

金融危機後の日本の長期失業者

篠崎 武久

(早稲田大学教授)

本稿では、『労働力調査(詳細集計)』や『就業構造基本調査』などの政府統計を用いて、日本における長期失業者数の時系列的な推移を確認する。また、2000年代後半に発生した金融危機が労働市場に及ぼした影響に留意しながら、長期失業者数を変動させる背景要因について要因分解の手法を用いて検証した。失業の長期化は、公的扶助受給者の増加等を通じて社会保障費の増大につながる可能性があることから、(長期失業率ではなく)長期失業者数の規模に注目して分析したところに本稿の特徴がある。長期失業者数は、景気変動に応じて変動しつつ、長期的に増加傾向にある。また、失業者総数に占める長期失業者の割合も、長期的には上昇傾向にある。2000年代半ばからは、特に失業期間が2年以上の長期失業者が増大しており、2010年代半ばにおいて、男性では失業者の約4分の1を占めるに至っている。男性では、労働力人口の減少に伴い、長期失業者の増大に少しだけブレーキがかかっているが、基本的には、長期失業者の増減は、失業率の増減と長期失業者割合の変化に大きく左右される。長期失業者の多くは、男性、若年層、高校卒以下などの特徴を有する者である。同時に、労働力の高学歴化に伴い、短大・高専卒や大学・大学院卒の長期失業者が増大する傾向も観察される。また、長期失業者は大都市圏に偏在し、地方部では少ないが、1990年代から2000年代にかけて、長期失業者の大都市圏への集中度は低下する傾向にあった。しかし、金融危機後は、長期失業者の大都市圏への集中度が再度上昇している。

目次

- I はじめに
- II 長期失業者数の推移
- III 長期失業者数の変動の背景
- IV 地域の観点から見た長期失業者数
- V おわりに

I はじめに

本稿の目的は、2000年代後半に発生した世界的な金融危機、およびその後の期間における長期失業者の動向について、『労働力調査(詳細集計)』や『就業構造基本調査』などの公表統計から確認することにある。

1990年代の初めまで、日本では失業率が低水準で推移し、失業者の中身を詳細に把握することが統計上難しかったため、失業者のうち長期失業者に関する分析の蓄積は限られたものであった。しかし90年代後半から2000年代にかけて失業率が上昇し、02年に5.4%(男女計)という過去50年間に例のない水準に達したことにより、失業者のうち長期失業者のみを取り出して分析することが可能となり、研究の蓄積が進んでいる。

2002年版の『労働経済白書』は失業期間が1年以上の長期失業者が10年間で4倍になったことを示し注目を集めた。00年の『労働力調査特別調査』個票データを用いた労働経済ユニット(2003)は、特に50歳前後の男性長期失業者に注

目し、どのような属性を持つ中高年労働者が長期失業者になりやすいかを検証している。分析結果では、高校卒および大学卒、前職の職業が管理、事務、運輸・通信職、前職の産業が製造、サービス、離職理由が事業所閉鎖・倒産、解雇・人員整理などの属性を持つ場合に長期失業者になりやすいことが示されている。

これに対し、87年および92年の『労働力調査特別調査』の個票データを分析した清家他(1997)の結果はやや異なっており、男性、高年齢、低学歴、本人都合による離職、有配偶者などの特徴を持つ労働者が長期失業状態に陥りやすいと結論づけている。労働経済ユニットと清家他の結果の違いは、分析対象の労働者の範囲が異なることに加え、分析年次が約10年ずれていることが大きく影響していると推察される。言い換えれば、長期失業者が増大した2000年前後と、バブルの好景気の最中の90年前後では、長期失業者の特徴も異なっていた可能性がある。

伊藤(2006)は、2004年12月から2005年3月の間に首都圏の2つのハローワークに来所した長期失業者に調査票を配布し収集したデータから、長期失業者の特性を明らかにしている。伊藤(2006)は長期失業者の特徴として、転職を繰り返した者が多いこと、また、最長勤務企業を離職して再就職する際に、企業規模がより小さい企業に移ったり正社員以外の雇用形態に変化したりした者が多く、不況期に離職しやすい状況にあったこと、などを挙げている。久米・鶴(2013)は、非正規労働者を2年にわたって追跡したインターネット調査から、非正規労働者が失業した場合に、失業期間が長い人ほど、正社員の仕事を希望している割合が高いことを示している。

この他にも『日本労働研究雑誌』No.528では長期失業に関する特集が生まれ、欧州の長期失業者対策の紹介(勇上2004)や雇用保険の給付日数と再就職インセンティブとの関係の再検討(小原2004)などの研究が掲載されている。そしてこの号に掲載された篠崎(2004)の議論をベースにして、2000年代後半に発生した世界的な金融危機、およびその後の期間における長期失業者の動向を把握するのが本稿の目的である。

篠崎(2004)は04年までの『労働力調査特別調査』『労働力調査(詳細結果)』や02年の『就業構造基本調査』の公表データなどを用いながら、80年代から2000年代前半までの長期失業者の動向について検証している。分析の中では、90年代前半から2000年代にかけて、長期失業者数が増大したこと(04年1~3月期で112万人)、失業者総数に占める長期失業者の割合や、長期失業率(=長期失業者/労働力人口)が一貫して上昇してきたことが示されている。

しかしその後、2000年代半ばの景気回復期、2000年代後半の金融危機時、そして金融危機後の期間における長期失業者の動向については、基本的な事項すら十分に確認されていない状況である。そこで、長期失業者に関する2010年代前半までのデータを新たに追加して、長期失業者の動向についてあらためて検証することが本稿の主な目的となる。

検証にあたり、本稿では篠崎(2004)と少しだけ異なるアプローチを採る。篠崎(2004)では、分析で主に取り上げる指標として、長期失業率(=長期失業者/労働力人口)を用いていた。これに対し本稿では、(比率ではなく)長期失業者の数量に主に注目して、分析を進める。失業者の率に注目するか、数量に注目するかは、それぞれ一長一短がある。ただ、2000年代半ば以降、経済的な格差や貧困に対する関心が高まっていること、複数の統計や調査から、貧困層の増大とそれに伴う影響(社会保障費の増大等)が懸念されていること、そして失業状態の長期化と貧困化との関係性が指摘されていること、などの理由に鑑みると、長期失業者の規模に焦点を当てて分析することには、一定の意味があると考えられる。そこで本稿では、長期失業者の数量がどのように推移してきたのかの確認と、数量が変動する背景に着目して分析する。

また、篠崎(2004)では、失業期間¹⁾が1年以上の者を長期失業者と定義して分析していたが、本稿では失業期間が6カ月以上の者を長期失業者と定義する点も異なる。失業が長期化するほど、労働者本人の技能や技術の陳腐化が進行し(ILO 2014: 12)、就業状態に復帰することの困難性が

徐々に増大する²⁾ことから、90年代以降の欧州の失業者対策では、6カ月以上の失業者に対して求職活動支援施策を適用するケースが見られる(勇上 2004)。このような施策に鑑み、先行研究の定義より長期失業者の範囲を少し広めに見て、失業状態から就業状態への移行が困難になりつつある者も含めて、長期失業者の規模を把握することとする。

本稿の検証の流れはおおよそ以下の通りである。まずⅡで、1980年代から2010年代までの長期失業者数の推移を確認する。Ⅲでは、長期失業者数の変動の背景を、年齢と最終学歴の観点から考察する。Ⅳでは、長期失業者数の規模と変化を、地域の観点から検証する。Ⅴで結論を述べる。

Ⅱ 長期失業者数の推移

本節では、1980年代から2010年代までの長期失業者数の推移について確認する。2000年代以降については、『労働力調査(詳細集計)』の四半期データも用いながら、長期失業者数の推移について、さらに詳しく確認する。

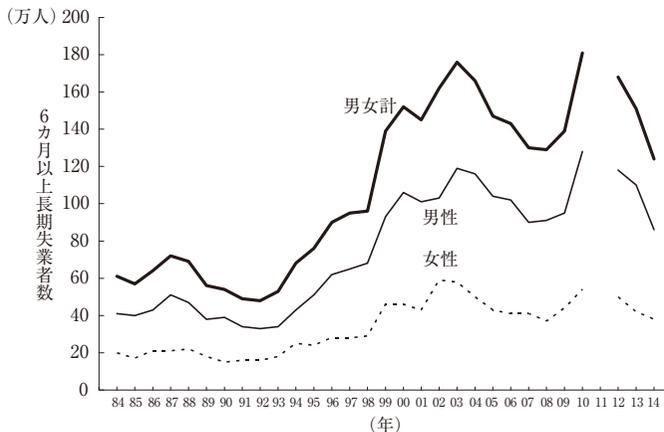
図1は『労働力調査特別調査』『労働力調査(詳細集計)』を用いて、1984年から2014年までの長期失業者数の推移を、男女別に示したものである。

1990年代の初めまで、60万人前後で推移していた失業期間が6カ月以上の長期失業者数は、バブル経済の崩壊以降に継続的に増加し、2000年代の前半に約180万人の規模に達した。その後の緩やかな景気回復を受けて、長期失業者数は一旦130万人前後まで減少するが、2000年代後半の金融危機の発生後は増加基調に転じ、2010年頃には再び約180万人まで増大した。その後は減少傾向が続き、2014年には120万人前後まで縮小している。

図1には男女計の数値に加えて、男性、女性各々の長期失業者の規模を併せて示してある。長期失業者数を男女別に見た時、長期失業者が増大する時も減少する時も、その3分の2程度は常に男性で占められていることがわかる。男性と女性では長期失業の規模が異なり、また、長期失業になる背景も異なると推測されるので、本稿の以下の分析では、可能な限り男性と女性を分けた形で結果を表示することとする。

特に金融危機前後の長期失業者数の推移をもう少し詳細に確認するために、『労働力調査(詳細集計)』の四半期データを用いて、02年以降の長期失業者数の推移を描いたものが図2である³⁾。03年の第2四半期にピークに達した長期失業者数は、08年第3四半期の110万人強まで徐々に

図1 6カ月以上失業している者(6カ月以上長期失業者)の人数の推移

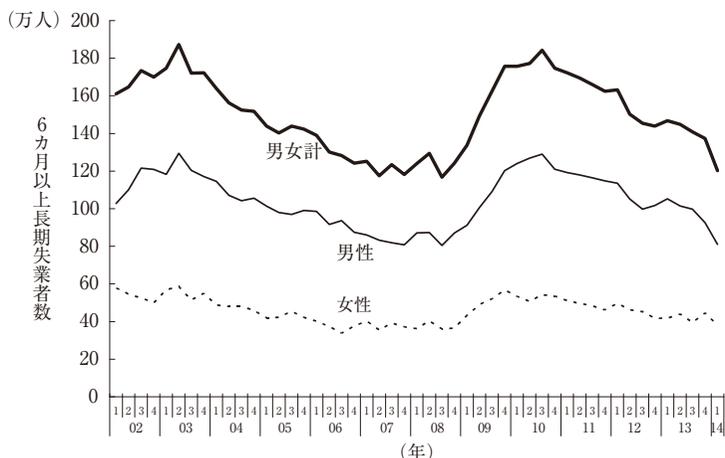


注：2001年までは2月調査の値、2002年以降は1～3月期調査の値。

2011年は東日本大震災の影響で、岩手、宮城、福島の3県で『労働力調査』の1～3月期調査が中止されたため、欠損値となっている。

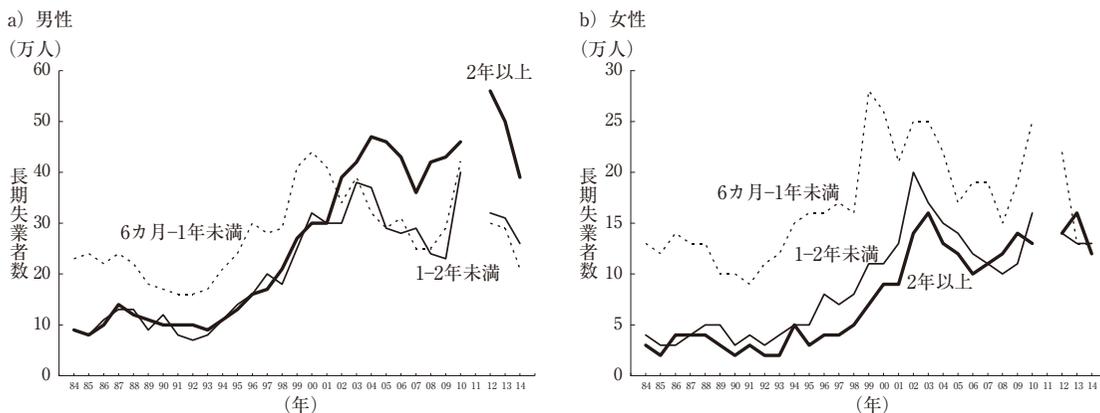
資料出所：2001年までは『労働力調査特別調査』、2002年以降は『労働力調査(詳細集計)』。

図2 6カ月以上失業している者(6カ月以上長期失業者)の人数の推移(2002年以降、四半期データ)



注：アメリカのセンサス局法 (X-12-ARIMA) における regARIMA モデルを適用して季節調整した値。
資料出所：『労働力調査 (詳細集計)』。

図3 失業期間別に見た長期失業者数の推移



注：図1参照。
資料出所：2001年までは『労働力調査特別調査』、2002年以降は『労働力調査 (詳細集計)』。

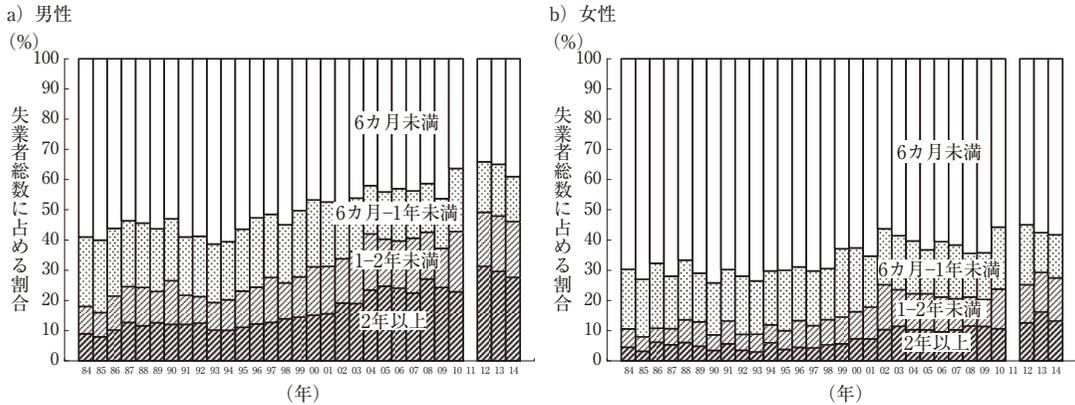
減少する。08年第4四半期からは増加に転じ、10年第3四半期の約180万人まで、わずか2年で達している。その後は、2000年代半ばと同じようなスピードで14年第1四半期まで減少している。

図3は、6カ月以上の長期失業者数の内訳を描いたものである。パネルaの男性の図から確認すると、2000年代初めまでは、失業期間が6カ月以上1年未満の長期失業者の数が、失業期間が1年以上2年未満の長期失業者、および失業期間が2年以上の長期失業者の規模を上回って推移し

ていた。しかし2000年代半ば以降は、失業期間が2年以上の長期失業者(OECD(2012)ではvery long-term unemploymentと呼んでいる)の規模が大きくなっている。

図1、図2で確認したように、6カ月以上長期失業者数は03年に一旦ピークアウトしているが、図3が示す通り、男性の2年以上の長期失業者のピークアウトはその1年後の04年である。そこからしばらくは規模が縮小するが、3年後の07年を底にして、再び増加し始めている。十分に規模が小さくならないうちに増加に転じた結果、12

図4 失業期間別に見た失業者の構成比の推移



注：図1参照。
資料出所：2001年までは『労働力調査特別調査』，2002年以降は『労働力調査（詳細集計）』。

年には、男性の2年以上の長期失業者数は約55万人まで増大した。

その後、男性の2年以上の長期失業者数は急減しているが、14年においても、約40万人の男性の2年以上の長期失業者が存在している。結果、男性の失業者総数に占める2年以上の長期失業者の割合も高くなっており、14年においては、男性の失業者総数の約4分の1が2年以上の長期失業者で構成されている（図4a）。図4aでは、この2年以上の長期失業者に6カ月以上1年未満、および1年以上2年未満の長期失業者を加えると、男性の失業者総数の約6割が長期失業者で占められていること、また、長期失業者の割合は中長期的にわたって上昇傾向にあることも併せて確認できる。

他方、女性では、1990年代から2000年代を通じて、6カ月以上1年未満の長期失業者の数が最も多くなっている（図3b）。また、2000年代の半ばまでは、2年以上の長期失業者数は、1年以上2年未満の長期失業者数を下回る水準で推移してきた。ただ、2000年代後半以降は、1年以上2年未満の長期失業者数と2年以上の長期失業者数が、ほぼ同水準で推移するようになってきている。男性の場合と同様に、長期失業者の割合は中長期的に上昇傾向にあるが（図4b）、その割合は男性よりは低く、14年においても約4割、2年以上の長期失業者に限定すれば約1割である。

長期失業者数の推移を把握するという本節の議論からは少し外れるが、図4が示すような長期失業者の割合の数字を使って、長期失業と労働市場の改善・悪化との関係について少し考察してみよう。

Machin and Manning (1999) は失業者に占める長期失業者の割合と失業率との関係をOECDの主要国について調べている。失業率を横軸に、長期失業者割合を縦軸に取って時系列的な推移を布置すると、多くの国で反時計回りの曲線が描かれることを彼らは示している。

彼らはこのような反時計回りの曲線が描かれる背景を、失業プールへの流入と失業プールからの流出の2つの要因から説明している。まず景気後退が始まると雇用喪失が増加し、失業プールへ流入する者が増加するため、失業率の上昇と短期失業者割合の上昇が生じ、長期失業者割合は減少する。また、景気後退期には失業プールからの長期失業者の流出が減少するため、景気後退が長期化すると、失業率の上昇と同時に、長期失業者割合の上昇が生じるようになる。

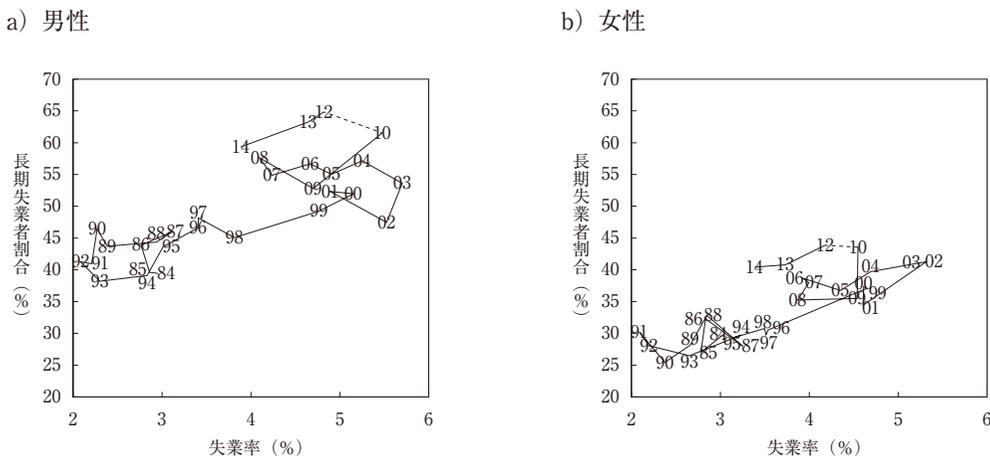
景気回復期には雇用創出が増大するので、失業プールへの流入が減少する。加えて、失業プールから就業プールへ流出する者が増加するが、企業は長期失業者よりも短期失業者を雇用することを選択するため（例えばBlanchard and Diamond (1994) の ranking model など）、長期失業者は失業

プールからなかなか出ることができず、失業率は減少するものの、長期失業者割合は上昇する。景気回復が長期化すると、長期失業者も失業プールから流出するようになり、失業率の低下と長期失業者割合の低下が同時に生じるようになる。

Machin and Manning (1999) の分析には 80 年代初めから 96 年までの日本に関する図が含まれており、他国と同様に反時計回りの曲線が確認で

きる。これを 2010 年代まで延長して描いたものが図 5 である。パネル a の男性の図を確認すると、84 年から 95 年頃にかけて、反時計回りの曲線が描かれていることがわかる。しかしその後、00 年あたりまでは、それまでの曲線から大きく外れた形で、右上がりの線が描かれている。01 年から 07 年頃までは、再び反時計回りの曲線が描かれているが、08 年度以降は 00 年代半ばの曲線を外

図 5 長期失業者の割合と失業率との関係

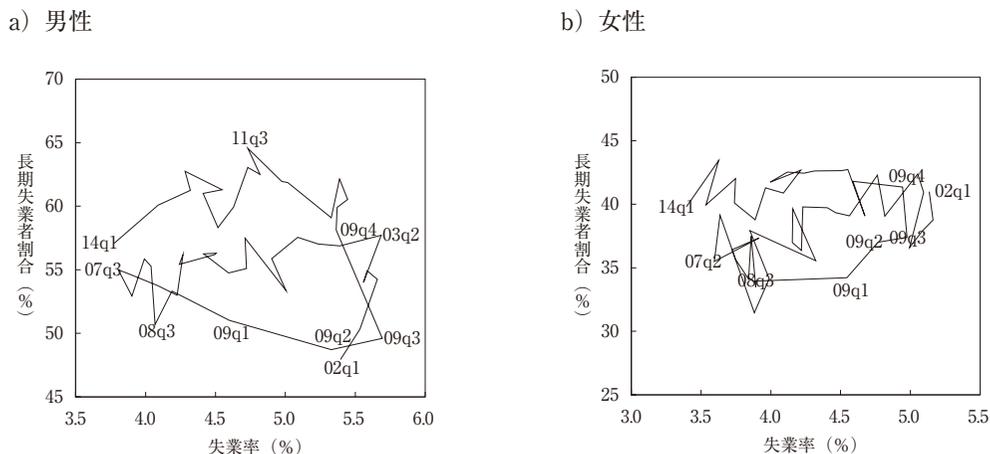


注：図 1 参照。

長期失業者割合 = 6 カ月以上長期失業者 / 失業者総数。

資料出所：2001 年までは『労働力調査特別調査』、2002 年以降は『労働力調査（詳細集計）』。

図 6 長期失業者の割合と失業率との関係（2002 年以降、四半期データ）



注：長期失業者割合 = 6 カ月以上長期失業者 / 失業者総数。

縦軸と横軸の計算に用いた数字のうち、長期失業者数の作成方法については図 2 参照。

失業者数と労働力人口については、公表されている月次の季節調整値から四半期の値を作成して使用。

資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。

れるように、上にずれた形で曲線が描かれている。

図6は2000年代以降の長期失業者の割合と失業率との関係について、四半期データを用いてもう少し詳細に確認したものである。図5aでは、09年から10年にかけて大幅なジャンプがあったように描かれているが、図6のパネルaの男性の図を見ると、09年第2四半期から第4四半期にかけての曲線が大きく右下にふくらむ形で描かれており、詳細に見れば、この期間に反時計回りの動きがあったことが確認できる。

図5bおよび図6bの女性のパネルを確認すると、男性ほど明瞭ではないが、長期失業者の割合と失業率との間に反時計回りの関係があることがわかる。男女とも、90年代後半から末にかけて、長期失業者の割合と失業率の大きなジャンプがあり、2010年代になっても元の水準まで戻っていないことが確認できる。また、Machin and Manning (1999)も指摘しているが、長期的には長期失業者割合と失業率との間に正の関係が観察されている。図3から図6までの各図からは、失業率の改善のためには、長期失業者数の減少が必要であることが示唆される⁴⁾。

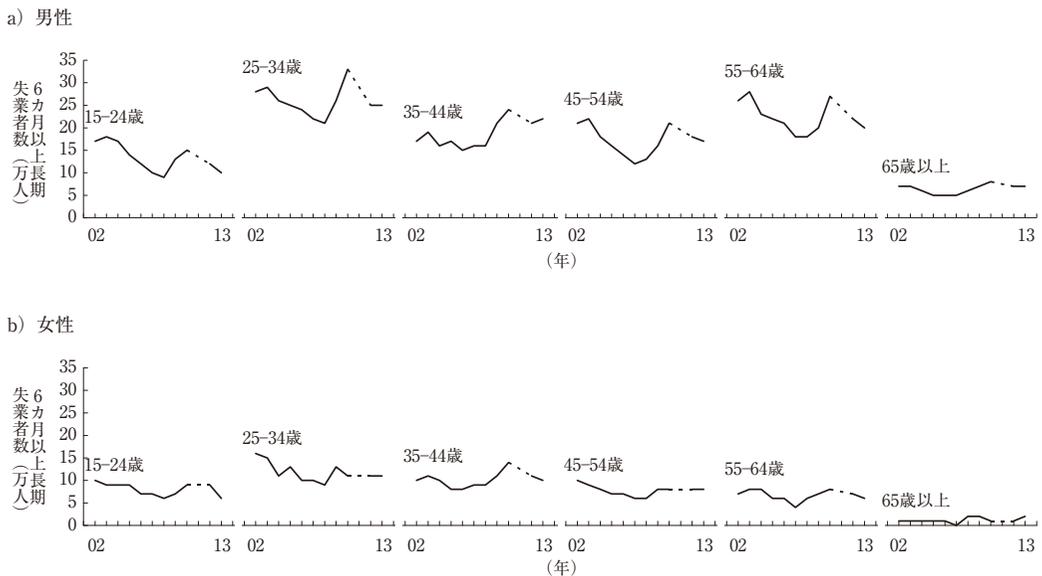
Ⅲ 長期失業者数の変動の背景

本節では、前節で確認された長期失業者の変動について、その背景を、年齢と最終学歴の観点から考察する。前節に引き続き、本節でも男性と女性を分けた形で考察を進める。また、最終学歴の観点からの分析が、01年以前と02年以降では接続できないことから、本節の分析は02年以降のデータを用いたものとなっている。

図7は、年齢別に見た6カ月以上長期失業者数の推移を示している。長期失業者数の規模が大きいのは、男性では30歳前後、および60歳前後、女性では30歳前後である。どの年齢層でも2000年代半ばにかけて長期失業者数が減少、金融危機時に増加し、その後再び減少していることがわかる。男性の40歳前後のみ、2000年代半ばにかけて長期失業者数の減少があまり見られず、失業プールへの流入と失業プールからの流出に関して、他の年齢層とは異なる動きがあったことが推察される。

図8は、年齢別に見た長期失業者割合の推移を示している。多くの年齢層で、中期的には長期失

図7 年齢別に見た6カ月以上長期失業者数の推移

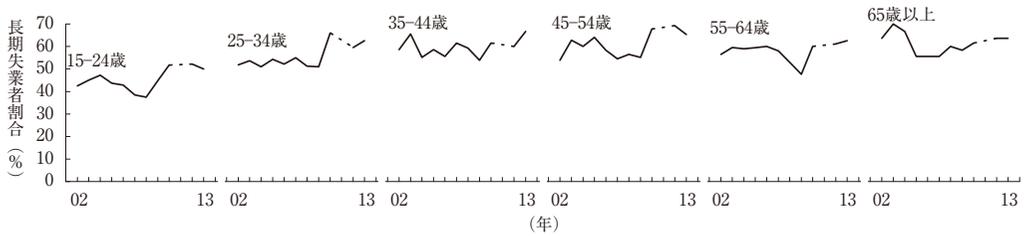


注：年平均の値。

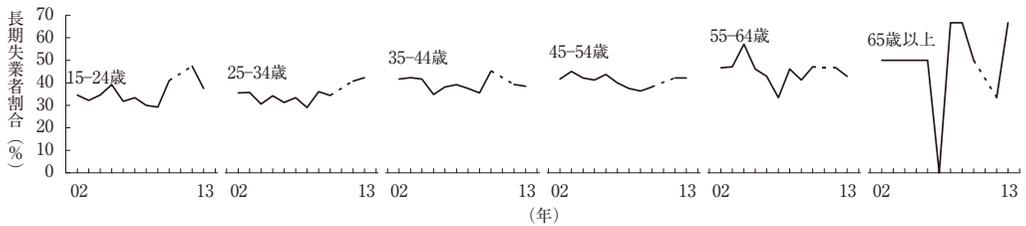
資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。

図8 年齢別に見た長期失業者の割合の推移

a) 男性



b) 女性



注：長期失業者割合＝6カ月以上長期失業者/失業者総数。年平均の値から計算。
資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。

業者割合が上昇傾向にあること、金融危機時に長期失業者割合が急増したことが確認できる。同時に、20歳前後と60歳前後では金融危機前まで、長期失業者割合が低下傾向にあったことが確認できる。60歳前後は、06年の高齢者雇用安定法の改正を受けて、定年後に長期に失業する者が減少したことを反映している可能性がある。20歳前後は、景気回復を反映して企業の若年者採用が長期失業者までに及んでいたのかもしれない。

特に金融危機前後の期間における長期失業者の増減の背景を探るために、簡単な要因分解を試行する⁵⁾。長期失業者数は以下のような3つの項に分解することができる。

$$LTU_t = \frac{LTU_t}{U_t} \cdot \frac{U_t}{L_t} \cdot L_t$$

あるt期の長期失業者数 (LTU_t) は、失業者総数に占める長期失業者の割合 (LTU_t/U_t)、失業率 (U_t/L_t)、労働力人口 (L_t) の積として表すことができる。この時、長期失業者数の異時点間の変化、例えばt期からt+1期への変化の差分 ΔLTU ($=LTU_{t+1} - LTU_t$) は、

$$\Delta LTU = \Delta \left(\frac{LTU}{U} \right) \cdot \left(\frac{U}{L} \right) \cdot \bar{L}$$

$$+ \left(\frac{LTU}{U} \right) \cdot \Delta \left(\frac{U}{L} \right) \cdot \bar{L} \\ + \left(\frac{LTU}{U} \right) \cdot \left(\frac{U}{L} \right) \cdot \Delta L$$

と分解できる。ここで Δ は当該変数のt期からt+1期への変化の差分を表わす演算子であり、上付の棒線 ($\bar{\quad}$) は、当該変数のt期とt+1期の平均値を表わす。よって、上式の右辺第1項は長期失業者割合の変化が長期失業者数に与える効果、第2項は失業率の変化が長期失業者数に与える効果、第3項は労働力人口の変化が長期失業者数に与える効果、をそれぞれ表わしている。上記の分解式を、金融危機前の07年と危機後の10年、13年に適用した結果を表1に示した。

まず07年から10年への変化について、年齢計の行から確認すると、長期失業者数の増分のうち、多くの部分が失業率の変化で説明することができる。同時に、長期失業者割合の変化も、長期失業者数の増分の4分の1 (男性) から3分の1 (女性) 程度を説明可能である。労働力人口の変化の効果は男女で異なっており、長期失業者数の変化に対して、男性は負の効果を持つのに対し、女性は正の効果を持っている。男性では90年代末頃から

表1 長期失業者数の増減に関する要因分解（年齢別）

	長期失業者数（万人）			差分 07→10	差分の分解（07→10）			差分 10→13	差分の分解（10→13）		
	07年	10年	13年		割合	失業率	労働力		割合	失業率	労働力
a) 男性											
年齢計	83	125	100	42	11.73	32.51	-2.22	-25	2.47	-26.02	-1.46
15-24歳	10	15	10	5	3.34	2.81	-1.48	-5	-0.25	-3.86	-0.64
25-34歳	22	32	25	10	4.29	8.49	-2.51	-7	-1.15	-3.95	-2.37
35-44歳	16	23	22	7	-0.47	7.01	0.90	-2	2.13	-4.18	0.40
45-54歳	12	21	17	9	3.08	5.64	-0.21	-4	-0.40	-3.71	0.44
55-64歳	18	26	20	8	0.20	8.51	-0.35	-7	1.26	-6.53	-1.31
65歳以上	5	8	7	3	0.50	2.17	0.14	-1	0.35	-1.89	0.66
b) 女性											
年齢計	38	53	43	15	5.56	9.34	0.10	-10	0.02	-10.62	0.60
15-24歳	7	9	6	2	1.45	1.14	-0.62	-3	-0.76	-2.11	-0.48
25-34歳	11	11	11	1	-0.01	1.48	-0.60	0	2.20	-2.11	-0.52
35-44歳	10	15	10	5	1.33	3.05	0.67	-5	-2.11	-3.15	0.70
45-54歳	6	8	8	2	-0.59	2.60	-0.03	0	0.71	-1.41	0.39
55-64歳	4	8	6	4	1.89	2.05	0.14	-2	-0.76	-1.35	-0.21
65歳以上	0	1	2	1	1.03	-0.03	0.03	1	0.40	0.39	0.17

注：長期失業者数は年平均の値。各年齢層の数字の合計が年齢計の数字に一致するように、数字を調整したため、各年齢層の数字は『労働力調査（詳細集計）』に掲載の数字と一致しないことがある。

割合 = 6 カ月以上長期失業者数/失業者総数。失業率 = 失業者数/労働力人口。労働力 = 労働力人口。

資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。

労働力人口が減少しており、そもそも失業者や長期失業者になりうる者の数が減少しているのに対し、女性では労働力人口が増加傾向にあり、その分失業者や長期失業者になりうる者の数が増加していることを表していると考えられる。

07年から10年への変化について年齢層ごとに見ると、基本的には年齢計のケースと同様の傾向が見て取れるが、男女とも、若年層においては労働力人口の効果が少しだけ負に出ている。これは労働力人口の減少というよりは、少子化に伴う人口減少の効果を反映していると推察される。

10年から13年への変化についても、長期失業者の減少に対して最も効果が大きいのは失業率の変化となっている。長期失業者割合の効果はあまり小さくなく、この間の長期失業者割合の高止まりを反映している。

図9は最終学歴別に見た6カ月以上長期失業者数の推移を示している。長期失業者数の規模が大きいのは、男女とも最終学歴が高校卒以下の場合である。短大・高専卒や大学・大学院卒の長期失業者の数は少ない。ただ同時に、男女とも、金融

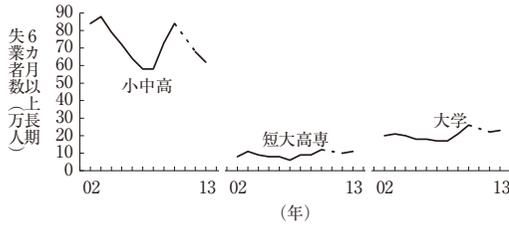
危機後に短大・高専卒や大学・大学院卒の長期失業者数が漸増傾向にある。長期失業者に対する失業対策に関して、今後は短大・高専卒や大学・大学院卒の者も視野に入れた形で考える必要が出てくる可能性がある。

図10は最終学歴別に見た長期失業者割合の推移を示している。学歴による長期失業者割合の違いは大きくはないが、男女とも高校卒以下の場合に割合がやや高めに計算されている。どの学歴層においても、金融危機時に長期失業者割合が上昇していることが共通して確認される。

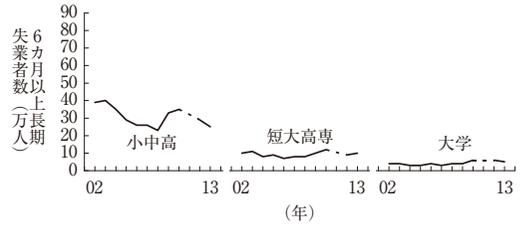
表2は表1と同様の手順で、長期失業者数の増減を最終学歴の観点から分解した結果を示している。男女とも高学歴化を反映する形で、労働力人口の効果が、高校卒以下では負、短大・高専卒以上では正に、それぞれ計算されている。ただ基本的には、長期失業者数の増減は学歴別失業率の増減で説明され、長期失業者数が増加する時には、失業率に加え、長期失業者割合の効果も観察されるという結果を確認することができる。

図9 最終学歴別に見た6カ月以上長期失業者数の推移

a) 男性



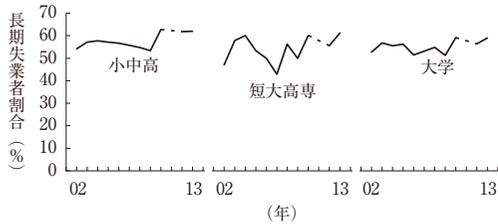
b) 女性



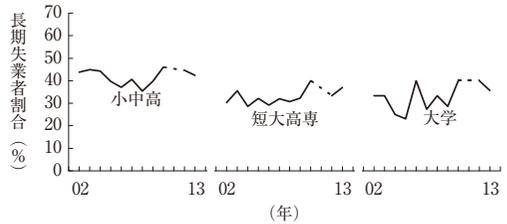
資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。
注：年平均の値。卒業者限定。

図10 最終学歴別に見た長期失業者の割合の推移

a) 男性



b) 女性



注：長期失業者割合 = 6カ月以上長期失業者 / 失業者総数。年平均の値から計算。卒業者限定。
資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。

表2 長期失業者数の増減に関する要因分解（最終学歴別）

a) 男性

	長期失業者数（万人）			差分 07→10	差分の分解（07→10）			差分 10→13	差分の分解（10→13）		
	07年	10年	13年		割合	失業率	労働力		割合	失業率	労働力
学歴計	82	122	97	40	11.44	30.90	-2.32	-25	0.30	-23.64	-1.65
小中高	59	84	63	25	6.99	23.86	-5.52	-21	-0.05	-16.99	-4.31
短大高専	6	12	11	6	2.75	2.63	0.53	-1	0.33	-1.71	0.50
大学大学院	17	26	23	9	1.87	5.84	1.08	-3	0.21	-3.91	0.95

b) 女性

	長期失業者数（万人）			差分 07→10	差分の分解（07→10）			差分 10→13	差分の分解（10→13）		
	07年	10年	13年		割合	失業率	労働力		割合	失業率	労働力
学歴計	37	51	41	14	5.69	8.33	-0.02	-10	-1.27	-9.27	0.54
小中高	26	34	26	8	2.59	7.14	-2.04	-8	-0.59	-6.37	-1.09
短大高専	8	12	10	4	1.78	1.11	0.65	-1	-0.15	-1.68	0.54
大学大学院	3	6	5	3	1.45	0.69	0.63	-1	-0.27	-0.97	0.59

注：長期失業者数は年平均の値。卒業者限定。各学歴の数字の合計が学歴計の数字に一致するように、数字を調整したため、各学歴の数字は『労働力調査（詳細集計）』に掲載の数字と一致しないことがある。

割合 = 6カ月以上長期失業者数 / 失業者総数。失業率 = 失業者数 / 労働力人口。労働力 = 労働力人口。
資料出所：『労働力調査（詳細集計）』。

IV 地域の観点から見た長期失業者数

本節では、IIで確認された長期失業者の変動について、その背景を、地域の観点から考察する。地域別の長期失業を詳細に把握するために、前節まで依拠していた『労働力調査（詳細集計）』の代わりに『就業構造基本調査』を用いて分析する。

『就業構造基本調査』では『労働力調査（詳細集計）』と同じような形で失業者や長期失業者を把握することはできない。『労働力調査』では月末1週間の実際の就業状態を尋ねているのに対し、『就業構造基本調査』では普段の就業状態を尋ねているためである。そこで、篠崎（2004）が採った方法⁶⁾を援用して、『就業構造基本調査』から普段の就業状態でみた長期失業者数を把握することとする。

表3は、普段の就業状態でみた長期失業者数について、47都道府県のうち、上位の10都道府県を取り出して示したものである。紙幅の関係上、47都道府県の数字すべてを記載することはできないが、表3を見ると、1992年から2012年までのどの年においても、上位の10都道府県で全国の長期失業者数の約6割を占めている。また上位の10県の多くは大都市圏に位置しており、長期失業者の多くが大都市圏に居住していることがわかる。篠崎（2004）が指摘するように、都道府県間で長期失業者割合に大きな違いがないのであれ

ば、長期失業者の規模は、基本的には失業率の高低と労働力人口の規模によって決まる。労働力人口も失業率も、大都市圏で高くなる傾向があるので、長期失業者数は大都市圏の都道府県で大きく計上されることとなる。

普段の就業状態でみた全国の長期失業者数は、1992年から2002年まで増加し、2007年にかけて一旦減少した後、2012年にかけて再び増大している。これは『労働力調査（詳細結果）』から計算した傾向と、ほぼ一致している。この異時点間の長期失業者の増減について、都道府県単位での5年ごとの変化を図11に示した。92年から97年、および97年から02年にかけては、すべての都道府県で長期失業者数が増加している。ただ増加の程度は、97年から02年にかけての方がやや小さくなっている。02年から07年にかけては、一転してすべての都道府県において長期失業者数が減少している。07年までの変化では都道府県間で一貫した傾向が観察されたが、07年から12年にかけては、長期失業者数が増加した県と減少した県がある。これは『就業構造基本調査』の調査年が、長期失業者数の変動のピーク（10年頃）を外してしまったためかもしれない。

表3で見たように、長期失業者の多くが大都市圏に居住しているが、図11を見ると、長期失業者数の規模が大きい都道府県ほど、異時点間の変化の程度も大きい。表3と図11からは、特に大都市圏において長期失業者数が変動することに

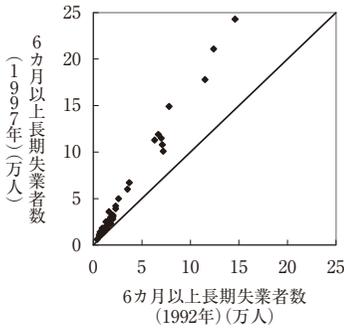
表3 長期失業者数の上位10都道府県

1992年		1997年		2002年		2007年		2012年	
都道府県	長期失業者(万人)								
全国	139.1	全国	229.1	全国	290.08	全国	203.68	全国	221.23
1 東京都	14.6	1 東京都	24.3	1 大阪府	28.61	1 大阪府	18.59	1 東京都	24.12
2 大阪府	12.4	2 大阪府	21.1	2 東京都	27.90	2 東京都	18.40	2 大阪府	18.64
3 神奈川県	11.5	3 神奈川県	17.8	3 神奈川県	20.61	3 神奈川県	13.48	3 神奈川県	16.27
4 埼玉県	7.8	4 埼玉県	14.9	4 埼玉県	16.36	4 埼玉県	11.40	4 埼玉県	13.26
5 福岡県	7.2	5 千葉県	11.9	5 兵庫県	15.18	5 北海道	10.45	5 千葉県	11.99
6 北海道	7.1	6 兵庫県	11.5	6 福岡県	14.66	6 福岡県	10.15	6 愛知県	11.22
7 兵庫県	7.0	7 愛知県	11.3	7 愛知県	14.58	7 兵庫県	9.78	7 福岡県	10.69
8 千葉県	6.7	8 北海道	10.8	8 北海道	12.83	8 千葉県	9.67	8 兵庫県	10.61
9 愛知県	6.3	9 福岡県	10.1	9 千葉県	12.15	9 愛知県	8.53	9 北海道	9.98
10 静岡県	3.7	10 静岡県	6.7	10 静岡県	7.36	10 京都府	5.01	10 静岡県	5.49

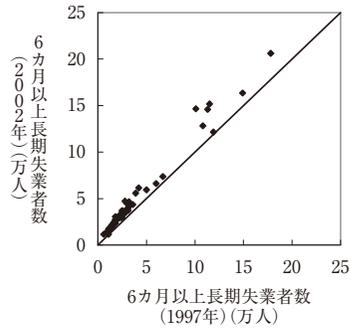
資料出所：『就業構造基本調査』。

図 11 都道府県ごとにみた長期失業者の増減

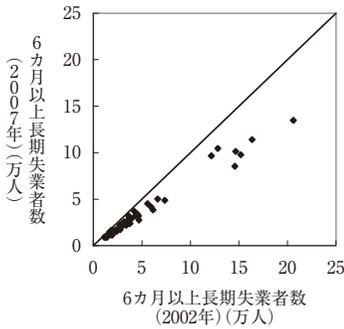
a) 1992年から1997年への変化



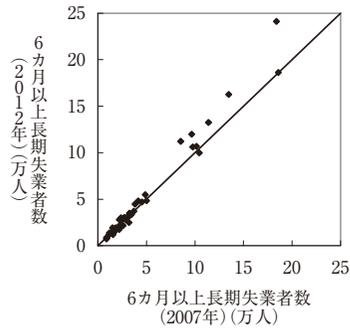
b) 1997年から2002年への変化



c) 2002年から2007年への変化



d) 2007年から2012年への変化



資料出所：『就業構造基本調査』。

表 4 長期失業者の偏在の程度（ジニ係数）

	1992	1997	2002	2007	2012
有業者+求職者 (≒労働力人口)	0.474	0.476	0.480	0.488	0.499
求職者 (≒失業者)	0.547	0.531	0.520	0.497	0.527
6か月以上求職者 (≒6か月以上長期失業者)	0.530	0.533	0.509	0.484	0.519

資料出所：『就業構造基本調査』。

よって、長期失業者の偏在の程度（＝大都市圏への長期失業者の集中の程度）が、異時点間で変化することが予想される。

表 4 はジニ係数⁷⁾を用いて、長期失業者の偏在の程度を計算した結果を示している。表 4 から、97 年から 02 年、07 年にかけて長期失業者の偏在の程度が低下したこと、07 年から 12 年にかけて長期失業者の偏在の程度が再び上昇したことがわかる。換言すれば、97 年から 07 年にかけて

は、長期失業者の大都市圏への集中度合いが低下し、その後、再び大都市圏への集中度合いが上昇している。

図 11 で確認したように、97 年から 02 年にかけてはすべての都道府県で長期失業者が増加し、02 年から 07 年にかけてはすべての都道府県で長期失業者が減少した。ただ、ジニ係数の数字と併せて見ると、97 年から 02 年にかけての長期失業者の増加は、特に地方圏において増加率が高く、

02年から07年にかけての長期失業者の減少は、特に地方圏において減少率が低かったと推察される。この間、地方圏では(大都市圏に比べて)失業が長期化しやすく、また長期失業者が失業プールから流出しにくい状況があったことが示唆される。

なお表4には長期失業者の偏在の程度に加え、労働力人口、失業者の偏在の程度についても示してある。長期失業者は、失業者に比べれば偏在の程度は小さいが、労働力人口と比べると偏在の程度が大きいことが確認できる。

V おわりに

本稿では、2000年代後半の金融危機の前後を含めた期間における長期失業者の動向について、『労働力調査(詳細集計)』や『就業構造基本調査』などの公表統計から確認した。

長期失業者は変動を繰り返しつつも、長期的には増加傾向にある。また、失業者総数に占める長期失業者の割合も、長期的には上昇する傾向がある。男性では、労働力人口の減少に伴い、長期失業者の増大に少しだけブレーキがかかっているが、基本的には、長期失業者の増減は、失業率の増大と長期失業者割合の変動に大きく左右される。

いくつかの属性にわけて考えると、長期失業者の多くは、男性、若年層、高校卒以下などの特徴を有している。同時に、高学歴化に伴い、短大・高専卒や大学・大学院卒の長期失業者が増大する傾向も観察される。また、長期失業者は大都市圏に偏在し、地方部では少ないが、2000年代の地方部では、長期失業者が固定化しやすい傾向があったことが推察される。

今後の長期失業者数の増減については確定的なことはいえないが、失業率の十分な低下がないうちに失業率が上昇するような局面が発生すれば、長期失業者が急増する場面も予想される。また、長期失業者割合を低下させるために、長期失業者を失業プールから退出させるような施策の充実が求められよう。

本稿の分析では、上記のような、長期失業者の

規模に関するいくつかの事実を発見することができたが、分析の焦点は主に労働供給側の要因にあってられており、労働需要側の要因を考慮することができなかった。情報通信技術の発達と普及、国際競争条件の変化など、需要側の要因と長期失業の関係については残された課題である。

謝辞

本稿の分析の一部は、筆者が参加していた「失業率の理論的分析に関する研究会」(労働政策研究・研修機構)での議論に基づいている。上記研究会においては、研究会メンバーより数多くの有益なコメントを頂戴した。故小野旭氏、中村二郎氏、太田聡一氏、坂口尚文氏、藤井宏一氏、天利浩氏の各氏にお礼申し上げる。なお、本稿における誤りは、すべて筆者個人に帰するものである。

- 1) 以下、本稿における失業期間は、『労働力調査(詳細集計)』などから得られる中途失業期間のことを指すものとする。
- 2) 架空の履歴書を用いた複数の実験的研究は、失業期間の長さそのものが、失業者の観察できない生産性のシグナルとして機能している可能性を指摘している。例えばKroft, Lange and Notowidigdo (2013)は失業期間を1カ月から36カ月の間で変えた、約12,000通の履歴書を作成して企業に送付し、面接に呼ばれる確率を計算した。結果、研究者からは観察できない失業者間の異質性を考慮したとしても、失業期間が長いほど面接に呼ばれる確率が低下し、失業期間が8カ月を超えると確率の低下が止まること、失業期間が8カ月の失業者は、1カ月の失業者に比べて、面接に呼ばれる確率が45%低下すること、などを示している。
- 3) 図2の作成にあたり、長期失業者数の四半期データについて季節調整を施した。『労働力調査』では、労働力人口や失業者数などの主要系列については、季節調整済みの値が公表されているが、長期失業者数を含む主要系列以外の項目については、原数値のみが公表されている。本稿では、この原数値に、アメリカのセンサス局法(X-12-ARIMA)におけるregARIMAモデルを適用して、長期失業者数に関する季節調整値を得ることを試みた。『労働力調査』では、季節調整法として、2012年まではX-12-ARIMAのX-11デフォルトを採用していたが、2013年からは上記のregARIMAモデルを導入している(詳細は大島(2014)を参照)。本稿では、金融危機時の傾斜的水準変化(Ramp)の設定期間や、regARIMAのモデルについて、AICが最小になるように選択した。
- 4) 少し補足する。長期失業者に対する雇用政策を考える上で注目すべきは、景気回復期の後期に、失業率の低下と長期失業者割合の低下が同時に生じているか否かである。例えば図5aの中で、12年から14年までの曲線は失業率と長期失業者割合の双方が低下しており、景気回復に伴い、労働需要が6か月以上長期失業者まで十分及んでいることがうかがえる。このような場合は、長期失業者に対して何らかの就業促進施策を採る必要性はやや乏しいのかもしれない。言い換えれば、短期失業者と長期失業者との間には、(順位付けはあったとしても)技能や技術にはそれほど差異はなく、景気回復が持続すれば、長期労働者に対する労働需要も十分に発生するので、長期失業者に対する何か特別な施策を考える必要性は乏しいのかもしれない。

他方、図 5a の中の 04 年から 07 年までの曲線に見られるように、失業率のみが低下し長期失業者割合が低下しない、あるいは低下の程度が鈍い場合には、景気が回復しても労働需要が長期失業者まで十分に及んでいないと推察される。換言すれば、短期失業者と長期失業者との間に技能や技術等の何らかの差異があり、景気が回復しても長期失業者に対する労働需要が発生しにくい状態にあるので、長期失業者に対する教育訓練等の特別な施策を考える必要性が高くなる (OECD 2012)。

長期失業者と短期失業者を分けて考える必要があるかどうかについては、雇用政策だけでなく、金融政策を考える上でも注目されている (例えば Kiley (2014) など)。今、雇用主が長期失業者と短期失業者を別物と考え、短期失業者に対する需要はあるが、長期失業者に対する需要はないものとする。この場合、景気回復に伴い短期失業者数が減少し欠員を充足するのが困難になってくると、雇用主は労働者に対してより高い賃金を提示することで、欠員を充足しようとする可能性がある。これは最終的にインフレ率の上昇につながる。他方、長期労働者と短期労働者を別物と考えない場合は、短期失業者数が減少し欠員を充足するのが困難になってくると、長期失業者に対する労働需要が発生するので、賃金の引き上げは生じず、インフレ率も上昇しない。

- 5) 2012 年版の『労働経済白書』では、失業期間の長期化について簡単な要因分解分析をしており、1990 年代は 20 歳前後の若年層の平均失業期間の上昇の効果が大きかったが、2000 年代は若年層よりも年齢が上の、壮年層の平均失業期間の上昇の効果が大きいことを示している。
- 6) 「就調」では、まず調査対象が普段就業しているか否かで有業者と無業者に区分される。無業者についてはさらに就業を希望するか否かが質問され、希望する者にはさらに現在求職中であるか否かを尋ねている。この無業・就業希望・求職者を失業者とみなして、有業者と求職者の合計を分母に、求職者を分子とすれば、普段の就業状態で見た失業率が計算できる。さらに失業者は求職期間別に把握することが可能なので、1 年以上求職中の失業者を長期失業者とみなし、これを有業者と求職者の合計で除せば長期失業率が計算できる。」(篠崎 2004: 13)
- 7) このジニ係数は、各都道府県の長期失業者数と可住地面積の情報を用いて計算している。まず、各都道府県の可住地面積 (総面積から林野面積と主要湖沼面積を除いたもの) に占める長期失業者の密度を計算する。この長期失業者密度の昇順で都道府県を並べ直し、長期失業者密度が最も低い都道府県から i 番目の都道府県までの、可住地面積の累積密度を a_i とする。また、長期失業者密度が最も低い都道府県から i 番目の都道府県までの、長期失業者の累積密度を ltu_i とする。この時、ジニ係数 G は以下の式で計算される。

$$G = \sum (a_i \cdot ltu_{i+1}) - \sum (a_{i+1} \cdot ltu_i)$$

このジニ係数は 0 から 1 の範囲をとり、1 に近いほど、特

定の都道府県に長期失業者が集中していることを示している。

参考文献

- 伊藤実 (2006) 『長期失業者の求職活動と就業意識』JILPT 調査シリーズ No. 22.
- 大島敬士 (2014) 「労働力調査における季節調整法の Reg-ARIMA モデルの適用」『統計研究彙報』第 71 号, pp. 27-38.
- 久米功一・鶴光太郎 (2013) 『非正規労働者の雇用転換——正社員化と失業化』, RIETI Discussion Paper Series, No. 13-J-005.
- 厚生労働省 (2002) 『労働経済白書』。
- (2012) 『労働経済白書』。
- 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, pp. 33-48.
- 篠崎武久 (2004) 「日本の長期失業者について——時系列変化・特性・地域」『日本労働研究雑誌』No. 528, pp. 4-18.
- 清家篤・早見均・阿部正浩・堤雅彦・山田篤裕・一瀬修・中島正人 (1997) 「労働移動、失業期間と労働者の属性——労働力特別調査による分析」『経済分析』第 155 号, pp. 89-113.
- 労働経済ユニット (2003) 「高齢化と失業率——人口構成の変化と失業長期化の実態」『経済分析』第 168 号, pp. 190-199.
- 勇上和史 (2004) 「欧米における長期失業者対策」『日本労働研究雑誌』No. 528, pp. 19-26.
- Blanchard, O.J. and P. Diamond (1994) "Ranking, Unemployment Duration, and Wages," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, pp. 417-434.
- ILO (2014) *Global Employment Trends 2014*, ILO.
- Kiley, M.T. (2014) *An Evaluation of the Inflationary Pressure Associated with Short- and Long-term Unemployment*, FRB Finance and Economics Discussion Series, No. 2014-28.
- Kroft, K., Lange, F. and M.J. Notowidigdo (2013) "Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Field Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 128, No. 3, pp. 1123-1167.
- OECD (2012) *OECD Employment Outlook 2012*, OECD.
- Machin, S. and A. Manning (1999) "The Causes and Consequences of Longterm Unemployment in Europe," Ashenfelter, O.C. and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, Ch. 47, Elsevier B.V.

しのぎ・たけひさ 早稲田大学理工学術院創造理工学部教授。主な論文に、"Not by Education Alone: How Young Adults' Employment Status Is Determined by Employment Environments and Family Backgrounds," *Social Science Japan Journal*, vol. 15, no. 1, pp. 31-52. 2012. など。労働経済学専攻。