

1980年代以降の長期雇用慣行の動向¹⁾

加藤隆夫・神林 龍

本稿では、いくつかの政府統計を用いて、1980年代以降の日本における長期雇用慣行の動向を考察した。得られた知見は以下の通りである。(i)平均勤続年数の低下は、勤続5年に至らない被用者が増加したことによって起こっていて、勤続5年を超えた被用者について平均勤続年数の低下は起こっていない。(ii)同様に、勤続5年を超えた大卒被用者について、十年残存率も低下したとはいえない。(iii)一年間の離職確率・失職確率をみても、大卒長期勤続層で大きな変化が起こったとはいえない。(iv)大卒長期勤続層の年齢コホートに占める比率も、顕著に低下しているとはいえない。以上のようにより、一定時間の勤続を経ていったん定着した大卒被用者の雇用が尊重されなくなってきたという意味で、長期雇用慣行が衰退しているかと問われれば、それは明らかではない。もちろん、近年の日本の労働市場の特徴は、短期勤続階層の増加にあるが、それは労働市場自体の拡大と並行しており、長期勤続階層の絶対数が減少しているわけではないのである。

JEL Classification Codes: J63, J21

1. 長期雇用慣行は衰退したか？

1.1 はじめに

1992年のバブル崩壊に端を発した経済不況は、1997年の金融危機を期にいよいよ深刻さを増し、労働市場の「硬直性」もその一因と指摘されるようになってきた。日本的雇用慣行あるいは正社員と呼ばれる働き方は、経済成長の原動力と評されたほどの一時期の礼賛をよそに、一転して改革されなければならぬ対象とされた。それから20年以上経過した現在、日本的雇用慣行は崩れ去り日本の労働市場は大きく変容したといわれるようになった。実際、派遣社員や契約社員などいわゆる非正社員が労働市場に溢れるようになり、大学卒業後の進路が非正社員であることも珍しくなくなった。

ところが、それだけ労働市場像が激変したと考えられているにもかかわらず、日本の労働市場に改革が不可欠だという意見は、内外公私を問わず、一向にやむ気配がない。OECD経済局は二年毎に対日勧告をするたびに労働市場の改革を唱え、経済産業研究所など政府系のシンクタンクからも、正社員の働き方を変えるために労働法規を改正するべきだという意見は絶え間なく発信されている。政府においても、規制改革と名の付く場面には、労働市場制度の変更が含まれるのが常である。こうした勧告や意見では、日本的雇用慣行ゆえの労働市場の硬直性が日本経済復興の妨げになっているという指摘が、い

まだに枕詞のように繰り返されているのである。

同じような勧告や意見が、20年以上も繰り返されるのはどうしてだろうか。

そもそも、一般の人々の感覚のように、もし日本の雇用慣行がすでに廃れ正社員の働き方も変わっているのだとすれば、改革すべき対象はすでに消失しているはずである。それとも、間違っているのは日本的雇用慣行がもはや過去のものとなったという一般の感想であって、現実には日本的雇用慣行は崩壊しておらず、やはりまだ改革すべき対象として存在しているのだろうか。この問いは、これからの日本の労働市場の行く末について議論するためには避けて通れない。本稿は、現在整備されている政府統計を様々な角度から分析することで、日本的雇用慣行の中核をなす長期雇用慣行の存否を実証的に検討することを直接の目的とする。最終的には、上記の問いに一定の回答を提出することを通じて、日本の労働市場の現在地を確かめ、労働市場制度について尽くすべき論点を提案したい。

1.2 日本的雇用慣行の研究のおおまかな流れ

では、本論に入る前に、現在までに蓄積されてきた研究を概観しておこう。

日本的雇用慣行の歴史的変遷については森口(2013)に優れたサーベイがあるので本稿では措くとしても、実証経済学の枠組みを用いて、その存在が実際にデータで確かめられたのはそれほど古いこと

ではない。もっとも、「年功賃金」「終身雇用」「企業別組合」のいわゆる三種の神器に象徴されるように、日本の雇用慣行はもとより複数の慣行の集合体なのだが、実証研究は雇用慣行全体を総体的に分析するよりは、それぞれのメカニズムを部分的に取り上げる傾向が強い。

もはや古典ともなった Hashimoto and Rasian (1985, 1992) の日米比較研究は、両国の公表数表を用い、長期雇用慣行と賃金カーブを分析した好例である。そこでは、日本において比較的長期雇用が尊重され賃金カーブが急になることが示され、日本の雇用慣行の実証的研究の画期をなした。ところが、CPS や NLSY などマイクロデータの利用がすでに普及しつつあった米国の研究環境と異なり、日本ではデータの制約が大きかった。同時代の経済学におけるゲーム理論研究の隆盛もあり、その後の 1990 年代の日本の雇用慣行に関する研究は、小池和男や浅沼萬里のケーススタディに依拠した青木昌彦の研究など、理論的研究に移った(中馬(1998), Itoh (1994), Aoki(1990, 2000, 2001)など)。

もちろん、バブル崩壊以降の労働市場の急変を目の当たりにして、データの制約があるなかでも、労働経済学研究者の日本の雇用慣行の動向に対する関心も根強かった。賃金カーブに関する中馬・樋口(1995)、中村・大橋(1999)、三谷(2005)など、あるいは、長期雇用慣行に関する Kato(2001)など、集計された公表数表をアップデートしながら現況を報告した論考も連綿と継続している。

同時に、マイクロデータを用いる努力も続けられ、Kato and Morishima(2002)や赤羽・中村(2008)のように、アド・ホック・サーベイを利用した実証研究も発展した。ただし、こうした研究は、ボーナス制度や従業員持ち株制度など、アド・ホック・サーベイの利点を生かし、絞られた論点を深く考察することに重心をおき、広く雇用制度を俎上に載せるには至っていない。おそらく同時期に頻繁に用いられたマイクロデータは、財務諸表データだろう。Jones and Kato(1995)や Chuma(1998)などがある。より具体的には、財務諸表データにはコーポレートガバナンスとの関連を直接扱うことができるという利点があり、駿河(1997)や Abe(2002), Abe and Shimizutani(2007)など、雇用調整について一定の研究が蓄積している。この時期の研究を総じて約せば、おおむね日本の経営や雇用慣行の特徴をデータ上も肯定する結論が得られているとまとめられる¹⁾。

その後 2000 年代以降になると、賃金センサスや就調など政府統計のマイクロデータが研究者にアク

セス可能になりはじめた。大量かつ包括的なデータを用いた検証が可能になったことから、日本の雇用慣行とその変化についても重要な論考が矢継早に出版された。たとえば、Shimizutani and Yokoyama (2009)は主に賃金センサスのマイクロデータを用いて、賃金カーブのフラット化を見出した。しかし、短期勤続化については否定的な結論を得ており、日本の雇用慣行の一定の残存を示唆した。これに対して、Hamaaki *et al.*(2012)や Kawaguchi and Ueno (2013)は、同じ賃金センサスのマイクロデータを用いているものの、残存率やコホート分析など、いくつか追加的な工夫を加えた結果、むしろ長期雇用慣行は衰退していると解釈すべきだと主張している。前者は、学卒直後就職して勤続を継続するいわゆる「生え抜き・子飼い」に注目し、とくに若年層での長期雇用慣行の衰退を指摘した。後者は、注意深いコホート分析を応用した結果、長期雇用慣行はどの世代でも一般的に衰退していると結論している。

以上のように研究を概括すると、ジャーナリズムなど世間一般の論調とは異なり、日本の雇用慣行を巡っての私たちの現在地は、意外なほど不確かであることがわかる。2000 年代に入り、日本の雇用慣行の動揺を指摘する論考が見いだされるようになったものの、研究の蓄積は十分ではなく、賛否両論というのが実情だろう。本稿では、日本の雇用慣行の中核に位置する長期雇用慣行の近年の動向を確かめることで、私たちを取り巻く労働市場がどのように変容しているのか、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』(以下、賃金センサスと略す)や総務省『就業構造基本調査』(以下、就調と略す)などのマイクロデータを用いて、実証的根拠を提示しよう。具体的には、平均勤続年数や残存率、離職率、解雇率など多角的に現状を整理する。

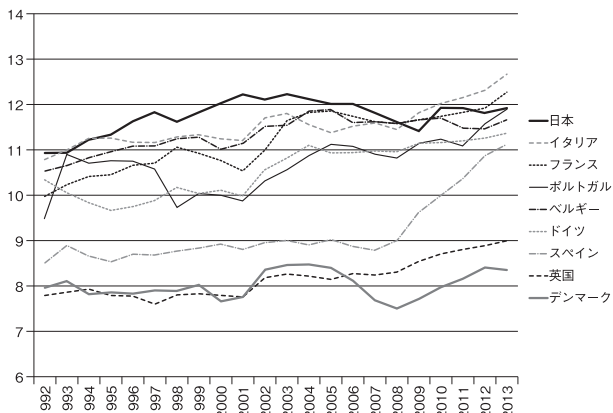
2. 平均勤続年数の推移

2.1 長期雇用と終身雇用

現実に長期雇用慣行があるのかないのかという課題は優れて実証的なものの、それを確かめる方法が確立しているわけではない。たとえば、長期雇用慣行は所詮慣行レベルの暗黙の約束事なので、慣行に則った行動と外れた行動を外形から区別するのは難しいという考え方がある。こうした実質に関わる異論を措いたとしても、統計として備わったデータから長期雇用慣行の代理変数を見つけることでさえ、研究者で一致した方法が確立されているわけではない。

たとえば Ono(2010)は、長期雇用慣行に関わる

図 1. OECD 諸国の平均勤続年数の推移：1992-2013(年)



注) OECD.Stat. ただし日本の数値は賃金センサスの第1表より全労働者についての数値を抜粋した。

様々な文献を渉猟し、文献毎に異なる様々な定義を整理した貴重な研究である。定義によって長期雇用慣行に含まれる比率が異なることは想像し容易いが、その増減のトレンドも異なることを指摘している。なかでも、「終身雇用」と「長期雇用」の区別が強調されている点は見逃せない。前者は後者に新規学卒(一括)採用という要素が付け加わった概念として定義され、多かれ少なかれ世界で共通にみられる長期雇用とは異なり、日本独自の雇用慣行であるとまとめられている。本稿では、Kambayashi and Kato (2016a)に則り、長期雇用慣行は経済的合理性に基づく国際比較可能な現象だとする立場を維持する。したがって、新規学卒一括採用や「子飼い・生え抜き」といった概念を重視する日本独特の終身雇用慣行は議論の対象とはせず、専ら長期雇用慣行をとりあげることをあらかじめ断っておきたい。

Ono (2010)では並列的に紹介されているが、長期雇用慣行を計測する方法は、被用者を観察単位とする方法と、使用者を観察単位とする方法に大別できる。前者では、たとえば平均勤続年数や離職率、失職率といった計測概念がよく用いられ、後者では雇用調整速度などのモデルがよく用いられる。それぞれの方法に利点と欠点があり、計量経済学的手法が発達した割に企業側のデータ整備が進んでいない現在では、後者の方法はあまり注目されなくなってきている。本稿でも、比較的簡便かつ理論的仮定に過度に依存しなくて済む前者の方法を用いる。日本的雇用慣行のコアを形成する正社員を主な対象として、長期雇用慣行の近況をまとめよう。

2.2 平均勤続年数の推移

最初に検討すべきは、やはり被用者の平均勤続

年数だろう。長期雇用慣行があれば押しなべて勤続年数は長いはずだし、逆に長期雇用慣行が崩れているならば平均的な勤続年数は下がってきていると予想できる。直感的に理解しやすく、データも入手しやすい利点もある。たとえば、OECD は主要加盟国の平均勤続年数を定期的にまとめ、ウェブ上で公表している。正社員に限ってはいないものの、次の図1は、そこから大陸欧州の主要国についてのデータを手し、日本のデータとあわせて推移を図示したものである。

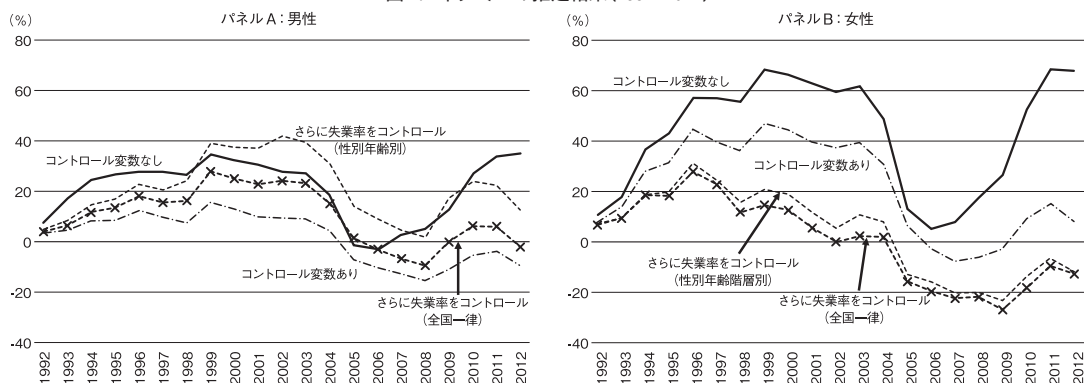
日本の平均勤続年数は最も高い部類に属し、現に2000年代まではイタリアやフランスよりも長い。その意味では、どの国よりも長期雇用慣行が尊重されていたといえるかもしれない。国別に比較すると、日本にはやはり長期雇用慣行の存在が示唆されるのである。

しかし、平均勤続年数を長期雇用慣行の指標とするならば、図1は日本における長期雇用慣行の減退をはっきりと示しているわけではない。確かに、近年に限れば、日本の平均勤続年数は諸外国と比較してもはや最も長いとはいえないかもしれない。しかし、それは大陸欧州諸国で長期勤続化が進んだためであって、日本の平均勤続年数は2002年前後に12.2年とピークを打ったあとは(リーマン・ショックの影響下にあった2008年と2009年を除くと)11.8~11.9年と安定しており、この水準はバブル経済時の11.0年前後と比較しても、むしろ長期化している。1990年代の不況期にかえて平均勤続年数が長期化したという観察結果は、一見すると長期雇用慣行の崩壊という予期されたシナリオと矛盾するようにもみえる。

2.3 年ダミーへの線形回帰分析

もちろん、平均勤続年数とは、ストック変数としての性格を強くもっており、いわば、労働市場の一時点のスナップショットを要約した統計量のひとつに過ぎない。図1に示した日本のデータは、賃金センサスの第1表から採録しており、単純に、正規非正規を問わずすべての被用者の毎年6月30日時点での勤続年数を平均した数値を並べただけである。したがって、男女比や年齢分布など被用者の構成が変化すれば、長期雇用慣行が不変だったとしても、平均勤続年数もおのずと変化する。たとえば、20歳の被用者では、6月30日時点で10年の勤続を持つ被用者は、存在しないわけではないがごく稀だろう。他方40歳の被用者となると、10年の勤続者を

図 2. 年ダミーの推定結果(1992-2012)



注) 賃金センサスマイクロデータより著者推計。推計枠組みについては本文参照のこと。集計対象は25歳から55歳までの民営事業所の一般労働者である。

見つけるのはそれほど難しいことではない。両者で潜在的に勤続可能な年数が全く異なるからである。このとき、人口の高齢化が進み、20歳と比較して40歳の人口比が増大したとすれば、たとえ各年齢における平均勤続年数が不変だったとしても、単純に全体で平均した勤続年数は長期化する²⁾。

つまり、観察される平均勤続年数の経時変化は、観察時点のストックの構成の変化の影響を受け、それゆえに図1のような推移が現出したのかもしれないのである。そのためには、ストックの構成を制御した多重回帰の枠組み、すなわち、さまざまな属性をコントロールしたうえで、 t 年 j 事業所に属する個人 i の勤続年数 T_{ijt} を年ダミー Y_{it} に回帰し、そこで推定された係数を検討するのが適切だろう。推定モデルは次の(1)式の形を採用すればよい。ただし、勤続年数の分布は一般に正規分布から離れているので、被説明変数として用いる際には対数変換し、単純な最小二乗法による推定でも極力係数の解釈に紛れないように設定する³⁾。

$$\ln(T_{ijt}) = Y_{it}\beta + X_{it}\gamma + Z_{jt}\delta + \alpha + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

ここで X_{it} は個人 i の t 時点での属性を示す。男性と女性での就業形態の違いを考えると、標本はあらかじめ性別に分割して、2つのサンプルのそれぞれについて(1)式を推定して、別々に平均勤続年数の推移を検討するのが望ましいだろう⁴⁾。

データは賃金センサスの1991年から2012年までの22年間の民営事業所の一般労働者についてのマイクロデータである。一般労働者に限る理由は、ひとつには、長期雇用慣行に属する正社員に近い定義を用いたいこと、ふたつには賃金センサスを用いた分析に学歴情報を含める場合、その情報がないパートタイム労働者は対象に含めることができないことである。また、定年後の再雇用者は長期雇用慣行か

らは一度外れると考えるとよく、学校卒業直後の転職の増加を長期雇用慣行の衰退とみなすべきではないので、分析対象は調査時点で25歳以上55歳未満に限ろう。次の図2として推定されたダミー変数を対数変換して図示した⁵⁾。

1991年と比較した一般労働者の平均勤続年数は、2012年時点では男性で40%程度、女性では70%程度伸びていることがわかる。ところが、年齢と学歴という被用者の属性と、企業規模・産業・立地都道府県という使用者の属性をコントロールすると、男女ともに平均勤続年数の伸びは鈍化する。1999年前後からは、男女ともに低落傾向がみられるようにすらなる。リーマン・ショック後の回復期に勤続の長期化がみられるものの低落傾向は止まっていない。やはり、一般労働者全体の平均勤続年数の長期化傾向は、もともと平均勤続年数が長いグループの構成比が大きくなっていることからそう見えてしまうだけであって、同一グループ内部では平均勤続年数は短期化していることが示唆される。

しかし、(1)式の枠組みで推定される年ダミー係数は、果たして長期雇用慣行の動向と直接結びついているのだろうか。(1)式の年ダミーは、さまざまな被用者の勤続年数にまったく共通に影響した要因を捉えているのであって、その最たる内容として日本経済全体のマクロの経済動向を想起するのは簡単だろう。だとすれば、属性を考慮した年ダミー係数の変化は、単に日本経済のマクロ動向を示しているに過ぎず、長期雇用慣行の動向とは無関係なのかもしれない。

この疑問を解決するためには、労働市場への需要変動の効果を抜き取ることが必要である。ここではまず、性別に公表されている5歳刻みの年齢階層別完全失業率をコントロール変数に加えて年ダミー係

数を推定し直した⁶⁾。ただし、性別年齢階層別失業率は、労働需要の変動をそのままとらえているという解釈もあれば、労働需要の変動に対応した雇用調整の結果であるという解釈もありえる。前者によれば、女性や若年層が多く就業する仕事に対する労働需要は、そもそも男性や中高年齢層が多く就業する仕事に対する労働需要よりも変動が激しいと前提する。しかし後者によれば、労働需要そのものの変動はどんな仕事にも一律に影響を及ぼすが、さまざまな意思決定の結果、雇用に反映されやすいグループとされにくいグループと差ができると考える。性別間年齢階層間の失業率の差は、いわば長期雇用慣行の結果ととらえられるわけで、この説明に沿えば、コントロール変数としては性別年齢階層別の失業率よりも全国一律の失業率を用いるほうが望ましい。どちらの解釈が確からしいかは先験的には判断できないので、図3には両方の推定結果を掲載した。

推定結果は、失業率の定義によらず、男性サンプルでは完全失業率は平均勤続年数と負で有意な相関をもち、女性サンプルでは逆に正で有意な相関をもつことを示している。その結果、男性サンプルでは、とくに性別年齢階層別の失業率を用いると、属性をコントロールしたあとに見えていた短期勤続化のトレンドが消失し、ほとんど属性をコントロールしていない場合と同様の傾向を示すようになる。つまり男性に見えていた短期勤続化の傾向は、失業率が2002年にピークを打って徐々に改善傾向にあるという経済の好転と軌を一にしており、好転している経済ゆえに新規採用が増加する分、短期勤続者の増大が勝るというメカニズムを描写しているに過ぎない可能性があるのである。逆に女性サンプルでは、短期化のトレンドがよりはっきりと見て取れるようになり、1995年前後という早い段階から平均勤続年数が短期化していたとも読めるようになる。日本の女性の労働市場では、経済が好転し失業率が改善すると本来は離職が減少し平均勤続年数が増加するが、1995年前後以降、経済が上向いた時期でもそれほどには平均勤続年数が改善しなかった。その分、長期雇用慣行が弱くなったと考えても矛盾はない。結局、平均勤続年数の経年変化から長期雇用慣行を眺めた場合、その存在があやふやになってきたのは男性よりもむしろ女性なのである。

以上の議論が示すことは重要である。すなわち、平均勤続年数の推移から長期雇用慣行の動向を察知するには、雇用慣行の変化に起因する部分と経済全体のマクロの労働需要の変化に起因する部分を識別することが不可欠なのである。(1)式のように平均

勤続年数を年ダミーに回帰する推定モデルでいえば、年ダミーと労働需要ショックとを説得的に識別しなければならない。本項では、性別年齢階層別失業率や年別失業率で後者の効果を取り除こうとしたが、男性の推定結果にみるまでもなく、一般にそれは簡単ではないことは明らかだろう。年ダミーを用いることで共通ショックの構造を明らかにせずに埒外に置くことができるという誘導系ならではの利点が、(1)式の枠組みでは生かせないばかりか、足枷になってしまうともいえる。

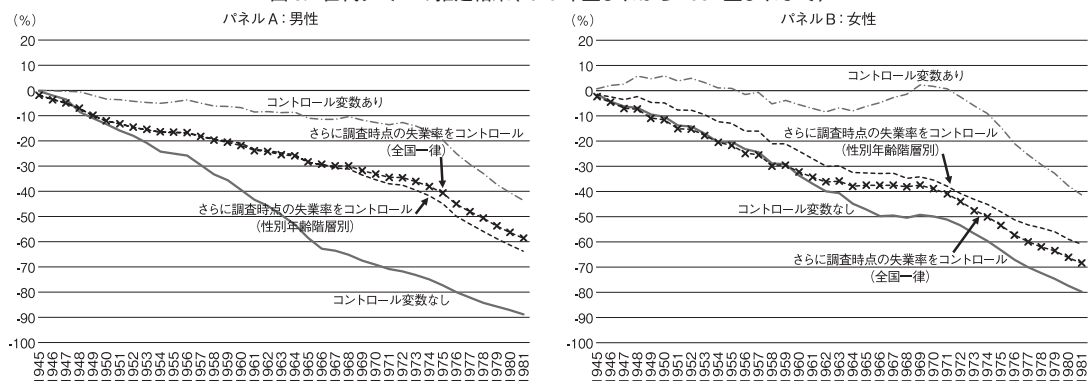
2.4 コホート分析

(1)式のように平均勤続年数を被説明変数とする分析の欠点を改善するためにFarber(2007)によって提案されたのが、被用者のコホート(cohort; 世代)に着目する分析である。日本への優れた応用例としてすでにKawaguchi and Ueno(2013)が出版されているので、本項も彼らの議論に追随しよう。

世代に着目するのは、十分労働市場で経験を積んだ世代であれば、彼/女達は一通りの共通ショックを潜り抜けており、その点では世代間で平等なはずであるという理屈があるからである。2000年時点ですと、1960年生まれの被用者は40歳で1970年生まれの被用者は30歳である。この2つの世代は、調査時点ですでに10~20年間労働市場に参加する可能性があった。その間不況期も好況期も一通り経験しているとすれば、もし2000年時点で2つの世代の平均勤続年数に差があったとすれば、それは景気循環の影響ではないと推論できる。もちろん、調査時点での10歳の年齢差は、潜在的な勤続の機会の大小という意味で差を生じさせる。そこでこの理屈を2010年時点にもあてはめ、2000年時点での1960年生まれの40歳の平均勤続年数と、2010年時点の1970年生まれの同じ40歳の平均勤続年数を比較して、もし後者のほうが短いならば、潜在的な勤続機会や体験してきた経済状況を平準化した上で、平均勤続年数が短期化していると解釈できる。世代に着目した分析とは、詰まるところ、勤続の潜在的機会をコントロールしたうえで、若い世代ほど平均勤続年数が減少しているかどうかを確かめることによって長期雇用慣行の衰退を検出する実証戦略とまとめられる。

もちろん、世代分析に難点がないわけではない。1960年生まれの2000年時点での平均的な経験と、1970年生まれの2010年時点での平均的な経験は、体験した不況期の長さや厳しさなど、同じ40歳時点の状態とはいえ同一ではないかもしれない。もし

図3. 世代ダミーの推定結果(1945年生まれから1981生まれまで)



注) 賃金センサスマイクロデータより著者推計。推計枠組みについては本文参照のこと。集計対象は25歳から55歳までの民営事業所の一般労働者である。

経済全体にかなり長期のトレンド変動があり、それゆえに各世代が経験してきた内容が異なるのであれば、年ダミーと共通ショックの識別が難しいという前項の議論と同様、世代比較であっても、この長期トレンド変動ゆえの世代間の違いを完全に制御できるわけではない。このとき、制御しきれない長期的トレンド変動は分析したい課題の効果(本項の場合平均勤続年数の減少)と識別できないので、両者の関係に見かけ上の相関を発生させるような疑いがある場合には、結論には留保をつけなければならない。また、新しい世代ほど必然的に経験は少ない。1980年生まれだと2010年段階でも30歳にしかならず、他の世代と同様に取扱いがよいかについての疑問の余地が残ることは言うまでもない。

しかし上記の2つの欠点を考慮しても、(1)式のように年齢と調査時点の情報を用いて、追加的な変数を投入することでなんとか労働需要ショックを識別しようとするよりは、世代分析のほうが長期雇用慣行の時系列的推移について得られる知見に紛れが少ないことは理解できるだろう。

話をもどそう。さまざまな属性をコントロールしたうえで世代ごとに平均勤続年数を比較するために自然に思いつく推定モデルは、次の(2)式だろう。この推定モデルは、Farber(2007)で提案されたあと、Kawaguchi and Ueno(2013)でもそのまま踏襲されており、本項でもほぼそのまま採用する。

$$\ln(T_{ijt}) = C_i\beta + X_{it}\gamma + Z_{jt}\delta + \alpha + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(2)式では、 t 年 j 事業所に属する個人 i の勤続年数 T_{ijt} を世代ダミー C_i に回帰する点が重要である。世代ダミーは個々の標本の生まれ年を年齢から逆算し、ダミー変数に変換して作成する。また X_{it} および Z_{jt} として t 時点での個人 i ならびに事業所 j の属性をコントロールするが、具体的変数は(1)式

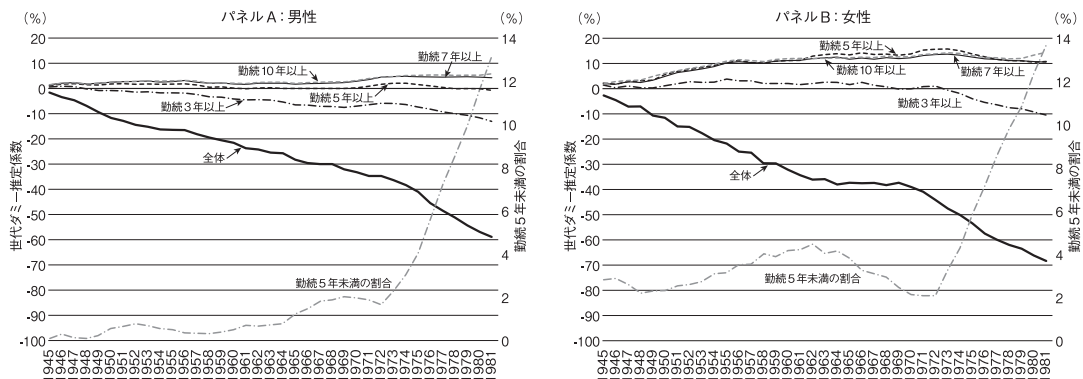
と同一である。また男性と女性でそれぞれ独立のサンプルとすることも、前項と同様である。データはやはり賃金センサスの1991年から2012年までの民営事業所の個票で、正社員に近い25歳から55歳までの常用一般労働者に限定している。次の図3では、世代ダミー変数の推定係数を対数変換して評価した数値を図示した⁷⁾。

コントロール変数を用いず単純に各世代の平均勤続年数を算出すると、男女ともに若い世代になるにつれて大きく減少しているように見える。しかしこの傾向は、若い世代のデータが勤続年数の短い低年齢階層の時代のみで構成されていることに強く依存しており、年齢や事業所の属性をコントロールするとまったく異なる様相を呈することには注意を促したい。世代分析であっても、分析対象の平均勤続年数がストック変数である以上、ストックの属性をコントロールすることが必要不可欠であることがわかる。

とくに女性では、ストックの属性をコントロールすると1970年生まれ前後の第二次ベビーブーマーまでは平均勤続年数は必ずしも短期化していない。逆に第二次ベビーブーマー以降の世代になると、男女ともに急激に短期勤続化が進行しており、Kawaguchi and Ueno(2013)とまったく同様の傾向を映し出している。

ただし、ここで前段に説明した世代分析の弱点を顔を出す。世代分析の場合には、世代と年齢という情報を用いるので、この二つの変数と完全に線形結合となる年ダミーを推定に含めることができない。その結果、 t 時点の平均勤続年数に対する労働需要変動の影響をまったく考慮できていない。ここではKawaguchi and Ueno(2013)にならって、年ダミーの代わりに前項でも用いた性別年齢階層別または年

図4. 世代ダミーの推定結果(1945年生まれから1981生まれまで)



注) 賃金センサスマイクロデータより著者推計。推計枠組みについては本文参照のこと。集計対象は25歳から55歳までの民営事業所の一般労働者である。

別失業率をコントロール変数として追加し、世代ダミーの推定係数が変化するかを確かめた。その結果は、男女ともにコントロール変数を用いない結果に近づき、むしろ趨勢的に平均勤続年数が低落する傾向が再び観察されるようになる。どちらの失業率を用いるかでほとんど推定値が同じなのは、マクロショックの定義の仕方に分析結果が影響を受けないという世代分析の利点を表している。

どうやら、世代分析の枠組みでは、一般労働者の平均勤続年数が世代を経るに従ってゆっくりと減少してきているのは確からしい。実際、Kawaguchi and Ueno(2013)はさまざまに推定の頑健性を検討した結果、長期雇用慣行はどの世代でも衰退していると結論付けている。

2.5 ストックからフローへ

もともと長期雇用慣行とは、米国の先任権制度に代表されるようにすべての被用者を同等には扱わない規範である。同じ正社員・同一世代であったとしても、勤続の長い生え抜きと中途採用者とは互いに異なるキャリアとして扱われ、経営危機に際して前者の雇用を優先するのが慣行の眼目である。換言すれば、長期雇用慣行とは長期勤続者に手厚く、短期勤続者に手薄く配慮するという慣行であって、すべての勤続階層を同等に扱うわけではない。先行研究のようにストックとしての平均的な勤続の長短に注目するのも一案だが、そう考えると、ストック内部のどの部分、すなわち勤続階層のどの部分での短期勤続化が進んでいるかを考えるのは興味深い。

本項では試みに、勤続一年以上からはじめ、勤続十年以上と、一定以上の勤続に達した標本のみに限定していった、それぞれのサンプルについてコホート効果を再推定した。図3、なかでも調査時点での

全国一律の失業率をコントロール変数に加えたモデルと比較できるようにするために、同様のコントロール変数を導入している。また、煩雑さを避けるために、図4では勤続三年以上、勤続五年以上、勤続七年以上、勤続十年以上のみを掲示した⁸⁾。ただし、この手続きは、被説明変数である勤続年数の大小でサンプルを分割するという不自然な統計処理なので、分割対象となる標本、たとえば勤続五年未満の標本が全体のどの程度を占めるのかを推定し、合わせて掲載している⁹⁾。

図3とまったく同じ変数を用いたにも関わらず、標本を、一定以上勤続を重ねた被用者に限定しただけで、世代による平均勤続年数の減衰傾向は大きく異なってしまう。勤続五年以上ともなると、平均勤続年数の減少は男女ともにほとんど観察されなくなり、女性に限っては、第二次ベビーブーマーまではむしろ徐々に長期勤続化する傾向すら認められてしまうのである。確かにこの間、女性の婚姻出産による就業中断が後退しいわゆるM字カーブが消失しつつあることはすでによく知られている。勤続五年を超えてある程度職場で戦力となりつつあると思われる層では、勤続がかえって長期化したと図4を解釈しても、矛盾はない。ただし、第2次ベビーブーマー以降は勤続五年を超えた一般労働者といえども、女性の場合には徐々に平均勤続年数が低落傾向にあり、ほとんど世代間の差がない男性と好対照をなしている。

図4に示した推定からは、現実起こった若い世代の平均勤続年数の短期化は、短期勤続者でより短期勤続化が進んだ結果か、短期勤続者の割合が増加した結果かのどちらかだったことが推測できる。その回答は、図4に合わせて示した、勤続五年未満の割合の世代別割合の推定係数をみれば明らかだろう。

第2次ベビーブーマー以降、短期勤続者の割合は世代が若くなるにしたがって男女ともに急速に増加しており、それが若い世代の平均勤続年数の減少の一因となっていることが強く示唆されているのである。逆に言えば、1970年代後半以降の比較的若い世代であっても、勤続五年を超えた後での長期雇用はそう大きくは崩れていない可能性が見え隠れする。

以上のように、平均勤続年数を用いた分析は、先行研究を含めておおむね、近年の正社員の長期雇用慣行の衰退を指摘する傾向にあるが、これまでの考察から、そのみで長期雇用慣行の推移を断定的に判断しないほうがよいことがわかる。おそらくこの背後には、長期雇用慣行をストック変数で議論することの限界がある。一般に長期雇用慣行とは企業がある特定の状態に陥ったときの行動様式を指すが、ある一時点での雇用ストック変数はこうした行動様式の、計測時点までの結果がまとめて反映されているだけで、そこに至るまでの行動様式そのものをなぞっているわけではない。したがって、あるグループで平均勤続年数が減少したときに、どのような力学が働いた結果かは想定するほかない。たとえば、平均勤続年数の減少そのものは、長期勤続者の雇用が削減されたためなのか、新規採用が増え短期勤続者が増加したためなのかを区別しない。長期雇用慣行を労使の行動規範だと考えた場合、同じ平均勤続年数の減少でも、どう変化するかによって解釈は相当異なってくる。

もちろん、行動様式を直接トレースするには原理的にはパネルデータが必要で、パネルデータにはそれはそれで問題が山積しており、過去を含めた中長期の、しかも一国の全体像を復元するには難点もある。平均勤続年数のように、統計データが集積している雇用ストックを用いて議論を補足するのはその意味で理に適っている。しかし同時に、雇用ストックをストック変数としてのみ扱うのではなく、少しでも行動様式そのものに近づいた分析方法を用い、複眼的に評価する必要があることがわかる。

3. 十年残存率の推移¹⁰⁾

雇用ストックに関わる統計情報は、集計データであればアクセスが容易であるという理由から1970年代より長きにわたって長期雇用慣行の実証研究に用いられてきた。もちろん、当時からストック変数と行動様式の間の論理的な段差は意識されていた。本質的にストック変数である平均勤続年数を直接扱った研究が多くないのも、論理的な段差をうまく埋める簡単な術が見つからなかったからでもある。リ

テラチャーはむしろ、ストックの差分からフロー変数を算出し、そのフロー変数を用いて長期雇用慣行を分析する方向を見出した。このとき計測概念として編み出されたのがリテンション・レート(retention rate；以降、残存率と略す)である。

残存率とは、 t 時点のあるグループの雇用量と $t+1$ 時点の同一グループの雇用量を比較した二時点間の差分のことを指す。1年に1つしか伸びず、短くなるときには一足飛びにゼロになるという勤続年数の特徴を生かすと、グループを勤続階層別に構成すれば、同一グループに属する継続被用者を正確に追跡することができる。たとえば、2000年時点で勤続五年だった被用者のうち、2010年時点でも同一の使用者に継続して雇用されている被用者は、2010年時点で勤続15年の被用者に限られる。逆に2010年時点で勤続15年の被用者で、10年間同一使用者に継続して雇用されていたのは、2000年時点で勤続五年の被用者に限られる。したがって、両者の比率をとれば、勤続五年階層の10年間の継続就業比率を算出することができる。

この手法の利点は、第一に初期時点での属性ごとに残存率を検討できる点にあらう。たとえば勤続10年目の被用者と15年目の被用者の残存率を比較することができ、長期雇用慣行が崩れているとすればどの部分で崩れているかをより正確に理解するのに役立つ。第二に、勤続の情報が含まれた複数回のクロスセクションデータさえあれば、四則演算だけで簡単に算出できる点も大きな利点である。偶々都合のよい区分で統計表がつけられていた場合には、資料が残存する限り時代を遡って、あるいは10年や20年という中長期にわたって、残存率の推移を検討できる。人々の行動をトレースするのに適したパネルデータには時間を遡れないという根源的制約があり、死蔵された行政データでも発掘されない限り、1980年代や90年代に起こったことをパネルデータで検証するのは難しい。現存する材料で過去の事象を分析する手法の開発は、これからの経済学研究の課題のひとつで、残存率はその意味でも重要な分析概念だろう。

他方、残存率分析にも欠点はある。たとえば、比較する二時点間で対象グループの母体が固定されていなければならないので、経時的に変動する要素をグループ分けの定義に入れるのは難しい。たとえば、企業規模や産業による残存率の違いは、長期雇用慣行の重要な論点のひとつだが、同一使用者の企業規模や産業は二時点間で変化する可能性がある。とくに中長期で残存率を計測する場合には、企業規模や

産業によってグループ分けすることは慎むべきだろう。また、正確な分析のためには一般的かつ大きなサイズのサンプルが要求されることも、残存率分析の制約のひとつである。データの内的整合性に注目する近年の統計分析とは異なり、残存率分析で最も重要なのは、いかに正確に人数を数えるかにある。したがってサンプリングに偏りがあるデータは、それ自体整合的だとしても、残存率の検討材料として望ましくない。しかも、より豊かな分析を望めば、設定するグループをより細かくすることになり、算出される人数の誤差も大きくなる。サンプルサイズが十分に確保されていない場合、統計的に有意な議論ができなくなってしまう可能性は少なくない。

幸い、日本には就調という大きなサイズの良質な統計データが1980年代から利用できる。本項も就調を材料に、1980年代から2000年代までの四半世紀にわたる残存率の推移を観察することで、長期雇用慣行の動向を検討しよう。また、以下で残存率を計測するインターバルは10年に固定する。就調が5年ごとに行われるというデータ上の制約もあるが、短期的なショックの影響を中和するためにはある程度長期的な推移を考察する必要があるからである¹¹⁾。

3.1 十年残存率の算出方法

具体的には、1982年から2012年までの就調を用いる。各調査年について全人口を性別学歴別にわけ、さらに年齢について5歳刻みにサンプルを分割する。就調は全国調査だから、復元倍率を用いて上記のように分割すれば、各調査時点の日本に居住する人々を性別学歴別年齢階層別に分割しつくすことと等しい。そのうえで、すべての分割されたグループで勤続について5年刻みのダミー変数を作成する¹²⁾。

すなわち、 t 時点での個人 i の勤続年数を T_{it} とすると、 t 時点で a 歳から $a+4$ 歳で定義される年齢コホート a_t に属す標本に対して、 τ 年以上の勤続をもつことを示すダミー変数 d_{it}^{τ} を次のように定義する。いわば、当該年齢コホートのなかで、標本が分析対象であることを示すフラッグのような変数である。

$$\begin{cases} d_{it}^{\tau} = 1 & \text{if } \tau \leq T_{it} \\ d_{it}^{\tau} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

この作業を同一年齢コホートの10年後のデータについても繰り返す。具体的には、 t 時点の年齢コホート a_t の標本に、同一コホートに属す $t+10$ 時点での標本(つまり年齢コホート $a+10_{t+10}$ に属す標本)を加え、次のようにダミー変数を定義し直す。

$$\begin{cases} D_{it}^{\tau} = 1 & \text{if } d_{it}^{\tau} = 1 \text{ or } d_{i,t+10,t+10}^{\tau+10} = 1 \\ D_{it}^{\tau} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

このときデータセットには特定の年齢コホートに属す標本しか格納されていないことに注意されたい。今関心のあるのは、 t 時点で勤続が τ 年以上か $t+10$ 時点で勤続が $\tau+10$ 年以上の標本なので、プールされた年齢コホートの中で、関心のある標本のみを識別するダミー変数を定義するということである。このデータセットを用いて、(4)式で定義されたダミー変数を調査年ダミーに線形回帰することで、各調査時点における年齢コホート内の τ 年以上の勤続をもつ被用者のシェアが得られる¹³⁾。

$$D_{it}^{\tau} = \gamma_1 \cdot year_t + \gamma_2 \cdot year_{t+10} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式で推定される係数 γ_1 および γ_2 は、年齢コホート a_t における t 時点で τ 年以上の勤続をもつ被用者のシェアおよび $t+10$ 時点で $\tau+10$ 年以上の勤続をもつ被用者のシェアをそれぞれ意味する。したがって、両者の比をとった値、すなわち次の(6)式で算出される値が、年齢コホート a_t における勤続階層 τ の t 時点からの十年残存率となる。

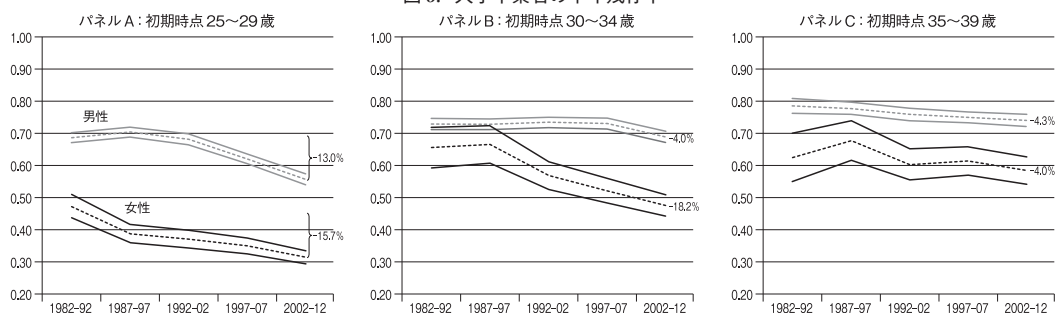
$$retention_{it}^{\tau} = \gamma_1 / \gamma_2 \quad (6)$$

3.2 十年残存率

前項の手順を踏んで算出した全勤続階層の十年残存率を、大卒男女について図示したのが次の図5である。全勤続階層とは、 $\tau=0$ として(6)式を求めた値であり、前項までにみてきた平均勤続年数の世代分析のうち、短期勤続者の増加を考慮しない場合と概念的にはほぼ等しい。時期は、1982~92年、1987~97年、1992~2002年、1997~2007年、2002年~2012年の5つの十年間について検討している。最初の期間はバブル崩壊以前で、最後の期間は日本経済が最も調子を落としていた時期にあたる。半ばの2つの期間は、バブル崩壊前後、失われた十年に相当し、それぞれの経済変動のなかでどの年齢階層の勤続が短縮していったかを確かめられる。また、企業で中核を担う集団での長期雇用慣行の存否を検討したいので、初期時点の年齢階層については25~29歳を起点にした、3つのコホートについて掲載した¹⁴⁾。

図5には大小関係の目安になるように、(6)式をカイ二乗検定した際の95%信頼区間もあわせて表示した。百万のサンプルサイズを誇る就調といえども、特定コホートに属する大卒者に限った場合、男性に比較すると女性サンプルのサイズは必ずしも大きくない。そのため、とくに1980年代から90年代

図 5. 大学卒業者の十年残存率



注) 就調 1982 年調査から 2012 年調査. Kambayashi and Kato (2016a) に 2012 年調査データを加えて筆者再推計.

にかけての初期年齢 30 歳代以上のコホートでは、残存率の信頼区間が大きく、数値の解釈に注意する必要があることがわかる。

まずは十年残存率のもつ定性的な傾向についてまとめよう。

第一に、残存率の水準そのものについてである。大卒者についての集計なので、初期年齢 25~29 歳コホートはまだ企業の中核に入っているとはいえないかもしれない。とはいえ、パネル A から、当該年齢階層での残存率は、1982~92 年段階で男性では 68.6% にも達していることがわかる。新規卒業者が学卒直後の就業先を 3 年以内に離職する割合が、中学卒業者で 7 割、高校卒業者で 5 割、大学卒業者で 3 割という、俗に七五三現象といわれる経験則が知られているが、男性大卒者の場合、3 年間で 3 割離職したあと、さらに 3 割離職するには 10 年間かかる計算になる。だとすると、初期年齢が上昇するにつれて離職率は減少し残存率は増加すると思われるが、実際には 30 歳代以上でさらに顕著に上昇するわけではない。1982~92 年段階で 4 つのパネルを見比べると、男性では、初期年齢 30~34 歳で 72.9%、35~39 歳で 78.5% と推移する。したがって、残存率は、30 歳代で 7 割から 8 割に到達し、それ以降安定的に推移すると考えたほうがよい。

他方、女性の学卒被用者の十年残存率は初期年齢 25~29 歳の場合 1982~92 年時点で 46.9% にとどまり、この時点では大きな性差がある。ところが、残存率が 30 歳代以降おおむね高位に安定するという傾向は女性についてもある程度当てはまる。たとえば 1982~92 年時点では、初期年齢 30~34 歳の残存率は 65.5% と算出され、35~39 歳で 62.5% と推移する。この 2 つの初期年齢間では、もはや統計的に有意な差はない。男性の 7 割から 8 割という残存率の水準と比較すると、30 歳代以降の女性の残存率は確かに低い傾向はあるものの、それほど隔絶とした差があるわけではないだろう。結局、図 5 を横断

面で見ると、初期年齢 25~29 歳の女性における残存率の低さだけが際立ち、この時期に婚姻・出産期を迎えることが、就業継続にいかにマイナスに影響しているかが推察できる。

次に残存率の時系列的推移をまとめよう。

図 5 からは、残存率は、中長期的におしなべて減少傾向にあり、図 3 と同様の時系列をたどっていると解釈できる¹⁵⁾。別言すれば、残存率にはリーマン・ショックなどの短期的景気変動が顕著な影響を及ぼしているようには見えない点を指摘しておこう。確かに、リーマン・ショックが労働市場に与えた影響は考えられたほど大きかったわけではなかったことがすでに指摘されているが¹⁶⁾、残存率に対しても顕著な影響を与えたとはいえないようである。もし長期雇用慣行がすでに崩壊していたとすれば、不況毎に繰り返される雇用調整の結果、追跡コホートから離職者が一度に脱落するはずで、残存率は非連続的に減少するはずである。残存率の減少傾向が中長期的に継続していることは、背後にある要因をより注意して解釈しなければいけないことを示唆している。

この点、残存率の中長期的な低落はどの年齢階層についても全体的に同様に生じているわけではないことが考察の切掛けになるかもしれない。すなわち、残存率の減少は若年階層に顕著である。たとえば、1982~92 年と 2002~12 年の間のおよそ 30 年間の残存率の低落幅は、男性では初期時点 25~29 歳で 13.0% ポイント、女性では 15.7% にも上る。他方、初期時点 30~34 歳での男性の残存率の低落は同じ 30 年間で 4.0% ポイントにとどまる。同様に、初期時点 35~39 歳での低落幅は男性 4.3% ポイント、女性 4.0% ポイントである。どの年齢階層でも、男女どちらにしても、残存率に低落傾向があることは明らかだが、残存率の 60~70% というもとの水準と比較すると、上に記した 30 歳代以降の低落幅が大きいとは必ずしもいえないだろう。残存率の

低落は若年層に集中していると解釈できるだろう。

ただし、初期時点 30～34 歳の女性については、残存率の低落は 18.2% ポイントと同年代の男性と比較しても顕著である。さらに女性 25～29 歳層の残存率の低さを婚姻・出産に際しての継続就業の困難さと結びつけたが、そうだとすると、30～34 歳での残存率の低落も、晩婚化・晩産化によってこの階層での就業中断が近年増加した可能性があるかもしれない。この理屈は長期雇用慣行の衰退とは一応別に理解するべきであることには読者の注意を促しておこう。

最後に、女性の初期年齢 35～39 歳については、バブル期をはさんだ 1987～97 年の残存率が逆に上昇していることは興味深い。1985 年に男女雇用機会均等法が制定され、以来女性の継続就業に対する援助政策が矢継早に実行に移されているが、いままってその効果は定かではない。しかし、バブル期にちょうど 30 歳代だった世代は、彼女たちの先輩や後輩と比較すると残存率は高く、根強く労働市場で活躍し続けたことを示唆している。小説等の影響もあってか、バブル期入社組に関しては世間の耳目を集めることはあるかもしれないが、実際に労働市場に残留し続けたのはバブル期入社組の直接の先輩たちだったといえる。バブル期入社組以降の世代は、バブル期に開拓されたかに見えた女性の活躍の場を十分に受け継ぐことがなく、逆に狭められていった可能性が、図 5 には示されている。

3.3 勤続五年以上の被用者の十年残存率

図 5 は全勤続階層についての残存率の集計なので、その示唆するところは世代別に平均勤続年数の推移を分析した前項図 3 と大きくは矛盾しない。したがって、前項で提起した問題に 대응するためにも、初期時点である程度勤続した階層において、大卒者の十年残存率がどう推移したかを確かめたい。ここでは試みに、勤続五年以上に限って次に図示してみよう。作図方法は図 5 と同様で、唯一、 $\tau=5$ として (6) 式を求めた点だけが異なる。ただし、ここで、ある程度勤続した階層を代表するのに勤続五年を閾値として用いる特別な理由はない。Kambayashi and Kato (2016a) は様々な閾値を用いて全体の傾向を確かめており、ここではわかりやすい目安として勤続五年を用いる。

男女別に、初期時点である程度勤続を数えた大卒被用者に分析対象をしぼると、コホートの人口が少なくなることから推定値の信頼区間が押しなべて大きい。サンプルサイズが十分確保されていると思わ

れる男性初期年齢 30 歳代以降では、初期時点で五年以上の勤続を有していた被用者の残存率は時に 8 割を超え、コホートや初期年齢によらず安定的に推移している様子がよくわかる。また、大卒女性の残存率は 30 歳代以降男女差が大きいことは図 5 でも指摘したが、勤続五年を超えた階層ではすでに 1980 年代にはどの年齢階層でも対応する男性の残存率とほぼ同等の水準だった点も特徴的だろう。

図 5 と比較すると、勤続五年を超えた被用者の残存率は、若年女性を例外として、もはや低落傾向は見られない。確かに、初期年齢 25～29 歳の女性では 20.3% ポイント、30～34 歳では 13.9% ポイントという低落がみられるものの、その他の年齢階層や男性では基本的に低落傾向はみられない。

もちろん、全体として低落傾向がはっきりしない女性の比較的高い年齢階層においても、1987～97 年にいったん上昇した時点と比較すると、1997～07 年に至る「失われた十年」に残存率の低下が起きていることは図 5 よりもむしろ強調されるべきかもしれない。実際、バブル時のピークと比較すると、大卒女性で初期年齢 35～39 歳の十年残存率は 7.7% ポイント低下している。結局、バブル時に大卒男性に比肩するほど安定するようにみえた大卒女性の雇用環境は、その後の不況の中で揺らいだといえるかもしれない。

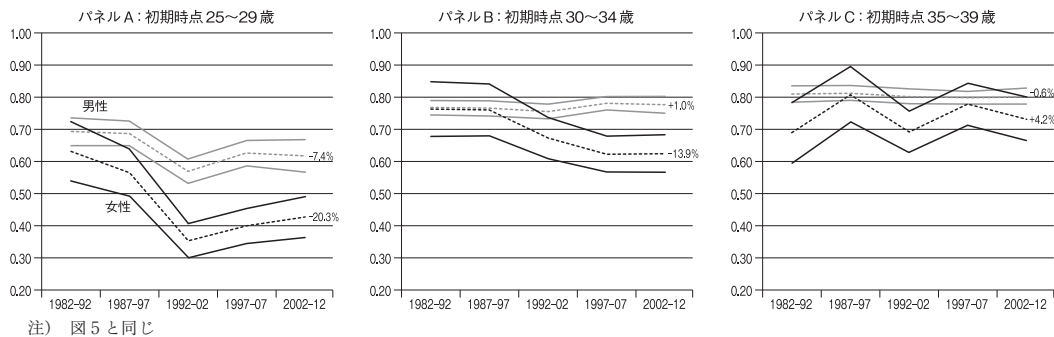
再度強調するが、ここで勤続五年を閾値としたのは統計設計上の理由によるところが大きく、特別な理由はない。しかし、Kambayashi and Kato (2016a) でも明らかにしたように、短期勤続階層と長期勤続階層を比較すると、若年女性を例外として、後者の残存率が安定的に推移しているという現象は閾値の大小によらず観察される。とくに勤続五年で区別した場合には、図 4 と整合的な結果が得られるなど便利である。

以上の考察から、大卒男性のすでに五年の勤続を超えた被用者に短期勤続化が起きていると判断するのは危険で、この階層の長期雇用慣行が大きく崩れたとはいえないだろう。だとすると、もしも短期勤続化が起きているとすれば、初期時点で勤続が五年に満たない、いわば中途採用者に起きていると予想できる。それを次に確かめてみよう。

3.4 勤続五年未満の十年残存率

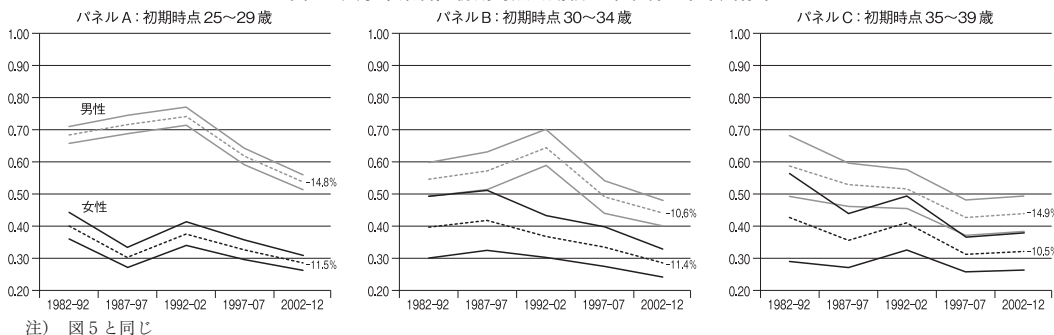
計測方法は、これまでと同様で、初期時点の勤続階層の定義を 0 年から 5 年未満までと変更するだけで十分である。つまり、分析対象を指定するダミー変数の定義を (3) 式から少々変更し、次の (3)' 式に

図 6. 大学卒業者、初期時点で勤続五年以上の十年残存率



注) 図 5 と同じ

図 7. 大学卒業者、初期時点で勤続五年未満の十年残存率



注) 図 5 と同じ

替えるだけで、あとの計算プロセスは図 5 および図 6 の作成時と同一でよい。

$$\begin{cases} d_{it}^a = 1 & \text{if } \tau \leq T_u < \tau + 5 \\ d_{it}^a = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)'$$

この分析結果を図示したのが次の図 7 である。

よく知られたように日本の労働市場では中途採用者の数は多くはない。したがって、とくに 1980 年代までに初期年齢が 35 歳を超えるコホートでの残存率の推定値は、男女ともに誤差が大きい。それゆえ図 7 をどう解釈するかには判断の危険が伴うが、男性を中心に中途採用者の残存率が減少してきた傾向は観察できるだろう。具体的には、男性では 1982～92 年と比較すると 2002～12 年には 10.6% ポイントから 14.9% ポイント低落しており、最大でも 7.4% ポイントの減少に止まった図 6 と対照をなす。同様に女性では、中途採用者の残存率は男性よりも低く、どの年齢階層でも、10.5% ポイントから 11.5% ポイント、残存率を減少させている。おしなべて図 6 で示された勤続五年以上の被用者よりも低下傾向にあったといえるだろう。

以上、図 5 から図 7 までの 3 つの図から得られる推論をまとめると、次のようになる。もともと長期雇用慣行の中心とされてきた男性大卒者では、保守的に表現しても、ある程度の勤続を数えたあと、たとえば勤続五年を超えたあとの残存率が顕著に低下

したとはいえない。十年残存率が低下したのは、同じ大卒でも若年女性や勤続五年に満たない中途採用層だった。

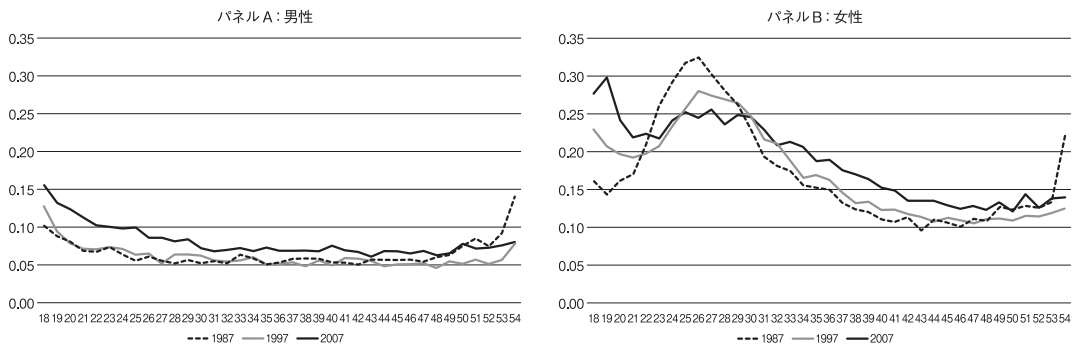
4. 離職率と失職率の推移

前節に検討した十年残存率は、ある被用者が 10 年間に 1 度でも離職すると、追跡している勤続集団から脱落することに基づくので、いわば 10 年間の離職率と対応する。したがって、何らかのパネルデータを用いて実際に個人を追跡することで、今までの議論の確からしさを考察する必要がある。幸い、就調には調査時点よりも 1 年前時点と比較した就業変更についての質問項目が常備されており、回顧的質問であるとはいえ同一個人を追跡した 1 年間のパネルデータを構成できる¹⁷⁾。本節ではこの質問項目を用いて、長期勤続の 1 年間の離職率と失職率への関与が弱くなっているかを考察することにより、前節の議論を補おう。

4.1 離職確率

離職に対する勤続の役割を観察する前に、本項では離職構造全体の変化を概観しておきたい。分析結果の揭示の煩雑さを避けるために、10 年おきに 1987 年、1997 年、2007 年の 3 カ年を用いて¹⁸⁾、現役階層である 18 歳から 54 歳について分析する。推

図 8. 全被用者の年齢別「離職」確率の推移



注) Kambayashi and Kato(2016a). 算出方法は本文を参照のこと。

定モデルは調査時点までの1年間に理由を問わず離職を経験したことを示す二値変数 S_{ijt} を被説明変数とするプロビットモデルで、説明変数には被用者属性 X_{it} として年齢、勤続年数、職種をとり、使用者属性 Z_{it} として企業規模、立地都道府県、産業をとる¹⁹⁾。あとで焦点となる勤続年数 T_{it} については、十年残存率との比較を想定して、連続変数としてではなく5年ごとに区切ったダミー変数の形で説明変数に含め、勤続階層間の離職確率の違いを検討しよう。またサンプルは男女別年別に分割する。すなわち、勤続階層だけではなく被用者や使用者の個別属性も、離職確率との相関関係が20年間に变化したものと考える。すなわち、推定モデルは次の(7)式になる。

$$Prob(S_{ijt} = 1) = T_{it}\beta^t + X_{it}\gamma^t + Z_{it}\delta^t + \alpha^t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

まず年齢が18歳から54歳まで各々の値をとったときの離職確率を算出してまとめたのが、次の図8である²⁰⁾。

一瞥して、男性と女性で離職確率の水準に大きな差がある様子がわかる。離職確率の男女差は歴然としており、この点において1980年代からの大きな変化はない。他方、年齢からみた離職構造については、大きく二点の経時変化が読み取れる。ひとつは高齢階層における離職確率の減少である。1987年時点では54歳という年齢は定年に近く、男女ともに離職確率が急上昇していた。ところが、1990年代から2000年代にかけて定年が伸びるにつれて、54歳附近の離職確率は大きく減少し40歳代までと差がない水準に落ち着いてきた。定年という制度が高齢者の離職行動に与える影響はことのほか大きい。裏を返せば、定年とセットになっている長期雇用慣行の影響力が仄めかされている。

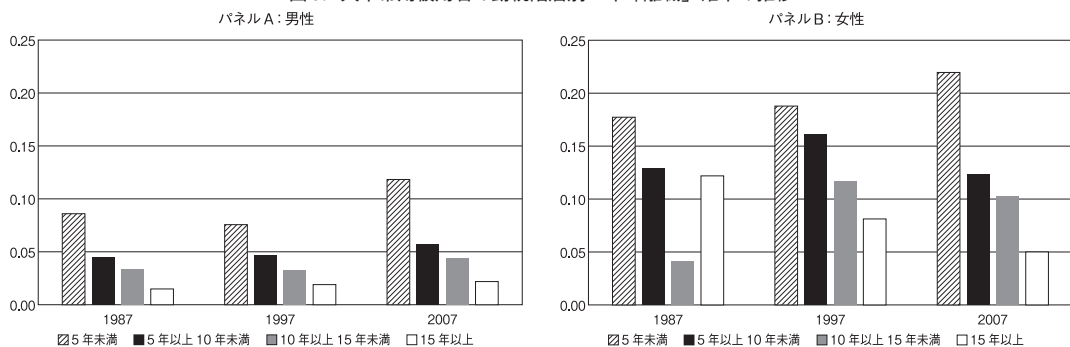
もうひとつ大きな変化がみられるのは若年層である。一般に若年層のほうが中高齢層よりも離職確率が高いことは観察できるが、2000年代に入って、

とくに20歳代でその傾向が顕著になってきた。とくに、女性の20歳代については他と異なる変化を見せている。1980年代には、離職確率は25歳前後で鋭いピークを形成し、ちょうど就業率のM字カーブのネガとなっていた。しかし、1990年代から2000年代にかけて20歳代中頃の離職確率が大きく減少し、逆に20歳前後と30歳代後半の離職確率が増加することで、2007年には20歳代後半は高原状となり、はっきりとしたピークを形成しなくなってきている。どちらかというに加齢に対して右下がり、すなわち単調に減少する傾向がみられ、就業率のM字カーブが消えつつあることと平仄が一致している。

以上のように、1980年代から2000年代にかけて、年齢との関係でみた離職構造が全体としては大きく变化したことを窺わせる。しかし、職場のコアの被用者に重心をおいた長期雇用慣行と彼/女らの離職確率との関係を見るには、やはり勤続階層についても離職確率との関係が大きく変化したかどうかを確かめる必要があるし、サンプルを現役正社員に近い被用者に絞ったほうがよい。そのために、ここでは全被用者ではなく、調査1年前時点で年齢が22歳から54歳の大半常用被用者を分析対象とし、(7)式を再推定し、勤続階層が特定の値をとったときの離職確率を算出してまとめたのが図9である²¹⁾。

時間が経過するにつれておしなべて離職確率は上昇しており、労働市場全体での離職率の上昇と対応している。その一方、男性の大半常用被用者の離職確率は、勤続が長くなると低落する傾向が観察される。勤続5年未満階層では10%前後だったのが、勤続5～10年階層で5%前後、10～15年階層で4%前後、そして15年以上階層では2%前後と、長期勤続者ほど離職確率が減少していくのがわかる。この関係は女性でもみられるが、女性の離職確率のほうが同一年齢階層の男性と比較するとおしなべて高

図 9. 大卒常用被用者の勤続階層別 1 年「離職」確率の推移



い。

時系列的な変化で顕著なのは、2007 年になると勤続五年未満階層での離職率が男女ともに上昇したことだろう。男性では、1987 年の 8.6%、1997 年の 7.6% に対して 2007 年には 11.8% と、4% ポイント程度上昇している。他の長期勤続階層での上昇がたかだか 1% ポイントだった分、勤続五年未満階層での突出ぶりが際立ち、短期勤続者と比較したときの長期勤続者の相対的な離職確率はむしろ減少している可能性さえ指摘できる。近年の離職率の上昇は勤続五年未満階層を中心としており、長期勤続層での離職確率はそれほど大きな変化をこうむらなかったことは恐らく間違いがない。

結局、1 年間のパネルデータで分析しても、十年残存率による分析結果と同様の見立てに落ち着く。

4.2 解雇確率

離職確率の概念は、いかなる理由であれ勤続が途切れるかどうかを検討している十年残存率と整合的な反面、離職理由を問わないので長期雇用慣行の代理変数としては賛否両論がありえる。離職理由のうち使用者に起因する失職のみに分析対象を限定することで、長期雇用慣行の別の代理変数とできるだろう。具体的には、離職理由を「人員整理・勸奨退職のため」および「会社倒産・事業所閉鎖のため」とした離職者を失職者とみなし、継続勤続者と失職者のみでサンプルを構成したうえで、(7)式を大卒常用被用者の男女別に推定し直す。推定された係数の評価方法も図 9 と同様である²²⁾²³⁾。

当然ながら解雇確率の水準は離職確率の水準と比較すると小さい。勤続五年未満階層の離職確率が男性で 10% 程度、女性で 20% 程度だったのに対して、解雇確率は 2% から 4% 程度でしかない。この間雇用動向による失職確率は 2~5% 程度で推移しているので、就調をパネル化したサンプルでも全国の労

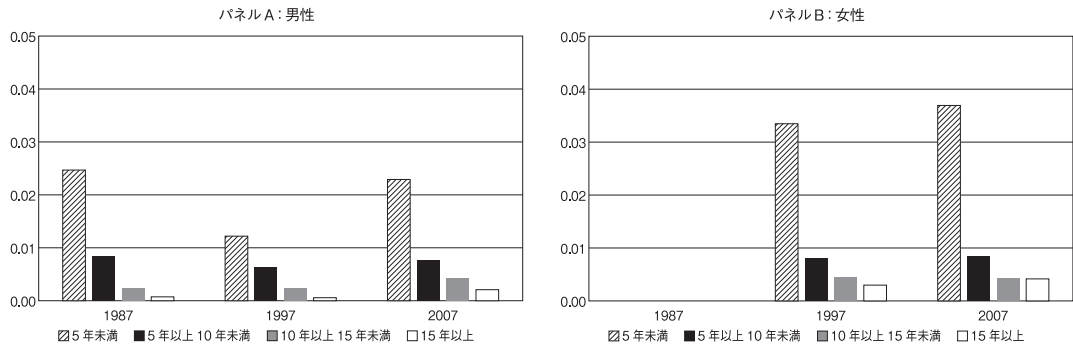
働力フロー統計とそう大きく隔たっているわけではない。

大きく水準が異なる離職確率と解雇確率だが、勤続階層間の相互関係はふたつの点で酷似している。第一に、長期勤続は被用者を解雇から守るという点である。解雇確率は勤続五年未満の採用直後の階層で最も高く、勤続が長くなるにしたがって減少するという右下がりの関係をもつ。ただし、図 10 と比較すると勤続五年未満階層の解雇確率だけが他の勤続階層と比較すると偏って大きい。例えば 1987 年の男性でみると、勤続が長期になるにつれて、離職確率は 8%、4%、3%、2% と比較的ならかに低下するのに対し、解雇確率の低下の度合いは 2.5%、0.9%、0.2%、0.1% と急激である。解雇が短期勤続者のみに集中する傾向があるとも言い換えられる。本項における解雇には定年退職が含まれていないこともその理由のひとつだが、長期勤続者の離職は解雇によらず、大部分は被用者側からの辞職によることを示していると解釈すれば、まさに長期雇用慣行と整合的な分析結果である。

第二に、勤続階層間の相互関係には 1980 年代から 2000 年代にかけて時系列的に大きな変化がないという点も離職確率と解雇確率は近似している。男性の中途採用層については、2.5%、1.5%、2.3% と曲折があるものの、勤続五年以上の各階層についてはほぼ安定的に推移している。つまり、長期勤続階層の解雇確率が上昇しているという確たる証拠は双方ともないのである。

結局のところ、離職確率で見ても解雇確率で見ても、長期勤続層での長期雇用慣行が衰退しているとは明確には判断できず、十年残存率での分析結果と整合的な分析結果となった。また、短期勤続層については、とくに離職確率が近年上昇傾向にある。短期勤続層のシェアの増加も相まって、ストック全体の平均勤続年数の低下や離職率の上昇をもたらした

図 10. 大卒常用被用者の勤続階層別 1 年「解雇」確率の推移



と結論することができるだろう。

5. 継続勤続者のシェアの動向

さて、本稿ではこれまで、ある特定の被用者に注目したときに、その被用者がある程度継続的に勤続すればその後雇用は安定的に推移することを検証し、長期雇用慣行が大枠で崩れていないことを示唆してきた。他方、若年層や中途採用層での残存率の低下や離職確率の上昇もはっきりしている。もし継続勤続者の割合自体が低下しているとすれば、長期雇用慣行の社会的な影響力が小さくなったという意味で崩壊したといえるかもしれない。本稿でも、図5において、賃金センサス上勤続五年に届かない被用者のシェアが近年増加傾向にあることを指摘しており、上記の意見には信憑性がある。本稿では最後に、これまでの分析と整合的になるように便宜的に勤続五年を一応の閾値とし、それを経過した大卒被用者のシェアを算出することで、この議論を確かめよう。

次の図11は初期時点で25～29歳(または30～34歳)の勤続五年以上の大卒被用者の、該当する年齢コホート内シェアを追跡した図である。ここで分母を年齢コホートとしたのは、大卒勤続五年以上を一応職場の核となっていると考えたときに、同世代の中でこのようなグループの比率が変化したかを追うためである。したがって、大卒比率が高くなるにしたがって、この比率は大きくなる可能性がある。また、図11に示されたシェアの傾きは残存率と等しく、追跡しているコホートにおける継続勤続者の相対的な大きさを同時に把握することができる。

たとえば、1982年時点で25～29(30～34)歳ですでに5年以上の勤続していた大卒男性被用者は、同年25～29(30～34)歳男性の9.0(15.5)%を占めていたが、時間の経過とともに減少し、2012年時点で55～59(60～65)歳男性の3.4(1.0)%に至る。

図11からわかることは、直線の傾きが男性では

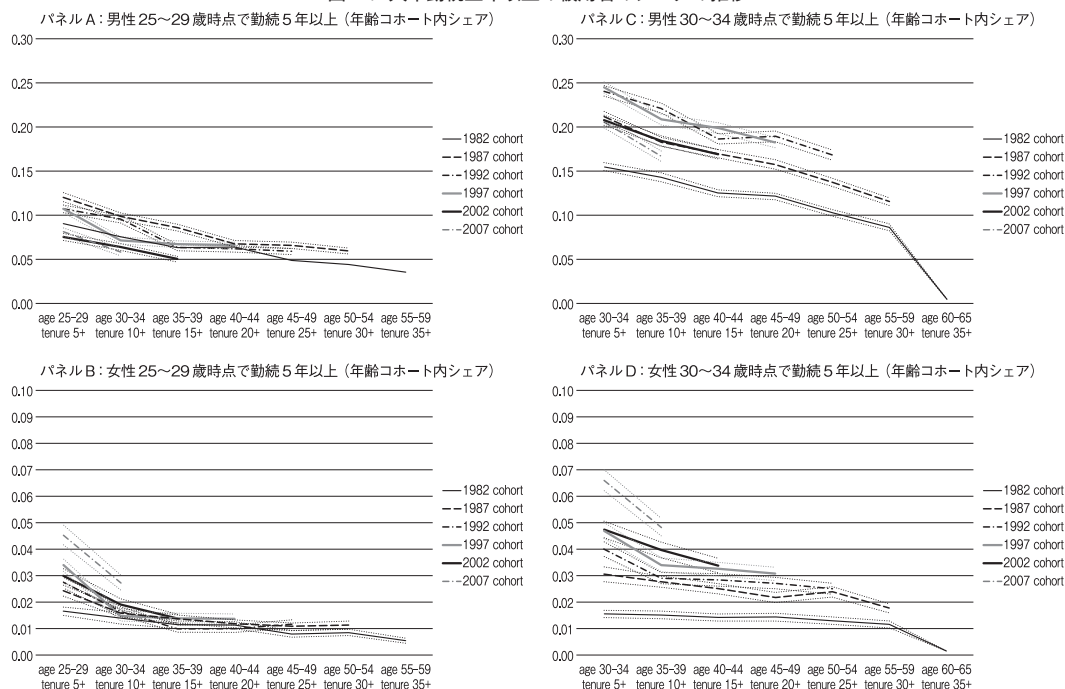
比較的平行でコホートによって上下にシフトする傾向がある一方、女性では若いコホートほど上方にシフトし、しかも傾きが急になってくることである。

男性でのシェアの上下変動は、コホートによって大卒継続勤続者の重要性が変動していることを示しており、とりわけ1982年コホートでは小さく、1997年コホートまで上昇したあと、下降に転じるという経緯をたどっていることがわかる。確かに若いコホート、たとえば2007年コホートでの大卒五年以上勤続者のシェアは低下している。しかし、25～29歳というキャリアの初期段階でもコホート内シェアという意味では前世代とそれほど大きな違いはないのが実情なのである。30～35歳ともなると、コホート内の大卒継続勤続者のシェアは四半世紀先輩である1982年コホートよりもむしろ大きくなっている。

こうした変化は女性により顕著である。確かに、女性では若いコホートほど傾きが急になる傾向にあり、残存率が減少してきているという前節の観察と一致する。しかし、大卒継続就業者のコホート内シェアの水準は世代ごとに上昇してきている。たとえば、2007年コホートは残存率が大きく低下して継続就業が難しくなり、長期雇用慣行が失われたと疑われる世代ではあるが、5年経過時点での大卒継続就業者のコホート内シェアは、先輩世代の5年経過時点よりもむしろ大きい。初期時点でのシェアが大きい分、5年間で多くの離職者を出したとしてもまだ残存している継続就業者の比率は高水準を維持していることがわかる。

したがって男女合計での観察結果も、コホート内の大卒継続就業者の比率が大きく低下したとはいえないのが統計的事実なのである²⁴⁾。女性の残存率はキャリア初期で確かに低下してきているが、大卒継続就業キャリアに参入する女性が増えた分、残存率が低下してもなお、大卒継続就業者のコホート内シ

図 11. 大卒勤続五年以上の被用者のシェアの推移



シェアが低落しているわけではない。また、その分男性でのシェアの低落を補っており、男女合計でみたときに継続就業者の比率が低下傾向にあるとは即断できないことがわかる。

6. 現代日本の労働市場の基本問題

本稿では、正社員の長期雇用慣行のいくつかの側面について近年の中長期的な動向を観察してきた。まず平均勤続年数の推移を検討し、ついで十年残存率の変化を分析したところ、首尾よくある程度の勤続を重ねた正社員の残存率が 1990 年代以降に顕著に減少したわけではないことがわかった。勤続の短期化は、若年層や中途採用層がある程度の勤続に至るまでの道のりが遠のくという形で起こっていたのである。こうした傾向は、失職率や解雇率という別の計測概念でも一致して観察された。仮に勤続五年を超えた男性正社員を職場のコアと呼ぶならば、コア社員については、長期雇用慣行が崩れてきたとはいえないと翻訳できる。さらに、こうした勤続五年以上の継続就業者の年齢コホート内シェアの変化を追跡したところ、とくに女性では若いコホートほどキャリア初期時点でのシェアが大きくなっており、残存率が低下してもなお、現時点でのシェアは前世代よりも減少したとはいえない。

結局のところ、長期雇用慣行は全面的に崩れ去っ

たわけではないと解釈できる。日本の労働市場の現状を理解するためには、20 年を超える議論や政策変更、外的環境変化にも関わらず、日本的雇用慣行の根幹はそれほど揺らいでいないという認識から出発すべきだろう。もちろん、それをどう評価するか、つまり日本的雇用慣行の頑健性に何を見出すかは論者次第だが、単に身の回りの出来事だけに引き摺られて雇用慣行の激変を声高に主張するのは慎むべきだろう。

紙幅の都合から本稿はここで閉じるが、本来の議論がここで終わらないことは否定するつもりはない。ありうべき議論として、第一に、もし長期雇用慣行がまだ残存し、さらにコアのシェアが減少していないのであれば、非正規雇用の増加はどう解釈されるのか、という論点があげられる。この点については、すでに Kambayashi and Kato(2016b)において一定の回答を提出しているので興味ある読者は論文を参照されたい。その概要は、以下のようにまとめられる。まず、非正規雇用の主力は、(a)1 年未満の有期労働契約を繰り返す被用者ではなく、1 年を超えて多くは労働契約の期限を定めない被用者であり、(b)職場で正社員と呼ばれていない、いわゆる呼称非正社員である。さらに、日本の全人口のうちの正社員のシェアは 1980 年代以来大きくは減少しておらず、増加した非正社員に対応したのは内職者や家

族従業員を含んだ自営業セクターの縮小だった。こうした統計的事実は、日本の正社員と非正社員を分け隔てるのは、労働法などの公的規制ではなく、職場レベルでの私的慣行であることを含意している。労使自治という労働市場における強固な規範形成様式を念頭におけば理解しやすいだろう。総じて、「非正社員の増加」の対偶は「正社員の減少」ではなく、労働市場や被用者自体の膨張を前提として長期雇用と非正規雇用は共存する関係にあったといえよう。この観点からは、「なぜ非正社員が増加したのか」という問いはそれ自体としては十分ではなく、「なぜ、自営業が衰退した領域に正社員ではなく非正社員が拡大したのか」という問いの立て方のほうが近年の日本の労働市場を理解するうえでは適切だろう。

第二に、長期雇用慣行が大きく揺らいでいないからといって日本的雇用慣行全体が強固に残存しているとはいえないという論点である。確かに、いわゆる日本的雇用慣行は終身雇用、年功賃金、企業別組合を3種の神器とするといわれており、賃金カーブのフラット化は1990年代を通じてかなり進んでいることもたびたび報告されている。長期不況にあえぎ実質賃金の増加が見込めないような時代であっても、組合組織率には昔日の面影すらない。長期雇用が残存していたとしても、それは砂上の楼閣に過ぎないと解釈することも可能だし、否定する理由もない。ただし、賃金カーブのフラット化の背景としては、各年齢階層の相対人口の変化という供給面の変化を考慮しなければいけないし、65歳までの定年延長や不況期の雇用を優先した賃金調整も考慮する必要がある。こうした日本的雇用慣行の範囲で理解可能な調整をしたうえで、それ以上にどれだけ賃金カーブがフラット化しているかは議論の余地がなお残る。そもそも、企業別組合というより労使関係の衰退は方々で指摘されているものの、具体的な統計的な分析は十分なされていないといえる。日本的雇用慣行そのものについても、現状把握はいまだに不十分だといえる。

(コルゲート大学経済学部・一橋大学経済研究所)

注

1) 本稿はKambayashi and Kato(2016a)をもとにいくつかの分析を付け加えたものである。森口千晶氏をはじめ、2016年5月25日に一橋大学経済研究所で行われた定例研究会の出席者の方々、なかでも討論者の村田啓子氏には詳細なコメントをいただき、旧稿をまとめるうえで参考になった。記して感謝申し上げます。

たい。

1) 1990年代にはすでに政府統計マイクロデータを用いた研究も端緒がつけられており、就調を用いたMincer and Higuchi(1988)、賃金センサスをもちいた石川・出島(1994)、玄田(1994)、堀(1998)などが出版されている。ただし、この時期のマイクロデータを用いた研究のほとんどは賃金カーブの変化に関心を置いており、長期雇用慣行を直接扱っているわけではない。また、当時の計算機の能力やデータの格納方法などのためか、利用可能な標本全体を利用するよりも、性別や企業規模、年数など何らかの基準で対象を絞って分析する例が多い。

2) この点、加藤・神林(2016)図2を参照されたい。

3) ただし、勤続0年の標本に関しては0.0001年と想定して対数変換した。

4) 個人属性として考慮するのは性別以外の年齢と学歴とする。 Z_{jt} は事業所 j の t 時点での属性で、産業、立地都道府県、企業規模を考える。学歴とは最終的に卒業した学校を指し、四年制大学または大学院卒業、短期大学・高等専門学校または高校・中学卒業の2つのカテゴリーに分けた。産業は95中分類を用い、企業規模は8つに分類されている。都道府県を含め、これらの変数をすべてダミー変数に変換し、コントロール変数として推定に含める。

5) 対数変換は $\text{Exp}(\beta) - 1$ とした。また推定結果は加藤・神林(2016)付表1にまとめられている。

6) 総務省『労働力調査』長期時系列表による。

7) 推定結果は加藤・神林(2016)付表2としてまとめた。

8) そのほかの推定結果も含めて推定の要約は加藤・神林(2016)付表3としてまとめた。

9) 推定式は、 $I(T_{it} < 5) = C_i\beta + X_{it}\gamma + Z_{it}\delta + \alpha + \varepsilon_{it}$ である。コホートダミーに対する係数、つまり1944年コホートに対する増減をそのまま掲載しているので、パネルBでは負値もとっている。

10) 本節の分析は基本的にKambayashi and Kato(2016a)による。ただし、Kambayashi and Kato(2016a)は1982年から2007年までを考察対象としており、かつ日米比較を議論の中心に据えている。2012年を含めた本稿とは分析視角および対象が異なる点に注意していただきたい。

11) 嚆矢はHall(1982)だが、この論考では1回のクロスセクションデータを用いて、残存率が算出された。すなわち、1978年のCPSのみを用いて、たとえば年齢30歳勤続5年の人口と年齢35歳勤続10年の人口を比較することで5年残存率を算出した。もちろん人口分布は一般に定常ではないので、この方法では正確な残存率を算出することはできない。Ureta(1992)は複数年のクロスセクションデータを用いることを提案し、Hall(1982)の方法を補完した。これに対してDiebold *et al.*(1997)はクロスセクションデータからの残存率の算出には、期間中に単位時間あたりの生存率が一定であることを仮定していることを指摘した。このことは、残存率の算出には景気循環と計測期間の関係が安定している点に注意する必要があることを示唆しており、本稿でも注意を要する点である。

12) ここで勤続を5年刻みで区分する強い理由は

ない。Kambayashi and Kato(2016a)では区分の仕方に分析結果が左右されないことを示しており、興味ある読者は参照していただきたい。ただし、現職勤続年数については2002年調査以降、質問形式が変わっていることも指摘しておく。1997年調査までは「この仕事を何年間しているのですか(6か月以上の端数は1年とし、6か月未満の端数は切り捨てて数えます)」と質問していたのが、2002年以降は「この仕事にはいついたのですか」と就職時期を答える質問に変わった。このため、1997年調査までは5年、10年など切りのよい数字でスパイクが発生しており、これも5年ごとに区分する理由である。

13) 推定時には調査ウェイトを利用する。

14) 大卒者について初期年齢20~24歳のコホートを考える必要は低く、他方初期年齢40~44歳のコホートは十年後には50~54歳となっており、1980年代には定年直前に相当し、長期雇用慣行から外れる可能性の高い年齢となるからである。ただし、初期年齢40~44歳のコホートについては加藤・神林(2016)に推定結果を含めている。

15) 図5の信頼区間は、十年残存率の水準に関する95%信頼区間で、カイ二乗統計量に準拠している。したがって、厳密に言えば、複数の十年残存率の比較に直接用いることはできない。しかし、管見の限り十年残存率を比較する検定をつくることは難しい。ここでは便宜的に、各々の95%信頼区間の上限と下限が乖離している場合には変動したとみなす。

16) Hijzen *et al.* (2015)

17) 2012年調査では前職についての質問が簡便化され、前職の企業規模がわからなくなっただけでなく、前職の労働契約期間もわからなくなった。他方前職の職場での呼称は2002年調査から採用されており、それ以前ではわからない。前職について何らかの雇用形態を考慮することは離職率・解雇率を分析するためには必要と考えるので、本稿ではKambayashi and Kato(2016a)と同様に2007年調査までを用いる。

18) ここでは離職の理由を問わず、まず被用者主導の辞職と使用者主導の解雇を区別せずに議論を進める。ただし、出向転籍による就業異動は、勤続年はゼロに巻き戻すが、離職とみなすかどうかは自明ではない。子会社やグループ企業への出向転籍に典型的にみられるように、受け入れ先に仕事があつての異動の場合にはむしろ長期雇用慣行の一環ともいえるからである。残念ながら就調では出向転籍の経緯までは調査されていない。前節までの勤続年数の分析とあわせるために、ここでは出向転籍は労働異動の一部分であるとみなしておく。

19) すべての情報を調査1年前時点に割り戻している。また、説明変数には年齢二乗項を含む。

20) ただし、推定された係数の大きさを評価するには、関心のある変数以外のストックの変化によつた部分を埒外におく必要がある。ここでは3カ年の標本を男女別にプールした平均値を、各年の推定された計量モデルに共通に当てはめる。その上で、関心のある変数だけを任意に変化させて、離職確率の変化を算出して推定係数の大きさを視覚的に示す。

21) 前職呼称は2002年2007年のみ。

22) ただし、被用者は解雇されたことを不名誉と考へて、世帯調査である就調では必ずしも正確に回答しないかもしれない。この点を確認するために、2007年の就調と同年の厚生労働省『雇用動向調査』の公表数表を比較したのが加藤・神林(2016)表1で、就調において解雇者が大きく過小申告されているとはいえないことを確かめている。

23) 解雇率の推定についてはKambayashi and Kato(2016a)とは若干異なる。Kambayashi and Kato(2016a)は日米比較を主目的としており、米国のデータとしてDisplaced Worker Survey(DWS)を用いている。この統計では、失職が経済的解雇と個人的解雇のほか、事業の先行き不安まで含まれ定義されており、Kambayashi and Kato(2016a)では定義をあわせるために日本のデータでも事業の先行き不安による離職も解雇に含めた。日本的雇用慣行の文脈では事業の先行き不安による離職を使用者側の暗黙の契約のブリーチとみなすことは難しいので、本稿では解雇には含めない。また、文脈から勤続年数は5年ごとに区切ってダミー変数として扱った。また、1986~87年時点では女性の大卒常用被用者の失職者はほとんどサンプルに格納されておらず、有効な推定ができなかった。

24) 具体的には加藤・神林(2016)を参照のこと。

参 考 文 献

- 赤羽亮・中村二郎(2008)「企業別パネルデータによる賃金・勤続プロファイルの実証分析」『日本労働研究雑誌』580号, pp. 44-60.
- 中馬宏之(1998)「解雇権濫用法理の経済分析」三輪芳朗・神田秀樹・柳川範之編『会社法の経済学』東京大学出版会, pp. 425-452.
- 中馬宏之・樋口美雄(1995)「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, pp. 23-54.
- 玄田有史(1994)「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, pp. 141-168.
- 堀春彦(1998)「男女間賃金格差の縮小傾向とその要因」『日本労働研究雑誌』456号, pp. 40-51.
- 石川経夫・出島敬之(1994)「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, pp. 169-210.
- 加藤隆夫・神林龍(2016)「1980年代以降の長期雇用慣行の動向」一橋大学経済研究所。
- 三谷直紀(2005)「90年代の賃金構造の変化と人口要因」『国民経済雑誌』第191巻第2号, pp. 13-27.
- 森口千晶(2013)「日本型人事管理モデルと高度経済成長」『日本労働経済雑誌』634号, pp. 52-63.
- 中村二郎・大橋勇雄(1999)「景気変動と企業内労働市場における賃金決定」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社, pp. 125-148.
- 駿河輝和(1997)「日本企業の雇用調整 企業利益と解雇」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 13-46.
- Abe, Masahiro (2002) "Corporate Governance Structure and Employment Adjustment in Japan: An Empirical Analysis Using Corporate Finance Data.,

- Industrial Relations*, Vol. 41, No. 4, pp. 683–702.
- Abe, Naohito, and Satoshi Shimizutani (2007) “Employment Policy and Corporate Governance—An Empirical Comparison of the Stakeholder and the Profit-maximization Model,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 35, No. 2, pp. 346–368.
- Aoki, Masahiko (1990) “Toward an Economic Model of the Japanese Firm,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, No. 1, pp. 1–27.
- Aoki, Masahiko (2000) *Information, Corporate Governance, and Institutional Diversity: Competitiveness in Japan, the USA, and the Transitional Economies*. Oxford and New York: Oxford University Press.
- Aoki, Masahiko (2001) *Toward a Comparative Institutional Analysis*. Cambridge, MA and London: MIT Press.
- Chuma, Hiroyuki (1998) “Is Japan’s Long-term Employment System Changing?” In Toshiaki Tachibana and Isao Ohashi (Eds.), *Internal Labour Markets, Incentives and Employment*, pp. 225–68. New York, London: St. Martin’s Press/Macmillan Press.
- Diebold, Francis X., David Neumark and Daniel Polsky (1997) “Job Stability in the United States,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 206–233.
- Farber, Henry (2007) “Labor Market Adjustment to Globalization: Long-term Employment in the United States and Japan,” Paper presented at the Trans Pacific Labor Seminar, Santa Barbara, CA.
- Hall, Robert. E. (1982) “The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy,” *The American Economic Review*, Vol. 72, No. 4, pp. 716–724.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda, and Keiko Murata (2012) “Changes in the Japanese Employment System in the Two Lost Decades,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 65, No. 4, pp. 810–846.
- Hashimoto, Masanori and John Raisian (1985) “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States,” *American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, pp. 721–735.
- Hashimoto, Masanori, and John Raisian (1992) “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply,” *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 346–354.
- Hijzen, Alexander, Ryo Kambayashi, Hiroshi Teruyama, and Yuji Genda (2015) “The Japanese Labour Market during the Global Financial Crisis and the Role of Non-Standard Work: A Micro Perspective,” *The Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 38, pp. 260–281.
- Itoh, Hideshi (1994) “Japanese Human Resource Management from the Viewpoint of Incentive Theory,” In Masahiko Aoki and Ronald Dore (Eds.), *The Japanese Firm: The Sources of Competitive Strength*, pp. 233–264. Oxford and New York: Oxford University Press.
- Jones, Derek C., and Takao Kato (1995) “The Productivity Effects of Employee Stock-ownership Plans and Bonuses: Evidence from Japanese Panel Data,” *American Economic Review*, Vol. 85, No. 3, pp. 391–414.
- Kambayashi, Ryo and Takao Kato (2016a) “Long-term Employment and Job Security over the Past 25 Years: A Comparative Study of Japan and the United States,” forthcoming in *Industrial and Labor Relations Review*.
- Kambayashi, Ryo and Takao Kato (2016b) “Good Jobs and Bad jobs in Japan: 1982–2007,” Center on Japanese Economy and Business (CJEB) Working Paper No. 348. Columbia University.
- Kato, Takao (2001) “The End of Lifetime Employment in Japan? Evidence from National Surveys and Field Research,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, No. 4, pp. 489–514.
- Kato, Takao, and Motohiro Morishima (2002) “The Productivity Effects of Participatory Employment Practices: Evidence from New Japanese Panel Data,” *Industrial Relations*, Vol. 41, No. 4, pp. 487–520.
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Ueno (2013) “Declining Long-term Employment in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 28, pp. 19–36.
- Ono, Hiroshi (2010) “Lifetime Employment in Japan: Concepts and Measurements,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 24, pp. 1–27.
- Mincer, Jacob and Yoshio Higuchi (1988) “Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 2, No. 2, pp. 97–133.
- Shimizutani, Satoshi, and Izumi Yokoyama (2009) “Has Japan’s Long-term Employment Practice Survived? Developments since the 1990s,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 62, No. 3, pp. 313–326.
- Ureta, Manuelita (1992) “The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy, Revisited,” *American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, pp. 322–335.