

## 失業給付は失業を長期化させるか？

小原美紀

### I はじめに

雇用保険法では、「政府は失業等給付、雇用安定事業、能力開発事業、雇用福祉事業を行える」と定める。このうち失業等給付は、失業保険法(昭和49年改正で雇用保険法に改名)以来設けられ、現在では、求職者給付、就職促進給付(昭和59年改正より)、雇用継続給付(平成6年改正より)、教育訓練給付(平成10年改正より)などがある。

失業等給付の中心は、求職者給付の中の、一般被保険者に支給される基本手当である。基本手当の支給期間(所定給付日数)は、昭和49年改正では年齢のみに応じて定められていたが、昭和59年改正で被保険期間も考慮されるようになり、平成6年改正では高齢者に手厚いものに再変更された(表1)。

基本手当を手厚くする政策は、「失業時のコストを低下させ、失業者の求職活動を容易にし就職を促進する」という雇用保険法の考えに基づく。しかしながら、これまでに多くの研究が、失業給付は失業者の就職のインセンティブを抑制し、失業期間を長期化させると報告している。理論モデルによれば、失業給付は失業者の留保賃金を上昇させ、仕事を探す時間や努力を低めるので失業期間を延長させる。そして、失業給付の切れる時点で再就職率は最も高くなる(Mortensen(1977), Moffitt and Nicholson(1982)など)。この結果は、実証分析においても、たとえばMoffitt(1985), Katz and Meyer(1990), Meyer(1990)

はアメリカ、Ham and Rea(1987)はカナダ、Carling et al.(1996)はスウェーデンの研究により支持している。

Mortensenによれば、失業給付期間(所定給付日数)の増加も同様の効果を持つ。一方、失業給付水準の増加は、新たに失業プールに入った人の留保賃金を上げるが、給付終了間近の人の留保賃金を下げるので、理論的には失業期間が長期化するかどうか決まらない。Poterba and Summers(1995)は、失業給付水準が高まると失業期間が

表1 基本手当の所定給付日数(日)

昭和49年改正(昭和50年-昭和58年)					
	被保険期間				
	1年未満	1年以上			
30歳未満	90	90			
30-44歳	90	180			
45-54歳	90	240			
55歳以上	90	300			

昭和59年改正(昭和59年-平成6年)					
	被保険期間				
	1年未満	1-4年	5-9年	10年以上	
30歳未満	90	90	90	180	
30-44歳	90	90	180	210	
45-54歳	90	180	210	240	
55歳以上	90	210	240	300	

平成6年改正(平成7年-)					
	被保険期間				
	1年未満	1-4年	5-9年	10-19年	20年以上
30歳未満	90	90	90	180	180
30-44歳	90	90	180	210	210
45-59歳	90	180	210	240	300
60歳以上	90	240	300	300	300

長期化するという実証結果を示す。Narendranathan, Nickell and Stern (1985) は、特に所定給付日数の短い若年者で、失業給付水準が失業期間を長期化させる影響が大きいとする。Katz and Meyer (1990) によれば、失業給付期間(所定給付日数)の延長も失業期間を長期化させる。日本については、橋木(1984)が、失業給付の満期受給者の多さを挙げて、失業給付期間の延長が失業期間を長期化させる可能性を指摘する。

これらは失業給付受給者の行動を説明しているが、失業給付を受給していない失業者が多い場合には、失業給付受給者と非受給者での失業期間の差を検討することも重要である。受給者と非受給者の差を分析した研究は、受給者サンプルでの分析に比べて数が少ないが、Fallick (1991) や Kettunen (1996) などは、アメリカについて、失業給付受給者は非受給者より失業期間が長いことを示している。日本では、大日(2000)が、1998年の『転職者総合実態調査』を用いて、受給者の方が70%近くも就職確率が低いとしている。

このように、失業給付の存在や失業給付の手厚さが失業期間を長期化させているならば、就職を促進するという雇用保険法の本来の目的に反する。本論文は、日本の失業給付が失業期間を長期化させているかを明らかにする。分析には、1999年に大阪府が行った『「成長が期待される産業分野における人材の確保・育成」に関するアンケート調査』の従業員調査の個票データを用いる。個票データにより日本の失業給付の影響を分析したものは大日(2000)を除いてほとんど例がない。本論文の新しい点は、さらに、失業給付の影響を失業給付の内容や、失業期間に応じて詳細に分析する点にある。

個票データによる実証分析に先立ち、論文の前半では、マクロデータを用いて、日本における失業等給付の受給状況と失業率の全体像を示す。日本では、失業給付の受給についてマクロデータを用いた分析でさえも数が少ない。その中で、[大竹(1987)は、失業給付の受給者と非受給者の失業率を定義し、昭和40年代から50年代の変遷をまとめた貴重な研究である。本論文でも失業率を

同様に定義し、昭和57年度から平成10年度までの変遷を明らかにする。昭和57年以降、詳細なデータが公開されているので、変遷の背景についても深く議論できる。

以下、Ⅱでマクロデータによる分析結果を、Ⅲでマイクロデータによる分析結果を示す。Ⅳには全体のまとめを示す。

## Ⅱ 雇用保険受給者と非受給者の変化——マクロデータによる分析

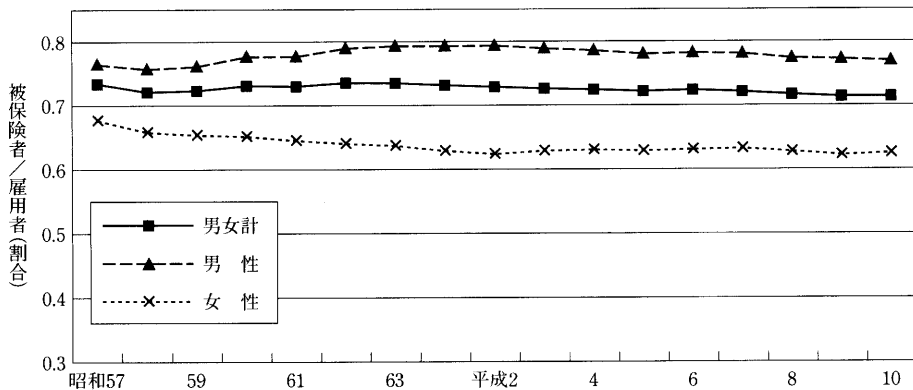
### 1 どれぐらいの労働者が保険されているか？

図1は雇用保険被保険者の雇用者に対する割合の変遷を示す。昭和57年度から示したのは、この年から男女別、年齢別、所定給付日数別にデータが入手できるためである。被保険者数には、『雇用保険事業年報』より、全被保険者(一般被保険者と特例被保険者の和)の月末被保険者数(年度平均)を用いた。雇用者は『労働力調査年報』を使用し、官公庁勤務者数を除いた。

雇用保険被保険者の雇用者に対する割合は約71%で、この値は昭和57年度から変化していない。また、女性の被保険者割合が低い。就業者に対する割合としても計算したが、緩やかな上昇傾向にあるが、大きな変化ではない。その値は平成10年度でも57.2%に留まる。雇用保険非加入者の割合は比較的多く、長期間変化していない。

### 2 保険されている者とされていない者で失業率は異なるか？

Burtless (1983) は、アメリカの雇用保険加入者の失業率(IUR: Insured Unemployment Rate)が1960年代前半より完全失業率(TUR: Total Unemployment Rate)から乖離し始め、70年代後半以降は完全失業率を大幅に下回ったことを示す。失業手当が課税所得の対象になったため、失業者のうち失業給付の受給申請を行う者が大きく減少したことや、失業手当給付期間が短くなったことを理由に挙げている。この分析は、失業者を雇用保険受給者と非受給者に分けることで雇用保険制度の影響を見る新しいものであるが、



出所) 『雇用保険事業年報』, 『労働力調査年報』。

図1 被保険者割合の変遷

使用している統計への疑問や政策の内生性の問題があり、政策変更の影響による説明は弱い。

大竹 (1987) は IUR, TUR に加えて雇用保険非加入者失業者 (UUR) を定義し、UUR と IUR の変化の差を議論している。本論文でも同じ定義を用いて、雇用保険加入者失業率と非加入者失業率の推移を示す<sup>2)</sup>。ある時点での就業者を  $L$ 、失業者を  $U$ 、雇用保険被保険者を  $CE$ 、雇用保険受給者を  $BU$  とすると、IUR, UUR, TUR は、

$$TUR = \frac{U}{U+L} \cdot 100$$

$$IUR = \frac{BU}{BU+CE} \cdot 100$$

$$UUR = \frac{U-BU}{U-BU+L-CE} \cdot 100$$

と書ける<sup>3)</sup>。就業者と失業者数には『労働力調査年報』の値を使用した。雇用保険被保険者数と受給者数には、『雇用保険事業年報』から、一般被保険者の月末被保険者数 (年度平均) と、基本手当基本分受給者実人数を使用する<sup>4)</sup>。

図2は昭和57年度以降の変遷を示す。IURは増減の波はあるものの2-3%の間にあるのに対し、UURは急上昇している。平成5年度以降は、UURの増加率がTURの増加率を上回っている。大竹によれば、昭和40年代から50年代でも、UURはIUR以上に増加しており、昭和40年の0.11%から昭和59年には2.1%に及んだ。図2

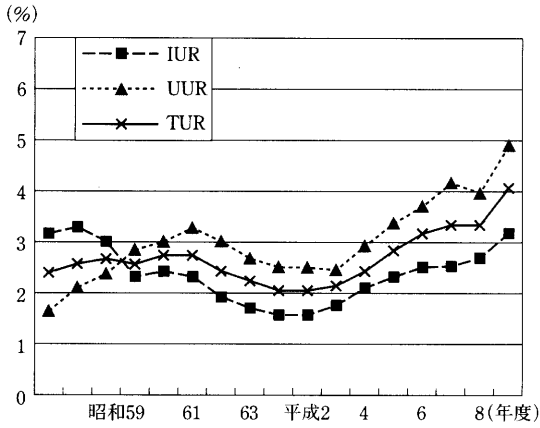
と合わせれば、UURは昭和57年以降、さらに急激な伸びを続け、昭和59年にはIURを上回り、平成10年には5%に達したことになる。

性別にみると、女性では、もともと非常に低かったUURはIURと差がなくなるほど伸びている。女性以上に男性でのUURの上昇が顕著で、初めはIURと同じ水準だったUURは急上昇し、IURと大きく乖離している。

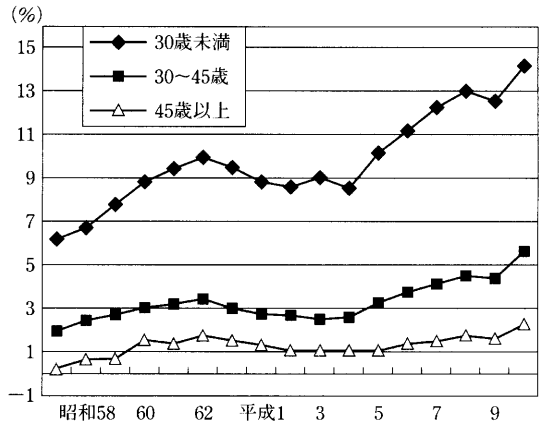
大竹は、UURの急上昇の背景として(1)受給期限を超えて失業プールに残り続ける人が増加したこと、(2)パートタイム労働者(雇用保険加入率が低く、失業頻度が高い)が増加したこと、(3)女性の労働力化率の増加により、非労働力から労働力市場へと参入し現在失業プールにある者が増加したことを挙げている。ただし、昭和40年度から56年度までは全体の合計のデータしか存在しないので、これらの推測を検証できなかった。

図2によれば、UURは確かに女性で増加しており、昭和57年度以降も上記の(2)(3)の説明は妥当だといえる。しかしながら、図2では、男性でのUURの急上昇が大きな特徴だった。男性で、新規に労働力化しながら失業している者、雇用保険に加入していない者としては、近年上昇傾向にあるフリーアルバイターや新卒者失業者の存在が考えられる。もし彼らの存在がUUR上昇の主因ならば、UURの急上昇は若年層で特徴的

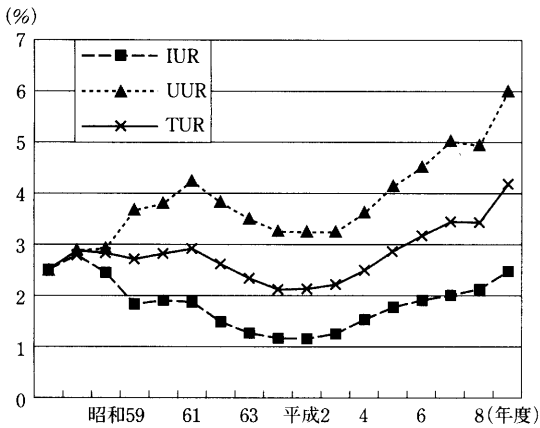
男女計



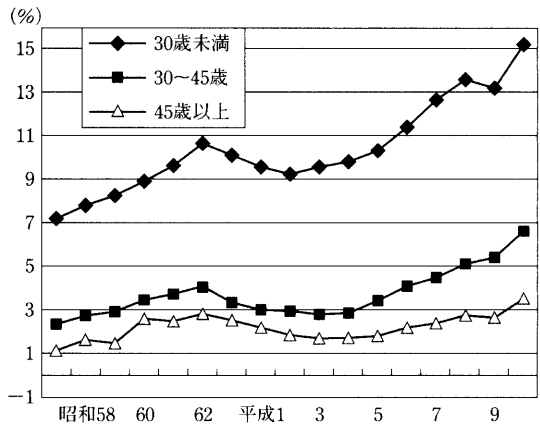
年齢階層別(男女計)



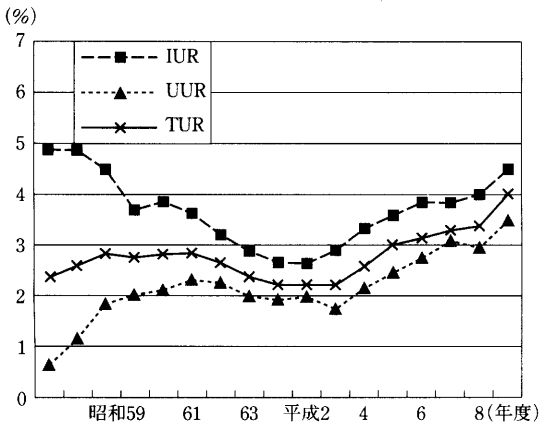
男性



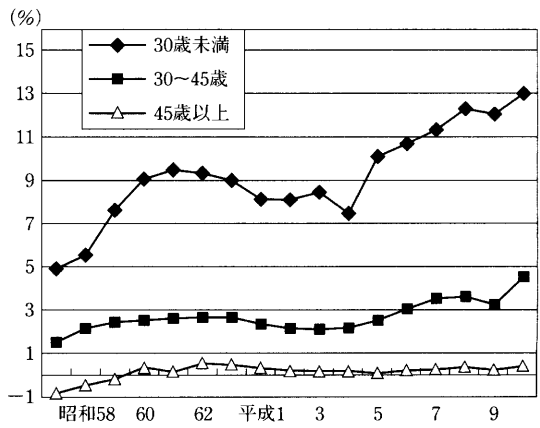
年齢階層別(男性)



女性



年齢階層別(女性)



出所) 『雇用保険事業年報』, 『労働力調査年報』。

図2 TUR, IUR, UUR

出所) 『雇用保険事業年報』, 『労働力調査年報』。

図3 UUR

に見られるはずである。そこでUURを年齢別に描いてみた(図3)。確かに、高いUURも平成5年からの急上昇も、30歳未満で確認される。男女共に見られる傾向であるが、男性の方が高い水準にある。

UURの急上昇の可能性として(1)の「受給期限を超えて失業プールに残り続ける人が増加した」という説明はどうか。これを検討するためには、満期受給者(所定給付日数が切れるまで受給した者)の変化を見るのが一案である。『雇用保険事業月報』を用いれば、所定給付日数(潜在的に受け取れる給付期間)別に各月の新規受給者数と満期終了者数が分かる。これにより、所定給付日数受給できる者(予定者)に占める、結果的に最後まで受給した割合が分かる。各年の*i*月の新規受給者を  $S_i$ 、満期終了者を  $T_i$  とすれば、所定給付日数90, 180, 210(昭和59年度以降), 240, 300日について、*i*月に受給を開始した満期受給者の割合  $B^i$  を、

$$B^i_{90} = T_{i+3}/S_i, \quad B^i_{180} = T_{i+6}/S_i,$$

$$B^i_{210} = T_{i+7}/S_i, \quad B^i_{240} = T_{i+8}/S_i,$$

$$B^i_{300} = T_{i+10}/S_i$$

と定義できる。所定給付日数と月次データの誤差(90日は正確には3ヵ月ではない)は小さいと仮定する。

図4は、各年について*i*を4月として計算した結果である<sup>5)</sup>。90日(最短)と300日(最長)で満

期受給者が多い。満期受給者の割合は約60%から90%の割合であり小さな割合ではない。性別に求めると、男性の方が女性より全体的に低く、日数の長い方で顕著となっている<sup>6)</sup>。しかしながら、平成5年度以降に満期受給者の割合が急増したという事実は、全体でも男女別でも見られない。満期受給後に就職する者が増加したことはUURの上昇の説明にはならない。

日本では、昭和50年代後半以降、雇用保険非受給者の失業率が急増したことがわかった。背景には、保険に加入していないパートタイム労働者の失業率の増加や、平成5年以降は、特に若年男性での非加入者失業率の増加があった。Burtlessがアメリカについて指摘するように、受給資格がありながら受給申請しない者が増加している可能性もあるが、既存のデータからは把握できない。

分析結果は、「受給しているかどうか」が失業期間の分析に重要であることを示唆する。IIIでは、雇用保険のうち失業等給付の求職者給付—基本手当(以下、失業給付と呼ぶ)の受給が失業者の再就職行動にどのような差をもたらすのか、個票データを用いて分析する。

所定給付日数別(男女計)

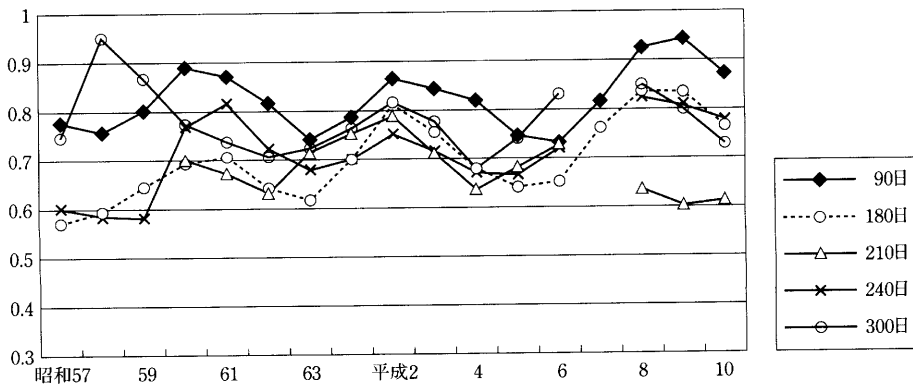


図4 満期受給者の割合

### Ⅲ 失業保険給付は失業を長期化させるか？—— マイクロデータによる分析

#### 1 推定モデル

失業期間に関する実証分析は、Proportional Hazard Model に基づくものが多い。失業プールから退出する確率（再就職確率）を

$$\lambda(t_i) = \phi(\beta, x_i) \cdot \lambda_0(t_i) \quad (1)$$

と定義する。 $\lambda_0$ は個人*i*ごとに異なる部分で baseline hazard と呼ぶ。ここで

$$\phi(\beta, x_i) = \exp(-x_i' \beta) \quad (2)$$

とすると、 $\partial \ln \lambda / \partial x_k = \beta_k$  となり、推定された係数を通常の線形モデルのように容易に解釈できる。失業期間が  $T_j$  以上であるサンプル ( $R_j$ ) の中で、個人 *i* が失業期間  $T_j$  で再就職する条件付確率は、 $P(t_i = T_j | R_j) = \lambda(t_j) / \sum_{i \in R_j} \lambda(t_i)$  となり、これが各期間 *j* について存在し尤度を構成する。最大化する対数尤度関数は、(2) 式から

$$\ln L = \sum_{j=1}^n \left\{ x_j' \beta - \sum_{i \in R_j} \exp(x_i' \beta) \right\} \quad (3)$$

となる。(3) 式の最大化から  $\beta$  を求めれば baseline hazard を推定する必要がない。baseline hazard の特定化を誤るバイアスを受けない点がモデルの長所である。

このモデルは、説明変数が再就職確率に与える影響が期間を通じて一定という強い仮定を置いている。再就職率が給付終了時に高まるとする理論モデルの主張を推定の前提から認めていないことになる。失業給付受給の影響は給付期間終了まで続き、終了後は小さくなる可能性があるし、特に期間の初期には、失業期間の短い人は失業給付を受け取らずに再就職するという内生性の影響を強く受ける可能性がある。これらの場合、期間を通じて係数が一定を仮定した推定は、失業給付受給の影響を過少評価してしまう。

この問題を考慮するために、いくつかの方法がとられてきた。Katz and Meyer (1990), Meyer (1990) は、給付終了までの残り期間を説明変数に入れて、残り期間ごとに再就職確率が異なることを部分的にコントロールし、残り 2 週間から 1

週間になることで再就職確率が 78% も上昇することを示す。

失業給付が再就職確率に与える影響が時間に応じて異なることを明示的にモデル化する方法として、Follmann, Goldberg and May (1990) は、失業給付が切れる時点とそれ以外の時点で再就職確率を表す関数形が異なるモデルを設定する。Fallick (1991) は、失業給付受給が hazard (再就職確率) に与える影響と baseline hazard の両方が時間と共に変化するモデルを推定している。Kettunen (1996) では、時間に依存して説明変数の再就職確率に与える影響が異なるモデルを、Weibull 分布を仮定してパラメトリックに推定する。これらの分析によれば、失業保険受給の影響は、失業期間の最初の数ヶ月までに限定的であり、これまで推定されてきたよりも失業給付が失業を長引かせる影響は小さい。

最も単純な方法としては、失業期間を区切る方法が考えられる。説明変数の影響が異なるグループが分かるならばグループごとに分けて推定すればよい (Kiefer (1988))。区切られた時点で期間が切断される点に注意すれば、この方法により、時間ごとに失業給付が再就職確率に与える影響を測定できる。

#### 2 データ

使用するデータは、1999 年に大阪府が行った『成長が期待される産業分野における人材の確保・育成』に関するアンケート調査』の従業員調査である。大阪府下のあらゆる規模や産業の事業所に調査票を送付し、各事業所に勤務する転職経験を持つ者に配布してもらった。回答は事業所を通さず従業員から直接返信してもらった。回答数は 726 である。

この調査で失業期間を分析することは次の利点を持つ。失業給付非受給者も含まれるので、受給・非受給の差を検定できる。また、全ての人が失業期間を終了しているため、調査時点で期間が打ち切られることにより調査以降の再就職状況が不明となる問題を回避できる。さらに、失業前の就業状況が詳しく分かり、給付水準など失業給付

に関する追加的な情報も含むので、失業給付の内容を検証できる。

調査では、「前の会社を辞めてから今の会社に勤めるまでに期間があったか」、あった場合には「その期間(月)」を尋ねている。これを失業期間とする。説明変数には、失業給付受給ダミー(失業給付を受給したならば1となる変数)の他に、個人の属性と前事業所の属性を用いる。自己都合退職の場合には3ヵ月間の待機期間が存在するので、自己都合退職ダミー(自己都合により辞めたと本人が回答した場合1となる変数)を入れる。また、選択する再就職先の雇用形態が非正社員か正社員で就職行動は異なる可能性を考え、再就職後の雇用形態が正社員かどうかを入れる。失業給付の受給が失業期間を延長させていけば、失業給付受給ダミーの係数は正となり、延長させていなければ0となる。

給付内容を分析する際には所定給付日数を示すダミー変数を使う。これは前職を離職した時の年齢と前職での勤続年数から求めた。給付額には受給日額を用いる。調査は、受給日額または月額を訊いている。月額での回答は30で割り日額とした。推定には対数値を用いる。

失業期間を経ずに再就職した者は、受給機会の無かった者であり性質が異なるので分析対象から外す。また、失業給付を受給したが失業期間は0と回答する者、前職での勤続年数が半年未満にも関わらず受給したと回答する者、65歳以上の者をサンプルから落とした<sup>7)</sup>。これらの選別と、推定に使用する全ての変数が存在するものに限るとサンプル数は330となる。失業給付受給者のサンプルは135である。表2のa)とb)に記述統計を示す。

図5に、失業給付の受給別に、再就職率を失業期間ごとにプロットした(Kaplan-Meyerのproduct limit estimator)。失業期間が長くなると残存サンプルが少なくなり、異常値の変動が就職確率を過大に見せるので25ヵ月までを示す。3ヵ月以内では、失業保険を受け取っていないサンプルでの再就職率が圧倒的に高い。6, 12, 24ヵ月での再就職率の高まりが顕著であるが、これら

表2 記述統計

	a) 全サンプル (330)		b) 失業給付受給サンプル (135)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
失業期間(月)	6.77	8.40	9.27	8.91
失業給付受給	0.41	0.49	1	0
自己都合退職	0.71	0.46	0.57	0.50
過去の転職回数	2.06	1.39	2.21	1.48
性別	0.57	0.50	0.56	0.50
年齢	35.11	10.71	37.6	11.8
勤続期間(月)	78.50	97.22	97.5	108.4
中学卒	0.02	0.14	0.04	0.19
高校卒	0.21	0.41	0.27	0.44
専修学校卒	0.15	0.36	0.13	0.34
短大・高専卒	0.18	0.39	0.16	0.37
大学・大学院卒	0.43	0.50	0.40	0.49
正社員(前職)	0.85	0.36	0.90	0.31
正社員(現職)	0.82	0.39	0.79	0.41
役職(役員)	0.03	0.17	0.04	0.19
(部長)	0.04	0.19	0.07	0.26
(課長)	0.07	0.26	0.13	0.33
(係長)	0.09	0.28	0.07	0.26
(専門職)	0.22	0.42	0.19	0.39
事業所規模(1000人以上)	0.27	0.45	0.29	0.45
(500-999)	0.09	0.28	0.10	0.31
(300-499)	0.09	0.29	0.09	0.29
(100-299)	0.15	0.36	0.18	0.38
(30-99)	0.14	0.35	0.12	0.32
(5-29)	0.19	0.39	0.19	0.40
(1-4)	0.05	0.22	0.03	0.17
産業(鉱業)	0.06	0.24	0.08	0.27
(建設)	0.26	0.44	0.26	0.44
(製造)	0.01	0.11	0.01	0.09
(電気・ガス・水道)	0.03	0.18	0.03	0.17
(運輸・通信)	0.17	0.38	0.24	0.43
(卸売・小売)	0.08	0.28	0.07	0.26
(金融・保険)	0.01	0.11	0.00	0.00
(不動産)	0.32	0.47	0.28	0.45
(サービス)	0.04	0.20	0.01	0.12
所定給付日数(90日)			0.56	0.50
(180日)			0.10	0.31
(210日)			0.16	0.37
(240日)			0.06	0.24
(300日)			0.11	0.32
受給日額(千円)			6.39	2.25
対数受給日額			1.79	0.37

注) 1. 役職, 規模, 産業は前職での状況。  
 2. 年齢と勤続年数は離職した時点のもの。  
 3. 給付日額に(正の値で)回答しているものは90サンプル。

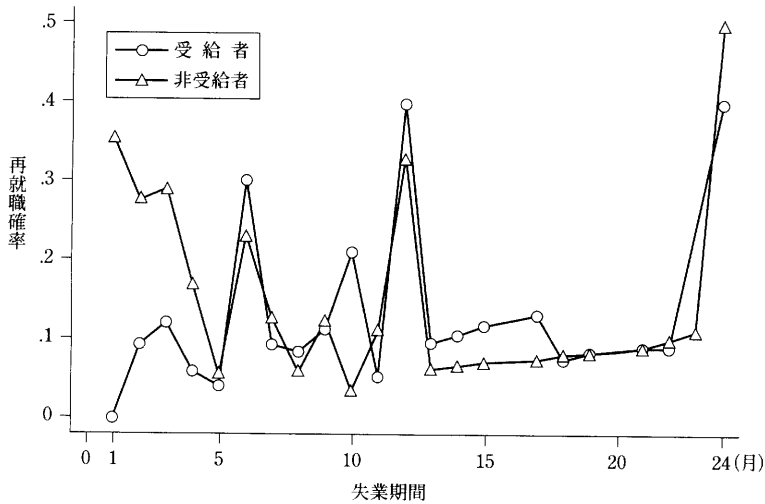


図5 失業給付と再就職確率

の時点では失業給付を受給していないサンプルでも高まっており、単に回答上の“区切りのよさ”を反映している可能性が高い。むしろ興味深いのは、受給していないサンプルと受給しているサンプルの再就職確率が大きく乖離している10ヵ月目である。10ヵ月目の高まりは失業保険を受給した人だけに見られる。10ヵ月(約300日)は失業保険給付の最長期間にあたり、失業給付受給者が給付の終了時まで失業を長期化させている可能性を示唆する。ただし、この図は、受給しているかどうか以外の属性はコントロールされていない。結論を得るためにはProportional Hazard Modelの推定が必要になる。

### 3 推定結果

(1) 失業給付の存在は再就職確率を低下させるか？

表3は再就職確率をProportional Hazard Modelで推定した結果である。失業給付の受給は再就職確率に有意に負の影響を与え、受給者の方が非受給者より58.5% ( $1 - \exp(-0.856)$ )も再就職確率が低い(失業期間が長い)。推計値はより多くのサンプルを用いて分析した大日(2000)の示す値(-0.782)に近い。

モデルの妥当性を検定する方法の一つとして、

Grambsch and Therneau (1994)に従い、失業保険受給の係数が時間を通じて一定であるか(proportionalityの仮定が満たされるか)をテストした。仮説は棄却され、受給が再就職確率に与える影響は時間を通じて一定でないといわれる。よって、III-3-(3)で、この仮定を緩めた分析を行う。

受給の有無と同時に興味深いのは、給付期間の長さが再就職確率に与える影響である。理論モデルが示すように、失業保険が切れる時点まで再就職を延ばしているならば、所定給付日数が長い者ほど再就職は遅くなるはずだ。所定給付日数は、年齢と失業前に雇用されていた勤務先での勤続年数で決まる。表3の結果によれば、失業給付期間を決めるはずの年齢や勤続年数は有意ではない。失業給付は再就職確率を下げ、失業期間を長期化させるものの、給付期間は影響しないことを示唆する<sup>8)</sup>。

(2) 失業給付の手厚さは再就職確率を低下させるか？

所定給付日数や給付水準など失業給付の内容が再就職確率に与える影響を、正確に把握するためには、失業給付受給者に限定したサンプルで分析する必要がある。給付内容が影響するのは受給者に限られるので、受給者と非受給者が混在したサ



表3 失業給付受給の失業期間に与える影響

再就職確立の推定	推定値 (Beta)	標準偏差
失業給付受給	-0.856	0.140***
自己都合退職	-0.328	0.153**
過去の転職回数	0.004	0.055
性別	0.110	0.137
年齢	-0.003	0.063
年齢 2 乗	0.000	0.001
勤続期間	0.003	0.006
年齢 * 勤続年数	0.000	0.000
高校卒	-0.713	0.428*
専修学校卒	-0.842	0.458*
短大・高専卒	-0.763	0.463*
大学・大学院卒	-0.726	0.448
正社員 (前職)	-0.372	0.184**
正社員 (現職)	0.185	0.178
役職 (役員)	0.847	0.383**
(部長)	0.995	0.388***
(課長)	0.717	0.297**
(係長)	0.787	0.252***
(専門職)	0.262	0.159*
事業所規模 (1000 人以上)	-0.184	0.300
(500-999)	-0.567	0.341*
(300-499)	0.031	0.333
(100-299)	-0.061	0.309
(30-99)	-0.655	0.314**
(5-29)	-0.523	0.296*
産業 (建設)	-0.122	0.262
(製造)	0.578	0.579
(電気・ガス・水道)	-0.415	0.409
(運輸・通信)	0.127	0.269
(卸売・小売)	-0.103	0.318
(金融・保険)	-0.059	0.577
(不動産)	-0.218	0.256
(サービス)	-0.861	0.482*
サンプル数	330	
対数尤度	-1582.3	
尤度比	78.4	
G=T Test	15.30***	

注) 1. 表2の注を参照。

2. 学歴は中卒以下、役職は一般職、規模は5人未満、産業は農・鉱業が基準となっている。

3. 尤度比検定により全ての係数が0であるという仮説は1%の有意水準で棄却される。

4. G=T Test は, Grambsch and Therneau (1994) に従い, Proportionality の仮定の妥当性をテストしたもの。

統計量は自由度1のカイ2乗分布に従い, 帰無仮説の受容は, 失業給付受給の影響が期間を通じて一定であることを示す。

ンプルでは影響を過少評価するからだ。

表4は, サンプルを失業給付受給者に限定して, 所定給付日数や給付水準の影響を分析している。所定給付日数や給付水準の変数との高い相関を避け, 年齢と勤続年数の交差項は説明変数から落としている。表4の(a)は, 所定給付日数ダミーの係数は負で, 所定給付日数が長いと再就職確率が低下すること示すが, どれも有意でない。表4の(b)は, 給付日額の影響を推定しているが係数は有意ではない。表4の(c)で所定給付日数ダミーと日額の両方を入れた場合にも失業を長期化させる影響は確認されない。

所定給付期間も水準も失業期間を長期化させないといえる。ただし, 分析にはいくつかの問題がある。給付水準は前職での状況を表す説明変数と強い相関を持つかもしれない。雇用保険法によれば, 「基本手当の日額は, 賃金日額に, 賃金日額に応じた一定率 (賃金が低い人ほど高くなるように定められる, 0.6 から 0.8 の値) をかけたもの」となる。よって前職での所得の高さを表す変数は給付水準と相関する。前職での状況が給付水準の高さを表すものとして再就職確率に影響しているのか, 個人属性の差として再就職確率に影響しているのかは区別が難しい。給付水準の高さを表すと予想される変数を落とす方法もあるが, それらの変数が個人の異質性として再就職確率を説明するものであれば, 説明力のある変数を落とすという別の問題となる。

もう一つの問題はサンプル数が少なく, 検定のパワーが小さいことである。モデルの整合性を示す指標の一つである尤度比も小さい。

これらは分析上回避できないので, 統計の詳細により結果を補完する。所定給付日数240日まででは平均失業期間が延びるが, 300日の平均は90日の平均以下である。さらに, 所定給付日数が切れる直前まで就職しないならば, 所定給付日数と失業期間は近い値が予想されるが, 240日のサンプルを除いて両者の値は大きく乖離している。この結果は年齢をコントロールしても同じである。また, 年齢をコントロールした上で, 受給日額が高くなっても, 平均失業期間は短くなるか横ばい

表4 失業給付内容の失業期間に与える影響(失業給付受給者に限定)

再就職確立の推定	(a) 所定給付日数の影響		(b) 給付水準の影響		(c) a, b の影響	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
所定給付日数 180 日	-0.166	0.475			-0.556	0.738
210 日	0.032	0.622			0.390	0.736
240 日	-0.241	0.849			-0.317	1.027
300 日	-0.281	1.322			-0.951	1.531
対数受給日額			0.114	0.639	0.002	0.649
自己都合退職	-0.277	0.250	-0.041	0.336	-0.1937	0.343137
過去の転職回数	0.055	0.087	0.049	0.137	0.060933	0.144041
性別	0.347	0.260	0.495	0.477	0.628933	0.498755
年齢	-0.022	0.122	0.007	0.134	-0.05675	0.14975
年齢 2 乗	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.002
勤続期間	0.001	0.003	0.001	0.002	0.003	0.004
高校卒	-0.514	0.628	-0.156	0.737	-0.234	0.785
専修学校卒	-0.601	0.694	0.140	0.860	0.138	0.910
短大・高専卒	-0.118	0.713	0.201	0.903	0.271	0.968
大学・大学院卒	-0.185	0.612	0.374	0.707	0.470	0.756
正社員(前職)	-0.587	0.393	-0.465	0.645	-0.634	0.666
正社員(現職)	-0.001	0.298	0.149	0.374	0.313	0.401
役職(役員)	1.865	0.673***	2.072	0.898**	2.234	0.920**
(部長)	1.236	0.559**	1.527	0.655**	1.892	0.710***
(課長)	0.685	0.422	0.360	0.508	0.450	0.521
(係長)	0.310	0.454	0.995	0.836	1.024	0.823
(専門職)	0.185	0.308	0.137	0.393	0.307	0.400
事業所規模(1000人以上)	-1.175	0.620*	-1.302	0.717*	-1.534	0.740**
(500-999)	-1.042	0.656	-1.575	0.724**	-1.789	0.778**
(300-499)	-0.608	0.632	-1.140	0.736	-1.014	0.740
(100-299)	-0.908	0.632	-0.914	0.673	-1.088	0.688
(30-99)	-1.425	0.670**	-0.926	0.740	-1.170	0.779
(5-29)	-0.731	0.616	-0.567	0.723	-0.815	0.757
産業(建設)	-0.401	0.403	0.182	0.624	0.296	0.635
(製造)	-0.257	1.246	-0.878	1.322	-1.030	1.358
(電気・ガス・水道)	0.105	0.844	2.566	1.082**	2.669	1.099**
(運輸・通信)	-0.018	0.424	-0.024	0.669	0.069	0.678
(卸売・小売)	0.151	0.514	0.627	0.751	0.535	0.747
(不動産)	-0.401	0.404	-0.374	0.596	-0.545	0.604
(サービス)	-0.963	0.883	-0.967	1.190	-1.059	1.194
サンプル数	135		90		90	
対数尤度	-526.2		-312.5		-310.6	
尤度比	33.1		30.1		34.1	

注) 1. 表3の注参照。

2. 尤度比検定では全ての係数が0であるという仮説は棄却されない。

である。以上の統計は、給付日数や給付日額が失業期間を長期化させないという実証結果を支持する。

(3) 失業給付受給の影響が時間を通じて異なる場合

次に、失業期間を区切ることで、表3の推定の仮定を緩め、受給の再就職確率に与える影響が時間を通じて異なることを認めた推定を行う。どこで期間を区切るかが重要だが、所定給付日数に対応させれば、3, 6, 7, 8, 10ヵ月の区切りが考

表5 期間別再就職確率の推定

再就職確率の推定	失業給付受給 ダミーの係数	サンプル数	完結数	対数尤度	尤度比	G=T Test
a) 2ヵ月以下	-1.765*** (0.299)	330	121	-652.2	75.14***	1.47
b) 3ヵ月以下	-1.559*** (0.233)	330	162	-864.7	88.16***	2.26
c) 6ヵ月以下	-1.141*** (0.176)	330	226	-1186.1	87.38***	12.52***
d) 2ヵ月以上3ヵ月以下	-1.352*** (0.282)	256	38	-1186.1	87.38	0.15
e) 4ヵ月以上6ヵ月以下	-0.247 (0.343)	168	64	-307.4	27.33	7.75***
f) 7ヵ月以上	0.009 (0.229)	144	144	-570.3	40.35	1.11

- 注) 1. それぞれの推定には、表3と同じ説明変数が入っているが、ここでは掲載を省略している。  
 2. a) b) については尤度比検定により全ての係数が0であるという仮説1%の有意水準で棄却する。  
 3. 表3の注を参照。

えられる。内生性の問題が期間の初期で大きいことを考慮すれば、期間の最初の方で区切ることが望ましい。これらの中で、一定のサンプル数を維持しなければならない。

まず、「2ヵ月以下」「3ヵ月以下」「6ヵ月以下」のサンプルで推定する。サンプル数は330である。この区分では、期間の最終時点で完結しない(失業プールから退出しない)人の失業期間が切断される。よって右側の切断を考慮して推定する。

表5の上段に結果を示す。それぞれの推定には、表3で使用した説明変数を入れているが、表には失業給付受給ダミーの係数だけを列挙している。係数は全て有意であるが、期間が長くなるにつれて推計値は小さくなる。これは、失業給付受給の影響が、期間が長くなるにつれて弱まることを示す。G=Tテストは、3ヵ月までは失業給付受給の影響がそれぞれの期間について一定であることを受容するが、6ヵ月以下では棄却される。4ヵ月以上のサンプルを混在させて Proportional Hazard Model で推定すると結果を誤る可能性がある。

さらに詳しく見るために、「2ヵ月以上3ヵ月以下」「4ヵ月以上6ヵ月以下」で区切る。ここでは、区切られた期間の最初の時点でもサンプルが切断される。よって左側の切断も考慮して、2ヵ

月(4ヵ月)まで失業状態が続いたという条件付で推定する。結果を表5の中段に示す。「2ヵ月以上3ヵ月以下」では、失業給付受給ダミーは有意に負の影響を持ち、受給者の方が依然として再就職確率が低い。ただし、「2ヵ月以下」の場合よりも影響は小さくなる。「4ヵ月以上6ヵ月以下」では推計値は大きく減少し有意でなくなる。

表5下段は「7ヵ月以上」での推定結果を示すが、受給の影響は有意でない。「7ヵ月以上」ではサンプル数が少ないので、4ヵ月以上や6ヵ月以上を一区切りにしたサンプルでも推定したが、結果は同じで受給の影響は確認されない。

このように、失業給付の受給は失業期間を長引かせる影響を持つが、その影響が大きいのは3ヵ月までに限定されるといえる。この結果は、より精巧な手法で分析したアメリカでの結果に近い。Fallick (1991) は失業給付の受給が失業期間を長期化させる影響は20日までとしているし、Kettunen (1996) は2-3ヵ月としている。本論文の分析は、サンプル数が少ないという問題を抱えているが、少なくとも所定給付日数の180日(約6ヵ月)以上では、受給していることで失業期間が長期化するという事実は見られない。

#### IV おわりに

本論文では、失業給付と失業について日本の状況を考察した。論文の前半は、昭和57年から平成10年の間のマクロデータにより、失業等給付の受給状況と失業率の変遷を明らかにした。日本では、昭和50年代後半以降、雇用保険非受給者の失業率が急増していた。その背景には、保険に加入していないパートタイム労働者の失業率の増加や、平成5年以降は、特に若年男性での非加入者失業率の増加があった。雇用保険を受給していない者の多さと急増は、「受給しているかどうか」が失業期間の分析に重要であることを指摘した。

論文の後半は、1999年の『「成長が期待される産業分野における人材の確保・育成」に関するアンケート調査』の従業員調査(個票データ)を用いて、失業給付の存在が失業期間を長期化させているかを検証した。失業給付の受給は失業期間を長引かせる影響を持つが、その影響は3ヵ月までの限定的なものであった。また、今回の分析では、給付額や所定給付日数が失業を長期化させる影響は見られなかった。失業給付が失業期間を長期化させるものの、長期化の程度や給付内容の影響は限定されているといえる。

#### 謝辞

本論文作成にあたり、福重元嗣神戸大学助教授、Colin McKenzie 大阪大学助教授、橘木俊詔京都大学教授、田口晶子政策研究大学院大学助教授、第38回計量経済学研究会参加者より貴重なコメントを頂いた。また、大竹文雄大阪大学助教授、大日康史大阪大学助教授には論文作成のあらゆる段階で助言を頂いた。ここに記して感謝したい。

#### 注

- 1) 図1から図4に示す数値は全て筆者の計算によるもの。必要であれば請求されたい。
- 2) Burtlessは、IURとして、 $t$ 月の雇用保険受給者数の、雇用保険被保険者数の $t-7$ 月からさかのぼった1年間の月平均に占める割合と定義する。失業保険受給資格(州によって異なるが、

給付条件は過去の被保険(就業)状況を含むことが多い)を考慮していると思われる。しかしながら、現在の受給者がどの月の被保険者であったかをマクロデータで知ることは不可能であり、この操作により得られるものは少ない。マクロデータにより概観を眺めるものとしては、大竹の定義が適切だと考える。

- 3) この定義により、雇用保険受給資格を持ちながら受給していない失業者は、雇用保険加入者失業率から落とされる。
- 4) 被保険者数として「全被保険者」ではなく「一般被保険者」を使用することで、雇用保険受給者数が「一般被保険者の基本手当基本分の受給者」であることに合わせている。基本手当の合計ではなく、基本分を用いるのは、性別、年齢別などが詳細に分かるからである。
- 5) 法改正による旧法対象者は分析から外した。また、平成7年度改正では、所定給付日数210、240、300日を決める年齢が45-55歳から45-60歳に変更され、これらのカテゴリーで大きなバイアスが生じるため、値を落とした。昭和59年度と平成7年度は、法改正で定義が変更したことによる測定バイアスがある可能性が高い。
- 6) 男女別のグラフは割愛した。必要であれば筆者に請求されたい。
- 7) 計算した所定給付日数よりも回答した失業給付日数の方が多い者が37名いるが、給付期間を延長された者もいるのでこれは異常値として扱わない。
- 8) 本論文で使用する調査は、転職に成功した者のみが対象で、離職後非労働力化した者を無視している。離職後非労働力化する者が多い時には、これは問題になる。そこで、離職後非労働力化する確率の低い層(55歳以下の男性)に限定した推定も試みた。サンプル数は176で、失業給付受給の係数は-0.9818で1%の有意水準で有意となる。失業給付の受給が再就職確率を下げるという表3の結果はさらに強まる。

#### 参考文献

- Burtless, Gary (1983) "Why Is Insured Unemployment So Low?" *Brookings Papers on Economic Activity* No. 1, pp. 225-249.
- Carling, Kenneth et al. (1996) "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labor Market Programs in Sweden," *Journal of Public Economics* Vol. 59 No. 3, pp. 313-334.
- Fallick, Bruce C. (1991) "Unemployment Insurance and the Rate of Re employment of Displaced Workers," *Review of Economics and Statistics* Vol. 73 No. 2, pp. 228-235.
- Follmann, Dean A., Goldberg, Matthew S., and May, Laurie (1990) "Personal Characteristics,

- Unemployment Insurance, and the Duration of Unemployment," *Journal of Econometrics* Vol. 45 No. 3, pp. 351-366.
- Grambsch, P. M. and T. M. Therneau (1994) "Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals," *Biometrika* Vol. 81, pp. 515-526.
- Ham, John C. and Rea, Samuel A., Jr. (1987) "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada," *Journal of Labor Economics* Vol. 5 No. 3, pp. 325-353.
- Katz, Lawrence F. and Meyer, Bruce D. (1990) "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment," *Journal of Public Economics* Vol. 41 No. 1, pp. 45-72.
- Kettunen, Juha (1996) "Duration Dependent Features of Unemployment Insurance," *Economics Letters* Vol. 51 No. 1, pp. 115-121.
- Kiefer, Nicholas E. (1988) "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* Vol. XXVI, pp. 646-679.
- Meyer, Bruce D. (1990) "Unemployment Insurance and Unemployment Spells," *Econometrica* Vol. 58 No. 4, pp. 757-782.
- Moffitt, Robert (1985) "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells," *Journal of Econometrics* Vol. 28 No. 1, pp. 85-101.
- Moffitt, Robert and Nicholson, Walter (1982) "The effect of unemployment insurance on unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits," *The Review of Economics and Statistics* Vol. LXIV, pp. 1-11.
- Mortensen, Dale (1977) "Unemployment Insurance and Job Search Decisions," *Industrial and Labor Relations Review* Vol. 30, pp. 501-517.
- Narendranathan, W., Nickell, S., and Stern, J. (1985) "Unemployment Benefits Revisited," *Economic Journal* Vol. 95 No. 378, pp. 307-329.
- Poterba, James M.; Summers, Lawrence H. (1995) "Unemployment Benefits and Labor Market Transitions: A Multinomial Logit Model with Errors in Classification," *Review of Economics and Statistics* Vol. 77 No. 2, pp. 207-216.
- 大日康史 (2000) 「失業給付のモラルハザードに関する実証分析」, 三谷直紀編『21世紀への労働市場と雇用システムの構図(II)』, 雇用促進事業団(財)関西経済研究センター。
- 大竹文雄 (1987) 「失業と雇用保険制度」 *Economic Studies Quarterly* Vol. 38 No. 3, pp. 245-257.
- 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』, 同文館, pp. 89-115。  
(こはら・みき 政策研究大学院大学助教授)