



RIETI Discussion Paper Series 16-J-060

## 正社員と有期雇用労働者の賃金格差

安井 健悟  
青山学院大学

佐野 晋平  
千葉大学

久米 功一  
リクルートワークス研究所

鶴 光太郎  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 正社員と有期雇用労働者の賃金格差<sup>1</sup>

安井健悟（青山学院大学）

佐野晋平（千葉大学）

久米功一（リクルートワークス研究所）

鶴光太郎（慶應義塾大学 / 経済産業研究所）

### 要 旨

本論文の目的は契約社員、嘱託社員という有期雇用労働者と正社員の賃金差を明らかにしたうえで、Blinder-Oaxaca 分解によりその時間当たり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することである。分析の結果、有期雇用労働者の賃金は正社員よりも平均的に男女計だと 36.5%低く、男性のみで 32.4%低く、女性のみで 16.6%低い。しかしながら、学歴、年齢、勤続年数、職種などの属性を制御すると、男女計、男性のそれぞれで有期雇用労働者の時間当たり賃金は正社員よりも 8.8%、8.4%低く、女性の場合、平均的な賃金差がなくなるなど、属性をコントロールしても残る賃金格差の水準は欧州の同様の分析と比較しても決して大きくなく、ほぼ同程度かそれ以下の水準であることが分かった。また、Blinder-Oaxaca 分解によると、正社員と有期雇用労働者の賃金差を説明する重要な属性は、男性の場合は勤続年数、職種であり、女性の場合は職種、学歴であることが明らかとなった。

キーワード：正社員、有期雇用、賃金格差、Blinder-Oaxaca 分解

JEL classification: J31, J38, J41

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

<sup>1</sup> 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「労働市場制度改革」の成果の一部である。また、本稿の原案に対して、大湾秀雄氏（東京大学）、中林真幸氏（東京大学）を始めとする労働市場制度改革研究会出席の方々、中島厚志理事長、矢野誠所長、森川正之理事・副所長、伊藤禎則経済産業省経済産業政策局参事官兼産業人材政策室長を始めとする経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会出席の方々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たい。また、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。

## 1. はじめに

働き方改革が重要な政策 이슈となる中で、長年の懸案でありながら十分な対応がなされてこなかった非正規雇用の処遇改善はまったなしの状況である。2016年6月に閣議決定された「ニッポン一億総活躍プラン」では、「パートタイム労働者の賃金水準は、欧州諸国においては正規労働者に比べ2割低い状況であるが、我が国では4割低くなっている」という認識の下、「正規、非正規かといった雇用形態にかかわらず均等・均衡処遇を確保する。そして、同一労働同一賃金の実現に踏み込む。」ことが明言された。

しかしながら、非正規社員の平均的な賃金水準が正社員のそれよりも低かったとしても、それを雇用形態の違いのみに起因する合理的な理由のない取り扱いと断定することは難しい。なぜならば、例えば、正社員と非正社員の能力・スキルが異なれば、生産性も異なり、賃金格差が生じる可能性は十分あるためだ。

したがって、正社員と非正規社員の賃金格差を評価する際には、両者の様々な属性の違いに起因する賃金格差をとり除いた上で、純粋に雇用形態の違いのみで生じている賃金格差に着目する必要がある。

また、比較対象である非正規社員といっても、契約社員、嘱託社員、パートタイム労働者、派遣社員などと様々な形態が存在し、どのようなタイプの非正社員を選択するかで賃金格差に対する理論的な解釈も異なってくる。

以上を踏まえて、本論文では非正規雇用問題の核心ともいえるべき契約社員、嘱託社員という有期雇用労働者（鶴(2016b)）に焦点を当て、正社員と有期雇用労働者の賃金格差を分析したい。具体的には、経済産業研究所（RIETI）による Web アンケート調査「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（以下、「RIETI 多様な働き方と意識に関する調査）」のデータを用いて、正社員と有期雇用労働者の賃金格差の程度、及び Blinder–Oaxaca 分解による各属性の賃金格差への寄与を明らかにする。

本論文の構成は以下の通りである。次節において本論文と関連する先行研究を紹介する。第 3 節において使用するデータと分析手法を記述し、第 4 節において分析結果を示す。最後に第 5 節において結論と政策的含意を述べる。

## 2. 先行研究

本節では、有期雇用といわゆる無期雇用<sup>2</sup>（本論文における正社員）の賃金格差に関する既存研究を概観する。補償賃金格差が成立している場合、有期雇用の賃金水準は、無期雇用よりも短い雇用期間、不安定な雇用を補償するため、無期雇用のそれよりも高くなっていたとしてもおかしくはない。しかし、日本、海外を問わず、有期雇用の平均的な賃金水準は無期雇用のそれと比べ低いことが観察されている（浅尾 2010, Booth, Francesconi and Frank, 2002, OECD, 2002, Hagen 2002 など）。以下では、諸外国を含め、無期雇用と有

---

<sup>2</sup> 期限の定めのない雇用のことであるが、以下では無期雇用と表記する。

期雇用の賃金格差に着目した分析を紹介してみたい。「はじめに」でも述べたように、有期雇用と無期雇用の賃金格差を検討する場合は、観察可能な属性を制御した上での比較が重要となる。

海外では有期雇用といわゆる無期雇用の賃金格差を検討した実証分析は多く存在するが、とりわけドイツとスペインを対象とした実証分析が目立っている。分析方法としては、属性を制御しない平均賃金の比較から、観察可能な個人属性を制御したケースをベンチマークとした上で、パネルデータを用いる場合は固定効果モデル<sup>3</sup>、有期雇用のセレクションを考慮したマッチング推計やダミー内性変数モデル、平均賃金だけではなく分布を検討する分位回帰による研究が多数を占めている。

Hagen (2002)はドイツのパネルデータ German Socio-Economic Panel の 99 年 wave を用い、有期と無期を OLS とマッチング推計、ダミー内性変数モデルにより比較している。観察可能な個人属性を調整した場合、無期雇用と有期雇用の賃金格差は 6% (マッチング) から 10% (OLS) であり、観察されない属性に基づくセレクションを考慮 (ダミー内生変数モデル) すると賃金格差は 23%に広がることを示している。

Mertens, Gash and McGinnity, (2007)は、(西) ドイツとスペインについて、90 年代後半から 00 年にかけての個人パネルデータを用い、有期雇用と無期雇用の賃金格差を計測した。OLS と有期から無期への状態変化サンプルを利用した固定効果モデル、賃金分布を考慮した分位点回帰モデルを検討している。個人属性を調整しない場合、無期と有期の賃金格差はドイツ 32%、スペイン 49%、であるが、個人属性を調整すると賃金格差はドイツ、スペイン共に約 18%である。個別効果を制御した場合賃金格差はドイツで 6.9%、スペインで 4.4%である。分位点回帰モデルの結果によると、ドイツでは、賃金分布の高分位では有期無期の賃金格差は小さく、低分位では賃金格差は大きいことを示している。一方、スペインでは、どの賃金分布でも同じような賃金格差が観察される。

Pfeifer(2012)は、ドイツの行政データから得られた労働者使用者マッチングデータを用い、有期と無期の賃金格差を計測している。個人属性を調整しない場合、無期と有期の賃金格差は約 40%である。その賃金格差は、労働者の個人属性を制御すると約 19%と半減し、さらに企業固定効果を制御すると約 12%にまで縮小することを示している。分位回帰により賃金分布について検討したところ、賃金分布の下位における賃金格差は大きい (5 パーセントイルで約 27%) が、上位ではギャップはあるもののその差は小さくなる (95 パーセントイルで 10%) ことを示している。

De la Rica and Felgueroso(1999)はスペインにおける賃金構造調査を用いて有期雇用と無期雇用の賃金格差を計測している。個人属性を調整しない場合、無期と有期の賃金格差は男性で約 56%、女性で約 43%である。個人属性を制御すると、賃金格差は男性で約 15%、女性で 7%である。Blinder-Oaxaca 分解によると、男性において、賃金格差のうち属性による差は約 75%、属性の差により説明できない部分は約 24%、女性において属性による差

<sup>3</sup> ただし、観察期間中に有期雇用から無期雇用に変化したサンプルの変動を用いた分析である。

は約 77%、属性の差により説明できない部分は約 22%である。

Gash and McGinnity (2007)は、European Community Household Survey のうちドイツとフランスに焦点をあて、無期雇用と有期雇用の賃金格差を検討している<sup>4</sup>。個人属性を調整しない場合、無期と有期の賃金格差はドイツにおいては、男性で約 32%、女性で約 21%、フランスにおいては、男性で約 40%、女性で約 38%である。観察可能な属性によるマッチングの結果によると、ドイツの女性において差は観察されず、男性において差は約 13%であり、フランスにおいて、男女ともに差は観察されない。

以上をまとめると、ヨーロッパでは分析対象の国・データ、分析手法の違いにより、程度は異なるが、観察可能な属性をコントロールしても、無期、有期雇用の賃金格差は数%から 20%程度は存在することがわかった<sup>5</sup>。

他方、日本において、主としてパートタイムとフルタイムの賃金格差を検討した研究が多く（古郡(1997)、川口 2014 など<sup>6</sup>）、有期雇用と無期雇用の賃金格差を検討した研究はわずかである（佐野・勇上(2014)）。例外的に浅尾（2010）は『就業状態の多様化に関する実態調査』を用い、年齢、学歴、職業が似通った正社員と比較することで、契約社員で約 15-18%、常用型派遣で約 7-10%の賃金格差を報告している。

### 3. データと分析手法

本論文が用いるデータは、「RIETI 多様な働き方と意識に関する調査」であり、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る。

この調査では、限定正社員、いわゆる正社員、非正規社員という雇用区分別に回収数を割り付けて、標本が抽出されている。具体的には、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従業員規模 300 名以上の企業に所属している者を対象にしている。限定正社員、いわゆる正社員、非正規社員（契約社員、嘱託社員、派遣以外の）アルバイト・パート）のそれぞれの標本が 2,000 に達した時点で調査が打ち切られている。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>7</sup>。

この調査から本研究が用いる変数は以下の通りである。有期雇用労働者であるかはいわ

---

<sup>4</sup> Stancanelli (2002)は European Community Household Panel を用い EU 諸国の有期雇用と無期雇用の賃金格差を概観している。

<sup>5</sup> 観察可能な個人属性を制御したとしても、有期雇用と無期雇いで賃金格差が生じるのは、様々な理由が考えられるが、例えば、有期雇用が踏み石（あるいはスクリーニングの手段）となっている場合が考えられる。はじめは低い賃金の有期雇用として採用し、よければ無期に転換し、そうでなければレイオフされるケースである。(Wang and Weiss 1998, Blancher and Landier 2002, Boockmann and Hagen 2008)

<sup>6</sup> 川口・神林・原（2015）は呼称による差異を検討している。

<sup>7</sup> 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。

ゆる正社員を基準とし契約社員、嘱託社員であれば 1 をとるとダミー変数である。したがって、分析からは限定正社員、(派遣以外の) アルバイト・パートは除かれている。被説明変数は時間あたり賃金であり、月収を月労働時間で除した値<sup>8</sup>で計算した。個人属性を示す説明変数はそれぞれ性別、学歴、年齢、勤続年数<sup>9</sup>、結婚状態、産業(中分類、99 業種)、居住地域(47 都道府県)、職種<sup>10</sup>(73 業務、付表 1 参照)である。

表 1 は正社員と有期雇用労働者(契約社員、嘱託社員)のそれぞれの基本統計量を示している<sup>11</sup>。正社員の平均時給が 1899 円であるのに対して有期雇用労働者の平均時給は 1362 円とかなり低い。また、正社員では男性の割合が 91%だが、有期雇用労働者では男性の割合が 48%程度である。正社員では大卒以上の学歴は 80%であるのに対して、有期雇用労働者で大卒以上は 46%である。平均年齢は正社員が 44.4 歳、有期雇用労働者は 44.3 歳とほとんど変わらないが、平均勤続年数は正社員が 17.4 年であるのに対して、有期雇用労働者は 5.8 年と短い。最後に結婚状態については、正社員の未婚割合が 26%であるのに対し、有期雇用労働者は 48%とかなり高い。

次に本論文が用いる推定式を説明する。(1)式は被説明変数が時間あたり賃金であり、説明変数は有期雇用ダミーである。 $\varepsilon_i$ は誤差項である。有期雇用ダミーのベースはいわゆる正社員であり、この係数を推定することにより、いわゆる正社員と有期雇用労働者のそれぞれの平均賃金の差が計測される。推定方法は OLS である。

$$\log\text{時間あたり賃金}_i = \beta_0 + \beta_1\text{有期雇用ダミー}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\log\text{時間あたり賃金}_i = \beta_0 + \beta_1\text{有期雇用ダミー}_i + \beta_2\text{その他属性}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

しかしながら、いわゆる正社員と有期雇用労働者ではスキルや仕事の内容が異なるために賃金格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賃金格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。(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、産業大分類ダミー、職種ダミー、婚姻状況、子どもの数、居住都道府県ダミーが含まれる。推定方法は(1)式と同様に OLS である。

誤差項に観察されない能力等の要因が含まれておらず、雇用形態の違いのみに起因する

---

<sup>8</sup> 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おいくらですか。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。なお、賞与が上記の月収に含まれる可能性を完全に排除することはできないが、上記の設問の仕方を考えると基本的には含まれないと考えている。

<sup>9</sup> 勤続年数は「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。そのお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。

<sup>10</sup> 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」と質問して得られた情報を用いている。

<sup>11</sup> 産業、居住地域、職種については、それぞれの分類が多いために割愛している。

賃金格差がなければ、有期雇用ダミーの係数はゼロになる。しかしながら、誤差項に観察されない要因が含まれ、有期雇用ダミーと相関する場合には、バイアスが生じる。例えば、有期雇用労働者の方がいわゆる正社員よりも観察されない能力が低ければ、有期雇用ダミーの係数の推定値には下方バイアスが生じる。この場合、仮に有期雇用ダミーの係数が負であったとしても、同じ属性なのに有期雇用労働者だと不当に賃金が低いとは言えない。

次に、(1)式における正社員と有期雇用労働者の平均賃金の差のうち、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>12</sup>を用いる。

Blinder–Oaxaca 分解の最初のステップとして、正社員と有期雇用労働者の賃金方程式を次のように定式化する。

$$\log \text{時間あたり賃金}_g = \text{属性}_g \beta_g + u_g, \quad g = \text{正社員, 有期雇用労働者} \quad (3)$$

被説明変数は時間あたり賃金の自然対数であり、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  $g$  は正社員と有期雇用労働者というグループの違いを示す。Blinder–Oaxaca 分解を用いて、正社員と有期雇用労働者の平均賃金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されない部分に分解する。属性の差で説明されない部分は雇用形態の違いに起因する賃金格差とも解釈しうる。平均賃金の差の分解は(4)式として表される。

$$\begin{aligned} & \overline{\log \text{時間あたり賃金}_{\text{正社員}}} - \overline{\log \text{時間あたり賃金}_{\text{有期雇用労働者}}} \\ &= (\overline{\text{属性}_{\text{正社員}}} - \overline{\text{属性}_{\text{有期雇用労働者}}}) \widehat{\beta}_{\text{有期雇用労働者}} + \overline{\text{属性}_{\text{正社員}}} (\widehat{\beta}_{\text{正社員}} - \widehat{\beta}_{\text{有期雇用労働者}}), \end{aligned} \quad (4)$$

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項が属性の差で説明されない部分である。

#### 4. 推定結果

本節では、時間あたり賃金についての正社員と有期雇用労働者の格差についての分析結果を(1)式から(4)式に基づいて示す。

表2の1列目から3列目は(1)式の推定結果を示し、4列目から6列目は(2)式の推定結果

<sup>12</sup> 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))。

を示している。(2)式ではその他属性の変数群を制御しているが、それらの係数の推定値については付表 2 に示している。本論文において関心がある有期雇用ダミーの係数の推定値のみを示している。

男女計での(1)式の推定結果によると、有期雇用労働者の時間当たり賃金はいわゆる正社員よりも平均的に 36.5%低い。男性サンプルの場合、32.4%低く、女性サンプルの場合、16.6%低い。しかしながら、これらの賃金格差は正社員と有期雇用労働者の属性が異なることが影響していると考えられる。

そこで、その他属性を制御した(2)式の推定結果を見ると、男女計、男性のそれぞれで 8.8%、8.4%低く、女性の場合、平均的な賃金格差がなくなる。つまり、男性の正規・有期雇用の賃金格差の 4 分の 3 程度は属性が異なるからであり、女性の賃金格差のすべての部分が属性の差によるものである。よって、雇用形態による賃金の差の多くは労働者の属性の違いで説明できるといえるだろう<sup>13</sup>。

これらのことから、男性については、有期雇用という雇用形態のみの違いで生じている賃金格差（有期雇用のペナルティ）は一般的に考えられているよりも小さく、女性については雇用形態が異なることに起因する賃金格差はほとんど存在しないといえる。

表 3 は(4)式による Oaxaca 分解の結果を示している。男女計の結果を見ると、賃金格差が 36.4%であり、そのうち属性の差により説明される部分が 27.6 ポイントであり、全体の約 4 分の 3 になる。この点は、上述の OLS の結果と整合的である。また、スペインでの有期雇用と無期雇用の賃金格差を Blinder–Oaxaca 分解した結果、約 4 分の 3 が属性により説明されることを見出した De la Rica and Felgueroso(1999)と同様の結果である。

次に各属性の貢献を見ると、属性の中では、勤続年数、性別、職種などの差の影響が大きい<sup>14</sup>。サンプルを男性に限定した場合、賃金格差が 32.1%であり、そのうち属性の差により説明される部分が 23.7 ポイントであり、これも全体の約 4 分の 3 になる。属性の中では、勤続年数、職種などの差の影響が大きい。サンプルを女性に限定した場合、賃金格差が 16.8%であり、そのうち、係数の差、つまり、属性の差で説明できない部分により説明される部分は統計的に有意ではない。属性の中では、職種、学歴などの差の影響が大きい。

## 5. まとめと政策的インプリケーション

本論文では、正社員と有期雇用労働者の賃金格差を明らかにしたうえで、Blinder–Oaxaca 分解によりその賃金格差のどの程度が人的資本や職務内容の違いにより説明できるのかを検証した。有期雇用労働者の賃金は正社員よりも平均的に男女計だと 36.5%低く、男性のみで 32.4%低く、女性のみで 16.6%低い。しかしながら、学歴、年齢、勤続年数などの属

<sup>13</sup> 有期雇用労働者の観察されない能力が低い場合には、下方バイアスが発生し、このバイアスを除去すると、男性の場合、さらに賃金格差が小さくなり、女性の場合、有期雇用労働者の賃金の方が正社員よりも高くなる可能性がある。

<sup>14</sup> それぞれの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、職種の 73 の各業務のそれぞれについて統計的な有意性を示すものもあるが、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。



性を制御すると、男女計、男性のそれぞれで有期雇用労働者の賃金は正社員よりも 8.8%、8.4%低く、女性の場合、平均的な賃金格差がなくなる。

Blinder–Oaxaca 分解によると、正社員と有期雇用労働者の賃金格差を説明する重要な属性は、男性の場合は勤続年数、職種であり、女性の場合は職種、学歴であった。

これらの分析結果から分かることは、有期雇用労働者の賃金は平均的に正社員よりも確かに低いが、この賃金格差のうち、男性の場合は 4 分の 3 程度が労働者の属性や職種の違いにより説明され、女性の場合は賃金格差のほとんどが説明可能であることである。

本稿の政策的インプリケーションは何であろうか。まず、上記の分析から、我々の使用したサンプルに限定すれば、男性については、有期雇用であることのペナルティ（雇用形態の違いのみに起因する賃金格差）は 10%を切るなど一般的に考えられているよりも大きくなく、女性については有期雇用であることのペナルティは確認できなかった。

「ニッポン 1 億総活躍プラン」では日本のパートタイム労働者の賃金が国際的に低いことを問題視していたが、経済学的にも低い処遇がいくつかの観点から理論的に説明可能なパートタイム労働者ではなく、処遇格差を合理的に説明することが難しい有期雇用について、属性をコントロールしても残る賃金格差の水準は欧州の同様の分析と比較しても決して大きくなく、ほぼ同程度かそれ以下の水準であることを見出したことは政策の出発点として日本の現状を正しく理解するという意味において重要な貢献と言える<sup>15</sup>。

政府が現在検討を進めている「同一労働同一賃金の実現などの非正規雇用の処遇改善」については、「合理的理由のない待遇格差の禁止」というより包括的な概念の下、ガイドラインや法制度の整備が進められる予定だ（水町(2016)）。その際、欧州のケースをみても、職務内容、勤続年数、キャリアコースの違いなどに基づく格差は客観的に合理的と認めた事例も多く、日本におけるガイドラインもそうした事例に倣って作成される可能性が高いであろう。そうすると、学歴、勤続年数、職種で格差を設けることは合理的であり、上記の分析を機械的に適用すれば、上記の政策的な取り組みを行ったとしても現状の賃金格差はそれほど縮小しないことになる。

しかし、こうした結論については必ずしも正しくなく、以下の点に留意する必要がある。第一は、同一労働同一賃金原則を強調すればするほど、企業は正社員と非正規社員の職務・職種を変えることで賃金格差を正当化しようとするインセンティブが生まれる。実際、本稿の分析でも職種の違いによる格差への寄与は他の属性の寄与に比べても比較的大きいことがわかっている。こうした「職務分離」による賃金格差は諸外国でも大きな問題になっている（例えば、鶴(2016a)参照）。水町(2016)が指摘するように、格差が職務内容の違いに見合ったバランスのとれたものになっているかが問われなければならない。

留意すべきは上記の分析では職種の違いに起因する格差への平均的な寄与を明らかにしているが、これが妥当なレベルであるかどうかは上記の分析で明らかされていないことだ。どの程度の格差が妥当であるかをケースバイケースで検討する必要がある、

---

<sup>15</sup> 非正規雇用の賃金格差の理論的検討については、例えば、鶴(2016b)参照。

そのための均衡処遇推進の重要性は変わりなく、それにより格差を更に是正する余地は十分あるといえる。

第二は、処遇格差に勤続年数の違いを反映させることは合理的だとしても、有期雇用であるがゆえに勤続年数が短くなり、正社員と有期雇用労働者の勤続年数という属性の差が生まれることにより賃金格差が生じている可能性があることだ。したがって、有期雇用の勤続年数がそもそも長くなるような対応が必要なわけであるが、それは、今後、通算 5 年を超える有期契約労働者（2013 年 4 月を起点）が無期契約へ転換することで達成されていくことが予想され、こうした転換がスムーズに進むよう必要な政策対応が行われることが重要である。

## 参考文献

- 浅尾裕 (2010) 「非正規雇用をめぐる政策的論点分析」 労働政策研究・研修機構『雇用の多様化の変遷Ⅱ：2003～2007—厚生労働省『多様化調査』の特別集計より—』労働政策研究報告書, No.115, 第5章, pp.112-228.
- 川口大司 (2014) 「改正パートタイム労働法はパートタイム労働者の処遇を改善したか?」、日本労働研究雑誌、No. 642, pp.53-63
- 川口大司、神林龍、原ひろみ (2015) 「正社員と非正社員の分水嶺：呼称による雇用管理区分と人的資本蓄積」、一橋経済学、9 (1)、pp. 147-172
- 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
- 佐野晋平、勇上和史 (2013) 「経済学からみた有期労働契約」、大内伸哉編『有期労働契約の法理と政策』、第3章、弘文堂、pp. 246-281
- 鶴光太郎 (2011) 「有期雇用改革-格差問題対応の視点から」『社会科学研究』、第62巻、第3・4合併号, pp.99-123.
- 鶴光太郎(2016 a) 「パート賃金格差、何が問題か」経済教室、日本経済新聞朝刊(2016/05/17)
- 鶴光太郎(2016 b) 『人材覚醒経済』日本経済新聞出版社
- 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
- 古郡鞆子 (1997) 『非正規労働の経済分析』、東洋経済新報社
- 水町勇一郎(2016) 「同一労働同一賃金の論点中 「熟練」形成との共存はかれ」経済教室、日本経済新聞朝刊(2016/10/06)
- 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
- Blanchard, Olivier and Landier, Augustin (2002) “The Perverse Effects of Partial Labour Market Reforms: Fixed-Term Contracts in France” *The Economic Journal*, Vol.122:, pp.F214-F244.Boockmann and Hagen 2008 “Fixed-term contracts as sorting mechanisms: Evidence from job durations in West Germany”, *Labour Economics*, 15 (2008) 984-1005
- Booth, A. L., Francesconi, Marco and Frank, Jeff (2002) “Temporary Jobs: Stepping-stones or Dead Ends?” *The Economic Journal*, Vol.112,,: pp.F189-F215.De la Rica S. and Felgueroso F. (1999) ‘Wage Differentials between Permanent and Temporal Workers: Further Evidence’, *Mimeo*, Universidad del Pais Vasco and

Universidad de Oviedo

- Fernández-Kranz, Paul, and Rodrgues-Planas. (2011) “Part-Time Work, Fixed-Term Contracts, and the Returns to Experience”, IZA DP No.5815
- Gash and McGinnity 2007, “Fixed-term Contracts—the New European Inequality? Comparing Men and Women in West Germany and France”, *Socio Economic Review*, Vol.5, pp. 467-496
- Hagen, (2002) “Do Temporary Workers Receive Risk Premiums? Assessing the Wage Effects of Fixed-term Contracts in West Germany by a Matching Estimator Compared with Parametric Approaches”, *Labour*, 16 (4) 667–705
- Mertens, Gash and McGinnity, (2007) “The Cost of Flexibility at the Margin. Comparing the Wage Penalty for Fixed-term Contracts in Germany and Spain using Quantile Regression”, *Labour*, (4/5) 637–666
- Pfeifer(2012) “Fixed-term Contracts and Wages Revisited using Linked Employer-Employee Data”, *Journal of Labour Market Res.* (2012) 45:171–183
- Wang R. and Weiss A. (1998) ‘Probation, Layoffs, and Wage-tenure Profiles: A Sorting Explanation’, *Labour Economics* 5(3): 359–383.

表 1. 基本統計量

変数	正社員 観測数 1,830)				有期雇用労働者 観測数 1,242)			
	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
時給 (円)	1899.05	1032.58	52.91	16250.00	1362.46	1303.39	400.00	33333.33
男性ダミー	0.91	0.29	0	1	0.48	0.50	0	1
中学校	0.00	0.07	0	1	0.02	0.14	0	1
高校	0.11	0.32	0	1	0.25	0.43	0	1
高等専門学校	0.02	0.13	0	1	0.02	0.14	0	1
専門学校	0.05	0.21	0	1	0.13	0.34	0	1
短大	0.02	0.14	0	1	0.13	0.33	0	1
大学	0.66	0.48	0	1	0.40	0.49	0	1
大学院	0.14	0.35	0	1	0.06	0.23	0	1
年齢	44.35	7.71	23.00	59.00	44.29	8.91	21.00	59.00
勤続年数	17.44	9.96	0.00	40.67	5.82	5.78	0.00	37.75
既婚	0.70	0.46	0	1	0.38	0.49	0	1
離別	0.03	0.17	0	1	0.13	0.33	0	1
死別	0.00	0.07	0	1	0.01	0.11	0	1
未婚	0.26	0.44	0	1	0.48	0.50	0	1

表 2. OLS による賃金格差の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
時間あたり賃金	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	属性コントロール					
有期雇用ダミー	-0.3651*** (0.016)	-0.3242*** (0.022)	-0.1663*** (0.032)	-0.0879*** (0.023)	-0.0838*** (0.030)	-0.0388 (0.038)
定数項	-1.7606*** (0.010)	-1.7348*** (0.011)	-2.0224*** (0.028)	-2.6678*** (0.186)	-2.7464*** (0.246)	-2.6629*** (0.322)
標本数	3,116	2,300	816	3,072	2,263	809
決定係数	0.141	0.091	0.030	0.385	0.352	0.372

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。右 3 列の推定では (2) 式の個人属性をコントロールしている。推計結果の詳細は付表 2 を参照のこと。

表 3. Blinder–Oaxaca 分解の推定結果

	男女計	男性	女性
平均の差	0.3639 ***	0.3209 ***	0.1677 ***
属性による差全体	0.2760 ***	0.2371 ***	0.1289 ***
属性の差では説明できない部分	0.0879 ***	0.0838 ***	0.0388
各属性の貢献			
性別	0.0651	0.0000	0.0000
学歴	0.0359	0.0262	0.0489
年齢	0.0057	-0.0077	-0.0149
勤続年数	0.0791	0.0849	0.0218
結婚状態	0.0197	0.0240	0.0088
産業	0.0082	0.0166	-0.0149
地域	0.0028	0.0080	0.0034
職種	0.0596	0.0852	0.0758

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、職種の 73 の各業務のそれぞれについて統計的な有意性を示すものであるが、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。

付表 1. 職種リスト

<b>&lt;A. 管理的職業従事者&gt;</b>		<b>&lt;F. 保安職業従事者&gt;</b>	
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	<b>&lt;G. 農林漁業従事者&gt;</b>	
<b>&lt;B. 専門的・技術的職業従事者&gt;</b>		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)	<b>&lt;H. 生産工程従事者&gt;</b>	
8	製造技術者(開発を除く)	48	生産設備制御・監視従事者(金属製品)
9	建築・土木・測量技術者	49	生産設備制御・監視従事者(金属製品を除く)
10	情報処理・通信技術者	50	機械組立設備制御・監視従事者
11	その他の技術者	51	製品製造・加工処理従事者(金属製品)
12	医師, 歯科医師, 獣医師, 薬剤師	52	製品製造・加工処理従事者(金属製品を除く)
13	保健師, 助産師, 看護師	53	機械組立従事者
14	医療技術者	54	機械整備・修理従事者
15	その他の保健医療従事者	55	製品検査従事者(金属製品)
16	社会福祉専門職業従事者	56	製品検査従事者(金属製品を除く)
17	法務従事者	57	機械検査従事者
18	経営・金融・保険専門職業従事者	58	生産関連・生産類似作業従事者
19	教員	<b>&lt;I. 輸送・機械運転従事者&gt;</b>	
20	宗教家	59	鉄道運転従事者
21	著述家, 記者, 編集者	60	自動車運転従事者
22	美術家, デザイナー, 写真家, 映像撮影者	61	船舶・航空機運転従事者
23	音楽家, 舞台芸術家	62	その他の輸送従事者
24	その他の専門的職業従事者	63	定置・建設機械運転従事者
<b>&lt;C. 事務従事者&gt;</b>		<b>&lt;J. 建設・採掘従事者&gt;</b>	
25	一般事務従事者	64	建設躯体工事従事者
26	会計事務従事者	65	建設従事者(建設躯体工事従事者を除く)
27	生産関連事務従事者	66	電気工事従事者
28	営業・販売事務従事者	67	土木作業従事者
29	外勤事務従事者	68	採掘従事者
30	運輸・郵便事務従事者	<b>&lt;K. 運搬・清掃・包装等従事者&gt;</b>	
31	事務用機器操作員	69	運搬従事者
<b>&lt;D. 販売従事者&gt;</b>		70	清掃従事者
32	商品販売従事者	71	包装従事者
33	販売類似職業従事者	72	その他の運搬・清掃・包装等従事者
34	営業職業従事者	<b>&lt;L. その他&gt; その他の仕事内容</b>	
<b>&lt;E. サービス職業従事者&gt;</b>		73	
35	家庭生活支援サービス職業従事者		
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: 回答者の職種は「【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うなものです。最もよく当てはまるものを1つ選んでください。」より得ている。

付表 2. 賃金関数の推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
有期ダミー	-0.3651*** (0.016)	-0.3242*** (0.022)	-0.1663*** (0.032)	-0.0879*** (0.023)	-0.0838*** (0.030)	-0.0388 (0.038)
男性ダミー				0.1520*** (0.021)		
高校				-0.0483 (0.071)	0.0019 (0.072)	-0.2147 (0.152)
高等専門学校				0.0257 (0.084)	0.0539 (0.085)	-0.1529 (0.197)
専門学校				-0.0337 (0.075)	-0.0400 (0.079)	-0.1086 (0.155)
短大				-0.0271 (0.075)	0.0299 (0.097)	-0.1283 (0.153)
大学				0.0474 (0.070)	0.0716 (0.071)	-0.0763 (0.152)
大学院				0.1362* (0.074)	0.1374* (0.075)	0.1113 (0.164)
年齢				0.0297*** (0.008)	0.0350*** (0.011)	0.0432*** (0.012)
年齢2乗				-0.0003*** (0.000)	-0.0003** (0.000)	-0.0005*** (0.000)
勤続年数				-0.0006 (0.003)	0.0034 (0.004)	-0.0070 (0.005)
勤続年数2乗				0.0003*** (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0004** (0.000)
離別				-0.0702** (0.030)	-0.0342 (0.042)	-0.0375 (0.043)
死別				-0.0254 (0.071)	0.0544 (0.112)	0.0045 (0.093)
未婚				-0.0579*** (0.018)	-0.0902*** (0.023)	0.0322 (0.030)
定数項	-1.7606*** (0.010)	-1.7348*** (0.011)	-2.0224*** (0.028)	-2.6678*** (0.186)	-2.7464*** (0.246)	-2.6629*** (0.322)
産業ダミー	NO	NO	NO	YES	YES	YES
観測数	3,116	2,300	816	3,072	2,263	809
決定係数	0.141	0.091	0.030	0.385	0.352	0.372

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。