

労働市場での中間の年齢層の変化

上野 有子

(一橋大学准教授)

神林 龍

(一橋大学准教授)

本稿では35歳から50歳までの中間層のフルタイム労働者に焦点を当て、バブル崩壊以降の20年間に彼/彼女らが経験してきた労働市場の変化を検証した。その結果、転職の機会費用が従前より小さくなり労働市場の流動化が一定程度中間層にも及び、並行して管理職への昇進に際し内部競争が強まった可能性が示唆された。具体的には、本稿では『賃金構造基本統計調査』と『雇用動向調査』の調査個票を接合した事業所パネルデータセットを構築し、管理職昇進の報奨と異動率との関係を実証的に検討した結果、課長・部長への報奨ともに両者の間には概ね正の相関があることがわかった。こうした変化はRank-order-tournament理論と整合的であり、その意味では日本的雇用慣行のコアである中間層でも、労働市場の構造変化と無関係ではない部分があるといえる。ただし、生え抜き被用者の昇進確率については、課長への昇進確率は各事業所の労働異動率とは負の関係にあり理論モデルと整合的だが、部長への昇進では逆に正の関係が示唆された。これは、部長への昇進は中間層では外部採用とではなく生え抜き間の競争が主体であることと関連があるためと考えられる。したがって、中間層の中でも昇進ステージや年齢によって経験している労働市場の変化は多様であり、昇進競争の変化がすべてに及んでいるわけではないことや、単純なモデルだけでは全体を整合的に説明することは難しいことが窺える。

目次

- I 問題意識
- II 日本の労働市場における中間層の変化
- III 既存研究と本稿で検証する仮説
- IV データ
- V 実証分析の結果
- VI 推計結果の解釈とまとめ

I 問題意識

本稿では30代後半から40代の中間の年齢層(以下「中間層」)が過去20年間に経験してきた労働市場の変化を、フルタイム労働者に焦点を当てて議論する。

中間層のフルタイム労働者は、長期雇用制度のもと生え抜きであれば様々なOJTの機会を通じて企業固有の人的資本を蓄積してきている年齢層にあたり、本来各企業の労働力のコアを形成するグループと目されてきた。こうした人的資本への投資額が大きいほど、使用者にとっては中間層を組織内に引き留めておくモチベーションが強くなる。また、中間層は管理職相当ポストへの昇進の機会が急速に広まる時期にもあたり、被用者にとっても、自発的な転職は多大な機会費用を覚悟しなければならない。それゆえ中間層は、労使双方の観点から一致して安定的な階層とみなされてきており、これまで特に注意を払われてこなかった。実際、低成長期以降のここ半世紀の労働政策

は、最初は高齢者次いで女性や若年層と関心を移してきたが、中間層は文字通り蚊帳の外に置かれてきた。バブル崩壊以降の20年間に、わが国の労働市場も長期雇用や年功賃金制度に徐々に変化が起こりつつあることは様々な文脈で指摘されてきているものの、暗黙のうちに、そうした変化の影響は中間層では比較的限られていると考えられてきたといえる。

本稿は、こうした常識的な見解に異を唱え、近年中間層に起っている変化を分析しようという試みである。それにはいくつか理由がある。まず、近年の技術構造の変化はすべての被用者に同様な効果をもたらすのではなく、被用者間のばらつきを生む方向に作用してきた。たとえば、本稿が議論の対象とした20年間には、それ以前と比較して経済成長率が平均的に低下した時期であるとともに、ICTなどを軸とする新しい技術の登場とそれに関連する産業構造の変化、それに伴う企業の組織構成の変化などが相まって進展した。その結果、より多くの企業固有の人的資本の育成が必要になった業種や職種がみられる一方、逆に企業固有の人的資本の重要性が相対的に低下し、企業間の労働異動の機会費用が中間層にとっても小さくなるケースもあったかもしれない。また、被用者の側からみても、当該期間中に中間層を構成するグループの属性の変化（例えば年齢構成、男女比率、学歴構成）が進んできた。こうした労働需要・労働供給の両側面から考えても、労働市場における中間層の位置づけを変化させる理由は十分にあり、中間層のみが安穩としていたわけではないことは容易に想像がつく。また、フルタイム中間層は日本的雇用慣行のコアを形成しており、その部分の変化如何で労働市場全体の変化のイメージも左右されよう。

そこで次節以降、中間層がどのような変化を経験してきているのか、その背景にはどのような要因が考えられるのか、データを用いて検証する。具体的には、次のⅡでは、集計した賃金カーブの変化や労働異動率を用いて賃金面と数量面の変化を観察し、フルタイム中間層の労働市場の全体像を整理する。そこから示唆されるのは、労働市場の流動化に伴う昇進競争の構造変化なのだが、こ

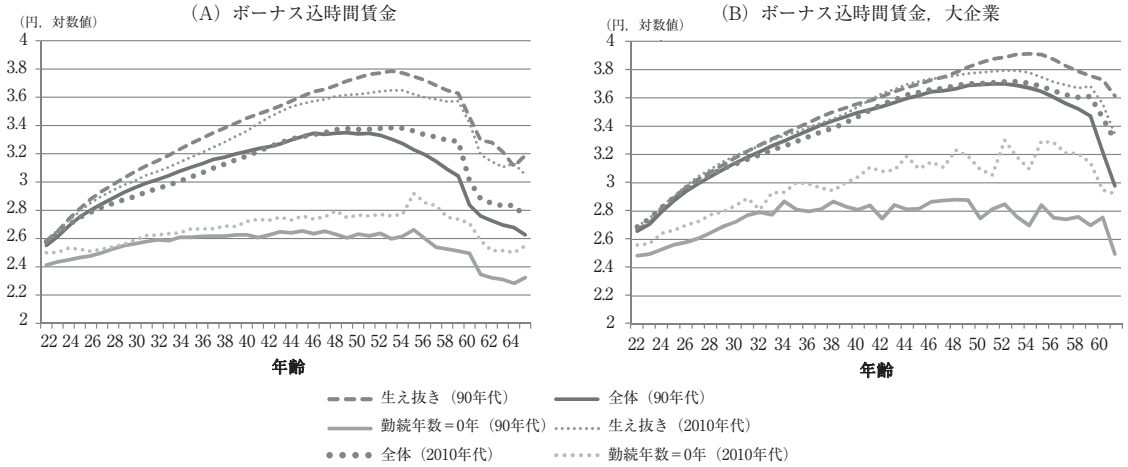
の点につき、Ⅲ以降マイクロデータを用いて検証する。経済学の観点から昇進競争を理解する土台はRank-order-tournamentの理論によって提供されているが、Ⅲでは簡単な文献渉猟を行い、最近の展開をまとめよう。Ⅳは本稿で用いる2種類のデータ、厚生労働省『賃金構造基本調査』（以下、賃金センサスと略す）および同『雇用動向調査』（以下、雇用動向と略す）の説明に割き、続くⅤでは被用者の流動化とトーナメント構造との関係を事業所レベルで検討する。Ⅵは推定結果をまとめ、本稿の結論に替えたい。

Ⅱ 日本の労働市場における中間層の変化

まず中間層を取り巻く環境の変化として、最初に賃金動向の変化をみる。図1は年齢別の賃金カーブの1990年代初めから2010年代初めの変化を表した。データは賃金センサスの個票を用い、1990年代初めについては1991年から1993年まで、2010年代初めについては2010年から2012年までのそれぞれ3カ年分をプールしたうえで、対数時間賃金の年齢別平均値をプロットし、いわゆる年功カーブを描いた。ただし、比較のために学卒直後より当該企業に勤続し続けていると考えられる生え抜き層と、勤続0年で表される新規入職者のみに限ったプロフィールも掲示した。また時間賃金は、ボーナスや時間外手当も反映した総額を総労働時間で除して求めた。

20年間で生え抜き層の賃金カーブは全体に下方シフトしたのと対照的に、転職入職者の賃金カーブは、特に中間層より上の部分で上方シフトしている。たとえば、53歳時点でみると、生え抜き層の時間賃金が約14%減少したのに対し、中途採用層の時間賃金は約16%増加している。その結果、全体の賃金カーブは40歳前後までは下方シフト、40代以降は上方シフトし、1990年代の賃金カーブと2010年代の賃金カーブは40歳前後でクロスしている。一般にいわれる年功賃金は崩壊したと指摘されて久しいが、一見すると賃金カーブはむしろ急になっていることがわかる。

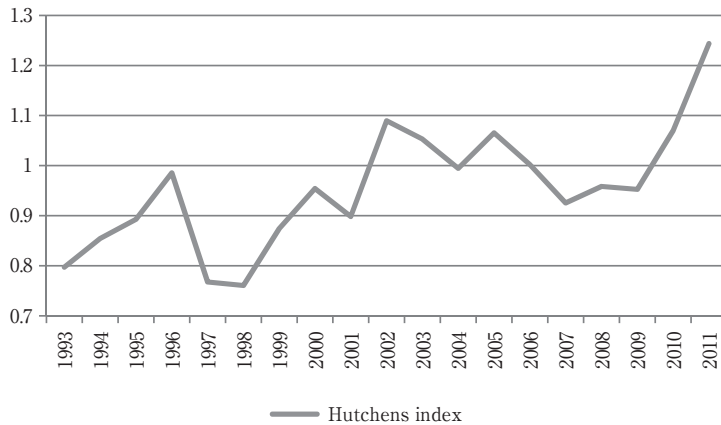
図1 賃金カーブの変化 (2010-2012と1991-1993の比較)



出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より著者算出

図2 大企業の中間層の異動率 (全労働者の異動率に対する比率) の推移

(男性, 中間層, 従業員1000人以上企業)



出所：厚生労働省『雇用動向調査』より著者算出

サンプルを大企業に限定してみると、中間層以降での転職入職者の賃金上昇がより顕著であるのに対し、生え抜きの賃金下落がごく限定的であることがわかる。たとえば、53歳時点では前者の上昇が約42%である一方、後者の下落は約12%に止まっている。よく知られているように大企業では内部労働市場が発達しているため50歳代での中途採用層は少なく、転職入職者の賃金上昇の全体に対する影響は限定的かもしれないが、実際には平均的に見て中間の年齢層以降で時間賃金は上昇している。

転職入職者の賃金条件が改善していることと並

行して、数量ベースでも中間層の労働者の流動化は徐々に進んでいる。図2は、雇用動向の個票から大企業の35歳から49歳までの中間層男性労働者の労働異動率を時系列でみたものである。ただし、労働異動率(ターンオーバーレート)とは、期首の労働者数に対する1年間の離職者数と入職者数の合計の比率をとったもので、おおまかに言えば、2をとるときに1年間でちょうど在籍者が入れ替わる計算となる。図2では、中間層の異動率を評価するために、全労働者の異動率との比率(Hutchens index¹⁾)を算出して推移を示した。

1990年代には Hutchens index はおおむね1を

切っており、中間層の異動率は全体よりも小さく、企業のコアを安定的に形成していたことをうかがわせる。ところが2000年代に入ると比率は上昇傾向にあり、リーマンショック以降は大きく1を超えている。相対的に見て中間層労働者のターンオーバーが高まっていることがわかる。

図1で示したように中間層における生え抜きと中途採用者の賃金格差は減少しているものの、そもそも賃金水準が低い中途採用者が増えているのは図2で見た通りである。その結果、中間層労働者の賃金分散と全労働者の賃金分散の比率は上昇トレンドを示しており、この年齢層で相対的に賃金のばらつきが広がった。この点を詳しくみるために、次の図3で賃金分布の各分位点のシフトを観察してみよう²⁾。具体的には、賃金センサスより35歳と45歳の生え抜きと転職入職者だけに絞り、時間賃金の百分位を各々の対象期間で算出したうえで、同一分位点の20年間の時間賃金水準変化をみた。

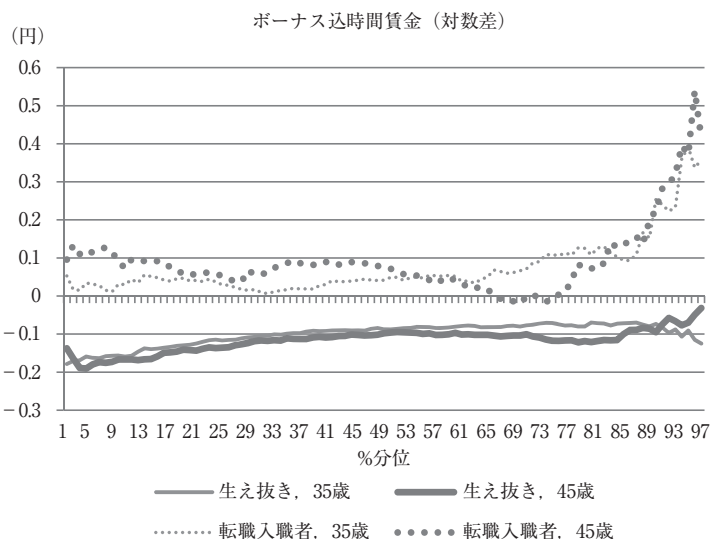
生え抜きの中間層ではどの分位点でもほぼ均一に時間賃金が下落しており、賃金分布が全体に左方にシフトしていることを示している。また、若干だが分布の左裾の下落が右裾の下落よりも大き

く、左裾が長くなることで分散が大きくなったことが示唆される。それに対し、転職入職者ではほぼどの分位点でも時間賃金は上昇しており、分布が右方にシフトしていることを示している。それと同時に、分布の右裾で顕著に賃金が増加しており右裾が長く、かつ厚くなっていることがわかる。中間層では時間賃金の分散が大きくなっていることが示唆されるが、生え抜きと中途採用者ではそのメカニズムが異なる可能性があることは指摘しておきたい。

図1から図3を総合すると、中間層での全般的な流動化が起こっているのと同時に、相応の額の時間賃金を稼ぐ中途採用者が増加していることが示唆され、こうした賃金分布や流動性の変化の背景を考えるためには、「ヘッドハント」と目されるような労働異動、換言すれば管理職の動向を確認することが必要だろう。そのために、年齢別の部長及び課長のシェアを1990年代初めと2010年代初めで比較したのが図4である。

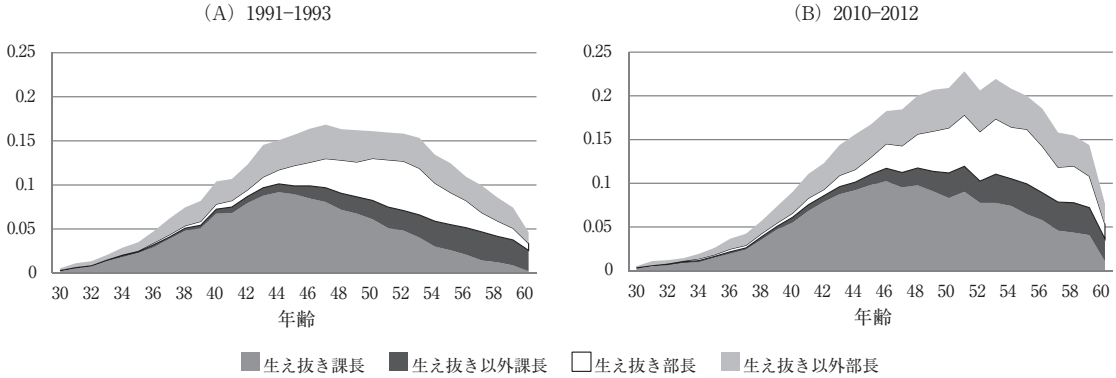
中間層は、生え抜きであれば大卒で勤続10数年から25年程度に相当し、まず課長に昇進する確率が高まり、次いで40代半ば以降に部長昇進確率も高くなってくる時期に相当する。図4を見

図3 時間賃金の変化（2010-2012と1991-1993の比較）
（フルタイム男性、生え抜きと転職入職者）



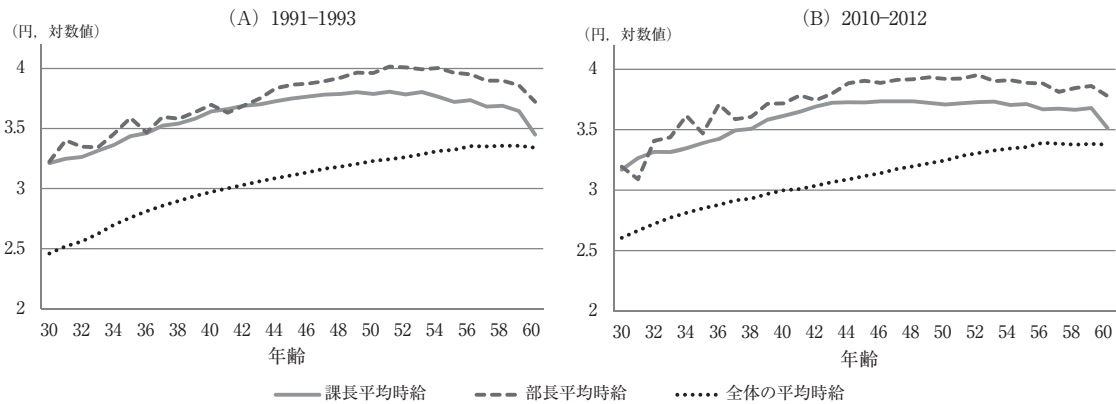
出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より著者算出
注：「転職入職者」とは現在の事業所での勤続年数が1年未満の雇用者。

図4 年齢別部課長シェア（生え抜きとそれ以外）



出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より著者算出

図5 年齢別部課長平均賃金（ボーナス込時間賃金）



出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より著者算出

る限り、過去20年間で昇進のタイミングには大きな変化はないが、部長シェアが最大になるタイミングがやや後ろにずれ、またとくに50歳前後の中間層の部長・課長比率が上昇する傾向にあることが明らかだろう。一方、部長課長に占める生え抜き比率をみると、課長については勤続10年以下、部長については勤続20年以下では生え抜き比率はゼロに近いが、その後は生え抜きのシェアが急速に高まり、大半を生え抜きが占めることになる（付表2も参照のこと）。こうした傾向には実は過去20年間で大きな変化はみられない。たとえば、45歳時点で見ると、生え抜き課長比率は8.9%から9.8%、生え抜き以外の課長比率は0.9%から1.2%へとともに上昇しているが両者の相対的構成比率には両時点間で大きな差はない。また45歳時点での生え抜き部長比率の変化（▲

0.3%ポイント）と生え抜き以外部長比率の変化（+0.2%ポイント）も同様である。

一方、部長課長に昇進した人たちの賃金の変化を比較した図5からは、中間層では部長課長ともに対数時間賃金は減少しており、減少幅は中間層でも年齢が高い課長で顕著に大きい（49歳課長で▲0.25ポイント程度）。図には示していないが時間賃金の標準偏差は、部長課長ともに勤続年数が短いほど大きく、これは外部採用者が中心であることによると考えられるが、過去20年間で部長ではやや上昇傾向にあるものの大きな変化はない。課長では勤続10年未満の外部採用者に関して上昇傾向がみられるのに対し、勤続10年を超えた生え抜き課長グループではむしろ下落している。言い換えれば、生え抜きで部長に昇進せず課長を長く続ける人たちの賃金は平均的に下がってお

り、同時にそのバラつきも小さくなっていると考えられよう。

以上をまとめると、わが国の中間層の労働市場では以下のような変化が徐々に進んでいる可能性が考えられる。まず生え抜きで課長に昇進する確率は上昇したものの、その後部長に昇進せずに課長にとどまる人も増えている。昇進確率の上昇と相まって課長や部長の賃金は低下傾向にあり、大企業では他の年齢層と比較すると徐々に分散が拡大している。つまり、課長には昇進してもその次のステップが望めない、もしくは昇進に伴う賃金上昇が相対的に小さい人たちが少しずつ増えている。このように、内部労働市場の競争は強まっている可能性がある。これに対し生え抜き以外の外部採用の課長や部長の比率はすべての年齢層でほぼ不変であり、結果的に見れば生え抜きの労働者が昇進競争で20年前と比べてより厳しい外部採用者との競争条件に直面しているとは言い切れない。これらの変化と並行して、大企業で働く中間層の流動性は相対的に高まる傾向にあり、90年代初めと比較して2010年代初めには転職入職者の賃金が中間層のすべての年齢で上昇していることから、中間層にとっての転職の条件が以前よりも改善していることと整合的な関係にあると考えられる。

Ⅲ 既存研究と本稿で検証する仮説

前節で述べたように、1990年代初めから2010年代初めの20年間に内部労働市場に構造的変化が生じつつあったと考えられるが、それは内部昇進競争の激化や外部採用者との競争が持続し管理職への昇進確率の変化や賃金カーブのシフトに現われていると考えられる。

企業内部での昇進と賃金構造の関係を説明する一般的なモデルのひとつが Lazear and Rosen (1981) の Rank-order-tournament である。この理論モデルでは、企業が労働者の努力水準を十分観察できないことを前提に、ランクに応じてあらかじめ定められた報酬体系を労働者に対してオファーすることで、個人の成果に応じたインセンティブスキームと同様に効率的な資源配分の実現

が可能であることが示された。出来高制と異なり賃金額をあらかじめ固定できることから、使用者側はリスクを回避することができる。また、トーナメント方式であることから、候補者のうちから適任者を選べば足りるので、各人のアウトプットの絶対水準を計測する必要はない。必要な情報は相対的な優劣のみにとどまるというメリットもある。その一方、勝てないとわかっている参加者は最初から競争を降りてしまい、全く努力しなくなるにもかかわらず、約束した最低限のランクに応じた賃金は支払わなければならないというデメリットもある。

昇進に伴う賃金上昇は、通常は人的資本の蓄積による生産性の上昇で説明される。しかし、米国を中心にその上昇幅が上層部へ行くほど急激なことが知られており、人的資本の蓄積による説明が困難だろうとされてきた。通常の人的資本蓄積の定式化を想定する限り、その限界生産性は逡減し、大きな人的資本を蓄積した被用者ほど、追加的な生産性の上昇幅は小さくなっていくと考えられるからである。トーナメント理論では、実力が伯仲した競争であるほど、勝ち抜いた時の賞金は大きくなる必要があることが説明でき、人的資本ではなく企業内の報酬体系を説明する方法として注目を集めた。

Main, O'Reilly, and Wade (1993) はアメリカ企業の幹部の報酬データ等を用いて、企業上層部ではランクが上がるほど報酬も大きく上がることを示し、トーナメント理論と整合的な結果である一方、Lazear (1989) で提示された上層部では個人間の賃金格差を小さくする報酬体系が効率的であるとする wage compression の考え方はデータとは整合的とはいえないことを示した。Chan (1996) はこうした Rank-order-tournament の考え方を、生え抜き同士の昇進競争のみならず外部からの中途採用者との競争にも拡張し、競争が激しくなることに伴う昇進プライズへの影響を理論的に検証した。Chan (1996) によれば、昇進プライズの引き上げは労働者のインセンティブを高める一方モラルハザードの可能性も高める。そのため、企業は内部昇進者と比較して外部採用者には採用時にハンディを設けることで、生え抜きの昇進を相対

的に有利に扱う理由があるとされる。内部昇進者が外部採用者と比べて相対的に昇進しやすい背景としては、Chan (1996) が指摘した要因に加え、生え抜き労働者には企業固有の人的資本が備わっていること、企業には外部採用者に関する情報が少ないことも指摘されている。たとえば、Bayo-Moriones and Ortín-Ángel (2006) はスペインの製造業企業のデータを用いて昇進確率を分析した結果、企業固有の人的資本要因が最も重要であることを見出している。Bognanno (2001) はアメリカの大企業の幹部の個票データを用いて、企業の俸給体系や採用がトーナメント理論と整合的か、特に昇進確率と昇進に伴うプライズの間には負の相関があるかを分析し、トーナメント競争が激しくなるほど、昇進プライズは努力を促すために高く設定されることを示した。CEO プライズに関して実証的にも概ね理論モデルと整合的な結果が得られている。Audas, Barmby, and Treble (2004) はイギリスの金融セクター企業の従業員データを用いた昇進確率の推計を行い、昇進プライズの引き上げや昇進リスクの低下は労働者のモチベーションを高める、との含意を得ている。また DeVaro (2006) では、アメリカの事業所データなどを用いて、企業の昇進に関する意思決定と、昇進に伴う賃金スプレッドが労働者のモチベーションに及ぼす影響を、労働者のパフォーマンス、賃金体系、昇進を内生変数として構造推定を行い、トーナメントモデルをサポートする結果を得ている。

こうした既存研究の議論を前提に中間層が直面している労働市場の変化を読み解くと、IIで指摘したように、労働者は昇進の最初の方のステップである課長への昇進は経験しやすくなったが、それに続く部長への昇進は、トーナメント参加者が増えたことにより難しくなると解釈できる。課長への昇進確率の上昇に伴い、企業がオファーする課長職の賃金は下がり、加えて課長職に長くともまっても年功による賃金上昇分は以前より抑制されるようになった。こうした変化は、外部採用者との競争が激しくなったというよりはむしろ、企業内部の構造的な要因（例えば年齢構成が中間層以上に偏る、中間層の高学歴化が進むなど）に

起因している可能性もある。課長までは昇進できても、その後の昇進確率が低いと考える労働者の一部はトーナメントを中途離脱し、中長期的に見てより条件の良い他企業に転出するという流動化の動きが大企業の中間層などで徐々に進み、中途採用者の賃金条件の改善がこうした動向を後押ししていると考えられるだろう。

したがって本稿では、トーナメント理論をベースに以下の二つの仮説、すなわち、正の相関が予想される課長・部長昇進に伴う賃金上昇と事業所ターンオーバーとの関係、負の相関が予想される課長・部長昇進確率と事業所ターンオーバーとの関係を検証することに重きをおきたい。

IV データ

本稿の導入部で用いたデータは賃金センサス及び雇用動向の調査個票である。Vで論じる実証分析では、両調査を事業所番号で接合して構築したデータセットを用いている。

賃金センサスは毎年6月時点に行われる事業所調査で、農業以外の全産業のすべての事業所を対象としている。この調査では各事業所の属性に加え、ランダムに抽出された雇用者の6月の賃金及び労働時間の詳細を賃金台帳に基づき回答することが求められている。併せて、それぞれの雇用者の雇用形態や就業形態、勤続年数や職種・職階などが把握できる。職階には部長、課長、係長、職長の4区分が存在し、本稿の分析では部長と課長を管理職相当の幹部として、これらについているか否かに着目した検証を行った。また賃金については時給を対数化して用いたが、時給の推計では所定内賃金（超過勤務手当を除く）を所定内労働時間で除した所定内ベースの時給と、所定内賃金にボーナス（月当たり換算）を加えたものを所定内労働時間と超過労働時間の和で除したボーナス込の時給の両者を用いて結果の整合性を確認する。各調査の回答事業所数は6万～7万程度であり、今回の分析では1991年から2012年までの民間事業所の個票データを用いた。

一方雇用動向は、年2回（6月末及び12月末）実施される事業所を対象とする調査で、調査時点

での雇用者の動向(雇用者数や属性別構成比など)及び調査に先立つ半年間の雇用者の転出入の詳細(入職・離職・配置転換など)を捕捉することを主な目的としている。この調査の結果を用いることで、事業所ごとのターンオーバーや入職率・離職率、雇用創出率・喪失率が半期ごとに求められる。こうしたフロー指標は、調査対象である常用労働者³⁾のうちフルタイム労働者とパートタイム労働者⁴⁾のそれぞれについて求めることができる。調査対象の母集団は16大産業の常用労働者5人以上の事業所で、選定された事業所は1年を通じて調査の対象となる。各調査の回答事業所数は1万強であり、今回の分析では1993年から2011年までの民間事業所の個票データを用いた。

本稿の実証分析では、これら二つの調査のマイクロデータを事業所ごとに接合し、事業所レベルのパネルデータを構築した。データセットの構築に際しては、雇用動向調査・賃金センサスの両調査ともサンプリングを総務省が行う『事業所・企業統計調査』から作成された名簿に基づいて行っていることから、2001年・2004年・2006年の同調査に基づく名簿情報を用いて、各年の雇用動向と賃金センサスをクロスセクションで接合するとともに、継続して調査対象となっている事業所については可能な限りパネル化した。雇用動向の調査対象事業所の名簿情報が利用可能である年が2005年以降に限定されていることから、パネルデータがカバーする調査年は2005年から2011年の7年間に限定され、両調査の調査結果が接合可能であった事業所数は毎年2000～2500程度、全体で約1万6千事業所となった。これらの中で、我々の関心対象である管理職(部長・課長の両方)がいる事業所は約6千事業所であった。なお、調査頻度を賃金センサスに合わせるため、雇用動向から得られる情報は年率換算している。このパネルデータについての留意点は、サンプル替えが毎年行われ母集団数が多い小規模事業所はほとんど含まれていないことで、実質的に労働者数100人以上の企業に属する事業所のみが分析の対象となる。事業所データをパネル化することで両調査に含まれる大半のサンプルが分析の対象外となるが、雇用動向と賃金センサスの接合により事業

所内での昇進の動向、賃金体系、及び外部採用や外部への労働者の流出状況が同時に把握できること、また事業所の固定効果をコントロールできるというメリットがある。

V 実証分析の結果

1 幹部昇進プレミアムとターンオーバーの関係

データ上、幹部昇進プレミアムは、管理職相当職に昇進する際に年功賃金カーブの傾きがより急になることと、賃金カーブ自体が上方にシフトする(別の賃金カーブ上に移動する)双方の効果に反映されている。本稿では、こうした昇進プレミアムを事業所の個別効果として把握する。具体的には、潜在的昇進競争プールであるフルタイム労働者について労働者個票を用いて以下の賃金関数(I)を推計し⁵⁾、残差の事業所平均を事業所の個別効果の期待値と見做す。

$$\ln(w_{it}^j) = a + BX_{it} + \varepsilon_{it}^j \quad (I)$$

w_{it}^j : 事業所 j で働く労働者 i の t 期の時間賃金(所定内ベース又はボーナス込ベース)

X_{it} : 労働者 i の t 期の属性(年齢、年齢自乗、教育年数ダミー、性別ダミー)もしくは(年齢、年齢自乗、教育年数ダミー、性別ダミー、勤続年数、勤続年数自乗)

ε_{it}^j : 誤差項

a, B : パラメータ

実際には、この事業所プレミアムには各事業所に固有の要因も含まれると考えられるため、各事業所ごとの管理職プレミアムを算出するために、ある事業所の管理職サンプルから得られる残差の期待値と同一事業所の非管理職サンプルから得られる残差の期待値の比率 $[E(\varepsilon_t^{EXj})/E(\varepsilon_t^{NEXj})]$ ($E(\varepsilon_t^{EXj})$: 管理職サンプルから得られる残差の期待値、 $E(\varepsilon_t^{NEXj})$: ホワイトカラー非管理職サンプル⁶⁾から得られる残差の期待値)を当該事業所の管理職プレミアムとして推計に用いる。

(I) 式の説明変数 X に勤続年数を加えた場合には事業所プレミアムには労働市場全体で成立し

ている賃金カーブの傾斜は含まれず、事業所の違いによるカーブのシフト分だけを把握することになる一方、勤続年数をコントロールしない推計結果の場合はプレミアムにはカーブのシフト分の違いと賃金カーブの傾斜の違いの両方が反映されることになる。

我々の関心は、こうして得られた事業所固有の管理職プレミアムと事業所のターンオーバーとの間に、トーナメント理論から想定されるように正の相関がみられるかどうかにある。したがって、管理職プレミアムを事業所ごとに取り扱う必要から、個別労働者の賃金を被説明変数とする通常の賃金関数に事業所ごとに計算されるターンオーバーレートを説明変数として加えてその推定係数を議論するのではなく、まず労働者個人のデータを用いて (I) 式を推計した後、データを事業所ごとに変換し、管理職プレミアムの期待値とターンオーバーとの関係を 2 段階目で検証する。その際、事業所パネルの利点を生かし、事業所の個別効果も考慮する。(固定効果モデルの推計式は (II))。

$$P_{it}^j = \gamma_j + \delta Y_{it}^j + (\varepsilon_{it}^j) \quad (II)$$

P_{it}^j : 推計式 (I) から得られた管理職プレミアム (管理職の固定効果と管理職以外の雇用者の固定効果の比率)

Y_{it}^j : 事業所属性 (ターンオーバーレート, 雇用再配置率 (雇用創出率と雇用喪失率の和), パート比率, フルタイム雇用変化率⁷⁾, パートタイムとフルタイムのターンオーバーの差⁸⁾)

γ_j : 事業所固定効果, δ : パラメータ

ε_{it}^j : 誤差項

なお推計式 (II) は固定効果モデルに加えて通常の OLS でも推計を行い、結果の整合性を確認した。OLS の場合は事業所属性として説明変数に業種ダミーと事業所が属する企業の規模を追加した。

表 1, 表 2 は課長プレミアム, 部長プレミアムのそれぞれについて、推計式 (II) に基づく固定効果モデル及び事業所属性をコントロールした

OLS の推定結果を、所定内時間賃金とボーナス込時間賃金の双方について示している。上述の通り、理論モデルから予想される事業所のターンオーバーや雇用再配置率の係数は正であるが、結果は必ずしも常に有意に正の符号が得られるわけではない。

結果を詳細に見ると、所定内時間賃金で計測した場合 (表 1), 部長プレミアムとフルタイム労働者のターンオーバーなどとの間には有意な関係がみられない。課長プレミアムについては、勤続年数の影響をコントロールし、賃金カーブのシフト分をプレミアムとみなした場合のプレミアムとターンオーバーとの間に有意に正の関係がみられる。また、推定された係数は OLS よりも固定効果モデルで大きく、トーナメント構造の事業所間の違いが見かけ上の相関を生み出している可能性があるとして解釈できる。

ボーナス込時間賃金については (表 2), 部長プレミアムに関して所定内時間賃金の課長プレミアムと同様の結果が得られた。すなわち、賃金カーブの上方シフト分に注目するとターンオーバーと正の相関関係がみられ、やはり固定効果をコントロールした場合の方が係数が大きい。他方課長プレミアムについては、勤続年数をコントロールした場合には OLS のみ、コントロールしない場合には固定効果モデルのみ、ターンオーバーの係数は正に有意になる。

以上を要約すると、すべてのモデルで有意な結果が得られたわけではないが、事業所ターンオーバーと部長・課長プレミアムの間には正の相関関係がある可能性が十分示唆されていると考えられる。

2 昇進確率とターンオーバーの関係：生え抜き層に注目して

前項では、昇進競争のプライズである昇進プレミアムが事業所の流動化とどう関係しているかを、トーナメント理論をもとに検証した。その結果、とくに課長級の昇進人事において、雇用の流動化は昇進プレミアムを押し上げる方向に作用している可能性が示された。昇進競争のもうひとつの側面は昇進する確率で、本項ではこの点について

表1 管理職プレミアムの決定要因 (所定内時間賃金)

推計期間: 2005-2011 (年次)

		被説明変数: 所定内時間賃金 (対数) (第一段階), ある事業所の管理職サンプルから得られる残差の期待値と同一事業所の非管理職サンプルから得られる残差の期待値の比率 (第二段階)					
		部長					
推計 I (説明変数: 労働者属性)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育 (1)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育 (2)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育 (3)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育, 勤続年数, 勤続年数自乗 (1)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育, 勤続年数, 勤続年数自乗 (2)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育, 勤続年数, 勤続年数自乗 (3)	
推計 II	OLS	OLS	固定効果モデル	OLS	OLS	固定効果モデル	
ターンオーバーレート (フルタイム)	0.285 (0.458)		-0.864 (1.103)	0.735 (0.488)		0.960 (1.166)	
雇用再配置率 (フルタイム)		-0.596 (0.555)			-0.655 (0.622)		
雇用変化率 (フルタイム)	1.832* (1.071)	1.667 (1.089)	4.086** (2.045)	-0.596 (0.594)	-1.063 (1.151)	-4.623* (2.188)	
雇用再配置率の差 (パートタイム-フルタイム)	-0.009 (0.101)	-0.052 (0.105)	0.139 (2.542)	-0.215** (0.108)	-0.253** (0.114)	-0.262 (0.197)	
パートタイム比率	-1.182* (0.624)	-1.130 (0.726)	1.296 (2.542)	-0.736 (0.651)	-1.207 (0.770)	1.386 (2.720)	
サンプル数	4,063	3,609	4,063	4,100	3,641	4,100	
自由度修正済決定係数	0.0491	0.0477	—	0.0353	0.0300	—	
決定係数 (固定効果モデル)	—	—	0.0000	—	—	0.0013	

注: 年次ダミーを含む。第二段階の OLS 推定は説明変数に事業所属性を含む。
括弧内は標準誤差。*, **, *** は順に 10, 5, 1% 水準で有意であることを示す。

		被説明変数: 所定内時間賃金 (対数) (第一段階), ある事業所の管理職サンプルから得られる残差の期待値と同一事業所の非管理職サンプルから得られる残差の期待値の比率 (第二段階)					
		課長					
推計 I (説明変数: 労働者属性)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育 (1)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育 (2)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育 (3)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育, 勤続年数, 勤続年数自乗 (1)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育, 勤続年数, 勤続年数自乗 (2)	性別, 年齢, 年齢自乗, 教育, 勤続年数, 勤続年数自乗 (3)	
推計 II	OLS	OLS	固定効果モデル	OLS	OLS	固定効果モデル	
ターンオーバーレート (フルタイム)	-0.045 (0.295)		-0.322 (0.590)	0.558* (0.316)		1.449** (0.644)	
雇用再配置率 (フルタイム)		-0.261 (0.412)			0.006 (0.435)		
雇用変化率 (フルタイム)	1.009 (0.722)	1.073 (0.802)	-1.819 (1.233)	-0.423 (0.758)	-0.599 (0.848)	0.387 (1.343)	
雇用再配置率の差 (パートタイム-フルタイム)	0.008 (0.042)	0.016 (0.044)	0.031 (0.056)	0.015 (0.045)	0.008 (0.047)	0.107* (0.061)	
パートタイム比率	-0.715* (0.375)	-1.012** (0.435)	-0.398 (1.476)	-0.128 (0.402)	-0.208 (0.469)	2.004 (1.641)	
サンプル数	6,237	5,486	6,237	6,203	5,464	6,203	
自由度修正済決定係数	0.0263	0.0274	—	0.0114	0.0109	—	
決定係数 (固定効果モデル)	—	—	0.001	—	—	0.000	

注: 年次ダミーを含む。第二段階の OLS 推定は説明変数に事業所属性を含む。
括弧内は標準誤差。*, **, *** は順に 10, 5, 1% 水準で有意であることを示す。

表2 管理職プレミアムの決定要因（ボーナス込時間賃金）

推計期間：2005-2011（年次）

		被説明変数：ボーナス込時間賃金（対数）（第一段階）、ある事業所の管理職サンプルから得られる残差の期待値と同一事業所の非管理職サンプルから得られる残差の期待値の比率（第二段階）					
		部長					
推計 I（説明変数：労働者属性）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育（1）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育（2）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育（3）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育、勤続 年数、勤続 年数自乗（1）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育、勤続 年数、勤続 年数自乗（2）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育、勤続 年数、勤続 年数自乗（3）	
	OLS	OLS	固定効果 モデル	OLS	OLS	固定効果 モデル	
ターンオーバーレート（フルタイム）	-0.260 (0.365)		-0.376 (0.754)	0.907** (0.400)		1.784* (0.968)	
雇用再配置率（フルタイム）		-0.427 (0.442)			0.057 (0.496)		
雇用変化率（フルタイム）	1.445* (0.854)	1.454* (0.868)	1.513 (1.395)	0.244 (0.946)	-0.481 (0.976)	1.121 (1.845)	
雇用再配置率の差（パートタイム-フルタイム）	-0.061 (0.080)	-0.052 (0.083)	-0.069 (0.124)	-0.015 (0.088)	-0.039 (0.093)	0.190 (0.160)	
パートタイム比率	-0.981** (0.499)	-1.049* (0.580)	0.094 (1.752)	-0.228 (0.550)	-0.310 (0.647)	-0.362 (2.264)	
サンプル数	4,108	3,650	4,108	4,097	3,639	4,097	
自由度修正済決定係数	0.0502	0.0521	—	0.0279	0.0255	—	
決定係数（固定効果モデル）	—	—	0.002	—	—	0.002	

注：年次ダミーを含む。第二段階の OLS 推定は説明変数に事業所属性を含む。
括弧内は標準誤差。*、**、*** は順に 10、5、1% 水準で有意であることを示す。

		被説明変数：ボーナス込時間賃金（対数）（第一段階）、ある事業所の管理職サンプルから得られる残差の期待値と同一事業所の非管理職サンプルから得られる残差の期待値の比率（第二段階）					
		課長					
推計 I（説明変数：労働者属性）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育（1）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育（2）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育（3）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育、勤続 年数、勤続 年数自乗（1）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育、勤続 年数、勤続 年数自乗（2）	性別、年齢、 年齢自乗、 教育、勤続 年数、勤続 年数自乗（3）	
	OLS	OLS	固定効果 モデル	OLS	OLS	固定効果 モデル	
ターンオーバーレート（フルタイム）	0.238 (0.244)		0.842* (0.509)	0.554** (0.259)		0.200 (0.537)	
雇用再配置率（フルタイム）		0.457 (0.340)			-0.020 (0.357)		
雇用変化率（フルタイム）	0.108 (0.590)	0.089 (0.662)	0.537 (1.074)	0.654 (0.627)	0.598 (0.695)	0.754 (1.118)	
雇用再配置率の差（パートタイム-フルタイム）	-0.063* (0.035)	-0.045 (0.037)	-0.007 (0.048)	-0.031 (0.038)	-0.038 (0.039)	0.036 (0.052)	
パートタイム比率	-0.344 (0.309)	-0.365 (0.365)	1.127 (1.260)	-0.381 (0.332)	-0.232 (0.388)	-1.205 (1.383)	
サンプル数	6,280	5,528	6,280	6,228	5,476	6,228	
自由度修正済決定係数	0.027	0.027	—	0.023	0.020	—	
決定係数（固定効果モデル）	—	—	0.0003	—	—	0.002	

注：年次ダミーを含む。第二段階の OLS 推定は説明変数に事業所属性を含む。
括弧内は標準誤差。*、**、*** は順に 10、5、1% 水準で有意であることを示す。

て考察する。ただし、これまで本稿で示した図表を考慮すると、生え抜き層の昇進競争の変化の有無のほうが、いわゆる日本の雇用慣行や内部労働市場の機能の変化を議論するうえでは重要かもしれない。そのため、表3として生え抜き層の課長昇進確率の決定要因を推計した結果を示そう。

被説明変数は生え抜き労働者が課長であれば1、課長以下であれば0の二値変数、説明変数は各人の属性と事業所属性の両方を用い、労働者個票を用いて事業所効果をコントロールしたOLSで推計した。我々の関心は、事業所レベルのターンオーバーの係数が昇進確率に負に有意であるか否かにあるが、課長昇進の有無についてはフルタイム労働者のターンオーバー、入職率、離職率のいずれを説明変数に用いてもすべてのモデルで符号は負となった。すなわち、フルタイム労働者

の出入りが激しい事業所では生え抜き労働者は課長に昇進しにくいという含意が得られる。前節の図4では年齢別の生え抜き、生え抜き以外の課長シェアを示し、45歳を超えたあたりから課長シェアは高くなるものの生え抜き以外の人を課長に昇進させるケースも増えてくることを示した。この際、外部採用比率が高く出入りの激しい事業所では外部採用と生え抜きの競争も激しくなり、生え抜きにとっては昇進がより難しくなることが示唆される。

なお、結果表は掲載していないが部長昇進確率について同様の推計を行うと、今度はターンオーバー、入職率、離職率のいずれを説明変数に用いてもすべてのモデルで符号は正となった。これは、課長とは対照的に30代から40代前半までの若い部長のほとんどが外部採用者で、40代後半

表3 生え抜き労働者の課長への昇進要因

	課長							
	モデル1 OLS	モデル2 OLS	モデル3 OLS	モデル4 OLS+事業所 効果	モデル5 OLS	モデル6 OLS	モデル7 OLS	モデル8 OLS+事業所 効果
事業所属性								
雇用変化率（フルタイム）	-0.115*** (0.008)	-0.110*** (0.008)	-0.137*** (0.009)	-0.301*** (0.017)	-0.122*** (0.008)	-0.112*** (0.009)	-0.139*** (0.009)	-0.173*** (0.014)
パートタイム比率	0.0174*** (0.004)	0.0179*** (0.004)	0.0173*** (0.004)	-0.213*** (0.017)	-0.0473*** (0.004)	-0.0471*** (0.004)	-0.0472*** (0.004)	-0.160*** (0.014)
雇用再配置率の差 (パートタイム-フルタイム)	0.0297*** (0.001)	0.0300*** (0.001)	0.0296*** (0.001)	0.00496** (0.002)	0.0256*** (0.008)	0.0257*** (0.001)	0.0255*** (0.001)	0.00568*** (0.002)
企業規模 5000人以上	-0.0008 (0.003)	-0.0018 (0.003)	-0.0004 (0.003)	—	0.0824 (0.003)	0.0819*** (0.003)	0.0826*** (0.003)	—
企業規模 1000-5000人	0.00798*** (0.003)	0.00747*** (2.730)	0.00811*** (0.003)	—	0.0833*** (0.003)	0.0831*** (0.003)	0.0833*** (0.003)	—
企業規模 500-999人	-0.00653** (0.003)	-0.00655** (0.003)	-0.00668** (0.003)	—	0.0574** (0.003)	0.0575*** (0.003)	0.0573*** (0.003)	—
企業規模 300-499人	0.0432*** (0.004)	0.0421*** (0.004)	0.0441*** (0.004)	—	0.104*** (0.004)	0.104*** (0.004)	0.105*** (0.004)	—
企業規模 300人未満	—	—	—	—	—	—	—	—
ターンオーバーレート（フルタイム）	-0.0137*** (0.003)	—	—	-0.177*** (0.007)	-0.0146*** (0.003)	—	—	-0.136*** (0.006)
入職率（フルタイム）	—	-0.0066 (0.006)	—	—	—	-0.0175*** (0.006)	—	—
離職率（フルタイム）	—	—	-0.0397*** (0.005)	—	—	—	-0.0334*** (0.005)	—
その他のコントロール（労働者属性）	年齢, 年齢自乗, 勤続年数, 勤続年数自乗, 教育年数					年齢, 年齢自乗, 教育年数		
サンプル数	626,204	626,204	626,204	626,204	626,204	626,204	626,204	626,204
擬似決定係数	0.201	0.201	0.201	0.402	0.148	0.148	0.148	0.325

表4 ターンオーバー及び雇用再配置率の推移

被説明変数	ターンオーバーレート (フルタイム)	雇用再配置率 (フルタイム)
トレンド	0.0174 ** (0.007)	0.0181 ** (0.007)
トレンド自乗	- 0.0024 *** (0.001)	- 0.0022 ** (0.001)
ピーク理論値 (年)	3.68	4.15
サンプル数	5,458	4,933

注：固定効果モデルによる推計結果。推計期間は2005～2011年。被説明変数は事業所ごとのターンオーバー及び雇用再配置率。

以降は生え抜き部長のシェアが外部採用部長のシェアを上回ってくることから、生え抜き労働者は外部採用者と必ずしも同じ競争の土俵に乗っているわけではない可能性が考えられる。なお、推計期間中ターンオーバー自体に一律のトレンドがあるわけではなく、ターンオーバー、雇用再配置率ともに2005年以降リーマンショックとそれに続く景気後退期にあたる2008年・2009年頃をピークに推移している(表4)ことから、これまでできてきたような中間層の労働市場の変化はリーマンショックが起きる前の景気拡張期に進展していった可能性が指摘でき、景気循環要因を区別するのは残された課題である。

VI 推計結果の解釈とまとめ

本稿の問題意識はバブル崩壊後の20年間に、長期雇用制度の中核をなす中間層が労働市場でどのような構造的な変化を経験してきたか、という点にあった。中間層の賃金と幹部への昇進の動向の両面から検証を行った結果、中間層グループの中でも変化の動向は労働者の属性によって様々であることが明らかになった。具体的には、課長から部長へ内部昇進する場合と課長以下から課長へ内部昇進する場合とでは異なる構造変化が起きていると考えられる。課長への昇進については、全体で見れば課長シェアが高まっていることから昇進できる事後的な確率は高くなっており、同時に昇進後の賃金は小幅ながら下落している。同時に、事業所固定効果をコントロールし他の条件を一定とすれば、外部採用者との競争の影響が強いほど課長プレミアムは上昇傾向にあり、同時に内部昇

進確率は下がる傾向がみられる。こうした変化は、Rank-order-tournament モデルにおいて論じられたトーナメント構造と整合的である。課長昇進時点での労働市場の流動化が、日本的雇用慣行を崩すほど大きく進展したといえるかどうかは不明だが、その背後にあるメカニズム自体は、経済学で議論されてきた枠組みが当てはまることが示唆され、労働市場の流動化と中間層の昇進構造は無関係ではないことはわかる。

他方、部長への昇進については、やはり部長シェアは高まっており、賃金も小幅に下落しているものの、その変化の程度は課長よりもはるかに限定的であることがわかった。事業所固定効果をコントロールすると、外部採用者との競争の影響が強いほどプレミアムが上昇する傾向は課長と同じだが、外部との競争の影響が強いほど内部昇進確率は逆に高まる。したがって必ずしもトーナメントモデルと整合的な推定結果ではない。この背景には、生え抜きではない部長は比較的早い年齢で部長として採用されるのに対し、その他の生え抜き以外の労働者は勤続を重ねても部長に昇進できる確率は低く、むしろ生え抜き労働者は年齢があがると部長への昇進確率が比較的高まるため、部長職に関しては企業内で外部採用者と一定年齢を超えた生え抜きの間に競争が未だあまり存在していない可能性を指摘できる。その意味では、部長職に関しては生え抜き層と中途採用層の関係は完全な競合関係になっておらず、むしろ旧来の中間層の構造が大きく変化しているわけではなさそうである。

このように、本稿では日本企業の労働力のコアとなる労働者グループについて検証するため、便

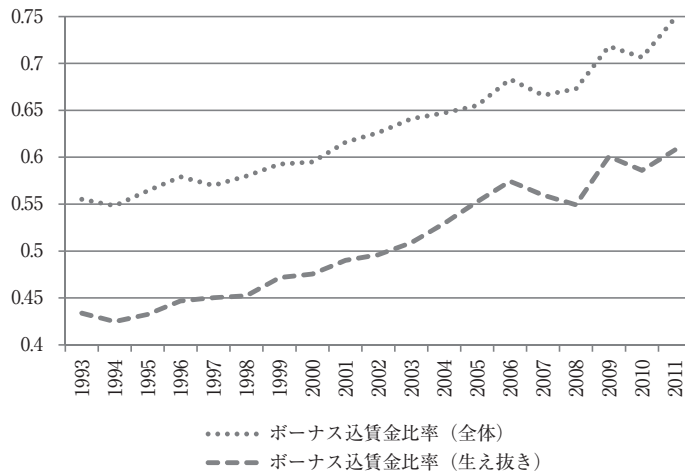
宜的に一定年齢層のフルタイム労働者を中間層と呼びその動向をみてきたが、こうした中間層の昇進や賃金設定の背景にあるメカニズムも多様であることが示唆された。

こうした多様性を、たとえば Rank-order-tournament のように単一のシンプルなモデルで説明することは容易ではない。しかしながら、本稿の分析の結果得られた、部長への昇進が必ずしもトーナメントモデルと整合的ではないとの結果は、モデルを拡張することにより説明可能となる可能性もある。具体的には、企業内部のトーナメントは本来多段階の構造をもつものとして捉えられるべきであり、生え抜き労働者の部長への昇進

も、課長への昇進の次のステップとして連続した検証を行うことが必要と考えられることから、今後の検討課題としたい。

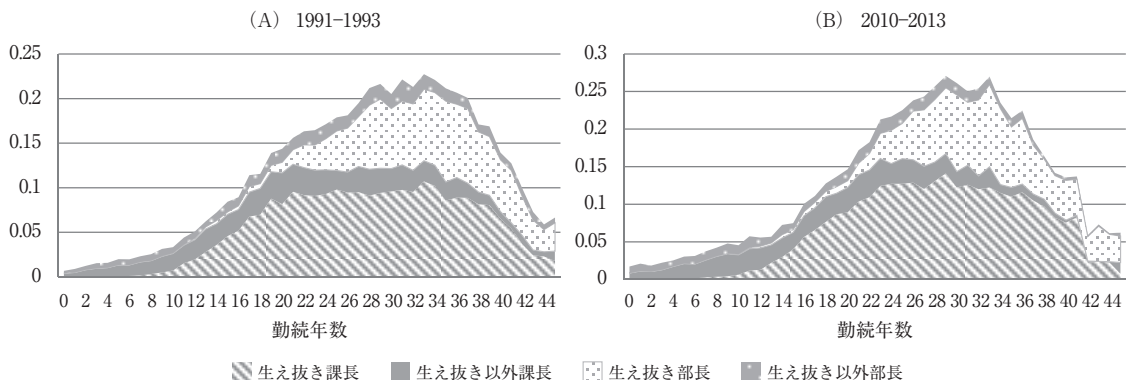
- 1) Hutchens (1986) では、企業における高齢者の採用行動を把握するための指標として Hutchens index を考案し、高齢者の入職率と全体の入職率の比率として定義している。本稿ではこの概念を中間層のターンオーバーに拡張して議論する。
- 2) 賃金分散の動向については付表1にまとめた。
- 3) この調査における「常用労働者」とは、①期間を定めずに雇われている者、②1カ月を超える期間を定めて雇われている者、③1カ月以内の期間を定めて雇われている者又は日々雇われている者で、前2カ月にそれぞれ18日以上雇われた者のいずれかに該当する労働者をいう。
- 4) この調査における「パートタイム労働者」とは、常用労働

付表1 大企業の中間層の賃金分散比率の推



注：賃金分散比率 = (中間層の賃金分散) / (全体の賃金分散)
出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より著者算出

付表2 勤続年数別課長シェア (生え抜きとそれ以外)



出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より著者算出

者のうち、1日の所定内労働時間がその事業所の一般の労働者より短い者、又はその事業所の一般の労働者と1日の所定内労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない者をいう。

- 5) 具体的には、就業形態を「一般」のみとし、さらに一日当たりの平均労働時間が7時間を下回るサンプルと、月当たりの労働日数が18日間を下回るサンプルを除いた。
- 6) ここでは専門的スキルを持った雇用者は比較対象から除いた。
- 7) 雇用者が参加しているトーナメントサイズの代理変数。
- 8) 通常ターンオーバーはフルタイムよりパートタイムで高いが、この差が大きいほど、景気変動などに際してパート労働者を中心に雇用調整を行うことを意味し、フルタイム労働者の雇用調整についての慎重さの代理変数とみなせると考えられる。

参考文献

- Audas, R., Barmby, T., and Treble, J. (2004) "Luck, Effort, and Reward in an Organizational Hierarchy." *Journal of Labor Economics*, 22 (2): 379-395.
- Bayo-Moriones, and Ortín-Ángel (2006) "Internal Promotion versus External Recruitment in Industrial Plants in Spain." *Industrial and Labor Relations Review*, 59 (3): 451-470.
- Bognanno, M. (2001) "Corporate Tournaments." *Journal of Labor Economics*, 19 (2): 290-315.
- Chan, W. (1996) "External Recruitment versus Internal

- Promotion." *Journal of Labor Economics*, 14 (4): 555-570.
- DeVaro, J. (2006) "Internal Promotion Competitions in Firms." *RAND Journal of Economics*, 37 (3): 521-542.
- Hutchens, R. (1986) "Delayed Payment Contracts and a Firm's Propensity to Hire Older Workers." *Journal of Labor Economics*, 4 (4): 439-457.
- Lazear, E. (1989) "Pay Equality and Industrial Politics." *Journal of Political Economy*, 97 (June 1989): 561-580.
- Lazear, E. and Rosen, S. (1981) "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts." *Journal of Political Economy*, 89 (5): 841-864.
- Main, B. G., O'Reilly III, C., and Wade, J. (1993) "Top Executive Pay: Tournament or Teamwork?" *Journal of Labor Economics*, 11 (14): 606-628.

うえの・ゆうこ 一橋大学経済研究所准教授。最近の主な著作に「日本の長期雇用の弱まり」『企業の経済学』第8章（共著、有斐閣、近刊）。労働経済学専攻。

かんばやし・りょう 一橋大学経済研究所准教授。最近の主な著作に「Disemployment Caused by Foreign Direct Investment? Multinationals and Japanese Employment」forthcoming in *Review of World Economics*, (with Kozo Kiyota)。労働経済学専攻。