

離職率と賃金構造*

大 日 康 史
太 田 聰 一
竹 廣 良 司

第1節 Introduction

日本の労働市場の特徴の一つに「終身雇用制」という概念に代表される長期的で安定的な雇用形態がよく指摘される。裏返すとこれは、離職率が低い水準で安定的であることを意味している。では、なぜ日本は諸外国と比べてこのような雇用形態を有しているのだろうか。あるいは、どのような過程で形成されたのであろうか。この疑問に対して、特に近年多くの意欲的な研究がなされて、多くの示唆が与えられている。Parsons (1972), Ohashi (1988) では、他の多くの要因とともに賃金が有意に離職率に対して負の効果を持っていることを明らかにしている。また、Hashimoto-Raisian (1985), Mincer-Higuchi (1988), 樋口 (1991), McLaughlin (1991) らは潜在的な転職先と現在勤めている企業の賃金格差が離職率を低めると結論づけている。しかし、日本の労働市場に対する研究の多くは主にデータの不備によって十分な研究とはなっていない。そこで本稿では、さまざまな統計的推測からデータの不備を可能な限りに克服し、

* 本稿は、1991年度理論計量経済学会（於：北海道大学）で報告された論文を若干修正したものである。村松久良光教授、大橋勇雄教授、有賀健教授、G. Brunello 助教授、岸基史専任講師、西山慶彦君から貴重なコメントを頂いた。また、松本和子さんに研究を補助して頂いた。記して感謝する。言うまでもなく、本稿に含まれているかも知れない誤りは筆者の責任である。

労働者の生涯期間にわたる効用最大化問題の最適解として長期雇用形態を表現する事を試みる¹⁾。

離職率は、一般に経済成長や景気循環といったマクロの状態、産業や企業規模などの企業側の状態や性別、職種（ブルー・カラー、ホワイト・カラーの別）、年齢、在職期間、学歴といった労働者の属性に広く依存している。しかし、利用可能な公表されているデータではこのような細かい分類はなされていない。そのため従来の研究ではある程度集計された離職率を用いたりあるいは2、3年間での離職率の動きのみに注目していた。しかし、たとえ年齢が同じ労働者間であっても在職期間が異なれば全く異なる離職行動を示すであろうし、たとえ同じ産業であっても企業規模が異なれば雇用形態も異なるであろう。あるいは、高度経済成長時代と安定成長時代では離職率の構造に変化が生じるかも知れない。つまり、可能な限り細かく分類された離職率を得る事は、それ自体非常に重要である。本稿では、賃金センサスのデータから事前情報に基づくカルマン・フィルターによって1964年から1983年の間の製造業、企業規模別、男子、学歴別、年齢別、在職期間別、職種別の離職率の推定値を求める。ここで推定される離職率は、ある1年間に勤めている企業をやめた労働者の比率で、この中には死亡・発病した者、転職者、失業者、非労働力化した者、解雇された者、同じ企業内の事業所間で移動した者、出向した者が混在している。以下の分析では推定された離職率から死亡率は差し引くが、残りの死亡していない離職した者は転職者として扱うことにする。なぜならば、対象としている労働者が男子・常用労働者で失業もしくは非労働力化する程度が比較的に低いと思われるからである。いずれにしても、このように想定する事で分析は非常に容易になる。

現在までの研究の中で、労働者が離職する理由として様々な要因がモデル化され、分析されている。まず、死亡、疾病や事故あるいは企業の経営不振などの労働者にとっては外生的な理由による離職と経済合理的に効用最大化行動の結果としての内生的な理由による離職に大きく分けられる。後者には職場での人間関係（Akerloff-Rose-Yellen（1988））や on-the-job search の過程で好まし

い賃金を提示する企業の確率（Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta（1990））など種々のモデルが提示されている。本稿では、離職のコストが非常に大きい状況では離職率が下がるであろう点に着目する。言い換えるならば、離職による機会費用、つまり離職によって失われる生涯賃金の損失（または利得）から離職を特徴づける。このことによって離職の理由を明示的にモデル化する事が避けられ、より一般的な分析が行える。また、この lifetime earning-tenure profile は、Firm Specific Human Capital から得られる将来の収益を表している。したがって、本稿では機会費用で測った Firm Specific Human Capital 仮説に立脚している事になる。これは、Hashimoto-Raisian（1985）や Mincer-Higuchi（1988）で強調されているある年でのクロス・セクション上での wage-tenure profile とは異なる点に留意する必要がある。なぜならば、たとえ wage-tenure profile が lifetime earning-tenure profile の良い指標であるとしても、労働者の生涯期間の効用最大化問題の最適解ではないからである。このような分析の枠組みは、従来、「二重労働市場仮説」に代表されるような構造上の違いが強調されている離職行動あるいは雇用形態に対して、lifetime earning-tenure profile という観点から統一的な理解を提供できる。

本稿では賃金は労働生産性や訓練に対する報酬あるいはそのためのインセンティブを与えるためのスケジュールであると考え。つまり、賃金は技術的な理由によって決められるとする。これは、matching 仮説で提示されている離職行動から賃金構造への影響を排除し、賃金構造は離職行動とは独立に決まっており、賃金構造によって離職行動が決められるという因果関係のみを扱う事を意味する。この仮定によって労働者は、賃金構造を適当な情報集合上で所与として最適化行動をとることになる。日本では、Ohkusa（1993）で指摘されているように matching 仮説が有効ではないので適当な仮定であると思われる。

本稿は以下のように構成されている。まず、第2節において各属性毎の離職率を推定するための方法やデータについて説明し、推定結果についてまとめている。第3節では、離職率が定義された同じデータを用いて賃金関数を推定する。第4節では、推定された離職率と賃金関数から lifetime earning-tenure

profile の関数としての離職率関数を推定する。第5節では、若干の注意点と今後の研究の課題についてまとめている。

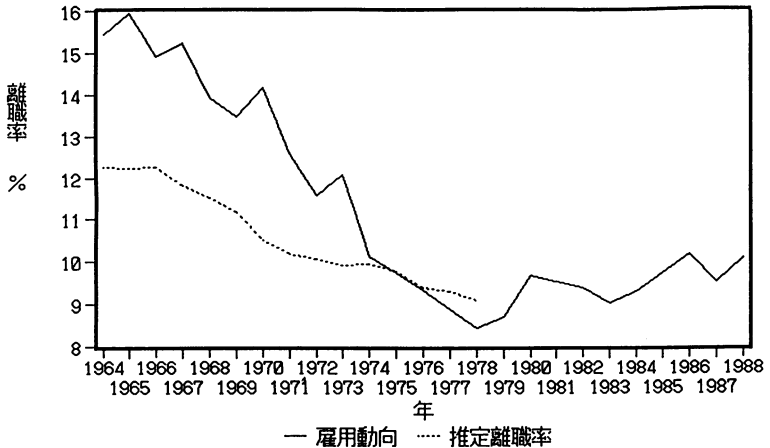
第2節 離職率の推定

離職については広範囲な調査が毎年実施され、雇用動向調査報告によって公表されている。しかし、この調査からは断片的な情報しか得られず、またしばしば調査の設計が変更されるために、離職率と企業や労働者の属性あるいはマクロの状態との関係を明らかにする事は困難である。そのために従来の研究は、高度に集計された離職率のみを議論の対象にせざるを得なかった。図1は、高度に集計されているが時系列的に整合的に定義できる製造業、男子労働者の離職率の推移が示してある。逆に言えば、この程度に集計しなければ整合的な離職率のデータを時系列で得る事はできない。

一方、賃金センサスにおける労働者のデータは、産業別、企業規模別³⁾、男女別、職種別、学歴別⁴⁾で年齢、勤続年数毎に集計が行われている。この賃金センサスのデータを用いて、製造業、男子の企業規模別、職種別、学歴別で年齢区分、勤続年数区分により作られるコーホートから、コーホート間の労働者の離職率を導出し、コーホート毎の離職率の推移を求めることができる。これによって、雇用動向調査では捉えられない、労働者や企業の属性に細かく分類された離職率を、時系列的に整合的に得るのが本節の目的である

賃金センサスでのいくつかのコーホートを足し合わせると、年齢34歳以下では5年刻みに年齢と在職期間を区切れる。一方、35歳以上59歳以下の労働者は、賃金センサスの区分上10年刻みで年齢と在職期間を区切られている。したがって、年齢と在職期間に関して正方形をしたコーホートの組を取ることができる。図2にその模様が示されている。図の垂直方向、水平方向の目盛りは、それぞれ労働者の年齢と勤続年数を示している。例えば、コーホート1の労働者は年齢19歳以下、勤続年数5年未満である。図での小さい正方形は5年刻みで区切

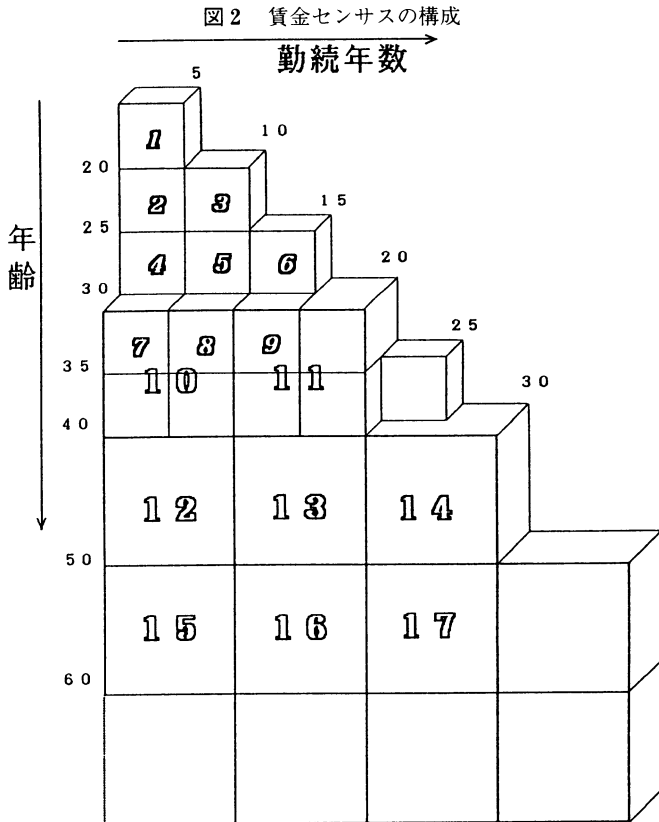
図1 離職率の時系列上での変化



られるコーホートを，大きい正方形は10年刻みで区切られるコーホートをそれぞれ示している。

コーホート1の労働者は離職していなければ5年後にはコーホート3に移動していることになる。このように各コーホートの労働者は5年後（ないしは10年後）一つずつ右下のコーホートに移動し，その人数の差が離職者である。この離職者数を下のコーホートの労働者数で割ったものが求める離職率である。この離職率は，年齢と在職期間に関して5年（ないしは10年）毎に区切られたコーホートでの平均離職率である事に留意しなければならない。例えば，最も在職期間が短いコーホートは在職期間が5年未満であるが，在職期間が1年未満の労働者と4年以上5年未満の労働者の離職率は大きく異なると考えられる。また，19歳以下で在職期間が5年未満の中卒労働者と高卒労働者の離職率を比較する時，両者のコーホート内での労働者の分布が異なる事に注意しなければならない。なぜならば，高卒労働者で18歳未満の者や在職期間が3年以上の者は定義上存在しないからである。

なお，企業そのものの企業規模間移動や沖縄復帰等による企業の新設以外の理由で労働者数が増減することがしばしばある。これらは，本来は労働者は必



ず在職期間が低いコーホートからより高いコーホートへの動くが、かつて在職期間が低いコーホートに分類される事もなく突然に高い在職期間を持つコーホートに分類される労働者が存在することを意味している。その点を回避するために労働者数は右下のコーホートと比較する際に該当する企業規模の企業数で標準化している。このことによって、労働者数は1企業当たりの労働者数に定義直され、さらに対象となっている5年間（ないしは10年間）で企業数が不変であるという状況での離職率を求める事になるので、企業数の変化とは独立に離職率を求められる。

このようにして離職率が求められるコーホートは、1964～1983年のコーホート1～9と1964～1978年のコーホート10～17である。このようにコーホートによって離職率が求められる期間が異なるのは、コーホートの年齢や在職期間の区切りが5年と10年とがあるので、最後の5年後と10年後の組が定義できる年に5年間の差が生じるためである。

カルマン・フィルターを応用することにより各コーホートにおける毎年の離職率を推定することが可能であり、その結果の一部が図3で表されている（カルマン・フィルターの詳細はAPPENDIX 1にまとめられている⁵⁾）。また、カルマン・フィルターによって離職率の推定値の信頼区間を設定できるので両側90%信頼区間も同じ図に示してある。図3の各図の上に付してある記号は、1文字目が職種（ブルー・カラーならばb、ホワイト・カラーならばw）、2文字目が学歴（中卒ならばp、高卒ならばh、大卒ならばu）、3文字目が企業規模（大企業ならば1、中企業ならば2、小企業ならば3）をそれぞれ表している。また、“age=”は年齢区分を“ten=”は在職期間区分を表している。図3-1～3と図3-4～6は25～29歳で在職期間が5～9年のそれぞれ大卒ホワイト・カラーと高卒ブルー・カラーの労働者の離職率が企業規模間でいかに異なるかを示すものである。また、図3-7～12は大企業での中卒、ブルー・カラーの労働者の離職率が年齢や在職期間の違いでいかに異なるかを示すものである。全体的には、0と有意に異なっており、趨勢的な変化が顕著である。しかし、図3-2の様に推定された離職率が負になったりあるいは0と有意に異ならなくなる場合が時々ある。これは、データの性質上労働者数の本来起こり得ない動きが企業数による標準化で除去しきれない事を意味している。

図1には、雇用動向調査報告から得られる離職率と並んで推定された離職率の各コーホートでの労働者数でウエイト付けした加重平均値が示されている⁶⁾。これによると、推定された離職率には中卒や短大・高専卒のホワイト・カラーを含んでおらず、また年齢や在職期間等でも調査対象が異なるが、趨勢的には雇用動向調査報告から得られる離職率とほぼ同じ動きをしている事が分かる。しかし、推定された離職率は、1975年以前では過小推定になっており、またそ

図 3 - 1

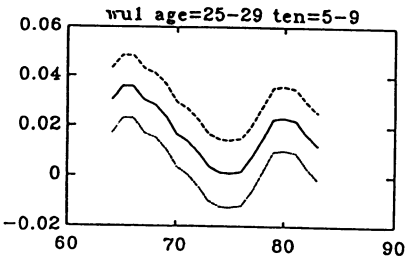


図 3 - 4

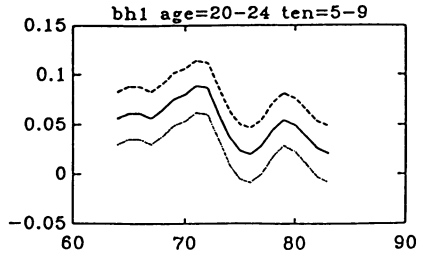


図 3 - 2

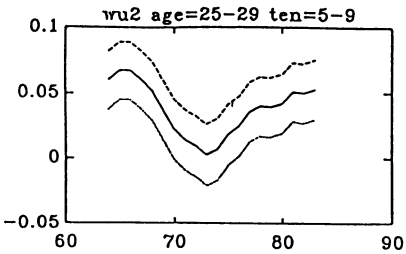


図 3 - 5

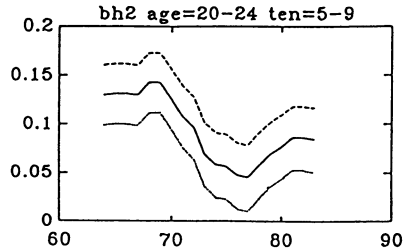


図 3 - 3

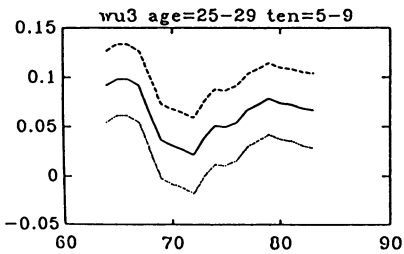


図 3 - 6

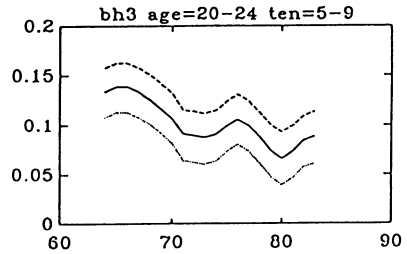


图 3 - 7

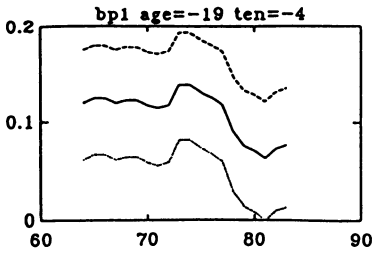


图 3 - 10

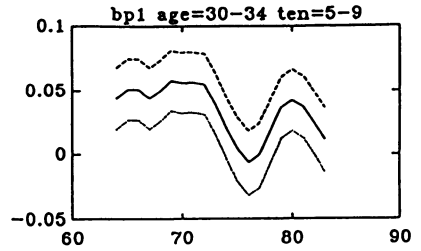


图 3 - 8

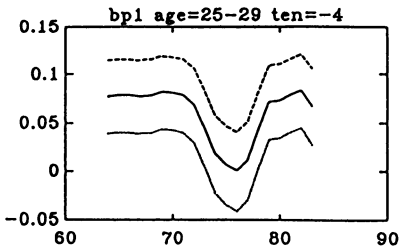


图 3 - 11

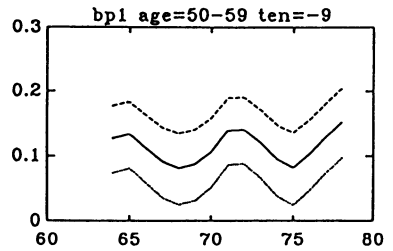


图 3 - 9

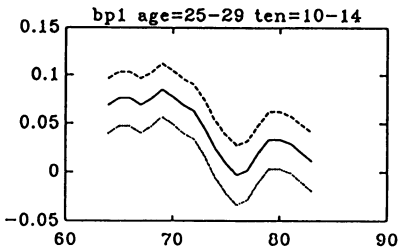
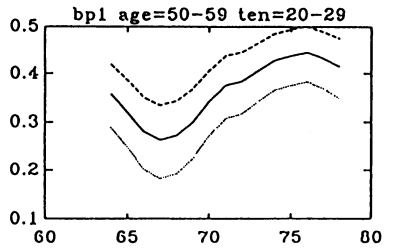


图 3 - 12



れ以後では若干の過大推定である。また、攪乱項（測定誤差）が除去されているために幾分滑らかな動きになっている。いずれにしても、推定された離職率は、真の離職率の動きを捉えていると思われる。

また、細かい属性毎の離職率の動きをまとめるのは大変なので、企業規模に関して合計した各コーホートの離職率の時系列上の平均値を表1に示している。表は、中卒ブルー・カラー、高卒以上ブルー・カラー、高卒ホワイト・カラー、大卒ホワイト・カラーの4つに分けて表1-1から表1-4にそれぞれ示されて

表1-1 ブルー・カラー、中卒、企業規模計の平均離職率

年齢	勤続年数 5	10	15	20	30
20	0.1947				
25	0.1485	0.0931			
30	0.1296	0.0839	0.0692		
35	0.1105	0.0719	0.0641		
40	0.1211		0.0585		
50	0.1494		0.0775		0.0821
60	0.1534		0.1866		0.2237

表1-2 ブルー・カラー、高卒以上、企業規模計の平均離職率

年齢	勤続年数 5	10	15	20	30
20	0.0939				
25	0.1047	0.0767			
30	0.1075	0.0695	0.0620		
35	0.1020	0.0725	0.0606		
40	0.0832		0.0609		
50	0.2259		0.0728		0.0623
60	0.1743		0.1757		0.1903

表1-3 ホワイト・カラー，高卒，企業規模計の平均離職率

年齢	勤続年数 5	10	15	20	30
20	0.0105				
25	0.0327	0.0205			
30	0.0448	0.0187	0.0136		
35	0.0491	0.0311	0.0178		
40	0.0322		0.0123		
50	0.1401		0.0412		0.0500
60	0.1434		0.1483		0.1874

表1-4 ホワイト・カラー，大卒，企業規模計の平均離職率

年齢	勤続年数 5	10	15	20	30
20	—				
25	0.0141	—			
30	0.0398	0.0312	—		
35	0.0625	0.0331	0.0294		
40	0.0361		0.0140		
50	0.0666		0.0263		0.0709
60	0.2936		0.1478		0.2249

いる。この表で、5年刻みで定義されている若年の労働者と10年刻みで定義されている高齢の労働者の離職率を比較するとき、前者は1964～1983年の20年間の平均値で後者は1964～1978年の15年間の平均値である事に留意しておかなければならない。

また、細かい属性毎の離職率の動きをまとめるのは大変なので、企業規模に関して合計した各コーホートの離職率の時系列上の平均値を表1に示している。表は、中卒ブルー・カラー，高卒以上ブルー・カラー，高卒ホワイト・カラー，

大卒ホワイト・カラーの4つに分けて表1-1から表1-4にそれぞれ示されている。この表で、5年刻みで定義されている若年の労働者と10年刻みで定義されている高齢の労働者の離職率を比較するとき、前者は1964～1983年の20年間の平均値で後者は1964～1978年の15年間の平均値である事に留意しておかなければならない。

この表1から、離職率が労働者の属性によっていかに異なるかを簡単にまとめてみる。まず、学歴による違いをみってみる。ブルー・カラーの中卒の労働者と高卒以上の労働者の離職率を比較すると、入職期にあたる19歳以下では前者の離職率が後者の約2倍と非常に大きいのが特徴的である。これは、前述したように19歳以下の中卒と高卒以上では労働者の分布が異なる事の影響の表れであると思われる。20歳以上でも35歳までは、中卒の方が1～4%ほど高いが、年齢が上がるとともに、あるいは在職期間が延びるに伴いその差は縮小している。30歳以上でも全体的には中卒の方が高いが、50～59歳で在職期間10年以下の労働者では高卒以上の方が高い。ホワイト・カラーの高卒の労働者と大卒の労働者の離職率では、40歳までは同じ年齢・在職期間同士で比較すると大学新卒者の入職時期にあたる年齢20～25歳で在職期間が5年未満でのコーホートを除いて大卒の方が1, 2%高い。また、両者で入職時点が異なる事を考慮に入れて、大卒のあるコーホートと同じ年齢で在職期間が5年長い高卒のコーホートと比較してみると、40歳まででは全てのコーホートで大卒の方が1, 2%高い。40歳以上では両者に系統的な特徴は見いだせない。ただし、年齢が50～59歳で在職期間が10年未満と20～30年のコーホートで大卒が高卒よりもかなり高い事が目立つ。同じ年齢で在職期間のコーホートでの職種間の離職率を比較すると、40歳以下ではブルー・カラーはホワイト・カラーの2倍以上である。特に年齢が若く在職期間が浅いコーホートでは10倍以上の違いがある。30歳以上では一概に言えずホワイト・カラーがブルー・カラーを上回る事がしばしばある。40歳以上で両者に系統的な特徴は見いだせない。次に各在職期間毎での年齢による離職率の違いを見てみる。ブルー・カラーの35歳未満では、若干の例外もあるがほぼ全ての在職期間の区分で離職率が年齢に対して減少しているか

あるいは差がない。逆に、ブルー・カラーの30歳以上では全体的には年齢に対して増加している。つまり、ブルー・カラーでは年齢が30～39歳の時に離職率が最低になる。一方、ホワイト・カラーでは、35歳以下でも30歳以上の労働者でも全ての在職期間のコーホートで離職率は年齢に対してほぼ増加しているが、30～39歳で離職率が下方にジャンプしている。これらの30～39歳での離職率が低く表されるのは、平均をとっている期間の長さの違いや、コーホートの刻み幅が5年から10年に変更されているのが影響していると思われる。在職期間に関しては40歳以下の全ての年齢区分で、離職率は在職期間に対して減少している。しかし、40～49歳以下では高卒以上のブルー・カラーを除く3つの労働者の属性では在職期間が10～19年の労働者の方が、20～29年の労働者よりも低い。また、50～59歳では大卒ホワイト・カラーで在職期間が10年未満のコーホートを除いて、在職期間が短い方が低い離職率になっている。図2で対角線上に位置しているコーホートは、ほぼ最終学校卒業以来一つの企業に勤め続けている労働者が属するコーホートである。したがって、50～59歳での離職率は、途中入社労働者の方が勤め続けている労働者よりも離職率が低い事を示している。これは、定年制もしくはそれに基づく退職制度が、勤続年数の長い労働者に対してより積極的に活用されている事の表れであると思われる。

最後に企業規模と離職率との関係を見てみよう⁷⁾。35歳以下では、中企業での離職率は大企業での約1.5～2倍であり、小企業での離職率は中企業の約2～2.5倍である。しかし、40歳以上では系統的な特徴を見いだせない。先ほども特徴として指摘した50～59歳では、特に在職期間が10年以上では、中企業での離職率は大企業の離職率を、小企業での離職率は中企業の離職率を、かなり下回っている。例えば、50～59歳で在職期間20～29年の大卒ホワイト・カラーでは、大企業では30%、中企業では16%、小企業では5%となっている。ブルー・カラーでも状況は同じで、50～59歳で在職期間20～29年の中卒で、大企業では36%、中企業では20%、小企業では8%となっている。また、大・中企業で、50～59歳では在職期間に関して離職率が増加する傾向が見られるが、小企業では逆に在職期間に関して離職率が著しく減少している。これは、前述した

定年制や退職制度が企業規模が大きいほど広範囲に実施されている事を示していると思われる。逆に、中・小企業では大企業で定年に相当する労働者に対しても価値が見いだされ活用されていると言えよう。全体的には、学歴間、職種間、企業規模間で大きな差があるが、年齢や在職期間と離職率との関係は50～59歳を除いて労働者や企業の属性によって大きく変わらず傾向的には同じである事が明らかになった。

次に各コーホートで定義される離職率の時系列上での動きを簡単に整理してみる。これらは、さまざまな動きをしているが大きくいくつかのパターンに分ける事ができる。

- 1975年前後を谷としている。……図3-1～5, 8～11がその例である。大企業の労働者に多くみられる。
- 1975年前後を山としている。……図3-6, 7, 12がその例である。小企業の労働者や50～59歳の労働者に多くみられる。
- 単調に減少……小企業でのブルー・カラーに多くみられる。

1975年前後を谷とするか山とするかは、マクロ的なショックに対する反応の方向性の違いである。図4-2（後述）から、1975年は急激な景気の後退期である事が分かる。したがって、1975年前後を谷とするコーホートでは離職率が procyclical であり、逆に1975年前後を山とするコーホートでは離職率が countercyclical である事を示している。これは、労働者や企業の属性を細かく区切る事によって、離職率が procyclical であるとする従来の考え（McLaughlin (1991), 樋口 (1991)）に新たな視点を与えるものである⁸⁾。また、小企業や50歳以上の労働者で、離職率が countercyclical な動きを見せる傾向にあるというのは、非常に集計の程度が高いレベルでの推定である樋口 (1991) と同じである。

これらの時系列的に得られた多くの離職率と経済成長や景気循環といったマクロの状態とを直接に結び付けて考察する事は非常に重要な意味があると思われる。しかし、本稿では労働者の効用最大化問題という視点に立ってそれに限定して、lifetime earning-tenure profile と離職率との関係を中心に次節以後考

察する。

第3節 賃金構造の推定

本節では、離職率を説明する lifetime earning-tenure profile を求める基礎となる賃金構造を定める。推定は、企業規模毎でのブルー・カラーの中卒と高卒以上、ホワイト・カラーの高卒と大卒の労働者についてクロス・セクションのデータを時系列上でプールして行う。従来の多くの賃金構造の研究では、もっぱらある年もしくは2、3年のクロス・セクション上のデータを用いて推定され（Hashimoto-Raisian (1985), Higuchi (1989)), そこから時系列上の動きに対する示唆がなされている。しかし、これらはいくまでも示唆に過ぎず、時系列上でデータを整備し賃金構造の形成並びに変化を明らかにすることは重要な課題である。⁹⁾

推定に用いる賃金関数は従来の研究に従い、Mincer型で年齢、在職期間に関して2次の関数形を想定する。推定に用いた変数は以下の通りである。被説明変数は賃金センサスでの賃金を消費者物価指数と労働時間で修正した数値の対数値である。説明変数として、次の変数を用いた。まず、マクロの状態として経済成長を示す変数としてCPIで実質化した従業者1人あたり付加価値額の対数値（以下LFと表す）を、また、景気の変動を示す変数として日銀短観の業況判断（良い-悪い）指標（以下Gと表す）を用いる。これらの変数は、企業規模別での変数が利用できる。ただし、日銀短観は1973年以前には主要企業についてのみの調査しかなされていないことから、企業規模別に関するデータは得られないので、主要企業に関する数値と1974年以後の企業規模別の数値との安定的な関係から1964~1973年の企業規模別の数値を得た。この2種類の系列は図4-1と図4-2にそれぞれ示されている。これらの図から規模間でLFはほぼ同じ成長率を示し、またGは若干の水準の違いがあるもののほぼ同じ動きを示している事が分かる。労働者の属性を表す変数として、一般的な Hu-

図 4-1 従業者 1 人あたり付加価値

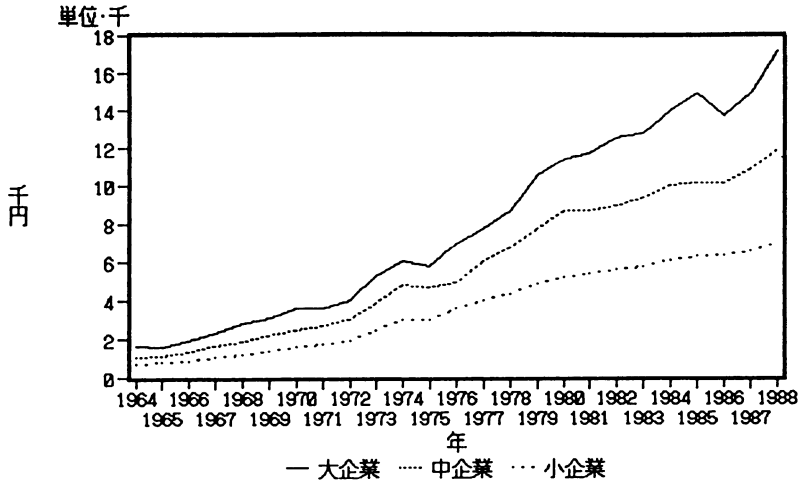
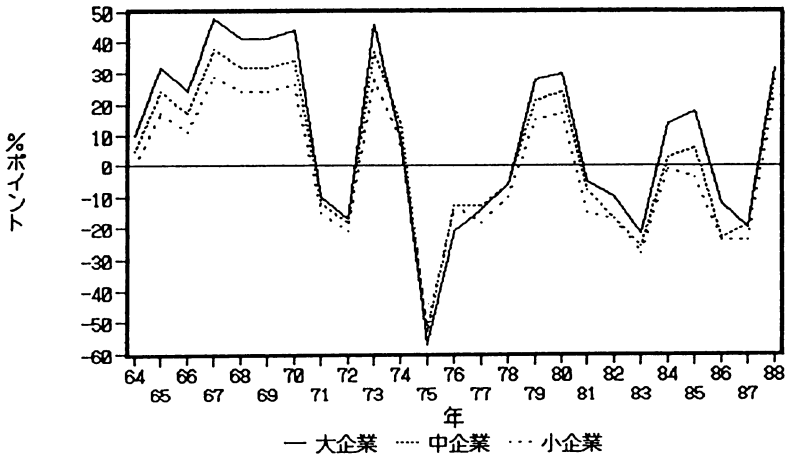


図 4-2 短観業況判断指標



man Capital の指標として労働者の卒業後年数 A と Firm Specific Human Capital の指標としての在職期間 T を用い、これらの二次式を成しているとする (A^2 , T^2 はそれぞれ A と T の自乗項, AT は交差項である)。さらに、労働者の属

性とマクロの状態との交差項である ALF, TLF, AG, TG から、景気変動や経済成長が卒業後年数や勤続年数の賃金成長率への影響を捉える。また、1984年に賃金の定義が変化したこと（詳しくは APPENDIX 3 を見よ）によるダミー変数である D_{84} を用いる。つまり、推定式は $W(t, A, T, k, f)$ を t 期に卒業後年数が A 、在職期間が T 、学歴や職種という労働者の属性が k 、企業の属性としての企業規模が f である労働者の時間当たり実質賃金とするとすると、

$$\ln W(t, A, T, k, f) = \beta_0 + \beta_1 LF_t + \beta_2 G_t + \beta_3 A + \beta_4 ALF_t + \beta_5 AG_t \\ + \beta_6 A^2 + \beta_7 T + \beta_8 TLF_t + \beta_9 TG_t + \beta_{10} T^2 + \beta_{11} AT + \beta_{12} D_{84}$$

となる。この推定式が、 k と f について与えられる。推定法は、賃金が定義されている (t, A, T, k, f) と同じコーホートに属する労働者数でウエイト付けした加重最小自乗法である。¹⁰⁾ 標本数はいずれの場合も 1,500 以上である。結果は、表 2 にまとめられている。

まず、卒業後年数と在職期間に関する構造からみていく。一部で有意でない場合もあるが、小企業でのホワイト・カラー、大卒での T^2 を除いて正の凹関数となっている。また、 AT の項は、正負が混合している。全体的には従来のクロス・セクション上での分析とほぼ同じである。

切片、 LF 、 G の係数は、 $A=0$ 、 $T=0$ である労働者、つまり新規学卒者の賃金を表している。これに対するマクロの状態の影響は、非常に明瞭である。大企業、中企業では、経済成長は新規学卒者の賃金成長率を高め、その程度は大企業の方が大きい。また、好況期には新規学卒者の賃金成長率を低める効果がある。しかし、係数的には経済成長に対する賃金の弾力性の方が景気循環に対する弾力性よりも約 200 倍大きい。したがって、実際には好況期では相対的に経済成長率が高いので賃金成長率は上昇すると思われる。一方、小企業では、¹¹⁾ 景気循環のみならず経済成長も賃金成長率を低める効果を持つ。これらの係数から、新規学卒者という労働者に限ってではあるが、経済成長は賃金の企業規模間格差を拡大する方向に働くことが明らかになる。また、景気循環の影響が、全ての場合で負で有意であるという結果は注目に値する。これは、労働者の属性をコントロールしてもなお、実質賃金は景気に対して逆相関であることを示

している。これらの点は、今後十分な検討が必要な点であると思われる。

表 2-1 賃金関数の推定：ブルー・カラー、中卒

	大企業		中企業		小企業	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
切片	-11.614 ¹⁾	-69.552 ²⁾	-8.7091	-33.459	2.8395	5.8499
LF	1.1915	64.522	0.89447	30.082	-0.40701	-7.6433
G	-0.37184E-2	-21.665	-0.32298E-2	-10.078	-0.32147E-2	-7.2825
A	0.13945	16.112	0.84413E-1	7.5606	0.81532E-1	4.9053
ALF	-0.90509E-2	-9.5363	-0.33876E-2	-2.6756	-0.33553E-2	-1.8456
AG	0.35543E-4	3.7699	0.33821E-4	2.5040	0.32663E-4	2.0228
A2	-0.10645E-2	-45.557	-0.99546E-3	-35.158	-0.87953E-3	-31.145
T	0.89320E-1	8.4167	0.66963E-1	3.5552	0.15442E-1	0.54928
TLF	-0.87958E-2	-7.5246	-0.55843E-2	-2.6218	0.11655E-2	0.37853
TG	0.25486E-4	2.3510	0.28749E-4	1.4114	0.50292E-4	1.8213
T2	-0.36971E-3	-11.682	-0.36071E-3	-6.0077	-0.34427E-3	-4.8514
AT	0.50931E-3	12.469	0.20930E-3	3.2762	-0.14573E-3	-2.1222
D ₈₄	-0.31035	-39.320	-0.24990	-17.870	-0.26888E-1	-1.6682
S.D.	0.435867		0.459449		0.385277	
R ²	0.961040		0.863682		0.734518	

1) 推定値 2) t値

表 2-2 賃金関数の推定：ブルー・カラー、高卒以上

	大企業		中企業		小企業	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
切片	-9.0151	-66.578	-7.9481	-77.577	4.0434	14.950
LF	0.93365	63.648	0.83230	72.817	-0.50727	-16.873
G	-0.35553E-2	-27.421	-0.27105E-2	-24.186	-0.20664E-2	-7.6974
A	0.75589E-1	5.3136	0.66446E-1	8.6612	0.67282E-1	4.8483
ALF	-0.42700E-2	-2.7788	-0.27465E-2	-3.2399	-0.27419E-2	-1.7696
AG	0.32997E-4	2.1681	0.18377E-4	2.0761	0.38587E-4	2.6141
A2	-0.71376E-3	-18.651	-0.84586E-3	-45.159	-0.84939E-3	-30.845
T	0.98191E-1	5.4979	0.11609	8.5995	-0.41380E-1	-1.5579
TLF	-0.82822E-2	-4.2888	-0.10442E-1	-6.9581	0.71504E-2	2.4242
TG	0.37579E-4	2.0854	0.44330E-4	3.2924	0.26794E-4	1.0587
T2	-0.37777E-3	-6.2207	-0.40568E-3	-9.4029	-0.40099E-3	-5.7839
AT	0.23398E-3	3.0542	0.20956E-3	4.6196	0.58630E-4	0.81625
D ₈₄	-0.32226	-50.531	-0.25271	-52.999	-0.81532E-1	-8.8573
S.D.	0.357795		0.351958		0.310181	
R ²	0.946150		0.959378		0.789029	

表 2-3 賃金関数の推定：ホワイト・カラー，高卒

	大企業		中企業		小企業	
切片	-9.1805	-58.202	-7.4693	-60.711	3.3529	10.387
LF	0.94013	54.652	0.77536	56.006	-0.43330	-12.139
G	-0.36369E-2	-22.836	-0.32763E-2	-23.447	-0.27247E-2	-8.6950
A	0.96968E-1	6.5955	0.63699E-1	8.4089	0.88138E-1	6.0331
ALF	-0.53883E-2	-3.3880	-0.14095E-2	-1.6693	-0.40223E-2	-2.4866
AG	0.19447E-4	1.2539	0.33902E-4	3.9109	0.40738E-4	2.6957
A2	-0.74454E-3	-19.251	-0.86072E-3	-44.850	-0.95105E-3	-33.276
T	0.77424E-1	4.7551	0.90697E-1	8.5385	-0.69537E-1	-3.1623
TLF	-0.63367E-2	-3.5910	-0.84408E-2	-7.1036	0.98565E-2	4.0606
TG	0.43269E-4	2.6130	0.40969E-4	3.8238	0.37642E-4	1.7692
T2	-0.13961E-3	-2.9199	-0.22434E-3	-6.7799	-0.40299E-3	-6.9090
AT	0.65925E-5	0.10446	0.15854E-3	4.2321	0.22434E-3	3.6475
D ₈₄	-0.25494	-37.167	-0.17716	-32.159	-0.26336E-1	-2.5265
S.D.	0.427201		0.399117		0.350481	
R ²	0.957648		0.962559		0.817544	

表 2-4 賃金関数の推定：ホワイト・カラー，大卒

	大企業		中企業		小企業	
切片	-6.6721	-37.579	-6.0562	-47.651	3.1704	11.407
LF	0.69503	36.287	0.64330	45.419	-0.38415	-12.424
G	-0.32822E-2	-18.512	-0.29104E-2	-22.142	-0.22596E-2	-8.3237
A	0.47840E-1	2.1131	0.44249E-1	3.9235	0.10906	6.4165
ALF	-0.64437E-3	-0.26518	0.23604E-3	0.18936	-0.69563E-2	-3.6589
AG	0.38017E-4	1.5477	0.29609E-4	2.3095	0.54876E-4	3.0888
A2	-0.41208E-3	-7.3619	-0.66646E-3	-23.656	-0.87285E-3	-24.891
T	0.93461E-1	3.6987	0.11496	7.3043	-0.10414	-3.7921
TLF	-0.73464E-2	-2.7037	-0.11047E-1	-6.3196	0.14316E-1	4.6784
TG	0.31433E-4	1.1952	0.38223E-4	2.4261	-0.56110E-5	-0.21024
T2	-0.13398E-3	-1.6762	-0.54847E-4	-1.0463	-0.27376E-3	-3.3826
AT	-0.26673E-3	-2.5549	-0.48663E-4	-0.80041	-0.58514E-4	-0.68312
D ₈₄	-0.20936	-27.147	-0.14501	-26.383	-0.38326E-1	-3.9403
S.D.	0.417031		0.372262		0.330867	
R ²	0.938639		0.954402		0.812352	

職種、学歴に関しても各係数は、大企業と中企業では係数の大小はあるものの符号や全体的な係数の構造は同じである。一方、小企業は大企業や中企業と比較して、決定度係数が著しく劣っており、符号も有意に異なる場合がある。

これは、小企業の賃金には攪亂的な要素が大きく影響を与え、特異な賃金構造を生じさせているものと思われる。

いずれにしても、全体的には有意でない係数が若干あるものの、決定度係数も適度に高く、真の賃金構造を示していると考えられる。

最後に Ohkusa-Ohta（1993）で分析されている、景気変動と経済成長の wage-tenure profile に与える影響について見てみる。ここでの wage-tenure profile は、成長率単位ではなく金銭単位である。本稿での推定式において、wage-tenure profile の変化はそれぞれ、

$$\frac{\partial(\partial w/\partial t)}{\partial G} = \{\beta_{10} + (\beta_3 + \beta_6 A + \beta_{10} T) (\beta_8 + \beta_9 LF_t + \beta_{10} G_t + 2\beta_{11} T + \beta_{12} A)\} \exp(\beta \mathbf{x}')$$

$$\frac{\partial(\partial w/\partial t)}{\partial LF} = \{\beta_9 + (\beta_2 + \beta_5 A + \beta_9 T) (\beta_8 + \beta_9 LF_t + \beta_{10} G_t + 2\beta_{11} T + \beta_{12} A)\} \exp(\beta \mathbf{x}')$$

で表される。ただし、 β は係数の推定値からなるベクトル、 \mathbf{x} は説明変数からなるベクトルである。特に、説明変数を Ohkusa-Ohta（1993）と同じ $A=1$ 、 $T=1$ で、 LF と G がそれぞれの平均値で評価された数値が表 3 にまとめられている。これによると、大企業と中企業では経済成長によって wage-tenure profile が急になり、好況期には wage-tenure profile が緩くなるという Ohkusa-Ohta（1993）での結果と一致している。小企業では、ホワイト・カラーの大卒労働者でのみ Ohkusa-Ohta（1993）と同じ結果が得られるが、その他の労働者については逆の結果になっている。これは、小企業の賃金関数が特異であるという推定結果が反映されているものと思われる。

表 3-1 G の wage-tenure profile への影響

	大企業	中企業	小企業
ブルー・カラー中卒	-6.2910E-6	-1.0845E-5	-1.7790E-5
ブルー・カラー高卒以上	-2.2629E-5	-1.2113E-5	-3.0313E-6
ホワイト・カラー高卒	-1.4245E-5	-8.9321E-6	1.4994E-5
ホワイト・カラー大卒	-3.5279E-5	-3.2048E-5	-2.7354E-5

表3-2 LFの wage-tenure profile への影響

	大企業	中企業	小企業
ブルー・カラー中卒	0.0018	0.0038	-0.0062
ブルー・カラー高卒以上	0.0067	0.0051	-0.0003172
ホワイト・カラー高卒	0.0056	0.0027	0.0061
ホワイト・カラー大卒	0.0072	0.0066	0.0056

第4節 離職率関数の推定

本節では、第2節での離職率の推定値と第3節での賃金構造の推定結果に基づいて離職率関数を定式化し推定する。本稿での離職率関数は、第1節でも述べたように lifetime earning-tenure profile の減少関数として表される。賃金は、離職行動とは独立で第3節で求められた構造であるとする。この時、将来の経済の状態と自分の将来の離職行動の予測に基づいて lifetime earning の期待値が取り得る全ての年齢や在職期間に関して求めることができる。lifetime earning の分布から特に各年齢での在職期間が0での lifetime earning との差によって lifetime earning-tenure profile が定義される。このようにして求められた lifetime earning-tenure profile と第2節で求められた離職率の推定値との関係を離職率関数として表す。ここで注意しなければならないのは、ここでの離職率関数と離職率関数を求める際に所与とした自分の将来の離職行動の予測が整合的でなければならないということである。したがって、次のような手続きによって離職率関数が求められる。まず、適当に与えられた離職率関数に従って将来の離職行動が起こると予測し、lifetime earning-tenure profile を求め、その lifetime earning-tenure profile と第2節での離職率との関係から新たに離職率関数を改訂する。その改訂された離職率関数に従って将来の離職行動が起こるという予測に基づいて、さらに離職率関数を改訂する。このような過程を、予測に用いた離職率関数とその結果として求められる新たな離職率関数が一致するまで繰り返す¹²⁾。そしてこの過程が収束した時の離職率関数は、

予測と整合的であり求めている離職率関数である。

具体的には、次のようになる。まず、年齢が A 、在職期間が T 、時間とともに変化しない労働者の属性（ここでは学歴と職種¹³⁾）が k 、企業規模などの労働者の属する企業の属性（企業規模）が f である労働者の第 t 期での lifetime earning を $\Omega(t, A, T, k, f)$ とする。この労働者の離職率 $S(t, A, T, k, f)$ は、 $f^\#$ を転職先の企業の属性として

$$S(t, A, T, k, f) = \Pr \{ r > r^*(t, A, T, k, f; E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | \Lambda(t)]), r \sim R(t, A, T, k, f) \}$$

で表されるとする。ここで r は離職するか否かを定める確率変数で、分布関数 R に従っているとする。 r^* は、 r の留保水準である。 r^* と R はともにマクロの状態や企業と労働者の属性に広く依存すると一般に考えられる。さらにここでは、lifetime earning-tenure profile である $\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#)$ の t 期での情報集合 $\Lambda(t)$ 上での期待値の関数である事を明示的に表している。情報集合 $\Lambda(t)$ は将来のマクロの状態に対する期待も含んでおり、全ての主体にとって共通であるとする。言うまでもなく、この期待値も t, A, T, k, f の関数であるが、あえてこのような表記をするのは r^* が $E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | \Lambda(t)]$ を通じての t, A, T, k, f の影響以外に t, A, T, k, f に依存しているか、言い換えるならば労働者や企業の属性による構造上の違いや時間に関して構造変化が存在するか否かを明らかにするのが本節での重要な目的の一つであるからである。簡単化のために r^* の構造を以下の様な $E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | \Lambda(t)]$ に関する logistic な関数型で表せるとする。 $h(\cdot)$ を推定する離職率関数とすると、

$$\begin{aligned} \log \{ S(t, A, T, k, f) / (1 - S(t, A, T, k, f)) \} \\ &= h(t, A, T, k, f) + \varepsilon(t, A, T, k, f) \\ &= \gamma_0(t, A, T, k, f) + \gamma_1(t, A, T, k, f) E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) \\ &\quad - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | \Lambda(t)] + \varepsilon(t, A, T, k, f) \end{aligned}$$

但し、 $\varepsilon(t, A, T, k, f)$ は残差項である。このような定式化により、労働者や企

業の属性による構造上の違いや時間に関して構造変化は、 t, A, T, k, f が異なるときの γ_0 と γ_1 の違いに集約される。

$\Omega(\cdot)$ は、次のように計算される。 $\Omega(\cdot)$ は、とりうる可能な t, A, T, k, f で、 $\Omega(t, A, T, k, f) = w(t, A, T, k, f) + \rho \{ (1 - S(t, A, T, k, f)) E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) | A(t)] + S(t, A, T, k, f) E[\Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | A(t)] \}$

を満たす。但し、 ρ は割引ファクターである。これにしたがって、引退期 (M) での $\Omega(\cdot) = 0$ として逐次に入職期まで求められる。 $E[\Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | A(t)]$ は、現在勤めている企業の属性を m とすると $\sum_{n=1}^3 \pi_{m,n} E[\Omega(t+1, A+1, 0, k, n) | A(t)]$ で表されたとする。ただし、 $\pi_{m,n}$ は、企業規模 n の企業から企業規模 m の企業に転職する確率で時間に関して一定であるとする¹⁴⁾。

推定は、第2節から得られた離職率の推定値を $S(t, A, T, k, f)$ とし、様々な要因に関してとられる残差自乗和 $\sum \varepsilon(t, A, T, k, f)^2$ を最小化する γ_0 と γ_1 をガウス・ニュートン法で求める事によって行う。要因 (t, A, T, k, f) 全てで残差自乗和を定義すると γ_0 と γ_1 は労働者や企業の構造上の違いや時間的な構造変化が無いという前提の下での推定となる。もし、 f を除く要因 (t, A, T, k) で残差自乗和を定義すると、企業規模間の構造上の違いを前提とした推定となる。この時得られる推定値は $\gamma_0(f)$ と $\gamma_1(f)$ を意味し、企業規模が及ぼす離職行動への影響が数量化できる。同様の事は i, j, t, k あるいは各要素の組み合わせについても行える。このようにして、労働者や企業の属性によって離職行動は異なるのか、時間的な構造変化は存在するのか、あるいは逆に lifetime earning-tenure profile によって統一的に説明されるのかを明らかにする事ができる。詳しい推定方法は、APPENDIX 2にある。また、推定量の漸近分布も得られるので、それを用いての検定を行う事ができる。推定に際して将来の経済の状態に対する予想が必要になるが、ここでは従業員一人あたりの実質付加価値額 (F) は過去の平均的な成長率で成長し続け、また業況判断指標 (G) は企業規模別の平均値を取りつづけるとする¹⁵⁾。言うまでもなく、この予想に推定は大きく依存し、予想が異なれば推定結果も異なってくる。したがって、予

想と推定結果の関係を調べることは重要なことであるが、本稿では省略する。

推定に用いたパラメーターは、 $M=65$ 、 $\rho=0.96$ とする。これらはそれぞれ65歳で労働市場から退出し、実質利率が年率で約4%であることを意味している。また、入職期は学歴によって異なるが、最終学校卒業の年齢で入職するとする。企業規模間移動の性向として、1987年の就業構造基本調査から得られる $\pi_{1,1}=0.215$ 、 $\pi_{1,2}=0.335$ 、 $\pi_{1,3}=0.449$ 、 $\pi_{2,1}=0.125$ 、 $\pi_{2,2}=0.345$ 、 $\pi_{2,3}=0.530$ 、 $\pi_{3,1}=0.0694$ 、 $\pi_{3,2}=0.238$ 、 $\pi_{3,3}=0.691$ を用いる。

実際の推定では、第2節でも述べたように高齢の労働者の離職率が1964～1978年までしか利用できないので、比較可能にするために

$$\begin{aligned} h(t, A, T, k, f) = & \gamma_{0Y}(t, A, T, k, f)D_Y \\ & + \gamma_{1Y}(t, A, T, k, f)D_Y E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) \\ & - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | A(t)] + \gamma_{00}(t, A, T, k, f)D_0 \\ & + \gamma_{10}(t, A, T, k, f)D_0 E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) \\ & - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | A(t)] \end{aligned}$$

但し、 D_Y は35歳以下で5年刻みに定義されるコーホート
での労働者に対するダミー変数

D_0 は30歳以上で10年刻みに定義されるコーホート
での労働者に対するダミー変数

という関数形を用いる（以下、 γ_0 は γ_{0Y} と γ_{00} からなるベクトル、 γ_1 は γ_{1Y} と γ_{10} からなるベクトルの意味で用いる）。

まず、特に学歴、職種といった労働者の属性と企業規模を固定して年齢、在職期間、時系列に関しての残差自乗和を定義し $\gamma_0(k, f)$ と $\gamma_1(k, f)$ を推定する¹⁶⁾。したがって、標本数は340個である（大卒のホワイト・カラーは、280個である）。推定結果は表4にまとめられている。表4での最初の4列は推定された係数（上段）とそのt値（下段）、第5列に決定度係数が示されている。表4から、まず、大卒、ホワイト・カラーの決定度係数が全ての企業規模で相対的に低いのが分かる。これは、 γ_1 の推定値とそのt値から γ_1 が数値的にも小さくなくまた有意でない事による。他の労働者の属性では、0.9を上回っているものも

表4 離職率関数の推定

	γ_{0y}	γ_{1y}	γ_{00}	γ_{10}	R^2
bp1	- 3.320	-0.355	- 4.971	0.764	0.697
	- 4.363	-0.225	- 2.170	0.573	
bh1	- 4.122	-0.006	- 1.897	-0.442	0.924
	- 9.495	-0.459	- 2.268	-2.496	
wh1	- 7.829	-0.034	-11.252	6.801	0.795
	- 6.257	-0.878	- 2.504	1.741	
wu1	- 5.057	-0.005	- 2.461	0.035	0.643
	- 3.636	-0.141	- 2.506	0.870	
bp2	- 1.675	-0.984	0.046	-0.912	0.922
	- 4.730	-2.151	0.197	-9.147	
bh2	- 2.178	-0.002	- 0.564	-0.655	0.910
	- 8.996	-0.167	- 1.439	-4.016	
wh2	- 3.351	0.008	- 1.958	0.292	0.941
	-12.001	0.874	- 3.140	0.556	
wu2	- 2.876	0.002	- 1.204	0.029	0.175
	- 2.357	0.063	- 1.405	0.682	
bp3	- 1.479	-1.026	- 0.682	-0.861	0.952
	- 6.025	-2.731	- 2.961	-4.334	
bh3	- 2.291	0.004	- 0.859	-0.625	0.960
	-13.689	0.237	- 3.935	-6.082	
wh3	- 2.668	0.002	- 0.814	-0.411	0.969
	-17.279	0.118	- 4.185	-6.589	
wu3	- 2.421	0.005	- 1.230	0.025	0.061
	- 2.215	0.100	- 1.539	0.336	

上段は、推定値

下段は、t値

多く全体的に良好な推定結果を得られている。一方、企業規模別では、大企業での決定度係数が中・小企業よりも低い傾向にある。また、中企業の中卒、ブルー・カラーでの γ_{00} を除いて、定数項 γ_0 は負で有意である。つまり、lifetime earning-tenure profile が調整されれば、同じ属性に属している労働者の間での離職率の違いはなく、むしろ第2節でみたような年齢や在職期間による離職率の違いは lifetime earning-tenure profile の違いによって形成されたものであるという推測を与える。また、 γ_0 が正である中企業の中卒、ブルー・カラーでの γ_{00} も、それに対応する γ_{10} が他の推定値と比較して数値的に（絶

対値の意味で)大きく、また非常に t 値も大きいので、その影響で有意に0とは異ならなくなったものと推測される。では、その lifetime earning-tenure profile が離職率にいかなる影響を与えているのであろうか。本稿での仮説は、lifetime earning-tenure profile と離職率との間の負の相関関係を意味するものであった。したがって、帰無仮説は、 $\gamma_1 < 0$ である。この帰無仮説が10%有意水準で棄却されるのは大企業の高卒、ホワイト・カラーでの γ_{10} のみである。これも5%有意水準では棄却されない。したがって、本稿での仮説は妥当である事が確かめられた。しかし、有意ではないものの数値的には逆の符号(+)を持つケースも少なくない。

以上の推定結果は、全体的には仮説を支持するものの、決定度係数が低い大卒、ホワイト・カラーや大企業で、また γ_1 が正となった属性においては lifetime earning-tenure profile 以外の要因も重要である事を示唆している。その要因の一つとして、毎年の労働者を取りまく環境の変化がある。これは、たとえ lifetime earning-tenure profile が同じであっても、求人している企業数やあるいは求職している労働者数の違いによって離職するか否かの意志決定が異なるであろうし、また転職に関する情報機関の発達という環境の変化も離職率関数に大きな影響を与えると思われる。そこで、次に各年の学歴、職種といった労働者の属性と企業規模を固定して年齢、在職期間に関しての残差自乗和を定義し $\gamma_0(t, k, f)$ と $\gamma_1(t, k, f)$ を推定する。したがって、標本数は1978年以前で17個、以後で9個である。推定結果は表5にまとめられている¹⁷⁾。表5に収められている労働者や企業の属性は、図3で取り上げた企業規模別の大卒、ホワイト・カラー(表5-1~3)と大企業での中卒、ブルー・カラー(表5-4)である。第5列から、第4表で決定度係数が低かった大卒、ホワイト・カラーや大企業においてさえも、決定度係数がかなり高い事がわかる。したがって、各年の $h(\cdot)$ は、十分に離職行動を説明している。帰無仮説 $\gamma_1 < 0$ は、やはり多くの場合で棄却されない。労働者や企業の属性毎の時系列での γ_1 は480個の要素があるが、1%の有意水準で棄却されるのは、中企業、大卒、ホワイト・カラーの1974、75年での γ_{10} と中企業、高卒、ホワイト・カラーの1975年での

γ_{1Y} の3例のみである。また、5%有意水準では、9例、10%有意水準では、25例が棄却される。これらの棄却されるケースは全体の中ではごく稀であり、残りの多くの係数に関しては帰無仮説は棄却されない。棄却されたケースを各種分類で区分してみると次のようになる。企業規模別では、大企業で7例、中企業で11例、小企業で7例、学歴・職種別では高卒以上のブルー・カラーで2例、高卒ホワイト・カラーで9例、大卒ホワイト・カラーで14例、 γ_{1Y} と γ_{10} の別では γ_{1Y} が11例、 γ_{10} が14例である。年では1966、67年と1973、74年が3例、1975～77年で2例、1965、70、71、83年で1例ずつである。これらの数値から、大卒、ホワイト・カラーほど、高学歴ほど、高齢労働者であるほどそうでない場合と比べて棄却される例が多い。また、企業規模間では中企業の方がやや大・小企業より棄却される例が多いものの、大きな差はない。年では、図4-2によると景気が好転する時に、棄却され易い傾向があるが、逆の例も多く一概には言えない。まとめると、ホワイト・カラーほど、高学歴ほど、高齢労働者であるほど *lifetime earning-tenure profile* と離職率との負の関係が成り立っていない場合が多く、他の要因が働いている。 γ_1 の係数を労働者や企業の属性間で比較してみると、中卒のブルー・カラーが企業規模によらず最も（負の意味で）大きく、離職率が *lifetime earning-tenure profile* に感応的である。また、全体的にはブルー・カラーの方がホワイト・カラーよりも大きい。また、表4と同じく有意でないものの γ_1 の係数が正となる場合も多く、ほとんどが正であるホワイト・カラーもある（例えば、中・小企業の大卒、ホワイト・カラー）。企業規模間では、系統的な特徴は見い出せない。

表5-1 離職率関数の推定：大企業，ホワイト・カラー，大卒

	γ_{0y}	γ_{1y}	γ_{00}	γ_{10}	R^2
1964	- 3.455 - 4.969	-0.001 -0.042	-2.400 -3.909	0.065 1.826	0.839
1965	- 3.204 - 4.816	0.002 0.087	-2.236 -3.831	0.068 1.887	0.829
1966	- 3.204 - 4.803	0.002 0.087	-2.202 -3.842	0.069* 2.087	0.829
1967	- 3.455 - 4.946	-0.001 -0.043	-2.435 -3.804	0.081* 2.452	0.839
1968	- 3.804 - 4.742	-0.003 -0.134	-2.851 -2.823	0.122** 2.577	0.831
1969	- 4.275 - 2.367	-0.007 -0.123	-3.711 -2.485	0.093 1.381	0.645
1970	- 4.983 - 2.730	-0.013 -0.246	-2.498 -2.473	0.114* 2.569	0.666
1971	- 4.185 - 5.146	0.001 0.028	-2.201 -3.796	0.044 1.637	0.836
1972	- 3.851 - 5.178	0.012 0.567	-2.203 -4.070	0.038 1.578	0.846
1973	- 4.055 - 5.479	0.016 0.856	-2.360 -4.102	0.033 1.451	0.859
1974	- 4.333 - 5.761	0.026 1.286	-2.734 -3.895	0.035 1.200	0.874
1975	- 4.902 - 6.036	0.023 0.961	-6.178 -3.228	0.037 0.434	0.874
1976	- 9.257 - 5.434	-0.052 -1.103	-5.057 -2.865	0.056 0.755	0.800
1977	- 9.681 - 4.997	-0.081 -1.546	-3.707 -2.417	0.082 1.294	0.762
1978	- 4.871 - 5.296	-0.011 -0.468	-2.461 -3.271	0.035 1.135	0.822
1979	- 4.171 -30.792	-0.007 -2.068			0.996
1980	- 4.029 -33.745	-0.005 -1.599			0.997
1981	- 4.046 -29.800	-0.003 -0.828			0.996
1982	- 4.277 -23.484	-0.001 -0.258			0.994
1983	- 5.057 -22.049	-0.005 -0.858			0.993

上段は、推定値 * : 10%有意水準で帰無仮説を棄却 ** : 5%有意水準で帰無仮説を棄却
 下段は、t値 *** : 1%有意水準で帰無仮説を棄却

表5-2 離職率関数の推定：中企業，ホワイト・カラー，大卒

	γ_{0Y}	γ_{1Y}	γ_{00}	γ_{10}	R^2
1964	- 2.422	0.008	-2.379	0.043	0.896
	- 5.700	0.439	-6.029	1.482	
1965	- 2.356	0.007	-2.386	0.030	0.873
	- 5.081	0.355	-5.878	0.982	
1966	- 2.355	0.007	-2.391	0.026	0.873
	- 5.072	0.356	-5.849	0.902	
1967	- 2.420	0.007	-2.374	0.033	0.896
	- 5.675	0.441	-6.584	1.460	
1968	- 2.593	0.004	-2.387	0.048*	0.912
	- 6.174	0.305	-7.146	2.385	
1969	- 2.842	0.002	-2.420	0.035	0.758
	- 2.557	0.055	-7.118	1.815	
1970	- 3.174	0.002	-2.453	0.025	0.782
	- 2.912	0.070	-6.582	1.197	
1971	- 3.418	0.005	-2.436	0.025	0.921
	- 7.067	0.344	-6.114	1.147	
1972	- 3.761	0.007	-2.396	0.032	0.906
	- 6.753	0.382	-5.586	1.398	
1973	- 3.978	0.018	-2.605	0.062*	0.890
	- 5.971	0.953	-5.216	2.556	
1974	- 3.849	0.024	-3.088	0.208***	0.910
	- 6.465	1.393	-5.088	7.230	
1975	- 3.509	0.024	-2.879	0.230***	0.916
	- 6.681	1.506	-5.194	8.184	
1976	- 3.336	0.023	-2.733	0.145**	0.918
	- 6.829	1.499	-3.048	3.086	
1977	- 3.210	0.011	-2.227	0.047*	0.923
	- 7.464	0.913	-5.971	2.488	
1978	- 3.441	0.002	-2.109	0.034	0.927
	- 8.377	0.160	-5.359	1.756	
1979	- 3.412	0.000			0.986
	-14.556	0.079			
1980	- 3.201	0.000			0.994
	-22.435	0.073			
1981	- 3.018	-0.000			0.998
	-37.067	-0.127			
1982	- 3.020	0.001			0.999
	-62.954	0.516			
1983	- 2.877	0.002			0.999
	-54.881	1.434			

表5-3 離職率関数の推定:小企業, ホワイト・カラー, 大卒

	γ_{0Y}	γ_{1Y}	γ_{00}	γ_{10}	R^2
1964	- 1.815 - 1.620	0.010 0.208	- 2.518 - 8.321	0.024 1.270	0.703
1965	- 1.735 - 1.488	0.012 0.222	- 2.825 - 6.094	0.021 0.725	0.694
1966	- 1.735 - 1.486	0.012 0.221	- 2.491 - 2.472	0.138* 2.093	0.692
1967	- 1.816 - 1.614	0.011 0.205	- 2.448 - 2.438	0.149* 2.137	0.699
1968	- 2.143 - 1.924	0.013 0.244	- 2.571 - 2.563	0.150* 2.081	0.716
1969	- 2.506 - 6.711	0.021 1.100	- 2.802 - 2.803	0.150 1.989	0.934
1970	- 2.811 - 9.271	0.017 1.106	- 4.528 - 3.122	0.076 0.722	0.956
1971	- 3.023 - 9.871	0.016 1.034	- 5.439 - 3.684	-0.027 -0.255	0.958
1972	- 3.158 - 9.184	0.028 1.548	- 4.094 - 3.604	-0.011 -0.131	0.952
1973	- 2.788 -11.130	0.025 1.745	- 2.495 - 9.404	0.040 1.771	0.966
1974	- 2.685 -13.188	0.016 1.395	- 2.297 - 9.051	0.027 1.264	0.973
1975	- 2.523 -13.143	0.016 1.538	- 2.160 - 9.066	0.024 1.240	0.973
1976	- 2.390 -13.263	0.013 1.332	- 2.227 - 9.677	0.021 1.096	0.973
1977	- 2.298 -13.921	0.008 0.891	- 2.176 -10.326	0.016 0.896	0.976
1978	- 2.330 -13.528	0.005 0.506	- 1.960 -11.888	0.023 1.536	0.974
1979	- 2.300 -42.060	0.005 1.411			0.998
1980	- 2.282 -40.889	0.006* 1.932			0.998
1981	- 2.344 -28.921	0.005 1.151			0.996
1982	- 2.371 -18.714	0.007 0.984			0.992
1983	- 2.407 -21.607	0.007 1.107			0.994

表5-4 離職率関数の推定：大企業、ブルー・カラー、中卒

	γ_{0v}	γ_{1v}	γ_{0o}	γ_{1o}	R^2
1964	- 2.295	-0.320	-2.567	0.656	0.937
	-10.071	-1.584	-3.464	0.823	
1965	- 2.219	-0.311	-2.318	0.563	0.943
	-10.423	-1.770	-4.010	0.887	
1966	- 2.222	-0.326	-2.251	0.531	0.943
	-10.698	-1.736	-4.332	0.959	
1967	- 2.299	-0.359	-2.303	0.540	0.938
	-10.497	-1.536	-4.164	0.953	
1968	- 2.293	-0.366	-2.398	0.588	0.924
	- 9.346	-1.168	-3.934	0.950	
1969	- 2.282	-0.357	-2.460	0.666	0.908
	- 8.235	-0.937	-3.914	1.007	
1970	- 2.343	-0.424	-2.513	0.724	0.897
	- 7.646	-0.863	-3.851	1.039	
1971	- 2.358	-0.453	-2.513	0.667	0.880
	- 7.041	-0.958	-3.520	0.904	
1972	- 2.446	-0.562	-2.653	0.665	0.874
	- 6.809	-1.004	-3.171	0.808	
1973	- 2.758	-0.876	-2.899	0.745	0.875
	- 6.582	-1.007	-2.759	0.741	
1974	- 3.219	-1.482	-3.301	0.851	0.878
	- 6.455	-1.813	-2.539	0.711	
1975	- 3.361	-3.558	-4.906	0.853	0.880
	- 4.771	-3.853	-1.458	0.387	
1976	- 6.225	-2.725	-5.267	0.834	0.827
	- 5.564	-1.697	-1.620	0.442	
1977	- 3.663	-3.644	-5.245	0.827	0.835
	- 4.174	-2.559	-1.625	0.446	
1978	- 3.118	-0.647	-4.992	0.778	0.886
	- 7.174	-0.766	-1.551	0.420	
1979	- 2.744	-0.859			0.989
	-18.166	-1.820			
1980	- 2.660	-0.875			0.988
	-17.486	-1.832			
1981	- 2.629	-1.013			0.985
	-15.584	-2.070			
1982	- 2.614	-1.703			0.980
	-13.008	-2.861			
1983	- 2.773	-2.597			0.976
	-10.897	-3.330			

以上の分析から、全体的には離職率と lifetime earning-tenure profile との負の関係という仮説は棄却されないと結論づける事ができる。しかし、棄却されなかったケースや誤った符号を示すケースも多く、今後のさらに細かい分析が必要である。

ホワイト・カラーで、特に大卒のホワイト・カラーで帰無仮説が棄却されなかったり γ_1 の係数が正となる場合が多い理由の一つとして、他の労働者の属性では余り重要ではないが大卒のホワイト・カラーでは重要であると思われる昇進の存在が挙げられる。もし、労働者が昇進を非常に重要視しており、また、比較的少ない労働者のみが昇進していくと考えるならば、昇進競争に破れた労働者は、たとえ lifetime earning-tenure profile は高くとも、離職していくと考えられる（有賀・ブルネロ・太田・岸・大日（1990））。これは、離職率と lifetime earning-tenure profile との負の関係を相殺する方向へ影響する。また、以上の分析の中では無視したが、実際の経済ではおそらく非常に重要な役割を担っていると思われる要因に退職金とボーナスがある。退職金は、一般に退職時での在職期間に対する単調な増加関数であると考えられる。もし、そうであるとすると、退職金の存在は lifetime earning-tenure profile を大きくさせる方向に働く。つまり、退職金の存在を無視した本稿での分析では lifetime earning-tenure profile が過小推定され、その結果 γ_1 が過大に推定されたのかも知れない。いずれにしても、若い労働者にとって、退職金の存在はかなり割り引かれていると思われるが、高齢の労働者にとっては重要な要因であると思われる。また、大企業ほどその制度が充実していると思われるので、退職金の存在は企業規模間の特徴を理解するのに重要な要因であると思われる。しかし、退職金と在職期間との安定的な関係は、具体的には余り明かではないので数値化し分析する事は本稿では行っていない。本稿での枠組みでは在職期間に関する分析を行う事によって、この問題は部分的に解消できると思われる。一方、ボーナスは、労働者が企業から得る所得のかかなりの部分を占めているというのは周知の事実（Nakamura-Nakamura（1991））である。また、ボーナスは景気循環の影響を強く受けると考えられている。したがって、ボーナスの存在を無視

した分析は、景気循環への感応性をかなり落とした分析に留まっている。もっとも、本稿では推定における将来のマクロの状態に関する予測は、景気循環は生じない（平均的な状態をとり続ける）と仮定していたので、景気循環に対する感応性は全く無いという前提での推定となっている。ボーナスは賃金に対してほぼ比例的に支払われるので、ボーナスの存在を無視する事によって lifetime earning-tenure profile は過小推定され、その結果 γ_1 が過大に推定されたのかも知れない。したがって、ボーナスも退職金と同様に、離職率と lifetime earning-tenure profile との負の関係を相殺する方向へ影響する。

これらの点が、今後の課題である事は言うまでもない。

第5節 結 び

本稿では、離職率を lifetime earning-tenure profile という視点から捉えるために、まず、労働者や企業の属性で細かく分類された離職率を賃金センサスのデータからカルマン・フィルターの手法を用いて導き出し、次に同じデータを用いて賃金関数をクロス・セクションを時系列的にプールして明らかにした。この2つの結果に基づいて、離職率と lifetime earning-tenure profile との関係をガウス・ニュートン法を用いて推定した。その結果、離職率と lifetime earning-tenure profile の負の相関関係はほとんど全てのケースで棄却されない事が明らかになった。したがって、残された課題は多いものの lifetime earning-tenure profile で測った Firm Specific Human Capital は、離職を下げる効果があると結論づけられる。

最後に残された課題をまとめておこう。

第1に、本稿での分析では、年齢と在職期間に関してデータをプールして離職率関数を求めたが、その他にもさまざまな切り口で離職率関数を捉えることができるという点である。学歴間、職種間での離職率関数の構造上の違いや、時間的な構造変化が存在したか否かに関する F 検定を行えば統計的に確固た

る根拠を得る事になるであろう。また、第4節の最後にも述べたように将来のマクロの状態に対する予測の方式をさまざまに変えて、推定がどのような影響を受けるかという点も興味ある課題である。

第2に、第4節で指摘した昇進、退職金、ボーナスの存在を考慮に入れなければならない。そのためには、まず、それら（特に昇進と退職金）の決定要因について、実証的研究が行わなければならない。

第3に、本稿では、lifetime earning-tenure profile という観点のみから離職率を眺めたが、マクロの状態が離職率に直接に影響を与えている事を明示的に考慮する必要があるだろう。その最も大きな要因であると思われるのが、Ohkusa-Aruga-Brunello-Kishi-Ohta（1990）でも指摘されている転職を考えている労働者が求人を行っておりかつ転職先として見合う企業と出会う確率である。これは、離職率に直接的に効果があると思われる。しかし、適当な企業と遭遇する確率をデータから求めるのは非常に困難であるので、何らかの工夫が必要であると思われる。

Appendix 1

この Appendix では、各コーホートでの毎年の離職率を推定するアルゴリズムについて説明を行う。¹⁹⁾ 5年刻みで離職率が定義されるコーホートと10年刻みで定義されるコーホートに対するアルゴリズムは原理的には全く同じであるので以下では5年刻みで離職率が定義されるコーホートについてのみ行う。

1) $n(t, A, T)$ を t 期での年齢が第 A 区分で在職期間が第 T 区分である労働者数とすると、

$$S(t, A, T) = (n(t, A, T) - n(t+5, A+1, T+1)) / n(t, A, T)$$

なる $S(t, A, T)$ は、5年間の離職率の加重幾何平均である。次に、 t 期に (A, T) コーホートに属していた労働者の集合を考える。彼らの $t+i$ 期 ($i \geq 0$) における平均的な離職率を $s(t+i, A, T)$ と表すとすると、

$$1 - S(t, A, T) = \prod_{i=0}^4 (1 - s(t+i, A, T))$$

を満たしている。注意しなければならないのは、時間の経過に伴いその労働者の集合はもはや1つのコーホートとしては捉えることができず、分類上複数のコーホートにまたがることになる。したがって、このような設定は、厳密にはコーホート上の動きを追っているわけではない。上式を対数変換して得られる

$$\log(1-S(t, A, T)) = \sum_{i=0}^4 \log(1-s(t+i, A, T))$$

に攪乱項 ($\xi(t, A, T)$) を加えた式は、UC モデル (Unobservable Component Model) として理解できる。

2) ここで重要なのは、 t 期に (A, T) コーホートに属していた労働者の集合での i 期後 ($i \geq 0$) における平均的離職率を $s(t+i, A, T; t)$ と表すとすると、一般に任意の $j > 0$ において $s(t, A, T; t-j) \neq s(t, A, T; t-j-1)$ である。これは $t-j$ 期に (A, T) コーホートに属していた労働者の集合と $t-j-1$ 期に (A, T) コーホートに属していた労働者の集合は多くの部分が重なり合っているものの厳密には異なるからである。そこで以下では、

$$1-s(t, A, T; t-j) = (1-s(t, A, T; t-j-1)) \cdot \varepsilon(t, A, T; t-j-1)$$

$$\log \varepsilon(t, A, T; t-j-1) \sim N(0, g\sigma_2^2)$$

と想定する。これは $\log(1-s(t, A, T; t-j))$ が平均的には $\log(1-s(t, A, T; t-j-1))$ には等しいが、 $g\sigma_2^2$ の正規分布にしたがって乖離していることを意味している。

3) 以上の事をカルマン・フィルターを用いて表現すると、各 (A, T) コーホートにおいて、

$$\text{観測方程式} \quad \log(1-S(t, A, T)) = Z\alpha(t, A, T) + \xi(t, A, T)$$

$$\text{遷移方程式} \quad \alpha(t, A, T) = Y\alpha(t-1, A, T) + \eta(t, A, T)$$

但し、 $Z = [1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1]$,

$$\alpha_t^{i,j} = \begin{bmatrix} \log(1-s(t-1, A, T; t-5)) \\ \log(1-s(t-2, A, T; t-5)) \\ \log(1-s(t-3, A, T; t-5)) \\ \log(1-s(t-4, A, T; t-5)) \\ \log(1-s(t-5, A, T; t-5)) \end{bmatrix},$$

$$Y = \begin{bmatrix} 0.2 & 0.2 & 0.2 & 0.2 & 0.2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix},$$

$$\eta(t, A, T) = \begin{bmatrix} \varepsilon(t-1, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-2, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-3, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-4, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-5, A, T:t-5) \end{bmatrix},$$

$$E[\xi(t, A, T)\eta(t, A, T)'] = [0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0],$$

$$\text{Var}[\xi(t, A, T)\eta(t, A, T)'] = \mathbf{g} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

と表される。Tの第1行の要素がすべて0.2になっているのは、 $\log(1-s(t-1, A, T:t-5))$ は $t-1$ 期での離職率であるために $t-2$ 期以前の離職率からなる $\alpha(t-1, A, T)$ の要素では表現できないので、便宜上 $\alpha(t-1, A, T)$ の要素の平均値を平均とし、分散が σ_1^2 である正規分布にしたがうように想定していることを意味している。

4) このカルマン・フィルタを用いて実際に観察される $S(t, A, T)$ から以下の手順にしたがって $s(t, A, T:t)$ の推定値を求める。

- 初期値の推定 $t=0 \sim N$ (但し、 N は標本数) までの $\log(1-s(t-1, A, T))$ を用いて $h=1 \sim 5$ (以下 $h=1 \sim 5$ とする) での初期値 $\log(1-s(-h, A, T:0))$ とその分散共分散行列を $P(0, A, T)$ を求める。そのために、未知パラメータである σ_1^2 と σ_2^2 を適当に想定し、

$$\log(1-s(N-h, A, T:N-5))=0,$$

$$P(N, A, T) = \text{Var}(\log(1 - s(N-h, A, T; N-5))) = \kappa I$$

但し、 κ は十分に大きい正数

から時間を逆に ($t=N$ から $t=0$ に向けて) カルマン・フィルターを行う。この過程から得られる最後の推定値 $\log(1 - \hat{s}(-h, A, T; 0))$ と $\hat{P}(0, A, T)$ を初期値とする。

- 一期間予測分解 $\log(1 - \hat{s}(-h, A, T; 0))$ と $\hat{P}(0, A, T)$ から今度は正しい時間の流れに沿って ($t=0$ から $t=N$ に向けて) カルマン・フィルターを行う。この過程での一期間予測誤差から尤度が得られる。
- 尤度最大化 上の2つの作業（初期値の推定と一期間予測）を繰り返して尤度を最大化する未知パラメーターである σ_1^2 を σ_2^2 を選ぶ。
- 平滑化 尤度を最大化する σ_1^2 を σ_2^2 に基づく一期間予測から得られる最後の推定値 $\log(1 - \hat{s}(N-h, A, T; N-5))$ と $\hat{P}(N, A, T)$ から時間を逆に ($t=N$ から $t=0$ に向けて) 平滑化を行う。平滑化は一期間予測が過去の情報にのみに基づく推定であるのに対して平滑化によって得られた推定値は全情報に基づく推定である。

最後に得られた平滑化推定量 $\log(1 - \hat{s}(t-h, A, T; t))$ の中で $\log(1 - \hat{s}(t-5, A, T; t-5))$ を変換した $1 - \exp(\log(1 - \hat{s}(t-5, A, T; t-5)))$ からなる系列が各年の (A, T) コーホートにおける離職率の最終的な推定値である。

Appendix 2

この Appendix では、第4節で行ったガウス・ニュートン法による推定方法について説明を行う。²⁰⁾

ガウス・ニュートン法は、残差自乗和を最小にするパラメーターを求めるアルゴリズムで、第4節で行った推定では以下ようになる。残差が定義されている時間や労働者の区分 (t, A, T, k) を v とする。この時、 v と企業の属性 f に対する残差は、 $\epsilon(v, f) = S(v, f) - h(v, f)$ で与えられる。

一般にパラメーターは、異なる v と f を持つ残差 $\epsilon(v, f)$ に対しても微係数

が0ではないので、そのパラメーターの定義されている区分に[ⓐ]を付けて表すとする。 γ を $\gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})$ の $a, v^{ⓐ}, f^{ⓐ}$ に関する列ベクトルとし、以下全ての計算は γ で評価されているとする。

ガウス・ニュートン法は、

$$\gamma^{NEW} = \gamma + (\sum Z \cdot Z')^{-1} \sum Z \cdot \varepsilon'$$

$$\begin{aligned} \text{但し, } z_a(v, f, v^{ⓐ}, f^{ⓐ}) &= - \frac{\partial \varepsilon(v, f)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \\ &= \frac{\partial h(v, f)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \quad (a=0, 1) \end{aligned}$$

但し、 $v \neq v^{ⓐ}$ の時、 $z_a(v, f, v^{ⓐ}, f^{ⓐ}) = 0$

$z(v, f)$ を $z_a(v, f, v^{ⓐ}, f^{ⓐ})$ の $a, v^{ⓐ}, f^{ⓐ}$ に関する列ベクトル

Z を $z(v, f)$ を v, f に関して行方向に並べた行列

ε を $\varepsilon(v, f)$ の v, f に関する列ベクトル

なる γ^{NEW} を新しいパラメーターとする。この過程を繰り返し、収束値が γ の最終的な推定値である。収束した γ の漸近的な分散共分散行列は、 $\sigma^2 = \sum \varepsilon(v, f)^2 / N$ とする $\sigma^2 (\sum Z \cdot Z')^{-1}$ で与えられる（但し N は ε の要素の数）。

以上の手順は、

$$\begin{aligned} \frac{\partial h(v, f)}{\partial \gamma_0(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} &= 1 + \gamma_1(t, A, T, k, f) E \left[\frac{\partial \Omega(t+1, A+1, T+1, k, f)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \right. \\ &\quad \left. - \frac{\partial \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \mid A(t) \right], \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial h(v, f)}{\partial \gamma_1(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} &= E \left[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) \right. \\ &\quad \left. - \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) \mid A(t) \right] \\ &\quad + \gamma_1(t, A, T, k, f) E \left[\frac{\partial \Omega(t+1, A+1, T+1, k, f)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \right. \\ &\quad \left. - \frac{\partial \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \mid A(t) \right], \end{aligned}$$

$$\frac{\partial \Omega(t, A, T, k, f)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} = \rho \left\{ \frac{\partial h(v, f)}{\partial \gamma_a(v^{ⓐ}, f^{ⓐ})} \frac{e^{-h(v, f)}}{(1 + e^{-h(v, f)})^2} \right.$$

$$\begin{aligned} & E[\Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) - \Omega(t+1, A+1, T \\ & + 1, k, f) | \Lambda(t)] \\ & + h(v, f) E \left[\frac{\partial \Omega(t+1, A+1, T+1, k, f)}{\partial \gamma_a(v^\oplus, f^\oplus)} | \Lambda(t) \right] \\ & + (1-h(v, f)) E \left[\frac{\partial \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#)}{\partial \gamma_a(v^\oplus, f^\oplus)} | \Lambda(t) \right] \Bigg\}, \end{aligned}$$

$$\Omega(t, A, T, k, f) = w(t, A, T, k, f) + \rho \{ (1-h(v, f)) E[\Omega(t+1, A+1, T+1, k, f) | \Lambda(t)] + h(v, f) E[\Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#) | \Lambda(t)] \},$$

$$\frac{\partial \Omega(t+1, A+1, 0, k, f^\#)}{\partial \gamma_a(v^\oplus, f^\oplus)} = \sum_{n=1}^3 \pi_{f,n} E \left[\frac{\partial \Omega(t+1, A+1, 0, k, n)}{\partial \gamma_a(v^\oplus, f^\oplus)} | \Lambda(t) \right]$$

で構成される随伴方程式によって行われる。ここで、 $f \neq f^\oplus$ であっても $\partial \Omega(t, A, T, k, f) / \partial \gamma_a(v^\oplus, f^\oplus)$ は一般に 0 ではない。これは、現在勤めている企業とは違う企業であっても、転職時における規模間移動を通じて将来勤める可能性があることが考慮されている事を意味している。

Appendix 3

変数の定義と出典

労働時間当たりの決まって支払われる現金給与（'64～'83）

所定内給与（'84～'88）

（消費者物価指数でデフレート）

（出典）賃金センサス 労働省

消費者物価指数

（出典）物価指標月報 日本銀行

労働時間

（出典）毎月勤労統計調査報告 労働省

「決まって支払われる現金給与」は労働契約、労働協約、あるいは事業所の給与規則等によって、あらかじめ定められている支給条件、算定方法によって支給される給与を指す。一方、「所定内給与」とは、決まって支給される給与

のうち、時間外手当、深夜手当などの超過労働給与以外のものを指す。1983年以前と1984年以降で賃金センサスの定義が以上のように変更された。

従業者一人当たり付加価値額

（出典） 工業統計表 通産省

従業者数で測った企業規模別企業数

（出典） 工業統計表 通産省

業況判断指標（「良い」-「悪い」の%ポイント）

（出典） 主要企業短期経済観測 日本銀行

全国企業短期経済観測 日本銀行

全国調査は1974年以降実施されており、それ以前の主要企業短観からだけでは規模別の指標が入手できない。そこで、本稿では分析にあたり1973年以前の規模別指標に関しては、1974年以降の主要企業の指標を説明変数、各規模の指標を被説明変数とするような最小自乗法を用い推定したものをを用いた。また、短観での規模の分類は中企業及び小企業において区分が賃金センサスのものとは異なっている。

企業規模間の就業移動

（出典） 就業構造基本調査報告（全国編） 総務庁統計局

離職率 （出典） 雇用動向調査報告 労働省

死亡率 （出典） 人口動態統計 厚生省

- 1) 本稿は、Ohkusa-Ariga-Brunello-Kishi-Ohta（1990）でシミュレーションされたモデルの実証研究に相当する。
- 2) 両者が一致するのは、労働者の割引率が1の時のみであるが、これはかなり強い仮定であると思われる。
- 3) ここでの企業規模は、従業者が1,000人以上が大企業、100人以上999人以下が中企業、10人以上99人以下が小企業とそれぞれ分類されている。
- 4) 学歴の区分は、ブルー・カラーでの小学・新中卒、旧中・新高卒以上、ホワイト・カラーでの旧中・新高卒、旧大・新大卒の4種類である。本文中では小学・新中卒、旧中・新高卒、旧大・新大卒を単に中卒、高卒、大卒と呼んでいる。

- 5) 推定された離職率の数値，尤度，分散等の詳しい表は著者に問い合わせたい。
- 6) 推定方法による都合上，1978年以後は全ての年齢・在職期間の区分で離職率を推定できないので，図1でも1978年以前のみが示してある。
- 7) 企業規模別での労働者の属性毎の時系列上での平均値は，本稿では収めていない。
- 8) 解雇による離職が countercyclical であるという考えに立てば，小企業で離職率が countercyclical であるのは離職が転職ではなく解雇によって生じている程度が高い事を意味しているのかも知れない。
- 9) 賃金構造の時系列上の変化を調べた唯一の研究に Ohkusa-Ohta (1993) がある。しかし，これもクロス・セクション上で賃金構造を推定し，その推定値を時系列的に並べて分析しており，本稿のように時系列上でデータをプールしていない。
- 10) この関数形は，ヴェニス大学の G. Brunello 助教授のアドバイスによる。
- 11) これは，経済成長期には小企業が非常に多く設立されるが，それらはいずれも賃金が低く，小企業の平均賃金を押し下げる効果として働き，逆に低成長期にはそのような企業は現れにくく，むしろそれまでは比較的の高い賃金を得ている規模の大きな企業が労働者数を減らすことによって小企業に分類され，結果として小企業の平均賃金を押し上げる効果の表れかも知れない。
- 12) 正確には，両者の差が 10^{-6} 以下になったときに収束したとみなす。
- 13) 職種は実際には変更可能である。しかし，ブルー・カラーとホワイト・カラー間の移動性向が不明であるために，簡単に職種間移動は無いとする。
- 14) この仮定が非常に強い仮定である事は言うまでもない。しかし，規模間移動に関する情報を十分ではないのでこの仮定をもうける事にする。
- 15) 1964～1988年での従業員一人当たりの実質付加価値額成長率の平均値は，大企業4.66%，中企業4.76%，小企業4.16%で，業況判断指標の平均値は大企業10.5，中企業5.76，小企業0.53である。
- 16) 年齢と在職期間に関しての違いは分析の対象としない理由は，第2節で推定された離職率のグラフから年齢と在職期間に関しての違いが他の要因による違いと比較して小さいと判断されるからである。年齢と在職期間を中心にした分析も可能であり，今後の課題である。
- 17) 表5の完全な表は著者に問い合わせたい。
- 18) Nakamura-Nakamura (1991) によると，ボーナスの賃金に対する弾力性は 0.984 と非常に 1 に近い。
- 19) ここでのカルマン・フィルターの手法は，Harvey (1989)，Gersch-Kitagawa

(1983), Kitagawa-Gersch (1984) が詳しい。

20) 詳しい説明は, Harvey (1990) を見よ。

【参考文献】

- Akerloff, G., A. K. Rose and J. Yellen (1988), "Job Switching and Job Satisfaction in the U. S. Labor Market," *Brookings Paper*, 495-582.
- Gersch, W. and G. Kitagawa (1983), "The Prediction of Time Series with Trends and Seasonalities," *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, No. 3, 253-264.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge.
- Hashimoto, M. and J. Raisian (1985), "Employment Tenure and Earning Profiles in Japan and the United States", *the American Economic Review*, 75, 721-735.
- Higuchi, Y. (1989), "Japan's Changing Wage Structure : The Impact of Internal Factors and International Competition", *Journal of the Japanese and International Economies*, 3, 480-499.
- Kitagawa, K. and W. Gersch (1984), "A Smoothness Priors-State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality," *Journal of the American Statistical Association*, 79, No. 386, 378-389.
- McLaughlin, K. (1991), "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover," *Journal of Political Economy*, 99, No. 1, 1-29.
- Mincer, J. and Y. Higuchi (1988), "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, 97-133.
- Nakamura, M. and A. Nakamura (1991), "Risk Behavior and the Determinants of Bonus versus Regular Pay in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 5, 140-159.
- Ohashi, I. (1988), "Specific Human Capital, Wages and Quits in Japanese Manufacturing Industries," *The Economic Studies Quarterly*, 39, 97-117.
- Ohkusa, Y., K. Ariga, G. Brunello, M. Kishi and S. Ohta (1990), "Modeling and Simulating the Labor Market Dynamics, II —Procyclical Quits and Firm Specific Human Capital—," *ISER Discussion Paper*, No. 226.
- Ohkusa, Y. and S. Ohta (1993), "An Empirical Study of the Wage-Tenure Profile in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, forthcoming.
- Ohkusa, Y. (1993), "Testing for the Matching Hypothesis in Japanese Manufactur-

ing," *manuscript*.

Parsons, D. (1972), "Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates," *Journal of Political Economy*, 80, No. 6, 1120-1143.

有賀 健・ブルネロ・ジョルジュ・太田聰一・岸 基史・大日康史（1990），「内部昇進と自発的離職」『構造政策と雇用問題（Ⅱ）』，雇用促進事業団・財団法人関西経済研究センター。

樋口美雄（1991），『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。