

# 無限定正社員と限定正社員の賃金格差

安井 健悟

(青山学院大学准教授)

佐野 晋平

(千葉大学大学院准教授)

久米 功一

(東洋大学准教授)

鶴 光太郎

(慶應義塾大学大学院教授)

本論文の目的は、処遇の実態が十分明らかにされていない限定正社員の月収、時間当たり賃金が無限定正社員とどの程度異なるのかを詳細に明らかにすることである。それぞれの平均的な差を明らかにしたうえで、Blinder-Oaxaca分解によりその賃金差のどの程度が人的資本や職種の違いにより説明できるのかを明らかにした。また、平均的な差だけではなく、分布の各分位における差も確認した。月収については、無限定正社員よりも勤務地限定は13%、職務限定は5.2%低い、そのほとんどは属性の違いにより説明される。勤務地限定と無限定正社員の属性の違いとしては性別と労働時間が重要で、職務限定と無限定正社員の属性の違いとしては学歴と労働時間が重要であった。時間限定正社員と残業限定正社員の月給は無限定正社員より低いということは観察されなかった。時間当たり賃金については、限定正社員の方が無限定正社員より高い傾向が観察される。この時間当たり賃金の割増分は属性の差では全く説明できない。残業限定に関しては、時間当たり賃金分布において、分位が高い限定正社員において割増分が大きい。したがって、本稿の分析対象に対しては、限定正社員は一律に賃金面で不利益な取り扱いをされているとは限らない可能性が示唆される。

【キーワード】 労働経済、労働市場、労働条件一般

## 目次

- I はじめに
- II データ
- III 分析方法
- IV 推定結果
- V まとめと政策的インプリケーション

## I はじめに

日本の正社員は勤務地、職務、労働時間が限定されていない、つまり、無限定正社員という傾向が諸外国と比較して高いといわれている(鶴2016)。したがって、日本の正社員はそのような無限定性を受け入れるかわりに、非正規雇用の労働者(非正規社員)と比較してもかなり高い賃金

を受け取っていると解釈できるかもしれない。無限定正社員と非正規社員の間には無限定性、賃金を含めた処遇、職業能力開発の機会などの差があり、両者の二極化が進む中で、中間的な雇用形態としての限定正社員が注目されている（厚生労働省 2012）<sup>1)</sup>。

限定正社員とは、勤務地、職務、労働時間等が限定された正社員という雇用形態であることを意味し、このような雇用形態を導入することのひとつのメリットは、労働者のワーク・ライフ・バランスを促すことができることである。そのことにより、直接的に女性の労働参加を促す効果が考えられると同時に、男性労働者の働き方を限定することにより、間接的に配偶者である女性の労働参加を促す効果が考えられる（鶴・久米 2016）。

また、女性や高齢者などの高いスキルを持つものの、従来型の無限定正社員として働くことが不可能なために労働参加できないが、無限定正社員と非正規社員の間接的な雇用形態が提示されることで労働参加が可能になる人々もいるだろう。企業にとっても、これまでは埋もれていた高スキルな人材を採用できることになるというメリットが生じることになる。

しかしながら、厚生労働省（2014）も指摘するように、すでに定着している無限定正社員を中心とする人事労務管理から限定正社員を含む人事労務管理への転換にはいくつかの課題があるだろう。そのひとつとしては、賃金を含む処遇をどのように設計すべきなのかという問題が挙げられる。

従来型の無限定正社員と限定正社員と比べてみると、無限定正社員は将来、勤務地、職務の変更や残業の要請を受け入れなければならないため、補償賃金格差の仮説によれば、同じ職務を行っていたとしても無限定正社員の賃金が高くなることは経済学的な見地からも正当化できよう。他方、その場合、どの程度の格差であれば合理的であり、容認できるかについては必ずしも明らかでなく、実際、個別企業における限定正社員の処遇の実態把握は十分ではないのが実情である。

無限定正社員と非正規社員の処遇の違いを明らかにする研究は日本や諸外国においても蓄積があ

るものの<sup>2)</sup>、我々が知る限り、限定性による違いについての研究は日本固有の問題であることもありわずかである。例えば、厚労省の調査<sup>3)</sup>によれば、限定正社員の賃金水準は無限定正社員の9割超ないし8割とする場合が多いことが示されている。

また、日本における限定正社員の処遇を知ることができる数少ない貴重な研究として労働政策研究・研修機構（2013）と戸田（2015）がある。労働政策研究・研修機構（2013）は無限定正社員と限定正社員の所定内時間当たり賃金の平均値を比較し、職種限定の場合には時間当たり賃金が低いということはないが、勤務地限定の場合には時間当たり賃金が低いことを明らかにしている。戸田（2015）は、首都圏を対象とした調査をもとに、無限定正社員と限定正社員の賃金に差がないことを確認している。

前者については、様々な属性を制御した分析になっていないために不十分であり、後者については首都圏のみが対象になっているという点が問題である。また、経済学的に労働生産性に対応するものは時間当たり賃金であるが、正社員の処遇を決定する際には時間当たり賃金ではなく月収であることが一般的なので、時間当たり賃金だけでなく月収についての分析も必要となる。無限定正社員と限定正社員には労働時間の差があることが予想されるので、時間当たり賃金についての分析と月収についての分析では異なる結果になることもありうる。

そうした中で、限定正社員を含む正社員と非正規社員の労働条件の明示化、相互転換、人事処遇全般（賃金・福利厚生、人事異動（配転、転勤など）、時間管理、雇用終了等）についての実態を明らかにするために実施されたのが、「平成 26 年度 正社員・非正規社員の多様な働き方と意識に関する Web 調査（以下、「RIETI 多様な働き方と意識に関する調査」）」である。この調査は、事前調査及び本調査の設問で労働条件が限定されているか否かを詳細に把握し、無限定正社員と比較するため、限定正社員のサンプルを多く収集するように設計されている。この調査の概要をまとめた鶴・久米・戸田（2016）によると、限定正社員の平均

月収は無限定正社員の平均月収よりもわずかに低い(94%)ことが確認されているものの、詳細な分析は行われていない。

本稿の目的は、限定正社員と無限定正社員に賃金格差があるかどうか、仮にあるとすればどのようなものであるかを定量的に把握することである。限定正社員といっても、何が限定されているかによって性格が異なるため、勤務地限定、職務限定、時間限定、残業限定という4つの限定正社員に分類して分析を行う。無限定正社員と限定正社員の月収、時間当たり賃金の平均値の差は、観察可能な個人属性を制御したとしても異なるのかを分析したうえで、差があるとすれば属性の差によるのかどうかをBlinder-Oaxaca分解により明らかにする。また、様々な属性を制御した上での平均的な差だけではなく、分位回帰により限定正社員と無限定正社員の賃金格差が賃金分布上のどの分位で異なるのかを確認する。

ところで、限定正社員と無限定正社員に賃金格差があるとすれば、その背後で想定される経済理論は補償賃金格差仮説である。補償賃金格差仮説に従えば、無限定正社員は将来、勤務地、職務の変更や残業の要請を受け入れなければならないため、その分限定正社員と比べプレミアムが加算されていると考えられる。あるいは、限定正社員はたとえば労働時間を柔軟に設定できる分、賃金の引き下げを受け入れる可能性がある(臼井2013)。限定正社員と無限定正社員の賃金格差が補償賃金格差仮説に基づくのかを直接検証するには、個人の嗜好の異質性や企業の異質性を考慮した分析が必要である(久米2011;森川2010)。仮に限定正社員を選択するかどうかと観測できない異質性が相関し、その異質性が賃金と相関する場合、両者の賃金格差はバイアスを持って観察されてしまう。残念ながら本稿で用いたデータではこれらの問題を完全に解決できない。本稿はむしろ、賃金関数の要因分解や分位点回帰を実施することにより、限定正社員と無限定正社員に賃金格差の傾向を確認し、考えられる要因の探索に焦点を当てた分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。IIにおいて使用するデータを、IIIで分析手法を記述し、IVにお

いて分析結果を示す。最後に結論と政策的含意を述べる。

## II データ

本稿が用いるデータは、経済産業研究所(RIETI)によるWebアンケート調査「RIETI多様な働き方と意識に関する調査」である。この調査は、正社員・非正社員に対して、労働条件の明示化、相互転換、人事処遇全般(賃金・福利厚生、人事異動(配転、転勤など)、時間管理、雇用終了等)についての実態を把握するものであり、限定的な働き方の実態についても詳細に把握している。

この調査は限定正社員を把握しつつ、十分なサンプルサイズを確保するための工夫がなされている。具体的な調査手順は以下の通りである。まず、楽天リサーチ株式会社が保有する「仕事パネル(2014年11月構築)」に登録している全国15歳以上のパート・アルバイトを除く有職者のうち、限定正社員は大企業でより普及していることを考慮し、従業員規模300名以上の企業に所属している者を対象とし、事前調査を実施した。事前調査において、全員に正社員、契約、派遣、アルバイト、無業など13の選択肢からなる就業状況に関する質問を行い、正社員と回答したものと、契約、派遣と回答したものを抽出している。正社員と回答したものを対象とし、勤務地が限定されるか否か、職務が限定されるか否か、労働時間が限定されるか否か、残業が限定されるか否かの質問をそれぞれ行い、いずれか1つでも限定されていると回答すれば「多様な正社員」と、いずれも限定されていないと回答すれば「無限定正社員」と判定している。このように分類された限定正社員、いわゆる正社員(無限定正社員)、非正規社員という雇用区別に回収数を割り付けて、それぞれのサンプルサイズが2000に達した時点まで調査が行われた。調査期間は平成27年1月20日(火)～1月21日(水)であり、インターネット上でのアンケートによる個人調査の形式で実施された<sup>4)</sup>。

事前調査で回答した「限定性」をさらに正確に把握するために、本調査の設問で、「転勤等が限

定されている」と回答したものに、その理由を尋ねている。たとえば、勤務地に関しては、「あなたは、遠方の支社や事業所には転動しないとお答えですが、勤務地が限定されていると思う理由を教えてください。」という設問に対して、「1. 就業規則や労働契約に勤務地の範囲が明記されているから」「2. 就業規則や労働契約に明記されていないが、遠方の支社や事業所に転動しない制度が適用されているから」「3. 業務内容や労働時間が限定的であり、その結果勤務地が限定されてしまうことになるから」「4. 上司から口頭で、転動がないことを聞かされたから」「5. 上記に当てはまらないが、これまでの経験上、勤務地が限定されていると思えるから」「6. その他」の6つの選択肢がある。これらの理由のうち1を回答したもののみ「勤務地限定正社員」と定義した。同様に、職務、時間、残業に関しても、限定されている理由を就業規則等で明記されていると回答した場合のみ、それぞれ「職務限定正社員」「時間限定正社員」「残業限定正社員」と定義した。それぞれの限定性は別々の設問で把握されるため、お互いに排除するものではない。

回帰分析で用いる限定性に関するダミー変数は以下の方法で作成した。勤務地限定ダミーは、勤務地が限定されていると回答し、かつその理由を「就業規則や労働規則に勤務地の範囲が明記されている」と回答した場合に1をとり、それ以外の理由を回答した場合および無限定正社員が参照グループとなるように定義した<sup>5)</sup>。同様の方法で、職務、労働時間、残業に関する各限定ダミー変数を作成した。この方法に基づくと、労働条件が明確である限定正社員と、労働条件が必ずしも明確ではない無限定正社員および無限定正社員を比較することになるため、ある限定性における月収あるいは時間当たり月収の、無限定正社員との差を検出するためには、他の限定性を制御した分析が必要となる。

この調査から本研究が用いる変数は月収<sup>6)</sup>、時間当たり賃金（月収を月労働時間で除した値）、月労働時間、性別、限定性（勤務地、業務内容、労働時間、残業時間）の有無、学歴、年齢、勤続年数<sup>7)</sup>、結婚状態、産業（産業中分類、99業種）、居

住地域（47都道府県）、職種<sup>8)</sup>（73業務、付表1参照）である。

表1は、分析に用いる全サンプル、無限定正社員および就業規則や労働規則で労働条件が明確である4種類の限定正社員のそれぞれの基本統計量を示している。同調査の特徴を詳細に検討した鶴・久米・戸田（2016）は、従業員規模300人以上に勤める雇用者の分布がわかる2012年の『就業構造基本調査』と比べ、20代が少なく、40、50代が多いことを報告している。

無限定正社員の月収は36.9万円（全サンプルの平均は36.6万円）であるのに対し、勤務地限定、職務限定の月収は、それぞれ32.7万円、34.9万円となっており、無限定正社員よりも低く、時間限定、残業限定の月収は、37.5万円、40.5万円となっており、無限定正社員よりも高い。

一方、賃金格差をみる場合に一般的な指標である時間当たり賃金でみると、すべてのタイプの限定正社員の時間当たり賃金の方が無限定正社員よりも高いことがわかる。無限定正社員の時間当たり賃金は1899円、勤務地限定、職務限定、時間限定、残業限定の時間当たり賃金はそれぞれ2137円、2213円、2176円、2657円である。本論文と同じデータセットを用いた安井ほか（2018）は、有期雇用労働者の時間当たり賃金が無限定正社員よりも大幅に低いことを示しており、有期雇用労働者と限定正社員の賃金の待遇はかなり異なることがわかる。すなわち、時間当たり賃金で評価したプレミアムは残業限定が最も大きい。

月収の格差に与える影響としては労働時間の違いの影響が考えられる。実際、いずれのタイプの限定正社員についても労働時間は無限定正社員よりも短くなっている。しかし、単純に労働時間の違いだけで月収の差が生じているとは断定できない。時間当たりの賃金がむしろ限定正社員で高くなっていることから、労働時間の違いだけではなく年齢や学歴など観察可能な属性などとの差も考える必要があるだろう。そこで、本論文では、無限定正社員と各限定正社員の月収格差と時間当たり賃金格差をどのような属性が説明するかを検証する。

表1 基本統計量

変数	A. 全サンプル (観測数 3681)				C. 勤務地限定 (観測数 167)				D. 職務限定 (観測数 278)			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
月収(万円)	36.58	17.07	1	150	32.72	17.81	14	150	34.96	17.30	5	150
時給(円)	2055.27	4575.43	43.48	27000.00	2137.19	1895.17	821.26	17916.67	2213.17	1855.41	181.16	17916.67
月労働時間(時間)	193.75	42.38	1	522	172.93	42.28	24.00	360.00	177.53	40.34	24.00	384.00
男性ダミー	0.88	0.33	0	1	0.68	0.47	0	1	0.82	0.39	0	1
中学校	0.00	0.06	0	1	0.01	0.08	0	1	0.00	0.06	0	1
高校	0.15	0.35	0	1	0.16	0.36	0	1	0.20	0.40	0	1
高等専門学校	0.02	0.14	0	1	0.02	0.13	0	1	0.03	0.18	0	1
専門学校	0.06	0.24	0	1	0.11	0.32	0	1	0.12	0.33	0	1
短大	0.03	0.16	0	1	0.10	0.30	0	1	0.05	0.22	0	1
大学	0.59	0.49	0	1	0.47	0.50	0	1	0.47	0.50	0	1
大学院	0.15	0.36	0	1	0.14	0.35	0	1	0.12	0.33	0	1
年齢	45.01	8.14	21.00	59.00	44.19	9.74	23.00	59.00	46.23	8.76	22.00	59.00
勤続年数	17.64	10.51	0	41.75	15.41	11.92	0.00	39.67	18.33	11.60	0.00	40.75
既婚	0.68	0.46	0	1	0.62	0.49	0	1	0.63	0.48	0	1
離別	0.04	0.19	0	1	0.04	0.19	0	1	0.05	0.21	0	1
死別	0.00	0.06	0	1	0.00	0.00	0	0	0.00	0.06	0	1
未婚	0.27	0.45	0	1	0.35	0.48	0	1	0.32	0.47	0	1
変数	B. 無限定正社員 (観測数 1,830)				E. 時間限定 (観測数 342)				F. 残業限定 (観測数 97)			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
月収(万円)	36.86	16.16	1	150	37.54	17.61	1	150	40.58	21.93	1	142
時給(円)	1899.05	1032.58	52.91	16250.00	2176.22	1419.41	59.52	15625.00	2657.22	1964.57	59.52	12500.00
月労働時間(時間)	202.78	43.10	22.00	522.00	182.41	37.14	32.00	390.00	170.48	46.16	40.00	390.00
男性ダミー	0.91	0.29	0	1	0.88	0.33	0	1	0.87	0.34	0	1
中学校	0.00	0.07	0	1	0.01	0.08	0	1	0.00	0.00	0	0
高校	0.11	0.32	0	1	0.16	0.37	0	1	0.15	0.36	0	1
高等専門学校	0.02	0.13	0	1	0.02	0.15	0	1	0.04	0.20	0	1
専門学校	0.05	0.21	0	1	0.07	0.26	0	1	0.10	0.31	0	1
短大	0.02	0.14	0	1	0.03	0.17	0	1	0.01	0.10	0	1
大学	0.66	0.48	0	1	0.54	0.50	0	1	0.51	0.50	0	1
大学院	0.14	0.35	0	1	0.17	0.37	0	1	0.19	0.39	0	1
年齢	44.35	7.71	23.00	59.00	45.64	8.52	22.00	59.00	46.06	8.50	27.00	58.00
勤続年数	17.44	9.96	0.00	40.67	18.63	10.92	0.00	41.75	19.05	10.76	0.67	39.67
既婚	0.70	0.46	0	1	0.68	0.47	0	1	0.70	0.46	0	1
離別	0.03	0.17	0	1	0.05	0.22	0	1	0.06	0.24	0	1
死別	0.00	0.07	0	1	0.00	0.05	0	1	0.00	0.00	0	0
未婚	0.26	0.44	0	1	0.26	0.44	0	1	0.24	0.43	0	1

注：限定されているかどうかの変数は就業規則や労働契約に明記されているかどうかで作成されている。ただし、それぞれの限定性はお互いに排除するものではない。

### Ⅲ 分析方法

本稿で用いる推定式を説明しよう。(1)式は被説明変数に月収を用い、説明変数は4種類の限定正社員ダミーのみである。

$$\log \text{月収}_i = \beta_0 + \beta_1^g \sum_{g=1}^4 \text{限定正社員ダミー}_{g,i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

正社員の処遇を決定する際には時間当たり賃金ではなく月収であることが一般的なので、最初に月収を被説明変数として用いる。 $\varepsilon_i$ は誤差項である。4種類の限定正社員ダミーは、それぞれ勤務地限定ダミー、職務限定ダミー、時間限定ダミー、残業限定ダミーである。各限定ダミーは、明示的に労働条件が限定されていると回答した場合に1をとり、それ以外の理由をとる場合と無限定正社員を参照グループと定義される。すなわち、ある限定性を持つ正社員と無限定正社員の月収差を検出するために、他の限定性を制御したうえで回帰分析を行う。推定方法はOLSである。

しかしながら、無限定正社員と限定正社員では、例えば、スキルや仕事の内容が異なるために月収の差が生じている部分があるだろうから、様々な属性の影響を制御したうえでの月収の差を明らかにする必要がある。

そこで様々な属性を制御した推定式が(2)式である。

$$\log \text{月収}_i = \beta_0 + \beta_1^g \sum_{g=1}^4 \text{限定正社員ダミー}_{g,i} + \beta_2 \text{その他属性}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2)式のその他属性には、男性ダミー、学歴ダミー、年齢、年齢2乗、勤続年数、勤続年数の2乗、産業ダミー、職種ダミー、婚姻状況、子どもの数、居住都道府県ダミー、労働時間が含まれる。推定方法は(1)式と同様にOLSである。

ところで、誤差項に観察されない能力等の要因が含まれ、限定正社員ダミーと相関する場合には、バイアスが生じる。一方で、限定正社員の方が無限定正社員よりも観察されない能力が低ければ、限定正社員ダミーの係数の推定値には下方バイアスが生じる。他方で、限定正社員の方が無限

定正社員よりも観察されない能力差が高ければ、推定値には上方バイアスがかかる。両者の観察されない能力差がどのような関係かは自明ではないため、バイアスの方向は不明である。限定正社員を多く雇用し処遇する企業は、それをしない企業とは異なる性質を持つ可能性がある。その場合、企業固定効果を制御したうえで分析することが望ましい(高橋2016)。残念ながら本稿で用いたデータの制約上、これらのバイアスを回避することはできない。本稿ではむしろ観察される賃金格差がどのように異なっているのかを要因分解や分布での差から検討する。

(2)式における正社員と限定正社員の平均月収の差のうち、属性の差により説明できる部分がどの程度かを詳細に分析するためにBlinder-Oaxaca分解<sup>9)</sup>を用いる。

Blinder-Oaxaca分解の最初のステップとして、無限定正社員と限定正社員の月収方程式を次のように定式化する。

$$\begin{aligned} \log \text{月収}_g &= \text{属性}_g \beta_g + u_g, \\ g &= \text{無限定正社員, 限定正社員} \end{aligned} \quad (3)$$

被説明変数は月収の自然対数であり、説明変数の属性は(2)式のその他属性と同じ変数の組み合わせである。添え字の $g$ は無限定正社員と各限定正社員というグループの違いを示す。Blinder-Oaxaca分解を用いて、無限定正社員と各限定正社員の平均月収の差を観察される属性の差で説明される部分と属性の差で説明できない部分に分解する。属性の差で説明できない部分は限定正社員への差別とも解釈しうる。平均月収の差の分解は(4)式として表される。

$$\begin{aligned} &\overline{\log \text{月収}}_{\text{無限定正社員}} - \overline{\log \text{月収}}_{\text{限定正社員}} \\ &= \left( \overline{\text{属性}}_{\text{無限定正社員}} - \overline{\text{属性}}_{\text{限定正社員}} \right) \hat{\beta}_{\text{限定正社員}} \\ &\quad + \overline{\text{属性}}_{\text{無限定正社員}} \left( \hat{\beta}_{\text{無限定正社員}} - \hat{\beta}_{\text{限定正社員}} \right) \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)の右辺の第1項は観察される属性の差で説明される部分であり、第2項が属性の差により説明できない部分である。

次に、無限定正社員と限定正社員の時間当たり賃金の差を分析する。時間当たり賃金は月収を月

労働時間で除した値である。(1)～(4)式の被説明変数を時間当たり賃金にしたものが次の(5)～(8)式である。(6)式のその他属性と(7)、(8)式の属性は男性ダミー、学歴ダミー、年齢、年齢2乗、勤続年数、勤続年数の2乗、産業ダミー、職種ダミー、婚姻状況、子どもの数、居住都道府県ダミーである。これらの推定により、時間当たり賃金が無限定正社員と限定正社員の間で平均的にどの程度違うのかを明らかにしたうえで、その時間当たり賃金の平均の差を分解すると属性の差による説明力はどの程度かを分析する。

$$\log \text{時間当たり賃金}_i = \beta_0 + \beta_1^g \sum_{g=1}^4 \text{限定正社員ダミー} - g_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\log \text{時間当たり賃金}_i = \beta_0 + \beta_1^g \sum_{g=1}^4 \text{限定正社員ダミー} - g_i + \beta_2 \text{その他属性}_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\log \text{時間当たり賃金}_g = \text{属性}_g \beta_g + u_g, \quad (7)$$

$g = \text{無限定正社員, 限定正社員}$

$$\frac{\log \text{時間当たり賃金}_{\text{無限定正社員}} - \log \text{時間当たり賃金}_{\text{限定正社員}}}{\text{属性}_{\text{無限定正社員}} - \text{属性}_{\text{限定正社員}}} = \hat{\beta}_{\text{限定正社員}} + \frac{\text{属性}_{\text{無限定正社員}} (\hat{\beta}_{\text{無限定正社員}} - \hat{\beta}_{\text{限定正社員}})}{\text{属性}_{\text{無限定正社員}} - \text{属性}_{\text{限定正社員}}} \quad (8)$$

最後に、(9)式、(10)式の時間当たり賃金関数を分位回帰 (quantile regression) で推定する。 $\theta = 0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9$  は分位を示す。それぞれの被説明変数と説明変数は(5)式、(6)式と同じである。

$$\log \text{時間当たり賃金}_i = \beta_{\theta 0} + \beta_{\theta 1}^g \sum_{g=1}^4 \text{限定正社員ダミー} - g_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\log \text{時間当たり賃金}_i = \beta_{\theta 0} + \beta_{\theta 1}^g \sum_{g=1}^4 \text{限定正社員ダミー} - g_i + \beta_{\theta 2} \text{その他属性}_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

(9)式の推定を行うことにより、賃金分布における10パーセンタイル、30パーセンタイル、50パーセンタイル、70パーセンタイル、90パーセンタイルにおいて、限定正社員と無限定正社員との時間当たり賃金格差がどの程度かを確認する。時間当たり賃金分布の低いところにいるスキルが

低い労働者である限定正社員と無限定正社員の時間当たり賃金格差と時間当たり賃金分布の高いところにいるスキルが高い労働者である限定正社員と無限定正社員の時間当たり賃金格差では傾向が異なる可能性があり、この点を明らかにするために分位回帰を用いる。また、(10)式の推定により、その他の属性の影響を制御した上での限定正社員と無限定正社員との時間当たり賃金格差が各分位においてどの程度かを確認する。なお、(5)式、(6)式のOLSと同様に能力バイアスが生じうる点には注意が必要である。

#### IV 推定結果

本節では、無限定正社員と限定正社員の月収、時間当たり賃金の差についての分析結果を(1)式から(10)式に基づいて示す。

表2は、月収の対数を被説明変数とする(1)式、(2)式の推定結果を示しており、注目する限定正社員ダミーの係数のみ示したものである。限定正社員ダミーとしては勤務地限定ダミー、職務限定ダミー、時間限定ダミー、残業限定ダミーの4つのダミーを用いている。なお、詳細な推定結果は付表2-Aに示している。

表2 限定正社員と無限定正社員の月収差の推定

被説明変数	対数月収	
	(1) 式	(2) 式
個人属性制御	なし	あり
勤務地限定	-0.1274*** (0.036)	-0.0456 (0.028)
職務限定	-0.0313 (0.028)	0.0068 (0.025)
時間限定	0.0179 (0.025)	0.0283 (0.020)
残業限定	0.0918 (0.062)	0.0599 (0.058)
観測数	3,681	3,628
決定係数	0.005	0.405

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。(1)式は個人属性を含まない場合、(2)式は個人属性を制御した場合の推定結果である。推定結果の詳細は付表2-Aを参照のこと。

勤務地限定の正社員の平均的な月収は、ほかの限定性を制御したうえで、無限定正社員よりも統計的に有意に12.7%低い。職務限定の正社員も平均的には月収が無限定正社員よりも低いが、その差は統計的に有意ではない。時間限定正社員と残業限定正社員については、無限定正社員と比べ、平均月収は高いが、その差は統計的に有意ではない。

一方、その他属性を制御した(2)式の結果を見ると、すべての限定正社員の月収は無限定正社員の月収と統計的に有意な差がない。これらのことから、勤務地限定の正社員と職務限定の正社員の月収は無限定正社員のそれよりも低いが、それはほとんどが属性の違いで生じていると考えられる。時間限定正社員と残業限定正社員の月収は無限定正社員のそれとそもそも差がない。したがって、月収でみるかぎり、限定正社員は雇用形態の違いで賃金格差が生じているとはいえない。

表3はBlinder-Oaxaca分解によって無限定正社員と限定正社員の月収の平均値の差を属性の差により説明される部分と属性の差により説明されない部分に分解した結果である<sup>10)</sup>。勤務地限定と職務限定の月収が無限定正社員の月収よりも統

計的に低く、時間限定と残業限定は統計的に有意な差がない。これは付表2-Aの(2)から(5)の結果と整合的である。すべての限定正社員において属性により説明できない部分が有意ではないことは表2のOLSの推定結果と整合的である。

勤務地限定正社員と無限定正社員の月収差の13%のうち9.9%ポイントを、つまり約76%を属性の差が説明している。属性として重要なのは性別、労働時間であり、それぞれが約2.9%ポイント、約2%ポイントの貢献をしている。

職務限定正社員と無限定正社員の月収差の5.2%のうち5.9%ポイントを、つまり約113%を属性の差が説明している。属性として重要なのは学歴と労働時間であり、それぞれ1.6%ポイントの貢献をしている。

表4は時間当たり賃金を被説明変数とする(5)式、(6)式の推定結果であるが、表2と同様に注目する限定正社員ダミーの係数以外は省略している。詳細な推定結果は付表2-Bに示している。個人属性を制御しない(5)式の場合、勤務地限定および職務限定の時間当たり賃金の差は有意ではないが、時間限定、残業限定の時間当たり賃金は無限定正社員の時間当たり賃金よりも統計的に有

表3 無限定正社員と限定正社員の月収差の分解

	勤務地	職務	時間	残業
平均の差	0.1305 ***	0.052 **	-0.0242	-0.0614
属性による差全体	0.0985 ***	0.0596 ***	0.0112	0.0041
属性により説明できない部分	0.0319	-0.0077	-0.0354 *	-0.0655
性別	0.0268	0.0088	0	0.0015
学歴	0.0139	0.0165	0.0014	-0.0018
年齢	0.0174	-0.0138	-0.0072	-0.0121
勤続年数	0.0064	-0.0034	-0.0039	-0.0049
婚姻	0.0083	0.0067	0.0003	-0.002
産業	0.0015	0.0124	0.0008	0.0136
地域	-0.0084	0.0018	-0.001	0.0022
職種	0.0125	0.0148	0.0092	-0.015
労働時間	0.0197	0.0162	0.0118	0.0225
属性による差全体	0.0985 ***	0.0596 ***	0.0112	0.0041

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。各属性の貢献についてはアスタリスクがついていないが、これが統計的に有意でないことを意味するわけではない。例えば、73の職種のそれぞれの貢献については統計的な有意性を示すことが可能だが、この表では73業種の貢献の合計値を示しているために、統計的な有意性が示されていない。

表4 限定正社員と無限定正社員の時間当たり賃金差の推定

被説明変数	対数時間当たり賃金	
	(1) 式	(2) 式
個人属性制御	なし	あり
勤務地限定	-0.0348 (0.042)	0.0143 (0.038)
職務限定	0.0344 (0.034)	0.0453 (0.033)
時間限定	0.0494* (0.028)	0.0519** (0.024)
残業限定	0.1881*** (0.070)	0.1601** (0.070)
観測数	3,681	3,628
決定係数	0.007	0.308

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。(1)式は個人属性を含まない場合、(2)式は個人属性を制御した場合の推定結果である。推定結果の詳細は付表2-Bを参照のこと。

意に高く、それぞれの差は約5%、18.9%である。この傾向は個人属性を制御したとしても観察される。

労働時間を制御した月収の推定結果と時間当たり賃金の場合で限定正社員ダミーの係数が異なる

点は、月収の決定において労働時間の係数が小さいことに起因する可能性がある。推定結果付表2-Aから、4つの限定性のいずれを用いたとしても労働時間の係数は約0.0009であり、労働時間の1時間の変化に対して月収の変化は約0.1%である。つまり、その他の属性をコントロールしたうえで、労働時間の違いが月収に対して与える影響はかなり小さい。また、限定正社員ダミーは統計的に有意ではないので、限定正社員であるかどうかは月収に影響を与えてない。このような結果から、無限定正社員と限定正社員の月収の差のほとんどは、雇用形態の差（限定であるか否か）や労働時間でなく、その他属性によって決定されていることになる。その他属性をコントロールした場合に両者の月収の差はないけれども、月収の決定にはほとんど影響を与えていない労働時間で月収を除すと、労働時間が短い限定正社員の時間当たり賃金は無限定正社員のそれよりも高くなる。そして、その差が限定正社員のプラスの係数にあらわれている可能性がある。

表5はBlinder-Oaxaca分解によって無限定正社員と限定正社員の時間当たり賃金の平均値の差を属性の差により説明される部分と属性の差によ

表5 無限定正社員と限定正社員の時間当たり賃金差の分解

	勤務地	職務	時間	残業
平均の差	-0.0079	-0.0559 *	-0.0878 ***	-0.2171 ***
属性による差全体	0.0524 **	0.0219	-0.0046	-0.0142
属性により説明できない部分	-0.0603	-0.0779 **	-0.0832 ***	-0.2029 ***
性別	0.0168	0.0054	0	0.0009
学歴	0.0104	0.0125	0.001	-0.0014
年齢	0.0172	-0.0134	-0.0071	-0.0119
勤続年数	0.007	-0.0051	-0.0053	-0.0065
婚姻	0.0066	0.0052	-0.0002	-0.0021
産業	-0.0038	0.0093	-0.0012	0.0132
地域	-0.0082	0.0007	-0.0042	0.0008
職種	0.0062	0.0074	0.0129	-0.0077
属性による差全体	0.0524 **	0.0219	-0.0046	-0.0142

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。各属性の貢献についてはアスタリスクがついていないが、これが統計的に有意でないことを意味するわけではない。例えば、73の職種のそれぞれの貢献については統計的な有意性を示すことが可能だが、この表では73業種の貢献の合計値を示しているために、統計的な有意性が示されていない。

り説明されない部分に分解した結果である。勤務地限定を除き、限定正社員の時間当たり賃金の方が無限定正社員の時間当たり賃金よりも平均的に高い。すなわち、職務限定、時間限定、残業限定でそれぞれ観察される賃金差は、属性では説明できない部分から賃金プレミアムを得ていることになる。

限定正社員と無限定正社員との平均的な差ではなく、分布の各分位における差を明らかにするための分位回帰の推定結果を示す。時間当たり賃金を被説明変数とした(9)式、(10)式の結果を示したのが表6である<sup>11)</sup>。個人属性を制御しない場合、30パーセンタイルとメディアンにおいて勤務地限定の正社員の賃金が無限定正社員よりも12.7%低い。70パーセンタイルにおいて職務と時間限定は無限定よりも約6%賃金が高い。ただし、個人属性を制御するとその多くは統計的に有意な差を持たない。ただ、時間限定に関しては10、30、70パーセンタイルにおいて約4から5%賃金が高い。これらの限定性に関しては、分位間で差異は大きくなく、傾向があるわけでもない。

残業限定については関しては、属性を制御しない場合10パーセンタイル以外の、30、50、70、90パーセンタイルで無限定よりも14から50%賃金が高い。属性を制御しても同様の傾向を示す

が、約8から29%と分位が高くなるほど差が大きくなる傾向にある。残業限定に関しては、高賃金層(高スキル労働者)において無限定正社員よりも限定正社員の賃金の方が高い傾向が観察される。

## V まとめと政策的インプリケーション

本論文の目的は、処遇の実態が明らかにされていない限定正社員の月収、時間当たり賃金が無限定正社員とどの程度異なるのかを詳細に明らかにすることである。それぞれの平均的な差を明らかにしたうえで、その差を属性の差によりもたらされている部分と属性の差により説明できない部分に分解した。また、平均的な差だけではなく、分布の各分位における差も明らかにした。「RIETI多様な働き方と意識に関する調査」による個票データを用いて分析した結果は以下の通りである。

月収については、無限定正社員よりも勤務地限定は約13%低い、そのほとんどは属性の違いにより説明される。職務限定は無限定正社員と比べ月収が約5.2%低い、その差のほとんどは属性の違いであり、学歴と労働時間が重要である。時間限定正社員と残業限定正社員の月収は無限定正社員と統計的に有意な差はない。

表6 時間当たり賃金についての分位回帰

	対数時間当たり賃金											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
分位点	10パーセンタイル	30パーセンタイル	50パーセンタイル	70パーセンタイル	90パーセンタイル	OLS						
個人属性制御	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり
勤務地限定	-0.0447 (0.056)	-0.0125 (0.048)	-0.1278*** (0.046)	-0.0583* (0.032)	-0.1278*** (0.044)	-0.0445 (0.033)	-0.0183 (0.045)	-0.0279 (0.038)	0.0031 (0.093)	0.0684 (0.065)	-0.0348 (0.042)	0.0143 (0.038)
職務限定	-0.0341 (0.044)	0.0385 (0.038)	0.0000 (0.037)	0.0298 (0.026)	0.0488 (0.035)	0.0363 (0.027)	0.0671* (0.035)	0.0102 (0.031)	0.0408 (0.074)	0.0199 (0.052)	0.0344 (0.034)	0.0453 (0.033)
時間限定	0.0488 (0.040)	0.0582* (0.033)	0.0465 (0.033)	0.0422* (0.023)	0.0465 (0.031)	0.0373 (0.023)	0.0645** (0.032)	0.0515* (0.027)	0.0901 (0.066)	0.0288 (0.045)	0.0494* (0.028)	0.0519** (0.024)
残業限定	0.1137 (0.073)	0.1354** (0.061)	0.1766*** (0.060)	0.0810* (0.042)	0.1744*** (0.058)	0.1394*** (0.043)	0.1403** (0.058)	0.2070*** (0.049)	0.5077*** (0.120)	0.2940*** (0.083)	0.1881*** (0.070)	0.1601** (0.070)
N	3,681	3,628	3,681	3,628	3,681	3,628	3,681	3,628	3,681	3,628	3,681	3,628

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。

時間当たり賃金については、限定正社員の方が無限定正社員より高い傾向が観察される。個人属性を制御したとしても、時間限定と残業限定には賃金プレミアムが観察された。Blinder-Oaxaca分解の結果によると、属性の違いはむしろ、無限定正社員の時間当たり賃金を高める方に働いているので、限定正社員の時間当たり賃金のプレミアムは属性の差では全く説明できないことがわかる。分位回帰の結果によると、残業限定に関しては、時間当たり賃金分布において、分位が高い限定正社員、つまりスキルがより高い限定正社員においてプレミアムは大きい傾向であったため、学歴や経験などでは測ることのできない生産性（観察されない能力）の高さがプレミアムの源泉である可能性がある。しかしながら、その要因を識別する追加的な分析については今後の課題としたい。

以上の分析から得られる政策的なインプリケーションは何であろうか。限定正社員の普及・拡大の際にこれまで懸念されていた問題の一つが従来の無限定正社員との処遇格差であった。つまり、正規社員の中に一段、処遇の低いグループを作ることが新たな格差問題を生むのではないかという懸念である。前述のように、従来の正社員の無限定性に対しては一定の補償を行うことが妥当であり、処遇に格差があることは経済学的にも合理的に説明が可能であるが、厚労省（2014）、規制改革会議（2013、2014）が強調しているように、その格差が妥当なものにとどまるべく、限定正社員の均衡処遇、また、それを補完する無限定正社員と限定正社員の間の相互転換の促進の重要性が示

されてきた。

本稿の分析によれば、我々が使用したサンプルで見える限り、月収における格差は様々な属性で説明可能であり、無限定正社員と比較して限定正社員という雇用形態のみの違いで格差が生じている可能性は小さい。また、時間限定や残業限定のように、労働時間に関連した限定正社員においては、時間当たり賃金ではむしろ限定正社員の方が高いことも考え合わせると、限定正社員に対し賃金面で一様に不利益な取り扱いがされている可能性は見いだせない。

限定正社員の働き方は、労働時間が短く、ワーク・ライフ・バランスが保てる一方、月収はそれほど下がらない働き方である可能性も示唆された<sup>12)</sup>。鶴・久米・戸田（2016）は限定正社員がより満足度の高い働き方であることを明らかにしたが、本稿の結果とあわせて考えると、これまで懸念されていた処遇面でも従来の正社員と遜色ない可能性が示唆される。本稿は今後の限定正社員の普及・拡大を考察するうえで必要となる一つの実証結果を提示しているが、これから本格的に限定正社員が普及・拡大された場合には、更なる評価を行うべきであることは言うまでもないだろう。

\*本稿に対して、2名の匿名レフェリー、編集委員会、伊藤禎則、大湾秀雄、中島厚志、中林真幸、矢野誠、森川正之各氏および労働市場制度改革研究会参加者、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会参加者から多くの有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。鶴と佐野は、日本学術振興会科学研究費補助金特別推進研究「経済格差のダイナミズム：雇用・教育・健康と再分配政策のパネル分析」(研究課題番号：24000003)、鶴は慶應義塾学事振興資金「ワーク・ライフ・バランス：家計行動への影響・企業業績への影響」から補助を受けた。

付表 1 職種リスト

< A. 管理的職業従事者 >	< F. 保安職業従事者 >
1 管理的公務員	42 自衛官
2 法人・団体役員	43 司法警察職員
3 法人・団体管理職員	44 その他の保安職業従事者
4 その他の管理的職業従事者	
	< G. 農林漁業従事者 >
< B. 専門的・技術的職業従事者 >	45 農業従事者
5 研究者	46 林業従事者
6 農林水産技術者	47 漁業従事者
7 製造技術者（開発）	
8 製造技術者（開発を除く）	< H. 生産工程従事者 >
9 建築・土木・測量技術者	48 生産設備制御・監視従事者（金属製品）
10 情報処理・通信技術者	49 生産設備制御・監視従事者（金属製品を除く）
11 その他の技術者	50 機械組立設備制御・監視従事者
12 医師、歯科医師、獣医師、薬剤師	51 製品製造・加工処理従事者（金属製品）
13 保健師、助産師、看護師	52 製品製造・加工処理従事者（金属製品を除く）
14 医療技術者	53 機械組立従事者
15 その他の保健医療従事者	54 機械整備・修理従事者
16 社会福祉専門職業従事者	55 製品検査従事者（金属製品）
17 法務従事者	56 製品検査従事者（金属製品を除く）
18 経営・金融・保険専門職業従事者	57 機械検査従事者
19 教員	58 生産関連・生産類似作業従事者
20 宗教家	
21 著述家、記者、編集者	< I. 輸送・機械運転従事者 >
22 美術家、デザイナー、写真家、映像撮影者	59 鉄道運転従事者
23 音楽家、舞台芸術家	60 自動車運転従事者
24 その他の専門的職業従事者	61 船舶・航空機運転従事者
	62 その他の輸送従事者
< C. 事務従事者 >	63 定置・建設機械運転従事者
25 一般事務従事者	
26 会計事務従事者	< J. 建設・採掘従事者 >
27 生産関連事務従事者	64 建設躯体工事従事者
28 営業・販売事務従事者	65 建設従事者（建設躯体工事従事者を除く）
29 外勤事務従事者	66 電気工事従事者
30 運輸・郵便事務従事者	67 土木作業従事者
31 事務用機器操作員	68 採掘従事者
< D. 販売従事者 >	< K. 運搬・清掃・包装等従事者 >
32 商品販売従事者	69 運搬従事者
33 販売類似職業従事者	70 清掃従事者
34 営業職業従事者	71 包装従事者
	72 その他の運搬・清掃・包装等従事者
< E. サービス職業従事者 >	
35 家庭生活支援サービス職業従事者	73 < L. その他 > その他の仕事内容
36 保健医療サービス職業従事者	
37 生活衛生サービス職業従事者	
38 飲食物調理従事者	
39 接客・給仕職業従事者	
40 居住施設・ビル等管理人	
41 その他のサービス職業従事者	

注：職種は「先月1か月（2014年12月1日から31日）の主なお勤め先についてお伺いします。勤務先におけるお仕事の内容はどのようなものですか。最もよく当てはまるものを1つ選んでください」より得られている。

付表 2-A 月収関数の推定結果の詳細

被説明変数	対数月収									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
個人属性制御			なし					あり		
勤務地限定	-0.1274*** (0.036)	-0.1257*** (0.034)				-0.0456 (0.028)	-0.0319 (0.027)			
職務限定	-0.0313 (0.028)		-0.0488* (0.026)			0.0068 (0.025)		0.0077 (0.023)		
時間限定	0.0179 (0.025)			0.0193 (0.025)		0.0283 (0.020)			0.0354 (0.022)	
残業限定	0.0918 (0.062)				0.0615 (0.058)	0.0599 (0.058)				0.0655 (0.055)
男性ダミー						0.1304*** (0.019)	0.1311*** (0.019)	0.1330*** (0.019)	0.1327*** (0.019)	0.1326*** (0.019)
高校						0.0588 (0.073)	0.0610 (0.071)	0.0613 (0.072)	0.0631 (0.072)	0.0588 (0.072)
高等専門学校						0.1399* (0.083)	0.1434* (0.082)	0.1433* (0.082)	0.1456* (0.083)	0.1392* (0.083)
専門学校						0.0700 (0.077)	0.0739 (0.076)	0.0724 (0.076)	0.0740 (0.077)	0.0691 (0.077)
短大						0.0498 (0.081)	0.0499 (0.080)	0.0471 (0.080)	0.0492 (0.081)	0.0462 (0.081)
大学						0.1465** (0.072)	0.1480** (0.071)	0.1486** (0.072)	0.1507** (0.072)	0.1464** (0.072)
大学院						0.2540*** (0.074)	0.2567*** (0.073)	0.2572*** (0.073)	0.2584*** (0.074)	0.2543*** (0.074)
年齢						0.0339*** (0.007)	0.0333*** (0.007)	0.0336*** (0.007)	0.0340*** (0.007)	0.0339*** (0.007)
年齢2乗						-0.0002*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)
勤続年数						0.0019 (0.003)	0.0020 (0.003)	0.0021 (0.003)	0.0021 (0.003)	0.0020 (0.003)
勤続年数2乗						0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
離別						-0.1061*** (0.029)	-0.1041*** (0.029)	-0.1037*** (0.029)	-0.1046*** (0.029)	-0.1046*** (0.029)
死別						-0.0642 (0.087)	-0.0670 (0.087)	-0.0653 (0.087)	-0.0636 (0.087)	-0.0631 (0.087)
未婚						-0.1133*** (0.014)	-0.1136*** (0.014)	-0.1136*** (0.014)	-0.1133*** (0.014)	-0.1132*** (0.014)
月労働時間						0.0009*** (0.000)	0.0009*** (0.000)	0.0009*** (0.000)	0.0009*** (0.000)	0.0009*** (0.000)
定数項	5.9970*** (0.008)	5.9986*** (0.007)	5.9966*** (0.007)	5.9910*** (0.007)	5.9912*** (0.007)	4.5873*** (0.170)	4.6022*** (0.169)	4.5877*** (0.169)	4.5773*** (0.170)	4.5812*** (0.169)
産業、職種、居住地ダミー	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES
観測数	3,681	3,681	3,681	3,681	3,681	3,628	3,628	3,628	3,628	3,628
決定係数	0.005	0.004	0.001	0.000	0.001	0.405	0.404	0.404	0.404	0.404

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。説明変数の詳細は本文中を参照のこと。

付表 2-B 賃金関数の推定結果の詳細

被説明変数	対数時間当たり賃金									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
個人属性制御			なし					あり		
勤務地限定	-0.0348 (0.042)	0.0100 (0.042)				0.0143 (0.038)	0.0603 (0.038)			
職務限定	0.0344 (0.034)		0.0569* (0.033)			0.0453 (0.033)		0.0779** (0.031)		
時間限定	0.0494* (0.028)			0.0803*** (0.028)		0.0519** (0.024)			0.0832*** (0.025)	
残業限定	0.1881*** (0.070)				0.2158*** (0.066)	0.1601** (0.070)				0.2029*** (0.067)
男性ダミー						0.0825*** (0.023)	0.0824*** (0.023)	0.0821*** (0.023)	0.0795*** (0.023)	0.0796*** (0.022)
高校						0.0929 (0.088)	0.1013 (0.086)	0.0960 (0.086)	0.1032 (0.087)	0.0910 (0.087)
高等専門学校						0.1532 (0.098)	0.1658* (0.097)	0.1591* (0.097)	0.1690* (0.097)	0.1508 (0.097)
専門学校						0.0949 (0.092)	0.1093 (0.091)	0.1003 (0.091)	0.1120 (0.091)	0.0973 (0.091)
短大						0.0928 (0.098)	0.0960 (0.097)	0.0926 (0.097)	0.1032 (0.098)	0.0949 (0.098)
大学						0.1589* (0.087)	0.1649* (0.086)	0.1603* (0.086)	0.1676* (0.086)	0.1557* (0.086)
大学院						0.2467*** (0.089)	0.2550*** (0.087)	0.2507*** (0.087)	0.2560*** (0.088)	0.2442*** (0.088)
年齢						0.0347*** (0.009)	0.0331*** (0.009)	0.0334*** (0.009)	0.0336*** (0.009)	0.0336*** (0.009)
年齢 <sup>2</sup> 乗						-0.0003** (0.000)	-0.0002** (0.000)	-0.0002** (0.000)	-0.0002** (0.000)	-0.0002** (0.000)
勤続年数						0.0012 (0.003)	0.0014 (0.003)	0.0014 (0.003)	0.0012 (0.003)	0.0010 (0.003)
勤続年数 <sup>2</sup> 乗						0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)
離別						-0.0626* (0.033)	-0.0569* (0.033)	-0.0585* (0.033)	-0.0604* (0.033)	-0.0614* (0.033)
死別						-0.0720 (0.084)	-0.0781 (0.083)	-0.0804 (0.084)	-0.0771 (0.084)	-0.0743 (0.083)
未婚						-0.0913*** (0.016)	-0.0913*** (0.016)	-0.0926*** (0.016)	-0.0911*** (0.016)	-0.0906*** (0.016)
定数項	-1.7422*** (0.008)	-1.7320*** (0.008)	-1.7359*** (0.008)	-1.7391*** (0.008)	-1.7373*** (0.008)	-2.9487*** (0.200)	-2.9310*** (0.200)	-2.9278*** (0.199)	-2.9333*** (0.200)	-2.9247*** (0.200)
産業、職種、居住地ダミー	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES
観測数	3,681	3,681	3,681	3,681	3,681	3,628	3,628	3,628	3,628	3,628
決定係数	0.007	0.000	0.001	0.002	0.005	0.308	0.303	0.304	0.304	0.307

注：括弧の中は標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。説明変数の詳細は本文中を参照のこと。

- 1) こうしたタイプの正社員はジョブ型正社員、多様な正社員と呼ばれることも多いが本稿では、限定正社員と呼ぶとともに、従来型の正社員を無限定正社員と呼ぶことにする。
- 2) 安井ほか(2018)が有期雇用労働者と無期雇用労働者(正社員)の賃金格差の実証研究を概観している。
- 3) 厚生労働省(2012)「『多様な形態による正社員』に関する研究会報告書」及び「『多様な正社員』の普及・拡大のための有識者懇談会における企業ヒアリングを参照のこと。
- 4) 同調査の特徴を詳細に検討した鶴・久米・戸田(2016)は、従業員規模300人以上に勤める雇用者の分布がわかる2012年の『就業構造基本調査』と比べ、20代が少なく、40、50代が多いことを報告している。
- 5) 安井ほか(2016)は、就業規則などで労働条件が明記されている場合に1をとり、それ以外の理由を回答した場合を欠損値とし、参照グループが無限定正社員となるように定義している。このように定義した場合の結果は、安井ほか(2016)を参照のこと。
- 6) 月収は、「あなたがお仕事で支払われている月収は手取り額でいくらかですか。複数の勤務先がある場合は、足し合わせた月収をお答えください。月によって変動がある場合も、おおよその平均でお答えください」と質問して得られた数値を用いている。
- 7) 勤続年数は「先月1か月(2014年12月1日から31日)の主な勤め先についてお伺いします。その勤め先で働き始めたのはいつ頃ですか。年(西暦)と月をお答えください」という設問より、月数を年数変換して作成した。
- 8) 職種は「先月1か月(2014年12月1日から31日)の主な勤め先についてお伺いします。勤務先におけるお仕事の内容はどのようなものですか。最もよく当てはまるものを1つ選んでください」と質問して得られた情報を用いている。
- 9) Blinder-Oaxaca分解はしばしば男女間賃金格差や人種間賃金格差の分析に用いられるが、その他の様々な属性間のアウトカムの差を分析するためにも用いられている(George and Kuhn 1994; Kuhn and Sweetman 2002)。
- 10) 各属性の貢献を見ると、それぞれにアスタリスクがついていないが、これが統計的に有意でないことを意味するわけではない。例えば、73の職種のそれぞれの貢献については統計的な有意性を示すことが可能だが、この表では73種類の貢献の合計値を示しているために、統計的な有意性が示されていない。
- 11) 推定結果の詳細は著者に問い合わせられた。
- 12) これはある意味、限定正社員の方が働き手からみれば「お得な」働き方といえるかもしれないが、それが行き過ぎれば使用者側からみれば「割高な」働き方になって限定正社員の普及の妨げになる可能性も考慮に入れる必要があり、やはり、バランスのとれた処遇が重要であることは言うまでもない。

参考文献

George, Peter and Kuhn Peter (1994) "The Size and Structure of Native-White Wage Differentials in Canada," *Canadian Journal of Economics*, 27 : 20-42.

Kuhn, Peter and, Sweetman Arthur (2002) "Aboriginals as Unwilling Immigrants: Contact, Assimilation and Labour Market Outcomes," *Journal of Population Economics*, Vol. 15 (2) : 331-355.

臼井恵美子 (2013) 「多様な働き方の意義と実現性——経済学

的アプローチから」『日本労働研究雑誌』, No.636, pp. 37-47.

規制改革会議 (2013) 「ジョブ型正社員の雇用ルール整備に関する意見」(平成25年12月5日).

———規制改革会議 (2014) 「規制改革に関する第2次答申〜加速する規制改革〜」(平成26年6月13日).

久米功一 (2010) 「危険に対するセルフセレクトと補償賃金仮説の実証分析」『日本労働研究雑誌』No.599, pp. 65-81.

久米功一・鶴光太郎・戸田淳仁 (2015) 「多様な正社員のスキルと生活満足度に関する実証分析」, RIETI Discussion Paper Series 15-J-020.

厚生労働省 (2012) 「『多様な形態による正社員』に関する研究会報告書」.

——— (2014) 「『多様な正社員』の普及・拡大のための有識者懇談会報告書」.

高橋康二 (2016) 「有期社員と企業内賃金格差」『日本労働研究雑誌』, No.670, pp. 75-89.

鶴光太郎 (2016) 『人材覚醒経済』日本経済新聞出版社.

鶴光太郎・久米功一 (2016) 「夫の家事・育児参加と妻の就業決定——夫の働き方と役割分担意識を考慮した実証分析」RIETI Discussion Paper Series 16-J-010.

鶴光太郎・久米功一・戸田淳仁 (2016) 「多様な正社員の働き方の実態——RIETI「平成26年度正社員・非正社員の多様な働き方と意識に関するWeb調査」の分析結果より」, RIETI Policy Discussion Paper Series 16-P-001.

戸田淳仁 (2015) 「限定正社員の実態——企業規模別における賃金、満足度の違い」『日本労働研究雑誌』No.655, pp. 110-118.

森川正之 (2010) 「雇用保障とワーク・ライフ・バランス——補償賃金格差の視点から」, RIETI Policy Discussion Paper Series 10-J-042.

労働政策研究・研修機構 (2013) 「『多様な正社員』の人事管理に関する研究」労働政策研究報告書 No.158.

安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎 (2016) 「無限定正社員と限定正社員の賃金格差」, RIETI Discussion Paper Series 16-J-061.

安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎 (2018) 「正社員と有期雇用労働者の賃金格差」, 『日本経済研究』近刊.

〈投稿受付2016年12月16日, 採択決定2018年10月5日〉

やすい・けんご 青山学院大学経済学部准教授。最近の主な著作に「正社員と有期雇用労働者の賃金格差」(共著)『日本経済研究』, 近刊。労働経済学専攻。

さの・しんべい 千葉大学大学院社会科学研究院准教授。最近の主な著作に「人的資本と教育政策」, 川口大司編『日本の労働市場』第3章(有斐閣, 2017年)。労働経済学, 教育経済学専攻。

くめ・こういち 東洋大学経済学部准教授。最近の主な論文に「テレワークは長時間労働を招くのか——雇用型テレワークの実態と効果」(萩原牧子氏との共著)『Works Review』, 12, 58-67, 2017年7月。労働経済学専攻。

つる・こうたろう 慶應義塾大学大学院商学研究科教授。最近の主な著作に『人材覚醒経済』(日本経済新聞出版社, 2016年)。労働市場制度専攻。