

雇 用 と 失 業

—— 全国及び長崎県を中心に ——

伊達木 瀧之助

はじめに

本稿の研究は、共同研究「産業振興による地域づくりに関する研究」の一環として、長崎県の雇用と失業の実態を明らかにすることを目的としている。しかし、地域の雇用失業は、国内全体及び他地域の雇用失業と密接に関わっているので、本稿では、先ず、国内全体の雇用失業の実態を失業に重点を置いて分析し、次いで、失業における都道府県間の差異の状況とその要因を明らかにし、最後に長崎県内の地域別雇用失業の問題に検討を加える。

国内全体の雇用失業の分析は第1章と第2章で行われる。第1章では、先ず、雇用動向調査の欠員率を用いて、労働力ベースの新たな欠員率指標を開発するとともに、公共職業安定所の職業紹介データを用いて、職業と年齢に関する需給不適合指標を作成する。次に、これらの指標を用いて、失業の実態を、欠員率、労働力に関する需給不適合(ミスマッチ)、流動性の高い雇用の拡大等と関連付けて分析する。第2章では、高度成長期以来の失業の動向と製造業の生産・雇用の動向との関連について分析を行う。

失業における都道府県間の差異の状況とその要因の分析は第3章で行われる。この章では、失業の都道府県間の差異を、各都道府県に長期に亘っ

て蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向、労働市場要因、労働力供給構造要因、労働力需要構造要因によって説明することを試みる。また、これらの説明要因に即して、長崎県の失業の全国における位置と他都道府県との関連について検討を加える。

第4章では、国勢調査の市町村別データを基礎として、長崎県内の地域別雇用失業の実態に導入的な検討を加える。先ず、通勤圏、地域特性に着目して、市町村を統合し県内を14の地域に区分する。次に、これらの地域区分に基づいて、労働力需給構造と失業との関連を分析する。また、市町村別データに基づいて、旧産炭地域と失業の関わりについて検討を加える。

1 欠員率と完全失業率との関連からみた失業の特徴

(1) 欠員率に関する2つの統計

欠員率と完全失業率の関連の分析は、UV分析として広く知られている。我が国でUV分析を行う際には、欠員に関する統計として、公共職業安定所の職業紹介における未充足求人数が用いられる場合が多い(労働経済白書等)。しかし、この未充足求人は、公共職業安定所における求人から就職件数を差し引いたものであり、労働市場全体の欠員を正確に表しているとはいえない面があるう

え、欠員率を算出するに当って、他の統計から得られる雇用者数（通常、労働力調査の雇用者数が使用される）を使用しなければならないという難点がある。このほかに、より直接的に、事業所の欠員数を把握している統計調査として、厚生労働省の「雇用動向調査」がある。この調査は、5人以上の事業所について、年に一度6月末時点の欠員数を調査している。この調査では、同じ時点について在籍労働者数も調査されているので、同一の調査に基づいて欠員率を算出することができる。この2つの統計から得られる欠員率（職業紹介に基づく欠員率は、分子を未充足求人数、分母を「雇用者数（労働力調査）+未充足求人数」、雇用動向調査に基づく欠員率は、分子を欠員数、分母を「在籍労働者数+欠員数」として求める）を比較してみると、①雇用動向調査に基づく欠員率が職業紹介に基づく欠員率よりも大きい変動を示していること、②高度成長期とバブル期の周辺の時期には雇用動向調査の欠員率が職業紹介の欠員率を上回り、それ以外の時期には雇用動向調査の欠員率が職業紹介の欠員率を下回っていること、③職業紹介に基づく欠員率は高度成長期とバブル期およびその直後の時期を除くと概ね2.0%~2.4%の間に集中しており、厳しい雇用情勢が続く2000年以降

の水準が必ずしも低くないこと、④一方、雇用動向調査に基づく欠員率は、1998年以降大きく低下しかつてない低い水準にとどまっていること、などの特徴が観取される(図1-1)。これらの特徴は、雇用動向調査の欠員率の方が、職業紹介の欠員率に比べて景気感应度または労働市場の繁閑に対する感应度が高いことを示しているものと思われる。次に、この2つの統計に基づく欠員率と失業率との関連をみてみよう。通常のUV分析では、欠員率の分母を雇用者数とし、失業率を雇用失業率として分析が行われる。ここでは、失業率として完全失業率を用いたので、欠員率も労働力人口を分母として算出する。職業紹介に基づく欠員率は、単純に「労働力調査の労働力人口」に対する未充足求人数の比率である。雇用動向調査に基づく欠員率は、先ず同調査から得られる欠員数と在籍者数の比率に労働力調査の雇用者数を乗じて労働力調査ベース（労働市場全体）の欠員数を推計し、その推計値の「労働力調査の労働力人口」に対する比率として算出する。図1-2、図1-3は、このようにして求めた2つの欠員率と完全失業率の関係を相関図に表したものである。

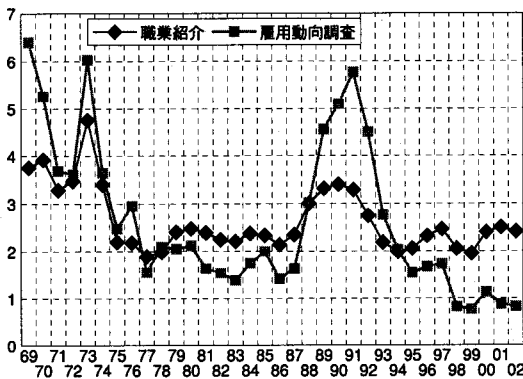


図1-1 欠員率の推移 (%)

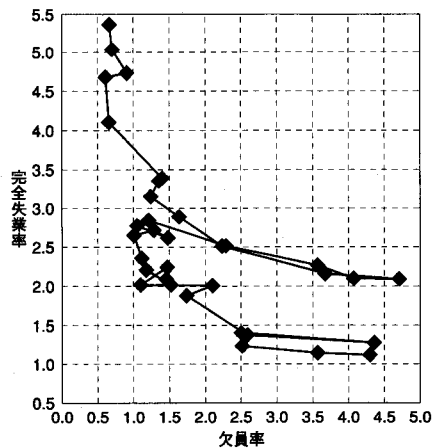


図1-2 UV曲線 (雇用動向調査)

雇 用 と 失 業

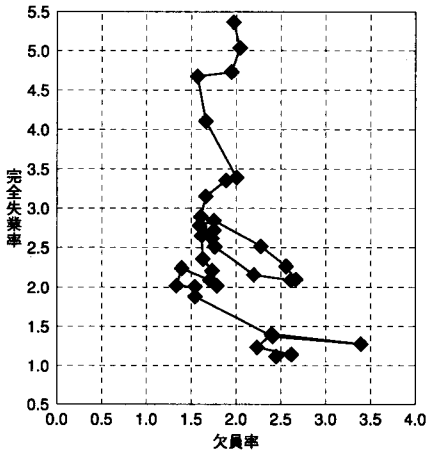


図 1-3 UV 曲線（職業紹介）

一見して、雇用動向調査に基づく欠員率の方が教科書的な UV 曲線の特徴をより明瞭に示しているように見える。しかし、UV 曲線は、時間の経過に伴って、シフトし、形状が変化するものと思われるから、視覚的な印象だけで判断することは適切でないであろう。そこで、2つの欠員率がともに得られる1969年以降をいくつかの期間に区分し、期間が経過するに従って、UV 曲線がシフトしていくと考えて、2つの欠員率と完全失業率の関係

に最小二乗法による当てはめを行ってみる。1期間の UV 曲線は、指数曲線で表され、すべての期間を通じて同一の形状をもつと仮定する。また、前の期間から次の期間への UV 曲線のシフトは乗法的に表されるとする。期間が、1969～ N_1 年、 N_1 ～ N_2 年、……、 N_{n-1} ～2002年の N 個に区分され、1969～ N_i 年の各年を 0、それ以外の年を 1 とするダミー変数を d_i と表すと、これらの期間におけるシフトを考慮した UV 曲線は次のように表される。

$$u = e^a \times \prod e^{c_i d_i} \times v^b \quad \text{①}$$

又は

$$\log u = a + b \log v + \sum c_i d_i \quad \text{②}$$

u : 完全失業率 v : 欠員率

d_i : 1969～ N_i の各年が 0 それ以外の年が 1 のダミー変数

最小二乗法の当てはめは 2 番目の式により行う。最も当てはまりが良く、各期間におけるシフトが有意（ダミー変数が 5% 以下の水準で有意）である期間区分及び対応する推計結果は、それぞれ次のとおりである。

表 1 雇用動向調査

完全失業率・対数	切片	欠員率・対数	ダミー (72-74)	ダミー (75-81)	ダミー (82-83)	ダミー (84-87)	ダミー (88-95)	ダミー (96-98)	ダミー (99)	ダミー (00-02)
偏回帰係数	0.483	-0.271	0.120	0.227	0.101	0.135	0.090	0.145	0.108	0.131
標準偏差	0.040	0.026	0.035	0.035	0.035	0.037	0.032	0.037	0.051	0.049
決定係数	0.992									
t 値	12.151	-10.523	3.477	6.575	2.903	3.671	2.771	3.925	2.126	2.664
シフト係数			1.128	1.255	1.107	1.145	1.094	1.156	1.114	1.139

表 2 職業紹介

完全失業率・対数	切片	欠員率・対数	ダミー (72-74)	ダミー (75-80)	ダミー (81-83)	ダミー (84-94)	ダミー (95-96)	ダミー (97-99)	ダミー (00-02)
偏回帰係数	0.570	-0.484	0.211	0.141	0.197	0.127	0.209	0.204	0.290
標準偏差	0.072	0.080	0.049	0.064	0.046	0.045	0.050	0.059	0.054
決定係数	0.983								
t 値	7.887	-6.046	4.330	2.215	4.291	2.850	4.147	3.472	5.420

どちらも良好な当てはまりを示しているが、雇用動向調査の欠員率の方がやや決定係数が大きい。この傾向は、期間の数を減じても変わらない。例えば、期間数を5（雇用動向調査は、69—74、75—83、84—87、88—99、00—02、職業紹介は、69—71、72—83、84—95、96—99、00—02）とすると、決定係数は、雇用動向調査が0.981、職業紹介が0.955となる。以上のことを考慮すると、概念の点からも、完全失業率との関係の点からも、雇用動向調査の欠員率の方が、分析の道具としてより適切であるように思われる（ただし、雇用動向調査の欠員率は、各年6月末時点の数値であるのに対し、職業紹介の欠員率は年間を通じての紹介業務の結果であり、月次の数値が得られること、年を代表する数値としてより優れていること等の長所がある。しかし、上に述べた結果及び以下に述べる結果からみると、雇用動向調査欠員率の年間の代表性における短所は、年ベースの分析において大きな問題とはならないと判断される）。

(2) UV 曲線からみたわが国の失業の特徴

そこで、次に、雇用動向調査に基づく欠員率と完全失業率によって形作られるUV曲線を用いて、1969年以降におけるわが国の失業と欠員の特徴を概観してみたい。

表1のシフト係数は、①の式における e^{C_i} (C_i : 期間*i*に対応するダミー変数の回帰係数)であり、期間*i*のUV曲線が期間*i*-1のUV曲線に対して何倍にシフトしているかを示している。シフト係数は、どの期間についても1より大きく、時間の経過に伴って、UV曲線が上方へシフトしたことを示している。表1の期間区分のもとでは、1975—81年のシフト係数が最も大きい。この期間

のUV曲線は、前期間(72—74年)のUV曲線に対して、1.26倍上方にシフトしている。これは、石油危機を契機とする労働市場の構造変化を反映するものとみてよいであろう。他の期間のシフト係数は、1.09~1.16の範囲に分布している。しかし、欠員率と完全失業率の相関図(図1—2)から判断すると、82—83年、84—87年は、75—81年のUV曲線が88—95年のUV曲線にシフトする過程であり、96—98年、99年は88—95年のUV曲線が2000年以降のUV曲線にシフトする過程であるとみる方がよいかもしれない。さらに、2000~02年もこのようなシフトが完了したとみるよりも、なおシフトの過程にあると考えるほうがよいかもしれない。そのように考えると、88—95年のUV曲線は、80年代前半からバブル直前頃までの移行期を経て、75—81年のUV曲線に対して、1.39倍上方にシフトしており、2000年以降のUV曲線は、90年代後半の移行期を経て、88—95年のUV曲線に対して1.47倍上方にシフトし、なおシフトの途中にあるということになる。これら2つの移行期に共通する特徴は、欠員率がそれ程変化しないなかで、失業率が大幅に上昇していることである。80年代前半からバブル直前頃までの移行期においては、欠員率が概ね1.0~1.2%程度の水準で推移する一方、完全失業率は上昇を続けた。この結果、欠員率が1981年、87年ともに1.2%とほとんど同水準であったのに、完全失業率は2.2%から2.8%へ0.6ポイント上昇している。また、2000~02年を含む90年代後半以降の移行期についてみると、1998年~2002年に、欠員率が概ね0.6~0.7%の水準でほとんど変動していないのに対し、完全失業率は大幅な上昇を続け、4.1%から5.4%へ1.3ポイント上昇している。この2つの移

雇 用 と 失 業

行期における欠員率の水準は、それぞれの時期における欠員率の下限と考えてよいであろう。労働市場の需給状況のいかんにかかわらず雇用者の労働移動などにより企業には常に一定の欠員が存在するから、労働市場の需給が緩み失業が増大しても欠員率がそれ以下には下がらない水準が存在するであろう。ここでいう欠員率の下限とはそのような欠員率の水準のことである。その水準は、それぞれの時期における企業の雇用に対する姿勢・戦略、労働市場の流動化の状況、労働力需給の不適合の状況等に規定され、変化していくであろう。80年代前半からバブル直前頃までの時期における欠員率の下限は1%程度であり、90年代後半以降の下限はさらに低下して0.6%程度になったものと思われる。欠員率の下限の水準は、企業が雇用の増加に慎重であるほど低くなり、労働市場の流動性が高いほどまた労働力需給の不適合が大きいほど高くなるであろう。80年代と現在を比べると、企業の雇用姿勢は現在の方が格段に慎重になっている。一方、後にみるように、労働市場の流動性はより高まり、労働力需給の不適合の程度には目立った変化がみられない。従って、最近の欠員率の下限水準が80年代に対して低下していることは、企業の雇用姿勢が一層厳しくなっていることを反映しているといつてよいであろう。

一方、1975年頃のUV曲線のシフトは、欠員率の大幅な低下を伴うものであった。75年には、欠員率が69～74年の下限であった2.5%程度から1.7%へ低下するとともに、完全失業率が72～74年の1.3～1.4%から1.9%へ0.5ポイント程度上昇している。この時期のUV曲線は欠員率の大幅な低下を伴いながら短期間に大きくシフトしたことが特徴といえるであろう（69～74年を高度成長期の

最終段階またはそれにつながるものとして1つの期間とし、75年以降については表1と同一の期間区分を適用してUV曲線のあてはめを行うと、75～81年のシフト係数は1.326となり、UV曲線のシフトはさらに大きくなる）。

これまでは、各期間におけるUV曲線の形状は変化しないと仮定して推計を行ってきた。しかし、時間の経過に従って、UV曲線の形状も変化していくと考える方が自然であろう。そこで、1969年以降を、69～81年、75～95年、88～02年の3つの時期に区分し、各時期の期間区分は表1と同じとして、上記と同じ方法で最小二乗法によるUV曲線の当てはめを行ってみる。3つの時期が一部重なり合っているのは、UV曲線のシフト状況をみたいからである。結果は、表3に示すとおりである。

(1)の①、②の式から明らかなようにUV曲線の形状は欠員率・対数の偏回帰係数によって定まる。この係数は、欠員率に対する完全失業率の弾性値でもある。表3は、69～81年の弾性値の絶対値が、75～95年、88～02年の2分の1程度であることを示している。しかし、欠員率に対する完全失業率の弾性値の変化をみるためには表3の時期区分は必ずしも適切でない。そこで、82年以降を、82～95年、96～02年に区分し、それぞれの時期について表1と同じ期間区分を用いてこれまでと同様の推計を行うと、欠員率に対する完全失業率の弾性値は、82～95年が-0.317、96～02年が-0.279となり、80年代以降の弾性値が70年代または80年代初頭までの弾性値に対し絶対値で2倍程度に上昇していることが分かる。この結果は、70年代までのUV曲線と80年代以降のUV曲線の形状がかなり異なっており、80年代以降のUV曲線が、欠員率

表3 UV曲線の推計値とシフト係数(その1)

	完全失業率・ 対数	切片	欠員率・ 対数	ダミー (72-74)	ダミー (75-81)	ダミー (82-83)	ダミー (84-87)	ダミー (88-95)	ダミー (96-98)	ダミー (99)	ダミー (00-02)
69-81	偏回帰係数	0.332	-0.148	0.133	0.316						
	標準偏差	0.075	0.057	0.038	0.052						
	決定係数	0.978									
	t 値	4.455	-2.577	3.529	6.083						
	シフト係数			1.142	1.372						
75-95	偏回帰係数	0.836	-0.287			0.096	0.138	0.102			
	標準偏差	0.023	0.035			0.040	0.042	0.040			
	決定係数	0.913									
	t 値	36.919	-8.284			2.388	3.276	2.580			
	シフト係数					1.101	1.147	1.107			
88-02	偏回帰係数	1.195	-0.311						0.109	0.086	0.139
	標準偏差	0.018	0.016						0.022	0.028	0.027
	決定係数	0.997									
	t 値	66.396	-19.021						5.076	3.051	5.180
	シフト係数								1.115	1.090	1.149

の変化に対して完全失業率がより敏感に反応する形に変わっていることを示している。UV 曲線の形状が変化しているのであれば、期間ごとの UV 曲線のシフトも、同一の形状をもつ時期ごとに考察する必要があるであろう。表3のシフト係数は、3時期それぞれの UV 曲線が、各時期の期間ごとにどのようにシフトしたかを示している。75～95年は、UV 曲線の形状が大きく変化した70年代と80年代以降にまたがっているため、推定の精度には若干問題があるかもしれない。しかし、表3の回帰式を当てはめて得られる完全失業率の推計値が、それぞれの式の重複する期間(1番目と2番目の式については75～81年、2番目と3番目の式については88～95年)においてほとんど違わないので、精度上の問題はそれ程大きなものではないと判断される。表3においても、75～81年のシフト係数が1.372と際だって大きい。しかも表1の同じ期間のシフト係数に比べて大幅に拡大している。

これは、表1では、この時期の UV 曲線の緩やかな傾斜が十分反映されず、実際よりも大きな傾斜をもつ UV 曲線を前提にシフト係数が算出されたことによるものであろう。ほかの期間のシフト係数は、表1の場合と同様、1.09～1.15の範囲に分布している。75～81年の UV 曲線に対する88～95年の UV 曲線のシフト倍率は1.399、88～95年の UV 曲線に対する00～02年の UV 曲線のシフト倍率は1.396である。70年代中頃、80年代、90年代後半における UV 曲線のシフト倍率がほぼ同程度であったことになる。倍率が同程度であるから、完全失業率の水準でみると、後の時期になるほどシフト幅が拡大していることに注意する必要がある。それぞれの時期のシフト幅は、0.5ポイント、0.9ポイント、1.2ポイント程度であったと推定される。00～02年はシフトの過程にある可能性が高いことを考慮すると、90年代後半以降のシフト幅はさらに大きくなる可能性がある。特

雇 用 と 失 業

に、99～00年頃のシフト幅は1ポイント程度になるものと推定され、70年代中頃に匹敵する集中的で大幅なシフトが生起していたと思われる。

ところで、均衡失業率は、UV 曲線において失業率と欠員率が等しくなる失業の水準として定義される。(1)の①、②で与えられるシフトを考慮したUV 曲線では、それぞれの期間における均衡失業率は、次の式で表される(記号は(1)の①、②と同じ)。

$$\hat{u} = EXP \left[\frac{a + \sum c_i d_i}{1-b} \right]$$

表3の3つの時期に対応するUV 曲線及び期間区分について、上の式により均衡失業率を求めると次のような結果が得られる。

表 4 均衡失業率

	69-71	72-74	75-81	82-83	84-87	88-95	96-98	99	00-02
69-81のUV 曲線	1.3	1.5	2.0						
75-95のUV 曲線			1.9	2.1	2.3	2.5			
88-02のUV 曲線						2.5	2.7	2.9	3.2

しかし、均衡失業率は、もう少しきめ細かい前提のもとに推計する必要があると思われるので、ここではこれ以上立ち入らず、後で検討を加えることとしたい。

(3) 労働力需給の不適合の推移と現状

(2)では、70年代中頃、80年代前半からバブル直前頃までの時期、90年代後半以降の3つの時期にUV 曲線が大きく上方にシフトしたことを明らかにした。次の課題は、UV 曲線をシフトさせる要因とそれぞれの要因がUV 曲線のシフトにどの程度寄与しているかを明らかにすることである。UV 曲線をシフトさせる要因として代表的なものは、労働力需給の不適合(ミスマッチ)と労働力

の流動化である。ここでは、先ず、労働力需給の不適合の推移と現状について検討を加える。

労働力需給の不適合(ミスマッチ)が失業増大の主要な要因として注目されてから久しい。労働力需給の不適合は仕事の内容、技能、年齢、就業形態、労働条件等様々な側面から発生するとされる。そのような不適合を発生させる要因も、供給側と需要側の間に存在するすぐには解消できない(従って深刻な)職務・技能面、条件面等のギャップに起因するもの、需給双方における情報の不足に起因するもの、軽微な嗜好の問題に起因するものまで様々である。このような多様で多面的な性質をもつ労働力需給の不適合を量的に把握することは、概念的にも統計資料の面からも極めて困難であろう。しかし、失業の増大が大きな社会経済上の問題となり、その主要因の1つとして、労働力需給の不適合が指摘されているのだから、代理指標によってでも、その大きさの推移を推計してみることは無駄でないと思われる。ここでは、そのような試みの第一歩として、職業安定業務統計の職業別新規求職者数と求人件数及び年齢階級別有効求職者数と有効求人件数を用いて、職業別及び年齢別の需給不適合の時系列的な変化に接近してみたい。推計の方法は、次のようにごく単純なものである(同様の方法による不適合の推計は、厚生労働省の労働経済白書において、職業大分類、年齢5歳階級を対象に行われている)。職業については、職業別新規求職者数、新規求人件数それぞれの構成比を細分類によって算出し、この2つの構成比の差を求める。この差の絶対値をすべての職業について合計し、2で除したもの(これは、2つの構成比の差が正であるものの合計または負であるものの絶対値の合計に等しい)を職業によ

る需給不適合の大きさの代理指標とする。職業に関する需給不適合は、結果的に、個々の職業の求人と求職のアンバランスとして現れるから、その総体によって需給不適合の大きさを大まかに把握できると考えるのである。この推計は、1971年から行うことができる。職業安定業務統計の職業区分は、途中何度か変更されている。職業区分が変更された前後の系列については、変更直後の年(または直前の年)について変更前(または変更後)の職業区分による上記の数値を求め、これと当該年の変更後の職業区分による数値との比を用いて、変更前の系列を補正している(ただし、2000年以降については、同様の方法により、2000年以降の数値を補正した)。このような補正を行うのは、推計のねらいが、各年における需給不適合の大きさそのものを求めることでなく、その時系列的な変化を求めることにあるからである。年齢についても、職業の場合と同様、年齢階級別の有効求職者数、有効求人件数の構成比を算出し、その差の絶対値の合計を2で除したものを需給不適合の代理指標とする。年齢は19歳以下、20～29歳、30～39歳、40～49歳、50～59歳、60～64歳、65歳以上に区分する(職業安定業務統計では、5歳階級の年齢区分によって数値が把握されている。しかし、5歳階級区分では、求職者数の年齢構成が人口構造変化の影響により大きく変動するのに対し、求人件数の年齢構成の変化が緩やかであるため、上記の方法で求めた値の変動が過大になる年がある。推計値に対する人口構造変化の影響をできるだけ小さくするため、ここでは10歳階級の年齢区分を用いている)。年齢についての推計も1971年から行うことができる。図1-4は、このようにして求めた職業と年齢に関する需給不適合の推計結果を

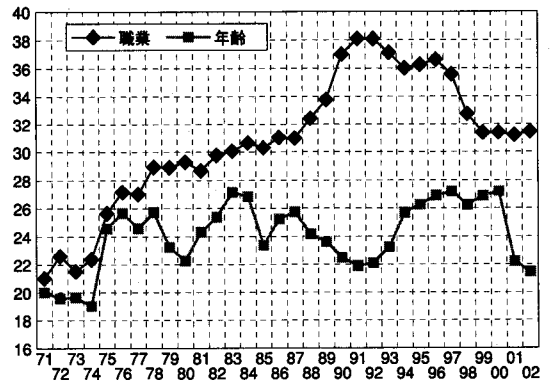


図1-4 労働力需給不適合指標の推移

示している。

この図から明らかなように、職業に関する需給不適合は、1970年代後半からバブル景気の時期まで上昇傾向で推移し、バブル崩壊後低下に転じている。1970年代後半とバブル景気の時期の上昇は特に大幅である。表5は、1974年以降を6つの期間に区分し、各期間における職業別需給不適合指標の増減とその増減に対する各大分類職種群の寄与を示している。この表から、需給不適合の推移に最も大きな寄与をしたのは、事務的職業の職種群と生産工程・労務の職業の職種群であることが分かる。しかし、その寄与の仕方には、期間によって差異が認められる。1970年代後半には、事務的職業群の寄与がやや大きいものの、事務的職業群と生産工程・労務の職業群が相並んで需給不適合の拡大に寄与している。これに対し、バブル期の需給不適合の拡大には、事務的職業群の寄与が際立って大きく、生産工程・労務の職業群の寄与はあまり目立たない。一方、バブル崩壊後の職業別需給不適合の縮小には、事務的職業群、生産工程・労務の職業群がともに大きな寄与をしている。特に、この期間の後半には、生産工程・労務の職業

雇 用 と 失 業

表 5 職業別需給不適合の推移に関する大分類職業群の寄与

	74-78	78-82	82-87	87-91	91-97	97-02	91-02
合計	6.57	0.82	1.23	7.11	-2.50	-4.13	-6.63
専門的・技術的職業	-0.20	0.92	0.85	0.94	0.76	1.11	1.87
管理的職業	0.00	0.17	-0.07	-0.06	-0.03	0.00	-0.03
事務的職業	2.93	0.19	1.15	4.67	-2.25	-2.49	-4.75
販売の職業	1.48	0.36	-1.67	-0.23	0.44	0.43	0.87
サービスの職業	-0.18	0.97	-0.69	-0.08	0.11	1.00	1.12
保安の職業	-0.07	0.07	0.31	0.07	0.48	0.30	0.77
農林漁業の職業	0.00	0.06	-0.03	-0.01	-0.01	0.01	-0.01
運輸・通信の職業	0.17	-0.18	-0.41	0.88	0.08	0.69	0.76
生産工程・労務の職業	2.43	-1.74	1.79	0.93	-2.07	-5.16	-7.24

群の不適合縮小への寄与が際立っている。

このように事務的職業群と生産工程・労務の職業群は、ともに職業別需給不適合の推移に大きな寄与をしているが、それぞれの寄与の仕方は対照的である。事務的職業群では、求職者構成が求人構成を上回る職業（求職構成超過の職業）における超過幅の拡大または縮小が、生産工程・労務の職業では、逆に、求人構成が求職者構成を上回る職業（求人構成超過の職業）における超過幅の拡大または縮小が、それぞれ需給不適合の推移に大きな寄与をしている。表6は、職業別需給不適合の各期間の増減に対する大分類職業群の寄与を求職構成超過の職業、求人構成超過の職業に分けて示したものである。職業別需給不適合指標が「求職者構成－求人構成」の絶対値の合計の2分の1として表されるので、求職者構成超過の職業では正の数値が不適合拡大への寄与を、負の数値が不適合縮小への寄与を表すのに対し、求人構成超過の職業では負の数値が不適合拡大への寄与を、正の数値が不適合縮小への寄与を表していることに注意する必要がある。

なお、事務的職業群の求職及び求人のは半は、一般事務によって占められている。従って、事務

的職業群の需給不適合の推移に対する寄与も、大半は一般事務によるものである。一般事務が求職全体に占める割合は26～38%と著しく高い。一方、求人に占める割合は8～10%程度であるので、求職構成の求人構成に対する超過幅も12～28ポイントに達しており、職業別需給不適合の動向に大きな影響を及ぼす。バブルの時期における職業別需給不適合の拡大の主因は、求職者が減少するなかで一般事務の求職者はほとんど減少せず、求職全体に占めるのその割合が大幅に拡大（1987年の28.1%から91年の39.6%へ）したことであり、バブル崩壊後の不適合の縮小にも、求職者全体に占める一般事務の割合が大幅に低下（2002年には29.1%）したことが大きく寄与している。

ところで、職業別需給不適合の動向は、求職側の要因と求人側の要因によって決定される。

表7は、各大分類職業群の求職構成超過の職業、求人構成超過の職業について、期間ごとの求職構成と求人構成の増減を示したものであり、求職構成と求人構成の差の2分の1が表6の求職構成超過の職業及び求人構成超過の職業の寄与となる。この表から次のようなことが明らかとなる。

①事務的職業における需給不適合の拡大は、70年

表6 求職構成超過の職業と求人構成超過の職業の寄与

		74-78	78-82	82-87	87-91	91-97	97-02	91-02
職業別需給不適合指標の増減		6.57	0.82	1.23	7.11	-2.50	-4.13	-6.63
専門的・技術的職業	寄与	-0.20	0.92	0.85	0.94	0.76	1.11	1.87
	求職構成超過の職業	0.11	0.17	0.03	0.15	-0.01	-0.13	-0.14
	求人構成超過の職業	0.30	-0.74	-0.82	-0.79	-0.77	-1.24	-2.01
事務的職業	寄与	2.93	0.19	1.15	4.67	-2.25	-2.49	-4.75
	求職構成超過の職業	2.98	0.17	1.15	4.52	-2.22	-2.44	-4.67
	求人構成超過の職業	0.05	-0.01	0.00	-0.15	0.03	0.05	0.08
販売の職業	寄与	1.48	0.36	-1.67	-0.23	0.44	0.43	0.87
	求職構成超過の職業	0.00	0.00	0.00	0.00	0.42	0.21	0.63
	求人構成超過の職業	-1.48	-0.36	1.67	0.23	-0.02	-0.22	-0.24
サービスの職業	寄与	-0.18	0.97	-0.69	-0.08	0.11	1.00	1.12
	求職構成超過の職業	0.03	0.00	0.08	-0.01	0.23	0.07	0.29
	求人構成超過の職業	0.21	-0.97	0.76	0.07	0.11	-0.94	-0.82
保安の職業	寄与	-0.07	0.07	0.31	0.07	0.48	0.30	0.77
	求職構成超過の職業	-0.07	-0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	求人構成超過の職業	0.00	-0.11	-0.31	-0.07	-0.48	-0.30	-0.77
運輸・通信の職業	寄与	0.17	-0.18	-0.41	0.88	0.08	0.69	0.76
	求職構成超過の職業	-0.06	0.43	-0.57	0.03	0.31	0.25	0.55
	求人構成超過の職業	-0.24	0.61	-0.16	-0.85	0.23	-0.44	-0.21
生産工程・労務の職業	寄与	2.43	-1.74	1.79	0.93	-2.07	-5.16	-7.24
	求職構成超過の職業	0.31	-0.53	0.01	-1.06	0.07	0.00	0.07
	求人構成超過の職業	-2.12	1.21	-1.78	-1.99	2.14	5.16	7.30

(注) 寄与=求職構成超過の職業-求人構成超過の職業

代後半には求職構成超過の職業における求職構成の拡大と求人構成の縮小の2要因によって引き起こされたのに対し、バブル期においては主として求職構成の拡大によって引き起こされた。

②バブル崩壊後の事務的職業における需給不適合の縮小は主として求職構成超過の職業における求職構成の縮小によって引き起こされた。

③一方、生産工程・労務の職業における70年代後半の需給不適合の拡大は、主として求人構成超過の職業における求人構成の拡大によって引き起こされ、バブル崩壊後の需給不適合の縮小は求人構成超過の職業における求人構成の縮小によって引き起こされた。

④このほかの職業群では、専門的技術的職業群が、70年代末頃以降、安定的に不適合を拡大する方向に寄与し、97年以降においてはサービスの職業群が専門的技術的職業群と並んで不適合を拡大する方向に寄与している。また、70年代後半の不適合拡大には販売の職業群の寄与も比較的大きかった。これらは、いずれも求人構成超過の職業における、求職構成の拡大を上回る求人構成の拡大によって引き起こされたものである。以上のことから、概括的にみると、職業別需給不適合の動向には、事務的職業群では求職構成超過の職業における求職構成の動向が、生産工程・労務の職業群を始めとする他の職業群では求人構

雇 用 と 失 業

表 7 大分類職業群における求職構成, 求人構成の増減

			74-78	78-82	82-87	87-91	91-97	97-02	91-02
専門的・技術的職業	求職構成超過の職業	求職	0.13	1.06	0.95	0.40	0.47	0.25	0.73
		求人	-0.09	0.71	0.90	0.10	0.48	0.52	1.01
	求人構成超過の職業	求職	0.22	2.57	-0.04	1.02	0.44	1.37	1.82
		求人	-0.39	4.05	1.61	2.61	1.98	3.86	5.84
事務的職業	求職構成超過の職業	求職	3.01	-0.93	0.16	11.36	-6.19	-4.63	-10.82
		求人	-2.94	-1.28	-2.13	2.32	-1.74	0.26	-1.49
	求人構成超過の職業	求職	-1.28	-0.09	0.31	0.22	-0.03	-0.09	-0.12
		求人	-1.37	-0.06	0.31	0.51	-0.08	-0.20	-0.28
販売の職業	求職構成超過の職業	求職	0.00	0.05	-0.05	0.00	6.70	0.53	7.23
		求人	0.00	0.04	-0.04	0.00	5.87	0.11	5.98
	求人構成超過の職業	求職	0.16	-1.52	-0.77	-1.20	-3.31	1.58	-1.73
		求人	3.13	-0.80	-4.11	-1.65	-3.28	2.03	-1.25
サービスの職業	求職構成超過の職業	求職	0.05	0.16	0.00	-0.13	3.09	-2.03	1.06
		求人	-0.01	0.15	-0.15	-0.11	2.64	-2.16	0.48
	求人構成超過の職業	求職	0.30	3.05	0.75	-0.64	-2.21	3.76	1.54
		求人	-0.12	4.99	-0.78	-0.78	-2.44	5.63	3.19
生産工程・労務の職業	求職構成超過の職業	求職	-2.35	-1.43	2.28	-7.69	2.87	1.02	3.89
		求人	-2.97	-0.37	2.26	-5.57	2.74	1.02	3.76
	求人構成超過の職業	求職	0.61	1.85	-2.84	-0.96	-3.43	-2.86	-6.29
		求人	4.86	-0.57	0.72	3.02	-7.72	-13.18	-20.90

(注) (求職-求人) / 2 = 需給不適合の増減に対する寄与

成超過の職業における求人構成の動向が重要な影響を及ぼしてきたといえそうである。

先にも述べたように、バブル期の職業別需給不適合の拡大は、主として、好況を背景に求職者全体が減少するなか、事務的職業(大半は一般事務)の求職がほぼ横ばいで推移し、求職者全体に占めるその構成比が大幅に上昇した結果、求人構成との不均衡が拡大したことによって引き起こされたものである(求人件数はこの期間大幅に増加したが大分類でみた職業別構成には大きな変化はみられなかった)。一方、バブル崩壊後の需給不適合の縮小は、生産活動と経済の低迷を背景に、①生産工程・労務の職業の求人件数が大幅に減少し、求人全体に占めるその構成比が著しく低下した結果、

求職構成との不均衡が縮小したこと(求人件数は、バブル崩壊後一特にその前半期に大幅に減少したが減少数の大半は生産工程・労務の職業によって占められていた)、②求職者数全体が大幅に増加するなか、事務的職業の求職の増加が比較的小幅にとどまり、求職者全体に占めるその構成比が低下した結果、バブル期に拡大した求人構成との不均衡が縮小しバブル発生以前の水準に戻ったこと、を主因とするものである。

このような職業別需給不適合の動向は、職業構造の変動とも深い関わりを持っている。表8の職業構造変動係数は、各年の職業大分類別構成比(農林漁業作業者と不詳を除いて算出した構成比、労働力調査による)を基に、それぞれの期間の期末

表 8 職業構造の変化

	55-60	60-65	65-70	70-73	73-78	78-82	82-87	87-91	91-97	97-02	73-75
職業構造変動係数	0.66	0.80	0.48	0.48	0.68	0.47	0.49	0.64	0.36	0.72	1.26
就業者数年平均増減率	1.64	1.29	1.49	1.07	0.56	1.05	0.95	1.88	0.49	-0.70	-0.34

表 9 職業別就業者数年平均増減率

	55-60	60-65	73-78	87-91	91-97	97-02	73-75
就業者数年平均増減率	1.64	1.29	0.56	1.88	0.49	-0.70	-0.34
専門的・技術的職業	2.98	1.59	3.62	4.79	1.97	1.55	4.39
管理的職業	0.22	7.56	1.86	3.10	-1.80	-3.72	5.24
事務	6.16	4.97	1.39	4.00	0.91	-0.72	0.43
販売	1.88	0.63	2.27	0.98	-0.07	-0.13	2.17
保安・サービス職業	6.35	3.50	2.53	1.60	2.42	2.39	3.21
運輸・通信	7.09	12.10	0.42	0.89	0.71	-2.62	-0.21
採掘作業	1.30	-9.90	3.13	-6.94	0.00	5.92	22.47
製造・制作・機械運転、建設作業	3.56	2.75	-0.74	1.43	0.31	-2.23	-3.04

と期初の構成比の差を求め、その期間平均値（1年当りの構成比の差）の絶対値を全ての職業について合計し2で除したものである。

職業構造変動係数は、高度成長期の50年代後半と60年代前半、第1次石油危機後の70年代中頃、バブル期、バブル崩壊後の97年以降の時期における値が大きく、これらの時期に職業構造の変動が急速に進んだことを示している。これらの時期のうち、70年代中頃とバブル期は職業別需給不適合が大きく拡大した時期であり、97年以降の時期は需給不適合が大きく縮小した時期である。50年代後半以降を通観すると、農林漁業作業者を除く職業構造の変化は、製造・制作・機械運転及び建設作業者の構成比の低下、事務従事者と専門的・技術的職業従事者の構成比の上昇を基本的な傾向として進行したといえる。特に、製造・制作・機械運転及び建設作業者の構成比は、70年代後半から低下が目立ち始め、第1次石油危機を契機に一層低下の速度が速めている。対照的に、

専門的・技術的職業従事者の構成比は、70年代後半から上昇が目立ち始め、第1次石油危機を契機に一層上昇の速度を速めている。一方、事務的職業の構成比は、50年代後半と60年代前半、80年前後の時期、バブル期における構成比の上昇が大きく、その他の時期には比較的落ち着いた推移を示している。このような職業構造の変化を変動の大きかった時期についてもう少し詳細にみると、次のような特徴を見出すことができる。①50年代後半と60年代前半には、販売従事者の構成比が製造・制作・機械運転及び建設作業員以上に低下し（その中には自営業部門における不完全就業の減少が含まれていたと思われる）、事務従事者の構成比が上昇した。②70年代中頃には、製造・制作・機械運転及び建設作業員の構成比が大きく低下する一方、専門的・技術的職業従事者、販売従事者、保安・サービス職業従事者の構成比の上昇が目立った。③バブル期には、製造・制作・機械運転及び建設作業員と販売従事者の構成比が低下し、

雇 用 と 失 業

事務従事者と専門的・技術的職業従事者の構成比が上昇した。④97年以降の時期には、製造・制作・機械運転及び建設作業者の構成比が大きく低下し、専門的・技術的職業従事者と保安・サービス職業従事者の構成比が上昇した。

ところで、職業構造の変動が急速に進んだ時期には、就業者数の増加率が高い時期と逆に就業者数が減少する時期とがある。50年代後半と60年代前半及びバブル期は前者のケースであり、70年代中頃及び97年以降は後者のケースである（73～78年の年平均就業者数増加率は0.56%であるが、第1次石油危機後の景気後退が最も深刻であった73～75年に限ると就業者数の年平均増加率はマイナスとなり、職業構造変動係数は1.26と著しく大きい値を示す）。就業者数増加率が高い時期には、ほとんど全ての大分類職業で就業者数が増加しており、職業構造の転換が活発な企業活動を背景にダイナミックに進展したことを示している。製造・制作・機械運転及び建設作業者のほかに販売従事者の構成比が低下し、事務従事者の構成比が上昇することもこの時期に共通する特徴である。一方、就業者数が減少する時期には、製造・制作・機械運転及び建設作業者の就業者数が大きく減少し、その構成比の低下が大幅であること、専門的・技術的職業従事者とならんで販売従事者または保安・サービス職業従事者の構成比が上昇することなどの共通点があるものの、70年代中頃（73～75年）と97年以降の間で大きく異なっている点の方が注目される。70年代中頃には、製造・制作・機械運転及び建設作業者の就業者数が大きく減少する一方、ほかの職業の就業者数は一部を除き増加を続け、しかも専門的・技術的職業、管理的職業、販売の職業、保安・サービスの職業では70年前後

の高度成長期に匹敵する増勢を維持していた。これに対し、97年以降においては、製造・制作・機械運転及び建設作業者のほかに4つの大分類職業の就業者数が減少し、専門的・技術的職業の就業者数にも増勢の鈍化が目立っている。70年代中頃には、第1次石油危機の影響を受けて、製造・制作・機械運転及び建設作業者の就業者数が大きく減少したものの、職業構造の転換は、50年代後半から60年代前半及びバブル期と同様の活力を有しており、むしろ、第1次石油危機を契機として、ダイナミックな転換が一層促進されたともみることが出来る。これに対し、97年以降における職業構造転換は、主として製造・制作・機械運転及び建設作業者の就業者数の大幅な減少によって引き起こされたどちらかといえば消極的な性質のものであったと考えられる。ともに景気の低迷と就業者数の減少という厳しい局面を含みながら、職業別需給不適合が70年代後半に拡大し97年以降に縮小したことの原因の1つは、その背景に横たわるこのような職業構造転換の性質の違いにあるといえるであろう。

年齢に関する需給不適合の推移は、職業に関する不適合の推移とは異なった特徴を示している。年齢別需給不適合指標は、1970年代前半に19～20で推移した後、70年代後半以降、概ね22～27程度の範囲で増減を繰り返しており、循環的な変動が目立つ。もう少し詳細にみると、年齢別需給不適合指標は、1年ほどの遅れを伴って労働市場の需給の緩急に対応する変動を示している（1971年～2002年における年齢別需給不適合指標と前年の有効求人倍率との相関係数は-0.765）。労働市場の需給が緩み雇用情勢が厳しくなると、1年程度遅れて年齢に関する需給不適合が拡大し、労働市

表10 求職構成超過の年齢群における求職の構成比と求人との構成比の増減

	74-76	76-78	78-80	80-83	83-85	85-87	87-91	91-97	97-00	00-02
需給不適合の増減	6.65	0.06	-3.47	4.88	-3.76	2.36	-3.85	5.30	0.02	-5.73
求職の構成比	-31.18	1.79	-15.37	3.18	-3.43	2.50	0.47	2.88	-0.58	-4.42
求人の構成比	-37.82	1.73	-11.91	-1.70	0.33	0.14	4.33	-2.42	-0.59	1.31

場の需給が引き締まり雇用情勢が好転すると、1年程遅れて年齢に関する不適合が縮小する傾向がみられるのである。このような傾向は1971年～2000年の期間には一層顕著であり、当該期間における年齢別需給不適合指標と前年の有効求人倍率との相関係数は-0.853に達している。次に、年齢別需給不適合の推移に対する求職と求人の寄与をみてみたい。年齢階級別にみると、50歳以上の階級では、70年代以降ほぼ一貫して求職の構成比が求人の構成比を上回っている。一方、50歳未満の階級についてみると、40～49歳では80年代以降、20～29歳では70年代後半以降、その他の階級（20歳未満、30～39歳）では70年代以降ほぼ一貫して求人の構成比が求職の構成比を上回っている。表10は、求職の構成比が求人の構成比を上回っている年齢群全体について、各期間における、求職の構成比、求人の構成比それぞれの増減をみたものである。各期間について、求職の構成比の増減から求人の構成比の増減を差し引いた値は年齢別需給不適合指標の増減に等しくなる。全体としてみると、求職の動向が、年齢に関する需給不適合の動向により大きな影響を及ぼしている。しかし、70年代中頃、バブル期のように、求人数の変動が急激だった時期には、求人の方が需給不適合の動向により大きな影響を及ぼしている。ところで、2000～02年の年齢に関する需給不適合の縮小は非常に大幅であり、同じように年齢別需給不適合が縮小した78～80年、83～85年、87～91年の縮小幅

を大きく上回っている。2000～02年にもこれらの期間と同様に有効求人倍率（1年前）の改善が見られたから、他の期間と共通する傾向とみることもできるが、この期間の有効求人倍率の改善が非常に低い水準におけるものであったことを考慮すると（前年の有効求人倍率の変化は、78～80年が0.57→0.82、83～85年が0.59→0.66、87～91年が0.61→1.51、2000～02年が0.49→0.55）、2000～02年における年齢別需給不適合の縮小は、やや異常にみえる。このような2000年以降の年齢別需給不適合の縮小に最も大きな寄与をしたのが、60～64歳の年齢層である。2000～02年の期間に、この年齢層の求職構成比と求人構成比の差は2.9ポイント縮小した。この縮小幅は、期間中の年齢別需給不適合指標の縮小幅（5.8ポイント）の過半を占める。60～64歳の年齢層におけるこのような求職構成比と求人構成比の差の縮小は、この年齢層の求職構成が期間中に大幅に低下したことによって引き起こされた。この年齢層では、1997年秋の金融危機から1年が経過した98年をピークに求職者数が減少に転じている。一方、60歳未満の年齢階級の求職者数は99年以降も増加を続けたから、60～64歳の求職構成が低下したのである。このような60～64歳の求職者数の減少は、雇用情勢が厳しさを増すなかで、求職活動をあきらめた人達が多数発生したことによって引き起こされた可能性が高い。そうであれば、2000年以降の年齢別需給不適合の縮小は、有効求人倍率の改善の結果であ

雇 用 と 失 業

るとみるよりも、厳しい雇用情勢が長期間継続した結果であると考えべきであろう。

注目すべきことは、バブル崩壊以降における職業別、年齢別の需給不適合の動きである。職業に関する不適合は、バブル崩壊以降ほぼ一貫して縮小を続けており、年齢に関する不適合は、90年代前半に拡大したものの、後半にはほぼ横ばいで推移し、2000年以降大幅な縮小に転じている。これらの結果からみると、バブル崩壊以降の大幅な失業増大に労働力需給の不適合が大きな影響を与えたとは思われない。バブル崩壊以降、特に1997年秋の金融危機以降における大幅な失業増大の要因としては、需給不適合以外の要因に注目する必要がある。これに対し、1970年代から80年代前半頃までの失業の増大には、労働力需給の不適合が大きな影響を及ぼしていたように思われる。この期間（1971年～87年）においては、職業に関する需給不適合と完全失業率の間に非常に高い正の相関が認められる（相関係数0.963）。また、70年代中頃、80年代始め頃の年齢に関する需給不適合の拡大も失業の増大に寄与したであろう。職業別、年齢別の需給不適合が失業の動向に及ぼした効果については、後で数量的に分析することとし、次に、UV 曲線をシフトさせるもう1つの重要な要因である労働力の流動化について検討を加える。

(4) 労働力流動化と失業

労働力の流動化を検討するに当たっては、2つの側面を考慮する必要がある。1つは、本来流動性の高い雇用形態または就業形態の雇用者の動向であり、もう1つは、基幹的な雇用者における中途採用の動向である。前者について比較的長期の動向を把握できる統計としては、労働力調査（総

務省統計局）の臨時・日雇労働者数、同特別調査のパート・アルバイト数、雇用動向調査（厚生労働省統計情報部）のパートタイム労働者数と全入職者に占めるパートタイム入職者の割合などが代表的である。後者について長期的な動向を把握できる統計は少ないと思われるが、賃金構造基本統計調査（厚生労働省統計情報部）の一般労働者の平均勤続年数などが有用であろう。

労働力調査の臨時・日雇労働者数（臨時雇は雇用契約期間が1か月以上1年未満の雇用者、日雇は雇用契約期間が1か月未満の雇用者）は最も長い期間に亘ってデータが得られる統計である。

図1-5は、雇用者に占める臨時・日雇雇用者の割合の推移を示したものである。臨時・日雇雇用者の割合は、60年代から70年代初めに低下し、70年代中頃から上昇に転じている。60年代から70年代初めにかけての低下は、男子労働者で臨時・日雇雇用者の割合が大幅に低下したことによるものである。特に、60年代における大幅な低下は、高度成長下の旺盛な雇用需要を背景に、男子労働者において安定的雇用へのシフトが急速に進んだことを示している。70年代後半以降の上昇過程を詳細にみると、70年代後半から80年代初めの時期と金融危機が発生した97年以降の上昇が目立っている。

70年代後半から80年代初めの時期における上昇は、女子労働者の臨時・日雇比率が大幅に上昇したことによるものである。このような女子労働者における臨時・日雇比率の上昇は、高度成長末期の70年代初頭からすでに始まっていたとみることができる。その上昇は、第1次石油危機を契機とする70年代中頃の厳しい雇用調整（女子臨時・日雇雇用者は74年、75年と減少）によって一時中断

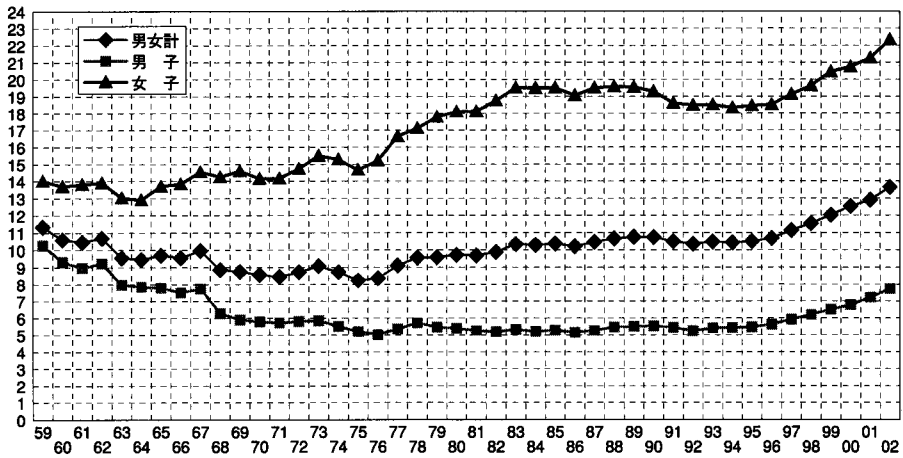


図1-5 臨時・日雇比率

されたものの、70年代後半に入ると再び急速な上昇を開始したのである。70年代初頭は、製造業の就業構成の拡大が止まり、替わってサービス業、卸売・小売業・飲食店が就業構成拡大の主役となる産業構造転換の節目の時期であったとみることができる。この後、製造業の構成比は、70年代後半に低下、80年代からバブル期に横這い、バブル崩壊後に再び急速に低下という推移をたどることになる。一方、卸売・小売業・飲食店の構成比は、70年代から80年代始めまで上昇を続けた後横這いに転じたものの、サービス業の構成比は、次第に上昇の速度を速めながら70年代以降一貫して拡大を続けることとなる。これらの産業は相対的に女子比率と臨時・日雇比率が高い産業であった。70年代後半から80年代初めの女子雇用者を主体とする臨時・日雇比率の上昇は、このような産業構造転換を背景として引き起こされたのである。¹⁾なお、パートタイム労働者も、70年代始め頃からその動向が一般に注目され始め、70年代後半以降急速に雇用に占める比重を高めていく。パートタイム労働者の動向を最も長期に把握している統計は、

雇用動向調査の入職者数であり、1970年から数値が得られる。同調査のパートタイム入職者比率(入職者全体に占めるパートタイム労働者の割合)は、パートタイム労働者の浸透の状況を最も先鋭に表すデータとして注目される。その数値(男女計)は、70年代後半から80年代前半に上昇、80年代後半から90年代前半に横這い、90年代後半に再び上昇という経過をたどり、臨時・日雇比率と類似した動向を示している。このようなパートタイム労働者の増加の中心も女子であった。女子のパートタイム入職者比率は1970~74年に8.2%から9.8%へ(男女計では4.5%から6.1%へ)緩やかに上昇した後、75年から急速に上昇の速度を速め80年には23.3%(同14.2%)、85年には30.8%(同20.6%)に達している。²⁾

97年以降における臨時・日雇比率の上昇は、男女双方で生起している。しかも、男女ともに雇用者数全体と常雇が減少する一方で、臨時・日雇雇用者が増加したことによる上昇であったことが特徴的である。企業が利益の確保を目指して、雇用の絞り込みと軽量化に邁進したことが明瞭に示さ

雇 用 と 失 業

れている。雇用動向調査のパートタイム入職者比率も90年代後半以降男女双方で大幅な上昇を示している（95～02年の間に男子は9.7%から21.1%へ、女子は35.8%から49.8%へ）。また、労働力調査特別調査の正規の職員・従業員以外（大半はパート・アルバイト、他に派遣社員、嘱託などが含まれる。勤め先の呼称に基づいて調査されている）の比率も同じ期間に男女双方で上昇している（男子は8.1%から13.4%へ、女子は37.4%から43.6%へ）。このように、90年代後半以降には、女子のみならず男子においても流動性の高い雇用へのシフトが進んだことが注目される（最近時点についてみると、パートタイム入職者比率、正規の職員・従業員以外の比率では男子が上昇しているのに対し、女子が横這いまたは低下に転じる動きもみられる。臨時・日雇比率ではそのような動きが認められないので速断できないが、流動性の高い雇用において、男子の増加が、女子の増勢鈍化または減少につながっている可能性も考えられる）。

流動性の高い雇用は離職の発生確率が高いから失業の発生確率も高く、その構成比の拡大は失業増大の一因になると想定される。そこで、次に、この問題について検討してみたい。表11は、過去1年間に離職した者の労働力状態別発生確率を前職の従業上の地位別に示したものであり、総務省

の労働力調査特別調査に基づいて作成している。作成方法は次のとおりである。まず、1999～2002年の各年について、前職の従業上の地位別過去1年間に離職した就業者数（転職者数）、同完全失業者数、同非労働力人口を、それぞれ対応する従業上の地位別雇用者数の前年と当年の平均で除して、従業上の地位別に、過去1年間に離職した者の労働力状態別発生確率を求める。表の数値は、このようにして求めた各年の従業上の地位別、労働力状態別発生確率を4年間について平均した値であり、百分率で表示されている。合計欄、就業者欄、完全失業者欄、非労働力人口欄の数値は、それぞれ、従業上の地位または雇用形態別の雇用者が1年間に離職する確率、転職する確率、失業する確率、非労働力化する確率を近似的に示していると解釈することができるであろう。この表から、次のようなことが明らかとなる。

- ①男子では、離職確率、転職確率、失業発生確率、非労働力化確率全てにおいて、正規の職員・従業員以外または臨時・日雇が正規の職員・従業員または常雇を大幅に上回っている。
- ②女子では、離職確率、転職確率、非労働力化確率において、正規の職員・従業員以外または臨時・日雇が正規の職員・従業員または常雇を大幅に上回っている。しかし、失業発生確率につ

表11 前職の従業上の地位別にみた過去1年間に離職した者の労働力状態別発生比率

	男女計				男子				女子			
	合計	就業者	完全失業者	非労働力人口	合計	就業者	完全失業者	非労働力人口	合計	就業者	完全失業者	非労働力人口
雇用者	12.87	5.59	3.20	4.08	9.87	4.61	3.04	2.22	17.42	7.05	3.46	6.91
正規の職員・従業員	8.83	4.07	2.97	1.79	7.48	3.86	2.73	0.90	11.98	4.56	3.55	3.87
正規の職員・従業員以外	27.19	11.09	4.61	11.48	32.70	12.62	7.29	12.78	25.28	10.59	3.62	11.07
常雇		4.61	2.93			4.05	2.65			5.82	3.40	
臨時・日雇		12.80	5.20			14.55	7.82			11.86	3.80	

いては両者間に大きな差がみられない。これについてもう少し詳細にみると、常雇と臨時・日雇では臨時・日雇の失業発生確率がやや高い(1986～01年の平均では常雇が2.35%、臨時・日雇2.95%であり差が少し大きくなる)ものの、正規の職員・従業員と正規の職員・従業員以外ではほとんど差がみられない(1986～01年の平均では正規の職員・従業員が2.64%、正規の職員・従業員以外が2.62%)。

- ③男子と女子を比べると、離職確率、転職確率、失業発生確率、非労働力化確率全てにおいて、正規の職員・従業員または常雇では、女子の方が男子より高くなっているのに対し、正規の職員・従業員以外または臨時・日雇では、逆に、男子の方が女子よりも高くなっている。

以上の事実からみると、流動性の高い雇用(正規の職員・従業員以外の者、臨時・日雇雇用者)の構成比拡大が失業の増大に及ぼした直接的な効果は、これまでのところ限定的であったように思われる。第1に、女子では、流動性の高い雇用(正規の職員・従業員以外または臨時・日雇)と基幹的な雇用(正規の職員・従業員または常雇)の失業発生確率の差が非常に小さいから、前者の構成比の上昇が失業増大に及ぼす効果は無視できであろう。第2に、男子では、流動性の高い雇用の構成比拡大が90年代後半以降のことであり、その

拡大幅が5.3ポイント程度(正規の職員・従業員以外の構成比は95年が8.1%、02年が13.4%)であるので、失業増大に及ぼす効果もそれ程大きくないであろう。実際、役員以外の雇用者を正規の職員・従業員と正規の職員・従業員以外に区分し、1995～2002年の失業発生確率の上昇を構成比変動(流動性の高い雇用の構成比拡大)の効果と正規の職員・従業員、正規の職員・従業員以外それぞれにおける失業発生確率変動(失業発生確率上昇)の効果に分けてみると、構成変動の効果は女子ではわずか1%程度、男子でも5分の1以下を占めるに止まっている。ただし、男子の若年層(15～24歳)では、流動性の高い雇用の構成比拡大が非常に大きい(正規の職員・従業員以外の構成比は95年が23.8%、02年が40.1%)ので、構成比変動の効果が占める割合も約4分の1とやや大きくなる。一方、それぞれの雇用形態における失業発生確率変動の効果を見ると、男子では正規の職員・従業員の失業発生確率上昇の効果が圧倒的に大きく(雇用者全体の失業発生確率上昇の7割程度を占める)、女子と男子の若年層では正規の職員・従業員以外の失業発生確率上昇の効果が大きい(女子では過半、男子の若年層では4割程度を占める)。さらに、それぞれの雇用形態について、構成比変動(拡大または縮小)の効果と失業発生確率上昇の効果を合計し、雇用者全体の失業発生確率上昇

表12 95～02年の失業発生確率の上昇に関する要因分解³⁾

	男(年齢計)			男(15～24歳)			女		
	構成比変動効果	失業発生確率変動効果	合計	構成比変動効果	失業発生確率変動効果	合計	構成比変動効果	失業発生確率変動効果	合計
役員以外雇用者			1.17			3.15			0.87
正規の職員・従業員	-0.11	0.84	0.72	-0.67	0.69	0.02	-0.26	0.28	0.02
正規の職員・従業員以外	0.34	0.08	0.41	1.49	1.30	2.79	0.27	0.47	0.74
合計	0.22	0.92	1.14	0.82	1.99	2.81	0.01	0.75	0.76

雇 用 と 失 業

に対する総合効果をみると、男子では正規の職員・従業員の効果が6割程度、正規の職員・従業員以外の効果が3分の1強を占めるのに対し、女子と男子の若年層では、正規の職員・従業員の効果は構成比変動効果（負の効果）と失業発生確率上昇効果が相殺して非常に小さくなり、正規の職員・従業員以外の効果が大半を占めている。全体としてみると、流動性の高い雇用は、失業発生確率の上昇に対する寄与を通じて、90年代後半以降の失業増大に大きな影響を及ぼしていると思われる（95～02年における役員以外の雇用者（男女計）の失業発生確率上昇のうち、構成比変動の効果は14%を占める。また、正規の職員・従業員以外の総合効果は54%を占める）。

ところで、過去1年間に離職した者に関する失業発生確率、転職確率、非労働力化確率はどのような推移をたどっているであろうか。労働力調査特別調査によるこれらの数値は1986年から求めることができる。雇用者全体についてみると、失業発生確率は、バブル発生前の不況期に2.3%に上昇した後、バブル期に低下、バブル崩壊後再び上昇して99年には3.3%に達し、その後はほぼ横ばいで推移している。転職確率は、バブル発生前の不況期には3.5%程度の低い水準であったが、バブル期に5%程度に上昇、バブル崩壊後一時低下したものの90年代後半に上昇に転じ、97年以降5.5%前後で推移している。非労働力化確率は、バブル発生前の不況期に4.2%に上昇した後、バブル期に低下し、バブル崩壊後は緩やかな段階的上昇を示している。しかし、その変動幅は小さく、86年以降を通してみるとほぼ横ばいとみることができる。このような非労働力化確率の推移は、正規の職員・従業員とそれ以外の者とでかなり異なっている。

正規の職員・従業員の非労働力化確率は、90年代前半にやや低下したものの、80年代後半、90年代後半以降を通じ1.8%前後で安定的に推移している。一方、正規の職員・従業員以外の非労働力化確率は、80年代後半には不況による雇用調整の影響を色濃く残していた87年の17%を頂点として13%を超えていたが、90年代には概ね12%前後に低下し、2001年以降にはさらに低下して11%以下となっている。正規の職員・従業員以外について、非労働力化確率と「転職確率と失業発生確率の合計」（労働市場定着確率と呼ぶ）とを比較してみると、バブル発生前の不況期には非労働力化確率が労働市場定着確率を大幅に上回っていたが、バブル期から90年代前半に両者の差が縮小し、90年代後半以降には逆に労働市場定着確率が非労働力化確率を大幅に上回り、2001年以降にはその差が一層拡大している（労働市場定着確率が非労働力化確率を上回るようになったのは92年以降のことである）。⁴⁾また、正規の職員・従業員以外について、過去1年間に離職した者に占める非労働力人口の割合（離職確率に占める非労働力化確率の割合と同じ）をみると、バブル発生前の不況期の55%を超える高い水準から、バブル期に50%強、バブル崩壊後の90年代前半に50%弱と徐々に低下した後、90年代後半に入ると低下の速度を一層速め、2002年には38%と転職者の割合を下回る水準になっている。このような非労働力人口の割合の推移は主として女子の動向を反映したものであるが、90年代後半以降には男子の低下がより顕著になっている。パート・アルバイトを中心とする正規の職員・従業員以外の雇用者は、バブル発生前までは、雇用情勢が厳しい局面では離職すると労働市場から離脱する傾向が強かったが、この傾向はバブル期

表13 労働力状態別発生確率の変動の要因分解

		転職確率 (89～02)			失業発生確率 (87～02)			非労働力化確率 (87～02)		
		構成比 変動の 効果	転職確 率変動 の効果	合計	構成比 変動の 効果	失業発 生確率 変動の 効果	合計	構成比 変動の 効果	非労働 力化確 率変動 の効果	合計
役員以外雇用者				0.44			1.00			-0.40
男	正規の職員・従業員	-0.25	-0.18	-0.42	-0.17	0.56	0.38	-0.07	0.17	0.11
	正規の職員・従業員以外	0.34	-0.08	0.26	0.23	-0.01	0.22	0.44	-0.60	-0.16
女	正規の職員・従業員	-0.13	-0.09	-0.21	-0.09	0.04	-0.05	-0.13	-0.24	-0.38
	正規の職員・従業員以外	0.62	0.15	0.77	0.25	0.15	0.40	0.95	-0.93	0.02
合計		0.59	-0.20	0.40	0.21	0.74	0.95	1.19	-1.59	-0.40
男合計		0.10	-0.26	-0.16	0.06	0.55	0.60	0.37	-0.42	-0.05
女合計		0.49	0.06	0.56	0.16	0.19	0.35	0.82	-1.17	-0.35
正規の職員・従業員合計		-0.37	-0.26	-0.63	-0.27	0.60	0.34	-0.20	-0.07	-0.27
正規の職員・従業員以外合計		0.96	0.07	1.03	0.48	0.14	0.62	1.39	-1.52	-0.13

から90年代前半を通じて徐々に弱まり、90年代後半以降になると、厳しい雇用情勢の下でも離職後労働市場に留まる傾向が強まっているのである。このような動きは、正規の職員・従業員以外の雇用形態が企業にとっても就業者にとってもより日常的な雇用形態として位置付けられるようになってきていること（就業者にとってはそれを受け入れざるを得なくなっていること）の反映であり、それが、90年代後半以降における失業増大の重要な背景になっていると考えられる。ところで、以上にみたような、失業発生確率、転職確率、非労働力化確率の変動に対し、男女雇用形態別の構成変化、各雇用形態におけるそれぞれの発生確率の変化はどのような影響を及ぼしているであろうか。バブル崩壊前におけるそれぞれの発生確率のピーク時点と2002年との変動に対し、表12と同様の要因分解を適用することにより、この問題を検討してみたい。ただし、雇用形態は、正規の職員・従業員、正規の職員・従業員以外をそれぞれ男女別に細分している。計算の結果は表13に示すとおりである。

転職確率は、バブル崩壊前のピークであった1989年の5.4%から2002年に5.8%へ上昇しているが、それはもっぱら転職確率の高い正規の職員・従業員以外の構成比が拡大したことによるものである。男女・雇用形態別の転職確率の変動は女子の正規の職員・従業員以外がプラスの方向に寄与しているのを除けばいずれもマイナスの方向に寄与しており、全体としては転職確率を引き下げる方向に寄与している。ただし、男女・雇用形態別の転職確率は、バブル発生前の不況期の低い水準から上昇した後、88年以降は、女子の正規の職員・従業員以外が緩やかな上昇を示しているのを別にすれば、いずれもほぼ横ばいで推移しているとみる方がよいであろう。失業発生確率は、バブル崩壊前のピークであった1987年の2.4%から2002年に3.4%に上昇している。この上昇に対する構成比変動（正規の職員従業員以外の構成比拡大）の寄与は5分の1程度であり、男女・雇用形態別失業発生確率変動の寄与が合わせて4分の3を占める。なかでも、男子正規の職員・従業員の失業発生確

雇 用 と 失 業

率上昇の寄与が際立って大きい。ただし、男子正規の職員・従業員の構成比が縮小しているため、構成比変動効果と失業発生確率変動効果を合わせた総合効果では、男子正規の職員・従業員と女子正規の職員・従業員以外の寄与がほぼ等しく、それぞれ約4割を占める。また、男女を合わせた正規の職員・従業員以外の総合効果の寄与は6割を超え、バブル崩壊後の失業増大に対する流動性の高い雇用の影響の大きさを示している。非労働力化確率はバブル崩壊前のピークであった1987年の4.5%から2002年に4.1%に低下している。この低下を引き起こした最大の要因は、男子と女子の正規の職員・従業員以外における非労働力化確率大幅な低下である（87年から02年の間に、男子は18.3%から8.9%へ、女子は16.2%から10.4%へ低下している）。構成比の変動は、非労働力化確率の大きい正規の職員・従業員以外の構成比が拡大したので非労働力化確率を引き上げる方向に寄与したが、正規の職員・従業員以外における非労働力化確率低下の効果がそれを上回ったのである。

(5) UV 曲線のシフトについての再論

(1)、(2)では、ダミー変数を導入することによりUV曲線のシフトについての分析を行った。UV曲線のシフトをダミー変数によって捉えることは、UV曲線が一定の時点に一括してシフトすると仮定していることを意味する。このような仮定が不自然であることは明らかである。そこで、ここでは、UV曲線が、いくつかの変数に規定されて不断にシフトするものと考えて分析を行ってみたい。UV曲線をシフトさせる要因としては、労働力需給の不適合と労働力の流動化を取り上げ、労働力需給の不適合については、職業に関する不適合と

年齢に関する不適合を考慮することとする。欠員率は(1)で導入した雇用動向調査の欠員率（労働力調査ベースに修正したもの）を用いる。職業に関する不適合、年齢に関する不適合の指標には、(3)で導入した職業に関する不適合指標と年齢に関する不適合指標を、労働力の流動化を表す指標には(4)でふれた臨時・日雇比率（雇用者に占める臨時・日雇雇用者の割合）を用いる。労働力流動化の指標として、臨時・日雇比率を用いるのは、最も長い系列が得られ、統計の精度の面でも安定しているとみられるからである（(4)の分析に用いた指標のうち、正規の職員・従業員以外の比率は利用できる期間が短く、雇用動向調査のパートタイム入職者比率は流動化の指標としてはやや先行的である）。ここでもUV曲線は、分析対象の全期間を通じて同一の形状を持ち、その曲線が労働力需給不適合指標と労働力流動化指標に規定されて不断にシフトするものと仮定する。従って、UV曲線は次の式で表される。

$$u = e^a \times \prod e^{c_i x_i} \times v^b \quad \text{①}$$

又は

$$\log u = a + b \log v + \sum c_i x_i \quad \text{②}$$

u ：完全失業率 v ：欠員率

x_1 ：臨時・日雇比率

x_2 ：職業に関する需給不適合指標

x_3 ：年齢に関する需給不適合指標

表14は、1971年から2002年までの32年間の年データに、②の式を適用して最小二乗法による推計を行った結果である。

推計結果は、良好な当てはまりを示しており、各説明変数の偏回帰係数も5%以下の有意水準で有意である。しかし、全期間を通じてUV曲線の形状が同一であるという仮定は現実的でないであ

表14 UV 曲線の推計値 (その2)

完全失業率 ・対数	切片	欠員率・ 対数	臨時・ 日雇比率	職業に関す る需給不適 合指標	年齢に関す る需給不適 合指標
偏回帰係数	-1.811	-0.223	0.181	0.010	0.027
標準偏差	0.241	0.041	0.017	0.005	0.008
決定係数	0.973				
t 値	-7.509	-5.491	10.561	2.202	3.305

表15 UV 曲線の推計値 (その3)

完全失業率 ・対数	1972—84					1984—02				
	切片	欠員率・ 対数	臨時・ 日雇比率	職業に関す る需給不適 合指標	年齢に関す る需給不適 合指標	切片	欠員率・ 対数	臨時・ 日雇比率	職業に関す る需給不適 合指標	年齢に関す る需給不適 合指標
偏回帰係数	-1.391	-0.070	0.037	0.032	0.037	-1.719	-0.274	0.178	0.015	0.019
標準偏差	0.164	0.034	0.016	0.007	0.005	0.235	0.024	0.011	0.004	0.005
決定係数	0.994					0.992				
t 値	-8.461	-2.081	2.380	4.785	7.291	-7.305	-11.484	15.586	4.254	3.882

ろう。そこで、全期間を2つに区分し、それぞれの期間について、上記②の式を適用して最小二乗法による推計を行ってみる。(2)のダミー変数による分析から、71年以前と72年以降の間にUV曲線のシフトが認められること、70年代と80年代後半以降ではUV曲線の形状(欠員率・対数の偏回帰係数で表される)にかなり大きな差異があることが明らかになっている。これらの結果を考慮し、期間は1972～84年、1984～2002年の2期間とする。前後の期間の最終年と最初の年を同じ年にしているのは、完全失業率の変動に対する各説明変数の寄与を分析するためである。推計結果は、表15に示されている。

推計結果の当てはまりは非常に良好であり、各説明変数の回帰係数も概ね5%以下の有意水準で有意である。2つの期間を比較すると非常に対照的な推計結果になっている。UV曲線の形状を示す「欠員率・対数」の偏回帰係数と「臨時・日雇

比率」の偏回帰係数は、84年以前の値が84年以降に比べて小さく、それぞれ84年以降の4分の1、5分の1程度の大きさである。一方、「職業に関する需給不適合指標」と「年齢に関する需給不適合指標」の偏回帰係数は、84年以前の方が大きく、84年以降の2倍程度となっている。これらの結果は、①84年以前には欠員率の変動に対する完全失業率の感応が小さく、84年以降にそれが拡大していること、②UV曲線をシフトさせる要因としては、84年以前には労働力需給の不適合が、84年以降には労働力の流動化が相対的に大きな役割を果たしていること、を示唆している。実際のデータに即してみると、1972～84年の間にUV曲線は1.80倍(年平均1.050倍)上方にシフトしている。そのうち、職業と年齢に関する労働力需給の不適合によるシフトは1.70倍(年平均1.045倍、職業に関する不適合が1.30倍、年齢に関する不適合が1.31倍)であり、この期間におけるUV曲線の上

雇 用 と 失 業

方シフトが主として職業と年齢に関する労働力需給の不適合によって引き起こされたことを窺わせる。一方、1984～02年の間に UV 曲線は1.66倍(年平均1.028倍) 上方にシフトしている。そのうち、臨時・日雇比率の上昇によるシフトは1.82倍(年平均1.034倍)である。この期間には、UV 曲線の上方へのシフトは主として労働力の流動化によって引き起こされ、職業と年齢に関する労働力需給の不適合はむしろ UV 曲線を下方へシフト(職業に関する不適合が1.01倍、年齢に関する不適合が0.90倍) させる効果をもったものと推測される。なお、全体および要因別の UV 曲線のシフト倍率は、①式に基づき、次の式で求められる。

$$\text{全体のシフト倍率} : \prod \frac{e^{c_i x_i^1}}{e^{c_i x_i^0}} = e^{\sum c_i (x_i^1 - x_i^0)}$$

$$\text{要因 } i \text{ のシフト相率} : \frac{e^{c_i x_i^1}}{e^{c_i x_i^0}} = e^{c_i (x_i^1 - x_i^0)}$$

x_i^0, x_i^1 : 要因 i の最初の年、最後の年の値

次に、上記の UV 曲線の推計式から均衡失業率を導いてみたい。均衡失業率は UV 曲線上で完全失業率と欠員率が等しくなる完全失業率の水準であるから、①式、②式に基づき、次の式で与えられる。

$$\hat{u} = EXP\left[\frac{a + \sum c_i x_i}{1 - b}\right]$$

図1-6は、表15の推計結果から求めた均衡失業率と実際の完全失業率を示している。均衡失業率1は1972～84年の推計から求めた均衡失業率、均衡失業率2は1984～02年の推計から求めた均衡失業率である。均衡失業率は、1972～74年が1.4%、75年前後の時期に急激に上昇(年平均1.20倍の上昇)して76～80年が2.0%程度、80年代初頭に再び上昇(年平均1.07倍の上昇)して83～94年が2.4%前後、90年代後半以降徐々に上昇(年平均1.04倍の上昇)して2002年に3.5%に達している。

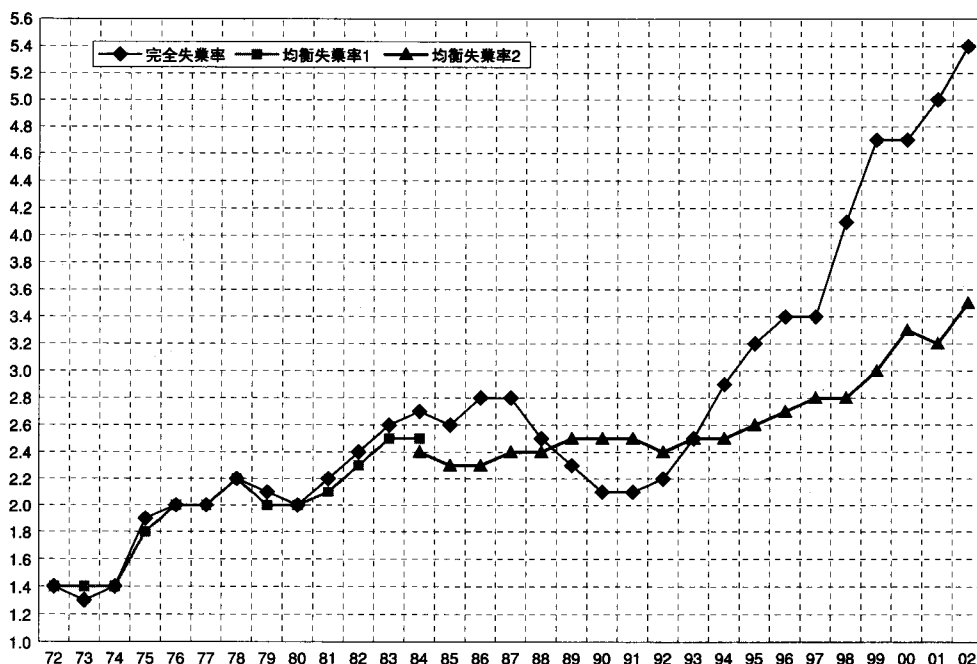


図 1 - 6 完全失業率と均衡失業率

90年代後半以降における均衡失業率の上昇は、75年前後の時期、80年代初頭に比べると、上昇の速度は緩やかだが、上昇期間が長期に亘っているのが特徴である。また、それぞれの期間における上昇を引き起こした要因も、75年前後の時期と80年代初頭は職業と年齢に関する労働力需給の不適合であったのに対し、90年代後半以降は労働力の流動化に変わっている。なお、このようにして求めた均衡失業率とダミー変数を用いて求めた均衡失業率(2)の表4)との間に、82年・83年(後者が2.1%とやや低い)、2002年を除くと大きな差がみられないことは留意してよいであろう。ところで、実際の失業率と均衡失業率との差は需要不足失業率と呼ばれる。需要不足失業率は、70年代前半とバブル期にはマイナス、それ以外の時期はプラスとなっているが、その上昇が顕著になるのは90年代後半以降、特に金融危機発生後の98年以降のことである。その水準は、95年(0.6%)に0.5%を、98年(1.3%)に1%を超え、2002年には1.9%に達している。98年以降における需要不足失業率の顕著な上昇は、この年以降継続して就業者数が減少し、雇用者数も男子を中心に減少基調に転じていることを考慮すると、労働力需要の減退と重要な関連を持つと考えることができよう。均衡失業率は当該時点における労働市場特性のもとで失業者数と欠員数が均衡(労働力の需要と供給が均衡)している場合に実現すると推定される失業率である。実際の失業率が均衡失業率を上回っている場合に(下回っている場合も)その差が需要不足失業率と呼ばれるのはこのためであろう。上にみたように、その大きさは労働力需要の動向と密接な関連を有しているから、このような呼び方がされることは不当ではない。しかし、厳密にいうなら

ば、この場合における需要不足率は実際の失業率と欠員率との差と考えるべきであろう。その差に相当する労働力需要が発生し、失業が吸収されて行ったとしても、均衡失業率程度の失業は、労働移動、需給不適合、情報不足を始めとする労働市場の需給調整機能の不完全性等に起因する失業として残るであろうと考えるのが、均衡失業率の正確な解釈だと思われる。また、均衡失業率は摩擦的失業率(労働移動に伴って発生する失業)+構造的失業率(職務内容や技能に関する需給不適合により発生する失業または労働市場の需給調整機能の構造的な不完全性に起因する失業)として表される場合がある。摩擦的失業や構造的失業が均衡失業率の重要な構成要素であることは間違いなし、理論的にはそれらの合計が均衡失業率であると考えて良いかもしれない。ただし、均衡失業が摩擦的失業と構造的失業だけから構成されるとすると、基本的に、失業率は均衡失業率以下には低下しないことになる。ところが、実際の失業率は、高度成長期には0.1~0.2ポイント、バブル期には0.2~0.4ポイント、統計的に導かれた均衡失業率を下回っていたのである。このようなことを考慮すると、統計的に導かれる均衡失業率は、厳密な意味での摩擦的失業や構造的失業のほかに、労働条件や嗜好に関する需給不適合から生じる失業なども含んでいると考える方が良いだろう。従って、厳密な意味での摩擦的失業率と構造的失業率の合計は、統計的に導かれる均衡失業率よりも低い水準にあると考えるべきであろう。例えば、高度成長期及びバブル期における摩擦的失業率と構造的失業率の合計は、それぞれの時期の失業率の下限であった1.1%程度および2.1%程度と考えられる。

雇 用 と 失 業

(6) 失業の決定要因—1

UV 分析では、失業率と欠員率は対等の変数として扱われる場合が多い。しかし、欠員率を失業率に対する決定要因、説明変数として位置付けることも可能であろう。ここでの欠員率は、労働力人口に対する未充足の求人比率であり、労働力供給に対する労働力需要の強弱の程度を示していると考えることができる。欠員率が同じ性質を持つ有効求人倍率と非常に高い相関（相関係数 0.936）を持っていることから、このことは明らかである。そこで、ここでは、(5)で求めた UV 曲線の推計式を、失業率の決定要因に関する推計式と位置付けて、失業率の変動に対する各要因の寄与を分析してみたい。各要因の寄与は次の式により求められる。

$$\frac{\hat{u}^1}{\hat{u}^0} = \frac{e^a \times \prod e^{c_i x_i^1} \times v^{1b}}{e^a \times \prod e^{c_i x_i^0} \times v^{0b}} = \prod \frac{e^{c_i x_i^1}}{e^{c_i x_i^0}} \times \frac{v^{1b}}{v^{0b}}$$

$\frac{v^{1b}}{v^{0b}}$: 欠員率の寄与 $\frac{e^{c_i x_i^1}}{e^{c_i x_i^0}}$: 要因 i の寄与

推計結果は表16に示されている。この表において、ミスマッチ効果は職業に関する需給不適合と年齢に関する需給不適合の積である。推計結果から次のことが明らかになる。

①70年代から80年代前半における失業率上昇に最も大きな寄与をした要因は、労働力需給不適合

の拡大である。なかでも70年代には職業に関する需給不適合、80年代前半には年齢に関する需給不適合の寄与が大きかった。

②バブル期における失業率低下はもっぱら労働力供給に比して労働力需要が強くなったことによって引き起こされた。この期間職業に関する需給不適合が拡大したため、需給不適合全体は失業率を引き上げる効果を持ったが、労働力需給の好転による失業率引き下げ効果がそれを大幅に上回ったのである。

③バブル崩壊から金融危機発生までの期間の失業率上昇の主因は、バブル期とは逆に、労働力供給に比して労働力需要が弱まったことである。流動性の高い雇用の拡大が失業率の上昇に及ぼした寄与も大きかった。労働力需給不適合の寄与も、年齢に関する不適合が拡大したため、ほかの要因ほどではなかったものの失業率を引き上げる効果を持った。

④金融危機を経た98年以降の失業率上昇に最も大きな寄与をした要因は、流動性の高い雇用の拡大である。この要因は、70年代からバブル期にかけて緩やかに失業率を引き上げる効果を持っていたが、バブル崩壊後に寄与を拡大し、97年の金融危機以降に失業率上昇の最大の要因となった。労働力供給に比して労働力需要が弱

表16 完全失業率の変動倍率に対する各要因の寄与

		完全失業率	欠員率	臨時・日雇比率	職業に関する需給不適合	年齢に関する需給不適合	ミスマッチ効果		完全失業率	欠員率	臨時・日雇比率	職業に関する需給不適合	年齢に関する需給不適合	ミスマッチ効果
		80/72	84/80	87/84	91/87	97/91	02/97		同年平均	1.046	1.004	1.005	1.027	1.013
変動倍率	80/72	1.437	1.035	1.038	1.240	1.106	1.370	同年平均	1.046	1.004	1.005	1.027	1.013	1.040
	84/80	1.346	1.012	1.022	1.045	1.186	1.239		1.077	1.003	1.005	1.011	1.043	1.055
	87/84	1.047	1.016	1.030	1.005	0.979	0.984		1.015	1.005	1.010	1.002	0.993	0.995
	91/87	0.735	0.689	1.007	1.112	0.928	1.032		0.926	0.911	1.002	1.027	0.982	1.008
	97/91	1.621	1.394	1.120	0.963	1.108	1.067		1.084	1.057	1.019	0.994	1.017	1.011
	02/97	1.584	1.226	1.565	0.940	0.895	0.842		1.096	1.042	1.094	0.988	0.978	0.966

まったことの寄与も前の期間に引き続き大きかった。ただし、この要因の寄与がこの期間に大きかったのは、97～98年における寄与が特に大きかったためであり、99年以降においては失業率の上昇に寄与していない。一方、労働力需給不適合は、職業に関する不適合、年齢に関する不適合ともに縮小し、失業率を引き下げる効果を持った。この期間における労働力需給不適合の失業率引き下げ効果はかなり大きかったが、流動性の高い雇用の拡大と労働力需要が弱まったことによる失業率引き上げ効果がそれ以上に大きく、かつてない急速な失業率の上昇が引き起こされたのである。

なお、バブル崩壊以降、職業に関する需給不適合は縮小しており、失業率を引き下げる方向に寄与している。これは、失業増大の要因としてミスマッチの拡大を取り上げることが多い一般の指摘と異なっており意外な感があるかもしれない。しかし、本来、職業に関する需給不適合は、企業活動がダイナミックに展開し、産業・職業構造が発展的に転換して行く中でこそ拡大するものであり、企業が利益確保を優先し、雇用の絞り込みに走る縮小指向の環境のなかでは大きな問題とはなり得ないのではなかろうか。ここでは、労働力需給の不適合として、職業に関する不適合と年齢に関する不適合のみをとりあげた。それは、この2つの不適合が構造的なものであり、失業に大きな影響を及ぼすと思われるからである。しかし、労働力需給の不適合はこれだけに限らない。先に述べたように、流動性の高い雇用の拡大は、その内部での非労働力化確率の低下と失業発生確率の上昇を伴っており、それが失業増大の重要な背景となっ

ている。流動性の高い雇用の拡大は、女子と若年層において顕著である。これらの人達、特に、若年層では、本意に流動性の高い雇用に残っている人も多いだろう。また、流動性の高い雇用から離職した若年失業者の中には、流動性の高い雇用で満足せず、安定した雇用を求めている人も多いだろう。求職者は安定した雇用を求め、企業は流動性の高い雇用を追求するとすれば、そこには雇用形態に関する需給不適合が発生する。雇用動向調査によれば、このところ最も欠員率（「未充足求人+常用労働者数」に対する未充足求人比率、全体では0.83%）が高い雇用者グループは、サービス職業従事者（1.65%）とならんでパートタイム労働者（1.52%）である。流動性の高い雇用の拡大は、雇用形態に関する需給不適合の拡大を伴っている可能性が高い。バブル崩壊以降顕著となった、失業率上昇に対する「流動性の高い雇用の拡大」の寄与には、このような雇用形態に関する需給不適合の拡大の効果が含まれているとみることができよう。このことに関連して、公共職業安定所の職業紹介における、有効求人倍率と充足率及び就職率の関係の推移にふれておきたい。図1-7及び図1-8は、それぞれ有効求人倍率と充足率（有効求人数に対する就職件数の比率）、有効求人倍率と就職率（有効求職者件数に対する就職件数の比率）の関係の推移を示している。一般的に、充足率は有効求人倍率の上昇に伴って低下し、就職率は有効求人倍率の上昇に伴って上昇するはずである。実際、時期を1963～71年、78～90年、91年以降に区分してみると、それぞれの期間において2つの変数の組はほぼこの関係に従って変化している（第1次石油危機をはさむ72～74年、75～77年は63～71年から78～91年への過渡期とみ

雇 用 と 失 業

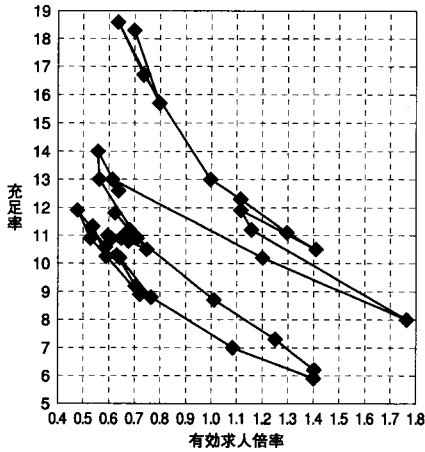


図 1-7

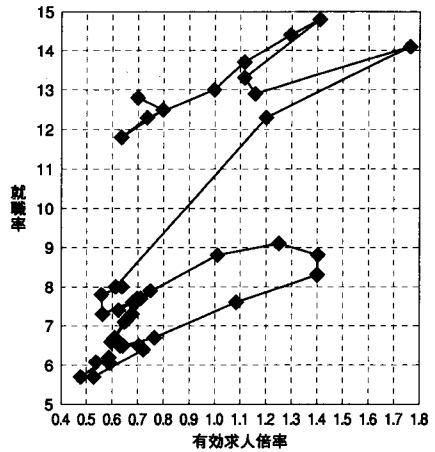


図 1-8

表17 充足率、就職率と有効求人倍率の関係の推計値

	充足率・対数				就職率・対数			
	切片	有効求人倍率・対数	臨時・日雇比率	職業に関する不適合指標	切片	有効求人倍率・対数	臨時・日雇比率	職業に関する不適合指標
偏回帰係数	3.213	-0.517	-0.029	-0.024	3.213	0.486	-0.029	-0.024
標準偏差	0.069	0.025	0.008	0.002	0.068	0.025	0.008	0.002
決定係数	0.958				0.970			
t 値	46.425	-20.568	-3.602	-11.699	47.238	19.677	-3.692	-11.846

られる)。⁵⁾重要なことは、期間が最近に近づくに従って、この関係が次第に下方へシフトしていることである。言い換えると、求人と求職が結びつき就職が実現する確率が、同程度の労働力需給バランスの下でも、最近になるほど小さくなっている。これは、需給不適合の拡大とみることもできるであろう。問題はその要因が何かということである。それを明らかにするために、充足率及び就職率と有効求人倍率との基本的な関係を指数関数で表し、その関数をシフトさせる変数として臨時・日雇比率、職業に関する不適合指標、年齢に関する不適合指標を導入して、最小二乗法による当てはめを行ってみる。被説明変数は充足率及び就職率であり、推計される関係式は次のように表

される。

$$z = e^a \times y^b \times \prod e^{c_i x_i}$$

$$\log z = a + b \log y + \sum c_i x_i$$

z : 充足率又は就職率 y : 有効求人倍率

x_i : シフト変数

推計の結果は表17に示されている。ただし、年齢に関する不適合指標は、有意とならないので、この変数を除いた推計結果を示している。

推計式の当てはまりは良好であり、各変数の偏回帰係数も1%以下の有意水準で有意である。流動性の高い雇用の動向と職業に関する需給不適合の動向は、充足率及び就職率と有効求人倍率の関係のシフトに強い影響を及ぼしているとみてよいであろう。図1-9は、就職率と有効求人倍率の

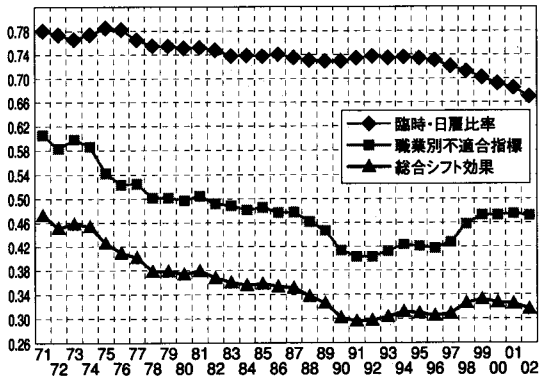


図1-9 就職率—有効求人倍率シフト倍率

関係について、臨時・日雇比率、職業に関する不適合指標それぞれのシフト倍率、両者の積である総合シフト倍率の推移を示している。総合シフト倍率は、75～78年と88～90年の低下が大きく、第1次石油危機後の70年代半ば頃とバブル期に労働力需給の不適合の拡大が大きかったことを示している。この時期の下方シフトは主として職業に関する不適合指標のシフト倍率が縮小したことによって引き起こされたものである。従って、この時期の労働力需給不適合拡大の主因は、職業に関する不適合の拡大であったとみることができる。臨時・日雇比率は、90年代前半まで就職率と有効求人倍率の関係のシフトに目立った影響を及ぼしていない。その影響が大きくなるのは、90年代後半以降のことである。この時期に、流動性の高い雇用の拡大は、就職率と有効求人倍率の関係に対する下方へのシフト圧力を強める。それは、流動性の高い雇用の拡大が労働力需給不適合の拡大に対する寄与を高めたことを示している。しかし、その時期は、職業に関する需給不適合が縮小し、就職率と有効求人倍率の関係を上方にシフトさせる方向に作用し始めた時期と重なっている。その

上方へのシフト効果と流動性の高い雇用の拡大による下方へのシフト効果が相殺した結果、総合シフト効果には大きな変化がみられなかったのである。雇用形態に関する労働力需給不適合は、流動性の高い雇用の拡大に伴い90年代後半に大きくなり、職業に関する需給不適合の縮小を相殺する効果を持ったとみることができる。

(7) 失業発生確率と失業期間

就業者が失業する確率と失業の継続期間は失業の大きさを決定する重要な要因である。就業者が失業する確率を正確に把握することは難しいが、(4)で用いた過去1年間に離職した失業者に基づく失業発生確率はその代理指標になるであろう。ここでは、過去1年間に離職した完全失業者（2月末時点）の前年の就業者数（年平均）に対する比率を失業発生確率の代理指標として用いる。図1-10は、1984～2003年（各年2月）について失業発生確率と完全失業率の関係を示している。当然、失業発生確率と完全失業率との間には強い正の相関が認められる。しかし、99年以降についてみる

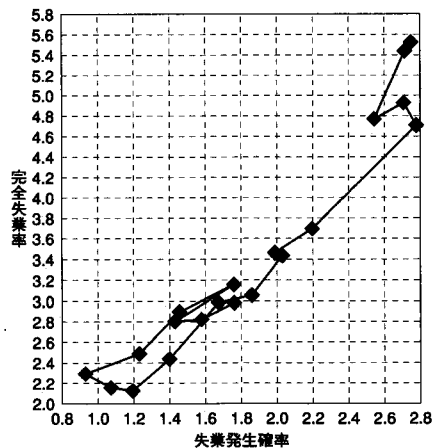


図1-10

雇 用 と 失 業

と、失業発生確率にほとんど変化がみられないなかで失業率が大幅に上昇している。これは、2000年以降の失業率の上昇が主として失業の継続期間の長期化によって引き起こされていることを予想させる。失業の継続期間については、労働力調査特別調査から失業期間別失業者数が得られる。これにより失業期間別の失業率（労働力人口に対する失業期間別の失業者数の比率）を求め、99～03年における変動をみると、同期間における完全失業率の上昇0.8ポイントのうち失業期間1年以上の寄与が0.65ポイントと8割を占め、2000年以降の失業率上昇の大半が失業期間1年以上の失業率の上昇によって引き起こされていることが分かる。さらに、失業期間1年以上を1～2年と2年以上に分けてみると、完全失業率の上昇に対するそれぞれの寄与は0.28ポイント、0.37ポイントであり、2年以上の寄与が目立っている。一方、3か月未満の失業率は0.16ポイントの上昇に止まり、3～6か月の失業率はほとんど増加せず、6か月～1年の失業率は0.1ポイント低下している。これらの結果は、2000年以降の失業率の上昇が主として失業期間の長期化によって引き起こされていることを裏付けている。また、失業者が比較的短い期間に失業から脱出するグループと失業期間が長期化するグループに二極化する傾向があることを示唆している。そこで、失業期間1年以上の失業率を長期失業の指標として、1984年以降の完全失業率の変動を、失業発生確率の変化による効果と失業の長期化による効果に分解してみたい。推計方法は、完全失業率を被説明変数、失業発生確率と失業期間1年以上の失業率を説明変数とする最小二乗法による⁶⁾推計結果は表18に示されている。バブル崩壊後1999年までの完全失業率の上昇

表18 完全失業率変動の要因分解

	完全失業率	完全失業率推計値	失業発生確率の効果	期間1年以上失業率の効果
84—87	0.2	0.23	0.00	0.23
87—92	-1.0	-0.88	-0.49	-0.39
92—99	2.6	2.42	1.37	1.05
99—03	0.8	0.91	-0.03	0.94

には、失業発生確率の上昇と失業期間の長期化がともに寄与しているが、寄与の大きさは、失業発生確率の上昇の方がやや大きかったようである。これに対し、2000年以降には、失業発生確率の寄与はほとんどみられなくなり、もっぱら失業期間の長期化の効果で失業率が上昇している。失業発生確率は、失業というプールへの新たな流入の主要部分の大きさを表しており、流入が就業または非労働力化による流出を上回るとき失業の滞留が生じ失業期間が長期化する。長期化した失業は、多くの場合、失業のプールに沈殿してプールからの脱出が困難となり一層失業が長期化し、失業の二極化が発生する。バブル崩壊後1999年までの時期には、失業のプールへの流入増大と流出減少により、上に述べたような失業の長期化と二極化を伴いつつ、失業のプールが急速に拡大した。2000年以降には、失業のプールへの流入増大は止まったものの流入量は依然として高水準であり、流出量は引き続き絞り込まれたままなので、失業のプールの拡大が続くとともに失業者の滞留と失業期間の長期化が一層進展した。このような経緯は、離職時期別完全失業者数の推移からも明らかになる。図1—11は、労働力調査特別調査による各年2月時点の離職時期別完全失業者数を示している。⁷⁾「過去1年間に離職した完全失業者」は、99年に大幅に増加して181万人に達した後、2000年以

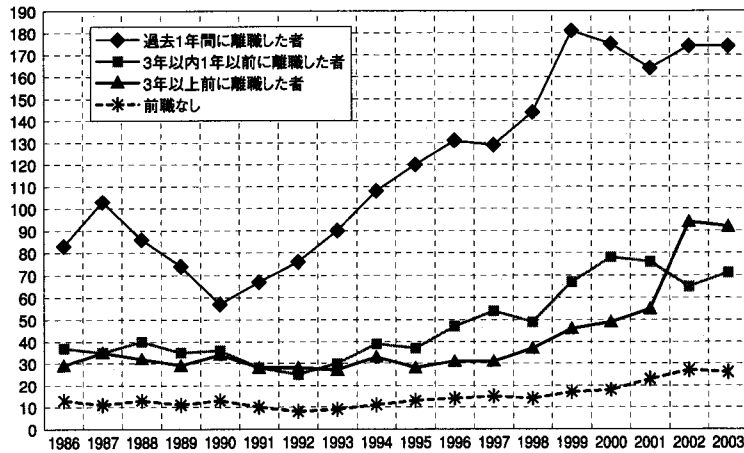


図1-11 離職時期別完全失業者数

降概ね175万人程度で推移している。「過去3年以内1年以前に離職した完全失業者数」は、過去1年間に離職した者に1年遅れて変動しており、2000年にピークを迎え、以後概ね70万人台で推移している。これに対し、最近、最も際立った増加を示しているのは「3年以上前に離職した完全失業者」である。その数は、過去1年間に離職した者に3年遅れて変動しており、2002年に大幅に増加して90万人台に達し、2003年もほぼ同水準で推移している。2002年2月時点における「3年以上前に離職した完全失業者」は、99年2月以前に離職した人達である。その多くは、99年2月時点で大幅に増加した「過去1年間に離職した完全失業者」が就職先を見つけられないまま、失業者として滞留したものと想定される。これらの人達は、97年秋の金融危機後の不況下にあった98年3月～99年2月に離職している。現在の長期失業者には、この時期に多発した倒産や雇用調整によって離職した人達が多数含まれているとみてよいであろう。ところで、99年2月～2003年2月の間に完全失業者数は50万人増加している。この増加数を

離職時期別にみると、過去1年間に離職した者が7万人減少し、過去3年以内1年以前に離職した者が4万人の増加に止まっているのに対し、3年以上前に離職した者は46万人増加している。このことから、最近の失業増大の主因が離職した人たちの失業のプールへの滞留と失業期間の長期化にあることが窺われる。なお、同じ期間に前職の無い完全失業者が9万人増加(17万人→26万人)している。その中心は学校を卒業して仕事が見つからない人たちの増加(13万人→20万人)である。離職した人の多くが失業に滞留し失業期間が長期化する一方、学卒未就職の失業者も大幅に増加しているのである。

先に、最近の特徴として、失業者が、比較的短い期間に失業から脱出するグループと失業期間が長期化するグループに二極化する傾向があることを指摘した。それでは、失業が長期化しがちなグループはどのような特徴をもっているであろうか。この点を、失業期間が比較的短いグループと対比しつつ、平均失業期間(2002年年平均)を用いてみていくこととしたい。男子と女子を比べる

雇 用 と 失 業

と、平均失業期間はそれぞれ11.5か月、8.2か月であり、男子の失業期間の長期化が顕著である。年齢別にみると、男子は、15～24歳が8.8か月、25～64歳の各年齢層が12か月前後であり、25歳以上の年齢層の失業期間が長期化している。ただし、25歳以上では年齢による差異がほとんどみられない。一方、女子は、15～24歳の7.4か月から55～64歳の9.6か月まで年齢が高くなるに従って失業期間が長期化する。離職した人について、その理由別にみると、会社倒産・事業所閉鎖による離職者の失業期間の長期化が目立ち(男子11.8か月、女子8.1か月)、より良い条件の仕事を探すために離職した人の失業期間(男子8.1か月、女子6.0か月)と対照的である。前職の雇用形態別にみると(過去3年間に離職した完全失業者で求職理由が「仕事をやめたため」の者が対象、以下同じ)、正規の職員・従業員であった人が7.2か月(男子7.7か月、女子5.5か月)、正規の職員・従業員以外であった人が5.4か月(男子6.6か月、女子5.1か月)であり、正規の職員・従業員であった人達の失業期間が長期化しがちである。前職の産業別にみると、製造業を離職した人の失業期間が7.3か月と最も長く、サービス業を離職した人の5.9か月(専門サービス業は4.5か月)などと対照的である。また、前職の職業別にみると、製造・制作・機械運転及び建設作業者であった人が7か月と最も長く、専門的・技術的職業従事者であった人の5.7か月と対照的である(ただし、男子に限ると、事務従事者であった人の失業期間が8.6か月と最も長い)。以上の結果は、製造業を会社倒産・事業所閉鎖によって離職した25歳以上の男子などの失業期間が長期化しがちである一方、厳しい雇用情勢にあっても正規の職員・従業員以外の女子、専門的サービス業の

従事者、専門的・技術的職業従事者などは比較的短い期間で失業から脱する可能性が高いことを示唆している。

(8) 失業の決定要因— 2

(6)において、バブル崩壊後の著しい失業率の上昇は、98年頃までは労働力需要の弱まりを主要因として、99年以降には専ら流動性の高い雇用の拡大によって引き起こされたことを指摘した。しかし、(2)で述べたように、98年以降、欠員率は下限の水準まで低下していたから、労働力需要の弱まりを反映しなくなっていたかもしれない。そうであれば、99年以降の失業率上昇に対する流動性の高い雇用の拡大の寄与は過大に現れているかもしれない。そこで、ここでは、ほかの指標を用いてバブル崩壊以降の失業率上昇の要因に接近してみたい。説明変数として用いるのは、雇用者比率、臨時・日雇比率、有効求職倍率、過去3年間の年平均雇用者増加率の4つである。有効求職倍率は、有効求人に対する有効求職者数の倍率(有効求人倍率の逆数)であり、短期的・循環的な労働力需給の変動を表す指標と位置づけられる。有効求職倍率は、有効求人倍率に比べると労働力の需給が緩んでいるときに大きな変動を示すから、バブル崩壊以降の労働力需給関係を表す説明変数として有効求人倍率より効果的であろう。一方、過去3年間の平均雇用者増加率は、趨勢的な雇用需要の動向を示す指標として位置づけられる。推計には最小二乗法を用いる。推計期間は1980～2002年である。回帰式の推計結果は表20に、回帰式に基づいて計算された失業率上昇に対する各要因の寄与は表21に示されている。この推計によれば、バブル崩壊以降98年までの失業率上昇の3分の2は労

表19 完全失業率の変動倍率に対する各要因の寄与

(年平均)	完全失業率	欠員率	臨時・日雇比率	職業に関する需給不適合	年齢に関する需給不適合	ミスマッチ効果
98/91	1.101	1.080	1.027	0.989	1.012	1.001
02/98	1.069	0.999	1.099	0.995	0.977	0.973

表20 回帰式

完全失業率	切片	雇用者比率	臨時・日雇比率	有効求職倍率	過去3年間の平均雇用者増加率
偏回帰係数	-5.979	0.030	0.563	0.659	-0.244
標準偏差	0.525	0.007	0.033	0.084	0.042
決定係数	0.995				
t値	-11.389	4.542	17.002	7.802	-5.876

表21 完全失業率の上昇に対する各要因の寄与

	完全失業率	雇用者比率	臨時・日雇比率	有効求職倍率	過去3年間の平均雇用者増加率
91-97	1.298	0.111	0.357	0.443	0.566
97-98	0.718	0.006	0.226	0.333	0.077
98-02	1.260	0.054	1.187	-0.020	0.161

働力需給関係の緩みと趨勢的な雇用需要の低迷によって引き起こされたとみられる。これに対し、99年以降の失業率上昇の約85%は流動性の高い雇用の拡大によって引き起こされ、労働力需給関係と趨勢的な雇用需要の寄与は10%程度にとどまっている。新たな説明変数を用いた推計からも、バブル以降における失業率の上昇要因について、(6)の推計とほぼ同じ結論が導かれるとよいであろう。しかし、99年以降に、失業率の上昇に対する労働力需給関係と趨勢的な雇用需要の寄与が非常に小さくなったといっても、それは、労働力需給が大幅な供給超過の状態、また趨勢的な雇用需要がほとんど増加しない状態で、ともに横ばい気味に推移しているからであり、この2要因が99年以降における高い失業率の重要な背景である

ことは間違いない。失業率の低下のためには、この2つの要因の改善が不可欠である。また、90年代後半以降における流動性の高い雇用の急速な拡大は、企業の雇用に対する基本姿勢・戦略の変化と密接に結びついている。多くの企業は、新たな発展への展望が見出せないまま、目先の利益を確保するため雇用の絞込みとコストの高い固定的な雇用の縮小に努めており、それが流動性の高い雇用の拡大を引き起こしているのである。正規の職員・従業員以外の雇用者の増加数は、94年以降、正規の職員・従業員の増加数を大幅に上回っている。特に、97年以降、正規の職員・従業員はほぼ毎年減少を続けている（従業員上の地位別にみても、臨時・日雇が97年以降ほぼ毎年20万人を超える増加を続けているのに対し、常雇は98年以降減少を続けている）。99年以降における失業率上昇の根本的な原因は、このような企業の雇用に対する基本姿勢・戦略の変化に帰することができるであろう。また、99年は消費者物価指数が低下に転じた年であり、この頃からデフレが本格的に進行し始めたとみることができる。近年における流動性の高い雇用の拡大は、企業の雇用に対する基本姿勢の変化に加え、デフレ下で企業が販売価格の低下に対応するため人件費の圧縮に走っていることにより更に促進されたとみられる。上記の回帰分析に現れた近年の失業率上昇に対する流動性の高い雇用の拡大の圧倒的な寄与は、このような企業の雇用に対する姿勢の変化とデフレへの対応を根源としており、その影響を反映していると理解すべきであろう。

これまで述べてきたように、バブル崩壊後の雇用・失業は、長期に亘る雇用需要の低迷と急速な失業の拡大、90年代後半以降の急速な流動性の高

雇 用 と 失 業

い雇用の拡大によって特徴付けられる。⁸⁾特に、97年秋の金融危機を経た98年の不況の影響は大きかった。この年に多発した倒産や雇用調整により完全失業率は、一気に0.7ポイント上昇（3.4%→4.1%）した。この時期に離職して失業した人たちの多くが引き続き失業のプールに滞留し、以降の失業情勢に大きな影響を及ぼしたことは先にみたとおりである。99年以降も、デフレ経済のもと、就業者からの失業発生確率は高水準で推移し、失業期間の長期化を伴いながら失業率は大幅な上昇を続けた。98年以降の失業率の動向は、その上昇が極めて急速であったことと欠員率や求人倍率（求職倍率）との関わりにおいて従来の関係を大幅に上方へシフトさせたことが特徴的である。このような急速な上昇及び関係のシフトを引き起こした主な要因は、すでにみたように、企業の雇用に対する基本姿勢・戦略の変化を背景とする流動性の高い雇用の拡大であった。⁹⁾

1) 70年代後半からバブル崩壊に至るまでの時期は女子の労働市場への進出が特に顕著だった時期である。この期間中における女子就業者の年平均増加数は高度成長期の増加数を大幅に上回り、同じ期間中の男子就業者の増加数も上回っていた。また、完全失業者数の年平均増加数もこの期間には女子が男子を上回っていた。このような女子の労働市場への進出は80年代に加速し、83～91年には常雇の増加率（年平均3.39%）が臨時・日雇の増加率（年平均2.63%）を上回った（これは高度成長期以来のこと、59～75年の年平均増加率は常雇が4.93%、臨時・日雇が4.35%）。83～91年に臨時・日雇比率が上昇しなかったのはこのためである。一方、このような女子の労働市場への進出が晩婚化と出生力の低下を伴っていたことも忘れてはならないだろう。晩婚化と出生力の低下が大きく進み出したのもこの時期であった（女子20歳代の未婚率が急速に上昇するのは1980年以降のこと、合計特殊出生率が2.0を下回り長期的な低下に転ずるのは1975年以降のことである）。

年平均増減数 (万人)

	就業者			完全失業者		
	男女計	男子	女子	男女計	男子	女子
55-73	64.94	46.94	17.94	-2.06	-1.17	-0.89
55-70	66.93	46.73	20.20	-3.07	-1.80	-1.27
73-91	61.67	30.06	31.61	3.78	1.89	1.94
80-91	75.73	34.73	40.91	2.00	0.64	1.45
91-02	-3.55	-3.64	0.18	20.27	12.82	7.36

(資料) 総務省 労働力調査

2) 雇用動向調査のパートタイム労働者数は1975年から得られる。ただし、その数値は男女計に限られており、この調査から男女別の動向を把握することはできない。男女計のパートタイム労働者比率（常用労働者全体に占めるパートタイム労働者の割合）は、75年には2.9%にとどまっていたが、80年に5.8%、85年に8.6%、90年に11.1%、95年に12.8%、2002年に19.3%と着実な上昇を示している。

3) 各要因への分解は次の式による。

$$\begin{aligned} \sum l_i^{(1)} u_i^{(1)} - \sum l_i^{(0)} u_i^{(0)} = & \sum (l_i^{(1)} - l_i^{(0)}) \left[\frac{u_i^{(1)} + u_i^{(0)}}{2} \right] \\ & + \sum \left[\frac{l_i^{(1)} + l_i^{(0)}}{2} \right] (u_i^{(1)} - u_i^{(0)}) \end{aligned}$$

$u_i^{(1)}, u_i^{(0)}$: 雇用形態 i の1時点及び0時点における失業発生確率

$l_i^{(1)}, l_i^{(0)}$: 雇用形態 i の1時点及び0時点における構成率

95～02年の失業発生確率に関する男女雇用形態別要因分解の結果は下表のとおりである。

調査と研究 第35巻

		原数値				要因分解				
		1995		2002		失業発生確率の差	構成比の効果	失業発生確率効果	合計	
		失業発生確率	構成比	失業発生確率	構成比				合計	構成比
役員以外雇用者		2.39		3.42		1.03				
男	正規の職員・従業員	1.83	55.01	2.77	50.39	-0.11	0.50	0.39	37.88	
	正規の職員・従業員以外	6.40	5.23	7.11	7.97	0.18	0.05	0.23	22.43	
女	正規の職員・従業員	2.58	24.35	3.08	21.66	-0.08	0.12	0.04	3.83	
	正規の職員・従業員以外	2.85	15.40	3.95	19.47	0.14	0.19	0.33	31.88	
合計						0.14	0.85	0.99		
構成比						13.65	82.36			
男合計						0.08	0.54	0.62	60.30	
女合計						0.06	0.31	0.37	35.71	
正規の職員・従業員合計						-0.18	0.61	0.43	41.70	
正規の職員・従業員以外合計						0.32	0.24	0.56	54.31	

4) 正規の職員・従業員以外(男女計)の労働市場定着確率(A)と非労働力化確率(B)はつぎのとおりである。

	86	87	88	89	90	91	92	93	94
A	10.5	12.4	13.6	13.4	10.2	11.9	12.5	12.1	11.7
B	13.4	16.8	14.2	13.7	11.1	12.9	12.1	11.5	11.5
	95	96	97	98	99	00	01	02	
A	13.7	13.0	14.1	14.7	16.0	15.5	15.4	15.8	
B	14.0	11.8	12.2	11.0	12.6	12.7	10.9	9.8	

5) 1963年以降を63~71年, 72~74年, 75~77年, 78~90年, 91年以降の期間に区分し, それぞれの期間において, 充足率及び就職率と有効求人倍率の関係は同一の指数関数に従い, その関数が期間ごとにシフトしていくと仮定して最小二乗法による推計を行うと下表の結果が得られる。なお, 推計式は次のように表される。

$$z = e^a \times y^b \times \prod e^{c_i D_i}$$

$$\log z = a + b \log y + \sum c_i D_i$$

z: 充足率または就職率 y: 有効求人倍率

D_i: それぞれの期間に対応するダミー変数

		切片 (63-71の有効求人倍率の対数) 72-74のシフト係数 75-77のシフト係数 78-90のシフト係数						
充足率・対数	偏回帰係数	2.593	-0.695	-0.113	-0.254	-0.107	-0.135	
	標準偏差	0.012	0.021	0.024	0.033	0.023	0.014	
	決定係数	0.983						
	t値	221.126	-33.437	-4.613	-7.677	-4.665	-9.556	
	シフト倍率	0.893 0.775 0.899 0.874						
就職率・対数	偏回帰係数	2.594	0.308	-0.115	-0.252	-0.104	-0.139	
	標準偏差	0.011	0.020	0.023	0.032	0.022	0.014	
	決定係数	0.989						
	t値	231.127	15.459	-4.914	-7.940	-4.764	-10.242	
	シフト倍率	0.891 0.777 0.901 0.871						

6) 最小二乗法による推計結果は次のとおりである(推計期間は1984~2003年)。

完全失業率	切片	失業発生確率	1年以上の失業率
偏回帰係数	0.76	0.86	1.44
標準偏差	0.08	0.08	0.11
決定係数	0.99		
t値	9.49	11.52	13.36

なお, 1年以上の失業率にかえて平均失業期間を説明変数に用いてもほぼ同様の結果が得られる。その場合の推計結果, 完全失業率の変動に対する要因分解の結果は次のとおりである。

完全失業率	切片	失業発生確率	平均失業期間
偏回帰係数	-2.01	1.11	0.42
標準偏差	0.28	0.09	0.05
決定係数	0.99		
t値	-7.11	11.79	8.20

	推計値	失業発生確率	平均失業期間
84-87	0.32	0.00	0.32
87-92	-1.03	-0.63	-0.40
92-99	2.55	1.76	0.79
99-03	0.67	-0.03	0.70

雇 用 と 失 業

7) 労働力調査特別調査では、完全失業者全体についての離職時期別数値は2001年以降集計されていない。しかし、前職が非農林雇用者で過去3年間に離職した完全失業者数が2001年以降も集計されているので、1986～2000年におけるこの数値と過去3年間に離職した完全失業者数との関係から2001年以降の過去3年間に離職した完全失業者数を推計し、順次、完全失業者全体についての離職時期別数値を求めた。

	完全失業者 総数(男女 計) ①	前職ありの 完全失業者 ②	過去1年間 に離職した 者 ③	3～2年以 前に離職し た者 ④	3年以上前 に離職した 者 ⑤	前職無し ⑥	過去3年 間に離職 ⑦=②+④
1986	164	150	83	37	29	13	120
1987	186	174	103	35	35	11	138
1988	173	158	86	40	32	13	126
1989	151	140	74	35	29	11	109
1990	142	129	57	36	34	13	93
1991	136	125	67	28	28	10	95
1992	137	130	76	25	28	8	101
1993	157	148	90	30	27	9	120
1994	194	183	108	39	33	11	147
1995	199	186	120	37	28	13	157
1996	224	210	131	47	31	14	178
1997	230	215	129	54	31	15	183
1998	246	231	144	49	37	14	193
1999	313	296	181	67	46	17	248
2000	327	308	175	78	49	18	253
2001	318	295	164	76	55	23	240
2002	360	333	174	65	94	27	239
2003	363	337	174	71	92	26	245

□内の数値は推計したもの。
 このうち⑦は回帰式により推計
 ④は⑦-②
 ⑤は①-⑦
 ⑥は①-④

8) 90年代後半以降の流動性の高い雇用の構成比の推移は下図のとおりである。(単位 %)

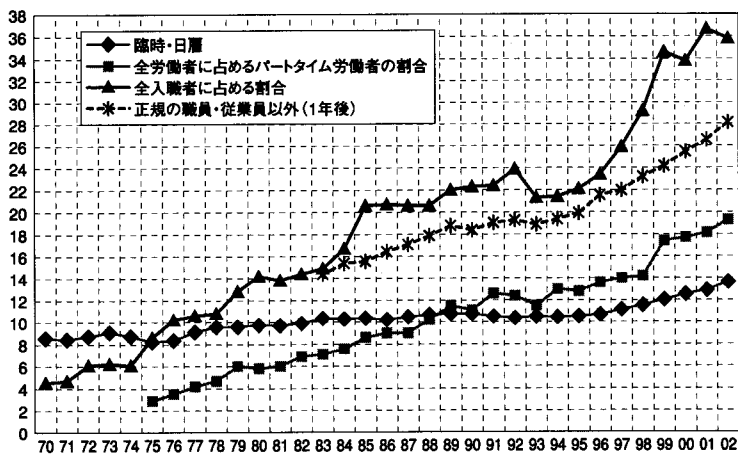
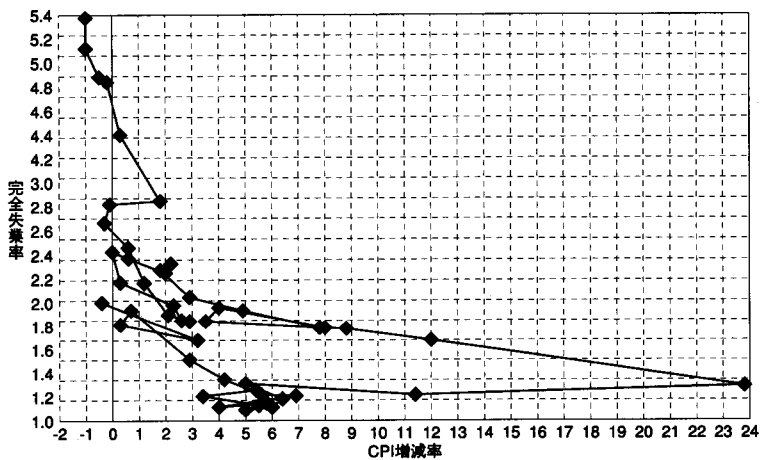


図 流動性の高い雇用の構成比

9) 完全失業率と消費者物価指数の関係を示すフィリップス曲線にも97年頃から上方へのシフトが認められる。同様のシフトは、第一次石油危機前後の時期にもみられた。



雇用と失業

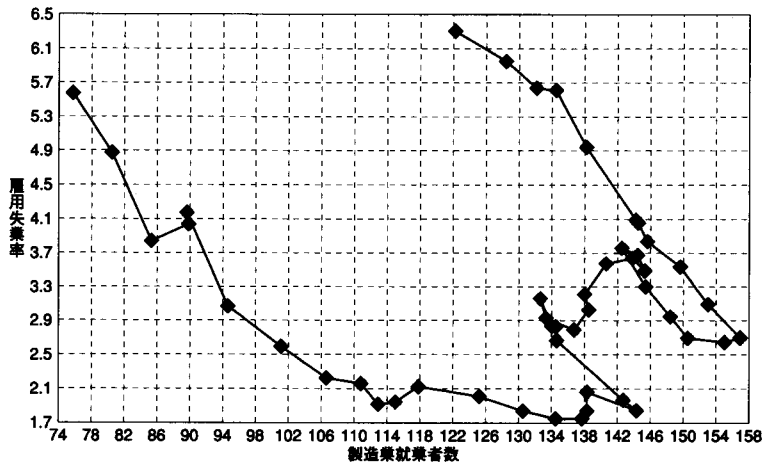


図 2-1

2 製造業就業者数の推移と失業

高度成長期以来、わが国の失業情勢は、製造業就業者数の推移と密接な関連をもって展開してきた。特に、失業を雇用失業率（雇用者数と完全失業者数の合計に対する完全失業者数の比率）によって捉えると、その関係が一層明瞭になる。図 2-1 は1955～2002年の雇用失業率と製造業就業者数の関係を示している。高度成長期前半の55年から64年まで、雇用失業率は、製造業就業者数の増加に伴って5.6%から1.9%へ大幅に低下した。しかし、高度成長期後半の64～70年には、製造業就業者数は増加を続けたものの、雇用失業率は1.8%～2.1%の小幅な変動に止まっている。このような推移の背景を検討するために欠員の動向をみてみたい。高度成長期における欠員の動向を比較的長期間に亘って把握できる統計に労働省の労働力需給状況調査（1998年まで実施）がある。この調査によれば、欠員率（不足率）は、高度成長前半期に急速に上昇（60年の12.8%から64年の18.3%へ）し、後半には14%台～18%台の高い水

準を維持したとみられる。一方、高度成長後半の完全失業率は1.1%～1.3%の低い水準で推移した。雇用者数が堅調な増加を続け、欠員率が高水準を維持していたことを考慮すると、この失業率の水準は、当時の労働市場のもとでの下限であり、労働移動に伴う摩擦的失業と需給不適合による構造的失業に対応するものであったとみられる。高度成長後半期には雇用需要が供給を超過するとともに、失業率がそれ以上低下し難い水準に到達していたと考えられる。このような状況が、名目賃金で10%以上、実質賃金で5%以上の継続的な高率の賃金上昇を引き起こしたのである。

70年代に入ると、製造業就業者数の動向に変化の兆しが現れる。製造業就業者数は、70年から72年にかけてほとんど増加せず、73年には一時的に大幅な増加を示したものの、第一次石油危機を契機として74年から78年まで減少を続ける。雇用失業率は、このような製造業就業者数の動向に対応して74年以降上昇に転じ、78年まで上昇を続けた。

79年以降、製造業就業者数は再び増加に転じ、84年には既往のピークであった73年の水準（1443

万人)をほぼ回復したものの、雇用失業率は81～84年の間上昇を続けた。この間の失業増大の主因が年齢を中心とする需給不適合の拡大にあったことは、「1」の「(6)失業の決定要因-1」で述べたとおりである。

80年代後半の雇用失業率は、再び製造業就業者数と強い相関をもって変動する。特に、バブル景気下の88～90年には、製造業就業者数の堅調な増加と軌をいつにして雇用失業率が急速に低下した。しかし、バブル終末期の91、92年には、製造業就業者数が増加したにもかかわらず、雇用失業率は横ばいで推移している。バブル終末期には欠員率、有効求人倍率とも高度成長後半期に匹敵する水準に達しているため、この時期の完全失業率(2.1%)は、高度成長後半期と同様、摩擦的失業と構造的失業に対応する下限の水準に低下していたものと推測される。¹⁾

バブル崩壊後には、再び製造業就業者数の減少と雇用失業率の上昇が強い相関をもって進展する。93～02年の間、製造業就業者数は毎年減少を続け、累積減少数は約350万人に及んでいる。年平均の減少数も第1次石油危機後の減少数を約10万人上回っており、減少のスピードが著しく速い。2002年の就業者数は1222万人であり、35年前(1967年)の水準を下回るまでに減少している。このような製造業就業者数の急激な減少に対応して、雇用失業率も急速に上昇しており、99年には既往最高水準(55年の5.6%)を超え、2002年には6.3%に達している。ただし、99年を境に製造業就業者数の減少に対する雇用失業率の上昇の大きさに変化が生じている。製造業就業者の減少数10万人に対する雇用失業率の上昇幅は、92～99年には0.13ポイントであったが、99～02年には2分の1以下の0.06

ポイントに低下している。この単位当たり上昇幅は、73～78年の単位当たり上昇幅(0.11ポイント)、高度成長期前半とバブル期の単位当たり低下幅(それぞれ0.10ポイント、0.13ポイント)に対しても2分の1前後の水準であり、2000年以降において、製造業就業者数の変動が失業率の変動に及ぼす影響度が小さくなっていることを示している。このような変化には、「1」の「(7)失業発生確率と失業期間」で述べたように、バブル崩壊後上昇を続けていた「過去1年間の離職に伴う失業発生確率」が99年(2月時点)以降高水準のまま横這い傾向で推移していること、就業者数に占める製造業の割合が大幅に低下していること(1973年27.5%→1992年24.5%→2002年19.5%)などが関連しているであろう。

これまでみてきたように、製造業就業者数の動向は、高度成長期以来我が国の失業情勢を決定する大きな要因であった。そこで、次に、製造業の就業者数とその最も主要な決定要因と思われる生産動向との関連をみてみたい。図2-2は、1954年～2002年における製造業就業者数と前年の製造工業生産指数の関係を示している。

50年代後半から70年まで製造工業の生産はほぼ

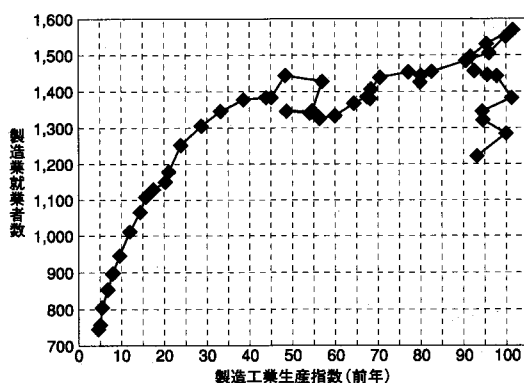


図2-2

雇 用 と 失 業

毎年10%を超える増加を続けた。この時期の年率3.9%に及ぶ大幅な製造業就業者の増加は、このような旺盛な生産の増加を背景にしていたのである。製造工業の生産は、70年代に入ると鈍化し始め、73年には一時的に高度成長期に匹敵する大幅な増加を示したものの、第1次石油危機を契機として74年、75年と2年続けて減少した。生産は、76年以降増加に転じたが、既往のピークであった73年の水準を回復したのは78年のことである。この間の製造業就業者数の動向はこのような生産の動きを反映している。上にみたように、就業者数は、70年代に入ると増勢が鈍化し、73年に一時的に大幅に増加したものの、74年から78年まで減少を続けた。製造業就業者数が再び増加に転じるのは、生産が既往のピークを回復した後の79年以降のことである。79年頃以降、製造業の生産と雇用の関係は、新たな段階に入ったとみられる。74～78年の間（準備的期間も含めれば71～78年の間）は、高度成長期における両者の関係が新たな関係に入るまでの調整期間とみることができよう。この期間に製造業における雇用の絞り込みが進展したとみられる。実際、78年には、生産水準が既往のピークであった73年をやや上回っていた（+5.2%）にもかかわらず、就業者数は約120万人下回っていた（-8.1%）のである。「1」でみたように、この期間が職業と年齢に関する需給不適合の拡大が顕著な時期でもあったことも忘れてならないであろう。79年以降、製造業就業者数は、新たな生産・雇用関係のもとで、再び生産の上昇に伴う増加を開始する。この増加過程はバブル崩壊まで続く。²⁾

バブル崩壊に伴い、製造工業の生産は91年をピークとして低下に転じる。一方、製造業就業者

数は、79年頃から就業者数が生産に1年遅れて変動する傾向が強まっているので、1年後の92年をピークとして減少に転じ、2002年まで一貫して減少を続けている。就業者数は、93年、94年には、ほぼ従来の生産・雇用関係に従って減少したように思われる。この関係に変化が現れるのは90年代後半以降である。95年以降においては、生産が増加しても就業者数は減少しており、第一次石油危機後の時期と同様、製造業は、新たな生産・雇用関係へ向けての調整過程に入ったとみられる。第一次石油危機後の調整過程においては、製造工業の生産が既往のピークを回復した後、製造業就業者数が増加に転じた。バブル崩壊後の調整過程においては、2002年までの10年以上の期間、生産は一度も91年のピーク的水準を超えず、ピークに対して0.9～1.0倍の範囲で増減を繰り返す、就業者数は一貫して減少を続けている。今回の調整過程は、第一次石油危機後の調整過程に比べて、期間が長く、就業者数の減少が大きい。第一次石油危機後の調整過程においては、ピーク（73年）からボトム（75年）への生産の落ち込みは大きかった（約15%減）ものの、ボトムから3年後（78年）にはピーク時の生産水準を回復し、就業者数はピーク時を8%下回った水準（78年）から回復に転じた。今回の調整過程では、ピーク（91年）に対するボトムの生産水準の落ち込みは10%程度に止まっているが、2002年までに既に2回半の増減を繰り返す、就業者数はこの間に（92年→2002年）20%以上（22.1%）減少している。また、同一生産水準のもとにおける就業者数も、この期間に約18%減少しており、今回の調整過程における雇用削減の厳しさを示している。第一次石油危機後の調整過程の経験に習うならば、製造工業が新たな

発展段階に入り、その生産が91年のピークの水準を超えて上昇しない限り、製造業就業者数の増加を期待することは困難であろう。

1) 高度成長期後半とバブル終末期における欠員率、有効求人倍率は次のとおりである。

	1969	1970	1990	1991
欠員率(対労働力人口)	4.30	3.57	4.07	4.71
有効求人倍率	1.30	1.41	1.40	1.40

2) 前年の製造工業の生産に対する製造業就業者数の弾性値は、1954～70年が0.294、1979～94年が0.268である。

製造業就業者数・対数	54-70		79-94	
	切片	製造工業生産指数(前年)・対数	切片	製造工業生産指数(前年)・対数
偏回帰係数	6.180	0.294	6.107	0.268
標準偏差	0.015	0.006	0.078	0.018
決定係数	0.994		0.941	
t 値	411.192	51.922	77.981	14.980

3 都道府県別失業率の決定要因

(1) 都道府県別失業率の概況

都道府県別の完全失業率は、1997年以降の各年の数値が、総務省統計局の労働力調査により試算値として公表されている。表1は、1998～2002年の5年間の平均完全失業率について、都道府県別の分布状況を示している。完全失業率は最も低い福井県の3.1%から最も高い沖縄県の8.1%の範囲に分布しており、3%台が13県、4%台が22県、5%台が9都道府県、6%台が2府県、8%台が1県と、都道府県間の差異が大きい。この差異の大ききの推移を標準偏差でみると、全国平均の失業率が4%を超えた98年以降、1%程度で推移しており大きな変動はみられない。しかし、バブル崩壊後完全失業率が一貫して上昇しているの

表1 都道府県別完全失業率(1998～2002年平均)

失業率	都道府県	数
3.1～3.2	福井県、長野県	2
3.3	山梨県、島根県	2
3.5	富山県、山形県、鳥取県	3
3.6	岐阜県、静岡県、三重県	3
3.7～3.9	石川県、群馬県、新潟県	3
4.0～4.2	山口県、香川県、滋賀県、栃木県、愛知県、広島県、茨城県、岩手県、岡山県、鹿児島県	10
4.4～4.7	大分県、和歌山県、福島県、愛媛県、佐賀県、千葉県、宮崎県、徳島県	8
4.8～5.0	熊本県、神奈川県、秋田県、高知県、長崎県、奈良県	6
5.2	宮崎県、埼玉県、東京都	3
5.4～5.7	北海道、京都府、青森県	3
5.9～6.1	兵庫県、福岡県	2
6.7	大阪府	1
8.1	沖縄県	1

表2 都道府県別完全失業率の各年間の相関係数

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
1970	1	0.945	0.9547	0.96	0.928	0.835	0.825
1975		1	0.986	0.915	0.952	0.921	0.892
1980			1	0.953	0.978	0.931	0.912
1985				1	0.967	0.869	0.876
1990					1	0.943	0.932
1995						1	0.974
2000							1

変動係数でみた完全失業率の都道府県間格差は、97年以降年々縮小している(都道府県別完全失業率の変動係数は、97年が0.263、02年が0.209)。国勢調査によって、長期的な動向をみても、同様の傾向が認められる。都道府県別完全失業率の標準偏差は、完全失業率が2%を超えた1975年以降、85年、95年に1.2%とやや上昇したものの、概ね1%程度で推移している。しかし、5年毎の完全失業率がほぼ一貫して上昇しているの、変動係数は、1975年の0.473から時を追って縮小し、2000年には0.233と2分の1以下に低下している。最近

雇 用 と 失 業

の動向をみても、長期的にみても、都道府県別完全失業率の分布は、ほぼ同程度の散らばりのもとに次第に上方にシフトしており、変動係数でみた都道府県間格差は縮小を続けているのである。一方、表2に示すように、国勢調査による都道府県別完全失業率の各年間の相関係数は、1975年以降概ね0.89を超えている。完全失業率の都道府県別分布における各都道府県の位置は、長期に亘って比較的安定的に推移しているといえるであろう。

(2) 都道府県別完全失業率の決定要因

そこで、次に、完全失業率の都道府県間の差異を引き起こす要因について検討を加える。検討には労働力調査による都道府県別完全失業率を用いる。表3は、労働力調査による1997年以降の都道府県別完全失業率について、各年間の相関係数を示している。年次が近いにもかかわらず、国勢調査に比べて相関係数が小さいのは、サンプル数の少ない県の集計結果の精度に問題があることが一因だと思われる。しかし、数年間の平均値を用いることにより、精度上の問題は解消できるであろう。表3によれば、2000年以前の各年と2001以降の各年、特に2002年との間にやや大きなギャップが認められる。そこで、ここでは、1997～2001年の5年間の平均完全失業率を用いて都道府県間の差異を引き起こす要因について検討する。

表3 都道府県別完全失業率の各年間相関係数

	9年	10年	11年	12年	13年	14年
9年	1	0.935	0.896	0.881	0.831	0.809
10年		1	0.919	0.874	0.800	0.804
11年			1	0.890	0.808	0.804
12年				1	0.904	0.814
13年					1	0.860
14年						1

完全失業率の都道府県間の差異に影響を及ぼす要因として、労働市場要因、労働力需給に関わる構造要因に加えて、各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向とでも呼ぶべき要因を考慮する。労働市場要因を表す指標として有効求職倍率を、労働力供給構造に関わる要因として労働力人口に占める15～29歳の比率(国勢調査)を、労働力需要構造に関わる要因として雇用者に占める製造業の比率または就業者に占める卸売・小売業・飲食店・サービス業の比率(ともに国勢調査)を用いる。また、経済的弱者が集中しがちな傾向に関する指標として、高齢者世帯に占める「現に保護を受けた高齢者世帯」の比率を用いる。ここで、高齢者世帯は高齢夫婦世帯(夫が65歳以上、妻が60歳以上の夫婦1組からなる世帯)、高齢夫婦と未婚の18歳未満の者からなる世帯、65歳以上の男子または60歳以上の女子のみからなる世帯の合計であり、国勢調査から得られる。「現に保護を受けた高齢者世帯」は、厚生労働省「福祉行政報告例」の「現に保護を受けた世帯数」(生活保護法等により現に保護を受けた世帯)のうち世帯類型が「高齢者世帯」(男65歳以上、女60歳以上の者のみで構成されている世帯か、これらに18歳未満の者が加わった世帯)であるものである。

都道府県別完全失業率と各指標との相関は、表4に示すとおりである。

都道府県別完全失業率と有効求職倍率との間にはかなり強い正の相関があり、労働市場要因が完全失業率の都道府県別の差異を引き起こす有力な要因であることを示している。労働力人口に占める15～29歳の比率と完全失業率の間には緩やかな正の相関がある。この比率が全国平均(22.8%)を超える13都府県のうち10都府県の完全失業率は

表4 都道府県別完全失業率との相関

	有効求職倍率 (H9-13平均)	労働力人口15~ 29歳比率(H12)	就業者卸売・小売 業、飲食店、サー ビス業比率 (H12)	雇用者製造業比 率 (H12)	現に保護を受け ている高齢者世 帯比率 (H12)
相関係数	0.873	0.579	0.764	-0.667	0.884
決定係数	0.763	0.335	0.584	0.445	0.781

全国平均(4.4%)を上回っているのに対し、この比率が20%を下回る12県のうち8県の完全失業率は4%を下回っている。若年層の失業率が高いので、労働力人口に占める若年層の比率の相対的な上昇は、都道府県別の失業率を高めることに一定の寄与をしているとみることができる。雇用者製造業比率と完全失業率の間には負の相関がある。この比率が23%(全国平均は21.4%)を上回る16県の完全失業率は全て4%を下回っているのに対し、この比率が16%を下回る7都道府県のうち6都道府県の完全失業率は4.6%を上回っている。「2 製造業就業者数の推移と失業」でみたように、日本全体では、製造業就業者の減少が失業率上昇の重要な背景となっているにもかかわらず、都道府県別にみると、雇用構成における製造業の比重の高さが失業率の相対的な水準を引き下げる要因となっている。雇用者製造業比率と有効求職倍率の間にも負の相関(相関係数-0.742)がみられるので、全国的にみた製造業をめぐる雇用環境の厳しさにもかかわらず、全般的にみると産業基盤の重点が製造業にある地域ほど相対的に良好な雇用パフォーマンスを維持しているといえそうである。一方、就業者の卸売・小売業、飲食店、サービス業比率と完全失業率の間には正の相関がある。これは、雇用者製造業比率と完全失業率との間に負の相関があることの裏返しとみることができ、相関は就業者の卸売・小売業、飲食店、サー

ビス業比率の方が強い。卸売・小売業、飲食店、サービス業は、パート・アルバイト等の比率が高いことなどのため、就業者に占めるその比率が高い都道府県ほど転職・離職比率が高くなる傾向がある。この結果、都道府県別の就業者卸売・小売業、飲食店、サービス業比率と完全失業率との相関が強くなると考えられる。表5は、総務省統計局の就業構造基本調査から得られる都道府県別の転職・離職率(有業者数に対する転職者数と離職者数の合計の比率)と国勢調査(就業構造基本調査の2年前の調査)から得られる就業者の卸売・小売業、飲食店、サービス業比率及び製造業比率との相関係数を示している。

都道府県別の転職・離職率と就業者卸売・小売業、飲食店、サービス業比率との間には正の相関がみられるのに対し、就業者製造業比率との間には負の相関がみられる。この結果は、就業者に占める卸売・小売業、飲食店、サービス業の比率が高い地域では転職や離職の発生頻度が高くなる傾向があり、逆に、就業者に占める製造業の比率が高い地域では転職や離職の発生頻度が低くなる傾向があることを示している。先に、産業基盤の重

表5 都道府県別転職・離職率との相関係数

	1982	1987	1992	1997	2002
就業者卸売・小売業、飲食店、サービス業比率	0.642	0.722	0.761	0.765	0.655
就業者製造業比率	-0.442	-0.449	-0.486	-0.400	-0.185

雇 用 と 失 業

点が製造業にある地域において、相対的に良好な雇用パフォーマンスが維持されていることを指摘した。その一因は、これらの地域で雇用の安定度が相対的に高くなる傾向があることにあるであろう。ただし、97年以降、都道府県別の転職・離職率と就業者製造業比率との負の相関が弱まっている。特に、2002年における相関の弱まりが顕著である。これは、デフレの進行のもとで、就業者製造業比率の高い地域で、転職・離職率が相対的に大きく上昇する傾向があることを窺がわせる（都道府県別転職・離職率の97～02年における上昇幅と95年の都道府県別就業者製造業比率の相関係数は0.400）。

(3) 経済的弱者が集中しがちな傾向

表4に示すように、都道府県別の完全失業率と現に保護を受けている高齢者世帯比率との間には、有効求職倍率と同程度のかなり強い正の相関がある。これについては、生活保護を受ける世帯の発生率が完全失業率の水準の影響を受け、その結果、都道府県別にみた両指標の間に高い相関が発生すると考えることもできる。しかし、表6から明らかのように、都道府県別にみた完全失業率（国勢

調査による）と千世帯当たり被保護実世帯数の相関係数は、完全失業率の調査年から10～20年後に最も強くなっており、都道府県別の完全失業率の差異が被保護世帯の発生率の差異に影響を及ぼすにしても、その影響はかなり大きなタイムラグを伴って現れることを示している。

完全失業率と現に保護を受けた高齢者世帯比率との関係を見ると、このタイムラグはさらに大きくなる。表7は、都道府県別にみた完全失業率（国勢調査）と現に保護を受けた高齢者世帯比率との相関係数を示している。完全失業率の調査年を固定して、現に保護を受けた高齢者世帯比率との相関係数を時系列（表の列）に沿ってみると、各年とも、年を追って相関係数が大きくなっている。都道府県別完全失業率が現に保護を受けた高齢者世帯比率の都道府県別の差異に影響を及ぼすとすると、その影響は、30年以上の期間に亘り、しかも時が経過するほど影響度が強まるのである。また、2000年の現に保護を受けた高齢者世帯比率と各年の都道府県別完全失業率との相関係数は概ね0.8前後であり、2000年の現に保護を受けた高齢者世帯比率に対する各年の完全失業率の影響度が30年間に亘ってそれ程異ならないことを示している。

表 6 都道府県別にみた両指標の相関係数（沖縄県を除く）

		完全失業率（国勢調査）								
		1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
千世帯当り被保護実世帯数 （福祉行政報告例）	1960	0.454	0.623	0.730	0.640	0.649	0.680	0.590	0.265	0.300
	1965	0.639	0.754	0.840	0.727	0.732	0.751	0.662	0.337	0.359
	1970	0.659	0.757	0.852	0.749	0.750	0.769	0.676	0.359	0.386
	1975	0.667	0.788	0.876	0.792	0.803	0.823	0.740	0.438	0.458
	1980	0.723	0.840	0.890	0.817	0.856	0.870	0.802	0.546	0.559
	1985	0.715	0.842	0.886	0.825	0.884	0.903	0.847	0.619	0.627
	1990	0.695	0.819	0.854	0.808	0.881	0.904	0.860	0.649	0.655
	1995	0.692	0.805	0.840	0.813	0.890	0.911	0.878	0.699	0.701
	2000	0.694	0.776	0.808	0.810	0.892	0.911	0.900	0.780	0.781

表7 都道府県別にみた両指標の相関係数

	完全失業率 (国勢調査)							
	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	
現に保護を受けた高齢者世帯比率	1980	0.710	0.567	0.639	0.753	0.671	0.516	0.549
	1985	0.718	0.595	0.673	0.781	0.711	0.587	0.618
	1990	0.708	0.594	0.680	0.789	0.719	0.612	0.650
	1995	0.747	0.645	0.726	0.828	0.762	0.672	0.700
	2000	0.780	0.721	0.795	0.867	0.831	0.782	0.806

従って、都道府県別完全失業率が現に保護を受けた高齢者世帯比率の都道府県別の差異に影響を及ぼすにしても、その影響は、非常に長期に亘り、かつ各年の影響がほぼ同程度の強さで累積された結果であるといえるであろう。これが、現に保護を受けた高齢者世帯比率を、「各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向」を表す指標とし、都道府県別完全失業率を決定する要因と位置付ける理由である。

また、表8は、都道府県別にみた、労働力調査による1997～2001年の平均完全失業率と生活保護関係の各種指標との相関係数を示している。生活保護の一般的指標よりも高齢者に関わる指標の方が完全失業率と強い相関を示している。完全失業率と生活保護受給の動向の間に、強い因果関係—例えば、長期間失業している失業者の多くがやがて生活保護を受給するに至る—という関係—がある—とすれば、生活保護の一般的指標の方に完全失業率とのより強い相関が現れると思われるが、実際には、高齢者に関わる生活保護指標の方が完全失業率と強い相関を示している。これは、高齢者に関わる生活保護指標と完全失業率、双方の都道府県別の差異に強い影響を及ぼす第三の要因の存在を窺わせる。ここでは、その要因を、「各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向」と呼び、「現に保護を受けている高

表8 完全失業率との相関係数

千世帯当り被保護実 世帯数 (H12)	千人当り被保護実 人員 (H12)	現に保護を受けている 高齢者世帯比率 (H12)	生活保護被保護高齢者 数 (老年人口千人当り)
0.756	0.761	0.884	0.849

齢者世帯比率をその代理指標と位置付けるのである。

なお、時系列データによって、生活保護率の推移をみると、世帯保護率（千世帯当たり被保護実世帯数）、人員保護率（千人当たり被保護実人員）とも、高度成長期に低下し、70年代後半から80年代前半に横ばいで推移した後、80年代後半から90年代前半に再び低下し、90年代後半以降上昇に転じている。一方、高齢者世帯保護率（高齢者世帯千世帯当たり被保護高齢者世帯数）は、高度成長期から90年代前半まではほぼ一貫して低下し、90年代後半以降は横ばいで推移している。1956～2002年の生活保護率について、1人当たり実質GDPと完全失業率を説明変数として回帰分析を行うと、次の結果（表9）が得られる（高齢者世帯保護率については、1975～2001年についての推計結果であり、説明変数が1人当たり実質GDP指数と同年の完全失業率である¹⁾）。

1人当たり実質GDPと1年前の完全失業率は、世帯保護率、人員保護率の1956～2002年における推移に対し、ともに有意な影響を及ぼしている。しかし、この期間の生活保護率の動向を決定した基本的な要因は1人当たり実質GDPであり、完全失業率の影響は限定的であったとみられる。表10に示すように、1956年から2002年の間に人員保護率は9.9ポイント低下（19.7%→9.8%）してい

雇 用 と 失 業

表 9 生活保護率と一人当たり実質 GDP, 完全失業率の関係

		1956～2002			1956～1974			1975～2002		
		切片	1人当たり 実質 GDP 指数	完全失業率 1年前	切片	1人当たり 実質 GDP 指数	完全失業率	切片	1人当たり 実質 GDP 指数	完全失業率 2年前
世帯保護率	偏回帰係数	28.847	-0.186	1.437	27.301	-0.165	1.974	31.820	-0.247	2.293
	標準偏差	0.337	0.006	0.183	1.118	0.014	0.514	0.624	0.011	0.212
	決定係数	0.964			0.958			0.958		
	t 値	85.716	-29.507	7.851	24.415	-11.535	3.840	51.009	-22.385	10.790
人員保護率	偏回帰係数	19.188	-0.150	0.938	21.346	-0.176		20.185	-0.176	1.425
	標準偏差	0.236	0.004	0.128	0.333	0.010		0.410	0.007	0.140
	決定係数	0.974			0.951			0.966		
	t 値	81.427	-33.973	7.320	64.069	-18.220		49.272	-24.274	10.212
高齢者世帯保護率	偏回帰係数							204.786	-1.798	2.836
	標準偏差							6.605	0.112	2.001
	決定係数							0.947		
	t 値							31.005	-16.078	1.417

表10 人員保護率の増減に対する各要因の寄与 (56～02)

	実績値	残差	推計値	1人当たり実 質 GDP 指数	完全失業率1 年前
56～84	-7.5	0.59	-8.09	-8.22	0.14
84～02	-2.4	0.00	-2.40	-4.63	2.24
56～02	-9.9	0.58	-10.48	-12.86	2.38

表11 人員保護率の増減に対する各要因の寄与 (75～02)

	実績値	残差	推計値	1人当たり実 質 GDP 指数	完全失業率2 年前
84～95	-5.2	-0.92	-4.28	-4.50	0.22
95～02	2.8	0.57	2.23	-0.94	3.16
84～02	-2.4	-0.34	-2.06	-5.44	3.38

る。その低下はもっぱら1人当たり実質 GDP の増加によって引き起こされている。この期間中に、1人当たり実質 GDP の増加が人員保護率の低下に及ぼした寄与は12.9ポイントに達し、完全失業率は人員保護率を2.4ポイント引き上げる効果を持つにとどまった。そして、この完全失業率の人員保護率に対する引き上げ効果は、表11に示すように90年代後半以降に集中的に現れている。バブル崩壊後の急激な失業率の上昇が、90年代後半以降の生活保護率の上昇を引き起こしているのである。

ところで、表9から明らかなように、生活保護率に対する完全失業率の影響の現れ方には、70年代前半までと70年代後半以降との間で、差異が認

められる。70年代前半までの時期には、世帯保護率に対しては当年の完全失業率の影響が強く現れ、人員保護率に対しては完全失業率が有意な影響を及ぼしていない（加えて偏回帰係数の符号が負になる）のに対し、70年代後半以降にはどちらに対しても2年前の完全失業率の影響が強く現れている。70年代後半以降には、生活保護率に対する完全失業率の影響が2年程度の遅れを伴って現れるように変化しているのである。これは、70年代後半以降、特に90年代後半以降に顕著となった失業率の上昇と失業の長期化のもとで、長期失業者の中から生活保護を受給する人達が増加していることを示唆するものとみることができよう。一方、高齢者世帯保護率に対しては、70年代後半以降にお

表12 完全失業率（H9-13平均）に関する重回帰分析

	切片	有効求職倍率(H9-13平均)	労働力人口15~29歳比率	雇用者製造業比率	現に保護を受けている高齢者世帯比率	切片	有効求職倍率(H9-13平均)	労働力人口15~29歳比率	就業者卸売・小売業、飲食店、サービス業比率	現に保護を受けている高齢者世帯比率
偏回帰係数	-0.583	0.547	0.144	-0.016	0.227	-1.582	0.604	0.113	0.026	0.226
標準偏差	0.448	0.118	0.022	0.010	0.035	0.594	0.109	0.023	0.016	0.036
決定係数	0.934					0.934				
t 値	-1.303	4.648	6.618	-1.637	6.388	-2.664	5.553	4.831	1.648	6.365

いても、完全失業率は有意な影響を及ぼしていない。この点も、都道府県別完全失業率の差異の分析において、高齢者世帯保護率を説明要因として位置付ける理由の一つである。

(4) 都道府県別完全失業率の差異に関する各要因の寄与

ここまで、都道府県別の完全失業率の差異に影響を及ぼす要因として、有効求職倍率（労働市場要因）、労働力人口に占める15～29歳の比率（労働力供給構造に関わる要因）、雇用者に占める製造業の比率または就業者に占める卸売・小売業・飲食店・サービス業の比率（労働力需要構造に関わる要因）、高齢者世帯に占める「現に保護を受けた高齢者世帯」の比率（経済的弱者が集中しがちな傾向に関する指標）を取り上げ、それぞれの要因と都道府県別完全失業率との関わりを検討してきた。ここでは、重回帰分析により、各要因と都道府県別完全失業率との関わりを総合的に検討してみたい。表12は、労働力需要構造に関わる要因として、雇用者製造業比率、就業者卸売・小売業・飲食店・サービス業比率、を用いた2つのケースについて、重回帰分析の結果を示している。

2つのケースにおいて、有効求職倍率、労働力人口15～29歳比率、現に保護を受けている高齢者

世帯比率は、それぞれ高い有意性を示し、雇用者製造業比率と就業者卸売・小売業・飲食店・サービス業比率はやや有意性が劣るものの、両側分布で11%程度の有意水準である。有効求職倍率、労働力人口15～29歳比率、現に保護を受けている高齢者世帯比率は、都道府県間の完全失業率の差異に強い影響を及ぼし、雇用者製造業比率と就業者卸売・小売業・飲食店・サービス業比率もある程度の影響を及ぼしていると考えてよいであろう。そこで、次に、労働力需要構造に関わる要因として雇用者製造業比率を用いたケースについて、都道府県別完全失業率の差異に対する各要因の寄与の大きさを検証してみたい。検証は、都道府県別完全失業率の全変動(単純平均からの偏差平方和)を、表12の重回帰分析の結果を用いて、次の式に示すように、各要因が引き起こす直接的な変動、要因間の交絡項が引き起こす変動及び残差変動に分解することによって行う。

$$\sum_i (y_i - \bar{y})^2 = \sum_k a_k^2 \left\{ \sum_i (x_{ki} - \bar{x}_k)^2 \right\} + \sum_{h,i} a_h a_i \left\{ \sum_i (x_{hi} - \bar{x}_h)(x_{ii} - \bar{x}_i) \right\} + \sum_i u_i^2$$

y_i : 県の完全失業率

\bar{y} : 完全失業率の単純平均

雇 用 と 失 業

表13 都道府県別完全失業率の全変動の要因分解

	実績値	残差	推計値	有効求職 倍率	労働力人 口15~29 歳比率	雇 用 者 製 造 業 比 率	保 護 高 齢 者 世 帯 比 率
全変動	39.923	2.641	37.282				
有効求職倍率				4.428	3.026	1.915	9.430
労働力人口15~29歳比率					3.692	0.118	3.527
雇 用 者 製 造 業 比 率						0.430	2.637
保 護 高 齢 者 世 帯 比 率							8.079
交絡項を分散により按分							
有効求職倍率				4.428	1.376	0.170	6.091
労働力人口15~29歳比率				1.650	3.692	0.012	2.421
雇 用 者 製 造 業 比 率				1.746	0.106	0.430	2.504
保 護 高 齢 者 世 帯 比 率				3.339	1.106	0.133	8.079
合計				11.162	6.281	0.745	19.094
全変動に占める構成比	1	0.066	0.934	0.280	0.157	0.019	0.478

x_{ki} : i 県における要因 k の値

\bar{x}_k : 要因 k の単純平均 u_i : i 県の残差

a_k : 要因 k の偏回帰係数

表13は、分解の結果を示している。表の上段の要因部分において、対角線欄の数値は全変動に占める各要因の直接的な変動を、その他の欄の数値は表側の要因と表頭の要因を組み合わせた交絡項の変動を示している。表の下段の対角線欄以外の数値は、交絡項の変動をそれぞれの要因の直接的な変動によって按分したものである。たとえば、有効求職倍率と保護高齢者世帯比率の交絡項の変動(9.430)は、それぞれの直接的な変動(4.428と8.079)によって按分し、前者に3.339、後者に6.091が配分されている。合計欄の数値は、各要因の直接的な変動と各要因に配分された交絡項の変動を合計したものである。

表13から、都道府県別完全失業率の全変動の半ば近くが生活保護を受けている高齢者世帯比率に関する変動によって、3割近くが有効求職倍率に関する変動によって、15%程度が労働力人口に占

める若年層比率に関する変動によって引き起こされていることが明らかになる。²⁾ この結果は、完全失業率の都道府県間の差異を引き起こす最大の要因が、各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向であり、これに労働市場要因と労働力供給構造要因が加わって完全失業率の都道府県間格差の骨格が形成されることを示している。労働力需要構造要因は、単独では都道府県別完全失業率と一定の相関を示すものの、複数の要因を同時に考慮すると、その影響が他の要因に吸収されて、全体としてはほとんど目立たなくなる。表14は、都道府県別完全失業率(1997~2001年の平均)の単純平均からの偏差に対する各要因の寄与の大きさ(寄与度)を上位及び下位の10都道府県について示している。各要因の寄与度は、表12の重回帰分析の結果を用いて算出している。

上位10都道府県のうち、沖縄県は、経済的弱者が集中しがちな傾向、労働市場要因、労働力供給構造要因、労働力需要構造要因の全てにおいて寄与度が全国で最も大きい。大阪府、福岡県、京都

表14 要因別にみた完全失業率の平均からの偏差

		実績値	残差	推計値	有効求職倍率	労働力人口 15~29歳比率	雇用者製造 業比率	保護高齢者 世帯比率
上位 10都道府県	47 沖縄県	3.59	0.40	3.19	1.29	0.55	0.25	1.09
	27 大阪府	1.97	0.33	1.64	0.24	0.48	0.00	0.91
	40 福岡県	1.53	-0.25	1.78	0.29	0.39	0.10	1.00
	28 兵庫県	1.23	0.53	0.70	0.31	0.23	-0.02	0.18
	02 青森県	1.14	-0.29	1.43	0.63	-0.23	0.11	0.91
	26 京都府	1.01	-0.10	1.12	0.18	0.34	0.01	0.59
	01 北海道	0.88	-0.27	1.15	0.21	0.14	0.18	0.63
	13 東京都	0.85	0.09	0.76	-0.06	0.44	0.10	0.29
	11 埼玉県	0.71	0.38	0.34	0.20	0.40	-0.01	-0.25
	39 高知県	0.70	0.03	0.67	0.27	-0.30	0.15	0.55
下位 10県	22 静岡県	-0.73	0.18	-0.92	-0.29	-0.04	-0.16	-0.43
	31 鳥取県	-0.75	-0.04	-0.71	-0.34	-0.26	0.01	-0.11
	24 三重県	-0.83	-0.41	-0.42	-0.10	-0.01	-0.12	-0.19
	16 富山県	-0.90	0.02	-0.92	-0.16	-0.13	-0.12	-0.51
	21 岐阜県	-0.95	-0.11	-0.84	-0.31	0.06	-0.12	-0.46
	32 島根県	-1.12	-0.02	-1.10	-0.31	-0.46	0.05	-0.38
	06 山形県	-1.12	-0.24	-0.89	-0.23	-0.32	-0.09	-0.24
	19 山梨県	-1.20	0.02	-1.22	-0.41	-0.20	-0.08	-0.52
	18 福井県	-1.25	-0.11	-1.14	-0.40	-0.20	-0.09	-0.45
	20 長野県	-1.27	0.04	-1.31	-0.38	-0.24	-0.11	-0.58

府は、経済的弱者が集中しがちな傾向の寄与度が大きく、労働力供給構造要因の寄与度がこれに続いている。青森県、北海道、高知県は、経済的弱者が集中しがちな傾向に寄与度が集中する傾向がみられる（ただし、青森県は労働市場要因の寄与度も大きい）。東京都、埼玉県は、労働力供給構造要因の寄与が目立っている。下位10県では、長野県、福井県、山梨県は、類似したパターンをしめしており、経済的弱者が集中しがちな傾向の寄与度が-0.5前後、労働市場要因の寄与度が-0.4前後、労働力供給構造要因の寄与度が-0.2前後、労働力需要要因の寄与度が-0.1前後とどの要因も偏差を引き下げる方向に寄与している。山形県、富山県も全ての要因が偏差を引き下げる方向に寄与しており、これらの3県に類似している。岐阜

県、静岡県は、経済的弱者が集中しがちな傾向の寄与度が-0.4程度、労働市場要因の寄与度が-0.3程度、労働力需要要因の寄与度が-0.1程度であり、労働力供給構造要因の寄与が小さいことを除けば、長野県、福井県、山梨県と共通する傾向を示している。島根県、鳥取県は、下位10県の中では例外的に労働力需要構造要因が小幅ながら偏差を引き上げる方向に寄与しているが、島根県では労働力供給構造要因、経済的弱者が集中しがちな傾向、労働市場要因の引き下げ効果が、鳥取県では労働市場要因、労働力供給構造要因の引き下げ効果が大きい。

1997~2001年の平均でみると、長崎県の完全失業率は、高知県に次ぎ全国で11番目であり、九州では、沖縄県、福岡県に次いで高い。ただし、宮

雇 用 と 失 業

城県、奈良県、神奈川県とはほぼ同水準であり、11位グループというほうがよいであろう。長崎県の完全失業率について、表14と同じ全国単純平均からの偏差に関する各要因の寄与度を示すと次のとおりである。

労働市場要因、経済的弱者が集中しがちな傾向、労働力需要構造要因が偏差を引き上げる方向に、労働力供給構造要因が偏差を引き下げる方向に寄与している。労働市場要因の寄与度が最も大きく、全国でも6番目に高い（福岡県、熊本県とはほぼ同水準）。経済的弱者が集中しがちな傾向の寄与度は全国で12番目、労働力需要構造要因の寄与度はそれ程大きくないが全国で4番目である。労働力供給構造要因が偏差を引き下げる方向に寄与していることは、労働力人口に占める15～29歳の比率が相対的に低い（全国平均22.8%（都道府県の単純

平均21.6%）に対し長崎県20.2%）ということである。これは、若年労働力人口が就業機会を求めて県外へ流出していることを示唆している。平成12年国勢調査人口移動集計によれば長崎県は、都道府県間転出超過率（5年前の常住人口（現在の生存者）に対する都道府県間転出超過数の比率、国勢調査では現在の常住地と5年前の常住地を調査することにより人口移動（転入、転出）を把握している、都道府県間転出超過数は「他都道府県への転出数」から「他都道府県からの転入数」を差し引いた数値）が1.73%と全都道府県のうち最も高い。表16から明らかなように、その都道府県間転出超過数の大半は15～24歳の若年層によって占められており、それらの若年層は、主として就業または就学のために転出しているとみられる。完全失業者は、全体としてみると転入超過となっ

表15 完全失業率の偏差に関する各要因の寄与

	実績値	残差	推計値	有効求職倍率	労働力人口 15～29歳比率	雇 用 者 製 造 業 比 率	保 護 高 齢 者 世 帯 比 率
42 長崎県	0.53	0.12	0.41	0.27	-0.19	0.13	0.20

表16 長崎県の年齢別、労働力状態別転出超過

	総数	15～19歳	20～24歳	25～29歳	就業者	完全失業者	通学
転出超過	22387	9915	20244	-3719	12685	-1054	12446
都道府県間転出超過	25414	10032	20929	-3048	14413	-984	12863

(注) 転出超過数は、国外からの転入を含む数値である。

表17 長崎県及び福岡県の上位5都道府県に対する転出超過および転入超過

	長崎県の都道府県別転出超過						福岡県の都道府県別転入超過					
	合計	福岡県	東京都	愛知県	熊本県	神奈川県	合計	長崎県	鹿児島県	大分県	山口県	宮崎県
実数	25414	12185	2243	2004	1386	857	32680	12185	6118	5429	5020	4394
構成比		47.9	8.8	7.9	5.5	3.4		37.3	18.7	16.6	15.4	13.4

表18 長崎県及び福岡県の上位5都道府県に対する移動数

	長崎県の都道府県別移動数						福岡県の都道府県別移動数					
	福岡県	東京都	佐賀県	熊本県	神奈川県		熊本県	長崎県	東京都	佐賀県	大分県	
実数	190984	59379	13249	12956	11130	9651	669612	61471	59379	58419	46631	46577
構成比		31.1	6.9	6.8	5.8	5.1		9.2	8.9	8.7	7.0	7.0

ているから、このような状況を、失業の移出とみるのは適切でないが、転出した若年層が転出先に留まって、失業率を高める要因となる可能性は否定できないであろう。

上述の長崎県の都道府県間転出超過を都道府県別にみると、福岡県への転出超過がほぼ半数を占め、際だって大きい。福岡県の側からみても（都道府県間転入超過）、長崎県からの転入超過が最も大きく、4割近くを占めている。長崎県の雇用失業は、福岡県の雇用失業と密接な関連を持っており、その関連度（依存度といってもいいかもしれ

ない）は、九州の他の県と比べても際だって大きいといえるであろう。

なお、転出と転入を合計した人口移動の観点からみても長崎県は福岡県と密接な繋がりを持っている。表18は、長崎県及び福岡県の都道府県間移動数を上位5都道府県について示している。長崎県にとって、福岡県は、最大の移動相手であり、都道府県間移動数全体の3割を占めている。福岡県にとっても、長崎県は熊本県、東京都と並ぶ主要な移動相手であり、都道府県間移動数全体の1割弱を占めている。

1) 1975～2001年の高齢者世帯保護率の1人当たり実質GDP指数と完全失業率を説明変数とする重回帰分析において、完全失業率の有意水準が最も高くなるのは、当年の完全失業率である。なお、1960～2002の高齢者世帯保護率については、次の結果が得られる。1975年以降については、完全失業率の有意水準は当年が最も高く、有意水準も1975～2001年よりやや向上するが5%の有意水準では有意とならない。また、1960～1974年については決定係数が0.9を下回り、当てはまりが少し悪くなる。また、完全失業率は2年前の有意水準が最も高く、世帯保護率、人員保護率でみられた最近時点において完全失業率の影響が遅れて現れるという関係が逆転している。

	1960～2002			1960～1974			1975～2002		
	切片	1人当たり 国内総支出 実質指数	完全失業率 2年前	切片	1人当たり 国内総支出 実質指数	完全失業率 2年前	切片	1人当たり 国内総支出 実質指数	完全失業率
偏回帰係数	260.701	-2.660	9.693	182.251	-1.785	48.388	204.026	-1.810	3.512
標準偏差	6.484	0.139	3.905	29.856	0.380	13.410	6.476	0.110	1.766
決定係数	0.947			0.895			0.947		
t値	40.204	-19.131	2.482	6.104	-4.699	3.608	31.506	-16.527	1.989

2) 交絡項の変動を各要因の変動の分散で按分する代わりに標準偏差で按分すると次のようになる。全変動に占める各要因の構成比は、分散で按分する場合とそれ程異ならない。

	有効求 職倍率	労働力人口 15～29歳比率	雇用者製 造業比率	保護高齢者 世帯比率
有効求職倍率	4.43	1.44	0.46	5.42
労働力人口15～29歳比率	1.58	3.69	0.03	2.10
雇用者製造業比率	1.46	0.09	0.43	2.14
保護高齢者世帯比率	4.01	1.42	0.49	8.08
合計	11.48	6.65	1.41	17.74
全変動に占める構成比	0.29	0.17	0.04	0.44

雇 用 と 失 業

4 長崎県の地域別雇用失業

(1) 地域区分

本章では、長崎県の地域別失業とその決定要因について導入的な分析を行う。分析に用いる基礎資料は、平成12年国勢調査第2次基本集計結果である。

長崎県には79の市町村が存在する。県内の雇用失業の特徴を把握するには、これらの市町村を統合し、より少数の地域に区分することが便利である。雇用失業の分析を行うことが目的であるから、就業面の関連の強い市町村を統合することが望ましい。そのための1つの方法として、ここでは通勤圏を中核として地域区分を行う。通勤圏は、中心市と周辺市町村から構成される。周辺市町村は、原則として、当該市町村に常住する就業者の10%以上が中心市に通勤している市町村とする。通勤圏の設定に使用する資料は、平成12年国勢調査の従業地・通学地集計である。通勤圏を設定できるのは、比較的規模の大きい市に限られるので、それ以外の地域については、地域性に基づいて地域区分を行う。その際には、市町村合併協議会の設置状況等を考慮する。表1は、このような方法で設定した長崎県の地域区分である。表において、**圏と表示されている地域は、通勤圏に基づいて設定した地域区分、**周辺と表示されている地域は、地域性に基づいて設定した地域区分である。なお、中心市に通勤する就業者の比率が10%未満であっても地域性を考慮して通勤圏に含めた町村があり、中心市に通勤する就業者の比率が10%以上であっても地域性を考慮して他の地域に含めた町村がある。

(2) 地域別雇用失業の特徴

表2は、(1)の区分による地域別の雇用失業状況を示している。表の数値は、平成12年国勢調査第2次基本集計結果の市町村別数値を(1)の地域区分に統合したものである。

最も失業率が高い地域は、佐世保圏と長崎圏である。両地域は、ともに完全失業率がほぼ5.5%であり、県内完全失業者の64%が集中している(労働力人口の両地域への集中度は57%)。この両地域は、卸売・小売業、飲食店、サービス業就業者の比率が高く、労働力人口に占める15~29歳比率も比較的高水準であり、都市型失業の特徴を示している。特に、長崎市、佐世保市の完全失業率は、5.5%、5.6%であり、福岡市、札幌市(それぞれ5.6%、5.7%)など大都市の完全失業率に匹敵する水準にある。¹⁾

一方、失業率が低い地域は、小値賀・宇久、壱岐、対馬、西彼町周辺、小浜町周辺、平戸市周辺であり、完全失業率が4%を下回っている。これらの地域は、全て農林漁業就業者比率が20%を超えている。逆に、農林漁業就業者比率が20%を超える地域は、これらの6地域のみである。これらの地域では、第1次産業の存在が雇用の安定に一定の寄与を果たしているともみることができよう。ただし、これらの地域は、県全体の労働力人口の14%を占めるに過ぎない(完全失業者のこれらの地域への集中度は10%)。

この他の地域の完全失業率は、松浦市周辺、上五島が4.9%で長崎圏、佐世保圏に次いで高く、諫早圏、大村圏が4.5%前後、島原圏、下五島が4%程度である。

地域別完全失業率と労働力供給構造及び需要構造の関係を表2に基づき、相関係数によってみる

調査と研究 第35巻

表1 長崎県の地域区分

地域	構成市町村	当地に常 住する就 業者	第1位通勤 先他市町村 の比率	第1位通 勤先他市 町村	地域	構成市町村	当地に常 住する就 業者	第1位通勤 先他市町村 の比率	第1位通 勤先他市 町村
長崎圏	201 長崎市	190210	2.0	308 時津町	佐世保圏	202 佐世保市	111820	1.2	41 佐賀県
	301 香焼町	1990	55	201 長崎市		392 吉井町	2884	18.8	202 佐世保市
	302 伊王島町	399	24.1	201 長崎市		393 世知原町	1972	26	202 佐世保市
	303 高島町	305	6.2	201 長崎市		390 小佐々町	3442	21.5	202 佐世保市
	304 野母崎町	3311	24.4	201 長崎市		391 佐々町	6316	33.5	202 佐世保市
	305 三和町	5422	51.6	201 長崎市		322 川棚町	7527	23.5	202 佐世保市
	315 外海町	3272	11.5	201 長崎市		323 波佐見町	8003	14.3	202 佐世保市
	307 長与町	18432	52.1	201 長崎市		388 江迎町	2971	11.7	202 佐世保市
	308 時津町	13221	36.9	201 長崎市		389 鹿町町	2465	13.3	388 江迎町
	309 琴海町	6296	24.6	201 長崎市		208 松浦市	10716	5.2	41 佐賀県
306 多良見町	8286	26.7	201 長崎市	385 田平町	3655	11.2	208 松浦市		
諫早圏	204 諫早市	44033	10.3	201 長崎市	386 福島町	1575	25.8	41 佐賀県	
	341 森山町	2888	34.5	204 諫早市	387 鷹島町	1390	2.6	208 松浦市	
	342 飯盛町	3806	22.4	204 諫早市	207 平戸市	11264	2.8	385 田平町	
	343 高来町	5434	29.8	204 諫早市	381 大島村	704	0.3	207 平戸市	
	344 小長井町	3166	14.9	204 諫早市	382 生月町	3579	3.8	207 平戸市	
	364 吾妻町	3962	15.1	204 諫早市	下五島	206 福江市	12118	1.2	404 岐宿町
	365 愛野町	2350	18.9	204 諫早市		401 富江町	2422	15	206 福江市
	366 千々石町	2790	14.8	204 諫早市		402 玉之浦町	789	9.3	206 福江市
363 瑞穂町	3063	7.2	204 諫早市	403 三井楽町		1667	11.6	206 福江市	
大村圏	205 大村市	40130	8.2	204 諫早市	404 岐宿町	1757	25.4	206 福江市	
	321 東彼杵町	4894	19.5	205 大村市	405 奈留町	1576	0.8	206 福江市	
西彼町周辺	310 西彼町	4925	9.4	202 佐世保市	上五島	406 若松町	1612	6.8	407 上五島町
	311 西海町	4597	12.2	202 佐世保市		407 上五島町	3018	8.7	408 新魚目町
	312 大島町	2979	3.9	313 崎戸町		408 新魚目町	1920	16.4	407 上五島町
	313 崎戸町	868	11.2	312 大島町		409 有川町	3120	11.4	407 上五島町
	314 大瀬戸町	3607	4.8	310 西彼町		410 奈良尾町	1312	5.1	406 若松町
島原圏	203 島原市	18553	3.4	361 有明町	杵岐	421 郷ノ浦町	6050	5	423 芦辺町
	361 有明町	5914	16.7	203 島原市		422 勝本町	3355	14	421 郷ノ浦町
	362 国見町	5968	10	203 島原市		423 芦辺町	4611	17.7	421 郷ノ浦町
	375 布津町	2465	15.7	203 島原市		424 石田町	2460	20.7	421 郷ノ浦町
	376 深江町	3890	25.2	203 島原市		対馬	441 厳原町	7567	5.6
367 小浜町	5878	5.6	204 諫早市	442 美津島町	4163		15.9	441 厳原町	
368 南串山町	2409	8	367 小浜町	443 豊玉町	2423		7.5	442 美津島町	
369 加津佐町	3716	8.6	370 口之津町	444 峰町	1357		12.1	443 豊玉町	
372 北有馬町	2205	5.1	367 小浜町	445 上県町	2122		10.5	446 上対馬町	
373 西有家町	4348	7.8	374 有家町	446 上対馬町	2587		4.3	445 上県町	
小浜町周辺	374 有家町	4690	7.6	203 島原市	小値賀・字久	383 小値賀町	1751	1.7	他都道府県
	370 口之津町	2790	7.2	369 加津佐町		384 宇久町	1564	2.6	他都道府県
	371 南有馬町	3025	5.8	370 口之津町					

雇 用 と 失 業

表 2 地域別にみた雇用失業

	労働力人口	完全失業者数	完全失業率	労働力15~29歳比率	農林漁業就業者比率	製造業就業者比率	卸売・小売業、飲食店、サービス業就業者比率
長崎圏	265344	14200	5.4	22.3	3.2	11.5	58.9
諫早圏	74952	3460	4.6	20.3	10.6	15.1	48.9
大村圏	47087	2063	4.4	22.8	7.5	14.0	48.7
西彼町周辺	17555	579	3.3	17.1	21.4	14.0	38.5
佐世保圏	155979	8579	5.5	21.7	4.9	12.9	53.6
松浦市周辺	18226	890	4.9	16.4	17.3	14.7	41.7
平戸市周辺	16172	625	3.9	13.0	25.4	9.2	39.9
島原圏	38372	1582	4.1	17.5	18.8	12.7	46.2
小浜町周辺	30188	1127	3.7	15.4	26.4	12.7	41.7
下五島	21181	852	4.0	14.9	17.8	4.9	48.5
上五島	11543	561	4.9	14.8	18.3	2.9	48.6
壱岐	16988	512	3.0	14.4	26.8	7.6	40.2
対馬	20915	696	3.3	16.2	23.9	4.7	39.9
小値賀・宇久	3413	98	2.9	9.1	30.9	2.9	36.6

と次の結果が得られる（表3）。

表 3 地域別完全失業率との相関係数

労働力15~29歳比率	農林漁業就業者比率	製造業就業者比率	卸売・小売業、飲食店、サービス業就業者比率
0.697	-0.862	0.403	0.851

地域別完全失業率と農林漁業就業者比率及び卸売・小売業、サービス業就業者比率の間にはそれぞれ強い負の相関及び正の相関が認められる。また、労働力人口に占める15~29歳の比率と完全失業率との間にもかなり強い正の相関が認められる。地域別完全失業率と卸売・小売業、サービス業就業者比率及び労働力人口に占める15~29歳の比率との間に正の相関があることは、「3 都道府県別失業率の決定要因」の分析結果と一致している。一方、完全失業率と製造業就業者比率との相関は正であり、「3 都道府県別失業率の決定要因」と逆の結果になっている。これは、農林漁業就業者比率が完全失業率と強い負の相関を持ち、製造業

就業者比率が農林漁業就業者比率に対し負の相関をもつことの結果である（完全失業率と製造業就業者比率の両方から農林業就業者比率の影響を除いた偏相関係数（-0.066）でみると正の相関はみられなくなる）。

地域別完全失業率と農林漁業就業者比率との強い負の相関は長崎県だけでなく福岡県、佐賀県でも認められ、都道府県別データにはみられない（都道府県別データによる両指標の相関係数は-0.127）特徴である。²⁾そこで、この2つの指標の関係をもう少し立ち入って分析してみたい。表4は、長崎県内のすべての市町村を農林漁業就業者比率によって区分し、階級ごとに労働力人口、完全失業者数、完全失業率を算出したものである。

この表では、農林漁業就業者比率が低下するに従って、完全失業率が上昇している。もちろん、この結果は、農林漁業就業者比率の上昇が失業の発生を抑える効果があることを示すものではない。表2から農林漁業就業者比率と労働力人口に占める15~29歳比率との相関係数を求めると、-0.917と非常に強い負の相関が認められる。これは、農林漁業就業者比率の高い地域から若年労働力人口が流出していることを示唆している。農林漁業就業者比率の高い地域では、若年労働力人口が他の地域に就業機会を求めて流出することにより低失業を維持しているのである。また、労働力人口は、農林漁業就業者10%未満の市町村に3分の2が集中し、20%以上の市町村には17%が居住するに止まっている（完全失業者は農林漁業就業者10%未満の市町村に約4分の3が集中し、20%以上の市町村には12%が居住している）。これは、農林漁業就業者比率の高い地域が長崎県全体の失業率を引き下げる効果が限られたものであることを示して

表4 農林漁業就業者比率階級別労働力人口と失業

	40%以上	30%~40% 未満	20%~30% 未満	15%~20% 未満	10%~15% 未満	10%未満	合計
市町村数	4	13	20	12	12	18	79
労働力人口	8662	35988	80827	36050	82172	494216	737915
完全失業者	235	1307	2871	1595	3800	26016	35824
完全失業率	2.7	3.6	3.6	4.4	4.6	5.3	4.9

表5 旧産炭地域の失業

	長崎県			佐賀県			福岡県		
	労働力人口	完全失業者	完全失業率	労働力人口	完全失業者	完全失業率	労働力人口	完全失業者	完全失業率
合計	737915	35824	4.9	451432	19975	4.4	2467669	144487	5.9
産炭地合計	44874	2397	5.3	80809	4067	5.0	437589	32127	7.3
産炭地以外合計	693041	33427	4.8	370623	15908	4.3	2030080	112360	5.5
産炭地の構成比	6.1	6.7		17.9	20.4		17.7	22.2	
産炭地/産炭地以外			1.11			1.17			1.33

いる。しかしながら、活力ある農林漁業の存在が、地域経済の活性化と地域雇用の安定に重要な意義をもつことも忘れてならないであろう。なお、農林漁業就業者10%未満の市町村について、完全失業率と製造業就業者比率との相関係数を求めると、 -0.612 となり、製造業就業者比率の高い市町村で失業率が低下する傾向が認められる。競争力のある製造業の存在も地域の雇用の安定に寄与しているとみることができよう。

長崎県の地域別失業を分析するに当たっては、旧産炭地域の失業を検討する必要がある。表5は、長崎県、佐賀県、福岡県について、市町村を旧産炭地域に属する市町村（産炭地域振興臨時措置法の6条指定地域に該当する市町村）とそれ以外の市町村に区分し、それぞれの失業状況を示したものである。長崎県においても、全体としてみると、旧産炭地域の失業率がそれ以外の地域の失業率を上回っている。しかし、佐賀県、福岡県に比べると、長崎県では、旧産炭地域とそれ以外の

地域との失業率の差が小さく、旧産炭地域の労働力人口及び完全失業者が県全体の労働力人口及び完全失業者に占める割合も小さい。個々の旧産炭地域市町村についても、鹿町町、香焼町、佐々町、江迎町、小佐々町のように完全失業率が5.5%を超える地域がみられる一方、大瀬戸町、崎戸町のように4%を下回る地域もある。旧産炭地域は、長崎県においても、失業率を高める方向に寄与しているが、その影響は福岡県、佐賀県に比べると軽微であるとみることができよう。³⁾

(3) 今後の課題

長崎県の雇用と失業の実態を明らかにするという研究目的からすると、本章の分析は、導入的なものに止まっており、今後、県内の地域別の失業と労働市場要因、経済的弱者が集中しがちな傾向との関連、福岡県、佐賀県を始めとする他都道府県の雇用失業との関連などに注目しつつさらに分析を深めて行く必要がある。

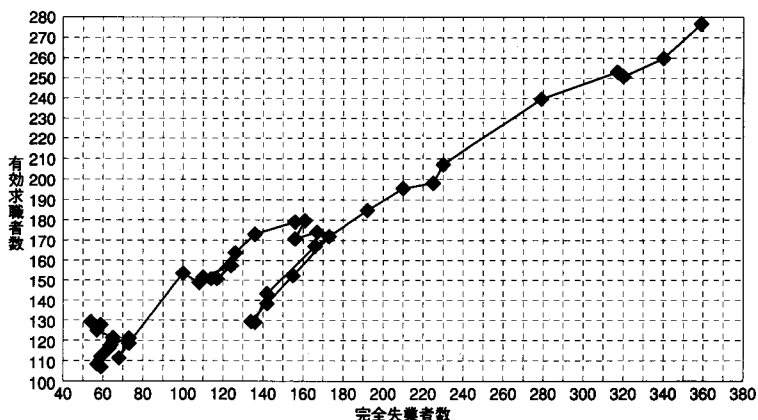
雇 用 と 失 業

しかしながら、このような分析に利用できる詳細な地域別統計データは限られている。例えば、市町村別の失業に関するデータとしては、5年ごとに実施される国勢調査が利用できるだけである。統計調査によって詳細な地域別データを得ることは限界があるので、今後、地域別の諸問題に関する分析を深めていくためには、行政記録に基づく統計データの活用が重要になるとと思われる。例えば、雇用失業の分析に当たっては、公共職業安定所の職業紹介に関わる地域別データ等の利用価値が非常に高い。実際、全国レベルでみると、完全失業者数と有効求職者数は1987年以降非常に強い相関をもって推移している。また、都道府県別完全失業者数と有効求職者数の相関も非常に高い。⁴⁾ このデータについては、職業安定所の管轄区域別の数値を毎年得ることができるので、有効求職者数を失業の代理指標として地域別失業等の分析を行うことは充分可能だと思われる。今後、行政記録に基づく様々なデータがインターネットを通じて提供され、多くの利用者に有効に活用されることが期待される。

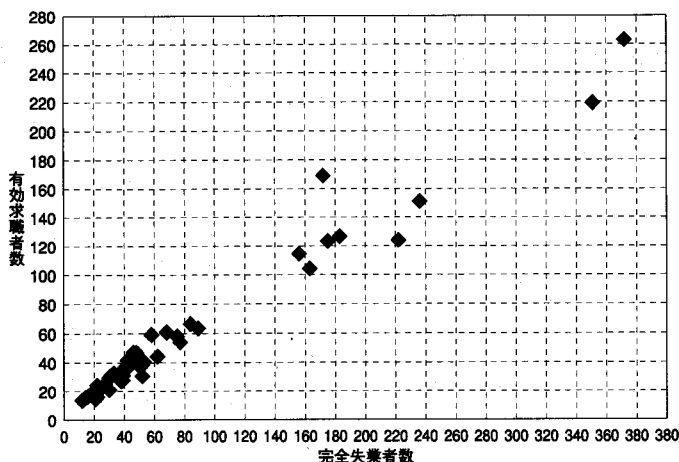
- 1) 全国の県庁所在都市及び労働力人口10万人以上の113市の完全失業率は、最も高い那覇市の9.8%、大阪市の9.1%から最も低い山口市の3.1%、松江市の3.2%の範囲に分布している。このうち完全失業率が5.5%以上の市は30市である。その内訳は、9%台が2市、6%台が13市、5.5%以上6.0%未満が15市となっている。
- 2) 長崎県、佐賀県、福岡県における完全失業率と農林漁業就業者比率との相関係数は以下のとおりである。

	相関係数			地域数		
	長崎県	佐賀県	福岡県	長崎県	佐賀県	福岡県
地域区分	-0.862	-0.619	-0.691	14	9	12
全市町村	-0.412	-0.738	-0.583	79	49	97

- 3) 福岡県では、完全失業率が8%をこえる15市町村の全て、7%を超える26市町村のうち24市町村が旧産炭地域に属している。また佐賀県では、完全失業率が5.5%を超える6市町村のうち4市町村が旧産炭地域に属している。これに対し、長崎県では、完全失業率が5.5%を超える10市町村のうち5市町村が旧産炭地域に属している。
- 4) 時系列データ及び都道府県別データによる完全失業者と有効求職者の相関は次のとおりである。時系列データの1987～2002の相関係数は0.989、都道府県別データ（2002年）の相関係数は0.982



完全失業者数と有効求職者数 (1963～2002)



都道府県別完全失業者と有効求職者 (2002)

おわりに

第1章では、雇用動向調査の欠員率を用いて新たに労働力ベースの欠員率指標を開発し、完全失業率と欠員率との関連を分析するとともに、公共職業安定所の職業紹介データを用いて職業と年齢に関する需給不適合指標を作成し、労働力需給不適合の実態（ミスマッチ）を明らかにした。また、雇用形態別の失業発生確率に関する指標を作成し、流動性の高い雇用の拡大が失業の増大に及ぼした効果を検証した。さらに、これらの指標を用いて、失業と欠員、労働力に関する需給不適合、流動性の高い雇用の拡大との関連を分析した。これらの分析から明らかになった主な結果は以下のとおりである。

①新たに開発した労働力ベースの欠員率指標により、完全失業率と欠員率の関係が明確に把握され、期間を表すダミー変数と組み合わせることにより、UV 曲線のシフトの時期、状況等が明らかになった。さらに、UV 曲線をシフトさせる変数として、職業及び年齢に関する需給不適合指

標、流動性の高い雇用の拡大に関する指標を組み込むことにより、完全失業率と欠員率の関係が一層明確になり、均衡失業率、いわゆる需要不足失業率の推移が明らかになった。

②職業に関する需給不適合は、1970年代後半からバブル景気の時期まで拡大傾向で推移し、バブル崩壊後縮小に転じている。1970年代後半とバブル景気の時期の拡大は特に大幅である。この2つの時期は、職業構造の転換がダイナミックに進展した時期である。一方、金融危機が発生した1997年以降における職業構造転換も大幅であったが、この時期の転換は就業者数が減少する中で進展した消極的な性質のものであった。前2つの時期に職業に関する需給不適合が拡大し、97年以降に縮小した原因は、このような職業構造転換の性質の違いにあるとみられる。

③年齢に関する需給不適合は循環的に変動しており、労働市場の需給の緩急に1年程遅れて動く傾向がある。バブル崩壊以降についてみると、年齢に関する不適合は、90年代前半に拡大したものの、後半には横這いで推移し、2000年以降

雇 用 と 失 業

大幅に縮小している。

- ④流動性の高い雇用は、1970年代中頃から拡大に転じた。特に、70年代後半から80年代初めの時期と金融危機が発生した97年以降の拡大が目立っている。70年代後半から80年代初めの時期の拡大が女子を中心とするものであったのに対し、97年以降の拡大は男女双方で、しかも雇用者全体と基幹の雇用が減少するなかで生起していることが特徴であり、企業の雇用に対する基本姿勢・戦略の変化を反映しているとみられる。また、流動性の高い雇用は、バブル発生前までは、雇用情勢が厳しい局面では離職すると労働市場から離脱する傾向が強かったが、この傾向はバブル期から90年代前半を通じて徐々に弱まり、90年代後半以降になると、厳しい雇用情勢の下でも離職後労働市場に留まる傾向を強めている
- ⑤90年代後半以降における雇用者全体の失業発生確率の上昇に対して流動性の高い雇用が及ぼした効果は、構成変化の直接効果が14%程度に止まっているものの、失業発生確率の上昇を含む総合的な効果が54%に達している。流動性の高い雇用は、このような失業発生確率の上昇に対する寄与を通じて、90年代後半以降の失業増大に大きな影響を及ぼしている。
- ⑥70年代以降の失業の決定要因に関する分析から、次のことが明らかになる。
- ⑦70年代から80年代前半における失業率上昇に最も大きな寄与をした要因は、労働力需給不適合の拡大である。なかでも70年代には職業に関する需給不適合、80年代前半には年齢に関する需給不適合の寄与が大きかった。
- ⑧バブル期における失業率低下はもっぱら労働

力供給に比して労働力需要が強くなったことによって引き起こされた。この期間職業に関する需給不適合が拡大したため、需給不適合全体は失業率を引き上げる効果を持ったが、労働力需給の好転による失業率引き下げ効果がそれを大幅に上回った。

- ⑨バブル崩壊から金融危機発生までの期間の失業率上昇の主因は、バブル期とは逆に、労働力供給に比して労働力需要が弱まったことである。流動性の高い雇用の拡大が失業率の上昇に及ぼした寄与も大きかった。労働力需給不適合の寄与も、年齢に関する不適合が拡大したため、ほかの要因ほどではなかったものの失業率を引き上げる効果を持った。
- ⑩金融危機を経た98年以降の失業率上昇に最も大きな寄与をした要因は、流動性の高い雇用の拡大である。労働力供給に比して労働力需要が弱まったことの寄与も特に97～98年において大きかった。労働力需給不適合は、職業に関する不適合、年齢に関する不適合ともに縮小し、失業率を引き下げる効果を持ったが、流動性の高い雇用の拡大と労働力需要が弱まったことによる失業率引き上げ効果がそれ以上に大きく、かつてない急速な失業率の上昇が引き起こされたのである。
- ⑪ただし、近年の流動性の高い雇用の拡大は、企業の雇用に対する基本姿勢・戦略の変化を基本的な背景とし、デフレ下で企業が販売価格の低下に対応するため人件費の圧縮に走っていることにより促進された面がある。従って、失業率上昇に対する「流動性の高い雇用の拡大」の圧倒的な寄与もこれらの要因の影響を反映しているとみるべきである。また、

流動性の高い雇用の拡大は、雇用形態に関する需給不適合を拡大させている可能性がある。その場合には、「流動性の高い雇用の拡大」の寄与には、このような需給不適合拡大の効果が含まれていると考えるべきであろう。

⑦この他、近年の失業率の上昇には、失業期間の長期化が重要な影響を及ぼしている。1999～2003年（各年2月）の完全失業率上昇（0.8ポイント）の8割は失業期間1年以上の寄与であり、特に、2年以上の寄与が半ば近くを占める。また、失業者が比較的短い期間に失業から脱出するグループと失業期間が長期化するグループに二極分化する傾向が窺われる。長期失業者には97年秋の金融危機後の不況下に多発した倒産や雇用調整によって離職した人達が多数含まれているとみられる。

第2章では、高度成長期以来の失業の動向と製造業の生産・雇用の動向との関連について分析を加えた。主な分析結果は次のとおりである。

①高度成長期以来、わが国の失業情勢は、製造業就業者数の推移と密接な関連をもって展開してきた。高度成長期前半（55～64年）、70年代後半（73～79年）、80年代後半（84～90年）、バブル崩壊後（92～02年）の期間には、製造業就業者数の増加または減少に対応して雇用失業率が低下または上昇しており、各期間における就業者数10万人当たりの変動に対する雇用失業率の変動幅は概ね0.10～0.13ポイントであった。これらの期間には含まれた期間のうち高度成長期後半とバブル終末期には、失業が摩擦的失業と構造的失業に対応する下限の水準まで低下していたとみられ、製造業就業者数が増加しても雇用失業率はほとんど変化しなかった。一方、80年代

前半には、年齢を中心とする労働力需給不適合の拡大を主因として、製造業就業者数が増加したにもかかわらず雇用失業率が上昇した。

②高度成長期に旺盛な拡大を続けた製造業の生産は、第1次石油危機を契機として74年、75年と2年続けて減少した。生産は、76年以降増加に転じたが、既往のピークであった73年の水準を回復したのは78年のことである。74年から78年まで減少を続けた製造業就業者数が再び増加に転じるのは、生産が既往のピークを回復した後の79年以降のことである。74～78年の間は、製造業が高度成長期から新たな発展段階に入るまでの調整期間とみることができる。

一方、バブル崩壊後、製造業の生産は91年をピークとして再び低下に転じ、製造業就業者数も1年後の92年をピークとして減少に転じた。この後、生産は一度も91年の水準を超えることなく、ピーク時の0.9～1.0倍の範囲で増減を繰り返し、就業者数は一貫して減少を続けている。製造業は90年代半ば頃から新たな生産・雇用関係へ向けての調整過程に入ったとみられるが、今回の調整過程は、第一次石油危機後の調整過程に比べて、期間が長く、就業者数の減少が大きい。第一次石油危機後の調整過程の経験に習うならば、製造工業が新たな発展段階に入り、その生産が91年のピークの水準を超えて上昇しない限り、製造業就業者数の増加を期待することは困難であろう。

第3章では、失業における都道府県間の差異の状況とその要因について分析を行った。失業における都道府県間の差異を決定する要因としてとりあげたのは、各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向、労働市場要因、

雇 用 と 失 業

労働力供給構造要因、労働力需要構造要因の4つであり、それぞれ、現に保護を受けている高齢者世帯比率、有効求職倍率、労働力人口15～29歳比率、就業者卸売・小売業・飲食店・サービス業比率及び雇用者製造業比率を代理指標として用いた。主な分析結果は次のとおりである。

- ①「現に保護を受けている高齢者世帯比率」を失業における都道府県間の差異の説明変数とし、「各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向」の指標とすることの妥当性について検証を行い、当該指標と完全失業率との相関関係の時系列的な変化等に基づき妥当であることを明らかにした。
- ②相関分析により、都道府県別完全失業率と「現に保護を受けている高齢者世帯比率」及び有効求職倍率との間に強い正の相関（それぞれ0.884, 0.873）があること、就業者卸売・小売業・飲食店・サービス業比率との間に正の相関（0.764）、雇用者製造業比率との間に負の相関（-0.667）があること、労働力人口15～29歳比率との間には緩やかな正の相関（0.579）があることが明らかになった。卸売・小売業、飲食店、サービス業は、パート・アルバイト等の比率が高いことなどのため、就業者に占めるその比率が高い都道府県ほど転職・離職比率が高くなる傾向があり、この結果、就業者卸売・小売業、飲食店、サービス業比率と完全失業率との相関が強くなると考えられる。また、国内全体では、製造業就業者の減少が失業率上昇の重要な背景となっているにもかかわらず、都道府県別にみると、産業基盤の重点が製造業にある地域の方がまだ相対的に良好な雇用パフォーマンスを維持しているといえそうである。

③重回帰分析の結果に基づいて、都道府県別完全失業率の変動を4つの説明要因の寄与に分解してみると、全変動の半ば近くが「現に保護を受けている高齢者世帯比率」に関する変動によって、3割近くが有効求職倍率に関する変動によって、15%程度が労働力人口15～29歳比率に関する変動によって引き起こされていることが明らかになる。この結果は、完全失業率の都道府県間の差異を引き起こす最大の要因が、各都道府県に長期に亘って蓄積された経済的弱者が集中しがちな傾向であり、これに労働市場要因と労働力供給構造要因が加わって完全失業率の都道府県間格差の骨格が形作られることを示している。

- ④長崎県の完全失業率は、全国では、高い方から11番目のグループに位置しており、九州では、沖縄県、福岡県に次いで高い。重回帰分析の結果に基づき、長崎県の完全失業率の全国単純平均からの偏差に対する各要因の寄与度を計算すると、労働市場要因、経済的弱者が集中しがちな傾向、労働力需要構造要因が（この順番で）偏差を引き上げる方向に、労働力供給構造要因が偏差を引き下げる方向に寄与していることが明らかになる。

労働力供給構造要因が偏差を引き下げる方向に寄与しているということは、労働力人口に占める15～29歳の比率が相対的に低いということであり、若年労働力人口が就業機会を求めて県外へ流出していることを示唆している。実際、平成12年国勢調査の人口移動集計によれば、長崎県は、都道府県間転出超過率が全都道府県のうち最も高い。その転出超過数の大半は、15～24歳の若年層によって占められ、主として就業ま

たは就学のために転出している。また、その転出超過先をみると福岡県がほぼ半数を占め、際だって大きい。福岡県（転入超過）にとっても、長崎県からの転入超過が4割近くを占め最も大きい。長崎県の雇用失業は、福岡県の雇用失業と密接な関連を持っており、その関連度は、九州の他の県と比べても際だって大きい。

第4章では、平成12年国勢調査の市町村別データを基礎として、長崎県内の地域別雇用失業の実態に導入的な検討を加えた。主な検討結果は、次のとおりである。

①地域別雇用失業の特徴を明確に把握するため、県内の79市町村を、通勤圏を中核に地域性を考慮して統合し、14の地域に区分した。

②この地域区分に基づき、地域別の失業を概観すると、最も失業率が高い地域は、佐世保圏と長崎圏であり、ともに完全失業率がほぼ5.5%に達している。この両地域には、県内の労働力人口の57%、完全失業者の64%が集中している。この両地域は、卸売・小売業、飲食店、サービス業就業者の比率が高く、労働力人口に占める15~29歳比率も比較的高水準であり、都市型失業の特徴を示している。特に、長崎市、佐世保市の完全失業率は、5.5%、5.6%であり、福岡市、札幌市など大都市の完全失業率に匹敵する水準にある。

一方、失業率が低い地域は、小値賀・宇久、杵岐、対馬、西彼町周辺、小浜町周辺、平戸市周辺であり、全て完全失業率が4%を下回っている。これらの地域は、全て農林漁業就業者比率が20%を超えている。ただし、これらの地域は、県全体の労働力人口の14%、完全失業者の10%を占めるに過ぎない。

③地域別完全失業率と労働力供給構造及び需要構造の関係を相関係数によってみると、農林漁業就業者比率及び卸売・小売業、サービス業就業者比率との間にそれぞれ強い負の相関及び正の相関が認められる。また、労働力人口に占める15~29歳の比率との間にもかなり強い正の相関が認められる。地域別完全失業率と農林漁業就業者比率との強い負の相関は長崎県だけでなく福岡県、佐賀県でも認められる。もちろん、この結果は、農林漁業就業者比率の上昇が失業の発生を抑える効果があることを示すものではない。農林漁業就業者比率と労働力人口に占める15~29歳比率との間には非常に強い負の相関が認められ、農林漁業就業者比率の高い地域から若年労働力人口が流出していることを示唆している。農林漁業就業者比率の高い地域では、若年労働力人口が他の地域に就業機会を求めて流出することにより低失業を維持しているのである。しかしながら、活力ある農林漁業の存在が、これらの地域雇用の安定に重要な役割を果たしていることも忘れてならないであろう。

なお、農林漁業就業者10%未満の市町村について、完全失業率と製造業就業者比率との相関係数を求めると、 -0.612 となり、製造業就業者比率の高い市町村で失業率が低下する傾向が認められる。競争力のある製造業の存在も地域の雇用の安定に寄与しているとみることができよう。

④九州北部3県の地域別雇用失業を分析するに当たっては、旧産炭地域の失業に留意する必要がある。長崎県でも、全体としてみると、旧産炭地域の失業率がそれ以外の地域の失業率を上回っている。しかし、長崎県では、福岡県、佐

雇 用 と 失 業

賀県に比べると、旧産炭地域とそれ以外の地域との失業率の差が小さく、県全体の労働力人口及び完全失業者に占める旧産炭地域の割合も小さい。旧産炭地域が、県全体の失業に及ぼす影響は福岡県、佐賀県に比べると軽微であるとみることができる。

長崎県の雇用と失業の実態を明らかにするという研究目的からすると、本章の分析は、導入的なものに止まっており、今後、地域別の失業と労働市場要因、経済的弱者が集中しがちな傾向との関連、福岡県、佐賀県を始めとする他都道府県の雇用失業との関連などに注目しつつさらに分析を深めて行く必要がある。

最後に、この研究の過程で気付いたことを二点指摘して本稿を閉じることとする。第1は、活力ある農林漁業の存在が地域の雇用の安定と経済活性化に果たす役割を忘れてはならないということである。特に、長崎県のように海に囲まれ、競争力のある製造業の立地が限られる地域では、このことが重要だと思われる。第2に地域の雇用の安定と経済活性化を実現するためには、他都道府県との関連を視野に置くことが不可欠であるということである。長崎県の経済や雇用の諸課題を解決するためには、少なくとも九州北部の3県、あるいは九州全体の視野から対策を検討していくことが必要だと思われる。

参考文献

- 伊達木瀧之助「我が国の失業とその周辺」
そうむちょう 1987年9月号
伊達木瀧之助「転職者の増加とその背景」
統計 1989年3月号
伊達木瀧之助「労働力と産業・職業構造の変化」
ESP 1992年5月号
厚生労働省「労働経済白書」平成14年版