



RIETI Discussion Paper Series 04-J-044

「終身雇用」の実態とその変化： 戦後から 1995 年までの動向

山口 一男
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

「終身雇用」の実態とその変化： 戦後から1995年までの動向

山口一男

(RIETI ビジティング・フェロー、シカゴ大学)

【要 旨】

「終身雇用」を雇用者の側から雇用主への定年退職までの就業継続としてみる観点から、戦後から1995年までのその実態と変化を男性就業経験者を対象として分析する。具体的には(1)初職で就いた常勤の職からの離職・転職ハザード率と終身雇用確率(定年退職前の非離職・転職確率)、(2)初職から30歳での職の間で起こる変化、(3)30歳で就いている職からの離職・転職ハザード率と終身雇用確率について、それぞれ理論と仮説を示し、それらの仮説に関する実証分析を通じて終身雇用の決定要因とその時代的变化を明らかにする。

I. 序

「終身雇用」というのはアベグレン(Abeglen 1958)が最初に指摘した日本の雇用慣行の柱の一つであるが、西洋では年功序列的賃金制とともに日本における「内部労働市場の機能的代替物」（以下で説明する）との理解が主流である(Cole 1973)。終身雇用と年功賃金制は、主として企業内の訓練と従業経験を通じて得られる企業特有の技術や知識を持つ者、即ち企業の特殊人的資本(firm-specific human capital) (Becker 1975)、の価値が企業にとって大きいとき、特殊人的資本を持つ者に特別の昇進機会を与え、賃金にプレミアムを上乗せすることで、彼らの企業外や社外への労働移動が起こることを防ぐシステムの一つと理解される。さらに年功賃金制には退職金同様通常賃金支払い先送り(deferred payment)の意味があり、平均的に見て同一企業・会社への就業年数が短い者には想定される限界生産力より少なく、就業年数が長い者には想定される限界生産力より多く賃金を設定することによって、長く勤めれば得になるが短く勤めると損をするという仕組みを通じて、雇用者にたいして長期に従業するインセンティブを与えようとする制度と理解される。一方でそういった継続年数に見合っただけ賃金が上昇するシステムは高齢者の人件費負担の増大を生み比較的早期の定年退職制の導入が不可欠となる(Lazear 1981)。このように企業内の人的資本と企業外の人的資本を差別化し前者を優遇するシステムを一般に内部労働市場というが、日本の終身雇用制と年功賃金制度は、米国に見られる内部労働市場との制度的違いはあるが、その果たす役割において同等だという意味で機能的代替物とみられるのである。

もちろんこのような理解は社会学的には機能主義的理解であり経済学的には制度の合理的選択の理解であるが、他方では終身雇用は封建武士社会で発達した「家」制度を近代に持ち込み、契約と家族の間である「血縁契約」であるとの歴史文化的見方もある(村上・公文・佐藤 1979)。内部市場の必要性や長期従業のインセンティブを引き出すためでなく、忠誠心といった武家の価値が現代社会の会社や企業にも重要であり、「家」と「家人」の関係と同様な「会社」と「雇用者」の長期的利害関係の一致を制度的に生み出すことによって、雇用者の雇用主への忠誠心を引き出すのに必要な制度という理解である。しかしこの点については、雇用主の雇用政策としての終身雇用制度が労働力不足が恒常的になる1950年代より多く見られることになった点を説明できないという批判がある(Taira 1962)。実際に後述のデータ分析の結果も雇用される側からの長期コミットメントも戦後すぐには実現せず次第に発展したことがわかる。終身雇用制度が武士社会の家制度を現代に持ち込んだものという議論は、特定の雇用制度がいつなぜ発達したか、崩壊していくのかという社会変動を説明できない点で、合理的説明に比べ劣る点は否めないが、「会社への忠誠心」というような要素が、少なくとも雇用主側から心理的には恒常的に強化されているという事実はあり、また近年ではゲーム理論的立場から、西洋での個人的信頼感に代わる物として、集団内での長期の利害の一致が雇用主や同僚に裏切られることはないとの「安心感」を生み出し、それが忠誠心と補完的関

係にあったという指摘もある（山岸, 1998）。そのため近年の「リストラ」などは雇用される側からは雇用する側の裏切りと移り、西洋には見られない感情的しこりを残したりするのも、忠誠心の見返りとして終身的身分保障が暗黙の合意、すなわち「黙約」（久枝 1976）として存在していたという解釈もある。

こういった多様な理論的解釈が可能な終身雇用制度であるが、計量測定上はまず以下の2つの異なった側面を明確に区別する必要がある。

要素1：雇用主の政策としての終身雇用：常雇者（常勤の雇用者）を経営理由により解雇や一時帰休（レイオフ）はしないという制度。

要素2：雇用者の雇用主へのコミットメントとしての終身雇用：いったん常雇の従業者になれば、定年退職まで自発的離職・転職をしない傾向。

要素1は実は「終身雇用」の必要条件であって十分条件でない。要素1の前提のもとで、もし要素2が成り立てば終身雇用が存在するが、雇用する側が解雇や一時帰休をせずとも、雇用される側は自主的に離職・転職できるので、要素2は完全に成り立つことはありえず、常に程度問題であり、その程度、およびその変化、の決定要因が問題となる。

終身雇用の研究は要素1の側面に着目するか要素2の側面に着目するかで大きく異なる。要素1の側面に着目する研究では調査単位は企業であり、終身雇用はより広い**企業の雇用調整**の一面として把握される。当然説明変数も企業
の特性（企業の従業者規模、資本金、販売額、生産性、利潤率、株の少数株主への集中度、持ち合い会社の株のシェアの率、負債額、負債についてのメインバンクの負担率、労働組合員の割合など）となる（Hurlin and Lechevalier 2003）。このアプローチでは、調査の制約上比較的大きな企業の分析に偏りがちという限界がある。一方要素2の側面に着目する研究では調査単位は人であり、雇用経験のある人すべてが母集団となる。説明変数は、調査対象者から得られる勤め先の限られた情報（従業者数など）を例外とすると、個人の職やその他の属性となる。また要素2の点からは常雇の初職からでなく、雇用のリマッチングを経た一定年齢（例えば30歳前後）から長期コミットメントが始まるという修正した終身雇用概念も可能である。当然リマッチング期間の研究を併せて行うが、これは**労働市場の雇用調整**の研究となる。またここでコミットメントとは忠誠心というような態度の問題の言及しているのではなく、あくまで雇用者の行為として、定年退職以前に企業内異動を除く離職・転職をしたか否かを問題にしている。終身雇用および雇用調整についての要素1の側面と要素2の側面の研究は相互に補完的で、雇用を考える上でともに欠かせないものであるが、本稿は要素2の側面に着目する。雇用者の長期コミットメントは雇用の安定のほかに、雇用主の特殊人的資本の投資へのインセンティブに大

大きく影響すると考えられるため、人的資本育成への雇用者のイニシアティブの維持の点からも重要である。

本稿は戦後すぐから1995年までの時期について、要素2の意味での終身雇用の実態と時代的变化を問題にする。1995年以後、日本は米国の経済不振のあおりや、関連する不良債権問題と日本の金融機関の国際的信用の失墜、失業率の増大、デフレなどの日本経済の悪化が顕著になり、就業のありかたも大きく変化していると思えるが、それ以前の戦後の混乱期から高度成長期をへて安定成長期やバブルとその崩壊の時代に至るまでの間に、終身雇用制度についてどのような社会変化があったのかを確認しておくことも重要である。1995年以降について分析に含めないのは類似の職歴データが得られないというデータ制約上の結果で、2005年調査の結果を待って再評価をするつもりである。

II. 理論的観点と仮説

終身雇用の存立条件は雇用主側にとって労働力（特に特殊人的資本）に対する需要の維持・拡大の見込みのもとで、従業者の長期的コミットメントの利益が（あるいは労働移動のコストが）、雇用調整の柔軟性を維持することの利益を上回る状況が存在することであると考えられ、以下の仮説が導かれる。

仮説1. 特殊人的資本育成の重要な比較的大きな事業所ほど終身雇用政策を常雇者に適用する傾向があり、従って雇用者の終身雇用確率は企業規模とともに増大する。

仮説2. 特殊人的資本を生じやすい職種ほど雇用主は年功賃金を適用する傾向があり、また雇用者も雇用初期に離職・転職しない限り、そのような職種に就けば就業年数や終身雇用確率が大きくなる。

一方、労働市場で将来に対して恒常的需要過多（売り手市場）の見込みが高いほど終身雇用政策をとる傾向が生まれ、その逆に恒常的供給過多（買い手市場）の見込みが高いほど、その傾向はなくなると考えられる。

仮説3. 労働市場での需要が拡大している時期に常雇の初職に就いた者ほど初職の離職・転職率が低くなり終身雇用確率が大きくなる。

ブルーカラーワーカーは一般にホワイトカラーワーカーよりも労働の流動性が高いが、わが国においては大企業のブルーカラーワーカーは賃金体系などもホワイトカラー化しており(小池 1991)、終身雇用確率についても同様の傾向を示すと考えられる。

仮説 4. 大企業のブルーカラーワーカーはホワイトカラーワーカーとほぼ同等の終身雇用確率を持つが、その傾向は中小企業には見られない。

年功賃金制は長期的コミットメントのインセンティブを高めようとする制度であるが「民」より「官」において最も顕著に採用された。年功賃金制のもとでは離職で失われる賃金が就業継続年とともに増加するので、離職するなら早めにするのが合理的である。

仮説 5. 大企業に比べ官公庁の雇用者は離職・退職する場合は早めにする傾向がある。

また一旦成立した制度は市場の変化により鈍感な「官」においてより持続的に採用されるという制度的惰性が存在する。この事から経済状況が終身雇用の存立基盤を弱める方向に動くとき終身雇用の官民格差は増大すると考えられる。

仮説 6. 労働市場の若年労働力の流動化が促進されたより近年において、雇用者の生涯コミットメントとしての終身雇用の官民格差が増大する。

初期の雇用は人材と職のマッチングが不十分なための労働市場の雇用調整期間が生じると考えられる。これは通常雇用主側の不適格者の解雇と雇用者側の自発的転職・離職によるが、企業の終身雇用政策が広範に存在すると、後者による雇用調整が支配的になると考えられ、またこうしたリマッチングを経過した後は雇用者の生涯コミットメント確率は大幅に増大し、かつその企業間格差や職種差は減少する、と考えられる。

仮説 7. 30歳以降の定年退職までの非離職・転職確率は、初職のそれに比べ大幅に増大する。

仮説 8. 30歳以降の定年退職までの非離職・転職確率は、初職のそれに比べ従業先の規模間格差や職業間格差が減少する。

一般に米国や西欧諸国では、初期のリマッチング期間は教育の比較的高い者が自己の教育や資格に見合った職を得るか、あるいは雇用者が自己の資格や教育の不十分さの不利を自覚し再教育や専門資格取得を通じて専門職化していく過程でもある。従来わが国においてはリマッチング期間における専門職化は指摘されてこなかったが、以下の仮説が成り立つ。

仮説 9. 30歳以前の転職者の間で、初職に比べ30歳までに専門技術職につく者の割合は増大する。

これらの仮説の検証には1975年、1985年、1995年のSSM（社会階層と社会移動）調査の全国標本に基づく職歴データを用いた。分析は雇用主を変える離職・転職のハザード率の統計的回帰分析モデルと、その拡張で私自身が開発した終身雇用確率（定年退職を除く生涯非離職・転職確率）と離職・転職する場合の就業年数の決定要因を区別する統計的回帰分析モデル（Yamaguchi, *Journal of the American Statistical Association* 87,1991）を用いた。主な結果は以下のとおりである。

III. 分析のオペレーショナルライゼーション

終身雇用確率の推定には主として Yamaguchi (1991) が開発発展させたモデル（以下「山口モデル」と呼ぶ）に基づく分析と Kaplan-Meier 法に基づくサバイバル確率の分析を用いる。山口モデルを用いては 1975 年、1985 年、1995 年で 30 - 64 歳の男性について、最初の常雇の雇用について、その従業先からの生涯非離職・転職確率を推定し、その従業先規模、職業、出生世代での変化をみる。また個人の教育レベル（中卒、高卒、高専卒、大卒の別）も考慮したが、離職・転職率への影響は、勤め先の企業規模と職業を制御すると有意でないので最終モデルからは省いた。

山口モデルは通常のイベントヒストリー分析で用いられるハザード率のモデルが説明変数のイベントのタイミング（早いか遅いか）への影響とイベントの最終生起確率（最終的に起こるか否か）への影響を区別できない。しかし一方この区別が理論的に重要である（例えば終身雇用の分析）ことから開発されたモデルである。山口モデルとその関連モデルは最近医学的治療の分析などで「完治モデル（cure model）」として例えば癌等の治療が単に延命に影響するのか、完治の確率を高めるのかの区別の分析に用いられ始めている。

一般に等比ハザードモデルとその拡張モデルでハザード率が高いことは、イベントのタイミングが早いこととイベントの最終（生涯）生起確率が高いことの2つの異なった現象を意味する。例えば初職で大企業に就職した者は初職で中小企業に就職した者より離職のハザード率が低いことは、大企業就業者の終身雇用確率（生涯非離職・転職確率）が高いか、離職しても就業年数が長いのか、あるいはその両方を意味する。しかしイベントのタイミングと生起の有無の区別は理論的に重要であることが多い。以下このモデルを解説する。

いま個人 i が最終的に（時間が無限大になっても）イベントを経験しない確率を p_i とし、 i の時点 t でのサバイバル確率を $S_i(t)$ とする。定義により $p_i = S_i(\infty)$ である。また p_i についてつぎのようなロジスティック回帰式を仮定する。

$$\log(p_i/(1-p_i)) = \sum_j \alpha_j x_{ij} \quad (1)$$

また個人 i に**イベント（離職・転職）が最終的に起こるならば**という条件のもとでの t 時でのイベント非生起の**条件付きサバイバル確率**（離職・転職が未だ起こらない状態が持続している確率）を $S_{m,i}(t)$ で表す。定義により $S_{m,i}(t)$ は $S_i(t)$ と p_i の関数として以下のように定義できる。

$$S_{m,i}(t) = \frac{S_i(t) - p_i}{1 - p_i} \quad (2)$$

式(2)より $S_{m,i}(\infty) = 0$ である。次に式(2)で定義された、条件付きサバイバル関数 $S_{m,i}(t)$ が加速時間モデルのサバイバル関数であると仮定する。この仮定は

$$S_{m,i}(t|\mathbf{x}) = S_{0,m,i}(t \exp(\sum_j \beta_j x_{ij})) \quad (3)$$

を意味する。ここで $S_{0,m,i}(t)$ は $\mathbf{x} = \mathbf{0}$ の場合に対応する基底サバイバル関数である。また β は、加速時間モデルの性質から、イベントが起こるという条件のもとでの条件付きイベント時を表す $T_{m,i}$ についての回帰式

$$\log(T_{m,i}) = \sum_j \beta_j x_{ij} + \sigma z \quad (4)$$

の回帰係数と等しく、加速時間モデルは、等比ハザードモデルと異なり、式4のパラメーターはイベントが起こる場合のイベントが早いか遅いかのタイミングのみに影響し、最終サバイバル確率 $p_i = S_i(\infty)$ には影響しない。式(4)で z は誤差項で、 σ は z が正規分布のときはその標準偏差を表すパラメーターで、尺度パラメーター(scale parameter)と呼ばれる。

さらに式(4)の誤差項 z の分布については**一般化されたガンマモデル**を仮定する。この分布の確率密度 $f(z)$ は次の式で与えられる。

$$\begin{aligned} f(z; \lambda) &= \frac{|\lambda|}{\Gamma(\lambda^{-2})} (\lambda^{-2})^{\lambda^{-2}} \exp\left[\lambda^{-2}(\lambda z - e^{\lambda z})\right] & \text{when } \lambda \neq 0 \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) & \text{when } \lambda = 0 \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)で $\Gamma(x)$ はガンマ関数である。また λ は形状パラメーター(shape parameter)と呼ばれるパラメーターで、このパラメーターが1のときをワイブルモデル、0のときを対数正規モデルという。

ロジスティック回帰式(1)と加速時間回帰式(4)の同時モデルは式(1)と式(4)の回帰係数と一般化されたガンマモデルの尺度パラメーターと形状パラメーターを同時に推定するモデルとなるが回帰式(1)と回帰式(4)に同じ説明変数 x の集合を用いることにより、例えば x_j がイベントのハザード率に影響するとき、それはイベントのタイミングのみに影響するのか(β_j が有意で α_j が有意でない場合)、最終イベント生起確率のみに影響するのか(α_j が有意で β_j が有意でない場合)、あるいは双方に影響するのか(β_j も α_j も共に有意である場合)の区別をすることができる。

この分析以外に、通常ハザード率のモデルとしてコックスモデル(山口 2002A, 2002B)を用いる。このモデルは、就業期間の差と終身雇用確率の差を区別できないが、より安定的に説明変数の影響の効果を計れる。また30歳以降の条件付就業継続年数の分析には上記の山口モデルを用いることができないので、多変量解析にはコックスモデルを用い、条件付終身雇用確率の推定には、年齢の関数としてのノンパラメトリックな、カプランメイヤー法による非離職・転職のサバイバル確率の分析(山口 2002C, 2002D)を用いる。

IV. データ

以下の分析には1975年、1985年、1995年SSM(Social Stratification and Mobility)調査データを用い、以下の3つの分析を行う。

分析1は母集団として各調査年で30-64歳の男性を対象とし、30歳までに戦後(1946年)以降に常雇の初職について初職の終身雇用確率と初職からの離職・転職のハザード率を分析する。この分析での従属変数は55歳に達するまでの最大40年について雇用先からの離職・転職の有無とその継続年数である、またこの分析には主としてYamaguchi(1991)の手法を用いる。

分析2は初職時から30歳時までの、雇用のリマッチングの分析を行う。母集団は分析1と同様である。

分析3は母集団として各調査年で30-64歳の男性で、30歳までに戦後(1946年)以降に常雇の初職につき30歳で常雇である者についての30歳の職についてそれ以後の終身雇用確率と離職・転職のハザード率を分析する。この分析の従属変数は30歳での職のその後55歳に達するまでの最大25

年についての雇用先からの離職・転職の有無とその継続年数である。またこの分析の主な手法としては、コックスモデルとノンパラメトリックなサバイバル分析を用いる。

V. 分析結果とそのまとめ

1. 初職からの離職・転職率と終身雇用確率の分析

以下では表1から表3（以下「表」は巻末参照）の分析を説明し、その結果を要約する。表1は上記の分析1（常雇の初職からの離職・転職）についての5つのモデル（C1, Y1, C2, Y2, Y3）の結果を示している。モデルC1とC2はコックスの方法に基づくハザード率モデルである。正の係数は、従業先を変える離職・転職率の大きいことを、負の係数は小さいことを示す。またモデルY1とY2とY3は、山口モデルに基づく。このモデルのLogit(P)の回帰式の正の係数は生涯非離職・転職確率の高いこと、すなわち終身雇用確率の高いこと、を示し、負の係数は低いことを示す。またこのモデルのlog(T)の回帰式の正の係数は、離職・転職する場合の就業年数の長さがより長いことを、負の係数はより短いことを示す。

また表2はモデルY3の結果に基づく従業先の規模、職業、出生世代別終身雇用確率の推定値を提示している。この2つの表の結果は以下のことを示している。

- (1) 企業規模別や職業別の常雇の初職からの離職・転職ハザード率の差は、就業継続年数の違いにも依存するが主として終身雇用確率の違いに基づき、この特徴の時代変化はない。
- (2) 戦後に雇用された者について、常雇の初職の4割以上の高めの終身雇用確率は大企業と官公庁雇用者は職業によらず、中企業では専門職者と事務職者の間に、長期間存在してきており、この傾向は第3世代（1940年代の生まれ）でピークに達した。
- (3) 賃金プロファイルに見られるいわゆる大企業ブルーカラーのホワイトカラー化は終身雇用確率に特徴づけられる雇用パターンにも見られる。すなわち、ブルーカラーの終身雇用確率は大企業のみで高い。この点に時代的变化はなく、中企業以下と大企業のブルーカラーの顕著な差として存在してきた。また統計的にはこの傾向は企業規模とブルーカラー・ホワイトカラーの区別の終身雇用確率への交互作用効果として現れる。

(4) 比較的若い第4世代(1950年代以降の生まれの者)の離職・転職ハザード率の増加は、まだ実現していないが期待される終身雇用確率の減少ではなく、離職・転職者の雇用期間の短縮化に原因がある。またこの短縮化の傾向は、離職・転職のハザード率の増加が始まる戦後第3世代(1940年代の生まれ)で既に始まっていたが、第2世代から第3世代への終身雇用確率の増加により、第3世代でハザード率の差として現れなかった。

(5) 比較的若い第4世代では官公庁の終身雇用確率が大きくのび、大企業の終身雇用確率がやや下がることにより、一時はほぼ同等に終身雇用確率が高かった大企業と官公庁の間の官民格差が近年著しく増大した。

(6) 一方、大企業に比べ年功に対する所得の見返り率の大きい官公庁では、離職・転職者は、離職・転職をするときはより早めにする傾向がある。

表3は表1と同じ標本データについての追加モデルの結果を示している。ここでの焦点は初職年齢と卒業年齢の差の影響で、一連のモデルはこの影響が初職年齢や教育年数の効果ではないことを併せて提示している。この分析の結果は以下に要約される。

(7) 学業終了後常雇の就業に就くまでの待ち時間(常雇の雇用を得ることの困難さ)は終身雇用確率には影響しないが雇用期間の長期化に大きく影響を与える。常雇の職に就くまでに年数のかかった者は、就業後リスク回避傾向があると考えられる。

2. 初職と30歳での職の間で起こる変化についての分析

表4から表8は30歳で就いている職からの離職・転職の分析に先立って、初職と30歳での職の間で起こる変化を分析している。

まず表4は30歳までに常雇の雇用を離れる確率と、常雇の雇用に留まる者について初職から転職する確率の決定要因に関するロジスティック回帰分析の結果を示している。なお表3の注1で30歳で「初職と同じ勤め先の者」「常雇で雇い先の変った者」「常雇の職を持たない者」の割合を示している。この割合と表4の結果は以下の通りである。

(1) 戦後に常雇の初職に就業した者のうち、常雇の初職を30歳まで維持したのは約40%で、約半数の50%は他の常雇の職に転職し、残りの10%は30歳で常雇の職に就いていない(多くは自営業などに転職した)。

- (2) 30歳までに常雇を離れる率は初職で30人以下の従業者規模の企業に勤める者、販売職者、第1世代(1920年代生まれ)が特に高い。
- (3) 一方常雇にとどまる者のうち、30歳までの転職率は官公庁・大企業以外の企業に従事する者と非専門技術職に特に高い。[注：官公庁・大企業以外の企業に従事する者、非専門技術職に特に高いのは転職率であって、転職者の絶対数が少ないという意味ではない。転職者の約30%は、初職で大企業・官公庁従業者であり(転職者・非離職者を含めると大企業・官公庁従業者の割合は初職で38%)、転職者の約10%は初職で専門技術職者(転職者・非離職者を含めると専門技術職者の割合は初職で14%)である。]
- (4) また常雇にとどまる者のうち、30歳までの転職率は世代で見ると若い世代ほど率が高い。この事実は雇用者の自発的転職による職と人材とのリマッチングによる労働市場の雇用調整は近年ほど重要度を増してきたことを示す。

表5と表6は30歳で常雇の職にとどまった者のうちで、初職と30歳での職との間の勤め先の企業規模間移動と職業間移動の頻度をそれぞれ示している。この2つの表の結果は以下の通りである。

- (5) 30歳までの転職者について企業規模間移動をみると、企業規模(1-5人、6-29人、30-299人、300-999人、1000人以上、官公庁の6区分)間移動は54%と多いが、初職時と30歳時で分布に有意な変化はない。このことは30歳前の移動については、より大きな企業や官公庁に移動する障壁はなかったことを意味する。
- (6) 一方職業(専門技術職、事務職、販売職、作業職の4区分)間移動者の割合は36%であるが分布は大きく変化し、初職時に比べ30歳時で専門技術職の割合が約1.7倍になり専門技術化傾向が顕著である。

表7は30歳までの転職を通じての専門職化に影響を与える要因についてのロジスティック回帰分析の結果を提示している。結果は以下に要約される。

- (7) 転職者中初職が専門技術職でない者について、30歳までの専門技術職化率の決定要因をみると、企業規模別には中小企業の障壁はないが、高等専門学校以上の教育を受けていることが専門技術職に転職する可能性を大きく高め、同一教育レベルであっても初職で作業職であることは可能性を低くする。また、この雇用の初期の専門職化傾向への世代効果はない。

3. 30歳で就いている職についての離職・転職率と終身雇用確率の分析

表の8から表10は30歳で就いている常雇の職についてのその後の雇用先をかわる離職・転職率とその後の55歳までの非離職・転職のサバイバル確率（終身雇用確率）についての分析結果を提示している。まず表8は離職・転職ハザード率についてのコックスモデルの結果である。この表の結果から以下の結論を得る。

- (1) 30歳で就業している常雇の職からの離職・転職ハザード率をみると、初職と同様、中小企業の雇用者は大企業・官公庁の雇用者に比べて、また販売職者や作業職者は専門技術職者や事務職者に比べて、それぞれ離職・転職率が高くなっている。
- (2) 初職からの離職・転職ハザード率との違いの第1点は、官公庁雇用者の離職・転職率が企業雇用者に比べて有意に低いことで、30歳からの離職・転職率には官民格差が大きい。
- (3) 初職からの離職・転職ハザード率との違いの第2点は、初職からの離職・転職率にみられた第4世代（1950年代以降の生まれ）の有意に高い離職・転職傾向がみられないことで、このことは最近の世代では30代前の自発的転職によるリマッチング傾向は高まったが、30歳以降の常雇者の離職・転職率が高まったわけではないことを示す。
- (4) 初職からの離職・転職ハザード率との違いの第3点は、企業規模とブルーカラー・ホワイトカラーの区別の交互作用効果がみられないことで、このことは大企業のブルーカラーワーカーのホワイトカラー化現象というのが、主として30代前までの離職・転職率の違いによるもので、30歳以降の違いによるものではないことを示す。
- (5) 初職からの転職ハザード率との違いの第4点は、卒業後初職につくまでの待ち時間の影響がもはやみられないことで、このことは常雇の職に就くのにかかる時間が大きい者は、20代での離職・転職傾向が少ないため初職からの継続雇用期間は長くなるが、30歳以降の違いはないことを示す。
- (6) 30歳までの転職者は非離職・転職者に比べ30歳以降の転職ハザード率が高いが、これは転職ハザード率の継続年数依存効果によるせいで、30歳以前での同じ雇用主への継続就業年数を制御すると差はなくなる。
- (7) 転職者について、初職に比べ30歳でより大きな規模の企業（この比較で大企業と官公庁は同一視する）に就業した者は、同規模の企業に就業し

た者に比べ、転職ハザード率が高い。このことは比較的大きな企業は、より小さな規模の企業からの転職者には雇用の安定を与えにくい職場環境があることを示唆する。

表 9 と表 10 は Kaplan-Meier 法の単純修正値（山口、2002C, 2002D）による、非離職・転職のサバイバル確率の推定値を提示している。表 9 は出生世代別、また表 10 は職業別と従業先の規模別ホワイトカラー・ブルーカラー別の推定値を与えている。この 2 つの表の結果は以下のことを示している。

- (8) 30 歳から 54 歳の終わりまでの 25 年間の非離職・転職確率は出生世代別に大きな差はなく、戦後を通じ平均で約 5 割の非常に高い確率を維持してきた。このことは雇用初期のマクロな労働市場の雇用調整期間を別とすれば、常雇者の同一雇用主への生涯コミットメントの意味での終身雇用が戦後広く定着していたことを示す。
- (9) 30 歳から 54 歳の終わりまでの 25 年間の非離職・転職確率をホワイトカラーワーカーについて従業先の規模別にみると、7 割を超える官公庁以外、民間に規模間の大きな差はなくほぼ 5 割から 5 割 5 分程度の高い率を維持していた。
- (10) 30 歳から 54 歳の終わりまでの 25 年間の非離職・転職サバイバル確率をブルーカラーワーカーについて従業先の規模別代別にみると、従業者規模が 30-299 人のカテゴリーが約 33% と最も低く、それより企業規模が小さくなくても大きくなっても、非離職・転職サバイバル確率が大きくなるというやや特異な U 字型のパターンを示している。平均的には、ブルーカラーワーカーの非離職・転職サバイバル確率はホワイトカラーワーカーよりも低い。初職の終身雇用確率からの増大でみるとむしろブルーカラーワーカーのコミットメントの増大が顕著であり、30 歳以前のマクロな雇用調整期間がブルーカラーワーカーの雇用の安定化に果たす役割が大きいことがわかる。

VI. 現在と今後の課題

1995 年以降の日本の雇用はリストラの大幅な増加で大きく変化したといわれるが、個別の事例は別にして、従業継続年数の全国的傾向はそれほど大きく変化しておらず即断はできない。しかし以下が重要課題と考えられる。

- (1) 企業が人件費削減と雇用調整中の拡大のため、正規社員枠を狭め派遣職員や契約社員の枠を拡大したため、常勤であっても正規社員か否かによっ

て30歳以降の今後の終身雇用確率が大きく異なることが予想され、企業内で雇用の安定的な者とそうでない者との二極化する可能性が大きくなったと考えられる。

- (2) 課題(1)と関連して、非正規社員の雇用の安定について同一雇い主への就業の連続性だけでなく、雇い先が変わっても同一職種への就業の連続性があることでキャリアやその安定性を測る視点の重要性が増した。
- (3) 30歳前の雇用調整期間がより重要となるとともに、若年労働人口の失業率の増大とフリーターやニート(就業にも教育にも職業訓練にも従事しない者)の増加、またその結果30歳以前の学校卒業後の非雇用期間や非常勤期間が長期化したことにより、30歳以降の雇用の安定をもたらすリマッチングが20歳代に効率的に行われなくなった可能性が大きい。この実態を明らかにするとともに、リマッチングの機能として特に重要な専門職化についてこれを育成する政策が重要となる。また英国のようなニートの増大(玄田・曲沼2004)については、リマッチング以前の雇用参入障壁の問題であり、その原因の解明が急務である。
- (4) 今後來るべき65歳定年制にともない既存の賃金体系による人件費負担は大幅に増大するので、企業の賃金体系の見直しが大きく進むと予想される。この変化によって雇用者のコミットメントのあり方にも変化をもたらす可能性が十分にあり、30歳以降の今後の離職・転職率と企業の賃金体系の変化との関連の動向が重要となる。

引用文献

Abegglen, James. 1958. *The Japanese Factory*. New York: Free Press.

Becker, Gary S. 1975. *Human Capital* 2nd ed. University of Chicago Press.

Cole, Robert E. 1973. "Functional Alternatives and Economic Development: An Empirical Example of Permanent Employment in Japan" *American Sociological Review* 38:424-437.

玄田有史・曲沼美恵.2004.『ニートフリーターでもなく失業者でもなく』
幻冬社。

久枝浩平.1976.『契約の社会・黙約の社会：日本にみるビジネス風土』日本経済新聞社。

Hurlin, Christopher and Sebastien Lechevalier 2003. "The heterogeneity of employment adjustment across Japanese Firms. A study using panel data." CEPREMAP Working Paper Series N2003-10.

小池和夫.1991. 仕事の経済学。東洋経済新報社。

Lazear, Edward P. 1981. "Why is there mandatory retirement?" NBER Research Paper R0160. Stanford University, Graduate School of Business.

村上泰亮、公文俊平、佐藤誠三郎. 1979.『文明としてのイエ社会』中央公論社。

Taira, Koji. 1962. "Characteristics of Japanese Labor Markets." *Economic Development and Cultural Change* 10: 150-168.

山岸俊夫.1998.『信頼の構造一心と社会の進化ゲーム』東京大学出版会。

Yamaguchi, Kazuo. 1992. "Accelerated Failure-Time Regression Models with a Regression Model of Surviving Fraction: An Application to the Analysis of 'Permanent Employment' in Japan." *Journal of the American Statistical Association* 87: 284-292.

山口一男.2002A.「イベントヒストリー分析（7）」『統計』2003年3月号：69-74・

山口一男.2002B.「イベントヒストリー分析（8）」『統計』2003年4月号：73-78.

山口一男. 2002C. 「イベントヒストリー分析 (9)」 『統計』 2003 年 5
月号 : 55-60.

山口一男. 2002A. 「イベントヒストリー分析 (10)」 『統計』 2003 年 6
月号 : 69-74.

表 1. 主なモデルの結果

変数	Model C 1	Model Y 1		Model C 2	Model Y 2	
	log(h)	log(T)	logit(P)	log(h)	log(T)	Logit(P)
I. 初職の従業先の規模 (対 1000 人以上)						
1-4 人	0.823***	-0.423**	-1.622***	0.606***	-0.526*	-0.721
5-29 人	0.752***	-0.295**	-1.579***	0.677***	-0.350*	-1.168**
30-299 人	0.654***	-0.283**	-1.171***	0.485***	-0.233	-0.760**
300-999 人	0.445***	-0.200	-0.668**	0.107	-0.102	-0.088
官公庁	0.084	-0.447**	0.180	0.386#	-0.460*	-0.008
II. 初職の職業 (対 事務職)						
専門技術職	-0.046	0.066	0.041	-0.096	0.050	0.127
販売職	0.466***	-0.278*	-0.824**	0.448***	-0.234#	-0.929**
作業職	0.425***	-0.201*	-0.763***	0.156	-0.185	-0.156
III. 出生世代 (対 第 2 世代)						
第 4 世代	0.144*	-0.443***	0.312	0.217**	-0.399***	-0.099
第 3 世代	0.053	-0.314***	0.337*	0.084	-0.311***	0.198
第 1 世代	0.066	-0.030	-0.375	-0.000	0.119	-0.617
IV. 交互作用: 「出生世代」 x 「官公庁 対 民間」 (対 民間あるいは 第 2 世代)						
官庁 x 第 4 世代	-----	-----	-----	-1.140***	0.519	1.107*
官庁 x 第 3 世代	-----	-----	-----	-0.699**	0.464	0.393
官庁 x 第 1 世代	-----	-----	-----	-0.207	-0.505	0.466
V. 交互作用: 「従業先の規模」 x 「作業職 対 ホワイトカラー」						
作業職 x 1-4 人	-----	-----	-----	0.368#	0.177	-1.745*
作業職 x 5-29 人	-----	-----	-----	0.172	0.121	-1.008#
作業職 x 30-299 人	-----	-----	-----	0.310*	-0.047	-1.027*
作業職 x 300-999 人	-----	-----	-----	0.643***	-0.140	-1.521**
作業職 x 官公庁	-----	-----	-----	0.278	0.164	-0.585
VI. 定数項	-----	4.835***	-0.081	-----	4.776***	-0.214

有意度: ***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

出生世代:

第 1 世代: 1975 年に 45-64 歳、1985 年に 55-64 歳。

第 2 世代: 1975 年に 35-44 歳、1985 年に 45-54 歳、1995 年に 55-64 歳。

第 3 世代: 1975 年に 25-34 歳、1985 年に 35-44 歳、1995 年に 45-54 歳。

第 4 世代: 1985 年に 25-34 歳、1995 年に 25-44 歳。

スケールパラメーター: モデル Y1:0.137; モデル Y2:0.147; Y3:0.138

形状パラメーター: モデル Y1:-0.077; モデル Y2:-0.110; Y3:-0.077

表 1. 主なモデルの結果 (継続)

変数	Model Y 3	
	log(T)	logit(P)
I. 初職の十行先の規模 (対 1000 人以上)		
1-4 人	-0.394**	-0.839
5-29 人	-0.273**	-1.261**
30-299 人	-0.263**	-0.719*
300-999 人	-0.189	-0.030**
官公庁	-0.445*	-0.012
II. 初職の職業 (対 事務職)		
専門技術職	0.060	0.111
販売職	-0.261*	-0.827**
作業職	-0.168#	-0.169
III. 出生世代 (対 第 2 世代)		
第 4 世代	-0.407***	-0.066
第 3 世代	-0.311***	0.198*
第 1 世代	0.130	-0.634
IV. 交互作用: 「出生世代」 x 「官公庁 対 民間」 (対 民間あるいは 第 2 世代)		
官庁 x 第 4 世代	0.523	1.071*
官庁 x 第 3 世代	0.476	0.378
官庁 x 第 1 世代	-0.515#	0.486
V. 交互作用: 「従業先の規模」 x 「作業職 対 ホワイトカラー」		
作業職 x 1-4 人	-----	-1.557#
作業職 x 5-29 人	-----	-0.785#
作業職 x 30-299 人	-----	-1.078**
作業職 x 300-999 人	-----	-1.641***
作業職 x 官公庁	-----	-0.494
VI. 定数項	4.780***	-0.201

有意度: ***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

モデル	Log-likelihood	Chi-Square	NP (or DF)	注
Y1:	-4,215.98		25	交互作用効果なし
Y2:	-4,193.65		41	T と P に効果 IV と V
Y3:	-4,194.66		36	P に効果 IV と V、T に効果 V
Y4:	-4,199.74		33	P のみに効果 IV と V
Y4 対 Y1		32.48	6	
Y3 対 Y4		10.16	3	
Y2 対 Y3		2.02	5	

表 2. モデル Y3 の結果に基づく従業先の規模、職業、出生世代別
終身雇用確率の推定値

	従業先の規模					
	1-4	5-29	30-299	300-999	1000 以上	官公庁
I. 第 4 世代 (1985 年に 25-34 歳、1995 年に 25-44 歳)						
専門技術職	0.270	0.195	0.294	0.454	0.461	0.712
事務職	0.249	0.178	0.272	0.426	0.434	0.689
販売職	0.120	0.082	0.133	0.235	0.240	-----
作業職	0.056	0.079	0.097	0.109	0.393	0.532
II. 第 3 世代 (1975 年に 25-34 歳、1985 年に 35-44 歳、1995 年に 45-54 歳)						
専門技術職	0.325	0.240	0.352	0.520	0.527	0.617
事務職	0.301	0.220	0.327	0.492	0.499	0.590
販売職	0.151	0.104	0.167	0.285	0.291	-----
作業職	0.071	0.101	0.122	0.137	0.457	0.426
III. 第 2 世代 (1975 年に 35-44 歳、1985 年に 45-54 歳、1995 年に 55-64 歳)						
専門技術職	0.283	0.206	0.308	0.470	0.478	0.475
事務職	0.261	0.188	0.285	0.443	0.450	0.447
販売職	0.127	0.087	0.141	0.247	0.252	-----
作業職	0.059	0.084	0.103	0.115	0.409	0.294
IV. 第 1 世代 (1975 年に 45-64 歳、1985 年に 55-64 歳)						
専門技術職	0.173	0.121	0.191	0.320	0.327	0.438
事務職	0.158	0.109	0.174	0.296	0.302	0.411
販売職	0.072	0.048	0.080	0.146	0.152	-----
作業職	0.032	0.046	0.057	0.064	0.268	0.264

表 3. 追加モデルの結果

変数	モデルC 3 log(h)	モデルC 4 log(h)	モデルC 5 log(h)	モデルY5 log(T)	モデルY5 logit(P)
I. 初職年齢と卒業年齢の差					
線形効果	-0.051***	-0.041***	-0.053***	0.053***	0.030
II. 初職年齢					
線形効果	-----	-0.010	-----	-----	-----
III. 教育年数					
線形効果	-----	-----	-0.010	-----	-----
IV. 初職の従業先の規模 (対 1000 人以上) (数値略)					
V. 初職の職業 (対 事務職) (数値略)					
VI. 出生世代 (対 第 2 世代) (数値略)					
VII. 交互作用: 「出生世代」 x 「官公庁 対 民間」 (対 民間 又は 第 2 世代) (数値略)					
VIII. 交互作用: 「従業先の規模」 x 「作業職 対 ホワイトカラー」 (数値略)					
IX. 定数項 (数値略)					

***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

表 4. 30歳までの職歴分岐の予測ロジスティック回帰モデル^{注1}

	logit[P3/(P1+P2)]	logit[P2/P3]
I. 初職の従業先の規模（対 1000 人以上）		
1-4 人	1.616***	0.567**
5-29 人	1.089***	0.597***
30-299 人	0.421*	0.637***
300-999 人	0.117	0.407**
官公庁	0.356	-0.069
II. 初職の職業（対 事務職）		
専門技術職	-0.464	-0.463***
販売職	0.508*	0.376*
作業職	0.372*	0.245*
III. 出生世代（対 第 2 世代） ^{注 2}		
第 4 世代	0.090	0.299**
第 3 世代	0.103	0.158#
第 1 世代	0.502*	-0.530***
IV. 定数項	-2.285***	0.120*

注 1：P 1、P 2、P 3 は以下の確率を表し、また平均は以下のとおりである。

表 1 - 表 3 の分析に用いた 3060 人中 30 歳で

P 1：初職と同じ勤め先である確率：経験者 1,210 人、平均確率 39.6%

P 2：常雇で雇用主の変わる確率：経験者 1,543 人 平均確率 50.4%

P 3：自営やパートなど他の従業上の地位となる確率。経験者 307 人、平均確率 10.0%。

注 2：出生世代：

第 1 世代：1975 年に 45-64 歳、1985 年に 55-64 歳。

第 2 世代：1975 年に 35-44 歳、1985 年に 45-54 歳、1995 年に 55-64 歳。

第 3 世代：1975 年に 25-34 歳、1985 年に 35-44 歳、1995 年に 45-54 歳。

第 4 世代：1985 年に 25-34 歳、1995 年に 25-44 歳。

有意度：***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

表5. 30歳までに常雇の雇用主が変わった1543人のうち、30歳での職の従業先の規模か職業が不明の37名を除く1506人についての授業先の規模の移動

Count		FSIZE2						Total
		1	2	3	4	5	6	
FSIZE1	1	24	36	27	4	9	4	104
	2	28	149	105	21	45	17	365
	3	18	94	198	36	56	20	422
	4	4	24	31	62	28	11	160
	5	5	39	62	17	169	17	309
	6	3	12	19	6	19	87	146
Total		82	354	442	146	326	156	1506

注：

FSIZE1：初職の従業先の規模

FSIZE2：30歳の職の従業先の規模

1：1－4人

2：5－29人

3：30－299人

4：300－999人

5：1000人以上

6：官公庁

表6. 30歳までの常雇の雇用主が変わった1543人のうち、30歳での職の従業先の規模か職業が不明の37名を除く1506人についての職業の移動

Count

		occ2				Total
		1.00	2.00	3.00	4.00	
occ1	1.00	104	24	4	14	146
	2.00	65	222	31	49	367
	3.00	22	55	60	57	194
	4.00	51	89	71	588	799
Total		242	390	166	708	1506

注

OCC1：初職の職業

OCC2：30歳の職の職業

1：専門技術職

2：事務職

3：販売職

4：作業職

表 7. 30 歳までの転職を通じての専門職化の予測ロジスティック回帰モデル:
初職が専門技術職でない転職者 (N=1,360)

	logit[P/(1-P)]
I. 初職の従業先の規模 (対 1000 人以上)	
1-4 人	-0.397
5-29 人	-0.297
30-299 人	0.054
300-999 人	-0.235
官公庁	-0.394
II. 初職の職業 (対 事務職)	
販売職	-0.407
作業職	-0.786***
III. 出生世代 (対 第 2 世代)	
第 4 世代	-0.325
第 3 世代	-0.112
第 1 世代	0.025
IV. 教育 (対高専未満)	
高専または大卒 ^{注1}	0.828***
IV. 定数項	-2.435***

有意度：***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

^{注1} 高専卒と大卒の影響は優位に変わらない。

表 8. 30歳で就業していた常雇の職についてのその後の離職・転職ハザード率の分析 (基底時間=年齢; コックスモデル)

	C1	C2	C3	C4	C5
I. 初職の従業先の規模 (対 1000人以上)					
1-4人	0.615***	0.608***	0.401	0.622***	0.604***
5-29人	0.776***	0.765***	0.686***	0.782***	0.771***
30-299人	0.672***	0.660***	0.469**	0.672***	0.668***
300-999人	0.410**	0.396**	0.370#	0.404**	0.396**
官公庁	-0.489**	-0.484**	-0.476	-0.479**	-0.491**
II. 初職の職業 (対 事務職)					
専門技術職	-0.092	-0.107	-0.099	-0.118	-0.107
販売職	0.325*	0.331*	0.377**	0.334*	0.345*
作業職	0.359***	0.379***	-0.451	0.405***	0.348**
III. 出生世代 (対 第2世代)					
第4世代	-0.009	-0.009	-0.001	-0.028	-0.008
第3世代	-0.201*	-0.191*	-0.170#	-0.205*	-0.194*
第1世代	0.184#	0.151	0.127	0.204#	0.149
VI. 30歳までの転職の有無 (対 なし)					
	0.172*	0.069	-----	-----	0.073
V. 29歳以前の現職の継続期間 (月単位)					
	-----	-0.002#	-0.002**	-0.002**	-0.002#
VI. 交互作用: 「出生世代」 x 「官公庁対民間」 (対 民間あるいは第2世代)					
官公庁 x 第4世代	-----	-----	-0.149	-----	-----
官公庁 x 第3世代	-----	-----	-0.246	-----	-----
官公庁 x 第1世代	-----	-----	0.144	-----	-----
VII. 交互作用: 「従業先の規模: 対 1000+人」 x 「作業職対ホワイトカラー」					
1-4人	-----	-----	1.012	-----	-----
5-29人	-----	-----	0.833	-----	-----
30-299人	-----	-----	1.036#	-----	-----
300-999人	-----	-----	0.698	-----	-----
官公庁	-----	-----	0.695	-----	-----
VIII. 初職年齢と卒業年齢の差					
	-----	-----	-----	-0.019	-----
IX. 初職と30歳の職の従業者規模移動 (対 同規模)					
より大規模企業へ	-----	-----	-----	-----	0.334**
より小規模企業へ	-----	-----	-----	-----	0.174

有意度: ***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

表9. カプラン・メイヤー法（単純修正値）による、30歳以降の職の出生世代別サバイバル確率（年齢の関数として）

	S(43)	S(53)	S(54)
第4世代	0.686 (0.043)	-----	-----
第3世代	0.701 (0.019)	0.528 (0.053)	-----
第2世代	0.649 (0.016)	0.520 (0.023)	0.506 (0.023)
第1世代	0.647 (0.031)	0.515 (0.036)	0.491 (0.037)

S(43): 43歳の終わりまでの14年間のサバイバル（企業間非離職・転職）確率

S(53): 53歳の終わりまでの24年間のサバイバル（企業間非離職・転職）確率

S(54): 54歳の終わりまでの25年間のサバイバル（企業間非離職・転職）確率

第1世代：1975年に45-64歳、1985年に55-64歳。

第2世代：1975年に35-44歳、1985年に45-54歳、1995年に55-64歳。

第3世代：1975年に25-34歳、1985年に35-44歳、1995年に45-54歳。

第4世代：1985年に25-34歳、1995年に25-44歳。

表10. カプラン・メイヤー法（単純修正値）による、30歳以後の職のサバイバル確率（年齢の関数として）

	S(54)	S.E,
I. WC－BC別、従業先の規模別		
. 1. ホワイトカラー職		
1-4 人	0.553	(0.102)
5-29 人	0.460	(0.060)
30-299 人	0.576	(0.037)
300-999 人	0.503	(0.078)
1,000 人以上	0.572	(0.058)
官公庁	0.722	(0.049)
2. ブルーカラー(作業)職		
1-4 人	0.432	(0.086)
5-29 人	0.383	(0.041)
30-299 人	0.327	(0.043)
300-999 人	0.437	(0.108)
1,000 人以上	0.551	(0.054)
官公庁	0.792	(0.138)
II. 職業別		
専門技術職	0.661	(0.035)
事務職	0.589	(0.038)
販売職	0.418	(0.054)
作業職	0.434	(0.025)

S(54) : 54歳の終わりまでの25年間のサバイバル（企業間非離職・転職）確率
