

# 企業内，企業間の賃金格差の時系列変化 ——健康保険組合データを用いた分析

河野 敏鑑

(専修大学講師)

齊藤有希子

(経済産業研究所上席研究員)

本研究では、全ての健康保険組合の組合別月次データを用いて、2003年4月から2014年3月までの132カ月間の組合別・男女別の賃金分布の月次データを作成した。平均対数偏差を用いて賃金格差を測定し、賃金格差を企業内格差と企業間格差に分解し、さらに企業内格差を純粋効果と構成変化の効果に分解した。分析の結果は以下の通りである。①2003年には女性の賃金格差は男性の賃金格差を上回っていたことが分かるが、その後、男性の賃金格差は徐々に増加する一方で、女性の賃金格差はおおむね横ばいだったため、2008年以降は完全に男性の賃金格差が女性の賃金格差を上回るようになった。②この男性の格差拡大の背景には、リーマンショック前までに企業内格差の拡大が続き、特に企業内格差の純粋効果が大きかったことがある。なお、男性の企業間格差変化には変動があり、トレンドへの寄与度は小さかったことが分かる。③2008年9月に発生したリーマンショックの後には、特に男性の雇用者数の減少、平均賃金の減少が同時に起こり、さらに、格差についても、企業内格差の純粋効果による拡大、企業間格差による拡大が同時に起きたことが確認された。この変化は2009年の月額改定月(9月)に起きており、賃金分布の変化から推測すると、特に大卒初任給近辺(月額22万円)の賃金を受け取っていた人の賃金が増加しなかったことに加え、賃金分布の最頻値(月額44万円)から上の階級の人数が減ることにより、格差拡大が引き起こされたと考えられる。

## 目次

- I はじめに
- II データ
- III 平均対数偏差 (MLD)
- IV 雇用および賃金構造の時系列変化
- V まとめ

## I はじめに

経済が成熟したと思われる先進諸国において、ここ数年話題になっているキーワードの一つは「格差」であろう。グローバル化がさらに加速するなか、格差に関する議論に注目が集まり、

“Occupy Wall Street” や “We are the 99%” と  
いった運動に代表されるように政治的にも大きな  
課題となった。また、Piketty (2013) が世界の注  
目を浴びたように、学術的な研究に対しても、格  
差がどのようにして変化したのか、そのメカニズ  
ムの解明が強く期待されていると言えよう。格差  
に関する議論の中には、グローバル化が格差に与  
える影響<sup>1)</sup>に加え、社会保障制度による所得再  
配分に関する問題や格差が経済成長に与える影響<sup>2)</sup>、  
賃金構造の変化に関する問題も含まれているが、  
本研究は、賃金構造に注目し、企業内・企業間の  
格差変化のメカニズムを解明することを目的とし  
ている。

賃金構造に関するこれまでの実証研究においては、個人の賃金がどのような要因により決まるのか、賃金関数を推計することなどにより、学歴や性別による違いなどを定量的に評価し、政策的な示唆を得ようとするものが多かった<sup>3)</sup>。こうした先行研究では、政府統計などのデータが多く用いられているが、これらは労働者の調査や従業員のサンプル調査であるため、企業レベルの研究を行い、個別の企業の賃金決定行動を明らかにすることは困難であった<sup>4)</sup>。しかしながら、賃金は企業により決定されているから企業内の賃金構造を捉えることは重要である。本研究の付加価値は、これまで明らかにすることが困難であった企業内の賃金構造を捉えることにある。

本研究では平成15年(2003年)4月から平成26年(2014年)3月までの132カ月(11年)の全ての健康保険組合の月次データ<sup>5)</sup>を情報公開請求により入手し、分析を行った。もともと、このデータは厚生労働省が健康保険組合を監督するために作成された業務データであり、研究者にはあまり知られていない。このデータのユニークな点は、健康保険組合ごとに性別・標準報酬月額を階級別の人数を把握することが可能なため、標準報酬月額を賃金と考えると、賃金の分布を月ごとに捉えることができる点にある。さらに、健康保険組合が企業単位・企業グループ単位で結成されていると考えると、1500程度の企業ごとの賃金分布および企業内格差・企業間格差を月ごとに捉えることが可能となる。

分析対象期間の11年間、健康保険組合の被保険者数(任意継続被保険者を除く)の合計は1500万人前後で推移しているが、これを健康保険組合に含まれる雇用者<sup>6)</sup>と考えると、本研究で使用したデータは日本の総雇用者数の約3割、正規雇用者数の約半分(総務省『労働力調査』)をカバーするデータとなる。また、このデータの大きな特徴として、健康保険組合の被保険者全員のデータを集計したものであり、その意味ではサンプリングバイアスは発生しえないことが挙げられる。むしろ、中小企業の雇用者が多く加入しているといわれる全国健康保険協会の被保険者は含まれず、共済組合の被保険者(公務員や私立学校教職員の大部

分)、国民健康保険の被保険者(無職や自営業者など)、健康保険・共済組合の被扶養者(主婦や子どもなどで所得や労働時間が少ない者)も含まれない。したがって、本研究で用いているデータは大企業や大きな業界団体が存在する中小企業の正社員に限定したものではあるが、悉皆性と月次データが存在するという点では大変優れているデータであると考えられる。

また、分析対象期間中には、2008年9月に発生したリーマンショックや2011年3月に発生した東日本大震災といった大きなショックに見舞われており、こうしたショックが企業内および企業間の賃金の格差に影響を与えたのかどうかを観測することが可能であると考えられる。このデータは個人レベルのデータではないので、個人属性をコントロールして、個人の賃金の変化を追うことはできないが、データが月次であることから、新規採用が多い4月の賃金分布の変化や月ごとの変化の様子から、変化のメカニズムを推測することも可能である。

本研究では、特にリーマンショックの前後の賃金構造の変化に注目したい。景気動向を判断する上で雇用や給与は遅行指数と位置づけられているが、リーマンショック時には派遣労働者の調整が急速に進み、いわゆる「派遣切り」が社会問題となるなど、むしろ景気の後退と同時に雇用調整が行われた感が強かった<sup>7)</sup>。本研究では健康保険組合のデータを用いることにより、被保険者数の変化により雇用者数の状況を把握することに加え、平均賃金の変化、格差および賃金分布の変化、企業内の効果、企業間の効果などを把握し、より詳細に労働市場の変化を捉えたい。経済的ショックに対する雇用調整に関して賃金構造、特に企業内格差と企業間格差について分析を行ったことが本研究の貢献である。

本研究の構成は、以下の通りである。Ⅱではデータの説明をし、Ⅲでは格差指標として平均対数偏差を紹介し、要因分解の手法を説明する。Ⅳでは、被保険者数や平均賃金、格差(平均対数偏差)、賃金分布やこれらの変化に着目し、その要因分解とともに分析結果を示す。Ⅴはまとめである。

## II データ

本研究で用いたデータは健康保険組合の月次データである。このデータの説明のために日本の公的医療保険制度について若干の説明をしたい。日本では1961年以降、国民皆保険となり、全ての居住者はいずれかの公的医療保険制度に加入しなければならなくなったが、そのうち、共済組合・私学共済（共済）の適用を受ける大部分の公務員と私立学校教職員を除く給与所得者は健康保険（健保）の被保険者となり、その扶養家族は健康保険の被扶養者とならなければならない。

次に、健康保険の保険者をどのようにして選択するのかを説明する。一定規模以上の従業員がいる企業は健康保険組合を設立することが可能であり、この場合にはその企業に勤務する従業員は自分が勤務する企業が設立した健康保険組合の被保険者となる。なお、中小企業であっても業界団体などで全体として一定規模以上の従業員がいる場合は、業界団体として健康保険組合を設立することが可能である。いずれにしても個々の従業員には保険者を選択する余地はなく、事業所単位でいずれの健康保険組合に参加するかを決定することになる。そして、健康保険組合はないが健康保険の適用対象となる事業所に常時雇用される従業員については全国健康保険協会<sup>8)</sup>が保険者となる。

健康保険の保険料の決定方法は全国一律であり、毎月の給与や賞与<sup>9)</sup>に対して保険料率を乗じた金額が保険料となる。ただし、毎月の給与については給与額そのものではなく、標準報酬月額表（表1）を用いて算出された標準報酬をベースとして保険料を計算している。

健康保険組合は企業または業界団体によって設立されるが、以上のように国民皆保険制度を担う役割を果たす存在であるため、厚生労働省の監督の下にある。監督の一環として、毎月の事業状況を管轄地方厚生局長等に報告する義務があり、本研究はこのデータを情報公開請求を用いて入手して分析を行ったものである。なお、表1の通り、平成19年3月までと平成19年4月以降とでは月額表が異なるので、以下、平成19年4月以降の

第1～5級までの人数を合算してそれ以前の第1級と同じ階級として扱い、平成19年4月以降の第43～47級までの人数を合算してそれ以前の第39級と同じ階級として扱い、組合別のパネルデータを構築して分析を試みた。実際にこの月次データをすべて集計して、2003年4月と2013年4月の健康保険組合の被保険者全員の標準報酬月額分布を描くと図1ようになる。

図1のように、標準報酬月額を賃金と考えれば、約1500万人の賃金分布を月次で把握することができる。さらに、健康保険組合が企業単位・企業グループ単位で設立されていると考えれば、企業ごとに賃金分布を月次で把握することが可能となる。組合に含まれる全企業の賃金分布と企業ごとの賃金分布を利用して、賃金格差を企業内格差と企業間格差に分解し、月単位の時系列で把握することで変化のメカニズムを推測することが可能となる。

なお、以下で見るとこのデータには季節性があるが、こうした季節性が発生する制度的な要因として、ここで大きく2つの要因を挙げたい。1つは長期雇用を中心とする伝統的な企業における新卒採用と定年退職である。長期雇用を中心とする伝統的な企業が行う採用のかなりの部分は新卒採用であるが、新卒採用の大部分は4月1日採用であると考えられる。一方、長期雇用を中心とする伝統的な企業において、定年退職は一定の年齢に達した月の月末で退職することとしているケースが多い。このため、4月には新入社員によって賃金構造が変化すると考えられる。一方、定年退職については、毎月同じような効果があると考えられ、新規採用と比べると季節性に与える影響は小さいと考えられる。

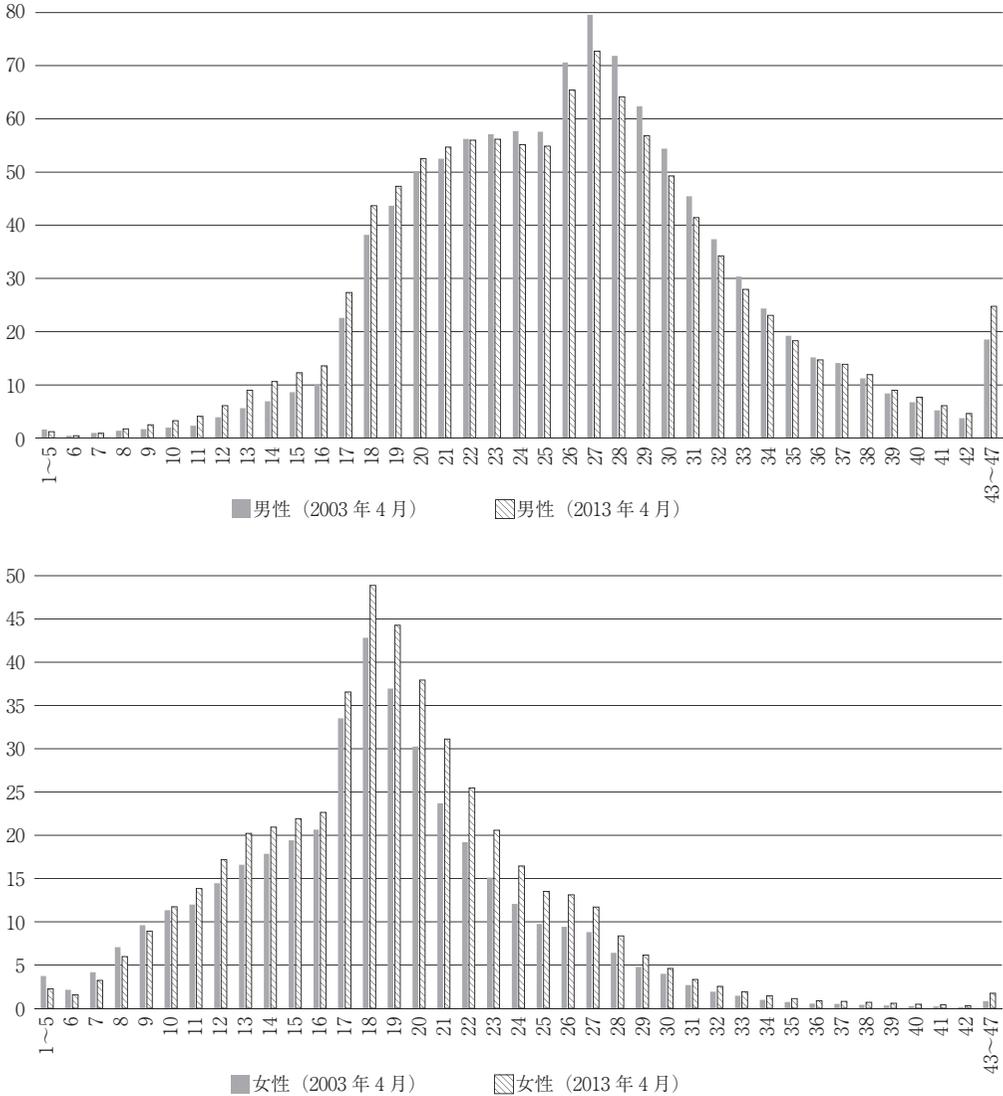
もう1つの要因は標準報酬月額の決定方法によるものである。健康保険の被保険者がその資格を取得した際には、資格を取得した際の報酬にしたがって標準報酬月額が決定される<sup>10)</sup>。その後の標準報酬月額の改定は原則として1年に1回であり、「毎年七月一日現に使用される事業所において同日前三月間（中略）に受けた報酬の総額をその期間の月数で除して得た額を報酬月額として、標準報酬月額を決定する。」とし、このようにし

表1 標準報酬月額表

| 標準報酬        |           |             |         | 報酬月額      |   |           |
|-------------|-----------|-------------|---------|-----------|---|-----------|
| 等級          | 月額        | 等級          | 月額      |           |   |           |
| (平成19年4月から) |           | (平成19年3月まで) |         | 円以上       | ～ | 円未満       |
| 1           | 58,000    | 1           | 98,000  |           |   | 63,000    |
| 2           | 68,000    |             |         | 63,000    |   | 73,000    |
| 3           | 78,000    |             |         | 73,000    |   | 83,000    |
| 4           | 88,000    |             |         | 83,000    |   | 93,000    |
| 5           | 98,000    |             |         | 93,000    |   | 101,000   |
| 6           | 104,000   | 2           | 104,000 | 101,000   | ～ | 107,000   |
| 7           | 110,000   | 3           | 110,000 | 107,000   | ～ | 114,000   |
| 8           | 118,000   | 4           | 118,000 | 114,000   | ～ | 122,000   |
| 9           | 126,000   | 5           | 126,000 | 122,000   | ～ | 130,000   |
| 10          | 134,000   | 6           | 134,000 | 130,000   | ～ | 138,000   |
| 11          | 142,000   | 7           | 142,000 | 138,000   | ～ | 146,000   |
| 12          | 150,000   | 8           | 150,000 | 146,000   | ～ | 155,000   |
| 13          | 160,000   | 9           | 160,000 | 155,000   | ～ | 165,000   |
| 14          | 170,000   | 10          | 170,000 | 165,000   | ～ | 175,000   |
| 15          | 180,000   | 11          | 180,000 | 175,000   | ～ | 185,000   |
| 16          | 190,000   | 12          | 190,000 | 185,000   | ～ | 195,000   |
| 17          | 200,000   | 13          | 200,000 | 195,000   | ～ | 210,000   |
| 18          | 220,000   | 14          | 220,000 | 210,000   | ～ | 230,000   |
| 19          | 240,000   | 15          | 240,000 | 230,000   | ～ | 250,000   |
| 20          | 260,000   | 16          | 260,000 | 250,000   | ～ | 270,000   |
| 21          | 280,000   | 17          | 280,000 | 270,000   | ～ | 290,000   |
| 22          | 300,000   | 18          | 300,000 | 290,000   | ～ | 310,000   |
| 23          | 320,000   | 19          | 320,000 | 310,000   | ～ | 330,000   |
| 24          | 340,000   | 20          | 340,000 | 330,000   | ～ | 350,000   |
| 25          | 360,000   | 21          | 360,000 | 350,000   | ～ | 370,000   |
| 26          | 380,000   | 22          | 380,000 | 370,000   | ～ | 395,000   |
| 27          | 410,000   | 23          | 410,000 | 395,000   | ～ | 425,000   |
| 28          | 440,000   | 24          | 440,000 | 425,000   | ～ | 455,000   |
| 29          | 470,000   | 25          | 470,000 | 455,000   | ～ | 485,000   |
| 30          | 500,000   | 26          | 500,000 | 485,000   | ～ | 515,000   |
| 31          | 530,000   | 27          | 530,000 | 515,000   | ～ | 545,000   |
| 32          | 560,000   | 28          | 560,000 | 545,000   | ～ | 575,000   |
| 33          | 590,000   | 29          | 590,000 | 575,000   | ～ | 605,000   |
| 34          | 620,000   | 30          | 620,000 | 605,000   | ～ | 635,000   |
| 35          | 650,000   | 31          | 650,000 | 635,000   | ～ | 665,000   |
| 36          | 680,000   | 32          | 680,000 | 665,000   | ～ | 695,000   |
| 37          | 710,000   | 33          | 710,000 | 695,000   | ～ | 730,000   |
| 38          | 750,000   | 34          | 750,000 | 730,000   | ～ | 770,000   |
| 39          | 790,000   | 35          | 790,000 | 770,000   | ～ | 810,000   |
| 40          | 830,000   | 36          | 830,000 | 810,000   | ～ | 855,000   |
| 41          | 880,000   | 37          | 880,000 | 855,000   | ～ | 905,000   |
| 42          | 930,000   | 38          | 930,000 | 905,000   | ～ | 955,000   |
| 43          | 980,000   | 39          | 980,000 | 955,000   | ～ | 1,005,000 |
| 44          | 1,030,000 |             |         | 1,005,000 | ～ | 1,055,000 |
| 45          | 1,090,000 |             |         | 1,055,000 | ～ | 1,115,000 |
| 46          | 1,150,000 |             |         | 1,115,000 | ～ | 1,175,000 |
| 47          | 1,210,000 |             |         | 1,175,000 | ～ |           |

出所：全国健康保険協会ホームページ掲載資料を参考に作成。

図1 標準報酬月額分布（上：男性，下：女性 単位：万人）



て「決定された標準報酬月額は、その年の九月から翌年の八月までの各月の標準報酬月額とする。」とされている<sup>11)</sup>。つまり、4～6月の給与の平均が原則としてその年度の標準報酬月額となり、それがその年の9月から翌年の8月までの標準報酬月額となる<sup>12)</sup>。

以上の制度的要因が標準報酬月額の分布が4月と9月に大きく変わるとい季節性を生じさせる要因であり、本研究ではこれを格差変化のメカニズムを推測することに利用したい。

### Ⅲ 平均対数偏差 (MLD)

本研究では賃金（標準報酬月額）の格差を表す指標として平均対数偏差 (MLD) を算出した。ここでは、MLDの算出方法と性質について解説する。

$n$ 人の賃金を  $x_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) とし、MLDの値は下式のように定義される。 $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ ,  $\overline{\log(x)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log(x_i)$  とすると、

$$MLD = \log(\bar{x}) - \overline{\log(x)}$$

すなわち、 $MLD$ とは賃金の平均値の対数から賃金の対数の平均値を差し引いたものである。

ここで、この $n$ 人のグループを $G$ 個のグループに分けることにしよう。各グループの人数を $n_g$ とし、そのグループの $MLD$ を $MLD_g$ と書くと、

$$\bar{x}_g = \sum_{j=1}^{n_g} \frac{x_{jg}}{n_g}, \quad \overline{\log(x_g)} = \sum_{j=1}^{n_g} \frac{\log(x_{jg})}{n_g} \text{として、}$$

$$MLD_g = \log(\bar{x}_g) - \overline{\log(x_g)}$$

となる。これは各グループ内の格差を示す指標である。

次に、各グループ内の格差 $MLD_g$ の加重平均を考え、 $MLD_{in}$ とし、これを企業内格差の指標と考えよう。 $MLD_{in}$ は各グループの人数が全体に占める割合を $a_g = \frac{n_g}{n}$ とおくと、以下のように表される。

$$MLD_{in} = \sum_{g=1}^G a_g MLD_g$$

さらに、グループごとの平均賃金の格差を考え、 $MLD_{bet}$ とする。 $MLD_{bet}$ は以下のように表される。

$$\begin{aligned} MLD_{bet} &= \log\left(\sum_{g=1}^G a_g \bar{x}_g\right) - \sum_{g=1}^G a_g \log(\bar{x}_g) \\ &= \log(\bar{x}) - \sum_{g=1}^G a_g \log(\bar{x}_g) \end{aligned}$$

さて、ここで、 $MLD_{in}$ を変形すると以下のようになる。

$$\begin{aligned} MLD_{in} &= \sum_{g=1}^G a_g (\log(\bar{x}_g) - \overline{\log(x_g)}) \\ &= \sum_{g=1}^G a_g \log(\bar{x}_g) - \sum_{g=1}^G a_g \sum_{j=1}^{n_g} \frac{\log(x_{jg})}{n_g} \\ &= \sum_{g=1}^G a_g \log(\bar{x}_g) - \sum_{g=1}^G \sum_{j=1}^{n_g} \frac{\log(x_{jg})}{n} \\ &= \sum_{g=1}^G a_g \log(\bar{x}_g) - \overline{\log(x)} \end{aligned}$$

そして、グループ内格差 $MLD_{in}$ とグループ間格差 $MLD_{bet}$ の和を求めると、以下のように全体の格差 $MLD$ と一致する。

$$MLD_{in} + MLD_{bet} = \log(\bar{x}) - \overline{\log(x)} = MLD$$

すなわち、全体の格差を、グループ内の格差とグループ間の格差に分解できたことになる。このように $MLD$ はジニ係数と異なり、格差の要因分解が可能であることが大きな特徴であり、この性質を用いて全体の賃金格差が企業内で生じている

のか、あるいは企業間で生じているのかについて分析していくことが可能である。

次に、この $MLD$ の時系列変化を考える。上式より $MLD$ の変化( $\Delta MLD$ )も同様に、以下のように、グループ内の格差の変化( $\Delta MLD_{in}$ )とグループ間の格差の変化( $\Delta MLD_{bet}$ )の和として、分解できる。

$$\Delta MLD = \Delta MLD_{in} + \Delta MLD_{bet}$$

さらに、グループ内の格差の変化( $\Delta MLD_{in}$ )は、各グループの人数の割合の変化 $\Delta a_g$ と各グループのグループ内格差の変化 $\Delta MLD_g$ を用いて、以下のように分解できる。

$$\begin{aligned} \Delta MLD_{in} &= \sum_{g=1}^G a_g \Delta MLD_g + \sum_{g=1}^G \Delta a_g MLD_g \\ &\quad + \sum_{g=1}^G \Delta a_g \Delta MLD_g \\ &= \sum_{g=1}^G \left(a_g + \frac{1}{2} \Delta a_g\right) \Delta MLD_g \\ &\quad + \sum_{g=1}^G \Delta a_g \left(MLD_g + \frac{1}{2} \Delta MLD_g\right) \\ &= \sum_{g=1}^G \bar{a}_g \Delta MLD_g + \sum_{g=1}^G \Delta a_g \overline{MLD}_g \end{aligned}$$

なお、 $\overline{MLD}_g$ は、前期と今期の $MLD_g$ の平均であり、 $\bar{a}_g$ は、前期と今期の $a_g$ の平均である。ここで、前者の $\sum_{g=1}^G \bar{a}_g \Delta MLD_g$ は、各グループ内の $MLD$ の変化に起因するものであり、これを純粋効果と呼ぶことにする。そして、後者の $\sum_{g=1}^G \Delta a_g \overline{MLD}_g$ は、各グループの割合の変化に起因するものであり、これを構成変化の効果と呼ぶことにしよう。このように、グループ内の格差の変化は、純粋効果と構成変化の効果に分解することが出来る。

以上をまとめると、全体の格差は企業内格差と企業間格差に分解することが可能であり、さらに、企業内格差の変化は純粋効果と構成変化の効果に分解できることが分かる。

図2 雇用者数の変化 (単位: 万人)

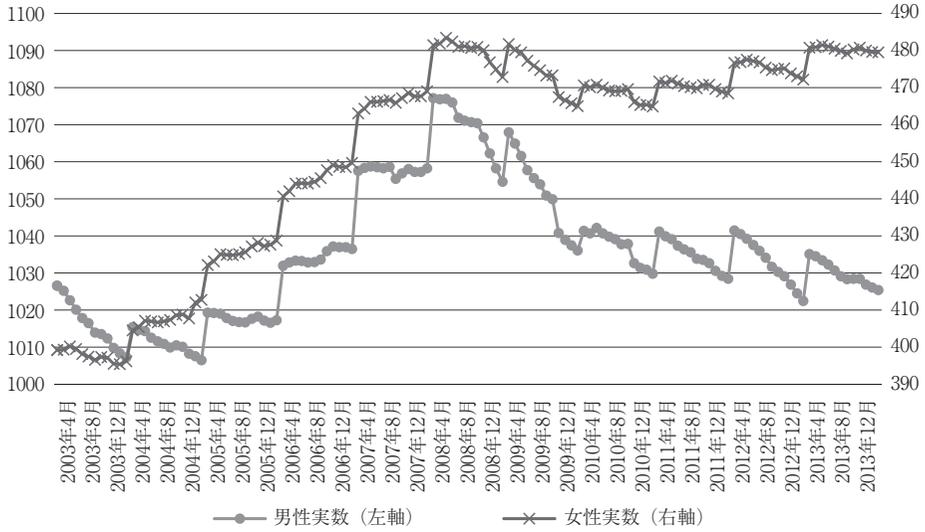
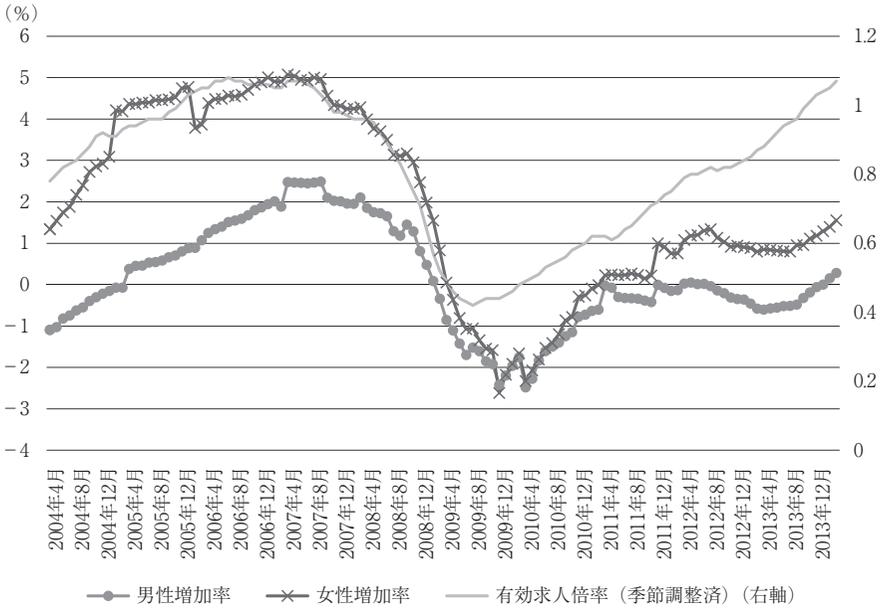


図3 雇用者数の増加率 (前年同月比) と有効求人倍率



#### IV 雇用および賃金構造の時系列変化

##### 1 雇用者数の変化

図2に雇用者数を、図3に雇用者数の増加率と有効求人倍率を示した。まず、男性雇用者数の変化について確認しておこう。2003年4月時点では男性雇用者数は1026万5653人であった。その後、季節性はあるもののおおむね2005年3月ま

で雇用者数が減少した後、一転して雇用者数は加速度的に増加し、2007年9月には増加率がピークを迎え、2008年4月には雇用者数が1077万1003人とピークを迎える。その後、雇用者数は減少に転じた。2009年12月に増加率がボトムになり、その後、増加率はマイナスからゼロへ回復しており、2013年以降には減少傾向に歯止めがかかったように見える。

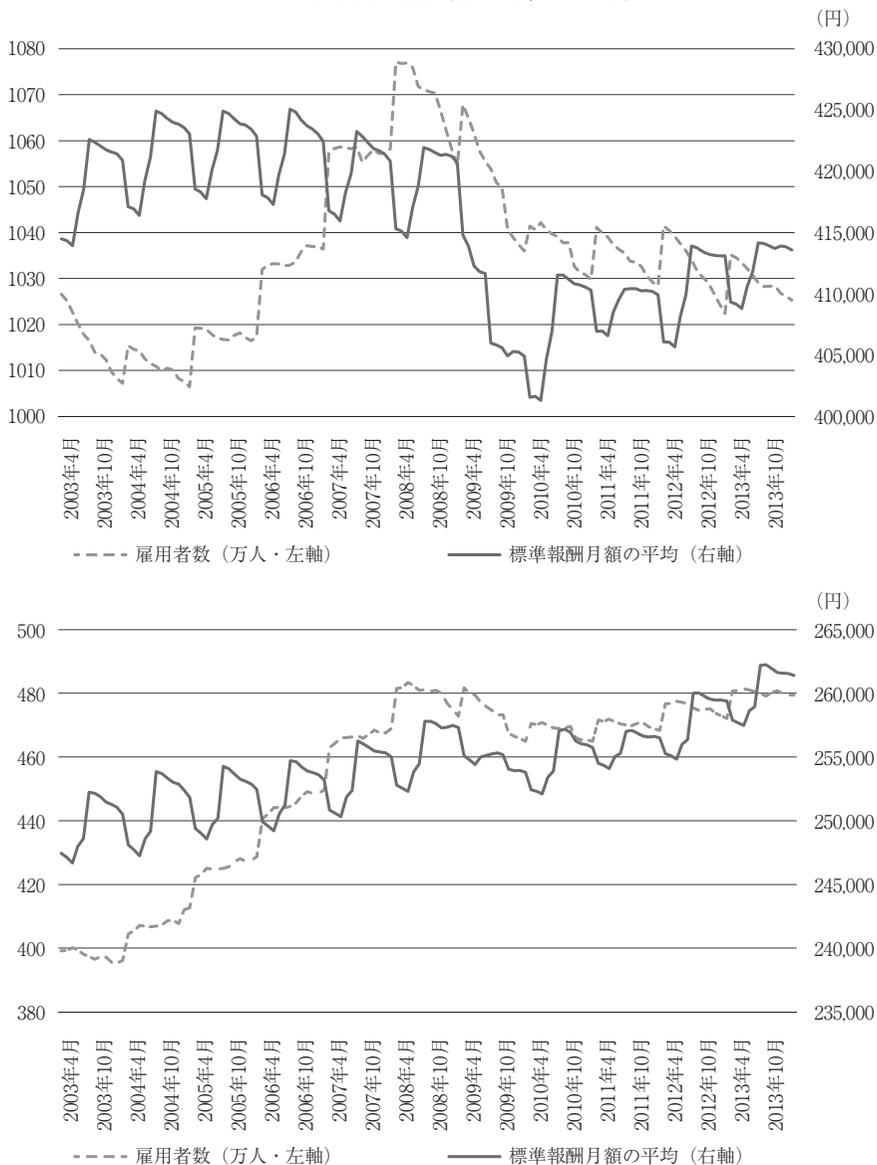
一方、女性雇用者については、2003年4月時

点では399万1404人であった。その後、季節性はあるもののおおむね雇用者数は増加し、2008年4月には481万4830人となった。その後はいったん減少傾向となるが、2011年4月を境に増加率がプラスに転じ、2014年3月時点ではおおむね2008年の水準まで回復していることが分かる。

有効求人倍率と雇用者数の増加率の相関は高い。当然のことではあるが労働市場の状況と雇用者数の増減との間には強い関係があることが見て取れる。増加率はリーマンショック以前の2007

年9月にはすでにピークアウトしているが、リーマンショック後の2008年11月頃には急激に減少しており、2009年3月にはマイナスに転じている。有効求人倍率は2009年9月で下げ止まっているが、雇用者数の増加率が下げ止まるのは2010年4月であり、ここでは有効求人倍率が雇用者数に先行していることが分かる。また、女性の増加率の変動は男性よりも大きいことも見て取れる。

図4 平均賃金の変化（上：男性，下：女性）



## 2 平均賃金の変化

次に、雇用者数の変化と併せて、平均賃金の変化を男女別に確認する(図4)。男性についてはリーマンショック前から平均賃金の緩やかな減少傾向が見られるが、リーマンショックの後に大きな変化が確認される。例年、平均賃金は4月に減少し9月に上昇する季節性があるが、2009年9月には上昇せず、そのまま2010年9月まで急激に減少していることが分かる。女性については男性ほど大きな変化はないが、同じような傾向が観測される。2009年9月の新規加入者数や脱退者数から判断すると、この9月の平均賃金の変化は採用や退職に伴うものでなく、標準報酬月額の設定による効果と考えられ、2008年から2009年にかけては例年のような賃金の上昇はなかったことが推測される。

## 3 賃金格差の変化

ここで、男性・女性それぞれの賃金格差(MLD)の変化を見てみよう。図5-1からは、2003年には、女性の賃金格差は男性の賃金格差を上回っていたことが分かる。しかし、その後は男性の賃金格差は季節性を伴いながらも徐々に増加する一方で、女性の賃金格差は男性の賃金格差よりはるかに変動が少なく、おおむね横ばいだったため、2008

年以降は完全に男性の賃金格差が女性の賃金格差を上回るようになったことが分かる。

男女別に賃金格差を平均賃金とともに示したものが図5-2である。男性はリーマンショック前まで、同じような季節性を維持しつつ格差は拡大し続けていた。すなわち、4月に新入社員により賃金の低い人の数が増えて格差が拡大し、9月に標準報酬月額の改定により格差は縮小すると考えられる。しかし、2009年9月には例年のような平均賃金の上昇がないのに加えて、格差の縮小も観測されなかった。それにより、格差の高い状態が続いたが、リーマンショックの後、トレンドとしての格差拡大は落ち着いてきたように見える。

賃金格差と平均賃金の季節性をより明確にするために図6のように賃金格差と平均賃金の前月差を時系列でグラフにした。このグラフをよく見ると男性と女性とで季節性による動きが異なっていることが分かる。男性の場合、平均賃金は4月に下がり、9月に上がる。一方、賃金格差はこれとは逆に4月に上がり、9月に下がる傾向がある。例外が2009年9月であり、この月は平均賃金が下がり、賃金格差は横ばいとなった。女性の場合、平均賃金が4月に下がり、9月に上がる傾向は男性と同じであるが、賃金格差は4月も9月も下がる傾向がある。2009年9月は、平均賃金はさほど上がっていないが、賃金格差は下がる傾向

図5-1 賃金格差の変化(男女の比較)

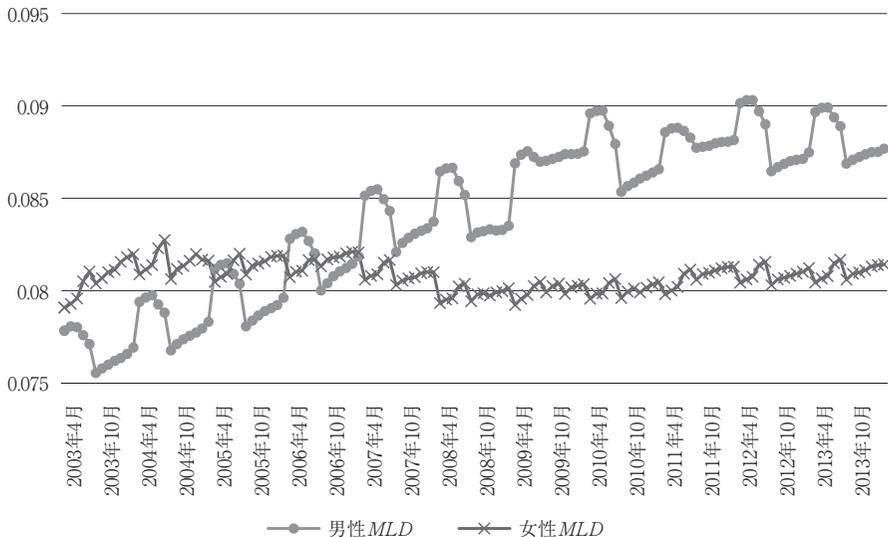
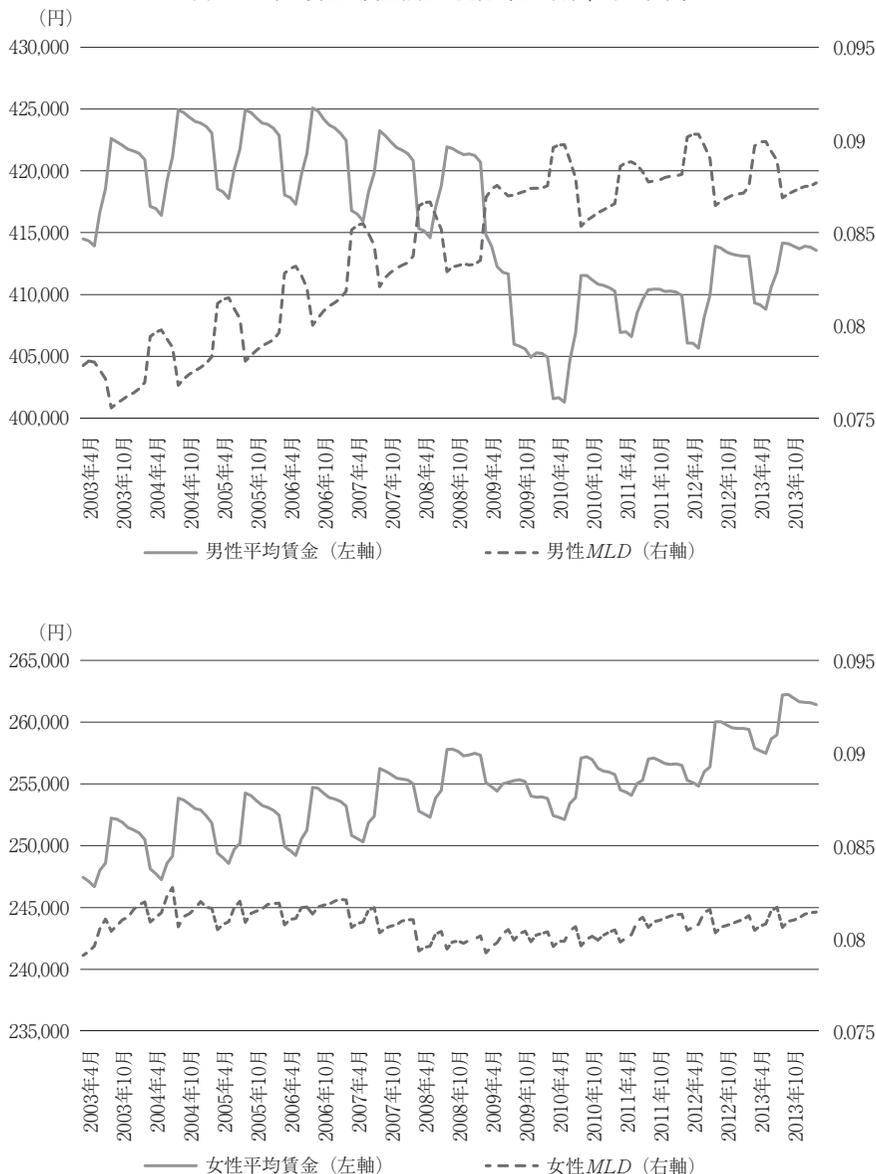


図5-2 平均賃金と賃金格差の変化（上：男性，下：女性）



がある。

#### 4 賃金分布の変化

図1に2003年4月と2013年の4月の賃金分布を示したが、図7では、この10年間の変化をさらに細かく見るため、2003年4月から2013年4月までの各年4月の標準報酬月額ごとの人数の変化に着目し、前年同月差により各年の動きを確認した。図の総合計は、各階級の10年間の変化を合計したものであり、図1の分布の差と一致する。

まず、図1より男性は27級（41万円）、女性は18級（22万円）が最頻値となっている。しかし、図7よりこの10年間に男性は38級（75万円）以上と21級（28万円）以下という分布の両端の人数が増える一方で、分布の最頻値の27級あたり、特に28級（44万円）が大きく減少しており、男性は所得格差が拡大していることが分かる。一方で女性については、この10年で最も人数が増加したのは20級（26万円）であり、これは分布の最頻値の18級よりも高い階級である。また、

図6 賃金格差と平均賃金の前月差（季節性）（上：男性，下：女性）

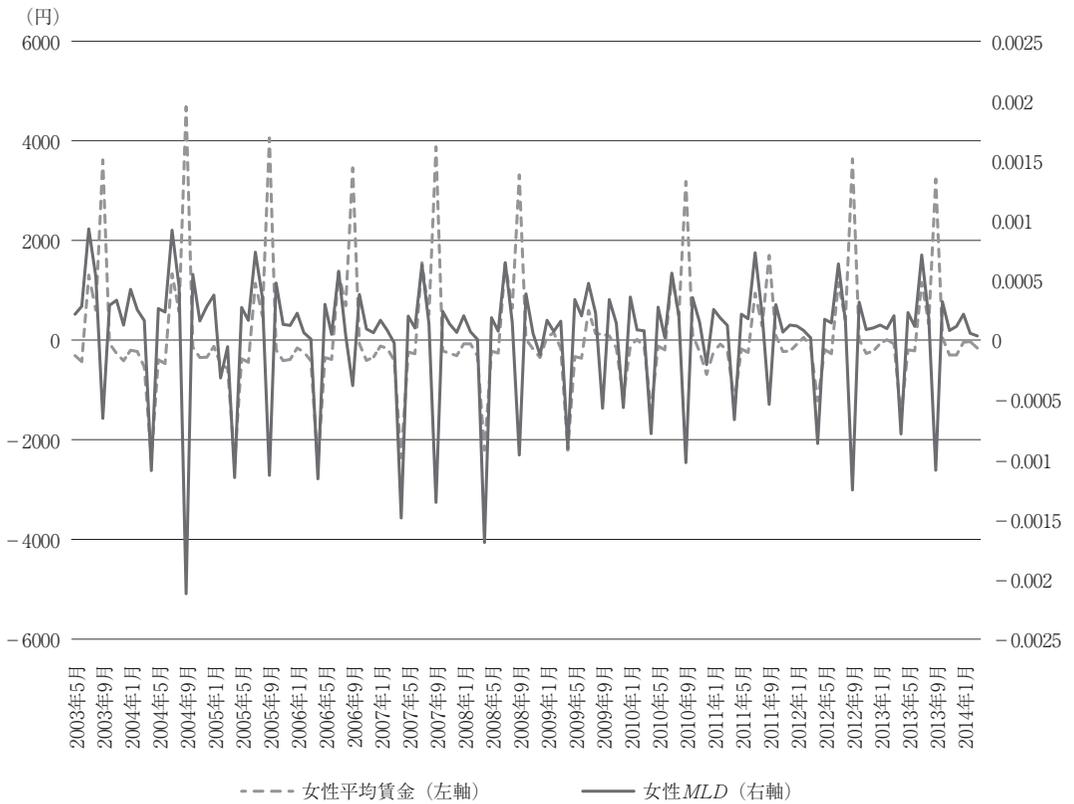
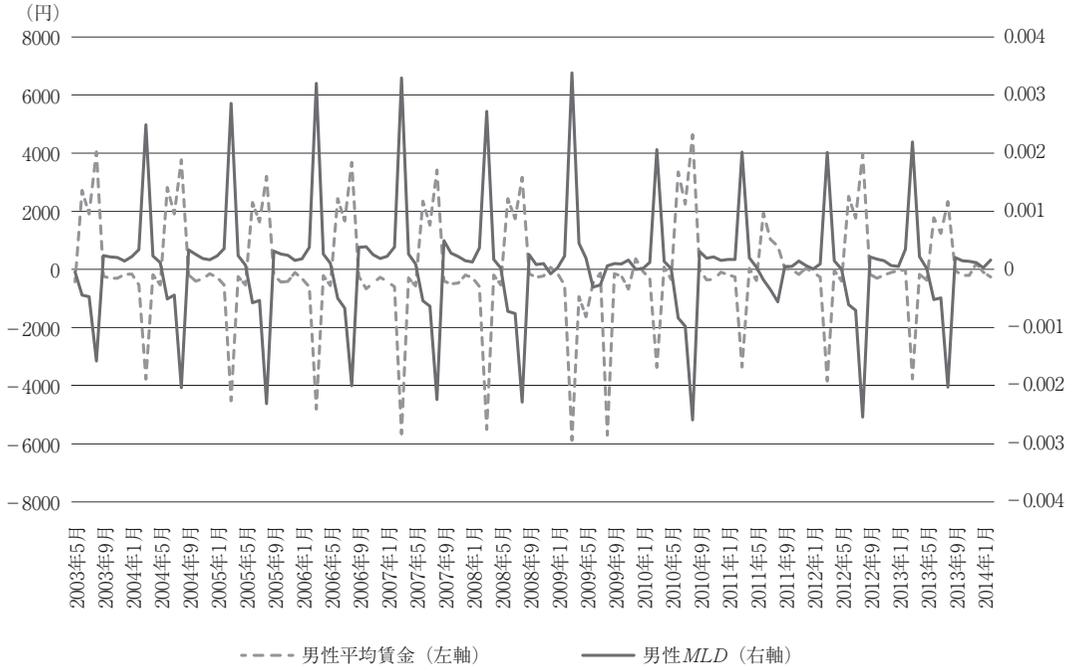
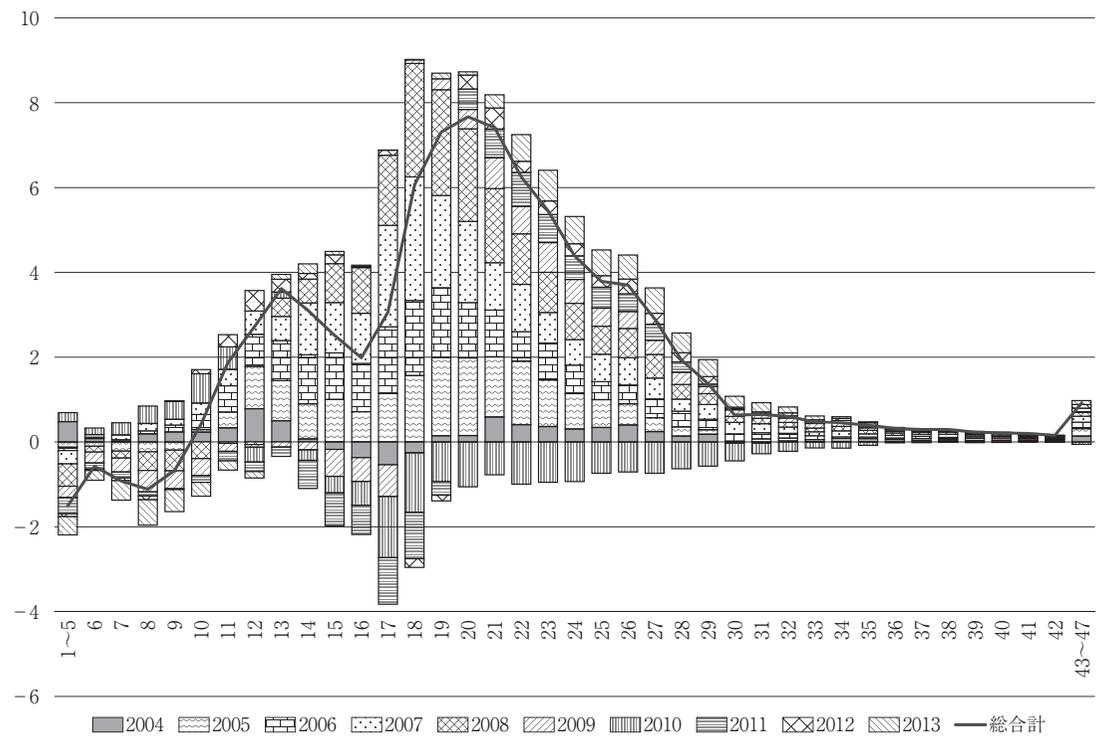
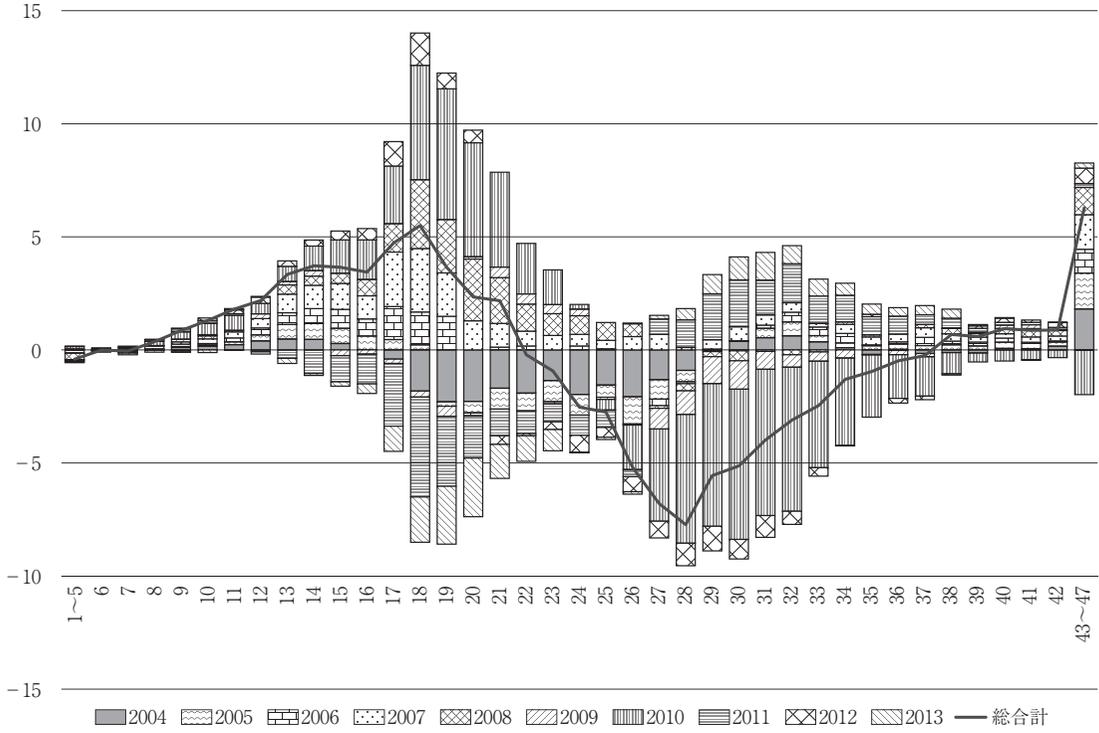


図7 賃金分布の変化（前年同月差・4月 上：男性，下：女性 単位：万人）



13級（16万円）前後の階級の人数の増加数も多く、ピークが2つあることが分かる。女性の分布は全体的に右にシフトしており、平均賃金が上昇していることが分かる。

各年の変化を確認すると、男性の分布は、2004年から2005年にかけて、最頻値の27級あたりから低い階級の人数が減る一方で、最も高い階級の人が増えることで平均賃金が上がっていると考えられる。2006年から2008年にかけては、最頻値よりも標準報酬が低い階級の人が増え、2009年は最頻値よりも標準報酬が高い階級の人数が減っている。2010年は最頻値よりも標準報酬が低い階級の人数の増加と標準報酬が高い階級の人数の減少が同時に起こっており、その変化も非常に大きい。その後、2010年の大きな変化の増減を打ち消すように反動が繰り返されているように見える。景気の変動、特に2008年9月のリーマンショックに対して、賃金構造が変化しているのが確認される。

女性の分布については、トレンドの変化とショックへの対応が混在しているようにも見え確認が難しいが、年々より標準報酬が高い階級の人が増加する傾向があり、この10年間で最頻値よりも若干標準報酬が高い階級（20級）の人数が最も増えている。

### 5 賃金格差の変化の要因分解

ここで、賃金格差（ $MLD$ ）を、企業内格差を示す

$MLD_{in}$ と企業間格差を示す $MLD_{bet}$ に分解してみよう（図8）。この図から、賃金格差の大半は企業内格差により説明されることが分かる。また、特に男性の全体の格差に現れる季節性は、企業内格差の変動により起こされていることも分かる。次に、男女の違いに注目したい。企業内格差については2003年時点では男性と女性との間に大きな違いはないが、男性の企業内格差が上昇したことで、2013年には男性の企業内格差の方が大きくなっている。また、企業間格差については、2003年時点では、男性より女性の方が大きかったが、2009年12月を境に男性の企業間格差と女性の企業間格差の大きさが逆転していることが分かる。

さらに、この企業内格差の変化を純粋効果と構成変化の効果とに分解した上で、全体の格差変化に占める寄与度を示したものが図9である。2003年の格差の値を基準に、それぞれの格差要因ごとに前月差を累積したものであり、図8に示した時系列変化についてその要因を細かく確認できる。

男性の企業内格差は季節性を伴いながらほぼ一貫して拡大する基調にあり、これが男性の $MLD$ の動向に大きな影響を与えていることが分かる。リーマンショックの後の2009年9月は、例年見られるような男性の賃金格差の減少は見られない。ただし、例年より小さいが企業内格差の減少は見られており、企業間格差の上昇が企業内格差の減少を打ち消していたことが分かる。つまり、

図8 企業内格差と企業間格差の変化

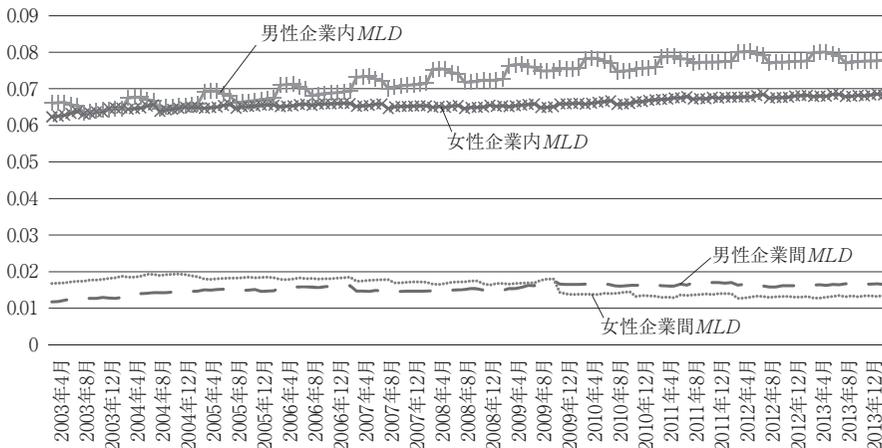
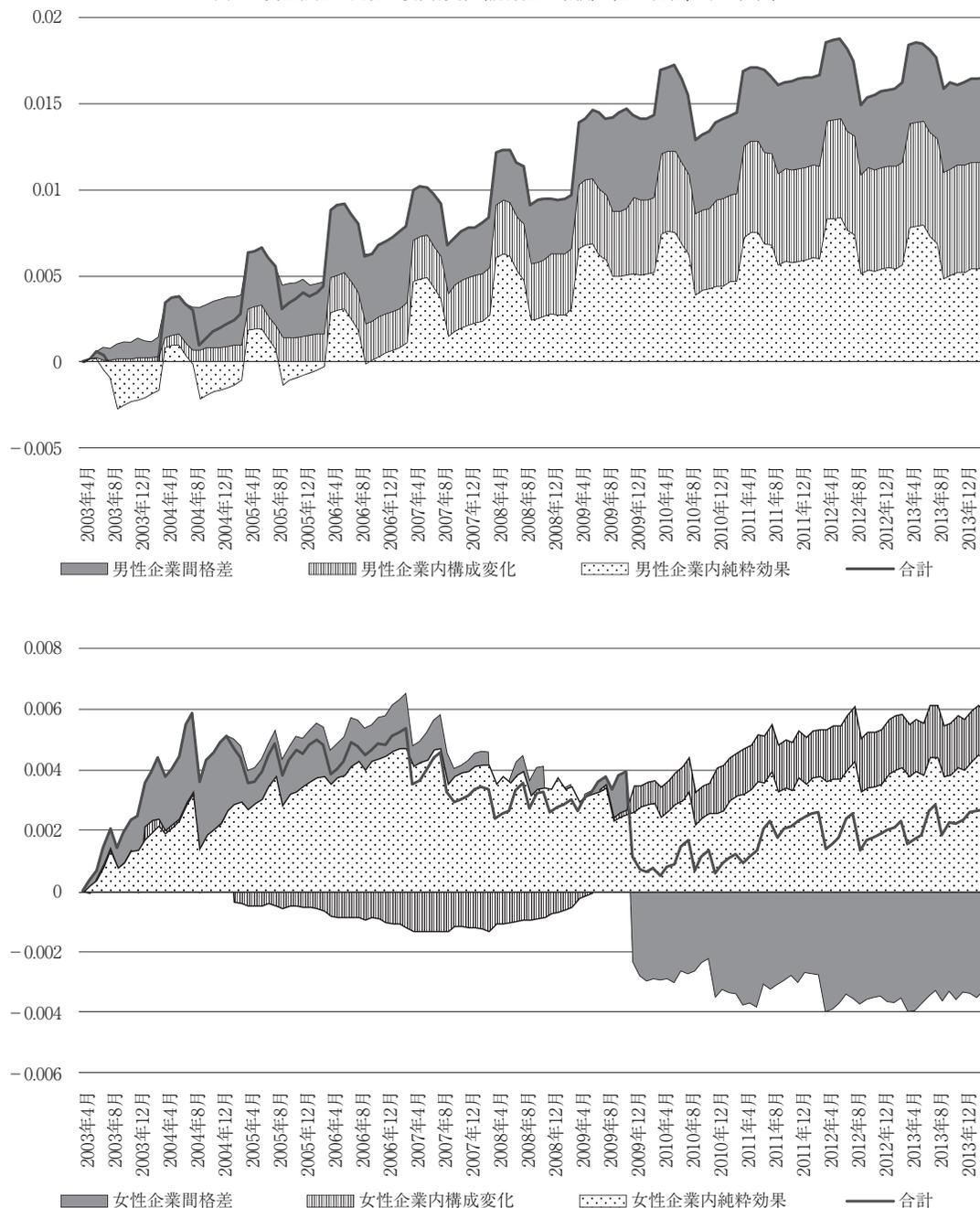


図9 賃金格差の変化の要因分解（前月差の累積）（上：男性，下：女性）



リーマンショックの後には、企業内の賃金構造が変化しただけでなく、企業間の賃金水準においても格差が大きくなっていったことが分かる。

一方で女性の格差変化の幅は、男性の格差変化の幅に比べて随分と小さい。2003年頃は企業内格差の純粋効果と企業間格差のプラスの効果によ

り、全体の格差は拡大する傾向にあった。その後2005年頃から、企業間格差が減少し、企業内格差の構成変化の効果もマイナスの効果を持つようになり、全体の格差は安定してきた。そして2009年頃に、企業内格差の構成変化の効果は増加したが、2010年頃から企業間格差が大きく減

少することにより、全体の格差は大きく減少した。その後は徐々に格差は拡大する傾向にある。

図9では、格差要因の大まかな動きを捉えることが出来るが、季節性の影響などで変化が見えにくい点もある。季節性を除いて、より詳細に格差変化の傾向を確認するため、賃金格差の前年同月差を求めて、その変化を要因分解した(図10)。

図9と同様に、男性の賃金格差の前年同月差の要因分解からも、リーマンショックまで、企業内純粋効果、企業内の構成変化の効果ともに格差を拡大させる方向に寄与していることが分かる。しかし、企業間格差については、2004年時点ではプラスに寄与していたが、2007年度に入ると、効果はマイナス、つまり格差を縮小させる方向に寄与していることが分かる。リーマンショックの後には、企業内の純粋効果と企業間格差が大きくプラスに寄与し、格差拡大につながったことが分かる。その後は1年おきに傾向が逆転する傾向があり、これは2008年9月から2010年8月までのショックを打ち消すように反動が起きているものと推測される。

女性についても前年同月差により詳細を確認すると、図9で確認したように2004年時点では企業内格差の純粋効果と企業間格差が格差を拡大させる方向に寄与していることが分かる。ここで、企業内格差の構成変化の効果を見てみると、2005年頃にはマイナスに働いているが、2008年頃からは大きくプラスに働きはじめ、構造が変化したことが分かる。企業間格差については異なる動きを見せており、2005年頃からマイナスの影響を与えるようになった。2006年頃にはいったんその影響は小さくなったが、2007年頃に再びマイナスの影響を与えはじめ、2009年12月以降の1年間は大きくマイナスに寄与していたことが分かる。女性の格差要因については、トレンドの効果やショックの効果の識別が難しいため、その解釈は今後の課題としたい。

## V まとめ

本研究では、全ての健康保険組合の組合別月次データを用いて、2003年4月から2014年3月ま

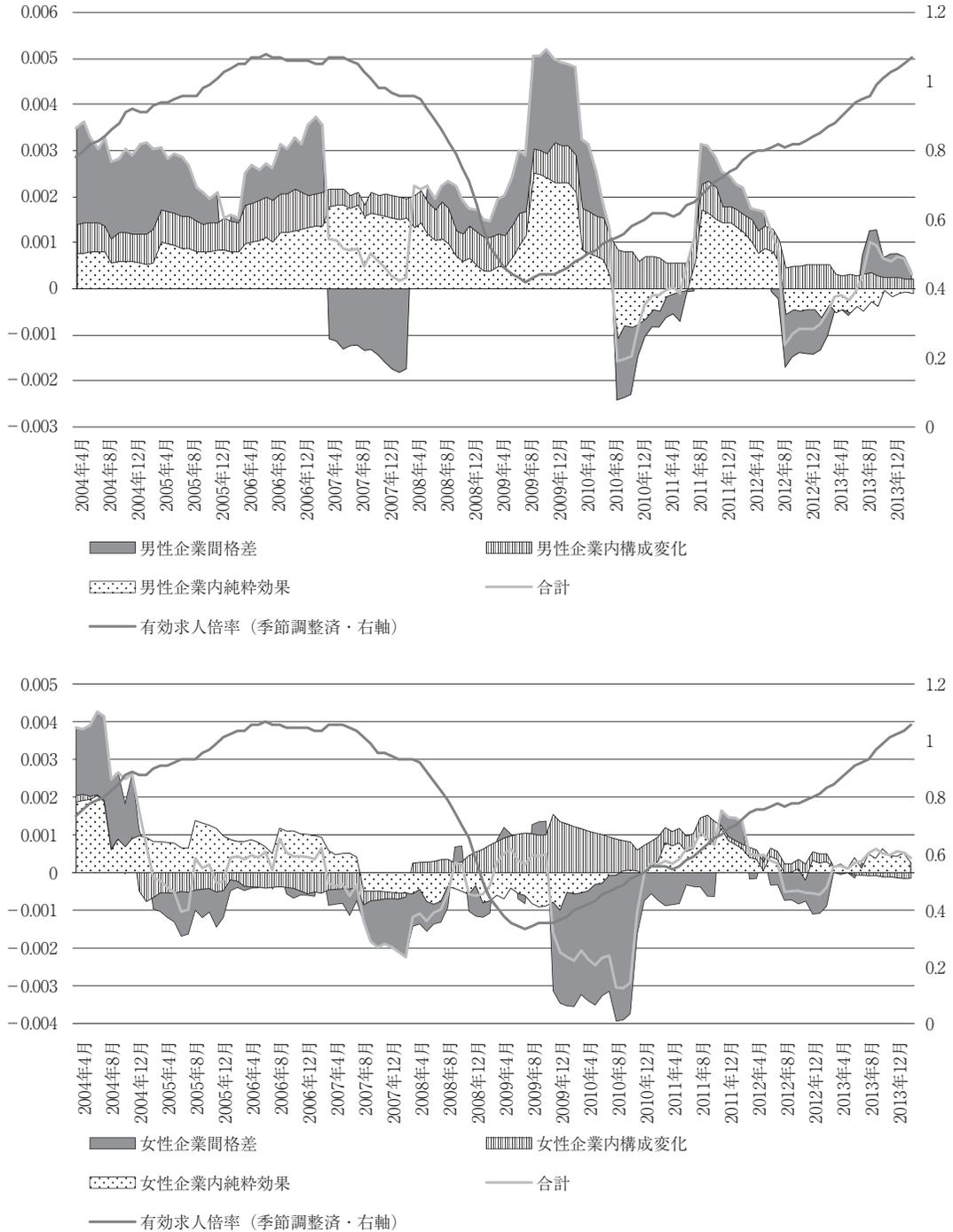
での132カ月間の組合別・男女別の賃金分布の月次データを作成し、平均対数偏差(MLD)を利用して賃金格差に焦点を当て、賃金格差を企業内格差と企業間格差に分解し、さらに企業内格差を純粋効果と構成変化の効果に分解した。

分析の結果を大まかにまとめると以下の通りである。①2003年には女性の賃金格差は男性の賃金格差を上回っていたことが分かるが、その後、男性の賃金格差は徐々に増加する一方で、女性の賃金格差はおおむね横ばいだったため、2008年以降は完全に男性の賃金格差が女性の賃金格差を上回るようになった。②この男性の格差拡大の背景には、リーマンショック前までに企業内格差の拡大が続き、特に企業内格差の純粋効果が大きかったことが挙げられる。なお、企業間格差変化には変動があり、トレンドへの寄与度は小さかったことが分かる。③2008年9月に発生したリーマンショックの後には、特に男性の雇用者数の減少、平均賃金の減少が同時に起こり、さらに、格差についても、企業内格差の純粋効果による拡大、企業間格差による拡大が同時に起きたことが確認された。この変化は2009年の月額改定月(9月)に起きており、賃金分布の変化から推測すると、特に大卒初任給近辺(月額22万円)の賃金を受け取っていた人の賃金が上昇しなかったことに加え、賃金分布の最頻値(月額44万円)から上の階級の人数が減ることにより、格差拡大が引き起こされたと考えられる。

本研究では、男性の企業内格差が特に2010年まで拡大する傾向にあったことが分かり、これが全体の賃金格差の変化に対して大きな影響があったことが明らかになった。このように男性の企業内格差が拡大した時期と、格差に関する議論が大きく世間で話題になった<sup>13)</sup>時期は、おおむね一致している。人々は身近な人の格差ほど気にする傾向があると思われるから、この両者の一致は偶然ではないだろう。

今後とも全ての健康保険組合の月次データを利用して、網羅的に企業内格差と企業間格差を把握することを試みたいと考えており、さらには賃金格差と健康<sup>14)</sup>との関連についても研究が期待される。こうした研究で得られる知見を労働経済学

図 10 賃金格差の変化の要因分解（前年同月差）（上：男性，下：女性）



のみならず、健康と企業経営、産業保健などの分野で活用することが今後に残された課題であろう。

\*本研究を進めるにあたり、厚生労働省保険局からは情報公開請求において有益な助言を受けた。また、佐藤要、永沼瑞穂の両名（専修大学ネットワーク情報学部）にはリサーチアシスタントとしてデータの整理等の協力を受けた。また、本研究は平成26年度・平成27年度JSPS科学研究費補助金（研究活動スタート支援）26885082「職域における所得格差と健康」の助成を受けた。記して謝意を呈する。なお、本稿の見解は著者個人のものであって、著者の所属する機関や本研究で協力を受けた組織の見解とは必ずしも一致しない。

- 1) 代表的な文献として、Deaton (2013) や Atkinson (2015) が挙げられる。
- 2) 吉川 (2016) では、経済成長の源泉であるイノベーションが格差を縮小させることを認めた上で、格差の拡大が価値創造力を奪うという逆方向の因果関係もあることを指摘している。
- 3) 川口 (2011) では、ミンサー型の賃金関数 (Mincer 1974) を用いた推計研究のレビューがなされている。また、賃金関数の推定とともに、Blinder-Oaxaca 分解することにより、格差の要因分解が可能となる。Blinder-Oaxaca 分解のレビューについては、小川 (2006) を参照されたい。
- 4) 賃金の研究に用いる政府統計として、『労働力調査』と『賃金構造基本統計調査』がある。『賃金構造基本統計調査』は事業所レベルの調査であるが、事業所内の構造を捉えるほど、個人レベルの情報は得られない。太田 (2010) ではこうしたデータを用いて産業間、企業規模間の格差については研究を行っている。
- 5) 平成14年度以前のデータについては健康保険の保険料の計算方法が異なっていたため、データの連続性の観点から問題があるため使用していない。また、月次データが実際に入手可能になるまでには一定の時間を要するため、平成26年4月以降のデータについては本稿執筆開始時点では入手できなかった。
- 6) 以下、雇用者数を被保険者数から任意継続被保険者数を除外したものと定義した。ただし、平均賃金及び賃金分布の分析ではデータの制約から任意継続被保険者を除外できない。任意継続被保険者とは、退職後、無職となったり、自営業者となったりして、本来であれば国民健康保険に加入するべき者であるが、退職後もそのまま最長2年間（健康保険法第三十八条）、健康保険組合の被保険者であることが可能という制度を利用している被保険者である。
- 7) 森川 (2012) では、リーマンショックや東日本大震災が経済活動や雇用に与えた影響を議論している。なお、雇用調整が急速に行われる傾向は欧米でも見られ、Boeri and Garibaldi (2012) では特に米国において失業率が急速に上昇したことが指摘されている。
- 8) 2008年9月までは社会保険庁。
- 9) 健康保険法では「賃金、給料、俸給、手当、賞与その他いかなる名称であるかを問わず、労働者が労働の対償として受けるすべてのもの」を「報酬」と呼んでいる。ただし、「臨時に受けるもの」と「三月を超える期間ごとに受けるもの」は報酬には入らず、「三月を超える期間ごとに受けるもの」を「賞与」と呼んでいる。（健康保険法第三条第五項、第六項）いわゆる月給が報酬であると考えて差し支えないが、報酬には基本給だけでなく、残業代や各種の手当も含まれる。通勤手当のように所得税法上は非課税であるような手当についても健康保険料を算定する際には報酬に含まれることには

注意を要する。

- 10) 健康保険法第四十二条。
- 11) 健康保険法第四十一条。
- 12) なお、「継続した三月間（中略）に受けた報酬の総額を三で除した額が、その者の標準報酬月額の基本となった報酬月額に比べて、著しく高低を生じた場合」、つまり、昇給や残業代の増減などによって給与が大きく変動した場合については、標準報酬月額を改定できるとされている。（健康保険法第四十三条）
- 13) いわゆる橋木・大竹論争は学界だけでなくマスコミでも大きく取り上げられた。詳しくは大竹 (2005)、橋木 (2006) を参照されたい。
- 14) 予備的な研究として河野・齊藤 (2010) がある。

#### 参考文献

- Atkinson, Anthony B. (2015) *Inequality: What Can Be Done?* Harvard University Press (山形浩生・森本正史訳 (2015) 『21世紀の不平等』東洋経済新報社)。
- Boeri, T. and Garibaldi, P. (2012) “Financial Shocks and the Labor Markets: Should Economic Policy Save Jobs?” Chapter 6. O. Canuto and M. L. Leipziger (eds.) *Ascent after Decline; Regrowing Global Economies after the Great Recession*, The World Bank.
- Deaton, Angus (2013) *The Great Escape: Health, Wealth, and the Origins of Inequality*, Princeton: Princeton University Press (松本裕記 (2014) 『大脱出——健康、お金、格差の起源』みすず書房)。
- Mincer, Jacob A. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research.
- Piketty, Thomas (2013) *Le capital au XXI<sup>e</sup> siècle*. Seuil (山形浩生・守岡桜・森本正史訳 (2014) 『21世紀の資本』みすず書房)。
- 川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」RIETI Discussion Paper Series 11-J-026, 経済産業研究所。
- 河野敏鑑・齊藤有希子 (2010) 「健康保険組合データからみる職場・職域における環境要因と健康状態」富士通総研経済研究所研究レポート No.361。
- 森川正之 (2012) 「世代間格差に拍車をかけたリーマン・ショックと東日本大震災の爪痕」『中央公論』2012年7月号, pp.60-65。
- 小川雅弘 (2006) 「ブラインダー・ワハカ分解について」『大阪経大論集』57 (2), pp.233-243。
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』日本経済新聞社。
- 太田清 (2010) 「賃金格差——個人間、企業規模間、産業間格差」樋口美雄編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策第6巻 労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会, pp.319-368。
- 橋木俊昭 (2006) 『格差社会 何が問題なのか』岩波新書。
- 吉川洋 (2016) 「格差拡大、価値創造力奪う」経済教室 分断危機を超えて1, 日本経済新聞 2016年1月4日。

この・としあき 専修大学ネットワーク情報学部講師。主な著書に『会社と社会を幸せにする健康経営』（勁草書房, 2010年）。社会保障、医療経済、ジェロントロジー専攻。さいとう・ゆきこ 経済産業研究所上席研究員。主な著書に“Production Networks, Geography and Firm Performance,” NBER Working Paper 21082, April 2015。産業組織、空間経済、ネットワーク分析専攻。