

# 日本の長期失業者について

——時系列変化・特性・地域

篠崎 武久

(東京大学助手)

本稿は、『労働力調査特別調査』『就業構造基本調査』などの公表統計から、日本の長期失業者の特徴を整理・検討した。年齢別、学歴別の寄与度の計算、および要因分解の結果から、若年層で長期失業者割合が増加したこと、高校卒労働者の失業率が上昇したことが、それぞれ長期失業率全体の変化に大きく影響していた。また倒産や解雇を理由に離職した失業者は、定年やよりよい条件を探して離職した失業者より長期失業者割合が高いこと、1990年代から2000年代を通じて近畿や九州地域で長期失業率が安定して高かったことなどが明らかとなった。

## 目次

- I はじめに
- II 長期失業者の特徴
- III 長期失業者と離職理由
- IV 長期失業者と地域
- V おわりに

## I はじめに

本稿の目的は、『労働力調査特別調査』『労働力調査(詳細結果)』『就業構造基本調査』などの公表統計から、日本の長期失業者の特徴を整理・検討することにある。

90年代初めに2%近くまで低下した失業率は、90年代を通じてほぼ一貫して上昇し、2001年以降は5%台で推移している。2003年平均の数字を概観すれば、全体では5.3%と前年より0.1%ポイント減少したものの、15-24歳層に限ると10人に1人が失業している状態(10.1%)である。

このような雇用環境悪化の背景を検証すべく、1990年代から2000年代にかけて失業に関する実証研究が多く蓄積された。2000年代の研究だけを挙げてみても、UV曲線に基づく構造的失業の

計測(北浦ほか(2002)、鎌田・真木(2003)、佐々木(2004)など)、部門間ショックが失業率に与える影響の検証(Sakata(2002)、坂田(2003)など)、フローデータなどを用いた失業からの流出確率の計測(Abe and Ohta(2001)、黒田(2002)、太田・照山(2003)など)等々、多岐にわたる。

蓄積が進む失業研究であるが、未解明の部分も多く残されている。例えば『労働経済白書』では、失業を需要不足失業と構造的・摩擦的失業に分解しており、失業全体の4分の1が需要不足によるもの、4分の3が構造的・摩擦的失業によるものと指摘している。しかし、構造的失業の具体的な中身、つまり何がミスマッチの原因であるかについての研究はまだ少ない。黒田(2001)は年齢別や地域別のミスマッチ指標<sup>1)</sup>を計算して、年齢間ミスマッチや地域間ミスマッチに趨勢的な上昇傾向がないことを確認している。2002年版の『労働経済白書』では職業間のミスマッチ指標を計算しているが、これも90年代に上昇傾向は見られず、むしろ低下傾向が観察できる。玄田・近藤(2003)は、そもそも需要不足要因と構造的要因は不可分であり、失業理由として増加しているのは「希望する仕事がない」というミスマッチと需要

不足の両面を併せ持った失業であることを指摘している。このように構造的失業一つ取り上げてみても、その背景について明快な見解はまだまだ得られていない状態である。

本稿で取り上げる長期失業者も、これまで解明されていない部分が多い領域の一つである。80年代に長期失業者が急増した欧州とは異なり、日本では90年代の半ばまで失業者に占める長期失業者の割合がそれほど高くなかったため、統計的に捉えることが難しく、実証研究の蓄積が遅れていた。

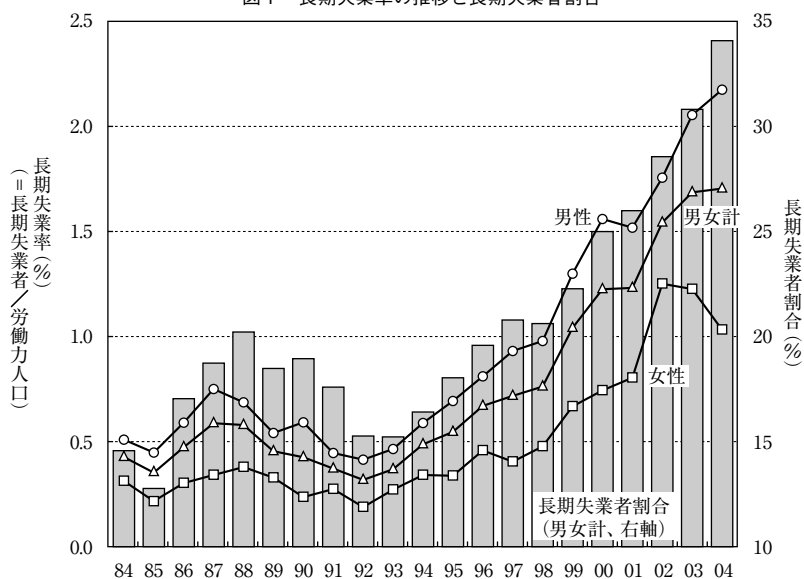
しかし、1990年代後半から2000年代にかけて、失業期間が1年以上の長期失業者が急増している。『労働力調査特別調査』および『労働力調査（詳細結果）』によれば、92年に21万人まで減少した長期失業者は、04年1-3月期には112万人にまで増加した。04年時点では、失業期間が3カ月未満の失業者数は111万人、3-6カ月未満が50万人、6カ月-1年未満が54万人であるから、日本の失業者のうち最も数が多いのは失業期間が1年以上の長期失業者ということになる<sup>2)</sup>。これほどまでに増加した長期失業者だが、長期失業者のみに特に注目した分析は、筆者の知る限りでは

2002年版の『労働経済白書』第6章、および労働経済ユニット（2003）のみで、増加の背景や原因について詳しく検証した研究が求められている<sup>3)</sup>。

そこで本稿では『労働力調査特別調査』や『就業構造基本調査』などの公表統計を用いて、長期失業者の特徴について明らかにしたい。分析の際には、長期失業者の性別、年齢、学歴、前職の離職理由、地域などの属性に特に注目する。経済学的には、失業者は求職時に留保賃金を設定し、留保賃金が企業から示された賃金を上回らない限り失業プールにとどまり続けると考えられる。留保賃金が高い失業者は失業プールに長期間滞留することになるが、留保賃金は過去の人的資本の蓄積量や地域特性に大きく左右されるだろう。一般には年齢が高いほど、学歴が高いほど、大都市圏であるほど留保賃金は高いと予想されるから、例えば中高年失業者や大学卒失業者の長期失業者割合（長期失業者/失業者）は、他の属性における割合よりも高いと予想される<sup>4)</sup>。

本稿の構成は以下の通りである。IIでは『労働力調査特別調査』『労働力調査（詳細結果）』を用いて、長期失業者の特徴を年齢や学歴の面から明

図1 長期失業率の推移と長期失業者割合



資料出所：『労働力調査特別調査』。  
1984年から2001年までは2月に調査。  
2002年から『労働力調査（詳細結果）』1-3月調査。

らかにする。Ⅲでは離職した失業者に注目して、前職の離職理由と長期失業者の関係を見る。Ⅳでは『就業構造基本調査』から長期失業者と地域との関係を検証する。Ⅴで結論を述べる。

## Ⅱ 長期失業者の特徴

本節では『労働力調査特別調査』『労働力調査(詳細結果)』(以下、まとめて『労調特別』と記す)の公表統計から、長期失業者の特徴を年齢や学歴の面から確認する。前出の2002年版の『労働経済白書』でも長期失業に関する図表が複数示されているが、白書の性格上、最新年度に限定した結果が多いので、本稿では時系列変化にも考慮して分析する。

### 1 長期失業率の概観

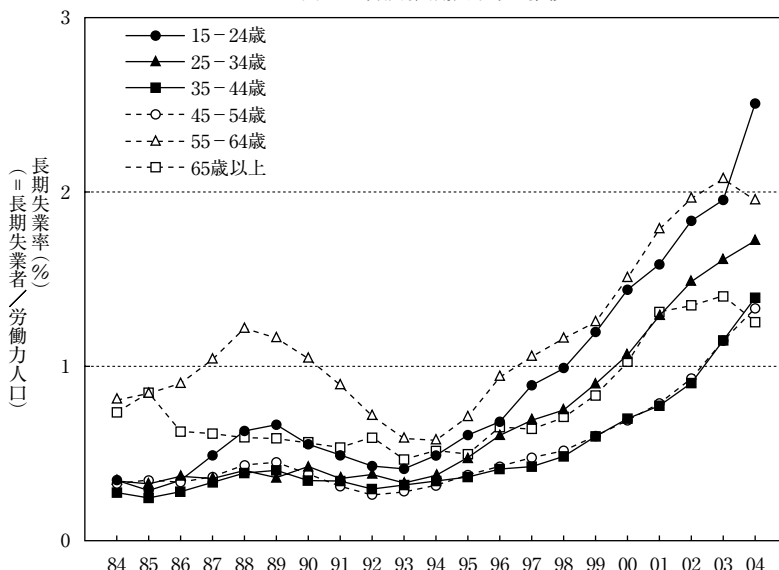
図1は男女別の長期失業率(折れ線グラフ)、および失業者に占める長期失業者の割合(棒グラフ)を84年から04年までの20年間について示した

ものである。男女計の長期失業率の時系列変化を追うと、87年の0.60%をピークにいったん減少、92年に0.33%まで低下した後に98年まで再び緩やかに上昇、その後急激に上昇して04年には1.71%に達している。変動のピークや底は失業率<sup>5)</sup>と一致しており、長期失業率にラグがあるようには見えない<sup>6)</sup>。また99年以降に長期失業率が急上昇しているが、これも失業率が急上昇した時期と一致している。

男女別に見ると、図の期間中、男性の長期失業率は常に女性の長期失業率を上回っている。同時期の失業率は、97-98年ごろまでは女性のほうが、99年以降は男性のほうがおおむね高い水準を示しており、図の長期失業率とは様相が若干異なる。また03,04年は女性の長期失業率が減少する一方で男性の長期失業率は上昇を続けており、乖離が拡大している。

失業者に占める長期失業者の割合を示す棒グラフは、93年以降上昇傾向にあり、99年以降に急上昇、04年には失業者の3分の1以上(34.04%)

図2 年齢別長期失業率の推移



注：グラフを見やすくするために3期間の移動平均をとった。

$$MAU_t = (U_t + U_{t-1} + U_{t-2}) / 3$$

MAU<sub>t</sub>: t期における長期失業率の移動平均値

U<sub>t</sub>, U<sub>t-1</sub>, U<sub>t-2</sub>: t期, t-1期, t-2期の長期失業率

資料出所: 『労働力調査特別調査』

1982年は3月に調査。

1983年は6月に調査。

1984年から2001年までは2月に調査。

2002年から『労働力調査(詳細結果)』1-3月調査。

表1 年齢別長期失業率の詳細

|               | 男女計  |      |             | 男性   |      |             | 女性   |      |             |
|---------------|------|------|-------------|------|------|-------------|------|------|-------------|
|               | 94年  | 04年  | 94→04<br>差分 | 94年  | 04年  | 94→04<br>差分 | 94年  | 04年  | 94→04<br>差分 |
| 失業者数(万人)      | 194  | 329  | 135         | 110  | 203  | 93          | 84   | 126  | 42          |
| 長期失業者数(万人)    | 32   | 112  | 80          | 23   | 84   | 61          | 9    | 28   | 19          |
| 長期失業者数/失業者数割合 |      |      |             |      |      |             |      |      |             |
| 年齢計           | 0.16 | 0.34 | 0.18        | 0.21 | 0.41 | 0.20        | 0.11 | 0.22 | 0.12        |
| 15-24歳        | 0.11 | 0.29 | 0.18        | 0.13 | 0.41 | 0.28        | 0.09 | 0.18 | 0.09        |
| 25-34歳        | 0.13 | 0.30 | 0.18        | 0.22 | 0.42 | 0.20        | 0.08 | 0.17 | 0.09        |
| 35-44歳        | 0.18 | 0.37 | 0.19        | 0.24 | 0.47 | 0.23        | 0.13 | 0.33 | 0.21        |
| 45-54歳        | 0.24 | 0.37 | 0.13        | 0.29 | 0.47 | 0.18        | 0.18 | 0.23 | 0.05        |
| 55-64歳        | 0.19 | 0.36 | 0.17        | 0.22 | 0.39 | 0.17        | 0.10 | 0.29 | 0.19        |
| 65歳以上         | 0.38 | 0.42 | 0.04        | 0.33 | 0.40 | 0.07        | 0.50 | 0.00 | -0.50       |
| 失業率(%)        | 2.99 | 5.02 | 2.03        | 2.83 | 5.25 | 2.42        | 3.23 | 4.69 | 1.45        |
| 長期失業率(%)      |      |      |             |      |      |             |      |      |             |
| 年齢計           | 0.49 | 1.71 | 1.22        | 0.59 | 2.17 | 1.58        | 0.35 | 1.04 | 0.70        |
| 15-24歳        | 0.60 | 3.09 | 2.49        | 0.70 | 4.84 | 4.14        | 0.49 | 1.64 | 1.15        |
| 25-34歳        | 0.47 | 1.78 | 1.31        | 0.63 | 2.45 | 1.82        | 0.42 | 0.96 | 0.55        |
| 35-44歳        | 0.41 | 1.50 | 1.09        | 0.46 | 1.75 | 1.29        | 0.35 | 1.51 | 1.16        |
| 45-54歳        | 0.39 | 1.37 | 0.98        | 0.45 | 1.77 | 1.33        | 0.32 | 0.81 | 0.50        |
| 55-64歳        | 0.71 | 1.72 | 1.01        | 0.96 | 2.23 | 1.27        | 0.28 | 0.90 | 0.62        |
| 65歳以上         | 0.74 | 1.08 | 0.34        | 0.77 | 1.36 | 0.59        | 0.67 | 0.00 | -0.67       |
| 長期失業率に占める寄与度  |      |      |             |      |      |             |      |      |             |
| 15-24歳        | 0.08 | 0.29 | 0.21        | 0.08 | 0.39 | 0.31        | 0.08 | 0.19 | 0.11        |
| 25-34歳        | 0.09 | 0.41 | 0.32        | 0.13 | 0.57 | 0.44        | 0.08 | 0.22 | 0.15        |
| 35-44歳        | 0.09 | 0.31 | 0.21        | 0.10 | 0.36 | 0.26        | 0.08 | 0.30 | 0.22        |
| 45-54歳        | 0.09 | 0.31 | 0.21        | 0.10 | 0.39 | 0.29        | 0.08 | 0.19 | 0.11        |
| 55-64歳        | 0.11 | 0.31 | 0.20        | 0.15 | 0.41 | 0.26        | 0.04 | 0.15 | 0.11        |
| 65歳以上         | 0.05 | 0.08 | 0.03        | 0.05 | 0.10 | 0.05        | 0.04 | 0.00 | -0.04       |

注：寄与度の合計は年齢計の長期失業率にはほぼ一致するが、統計に丸め誤差があるため完全には一致しない。

また女性の年齢別の数字に関しては、計算の元の値が小さいため解釈には注意を要する。

資料出所：『労働力調査特別調査』（1994年）。

『労働力調査（詳細結果）』（2004年1-3月平均）。

が長期失業者で占められていることを示している。失業期間が1年未満の短期失業者と1年以上の長期失業者は同率で増加しているのではなく、長期失業者のほうが増加率が高いことがわかる。

## 2 長期失業率と年齢の関係

以下では長期失業率上昇の背景を年齢の観点から検証する。

まず年齢別の長期失業率を確認することから始めよう。図2には10歳刻みの年齢別長期失業率が描かれている。まず、最も長期失業率が高い年齢層が若年層ではなく55-64歳層であることが、年齢別失業率との大きな違いである。15-24歳の若年層の長期失業率は55-64歳層の次に高い。90

年代半ば以降はどの年齢層においても長期失業率が上昇しているが、年齢別失業率と同様に、他の年齢層と比較して15-24歳、25-34歳、55-64歳の各層は上昇幅が大きいことも特徴である。ただ、55-64歳層の長期失業率は03-04年にかけて上昇が止まったようにも見える。他方、15-24歳、25-34歳層の長期失業率は上昇を続けている。

表1は、94年と04年について、年齢別の長期失業率を男女別に分けるなど、もう少し詳しく検証した結果である。

失業者に占める長期失業者の割合を見ると、94年、04年とも女性より男性のほうが高く、特に04年の男性では4割以上が長期失業者となっている。冒頭で述べた留保賃金との関係から見れば、

(男性のほうが留保賃金が高いと考えられるので) 表中の数字は予想と整合的だといえるだろう<sup>7)</sup>。

年齢別に見た長期失業者の割合では、45-54 歳層を中心として割合が高くなっており、若年層では相対的に低い割合となっている<sup>8)</sup>。これも人的資本の蓄積などを背景に、年齢が高いほど留保賃金が高くなり、長期失業者が増加するとの予想と整合的である。

表中には年齢別長期失業率のほかに、長期失業率全体に占める各年齢階層の寄与度を示してある。図 2 で長期失業率の水準を見たときには、15-24 歳、55-64 歳層の値が高かったが、寄与度で見ると、04 年の男女計・年齢計の長期失業率に最も影響を与えているのは 25-34 歳層で、寄与率は約 25% (=0.41/1.71) である。男性でも 25-34 歳層の寄与率が約 25% で一番大きい。女性は長期失業者数が少ないので数字の解釈に注意を要するが、寄与率で一番大きいのは 35-44 歳層の 3 割弱 (年齢計 1.04%, 35-44 歳層 0.30%) である。

このように、長期失業率が高い年齢層が長期失業率全体に対する寄与率も高いとは限らない。これは各年齢階層の労働力人口のサイズが異なるためである。長期失業率が低水準でも、全労働力人口に占めるシェアが大きいと、全体の長期失業率に大きな影響を与えることがある。もしこのような人口サイズの大きい年齢層が、時間の経過に伴い、長期失業率の高い 55-64 歳層に達すると、各年齢層の長期失業率が不変だったとしても、全体の長期失業率は見かけ上、上昇するだろう。長期失業率上昇の背景を検証する際、このような見かけ上の効果は可能な限り排除する必要がある。

そこで、長期失業率の上昇のうち、どの程度が労働力人口シェアの変化による見かけ上の効果で説明できるかを、以下のような要因分解式を用いて検証してみる。ある  $t$  期の長期失業率  $R_t$  は、労働力全体に占める各年齢層の労働力人口のシェア  $w_{it}$  に、各年齢層の長期失業率  $R_{it}$  を乗じたものの和に等しい。さらに各年齢層の長期失業率  $R_{it}$  は、各年齢層の失業者  $U_{it}$  に占める長期失業者  $LTU_{it}$  の割合 ( $LTU_{it}/U_{it}$ ) と、各年齢層の失業率 ( $U_{it}/L_{it}$ ) の積に分解できる。

$$R_t = \sum_i (w_{it} \cdot R_{it}) \\ = \sum_i \left[ w_{it} \cdot \frac{LTU_{it}}{U_{it}} \cdot \frac{U_{it}}{L_{it}} \right]$$

つまり、全体の長期失業率は、各年齢層の労働力人口シェア、長期失業者割合、失業率で表せる。このとき長期失業率の異時点間の変化、例えば  $t$  期から  $t+1$  期への変化の差分  $\Delta R$  ( $=R_{t+1} - R_t$ ) は、

$$\Delta R = \sum_i \left[ \overline{\left[ w_i \cdot \frac{LTU_i}{U_i} \right]} \cdot \Delta \left[ \frac{U_i}{L_i} \right] \right] \\ + \sum_i \left[ \overline{w_i} \cdot \Delta \left[ \frac{LTU_i}{U_i} \right] \cdot \overline{\left[ \frac{U_i}{L_i} \right]} \right] \\ + \sum_i \left[ \Delta w_i \cdot \overline{\left[ \frac{LTU_i}{U_i} \right]} \cdot \overline{\left[ \frac{U_i}{L_i} \right]} \right]$$

と分解できる<sup>9)</sup>。ここで  $\Delta$  は当該変数の  $t$  期から  $t+1$  期への変化の差分を表す演算子であり、上付の棒線 ( $\overline{\quad}$ ) は当該変数の  $t$  期と  $t+1$  期の平均値を表す。よって、上式の右辺第 1 項は各年齢層の失業率の変化が長期失業率全体に与える効果、第 2 項は各年齢層の長期失業者割合が長期失業率全体に与える効果、第 3 項は各年齢層の労働力人口シェアの変化が長期失業率全体に与える効果をそれぞれ表している。

長期失業率の上昇が著しかった 94-04 年の長期失業率の変化を、上式により分解した結果を表 2 に示した。男女計・年齢計の行から見ると、94-04 年の長期失業率変化 (1.22%ポイント) のうち、労働力人口シェアの変化によって説明できるのは、わずか -0.01%ポイントしかない。つまり労働力人口シェアの変化による見かけ上の効果は、長期失業率の変化にほとんど影響を与えていないことになる<sup>10)</sup>。長期失業率の変化を大きく左右するのは、失業率の変化と長期失業者割合の変化である。両要因のうち、長期失業者割合の変化の効果は 5 割強、失業率の変化の効果は 4 割 5 分程度で、失業者に占める長期失業者割合の増加が、全体の長期失業率により大きな影響を与えていることがわかる。

第 1 次、第 2 次ベビーブーム世代のように、他の世代より人口サイズが大きい層が存在するにも

表2 長期失業率の要因分解（年齢層ごとの効果）

|     |        | 94→04年の<br>寄与度差分 | 差分の中身 |       |       |
|-----|--------|------------------|-------|-------|-------|
|     |        |                  | 失業率変化 | 割合変化  | シェア変化 |
| 男女計 | 年齢計    | 1.22             | 0.52  | 0.68  | -0.01 |
|     | 15-24歳 | 0.21             | 0.11  | 0.16  | -0.06 |
|     | 25-34歳 | 0.32             | 0.10  | 0.18  | 0.04  |
|     | 35-44歳 | 0.21             | 0.10  | 0.13  | -0.02 |
|     | 45-54歳 | 0.21             | 0.14  | 0.08  | -0.01 |
|     | 55-64歳 | 0.20             | 0.04  | 0.12  | 0.03  |
|     | 65歳以上  | 0.03             | 0.02  | 0.01  | 0.01  |
| 男性  | 年齢計    | 1.58             | 0.79  | 0.84  | -0.02 |
|     | 15-24歳 | 0.31             | 0.15  | 0.23  | -0.07 |
|     | 25-34歳 | 0.44             | 0.21  | 0.19  | 0.04  |
|     | 35-44歳 | 0.26             | 0.14  | 0.14  | -0.02 |
|     | 45-54歳 | 0.29             | 0.19  | 0.11  | -0.01 |
|     | 55-64歳 | 0.26             | 0.07  | 0.15  | 0.04  |
|     | 65歳以上  | 0.05             | 0.03  | 0.01  | 0.01  |
| 女性  | 年齢計    | 0.70             | 0.26  | 0.42  | -0.02 |
|     | 15-24歳 | 0.11             | 0.06  | 0.09  | -0.04 |
|     | 25-34歳 | 0.15             | 0.02  | 0.10  | 0.03  |
|     | 35-44歳 | 0.22             | 0.08  | 0.16  | -0.02 |
|     | 45-54歳 | 0.11             | 0.09  | 0.03  | -0.01 |
|     | 55-64歳 | 0.11             | 0.01  | 0.08  | 0.02  |
|     | 65歳以上  | -0.04            | 0.00  | -0.04 | 0.00  |

注：表1参照。

資料出所：表1参照。

かわらず、労働力人口シェアの変化が長期失業率の変化にほとんど影響を及ぼしていないのはなぜだろうか。そこでシェア変化要因を年齢層別に見てみよう。

表2には年齢計の3要因の効果を、年齢層別に見た内訳も示されている。これを見ると25-34歳、55-64歳、65歳以上層では労働力人口シェアの変化が長期失業率を押し上げる方向に働いている。04年の25-34歳層は第2次ベビーブーム世代、55-64歳層は第1次ベビーブーム世代にあたる。これら人口サイズが大きい世代にあたる年齢層では、長期失業率を見かけ上、上昇させる効果が働いている。他方、人口サイズが相対的に小さい世代にあたる年齢層では、労働力人口シェアの変化要因は長期失業率を低下させている。長期失業率を上昇させる効果が他の年齢層の低下させる効果で相殺されているため、労働力人口シェアの変化要因全体で見たとときには、長期失業率にほとんど影響を与えていないように見えたのである。

失業率変化要因、長期失業者割合要因は、すべての年齢層で正の効果を持っている。ただし効果

の度合いは年齢層間で差が見られる。失業率の変化要因で最も高い効果を持っているのは45-54歳層である。他の年齢層よりも失業率が低く、94-04年の失業率上昇幅も小さい45-54歳層の効果が高いのは、この年齢層の長期失業者割合が高いことと関係している。表1で再確認すると、45-54歳層の長期失業者割合は若年層などの年齢層に比べて高く、04年では4割に近づいている。失業率自体は他の年齢層よりも低水準だとしても、長期失業者割合が高いため、失業率のわずかな変化が長期失業者をより多く増加させることになり、結果として長期失業率を大幅に上昇させる要因となっている。

長期失業者割合の変化要因で最も高い効果を持つのは25-34歳層、次に15-24歳層と若い年齢層である。若年層の効果が大きい背景には、中高年齢に比べて長期失業者割合の上昇幅が大きかったことが挙げられる（表1参照）。若年の長期失業者割合の増加による効果は、長期失業率全体の変化の3割弱（ $(0.16+0.18)/1.22$ ）を占めており、94-04年の長期失業率上昇を説明する主要因の一

つとなっている。

表2には男女別の結果に加えて、男性のみ、女性のみ、の結果も表示している。労働力人口シェアの変化の効果が小さく失業率と長期失業者割合の変化の効果が大きいこと、なかでも長期失業者割合の変化の効果が最も大きいことなどは、男女計、男性、女性で共通して確認できる。細かいところでは、男性の失業率変化のうち、25-34歳層の効果が高いこと、女性の長期失業者割合変化のうち35-44歳層の効果が高いことなどが、男女計の結果と異なる。男性の25-34歳層に関しては、長期失業者割合が高いことに加えて、労働力人口サイズの大きさが寄与度を押し上げている。同じ第2次ベビーブーマー世代であるが、女性では結婚・出産等で非労働力化する者の多い年齢層にあたることから、労働力人口サイズが男性よりも小さくなり、寄与度を低下させている。男女計の数字は男性の効果と女性の効果が相殺されたものである。

### 3 長期失業率と学歴

『労調特別』では労働者の属性として学歴を把握できることが、『労働力調査』にない特色の一つとなっている。ただ学歴の分類が粗い場合や、

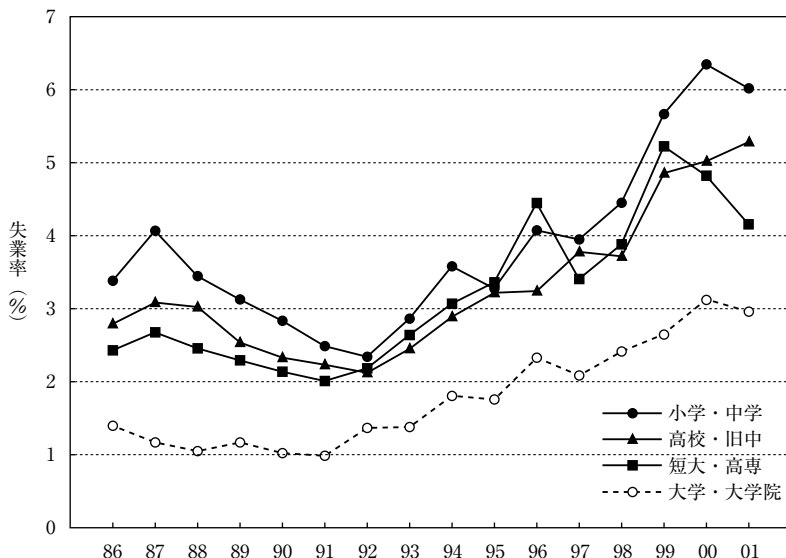
数字が前職のある失業者に限定されている場合が多く、制約が大きいこともあってあまり用いられない項目でもある。そこで本稿では『労調特別』の非掲載表<sup>1)</sup>にある付加的な情報を利用して、長期失業者と学歴の関係を確認してみたい。

まず報告書掲載の統計表からも作成できる学歴別の失業率を図3に示した。ここで計算に用いた労働力人口と失業者は卒業者のみの数字であり、在学中の者は除いてある。また2002年以降は年平均の統計にのみ、四つの学歴別（小学校・中学校、高校・旧中、短大・高専、大学・大学院の4分類。以下、それぞれ中学卒、高校卒、短大卒、大学卒と記す）に分けた数字が公表されており、01年以前と接続できないため、四つの学歴が把握できる01年2月調査までの結果を示している。

学歴別失業率の水準を比較すると、86-01年にかけて、おおよそ中学卒、高校卒、短大卒、大学卒の順に失業率の水準が低下することが確認できる。特に大学卒の失業率は他の3学歴に比べて一段低い水準である。ただ時系列変化の動向にはあまり差異がなく、どの学歴でも91-92年近辺を底にして失業率が上昇している。

ところが長期失業率を描いた図4は図3とは若

図3 学歴別失業率の推移



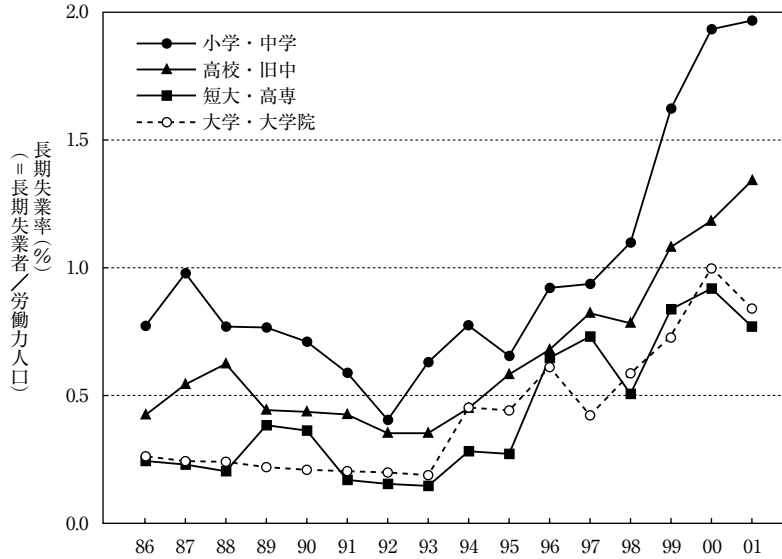
注：卒業者限定の数字。

2002年以降は年平均の数字しかないため接続できない。

また2002年以降は高校卒以下がまとめられている。

資料出所：『労働力調査特別調査』。

図4 学歴別長期失業率の推移



注：図3参照。

資料出所：『労働力調査特別調査』非掲載表。

干異なる様相を見せる。期間を通じて、大学卒の長期失業率は短大卒の長期失業率とほぼ同水準であり、高校卒の水準にもかなり接近している。また中学卒の長期失業率のみが90年代末から急上昇していることも特徴である。図3と図4を比較すると、最も新しい01年における長期失業者割合は、中学卒および大学卒で高いことが予想できる。

そこで年齢別の分析同様に、長期失業率に関する詳細を示した表3を見てみよう。1991年時点の男女計の数字では、中学卒の長期失業者割合のみが少し高く(0.24)、高校卒と大学卒の長期失業者割合は約2割である。しかし01年には大学卒における割合が急上昇し3割に近づく一方で、高校卒の長期失業者割合は2割5分にとどまっており、乖離が生じている。これは主に男性の大学卒の長期失業者割合が上昇したこと、および女性の高校卒の長期失業者割合の増加が小さかったことによる<sup>12)</sup>。

長期失業率全体に対する寄与度では、中学卒および高校卒の寄与度が圧倒的に高い。2001年時点での寄与率は、それぞれ25% (=0.34/1.28)、50% (=0.65/1.28)であり、中学卒、高校卒が長期失業率の水準に大きく影響していることがわかる。ただ男女では影響の度合いに多少差異が見ら

れ、男性では中学卒の影響が若干強く(3割弱)、高校卒の効果が若干弱い(4割5分)のに対し、女性では中学卒の影響は小さく(2割強)、高校卒の影響が大きい(6割強)ことが確認できる。

寄与度の上昇幅で見ても、高校卒の影響は大きく、長期失業率の上昇の約半分(=0.44/0.89)を占めている。長期失業率に与える高校卒の影響の背景を検証するために、前出の要因分解の手法を用いて、長期失業率上昇の要因を確認しよう。表4には、長期失業率の上昇を、学歴内での失業率の変化が長期失業率全体に与える効果、各学歴内での長期失業者割合の変化が長期失業率全体に与える効果、各学歴の労働力人口シェアの変化が長期失業率全体に与える効果をそれぞれ示した。

男女計・高校卒の行を見ると、91-01年の長期失業率上昇に最も影響がある要因は、学歴内での失業率上昇の効果で、長期失業率上昇のうち約4分の3(=0.33/0.44)を説明している。長期失業者割合の変化は残りの約4分の1を説明しており、労働力人口シェアの変化は長期失業率にほとんど影響を与えていない。他の学歴でも失業率変化の影響が大きく、長期失業者割合の変化の影響が小さいことは共通して観察される。ただ労働力人口シェア変化の効果だけは、中学卒では1割程度の負の効果を持っている。これは91-01年の間に中



表3 学歴別長期失業率の詳細

|               | 男女計  |      |             | 男性   |      |             | 女性   |      |             |
|---------------|------|------|-------------|------|------|-------------|------|------|-------------|
|               | 91年  | 01年  | 91→01<br>差分 | 91年  | 01年  | 91→01<br>差分 | 91年  | 01年  | 91→01<br>差分 |
| 失業者数(万人)      | 129  | 311  | 182         | 78   | 188  | 110         | 51   | 123  | 72          |
| 長期失業者数(万人)    | 24   | 83   | 59          | 17   | 60   | 43          | 7    | 22   | 15          |
| 長期失業者数/失業者数割合 |      |      |             |      |      |             |      |      |             |
| 学歴計           | 0.19 | 0.27 | 0.08        | 0.22 | 0.32 | 0.10        | 0.14 | 0.18 | 0.04        |
| 小学・中学         | 0.24 | 0.33 | 0.09        | 0.24 | 0.35 | 0.11        | 0.15 | 0.28 | 0.12        |
| 高校・旧中         | 0.19 | 0.25 | 0.06        | 0.22 | 0.29 | 0.08        | 0.15 | 0.20 | 0.05        |
| 短大・高専         | 0.08 | 0.18 | 0.10        | 0.00 | 0.31 | 0.31        | 0.11 | 0.12 | 0.01        |
| 大学・大学院        | 0.20 | 0.28 | 0.08        | 0.25 | 0.32 | 0.07        | 0.00 | 0.13 | 0.13        |
| 失業率(%)        | 2.11 | 4.80 | 2.70        | 2.13 | 4.89 | 2.76        | 2.07 | 4.68 | 2.61        |
| 長期失業率(%)      |      |      |             |      |      |             |      |      |             |
| 学歴計           | 0.39 | 1.28 | 0.89        | 0.46 | 1.56 | 1.10        | 0.28 | 0.84 | 0.55        |
| 小学・中学         | 0.59 | 1.98 | 1.39        | 0.67 | 2.45 | 1.78        | 0.32 | 1.20 | 0.88        |
| 高校・旧中         | 0.43 | 1.35 | 0.92        | 0.52 | 1.57 | 1.05        | 0.31 | 1.05 | 0.74        |
| 短大・高専         | 0.17 | 0.77 | 0.60        | 0.00 | 1.32 | 1.32        | 0.26 | 0.49 | 0.23        |
| 大学・大学院        | 0.20 | 0.84 | 0.64        | 0.24 | 0.96 | 0.72        | 0.00 | 0.38 | 0.38        |
| 長期失業率に占める寄与度  |      |      |             |      |      |             |      |      |             |
| 小学・中学         | 0.15 | 0.34 | 0.19        | 0.16 | 0.44 | 0.28        | 0.08 | 0.19 | 0.11        |
| 高校・旧中         | 0.21 | 0.65 | 0.44        | 0.25 | 0.73 | 0.48        | 0.16 | 0.53 | 0.37        |
| 短大・高専         | 0.02 | 0.11 | 0.09        | 0.00 | 0.10 | 0.10        | 0.04 | 0.11 | 0.07        |
| 大学・大学院        | 0.03 | 0.17 | 0.14        | 0.05 | 0.26 | 0.21        | 0.00 | 0.04 | 0.04        |

注：寄与度の合計は学歴計の長期失業率にはほぼ一致するが、統計に丸め誤差があるため完全には一致しない。

また女性の学歴別の数字に関しては、計算の元の値が小さいため解釈には注意を要する。

資料出所：『労働力調査特別調査』非掲載表。

表4 長期失業率の要因分解(学歴ごとの効果)

|     | 91→01年の<br>寄与度差分 | 差分の中身 |      |       |       |
|-----|------------------|-------|------|-------|-------|
|     |                  | 失業率変化 | 割合変化 | シェア変化 |       |
| 男女計 | 学歴計              | 0.89  | 0.66 | 0.26  | -0.06 |
|     | 小学・中学            | 0.19  | 0.20 | 0.08  | -0.09 |
|     | 高校・旧中            | 0.44  | 0.33 | 0.11  | -0.01 |
|     | 短大・高専            | 0.09  | 0.04 | 0.04  | 0.02  |
|     | 大学・大学院           | 0.14  | 0.09 | 0.03  | 0.02  |
| 男性  | 学歴計              | 1.10  | 0.78 | 0.35  | -0.06 |
|     | 小学・中学            | 0.28  | 0.25 | 0.12  | -0.09 |
|     | 高校・旧中            | 0.48  | 0.35 | 0.14  | 0.00  |
|     | 短大・高専            | 0.10  | 0.03 | 0.06  | 0.01  |
|     | 大学・大学院           | 0.21  | 0.14 | 0.04  | 0.03  |
| 女性  | 学歴計              | 0.55  | 0.43 | 0.20  | -0.05 |
|     | 小学・中学            | 0.11  | 0.09 | 0.08  | -0.07 |
|     | 高校・旧中            | 0.37  | 0.29 | 0.09  | -0.01 |
|     | 短大・高専            | 0.07  | 0.04 | 0.01  | 0.03  |
|     | 大学・大学院           | 0.04  | 0.01 | 0.02  | 0.00  |

注：表3参照。

資料出所：表3参照。

学卒のシェアが低下したことを反映している。同時期に短大卒、大学卒のシェアは増大しているが、シェアの増大が長期失業率に与える効果はそれぞれ 0.02 と小さい。中学卒のシェアの減少は長期失業率全体を押し下げる方向に寄与していたといえる。また表には男性および女性の結果も示されているが、失業率上昇の効果が大きく、長期失業者割合の効果が小さいという結果は、男女計の結果と類似の傾向を示している。

### Ⅲ 長期失業者と離職理由

次に、長期失業者と前職の離職理由との関係を確認してみる。『労調特別』には前職のある労働者に対して、前職の離職理由を尋ねる設問があり、離職理由として、会社倒産や閉鎖、解雇や人員整理、定年、よりよい条件を探すためなどの項目が設定されている。このうち会社倒産や解雇などの現象は突発的あるいは短期のうちに実施されるため、求職活動にあたって十分に準備することができず、失業が長期化しやすいと考えられる。反面、よりよい条件を探している場合には、就業しながら求職活動 (on the job search) できるため、失業が長期化しにくいと考えられる。また Gibbons and Katz (1991) は、解雇された失業者は倒産による失業者に比べて能力が低いために、次の仕事を見つけにくく失業が長期化しやすいことを指摘している。『労調特別』では 01 年から倒産と解雇を分けて把握することができるが、では解雇された失業者のほうが倒産による失業者に比べて長期失業者割合が高いのだろうか。

図 5 は前職の離職理由別のうち失業者数が多い項目について、長期失業者割合を計算したものである<sup>13)</sup>。図 5 からは、倒産や解雇を理由として離職した失業者で長期失業者割合が高く、かつ割合が上昇していることがわかる。事業不振・先行き不安あるいは定年といった理由では割合の上昇傾向は確認されない。よりよい条件を探すという理由で離職した失業者は、長期失業者割合が相対的に低水準であり、就業しながらの求職活動が可能という予想と整合的である。ただ、水準は低いものの、増減を繰り返しながら次第に割合が上昇し

ており、必ずしも職が早く見つかるとは言えなくなっている。男性のグラフではこの傾向が顕著に現れており、よりよい条件を探すために離職した失業者でも、04 年には 3 分の 1 以上 (37.50%) は 1 年以上の長期失業者となっている。

表 5 は離職理由のうち特に倒産と解雇<sup>14)</sup>に限定して、長期失業者割合を計算したものである。年齢計の数字を見る限り、解雇された失業者で長期失業者割合が高いという傾向は観察されない。2000 年前後は特に大手製造業で大規模な人員削減が実施され、中高年労働者の失業者増加が喧伝されたが、計算を 45 歳以上の数字に限定してみても、解雇失業者のほうが長期失業者割合が低い年がある。ただ本節での計算は学歴水準や勤続年数などの変数で制御していない結果であるから、解釈には一定の留保がつけよう。

### Ⅳ 長期失業者と地域

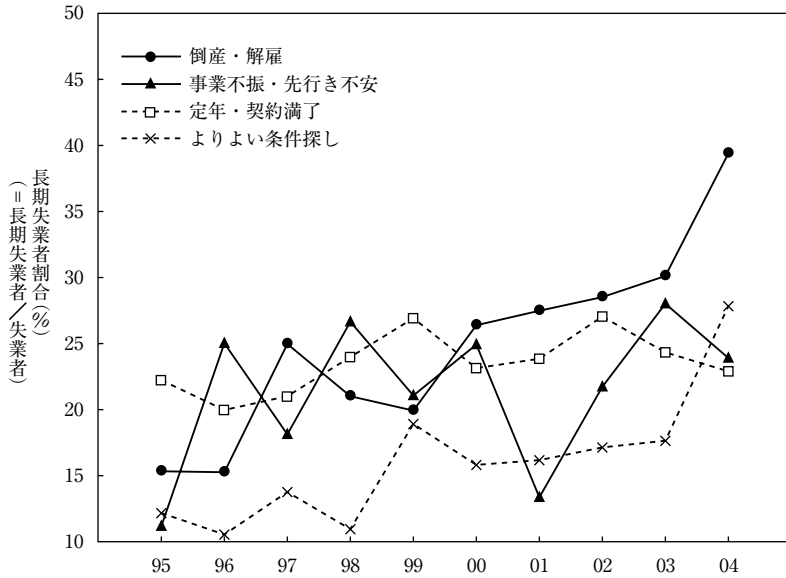
最後に長期失業者と地域の関係を確認しよう。本節では地域別の長期失業をより詳細に把握するために、前節までの『労調特別』の代わりに『就業構造基本調査』(以下、『就調』と記す)を用いて分析する。

月末 1 週間の実際の就業状態を尋ねる『労調特別』に対して、『就調』では普段の就業状態を尋ねている点が異なる。『就調』では、まず調査対象が普段就業しているか否かで有業者と無業者に区分される。無業者についてはさらに就業を希望するか否かが質問され、希望する者にはさらに現在求職中であるか否かを尋ねている。この無業・就業希望・求職者を失業者とみなして、有業者と求職者の合計を分母に、求職者を分子とすれば、ふだんの就業状態で見えた失業率が計算できる。さらに失業者は求職期間別に把握することが可能なので、1 年以上求職中の失業者を長期失業者とみなし、これを有業者と求職者の合計で除せば長期失業者率が計算できる。このようにして求められた長期失業者率は『労調特別』の数字とは比較できないが、『就調』の範囲内で数字を比較することが可能である。

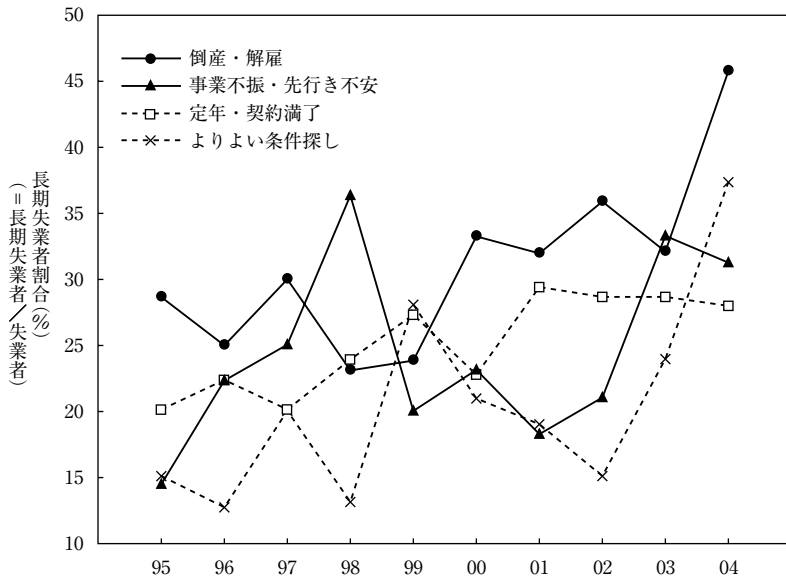
図 6 には『就調』の非掲載表の結果を用いて、

男女計

図5 離職理由別長期失業者割合の推移



男性



資料出所：2001年までは『労働力調査特別調査』2月調査。  
2002年から『労働力調査(詳細結果)』1-3月調査。

1992年、97年、2002年について、都道府県別の長期失業率を示した。『労働力調査』や『国勢調査』から計算された失業率が西高東低なのは先行研究でも指摘されているが<sup>15)</sup>、図6は長期失業率に関しても同様の傾向があることを示している。特に近畿では92、97、02年とも全国平均を上回る府県が多く、かつ90年代中に長期失業率が急激に上昇している。

図7の長期失業者割合の図でも、近畿は他地域に比べ長期失業者の割合が高く、他地域に比べて雇用環境が悪化していることを再確認できる。しかし、割合の差は長期失業率における差ほどは大きくなく、他にも東北や四国などで長期失業者割合の高い県が観察される。留保賃金との関係で言えば、東京や名古屋、大阪のような大都市を含む地域では、長期失業者割合が高くなると予想され

るが、図7を見る限りは特に大都市やその周辺で長期失業者割合が高いとはいえない。

図8には地域別の長期失業率と短期失業率の動きを平面に描いた。失業率全体は短期失業率(=求職1年以内の求職者/(有業者+求職者))と長期失業率の和で表されるから、図中の平面上で右上に布置されるほど失業率が高く左下ほど失業率が低いことになる。さらに、図は全国平均の値を基準に、四つの象限に分割されている。右下に布置された場合は、短期失業率は高いが長期失業率は低いことを表しており、失業への流入は大きいですが失業は長期化せず、すぐに失業プールから脱出することを示している。逆に左上に布置された場合は、失業への流入は小さいが、いったん失業してしまうと失業が長期化することを示している。左下に布置された場合は、失業への流入も少なく、失業自体も長期化しない傾向があることを示している。

図8では92,97,02年に共通して短期失業率と長期失業率に正の関係が観察され、短期失業率が高い地域では長期失業率も高くなる傾向があることが確認できる。ただ地域によっておおよそ布置される場所は決まっており、例えば近畿や九州などは短期失業率も長期失業率も全国平均より高い右上の象限に入ることが多いようである。東京を

含む南関東は97年までは右上の象限に入っていたが02年には右下の象限、つまり短期失業率が高く長期失業率が低い象限に入っている。これは他地域に比べて南関東では、失業への流入は大きいですが失業が長期化しなくなったことを示唆している。東海、北関東・甲信、中国の各地域はどの年でもおおよそ左下の象限に布置され、長期失業率も短期失業率も全国平均より低い部類に区分されている。北陸だけはさらに左下の位置に布置されており、全体的な失業率が低く、短期および長期の失業率も低い特異な地域であることがわかる。

このように失業率の水準は経年的に上昇してい

表5 離職理由別の長期失業者割合の比較(倒産と解雇)

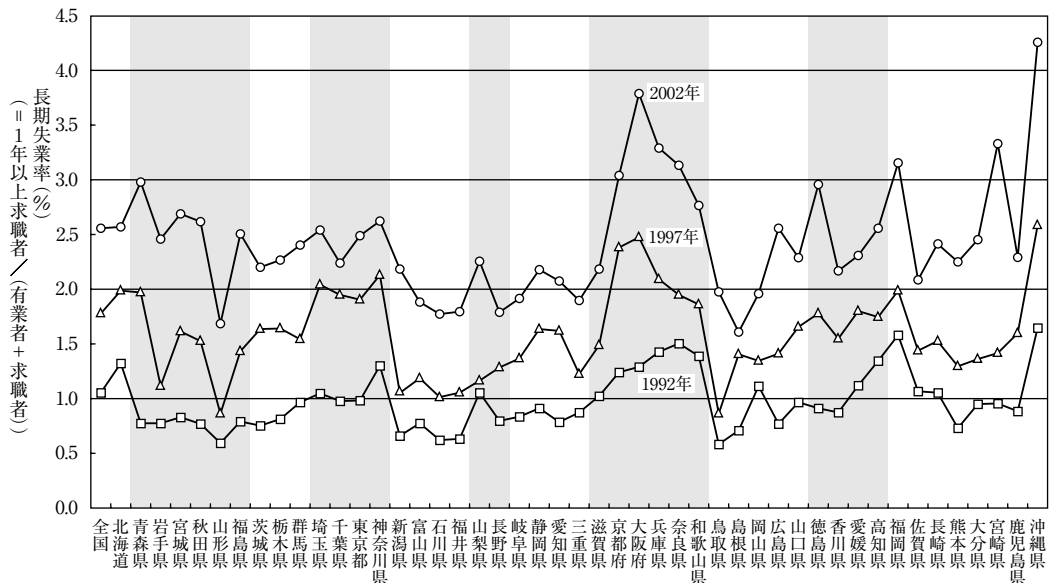
| 年齢計   | 年    | 会社倒産 人員整理 |       |       |
|-------|------|-----------|-------|-------|
|       |      | 総数        | 閉鎖    | 解雇    |
| 年齢計   | 2001 | 20.33     | 25.00 | 29.17 |
|       | 2002 | 26.64     | 30.00 | 27.66 |
|       | 2003 | 29.78     | 34.29 | 27.08 |
|       | 2004 | 32.10     | 41.94 | 37.50 |
| 45歳以上 | 2001 | 26.76     | 25.00 | 30.77 |
|       | 2002 | 32.17     | 42.86 | 25.93 |
|       | 2003 | 37.93     | 33.33 | 25.93 |
|       | 2004 | 34.65     | 27.78 | 36.84 |

注：男女計の数字。

資料出所：2001年は『労働力調査特別調査』。

2002年から『労働力調査(詳細結果)』1-3月調査。

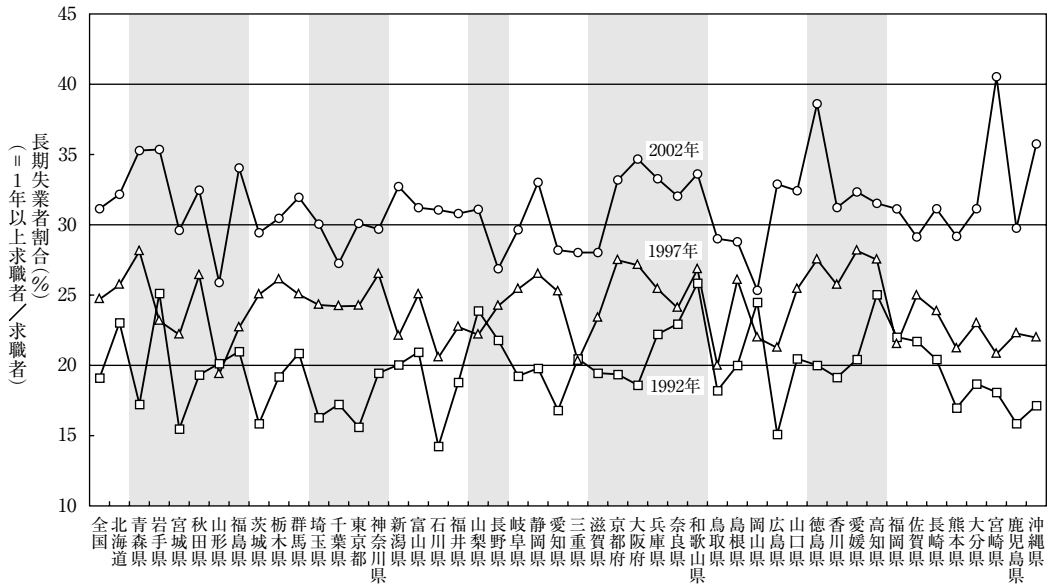
図6 都道府県別長期失業率



注：影の部分には地域区分を表している。

資料出所：『就業構造基本調査』非掲載表。

図7 都道府県別長期失業者割合



注：影の部分は地域区分を表している。  
資料出所：『就業構造基本調査』非掲載表。

でも、短期失業率、長期失業率の関係は各地域で安定的であることが確認できる。これは、失業が長期化したとしても、他地域へ移動して求職活動することは少なく、自地域内で求職活動を継続する失業者が多いことを示唆している。このように労働市場が地域で分断されている場合、失業者あるいは長期失業者に対する対策は、各地域の労働市場の特性（年齢構成、産業など）に応じて設定される必要性が高まるだろう。

## V おわりに

本稿では、『労働力調査特別調査』『就業構造基本調査』などの公表統計から、日本の長期失業者の特徴を、年齢、学歴、離職理由、地域などの観点から整理、検討した。特に年齢と学歴に関する分析では、要因分解の手法を用いて失業率の変化や長期失業者割合の変化、労働力人口シェアの変化が長期失業率の変化に及ぼす影響を検証した。

長期失業者割合が高いのは、例えば中高年層や中学卒の失業者である。これらの失業者はいったん失業してしまうと長期失業者になる可能性が高い。しかし、全体の長期失業率の変化に大きく影響しているのは、年齢別に見れば若年層であり、

学歴の観点から見れば高校卒である。要因分解の結果からは、若年層で長期失業者割合が増加したことの効果が、高校卒で学歴内の失業率が上昇したことの効果が、それぞれ長期失業率全体の変化に大きな影響を与えていた。離職理由別の分析からは、倒産や解雇といった突発的なあるいは短期のうちに実施される施策により離職した失業者で長期失業者割合が高いことが明らかになった。地域別の検証では、長期失業率には地域間でばらつきがあること、また各地域の失業率、長期失業率に関する特徴は1990年代から2000年代にかけて変化せず安定的であったことが示された。

本稿の分析では、上記のような、長期失業に関するいくつかの事実を発見することができたが、課題も多く残されている。例えば学歴別に見たときに留保賃金が高いと予想される大学卒の長期失業者割合は、かならずしも中学卒や高校卒より高いわけではない。中学卒や高校卒の長期失業者割合が高いことは、労働供給側の要因だけではなく、需要側の需要シフトの影響もあると考えられる。特に1980-2000年代はコンピューターの普及など技術革新が進んだため、よりスキルの高い労働者の需要が増加した可能性がある。このような需要側の要因と長期失業の関係について一層の研究が

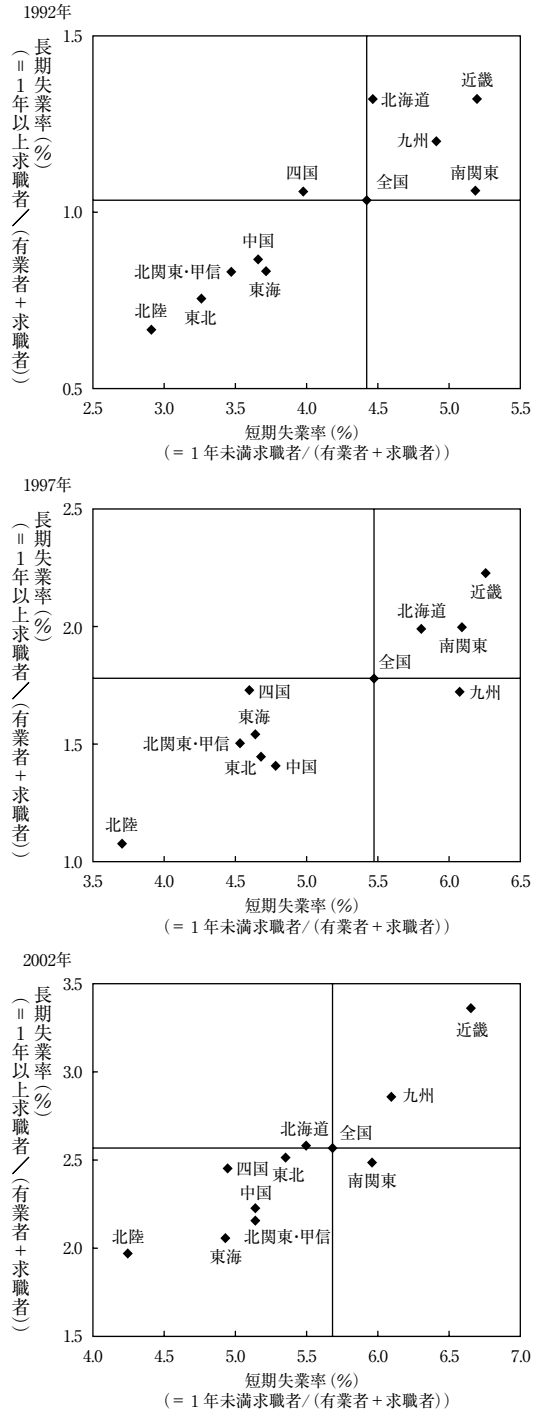
望まれる。

また、本稿では年齢と学歴を個別に取り扱っているが、年齢層によって学歴分布は異なるから、本来は年齢と学歴を同時に扱う必要があるだろう。『労働力調査特別調査』の非掲載表には年齢と学歴を同時に考慮できる数字も掲載されており、分析自体は可能だが、各セルの数字が非常に小さくなり丸め誤差の影響を受けやすくなってしまふ。これを分析する際には、公表統計ではなく丸め誤差の影響を受けない個票データの利用が必須となる。

また地域別の数字についても、各地域の年齢構成を調整して分析したり、他の指標、例えば製造業比率や賃金率との関係を検証することも残された課題である。属性や項目ごとに分割すると長期失業者数が少なくなってしまうという分析上の困難はあるが、さらなる研究の蓄積が望まれる。

- 1) ミスマッチ指標については、Layard, Nickell and Jackman (1991) を参照。日本の先行研究としては、桜井・橋木 (1988), Tachibanaki and Sakurai (1991) などを参照。
- 2) ここでの失業期間とは調査時点までの失業期間であり、正確には中途失業期間と呼ばれる。これに対し、失業の発生から完結までの失業期間を完結失業期間と呼ぶ。一定の仮定の下では、完結失業期間は中途失業期間の2倍となる (Akerlof and Main (1981))。中途失業期間と完結失業期間に関する詳細は、例えば橋木 (1984), 水野 (1992) 第6章, 本川 (1996) を参照。
- 3) 長期失業者ではなく、失業の長期化に関する研究は日本でも数多くあり、その代表例は失業保険給付の増額や給付期間の延長が失業期間を増加させるか否かに関する検証である。例えば橋木 (1984), 大竹 (1987), 大日 (2002), 小原 (2002) など。
- 4) 失業率には労働の需給両面が影響するので、労働供給側の要因だけを見て、年齢や学歴などが高いほうが高失業率だとは単純には言えない。事実、失業率が高いのは、年齢別に見れば若年層であり、学歴別に見れば中学卒や高校卒である。
- 5) 通常用いられる完全失業率、つまり1年未満の短期失業者と1年以上の長期失業者の合計を労働力人口で割った失業率のこと。以下、単に「失業率」と記したときにはこの完全失業率を指す。
- 6) 試みに完全失業率を『労働力調査』年平均、『労働力調査』2月調査についても計算してみたところ、『労働力調査』2月調査は『労働特別』と同じく87年にピーク、92年に底を示している。『労働力調査』年平均では底が91年にずれ、急上昇の時期も1年早い98年である。
- 7) 女性の場合は失業プールに滞留せずに非労働力化する求職意欲喪失者が多いと考えられるから、長期失業者割合の男女差をすべて留保賃金で説明できるわけではないことに

図8 地域別長期失業率と短期失業率



資料出所：『就業構造基本調査』非掲載表。

は注意を要する。

- 8) 2003年版の『経済財政白書』には、年齢別に見た長期失業者割合の時系列変化が、90年代半ばから2000年代にかけて示されている。小池 (1984) によれば、70年代から80年代にかけても、中高年層に比べ若年層のほうが長期失業

者割合が低いという結果が出ている。

- 9) 分解式は Hitomi *et al.* (2001) を参照した。
- 10) 労働経済ユニット (2003) は失業率に関して本稿と似た要因分解の手法を用いて、15 歳以上人口や労働力人口の高齢化による見かけ上の効果は、むしろ失業率を引き下げる方向に働いていたことを明らかにしている。これは失業率の高い若年層の寄与度が低下したためである。
- 11) 非掲載表は総務省統計局で誰でも閲覧可能である。
- 12) 女性の大学・大学院卒の長期失業者割合は 91-01 年で 0.13 上昇しており、効果が大きいように見えるが、統計上は 0 万人から 1 万人への増加にとどまっており、統計の丸め誤差による影響を排除できない。
- 13) 『労調特別』はときどき離職理由を改訂するため、図には離職理由がある程度接続可能な 95-04 年の数字のみを記載した。
- 14) 解雇の数字には、2000 年前後に大規模製造業で実施された早期退職優遇制度の利用者は含まれない。
- 15) 例えば 2002 年版の『労働経済白書』第 2 章を参照。80 年代の地域失業分析としては、例えば水野 (1992) 第 8 章を参照。

#### 参考文献

- 大日康史 (2002) 「失業給付によるモラルハザード——就職先希望条件の変化からの分析」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』第 8 章, 東洋経済新報社。
- 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, pp. 24-41。
- 大竹文雄 (1987) 「失業と雇用保険制度」『季刊理論経済学』第 38 巻, 第 3 号, pp. 245-257。
- 鎌田康一郎・真木和彦 (2003) 「わが国のベバレッジ曲線の再検討」日本銀行調査統計局 Working Paper, 03-1。
- 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, No. 02A-27。
- 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」『金融研究』第 20 巻, 第 2 号, pp. 69-121。
- (2002) 「わ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」『金融研究』第 21 巻, 第 4 号, pp. 153-201。
- 玄田有史・近藤絢子 (2003) 「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』No.516, pp. 4-15。
- 小池和男 (1984) 「失業はどれほど悪化したか」小池和男編『現代の失業』第 3 章, 同文館出版。
- 小原美紀 (2002) 「失業者の再就職行動——失業給付制度との関

- 係」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』第 9 章, 東洋経済新報社。
- 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, pp. 16-23。
- 桜井宏二郎・橋本俊詔 (1988) 「日本の労働市場と失業——ミスマッチと女子労働供給の実証分析」『経済経営研究』(日本開発銀行設備投資研究所), Vol. 9-2。
- 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, pp. 57-71。
- 橋本俊詔 (1984) 「失業期間の計測と国際比較」小池和男編『現代の失業』第 4 章, 同文館出版。
- 水野朝夫 (1992) 『日本の失業行動』中央大学出版部。
- 本川明 (1996) 「完結失業期間と中途失業期間との関係について」『日本労働研究機構研究所研究紀要』No.12, pp. 23-35。
- 労働経済ユニット (2003) 「高齢化と失業率——人口構成の変化と失業長期化の実態」『経済分析』第 168 号, pp. 190-199。
- Abe, M. and S. Ohta (2001) "Fluctuations in Unemployment and Industry Labor Markets," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, No. 4, pp. 437-464.
- Akerlof, G. A., and B. G. M. Main (1981) "An Experience-Weighted Measure of Employment and Unemployment Durations," *American Economic Review*, Vol. 71, No. 5, pp. 1003-1011.
- Hitomi, K., Okuyama, Y., Hewings, G. J. D. and M. Sonis (2000) "The Role of Interregional Trade in Generating Change in the Regional Economies of Japan, 1980-1990," *Economic Systems Research*, Vol. 12, No. 4, pp. 515-537.
- Gibbons, R. and L. Katz (1991) "Layoffs and Lemons," *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 4, pp. 351-380.
- Layard, R., Nickell, S. and R. Jackman (1991) *Unemployment*, Oxford University Press.
- Sakata, K., (2002) "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 16, No. 2, pp. 227-252.
- Tachibanaki, T. and K. Sakurai (1991) "Labour Supply and Unemployment in Japan," *European Economic Review*, Vol. 35, No. 8, pp. 1575-1587.
- 『労働経済白書』2002 年版。
- 『経済財政白書』2003 年版。

しのぎ・たけひさ 東京大学社会科学研究所助手。最近の主な著作に「パートが正社員との賃金格差に納得しない理由は何か」『日本労働研究雑誌』No. 512, pp. 58-73 (共著, 2003 年) など。労働経済学専攻。