

大卒就職率はなぜ低下したのか

——進学率上昇の影響をめぐる

太田 聰一

(慶應義塾大学教授)

目次

- I 分析のねらい
- II マクロ集計データを用いた実証分析
- III 学科別データを用いた実証分析
- IV 結語

I 分析のねらい

本稿では、1990年代以降の急激な大学進学率の上昇が、大卒者の就職率に及ぼした影響について、公刊統計を用いた分析を行う。大学進学率の高まりが、大卒者の就職を難しくする可能性については、これまで多くの論者が指摘してきた。そのため、大卒者が「増えすぎた」ことが昨今の就職難の背景にあるという見解がかなり広まってきているように思われる。しかしながら、そうした議論に実証的な検討を加えた研究例はそれほど多くない。そこで本稿では、大学進学率の上昇と大卒就職率の低下に関わる議論を整理するとともに、基礎的な実証分析を行うことにしたい。

進学率の上昇がもたらすインパクトを考える際には2つの視点が重要であろう。

ひとつは、その「量的側面」である。大学新卒者に対する需要が一定あるいは減少しているような状況で、大学新卒者の供給が増えたならば、超過供給が拡大することで新規大卒者の就職は難しくなるだろう。その一方で、こうした「量」のみが問題であれば、少子化に伴う新卒者数の減少が問題を自然に解決する可能性がある。文部科学省『学校基本調査』によれば、大学卒業生総数は

1987年卒には38.3万人であったが、2007年末に55.9万人に達した後、2010年3月卒業生では54.1万人に減少している。

しかし、こうした議論が成立するためには、少なくとも大卒求人数の増加率が卒業生数（あるいは就職希望者数）の増加率に比べて伸びが小さく、景気要因をコントロールすると大卒者数の増加が求人倍率を引き下げてきたことを示さねばならない。

もうひとつは、大卒者の「質的側面」に関わる。大学進学率が上昇することは、従来は入学を許可されなかった人々が大学に入学し、卒業していくことを意味する。そして、大学教育が入学した人材をおしなべて一定以上のレベルに到達させることが事実上困難であれば、大学卒業生の平均的な資質は低下すると考えられる¹⁾。したがって、このケースでは大学卒業生数よりもむしろ卒業生が過去に直面した大学進学率こそが鍵を握る変数となる。

以上の点を考慮に入れつつ、文部科学省『学校基本調査』のデータを用いて実証分析を行うことにする。主要な発見は以下のようにまとめられる。

(1) マクロ集計データを用いて就職率関数を推計したところ、大卒求人倍率が大きな説明力をもつとともに、4年前の大学進学率が統計的に有意なマイナスの効果をもつ。その一方で、求職者数は就職率に影響を与えていなかった。よって、マッチング過程における求職者間の競合が就職率を低下させているとは言えない。

(2) 他方、大卒求人倍率は、卒業者数や大学進学率と明確な関係がなかった。したがって、少なくとも数量的には大卒者の増加と併せて求人が増えてきたことがうかがえる。就職率関数の推計結果と合わせると、進学率の上昇による質的な変化がミスマッチを引き起こし、それが不況期における就職率低迷をさらに深刻化させたと考えられる。

(3) 20年間の学科別・大学設置形態別の男性卒業者のデータを用いてより詳細な把握を試みた結果、国公立と私立大学の就職率格差が4年前大学進学率と順相関し、大卒求人倍率とは逆相関することが判明した。

(4) 男性卒業者の学科構成の変化が就職率に及ぼす影響は、就職率の変動全体の5~7%にとどまるが、就職率が景気変動と敏感に反応する学部とそうでない学部が明確に存在しており、工学部の一部の学科は、景気変動による大卒就職率の乱高下を緩和していた。

II マクロ集計データを用いた実証分析

本節では、マクロ集計データを用いた実証分析を行う。進学率の上昇による新規大卒者数の増加や、それに伴って生じる可能性のある求職者の「質」の低下は、全国的に生じる現象であり、それはマクロデータでも把握される公算が大きい。そこで、マクロ集計データを用いてマッチング関数（正確にはそこから得られる就職率関数）を推計することによって、影響のラフな把握を行うことにする。

1 準備

均衡サーチモデルにしたがえば、求人と求職者によるマッチング・プロセスによって採用が決まる。そこで本節では、大学新卒者と企業も「新卒採用市場」においてそうしたマッチング・プロセスに参加していると捉えて、推計のための準備作業を行う。

最初に、いわゆるマッチング関数の定式化を行う（例えばPissarides（2000）を参照）。いま、 t 期において新卒市場に出される求人数を V_t 、新卒

者のうちの就職希望者数を S_t とする。実際の就職者を M_t としたとき、 V_t 、 S_t 、 M_t の間の関係は以下のような関数によって表現されるものとする。

$$M_t = m(S_t, V_t) \quad (1)$$

求人数が一定のもと求職者を増やしたり、求職者数を一定に保ったまま求人数を増やしたりすれば、就職者数は増加すると考えられる。したがって、就職者数 M_t は求人数 V_t および就職希望者数 S_t の増加関数となる。関数 m の正確な形状は不明であるが、実証分析上はコブ＝ダグラス型が扱いやすいので、本節もそれにしたがった定式化を採用する。具体的には、

$$M_t = c_t S_t^a V_t^\beta, \quad a, \beta > 0 \quad (2)$$

という形を想定する。ここで c_t は、マッチングの効率性を表すパラメータであり、この値が小さくなれば、求人数と求職者数が変わらなくても就職者数が少なくなる。

ここでひとつのポイントとなるのは、 $a + \beta = 1$ が成立しているかどうかである。かりに成立しているならば、「規模に関する収穫一定」であり、その場合には求人数と求職者数がともに2倍になれば、就職者数も2倍になる。しかし、かりに $a + \beta < 1$ であった場合には、「規模に関する収穫逓減」が生じていることになり、求人数と求職者数がともに2倍になっても、就職者数は2倍以下にしか増えない。この場合には、求人倍率（=求人数÷求職者数）が一定のもとで、求職者にとっての就職確率は低下する。すなわち、かりに大学進学率上昇によって求職者数が増えたときに、それに伴って求人数も増えて求人倍率が以前と同じになっても、「規模に関する収穫逓減」のときには就職率（労働者個人からみれば就職確率）が低下することはあり得る。

(2) 式の両辺を S_t で割って対数をとると、

$$\ln\left(\frac{M_t}{S_t}\right) = \ln c_t + (a + \beta - 1) \ln S_t + \beta \ln\left(\frac{V_t}{S_t}\right) \quad (3)$$

となり、就職率（対数）がマッチングの効率性、

求職者数、求人倍率の対数に依存して決まること
がわかる。

さて、マッチングの効率性の項 (Inc_t) は様々な変数に依存するが、ここで特に注目するのは求職者、すなわち大学新卒者の「質」である。大学進学率が上昇することで、大卒者の平均的な能力レベルが低下し、同じ大卒求人倍率の水準において企業の人材要件に合致しない求職者が増えたならば、平均的な就職確率は低下してもおかしくない。求職者の方も、受諾可能な労働条件を「大卒であるから」という理由で、潜在・顕在能力と不相応に高めたりするときには、マッチングの成立が難しくなることが考えられる。

マッチングの効率性に影響を及ぼしうる要因は、新卒者の質 (以下 q_t とする) 以外にも存在するであろう。それらの要因をまとめて縦ベクトル x_t で表現しよう。そうすると、(3)式から新卒就職率を被説明変数とするマッチングの推定式が以下のように得られる。

$$\ln\left(\frac{M_t}{S_t}\right) = \gamma q_t + \delta' x_t + (a + \beta - 1) \ln S_t + \beta \ln\left(\frac{V_t}{S_t}\right) + \varepsilon_t \quad (4)$$

ここで、 γ は新卒者の「質」変数の係数、 δ' はマッチングに影響を及ぼす他の変数の係数ベクトル、 ε_t は誤差項である。

(4)式をマクロデータで推計することが本稿の課題のひとつとなるが、大卒者の人数増加や質の低下は求人倍率を変化させ、それが間接的に新規大卒者の就職確率を変化させる可能性がある。大卒者数が増加して供給が増える一方、企業が大卒者の需要をそれほど増やさなければ、求人倍率は低下して、就職確率は低下するであろう。大卒者で質の低下が見られたときに、企業が大卒向けの求人を減らす場合でも、求人倍率は低下すると考えられる。これらの可能性を考慮するために、次のような式も推定することにする。

$$\ln\left(\frac{V_t}{S_t}\right) = \theta q_t + \mu S_t + \tau' z_t + \omega_t \quad (5)$$

ここで z_t は、大卒求人倍率に影響を及ぼすその他の変数ベクトルで、 ω_t は誤差項、 θ 、 μ 、 τ' はそれぞれの変数の係数を表す。

2 実証分析

新規大卒者の就職情報は、文部科学省『学校基本調査』の各年版から得ることができる。実際にデータとして用いるのは、そこから計算される就職率である。就職率については、文部科学省自身による計算結果が『学校基本調査』に掲載されているが、ここでは「就職者数÷卒業生数」と定義されている。これはきわめて簡明な定義ではあるが、卒業生の中には大学院等に進学する人も多く、大学で卒業後の状況を把握できていない人数も少なくない。また、『学校基本調査』では、就職希望者の調査は行われておらず、求職者の概数は推測する必要がある。こうした問題に鑑み、本稿では就職率を以下のように定義する。

$$\text{就職率} = \frac{\text{就職者数}}{\text{卒業生数} - \text{進学者数} - \text{臨床研修医} - \text{死亡} \cdot \text{不詳数}}$$

分母は本稿における求職者の代理変数であるが、卒業生から進学者を除くのは、大学院等への進学者の多くは受験準備の必要性から、就職活動をしなかったという想定を置いたためである。医学部の卒業生で臨床研修医になった者も、民間企業への就職活動は行わないことが多いであろう。これらに加えて死亡・不詳数を除いたものが、ここで用いる (潜在的な) 求職者数の代理指標である。分子として用いられている「就職者数」は、「一時的な仕事についた者」を含んでおらず、基本的に正社員への就職を捉えようとしている²⁾。「一時的な仕事についた者」を考慮した推計は後に行う。

こうして得られた全体の就職率 (の対数値) が被説明変数となる。「一時的な仕事についた者」という区分がなされたのが1988年卒業生以降からであるため、時系列データの期間は1988年卒から2010年卒までの23年とする。

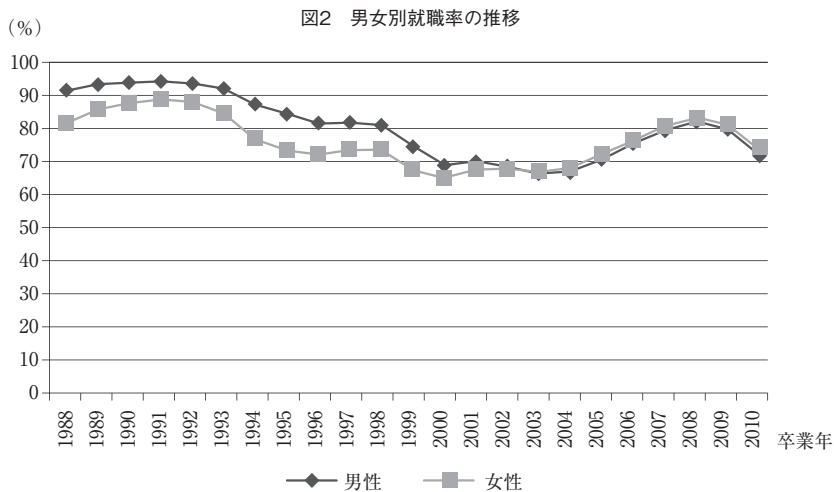
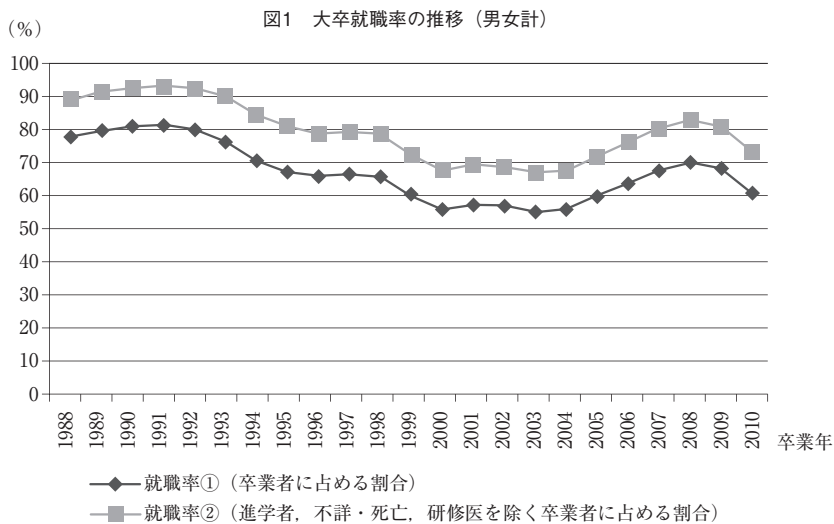
図1に、ここで定義した就職率 (男女計) の推移が示されている。1980年代末から1990年代初頭にかけて、就職率は90%を超えていたが、バブル崩壊とともに低下していき、2000年代初めには70%を割り込んだ。2005年以降は回復基調にあったが、最近の不況によって70%近くまで落ち込んでいる。また、図には卒業生数に占める

就職者数で定義した就職率も掲載しているが、本稿における定義による就職率と平行な動きをしていることがわかる。図2には、男女別の動きを示しているが、当初は男性の就職率が女性の就職率を上回っていたが、2000年あたりからほとんど差がなくなっている。

就職率を推計するために不可欠の変数は、新規大卒者の求人倍率である。これは政府統計で得ることはできないが、株式会社リクルート・ワークス研究所が1987年卒以降の求人数や民間企業就職希望者数の推計値を公表しており、この情報を

用いることが可能である（ワークス研究所『ワークス大卒求人倍率調査』³⁾。求人倍率を算定する際には、ワークス研究所によって試算された民間企業就職希望者数で求人数を除する方法と、上に示した就職率の定義における分母を用いる方法がある。後者は前者のように就職希望率の推測を加味していない点で不十分ではあるが、(4)式の理論的な就職率関数との適合性は高くなる。そこで、本節の実証分析では2つの求人倍率の定義を用いることにする。

大学新卒者の「質」を表す変数としては、4年



前時点の高卒者の大学進学率を利用する。大学学部への進学者数を高校卒業者数で除したものが正確な定義である。浪人や留年の存在を考慮した調整は行っていないので、あくまでラフな進学率の把握となるが、およその傾向はこの変数でつかむことができるであろう。図3に、ここで定義した進学率の推移を男女別に示している。男女ともに進学率は傾向的に上昇しており、2010年卒業者では、男性と女性の大学進学率はそれぞれ51%、44%に達している。

就職率に影響を及ぼす他の要因については、トレンド項とトレンド項の2乗で代理させることにする⁴⁾。小標本の時系列分析であるために、さらに多くの変数を加えるのは難しい。

推計は、誤差項における一階の自己相関を想定したPrais-Winsten法による。男女計、男性、女性のそれぞれについて就職率の回帰分析を行った結果が表1に示されている（変数の記述統計量は附表に示している）。

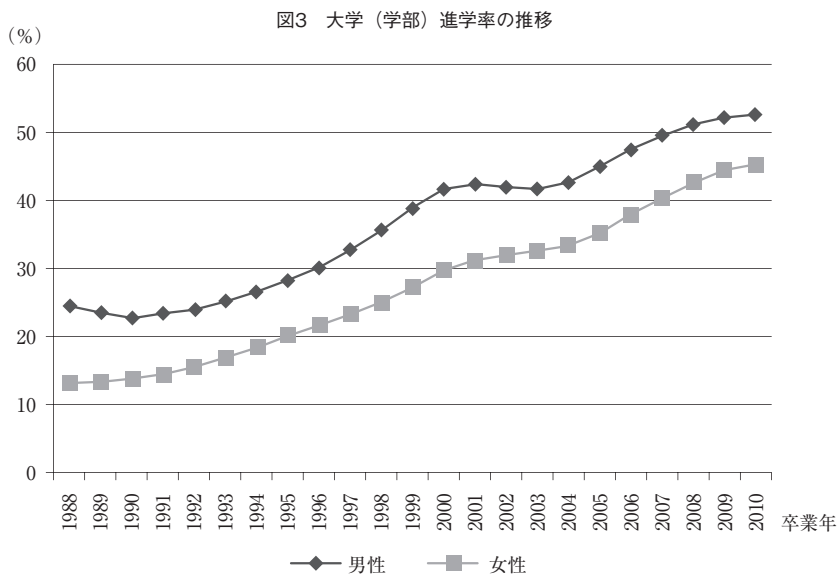
まず求人倍率の効果を観察すると、あらゆる定式化において統計的に強く有意であり、新規大卒者の就職率が景気動向によって大きく規定されることがわかる。係数の値はいずれもおよそ0.2前後であり、大卒求人倍率の1%の上昇は就職率を0.2%程度引き上げる。大きな差とは言えないが、

男女を比較すれば、女性の方が男性よりも係数の値が大きく計測されている。女性の方が男性よりも、景気変動要因によって就職可能性が左右されやすいことを示している。なお、求人倍率の定義によって推定結果はそれほど変化しない。

求職者数は、すべての定式化において有意ではなく、マッチング関数が規模に関する収穫一定であるという仮説は棄却できない。つまり、求人倍率などが一定でありさえすれば、大学進学率の上昇などによって就職希望者が増加しても、就職率の低下に結びつくことはない。求人倍率への影響については、後で言及する。

4年前大学進学率の効果は、すべての定式化でマイナスとなっており、男性では1%水準で有意であるが、女性の場合には有意性が10%程度まで落ちる。少なくとも男性では、進学率の1ポイントの増加は、就職率を2%低下させることがわかる。このように、大学進学率の上昇は求人倍率を所与としたときに、たしかに大卒就職率を引き下げる。すなわち、大学進学率の上昇は、求人と求職者の間における何らかのミスマッチを悪化させることで、大卒就職率を低下させる要因になっていると判断される。

では、求人倍率そのものはどのように決まっているのだろうか。(5)式の推定結果が表2に掲



出所：図1と同じ。

表1 就職率（対数）の推定結果：時系列データ（1988～2010年）

被説明変数 = 就職率（対数）						
求人倍率の定義	独自定義			ワークス研究所定義		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
大卒求人倍率（対数）	0.190*** (0.035)	0.177*** (0.034)	0.217*** (0.039)	0.200*** (0.033)	0.190*** (0.033)	0.225*** (0.037)
求職者数（対数）	0.185 (0.260)	0.305 (0.225)	-0.008 (0.275)	0.040 (0.248)	0.157 (0.219)	-0.096 (0.261)
大学進学率（％，4年前）	-0.021*** (0.007)	-0.018*** (0.005)	-0.020* (0.010)	-0.020*** (0.006)	-0.018*** (0.005)	-0.017* (0.010)
トレンド	-0.012 (0.013)	-0.018* (0.009)	0.007 (0.023)	-0.004 (0.013)	-0.012 (0.009)	0.015 (0.022)
トレンド2乗	0.001* (0.001)	0.001** (0.000)	0.001 (0.001)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.001)
定数項	-2.211 (3.327)	-3.532 (2.819)	-0.018 (3.148)	-0.432 (3.176)	-1.745 (2.735)	0.905 (2.988)
rho	0.806	0.804	0.775	0.771	0.772	0.717
D.W.	1.379	1.375	1.336	1.454	1.478	1.447
Adj.R2	0.663	0.709	0.644	0.724	0.763	0.704

注：推定方法はPrais-Winsten法。サンプルサイズは23。求人倍率の「独自定義」とは、リクルート・ワークス研究所発表の求人数を『学校基本調査』（文部科学省）から得た卒業生数－進学者数－臨床研修医数－死亡・不詳人数で除したものである。「ワークス研究所定義」とはリクルート・ワークス研究所によって推計された民間企業就職希望者数で求人総数を除したものを意味する。

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。（ ）内は標準誤差。

載されている。被説明変数は2つの求人倍率の定義に基づくものであり、また、説明変数には職安データによる一般の求人倍率を導入したケースと導入しなかったケースを分析している。それに加えて、追加的な変数（(5)式のzに相当）として、「卒業者のうちの私立大学卒業生の割合」（私大比率）を用いた場合も考察した。

まず、求職者数あるいは就職希望者数の効果であるが、プラスで有意に計測される場合もあるが、有意でないケースも多い。したがって、少なくとも「求職者数が増えることで求人倍率が低下する」という状況は発生していない。

一方、4年前の大学進学率はあらゆる定式化において有意ではなかった。すなわち、進学率上昇による新規大卒者の質の低下を懸念する企業が、求人をつり込むことで、新卒者にとっての就職機会が減少したという事実はない。他方、すべてのケースで私大比率がマイナスで有意となっているが、この理由については明らかではない⁵⁾。新規大卒者の求人倍率は、一般の有効求人倍率と強いプラスの相関関係を持つことも表から確認される。

これで基本となる推計作業を終えたが、就職率関数の推計で別の定式化も試みておきたい。表3は、説明変数と被説明変数に一階の階差をとることで、両系列でトレンドによる見せかけの相関を制御しようとした結果である。ここで得られた結果は、表1とかなり近く、男性の就職率に対する求人倍率と進学率の効果は頑健であるといえよう。なお、紙幅の制約のために報告しないが、表2についても階差をとった推計を行ってみたが、結論は変化しなかった。よって、本節の分析がトレンドによる見せかけの相関である可能性は低いと思われる。

表4では、被説明変数を別のものに置き換えて推定を行っている。まず、就職率の分母を単に卒業生数として、進学等も含めた卒業生に占める就職者の比率（対数）を被説明変数にした推計を行った。定性的な結果は表1と変わらないが、こちらの方が係数の値の絶対値が大きく、推計式のフィットもやや良い。

また、表1では「一時的な仕事に就いた者」を就職者の定義から外していたが、こうした非正社員的不安定雇用層についても、若干の分析を加え

表2 大卒求人倍率の推定結果 (1988~2010年)

被説明変数 = 大卒求人倍率 (対数, 独自定義)				
求職者数 (対数)	1.177 (1.845)	3.769** (1.615)	-0.206 (1.268)	1.910 (1.167)
大学進学率 (% , 4年前)	0.015 (0.036)	0.008 (0.022)	0.009 (0.023)	0.005 (0.014)
私大卒業者割合 (%)		-0.455*** (0.119)		-0.315*** (0.087)
一般求人倍率 (対数)			0.501*** (0.102)	0.338*** (0.077)
トレンド	-0.159* (0.079)	-0.100 (0.066)	-0.085 (0.055)	-0.056 (0.047)
トレンド2乗	0.005* (0.003)	0.003 (0.002)	0.004* (0.002)	0.002 (0.001)
定数項	-14.388 (23.606)	-13.088 (19.245)	3.298 (16.221)	0.021 (13.698)
rho	0.479	0.199	0.428	0.004
D.W.	1.290	1.722	1.391	1.943
Adj.R2	0.358	0.734	0.737	0.902
被説明変数 = 大卒求人倍率 (対数, ワークス研究所定義)				
求職者数 (対数)	1.805 (1.843)	4.385** (1.680)	0.390 (1.179)	2.210 (1.093)
大学進学率 (% , 4年前)	0.012 (0.037)	0.004 (0.026)	0.006 (0.020)	0.001 (0.013)
私大卒業者割合 (%)		-0.437*** (0.127)		-0.272*** (0.082)
一般求人倍率 (対数)			0.529*** (0.092)	0.395*** (0.073)
トレンド	-0.194** (0.079)	-0.141* (0.067)	-0.122** (0.051)	-0.097** (0.044)
トレンド2乗	0.006** (0.003)	0.004* (0.002)	0.005*** (0.002)	0.003** (0.001)
定数項	-22.066 (23.580)	-21.932 (19.485)	-3.964 (15.081)	-6.637 (12.702)
rho	0.517	0.361	0.380	0.053
D.W.	1.292	1.653	1.464	1.891
Adj.R2	0.447	0.714	0.832	0.927

注：推定方法はPrais-Winsten法。サンプルサイズは23。求人倍率の「独自定義」と「ワークス研究所定義」については表1の注を参照。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。()内は標準誤差。

ておきたい。卒業して仕事を得た人のうちで「一時的な仕事についた者」の割合の推移を示したのが、図4である。「一時的な仕事についた者」の割合は、1980年代後半から1990年代前半までは1%前後に過ぎなかったが、2003年には約8%まで上昇した。その後の景気回復過程で、その比率は低下したが、最近再び上昇に転じている。そこで、この変数の対数を被説明変数として推計を行った結果を表4に示している。推計結果によると、求人倍率の低下や進学率の上昇は、男女を問

わずに就職した場合に一時的な仕事につく確率を高くする。

このことは、正社員就職の困難性が高くなった大卒者が、緊急避難として非正社員の就職を選んでいることを意味している。よって、就職率を定義する際に、分子に「就職者」と「一時的な仕事に就いた者」の合計を用いる場合には、求人倍率や進学率に対する反応は小さくなるはずである。この点も表4で確認される。最後に、分子に「就職者」と「一時的な仕事に就いた者」の合計、分

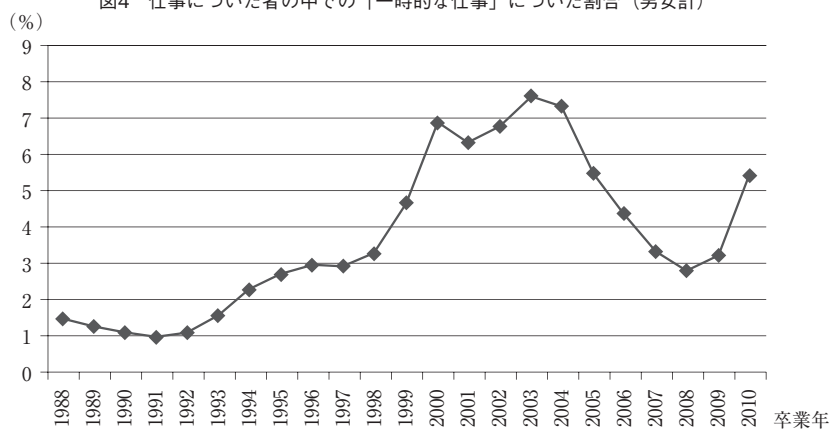
表3 就職率（対数）の階差の推定結果：時系列データ
（1989～2010年）

被説明変数 = 就職率（対数）			
	男女計	男性	女性
大卒求人倍率（階差，対数）	0.192*** (0.032)	0.183*** (0.032)	0.212*** (0.036)
求職者数（階差，対数）	0.055 (0.238)	0.166 (0.208)	-0.055 (0.253)
大学進学率（階差，4年前）	-0.020*** (0.007)	-0.018*** (0.005)	-0.016 (0.010)
トレンド	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)	0.001 (0.001)
定数項	-0.003 (0.015)	-0.011 (0.012)	0.015 (0.023)
Adj.R2	0.687	0.719	0.638

注：推定方法はOLS。サンプルサイズは22。求人倍率は「ワークス研究所定義」を用いた。

***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準で有意であることを示す。（ ）内は標準誤差。

図4 仕事についての方の中の「一時的な仕事」についての割合（男女計）



出所：図1と同じ。

母に卒業生数を用いた場合も推計してみたが、定性的な結果は変わらなかった。

総じて、時系列データを用いた分析の結果は、大学進学率上昇に伴って生じる大学生の資質の変化が、新規大卒者の就職率を引き下げていることを強く示唆している。次節では、クロスセクションの情報を加味したデータセットを構築することで、進学率の上昇の効果をより詳細に把握することを目指す。

Ⅲ 学科別データを用いた実証分析

1 基本的な分析

本節では、文部科学省『学校基本調査』から得られる関係学科別・進路別の卒業生数データを用いて就職率に影響を及ぼす要因を分析する。『学校基本調査』は、大学の専攻別に進路の状況を報告しているだけでなく、それをさらに国立、公立、私立大学といった大学の設置形態別に分けた詳細なデータを提供している。これらの情報は、大学進学率上昇に伴う就職率低下の影響を理解す

表4 追加的な分析結果 (1988~2010年)

被説明変数 (対数)	分母に卒業生数			「仕事についた者」の中での「一時的な仕事」割合		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
大卒求人倍率 (対数)	0.236*** (0.036)	0.239*** (0.036)	0.251*** (0.042)	-1.026*** (0.185)	-1.010*** (0.181)	-1.060*** (0.197)
求職者数 (対数)	0.068 (0.331)	0.201 (0.310)	-0.160 (0.333)	-1.624 (1.397)	-1.854 (1.203)	-0.615 (1.400)
大学進学率 (% , 4年前)	-0.021*** (0.007)	-0.019*** (0.005)	-0.017 (0.010)	0.082** (0.036)	0.066** (0.026)	0.113** (0.051)
トレンド	-0.009 (0.017)	-0.017 (0.012)	0.015 (0.029)	0.084 (0.072)	0.101* (0.052)	-0.010 (0.117)
トレンド2乗	0.001* (0.001)	0.001** (0.001)	0.000 (0.001)	-0.005* (0.003)	-0.005* (0.002)	-0.004 (0.003)
定数項	-0.961 (4.292)	-2.506 (3.924)	1.537 (3.841)	15.825 (17.866)	17.451 (15.029)	3.204 (15.996)
rho	0.741	0.739	0.645	0.773	0.825	0.684
D.W.	1.377	1.381	1.387	1.584	1.459	1.511
Adj.R2	0.756	0.786	0.747	0.922	0.937	0.878

被説明変数 (対数)	分子に「仕事についた者」			分子に「仕事についた者」+分母に卒業生数		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
大卒求人倍率 (対数)	0.163*** (0.025)	0.160*** (0.026)	0.177*** (0.028)	0.196*** (0.028)	0.205*** (0.030)	0.203*** (0.033)
求職者数 (対数)	-0.027 (0.190)	0.090 (0.175)	-0.144 (0.199)	0.020 (0.261)	0.159 (0.254)	-0.210 (0.265)
大学進学率 (% , 4年前)	-0.015*** (0.005)	-0.014*** (0.004)	-0.011 (0.007)	-0.015** (0.006)	-0.014*** (0.004)	-0.010 (0.008)
トレンド	-0.001 (0.010)	-0.009 (0.007)	0.016 (0.017)	-0.007 (0.013)	-0.014 (0.010)	0.016 (0.023)
トレンド2乗	0.001 (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001* (0.000)	0.000 (0.001)
定数項	0.371 (2.433)	-0.975 (2.191)	1.449 (2.274)	-0.390 (3.385)	-2.042 (3.214)	2.106 (3.047)
rho	0.784	0.787	0.688	0.748	0.753	0.584
D.W.	1.423	1.461	1.457	1.327	1.338	1.391
Adj.R2	0.730	0.760	0.725	0.772	0.792	0.780

注：推定方法はPrais-Winsten法。サンプルサイズは23。求人倍率は「ワークス研究所定義」を用いた。分母に卒業生数を用いるときの求職者数の指標としては卒業生数を用いた。「仕事についた者」は「就職者」と「一時的な仕事についた者」の合計を表す。

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。()内は標準誤差。

るために重要な鍵を提供する。

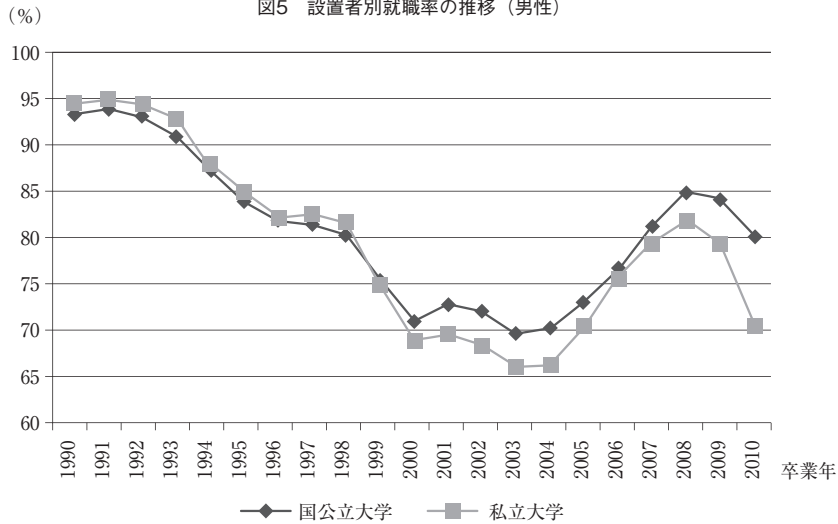
1990年代から2000年代にかけての進学率の上昇は、従来は高卒で就職していた層の生徒を大学に向かわせることになった。そうした生徒の進学先は、国公立よりもむしろ私立大学であったとされている⁶⁾。かりに、そのような層が卒業時に就職の困難に直面しやすいならば、進学率上昇とともに就職率の国公立・私立大学間格差は拡大する可能性がある。

図5に、設置者別就職率の推移(男性)を示している。ここから明らかなように、1990年代までは

国公立大学と私立大学の就職率にほとんど違いはなかった。ところが、2000年代に入って格差が大きくなっていき、とくに最近では10ポイント近くの差が見られる。そして、進学率の上昇は、最近顕著になった就職率格差を説明する可能性がある。

もちろん、就職率の国公立・私立大学間格差は進学率によってのみ説明されるわけではないと考えられる。企業が景気変化に応じて採用基準を変化させるとするならば、そうした影響も格差に反映される公算が大きい。すなわち、不況期には多くの企業が採用基準を引き上げるので、私立大学

図5 設置者別就職率の推移 (男性)



出所：図1と同じ。

の学生がその影響を大きく被る一方、国公立大学の学生はそうした影響を受けることが相対的に少ないために、就職率格差は大卒求人が少ない時期に拡大する傾向があると考えられる。そこで、以下のような推計式を考える。

$$\ln\left(\frac{M_{ijt}}{S_{ijt}}\right) = \left[a \varphi_t + \beta \ln\left(\frac{V_t}{S_t}\right) + \gamma \right] \delta_j + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

ここで i は学科、 j は大学種別、 t は時点を表す。具体的には、 δ_j は私立大学ダミー変数、 θ_i は学科固有効果、 φ_t は時点固有効果、 ε_{ijt} は誤差項を表す。ここでの仮説が正しければ、 $a < 0$ かつ $\beta > 0$ となると推測される（「質」の代理変数として大学進学率を用いた場合）。

推計に用いる被説明変数は、1991年卒から2010年卒までの20年間に及ぶ『学校基本調査』の学科別・大学設置形態（国公立と私立）別就職率（対数値）である。サンプルの均質性を高めるため、ここでは男性のみを対象とする。また、以下では一貫して、大学新卒者の求人倍率はワークス研究所が作成した系列を用いる。

就職率の定義は、IIの最初で定義したものと同一ものを用いる。学科は、国公立大学と私立大学とともに時点を通じて就職者数がゼロにならない学科を選んだ。また、医学部、歯学部、薬学部は在籍年限が長いことや、就職先の特異性を考慮し

て推定から外した。その結果、ここで用いる学科数は38となった。サンプルサイズは、38（学科）× 2（設置形態）× 20（年間）= 1520である。推計に際しては、各区分の求職者数でウェイトづけを行っている。

いくつかの定式化に基づく推定結果が表5に示されている。

第1列は、私立大学ダミーと時点効果の2つのみで就職率の対数値を説明したものであり、平均して3.5%ほど私立大学は国公立大学よりも就職率が低いことがわかる。これは1%水準で統計的に有意であり、明確な格差の存在を裏づけている。しかし、第2列のように学科固有効果をコントロールすると、格差の大きさは2%程度まで縮小する。第3列は、格差ダミーとトレンド項、新卒求人倍率との交差項を加えたものである。結果は、交差項は双方とも1%水準で統計的に有意であった。すなわち、最近時点になるほど就職率格差は拡大しているが、求人倍率の上昇は格差の縮小に寄与する。

第4列は、トレンド項と私大ダミーとの交差項の代わりに、大学進学率と私大ダミーの交差項を導入したものである。大学進学率と私大ダミーの交差項はマイナスで有意であり、進学率の上昇が就職率格差を拡大させたことを明確に表している。第5列は、これにトレンド項と私大ダミーと

の交差項を加えているが、第3列の場合と異なり、係数は有意ではない。一方で、進学率の効果はトレンド項が追加されてもほとんど変化はない。これは、第3列で観察されたトレンド効果が、進学率上昇による効果をピックアップしていたものであることを意味する。

第6列には、(6)式で考慮しなかった変数が加えられている。それは、学科ごとの国公立大学の卒業生数に対する私立大学の卒業生数の比率である。例えば、ある特定の学科において、国立大学卒業生が私立大学卒業生に比べて希少であるとき

には、相対的な労働需要を所与とすると、私立大学卒業生の方が就職先を見つけることが困難になるかもしれない。そこで、私大ダミーと私立・国公立間の卒業生数比率の交差項を説明変数に導入した推計を行った。結果を見ると、ある学科で国公立大学に比べて私立大学の卒業生が多くなると、その学科においては私立大学の方が就職で不利になる傾向があることがわかる。

もちろん、就職率の設置者間格差だけが求人倍率や新卒求人倍率に反応しているわけではない。表6では、国公立大学と私立大学の就職率(対数)

表5 学科別・設置形態別就職率関数の推定結果(男性, 1991~2010)

被説明変数 = 就職率 (対数)						
私立大学ダミー	-0.035*** (0.008)	-0.020* (0.011)	0.008 (0.011)	0.058*** (0.013)	0.058*** (0.018)	0.073*** (0.013)
私立大学ダミー×トレンド			-0.004*** (0.000)		0.000 (0.001)	
私立大学ダミー×大卒求人倍率 (対数)			0.036*** (0.011)	0.050*** (0.011)	0.050*** (0.013)	0.048*** (0.011)
私立大学ダミー×大学進学率 (% , 4年前)				-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.000)
私立大学ダミー×卒業生数比率 (私立/国公立)						-0.002** (0.001)
学科固有効果	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時点固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Clustered standard error	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R2	0.484	0.907	0.911	0.911	0.911	0.913

注：推定方法は求職者数でウェイト付けしたWLS。サンプルサイズは1520。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。()内は標準誤差。

表6 設置形態別就職率関数の推定結果(男性, 1991~2010)

被説明変数 = 就職率 (対数)		
	国公立	私立
大卒求人倍率 (対数)	0.126*** (0.009)	0.218*** (0.013)
大学進学率 (% , 4年前)	-0.017*** (0.002)	-0.020*** (0.001)
トレンド	-0.025*** (0.006)	-0.015*** (0.003)
トレンド2乗	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
学科固有効果	Yes	Yes
R2	0.896	0.906

注：推定方法は求職者数によるウェイト付けをしたWLS。サンプルサイズは760。
***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。()内は学科でクラスター化した標準誤差。

を別々に推計した結果を示しているが、両者ともに求人倍率と進学率が就職率に有意な影響を与えている。それと同時に、私立大学の就職率の方が求人倍率や進学率に敏感に反応していることが確認される。このような反応度の違いと、学科ごとの卒業生の相対供給が、表5で見たような就職率格差の変動を生み出している。

2 Blinder-Oaxaca 分解

時点を通じた就職率の規定要因をさらに細かく調べることで、卒業生の学科構成や学科ごとの就職率変化が全体の就職率に及ぼした影響を明らかにしたい。そこで、①1991年から1993年、②2001年から2003年、③2007年から2009年、の3つの期間において、それぞれ就職率関数を推計し、Blinder-Oaxaca分解の手法を用いてこれらの期間の間の変化をとらえることにする。被説明変数は、従前通り就職率の対数値であるが、ここでの説明変数は私立大学ダミーと学科ダミーの2種類だけである。これらの説明変数をまとめて x_k 、その係数を b とすると、推計式は $\ln y_k = b' x_k$ のように表現することができる。ここで k は期間を表し、 y は就職率を意味している。期間 k から期間 l にかけての対数就職率の変化は、以下のよう

$$\ln y_l - \ln y_k = \left(\frac{b'_l + b'_k}{2} \right) (x_l - x_k) + (b'_l - b'_k) \left(\frac{x_l - x_k}{2} \right) \quad (7)$$

右辺第1項は「属性効果」であり、新卒者の学科構成や私立・国公立の構成変化がもたらした影響を示す。右辺第2項は「係数効果」であり、各学科の就職率の変化や、私立大学の就職率の変化が全体の就職率に及ぼす影響を抽出する。ただし、Oaxaca and Ransom (1999) が指摘しているように、ダミー変数のBlinder-Oaxaca分解は、ダミー変数のベースのとり方によって影響を受けてしまう。そこで本稿では、Yun (2005) によって提案された、ダミー変数の係数を標準化する方法を用いて分解を行うことにした。

各期の推定結果が表7に、分解結果が表8に示されている。表8では1991～93年から2001～03

年への就職率の変化と2001～03年から2007～09年の変化がそれぞれ分解されている。まず、きわめて印象的なのは、定数項によって説明される部分の大きさである。それぞれ、90%を超える説明力であり、いかに景気変動や学科・設置形態共通に及ぼすショックの影響が大きいかを物語っている。

私立大学ダミー変数は、1991～93年から2001～03年への変化ではほぼ14%の寄与度（属性効果と係数効果の合計）であり、就職率悪化に一定の影響をもっていたことがわかる。ただし、これは進学率の上昇と不況期における企業の採用基準引き上げの両方の影響を受けているので、この数字だけから中身を判断するわけにはいかない。他方、2001～2003年から07～09年にかけては、就職率上昇のうち約7%の寄与度を示している。この間にも進学率は上昇していたことから、これは景気好転によって企業の採用が私立大学の広い範囲に及んだことで、進学率上昇によるマイナスの効果を打ち消してしまったと考えられる。

これら両者に比べて、専攻学科の効果はきわめて小さい。まず、1991～93年から2001～03年への変化では就職率の低下において学科によって説明できる部分が-5.1%であった。マイナスであるということは、就職率の上昇に寄与したことになる。その内訳を観察すると、属性効果は1.6%のプラスで、卒業生の学科構成の変化は就職率にマイナスに作用している半面、係数効果は6.7%のマイナスで、就職率の悪化を抑えていたことが判明する。中でも、機械工学および電気通信工学分野の就職率が安定的であったために、学科に関しては不況期のバッファーになったと考えられる。

2001～03年から2007～09年の好況へ向かうプロセスでは、これと全く逆のことが生じた。文学や法・政治学の就職率が急伸し、機械工学および電気通信工学分野の就職率がそれほど伸びず、それが影響して全体の就職率に対してマイナス要因となった。

一般的な傾向として、不況期に就職率の落ち込みの激しい学科ほど、好況期に大きく回復する傾向がある。不況期と好況期を通じて長期的に就職

率を引き上げているような学科は見当たらなかった。長期的な技術革新は、日本の場合、学科構成やその就職率に大きな影響を及ぼしていないのかもしれない。

IV 結 語

本稿では、大学新卒者の就職率を規定する要因を、とくに大学進学率の影響に注目して分析した。その結果、求人倍率一定のもと、大卒者の就職率は4年前の進学率の上昇に伴って低下することが判明した。これは、求職者側あるいは求人側に何らかの「ミスマッチ」が発生している可能性を示唆する。

残念ながら本稿では、ミスマッチの具体的な内容は把握できなかった。これにはいくつかのケースがある。まず、企業が大卒者の質的な変化に即応する形で十分に採用基準を下げていないケースが挙げられる。その場合、進学率の上昇が採用基準以下の新卒者を多数生みだしてしまい、そのために大卒就職率が低下したという解釈になる。

あるいは、大学生あるいはその親の仕事に対する「留保水準」が進学率の上昇とともに十分に低下していないケースも考えられる。例えば、これだけ進学率が上昇したにもかかわらず新卒者の多くが「有力企業志向」を変えていなければ、それだけ就職にあぶれる新卒者が発生することになる。現在、政府としても大学新卒者に対して優良な中小企業に目を向けさせようとしているが、そ

うした政策はこの観点からサポートされることになろう。さらには、進学率上昇が生じなければ高卒になっていたと思われる学生たちの一部は、求職活動が不活発になる傾向が強くなり、そのためにそうした層で大量の未就職者が発生している可能性もある。この場合には、在学中から就職意識を高めるようなキャリア教育が重要な役割を果たすことになろう。

大学進学率上昇が大学の平均的な就職率を低下させたからといって、それは進学率の上昇が意味のないものであるという結論に結びつくとは限らない。不況期に大学に進学する人々の中には、高卒では就職先が見つからないために、やむをえず進学した人々が含まれている（太田 2010）。そうした人々が大学に行くことによって教育を受け、就職しやすくなったり、大学を一時的な不況からのシェルターとして活用しているならば、大学進学は当該世代全体の就職率を底上げする役割を果たしていることになる。そうした大学の「バッファ機能」がどのくらいあるのかについては、今後の詳細な研究を俟たねばならない。また、進学率上昇によってより「大衆化」した大学は、「学問の最前線」としての機能よりも「社会に役立つ能力」を付与する機関としての役割が強くなり求められるようになると思われる。しかし、大学の教育内容が就職に及ぼす因果的な効果については分かっていないことが多く、これも今後の研究課題と言えよう。

表7 就職率関数（男性）の推計結果（3年プールデータ）

被説明変数=就職率（対数）	1991～1993		2001～2003		2007～2009	
私立大学ダミー	0.010	(0.009)	-0.042	(0.017)	-0.028	(0.013)
史学	-0.003	(0.000)	0.001	(0.000)	-0.008	(0.000)
人文科学その他	-0.023	(0.001)	0.061	(0.004)	0.040	(0.002)
法学・政治学	0.056	(0.000)	0.128	(0.001)	0.066	(0.001)
商学・経済学	0.082	(0.000)	0.248	(0.001)	0.127	(0.001)
社会学	0.053	(0.001)	0.239	(0.000)	0.138	(0.000)
社会科学その他	0.087	(0.001)	0.213	(0.003)	0.124	(0.002)
数学	0.078	(0.002)	0.324	(0.003)	0.134	(0.002)
物理学	0.064	(0.002)	0.238	(0.003)	0.092	(0.002)
化学	0.062	(0.001)	0.263	(0.002)	0.124	(0.002)
生物学	-0.086	(0.004)	0.170	(0.007)	0.016	(0.005)
地学	0.025	(0.005)	0.135	(0.007)	0.078	(0.004)
理学その他	0.080	(0.001)	0.237	(0.007)	0.132	(0.005)
機械工学	0.116	(0.001)	0.440	(0.003)	0.266	(0.002)
電気通信工学	0.115	(0.001)	0.417	(0.003)	0.243	(0.002)
土木建築工学	0.112	(0.000)	0.336	(0.002)	0.230	(0.001)
応用化学	0.109	(0.002)	0.327	(0.005)	0.211	(0.004)
応用理学	0.109	(0.003)	0.400	(0.004)	0.202	(0.005)
航空工学	0.083	(0.000)	0.286	(0.000)	0.232	(0.000)
経営工学	0.110	(0.001)	0.423	(0.000)	0.242	(0.000)
工学その他	0.110	(0.003)	0.327	(0.006)	0.195	(0.003)
農学	0.063	(0.003)	0.301	(0.003)	0.158	(0.003)
農芸化学	0.075	(0.002)	0.340	(0.002)	0.212	(0.001)
農業工学	0.102	(0.004)	0.314	(0.003)	0.207	(0.002)
農業経済学	0.071	(0.000)	0.309	(0.001)	0.185	(0.001)
林学	0.076	(0.004)	0.212	(0.006)	0.131	(0.005)
獣医学畜産学	0.037	(0.001)	0.394	(0.004)	0.149	(0.003)
水産学	0.039	(0.003)	0.263	(0.006)	0.165	(0.004)
農学その他	0.084	(0.006)	0.269	(0.010)	0.174	(0.007)
保健その他	-0.019	(0.001)	0.403	(0.002)	0.186	(0.002)
教育学	-0.038	(0.001)	-0.054	(0.002)	-0.044	(0.001)
体育学	-0.001	(0.001)	0.025	(0.000)	-0.013	(0.000)
教育学その他	-0.045	(0.004)	0.082	(0.013)	0.034	(0.009)
美術	-0.417	(0.000)	-0.784	(0.001)	-0.674	(0.001)
デザイン	-0.021	(0.001)	-0.166	(0.000)	-0.255	(0.000)
音楽	-0.512	(0.000)	-0.610	(0.001)	-0.683	(0.001)
芸術その他	-0.127	(0.001)	-0.122	(0.000)	-0.243	(0.000)
教養学	0.028	(0.000)	-0.003	(0.002)	-0.088	(0.003)
定数項	-0.139	(0.008)	-0.581	(0.016)	-0.316	(0.012)
R2	0.765		0.911		0.904	

注：3年プールデータに基づく推計結果。推定方法は求職者数によるWLS。

学科ダミーのベースは「文学」。サンプルサイズは228。

()内は学科でクラスター化した標準誤差。

表8 対数就職率変化のBlinder-Oaxaca分解(男性)

(単位: %)

	1991~93年から2001~2003年			2001~2003年から2007~2009年		
	属性効果	係数効果	計	属性効果	係数効果	計
私立大学ダミー	0.1	13.5	13.6	0.1	7.2	7.3
文学	0.0	1.8	1.8	0.3	2.3	2.6
史学	0.0	0.6	0.6	0.0	0.7	0.8
人文科学その他	0.4	0.4	0.8	-0.6	1.8	1.2
法学・政治学	0.0	2.9	2.9	0.2	2.6	2.8
商学・経済学	0.4	-2.0	-1.6	-1.5	-4.1	-5.6
社会学	-0.2	-0.5	-0.7	1.1	0.0	1.1
社会科学その他	-0.3	0.1	-0.1	0.3	0.3	0.6
数学	0.0	-0.3	-0.3	0.0	-0.6	-0.6
物理学	0.0	-0.1	0.0	0.0	-0.1	-0.2
化学	0.0	-0.1	0.0	0.0	-0.1	-0.1
生物学	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0
地学	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
理学その他	-0.1	0.0	-0.1	0.1	0.0	0.1
機械工学	0.4	-3.2	-2.8	-1.0	-2.2	-3.2
電気通信工学	-0.2	-4.1	-4.3	-0.3	-3.7	-4.1
土木建築工学	0.3	-1.3	-1.0	-1.0	-0.1	-1.0
応用化学	0.3	-0.5	-0.2	-0.3	-0.1	-0.4
応用理学	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.2
航空工学	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1
経営工学	0.2	-0.8	-0.6	-0.8	-0.5	-1.3
工学その他	-0.5	-0.4	-0.8	0.7	-0.5	0.2
農学	0.1	-0.2	-0.1	0.0	-0.1	-0.1
農芸化学	0.1	-0.2	-0.1	-0.1	0.0	-0.1
農業工学	0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
農業経済学	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1
林学	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
獣医学畜産学	0.1	-0.3	-0.2	0.0	-0.3	-0.3
水産学	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0
農学その他	-0.1	-0.1	-0.2	0.1	0.0	0.2
保健その他	-0.1	-0.3	-0.4	1.1	-0.7	0.4
教育学	0.0	0.3	0.3	0.0	0.4	0.4
体育学	0.0	0.5	0.4	-0.2	0.5	0.3
教育学その他	0.2	0.1	0.2	-0.3	0.6	0.2
美術	0.1	0.4	0.4	0.0	0.3	0.3
デザイン	0.1	0.4	0.5	0.0	0.0	0.0
音楽	0.0	0.1	0.2	-0.3	0.0	-0.3
芸術その他	0.1	0.2	0.3	-0.3	-0.1	-0.3
教養学	0.0	0.1	0.1	0.1	0.0	0.1
学科計	1.6	-6.7	-5.1	-3.0	-3.6	-6.6
定数項	0.0	91.5	91.5	0.0	99.3	99.3

注: 表7の推定結果に基づく。学科ダミーの効果はYun(2005)による識別方法に従った。

附表 記述統計量 (表1 および表2)

	平均	標準偏差	最小	最大
【男女計】				
就職率 (対数)	-0.235	0.112	-0.401	-0.071
大卒求人倍率 (対数, 独自定義)	0.386	0.289	-0.093	0.811
大卒求人倍率 (対数, ワークス研究所定義)	0.506	0.322	-0.011	1.051
求職者数 (対数)	12.949	0.114	12.699	13.067
大学進学率 (% , 4年前)	26.388	8.459	17.827	41.811
私大卒業割合 (%)	76.809	0.876	74.832	77.600
【男性】				
就職率 (対数)	-0.221	0.121	-0.405	-0.054
求職者数 (対数)	12.468	0.045	12.370	12.546
大学進学率 (% , 4年前)	31.466	8.303	22.193	46.453
【女性】				
就職率 (対数)	-0.267	0.098	-0.425	-0.112
求職者数 (対数)	11.963	0.287	11.426	12.275
大学進学率 (% , 4年前)	21.339	8.672	11.100	37.035

注：表1 および表2において用いた変数の記述統計量。

* 本稿は、2011年労働政策研究会議（於東京大学）、「社会保障の給付と財政の在り方に関する研究会」（国立社会保障・人口問題研究所）、マクロ金融ワークショップ（一橋大学）、および関西労働研究会において報告した論文に基づいている。会議・研究会参加者各位の数多くの有益なコメントに感謝する。本稿に残されているかもしれない誤りはすべて筆者の責に帰すものである。

- 1) 大学進学による高卒者の質の低下が、高卒者の就職環境の悪化をもたらすことについては、有賀（2007）が都道府県別データを用いて明らかにしている。大卒者の就職についての分析は樋口（1992）、安部（1997）、小杉編（2007）、荒木・安田（2011）をはじめ多数あるが、大学や個人の属性入と就職（あるいは内定）との関係を調べたものを中心であり、マクロでの大卒就職率と進学率との関連についての実証分析は管見の限り確認できなかった。
- 2) 正確には、雇用形態が非正社員であっても、1年以上の雇用期間が見込めるとともに、勤務形態が正社員に準じていれば「就職者」として分類されることになっている（2011年度「学校基本調査の手引き」に基づく）。
- 3) 太田（2010）はこの大卒求人倍率の時系列的な変動が、大学の留年率と強く相関していることを明らかにしている。
- 4) 1988年を0として、1年に1ずつ増える変数として定義している。
- 5) 企業が私大新卒者を国公立大新卒者に比べて魅力が低いと感じて、そのシェアが高いときには求人抑制している、という解釈がありうる。なお、私大卒業割合を表1で示された就職率の推計における説明変数として導入しても有意ではなかった。
- 6) そのために、とくに地方の私立大学の中で「マージナル大学」と呼ばれる大学が登場した。そうした「マージナル大学」の実態については、居神（2010）を参照。

参考文献

- 安部由紀子（1997）「就職市場における大学の銘柄効果」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』第5章、東京大学出版会。
- 荒木宏子・安田宏樹（2011）「大学生の正社員内定要因に関する経済分析」、KEIO/KYOTO Global COE Discussion Paper Series, DP2011-015.
- 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。
- 居神浩（2010）「ノンエリート大学生に伝えるべきこと——『マージナル大学』の社会的意義」『日本労働研究雑誌』, No.602, pp.27-38.
- 太田聰一（2010）『若年者就業の経済学』, 日本経済新聞出版社。
- 小杉礼子編（2007）『学生の就職とキャリア——「普通」の就活・個別の支援』, 勁草書房。
- 樋口美雄（1992）「教育を通じた世代間所得移転」『日本経済研究』, 第22号, pp.137-165.
- Oaxaca, Ronald. L. and Michael R. Ransom (1999) "Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics*, 81 (1), pp.154-157.
- Pissarides, Christopher A. (2000) *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press.
- Yun, Myeong-Su (2005) "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions," *Economic Inquiry*, 43 (4), pp.766-772.

おおた・そういち 慶應義塾大学経済学部教授。最近の主な著作に『若年者就業の経済学』（日本経済新聞出版社、2010年）。労働経済学専攻。