

1990年代にみられた 新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

岡 本 弥

1 はじめに

1990年代後半、多くの企業で新規大卒者の採用抑制が観察された。これについては、バブル経済崩壊後の景気低迷が大きく影響していると理解されている。一方で、そのようなマクロショック以外の影響を指摘する研究もある。

玄田（2001）は、従業員の高齢化が進んでいる事業所ほど若年者の雇用が抑制される傾向が観察されるとして、これを「置換効果（displacement effect）」と呼んでいる。この言葉は、新卒者を中心とした若年雇用の大幅な削減が、中高年従業員の雇用維持と引き換えに行われたというニュアンスを含んできることができるが、玄田（2001）はさらに1990年代後半の「就職氷河期」における新卒者の採用状況が「置換効果」によって厳しさを増した可能性を指摘している。「置換効果」については、太田（2001）が中高年比率の高い企業ほどそのような傾向が見られることを明らかにするなど、現象自体の頑健性は高いと見なされている。一方で、「置換効果」がどのようなメカニズムによって引き起こされるかについて具体的な検証を試みた研究は多くない。

本稿では、バブル経済崩壊以降の新規大卒労働市場の分析を通して、新規大卒者の採用がいかなる要因によって抑制されたかを、下記の2つの仮説の検定を行うことで明らかにする。1つ目の仮説は、新規大卒者の採用抑制が、中高年従業員の離職に伴って企業特殊的人的資本蓄積が喪失するとの危惧に基づき、

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

それを守る目的で行われたというものである。2つ目の仮説は、新規大卒者の採用抑制が、従業員の交渉力の強さゆえに生じたというものである。新規採用の抑制因に関しては、野田・熊迫（2007）が上記の2つの仮説を踏まえて検証しているが、本稿では、野田・熊迫（2007）では用いられなかったパネルデータを利用し、さらに新卒採用の抑制を行ったか否かを表すダミー変数の代わりに男女別新規大卒採用者数を用いることで、男女差も考慮した拡張的な検証が可能となっている。

分析の結果、企業特殊的人的資本蓄積水準の代理変数として導入した操業年数が、全体および男性の新規大卒採用者数に対して負の効果を有すること、また労働組合と、企業と取引金融機関との関係の緊密度を表す銀行依存度が補完しあうことにより、全体および男性新規大卒採用者数に対して同様の効果をもつことがそれぞれ示され、先述した2つの仮説が概ね受容されることが明らかとなった。

他方、女性の新規大卒採用者数に対しては、操業年数や労働組合、銀行依存度の効果は観察されなかった。操業年数が効果をもたなかった理由として、女性の採用者数の少なさと採用職種の違いが考えられる。女性の場合、男性に比べて少ない採用者数に「一般職」採用者が多く含まれている。「一般職」として採用された従業員の仕事は、専門性と熟練が要求される。また結婚等による早期離職傾向が見られ、それを補充するコストも生じる。よって、企業特殊的人的資本蓄積水準が高い会社ほど、女性の採用抑制に伴って「一般職」の育成が阻害され、それが後になって業務効率の低下や追加的なコストの発生に繋がることに対する危機感が強いと解釈できるだろう。また労働組合や銀行依存度が効果をもたなかった理由としては、女性の雇用者比率の低さや平均勤続年数の短さがその発言力の低下に影響を与え、その結果、労働組合が女性の雇用維持を男性の場合ほどは重要視しなくなっている可能性が挙げられる。

本稿の構成は以下の通りである。次節で先述した仮説を詳細に説明し、それに関連する先行研究を紹介する。続く第3節で作業仮説のパネル分析の結果と

その解釈を示す。第4節では、まとめと今後の課題について述べる。

II 作業仮説と先行研究

本節では、まず先述した2つの仮説について、より詳細に説明する。

仮説1：中高年従業員の離職に伴って、企業特殊的人的資本蓄積の喪失が発生するとの想定に基づき、それを守る目的から新規大卒者の採用抑制が行われた。

この仮説は、企業側が中高年の従業員を若年層と比較した場合、より質の高い労働力と見なしていることを示している。人的資本理論では、中高年労働者は、若年労働者と比べて企業特殊的な人的資本が体化している程度が高いと見なされる。さらに、労働者が企業特殊的技能のトレーニングを受ける場合、どの企業でも役立つ一般的技能を習得するケースとは異なり、その訓練費用の少なからぬ部分は企業が負担することになる。それゆえ、もし企業的特殊技能に秀でた中高年従業員が解雇や企業側の希望退職の募集に応じて会社を辞めてしまえば、企業の競争力の源泉である企業特殊的人的資本蓄積のレベルが低下するだけでなく、その習得訓練に投入した費用を回収することも不可能になってしまう。企業側が従業員に体化された企業特殊的人的資本の価値をより高く評価しているとすれば、彼らの雇用を維持することは、若年者の採用抑制という犠牲を伴うとしても、なお合理的な行動であると評価することが可能であろう。

仮説2：従業員の交渉力の強さゆえに、新規大卒者の採用が行われた。

従業員の交渉力を高めている要因はいくつかあるが、企業側との交渉を支える上で最も重要な役割を担っているのが労働組合であろう。労働組合からの従

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

業員の雇用維持に対する要求が高まれば、企業側が雇用調整を実施する場合の費用が上昇する。その結果、企業側は労働組合との摩擦を避け、新卒採用の抑制など、よりコストが小さい雇用調整手段を選択する可能性がある。野田(2002)、(2006b)は、企業内の組合組織率が低下傾向にある現在でも、労働組合が企業側に対して雇用調整を先送りさせる、もしくは従業員解雇を実施する確率を低下させる効果があることを明らかにしている。

上述した2つの仮説のいずれにも関連する要因として重要であると思われるのが金融システムである。そのうち、わが国特有のシステムとして頻繁に取り上げられるのが、メインバンク・システムであろう。メインバンク・システムとは、企業にとって最大の貸出額を有する金融機関の行動の特徴を言い表した言葉である。その1つは、顧客企業の経営状態が良好なときは特段関与しようとはせず、業績が悪化した時点ではじめて経営に介入するといったもので、このような顧客企業の経営状況に応じて異なる対応は「状態依存ガバナンス」と呼ばれている。メインバンク・システムの雇用に対する影響は、概ね次の2つに分類される。

1つは人的雇用システムとの補完的な役割である。Aoki(1994)、Abe and Hoshi(2004)が指摘するように、メインバンク・システム等の金融システムと企業特種的な人的資本投資をサポートする雇用慣行との間に制度的補完関係が存在するとされる。野田・熊迫(2007)はそれを具体的に説明している。その内容は、経営危機に際してメインバンクが何らかの救済手段を講じる、もしくは再組織化する金融制度があれば、顧客企業の経営陣は、長期的視野に基づいて経営を行うことが可能となる。その結果、労使間で長期的な雇用慣行が定着しやすくなるため、企業特種的な人的資本投資が促進されるというものである。

もう1つは、顧客企業が経営危機などに直面した場合に発揮される救済的機能に付随するものである。企業が深刻な業績不振に陥れば、清算や買収が企図される可能性が高まり、自立的存続が危ぶまれるようになる。メインバンクは

そういった事態を回避するため、負債元本の返済猶予や金利減免などにより財務面のサポートを行い、同時に再建に向けた主導的な役割を果たす。そのような支援姿勢を背景に、顧客企業の経営者は長期的な視野に基づいて経営を行うことが可能となり、雇用の安定性が維持されることになる。

野田・熊迫（2007）はメインバンクと労働組合との関連性についても、以下のように説明している。労働組合からの従業員の雇用維持に対する要求が強ければ、解雇を実施するコストが高まる。メインバンクとの関係が緊密であれば、労使関係の悪化や自らの引責辞任並びに名声の低下を恐れる経営者は、その救済を織り込んで行動しようとする。その結果、従業員の雇用には手をつけずにリストラを先送りし、新規採用の抑制によって当座に必要な雇用調整を済ませようとする。

経営者の出自の違いによる影響も見逃せない。野田・浦坂（2001）は、所有と経営がある部分で一致している「オーナー企業」と、内部昇進者が経営者となっており、所有と経営が分離している企業（以下「内部昇進企業」）のトップの経営スタイルと雇用調整速度の違いを雇用調整にかかる費用の点から説明を試みている。オーナー企業の経営者は、株主として利潤追求を行うか、少なくとも株主（債権者）側の立場をとろうとするため、利潤最大化のために最適雇用量への調整を素早く行うインセンティブをもつ。その権力が大きければ従業員側の交渉力が相対的に弱められ、解雇、雇用調整に関する交渉費用が低下し、雇用調整速度が速くなるとしている。一方、内部昇進者が経営者である場合は、自らが従業員から昇進してきた経緯から、従業員の「代表」といった特徴をもつため、オーナー経営者に比べて従業員集団の利益を優先することが想定される。そのため、利潤最大化のために最適雇用量に調整するインセンティブがオーナー企業経営者に比べて弱くなり、解雇や雇用調整にかかる交渉費用が高まって雇用調整速度が遅くなると予想し、これらを実証的な手法で明らかにしている。

株式所有構造についても株式の持合によって安定株主を得た場合は、株価の

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

急速な下落や被買収の可能性が低下することで経営の自由度が高まり、新規採用を弾力的に行うことが可能となると予想される。

これらの要因の影響について、次節で実証分析を行う。

III 実証分析

1 データ

使用するデータについて説明する。新規大卒採用者数は、東洋経済新報社『会社四季報学生就職版（現就職四季報）』に掲載されている「採用実績（数）」を用いた。この資料には最新の数値のほか、過去2ヵ年分の実績値も合わせて掲載されている。ここで注意すべきは、最新の「採用実績（数）」が実際に入社した人数ではなく、企業から内定を得た人数を表していることである。そのため、調査時点（毎年7～8月）以降に、何らかの理由によって内定を辞退した大学生の人数も含まれている可能性がある。本稿では、最新版の資料は利用せず、採用人数が確定した後に発行された資料を用いることでこの問題に対処⁽¹⁾した。「採用実績（数）」には、4年生大学卒業者のほか大学院修士課程修了者⁽²⁾も含まれている。ちなみに掲載企業は、編集部が採用状況に関するアンケート調査を依頼し、回答票を回収できた企業に限られており、そのほとんどが上場企業で占められている。上場企業については、ほぼ全ての企業がアンケートの調査対象となっている。実際の上場企業の分布と比較して、掲載されている企業の規模や業種に特段の偏りが無く、網羅性が高いといえる。財務データやコーポレート・ガバナンスに関する情報は、日本経済新聞社『NIKKEI NEEDS COMPANY』、『会社年鑑』から抜粋し、パネルデータを作成した。企業数は

(1) サンプル期間がバブル経済崩壊以降の「(超) 買い手市場」であり、内定の辞退が少なかったことを踏まえれば、一定の留保を付けた上で内定者数が実際の採用者数とほぼ変わらないと見なすことが可能であろう。

(2) 短期大学卒業者については、記載が省略されているケースが散見された。また4年生大学卒業者に比べて採用数が少なかったことから、本稿の分析対象から除外することにした。

332社である。サンプル期間（1995-2000年）を通じて新規大卒者の記載に漏れない企業のみがサンプルに含まれている。

2 推定モデル

観察期間内を通じて一定と考えられる企業毎の個別効果の影響を考慮し、パネル推定を実施する。本稿と同様のデータを被説明変数に用いた浦坂・大日（1996）は、トービット・モデルを用いて推定を行っているが、トービット・モデルを利用する利点として、採用者がゼロのケース、つまり人員削減の必要性などにより企業が新規大卒者の採用を停止しているケースを分析に生かせる点を挙げている。本稿では、企業が採用を行わなかったケースが全体の約2.5%と僅少であり、推定値にバイアスが生じる可能性が比較的小さいと考えられること、並びに企業ごとの個別効果の影響の検証を優先するという目的から、トービット・モデルは採用しなかった。⁽³⁾ なおトービット・ランダム効果モデルと一般的なランダム効果推定の結果について、推定値の大きさや有意度について大きな差が無いことが確認されている。

3 変数の詳細

被説明変数は、新規大卒採用者数の既存従業員数に対する比率を用いる。なお、分子の新卒大卒採用者数には（1）男女合計採用者数（以下「全体」）（2）男性採用者数（3）女性採用者数の3つを用いる。説明変数には前々年度のデータを用いるが、理由は2つある。1つは、通常、新卒採用者数の確定が、彼らが入社する前年（度）中に行われており、その数値には更に1期前、すなわち前々年（度）の企業属性が強く反映されていると判断するからである。⁽⁴⁾ もう1

（3）推定プログラムにはStataを用いた。トービット・モデルについては、固定効果推定用のパッケージプログラムが用意されていなかったことも、それを採用しなかった一因である。

（4）例えば、2000年4月の採用者数に対して1998年度決算（3月決算の企業では1999年3月期決算）をマッチさせることを意味する。

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

つは、内生性問題への対応である。実質2期前の説明変数を用いることで、少なくとも時間的な因果関係が明白になるといったメリットが存在する。具体的な説明変数群は、以下の通りである。

(1) 操業年数

企業特殊的な人的資本蓄積がどの程度なされているかを説明する狙いがある。Brown and Medoff (2003) は、操業年数が短い企業ほど廃業率が高いため、従業員が企業特殊的な人的資本投資を行うインセンティブが低いことを指摘し、操業年数が長い企業ほど、従業員の企業特殊的な人的資本蓄積の水準が高い可能性を示唆している。ミンサー型賃金関数の推定などでは、人的資本蓄積レベルの代理変数として、従業員の年齢や勤続年数が用いられることが多いが、本稿の推定でそれらの変数を用いた場合、いくつかの問題が生じることが懸念される。1つは内生性の問題である。もしこれらを説明変数として導入すれば、仮に被説明変数の分子である新規大卒採用者数が増加すれば、同時にこれらの説明変数にも影響を与える可能性が生じる。もう1つは離職率の影響である。従業員の平均年齢や勤続年数は、操業年数に比べて離職率の変化の影響を受けやすいと考えられる。今回はそれらをコントロールするための企業毎の離職率に関するデータが入手できなかったため、これらの2つの変数を用いないことにした。なお、当該変数の効果が非線形である可能性を考慮し、推定式には二乗項も加えることにした。

(2) 労働組合ダミー

従業員の交渉力の強さを代理する目的で用いる。対象企業に労働組合が存在する場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数である。

(3) 経営者の出自ダミー

経営者の出自についてはIzumida (1998) で示された基準を用いた。具体的には、経営者を会長または社長に限定し、(1) 経営者またはその家族が、

当該企業の10大株主に含まれている，(2) 経営者またはその家族が，当該企業の10大株主である他の会社のオーナーである，(3) 経営者または家族が当該企業の株式の所有・管理のために設立した財団や団体が，当該企業の10大株主である場合に「オーナー企業」と定義する。また経営者が内部から昇進した人物である場合，その企業を「内部昇進企業」と定義する。さらに，経営者が親会社や関連会社，取引金融機関，官公庁出身者である場合に「その他企業」と定義し，それぞれダミー変数化して用いた。

(4) 銀行依存度

1998年以降，有価証券報告書に金融機関からの借入額が記載されなくなったことでメインバンクからの借入額の特定できなくなり，メインバンクとの関係の強さを表す変数を作成することが困難となった。代わりに，負債総額に占める金融機関借入の割合を「銀行依存度」と定義し，メインバンクと企業との関係の緊密度を代理させることとした⁽⁵⁾。具体的には金融機関借入／有利子負債で定義される。ちなみに金融機関借入は短期借入金，長期借入金（1年以内）および長期借入金（1年以上）を足し合わせたものである。

(5) 売上高成長率

企業の成長性をコントロールする目的がある。一般に，売上高成長率が高い企業ほど，新規採用を増加させる意欲が高いとされる。ここでは前年比売上高成長率を用いる。

(6) ROA

企業業績をコントロールする目的で導入する。具体的には経常損益／総資

(5) 具体的には金融機関借入額／有利子負債額で定義され，さらに金融機関借入額は短期借入金，長期借入金（1年以内）および長期借入金（1年以上）を足したものである。

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

産で定義される。

(7) 株式持株比率

株主構成の影響を説明する目的がある。金融機関および外国人による持株数を総発行株式数で割ったものを利用する。

(8) 従業員数

企業規模をコントロールする目的がある。既存従業員数の対数値を用いる。

以上のほか、変数間に存在する代替（補完）関係を把握するため、適宜交差項を導入し、推定を行うことにした。記述統計量は表1の通りである。

表1. 記述統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	標本数
新卒採用者比率（全体）	0.021	0.024	0	0.409	1992
同男性	0.016	0.019	0	0.379	1992
同女性	0.004	0.008	0	0.135	1992
操業年数（年）	58.621	19.156	13	115	1992
操業年数 ² （年）	3803.339	2506.129	169	13225	1992
従業員数（人）	4453.699	6346.097	234	74880	1992
売上高成長率	0.019	0.173	-0.756	3.587	1992
ROA	0.033	0.031	-0.121	0.197	1992
労働組合ダミー	0.868	0.337	0	1	1992
金融機関持株比率	0.433	0.128	0.032	0.747	1992
外国人株式持株比率	0.086	0.073	0	0.554	1992
オーナー企業ダミー	0.291	0.454	0	1	1992
内部昇進企業ダミー	0.490	0.500	0	1	1992
その他企業ダミー	0.217	0.412	0	1	1992
銀行依存度	0.236	0.203	0	0.879	1992

4 結果とその解釈

推定結果は表2から表3.2に示した。固定効果モデルとランダム効果モデルの両方について推定を行い、説明変数と個体効果に相関がないということ帰

表2. 全体の結果

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
操業年数	-9.2E-04* [5.0E-04]	-0.001** [5.2E-04]	-9.1E-04* [5.2E-04]	-9.0E-04* [5.2E-04]	-0.001* [5.2E-04]	-0.001** [5.2E-04]	-8.9E-04* [5.2E-04]
操業年数（二乗）	6.3E-06 [4.2E-06]	-6.1E-06 [4.36E-06]	-5.8E-06 [4.3E-06]	-6.4E-06 [4.37E-06]	-6.2E-06 [4.3E-06]	-6.1E-06 [4.3E-06]	-5.9E-06 [4.4E-06]
従業員数（対数）	-0.054*** [0.004]	-0.054*** [0.004]	-0.054*** [0.004]	-0.054*** [0.004]	-0.054*** [0.004]	-0.054*** [0.004]	-0.054*** [0.004]
ROA	0.073*** [0.019]	0.072*** [0.019]	0.074*** [0.019]	0.073*** [0.019]	0.072*** [0.019]	0.072*** [0.019]	0.074*** [0.019]
売上高成長率	0.005*** [0.001]	0.005*** [0.001]	0.005*** [0.001]	0.005*** [0.001]	0.005*** [0.001]	0.005*** [0.001]	0.005*** [0.001]
労働組合ダミー	0.004 [0.003]	0.004 [0.013]	0.004 [0.013]	0.004 [0.013]	0.004 [0.013]	0.004 [0.013]	0.004 [0.013]
金融機関持株比率	0.055*** [0.009]	0.055*** [0.009]	0.055*** [0.009]	0.055*** [0.009]	0.055*** [0.009]	0.055*** [0.009]	0.055*** [0.009]
外国人持株比率	0.080*** [0.010]	0.090*** [0.010]	0.080*** [0.010]	0.080*** [0.010]	0.080*** [0.010]	0.081*** [0.010]	0.080*** [0.010]
内部昇進企業ダミー	3.0E-04 [0.001]	3.4E-04 [0.001]	3.3E-04 [0.001]	-3.4E-04 [0.002]	-4.3E-04 [0.002]	3.5E-04 [0.001]	-5.6E-04 [0.002]
その他企業ダミー	-4.5E-05 [0.002]	8.5E-05 [0.002]	5.2E-05 [0.002]	-5.2E-05 [0.002]	8.2E-05 [0.002]	1.0E-04 [0.002]	6.1E-05 [0.002]
銀行依存度	-0.008* [0.005]	0.009 [0.009]	0.001 [0.013]	-0.009* [0.005]	0.008 [0.009]	0.011 [0.014]	0.001 [0.013]
労働組合×銀行依存度		-0.023** [0.009]			-0.023** [0.009]	-0.023** [0.009]	
労働組合×操業年数		1.0E-04 [2.9E-04]	-1.8E-05 [2.9E-04]	-1.5E-05 [2.9E-04]	1.1E-04 [2.9E-04]	1.0E-04 [2.9E-04]	-8.24E-06 [2.9E-04]
操業年数×銀行依存度			-1.9E-04 [2.3E-04]			-4.0E-05 [2.4E-04]	-2.2E-04 [2.3E-04]
内部昇進企業×銀行依存度				0.002 [0.006]	0.003 [0.006]		0.004 [0.006]
R-square	0.275	0.277	0.276	0.275	0.277	0.278	0.276
サンプル数	1992	1992	1992	1992	1992	1992	1992

注1) []内は標準誤差を表している。

注2) *** は1%水準, ** は5%水準, * は10%水準で有意であることを示している。

注3) 定数項の記載は省略した。

注4) 内部昇進企業ダミー, その他企業ダミーのリファレンスグループはオーナー企業ダミーである。

注5) ランダム効果モデルの推定結果は省略した。

無仮説としたハウスマン検定を実施した。その結果、全ての推定式において無仮説が棄却され、固定効果モデルが採択された。従って固定効果モデルの推定結果のみを記載している。

まず、企業特殊的人的資本蓄積の程度を表す操業年数の結果を見てみる。操

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

表 3.1 男性の結果

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
操業年数	-9.4E-04** [4.1E-04]	-0.001** [4.2E-04]	-8.8E-04** [4.2E-04]	-8.7E-04** [4.2E-04]	-9.9E-04** [4.2E-04]	-0.001** [4.2E-04]	-8.7E-04** [4.2E-04]
操業年数 (二乗)	-3.9E-06 [3.4E-06]	-3.4E-06 [3.5E-06]	-3.3E-06 [3.5E-06]	-3.6E-06 [3.5E-06]	-3.5E-06 [3.5E-06]	-3.6E-06 [3.5E-06]	-3.4E-06 [3.6E-06]
従業員数 (対数)	-0.042*** [0.003]	-0.042*** [0.003]	-0.052*** [0.003]	-0.042*** [0.003]	-0.042*** [0.003]	-0.042*** [0.003]	-0.042*** [0.003]
ROA	0.087*** [0.015]	0.086*** [0.015]	0.088*** [0.015]	0.087*** [0.015]	0.086*** [0.015]	0.086*** [0.015]	0.088*** [0.015]
売上高成長率	0.004*** [0.001]	0.004*** [0.001]	0.004*** [0.001]	0.004*** [0.001]	0.004*** [0.001]	0.004*** [0.001]	0.004*** [0.001]
労働組合ダミー	0.003 [0.002]	0.008 [0.011]	0.009 [0.011]	0.008 [0.011]	0.008 [0.011]	0.008 [0.011]	0.008 [0.011]
金融機関持株比率	0.035*** [0.007]	0.035*** [0.007]	0.035*** [0.007]	0.035*** [0.007]	0.035*** [0.007]	0.035*** [0.007]	0.035*** [0.007]
外国人持株比率	0.048*** [0.008]	0.049*** [0.008]	0.048*** [0.008]	0.048*** [0.008]	0.049*** [0.008]	0.049*** [0.008]	0.048*** [0.008]
内部昇進企業ダミー	4.8E-04 [0.008]	4.5E-04 [0.001]	4.2E-04 [0.001]	-1.4E-04 [0.001]	-2.3E-04 [0.001]	4.4E-04 [0.001]	-2.4E-04 [0.001]
その他企業ダミー	-2.3E-05 [0.001]	9.3E-05 [0.001]	1.5E-06 [0.001]	-4.4E-05 [0.001]	9.0E-06 [0.001]	5.6E-05 [0.001]	8.8E-06 [0.001]
銀行依存度	-0.010** [0.004]	0.008 [0.007]	-0.006 [0.011]	-0.011** [0.004]	0.007 [0.007]	0.004 [0.011]	-0.006 [0.011]
労働組合×銀行依存度		-0.023*** [0.007]			-0.023*** [0.007]	-0.024*** [0.008]	
労働組合×操業年数		4.2E-06 [2.4E-04]	-1.2E-04 [2.4E-04]	-1.1E-04 [2.4E-04]	1.2E-05 [2.4E-04]	7.3E-06 [2.4E-04]	-1.1E-04 [2.4E-04]
操業年数×銀行依存度			-8.2E-05 [1.9E-04]			7.9E-05 [1.9E-04]	-1.0E-04 [1.9E-04]
内部昇進企業×銀行依存度				0.002 [0.004]	0.003 [0.004]		0.003 [0.005]
R-square	0.228	0.230	0.228	0.228	0.230	0.230	0.228
サンプル数	1992	1992	1992	1992	1992	1992	1992

注 1) []内は標準誤差を表している。

注 2) *** は 1%水準, ** は 5%水準, * は 10%水準で有意であることを示している。

注 3) 定数項の記載は省略した。

注 4) 内部昇進企業ダミー, その他企業ダミーのリファレンスグループはオーナー企業ダミーである。

注 5) ランダム効果モデルの推定結果は省略した。

業年数の一次項は全体, 男性の全ての推定式で負に有意となり, 男性でより有意度が高かった。一方, 二乗項については, 全体・男性・女性を通じて有意となったものはなかった。

次に労働者の交渉力の強さを表す各説明変数の結果を見る。まず労働組合ダ

表 3.2 女性の結果

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
操業年数	1.7E-05 [2.0E-04]	-2.9E-05 [2.0E-04]	-2.9E-05 [2.0E-04]	-2.8E-05 [2.0E-04]	-2.7E-05 [2.1E-04]	-2.1E-05 [2.0E-04]	-2.4E-05 [2.0E-04]
操業年数（二乗）	-2.4E-06 [1.7E-06]	-2.7E-06 [1.7E-06]	-2.5E-06 [1.7E-06]	-2.7E-06 [1.75E-06]	-2.7E-06 [1.7E-06]	-2.5E-06 [1.7E-06]	-2.5E-06 [1.7E-06]
従業員数（対数）	-0.011*** [0.001]	-0.011*** [0.001]	-0.011*** [0.001]	-0.011*** [0.001]	-0.011*** [0.001]	-0.011*** [0.001]	-0.011*** [0.001]
ROA	-0.014* [0.007]	-0.014* [0.007]	-0.013* [0.007]	-0.014* [0.007]	-0.014* [0.007]	-0.013* [0.007]	-0.013* [0.007]
売上高成長率	0.001* [6.5E-04]	0.001* [6.5E-04]	0.001* [6.5E-04]	0.001* [6.5E-04]	0.001* [6.5E-04]	0.001* [6.5E-04]	0.001* [6.5E-04]
労働組合ダミー	4.9E-04 [0.001]	-0.004 [0.005]	-0.004 [0.005]	-0.004 [0.005]	-0.004 [0.005]	-0.004 [0.005]	-0.004 [0.005]
金融機関持株比率	0.020*** [0.003]	0.020*** [0.003]	0.020*** [0.003]	0.020*** [0.003]	0.020*** [0.003]	0.020*** [0.003]	0.019*** [0.003]
外国人持株比率	0.031*** [0.004]	0.031*** [0.004]	0.031*** [0.004]	0.031*** [0.004]	0.031*** [0.004]	0.031*** [0.004]	0.031*** [0.004]
内部昇進企業ダミー	-1.0E-04 [7.4E-04]	-1.0E-04 [7.4E-04]	-9.5E-05 [7.4E-04]	-2.0E-04 [9.1E-04]	-2.0E-04 [9.1E-04]	-9.6E-05 [7.4E-04]	-3.2E-04 [9.2E-04]
その他企業ダミー	-2.1E-05 [9.1E-04]	-8.1E-06 [9.1E-04]	5.0E-05 [9.1E-04]	-7.8E-06 [9.1E-04]	-8.6E-06 [9.1E-04]	4.7E-05 [9.1E-04]	5.3E-05 [9.1E-04]
銀行依存度	0.001 [0.002]	0.001 [0.003]	0.007 [0.005]	0.001 [0.002]	0.001 [0.003]	0.007 [0.005]	0.007 [0.005]
労働組合×銀行依存度		1.6E-04 [0.003]			1.3E-04 [0.003]	0.001 [0.003]	
労働組合×操業年数		1.0E-04 [1.2E-04]	1.0E-04 [1.1E-04]	1.0E-04 [1.1E-04]		9.7E-05 [1.2E-04]	1.0E-04 [1.1E-04]
操業年数×銀行依存度			-1.1E-04 [9.5E-05]			-1.2E-04 [9.7E-05]	-1.1E-04 [9.5E-05]
内部昇進企業×銀行依存度				4.6E-04 [0.002]	4.6E-04 [0.002]		0.001 [0.002]
R-square	0.176	0.182	0.184	0.182	0.182	0.183	0.183
サンプル数	1992	1992	1992	1992	1992	1992	1992

注 1) []内は標準誤差を表している。

注 2) *** は 1%水準, ** は 5%水準, * は 10%水準で有意であることを示している。

注 3) 定数項の記載は省略した。

注 4) 内部昇進企業ダミー, その他企業ダミーのリファレンスグループはオーナー企業ダミーである。

注 5) ランダム効果モデルの推定結果は省略した。

ミーについては、単独で有意となったものはなかった。他の説明変数との交差項を見ると、全体および男性で負に有意となっている。この結果から、労働組合の存在する企業では、銀行依存度が高いほど、女性のケースを除いて、新規大卒者の採用を抑制する傾向にあることを示している。他方、労働組合ダミー

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

と操業年数との交差項で有意となったものはなかった。銀行依存度は、単独項としては全体および男性で負に有意となったケースがあった。しかし、労働組合ダミー以外の説明変数との交差項で有意となったものはなかった。経営者の出自に関する説明変数では、内部昇進企業ダミーとその他企業ダミーの両方が、全体・男性・女性の全ての推定式で、単独項、交差項のいずれにおいても有意とはならなかった。このことは、経営者がどのような過程を経て企業のトップに昇格したかが新規大卒者の採用に与える影響が限定的である可能性を示している。

株主構成に関する説明変数では、金融機関持株比率と外国人株主持株比率の両方が、全体・男性・女性において、全ての推定式で1%水準で正に有意となった。その他の変数では、ROAが、全体および男性の全ての推定式で1%水準で正に有意となった。女性では、有意度は低いながらも負に有意となるなど、全体や男性の結果とは対照的であった。売上高成長率は全体・男性・女性の全ての推定式で正に有意となった。有意度は全体および男性のケースのほうが高かった。従業員数（対数）は全体・男性・女性の全ての推定式で負に有意となった。

以上の推定結果について具体的に解釈を試みる。

まず操業年数の結果について考える。推定結果から、新規大卒採用者数と操業年数との間には負の線形関係が存在することが明らかとなった。これは、操業年数の長い企業ほど、新規大卒採用を抑制する傾向にあることを示している。Brown and Medoff (2003) が主張するように、操業年数が長い企業ほど、従業員の企業特長的な人的資本蓄積が大きいと仮定すれば、既存従業員の雇用が失われる場合の損失は、操業年数の長い企業のほうが大きいと予想される。もしそうなら、操業年数の長い企業ほど企業特長的熟練がより体化しているとされる中高年齢層従業員の雇用維持を優先する誘因が生じる。そして、新規大卒者の採用抑制が雇用の調整弁として利用されると考えられる。先に述べた新規大卒採用者数と操業年数とに見られる負の関係は、以上のように説明することが

できるだろう。企業の側から見れば、中高年労働者の離職によって、企業特殊の熟練の喪失やその養成のために投入された訓練コストが回収不能となることのダメージを、新規大卒者の採用を抑制もしくは凍結することで生じると予想される諸々の弊害に比べてより重要視したということであろう。

対照的に、女性のケースではこのような傾向は観察されなかった。これを説明する理由として女性の採用者数の少なさと採用職種の違いが考えられる。男性に比べて女性の新規大卒採用者が少ない企業がほとんどである。その少ない採用者数の中に「一般職」として採用された人数が相当数含まれている。「一般職」の職種上の位置づけは、男性や基幹業務をつかさどる「総合職」採用の女性の補助といったものが多い。しかし、実際の仕事は専門性が高く相当の熟練が要求され、その習得には時間がかかるとされる。企業特殊な人的資本蓄積水準が高い企業では、そのような「一般職」の従業員に対する評価も高いことが予想される。また「一般職」の女性従業員は結婚等で早期退職するケースも多いため定期的に補充する必要がある、それにもコストが発生することになる。よって、企業特殊な人的資本蓄積水準の高い企業ほど、女性の新規大卒採用を抑制することで「一般職」の育成に支障が生じ、ひいては基幹業務の効率が低下したり、追加的なコストが発生したりするといったことを危惧するため、採用抑制が回避されていると考えることが可能であろう。

次に、従業員の交渉力に関連する諸要因の結果について解釈を行う。まず労働組合について考える。労働組合ダミーは単独項で全ての推定式で有意とはならなかった。これは野田・熊迫（2007）の結果と整合的であり、労働組合の交渉力の強さが、新規大卒者の採用を抑制したとは考えにくい。しかし銀行依存度との交差項の結果から、銀行依存度が上昇する場合に、全体および男性について採用抑制効果が発揮されると考えられる。銀行依存度の高さは企業と金融機関との結び付きの強さを表しているとされる。野田・熊迫（2007）が言及するように、労働組合からの雇用維持に対する強い要求があっても、金融機関とりわけメインバンクとの結びつきが強ければ、それによる救済が期待できるた

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

め、経営者は経営危機に直面するまで従業員の雇用を維持する誘因が生じ、代わりに新規大卒採用の抑制で対応している可能性がある。全体および男性のケースで銀行依存度の単独項の一部が負に有意となったことから、銀行依存度の効果を労働組合がもつ効果が補完していると考えられる。より具体的に言えば、労働組合の採用抑制に与える効果は小さいものの、金融機関との結びつきが強くなるほど、その効果がより大きく発揮されるということである。

他方、女性のケースではそのような効果は観察されなかった。推定結果は女性の新規大卒採用には労働組合と銀行依存度は影響を与えていないことを示している。この結果については、労働組合の活動方針に、女性に比べて男性の雇用をより重視するという偏りが存在する可能性が考えられるだろう。その原因として、先述したような女性雇用者比率の低さや平均勤続年数の短さといったものが挙げられるであろう。女性の雇用者比率が低いことで、企業の中だけではなく労働組合という組織の中での女性の発言力も小さくなり、女性の要望が労働組合の活動目標に反映されにくくなっている可能性があることを示している。さらに平均勤続年数が短いということは、早期の離職傾向が強いことを意味し、雇用維持に対する要求の強さが男性に比べて低いことが推測される。以上の理由から、労働組合が男性の場合と比べて、女性の雇用維持をそれほど重視していない可能性が考えられる。

経営者の出自に関する説明変数については、単独項とその他の説明変数の交差項のいずれにおいても有意とはならなかった。野田・熊迫（2007）では、過去10年以内に経営危機に直面した経験をもつ上場企業をサンプルに用いた推定で、内部昇進企業ダミーが新規採用抑制の実施に対して正に有意な効果をもつことを明らかにしている。本稿の推定結果がそれとは異なる理由の1つとして、推定に利用したサンプル特性の違いが挙げられる。本稿では先述のしたように『会社四季報学生就職版』に記載された上場企業を推定サンプルとして用いた。全サンプル数に占める新規大卒者の採用を凍結したケースの割合は先述の通り約2.5%であった。この数値を見れば、経営危機に直面している企業がサンプ

ルに多く含まれているとは考えにくい。よって内部昇進者企業において新規大卒者の採用が抑制されるかどうかは、企業の経営危機の経験の有無によって強い影響を受けることが考えられる。

株主構成に関する説明変数では、金融機関持株比率と外国人持株比率の両方が新規大卒者の採用に対する正の効果を有している。推定値の大きさから、当該効果の大きさも他の影響要因に比べて大きいことが推測される。まず金融機関持株比率の結果については、複数の解釈が可能であろう。本稿の推定サンプルに利用した期間はバブル経済崩壊後の時期であるが、株式持合の解消が始まった時期とほぼ重なり合っている。このことから金融機関持株比率の上昇は、企業が金融機関という名の安定株主を確保しえたことを示しているとの説明が妥当であろう。そのような企業では、株価の急速な下落や被買収の可能性が低下することで経営の自由度が高まり、新卒採用という投資に対しても前向きな対応が可能であったということであろう。外国人持株比率については、短期的な収益性の観点から外国人株主が、経営陣に対して常に最適雇用量の達成を求めて圧力をかけた結果、余剰人員を抱えにくい強靱な企業体質が生まれ、常に、そのとき必要とされる労働力の補充を行えるバッファーが存在したことが推測される。

その他ではROAが全体および男性のケースで正に有意となった。一方、女性のケースでは負に有意となった。全体および男性の結果は企業業績の上昇が新規大卒採用に対して正の効果をもつことを示しており、想定と整合的である。対照的に女性の結果は、ROAが高い企業ほど女性採用を抑制する、逆に言えばそれが低下すれば企業の女性の採用が増加することが示されている。ROAの低下は企業業績の低下を意味するが、そのような企業は、将来性への不安などを理由に就職先として大学生から敬遠されることが予想される。特に就職市場における優位性が高いとされる男性は、容易に他社に流れるだろう。またそのような企業では、業績の悪化に対応するため、一時的な雇用調整策として採用者数が減らされることも十分考えられ、結果としてこの企業の男性採用者数

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

は減少する可能性が高い。一方、女性の場合は男性に比べて採用率が低いとされ、男性と同じ傾向は見られないはずである。もしそうなら業績が低迷している企業では、男性採用者数が十分に確保できない場合に女性採用によって埋め合わせをしていることは十分に考えられる。逆に企業業績が好転（ROAが上昇）すれば、男性の間でも就職先として人気が回復し、男性の採用を優先的に増やすことが可能となるため、結果として女性の採用が絞込まれることが推測される。このようなメカニズムにより ROA と女性の新規大卒採用者数との負の関係を説明することができるだろう。

また売上高成長率の符号は、男女問わず正に有意となった。企業の成長性は操業年数が長くなるにつれて逡減してゆく傾向にあるため、成長性の高い企業は操業年数が短い企業に多いといわれる。そのような企業では企業特殊の熟練が十分に蓄積されていないことから、新規採用者も比較的短期間の訓練の結果、既存の従業員と同等のスキルを身につけることができるとされる。このような理由から、成長率が高い企業ほど新規大卒採用に積極的であるといえよう。

IV まとめにかえて

本稿では、バブル経済崩壊以降の新規大卒労働市場に焦点を当て、新規大卒者の採用抑制現象を説明する理由として2つの仮説を提示し、実証的に分析を行った。

まず、企業特殊の人的資本蓄積水準の代理変数として操業年数を用いたところ、全体と男性の新規大卒採用者数の既存従業員数に対する比率に対して、負に有意な効果をもつことが明らかとなった。これは既存の従業員、特に中高年従業員に体化しているとされる企業特殊の人的資本蓄積が彼らの離職によって喪失することを危惧し、新規大卒採用の抑制といった代償を払ったとしてもなお温存すべきとした企業側の判断の結果であるという第一の仮説が支持されることを示している。

ただし、女性のケースではそのような傾向は観察されなかった。これを説明

する理由として、女性の採用者数の少なさと採用職種の違いが考えられる。女性の場合、男性に比べて採用者数が少なく、その中に「一般職」採用者が多く含まれている。その仕事は専門性が高く相当の熟練が要求され、その習得には時間を要する。また結婚等を理由とする退職分を定期的に補充する必要があり、コストの発生を伴う。そのため、企業特種的な人的資本蓄積水準の高い企業ほど、女性の新規大卒採用を抑制により「一般職」の育成に支障が生じ、基幹業務の効率低下や追加的なコストの発生が問題となることを危惧し、採用抑制が回避されていると考えられる。

次に従業員の交渉力の強さの影響という観点からも検証を行った。その結果、全体と男性の推定結果で労働組合と銀行依存度との交差項が負に有意となった。これは労働組合からの従業員の雇用維持に対する要求が強まれば解雇にかかるコストが上昇するが、メインバンクとの結び付きが強い企業ほど救済される期待が高いため、経営危機に至るまで既存従業員の雇用には手をつけず、代わりに新卒採用の抑制が雇用調整手段として用いられることを示唆している。この結果から、従業員の交渉力の強さが新規大卒者の採用抑制を促したという第二の仮説も支持される。

他方、女性については同様の結果は得られなかった。この理由として、労働組合の活動方針に、女性に比べて男性の雇用をより重視するといった偏りが存在する可能性が考えられ、それには女性の雇用者比率の低さや平均勤続年数の短さといった要因が関連していると思われる。女性の雇用者率の低さは企業はもちろんのこと、労働組合という組織の中での女性の発言力の低下につながる可能性がある。さらに平均勤続年数の短さに見られる早期離職の傾向から、雇用維持に対する要求が男性に比べて弱いことが推測される。これらから、労働組合が男性の場合と比べて女性の雇用維持をそれほど重視していない可能性が示唆される。

以上の結果に基づくならば、「置換効果」という現象の背後には、少なくとも企業側の経営上の合理的判断と従業員の交渉力の強さという異なる性質の要

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

因が並存していたことが推察される。

では、新規大卒者の採用抑制は、今後改善されてはいかないのだろうか。この問題の解決の糸口として次の要因を挙げることができるだろう。

1つは企業の資金調達手段の変化である。1990年代後半に生じた金融危機以降、企業の直接金融への依存度が徐々に高まっている。資本市場からの調達にシフトしている企業では「銀行離れ」が進み、メインバンクとの結び付きも弱くなっているといわれる。資本市場からの資金調達を増やすことは、同時に企業経営が投資家の厳しい監視に晒され、収益性向上に対する強い要求に対応してゆかなければならないことを意味し、経営者は利潤最大化をより重視した経営の舵取りを求められる。そうなれば、従来からのメインバンクの救済に依存した従業員の雇用維持を優先する雇用政策から脱却し、タイミングを逃さず必要な雇用調整を実施してゆかざるを得なくなる。その結果、余剰人員を抱えにくい企業体質が実現されれば、新規大卒者の採用が滞るといった事態も徐々に解消されていくことが予想される。

もう一つは解雇法制に関するものである。わが国では長らく、成文法上は解雇自由の原則が貫かれてきたにもかかわらず、解雇の実施が非常に難しいとされてきた。その有力な理由として、裁判所の判断の蓄積として形成されてきた「解雇権濫用法理」と呼ばれる判例法理の影響力が指摘されている。

特に企業業績が悪化した時期などに人員整理を目的として実施される集団的解雇（整理解雇）については「整理解雇の4要件」⁽⁶⁾を充足しないかぎり、解雇権の濫用として解雇が無効とされるケースが多かった。このような厳格な法理のもとでは企業の雇用調整はより慎重なものとなり、経営危機に至るまで雇用

(6) 具体的な内容は(1)人員削減の必要性(人員削減を行わないと倒産するという事態、赤字が存在するという状況等)(2)整理解雇の回避義務(残業規制、退職者の負補、新規採用の停止等)(3)人選の妥当性、基準の公平性(組合活動に熱心な従業員を解雇するなど不当労働行為的な選定をチェック)(4)労働者への説明義務、労働組合との協議義務(労働組合や労働者代表組織との説明・協議を要求)、の4つである。

に手をつけられないといった問題を生み出してきた。また一旦雇用関係を結べば、その後長期にわたって雇用し続けねばならず、採用時点で就業意欲や職務適性といった就業上必要とされる能力の把握が難しいこともあいまって、新規大卒者の採用が抑制されてしまった可能性がある。2003年の労働基準法改正時に、解雇権濫用法理が制定法として明文化され、それを期に解雇に関する解釈やルール化に関する議論がなされ始めている。解雇制度の改変には特段の慎重さが求められるが、インサイダーの交渉力を高める側面が強い現状が緩和されれば、新規大卒者の採用を改善する上で大きな力となるはずである。

最後に今後の課題について述べる。

第一に、本稿では「新卒採用」を新規大卒採用者に限定して分析を行ったが、短大・専門学校卒や中高卒の採用者数にも同様に注意を払う必要がある。また既存の従業員との代替関係を考える上でも中途採用の動向は非常に重要である。今後豊かなデータを用いることで、より精緻な「置換効果」分析を行うことが課題である。

第二に、サンプル期間の問題である。本稿では、バブル経済崩壊後の景気低迷期である1990年代後半に焦点を絞ったが、「置換効果」が景気といかなる関係にあるか、より具体的には、景気が回復すればその効果が弱まるか否かについて検証することができなかった。サンプル期間を直近期まで拡張することで検証が可能になるだろう。

参 考 文 献

- 安部由起子（1997）「就職市場における大学の銘柄効果」中馬宏之・駿河輝和「雇用慣行の変化と女性労働」東京大学出版会，pp. 151-170
- 浦坂純子（1997）「新卒労働市場におけるOBネットワーク—私立R大学と私立M大学における大学と企業の関係—」『松山大学論集』9（5），pp. 1-26
- 浦坂純子（1999）「新卒労働市場におけるOB効果と大学教育—5大学サンプルに基づく実証分析」『日本労働研究雑誌』No. 471，pp. 52-65
- 浦坂純子・大日康史（1996）「新卒労働需要の弾力性分析—3時点間のパネル推定—」『日本経済研究』No. 32，pp. 93-110

1990年代にみられた新規大卒者の採用抑制に関する実証分析

- 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
- 太田聰一 (2003) 「若年の就業機会の減少と学力低下問題」 伊藤隆敏・西村和雄編『教育改革の経済学』日本経済新聞社, pp. 151-187
- 太田聰一 (2006) 「技能継承と若年採用—その連関と促進策をめぐって」『日本労働研究雑誌』No. 550, pp. 17-30
- 黒田祥子 (2004) 「わが国の解雇法制は企業にとってどの程度厳格か」『日本労働研究雑誌』No. 525, pp. 74-77
- 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
- 鈴木敦雄 (2001) 「大卒者の採用・就業行動の変化—リクルート社の調査を中心として」『日本労働研究雑誌』No. 490, pp. 33-43
- 出島敬久 (1996) 「組合組織率と雇用調整速度—労働組合は雇用保障をしているか—」『上智経済論集』, 42, (1), pp. 1-15
- 野田知彦 (2002) 「労使関係と赤字調整モデル」『経済研究』53, (1), pp. 213-224
- 野田知彦 (2006a) 「経営者・統治構造、雇用調整」『日本経済研究』No. 54, pp. 90-108
- 野田知彦 (2006b) 「解雇と経営参加」『日本労働研究雑誌』No. 556, pp. 40-52
- 野田知彦・熊迫真一 (2007) 「雇用調整手段の選択とコーポレート・ガバナンス」2007年度日本労務学会報告論文
- 原ひろみ (2005) 「新規卒労働市場の現状—企業の採用行動から」『日本労働研究雑誌』No. 542, pp. 4-17
- 三谷直紀 (2001a) 「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
- 三谷直紀 (2001b) 「長期不況と若年失業—入職経路依存性について—」『国民経済雑誌』第183巻, 第5号, pp. 45-62
- 三谷直紀 (2007) 「日本の若年労働市場—国際比較の観点から—」『国民経済雑誌』第195巻, 第1号, pp. 19-40
- Abe, M, and Hoshi, T. (2004). Corporate finance and human resource management, RIETI Discussion Paper Series 04-E-027.
- Abe, Y. (2002). University and the entry - level job market: evidence from Japanese panel data, *Labour Economics*, 9, 699-715.
- Aoki, M. (1994). The Contingent Governance of Teams: An Analysis of Institutional Complementarity, *International Economic Review*, 35, pp 657-676.
- Brown C, and Medoff, J. L. (2003). Firm age and wages, *Journal of Labor Economics*, 21, no. 3, pp 677-697.
- Izumida, S. (1998). Management rights and distribution structure in Japanese firm, *Japan and the World Economy*, 10, 135-156.