

米国における非典型労働者の実態
C P S 付帯調査より

木村 琢磨 佐野 嘉秀
高山 与志子 田中 剛志
藤本 真

S S J D A - 22

July 2002

序章 “The Current Population Survey” と “February 1999 Contingent Work Survey”
の概要

藤本 真 (東京大学大学院人文社会系研究科博士課程)

第1章 米国における賃金格差と非正規雇用

高山 与志子 (東京大学大学院人文社会系研究科博士課程)

はじめに	1
1. 1990年から現在までの米国経済の状況	1
2. 賃金格差の状況	2
3. 非正規雇用と賃金格差	17
4. 日米における非正規雇用の比較	42
終わりに	47

第2章 Contingent Worker 及び Contingent Worker の賃金の分析

田中 剛志 (東京大学大学院経済学研究科修士課程
現 日本アイ・ピー・エム株式会社)

1. はじめに	49
2. 各サブグループの記述統計	51
3. 時給の回帰分析	57

第3章 独立契約者の多様性

木村 琢磨 (東京大学大学院経済学研究科修士課程
現 同博士課程)

1. はじめに	61
2. 独立契約者と他の非典型就業者との属性比較	62
3. 独立契約者の賃金	64
4. 独立契約者内の賃金格差	66
5. 「擬似独立契約者」と「狭義の独立契約者」	71
6. まとめ	72

第4章 米国の「物の製造の業務」における請負と派遣

佐野 嘉秀 (東京大学大学院人文社会系研究科博士課程
現 東京大学社会科学研究所助手)

1. はじめに	74
2. 職種と勤務形態	76
3. 労働者の属性	80
4. 労働者による状況の認識	83
5. 労働条件および労働組合	85
6. 要約	92

執筆分担

序章	藤本 真 (東京大学大学院人文社会系研究科博士課程)
第1章	高山 与志子 (東京大学大学院社会情報研究所博士課程)
第2章	田中 剛志 (東京大学大学院経済学研究科修士課程 現 株式会社IBM)
第3章	木村 琢磨 (東京大学大学院経済学研究科博士課程)
第4章	佐野 嘉秀 (東京大学社会科学研究所助手)

追記

本研究は、東京大学大学院経済学研究科の2001年度後期の授業(組織行動;担当 佐藤博樹東京大学社会科学研究所教授)の成果である。

序章 “The Current Population Survey” と “February 1999 Contingent Work Survey” の概要

藤本 真

“The Current Population Survey(以下 CPS と略記)”は 50 年以上続く世帯を単位とした調査で、ここで集められた労働に関する様々な情報は、政策立案や雇用統計の基礎データとして用いられている。現在は、1990 年の国勢調査をもとにアメリカ国民全体の属性を代表するように構成された調査単位から 48000 世帯が選ばれ、そこでのインタビュー調査によりデータが収集されているが、月々の状況を比較する目的で 4 ヶ月にわたって毎月繰り返し調査を行っている。さらに年による変化を把握するために、調査を開始した翌年も前年と同じ時期を選んで同じ世帯に対してインタビュー調査を行う。

CPS によって、アメリカ全体の雇用ならびに失業の状態が明らかになるほか、非農林部門における自営業者や家内労働についての現状の把握、パートタイマーや残業など、労働時間に関する分析も CPS のデータを用いて始めて可能となる。また、現在の仕事に関する希望や、過去の職業経歴、求職活動の意向なども CPS の調査項目に含まれている。さらに CPS は様々な属性の人々をその調査対象に含んでいるので、10 年に 1 度行われる国勢調査のデータをアップデートする目的でも用いられる。

CPS では時折、基本調査のほかに加えて付帯調査が実施される。その調査項目は先に述べた過去の職業経歴や、健康、教育、収入に関することなど多岐にわたっているが、本ペーパー・シリーズで分析の素材として主に取り上げられる、“February 1999 Contingent Work Survey(以下 CWS と略記)”も、こうした付帯調査として 1999 年 2 月に行われたものである。なお同様の調査は 1995 年と 1997 年にも実施されており、1990 年代後半以降については経年比較が可能である。

CWS は 15 歳以上の就業者と求職者を対象としており、アメリカで ‘contingent work’ と称される非典型労働の状況について、その実態を把握することを目的とした調査である。この調査ではまず対象者が contingent worker として働いていたかどうかをたずね、contingent worker として働いている就業者と直前の仕事が contingent work であった失業者に対し、契約内容や賃金、労働時間といった労働条件や、contingent worker として働く理由、今後の契約継続の見込み、今後の就業に関する意向、社会保険の適用状況など、様々な項目について質問している。もっとも一口に ‘contingent work’ といっても、その就業形態は一様ではない。そこで CWS では以上の就業に関する質問を、contingent work における 4 つの代表的な就業形態(「非典型就業形態(alternative work arrangement) 」と呼ばれる次の 4 つの就業形態：「独立契約者 (independent contractors)」、 「呼出労働者(on-call workers)、 「派遣労働者 (workers who are paid by help agencies)」、 「業務請負企業労働者(workers provided by contract firms) 」」に対応する形で設けている。

使用データ

U.S. Dept. of Commerce, Bureau of the Census. CURRENT POPULATION SURVEY, FEBURARY 1999: Contingent WORK SUPPLEMENT [Computer file] . ICPSR version . Washington, DC: U.S. Dept. of Commerce, Bureau of the Census [producer], 2000. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2000

本研究では、ICPSR (Inter-university Consortium for Political and Social Research) より、東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターを通じてデータの提供を受けた。

第1章 米国における賃金格差と非正規雇用

高山 与志子

はじめに

米国では1980年代から1990年代前半にかけて賃金格差が拡大し、上位層の賃金が上昇する一方、中位層、下位層の賃金は低下していった。このような中位層以下の賃金の低下に関しては、非正規雇用の増加がその理由の一つとしてしばしばとりあげられている。本稿では、米国労働統計局により実施されたコンティンジェントおよび代替的就業形態労働者に関する人口調査（Contingent and Alternative Work Supplements to the Current Population Survey、以下CPS）のデータをもとに、賃金格差が、教育レベルと年齢の違いによって生じている実態を明らかにする。そして、就業形態による賃金の差異を、非正規雇用に焦点を当てて説明する。

1. 1990年代から現在までの米国経済の状況

CPSを分析するにあたって、その背景にある米国の経済状況をまず概観する。1990年から2001年までの実質GDPの成長率の推移を見ると、**図表1-1**に示したように、1991年のリセッション時にはマイナス成長を経験したが、その後経済は回復に向かい、特に97年から2000年にかけての4年間は、4%を超える高い経済成長率を維持した。しかし、2000年には、ハイテク企業の業績悪化と株式市場の下落を背景に景気は後退しはじめ、2001年には実質GDPの成長率は1.1%と大きく低下した。

図表1-1 1990-2001年の実質GDP成長率の推移

1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1.8	-0.5	3.0	2.7	4.0	2.7	3.6	4.4	4.3	4.1	4.1	1.1

出処：米国商務省（<http://www.bea.doc.gov/bea/>）

一方、失業率は、**図表1-2**で示したように、1990年代前半は景気が回復したにもかかわらず高止まりし、大きな改善は見られなかった。そのため、この時期は、「雇用なき回復 - Jobless Recovery」とも呼ばれ¹、雇用に関する懸念が高まった時期でもあった。しかし、1997年以降は、失業率も4%代にまで低下し、その後も低水準で推移していた。ただし、

¹ Jeremy Rifkin, *The End of Work : The Decline of the Global Labor Force and the Dawn of the Post-Market Era*, New York: G.P. Putnam's Sons, 1995, p.xvi .

1990年代後半も、多くの企業は、従業員の新たな採用と同時に人員削減を同時に実施していた²。2000年代に入ると、景気の悪化と株式市場の低迷の後を追うように失業率も上昇し、2001年10月には5%を超えるにいたった。2002年2月現在の失業率は5.5%となっている。

図表1 - 2 1990年 2001年の失業率の推移

1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
5.6	6.8	7.5	6.9	6.1	5.6	5.4	4.9	4.5	4.2	4.0	4.8

出処： 米国労働統計局 (<http://www.bls.gov/>)

労働統計局は、今回分析の対象としているCPS、つまり、コンティンジェントおよび代替的就業形態労働者に関する調査を、1995年の2月から開始した。そして、それ以後2年に1回の割合で2月に実施している。最初に調査が行われた1995年は、経済拡大が続いているながら、雇用市場はまだ十分に回復していない時期であり、2回目、3回目の調査が行われた1997年と1999年は、景気拡大と労働市場が共に好調な時期であった。そして直近の調査が行われた2001年は、調査時点の2月では、既に実質GDP成長率が1.3%と低下している一方、労働市場では、大きな変化がみられていない。2月時点では、失業率は4%台にとどまり、前回の調査の1999年時とほぼ同じような状況であった。

次節以降、このCPSに基づく分析を行うが、その前に1995年と2001年のCPSのデータ³の問題点を指摘しておく。まず、1995年は、ICPSR (Inter-university Consortium for Political and Social Research)から入手できるデータでは、独立契約者および請負企業労働者の数字が、労働統計局が発表している数字と著しく異なっている⁴。そのため、今回の分析では、1995年のCPSを除いている。また、2001年には、コンティンジェントおよび代替的就業形態労働者以外の労働者、いわゆる正規雇用労働者に対して、他の調査がこのCPSと同時期に実施されたため、CPSでは調査対象者の負担を軽減するために、賃金に関する質問を行わなかった。そのため、本稿では、2001年のCPSについては正規雇用労働者に関する賃金に関する分析は行っていない。

2. 賃金格差の状況

(1) 賃金格差の推移

前述のように、米国では80年代から90年代前半にかけて賃金格差が拡大したが、90年

² American Management Association, 2000 *AMA Survey on Staffing and Structure*, New York: American Management Association, 2000

³ CPSのデータは労働統計局がICPSRを通じて公開している。

⁴ 労働統計局のエコノミストもこの点を認めており、ICPSRのデータは正確でないと述べている。

代後半は、長期にわたる経済拡大と失業率の低下の結果、所得の下位層の人々の賃金が上昇し格差が縮小したと考えられている⁵。ここでは、1997年と1999年のCPSの数字をもとに、労働者の実質ベースの賃金の10分位、25分位、50分位、75分位、90分位を計算し、両年の賃金格差の状況を比較した。

比較に用いる賃金は、時給、または週給を時給に換算したものを使用する⁶。異なる年の時給を比較するにあたっては、調査が実施された各年2月の消費者物価指数（Consumer Price Index-All Urban Consumers）をデフレーターとして使用し実質ベースに転換する⁷。

分析の結果、**図表1-3**にあるように、各グループにおいて実質時給の上昇が見られていることがわかった。

図表1-3 実質時給の比較（1）

	n	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
1997	33,714,916	\$4.80	\$6.62	\$10.40	\$16.40	\$24.66
1999	35,004,194	\$5.27	\$7.13	\$10.92	\$17.28	\$26.28
変化率		9.9%	7.8%	5.0%	5.3%	6.6%

また、最も賃金が低い層である第10分位の時給が高い上昇率を示したため、90分位と10分位、50分位と10分位の時給の比率を比べると、**図表4**にあるように、1999年は1997年より減少している。一方、第50分位の時給は最も伸び率が低く、その結果、90分位と50分位の時給の比率は、1999年は1997より増加している。

図表1-4 実質時給の比較（2）

	90/10	90/50	50/10
1997	5.14	2.37	2.17
1999	4.98	2.41	2.07

（2）教育レベルと賃金格差

次に、教育レベルと賃金格差の関連について分析する。

⁵ Aaron Bernstein, "Poverty in America," *Business Week*, November 1, 1999, pp. 144-145; Lawrence Mischel, Jared Bernstein, & John Schmitt, *The State of Working America 2000-2001*, Ithaca, NY/ London: IRL Press, 2001

⁶ 週給から時給への換算には、Anne E. Polivka, *Using Earnings Data from the Monthly Current Population Survey*, Revised October 2000, December 1999, DRAFT(未発表), p.46 に記載されている方法を使用した。

⁷ 消費者物価指数（Consumer Price Index-All Urban Consumers）は米国労働統計局（<http://www.bls.gov/>）が発表したものを使用。1995年2月ベースの消費者物価指数に他の年を指数換算しなおした。

学歴別の構成比

16歳以上の就労人口における学歴別の構成比は、**図表1 - 5**のようになっている。高卒以下が全体の約7割弱を占めていることがわかる。

図表 1 - 5 就労人口の学歴別内訳

教育レベル	2001 年	1999 年	1997 年
高卒未満	19.3%	19.9%	13.8%
高卒	49.9%	50.7%	52.5%
短大卒	7.5%	6.9%	8.1%
大卒	15.9%	15.3%	17.1%
修士号取得	5.2%	4.9%	5.8%
プロフェッショナルスクール	1.2%	1.2%	1.5%
博士号取得	1.0%	1.0%	1.2%
合計	100.0%	100.0%	100.0%

教育レベルによる賃金格差

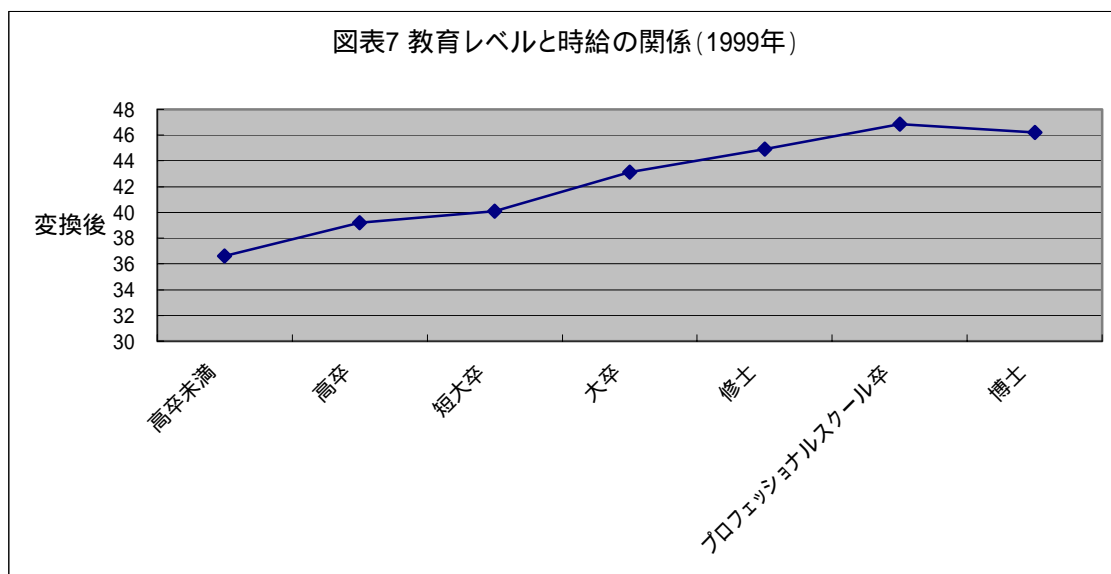
各教育レベルグループ毎に、中央値（50 分位）の時給を比較すると、**図表 1 - 6** に示されるように、教育レベルがあがるほど賃金が上昇していることがわかる。

図表 1 - 6 教育レベル別の時給の中央値

	高卒未満	高卒	短大卒	大卒	修士	プロフェッショナルスクール卒	博士
1997	\$6.03	\$9.45	\$11.35	\$14.84	\$18.57	\$23.64	\$23.46
1999	\$6.56	\$9.50	\$12.14	\$15.44	\$19.85	\$23.85	\$24.26
変化率	8.7%	0.5%	7.0%	4.0%	6.9%	0.9%	3.4%

次に、1999 年のデータをもとに、ALSOS（尺度の最適変換を伴う回帰分析、alternating least square algorithm）による尺度の最適化変換を行い、教育レベルを、目的変数である時給との重相関を最大化するように最適化変換を行った。投入した統制変数は、年齢、性別、そして、雇用形態である。**図表 1 - 7** に示されるように、これらの 3 つの変数の統制を行った上でも、教育レベルにより賃金の格差が存在している。ただし、ここでは、プロフェッショナルスクール卒と博士の学位を持つグループの時給が逆転している⁸。

⁸ しかし、この 2 つのグループの時給の差異は年によって異なる。1997 年のデータで同様に ALSOS により変換を行うと、博士号取得者の方が、プロフェッショナルスクール卒より若干時給が高くなっている。



各教育レベルにおける賃金の分散度

このような各教育レベルごとの賃金のレベルとその分散の状況をさらに詳しく見るために、1999年のデータをもとに、**図表1-8**の箱ひげ図を作成した。箱の中央の線が、時給の中央値(50分位)、箱の上は時給の75分位、下は25分位を示している。また、ひげの一番上は、75分位の時給に、75分位と25分位の時給の差(この差のことを4分位偏差と言う)に1.5倍をかけたものを加えた数値、ひげの一番下は、25分位の時給から、75分位と25分位の時給の差に1.5倍をかけたものを引いた数値となっている。ただし、実際の賃金の分布がこれより少ない場合は、ひげの一番上と下の値は、実際の数値となる。

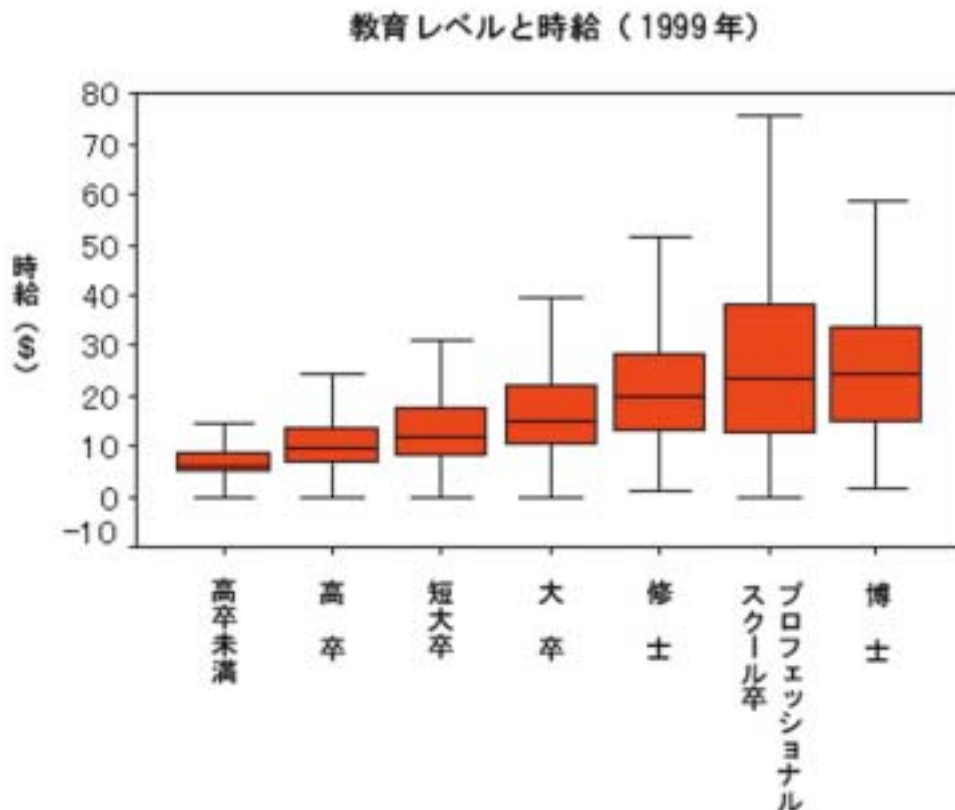
この箱ひげ図を見ると、中央値は、上記の比較表にもあるように、学歴が高くなるほど高くなっている。一方各学歴ごとの賃金の分散においても、学歴があがるにつれ、箱の長さもひげの長さも長くなっており、分散が大きくなっていることがわかる。一番教育レベルが低い高卒以下では、中央値が低いだけでなくばらつきも非常に少なくなっている。また、この箱ひげ図では、ひげの外に位置している数字である外れ値を取り除いてあるため示されていないが、高卒をはじめ他の教育レベルで数多く見られた外れ値が高卒未満では全く見られなかった。高卒未満の労働者は例外なく低賃金の状態に置かれていることがわかる。

米国では、教育レベルによって就ける職業の範囲は大きく異なる。米国労働統計局が出版している職業別ハンドブックでも明らかのように⁹、米国では各職業ごとに求められるスキルや教育水準が明確に示されており、ホワイトカラー職の多くにおいては高卒以上の学位が期待されている。よって、高卒以下であると、職の選択がかなり限られる可能性があり、この箱ひげ図はそのような現状をくっきり映し出している。

⁹ Occupational Outlook Handbook, 2002-03 Edition (<http://www.bls.gov/>)

高学歴になるにつれ、中央値の上昇と共に分散も大きくなっていくが、プロフェッショナルスクールと博士の学位のグループの賃金においては、逆にプロフェッショナルスクール卒のほうが、より賃金のばらつきが大きい。特に 50 分位の賃金より上におけるばらつきが際立っている¹⁰。

図表 1 - 8 教育レベル別の時給の箱ひげ図



プロフェッショナルスクールの学位と賃金

このような、プロフェッショナルスクールの学位と博士号を持つ人々の賃金の関係を理解するために、ここでは、プロフェッショナルスクールや博士号取得者を含む大学以上の各学位の中身と卒業後の進路について、より詳しく検討する。

まず、大学を卒業して得られる学位である学士号は、主として、Bachelor of Arts や Bachelor of Science である。そして修士号は、Master of Arts、Master of Science、Master of Engineering、Master of Education、Master of Education、Master of Social Work そして Master of Business Administration (通称 MBA) などを含んでいる。ビジネススクールを卒業して得られる MBA は、最近日本でも、高収入を得る職につくための有効な学位として注目を

¹⁰ このような分布を裾野が広い分布 (heavy tailed) という。

集めており、ビジネススクールは米国ではプロフェッショナルスクールの一つとして考えられている。しかし、この CPS においては、MBA は、プロフェッショナルスクールの学位ではなくて修士の学位に含まれている。

プロフェッショナルスクールの学位としてあげられているのは、MD(Doctor of Medicine、メディカルスクール卒の学生に授与される学位)、DDS (Doctor of Dental Surgery、歯科医となるための学位)、DVM (Doctor of Veterinary Medicine、獣医となるための学位)、JD (3年間プログラムのロースクール卒の学生に授与される学位) など、医学、法律関係の学位が主となっている。そのため、これらの学位を持つ卒業生は、医者や弁護士などの進路に進むことが多い。図表 1 - 9 は、1999 年における教育グループ毎の職業分布を示した表であるが、プロフェッショナルスクール卒業者は、そのうち、30.5%が医療関係の職に、32.2%が弁護士・判事の職についている。

一方、博士の学位は、PhD (Doctor of Philosophy) や EdD (Doctor of Education) などの学位を意味しているが、博士号の保持者は、医療関係は 17.2%、弁護士・判事は 7.3%で、それぞれプロフェッショナルスクール卒業者の割合より低くなっている。博士号を持つ人々の間で最も比率が高いのは教職である。26.0%の人々が教職についており、プロフェッショナルスクール卒の 3.1%よりはるかに高くなっている。これらの職業の時給の中央値を比較すると、医療関係が \$ 27.85、弁護士・判事は \$ 25.20、そして教職が \$ 14.12 となっている。

このように、プロフェッショナルスクール卒の人々は、高い報酬が得られる職である医療・法律関係の職についている人々の割合が多くなっているため、時給においては 50 分位以上の上位の部分の分散がより大きくなっているのである。

図表 1 - 9 主要なホワイトカラー職業別内訳(1999年)

主要なホワイトカラー職業	時給 (中央値)	各教育レベル就業人口の職業別内訳			
		大卒	修士号 取得	プロフェッショナル スクール卒	博士号 取得
1. Officials & Administrators, Public Admin.	\$15.70	1.1%	1.7%	0.5%	0.5%
2. Other Executive, Admin. & Managerial	\$15.88	17.9%	20.1%	8.6%	11.4%
3. Management Related Occupations	\$15.43	8.5%	5.8%	1.5%	2.7%
4. Engineers	\$20.98	4.3%	5.5%	0.6%	4.0%
5. Mathematical And Computer Scientists	\$21.17	3.5%	3.5%	0.3%	2.2%
6. Natural Scientists	\$22.05	1.0%	1.6%	1.0%	9.2%
7. Health Diagnosing Occupations	\$27.85	0.1%	0.3%	30.5%	17.2%
8. Health Assessment And Treatment Occupations	\$17.99	5.0%	4.6%	4.1%	1.5%
9. Teachers, College And University	\$14.12	0.9%	3.9%	3.1%	26.0%
10. Teachers, Except College And University	\$14.11	10.7%	21.0%	2.2%	2.1%
11. Lawyers And Judges	\$25.20	0.2%	0.3%	32.2%	7.3%
12. Other Professional Specialty Occupations	\$13.30	7.6%	13.4%	5.1%	10.3%
13. Health Technologists And Technicians	\$12.15	1.1%	0.3%	0.4%	0.0%
14. Engineering And Science Technicians	\$12.84	1.0%	0.4%	0.0%	0.1%
15. Technicians, Except Health, Engineering, And Science	\$15.44	2.2%	1.8%	0.7%	0.8%
16. Supervisors And Proprietors, Sales Occupations	\$10.58	4.4%	2.7%	1.0%	0.3%
17. Sales Reps, Finance And Business Services	\$16.05	4.5%	2.6%	1.0%	0.3%
18. Sales Reps, Commodities, Except Retail	\$16.17	2.2%	1.1%	0.3%	0.0%
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	\$6.42	2.5%	1.3%	0.7%	0.6%
20. Sales Related Occupations	\$6.88	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
21. Supervisors, Administrative Support	\$14.11	0.6%	0.4%	0.1%	0.0%
22. Computer Equipment Operators	\$10.73	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%
23. Secretaries, Stenographers, And Typists	\$9.67	1.5%	0.7%	0.3%	0.1%
24. Financial Records Processing	\$9.89	1.0%	0.4%	0.3%	0.4%
25. Mail And Message Distribution	\$12.38	0.5%	0.1%	0.1%	0.0%
26. Other Admin. Support, Including Clerical	\$9.17	5.9%	2.2%	1.2%	1.1%

同じ教育レベルにおける賃金格差

次に、同じ教育レベルのグループの内での賃金格差を比較する。学士、修士、プロフェッショナルスクール、博士の学位を持つグループの1997年と1999年の実質時給の(1)10分位、25分位、50分位、75分位、90分位、及び、(2)90分位と10分位、90分位と50分位、50分位と10分位の比率は、**図表1-10-16**で示されている。

10分位から90分位の実質時給は、前述のように全就労人口で見ると、1997年と比べて1999年ではすべて上昇していた。しかし、各教育レベルのグループ内では若干ばらつきが見られる。高卒未満のグループの時給上位層、および、修士号取得者以上の高学歴グループの時給下位層は、むしろ実質時給が低下している。その一方、修士号取得者およびプロフェッショナルスクール卒業者の所得上位グループでは、15-20%程度の大幅な時給の伸びを示している。

また、90分位と10分位、および50分位と10分位の時給の比率では、全就労人口では1999年の比率は1997年より縮小しているが、教育レベル別に見ると異なった結果が出ている。高卒未満から大卒までのグループでは、1999年の90分位と10分位、および50分位と10分位の時給の比率は、97年と比べて縮小しているが、修士号取得者以上の高学歴グループでは、その比率が逆に拡大している。これは、これらの高学歴層において、この時期、(1)所得の最上位層である90分位の労働者の賃金が前述のように大きく上昇した、また、(2)50分位の賃金も90分位の賃金の変化率よりは少ないが上昇したが、その一方、(3)10分位の賃金は低下したためである。

図表1-10 高卒未満グループ内の実質時給の格差

	n	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
1997	4,171,784	\$4.25	\$4.73	\$6.03	\$9.24	\$14.18
1999	4,133,390	\$4.72	\$5.27	\$6.56	\$9.17	\$13.23
変化率		11.0%	11.6%	8.7%	-0.7%	-6.7%
		90/10		90/50		50/10
1997		3.33		2.35		1.42
1999		2.80		2.02		1.39

図表 1 - 11 高卒グループ内の実質時給の格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	17,450,157	\$4.87	\$6.62	\$9.45	\$13.71	\$19.24
1999	17,866,169	\$5.27	\$6.88	\$9.50	\$13.76	\$20.18
変化率	8.3%	4.0%	0.5%	0.4%	4.9%	8.3%
	90/10		90/50		50/10	
1997	3.95		2.04		1.94	
1999	3.83		2.12		1.80	

図表 1 - 12 短大卒グループ内の実質時給の格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	2,813,648	\$5.67	\$7.85	\$11.35	\$17.02	\$22.73
1999	2,949,443	\$5.96	\$8.47	\$12.14	\$17.64	\$23.52
変化率		5.1%	7.9%	7.0%	3.7%	3.5%
	90/10		90/50		50/10	
1997	4.01		2.00		2.00	
1999	3.94		1.94		2.04	

図表 1 - 13 大学卒グループ内の実質時給の格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	6,105,799	\$6.71	\$9.85	\$14.84	\$21.82	\$30.00
1999	6,520,326	\$7.20	\$10.55	\$15.44	\$22.08	\$32.07
変化率	7.3%	7.1%	4.0%	1.2%	6.9%	7.3%
	90/10		90/50		50/10	
1997	4.47		2.02		2.21	
1999	4.45		2.08		2.14	

図表 1 - 14 修士号取得者グループ内の実質時給の格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	1,978,715	\$8.98	\$12.78	\$18.57	\$24.65	\$32.77
1999	2,244,788	\$8.62	\$13.23	\$19.85	\$28.55	\$37.49
変化率		-4.0%	3.6%	6.9%	15.8%	14.4%
	90/10		90/50		50/10	
1997	3.65		1.77		2.07	
1999	4.35		1.89		2.30	

図表 1 - 15 プロフェッショナルスクール卒グループ内の実質時給の格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	711,309	\$7.56	\$13.09	\$23.64	\$31.17	\$40.40
1999	778,312	\$7.06	\$12.81	\$23.85	\$38.49	\$49.00
変化率		-6.7%	-2.2%	0.9%	23.5%	21.3%
		90/10		90/50		50/10
1997		5.34		1.71		3.13
1999		6.94		2.05		3.38

図表 1 - 16 博士号取得者グループ内の実質時給の格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	483,505	\$9.45	\$15.91	\$23.46	\$32.15	\$45.45
1999	511,765	\$9.17	\$15.14	\$24.26	\$33.52	\$45.87
変化率		-3.0%	-4.9%	3.4%	4.3%	0.9%
		90/10		90/50		50/10
1997		4.81		1.94		2.48
1999		5.00		1.89		2.64

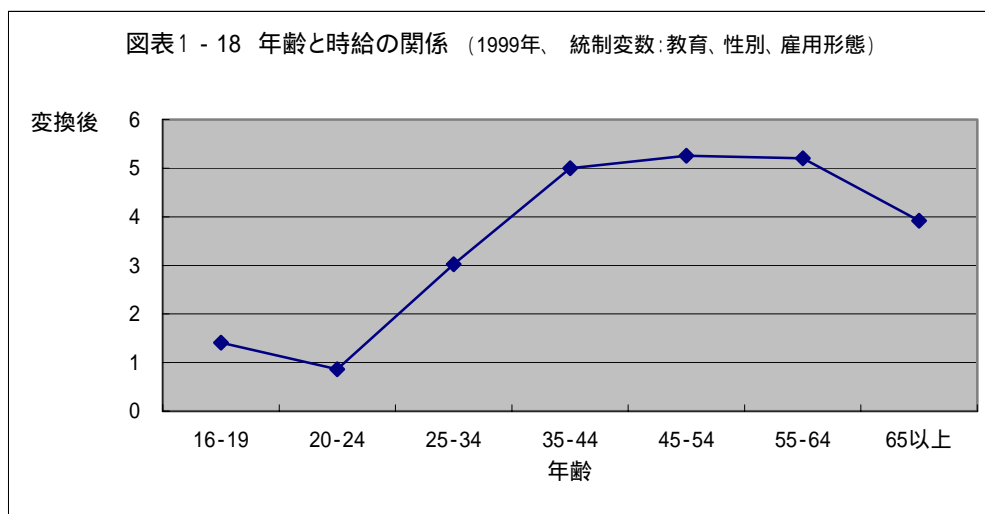
(3) 年齢と賃金格差

次に、年齢による賃金格差を分析する。図表 1 - 17 は、1999 年と 1997 年の労働統計局の調査に基づいて各年齢ごとの時給の中央値を出したものである。この図から、45-54 歳のグループまで賃金が上昇し、55 - 64 歳のグループから下降していることがわかる。その理由は、次のように考えられる。米国では社会保障制度に基づく年金の受給開始が 62 歳となっており、労働者の平均退職年齢が男女ともその受給開始年齢と同じく 62 歳頃となっているため、賃金のピークがその前の年齢グループにきているということである。米国には日本企業と同様な年功序列による昇進のシステムはないが、仕事の経験年数の長さは賃金にプラスの影響を与えており、それが年齢に伴う賃金の上昇の一因となっている。

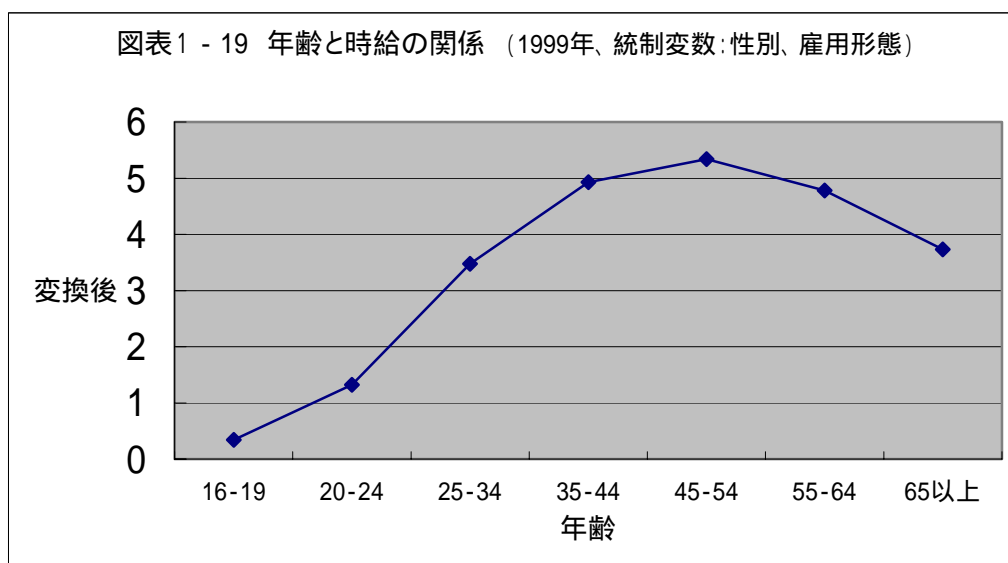
図表 1 - 17 年齢グループ別の時給の中央値

年齢	16-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65 以上
1997	\$4.96	\$7.05	\$9.93	\$12.27	\$12.99	\$11.35	\$7.68
1999	\$5.50	\$7.34	\$10.73	\$12.35	\$13.23	\$12.33	\$8.71
変化率	10.9%	4.2%	8.1%	0.6%	1.9%	8.7%	13.4%

次に、1999年の時給データを使用し、ALSOS（尺度の最適変換を伴う回帰分析、alternating least square algorism）による尺度の最適化変換を行い、年齢を、目的変数である時給との重相関を最大化するように最適化変換を行った。投入した統制変数は教育レベル、性別、雇用形態である。**図表1 - 18**で示されるように、これらの変数を統制した上でも、年齢による賃金の格差が存在している。しかし、中央値とは異なり、下記のグラフで示されるように、20 - 24歳で一旦賃金が低下している。そして、その後45 - 54歳まで年齢が上昇するに応じて給与が上昇している。



次に、制御する変数から教育を取り除いてあらためてグラフを書くと、**図表1 - 19**に示されるように、20 - 24歳での賃金の低下は生じない。



ここで、24歳以下のグループについて検討する。この世代の就労人口では、高卒で働いている労働者と短大または大学に在学しながら働いている労働者が混在している。24歳以下のグループと25歳以上のグループを比較すると、**図表1-20**で示すように、パートタイムの比率が著しく高くなっている。

図表1-20 年齢グループ別のパートタイム・フルタイムの構成比

	24歳以下			25歳以上		
	パートタイム	フルタイム	合計	パートタイム	フルタイム	合計
高卒以下	42.6%	57.4%	100.0%	12.5%	87.5%	100.0%
高卒より上の 教育レベル	44.2%	55.8%	100.0%	16.7%	83.3%	100.0%
合計	43.5%	56.5%	100.0%	14.3%	85.8%	100.0%

次に、24歳以下のグループと25歳以上のグループで回帰分析を行う。**図表1-21**と**1-22**で示されるように、従属変数を実質時給、そして、独立変数として、まず、性別、年齢、教育を投入する。性別は、男性と比較した形で女性をダミー変数として投入する。教育は、年齢と同様な線形モデルを想定し、CPSのコードブックに沿って投入する¹¹。次に、就業形態を、パートタイムと比較した形でフルタイムをダミー変数として、高卒以下のグループを、それ以外の教育レベルと比較したダミー変数として、投入する¹²。そして、高卒以下かつフルタイムという交互作用項を独立変数を、それ以外と比較する形のダミー変数として投入する¹³。24歳以下の回帰分析の R^2 は0.120、25歳以上の R^2 は0.152である。

この分析の結果、24歳以下では、有意水準0.2%で高卒以下の低い学歴であるほうがより高い給与を得ていることが示された。一方で25歳以上では、高卒以下および交互作用項が有意になっていない。つまり24歳未満のグループで見られた学歴と賃金の逆転現象がここでは起きていないことが示唆されている。

¹¹ 例えば、高卒は39、大学在学は40、短大卒は41、という形で投入する。

¹² 既に投入している教育の従属変数と重なるが、サンプル数が大きいため影響は少ないと思われる。

¹³ この回帰分析の結果が示すように、パートタイムでは、高卒以下とそれ以外のより教育レベルの高いグループの間の賃金が逆転している。つまり、「大学・短大在学中でパートタイムである」という変数が賃金に与える影響が大きいためと思われるので、「高卒以下でフルタイム」という従属変数もここで導入している。

図表 1 - 21 24 歳以下のグループ

	非標準化係数 B	標準誤差	p
定数	-16.261	2.610	0.000
女性	-0.522	0.200	0.009
年齢	0.362	0.050	0.000
教育	0.389	0.061	0.000
フルタイム	1.289	0.329	0.000
高卒以下	1.001	0.328	0.002
高卒以下でフルタイム (交互作用)	-0.961	0.420	0.022
R ²	0.120		
N	4,581,185		

図表 1 - 22 25 歳以上のグループ

	非標準化係数 B	標準誤差	p
定数	-43.485	2.439	0.000
女性	0.096	0.191	0.000
年齢	1.346	0.009	0.000
教育	1.002	0.057	0.000
フルタイム	-0.003	0.590	0.090
高卒以下	-0.297	0.748	0.997
高卒以下でフルタイム (交互作用)	-3.610	0.741	0.689
R ²	0.152		
n	29,119,776		

また、以上の回帰分析から、高卒以下とそれより上のグループの、就業形態別の実質時給を計算すると、**図表 1 - 23** が示すように、高卒より教育レベルが上であるグループでは、パートタイムの実質時給が、高卒以下の労働者より低くなる、という逆転現象が起きている。24 歳以下では、大学に在学しながら学生のままパートタイムで働いている労働者が多いが、この層の賃金がかなり低くなっていると推測される。このため、前述の ALSOS のグラフで、20 - 24 歳で逆転現象が起こったともと思われる。

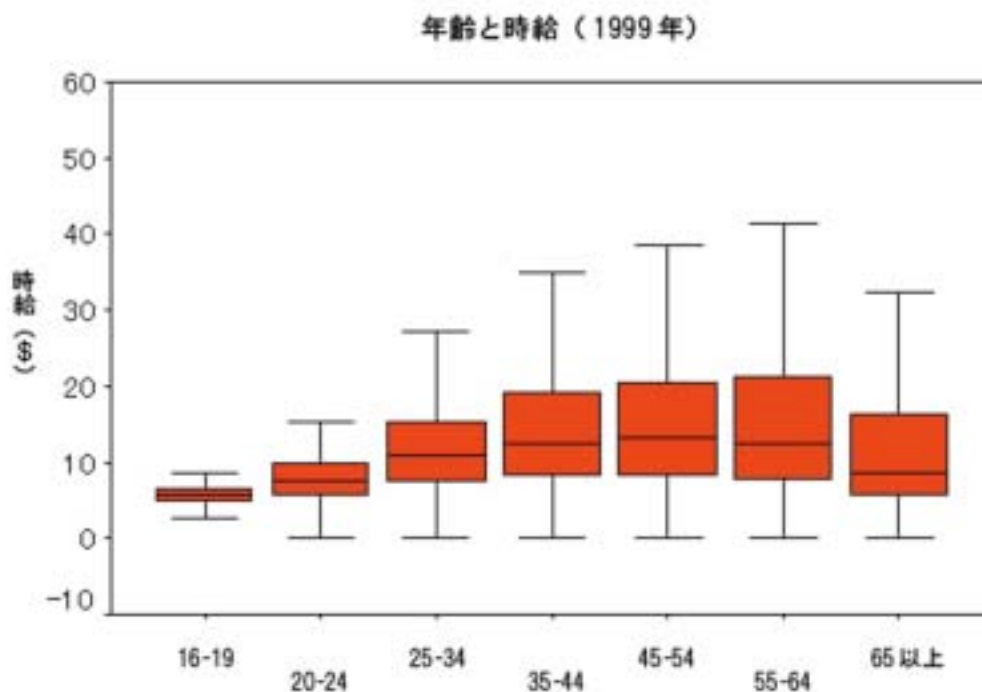
図表 1 - 23 年齢グループ別・就業形態別の実質賃金の予測値

	24 歳以下		25 歳以上	
	パートタイム	フルタイム	パートタイム	フルタイム
高卒以下	\$7.34	\$7.67	\$7.78	\$8.48
高卒より上の教育レベル	\$6.73	\$8.02	\$9.13	\$10.13

年齢による賃金の分散度

次に、各年齢グループごとの賃金の分散の差異を見るために、図表 1 - 24 の箱ひげ図を作成した。45 - 54 歳までは、年齢があがるごとに分散も大きくなっていることがわかる。ただし、すべての教育レベルで同様な分散を示しているわけではない。各教育レベルごとに図表 24 と同様な箱ひげ図を作成すると、一般に教育レベルが高くなるほど各年齢グループにおける分散が高くなっていることがわかる。しかし、高卒未満のグループに関しては、年齢が高くなっても賃金の上昇はあまり見られず分散も極めて少なくなっている。

図表 1 - 24 年齢別の時給の分散（1999 年）



3 . 非正規雇用と賃金格差

次に、非正規雇用に焦点をあてて、雇用形態と賃金の関係を分析する。

(1) 非正規雇用への動向

米国では、1980年代以降、雇用形態に大きな変化がおり、従来の安定的な雇用形態に変わってより不安定な非正規雇用の職が増え、労使双方において互いへのコミットメントが減少してきたと考えられている¹⁴。そのような雇用形態を総称して、1980年代半ばごろから、コンティンジェント・ワーク、コンティンジェント・エンプロイメントという言葉が使用されるようになった¹⁵。しかし、当初はあまり明確な定義はなされておらず、コンティンジェント労働者の正確な人数を把握するのは困難であった。

このような中、Richard Belous は、1989年に発表した論文で、人材派遣会社派遣社員、パートタイム労働者、自営業者、ビジネスサービス部門の労働者を、コンティンジェント労働者としてとらえ、1980年から87年の期間では、(1)コンティンジェント労働者が全就業人口に占める割合は、24%から29%であった、(2)この期間のコンティンジェント労働者の増加率は17%から23%の間であった、と推測した¹⁶。このBelousの計算方法に関しては、二重計算の存在などいろいろな批判も寄せられたが、この後1995年に労働統計局がコンティンジェントおよび代替労働に関する調査を初めて実施するまでは、彼のコンティンジェント労働者の定義や数字は、多くの研究者によってしばしば引用されることになった¹⁷。

コンティンジェント労働者の中でもしばしば注目されるのはパートタイム労働者である。パートタイム職の増加により賃金が低下し、より不安定な雇用関係になる、という趣旨の記事がメディアにもしばしば取り上げられていた¹⁸。確かにパートタイムの賃金はフルタイムに比べると低くなっており、**図表1 - 25**に見るように、パートタイム労働者の時給はフルタイム労働者の6割弱にすぎない。

図表1 - 25 パートタイム労働者とフルタイム労働者の時給の比較

	パートタイムの時給の中央値 (A)	フルタイムの時給の中央値 (B)	A/B
1997年	\$6.57	\$11.35	57.9%
1999年	\$6.88	\$11.63	59.2%

¹⁴ Anne E. Polivka & Thomas Nardone, "On the Definition of 'Contingent Work'," *Monthly Labor Review*, December 1989, p. 9.

¹⁵ Polivka & Nardone, "On the Definition of 'Contingent Work'," pp. 9-10によれば、contingent employment arrangementという言葉は、Audrey Freedmanが1985年に雇用保証に関するコンファレンスで使用したのが最初であるとされている。

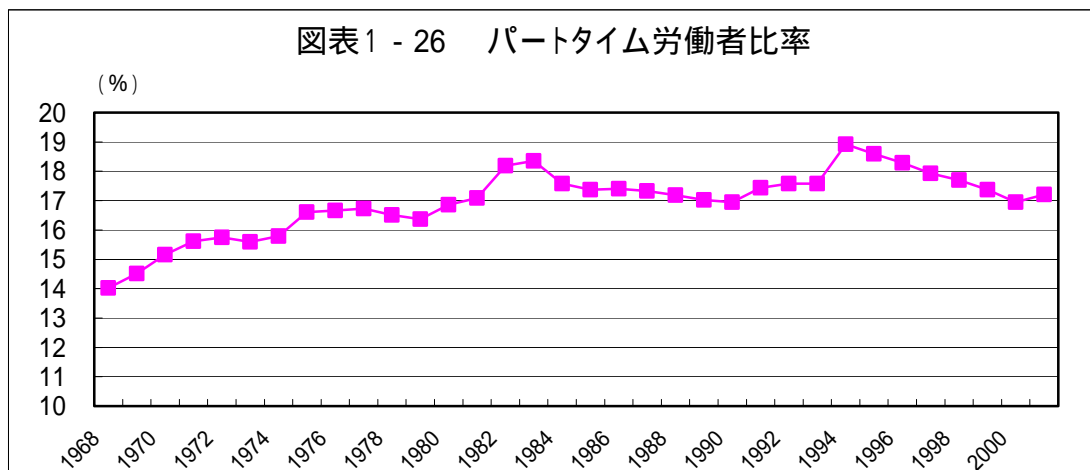
¹⁶ Richard S. Belous, "How Human Resource Systems Adjust to the Shift toward Contingent Workers," *Monthly Labor Review*, March 1989, pp. 7-12.

¹⁷ Polivka & Nardone, "On the Definition of 'Contingent Work'," p. 13; Peter Cappelli et al., *Change at Work*, New York/ Oxford: Oxford University Press, 1997, p. 139.

¹⁸ The New York Times, *The Downsizing of America*, New York: Times Books, 1996, p.18.

パートタイムとフルタイムの賃金格差については様々な分析がなされているが、このような賃金格差は、パートタイムとフルタイムという雇用形態の差によるものではなくて、職種の違いに起因するとする説がある。労働市場を、高い給与と福利厚生が期待できる市場と低い給与と福利厚生（ベンチマーク）がほとんど期待できない市場の2つに分け、パートタイム労働者は後者の市場に多いため給与が低いという二重労働市場（Dual Labor Markets）説がそれにあたる。しかし、Michael K. Lettau は、このような二重労働市場説に対して、同一企業で同一職種のパートタイム労働者とフルタイム労働者の賃金を比較を行い、企業や職種が同じであっても、パートタイム労働者の給与はフルタイム労働者より低くなっており、福利厚生費を加えるとさらにその賃金格差が拡大する、という結果を得ている¹⁹。

パートタイム職に従事している労働者の数の推移を見ると、**図表1 - 26**に示されるように、就業人口全体に対するパートタイム労働者の比率は、80年代および90年代の20年間は、17%から18%の間で安定的に推移して大きな変化は見られないため、パートタイム職がフルタイム職にとって変わっていった、という指摘はふさわしくない²⁰。また、後述するように、パートタイム労働者といってもその内容は様々であり、雇用主と安定的、継続的な関係を築いている労働者も多いため、パートタイム労働者の推移だけでコンティンジェント労働者の増減を推測することは適切ではない。



出処：米国労働統計局（<http://www.bls.gov>）²¹

¹⁹ Michael K. Lettau, “Compensation in Part-Time Jobs versus Full-Time Jobs: What if the Job is the Same?” *BLS Working Paper*, 260 (December 1994), p. 29.

²⁰ ただし、1993年に調査方法の変更があったため、94年とそれ以前の数値はそのまま比較することはできない。

²¹ ただし、労働統計局では1960年代および1970年代の数値はウェブサイトでは公表していない。この図表で使用されたこの期間の数値は、労働統計局のエコノミストより直接入手したものである。

非正規雇用の労働者に対する注目が高まるにつれ、その定義を確立した上で正確な状態を把握すべきだという要求が強まった。それに答えて、米国労働統計局は1995年に、非正規雇用の実態を把握するために、「コンティンジェントおよび代替労働に関する調査」を実施した。これ以後2年に1回の頻度で調査を行っている。労働統計局は、この調査で、(1)就業形態により正規雇用労働者と区別する代替的就業形態労働者と、(2)雇用契約の継続性により正規雇用労働者と区別するコンティンジェント労働者(雇用期間が長期にわたらない労働者)という定義を行った。(1)の代替的就業労働者は、さらに4つのカテゴリーに分けられ、独立契約者(独立コンサルタント、フリーランス等)、オンコール労働者(必要な時にのみ呼び出されて働く労働者)、派遣労働者(人材派遣会社より派遣されている労働者)、請負企業労働者(他社と契約を結びサービスやその従業員を提供している企業に働く労働者)となっている。これ以後、非正規雇用労働に関する研究の多くは、この労働統計局の調査に依拠して行われるようになった。

図表1-27は、1995年から2001年までの非正規雇用労働者の推移を示しているが、この期間に限って言えば、非正規雇用労働者の割合は増えるどころかむしろ若干の低下傾向となっている。前述のように、95年から2001年は、景気拡大を反映して、労働市場も好調であり労働者に対する需要が高く、雇用主が優秀な労働者をとどめておくのに苦労した時期でもある。いずれにしろ、米国では非正規雇用労働者が増加し、正規雇用労働者が非正規雇用労働者に置き換えられていく趨勢にあるという見方は、少なくとも調査が始まった1995年以降は正しくない。

図表1-27 非正規雇用労働者数の推移(全就業人口に占める割合)

	1995	1997	1999	2001
代替的就業形態労働者				
独立契約者	6.7%	6.7%	6.3%	6.4%
オンコール労働者	1.7%	1.6%	1.5%	1.6%
派遣労働者	1.0%	1.0%	0.9%	0.9%
請負企業労働者	0.5%	0.6%	1.6%	0.5%
コンティンジェント労働者*	4.9%	4.4%	4.3%	4.0%

出処：米国労働統計局 (<http://www.bls.gov>)

*最も広義な定義による。

非正規雇用労働者が上昇したと思われる1980年代に関しては、正確な統計がなく、本格的な調査が行われるようになった1995年以降はむしろ非正規雇用の割合が低下するという皮肉な結果になっている。しかし、それにもかかわらず、非正規雇用は、労働者と企業の間において生じた根本的な変化を示すものであるとして、その動向を重視し

ている研究者が多い。それは、非正規雇用に関連して、2つの重要な問題が指摘されているからである。一つは、企業が非正規雇用の形態を採用したことで雇用保証が低下したという点、もう一つは、非正規雇用の労働者の給与は一般に正規雇用の給与よりも低いため、非正規雇用は賃金格差の拡大を促進したという点である。以下、この2つの問題、雇用保証の低下と賃金格差の拡大について検討する。

(2) 非正規雇用と雇用保証

雇用保証の低下に関しては、労働統計局のエコノミストである Anne Polivka と Upjohn Institute のエコノミストである Susan N. Houseman が共同で興味深い研究を行っている。2人は、柔軟な雇用形態 (Flexible Staffing Arrangements) により雇用保証が低下したか否かを労働統計局による 1995 年の CPS、および、Upjohn Institute が 1996 年に実施した調査をもとに分析した²²。前者は、各世帯に対する調査であり、後者は事業所を対象にした調査であるため、これにより労働者と雇用主の両方から見た、非正規雇用の実態が明らかになっている。

CPS のデータの分析からは、フルタイムの正規雇用の労働者と比べて、派遣労働者、オンコール労働者、請負企業労働者、一時雇用労働者 (雇用期間が長期ではなく一時的な労働者)、パートタイム労働者である非正規雇用労働者は、雇用主が変わったり、失業したりする可能性がより高くなっている、との結果を得ている。しかし、非正規雇用労働者の中でも、独立契約者は、失業する可能性については逆に正規雇用労働者より低くなっており、他の非正規雇用労働者と異なっていることがわかった。

一方、1996年に550の事業所を対象に実施された Upjohn Institute の調査では、雇用主が派遣社員などの非正規雇用労働者を雇う場合は、**図表 1 - 28**にあるように、正社員を雇うまでの空席をうめる、病欠や休暇中の正社員の空席をうめる、予想外に仕事が増えた際の手助けを提供する、などの、期間が限定された一時的な職を充足することが主要な理由として挙げられている。正規雇用の労働者の候補者としてスクリーニングを理由に挙げている企業は、派遣労働者については回答者の 21.3%となっており、その次はパートタイム労働者の 14.7%と、比較的少ない。

²² Susan N. Houseman & Anne E. Polivka, "The Implication of Flexible Staffing Arrangements for Job Security," *BLS Working Paper*, 317 (June 1998); Susan N. Houseman, *Temporary, Part-time, and Contract Employment in the United States; A Report on the W.E. Upjohn Institute's Employer Survey on Flexible Staffing Policies*, November 1996, revised June 1997.

図表 1 - 28 フレキシブルな雇用形態とその採用理由

フレキシブルな雇用形態を採用する理由	派遣労働者	短期労働者	パートタイム労働者	オンコール労働者
サンプル数	253	210	394	150
スタッフレベルに関する理由				
正社員を雇うまでの空席をうめる	46.6%	20.5%	-	26.0%
病欠、休暇（治療等のための長期休暇も含む）中の正社員の空席をうめる	47.0%	30.0%	-	69.3%
季節的な需要	28.1%	54.8%	62.4%	29.3%
ピーク時の手助けを提供する	14.2%	-	-	37.3%
予想外に仕事が増えた際の手助けを提供する	52.2%	31.0%	-	50.7%
特別なプロジェクト	36.0%	37.6%	20.8%	26.0%
正社員でカバーされない時間の手助けを提供する	-	-	48.7%	-
その他の理由				
正社員採用のための候補者のスクリーニング	21.3%	9.0%	14.7%	8.0%
賃金、福利厚生を削減する	11.5%	8.1%	21.3%	6.0%
リストラクチャリングや合併の際に必要な手助けを提供する	7.5%	6.2%	-	6.0%
派遣労働者で1年以上のポジションをうめる	5.1%	-	-	-
トレーニングコストの削減	5.1%	-	-	-
特別な専門知識	10.3%	15.7%	-	16.0%
パートタイムで働くという従業員の希望を満たす	-	-	54.1%	-
適切なフルタイムの人材が見つからない	-	-	11.4%	-

出処：Susan m. Houseman, Temporary, Part-time, and Contract Employment in the United States; A Report on the W.E. Upjohn Institute's Employer Survey on Flexible Staffing Policies, November 1996, revised June 1997.

また、同調査では、実際に正規雇用労働者としてその後採用したか否か、という質問も行っている。正社員としてしばしば採用していると答えたのは、図表 1 - 29 にあるように、9.0 - 14.7%の範囲、時々と答えたのは、26.7 - 39.6%の範囲となっている。

図表 1 - 29 正社員への登用

	サンプル数	しばしば	時々	めったにな い	1度もない	わからない
派遣社員	253	11.5%	31.3%	19.0%	36.8%	1.6%
短期労働者	210	9.0%	34.3%	17.1%	38.36%	1.0%
パートタイム労働者	394	14.7%	39.6%	16.0%	28.9%	0.8%
オンコール労働者	150	9.3%	26.7%	27.3%	32.7%	4.0%

出処：Susan M. Houseman, Temporary, Part-time, and Contract Employment in the United States; A Report on the W.E. Upjohn Institute's Employer Survey on Flexible Staffing Policies, November 1996, revised June 1997.

その一方で、Polivka と Houseman は、1997 年の CPS を分析した結果、正規雇用労働者を非正規雇用労働者に移行する雇用主が増えている、と述べている²³。この点に関しては、ウォートン・ビジネススクールのピーター・カッペリ教授も、同様な見解を示している。カッペリ教授は、一旦レイオフした正規雇用労働者を、レイオフ前と同じ仕事をさせるためにあらたに短期的な労働者として雇う企業があると指摘している。その例として、米国労働省の調査では短期的な労働者のうち 17%、現在働いている雇用主と以前は異なった雇用関係を持っていた、とされていること、また、全米経営協議会の調査によれば、人員削減を行った企業のうち 30% が解雇した正社員を呼び戻したが、それはしばしば契約ベースの雇用形態であった、としている²⁴。

以上から、非正規雇用労働者は、正規雇用労働者と比べて、一般にその雇用はより不安定であり雇用保証が低いことがわかった。ただし、すべての非正規雇用労働者が一様に雇用保証が低いわけではない。独立契約者は、むしろ正規雇用労働者より雇用保証が高くなっているのである。

(3) 非正規雇用と賃金格差

次に、非正規雇用と正規雇用との賃金格差を、1997 年と 1999 年の CPS を使って分析する。ここでは、雇用形態別に下記の 8 つのグループにわけて分析を行う。はじめの 4 つのグループである、独立契約者、オンコール労働者、派遣労働者、請負会社労働者に関しては、労働統計局の定義に従って分類している。労働統計局の CPS では、この 4 つ以外のグループは、従来の雇用契約に基づく労働者として一括して取り扱っている。しかし、これらの労働者は、その属性により、賃金、雇用保証の状況などが大きく異なるため、米国

²³ Susan N. Houseman and Anne E. Polivka, "The Implication of Flexible Staffing Arrangements for Job Security," *BLS Working Paper*, 317 (June 1998), p. 11.

²⁴ Cappelli, Peter, *The New Deal at Work*, Boston: Harvard Business School Press, 1999, p. 137.

研究者の研究の事例にならって²⁵、従来の雇用契約に基づく労働者のグループを、一時雇用労働者（企業に直接雇用されているがその雇用期間が一時的な労働者、パートタイムとフルタイム両方を含む）、自営業（パートタイムとフルタイム両方を含む）、パートタイム労働者（雇用期間は一時的ではない、企業に直接雇用されているパートタイム労働者）、フルタイム労働者（雇用期間が一時的ではないフルタイム労働者）の、計4つのグループにさらに分類した。その結果、労働者は下記の合計8つのグループに分けられることになる。

雇用形態による分類

1. 独立契約者
2. オンコール労働者
3. 派遣労働者
4. 請負会社労働者
5. 一時雇用労働者
6. 自営業者
7. パートタイム労働者
8. フルタイム労働者

1997年から2001年までの上記の8つグループの割合は**図表1 - 30**のようになっている。この中では、雇用期間が一時的ではなくフルタイムで働くフルタイム労働者が、われわれが正規雇用労働者として一般に思い描くグループであるが、多様な雇用形態を持つといわれる米国でもこの正規雇用労働者のグループがいまだ7割程度を占めている。

図表1 - 30 就業形態別就労人口内訳

	独立契約者	オンコール労働者	派遣労働者	請負会社労働者	一時雇用労働者	自営業者	パートタイム労働者	フルタイム労働者
1997	6.7%	1.5%	1.0%	0.6%	3.0%	5.0%	13.5%	68.5%
1999	6.3%	1.5%	0.9%	0.6%	2.9%	4.7%	13.1%	69.9%
2001	6.4%	1.5%	0.9%	0.5%	2.6%	4.2%	13.2%	70.6%

雇用形態別賃金比較

各雇用形態グループ毎の給与の中央値を比較すると、**図表1 - 31**に示されるように、非正規雇用労働者の中でもそのタイプにより賃金は異なっている。パートタイム労働者、一

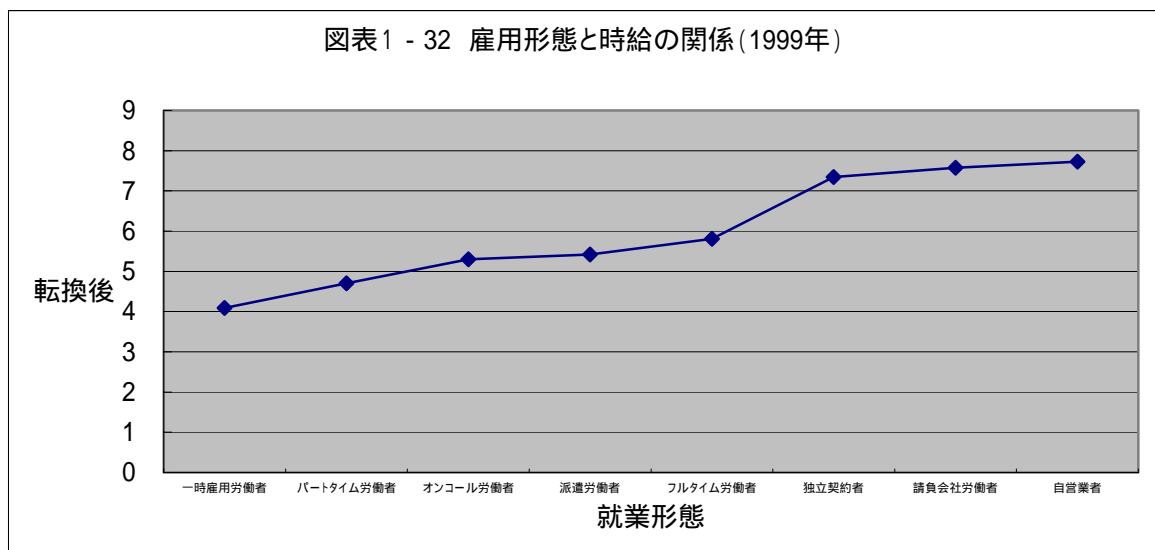
²⁵ Anne E. Polivka, Sharon R. Cohany, & Steven Hipple, "Definition, Composition, and Economic Consequences of the Nonstandard Workforce," Françoise Carre, Marianne A. Ferver, Lonnie Golden, & Stephen A. Hersenberg, eds., *Nonstandard Work*, Champaign, IL.: Industrial Relations Research Association, 2000, p. 42..

時雇用労働者、派遣労働者、オンコール労働者、自営業者はフルタイム労働者より賃金が低くなっている(ただし、自営業とフルタイム労働者の賃金格差はわずかである)。しかし、独立契約者、請負会社労働者は正規労働者より賃金が高くなっている。これは、正規雇用労働者と比べて、独立契約者や請負会社労働者では、より教育レベルの高い人々の割合が高いこと、また職業では、独立契約者では高賃金の管理職の割合が、そして、請負会社労働者でも高賃金の専門職の割合が、正規雇用労働者と比べて高くなっていることが、その理由となっている。

図表 1 - 31 就業形態別の時給の中央値

	独立契約者	オンコール労働者	派遣労働者	請負会社労働者	短期雇用労働者	自営業者	正規雇用パートタイム	正規雇用フルタイム
1997	\$9.45	\$7.49	\$7.09	\$16.36	\$7.80	\$10.61	\$6.15	\$11.36
1999	\$16.31	\$8.17	\$8.12	\$16.74	\$7.91	\$11.47	\$6.42	\$11.74
変化率	72.5%	9.2%	14.6%	2.3%	1.4%	8.1%	4.5%	3.3%

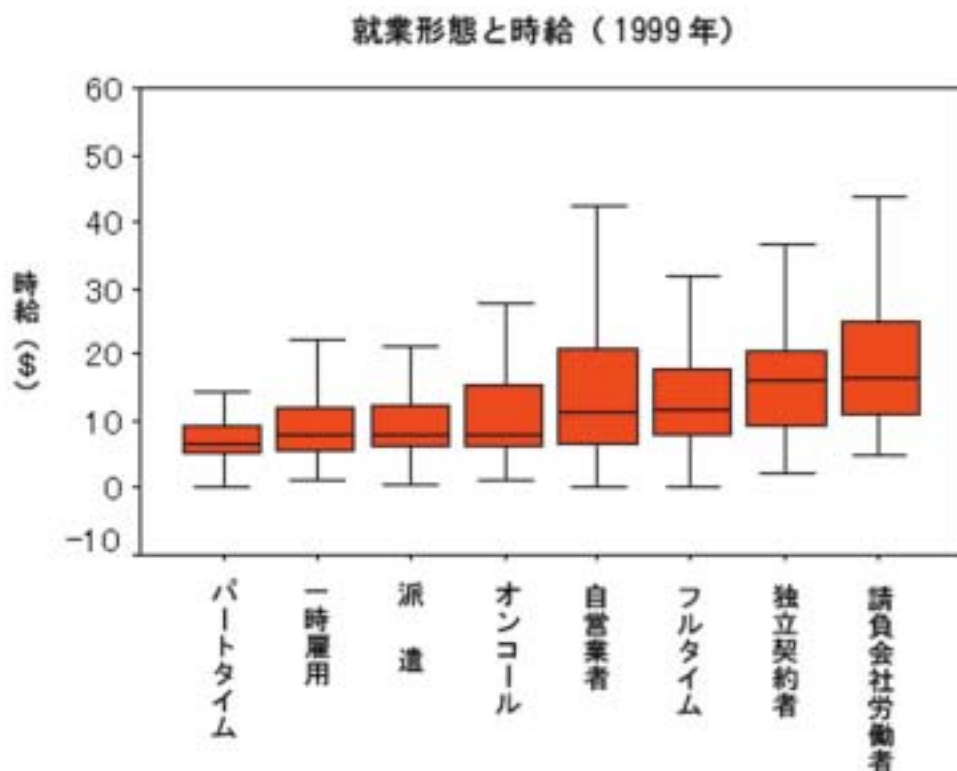
また、1999年の時給データを使用し、ALSOS(尺度の最適変換を伴う回帰分析、alternating least square algorithm)による尺度の最適化変換を行い、雇用形態を、目的変数である時給との重相関を最大化するように最適化変換を行った。投入した統制変数は年齢、性別、教育レベルである。図表 1 - 32 で示されるように、これらの変数を統制した上でも、雇用形態による賃金の格差が存在している。一時雇用労働者、パートタイム労働者、オンコール労働者、派遣労働者は、フルタイム労働者より時給が低く、逆に、独立契約者、請負会社労働者、そして自営業者は、正規雇用労働者より時給が高くなっている。



各就業形態グループにおける賃金の分散度

雇用形態グループごとの賃金のレベルとその分散の状況をさらに詳しく見るために、1999年のデータをもとに、**図表1-33**の箱ひげ図を作成した。ここでは右から時給（中央値）の多い順に並べている。正規雇用より時給が低いグループは分散が小さい一方、フルタイム労働者より賃金が高い請負会社労働者と独立契約者、そして正規雇用労働者とほぼ時給が等しい自営業は、その分散が大きくなっていることがわかる。

図表1-33 就業形態別の時給の分散度



同じ就業形態グループ内の賃金格差

次に、各就業形態グループの中での、1997年、1999年、2001年²⁶の実質時給の（1）10分位、25分位、50分位、75分位、90分位の比較、および、（2）90分位と10分位、90分位と50分位、50分位と10分位の比率の比較を行った結果、**図表1-34-41**を得た。これにより、実質時給は、この期間ほとんどすべてで上昇していることがわかった。また、90分位と10分位、90分位と50分位、50分位と10分位の比率においては、各就業形態に

²⁶ ただし、2001年のデータは非正規雇用の時給の分析のみ使用している。

よって異なるが、全体の7割を占めるフルタイム労働者では、前述の全就労人口の分析結果と同様、低所得層の第10分位の時給の上昇により、90分位と10分位と50分位と10分位の比率は縮小する一方、90分位と50分位の比率が拡大していることがわかった。

図表 1 - 34 独立契約者の賃金格差

	n	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
1997	278,929	\$4.40	\$6.62	\$9.45	\$18.18	\$30.30
1999	256,006	\$5.73	\$9.17	\$16.31	\$20.64	\$28.67
変化率		30.4%	38.6%	72.5%	13.5%	-5.4%
		90/10		90/50		50/10
1997		6.89		3.21		2.15
1999		5.00		1.76		2.84

図表 1 - 35 オンコール労働者の賃金格差

	n	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
1997	463,186	\$4.16	\$5.07	\$7.49	\$11.38	\$19.52
1999	470,533	\$4.82	\$5.96	\$8.17	\$15.29	\$22.93
変化率		15.8%	17.7%	9.2%	34.4%	17.5%
		90/10		90/50		50/10
1997		4.69		2.61		1.80
1999		4.76		2.81		1.70

図表 1 - 36 派遣労働者の賃金格差

	n	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
1997	339,918	\$5.20	\$5.72	\$7.09	\$9.45	\$16.63
1999	260,683	\$5.50	\$5.96	\$8.12	\$12.61	\$20.18
変化率		5.8%	4.2%	14.6%	33.4%	21.3%
		90/10		90/50		50/10
1997		3.20		2.35		1.36
1999		3.67		2.48		1.48
2001		4.17		2.59		1.61

図表 1 - 37 請負会社労働者の賃金格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	245,566	\$5.67	\$7.95	\$16.36	\$23.59	\$32.15
1999	171,660	\$6.42	\$10.94	\$16.74	\$25.09	\$29.58
変化率		13.2%	37.5%	2.3%	6.4%	-8.0%
		90/10		90/50		50/10
1997		5.67		1.96		2.88
1999		4.61		1.77		2.61

図表 1 - 38 一時雇用労働者の賃金格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	964,808	\$4.49	\$5.20	\$7.80	\$13.13	\$20.80
1999	876,930	\$4.72	\$5.50	\$7.91	\$12.32	\$22.04
変化率		5.2%	5.8%	1.4%	-6.2%	6.0%
		90/10		90/50		50/10
1997		4.63		2.67		1.74
1999		4.67		2.79		1.67

図表 1 - 39 自営業者の賃金格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	5,221,237	\$3.27	\$5.67	\$10.61	\$20.98	\$35.46
1999	5,641,184	\$3.53	\$6.30	\$11.47	\$21.17	\$37.49
変化率		7.8%	11.1%	8.1%	0.9%	5.7%
		90/10		90/50		50/10
1997		10.83		3.34		3.24
1999		10.62		3.27		3.25

図表 1 - 40 パートタイム労働者の賃金格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	4,237,489	\$4.49	\$4.82	\$6.15	\$8.98	\$14.18
1999	4,472,151	\$4.72	\$5.32	\$6.42	\$9.27	\$16.05
変化率		5.2%	10.3%	4.5%	3.1%	13.2%
		90/10		90/50		50/10
1997		3.16		2.31		1.37
1999		3.67		2.48		1.48

図表 1 - 41 フルタイム労働者の賃金格差

	n	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
1997	21,882,135	\$5.67	\$7.89	\$11.36	\$17.08	\$23.80
1999	22,705,503	\$6.27	\$8.26	\$11.74	\$17.64	\$25.32
変化率		10.5%	4.6%	3.3%	3.3%	6.4%
		90/10		90/50		50/10
1997		4.20		2.09		2.00
1999		4.04		2.16		1.87

賃金格差に関する回帰分析

次に回帰分析により、各就業形態の労働者とフルタイム労働者との間の賃金の比較を行う。図表 1 - 42 に示されているように、従属変数を、実質時給とする。従属変数の時給の分布は裾野が広く、通常の OLS による推定でははずれ値の影響を免れ得ないので、 $p=0.2$ のべき変換を行い、分布の対称化を図った。そして、独立変数を、雇用形態、年齢、性別、教育レベル、人種、結婚の有無、地域、職種、産業として、重回帰分析を行う。

年齢に関しては、前述の年齢と賃金の分析から、二次関数を描くことがわかったため、年齢と、年齢を二乗したものを両方説明変数として加える。よって、このモデルで年齢の影響度を見る場合は、年齢と年齢の二乗の係数を合計した数値で見ることになる。性別は男性と比較した形で、そして、教育レベルに関しては高卒と比較した形で、人種は白人と比較した形で、地域は北東部(North East)と比較する形で、それぞれダミー変数として投入する。CPS に示された 46 種類の職種および 22 種類の産業も変数として投入している（但し、図表には示していない）。

また、当 CPS は隔年毎に全国を対象に行われる国勢調査のような性格を持った調査であるため、調査対象の数、及び属性が年によって大きく変わらないと想定される。また、従属変数である時給も、実質ベースの数字を使用している。よって、各年の比較は、標準化係数ではなくて非標準化係数で行うこととする²⁷。また、有意水準は、すべての項目に関して 0.001 以下であり、このモデルは高度に有意であると言える²⁸。また、 R^2 は、1999 年、1997 年共に 0.353 であるので、このモデルの説明力は高いといえる。

この回帰分析によれば、両年とも、独立契約者、請負企業労働者は、フルタイム労働者より賃金が高いか、同じになっている。一方、それ以外の労働者、オンコール労働者、派

²⁷ Polivka et alii, "Definition, Composition, and Economic Consequences"においても、同様に 1995 年と 1997 年の比較を非標準化係数で行っている。

²⁸ ただし、CPS の分析の際には、ウエイトをかけているので、見かけ上の n が、実際のものよりも小さくなっているという理由もあって、有意になりやすい傾向がある。

遣労働者、一時雇用労働者、自営業者、パートタイムの労働者は、フルタイム労働者より低くなっている。この分析により、性別、人種、教育レベル、職業、産業、地域などを考慮した上でも、就業形態により賃金の格差があること、そして、非正規雇用労働者の中でも賃金格差が存在しており、非正規雇用労働者を一つのグループと見なして、正規雇用労働者（フルタイムで長期的な雇用契約のもとで働いている労働者）と単純な比較を行うことは、できないことがあきらかになった。

図表 1 - 42 非正規雇用労働者の時給に関する回帰分析

	1999				1997			
	非標準化係数	標準誤差	標準化係数	t	非標準化係数	標準誤差	標準化係数	t
	B		$\hat{\beta}$ - β		B		$\hat{\beta}$ - β	
(定数)	1.358	0.064	5.855	21.240	1.383	0.078	6.175	17.800
独立契約者	.037	0.025	0.013	1.510	0.000	0.021	0.000	0.020
オンコール労働者	-.033	0.015	-0.017	2.170	-0.069	0.012	-0.036	5.700
派遣労働者	-.017	0.017	-0.006	.960	-0.056	0.013	-0.024	4.430
請負企業労働者	.034	0.021	0.010	1.570	0.047	0.017	0.017	2.800
一時雇用労働者	-0.049	0.010	-0.033	4.790	-0.058	0.011	-0.044	5.340
自営業者	-0.037	0.008	-0.061	4.460	-0.027	0.008	-0.045	3.260
パートタイム労働者	-0.026	0.005	-0.037	4.790	-0.042	0.005	-0.062	8.010
年齢	0.011	0.001	0.597	10.380	0.011	0.001	0.618	11.930
年齢の二乗	0.000	0.000	-0.494	8.140	0.000	0.000	-0.516	9.580
女性	-0.060	0.004	-0.128	14.160	-0.054	0.004	-0.120	12.960
高卒未満	-0.044	0.005	-0.059	8.220	-0.050	0.005	-0.072	9.700
短大卒	0.033	0.006	0.040	5.530	0.023	0.006	0.028	3.600
大学卒	0.077	0.006	0.130	12.920	0.069	0.006	0.120	11.970
修士号取得	0.133	0.010	0.140	13.760	0.111	0.009	0.118	12.490
プロフェッショナルスクール卒	0.160	0.022	0.102	7.260	0.092	0.025	0.059	3.620
博士号取得	0.174	0.020	0.092	8.900	0.153	0.020	0.081	7.840
黒人	-0.008	0.005	-0.010	1.610	-0.021	0.005	-0.024	3.910
アジア系	-0.011	0.010	-0.010	1.170	-0.018	0.010	-0.015	1.780
その他	-0.021	0.021	-0.009	1.000	-0.037	0.020	-0.017	1.830
既婚	0.022	0.004	0.047	5.880	0.018	0.004	0.038	4.640
中西部	-0.004	0.005	-0.008	.910	-0.014	0.005	-0.028	2.900
南部	-0.022	0.005	-0.043	4.620	-0.032	0.005	-0.065	6.660
西部	0.009	0.005	0.017	1.660	-0.007	0.005	-0.013	1.260
R ²	0.353				0.353			
n	35,004,194				33,714,916			

非正規雇用と福利厚生

賃金同様、福利厚生（FRINGE BENEFITS）の部分においても正規雇用労働者と非正規雇用との格差が大きくなっている。前述の Michael K. Lettau の調査でも、パートタイム労働者とフルタイム労働者の間の福利厚生手当の格差は、賃金の格差よりも大きいことが指摘されている²⁹。また、Anne Polivka らは、1995 年と 1997 年の CPS を分析し、非正規雇用労働者（オンコール労働者、派遣労働者、請負会社労働者、一時雇用労働者、パートタイム労働者）は、職種の差を考慮しても、正規雇用労働者より雇用主が提供する健康保険に入っている可能性は低い、という結果をしめしている³⁰。労働統計局も、1995 年から 2001 年の CPS の調査結果で、雇用主から提供される健康保険や年金の加入率を比較すると、非正規雇用者の加入率は正規雇用者より低いことを明らかにしている³¹。

一方、雇用主に対しても非正規雇用労働者の福利厚生費に関する調査が行われている。前述の Upjohn Institute の調査によれば、非正規雇用労働者（請負会社労働者、派遣労働者、オンコール労働者、一時雇用労働者、パートタイム労働者、）と正社員（フルタイムで雇用期間が一時的でない労働者）の間で、（1）時給のみと（2）時給に年金や健康保険などの福利厚生費を加えた報酬の比較を質問した結果、**図表 1 - 43** が得られた。時給のみでは、オンコール労働者、一時雇用労働者、パートタイム労働者に関しては非正規雇用労働者と同じ金額である、と答えている事業所が 60% 以上いる。そして、派遣労働者では派遣会社への支払いも時給の中に加算されるためか、むしろ派遣労働者の時給が高いと答えている事業所が 60% 以上いる。しかし、福利厚生費を加えると、逆に、非正規雇用労働者の方が低い、と答えている企業の割合が大きく増えている³²。つまり、雇用主にとって、福利厚生費の負担に関しては、非正規雇用労働者のほうが正規雇用労働者より少ないことがわかる。

図表 1 - 43 時給のみ

	非正規の方が高い	非正規の方が低い	同じ	わからない
	い	い		
オンコール労働者	16.7%	18.7%	61.3%	3.3%
派遣労働者	62.1%	13.4%	21.7%	2.8%
企業に直接雇用されている一時雇用労働者	8.7%	21.7%	66.7%	2.9%
企業に直接雇用されているパートタイム労働者	4.6%	19.8%	74.6%	1.0%

²⁹ Michael K. Lettau, "Compensation in Part-Time Jobs versus Full-Time Jobs: What if the Job is the Same?" *BLS Working Paper*, 260 (December 1994), p.14.

³⁰ Polivka et alii, "Definition, Composition, and Economic Consequences," p.78-84.

³¹ 米国労働統計局 (<http://www.bls.gov>)

³² Houseman, *Temporary, Part-time, and Contract Employment*, pp. 24-25.

出処：Susan m. Houseman, Temporary, Part-time, and Contract Employment in the United States; A Report on the W.E. Upjohn Institute's Employer Survey on Flexible Staffing Policies, November 1996, revised June 1997.

図表 1 - 44 時給と福利厚生費の合計

	非正規の方が高い	非正規の方が低い	同じ	わからない
オンコール労働者	5.3%	72.7%	19.3%	2.7%
派遣労働者	19.4%	38.3%	38.3%	4.0%
企業に直接雇用されている短期雇用労働者	2.9%	59.4%	29.7%	8.0%
企業に直接雇用されているパートタイム労働者	2.8%	62.9%	31.5%	2.8%

出処：Susan m. Houseman, Temporary, Part-time, and Contract Employment in the United States; A Report on the W.E. Upjohn Institute's Employer Survey on Flexible Staffing Policies, November 1996, revised June

また、雇用形態は、労働者の現在の賃金だけではなく将来の賃金のレベルにも影響を与えている。Ferber, Marianne A. and Waldfogel, Jane は、NLSY (National Longitudinal Survey of Youth) を使用して、1979 年の 1993 年の 15 年間にわたって同じグループの推移を調査した³³ 結果、過去に短期の雇用形態の職についていたことが、現在の給与を引き下げる要因となっているとしている。

各就業形態別の賃金の分析

次に、各就業形態ごとに、年齢、性別、教育レベルが賃金にどのような影響を与えるのか、回帰分析を行って明らかにする。独立契約者、オンコール労働者、派遣労働者、請負会社労働者、一時雇用労働者、自営業者、パートタイム労働者、フルタイム労働者の各グループにおいて、1997 年、1999 年、2001 年³⁴の 3 ヶ年のデータをもとに回帰分析を行う。

従属変数を、実質時給とする。従属変数の時給の分布は裾野が広く、通常の OLS による推定でははずれ値の影響を免れ得ないので、 $p=0.2$ のべき変換を行い、分布の対称化を図った。そして、独立変数を、年齢、性別、教育レベル、職種、産業として、重回帰分析を行った。年齢に関しては、前述の回帰分析同様、年齢と、年齢を二乗したものを両方とも説明変数として加えている。性別は男性と比較した形で、そして、教育レベルに関しては高卒と比較した形で、それぞれダミー変数として投入する。人種は白人と、地域は北東部

³³ Marianne A. Ferber & Jane Waldfogel, "The Long-term Consequences of Nontraditional employment," *Monthly Labor Review*, May 1998, p. 7.

³⁴ 但し、一時雇用労働者、自営業者、パートタイム労働者、フルタイム労働者に対しては 2001 年の CPS では賃金に関する質問を行っていないため、この分析では 1999 年と 1997 年のみのデータをもとに分析する。

と比較した形で、それぞれダミー変数として投入する。CPS に示された 46 種類の職種および 22 種類の産業も変数として投入している（但し、図表には示していない）。また、各年の比較は、ここでも標準化係数ではなくて非標準化係数で行う³⁵。その結果**図表 1 - 44 - 51**となった。

この回帰分析における有意水準は、サンプル数が多いためすべての項目に関して 0.001 以下であり、このモデルは高度に有意であると言える³⁶。R² は、1997、1999、2001 年の各年の各就業形態においても一般に高い数値を示しており、このモデルは説明力が高いといえる。

これらの回帰分析から、ごくわずかの例外はあるものの、どの就業形態においても年齢が高いほど時給が高くなっていることがわかる。また、教育レベルに関して、一般に時給に対して正の影響を与えていることがわかる。但し、影響の度合いは就業形態によって異なる。フルタイム労働者では、**図表 1 - 52** で示されているように、特に 1999 年の分析結果では、教育レベルが上がるほど時給が高くなっている。しかし、オンコール労働者や派遣労働者では、年により、高学歴の労働者の方がむしろ時給が低くなるという結果がでていいる。オンコール労働者や派遣労働者は共にフルタイムと比べて時給が低い、前者は、サービス業の職についている労働者の割合が、後者も、事務補助職の割合が、他の就業形態と比べて高くなっている。このような低スキルで低賃金の職の割合が高いために、学歴が必ずしも賃金に正の影響を与えていないものと思われる。

³⁵ Polivka et alii, “Definition, Composition, and Economic Consequences” においても、同様に 1995 年と 1997 年の比較を非標準化係数で行っている。

³⁶ ただし、CPS の分析の際には、ウエイトをかけているので、見かけ上の n が、実際のものよりも小さくなっているという理由もあって、有意になりやすい傾向がある。

図表 1 - 45 独立契約者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差
定数	1.845	-0.167	0.485	-0.339	1.368	-0.131
年齢	0.011	-0.006	0.034	-0.011	0.011	-0.007
年齢の二乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	-0.159	-0.027	-0.071	-0.072	-0.071	-0.049
高卒未満	-0.086	-0.036	0.188	-0.184	-0.104	-0.052
短大卒	-0.033	-0.034	0.031	-0.074	-0.053	-0.058
大卒	-0.016	-0.028	0.057	-0.085	-0.062	-0.078
修士号	0.034	-0.048	0.128	-0.104	-0.006	-0.123
プロフェッショナル・スクール卒	0.072	-0.088	0.402	-0.107	-0.036	-0.215
博士号	0.094	-0.067	0.830	-0.121	0.356	-0.148
黒人	0.024	-0.033	-0.167	-0.104	-0.171	-0.063
アジア系	-0.066	-0.054	0.031	-0.134	-0.332	-0.079
その他	-0.100	-0.142	-0.072	-0.115	-	-
既婚	0.021	-0.022	0.009	-0.048	-0.027	-0.044
中西部	-0.057	-0.028	0.215	-0.067	-0.081	-0.077
南部	-0.036	-0.026	0.203	-0.103	-0.120	-0.068
西部	0.041	-0.028	0.103	-0.072	0.020	-0.057
R ²	0.125		0.670		0.756	
n	7,499,716		256,006		278,929	

図表 1 - 46 オンコール労働者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差
定数	2.248	-0.331	1.353	-0.119	2.073	-0.135
年齢	-0.014	-0.011	0.008	-0.005	0.01	-0.004
年齢の二乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	0.009	-0.056	-0.101	-0.035	-0.085	-0.026
高卒未満	-0.155	-0.094	-0.016	-0.036	-0.093	-0.046
短大卒	0.024	-0.068	0.004	-0.041	0.076	-0.051
大卒	0.035	-0.065	0.086	-0.044	-0.001	-0.045
修士号	-0.107	-0.157	0.088	-0.123	0.141	-0.073
プロフェッショナル・スクール卒	-0.347	-0.204	-0.128	-0.099	0.171	-0.062
博士号	-0.076	-0.110	-	-	-	-
黒人	0.062	-0.057	0.080	-0.042	-0.083	-0.070
アジア系	-0.150	-0.119	-0.139	-0.073	-0.110	-0.064
その他	-0.040	-0.146	-0.163	-0.149	-0.014	-0.039
既婚	-0.032	-0.055	0.011	-0.036	0.034	-0.027
中西部	-0.061	-0.078	-0.003	-0.037	-0.005	-0.033
南部	-0.135	-0.07	0.033	-0.042	-0.026	-0.031
西部	0.056	-0.086	0.100	-0.044	-0.020	-0.037
R ²	0.436		0.576		0.612	
n	949,255		470,533		463,186	

図表 1 - 47 派遣労働者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数	標準誤差	非標準化係数	標準誤差	非標準化係数	標準誤差
	B		B		B	
定数	1.410	-0.235	1.428	-0.115	1.322	-0.087
年齢	0.023	-0.012	0.013	-0.005	-0.008	-0.004
年齢の二乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	-0.172	-0.075	-0.038	-0.025	-0.006	-0.019
高卒未満	-0.054	-0.087	0.049	-0.031	-0.048	-0.045
短大卒	0.004	-0.06	0.107	-0.065	0.077	-0.031
大卒	0.205	-0.095	0.021	-0.03	0.022	-0.028
修士号	0.023	-0.109	0.165	-0.056	0.253	-0.069
プロフェッショナル・スクール卒	-0.094	-0.089	0.073	-0.063	0.054	-0.023
博士号	-	-	-	-	-	-
黒人	-0.029	-0.067	0.031	-0.031	0.029	-0.017
アジア系	0.002	-0.102	0.001	-0.05	0.164	-0.056
その他	-0.315	-0.195	-	-	-	-
既婚	-0.023	-0.059	-0.035	-0.021	0.024	-0.015
中西部	-0.076	-0.069	0.026	-0.042	-0.07	-0.023
南部	-0.011	-0.053	-0.031	-0.042	-0.074	-0.023
西部	-0.178	-0.058	0.11	-0.043	-0.063	-0.024
R ²	0.731		0.909		0.794	
n	262,450		260,683		339,918	

図表 1 - 48 請負企業労働者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差
定数	1.109	-0.334	1.25	-0.194	1.44	-0.192
年齢	-0.011	-0.013	0.026	-0.011	0.006	-0.006
年齢の二乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	0.027	-0.066	-0.096	-0.049	-0.098	-0.034
高卒未満	-0.393	-0.136	0.106	-0.077	-0.036	-0.038
短大卒	0.026	-0.09	0.044	-0.049	0.081	-0.089
大卒	0.090	-0.097	-0.005	-0.063	0.06	-0.059
修士号	0.119	-0.108	0.056	-0.103	-0.002	-0.067
プロフェッショナル・スクール卒	0.053	-0.168	-	-	0.572	-0.126
博士号	-	-	-	-	0.015	-0.055
黒人	-0.054	-0.081	0.103	-0.068	-0.108	-0.047
アジア系	0.243	-0.118	-0.094	-0.114	-0.23	-0.12
その他	-	-	0.499	-0.078	-0.063	-0.069
既婚	0.152	-0.047	0.037	-0.04	0.031	-0.034
中西部	-0.002	-0.08	-0.063	-0.079	-0.036	-0.049
南部	0.009	-0.084	-0.133	-0.090	-0.090	-0.046
西部	0.084	-0.082	-0.112	-0.087	0.055	-0.047
R ²	0.733		0.886		0.833	
n	316,172		171,660		245,566	

図表 1 - 49 一時雇用労働者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数	標準誤差	非標準化係数	標準誤差	非標準化係数	標準誤差
	B		B		B	
定数	-	-	1.394	-0.077	0.982	-0.16
年齢	-	-	0.006	-0.004	0.014	-0.004
年齢の二乗	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	-	-	0.003	-0.019	0.006	-0.02
高卒未満	-	-	-0.047	-0.019	-0.095	-0.031
短大卒	-	-	0.046	-0.031	0.015	-0.034
大卒	-	-	0.09	-0.026	0.009	-0.027
修士号	-	-	0.126	-0.042	-0.035	-0.041
プロフェッショナル・スクール卒	-	-	0.449	-0.145	0.071	-0.081
博士号	-	-	0.196	-0.072	0.177	-0.054
黒人	-	-	-0.012	-0.026	-0.067	-0.03
アジア系	-	-	-0.054	-0.034	0.054	-0.034
その他	-	-	0.044	-0.075	-0.027	-0.069
既婚	-	-	0.104	-0.024	0.039	-0.024
中西部	-	-	0.000	-0.030	-0.038	-0.024
南部	-	-	-0.067	-0.028	0.038	-0.026
西部	-	-	-0.002	-0.025	-0.006	-0.024
R ²	-		0.612		0.537	
n	-		876,930		964,808	

図表 1 - 50 自営業者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数	標準誤差	非標準化係数	標準誤差	非標準化係数	標準誤差
	B		B		B	
定数	-	-	1.557	-0.129	1.838	-0.147
年齢	-	-	0.005	-0.004	0.002	-0.003
年齢の二乗	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	-	-	-0.088	-0.019	-0.117	-0.018
高卒未満	-	-	-0.053	-0.027	-0.015	-0.022
短大卒	-	-	0.054	-0.024	-0.002	-0.026
大卒	-	-	0.052	-0.021	0.043	-0.02
修士号	-	-	0.067	-0.039	0.038	-0.029
プロフェッショナル・スクール卒	-	-	0.087	-0.059	0.136	-0.053
博士号	-	-	0.118	-0.056	0.107	-0.053
黒人	-	-	-0.011	-0.037	-0.100	-0.028
アジア系	-	-	0.027	-0.036	-0.017	-0.038
その他	-	-	0.136	-0.189	-0.217	-0.075
既婚	-	-	0.024	-0.017	0.031	-0.016
中西部	-	-	0.028	-0.021	0.012	-0.02
南部	-	-	0.018	-0.020	0.015	-0.02
西部	-	-	0.025	-0.023	0.032	-0.021
R ²	-		0.181		0.227	
n	-		5,641,184		5,221,237	

図表 1 - 51 パートタイム労働者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差
定数	-	-	1.344	-0.046	1.364	-0.072
年齢	-	-	0.008	-0.002	0.008	-0.002
年齢の二乗	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	-	-	-0.018	-0.009	0.009	-0.01
高卒未満	-	-	0.003	-0.011	-0.011	-0.013
短大卒	-	-	0.009	-0.014	0.033	-0.017
大卒	-	-	0.070	-0.018	0.074	-0.019
修士号	-	-	0.185	-0.048	0.116	-0.041
プロフェッショナル・スクール卒	-	-	0.156	-0.093	0.055	-0.114
博士号	-	-	0.022	-0.139	0.337	-0.16
黒人	-	-	0.000	-0.014	0.003	-0.017
アジア系	-	-	0.013	-0.023	-0.005	-0.023
その他	-	-	-0.015	-0.029	0.010	-0.018
既婚	-	-	0.004	-0.011	0.030	-0.011
中西部	-	-	-0.003	-0.01	-0.035	-0.011
南部	-	-	-0.004	-0.011	-0.044	-0.012
西部	-	-	0.013	-0.012	-0.011	-0.012
R ²	-		0.442		0.405	
n	-		4,472,151		4,237,490	

図表 1 - 52 フルタイム労働者

	2001		1999		1997	
	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差	非標準化係数 B	標準誤差
定数	-	-	1.131	-0.054	1.203	-0.058
年齢	-	-	0.013	-0.001	0.014	-0.001
年齢の二乗	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
女性	-	-	-0.061	-0.004	-0.049	-0.004
高卒未満	-	-	-0.066	-0.005	-0.07	-0.005
短大卒	-	-	0.031	-0.006	0.023	-0.006
大卒	-	-	0.086	-0.006	0.081	-0.006
修士号	-	-	0.143	-0.009	0.118	-0.009
プロフェッショナル・スクール卒	-	-	0.175	-0.021	0.051	-0.032
博士号	-	-	0.178	-0.023	0.171	-0.02
黒人	-	-	-0.012	-0.005	-0.016	-0.006
アジア系	-	-	-0.021	-0.009	-0.018	-0.01
その他	-	-	-0.044	-0.016	-0.024	-0.022
既婚	-	-	0.016	-0.004	0.012	-0.004
中西部	-	-	-0.015	-0.005	-0.011	-0.005
南部	-	-	-0.032	-0.005	-0.04	-0.005
西部	-	-	0.003	-0.005	-0.009	-0.005
R ²	-		0.451		0.421	
n	-		22,705,503		21,882,135	

4 . 日米における非正規雇用の比較

最後に非正規雇用に関する日米の比較を行う。

各就業形態における比較

就業者数の比較においては、日本の総務省の労働力調査のデータに合わせて、日米共に非農林業の雇用に占める割合で計算を行った³⁷。その結果、派遣労働者、請負会社労働者、フルタイム労働者での日米の比較が可能となった。図表 53 で見ると、派遣労働者は米国の方が若干多くなっているが、一方請負会社労働者では日本が米国の約 3 倍となっている。そして、注目すべきは、雇用期間が長期にわたるフルタイムの正規雇用労働者、いわゆる正社員の割合が、米国では 78.4%であるのに日本は 73.6%と、むしろ日本のほうが正社員比率が少ないことである。

図表 1 - 53 就業者数の日米比較

米国 (2001 年)		日本 (2001 年)	
派遣労働者	1.0%	派遣労働者 (1)	0.8%
請負会社労働者	0.5%	請負会社労働者 (2)	1.8%
フルタイム労働者	78.4%	フルタイム労働者 (3)	73.6%

- (1) 平成 13 年 2 月の総務省「労働力調査特別調査」の派遣社員数 45 万人を非農林業雇業者数の 5307 万人で除した。
- (2) 請負労働者数を、佐藤博樹「新しい人材活用戦略の現状と労働組合の対応」(『IT時代の雇用システム』日本評論社 2001 年) 12 頁に基づき、961,000 人と想定し、平成 13 年 2 月の労働力調査特別調査の全就労人口 5307 万人で除した。
- (3) 平成 13 年 2 月の総務省「労働力調査特別調査」の正規職員・従業員 3622 万人とフルタイムの役員 285 万人(役員 338 万人のうち同年 2 月の労働力調査では全役員のうちフルタイムの役員は 84.3%を占めているため、「労働力調査特別調査」の役員 338 万人に 84.3%を乗じたものをフルタイム役員数とした)を合計したものを、非農林業雇業者数の 5307 万人で除した。

さらに、このフルタイムの正規雇用労働者に関して、1997 年、1999 年、2001 年の 3 年間の日米の比較を行ったものが図表 1 - 54 である。男女合計で見ると、1997 年では、日

³⁷ 米国労働統計局の産業別就職者の調査では、林業と水産業を分けておらず、林業・水産業を一括した産業分類になっている。そのため米国の就業者数の計算では、全体の雇業者数から、農業と林業・水産業を除いた雇業者数、つまり、非農林水産業の雇業者数を使用している。ただし、林業・水産業の雇業者数は非常に少ないため計算結果には大きな影響を与えないと思われる。

米のフルタイムの正規雇用労働者の割合は同じであるが、その後日本の比率が低下する一方、米国では上昇している。また、男性の比率を比べると、2001年では米国の正規雇用労働者の割合が84.3%、日本は87.7%と、まだ日本の方が高くなっているが、男女全体の比率の動向と同様に、男性の正規雇用労働者の割合も低下傾向にあることがわかる。

図表 1 - 54

		1997	1999	2001
男女合計	米国	77.1%	78.1%	78.4%
	日本	77.1%	75.8%	73.6%
男性	米国	83.9%	84.7%	84.3%
	日本	89.6%	89.1%	87.7%
女性	米国	69.7%	71.1%	72.1%
	日本	58.7%	55.4%	52.8%

なぜ、労働市場が流動的で雇用の保証も少なく、多くの非正規雇用労働者が存在していると考えられている米国において、実際には正社員の割合が日本とあまり変わらないのであろうか。それには、下記の2つの理由が考えられる。まず、第一に、米国においては「随意的雇用原則」に基づき日本より容易に従業員を解雇することができるため、企業は、ビジネスの環境の変化に応じて正社員の人員の増減を柔軟に行うことができる。企業にとって正社員を雇用することの負担やリスクは比較的低い。第二に、米国では正社員に対する待遇は必ずしも一律ではなく、様々なタイプの社員が存在している。企業は、職種や個人のスキルに応じて正社員に対して柔軟な対応をとることができる。正社員全体を比較的同じように扱っている日本とは異なっているのである。次に、この正社員のグループ内での格差について、具体的な例にもとづいて検討しよう。

正社員内の格差

米国では、1996年から1997年にかけて1002の事業所を対象に事業者調査(National Organization Survey)が行われ³⁸、昇進等の内部労働市場の状況、非正規雇用労働者の採用状況、ジョブトレーニングなど様々な質問を行った。その中でも興味深いのは事務補助職に関する質問である。雇用している事務補助職のうちフルタイムの正規雇用労働者の割合を答えてくれた事業所数は205社、そのうち147社、71.7%が、事務補助職全員がフルタイムの正規雇用労働者であると答えている。この調査では、事務補助職の昇進に関して、「事務補助職の社員をそれ以上のポジションに昇進されることは可能か、もしそうなら実

³⁸ Kalleberg, Arne L., David Knoke, and Peter V. Marsden, *The 1996-1997 National Organization Survey*, University of Minnesota 2001

際にどれくらいの頻度で昇進させているか「事務補助職の社員を管理職に昇進されることは可能か、もしそうなら実際にどれくらいの頻度で昇進させているか」との質問がなされた。

事務補助職全員がフルタイムの正規雇用労働者であると答えた 147 社が、上記の質問図にどのように答えたのか示したのが**図表 1 - 55** および **1 - 56** である。「事務補助職の社員をそれ以上のポジションに昇進させることは可能か」という問には 76.9%が可能であると答えている。しかし、実際の昇進の頻度については、回答者の 54.3%が、一度もない、またはほとんどない、と答えている。また、「事務補助職の社員を管理職に昇進させることは可能か」という問いには、**図表 1 - 57** に示されるように、回答者の 72.4%が可能であると答えている。しかし、実際の昇進の頻度については、回答者の 81.5%が、一度もない、またはほとんどない、と答えている。2000 年の労働統計局の調査では、事務補助職の時給は、12.64 ドル、管理職の週給は 32.78 ドルとなっている。職務が変わらない限り給与体系は大幅には変わらないため、単純事務作業に従事している労働者は低賃金に甘んじたままの状況が続くことになる。

図表 1 - 55 事務補助職からそれ以上のポジションへの昇進

事務補助職からそれ以上への昇進は可能か？（回答者数 134 社）	
はい	76.9%
いいえ	17.2%
わからない	6.0%
実際の昇進の頻度は？（回答者数 103 社）	
一度もない	1.9%
ほとんどない	52.4%
しばしばある	35.9%
非常にしばしばある	6.8%
わからない	2.9%

図表 1 - 56 事務補助職から管理職（マネージャー）へのポジションへの昇進

事務補助職から管理職への昇進は可能か？（回答者数 134 社）	
はい	72.4%
いいえ	21.6%
わからない	6.0%
実際の昇進の頻度は？（回答者数 103 社）	
一度もない	9.3%
ほとんどない	72.2%
しばしばある	12.4%
非常にしばしばある	4.1%
わからない	2.1%

解雇に関する柔軟なルールに加えて、このような多様な正規雇用労働者の構造は、日本と対照的である。正規雇用労働者に対して雇用の維持と比較的同質な処遇が要求されている日本企業は、正規雇用労働者を維持する負担は米国と比べてかなり大きいと言える。したがって、現在のように、景気停滞が長期にわたっているうえに海外からの競争が激化して企業業績が低迷している厳しい状況では、正規雇用労働者への処遇を変えることができないとすれば、日本企業がとる合理的な行動としては以下の2つになるだろう。

- (1) 正規雇用労働者の給与が下げられない分だけ非正規雇用労働者の給与をさらに下げて人件費の削減を図る。
- (2) 新規採用にあたっては、正規雇用労働者の採用を控え非正規労働者を中心に行う。

上記の(1)のような企業行動は、非正規雇用労働者と正規雇用労働者の賃金格差をさらに拡大することになる。そして、(2)の方針のもとで新規採用を行えば、全体に占める非正規労働者の数がさらに増えることになるだろう。そして、このような事態は現実には起こりつつある。

大手電子部品メーカーのロームは、2003年4月入社の大卒社員を原則として契約社員にする方針を2002年3月10日に発表した³⁹。契約社員といっても長期雇用の想定であるとしているが、1年更新の契約となっており、営業や工程管理などの職種が対象となっている。一方、大学院卒の社員は、これまでどおり正社員として採用し、研究、財務、知的管理、営業管理などの仕事にあたる。ロームは「中程度の専門性でいい層を終身雇用すると

³⁹ 毎日新聞、2002年3月10日

経済の激変に対応できない」と述べている。米国においてでさえも、ある程度以上の規模の企業が一般の大学卒の新入社員をすべて契約社員で行うという事例は、非常に稀なことである。なぜならば、雇用する企業の側にとって、契約社員では正社員であれば得られたような優秀な人材を獲得できない可能性が高くなるからである。しかし、日本企業にとっては、正規雇用労働者層の多様化や流動化が進まないかぎり、現在の厳しい経済環境ではそのようなリスクをとってでも、ロームのような選択は不可避かもしれない。

米国は、正規雇用労働者であっても雇用保証が高くなく、またスキルや職種によって賃金格差も大きい。一方、日本では、正規雇用労働者には高い雇用保証を与え、賃金も一定額以上を保証し、賃金格差も米国と比べて少ない。そして、正規雇用労働者で調整しきれない部分を非正規雇用労働者で調整する、という方法をとっている。企業や労働者にとってどちらがより望ましいスタイルかは意見が分かれるだろう。しかし、雇用の創造と言う点では、前者の方が企業がより柔軟な対応がとれるため、効果的であるといえよう。

終わりに

以上の分析より次のことが明らかになった。米国では、一般に年齢と教育レベルが高いほど賃金が高い。非正規雇用労働に関しては、すべての非正規雇用労働者が正規雇用労働者より賃金が低いわけではない。賃金は就業形態によって大きく異なり、オンコール労働者、派遣労働者、一時雇用労働者、パートタイム労働者は、フルタイムの正規雇用労働者より賃金がかかなり低くなっている一方、独立契約者や請負企業労働者はより高い賃金を得ている。非正規雇用労働者のグループ内で賃金格差が存在しているため、非正規雇用労働者対正規雇用労働者というような単純な構図は成立しない。また、正規雇用労働者の中でも異なるスキルや賃金の層が存在している。例えば同じ企業の中で、事務補助職層とその上の層、そして管理職のグループというように、異なった待遇のグループが存在している。事務補助職として入社した社員はそのままにとどまる一方、はじめから上部のポジションに入社し昇進していく社員に分かれている。正規雇用労働者の中でも異なるスキルや賃金の層が存在し、互いに分断されているのである。また、フルタイムの正規雇用労働者数を日米で比較すると、むしろ日本の方が米国より割合が低いことがわかった。

現在日本では、正社員の中では比較的均質な待遇を与える一方で、正社員と非正社員の間の賃金格差が問題となっている。同一労働同一賃金を求めて正社員と非正社員との間の格差是正を求める声が増えている。しかし、同一労働同一賃金は労働者全体の賃金格差を縮小することには必ずしもつながらない。確かに、同一労働同一賃金を進めれば、同じ職につき同じスキルを持つ正規雇用労働者と非正規雇用労働者の間の賃金格差が縮小することになる。例えば、米国においても、1999年の米国労働統計局の調査によれば、事務補助職では、コンティンジェント労働者(雇用期間が長期ではなく一時的な非正規雇用労働者)の週給は434ドルであるのに比べて、非コンティンジェント労働者の週給は442ドルとほとんど同一となっている。

しかし、その一方で、前述のように、他の労働者と比較して高いスキルを持っている独立契約者や請負会社労働者は、同じ非正規雇用労働者である派遣社員よりも、そして、正規雇用労働者よりも賃金が高くなっている。非正規雇用という同じグループの中でも、そして非正規雇用と正規雇用という異なったグループの間でも、労働者のスキルに対応して賃金格差が存在している。今後日本においても同一労働同一賃金への動きが進めば、今まで硬直的であった正規雇用労働者の多様化・流動化を促すことになるだろう。そしてそれは、スキルの差による賃金格差を促すことになり、労働者全体での賃金格差を拡大させることになるのかもしれない。

主要参考文献

- American Management Association, 2000 AMA Survey on Staffing and Structure, New York: American Management Association, 2000
- Barker, Kathleen & Kathleen Chirstensen, "Controversy and Challenges Raised by Contingent Work Arrangements," Kathleen Barker & Kathleen Chirstensen, eds., *Contingent Work*, ILR Press, 1998
- Bernstein, Aaron, "Poverty in America," *Business Week*, November 1, 1999, pp. 144-145;
- Lawrence Mischel, Jared Bernstein, & John Schmitt, *The State of Working America 2000-2001*, Ithaca, NY/London: IRL Press, 2001
- Cappelli, Peter, *The New Deal at Work*, Boston: Harvard Business School Press, 1999
- DiNatale, Marisa "Characteristics of and preference for alternative work arrangements, 1999," *Monthly Labor Review*, March 2001.
- Gendell, Murray, "Retirement Age Declines Again in 1990s," *Monthly Labor Review*, October 2001
- Houseman, Susan N. & Anne E. Polivka, "The Implication of Flexible Staffing Arrangements for Job Security," BLS Working Paper, 317 (June 1998)
- Susan N. Houseman, *Temporary, Part-time, and Contract Employment in the United States; A Report on the W.E. Upjohn Institute's Employer Survey on Flexible Staffing Policies*, November 1996, revised June 1997.
- Lettau, Michael K. "Compensation in Part-Time Jobs versus Full-Time Jobs: What if the Job is the Same?" BLS Working Paper, 260 (December 1994).
- Marianne A. Ferber & Jane Waldfogel, "The Long-term Consequences of Nontraditional Employment," *Monthly Labor Review*, May 1998
- Occupational Outlook Handbook, 2002-03 Edition (<http://www.bls.gov/>)
- Polivka, Anne E. & Thomas Nardone, "On the Definition of 'Contingent Work'," *Monthly Labor Review*, December 1989.
- Polivka, Anne E. Sharon R. Cohany, & Steven Hipple, "Definition, Composition, and Economic Consequences of the Nonstandard Workforce," Françoise Carre, Marianne A. Ferber, Lonnie Golden, & Stephen A. Hersenberg, eds., *Nonstandard Work*, Champaign, IL.: Industrial Relations Research Association, 2000
- Polivka, Anne E., *Using Earnings Data from the Monthly Current Population Survey*, Revised October 2000, December 1999, DRAFT(未发表)
- Richard S. Belous, "How Human Resource Systems Adjust to the Shift toward Contingent Workers," *Monthly Labor Review*, March 1989
- Rifkin, Jeremy, *The End of Work : The Decline of the Global Labor Force and the Dawn of the Post-Market Era*, New York: G.P. Putnam's Sons, 1995.
- The New York Times, *The Downsizing of America*, New York: Times Books, 1996.

第2章 Contingent Worker 及び Contingent Worker の賃金の分析

田中 剛志

1. はじめに

アメリカの労働統計局(Bureau of Labor Statistics)は、1995年、1997年、1999年にCPS (Current Population Survey)の付帯調査(Supplement)として、いわゆる「コンティンジェント労働者(Contingent Worker)」の統計を集計し発表している。「コンティンジェント労働者」の定義については、研究者の間でも未だコンセンサスが得られていないと言えないが、一般的にはパートタイマー、派遣労働者、自営業者など「非典型的な」雇用・労働形態に属している人を総称して「コンティンジェント労働者」と呼んでいる¹。労働統計局が1989年に採用した「コンティンジェント・ワーク」の定義は、「個人が明示的あるいは暗黙の、長期にわたる雇用契約を結んでいない仕事」というものである。労働統計局は、1995年以降のCPS付帯調査において、コンティンジェント労働者の定義として3つの算定方法を示している。これによると、1999年ではコンティンジェント労働者は約560万人、全労働者の約4.3%となっている。

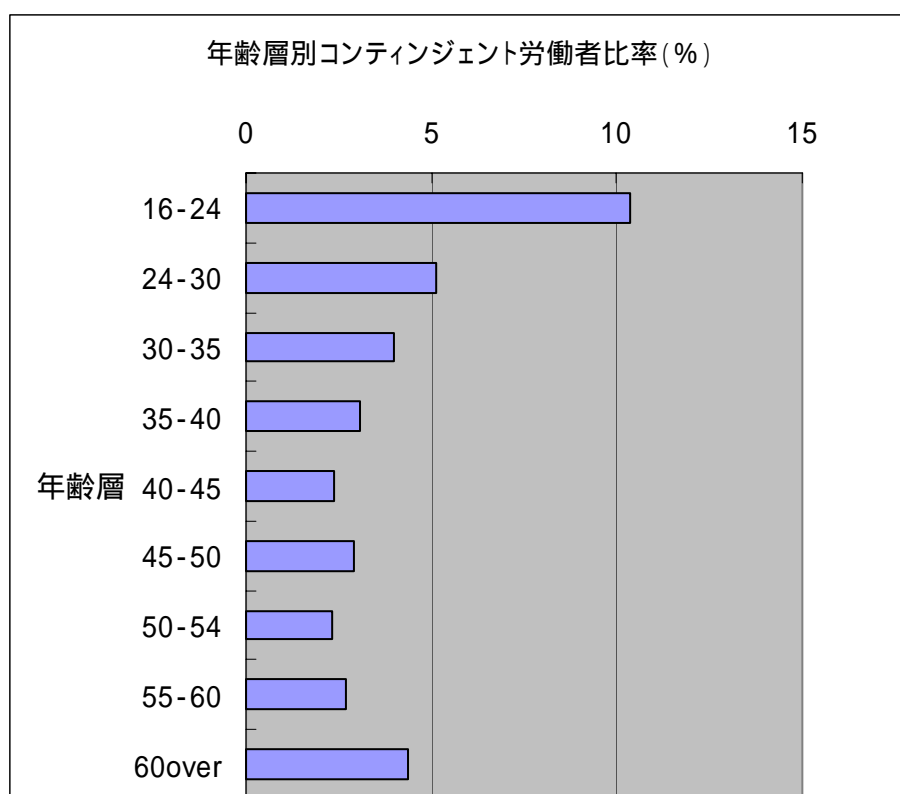
2001年3月のMonthly Labor Review (労働統計局)において、Hipple はアメリカにおけるコンティンジェント労働者の現状について分析した論文を掲載している。Hippleはこの論文において、アメリカの労働市場は1995年から1999年の間強気市場であったにもかかわらず、コンティンジェント労働者の数および全労働者に占める比率があまり変化していないこと、またコンティンジェント労働者の属性もまたあまり変化していないことを明らかにした。具体的には、女性、25歳以下、学生、市民権を持たない労働者、パートタイマーのコンティンジェント比率が高い、農業、建設、サービスの分野でコンティンジェント比率が高い、学歴の高い労働者と低い労働者の両端でコンティンジェント比率が高い、西部地域のコンティンジェント比率が高い、またコンティンジェント労働者の所得は正規雇用者に比べて低く、健康保険・年金の加入率も低い、といった特徴を挙げる事ができる。

しかし、コンティンジェント労働者といっても、その属性は均一ではなく、性質の異なるサブグループがいくつか存在すると考えられる。本稿の第一の目的は、コンティンジェント労働者のグループを幾つかのサブグループに分類して、その特徴を明らかにすることである。

¹ 中野(2000) p71- にコンティンジェント・ワーカーの定義に関する詳細な議論がある。

まず、コンティンジェント労働者のうち、若年層のコンティンジェント比率が高いことが注目されるが（図表1 - 1）、これは学業と両立させながら働いている労働者が多いことが原因であると考えられる。また、54歳以上の労働者は退職した後に働いている人も多く、生活の中心が仕事ではない可能性が高い。従って、学生の比率が高い24歳以下及び、54歳以上の年齢層を、労働が生活の中心ではないグループとして解釈することが可能であると思われる。これをサブグループとする。無論、24歳未満または54歳以上でも仕事中心の生活を送っている労働者も存在するので、厳密な分類ではない。

（図表1 - 1）



また、Hipple の論文において、修士以上の高学歴層におけるコンティンジェント労働者比率が平均より高いということが明らかにされた。高学歴層のコンティンジェント労働者の属性はそうでないコンティンジェント労働者との属性とは異なるものであると予想される。実際、高学歴のコンティンジェント労働者では教育関係の職（大学講師など）や専門職業家である人の比率が高いと指摘されており、従事する職業の種類にも違いがあると思われる。従って、24歳から54歳までの年齢層で、修士以上の学歴をもつコンティンジェント労働者は一つのグループとして考えることが可能であると思われる。従って、これをサブグループとする。

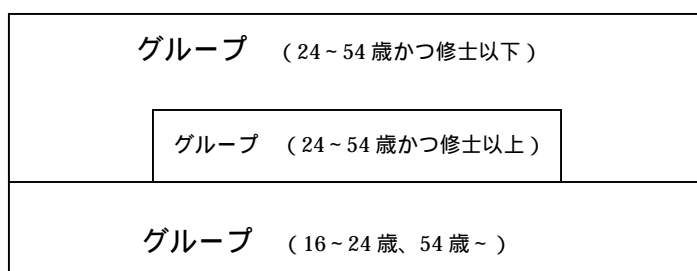
労働市場においてコンティンジェント労働者が典型労働者に比べて待遇面などで差別さ

れているか否かを調べることは、重要な労働経済学上の課題である。ここでは、学歴面での差がなく、生活の中心を仕事に費やしている人をサンプルにとってコンティンジェント労働者と典型労働者の間で賃金の格差や属性の違いがあるか調べる。このグループをサブグループとする。

無論、サブグループの分類の仕方には上記のもの他にも適当な基準が存在すると考えるが、本稿では学生との兼業や、高学歴で特殊な能力を持っているなど、「典型的な」労働者と比較をするにはふさわしくない属性を除く目的で上のような分類を行なっている。

本稿の第二の目的は、上に挙げた三つのサブグループにおいて、賃金の回帰分析を行ない、就学年数や地域・人種ダミーなどの諸説明変数の影響の仕方を調べることである。特に、過去の文献との比較を容易にする為に、教育年数の賃金に対する影響に注目する。もし、あるグループの中において、コンティンジェント労働者と典型労働者の間で賃金の回帰における教育年数の係数に差が生じるならば、コンティンジェント労働者または典型労働者どちらか一方にとって、教育がより重要な意味を持ちうるということができる。

(図表 1 - 2)



2 . 各サブグループの記述統計

ここでは、上に挙げた 3 つのサブグループについて、時給²の平均額やコンティンジェント労働者比率などの記述統計量を調べ、その特徴を明らかにする。

まず、平均および分散の値を見る。グループ ・ ・ における、労働者の時給の平均値と標準偏差は (図表 2 - 1) のようになる。

² CPS のデータから労働者の時給を計算する方法については、米労働省の Anne Polivka が採用した方法を SPSS シンタックスに変換したものを利用しました。シンタックスを提供して下さった佐藤教授及び高山氏にはこの場を借りてお礼申し上げます。

(図表 2 - 1)

	N(valid) ³	Average	s.d.
group1 non-contingent	27313797	14.64531	10.34813
group1 contingent	1199645	11.74223	9.911188
group2 non-contingent	2423191	26.15426	15.66736
group2 contingent	169974.4	18.85971	11.41104
group3 non-contingent	24890606	13.52487	8.914107
group3 contingent	1029670	10.5673	9.121923

これをみると、どのグループにおいてもコンティンジェント労働者の時給の平均値が、同じグループの典型労働者に比べて低くなっている。また、同じコンティンジェント労働者でも、修士以上の学歴を持つグループ 2 におけるコンティンジェント労働者の時給の平均値は他のグループの典型労働者の賃金の平均値と比べても高くなっている。また、このグループにおけるコンティンジェント労働者の比率も約 5% となっており、他 2 つのグループに比べて高くなっている (図表 2 - 2)。

(図表 2 - 2)

	N (in million)	contingency rate
group1	131.5	4.29
group2	11.9	5.22
group3	119.6	4.20

従って、グループ 2 におけるコンティンジェント労働者の属性が他のグループのものとは異なると予想される。まず、各グループにおけるコンティンジェント労働者がどのような職業に従事しているか調べる。図表 (2 - 3) は従事している労働者の比率が高いものから並べたものである。これをみると、グループ 1 及び 3 におけるコンティンジェント労働者の職業プロフィールは似通っており、事務、教員、建設業、農業、飲食店に従事する者が多い。一方、修士卒以上の経歴をもつコンティンジェント労働者の職業でもっとも多いのが教員で、医師、弁護士、マネージャーなど専門職に従事している比率が高くなっている。

³ 項目 prcondf3 及び ehourern が有効な値であるケースの総数。

(图表 2 - 3)

Occupational composition of contingent workers in group 1	構成比 %
26. Other Admin. Support, Including Clerical	13.1
10. Teachers, Except College And University	6.9
9 .Teachers, College And University	6.0
34. Construction Trades	5.3
32. Personal Service	4.8
12. Other Professional Specialty Occupations	4.8
29. Food Service	4.5
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	4.4
44. Farm Workers And Related Occupations	3.4
2 .Other Executive, Admin. & Managerial	3.4
Other Occupations	43.3

Occupational composition of contingent workers in group 2	構成比 %
9 .Teachers, College And University	25.2
7 .Health Diagnosing Occupations	13.2
10. Teachers, Except College And University	13.0
12. Other Professional Specialty Occupations	9.8
6 .Natural Scientists	6.9
2 .Other Executive, Admin. & Managerial	4.3
26. Other Admin. Support, Including Clerical	3.8
3 .Management Related Occupations	3.4
11. Lawyers And Judges	2.6
8 .Health Assessment And Treatment Occupations	2.1
Other Occupations	15.8

(図表 2 - 3 続き)

Occupational composition of contingent workers in group 3	
	構成比 %
26. Other Admin. Support, Including Clerical	14.3
10. Teachers, Except College And University	6.2
34. Construction Trades	5.9
32. Personal Service	5.4
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	4.9
29. Food Service	4.9
12. Other Professional Specialty Occupations	4.1
44. Farm Workers And Related Occupations	3.9
9 .Teachers, College And University	3.7
23. Secretaries, Stenographers, And Typists	3.5
Other Occupations	43.2

グループ 2 に関して職種ごとの平均時給を比較すると、職種によって大きく差が出ていることがわかる。(図表 2 - 3) をみると、時給が高いのは職業専門家や管理職、逆に低いのは農業や清掃などの職種である。

(図表 2 - 3)

Occupation	average hourly wage
15. Technicians, Except Health, Engineering, And Science	37.4
35. Other Precision Production, Craft, And Repair	34.8
17. Sales Reps, Finance And Business Services	33.4
11. Lawyers And Judges	32.6
7 .Health Diagnosing Occupations	32.4
2 .Other Executive, Admin. & Managerial	31.0
.....	
29. Food Service	10.4
31. Cleaning And Building Service	8
39. Other Transportation And Material Moving Occupations	7.5
41. Freight, Stock, & Materials Handlers	7.4
44. Farm Workers And Related Occupations	5.8

次にグループ3の職種構成および時給の平均値を調べる。グループ3に属する典型労働者およびコンティンジェント労働者の職種の構成は(図表2-4)のようになっている。また、時給についてその平均値を職種ごとに求めると(図表2-5)、コンティンジェント労働者、典型労働者ともにエンジニアや科学者などの時給が高くなっており、時給が低い職業は清掃、飲食業、個人サービスなどで、グループ2のケースと類似している。

(図表2-4)

Occupation for non-contingent workers in group 3	%
2 .Other Executive, Admin. & Managerial	10.1
26. Other Admin. Support, Including Clerical	8.8
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	5.4
29. Food Service	5.0
34. Construction Trades	4.5
33. Mechanics And Repairers	4.3
16. Supervisors And Proprietors, Sales Occupations	4.1
36. Machine Operators, And Tenders, Except Precision	4.0
5 .Mathematical And Computer Scientists	3.7
38. Motot Vehicle Operators	3.5

Occupation for contingent workers in group 3	%
26. Other Admin. Support, Including Clerical	14.3
10. Teachers, Except College And University	6.2
34. Construction Trades	5.9
32. Personal Service	5.4
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	4.9
29. Food Service	4.9
12. Other Professional Specialty Occupations	4.1
44. Farm Workers And Related Occupations	3.9
9 .Teachers, College And University	3.7
23. Secretaries, Stenographers, And Typists	3.5
3 .Management Related Occupations	3.2
5 .Mathematical And Computer Scientists	3.0

(図表 2 - 5)

Occupation of non-contingent workers in group 3	average hourly wage
4 .Engineers	24.7
5 .Mathematical And Computer Scientists	22.7
6 .Natural Scientists	21.5
15. Technicians, Except Health, Engineering, And Science	20.1
8 .Health Assessment And Treatment Occupations	19.9
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	8.6
31. Cleaning And Building Service	8.5
29. Food Service	8.0
20. Sales Related Occupations	7.5
27. Private Household Service Occupations	6.6

occupation of contingent workers in group 3	average hourly wage
17. Sales Reps, Finance And Business Services	57.9
4 .Engineers	34.2
15. Technicians, Except Health, Engineering, And Science	30.4
2 .Other Executive, Admin. & Managerial	23.8
8 .Health Assessment And Treatment Occupations	21.5
33. Mechanics And Repairers	18.3
29. Food Service	6.3
19. Sales Workers, Retail & Personal Services	6.1
32. Personal Service	5.9
11. Lawyers And Judges	5.8
27. Private Household Service Occupations	5.7

また、コンティンジェント労働者のケースをみると、エグゼクティブや専門職で典型労働者よりも平均時給が高い項目がある点が注目される。典型労働者の場合は高給の職であるその他のエグゼクティブが10%を超えて職種別人数では第1位となっているが、コンティンジェント労働者の場合第1位は平均時給が低い管理・サポート業務となっていることから、グループ3においては、コンティンジェント労働者と典型労働者の間に職種面での相違があるのみならず、同じコンティンジェント労働者の間でも職種や時給などで格差が

生じているといえる。

3 . 時給の回帰分析

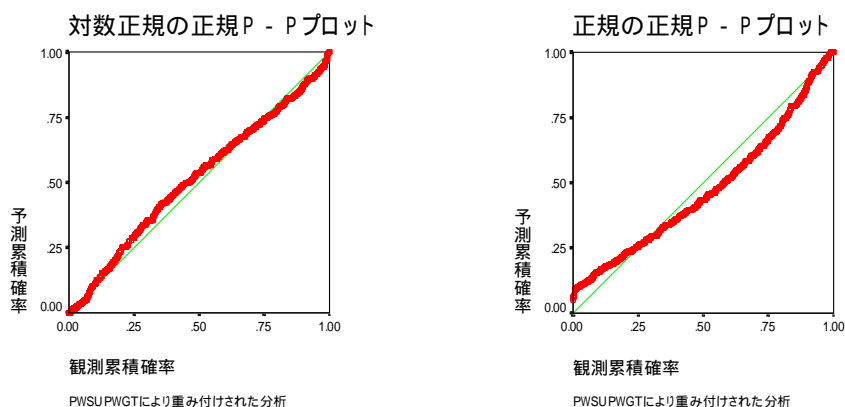
次に、時給データを労働者の諸属性を表すダミー変数を用いて回帰し、異なるグループ間で係数に差があるか調べる。これにより、年齢、性別、人種、地域などの属性と時給の関係をより詳細に見ることができる。

本稿において時給の回帰分析を行なう目的はこの他に、説明変数の中でも特に教育がコンティンジェント労働者の所得に与える影響について考察すること、およびこれに類似した先行研究にできるだけ近い関数形を用いて推計することでレプリケーションを行うことである。Card (1995) のサーベイ論文によると、非説明変数は所得の対数で、説明変数の一つである就学年数の回帰係数はOLSで0.05~0.1程度となっている。

但し、CPSのデータには「就学年数」を表す直接的なデータが存在しないため、学位表記されたデータを就学年数に変換する作業を行った⁴。

所得の回帰分析を行なう場合、被説明変数は対数変換したものをを用いることが多い。ここで、CPSのデータをP-Pプロットしたのを見ると、正規分布よりも当てはまりが良いことが分かり、ここでも被説明変数には対数値を用いる方が望ましいといえる。

(図表 3 - 1)



⁴ Park(1994) を参照。変換に使用したシンタックスは以下のとおり。

```
if (peeduca=31) schlyear=0. if (peeduca=32) schlyear=3. if (peeduca=33) schlyear=5.5.  
if (peeduca=34) schlyear=7.5. if (peeduca=35) schlyear=9. if (peeduca=36) schlyear=10.  
if (peeduca=37) schlyear=11. if (peeduca=38) schlyear=12. if (peeduca=39) schlyear=12.  
if (peeduca=40) schlyear=13.5. if (peeduca=41) schlyear=14. if (peeduca=42) schlyear=14.  
if (peeduca=43) schlyear=16. if (peeduca=44) schlyear=17.5. if (peeduca=45) schlyear=17.5.  
if (peeduca=46) schlyear=18.
```

まず、全労働人口を対象に回帰を行なう。被説明変数は時給の対数値、説明変数には就学年数、年齢、居住地域（北部・南部・東部・西部）、都市形態（中心地、大都市でない、どちらでもない）、性別、配偶者の有無、人種（白人、アフリカン・アメリカン、アメリカン・インディアン、アジア人）の数値データもしくはダミーを用いる。

（**図表 3 - 2**）にその結果を示す。西部を表すダミー変数以外は概ね符号が予想通りとなっている。Schooling 係数は 0.101 で先行研究のものと比較するとやや大きい値となっている。

（**図表 3 - 2**）16 歳以上のサンプルの OLS による回帰

	非標準化係数	標準誤差
(定数)	0.523	6.26E-06
SCHOOL YEAR	0.101	3.70E-07
PERSONS AGE	0.009	7.58E-08
MARITAL	0.186	1.96E-06
SEX	0.226	1.81E-06
NORTH	0.024	2.76E-06
SOUTH	-0.031	2.40E-06
WEST	0.044	2.69E-06
CENTRAL	0.078	3.09E-06
BALANCE	0.109	2.78E-06
NONMETRO	-0.048	3.27E-06
BLACK	-0.062	2.91E-06
INDIAN	-0.174	9.98E-06
PACIFIC	-0.082	4.79E-06

調整済み R Square 0.348554

(図表 3 - 3) 16 歳以上の全コンティンジェント労働者のサンプルによる O L S の結果

	非標準化係数	標準誤差
(定数)	0.958	2.88E-05
SCHOOLYEAR	0.067	1.67E-06
PERSONS AGE AS OF THE END OF SURVEY WEEK	0.007	3.9E-07
MARITL	0.279	1.13E-05
SEX	0.201	9.82E-06
NORTH	0.043	1.55E-05
SOUTH	-0.122	1.39E-05
WEST	-0.005	1.47E-05
CENTRAL	0.167	1.63E-05
BALANCE	-0.025	1.48E-05
NONMETRO	-0.076	1.76E-05
BLACK	-0.108	1.52E-05
INDIAN	-0.043	4.71E-05
PACIFIC	-0.111	2.12E-05

調整済み R Square 0.287514

(図表 3 - 3) は 16 歳以上のコンティンジェント労働者のみをサンプルとした O L S の結果である。Schooling 係数が 0.067 となり全体をサンプルとしたケースよりも値が小さくなっている。

次に、グループ 2 について同じような推計を行なった。典型労働者を対象にした O L S では、Schooling 係数が 0.1803 と異常に大きくなり、R 二乗の値は 0.1147 と低い値になった。逆に、コンティンジェント労働者を対象にした O L S では、Schooling 係数は -0.3576 と負の値をとっている。このような差が生じた原因として考えられるのは、まず、典型労働者のケースにおいては、就学年数が職務上必要な（観察されない）能力と強い相関を持っているために、実際よりも Schooling 係数が大きく計算されている可能性がある（いわゆる ‘Omitted variables bias’ が発生している可能性がある）と考えられ、コンティンジェント労働者のケースでは、大学での課程を終え給与の高い職業に就いている労働者と、大学の課程と両立させながら低い給与の職に就いている労働者の給与の格差が、就学年数の説明力を低めていると考えられる。

最後に、グループ3を対象にOLSを行なった。典型労働者をサンプルにしたOLSでは、Schooling 係数は 0.0962 と全体を対象にしたOLSの値に近くなっている。その他の係数の値もあまり変わらないものであった。対して、コンティンジェント労働者を対象にしたOLSでは、Schooling 係数は 0.060 とやや低く、R二乗も 0.2427 となっており説明力が落ちている。また、西部、アメリカン・インディアンのダミーで符号が逆になっている。

以上の結果をまとめると、いずれのグループにおいても典型労働者にとって、就学年数と時給との関係がコンティンジェント労働者よりも強く現れているとすることができる。しかし、特に高学歴のグループ2においては、賃金のかなりの部分が就学年数によって説明されているならば、Omitted variables bias の存在により Schooling 係数が過大に評価されている可能性も否定できない。2SLSによりまず就学年数を諸属性を表す変数で回帰し、この回帰によって得られた推定値を賃金回帰に用いる方法も考えられるが、今回試みた限りでは就学年数を十分に説明し得る変数は発見できなかった。2SLSあるいはIV法によりこれらの問題を解決できないか検討することが今後の課題である。

<参考文献>

David Card, 1995, "Earnings, Schooling, and Ability Revisited," *Research in Labor Economics*, 14, 23-48

Hipple, Steven, "Contingent work in the late-1990s," *Monthly Labor Review*, March, 1994

Park, Jin Heum, "Returns to Schooling: A Peculiar Deviation from Linearity." Unpublished Discussion paper, no.335, Princeton University, 1994a

Park, Jin Heum, "Estimation of Sheepskin Effects and Returns to Schooling Using the Old and the New CPS Measures of Educational Attainment." Unpublished Discussion paper, no.338, Princeton University, 1994b

Zvi Griliches, "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 1977, vol. 45(January), 1-22

仲野 組子 『アメリカの非正規雇用』青木書店 2000

第3章 独立契約者の多様性

木村 琢磨

1. はじめに

日本と同様、米国にも派遣労働者、業務請負労働者、呼出労働者など、さまざまな就業形態が存在する。常用のフルタイム労働者ではない非典型就業形態の中で、米国に特徴的なのは、独立契約者 (independent contractor) の多さである。1999年のCPSを用いた推計によれば、米国の全就業者の6.3%、およそ824万7000人が、独立契約者として働いている(図表3-1)。この数値から分かるように、米国では、独立契約者が、代替的就业形態のうち、最も大きな比率を占めている。

表3-1 就業形態別構成比(%)

	独立 契約者	呼出 労働者	派遣 労働者	業務請負 労働者
フルタイム労働者	15.3	4.9	0.8	0.9
パートタイム労働者	16.3	16.5	1.0	0.8
労働時間無回答	5.4	1.4	0.6	0.6
計	6.3	1.9	0.9	0.7

独立契約者とは、伝統的な意味での被雇用者ではなく、彼ら自身(もしくは彼らが経営する会社)で仕事の責任を負い、自ら顧客に対して商品・サービスを提供する自営労働者及び賃金労働者のことであり、独立コンサルタントやフリーランスのライター、不動産業者、住宅リフォーム業者などの職種がある(Cohany 1996)

日本でも、平成6年にトヨタ自動車がかーデザイナー向けのプロフェッショナル・コントラクト制度を導入した。制度の対象は外部から採用したプロの契約社員であり、固定年収1000万円と最高1500万円の成果給で処遇された。そのほかにも、パソナが雇用関係のない独立契約者に営業を委託するなど、日本でも、通常のアウトソーシングではなく、「独立契約者の活用」を強調するような企業が見られるようになっている。

独立契約者は一般的に、他の非典型就業形態よりも賃金が高く、高学歴層が多い(Belman & Golden 2000, Polivka et al 2000)。また、独立契約者について言及した記事や著書は、高度な専門性を持つ独立契約者に焦点を当てたものが多く(実 1998、八代 1998) 人材活用戦略として、高度な専門性を持つ有期契約のプロフェッショナル人材(プロ契約社員)を「日本版独立契約社員」と位置づける見方もある(ウィリアム・マーサー社 1999)。

これらの論文は、「独立契約者 = 高学歴・高収入の高度専門職」と述べているわけではな

いが、他の非典型就業形態に比べてその傾向が強いことから、「独立契約者」という言葉がまだ一般的でない日本では、「独立契約者 = ゴールドカラー⁵」という認識が一部にある。従来、独立契約者は、他の非典型就業形態との比較によって分析されてきたため、独立契約者内部の学歴、職種、収入等における多様性は、あまり言及されてこなかった。

そこで本章では、自らの稼得によって生計を立てようとする人々にとっての、今後の選択肢の1つとして注目される独立契約者という就労形態の実態を明らかにするため、CPSのデータを用い、独立契約者の中に存在する年齢、性別、人種、学歴、職種といった属性と、賃金水準の分散を分析する。また、就業形態上は「独立契約者」であっても、労働の実態は被雇用者である、「誤分類」された独立契約者（仲野 2001）の存在について言及する。

「専門的な能力はあるが個人主義で使いにくいと敬遠される社員を、雇用ではなく一定の範囲の仕事を請負契約という形で活用できないだろうか（八代 1998）」という議論もあることから、典型労働者と比べた場合の、独立契約者の経済的自立の可能性を探るため、本章の分析は、フルタイムの労働者に限定して行う。

2. 独立契約者と他の非典型就業者との属性比較

独立契約者の属性に関する特徴は、これまでも分析が行われているが、フルタイム労働者に限定して行ったものはこれまでにない。フルタイム労働者について、独立契約者の基本属性を他の就業形態の労働者を比較したのが図表3 - 2である。

まず年齢分布を見ると、呼出労働者、請負労働者、派遣労働者は25～34歳の層を中心としているのに対し、独立契約者は45～54歳の層が最も多く、35～44歳の層がその次に多い。平均年齢で見ても、他の非典型労働者が30歳台なのに対し、独立契約者は45.8歳と、かなり高い。また、典型労働者と比べた場合でも、年齢分布、平均年齢ともに、典型労働者よりも高いことが分かる。

性別は、独立契約者は男性が7割以上を占めており、典型労働者よりも男性比率は高い。この点では、呼出労働者や請負労働者と同じく、男性を中心とした非典型就労形態といえる。

学歴に関しては、一般に、独立契約者は高学歴者の多い就労形態であると言われている。フルタイム労働者について比較すると、他の非典型労働者と比べた場合、独立契約者は中卒・高校中退者の比率が低く、大学院卒の比率が高いことから、非典型就労形態としては

⁵ ゴールドカラーとは、大学プラスアルファの教育水準を持ち、企業横断的な専門能力を駆使して個人ベースのスマール・グループで、イノベーティブな仕事をするプロフェッショナル人材のことで、職種としてはコンサルタント、設計技術者、投資銀行家、工業デザイナー、建築家などが想定されており（佐野 1998）ホワイトカラーを超えるエリート層として位置付けられる。

図表3 - 2 就業形態別属性比較（%、フルタイム労働者）

		独立 契約者	呼出 労働者	派遣 労働者	業務請 負労働 者	典型 労働者
年齢	16 ~ 19歳	0.3	3.6	13.5	6.1	2.0
	20 ~ 24歳	2.7	12.8	11.6	11.5	7.9
	25 ~ 34歳	15.1	30.7	36.0	34.0	23.9
	35 ~ 44歳	27.7	18.3	17.9	22.0	28.7
	45 ~ 54歳	32.4	22.5	20.9	22.8	22.1
	55 ~ 64歳	17.0	6.9	0.0	3.7	12.2
	65歳以上	4.9	5.1	0.0	0.0	3.2
	平均年齢	45.8	38.3	32.8	35.7	40.7
性別	男	71.6	72.0	100.0	40.8	64.8
	女	28.4	28.0	0.0	59.2	35.2
学歴	中卒・高校中退	9.4	24.1	33.0	19.8	12.3
	高卒	32.9	30.5	16.0	36.1	31.8
	大学中退	18.5	18.7	13.1	24.0	20.0
	短大卒	8.5	5.3	0.0	7.1	7.7
	大卒	18.0	19.4	21.8	9.5	17.8
	大学院卒	12.7	2.0	16.1	3.4	10.4
人種	白人	88.9	85.4	80.9	90.1	84.4
	黒人	7.8	13.2	13.2	9.9	12.2
	アメリカンディア、アルト人	0.5	0.5	0.0	0.0	1.0
	アジア人、太平洋諸島民	2.8	0.8	6.0	0.0	2.4
職種	役員、管理職	18.5	2.9	14.7	0.0	14.5
	専門職	17.7	19.2	25.0	9.6	14.8
	技術職、技術補助職	0.9	4.2	6.4	0.0	2.9
	営業職	16.2	3.4	0.0	1.8	11.6
	管理部門補助職	2.8	5.3	0.0	30.9	8.1
	サービス職	6.5	12.4	6.8	6.6	13.3
	精密機器製造・修理職	21.8	14.0	7.5	11.4	11.8
	オペレーター・組立・肉体労働職	10.1	32.9	34.6	34.8	16.7
	農林水産職	5.5	5.6	5.0	4.8	6.2

高学歴であるといえる。しかし、典型労働者と比べた場合は、それほどの差はない。中卒・高校中退の比率がやや低く、大学院卒の比率がわずかに高い程度である。以上より、フルタイムの独立契約者の学歴は、フルタイムの非典型労働者よりは高く、典型労働者と同程度といえることができる。

人種構成は、大半が白人である点は、他の就業形態と同じである。わずかな差ではあるが、白人の比率が高い部類に入る。やや特徴的なのは、黒人の比率が低い点である。

独立契約者の職種は、他の非典型労働者とは大きな違いがある。独立契約者は、役員・管理職、営業・販売職、精密機器製造・修理職の比率が高く、オペレーター・組立・肉体労働職の比率がかなり低い。専門職の比率はそれほど高くない。典型労働者とは職種分布が比較的類似しているが、独立契約者は管理部門補助職、サービス職、オペレーター・組立・肉体労働職が少なく、役員・管理職、専門職、営業職、精密機器製造・修理職の比率では上回っている。

以上のように、独立契約者は、他の就業形態に比べて年齢層が高く、典型労働者よりも、男性の比率が高い。学歴は、他の非典型労働者よりは高いが、典型労働者と比べるとそれほどの差はない。人種構成は、白人を主体とする点では多と同じであるが、黒人の少なさがやや目立つ。

職種は、役員・管理職が多いが、専門職はそれほど多くはない。また、営業職、精密機器製造・修理職の比率が高く、主として定型作業に従事するような職種ではあまり多くない。独立契約者は、高学歴のスペシャリストというイメージがあるが、実際は、それほど高学歴者や専門職に偏っているわけではなく、多様な学歴、職種の人々で構成されている。

3．独立契約者の賃金

週給の額を中央値と比較すると、独立契約者の賃金は、請負労働者に次いで高く、典型労働者のそれを100ドル以上も上回っている（**図表3 - 3**）。平均値で見ると、就業形態の中で最も高い。しかし、各就業形態とも、標準偏差の値が大きいため、賃金分布はかなり広く分散していると思われる。

そこで、フルタイムの全労働者の週給を十段階に区分し、高賃金層、中賃金層、低賃金層の分布をグラフで表示した（**図表3 - 4**）。請負労働者は中賃金層に、呼出労働者、派遣労働者は低賃金層に集中しているのに対し、独立契約者、典型労働者の週給は、各階層に均等に分散している。

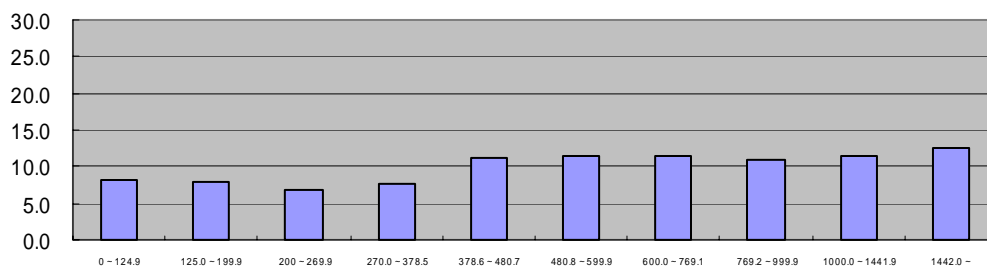
第一十分位から第五十分位までは、独立契約者の比率がやや高いことから、わずかではあるが、独立契約者の方が、典型労働者よりも高賃金層への集中度が高いといえる。賃金に関して言えば、独立契約者は、フルタイム労働者の中では高賃金の就業形態であるといえる。

図表 3 - 3 週給の比較（フルタイム・就業形態別）

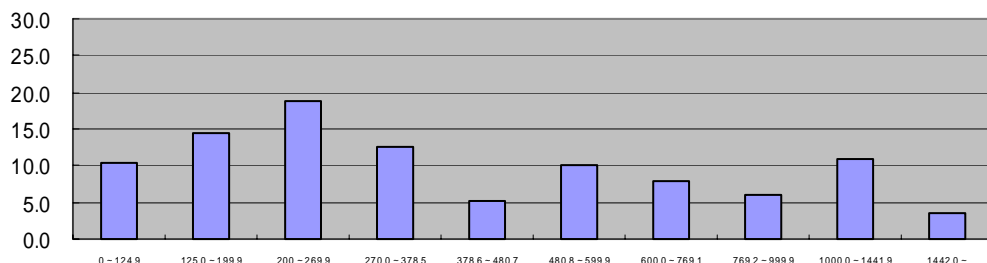
	中央値	平均値	N
独立契約者	519.2	713.0	1267784
呼出労働者	300.0	474.1	299274
請負労働者	576.9	624.3	56103
派遣労働者	270.0	355.4	64080
典型労働者	400.0	605.2	6650808

図表 3 - 4 賃金分布

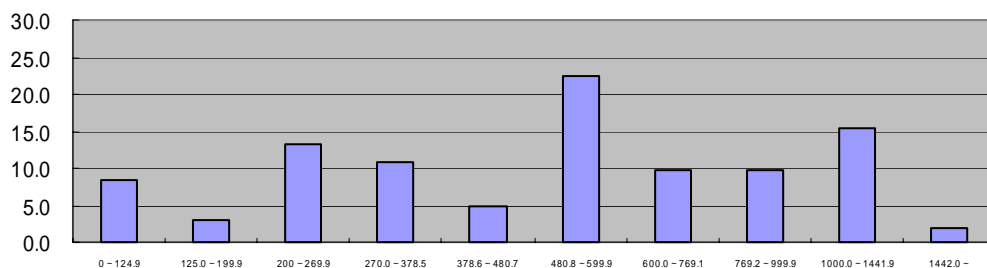
独立契約者



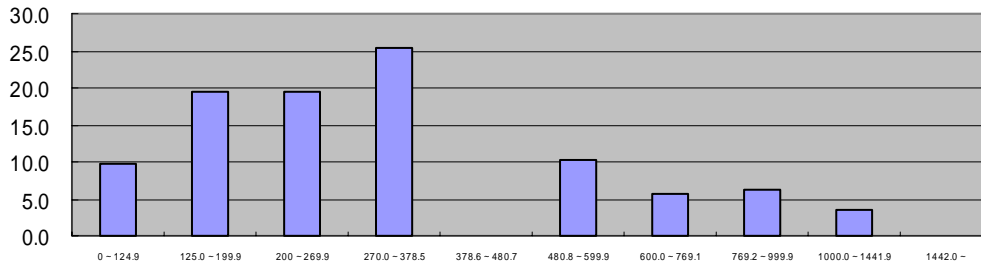
呼出労働者



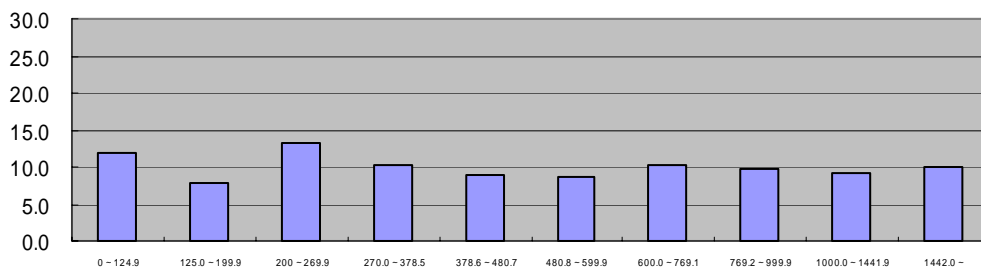
請負労働者



派遣労働者



典型労働者



4. 独立契約者内の賃金格差

全体として、独立契約者は他の就業形態に比べて高賃金であることが分かったが、10段階に区分した賃金分布によれば、高賃金層から低賃金層にまで、幅広く分布していた。先に見たように、独立契約者の属性は様々であるから、独立契約者の中の賃金格差は、彼ら年齢、性別、学歴、人種といった個人的属性や、職種によって規定されていると思われる。

(1) 基本属性による格差

図表3 - 5によれば、独立契約者の賃金は、平均値では、20代から30代にかけて上昇し、35～44歳でピークを迎え、その後、低下する傾向にある。55～64歳と65歳以上とでは200ドル以上の差があり、65歳以上では、賃金額が激減している。中央値では20歳代から40歳代半ばまで横ばい45歳以上から低下する。しかし、この変化が、年齢の経過による年齢効果、その時々々の労働市場の状況を反映した世代効果の、どちらの影響を主に受けているのかは不明である。

男女別では、男性の方が圧倒的に賃金は高い。学歴別では、大学院卒がそれほど高くないほかは、高学歴ほど賃金が高いといえる。性別、学歴に関しては、通常の性差、学歴差と同様の傾向である。

図表3 - 5 週当たり賃金比較

		平均値		中央値		N	
		独立 契約者	典型 労働者	独立 契約者	典型 労働者	独立 契約者	典型 労働者
年齢	16 ~ 19歳	163.5	148.1	156.0	152.3	3460	23389
	20 ~ 24歳	573.2	354.4	600.0	370.0	34452	73780
	25 ~ 34歳	628.7	611.4	577.0	500.0	191142	298816
	35 ~ 44歳	805.6	605.1	600.0	461.5	350866	359124
	45 ~ 54歳	764.6	759.8	500.0	576.9	410758	358862
	55 ~ 64歳	662.6	570.9	466.7	350.0	215346	234494
	65歳以上	388.6	377.5	92.3	225.0	61761	88113
性別	男	792.0	732.3	600.0	560.0	907275	964241
	女	514.1	345.7	340.0	210.0	360510	472337
学歴	中卒・高校中退	590.1	379.7	480.8	250.0	119090	197883
	高卒	607.1	475.6	480.8	300.0	416816	463331
	大学中退	811.3	628.4	500.0	416.7	234758	237871
	短大卒	671.2	796.8	480.0	553.9	107351	114357
	大卒	843.8	766.7	673.0	576.0	228574	272491
	大学院卒	776.6	825.8	666.7	673.1	161196	150646
人種	白人	713.9	614.0	553.9	416.0	1127530	1247331
	黒人	654.2	455.8	480.8	276.9	99396	123608
	アメリカンディアン、アルト人	269.6	353.6	288.5	225.0	5922	4987
	アジア人、太平洋諸島民	924.3	749.9	600.0	480.8	3494	60653
職種	役員、管理職	939.4	868.9	666.7	640.0	233956	250742
	専門職	790.3	848.7	640.0	576.9	224733	166211
	技術職、技術補助職	363.5	1021.6	230.8	653.8	10954	11138
	営業職	763.6	684.9	519.2	500.0	205035	213601
	管理部門補助職	715.8	344.2	500.0	230.8	36063	73509
	サービス職	367.8	331.1	300.0	300.0	82149	153583
	精密機器製造・修理職	550.7	550.3	448.0	461.5	276299	127496
	オペレーター・組立・肉体労働職	775.8	494.8	725.0	384.0	128355	133734
	農林水産職	544.0	457.7	307.8	250.0	70243	306564

人種別に見ると、やや意外な傾向が見られる。平均値、中央値のいずれにおいても、白人の方が黒人よりやや高く、アメリカンディアン・アルト人はかなり低い。特徴的

なのは、アジア・太平洋人の高さであり、平均値では200ドル以上、中央値でも50ドル、白人の値を上回っている。

職種別では、役員・管理職、専門職で賃金が高いが、これは他の就業形態や他の国々でも一般的に見られる傾向である。特徴的なのは、オペレーター・組立・肉体労働職の賃金水準の高さである。これは、この職種の中に、一人親方的な独立契約者が含まれているためと思われる。

(2) クロス集計による比較

以上より、年齢、性別、学歴、人種という個人属性によって、独立契約者の賃金にはバラツキがあることが分かった。しかし、最も明白なのは、職種間の差異である。よって、独立契約者内の賃金格差の要因は、個人属性による職種構成の違いに基づくものかもしれない。そこで、年齢、性別、学歴、人種で職種をクロス集計することにより、格差の要因が個人属性によるのか、それとも職種によるものなのかを明らかにする。

65歳以上を除いて見てみると、年齢階層を問わず、役員・管理職、専門職、営業・販売職、精密機器製造・修理職が独立契約者の中心的職種である(図表3-6)。職種別の賃金水準も、中央値でみた場合には、年齢による差は見られない。65歳以上では、役員・管理職、

図表3-6 独立契約者内の週給比較(中央値 年齢×職種)

		役員・管理 職	専門職	技術・技術 補助職	営業・販売 職	管理部門 補助職(事 務員含む)	サービス 職	精密機器 製造・修理 職	オペレーター・ 組立・肉体 労働職	農林水産 職	計
20~	中央値	600.0	50.0		1500.0			712.5	750.0		600.0
24歳	構成比	(24.1)	(14.7)	(0.0)	(7.6)	(0.0)	(0.0)	(34.3)	(19.3)	(0.0)	(2.7)
25~	中央値	865.4	800.0	800.0	519.2	480.8	576.9	461.5	576.9	200.0	577.0
34歳	構成比	(16.8)	(9.8)	(2.0)	(10.7)	(4.0)	(10.2)	(28.1)	(8.1)	(10.2)	(15.1)
35~	中央値	576.9	576.9	300.0	673.0	700.0	180.0	553.9	865.4	750.0	600.0
44歳	構成比	(16.9)	(17.8)	(0.1)	(16.2)	(0.4)	(6.1)	(21.5)	(16.2)	(5.0)	(27.7)
45~	中央値	673.1	500.0	230.8	480.8	500.0	250.0	423.1	673.1	300.0	500.0
54歳	構成比	(24.2)	(17.6)	(1.3)	(15.7)	(4.9)	(6.6)	(20.5)	(4.6)	(4.5)	(32.4)
55~	中央値	673.1	800.0	500.0	673.1	192.3	400.0	400.0	725.0	384.6	466.7
64歳	構成比	(15.7)	(21.6)	(0.2)	(17.7)	(3.3)	(3.6)	(22.0)	(11.0)	(5.0)	(17.0)
65歳	中央値	800.0	84.6	400.0	92.3		34.6	76.9	100.0	192.3	92.3
以上	構成比	(2.1)	(31.7)	(1.8)	(36.7)	(0.0)	(5.5)	(5.8)	(9.8)	(6.7)	(4.9)
計	中央値	666.7	640.0	230.8	519.2	500.0	300.0	448.0	725.0	307.7	519.2
	構成比	(18.5)	(17.7)	(0.9)	(16.2)	(2.8)	(6.5)	(21.8)	(10.1)	(5.5)	

精密機器製造・修理職の比率が低く、専門職と営業・販売職の比率が高い。役員・管理職では他の年齢階層と賃金の差はないが、他の職種においては、他の年齢階層よりも賃金が著しく低い。よって、65歳以上の独立契約者の低賃金は、職種の変化によるものではなく、年齢による変化ということができる。

男女別にみた場合、役員・管理職、専門職が多い点は男女で違いがないが、女性は営業・販売職、サービス職が多く、精密機器製造・修理職、オペレーター・組立・肉体労働職がきわめて少ない（図表3-7）。賃金水準は、管理部門補助職を除き、同じ職種でも女性が大きく下回っている。つまり、男女間の賃金格差も、職種構成によるものではなく、性差による格差とみることができる。

図表3-7 独立契約者内の週給比較（中央値 性別×職種）

		役員・管理職	専門職	技術・技術補助職	営業・販売職	管理部門補助職(事務員含む)	サービス職	精密機器製造・修理職	オペレーター・組立・肉体労働職	農林水産職	計
男性	中央値	865.4	769.2	500.0	807.7	138.5	250.0	461.5	725.0	384.6	600.0
	構成比	(18.8)	(16.2)	(0.5)	(10.9)	(1.0)	(2.2)	(30.2)	(13.4)	(6.8)	(71.6)
女性	中央値	384.6	416.0	230.8	230.8	403.9	300.0	280.0	200.0	50.0	340.0
	構成比	(17.6)	(21.5)	(1.7)	(29.5)	(7.4)	(17.2)	(0.7)	(2.0)	(2.4)	(28.4)
合計	中央値	666.7	640.0	230.8	519.2	500.0	300.0	448.0	725.0	307.7	519.2
	構成比	(18.5)	(17.7)	(0.9)	(16.2)	(2.8)	(6.5)	(21.8)	(10.1)	(5.5)	

学歴別の職種構成の特徴は、高学歴層では役員・管理職、専門職が多く、精密機器製造・修理職、オペレーター・組立・肉体労働職が少ないという、他の就業形態と同様の傾向が見られる（図表3-8）。高卒以下では、大きな割合を占めるオペレーター・組立・肉体労働職の賃金が、同じ職種のより高い学歴の層よりも高い。精密機器製造・修理職でもやや差があるが、学歴の程度と比例した差ではない。しかし、一方、役員・管理職と専門職では、高学歴層の方が比率が高いだけでなく、賃金水準も高い。営業・販売職も、大学院卒を除き、高学歴層の方が賃金が高い。

人種別では、黒人は白人と比べ、役員・管理職が少なく、専門職、サービス職、オペレーター・組立・肉体労働職が多い（図表3-9）。黒人は、サービス職、オペレーター・組立・肉体労働職を除く全ての職種において、白人の賃金水準を下回る。特に、専門職の賃金の低さが顕著である。

アメリカインディアン・アルート人は、半数以上が営業・販売職に集中し、残りの約4

割は精密機器製造・修理職であり、職種にバラツキがない。アジア人・太平洋諸島民では、専門職が比較的少なく、営業・販売職が多い。アジア・太平洋諸島民の賃金水準は、全ての職種で白人のそれを上回っている。

つまり、年齢、性別、学歴、人種という個人属性によって職種構成には違いがあるが、賃金格差の要因は、職種構成の差よりも、個人属性による賃金格差である。

図表3 - 8 独立契約者内の週給比較（中央値 学歴×職種）

		役員・管	専門職	技術・技	営業・販	管理部門	サービ	精密機	オペレータ	農林水	計
		理職		術補助	売職	補助職	ス職	器製	-・組	産職	
中卒 高校中退	中央値	500.0	69.2		100.0		156.0	500.0	750.0	666.7	480.8
	構成比	(3.1)	(3.8)	(0.0)	(11.8)	(0.0)	(12.6)	(44.3)	(18.4)	(6.1)	(9.4)
高卒	中央値	500.0	442.3	500.0	288.5	200.0	576.9	461.5	800.0	200.0	480.8
	構成比	(16.9)	(5.1)	(0.2)	(13.1)	(3.1)	(6.2)	(31.5)	(15.8)	(8.1)	(32.9)
大学中退	中央値	961.5	500.0	125.0	700.0	700.0	326.9	423.1	400.0	250.0	500.0
	構成比	(18.0)	(14.5)	(0.6)	(16.6)	(5.1)	(8.0)	(22.3)	(8.1)	(6.8)	(18.5)
短大卒	中央値	850.0	200.0	151.9	700.0	403.9	300.0	384.6	576.9	288.5	480.0
	構成比	(27.5)	(11.4)	(0.4)	(25.8)	(5.2)	(11.4)	(9.6)	(5.0)	(3.7)	(8.5)
大卒	中央値	1000.0	738.5	400.0	694.4	480.8	180.0	600.0	600.0	514.3	673.0
	構成比	(24.4)	(31.1)	(0.5)	(18.6)	(2.5)	(4.6)	(10.2)	(4.6)	(3.4)	(18.0)
大学院卒	中央値	480.8	800.0	230.8	480.8			1000.0	466.7	442.3	666.7
	構成比	(19.9)	(50.5)	(4.4)	(16.8)	(0.0)	(0.0)	(3.9)	(3.7)	(0.7)	(12.7)
計	中央値	666.7	640.0	230.8	519.2	500.0	300.0	448.0	725.0	307.8	519.2
	構成比	(18.5)	(17.7)	(0.9)	(16.2)	(2.8)	(6.5)	(21.8)	(10.1)	(5.5)	

図表3 - 9 独立契約者内の週給比較（中央値 人種×職種）

		役員・管理 職	専門職	技術・技術 補助職	営業・販売 職	管理部門 補助職(事 務員含む)	サービス 職	精密機器 製造・修理 職	パレーター・ 組立・肉体 労働職	農林水産 職	計
白人	中央値	666.7	700.0	230.8	519.2	500.0	250.0	461.5	576.9	307.7	553.9
	構成比	(19.7)	(17.2)	(1.0)	(15.6)	(3.2)	(4.8)	(23.2)	(9.0)	(6.2)	(88.9)
黒人	中央値	480.8	276.9		360.0		576.9	230.8	1000.0		480.8
	構成比	(5.4)	(27.1)	(0.0)	(12.5)	(0.0)	(27.9)	(2.5)	(24.5)	(0.0)	(7.8)
アメリカン イノ、アルト 人	中央値				288.5			200.0			288.5
	構成比	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(60.7)	(0.0)	(0.0)	(39.3)	(0.0)	(0.0)	(0.5)
アジア人、 太平洋諸 島民	中央値	1041.7	960.0		2000.0			600.0	600.0		600.0
	構成比	(17.5)	(10.4)	(0.0)	(36.7)	(0.0)	(0.0)	(27.9)	(7.5)	(0.0)	(2.8)
計	中央値	939.4	640.0	230.8	763.6	500.0	300.0	448.0	725.0	307.7	519.2
	構成比	(18.5)	(17.7)	(0.9)	(16.2)	(2.8)	(6.5)	(21.8)	(10.1)	(5.5)	

5 .「擬似独立契約者」と「狭義の独立契約者」

(1) 擬似独立契約者の定義

独立契約者の中には、文字通り「独立」して、自らの専門能力を売りにして様々な顧客と契約する者もいれば、実際には「独立」しておらず、一社専属の者、つまり「誤分類」された独立契約者もいる。その中には、以前、正社員として働いていた会社から、非正社員に「格下げ」され、そのまま同じ会社で働いている者もいる。このように、仕事は1つしか持っておらず、独立契約者となる直前に雇用されていた企業で就労している独立契約者を「擬似独立契約者」と呼ぶ。擬似独立契約者は、典型労働者の時と、就労状況はほぼ不変のまま、雇用が不安定化されており、雇用責任の解消という、企業の雇用対策の産物である。

本稿の分析では、「多就業か否か」の問に「シングルジョブ」と回答した、多就業ではない単一就業者で、「独立契約者となる前、他で雇用されて」おり、「以前、独立契約者としてではなく、現在の顧客企業で働いていたことが」あり、それが「独立契約者となる直前の就労」である労働者を、「擬似独立契約者」と定義する。

(2) 擬似独立契約者の数

擬似独立契約者は、フルタイム労働者、パートタイム労働者のいずれにおいても、回答の得られた中でわずかな比率しか占めておらず、無回答者を含めれば、1%程度、回答者の中だけではフルタイム労働者の28%、パートタイム労働者の20%である(図表3-10)。フルタイム労働者に関して言えば、先の、
、
、
の4つの質問において、無回答者の比率がそれぞれ0.0%、74.1%、82.6%、3.0%であり、4つの質問全てに答えたのはわずか5%であるため正確な状況は断定できない。しかし、労働者全体に占める数そのものは非常に少ないと言うことはできる。

図表3-10 独立契約者が擬似独立契約者が

	擬似独立 契約者	独立契約 者	欠損値	N
フルタイム労働者	1.4	3.6	95.0	1267784
パートタイム労働者	1.0	4.0	95.0	526518

6. まとめ

以上みたように、フルタイム労働者の中で考えた場合、「独立契約者 = 高学歴・高収入のスペシャリスト」というイメージは、やや一面的である。独立契約者は、他の非典型労働者よりも学歴が高く、賃金水準も高いが、典型労働者と比べた場合には、学歴、賃金水準ともに、それほど差はなかった。米国では、典型労働者には付加給付等が約27%つくことを考えれば、独立契約者の賃金は、それほど恵まれたものではないといえる。

また、独立契約者は、他の就業形態と比べて男性や白人の比率が高く、職種では役員・管理職が多いという特徴があった。しかし、専門職の比率はそれほど高くはない。独立契約者は、それほど高学歴者や専門職に偏っているわけではなく、様々な学歴や職種の人々で構成されていることがわかった。

また、独立契約者の中での賃金水準の分布は幅広く、賃金水準においても多様性がある。他の就業形態と同様、独立契約者においても、職種間でかなりの賃金格差がある。しかし、独立契約者内の賃金格差は、年齢、性別、学歴、人種という個人属性による職種構成よりも、個人属性に基づく部分が大きかった。

企業が従業員を独立契約者として雇い直すことによって生じた「擬似独立契約者」は、全就業者の中に占める比率は高くない。しかし、この点は無回答者が多く、擬似独立契約者の人数に関する信頼できる推計や、狭義の独立契約者との属性、賃金の比較は行えなかった。

独立契約者は、報酬が意外に高く、専門技術を生かした自由な仕事(実1998)と言われ

ているが、非典型労働者の中では比較的恵まれた賃金水準とはいえ、典型労働者と比べれば、それほどでもない。つまり、独立契約者は、典型労働者よりも恵まれた就業形態とは必ずしも言えず、雇用の安定よりも自由を求める度合いがはるかに大きい労働者が選択する就業形態といえる。

独立契約者は、高学歴のエリートに限られた就業形態ではなく、「大衆的」な就業形態である。また、人種や性別、学歴によって、賃金水準が大きく影響を受ける点では、独立契約者も典型労働者と変わらない。独立契約者として経済的に成功していくためには、学校教育や資格試験、就業経験などによって職業能力を磨き、人によっては人種や性差から生まれるハンディキャップを克服する必要がある。

<参考文献>

- Dale Belman, Lonnie Golden (2000) "Nonstandard and Contingent Employment : Contrasts by Job Type, Industry, and Occupation" Carre,F., Ferber,M.A., Golden,L.,and Herzenberg,S.A. (eds.) *Nonstandard Work - The Nature and Challenges of Changing Employment Arrangements* - Industrial Relations Research Association
- Sharon R. Cohany (1996) "Workers in alternative employment arrangements" *Monthly Labor Review* October
- 実哲也 (1998) 「じんじろジー インデペンデント・コントラクター 米ハイテクの即戦力に」 『日本経済新聞 Monday Nikkei』 1998年1月12日
- 仲野組子 (2000) 『アメリカの非正規雇用』 青木書店
- 日本労働研究機構 (2001) 『アメリカの非典型雇用 コンティンジェント労働者をめぐる諸問題』
- Anne E. Polivka, Sharon R. Cohany, and Steven Hipple(2000) "Definition, Composition, and Economic Consequence of the Nonstandard Work" Carre,F., Ferber,M.A., Golden,L.,and Herzenberg,S.A. (eds.) *Nonstandard Work - The Nature and Challenges of Changing Employment Arrangements* - Industrial Relations Research Association
- 佐野陽子 (1998) 「ゴールドカラーの人材育成」
二神恭一編著 『戦略的人材開発 コンティンジェント雇用システム』 中央経済社
- ウィリアム・マーサー社 (1999) 『競争優位を生み出す戦略人材マネジメント』
東洋経済新報社
- 八代尚宏 (1998) 『人事部はもういない』 講談社

第4章 米国の「物の製造の業務」における請負と派遣

佐野 嘉秀

1. はじめに

(1) この章の課題

この章では、1999年に実施された Current Population Survey (CPS) 付帯調査のデータ・セットを利用することで、「物の製造の業務」をおこなう米国の請負労働者と派遣労働者について、職種や勤務形態、個人的属性、仕事の臨時的性格や使用者との関係についての認識、労働条件や労働組合への加入状況などを比較分析してみたい。

ここでいう「物の製造の業務」とは、日本において、労働者派遣法（「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の就業条件の整備などに関する法律」1986年7月施行）の「附則4項」により、「当分の間」同法の適用除外業務とされている業務をさす。派遣事業の対象業務は、1999年に派遣労働法が改正された際、同法の適用対象業務を限定列挙する従来のポジティブ・リスト方式から、適用除外業務を列挙するネガティブ・リスト方式で規制がおこなわれることになり、原則自由化されることとなった。しかし、「物の製造の業務」については、「附則」により、同法の適用除外業務として「当分の間」派遣事業が禁止されつづけることとなり、現在にいたっている。それゆえ、現在の日本において、「物の製造の業務」に該当する分野における派遣労働者の利用は、原則として、法的にみとめられていない。

ところで、「附則」によると、「物の製造の業務」における派遣事業の禁止については、「当分の間」という限定がついている。「物の製造の業務」における派遣事業の是非については、今後も継続して考慮すべき政策上の課題として位置づけられているといえる。この点に関して、2002年3月29日に閣議決定された、総合規制改革会議による「規制改革推進3か年計画（改定）」は、「現行派遣法は、附則において、当分の間『物の製造』の業務について派遣事業を禁止しているが、製造業務の派遣事業に係る他国の状況も踏まえながら、これを解禁することも含め検討する」ことを確認している⁶。

「物の製造の業務」における派遣事業の解禁について、その是非を検討するうえでは、それが及ぼしうる諸影響を事前に考察しておくことが有益であろう。その際には、とくに、派遣事業の解禁が、現在は派遣以外の就業形態で勤務している労働者の雇用や労働条件に、どのような影響をあたえるかを推察することが重要と考える。

⁶ 法学者の中にも、「物の製造の業務」における労働者派遣の早期の解禁を主張する意見がある。例えば、小島（2001a）は、派遣労働者の職業選択の自由という観点から、「物の製造の業務」における労働者派遣の解禁を主張している。

現在、日本の製造現場では、業務処理請負契約にもとづき、請負労働が広く利用されている（小林，2001：186-189；佐藤・木村：2002；中部産政研，1998；中馬，2001；電機連合，2001：64-74）。そして、「物の製造の業務」における派遣事業が原則として法的に禁じられていることを背景に、請負労働が、実態としては労働者派遣法でいう派遣労働者に近似した形態で利用されていることが指摘されている。業務処理請負契約のもとでは、労働者派遣契約の場合と異なり、法律上、労働者に対する指揮命令権はあくまで雇用関係のある請負元にある。しかし、実態としては、指揮命令権の所在があいまいとなり、請負先の担当者が請負労働者に対し実質的な指揮命令をおこなう事例もみられるとされる（木村：2002：29；小嶋，2001b：151，158；小林，2001：188）。

こうした現状を前提とすると、「物の製造の業務」に労働者派遣の利用がみとめられた場合には、派遣労働が、請負労働の一部を代替しつつ普及していくことが十分に予測される。それゆえ、「物の製造の業務」における派遣事業の解禁の是非を考察するうえでは、派遣事業の解禁が、同じ業務分野の請負労働者の雇用や労働条件へどのような影響をあたえるかを推察しておくことが必要と考える。より具体的には、派遣労働が、とくにどのような業務を中心として請負労働を代替しうるか、派遣労働および請負労働に従事する労働者の属性には、それぞれどのような偏りが生じうるか、派遣労働者や請負労働者による、自分の就業形態や使用者との関係についての認識は、それぞれどのように異なりうるか、派遣労働者と請負労働者の労働条件は、互いにどのように違いうるかといった点を考察することが重要となろう。

本章では、これらを考察するうえで参照しうる資料を作成するため、米国 CPS 付帯調査のデータ・セットを利用し、米国の「物の製造の業務」における請負労働者と派遣労働者の職種や勤務形態、個人的属性、仕事の臨時的性格や使用者との関係についての認識、労働条件や労働組合への加入状況などを比較分析してみたい。

米国では、日本の労働者派遣法に相当するような、労働者派遣業の事業者を特別に規制する法律がそもそも存在せず、事業者に対する許可制や登録制といった制度も一部の州で採用されているにすぎない（日本人材派遣協会編，2001：74；日本労働研究機構編，2001：88-89；藤川，2001：126）。そのため、米国では、日本の労働者派遣法のいう「物の製造の業務」に相当する分野においても、派遣労働が活用されており、派遣労働と請負労働とはともに広く普及している。

これら等しく「物の製造の業務」に従事する米国の請負労働者と派遣労働者のあいだで、職種や勤務形態、個人的属性、仕事の臨時的性格や使用者との関係についての認識、労働条件や労働組合への加入状況などは、どのように異なるであろうか。これを明確にすることは、日本で「物の製造の業務」に派遣事業をみとめた場合に、派遣労働がどのような実態をとらないつつ普及し、同分野の労働者の労働条件にどのような影響をあたえうるかを推察するうえで参照しうる有効な資料を提供することになると考える。

(2) 分析対象の選択

以上で説明したように、この章の課題は、日本の労働者派遣法の「附則」が規定する「物の製造の業務」に相当する職種に従事する、米国の請負労働者と派遣労働者について、両者の職種や勤務形態、個人的属性、仕事の臨時的性格や使用者との関係についての認識、労働条件や労働組合への加入状況などを、CPS 付帯調査のデータ・セットを利用して比較分析することにある。

「附則」によると、「物の製造の業務」とは、より詳しくは「物の溶融、鋳造、加工、組立て、洗浄、塗装、運搬等物を製造する工程における作業に係る業務をいう」とされる。そこで、分析にあたっては、そうした業務におおよそ相当する職種への従事者を分析対象とした。具体的には、CPS 付帯調査の回答者のうち、所属産業が「主要産業レコード」の分類で「製造業（耐久消費財）」または「製造業（非耐久消費財）」に該当し、しかも、職種が「詳細職種レコード」の分類で「精密生産職（Other Precision Production Occupations）」、「機械工（Machine Operators and Tenders except Precision）」、「組立工・検査員（Fabricators, Assemblers, Inspectors and Samplers）」、「貨物、在庫、資材ハンドラー（Freight, Stock and Material handlers）」、「ハンドラー・設備清掃人・肉体作業員（Other Handlers, Equipment Cleaners and Laborers）」のいずれかに該当する者に分析対象をしぼることとした。

以下では、CPS 付帯調査のデータ・セットを利用して、このような産業と職種に該当する請負労働者と派遣労働者を比較分析することにしたい。なお、ここでいう「請負労働者」とは、請負契約にもとづき、自らあるいは自己のサービスを顧客へ提供する会社で働く労働者のことをさす。一方、「派遣労働者」とは、派遣会社から賃金を支払われている労働者をさすこととする⁷。

2. 職種と勤務形態

(1) 職種

職種をみると、請負では、精密生産職の比率が 76.5%、オペレーター・組立工の比率が 23.5%であり、熟練職種の比率が高い。これに対し、派遣では、精密生産職の割合は 11.5%にすぎず、オペレーター・組立工が 78.2%、補助・肉体作業員が 10.3%と、相対的に低熟

⁷ 以下の分析において、「請負労働者」としては、「先週、あなたは、あなたあるいはあなたのサービスを請負で提供する会社で働いたか」という質問に「はい」と答えた者を集計している。なお、データ・セットには、「請負労働者」として「通常は（usually）1つの顧客をもち、請負先の事業所で勤務する、請負会社に雇われて働く個人」に相当する者を選択するための合成変数が用意されている。しかし、本章で、日本の請負労働者に相当する層を分析するうえでは、「通常1つの顧客企業をもち、通常は請負先の事業所で勤務する」という限定は不必要と考えたため、この合成変数を利用していない。一方、「派遣労働者」としては、データ・セットにおいてあらかじめ用意された合成変数を利用し、「派遣会社から賃金の支払いを受けている個人」を集計している。

練職種への従事者の比率が高くなっている。

図表 4 1 職種

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
精密生産職	20841.2762	76.5	18721.4189	11.5
機械工・組立工	64160.2002	23.5	127179.5447	78.2
補助・肉体作業員	0	0	16733.8434	10.3
合計	27257.4764	100.0	162634.8070	100.0

* ここでいう「精密生産職」には、「詳細職種レコード」の分類で「精密生産職(Other Precision Production Occupations)」に相当する者、「機械工・組立工」には、「機械工(Machine Operators and Tenders except Precision)」「組立工・検査員(Fabricators, Assemblers, Inspectors and Samplers)」に相当する者、「補助・肉体作業員」には、「貨物、在庫、資材ハンドラー(Freight, Stock and Material handlers)」「ハンドラー・設備清掃人・肉体作業員(Other Handlers, Equipment Cleaners and Laborers)」に相当する者がそれぞれ含まれる。

このように、「物の製造の業務」において、請負と派遣という2つの就業形態のあいだには、それぞれ中心となる職種に違いがみられる。そして、請負労働者では8割弱が熟練職種に従事しているのに対し、派遣労働者では約9割が低熟練職種に従事している。

(2) 労働時間

図表 4-2 週の労働時間

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
0-20 時間	1929.2236	7.1	6775.2618	4.2
21-34 時間	0	0	4965.6624	3.1
35-39 時間	828.8146	3.0	9171.0138	5.6
40 時間	13920.8235	51.1	121704.6298	74.8
41-49 時間	2913.4015	10.7	9253.7619	5.7
50 時間以上	5748.9627	21.1	7664.2875	4.7
フルタイムで変動	1916.2505	7.0	0	0
パートタイムで変動	0	0	3100.1898	1.9
合計	27257.4764	100.0	162634.8070	100.0

労働時間をみると、請負と派遣ともに、週の労働時間が40時間の者が多く、請負で51.1%、派遣では、74.8%をしめる。ただし、請負では、41時間から49時間が10.7%、50時間以上が21.1%をしめており、週40時間をこえる長時間労働をこなしている者も、計31.8%の低くない割合をしめている。これに対し、派遣では、週40時間をこえて勤務するものの割合、10.3%にとどまる。なお、週の通常の労働時間が変動する者の割合は、請負で7%、派遣で1.9%と、ともに1割未満となっている。

まとめると、請負と派遣ともに、週40時間勤務者が最も多く、請負で約5割、派遣で7割以上をしめる。ただし、請負では、週40時間をこえて働く者も3割以上をしめる。これに対し、派遣では、週40時間をこえて働く者の割合は1割程度となっている。

(3) 勤続期間および勤務形態

請負元ないし派遣元と労働者との関係の継続性をみると、まず請負では、請負元での勤続期間を数年間 (years) とするものが55.6%と過半数をしめ、残りの44.4%は数ヶ月間 (months) としている。一方、派遣では、(学校に通うためなどの理由による) 長期の中断なしに派遣元から仕事をうけている期間について、数年間 (years) とする者が30.4%、数ヶ月間 (months) とする者が60.8%、数週間 (weeks) とする者が8.7%となっている。設問が異なるため一概に比較はできないが、使用者と労働者との関係は、請負よりも派遣の方がより短期的であるいえよう。

図表4-3 請負元ないし派遣元での勤続期間

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
数年間 (years)	15156.9426	55.6	44798.6065	30.4
数ヶ月間 (months)	12100.5338	44.4	89573.7287	60.8
数週間 (weeks)	0	0	12865.7792	8.7
合計	27257.4764	100.0	147238.1144	100.0

勤務形態についてみると、請負労働者の38.5%は、通常は (usually) 請負先で働いているわけではないとしている。また、請負労働者のうち35.7%は、通常 (usually) 複数の請負先で働くとしている。このように、請負労働者のうち、通常は請負先に出向かず働く者は4割程度の低くない割合をしめる。また、普段から複数の請負先で勤務する者も4割弱をしめる。

図表 4-4 勤務の場所

	請負	
	(度数)	(%)
通常は顧客の事業所	16775.6464	61.5
通常は顧客の事業所でない	10481.8300	38.5
合計	27257.4764	100.0

* 質問は、「あなたは、通常（usually）顧客の事業所で働いているか？」に、「はい」または「いいえ」で答える形式となっている。

図表 4-5 勤務する請負先の数

	請負	
	(度数)	(%)
複数	8708.9052	35.7
一つ	15654.2763	64.3
合計	24363.1815	100.0

* 質問は「あなたは、通常（usually）複数の顧客を割り振られているか？」に「はい」または「いいえ」で答える形式となっている。

派遣では、調査の前週に複数の派遣会社に登録していた者は 14.0%にとどまり、86.0%は 1 つの派遣会社のみに登録している。また、調査の前週に複数の派遣先で働いた者の割合は 0.6%にすぎず、99.4%が 1 つの派遣先で働いている。このように、一時点においては、派遣勤労者の 8 割以上が 1 つの派遣会社に登録しており、また、派遣勤労者のほぼ全てが 1 つの派遣先に派遣されて働いている。

図表 4-6 複数の派遣会社への所属

	派遣	
	(度数)	(%)
複数に登録	22698.0063	14.0
一つに登録	139936.8007	86.0
合計	162634.8070	100.0

* 質問は、「先週あなたは、複数の派遣会社に登録していたか？」に、「はい」または「いいえ」で尾答える形式となっている。

図表 4-7 複数の事業所への派遣

	派遣	
	(度数)	(%)
複数の事業所に派遣	930.5787	0.6
1つの事業所に派遣	161704.2283	99.4
合計	162634.8070	100.0

* 質問は、「先週あなたは、複数の場所に派遣されていたか？」に「はい」または「いいえ」で答える形式となっている。

(小括)

この節での分析結果を示すと、以下のようになる。

1)【職種】 請負労働者では8割弱が熟練職種に従事しているのに対し、派遣労働者では約9割が低熟練職種に従事している。

2)【労働時間】 請負と派遣ともに、週40時間勤務者が最も多く、請負で約5割、派遣で7割以上をしめる。ただし、請負では、週40時間をこえて働く者も3割以上をしめる。これに対し、派遣では、週40時間をこえて働く者の割合は1割程度となっている。

3)【勤続期間】 請負元ないし派遣元での勤続期間は、請負よりも派遣の方がより短期間である。請負では、5割以上が請負元に数年間雇用されているのに対し、派遣では、長期的な中断なく派遣元から仕事をうけている期間について、約6割が数ヶ月間としている。

4)【請負先との関係】 請負労働者のうち、通常は請負先に出向かずに勤務する者は4割程度をしめる。また、普段から複数の請負先で勤務する請負労働者も4割弱をしめる。

5)【派遣元/派遣先との関係】 一時点においては、派遣労働者の8割以上が1つの派遣会社に登録しており、また、派遣労働者のほぼ全てが1つの派遣先に派遣されて働いている。

3. 労働者の属性

(1) 性別

請負と派遣それぞれに従事する労働者の属性はどのように異なるであろうか。まず、性別をみると、請負労働者では、大多数の93.0%が男性で、女性は7%である。これに対し、派遣労働者では、男性が42.0%、女性が58.0%と、むしろ女性の比率がやや高くなっている。

このように、請負では、男性の比率が高く、約9割が男性であるのに対し、派遣では、女性の比率が高く、6割弱が女性となっている。

図表 4-8 性別

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
男性	25341.2259	93.0	68250.1458	42.0
女性	1916.2505	7.0	94384.6612	58.0
合計	27257.4764	100.0	162634.8070	100.0

(2) 人種

人種の構成をみると、請負では、白人が 82.9%、インディアンなどが 7.0%、アジア系・太平洋諸島系が 10.1%となっている。これに対し、派遣では、白人の比率が 72.7%とやや低く、その分、黒人が 17.0%と相対的に高い比率をしめている。インディアンなどの比率は 1.9%とやや低い。

白人と有色人種の比率でみると、請負と比べ、派遣のほうが有色人種の比率が高く、請負では 17.1%であるのに対し、派遣では 27.3%をしめる。

図表 4-9 人種

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
白人	22583.1877	82.9	118185.6266	72.7
黒人	0	0	27665.1637	17.0
インディアンなど	1916.2505	7.0	3119.4641	1.9
アジア・大西洋諸島系	2758.0382	10.1	13664.5526	8.4
合計	27257.4764	100.0	162634.8070	100.0

(3) 年齢

年齢を比較すると、請負労働者の平均年齢が 40.58 歳であるのに対し、派遣労働者の平均年齢は 28.94 歳である。請負と比べ、派遣のほうが、労働者の平均はより若い。

分布に着目すると、請負では、16 から 24 歳までの若年層の割合が計 7%と低く、25 から 34 歳の年齢層に 45.2%が集中している。また、45 から 54 歳と、65 歳以上の年齢層にも、順に 19.7%、17.9%と、それぞれ 2 割弱が分布している。一方、派遣では、16 から 19 歳の年齢層に 17.7%、20 から 24 歳の年齢層に 22.0%が分布し、これらをあわせると 19 から 24 歳までの若年層に 39.7%が分布しており、10 年刻みではこの層が最も多い。それ

に 25 から 34 歳の 35.4%が次ぐ。35 歳以上では、35 から 44 歳に 11.8%、45 から 54 歳に 13.1%が所属するが、全てあわせても 24.9%にとどまっている。請負労働者と比べ、派遣労働者の年齢構成は、より若年層に集中しているといえる。

図表 4-10 年齢

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
16～19 歳	0	0	28814.3542	17.7
20～24 歳	1916.2505	7.0	35834.8780	22.0
25～34 歳	12319.9098	45.2	57553.7901	35.4
35～44 歳	1994.7875	7.3	19123.2739	11.8
45～54 歳	5374.3506	19.7	21308.5108	13.1
55～64 歳	763.8671	2.8	0	0
65 歳以上	4888.3109	17.9	0	0
合計	27257.4764 (平均 40.58 歳)	100.0	162634.8070 (平均 28.94 歳)	100.0

まとめると、平均年齢は、請負よりも派遣の方がより低く、前者が 40.58 歳であるのに対し、後者は 28.94 歳である。派遣の年齢構成は、請負と比べより若年層に集中しており、16 歳から 24 歳までの層は、請負では 1 割弱なのに対し、派遣では約 4 割をしめる。

(4) 学歴

図表 4-11 最終学歴

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
高卒未満	0	0	56741.3149	34.9
高卒	17293.5039	63.4	91869.9262	56.5
アソシエイト・デグリー	9963.9725	36.6	4238.8968	2.6
大卒	0	0	6998.2871	4.3
修士号	0	0	2786.3820	1.7
合計	27257.4764	100.0	162634.8070	100.0

最終学歴をみると、請負では、高卒者が 63.4%、アソシエイト・デグリーが 36.6%をしめる。一方、派遣では、請負と同様に高卒者が 56.5%と最も高い比率をしめる。ただし、

請負とちがい、アソシエイト・デグリーの割合は2.6%にすぎず、高卒未満が34.9%の少ない割合をしめている。そのほか、大卒者が4.3%、修士号取得者が1.7%をしめる。

このように、請負と派遣ともに、高卒者が最も多く6割程度をしめるが、請負ではアソシエイト・デグリー取得者が、派遣では高卒未満の者がそれぞれ3割以上をしめる点で、両者は異なっている。

(小括)

この節での分析結果を示すと、以下のようになる。

1)【性別】 請負では、男性の比率が高く、男性が約9割をしめるのに対し、派遣では、女性の比率が高く、女性が6割弱をしめる。

2)【人種】 有色人種の比率は、請負よりも派遣のほうがやや高く、前者では2割弱であるのに対し、後者では3割弱をしめる。

3)【年齢】 平均年齢は、請負よりも派遣の方がより低く、前者が40.58歳であるのに対し、後者は28.94歳である。派遣の年齢構成は、請負と比べより若年層に集中しており、16歳から24歳までの層は、請負では1割弱なのに対し、派遣では約4割をしめる。

4)【学歴】 請負と派遣ともに、高卒者が最も多く6割程度をしめる。ただし、請負ではアソシエイト・デグリー取得者が、派遣では高卒未満の者がそれぞれ3割以上をしめる。

4. 労働者による状況の認識

(1) 仕事の臨時的性格の認識

労働者による自分の仕事の臨時性についての認識をみると、請負では、自分の仕事を臨時的(temporary)とする者の比率は7.3%にとどまり、大多数の92.7%が、自分の仕事を臨時的ではないとしている。これに対し、派遣では、自分の仕事を臨時的とする者の比率が、71.8%の多数をしめる。このように、請負労働者の多くは、自分の仕事を定常的ととらえ、派遣労働者の多くは、自分の仕事を臨時的と認識している。

図表4-12 仕事の臨時性

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
臨時的	1994.7875	7.3	116761.4018	71.8
臨時的でない	25262.6889	92.7	45873.4052	28.2
合計	27257.4764	100.0	162634.8070	100.0

* 質問は、「あなたの仕事は臨時的(temporary)ですか?」に「はい」か「いいえ」で答える形式となっている。

(2) 自己認識における「使用者」

請負労働者および派遣労働者は、それぞれ、請負元ないし派遣元と請負先ないし派遣先のいずれを「使用者 (employer)」と考えているであろうか。請負労働者や派遣労働者は、それぞれ請負元や派遣元と雇用契約を結ぶ。それゆえ、雇用契約を結ぶ相手を基準に「使用者」を定義すれば、請負労働者の使用者は請負元、派遣労働者の使用者は派遣元ということになる。しかし、労働者が実際に仕事を行う場所は、請負先ないし派遣先の事業所であることから、請負労働者と派遣労働者ともに、請負先や派遣先の担当者の指揮命令をうける場面が生じうる。とりわけ派遣労働者の場合、その傾向は強いと考えられる。それゆえ、労働者が、日ごろ指揮命令が行われる事業所や企業を主な使用者とみなしても不自然ではない。それでは、「物の製造の業務」に従事する派遣労働者や請負労働者は、実際に、それぞれ誰を主な「使用者 (employer)」とみなしているのだろうか。

これを知るため、労働者が、調査の際に、請負元ないし派遣元と請負先ないし派遣先のいずれを「使用者」としてあげていたかをみると、請負では、請負元を「使用者」としていた者が 37.3%、請負先を「使用者」としていた者が 62.7%であった。一方、派遣では、派遣元を「使用者」とする者は 8.6%とごく少数であり、大多数の 91.4%が、派遣先を「使用者」としてあげている。

図表 4-13 「使用者」の欄に記述した事業所

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
請負元 / 派遣元	3754.1752	37.3	13704.4824	8.6
請負先 / 派遣先	6306.5820	62.7	146241.2352	91.4
合計	10060.7572	100.0	159945.7176	100.0

このように、請負労働者と派遣労働者では、ともに過半数が、実際に仕事を行う請負先ないし派遣先の事業所を使用者と認識している。ただし、請負労働者のうち、請負元を使用者と考える者が約 4 割の少ない割合をしめるのに対し、派遣労働者のうち、派遣元を使用者と考える者は 1 割未満である。そして、派遣労働者の 9 割以上は、派遣先を使用者とみなしている。

(小括)

この節の分析結果を示すと以下ようになる。

- 1)【仕事の臨時的性格】 請負では、9 割以上が自分の仕事を定常的ととらえているのに対し、派遣では、約 7 割が自分の仕事を臨時的とみなしている。
- 2)【主な使用者】 請負労働者と派遣労働者では、ともに過半数が、請負先ないし派遣先

を主な使用者と認識している。ただし、その割合は、請負では 6 割程度であるのに対し、派遣では 9 割以上をしめる。

5 . 労働条件および労働組合

(1) 賃金

賃金の支払われ方を見ると、請負では 97.0%、派遣では 97.8%が時間給制であり、ともにほとんどが時間給で賃金を支払われている。つぎに、残業代やその他の付加的給付の有無をみると、有るとする者の割合は、請負で 40.6%、派遣で 31.5%となっている。請負の方が、残業代などの付加給付を支払われている者の割合がやや高い。

図表 4-14 賃金形態（時間給 / 時間給以外）

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
時間給	26428.6618	97.0	151424.5820	97.8
時間給以外	828.8146	3.0	3337.5636	2.2
合計	27257.4764	100.0	154762.1456	100.0

図表 4-15 残業代および付加給付の有無

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
有り	7497.8629	40.6	38573.9132	31.5
無し	10960.2646	59.4	84047.8785	68.5
合計	18458.1275	100.0	122621.7917	100.0

図表 4-16 時間給の額

	度数	最小値 (単位 = ドル)	最大値 (単位 = ドル)	平均値 (単位 = ドル)	標準偏差
請負	8799.3489	8.00	18.00	15.5956	402.77
派遣	31581.5299	5.15	10.00	6.6707	114.08

* 母集団には、時間給で賃金の支払いをうけている者という限定が追加されている。

時間給で賃金の支払いをうけている者について、時間給の額を比較すると、請負では、最高額が 18 ドル、最低額が 8 ドルで、平均時給は約 15 ドル 60 セントであった。一方、派

遣は、最高額が 10 ドル、最低額が 5 ドル 15 セントで、平均時給は 6 ドル 67 セントであった。このように、時間給は、最高額と最低額、平均額ともに、請負よりも派遣のほうがより低い。請負と派遣のあいだにおける時間給の平均額の差は、約 8 ポンド 92 セントである。

(2) 健康保険への加入状況

まず、請負労働者の健康保険への加入状況をみると、加入者の割合は 88.4%をしめる。これら加入者のうち、大多数の 87.5%は、請負元ないし請負先をつうじて健康保険の適用を受けている。したがって、請負労働者の 77.35%は、請負元ないし請負先の提供する健康保険に加入している。そして、その全てが請負元ないし請負先から保険料の一部の支払いを受けている。

ところで、請負元ないし請負先をつうじて健康保険の適用を受けている者のうち、かりに請負元ないし請負先が健康保険を提供しない場合に、家族が加入する保険の適用を受けられないとする者の割合は、84.1%の大多数をしめる。このことから判断すると、健康保険を提供する請負元ないし請負先の比率の高さ（請負労働者の 77.35%）は、請負労働者の健康保険への相対的に高い加入率に貢献していると考えられる。

図表 4-17 健康保険（全般）への加入の有無

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
加入	21539.5794	88.4	65959.0177	41.3
非加入	2823.6021	11.6	93889.4073	58.7
合計	24363.1815	100.0	159848.4250	100.0

* 雇用者以外の者は、分析から除かれている。

図表 4-18 請負元・請負先 / 派遣元・派遣先をつうじた保険への加入

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
つうじて加入	18846.4887	87.5	15953.1169	24.2
つうじずに加入	2693.0907	12.5	50005.9008	75.8
合計	21539.5794	100.0	65959.0177	100.0

* 母集団には、健康保険（全般）へ加入している者という限定が追加されている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

図表 4 -19 使用者による保険料負担の程度

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
全て負担	0	0	2720.3862	17.1
一部負担	18846.4887	100.0	2431.0513	15.2
非負担	0	0	10801.6794	67.7
合計	18846.4887	100.0	15953.1169	100.0

* 母集団には、請負元・請負先や派遣元・派遣先をつうじて健康保険に加入している者という限定が追加されている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

図表 4 -20 家族の健康保険の適用可能性

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
適用可能	2991.7797	15.9	2720.3862	17.1
適用不可	15854.7090	84.1	13232.7307	82.9
合計	18846.4887	100.0	15953.1169	100.0

* 母集団には、請負元・請負先や派遣元・派遣先をつうじて健康保険に加入している者という限定が追加されている。質問は、「かりに使用者が健康保険を提供しない場合、あなたは家族の保険の適用をうけられるか？」に、「はい」か「いいえ」で答える形式となっている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

なお、請負元ないし請負先をつうじずに健康保険の適用を受けている者（保険適用者の15.9%）でも、その65.0%は、派遣元ないし派遣先が健康保険の制度を設けている。そして、その全てが、もし希望すればその健康保険に加入できるとしている。それにもかかわらず、かれらがそうした保険に加入しない理由としては、「高額すぎる」ことを指摘する者が55.6%をしめている。

図表 4 -21 請負元・請負先や派遣元・派遣先による健康保険の有無

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
有り	3587.4692	65.0	38950.0463	27.1
無し	1929.2236	35.0	104945.2618	72.9
合計	5516.6928	100.0	143895.3081	100.0

母集団には、請負元・請負先や派遣元・派遣先をつうじずに健康保険に加入している者という限定が追加されている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

図表 4-22 請負元・請負先や派遣元・派遣先による健康保険への加入の可能性

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
加入可能	3587.4692	100.0	30375.2128	78.0
加入不可	0	0	8574.8335	22.0
合計	3587.4692	100.0	38950.0463	100.0

* 母集団には、請負元・請負先や派遣元・派遣先をつうじず健康保険に加入している者で、請負元・請負先ないし派遣元・派遣先が健康保険への加入の機会を提供している者という限定が追加されている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

図表 4-23 請負元・請負先や派遣元・派遣先による健康保険へ加入しない理由

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
他のプランに加入しているから	0	0	0	0
健康保険のかわりに高賃金を選択	0	0	0	0
高額すぎる	1994.7875	55.6	22049.8352	72.6
健康保険の必要がない	0	0	2934.0383	9.7
既往症がある	0	0	0	0
十分な期間勤続していない	0	0	5391.3393	17.7
契約・臨時労働者は加入できない	0	0	0	0
その他	1592.6817	44.4	0	0
合計	3587.4692	100.0	30375.2128	100.0

* 母集団には、請負元・請負先や派遣元・派遣先をつうじず健康保険に加入している者で、請負元・請負先ないし派遣元・派遣先が健康保険への加入の機会を提供しており、しかも、もし希望すればその健康保険に加入できる者という限定が追加されている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

派遣では、健康保険への加入者の割合は、41.3%にとどまる。そして、これら加入者のうち、派遣元ないし派遣先をつうじて健康保険に加入している者の割合は 24.2%である。したがって、派遣労働者のうち、派遣元ないし派遣先の健康保険に加入している者の割合は、10.0%にすぎない。

これら派遣元ないし派遣先の健康保険への加入者のうち、かりに派遣元ないし派遣先が健康保険を提供しない場合に、家族が加入する保険の適用を受けられないとする者の割合は、82.9%の大多数をしめている。これらの層については、派遣元ないし派遣先による健康保険の提供が、健康保険への加入を可能にしていると考えられる。

派遣元や派遣先の保険によらず健康保険の適用をうけている者のうち、72.9%は、派遣元や派遣先が雇用者向けの健康保険をもっていない。一方、残りの 27.1%については、派遣元ないし派遣先が雇用者向けの健康保険をもち、そのさらに 78.0%は、もし希望すればその健康保険に加入できるとしている。それにもかかわらず、派遣元や派遣先の健康保険に加入しない理由としては、「高額すぎる」ことを指摘する者が、72.6%の高い割合をしめている。「保険の適用をうけるのに十分な期間、使用者のもとで働いていない」という理由が 17.7%でそれに次ぐ。

派遣元や派遣先の保険によらず健康保険の適用を受けている者が、どのような方法で保険の適用をうけているかをみると、「配偶者の健康保険」が 31.7%で最も多く、「その他の家族の保険」(23.6%)、「公的医療費補助制度」(12.5%)、「自分で保険を購入」(12.4%) がそれに続く。このように、派遣元ないし派遣先をつうじないで保険に加入している者のうち、いずれかの家族の保険の適用をうけている者の割合は、55.3%の過半数をしめる。

図表 4-24 保険適用の方法

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
会社・仕事からの健康保険	0	0	0	0
配偶者の健康保険	0	0	15856.5998	31.7
その他の家族の健康保険	0	0	11781.3776	23.6
他の仕事からの健康保険	0	0	0	0
以前の仕事からの健康保険	763.8671	28.4	0	0
個人で保険を購入	0	0	6216.4378	12.4
公的健康保険制度	0	0	3862.3012	7.7
公的医療費補助制度	0	0	6232.6849	12.5
労働組合	0	0	0	0
協会やクラブ	0	0	0	0
学校あるいは大学	0	0	0	0
その他	1929.2236	71.6	6056.4995	12.1
合計	2693.0907	100.0	50005.9008	100.0

* 母集団には、請負元・請負先や派遣元・派遣先をつうじず健康保険に加入している者という限定が追加されている。また、雇用者以外の者と、主な仕事が自営業の者および無給の者も、分析から除かれている。

ところで、派遣元ないし派遣先の健康保険の適用をうける派遣労働者でも、派遣元ないし派遣先から保険料を支払われている者の割合は、全額の支払われている者 17.1%と、一部の支払いをうけている者 15.2%の、あわせて 3 割程度にすぎない。それ以外の 67.7%の

保険適用者は、派遣元ないし派遣先で健康保険の適用をうけてはいても、保険料の全額を自己負担で保険に加入している。このことは、派遣労働者の保険料負担を重くし、派遣元ないし派遣先が提供する健康保険がある場合でも、それへの派遣労働者の加入率を低くする要因となっていると考えられる。

まとめると、健康保険全般への加入率は、請負が 9 割程度であるのに対し、派遣では 4 割程度である。また、事業所の健康保険への加入率は、請負では 8 割弱であるのに対し、派遣では約 1 割となっている。このように、派遣において、事業所の健康保険への加入率が低い理由としては、第 1 に、派遣元や派遣先が雇用者向けの健康保険を提供していない場合が少なくないこと、第 2 に、派遣元や派遣先が健康保険を提供している場合でも、派遣元ないし派遣先が健康保険料を負担しないことが多く、保険料負担が相対的に重くなりがちであることがあげられる。なお、派遣先や派遣先をとおさず健康保険の適用をうけている派遣労働者の約 5 割は、家族の健康保険の適用を受けている。

(3) 年金・退職金制度の有無

雇用者向けの年金や退職金の制度の有無をみると、請負では、請負元ないし請負先の 72.0%が、これらの制度をもっている。これに対し、派遣では、派遣元ないし派遣先がこれらの制度をもつ割合は、10.1%にとどまっている。

図表 4-25 雇用者向けの年金や退職金の制度の有無

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
有り	17545.6470	72.0	14165.5976	10.1
無し	6817.5345	28.0	126320.2876	89.9
合計	24363.1815	100.0	140485.8852	100.0

* 主な仕事が自営業の者および無給の者は、分析から除かれている。

調査データからは、請負労働者や派遣労働者のうち、それぞれどの程度が、実際に年金や退職金の制度の適用をうけているかはあきらかではない。しかし、制度の有無に関する状況から判断して、派遣労働者が年金や退職金の制度の適用をうける機会は非常に限られていることは確かである。一方、請負の場合、請負元ないし請負先の多くは、年金や退職金の制度を設けている。このことから、請負労働者が実際にこれらの制度の適用をうける可能性は、派遣労働者と比べより高いと推察される。

(4) 労働組合などへの加入状況

労働組合ないしそれに準じた雇用者組織への加入状況をみると、現在の仕事に関して、労働組合やそれに準じた雇用者組織に加入している者の割合は、請負労働者で 12.9%、派遣では 0%となっている。また、労働組合やそれに準じた雇用者組織のメンバーでない者について、労働組合やそれに準じた雇用者組織の協約の適用状況をみると、請負労働者と派遣労働者ともに、適用を受けている者の割合は 0%である。請負と派遣ともに、労働組合などへの加入や協約適用の程度は、ごく低調といえる。

図表 4-26 労働組合・それに準ずる雇用者組織への加入の有無

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
加入	2382.5709	12.9	0	0
非加入	16075.5566	87.1	125499.9104	100.0
合計	18458.1275	100.0	125499.9104	100.0

* 賃金の額を有効に回答していない者は、分析から除外されている。

図表 4-27 労働組合・それに準ずる雇用者組織の協約適用の有無

	請負		派遣	
	(度数)	(%)	(度数)	(%)
適用	0	0	0	0
非適用	16075.5566	100.0	122238.9117	100.0
合計	16075.5566	100.0	122238.9117	100.0

* 母集団には、労働組合ないしそれに準ずる雇用者組織に加入していないものという限定が追加されている。また、賃金の額を有効に回答していない者も、分析から除外されている。

(小括)

この節の分析結果を示すと以下ようになる。

1)【賃金】 請負と派遣ともに、ほぼ全てが、時間給で賃金を支払われている。残業代やその他の付加的給付を支払われる者は、請負で約 4 割、派遣で約 3 割となっている。派遣の時間給は、請負と比べ、最高額と最低額、平均額ともに、より低い。平均時給は、請負が約 15 ドル 60 セントであるのに対し、派遣は 6 ドル 67 セントであった。

2)【健康保険】 健康保険全般への加入率は、請負が 9 割程度であるのに対し、派遣では 4 割程度である。また、事業所の健康保険への加入率は、請負では 8 割弱であるのに対し、派遣では約 1 割となっている。このように、派遣において、事業所の健康保険への加入率

が低い理由としては、第 1 に、派遣元や派遣先が雇用者向けの健康保険を提供していない場合が少なくないこと、第 2 に、派遣元や派遣先が健康保険を提供している場合でも、派遣元ないし派遣先が健康保険料を負担しないことが多く、保険料負担が相対的に重くなりがちであることがあげられる。なお、派遣先や派遣先をとおさず健康保険の適用をうけている派遣労働者の約 5 割は、家族の健康保険の適用を受けている。

3)【年金・退職金制度】 請負では、請負元ないし請負先が雇用者向けの年金や退職金の制度をもつ者が約 7 割をしめるのに対し、派遣では、派遣元ないし派遣先が雇用者向けの年金や退職金の制度をもつ割合は、1 割程度にとどまる。

4)【労働組合など】 請負と派遣ともに、労働組合などへの加入はごく低調である。ただし、労働組合などに加入する比率は、請負労働者で約 1 割に対し派遣で 0%と、派遣よりも請負のほうがやや高い。労働組合やそれに準じた雇用者組織の協約が適用されている者の割合は、ともに 0%である。

6. 要約

この章では、米国で「物の製造の業務」に従事する請負労働者と派遣労働者について、職種や勤務形態、属性、仕事の臨時的性格や使用者との関係についての自己認識、労働条件や労働組合への加入状況などを CPS 付帯調査のデータ・セットを利用して比較分析した。分析結果は、各節で小括として要約してあるが、これをまとめて示すと以下ようになる。

< 職種と勤務形態 >

(1)【職種】 請負労働者では 8 割弱が熟練職種に従事しているのに対し、派遣労働者では約 9 割が低熟練職種に従事している。

(2)【労働時間】 請負と派遣ともに、週 40 時間勤務者が最も多く、請負で約 5 割、派遣で 7 割以上をしめる。ただし、請負では、週 40 時間をこえて働く者も 3 割以上をしめる。これに対し、派遣では、週 40 時間をこえて働く者の割合は 1 割程度となっている。

(3)【勤続期間】 請負元ないし派遣元での勤続期間は、請負よりも派遣の方がより短期間である。請負では、5 割以上が請負元に数年間雇用されているのに対し、派遣では、長期的な中断なく派遣元から仕事をうけている期間について、約 6 割が数ヶ月間としている。

(4)【請負先との関係】 請負労働者のうち、通常は請負先に出向かずに勤務する者は 4 割程度をしめる。また、普段から複数の請負先で勤務する請負労働者も 4 割弱をしめる。

(5)【派遣元 / 派遣先との関係】 一時点においては、派遣労働者の 8 割以上が 1 つの派遣会社に登録しており、また、派遣労働者のほぼ全てが 1 つの派遣先で働いている。

< 労働者の属性 >

(6)【性別】 請負では、男性の比率が高く、男性が約 9 割をしめるのに対し、派遣では、女性の比率が高く、女性が 6 割弱をしめる。

(7)【人種】 有色人種の比率は、請負よりも派遣のほうがやや高く、前者では 2 割弱で

あるのに対し、後者では3割弱をしめる。

(8)【年齢】 平均年齢は、請負よりも派遣の方がより低く、前者が40.58歳であるのに対し、後者は28.94歳である。派遣の年齢構成は、請負と比べより若年層に集中しており、16歳から24歳までの層は、請負では1割弱なのに対し、派遣では約4割をしめる。

(9)【学歴】 請負と派遣ともに、高卒者が最も多く6割程度をしめる。ただし、請負ではアソシエイト・デグリー取得者が、派遣では高卒未満の者がそれぞれ3割以上をしめる。

<労働者による状況の認識>

(10)【仕事の臨時的性格】 請負では、9割以上が自分の仕事を定常的にとらえているのに対し、派遣では、約7割が自分の仕事を臨時的とみなしている。

(11)【主な使用者】 請負労働者と派遣労働者では、ともに過半数が、請負先ないし派遣先を主な使用者と認識している。ただし、その割合は、請負では6割程度であるのに対し、派遣では9割以上をしめる。

<労働条件や労働組合への加入状況など>

(12)【賃金】 請負と派遣ともに、ほぼ全てが、時間給で賃金を支払われている。残業代やその他の付加的給付を支払われる者は、請負で約4割、派遣で約3割となっている。派遣の時間給は、請負と比べ、最高額と最低額、平均額ともに、より低い。平均時給は、請負が約15ドル60セントであるのに対し、派遣は6ドル67セントであった。

(13)【健康保険】 健康保険全般への加入率は、請負が9割程度であるのに対し、派遣では4割程度である。また、事業所の健康保険への加入率は、請負では8割弱であるのに対し、派遣では約1割となっている。このように、派遣において、事業所の健康保険への加入率が低い理由としては、第1に、派遣元や派遣先が雇用者向けの健康保険を提供していない場合が少なくないこと、第2に、派遣元や派遣先が健康保険を提供している場合でも、派遣元ないし派遣先が健康保険料を負担しないことが多く、保険料負担が相対的に重くなりがちであることがあげられる。なお、派遣先や派遣先をとおさず健康保険の適用をうけている派遣労働者の約5割は、家族の健康保険の適用を受けている。

(14)【年金・退職金制度】 請負では、請負元ないし請負先が雇用者向けの年金や退職金の制度をもつ者が約7割をしめるのに対し、派遣では、派遣元ないし派遣先が雇用者向けの年金や退職金の制度をもつ割合は、1割程度にとどまる。

(15)【労働組合など】 請負と派遣ともに、労働組合などへの加入はごく低調である。ただし、労働組合などに加入する比率は、請負労働者で約1割に対し派遣で0%と、派遣よりも請負のほうがやや高い。労働組合やそれに準じた雇用者組織の協約が適用されている者の割合は、ともに0%である。

引用文献

- 木村琢磨「第一回構内請負企業の経営戦略と人事戦略に関する調査〈集計結果報告〉」佐藤博樹・木村琢磨『構内請負企業の経営戦略と人事戦略に関する調査〈報告書〉SSJDA-20』東京大学社会科学研究所、2002年5月
- 小嶋典明「労働者派遣の法規制はどうあるべきか？ 求められるスタッフのための規制改革」『日本労働研究雑誌』日本労働研究機構、2001年4月
- 小嶋典明「事業所内請負の拡大と労働法の課題」佐藤博樹監修・電機総研編『IT時代の雇用システム』日本評論社、2001年12月
- 小林良暢「EMS時代の労働組合の雇用戦略」佐藤博樹監修・電機総研編『IT時代の雇用システム』日本評論社、2001年12月
- 佐藤博樹・木村琢磨『構内請負企業の経営戦略と人事戦略に関する調査〈報告書〉SSJDA-20』東京大学社会科学研究所、2002年5月
- 佐藤博樹監修・電機総研編『IT時代の雇用システム』日本評論社、2001年12月
- 中部産政研『労働の多様化に向けた労資の役割 中京地区自動車産業の実証研究』、1998年7月
- 中馬宏之「構内請負工活用の実態と分析」佐藤博樹監修・電機総研編『IT時代の雇用システム』日本評論社、2001年12月
- 電機連合『調査時報：電機産業の雇用構造に関する調査』323号、2001年5月
- 日本人材派遣協会編『人材派遣 活かし方・働き方 人材派遣白書 2001年度版』東洋経済新報社、2001年4月
- 日本労働研究機構編『アメリカの非典型雇用 コンティンジェント労働者をめぐる諸問題』日本労働研究機構、2001年3月
- 藤川恵子「派遣労働の拡大と労働者保護」佐藤博樹監修・電機総研編『IT時代の雇用システム』日本評論社、2001年12月