

# 雇用保険制度が長期失業の誘引となっている可能性

小原 美紀

(大阪大学大学院助教授)

本論文では、90年代初頭からの失業率上昇期において雇用保険制度が失業の長期化に与えた影響を分析する。まず、マクロデータから6カ月・12カ月以上失業者の割合の変化を計測すると、(1)90年代には確かに失業の長期化が見られたが、2000年以降では反転している年齢層があることが示される。次に、雇用保険事業所データから失業給付基本手当の満期受給率を計算すると、(2)特定離職者(解雇・倒産による離職者)は給付期間いっぱいまで受給せずに再就職する割合が高いことが分かる。また、おもに2001年度以降に失業を経験した者に関するマイクロデータの分析により、(3)失業給付は40歳未満の失業者の再就職インセンティブを低下させていることが示される。これらの結果は、2001年度の雇用保険法改正で一般離職者への給付日数を削減したことが彼らの再就職を促し失業を短期化させた可能性を指摘する。

## 目次

- I はじめに
- II 失業率の上昇と失業の長期化
- III 2001年度雇用保険法(所定給付日数)改正の影響  
——マクロデータによる概観
- IV 失業給付は再就職率を低下させるか——マイクロデータによる分析モデル
- V 『雇用政策に関する調査』(2002年)の概要
- VI 推定結果
- VII おわりに

## I はじめに

1992年に2.2%だった完全失業率は99年に4.7%、2002年には5.4%へと上がった。失業率の上昇は、失業状態になる者が増加すること(失業状態に入る割合の増加)と、いったん失業した場合に失業期間が長期化すること(失業状態から退出する割合の減少)の両方を反映する。Machin and Manning(1999)のサーベイによれば、多くの研究で、失業状態への流入率は時系列では大きく変

化せず、失業状態からの退出率が景気によって変化すると報告されている。不況時には長期失業割合が増えて失業率が高まるという。もちろんこれは国や時期、労働者のタイプによって異なる。よく言われるように、米国や若年労働市場では失業状態に入る割合も高いが失業状態から抜け出す割合も高い(よって失業期間が短い)。日本はどうか。

もし失業の長期化が起きているならば、失業状態への流入率が高まること以上に失業の問題は大きいだろう。そして、失業期間が長期化するにつれ失業プールからの退出率が低下してゆく場合(失業期間が長くなるほど再就職が困難になる場合)には問題はより深刻になる。

失業期間が長いほど再就職率が低下することは負の失業期間依存(Duration Dependence)と呼ばれ、とくに失業期間が長い欧州で多くの研究が行われてきた。しかしながら、期間依存の存在そのものや符号について見解は一致していない。近年の研究では、マクロデータを用いた分析としてTuron(2003)が、不況でも失業の長期化と退出

率の相関は変わらないことを示しているのに対し、マイクロデータを用いた分析として Bover, Arellano and Betolila (2002) が、失業の長期化に伴い退出率が減少してゆくことを示している。

一連の研究の関心は、真の期間依存が起こっているのか、それとも個人の属性により期間依存しているように見えるだけなのかを区別することにある。失業期間の長期化によって退出率が低下しているとしても、質のよい労働者が再就職していった結果、失業プールにはもともと再就職率の低い者が残り、退出率が低下したように見える場合と、個人の質は同じであっても失業期間が長期化したという理由だけで再就職率が低下する場合がある。後者が真の負の期間依存である。たとえば失業期間中に人的資本が陳腐化してゆく場合や、長期失業が何らかの悪いシグナルとして需要側に伝わる場合などは真の負の期間依存が生じる。個人の質の差ではなく、たんに失業が長期化したことで再就職が困難になるならば、なるべく早く失業状態から退出させたほうがよい。

失業を長期化させるのは失業者（供給側）や需要側の要因、経済環境だけではない。国の政策も影響する。よく知られているのが雇用保険制度の存在である。雇用保険加入者が失業状態になれば失業（基本手当）給付が行われる。これ自体に異論はないだろう。問題は、給付の中身が失業者の再就職インセンティブを低下させてしまう場合である。給付内容がよいため再就職のインセンティブがそがれ再就職行動が鈍化すれば、本来もっと早く再就職できたはずの人を長く失業状態にとどめてしまう。上記の議論を合わせれば、それがさらに再就職を困難にさせる。

失業給付による再就職率の低下に関する研究は枚挙にいとまがない。さまざまな国で研究が行われ、失業給付受給者の再就職率が非受給者よりも低いことを報告している。一方、給付内容の影響に関する結果はさまざまである。たとえば、給付水準が再就職率に負の影響を与えることがアメリカの多くの研究で示されているが (Katz and Meyer (1990), Meyer (1990) など)、他国では負の影響はないかあるとしても小さいという結果も示されている (たとえば Carling *et al.* (1996))。

じつは失業給付やその内容が再就職行動に与える影響を分析するのは容易ではない。分析において失業者の質をできる限りコントロールする必要があるが、マクロデータではそれが難しい。van den Berg and van Ours (1996) や Abbring, van den Berg and van Ours (2002) はこの問題を部分的に解決しているが、このような分析でも属性別に月ごとの失業プールからの退出率の情報が必要となる。日本ではこの情報さえ手に入らない。必然的にマイクロデータが求められるが、失業者について失業前の状態から失業期間中、再就職までを調査したものは少なくとも日本では入手が難しい。精度の高い研究をしようとするほど情報やサンプル数の獲得が必要になり、そのようなデータを得るのはさらに困難になる。

ここで失業給付の有無（受給状況）の情報だけでは十分な分析ができない。受給しているかどうか以上に、「給付が切れる直前」であるかどうかを捉えることが重要になる。給付が再就職のインセンティブを抑制しているならば、もっとも極端なケースとして給付が切れるいっばいまで受給し直前で再就職することになる。すなわち、給付による再就職抑制効果は給付が切れる直前の駆け込み就職として表れるはずである。

給付額など給付制度の設計にかかわる変数の影響を得ることも重要だろう。政策的には失業給付を行うかどうか以上に給付内容をどう設定するかに関心が高い。また日本の給付制度の影響を分析することは学術的にも意義がある。そもそも日本の失業給付の再就職抑制効果についてはマイクロデータを用いた分析はほとんどない。小原 (2002b) が大阪府で行われた調査を用いて失業給付の再就職抑制行動について分析しているが、失業給付額の影響は分析されていない。また、この分析は 1999 年以前に失業を経験した人を対象として分析されているが、その後日本では大規模な雇用保険法改正を行っており、改正後の事実検証が待たれている。

本論文では、『労働力調査特別調査』（総務省）、『雇用保険事業統計』（厚生労働省）のマクロデータ、および 2002 年に(株)構造計画研究所により行われた失業経験者に関する聞き取り調査を利用

して、失業給付が再就職行動および長期失業に与える影響について分析する。具体的には、(1)90年代の失業率上昇の背景に失業の長期化はあったのか、(2)失業給付制度は失業状態から抜け出す確率を抑制するのか、そして(3)2001年度雇用保険法改正は失業の長期化にどのような影響を与えたかについて明らかにする。

本論文の構成は以下のとおりである。Ⅱでは、長期失業者は増加しているのかについて長期失業に関するマクロデータを用いて分析する。Ⅲでは、2001年度雇用保険法改正前後で失業手当の満期受給率がどう変化したかについて雇用保険被保険失業者に関するマクロデータを用いて分析する。Ⅳ以降では、失業者のマイクロデータを用いて失業プールからの退出確率に失業給付およびその内容が与える影響を分析する。分析モデルをⅣで説明したあと、使用データをⅤで紹介し、分析結果をⅥで示す。Ⅶで論文全体をまとめる。

## Ⅱ 失業率の上昇と失業の長期化

失業状態に入る確率をマクロデータから計測することはできない。ある時点で失業状態や就業状態にある者のストックデータはわかってもフローデータは捉えられない。これに対して、失業期間の長期化はある程度計測可能である。

『労働力調査特別調査報告』（総務省、2002年度以降『労働力調査報告』）は、毎年2月に（1999年以降は8月にも）12カ月間以上失業している者の数を調査し、男女別・年齢層別に報告している。この2月を基準にして、その12カ月前の全失業者数に対する割合を求めれば、12カ月前に失業状態にあった者（新規失業者および継続失業者）のうち、調査時点で12カ月以上失業している者の割合——少なくとも12カ月以上失業している割合——を求めることができる。失業者数は『労働力調査報告』（総務省）の2月調査から、男女・年齢別に完全失業者数としてわかる<sup>1)</sup>。同様に、『労働力調査特別調査報告』から6カ月～12カ月間失業者数がわかる。これと12カ月以上失業者数を合わせて6カ月以上失業者数を計算すれば、12カ月の場合と同じ方法で、少なくとも6カ月

以上失業している割合を求められる<sup>2)</sup>。定年をまったく可能性の高い55歳以上については計算からはずした。なお『労働力調査特別調査報告』は2002年1月に『労働力調査報告』に統合され、2月時点の6（12）カ月以上失業者は1～3月の3カ月平均値として報告されている。よって2002年1月以降はこの平均値と、6（12）カ月前にあたる7～9月（1年前の1-3月）の完全失業者数の平均値（『労働力調査報告』より計算）を用いて上述の計算を行う。

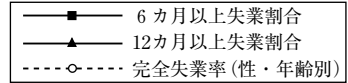
90年代の失業率上昇の背景には長期失業者の上昇があったのだろうか。図1に上述の計算方法で求めた6カ月以上および12カ月以上失業者割合を示す。横軸に示す年の2月時点で少なくとも6カ月もしくは12カ月以上失業プールに残存している割合として示した。横軸に示す年の2月時点の性・年齢層別完全失業率も描いている。

パネルAは男性についての計算結果である。年齢により程度に差があり変動も大きい、全体的な傾向として、1992年の失業率上昇の開始から1999年もしくは2000年までは長期失業割合も失業率と同じ傾向にある（増加している）。ところが2000年もしくは2001年以降は、失業率は増加しているが長期失業割合は減少している年齢層が多い。とくに、12カ月以上失業で顕著である。

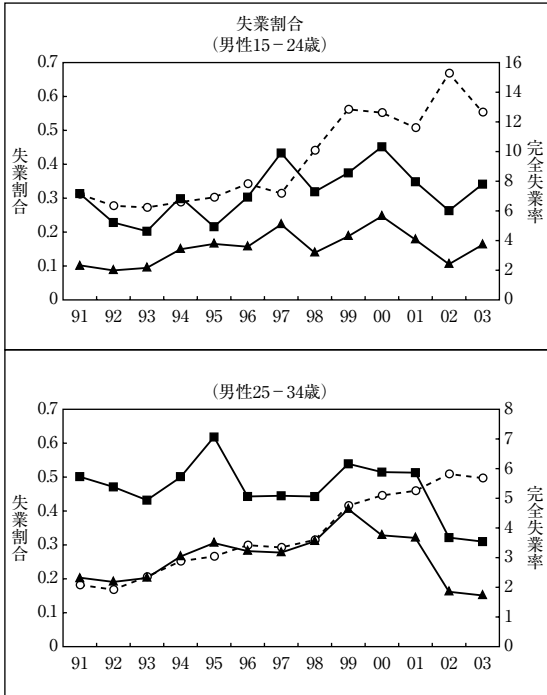
パネルBは女性の結果であるが、女性では長期失業割合が男性ほど大きく変化していない。90年代の長期失業割合の高まりも2001年以降の下落も小さい。ただし年齢によっては男性と同じ傾向を見せている層もある（たとえば45歳以上の層）。女性の場合、非労働力化する者が多く、失業プールに残る確率（再就職も非労働力化もしない確率）は変動しにくいと考えられる。

男性で見られる90年代の長期失業割合の増加および2000年以降の減少の背景は何だろうか。2月時点で見ると失業率は1992年から上昇し始め96年まで急増したあと、97年にいったん上昇が止まり98年から再び急上昇した（図1に点線で示す完全失業率を参照）。96年に一時的に景気が下げ止まったことで、長期失業者が失業状態から抜け出すことができた影響があるかもしれない。しかしながら景気要因だけならば、2000年や2001

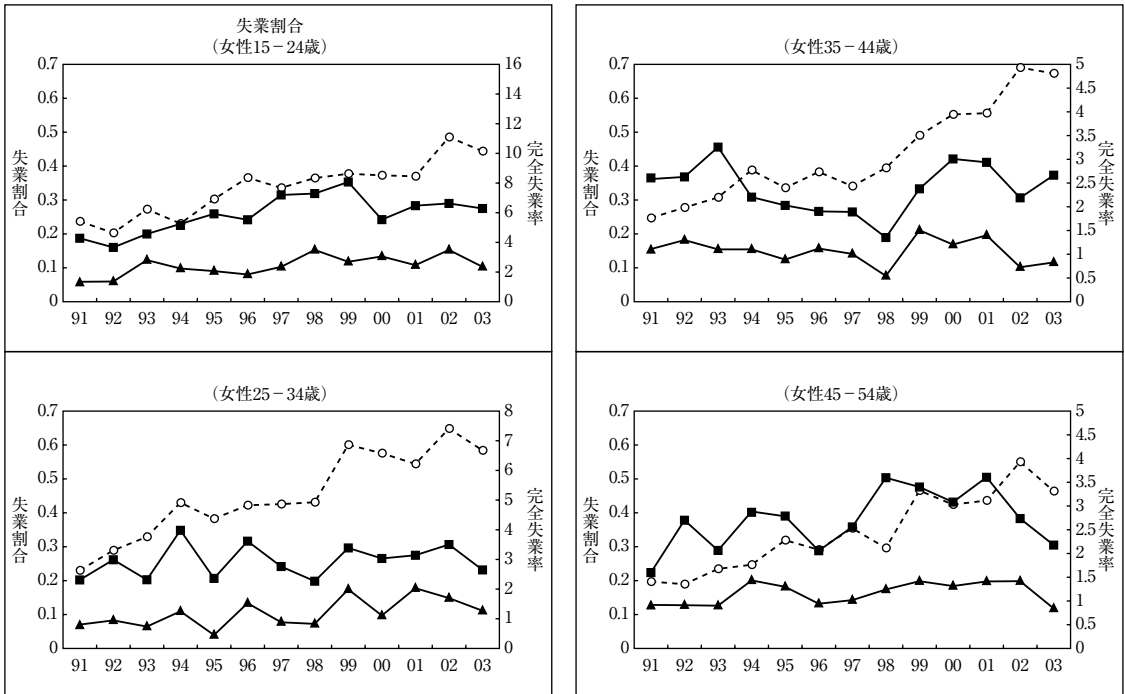
図1 年齢別長期失業割合



A. 男性



B. 女性



注：横軸に示す各年（2月）で6カ月以上もしくは12カ月以上失業している割合。『労働力調査特別調査報告』（総務省）および『労働力調査報告』（総務省）より計算。  
計算方法は本文中に記載。

年よりも少し早く減少が始まってよい。また、97年後半以降の失業率の増加に伴って長期失業者は再び増加するはずである。考えられる可能性は、96年の下げ止まりのあと時を経ずして、97年後半から再び悪化し始めたことが、失業者に「早く失業状態から抜け出すほうがよい」というシグナルになったことである。失業者が労働市場の逼迫（不況による雇用の厳しさ）が一時的なものではないと予想すれば、留保賃金を下げ再就職の意欲を高めるので再就職率は高まる（残存率は低下する）。

別の可能性として2001年4月の雇用保険法改正（表1）による影響が考えられる。後述するように、この改正では、解雇・倒産以外の離職者の給付期間が年齢にかかわらず大幅に削減された。失業者のうち雇用保険の被保険者であった者が、給付期間削減に伴い再就職の意欲を高め、失業状態から早く抜け出した可能性がある。ただし、2001年度雇用保険法改正は、長期失業者を減少させると同時に、雇用保険の被保険者である離職者が失業状態に入る割合を減少させた可能性もある。給付の内容が良くないならば失業プールに入るよりも再就職するほうがよい。この場合には雇用保険被保険離職者が失業プールに入る確率も減少する。

このように、少なくとも男性については、90

年代の失業率の増加の背景にはたしかに失業の長期化が背景にあった。しかしながら、2000年以降の失業率の増加は失業の長期化を伴っていない。この時期の失業率の増加は、失業状態に入る割合の増加（とくに雇用保険の被保険者でない離職者が失業状態になる割合の増加）によるものだと予想される。

ところで、『平成14年版労働経済白書』は、『労働力調査報告』が（同一個人）2カ月連続調査の回答であることを利用して、2カ月間の変化から失業発生から終了までの期間の期待値（失業期間）を推計している。ここでも90年代の失業長期化が示されているが、本論文の計測結果が示す2000年以降の反転については示されていない。

結果に差が生じているのは、使用データの差のほか、本論文の分析が失業期間の長い55歳以上について落としていること、年齢層別の分析であり全年齢で平均したときに長期失業が減少する傾向が見られるかどうかはわからないこと、『平成14年版労働経済白書』は（月の変化から平均失業期間を出すために）失業からの退出率は常に一定であると仮定した推計値であることが挙げられる。なお、本論文では2003年までしか分析しておらず、2000年以降の長期失業率の減少について結論するには情報が不十分である。引き続き分析が必要である<sup>3)</sup>。

表1 短時間労働被保険者以外の一般被保険者であった者に対する給付日数

区分	被保険者であった期間		1年未満	1年以上 5年未満	5年以上 10年未満	10年以上 20年未満	20年以上
	a. 一般の離職者						
一般被保険者			90日	120日 (*2)	150日	180日	
b. 倒産、解雇等による離職者							
30歳未満	90日		90日	120日	180日	—	
30歳以上45歳未満			90日	180日	210日	240日	
45歳以上60歳未満			180日	240日	270日	330日	
60歳以上65歳未満			150日	180日	210日	240日	

注：1) 就職困難者、短時間労働者のカテゴリーは省略。

2) 30歳未満の一般離職者・5年以上10年未満（120日）は増加。

	増加
	減少

### Ⅲ 2001年度雇用保険法（所定給付日数）改正の影響——マクロデータによる概観

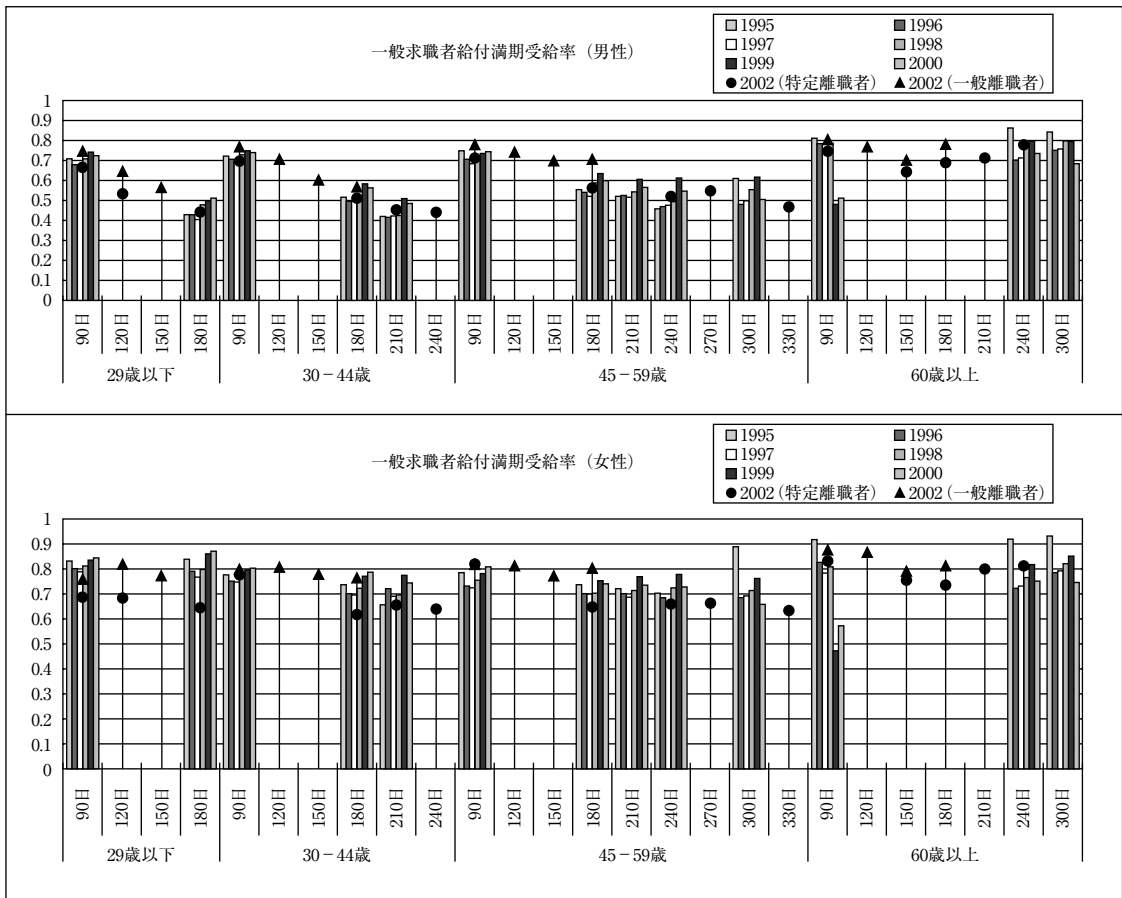
2001年4月の雇用保険法改正（以下2001年度改正）では、求職者給付の「所定給付日数」が大きく変更された。表1に改正後の給付日数を示す。離職理由により特定離職者（倒産、解雇による離職者）とそれ以外の一般離職者に分けられ、後者については給付日数が（とくに高齢者について）大幅に削減された。特定離職者については45歳以上60歳未満の層で給付日数が増やされた。

この改正は失業給付の受給行動にどのような影響を与えただろうか。小原（2002a）と同じ方法で、『雇用保険事業月報』により失業給付（一般求職者給付の基本手当分、短時間を除く）の満期受

給率を計算した（詳細については小原（2002a）の補節Cを参照）<sup>4)</sup>。図2に結果を示す。棒グラフは2001年度改正前の満期受給率で、●や▲の点はそれぞれ2002年の特定離職者、一般離職者の満期受給率を示す。改正直後の影響で計算値が不安定になる2001年の計測結果は示さなかったが、以下で示す特徴は2001年でも確認される。

失業給付を受給できることで再就職活動の意欲が損なわれているならば、給付が切れるまで失業状態である可能性が高まり満期受給率は高くなる。よって満期受給率の高さは、給付日数による再就職のインセンティブ抑制効果の大きさを示す。もし失業給付により再就職のインセンティブが損なわれていないならば、所定給付日数が増加するにつれて再就職者は増加する、すなわち満期受給者は減少するはずである。これを同年齢層で見れば、

図2 失業給付満期受給率



注：『雇用保険事業月報』（厚生労働省）を用いて計算。計算方法は本文中に記載。

年齢に関する要因をコントロールした上での傾向を確認できる。

まず全体の傾向を示しておく。男女で比較すると女性で満期受給率が高い。さらに、男性・60歳未満のすべての年齢層で、所定給付日数が増加すると満期受給率は減少してゆく。一方、女性は所定給付日数が増加しても満期受給率はほとんど変わらない。これらは女性で失業給付が切れるまで再就職を延期する傾向が強いことを示す。

2002年の結果に注目すると、性別にかかわらず、特定離職者(●)よりも一般離職者(▲)の満期受給率が高い。解雇・倒産などが理由で離職した人の方が、失業給付による再就職インセンティブ抑制効果は小さいといえる。

改正前(棒グラフ)と2002年(●・▲)を比較しよう。満期受給率の傾向が大きく変わった様子はない。しかしながら、上で見たとおり一般離職者の満期受給率は特定離職者よりも高く、改正により彼らの給付日数が大幅に短縮された。よって、受給者が給付終了後すぐに再就職していると仮定すれば、一般離職者の失業期間は短縮されただろう。他方で、特定離職者はそもそも満期受給割合が低い。たとえば30-44歳や45-59歳では50%を切ることもある。改正により特定離職者の給付日数が増やされたが、再就職のインセンティブを削ぎ満期受給者を増加させた影響は限定的だと考えられる。一般および特定離職者双方への影響を合わせれば、改正により失業期間は短縮された可能性が予想される。

ここで可能性にとどめているのは、厳密には、満期受給率に加えて、給付が切れたあとどれぐらいで失業状態から抜け出したかを見なければ、失業給付による再就職インセンティブの抑制効果について結論できないからである。給付終了後時間を経ても再就職できないのであれば、2001年度の所定給付日数削減が失業期間の短縮につながったと結論できない。そこで、次節以降、マイクロデータを用いて失業からの退出率、すなわち再就職率を分析する。

なお、厚生労働省が2000年度に再就職した者について追跡調査した結果によれば、最終的に再就職した者で見ると、支給終了後1カ月以内に再

就職する場合が圧倒的に多い(「第1回労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会議事録」)。この傾向が2001年度改正後も続いているならば、この節での解釈は大きく外れていないといえる。

#### IV 失業給付は再就職率を低下させるか ——マイクロデータによる分析モデル

失業給付は失業者の再就職のインセンティブを阻害し、失業状態からの退出率を低下させる(失業期間を長期化させる)だろうか。以下では、失業状態から退出する様子をCox(1972)のProportional Hazardモデルにより推定する。退出率の分析-サバイバル分析には他にもパラメトリックな推定があり、このほうが異質性の差や時間について変化する変数の影響を柔軟に取り入れることができるがここでは採用しなかった。これはProportional Hazardモデルにより、(パラメトリック推定では認められない)給付が切れる直前に退出率が急激に高まる可能性を認めた分析をしたからである。給付が切れる直前に注目するのは、それがもっとも顕著に失業給付制度の再就職抑制効果を捉えると考えるからである。

また、受給状況自体は前職などの就業状況により決まり、個人属性と相関する。すなわち受給状況はたんに観察できない属性を表している可能性がある。失業給付の受給状況が失業給付を“受け人”を表しそのような人で失業期間が長いならば、給付が失業期間を長期化させるように見えてもそれは給付が与えた真の影響ではない。給付が切れる直前の駆け込み就職を捉えることは個人の属性に依存しないのでこの問題は小さい。

失業者が $T$ 期間失業状態にあるとする。 $T$ は分布を持ち、 $t \in T$ について累積分布関数:

$$F(t) = \int_0^t f(s) ds = \text{prob}(T \leq t)$$

が書けるとする( $F(t)$ は密度関数)。 $T$ 期間失業状態に残存している確率は $\text{prob}(T \geq t) = 1 - F(t) = S(t)$ であり、 $t$ から $t+1$ になった時に再就職する確率は、

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{prob}(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

$$= \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

である。Cox の Proportional Hazard モデルは  $\lambda(t) = \lambda_0(t)e^{X(t)\beta}$  と置く。  $X$  は説明変数、  $\beta$  は係数ベクトルである。  $\lambda_0$  は個人ごとに異なる時間についての関数（非負）で Baseline Hazard と呼ばれる。個人の差を表すもので Proportional Hazard モデルの推定の場合これを特定化する必要がない。

サンプル期間  $(T_1, T_2, \dots, T_K)$  のある  $T_i$  において残存しているサンプル全体を  $R_i$  とすると、ある失業者が失業状態から退出する確率は

$$\frac{\exp(X_i(t)\beta)}{\sum_{j \in R_i} \exp(X_j(t)\beta)}$$

だから、Partial Likelihood 関数：

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^K \frac{\exp(X_i(t)\beta)}{\sum_{j \in R_i} \exp(X_j(t)\beta)}$$

が書ける。この対数をとった

$$l(\beta) = \sum_{i=1}^K \left[ (X_i(t)\beta) - \sum_{j \in R_i} \exp(X_j(t)\beta) \right]$$

を最大にする  $\hat{\beta}$  を求める。

$X_i(t)$  には、個人の属性や、個人が属する家計の属性が入る。さらに失業給付制度の影響を捉えるものとして、失業給付の受給ダミー、残り1カ月ダミー、受給額を加える。また、失業給付以外に失業者の生活を支えるものとして、世帯全体の所得や非労働所得、貯蓄状況などを捉える必要がある。今回使用するデータには貯蓄状況はないが、ローンの返済状況（残高）がわかる。家計状況のコントロールは過去の研究が必要としながら情報が無いという理由で行われてこなかった。今回はこれらを考慮した再就職行動の分析ができる。さらに、経済状況や労働需要の要因（たとえば失業率）を失業時失業率の影響として捉える。

以上を基本推計として、失業時の年齢が低いグループと高いグループで失業給付や給付内容の影

響が異なることを認めた分析も行う。失業時に40歳未満か、もしくは40歳以上かを表すダミー変数をつくり、受給状況、残り1カ月、給付額のそれぞれとの交差項を説明変数に入れる。この推定では、年齢グループごとに Baseline Hazard が異なることも取り入れる。年少グループと年長グループでの Hazard にはそもそも差があることを認めるためである。この場合には、グループ  $m$  に属する個人  $i$  の退出率は  $\lambda_m(t)e^{X_i\beta}$  と書け、対数尤度は

$$l(\beta) = \sum_{m=1}^2 l_m(\beta)$$

( $m=1$ : 40歳未満,  $2$ : 40歳以上60歳未満) となる。

## V 『雇用政策に関する調査』(2002年)の概要

本論文で使用するデータは、2002年3月と5月に(株)構造計画研究所が行った『雇用政策の有効性に関するシミュレーション：実査データ』(以降『雇用政策に関する調査』とよぶ)である<sup>5)</sup>。これは会場集合によるコンピュータを使った聞き取り調査として行われた。失業者を十分に捉えるために5月の東京調査では新宿の職業安定所前で参加依頼をし、それ以外では路上で(ランダムに)参加依頼をした。本論文で利用するのは、このうち現在失業中のものも含めて3年以内(1999年から2002年)に失業を経験した者である<sup>6)</sup>。合計サンプル数は1342(男性739人、女性603人)である。

失業(経験)者については失業期間を尋ねている。失業1年までは月単位でわかるが、それ以降は年単位でしかわからない(たとえば1年1カ月の失業と2年失業は区別できない)ので13カ月以上は落とす。これによりいわゆる“長期失業者”をサンプルから落とすことになるが、『平成14年版労働経済白書』によれば、平均失業期間は4.3カ月であり、13カ月以上を落としても一般的な失業者の再就職行動を捉えられると考える。数年にまたがって失業し続けたまま生活しているという



多くの他の失業者とは異なる行動をとる者を取り除くことができるという利点にもなる。

調査時点で失業中の者については失業期間から、再就職している者については現職での勤続期間と失業期間（月）から失業開始年を計算し、現在の年齢をもとに失業時年齢を求める。年齢は19歳から5歳刻みの階級データである。定年後の再就職行動は他と大きく異なると考えられるので失業時の年齢で59歳以下の者に限定する。

失業開始年がわかるので、失業プールに入ったときの労働市場の逼迫度を表す変数として、失業開始時の性・年齢・学歴別の完全失業率（全国）を入れる（『労働力調査報告』を使用）。労働需要の影響をコントロールするためならば有効求人倍率のほうが適切だが性・年齢別にはわからない。

失業給付の受給状況は、「失業給付を受給している（いた）か？」に対する回答から、受給していれば1、そうでなければ0となる変数として作る。失業給付受給額についても、1カ月当たり受給額の回答を利用する。回答は0)0円（受給していない）、1)~5万円未満、2)~7.5万円、3)~10万円、4)~12.5万円、5)~15万円、6)~17.5万円、7)~20万円、8)~22.5万円、9)~25万円、10)~27.5万円、11)~30万円、12)~32.5万円であり、それぞれの中央値をとった。

失業給付残り1カ月は、失業給付が切れる最後の月に1、それ以外の月もしくは受給していなければ0となる変数として作成する。この変数は、調査時点で失業中の者については「失業給付はあとどれだけ残っていますか」という質問に対して「残り1カ月」と回答した場合に1となる変数、調査時点ですでに再就職している者については、失業する前の勤務先での勤続年数と失業時の年齢から所定給付日数を計算し、この所定給付日数（月）から失業時の失業給付受給期間の回答（月）を引いたものが1となる場合に1となる変数である。

さらに、失業時に何らかのトレーニングを行っていた（いる）かどうかを表すダミー変数を加える。厳密に言えばこの変数は失業期間の変数との同時決定だと考えられるがここではそれを考慮していない。トレーニング変数を説明変数に加える

ことで残差がどう変わるかを確認したがモデルの定式化を悪化させる様子はない。また次節で見るとトレーニング変数の係数は有意であり落とすことが問題になる可能性もある。そこでトレーニング変数は外生として説明変数の一つに取り入れる<sup>7)</sup>。

個人・家族属性については、性別、学歴、配偶者の存在、子供の数などがわかる。学歴は教育年数として9年（中卒）から12年（高卒）、14年（高専・短大卒）、16年（大卒以上）を使用する。このほか、生活状況を捉える変数として、世帯収入（万円）、非労働所得（万円）、住宅ローン残高、その他ローン残高を入れる。住宅ローン残高は0から12の値（階層データで、0)なし、1)500万未満、2)1000万未満以降1000万刻みで11)1億未満、および12)1億以上まで）として、その他ローン残高も0から6の値（階層データで、0)なし、1)50万未満、2)100万未満、3)300万未満、4)500万未満、5)1000万未満、6)1000万以上）として使用した。これら家計に関する変数は調査時点のものしかわからず、したがって現在再就職している人については失業時のものではないという問題を持つが、過去3年以内の失業に限定しており差は小さいとして推定する。

本論文の推定モデルには異質性による影響を十分に組み込めないのが、異質性による影響は説明変数としてコントロールすることに委ねられている。よって捉え切れていない属性をなるべく少なくするように慎重に選択した。基本的には、過去の分析で捉えている一般的な変数、および必要とされながらデータが存在しないために取り入れられていなかった変数を選択した。その上で、さまざまな特定化による推定について残差（Cox and Snell Residual や deviance residual）を失業期間や個人、線形予測値についてプロットする方法でモデルのあてはまりを視覚的に確認し望ましいとされる特定化を行った<sup>8)</sup>。

分析に使用できるサンプルは517、うち再就職した者は218人である。まずサンプルが特異なものになっていないことを確認する。表2Aに『雇用政策に関する調査』（2002）で分析に使用するサンプル（1999-2002年に失業を経験した者）の分

布を、表 2B に『国勢調査』(2000) で報告される東京都の失業者分布を示す。両調査の年齢分布は類似している。また、『雇用政策に関する調査』のサンプルは女性が若干少なく、学歴が若干高いが、分析に使用するサンプルは失業期間が 13 カ月以上の者を落としているので、失業期間が長い者も含む『国勢調査』よりも学歴が高く女性が少なく不思議ではない。『雇用政策に関する調査』のサンプル数は多くないが、全体を捉えるのに十分適切な分布だと考える。表 3 に推定に使用する変数の記述統計を示す。

## VI 推定結果

推定結果の前に『雇用政策に関する調査』が報告する失業給付と再就職意識の関係を二つ示しておく。まず表 4 に「前職の給料の～%の仕事が見つかった場合、あなたは再就職しようと思いませんか?」という質問に対する回答をまとめる。「失業給付中でも再就職する」に対して「給付終了後なら再就職する」という回答が多いほど給付により再就職意欲（再就職可能かどうかにかかわらず）が低められているといえる。表 4 によれば 40 歳未満で再就職意欲が抑制されている可能性が高い。

表 2 『雇用政策に関する調査』(2002) の分布の偏りのチェック

A. 2002 年『雇用政策に関する調査』における失業者の最終学歴と年齢分布

男計 (53%)	15-29 歳	30-39 歳	40-49 歳	50-54 歳	55 歳-
学歴計	0.173	0.104	0.083	0.039	0.130
小・中学校	0.012	0.010	0.004	0.004	0.010
高校・旧中	0.075	0.030	0.026	0.014	0.047
短大・高専	0.033	0.022	0.016	0.004	0.014
大学・大学院	0.053	0.043	0.037	0.018	0.059
女計 (47%)	0.193	0.124	0.083	0.031	0.039
小・中学校	0.008	0.000	0.002	0.000	0.000
高校・旧中	0.041	0.049	0.033	0.018	0.024
短大・高専	0.091	0.053	0.026	0.010	0.012
大学・大学院	0.053	0.022	0.022	0.004	0.004

注. 推定に使用する 517 サンプル (3 年内失業者に限定) の属性分布。

B. 2000 年『国勢調査』における東京都の完全失業者の最終学歴と年齢分布

男計 (63%)	15-29 歳	30-39 歳	40-49 歳	50-54 歳	55 歳-
学歴計	0.195	0.115	0.079	0.053	0.185
小学校・中学校	0.031	0.013	0.011	0.012	0.052
高校・旧中	0.095	0.056	0.039	0.026	0.083
短大・高専	0.028	0.014	0.006	0.002	0.007
大学・大学院	0.041	0.032	0.023	0.014	0.043
女計 (37%)	0.157	0.086	0.047	0.028	0.054
小学校・中学校	0.015	0.005	0.004	0.004	0.016
高校・旧中	0.069	0.038	0.025	0.016	0.031
短大・高専	0.049	0.026	0.011	0.005	0.005
大学・大学院	0.025	0.016	0.007	0.003	0.003

注. 2000 年『国勢調査』(総務省) : 第 14 表より筆者が作成。男女計の完全失業者 : 30 万 366 人の属性分布。

表 3 記述統計

※総サンプル数=517, うち 218 サンプルが失業プールから退出。

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
○基本推計				
失業期間 (月)	3.952	3.302	1	12
失業給付受給	0.356	0.479	0	1
残り 1 カ月	0.089	0.285	0	1
失業給付額	5.251	7.911	0	31.25
自発的失業	0.750	0.433	0	1
失業時年齢	37.656	11.347	19	59
性別	0.460	0.499	0	1
教育年数	13.633	1.897	9	16
配偶者あり	0.439	0.497	0	1
子供数	0.489	0.908	0	5
住宅ローン	0.449	1.326	0	9
その他ローン	0.762	1.364	0	6
世帯総収入 (万円)	48.038	38.191	0	250
非労働所得 (万円)	1.822	20.815	0	450
失業中にトレーニング実施	0.563	0.497	0	1
失業時失業率	5.671	2.274	2.9	14.1
○年齢階層別に影響を見る場合				
失業給付受給×40歳未満	0.228	0.420	0	1
失業給付受給×40歳以上	0.128	0.334	0	1
残り 1 カ月×40歳未満	0.062	0.241	0	1
残り 1 カ月×40歳以上	0.027	0.162	0	1
失業給付額×40歳未満	3.083	6.201	0	28.75
失業給付額×40歳以上	2.169	6.126	0	31.25

注：1) 失業給付受給は失業給付受給中ならば 1, そうでなければ 0 となる変数。残り 1 カ月は失業給付が切れる最後の月ならば 1, そうでなければ 0 となる変数。失業給付額は 1 カ月あたり給付額で次の階層データ：0) 0 円, 1) ~5 万円未満, 2) ~7.5 万円, 3) ~10 万円, 4) ~12.5 万円, 5) ~15 万円, 6) ~17.5 万円, 7) ~20 万円, 8) ~22.5 万円, 9) ~25 万円, 10) ~27.5 万円, 11) ~30 万円, 12) ~32.5 万円の各中央値。

2) 失業時年齢は, 19 歳以下から 59 歳までの 5 歳刻み。教育年数は, 9 年 (中卒) から 12 年 (高卒), 14 年 (高専・短大卒), 大卒以上 (16 年) まで。住宅ローンは住宅ローン残高で階層データ：0) なし, 1) 500 万未満, 2) 1000 万未満以降, 1000 万刻みで 11) 1 億未満までおよび 12) 1 億以上。その他ローンは住宅ローン以外のローン残高で階層データ：0) なし, 1) 50 万未満, 2) 100 万未満, 3) 300 万未満, 4) 500 万未満, 5) 1000 万未満, 6) 1000 万以上。世帯総収入は世帯の年取で万円。非労働所得は年間額で万円。失業中にトレーニング実施は失業中に何らかのトレーニングをしていれば 1, そうでなければ 0 となる変数。失業時失業率は, 失業プールに入った年・月の男女別・学歴別・年齢階層別失業率の値。

表 4 「前職の給料の～%の仕事が見つかった場合、あなたは再就職しようと思いませんか？」

	40 歳未満			40 歳以上 60 歳未満		
	失業給付中でも再就職する	失業給付終了後なら再就職する	再就職しない	失業給付中でも再就職する	失業給付終了後なら再就職する	再就職しない
(1) 40%の給料	16.35	23.71	59.95	23.47	23.47	53.06
(2) 60%の給料	48.23	4.36	47.41	59.69	4.08	36.22
(3) 80%の給料	70.03	8.45	21.53	82.14	6.12	11.73
(4) 100%の給料	92.10	3.00	4.90	96.43	1.53	2.04

注 1. 全体で 563 サンプル (40 歳未満 367, 40 歳以上 196)。各年齢層に占める割合を掲載。

つぎに Kaplan-Meier の残存率推定値を図 3 に示す。この残存率推定値は

$$S(T_k) = \prod_{i=1}^k \left[ 1 - \frac{h_i}{n_i} \right]$$

と書ける。ここで  $h_i$  は  $T_k$  までにカウントされる

合計月数,  $n_i$  は  $T_k$  で残存しているサンプル数である。

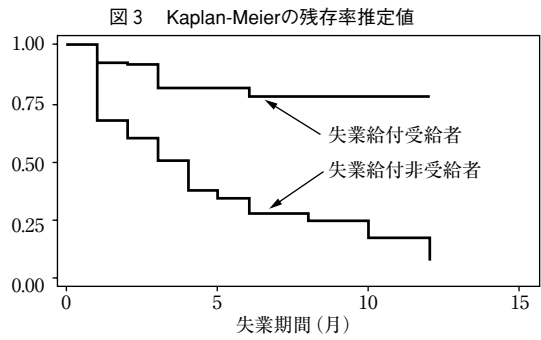
図 3 によれば, 失業給付を受給している人で, 失業プールに残存する確率は顕著に高い (失業状態からの退出率, 再就職確率は低い)。

また, 全体で見ると, 残存率の減少幅は失業期

間を経るにつれて小さくなる。すなわち、失業状態からの退却率は失業期間を経るにつれて小さくなってゆく。これは負の期間依存を示唆する。『平成14年版労働経済白書』でも指摘されているように、失業が長期化するにつれ、失業者はより失業状態から抜け出しにくくなる可能性がある。ただし、『労働経済白書』でもここでのKaplan-Meierの残存率推定値でも、真の期間依存であるか失業者の質によるものかは明らかではない。

表5にProportional Hazardモデルの推定結果を示す。はじめにモデルの前提であるProportionalityが満たされていることを確認しておく。Proportional Hazardモデルによれば相対的な退却率は等しい、もしくは $\beta$ は時間について不変である( $\beta(t) = \beta$ )。Grambsch and Therneau (1994)に従いこれを検定した結果を表の最下段(Global Test of proportionality over all covariates)に報告する。検定統計量は自由度15の $\chi^2$ 乗分布に従い、退却率が等しいという帰無仮説は受容される。

表5によれば、失業給付受給中の者はそうでない者に比べて約42% ( $1 - \exp(0.352)$ )も退却率



が低い。これは10%の有意水準で有意である。失業給付の受給月額額の係数は負であり受給額が高いほど再就職しない傾向を示しているが、10%の有意水準でも係数が0であることは棄却されない。これに対して、失業給付が残り1カ月であることは退却率を大きく上昇させることが1%の有意水準で支持される。失業給付が切れる直前に再就職率が高まるという駆け込み就職が多いといえる。

その他の変数では、失業時の年齢が高いほど再就職は遅い(失業期間は長い)。家計属性としては、既婚者および子供が多いほうが再就職が早い(失業期間が短い)。ローンや非労働所得といった家計要因は有意でないか極めて小さな影響となっている。

表5 失業プールからの退却率(失業期間の長さ)に与える影響

	係数 $\beta$	$\beta$ の標準誤差	$\exp(\beta)$
失業給付受給	-1.045	0.638*	0.352
残り1カ月	1.524	0.418***	4.590
失業給付額	-0.045	0.044	0.956
自発的失業	0.185	0.170	1.203
失業時年齢	-0.082	0.013***	0.921
性別	-0.025	0.125	0.975
教育年数	-0.031	0.030	0.969
配偶者あり	0.299	0.183*	1.348
子供数	0.235	0.095***	1.265
住宅ローン	-0.056	0.039	0.945
その他ローン	0.021	0.041	1.021
世帯総収入	0.004	0.001***	1.004
非労働所得	0.003	0.001***	1.003
失業中にトレーニング実施	-0.271	0.116**	0.763
失業時失業率	-0.165	0.045***	0.848
サンプル数(うち退却者)		517 (218)	
Wald Test of all $\beta = 0$ : $\chi^2$		146.85***	
対数尤度		-1110.7	
Global Test of proportionality over all covariates: $\chi^2$		6.16	

注: 1) 説明変数については本文および表3の注を参照。

2) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準で有意であることを示す。

3) White (1980)による不均一分散を修正した標準誤差を掲載。

る。失業中にトレーニングを実施している人は失業期間が長い。失業時失業率が高い層ほど失業状態から抜け出しにくい。

ここで、失業時の年齢が有意な負の影響を示している。年齢の差によって失業給付受給状況にも差があり、失業給付が再就職に与える影響が異なる可能性もある。そこで、年齢層ごとに Baseline Hazard が異なることも取り入れながら、失業給付受給状況の影響が異なるケースについて分析した。

結果は表 6 のとおりである。表 5 で見た、失業給付受給中であることが再就職率を下げる影響は、40 歳未満ではなく 40 歳以上のみで見られる。失業給付受給額の影響は全体では有意ではなかったが、40 歳未満では再就職率を下げている。また、

残り 1 カ月での駆け込み就職の存在は 40 歳以上では統計的には支持されず、40 歳未満において非常に大きな影響となっている。表の最下段で示しているとおり、失業給付を受給中であるかどうかの係数には二つの年齢層で有意な差はなく ((1) 欄)、残り 1 カ月もしくは失業給付額の係数の差はそれぞれ 10%、5% の有意水準で有意となっている ((2)(3) 欄)。

40 歳以上では失業給付受給者が非受給者よりも再就職率を低下させているが、失業給付受給額や給付残り 1 カ月といった、給付の内容にかかわる変数は再就職率を低下させていない。逆に 40 歳未満では、失業給付の受給の差はないが、給付額がよくなるほど再就職率は下がり、また給付期間いっぱいまで受給し再就職している。失業給付

表 6 失業プールからの退却率（失業期間の短さ）に与える影響 2：年齢による差を考慮したケース

	$\beta$	標準誤差	exp ( $\beta$ )
失業給付受給×40 歳未満	-0.475	0.657	0.622
失業給付受給×40 歳以上	-1.609	0.992*	0.200
残り 1 カ月×40 歳未満	2.077	0.488***	7.982
残り 1 カ月×40 歳以上	0.068	1.044	1.070
失業給付額×40 歳未満	-0.130	0.051***	0.878
失業給付額×40 歳以上	0.041	0.048	1.041
自発的失業	0.227	0.171	1.255
失業時年齢	-0.106	0.019***	0.900
性別	-0.029	0.124	0.971
教育年数	-0.029	0.030	0.972
配偶者あり	0.352	0.185*	1.423
子供数	0.230	0.097**	1.258
住宅ローン	-0.059	0.040	0.943
その他ローン	0.022	0.041	1.023
世帯総収入	0.004	0.001***	1.004
非労働所得	0.004	0.001***	1.004
失業中にトレーニング実施	-0.270	0.116**	0.763
失業時失業率	-0.197	0.050***	0.822
サンプル数 (うち退却者)		517 (218)	
Wald Test of all $\beta = 0: \chi^2$		167.21***	
対数		-986.9	
Global Test of proportionality over all covariates: $\chi^2$		9.71	
1) Wald Test of $\beta$ (失業給付受給×40 歳未満) = $\beta$ (失業給付受給×40 歳以上)		$\chi^2 = 0.92$	
2) Wald Test of $\beta$ (残り 1 カ月×40 歳未満) = $\beta$ (残り 1 カ月×40 歳以上)		$\chi^2 = 3.03^*$	
3) Wald Test of $\beta$ (失業給付額×40 歳未満) = $\beta$ (失業給付額×40 歳以上)		$\chi^2 = 5.93^{**}$	

注：1) 失業時年齢 40 歳未満と 40 歳以上で Base Hazard が異なるとしたモデル (Stratification) で推定。

2) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。

3) White (1980) による不均一分散を修正した標準誤差を掲載。

の受給そのものも再就職率の抑制を表すものであるが、これは失業者の他の（観察されない）属性を表しているにすぎない、もしくは内生変数になっている可能性がある。たとえ変数に問題はないとしても、それ以上に残り1カ月の駆け込み就職が再就職のインセンティブの抑制を示すという意味で重要だった。すなわち、表6の結果は失業給付制度は年少層の再就職のインセンティブを下けているといえる。

40歳未満までは残り1カ月からでも再就職インセンティブを高めて就職できるのに対し、40代以降ではそれができないという年配層の再就職の困難さを示している可能性もある（ただし年齢別・男女別・学歴別の失業時失業率として労働市場の逼迫度をコントロールしている）。言い換えれば年少層の再就職の容易さを示している可能性がある。そうであるならば、ここでの結果は、失業給付内容によってはもっと早く就職したかもしれない層を失業プールに残してしまうことを示唆する。

得られた結果を小原（2002b）と比較しよう。小原（2002b）では、大阪府で1982年から1999年のあいだに失業を経験した者についての調査を利用して類似の分析を行い、失業給付を受給していることは再就職率を大きく減少させること、所定給付日数が180日以上（失業前の勤続年数が長い年配の層）について残り1カ月の駆け込み就職が顕著に見られることを示した（給付額についてはデータの制約で分析できなかった）。

失業給付受給が再就職率を抑制し、残り1カ月であることが再就職率を上昇させるという結果は本論文の結果と同じである。しかしながら、1999年から2002年までの失業経験者（約70%が2001年以降に失業）を用いた本論文の分析結果では、40歳以上の失業者については、給付額や給付が切れる寸前といった給付内容は再就職率には影響していない。逆に40歳未満では給付の内容が再就職率を大きく低下させていた。とくに失業給付が切れる直前の駆け込み就職は顕著であった。

大阪と東京という地域差や分析サンプルの分布の差、分析手法の若干の差による影響が小さいとすれば、2000年以前の失業給付内容のもとでは年長層について見られた駆け込み就職が、2000

年以降では年長層については見られなくなり、年少層でのみ残ったことになる。これには2001年度の雇用保険制度改革が影響しているのかもしれない。2001年の所定給付日数の変更は、45歳以上60歳未満の層が最も大きな影響を受けた。特定離職者の給付日数は増加し、一般離職者の給付日数は大幅に減少した。この変更が、特定離職者の再就職インセンティブを下げることなく、一般離職者の再就職インセンティブを上げることにつながった可能性が考えられる。

ここで40歳以上失業者が失業給付が短縮されたことで完全に再就職のインセンティブを削がれたならば、永遠に抜け出さない（非労働力化する）サンプルとなる。この場合には、「残り1カ月」のシグナルで再就職インセンティブの低下を見ることは適切ではない。そこで、2001年度以降、45歳以上60歳未満の非労働力人口割合が増加しているかどうかを確認した。『労働力調査報告』によれば、全年齢計の男性の非労働力人口割合（失業者および就業者に対する割合）は2001年以降緩やかな増加傾向にある（1990年に24.1%、1995年に23.5%、2000年に24.1%の後、2001年に24.7%、2002年に25.7%、2003年に26.5%、2004年に27.1%；すべて1月の値）。これに対して45歳以上60歳未満の男性の非労働力人口割合は1990年以降2004年までほとんど変化していない（1990年に5.4%、1995年に4.1%、2000年に3.93%、2004年に4.83%）。女性も同様である。よって、少なくともマクロデータでは失業給付の短縮化による非労働力化は見られない。

最後に、40歳未満については、給付内容により再就職のインセンティブが妨げられて（失業期間が長期化されて）いることを強調しておきたい。Iで述べたように、（失業者の属性の差は除かれたとして）失業期間が長くなるほど単に失業が長いという理由で再就職が難しくなるのであれば、そして若年層ほどこれが当てはまるならば、なるべく早く失業状態から退出させるのが望ましい。失業給付内容により若年の再就職インセンティブを抑制し失業を長期化させることの負の影響は大きい可能性がある。本論文では失業期間中に再就職率がどう変化するかについては分析していない。

とくに若年層についてこの点を解明すること、そのためには失業者に関する大規模な調査および調査結果の利用が必要であることを特記しておきたい。

## Ⅶ おわりに

本論文では、(1)90年代の失業率上昇の背景に失業の長期化はあったのか、(2)失業給付制度は失業状態から抜け出す確率を抑制するのか、(3)2001年度雇用保険法改正は失業の長期化にどのような影響を与えたかについて分析した。

まず『労働力調査特別調査報告』（総務省）を利用して、失業し始めてから6カ月以上もしくは12カ月以上失業プールに残っている割合を計算したところ、90年代の失業率上昇の背景には失業期間の長期化があったことが少なくとも54歳以下の男性でわかった。これに対して2000年以降の失業率上昇期においては男性の多くの年齢層で長期失業は減少していた。長期失業が減少した可能性として、失業者が景気停滞や雇用状況の厳しさの長期化を予想するようになった可能性、2001年度の雇用保険法改正（失業給付期間の削減）により雇用保険被保険離職者の失業期間が短くなった可能性などを挙げた。

次に、『雇用保険事業月報』（厚生労働省）を利用して、失業給付の満期受給率を計算した。2001年度雇用保険法改正の影響に注目して分析したところ、倒産・解雇などを理由に離職した人の満期受給率は低く、それ以外の人の満期受給率は高いことがわかった。2001年度改正により後者の支給期間を短縮したことが失業期間の短縮化につながった可能性が指摘された。

論文の後半は、2002年に（株）構造計画研究所が行った『雇用政策の有効性に関するシミュレーション：実査データ』を用いて、失業者の再就職率すなわち失業からの退出率（再就職のインセンティブ）に失業給付制度がどのような影響を与えるかについて分析した。分析の結果、40歳未満では給付額がよくなるほど再就職率は下がり、また給付期間いっぱいまで受給し再就職するという給付制度による再就職抑制効果が見られた。これ

に対し40歳以上60歳未満では、これら給付内容にかかわる変数は再就職率を低下させていなかった。2001年度雇用保険法改正により45歳以上60歳未満の層の特定離職者について給付日数を増加し、一般離職者について給付日数を削減したことが、特定離職者の再就職インセンティブを下げずに、一般離職者の再就職インセンティブを上げることにつながった可能性がある。

本論文では、利用可能なデータを最大限利用することで、失業給付と失業長期化の関係を分析したが、残された課題も多い。とくに2001年度の制度改正の影響については考えられる可能性として述べたにすぎない。また、失業が長くなるほど失業状態からの退出率は低下するののかについては厳密に分析されていない。失業者の属性に差が全くないとしても、失業期間が長くなるほど単に失業が長いという理由で再就職が難しくなるのであれば、なるべく早く失業状態から退出させるのが望ましい。とくに若年層ほど長期失業により再就職が困難になるならば、本論文の分析結果である「失業給付内容により若年の再就職インセンティブを抑制し失業を長期化させる」ことの負の影響は大きい。失業者に関する大規模な調査が行われ、さらなる分析が行われることが期待される。

\* 分析にあたり（株）構造計画研究所には『雇用政策の有効性に関するシミュレーション：実査データ』の利用を許可していただきました。研究所のご好意に感謝申し上げます。  
\*\* 本論文作成にあたり、亜細亜大学安部由起子氏、大阪大学大竹文雄氏、筑波大学川口大司氏、政策研究大学院大学黒澤昌子氏、神戸大学三谷直紀氏にはたくさんの貴重なコメントをいただきました。また、大阪大学大学院の梶谷真也氏にはコメントをいただいただけでなくマクロデータの加工作業を補助していただきました。日本女子大学の大沢真知子氏には、雇用保険に関するデータについてご教授いただきました。浅田紀子さん、三島亜紀さんには『雇用保険事業月報』の膨大なデータを入力していただきました。ここに記して感謝申し上げます。

- 1) 月次の年齢階層・性別の値は総務省統計局で閲覧可能である。
- 2) 『労働力調査特別調査報告』（平成14年度以降は『労働力調査報告』）でも、「6カ月間失業者や12カ月以上失業者の割合」を報告しているが、これは“調査時点の全失業者に占める割合”として計算されたものであり、失業の長期化を議論するときには適さない。
- 3) 2002年1月の『労働力調査』と『労働力調査特別調査』の統合で、両者の報告値に乖離がなくなったことや、4月期平均値の表記になったことがここでの計測結果に与えた影響は小さいと考える。長期失業割合の減少が始まるのは

2002年以前である。

- 4) 小原 (2002a) では4月を基準として計算したが、4月は必ずしも年全体の傾向を表していない可能性がある。年平均と最も近い傾向を示す5月、6月、7月を基準に計算しその平均を求め各年の平均満期受給率とした。
- 5) 平成14年度総合的産業人材供給環境整備調査事業(経済産業省の委託調査)として行われた。東京、名古屋、熊本で調査されたが、失業者サンプルはほとんどが東京である。
- 6) 失業開始年は、1999年が12.6%、2000年が19.1%、2001年が37.7%、2002年が30.6%である。
- 7) トレーニング変数を入れない推計も行い推計値の大きさや有意性を確認したが、今回注目する失業給付に関する変数の影響についてはほとんど差がないことを確認した。
- 8) 再就職サンプルについて調査時点と失業時の乖離が大きいのと思われる世帯収入とその他ローンについて落とした推定を行い、次節の結果が頑強であることを確認した。また、前職の詳細(職種や職業、産業)を取り入れた分析や、前職で管理職、公務員、自営業だった者などをサンプルから落とす推定も行ったが、次節で示す主要な結果は変わらない。再就職時の希望雇用形態などを捉える必要があるかもしれないが、ここではデータの制約により行っていない。

#### 参考文献

- Abbring, J., G. van den Berg and J. van Ours (2002) "The Anatomy of Unemployment Dynamics", *European Economic Review* 46 (10).
- Bover, O., M. Arellano and S. Betolilla (2002) "Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle", *The Economic Journal* 112.
- Carling, K., Per-Anders Edin, A. Harkman and B. Holmlund (1996) "Unemployment Duration, Unemployment Benefits and Labor Market Programs in Sweden", *Journal of Public Economics* 59 (3).
- Cox, David (1972) "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 34 (2).

- Grambsch, P. and T. Therneau (1994) "Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals", *Biometrika* 81 (3).
- Katz, L. and B. Meyer (1990) "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics* 41 (1).
- Machin, S., and A. Manning (1999) "The Causes and Consequences of Longterm Unemployment in Europe", in Orley Ashenfelter, and David Card, *Handbook of Labor Economics* Vol. 3C (Elsevier, Amsterdam).
- Meyer, B., (1990) "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica* 58 (4).
- Turon, Helene (2003) "Inflow Composition, Duration Dependence and thier Impact on the Unemployment Outflow Rate", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65 (1): 31-47.
- van den Berg, G., and J. van Ours (1996) "Unemployment Dynamics and Duration Dependence", *Journal of Labor Economics* 14 (1).
- 厚生労働省編『平成14年版労働経済白書』。
- 厚生労働省職業安定局『雇用保険事業月報』(1995年5月-2003年3月)。
- 小原美紀 (2002a) 「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』(東洋経済新報社)。
- 小原美紀 (2002b) 「失業手当の受給実態」『日本労働研究雑誌』No. 510。
- 総務省統計局『労働力調査特別調査報告』(1990年-2003年)。
- 総務省『労働力調査報告』(1990年-2003年)。

こはら・みき 大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授。最近の主な著作に「失業手当の受給実態」『日本労働研究雑誌』, No. 510, 38-52頁。応用計量経済学, 労働経済学専攻。



訂正

『日本労働研究雑誌』2004年7月号（No.528, pp.33-48）に掲載した論文「雇用保険制度が長期失業の誘因となっている可能性」において長期失業率の計算に誤りがありました。下記の通り訂正いたします。

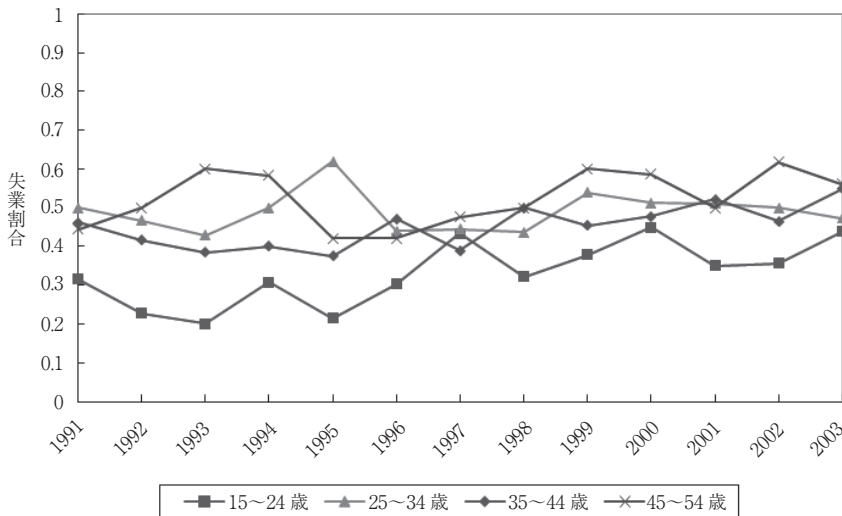
小原美紀（大阪大学准教授）

論文では、『労働力調査』（2001年までは『労働力調査特別調査報告』；総務省）が毎年2月に報告する6カ月以上失業者数を使って、2月を基準にその6カ月前の全失業者に対して6カ月以上失業している者の割合を求めていました。その際、2001年までの『労働力調査特別調査報告』は1年以上の失業期間を一括りにしているのに対して、2002年の『労働力調査』への統合後は、1年以上を「1～2年」「2年以上」に分けていることに気付かず、1～2年のみを1年以上の区分として処理していました。

下図は、男性の6カ月以上失業率について修正した結果です。2004年7月号では、「2000年から2003年にかけて、25歳以上の男性失業者における長期失業割合は減少している」と書きましたが、正しくは「長期失業率は大きく変化していないか、いくつかの年齢層で増加している」となります。長期失業率が減少しているという記述は間違いでした。同様に12カ月以上失業率や女性についても修正されます。

なお、この論文の主要目的は、雇用保険法改正が長期失業率に与える影響を明らかにすることであり、主要結果である法改正による満期受給率の変化や、失業期間に関するマイクロデータを用いた計量分析の結果には、ここに記載した違算は全く影響していません。

図 年齢別長期失業率（男性）  
失業6カ月以上



注. 横軸に示す各年（2月）で失業している割合。ただし、2002年と2003年は第1四半期の平均値。『労働力調査特別調査報告』（総務省）、および『労働力調査報告』（総務省）より計算。計算方法は本文に記載。