

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

The ratio of those who gain the unemployment allowance
to the total unemployed population

乗 杉 澄 夫

Sumio NORISUGI

Abstract

This paper examines the ratio of those who gain the unemployment allowance to the total unemployed population in Japan. This paper also looks at the possible backgrounds which affect the unemployment ratio in the case where the ratio decreases. By far, several studies have calculated the ratio but the previous method is said to exaggerate the figure. This paper proposes a new method to calculate that ratio on a more reliable basis. According to our calculation, the rate is around 20%, the figure of which was far smaller than the figure given in previous studies. We also found four factors which affect the ratio. As for the male unemployed, the cause of decrease in the ratio was due to the fact that the average duration of the allowance payment was shortened even though the average duration of unemployment became longer compared with the past.

はじめに

本稿は、失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか、その割合—失業者受給率と名付ける—をできる限り正確に把握する。そして、近年その割合が低下しているとすれば、その原因がどこにあるのかを探る。

失業者受給率はすでに幾つかの研究が計算しており⁽¹⁾、最近の研究では、その割合は3分の1とされている⁽²⁾。しかし、これまでの計算方法には、失業者受給率が過大になるという問題がある。本稿は、より信頼のおける値を用いて、その割合を計算する。

失業者受給率の正確な把握は、雇用保険の実効性—雇用保険が失業者支援という本来の任務をどの程度果たしているのか—を知るために是非とも必要である。特に重要なのは、1990年代末以降の動きである。失業率が急上昇する中で、雇用保険の改定により、2001年4月に

(1) 篠塚[1982]、24頁；大竹[1987]、249頁；篠塚[1989]、105頁；水野[1992]、284頁以下。

(2) 布川[2000]、27頁。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

一般区分の所定給付日数が削減された。この時期に失業者受給率はどの程度低下したのか。本稿の計算によれば、その割合は2002年度に2割前後にまで下がった。現在、雇用保険の実効性はこの程度にすぎない。

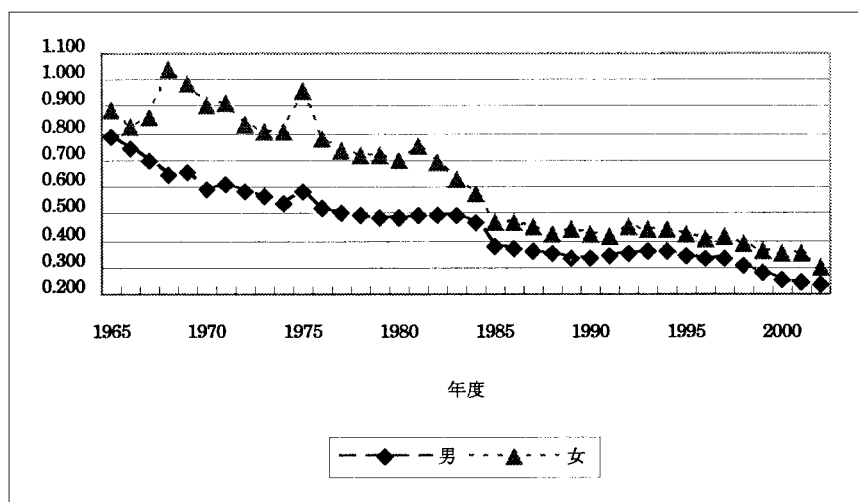
失業者受給率が低下した原因を探ることは、その割合を把握する以上に重要である。本稿はまず、失業者受給率を規定する4つの要素の動きを調べ、失業給付に関わる要素については、さらに、どのような要因がどの程度の影響を与えたのか分析する。

これまでの研究を振り返れば、1990年代末以降、雇用保険に関する研究は多くなったが、研究の重点は雇用保険の過剰給付に置かれ、上のような実効性が問題にされることは少なかった⁽⁴⁾。しかし、まさにその時に失業者受給率は低下し始めた。本稿は、少なくとも男性に関して、その原因が雇用保険の過小給付にあることを示すであろう。

1 失業者受給率の推移

失業者受給率それ自体は、『雇用保険事業年報』の失業給付受給者（以下、受給者と略）を『労働力調査年報』の失業者で割ることによって、比較的簡単に得ることができる。図表1がそれである。これまでの研究はそのようにして失業者受給率をもとめ、これを前提にそれぞれの議論を展開してきた。しかし、受給者を単純に『労働力調査年報』の失業者で割るこ

図表1 「労働力調査」の失業者を分母とした失業者受給率の推移



資料：厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業年報』，総務省統計局『労働力調査年報』

(3) 注44を参照。

(4) 橘木[2000]、布川[2000]、乗杉[2002]。

(5) 受給者数については注10を参照。失業者数は『労働力調査年報』参考表の完全失業者の年度平均値である。

とには重大な問題がある。これまでの研究は、ごく一部を除いて、その問題に気づけなかった。⁽⁶⁾

受給者を失業者で割るという計算は、前者が後者の一部であることを前提にしている。しかし、受給者は「労働力調査」の失業者であるとは限らない。前者には後方で非労働力となる者が含まれている。「労働力調査」は、原則として、月末の1週間に求職活動を行ったか、以前の求職活動の結果を待っていた者だけを失業者とする。同様の頻度で求職活動を行う受給者はそれほど多くあるまい。さらに、受給者には、「労働力調査」で非労働力となる就業内定者が含まれている。実際、これらの点を調査・集計した1977年～1980年、1984年、1985年の「労働力調査特別調査」によれば、受給者の約3割は非労働力であり、そのうちの5、6割は就業を希望していたが、就業希望なしの者も2、3割いた。就業が内定しているのは1割程度だった。

したがって、受給者を「労働力調査」の失業者で割れば、失業者受給率は過大になる。これは特に、受給者が非労働力に分類されやすい女性に当てはまる。⁽⁷⁾ 図表1で示されているように、女性の場合、1975年度以前には0.9を超えるケースが幾つもあり、1968年度には1.0を超えている。これほど高い値は考えられない。失業者には、離職前に被保険者でなかった者や、非労働力から失業者になった者が必ず含まれるからである。

以上の問題に対処するためには、受給者の中から「労働力調査」の失業者だけを取り出すか、受給者にあわせて失業者の概念を拡張しなければならない。本稿は後者を選択する。失業者のどれほどが失業給付を受給しているのかという設問に対して、望ましい選択は前者であるが、『雇用保険事業年報』にはそのためのデータがない。他方、後者については『労働力調査特別調査報告』に非労働力の求職活動に関するデータが含まれており、これを手がかりに、受給者に対応する失業者の数をもとめられそうである。

失業者の概念を拡張するやり方としては、「労働力調査特別調査」で非労働力とされている者のうち、以下の就業希望者を「労働力調査」の失業者に加えることが考えられる。

- ① 調査月に求職活動を行った者
- ② 過去6か月間に求職活動を行った者

これらのデータを利用できる時期はほぼ同じである。調査の開始時期については、②が1984年なのに対して、①は1977年であるが、1984年以降との間に断絶がある。⁽⁸⁾ 調査の終了時期については、②が2001年で終わっている。

就業希望者の①と②のいずれが適切かは、すぐには判断できない。一般区分の受給者の場合、失業の認定がほぼ月1回であるため、これを求職活動と見なすのであれば、①が相応だ

(6) 篠塚[1977]、148頁。

(7) 調査週に主に家事等を行っていた失業者が、「労働力調査」で非労働力とされる問題である。

(8) 調査票に大きな変化はないが、①は1983年まで100万人強で推移していたのに対して、1984年以降は30万人弱に激減する。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

ろう。しかし、①は、失業者の範囲を拡張するにはなお狭いように思える。①、②のいずれが適切であるかは、後に明らかとなる。利用するデータは、①、②ともに1984年以降とする。なお、「労働力調査特別調査」は2月に行われてきたため、その調査結果は、その2月が属する年度のデータとして扱うこととする⁽⁹⁾。1984年については1983年度ということになる。

図表2は、1983年度以降の失業者受給率(1)、(2)を示している。失業者受給率(1)は就業希望者①を加えて計算したものであり、失業者受給率(2)は就業希望者②を加えて計算したものである⁽¹¹⁾。男性の失業者受給率(1)

は図表1とあまり違いがないが、その他の失業者受給率はいずれも低下している。2002年度の値は、図表1では男性が0.235、女性が0.301だったが、失業者受給率(1)では0.223と0.227となる。失業者受給率(2)については、2001年度以降の値が不明であるが、それ以前に失業者受給率(1)と同様に推移していることから、2002年度には男女とも0.2を下回っている可能性が強い。どちらの値をとるにせよ、失業給付を受給しているのは、失業者の5人に1人にすぎないということである。男女の相対関係も変化している。図表1では女性の方が高かったが、失業者受

図表2 失業者受給率の推移

年度	失業者受給率(1)		失業者受給率(2)	
	男	女	男	女
1983	0.468	0.458	0.413	0.279
1984	0.447	0.425	0.376	0.272
1985	0.361	0.358	0.316	0.218
1986	0.351	0.345	0.306	0.208
1987	0.335	0.333	0.290	0.207
1988	0.326	0.321	0.280	0.203
1989	0.320	0.340	0.280	0.204
1990	0.318	0.329	0.273	0.205
1991	0.320	0.316	0.269	0.193
1992	0.329	0.332	0.276	0.209
1993	0.338	0.342	0.281	0.198
1994	0.337	0.350	0.290	0.225
1995	0.325	0.339	0.283	0.218
1996	0.314	0.325	0.276	0.221
1997	0.320	0.332	0.285	0.230
1998	0.295	0.332	0.262	0.227
1999	0.264	0.280	0.233	0.182
2000	0.241	0.287	0.215	0.188
2001	0.232	0.264		
2002	0.223	0.227		

資料：厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業年報』、総務省統計局『労働力調査年報』、『労働力調査特別調査報告』、『労働力調査年報（詳細結果）』

(9) 「労働力調査特別調査」は2002年に「労働力調査」に統合されたため、「労働力調査特別調査」から得ていたデータについては、同年以降、「労働力調査」の1～3月の調査結果を用いる。

(10) 受給者数は、以下の失業給付の日平均受給者数である。すなわち、一般区分(短時間を含む)の基本手当基本分、短期雇用特例一時金、高年齢求職者給付金(短時間を含む)、日雇労働求職者給付金(普通給付)である。一般区分の受給者数については、従来、受給者実人員が用いられてきたが、これはあまり正確な指標ではない。年間の給付延日数を365で割ることによって日平均受給者数をもとめる方が、より正確である。なお、短期雇用特例一時金、高年齢求職者給付金はいずれも一時金であるため、受給者数に所定の日数分を掛けて給付延日数をもとめた。

(11) 失業者年度推計値は、『労働力調査年報』参考表の完全失業者の年度平均値と、就業希望者①、②の年度推計値の和である。後者については、就業希望者①、②が当該月の非労働力人口に占める割合を計算し、これらの割合を『労働力調査年報』参考表の非労働力人口の年度平均値に掛けてもとめた。以下で『労働力調査特別調査報告』のデータをもとに年度推計値をもとめるさいには、これと同様のやり方を用いている。

給率(1)では男女ほぼ同じとなり、失業者受給率(2)では男性の方が高くなっている。

失業者受給率の低下傾向に関していえば、失業者受給率(1)、(2)の間に大きな違いはない。男女とも、最初の低下は1983年度から1985年度までの間に起こった。その後、失業者受給率は1990年代末までほぼ同じ水準を保つが、男性は1998年度に、女性は1999年度に再び低下する。女性の値は2000年度にやや回復するが、男性はさらに低下する。以下では、これらの理由を分析する。

2 失業者受給率を規定する要素

失業者受給率が低下した原因を探るためには、失業者受給率を規定する要素を明らかにしなければならない。そこでまず、失業者を雇用保険への加入・非加入という観点から分類すると、以下のようになる。

失業者 U は、失業前に被保険者であった失業者 U_1 と、被保険者でない就業者から失業者となった U_2 、非労働力から失業者となった U_3 で構成される。 U_1 の一部が失業給付を受給する失業者 U_{1a} となる。失業給付を受給しない失業者 U_{1b} は、通常、被保険者期間が短いために受給資格を得られないか、給付制限中であるか、再就職前に失業給付を打ち切られること⁽¹²⁾によって発生する。

失業者受給率 rru は次のように表すことができる。

$$rru = U_{1a} / (U_1 + U_2 + U_3)$$

rru は、 U_{1a} に対して U_1 、 U_2 、 U_3 が大きくなる場合に低下するが、 U_1 ないし U_{1b} と U_2 については、そのまま利用できるデータがない。利用可能なデータを念頭に置きつつ、 U_1 以下を別の変数で表すと、次のようになる。

まず、 $U_1 + U_2$ に対する U_3 の比率 $U_3 / (U_1 + U_2)$ を nlr とすると、 rru は次のように表すことができる。

(12) 失業者の以上の分類は、 U_{1a} の取り扱いにおいて、これまでの研究と異なっている。大竹[1987]は、 U_{1a} を分子にした「雇用保険加入者失業率」と、 $U_{1b} + U_2 + U_3$ からなる「非受給失業者」を分子にした「雇用保険非加入者失業率」をもとめ、1975年以降の失業率の上昇が主に「雇用保険非加入者失業率」の上昇によって生じたと結論した。失業者をこのように分類し、それらの失業率を比較することは、容易に計算できるという利点もあって、その後、幾つかの研究で踏襲されることになる(篠塚[1989]、105-106頁;水野[1992]、283頁以下;布川[2000]、28頁;小原[2000]、367頁以下)。しかし、筆者は失業者のこのような分類と、それに基づいて行われる失業率の比較に、以下の点で疑問を感じざるをえない。第1に、雇用保険加入者であった U_{1b} が「非受給失業者」に含まれるため、「雇用保険非加入者失業率」は「雇用保険加入者」の側の変化—例えば失業の長期化—によっても上昇することになる。一方の変化が他方の失業率を押し上げるのであれば、何のために失業者を分類するのか分からない。第2に、2つの失業率は非対称であり、本当の比較にはならない。「雇用保険加入者失業率」は U_{1a} を含まないため、就業者に対して失業者が過小になる。それに対して、「雇用保険非加入者失業率」には、被保険者でない就業者に対応した U_2 以外に、 U_{1b} と U_3 が含まれており、就業者に対して失業者が過大になる。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

$$\begin{aligned} rru &= U_{1a} / \{(U_1 + U_2) + nlr(U_1 + U_2)\} \\ &= U_{1a} / \{(U_1 + U_2) (1 + nlr)\} \end{aligned}$$

次に、被保険者である就業者を IE 、これに対する失業者 U_1 の比率 U_1/IE を u_1 、 U_1 で失業給付を受給する者の割合 U_{1a}/U_1 を rri とすると、 U_1 と U_{1a} は次のように表すことができる。

$$U_1 = IE \cdot u_1$$

$$U_{1a} = U_1 \cdot rri = IE \cdot u_1 \cdot rri$$

また、被保険者である就業者 IE に対する被保険でない就業者 NIE の比率 NIE/IE を nir 、被保険者でない就業者 NIE に対する失業者 U_2 の比率 U_2/NIE を u_2 とすると、 U_2 は次のように表すことができる。

$$U_2 = IE \cdot nir \cdot u_2$$

したがって、 rru は次のように表される。

$$\begin{aligned} rru &= IE \cdot u_1 \cdot rri / \{IE \cdot u_1 + IE \cdot nir \cdot u_2\} (1 + nlr) \\ &= u_1 \cdot rri / \{(u_1 + nir \cdot u_2) (1 + nlr)\} \\ &= rri / \{(1 + nir \cdot u_2 / u_1) (1 + nlr)\} \end{aligned}$$

それゆえ、失業者受給率 rru は次の場合に低くなる。

- (1) U_1 のうち失業給付を受給する U_{1a} の割合 rri が低い。
- (2) U_1 に対する U_2 の比率 $nir \cdot u_2 / u_1$ が高い。
- (3) $U_1 + U_2$ に対する U_3 の比率 nlr が高い。

これらのうち、比較的信頼度の高いデータが得られるのは、 nir である。被保険者 IE は、『雇用保険事業年報』から得られる。被保険者でない就業者 NIE は、『労働力調査年報』の「就業者」から IE を引くことによってもとめられる。

nlr については、一部で推計が必要となる。本来の失業者については、『労働力調査特別調査報告』で「離職」を求職理由に挙げた者を $U_1 + U_2$ とし、それ以外の者を U_3 とする。就業希望者①、②については、前職がある者のうち、離職から一定期間内の者を $U_1 + U_2$ とし、それ以外の者を U_3 とする。

u_1 と u_2 については、大胆な推計が必要となる。被保険者である就業者 IE と被保険者でない就業者 NIE に関してはデータがあるが、 U_1 と U_2 は不明である。そこで、 IE と NIE も含めて推計を行う。手がかりとなるのは、「労働力調査特別調査」で調査・集計されている従業上の地位及び雇用形態である。就業者 IE 、 NIE については、現職が被保険者を多く含むものを IE 、あまり含まないものを NIE とする。失業者 U_1 、 U_2 — nlr の場合と同様に、「離職」を求職理由に挙げた失業者と、就業希望者①、②で前職があり、離職から一定期間内の者—についても、前職が被保険者を多く含むものを U_1 、あまり含まないものを U_2 とする。すなわち、現職ないし前職が「正規の職員・従業員」である者を IE 、 U_1 とし、現職ないし前職が「役員」、「パート」、「アルバイト」、「嘱託、その他」、「自営業主」、「家族従業者」、「内職者」である者を NIE 、

U_2 とする。

就業希望者①、②の離職からの期間については、 U_1 、 U_2 を離職から1年以内とするか、3年以内とするかの選択がある。就業希望者①、②の場合と同様に、これに関しても明確な判断材料はない。そこで、以下では、離職から1年以内と3年以内の両方について推計を行うことにする。これは煩雑ではあるが、利点もある。『労働力調査特別調査報告』で離職から3年以内の者に関わるデータが揃うのは、非掲載表も含めて、1985年から2000年までである。それに対して、1年以内の者に関しては、開始が1年遅れる一方で、2001年以後も必要なデータが公表されている。両者を組み合わせれば、検討の範囲は広がることになる。

rri については、推計を行うためのデータが存在しないため、 rru 、 nir 、 nlr 、 u_2/u_1 をもとに計算することになる。

3 失業者受給率の低下をもたらした要素

失業者受給率を規定する要素については4種類の推計が可能であるが、図表3には、そのうち2種類の推計結果を示している。(1-a)は、本来の失業者に就業希望者①を加え、離職から1年以内の者を U_1 、 U_2 とした場合である。(2-b)は、本来の失業者に就業希望者②を加え、離職から3年以内の者を U_1 、 U_2 とした場合である。

これら2つを選んだのは、次の理由からである。(2-b)は、特に女性に関して、最も信頼できる推計である。言い換えれば、(2-b)以外の女性の推計には問題がある。 rri は1以下でなければならないが、それらの推計では rri が1を超えることがある。これは U_1 が過小であることを示している。少なくとも女性に関しては、就業希望者①を加えても、受給者に対応した失業者は得られないということであり、就業希望者②を加えた場合でも、離職から1年以内の者を U_1 、 U_2 とするのでは不十分だということである。(1-a)を選んだのは、他の推計が資料上の制約により1999年度ないし2000年度で終わっているのに対して、2001年度以降も続いているためである。女性の値にはたしかに問題があるが、時系列上の推移ないし傾向を見る限りにおいては、有効であろう。⁽¹³⁾

(1) 1980年代前半の失業者受給率の低下

1983年度はデータがないが、1984年度から1985年度への失業者受給率 rru の低下は、男女とも rri の低下によって起こった。図表3の(2-b)を見ると、 rri は男女とも1984年度が最も高く、1985年度に低下している。他方、 $nir \cdot u_2/u_1$ は1985年度に上昇し、 rru を引き下げる方向に作用しているが、その値はそれほど高くなく、これだけでは rru の低下を説明できない。 nlr は低下しており、 rru を引き上げる方向に作用している。

(13) 男女それぞれ4つの推計結果は、値の水準は異なるものの、似通った軌跡を描いており、特に男性については、(1-a)の値を信頼して問題はないように思える。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

図表3 失業者受給率の構成要素

(男)									
年度	共通	(1-a)				(2-b)			
	<i>nir</i>	<i>rri</i>	u_2/u_1	<i>nlr</i>	$nir \cdot u_2/u_1$	<i>rri</i>	u_2/u_1	<i>nlr</i>	$nir \cdot u_2/u_1$
1984	0.895					0.901	0.773	0.416	0.692
1985	0.854	0.803	0.698	0.391	0.596	0.759	0.854	0.388	0.729
1986	0.837	0.766	0.718	0.361	0.601	0.718	0.831	0.383	0.696
1987	0.812	0.783	0.678	0.505	0.550	0.719	0.774	0.521	0.628
1988	0.791	0.740	0.618	0.522	0.489	0.692	0.798	0.512	0.632
1989	0.773	0.797	0.648	0.659	0.501	0.740	0.775	0.655	0.600
1990	0.760	0.745	0.715	0.519	0.543	0.698	0.823	0.572	0.625
1991	0.749	0.744	0.671	0.546	0.502	0.689	0.832	0.579	0.623
1992	0.732	0.728	0.731	0.440	0.535	0.689	0.896	0.509	0.655
1993	0.726	0.823	0.912	0.464	0.661	0.756	1.057	0.526	0.767
1994	0.718	0.771	0.774	0.469	0.556	0.773	1.077	0.503	0.773
1995	0.716	0.738	0.752	0.474	0.538	0.713	0.919	0.519	0.658
1996	0.723	0.750	0.829	0.494	0.599	0.725	0.974	0.541	0.704
1997	0.725	0.717	0.674	0.505	0.489	0.716	0.889	0.527	0.645
1998	0.724	0.645	0.678	0.468	0.491	0.622	0.801	0.502	0.580
1999	0.732	0.601	0.736	0.482	0.539	0.596	0.971	0.496	0.711
2000	0.735	0.642	0.664	0.789	0.488				
2001	0.724	0.465	0.776	0.284	0.562				
2002	0.730	0.477	0.943	0.269	0.688				

(女)									
年度	共通	(1-a)				(2-b)			
	<i>nir</i>	<i>rri</i>	u_2/u_1	<i>nlr</i>	$nir \cdot u_2/u_1$	<i>rri</i>	u_2/u_1	<i>nlr</i>	$nir \cdot u_2/u_1$
1984	1.589					0.888	0.473	0.860	0.752
1985	1.552	1.086	0.448	0.789	0.696	0.714	0.552	0.764	0.857
1986	1.545	0.908	0.303	0.790	0.469	0.653	0.513	0.747	0.793
1987	1.563	1.078	0.478	0.851	0.747	0.683	0.530	0.802	0.828
1988	1.532	0.928	0.391	0.807	0.599	0.645	0.527	0.753	0.808
1989	1.506	1.168	0.404	1.139	0.608	0.757	0.604	0.939	0.910
1990	1.439	0.951	0.403	0.831	0.580	0.662	0.512	0.862	0.737
1991	1.386	0.817	0.344	0.751	0.477	0.599	0.532	0.791	0.737
1992	1.325	0.944	0.469	0.756	0.621	0.682	0.640	0.770	0.848
1993	1.294	1.063	0.564	0.797	0.730	0.719	0.733	0.867	0.949
1994	1.269	0.996	0.539	0.688	0.684	0.752	0.754	0.712	0.956
1995	1.245	0.944	0.454	0.779	0.566	0.739	0.683	0.833	0.850
1996	1.242	0.841	0.449	0.661	0.558	0.650	0.599	0.689	0.744
1997	1.242	0.939	0.596	0.625	0.740	0.725	0.717	0.669	0.890
1998	1.221	0.896	0.587	0.573	0.716	0.701	0.772	0.589	0.942
1999	1.217	0.889	0.522	0.942	0.635	0.705	0.876	0.875	1.066
2000	1.206	0.954	0.611	0.911	0.737				
2001	1.130	0.887	0.889	0.676	1.005				
2002	1.081	0.735	0.740	0.797	0.800				

資料：図表2と同じ

(2) 1990年代末以降の失業者受給率の低下

男性の場合、1998年度以降の rru の低下は基本的に rri の低下によって起こった。図表3を見ると、 rri は1997年度を境に低下し始め、1998年度以降の値は、いずれの推計結果でも1997年度以前の値を下回っている。それに対して、 nlr については1999年度まで、 $nir \cdot u_2 / u_1$ については2001年度まで、特段の変化は見られない。ただし、 nlr は2000年度以降に、 $nir \cdot u_2 / u_1$ は2002年度に rru に影響を与えている。

nlr と $nir \cdot u_2 / u_1$ の影響を(1-a)で見れば、次のようになる。1999年度から2000年度にかけて rru が低下したのは、 nlr が2000年度に急上昇したためである。 nlr の同年度の値は1985年度以降で最も高い。次に nlr は2001年度に急激に低下し、今度は rru を押し上げる方向に作用した。それにもかかわらず rru が低下したのは、2001年度以降、 rri がかつてない水準にまで低下したからである。2002年度の rru の低下には $nir \cdot u_2 / u_1$ が作用している。2002年度の $nir \cdot u_2 / u_1$ は1985年度以降で最も高く、2001年度に比べて、他の指標とは逆に rru を引き下げる方向に作用している。

以上の変化のうち、データの信頼性という点で気になるのは nlr の乱高下である。 rri の値は、 nlr を含む他の要素によって決まるため、 nlr に問題があれば、 rri も影響をこうむることになる。この点は次節で立ち返る。

女性の場合、1999年度以降の rru の低下は主に nlr と $nir \cdot u_2 / u_1$ の上昇によって起こった。ただし、2002年度の rru の低下には rri の低下も影響を与えている。

1999年度と2000年度に rru が低下したのは、 nlr が上昇したためである。図表3を見ると、(1-a)の場合、両年度の nlr は相当に高い水準にある。(2-b)の1999年度の値も同様である。2001年度以降について(1-a)を見れば、2001年度に rru が低下したのは、 $nir \cdot u_2 / u_1$ が上昇したためである。2002年度に rru が低下したのは、 rri が低下するとともに、 $nir \cdot u_2 / u_1$ が高い水準を保ったためである。

女性の場合も男性と同様に、(1-a)の nlr は1999年度に急上昇した後、2001年度に急激に低下している。とはいえ、女性の場合、同様の変動は1980年代末にも起こっており、1999年度より高い値、2001年度より低い値も存在する。1999年度以降の値はそのまま受け入れるべきであろう。

4 失業者受給率の低下原因(1) — $nir \cdot u_2 / u_1$ と nlr —

ここでは、1990年代末以降に $nir \cdot u_2 / u_1$ と nlr がなぜ上昇し、失業者受給率を引き下げたのかを検討する。ただし、 $nir \cdot u_2 / u_1$ と nlr の変化は雇用保険とは別な所で生じたものであり、以下では原因の所在を示唆するにとどめる。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

図表4 u_1 , u_2 , u_{2a} , u_{2b} の推移 (1-a)

年度	男				女			
	u_1	u_2	u_{2a}	u_{2b}	u_1	u_2	u_{2a}	u_{2b}
1985	0.022	0.016	0.060	0.006	0.029	0.013	0.029	0.003
1986	0.025	0.018	0.076	0.005	0.036	0.011	0.026	0.000
1987	0.023	0.015	0.066	0.004	0.029	0.014	0.030	0.001
1988	0.019	0.012	0.048	0.003	0.029	0.011	0.025	0.000
1989	0.016	0.010	0.039	0.003	0.021	0.008	0.018	0.000
1990	0.016	0.011	0.045	0.003	0.023	0.009	0.018	0.001
1991	0.016	0.010	0.036	0.004	0.027	0.009	0.018	0.000
1992	0.018	0.013	0.044	0.004	0.026	0.012	0.021	0.001
1993	0.019	0.018	0.066	0.005	0.027	0.015	0.025	0.003
1994	0.023	0.018	0.063	0.005	0.030	0.016	0.029	0.002
1995	0.025	0.019	0.060	0.006	0.034	0.015	0.024	0.003
1996	0.026	0.021	0.066	0.005	0.038	0.017	0.027	0.002
1997	0.028	0.019	0.054	0.006	0.035	0.021	0.033	0.002
1998	0.037	0.025	0.077	0.005	0.043	0.025	0.039	0.002
1999	0.040	0.029	0.080	0.009	0.043	0.022	0.033	0.004
2000	0.034	0.023	0.063	0.004	0.039	0.024	0.035	0.002
2001	0.050	0.039	0.106	0.006	0.043	0.039	0.055	0.006
2002	0.050	0.047	0.109	0.014	0.047	0.035	0.047	0.005

資料：総務省統計局『労働力調査年報』、『労働力調査特別調査報告』、『労働力調査年報（詳細結果）』

(1) $nir \cdot u_2 / u_1$: U_1 に対する U_2 の比率

$nir \cdot u_2 / u_1$ の上昇は、男女ともに、 u_2 / u_1 が上昇したために起こった。言い換えれば、 nir —被保険者に対する被保険者でない就業者の比率—が上昇したためではない。図表3が示すように、 nir は男女とも低下傾向にある。⁽¹⁴⁾ u_2 / u_1 の上昇は、 u_2 が u_1 以上に上昇したためである。男性の場合、 u_2 / u_1 は2002年度に高くなったが、図表4が示すように、同年度には u_2 だけが高くなった。女性の場合は2001年度と2002年度に u_2 / u_1 が高くなったが、2000年度と比較して上昇の度合いが大きいのは u_2 である。2000年度を1とした場合、2001年度と2002年度の u_1 は1.12と1.21であるが、 u_2 は1.63と1.46である。

では u_2 の上昇はなぜ起こったのか。 u_2 とは、現職ないし前職が「役員」、「パート」、「アルバイト」、「嘱託、その他」、「自営業主」、「家族従業者」、「内職者」である人々の失業者比率であり、非正規被用者—「パート」、「アルバイト」、「嘱託、その他」—と、雇用関係にあるとはいえない就業者—「自営業主」、「家族従業者」、「内職者」、「役員」—の2つのグループで構成されている。前者の失業者比率を u_{2a} 、後者のそれを u_{2b} とすると、図表4に示されているように、男女とも u_{2a} は u_{2b} に比べて相当に高いことが分かる。問題の時期に u_2 の上昇に寄与したのは、男性では u_{2b} であり、女性では u_{2a} である。男性では u_{2b} の方が、女性では u_{2a} の方が、

(14) 言い換えれば、就業者に占める被保険者の割合は、男女とも持続的に上昇している。これは、被保険者とならない自営業主、家族従業者、内職者が減少しているためである。被用者に占める被保険者の割合は、1984年度以降、男性ではほぼ横ばい、女性でやや低下傾向にある。

図表5 求職理由別の失業者の割合

（％）

年度	男					女				
	離職	離職以外				離職	離職以外			
		計	卒業	収入	その他		計	卒業	収入	その他
1996	67.4	31.9	3.7	14.1	14.1	67.0	34.0	3.2	18.1	12.8
1997	67.5	31.1	3.3	13.2	14.6	66.3	32.6	2.1	16.8	13.7
1998	69.8	29.6	3.2	13.8	12.7	67.7	32.3	3.2	16.9	12.1
1999	69.1	29.9	2.9	17.6	9.3	60.2	39.0	2.4	25.2	11.4
2000	57.5	41.5	2.6	24.9	14.0	56.8	42.4	1.6	28.8	12.0
2001	80.6	18.4	4.1	7.4	6.9	69.2	29.4	4.9	13.3	11.2
2002	81.1	18.5	4.5	7.2	6.8	65.2	33.3	4.3	17.0	12.1

資料：総務省統計局『労働力調査特別調査報告』、『労働力調査年報（詳細結果）』

上昇幅が大きく、就業者も多い。⁽¹⁵⁾

(2) nlr : U_1+U_2 に対する U_3 の比率

男性の場合、就業希望者の割合が低いため、2000年度以降の nlr の乱高下は、本来の失業者において、離職者とそれ以外の者の割合が大きく変動したことに基づいている。図表5が示すように、離職以外の者の割合は、2000年度で特に高く、2001年度と2002年度で特に低い。これは、収入に関わる選択肢を選んだ者の割合が大きく変動したためであり、その背後には「労働力調査特別調査」の質問項目の変化がある。調査票は1998年度まで、求職理由が「前の仕事をやめたため」であるのか、「あらたに仕事につくため」であるのかを問い、後者に対しては、「学校を卒業したから」、「収入を得る必要が生じたから」、「余暇ができたから」、「その他」の4つの選択肢を設けていた。1999年度と2000年度に、後者に対する選択肢は8つに増え、そのうち3つが収入に関わるものとなった。収入に関わる選択肢が増えたことが、これを選ぶ者を増やしたように見える。2001年度以降は逆である。今度は離職者向けの選択肢が3つに増え、離職以外の者のための選択肢は3つに減少した。

女性の場合、就業希望者の割合が高いため、1999年度と2000年度の nlr の上昇には、本来の失業者だけでなく、就業希望者の動向も影響を与えている。図表3の(1-a)で1999年度の nlr が1989年度に次ぐ値を記録したのは、就業希望者で離職から1年を超える者（就業経験なしの者を含む）が特に多かったためである。⁽¹⁶⁾ とはいえ、ここでも男性と同様に、質問項目の変化が失業者の中で離職以外の者の割合を高めた可能性はある。女性に関しても、求職

(15) 長期的に見れば、それらの就業者に占める非正規被用者の割合が増加したことも u_2 の上昇に寄与している。男性の場合、その割合は1985年度に17.6%だったが、2002年度には35.0%になっている。女性の場合は40.1%と69.8%である。

(16) 就業希望者だけで計算した1999年度の nlr は3.625であり、他を大きく引き離している。他方、本来の失業者だけで計算した1999年度の nlr は0.662であり、1985年度から2002年度までの平均値0.623よりやや高い程度にとどまる。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

理由が離職以外である者の割合、及び収入に関わる選択肢を選んだ者の割合は、図表5が示すように、1999年度と2000年度で高く、2001年度で低い。

5 失業者受給率の低下原因 (2) —*rri*—

ここでは、*rri*が1980年代前半と1990年代末以降になぜ低下したのかを検討する。単純に言えば、*rri*は、 U_{1a} が減少するか、 U_{1b} が増加する時に低下する。そうした変化を起こす可能性があるのは、以下の5つである。

第1は、被保険者期間が基準に満たないため、受給資格を得られない者が増加した可能性である。失業給付の受給資格を得るためには、離職前1年に被保険者期間が6ヶ月以上必要であり、この基準を満たせない者は U_{1b} となる。雇用保険発足後、これに関する制度変更はないので、労働市場の状況変化によって、この基準を満たせない失業者が増加したかどうかだけが問題となる。

第2は、給付制限により失業給付を受給しない者が増加した可能性である。給付制限により失業給付を受給しない者には2種類ある。第1は給付制限中の者であり、第2は給付制限中に再就職する等の理由で受給を放棄する者である。前者の増加は U_{1b} を増加させ、後者の増加は U_{1a} を減少させる。これらは、給付制限対象者が多くなるか、給付制限期間が延びることによって増加する。後者については、1984年に大きな制度変更がある。

第3は、受給者の失業期間が長くなるか、所定給付日数が削減されることによって、支給終了後も失業者であり続ける者— U_{1b} —が増加した可能性である。これらのうち、所定給付日数の削減は同時に U_{1a} を減少させる効果がある。所定給付日数の削減が常にそうした効果を持つとは言えないが、⁽¹⁷⁾1984年、1999年、2001年に、削減を主な内容とする制度変更があった。

第4は、再就職手当制度の発足によって、受給資格がありながら失業給付を受給しない者が増え、 U_{1a} が減少した可能性である。この制度は、受給資格者の再就職を早めるために1984年に設けられたものであり、創設時には、所定給付日数の2分の1以上を残して再就職した者に対して、基本手当の30日分から120日分の再就職手当が支給された。

第5は、1998年4月以降、特別支給の老齢厚生年金と一般区分の失業給付の併給が行われなくなり、⁽¹⁸⁾ U_{1a} が減少した可能性である。これが U_{1b} をどの程度増やすかは、年金を選んだ離職者がどれほど求職活動を行うかにかかっている。

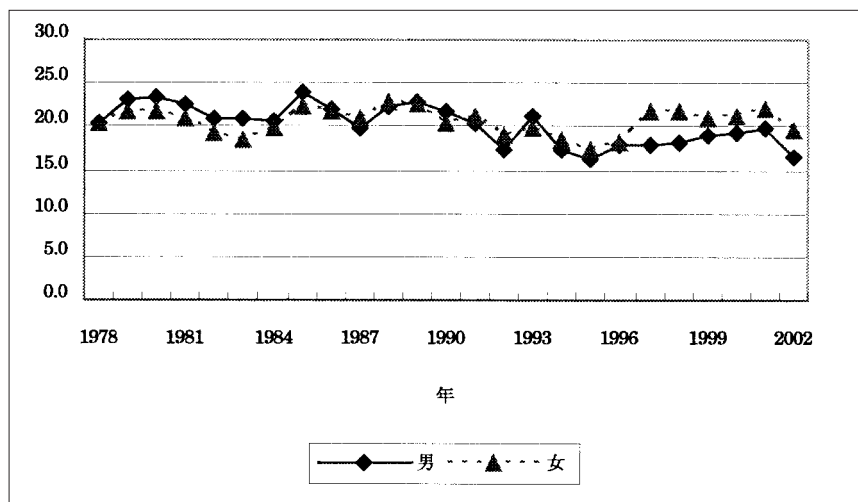
ただし、これらのうち、第1の要因が*rri*の主たる低下原因であるとは思えない。被保険者

(17) 給付制限中の受給資格者は、受給者と同様に公共職業安定所への出頭を義務づけられており、本稿は広い意味での失業者と見なしている。

(18) 受給者が失業給付の支給終了間際まで求職活動を本格的に行わず、失業期間が所定給付日数に応じて伸縮することは、論者によりたびたび指摘されている。橘木[1984]、106頁以下。水野[1992]、302頁以下。小原[2002a]、207-208頁。所定給付日数の削減に応じて失業期間が短縮するのであれば、 U_{1b} は増加しない。

(19) 服部[1999]、238-239頁。

図表6 短期離職者の割合(%)



資料：厚生労働省大臣官房統計情報部『雇用動向調査報告』

期間が短いため受給資格を得られない者の数は公表されておらず、推計もできないが、関連するデータを見る限り、その可能性は低い。関連するデータとは「雇用動向調査」の勤続期間別の離職者数であり、図表6は、勤続6ヶ月未満の短期離職者が全離職者に占める割合の推移を示している。⁽²⁰⁾第1の要因が rri の主たる低下原因であるためには、その割合は1980年代前半と1990年代の末に階段状に上昇していなければならないが、そこに見られるのは上昇と下降の繰り返しにすぎない。

(1) 1980年代前半の rri の低下

1980年代前半の rri の低下は男女に共通の現象なので、男女計の値で分析する。検討対象となるのは、先の第2、第3、第4の要因である。1984年8月に、これらに関する大幅な制度変更が行われた。⁽²¹⁾第1は給付制限期間の延長であり、正当な理由のない自己都合退職に対して課される給付制限期間は、それまでの1ヶ月から3ヶ月に延長された。第2は、所定給付日数を削減する2つの改定である。一般区分では、被保険者であった期間が1年以上の場合、所定給付日数は、それまで年齢によってだけ区別されていたが、被保険者であった期間によっても差が付くようになった。その結果、所定給付日数は短くなる場合と長くなる場合があったが、短くなる場合の方が多かった。⁽²²⁾もう一つは高年齢区分の創設である。それまで被保険者及び受給者となることに年齢上の制限はなかったが、65歳以上で新たに雇用され

(20) 離職者は、1990年までは建設業を含まない調査産業計(T)の全離職者であり、1991年以後は建設業を含む調査産業計(GT)の全離職者である。

(21) 労働省[1985]、26頁以下。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

る者は原則として被保険者とならなくなり、65歳を超えて引き続き雇用される被保険者は、失業時に高年齢求職者給付金を支給されることになった。これは一時金として支給され、支給額はそれまでの基本手当よりも40日分から200日分の引き下げとなった。第3は、再就職手当制度の発足である。

給付制限期間の延長

単純に考えれば、給付制限期間が3倍になれば、給付制限により U_{ib} になる者は3倍となる。また、給付制限期間が延びれば、この期間中に再就職する等の理由で失業給付を受給しなくなる者—受給放棄者—が増加し、 U_{ia} が減少する。受給放棄者数は受給資格決定件数—初回受給者数によってもとめられるが、図表7が示すように、1976年度以降、一般区分の給付制限率（給付制限件数÷受給資格決定件数×100）に目立った変化がないのに対して、受給放棄率（受給放棄者数÷給付制限件数×100）は、1984年度以降、格段に高くなり、1980年代末には40%近くにまで達した。1980年代末の動きには景気の回復が影響している可能性があるが、大部分は制度変更の結果であろう。

では、1984年度以降、給付制限期間の延長によってどれほどの変動があったのか。データに時間的なズレが含まれるため大雑把な推計となるが、その影響はかなりのものである。そのさい、給付制限対象者は次の2つに分かれる。すなわち、給付制限期間中ずっと給付制限下にあった全期間制限対象者と、その途中で給付制限の対象からはずれた受給放棄者である。全期間制限対象者は給付制限件数—受給放棄者数によってもとめられる。調べることは、第1に、給付制限期間の延長により、給付制限延日数はどれほど増えたのかであり、第2に、受給放棄者の増加により、受給放棄延日数がどれほど増えたのかである。

増加した給付制限延日数は、給付制限期間と受給放棄率が1984年度以降も変わらなかったと仮定した場合の給付制限延日数と、実際の給付制限延日数をそれぞれ推計し、比較す

図表7 一般区分での給付制限制度の影響

年度	（%）		（千日）	
	給付制限率	受給放棄率	給付制限延日数	受給放棄延日数
1975	37.3	16.8		
1976	56.3	16.8		
1977	54.8	15.6		
1978	57.4	12.1		
1979	61.1	13.7		
1980	60.0	15.3		
1981	59.9	9.3		
1982	59.4	11.5		
1983	60.3	7.9		
1984	59.0	26.3	19,923	11,666
1985	54.3	34.3	47,690	13,458
1986	52.2	30.8	48,126	11,334
1987	55.5	30.4	46,827	11,474
1988	58.7	35.2	44,104	12,378
1989	60.1	37.0	41,938	12,526
1990	61.0	39.2	41,492	13,090

資料：厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業年報』

✓ (22) 初回受給者を見れば、1984年度の新法対象者43.9万人のうち、所定給付日数に変更がなかったのは27.0万人、短縮が14.1万人、延長が2.9万人である。

ることによってもとめることができる⁽²³⁾。増加した受給放棄延日数についても、同様の仮定で推計と比較を行う⁽²⁴⁾。

制度変更により増加した給付制限延日数と受給放棄延日数は、図表7に示している。

所定給付日数の削減

一般区分で手がかりとなるのは、支給終了率—初回受給者が支給終了者になる割合—である。支給終了者については、所定給付日数の削減がそのまま給付日数の削減につながるため、支給終了率が分かれば、所定給付日数の削減が U_{1a} をどの程度減少させたかを推測できる。また、制度変更後に U_{1b} が増加したのであれば、それは支給終了率の上昇となって表れる

図表8 一般区分の支給終了率の推移(1980年代)

被保期間	年齢	年 度			
		1982	1983	1985	1986
1年未満	計	72.0	68.3	68.2	66.9
1年以上	-29	77.8	75.1	75.2	75.6
	30-44	61.5	58.6	60.1	59.4
	45-54	63.0	60.6	58.2	58.3
	55-	75.1	73.8	70.4	69.4
計	計	71.3	68.8	67.7	67.2

資料：厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業月報』

はずである。そこで、『雇用保険事業月報』をもとに各年度の支給終了率を計算し、その結果を示したのが図表8である。 U_{1a} に関しては、初回受給者のほぼ7割が支給終了者となるため、制度変更によって削減された所定給付延日数の7割が実際の給付延日数の減少につながったと考える。減少した給付延日数は図表9に示している。 U_{1b} について言えば、これが増加したとは考えられない。図表8に示しているように、支給終了率はほとんどの区分で低下している。

図表9 所定給付日数削減と再就職手当制度による給付延日数の減少

年度	所定給付日数の削減			再就職手当 制度の効果
	一般	高年齢	計	
1984	6,423	4,331	10,754	2,653
1985	18,153	11,795	29,948	5,851
1986	18,426	11,620	30,046	6,299
1987	16,013	9,868	25,881	6,459
1988	13,535	8,435	21,969	5,909
1989	12,315	7,531	19,846	5,785
1990	11,686	7,661	19,348	6,070

資料：図表7と同じ

高年齢求職者給付金については、受給者が65歳を超えていることが重要である。65歳を超える受給者にはごく限られた再就職

(23) 給付制限期間は、旧制度を30日、新制度を90日とし、1984年度については、新制度と旧制度の給付制限件数の加重平均により、51.8日とする。受給放棄者が給付制限下にある期間は、給付制限期間の3分の2とする。受給放棄率が1984年度以降も変わらなかったと仮定した場合の受給放棄率には、1975年度から1983年度までの受給放棄率の平均値を用いる。ただし、1988年度以降については、1987年度を起点として、実際と同様の比率で受給放棄率が上昇したと見なす。

(24) 受給放棄者1人当たりの放棄日数は、受給放棄者の再就職の可能性が一般受給者のそれよりも高いと考え、各年度の平均支給日数(給付延日数÷初回受給者数)の半分とする。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

の機会しかない。それゆえ、65歳を超える受給者の大部分は、制度変更前、所定給付日数の最後まで失業給付を受給していたはずである。したがって、新旧両制度間の給付日数の差は、大部分が U_{1a} の減少につながるだろう。他方、制度変更後、受給者の大部分は同じ理由で、一時金を受給した後、非労働力化したと考えられる。したがって、所定給付日数の削減が U_{1b} の増加につながった可能性は低い。そこで、制度変更が U_{1a} にだけ影響を及ぼし、削減された所定給付延日数の9割が実際の給付延日数の減少につながったと考える。減少した給付延日数は図表9に示している。

再就職手当制度

まず問題になるのは、再就職手当受給者が所定給付日数のどれほどを残して再就職したのかである。これに関しては、1985年度以降、所定給付日数ごと再就職手当の支給日数ごとに再就職手当の受給者数が集計されている⁽²⁵⁾。所定給付日数と再就職手当の支給日数から基本手当の支給残日数の上限と下限が決まるので、これらをもとに平均支給残日数を定めれば、各区分の延支給残日数をもとめることができる。本稿は、支給残日数の上限と下限の中間に平均支給残日数があると考えた。

第2の問題は、延支給残日数のうちのどれほどが、再就職手当制度によって減少した給付延日数なのかである。すでに見たように、基本手当の支給終了率は、所定給付日数の削減にもかかわらず、わずかに低下していた。したがって、再就職手当制度が給付延日数を減少させたことは間違いない。他方、基本手当の支給終了前に再就職する者は常に存在するため、再就職手当制度によって減少した日数は、延支給残日数の一部にとどまるだろう。そこで本稿は、おおざっぱな見積もりであるが、延支給残日数の2割が、再就職手当制度によって減少した給付延日数だと考える。減少した給付延日数は図表9に示している。

✓ (25) 支給終了率の計算は小原[2000]にならった。ただし、小原[2000]が4月から失業給付を受給し始めた者に対象を限定しているのに対して、本稿は全受給者を対象にしている。そのため各年度の支給終了率は、当該年度だけでなく翌年度の状態も示すことになる。初回受給者のかなりの部分は翌年度に支給終了者となるからである。なお、図表8には1984年度の値がない。これは、旧制度受給者の詳しいデータが1985年3月で打ち切られており、1984年度の初回受給者に対応する支給終了者のデータが得られないためである。同じ理由で、1985年度と1986年度の支給終了率は新制度受給者に限定されている。また、所定給付日数が不明なため、就職困難者の値も除外されている。

(26) 1984年度については、常用就職支度金と再就職手当が就職促進給付として一括集計されているため、再就職手当受給者の年度合計値は月別合計値を基に次のようにもとめた。制度が発足した1984年8月については、就職促進給付受給者数が同年7月と変わらないため、再就職手当受給者はないものとした。同年9月については、この月の常用就職支度金受給者数が前月と変わらなかったと考え、この月の就職促進給付受給者数から前月の就職促進給付受給者数を引いたものが、この月の再就職手当受給者数であるとした。同年10月以降については、常用就職支度金受給者数と再就職手当受給者数の比率が翌年度の同じ月と同じであると考える、各月の再就職手当受給者数をもとめた。次に、所定給付日数ごと再就職手当の支給日数ごとの受給者数は、各区分の比率が1985年度と同じであると仮定してもとめた。

ま と め

図表10は、給付制限期間の延長、所定給付日数の削減、再就職手当制度が、それぞれ U_{ia} をどの程度減少させ、 U_{ib} をどの程度増加させたのかを日平均失業者数で示すとともに、それらの変化が全体

図表10 1980年代の制度変更の全体的効果

年度	日平均失業者数（千人）					$rri(2-b)$ への影響
	U_{ia} 減少				U_{ib} 増加	
	給付制限	給付日数	再就職手当	計	給付制限	
1984	32	29	7	69	55	-0.061
1985	37	82	16	135	131	-0.150
1986	31	82	17	131	132	-0.130
1987	31	71	18	120	128	-0.139
1988	34	60	16	110	121	-0.147
1989	34	54	16	105	115	-0.164
1990	36	53	17	106	114	-0.161

資料：図表7，図表9

として rri をどれほど引き下げたのか示している。検討対象とした要因のうち、影響が最も大きかったのは給付制限期間の延長である。それは U_{ia} を減少させる一方で、 U_{ib} の大幅な増加をもたらした。 rri に対する影響を見れば、 $rri(2-b)$ は1984年度の0.903から、1985年度には0.757、1990年度には0.715へと低下したが⁽²⁷⁾、制度変更の影響を除けば、順に0.964、0.907、0.876になる。 rri の低下のかなりの部分は上記の変化によって説明できるということである。

(2) 1990年代末以降の rri の低下

以下の分析は男性に限定する。女性については、 rri が低下するのが2002年度であるため、分析に必要なデータが得られない⁽²⁸⁾。

検討対象とするのは、先の第3、第5の要因である。ただし、それらに入る前に、 nlr と rri の値を再検討する必要がある。すでに見たように、2000年度以降の nlr の動きはより安定していた可能性がある。そうであれば、 rri の値も変わってくる。そこで、2000年度以降の nlr の対前年度増減比が図表3の半分であったと想定して rri を計算し直すと、 $rri(1-a)$ の動きはよりなだらかになる。すなわち、2000年度0.587、2001年度0.519、2002年度0.534である。以下で rri が問題になるときは、この値を用いることにする。

失業の長期化と所定給付日数の削減

1990年代末以降、失業が長期化するとともに、1999年には高年齢区分で、2001年には一般区分で、所定給付日数の削減を主な内容とする制度変更があった。これらが U_{ia} をどれほど減少させ、 U_{ib} をどれほど増加させたのかが問題となる⁽³⁰⁾。

(27) 1986年度から1989年度までの値は、順に0.693、0.729、0.703、0.760である。

(28) 2002年度の支給終了率をもとめるためには、支給終了者の詳しいデータが2004年3月まで必要であるが、2003年5月の制度変更後、旧制度受給者は旧法分として一括されている。

(29) 厚生労働省[2002]、153頁以下。

(30) ただし、1980年代と同様、高年齢区分での制度変更は U_{ib} に影響を与えなかったと考える。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

U_{1b} の増加については、一般区分の支給終了率が上昇しているかどうかを調べなければならない。図表11は、『雇用保険事業月報』をもとに、一般通常区分の男性について1990年代後半以降の支給終了率を示したものである。

図表11 一般通常区分の支給終了率の推移（男，1990年代後半以降）
（％）

年齢	年 度				
	1996	1997	1998	1999	2001
-29	64.9	66.2	69.1	69.4	69.5
30-44	52.9	54.7	58.3	58.7	65.5
45-59	52.3	54.5	58.6	59.8	68.4
60-	81.9	83.7	81.3	80.6	91.4
計	65.1	67.0	66.6	66.4	72.5

資料：図表8と同じ

まず、1996年度から1999年度までの時期（第1期）を見ると、60歳未満層の支給終了率はいずれも上昇している。60歳未満層については、失業が長期化し、支給終了後の失業期間も伸びたと考えてよかろう。他方、60歳以上層の支給終了率は、1996年度から1997年度にかけて若干上昇した後、1999年度まで低下している。60歳以上層については、失業は長期化していなかった可能性がある。問題は、支給終了後の失業が全体として長期化したかどうかである。支給終了率の高い60歳以上層の比重が1998年度から低下しているため、年齢計の支給終了率にはっきりした傾向は見られないが、支給終了後の失業期間が60歳以上層で特に長くない限り、全体として支給終了後の失業は長期化したはずである。

1999年度から2001年度までの時期（第2期）では、第1期と違い、30歳未満層の支給終了率が横ばいであるのに対して、30歳以上層の支給終了率が上昇している。しかも、上昇幅は年齢が高いほど大きい。これらは、2001年の制度変更が影響を与えていることをうかがわせる。年齢層ごとの支給終了率の動きが、改定内容にほぼ対応しているからである。

改定の大きな柱は、一般区分の受給資格者が離職理由によって2種類に分けられたことである。すなわち、倒産・解雇等により離職を余儀なくされた特定受給資格者と、それ以外の受給資格者であり、所定給付日数は、他の条件が同じであれば、前者が長くなるように設定された。同時に、若年層（短時間を除く）の所定給付日数が延長される一方で、高齢層のそれは大幅に短縮され、所定給付日数は全体として削減された。

図表12は、①高年齢区分での給付日数の削減により減少した給付延日数、②一般通常区分での所定給付日数の削減により減少した給付延日数、③失業の長期化によって一般通常区分で増加した支給終了後の失業延日数、④一般通常区分での所定給付日数の削減により増加し

(31) 本稿では、短時間を含まない一般区分を一般通常区分と呼ぶ。

(32) 図表13を参照。

(33) 60歳以上層のかなりの部分が支給終了後に非労働力化することは、八代・二上[1998]、135頁；八代[2001]、238頁以下。

(34) 一般通常区分の初回受給者を見れば、2001年度の30歳未満の新法対象者で、所定給付日数に変更がなかったのは11.8万人、短縮されたのは0.3万人、延長されたのは3.8万人である。60歳以上では順に0.3万人、15.6万人、0.4万人、年齢計では32.3万人、28.1万人、20.7万人である。

た支給終了後の失業延日数、⁽³⁵⁾をそれぞれ示している。①については、削減された給付日数の全てが給付延日数の減少につながったと考えた。②と④については、所定給付日数の削減が支給終了率の高い60歳以上層に集中しているため、削減された所定給付延日数の8割が給付延日数の減少につながり、さらにその8割が支給終了後の失業延日数の増加に結びついたと考えた。⁽³⁶⁾③については、支給終了後の平均失業日数が、「労働力調査特別調査」から得られる平均失業日数と同じだけ増加したと考え、それに各年度の支給終了者数を掛けてもとめた。⁽³⁷⁾

図表 12 失業長期化と所定給付日数削減の影響（男）

(千日)

年度	減少した給付延日数		増加した失業延日数(一般通常)	
	高年齢	一般通常	失業長期化	給付削減
1998			13,550	
1999	4,581		26,698	
2000	6,593		25,721	
2001	6,841	17,781	47,238	14,225
2002	6,936	28,033	64,968	22,427

資料：厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業年報』，総務省統計局『労働力調査特別調査報告』，『労働力調査年報（詳細結果）』

特別支給の老齢厚生年金と失業給付の併給停止

図表13は、特別支給の老齢厚生年金と失業給付の併給が停止された1998年度以降、60歳以上の受給者がどの程度減少したのかを示している。一般通常区分の初回受給者に占める60

図表 13 一般通常区分（男）の初回受給者に占める60歳以上層の割合と離職者受給率

年度	初回受給者 60歳以上層 の割合	離職者受給率				
		-29歳	30-44歳	45-59歳	60-歳	計
1995	0.347	0.134	0.217	0.338	0.750	0.285
1996	0.353	0.129	0.201	0.322	0.744	0.271
1997	0.352	0.143	0.213	0.331	0.753	0.287
1998	0.261	0.206	0.290	0.425	0.713	0.351
1999	0.236	0.218	0.299	0.448	0.654	0.359
2000	0.236	0.194	0.264	0.409	0.596	0.319
2001	0.206	0.227	0.304	0.446	0.610	0.353
2002	0.202	0.221	0.299	0.430	0.563	0.345

資料：図表7と同じ

(35) 失業の長期化や所定給付日数の削減は一般短時間区分にも影響を与えているはずであるが、男性の場合には度外視してよいと考えた。次の年金と失業給付の併給停止についても同様である。

(36) 対立する見解として小原[2004]、39頁、がある。同論文は、制度変更の前後で「満期受給率(支給終了率)の傾向が大きく変わった様子はない」とし、受給者の失業期間は所定給付日数の短縮に応じて短くなったとしている。

(37) 平均失業日数は、厚生労働省[2002]、第6-7表と同じやり方で平均失業月数をもとめ、それに30を掛けて得た。2002年と2003年については、1ヶ月未満と1ヶ月以上3ヶ月未満の失業者が一括されているため、1999年～2001年の平均値を用いて分離した。なお、こうして得られるのは中途失業期間であって完結失業期間ではないが、短期間の失業が把握されにくいことを考慮し、あえて2倍はしなかった。2つの失業期間の関係については、橋木[1984]、92-93頁、を参照。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

歳以上層の割合は1998年度に急落し、その後も引き続き低下している。また、離職者に占める受給者の割合である離職者受給率⁽³⁸⁾は、1998年度以降、60歳以上層についてだけ低下している。

併給停止の影響は図表14に示している。減少した U_{ia} に関しては、まず60歳以上層の離職者受給率が1998年

図表14 併給停止の影響（一般通常区分，男）

年度	(千日)	
	減少した 給付延日数	年金選択者の 失業延日数
1998	3,847	1,715
1999	9,368	4,515
2000	15,352	7,451
2001	12,806	6,784
2002	13,044	9,610

資料：図表7と同じ

度以降も変わらなかったと仮定して初回受給者数をもとめ、これと実際の初回受給者数との差を年金選択者数と見なした。次に、これに60歳以上層の平均支給日数（給付延日数÷初回受給者数）を掛け、減少した給付延日数をもとめた。併給停止による U_{ib} の増加については、年金選択者の失業期間を併給停止以前の平均支給日数の半分と見なし、その延日数をもとめた。⁽³⁹⁾

ま と め

図表15は、失業の長期化、所定給付日数の削減、年金と失業給付の併給停止が、それぞれ U_{ia} をどの程度減少させ、 U_{ib} をどの程度増加させたのかを日平均失業者数で示すとともに、それらが全体として $rri(1-a)$ をどの程度引き下げたのかを示している。検討対象とした要因のうち、影響が最も大きかったのは失業の長期化であり、一般区分での所定給付日数の削減がこれに続いて⁽⁴⁰⁾いる。 rri に対する影響を見れば、 rri は1997年度の0.717から2002年度には0.534へと低下したが、それらの影響を除けば、2002年度の値は0.659となる。 rri の低下のかかりの部分は上記の変化によって説明できるということである。

図表15 1990年代末以降の変化の全体的効果（男）

年度	日平均失業者数(千人)								$rri(1-a)$ への 影響
	U_{ia} 減少				U_{ib} 増加				
	高年削減	一般削減	併給停止	計	失業長期	一般削減	併給停止	計	
1998	0	0	11	11	37	0	5	42	-0.020
1999	13	0	26	38	73	0	12	86	-0.042
2000	18	0	42	60	70	0	20	91	-0.050
2001	19	49	35	103	129	39	19	187	-0.080
2002	19	77	36	132	178	61	26	266	-0.125

資料：図表12，図表14

(38) 離職者受給率は、初回受給者数÷資格喪失者数によりもとめた。

(39) 併給停止以前の平均支給日数は1995年度から1997年度までの平均値である。

(40) ただし、失業の長期化は U_{ib} とともに U_{ia} も増加させたはずであり、その影響は幾分割り引く必要がある。次の rri に対する影響についても同様である。

おわりに

本稿が計算した失業者受給率に従えば、今日、失業給付を受給しているのは失業者の5人に1人にすぎない。たしかに、失業者は被保険者でない就業者や非労働力からも発生するため、受給者が失業者の一部にとどまるのには、やむをえない面がある。しかし、5人に1人という状況には懸念を抱かざるをえない。

問題は、失業者受給率が低下した原因である。失業者受給率の低下は、その原因によって3種類に分けられる。第1は、もっぱら労働市場の状況変化によって起こった低下である。1990年代末以降に女性で起こった低下がそれであり、その原因は u_2/u_1 ないし nlr の上昇によって、もともと失業給付の対象にならない失業者が増えたことにある。第2は、 rri の低下のうち、 U_{ia} が減少することにより起こった低下である。1980年代前半では、所定給付日数の削減と再就職手当制度の発足による低下がそれであり、1990年代末以降では、年金と失業給付の併給停止による低下がそれである。第3は、 rri の低下のうち、 U_{ib} の増加を伴いながら起こった低下である。1980年代前半では給付制限期間の延長による低下がそれであり、1990年代末以降では失業の長期化と所定給付日数の削減による低下がそれである。

これら3種類の低下のうち、初めの2つは特に問題ではない。第1の低下は雇用保険には直接関係しておらず、第2の低下は U_{ib} の増加をほとんど伴わなかったからである⁽⁴¹⁾。問題なのは、第3の低下である。1980年代の給付制限期間の延長は、給付制限対象者の失業期間を人為的に引き延ばした。1990年代末以降、失業の長期化に対して、所定給付日数の延長ではなく、逆に削減が行われたことは、支給終了後も失業者にとどまる人々の増加をもたらした。これらは、 U_{ib} を増加させるか、 U_{ib} の増加を放置するか、 U_{ia} を U_{ib} に置き換えることによって、雇用保険の実効性を引き下げた。前者については、3ヶ月もの給付制限期間を設けるよりは、所定給付日数を30日程度削減する方が得策であるように思える。後者に対しては、雇用保険財政が逼迫する中でどのような代案があったのか答えるのは難しい。しかし、それが相当に深刻な状態をもたらしたことは忘れるべきでない。

1980年代前半と1990年代末以降で、同様の変化が別の結果を導いたことも重要である。1980年代前半における所定給付日数の削減は、支給終了率の上昇をもたらさなかった⁽⁴²⁾。これは、改定前の所定給付日数に相当の余裕があり、改定後の所定給付日数も特に短くはなかったこと、そのため、これまで指摘されてきたように⁽⁴³⁾、受給者が所定給付日数の削減に応じて失業期間を短縮したことを示している。それに対して、1990年代末以降における失業の長期化と所定給付日数の削減は、男性の支給終了率の上昇をもたらした。これは、男性の所定給

(41) 年金と失業給付の併給停止に対して年金を選んだ者の一部は U_{ib} となったはずであるが、失業給付を上回る年金を受給しているはずであり、特に問題はないと判断した。

(42) 図表8は男女計の値であるが、男性に限定しても結果は変わらない。

(43) 注18を参照。

失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか

付日数が受給者にとって適応不可能なほど短くなったことを意味している。

1990年代末以降の状況は、雇用保険へのアプローチに再検討を促す。これまで労働経済学者は、雇用保険の過剰給付に注目し、給付を削減するか、それ以上拡大しないように求めてきた。⁽⁴⁴⁾1980年代の状況が示すように、かつての雇用保険に対して、それは根拠のあることだった。しかし、1990年代末以降、少なくとも男性に関して状況は変化した。それは過小給付の状況と言ってよいであろう。たしかに、給付の過剰・過小を論じるためには、適正な水準がどこにあるのかを見定めなければならない。それは今後の課題である。とはいえ、そのためには、これまで過剰給付に向けてきたのと同等の関心を、過小給付にも向ける必要がある。

参考文献

- 大日康史「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響—Average Treatment Effectによるプログラム評価—」、『日本労働研究雑誌』、497号、2001年。
- 大日康史「失業給付によるモラルハザード：就業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—労働移動の経済学—』、東洋経済新報社、2002年。
- 大竹文雄「失業と雇用保険制度」、『季刊理論経済学』、38巻3号、1987年。
- 大竹文雄「高失業率時代における雇用政策」、『日本労働研究雑誌』、466号、1999年。
- 厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業年報』、厚生労働省職業安定局雇用保険課。
- 厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業月報』、厚生労働省職業安定局雇用保険課。
- 厚生労働省大臣官房統計情報部『雇用動向調査報告』、大蔵省印刷局。
- 厚生労働省（編）『平成14年版労働経済白書—最近の雇用・失業の動向とその背景—』、日本労働研究機構、2002年。
- 小原美紀「失業給付は失業を長期化させるか?」、『季刊社会保障研究』、36巻3号、2000年。
- 小原美紀「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—労働移動の経済学—』、東洋経済新報社、2002(a)年。
- 小原美紀「失業手当の受給実態」、『日本労働研究雑誌』、510号、2002(b)年。
- 小原美紀「雇用保険制度が長期失業の誘引となっている可能性」、『日本労働研究雑誌』、528号、2004年。
- 篠塚英子「雇用保険法の経済的効果」、『季刊現代経済』、28号、1977年。
- 篠塚英子「現代の失業と雇用制度の評価—雇用保険制度と最低賃金制—」、『季刊現代経済』、51号、1982年。

(44) 高齢者に対する過剰給付については、八代[1998]、八代・二上[1998]、大竹[1999]、八代[2001]。失業給付が失業を長期化させることについては、小原[2000]、[2002a]、[2002b]、[2004]。失業給付が失業者の再就職条件を改善しないことは、大日[2001]、[2002]。

- 篠塚英子『日本の雇用調整—オイル・ショック以降の労働市場—』、東洋経済新報社、1989年。
総務省統計局『労働力調査年報』、日本統計協会。
総務省統計局『労働力調査特別調査報告』、日本統計協会。
総務省統計局『労働力調査年報(詳細結果)』、日本統計協会。
橘木俊詔「失業期間の計測と国際比較—失業保険が失業期間に与える影響—」、小池和男(編著)『現代の失業』、同文館、1984年。
橘木俊詔『セーフティ・ネットの経済学』、日本経済新聞社、2000年。
乗杉澄夫「雇用保険と短期被用者」、和歌山大学『経済理論』、308号、2002年。
服部营造『年金の基礎知識 改訂新版』、自由国民社、1999年。
布川日佐史「失業時生活保障のセーフティネット—雇用保険制度改正の課題—」、静岡大学『経済研究』、4巻3号、2000年。
水野朝夫『日本の失業行動』、中央大学出版部、1992年。
八代尚宏「高齢者就業と雇用保険制度の役割」、『日本労働研究雑誌』、456号、1998年。
八代尚宏・二上香織「雇用保険制度改革と高齢者就業」、八田達夫・八代尚宏(編)『社会保険改革—年金、介護・医療・雇用保険の再設計—』、日本経済新聞社、1998年。
八代尚宏「雇用保険制度の再検討」、猪木武徳／大竹文雄(編)『雇用政策の経済分析』、東京大学出版会、2001年。
労働省職業安定局雇用保険課(編)『改正雇用保険制度の解説』、労働新聞社、1985年。