

Discussion Paper No. 563

労働市場の二極化と長期雇用システム

李 永俊

第4回 大阪大学社会経済研究所・森口賞（2002年）
受賞論文

March 2002

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

労働市場の二極化と長期雇用システム⁺

李 永俊

名古屋大学大学院経済学研究科*

近年、長期的な景気低迷に伴い、日本の長期雇用システムは大きく変化してきた。その 1 つは、企業を中心部門が内部化し、それ以外の部門が外部化する労働市場の二極化現象である。本稿の目的は、公表データを用いてこのような労働市場の二極化現象の存在を再確認すると共に、二極化現象をもたらした経済的な要因とその現象が企業内労働市場に及ぼす影響を把握することにある。公表データの検証から長期雇用者比率の長期的な低下傾向と彼らの平均勤続年数の長期化が見られ、二極化現象を再確認できた。また、理論モデルでは、最適な企業ヒエラルキーの下では、長期雇用者の採用比率と彼らの内部昇進確率が逆相関関係にあることを示した。さらに、二極化現象をもたらしたのは短期的な景気変動ではなく、長期的な景気低迷がその原因であることを論じた。このような理論モデルの結果はプールデータを用いた実証分析によって、その妥当性が確認できた。

1. はじめに

長期雇用システムは各企業の生産システムに適した技能や技術の形成そして人材の適材適所への配置を可能にするといった人的資源管理の面でのよさと、労使あるいは労働者間の情報共有を密にするといったメリットを持つ。その反面、長期雇用には労使間に長期にわたる雇用や賃金を安定的に保証するという暗黙の了解があるために、必然的に人的費用が固定費用化するというデメリットが存在する。しかしながら、長期的な安定成長が期待できたこれまでの日本企業においては、長期雇用に伴うメリットのみが過大に評価され、デメリットは表面化してこなかった。

ところが、日本経済は戦後最長の平成好景気の後、戦後最長で最悪の不況に直面した。

⁺ 本稿の作成にあたり、指導教官である太田聡一名古屋大学助教授、大橋勇雄一橋大学教授より懇切丁寧な御指導を頂いた。ここに感謝の意を表したい。言うまでもなく、本稿における全ての誤りは筆者のものである。

* 〒464-8601 名古屋市千種区不老町 名古屋大学大学院経済学研究科 Tel: 052-789-4937
e-mail: yj-lee@mbox.media.nagoya-u.ac.jp

しかも、バブル後遺症としての莫大な不良債権の存在や戦後最悪の水準を更新し続けている失業率の動向などに見られるように、不況の波は現在進行中であり、景気回復の兆しは依然見られない。このような昨今の長期的な景気低迷によりクローズアップされるようになったのが長期雇用に伴う人的費用の硬直化問題である。このような状況下で、労使間のみならず様々な分野の人々の間で、長期雇用システムを維持していくことへの疑問の声が上がっている。

そのような疑問に対し、昨今日本の労働経済学者の間で盛んに論じられてきたのが“労働市場の二極化現象”の議論である。労働市場の二極化現象とは、企業を中心部門が内部化し、それ以外の部門は外部化することをいう。より具体的には、人件費の硬直化を伴う長期雇用者を企業のコアとなる中心部門のみに配置し、その他の部門はパートタイマーや契約社員あるいは派遣社員などの短期雇用社員で補うことによって、長期雇用システムのメリットを維持しながら人件費硬直化を防ぐための対策である。

本稿の目的は、このような昨今の労働市場の二極化現象をもたらした経済的な要因を明らかにし、それがもたらす企業内労働市場への影響を把握することにある。より具体的には、第1に長期雇用者比率や長期雇用者の平均勤続年数、残存率、勤続分布などの指標の動きを時系列的に検証し、二極化現象の実態を把握する。次に、二極化現象をもたらした要因と企業内労働市場への影響を簡単な理論モデルで分析した後、1979～1999年にわたる21年間の『賃金構造基本統計調査』や『雇用動向調査』の公表データを用いて、二極化現象をもたらした経済的な要因と企業内労働市場への影響を明らかにする。

労働市場の二極化現象には、長期雇用者比率の低下とともに彼らの勤続の趨勢的な増加という2つの現象が見られる。このような2つの現象を同時に現実のデータを用いて計量経済学的に分析している研究は、少なくとも著者の知る限りほとんど存在しない。

長期雇用者比率の長期にわたる推移を分析した研究としては、中馬・樋口(1995)がある。彼らは1975～1990年までの『雇用動向調査』や『賃金構造基本統計調査』を用いて長期雇用者採用比率の変化を分析し、景気の先行きに対する不透明度が彼らの採用比率を低下させていることを示している。また、津田(1985)や小野(1989、1995)、中馬(1997)では長期雇用者の勤続年数の長期にわたる傾向を分析し、長期的な傾向として長期雇用者の長勤続化傾向が見られることを示している。また、中馬(1997)では『賃金構造基本統計調査』のマイクロ・データを用いて、80年代の中高年層の長勤続化現象の要因を分析している。

ただし、これらの研究では長期雇用者比率の低下と彼らの長勤続化を同時に明らかにするまでには至っていない。また、本稿の目的として示した労働市場の二極化現象が長期雇用システムの中軸である長期雇用者の昇進システムにどのような影響を与えているかを分析

している研究はほとんど存在しない。

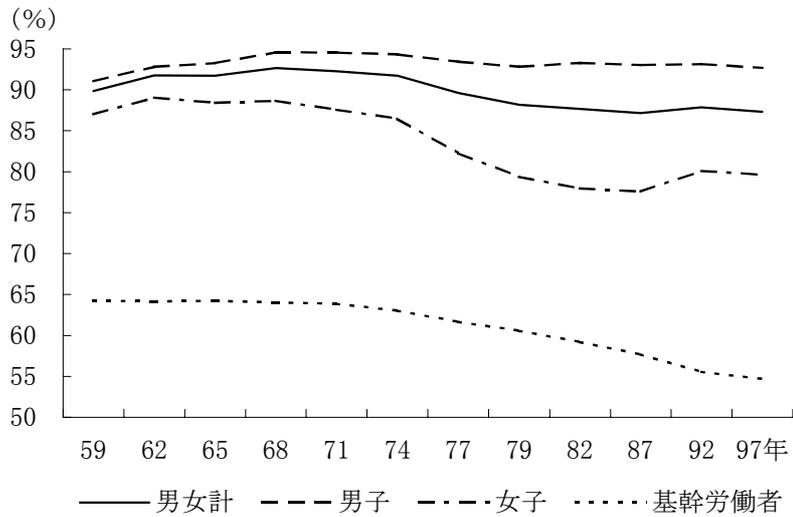
本稿の構成は以下のとおりである。次節では日本の労働市場の二極化現象を様々な角度から検証する。第3節では、第2節で見出したファインディングに基づき、二極化現象をもたらした外部経済要因とそれがもたらした内部昇進システムへの影響を説明する経済モデルを紹介する。そこでは長期雇用者比率がどう変わるか、そしてそのような変化が内部昇進システムにどのような影響を与えるかを分析対象とする。この節では Kanemoto and MacLeod(1989)と中馬・樋口(1995)が提示したモデルを本稿の問題意識に沿って拡張し、長期雇用者比率および彼らの昇進確率の変化がどのような要因で発生するかを考察する。また、第4節では1979～1999年の公表データを用いて理論モデルの有効性を検証し、最後の第5節では結語を述べる。

2. 労働市場の二極化現象

労働市場の二極化現象は、企業ヒエラルキーの中心部門を内部化し、それ以外の部門を外部化することによって発生する。つまり、雇用期間を定めない長期雇用者を企業ヒエラルキーの中心部門のみに配置し、それ以外の部門はパートタイマーや派遣労働者、契約社員など長期雇用を前提としない労働者で補ったり、外注化することである。したがって、長期雇用者の割合は低下する一方、彼らの勤続は趨勢的に長期化する。他方、長期雇用を前提としない労働者が急増し、一部においては労働市場が流動化することになる。このような労働市場の二極化現象は企業が、長期雇用システムが持つ人材育成や労使・労働者間の密な情報交換などのメリットを維持しながら、人件費硬直化という長期雇用システムのデメリットに対応してきた結果であろう。

このような労働市場の二極化現象を明らかにするために、まず長期雇用者の構成比率の推移を考察する。図1は『就業構造基本調査』から民間の役員を除く雇用者全体に占める、雇用期間を定めない一般常用雇用者の構成比の推移を描いたものである。男女計の推移からパートタイマーや派遣社員、契約社員などの短期雇用契約社員の増加により、一般常用雇用者の割合は長期的な低下傾向にあることがわかる。また、男女別の推移では短期雇用契約社員の多くが女子に集中していることが示されている。さらに図1の破線は民間の役員を除く男女計の雇用者全体に占める男子一般常用雇用者の割合の推移である。図から明らかなように企業ヒエラルキーの中心を担う男子一般常用雇用者の割合は1968年の64.0%から1997年の55.7%へ弱10%の低下が25年間の間に行われていた。これは、企業ヒエラルキーの中心部門が長期にわたってスリム化されたことを示している。

図1 一般常用雇用者割合の推移



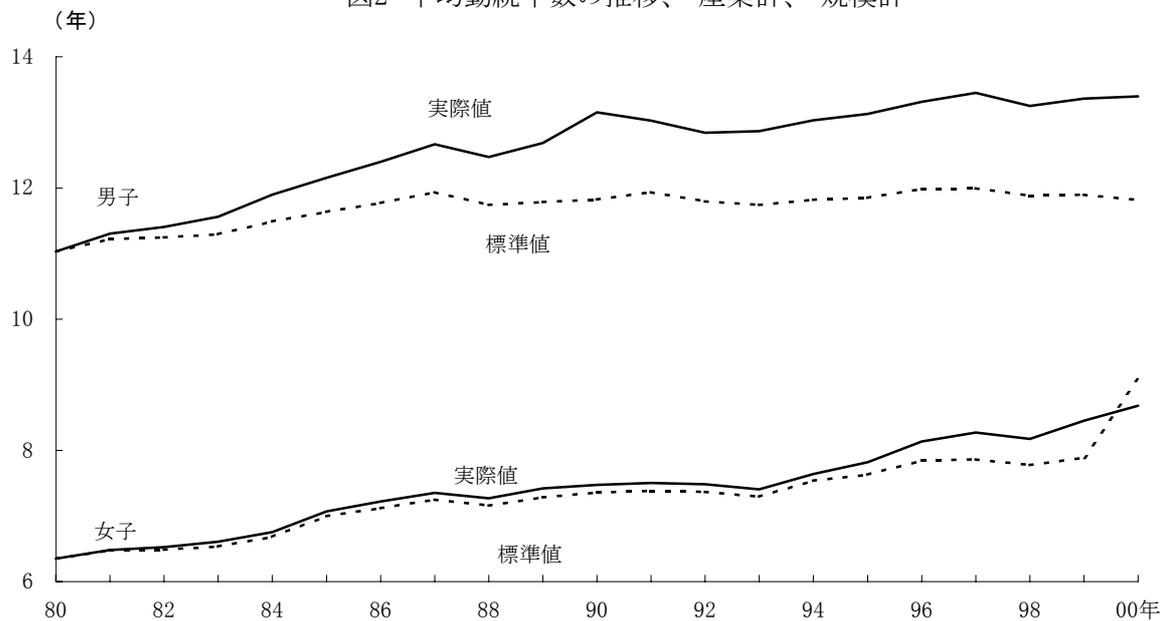
資料：総務庁統計局『就業構造基本調査』
 注：破線の基幹労働者は民間役員を除く男女計の雇用者全体に占める男子一般常用雇用者の割合の推移である。

このような傾向には、日本経済のサービス産業化によるものも少なからず反映されているが、企業の人件費硬直化を避けようとする合理化政策を映していることと思われる。以上から二極化現象の1つである企業ヒエラルキーの中心部門のスリム化傾向は明らかであろう。

次に、長期雇用者の長勤続化現象を考察する。図2は『賃金構造基本統計調査』の1980～2000年にわたる21年間のパートタイマーを含まない一般労働者の年齢階級別平均勤続年数から20～59歳までの5歳ごとに分類された8つの年齢階級の平均勤続年数の推移を示したものである。データは産業計、企業規模計に関するものである。実線は平均勤続年数の実際値であり、男女ともに平均勤続の長期化現象が見られる。図2で示した規模計のデータを取り上げると、男子の勤続年数は1980年の11.0年から2000年の13.4年へ2.4年の上昇、女子では6.3年から8.7年の2.4年の上昇である。

ただし、小野(1989)が指摘しているように平均勤続年数の長期化には、労働者の高齢化の影響が反映されている。したがって、高齢化の影響を除くために労働者の年齢構成を基準年(1980年)の構成比に固定し、平均勤続年数の推移を考察する必要がある。図2の破線がそれを示している。図から明らかなように高齢化要因を排除しても、平均勤続の趨勢的な上昇傾向は変わらない。また、高齢化の影響が女子に比べて男子のほうに強く影響していることが注目される。女子において高齢化の影響が顕著に現れないのは、中高年女子雇用者が長期雇用よりパートタイマーや契約社員などの短期雇用契約を選択する傾向が強

図2 平均勤続年数の推移、産業計、規模計



資料：労働省政策調査部『賃金構造基本統計調査』

いことによるものであると考えられる。

このような平均勤続年数の上昇傾向をより詳細に検討するために、40歳代と50歳代の男子大卒と高卒者の勤続20年以上と30年以上の比率と彼らの5年残存率を見てみよう。表1と表2は『賃金構造基本統計調査』から年齢階級別・勤続年数階級別の男子高卒者と大卒者の労働者数を用いて、40歳代の勤続20年以上の長期勤続者比率と50歳代の勤続30年以上の長期雇用者比率を1980年、85年、90年、95年、2000年の5時点で計算したものである。

まず表1と表2から、企業規模が小さくなるとそれに対応する長期勤続者の比率も規則的に減少する傾向が確認できる。また、高卒者の場合は年齢階級が上がれば上がるほど上昇傾向が顕著になっている。1000人以上の大規模企業では55～59歳層の勤続30年以上の高卒長期雇用者比率が1980年には32%に過ぎなかったのが、2000年には70%に上昇している。50歳代後半の長期勤続者比率の急上昇傾向は大卒労働者にも同様に見られる。一方、高卒・大卒共に90年代の後半では戦後最長で最悪の不況下で発生したリストラや倒産などの影響を反映し、多くの規模で若干の減少傾向が見られる。ただし、1000人以上の大規模企業においては依然として一般労働者の7～8割以上の人々が長期勤続者であり、パートタイマーを含まない一般労働者に限れば長期雇用慣行の崩壊の兆しは見られないと言えよう。

表1 各年齢層に占める「長期勤続者」比率の推移(男子、高卒者)

勤続年数		20年以上	20年以上	30年以上	30年以上
年齢層		40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳
規模計	80	38.11	44.11	23.67	14.34
	85	50.29	53.23	28.27	23.01
	90	46.70	58.80	31.46	26.14
	95	47.61	57.18	42.18	36.54
	00	41.26	55.30	40.46	40.36
1000人以上	80	58.34	69.26	50.23	32.04
	85	77.05	78.68	53.73	49.61
	90	75.58	85.96	53.79	50.61
	95	80.88	87.16	72.92	64.78
	00	70.94	85.54	71.67	69.72
100-999人	80	34.76	40.95	15.66	11.60
	85	46.36	52.02	21.95	17.94
	90	42.85	55.74	28.67	24.32
	95	45.06	56.85	39.43	35.88
	00	38.70	54.44	37.65	39.32
10-99人	80	21.27	24.63	7.82	7.38
	85	21.46	30.17	11.09	11.33
	90	21.14	29.69	13.87	13.73
	95	18.64	30.25	14.91	18.66
	00	20.40	28.93	15.36	18.57

表2 各年齢層に占める「長期勤続者」比率の推移(男子、大卒者)

勤続年数		20年以上	20年以上	30年以上	30年以上
年齢層		40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳
規模計	80	73.11	59.98	61.35	17.90
	85	72.80	69.86	55.83	29.35
	90	71.53	70.92	67.84	40.62
	95	56.09	62.23	39.33	31.66
	00	67.58	62.60	66.64	51.69
1000人以上	80	87.26	78.87	81.36	33.18
	85	89.05	87.32	74.32	53.64
	90	88.26	87.74	84.62	62.77
	95	82.66	85.63	82.68	75.02
	00	83.57	78.71	84.99	69.46
100-999人	80	68.39	53.50	52.39	18.05
	85	69.51	62.27	48.62	20.77
	90	67.68	64.69	61.01	36.01
	95	62.81	66.86	62.08	49.48
	00	63.58	59.82	63.50	49.33
10-99人	80	40.77	25.64	30.55	5.73
	85	41.77	33.57	26.27	11.79
	90	43.32	39.21	33.30	18.57
	95	44.53	36.83	35.85	22.20
	00	42.74	38.86	32.27	27.51

資料：労働省政策調査部『賃金構造基本統計調査』

表3 年齢階層別「長期勤続者」の5年残存率

男子、高卒40-44歳層「長期勤続者」(勤続20～24年)の5年残存率

対応年次	企業規模計	1000人以上	100-999人	10-99人
1980-1985	78.39	80.25	79.56	71.43
1985-1990	96.81	101.61	91.11	87.92
1990-1995	88.93	89.00	91.12	84.78
1995-2000	87.04	90.21	86.28	77.56

男子・大卒40-44歳層「長期勤続者」(勤続15～19年)の5年残存率

対応年次	企業規模計	1000人以上	100-999人	10-99人
1980-1985	97.01	99.58	98.37	78.06
1985-1990	91.09	102.01	79.42	86.42
1990-1995	87.85	94.02	86.18	68.94
1995-2000	83.62	86.52	83.59	76.81

男子・大卒45-49歳層「長期勤続者」(勤続20～24年)の5年残存率

対応年次	企業規模計	1000人以上	100-999人	10-99人
1980-1985	59.26	57.38	60.57	68.42
1985-1990	89.26	90.16	87.42	89.48
1990-1995	80.67	78.79	85.68	74.02
1995-2000	83.90	86.72	80.66	80.16

資料：労働省政策調査部『賃金構造基本統計調査』

注：資料から勤続30年以上の勤続年数階級別の資料が得られないために、男子高卒の45-49歳層の5年残存率が計算できなかった。

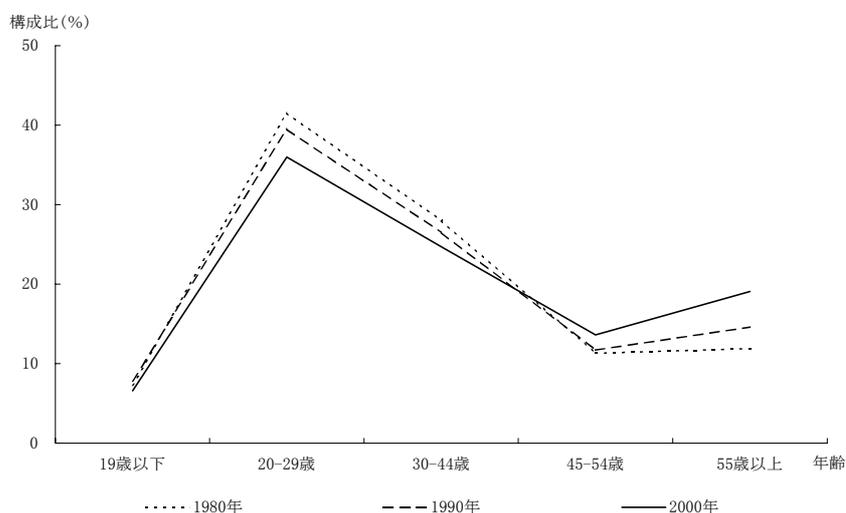
しかしながら、中馬(1997)が指摘するように長期雇用者の比率は人口構造、労働力率などの長期変動要因や景気循環プロセスの中での失業率、離職率などの短期的な変動要因によって長期雇用者比率の分母である非長期雇用者数が増減することで、大きく左右される可能性がある。ここで、男子高卒・大卒者の40歳代長期雇用者の5年残存率を計算して、みることで彼らの長期勤続化傾向があるか否かを検討する必要がある。

残存率とは、例えば1980年において年齢が40～44歳、勤続が20～24年の労働者が5

年後の1985年に同じ企業に就業している確率を示すものである。もしその労働者が同じ企業に残っていたならば、年齢が45～49歳に高まり、勤続年数も25～29年に伸びているはずである。そのような残存率を表1と2で用いた資料に基づき、1980年、85年、90年、95年を起点として計算した結果が表3である。表の一部で残存率が100%を超えているがこれは小野(1989)が指摘したように、『賃金構造基本統計調査』の労働者数の信頼性の問題であると思われる。ただし、本稿の目的は全体的な傾向を把握することにあるために、その点の補正は行わないこととする¹。

まず、表3から注目される点は、40～44歳層の男子労働者においては、高卒・大卒ともに小規模企業を除いて、8～9割弱の労働者が同一企業で働きつづけているという点である。次に注目される点は90年代における残存率の低下傾向である。そのような傾向は1000人以上の大企業の大卒者に顕著に表れている。また、高卒者の場合も85～90年の間の残存率をピークに90年代に入り低下傾向が見られる。このような残存率の低下傾向は、長期勤続化傾向と相反する傾向である。ただし、バブル崩壊後長期にわたる不況の下で、リストラの波が中高年層に集中していったとするならば、中高年層の雇用量の減少による残存率の

図3 離職者の年齢分布の推移、産業計、規模計



資料：労働大臣官房政策調査部『雇用動向調査』

¹ 小野(1989)では『賃金構造基本統計調査』から各年齢階級別の勤続年数階級別労働者の構成比のみを用いて、総務庁統計局『国勢調査』の年齢階級別雇用量を勤続年数別に分解して使用している。より詳細な点は小野(1989)の120頁を参照されたい。

図4-1 50-54歳層男子高卒労働者の勤続分布の推移、産業計、規模計

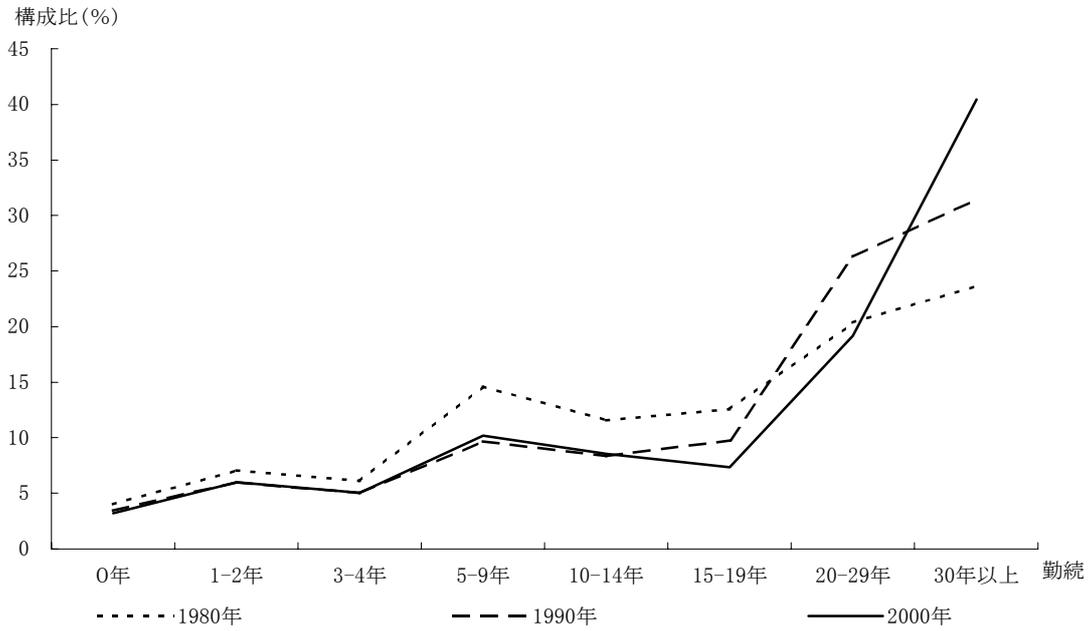
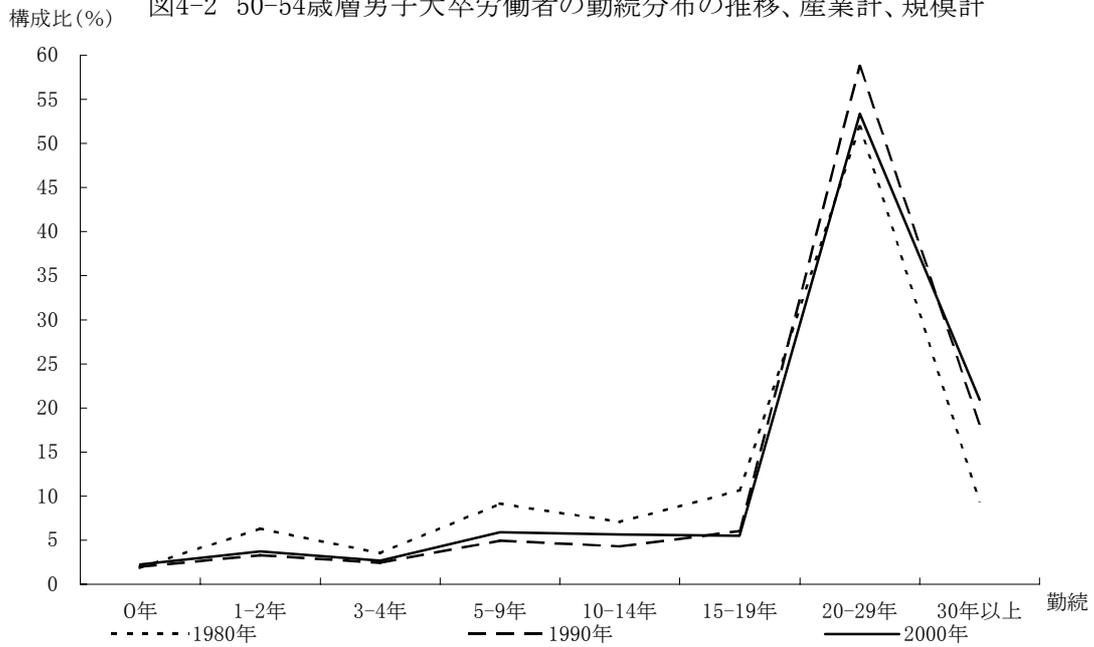


図4-2 50-54歳層男子大卒労働者の勤続分布の推移、産業計、規模計



低下は避けられないものと思われる。しかし、残存率の低下が即長期勤続化の崩壊につながるのかという疑問が残る。この点を確認するために離職率の分布の推移と離職後に残された中高年層の勤続分布を見てみる。

まず、図 3 は『雇用動向調査』から産業計の年齢階級別離職者数を用いて、離職者の年齢分布の推移を図示したものである。上記の資料からは 1980～2000 年にわたるすべての考察期間の年齢階級別・離職理由別労働者数が取れないために、図 3 のデータはすべての離職理由で離職した労働者の年齢分布を示している。図 3 から 1990 年および 2000 年において中高年層の離職者比率が他の年齢階層に比べ、大きく上昇していることが確認できる。このようなことから 90 年代後半のリストラによる解雇が中高年層に集中していたことがわかる。中高年層に解雇が集中していた事実は長期勤続化傾向の崩壊を示しているのだろうか。或いは、このような傾向は企業ヒエラルキーの中心部門をスリム化するための 1 つの現象に過ぎないのだろうか。

このことを確認するために『賃金構造基本統計調査』の 1980 年、1990 年、2000 年の 3 時点における中高年層の勤続分布を見てみる。図 4-1 は男子高卒労働者、図 4-2 は男子大卒労働者の 50-54 歳層の勤続分布を示している。図から勤続 30 年以上の長期勤続者の構成比が高卒・大卒共に 1980 年以降継続して上昇していることがわかる。これらの事実から、長期にわたる成長率低迷による解雇が特定年齢層に集中したことによって残存率が若干低下したが、図 4-1 と図 4-2 が示すように勤続重視傾向は依然変わっていないことがわかる。

以上から企業ヒエラルキーの中心部門が内部化され、その他の部門が外部化する労働市場の二極化現象が日本の労働市場で現れていることが確認される。以降の節ではこのような二極化現象がどのような要因で発生しているのか、そして二極化現象が企業内労働市場、特に長期雇用社員の内部昇進システムにどのような影響を及ぼしているのかを理論分析と実証分析の両面から検証する。

3. モデル²

考察の対象としている経済における企業は 2 つの職階で構成されている。下位の職階は短期雇用社員と今期に新規参加した長期雇用社員、及び前期に雇用された長期雇用社

² 本稿の理論モデルは、Kanemoto and MacLeod(1989)に内部昇進確率を内生化し、拡張した著者(2001)を用いたものである。したがって、理論モデルの詳細に関しては李永俊(2001)を参照されたい。

員の内、上位の職階に昇進できなかった労働者で構成される。また、上位の職階は長期雇用社員の内、企業内特殊技能を身につけたと見なされる労働者のみから一定の昇進ルールにしたがって昇進した労働者で構成される。企業の生産活動においては、両職階の労働者が共に参加し、それぞれが補完的で、異なった役割をすることを仮定する。また、下位の職階に必要とされる技能は誰でも簡単にできる一般技能であり、上位の職階に必要とされる技能は企業特殊技能であると仮定する。

3-1 労働者行動

各労働者は2期間市場に参加し、全ての労働者は能力において同質であると仮定する。したがって、外部市場における留保賃金は全ての労働者が同じ水準の w_0 である。また、各労働者は企業と長期契約あるいは短期契約を結ぶ。長期契約あるいは短期契約を結んだ労働者をそれぞれ長期雇用社員、短期雇用社員と定義する。短期の契約を結んだ場合は1期毎に契約が更新され、訓練投資は行われたいものとする。また、長期の契約を交わした場合は新規参入した第1期目に訓練投資を行い、第2期目のはじめに一定のルールにしたがって昇進されると考える。各労働者の効用は各期の賃金と訓練投資に費やした努力に依存しているとする。単純化のために効用関数の形状は賃金に対してリニアな関数を仮定する³。

$$(1) \quad U = U(w, e) = w - c(e), \quad c(0) = 0, \quad c(e^*) > 0.$$

ここで、 w は賃金、 $c(e)$ は訓練投資費用、 e は訓練投資に費やした努力水準を表す。以下では単純化のために、 e は訓練投資が行われた場合は e^* 、訓練投資が行われなかった場合は 0 であると仮定する。 e^* は訓練投資に必要な最小限の努力水準である。

3-2 長期雇用社員の雇用契約

長期契約は各労働者に採用された第1期目に生産活動以外に訓練投資を行うことを前提に2期間の雇用を保証するような契約関係である。第1期目に行われる各労働者の訓練投資に関して、事前的には完全なモニタリングが不可能なものとする。また、当該労働者と企業以外の第三者によるモニタリングは不可能である。

昇進ルールは以下ようになる。まず、第1期目に訓練投資を行った労働者から第2期目のはじめに θ_t の比率で上位職階への昇進者を決定する。上位職階への昇進した労働者は、

³ 危険回避的な労働者を想定しても、昇進確率が厳密に1より小さければ本稿の結論は変わらない。昇進確率が厳密に1より小さいという仮定は、全ての労働者が昇進可能であることを労働者が知ることで、訓練投資をサボる可能性があるため、非現実的なものではない。

高賃金 w_2 を受け取る。第2期目の終わりには市場から退出するため、それ以上の訓練投資は行わない。各企業は期首に観測された商品価格に応じて生産規模を決定し、それに従い昇進者比率を決める。したがって、 θ_t は期首に観測された市場価格 P_t の関数となる。また、企業側が決定する昇進者比率 θ_t は長期雇用社員にとっては昇進確率となる。以降では用語の混乱を避けるために、 θ_t を昇進確率と定義し、企業側と労働者側の両側面において統一して用いることにする。

ここで、各企業にとっての最適な長期雇用契約を考える。各企業は長期雇用社員に対して上位職階の生産活動に必要とされる訓練投資をしてもらふ必要がある⁴。そのためには、①長期雇用社員に対して、短期の雇用契約を結んだ場合に保証される生涯効用と同等の生涯効用を期待値の意味で保証しなければならない(参加制約)。②長期雇用社員の内、訓練投資を行った労働者に対しては、訓練投資をさぼった労働者の生涯効用と等しいかあるいはそれ以上の生涯効用を保証しなければならない(インセンティブ制約)⁵。また、③昇進されなかった長期雇用社員の自発的な離職を防ぐために、彼らに対する賃金は外部労働市場の賃金と等しいかあるいはそれ以上を保証しなければならない⁶。

ここで、単純化のために労働者が直面している割引率と各企業が直面している割引率が等しいと仮定する。また、長期雇用者が昇進されなかったときの賃金が外部労働市場の賃金 w_0 に等しいと仮定する⁷。この仮定により③の制約は満たされるものとする。以上の仮定と、参加制約とインセンティブ制約の下で各企業は長期雇用社員に対する費用を最小化する。

$$(2) \quad \min_{w_1, w_2, \theta_{t+1} \in [0,1]} E_t C_t \equiv w_1 + \rho E_t [\theta_{t+1} w_2 + (1 - \theta_{t+1}) w_0]$$

subject to

$$(3) \quad w_1 - c(e^*) + \rho E_t [\theta_{t+1} w_2 + (1 - \theta_{t+1}) w_0] \geq (1 + \rho) w_0$$

$$(4) \quad w_1 - c(e^*) + \rho E_t [\theta_{t+1} w_2 + (1 - \theta_{t+1}) w_0] \geq w_1 + \rho w_0$$

条件(3)は①の参加制約に対応する制約式であり、(4)は②のインセンティブ制約に対応する制約式である。ここで、(3)と(4)両制約式の中でどの制約式が有効な制約となるのかを考

察する。(3)と(4)式を比較すれば明らかなように、どちらの式が有効な制約となるかは w_1 と w_0 の相対的な大きさに依存する。企業が自由に操作可能な変数は w_1 のみであるから、各企業は人的費用を最小化するために必ず $w_0 \geq w_1$ であるように w_1 を設定する。故に、(3)の参加制約のみが有効な制約式となり、次式が成立する。

$$E_t C_t = (1 + \rho)w_0 + c(e^*) = C(w_0, e^*).$$

したがって、長期雇用社員の平均費用は昇進確率には関係なく、企業にとって外生変数である w_0 と e^* のみによって決定される。その時の賃金プロファイルは $w_1 \leq w_0 < w_2$ である⁸。

3-3 企業の利潤最大化問題

各企業は同質の1つの商品のみを生産し、その生産量は経済全体においては無視されるほど非常に小さいものと仮定する。各労働投入量は効率単位で計られたもので、下位職階の労働者の中で、昇進できなかった $t-1$ 期に雇用された長期雇用社員は、職場や生産工程への慣れあるいは勤続による技能の向上などからの生産性上昇分を考慮し、効率単位 α ($\alpha > 1$) であると考え。また、その他の下位職階労働者、つまり短期雇用社員と新規長期雇用社員は効率単位 1 であると仮定する。

以上から t 期における企業の生産量 Y_t は以下のように定式化される。

$$Y_t = F(m_t + n_t + \alpha(1 - \theta_t)m_{t-1}, \theta_t m_{t-1})$$

ここで、 m_t と n_t はそれぞれ t 期における長期雇用社員の採用数、短期雇用社員の採用数を示す。生産関数について、厳密な凹関数であることを仮定する。また、本稿では単純化のために長期雇用社員と短期雇用社員両方を採用するミックス型企业のみを考察の対象とする ($n_t \neq 0$)。さらに、長期雇用社員の採用数 m_t と長期雇用社員の昇進確率 θ_t は必ずゼロにはならないこととする。

各企業が直面している商品価格は外生的に与えられる。外生的な商品価格は非負の確率変数 P_t であり、異なる期間の価格は独立で等しい分布をもつ。確率変数 P_t は、 $h(P)$ を確率密度関数とし、 $[0, \infty]$ の範囲で分布すると仮定する。また、確率密度関数 $h(P)$ の平

⁴ 訓練投資に関して事前的には完全なモニタリングが不可能な本稿の仮定の下では、新規長期雇用者の訓練投資の有無は各期の終わりに一定のテストを通じて行われる。また、テストの誤差はないものとする。

⁵ なぜ、内部昇進者に高い賃金が支払われるかに関しては大橋(1990)を参照されたい。

⁶ 昇進できなかった長期雇用社員を解雇しない理由は、職場や生産工程への慣れ、あるいは勤続による技能の蓄積などから、生産性の向上が見込まれるからである。

⁷ 熟練が企業特殊訓練であるために外部労働市場と同じ賃金であっても、労働者には離職するインセンティブは生じない。したがって、熟練が企業特殊訓練であることを考慮すれば、この仮定は非現実的なものではない。

⁸ Kanemoto and MacLeod(1989)の Proposition 2、中馬・樋口(1995)の Lemma 1 を参照されたい。

均は \bar{P} で、分散は一定であると仮定する⁹。 P_t は事前的には確率変数であるが事後的には期首に観測されるパラメーターである。

企業は長期雇用社員に対しては2期間の雇用を保障しなければならない。そのため、必ず2期間の賃金コストが必要であり、長期雇用社員に対する賃金コストは sunk cost (sunk costs) となる。各企業は各期に直面している自社の商品価格をにらみながら、利潤を最大にするような長期雇用社員の採用数 m_t 、短期雇用社員の採用数 n_t 及び昇進確率 θ_t を決定する。このような企業の利潤最大化行動は、今期 t を基準としたダイナミック・プログラミングを適用すると、以下のように定式化される。

$$V(m_{t-1}, P_t) = \underset{m_t, n_t, \theta_t}{\text{Max}} \{ P_t F(m_t + n_t + \alpha(1 - \theta_t)m_{t-1}, \theta_t m_{t-1}) - w_0 n_t - m_t C(w_0, e^*) \\ + \rho \int_0^{\infty} V(m_t, P_{t+1}) h(P) dP \}$$

ここで $0 < \theta_t \leq 1$ であり、 m_0 は外生的に与えられるものとする。割引と確率変数を含んだ無限期間の動的計画法 (Dynamic programming) にしたがって、 λ を非負のラグランジュ乗数と定義し、利潤最大化のための必要条件を求める。

$$(5) \quad P_t F_1 - w_0 = 0$$

$$(6) \quad P_t F_1 - C(w_0, e^*) + \rho E[V_{m_t}(m_t, P_{t+1})] = 0$$

$$(7) \quad -\alpha m_{t-1} P_t F_1 + m_{t-1} P_t F_2 - \lambda = 0$$

$$(8) \quad \lambda(1 - \theta_t) = 0$$

$$F_1 \equiv \partial F(m_t + n_t + \alpha(1 - \theta_t)m_{t-1}, \theta_t m_{t-1}) / \partial (m_t + n_t + \alpha(1 - \theta_t)m_{t-1})$$

$$F_2 \equiv \partial F(m_t + n_t + \alpha(1 - \theta_t)m_{t-1}, \theta_t m_{t-1}) / \partial (\theta_t m_{t-1})$$

$$V_{m_t}(m_t, P_{t+1}) \equiv \partial V(m_t, P_{t+1}) / \partial m_t$$

上記の命題において、職場や生産工程への慣れあるいは勤続による技能の向上などからの生産性上昇分 α が大きい場合には上位職階と下位職階との限界生産性格差が縮小され、昇進確率が厳密に 1 より小さくなる。

(5)式は、短期雇用社員の採用数が彼らの限界生産性と外部労働市場における賃金とが等しくなるように決定されることを示している。次に、(6)式は長期雇用社員の生涯にわたる期待限界生産性と生涯期待賃金支払い額の現在価値とが一致するように、長期雇用社員の

⁹ ここで、確率変数である商品の需要価格 P_t の平均 \bar{P} を明示し、分散を一定であると仮定したのは、確率密度関数 $h(P)$ の平行シフトの効果を得るためである。また、一般性を失うことなく、確率密度関数の形状は、平均値と分散のみによって十分に表現できるとする。「平行シフト」に関する詳細な分析は酒井 (1982) を参照されたい。

採用数が決定されることを明示している。さらに、(7)と(8)式により、上位職階と下位職階の限界生産性が等しくなるように効率的な人的資源配分がなされているならば、必ず長期雇員社員の昇進確率が1より小さくなることがわかる。前述したように本稿においては、短期雇員社員と長期雇員社員の両方を採用するミックス型企業のみを考察の対象とし、長期雇員社員の昇進確率は厳密に1より小さいものとする。したがって、上記の(7)式は次のように書き換えることができる。

$$(7)' \quad -\alpha m_{t-1} P_t F_1 + m_{t-1} P_t F_2 = 0$$

つまり、上位職階と下位職階の限界生産性が等しくなるように効率的な人的資源配分を長期雇員社員の昇進確率をもって調整していることがわかる。ここで、(5)、(6)、(7)'の3つの式を用いて次節で比較静学分析を行う。

3-4 比較静学分析

前節で述べた利潤最大化問題の解の性質により、さまざまなインプリケーションが導かれる。本節では、前節で求めた利潤最大化のための必要条件式を用いて、経済環境の変化が本稿のモデルが想定する企業の雇用構造にどのような影響をもたらすかを考察する。

結果 1: (i) 今期における前期雇用の長期雇員社員(壮年終身雇員社員)の大きさは、新規採用の長期雇員社員数には何の影響も与えない。ただし、新規採用の短期雇員社員数は前期雇用長期雇員社員数が大きければ、補完的か代替的かに関係なく、減少する。
(ii) 前期雇用の長期雇員社員の今期における昇進確率は前期の採用数と負の相関関係にある。

(証明) 数学付録を参照されたい¹⁰。

結果1によれば、長期雇員社員の前期の採用数が増加しても今期の彼らの採用数には何の影響も与えず、短期雇員社員の採用数によってコントロールされるということがわかる。このことは、来期の価格が確率変数であるために2期間にわたって雇用される長期雇員社員の採用数をコントロールすると来期の価格変動に対して対応できなくなるからである。また、各企業の安定的な企業ヒエラルキーを維持しようとする傾向が結果(ii)に現れている。この

¹⁰ その他の比較静学分析結果の詳細な数学的な証明に関しては、李永俊(2001)を参照されたい。本稿は当論文の理論モデルの妥当性を計量経済学的に検証することを目的とした論文であるためにその点を省略させていただきたい。

ような結果は、近年盛んに論じられている昇進における混雑現象の存在を示している¹¹。

結果 2: 今期の外部労働市場賃金 w_0 が増加したとき、以下のようなになる。(i) 両職階の労働者が補完的であるという条件の下で、今期の新規社員雇用数 $m_t + n_t$ は減少する。(ii) また、割引率 ρ が十分に小さいときには、短期雇用社員の採用数 n_t は減少する。ただし、長期雇用社員の採用数 m_t には何の影響も及ばない。(iii) 前期採用長期雇用社員の昇進確率 θ_t は両職階の労働者が補完的であれば、減少することになる。

今期の外部労働市場賃金の上昇は企業全体の労働費用を引き上げ、企業負担を高めるために、新規雇用社員の採用数を減少させる。また、新規雇用社員の減少は安定的な企業ヒエラルキーの下では上位職階への昇進確率を低下させる。他方、割引率 ρ が十分に小さいときには、短期雇用社員の労働費用が相対的に高くなり長期雇用社員の採用比率が上昇する。その結果、長期雇用社員の採用比率と彼らの昇進確率との負の相関関係が発生する。

結果 3: (i) 熟練による生産性増加分 α の上昇は、短期雇用社員の採用数を減少させ、長期雇用社員の採用数を増加させる。ただし、(ii) 長期雇用社員の昇進確率には何の影響も与えない。

熟練による生産性増加率の上昇は下位職階での長期雇用社員と短期雇用社員との生産性格差を拡大させ、短期雇用社員の採用数を減らし、長期雇用社員の採用数を増加させることになる。その一方、両職階での生産性は一定であるために企業ヒエラルキーには何の影響も与えず、長期雇用社員の昇進確率に対する影響はない。

ここまでは、商品価格以外の外的諸変数の変化が社員の採用数や昇進確率にどのような影響をもたらすかを考察した。次に、ここからは商品価格の変化がそれらの内生変数にどのような変化を及ぼすかを考察する。

¹¹ 混雑現象は入職同期が多い世代の昇進確率が低くなる現象を示す。より詳しくは玄田(1997、1999)及び有賀(1999)を参照されたい。

表 4 比較静学分析結果

外生変数	内生変数	
	長期雇用社員の採用比率 m_t / n_t	昇進確率 θ_t
P_t	-	+
\bar{P}	+	0
m_{t-1}	+	-
w_0	+	-
α	+	0

結果 4: (i) 今期限りの商品価格の上昇は短期雇用社員の採用数を増加させる。ただし、長期雇用社員の採用数には何の影響も及ぼさない。また、(ii) 今期限りの商品価格の上昇は前期に雇用された長期雇用社員の今期における昇進確率を上昇させる。

結果 4 は安定的な企業ヒエラルキーでは、スパン・オブ・コントロールも安定的であるために、下位職階における短期雇用社員の増大が昇進確率の上昇を伴っていることを示している。ところが、来期以降の企業ヒエラルキー肥大化による負担を避けるために、企業は長期雇用社員の採用数を操作することによる生産拡大を避けようとする。このような傾向が結果 4 に現れている。

結果 5: (i) 将来における商品価格平均の減少は短期雇用社員の採用数を増加させるが、長期雇用社員の採用数は減少させる。(ii) 将来における商品価格平均の変化は長期雇用社員の昇進確率には何の影響も及ぼさない。

結果 5 は、近年期限付きパートタイマーや派遣労働者、有期契約社員の増加により、常用労働者の割合が低下している現象が、短期的な景気変動によるものではなく、企業が成長率低下により先行きを懸念し、人件費の硬直化を避けようとした結果であることを示している。

以上の比較静学分析結果をまとめたのが表 4 である。表 4 から長期雇用社員比率と長期

雇用社員の昇進確率が多くの変数の変化に対し、負の相関関係にあることがわかる。

4. 実証分析

4-1. 使用データ

以下の実証分析では、上記の比較静学分析結果に基づき、長期雇用者の「内部昇進確率」、および「長期雇用社員の採用比率」に対して「業況変動の現状認識」、「業況変動の先行きに関する認識」、「外部労働市場の需給状態」、「熟練による生産性上昇分」と「前期採用長期雇用社員数」がどのような影響を与えているかを検証することにする。

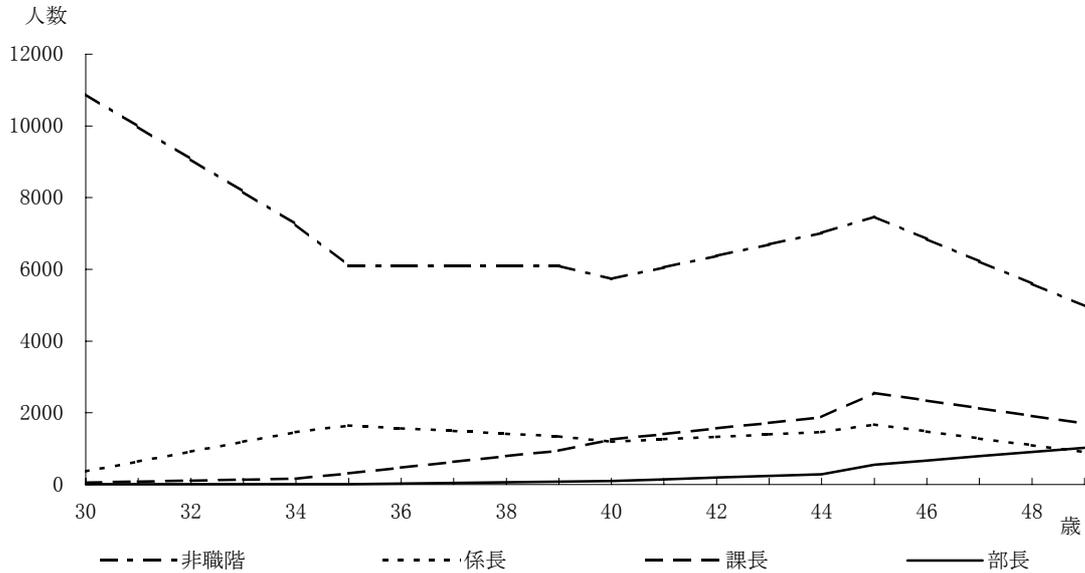
分析対象期間は1979年から1999年の21年間であり、対象産業は『賃金構造基本統計調査』から職階別労働者数が取れる産業、産業大分類5産業(建設業、製造業、卸・小売業、金融・保険業、サービス業)のうち、建設業は『雇用動向調査』から一部の分析期間で離職率の資料が取れないため、計測から除いた、製造業、卸・小売業、金融・保険業、サービス業の4産業を分析対象とする。

長期雇用者の「内部昇進確率」の推定には、『賃金構造基本統計調査』の各産業、100人以上規模計、男子労働者の30～49歳までの5歳ごとの年齢階級別・各職階別労働者数と平均年齢、そして『雇用動向調査』からは産業別・各年齢階級別の離職率をそれぞれ用いた。長期雇用者の「内部昇進確率」の推定に関しては基本的には Ariga et al.(1992)を踏襲するが、次の点で異なっている。彼らは5歳ごとにグループされた年齢階級ごとの昇進確率を推定したため、 $t+1$ 期には年齢階級が1つ上昇することになっている。その結果、年齢階級の境目にある人の昇進確率のみが推定され、厳密な推定であるとはいえない。本稿ではその点を改善するために、まず職階別・年齢階級別の労働者数と彼らの平均年齢を用いて、次のように職階別・年齢別労働者数を求めた。データから年齢階級の総労働者数 n と平均年齢 \bar{a} は観測可能である。ここで、 n_a を年齢階級の最初年齢の労働者数とすると次の式が成立する。

$$n = \sum_{i=0}^4 n_{a+i}$$

$$\bar{a} = \sum_{i=0}^4 (a+i)n_{a+i} / n$$

図5 職階別年齢別労働者数(推定値)、製造業、1995年



資料：労働省政策調査部『賃金構造基本統計調査』

注：ここでの労働者数は上記の資料から各職階別年齢階級別労働者数を用いて計算した推定値である。

ただし、 $n_{a+i} = n_a + i(n_{a+4} - n_a)/4$ 。上記の 2 つの連立方程式から各年齢の労働者数が得られる。図 5 は1995年における製造業の各職階別年齢別労働者数を上記の方法で線形近似した結果を描いたものである。非職階を除く、全ての職階において各職階の平均年齢の周りで労働者数がピークに達しており、線形近似が現実的であることを示している。

ここで、 $\theta_i(t, i, a)$ を t 期における i 産業に属する年齢 a である労働者の昇進確率とし、 $D(t, i, a)$ と $N(t, i, a)$ をそれぞれ t 期における i 産業に属する年齢 a の職階と非職階の労働者数と定義する。職階は製造業においては、職長、係長、課長、部長の職階に属する労働者であり、その他の産業においては係長、課長、部長の職階に属する労働者である。ここで、 t 期における昇進確率 $\theta_i(t, i, a)$ は次式で与えられる。

$$\theta_i(t, i, a) = \{D(t, i, a) - (1 - q(t, i, a)) \cdot D(t-1, i, a-1)\} / N(t-1, i, a-1)$$

ここで、 $(1 - q(t, i, a)) \cdot D(t-1, i, a-1)$ を今期の職階の人数から引いたのは前期昇進者のうちに離職せず残されている人を取り除くことで、今期のみ昇進確率を推定するためである。このように得られた各年齢別の昇進確率から年齢階級ごとの平均値を求めて、年齢階級ごとの「内部昇進確率」として用いる¹²。

次に、「長期雇用社員の採用比率」は『雇用動向調査』の常用名義の入職者に対する臨

¹² ここで推定された昇進確率は、理論モデルが 2 つの職階で構成された企業ヒエラルキーを仮定していたために、非職階から職階への昇進確率である。したがって、職階の中で係長から課長或いは課長から部長への昇進は、ここで推定した昇進確率には含まれていない。

時・日雇名義の入職者の割合がすべての分析期間で得られなかったために、その代理変数として基幹労働者(男子一般労働者)と非基幹労働者(男子パートタイム労働者+女子一般労働者+女子パートタイム労働者)の割合を用いた。昇進の対象となる労働者と昇進の対象になりにくい労働者という点を考慮すれば、この代理変数の方が本稿のモデルとの整合的であると思われる。

さらに、理論モデルで用いた今期の昇進価格と将来における商品価格の平均に対する代理変数として日本銀行の『企業短期経済観測調査』(短観)における全国企業の最近と4ヶ月後の先行きに対する産業別業況動向予想に関する企業割合を用いた¹³。その理由は、短観における製商品価格予想の資料が金融・保険業に関して得られないことや、製商品価格の変動は企業業況の動向に大きく左右されることから代理変数として用いた。

外部労働市場で成立する賃金は労働市場の需給状況に依存する。このことから外部労働市場の賃金の代理変数として『労働力調査』の年齢10歳階級別完全失業率から25～34歳層の完全失業率を用いた。また、昇進できなかった長期労働者と新規参入長期・短期労働者との生産性格差の代理変数として、『賃金構造基本統計調査』から各産業別企業規模計の40～44歳層の勤続0年と勤続10年の所定内給与額を用いてその比率を「熟練による生産性上昇分」として使用する。そして、「前期採用の長期雇用社員数」の影響を分析するために代理変数として、長期雇用社員の採用比率の推定においては前期採用の男子一般労働者数を、昇進確率の推定では前期の非職階の労働者数を用いた。

4-2. 推定結果

上述の産業別年次別データをプールし、加重最小二乗法で推定した推定結果が表2である¹⁴。まず、表5の第1列目は「採用における長期雇用社員比率」を、そして第2列目は長期雇用社員の「内部昇進確率」を非説明変数とし、説明変数として25～34歳層の完全失業率を用いて推定した結果である。

理論モデルによれば、「長期雇用社員の採用比率」に対して、「業況変動の現状認識」はマイナスの係数を、「業況変動の先行きに関する認識」、「熟練による生産性上昇分」と「前期採用の長期雇用社員数」などの変数に対してはプラスの係数を取ることが予想される。さらに、若年失業率の効果は前節で検討した理論モデルから長期雇用社員の採用比率に負

¹³ ここでは、「上昇」と回答した場合は $X = 1$ 、「もちあい」と回答した場合は $X = 0$ 、「下落」と回答した場合は $X = -1$ とし、それぞれの回答企業割合から X の加重平均を求めて使用した。

¹⁴ 加重最小二乗法を用いた理由は、産業別或いは年齢階級別の各グループに属する労働者数が同じでないために、誤差項の分散が一定でなくなることを防ぐためである。

表 5 推定結果
(1979～99 年プール・データ)

	長期雇用社員の採用比率 m_t / n_t	昇進確率 θ_t
定数	-0.0307 (-0.21)	0.0726 (6.65)**
業況変動の現状認識 (P_t)	-0.2950 (-4.41)**	0.0434 (4.12)**
業況変動の先行きに関する 認識 (\bar{P})	0.3194 (3.54)**	
賃金の年功度 (α)	0.2100 (2.42)**	
前期長期雇用社員数 (m_{t-1})	0.3891 (6.13)**	-0.7041 (-4.89)**
若年完全失業率 (w_0)	-0.0158 (-1.20)	0.3855 (1.32)
35～39 歳ダミー		0.0221 (4.43)**
40～44 歳ダミー		0.0250 (4.53)**
Adj R-sq	0.4291	0.2666
標本数	80	240

注： 1) 上段の数字は推定された係数の値、下段の()内数字は t 値を示す。**は両側検定により 5%水準で、また*は 10%水準で統計的に有意であることを示す。
2) 前期長期雇用社員数の代理変数として、長期雇用社員の採用比率の推定においては前期採用の男子一般労働者数を、昇進確率の推定では前期の非職階の労働者数を用いた。

の影響を及ぼすはずである。

表 5 の推定結果では、「業況変動の現状認識」、「業況変動の先行きに関する認識」、「熟練による生産性上昇分」及び「前期採用の長期雇用社員数」に関しては、いずれも統計的に有意で、期待通りの符号を示している。ただし、若年失業率の効果は理論モデルの予想に反して、係数の符号は一致しているものの、統計的に有意でない。これは労働市場の需給の状態と業況動向の現状認識の間に強い相関があり、各係数が不安定になっていることと産業別の若年失業率でないことが影響していると思われる。そこで若年失業率を説明変数から取り除いて推定してみると、表 5 の結果と比べ、各変数の統計的な有意性が高まった。

また、有効求人倍率などの変数も試みたがいずれも統計的に有意な結果は得られなかった。

次に、表5の第2列目は長期雇用社員の「内部昇進確率」を非説明変数とし、説明変数として若年失業率を用いて推定した結果を示している。また、内部昇進確率は年齢階級別に大きな差が存在することから、その影響を取り除くために年齢ダミーを説明変数に加えた。前節で検討した理論モデルの比較静学分析の結果によれば、「内部昇進確率」に対し、「業況の現状認識」の係数は正の符号を、そして「若年失業率」と「前期採用の長期雇用社員数」の係数は負の符号を示すことが予想される。その一方、「業況変動の先行きに関する認識」と「熟練による生産性上昇分」は、理論モデルに従うかぎり、何ら影響を与えないはずである。したがって、それらの変数の影響で各説明変数の統計的な説明力が低下することを防ぐために、「業況変動の先行きに関する認識」と「熟練による生産性上昇分」の2変数を説明変数から取り除いて推定した。その結果が表5の第2列目である。

その結果を見ると、「業況変動の現状認識」と「壮年終身雇用社員数」はいずれも統計的に有意であり、期待通りの符号を示している。また、「内部昇進確率」が係長から課長或いは課長から部長への昇進確率ではなく、非職階から職階（職長+係長+課長+部長）への昇進確率であるために年齢が高まれば昇進確率が高くなることが予想される。表2の結果を見ると、35～39歳層ダミーと40～44歳層ダミーが共に正の係数を示し、40～44歳層ダミーの係数が35～39歳層ダミーの係数を若干上回っている。この結果から昇進確率と年齢との正の相関関係が伺える。

また、「業況変動の現状認識」の係数が各年齢ダミーの係数より大きいことが注目される。この結果から内部昇進確率が年齢要因よりも外部市場の景気要因に強く依存していることが予想される。さらに、「前期採用の長期雇用社員数」が外部市場の景気変動や年齢より「内部昇進確率」により強く影響していることが表5から分かる。これは、長期雇用者の昇進確率が昇進時点の業況動向より、採用時点の業況動向による同期入社人数に大きく左右されることを示している。また、若年失業率は「採用における長期雇用社員比率」の推定結果と同様に統計的に有意でない。その理由は上述した原因と同じであると思われる。

5. 結語

昨今、戦後最長で最悪の不況に直面し、労使間のみならず様々な分野の人々の間で、従来の日本型長期雇用慣行に対する疑問の声が投げかけられ、労働市場の流動化が今後より一層進行するであろうと予想されてきた。しかし、長期雇用慣行に関する計量経済学

的な分析を行った一連の研究では、長期雇用社員の長期勤続化という流動化と相反する傾向が日本の労働市場において見られることが指摘されてきた。なぜ、このような大方の予想と反する結果が得られたのかを探ることも本稿の目的の1つであった。

本稿では、長期勤続化だけの傾向で流動化と相反する方向に日本の労働市場が変遷しているとは言えないということを論じた。その根拠として、長期勤続化が見られる長期雇用社員の労働市場全体に占める割合が低下していることを指摘した。より具体的には、長期雇用慣行が企業のコアとなる中心部門のみに限定され、その他の部門が長期雇用を前提としない短期雇用社員で補われることで、市場全体では長期勤続化と流動化が同時に見られたということである。これは、企業の中心部門が内部化し、その他の部門が外部化するという労働市場の二極化現象の現れである。

このような労働市場の二極化現象をもたらした原因は、第3節の理論モデルで示したように、今期かぎりの短期の景気低迷によるものではなく、長期にわたる成長率の低下にある。より具体的には、長期にわたる成長率の低迷が長期雇用に伴う人件費の硬直化問題を表面化し、企業の費用負担を軽減するための努力の結果、労働市場の二極化現象が現れたということである。

また、理論モデルから、最適な企業ヒエラルキーの下では、長期雇用社員の採用比率と彼らの内部昇進確率が逆相関関係にあるということがわかる。このような結果は Kanemoto and MacLeod(1989)モデルに昇進確率を内生化するによって得られた。より具体的には、下位職階と上位職階の限界生産性が等しくなるように人的資源を配分することが企業の最適な行動であり、企業ヒエラルキーを安定的に維持しようとする傾向が上記の関係を発生させたと主張する。また、実証分析では、一部の変数を除き、おおよそ理論モデルの妥当性を認める結論が得られた。

ただし、産業別に行った時系列データによる推定結果では、理論モデルと一致しない変数も多く見られており、今後の検討が必要である。この点は、理論モデル上の説明変数と推定に使用している変数とが必ずしも1対1で対応していないこととデータの数の制約によるものと考えられる。今後の研究課題はより詳細なデータを用いた検証であると思われる。

数学付録

(5)、(6)、(7)'式は m_t 、 n_t 、 θ_t を内生変数とする方程式体系である。この体系のもとに比較分析を行う。最初に、 m_{t-1} で上の体系を微分し、整理することによって、次の方程式体系をうる。

$$\begin{bmatrix} P_t F_{11} & P_t F_{11} & P_t m_{t-1}(F_{12} - \alpha F_{11}) \\ P_t F_{11} & P_t F_{11} + \rho EV_{m,m_t} & P_t m_{t-1}(F_{12} - \alpha F_{11}) \\ P_t m_{t-1}(F_{12} - \alpha F_{11}) & P_t m_{t-1}(F_{12} - \alpha F_{11}) & P_t m_{t-1}^2(\alpha^2 F_{11} + F_{22} - 2\alpha F_{12}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\eta/dm_{t-1} \\ dm_t/dm_{t-1} \\ d\theta_t/dm_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -P_t(\alpha(1-\theta_t)F_{11} + \theta_t F_{12}) \\ -P_t(\alpha(1-\theta_t)F_{11} + \theta_t F_{12}) \\ -m_{t-1}^2 P_t(\alpha^2 F_{11} + F_{22} - 2\alpha F_{12}) \end{bmatrix}$$

この体系をクラメールの公式を利用することによって解くと、次の結果が得られる。

$$\frac{dn_t}{dm_{t-1}} = \frac{-\alpha \rho m_{t-1} EV_{m,m_t} (F_{11} F_{22} - F_{12}^2)}{|D|} < 0$$

$$\frac{dm_t}{dm_{t-1}} = \begin{vmatrix} P_t F_{11} & -P_t(\alpha(1-\theta_t)F_{11} + \theta_t F_{12}) & m_{t-1} P_t (F_{12} - \alpha F_{11}) \\ P_t F_{11} & -P_t(\alpha(1-\theta_t)F_{11} + \theta_t F_{12}) & m_{t-1} P_t (F_{12} - \alpha F_{11}) \\ m_{t-1} P_t (F_{12} - \alpha F_{11}) & -m_{t-1}^2 P_t (\alpha^2 F_{11} + F_{22} - 2\alpha F_{12}) & m_{t-1}^2 P_t (\alpha^2 F_{11} + F_{22} - 2\alpha F_{12}) \end{vmatrix} (1/|D|) = 0$$

$$\frac{d\theta_t}{dm_{t-1}} = \frac{-(F_{11} F_{22} - F_{12}^2) \rho \theta_t EV_{m,m_t}}{|D|} < 0$$

ここで、 $|D|$ は係数行列の行列式を表し、それが負であることは容易にわかる。また、 EV_{m,m_t} は利潤最大化のための2階の条件から負である。

同様にして、 w_0 の効果を次のように計算できる

$$\frac{dn_t}{dw_0} = \frac{m_{t-1} P_t^2 (1 - C_{w_0}) [F_{11} F_{22} - 2F_{12}^2] + m_{t-1} P_t (\alpha^2 F_{11} + F_{22} - \alpha F_{12}) \rho EV_{m,m_t}}{|D|}$$

$$\frac{dm_t}{dw_0} = \frac{-(1 - C_{w_0}) m_{t-1} P_t^2 (F_{11} F_{22} - F_{12}^2)}{|D|}$$

$$\frac{d\theta_t}{dw_0} = \frac{-P_t \rho EV_{m,m_t} (F_{12} - \alpha F_{11})}{|D|} < 0$$

ここで、割引率 ρ が十分に小さければ、 $1 - C_{w_0}$ がゼロとなり、 $dn_t/dw_0 < 0$ 、 $dm_t/dw_0 \equiv 0$ となる。 α 、 P_t と \bar{P} の効果に関しては、同様の方法で容易に計算できるためここでは省略させていただきます。

参考文献

- Ariga, K., Brunello, G., Ohkusa, Y., and Nishiyama, Y. (1992), "Corporate Hierarchy, Promotion, and Firm Growth: Japanese Internal Labor Market in Tradition", *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 6, pp. 440-471.
- Kanemoto, Y., and MacLeod, W. B. (1989), "Optimal Labor Contracts with Non-Contractible Human Capital", *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 3, pp. 385-402.

- 有賀健(1999)「人的資源管理の制度改革」『日本労働研究雑誌』第 474 号, pp. 50-63.
- 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』東洋経済新報社.
- 小野旭(1989)『日本的雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社.
- 小野旭(1995)「昇進と企業内昇進構造」一橋大学研究年報『経済学研究』第 36 号, pp. 3-101.
- 玄田有史(1997)「チャンスは一度: 世代と賃金構造」『日本労働研究雑誌』第 449 号, pp. 2-12.
- 玄田有史(1999)「ホワイトカラーの処遇変化と団塊世代の影響」『社会科学研究』第 50 巻 第 3 号, pp. 35-54.
- 酒井泰弘(1982)『不確実性の経済学』有斐閣.
- 中馬宏之(1997)「経済環境の変化と中高年層の長勤続化」中馬宏之、駿河輝和(編)『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 47-82.
- 中馬宏之、樋口美雄(1995)「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳、樋口美雄(編)『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, pp. 23-56.
- 津田眞激(1985)「わが国企業における定着雇用者の蓄積度およびその賃金水準の長期計測」一橋大学研究年報『社会学研究』第 26 号.
- 李永俊(2001)「内部労働市場の二重構造と内部昇進」『経済科学』第 49 巻第 3 号, pp. 59-69.