

「日本型」長期雇用システムの変容*

李 永 俊

Recent changes in the long-term employment policy of the Japanese firms can be characterized with a stylized fact. That is the share of long-term employment at hiring stage trends downward, while their tenure trends upward. This paper explains these changes using a simple internal dual labor markets model. The model shows that profit-maximizing firms use the promotion rate of long-term workers and their share at hiring stage as two major instruments to keep optimal hierarchical structure. Using the pooling cross-section and time series data on employment and job ranks, we find a negative relationship between these variables. We also find the recent reduction in share of long-term workers is due to the long-term deceleration, not to the short-term fluctuation of an economy. These two findings support the prediction of the model developed in this paper.

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。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“労働市場の二極分化現象”の議論である。労働市場の二極分化現象とは、企業の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

*論文審査受付日：2001年10月4日。採用決定日：2003年7月2日（編集委員会）

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分化現象をもたらした経済的な要因を明らかにし、それがもたらす内部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、二極分化現象の実態を把握する。次に、二極分化現象をもたらした要因と内部労働市場への影響を簡単な理論モデルで分析した後、公表データを用いて、二極分化現象をもたらした経済的な要因と内部労働市場への影響を明らかにする。

労働市場の二極分化現象には、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長期雇用者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 年代の中高年齢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分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分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、二極分化現象をもたらした経済的な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しう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. 労働市場の二極分化現象

労働市場の二極分化現象は、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。

「日本型」長期雇用システムの変容

このような労働市場の二極分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。

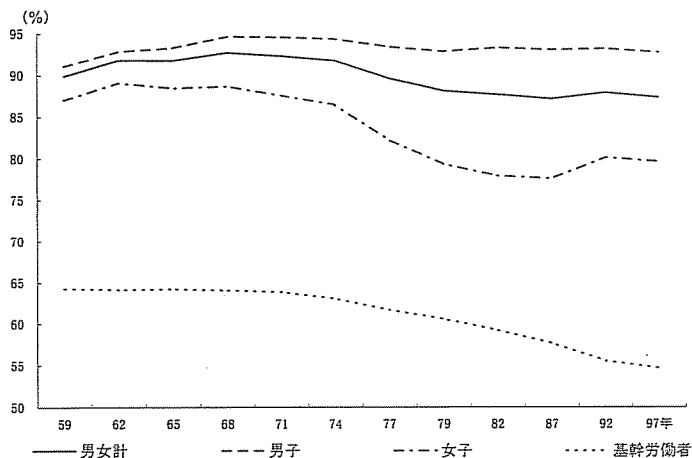
このような傾向には、日本経済のサービス

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。以上から二極分化現象の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歳刻みの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。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

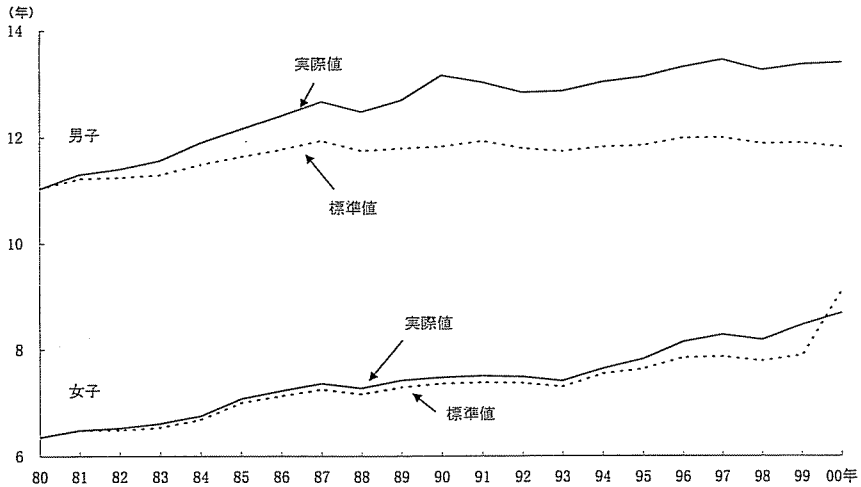
図1 一般常用雇用者割合の推移



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。

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』

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いことから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年以上の比率を見てみよう。表1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と大卒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、00年の5時点 で計算したものである。

まず、表1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。高卒者の55~59歳層の勤続30年以上の労働者割合は、1000人以上の大規模企業では1980年に32%に過ぎなかった長期勤続者比率が2000年には70%弱に上昇している。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。

「日本型」長期雇用システムの変容

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)					(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	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	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	規模計	80	73.11	59.98	61.35	17.90
	85	50.29	53.23	28.27	23.01		85	72.80	69.86	55.83	29.35
	90	46.70	58.80	31.46	26.14		90	71.53	70.92	67.84	40.62
	95	47.61	57.18	42.18	36.54		95	56.09	62.23	39.33	31.66
	00	41.26	55.30	40.46	40.36		00	67.58	62.60	66.64	51.69
1000人以上	80	58.34	69.26	50.23	32.04	1000人以上	80	87.26	78.87	81.36	33.18
	85	77.05	78.68	53.73	49.61		85	89.05	87.32	74.32	53.64
	90	75.58	85.96	53.79	50.61		90	88.26	87.74	84.62	62.77
	95	80.88	87.16	72.92	64.78		95	82.66	85.63	82.68	75.02
	00	70.94	85.54	71.67	69.72		00	83.57	78.71	84.99	69.46
100-999人	80	34.76	40.95	15.66	11.60	100-999人	80	68.39	53.50	52.39	18.05
	85	46.36	52.02	21.95	17.94		85	69.51	62.27	48.62	20.77
	90	42.85	55.74	28.67	24.32		90	67.68	64.69	61.01	36.01
	95	45.06	56.85	39.43	35.88		95	62.81	66.86	62.08	49.48
	00	38.70	54.44	37.65	39.32		00	63.58	59.82	63.50	49.33
10-99人	80	21.27	24.63	7.82	7.38	10-99人	80	40.77	25.64	30.55	5.73
	85	21.46	30.17	11.09	11.33		85	41.77	33.57	26.27	11.79
	90	21.14	29.69	13.87	13.73		90	43.32	39.21	33.30	18.57
	95	18.64	30.25	14.91	18.66		95	44.53	36.83	35.85	22.20
	00	20.40	28.93	15.36	18.57		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』

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変動することで、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歳代の長期雇用者の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。もし彼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年に延びているはずである。その

ような残存率を表1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2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2から注目される点は、40～44歳層の男子労働者においては、小規模企業を除いて、8～9割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

表2 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。

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ある。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。

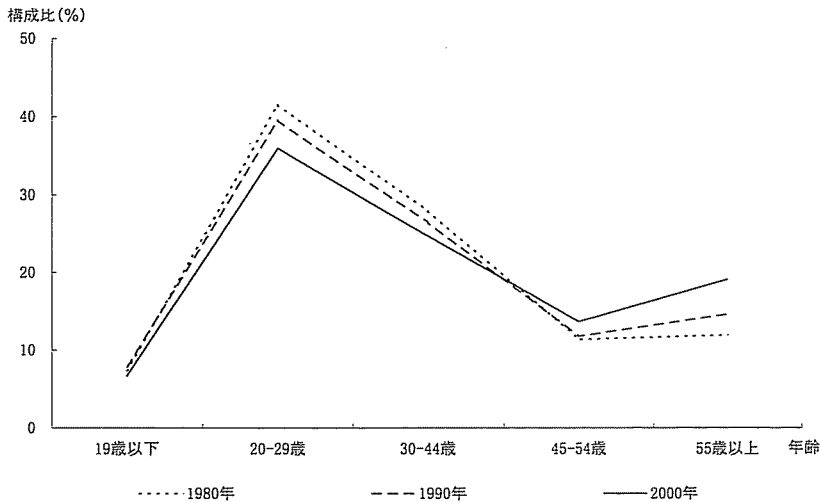
まず、図3は『雇用動向調査』から年齢階級別離職者数を用いて、離職者の年齢分布の推移を図示したものである。上記の資料からは1980~2000年にわたるすべての考察期間

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。このようなことが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80年、90年、00年の3時点における中高年層の勤続分布を見てみる。図

「日本型」長期雇用システムの変容

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』

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分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分化現象がどのような要因で発生しているのか，そしてそのような二極分化現象が内部労働市場，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と実証の両面から分析する。

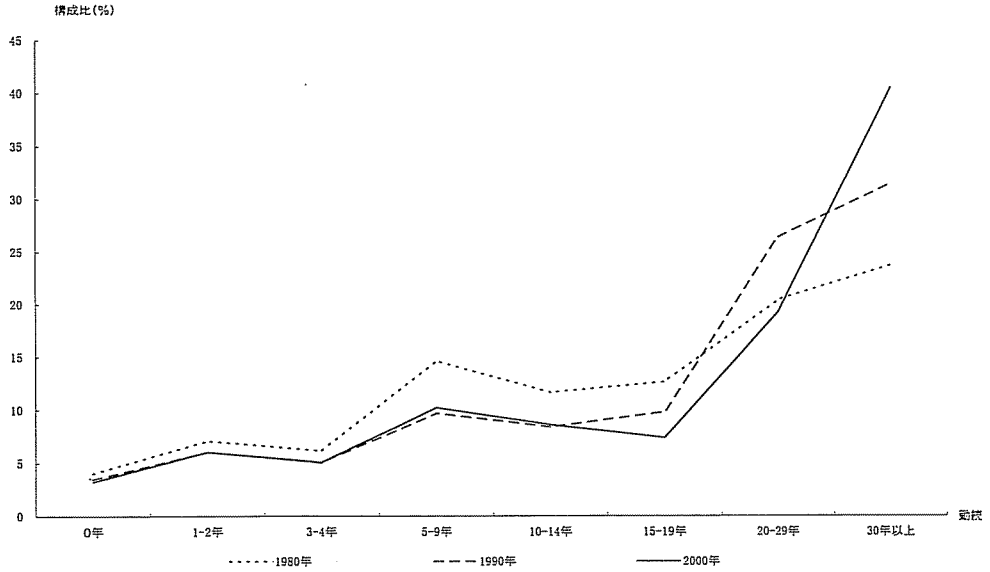
3. モデル²⁾

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から構成される。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，異なる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

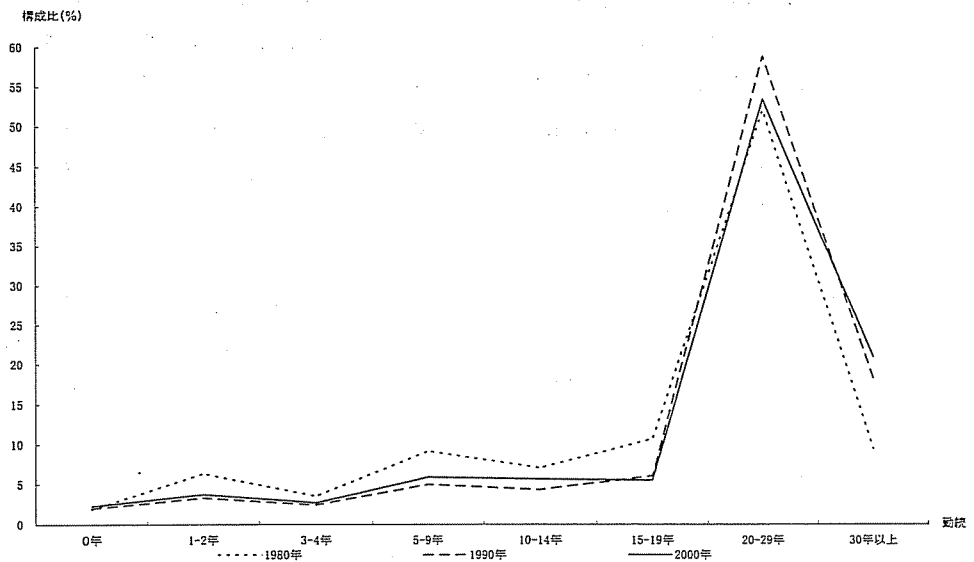
各労働者は 2 期間市場に参加し，全ての労働者は能力において同質であると仮定する。

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)



資料：労働省政策調査部『賃金構造基本統計調査』

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)



資料：労働省政策調査部『賃金構造基本統計調査』

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、訓練投資は行われないうものとする。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⁾。

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

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。

昇進ルールは以下のようになる。まず、第1期目に訓練投資を行った労働者は、第2期目に θ_t の確率で上位職階に昇進し、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。ここで、 θ_t は昇進確率を示す。 θ_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た商品価格の関数となる ($\theta_t = \theta_t(P_t^*)$, P_t^* は t 期に観測された商品価格)。なぜなら、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、それに準じて昇進者比率を決めるからである。

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う必要がある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⁾。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。

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

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

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

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ィールは $w_1 \leq w_0 < w_2$ である⁹⁾。

3-3 企業の利潤最大化行動

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 ($\alpha > 1$) であると考えます。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業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サンク・コスト (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。

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

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¹⁰⁾。

結果1：(i) 今期における前期雇用の長期雇用社員（壮年終身雇用社員）の大きさは、新規採用の長期雇用社員数には何の影響も与えない。ただし、新規採用の短期雇用社員数は前期雇用長期雇用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) 前期雇用の長期雇用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。

結果1によれば、長期雇用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、短期雇用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用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の賃金 w_0 が増加したとき、以下ようになる。(i) 両職階の労働者が補完的であるという条件の下で、今期の新規採用数 $m_t + n_t$ 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、新規採用を減少させる。また、新規採用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。

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 3 である。表 3 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、

表 3 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	昇進確率
今期限りの商品価格	-	+
将来の商品価格平均	+	0
前期長期雇用社員数	+	-
外部労働市場賃金	+	-
熟練による生産性増加分	+	0

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

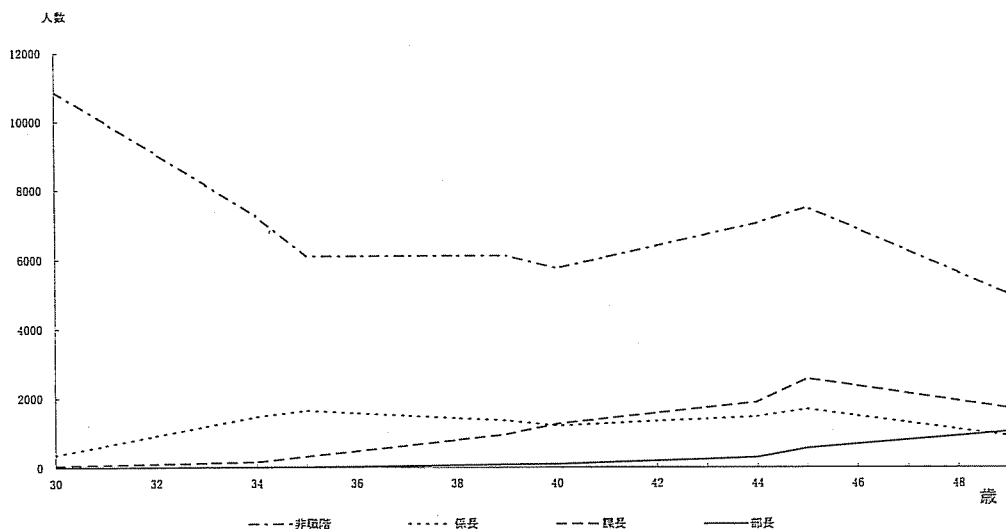
平均年齢 \bar{a} は観測可能である。ここで、 n_a を年齢階級の最初年齢の労働者数とすると次の式が成立する。

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

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

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ということを示している。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

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。

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、今期だけの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商品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。

さらに、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 4 である¹⁴⁾。まず、表 4 の第 2 列目は「採用における長期雇用社員比率」を、そして第 3 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の影響を及ぼすはずである。

表 4 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

「日本型」長期雇用システムの変容

表4 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	-0.2950 (-4.41)**	0.0434 (4.12)**
業況変動の先行きに関する認識	0.3194 (3.54)**	
賃金の年功度	0.2100 (2.42)**	
前期長期雇用社員数	0.3891 (6.13)**	-0.7041 (-4.89)**
若年完全失業率	-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。

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4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4の第3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 4 の第 3 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 4 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 4 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、企業を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分化現象の現れである。

このような労働市場の二極分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、労働市場の二極分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ることによって得られた。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。

謝 辞

本論文は大阪大学社会経済研究所主催、第4回社研・森口賞の受賞論文の原論文である。社研・森口賞入選者報告会では、当研究所長小川一夫先生をはじめ、小野義康先生、大竹文雄先生など、当研究所所属の方々には有益なコメントおよび助言を頂いた。ここに記して深く感謝申し上げたい。

注

- 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

階級別雇用者数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。

- 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。
- 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により、訓練投資をさぼる可能性があるため、非現実的なものではない。
- 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) 熟練が企業特殊熟練であるために外部労働市場と等しい賃金であっても、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、熟練が企業特殊熟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。
- 9) ここで、確率変数である商品価格 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。
- 10) 比較静学分析結果の証明に関しては、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した論文であるために、その点は省略させていただきたい。
- 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。
 - 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。
 - 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。

参考文献

- 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。
- 津田真澄(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。
- Ariga, K., Brunello, G., Ohkusa, Y., and Nishiyama, Y., (1992) "Corporate Hierarchy, Promotion, and Firm Growth: Japanese Internal Labor Market in Transition", *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.
- (弘前大学人文学部)