

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No. 1101

“「就職氷河期」における新規大卒労働市場の実証分析”

岡本 弥

2011年4月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

「就職氷河期」における新規大卒労働市場の実証分析*

岡本 弥**

平成 23 年 4 月

要旨

本稿では、1990 年代後半以降のいわゆる「就職氷河期」における深刻な新規大卒採用抑制現象の影響要因について実証分析を行った。なかでも、企業の従業員の年齢構成の影響に特に注目した。

得られた結果は産業によって異なるものである。製造業では、従業員の年齢構成が若年労働者に偏る企業で、非製造業では、中高年労働者に偏る企業でそれぞれ新規大卒採用者数が減らされたことが示された。また限定的ではあるが、企業が直面する借入制約が厳しい場合により一層新規大卒採用が抑制されたことも明らかとなった。

*本稿の作成に当たっては照山博司氏から懇切丁寧にご指導いただいた。本稿は「「就職氷河期」における新卒労働需要に関する実証分析」の内容を大幅に改訂したものである。同論文は、日本経済学会 2007 年秋季大会（於日本大学）および名古屋市立大学で報告された。報告に際し、篠崎武久、太田聰一、阿部正浩、下野恵子、中村二郎、村瀬英彰、横山和輝の各氏から有用なコメントを頂いた。また、本稿を International Conference on “Topics in Labor Economics”（2011 年、於京都大学）で報告した際には、杉山一成、田中隆一、中嶋亮、日引聡、Francesc Ortega、Julen Esteban-Pretel の各氏から有用なコメントを頂いた。ここに記して感謝する。ただし、本稿の内容はすべて筆者の責任に帰する。

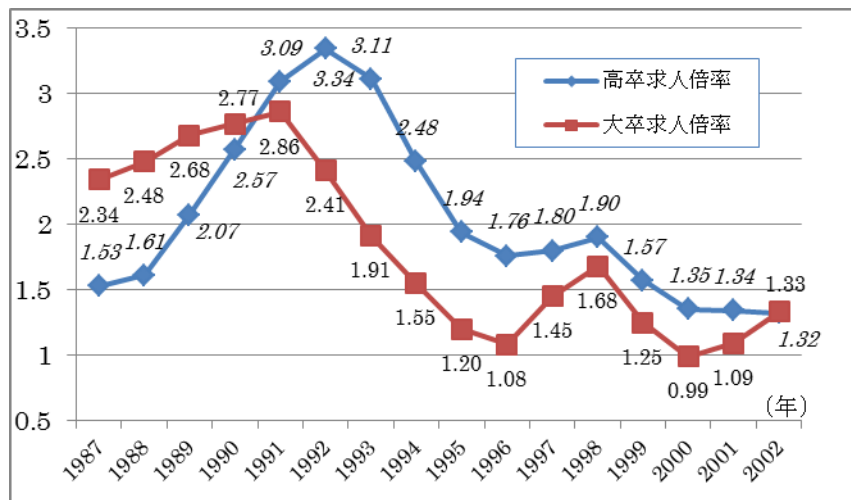
**京都大学大学院経済学研究科非常勤講師・甲南大学経済学部非常勤講師

1.はじめに

本稿の目的は、バブル経済崩壊後の1990年代後半から2000年代初頭にみられた深刻な新規大卒採用抑制現象の影響要因を検証することである。1990年代に入りバブル経済が崩壊すると、経済状況はそれまでと一変した。実質経済成長率が第一次石油危機以来のマイナスを何度も記録するなど、もたらされた負のショックは甚大であった。それらは雇用にも波及し、とりわけ若年労働需要に深刻なダメージを与えた。新規大卒者については、バブル経済全盛期の1980年代後半に見られた「超売り手市場」への反動もあいまって、求人倍率が急激かつ持続的に低下した。特に1990年代後半の新規大卒市場の苛烈さは「就職氷河期」「土砂降り」と表現されるほどであった。

若年者の就職難については、新規大卒者ほど注目されなかったものの、新規高卒者についても生じていたはずである。

図1.新規大卒及び高卒者に対する求人倍率の推移



(出所)大卒者求人倍率：リクルート・ワークス研究所「大卒求人倍率調査」

高卒者求人倍率：厚生労働省「新規学卒者の労働市場」

図1は1980年代後半以降の新規高卒者と新規大卒者の求人倍率¹の推移を描いたものである。新規大卒者と同様、新規高卒者に対する求人倍率も、バブル経済崩壊を境に急激に

¹新規高卒者に対する求人倍率は、厚生労働省が、高校生が卒業した年の6月時点で把握した求人数の求職者数に対する比率である。新規大卒者に対する求人倍率は、当該年の3月に卒業予定の大学生及び大学院生に対する、全国の民間企業の採用予定数の調査、及び学生の民間企業への就職以降の調査から大卒者の求人倍率を算出したもの。求人倍率は、求人総数の民間企業就職希望者数に対する比率である。

低下し、それ以降、低位にとどまっていることがわかる。しかし、少なくとも1990年代以降については、新規高卒者の求人倍率自体は新規大卒者をほぼ常に上回り、また新規高卒者の求人倍率が大卒者と比べるとより景気非感応的であるといった違いもみられる。これらから、バブル経済崩壊の後遺症は若年労働需要の収縮を経由して新規高卒採用にも波及したが、新規大卒採用に対する影響がより大きいものであったといえよう²。また分析に必要なマイクロデータの利用についても、現状では大卒者に限られていることから、本稿では、分析対象を新規大卒者に絞ることにする。

1990年代後半以降に深まる新規大卒者の就職難は、長引く景気低迷のほか社会全体で進行する高齢化といった構造的な要因からも影響を受けた、具体的には新規大卒者に対する企業の採用抑制が、中高年従業員の雇用維持を目的として行われたという説もある（玄田（2001）他）。このような中高年従業員による若年従業員の「置換効果」は、年功的な賃金システムのもとで従業員の高齢化が企業の人件費負担を高めると原因として、中高年従業員の賃金とその収益（生産性）を上回ることを暗黙の前提として議論される。しかしそれは必ずしも自明であるとはいえない。また、仮に中高年の賃金が収益を上回ると仮定しても、企業と労働者の長期契約（たとえば「後払い賃金モデル」）の観点からは、個々の労働者の勤続期間を通じた賃金と収益が現在割引価値でみて等しくなるため、企業の人件費負担の増加にはつながらない。つまり、企業と労働者の長期契約が結ばれているならば、企業内での従業員の高齢化が直ちに新卒採用の抑制につながるわけではない。もちろん、各時点の従業員の年齢構成によって、企業の総人件費と収益に一時的に不均衡が生じる。しかし、そのような場合でも資本市場で円滑な資金調達ができれば、新卒採用者数の決定に影響はないはずである。これらを踏まえ、なお従業員の年齢構成によって新卒採用の抑制現象が観測されるならば、そのような企業は借入制約に直面している可能性が高いといえよう。

以上の考察に基づき、従業員の年齢構成の影響、より具体的には、高齢化の進行に伴って中高年従業員の比率が高まる場合に、新規大卒採用者数にいかなる影響を与えるかを実

² 1990年代の新規高卒者の就職状況について、景気の低迷といった需要側の要因とともに、少子化に伴う高卒者の減少及び同時期に見られた大学入学についての量的緩和といった供給側の要因の影響も無視できないとの指摘もある（有賀（2009））。

証分析する。

本稿の構成は以下の通りである。次節で「就職氷河期」における新規大卒者の採用抑制とその背景について説明し、続く第 3 節で、若年労働需要と年功賃金の関係から「就職氷河期」が生じたメカニズムを検証する。第 4 節では簡単なモデルから作業仮説を提示し、実証分析を行い、推計結果を検討する。第 5 節はまとめである。

2. 「就職氷河期」における新規大卒者の採用動向とその背景

1980 年代後半以降の新規大卒者の就職市場の動向を把握するために、先に挙げた図 1 の大卒求人倍率の推移を確認しよう。バブル経済の拡張期である 1980 年代後半から 1990 年代初頭にかけては、企業の採用意欲が極めて高く「超売り手市場」と称されるほどであったが、それと軌を一にして求人倍率は上昇を続け、1991 年に 2.86 とピークを迎えた。しかしバブル経済の崩壊に直面し、企業が急激に採用を手控え始めたため、求人倍率は大幅下落に転じた。景気の低迷が持続するにつれて就職市場の状況は悪化の一途を辿り、1996 年には 1.08 まで落ちこんだ。その後 IT 需要の高まりによりアメリカの景気上昇がわが国にも波及し、求人倍率にも一時的な上昇がみられた。しかし IT バブルの崩壊を境に再び落ち込みはじめ、2000 年には 0.99 を記録するなどリクルート・ワークス研究所による調査史上ではじめて 1 を下回った。「就職氷河期」とは、このバブル経済が崩壊してから、有効求人倍率が 1 倍を切った 10 年間とされている（夏目（2006））。

玄田（2001）は厚生労働省「雇用動向調査 1997 年」の個票データを用いて、従業員の高齢化が進んでいる事業所、具体的には常用雇用者に占める 45 歳以上の比率が高い事業所ほど、大学及び高校卒業者の新規採用が抑制されることを明らかにした。またこの現象を「置換効果（displacement effect）」と呼び、その原因として、賃金における年功的要因に注目している。近年、成果主義の導入などで賃金における年功的要素は弱まりつつあるとみられるが、大企業を中心に賃金決定において年功的要素は依然として残っており、この下で従業員の高齢化が進展すれば、労働費用の大幅な上昇をもたらすとしている。そして人件費高騰の原因である中高年労働者の雇用調整を行うことが、解雇法制などの諸要因の影響により、多くの費用を発生させることが予想され、その結果、労働費用の高騰にもかかわ

らず、企業の既存従業員の雇用を維持することは企業にとって経済合理的な判断になり、その結果として、新卒採用が抑制されると考えられている。玄田(2003)は、玄田(2001)と同様に事業所内の常用労働者に占める 45 歳以上の比率に注目し、「雇用動向調査」に基づいて、1990 年代後半の雇用悪化が 45 歳以上の割合が 4 割を超える事業所から生じことを示し、従業員の高齢化の雇用に対する負の影響を指摘した。さらに、新卒採用に限定した分析ではないが、年齢構成と雇用純増減における同時性バイアスの可能性を考慮した推計からも、中高年比率の上昇が雇用の減退をもたらし、さらにその傾向が 1990 年代末になって強まっていることを示した。

置換効果については、太田(2002)も、愛知県下の 567 社の企業を対象に実施された若年に対する雇用スタンスに関するアンケート調査の結果を用いて分析を行っている。その結果、50-60 歳代の正社員が正社員全体に占める割合と定義した中高年比率が高い企業ほど、若年新規採用が抑制されることを明らかにした。また玄田(2005)は、厚生労働省「平成 10 年(1998 年)雇用管理調査」から、プロビット推定により、中高年従業員の雇用維持に積極的であるとみられる 61 歳以上の一律定年制を採用している企業において、「例年、高校卒と大学卒の採用のない確率」が高まるが、同時に「今後、新卒採用計画がある確率」が低くなることを確認している。さらに三谷(2001)は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」を利用し、Hicks の補完の部分弾力性の計測から、15-24 歳といった若年の男女労働者と 25-54 歳の男性労働者間での代替関係が存在するとしている。若年と中高年労働者間の代替性の存在は、「置換効果」の前提となる性質である。

3. 若年労働需要と年功賃金

年功賃金制度を経済学的観点から説明する試みは多いが、代表的なものは人的資本理論およびインセンティブ理論に基づく説明である³。Hashimoto(1981)は、人的資本理論に基づいて、賃金プロファイル(年齢または勤続年数と賃金の関係)が右上がりになる理由を、以下のように説明している。人的資本が企業特殊な場合には、人的資本投資の費用を企

³ 伊藤・照山(1995)は、年功賃金を説明する労働契約モデルを分類し、特定の企業の労働者へのアンケート調査の結果に基づき、実証的にどの仮説が支持されるかを検証した。その結果、年功賃金は単独の仮説では説明できず、どの仮説の要素が強いかは企業によって異なるとしている。

業と労働者が分担する可能性が生じる。労働者が技能訓練によって人的資本蓄積を実施している間、その労働者の生産性は低下し収益が減少すると考えられる。この減少分が人的資本投資の費用に当たるが、その一部を企業が負担するということは、企業が労働者のもたらす収益よりも高い賃金を支払うことを意味する。企業は、人的資本投資が終了すると、労働者の生産性の上昇による収益増加分は、費用負担に応じて企業へも分配される。つまり、労働者の収益と賃金の関係は、人的資本投資期間である若年期には賃金が収益を上回り、投資終了後である中高年期には収益が賃金を上回ることになる。

インセンティブ理論の観点からは、年功賃金システムが、労働者の労働意欲を高める目的で導入されると説明される。その代表的なものは Lazear(1979)による後払い賃金モデルであろう。後払い賃金モデルでは、右上がりの賃金プロファイルは、労働者に将来の賃金の上昇を保障することによって、怠業発覚による解雇の機会費用を高めることで、労働者の怠業の誘因を低め、生産性を高めると主張する。後払い賃金モデルでは、労働者は、若年期に収益以下の賃金、中高年期に収益以上の賃金を受け取ることで、若年期に企業に「供託」した部分を回収できる仕組みとなっている。それゆえ、雇用契約が終了する時点を企業と労働者との間であらかじめ定めておく必要があり、定年制の経済学的説明にもなっている。

以上を各々、年功賃金の「人的資本仮説」と「インセンティブ仮説」と呼ぶことにしよう。両者では、労働者の勤続に伴う賃金と収益（ないし生産性）の相対的な関係が、逆方向となっている。しかし、競争的な労働市場と企業の自由参入によって超過利潤がゼロとなることを前提とすれば、労働者の勤続期間を通じた賃金と収益が、現在割引価値でみて等しくなるという点は共通である。一時的にみれば、労働者の年齢に応じて、企業側に利潤や損失が生じるが、通時的に収支が均衡していればよい。したがって、たとえばインセンティブ仮説が妥当するような状況で、従業員年齢構成が高いと、その時点での企業のキャッシュフローは減少するが、長期的視点からは負担とはならず、新規採用にも影響しないはずである。

すなわち、中高年が企業の人件費負担を高めるとする考え方の前提には、中高年労働者の賃金とその収益（生産性）を上回るという長期雇用契約の存在があるが、その契約の実

行自体が労働費用負担増を意味するわけではない。では、観察される企業内での従業員の高齢化はいかなる経路によって新規採用数に影響を与え得るのであろうか。有力な可能性は、借入制約の存在である。

労働者の賃金と収益が年齢に依存して乖離するような長期契約下では、各時点の従業員年齢構成によって一時的な収支の不均衡が生じる。しかし、企業が資金市場で自由に資金調達が可能ならば、短期的な収支状況に拘束されずに新規採用数を決定することが出来る。一方、企業が借入制約に直面する状況では、企業のキャッシュフローを圧迫するような従業員年齢構成は、「就職氷河期」に見られたような負の経済ショックに対し、(既存の労働者を解雇できないという前提のもとで、) 新規採用に抑制的な影響を及ぼす可能性がある。

4. 実証分析

4.1 簡単な労働契約モデルによる検討

以上に述べた従業員年齢構成と新規採用の関係を明確にするために、ここで簡単な企業の意味決定モデルを提示しておこう。労働者が採用期、若年期、中高年期の3期間にわたって同一企業に勤続する場合を考える。採用期には労働者は生産活動を行わず、賃金も受け取らない。若年期と中高年期に生産活動を行うことで、この労働者1人当たり、若年期には Θ_1 の収益が、中高年期には Θ_2 の収益がもたらされる。一方、この労働者が若年期に受け取る賃金は W_1 、中高年期に受け取る賃金は W_2 であり、賃金プロファイルは採用時に労働者と企業の間で契約され、再交渉は無いとする。労働市場は競争的、企業の参入が自由であっても、長期雇用関係を前提とすると、企業は各期に労働者の収益(ないし生産性)に等しい賃金を支払う必要は無い。労働者の勤続期間全体でみて、賃金と収益が均等化していればよい。賃金と収益が乖離する理由には、さまざまな説明が可能である。Hashimoto(1981)による人的資本仮説は、企業特殊的人的資本への投資費用を、労働者と企業が分担することで、労働者は若年期にその収益以上の賃金を受け取り、中高年期に、企業が投資費用を回収するため、収益よりも低い賃金を支払われると説明する。Lazear(1979)のインセンティブ仮説では、若年期に収益よりも低い賃金を受け入れることが供託金の機能を果たし、中高年期に収益よりも高い賃金を受け取る契約によって、解雇の機会費用を

高めて怠業のインセンティブを低下させるとする。これらの仮説は、いずれも年功的賃金の説明になっているが、勤続年数による収益と賃金の乖離の方向は全く反対となる。

さて、企業が上記のような 3 期間の長期契約に基づいて労働者を採用すると考える。いま、 t 時点で採用される労働者（第 t 世代とよぶ）の人数を N_t としよう。また、採用に際しては、採用者 1 人当たり $C(N_t)$ ($C_N > 0, C_{NN} > 0$) の通増的な採用費用がかかるとしよう。個々の労働者と企業との賃金契約は、労働者と企業の双方の超過利潤がゼロとなるように結ばれる。

すなわち、

$$-C(N_t) + \frac{(\Theta_1 - W_{1,t})}{1+r} + \frac{(\Theta_2 - W_{2,t})}{(1+r)^2} = 0 \quad (1.1)$$

が市場均衡条件である。ここで $W_{1,t}$ は第 t 世代の若年期の賃金、 $W_{2,t}$ は第 t 世代の中高年期の賃金、 r は利率（労働者と企業に共通の割引率）である。収益は世代によらず共通に Θ_1 、 Θ_2 であるとする。採用費用は企業と労働者で分担するとし、その企業負担割合を α とし、人的資本仮説の下では、

$$\Theta_1 - (1-\alpha)(1+r)C(N_t) < W_{1,t}, \quad \Theta_2 > W_{2,t} \quad (1.2)$$

インセンティブ仮説の下では、

$$\Theta_1 - (1-\alpha)(1+r)C(N_t) > W_{1,t}, \quad \Theta_2 < W_{2,t} \quad (1.3)$$

である。⁴ 同世代の採用数については、新規採用者が企業と交渉することはできず、企業が決定するとしよう。第 t 世代の労働者に関する企業の通時的利潤を最大にするように定まる採用数 N_t^* は、1 階条件、

$$\alpha \{C_N(N_t^*) + C(N_t^*)\} = \frac{(\Theta_1 - W_{1,t})}{1+r} + \frac{(\Theta_2 - W_{2,t})}{(1+r)^2} \quad (1.4)$$

によって与えられる。一方 t 時点でこの企業で働く世代は、第 $t-1$ 世代（若年世代）と第 $t-2$ 世代（中高年世代）であり、各々の労働者数は N_{t-1}, N_{t-2} である。(1.4)式から直ちに分かるように、従業員年齢構成 N_{t-1}, N_{t-2} は新規採用数 N_t に関与しない。「就職氷河期」を

⁴ 労働者は、その若年期の収益によって採用費用分担分を負担すると考える。

労働者当たりの収益の減少（たとえば、第 t 世代の若年期の収益の減退の予測）と捉えると、それは第 t 世代の採用数を減少させはするが、その大きさは従業員年齢構成に依存しない。

それでは、従業員年齢構成が新規採用数に影響するのは、どのような場合だろうか。(1.2)式や(1.3)式のように、各時点で企業の収支が均等化しないような賃金契約が成立するには、企業が自由に資金を調達できることが前提となる。一方、企業が借入制約に直面する場合は異なった結果となる。

t 期の企業の利潤 Π_t は、

$$\Pi_t = -C(N_t)N_t + (\Theta_1 - W_{1,t-1})N_{t-1} + (\Theta_2 - W_{2,t-2})N_{t-2} \quad (1.5)$$

である。いま、この企業に借入制約があり D を超えて借入をすることはできないとしよう。前述のように、(労働市場における信用を保つため等の理由で) 企業は労働者との賃金プロファイルに関する契約を再交渉せず、既存従業員の雇用も維持するとする。このとき、最適な採用数が $\Pi_t > -D$ の下で達成できず、 $\Pi_t = -D$ の状態にある企業では、従業員構成が新規採用数に影響する。人的資本仮説が該当する賃金契約(1.2)の下では、 N_{t-1} すなわち若年世代が多いほど新規採用数 N_t^* が減少する傾向がある。⁵ 一方、インセンティブ仮説が該当する賃金契約(1.3)の下では、 N_{t-2} すなわち中高年世代が多いほど新規採用数 N_t^* が減少する傾向がある。つまり、企業が借入制約に直面し、新規採用の費用が企業のキャッシュフローの制約を受ければ、その期の利潤が赤字方向に偏る年齢構成の企業ほど新規採用数は抑制されることになる。

4.2 推定方法と結果

本節では、企業内の既存従業員の年齢構成と新卒採用者数⁶の関係を実証的に考察する。ここでの新卒採用者は、大学の新卒採用に限定する⁷。大卒のみでなく、分析に利用した資料である東洋経済新報社『就職四季報（現会社四季報学生就職版）』では、短期大学及び専

⁵若年世代が多いほど新規採用数が減少するのは $\Theta_1 < W_{1,t-1}$ の場合に対応する。

⁶4.1 節で示したモデルのように、一般に、従業員年齢構成が影響を与え得るのは「新規採用数」であり、「新卒採用」に限定されるわけではない。ただし、長期雇用を前提とした採用を考察の対象としていることから、この「新規採用」は若年労働者の採用を意味する。日本では、若年雇用の大部分が新卒採用であり、また新卒採用者以外の若年雇用に関するデータも入手が困難なことから、以下では「新規採用」と「新卒採用」を同じものとして扱うことにする。

⁷以下では特に断りのない限り、新卒採用（者）は「大学生の新卒採用（者）」を意味することとする。

修学校卒業採用者数の記載が省略されるケースが多く、さらに高校卒業採用者数については記載自体がなかったことから、大卒以外の新規採用については分析することができなかった。

前節で述べたように、既存従業員の高齢化は、本来は新卒採用者数に対して効果をもたないはずである。事業所の既存従業員の高齢化が新卒採用を抑制する効果をもつとすれば、企業が借入制約に直面している可能性が考えられる。そこで、借入制約の存在を明示的に考慮したうえで、既存従業員の年齢構成が新卒採用に与える影響について検証することを試みる。

推定式は次のようである。

$$N_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 A_{j,t-1} + \gamma_2 (L_{j,t-1} \cdot A_{j,t-1}) + \gamma_3 L_{j,t-1} + \delta' X_{j,t-1} + \zeta_j + e_{j,t} \quad (1.6)$$

j は企業を、 t は年を示す添え字である。 $N_{j,t}$ は新卒採用者数の総従業員数に対する比率である。総従業員数比でみることで規模に関して基準化している。 $A_{j,t}$ は従業員年齢構成の指標であるが、ここでは従業員の平均勤続年数を用いる。一方、 $L_{j,t}$ は企業の資金調達の容易さを示す指標である。ここでは、企業 j への融資順位の最上位銀行（いわゆるメインバンク）からの総借入額に占める比率をその指標とする。⁸メインバンク借入比率と従業員平均勤続年数の交差項 $(L_{j,t} \cdot A_{j,t})$ は、借入制約の程度が、従業員年齢構成を通じて、新卒採用数に及ぶ影響の大きさを検証するための項である。 $X_{j,t}$ は新卒採用数に影響するその他の企業要因、企業属性に関する変数のベクトル、 ζ_j は（時間に依存しない）企業属性を個別効

⁸すなわち、借入におけるメインバンク融資の比率が高いほど、企業とメインバンクの情報共有を通じ、借入制約が緩和されると考える。借入制約の指標として負債残高も考えられるが、それは必ずしも経営状態の悪化した企業でのみ増加するわけではなく、期待収益性の高い企業による資金調達の結果として増加する可能性もある。それゆえここではメインバンク融資比率を資金調達の容易さの指標として用いることにする。ところで1980年代後半以降、わが国の企業の資金調達のあり方は大きく変化したといわれる。企業の資金調達の市場化および多様化は、企業の銀行離れを加速したといわれる。しかし、同時期におけるアカデミックな研究の中には、メインバンク・システムが、長期雇用やそれがサポートする企業特長的技能訓練などと補完的な関係にあることから、メインバンク関係だけが急速に崩壊していくことはないとの主張も存在し（青木・奥野(1996)）、実際に実証研究によっても支持されている（広田・堀内(2001)）。この事実から、「就職氷河期」が到来した1990年代後半において、メインバンク関係は、企業の資金調達のあり方やそれに付随する流動性制約に依然として密接に関連していたと推察されるだろう。

果として把握するための項、 $e_{j,t}$ は誤差項である。説明変数が前年値（正確には、1 年前に直近の決算時点の値）である理由は、4 月に実施される新卒採用に関し、その数は主として前年の状態変数（およびそれらに基づく予測）である理由は、4 月に実施される新卒採用に関し、その数は主として前年の状態変数に依存して決定されるという時間的關係、および、同時性の問題（とくに新規採用者数と従業員年齢構成について）を考慮したためである。

従業員年齢構成が新卒採用者数に影響するものでなければ、 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ となる。ただし、前節までで議論したように、企業のキャッシュフローが不足すると、年齢構成が新卒採用を抑制する効果が働く可能性がある。その場合には、年齢構成の新卒採用抑制効果は、長期労働契約の在り方によって異なり得る。人的資本仮説が妥当する状況では、若年に従業員構成が偏るほど抑制効果が大きくなるため $\gamma_1 > 0$ である。ただし、この効果は、資金調達状況が改善するほど小さくなるので $\gamma_2 < 0$ である。新卒採用数 $N_{j,t}$ と従業員年齢構成 $A_{j,t}$ の関係を採用・年齢構成曲線と呼べば、 γ_1, γ_2 は所与の資金調達容易度 $L_{j,t}$ の下での、採用・年齢構成曲線の「傾き」を規定する。一方 $\gamma_3 L_{j,t}$ の項は、所与の $L_{j,t}$ の下での採用・年齢構成曲線の「位置（切片）」を定める役割を果たす。

インセンティブ仮説が該当する場合には、逆に、中高年構成比が高いほど新卒採用が減少する効果が働くため $\gamma_1 < 0$ である。この効果は、企業の資金調達状況が改善すると緩和されるため $\gamma_2 > 0$ である。 $X_{j,t}$ の要素であるその他の変数としては、経常利益の総資産に対する比率 $ROA_{j,t}$ 、実質売上高の成長率 $GS_{j,t}$ を用いた。 $ROA_{j,t}$ は、景気動向や業況などに依存する企業の収益性の指標である。 $GS_{j,t}$ は、売上高成長率の 3 年間の平均値であり、企業の成長性の指標と考える。従業員規模を拡大しつつある企業においては、新卒採用数が継続的に多くなることで、平均勤続年数が低くなる効果が働く。これは、インセンティブ仮説の下では、平均勤続年数が低いと新卒採用数が増加することと、逆方向の因果関係である。このような、新卒採用数と年齢構成の内生性の問題を考慮することが、この変数を加える目的である。

各変数の出所および作成方法は以下のとおりである。

被説明変数（ N ）

被説明変数には、新卒採用者数と既存従業員数との比率を用いる。具体的には、前者には、該当年の4月1日に入社した新卒採用者数を用い、一方、後者については、新卒採用者が入社する1年前の時点に対する直近決算時の数値を用いる⁹。そのように取り扱う理由は次のようなものである。通常、新卒採用者の募集及び新卒採用予定者の確定を含む採用活動が、その入社時点（各年4月1日）以前の1年間に集中的に行われている。さらにその新卒採用活動の策定には、それ以前の1年間の企業の状態が反映されると推測されるためである。

分子となる新卒採用者数は東洋経済新報社『会社四季報学生就職版（現就職四季報）』から抽出した。当資料は、東洋経済新報社が、毎年主に上場企業に対して実施している新卒採用に関するアンケート調査をまとめたものであり、回答企業について直近及びそれ以前の2か年の4月に入社した新卒採用者数が掲載されている。本稿の分析に利用する場合に注意すべきなのは、直近の新卒採用者数に限って、実際に入社した人数の代わりに内々定者数が掲載されている点である。この内々定者数の中には、アンケート調査時点（毎年7～8月）以降、翌年4月1日までに、何らかの理由によって内々定を辞退し、実際には入社しなかった人数も含まれている。それゆえ、実際の新卒採用者数と乖離している可能性があり、新卒採用者数の代わりに用いるには問題がある。よって本稿では、確定後の新卒採用者数が反映された1年後のデータを利用した。資料には、大学卒の採用者数が男女及び文理別に掲載されているが、その中には大学院修士課程修了者も含まれている。サンプル期間は1996年から2000年までの5か年である。男女文理別新卒採用者数など、より詳細な新卒採用情報を提供した企業を掲載した「会社研究」欄に紹介された企業の中で、新卒採用者数が下1桁まで記載がなされている一般事業会社のみサンプルに含めた。

分母となる既存従業員数については、日経 NEEDS「財務データ DVD 版」から抽出したが、これは有価証券報告書の内容を反映したものである。

⁹例えば、2000年4月の新卒採用者数に対して、1998年4月1日から1999年3月31日までに到来する決算時点での数値を対応させるというものである。この場合、新卒者の採用時点と対応する決算時点が最低1年以上離れることになる。

説明変数

説明変数にも新規大卒者が入社する 1 年前の時点における直近決算時の数値を用いる。

(1) 平均勤続年数 (A)¹⁰

総従業員の平均勤続年数を用いる。データは先述の東洋経済新報社『会社四季報学生就職版 (現就職四季報)』から収集した。

(2) メインバンク借入比率 (L)

総借入金に占めるメインバンクからの借入金の比率を用いる。メインバンクを特定する基準として、従来から多く用いられているのが「メインバンク＝融資順位 1 位の銀行」という融資額基準である。有価証券報告書など財務諸表に記載された情報をそのまま利用できるなど利便性が高いことから、本稿でも同様の基準を採用することにした。データは日経 NEEDS「金融機関別借入金」から抽出した¹¹。メインバンクからの借入金額は長期借入金と短期借入金の合算値であり、それを総借入金で割ったものを「メインバンク借入比率」と定義した。

(3) 経常利益・総資産比率 (ROA)

企業の収益性の指標として、経常利益額の総資産額に対する比率を用いる。データは日経 NEEDS「財務データ DVD 版」から抽出した。

(4) 売上高成長率 (GS)

具体的には、新規大卒採用の 1 年前の時点における直近決算期の、3 期前から 1 期前の期間における売上高成長率を用いた。売上高はあらかじめ日本銀行「国内企業物価指数 (2005 年基準)」により実質化している。データは日経 NEEDS「財務データ DVD 版」から抽出した。

¹⁰従業員の年齢構成が新規大卒者数に与える影響を検証するうえで望ましい情報は、年齢もしくは勤続年数に対応する従業員全体の分布である。従業員の平均年齢や平均勤続年数といった「平均値」を従業員の年齢構成の代わりに用いた場合、年齢構成の偏りという重要な属性が十分には反映されないといった問題があるが、本稿で従業員の平均勤続年数を採用した理由は次のとおりである。まず一つは、本稿の分析の対象期間である 1990 年代後半から 2000 年代初頭までをカバーする上述した企業の年齢構成に関する情報を含んだデータの利用がかなわなかったからである。さらに平均勤続年数と並んで平均年齢が用いられることがあるが、わが国の年功賃金制度を鑑みれば、賃金の年功度は年齢よりも勤続年数をより忠実に反映するとみられるためである。

¹¹1998 年以降、有価証券報告書への金融機関からの借入額の記載されなくなったため、公表データからメインバンクからの借入金額を把握することは困難となった。本稿で用いたデータは日経 NEEDS が独自調査により入手したもので、様々な制約から借入把握できない企業も存在する。それゆえ、新卒採用者数に関するデータと接合する場合、データ欠損により利用可能なサンプル数が減少したことも付言しておきたい。

記述統計量は、表 1 に記載している。

推計

推計は、まず、分散均一の仮定の下で、固定効果パネル推計とランダム効果パネル推計を行い、以下で報告するすべての場合について、ハウスマン検定によってランダム効果モデルが棄却された。さらに、企業規模の相違等に起因して分散不均一性が予想されたため、White の修正によるロバストな分散共分散推定量を用いて統計量を計算した。以下では、固定効果パネル推定によるロバスト推定の結果のみを記載し、それに基づいて解釈を行う¹²。

推定結果を表 2 及び表 3 に示す。まず、表 2 の(1)列の結果から見てみよう。(1)列は $N_{j,t}$ として企業の新卒採用者数の前年度末時点で在籍する従業員数に対する比率をとった場合である。結果は、新卒採用者数に従業員年齢構成が影響しないことを示す。(1)列の結果は、年齢構成が中高年に偏ると新規採用数を抑制するという性質を示さない。

ただし、この推定では、企業の属する産業の相違や新卒採用者の性別を考慮していない。長期勤続を前提とした賃金プロファイルは、平均的に勤続期間の短い女性には当てはまりにくいかもしれない。また、産業の種類が異なれば、賃金プロファイルの背後にある仕組みも異なる可能性がある。そこで、続いて、サンプルを採用者の性別及び製造業と非製造業に区分した推定を行った。その結果が、(2)列から(5)列である。 $N_{j,t}$ は、男女別の新卒採用者数の前年度末の男女計の従業員数に対する比率である。

まず、製造業の推定結果から見てみよう。(2)列は男性のケースであるが、平均勤続年数の係数 γ_1 は正值、平均勤続年数とメインバンク借入比率の交差項の係数 γ_2 は負値となり、ともに 5%水準で統計的に有意であった。この結果は、製造業では、従業員年齢構成が中高年に偏ると、男性の新規採用数を増加させること、またその効果はメインバンクとの関係が弱く借入制約が厳しいと考えられる企業で大きいことを示唆する。新卒採用数と年齢構成の正の相関は、先行研究とは逆の結果であるが、人的資本仮説とは整合的である。

(3)列の女性のケースを見ると、 γ_1 は男性と同様に正值であるが、有意水準はやや低い。

¹²分散不均一の修正前後での変化は次のようなものである。まず、産業全体での推定(表 1.(1))の有意度は、修正前と変わらなかった。産業別では、製造業の女性のケース(表 1.(3))で、分散不均一修正後に、メインバンク借入比率及び当該変数と既存従業員平均勤続年数の交差項の有意度に低下が見られた。非製造業では男性のケース(表 1.(4)、表 2.(5))で、平均勤続年数について同様の変化が見られた。

また、 γ_2 は有意ではない。すなわち、女性の新卒採用数は、企業が直面する借入制約の程度とは関係なく、従業員年齢構成が高まると増加する傾向が示唆される。 γ_1 についての結果は、女性に関しても長期勤続を前提とした企業特殊的人的資本への投資が行われていることを示唆する。しかし、この傾向は借入制約が緩いと考えられる企業にも存在する。この理由は、企業のキャッシュフローが、まず男性の雇用のために向けられることにあるのかもしれない。

続いて、非製造業の推定結果を見る。(4)列は男性のケースである。製造業の場合とは逆に γ_1 が負値、 γ_2 が正値を示すが、前者の有意水準がやや低い。この点については、以下で再検討する。男性の場合に γ_1 が負値、すなわち、従業員年齢構成が中高年に偏ると、新卒採用が抑制されるという効果は、上記の主要な先行研究の結果とも一致している。この性質は、インセンティブ仮説から示唆されるものである。また、 γ_2 が正値であることから、借入制約がより緩いと考えられる企業ほどこの効果は弱められ、年齢構成と新卒採用数の関係は弱くなると考えられる。一方、(5)列に示す女性の場合は、 γ_1 、 γ_2 ともに有意にゼロとは異ならないと判断され、従業員年齢構成は女性の新卒採用に影響しない。この関係は、借入制約の程度にも依存しないため、本質的に、非製造業の女性雇用については、長期雇用契約の性格が薄いと考えられる。これは、非製造業の女性労働者についての結果が、非正規雇用形態の特徴を反映したためではないだろうか。

以上のように、男性に関しては、製造業と非製造業で従業員年齢構成と新卒採用数の関係が逆になる。この理由は何であろうか。これまで見たように、両者の関係はいずれの方向であっても、企業と労働者の長期契約という観点から解釈することができる。その関係は要求される労働の性質と特性に依存するであろう。人的資本仮説には、企業内訓練や教育によって時間をかけて養成されるような、一般化しにくい職務内容や従業員間で伝達していくような技能が要請される状況が当てはまり、その傾向は製造業でより強いと考えられる。一方、非製造業では、相対的にみて、技能の蓄積よりも、労働者の努力インセンティブを高める必要性が高いのではないだろうか。¹³表1の推定結果は、このような業種間で

¹³もちろん製造業においても、努力インセンティブを引き出す後払い賃金システムにとって不可欠とされる定年制度や、賃金の後払いといった性質をもつ退職金制度は広く観察される場所である。この事実も、業種によって人的資本仮説もしくはインセンティブ仮説のいずれかに基づく異なる賃金システムのみを導入している傾向があるというよりは、むしろ両方の賃金システムを併存させることが一般的であることを示唆するものであり、推定結果は業種によっていずれ

労働者に要求する労働の質が異なるため、同じ年功賃金であっても、異なった理由によって成立しており、それが「就職氷河期」に従業員年齢構成が新卒採用に与えた影響を対照的なものにした可能性を示す。この点については、本稿の結果だけでは判断できないため、今後のより詳細な検討が必要である。

さて、表 2 の(4)列の結果では、 γ_1 は負値であったが、その有意水準がやや低かった。一方で、その影響を相殺する役割を果たす γ_2 が有意に正値を示したため、以上では $\gamma_1 = 0$ と解釈しなかったが、もう一度この点を再考しよう。以上にみた非製造業男性採用者に関する、やや解釈し難い結果は、サンプル内でさらに異質性が存在することによる可能性を考え、以下ではその違いを企業規模に求めて、企業規模で分割した推定を行ってみよう。その結果が表 3 である。企業規模の違いは従業員で規定し、従業員数 3000 人以上とそれ未満でサンプルを分割した。

従業員数 3000 人未満の企業についての推計結果である(1)列を見ると、 γ_1 はやはり負値であり、有意水準が高まっている。一方、 γ_2 も変わらず正値で統計的に有意となっている。すなわち、以上でみた非製造業男性採用に関する特徴が、より明確に確認できる。一方、(2)列に示す従業員数 3000 人以上の企業についての結果では、 γ_1 、 γ_2 ともにゼロと異なるとは判断できない。すなわち、大規模企業では、年齢構成は新卒採用数に影響しない。これは、非製造業の女性採用者に関する特徴と共通である。ただし、その理由を女性と同様に、本質的に長期雇用関係がないことに求めることはできないだろう。むしろ、非製造業の大規模企業では、借入制約が厳しい状況が少なく、キャッシュフローを活用して、従業員年齢構成に制約されない新卒採用が実施できたと解釈した方がよいだろう。実際に、規模の小さい企業で、年齢構成と新卒採用に負の相関関係がみられたことも、それを裏付けるといえよう¹⁴。

をより重視するかを表すものであると推測される。

¹⁴非製造業の男性のケースについての規模区分の妥当性を検証するため、従業員規模の区分を 2000 人及び 5000 人に変更した場合についても同じ推定を実施した。従業員 2000 人未満及び 5000 人未満の区分については、 A の係数が負、 $(L \cdot A)$ の係数が正で、ともに (有意水準 10% で評価して、以下同じ) 統計的に有意となり、3000 人未満のケースとほぼ同様の結果が得られた。従業員 5000 人以上のケースで、同 3000 人以上の場合と同様、 A 及び $(L \cdot A)$ の係数がともに統計的に非有意となっている。一方、従業員 2000 人以上のケースでは、 $(L \cdot A)$ の係数のみが統計的に有意となるが、本稿の仮説によれば $(L \cdot A)$ は A と同時に効果を示すはずなので、2000 人でサンプルを分割した場合には、大規模企業と小規模企業の特徴が混在して検証されたことが推測される。以上を勘案すれば、従業員規模による違いを検証する場合、その区分は 3000 人もしくはそれを超える水準が妥当であるといえよう。

5.おわりに

本稿では、バブル経済崩壊以降の1990年代後半から2000年代初頭にかけて観察された深刻な新規大卒採用抑制現象の影響要因について実証分析を行った。企業の新規大卒採用者数に対する影響要因のなかでも、とりわけ従業員の年齢構成の影響に注目した。年功賃金を説明するモデルは、キャッシュフローを悪化させる従業員の年齢構成が、企業に借入制約があり且つ負の経済ショックに直面した場合において、新規大卒採用を抑制する効果をもたらす可能性があることを示している。

実証分析の結果は次のとおりである。まず製造業に属する企業では、従業員の平均勤続年数が高いほど、性別にかかわらず新規大卒採用者数が増加する傾向が示された。これは人的資本モデルと整合的な結果である。「就職氷河期」との関連でいえば、製造業では、従業員の年齢構成が若年労働者に偏る場合に新卒採用の抑制につながったといえよう。さらに男性採用に限れば、厳しい借入制約に直面する企業ほどより大きく新卒採用者数を減らしたということになる。

続いて非製造業については、従業員規模が比較的小さい企業で、従業員の平均勤続年数が高いほど、男性採用のケースに限って新規大卒採用者数が減少する傾向が明らかとなった。これはインセンティブモデルと整合的な結果である。「就職氷河期」において、非製造業に属する比較的小規模な企業では、従業員の年齢構成が中高年労働者に偏る企業で、男性の新卒採用が抑制されたとみられる。さらにこの場合、製造業のケースと同様、厳しい借入制約が企業により一層の新卒採用抑制を強いたと推測される。

従業員の年齢構成が新規大卒採用者数に与える効果が、企業が属する産業によって大きく異なることが示されたが、本稿の分析で用いたサンプルが上場企業の中でも限られた企業から組成されていることを踏まえれば、今後、別のサンプルを用いてその頑健性を検証する必要があるだろう。

参考文献

- 青木正彦・奥野正寛（1996）『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会
- 有賀健（2007）「新規高卒者の労働市場」林文夫編『経済停滞の原因と制度』第8章、勁草書房、pp.227-263
- 伊藤秀史・照山博司（1995）「ホワイトカラーの努力インセンティブ」橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編『「昇進」の経済学』東洋経済新報社、pp.127-152
- 太田聰一（2002）「若年失業の再検討：その経済学的背景」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社、pp.249-275
- 川口大司・神林龍・金榮慤・権赫旭・清水谷諭・深尾京司・牧野達治・横山泉（2007）「年功賃金は生産性と乖離しているか—工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析—」『経済研究』第58巻1号、pp.61-90
- 玄田有史（2001）「結局、若者の仕事がなくなった—高齢社会の若年雇用」橋木俊詔・D.ワイズ編『【日米比較】企業行動と労働市場』日本経済新聞社、pp.173-202
- 玄田有史（2003）「年齢構成と雇用変動—組織内の中高年化が生む雇用機会の減退—」『経済分析』第168号（雇用創出と失業に関する実証研究）、pp.107-123
- 玄田有史（2005）『仕事のなかの曖昧な不安—揺れる若年の現在』中公文庫
- 夏目孝吉（2006）「売り手市場到来で新卒採用は通年化へ」『日本労働研究雑誌』No.557、pp.66-76
- 広田真一・堀内俊洋（2001）「近年のメインバンク関係の実態と変化」『金融経済研究』第17号、pp.90-97
- 三谷直紀（2001）「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会、pp.339-388
- Becker,G.S.(1964) Investment in human capital :A theoretical analysis, *Journal of Political Economy*,70,pp.9-49
- Hashimoto,M.(1981) Firm-specific Human Capital as a shared investment, *American Economic Review*,71,No.3,pp.475-482 .
- Lazear,P.E.(1979) Why is there mandatory retirement? , *Journal of Political Economy* , 87, No.6,

pp.1261-1284.

表 1.記述統計量

変数名	平均	標準偏差	標本数
総採用者/総従業員数	0.021	0.022	1,991
男性採用者数/総従業員数	0.016	0.017	1,991
女性採用者数/総従業員数	0.005	0.009	1,991
平均勤続年数(年)	14.821	4.296	1,975
メインバンク借入比率	0.262	0.160	1,991
ROA	0.034	0.030	1,991
売上高成長率	0.069	0.242	1,991

表 2

	全産業	製造業		非製造業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被説明変数 = $N_{j,t}$	総採用者数/ 総従業員数	男性採用者/ 総従業員数	女性採用者/ 総従業員数	男性採用者/ 総従業員数	女性採用者/ 総従業員数
$A_{j,t-1}$	-0.000395 [-0.51]	0.00122*** [2.74]	0.000311* [1.81]	-0.00123 [-1.36]	-0.000320 [-0.62]
$(L_{j,t-1} \cdot A_{j,t-1})$	0.000476 [0.36]	-0.00309** [-2.15]	-0.000738 [-1.10]	0.00178** [2.16]	0.000269 [0.60]
$L_{j,t-1}$	-0.00411 [-0.18]	0.0581** [2.42]	0.0135 [1.21]	-0.0337*** [-2.60]	-0.00940 [-1.55]
$ROA_{j,t-1}$	0.121*** [3.22]	0.135*** [7.43]	0.0249*** [3.44]	-0.0151 [-0.17]	0.0168 [0.92]
$GS_{j,t-1}$	0.00150 [1.14]	0.000497 [0.98]	-0.000303 [-1.06]	0.00524* [1.78]	0.000523 [0.34]
定数項	0.0219* [1.96]	-0.0143* [-1.87]	-0.00361 [-1.20]	0.0398*** [3.75]	0.0130** [1.98]
サンプル数	1975	1151	1145	843	830

注:

- 1) ***, **, *は、1%、5%、10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。
- 2) []内の数値は t 値である
- 3) 全ての推計式で不均一分散を考慮したロバスト推定を用いている。

表 3 (非製造業のサンプルを企業規模 3000 人にて分割)

	(1)	(2)
従業員規模区分	3000 人未満	3000 人以上
被説明変数 = $N_{j,t}$	男性採用者/ 総従業員数	男性採用者/ 総従業員数
$A_{j,t-1}$	-0.00255* [-1.81]	-0.0000482 [-0.11]
$(L_{j,t-1} \cdot A_{j,t-1})$	0.00275** [2.15]	0.00130 [1.49]
$L_{j,t-1}$	-0.0461** [-2.17]	-0.0333*** [-3.17]
$ROA_{j,t-1}$	0.0703 [1.60]	-0.538 [-1.38]
$GS_{j,t-1}$	0.00983** [2.11]	-0.00394 [-0.73]
定数項	0.0563*** [3.49]	0.0314*** [3.82]
サンプル数	558	285

注:

- 1)***、**、*は 1%、5%、10%水準で、それぞれ有意であること意味する。
- 2)[]内の数値は t 値である。
- 3)全ての推計式で不均一分散を考慮したロバスト推定を用いている。