック要因（及び他の構造要因等）を加えた形でのマクロの関数として定式化し、求める方法である。これらのモデルについて、変数については、変化率あるいは対数階差による推計、説明変数のうち失業率のラグをとるかどうか、また、被説明変数のインフレ率等の階差をとる方法など、がある。説明変数のうち失業率を線形で推計するか非線形で推計するか、期待物価上昇率に何をを用いるか（適応的期待（過去の物価上昇率）、アンケート調査の利用等）、失業率と期待物価以外の説明変数（供給ショック要因、構造要因）として何を使用するか、分布ラグの想定等で推計結果に大きく影響する。我が国の推計例では、非線形の方が当てはまりがよい結果というケースが多い。

可変NAIRUはカルマンフィルターやHPフィルター等の手法により期待修正物価フィリップス曲線の推計を行うものである。

NAIRUの推計結果は、推計値の信頼区間が大きすぎるという問題の他、推計方法、変数の想定（期待価格形成の定式化、供給ショック要因や構造要因等の想定）、許容物価水準、推計期間等で大きく結果が変わりやすい、といった課題があり、留意する必要がある。特に、デイスインフレ、デフレ下でのフィリップス曲線についての解釈は留意が必要である（玄田・近藤（2003）、北浦他（2003））。

第2-2-4表は、最近の主なNAIRUの推計結果をまとめたものである。

第2-2-4表 最近の主なNAIRUの推計例

NAIRUの値	関数の失業率	関数の形式・被説明変数・説明変数	期待物価の係数和
1)平成7年版日本経済の現況」(1994)	2.16～2.60%(注1)	関数(賃金上昇率)と物価関数(消費者物価上昇率)から推計。 賃金関数:失業率の逆数、期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、労働生産性上昇率 物価関数:単位労働コスト上昇率、輸入物価上昇率、売上高経常利益率変化率、稼働率	0.607742(注17)
1)平成11年版労働白書」(1997)	2.29%(平均)(注2) ①2.3～2.6%(注3) ②2.6～3.0%(注4)	関数(賃金上昇率)と物価関数(消費者物価上昇率)から推計。 賃金関数:失業率の逆数、期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、労働生産性上昇率 物価関数:単位労働コスト上昇率、輸入物価上昇率、売上高経常利益率変化率	①0.705471(注17) ②0.702395(注17)
Nishizaki(1997)	2%弱(1976年第1四半期) 2%半は(1986年第1四半期)	修正フリッツ曲線 (被説明変数:消費者物価上昇率変化率) 説明変数:失業率または失業率の逆数のラグ(遅れのある場合、1期前の変化率の場合も推計)、 物価上昇率(1期前)、その他要因(1期前・女性労働力率、非製造業比率、男性高齢者 労働力率、求職効率性から選択)	
中村(1997)	2%後半(1996年第1四半期) 2.695%(70年1月～98年5月) 1.364%(70年1月～75年12月) 2.708%(76年1月～90年12月) 2.554%(91年1月～98年12月)	修正フリッツ曲線 (被説明変数:消費者物価上昇率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、1期前の失業率 推計期間を分けて計測	
北浦他(2002)、原田他(2002)	2.2%(注5) 3.6%(注6) 5%前半(注7)	修正フリッツ曲線 (被説明変数:消費者物価上昇率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、1期前の失業率の逆数、輸入物価上昇率 (原田他(2002)は輸入物価上昇率を含まない)	0.728～0.777(平均) 0.756(注18)
新美(2003)	3.15%(3.24%)(1975年第1四半期～2002年第4四半期)(注8) 3.04%(3.97%)(1980年第1四半期～1989年第4四半期)(注8) 3.18%(3.44%)(1990年第1四半期～2002年第4四半期)(注8)	可変NAIRU(修正フリッツ曲線) (被説明変数:消費者物価上昇率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)と対数変換されたNAIRUと失業率の差 カルマンフィルターによる推計	
堀(2004)	①4.09%(線形、四半期)、②4.01%(線形、月)(注9) ③3.79%(非線形、四半期)、④3.63%(非線形、月)(注9) 3.97%(線形、平均)、4.17%(線形、平均、月)(注9)(注10) ⑤4.21%(線形、四半期)、⑥3.80%(非線形、四半期)、⑦4.82%(非線形、月)(注9)(注11)	固定NAIRU(修正フリッツ曲線) (被説明変数:消費者物価上昇率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、失業率または失業率の逆数、輸入物価上昇率 可変NAIRU(修正フリッツ曲線) (被説明変数:消費者物価上昇率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、失業率とNAIRUとの差または失業率とNAIRUとの差・失業率・輸入物価上昇率、HPフィルターによる推計、カルマンフィルターによる推計	①0.87115、②0.95439、 ③0.83759、④0.94362 ⑤0.894685 ⑥0.843981 ⑦0.675924
藤井(2004)	①2.3～2.8%(注12) ②2.6～3.5%(注13)	賃金関数(賃金上昇率)と物価関数(消費者物価上昇率)から推計 関数の形式は「平成11年版労働白書」と同じ	①0.676976(注17) ②0.724399(注17)
経済財政白書(2006)	4.22%固定NAIRU・線形、適応的期待(注14) 3.66%固定NAIRU・線形、カールマン・ハーキン法) 3.80%(固定NAIRU・非線形、適応的期待) 3.55%(固定NAIRU・非線形、カールマン・ハーキン法) 4.20%可変NAIRU・線形・適応的期待(注14)	固定NAIRU(修正フリッツ曲線) (被説明変数:消費者物価上昇率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、カールマン・ハーキン法、失業率または失業率の逆数、輸入物価上昇率 可変NAIRU(修正フリッツ曲線) (被説明変数:消費者物価上昇率、カルマンフィルター推計 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、失業率とNAIRUの差、輸入物価上昇率)	
熊野(2006)	4.5%(1995～2006年)(注15)	修正フリッツ曲線 (被説明変数:消費者物価上昇率、説明変数:失業率)	
Economic Outlook81(2007)	2.2%(1982～84年平均) 2.9%(1992～94年平均) 3.9%(2002年平均～2006年平均とも3.9%) 3.9%(2007年予測)(2008年予測)	可変NAIRU(修正フリッツ曲線) (被説明変数:消費者物価上昇率の変化率) 説明変数:期待物価上昇率(過去の物価上昇率)、失業率とNAIRUとの差、過去の失業率、 一時的な供給・需要ショック、原油価格、ダミー(第1次石油危機)	

(注1) 説明変数のうち、消費者物価上昇率(0～3%)と輸入物価上昇率の想定による
(注2) 失業率と賃金上昇率以外の変数を1983年第1四半期～1994年第2四半期の平均値で計算
(注3) 許容できる消費者物価上昇率(0～1.5%)、1980年代までのケース(関数推計期間1972年第1四半期～1989年第4四半期)
(注4) 許容できる消費者物価上昇率(0～1.5%)、1990年代までのケース(関数推計期間1972年第1四半期～1998年第4四半期)
(注5) 原田他(2002)の推計期間:全期間(1981年第1四半期～2000年第4四半期)、許容できる消費者物価上昇率2%、関数4ケース
(注6) 原田他(2002)の推計期間:全期間(1981年第1四半期～2000年第4四半期)、許容できる消費者物価上昇率0%、関数4ケース
(注7) 原田他(2002)の推計期間:全期間(1981年第1四半期～2000年第4四半期)、許容できる消費者物価上昇率-1%、関数4ケース
(注8) 非線形モデルのフルパラメータ推定値、()はスチューデント化推定値
(注9) 推計期間は四半期は1977年第2四半期～2003年第4四半期、月は1974年1月～2003年12月(固定NAIRU、可変NAIRUとも同じ)
(注10) HPフィルターによる推計
(注11) カルマンフィルターによる推計
(注12) 許容できる消費者物価上昇率(-1～2%)、1980年代以降を含むケース(推計期間1972年第1四半期～1999年第4四半期)
(注13) 許容できる消費者物価上昇率(-1～2%)、1990年代以降を含むケース(推計期間1972年第1四半期～2003年第4四半期)
(注14) 推計期間は、固定NAIRUが1981年第2四半期～2005年第1四半期、可変NAIRUは1981年第1四半期～2005年第4四半期
(注15) 消費者物価を修正失業率(高齢化を考慮し非労働力比率を一定(2006年9月の水準))に据え置いたもの)で推計。消費者物価は0.5%、ハイアスを見込む。
(注16) 期待物価の係数和は、賃金関数と物価関数を1式にまとめたものについて計算
(注17) 期待物価の係数和は、原田他(2002)の推計期間:全期間(1981年第1四半期～2000年第4四半期)、関数4ケース
(注18) 期待物価の係数和は、原田他(2002)の推計期間:全期間(1981年第1四半期～2000年第4四半期)、関数4ケース

NAIRU は、推計期間・方法により、差が大きく、解釈に留意が必要である。1980 年代～90 年代初めは、2%台の推計結果も多くみられる。しかし、可変 NAIRU の推計事例は、OECD を除き、80 年代以前の NAIRU の推計値が現実の失業率を大きく上回っている。デフレ下での NAIRU の水準は 5～6%程度と高くなるが、物価上昇率が一定程度では 3～4%程度となる結果が多い。フィリップス曲線の推計は線形より非線形の方が当てはまりが総じてよい。期待物価の係数（和）は、推計によりまちまちで、1 にならない推計結果もある。NAIRU は、程度の差はあれ、90 年代には上昇を示唆する推計結果が多い。

第 3 節 「労働経済白書」の UV 分析に関する議論と延長推計（試算）

本節では、「平成 17 年版労働経済白書」までの UV 分析について議論を整理するとともに、指摘されてきた課題のうち、推計期間の点について、延長推計を行い、構造的・摩擦的失業率の（暫定）試算を行う。

1. 「労働経済白書」の UV 分析による構造的・摩擦的失業率の推計について

（1）UV 曲線の推計方法

労働経済白書では、UV 曲線の推計は、雇用失業率を定数項と欠員率のみで推計（雇用失業率、欠員率は四半期季節調整値、対数変換、 $\ln U = \alpha + \beta \ln V$ ）。欠員率は公共職業安定所の欠員（有効求人数－就職件数）を用いている。CUSUM テスト、CUSUMQ テストを参考に構造変化の状況を検討し、安定的な形状が得られると考えられる期間を特定化している。UV 曲線のシフトには様々な要因が考えられるものの、構造要因の変数の特定化は恣意性が残る、説明変数に景気循環要因もはいる等、選定が困難で問題も多いので、あえてシンプルな形で推計を行っている。説明変数として U のラグ（失業の粘着性）は加えておらず、V のラグ項も変数に入れていない。賃金要因も入れていない。労働市場の需給両面の動きも考慮しつつ、推計結果の背景要因を探り、推定期間の特定化を行っている。なお、誤差項の系列相関を考慮し、実際の推計は一般化最小二乗法で行っている。この結果、「平成 17 年版労働経済白書」までの分析では、①1967 年第 I 期から 1975 年 IV 期、②1983 年 I 期から 1989 年 IV 期、③1990 年 I 期から 1993 年 IV 期の 3 期間について、UV 曲線を計測（ β の係数は、①-0.554、②-0.511、③-0.410）している。1976～1982 年は、安定的な関係にあるか特定できなかったが、これは安定成長期への移行期の調整時期等ということが背景として考えられる。1994 年 I 期以降は、UV 曲線が安定的な関係にあるかどうか特定化しがたいという結果となっている。このため、UV 曲線の計測ができない期間については、1976 年 1～3 月期～1982 年 10～12 月期のは①と②の β を期間に応じて加重平均してものを使い、1994 年 I 期以降の構造的・摩擦的失業率の計測は、③の推計式の β を使用している。

（特に「労働経済白書」での）UV 分析の難点は、サンプル数の制約等もあり、期間をあ

る程度とらないと UV 曲線が推計できないこと、計測期間内は均衡雇用失業率は一定と先験的に仮定されること、計測期間内の分割の仕方は、安定的なベヴァリッジカーブの形状が得られると考えられる期間を探し出すしかなく、また、計測期間の特定化には何らかの恣意性はあるおそれがあること、事後的に統計的に構造変化の時点を算出し、構造的・失業率の算出は可能であるが、直近の状況についての推定値は頑強性には注意を要すること、などがある。

(2) 構造的・摩擦的失業率の推計方法

「労働経済白書」では、各期（四半期（月あるいは年））ごとに構造的・摩擦的失業率を推計している。算出方法は、各期（四半期（月あるいは年））の雇用失業率（eu）、欠員率（v）の実績値を起点とし、推計式の欠員率の係数（ β ）を用いて 45 度線まで移動させた場合の失業率を均衡失業率（構造的・摩擦的失業率）としている。言い換えれば、各期の雇用失業率、欠員率の実績値を通るように UV 曲線をシフトさせ、45 度線との交点を構造的・摩擦的失業率として算出している（構造的・摩擦的失業率を U^* とすると、 $\ln U^* = \ln(eu) - \beta \ln(v) / (1 - \beta)$ として算出）。なお、UV 曲線が雇用失業率ベースなので、45 度線との交点で求まる雇用失業率ベースの均衡失業率をさらに就業者ベースに変換して、構造的・摩擦的失業率を求めている（計算方法は、第 2-3-2 図注 1 参照。）。

ところで、UV 曲線が計測される各期間について、推計された UV 曲線と 45 度線との交点の構造的・摩擦的失業率（推計式の α 、 β から $\ln U^* = \alpha / (1 - \beta)$ として算出）が計算できる。各期間の UV 曲線の推計結果及びこの推計で求められる構造的・摩擦的失業率は、いわば、当該期間の平均的な状況・値ということになる。しかしながら、失業率は、当該期間も変化しており、また失業率の構造的な上昇が生じているのか、需要不足失業が特定時期にどの程度なのか、常に同一の UV 曲線上とみなしてよいのか（常に構造的・摩擦的失業率が同水準とみなしてよいのか）、等が議論となる。こうしたこと等から、各期ごとの構造的・摩擦的失業率の計測を行っている。その際、前述したような方法（UV 曲線の推計結果（ β ）を使用）で計算を行っている。

2. 「労働経済白書」の UV 分析をめぐる議論

「労働経済白書」の UV 分析について、前述した UV 分析全般に関する課題が指摘されるが、特に、白書の構造的・摩擦的失業率は過大推計ではないか、景気要因がかなり影響しているのではないか、需要不足失業率はもっと高いのではないか、等の議論がおきている。

具体的には、① UV 曲線のシフト変数を説明変数に入れていないため、UV 曲線のシフト要因が同定できないこと。さらに、北浦他（2003）では、傾きだけを推計する方法が傾きの推計結果を不正確にする可能性や推計誤差が全て構造的・摩擦的失業率に反映される、という問題点や、UV 曲線の円運動を考慮すると UV 曲線のシフトを構造要因により説明する関数

が適切と指摘。②北浦他（2003）は、UV 曲線の景気循環に伴う円運動や失業の粘着性を考慮せずに傾きを求めているため、傾きの推計が過小評価であり、構造的・摩擦的失業の過大推計の主因と指摘。

なお、「平成 14 年版労働経済白書」でも、現行の推計方法について、構造的・摩擦的失業率が経済状況の影響を強く受け、推計に限界がある点を指摘している。同白書では、構造的・摩擦的失業率も経済状況の影響を受ける要因として、①賃金など労働条件面での求人の質によるもの（景気後退期は、求人数の減少に加え、求人の労働条件が低下する可能性が高く、求職者の求める条件とのミスマッチが高まる可能性）、②失業の長期化によるもの（失業の長期化は求職意欲や職業能力の低下を招くなど、ミスマッチを高めるおそれがあり、近年、景気後退を背景に長期失業者が増加しており、それによりミスマッチが一層高まっているおそれ。）、③UV 分析を用いた構造的・摩擦的失業率の推計方法に起因するもの（1990 年 I 期～93 年 IV 期の傾きが緩やかな時期の係数で推計）の 3 点をあげている。

いずれにせよ、構造的・摩擦的失業率や需要不足失業率の水準や変化はある程度の目安を示すものであり、推計結果は幅を持ってみるべきであろう。

3. 「労働経済白書」ベースの UV 分析の延長推計（試算）

「労働経済白書」（「平成 17 年版労働経済白書」まで）では、1994 年 I 期以降は、UV 曲線が安定的な関係にあるかどうか特定化しがたいという結果となっている。その後の労働市場の状況を踏まえ、UV 曲線が安定的な関係にあると特定できるかどうか、検証を行った。なお、今回は、推計式は従来と同一とし、前述の関数の定式化の議論等については、踏み込んでいない。

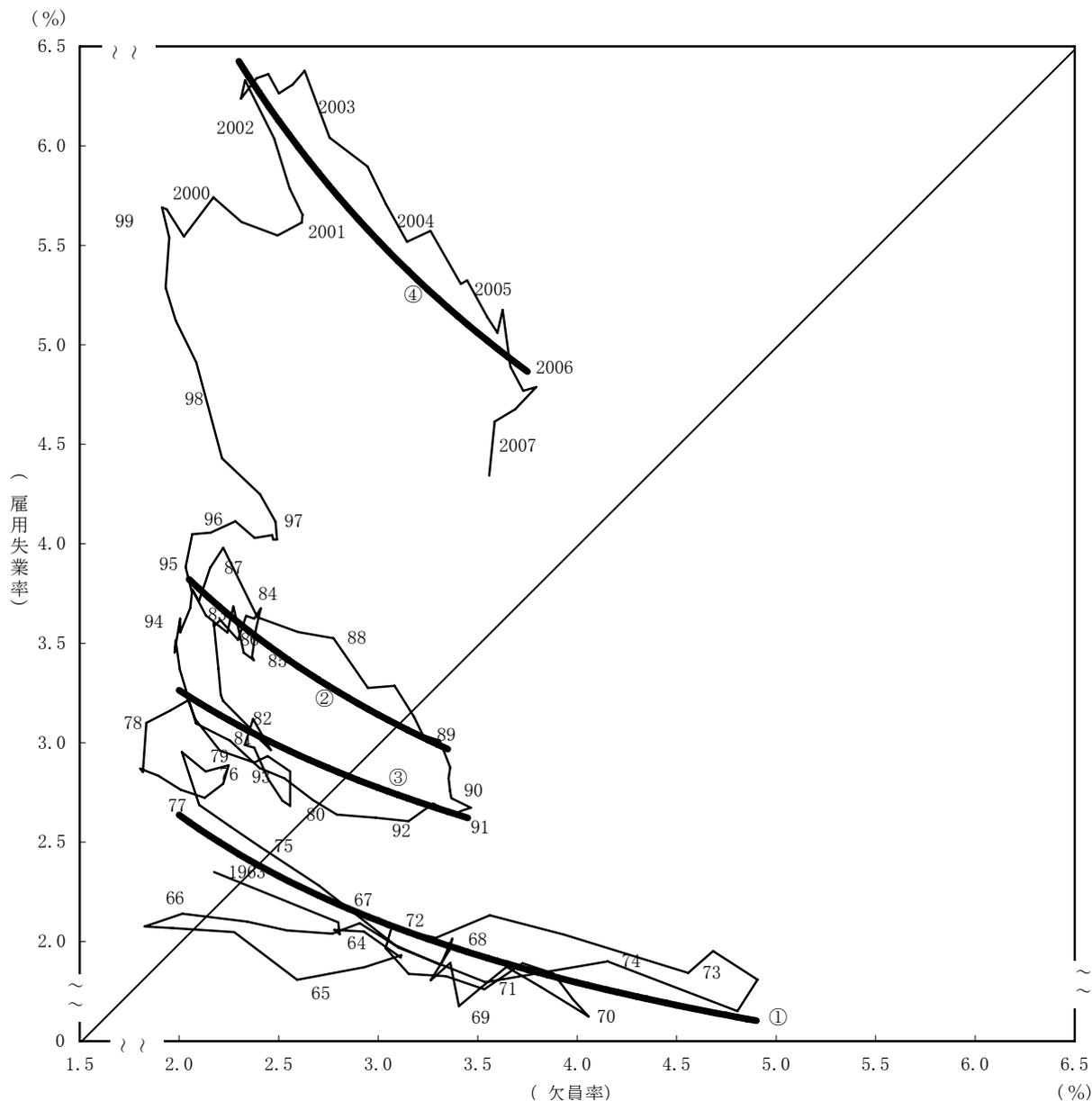
基本的な方針としては、景気循環の拡大期・後退期も含め、ある程度の期間、ほぼ安定的とみなせること、経済情勢、雇用情勢の動向ともある程度整合的なこと、といった点を念頭におき、統計的検定（CUSUM テスト、CUSMUMQ テスト、チャウテスト）も行いつつ、総合的な評価を下している。そういう点では、今回の延長推計も、恣意性は残るものであり、景気循環の位置付けも含め、暫定的なものといえる。

検証したところ、やはり、1990 年代後半は、推計結果は不安定であり、統計的検定も構造変化を示唆している。そうした中で、2000 年代に入り、今回の景気回復局面で、欠員率が上昇する中で失業率が低下し、ほぼ安定的な関係が見受けられる。2003 年～2005 年頃にもやや変化を示唆するような結果もみられるが、2006 年まで推計期間を延ばすと、良好な推計結果が得られる。最近時点の状況までみると、UV 曲線が安定的な関係にある可能性が示唆された。

今回は、上記の方針に基づき、検定結果を踏まえつつ、暫定的に、2001 年 I 期～2006 年 IV 期が安定的な関係にあると想定した（参考までに 2000 年、2002 年、2003 年からの期間での計測も行ったが、決定係数は 2001 年からの期間が最も高かった。）（第 2-3-1 図）。1990 年

第2-3-1 図 UV 曲線の推計結果

雇用失業率と欠員率の推移(1963年Ⅰ～2007年Ⅱまで、季節調整値)



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」

(注) $\frac{\text{有効求人数}-\text{就職件数}}{\text{完全失業者数}+\text{雇用者数}}$

欠員率 = $\frac{\text{有効求人数}-\text{就職件数}}{\text{完全失業者数}+\text{雇用者数}}$

雇用失業率 = $\frac{\text{完全失業者数}}{\text{完全失業者数}+\text{雇用者数}}$

UV 曲線の推計結果 $\ln(EU) = \alpha + \beta \ln(V)$

EU:雇用失業率、V:欠員率、一般化最小自乗法

推計期間	α	t 値	β	t 値	AR ²	S.E.	D.W.
①1967Ⅰ～75Ⅳ	1.355	10.839	-0.556	-5.427	0.910	0.058	2.016
②1883Ⅰ～89Ⅳ	1.710	22.511	-0.515	-6.384	0.958	0.029	1.902
③1990Ⅰ～93Ⅳ	1.461	14.579	-0.401	-4.214	0.920	0.025	1.300
④2001Ⅰ～06Ⅳ	2.334	24.060	-0.569	-6.549	0.952	0.024	1.967
(参考)							
2000Ⅰ～06Ⅳ	2.143	21.316	-0.417	-4.520	0.927	0.024	1.778
2002Ⅰ～06Ⅳ	2.374	30.895	-0.592	-8.735	0.943	0.025	1.752
2003Ⅰ～06Ⅳ	2.560	35.061	-0.740	-12.070	0.908	0.023	1.752

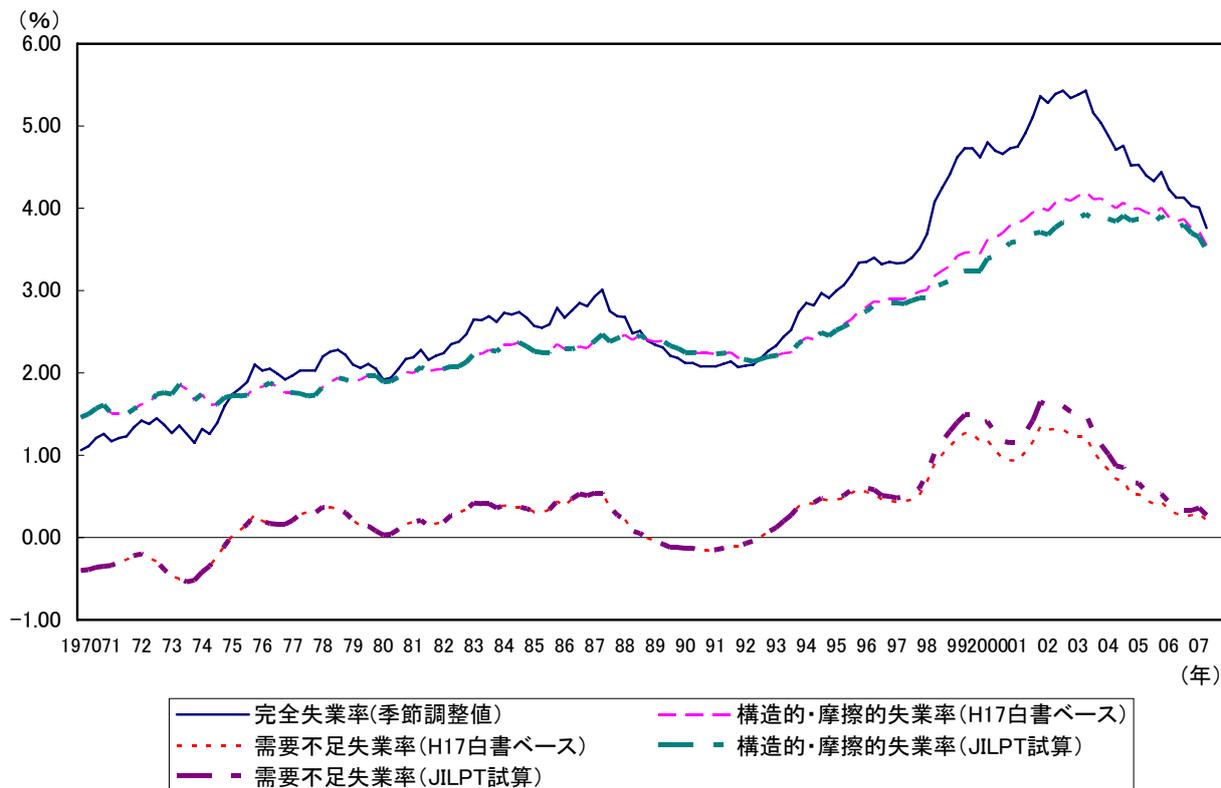
I 期から 1993 年Ⅳ期までの期間の推計結果に比べ、UV 曲線が上方シフトしており、また、傾きが大きくなっている（欠員率の傾きは、前回（1990 年Ⅰ期から 1993 年Ⅳ期）は、労働力需給が引き締まりで失業率が低水準の時期が含まれ、欠員率に対する失業率の動きが緩やかであったが、今回は欠員率が高まる中で失業率が低下していることを反映している。）。

ところで、1990 年代後半は、第 1 次石油危機時に匹敵する大ショック（生産の落ち込み、失業率の急上昇等）を経験し、求人倍率も過去最低水準を記録し、先行き不透明感も高まった時期である。90 年代は、バブルの後遺症が残る中で、構造調整を図っている過程ともいえないだろう。厳しい雇用調整が進められ、デフレの進展、経済のグローバル化、コーポレートガバナンスの変化等の中で、コスト削減圧力が強まり、人事・賃金面等での制度改革、人材のポートフォリオを図る動きが進んだ、とも考えられる。情報化、経済のグローバル化、サービス化、就業意識の多様化等の中で、働き方の多様化が進み、就業構造も変化が進んだ。他方で、長期雇用への支持は労使ともに根強いものがあり、雇用慣行については、大幅な変容というよりは、見直しが図られたという評価であろう。こうした一連の動きが 90 年代後半、2000 年初めころみられたのではないかと推察される。今回の長期の景気回復期においては、企業は（雇用・設備・債務の）3 つの過剰を解消し、景気回復の跛行性という問題はあるが、日本全体では、大きな調整過程を乗り越えた、と考えられる。労働市場は、リストラ等厳しい雇用状況がみられたが、構造変化への対応という点では調整が図られてきたのではないともいえる。IT バブル景気で雇用情勢の悪化は一服したが、IT バブル崩壊不況で、雇用情勢は厳しさを増した。2002 年からの今回の景気回復期においては、雇用情勢は、当初は、改善の動きは緩慢であったが、長期の景気回復が続く中で、ばらつきは依然として残っているが、全体としては改善している。

4. 今回暫定試算による構造的・摩擦的失業率の推計結果

第 2-3-2 図は、今回の暫定試算の結果と従来の「平成 17 年版労働経済白書」ベースの推計結果（白書の推計期間に基づき、関数を再推計）とを比較したものである。今回の試算も 93 年までは、推計式は同じなので、数値が異なるのは 94 年以降である。従来の「平成 17 年版労働経済白書」ベースに比べ、0.1~0.3%ポイント程度、構造的・摩擦的失業率が低い（需要不足失業率が高い）結果となった。今回の推計は UV 曲線の傾きが従来の「平成 17 年版労働経済白書」ベースと比べ大きいことを反映している。ただし、足元は、両者の差はさほどない。これは、第 2-3-1 図において U と V の組み合わせが UV 平面上の左上方の位置から、右下方に移動し、45 度線に近づいているためである。今回の推計結果も、従来の「平成 17 年版労働経済白書」ベースと同様、構造的・摩擦的失業率はバブル崩壊後上昇傾向で推移し、2003 年以降横ばいややや低下しているが、90 年代より高い水準である。需要不足失業率は 98 年以降 2002 年にかけて大きく上昇し、今回の景気回復で大きく低下している。なお、2007 年第 2 四半期では、全体の失業率 3.76%に対し、従来の「平成 17 年版労働経済白書」ベース

第2-3-2図 完全失業率、構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率の推移



従来方式(H17白書ベース)と今回試算の構造的・摩擦的失業率、需要不足失業率

	完全失業率	従来方式		今回試算	
		構造的・摩擦的失業率	需要不足失業率	構造的・摩擦的失業率	需要不足失業率
1997年	3.39	2.93	0.46	2.87	0.52
1998年	4.11	3.19	0.92	3.05	1.06
1999年	4.68	3.45	1.23	3.23	1.45
2000年	4.73	3.70	1.03	3.48	1.25
2001年	5.04	3.92	1.12	3.67	1.37
2002年	5.37	4.07	1.30	3.78	1.59
2003年	5.25	4.15	1.10	3.90	1.35
2004年	4.71	4.03	0.68	3.87	0.84
2005年	4.42	3.97	0.45	3.85	0.57
2006年	4.13	3.84	0.29	3.77	0.36
2007年I	4.01	3.72	0.29	3.65	0.36
2007年II	3.76	3.55	0.21	3.49	0.27

- (注) 1. 構造的・摩擦的失業率は、第2-3-1図のUV曲線の推計結果をもとに次式により算出。

$$\ln(eu^*) = (\ln(EU) - \beta \cdot \ln(V)) / (1 - \beta)$$

$$\beta$$
は、第2-3-1図のUV曲線の推計式の欠員率(実際は $\ln(V)$)の係数
 従来方式(H17白書ベース)は、第2-3-1図①~③の推計式の β 、今回試算は、同①~④の推計式の β を使用。
 UV曲線を推計していない期間の β については、
 1)従来方式・今回試算の1976年第1四半期~82年第4四半期は、①と②の推計式の β を期間に応じて加重平均。
 2)従来方式の1994年第1四半期以降は、③の推計式の β を使用。
 3)今回試算の1994年第1四半期~2000年第4四半期は、③と④の推計式の β を期間に応じて加重平均。
 4)今回試算の2007年第1四半期以降は、④の推計式の β を使用。
 均衡失業者数を U^* とすると、雇用者数(E)、就業者数(E)より、就業者ベースに換算した構造的・摩擦的失業率(均衡失業率) u^{**} は、

$$U^* = EE / (100 - eu^*) \times eu^*, u^{**} = U^* / (E + U^*) \times 100 (\%)$$
2. 需要不足失業率=完全失業率-構造的・摩擦的失業率で算出。

の構造的・摩擦的失業率は 3.55%、需要不足失業率は 0.21%、今回試算の構造的・摩擦的失業率は 3.49%、需要不足失業率は 0.27%となっている。

本稿では、「労働経済白書」も含めた UV 分析の諸課題には、まだ、十分整理、対応ができた訳ではない。関数の定式化も含め、今回の推計結果の妥当性、構造変化の状況等さらに幅広く分析が必要であろう。UV 曲線も 2007 年は、やや違う動きを示しているようにも見受けられる。今回は、第 5 節及び第 6 節で述べるように、第 1 ステップとして、失業率の変動要因について、ミスマッチの指標やフローデータにより、いくつか確認を行った。

第 4 節 「職業安定業務統計」と「雇用動向調査」の欠員の比較

本節では、UV 分析で重要な欠員統計に関し、「職業安定業務統計」と「雇用動向調査」の比較を行い、統計の課題等若干の考察を行う。

UV 分析の推計上の課題の一つに欠員率と失業率で統計が異なっていることが挙げられる。失業データは総務省統計局「労働力調査」であり、労働市場全体の失業者である。「労働経済白書」に限らず、欠員率のデータは、通常は、厚生労働省「職業安定業務統計」が用いられる。この統計は、公共職業安定所ベースの欠員（有効求人－就職件数）であり、労働市場全体の求人（欠員）をカバーしていない。

「労働経済白書」では、長期の時系列で月々（四半期）データがとれること、「雇用動向調査」による入職者の入職経路に占める公共職業安定所の比率が過去 30 年均すとほぼ 2 割で大きな変化がないこと、また、「労働力調査特別調査」「労働力調査（詳細結果）」による失業者のうち、主な求職方法として公共職業安定所を利用している者の割合は、3～4 割程度で、長期的にも概ねこの範囲で変動していることから時系列比較する上で大きな問題はないと考えられること、から、欠員率のデータとして「職業安定業務統計」の欠員を使用している。

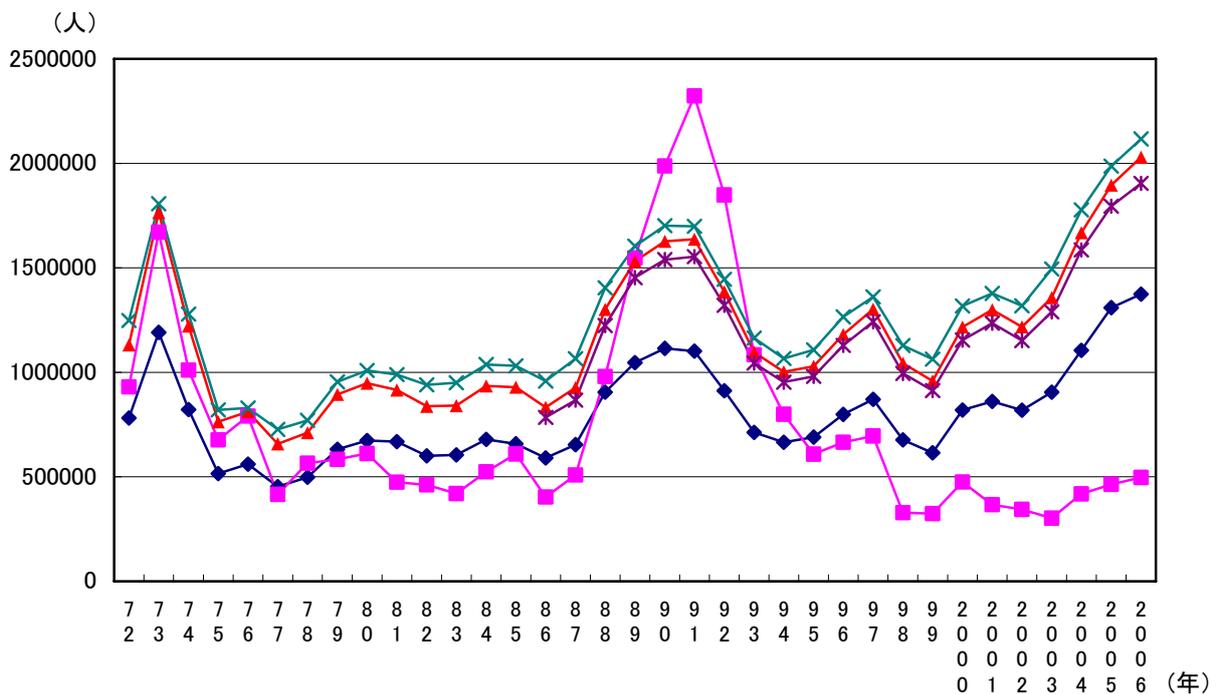
ただし、中村（2002）によると、公共職業安定所の利用状況が不況期に高いという分析を行っており、景気循環による公共職業安定所利用率の変動が推計にバイアスを及ぼす可能性がある点、留意する必要がある。また民間の職業紹介も増加してきている。民間部門の拡大の公共職業安定所の求人・求職・就職への影響、官民あわせた労働市場全体の求人動向の把握が必要となろう。

この他、欠員データとして年 1 回（6 月末）であるが、厚生労働省「雇用動向調査」の欠員（率）（未充足求人（率））がある。「雇用動向調査」は非農林漁業（公務除く）の常用労働者 5 人以上の事業所について未充足求人（欠員）を調べている。未充足求人の定義は、「6 月末日現在、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）を補充するためにおこなっている求人。従事する仕事が 7 月 1 日以降に生ずる予定のものは除くが、教育訓練等の必要性から仕事に従事する時期が 7 月 1 日以降になる場合は含める。」である。公共職業安定所以外の求人動向も把握可能であるが、農林漁業・公務の事業所、5 人未満の

事業所や新設事業所等の状況は反映されない。欠員データに、どちらの統計の欠員をベースに使うかにより、UV 曲線の形状、推計結果も変わってくる（白石（2002）、北浦他（2002））。

第 2-4-1 図は、「雇用動向調査」と「職業安定業務統計」による欠員数を比較したものである。「雇用動向調査」の欠員の定義を考慮し、「職業安定業務統計」の欠員は、「6 月の有効求人-6 月の就職件数」の他、「7 月への繰越求人」、常用（含むパート）ベースの欠員、年平均の欠員も比較対象とした。データの範囲、カバレッジが異なる点留意する必要があるが、「雇用動向調査」の方が変動が大きく、景気循環への感応度がより高いことがうかがわれる。概ね 70 年代とバブル期は「雇用動向調査」の欠員数が多く、その他の時期は「職業安定業務統計」の欠員数が多い。しかしながら、2000 年以降、「雇用動向調査」の景気感応度は低下しているようである。特に今回の景気回復期での「職業安定業務統計」との乖離が目立っている。「職業安定業務統計」では、欠員数がバブル期の水準を上回っているのに対し、「雇用動向調査」（2006 年）は、2000 年と同程度、バブル期の 4 分の 1 程度の水準にとどまっている。

第 2-4-1 図 欠員比較(雇用動向調査、職業安定業務統計)



—◆— 職安翌月繰越求人6月 —■— 雇用動向調査欠員 —▲— 職安欠員6月 —×— 職安欠員年平均 —*— 職安欠員6月常パ含

資料出所 厚生労働省「雇用動向調査」、「職業安定業務統計」

(注) 1. 雇用動向欠員 = 「雇用動向調査」欠員数

2. 職安欠員 6 月 = 「職業安定業務統計」6 月欠員数 (=6 月有効求人数 - 6 月就職件数)

3. 職安翌月繰越求人 6 月 = 「職業安定業務統計」翌月に繰り越された 6 月の求人数 (=7 月時点の前月からの繰越求人数)

4. 職安欠員 6 月常パ含む = 「職業安定業務統計」6 月・パートタイムを含む常用の欠員数 (=6 月有効求人数 - 6 月就職件数)

5. 職安欠員年平均 = 「職業安定業務統計」年平均・欠員数 (年平均有効求人数 - 年平均就職件数)

尤も、高度成長期とバブル期が「雇用動向調査」で異常なほど高水準とみなせなくてはならない。両者の相違の解明は、後で詳しく検討する。どちらの統計が問題とは一概にはいえないであろう。北浦他（2002）では、「職業安定業務統計」の欠員が過大となっている可能性（事業所が充足された求人が登録されたままの可能性、求人開拓の積極化により事業所が必ずしも埋めなくてはならないと考えていない求人が計上されている可能性）を指摘するとともに、「雇用動向調査」の欠員を補正してUV曲線の推計を行っている。また、充足率が長期的に低下している点も「職業安定業務統計」の労働市場の代表性について疑問を呈している（充足率の低下にはミスマッチ等も影響していると考えられ、即代表性というのは性急と考えられる。）。たしかに、最近の派遣求人あるいは請負求人の増加やこれらの求人の適正化という状況も鑑みると、求人数が従来よりやや過大となっていることは考えられる。しかしながら、新規求人に占める派遣労働者の割合は1割程度、生産工程の請負求人の比率は5%未満であり（生産工程職業求人では2割超）、これを除いても両者の差は大きい。一方、最近の労働力不足感の高まり、採用意欲の高まり等の状況からすると、「雇用動向調査」の欠員数は、従来であれば、もっと増加してもおかしくないと考えられる。なお、北浦他（2003）では、「雇用動向調査」は労働市場全体の欠員を表しているとは考えがたく、十分に適切な補正方法も現時点では見いだせないため、従来通り、「職業安定業務統計」の欠員率を用いてUV曲線の推計を行っている。

ここでは、産業別、事業所規模別、職業別に、「雇用動向調査」と「職業安定業務統計」の欠員数の比較を行い、両統計の相違点を詳しくみることとする。データの入手しやすさから「職業安定業務統計」は年度ベースである。また、「職業安定業務統計」の産業別、事業所規模別欠員には、新規ベースしかデータがない点留意が必要である。ただし、今回は、ファクトファイディングが中心であり、本結果の考察は今後の課題としたい。

「雇用動向調査」は、農林漁業・公務の事業所、5人未満の事業所や新設事業所等の状況は反映されないが、小規模事業所の増加や事業所の新設が活発化という傾向はみられないこと、農林漁業・公務の事業所も「職業安定業務統計」での欠員数に占める比率は小さいことから、この影響はあまり考慮しなくてもよいであろう。なお、「雇用動向調査」の常用労働者は、対象範囲が広いので、「職業安定業務統計」の求人と十分比較可能と考えられる。

「雇用動向調査」の未充足求人に関する先行研究には、個票を用いた太田・有村（2004）がある。分析結果によると、「雇用動向調査」の未充足求人の1990年代（1990-2001年）の減少の3分の2が求人を行っている事業所数の減少、3分の1が求人を行っている事業所が出している求人数の減少による。1990年代の未充足求人率の低下は、労働需要を代表する事前求人率の低下と充足率の上昇の双方で説明が可能で、充足率の効果がより大きいとしている。

第2-4-2表は、「職業安定業務統計」と「雇用動向調査」を比較したものである。「雇用動向調査」は、サンプル調査であり、産業や職業により、数字のぶれが大きい点留意する必

要がある。1991年との比較を中心にみると、「雇用動向調査」では、産業別では、各業種落ち込んでいるが、特に建設業、製造業での欠員の落ち込みが顕著である（80年代のボトム期と比べても減少）。「職業安定業務統計」では、建設業、製造業の欠員は91年より少ないが、「雇用動向調査」と比べ、減少幅は少ない。また、サービス業は91年の倍程度まで増加しており、卸売・小売業、飲食店も91年を上回っている。これらの産業で大きく差が拡大している。規模別では、「雇用動向調査」は、91年と比べ小規模事業所で大きく減少し、大規模事業所では減少幅は小さい（大規模事業所は80年代のボトム期よりは増加）。「職業安定業務統計」では、各規模とも91年に比べ欠員は増加しており、小規模で特に両調査の差が拡大している。

職業別には、「雇用動向調査」では、91年と比べ建設業、製造業の欠員の落ち込みを反映して、生産工程・労務作業者が大幅に減少（80年代のボトム期より低下）する等、ブルーカラー職種での落ち込みが目立つ。また、管理職も大きく減少している。「職業安定業務統計」は、生産工程・労務作業者は、91年より落ち込んでいるが、「雇用動向調査」ほどではないので、両調査の差が特に拡大している。他の職業は多くの職業で91年より欠員が増加しており、特に専門的・技術的職業は大幅増加となっており、両調査の差が特に拡大している。

両調査の動きをみると「雇用動向調査」の欠員の性格が変化していることが伺われる。「雇用動向調査」も含め、欠員統計の研究が必要であろう。現状では、諸般の事情に留意しつつ、「職業安定業務統計」の欠員率を使うことになる。

第5節 ミスマッチ関連指標等の動向

本節では、失業率の変動状況の背景を探るため、需要関連、属性別のミスマッチ関連の指標をみることで構造的・摩擦的失業、需要不足失業の変動について考察することとする（第3節の構造的・摩擦的失業率の暫定試算の結果の検証にもつながる。）。なお、ミスマッチ指標は、各属性の変化を対称的に扱っている点、留意が必要である。

1. 需要要因の変動

GDP成長率、OECD推計の需給ギャップの変動や雇用人員判断、雇用調整実施事業割合の推移をみると、90年代の失業率の上昇及び今回景気回復期の低下には、需要要因が大きく影響しているといえよう（90年代の過剰雇用問題と成長率の落ち込み、2002年以降の長期の景気拡大と過剰雇用の解消が指摘できる。）（第2-1-1図、第2-5-1表）。

2. 産業間不均衡の状況

産業構造の転換の大きさについて、水野（1992）に基づき、サービス／加工部門比率を代理指標として試算してみると、バブル期に低水準であったが、バブル崩壊後は大きく上昇し

第2-5-1表 OECD推計の日本のGDPギャップ

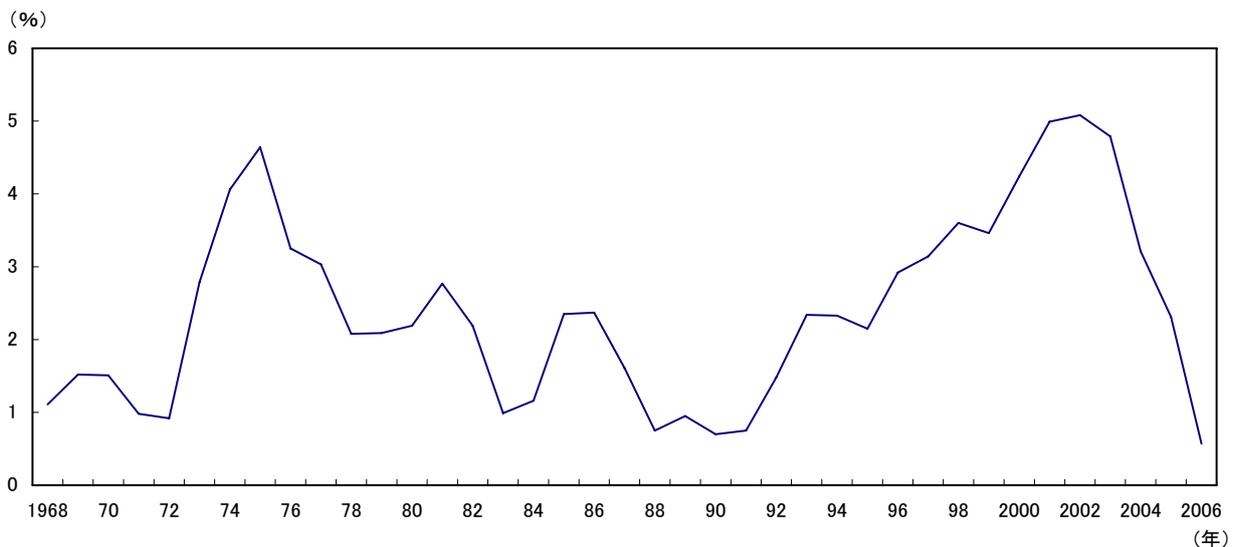
(%)	
年	ギャップ
1989	1.5
90	3.7
91	4.2
92	2.8
93	0.9
94	0.3
95	0.5
96	1.8
97	2.1
98	-1.2
99	-2.4
2000	-0.8
01	-1.8
02	-2.9
03	-2.8
04	-1.6
05	-1.2
06	-0.6
07予測	0.3
08予測	0.7

資料出所 OECD “Economic Outlook 81” (May,2007)

(注) GDPギャップ = (現実GDP - 潜在GDP) / 潜在GDP

ており、景気要因もあろうが、この間の産業構造調整が高度成長期から安定成長期への移行に匹敵することが示唆される。他方、今回の景気回復期では、指標は大きく低下しており、構造調整がある程度進んだことが伺われる（第2-5-2図）。

第2-5-2図 サービス／加工部門比率の推移（前年比、3期移動平均）



資料出所 総務庁統計局「労働力調査」

(注) 1. サービス／加工部門比率 = (卸売・小売業、飲食店、サービス業雇用者数) / (建設業、製造業雇用者数)
(サービス／加工部門は、水野朝夫「日本の失業行動」(中央大学出版部、1992年)を参考とした。)

2. 比率の前年比の3ヶ年平均の値

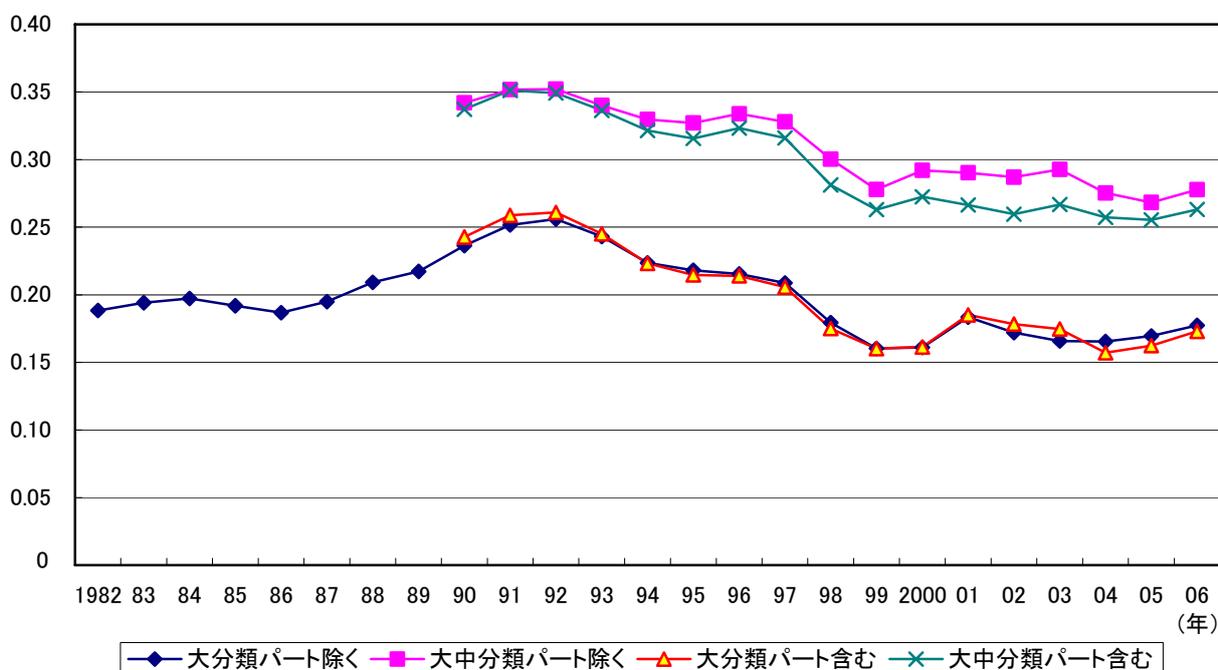
2004年の数値は2004～2006年平均、2005年の数値は2005～2006年平均、2006年の数値は2006年のみの数値
68年は69～70年

3. 産業分類は、日本標準産業分類第10回改訂(平成5年10月改訂)ベース(試算)

3. 職業別ミスマッチの状況

職業別ミスマッチ指標を試算すると、大分類ベースでは1980年代に高まった後、1990年代は低下傾向で推移し、2000年以降は、横ばい気味となっている。なお、大・中分類ベースでも同様の傾向であるが、職種分類が細かい分、指標の水準は大きい。(図表は掲載していないが、)1980年代のミスマッチの高まりは、事務従事者等の寄与、1990年代の低下は生産工程等の寄与により、2000年代の横ばいは、販売の指標の低下等の中で専門的・技術的職業従事者の指標の高まっていることによる。パートを除くベースの方が指標の値が大きいが、一般労働者の方がパートに比べ、ミスマッチが高いことが伺われる。職種別には、専門的・技術的職業従事者、生産工程・労務作業で差がみられる(第2-5-3図)。

第2-5-3図 職業別ミスマッチ指標(新規(常用)、各年8月)



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」

(注) 1. ミスマッチ指標 = $1/2 \times \sum |V_i/V - U_i/U|$

V: 全体の求人数、Vi: 区分iの求人数、U: 全体の求職者数、Ui: 区分iの求職者数

(1990年以降の)求職者数については分類不能を除いて計算している。

2. 新規・常用ベース、各年8月。

3. 「職業安定業務統計」の職業別の公表集計区分で最も細かく職業が集計されている区分を、ここでは「大中分類」と称している(「職業安定業務統計」では、職業別には、管理職、農林漁業、保安の職業は、大分類のみ、それ以外の大分類の職業は、中分類まで(一部除き)集計結果が公表されている。)

4. 職業分類が2000年以降一部変更されており(職業大分類ベースでは変更無し)、「大中分類」ベースの数値をみる際、留意が必要。

5. 「大分類」と「大中分類」では、職業の区分数が異なるため、両者の間の水準・変化を比較することはできない。

なお、職業別ミスマッチについて、大谷(2007)は、職安の地域別、職業別求人・求職・就職データを用いて、求職者ベースの構造的失業、摩擦的失業、需要不足失業の試算を行っている。大橋(2006)も年齢と職業について、計算方法は異なるが、求人・求職データの分

解を試みている。

長期時系列データでは、詳細なクロスデータの整備は難しいと思われるが、「職業安定業務統計」、さらには、「労働力調査」等も用いて、属性クロスデータにより、ミスマッチ等の分解方法も今後は検討する必要がある。

4. 年齢間のミスマッチ

年齢別 UV 曲線を見ると、若年層（15～34 歳）で失業率、欠員率ともに高まっており、特に 15～24 歳層での上昇が目立つ。構造的・摩擦的失業が高まっていることが示唆される。今回の景気回復期でも失業率は低下しているが、水準は高く、厳しい状況がうかがわれる（第 2-5-4 図）。

60～64 歳層は雇用需要が少ない中で失業率が変動している。今回景気回復期は 60～64 歳層での失業率の低下が目立つ。景気要因のほか、高年齢者雇用安定法の改正等（65 歳までの継続雇用（段階的）義務化）の中で、団塊の世代層が 60 歳での引退過程を迎える中、企業の継続雇用の取り組みの進展が要因として挙げられる。

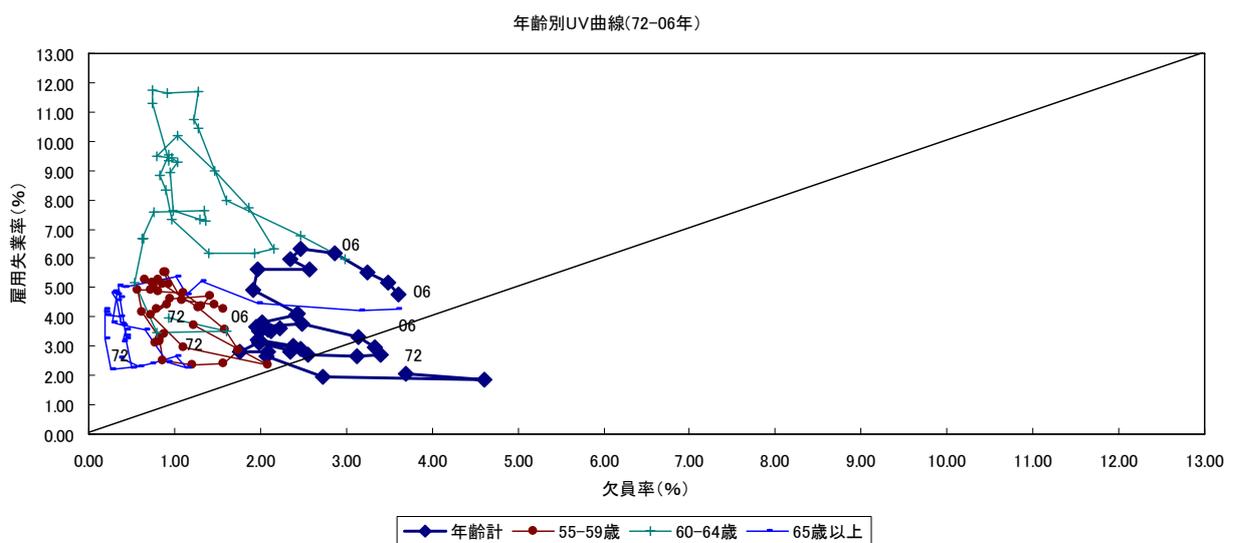
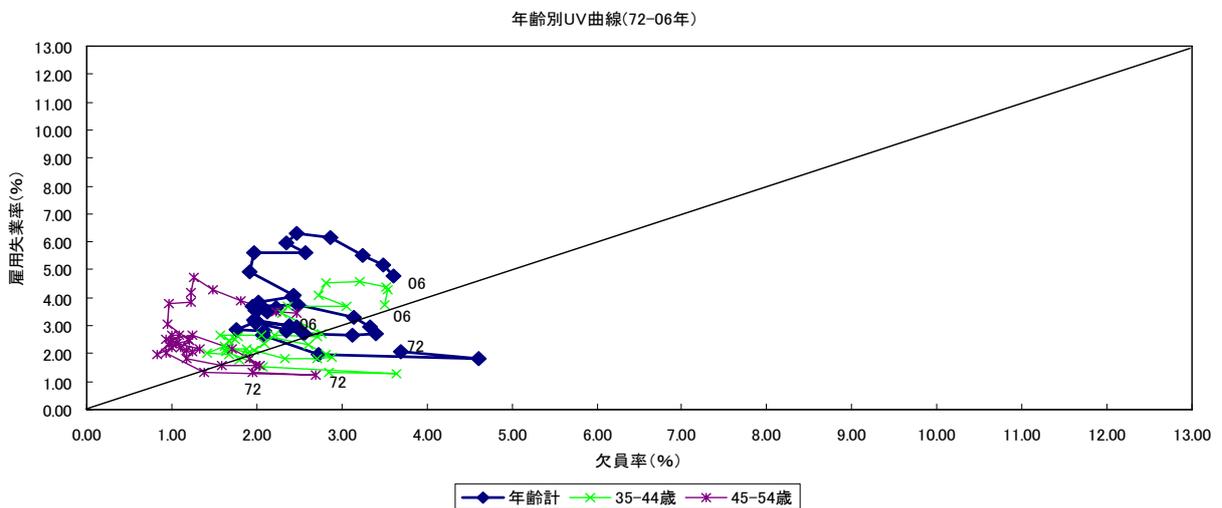
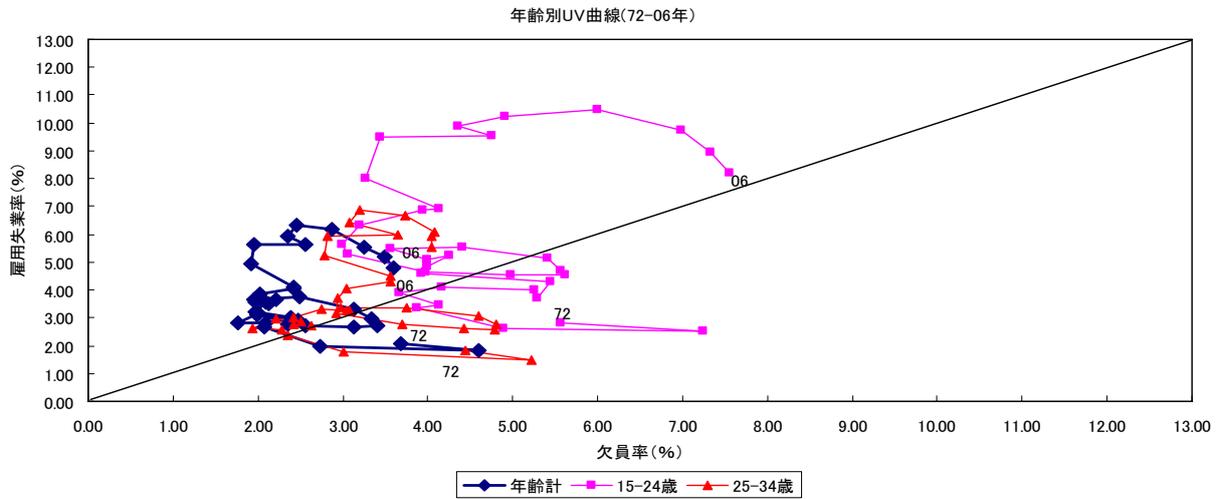
35～44 歳層は、雇用失業率の水準は年齢計より低い、ミスマッチ等の拡大が示唆される。44～59 歳層、65 歳以上は雇用失業率、欠員率とも低く、UV 曲線の変動が小さい。

さらに、年齢間ミスマッチの状況について、次の 2 種類の指標、①ミスマッチ指標（求人と求職のずれの総和）と②年齢間ミスマッチがないと仮定した時の均衡雇用失業率と通常の均衡雇用失業率との差を指標としたものでみる（第 2-5-5 図）。いずれの指標も、ミスマッチはバブル期に低下し、バブル崩壊後上昇している。この背景には、労働力需給の引き締めと緩和による高齢層への需要の拡大と縮小に加え、60 歳定年制の普及（80 年代後半 55～59 歳層の失業率低下等雇用情勢改善）が考えられる。こうした年齢間のミスマッチの動向は、全体の構造的・摩擦的失業の変動に影響していると推察される。ただし、構造的・摩擦的失業の変動のうち、この年齢間不均衡による寄与は 0.1%ポイント程度（雇用失業率ベース）とさほど大きくない。年齢間不均衡の寄与が小さいという点は、佐々木（2004）の分析とも整合的である。

2001 年以降のミスマッチの指標は急激に低下しているが、これには、募集・採用の年齢制限の緩和の努力義務規定の実施も影響していると考えられる。年齢不問求人の割合は大幅に高まっている。2001 年 9 月では年齢不問求人が求人 1.6%、年齢制限求人 95.3%と大部分だった。年齢別不問求人の割合は 2002～2003 年は 1 割台、2004 年中に大きく高まり、2004 年 12 月以降約 4 割、2006 年後半さらに高まり、2007 年 2 月には、50.0%となった。一方、年齢制限がある求人割合は低下が続き、2007 年 2 月では 37.7%となっている。

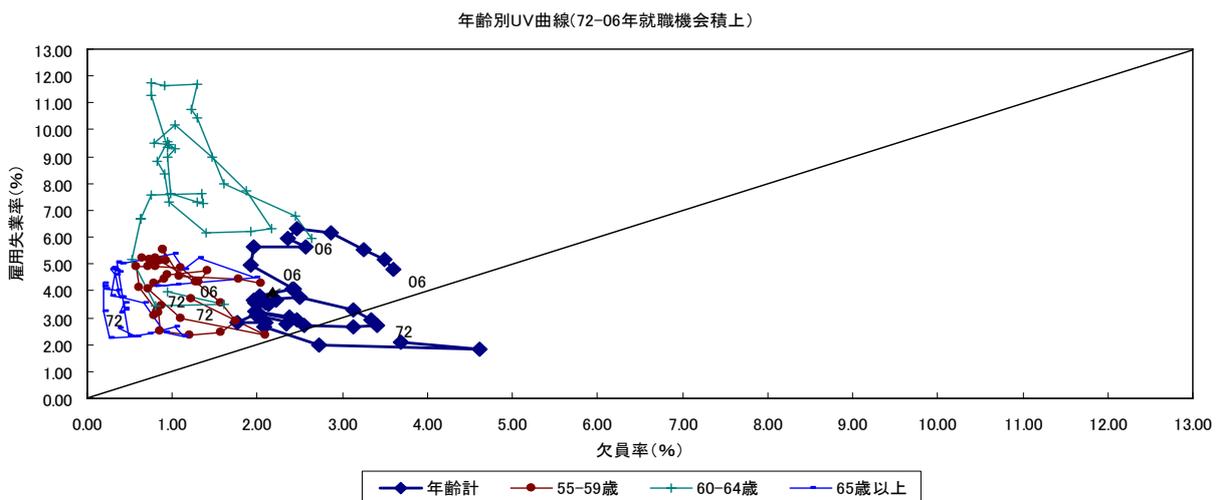
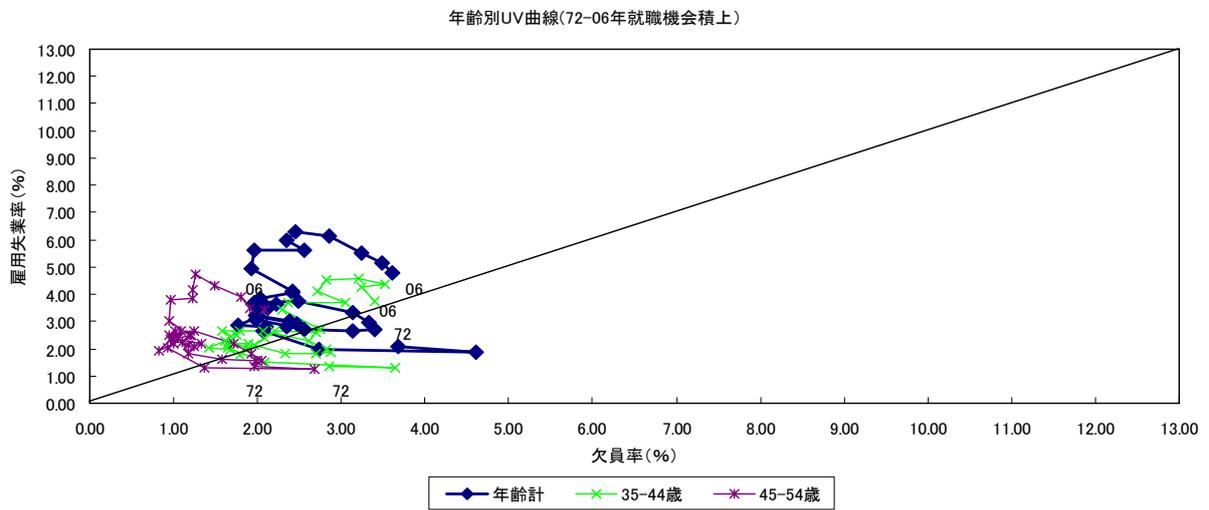
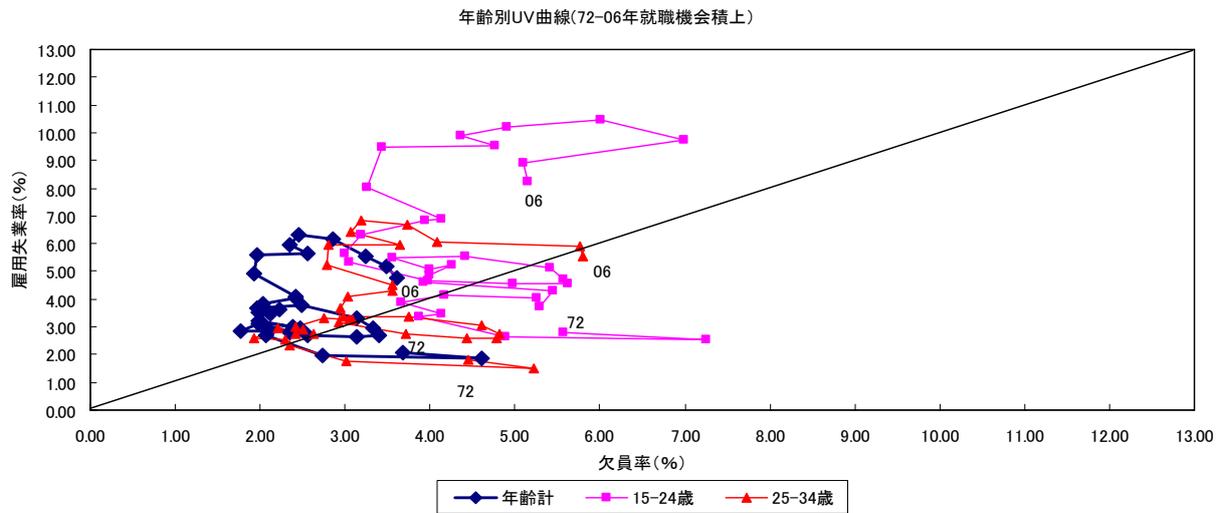
従前の年齢別有効求人倍率の集計方法では、求人の対象年齢の種類（対象年齢がどの年齢階級〔5 歳刻みの 11 階級〕にまたがるかにより 66 通りに分類）ごとに、求人数を対象年齢に相当する各年齢階級に均等に配分して、年齢別の有効求人数を集計し、これを年齢別の有

第2-5-4 図① 年齢別UV曲線



資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」
 (注) 欠員率、雇用失業率の定義は第2-3-1 図と同じ。ただし、欠員数 (=有効求人数-就職件数) は各年10月、パート含む常用。
 有効求人数は、従来方式(求人数均等配分方式)による集計。
 雇用者数、完全失業者数は年平均を用いた。

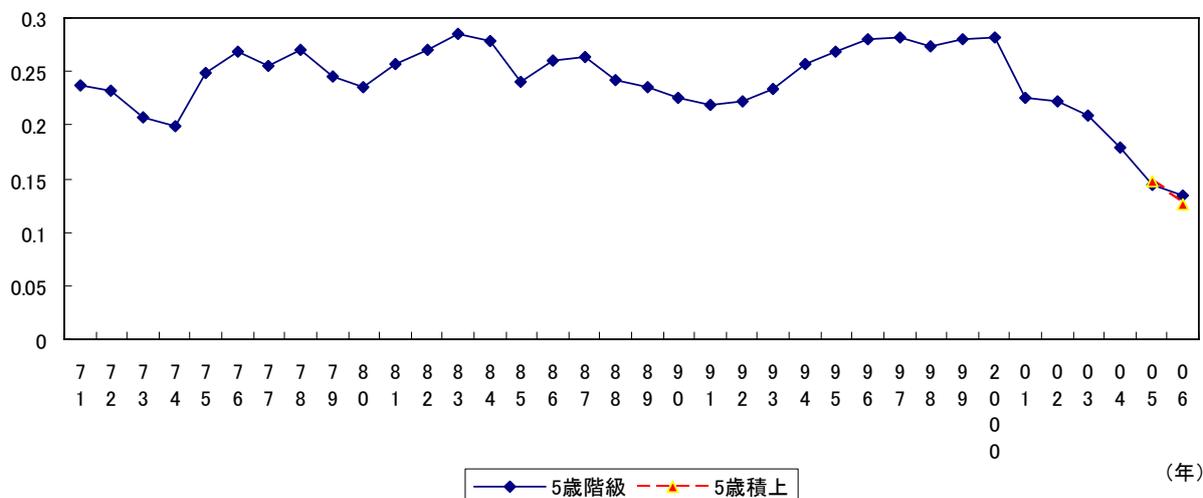
第2-5-4 図② 年齢別UV曲線



資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」
 (注) 欠員率、雇用失業率の定義は第2-3-1図と同じ。ただし、欠員数(=有効求人数-就職件数)は各年10月、パート含む常用。
 有効求人数は、2005年、2006年は就職機会積み上げ方式、2004年以前は従来方式(求人数均等配分方式)による集計。
 雇用者数、完全失業者数は年平均を用いた。

第2-5-5図 年齢間ミスマッチの状況

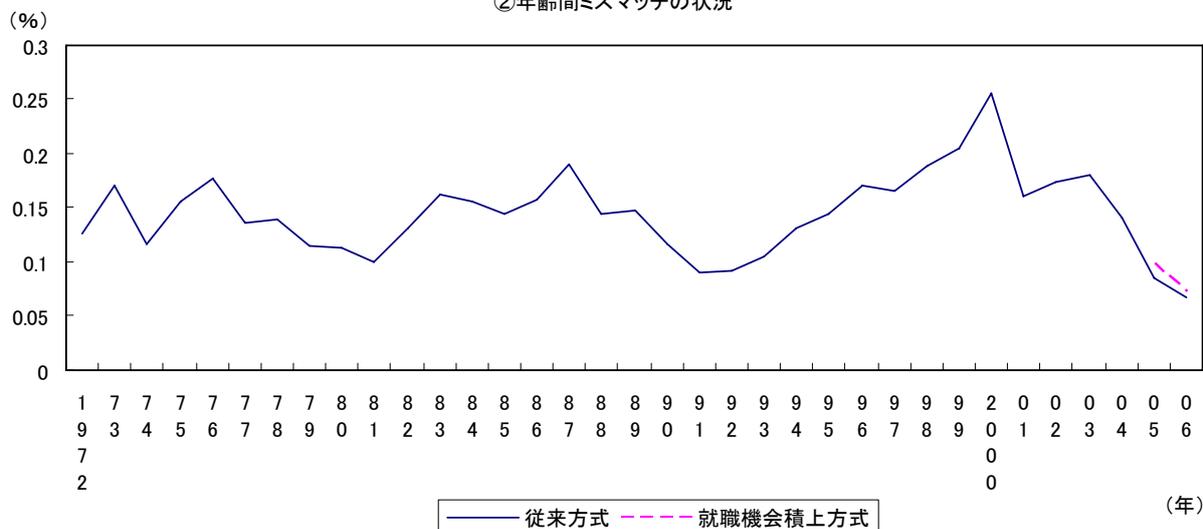
①年齢別ミスマッチ指標(有効(パートを含む常用)、各年10月)



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」

- (注) 1. ミスマッチ指標の定義は第2-5-3図と同じ。各年10月、年齢は5歳階級(65歳以上は1区分)、パートを含む常用について計算。
 2. 2005年、2006年は、年齢階級別有効求人数は従来方式(求人数均等配分方式)と就職機会積み上げ方式両方について計算。

②年齢間ミスマッチの状況



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省統計局「労働力調査」

- (注) 1. 年齢別雇用失業率の分解は、労働省「平成11年版労働白書」の分析を延長推計したもの。
 2. ここでは、年齢間ミスマッチ指標の代理指標として、年齢計の均衡雇用失業率(U_s)と各年齢5歳階級ごとの均衡雇用失業率を各年齢階級の雇用者数ウェイトで加重平均して求めた均衡雇用失業率(U_t)の差($U_s - U_t$)を用いた。
 均衡雇用失業率の計算の際には、 $\ln U = \alpha + \beta \ln V$ (U :雇用失業率、 V :欠員率)として推計されるUV曲線の β の値を中堅層(30~50歳台)の年齢別UV曲線の推計(「平成11年版労働白書」)をもとに、年齢計及び各年齢階級ですべて一律に $\beta = 0.55$ という強い仮定をおいて求めた点、留意する必要がある。
 3. 欠員数は常用各年10月、雇用者数、失業者数は年平均。
 4. 2001年以降の値については、2001年10月から、募集・採用における年齢制限の緩和の努力義務規定が実施された点も影響している。
 5. 2005年、2006年は、年齢階級別有効求人数の算出方法が変更(就職機会積上方式)になったので、従来方式(求人数均等配分方式)両方について計算。

効求職者数で除して、年齢別有効求人倍率を算出している。（「求人数均等配分方式」）。この方法では、年齢不問求人の増加等により、異なる年齢階級に属する求職者間で就職機会を分け合うことが一般的となってきた状況を必ずしも適切に反映しておらず、求職者数が相対的に少ない65歳以上階級の有効求人倍率が著しく高くなるなど、実態からの乖離が大きくなってきている（2002年平均の0.24倍が2004年平均1.09倍と大幅に上昇）。

このため、厚生労働省では、従前の方法に代えて、個々の求人について、求人数を対象となる年齢階級の総有効求職者数で除して当該求人に係る求職者1人当たりの就職機会を算定し、全有効求人についてこの就職機会を足し上げることにより、年齢別有効求人倍率を算出する方法（以下、「就職機会積み上げ方式」という。）で年齢別有効求人倍率を集計することとし、2006年7月分より公表することとした（就職機会積み上げ方式は2005年1月分まで遡及集計。従前の方法による年齢別有効求人倍率についても、当分の間集計し公表。）。

両方式で、有効求人の分布は大きく異なっている。就職機会積み上げ方式では、求職者の分布に合わせて求人を分配するため、求人数均等方式に比べ、特に15～19歳層、65歳以上では求人数が激減、40～54歳層も求人が減少、一方、25～34歳層で求人が大きく増加している。55～59歳層等も増加している。このため、年齢別求人倍率が大きく変化している（第2-5-6表）。同様に、年齢別UV曲線も若年層、65歳以上層を中心にV（欠員）が変化し、UとV組み合わせが変わっている（第2-5-4図）。

総括すると、年齢間ミスマッチは、景気、制度要因双方の影響を強く受けることが伺われる。求人倍率の計算方法の変更があり、指標の接続性の問題が生じている。

5. 地域間ミスマッチの状況

地域間のミスマッチ等の状況について、まず、地域ブロック別UV曲線（「労働力調査」で長期のデータがとれる年ベース）をみると、地域により曲線の形状、位置がかなり異なっているが、時計回りのループを描きつつも、長期的には、右上方にシフトしている傾向がうかがえる。特に90年代バブル崩壊後、大きくシフトしている。各地域で構造的・摩擦的失業、需要不足失業ともに高まっている様子が見られる。今回の景気回復期は、欠員率が上昇する中で雇用失業率も低下している。なお、UV曲線の変動や改善テンポには地域差がみられる。特に、近畿では構造的・摩擦的失業が大きく高まっているようである。北海道は、他の地域と比べ大きなシフトはうかがえず、また、改善テンポも緩やかで、失業率も高水準である。他方、東海、北陸、中国では、2006年で、UV曲線は45度線右下のところまで需給が改善している（第2-5-7図）。

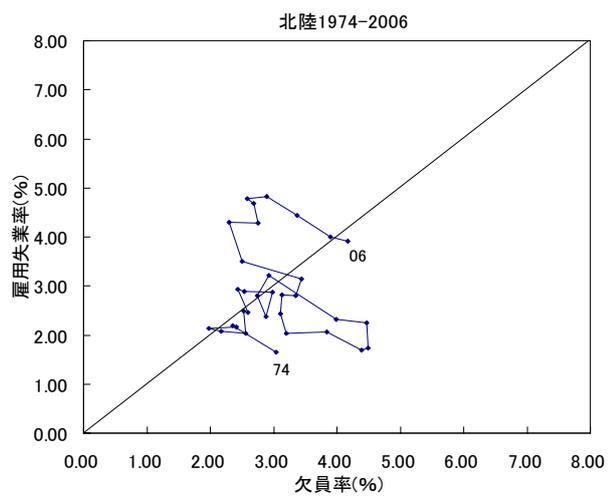
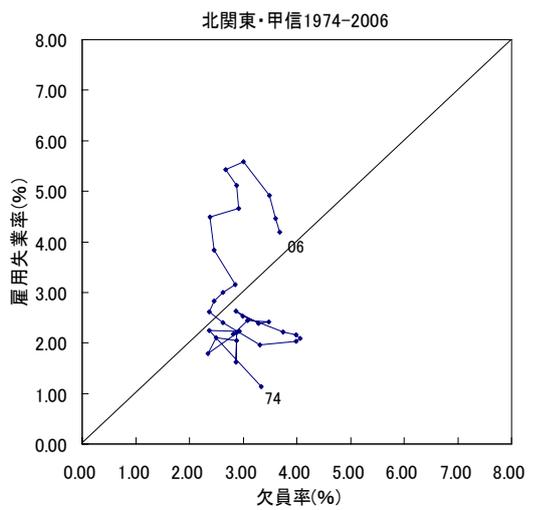
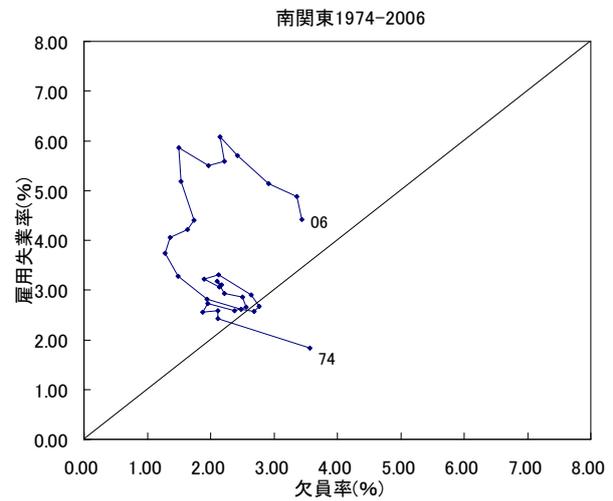
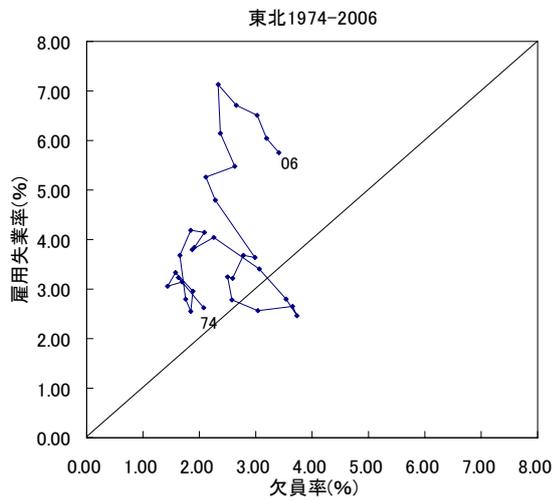
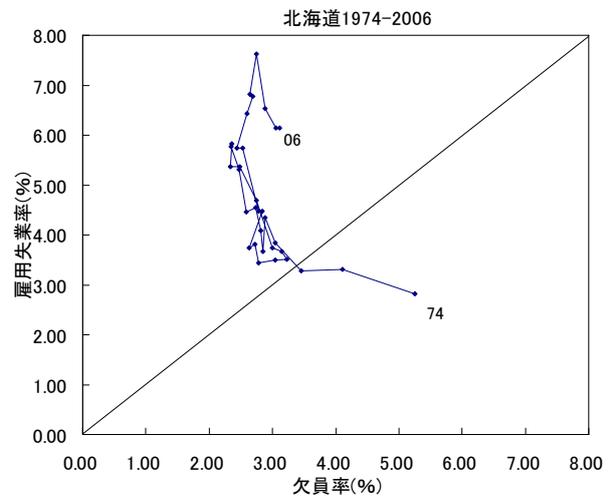
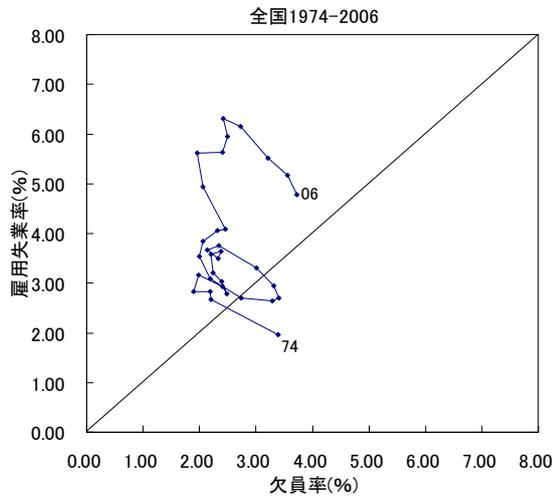
佐々木（2004）の手法を参考に、景気循環ダミー変数を説明変数（UV曲線の傾きは30年間一定という強い想定）に入れてUV曲線のシフトを推計すると、各地域ともUV曲線は、バブル期に下方シフト、バブル崩壊後90年代に大きく上方シフト、ということが伺える。ただし、この手法では、UV曲線は90年代後半に集中して大幅シフト（構造的・摩擦的失業率

第 2-5-6 表 年齢別常用有効求人倍率(各年 10 月)

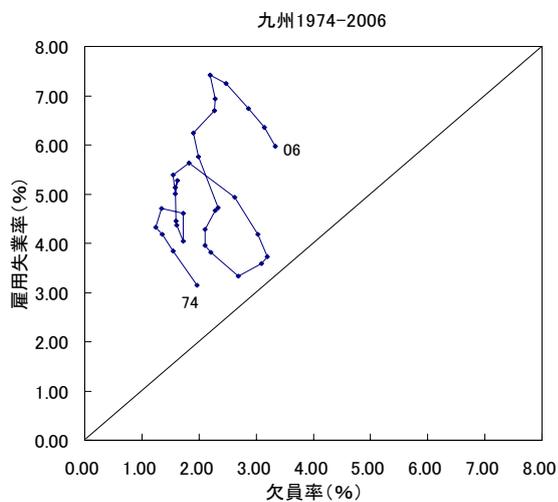
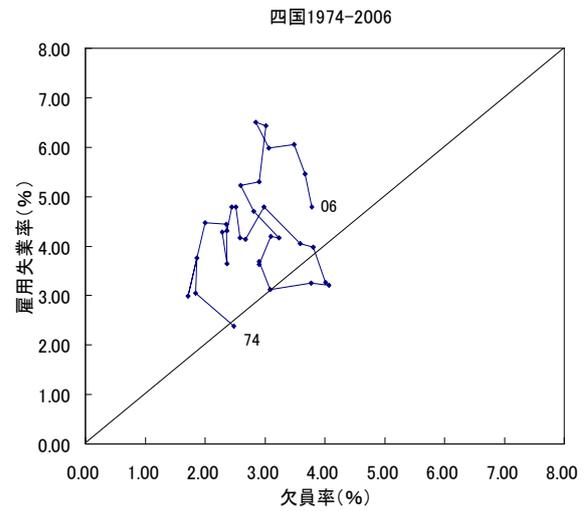
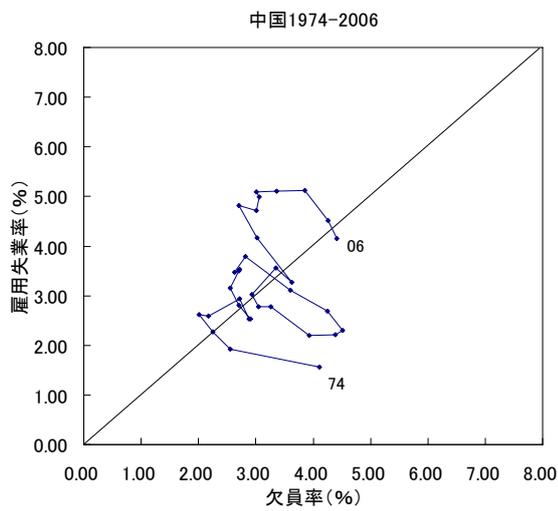
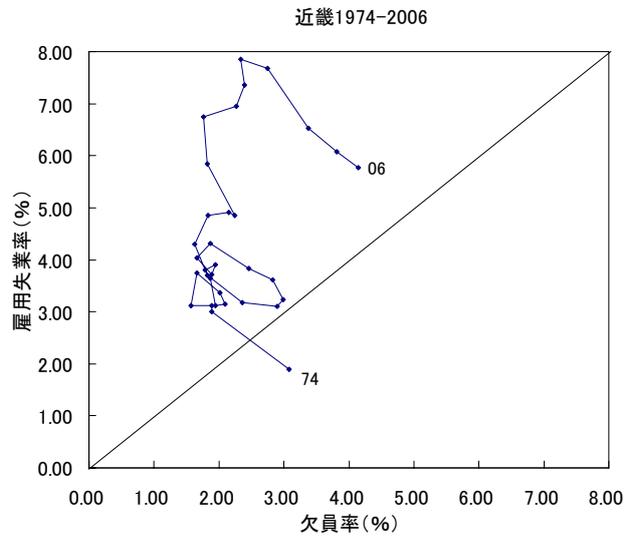
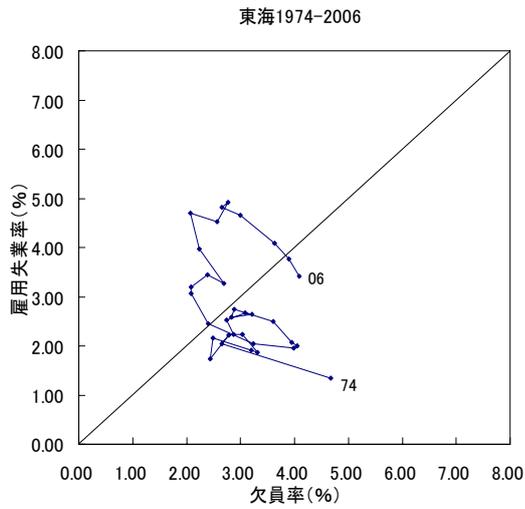
	(倍)												
	年齢計	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65歳以上	
1975年	0.65	2.78	0.70	0.75	1.06	0.92	0.68	0.47	0.32	0.15	0.08	0.03	
1980年	0.77	2.60	1.12	0.88	0.91	1.01	0.93	0.64	0.51	0.26	0.16	0.06	
1985年	0.67	1.64	0.73	0.89	1.09	0.92	0.88	0.60	0.38	0.16	0.10	0.15	
1990年	1.51	4.32	1.58	1.55	2.59	2.56	2.01	1.71	1.27	0.55	0.25	0.67	
1995年	0.63	2.14	0.68	0.74	1.09	1.29	0.98	0.58	0.46	0.22	0.08	0.19	
2000年	0.64	2.31	0.87	0.73	0.99	1.17	1.04	0.56	0.32	0.18	0.08	0.24	
2001年	0.55	1.92	0.73	0.58	0.73	0.91	0.83	0.52	0.29	0.21	0.11	0.52	
2002年	0.56	2.20	0.78	0.58	0.72	0.87	0.79	0.50	0.26	0.19	0.15	0.62	
2003年	0.70	2.74	0.97	0.73	0.86	1.03	0.94	0.64	0.34	0.23	0.19	0.75	
2004年	0.88	3.72	1.15	0.87	0.99	1.19	1.13	0.83	0.48	0.31	0.29	1.09	
2005年(従来方式)	0.96	4.17	1.15	0.86	0.95	1.16	1.15	0.97	0.65	0.44	0.50	1.77	
2006年(従来方式)	1.05	4.76	1.23	0.92	0.98	1.14	1.22	1.08	0.79	0.50	0.69	2.00	
2005年就職機会積上げ方式	0.96	0.84	1.17	1.29	1.27	1.15	0.96	0.77	0.63	0.52	0.50	0.48	
2006年就職機会積上げ方式	1.05	0.93	1.25	1.35	1.34	1.22	1.04	0.86	0.74	0.63	0.61	0.61	

資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」

第2-5-7図 地域ブロック別 UV 曲線①



第2-5-7図 地域ブロック別 UV 曲線②



資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」

(注) 1. 雇用失業率、欠員率の定義は第2-3-1図に同じ、単位は%。

2. 地域区分は以下のとおり。

北海道：北海道

東北：青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島

南関東：埼玉、千葉、東京、神奈川

北関東・甲信：茨城、栃木、群馬、山梨、長野

北陸：新潟、富山、石川、福井

東海：岐阜、静岡、愛知、三重

近畿：滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山

中国：鳥取、島根、岡山、広島、山口

四国：徳島、香川、愛媛、高知

九州：福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、

鹿児島、沖縄

の急上昇)となり、結果の解釈には疑問が残る(第2-5-8表)。

なお、仮に、今回推計した全国ベースのUV曲線と各地域のUV曲線が同じ傾きと想定した場合(この場合、地域間のミスマッチがないケース)の均衡失業率と通常の場合の均衡失業率との差をミスマッチの指標として試算すると、地域間不均衡の全国的・構造的・摩擦的失業の変動への寄与はかなり小さく、最近時の方が小さいという結果となった(第2-5-9図)。この要因としては、全国と同じUV曲線を想定した分析という仮定に無理がある他、各地域間の失業構造が長期的にさほど変化がみられず、ばらつき自体、長期的には低下していること等が考えられる。

地域別に、求人・求職のミスマッチ指標、あるいは、失業率、求人倍率の変動係数を試算すると、長期的には、ばらつきは低下傾向にあったが、今回の景気拡大期はばらつきが広がっている(第2-5-10図)。なお、従来も景気回復初期は地域間のばらつきが拡大する動き(特に輸出主導の景気回復時)がみられたが、今回は、(2006年までのデータでは)ばらつきの拡大の動きが続いていることが特徴であろう。

6. 雇用形態別ミスマッチの状況

最近の雇用問題の課題として、正規、非正規間の格差が問題となっている。求人倍率も正社員の倍率は1倍を大きく下回っている。この点、雇用形態(探している仕事の種別)別に欠員と失業の状況を確認してみる。ただし、正社員(非正社員)の欠員数は、直近しかとれないため、長期の系列は参考程度である。「職業安定業務統計」では、「労働力調査」(「常用」は、雇用期間1年以上)と異なり、雇用期間4か月以上が「常用」ということもあり、正社員の求人は、常用求人の7割程度であり、欠員率の水準がかなり異なる点に留意しつつ、UとVの組み合わせをみると、90年代後半、ともに失業率が大きく上昇している。また、正規、非正規ともUV曲線の上方シフトが示唆され、ミスマッチ等が高まっていることがうかがわれる。特に、非正規でミスマッチ等が高まっていることがうかがわれる(第2-5-11図)。

7. 仕事につけない理由でみた失業者の動向

玄田・近藤(2003)が指摘するように、仕事につけない理由別の失業で需要不足やミスマッチの状況を推察することもできる。ここでは、玄田・近藤(2003)に習い、失業を「仕事があわない」(「労働条件があわない」、「年齢があわない」、「技術・技能があわない」という理由のいわばミスマッチに相当する失業と「条件にこだわらないが仕事がない」という理由のいわば需要不足に相当する失業、「希望する種類の仕事がない」という、需要不足とミスマッチの両側面を含む失業(両方をあわせて「仕事がない」)に大きく分けてみる。1999年以降のデータしかないものの、2002年ころまでは、「仕事があわない」失業は、若干の増加(年齢、労働時間)、需要不足的側面の「仕事がない」失業も増加している。今回の景気回復局面では、「仕事がない」失業、「仕事があわない失業」、双方とも大きく減少している。総括

第2-5-8表 (参考)ブロック別UV曲線の推計試算例

推計式: $\ln EU = a + b_1 D_1 + \dots + b_{13} D_{13} + c \ln V$ (1974-2006年、年データ)

	北海道		東北		南関東		北関東・甲信		北陸		東海		近畿		中国		四国		九州	
	係数	t値																		
D0	2.456	4.826	1.432	10.615	1.205	9.841	0.692	3.392	1.186	6.874	1.200	6.961	1.035	7.397	1.341	5.483	1.383	6.874	1.476	15.415
D1	-0.130	-0.861	0.051	0.451	0.065	0.779	0.568	5.123	0.129	1.151	0.143	1.424	0.310	3.156	-0.046	-0.318	0.188	1.568	0.094	1.070
D2	-0.158	-0.755	-0.082	-0.606	0.030	0.306	0.291	2.193	-0.004	-0.033	-0.126	-1.069	0.263	2.190	0.064	0.362	0.017	0.117	0.093	0.875
D3	-0.171	-0.797	0.059	0.533	0.131	1.589	0.500	4.540	0.065	0.577	0.120	1.216	0.445	4.437	0.240	1.672	0.552	5.106	0.268	3.095
D4	-0.132	-0.586	0.015	0.146	0.242	3.266	0.482	4.740	0.347	3.318	0.201	2.230	0.397	4.324	0.283	2.274	0.503	5.056	0.221	2.765
D5	0.006	0.022	0.425	3.917	0.293	3.540	0.749	7.140	0.496	4.579	0.384	3.963	0.533	5.378	0.481	3.536	0.699	6.679	0.404	4.743
D6	-0.007	-0.027	0.315	2.889	0.266	3.110	0.751	7.109	0.402	3.721	0.408	4.292	0.520	5.085	0.532	3.935	0.588	5.585	0.390	4.544
D7	-0.105	-0.493	0.427	3.778	0.278	3.940	0.723	7.464	0.498	4.804	0.388	4.781	0.603	7.666	0.569	5.302	0.722	6.002	0.509	6.311
D8	-0.268	-1.348	0.283	2.283	0.162	1.918	0.614	6.206	0.290	2.753	0.234	2.634	0.461	5.503	0.381	3.459	0.506	4.077	0.270	3.238
D9	-0.213	-0.949	0.399	3.738	0.345	3.358	0.768	7.066	0.517	5.089	0.431	3.882	0.727	7.617	0.511	4.317	0.575	5.485	0.356	4.540
D10	-0.001	-0.003	0.612	5.424	0.588	6.070	1.012	9.139	0.678	6.303	0.608	5.699	0.887	9.388	0.725	5.980	0.730	6.540	0.550	6.622
D11	0.136	0.547	0.798	7.274	0.785	8.357	1.284	11.573	0.840	7.603	0.819	7.399	1.133	11.921	0.889	6.837	0.850	7.975	0.748	9.032
D12	0.301	1.250	0.936	7.414	0.888	9.773	1.438	11.681	0.968	7.722	0.992	8.958	1.269	12.800	0.978	6.876	1.104	8.694	0.864	8.945
D13	0.341	1.647	1.105	10.311	0.930	14.048	1.449	15.442	1.033	10.650	0.936	11.479	1.342	15.754	1.063	10.115	1.048	9.423	0.926	11.349
ln V	-0.855	-2.831	-0.638	-4.591	-0.468	-5.506	-0.468	-3.046	-0.617	-4.620	-0.588	-5.724	-0.352	-3.235	-0.636	-3.986	-0.566	-2.830	-0.488	-4.839
AR ²	0.878		0.923		0.967		0.951		0.924		0.960		0.959		0.906		0.870		0.915	
標準誤差	0.092		0.088		0.058		0.086		0.088		0.068		0.067		0.095		0.085		0.067	
DW値	2.813		2.563		2.390		2.540		2.182		2.460		2.855		2.757		2.466		2.818	

(係数の差)

D0→D1	-0.130	0.051	0.065	0.568	0.129	0.143	0.310	-0.046	0.188	0.094
D1→D2	-0.029	-0.133	-0.035	-0.277	-0.134	-0.269	-0.047	0.110	-0.171	-0.001
D2→D3	-0.012	0.141	0.101	0.209	0.070	0.245	0.182	0.176	0.535	0.175
D3→D4	0.038	-0.044	0.111	-0.017	0.281	0.081	-0.047	0.044	-0.049	-0.047
D4→D5	0.138	0.410	0.051	0.267	0.150	0.183	0.135	0.198	0.196	0.183
D5→D6	-0.013	-0.110	-0.027	0.002	-0.094	0.024	-0.013	0.050	-0.111	-0.014
D6→D7	-0.098	0.112	0.012	-0.028	0.097	-0.020	0.083	0.037	0.134	0.119
D7→D8	-0.163	-0.164	-0.116	-0.109	-0.208	-0.154	-0.143	-0.187	-0.216	-0.239
D8→D9	0.055	0.136	0.183	0.154	0.227	0.197	0.266	0.130	0.069	0.086
D9→D10	0.212	0.212	0.243	0.243	0.161	0.177	0.160	0.214	0.154	0.194
D10→D11	0.137	0.186	0.197	0.272	0.161	0.211	0.246	0.163	0.120	0.197
D11→D12	0.165	0.139	0.103	0.154	0.128	0.172	0.136	0.089	0.254	0.116
D12→D13	0.040	0.168	0.042	0.011	0.065	-0.055	0.073	0.085	-0.057	0.062

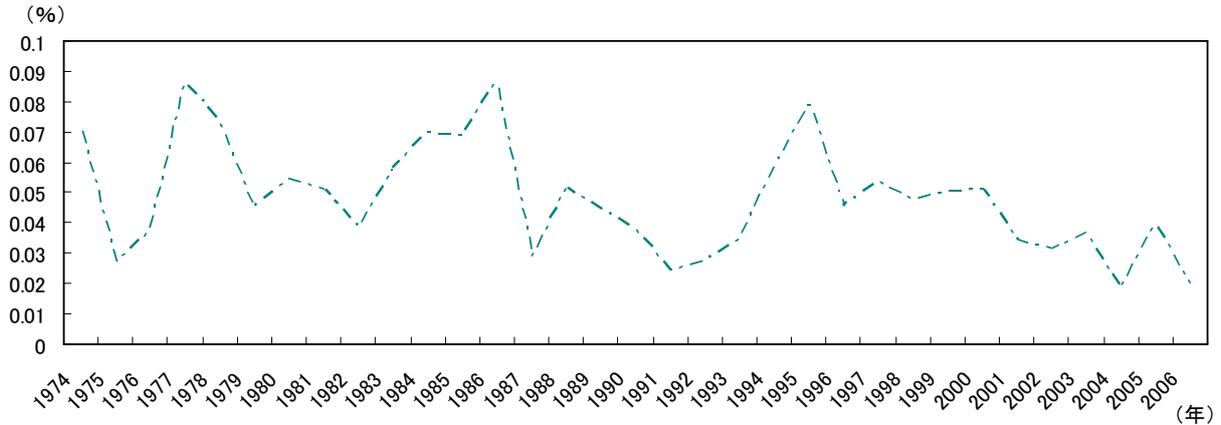
資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」

(注) 1. 佐々木(2004)を参考とした。

2. 本手法では、一試算として計算したものであり、数値結果については、慎重に判断すべきである。

3. EUは雇用失業率、Vは欠員率で、定義は第2-3-1図と同じ。D0～D13は景気ダミー。

第2-5-9 図 (参考) 地域間ミスマッチの状況

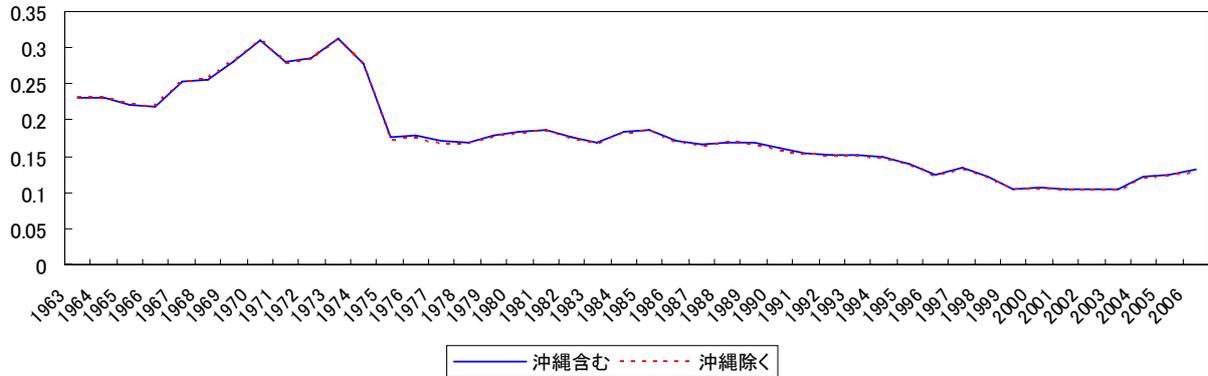


資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」

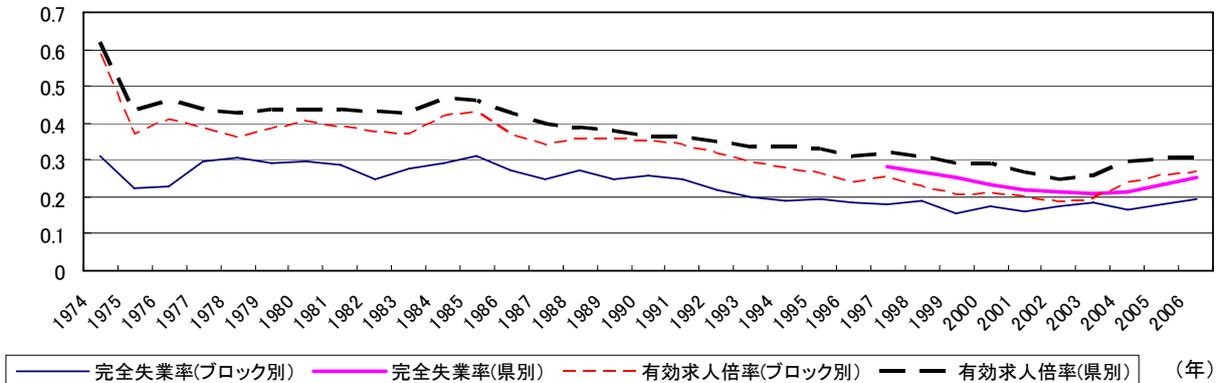
- (注) 1. 地域間ミスマッチ指標の代理指標として、全国の均衡雇用失業率 (U_s)と各地域ブロックの均衡雇用失業率を各地域ごとの雇用者数ウェイト(雇用者+失業者)で加重平均して求めた均衡雇用失業率 (U_t)との差 (U_s-U_t)を使用した。
 2. 均衡雇用失業率の計算は、 $\ln U = \alpha + \beta \ln V$ (U :雇用失業率、 V :欠員率)として推計されるUV曲線の β の値を各地域とも全国計の値(第2-3-1 図の推計式)と同一という強い仮定で計算している点、留意が必要である(雇用失業率、欠員率の定義は第2-3-1 図と同じ。)

第2-5-10 図 地域間のミスマッチ関連指標(ばらつき状況)

① 県別ミスマッチ指標(有効、各年)



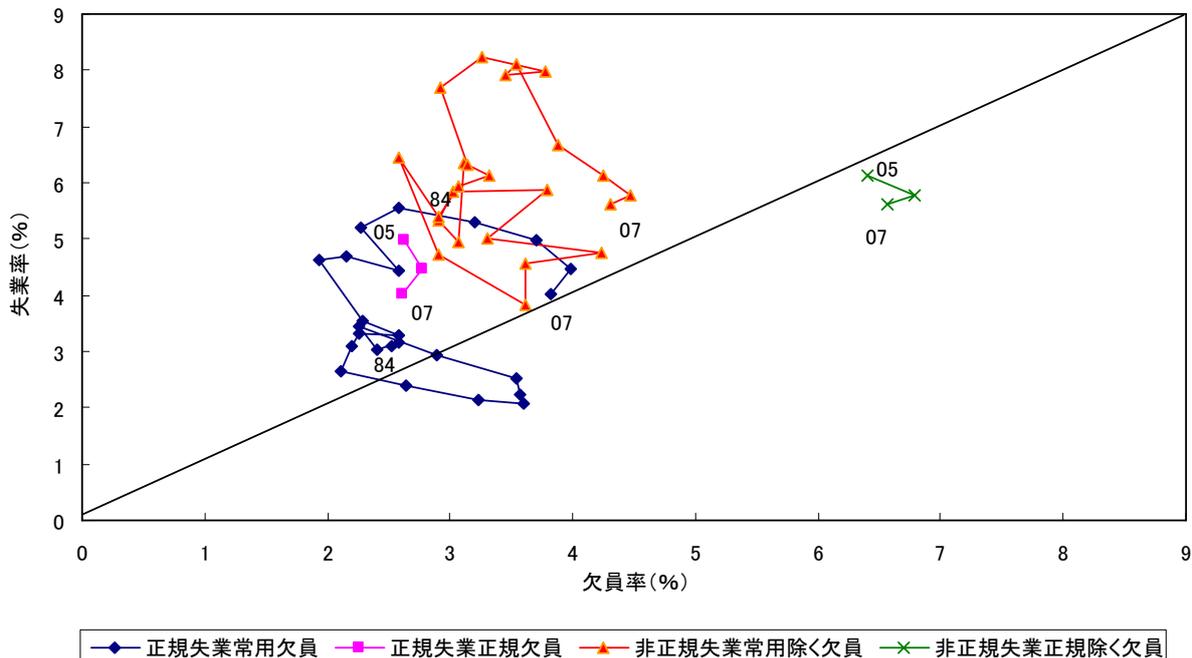
② 地域別完全失業率と有効求人倍率の変動係数(ウェイト無し)



資料出所 総務省統計局「労働力調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」

- (注) 1. ミスマッチ指標の計算は第2-5-3 図と同じ。有効ベース、年平均。
 2. ブロック別の区分は第2-5-7 図と同じ。
 3. 変動係数の計算はウェイト付けを行っていない。

第2-5-11 図 探している雇用形態別失業率・欠員率(1984.2-2007.1-3)



資料出所 総務省統計局「労働力調査特別調査」(1984年2月～2001年2月)「労働力調査(詳細結果)」(2002年1-3月～2007年1-3月)、厚生労働省「職業安定業務統計」

- (注) 1. 正規(非正規)別失業率=正規(非正規)の仕事を探している完全失業者/(正規(非正規)の仕事を探している完全失業者+正規(非正規)雇用者)
 2. 正規(非正規)別欠員率=正社員(正社員以外)の欠員/(正社員(正社員以外)の欠員+正規(非正規)雇用者)欠員=有効求人-就職件数

ただし、「職業安定業務統計」では、正社員別の集計は、2005年1-3月より前はないので、長期の系列は、常用除くパートの欠員を正社員の欠員、それ以外の欠員を正社員以外の欠員の代理指標として使用しているため、留意が必要である。

「職業安定業務統計」は、1984～2001年は2月、2002～2007年は1-3月の数値(原数値)

すれば、需要不足失業、ミスマッチ失業ともに減少していることがうかがわれる(第2-5-12表)。

「仕事があわない失業」のうち、「年齢があわない」失業の減少は、年齢要件緩和、改正高齢者雇用安定法の改正といった政策が影響していることが示唆される。他方、労働時間のミスマッチはほとんど減少していない点が注目される。適切な柔軟な労働時間の選択が難しいことがうかがわれる。

求職理由別失業者数の推移をみても、90年代末以降急増した非自発的離職失業者も大きく減少している点も、需要不足失業の減少を示唆している。

8. 長期失業者の動向

失業者のうち、長期失業者(失業期間1年以上の者)は実数・率、失業者に占める割合とも90年代末から2000年代初めにかけて大きく高まっており、その後も高水準となっている。ミスマッチ等構造的失業がなかなか解消されていないことをうかがわせる(あるいは、雇用の吸収力が未だ力強くないことも示唆される)(第2-5-13図)。

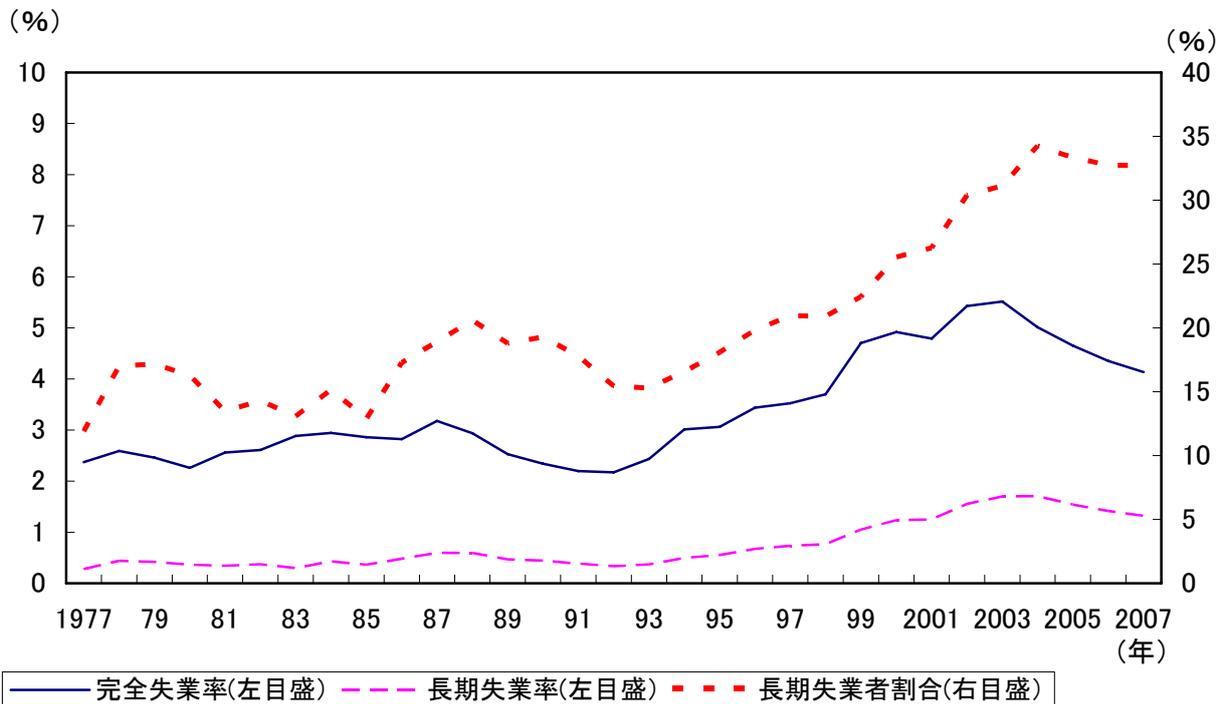
第2-5-12表 仕事につけない理由別完全失業者数

(万人, %)

実数	計	「仕事につけない」理由				「仕事につけない」理由				「仕事につけない」理由				その他	
		「仕事につけない」理由	賃金・給料が希望とあわない	勤務時間・休日希望とあわない	求人者の年齢が自分の年齢とあわない	自分の技術や技能が求人の要件を満たさない	自分の知識や技能をいかせられない	自分の技術や技能にあらざることがない	希望する種類の仕事がない	希望する条件のない仕事がない	希望する条件のない仕事がない	希望する条件のない仕事がない	希望する条件のない仕事がない	希望する条件のない仕事がない	近くに仕事がない
1999年2月	313	146	48	26	71	19	8	123	90	59	31	33	43	11	32
2000年2月	327	141	48	26	67	18	8	132	94	67	27	38	52	14	38
2001年2月	318	140	47	25	69	17	7	125	93	66	27	32	50	12	38
2002年1-3月	360	153	60	31	74	19		141	102			39	45		
2003年1-3月	363	162	53	25	83	26		150	109			41	49		
2004年1-3月	329	140	46	23	74	20		148	109			39	40		
2005年1-3月	305	131	47	21	60	24		120	94			26	53		
2006年1-3月	286	121	50	24	54	17		113	92			21	50		
2007年1-3月	272	117	51	24	51	15		103	82			21	47		
1999年2月	100.0	46.6	15.3	8.3	22.7	6.1	2.6	39.3	28.8	18.8	9.9	10.5	13.7	3.5	10.2
2000年2月	100.0	43.1	14.7	8.0	20.5	5.5	2.4	40.4	28.7	20.5	8.3	11.6	15.9	4.3	11.6
2001年2月	100.0	44.0	14.8	7.9	21.7	5.3	2.2	39.3	29.2	20.8	8.5	10.1	15.7	3.8	11.9
2002年1-3月	100.0	42.5	16.7	8.6	20.6	5.3		39.2	28.3			10.8	12.5		
2003年1-3月	100.0	44.6	14.6	6.9	22.9	7.2		41.3	30.0			11.3	13.5		
2004年1-3月	100.0	42.6	14.0	7.0	22.5	6.1		45.0	33.1			11.9	12.2		
2005年1-3月	100.0	43.0	15.4	6.9	19.7	7.9		39.3	30.8			8.5	17.4		
2006年1-3月	100.0	42.3	17.5	8.4	18.9	5.9		39.5	32.2			7.3	17.5		
2007年1-3月	100.0	43.0	18.8	8.8	18.8	5.5		37.9	30.1			7.7	17.3		

(資料出所) 総務省統計局「労働力調査特別調査」(1999年2月～2001年2月)、「労働力調査詳細結果」(2002年1～3月～2007年1～3月)
 (注)「つけない理由」の選択肢は、2001年2月調査以前と一部変更となった。

第2-5-13図 完全失業率,長期失業率,長期失業者割合



資料出所 総務省統計局「労働力調査」、「労働力調査特別調査」(1977～2001年)、「労働力調査(詳細結果)」(2002～2007年)

- (注) 1. 長期失業率＝失業期間1年以上の完全失業者／労働力人口。
 2. 長期失業者割合＝完全失業者(失業期間不詳除く)に占める失業者期間1年以上の者の割合。
 3. 1982年以前は各年3月、1983～2001年は各年2月、2002～2007年は各年1-3月(いずれも原数値)。
 4. 1983年の長期失業率、長期失業者割合は主な求職者。

以上の指標の動きをみると、需要不足失業が90年代後半増加、今回の景気回復で減少が示唆される。構造的・摩擦的失業は、指標により違いもみられるが、90年代後半は高まり、2000年代は、一段と高まったとは考えにくい、大きく低下したとも考えにくく、そういう点で、あまり明確なことはいえないということがうかがえる。

第6節 フローデータによる分析

失業者、失業率等は、ストックベースのデータであるが、こうした就業状態の変化がどのような要因から生じているかを探る上で、就業、失業、非労働力間の移動を示すフローデータの活用により、有益な情報が得られる。本節では、失業率の変動の背景について、フローデータを用い、失業頻度、失業継続の実態をみることで探ることとする(失業率＝失業頻度×失業継続期間として表せる)。

ミスマッチの拡大は、失業から就業への確率を低下させ、失業継続期間を長期化させる要因であり、摩擦的失業の増加の背景にある意識の変化や就業形態の多様化等は失業頻度の上昇要因となる。また、需要不足失業の増加は失業継続期間、失業頻度の両方の上昇要因とな

る。このように、フローデータから需要不足失業、構造的・摩擦的失業の状況を推察できる。

1. フローデータについて

総務省統計局「労働力調査」では、同じ調査世帯は2か月続けて調査され、毎月2分の1ずつ調査世帯が交代することになっている。フローデータはこのシステムを利用して調査2か月目の世帯について、前月と今月の労働力状態の変化について集計を行っている。調査対象世帯数は一般の公表数値の世帯数の2分の1となっている。また、調査対象世帯であっても、2か月の間に転居や転入や、同一世帯でも世帯人員の変動（前月14歳で今月15歳、今月死亡）があること等から、フローデータの数値とストックデータとは、総じて、水準や動きが一致していない。ここでは、「昭和61年版労働白書」と同じ方法により、ストックデータの動きと合うようにフローデータを修正したもの（修正フローデータ）により、分析を行う。

2. 失業頻度、失業継続期間等の推移

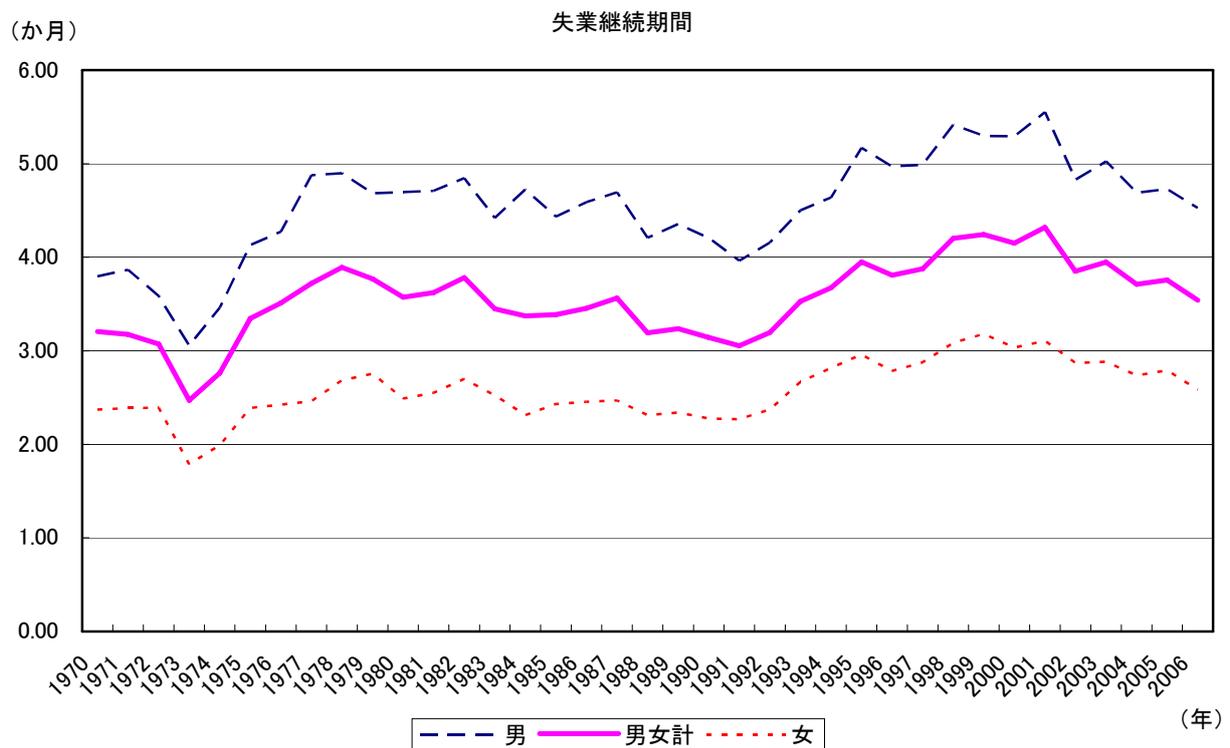
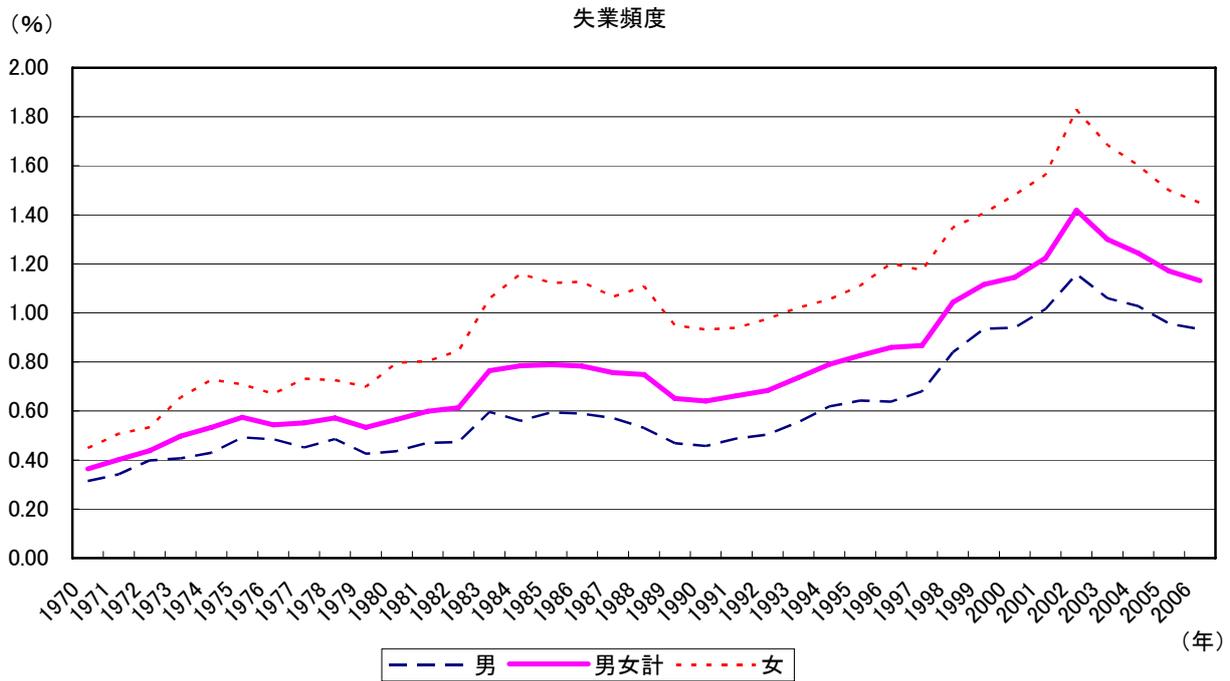
(1) 失業頻度、失業継続期間の推移

失業頻度は、景気循環による変動（労働力需給が改善すると低下）を伴いつつ、男女とも概ね、70年代前半、80年代前半に上昇（女性で大きく上昇）、80年代後半に低下、90年代以降は上昇傾向で上昇幅も比較的大きく、2003年以降今回の景気回復の中で大幅な低下となっているが、男女ともに90年代央以前の水準を上回り、長期的にみると上昇傾向にあるといえる。特に、男女とも、83年、98年、2002年に大きく上昇し、89年、2003年、2005年に大きく低下している。2003年以降男女とも景気回復の中で大きく低下しており、2006年では男性0.93%、女性1.45%、男女計1.13%となっている。女性の方が男性より失業頻度が高くなっている（第2-5-14図①）。

失業継続期間は、景気循環による変動を伴いつつ、70年代前半低下、第1次石油危機後の70年代後半に長期化、その後90年代初まで緩やかに低下、90年代前半バブル崩壊後に長期化し、90年代後半も緩やかな長期化傾向がみられたが、今回の景気回復期では、2002年に大きく低下し、その後も低下傾向で推移している。2006年では男性4.53か月、女性2.58か月、男女計3.54か月と、93年の水準に近いところまで低下している。男性の方が女性より失業継続期間が長く、また大きく変動する傾向にある（第2-5-14図①）。

失業頻度の上昇について、就業からの発生、非労働力人口からの発生別にみると、男性は、就業からの失業頻度、非労働力人口からの失業頻度ともに、70年代前半、80年代前半にやや高まり、バブル期（80年代後半）に低下、90年代に上昇傾向、2003年以降は低下傾向となっているものの、水準自体は90年代央以前を上回っている（2006年時点）。就業からの失業頻度の方が景気循環による変動が大きく、90年代に大きく高まり、特に98年は急上昇したが、2003年から大きく低下している。こうした動きは、企業の人員削減を伴う厳しい雇用調

第2-5-14 図① 失業頻度、失業継続期間の推移



資料出所 総務省統計局「労働力調査」より試算

(注) 1. 失業頻度 = 1 か月の失業発生件数 / 労働力人口、失業継続期間 = 失業状態の発生から終了までの平均月数。

2. フローデータは、ストックベースの数値と合うように修正したもの。

整の実施と 2002 年以降の景気回復の中でリストラが一段落したことを反映していると考えられる。非労働力人口からの失業頻度は 98 年以降上昇テンポが高まり、特に 2002 年に急上昇したが、最近の非労働力人口からの失業頻度の上昇の背景は、若年失業の増加等が考えられる。その後 2003～2005 年にかけて低下している。

女性では、非労働力人口からの失業頻度は、80 年代前半に大きく高まったが、その後大きく低下し、93 年以降再び上昇し、特に 2002 年に急上昇したが、2003 年以降大きく低下し、(2006 年では) 80 年代半ば頃の水準となっている。就業からの失業頻度は、90 年代に大きく上昇し、2001 年をピークに 2002 年以降低下しているが、(2006 年では) 90 年代央以前の水準を上回っている。男女間では、非労働力人口からの失業頻度は女性は男性の倍以上であり、また、90 年代以降は、就業からの失業頻度も女性が高くなっている(第 2-5-14 図②)。

失業継続期間の変動の背景として、失業からの流出率をみると、就業への流出率は、男性は、70 年代半ばから 80 年代初めに低下した後、景気循環に伴い変動しつつ、92 年頃まで概ね横ばい傾向の後、低下傾向で推移した。その後、2001 年を底に 2002 年以降、年により増減しつつもやや上昇しているが、(2006 年時点で) 80 年代の水準を下回り、長期的な低下傾向がうかがわれる。女性は、景気循環に伴い変動しつつ、91 年まで、旺盛な雇用需要を背景に上昇していたが、バブル崩壊後、急落し、低下傾向で推移したが、2000 年以降は高まっており、(2006 年時点で) 80 年代前半の水準となっている。こうした就業への流出率の背景には、バブル崩壊後、再就職が困難化し、厳しい雇用調整下での雇用需要の低迷やミスマッチの拡大、他方 2002 年以降の長期の景気回復で雇用需要の拡大等が考えられる。男女間で 2000 年代の就業への流出率の改善テンポの差がある背景として、雇用需要が非正規、サービスといった女性比率の高い分野中心ということが挙げられる。

失業から非労働力人口への流出率は、循環的変動を伴いつつ、男性はほぼ横ばい(長期的にはわずかながら上昇)で推移し、女性は、循環的変動を伴いつつ、長期的に低下傾向で推移している(長期的には求職意欲喪失効果が小さくなっている)。男女とも 2002 年以降はやや高まり、横ばい傾向となっている。なお、女性は、男性に比べ、非労働力人口への流出率がかなり高く、失業継続期間が男性より短い主な要因となっている。女性の流出率は男性より変動が大きくなっている(第 2-5-14 図②)。

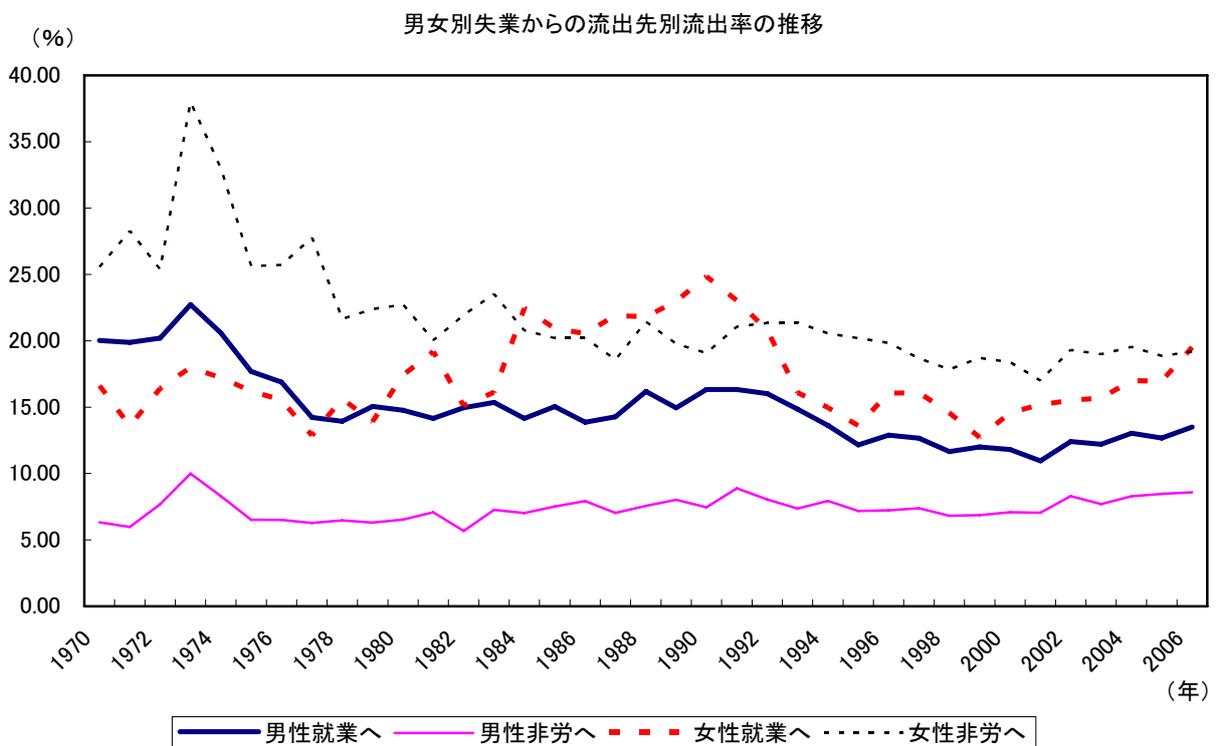
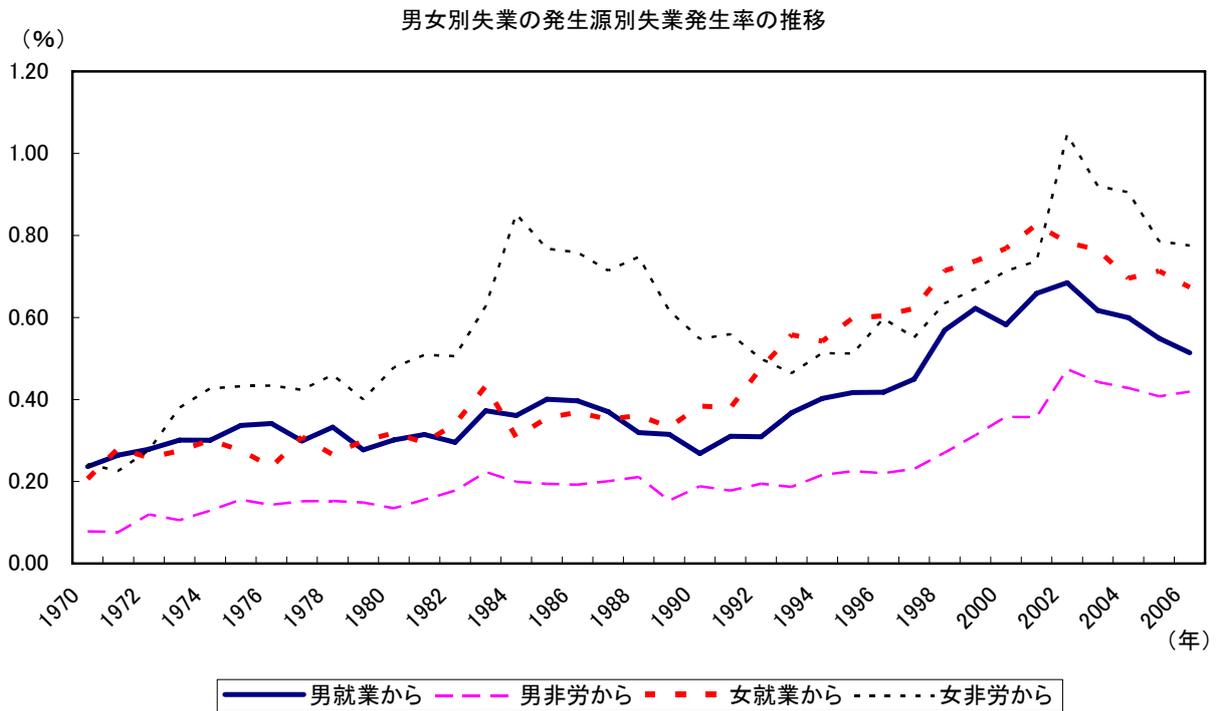
なお、2002 年の失業頻度の大幅上昇、失業継続期間の大幅縮小には、非労働力人口と失業とのフロー(非労働力人口から失業への流入、失業から非労働力人口への流出)が活発化したことが一因である。

(2) 就業、非労働力のフローについて

失業の変動状況を見る際、就業からの流出(失業とならずに非労働力化するか)、非労働力人口から労働市場への参入の動きも考慮することも重要である。

まず、就業からの流出率について、失業への流出率は 90 年代に、男女とも上昇傾向にあり、

第2-5-14 図② 男女別失業発生源別失業頻度、失業からの流出先別流出率



資料出所 総務省統計局「労働力調査」より試算

- (注) 1. フローデータは、ストックベースの数値と合うように修正したもの。
 2. 就業(非労働力人口)からの失業頻度=1か月間の就業(非労働力人口)から失業への移動件数/労働力人口
 3. 失業から就業(非労働力人口)への流出率=1か月間の失業から就業(非労働力人口)への移動件数/失業者数

女性で上昇幅が高い。離職失業には非自発的失業だけでなく自発的失業も含まれるが、厳しい経済・雇用情勢等が背景の一因と考えられる。その後、男性は2002年、女性は2001年をピークに低下傾向となっている。雇用情勢の改善が背景と考えられる。就業から非労働力人口への流出率は景気循環的変動を伴いつつ、男性は近年上昇傾向、女性は長期的に低下傾向で推移している（2002年は男女とも上昇）。女性の労働市場への定着がうかがわれる。男性は、厳しい雇用情勢での求職意欲喪失、高齢化が進む中での引退も考えられよう。

非労働力人口からの参入率について、就業への参入率は、景気循環に伴い変動しつつ、男女とも長期的に低下傾向にある。失業への参入率は、景気循環に伴い変動しつつ、男性は長期的に上昇傾向、女性は84年まで上昇傾向、93年まで低下傾向、その後2002年まで上昇傾向となっている。男女とも2002年は上昇幅が大きく、2003～2005年は低下し、2006年はわずかに上昇している。なお、90年代以降は、非労働力人口からの参入率は、就業、失業ともに男性が女性を上回るようになっている（第2-5-14図③）。

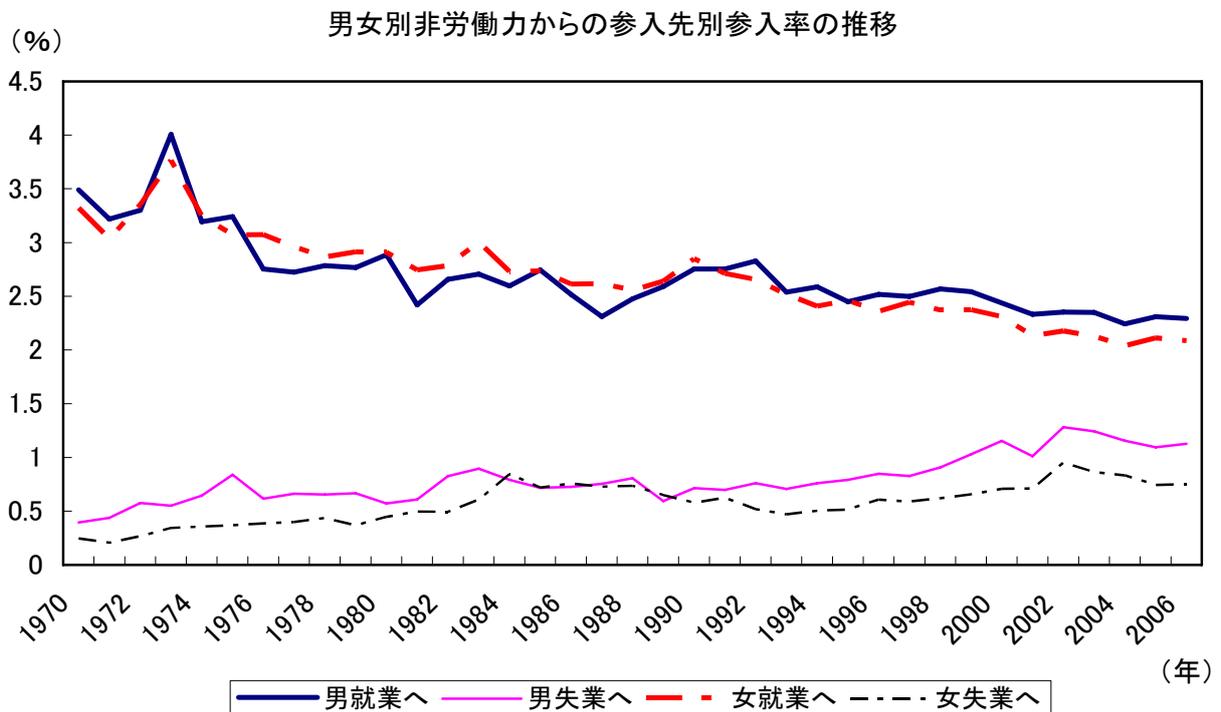
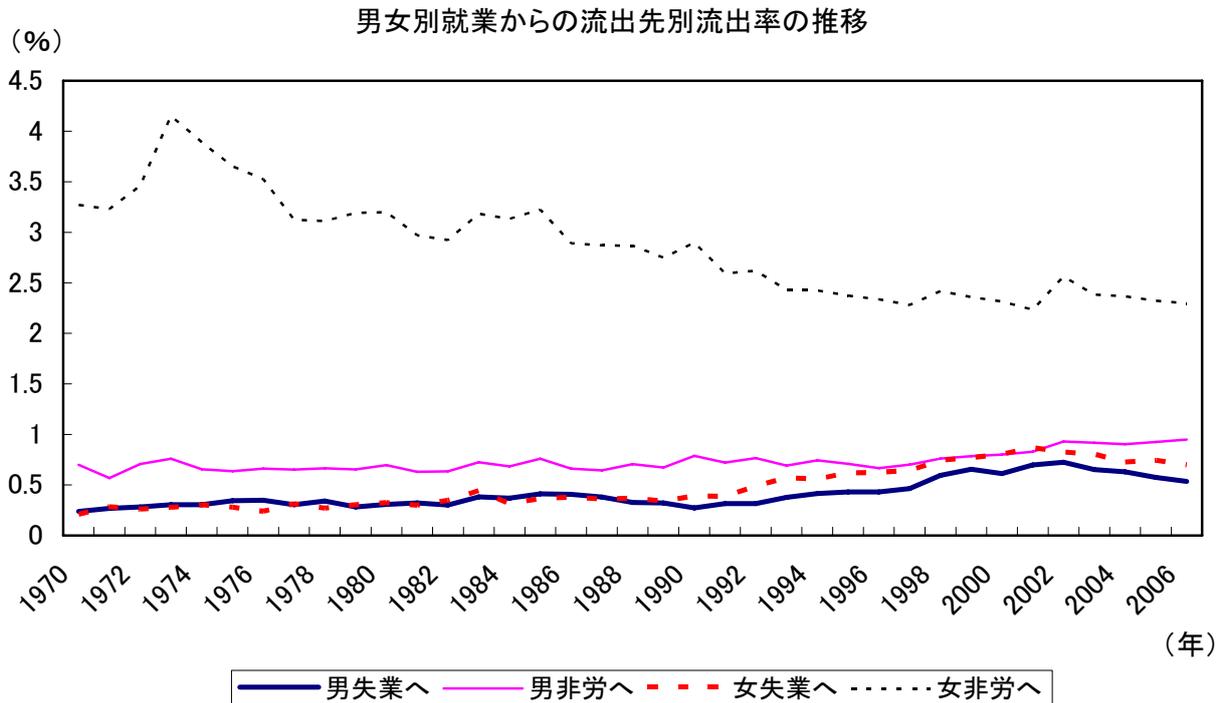
なお、結果は省略するが、上記（1）（2）の動きは、有効求人倍率とタイムトレンド（1970年=1のケース、1975年=1のケース）という簡単な回帰式で大まかな傾向をみている。

3. 失業継続期間と失業頻度による失業率上昇の要因分析

1970年から2006年までの失業率の変動を、大きく1970～75年までの上昇、75～87年までの上昇、87年～91年の低下、91年～2002年の上昇、2002～2006年の低下という5期間に分けて、失業継続期間、失業頻度の2つの要因に分けて寄与度をみることにする。

- ① 70～75年の上昇は、男女とも失業頻度の上昇寄与が主である。男性は就業からの失業頻度の寄与が高いが、女性は非労働力人口からの発生寄与が高い。失業継続期間は、男性は就業への流出率が低下し失業継続期間の長期化も寄与している。
- ② 75～87年の上昇は、男性は失業頻度の上昇寄与が高いものの、失業継続期間の長期化（就業への流出率の低下）も同程度寄与している。女性は、専ら、主に非労働力人口からの発生寄与による失業頻度の上昇によるものとなっている。女性は失業継続期間の上昇寄与は小さいが、これは、非労働力人口への流出率の低下（労働市場に定着）が就業への流出率の高まり（就業機会の増加）でかなり相殺された結果である。
- ③ 87～91年の低下は、男女とも失業頻度の低下、失業継続期間の低下が同程度寄与している。男性は失業頻度の低下は就業からの発生寄与の低下が大きく、失業継続期間の低下は、就業への流出、非労働力人口への流出が同程度寄与している。つまり、就業とのフローの寄与が大きい。他方、女性は、失業頻度は非労働力人口からの発生寄与の低下、失業継続期間の低下も非労働力人口への流出寄与が大きく、非労働力人口とのフローの寄与が大きくなっている。なお、女性で、失業から非労働力人口への流出が減少寄与となったのは、5つの期間では、この時期だけである。
- ④ 91年～2002年の大幅な上昇は、失業頻度の寄与がかなり高いものの、失業期間の長期化

第2-5-14 図③ 男女別就業からの流出先別流出率、非労働力人口からの参入先別参入率



資料出所 総務省統計局「労働力調査」より試算

(注) 1. フローデータは、ストックベースの数値と合うように修正したもの。

2. 就業から失業(非労働力人口)への流出率=1か月間の就業から失業(非労働力人口)への移動件数/就業者数

3. 非労働力人口から就業(失業)への参入率=1か月間の非労働力人口から就業(失業)への移動件数/非労働力人口

を反映し、失業継続期間も大きく寄与している。失業頻度は、男女とも就業からの発生寄与、非労働力人口からの発生寄与がともに 1%ポイント以上と大きく寄与している。男性は就業からの発生寄与、女性は非労働力人口からの発生寄与が相対的に高い。男性の就業からの失業発生寄与（1.65%ポイント）は女性（1.04%ポイント）を大きく上回っており、この結果、男性の失業率は女性を上回る事となった。失業継続期間の長期化は男女とも就業への流出率の大幅低下（再就職の困難化）が主因であるが、非労働力人口への流出率の低下も失業の長期化に影響している（男性は5つの期間のうち、非労働力人口への流出が失業の増加寄与となったのは、この時期のみである。）。

- ⑤ 2002～2006年の低下は、失業頻度の低下寄与が大きい、失業継続期間の短縮もある程度寄与している。失業頻度は就業からの発生寄与、非労働力人口からの発生寄与ともに低下に寄与しているが、男性は就業からの発生の低下寄与が大きく、女性は非労働力人口からの発生の低下寄与が大きい。失業継続期間の低下は、男女とも、主に、就業への流出の寄与（再就職の促進）によるが、女性の方がより大きくなっている（第2-5-15表）。

第2-5-15表 フローデータによる失業率の変動要因

(%、%ポイント)

		完全失業率			失業頻度寄与度			失業継続期間寄与度		
		期首	期末	変化差		就業から の発生率	非労働力 からの発 生率		就業への 流出率	非労働力 への流出 率
		%	%	%ポイント	%ポイント	%ポイント	%ポイント	%ポイント	%ポイント	%ポイント
男	1970→75年	1.2	2.0	0.8	0.70	0.40	0.31	0.13	0.15	-0.01
	75→87年	2.0	2.8	0.8	0.35	0.15	0.20	0.30	0.35	-0.05
	87→91年	2.8	2.0	-0.8	-0.36	-0.26	-0.10	-0.39	-0.20	-0.18
	91→2002年	2.0	5.5	3.5	2.95	1.65	1.30	0.71	0.62	0.09
	2002→06年	5.5	4.3	-1.2	-1.05	-0.80	-0.25	-0.31	-0.25	-0.06
女	1970→75年	1.0	1.7	0.7	0.62	0.17	0.45	0.01	0.01	0.00
	75→87年	1.7	2.8	1.1	0.87	0.18	0.69	0.07	-0.30	0.37
	87→91年	2.8	2.2	-0.6	-0.30	0.07	-0.37	-0.20	-0.06	-0.14
	91→2002年	2.2	5.1	2.9	2.29	1.04	1.25	0.83	0.68	0.16
	2002→06年	5.1	3.9	-1.2	-1.04	-0.30	-0.74	-0.47	-0.49	0.02
男女計	1970→75年	1.1	1.9	0.8	0.69	0.30	0.39	0.07	0.06	0.01
	75→87年	1.9	2.8	0.9	0.63	0.16	0.47	0.14	0.03	0.11
	87→91年	2.8	2.1	-0.7	-0.31	-0.09	-0.22	-0.36	-0.16	-0.20
	91→2002年	2.1	5.4	3.3	2.61	1.34	1.27	0.83	0.66	0.17
	2002→06年	5.4	4.1	-1.3	-1.06	-0.55	-0.52	-0.39	-0.39	-0.01

資料出所 総務省統計局「労働力調査」より試算。

(注) 完全失業率は公表値、失業頻度、失業継続期間は修正フローデータにより計算。

総じて言うと、男女とも失業頻度の影響が大きい、男性は就業からの発生、女性は非労働力人口からの発生が大きく影響している。失業継続期間の寄与は、相対的に小さいが、80年代末以降（男性は70年代後半以降）、かなり失業率の変動に影響しており、男女とも90年代以降は就業への流出が大きく影響している。

なお、最近、失業率は男性が女性を上回っているが、特に男性の就業からの失業発生が大幅に上昇したこと等が要因とみられる。

以上の失業頻度、失業継続期間の変動状況からは、90年代以降の失業率の上昇は、需要失業、構造的・摩擦的失業双方の影響が示唆される。今回の景気回復期では、需要不足失業の減少、構造的・摩擦的失業の改善がうかがえるが、水準・変化の度合いをみると、十分解消されていないことも示唆される。

4. 総括

以上、各種指標の動向及びフローデータの分析から推察すると、各指標全て同じような動きをしてはいないものの、90年代後半の失業率の上昇は、需要不足失業、構造的・摩擦的失業双方の高まりが示唆される。また、90年代後半に労働市場の構造変化が生じた可能性を示唆している。2002年以降の景気回復局面では、需要不足失業の低下が示唆されるが、構造的・摩擦的失業については、さらに高まったとは考えにくい、大きく低下したとも言いがたい、という点であまり明確なことはうかがえない。今回のUV曲線の推計試算結果と大枠では同じような結果とうかがわれる。

第7節 まとめと今後の課題

本稿では、我が国の最近の構造的・摩擦的失業率の推計結果や留意点等を労働経済白書のUV分析を中心にNAIRUも含め簡単にサーベイを行った。推計方法について、UV分析、NAIRUとも課題はあり、特にNAIRUは推計結果に留意する必要がある。構造的・摩擦的失業率の推計は、3%前後～4%程度の結果が多く、また、程度の差はあれ、90年代に構造的・摩擦的失業率の高まりを示唆する結果も多い。

「労働経済白書」のUV分析の推計について、延長試算を行うと、最近では、UとVが安定的な関係にある可能性が示唆された。延長試算によると、従来の「平成17年版労働経済白書」ベースに比べ、0.1～0.3%ポイント構造的・摩擦的失業率が低い結果となった。また、従来の分析と同様、90年代後半の失業率の上昇は需要不足失業、構造的・摩擦的失業双方が影響しており、今回景気回復での失業率の低下は、需要不足失業の寄与が大きいことが示唆された。

UV分析では、U（「労働力調査」）とV（「職業安定業務統計」）の統計が異なる点が推計上の課題の一つとして指摘されている。そこで、「雇用動向調査」の欠員と「職業安定業務統計」の欠員と比較を行ったが、「雇用動向調査」も課題があり、現状では、諸般の事情に留意しつつ「職業安定業務統計」の欠員を使っていくことになろう。

ミスマッチ指標、フローデータ等により、失業率変動の背景を探ったが、90年代後半の失業率の上昇は、需要不足失業、構造的・摩擦的失業双方の高まりが示唆される。2002年以降の景気回復局面では、需要不足失業の低下が示唆されるが、構造的・摩擦的失業については、構造的・摩擦的失業率がさらに高まったとは考えにくい、大きく低下したとも言いがたい、

という点で、あまり明確なことはうかがえない結果となった。今回の UV 分析の推計結果と大枠では同じような結果とうかがわれる。

今回は、事実確認の分析であり、変動要因自体の解明や個別の指標で観察されたことの失業率、UV 曲線への影響度の検証は今後の課題である。構造的・摩擦的失業の推計も理論・方法の精緻化が必要である。失業率、特に（構造的要因と摩擦的要因の識別も含め）構造的・摩擦的失業率上昇の要因解明が重要である。大橋（2006）、大谷（2007）らの複数の属性データによる失業（求職者）の分解等、さらなる検証が必要であろう。失業の質的・量的側面双方の実態把握（ミスマッチ等）が必要であろう。また、UV 曲線のシフト、傾き双方の変動要因についての更なる検証が重要であろう。

90年代後半の構造変化が示唆されたが、企業、労働者の就業行動も踏まえた分析、労働市場だけでなく、経済構造、循環要因と構造要因の識別、構造変化が有るとすれば、何が大きいのか、また、構造変化の及ぼす影響の分析が必要である。労働市場政策の効果の検証も必要である。また、近年進展している就業形態の多様化の失業率、UV 曲線等への影響の把握も必要性が高い。マクロショック、ミクロショックの影響度の分析も重要といえる。賃金決定（あるいは労働時間選択の）と雇用・失業との関係の分析も重要であろう。また、フローデータの詳細な分析（たとえば、産業間、規模間の移動も集計されている）に加え、今後、UV 分析、マクロ経済動向、賃金、物価決定との関係をさらに考察することは有益であろう。

こうした分析を行う上で、データの整備が求められよう。特に労働市場全体の欠員状況（求人、求職、就職）を示す統計の整備が課題である。

（付注1）UV 曲線が原点に対して凸型となる理由について

水野（1982）をもとに説明すると、労働市場が不完全な場合、すなわち、情報の不完全性、移動に伴うコストの存在、労働者の特性が異なっていることから、欠員が非常に高い水準の場合でも、摩擦的失業等一定限度失業が存在し、この状態で需要（欠員）がさらに増加しても失業がほとんど減少しない。同様に、失業が非常に高い水準でも、特殊・高度な技能の要する職種や労働者の魅力の乏しい職種等充足が難しい欠員が一定程度存在し、この状態で失業がさらに増加しても欠員はほとんど減少しない（充足されない）。

他方、失業の水準が非常に高い場合（労働需要の水準が非常に低い場合）、労働力需要が増加する場合、雇い主は大量に存在する失業者の中から、空席のできた職に適した労働者を見出すことが容易であるため、欠員をほとんど発生させることなく、失業が減少する。つまり、欠員率はほとんど上昇せず、もっぱら失業率が低下する。しかし、労働力需要が増大するともに、雇い主は遠く離れた地域から労働者を誘引しなければならない。労働市場における情報が不完全であり、労働移動も不完全で費用がかかるとすれば、現に失業している労働者もどこで欠員が発生しつつあるかも知れないし、この欠員を求めて移動しないかもしれない。従って労働力需要の増大は欠員を増大させることになる。同様に、欠員率が非常に高い場合

での労働力需要の減少は、失業率はほとんど上昇せず、もっぱら欠員率が低下する。

以上の結果、完全労働市場が不完全な場合、原点に対して凸型の UV 曲線が生み出される。

(主要参考文献)

- 有利隆一 (2002) 「UV 分析での需要不足失業の大きさについて」『岡山商科大論』第 38 巻第 1 号 2002 年 6 月
- 太田聡一「失業率高止まりの経済学」(2002) 中部産政研『産政研フォーラム』No.56 autumn 2002
- 太田聡一 (2002) 「若年失業の再検討：その経済的効果」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社
- 太田聡一・有村俊秀 (2004) 「わが国における未充足求人の実証分析－「雇用動向調査」個票を用いて－」内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion Paper Series No.108
- 太田聡一・照山博司 (2003) 「労働力フローデータによる就業及び失業の分析」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』168 号
- 太田聡一・照山博司 (2003) 「フローデータから見た日本の失業」『日本労働研究雑誌』No.516
- 太田聡一 (2005) 「フローから失業を考える」、大竹文雄編著『応用経済学への誘い』日本評論社
- 大竹文雄・太田聡一 (2002) 「デフレ下の雇用対策」日本経済研究センター「日本経済研究」No.44
- 大谷剛 (2007) 「職安における失業要因の分解と政策的議論－地域ブロック別分析を中心として－」JILPT Discussion Paper Series 07-03
- 小野旭 (1983) 「我が国の失業問題に関する最近の分析について」『日本労働協会雑誌』(1983 年 11 月号)
- 小野旭 (1999) 「日本的雇用慣行と労働市場」東洋経済新報社
- 大橋勇雄 (2006) 「ミスマッチからみた日本の労働市場」『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』連合総合生活開発研究所
- 大橋勇雄・中村二郎 (2004) 『労働市場の経済学－働き方の未来を考えるために』有斐閣
- 片岡剛士 (2007) 「我が国の構造的・摩擦的失業率の水準はどの程度なのか？」『税経通信』2007 年 4 月号
- 加藤涼 (2006) 『現代マクロ経済学講義』東洋経済新報社
- 蒲田康一郎・真木和彦 (2003) 「わが国のベバリッジ曲線の再検討」Working Paper Series 03-1 日本銀行調査統計局
- 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」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』No. 67 (北浦他 2003)

- 北浦修敏・原田泰・篠原哲・坂村素数（2002）「構造的失業とデフレーションについて」財務総合政策研究所 Discussion Paper Series, 02A-26（2002年7月）（北浦他2002）
- 北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲（2002）「UV分析による構造的失業率の推計」財務総合政策研究所 Discussion Paper Series, 02A-27（2002年9月）
- 熊野英生（2006）「フリードマン教授が遺した宿題～不安定なフィリップス・カーブの中で～」第一生命経済研究所『日本銀行分析レポート』2006年11月17日
- 黒坂佳央（2002）「オクン法則は成り立っているのか」『日本労働研究雑誌』No.501
- 黒田祥子（2004）「失業率とフィリップス・カーブ」『応用計量経済学Ⅲ』多賀出版
- 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・近藤絢子（2003a）「構造的失業の再検討－失業率上昇の背景－」ESRI Discussion Paper Series No.53
- 玄田有史・近藤絢子（2003b）「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』No.516
- 厚生労働省（1986）『昭和61年版労働白書』
- 厚生労働省（1995）『平成7年版労働白書』
- 厚生労働省（1999）『平成11年版労働白書』
- 厚生労働省（2002）『平成14年版労働経済白書』
- 厚生労働省（2005）『平成17年版労働経済白書』
- 坂田圭（2003）「人的資本の蓄積と部門間移動仮説－若年層と高齢層への影響」『日本労働研究雑誌』No.516
- 桜健一（2006）「フローデータによるわが国労働市場の分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-20
- 桜井宏二郎・橋木俊詔（1988）「日本の労働市場と失業」『経済経営研究』日本政策投資銀行
- 佐々木勝（2004）「年齢階級間ミスマッチによるUV曲線のシフト変化と失業率」『日本労働研究雑誌』No.524
- 佐渡賢一（1983）「均衡失業率をめぐる諸議論」『ESP』1983年5月号
- 佐渡賢一、森川善樹（1991）「失業－欠員分析におけるミスマッチの把握について」労務行政研究所『労働統計調査月報』1991年6月号
- 白石栄司（1986）「フローデータからみた雇用・失業の変動」労務行政研究所『労働統計調査月報』（1986年10月号）
- 白石栄司（2002）「労働の統計を読む（第10回）ミスマッチ」日本労働研究機構『JIL@WORK』2002Winter
- 出島敬之（1999）「日本の失業の履歴現象と失業率高止まりの可能性」『統計』1999年3月号
- 富田安信、安部由起子、太田聡一、川口大司（2003）「学界展望 労働経済学研究の現在－2000～02年の業績を通じて」『日本労働研究雑誌』No.512

- 内閣府（1983）『昭和 58 年版日本経済の現況』
- 内閣府（1983）『昭和 58 年版経済白書』
- 内閣府（1990）『平成 2 年版経済白書』
- 内閣府（1994）『平成 7 年版日本経済の現況』
- 内閣府（2003）『平成 15 年版経済財政白書』
- 内閣府（2006）『平成 18 年版経済財政白書』
- 中田（黒田）祥子（2001）「失業に関する理論的・実証的分析の発展について－わが国金融政策へのインプリケーションを中心に－」 日本銀行金融研究所『金融研究』第 20 巻第 2 号
- 中田（黒田）祥子（2002）「我が国失業率の変動について－フロー統計からのアプローチ－」 日本銀行金融研究所『金融研究』第 21 巻第 4 号
- 中村二郎（2002）「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』No.506
- 中村二郎（2003）「フローデータによる失業構造の分析」雇用能力開発機構『構造調整と労働市場：賃金・雇用構造の変化に関する調査研究』
- 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』2003 年 8 月号
- 日本銀行（2003）「GDP ギャップと潜在成長率－物価変動圧力を評価する指標としての有用性と論点－」『日本銀行調査月報』2003 年 2 月号
- 日本銀行（2006）伊藤智・猪俣祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」、『日銀レビュー』2006-J-8
- 野地祐二（2001）「米国雇用統計の新顔（JOLTS）と職業雇用統計（OES）」労務行政研究所『労働統計調査月報』2001 年 8 月号
- 原田泰（2003）『日本の「大停滞」が終わる日』日本評論社
- 原田泰（2007）「構造的失業率を誤認しなければ成長率は 3%超になっていた」『エコノミスト』2007 年 3 月 6 日号
- 原田泰・北浦修敏（2002）「自然失業率は上昇しているのか」『日本労働研究雑誌』No.501
- 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」日本評論社『経済セミナー』2002 年 10 月号（原田他 2002）
- 樋口美雄（2001）『雇用失業の経済学』日本経済新聞社
- 樋口美雄（1996）『労働経済学』東洋経済新報社
- 藤井宏一（2003）「フローデータからみた就業、失業の動向」労務行政研究所『労働統計調査月報』2003 年 2 月号
- 藤井宏一（2004）「賃金関数、物価関数による NAIRU の推計」労働政策研究・研修機構『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究（中間報告）』労働政策研究報告書 No.L-8
- 藤田茂（1998）「労働の再配分ショックと経済変動」Working Paper Series98-8 日本銀行調査

統計局

- 堀春彦 (2004) 「日本における NAIRU の推計」 労働政策研究・研修機構『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究 (中間報告)』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
- 本川明 (1995) 「フローデータを用いた失業期間の計測について」 労務行政研究所『労働統計調査月報』(1995 年 8 月号)
- 勇上和史 (2005) 「都道府県データを用いた地域労働市場の分析－失業・無業の地域間格差に関する考察」『日本労働研究雑誌』No.539
- 吉川洋 (1984) 『マクロ経済学研究』東京大学出版会
- 労働政策研究・研修機構 (2004) 「構造的・摩擦的失業の増加に関する研究 (中間報告)」労働政策研究報告書 No.L-8
- 脇田成 (2005) 「労働市場の失われた 10 年：労働分配率とオークン法則」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』No.78
- Blancard, O.I. and P.Diamond (1989) “The Beveridge Curve”, Brookings Papers on Economic Activity, I:1989
- Fumihira Nishizaki (1997) “The NAIRU in Japan: measurement and its implications” OECD Working Paper, No.173
- Layard, R., S.Nickell and R.JACKMAN (1991) “Unemployment-Macroeconomic performance and the labour market” Oxford University Press.
- Stephen Nickell, Luca Nunziata, Wolfgang Ochel and Glenda Quintini (2001) “The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s”
- OECD (2000) “Economic Outlook 68”
- OECD (2007) “Economic Outlook 81”
- OECD (2003) “Employment Outlook 2003”
- Pissaeids, Christopher A.(2000) “Equilibrium Unemployment Theory, 2nd ed.” MIT press
- Peter Richardson, Laurence Boone, Claude Giorono, mra Meacci, David Rae and David Turner (2000) “The concept, ploicy use and measurerment of structural unemployment:estimating a time varying nairu across 21 oecd countries” Economic Working Papers No.250, OECD

第3章 NAIRU 概念の検討と、Kalman Filter による可変 NAIRU の推計¹

自然失業率と類似した意味を持つ NAIRU (インフレを加速させない失業率 non-accelerating inflation rate of unemployment) は、長期的な均衡概念である自然失業率とどのような関係があるのだろうか。NAIRU の意味通りの名称は、インフレ率を上昇させない失業率 (non-increasing inflation rate of unemployment) である。この NAIRU が、構造的失業と摩擦的失業に必ず等しいならば、推計された NAIRU を用いて雇用関連の政策を評価、検討することができる。

「構造的失業率+摩擦的失業率」に対応すると言われる失業率に、NAIRU、自然失業率、さらに UV 分析の均衡失業率の三者がある。いずれも均衡失業率と呼ばれることがあり、互いにどのような関係があるのか、わかりにくい。とりわけ推計される機会が多いのは、NAIRU と UV 分析の均衡失業率だが、NAIRU 推計で得られた「構造的失業率+摩擦的失業率」と UV 分析で得られた「構造的失業率+摩擦的失業率」の数字は直接比較可能なのだろうか。こうした問題意識をふまえ、やや冗長になるが、NAIRU と関連概念の整理を行う。

自然失業率は、永続的供給ショックが一定の値になる期間という意味での、長期的な「構造的失業率+摩擦的失業率」の水準に対応する。一方、NAIRU については自然失業率と同一視されることも多いが、NAIRU を、もし一時的な供給ショックが無かったものとする、インフレ率を一定に保つような失業率と定義してみよう。すなわち、NAIRU の値を「構造的失業率+摩擦的失業率」とする場合には、永続的供給ショックによる経済の構造変化を反映した「構造的失業率+摩擦的失業率」を求めることになる。新たな永続的ショックが生じると、NAIRU の値は変化する (可変 NAIRU)。ところが、一時的供給ショックが起きても NAIRU は変化しないという性質を持つことになる。一般に、永続的ショックが一定となる長期に対応する自然失業率よりも NAIRU の方が頻繁に変動し得る。さらにもう一つの違いとして、自然失業率は、合理的期待の下での一般均衡概念と結びついており、期待の錯誤の有無を問わない NAIRU の概念とは異なることを示す。

賃金に一定のマークアップを上乗せして企業が価格を設定すると仮定すると、失業率が NAIRU に等しい時には、経済の平均的な賃金上昇率が上がりもしないの、労働市場全般には、需要の超過も不足もない状態にあり、需要不足失業は存在しない。この時、需要不足失業以外の摩擦的失業+構造的失業だけが存在するはずである。従って、NAIRU において存在する失業は、職探しの際に十分な情報を持たないために生じた摩擦的失業や、より深刻な構造的失業であると考えられている。NAIRU=摩擦的失業率+構造的失業率という関係を厳密に示すことは困難だが、NAIRU とミスマッチとの関係を紹介する。

次に NAIRU の先行実証研究を紹介し、推計された NAIRU がインフレ予測に役立たないなどの問題点を述べる。最後に、カルマン・フィルターを用いて日本の可変 NAIRU を推計した。

¹ 推計にあたっては日本総合研究所の新美一正氏の TSP プログラムをもとに改変して分析を進めている。ご教示いただいたことにも記して感謝いたします。

第1節 失業の種類

米国の標準的な教科書である Ehrenberg and Smith (2002) と Borjas (2005) には、次のような説明がある。

1. 摩擦的失業

摩擦的失業とは、労働市場の求人・求職情報、労働者と企業が労働契約を結んだ場合のマッチングの価値などについて不完全な知識しか持っておらず、求職者と求人企業がお互いを知るために時間が必要であることから生じる失業である。摩擦的失業は完全雇用状態でも存在する。財・サービスへの需要が企業 A から企業 B に移る時、企業 A では雇用の喪失が、企業 B では雇用の創出が起こる可能性がある。このような場合、失業者が他の企業の求人内容を把握し、企業が求職者に関する情報を得て、雇用関係を開始した場合のマッチングの価値を判断できることは稀である。さらに、労働市場に新規参入する労働者も、求人情報を集める際に時間がかかる。

摩擦的失業は、一般に短期間の失業に関わっており、政府が最も懸念すべき失業形態ではない。政府や民間企業が、より効果的に求人、求職情報を提供すれば、摩擦的失業は減少する。

摩擦的失業と同様に、比較的深刻度の低い失業として季節的失業がある。これは、産業や工場の繁忙期が季節的な周期性を持っているために、失業確率が高まる時期が予めわかっている失業である。

しばしば摩擦的失業に関連づけられる概念に、自発的失業と非自発的失業の区別がある。摩擦的失業は自発的失業とされ、ケインズ的な需要不足失業は非自発的失業とされる。ところが Pissarides (1989) は、失業には自発的失業と非自発的失業の2種類があり、それぞれ別の政策対応をすべきであるという考えに反対している。その理由として、失業という現象は、労働供給側と労働需要側の双方の意思決定の結果、生じている現象であり、失業に至った理由を理解するためには、雇用関係の解消までに労働者と企業がどのような役割を果たしてきたのかを知る必要があるはずで、労働者が自発的に失業しているかどうかを問題にするだけでは不十分であると指摘している。

2. 構造的失業 (structural unemployment)

構造的失業とは、地域や職種間の移動が困難であるため、需要される技能と供給される技能との間のミスマッチが生じ、労働者が他の地域、職種で就職することができないために生じる失業である。構造的失業は、賃金が完全に伸縮的に調整され、かつ、職種間あるいは地理的な移動に伴うコストが低いならば存在しない。現実には、これら2つの条件が満たされないことが多く、構造的失業が生じる可能性がある。

たとえば自動車産業の労働市場では賃金が伸縮的に調整されるが、銀行業の労働市場では実質賃金の下方硬直性があるものとする。ここで銀行業が不況になった場合、銀行業の賃金は下方硬直的なので銀行業で失業が発生する。銀行業の失業者が、自動車産業の労働市場に移動し雇用されることが困難ならば、雇用機会を失ってしまう。

一般に長期失業につながりやすい構造的失業への政策対応は容易ではなく、政策的に克服するには職業訓練や産業誘致などが必要になる。

ただし、摩擦的失業と構造的失業の区別には曖昧さが残る。摩擦的失業と構造的失業の違いは、失業状態から脱するために必要な調整コストの大きさや労働市場における賃金の下方硬直性に依存する。どの程度の調整の困難さがある場合を摩擦的失業と構造的失業の境目とすべきなのか、説得力のある議論を展開することは難しい。

それに関連して、UV分析やフィリップス曲線などの多くの実証分析では、「構造的失業率＋摩擦的失業率」を推計することになるが、「構造的失業率＋摩擦的失業率」を見るだけでは、重要な両者の区別ができないという難点がある。失業者に占める長期失業者の割合などを考慮して、構造的失業率と摩擦的失業率の各々の割合を把握するなどの工夫が必要と思われる。

3. 需要不足失業 (demand-deficient unemployment)

需要不足失業とは、財の総需要が不足して、労働サービスに対する総需要が低下したために起きる失業である。景気循環の下降局面で生じることが多い。

実質賃金が下方硬直的でなければ、財の総需要が減少すると、労働サービスの超過供給が生まれても労働市場の需給を一致させるように実質賃金が低下し、失業は解消するものの、より低い賃金水準になり雇用者数は減少する。

また、名目賃金が名目賃金 $W=W_0$ において下方硬直である場合には、需要不足で労働需要曲線が左にシフトすると、実質賃金の低下をもたらすための物価上昇が起きない限り、実質賃金調整により需給を一致させることができず、失業率が上昇してしまう。名目賃金が硬直的である理由として、労組の賃金引き下げへの抵抗や、有能な従業員が流出しないようにつなぎ止める目的から賃金引き下げを稀にしか行わないことなどが指摘されている。

第2節 「構造的失業率＋摩擦的失業率」関連の諸概念

1. フィリップス曲線と自然失業率

フィリップス曲線は、Phillips (1958) が、1861年～1957年の英国のデータを用いて、縦軸に名目賃金変化率を横軸に失業率をとり、プロットしたところ、名目賃金変化率と失業率との間に負の相関を見出したものである。ケインジアン経済学では、名目賃金が伸縮的に動かないために失業が生じる。しかしフィリップス曲線が示す負の関係によれば、名目賃金は完全には粘着的ではない。

その後、フィリップス曲線の推計が盛んに行われ、説明変数として失業率以外の変数を含め、生産性上昇率の変化などがフィリップス曲線をシフトさせることが認識されるようになった。なお、多くの国では、名目賃金引き上げが事実上、インフレ率を考慮して行われていることもあり、Phillips の発見した名目賃金上昇率と失業率との関係を示す賃金版フィリップス曲線よりも、インフレ率と失業率との間の関係を示す物価版フィリップス曲線をフィリップス曲線と呼ぶことが今では普通になっている。

政府は、フィリップス曲線が示すインフレ率と失業率のトレードオフを利用して、インフレ率を引き上げるような拡張的財政金融政策をとることにより、失業率を引き下げることができると考えられていた。つまり、自然失業率という概念はなく、長期的に戻るべき失業率の水準があるとは考えられていなかった。

Friedman (1968) らのマネタリストや Lucas (1972) らの合理的期待形成論者は、経済主体の期待の役割を重視したマクロ経済の均衡を考え、一般物価水準について労働者が正確に認識しているとは限らない状況こそが、総需要拡大政策の短期的な有効性の理由であると主張する。総需要拡大政策をとることにより、労働者が一般物価水準について誤った認識を持つ可能性が生まれる。労働者は、実質賃金の期待値を考慮して労働供給を行うため、総需要拡大政策は短期的には失業率に影響を与えることができる。

物価に関する期待に錯誤がある可能性がある短期には、フィリップス曲線が期待物価上昇率分だけ上方にシフトする。この期待修正されたフィリップス曲線において、期待物価上昇率と物価上昇率が一致する場合(長期)の失業率が自然失業率(Friedman 1968, Phelps 1968)で、長期フィリップス曲線は自然失業率の水準で垂直になる。自然失業率は、労働市場や生産物市場などに構造変化がない場合に、経済が長期的に収束する失業率である。自然失業率の水準は、最低賃金法、高齢化、産業構造の変化などの構造的失業の要因や、職業紹介機能の効率性など摩擦的失業の要因によって決まり、必ずしも常に一定であるわけではない(Friedman 1968)。Friedman を始めとするマネタリストは、自然失業率は実物要因によって決まり、貨幣的要因は自然失業率を変化させないと主張する。

(1) フィリップス曲線の導出・・短期と長期の用語について

Blanchard (2006)、Blanchard and Katz (1997) に基づいて、フィリップス曲線の関係を導出する。ここでの目的は比較的簡単なモデルで自然失業率の概念を理解することにあり、第2節の「(1) ミスマッチと NAIRU (自然失業率) との関係」のモデルを理解する上での前提にもなっている。類似した用語を用いると混乱を招きやすいので、今後用いる言葉をいくつか整理しておきたい。

- ① 期待に関する「短期」と「長期」・・短期フィリップス曲線と長期フィリップス曲線との区別のように、期待に錯誤がある可能性がある期間を**短期**、期待に錯誤がなくなった状態になる期間を**長期**と呼ぶ。

② マクロ経済分析の期間としての「短期」と「長期」・・・これから紹介するモデルは Blanchard (2006) による。Blanchard (2006) は、マクロ経済分析をする上での期間を3つあげている。(i) 短期・・・2, 3年。生産量の変化は主に需要の増減によって説明できる。(ii) 中期・・・約10年。資本ストック、生産技術、労働力人口のような供給側の要因によって決定される生産量に経済が戻る傾向がある。これらの要因は約10年の間に穏やかな変化しかしないため所与とみなすことができる。(iii) 長期・・・50年以上。経済成長率を決定するような教育制度、貯蓄率、政府の役割が重要になる。

自然失業率は(ii)の中期マクロ均衡の均衡失業率である。ただし、私たちが失業率について考える時に、(iii)のような長期を考えることはほとんどない。そこで、本稿では Blanchard (2006) の(ii)中期を長期(マクロ)と呼び、(i)短期を短期(マクロ)と呼ぶことにしたい。したがって以下では、自然失業率は供給要因によってその水準が決定される長期(マクロ)均衡失業率とされる。これらの対応を第3-2-1表にまとめておく。

第3-2-1表 短期と長期の用語について

①期待	短期 (期待錯誤の 可能性)	長期 (期待錯誤なし)		
②マクロ経済分析の期間 (Blanchard 2006)	(i) 短期・・・本稿では短期(マクロ)と呼ぶ。	(ii) 中期・・・本稿では長期(マクロ)と呼ぶ。	(iii) 長期	
本稿の区分	短期・ 短期(マク ロ)	長期・ 短期(マク ロ)	長期・長期(マクロ)・・・ 自然失業率	(特に扱わない。)

(2) 長期(マクロ)的均衡

期待インフレ率とインフレ率が等しくなり(期待の上での長期)、さらに、供給側によって生産量が規定されるような長期(マクロ)的均衡について紹介する。この長期(マクロ)的均衡で自然失業率が決定される。

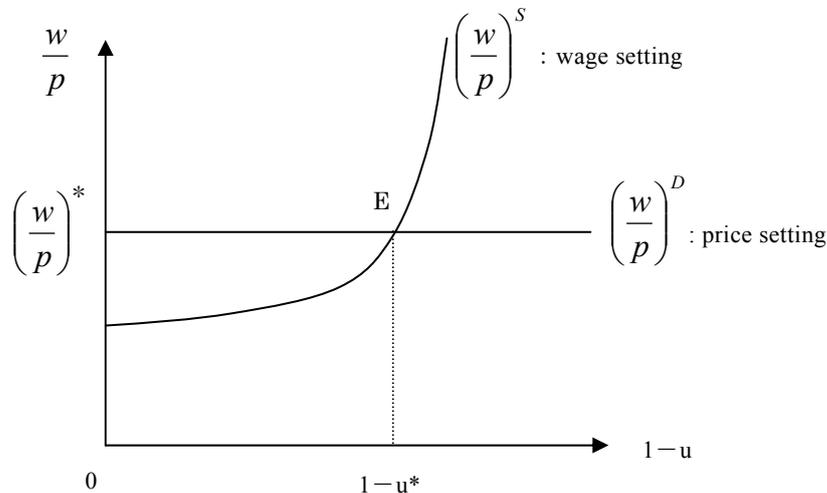
第3-2-1図のグラフは、横軸に1マイナス失業率を、縦軸に実質賃金を取っている。右上がりの $(w/p)^s$ 曲線は供給賃金曲線で、留保賃金を所与とすると、失業率が低いほど、より高い実質賃金で労働者が雇われることを表す。

この右上がりの $(w/p)^s$ 曲線と整合的な理論としては、職探しをする各労働者と使用者との間のナッシュ交渉の結果、実質賃金が決定されるジョブマッチング・モデルや、効率賃金モデルなどがある。

ジョブマッチング・モデルでは、失業率が高い時には、労働者たちが低い賃金を受け入れようとするため、交渉の結果、留保賃金に近い、比較的低い賃金になる。ジョブマッチング・モデルで、労働市場における労働者の再配分をもたらす変化は、 $(w/p)^s$ 曲線をシフトさせ賃金決定に影響を与える。例えば、採用と解雇の両方が同時に増加する場合には、失業者が就

業できる確率が増すため、 $(w/p)^S$ 曲線が上方シフトする。

第 3-2-1 図 供給賃金曲線と需要賃金曲線による自然失業率の決定



効率賃金モデルでは、留保賃金よりも高い賃金を支払って、より優秀な労働者を雇用したり、労働意欲を刺激しようとする。失業率が低い場合には、労働意欲を与えるために企業がさらに高い賃金を払う必要が生まれ、やはり右上がりの $(w/p)^S$ 曲線となる。失業率を u とし、 z が増加した時に労使が契約する賃金が増加するようなシフトパラメーターとすると、 $(w/p)^S$ 曲線は $W=PF(u,z)$ という u に関する減少関数、 z に関する増加関数 $F(\)$ を使って表すことができる。

水平な $(w/p)^D$ 線は需要賃金曲線で、企業の雇用量決定と整合的な実質賃金を表す。例えば、企業が全ての生産要素を自由に調整できる長期（マクロ）的な意思決定について考えてみると、企業が支払う意思がある実質賃金は失業率とは独立になる（利潤ゼロになる場合の企業の長期労働需要曲線と解釈される $(w/p)^D$ 線が水平になっているものと仮定している）。資本を無視した簡単なケースを考え、 Y を生産量、 A を労働生産性、 λ をマークアップ率とすると、生産関数は $Y=AN$ 、価格設定は $P=(1+\lambda)W/A$ となる。最後の式を変形すると需要賃金曲線は、 $\frac{W}{P} = \frac{A}{1+\lambda}$ と水平な線になる。

この $(w/p)^D$ 線は、生産性、生産技術、労働所得税などが変化するとシフトする。また、不完全競争市場では、企業が設定するマークアップ率が上昇すると、実質賃金が引き下げられるため $(w/p)^D$ 線は、下にシフトする。

自然失業率 u^* と長期均衡における実質賃金 $(w/p)^*$ が、 $(w/p)^S$ 曲線と $(w/p)^D$ 線との交点 E で決定される。特に重要なのは、生産性と自然失業率との間の関係で、非常に長い期間（約 100 年）を通してみると、生産性は大きく向上するにもかかわらず、多くの国では失業率に明確なトレンドがない（Layard, Nickell and Jackson, 1991）。生産性上昇は $(w/p)^D$ 線を上方シ

フトさせるが、 $(w/p)^S$ 曲線も同様に上方シフトさせるため、自然失業率への影響がなくなると考えられる。これは生産性上昇が、留保賃金の上昇とともに、同等程度 of 非市場行動（違法な行動など）への報酬上昇や、失業保険給付の上昇をもたらすことなどによる（Blanchard and Katz 1997）。

$(w/p)^S$ 曲線と $(w/p)^D$ 線は、それぞれ労働経済学の標準的な労働供給曲線や労働需要曲線と類似しているが、別のものである。 $(w/p)^S$ 曲線は、雇用される労働者の比率が増えると、実質賃金が増加するという関係を表す。通常の労働供給曲線は、所与の実質賃金のもとで働く意思のある労働者の数（または労働時間）を表している。一方、 $(w/p)^S$ 曲線の高さは、失業率が与えられたときに、労使の交渉の結果、実現する実質賃金の水準を表している。労使交渉の制度や、使用者が労働意欲を高めるために高い賃金を支払うことなどを反映している点が労働供給曲線とは異なる。

$(w/p)^D$ 線は水平に描かれている。これは労働について規模に関する収穫不変を仮定したためである。労働について規模に関する収穫逓減があれば右上がりになる。通常の労働需要曲線では、生産者が賃金や価格を与えられたものとして行動し、利潤を最大化する最適な雇用量を選択している。これに対し、 $(w/p)^D$ 線は、企業が市場価格を受容せず、自ら価格を設定する状況をも考慮する。よって $(w/p)^D$ 線は、失業率を所与として、必ずしも完全競争市場ではない労働市場で、企業が設定する実質賃金率の水準を表している。

標準的な労働需要曲線と労働供給曲線による実質賃金の決定では、現行賃金で働きたくない人だけが仕事をしていないので、非自発的失業問題をうまく説明できない。一方、 $(w/p)^D$ 線と $(w/p)^S$ 曲線を使った分析では、効率賃金モデルに見られるように、 $(w/p)^S$ 曲線で決まる実質賃金で働きたいけれども、雇用されない非自発的失業者が存在する。

（3）フィリップス曲線

供給賃金曲線と需要賃金曲線の式から、簡単な形のフィリップス曲線の式を導く。（2）長期（マクロ）的均衡の節では、供給賃金曲線、すなわち $(w/p)^S$ 曲線を $W = PF(u, z)$ としたが、短期的に労使が賃金を決定する際には、労働協約（労働契約）期間中のインフレーションを懸念して、交渉時の物価水準 P ではなく、将来の物価水準に関する期待（ P^e ）に基づいて賃金を交渉すると仮定した方がよい。そこで賃金交渉によって決定される名目賃金 W は、期待物価水準 P^e 、失業率 u 、失業率以外のシフトパラメーター z の関数であると仮定する。

$$W = P^e F(u, z) \quad (2-1 \text{ 式})$$

賃金需要曲線については、以前と同様に

$$P = (1 + \lambda) W / A \quad (2-2 \text{ 式})$$

とし、企業の価格設定は、名目賃金 W 、マークアップ率 λ 、労働生産性 A に依存するものとする。

（2-1 式）を（2-2 式）に代入して、

$$P=(1+\lambda)P^eF(u,z)/A \quad (2-3 \text{ 式})$$

ここで、議論を簡単にするために $F(u,z)$ の部分を次のように特定化する。

$$F(u,z)=1-\alpha u+z \quad (2-4 \text{ 式})$$

α は失業率上昇が名目賃金を低下させる程度を表すパラメーターである。

(2-4 式) を (2-3 式) に代入して

$$P=(1+\lambda)P^e(1-\alpha u+z)/A$$

となる。これは物価水準 P に関する式だが、この式から物価上昇率に関する式を導く。まず両辺を 1 期前の物価水準 P_{t-1} で割る。 π をインフレ率、 π^e を期待インフレ率とする時、

$$\frac{P_t}{P_{t-1}}=1+\pi, \quad \frac{P_t^e}{P_{t-1}^e}=1+\pi^e$$

という関係を用い、一般に 0 に近い x, y について xy は微小にな

るため $(1+x)(1+y) \approx 1+x+y$ が成り立つという近似を用いて、

$$\pi=\pi^e+\lambda+z-\alpha-\alpha u \quad (2-5 \text{ 式})$$

を得る。(2-5 式) がフィリップス曲線の式である。

(2-5 式) は、インフレ率 π が、期待インフレ率 π^e 、マークアップ率 λ 、労働生産性上昇率 α 、失業率 u 、賃金設定シフトパラメーター z によって決まることを表す。1 期前の物価水準 P_{t-1} を所与とする時、今期の物価水準 P_t の上昇は、インフレーションを意味する。なお (2-5 式) の関係は、(2-1 式) や (2-2 式) に戻って理解することができる。たとえば、マークアップ率 λ の上昇は、期待物価水準 P^e を所与とする時、物価水準 P を上昇させる。

(4) 自然失業率

自然失業率は、物価水準に関する期待が正しく、経済が長期マクロ均衡にある時の均衡失業率なので、(2-5 式) でインフレ率と期待インフレ率とを等しく ($\pi=\pi^e$) すると、自然失業率 u_N は

$$u_N=(\lambda+z-\alpha)/\alpha \quad (2-6 \text{ 式})$$

となる。

(2-5 式) は、(2-6 式) の関係を用いると (ここでは、 π_t が時点に依存することを明示するため時点を表す t を用いる)、

$$\pi_t=\pi_t^e-\alpha(u_t-u_N) \quad (2-7 \text{ 式})$$

と書くことができる。

以上が、フィリップス曲線の導出である。²より現実的なフィリップス曲線の式にするためには、供給ショックを明示して z として導入したり、次のような要素を加味する。

① 履歴効果： 自然失業率が、現実の失業率がたどった歴史に依存すると考え、履歴効果

² なお、近年盛んに研究されているフィリップス曲線に関するモデルとして、ニューケインジアン・フィリップス曲線がある。本稿ではニューケインジアン・フィリップス曲線についての分析を行っていないが、参考までに Appendix で紹介する。

を導入することがある。これは、長期失業者の再就職確率が下がったり、高失業期が続くと政府が雇用保障を強化するといった影響を考慮するものである。

- ② 実質賃金・名目賃金の硬直性： 具体的な定式化の仕方は人によって異なるが、たとえば、実質賃金の硬直性は失業率の変化に対し実質賃金の調整が遅い、また、名目賃金の硬直性は生産物価格の変化に対する名目賃金の調整が遅いものとして定式化される。これらの硬直性がある場合には、インフレ率や失業率のラグ項をフィリップス曲線の式に追加することになる。

2. NAIRU

NAIRU は、Modigliani and Papendemos (1975) が提唱した概念で、インフレ率が一定にとどまるような失業率水準である。失業率とインフレ率との間に負の関係があることを前提にすると、失業率が NAIRU の水準にあれば、インフレ率の上昇が生じていないため失業率は変化せず、その意味で労働市場は均衡していると考えられる。

最近の 30 年間に、NAIRU が注目を集めている理由のひとつに、1970 年代の 2 度の石油危機の後にインフレ期待の重要性が高まったことを指摘できる。Blanchard (2006) は、Samuelson と Solow がアメリカのフィリップス曲線を実証的に求めた際のデータ期間 (1900 年～1960 年) には、人々がインフレ率を十分に考慮しないで行動していたのではないかと指摘している。その理由として、第一に、インフレ率がほぼ例外なく正の値をとる 1970 年代以降とは異なり、1900 年～1960 年にはインフレ率が正の期間と負の期間が存在したため、インフレ率が正であることを強く意識していなかったこと、そして第 2 に、インフレ率の系列相関が低かったため、今年の高インフレ率が来年も続くと人々が予想していなかったことをあげている。

(2-7 式) によると、もしも人々がインフレ率の重要性を無視して行動するならば

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(u_t - u_N) \quad (2-7 \text{ 式})$$

の $\pi_t^e = 0$ となるため、インフレ率 π_t と失業率 u_t との間にトレードオフ関係がある。

一方、インフレ率の重要性が認識されるようになった 1970 年代以降では、例えば、静学的な期待 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ を仮定すると、

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha(u_t - u_N) \quad (2-8 \text{ 式})$$

がフィリップス曲線になる。

この場合、自然失業率 u_N は、一定のインフレ率 ($\pi_t = \pi_{t-1}$) と整合的な失業率 (NAIRU) と一致する。また、NAIRU は、一定のインフレ率 ($\pi_t = \pi_{t-1}$) となるような長期 (期待が正しいという意味での長期とは異なる) の長期均衡失業率になる。

ただし注意が必要なのは、今までの議論は、実際のインフレ期待形成が静学的である (インフレ率がランダム・ウォークしていると考えているため) という仮定に依存しているという点である。直後に述べるように、インフレ期待形成が静学的期待など一定の条件を満たさなければ、自然失業率と NAIRU とは一致しない。また、ハイパーインフレーションが起き

ているような金融政策のもとでは静学的な期待は、常に裏切られ $\pi_t = \pi_t^e$ にならないため、(2-7 式) より、失業率は自然失業率から乖離する。先の例では、静学的な期待が間違っただけであっても、(2-8 式) で事後的に $\pi_t = \pi_{t-1}$ とたまたま的中したので、その時の失業率が自然失業率に等しかつたに過ぎない。

一般に、NAIRU とインフレ率との関係を表す簡単なモデルは、 Π_t をインフレ率、 Π_t^e を期待インフレ率、 U_t を失業率、 a を定数、 U_t^* を NAIRU、 v_t を供給ショックとして

$$\Pi_t = \Pi_t^e - a(U_t - U_t^*) + v_t \quad (2-9 \text{ 式})$$

というものである (Ball and Mankiw 2002)。 U_t^* は労働市場における求職者と求人企業のマッチングが円滑に進めば小さな値になる。一方、 v_t は、失業率ギャップとインフレ率との間の安定的な関係を攪乱する諸要因を総称している。期待インフレ率については、適応的期待や合理的期待などが仮定される。(2-9 式) は移項により

$$\Pi_t - \Pi_t^e = -a(U_t - U_t^*) + v_t \quad (2-10 \text{ 式})$$

と書き換えることができる。

ここで (2-10 式) の期待インフレ率の定式化に注目する。³ まず、第一のケースとして、この期待インフレ率が、前期のインフレ率実現値に等しい場合 ($\Pi_t^e = \Pi_{t-1}$) には、(2-10 式) は、「失業率との間に負の関係を持つものはインフレ率ではなく、インフレ率の変化である」ことを示している。この場合のフィリップス曲線を NAIRU 型と呼ぶ。さらに一般化して、 $\Pi_t^e = \sum_i \gamma_i \Pi_{t-i}$ ($\sum_i \gamma_i = 1$) と期待インフレ率 Π_t^e をインフレ率のラグの加重和で表し、ラグ項の係数の和が 1 である場合のフィリップス曲線も NAIRU 型に分類する。(いずれの場合も a が有意にゼロとは異なることを仮定している。) このケースでは、インフレ率が安定している時 ($\Pi = \Pi_t = \Pi_{t-1}$) の失業率 (NAIRU) は、 $NAIRU = U_t^* + v_t / a$ となり、インフレ率に依存しなくなる。つまり長期的なフィリップス曲線は垂直になる。

これに対し、第二のケースとして、期待インフレ率をインフレ率のラグの加重和で表し、ラグ項の係数の和が 1 未満である場合のフィリップス曲線をフィリップス型と呼ぶ。フィリップス曲線がフィリップス型の場合には、失業率と期待インフレ率の両者がインフレ率の水準を決定し、インフレ率の水準と失業率との間のトレードオフ関係が長期にも残存することになる。

例えば、 $\Pi_t^e = \theta \Pi_{t-1}$ ($0 < \theta < 1$) と仮定すると、 $\Pi_t - \theta \Pi_{t-1} = -a(U_t - U_t^*) + v_t$ ($0 < \theta < 1$) となる。この時、インフレ率が安定している場合 ($\Pi = \Pi_t = \Pi_{t-1}$) の失業率は、 $U_t = -$

$\frac{1-\theta}{a} \Pi + U_t^* + \frac{v_t}{a}$ となるため、インフレ率が一定になるような失業率の水準は、インフレ率の水準と負の関係を持つ。これは、長期的にも、拡張的な金融政策により高いインフレ率、低い失業率の組合せを選択するか、緊縮的な金融政策で低いインフレ率、高い失業率の組合

³ 以下の説明は、Franz (2005)、黒田 (2004) を参考にした。

せを選択するかというトレードオフが存在することを意味する。安定したインフレ率に対応する失業率が貨幣的要因によっても変化するため、この失業率を自然失業率と呼ぶことも、その失業率の水準が「構造的失業+摩擦的失業」と解釈することも不適切になる。

(1) ミスマッチと NAIRU (自然失業率) との関係

他の部門の労働市場へ移るには調整費用が必要であるため、構造的失業が生じてしまう可能性がある。この種のミスマッチと NAIRU との間には、どのような関係があるのだろうか。Layard, Nickell, Jackman (2005) は、Lipsey (1960) の考え方を精緻化したモデルで、次のようにこの問題に答えている。

マクロ経済全体では、様々な種類 i の労働 N_i を用いて、コブ=ダグラス型の生産関数 $Y = \varphi \prod_i N_i^{\alpha_i}$ (α_i は $\sum \alpha_i = 1$) で生産を行う。ここで κ を生産物市場の競争度を示す指数とすると、名目物価 P は第 i 部門の名目賃金と

$$P = \prod_i \frac{W_i^{\alpha_i}}{\kappa \varphi} \quad (2-11 \text{ 式})$$

という関係を持つ。この式で、物価 P を 1 に固定して対数をとると、様々な生産方法を使って各種の労働 N_i に支払うことができる実質賃金 w_i の上限の組合せを表す、実質賃金フロンティアの式

$$A = \sum \alpha_i \log w_i \quad (2-12 \text{ 式})$$

が得られる ($A = \log(\kappa \varphi)$)。一定にする物価水準 P を 1 としている理由は、 $P=1$ と標準化すると、名目賃金自体が実質賃金になるためである。

さらに、賃金関数については、イギリスでは実証的に支持されている

$$\log w_i = \gamma_{0i} - \gamma_1 \log u_i \quad (2-13 \text{ 式})$$

が、第 i 部門について成り立つものとする。この式を実質賃金フロンティアの式 (2-12 式) に代入すると、「失業率フロンティア」

$$A = \sum \alpha_i \gamma_{0i} - \gamma_1 \sum \alpha_i \log u_i \quad (2-14 \text{ 式})$$

を得る。この失業率フロンティアは、経済における賃金設定者 (企業・労働者) の行動を所与として、予想外の賃金や物価の変動が無い場合に、実現可能な各部門の失業率の組合せを規定している。

「失業率フロンティア」の (2-14 式) の両辺に $\gamma_1 \log u$ を加え γ_1 で両辺を割ると、 $\sum \alpha_i = 1$ であることから、 $\log u = \text{const.} - \sum \alpha_i \log \frac{u_i}{u}$ (ここで経済全体の失業率 $u = \sum \alpha_i u_i$ である。また、

以下では $\alpha_i = \frac{L_i}{L}$ を仮定する。すなわち、 α_i は、労働者が第 i 部門に属す頻度、 $\frac{L_i}{L}$ に等しいものとする。)

と変形できる。 $\log \frac{u_i}{u}$ を 1 の周りで展開⁴して

$$\log u \approx \text{const.} - \sum \alpha_i \left(-\frac{1}{2} \right) \left(\frac{u_i}{u} - 1 \right)^2 = \text{const.} + \frac{1}{2} \text{var} \frac{u_i}{u} \quad (2-15 \text{ 式})$$

(2-15 式) から、全ての部門において同じ失業率である時、失業率の対数 $\log u$ は、最低の値を取り、定数部分の $\text{const.} = (\sum \alpha_i \gamma_{0i} - A) / \gamma_1$ となる ($A = \log(\kappa\phi)$)。

一方、各労働部門における失業率が異なっているならば、個別の労働部門では、失業率が低くなると急に実質賃金上昇圧力が強くなるという性質を賃金関数 (2-13 式) が持っている。第 i 部門に従事する労働者のシェア L_i / L が定数 α_i に等しいという仮定の下で、各労働部門間で労働者のシェアで加重された失業率のばらつき、すなわち $\text{var} \frac{u_i}{u} = \sum_i \alpha_i \left(\frac{u_i}{u} - 1 \right)^2$ が大きくなるほど全国平均の失業率が高くなる。

これまでの説明では、実現可能な各部門の失業率の組合せを考え、マクロ経済の平均失業率 u の水準が、各部門における失業率水準の分布と密接な関係があることを示した。この場合、全部で I 部門ある各労働部門の失業率が (u_1, u_2, \dots, u_I) となっている時、近似式である (2-15 式) から、経済全体の平均失業率 (マクロの失業率) u を求めることができる。次に、物価水準 P とその期待値が、このモデルで果たす役割について考えてみる。

① 物価水準 $P=1$ としないで、任意の物価水準 P に対して失業率フロンティアを求める。

(2-11 式) の直後で、物価 P を 1 に固定して対数をとったが、この物価水準 $P=1$ という仮定が一般性を損なわないものであることを示したい。そこで今回は $P=1$ に限定せず、任意の物価水準 P に対し、様々な生産方法を使って各種の労働 N_i に支払うことができる実質賃金 = 名目賃金 / 物価水準 ($w = W / P$) の上限の組合せを表す、実質賃金フロンティアの式を求めることにする。(2-12 式) の実質賃金 w_i に $w_i = W_i / P$ を代入して。

$$A = \sum \alpha_i \log(W_i / P) = \sum \alpha_i (\log W_i - \log P) \quad (2-12 \text{ 式})'$$

が得られる ($A = \log(\kappa\phi)$)。

さらに、賃金関数については、イギリスでは実証的に支持されている

$$\log W_i - \log P = \gamma_{0i} - \gamma_1 \log u_i \quad (2-13 \text{ 式})'$$

が、第 i 部門について成り立つものとする。この式を実質賃金フロンティアの式 (2-12 式)' に代入すると、「失業率フロンティア」

⁴ α_i は外生で定数とみなし、 $\alpha_i = L_i / L$ と仮定して、

$$\sum_i \alpha_i \left(\frac{u_i}{u} - 1 \right)^2 = \sum_i \alpha_i \left(\frac{u_i}{u} - \sum_i \alpha_i \frac{u_i}{u} \right)^2 = \text{var} \frac{u_i}{u}$$

である。 $\left(\frac{u_i}{u} \right)$ の平均が 1 になる理由は $u = \sum \alpha_i u_i$

$$A = \sum \alpha_i \gamma_{0i} - \gamma_1 \sum \alpha_i \log u_i \quad (2-14 \text{ 式})'$$

を得る。

最後に得られた (2-14 式)' は、 $P=1$ とした場合の失業率フロンティアの式 (2-14 式) と全く同じなので、失業率フロンティアは、物価水準 $P=1$ という仮定のもとで得た失業率フロンティアと同じになる。

② 短期の失業率フロンティア (物価水準 P と期待物価水準 P^e とが異なると、失業率フロンティアがシフト)

物価水準 P に関する期待は長期では正しい。しかし、短期においては、そうとは限らないため、期待物価水準 P^e に基づき労使が賃金交渉を行う。そこで、賃金関数 (2-13 式)' の代わりに、労使の賃金交渉の結果として決定される期待実質賃金と失業率との間の関係は

$$\log W_i - \log P^e = \gamma_{0i} - \gamma_1 \log u_i \quad (2-13 \text{ 式})''$$

で表される。

(2-13 式)'' をさらに書き換えて、

$$(\log W_i - \log P) + (\log P - \log P^e) = \gamma_{0i} - \gamma_1 \log u_i \quad (2-13A \text{ 式})''$$

とする。一方、事後的に生産物価格 P から労働者に分配できる賃金 W は、再び (2-12 式)' から、

$$A = \sum \alpha_i \log(W_i/P) = \sum \alpha_i (\log W_i - \log P) \quad (2-12 \text{ 式})'$$

となっているので、(2-13A 式)'' の $(\log W_i - \log P)$ の部分を (2-12 式)' に代入して、物価水準 P に期待錯誤があり得る短期の失業率フロンティアは、

$$A + (\log P - \log P^e) = \sum \alpha_i \gamma_{0i} - \gamma_1 \sum \alpha_i \log u_i \quad (A = \log(\kappa\varphi)) \quad (2-14 \text{ 式})''$$

となることがわかる。1 期前の物価水準 P を所与とすると、実際のインフレ率が期待インフレ率を上回っている場合には $(\log P - \log P^e)$ が 0 より大きくなり、失業率フロンティアは、左下へシフトする。その結果、経済全体の平均失業率は低下する。

一方、経済の失業率が自然失業率になる長期 (マクロ) においては、物価水準 P に関する期待も正しい ($P=P^e$) ものとされ、失業率フロンティアは (2-14 式)、あるいは同じ式だが (2-14 式)' になる。特に $P=P^e$ となる場合の平均失業率が NAIRU (より正確には自然失業率) である。

(2) 長期マクロ均衡 (第 3-2-1 図) との関連

以上のミスマッチが存在するモデルで期待錯誤が存在しないケースでは、経済の失業率が NAIRU (より正確には自然失業率だが $p_t^e = p_{t-1}$ のような期待形成を仮定すれば NAIRU と自然失業率は一致する。) に留まる場合の失業率を分析したことになる。しかし第 3-2-1 図の $(w/p)^S$ 曲線と $(w/p)^D$ 線との交点で決まった自然失業率との関連については未だ十分に説明されていないので、改めて第 3-2-1 図を使って考えてみたい。

第3-2-1図は長期（マクロ）的均衡の図で、右上がりの供給賃金曲線は、労使が一般物価水準について正確な知識を持ち、労使が賃金を決定している場合の曲線である。この曲線は（2-13式）に対応している。対照的に短期には物価水準 P について正しく予想しているとは限らず、労使がともに期待物価水準 P^e を実際よりも低めに予想していたならば、供給賃金曲線は下にシフトする。

水平に描かれた需要賃金曲線は、全てのインプットの量を調整して企業が費用を最小化して生産を行う場合に、企業が労働者に支払う実質賃金を表している。費用を最小化しているので、ある労働部門の需要賃金曲線の高さ（実質賃金）は、その労働部門で働く労働の限界生産物と比例的な関係にある。多くの労働部門の労働者を用いて生産を行っているため、もしも他の労働部門の労働者が多数生産に従事していれば、労働の限界生産物が増加するため、需要賃金曲線は上にシフトする。

需要賃金曲線は、実質賃金フロンティアの式

$$A = \sum \alpha_i \log(W_i/P) = \sum \alpha_i (\log W_i - \log P) \quad (2-12 \text{ 式})'$$

を変形して、 $(\log W_i - \log P) = A - \frac{1}{\alpha_i} \sum_{j \neq i} \alpha_j (\log W_j - \log P)$

と書き直すと、第 i 労働部門の労働者の実質賃金は、 $A = \log(\kappa\varphi)$ で表されている生産物市場の競争度や労働生産性の水準だけではなく、他の労働部門の労働者に支払われる実質賃金にも依存していることがわかる。

長期マクロ均衡（期待も正しい）における供給賃金曲線と需要賃金曲線との交点が各労働部門の「自然失業率」の水準を決めることになり、それらの平均失業率が経済全体の自然失業率になる。

なお、本稿で紹介しているモデルは、いずれも金融政策と NAIRU との関係を扱っていない。貨幣も含めた場合のインフレ率や NAIRU（＝自然失業率）については、脚注⁵に譲りた

⁵ 現在のモデルで扱っているのは、技術進歩も、労働人口の増加も、貨幣供給量の増加も存在しない静態的な経済である。

これに対し実際のマクロ経済では、技術進歩、貨幣供給量の増加、労働力人口の増加、インフレ期待などが起きている。生産技術、資本ストック、労働力人口などの供給サイドによって規定される産出量に経済が収束する傾向がある中期（Blanchard（2006）の中期）には、

① オークン法則： $u_t - u_{t-1} = -\beta(g_{yt} - \bar{g}_y)$

（ $g_{yt} - \bar{g}_y$ ：GDP 成長率 g_{yt} の正常成長率 \bar{g}_y からの乖離、 β は正の定数。）

失業率を一定に保つためには、GDP 成長率を正常成長率（労働力人口増加率＋労働生産性上昇率）に等しくする必要がある。

② フィリップス曲線（ π_{t-1} を期待インフレ率、 u_N を自然失業率として）：

$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha (u_t - u_N)$

③ 総需要曲線の関係から金融政策の影響だけを取り出し、貨幣供給量と均衡 GDP との関係の規定する

式： $Y_t = \gamma \frac{M_t}{P_t}$

が成り立つ（ γ は定数）。

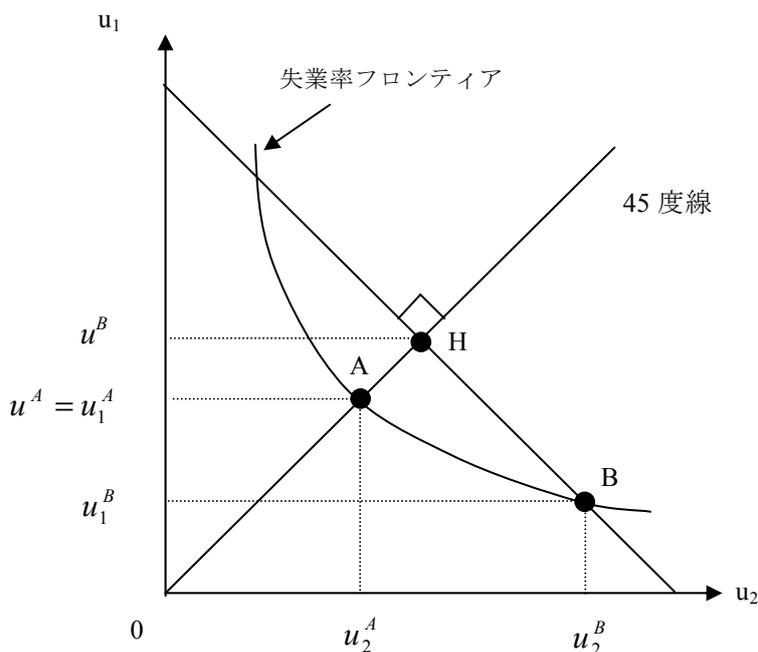
中期的には失業率が変化しない（ $u_t = u_{t-1}$ ）ことから、①より $g_{yt} = \bar{g}_y$ 。次に名目貨幣量増加率を一定として \bar{g}_m とすると、GDP 成長率が \bar{g}_y なので、③よりインフレ率が $\pi = \bar{g}_m - \bar{g}_y$ と求められ一定になる。すなわち、

い。

(3) 図を用いた説明

これまでの議論を単純なケースについて図を用いて示すことにする。図の縦軸を第1部門の失業率 u_1 、横軸を第2部門の失業率 u_2 とした第3-2-2図の中に描いた失業率フロンティアは、経済が自然失業率水準にある場合（経済が長期マクロ均衡にあり、物価水準 P に関する期待が正しい場合）の2部門の失業率の組合せを示している。労働部門が2部門のみで同じ規模（ $\alpha_1 = \alpha_2 = 0.5$ ）の場合の図である。経済が点 B にある場合には、第2部門の失業率 u_2^B が第1部門の失業率 u_1^B よりもかなり高いが、労働者は部門間の移動をできないため、低賃金の第2部門から高賃金の第1部門に移動できない。この場合の平均失業率は、原点 0 を通る45度線に点 B からおろした垂線と、45度線との交点である点 H に対応する u^B となる。一方、経済が点 A にある時、失業率フロンティア上で2部門の失業率が等しく（ $u_1^A = u_2^A$ ）、賃金も両部門でほぼ等しい。この場合の平均失業率は u^A となる。

第3-2-2図 ミスマッチとNAIRU(自然失業率)



各部門の労働賦存量を所与とする時、物価水準についての期待が正しく、需要ショックが

中期のインフレ率は、名目貨幣供給量増加率と正常成長率（労働力人口増加率+労働生産性上昇率）の差になる。

その結果、貨幣も含めたモデルでは

インフレ率 = 貨幣供給量増加率 - 労働力人口増加率 - 労働生産性上昇率
となる。

Blanchard (2006) は、「インフレーションは常に、どこでも貨幣的な現象である。」という Friedman の言葉を引用して、企業の独占力、強固な労組、ストライキ、財政赤字などは、貨幣供給量増加率の引き上げをもたらさない限り、中期的にインフレーションに影響を与えないと述べている。

ない場合の失業率の組合せ (u_1, u_2) が、失業率フロンティア上の各点で表されている。フロンティア上の点で、平均失業率が最低になるのは、両部門の失業率が等しい場合 (点 A) で失業率は u^A である。これに対し、点 B に経済がある場合には、雇用機会が部門 1 に集中しすぎており、労働者が労働部門間の移動をできないため、ミスマッチが生じ、平均失業率は u^B と高い水準にある。

この 2 つの場合の NAIRU の差 (u^A と u^B の差) は、2 部門で失業率が等しくなっている点 A と、部門間で失業率が異なっているにもかかわらず部門間を労働が移動できない点 B との違いによる。点 B では部門間移動をできないことによるミスマッチが生じている。既出の

$$\log u \approx \text{const.} - \sum \alpha_i \left(-\frac{1}{2} \right) \left(\frac{u_i}{u} - 1 \right)^2 = \text{const.} + \frac{1}{2} \text{var} \frac{u_i}{u} \quad (2-15 \text{ 式})$$

という近似式に戻ると、点 A の場合と点 B の場合の失業率の差は $\frac{1}{2} \text{var} \frac{u_i}{u}$ に関係しているの
で、NAIRU の水準は、各部門の失業率の平均失業率に対する比 $\left(\frac{u_i}{u} \right)$ の分散に依存することがわかる⁶。

ここで、各労働部門の構成比 (α_i) が等しい 2 つの経済の NAIRU における状況を比べてみる。第一の経済では、第 3-2-2 図の点 A のように各部門の失業率が全て等しい。第二の経済では、第 3-2-2 図の点 B のように各部門間で失業率に大きな差がある。ただし、ここで失業率に大きな差があるとは、 $\left(\frac{1}{2} \text{var} \frac{u_i}{u} \right)$ が大きいということである。この 2 つの経済を比べた場合、後者の経済の方が、平均失業率が高くなる。各部門間の労働移動はできないので、後者の経済のように、各部門の失業率の平均失業率に対する比 $\left(\frac{u_i}{u} \right)$ に大きなばらつき (α_i で加重された分散) があるということは、低失業率・賃金上昇圧力が強い部門と、高失業率・賃金上昇圧力が弱い部門との間に大きな差があることを意味する (第 3-2-1 図参照)。失業率が低い部門ほど、失業率を 1 ポイント引き下げるために必要となる賃金上昇幅が大きいので、マクロのインフレ率上昇に大きく寄与する。そのため、インフレ率を所与とした時、各部門間で失業率に高低の差のある経済の方が失業率がより高くなる。

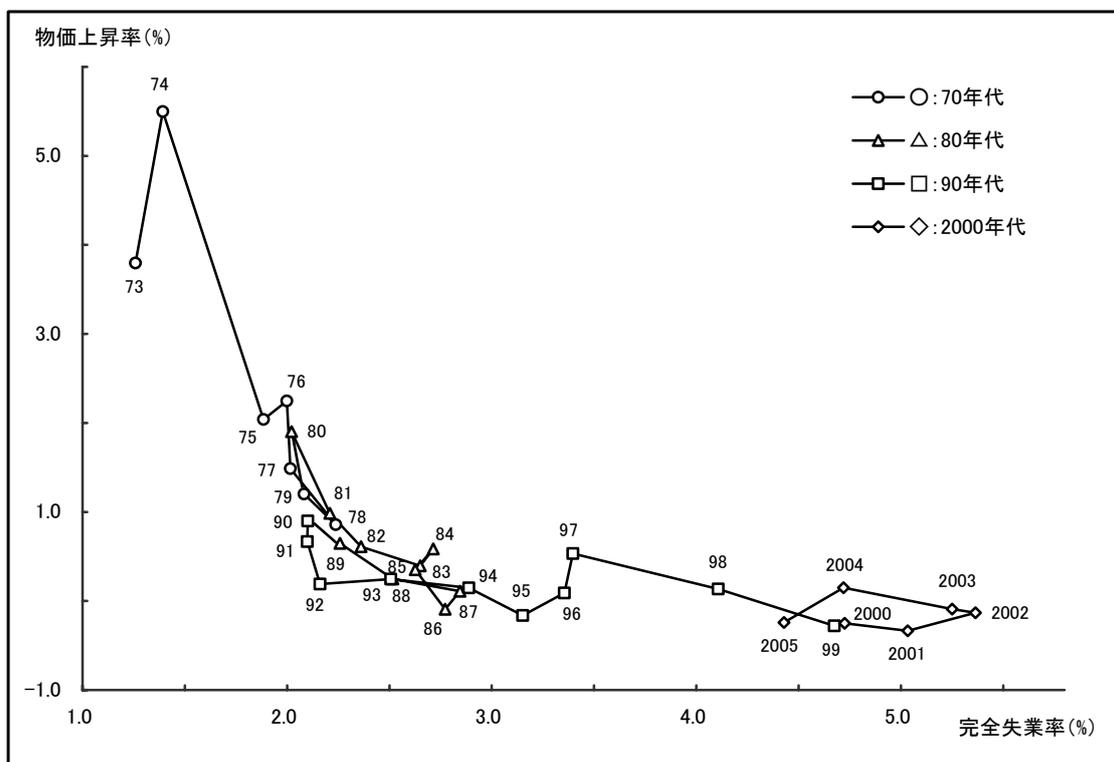
今、各労働部門のシェア (α_i) を所与とする。各労働部門は、技能別の部門や、年齢別の部門を考えることができる。技能ミスマッチの拡大や、年齢差別が起きると、それらがなく各部門の失業率がほぼ等しい場合に比べ、各労働部門間で失業率の差が拡大し、 $\frac{1}{2} \text{var} \frac{u_i}{u}$ が

⁶ Layard, Nickell, and Jackman (2005 p310) は、 $\frac{1}{2} \text{var} \frac{u_i}{u}$ をミスマッチ指標としている。

大きくなり、マクロの失業率（各労働部門の α_i で加重して計算した平均失業率）が上昇することがわかる。この結論は、賃金関数などの特定化に依存してはいるものの、大筋では説得力のある理論であるように思える。

さて、このモデルを念頭に置き、日本のデータを観察してみることにする。Phillips (1958) や Lipsey (1960) が観察したように、賃金上昇率の実現値は失業率が低下する時にフィリップス曲線より高く失業率が上昇する時にフィリップス曲線より低いという傾向があり、データを結んだ線は反時計回りの円運動をすることが多い。第3-2-3図は、日本の年次データ（月次データをもとに平均して計算）のインフレ率を縦軸に、失業率を横軸にとったものである。このグラフでも概ね80年代半ばから97年までと、99年から2005年までは反時計回りの円運動をしているようである。

第3-2-3図 物価と完全失業率の推移(1973年～2005年)



上で紹介したような NAIRU と各部門間の失業率格差の関係をふまえると、このデータから推測されるのは、景気が回復する際には牽引役のセクター（産業）と、そうでないセクターとの間の格差が大きくなるため、各種労働への派生需要が大きく変化する結果、マクロの賃金上昇圧力が高く、NAIRUが高くなる（反時計回りの円運動の上部）。一方、景気が鈍化する際には、活発な経済活動を行っていたセクターの落ち込みが相対的に大きく、マクロの賃金上昇圧力が低下し、NAIRUが低くなる（反時計回りの円運動の下部）。もしこの推論が正しければ、一つの円運動をしている間のデータ期間に、一本のフィリップス曲線をあては

めて、その期間には NAIRU が一定だったと解釈しては誤解を招くことになる。NAIRU を推計するには、相対価格の変化に留意すべきであると考えられる。

実際、Lipsey (1960) は、一つの円運動の期間に、賃金上昇率と失業率との間に安定的な関係（フィリップス曲線）があり、この安定的な関係の上下にデータがはずれているという解釈をせず、労働移動が不完全な複数の労働市場で失業率格差が大きい景気過熱時には、安定的な個別労働市場の賃金上昇率と失業率との間の関係よりも上方にマクロの賃金上昇率と失業率との関係があるという事実を説明するモデルを展開した。

3. UV 分析の「均衡失業率」

構造的・摩擦的失業の推計に最もよく用いられるのは、UV 分析である。UV 分析では、グラフの横軸に雇用失業率 U 、縦軸に欠員率 V をとる時、原点に対して凸な右下がりの UV 曲線（Beveridge 曲線）と、原点を通る 45 度線との交点における雇用失業率 U = 欠員率 V を「構造的失業率 + 摩擦的失業率」とする。 $U = V$ である時、マクロ的には、需要不足による失業はなく、摩擦的失業あるいは構造的失業が存在していると考えられ、この時の失業率の水準を「均衡失業率」と呼ぶ。UV 曲線が右下がりとなされるのは、通常、失業者が多い不景気の時には、埋めることができない欠員が少なくなる傾向があるからである。

UV 分析は、労働市場のマクロ的な需給状況を量的な側面から捉え、労働市場全体に存在する失業と欠員のうち、どちらが不足しているかを一目で把握することを可能にする。例えば、数年前とほぼ同じ失業水準において、欠員数が増加する傾向が定着しているならば、何らかの理由で求人者と求職者とのマッチングが進んでおらず、UV 曲線の右シフト、すなわち、均衡失業率が上昇していると判断できる。

UV 曲線は、賃金の水準についての情報を直接含んでいないため、労働者の技能水準や、労働分配率の変化、賃金の下方硬直性などが需給不一致の原因なのかを分析するには向いていない。

UV 曲線については統計の上でも理論の上でも、いくつかの問題点が指摘されている。大橋 (2006) は、特に重要な問題として、日本の統計上の問題として、欠員率が公共職業安定所の業務統計であり、職安の求人だけを対象にしているため、経済全体の欠員率とは言えないことから、 $U = V$ で表される 45 度線が、雇用失業率 = 欠員率となる状況に対応していない点を指摘している。さらに大橋 (2006) は、理論上の問題点として、実際に労働サービスの取引が行われていなくても、失業数や欠員数を含め、単に数の上で労働の総需要と総供給が等しくなっている状況が経済学の均衡概念と一致せず、 $U = V$ で賃金の上昇率がゼロになるわけでも、失業率が安定するといった均衡状態を表すものでもない点をあげている。さらに、同じ UV 曲線上にある 2 点を比較すると、欠員率と失業率の比率が異なることから、ミスマッチ失業の水準もそれに応じて変動していると思われるが、UV 分析では、同じ UV 曲線上にある 2 点では、構造的・摩擦的失業は一定であるとされ、現実的ではない (大橋 2006)。

4. 「構造的失業率+摩擦的失業率」諸概念の比較

(1) NAIRU 対 自然失業率

自然失業率仮説は、貨幣的変数が実物経済に影響を与えるのは、インフレ率期待に錯誤が生じる短期に限られるという、古典派の二分法の流れをくむ仮説である。NAIRU と自然失業率とを同義語のように扱う文献も多いが、「自然失業率」には、自然利子率と同様に経済がいずれ自然失業率水準に戻るというニュアンスがこめられていることが多い。

Calvo (1979) や Solow (1979) 流の、労働者が仕事中に怠ける (shirking) ことを考慮しつつ企業が賃金設定をするモデルで、Phelps and Zoega (1997) は、自然失業率と NAIRU との違いを以下のように説明する。なお本稿では労働者が怠ける水準を選択するという Phelps and Zoega (1997) の設定の代わりに、労働者が努力水準を決定するという設定にしているものの、本質的には違いがない。

ア 基本的な効率賃金モデル

Phelps and Zoega (1997) のモデルを紹介する準備として、効率賃金モデルをより標準的な形で紹介し、その後で、本文のモデルとの関連を述べることにする。

w が賃金率、 e が労働者の努力水準、 L を労働時間とする。Phelps and Zoega (1997) では w ではなく相対賃金 W/W^e だがモデルの構造は大きく変わらない。 w は労働時間に依存しないものとする。この節では労働者は全て同質的なので代表的個人と考えて良い。さらに、この企業の生産技術は、1 単位の資本あたりの企業の生産高 q が $q=f(e(w)L)$ という生産関数 $f(\cdot)$ と努力関数 $e(\cdot)$ によって規定される。この時、企業にとっての最適化問題は、2 段階になる。

まず第 1 段階で、企業は、効率単位あたりの労働費用を最小化する賃金水準 w を決定する。第 2 段階では、第 1 段階で設定した最適な w のもとで、「労働の限界生産性×財価格＝名目賃金」となるように産出量を決定する。なお、本節では第 2 段階の話をしていない。

第 1 段階の最適化は、生産関数 $f(\cdot)$ のインプットが、努力水準 e と労働時間 L の積になっているという生産関数 $q=f(e(w)L)$ に関する仮定に依存している。生産関数に入力されるインプットは $e(w)L$ なので、如何なる量のインプットであれ、もっとも安く購入すべきである。企業は労働時間 L に対して賃金総額 wL を支払う。インプット 1 単位あたりの費用は

$\frac{wL}{e(w)L} = \frac{w}{e(w)}$ で労働時間とは独立となる。例えば、インプットを 100 単位使って生産する場合を考える ($e(w)L=100$)。労働費用の総額は、インプット 1 単位あたりの労働費用×100 なので、 $100 \times \frac{w}{e(w)}$ である。企業は 100 単位のインプットを用いて生産関数 $q=f(e(w)L)$ で、 $f(100)$

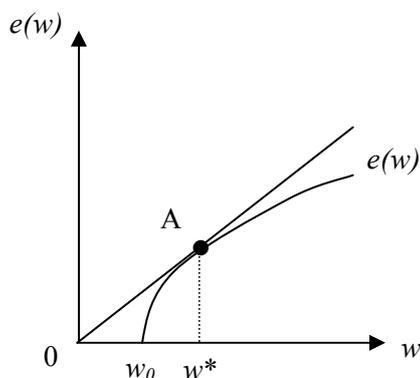
だけのアウトプットを生産している。企業が利潤を最大にするには、どのアウトプットの水準に対しても、その生産に必要なインプットに費やす費用を最小にする必要がある。企業は、

$f(100)$ だけのアウトプットを生産するための労働費用 $100 \times \frac{W}{e(w)}$ を最小化するため、結局 $\frac{W}{e(w)}$ を最小化することになる。どのアウトプット水準に対しても $\frac{W}{e(w)}$ を最小にすべきなので、第1段階で $\frac{W}{e(w)}$ を最小にするように賃金を設定する。

さて第1段階の選択において、努力関数 e は第3-2-4図のような形状をしていると仮定される。すなわち、正の努力水準を得るためには、ある賃金水準 w_0 以上の賃金を支払うことが必要である。また、賃上げは努力水準を上昇させるが、賃金上昇が努力水準上昇をもたらす限界的な効果は逡減する。

第一段階では、企業は $\frac{w}{e(w)}$ を最小にするように w を決定する。第3-2-4図では $e(w)$ 上の点Aと原点0とを結んだ線分OAの傾き $\frac{e(w)}{w}$ が最大になるような賃金水準 w^* を企業が設定する。 $w=w^*$ の時、 $e(w)$ の傾き、 $\frac{de(w)}{dw}$ は、 $e(w)$ 上の点Aと原点0とを結んだ直線OAの傾き、 $\frac{e(w)}{w}$ に等しい。この $\frac{de(w)}{dw} = \frac{e(w)}{w}$ が、効率単位あたりの労働費用を最小化するための必要条件で、 $w=w^*$ において、努力関数の賃金弾力性が1に等しい、すなわち、 $\frac{de(w)}{dw} \times \frac{w}{e(w)} = 1$ であることを意味する。(Solow 条件) 企業は、労働者の努力を促すために留保賃金 w_0 よりも高い賃金を設定している。

第3-2-4図 効率賃金の設定



イ 拡張された効率賃金モデル

前節の基本的な効率賃金モデルを拡張し、上記の努力関数 $e(\cdot)$ が、現在の会社の名目賃金

W の、経済全般の平均期待賃金(W^e)に対する比率、すなわち期待相対賃金、 $\frac{W}{W^e}$ に依存するものとする。⁷

経済全般の平均期待賃金(W^e)は労働者が想像する経済全般の賃金水準である。労働者は、 W^e を正確に W に等しく予想できるとは限らない。一方、企業は経済全般の平均賃金について正確な知識を持ち、労働者の平均期待賃金(W^e)についても正しく認識しているものとする。

さらに、努力関数 $e(W/W^e, u; s, \dots; r^*, \dots)$ をシフトさせる要因として、失業率 u (労働市場で仕事を見つけにくいと失業から就業まで時間がかかる)、資産の水準 s や海外実質利子率 r^* などを仮定する。

企業は、効率単位あたりの労働費用を最小化する賃金を設定する。この拡張されたモデルでは、これは $\frac{W}{e(\frac{W}{W^e}, \dots)}$ を最小化することを意味する。経済全般の平均期待賃金(W^e)は、企業

にとって所与であることから、 $\frac{W}{e(\frac{W}{W^e}, \dots)}$ を最小化する W は、 $\frac{\frac{W}{W^e}}{e(\frac{W}{W^e}, \dots)} = \frac{W}{e(\frac{W}{W^e}, \dots)} \times \text{定数} \frac{1}{W^e}$

を最小化する W と同じなので、企業の最適な賃金設定は、相対賃金 $\frac{W}{W^e}$ を

$$\frac{e_1(\frac{W}{W^e}, u; s, \dots; r^*, \dots)(\frac{W}{W^e})}{e(\frac{W}{W^e}, u; s, \dots; r^*, \dots)} = 1 \quad (2-16 \text{ 式})$$

となるように設定するというものになる。すなわち、第 3-2-4 図の w を $\frac{W}{W^e}$ に置き換えて考えれば良い。

この最適化条件は Solow (1979) の弾力性条件で、努力関数 e の期待相対賃金弾力性が 1 になるように賃金が設定される。努力関数 e のシフト要因として、特に失業率 u の変化を考えることにする。失業率 u が高くなると失業した場合に就職まで時間がかかるため、所与の W に対し、労働者は努力水準を上昇させる。この時、企業は以前よりも低い賃金で $\frac{W}{e(\frac{W}{W^e}, u, \dots)}$

を最小化できる。すると、企業が設定する名目賃金は、失業率 u の減少関数になる。

別のシフト要因である平均期待賃金 W^e については、労働者が相対賃金に関心を持っていることから、労働者が想像する平均期待賃金 W^e が 2 倍になれば、企業が設定すべき名目賃金は 2 倍になる。

Friedman (1968) が明記しているように、自然失業率とは一般均衡失業率である。すなわ

⁷ Phelps and Zoega (1997) のモデルとはノーテーションが異なるが、本質的な内容は同じである。

ち、労働市場だけではなく他の市場も均衡しており、現在および将来の相対価格について自己実現的な (self-fulfilling) 期待が形成されている時の失業率である。したがって、均衡では期待は正しく、 $W=W^e$ となっており、

$$\frac{e_1(1, u; s, \dots; r^*, \dots)}{e(1, u; s, \dots; r^*, \dots)} = 1 \quad (2-17 \text{ 式})$$

となる。

このモデルでは、自然失業率 \hat{u} は、資産などに関する正しい期待 \hat{s} などに対応して、 $\frac{e_1(1, \hat{u}; \hat{s}, \dots; r^*, \dots)}{e(1, \hat{u}; \hat{s}, \dots; r^*, \dots)} = 1$ を満たす失業率である。一方、労働者の期待が正確でない時、合理的期待均衡にはなっておらず不均衡が生まれる。

では労働者の期待錯誤がある場合には、失業率と賃金との間にどのような関係があるだろうか。失業率と賃金インフレとの関係に集中するため、資産などに関する期待 \hat{s} などは正しいものとする。

労働者が現在の平均名目賃金を低く見積もっている場合 ($W > W^e$) には、 $\frac{W}{W^e} > 1$ となり、怠けていると他社に再就職しても賃金が下がってしまうと予想するため、努力水準を高める。一方、企業がなぜ、このように高い賃金設定をしているのだろうか。労働者の期待に、このような誤差がある場合には、 $\frac{W}{W^e} > 1$ のまま、企業は努力関数の賃金弾力性が 1 になるように賃金を設定しているはずなので、他の事情を一定にすれば、失業率が自然失業率を下回っているはずである。つまり、失業時の失業期間が短くなっていることから、失業率に関連した努力促進効果が低く、相対的に賃上げによる努力促進効果が高まっている。結論として、労働者の期待錯誤は、失業率の自然失業率からの乖離と明確な対応を持つ。

労働者が経済の平均的な賃金水準について錯覚していると、NAIRU は変化する。しかし、(正確な期待に対応する) 自然失業率は変化しない。Phelps and Zoega (1997) は、Paul Samuelson による次の例を用いて、自然失業率と NAIRU とを対比させている。

不景気の時期に、企業が多くの社員をリストラしており、雇用確保のために賃金カットをしているというニュースが巷にあふれているとしよう。この時、解雇を免れた社員は、解雇された社員の賃金に比べ、自分の賃金水準を過大評価する可能性があるだろう。一方、解雇された人々は自らの賃金の相対的下落を過大評価していないものとする。これらの仮定のもとでは、平均的な労働者は、経済全体の平均賃金が、自らの賃金に比べ相対的に低下していると考えていることになる。

平均的な労働者は、平均よりも高い賃金を得ていると錯覚しているため、怠けようとする気持ちが少なくなる。そこで、企業は、賃金を引き上げて、労働者を勤勉に働かせる必要が減り、賃金水準の低下 (失業率が低下しない場合には賃金水準の錯覚と同率の低下) または

失業率の低下がおこる。この例では、労働者の錯覚によってデフレが生じているので、賃金上昇率（あるいは物価上昇率）の変化が 0 となる失業率（NAIRU）は低下する。しかし、自然失業率自体は変化していない。経済全体の賃金水準について平均的な労働者が錯覚しているため、失業率が自然失業率から乖離しているものの、自己実現的期待と整合的な一般均衡における自然失業率は変わっていない。

自然失業率を以上のように定義すると、失業率の自然失業率からの乖離は、平均名目賃金に関する期待値の予測誤差と密接に関係することになる。一般に、失業率が自然失業率から乖離すると、賃金や物価がそれらの期待値から乖離していることになる。

しかし、失業率の自然失業率からの乖離は、賃金上昇率や物価上昇率が前期の水準から異なっていることを必ずしも意味しない。そのため、経済が NAIRU にある状態（賃金上昇率が上昇も下落もしていない状態）では、失業率が自然失業率と等しいとは限らない。

（2）「NAIRU、自然失業率」対「UV 分析の均衡失業率」

Nickell（2006）によれば、均衡失業率に影響を与える変数には 2 種類ある。第一に、マッチングの容易さに影響を与える変数としては、失業保険給付制度（給付期間や所得代替率）、Phelps が強調するように非人的資産の収益率である実質利子率、雇用保障の強さなどがある。このうち、雇用保障を法律で強化すると、企業が新規採用を手控える効果があるが、雇用関係の法律、人事の専門化が進み、非自発的な離職を減少させる効果がある。マッチングを困難にする要因は、Beveridge 曲線（UV 曲線）を右にシフトさせ、均衡失業率を上昇させる。逆に、マッチングを容易にする政策は Beveridge 曲線を左にシフトさせる。左シフトをもたらす政策には、労働移動の障害を減少させる政策、職業訓練、スウェーデンのような積極的労働市場政策などがある。

第二に、労働市場で超過供給があるにもかかわらず、賃金を直接上昇させる変数は均衡失業率に影響を与えるものの、Beveridge 曲線をシフトさせない。その例として、賃金決定の制度がある。賃金決定の制度は産業別、地域別に異なる。競争的な賃金決定に比べ、労働協約で賃金が決定される場合には、労組の交渉力が相対的に強く、組織率が高いと賃金に上昇圧力が加わる。さらに実質賃金の低下に対する労働者の抵抗が強ければ、失業率を高める要因となる。実質賃金の低下に対する労働者の抵抗が起きる例として、交易条件の悪化、趨勢的生産性上昇率の予想外の低下、手取り賃金を低下させる労働所得税の税率上昇などがあり、これらは失業率を高める要因になる。もちろん第一の要因と第二の要因とは、互いに排他的なものではなく、現実には、労働所得税の税率上昇は、第一の要因でも考えられる。

以上見たように、第一の要因である Beveridge 曲線の右シフトは、均衡失業率の上昇のための必要条件ではあるが十分条件ではない。このため、均衡失業率の上昇を把握するためには、労働市場の量的な側面を反映する Beveridge 曲線と、実質賃金の変化による価格面の調整や労使の間の所得分配面をも考慮するフィリップス曲線の分析とを補完する必要がある。

第3節 NAIRU 推計

1. OECD の NAIRU の定義

ここで、NAIRU とは何かをより正確に理解するために、OECD の定義 (Richardson et. al. 2000) をもとに、NAIRU 関連の定義を整理しておく。OECD の定義が公式の定義であると言わなければならないが、時間と共に変化する NAIRU (可変 NAIRU) を推計する際に、着目すべき変数は何かと考える際に手がかりとなるからである。なお本節での短期、長期の区別は、これまでの短期、長期の区別とはやや異なっている。

一時的供給ショックは、永続的供給ショックに比べ、「構造的失業+摩擦的失業」に与える影響は限定的であると考えられるので、一時的供給ショックの影響を除いた上で NAIRU を定義することにしたい⁸。

次の期待修正版フィリップス曲線の式を用いて NAIRU を定義する。 Δ を一次差分オペレーター、 π をインフレ率、 U_t を観察された失業率、 ZL_t を長期間影響が残る永続的供給ショック、 ZT_t を一時的供給ショックとする。 $\alpha(L)$ 、 $\theta(L)$ 、 $v(L)$ 、 $\gamma(L)$ は、ラグ・オペレーター L のラグ多項式である。 e はホワイト・ノイズ (分散が一定である無相関過程) の誤差項、 K_t は、他の諸変数で捉えきれしていない、NAIRU に影響を及ぼすパラメーターである。なお各変数の下付添字 t は、時点 t の値であることを示す。

(3-1) 式は、インフレ率が、過去のインフレ率、失業率の NAIRU からの乖離、現在及び過去の失業率、現在及び過去の一時的供給ショックに依存することを示している。

$$\Delta \pi_t = \alpha(L) \Delta \pi_{t-1} - \beta(U_t - U^*_t) - \theta(L) \Delta U_t + v(L) ZT_t + e_t \quad (3-1 \text{ 式})$$

$$U^*_t = [K_t + \gamma(L) ZL_t] / \beta \quad (3-2 \text{ 式})$$

(1) NAIRU

NAIRU は、(3-1 式)、(3-2 式) の U^*_t である。 t 期の NAIRU は、一般に t 期までの永続的供給ショックの実現値に依存する。これらの式では、NAIRU が時間とともに変化する可能性、すなわち、可変 NAIRU である可能性も許している。一方、NAIRU が時点によらず、一定である場合 (固定 NAIRU) には、インフレ率のラグ項の係数和が 1 であることが、定常状態において $U=U^*$ であるために必要になる。

この標準的な NAIRU (供給ショック無しの NAIRU) の定義から、NAIRU は、もしも一時的な供給ショックがなかったとすると、インフレ率が一定にとどまるような失業率水準であることがわかる。すなわち、一時的な供給ショックが起きた場合に生じたインフレ率の変化

⁸ Gordon (1997) では、NAIRU の標準的な定義は、供給ショックが無かったとした場合に、安定的なインフレ率と両立する失業率であるとしている。供給ショックの影響を除去しないと、供給ショックが起きる度に NAIRU がジャンプしてしまう。

が、全てこの一時的供給ショックに起因するものであるならば、NAIRUは変化しない。

(2) 短期 NAIRU

短期 NAIRU ($US*_t$ とする) とは、NAIRU ($U*_t$) を所与として、(3-1) 式で、インフレ率が前期と同じ水準にとどまる ($\Delta \pi_t=0$) ような失業率 U_t の値である。

ここで、NAIRU と短期 NAIRU との間の関係を考えるために簡単な例をあげることにする。たとえば、一時的に物価を上昇させる供給ショックが起きた場合、NAIRUは変化しない。一方、物価を上昇させる一時的な供給ショックが起きているため、インフレ率の変化がゼロになるような失業率水準 (短期 NAIRU) は NAIRU を上回ることになる。

t 期の短期 NAIRU は、一般に、 t 期までの永続的供給ショックの実現値に依存している NAIRU と、 t 期までの一時的供給ショックの実現値に依存する。

(3) 長期均衡失業率

長期均衡失業率は $UL*_t$ は、長期的に一定の値をとる永続的ショック ($ZL_t=zl$) に対する全ての調整が終了した後の NAIRU の水準である。⁹

$$UL^* = f\{K_t + \gamma(1)zl\} / \beta \quad (3-3 \text{ 式})$$

この長期均衡失業率は、一定の値を取る永続的供給ショックの実現値と対応している。たとえば、労働市場における職業紹介の効率性が、ある年を境に高まったとすると、長期均衡失業率は低下する。長期均衡失業率は、自然失業率に対応する。

2. NAIRU と NAIRU 推計

Ball and Mankiw (2002) の他、多くの米国の経済学者は NAIRU の変動をひきおこす最も重要な要因は生産性であると考えている。1970 年代に生産性が低下した際に NAIRU は上昇し、1990 年代後半の生産性上昇に伴い、NAIRU は低下した。米国では、失業率が高い若者の比率が低下したために失業率が低下したという議論や、もし労働市場に参加していれば失業率が高かったであろう囚人人口が増えたために失業率が低下したという議論もある。

1980 年代のヨーロッパ諸国では失業率が高止まりした。失業率がしばらくの間高くなると、失業者の技能の陳腐化が起これ、再雇用確率が低下するため、失業率が高い時期がさらに続いてしまうという、失業の履歴効果を主張する経済学者がある。Ball (1997) は、OECD 諸国の労働市場における資源配分上の歪みをもたらす様々な政策を国際比較した結果、ほとんどの政策は NAIRU に影響を与えなかったが、ディスインフレ政策と長期の失業保険給付期間を同時に実施した国では、これらの政策の組合せが NAIRU を大きく上昇させた結論を

⁹ (Richardson et. al. 2000) から引用した (3-3 式) の f は、(3-2 式) と比較すると不必要だと思われる。

得ており、労働市場における歪みが長期間、労働市場の機能を損なうという履歴効果の一種だと捉えている。

Nickell (2006) によると、多くの国では、失業率は均衡失業率の周りで変動するが、金融部門の規制緩和に失敗して景気後退を招き、失業率が大幅に上昇したフィンランドとともに、日本は例外的な国であり、日本では 1990 年より失業率が上昇する一方、インフレ率は低下し 1999 年にマイナスに転じたことから、失業率が均衡失業率を長い間上回っている状況が続き、マクロ政策に何らかの問題があったとしている。

もし日本の失業率が均衡失業率の周りで変動していないならば、均衡失業率の推計はどのような意味を持つのだろうか。失業率を①需要不足失業と②構造的失業+摩擦的失業に分解する際に、①の需要不足失業は循環的失業 (cyclical unemployment) と呼ばれることがある。循環的失業という語句は、趨勢的な失業率のトレンドが②の構造的失業+摩擦的失業に対応し、失業率のトレンド周りの失業率の乖離が①の循環的失業を表すという見解を反映していると考えられる。ところが、トレンド自体が変化している場合には、本来ならば構造的失業であるものを循環的失業と見誤ってしまう可能性がある。そこで本稿では、失業率の系列に一定のトレンドをあてはめるのではなく、ランダム・ウォークする NAIRU を推計する。

1990 年代の始めから半ばまで、経済学者の多くは、米国の NAIRU が約 6%であると認識していた。しかし、1995 年に失業率が 6%を大きく下回り続けたにもかかわらず、インフレーションは起こらなかった。そのため、NAIRU という概念に対する疑義が生じた。さらに、NAIRU 推定値の標準誤差が大きいため (Staiger, Stock and Watson 1997)、金融政策の意思決定をする際に、失業率の NAIRU からの乖離は、参考にならないのではないかと考えられるに至った。

フィリップス曲線の文献では、インフレ率を測る際の物価関連のデータとして、GDP デフレーターのようにデータの対象を広くとるものから、通常、食品とエネルギーの価格を除いた「コア・インフレ率」のようにせまくとるものまである。一般にコア・インフレ率を用いて推計すると信頼区間が狭くなるが、どのコア・インフレ指標を用いるかによっても信頼区間が大きく異なる。理論の上での望ましさと、信頼区間の幅の両方を考慮すると、どのインフレ指標を使うべきか必ずしもはっきりしない (Staiger, Stock and Watson 1997)。

用いるべきインフレ指標について、Fair (2000) は、米国企業が設定している価格を用いるべきだと考え、非農業企業部門物価デフレーター (PNF) を用いている。PNF は、YY を非農業企業部門名目産出量 (nominal business nonfarm output)、IBT を間接税総額、Y を 1992 年基準のドル価格で評価した非農業企業部門名目産出量として $PNF = (YY - IBT) / Y$ と計算される。この PNF は、間接税、農業部門および政府部門の産出量、輸入を含まない。

Staiger, Stock and Watson (1997) は、固定 NAIRU の推定の際に、1962 年から 1995 年の年次データによる分析を行った。インフレ率として前年比インフレ率を使い、失業率については 16 歳以上の全ての非軍人の失業率を用いている。被説明変数を今期のインフレ率としたフ

リップス曲線の推計にあたり、例えば、2 期間の失業率のラグを説明変数に含める場合には、説明変数に、前年の失業率及び 2 年前の失業率の NAIRU からの乖離、現在および過去のインフレ率やサプライ・ショックを使っている。説明変数に今年の失業率を含まない点が多く、その根拠として、今年の失業率が外生であると考えにくく、さらに、失業率の NAIRU からの乖離がインフレ率に影響を与えるまでに時間がかかるためと述べている。

Staiger, Stock and Watson (1997) は、1961 年第 3 四半期から 1995 年第 4 四半期までの四半期データで、可変 NAIRU の分析も行っている。NAIRU を可変として推計する場合には、NAIRU 自体が確率過程に従って変動すると仮定するため、NAIRU の変動が大きくなり、信頼区間もより大きくなる。Staiger, Stock and Watson (1997) は、この理由で NAIRU の信頼区間が大きくなることには根拠があると考えられる。

3. 日本のデータを用いた NAIRU 推計

(1) NAIRU 推計

各四半期の NAIRU は直接観察可能ではないので、各期に得ることができる情報をもとに NAIRU の推計値を再帰的に更新する手続きとなっているカルマン・フィルタによる推計を行う。フィルタリングでは、他に HP (Hodrick and Prescott) フィルタが有名だが、HP フィルタを適用した推計値の系列は、現実の値に近づいたものになる傾向があるため、需要の変動による失業率の変化を過小評価してしまう可能性が考えられる。

カルマン・フィルタは、新しい観測値が利用可能になる度ごとに、状態変数の推定値を更新する一連の方程式のことである。新しい観測値が予想からずれている場合、そのずれが、状態変数の予測が間違っていたのか、それとも、観測ノイズが大きかったために予測を誤ったのか判断して、状態変数についての分布の平均や分散を更新していく。状態変数の変動を予測誤差の分散で割ったものがシグナル・ノイズ比で、このシグナル・ノイズ比が大きいほど、観測値が予測からはずれた場合に、状態変数の推定量をより大きく改訂する。

カルマン・フィルタ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。スムージングは観測値から状態変数の推定値を求めるための最適な手法になっており、一般にフィルタリングよりも正確な推計が可能となる。過去のデータを用いて経済構造を分析する目的にはフィルタリングよりもスムージングの方が適している。

NAIRU はランダム・ウォーク過程に従うと仮定する。この仮定は、每期、NAIRU が僅かに変化することを許容するもので、 v_t は、以下の観測方程式に明示的に含まれていない変数の変化などを反映している。NAIRU が特定の確率過程に従うものとして推計することも可能だが、なぜ NAIRU が特定の確率過程に従うと先験的に仮定するのか根拠を示すことは容易

ではない¹⁰。また、NAIRUの変化の背景には、経済の構造変化があり、構造変化の中には元に戻らない永続的な変化もある。その結果、NAIRUの振る舞いに定常性を仮定することも適当ではない。そこで、NAIRUについては、非定常でランダム・ウォークすると仮定する。

$$\text{NAIRU}_t = \text{NAIRU}_{t-1} + v_t \quad v_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_v^2) \quad (\text{遷移方程式}) \quad (3-4 \text{ 式})$$

推計するのは、非線形のフィリップス曲線で、インフレ率のラグとサプライ・ショックが説明変数となる。例えば、次のような式である。

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \beta_4 \pi_{t-4} \\ & + \beta_5 \pi_{t-5} + \beta_6 \pi_{t-6} + \beta_7 \pi_{t-7} + \beta_8 \pi_{t-8} + \beta_9 \pi_{t-9} + \beta_{10-t} \text{COIL}_t \\ & + \beta_{11} \text{PRODGAP}_t + \gamma \left(\frac{\text{NAIRU}_t - U_t}{U_t} \right) + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (\text{観測方程式})$$

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3-5 \text{ 式})$$

π_t : 前年同期比の消費者物価上昇率（持家の帰属家賃及び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）

COIL_t : 「輸入物価指数（石油・石炭・天然ガス）÷国内企業物価指数」の対前年同期比変化率

PRODGAP_t : 労働生産性のトレンドからの乖離（労働生産性のトレンドについては時間 t についての2次関数をあてはめた。）

この観測方程式において $Z_t = \text{NAIRU}_t \gamma$ 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。

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \beta_4 \pi_{t-4} \\ & + \beta_5 \pi_{t-5} + \beta_6 \pi_{t-6} + \beta_7 \pi_{t-7} + \beta_8 \pi_{t-8} + \beta_9 \pi_{t-9} + \beta_{10-t} \text{COIL}_t \\ & + \beta_{11} \text{PRODGAP}_t + Z_t U_t^{-1} - \gamma + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (\text{観測方程式}') \quad (3-6 \text{ 式})$$

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

$$Z_t = Z_{t-1} + v_t \quad v_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_v^2) \quad (\text{遷移方程式}) \quad (3-7 \text{ 式})$$

(注：観測方程式の $Z_t U_t^{-1} - \gamma$ の部分は、 $+\gamma \left(\frac{\text{NAIRU}_t - U_t}{U_t} \right)$ という非線形のフィリップス曲

¹⁰ ただし推計期間中に日本の可変NAIRUは上昇しつつあると考えられるため、正のドリフト付きのランダム・ウォーク過程を仮定した方が、推計が改善する可能性がある。

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。）

時間と共に変化するパラメーターは Z_t のみである。（各 β は固定パラメーター）

データ期間：1970年1月から2005年12月まで（四半期データに変換）

分析の主眼は予測ではなく、経済の構造を知りたいので、以下ではスムージングを行った場合の推計結果を報告する。なお、TSPのアウトプットでは、Kalman filterによる各パラメーターの推計で、p値が全て0.000になっているため、p値については記載を省略した。

説明変数としては、他に実質実効為替レート、20歳～64歳の労働力人口に占める45歳以上の人の割合などを試みた。消費者物価指数については、総合指数よりも、持家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合指数を使った場合の方が2000年代のNAIRUの上昇が高めになり、NAIRUの動きが実感に合致しているように思われるため、持家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合指数を用いた。¹¹

多くの定式化を試した結果、第8期あるいは9期のインフレ率のラグ（PIQ8, PIQ9）を入れないと誤差項の系列相関がゼロから有意に異なることがわかった。そこで9期までのラグを最長のラグとした。最終的に選択した定式化は、赤池の情報量基準（AIC）、誤差項の系列相関がゼロから有意に異なることを重視して選んだ。第3-3-1表は、選ばれたモデルで用いた説明変数の係数の推計結果を報告している。

第3-3-1表 NAIRU推計(観測方程式)の推計結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
C	-.006274	-.006752	-.006711	-.006693	-.006779
PIQ1	1.054	1.051	1.031	1.044	1.043
PIQ2	-.04916	-.04626	-.01410	-.09573	-.09460
PIQ3	-.1149	-.1151	-.1251		
PIQ4	-.2253	-.2244	-.2833	-.3413	-.3396
PIQ5	.2027	.1993	.2260	.2234	.2212
PIQ6	-.05533	-.05339			
PIQ7	-.01424	-.01334			
PIQ8	.06214	.06059	-.05950	-.04785	-.04676
PIQ9			.07976	.07371	.07256
COIL	.006702	.006706	.006826	.006896	.006896
PRODGAP		-.01478			-.01027
UNEI=1/u	.02412	.02447	.02442	.02435	.02465
Log likelihood	471.705	471.384	472.780	472.223	471.889
AIC	-921.41	-918.768	-925.56	-926.446	-923.798

被説明変数はPIQ（今期の前年同期比インフレ率）、説明変数はC（定数）、PIQ_xは（PIQのx四半期前の値）、COIL（「輸入物価拍数（石油・石炭・天然ガス）÷国内企業物価拍数」の対前年同期比変化率）、PRODGAP（労働生産性トレンドからの乖離）、UNEI（完全失業率uの変数）

¹¹ 1989年消費税導入と1997年消費税率引き上げの影響を除くため、黒田（2004）と同様に、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%をそれぞれ差し引いた。

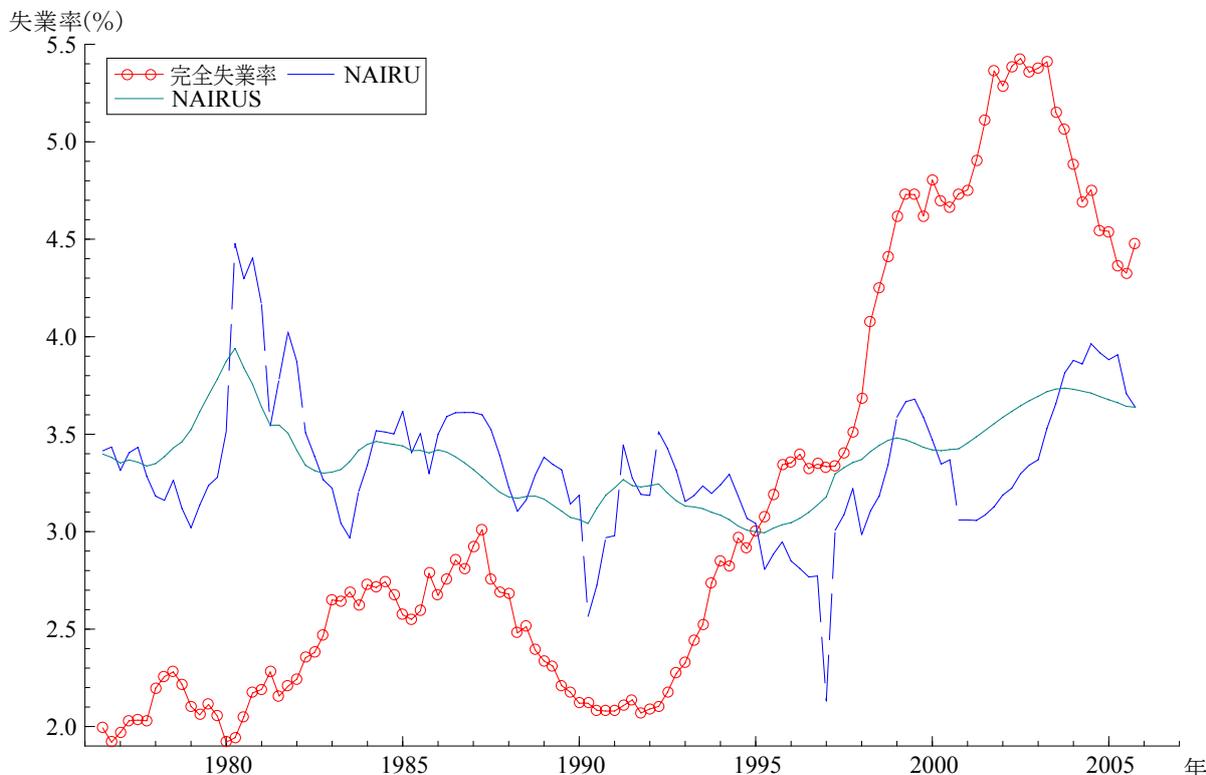
第3-3-1表が推計結果である。推定された各変数の係数は、正しい符号を示している。石油・石炭・天然ガスの高騰はインフレを招くため正の符号が期待される。労働生産性の向上は、効率単位の労働コストを低下させるためインフレを抑制する。失業率の逆数が高くなる時、失業率は低下しているので、インフレを招く。

検定を行っていないものの、先行研究と同様にインフレ率のラグの係数の和は1よりも小さいようである。

推計されるNAIRUは1976年第3四半期から2005年第4四半期までで、次のグラフ(第3-3-2図)は、第3-3-1表のモデル1~モデル5の中で、AICが最小になるため、選択されるモデル4に対応する。グラフの中の線は、UNEMQ:四半期の失業率(月の平均)、NAIRU(フィルタリング・初期からt期までの情報を利用)、NAIRUS(スムージング・初期から最終期までの情報を全て利用。)

もっとも当てはまりの良いモデルは、非線形の物価版フィリップス曲線のコントロール変数として「輸入物価指数(石油・石炭・天然ガス)÷国内企業物価指数」を用いたものであった。推計期間の最終時点である2005年第4四半期のNAIRUのスムージングによる推計値は3.64%である。これに対し、労働生産性のトレンドからの乖離をコントロール変数とした場合には、比較的当てはまりが良くない。

第3-3-2図 NAIRU(フィルタリング)とNAIRUS(スムージング)の推移(モデル4)

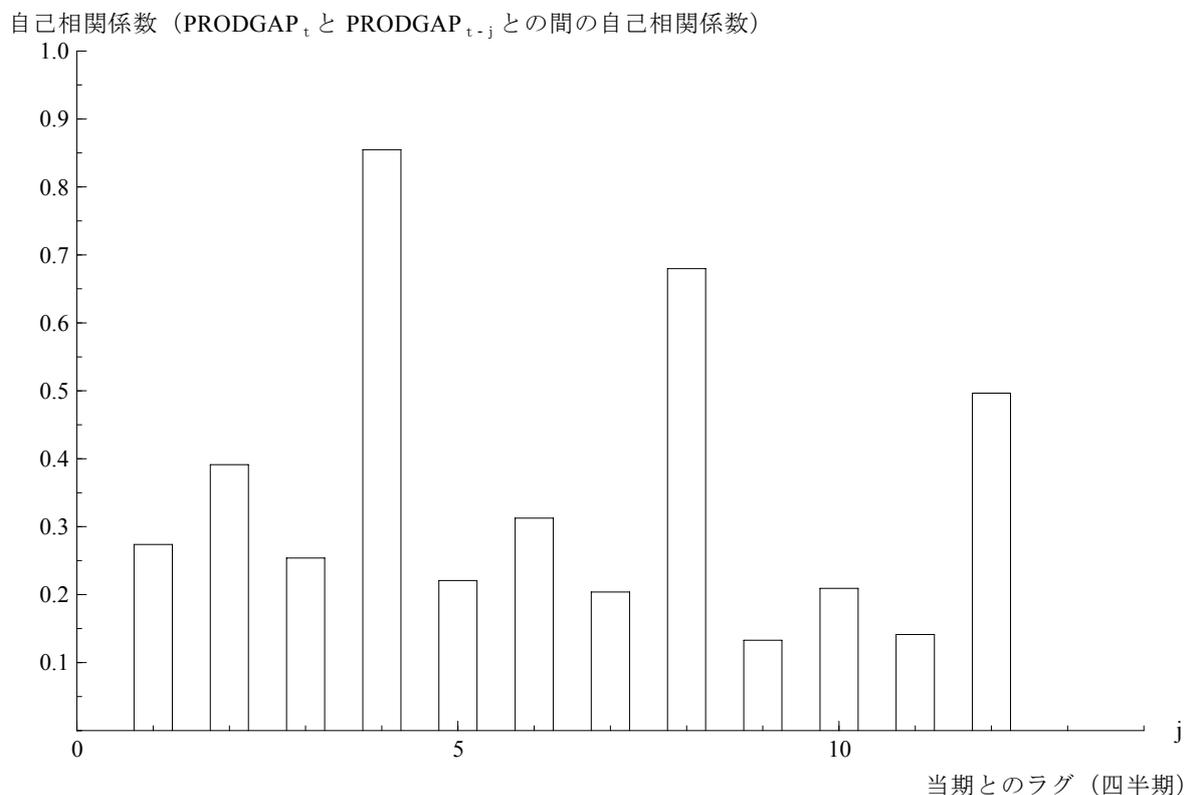


NAIRU の定義の際に、一時的ショックと永続的ショックを区別した。ここでは、便宜上、 t 期におけるショックが、2 年程度でほとんど無くなる一時的ショックと、それよりも長い期間続く永続的ショックとを区別する。第 3-3-3 図、第 3-3-4 図のコレログラムを見ると、労働生産性ショックについては、自己相関係数がなかなか減衰しないのに対し、石油・石炭・天然ガス価格ショックについては自己相関係数が 4 四半期後には、ほとんど減衰してしまうことがわかる。すなわち、労働生産性ショックは永続的だが、石油・石炭・天然ガス価格ショックは一時的であると判断できる。

通常 NAIRU は、一時的ショックがなかった場合にインフレ率を高めない失業率のことを指すので、モデル 4 で推計されたパラメータ (COIL の係数) を用いて、石油・石炭・天然ガス価格ショックに起因したインフレ率の変化を除去して、NAIRU を推計した。(第 3-3-5 表 モデル 6)

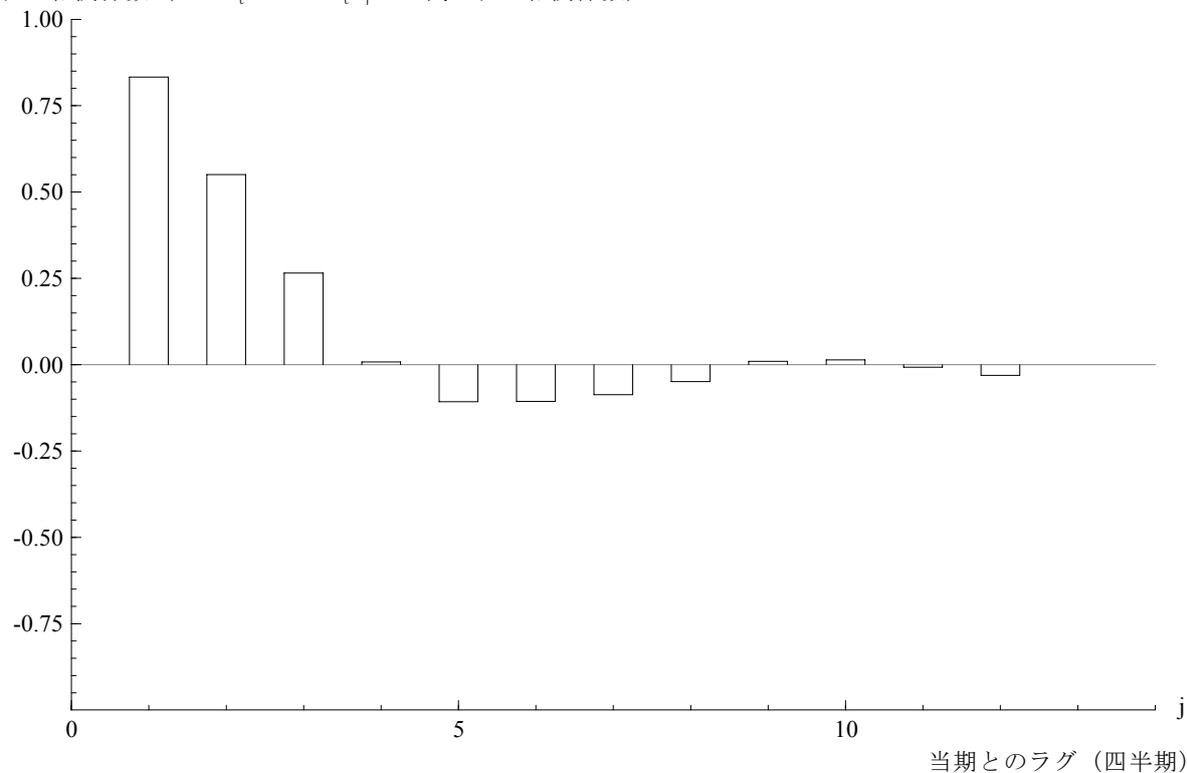
次のグラフ (第 3-3-6 図) では、モデル 6 の TRNAIRUS (スムージング) と、第 3-3-2 図 モデル 4 で推計された NAIRUS (スムージング) とを比較している。モデル 4 の NAIRUS (スムージングで得られた NAIRU) に比べ、石油・石炭・天然ガス価格ショック (「輸入物価指数 (石油・石炭・天然ガス) ÷ 国内企業物価指数」の対前年同期比変化率) の影響を取り除いたモデル 6 の NAIRU (グラフの中の TRNAIRUS) は、より変動が小さくなった。

第 3-3-3 図: 労働生産性ショック (PRODGAP) のコレログラム (横軸の単位は四半期)



第 3-3-4 図: 石油価格ショック COIL(「石油・石炭・天然ガスの輸入物価指数÷国内企業物価指数」の対前年同期比変化率)のコレログラム(横軸の単位は四半期)

自己相関係数 (COIL_t と COIL_{t-j} との間の自己相関係数)



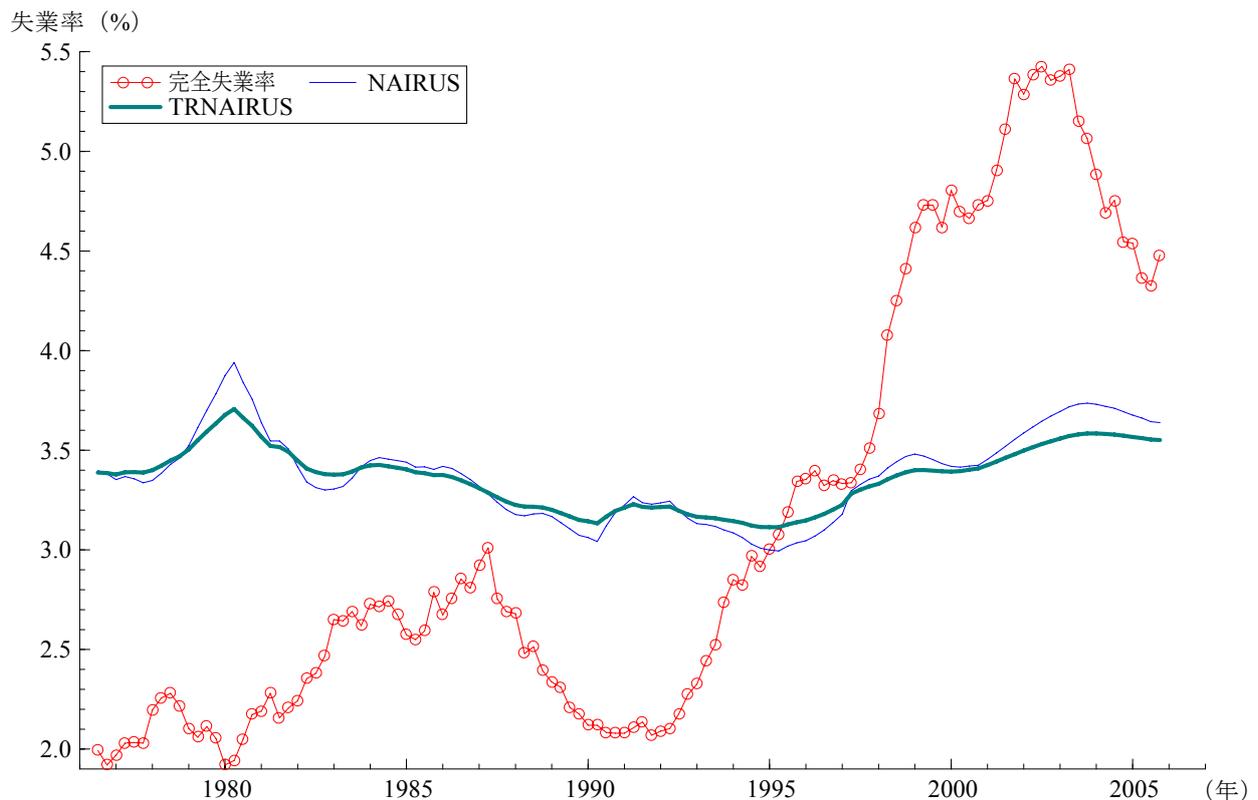
第 3-5-5 表 MAIRU 推計(観測方程式)モデル 6:

一時的ショック(石油価格ショック)を取り除いた

	モデル 6
C	-.005854
PIQ1	1.138
PIQ2	-.1708
PIQ3	
PIQ4	-.3435
PIQ5	.2167
PIQ6	
PIQ7	
PIQ8	-.0477
PIQ9	.07044
COIL	
PRODGAP	
UNEI=1/u	.02531
Log likelihood	449.994

変数は第 3-3-1 表と同じ

第 3-3-6 図 NAIRUS(スムージング、モデル 4)と TRNAIRUS(スムージング、モデル 6)の推移



2005 年第 4 四半期の NAIRU のスムージングによる推計値は 3.55%となった。1970 年代の NAIRU は高めに推計されており、推計期間 1976 年第 4 四半期～2005 年第 4 四半期の NAIRU が全て 3%台になっており、これは今後の課題としたい。

(2) 今回の推計の課題

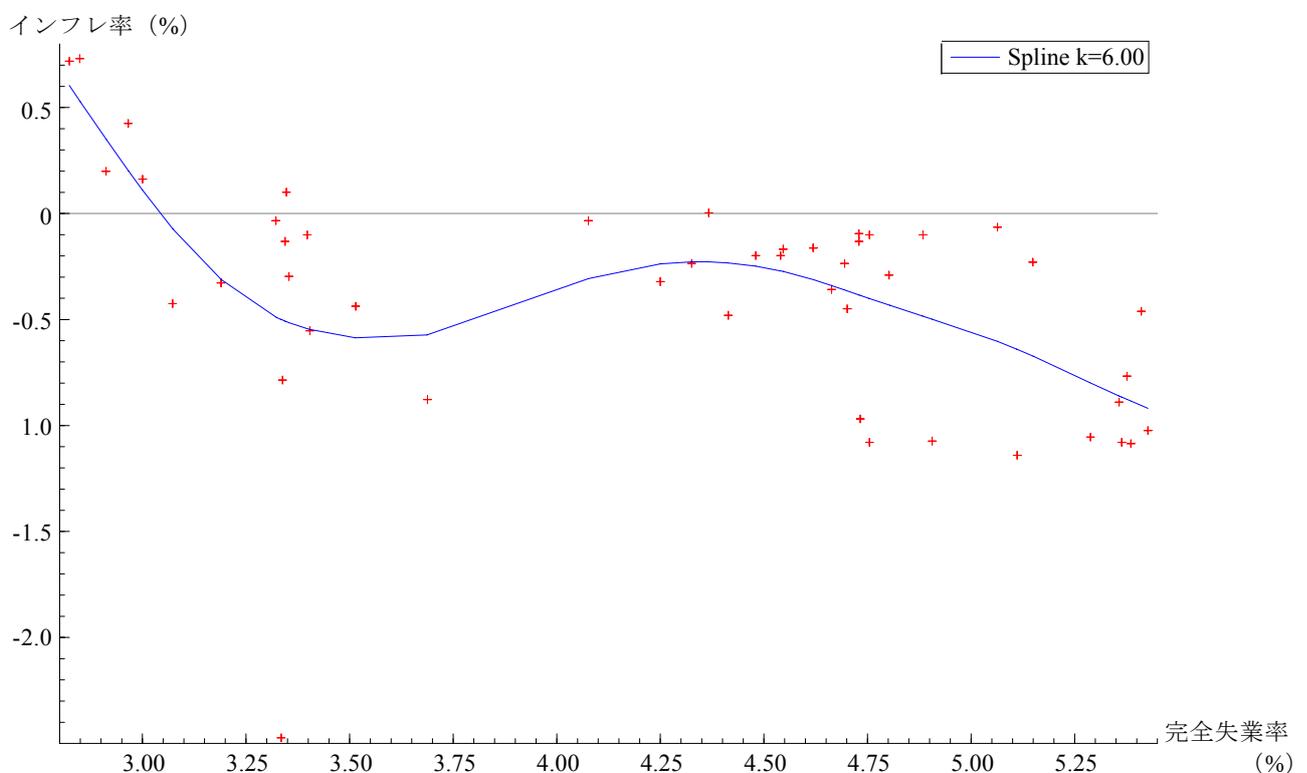
これまでに得られた NAIRU のスムージング推計値を各年代のインフレ率の変化と比べてみると、特に 1970 年代の NAIRU が高すぎるように思われる。そこで、1970 年から 1991 年までにデータ期間を限定して再推計を試みたが、実際の失業率よりも NAIRU が激しく変動する結果になった。NAIRU が乱高下するとは考えられないので、信憑性の低い結果である。

1970 年代にはインフレ率の変化が激しく、石油危機の経験を経て、単純な適応的期待では近似できないようなインフレ期待が形成されたと思われる。この時期には、インフレ期待の変化とサプライ・ショックにより、フィリップス曲線が頻繁にシフトしたと思われるため、フィリップス曲線を正確に推計するのは難しい時期である。

最近の日本では、インフレ率や失業率の動きが比較的小さくなっている。とりわけ、インフレ率がゼロ・インフレ近傍にあったため、フィリップス曲線が通常とは違った形状をしている可能性がある。Akerlof, Dickens, and Perry (1996) は、独占的競争のモデルで、各企業が非対称なショックを受け、名目賃金の下方硬直性に直面しているシミュレーション・モデル

で、インフレ率がゼロあるいはマイナスになると、賃金調整ができないため、雇用調整を行う企業が増え、失業が増大するため、長期フィリップス曲線が非線形になることを示した。また、名目賃金の下方硬直性があっても、経済状況がある程度悪化すれば、賃金引き下げや、非正規雇用の拡大などに着手する企業があるので、ある程度高い失業率では、物価下落圧力が強まるかもしれない。1994年～2005年の四半期データ（縦軸:インフレ率、横軸:完全失業率）をスプライン曲線で回帰すると、そのような動きがあるようにも見える（第3-3-7図）。図の中の $k=6.00$ は線形回帰分析の説明変数の数にほぼ対応している。このパラメーターの値を自動的に選択した場合の図が第3-3-7図である。¹²

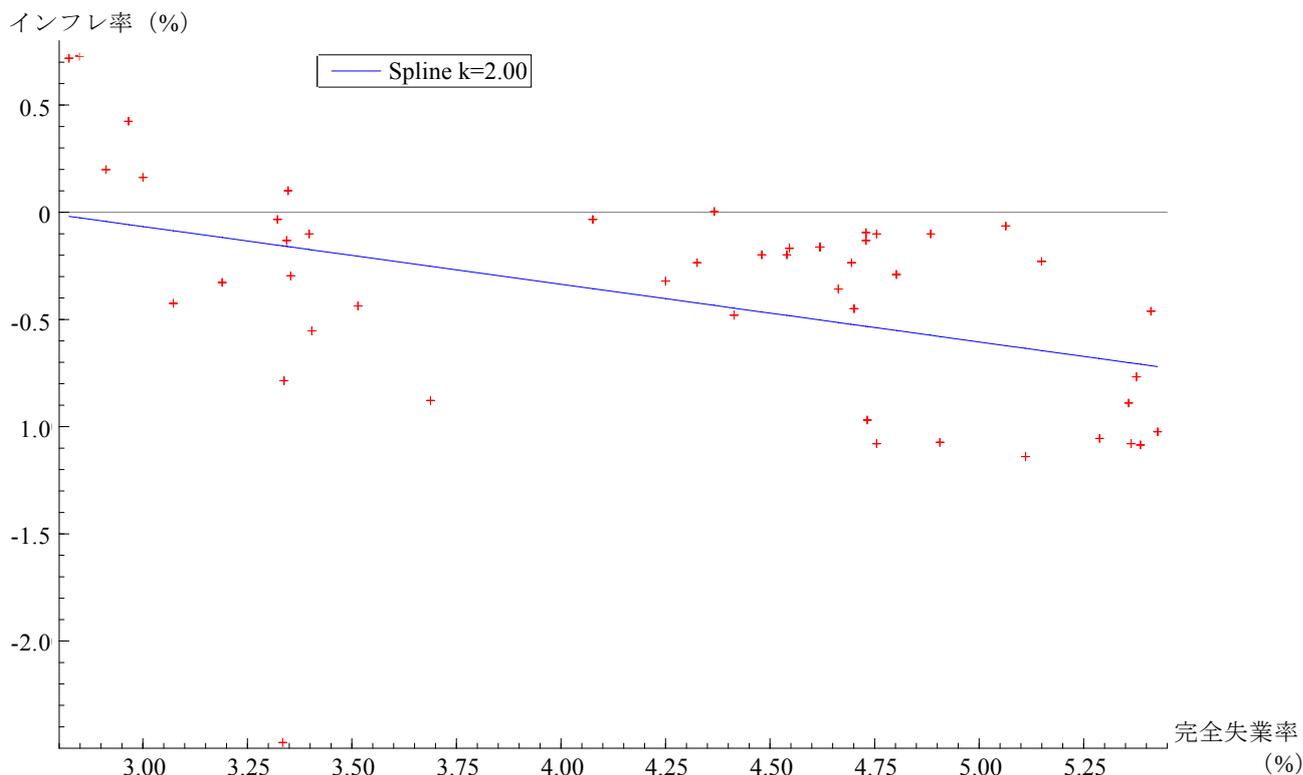
第3-3-7図 インフレ率をスプライン曲線で完全失業率に回帰(スムーズ度自動選択)



一方、Hodrick-Prescott filter で四半期データを扱う際に良く用いられるスムーズ度（1600）に対応するスムーズ度を使った場合のスプライン曲線による回帰では、第3-3-8図のように $k=2.00$ としており、回帰式の傾きと y 切片の2つのパラメーターを推計する線形回帰とほぼ同じ回帰になる。第3-3-8図では、高失業率が物価水準の下落を大幅に加速させているようには見えない。同じデータを用いても、第3-3-7図のような関係を読み取るべきか、あるいは、第3-3-8図のような関係を読み取るべきか慎重な検討が必要である。

¹² 持家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合指数。消費税率引き上げの影響を除くため、消費者物価指数の対前年同期比の系列のうち、1997年I～1998年Iからは1.4%をそれぞれ差し引いた。

第 3-3-8 図 インフレ率をスプライン曲線で完全失業率に回帰(スムーズ度 K=2)



第 4 節 結び

「摩擦的失業+構造的失業」を表すものとして、NAIRU、自然失業率、UV 曲線から求めた均衡失業率の 3 者をあげることが多い。これらの 3 者の数値は、しばしば「摩擦的失業+構造的失業」と同じ方向へ変化すると考えられるが、3 者が同じ数になることは、まずないはずである。「摩擦的失業+構造的失業」という数字だけが 1 人歩きしないためにも、上記 3 者の長所、短所を意識しながら併用して、構造的失業の深刻さの判断材料にすることが必要だと考える。

推計については、成果よりも課題の方が多い。特にカルマン・フィルターで NAIRU が尤もらしい値に収束しない点を克服する必要がある。1970 年代のように、サプライ・ショックが激しい時代にどのようなサプライ・ショックを使うべきなのか、労働市場で行われている改革や構造変化をどのようにモデルに反映させるべきか、などが今後の課題である。

理論的には、NAIRU という概念の特徴を反映したモデルを作り、それを推計に活用することが望まれる。

Appendix ニューケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC)

Mankiw (2001) を参考に、NKPC について紹介する。企業が確率的に価格改定の機会を得る、Calvo (1983) モデルをもとにした NKPC を導出する。このモデルでは、每期、ポワソン過程で価格改訂の機会が訪れ、 λ の割合の企業が価格を改定する。

企業が所望する価格は、意思決定の時点で利潤を最大にする価格で、価格を全て対数で表すと、利潤最大化価格 p_t^* は、一般物価水準 p_t と自然失業率からの失業率の乖離に依存する。失業率が低くなると利潤最大化価格 p_t^* が上昇する理由は、各企業は、独占的競争市場で価格付けをしており、生産量を増やすためには右上がりの限界費用曲線に沿って限界費用が上がるためである。

$$p_t^* = p_t - \alpha(U_t - U^*) \quad (\text{A-1 式})$$

企業は、頻繁に価格を改定できないので、次回の価格改定機会までの利潤最大化価格の平均を調整価格 x_t として設定する。

$$x_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_t p_{t+j}^* \quad (\text{A-2 式})$$

価格改定の機会を得た企業が設定する価格 x_t は利潤最大化価格 p_t^* の加重和になっている。遠い将来の利潤最大化価格 p_t^* には軽いウェイトを置く理由は、それまでに別の価格改定機会がある可能性が高いからである。 λ が大きいほど、ウェイトは急速に減衰していく。

一般物価水準 p_t は、現在、各企業が設定している価格 x の平均になっている。ここでも、 λ が大きいほど、遠い過去に設定された価格のウェイトがより小さくなっている。

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_{t-j} \quad (\text{A-3 式})$$

これらの式を解くと

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} - [\alpha \lambda^2 / (1-\lambda)] (U_t - U^*) \quad (\text{A-4 式})$$

となる。 $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ でインフレ率である。

最後の式を将来方向に展開していくと、 t 期のインフレ率は、 t 期から無限の将来までの失業率ギャップの期待値になることがわかる。

ニューケインジアン・フィリップス曲線は、ミクロ的基礎を持ち、インフレ期待修正済みのフィリップス曲線であることなど、魅力的な側面を持つが、実際のデータと矛盾するという短所を持つ。

例えば、予期せぬ金融政策の変化は、少なくとも短期的には失業率に影響をあたえることができ、インフレ率に対し、やや遅れた、漸進的な影響をもたらすことについて幅広い合意がある。しかし、NKPC では、価格付けがフォーワード・ルッキングなので、企業が予期せぬ緊縮的な金融政策を経験すると、将来デフレが起こることを予想して、それを先取りして現在の価格設定を引き下げる。この結果、緊縮的な金融政策は、直ちにデフレを起こしてしまう。これは、「インフレ率に対し、やや遅れた、漸進的な影響をもたらす」という事実

く反している。

同様に、信認されたディスインフレ政策がアナウンスされると、企業は将来のディスインフレを見越して現在の価格を低くする。すると実質現金残高が増加するため需要が増大し、失業率が低下する。しかし、実際にはディスインフレ政策は不況を招きがちである。このように、NKPCは、現実のデータと反する特徴をいくつか持っている。

参考文献

- 大橋勇雄 (2006) 「ミスマッチから見た日本の労働市場」『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』 連合総合生活開発研究所
- 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
- 黒田祥子、山本勲 (2003) 「わが国の名目賃金は下方硬直的か？ (Part II) —フリクション・モデルによる検証—」『金融研究』第 22 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、2003 年 71～114 頁。
- 黒田祥子 (2004) 「失業率とフィリップス・カーブ」『応用計量経済学 III』 多賀出版
- 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
- 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)』
- 藤井宏一 (2004) 「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」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
- Akerlof, George A., Dickens, Williams and Perry George L. (1996) “The Macroeconomics of Low Inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp1-76
- 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), “The NAIRU in Theory and Practice, *Journal of Economic Perspectives*, Spring, 16(4), 115-136.
- 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.
- Borjas, George J. (2005) *Labor Economics*, 3rd Edition. McGraw-Hill Irwin.
- Calvo, Guillermo (1979) “Quasi-Walrasian Theories of Unemployment” *American Economic Review*, Vol 69, No. 2, Papers and Proceedings, May, 102-107.

- Calvo, Guillermo (1983) “Staggered prices in a utility maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, September, pp383-98.
- Ehrenberg and Smith (2002) *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, 8th Edition. Addison Wesley.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin (2000) “Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty”. NBER Working Papers: 6518.
- Fair, Ray C. (2000) “Testing the NAIRU model for the United States” *The Review of Economics and Statistics*, February 2000 82(1): 64-71
- Franz, Wolfgang (2005) “Will the (German) NAIRU Please Stand Up?”, *German Economic Review*, 6(2), 131-153.
- Friedman, Milton (1968) “The Role of Monetary Policy,” *American Economic Review*, March, 58, 1-17.
- Gordon, Robert J. (1997) “The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 11-32 Winter.
- Layard, Richard, Nickell, Stephen and Jackman, Richard (2005) *Unemployment, 2nd Edition*. Oxford University Press.
- Lipsey, R. G. (1960) “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1862-1957: A Further Analysis”, *Economica*, n.s., 27:1-31.
- Lucas, Robert (1972) “Expectations and the Neutrality of Money”, *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.
- Mankiw, N. Gregory (2001) “The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment” *The Economic Journal*, vol. 111, No 471, Conference Papers, C45-C61
- Modigliani and Papendemos (1975) “Target for Monetary Policy in the Coming Year.” *Brookings Paper on Economic Activity*, 1:141-63
- Nickell, Stephen (2006) “A Picture of European Unemployment: Success and Failure” *Structural unemployment in Western Europe: reasons and remedies* Martin Werding editor. MIT Press
- Phelps, Edmund. (1968) “Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium.” *Journal of Political Economy*, 76:678-711.
- Phelps, Edmund S. and Zoega, Gylfi (1997) “The Rise and Downward Trend of the Natural Rate”, *American Economics 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.
- Pissarides, Christopher A. (1989) “Unemployment and Macroeconomics”, *Economica* pp1-14 February 56.
- 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.

Solow, Robert M. (1979) “Another Possible Source of Wage Stickiness”, *Journal of Macroeconomics*, volume 1, pp. 79-82, Winter.

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.

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、経営の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、

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

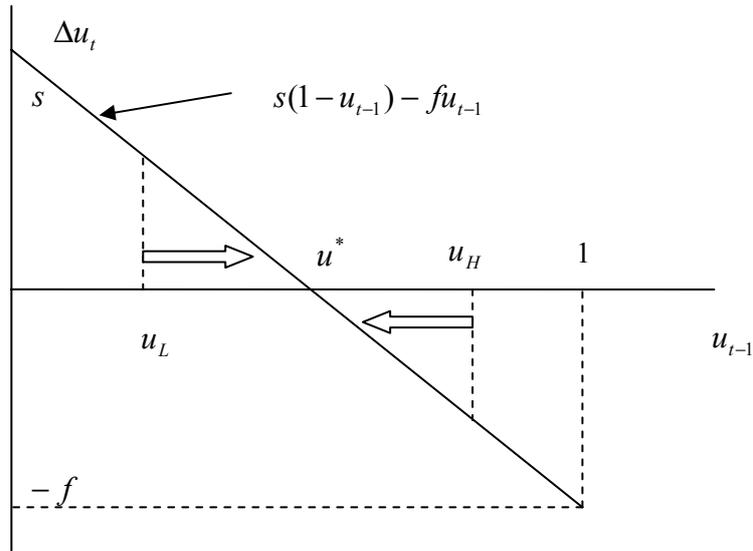
となる。横軸に u_{t-1} 、縦軸に Δu_t をとってグラフ化したものが第 4-2-1 図である。 u_{t-1} が 0 のときには失業率の増分 Δu_t は s で、 u_{t-1} が 1 のときには $-f$ となる。したがって、 Δu_t のグラフは傾きの絶対値が $s + f$ の右下がりの直線となる。この図で、 $\Delta u_t = 0$ をもたらす u_{t-1} 、すなわち右下がりの直線と横軸との交点を u^* としよう。これは、失業への流入と失業からの流出が一致している状況なので、 u^* は次式を満たす。

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

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

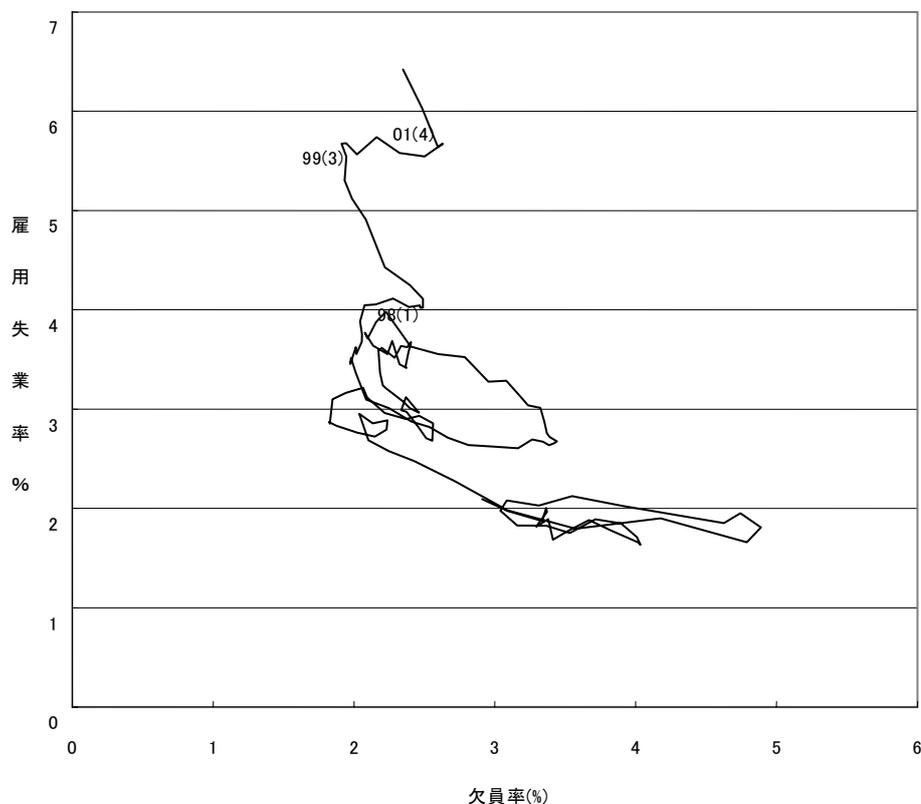
う。その際に、均衡失業率を導出した前節のモデルが役に立つ。その準備として、ある一定期間の間に労働市場でどれだけの就職が実現するのか、という問題を考えてみよう。就職者数は、求人数や求職者数（失業者数）が増えると大きくなるはずである。というのも、失業者数が変わらなくとも、求人数が増えれば、失業者が求人とコンタクトをとる頻度は高まる。したがって、「仕事が見つからない」という理由で失業を続ける可能性は低くなる。しかも、平均的に多くの求人と出会うことができるので、その中から自分の適性に合った仕事を選ぶことが容易になる。これらの理由から、失業者数が増えなくても、求人数が増えれば就職者数は増加する。同様のこ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

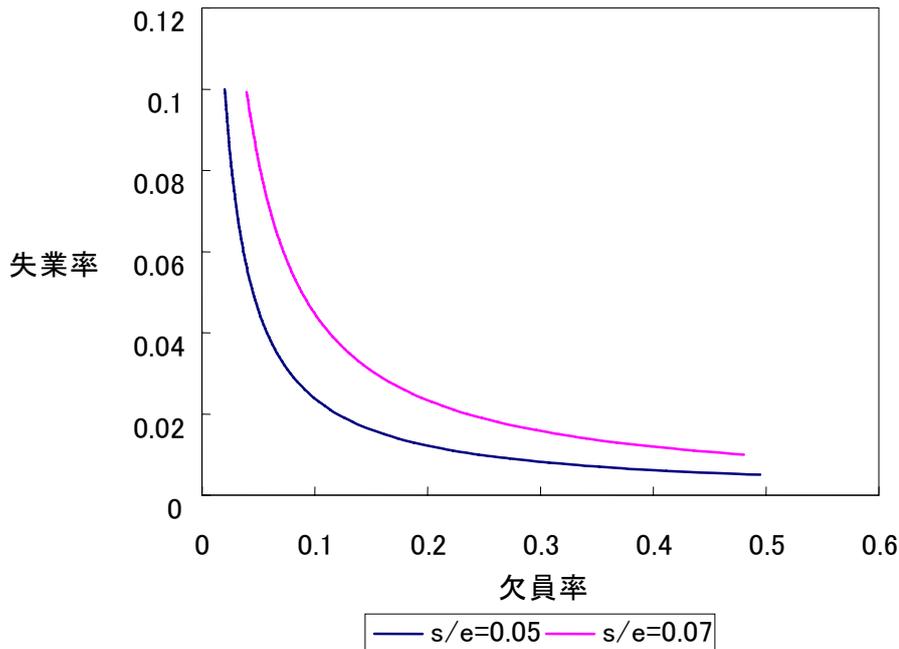
1. 企業による非正規労働者の活用などによって、雇用が不安定になった場合 ⇒ s の上昇
2. 失業者に対して支払われる失業給付が増額されて、仕事をすぐに見つけるインセンティブが低下した場合 ⇒ e の低下
3. 長期の失業によって仕事のスキルが低下した人が増えた場合 ⇒ e の低下

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。

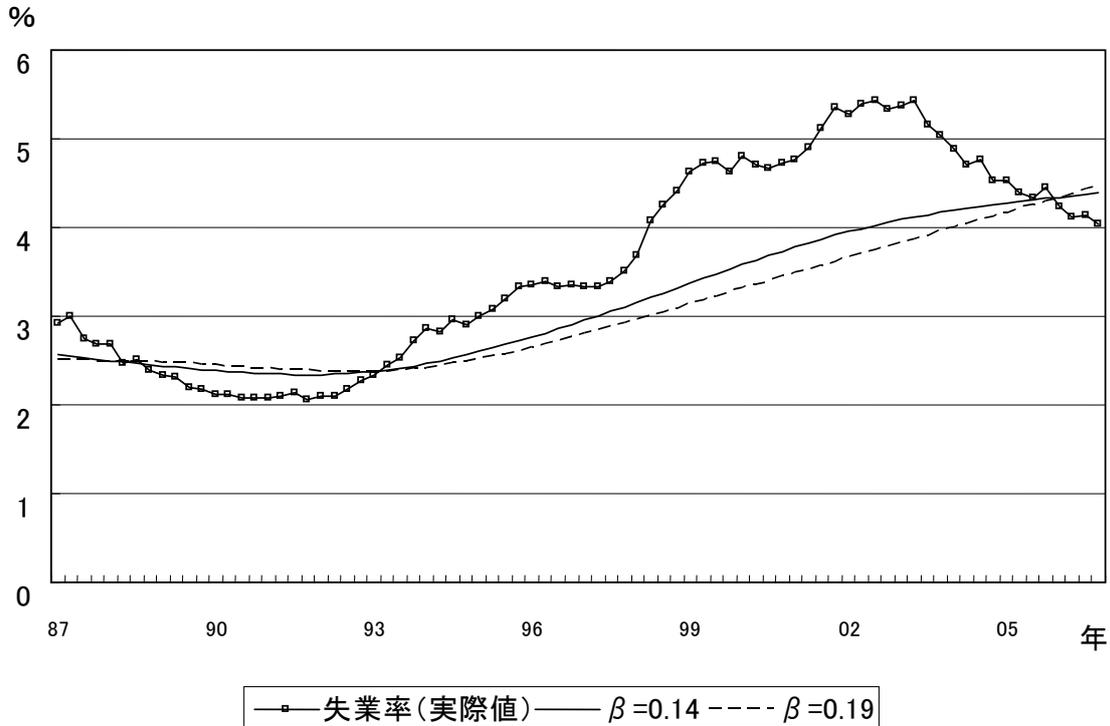
さて、これまでの「構造的・摩擦的失業率」の導出プロセスでは、 $\bar{\theta}=1$ が想定され($u=v$ だから)、それに対応する趨勢失業率 u_t^t を「構造的・摩擦的失業率」と呼んできたといえる。そこで、次のような簡便な方法で $\bar{\theta}=1$ のときの趨勢失業率の系列を得ることにしよう。

- (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 $(1/u_t) + \varepsilon_t$ 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、

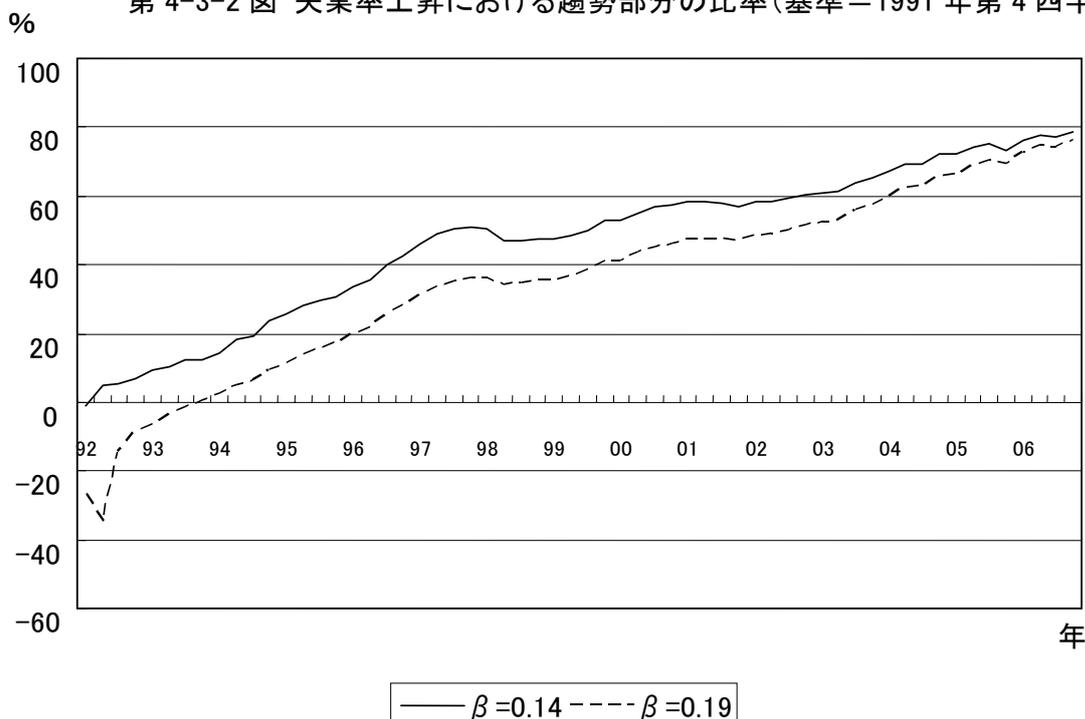
- (ステップ1) β の推定値 $\hat{\beta}$ を実際のデータから得る。
- (ステップ2) 実際のデータを用いて、 $\Delta(1/u_t) - \hat{\beta} \Delta \theta_t$ を求める。
- (ステップ3) ステップ2で $\Delta(1/u_t^L) + \Delta \varepsilon_t$ が得られるので、これにHodrick-Prescottフィルターを適用して、 $\Delta(1/u_t^L)$ の系列を算出する。

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

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

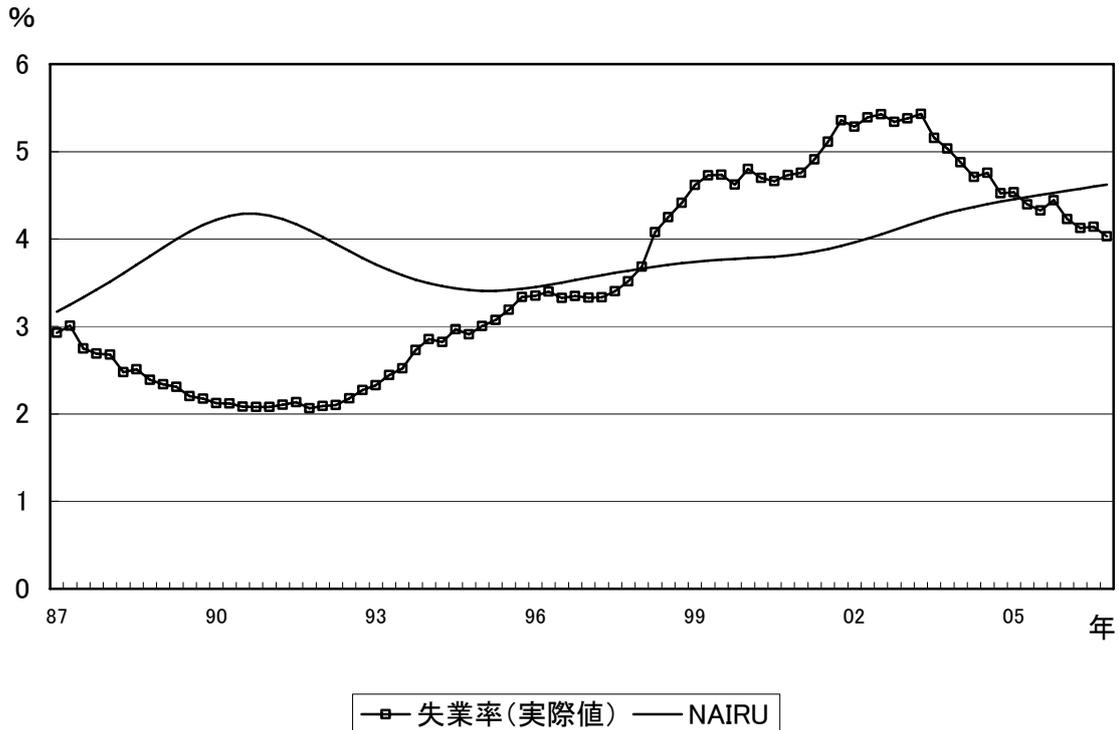
(−6.10) (7.62) ()内は t 値

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

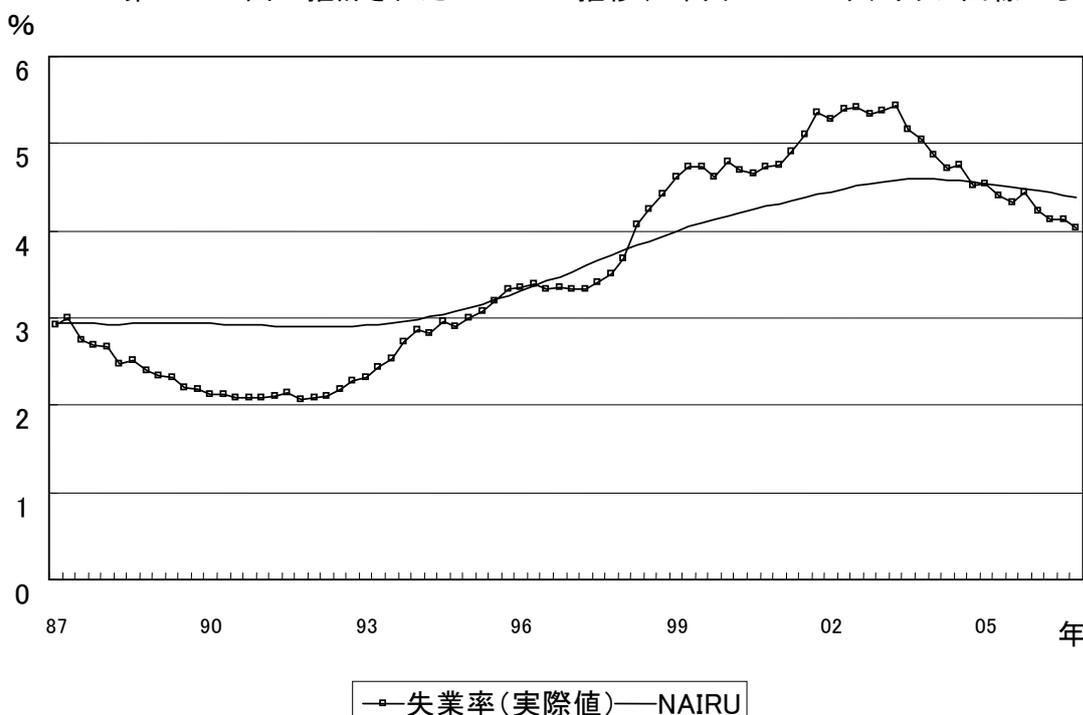
この推定結果からわかるように、有効求人倍率は失業率の逆数に匹敵するくらいの説明力をもっている。したがって、この情報を加えることで NAIRU の推定精度の向上を見込むことができるだろう。結局 $\hat{\gamma}_1$ は 1.8、 $\hat{\gamma}_2$ は 0.55 とした。ステップ 1 からステップ 4 を実行して求

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きている。

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)

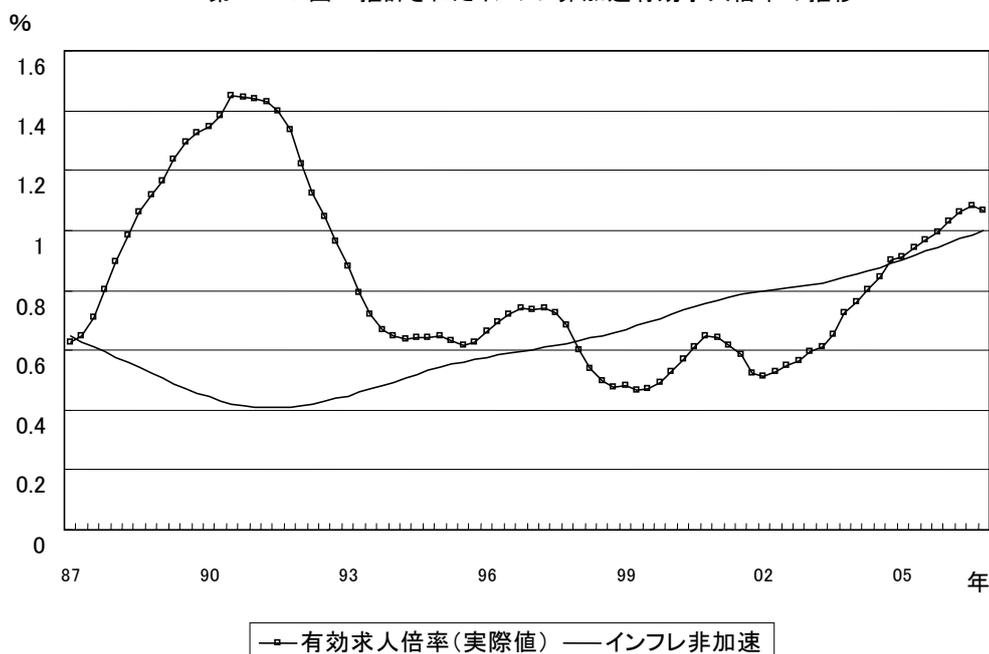


第 4-4-3 図のインフレ非加速有効求人倍率は、ややバブル期に低下を見せた後、傾向的な上昇を示している。ここでも、1998 年が重要な分水嶺になっていることがわかる。それまでは現実の有効求人倍率が物価を押し上げる方向に作用してきたが、1998 年以降は比較的最近までは実際の有効求人倍率の下落とインフレ非加速有効求人倍率の上昇により、デフレ圧力が顕在化した。玄田 (2003) は、バブル崩壊後の雇用悪化において 1997~98 年を重要な分水嶺と見なしているが、本稿の分析結果もそのような傾向を示しており、興味深い。

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》

- 太田聰一（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・太田聰一（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.

第5章 四半期マクロ計量モデルによる構造変化と失業の分析

第1節 序

バブル崩壊後の失業率の上昇に対して、これまでも多くの分析が行われてきた。長期に渡る不況と共に様々な構造改革などによって失業構造の変化が予想され、失業構造の分析には多くの注意が払われることになった。UV 曲線などの分析によって構造的失業の水準についても既に多くの議論が行われており（藤井（2004）などの UV 曲線による構造的失業などの議論を参照）、90年代の失業率の上昇が単に需要不足によってもたらされたものではなく、構造的な要因によっても影響を受けている可能性を示唆している。一方、大竹（2001）、黒田・山本（2006）などでは名目賃金の下方硬直性の存在についての分析が行われ、その存在が失業率やマクロ経済に及ぼす影響が検討されている。

しかしながら、労働市場の構造的変化とそれ以外のマクロ的構造の変化を区別して、各々が失業水準の変動にどのような影響を及ぼしたか詳細に検討した分析は少ない。その理由の一つとしては、マクロ計量モデルにおいて労働市場セクターと他セクターを陽表的に切り離して各々の構造変化を把握し、それぞれの構造変化の影響を分析することがモデルの性質上難しいケースが多いためと考えられる。すでに JILPT においては年データを用いたマクロ計量モデルが開発されているが、年データを用いた場合にはサンプル数が少ないため各構造式の構造変化を把握することが難しい。

以下では、90年代以降の四半期データを用いた簡単な四半期マクロ計量モデルを作成し、90年代の失業率の推移がマクロ的に見た労働市場の構造変化と他セクターの構造的変化による影響とに区別することを試みる。あわせて、労働市場の構造変化について簡単な分析を行う。第2節では、新たに開発した四半期マクロ計量モデルを概説し、第3節では、モデルに含まれる方程式における構造変化の可能性について検証する。第4節では第3節で示された構造変化が失業率の推移とどのように関連しているかシミュレーション実験で検討すると共に、名目賃金の下方硬直性が失業率に与えた影響についても簡単に検討する。

第2節 四半期マクロ計量モデル

以下で用いる四半期マクロ計量モデルについて簡単に説明しよう。方程式数 49 本（内、定義式 20 本）、推定期間 1992 年第 1 四半期～2003 年第 2 四半期の非常にコンパクトなマクロ計量モデルであり基本的にはケインズ型のマクロモデルである。

実質の最終需要項目が個別に推計されると共にそれに対応した各デフレーターが企業物価水準や消費者物価指数に連動して決定される。GDP デフレーターは各実質需要の全体に占める比率をウェイトとしたインプリシットデフレーターとして定義される。また、賃金・労働セク

ターでは労働の需給バランスで失業率が決定され、それがフィリップス曲線を通して名目賃金を決定し、雇用者数の決定とあわせて雇用者所得等の分配が決定される。

実物ブロックにおいては実質民間消費支出（方程式リスト(1)式）、実質民間設備投資（法定式リスト(3)式）、実質住宅投資、実質輸出、実質輸入が内生的に決定される。賃金・物価セクターでは、以上の内生変数に対応したデフレーター（実質民間消費支出、実質民間設備投資、実質住宅投資、実質輸出）の他に企業物価指数と消費者物価指数および名目賃金変化率が内生的に決定される。企業物価指数（方程式リスト(15)式）と消費者物価指数（方程式リスト(16)式）は基本的にはマークアップ型で主にコスト面（単位労務費や生産性、賃金等）から決定され、両者によって各デフレーターが決定されるようになっている。また、名目賃金（実際の被説明変数は労働時間で除した一時間当たり賃金の変化率）は失業率の逆数と消費者物価指数の変化率を説明変数とする伝統的なフィリップス曲線で決定される（方程式リスト(46)式）。

労働市場セクターにおいては、需要関数と供給関数で需給が決定し、それに応じて失業率が定まる。ただし、失業率については定義的に決定されるのではなく雇用者に対する労働供給（労働供給から非雇用者（家族従業者+自営業主）を差し引いたもの）と雇用者に対する労働需要の比率によって決定されるように処理している¹。具体的には、失業率について上記比率を用いて下限と上限を設定したロジステック関数を推定する²。

また、短期的な景気循環の影響を把握するためにマクロ生産関数を用いて潜在 GDP を計算し GDP ギャップが諸要因に与える効果についても考慮する（方程式リスト(26)式、(27)式）と共に、労働時間（方程式リスト(48)式、(49)式）や稼働率（方程式リスト(29)式）も内生的に決定されるようになっている³。推定期間は1992年第1四半期～2003年第4四半期であり、推定は主に OLS で行っている。使用した変数記号については付表（変数表）を、推定結果については付表方程式一覧を参照のこと。

紙幅の制約もあり全ての推定結果を検討することは難しいため、ここでは労働市場に関連する推定結果だけ簡単に見ておこう。

労働需要関数（方程式リスト(41)式）は通常のマクロ計量モデルでよく用いられる部分調整型の対数線形式であり説明変数は実質賃金（GDP デフレーターで実質化）と実質 GDP および一期前の労働需要である。実質賃金の有意度が低い以外は一応の結果を示している。労働供給関数（方程式リスト(40)式）については、集計度の高い時系列データで扱うことが非常に難しくなっている。ここでは、労働力率を被説明変数とし、実質賃金（消費者物価指数で

¹ 詳しくは方程式リストの(44)式と(45)式を参照。

² これは、失業率がゼロを下回らないように制約を課すための工夫である。ロジステック関数の推定においては失業率がゼロから10%の範囲に入るように制約を課して行っている。

³ GDP ギャップは稼働率などの他の変数と代替的に用いることが考えられており、今回のシミュレーションに用いたモデルでは GDP ギャップは他の変数に影響を及ぼさないようになっている。

実質化)、タイムトレンドおよび一期前の被説明変数を説明変数として導入している⁴

失業率については先に述べたように、ここで推定した需給の比率を説明変数としたロジステック関数によって推定したものを用いている。結果は方程式リストに示すように有意に推定されている。

フィリップス曲線については、失業率の逆数および消費者物価指数変化率共に有意に推定されている。実際の推定においては、これらの説明変数以外にも GDP ギャップ、稼働率、失業率の階差等を導入したケースも考慮したが、有意性等を考慮してそれらの変数は除外した。

第5-2-1表は、主要な変数について内挿期間での平均絶対誤差率を整理したものである。最終需要項目の誤差率はおおむね低くほぼ3%以内の値をとっており、結果として実質GDPの誤差率も1.2%に収まっている。各デフレーターは消費者物価指数と企業物価指数の値が0.6%、1.3%と比較的良好なためいずれも低い値となっている。

第5-2-1表 絶対平均誤差率

variables	static	dynamic	variables	static	dynamic
CGPI00	1.51%	1.30%	MPBY95	2.86%	4.74%
CP95	0.59%	1.42%	NIBY95_ADJ	0.81%	1.19%
CPBY95	0.66%	1.15%	NIWBY95	7.39%	6.64%
CPI00	0.51%	0.60%	PCG95	0.94%	0.94%
E95	1.72%	3.16%	PCP95	0.84%	0.99%
EBY95	2.22%	2.94%	PE95	1.25%	2.18%
ERI00W00	0.09%	0.40%	PGDP95	0.56%	0.78%
GDP95	0.60%	1.20%	PIHP95	0.40%	0.51%
GDP95A	0.85%	1.09%	PIOP95	0.38%	0.91%
GDPBY95	0.59%	0.88%	PIPUB95	0.38%	0.42%
GDPAVG95EST	0.27%	0.68%	PMP95	2.88%	2.83%
GDPGAP	50.76%	45.38%	ROH	1.65%	3.05%
HOUR	0.10%	0.20%	RSHBY95_ADJ	8.80%	14.24%
HOURN	1.63%	3.20%	RYC	12.39%	13.77%
IHP95	2.96%	4.47%	RYH	1.47%	1.68%
IHPBY95	3.01%	4.73%	SHBY95	8.80%	14.24%
IOP95	2.20%	4.67%	TT	0.00%	0.00%
IOPBY95	2.23%	4.24%	ULC	1.10%	1.44%
IPUB95	0.35%	0.39%	UP	11.84%	12.14%
KIPIN95	0.12%	0.62%	WSI00T00	0.84%	2.11%
L	0.17%	0.43%	YCPBY95	12.43%	14.13%
LEYED	0.48%	0.49%	YUBY95	2.69%	3.12%
LEYEE	0.58%	0.60%	YWHBY95	0.89%	1.44%
LP	0.17%	0.43%			
MP95	1.29%	4.97%			

労働市場セクターにおいても、労働需要（0.4%）、労働供給（0.43%）と平均絶対誤差率の値は低く良好な結果を示している。両者の比率によって決定される失業率については、予想されるように、12.14%とそれほど低い値とはなっていない。これは、需要関数や供給関数の

⁴ モデルで実際に用いた推定式はOLSで推定されたものである。ロジステック変換した変数を用いてGLSなどでも推定を行ったが大きな違いはなかった。次節で構造変化等のチェックを行うためモデルでは作業が容易なOLSで推定した結果を用いた。

僅かな誤差が失業率に対しては大きな影響を与えるためであるが、1997年くらいまでの期間においては相対的に現実値をかなりよく説明している。バブル崩壊後の期間において、消費税引き上げ時期の97年以前と以後では労働セクターを含めた何らかの構造的変化が起こった可能性を示唆するものでもある。この点については次節以降において、より詳細に検討を行う⁵。

若干大きな誤差率をとる変数も存在するが総じて平均絶対誤差率も低く、全期間を通して現実値との対応は良好なものとなっている。

以上のモデルの特性を把握するために以下では簡単な乗数テストの結果を整理しておこう。名目政府投資を最初の期(92年第一四半期)だけ5兆円増加させたときの効果を整理したものが第5-2-2表である(GDPおよび各需要項目は四半期平均値を示してある。したがって、5兆円の増加に対する効果は各年の数値を4倍したものとなる)。乗数は1年目で1.3前後と予想されたようになんかなり小さいが、他の同一期間を扱った四半期マクロ計量モデル(例えば、村田・斎藤(2004)など)の乗数効果と比較すると、それほど相違は無い⁶。

失業率は標準解に比べて最初は低下するが4年目以降は増加する。これは、労働需要の増加に比べて労働供給の拡大幅が大きいためであり、消費者物価指数の上昇に比して名目賃金の上昇率が高く実質賃金の増加が労働供給を促進しているためと考えられる。

ここから分かることは、90年代以降のデータを用いた推定からは乗数効果は小さく、需要政策による失業率抑制効果は極めて限定的である可能性が強いということである。また、この結果は92年の現実値を足元とした結果でありモデル全体(特にフィリップス曲線)の非線形性を考慮すると失業率等が高水準になった90年代後半以降の実態を反映した場合には、異なった状況が考えられる。

第5-2-3表は、98年時点において有効需要を発生させた結果を整理したものであるが、92年を出発点としたケースと比べて乗数は幾分大きくなっており、結果として失業率も3年目までは相対的に大きな減少を示している。これは、足元の失業率が高く名目賃金の下方硬直性が強く現れる状況の下で有効需要を増加させた場合には失業率の減少に伴う名目賃金の上昇が相対的に低く抑えられ結果として実質賃金の上昇も相対的に低く、そのことが乗数効果を高める役割を果たしていることなどが影響している⁷。

以上の結果は、モデルの非線形性(特にフィリップス曲線による名目賃金の下方硬直性)による効果が大きく、相対的に高い失業水準の下では有効需要政策の有効性が相対的に高ま

⁵ フィリップス曲線においては、推定結果が示すように90年代全体のサンプルを用いた推定でも従来と同様に比較的有意な推定結果を得ることができる。

⁶ 村田・斎藤(2004)では、名目政府投資による乗数効果は、実質GDPで見て1.12(1年目)、1.07(2年目)、0.85(3年目)となっている。

⁷ 第5-2-2表における1年目の実質GDPの増分が1436であるのに対し、第5-2-3表では1542となっており98年を初期値としたケースの方が1年目の乗数は大きくなっている。しかし、2年目以降は98年を初期値とした方が小さくなっており、98年の方が乗数効果の低下する速度が速くなっていることに注意が必要である。

第5-2-2表 政府投資を92年第一四半期に5兆円増加

差分	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	1436.4	419.5	255.7	138.1	55.3	-84.4	-141.8	-130.1	-104.1	-80	-60.4	-43.8
GDPBY95	1345.8	407.3	275.8	179.3	107.1	68.4	1.2	-12.9	-16	-13.1	-10.2	-8.2
CP95	95	99.2	158.2	178.8	168.2	55.3	15.8	25.9	19.5	3.6	-8.4	-13.4
IOP95	247.7	398.7	163.8	26	-47.5	-85.6	-115.8	-120.8	-95.5	-63.6	-38.2	-20.7
IHP95	8.4	36.4	38.8	22.6	3.9	-10.6	-21.3	-28.2	-30.4	-26.7	-21.3	-16.5
E95	4.85	2.57	-0.55	-2.14	-2.86	-3.33	-3.73	-3.13	-2.21	-1.39	-0.85	-0.55
MP95	156.5	127.1	111	89.7	65.4	36.3	10.3	-4.6	-12.2	-14.8	-13.8	-11.5
GDPGAP	0.22	0.04	0.01	-0.01	-0.02	-0.04	-0.04	-0.03	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01
GDPVAG95EST	353.3	224.2	214.9	196.3	162.9	110	56	23.8	2.8	-8.8	-13.3	-14.2
CPI00	-0.0144	0.0226	0.0293	0.0279	0.0244	0.0212	0.0156	0.0094	0.0048	0.0023	0.001	0.0001
CGPI00	-0.119	0.01	0.028	0.032	0.031	0.037	0.03	0.019	0.01	0.005	0.002	0
PGDP95	-0.017	-0.003	0.004	0.008	0.01	0.029	0.027	0.021	0.016	0.012	0.008	0.006
LP	0.0047	0.0136	0.0218	0.0246	0.023	0.0194	0.0147	0.0099	0.0056	0.0027	0.001	0.0001
L	0.48	1.41	2.28	2.58	2.43	2.06	1.57	1.06	0.61	0.29	0.11	0.01
ERI00W00	0.042	0.055	0.049	0.039	0.028	0.017	0.005	-0.003	-0.008	-0.009	-0.009	-0.008
WSI00T00	0.04	0.1	0.116	0.106	0.089	0.069	0.046	0.026	0.011	0.004	0.001	-0.002
UP	-0.019	-0.016	-0.002	0.008	0.015	0.018	0.02	0.019	0.016	0.012	0.009	0.007
變化率												
GDP95	0.30%	0.09%	0.05%	0.03%	0.01%	-0.02%	-0.03%	-0.02%	-0.02%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
GDPBY95	0.28%	0.08%	0.06%	0.04%	0.02%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
CP95	0.04%	0.04%	0.06%	0.06%	0.06%	0.02%	0.01%	0.01%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%
IOP95	0.30%	0.52%	0.22%	0.04%	-0.06%	-0.11%	-0.14%	-0.14%	-0.11%	-0.07%	-0.04%	-0.02%
IHP95	0.03%	0.15%	0.16%	0.09%	0.02%	-0.05%	-0.10%	-0.13%	-0.15%	-0.13%	-0.11%	-0.09%
E95	0.01%	0.01%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
MP95	0.51%	0.42%	0.33%	0.24%	0.16%	0.09%	0.02%	-0.01%	-0.03%	-0.03%	-0.03%	-0.02%
GDPGAP	-8.40%	-4.20%	-0.50%	0.30%	0.70%	1.60%	1.30%	1.00%	0.40%	0.30%	0.20%	0.10%
GDPVAG95EST	0.07%	0.05%	0.04%	0.04%	0.03%	0.02%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
CPI00	-0.01%	0.02%	0.03%	0.03%	0.02%	0.02%	0.02%	0.01%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%
CGPI00	-0.11%	0.01%	0.03%	0.03%	0.03%	0.04%	0.03%	0.02%	0.01%	0.01%	0.00%	0.00%
PGDP95	-0.02%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.03%	0.03%	0.02%	0.02%	0.01%	0.01%	0.01%
LP	0.01%	0.02%	0.03%	0.04%	0.04%	0.03%	0.02%	0.02%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%
L	0.01%	0.02%	0.03%	0.04%	0.04%	0.03%	0.02%	0.02%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%
ERI00W00	0.04%	0.06%	0.05%	0.04%	0.03%	0.02%	0.01%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
WSI00T00	0.04%	0.10%	0.12%	0.10%	0.09%	0.07%	0.05%	0.03%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%
UP	-0.85%	-0.67%	-0.10%	0.26%	0.39%	0.46%	0.51%	0.48%	0.34%	0.21%	0.14%	0.11%

第5-2-3表 政府投資を98年第一四半期に5兆円増加

差分	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	1542.8	316.4	104.3	-14.6	-71.4	-95.8
GDPBY95	1310.9	313.9	190.7	115.6	81	62
CP95	239.5	3.5	25.8	45.1	47.4	37.5
IOP95	240.3	426.1	156.1	-6.7	-83.1	-106.2
IHP95	6.6	30.4	37.4	28.4	15.4	3.7
E95	6.99	3.61	-1.64	-4	-4.73	-4.99
MP95	202.6	158.6	119.8	79.1	44.3	21.7
GDPGAP	0.22	0.02	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03
GDDPAVG95EST	377.5	195.6	142.3	111.6	92.1	79.6
CPI00	-0.02	0.016	0.022	0.022	0.02	0.017
CGPI00	-0.13	0.02	0.03	0.04	0.04	0.03
PGDP95	-0.039	0.001	0.017	0.024	0.027	0.027
LP	0.004	0.009	0.014	0.016	0.016	0.015
L	0.46	0.99	1.52	1.76	1.77	1.67
ERI00W00	0.047	0.06	0.049	0.033	0.019	0.008
WSI00T00	0.022	0.066	0.079	0.076	0.069	0.06
UP	-0.029	-0.031	-0.015	0	0.011	0.019

変化率	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	0.29%	0.06%	0.02%	0.00%	-0.01%	-0.02%
GDPBY95	0.25%	0.06%	0.04%	0.02%	0.02%	0.01%
CP95	0.08%	0.00%	0.01%	0.02%	0.02%	0.01%
IOP95	0.28%	0.49%	0.18%	-0.01%	-0.09%	-0.12%
IHP95	0.03%	0.14%	0.18%	0.14%	0.08%	0.02%
E95	0.01%	0.01%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
MP95	0.48%	0.36%	0.25%	0.15%	0.09%	0.04%
GDPGAP	-9.70%	-0.80%	0.10%	0.50%	0.60%	0.60%
GDDPAVG95EST	0.07%	0.04%	0.03%	0.02%	0.02%	0.01%
CPI00	-0.02%	0.02%	0.02%	0.02%	0.02%	0.02%
CGPI00	-0.13%	0.02%	0.04%	0.04%	0.04%	0.03%
PGDP95	-0.04%	0.00%	0.02%	0.03%	0.03%	0.03%
LP	0.01%	0.02%	0.02%	0.03%	0.03%	0.03%
L	0.01%	0.02%	0.02%	0.03%	0.03%	0.03%
ERI00W00	0.05%	0.06%	0.05%	0.03%	0.02%	0.01%
WSI00T00	0.02%	0.07%	0.08%	0.08%	0.07%	0.06%
UP	-0.75%	-0.80%	-0.34%	0.00%	0.18%	0.30%

ることを示している。一方で、この結果は景気低迷期において失業率が相対的に上昇しても名目賃金の下方硬直性により名目（実質賃金）賃金の低下、それに伴う労働需要の拡大という自律的な安定効果の機能が低くなっていることを示すものでもある。この点については次節のシミュレーション実験によってさらに詳しく検討することにしよう。

第3節 構造変化のテスト

以上で作成したモデルを用いて90年代におけるマクロ経済と労働市場（特に失業率）の関係について検討を行う。ここで、確かめたいことは、「マクロ的に見て90年代において構造的変化が生じていたのか、また、そのような構造的変化が生じていたとすれば、それは失業率の推移にどのような影響をもたらしたのか」、ということである。以下では、その作業を二つに分けて検討する。

- 1) 労働市場以外のマクロ的構造変化は生じていたのか？そのような構造変化があったとすれば、それは労働市場（特に失業率）の推移にどのような影響を与えたのか？
- 2) 労働市場において、どのような構造的変化が生じていたのか？それは、失業率の推移にどのような影響を及ぼしたのか？

最初に構造変化の可能性について検討しよう。図付録1は主要な方程式について簡単な構造変化のチェックを行ったものであり、主要な方程式（実質民間消費支出、実質民間設備投資、労働供給関数、労働需要関数、フィリップス曲線）についてリカーシブ OLS で推定した結果を図示したものである⁸。消費者物価指数や企業物価指数などの物価指数の係数値は相対的に不安定であり時点間で構造変化を示しているが、推定作業において既に構造変化を考慮してダミー変数を導入しておりこれらの変数については図から除外している⁹。

実物セクターにおいては相対的に安定的な係数値が得られている。労働需要関数やフィリップス曲線においても各係数値は比較的安定的に推移しており大きな構造変化は見られない。黒田・山本（2006）などの賃金の下方硬直性に関する分析では、実質賃金は物価水準の変動に対して1997年までは下方硬直的であり、その後は伸縮的に変化していることが指摘されている。だとすれば、消費者物価指数の変化率の係数値もしくは失業率の係数値が構造的に変化することが想定されるが、ここでの結果からは、そのような構造変化を読み取ることはできない。

供給関数においてほとんど全ての係数値が大きく変化している。多くの係数値は97～98年を境に変化しており、97年以降は相対的に安定した値をとっていることが分かる。労働供給（労働力人口）を男女別に見ると97～98年くらいから男女で異なった推移を示すようになってきており、そのことが係数値の動向に大きな影響を与えていることが示唆される。

大橋・中村（2204）で示したように98年以降は正規雇用者と非正規雇用者の動向がそれまでと異なってきている。毎年両者の増減数を見ると98年までは両者共に同一方向を示しており、正規雇用者が増加（減少）するときには非正規雇用者も増加（減少）していた。98年以降は正規雇用者が減少しているにもかかわらず非正規雇用者は増加している。このような現象が生じながらも、集計量で見た労働需要関数においては大きな構造変化はみられない。労働需要関数やフィリップス曲線の構造変化については、より詳細な分析が必要であることは疑いないことであるが、以下ではこれらの式においては構造変化が無いと仮定して分析を進める。

⁸ 他の方程式に関する結果は紙幅の関係上省略した。

⁹ 当初から構造変化を考慮したダミー変数を用いて推定している式では、このようなダミー変数を用いないと主要な変数の理論的符号条件等が満たされなかったため、ここでは対象から除外した。また、ここでは、CUSUM テストなどの構造変化に関するテストを行ったが、有意な構造変化が観察されるケースは少なかった。しかし、総じて97年前後で各方程式において構造変化の存在が示唆される傾向が認められた。

第4節 構造変化による影響—シミュレーション実験

以下では、最近の失業率の変化が上記で示したマクロ的構造変化によって、どの程度影響を受けていたのかシミュレーション実験を行うことによって考察しよう。上述したように、モデルの非線形性を考慮すれば 90 年代後半以降の失業率上昇などのマクロ的局面においてはフィリップス曲線を通じて相対的に景気拡大策に伴う失業率抑制効果は大きくなっている。しかしながら、前節で見たように労働・物価セクターを含めても、相対的に大きな構造変化が起きていた可能性は少ないことが示されており、全体として構造変化がモデルの非線形性と相まって失業率等の推移に大きな影響を及ぼした可能性は少ない。しかしながら、幾つかの推定式においては有意な構造的変化が確認されており、そのことによる影響を確認することは重要である。また、名目賃金の下方硬直性が失業率を高水準に推移させた大きな理由の一つに挙げる論調も多く、実際どの程度の影響があったのか確認することも大事である。以下では、両者の視点から幾つかのシミュレーション実験を行う。

物価セクターはフィリップス曲線を通じて賃金に対して大きな影響を有しており、その構造的変化がマクロ全体の推移に何らかの効果を持っていたことが予想される。そこで、以下ではこの構造変化が、どの程度失業率を中心としたマクロ指標に影響を及ぼしたか考察する。

以下では、構造変化に対応した次のようなシミュレーション実験を試みる。

ケース 1：企業物価指数において、変数 $D97 \cdot \log(ULC)$ の $D97$ の値を 97 年以降もゼロとする。

ケース 2：消費者物価指数関数において、説明変数として導入した $D97$ の値を 97 年以降もゼロとおく。

いずれのケースも 97 年以降の構造変化が起きなかったと想定した場合に、どのような変化が生じるか検討するためのものである。以上の二つのケースについては、先の乗数テストの結果（第 5-2-3 表）と比較し、97 年以降の構造変化が失業率等の推移にどのような影響を与えたか検討する。

シミュレーション実験を行う前に、先の二つの物価関数がどのような構造変化をしていたか、より詳細に検討しておこう。第 5-4-1 表は、両者について各係数値（定数項を含む）が 97 年を境にして、どのような構造的変化をしているのか（していないのか）調べるために各々の説明変数と 97 年以降 1（それ以前はゼロ）となるダミー変数を掛け合わせた変数を加えた推定結果を示したものである。この表から分かることは、有意性は異なるものの両者共に 97 年以降労務コスト（企業物価指数では ULC 、消費者物価指数では一人当たり賃金）の影響がより大きくなるように係数値が変化していることが示唆される。実際の推移を見ると労務費（名目賃金）は 97 年以降減少傾向にあり、係数値の増加と共に景気回復局面において大

第5-4-1表 構造変化のチェック

Variable	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
C	4.4049	0.0000	3.9624	0.0000	3.9672	0.0000	3.9461	0.0000
LOG(ULC)	0.8650	0.0000	0.5286	0.0000	0.4694	0.0000	0.5324	0.0000
LOG(PMP95)	0.1659	0.0192	0.2195	0.0000	0.2106	0.0000	0.2235	0.0000
D97			-0.0428	0.0000	0.0682	0.0000		
D97*LOG(ULC)								
D97*LOG(PMP95)								
Adjusted R-squared	0.6515		0.8499		0.8516		0.8510	

注: マクロ計量モデルでは、(3)欄の推定結果を使用している。

Variable	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coefficient	Prob.								
C	0.3642	0.0003	0.7752	0.0000	0.4726	0.0001	0.3522	0.0006	0.2964	0.0084
@PCY(YWHBY95/LEYEE)	0.5876	0.0000	0.4795	0.0000	0.4101	0.0018	0.5911	0.0000	0.5745	0.0000
@PCY(GDP95/LEYEE)	-0.1453	0.0144	-0.1021	0.0679	-0.1677	0.0052	-0.1762	0.0294	-0.1360	0.0210
@MOVAV(@PCY(PMP95(-3)),8)	0.0916	0.0001	0.1267	0.0000	0.0847	0.0003	0.0907	0.0001	0.0601	0.0569
D97			-0.6649	0.0049	0.2979	0.0794				
D97*@PCY(YWHBY95/LEYEE)										
D97*@PCY(GDP95/LEYEE)										
D97*@MOVAV(@PCY(PMP95(-3)),8)										
Adjusted R-squared	0.6591		0.7105		0.6755		0.6539		0.0616	0.1626

注: マクロ計量モデルでは、(2)欄の推定結果を使用している。

きな役割を果たすような形で構造的変化が起きていたことが示唆される¹⁰。

第5-4-2表は、企業物価指数関数において97年以降1となるダミー変数の値をゼロとした結果と標準解を比較したものである。企業物価水準は当然のこととして消費者物価指数も含めたデフレーターは標準解と比べて上昇している。また、各需要項目（実質値）も低下し結果として実質GDPも0.3～0.7%ほど低下する。失業率も最大で0.08ポイントほど増加することになる。以上のことは、企業物価水準の構造変化が97年以降の景気局面において無視できないプラスの効果を持っていたことが確認できる。

第5-4-2表 ケース1の結果

差分	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	-456.3	-1886.3	-2918.8	-3379.1	-3627.2	-3754.8	-3741.9
GDPBY95	1333.6	2466.5	3662	4773.5	5790.8	6732.6	7682.8
CP95	-40.7	-240.2	-390.3	-454.7	-546.2	-636.4	-673.9
IOP95	-146.4	-774.1	-1179.3	-1232.4	-1033.7	-742.1	-432.5
IHP95	0.3	-1.2	-18.1	-48	-68.5	-76.5	-78
E95	-122.5	-343.5	-418.4	-454.4	-470.8	-491.8	-556.8
MP95	7.1	-3.9	7.6	95.4	248.2	425.7	614.6
GDPGAP	-0.07	-0.27	-0.4	-0.43	-0.44	-0.44	-0.42
GDPAVG95EST	-70.3	-406.7	-775.3	-1038.4	-1204.6	-1316	-1386.3
CPI00	0.009	0.034	0.039	0.028	0.017	0.009	0
CGPI00	4.54	4.71	4.71	4.68	4.81	4.92	4.98
PGDP95	0.34	0.82	1.23	1.51	1.72	1.9	2.05
LP	0	-0.004	-0.012	-0.024	-0.037	-0.047	-0.054
L	-0.04	-0.42	-1.31	-2.65	-4.02	-5.11	-5.93
ERI00W00	0.001	-0.023	-0.079	-0.134	-0.173	-0.196	-0.205
WSI00T00	0	0	-0.04	-0.1	-0.14	-0.17	-0.19
UP	-0.001	0.011	0.041	0.067	0.078	0.077	0.073

変化率	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	-0.09%	-0.36%	-0.55%	-0.63%	-0.67%	-0.69%	-0.69%
GDPBY95	0.30%	0.50%	0.70%	0.90%	1.10%	1.30%	1.50%
CP95	-0.01%	-0.08%	-0.13%	-0.16%	-0.18%	-0.21%	-0.22%
IOP95	-0.20%	-0.90%	-1.30%	-1.40%	-1.20%	-0.80%	-0.50%
IHP95	0.00%	-0.01%	-0.09%	-0.23%	-0.34%	-0.40%	-0.43%
E95	-0.22%	-0.62%	-0.75%	-0.78%	-0.80%	-0.83%	-0.85%
MP95	0.02%	-0.01%	0.02%	0.20%	0.48%	0.83%	1.21%
GDPGAP	4.00%	11.00%	14.00%	9.00%	9.00%	9.00%	9.00%
GDPAVG95EST	-0.01%	-0.07%	-0.14%	-0.19%	-0.21%	-0.23%	-0.24%
CPI00	0.01%	0.03%	0.04%	0.03%	0.02%	0.01%	0.00%
CGPI00	4.50%	4.70%	4.80%	4.80%	4.90%	5.10%	5.20%
PGDP95	0.30%	0.80%	1.30%	1.60%	1.80%	2.10%	2.20%
LP	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.04%	-0.06%	-0.08%	-0.09%
L	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.04%	-0.06%	-0.08%	-0.09%
ERI00W00	0.00%	-0.02%	-0.08%	-0.13%	-0.17%	-0.20%	-0.21%
WSI00T00	0.00%	0.00%	-0.04%	-0.10%	-0.14%	-0.17%	-0.21%
UP	0.00%	0.30%	1.10%	1.40%	1.40%	1.20%	1.20%

¹⁰ 消費者物価指数においても以上の傾向は見られるが、定数項での構造変化が最も有意であり、以下では定数項において構造変化があったケースを対象としている。

第5-4-3表は、消費者物価指数関数について同様なシミュレーション実験を行った結果を整理したものである。このケースでは実質民間消費支出に直接的に大きな影響を及ぼすため実質GDPは企業物価水準のケースより大きな影響を受け標準解に比べて大幅な低下を引き起こしている¹¹。名目賃金は最大で2.5%ほど上昇するが消費者物価指数の上昇率が相対的に大きく（最大で約6%）、実質賃金は大幅に低下することになる。結果として失業率は1.3ポイントほど増加する結果になり、消費者物価指数関数の97年以降の構造変化が同時期のマクロ経済の局面に大きな影響を持っていたことが企業物価指数関数の結果と同様に確認できる。

第5-4-3表 ケース2の結果

差分	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	-4574	-11804	-18749	-25117	-31486	-37438	-42365
GDPBY95	718.4	-387	-1623.2	-2369	-2325.8	-2342.7	-2397.3
CP95	-4713	-11152	-16269	-21116	-26625	-31970	-36393
IOP95	-101	-1512	-4086	-6550	-8403	-9758	-10811
IHP95	10.3	19.3	-71.7	-266.6	-453.8	-602.2	-744.7
E95	-12	-64.6	-130.1	-192.4	-238.8	-281.8	-342.1
MP95	-255	-993	-2030.4	-3357.6	-4717.3	-5781.4	-6598.8
GDPGAP	-0.66	-1.53	-2.3	-2.91	-3.51	-4.06	-4.46
GDPAVG95EST	-1078	-3591	-6457	-9569	-12689	-15712	-18488
CPI00	0.85	1.78	2.63	3.43	4.19	4.93	5.67
CGPI00	0.58	1.34	1.89	2.28	2.64	2.91	3.07
PGDP95	1.01	2.16	3.24	4.29	5.39	6.39	7.19
LP	-0.04	-0.14	-0.25	-0.41	-0.58	-0.74	-0.9
L	-4.6	-14.6	-27.5	-44.2	-62.8	-81	-98.5
ERI00W00	-0.05	-0.34	-0.83	-1.44	-2.09	-2.77	-3.43
WSI00T00	0.42	0.96	1.28	1.47	1.64	1.79	1.88
UP	-0.03	0.04	0.23	0.49	0.71	0.92	1.17

変化率	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	-0.90%	-2.20%	-3.50%	-4.70%	-5.80%	-6.90%	-7.80%
GDPBY95	0.14%	-0.07%	-0.31%	-0.46%	-0.46%	-0.47%	-0.48%
CP95	-2.00%	-4.00%	-6.00%	-7.00%	-9.00%	-11.00%	-12.00%
IOP95	0.00%	-2.00%	-5.00%	-7.00%	-9.00%	-11.00%	-12.00%
IHP95	0.00%	0.10%	-0.30%	-1.30%	-2.30%	-3.20%	-4.10%
E95	-0.02%	-0.12%	-0.23%	-0.33%	-0.41%	-0.47%	-0.52%
MP95	-1.00%	-2.00%	-5.00%	-7.00%	-9.00%	-11.00%	-13.00%
GDPGAP	31.00%	63.00%	79.00%	64.00%	74.00%	87.00%	90.00%
GDPAVG95EST	-0.20%	-0.70%	-1.20%	-1.70%	-2.20%	-2.80%	-3.20%
CPI00	0.90%	1.80%	2.60%	3.40%	4.20%	5.00%	5.80%
CGPI00	0.60%	1.30%	1.90%	2.30%	2.70%	3.00%	3.20%
PGDP95	1.00%	2.20%	3.30%	4.50%	5.70%	6.90%	7.90%
LP	-0.10%	-0.20%	-0.40%	-0.70%	-0.90%	-1.20%	-1.50%
L	-0.10%	-0.20%	-0.40%	-0.70%	-0.90%	-1.20%	-1.50%
ERI00W00	0.00%	-0.30%	-0.80%	-1.40%	-2.10%	-2.80%	-3.50%
WSI00T00	0.40%	0.90%	1.30%	1.50%	1.70%	1.90%	2.00%
UP	-1.00%	1.00%	6.00%	10.00%	12.00%	15.00%	19.00%

¹¹ 消費者物価指数については、定数項ダミーを用いたため構造変化の効果が大きく出ている可能性が高い。表4の推定結果から分かるように一人当たり名目賃金*d97も比較的有意であり、後者の結果を用いた場合には、企業物価指数により近い結果が出ることが考えられる。

以上の二つのシミュレーション実験の結果からは、労務コストの抑制および労務コストの物価への転嫁抑制効果が相まって大きな効果を持っていたことが確認される。また、このような構造的変化が無かった場合には失業水準は実際よりもさらに大きなものになっていた可能性を示唆するものでもある。

次に、フィリップス曲線を通して名目賃金の変動がマクロ経済や失業率の推移にどのような影響を与えるか検討する。失業率と賃金上昇率の関係が、マクロ全体のフィードバックを通じてどの程度労働市場に影響を与えるかシミュレーション実験を行う。90年代後半には多くの論文によって名目賃金の下方硬直性が失業率を高めた要因の一つであることが指摘されるとともに、一方では90年代後半以降下方硬直性が弱まってきていることも指摘されている。前節で示したように、ここで用いたフィリップス曲線においては90年代を通して大きな構造変化が生じていないことが確認されている。しかしながら、消費者物価指数や企業物価指数関数においては構造変化が観察されており、所謂、修正フィリップス曲線においては構造変化が生じていた、ということでは整合的である。以下では、名目賃金と失業率の関係を示した伝統的なフィリップス曲線において失業率や物価上昇率がより弾力的に名目賃金に影響を及ぼすようなケースについてシミュレーション実験で検討してみよう。実際に行うシミュレーション実験は以下の二つのケースである。

ケース3：フィリップス曲線における失業率の逆数の係数値を10%大きくする。

ケース4：フィリップス曲線における消費者物価指数変化率の係数値を10%大きくする。

ケース3は、失業率の上昇に伴う名目賃金上昇率の抑制効果が大きくなったことを想定したシミュレーション実験であり、名目賃金の下方硬直性が何らかの理由によって減少した場合を想定したものである¹²。ケース4は、物価変動に対する名目賃金の弾力性を高めた場合の効果を把握するためのシミュレーション実験である。

第5-4-4表は、ケース3の結果を整理したものである。予想されるように名目賃金は標準解に比べて減少し、徐々にその幅は拡大していく。実質賃金が相対的に低下するため労働需要の拡大、労働供給の減少が起こり失業率は低下する。実質賃金の低下により実質民間消費支出の低下が起こるが、その効果は小さく他の需要項目が増加するため実質GDPは若干ながらも増加することになる。一方、第5-4-5表は、ケース4のシミュレーション実験の結果を整理したものである。全体的にケース3の結果と類似したものになっていることが分かる。

以上の結果からは、名目賃金や物価水準の変動に応じてより弾力的に調整されるようになれば、失業率の抑制だけでなく経済全体にもプラスの効果をもたらされる可能性を

¹² どちらのケースにおいても、係数値を変更したときに足元（92年第一四半期）の数値が実績値と等しくなるように定数項の修正を行っている。

第5-4-4表 ケース3の結果

差分	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	-0.2	9	34.1	74.6	157.8	903.4	1472.2	1648	1725.2	2026	2427.4	2776.2
GDPBY95	-9.9	-34.8	-31.8	-63.1	-140.1	-243.5	94.1	204.3	168.1	2.9	-147.1	-242.5
CP95	-0.4	-7.3	-29.9	-52.9	-105.9	418.1	630.7	492.8	491.7	827.8	1152.4	1312
IOP95	0.1	11.1	39.9	74.7	162.7	329	625	860.5	901.2	894.4	990.3	1151.1
IHP95	0	3.5	20.5	47.2	87.8	166.4	285.4	412.5	513	536.4	543.5	583.5
E95	0	0.5	1.3	2.6	6	12.7	21.7	24.6	24.4	26.2	33	44.6
MP95	-0.1	-0.5	0.2	2.4	5.1	46.1	133.2	206.1	274.8	336.1	380.3	411.5
GDPGAP	0	0.009	0.024	0.045	0.096	0.266	0.371	0.4	0.402	0.467	0.578	0.69
GDPAVG95EST	-2.3	-36.4	-87.7	-161.9	-365.3	-537.7	-562.9	-563.7	-546.3	-641.4	-896.7	-1240
CPI00	0	-0.02	-0.03	-0.05	-0.11	-0.16	-0.17	-0.16	-0.16	-0.22	-0.28	-0.32
CGPI00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.06	-0.12	-0.24	-0.27	-0.25	-0.24	-0.3	-0.38	-0.43
PGDP95	0	-0.01	-0.01	-0.03	-0.06	-0.22	-0.25	-0.26	-0.28	-0.35	-0.44	-0.5
LP	0	-0.006	-0.014	-0.025	-0.054	-0.093	-0.118	-0.125	-0.121	-0.136	-0.176	-0.224
L	0	-0.6	-1.4	-2.6	-5.7	-9.9	-12.7	-13.4	-13.1	-14.8	-19.2	-24.5
ERI00W00	0	0.0015	0.0047	0.0103	0.0231	0.0495	0.1051	0.1579	0.1972	0.2338	0.2812	0.3372
WSI00T00	-0.02	-0.08	-0.1	-0.21	-0.43	-0.58	-0.59	-0.56	-0.59	-0.79	-1.01	-1.18
UP	0	-0.007	-0.02	-0.043	-0.102	-0.186	-0.267	-0.319	-0.364	-0.421	-0.513	-0.653
変化率	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.03%	0.17%	0.28%	0.31%	0.32%	0.38%	0.45%	0.51%
GDPBY95	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	-0.03%	-0.05%	0.02%	0.04%	0.03%	0.00%	-0.03%	-0.05%
CP95	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.04%	0.14%	0.21%	0.17%	0.17%	0.28%	0.38%	0.44%
IOP95	0.00%	0.01%	0.05%	0.10%	0.21%	0.41%	0.73%	0.98%	1.02%	1.01%	1.10%	1.25%
IHP95	0.00%	0.01%	0.08%	0.19%	0.38%	0.75%	1.31%	1.94%	2.46%	2.69%	2.87%	3.20%
E95	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.02%	0.04%	0.04%	0.04%	0.04%	0.06%	0.07%
MP95	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.11%	0.31%	0.47%	0.57%	0.65%	0.74%	0.81%
GDPGAP	0.00%	-0.80%	-1.10%	-1.50%	-3.30%	-12.20%	-13.20%	-13.70%	-8.80%	-9.90%	-12.50%	-14.00%
GDPAVG95EST	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.03%	-0.07%	-0.10%	-0.10%	-0.10%	-0.10%	-0.11%	-0.16%	-0.22%
CPI00	0.00%	-0.02%	-0.03%	-0.05%	-0.11%	-0.16%	-0.17%	-0.16%	-0.16%	-0.22%	-0.28%	-0.33%
CGPI00	0.00%	-0.02%	-0.03%	-0.05%	-0.11%	-0.23%	-0.27%	-0.25%	-0.24%	-0.31%	-0.40%	-0.45%
PGDP95	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.03%	-0.06%	-0.22%	-0.26%	-0.27%	-0.29%	-0.37%	-0.47%	-0.55%
LP	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.04%	-0.08%	-0.15%	-0.19%	-0.20%	-0.19%	-0.22%	-0.28%	-0.37%
L	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.04%	-0.08%	-0.15%	-0.19%	-0.20%	-0.19%	-0.22%	-0.28%	-0.37%
ERI00W00	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.02%	0.05%	0.10%	0.16%	0.20%	0.23%	0.28%	0.34%
WSI00T00	0.00%	-0.10%	-0.10%	-0.20%	-0.40%	-0.60%	-0.60%	-0.60%	-0.60%	-0.80%	-1.00%	-1.20%
UP	0.00%	-0.30%	-0.80%	-1.40%	-2.70%	-4.80%	-6.90%	-8.20%	-7.80%	-7.40%	-8.20%	-10.50%

第5-4-5表 ケース4の結果

差分	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP95	0.3	15.7	73.7	147.9	235.3	739.9	1067.2	1107.2	1145.2	1352.4	1641.6	1790.3
GDPBY95	-12.4	-60.9	-63.5	-44.2	-40.6	-64.4	160.4	199.3	165.8	10.7	-73.4	-112.7
CP95	-0.8	-13.2	-57.1	-107.8	-139.1	255.5	403.1	301.5	344.2	595.8	820.5	832.4
IOP95	0.8	19.3	82.4	148.6	217.5	300.9	462	574.3	567.4	556.3	639.4	756.2
IHP95	0.1	6.4	40.1	97.8	149.5	203.3	266.8	328	370.2	367.9	363.6	385.5
E95	0.1	0.9	2.8	4.7	6.7	10.1	15	15.6	15.1	16.5	22.1	29.3
MP95	-0.1	-0.8	-0.1	5.9	16.6	53.2	114.3	158.4	199.6	235.7	263	277
GDPGAP	0	0.02	0.05	0.08	0.12	0.21	0.26	0.26	0.26	0.3	0.39	0.45
GDPAVG95EST	-5.3	-64.1	-193.5	-291.3	-387.9	-406.9	-360	-324.8	-310.5	-388.1	-590	-815
CPI00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.07	-0.09	-0.1	-0.1	-0.09	-0.1	-0.14	-0.18	-0.2
CGPI00	-0.01	-0.04	-0.06	-0.07	-0.1	-0.16	-0.17	-0.15	-0.14	-0.2	-0.25	-0.26
PGDP95	0	-0.02	-0.03	-0.04	-0.05	-0.15	-0.17	-0.16	-0.18	-0.23	-0.29	-0.32
LP	-0.001	-0.01	-0.03	-0.045	-0.059	-0.072	-0.079	-0.076	-0.072	-0.084	-0.116	-0.146
L	-0.1	-1	-3.1	-4.7	-6.3	-7.7	-8.5	-8.2	-7.9	-9.2	-12.7	-16
ERI00W00	0	0.003	0.01	0.02	0.033	0.052	0.088	0.118	0.139	0.16	0.191	0.227
WSI00T00	-0.02	-0.14	-0.21	-0.26	-0.34	-0.37	-0.36	-0.33	-0.35	-0.52	-0.67	-0.73
UP	0	-0.01	-0.04	-0.08	-0.12	-0.16	-0.19	-0.21	-0.24	-0.27	-0.34	-0.43
変化率												
GDP95	0.00%	0.00%	0.01%	0.03%	0.05%	0.14%	0.20%	0.21%	0.21%	0.25%	0.30%	0.33%
GDPBY95	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	-0.01%	0.03%	0.04%	0.03%	0.00%	-0.02%	-0.02%
CP95	0.00%	-0.01%	-0.02%	-0.04%	-0.05%	0.09%	0.14%	0.10%	0.12%	0.20%	0.27%	0.28%
IOP95	0.00%	0.03%	0.11%	0.20%	0.29%	0.37%	0.54%	0.66%	0.64%	0.63%	0.71%	0.82%
IHP95	0.00%	0.03%	0.16%	0.40%	0.64%	0.91%	1.23%	1.54%	1.78%	1.85%	1.92%	2.12%
E95	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.01%	0.02%	0.03%	0.03%	0.03%	0.03%	0.04%	0.04%
MP95	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.04%	0.13%	0.27%	0.36%	0.41%	0.46%	0.51%	0.54%
GDPGAP	-0.10%	-1.50%	-2.50%	-2.90%	-4.00%	-9.50%	-9.30%	-8.90%	-5.60%	-6.50%	-8.40%	-9.10%
GDPAVG95EST	0.00%	-0.01%	-0.04%	-0.06%	-0.07%	-0.08%	-0.07%	-0.06%	-0.06%	-0.07%	-0.10%	-0.14%
CPI00	-0.01%	-0.04%	-0.05%	-0.07%	-0.09%	-0.11%	-0.10%	-0.09%	-0.10%	-0.15%	-0.19%	-0.20%
CGPI00	-0.01%	-0.04%	-0.06%	-0.07%	-0.09%	-0.16%	-0.17%	-0.15%	-0.15%	-0.21%	-0.26%	-0.28%
PGDP95	0.00%	-0.02%	-0.03%	-0.04%	-0.05%	-0.15%	-0.17%	-0.17%	-0.18%	-0.25%	-0.32%	-0.35%
LP	0.00%	-0.02%	-0.05%	-0.07%	-0.09%	-0.11%	-0.12%	-0.12%	-0.12%	-0.14%	-0.19%	-0.24%
L	0.00%	-0.02%	-0.05%	-0.07%	-0.09%	-0.11%	-0.12%	-0.12%	-0.12%	-0.14%	-0.19%	-0.24%
ERI00W00	0.00%	0.00%	0.01%	0.02%	0.03%	0.05%	0.09%	0.12%	0.14%	0.16%	0.19%	0.23%
WSI00T00	-0.02%	-0.14%	-0.21%	-0.25%	-0.33%	-0.37%	-0.35%	-0.32%	-0.35%	-0.53%	-0.70%	-0.77%
UP	0.00%	-0.60%	-1.70%	-2.50%	-3.20%	-4.00%	-5.00%	-5.50%	-5.00%	-4.80%	-5.40%	-6.90%

示しており、ここで用いたマクロ計量モデルからも名目賃金の下方硬直性が失業率の上昇に影響を与えたことが示唆される。

第5節 結論に代えて

バブル崩壊後の景気低迷期においては、労働市場においてもそれまでの時期には見られなかった新たな現象が多く登場した。これらの現象がマクロ計量モデルに含まれる主要な方程式における構造的変化として捉えられるものなのか、それとも、構造変化が伴わない経済環境の変化によるものなのか、必ずしもこれまでの分析では明確になってこなかった。

当論文では簡単なマクロ計量モデルを用いることにより労働市場の変化（特に失業率の推移）が労働市場や、それ以外のセクターの構造的変化によるものなのか、それとも、単に経済環境の変化によるものなのか分析を行った。結果としては、労働市場においては労働供給を除いてバブル崩壊後には大きな構造的変化は起こっていない。特に、賃金と失業率の関係を把握するフィリップス曲線において有意な構造変化は見られなかった。しかしながら、企業物価関数や消費者物価関数において97年前後で構造変化が検出されている。その変化は労務費等に対して弾力的に物価水準が決定されるようになっており、同時期以降の賃金水準の抑制とあいまって、その構造変化が失業水準等のさらなる上昇を抑制するように機能したことが示唆されている。このことは、修正フィリップス曲線で考えれば黒田・山本（2006）等の結論とそれほど矛盾したものではない。

ここで用いたフィリップス曲線においては構造変化が確認されなかった。一方、当論文では名目賃金の変化率が失業率や物価上昇率に対してより弾力的に調整されるとしたシミュレーション実験も行ったが、その結果は、一般的に言われているようにより伸縮的な実質賃金の調整を通して失業率の低下、成長率の加速等のマクロ経済全体に対してプラスの効果を持つことが確認された。しかしながら、このようなシミュレーション実験が必ずしも現実経済を反映していないことを十分に注意すべきであることは言うまでも無い。フィリップス曲線の係数値が変化するようなときには労働市場内の様々な因果関係が変化することによって労働需給などの構造も変化する可能性は高い。ここで行ったシミュレーション実験は、あくまでも他の条件が変わらないとした場合の結果であり、実験結果については慎重に解釈することが必要である。

参考文献

- 大竹文雄（2001）「賃金の下方硬直性を織り込んだ政策を」『エコノミックス』夏号、東洋経済新報社、pp.80－82
- 大橋勇雄・中村二郎（2004）『労働市場の経済学－働き方の未来を考えるために』有斐閣。
- 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。

藤井宏一（2004）「最近の UV 曲線をめぐる議論に関するサーベイ」『労働統計調査月報』、
no.661,vol.56,pp.12-25

村田啓子・斎藤道夫（2004）「短期日本経済マクロ計量モデル（2004 年版）の構造と乗数分
析、ESRI Discussion Paper Series No.122, 内閣府経済社会総合研究所。

変数表

変数名	タイプ	式番号	内容	単位	出典
CGP100	内生	15	国内企業物価指数 総平均	2000年=100	企業物価指数
CP95	内生	1	主要系列表(実質)民間最終消費支出	10億円	国民経済計算年報
CPBY95	内生	10	統合勘定 民間最終消費支出(名目)	10億円	国民経済計算年報
CPI00	内生	16	全国 CPI 総合	2000年=100	物価統計月報
E95	内生	4	主要系列表(実質)財貨・サービスの輸出	10億円	国民経済計算年報
EBY95	内生	13	統合勘定 財貨・サービスの輸出(名目)	10億円	国民経済計算年報
ERI00W00	内生	41	常用雇用 常用雇用指数 調査産業計(5人以上)	2000年=100	毎月勤労統計
GDP95	内生	7	主要系列表(実質)国内総生産・総支出	10億円	国民経済計算年報
GDP95A	内生	25	主要系列表(実質)国内総生産・総支出(生産関数推定用)	10億円	国民経済計算年報
GDPAVG95EST	内生	26	潜在GDP(平均GDP). 生産関数の推定から算出.	10億円	Author
GDPBY95	内生	9	統合勘定 国内総生産・総支出(名目)	10億円	国民経済計算年報
GDPGAP	内生	27	GDPGAP. 潜在GDPと実質GDPから算出.	10億円	Author
HOUR	内生	48	総労働時間数.(指数を用いてギヤップ修正済み)	時間/月	毎月勤労統計
HOURN	内生	49	所定外労働時間数.(指数を用いてギヤップ修正済み)	時間/月	毎月勤労統計
IHP95	内生	2	主要系列表(実質)資本形成 民間 住宅	10億円	国民経済計算年報
IHPBY95	内生	12	主要系列表(名目)総固定資本形成 民間 住宅	10億円	国民経済計算年報
IOP95	内生	3	主要系列表(実質)資本形成 民間 企業設備	10億円	国民経済計算年報
IOPBY95	内生	11	主要系列表(名目)総固定資本形成 民間 企業設備	10億円	国民経済計算年報
IPUB95	内生	6	主要系列表(実質)資本形成 公的	10億円	国民経済計算年報
KIPIN95	内生	8	民間企業資本ストック 取付ベース(実質) 民間企業計	百万円	民間企業資本ストック速報
L	内生	39	労働力調査 労働力人口 合計	万人	労働力調査報告
LEYED	内生	43	労働力調査 就業者 合計	万人	労働力調査報告
LEYEE	内生	42	労働力調査 雇業者 合計	万人	労働力調査報告
LP	内生	40	労働力調査 労働力人口比率	パーセント	労働力調査報告
MP95	内生	5	主要系列表(実質)財貨・サービスの輸入	10億円	国民経済計算年報
MPBY95	内生	14	統合勘定 財貨・サービスの輸入(名目)	10億円	国民経済計算年報
NIBY95	内生	36	統合勘定 国民所得(要素費用表示)(名目)	10億円	国民経済計算年報
NIWBY95	内生	37	主要系列表(名目)海外からの所得の純受取(名目)	10億円	国民経済計算年報
PCG95	内生	21	主要系列表(デフレーター)政府最終消費支出	1995年=100	国民経済計算年報
PCP95	内生	20	主要系列表(デフレーター)民間最終消費支出	1995年=100	国民経済計算年報
PE95	内生	17	主要系列表(デフレーター)財貨・サービスの輸出	1995年=100	国民経済計算年報
PGDP95	内生	19	主要系列表(デフレーター)国内総生産・総支出	1995年=100	国民経済計算年報
PIHP95	内生	24	主要系列表(デフレーター)資本形成 民間 住宅	1995年=100	国民経済計算年報
PIOP95	内生	23	主要系列表(デフレーター)資本形成 民間 企業設備	1995年=100	国民経済計算年報
PIPUB95	内生	22	主要系列表(デフレーター)資本形成 公的	1995年=100	国民経済計算年報
PMP95	内生	18	主要系列表(デフレーター)財貨・サービスの輸入	1995年=100	国民経済計算年報
ROH	内生	29	稼働率指数 製造工業	2000年=100	経済産業統計
RSHBY95	内生	32	制度部門別所得支出勘定 家計(含個人企業)貯蓄率(名目)	パーセント	国民経済計算年報
RYC	内生	35	法人分配率.(民間企業所得/国民所得)*100	パーセント	Author
RYH	内生	33	労働分配率.(雇業者報酬+個人企業所得/国民所得)*100	パーセント	Author

SHBY95	31	内生	制度部門別所得支出勘定 家計(含個人企業)貯蓄(純) (名目)	10億円	国民経済計算年報
TT	38	内生	税収合計・所得税, 法人税, 間接税などの和 (名目)	10億円	Author
ULC	28	内生	ユニットレバーコスト, 雇用者報酬(名目)/実質GDP		Author
UP	44	内生	労働力調査 完全失業率	パーセント	労働力調査報告
WSI0T00	46	内生	名目賃金 賃金指数 総額 調査産業計(5人以上)	2000年=100	毎月勤労統計
YCPBY95	34	内生	国民所得・国民可処分所得の分配(名目)民間法人企業所得(分配受払前)	10億円	国民経済計算年報
YUBY95	30	内生	国民所得・国民可処分所得の分配(名目)企業所得 個人企業	10億円	国民経済計算年報
YWHBY95	47	内生	国民所得・国民可処分所得の分配(名目)雇用者報酬	10億円	国民経済計算年報
Z	45	内生	失業率のロジック(失業率の推定用).		Author
BOPINCOME	*	外生	国際収支 所得収支	億円	国際収支統計月報
CG95	*	外生	主要系列表(実質) 政府最終消費支出	10億円	国民経済計算年報
CGBY95	*	外生	統合勘定 政府最終消費支出(名目)	10億円	国民経済計算年報
D97	*	外生	1997年以降ダミー: 1997年以降=1, otherwise=0.		Author
D97Q1	*	外生	1997年第1四半期ダミー: 1997q1=1, otherwise=0.		Author
D97Q2	*	外生	1997年第2四半期ダミー: 1997q2=1, otherwise=0.		Author
D97Q2_98Q1	*	外生	消費税導入ダミー: 1997年第2四半期~1998年第1四半期=1, otherwise=0.		Author
DQBY95	*	外生	統合勘定 固定資本減耗(名目)	10億円	国民経済計算年報
EXWLD00	*	外生	世界輸出.	10億円	国際金融統計
FREXDA	*	外生	銀行間中心, 為替レート 月平均	円/ドル	金融経済統計月報
HOURS	*	外生	所定内労働時間数. (指数を用いてギャップ修正済み)	時間/月	毎月勤労統計
IPUBBY95	*	外生	主要系列表(名目)総固定資本形成 公的 (名目)	10億円	国民経済計算年報
JGPI95	*	外生	主要系列表(実質)在庫品増加 公的	10億円	国民経済計算年報
JGPUBY95	*	外生	主要系列表(名目)在庫品増加 公的 (名目)	10億円	国民経済計算年報
JP95	*	外生	主要系列表(実質)在庫品増加 民間企業	10億円	国民経済計算年報
JPHY95	*	外生	主要系列表(名目)在庫品増加 民間企業 (名目)	10億円	国民経済計算年報
LNEYEE	*	外生	非雇用者数. (就業者数-雇用者数)	万人	Author
PEXWLD00	*	外生	世界輸出価格指数.	2000年=100	国際金融統計
PT	*	外生	労働力調査 15歳以上人口 合計	万人	労働力調査報告
RPRIMEQ	*	外生	金利 長期貸出 最優遇金利 四半期	パーセント	金融経済統計月報
SBBY95	*	外生	統合勘定 補助金 (名目)	10億円	国民経済計算年報
SDBY95	*	外生	統合勘定 統計上の不架合 (名目)	10億円	国民経済計算年報
TDHBY95	*	外生	制度部門別所得支出勘定 家計(含個人企業)所得等に課される経常税 (名目)	10億円	国民経済計算年報
TDOGBY95	*	外生	制度部門別所得支出勘定 一国経済 その他の経常税 (名目)	10億円	国民経済計算年報
TDPBY95	*	外生	国民所得・国民可処分所得の分配(原数値)民間法人企業所得に対する経常税 (名目)	10億円	国民経済計算年報
TIBY95	*	外生	統合勘定 生産・輸入品に課される税 (名目)	10億円	国民経済計算年報
TIME	*	外生	タイムズトレンド.		Author
UPFNDBY95	*	外生	制度部門別所得支出勘定 一国経済 年金基金年金準備金の変動 (名目)	10億円	国民経済計算年報
YDHY95	*	外生	国民所得・国民可処分所得の分配(名目)家計 可処分所得(純)	10億円	国民経済計算年報

方程式リスト

《 推計式の見方 》

(46) 時間当たり賃金の上昇率（毎月勤労統計）

$$\begin{aligned} @PCY(WSI00T00/HOUR) &= -3.1654 \\ &(-4.00) \\ &+13.1533*1/UP1(-1) \\ &(4.51) \\ &+2.7468*@MOVAV(@PC(CPI00(-1)),4) \\ &(2.74) \end{aligned}$$

$$adj_R2 = 0.7104 \quad S.E. = 1.1517 \quad DW = 2.09$$

変数直後のカッコ内の数値はラグ。

係数の直下のカッコ内の数値は、t 値。

adj_R2: 自由度修正済み決定係数, S.E.: 回帰の標準誤差, DW: ダービン・ワトソン比。

《 関数の見方 》

@PCY(X)	X の前年同期比伸び率%
@PC(X)	X の前期比伸び率%
D(X)	X の前期差
@MOVAV(X, n)	X の n 期後方移動平均
LOG(X)	X の自然対数

(1) 実質民間消費支出・95年基準（10億円）

$$\begin{aligned} CP95 &= 4556.559 \\ &(0.37) \\ &+0.1807*(YWHBY95+YUBY95)/PCP95*100 \\ &(2.18) \\ &-0.0026*(YWHBY95+YUBY95)/PCP95*100*@PCY(PCP95) \\ &(-1.87) \\ &+0.7837*CP95(-1) \\ &(9.76) \\ &+5692.534*D97Q1 \\ &(3.54) \\ &-9070.477*D97Q2 \\ &(-4.53) \end{aligned}$$

$$adj_R2 = 0.9834 \quad S.E. = 1545.264 \quad DW = 2.28$$

(2) 実質民間住宅投資・95年基準（10億円）

$$\begin{aligned} LOG(IHP95) &= 1.063 \\ &(1.52) \\ &-0.0402*LOG(UP1(-1)) \\ &(-1.45) \\ &+0.8984*LOG(IHP95(-1)) \\ &(13.39) \end{aligned}$$

adj_R2 = 0.909 S.E.= 0.0388 DW = 1.26

- (3) 実質民間設備投資・95年基準 (10億円)

$$\begin{aligned} \text{LOG(IOP95)} &= 4.2792 \\ &(2.58) \\ &+0.0923*\text{@MOVAV}(\text{LOG}(\text{YCPBY95}(-1)/\text{KIPIN95}(-2) \\ &\hspace{15em} / \text{CGPI00}(-1)),4) \\ &(1.77) \\ &-0.0422*\text{LOG}(\text{RPRIM1}) \\ &(-3.3) \\ &+0.7473*\text{LOG}(\text{IOP95}(-1)) \\ &(8.31) \end{aligned}$$

adj_R2 = 0.8541 S.E.= 0.0317 DW = 1.53

- (4) 実質財貨サービスの輸出・95年基準 (10億円)

$$\begin{aligned} \text{LOG(E95)} &= 0.9502 \\ &(2.28) \\ &+0.1979*\text{LOG}(\text{EXWLD00}) \\ &(3.89) \\ &-0.1324*\text{LOG}(\text{@MOVAV}(\text{PE95}/\text{FREXDA}/\text{PEXWLD00},4)) \\ &(-2.09) \\ &+0.6979*\text{LOG}(\text{E95}(-1)) \\ &(8.37) \end{aligned}$$

adj_R2 = 0.9788 S.E.= 0.0218 DW = 1.29

- (5) 実質財貨サービスの輸入・95年基準 (10億円)

$$\begin{aligned} \text{LOG(MP95)} &= -6.1871 \\ &(-2.47) \\ &+0.5976*\text{LOG}(\text{GDP95}) \\ &(2.43) \\ &-0.3158*\text{LOG}(\text{@MOVAV}(\text{PMP95}/\text{PGDP95}),4)) \\ &(-7.32) \\ &+0.846*\text{LOG}(\text{MP95}(-1)) \\ &(11.99) \end{aligned}$$

adj_R2 = 0.9906 S.E.= 0.0146 DW = 1.55

- (6) 実質政府投資 (10億円)・95年基準 (10億円)

$$\text{IPUB95} = \text{ipubby95} / \text{PIPUB95} * 100$$

- (7) 実質国内総生産 (10億円)・95年基準 (10億円)

$$\begin{aligned} \text{GDP95} &= \text{CP95} + \text{IHP95} + \text{IOP95} + \text{JP95} + \text{CG95} \\ &+ \text{IPUB95} + \text{JGPU95} + \text{E95} - \text{MP95} \end{aligned}$$

- (8) 実質民間企業資本ストック (10億円)

$$\begin{aligned} \text{KIPIN95} &= 11070774 \\ &(3.34) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&+0.984*KIPIN95(-1) \\
&\quad (364.2) \\
&+162.3423*IOP95 \\
&\quad (3.28)
\end{aligned}$$

$$adj_R2 = 0.9998 \quad S.E. = 1849208 \quad DW = 1.4$$

(9) 名目国内総生産 (10 億円)

$$\begin{aligned}
GDPby95 &= CPby95 + CGby95 + IHPby95 + IOPby95 \\
&\quad + IPUBby95 + JPby95 + JGPUby95 + Eby95 - MPby95
\end{aligned}$$

(10) 名目民間消費支出 (10 億円)

$$CPby95 = CP95 * PCP95 / 100$$

(11) 名目民間設備投資 (10 億円)

$$IOPby95 = IOP95 * PIOP95 / 100$$

(12) 名目民間住宅投資 (10 億円)

$$IHPby95 = IHP95 * PIHP95 / 100$$

(13) 名目輸出 (10 億円)

$$Eby95 = E95 * PE95 / 100$$

(14) 名目輸入 (10 億円)

$$MPby95 = MP95 * PMP95 / 100$$

(15) 企業物価指数・国内総合 (00 年=100)

$$\begin{aligned}
LOG(CGPI00) &= 3.9672 \\
&\quad (17.77) \\
&+0.4694*LOG(ULC) \\
&\quad (5.78) \\
&+0.0682*D97*LOG(ULC) \\
&\quad (7.85) \\
&+0.2106*LOG(PMP95) \\
&\quad (4.69)
\end{aligned}$$

$$adj_R2 = 0.8516 \quad S.E. = 0.0155 \quad DW = 0.43$$

(16) 消費者物価指数・全国・総合 (00 年=100)

$$\begin{aligned}
@PCY(CPI00) &= 0.7752 \\
&\quad (4.77) \\
&+0.4795*@PCY(YWHBY95/LEYEE) \\
&\quad (6.14) \\
&-0.1021*@PCY(GDP95/LEYEE) \\
&\quad (-1.87) \\
&+0.1267*@MOVAV(@PCY(PMP95(-3)),8) \\
&\quad (5.52) \\
&-0.6649*D97 \\
&\quad (-2.97)
\end{aligned}$$

adj_R2 = 0.7105 S.E.= 0.54 DW = 1.23

- (17) デフレーター（輸出）（95年=100）
@PCY(PE95) = -1.4433
(-4.02)
+0.407*@PCY(CGPI00)
(1.73)
+0.3304*@PCY(FREXDA)
(16.03)

adj_R2 = 0.8445 S.E.= 1.5779 DW = 0.52

- (18) デフレーター（輸入）（95年=100）
@PCY(PMP95) = -0.6777
(-1.32)
+0.4812*@PCY(PEXWLD00*FREXDA)
(9.17)

adj_R2 = 0.6386 S.E.= 3.5304 DW = 0.37

- (19) デフレーター（国内総生産）（95年=100）
PGDP95 = GDPby95 / GDP95 * 100

- (20) デフレーター（民間消費）（95年=100）
LOG(PCP95) = 1.5703
(2.46)
+0.6613*LOG(CPI00)
(4.74)
+0.0325*D97Q1
(6.37)
-6.4856*D97
(-8.68)
+1.4035*D97*LOG(CPI00)
(8.62)

adj_R2 = 0.94 S.E.= 0.005 DW = 1.13

- (21) デフレーター（政府消費）（95年=100）
PCG95 = CGby95 / CG95 * 100

- (22) デフレーター（政府投資）（95年=100）
LOG(PI PUB95) = 2.5349
(57.77)
+0.4495*LOG(PIOP95)
(46.59)
+0.0195*D97Q2_98Q1
(7.72)

adj_R2 = 0.98 S.E.= 0.0048 DW = 0.87

(23) デフレーター（民間設備投資）（95年=100）

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{PIOP95}) &= -0.486 \\ &(-2.54) \\ &+0.1533 * @\text{MOVAV}(\text{LOG}(\text{CGPI00}),4) \\ &(1.73) \\ &+0.9499 * \text{LOG}(\text{PIOP95}(-1)) \\ &(18.97) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.9953 \quad \text{S.E.} = 0.005 \quad \text{DW} = 1.69$$

(24) デフレーター（民間住宅投資）（95年=100）

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{PIHP95}) &= 0.5802 \\ &(2.34) \\ &+0.0429 * \text{LOG}(\text{PIOP95}) \\ &(3.1) \\ &+0.8312 * \text{LOG}(\text{PIHP95}(-1)) \\ &(13.65) \\ &+0.0088 * \text{D97Q1} \\ &(1.52) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.8951 \quad \text{S.E.} = 0.0056 \quad \text{DW} = 2.12$$

(25) 実質国内総生産（生産関数）（10億円）

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{GDP95A}/(\text{LEYED} * \text{HOUR})) \\ &= 0.1153 * \text{LOG}(\text{KIPIN95} * \text{ROH}/(\text{LEYED} * \text{HOUR})) \\ &(2.86) \\ &+0.0039 * \text{TIME} \\ &(9.95) \\ &-2.2777 \\ &(-5.23) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.986 \quad \text{S.E.} = 0.0083 \quad \text{DW} = 1.63$$

(26) 潜在GDP（10億円）

$$\begin{aligned} \text{GDPAVG95EST} \\ &= \exp(0.1153 * \log(\text{KIPIN95} * \text{ROH} / (\text{L} * \text{HOUR})) \\ &\quad + 0.0039 * \text{TIME} - 2.2777) \\ &* (\text{L} * \text{HOUR}) \end{aligned}$$

(27) GDPギャップ (%)

$$\text{GDPGAP} = (\text{GDP95} - \text{GDPAVG95est}) / \text{GDPAVG95EST} * 100$$

(28) 単位労働コスト

$$\text{ULC} = \text{YWHby95} / \text{GDP95}$$

(29) 稼働率（00年=100）

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{ROH}) &= 6.9137 \\ &(3.15) \\ &+0.6541 * \text{LOG}((\text{GDP95} - \text{CG95})/\text{KIPIN95}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& (2.68) \\
& +0.5342*\text{LOG}(\text{ROH}(-1)) \\
& (4.58) \\
& +0.0039*\text{TIME} \\
& (2.59)
\end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.7244 \quad \text{S.E.} = 0.0213 \quad \text{DW} = 1.59$$

(30) 個人企業所得 (10 億円)

$$\begin{aligned}
\text{LOG}(\text{YUBY95}) &= 1.7938 \\
& (0.87) \\
& +0.3338*\text{LOG}(\text{YWHBY95}(-1)) \\
& (1.63) \\
& +0.4421*\text{LOG}(\text{YUBY95}(-1)) \\
& (3.54)
\end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.4083 \quad \text{S.E.} = 0.0347 \quad \text{DW} = 1.94$$

(31) 家計の貯蓄 (10 億円)

$$\begin{aligned}
\text{D}(\text{SHBY95}) &= 140.8884 \\
& (0.42) \\
& +1.0371*\text{D}(\text{YDHBY95-CPBY95}) \\
& (49.34)
\end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.9811 \quad \text{S.E.} = 2303.862 \quad \text{DW} = 2.64$$

(32) 家計の貯蓄率 (%)

$$\text{RSHby95} = \text{SHby95} / (\text{YDHby95} + \text{UPFNDby95}) * 100$$

(33) 労働分配率 (%)

$$\text{RYH} = (\text{YWHby95} + \text{YUby95}) / \text{NIby95} * 100$$

(34) 民間企業所得 (10 億円)

$$\begin{aligned}
\text{LOG}(\text{YCPBY95}) &= 4.600*\text{LOG}((1-\text{ULC})*\text{GDPBY95}) \\
& (5.65) \\
& +0.8727*\text{LOG}(\text{GDP95}(-1)/\text{KIPIN95}(-2)) \\
& (2.01) \\
& -39.8276 \\
& (-5.22)
\end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.517 \quad \text{S.E.} = 0.1522 \quad \text{DW} = 1.87$$

(35) 法人分配率 (民間法人企業) (%)

$$\text{RYC} = \text{YCPby95} / \text{NIby95} * 100$$

(36) 国民所得 (10 億円)

$$\begin{aligned}
\text{NIby95} &= \text{GDPby95} + \text{NIWby95} - \text{DQby95} \\
& - \text{TIby95} + \text{SBby95} - \text{SDby95}
\end{aligned}$$

(37) 海外からの要素所得の純受け取り (10 億円)

$$\begin{aligned} D(\text{NIWBY95}) &= 70.2539 \\ &\quad (0.94) \\ &\quad +0.4632 * D(\text{BOPINCOME}/10) \\ &\quad \quad (5.72) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.4028 \quad \text{S.E.} = 513.5815 \quad \text{DW} = 2.71$$

(38) 税収合計 (10 億円)

$$\text{TT} = \text{Tlby95} + \text{TDHby95} + \text{TDPby95} + \text{TDOGby95}$$

(39) 労働力人口

$$L = \text{pt} * (\text{lp} / 100)$$

(40) 労働力率

$$\begin{aligned} \text{LP} &= 9.4747 \\ &\quad (2.44) \\ &\quad +8.0011 * @\text{MOVAV}(\text{WSI00T00}/\text{CPI00},4) \\ &\quad \quad (3.02) \\ &\quad +0.7381 * \text{LP}(-1) \\ &\quad \quad (8.71) \\ &\quad -0.0147 * \text{TIME} \\ &\quad \quad (-3.4) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.9805 \quad \text{S.E.} = 0.1429 \quad \text{DW} = 2.15$$

(41) 常用雇用指数 (毎月勤労統計・従業員 5 人以上) (00 年=100)

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{ERI00W00}) &= 0.3555 \\ &\quad (6.58) \\ &\quad -0.0124 * \text{LOG}(\text{WSI00T00}(-1)/\text{PGDP95}(-1)) \\ &\quad \quad (-1.26) \\ &\quad +1.29\text{E-}07 * \text{GDP95}(-1) \\ &\quad \quad (4.88) \\ &\quad +0.9127 * \text{LOG}(\text{ERI00W00}(-1)) \\ &\quad \quad (75.39) \\ &\quad -0.0003 * \text{TIME} \\ &\quad \quad (-7.7) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.995 \quad \text{S.E.} = 0.0011 \quad \text{DW} = 2.4$$

(42) 雇用者数 (毎月勤労統計を労働力調査に接続) (万人)

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{LEYEE}) &= 4.3724 \\ &\quad (13.66) \\ &\quad +0.9144 * \text{LOG}(\text{ERI00W00}) \\ &\quad \quad (13.14) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.7849 \quad \text{S.E.} = 0.0071 \quad \text{DW} = 0.36$$

(43) 就業者数 (労働力調査) (万人)

$$\text{leyed} = \text{leyee} + \text{lneyee}$$

(44) 失業率

$$\text{up} = z / (1 + z) * 10$$

(45) 失業率のロジット (失業率を下限 0%, 上限 10%に制限付きで推定)

$$\begin{aligned} \text{LOG}(Z) = & -36.349 \\ & (-36.78) \\ & +34.192*(L-LNEYEE)/LEYEE \\ & (36.3) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.9655 \quad \text{S.E.} = 0.0885 \quad \text{DW} = 2.06$$

(46) 時間当たり賃金の上昇率 (毎月勤労統計)

$$\begin{aligned} @PCY(\text{WSI00T00}/\text{HOUR}) = & -3.1654 \\ & (-4.00) \\ & +13.1533*1/\text{UPI}(-1) \\ & (4.51) \\ & +2.7468*@MOVAV(@PC(\text{CPI00}(-1)),4) \\ & (2.74) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.7104 \quad \text{S.E.} = 1.1517 \quad \text{DW} = 2.09$$

(47) 一人当たり雇用者報酬 (毎月勤労統計を SNA に接続)

$$\begin{aligned} \text{YWHBY95}/\text{LEYEE} = & 22.3501 \\ & (10.35) \\ & +0.2733*\text{WSI00T00} \\ & (13.08) \\ & +0.0196*\text{TIME} \\ & (4.57) \end{aligned}$$

$$\text{adj_R2} = 0.7853 \quad \text{S.E.} = 0.4009 \quad \text{DW} = 1.55$$

(48) 総労働時間 (時間/月)

$$\text{HOUR} = \text{HOURS} + \text{HOURN}$$

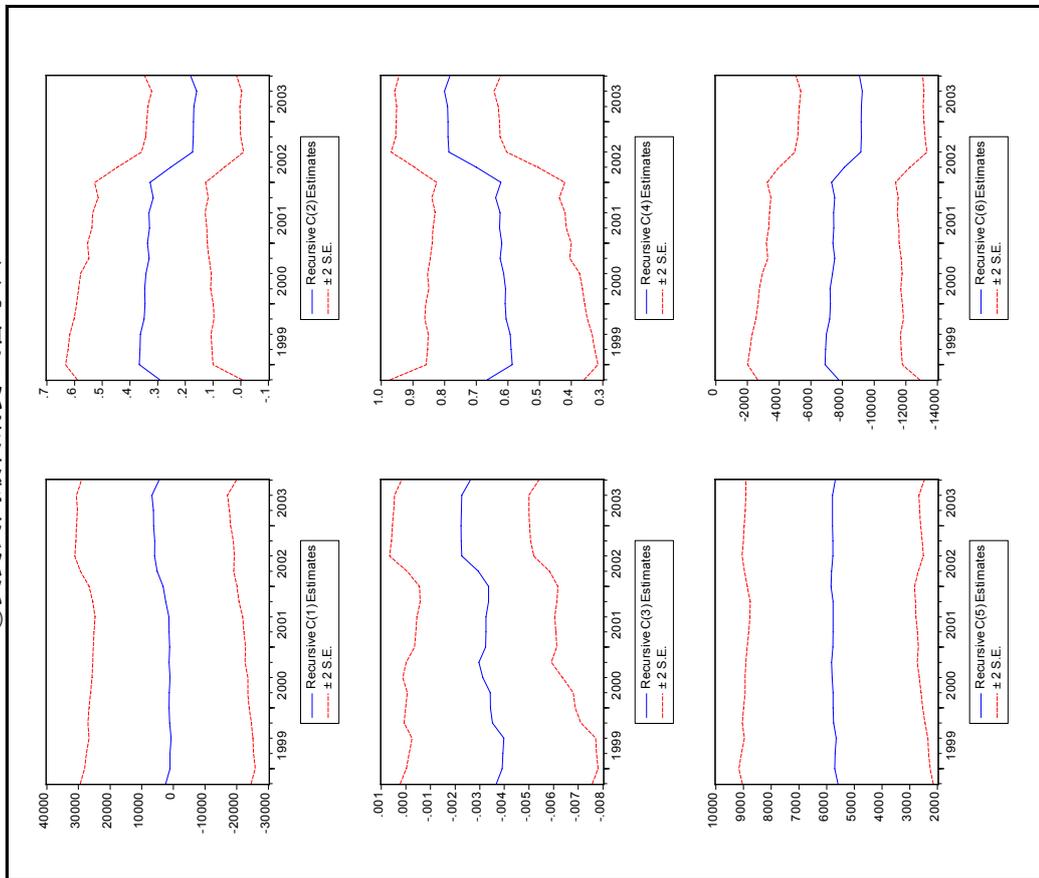
(49) 所定外労働時間 (時間/月)

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{HOURN}) = & -0.741 \\ & (-2.62) \\ & +0.385*\text{LOG}(\text{ROH}) \\ & (4.86) \\ & +0.550*\text{LOG}(\text{HOURN}(-1)) \\ & (9.12) \end{aligned}$$

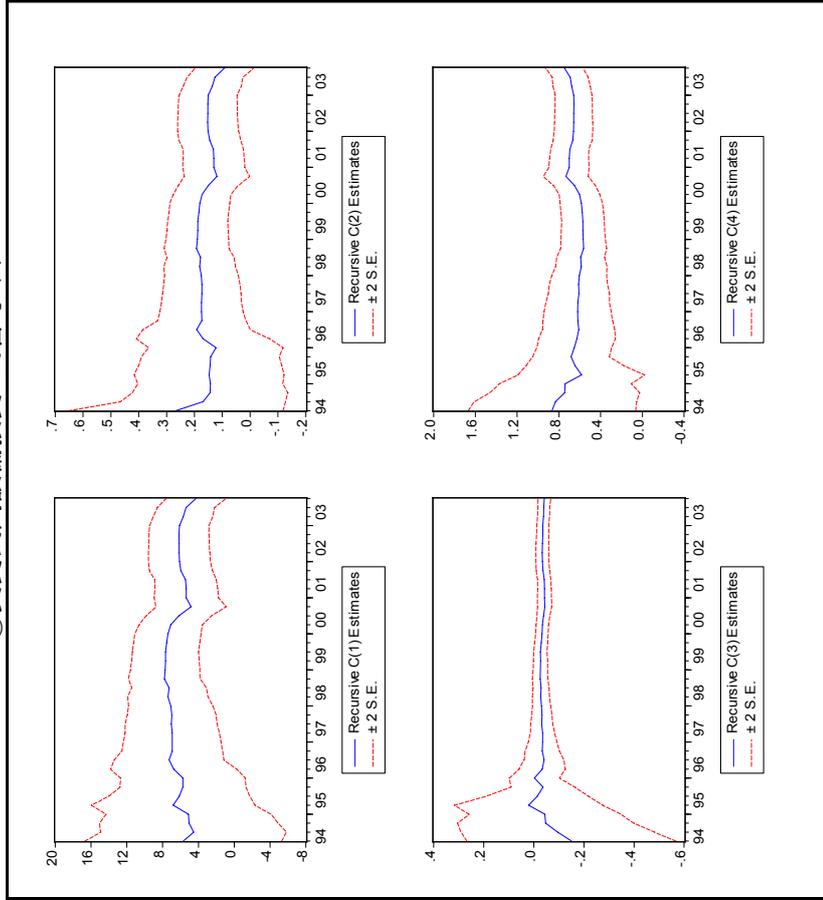
$$\text{adj_R2} = 0.8787 \quad \text{S.E.} = 0.0155 \quad \text{DW} = 0.97$$

図付録1 Recursive OLS 1

①実質民間最終消費 式番号(1)



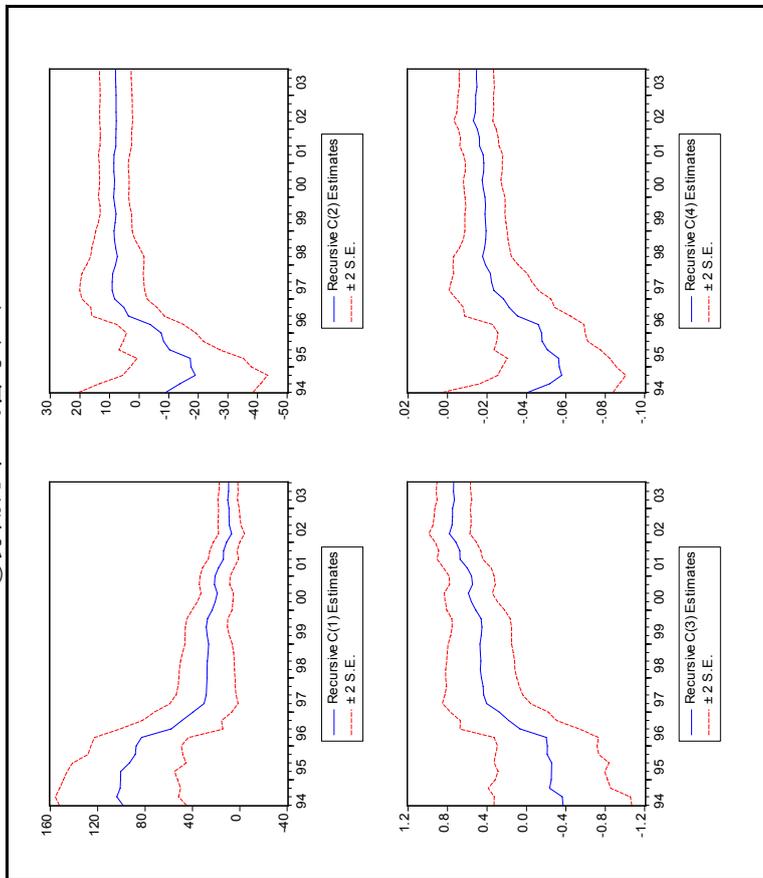
②実質民間設備投資: 式番号(3)



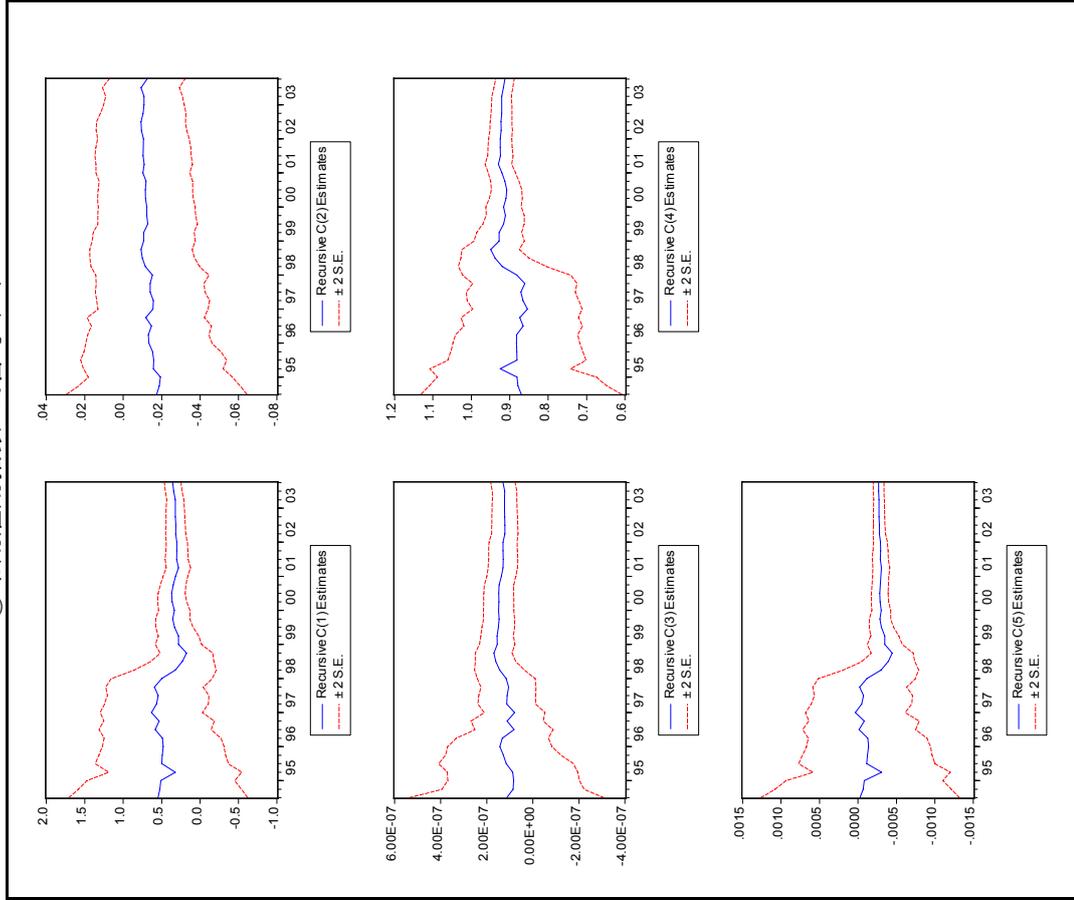
C() Estimates:
カッコ内の数値は、方程式リストに掲載している変数の順番に対応。

図付録2 Recursive OLS 2

②労働力率: 式番号(40)



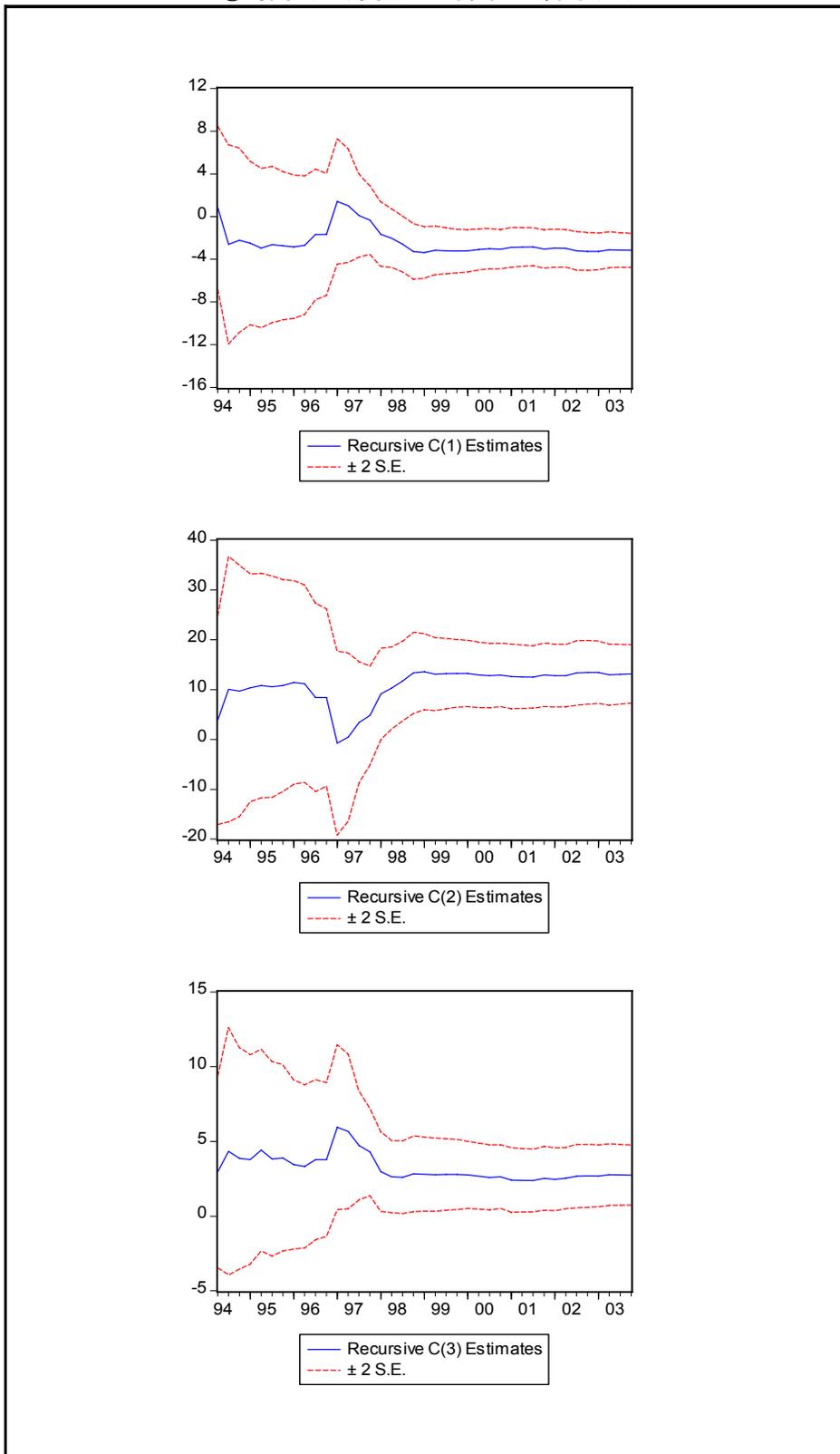
③常用雇用指数: 式番号(41)



C()Estimator:
カッコ内の数値は、方程式リストに掲載している変数の順番に対応。

図付録3 Recursive OLS 3

⑤時間当たり賃金の上昇率: 式番号(46)



C()Estimates:
 カッコ内の数値は、方程式リストに掲載している変数の順番に対応。

第6章 失業と欠員の関係 その理論的な側面について

第1節 はじめに

失業は労働市場の均衡からのずれを示すものであるのか。それとも各経済主体が合理的な行動をとっているにもかかわらず、その結果としての均衡においても依然として発生するものなのか。失業は経済学の主要な課題であるにも関わらず、労働市場をどのように捉えるか、また市場の機能の何を重視するかによって、その解釈は依然として意見の一致を見ないトピックであり、時代によって大きく変遷してきた。失業という現象の扱いが、それだけ複雑であることを示している。

広く一般に知られている立場の違いは、初期ケインジアンと古典派の相違であろう。初期ケインジアンの立場では、雇用量の決定を総需要の水準に求めている。彼らは財市場の均衡価格よりも何らかの理由で物価水準が高くなっている場合を想定し、企業はその物価水準のもと操業して損をしない産出量——価格が伸縮的な場合に比べて少ない——までしか生産を行っていないと主張した。そのため、派生需要である労働力に関しては、本来の均衡点である完全雇用量より少ない値で現実の雇用量が決定し、結果として（非自発的）失業が発生する。ゆえに、初期ケインジアンでは総需要の浮揚策をとることにより、労働市場を均衡に近い状態、すなわち完全雇用に導くことが政策的な課題として重視されていた。一方の古典派においては、雇用量は需給の一致する均衡点で常に成立しており、失業は職の移動に時間がかかっている摩擦的なものにすぎない、あるいは高すぎる実質賃金が調整されるまで短期的に発生しているものと想定されていた。これらは、もちろんお互いの立場を分りやすくするため、最も極端で単純なケースを想定したものではある。

ただ、古典派の非自発的な失業はそもそも市場に存在しないという議論は、やや乱暴な想定であったし、ケインジアンの需要制約の仮定についても、その仮定が天下りのところがある。年が下るごとに、マクロの変動量の動きについても、各経済主体（企業、労働者）の合理性に基盤をおいたミクロ的な基礎付けが重視されるようになると、各主体の（期待に基づいた）合理的な行動、その帰結である均衡点においても、なおかつ失業が発生するモデルが提示されるようになってきている。すなわち、外部性や情報の欠如といった市場の不完全性の存在が、個々の主体の行動に影響を与え、過小な雇用量、あるいは失業という状態を主体が合理的に選択している、あるいは個々の合理的な選択の結果、市場の総体としてみた場合、失業が発生することを示している。このような市場の不完全性のモデルの採用は、古典派、ケインジアンといった立場の違いを超えて行われ、今では不完全性こそが労働市場モデルの特性であると考えられている。また不完全性の仮定は瞬時に市場の需給が一致しないことを意味することが多いため、各主体が今期だけではなく、長期的な時間の視野に立って行動を決定する動学最適化の考えが取り入れられる契機ともなった。

労働市場の多くの見方が完全市場から不完全市場へと変換したのは、完全市場を仮定した場合に実証面で説明のつかないことが多くあったことも、大きな要因である。もちろん完全市場の場合、均衡点である雇用量から間接的にしか失業量にアプローチできないというのが大きな欠点ではあるのだが、それに加えて現実の市場で観察される実質賃金の固定性が説明しづらいことも大きなネックとなっていた。現実の市場では、景気の変動により失業量は大きく変化するが、実質賃金はさほど大きく変化していない。労働供給は賃金に対してある程度、非弾力的なものであると考えられる。その場合は供給曲線の形状が垂直に近くなり雇用量を変動させるためには、賃金は大きく変化しなければならない。このような現象が現実の市場で見られないことは、現実の市場では完全モデルで想定するような価格調整によって労働供給が決定されていないことを示唆している。市場の価格調整に代わるロジックとしては、市場の構造的・実質面での変化（時間選好率、資源価格や技術進歩等）や契約（より熱心に働く誘因を促すような賃金制度）といった制度的な面が取り上げられ、それらが均衡失業量の決定に大きな役割を果たしている。また、このようなモデルのもとでは、価格すなわち賃金は労使で余剰をどう分配するかという観点から主に決定されている。

失業水準を均衡とみなし始めたことにより、理論モデルの妥当性は失業量の水準だけでなくその循環性、とくに景気との関連性をどこまで説明できるかということにも大きく注意が払われるようになってきている。つまり、与件の変化により均衡の経路がどのように変化するかは詳細に分析できるため、失業の変動を捉えることができる。また均衡点の変化は、職の喪失と創出の繰り返しによる仕事の再配分過程と捉えられる。完全雇用量からしか失業へアプローチできなかった完全競争市場モデルに比べると不完全競争市場への転換は、何が不完全であるか、その市場の見方の数だけ数多くのインプリケーションを生み出している状況である。

さて、前置きが長くなったが、本稿では「失業の理論的分析に関する研究会」という会の趣旨にそって、失業分析の際にそのツールとして頻繁に登場する UV 曲線とその周辺の話題についてまとめることにする。UV 曲線とは失業と欠員の軌跡を描いたものであり、両者には負の相関があり、また原点对して凸の形状が得られることが実証的に知られている。また、失業の発生という現象を理解する手がかりの一つとして多くの分析、特に日本において頻繁に用いられてきた。しかしながら、分析には多く用いられる反面、この UV 曲線のような関係がなぜ現れるかについて、その理論的な背景までを邦語で解説したものはあまり多く見当たらない¹。解説がなされていたとしても失業と欠員がどのように循環しているか、その運動法則として解説したものに留まっているものがほとんどである。

そのような現状の中で、UV 曲線がその理論的背景を持って登場するのは、サーチとマッチングのモデルにおいてである。このサーチとマッチングのモデルは、冒頭で述べたような、

¹ 数少ないものの中の一つとして太田（2005）がある。

失業の発生—このモデルでは失業と欠員の同時発生を主体の合理性から出発して説明した、均衡失業の代表的なモデルである。本稿ではサーチとマッチングのモデルについて書かれた代表的な文献を要約し、そのモデルのもとでは失業と欠員の軌跡はどのように解釈することができるのか、次節以下に整理する。

第2節 UV 曲線について

UV 曲線を用いた分析としては、日本では「労働経済白書」等による 45 度線分析が有名である。これは実際の失業率を「構造的・摩擦的失業」と「需要不足失業」とに分解することを試みているものであり、UV 曲線と失業と欠員が一致する 45 度線上の交点の失業率を「構造的・摩擦的失業」とし、その交点と実際の失業率との偏差を「需要不足失業」としている。完全市場モデル、特に古典派のそれを念頭に置くのであれば、労働に対する総需要と総供給は数の上でも一致し、市場はクリアされるはずである。もし時間的な要因から、まだマッチしてない需給があれば、それらも数量の上で一致するはずである。45 度線上に構造的・摩擦的を求めるのは、あながち間違ったアプローチともいえない。ただ問題は、それが UV 曲線との交点で決定される必要があるかということである。45 度線分析では、UV 曲線が存在すること自体は天下りの的に与えられており、その曲線の導出は過去の失業、欠員から推定している。そこでは、UV 曲線が企業と労働者のどのような行動の定式化から導き出されてきたかは述べられることはない。分析で使用する UV 曲線は現実の失業、欠員から作成するため、45 度線との交点をとれば現実の失業率の近くに何がしかの値が得られる。これは著者の推測にすぎないが、そのために UV 曲線との交点が何か意味をもつ値にちがいないということで無批判に使われてきたのではないだろうか。摩擦的な意味での失業量を求めるのならば、むしろ 45 度線だけを用い、何らかの距離関数を導入して現実の失業と 45 度線の距離を測り、その値を評価した方が、まだ直裁的でわかりやすいアプローチに思える。

そもそも過去数年の失業、欠員の値を用いて UV 曲線を導出し、それを分析に用いるのであれば、労働市場にはいつも一定量の失業と欠員が存在していることを前提として認めていることになる。なぜなら、完全市場であればマッチングできなかった求職者と求人は長期的にはクリアされるはずである。UV 曲線の存在自体が市場の不完全性を示す証左となっている。市場が不完全な場合、失業と欠員が数量で常に一致しなければならない必然性はない。それは失業と欠員、そのコインの裏側である労働需要（求人）のオファーと供給（労働力）のオファーの数が、事前、事後にかかわらず常に一致する必要がないのと同じことである。不完全市場を前提とした UV 曲線と完全市場を前提とした 45 度線は前提としている市場観が異なり、45 度線分析はそれを同じ俎上に乗せて議論していることになる。

しかしながら、労働市場が不完全性であることを仮定したとしても、日本に限らず UV 曲線の存在を理論的に導出した分析はあまり見られないのもまた事実である。UV 曲線は、多

くの論文において実証的に観察される失業と欠員の運動法則として理解される場合がほとんどである。理論的側面から言及した、数少ない事例が企業と労働者がお互いの相手を探索する過程を描写したサーチモデルで、そのアプローチの副産物として UV 曲線があらわれている。モデルの詳細については次節以降で述べるが、ジョブサーチモデルでは求職者と求人が出ている職に関してその異質性が仮定されており、またその異質性の内容についてお互いに瞬時に伝わらない情報の不完全性が仮定される。すなわち 求人 の条件は企業によって異なること、同様に求職者の質も労働者ごとに異なる。そして労働者は各企業が提示している求人情報のすべてを知らないことが仮定され、求職者は職を見つけるまでに時間がかかることが含意されている。これもまた企業側についても同様である。サーチモデルでは、完全市場で想定していないこのような市場の摩擦をモデルに取り込み、労働市場に失業および欠員が(同時)発生する仕組みを設けている。

このサーチモデルにおいては、UV 曲線は労働者数に対する失業量と欠員の定常点の集まりとして表される。定常点とは簡単に言えば、その変数の状態が経時的に発散しない値のことである。つまり失業プールへのインフローとアウトフローが一致する点の集合である。このとき、適切なマッチング関数を間に介在させれば、失業と欠員の間には右下がりの曲線がえられる。しかし、ここで注意しなければならないのは、定常状態は失業と欠員の運動法則のある特別な状態を示しているに過ぎないことである。つまりモデルで使用される UV 曲線は定常状態での失業と欠員の関数関係を示しているだけで、現実の UV 曲線が定常状態のグラフであることは何ら示唆していない。モデルから判断できるのは、(現実の)失業と欠員は労働需給の均衡点の軌跡であると想定しようということであり、その均衡点の軌跡が右下がりの曲線を描くことは保証しない、ただ、状態が発散しないためには、需要と供給の均衡点も定常点の上にあることが望まれる。そのため、定常状態を示す UV 曲線が安定しているとき——例えば離職率やマッチングの効率性が一定の場合——、結果として定常均衡値の軌跡も右下がりになっていることはありうる。

均衡値の変化は所与の外生的な条件が変わった上での変化を表している。そのため、少なくともサーチとマッチングの枠組みを通して労働市場を解釈しようとするのであれば、現実の失業と欠員の動きを一種の関数関係として推計しても、それは均衡点の軌跡を類推しただけに過ぎない。そこからは失業と欠員の運動法則はある程度理解することはできても、企業、労働者による労働需給のメカニズムについての含意を導き出すことはできない。逆に言うと、サーチモデルを通したとしても、現実の UV 曲線がなぜ現れるのかについて直接的な解等はないことになる。

しかし現実の失業と欠員の動きを均衡点の変化として捉えることができるのであれば、与件の変化が企業、労働者の行動にどのような影響を与えているのかを描写できる。何ゆえそのような失業と欠員の組み合わせが得られているのか、主体の行動レベルから説明が可能となるのである。そのため、ここで、モデルを再度整理しておくことは有用であると考えられる。

次節以降では、サーチモデルのベンチマークモデルといえる、経済学者の Mortensen と Pissarides によって展開された一連のモデルと UV 曲線との関連を簡単に紹介する。また、モデルの数式部の展開部は、ほぼ Mortensen and Pissarides (1999a, 1999b) および Pissarides (2000) の要約が中心である。一連の研究によって Mortensen は各主体の均衡を示すサーチモデルを導出したのに対し、Pissarides は均衡失業についての研究を主として展開している。

第3節 サーチモデルにおける主体均衡

ジョブサーチモデルに登場する経済主体は職を求める労働者とその労働者を雇おうとする企業群である。労働者と企業とも各主体レベルでの行動定式化のロジックは、長期的視点に立った利潤最大化行動である。労働者は企業の提示した求人の情報に遭遇するし、企業も労働者から職への応募がある。この時、求職者はその遭遇した職を受け入れるか、それともさらによりよい条件の職を求めて求職活動(失業)を続けるかという選択に直面する。一方で企業の側もその労働者を雇って職を充足させるか、求人活動を続けるという選択肢をもつ。ここで、サーチという行動の裏には、労働者も仕事も多様であることが前提となる。つまり、労働者と職の組み合わせ、すなわちお互いの相性によって生産力も異なるからこそ、時間をかけて相手を探す誘因が生まれるのである。

またサーチモデルすべてに必須の仮定ではないものの、単純なモデルでは労働者が新しい職を得るためには、ある程度の失業期間を経ることを条件としている。すなわち、そのようなモデルでは求職期間中の労働者は失業状態にある。以下で示す基本的モデルでも、その仮定をしいており、求職者と失業者は同義となる。実際の市場では、失業状態を経ず、職に就いたまま転職するケースも多いため、この仮定は非現実的であるとしばしば批判の対象となる。

さて、いつまでも好条件の職を求めて求職活動を続ければ金銭的、時間的に費用がかさむ。しかし、最初に遭遇した職にすぐに就くことも、今後より良い職にめぐり合う可能性を考えれば、決して合理的な行動とはいえない。同様に企業の側も求人活動には費用がかさむものの、雇うからには、その人材の価値を評価する必要がある。

それでは、求職活動を止めて職に就くかどうかはどのように判断すべきか。その最適な戦略は求職者の資産最大化問題に帰着できる。すなわち、その職に就いた場合に今後にわたって得られる所得を考える。そして、その職を得るための投資としての求職活動を長期的な視点で勘案する。ただ、求職を続けることには費用がかかるし、職に就くことによって得られる一定の機会費用も放棄しているのである。このように、将来の利益と費用も考慮して職探しを行うことが合理的となる。これは動学的最適化と呼ばれるものである。

しかし、いつの時点で職に就けばよいか、そのタイミングまでを定式化することは困難であり、また現実的でもない。将来のことは不確実性を伴うため、来期以降、幾らの賃金を提

示した職に遭遇するかまでは確定できない。ただ、求職者は自分に提示される賃金の確率分布は知っているものと仮定すれば、将来にわたる賃金を期待値という確定値で把握できることになる。つまり、将来所得を現在価値に引き戻すことが可能となり、今期、求職活動を続ける価値と職に就く価値のそれぞれについて、比較的容易に求めることができる。後述するが、この現在価値が留保賃金と呼ばれるものであり、その職に就くかどうかの判断の基準となるものである。同様のロジックは企業の採用活動にも当てはまる。すなわち、サーチモデルとは、どのような条件の下で各主体が求職、求人活動を止めるかを指し示すモデルであり²、いつのタイミングで止めるかまで指し示したものではない。

それでは、この意思決定の具体的な定式化とその解の求め方に話を移す。このような動学的最適化問題の解法の一つは、ベルマン方程式とよばれる下記の再帰方程式を解くことである。来期以降も求職を続けた時の価値の級数和について、与式自体に来期の価値を組み込むことで、再帰的に表現したものである。求職活動（失業）状態にいる価値は次のようである。

$$U_t = \frac{1}{1+r}(b-c) + \frac{1}{1+r} \int \max\{W, U_{t+1}\} dF(W),$$

$$t = 1, 2, \dots$$

まず、右辺の第1項は、失業によって得られるもののうち、不確実性をともなわない部分である。具体的には、求職活動中に出入りする利得である。まず b は失業期間中に得られる利潤である。代替所得としての失業給付が主なものとなるが、働かないことの効用、すなわち余暇の効用を想定することもできる。逆に c の値は求職期間中の費用であり、求職活動費を想定すればよい。なお、これらの値は期末に評価し、 r は時間選好率である。求職者はリスク中立的であることを仮定している。

第2項は来期以降の価値である。市場の求人が提示する賃金は分布関数 $F(W)$ を背後に持ち、求職者はこの $F(W)$ で表される市場の賃金提示分布を知っていると仮定している。賃金は職についた時点で得られるものと仮定する。もちろん求職者には提示された職に就かず、さらにまた職探しをつづけるというオプションがある。被積分関数の形状はそのことを示している。このことによって、積分値自体は市場賃金の期待値そのものより高くなる。つまり、第1項に示すように求職期間中の所得が担保されていることが期待賃金を押し上げていることになる。なお、このモデルでは一旦就職した場合は失業することはなく、その職業から得られる賃金も変わることはない。さらに、求職期間中は失業給付が途切れることがないことも仮定している。

これらのことをまとめると、次のようになる。まず今期は失業状態にいるのだから、 $\frac{1}{1+r}(b-c)$ の価値だけは確実に得られる。そして来期 ($t+1$ 期) は、就職した場合にはその

² 最適停止法と呼ばれる問題である。

就いた職の賃金 w_1 (確率変数 X の実現値) が得られる。一方、提示賃金が当該求職者の希望に合致せず就職を見送った場合は、 $\frac{1}{1+r}(b-c)$ が確実に得られることになる。これらを割

り引いて $\frac{1}{1+r}w_1$, $\frac{1}{(1+r)^2}(b-c)$ のいずれかが、今期失業していることで確実に得られると

評価できる。ただし賃金については、実際いくらを提示している職にめぐり合えるかは事前に分からないので期待値で評価することになる。来期に就職した場合はそこで求職活動が終わるが、来期も就職しなかった場合は、また同様に次の期 ($t+2$ 期) に同じことが繰り返される。そのことが被積分関数のなかに失業価値が入れ子の形で現れているゆえんである。すなわち、求職者は出会った職に就くかどうかの基準を持っており、その基準が次の期に失業状態である価値である。また、賃金を受け入れた場合はそこで級数の展開が止まるが、就職を見送った場合は同様の作業が延々と繰り返されていくことになる。このように失業でいることは次の期以降に得られるかもしれない賃金の期待値を含んでいるのである。

ただし、この形状の方程式が解析的には解けることはまれである。実際には数値シミュレーションを行うか、あるいは後ろ向きに帰納的に解いていくことになる。後ろ向きに帰納法で解く方法を、具体的に単純な数値で示せば次のようになる。モデルの期間を 5 期として、市場には常に時給 1,000 円、2,000 円、3,000 円の職があるとす。また、求職者はそれぞれに等確率でめぐり合うとする。失業給付を 500 円、時間選好率を 0.5 で不変とする。

まず 5 期から遡っていくと、市場で提示されるいずれの時給とも失業給付よりは高いので、求職者は 5 期に遭遇した職には必ず就くことになる。よって 1 期遡って 4 期に失業している価値は、次の期までに得られる給付を割り引いたもの $\frac{1}{1+0.5}(500) = 333$ と市場での期待賃金

を割り引いたもの $\frac{1}{1+0.5}(1/3 \times 1000 + 1/3 \times 2000 + 1/3 \times 3000) = 1333$ の合計 1,666 円となる。

さらに遡って 3 期に失業でいる価値は 4 期までに得られる割引給付 $\frac{1}{1+0.5}(500) = 333$ と、就職した場合の価値あるいは 4 期での失業の価値のいずれかを合計したものである。このとき、就業するか失業をとるかは、どちらの価値が大きいかで定まる。

$\frac{1}{1+0.5} \left\{ \frac{1}{1+0.5}(500) + \frac{1}{1+0.5}(1/3 \times 1000 + 1/3 \times 2000 + 1/3 \times 3000) \right\} = 1111$ 、これが 3 期でみた 4

期にも失業している価値である。この価値以下では求職者は就業するメリットがないことを考えると、2,000 円以上の職に出会えたときしかその職に応募しない。よって得られる期待値

は $\frac{1}{1+0.5}(1/3 \times 1111 + 1/3 \times 2000 + 1/3 \times 3000) = 1358$ となる。すなわち失業給付との合計 1,691

円が 4 期での失業の価値となる。この作業を 1 期まで続ければ、1 期での失業価値が計算で

きる。なお、無限時間に拡張した場合、この主体の最適化行動は任意の各点 t について成立している必要がある。つまり、求職の価値は時点に依存せず、上記のモデルでは割り引いた後の給付より提示された賃金が高いかどうかで就業するかどうかが決まる。

さて上記は各期に労働者が職にめぐり合うという離散的なモデルであった。これは連続的な時間に一般化することもでき、通常は連続型のモデルが多く用いられる。ただ連続時間には、時間の切れ目がないので、モデルを拡張する場合は、求人に遭遇する頻度を切れ目のない時間の流れの中へ刻み入れる必要が生じる。遭遇率は一般に時間の関数として表すこともできるが、通常は式が解けるようにするため、単位時間当たり一定の発生率をとるもの、つまり定常分布が存在するものが採用される。この条件を満たす最も一般的なものは、ポアソン過程である。このとき λ をポアソン過程の生起率、また無限の期間を想定すれば、

$$U = \frac{1}{r + \lambda}(b - c_u) + \frac{\lambda}{r + \lambda} \int \max\{W, U\} dF(W).$$

この方程式からは、資産方程式と呼ばれるマクロ経済学の文脈で多く用いられる次の方程式が導かれる。

$$rU = (b - c_u) + \lambda \int (\max\{W, U\} - U) dF(W).$$

これは、求職活動、すなわち失業状態でいることが、今期どのくらいの収益を生み出すかということに視点をかえたものである。求職中の現在に受け取れる第1項の $(b - c)$ と、来期どれだけのリターンを期待できるかを示した第2項、 $\max(W, U) - U$ の期待値と職の遭遇率の積で表されている。

一方で求人側の企業の最適化行動も同様に定式化できる。欠員状態の価値を V とすると、

$$V = \frac{-c_v}{r + \eta} + \frac{\eta}{r + \eta} \int \max\{V, J\} dG(J).$$

ここで、 c は職を欠員のままで放置しておく費用である。採用活動に伴う費用と考えることもできるし、遊休資本の維持費用と考えてもよい。 r は割引率である。また、 η は求職者が応募してくる確率である。求職者の定式化と同様、企業はどのような求人が応募してくるか、その質は事前に分らないものの、求職者の質は分布の意味で分っているものとする。上式では確率変数 J が、求人を埋めたときの価値を示しており、それは応募してくる求職者ごとに異なると考えるため、 $G(\cdot)$ で表される分布を持つと仮定している。このような定式化のもとでは、 V 以上の価値をもつ求人に遭遇したとき、すなわち $J \geq V$ のとき、企業はその職に応募してきた求人を採用することになる。

さて、雇用のマッチングが成立した場合、求職者と企業の利潤が貨幣等に換算可能でかつ両方で交換が可能な場合は、その利潤を両者の間で配分する可能性がある。つまり賃金交渉が発生する。市場に摩擦が存在しない場合、すなわち完全競争の場合、求人側の企業は他の

労働者を限界生産物と同額の賃金で即座に雇うことができるし、求職者側も自分の価値と同じ賃金の職を即座に見つけることができる。労働需要は完全に弾力的であるし、労働供給は非弾力的である。しかし、今問題にしているケースでは、両者にとって魅力ある新たな雇用のマッチングを成立させるためには、また求職状態、欠員状態を経なければならない。そのため、企業と労働者が出会わなかった場合よりも、少なくとも一方の利得が高まる可能性があるならば、賃金について交渉を行う誘因がある。今、マッチングが成立することによって実現する総利得を、お互いの利得 W 、 J の総和

$$W + J = X$$

で考える。これまで述べてきたように求職者、企業、それぞれの合理性により U 、 V 以下ではマッチングそのものが成立しないので、価値 (U, V) が交渉時のお互いの威嚇点となる。そして、そのとき総利得について $X - U - V \geq 0$ 、が成り立つ場合に限り、交渉が成立し労使で利得をどのように配分するかが問題となる。この配分法は一般にはナッシュ交渉解と呼ばれる値によって定式化し、そのときパラメータ β を用い、求職者の取り分、

$$W - U = \beta(X - U - V) \quad \beta(0 \leq \beta \leq 1)$$

を導出できる。

このサーチモデルでは、即座に労働需給が一致する完全市場モデルとは異なり、雇用のマッチングが成立するまでに適当な時間をかけて相手を探すことを前提としていた。その仕掛けが、離散型のモデルでは各期にひとつの相手としか遭遇しないという仮定であり、連続型では単位時間あたり λ と η の遭遇率の仮定であった。モデルから得られる含意に労働市場全体の情報も反映されるようにするには、失業量と欠員の数を内生変数としてモデルに組み込んでおく必要がある。その仕組みがマッチング関数である。上で述べたように、失業と欠員がお互い正の値をとる。マッチング関数とは、成立する雇用数を失業と欠員を引数とした関数 $m(u, v)$ で表したものである、今、失業量を u 、欠員の数を v とすれば、先に使用したサーチ活動での職および労働者への期待遭遇率 λ 、 η を使えば、職に遭遇する求職者数は λu であり、応募がかかる求人の数は ηv である。両者は表裏一体の関係にあるから、 $\lambda u \equiv \eta v$ が恒等的に成り立つことになる。すなわち、

$$m(u, v) = \lambda u = \eta v$$

であるから、求職者、求人がお互いの相手と雇用関係を結ぶ確率は、それぞれ

$$\begin{aligned} \lambda &= m(u, v) / u, \\ \eta &= m(u, v) / v, \end{aligned}$$

と表される。

マッチング関数の具体的な形状に関しては、対象となる市場の状況に応じて関数を特定化できるが、ただ、最も一般的に使用されているものは下記の二次形式をした関数である。

$$m(u, v) = Ku^\beta v^\gamma$$

マッチングという出会いを通して行う行為の性質上、市場の参加者、すなわち求人と求職者

の数によって成立するマッチングの数が増えたり減ったりする、コブダグラス型のように収穫一定以外の場合のケースも関数として想定する。 $\beta + \gamma > 1$ の収穫逓増の場合は、求人と求職者の数が増えれば増えるほど、成立するマッチングの割合 (λ , η) も増加する。つまり、参加者が多い分だけお互いが意中の相手と出会う確率が高くなると考えればよい。これは市場の厚み効果と呼ばれる。一方、 $\beta + \gamma < 1$ の収穫逓減の場合は、求人と求職者の数が増えれば増えるほど、成立する雇用の割合が減少する。このときは、求人も求職者も競合相手が多くいて、なかなか採用できない、あるいはされない状況を想定すればよいであろう。これを市場の混雑効果と呼んでいる。 $\beta + \gamma = 1$ のときは、求人と求職者の増減の割合の程度だけ、成立する雇用の割合は増減する。

さて、上で与えた賃金交渉とマッチング関数を用いれば、サーチにおける求職価値と求人価値の均衡は、所与の u と v を用いれば、それぞれ

$$U = \frac{1}{r + m(u, v)/u} (b - c_u) + \frac{m(u, v)/u}{r + m(u, v)/u} \beta \int \max\{W, U\} dF(W),$$

$$V = \frac{-c_v}{r + m(u, v)/v} + \frac{m(u, v)}{r + m(u, v)} (1 - \beta) \int \max\{V, J\} dG(J),$$

となる。ただ、労働市場の分析において、最終的に興味があるのは市場全体でのマクロの値 u と v をどのように表すかについてである。その場合、主体間の一つの均衡点として考えられるのは、求職者も求人側も市場に参加して得られる利益と参加しない利益が無差別になる状態である。すなわち、労働市場に参加するかしないかの誘因が無差別になる状態である。その状態で市場の参加者数は落ち着くことになる。これは、いわゆる自由参入条件と呼ばれるものであり、その状態は単純に、求職については $U = r/b$ 、欠員に関しては $V = 0$ となる状態である。

第4節 労働市場での均衡失業

前節では、どのような条件で求職者と企業の間で雇用のマッチングが成立するか、その理論的枠組みを紹介してきた。すなわち、求職側、求人側の主体レベルでサーチ行動の均衡点として U (求職、失業状態の価値) と V (求人を出すことの価値) を求めた。それらは、各主体が職に就くかどうか、求人を採用するかどうかの判断基準となるものであり、個々の主体から労働市場全体に目を移したとき、求めるべき均衡は集計化されたものの値が対象となる。つまり失業の価値、欠員の価値といった各主体の部分均衡の値と市場の失業量、欠員量といったマクロの値がどのように結びつくかを描写する必要がある。

確かに、各主体の行動と失業量、欠員数といったマクロの変数は、マッチング関数により結びついてはいた。ただ、サーチモデルでは各主体が求職、求人活動を最初から行っていることが前提となっており、企業と労働者との間で一旦雇用関係が形成されたら、そのマッチ

ングは壊れることはない。つまり雇用マッチングの消滅、換言すれば失業の発生は想定していない。失業を説明するモデルに求められることは、失業量が長期的にどの程度の水準に落ち着くかということももちろんであるが、短期的な失業量の循環をどれだけ描写できるかも重要な要素である。

失業量の変動を展開する際に用いられるロジックは、その職と労働者のマッチングから利益が得られなくなるなど、一度成立した雇用のマッチングを一定の割合で廃棄させる何らかのショックをモデルに導入するものである。例えば財市場で技術進歩や資源価格の変動といった何らかの生産性ショックが発生すれば、それに伴い派生需要である労働力も変動することになる。ショックが発生することを前提とすれば、各主体の行動もそれに応じて微修正する必要がある。最も単純で分かりやすいモデルは、雇用の解消を誘発するショックを外生的なものとして扱ったものである。以下ではその嚆矢的な存在である Pissarides (1990) のモデルを紹介する。

さて、マクロの視点でみた失業量の変動は、市場の労働者数を一定とした場合、雇用マッチングの解消数から新規の雇用のマッチング数を引いたものと同値になる。労働者数一定の仮定の下では、雇用マッチングの解消数とは、失業数でもあり、また職の消滅率でもある。さらに換言すれば、失業量の変動とは失業へのインフローとアウトフローとの差異でもある。ここで、 δ を外生的に与えられる一定のマッチング解消率、 $m(u, v)$ をマッチング関数とすれば、失業の時間的な変動は

$$\dot{u} = \delta(1-u) - m(u, v).$$

で表される。

異時点間での最適化を考える動学モデルでは、各時点での変量の値がその時点に依存しなくなる定常状態での均衡を求める。上式では、失業へのインフローとアウトフローが一致する $\dot{u} = 0$ の状態である。もし $\dot{u} = 0$ でない場合、例えば $\dot{u} > 0$ ならば十分な長さの時間をとれば、失業量 u の値が発散することになる。当然のことながら、現実の労働市場が常に定常状態にあるとは言いがたい。定常状態での均衡とはあくまでもベンチマークであり、モデルを解くための必要条件である。このときマッチング関数に 1 次同次を仮定すれば、

$$u = \frac{\delta}{\delta + m(v/u, 1)} = \frac{\delta}{\delta + \lambda(\theta)}$$

となる。 θ は v/u 、つまり求人数を失業者数で割ったものであり、労働市場の需給の逼迫度と捉えることができる。 λ はこれまでと同様、職の遭遇率 $m(u, v)/u$ であり、一次同次の仮定から θ の関数となる。なお、これ以降は労働者数を一定としていることから、 u を失業率、 v を欠員率として、それぞれ割合として扱う。また逆数である求人側の遭遇率 η も同様に導出できる。

失業量の変動について、定常状態を指し示した上式では、各々の v 、あるいは同じことであるが各々の θ について、 u が一意に定まる。すなわち、上式を u と v についての関係を示

した UV 曲線と呼ぶことができる。マッチング関数の形状から両者の関係は負の関係であり、また原点に凸となる。そのため、モデルの仮定から導出される UV 曲線は右下がりの軌跡を描き、現実の UV 曲線ともその形状は符合する。ただ、実際の労働市場で観察できる失業と欠員の値をプロットした軌跡は、定常均衡のプロットと考えるべきである。

定常均衡では、その均衡点が上式の UV 曲線上になければならない。一方、求職と求人の方程式によるサーチの均衡については、求職、求人の価値がマッチング関数を通して (u,v) の関数として表されていた。それゆえ、あるいは、自由参入条件によって、失業と欠員に関する定常状態の均衡解が一意に定まる。ただ、モデルに組み込んだ一定の廃業率 δ の影響により、サーチの均衡もいくばくかの修正の必要がある。お互いの期待利得に影響がでてくる。まず企業にとって職を充足する価値は、資産方程式として

$$rJ = p - w - \delta J$$

となる。 p は労働者を雇用したことによってその職が生み出す価値を示し、 w は労働者への賃金である。すなわち、充足の価値は廃業率分の喪失リスクを考慮に入れて計上しなければならない。一方、職に就くことによって労働者が得る利得、その資産方程式は、

$$rW = w - \delta(W - U)$$

となる。つまり、第 2 項は今後遭遇する可能性のあった職のうち δ 分が消失していることを勘案している。ただし、職を失った労働者はまた新たな職を探す行動に入るので、その求職価値は相殺しておく必要がある。求職、求人の資産方程式も J 、 W を用いて表すため間接的には影響を受けるものの、構造自体は変わらない、すなわち

$$\begin{aligned} rU &= b + \lambda(\theta)(W - U), \\ rV &= -c + \eta(\theta)(J - V). \end{aligned}$$

これら 4 式の資産方程式と賃金交渉におけるナッシュ交渉の仮定を用いれば、それらを相互に代入することにより、 w を θ の関数として表した賃金方程式が導出される。やや天下り的になるが、

$$w = (1 - \beta)b + \beta(p + \theta).$$

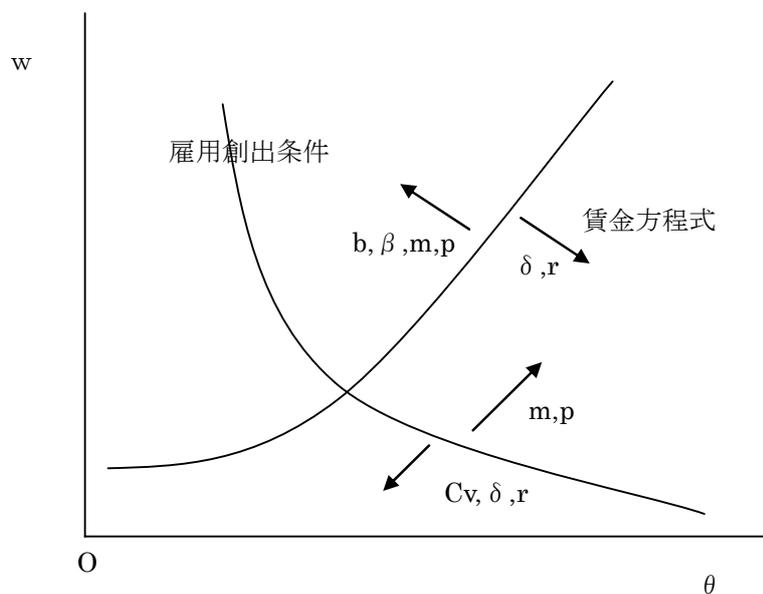
一方、自由参入条件 $V=0$ は、雇用が新規に創出されるか否かの境界を示していた。 $V=0$ を資産方程式に代入すれば、新規雇用創出の条件である、

$$\frac{c}{\eta(\theta)} = \frac{p - w}{r + \delta}$$

が得られる。この式は w と職の創出の関係を描いたものであるから、一種の労働需要曲線とも解釈できる。

賃金方程式と雇用創出の上 2 式を解くことによって、均衡解 (w, θ) が 4 つのパラメータ、 p (生産性)、 r (割引率)、 c (採用コスト)、 δ (マッチングの解消率) によって表されることになる。またモデルに登場するパラメータの比較静学の様子を図で示したものが第 6-4-1 図である。

第 6-4-1 図 雇用創出条件と賃金方程式

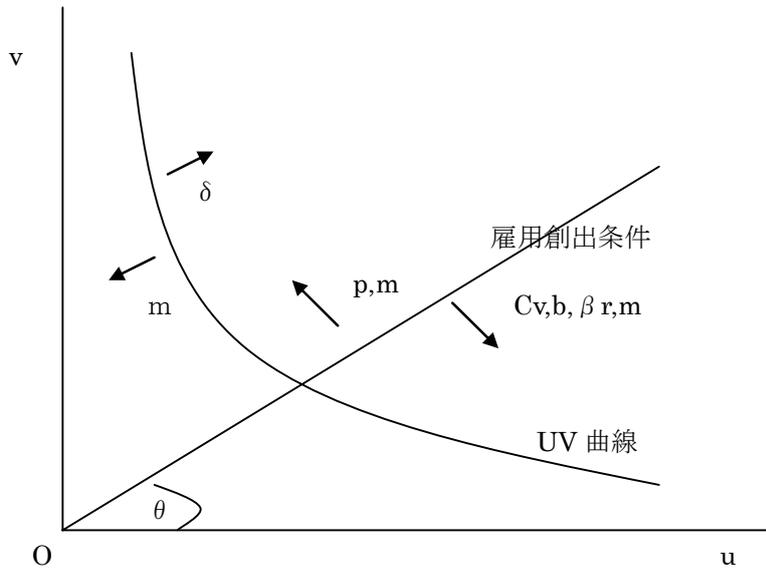


先に述べたように、我々は失業率 u について定常である均衡点に興味があるのであった。モデルでの UV 曲線は失業率が定常になる点の軌跡であったから、単純に原点を通り第 6-4-2 図で得られた傾き θ を持つ直線と UV 曲線の交点が u についての定常均衡解となる。均衡解 θ は一意であったから、ここで定常状態にある均衡失業率 u が一意に定まれば、欠員 v も一意に定まることを意味している。

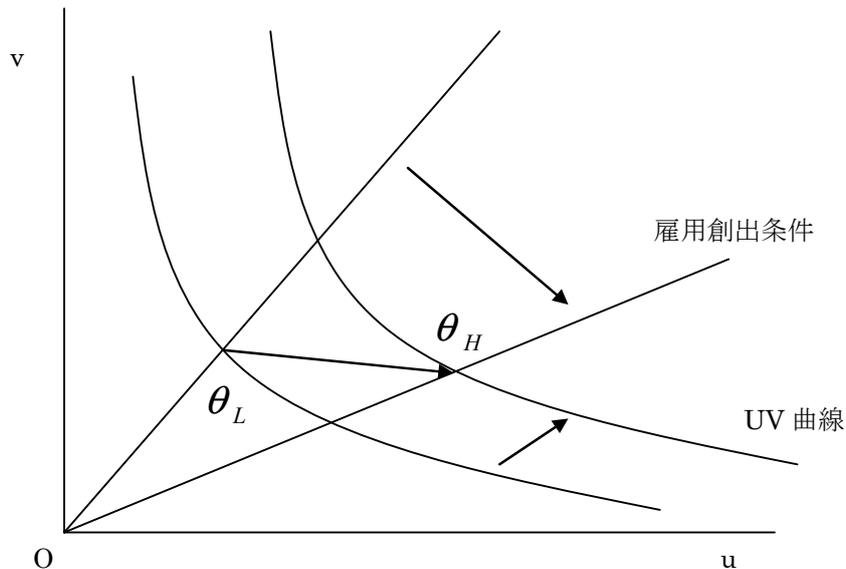
さて、いくつかのパラメータを動かしたときの定常均衡失業率、欠員率は次のように変動する。第 6-4-1 図から第 6-4-2 図という流れであるが、ここでは最終的な第 6-4-2 図の動きだけを記述しておく。(1) 労働者の賃金取り分 β の値が増加すれば、雇用創出曲線の傾きは小さくなる。すなわち均衡失業率は増加する。(2) 生産性 p の増加は、雇用創出曲線の傾きを大きくする。すなわち均衡失業率は減少する。(3) マッチングの解消率 δ の値の増加は、雇用創出曲線の傾きを小さくし、UV 曲線は外にシフトする。すなわち、均衡失業率は増加する。欠員率への影響は不定である。

このうち、第 6-4-3 図には (3) のマッチングの解消率 δ の増減による u 、 v の組み合わせ θ がどのように循環するかを示している。第 6-4-3 図と同様原点から延びる直線が雇用創出条件を示しており、原点に凸の曲線が UV 曲線である。上で述べたように、マッチングの解消率 δ の値の増加は、雇用創出曲線の傾きを小さくし、UV 曲線は外にシフトする。よって図中の矢印の方向はマッチングの解消率が上がる時の各曲線のシフト方向である。 θ_L がマッチングの解消率が低いとき、つまり相対的に景気がよいときの定常均衡点であり、 θ_H が解消率が高いとき、景気が相対的に悪いときの定常均衡点である。このように解消率等のパラメータの値が動くことにより、均衡点もばらつくことになる。

第 6-4-2 図 雇用創出条件と UV 曲線



第 6-4-3 図 定常均衡点の変化



モデルの評価は、パラメータの値を確率的に生成して、その値ごとにばらつく均衡状態での内生変数の値の変化を、現実の値のばらつき、および自己相関をどのくらいシミュレートできるかで計測する。次節ではモデルにそって簡単なシミュレーションを行い、その結果を紹介している。

なお、均衡失業率についてはその点が社会厚生の方から見て効率的な点かどうかは、モデルから判断できない。ここでの効率的とは、雇用のマッチングによって得られた社会全体の資源を労使でお互いに配分できるとして、その結果がパレート最適なものになっているかどうかということである。モデルで内生的に決定されるのは欠員数であるが、その増加は労働

者にとっては求職期間の短縮を意味し、結果、賃金交渉力をあげることになる。だが一方で、他の企業にとっては欠員がより多く競合することは、自社の交渉力を弱めることになる。このように求職の増加は、労働者、企業の双方にたいして相異なる外部性を発生させることになる。均衡失業率が最適配分であることを保証するのは、マッチング関数に関してある特定の条件を満たした場合のみである（Hosios、1990）。この点は、労働需給の均衡点が最適配分点となっていた完全市場モデルとは大きな違いといえる。

第5節 シミュレーションとその結果

前節までに示してきたモデルの妥当性をみるために、日本の労働市場の現実の値にどれだけフィットしているのか、簡単なシミュレーションを行って確認をしてみた。今回は、モデルのおおよそのフィットを見るためのものであるため、パラメータは暫定的な値を用いている。また、シミュレーションの方法は Shimer（2005）のそれに沿っている。ここでは、前節におけるマッチングの解消率 δ を確率的に生成することで、そのショックが与える影響によって失業、欠員等の内生変数がどのように動くかを観察する。そのとき得られる均衡点の情報（変動、および各種相関）と実際の時系列での失業率、欠員率との値を比べることで、モデルの妥当性を評価する。

第6-5-1表は、1963年から2005年の月次ベースでの「労働力調査」の失業率（ u ）、「職業安定業務統計」から作成した欠員率（ v ）、両者の比である逼迫率（ u/v ）のそれぞれの値について標準偏差、自己相関、変数間の相関を示したものである。なお失業率、有効求人倍率は季節調整値を用いている。また表中の各々の値は原系列にフィルターをかけてトレンドを除去した後、試算した値である³。変動の具合を示す標準偏差に関しては、失業率の値が最も小さい。すなわち、これら変数の中では最もトレンドに沿った動きをしているといえる。自己相関に関しては、求人とその影響を受ける逼迫率の値がかなり高くなっている。

さてシミュレーションの方法であるが、マッチングの解消率によるショックを与えて、失業、欠員の均衡値がどのように変動しているかを調べる。各時点のマッチング解消率であるが、潜在変数 y を導入して、長期の解消率 δ^* に平均回帰する

第6-5-1表 失業率、欠員率等の統計量

		失業率(u)	欠員率(v)	u/v
標準偏差		0.070	0.149	0.205
自己相関(1階)		0.743	0.984	0.955
相関係数	失業率(u)	1	-0.704	-0.855
	欠員率(v)	-	1	0.970
	u/v	-	-	1

³ フィルターはHPフィルター。 $\lambda = 100000$ 。 値はHPトレンドと現実値の対数偏差である。

$$\delta = e^{-\gamma} \delta^*$$

に従うものとし⁴、その y については時間増分 dt について下記のオルンシュタイン－ウーレンバック過程に従うものを生成する。

$$dy = -\gamma y dt + \sigma db$$

この確率過程の特徴をかいつまんで言うと、 γ が今期の値が前期の値からの影響の受けやすさを示し、 σ が過程の分散の度合いを示す。 b はブラウン運動を示している。

設定したパラメータの値は第 6-5-2 表に示している。余暇の価値には失業給付の水準を考慮に入れて 0.6 を与えている。割引率 r は国債流通利回り（1966～2005 年）の平均年利の 12 乗根である。バーゲニング・パワーを示す β には労働分配率（1963～2005 年）の平均値を用いている。その他のパラメータの値は Shimer（2005）のそれを参考に月次にあうよう設定している。長期の解消率についても、仮の値であるが、Shimer と同様、10%を想定した。

シミュレーションの結果は第 6-5-3 表に示している⁵。明らかに標準偏差は小さく、変数間の相関がかなり高くなっている。解消率だけでは失業の循環をうまく説明できないことが分る。

第 6-5-2 表 使用したパラメータの値

生産性 p	1
割引率 r	0.012
余暇の価値 z	0.6
マッチングの効率性 m	0.45
バーゲニング・パワー β	0.69
欠員費用 c	0.02
標準偏差 σ	0.05
自己相関係数 γ	0.02

第 6-5-3 表 シミュレーションの結果

		失業率(u)	欠員率(v)	u/v
標準偏差		0.023	0.016	0.006
		(0.003)	(0.004)	(0.002)
自己相関(1階)		0.882	0.882	0.882
		(0.023)	(0.023)	(0.025)
相関係数	失業率(u)	1	0.993	-0.995
			(0.056)	(0.005)
	欠員率(v)	-	1	-0.983
				(0.072)
	u/v	-	-	1

⁴ 12×43（1963～2005）の系列に 1000 個の値を加え、初期値の影響を受けているであろう、その 1000 個の値を捨てたものを使用している。

⁵ 10,000 回のブートストラップをかけ、その平均値を記している。また（ ）内はブートストラップの標準偏差である。

第6節 おわりに

今回示したように、サーチモデルが現実の失業と欠員の動きを完全にシミュレートできるものとは決して言えない。アメリカのデータでシミュレーションを行った Shimer の結果も部分的に成功しているにすぎない。モデルの仮定に起因するところも大きいであろう。また、このような再現性の低さはシミュレーションという手法自体の限界であるともいえる。工学、物理学の例を考えるまでもなく、よりフィットの高いシミュレーション結果を得ようと思うのであれば、モデルを複雑化する必要がある。つまりモデルにおける変数の自由度を増やし、同様に設定するパラメータの数も増やす必要がある。しかし社会科学の世界で、モデルを複雑化したところでその限界効率はわずかであろう。現実の世界では変化しているであろう時間選好率や労使間の交渉力も物理定数のようにパラメータとして扱わないこと自体にもそもそも難点がある。むしろ、モデルを過度に複雑化することによって、明快さを犠牲にする方が代償は大きいといえる。あくまで、ベンチマークモデルであるので、何を仮定すればどのような帰結が論理的に説明できるかということを重視すべきであろう。

サーチとマッチングのモデルを通して、どのように失業と欠員の水準が決定し、またなぜそれら変動するのかについては、一つのロジックとしてはある程度の説明が可能となった。なかでも、政策的な面から考えれば、均衡の失業状態が、必ずしも社会厚生からいって効率的な点とは限らないということは示唆的である。何らかの政策手段によって職を人為的に創出すること、つまり均衡失業率を減少させたとしても、それが望ましいことがどうかは単純に判断できなくなる。欠員を失業と数量の上で一致させるべきという前提にたった 45 度線による理解も、サーチモデルの含意からみれば同様の隘路に陥る可能性がある。

ただ今回のモデルでは欠員の決定、つまり企業が市場に参入するか否かだけが内生的に決まり、それが効率性を決める主要因となるという単純なものである。また効率性の程度はマッチング関数の形状など、モデルの設定に大きく依存する。実際の労働市場では、職の人気度等によって集まる求人の感応度は大きく異なると思われる。同様に、労働者の側も市場から退出するか否か、求職活動の熱心さ、失業状態の深刻度、どのような人的資本投資を行っているかなど、実際の職探し行動にはさまざまな意思決定プロセスが複雑に絡み合っている。分りやすい例で言えば、労働者が売り急いでいる状況下では、求人が増加したとしても、賃金が安く抑えられる、あるいは自分の実力をあまり発揮できない仕事に早々についてしまい、全体の厚生水準は下がる可能性がある。例えモデルを複雑にしても、現実の市場はより複雑であるので、失業、欠員の水準が動いたときに、厚生水準がどのような結果になるかは測りようがない。また現実の失業問題に関しては、パレート最適性以外の判断基準も当然ありうる。

このような観点からは、モデルからの含意は失業を減らす、あるいは求人を増やすといった数値目標を掲げるだけの政策では、厚生改善には不十分であるということに留めておく

べきであろう。ゆえに実証面で求められるのは、モデルの精緻化よりも、むしろ市場にどのような求人、求職が出ているかについて、産業、性別、年齢、必要技能といった要件、属性の把握が大切である。どのような求人に対してどのような応募があったのか、あるいはどのような応募者が採用されなかったのかといった、そのマッチングの過程を具体的に把握する必要がある。まずは記述統計のレベルで十分と考えられるが、それにはデータの整備が必要である。このような質的、量的データを積み上げていけば、どのような施策が社会全体の厚生を改善するのに有効か、類推できるようになると考えられる。

参考文献

- 太田聡一 (2005) 「フローから失業を考える」大竹文雄編著『応用経済学への誘い』日本評論社、pp.55-89
- Hosios, A. J. (1990), “On Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment.” *Review of Economic Studies*, 57(2), pp.279-98.
- Mortensen, D., and Pissarides, C.(1999a), “Job reallocation, employment fluctuations and unemployment,” in Woodford, M., and Taylor, J. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, chap. 18, pp.1171-1228, Amsterdam: Elsevier Science/North Holland.
- Mortensen, D., and Pissarides, C.(1999b), “New Developments in Models of Search in the Labor Market.” in Ashenfelter, O., and Card, D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B, chap. 39, pp.2567-2628, Amsterdam: Elsevier Science/North Holland.
- Pissarides, C.A.(1990) *Equilibrium Unemployment Theory*, Oxford: Basil Blackwell.
- Pissarides, C.A.(2000) *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed.,Cambridge Mass:MIT Press.
- Shimer, R. (2005), “The Cyclical Behavior of Equilibrium unemployment and Vacancies.” *American Economic Review*, pp.25-49.

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

発行年月日 2008年3月10日

編集・発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

研究調整部研究調整課 TEL:03-5991-5104

(販売) 研究調整部成果普及課 TEL:03-5903-6263

FAX:03-5903-6115

印刷・製本 有限会社 太平印刷

©2008 JILPT

*労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。

(URL:<http://www.jil.go.jp/>)