

新卒労働市場における構造変化

－バブル経済期以降、現在まで－

大学経営・政策コース 中島 弘 至

Structural Analysis in the College Graduate Labor Market

－from the Bubble Economy Period to the Present－

Koji NAKAJIMA

In this paper, I analyze what kind of structural change there was in the college graduate labor market, from the bubble economy period to the present. There is a reason to especially limit the time to since the 1990s. Because I think that some non-economic factors were involved in the structural change of that time. Those factors are the sudden rise of college enrollment rate, rapid expansion of non-regular employment of young people, the abolition of the regulation of the recruitment system that lasted approximately 40 years, the appearances of the job hunting by the net.

The structural change is caused by a change in the elements that make up the new graduate labor market, and the market structure is different from that before and after a certain boundary. Specifically, I check how the job offer trend of the company after the 90s transformed by the environmental change of the times. I use a statistical method (Chow test) as a technique.

As a result of analysis, I confirm that the structure of college enrollment rate and non-regular employment rate have changed in 1993 and 2008.

1 序論

新規大卒者の就職史を紐解けばいくつかの節目を見ることができる。高度成長期にあった1960年代、団塊の世代の多くが大学へと押し寄せた。後に企業への就職を果たす彼らは日本経済を支える核となる。続く1970年代、オイルショックが世界中に伝播すると、資源の乏しい我が国は大打撃を受けた。企業経営は悪化の道を辿り、学生は厳しい就職活動を強いられた。その後も円高が更なる試練を与えるが、1980年代後半に日本経済は見事によみがえる。所謂、バブル経済の到来である。売り手市場が絶頂を極め、学生は引く手あまたの事態となった。そして1990年代、大きな反動がやってくる。バブルは崩壊し長期にわたるデフレ経済の幕開けである。かつての豊かさは遠く夢物語と化し、学生の就職活動は氷河期に形容された。就職史を景気変動から大まかに捉えたとこのようになろう。確かに好不況は企業経営を直撃し求人に多大な影響を及ぼす。一方、景気変動以外で新卒労働市場に影響をもたらしたものはないか。近年は“失われた20年”といわれ、表面的には何ら変化のない時代に映る。しかし

同市場の底流には多様な変化が生じたと思われる。

本稿はバブル経済期から現在まで、大卒労働市場にどのような構造変化があったのかを検証する。とりわけ時期を限定する理由としては、凡そ1990年代以降ほど（景気変動以外の）様々な（構造変化の疑われる）要因の生じた例がないからである。まずは大学進学率がこの時期に飛躍的に上昇したことがあげられる。進学率は暫し25%前後で推移していたが、1990年より上昇を始め現在の50%を超えるまでに至った。もちろん大学のユニバーサル化は政府の掲げる知識基盤社会の構築には望ましい。だがこのことは入試多様化と相俟って、大学がこれまで進学しない層まで受け入れたことを意味する。二つ目として1997年の就職協定廃止がある。1953年に始まった就職協定は不遵守が問題視されつつも、40数年の歴史を持つ。廃止後は倫理憲章などに引き継がれるが、就職ルールの放棄はどのような影響をもたらしたのか。次に三つ目として、求人・求職のWeb化がこれまでの採用・就職行動を革新した。リクナビの登場（1996年）に始まるが、これにより長らく続いたOB・OG訪問という慣習も衰退する。四つ目として、日本経営者団体連盟の「新時代

の『日本的経営』（1995年）を契機とした雇用形態の転換である。それまで新卒者は正規雇用が当然視され企業内では手厚い教育を受けてきた。その分大学教育には期待しないとされた。しかし浸透するデフレ経済が企業の余力を削いだ。そして問題視されつつも、非正規雇用者はその数を伸ばし続けている。五つ目として社会保障費抑制による年金受給年齢の繰り下げ、それに起因する高齢者雇用の問題がある。また高齢者雇用安定法改正（2012年）はそのあと押しをしている。一方で、“失われた20年”とは景気変動もなく全く低迷し続けた時代なのだろうか。いやそうともいえない。実のところ、2002年2月から2008年2月までの73ヵ月間は戦後最大の景気拡大期にあった。そして近年は安倍政権のもと、日本銀行の異次元の金融緩和（2013年）に始まるアベノミクス政策がある。このように1990年半ば以降、我が国の経済は低水準ながらも景気変動を繰り返しており、構造変化に関与した可能性はある。

ところで新卒労働市場の構造変化という場合、どのような理解のもとで、如何なる手法を持って、そして何に着目して検証すべきであろうか。そこで本稿は、構造変化とは市場を構成する諸要素に変化が生じ、ある境界前後で市場構造が異なることを指すとする。具体的には、90年代以降の企業の求人動向がこれを取り巻く環境の変化により、いかに変容したかをみるのである。また手法であるがここでは統計的手法を用いる。その理由としては、多くの人が新卒労働市場の構造変化に気づきながらも、それを論理的には提示しづらい。つまり（本稿が用いる）チャウテストでは市場構造の変化を推定できるからである。さらに何に着目すべきかであるが、新卒労働市場の需給構造の分析として、大卒者への求人数（被説明変数）、実質GDP・完全失業率・賃金指数・大学進学率（説明変数）に着目する¹⁾。そしてこの重回帰式を基本にチャウテストの考えに従い、構造変化した年があればそれを特定するのである。但し本稿のもっぱらの関心は、（先に挙げた5項目にあるように）景気変動以外のものが構造変化の要因となりえたかである²⁾。

本稿の概要を述べておく。第2章では先行研究を概観する。まずは本稿同様に1990年代の新卒労働市場の変化を述べた論文を取り上げる。これまで変遷を遂げてきた日本独自の学歴社会論は、90年代後半以降に前提条件が変化したという。そして量的な需給関係にとどまらず質的な変化が生じたとする。続いて就職活動時期を研究した論文を取り上げる。就職協定廃止年

およびその前後の3時点比較により、就職協定がもたらす影響を議論している。3つ目は若年労働市場の構造変化を取り上げた論文である。市場における複数の質的变化が多く非正規雇用者を生み出した。解決に向けては教育機関との密接な連携を訴えている。第3章は本題であり、新卒労働市場の統計分析である。結論を先取りすると、チャウテストにより新卒労働市場の構造変化が確かめられた。そして該当したのは1993年及び2008年である。構造変化に関与した変数としては大学進学率や完全失業率などであった。また続く第4章では、完全失業率と非正規雇用率・高齢者雇用率の密接な関係を示し、後2者も構造変化の要因になりえたことを確認する。さらに内定時期の分析においては、就職協定廃止や求人・求職Web化がもたらした変化について論じる。これは求人動向に直接影響するものではなかろうが、新卒労働市場に質的変容を与えたと考えられる。そして最終章では分析結果をまとめるとともに、今後の課題について議論する。

2 先行研究

荻谷（2010）³⁾は、高等教育研究において我が国固有といえる学歴社会論に焦点を当て、どのような解釈がなされたかを分析している。そして「90年代後半以後、これまでの大卒就職研究が前提としてきた諸条件が、大きく変化し始めている」とし、その変化として「非正規雇用の拡大、長期雇用慣行のゆらぎ、企業が採用数を手控えたことから生じた新規大卒労働市場の縮減。しかも大学進学率のさらなる上昇を受けて、供給側の数は増え続けた」（同、p.20）とする。また「1997年にいわゆる「就職協定」が廃止され、就職活動の早期化・長期化の傾向が始まった。また、インターネットを利用した就職活動の普及も、90年代後半以後急速に進んだ」とし、本稿との問題意識が一致するものとなっている。さらに「これらの変化は、これまで潜在化していた、訓練能力のシグナルとしての学歴・学校歴の有効性と、訓練機会および昇進機会の配分との関係に大きな変化をもたらすものであると考えることができる」（同、p.21）とし、1990年代の変化が大学間格差に何らかの影響を及ぼしていると言及する。本稿では同様の理解に立って、構造変化要因と目されるものに対して統計分析を行う。

濱中（2010）⁴⁾は就職研（荻谷剛彦を中心とする研究会）が実施した調査（1993年・1997年・2005年）に基づき、就職活動の3時点の比較を行っている。そ

の比較においては、注目すべき点として次のように話しを展開する。「大卒就職に対する社会環境と研究関心の変化のなかで、かつてのような学歴社会に対する関心は著しく減退したように見える」(同, p.92)。理由として、①学校歴による就職機会の差異が常識化した、②同一年齢の半数近くが大学へ進学する時代に就職機会の差異は当然視されるとその背景を挙げる。また「学校歴による就職機会の差異は、大卒就職の分析の切り口として本当に有効性を失ってしまったのだろうか」(同)と問いかけ、「入学難易度によって区分される大学群ごとに異なる就職活動のプロセスが、この期間を通じてそれぞれどのように変化してきたか」(同)の検証を進める。続いて月ごとの内定時期を示すものとして、就職研の93年調査・97年調査・05年調査結果を図示し、「就職協定廃止以降の就職－採用活動において最も顕著な変化が現れたのは活動時期であろう。就職研の調査を含めて…就職活動の「早期化・長期化」がもたらされた」と結論づけた。「たとえば内定時期のピークとなる時期を比べると、93年調査では4年生の6月下旬であったのが、協定廃止直後の97年調査で5月下旬とすでに約1カ月早期化し、05年調査では4月中旬とさらに1カ月以上内定獲得時期のピークは早まっている」(同, pp.93-94)。確かに就職協定廃止という緩やかな自由化が、活動時期の早期化・長期化をもたらした可能性は高いであろう。

小杉(2002)⁵⁾はバブル経済崩壊後の非正規雇用問題を取り上げ、若年労働市場の変化の背景や職業社会への参入の実態などを明らかにする。そのうえで教育機関と職業社会との接続のあり方を指摘している。まず市場の第1の変化としては、90年代、「前半の増加は団塊第2世代の労働市場参入の影響であり、後半の減少はその後の世代での人口減少と高等教育進学率の上昇」(同, p.60)であるとする。続いて第2の変化は「完全失業率の大幅な上昇である。…もともと中年層に比べて若年層の失業率は高いが、近年の若年失業率の上昇は著しい」(同)としている。第3の変化は「雇用形態の変化である。…若者の労働市場は、アルバイト・パート等の非正規雇用機会が急速に拡大し、その質が変化してきている」(同, p.61)とする。また近年、新入社員への企業内教育の考え方が変化する現状も踏まえ、「教育と企業の行う訓練との関係を再構築すべき時ではないか。職業人として要請される技能・技術の養成の責任を学校がこれまで以上に担う必要がある」(同, p.71)としている。他に近年の企業における採用行動の変化を著したものに永野(2007)⁶⁾

などがある。また小宮(2007)⁷⁾は、求人・求職のWeb化が企業の採用活動のアウトソーシングの定着に大きな役割を果たした実態を報告している。

さて本稿執筆の動機であるが、上述の先行研究(前2者)を収めた荻谷・本田編『大卒就職の社会学－データからみる変化』(2010)にある。同書は「1980年代末から2000年代初頭にかけての大卒就職の変容過程を、データに基づき客観的に描き出すことを目的」としている。またそこでは「求人数や就職者数といった量的に把握できる需給関係の変化にとどまらず…大卒労働市場がどのように変わってきたかを明らかにする必要がある。大卒者にとって就職の意味の変化をとらえるためには…構造的な変化に着目する必要がある」(荻谷, p.21)とする。しかし、そのように構造変化への着目の必要性を訴えながらも、同書では構造変化の十分な確認作業ができていない。従って、本稿はこの重要な教育社会学書の成果に対する僅かばかりの補強である。統計分析を通じて同時期の構造変化がより鮮明になることを期待したい。

3 大卒労働市場における構造変化の分析

(1) データ

統計分析に使用するデータについては以下のとおりであり、期間としてはバブル経済期の1987年から2013年までである。

① 大卒求人数

リクルートワークス研究所によるデータであり、全国の民間企業の大学生・大学院生に対する採用予定数の調査からまとめられている。

② 実質GDP

国連統計部(<http://unstats.un.org/unsd/snaama/resQuery.asp>)からのデータを使用する。2005年基準の数字である。

③ 完全失業率

総務省統計局からのデータである。使用データは年ごとに月別の数字を集計して平均値を取っている。

④ 実質賃金指数

厚生労働省「毎月勤労統計調査－各年分結果確報」からのデータである。

⑤ 大学進学率

文部科学省の学校基本調査より4年制大学への進学率のデータである。

⑥ ダミー変数

構造変化を調べるため、1987年から2013年までの

(表 1) 基本統計量

	平均値	最大値	最小値	標準偏差	サンプルサイズ
大学求人数 (千人)	626.07	948.00	390.70	150.57	27
実質GDP (兆円)	469.93	525.37	356.14	43.50	27
完全失業率 (%)	3.80	5.36	2.09	1.08	27
実質賃金指数	0.16	3.00	-3.60	1.55	27
大学進学率 (%)	35.18	50.90	23.60	9.16	27

	平均値	最大値	最小値	標準偏差	サンプルサイズ
1999年ダミー	0.56	1	0	0.51	27
2000年ダミー	0.52	1	0	0.51	27
2001年ダミー	0.48	1	0	0.51	27
2002年ダミー	0.44	1	0	0.51	27
2003年ダミー	0.41	1	0	0.50	27
2004年ダミー	0.37	1	0	0.49	27
2005年ダミー	0.33	1	0	0.48	27
2006年ダミー	0.30	1	0	0.47	27
2007年ダミー	0.26	1	0	0.45	27
2008年ダミー	0.22	1	0	0.42	27
2009年ダミー	0.19	1	0	0.40	27
2010年ダミー	0.15	1	0	0.36	27
2011年ダミー	0.11	1	0	0.32	27
2012年ダミー	0.07	1	0	0.27	27
2013年ダミー	0.04	1	0	0.19	27

注 1. 各変数の単位は (大学求人数・千人) (実質GDP・兆円) (完全失業率と大学進学率・%) である。
 2. 大学進学率は推定式で 3 期前のものを使用するため、1984年～2010年までの値である。

ダミー変数を作成する。

(2) 基本統計量

基本統計量は表 1 のとおりである。被説明変数は大学求人数であり平均して約62万 6 千人の求人があったことになる。同様に実質 GDP の平均は約469 兆 9 千億円である。また大学進学率は最小値から最大値、つまりこの間に23.6%から50.9%へと上昇したことが分かる。

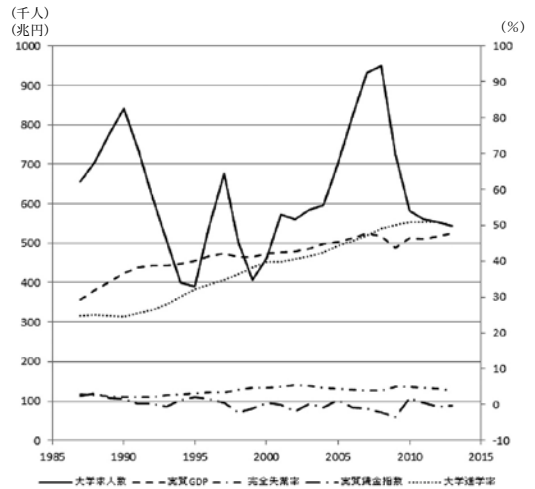
(3) 分析結果

分析に先立ち変数を図示することでその傾向を把握することにする。図 1 は推定式に用いる各変数の動きである。大学求人数の動きの激しいことが見て取れる。前半の急降下はバブル経済崩壊を示している。

1997年に求人数が一時急増するが、就職協定廃止の年でもある (この関係性は後に検証する)。そしてタイムラグはあるものの、2004年頃から2010年にかけて好景気の山がある。また実質 GDP は2008年 9 月のリーマンショックを受けて一度下降するのが分かる。大学進学率は約25%から約50%へと倍増しており、特に1990年代以降に急増している。

完全失業率は1990年以前では 2 % 台で推移することも多いが、2000年代以降は度々 5 % を超えている。一方で実質賃金指数は長い期間にわたりマイナスの値であり、デフレ経済の一端を示している。これより次の重回帰式により推定を行う。

(図 1) 推定式の各変数の推移



注. 大学求人数 (千人)・実質GDP (兆円) は左の縦軸を、また完全失業率・実質賃金指数・大学進学率 (%) は右の縦軸の目盛を使用する。

$$Y_t (\text{大学求人数}) = \alpha + \beta X_t (\text{実質GDP}) + \gamma Z_t (\text{完全失業率}) + \delta V_t (\text{実質賃金指数}) + \eta W_{t-3} (\text{大学進学率 [3期前]}) + u_t$$

大学進学率について 3 期前の数字を扱うのは、求人の対象となる大学生の入学がちょうど 3 年前の進学率に該当するからである。推定結果は表 2 のようになった。

被説明変数の大学求人数に対し完全失業率が 5 % 有意、大学進学率 (3 期前) が 10 % 有意であるが、決し

(表2) 推定結果

	大学求人数 (千人)	
	係数	標準誤差
実質GDP (兆円)	-0.67	1.26
完全失業率 (%)	-108.90 **	40.82
実質賃金指数	-25.66	21.32
大学進学率 (3期前) (%)	12.34 *	6.59
定数項	926.42 **	449.97
サンプルサイズ	27	
自由度調整済R ²	0.14	
ダービンワトソン値	0.51	

注. 「*」は10%水準, 「**」は5%水準, 「***」は1%水準での有意な結果を示す。

て良好な結果とはいえない。また修正済み決定係数も0.14と説明力を欠いている。さらに時系列分析では、系列相関の指標となるダービンワトソン値が0.51 (系列相関あり) である。ついてはこの推定式に欠陥があるのだろうか。あるいは元来、大学求人数はこれらの変数との関係が弱いのか。ただ説明変数は厳選したものであり拙速に判断することもない。

これからどのように検証を進めればよいだろう。伴・中村・跡田 (2006, pp.99~100)⁸⁾ によるとチャウテストは、「ダミー変数Dtを導入する。Dtは最初のn期間はゼロ、残りの(T-n)期間は1となる変数である。…(1)すべてのパラメータについて、(2)定数項を除くすべてのスロープ・パラメータについて、(3)一部のスロープ・パラメータについて、の3ケース」があるとする。

そうであれば先の推定式は、

(1) すべてのパラメータ

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t + \gamma_1 Z_t + \gamma_2 Z_t D_t + \delta_1 V_t + \delta_2 V_t D_t + \eta_1 W_{t-3} + \eta_2 W_{t-3} D_t + u_t$$

(2) 定数項を除くすべてのスロープ・パラメータ

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t + \gamma_1 Z_t + \gamma_2 Z_t D_t + \delta_1 V_t + \delta_2 V_t D_t + \eta_1 W_{t-3} + \eta_2 W_{t-3} D_t + u_t$$

(3) 一部のスロープ・パラメータ (ここでは仮にVとW)

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_t + \delta_1 V_t + \delta_2 V_t D_t + \eta_1 W_{t-3} + \eta_2 W_{t-3} D_t + u_t$$

となる。

推定式の意味するところは何か。ここでダミー変数とは西暦年であった。構造変化のある場合、定数項やスロープ・パラメータの有意に加えて、それらの交差項も有意となるだろう。より具体的にいうと、まず定数項及び定数項の交差項が有意であるならば、ダミー変数の該当年を境として切片が上下動したことを意味する。またスロープ・パラメータが有意及びスロー

プ・パラメータの交差項が有意であるならば、ダミー変数の該当年を境として一次曲線の傾きが変わったことを意味する。もちろん定数項とスロープ・パラメータが(それらの交差項も含めて)同時に有意となることもある(推定式(1))。その時はダミー変数の該当年において、切片及び一次曲線の傾きが同時に変わったことを意味する。

それでは推定式(1)(2)(3)について西暦年のダミー変数を加えた推定を行い、好結果が得られたものを提示しよう。すると1992~94年にかけて完全失業率と実質賃金指数及び大学進学率に(ダミー変数との交差項も含めて)有意な結果が得られる。なかでも最も当てはまりのよい1993年を構造変化の年として提示する(表3)。推定結果が意味するところは、1993年付近を境にして、この3つの説明変数の傾きが変化したということである。修正済み決定係数は0.72と説明力があり、ダービンワトソン値は1.74 (不決定域⁹⁾) である。ところで1993年に構造変化が起きる主たる要因は何だろうか。これは紛れもなくバブル経済崩壊に起因して

(表3) 推定結果

	大学求人数 (千人)	
	係数	標準誤差
実質GDP (兆円)	11.01 ***	1.93
完全失業率 (%)	605.68 **	212.62
完全失業率 (%) × 1993年ダミー	-592.29 ***	205.24
実質賃金指数	200.86 ***	48.83
実質賃金指数 × 1993年ダミー	-251.45 **	51.83
大学進学率 (3期前) (%)	-65.84 ***	21.43
大学進学率 (3期前) (%) × 1993年ダミー	39.42 **	17.08
定数項	-3832.18 ***	761.17
サンプルサイズ	27	
自由度調整済R ²	0.72	
ダービンワトソン値	1.74	

注. 「*」は10%水準, 「**」は5%水準, 「***」は1%水準での有意な結果を示す。

続いて2000年付近から実質GDPと大学進学率に構造変化が生じ始める。2002年からは完全失業率にも構造変化が起きる。そして構造変化の動きが止まるのは2009年においてである(表5)。また構造変化の生じた変数では(長期間にわたり変化するならば)、推定式は直線ではなく曲線の可能性が高いかも知れない。

構造変化となる年の一つを取り上げると、(実質賃金指数の交差項は含まないが)説明変数が全て有意になる2005年か、あるいは修正済み決定係数が高く(0.74)かつ内容も悪くない2008年かになるであろう。

(表4) 推定結果

	大学求人人数 (千人)	
	係数	標準誤差
実質GDP (兆円)	-2.30 ***	0.76
実質GDP (兆円) × 2008年ダミー	7.35 ***	1.54
完全失業率 (%)	-226.72 ***	30.68
完全失業率 (%) × 2008年ダミー	182.77 **	68.12
実質賃金指数	-15.36	12.14
大学進学率 (3期前) (%)	45.82 ***	6.61
大学進学率 (3期前) (%) × 2008年ダミー	-104.18 ***	16.60
定数項	1046.98 ***	253.34
サンプルサイズ	27	
自由度調整済R ²	0.74	
ダービンワトソン値	1.29	

注. 「*」は10%水準, 「**」は5%水準, 「***」は1%水準での有意な結果を示す。

う (何れもダービンワトソン値は不決定域)。本稿では2008年を代表として表4に掲げることとする。

2000年から2008年と構造変化が長期であることについて、これはちょうど、前述した戦後最大の景気拡大期 (2002年2月～2008年2月) と概ね合致しうる。従って、この構造変化の要因も大きな意味では景気変動の影響であると考えられる。しかしながら、大学進学率は1993年と2008年において大卒労働市場の構造変化の要因となりえた。一方で完全失業率も両年の構造変化の要因であり、これが非正規雇用率と高齢者雇用率と関わる可能性は高い。についてはさらにこれらを分析することにした。

4 非正規雇用率・高齢者雇用率, 大学進学率, 就職協定廃止・求人求職のWeb化における分析

(1) 非正規雇用率・高齢者雇用率

注記したように、この2つの変数は大学進学率との

相関が強いため、第3章で展開した重回帰式の説明変数としては使用しなかった。さて先の1993年と2008年の推定結果では、新卒労働市場において完全失業率の構造が変化していた。従って、もし非正規雇用率・高齢者雇用率と完全失業率への関係性が示せれば、前2者も同市場での構造変化の要因と考えることができよう。については本節でそのことを確認してみたい。推定式は次のとおりである¹⁰⁾。

$$Y_t (\text{完全失業率}) = \alpha + \beta X_t (\text{実質GDP}) + \gamma Z_t (\text{非正規雇用率}) + \delta V_t (\text{高齢者雇用率}) + u_t$$

完全失業率は主として景気変動の影響下にあるものの、非正規雇用者や高齢雇用者の増加が少なからず影響を及ぼした可能性はあろう。またデータとしては完全失業率と実質GDPは先に説明したとおりだが、非正規雇用率については総務省統計局の調査を用いる。なお高齢者雇用率は1990年付近の60歳以上のデータがなく、総務省統計局の労働力調査から55歳以上の就業率を代理変数として使用する¹¹⁾。推定期間は1988年から2013年までとする (図2)。基本統計量と推定結果は表6・7のとおりである。なお完全失業率の推定式についても適切なダミー変数を加えて推定した。その結果、被説明変数の完全失業率に対して、説明変数の非正規雇用率及び55歳以上就業率が1%有意となった。

ダミー変数としては1993年ダミーが最も当てはまりがよかった。これはバブル経済崩壊の時期である。また修正済み決定係数が0.83と説明力があり、ダービンワトソン値は1.10 (不決定域) である。非正規雇用率の係数はプラスであり、非正規雇用率が上がると失業率は上がる。55歳以上就業率は係数がマイナスで

(表5) 推定結果 (2000～2009年)

	実質GDP	実質GDP × ダミー変数	完全 失業率	完全失業率 × ダミー変数	実質賃金指数	大学進学率	大学進学率 × ダミー変数	修正済み 決定係数	ダービン ワトソン値
2000年	5%有意	1%有意	1%有意	有意でない	有意でない	5%有意	5%有意	0.51	1.10
2001年	5%有意	1%有意	1%有意	有意でない	有意でない	1%有意	1%有意	0.61	1.08
2002年	5%有意	1%有意	1%有意	10%有意	有意でない	1%有意	1%有意	0.60	1.23
2003年	5%有意	1%有意	1%有意	10%有意	有意でない	1%有意	1%有意	0.62	1.17
2004年	5%有意	1%有意	1%有意	10%有意	有意でない	1%有意	1%有意	0.61	1.15
2005年	5%有意	1%有意	1%有意	10%有意	10%有意	1%有意	1%有意	0.65	1.14
2006年	5%有意	1%有意	1%有意	5%有意	有意でない	1%有意	1%有意	0.69	1.29
2007年	1%有意	1%有意	1%有意	5%有意	有意でない	1%有意	1%有意	0.72	1.32
2008年	1%有意	1%有意	1%有意	5%有意	有意でない	1%有意	1%有意	0.74	1.29
2009年	1%有意	有意でない	1%有意	有意でない	有意でない	1%有意	有意でない	0.74	1.26

(表6) 基本統計量

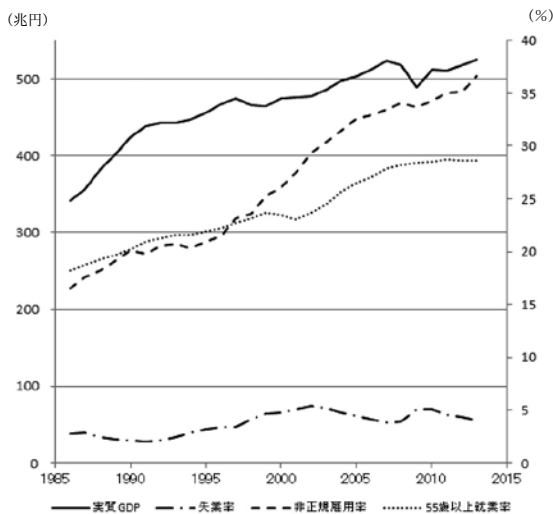
	平均値	最大値	最小値	標準偏差	サンプルサイズ
完全失業率 (%)	3.73	5.36	2.09	1.11	26
実質GDP (兆円)	461.05	523.69	342.09	48.22	26
非正規雇用率 (%)	25.72	35.07	16.59	6.24	26
55歳以上就業率 (%)	23.50	28.69	18.25	3.24	26
1993年ダミー	0.73	1	0	0.45	26

(表7) 推定結果

	完全失業率 (%)	
	係数	標準誤差
実質GDP (兆円)	-0.01 *	0.01
非正規雇用率 (%)	0.34 ***	0.06
55歳以上就業率 (%)	-0.41 ***	0.14
1993年ダミー	1.67 ***	0.34
定数項	8.51 ***	1.81
サンプルサイズ	26	
自由度調整済R ²	0.83	
ダービンワトソン値	1.10	

注. 「*」は10%水準, 「**」は5%水準, 「***」は1%水準での有意な結果を示す。

(図2) 完全失業率・非正規雇用率など



注. 実質GDP (兆円) は左の縦軸をその他は右の縦軸の目盛を使用する。

あり、高齢者の就業率が上がると失業率は下がることになる。

(2) 大学進学率

大卒労働市場の構造変化の分析のなかで、当てはまりのよい1993年及び2008年に大学進学率は有意であ

り構造変化の要因となった。従って、さらに分析する必要はないかも知れない。しかし、大学進学率が何に影響を受けて変動するかを調べることは興味深い。というのも近年の大学進学率の上昇に従い、企業が求人対象を高校から大学へと急激にシフトさせたからである。そこで次の推定式を考える。

$$Y_t (\text{大学進学率}) = \alpha + \beta X_t (\text{実質GDP}) + \gamma Z_t (\text{大学求人数 [1期前]}) + \delta V_t (\text{高校求人数 [1期前]}) + u_t$$

高校生の立場からすると世間の景気を肌を感じつつ、高校への求人と大学への求人を凡そ感じ取り大学進学を考えるというものである。もちろん親や担任教師の指導もあるが彼らとて同じ材料をもとに生徒に助言を与えると考えられる。新たなデータとしての高校求人数は厚生労働省の資料 (高校・中学新卒者の就職内定状況等) に拠った。なお推定期間は1988年から2013年までの間である。

基本統計量と推定結果を掲げる。これも適切なダミー変数を採りて最も当てはまりのよいものを提示する。推定の結果、表9に示すように被説明変数の大学進学率に対して、全ての説明変数が1%有意となった。修正済み決定係数は0.99と高く、ダービンワトソン値は1.19 (不決定域) である。また図3からは、大学求人数が景気などの影響を受けて乱高下するなか、高校

(表8) 基本統計量

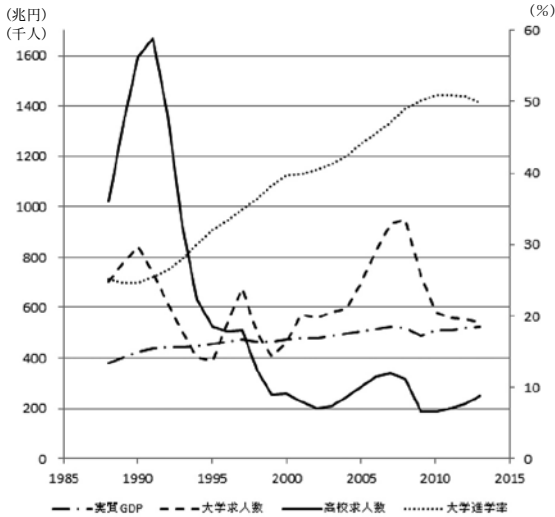
	平均値	最大値	最小値	標準偏差	サンプルサイズ
大学進学率 (%)	38.54	51.00	24.60	9.32	26
実質GDP (兆円)	474.30	525.37	381.60	37.81	26
大学求人数 [1期前] (千人)	629.25	948.00	390.70	152.63	26
高校求人数 [1期前] (千人)	563.96	1668.70	188.30	464.80	26
2009年ダミー	0.19	1	0	0.40	26

(表9) 推定結果

	大学進学率 (%)	
	係数	標準誤差
実質GDP (兆円)	0.12 ***	0.01
大学求人数 [1期前] (千人)	0.01 ***	0.00
高校求人数 [1期前] (千人)	-0.01 ***	0.00
2009年ダミー	5.02 ***	0.65
定数項	-22.64 ***	4.64
サンプルサイズ	26	
自由度調整済R ²	0.99	
ダービンワトソン値	1.19	

注. 「*」は10%水準, 「**」は5%水準, 「***」は1%水準での有意な結果を示す。

(図3) 大学進学率・求人数など



注. 実質GDP (兆円) 及び大学求人数・高校求人数 (千人) は左の縦軸を大学進学率 (%) は右の縦軸の目盛を使用する。

求人数は大きく急落している。そしてこれは大学進学率が数を伸長させるにつれ、求人対象を高校から大学へと大きくシフトさせた過程とみることでもある。

(3) 就職協定の廃止と求人・求職のWeb化

序論では景気変動以外の構造変化の要因として、就職協定廃止やWebによる求人・求職方法の転換を候補にあげた。しかしこれまで2変数を活用することはなかった。ついてはそれらが新卒労働市場の変容にどう関与したのかを考えたい。さて就職協定の廃止は1997年であり、求人・求職のWeb化はその前年の1996年であった。これらの時期に果たして濱中 (2010) がいうように、内定時期の早期化などの変容が生じたのだろうか。

推定式は大学求人数及び大学求職数が内定率 (10月) に及ぼす影響を考えたものである。被説明変数のデータは厚生労働省「大学等卒業予定者の就職内定状況調査」からのものであり、推定期間は1995年～2014年とする。

$$Y_t (\text{内定率 (10月)}) = \alpha + \beta X_t (\text{大学求人数}) + \gamma Z_t (\text{大学求職数}) + u_t$$

推定の結果、表11のとおり各説明変数は有意であり、大学求人数増加または大学求職数減少の際に内定率 (10月) は上がることになる。そしてダミー変数で1%有意が得られたのは、まさに1997年だけであっ

た。修正済み決定係数は0.90でありダービンワトソン値は1.84 (系列相関なし) である。ここから就職協定の廃止及び求人・求職のWeb化が内定率を上昇させた可能性はあるだろう。

但し図4で確認すると、10月の内定率は求人動向に影響を受けている。また1997年では景気回復で求人数は上昇するが、すぐに落ち込んでしまう。これはどうしてだろうか。実にその要因は1997年に導入された

(表10) 基本統計量

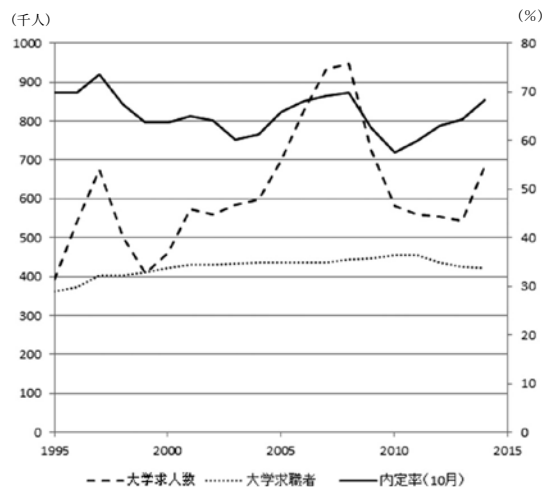
	平均値	最大値	最小値	標準偏差	サンプルサイズ
内定率 (10月) (%)	65.38	73.60	57.60	4.11	20
大学求人数 (千人)	617	948	391	152	20
大学求職数 (千人)	425	456	362	24	20
1997年ダミー	0.9	1	0	0.31	20

(表11) 推定結果

	内定率 (10月) (%)		
	係数		標準誤差
大学求人数 (千人)	0.02 ***		0.00
大学求職数 (千人)	-0.23 ***		0.02
1997年ダミー	5.81 ***		1.63
定数項	143.78 ***		7.92
サンプルサイズ		20	
自由度調整済R ²	0.90		
ダービンワトソン値	1.84		

注. 「*」は10%水準、「**」は5%水準、「***」は1%水準での優位な結果を示す。

(図4) 内定率 (10月) の推移



注. 大学求人数・大学求職数 (千人) は左の縦軸を内定率 (10月) は右の縦軸を使用する。

消費税5%の影響と考えられる。従って、表11の推定結果で1997年ダミーが有意となったのは、就職協定廃止及び求人・求職のWeb化が要因と必ずしも断言できない。

5 まとめ

第3章の分析により、新卒労働市場においては2度の構造変化をみた。最初は1993年であり、主たる要因はバブル経済崩壊であるが(景気変動以外の要因では)大学進学率が構造変化の要因であった。経済は低成長時代に移行したものの、企業の求人が高校から大学へとシフトしたことにより、大学求人数と大学進学率は(一次曲線の傾きが変わることで)新たな関係を持ったことになる。続いては2008年であるが、この主たる要因は(実感としては乏しい)戦後最大の景気拡大である。ここでも大学進学率の構造は変化した。そして概ねこの時期を境として好不況が求人数に影響を与え、大学求人数と大学進学率は(一次曲線の傾きが変わることで)新たな関係に移行したのである。また第4章においては、間接的ではあるものの、(必ずしも景気変動以外の要因と言いつれないが)非正規雇用率・高齢者雇用率(代理変数として「55歳以上就業率」)が、新卒労働市場の構造変化に関わった。一方で、就職協定廃止と求人・求職のWeb化は90年代における重大なトピックであるが、求人動向への影響はあまりなかったと推測する。ただ濱中(2010)がいうように、就職・採用活動時期などを変容させる要因にはなりえたであろう。

さて荻谷・本田編『大卒就職の社会学—データからみる変化』(2010)は序章のなかで、3つの分析課題を示した(荻谷(同, p.21))。「第1に問われるべきものは、労働市場、とりわけ新規大卒労働市場が実際にどのように変化してきたかを検討することである。…第2の分析課題は…就職活動自体の問題である。大学から職業へのスムーズな移行のプロセスが、どのように変容しているのかを明らかにする」とし、さらに「第3の分析課題は、企業側に焦点を当て、採用をめぐる選考基準がどのように変化してきたか、という問題である」としている。本稿は同書における第1の課題に対する貢献であろう。そしてこのたびの統計分析では、大学進学率と非正規雇用率などが新卒労働市場における構造変化の要因であることをみた。しかしこの結果は同書の第1課題だけにとどまるものではない。つまり第2及び第3の課題の研究へと発展し得る

可能性がある。例えば大学進学率の上昇は国民の知的水準の向上という正の側面ばかりではない。供給過剰の大学が入試多様化のもと、これまで大学に入学しない層まで受け入れている。このことが就職活動(第2の課題)に大きな変容をもたらした可能性は高いのである。また非正規雇用についても、企業の採用姿勢(第3の課題)を問わねば格差問題は是正されない。

最後に、新卒労働市場は景気変動が繰り返されるなか、単に需給バランスを取ってきたわけではない。多くの構造的要因を変化させながら現在へと至っている。そして大学グローバル化時代には更なる構造変化の要因が加わるであろう。このような不透明な時代こそ現時点における現状分析が欠かせない。

注

- 1) 本稿では大学進学率や非正規雇用率などの諸変数が求人状況にどう影響を与えたかを分析する。チャウテストの推定式の策定にあたっては、本田(1990, p.330)¹²⁾の雇用の構造変化をみた推定式を参考にした。また本稿の式の左辺には“大学求人数”でなく、“大学求人率”を用いるべきとの意見があるかも知れない。しかし、大学求人率は「大学求人数/大学求職者数」であり、大学求職者の数によっては求人への勢いが強められたりも弱められたりもする。一方で、大学求職者数は右辺の大学進学率と極めて相関の高いものだ(相関係数0.933)。なぜなら大学進学率の上昇が基本的に学生数(大学求職者数)を増やすからである。そして、もし大学求人率を左辺に持ってくれば、それは予め左辺に大学進学率の影響を与えたものとなる。については本稿では“大学求人数”を用いることにしたい。ところで(左辺が大学求人数である)ならば、右辺は大学進学率でなく、大学進学者数を用いることも考えられる。だがその場合は大学進学率の上昇によって、企業が求人対象を大きく高校から大学にシフトさせたことが反映されない。また失業率についても失業者数としないこととする(失業率であってこそ労働力需給の逼迫具合が反映される)。
- 2) もとより被説明変数の大学求人数に対して、大学進学率をはじめとする非正規雇用率・高齢者雇用率などの説明変数がどう影響を与えたのか、それが本稿における強い関心である。しかし、大学進学率と後2者の相関係数が高いため、推定式には非正規雇用率・高齢者雇用率を外し、その代わりに完全失業率を入れることにした。そのため第4章では完全失業率と非正規雇用率・高齢者雇用率の関係を問い、後2者が求人状況に影響を与えることをいわば間接的に証明しているのである。
- 9) ダービンワトソン統計量は系列相関を検定するもので、標本数と(定数項を除く)説明変数の数により臨界値が与えられる。帰無仮説が採択されれば“系列相関なし”であり、棄却されると“系列相関あり”である。ただ「仮説検定は不決定であり、系列相関が存在するとも存在しないとも言えない」(山本(1996), p.212)¹³⁾といった“不決定の領域”がある。系列相関を修正する方法としては、Newey-Westの修正が知られている。
- 10) この推定式においても説明変数間での相関係数は高いもので

あった。だが元来、非正規雇用率と高齢者雇用率に強い相関があるとは考えにくく、(時代的なものとして) 見せかけの相関であるかも知れない。従って多重共線性の生じた可能性はあるものの、完全失業率と非正規・高齢者雇用率をつなぐ重要な分析のため、ここでは取り上げることにした。

- 11) 独立行政法人労働政策研究・研修機構によると、労働力調査においては就業者と雇用者の定義は異なる。そこで就業者とは「従業員と休業者を合わせたもの」ことである。就業者は、「自営業主」、「家族従業員」、「雇用者」に分かれる」であり、雇用者とは「会社、団体、官公庁又は自営業主や個人家庭に雇われて給料、賃金を得ている者、及び会社」であるとしている。

引用文献

① 論文

- 5) 小杉礼子, 2002, 「学校と職業社会の接続－増加するフリーター経由の移行－」『教育社会学研究』第70集, pp.59-73.
 6) 永野仁, 2007, 「企業の人材採用の変化－景気回復後の採用行動」『日本労働研究雑誌』No.567, pp.4-14.
 7) 小宮健実, 2007, 「採用とアウトソーシング」『日本労働研究雑誌』No.567, pp.39-48.
 12) 本田豊, 1990, 「CHOWテストによる日本経済の構造変化分析」『立命館経済学』第39巻第3号, pp.309-333.

② 単行本

- 3) 荻谷剛彦, 2010, 「序章 大卒就職の何が問題なのか 歴史的・理論的検討」荻谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学－データからみる変化』東京大学出版会.
 4) 濱中義隆, 2010, 「1990年代以降の大卒労働市場 就職活動3時点比較」荻谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学－データからみる変化』東京大学出版会.
 8) 伴金美・中村二郎・跡田直澄著, 2006, 「エコノメトリックス(新版)」有斐閣.
 13) 山本拓, 1996, 『新経済学ライブラリー12 計量経済学』新世社.

(指導教員 山本清教授)