

IPSS Discussion Paper Series

(No.2011-J02)

「雇用保険の受給者割合はなぜ低下してきたのか」

酒井 正(国立社会保障・人口問題研究所)

2012年1月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

雇用保険の受給者割合はなぜ低下してきたのか

酒井正[∴]

2012年1月

要約

失業者のうち雇用保険（基本手当）を受給している者の割合は、長期的に低下して来ている。どのような理由から雇用保険の受給者割合が低下して来ているのか明らかにすることは、今後の失業者の支援を考えるうえで不可欠である。本稿では、「労働力調査」と「雇用保険事業年報」を用いた簡単な分析により、受給者割合の低下要因を探った。分析の結果、一部の制度改正による影響の他、男性では長期間にわたって失業することで受給期間を終了してしまっている者が増加していることと正規雇用からの失業者が減少していることが、受給者割合の低下に寄与していたことが示唆された。

1. はじめに

雇用保険は、失業者の生活を支える第一のセーフティ・ネットである。しかし、失業者に占める雇用保険（基本手当）受給者の割合（以下、「受給者割合」¹と呼ぶ）は、長期的に見ると低下して来ている。図1は、1970年代後半からの受給者割合の推移を見たものであるが、1980年代の前半に一旦急激に低下した後も現在まで緩やかな低下基調にある²。雇用保険を受給している者は、いまや失業者の3割に満たない。図1には、併せて失業者数と基本手当受給者数も掲載している。これを見ると、1990年代後半以降に失業者数が大幅に

[∴] 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部研究員。 sakai-tadashi@ipss.go.jp

¹ 「雇用保険事業年報」では、被保険者に占める受給者数を指す語として「受給率」という言葉を用いており、本稿ではその用法と区別するために「受給者割合」という言葉を用いることにする。

² 図中の「調整済」とは、1984年以降について、適用基準に合わせて分母の失業者数も65歳未満としたもの。尚、図1（と図4～図6）では、東日本大震災の影響により2011年3月の失業者数が変則的なため2009年度までの値のみを掲示している。

増加したにもかかわらず、受給者数がそれほど伸びなかったことで、90年代後半以降に受給者割合の低下が進んだことがわかる。しかし、それではなぜ雇用保険受給者数は失業者数の増加に比べて伸びなかったのだろうか。本稿では、雇用保険受給者の割合が長期的に低下して来た要因を探ることとする。

雇用保険法（及びそれ以前の失業保険法）の変遷を振り返ると、一方で、モラル・ハザードを防ぐために受給要件を厳しくする方向で制度改正が行われて来たという大きな流れがある。その意味では、受給者割合の低下は政策意図の通りと言えるかもしれない。他方で、最近では、雇用契約期間が短いような労働者へ適用が拡大された。この適用拡大の背景には、「雇用が不安定な非正規労働者が増えてきた結果、失業しても（受給要件である一定の被保険者期間を満たしていないため）雇用保険を受給できない者が増えている」との認識から、景気低迷の煽りを受けやすい彼らのセーフティ・ネットこそ充実させるべきとの声が高まったことがある。だが、近年の受給者割合の低下は、本当に（受給要件である）一定の被保険者期間を満たせないような労働者が増えたことのみ因るのだろうか。受給者割合の低下がどのような理由から引き起こされたかによって、要請される政策対応は当然異なってくる。社会保障全般の財源が逼迫しているなか、効率的にセーフティ・ネットを提供するためには、まず受給者割合がどのような理由によって低下して来ているのか正確に把握することが不可欠である。

ある一時点において失業者が雇用保険を受給していないケースには、(i) そもそも受給資格要件を満たしていない、(ii) 受給資格要件を満たしており、実際にも受給していたが、受給期間が終了してしまっている、(iii) 受給資格要件を満たしているが、なんらかの理由から受給申請を行っていない、の大きく3通りがある。(i)の受給資格要件を満たしていない場合は、どのような要件を満たしていないかによって更に細かなケースに分かれることになる。また、(iii)については、分析上は、(i)や(ii)の理由によって説明できない部分、謂わば「残差」として顕れて来ることになろう³。

受給資格要件や受給期間に変更があれば、（失業者数が変わらず、失業者の構成に変化がなくても）受給者数は変わるし、反対に、制度に変更がない場合でも、長期失業者が増加するなど失業者の構成が変われば、受給者数は増減しうる。従って、受給者割合の長期的な推移を検討するにあたっては、制度改正によるものとそれ以外を分けて考える必要がある。本稿では、制度改正時に起きた受給者割合の低下と、それ以外の期間（制度改正のない期間）における低下を分けてそれぞれ考察する。制度改正のない期間における受給者割

³ 本稿では明示的には検討しない。

合の低下理由として、本稿では、①離職失業者（前職のある失業者）の減少、②受給要件として必要な被保険者期間を満たさない失業者の増加、③長期失業者の増加、④自己都合による退職からの失業者の増加 を検討する。

本稿では、1976年以降について、公表されている「雇用保険事業年報」（厚生労働省職業安定局雇用保険課）と「労働力調査」（総務省統計局）を用いて、受給者割合の低下要因として考えられる上のような理由の識別を（非常に簡単にはあるが）行うことにする。日本において雇用保険の受給者割合が低いことはしばしば指摘されてきたが（たとえば、橘木・浦川, 2006, 樋口, 2010 など）、その低下要因を厳密に検証した例は筆者の知るかぎり無い。1975年以降の期間に限定するのは、失業保険法が雇用保険法と改められたのが1975年3月であり、制度が異なるためにそれ以前とは単純な時系列比較が困難であることに加え、これより遡ると分析に必要な「労働力調査」の細部の項目が得にくくなり、分析に堪えないからである⁴。

次節では、わが国の雇用保険制度について求職者給付の受給要件を中心に説明する。3節で、雇用保険に関する先行研究を概観したうえで本稿の位置付けを整理する。4節で、受給者割合低下の要因として考えられる諸仮説について順に検討する。5節を、結びとする。

2. 雇用保険制度

2.1 わが国の雇用保険制度の概要

この節では、現行の雇用保険制度について概説する。雇用保険は、政府の管掌によって（雇用保険法第2条）、「労働者が失業した場合及び労働者について雇用の継続が困難となる事由が生じた場合に必要な給付を行うほか」、教育訓練に対する給付を行うことで、「労働者の生活及び雇用の安定を図るとともに、求職活動を容易にする等その就職を促進」するためのものである（同法第1条）。すなわち、雇用保険の給付は、失業者の当面の生活を支えることを第一義としているが、それによって求職活動を支援するという側面も有している。雇用保険が行う事業には、失業等給付のほか、雇用安定事業及び能力開発事業もある（同法第3条）。雇用保険は、労働者のセーフティ・ネットであると同時に、一つの雇用対策としての役割も果たしている。

一部の例外を除き、事業所に雇われている労働者は原則として雇用保険の被保険者となる（すなわち、原則として事業主は雇用保険に加入しなければならない）。「一部の例外」

⁴ この期間に限定する別の理由は、これ以前の期間においては、特に女性について、受給者実人員が失業者数を大幅に上回ることがあり、統計上の扱いが難しいためである。また、「労働力調査」では万人単位で表章されるため、失業者数が絶対的に少ない時期においては、（受給者割合などを算出すると）特に誤差が大きくなる可能性がある。

とは、公務員や 65 歳以上で新たに雇われた者、一週間の所定労働時間が 20 時間未満の者などである。

失業時に受け取る雇用保険給付（一般被保険者に対する求職者給付）のうち最も一般的な「基本手当」は、雇用保険の被保険者であった者（＝雇われて働いていた者）が、一定の被保険者期間を満たしたうえで、定年、倒産、契約期間の満了などによって離職して失業者となった場合に受け取ることができる。ここで、「一定の被保険者期間」とは、現在は、（離職の日以前 2 年間のうちの）12 か月である（同法第 13 条）。つまり、基本手当を受給するためには、基本的に、失業する以前に最低 1 年間雇われていなければならない（倒産や解雇・雇止めなどにより離職した「特定受給資格者」については 6 か月）。自営業者が失業しても受給することはできないし、学生が学校を卒業した後、そのまま失業状態になっても受給することはできない。雇用保険は、公共職業安定所（通称「ハローワーク」）で申請し、認定を受けることではじめて受給できる。

基本手当を受給できる日数は、被保険者期間・年齢・離職理由に依存する。被保険者期間が長いほど受給できる期間は長く、倒産・解雇・雇止め等の理由から離職した場合にはそれ以外の理由によって離職した場合よりも受給可能期間が平均的に長くなる。また、年齢が高いほど再就職が困難になると予想されることから、倒産・解雇・雇止め等の理由による離職の場合には、基本的に年齢が高いほど受給可能期間が長くなるように設計されている。倒産・解雇・雇止め等による離職の場合、30 歳以上 45 歳未満で被保険者期間が 5 年以上 10 年未満だと、180 日間の受給が可能となる。最長は 330 日で、45 歳以上 60 歳未満の者で被保険者期間が 20 年以上の場合である。また、倒産・解雇・雇止め等による離職以外の場合では、被保険者期間が 10 年以上 20 年未満の場合で 120 日の受給が可能となっている（詳細は表 1 を参照）。

尚、重要なことであるが、本人の都合による離職の場合には、すぐに給付を受けられるわけではなく、3 か月の給付制限期間を経て受給が開始する（給付制限期間の間に就職してしまえば、当然、基本手当は受給できない）。大まかな受給の流れを図 2 に整理した。

基本手当の給付額は、従前の所得のおよそ 50～80% であり、従前の所得が低かった者ほど、この率が高くなるように設定されている。保険料は、基本的に労使折半で負担される（雇用安定事業及び能力開発事業分については全額事業主負担）。

2.2 雇用保険制度の沿革⁵

失業者の生活の救済に関しては、戦前にも退職手当という形で法的な措置が存在したが、現在の雇用保険法の前進である失業保険法⁶が成立・施行されたのは、戦後の1947年のことである。その成立を巡っては、運営を組合方式で行うか国営方式で行うか等の議論もあったが、制定当時の失業保険は、6か月以上の被保険者期間を受給要件とし、給付日数は一律180日という今よりも簡素な設計となっていた。

その後、日雇失業保険制度の創設や、給付日数を継続雇用期間にリンクさせる改正が行われたり、受給期間を残して就職した場合の給付が付け加えられたりしたが、1975年4月より名称が「雇用保険法」に改められた。その頃、女性の結婚退職時における「退職金の受給」が相当の割合を占めていることが政策担当者の一つの懸念としてあったことには、留意しておく必要がある（濱口, 2010）。

失業保険から雇用保険へと改められた際に先ずなされたのは、従前の賃金が低い者ほど高率の代替率とし、年齢の高い者ほど給付日数を長くしたことであった。保険料拠出期間と給付日数は、(被保険者期間が1年未満の者を除いて)この時一旦関係なくなったが、1984年の改正によって両者は再びリンクすることになる。

その後、雇用保険の給付要件等がどのように変遷したかについては表1に整理した通りである。ここでは、制度の変遷をかいつままで紹介したい。まず、1984年の改正では、上にも触れたように、年齢による違いに加えて、受給可能期間が被保険者期間にも依存するようになった。1984年の改正では、同時に、自己都合退職による給付制限期間も、それまでの1か月から3か月へと改められた。1989年の改正では、パートタイム労働者への適用を念頭に、一般労働者の所定労働時間の4分の3未満且つ2分の1以上の労働者を、短時間労働被保険者として適用拡大した。2001年には、倒産・解雇等による離職者（＝特定受給資格者）とそれ以外の離職を分けて、給付日数を別々に設定した⁷。2007年には、短時間労働被保険者という概念はなくなり、所定労働時間が一般労働者の2分の1以上であれば、1年以上雇用が見込まれることをもって雇用保険が適用されるようになった⁸。同時に、受給要件の被保険者期間が、それまでの6か月から12か月（＝1年）となった。但し、特定受給資格者については6か月のままである。2009年には、特定受給資格者でなくても非正

⁵ 本節の記述の多くは、濱口（2010）に負っている。

⁶ 諸外国では、今でも「失業保険」という呼ばれ方をすることが多い。以下では、諸外国について言及する場合は「失業保険」のほうを使う。

⁷ 尚、2002年9月には、モラル・ハザードをより抑制するために失業認定や給付制限の運用が改められた（濱口, 2010）。

⁸ 給付期間については、既に2003年に一般被保険者と統一されていた。

規労働者が雇い止めなどによって離職を余儀なくされた場合には、特定受給資格者と同様に扱い、被保険者期間が6か月以上あれば受給できるようになった。同時に、適用基準として、雇用が見込まれる期間を1年以上としていたのを「6か月以上」に改めた。これは、2010年に更に「1か月以上」と改正された。概ね、最近の改正は、非正規雇用へのセーフティ・ネットを充実させる意図の下に行われたと言える。

3. 失業保険制度を巡る経済学の先行研究⁹

失業保険についての経済学の分析は、失業給付の手厚さがモラル・ハザードを引き起こしている可能性を検証することに多くの労力を割いてきた。それらにおいては、受給額が高いと就職確率が下がり、給付期間が切れる間近で就職確率が上がること等が見出されている (Meyer, 1990, Hunt, 1995, Christofides and McKenna, 1996, Lalive et al., 2006, Lalive, 2007, Van Ours and Vodopivec, 2006 等¹⁰)。その他にも、失業保険の資格要件である被保険者期間に達した付近から離職率が上がることを見出した研究 (Baker and Rea, 1998) や、受給要件の最低就業期間が短いと長期的に年間労働供給時間も減少することを確認した研究 (Kuhn and Riddell, 2010) など、海外の研究は概ね失業給付におけるモラル・ハザードを確認していると言える。日本でも、小原 (2002) や小原 (2004)、小原他 (2008) といった研究が、失業給付がもたらすモラル・ハザードを確認している。これらの研究は、雇用保険の給付が個々の失業者 (もしくは労働者) の行動に「歪み」を与えている例とみなすことができる。

それ以外の研究として、たとえば Levine (2006) は、米国の失業保険制度の財政面に光を当て、失業保険財政が逼迫した場合、各州は給付を制限するよりも料率を引き上げることが多いといったことを定量的な分析によって示している。

米国でも雇用保険の受給割合が低下してきていることは指摘されているが (たとえば, Simms and Kuehn, 2008) ¹¹, その要因を厳密に検証したものは筆者の知る限りでは無い。同様に、日本において雇用保険の受給者割合の低下を定量的に検討した例も筆者の知る限り無い¹²。

⁹ 樋口 (2010) は、海外の先行研究をサーベイしたうえで、わが国の雇用保険制度について包括的に論じており、参考になる。

¹⁰ 米国における失業保険の経済学的分析については、Nicholson and Needels (2006) による整理も参照のこと。

¹¹ 全ての国で受給者割合が低下して来ているわけではない。Kim (2011) によれば、韓国では反対に、著しく低かった受給者割合が近年徐々に引き上げられて来ているという。

¹² 各国の失業保険を比較研究した Vroman and Brusentsev (2005) によれば、日本は、所得代替率と受給者割合が共に中位に位置する国とされている。

本稿は、経済学の既存の実証研究が確かめてきたような給付によってもたらされる人びとの行動の変化の可能性は捨象したうえで、受給者割合の低下理由を考えてみることにする。たとえば、平均失業期間が長くなっている背後には、給付期間の変更自体があるかもしれないが、まずはそのような可能性には目をつぶったうえで分析を進める。

4. 受給者割合の低下要因の検証

各仮説を検討してゆく前に、男女別に受給者割合の推移を見ておきたい。図 3 より、受給者割合は女性のほうが男性よりも常に高いが、男女ともに一貫して低下して来ていることがわかる。ただ、女性のほうがその低下幅は大きい。以降では、男性と女性を分けて分析してゆくことにする。尚、分母である「失業者数」の年齢階層を絞った「調整済」の受給者割合の推移も、調整していない受給者割合とほとんど変わらない動きを示すため、以下では基本的に失業者の年齢階層は限定せずに分析を進めて行くことにする。

図 4 と図 5 では、更に年齢階層別に受給者割合の推移を見ている。男性においては、30～44 歳と 45～54 歳の低下幅が比較的大きい一方で、15～29 歳という若年層で受給者割合の低下はあまり大きくない。しかも、前二者についても、ほとんどの低下は 1984 年から 1985 年にかけて起きている（図 4）。女性については、45 歳以上における受給者割合の変動は大きいですが、15～29 歳及び 30～44 歳においては、80 年代前半の低下を除けば、受給者割合はほとんど変化していないように見える（図 5）。年齢階層内において受給者割合があまり変動していないという事実は、受給者割合の低下が年齢構成の変化によってもたらされていた可能性を示唆する。この点については、後の多変量解析において考慮したい。但し、年齢階層別に見た場合、「労働力調査」の数値が万人単位でしか表章されていないこともあり誤差が大きく、受給者割合が 100% を大きく超えている期間など解釈が容易でないため、本稿の以降では年齢計のデータのみに基づいて行うことにする。

ここまでは年度単位で数値を追って来たが、以降の分析で用いる失業者の細目は主に「労働力調査特別調査報告」¹³に依っているため、基本的には 2 月（もしくは 3 月）の値となる¹⁴。そのため、対応する「雇用保険事業年報」の受給者に関する数値も極力 2 月（もしくは 3 月）の値を用いることにする。

¹³ 2002 年からは「労働力調査」に統合され、同調査内容の多くは「詳細集計」という形で掲載されている。「労働力調査」と「労働力調査特別調査」（もしくは「労働力調査 詳細集計」）は本来異なるものとして扱うべきであるが、煩雑さを避けるため以降の図等ではすべて「労働力調査」と表記する。

¹⁴ 1982 年以前は 3 月、1983～2001 年は 2 月の値。また、2002 年以降については、多くの項目について 2 月（もしくは 3 月）の値のみでの掲載がないため、基本的に年平均値を用いることにする。このように期間によって、統計の時点に相違があることには留意が必要である。

4.1 1984年改正による影響

先にも述べたように、受給者割合の低下要因を考えるにあたっては、制度改正によるものとそれ以外を分けて考える必要がある。はじめに検討したいのは1984年の改正である。実際、1976年から2008年にかけての受給者割合の低下分（39%ポイント）のうち2割以上が、1984年から1985年にかけて起こっている。1984年の改正によって、それまで（被保険者期間が1年未満の者を除いて）被保険者期間（保険料拠出期間）に依存しなかった給付日数が、被保険者期間が長いと給付日数も長くなるように改められた。正確に言えば、年齢が高いほど再就職が難しいとして給付期間が長く設計されていたのが、更に年齢階層内で、拠出期間が「1年未満」、「1年以上5年未満」、「5年以上10年未満」、「10年未満」の別に給付期間が定められるようになった。もしこの改正が受給者割合の変化に寄与していたならば、1984年前後で、被保険者期間別の受給者の構成が変わっていたはずである。

残念ながら、「雇用保険事業年報」では、受給者数の被保険者期間を1年以上/未満でしか区別していないため、上のような可能性について十分な検証を行うことができない（試しに、被保険者期間が1年以上の受給者の割合についてのみ見ると、制度改正前後を通して常時95%程度を保っている）¹⁵。被保険者期間1年以上の者をもっと細かく見ることができれば、別の傾向も浮かび上がるかもしれない。

1984年の制度改正のもう一つの目玉は、自己都合退職による給付制限期間をそれまでの1か月から3か月に延ばしたことであった。給付制限期間が延びたことで失業してもすぐに雇用保険を受給できない者が増えることになる。給付制限期間が延びれば、その間に再就職してしまう者も増えるだろうから結果として受給者数は減ると予想される。このことを確かめる一つの方法は、受給者に占める自己都合退職者の割合の変化を見ることである。しかし、「雇用保険事業年報」では、離職理由別に受給者数を知ることはできない。ここでは代わりに、給付制限件数の1984年前後の変化を見ることにする。但し、自己都合によって離職した者が、給付制限期間が延びたことによってすぐには受給できなくなるため給付制限期間に再就職できると予想し、そもそも雇用保険給付を申請すらしなくなれば、（制度改正の影響は）給付制限件数の変化には反映されないことになる。この点には注意が必要である。図6は、自己都合退職による給付制限件数（その時点で給付制限を受けている者の数）の受給者数に対する比率を見たものである。男性については、1985年に一旦上昇した後、停滞するが、1988年頃になって再び上昇する兆しを見せ始める。女性については、男性と同じように1985年に一旦上昇した後、1986年には低下するが、その後は1984

¹⁵ 「雇用保険事業年報」では、制度改正後についてのみ被保険者期間を詳細に分類している。

年の水準よりも高い割合を示している。給付制限期間が延びたことは受給者割合の低下に寄与したように見える。

但し、図3をあらためて虚心坦懐に眺めれば、女性については1984年よりも前から大きな低下傾向が見られる。1984年改正の影響のように見えるものは、この大きな変化傾向の中に位置付けられるものかもしれない。この頃、女性の失業率の上昇幅は大きく、労働力フローの分析によれば、女性の場合、非労働力人口から失業への流入が失業の増加に大きく寄与していたという（労働省、1983）。尚、（1984年の改正以外に）1980年代前半に制度・運用面での変更があったわけではない。

4.2 1985年以降(2007年まで)

4.2-i 1985年以降の改正

1984年の制度改正後も、受給者割合はゆるやかに低下していた。図3でも見たように、特に女性における低下基調ははっきりとしている。1984年以降の重要な改正としては、まず1989年に短時間労働被保険者という概念が導入されたことが挙げられる。「雇用保険事業年報」では、「短時間労働被保険者」の受給者を分けて掲載してはいないため、1989年改正の効果を直接的に検証することはできない。しかし、図3からは、1990年以降、男性において受給者割合が若干上昇する様子が見てとれ、制度改正による適用拡大の影響が暗示される。

2001年の改正では、離職理由別に受給期間が定められた。具体的には、倒産や解雇などの本人の責任にはよらない理由による失業の場合には、それ以外の理由による失業の場合よりも給付期間が長く設定された。図3を見ると、男性では2002年以降、女性では2001年以降に、受給者割合がそれまでよりも加速して低下する様子が見られる。これらの制度改正については、後の簡単な定量分析において、ダミー変数として扱い、その効果を見てみることにする。以下では、1985年以降2007年頃までの受給者割合の低下要因として、失業者構成が変化した可能性に焦点を当てて、4つの仮説を検証することにする。

4.2-ii 離職失業者の減少

雇用保険は、雇われていた者が失業した際に受給するものである。そもそも、雇われていなかった者（たとえば、学生や主婦、自営業者など）が失業しても、雇用保険は受給できない。被用者（雇われていた者）から失業する者が減っていたならば、雇用保険受給者の割合も低下することが予想される。たとえば、学卒直後から失業する若者が増えていたならば、雇用保険受給者の割合は低下する可能性がある。

「労働力調査」における「前職のある失業者（以下、離職失業者と呼ぶ）」は、自営業だった者が失業した場合も含むので、厳密には被用者から失業した者には限らないが、ここでは「労働力調査」の離職失業者を被用者だった者が失業した場合とみなして、その推移を見てみることにする。図 7 は、失業者に占める離職失業者の割合を見たものであるが、男性においても女性においても離職失業者の割合が低下して来ているという傾向は見られない。また、離職失業者を分母にとった受給者割合の推移を見た図 8 においても、女性についてはこのような定義による受給者割合も低下していることがわかる。つまり、受給者割合の低下は離職失業者が減っていることに因らない。ただ、男性については、離職失業者に占める受給者の割合は、80 年代後半から 2000 年にかけてほぼ横這いで、離職失業者数の変化が（全失業者に占める）受給者の割合の低下に関係していた可能性はある。だが、全体的には、離職失業者の減少が受給者割合の低下にもたらした影響は大きくはないと見える。

4.2-iii 一定の被保険者期間を満たしていない失業者の増加

雇用保険の受給に必要な一定の被保険者期間を満たしていない失業者が増えて来ると、当然、受給者割合も低下することが見込まれる。ここで典型的に想定しているのは、非正規などの安定しない雇用形態にある者が、短期間で失業を繰り返すようなケースである。はたして、離職前に雇われてはいても被保険者期間要件を満たしていないような失業者は増えて来ているのだろうか。「労働力調査」においては、失業前の被保険者期間（≒勤続年数）を聞いていないので直接的な検証はできない。しかし、試しに正規雇用を勤続年数が長い者とみなして、離職前の雇用形態別に推移を見てみると（図 9）、90 年代に横這いだったものが 2000 年頃から低下を示し、非常に大まかには受給者割合の動きと軌を一にしていることがわかる。非正規雇用には週労働時間が 20 時間未満の者が多く、そもそも被保険者となっていないことも、上のことに寄与しているかもしれない。

4.2-iv 長期失業者数の増加

長期間にわたって失業している者が増えることは、雇用保険の受給期間が終了しても失業している者が増えることを意味する。給付期間は、年齢（及び被保険者期間）に依存しているため、本来ならば年齢階層ごとに分類したうえで失業期間別に失業者数の動きを見るのがよいが、雇用保険給付の年齢区分に対応する形で「年齢階層別×失業期間別」の失業者数を分析することが難しいので、ここでは単純に失業期間を 6 か月以上／未満で分けて

推移を見る¹⁶。ここでは、受給者割合の推移と対照させるために、失業期間が6か月未満である者（便宜上、「短期失業者」と呼ぶ。）の割合を見る。図10からは、80年代後半から2000年代にかけて、男女ともに、短期失業者割合と受給者割合の動きが極めて似通っていたことがわかる。

4.2-v 自己都合による離職者の増加

自己都合による離職者の増加は、給付制限を受ける者が増えることで、もしくは給付制限のためにそもそも受給申請をしない者が増えることを通じて、受給者割合の低下に寄与する可能性がある。2001年以降は、離職理由別に定められた給付期間が平均給付期間を短くしたかもしれない。「労働力調査」における「自発的な離職による失業」と雇用保険制度上の自己都合による離職は必ずしも一致するわけではないが、図11と図12では、非自発的離職による失業者割合と受給者割合を並べて観察している¹⁷。非自発的離職による失業者の割合は、1984年から2000年について（2月の値）と、2002年以降（年平均）との間に断絶があり、全期間を統合的に比較することが難しい。だが、各期間内だけで見ても、男女共に、非自発的失業者割合と受給者割合の間に平行な動きは見られない。

4.3 2007年改正による影響

2007年に、受給に必要な最低被保険者期間は、それまでの6か月から12か月に変わった。但し、特定受給資格者については、6か月のまま据え置かれた。ここでは、2007年前後において、受給者実人員に占める被保険者期間1年未満の者の割合が変化したかどうか簡単に確認する。表2では、2006年と2008年の被保険者期間1年未満の割合（%）を、特定受給資格者と特定以外受給資格者に分けて見ている。特定受給資格者では、被保険者期間1年未満の者の割合は制度改正前後で大きく変化していないが、特定以外受給資格者では、制度改正を受けて、2008年には被保険者期間1年未満の者はほとんどいなくなっている。「差分の差分」を取ると、制度改正による変化は明白である（表2の影付部分）。

この制度改正は、結果として受給者割合を低下させる方向に働くと思われる。しかし、図3を見る限り、2007年を境に顕著に受給者割合が低下したようには見られない。むしろ、若干、受給者割合が上昇する傾向すら見られる。これは、2009年の適用拡大の影響もある

¹⁶ 失業期間を1年以上／未満で分けて推移を見た場合も、その動きは（6か月以上／未満で分けた場合の推移と）ほとんど変わらなかった。

¹⁷ 「労働力調査」における「非自発的な離職」には、「定年または雇用契約の満了」や「人員整理・会社倒産・事業不振など」が含まれる。一方、「自発的な離職」は、「自分や家族の都合で離職したため求職」している場合を指す。

かもしれない。

尚、2009年と2010年の適用拡大については、制度改正後、日が浅く、統計を利用できる年数が少ないため、本稿ではその効果を明示的には検証しない。

4.4 簡単な多変量解析による確認

上でグラフによって見てきたことを、非常に簡易な多変量解析によって確認してみたい。表3は、男女別に、受給者割合を上で挙げた各要因の変数に回帰したものである（但し、非自発的離職者割合は除く¹⁸）。先にも触れたように、失業者の年齢構成の変化が受給者割合と関係している可能性があるので、失業者のうちの15～34歳の失業者割合と55歳以上の失業者割合を説明変数として入れた。景気循環過程において自発的失業者と非自発的失業者の割合は変わると予想されることから、有効求人倍率も説明変数に加えている。また、制度変更の効果と傾向的な変化を捉えるため、1985年以降について1の値をとるダミー変数（自己都合退職による給付制限期間の延長を反映）、1990年以降について1の値をとるダミー変数（短時間労働被保険者制度の導入を反映）、2002年以降について1の値をとるダミー変数（離職理由別の給付期間の設定を反映）、2008年以降に1の値をとるダミー変数（最低被保険者期間の変更を反映）及びトレンド項を入れている¹⁹。表3の(1)列と(2)列は1977年から2010年を通した推計の結果、(3)列と(4)列は（「離職前の雇用形態」変数が統一的に利用可能な期間である）1985年以降についての推計結果である。

失業者の構成に関わる変数では、「短期失業者の割合」と「離職前正規雇用だった者の割合（前職正規雇用割合）」が男性についてのみ有意だった。「離職失業者割合」は女性についての1985年以降の推定においてのみ有意。失業者の年齢構成は一貫して有意でなかった。有効求人倍率の係数は、男性について負に有意だった。景気が好くなると自発的離職者が増えるため、結果として受給者割合は低下するのかもしれない。

制度変更に関するダミー変数では、1985年以降ダミーが負に有意な値を示しており、自己都合退職による給付制限期間の延長は受給者割合を有意に低下させていたことがわかる。1984年の制度変更によって、男性では7%ほど、女性では11%ほど受給者割合が低下したことになり、これはおおよそグラフによる観察に沿う結果である。また、女性については1990年以降ダミーが有意に正の値を示しており、短時間労働被保険者制度を導入したことが受給者割合を押し上げた可能性がある。2002年以降ダミーの係数は全期間の推定（(1)列・(2)

¹⁸ 後の有効求人倍率を代理変数と考えることもできる。

¹⁹ 2009年と2010年に行われた雇用契約期間が短い者への適用拡大については、2年分しかないため本分析では扱わない。

列) においてのみマイナスに有意だった。女性については、トレンド項の係数がマイナスを示しており、以上のような諸要因によっては捉えきれない受給者割合を低下させる要因の存在を示唆する²⁰。

期間中、男性の受給者割合が 25%ポイント弱低下したのに対して、短期失業者割合は 33%ポイントほど低下した。短期失業者割合の低下分と 1984 年の制度改正を併せて受給者割合の低下の 4~5 割程度を説明できることになる。一方、女性については、受給者割合が 32%ポイント低下したが、この 9 割以上が 1984 年の改正と 1990 年以降の短時間労働被保険者制度の導入及びトレンド要因によって説明される。

尚、2001 年から離職理由によって給付期間が異なるようになったことに伴い、以降の期間において自己都合による退職者の割合が上昇すれば、受給者割合の低下が加速することが予想される。そこで、有効求人倍率と 2002 年以降ダミーの交差項を説明変数に加えたところ、男性についてマイナスに有意な係数値を示した（推計結果省略）。2001 年以降、自己都合退職による給付期間が短期化し、自発的失業者が増えた際に受給者割合の低下が著しくなる傾向が生じたと思われる。

5. 結論と考察

グラフによる検討と簡単な多変量解析の結果より、男性の雇用保険の受給者割合の低下には、長期間失業することで受給期間を終了してしまっている者の増加と正規雇用からの失業者の減少が寄与していたことがわかった。また、制度変更の影響では、1984 年の制度改正が男女ともに統計的に明確な影響を示した。女性については、短時間労働被保険者制度の導入が受給者割合を上げる方向に寄与したことが窺えた。

幾点かの留保と考察を述べて、この稿の結びとしたい。本稿では、受給者割合の低下という現象に焦点を当てて、その変動要因を探って来た。だが、受給者割合の低下は必ずしもセーフティ・ネットが適用されない人たちが増えていることを意味しないかもしれない。本稿では、雇用保険制度が異なる日雇い労働者や高齢者への給付については検討を加えていない。2011 年 10 月より開始した求職者支援制度も雇用保険を受給できない失業者に対して職業訓練や就職支援を行うものであり、従来の雇用保険から漏れ落ちる者を捕捉する制度と言える。このように求職者給付の基本手当を受給する者が減って来ていることが事実だとしても、それを補う制度も存在することには留意が必要である。元より、受給に関わ

²⁰ Durbin-Watson 値を見る限り、誤差項の系列相関は認められないが、念のため階差をとった推定も行った。その結果、1985 年以降ダミーの係数が有意で、「短期失業者の割合」が男性についてのみ有意な値を示したことは変わりなかった。

るモラル・ハザードの多さから制度変更が行われて来たということもあり、受給者割合という指標をポリシー・ターゲットとして考えることが適切かどうかは議論の余地がある。

その上で、長期失業者の増加が受給者割合の低下に寄与しているという本稿の結論より、受給者割合を引き上げるといった目的のためには、給付期間を延ばすという選択肢が即座に浮かびそうである。しかし、海外を始めとする先行研究が示しているのは、給付期間の延長は失業期間自体をも長期化させてしまうということであり、政策を考えるうえでは注意が必要である。本稿の結論についても、給付期間が変更されたことが長期失業増加の誘因となっている可能性がある。それらが、本稿の分析にどの程度バイアスをもたらしているかについては、今後、精査する必要がある。

本稿では、制度変更と雇用保険財政との関連についても考察を行っておらず、今後の課題としたい。2009年と2010年の適用拡大についてもデータの蓄積を待って、あらためて検証を行ってみたい。

*本稿の作成にあたり、太田聰一（慶應義塾大学経済学部）、西村幸満（国立社会保障・人口問題研究所）の両氏より多くの助言を頂いた。安部由起子（北海道大学大学院経済学研究科）、川口大司（一橋大学大学院経済学研究科）、黒田有志弥（国立社会保障・人口問題研究所）及び国立社会保障・人口問題研究所でのワークショップ参加者の各氏より頂いたコメントも貴重だった。藤井宏一（厚生労働省職業安定局雇用政策課）と吉村紀一郎（厚生労働省職業安定局雇用保険課）の両氏からは、筆者の雇用保険制度に関する理解に対して多くの指摘を頂いた。また、李昔映（一橋大学国際・公共政策大学院）と元木康介（慶應義塾大学商学部）の両氏には資料を整理して頂いた。以上の方々に深く感謝申し上げたい。言うまでもなく、本稿に残された誤りは筆者のみに帰属する。尚、本稿に記された内容は、筆者の所属する機関の見解を表すものではない。

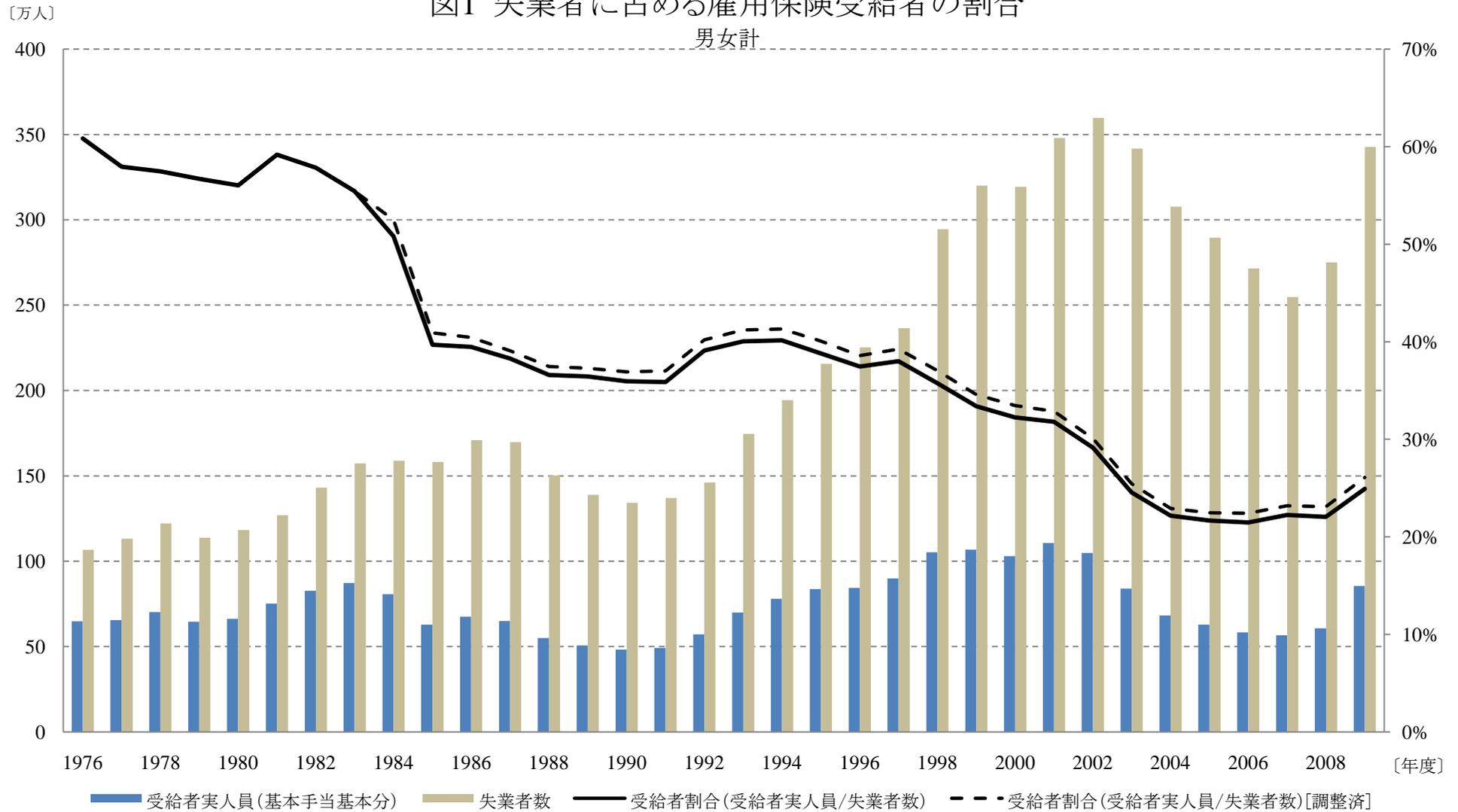
参考文献

- Baker, M., and S. A. Rea, Jr., 1998, "Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements," *Review of Economics and Statistics* 80(1): 80-94
- Christofides, L.N. and C.J. McKenna, 1996, "Unemployment Insurance and Job Duration in Canada," *Journal of Labor Economics* 14(2): 286-312
- Hunt, J., 1995, "The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany," *Journal of Labor Economics* 13(1): 88-120
- Kim, M. J., 2011, "Trend of Employment Insurance System in Korea and Active Labor Market Policy," *mimeo*
- Lalive, R., 2008, "How do extended benefits affect unemployment duration A regression discontinuity approach," *Journal of Econometrics* 142(2): 785-806
- Lalive, R., J.V. Ours and J. Zweimuller, 2006, "How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment," *Review of Economic Studies* 73: 1009-1038
- Levine, P., 2006, "Unemployment Insurance over the Business Cycle: Does It Meet the Needs of Less-Skilled Workers?" Blank, R., Danziger, S., and R. Schoeni (Eds.) *Working and Poor How Economic and Policy Changes are Affecting Low-Wage Workers* Russell Sage Foundation
- Meyer, B.D., 1990, "Unemployment Insurance and Unemployment Spells," *Econometrica* 58(4): 757-782
- Nicholson, W., and K. Needels, 2006, "Unemployment Insurance: Strengthening the Relationship between Theory and Policy," *Journal of Economic Perspectives* 20(3): 47-70
- Riddell, C., and P. J. Kuhn, 2010, "The Long-Term Effects of Unemployment Insurance: Evidence from New Brunswick and Maine, 1940-1991," *Industrial and Labor Relations Review* 63(2): 183-204
- Simms, M., and D. Kuehn, 2008, "Unemployment Insurance during Recession," *Recession and Recovery* No.2 (The Urban Institute)
- Van Ours, J. C. and Vodopivec, M., 2006, "How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Entitlement Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment," *Journal of Labor Economics* 24(2): 351-378
- Vroman, W., and V. Brusentsev, 2005, *Unemployment Compensation throughout the World A Comparative Analysis* W. E. Upjohn Institute
- 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』東洋経済新報社

- 小原美紀, 2004, 「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』
No.528
- 小原美紀・佐々木勝・町北朋洋, 2008, 「雇用保険のマイクロデータを用いた再就職行動に関する実証分析」『JILPT 資料シリーズ マッチング効率性についての実験的研究』独立行政法人 労働政策研究・研修機構
- 橋本俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 濱口桂一郎, 2010, 『労働政策レポート Vol.7 労働市場のセーフティネット』労働政策研究・研修機構
- 樋口美雄, 2010, 「雇用保険制度改革」宮島洋・京極高宣・西村周三編『社会保障と経済〈2〉 財政と所得保障』東京大学出版会
- 労働省, 1983, 『昭和 58 年版 労働白書』日本労働協会

図1 失業者に占める雇用保険受給者の割合

男女計



注)「調整済」とは、1984年以降について、適用基準に合わせて分母の失業者数も65歳未満としたもの。

資料出所：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」

図2 雇用保険(基本手当)受給の大まかな流れ

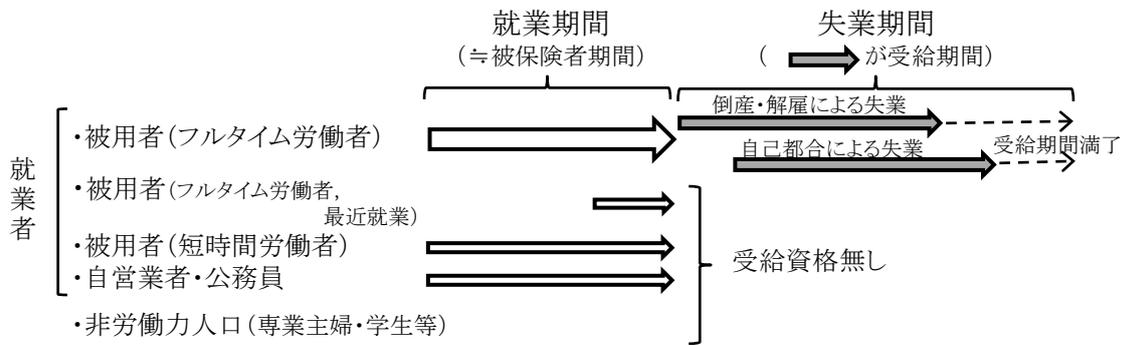
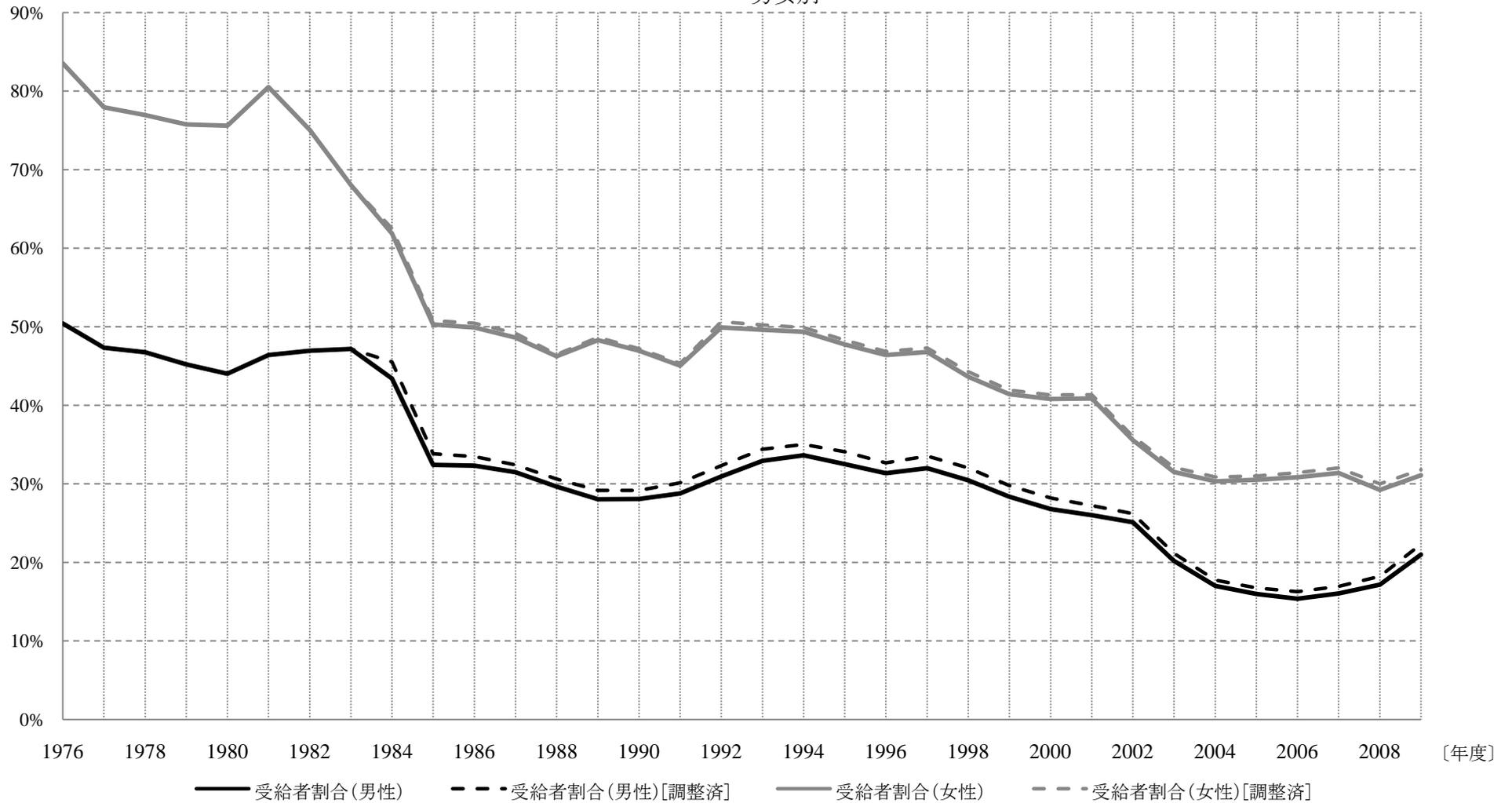


図3 失業者に占める雇用保険受給者の割合
男女別

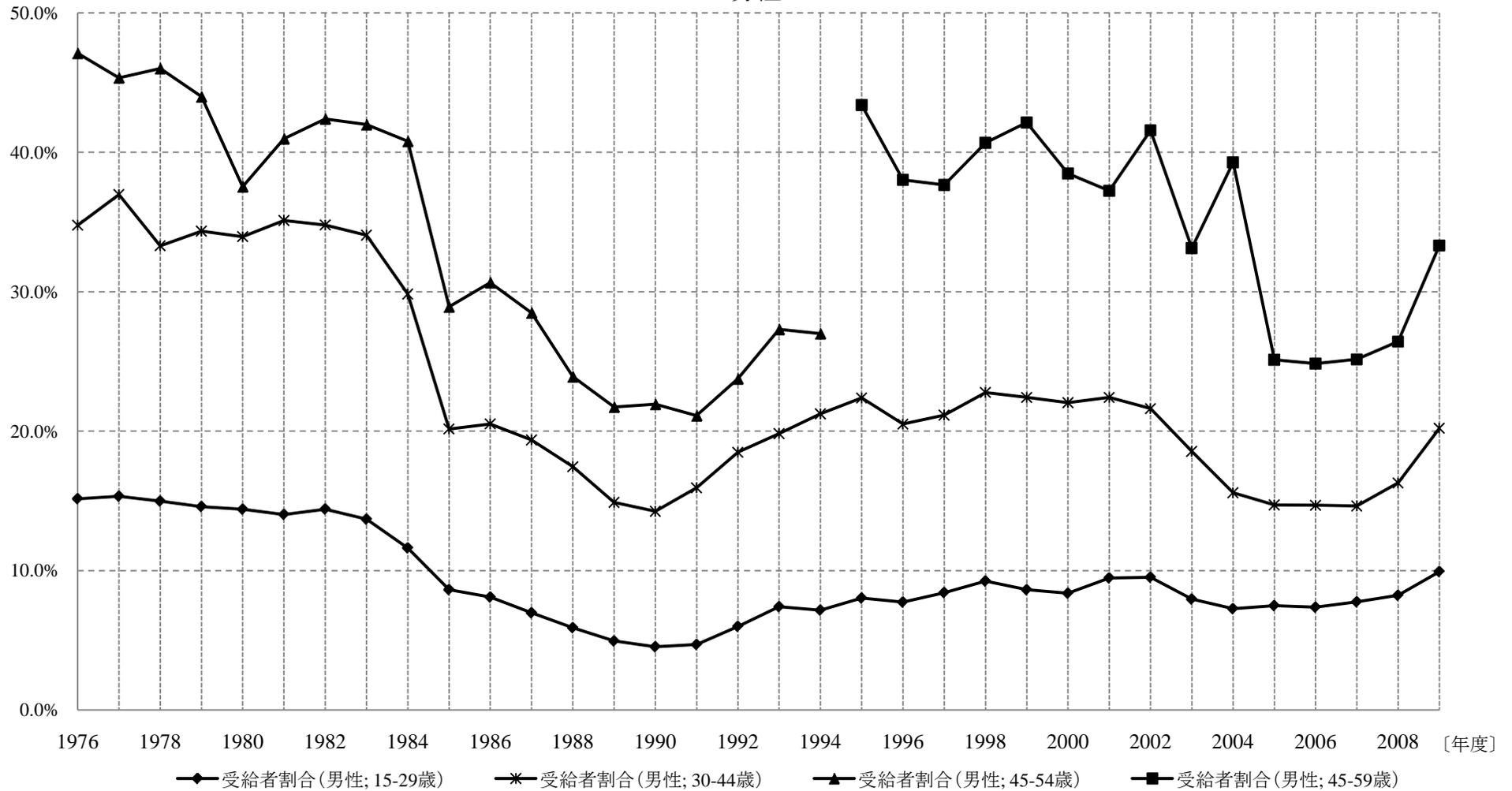


注)「調整済」とは、1984年以降について、適用基準に合わせて分母の失業者数も65歳未満としたもの。

資料出所：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」

図4 年齢階層別 雇用保険の受給者割合

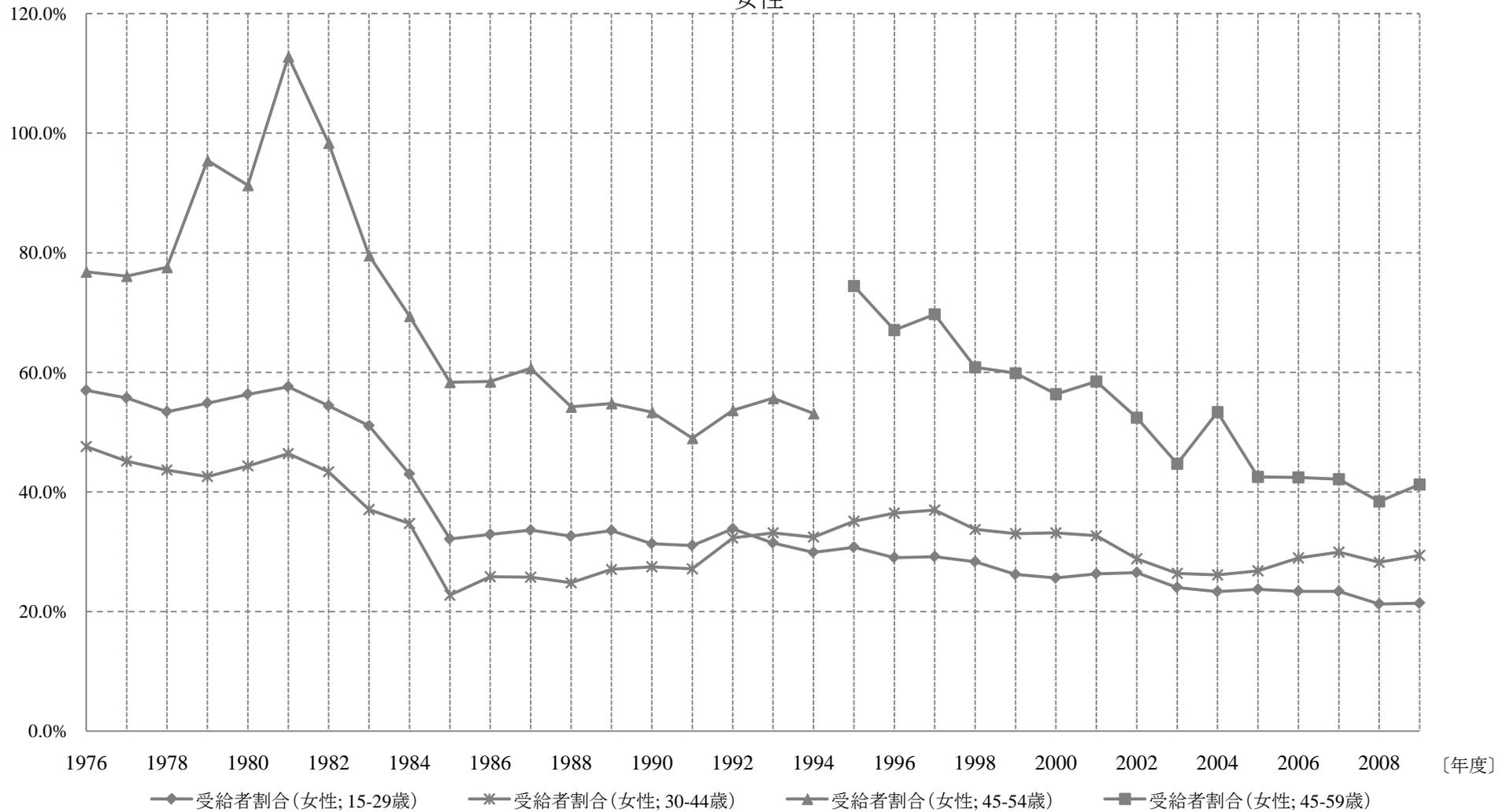
男性



注) 1994年までは被保険者期間が1年以上の者についてのみ。

資料出所：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」

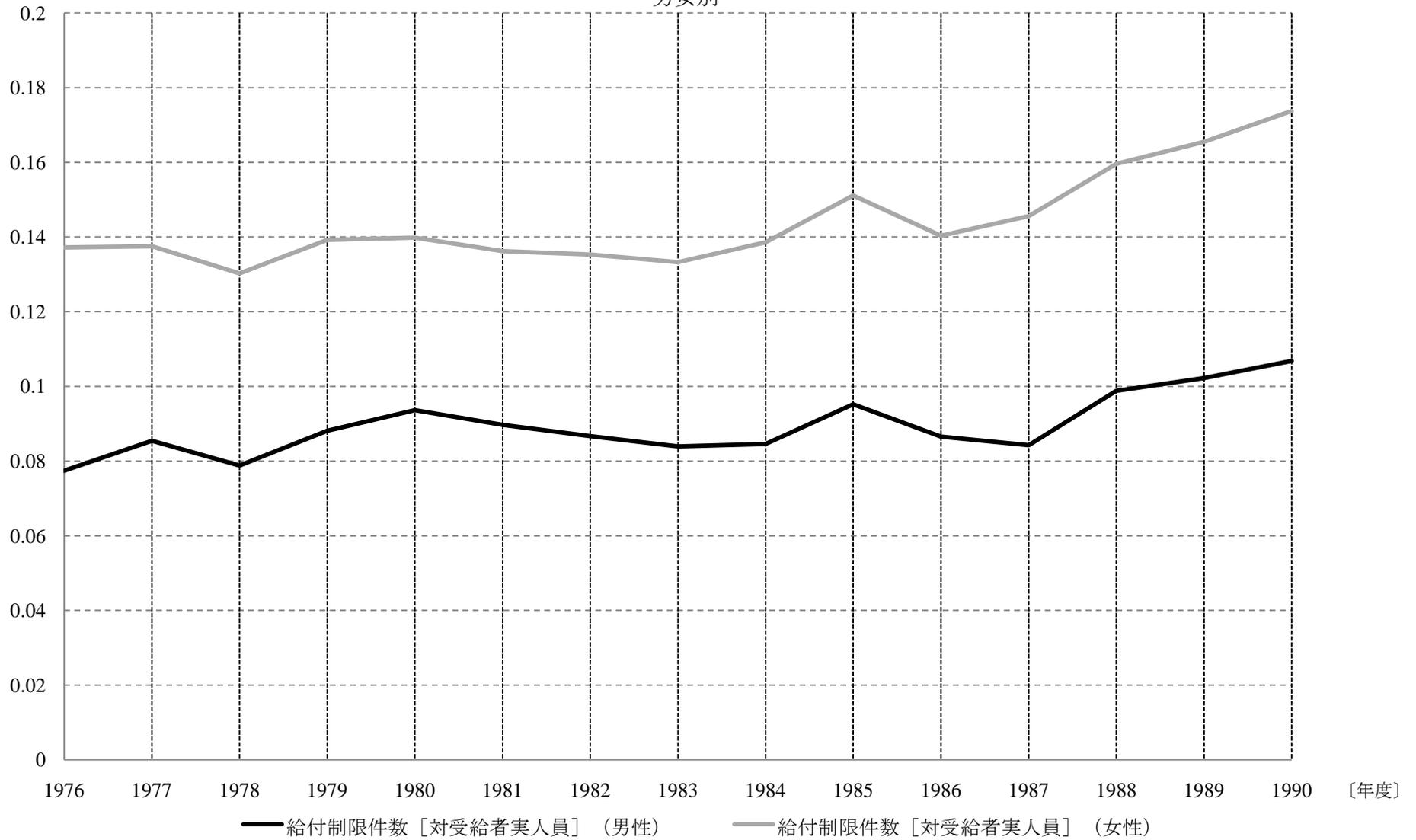
図5 年齢階層別 雇用保険の受給者割合
女性



注) 1994年までは被保険者期間が1年以上の者についてのみ。

資料出所：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」

図6 給付制限件数(一般求職者給付; 自己都合退職)の推移
男女別



資料出所: 厚生労働省職業安定局雇用保険課「雇用保険事業年報」

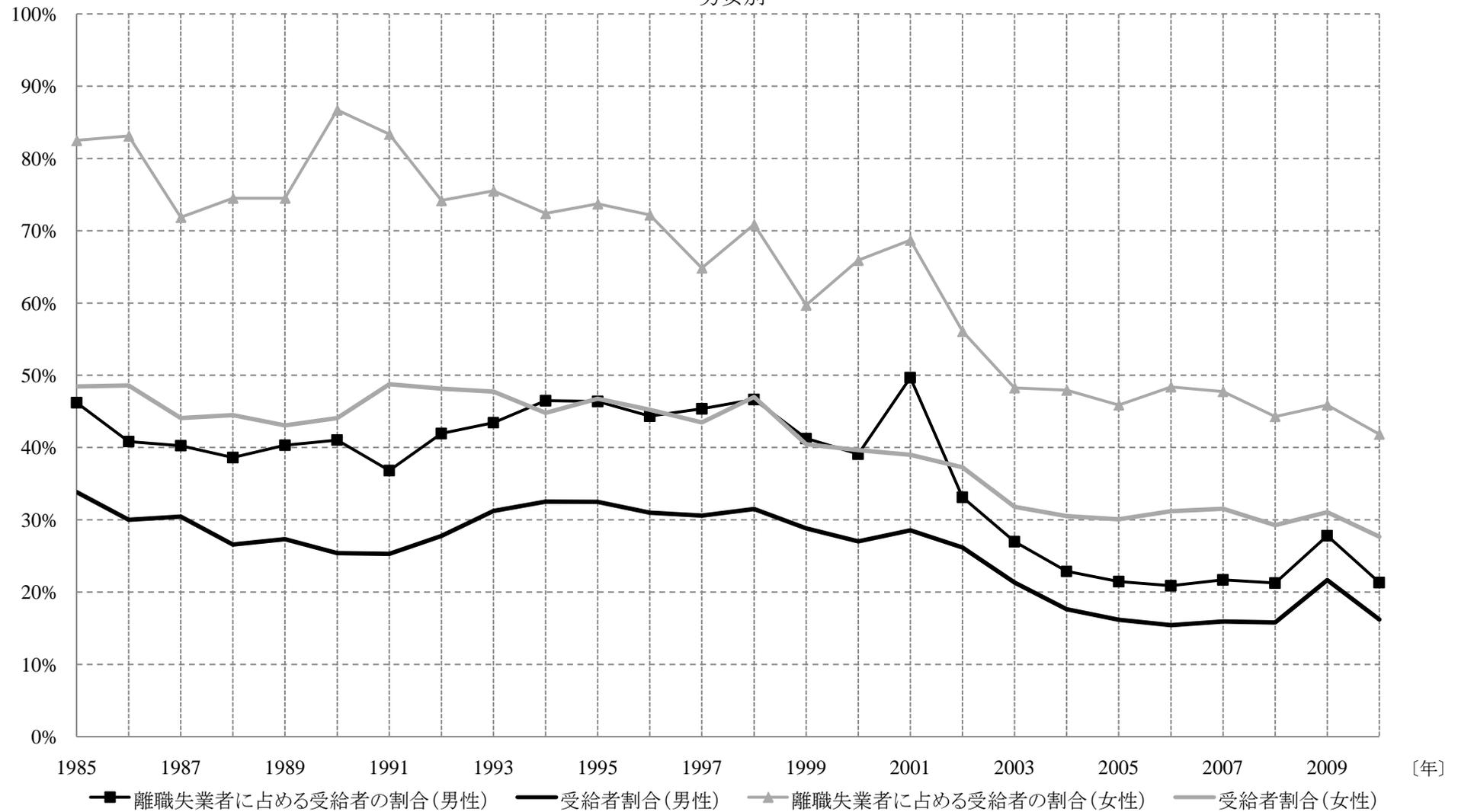
図7 失業者に占める離職失業者の割合
男女別



注) 1982年までは3月の値, 1983~2001年は2月の値, 2002年以降は年平均.

資料出所: 総務省統計局「労働力調査」

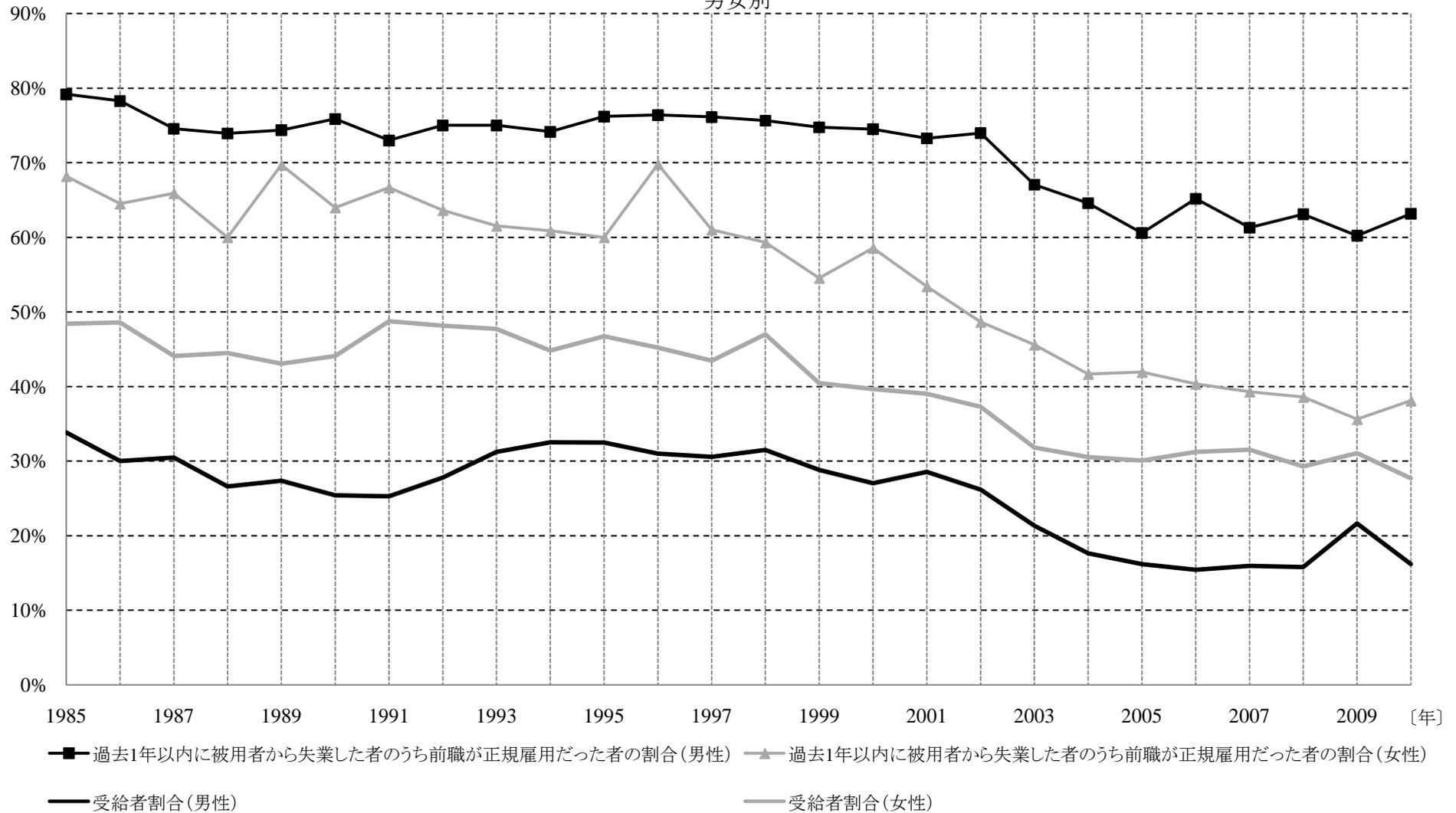
図8 離職失業者に占める受給者の割合
男女別



注) 2001年までは2月の値, 2002年以降は年平均.

資料出所: 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」

図9 離職失業者に占める前職が正規雇用だった者の割合
男女別

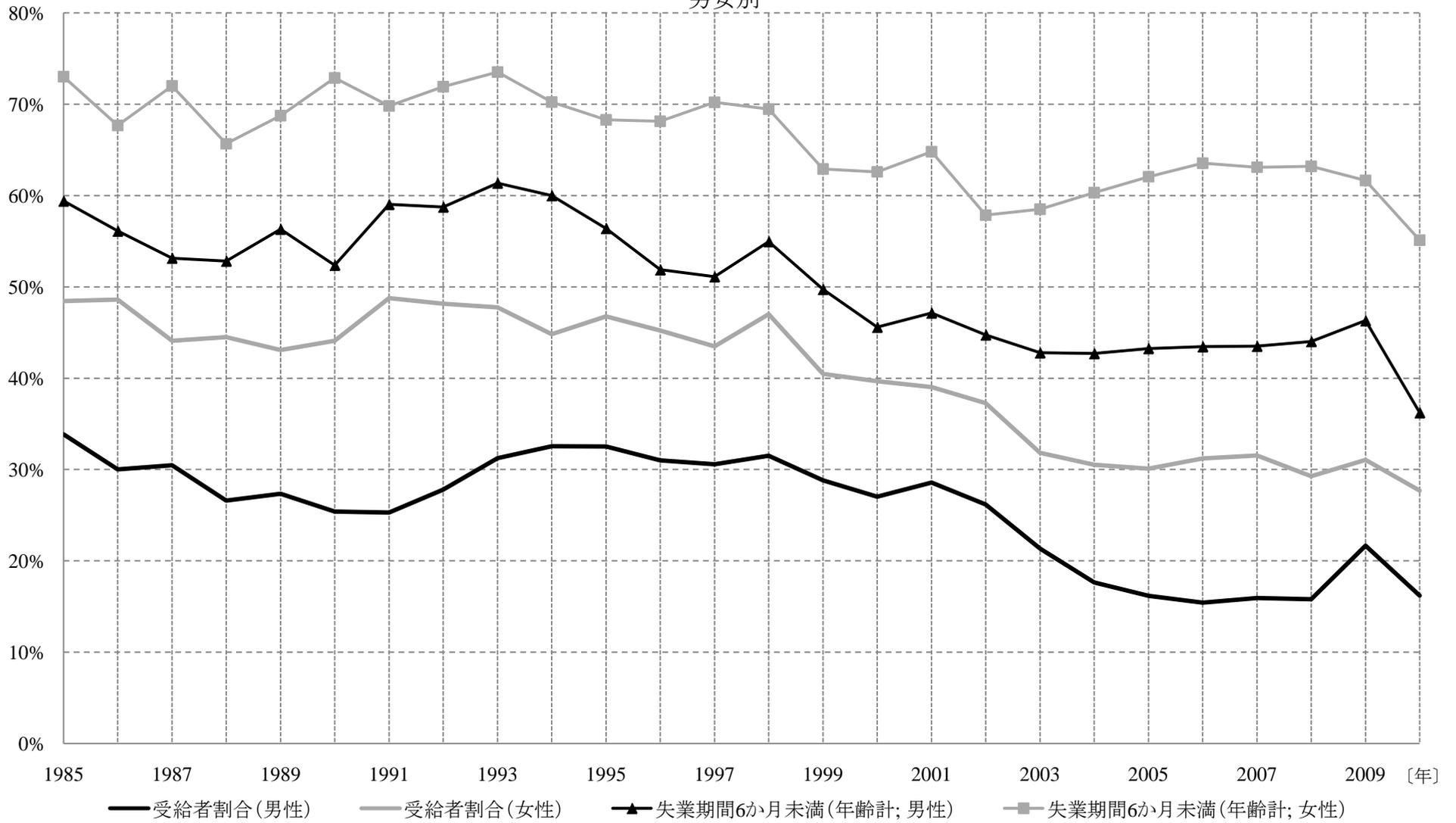


注) 前職が「役員を除く雇用者」であった失業者のうち前職が「正規の職員・従業員」だった者の割合。

1985～2001年については2月の値, 2002～2009年については年平均。

資料出所: 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」

図10 失業期間が6か月未満の者の割合
男女別

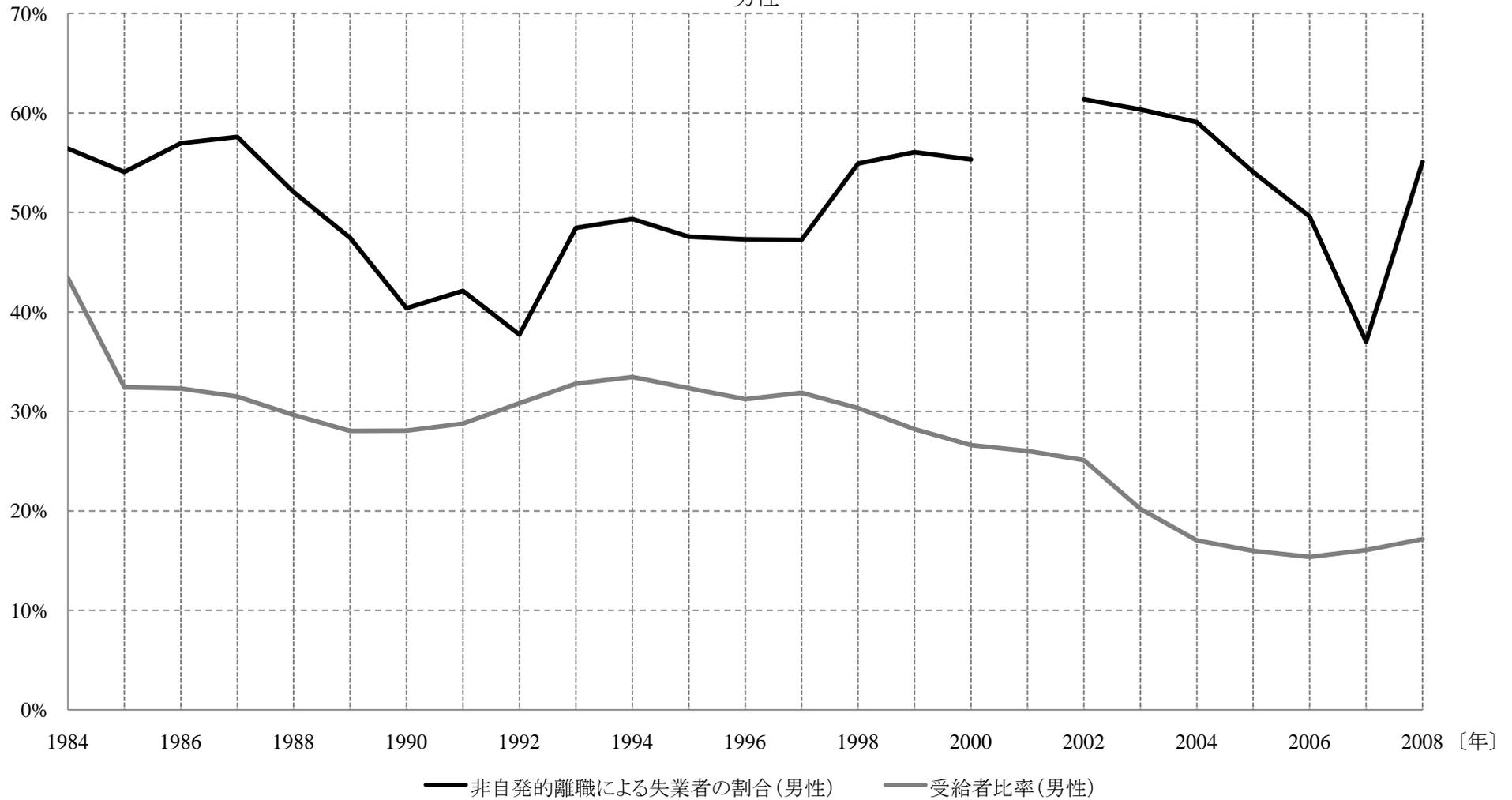


注) 1983~2001年は2月の値, 2002年以降は年平均.

資料出所: 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」

図11 非自発的離職による失業者の割合の推移

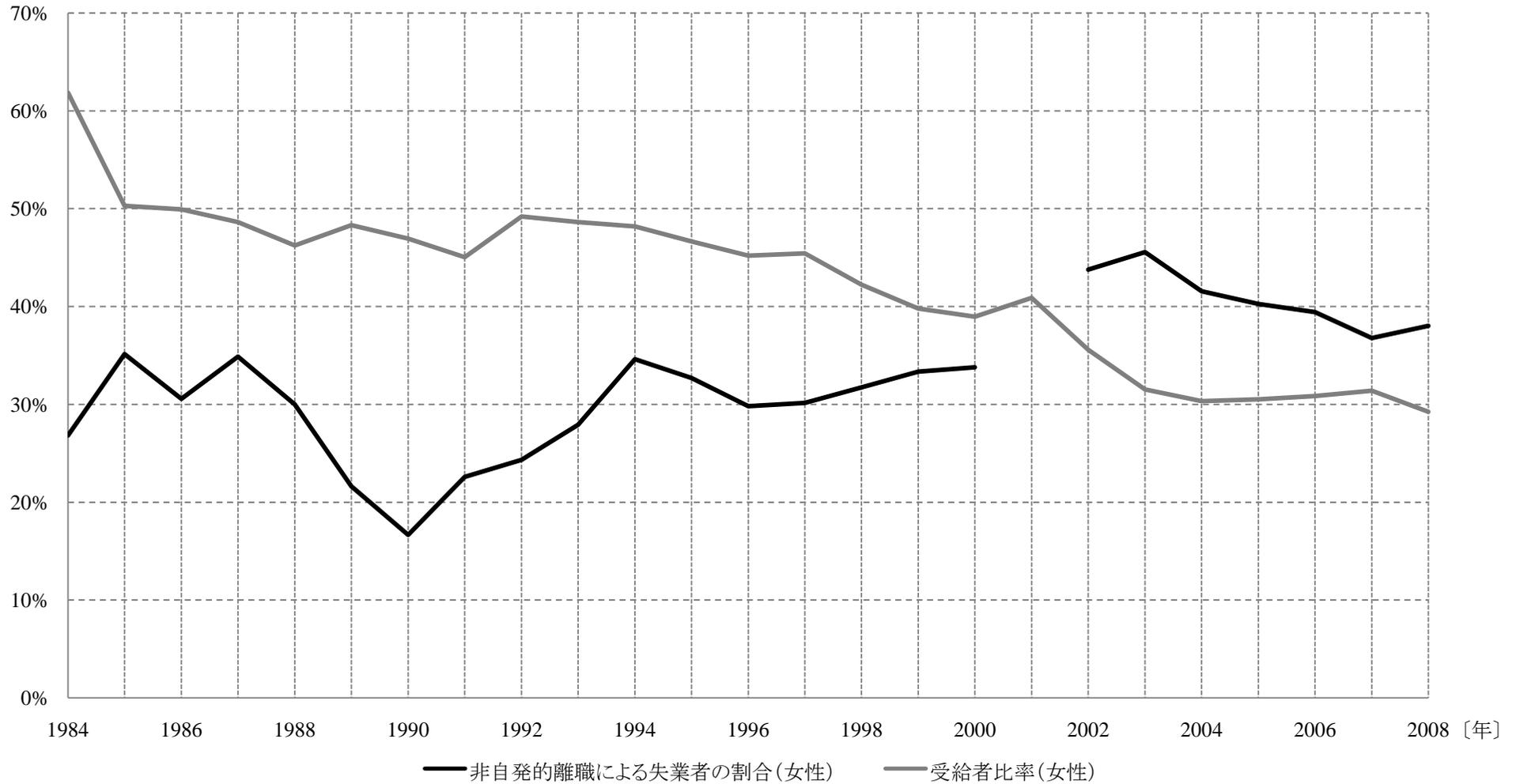
男性



注) 非自発的失業者の割合は、1984～2000年については2月の値、2002年以降については年平均。

資料出所：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」

図12 非自発的離職による失業者の割合の推移
女性



注) 非自発的失業者の割合は、1984～2000年については2月の値、2002年以降については年平均。

資料出所：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」

表1 基本手当の給付期間の変遷

離職理由	年齢	被保険者期間									
		1年未満		1年以上		5年以上		10年以上		20年以上	
		一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者
1975.4 - 1984.7	30歳未満	90日	/	90日	/	90日	/	90日	/	-	/
	30歳以上45歳未満			180日		180日		180日			
	45歳以上55歳未満			240日		240日		240日			
	55歳以上			300日		300日		300日			
1984.8 - 1989.9	30歳未満	90日	/	90日	/	90日	/	180日	/	-	/
	30歳以上45歳未満			180日		210日		210日			
	45歳以上55歳未満			210日		240日		240日			
	55歳以上			240日		300日		300日			
1989.10 - 1994.3	30歳未満	90日	/	90日		90日	180日	180日		-	
	30歳以上45歳未満			180日		210日	180日	210日	180日	210日	180日
	45歳以上55歳未満			180日	90日	210日	180日	240日	180日	240日	180日
	55歳以上			210日	180日	240日	180日	300日	210日	300日	210日
1994.3 - 2001.3	30歳未満	90日	/	90日		90日		180日		-	
	30歳以上45歳未満			180日		210日	180日	210日	180日	210日	
	45歳以上55歳未満			180日	90日	210日	180日	240日	180日	300日	210日
	55歳以上			240日	210日	300日	210日	300日	210日	300日	210日
2001.4 - 2003.4	倒産・解雇等による離職者	30歳未満	90日	90日		120日	90日	180日	150日	-	-
		30歳以上45歳未満		90日		180日	150日	210日	180日	240日	210日
		45歳以上55歳未満		180日		240日	210日	270日	240日	330日	300日
		55歳以上		150日		180日	150日	210日	180日	240日	210日
	倒産・解雇等による離職以外の離職者	30歳未満	90日	90日		120日	90日	150日	120日	180日	150日
		30歳以上45歳未満		90日							
		45歳以上55歳未満		90日							
		55歳以上		90日							
2003.5 -	倒産・解雇等による離職者	30歳未満	90日	/	120日		180日		-		
		30歳以上35歳未満			180日		210日		-		
		35歳以上45歳未満			180日		240日		270日		
		45歳以上60歳未満			180日		240日		270日		
		60歳以上65歳未満			150日		180日		210日		
	倒産・解雇等による離職以外の離職者	30歳未満	90日	90日				120日		150日	
		30歳以上35歳未満		90日				120日		150日	
		35歳以上45歳未満		90日				120日		150日	
		45歳以上60歳未満		90日				120日		150日	
		60歳以上65歳未満		90日				120日		150日	

注) 濱口(2010)他に基づいて、筆者作成。
 上記表では、身体障害者等就職困難者については省略している。

表2 2007年前後における受給者に占める被保険者期間1年未満の者の割合

	(i) 2006年	(ii) 2008年	(iii) 2008年-2006年
〔男性〕			
(1) 特定受給資格者のうちの 被保険者期間1年未満の者の割合	5.22%	6.82%	1.60%
(2) 特定以外受給資格者のうちの 被保険者期間1年未満の者の割合	9.23%	0.08%	-9.14%
(1) - (2)	-4.00%	6.74%	10.74%
〔女性〕			
(3) 特定受給資格者のうちの 被保険者期間1年未満の者の割合	4.15%	7.87%	3.73%
(4) 特定以外受給資格者のうちの 被保険者期間1年未満の者の割合	9.22%	0.14%	-9.09%
(3) - (4)	-5.07%	7.74%	12.81%

出所:厚生労働省職業安定局雇用保険課『雇用保険事業年報』

表3 受給者割合の要因分析：推計結果

被説明変数：受給者割合	全期間		1985年以降	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性	女性	男性	女性
短期(6か月未満)失業者割合	0.2428 ** (0.0941)	0.1442 (0.1685)	0.4374 *** (0.0799)	0.2750 (0.2052)
離職失業者割合	0.0817 (0.1009)	0.0601 (0.0992)	-0.1848 (0.1075)	0.2546 * (0.1421)
前職正規雇用割合			0.3042 ** (0.1227)	0.2371 (0.1654)
失業者年齢構成 15-34歳割合	0.0015 (0.1942)	-0.0750 (0.1930)	0.2189 (0.2683)	-0.4864 (0.3621)
55歳以上割合	0.1003 (0.1912)	-0.3344 (0.4513)	0.0884 (0.1853)	-0.4331 (0.4332)
有効求人倍率	-0.0997 *** (0.0176)	-0.0294 (0.0251)	-0.1173 *** (0.0204)	-0.0338 (0.0260)
制度変更ダミー 1985年以降	-0.0713 *** (0.0166)	-0.1078 *** (0.0206)		
1990年以降	0.0309 (0.0195)	0.0579 ** (0.02416)	0.0072 (0.0187)	0.0672 *** (0.0221)
2002年以降	-0.0591 ** (0.0236)	-0.0469 ** (0.0216)	0.0060 (0.0203)	-0.0294 (0.0248)
2008年以降	-0.0180 (0.0140)	0.0000 (0.0206)	-0.0046 (0.0129)	-0.0207 (0.0263)
トレンド項	-0.0025 (0.0018)	-0.0072 *** (0.0022)	-0.0016 (0.0017)	-0.0055 * (0.0028)
定数項	0.2469 (0.1553)	0.6036 *** (0.1657)	-0.0471 (0.1823)	0.3409 * (0.1723)
観測数	34	34	26	26
調整済決定係数	0.961	0.9556	0.9684	0.9339
Durbin-Watson値	1.9405	2.3975	2.5479	2.6913

OLSにより推計。下段括弧内は標準誤差。***<0.01, **<0.05, *<0.1.

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2011-E01	Yuka Uzuki	The Effects of Childhood Poverty on Unemployment in Early Working Life: Evidence from British Work History Data	2011年9月
2011-J01	山本克也	最低保障年金の導入の効果とその課題	2011年8月
2010-J04	高久玲音	人工透析患者の医療サービス利用－北海道X市における検証－	2011年7月
2010-J03	阿部 彩	子どもの健康格差は存在するか：厚労省 21 世紀出生児パネル調査を使った分析	2011年7月
2010-E01	Tadashi Sakai and Naomi Miyazato	Who values the family-friendly aspects of a job? Evidence from the Japanese labor market	2011年7月
2010-J02	別所俊一郎	医療費助成・通院・健康	2011年4月
2010-J01	柴 香里	生活福祉資金貸付制度の現状と課題－近年の制度改正に着目して－	2011年3月
2009-J03	泉田信行	待機児童の現状とその出生率に与える影響の分析	2010年7月
2009-J02	府川哲夫	成年層の子ども数：労働組合経由の働き方に関する調査をもとに	2010年7月
2009-J01	府川哲夫	総人口及び 65 歳以上人口の所得状況：国民生活基礎調査を用いて	2010年7月
2009-E01	Kazumasa Oguro, Junichiro Takahata and Manabu Shimasawa	Child Benefit and Fiscal Burden: OLG Model with Endogenous Fertility	2009年7月
2008-J03	高畑純一郎	最適な出生率と育児支援策の理論サーベイ	2009年3月
2008-J02	京極高宣	障害者自立支援法の利用者負担について	2009年2月
2008-E02	Junya Hamaaki	The effects of the 1999 pension reform on household asset accumulation in Japan: A test of the Life-Cycle Hypothesis	2008年12月
2008-J01	酒井正	就業移動と社会保険の非加入行動の関係	2008年10月
2008-E01	Takanobu Kyogoku	Introduction to the theories of social market	2008年7月
2007-J01	坂本和靖	親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響－The Sensitivity Analysis of Hidden Bias－	2008年3月