

**事業所内・事業所間賃金格差の変遷
日本の事業所
—労働者結合データによる考察**

明坂弥香
三好向洋

October 2016

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

事業所内・事業所間賃金格差の変遷¹
日本の事業所一労働者結合データによる考察

明坂弥香

大阪大学経済学研究科・社会経済研究所

三好向洋

愛知学院大学

2016 年 10 月

本研究は、賃金決定における事業所の役割に着目し、日本の賃金格差を事業所内で生じる部分と事業所間で生じる部分へと分解した。データには、事業所と労働者の紐づけがなされた、1991 から 2012 年の『賃金構造基本統計調査』を用いた。

推定の結果から次の三点が明らかになった。第一に、1990 年代前半には、個人の賃金格差のうち事業所間賃金格差の占める割合は、男性よりも女性の方が大きい。第二に、男性では、観察期間中に事業所間賃金格差の拡大が見られた。第三に女性では、事業所間賃金格差の拡大は限定的であった。

事業所間賃金格差の拡大は、賃金に占める事業所固有効果の分散が大きくなったこと、および、事業所一労働者間の *Assortativeness* が進行したことに起因する。観察期間中に、男性において変化が大きく起こった結果、個人の賃金格差に占める事業所内・事業所間賃金格差の内訳が女性のものに近づいたことが明らかになった。

キーワード：賃金格差、事業所間格差、事業所一労働者結合データ

JEL classification : J31, J01

¹本研究は、2012 年科学研究費補助金（基盤研究 B、課題番号 24330074）課題研究「所得・賃金格差再訪：事業所間格差の探求」（研究代表：神林龍）の援助を受けている。また、統計法 33 条に従い、厚生労働省より『賃金構造基本統計調査』の利用許可を得ている。以上、記して感謝する。

I. はじめに

1980年代以降、先進国の多くが急激な賃金格差の拡大に直面しているのに対し、日本の賃金格差は、比較的低い水準にあり、その変化も小さかった（Moriguchi 2010, Kawaguchi and Mori 2016）。しかし図1で示すように、1990年代後半から、学歴や勤続年数等、同一属性をもつ個人間での賃金格差が拡大し、全体における賃金格差の構成に変化が生じている。日本では、全体の賃金格差の動向が穏やかであったことから、格差の要因解明は喫緊の課題として捉えられてこなかった。そのため、この同一属性内賃金格差の拡大要因とその最近の動向について、未だ決定的な結論は得られていない。本研究は、事業所—労働者結合データ(Employer—Employee matched data)を使い、その原因解明を試みるものである。

これまで賃金格差の分析では、同一スキルを持つ労働者に対しては同一の賃金が支払われるという前提のもと、個人属性間の賃金格差に着目した研究が主に行われてきた（大竹・野呂 2006, Kawaguchi and Mori 2016 等）。一方で、企業や事業所等、労働者がどこで働くのかという雇用者と労働者のマッチングの問題は重要視されてこなかった。ところが、Abowd, Kramarz, and Margolis (1999)や Grutter and Lalive (2009)等の研究により、労働者の属性に加えて、その労働者がどの職場で働くかが、賃金決定の上で重要な要素であることが分かってきた。さらに、近年、ドイツやアメリカでは、事業所や企業で支払う賃金のばらつきが拡大しており、個人間の賃金格差の拡大をもたらす主要因になっているという（ドイツ：Card et al. 2013、アメリカ：Song et al. 2015）。また、彼らの研究では、潜在的に高い（低い）賃金を支払う事業所へ、高い（低い）能力を持つ労働者が集まる Assortativeness が進み、さらなる賃金格差の拡大を引き起こしていることが指摘されている。本研究では、日本でも企業間や事業所間における賃金格差の拡大によって、同一属性内賃金格差の拡大が生じている可能性を検証する。そのために、1991年から2012年の賃金構造基本統計調査を用い、日本の労働者間で生じている賃金格差を、事業所間で生じている部分と事業所内で生じている部分へと分解した。もし、全体的な賃金格差の拡大していない日本で、事業所間の賃金格差が拡大しているのであれば、それを相殺するように事業所内の賃金格差が縮小しているはずである。

本研究の貢献は大きく分けて3点ある。第一に、1991年から2012年までの比較的長期間に渡って、さらに近年に至るまで、賃金格差の動向を捉えた点である。第二に、事業所—労働者結合データを用いて分析を行った点である。日本を対象とした研究では、未だ事業所—労働者結合データを用いた分析は普及しておらず、Kambayashi (2014)や Kawaguchi (2015)等、既存研究は数えるほどしかない。本研究では、事業所—労働者結合データの特性を生かし、賃金格差の分解に加え、事業所と労働者の組み合わせがどのように変化したのかを日本で初めて明らかにした。第三に、事業所内・事業所間賃金格差では、男女間で変化の仕方に異質性があることを明らかにした点である。Kambayashi et al. (2008)は、男女間で同一属性内賃金格差拡大の要因に違いがあることを示唆している。本研究はその要因についてさらに詳細な分析を行っている。

推定の結果から次の三点が明らかになった。第一に、1990 年代前半には、個人の賃金格差のうち事業所間賃金格差の占める割合は、男性よりも女性の方が大きい。第二に、男性では、観察期間中に事業所間賃金格差の拡大が見られた。この要因は、賃金に占める事業所固有効果の分散が大きくなったこと、および、事業所—労働者間の Assortativeness が進行したことであると考えられる。第三に女性では、事業所間賃金格差の拡大は限定的であった。観察期間中、男女間で事業所間格差の拡大の進展に違いがあったことで、個人の賃金格差に占める事業所内・事業所間賃金格差の内訳は、男性が女性のものに近づいてきた。

以降、本稿の構成は次のとおりとする。第Ⅱ節でデータおよび、分析サンプルの構築方法について説明する。第Ⅲ節で分析を行い、その結果について考察する。第Ⅳ節で、本稿をまとめ、今後の研究課題を述べる。

II. データ

本研究では、『賃金構造基本統計調査』（以下、賃金センサス）を分析に用いる。賃金センサスは、厚生労働省によって毎年実施される、主要産業に雇用される労働者の賃金統計作成を目的とした統計法による基幹統計である。賃金構造基本統計調査規則（昭和 39 年 4 月労働省令第 8 号）に基づいて実施される。調査時点は、各調査年の 6 月 1 日から 6 月 30 日の状態（項目によっては前年 1 年間）で、調査対象は、日本全域にある農業以外の全ての産業の事業所と、そこに勤める労働者である。調査対象となる事業所の抽出は、経済センサスの情報をもとに、都道府県・産業・事業所規模別の無作為抽出によって実施される。労働者の抽出は、規定の抽出率に基づいて、各事業所が行う。

調査票は、事業所票と個人票によって構成されている。事業所票では、事業所に勤務する常用労働者数及び、その性別や正規・非正規雇用の内訳、初任給や新規採用人数に関する質問が行われる。個人票では、労働者の性別、雇用形態、就業形態、最終学歴、年齢、勤続年数等の質問が行われる。労働時間については、実労働日数、所定内労働時間数、超過労働時間数が、賃金については、超過労働時間手当・通勤手当・家族手当を含む月当たりの月収と、昨年のボーナスに関する質問項目が含まれている。

賃金センサスの最大の利点は、事業所—労働者を結合することが可能な調査設計となっている点である。これは、事業所を第 1 次抽出単位、労働者を第 2 次抽出単位とする層化二段抽出法が採用されているため、各労働者がどの事業所に属しているのかを識別することができることによる。このようにして得られる事業所—労働者結合データは、repeated cross-sectional data の構造を持つ。

1. 分析サンプル

本研究の観察期間中に実施された、分析結果に影響を及ぼす恐れのある、賃金センサスの調査方法の二つの大きな変更に対処するために、サンプルの制限を行う。第一に、調査

対象となる職種の変更、第二に、パートタイム労働者に対する呼称の変更で、いずれも 2005 年度調査で実施されたものである。

i. 調査対象となる職種の変更

本研究では 2005 年から新たに対象となった職種を分析対象から除いた。これは、2004 年以前との比較を整合的にするためである。新たな職種は、『屋外労働者職種別賃金調査』が賃金センサスに統合されたことで追加された、土工、大工、電気工、配管工、とび工、左官、鉄筋工、掘削・発破工、はつり工、建設機械運転工、型枠大工、港湾荷役作業員、に加えて、歯科医師、弁護士、社会保険労務士、技術士、大学講師、個人教師・塾・予備校講師、獣医師、公認会計士・税理士、不動産鑑定士、デザイナーといった専門的な職種である。

一方で、2005 年に除外された職種については、2004 年以前の調査サンプルから除外しない。その理由は、調査対象労働者が著しく減少したために、調査対象から除外されているため、これらの職種が除外されたことによる影響は限定的だと考えられるからである。具体的には、内線電話交換手、掘進員、仕操員、採炭員、木工塗装工、ボール盤工、ラジオ・テレビ組立工、観光バスガイドがそのような職種である。

ii. パートタイム労働者に対する呼称の変更 2004 年までの賃金センサスでは、常用労働者の区分として、一般労働者とパートタイム労働者という分類が用いられてきた。2005 年から、定義の変更はないままに、パートタイム労働者という呼称が、短時間労働者へと変更された。その結果、2004 年から 2005 年の間で、一般労働者の比率が大幅に増加している。これは、2004 年までの分類ではパートタイム労働者に含まれていた者が、短時間労働者ではなく、一般労働者へ分類されるケースが一定数存在するからだと考えられている（篠崎 2008）。

本研究の分析の対象は、短時間労働者以外の、一般労働者とする。主たる理由は、賃金センサスでは、一般労働者に対してしか、学歴の情報が得られないからである。²したがって、本研究では定義上、パートタイム労働者に対する呼称の変更の影響を受けない。しかし、2004 年と 2005 年調査間の比較には、注意を払う必要がある。

表 1 には、以上のサンプル制限の結果による分析サンプルでの、労働者と事業所の数を示した。1991 年から 2012 年の間に、事業所数の目立った変化は無いが、一事業所あたりの平均労働者数が男女ともに減少する傾向にある。その結果、観察期間内で観測される労働者数は、男性で約 20 万人、女性で 8 万人減少している。

² 一般労働者は、労働時間が他の正規社員と同等の水準である非正規雇用労働者も含む。賃金センサスは、2005 年調査以降でしか、雇用契約に期間の定めがあるか否かの質問を含まない。そのため、非正規雇用に関する推移の変化は、データの都合上、本研究では捉えることはできない。

[表 1 挿入]

2. 変数の定義

本節では、分析に用いる変数の定義について説明する。本研究では、賃金格差の推定に、時間当たり賃金 $(=\frac{\text{月当たりの月収} \times 12 + \text{ボーナス}}{(\text{所定内労働時間} + \text{超過労働時間}) \times 12})$ を用いる。時間当たり賃金は、2010 年を基準年とした消費者物価指数 (CPI) によって標準化し、自然対数に変換した値を用いる。労働者の属性情報には、学歴 (中学卒業、高校卒業、専門・短大卒業、大学卒) と、学卒後の年数で定義した潜在的経験年数、勤続年数を用いた。表 2 に 1992 年、2002 年、2012 年の記述統計を示した。観察期間中に、特に平均値の変化が大きいのは労働者の学歴で、男女ともに大卒労働者が大幅に増加した様子が分かる。

[表 2 挿入]

本研究では、事業所内・事業所間賃金格差の変遷について、産業や企業規模によってサンプルを分割した分析も行う。企業規模の分類は、観察期間を通して変更が無いが、産業分類は観察期間中に分類の変更が行われているため、留意する必要がある。賃金センサスの産業分類は、総務省による日本標準産業分類の変更に伴って、観察期間中には 1996 年、2004 年、2009 年の計 3 回の変更が行われた。表 3 で示すように、2004 年調査から適応された第 11 回改訂による分類変更の影響が大きい。本研究では、小産業分類レベルで、第 9 回、第 10 回、第 11 回改訂の産業分類を、第 12 回改訂分類へと仕訳を行った。それでもなお、一つの小産業分類から、複数の分類に分岐する場合があるため、第 12 回改訂分類を、表 4 のように大きな括りに再分類することで、分類変更による影響をできるだけ小さく留める。表 2 において、産業分類の変化を見ると、観察期間中に産業 1 (C: 鉱業、採石業、砂利採取業、D: 建設業、E: 製造業) の割合が減少し、産業 4 (L. 学術研究, 専門・サービス業、M. 宿泊業, 飲食サービス業、N. 生活関連サービス業、娯楽業、O. 教育、学習支援業、P. 医療、福祉、Q. 複合サービス業、R. サービス業 (他に分類されないもの)) の割合が増加している。ただし、実際に生じた変化に加え、産業分類が変更されたことの影響が一部含まれている可能性がある。

[表 3 挿入]

[表 4 挿入]

III. 分析と結果

1. 事業所内・事業所間への分散分解： Simple Decomposition

個人の賃金単位から観測される賃金分散を、事業所間の賃金格差によって生じる部分と、事業所内の賃金格差によって生じる部分へと分散分解する。個人の賃金は (1) 式のように、事業所平均賃金と事業所平均賃金からの乖離部分として表すことが出来る。 w_{ijt} は労働者個人の賃金（時間当たりの対数値）、 $\bar{w}_{jt}$ は労働者が勤務する事業所の平均賃金（時間当たり対数賃金の事業所平均）、 $w_{ijt} - \bar{w}_{jt}$ は勤務先の事業所平均賃金と個人賃金との差である。添え字の i は労働者個人、 j は事業所、 t は観察年度をそれぞれ表す。すると、この時、個人の賃金分散 ($Var(w_{ijt})$) は (2) 式のように、事業所間賃金分散 (σ_{bt}^2) と、事業所内賃金分散 ($\sum_j s_{tj} \sigma_{tj}^2$) へと分解することが出来る。 σ_{bt}^2 は事業平均賃金の分散によって定義され、 σ_{tj}^2 は事業所 j 内の労働者間で生じる賃金分散を表している。また、 s_{tj} は、サンプル内で事業所 j に勤務する労働者が占める割合を表す。

$$w_{ijt} = \bar{w}_{jt} + [w_{ijt} - \bar{w}_{jt}] \cdots (1)$$

$$Var(w_{ijt}) = \sigma_{bt}^2 + \sum_j s_{tj} \sigma_{tj}^2 \cdots (2)$$

(2) 式に基づき、1991 年から 2012 年の各年に対して、個人単位で観測される賃金分散を事業所間で生じる部分と事業所内で生じる部分に分解した。男女それぞれの事業所間・事業所内賃金分散の推移を図 2 に表す。

[図 2 挿入]

男性では、1990 年代前半には、事業所間賃金分散と事業所内賃金分散の割合が同程度だったものが、1997 年から 2003 年頃の間、事業所間賃金分散が大きくなり、事業所内賃金分散が小さくなっている。女性では、1990 年代前半から、事業所内賃金分散が男性と比べて小さい。観察期間全体を通して、事業所内賃金分散が事業所間賃金分散より小さいという関係を維持したまま推移している。特に、男性で構造変化が見られた 1997 年から 2003 年の間にも、女性では、目立った変化は観測されない。

図 2 で男性に見られた変化は、賃金決定システムの変化と、事業所—労働者間のマッチングの変化による Assortativeness の進行という、二つの要因によって説明可能である。どちらの効果がより大きいかを知るためには、労働者の属性を考慮した分析が必要である。

2. 事業所内・事業所間への分散分解： Detailed Decomposition

本節では、労働者の属性や賃金構造の変化を考慮することで、前節で見られた事業所内・事業所間格差の変遷の要因を明らかにする。具体的には、ミンサー型賃金関数の推定で事業所固定効果をコントロールし、その推定値をもとに賃金分散の分解を行う。³

事業所間で固定効果以外の賃金決定プロセスが等しいとする仮定のもと、(3) 式のように事業所固定効果を含めた、ミンサー型の賃金関数を推定する。説明変数には、学歴、勤

続年数、 $\frac{\text{勤続年数}^2}{100}$ 、潜在的経験年数、 $\frac{\text{潜在的経験年数}^2}{100}$ 、 $\frac{\text{勤続年数} \times \text{潜在的経験年数}}{100}$ を用いた。そして、

その推定値をもとに、賃金決定における、事業所効果と労働者効果を特定する。⁴1992年、2002年、2012年の調査データに対して、(3) 式を推定した結果を表 5、表 6 に示す。比較のために、事業所固定効果を考慮せずにミンサー型賃金関数を推定した結果についても併せて報告している。

この時、(2) 式に事業所効果と労働者効果を代入することで、(4) 式のように個人単位で観測される賃金分散を、事業所間で生じる分散と事業所内で生じる分散へと分解することが出来る。

$$w_{ijt} - \bar{w}_{jt} = (X_{ijt} - \bar{X}_{jt})\beta + (u_{ijt} - \bar{u}_{jt}) \cdots (3)$$

$$\text{事業所固有効果} : \varphi_{jt} = \bar{w}_{jt} - \bar{X}_{jt}\hat{\beta}$$

$$\text{労働者効果} : \alpha_{ijt} = X_{ijt}\hat{\beta} + u_{ijt}$$

$$\begin{aligned} Var(w_{ijt}) = & Var(\varphi_{jt}) + Var(\bar{X}_{jt}\hat{\beta}) + 2Cov(\varphi_{jt}, \bar{X}_{jt}\hat{\beta}) \\ & + \sum_j s_{tj} \cdot Var(X_{ijt}\hat{\beta}) + \sum_j s_{tj} \cdot Var(u_{ijt}) \cdots (4) \end{aligned}$$

図 3 では、(4)式の要素ごとに、分散の推移を示した。

[表 7 挿入]

³ Card et al. (2013)では、事業所—労働者結合データのパネルデータを用いているため、Abowd, Kramarz, and Margolis (1999)によって提案された手法を用い、事業所と労働者の両方について固定効果を特定していた。本研究が利用するデータは、repeated cross-sectional data のデータ形式にあるため、同様の識別が不可能である。

⁴本研究が採用するモデルでは、労働者間で観察される属性及び残差項以外の異質性が無いことを仮定している。もし、特定の事業所に、観察されない異質性が高い（低い）労働者が集まった場合、その事業所の固有効果は真の効果より大きく（小さく）推定されてしまう。

[表 8 挿入]

[図 3 挿入]

表 7、表 8 では、1992 年、2002 年、2012 年のサンプルを対象に (4) 式に従って、それぞれの分散の大きさを表に示したものである。表の行 A は $Var(\varphi_{jt})$ 、行 B は $Var(\bar{X}_{jt}\hat{\beta})$ 、行 C は $2Cov(\varphi_{jt}, \bar{X}_{jt}\hat{\beta})$ の大きさをそれぞれ表している。そして、行 A、B、C の合計が、事業所間賃金分散を表している。行 D は $\sum_j s_{tj} \cdot Var(X_{ijt}\hat{\beta})$ 、行 E は $\sum_j s_{tj} \cdot Var(u_{ijt})$ の大きさを表し、行 D、E の合計が事業所内賃金分散を表す。また、事業所間と事業所内の賃金分散の合計が全体の賃金分散、すなわち個人レベルのデータから観測される賃金分散を表している。(1)、(3)、(5)列は、それぞれ 1992 年、2002 年、2012 年の各要素の賃金分散の大きさを表し、(2)、(4)、(6)列は、各要素の賃金分散が賃金分散全体に占める割合を表している。最後に、(7)では 2002 年から 1992 年、(8)では 2012 年から 2002 年、(9)列では 2012 年から 1992 年の間で生じた賃金分散の変化量を示している。そして、図 3 は表 7、表 8 の分析を、1991 年から 2012 年の各年度に渡って分析した値を示している。

表 7、表 8 の (2)、(4)、(6) 列を比較すると、男女間で事業所間と事業所内賃金格差の内訳が大きく異なっていることが見て取れる。そして、男性において事業所間賃金格差の比率が大きくなったことで、賃金分散に占める事業所内、事業所間分散の内訳が、女性の内訳に近づいている。図 3 では、男女間の一番の差が、 $Var(X_{ijt}\hat{\beta})$ (属性の差によって説明される部分) の大きさであることが顕著に示されている。男性サンプルの方が女性サンプルよりも分散が大きくなっているが、これは男女間で内部労働市場の発展度合に差があるためと考えられる。1990 年代前半より、男性では $Var(X_{ijt}\hat{\beta})$ の縮小が観察できる。これは、Hamaaki et al. (2012)で言及されているように、日本的雇用慣行の衰退によって生じたものと考えられる。一方で 1997 年以降、男性サンプルでは、事業所効果の分散 ($Var(\varphi_{jt})$) の拡大が生じている。図 1 で見られた同一属性内賃金格差の拡大とも時期的な相関が見られ、男性の同一属性内賃金格差の拡大は、事業所固有効果の格差拡大が一因となっていることが示唆されている。女性サンプルでは、事業所固定効果の格差拡大は見られず、女性の同一属性内賃金格差の拡大は、他の要因によって引き起こされていると考えられる。

[図 4 挿入]

[図 5 挿入]

本研究では、図 3 と同様の分析を、事業所が属する企業規模別（図 4）、産業グループ別（図 5）のサブサンプルに分けた分析も行った。その結果、図 4 の男性を対象とした分析からは、30～99 人や 100～299 人の小規模な企業よりも、企業規模のある程度大きな、300～999 人、1000 人～4999 人の事業所間で、事業所固有効果の格差拡大が進んだことが分かる。しかし、例外的に、企業規模の特に大きい 5000 人以上の企業に属する事業所間では、1997 年からの事業所間格差の拡大は見られない。次に女性を対象に、企業規模別のサブサンプル分析を行った結果を見る。すると、300～999 人、1000 人～4999 人の規模が大きい企業に属する場合には、男性と同様に事業所間賃金格差の拡大が生じており、女性において、全く事業所間格差が拡大しなかった訳では無いことが明らかになった。図 5 から、産業グループによる傾向の違いを見ると、産業グループ 2,3 では、女性でもわずかに事業所固有効果の分散が拡大している。しかし、男性に比べるとその程度は小さい。男女間の比較を行うと、サービス産業全般を表す産業グループ 4 以外の 3 つの産業グループにおいて、1990 年代前半における事業所固有効果の分散は女性の方が大きくなっている。

3. 事業所—労働者間マッチングの変化

本節では、事業所—労働者間のマッチングの変化について分析し、事業所固有効果の低い事業所には労働者効果の低い労働者が、事業所固有効果の高い事業所には労働者効果の高い労働者が集まる、Assortativeness の程度の変化を明らかにする。Card et al. (2013) では、ドイツの賃金格差拡大の要因の一つとして、事業所—労働者間の Assortativeness が進んだことが示されている。本研究の分析では、(4) 式の $2Cov(\varphi_{jt}, \bar{X}_{jt}\hat{\beta})$ の値から、Assortativeness の程度を知ることができる。

はじめに、表 7, 表 8, 図 3 の結果から、Assortativeness の程度を見ると、男性の方が女性より $2Cov(\varphi_{jt}, \bar{X}_{jt}\hat{\beta})$ の値が大きく、Assortativeness が進んでいる様子が分かる。また、観察期間中の経年変化を見ると、男女とも観察期間中に Assortativeness が進んでおり、このような変化は、1990 年代を中心に生じている。ただし表 7 から、男性サンプルで事業所固定効果の分散の拡大と Assortativeness の進行を比較すると、いずれも同程度に事業所間賃金格差の拡大に寄与している。

図 6、図 7 では、Assortativeness の進行の変化の内訳がより詳細に示すために、事業所を事業所固有効果の順に並べ、小さい方から 10 個のグループに分類する。図 6、図 7 のグラフの横軸は、事業所固有効果の大きさを表している。そして、労働者についても、同様に労働者効果をもとに 1 から 10 のグループへと分類し、各事業所グループとの組み合わせの分布を表している。(a)は 1992 年調査、(b)は 2012 年調査における、事業所—労働者間のマッチングの状態を示している。そしてグラフ(c)は、グラフ(a)と(b)の差をとったもので、マッチングの変化を見ることが出来る。すると、男女ともに Assortativeness が進んだことが確認できる。表 7,8 から得られる情報からは、女性の方が男性よりも

$2Cov(\varphi_{jt}, \bar{X}_{jt}\hat{\beta})$ の上昇幅が大きく、より Assortativeness が進んだように見えるが、図 6,7 から十分位に分けた組み合わせを見ると、男性サンプルでより強い Assortativeness が進んでいることが明らかになった。

IV. おわりに

本稿では、日本の事業所—労働者結合データを用いて、事業所内・事業所間で生じる賃金格差の変遷を明らかにした。本研究から、明らかになったのは次の三点である。第一に、性別間で事業所が賃金に与える影響に差があることが明らかになった。女性では男性よりも、賃金格差のうち事業所要因で生じている部分の割合が大きい。第二に、男性では、事業所固有効果の分散が拡大し、事業所と労働者間の Assortativeness が進むことによって事業所間格差が拡大していることが明らかになった。第三に女性では、事業所固有効果の分散が男性に比べて元から大きかったため、観察期間中の変化は限定的で、男性ほど大きな事業所間賃金格差の拡大は見られなかった。男女間で何故このような変化の差が見られたのかは、この研究では明らかになっておらず、当該理由の解明は今後の課題とする。

加えて、本研究が分析に用いたデータは、**repeated cross-sectional data** であるために、労働者の観察できない異質性を十分に考慮することが出来なかった。この点についても、データの利用可能性が確保された後に取り組むべき課題とする。

【参考文献】

Abowd, John, Francis Kramarz, and David Margolis. (1999), “High wage workers and high wage firms,” *Econometrica*, 67(2), 251–333.

Barth, Erling, Alex Bryson, James Davis, and Richard Freeman. (2016), “It’s where you work: Increases in earnings dispersion across establishments and individuals in the U.S.,” *Journal of Labor Economics*, 34 (2), 67–97.

Card, David, Jörg Heining, and Kline Patrick. (2013), “Workplace heterogeneity and the rise of west German wage inequality,” *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (3), 967–1015.

Gruetter, Max and Rachel Lalive. (2009), “The importance of firms in wage determination,” *Labour Economics*, 16 (2), 149–160.

Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda, and Keiko Murata (2012), “Changes in the Japanese employment system in the two lost decades,” *Industrial and Labor Relations Review*, 65 (4), 810–846.

Kambayashi, Ryo (2014), “Widening wage inequality by establishments: Establishment data or household data? Revising the Japanese case,” mimeo.

Kambayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi, and Izumi Yokoyama (2008), “Wage distribution in Japan, 1989–2003,” *The Canadian Journal of Economics*, 41 (4), 1329–1350.

Kawaguchi, Akira (2015), “Internal labor markets and gender inequality: Evidence from Japanese micro data, 1990–2009,” *Journal of Japanese and International Economics*, 38, 193–213.

Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2013), “Why has wage inequality evolved so differently between Japan and the US? The role of the supply of college-educated workers,” *Economics and Education Review*, 52, 29–50.

Moriguchi, Chiaki (2010), “Top wage incomes in Japan, 1951–2005,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24 (3), 301–333.

Song, Jae, David J. Price, Faith Guvenen, Nicholas Bloom, and Till von Wachter. (2015), “Firming up inequality,” NBER Working Paper 21199, National Bureau of Economic Research.

篠崎武久 (2008) 『賃金構造基本統計調査』の調査方法変更と賃金格差の推移『人文社会科学研究』48, 131–144.

野呂沙織・大竹文雄 (2006) 「年齢間労働代替性と学歴間賃金格差」『日本労働研究雑誌』550, 51–66.

図 1 : 賃金分散の推移

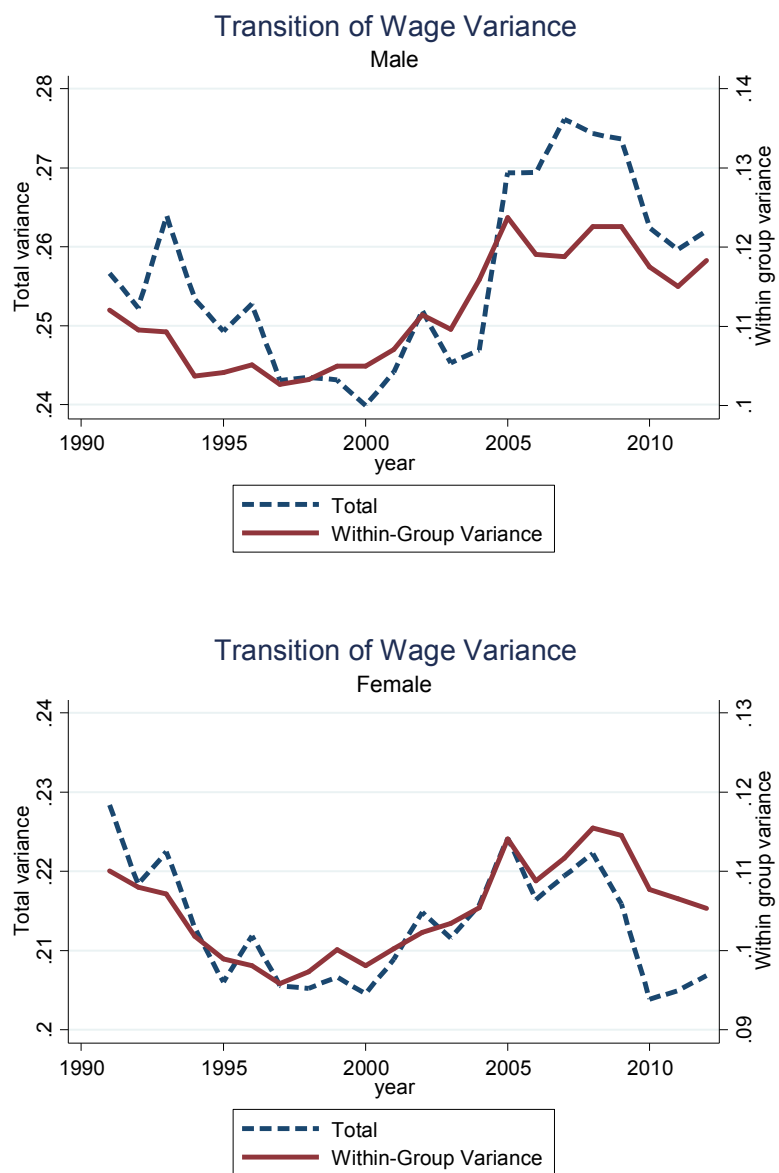


図 2：事業所内・事業所間賃金格差の推移 (Simple Decomposition)

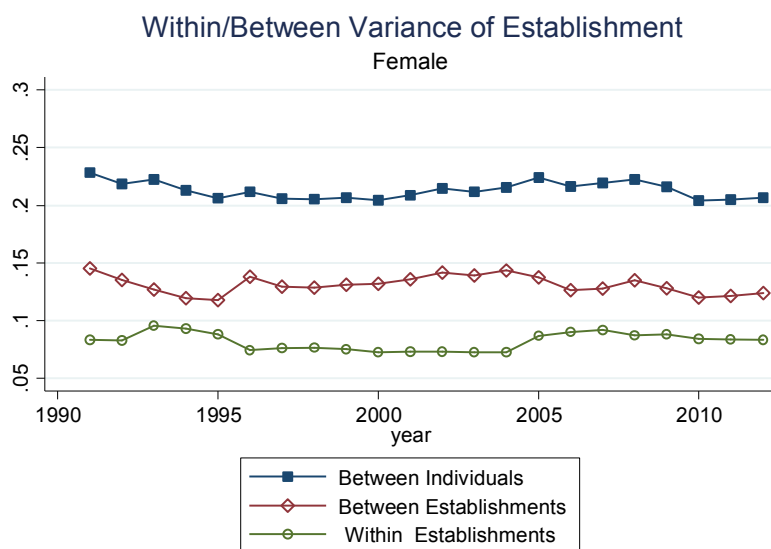
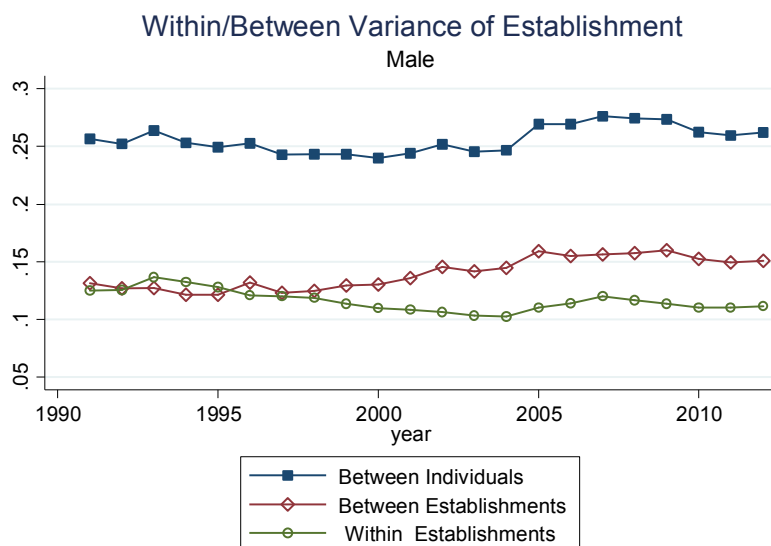


図 3：事業所内・事業所間賃金格差の変化 (Detailed Decomposition)

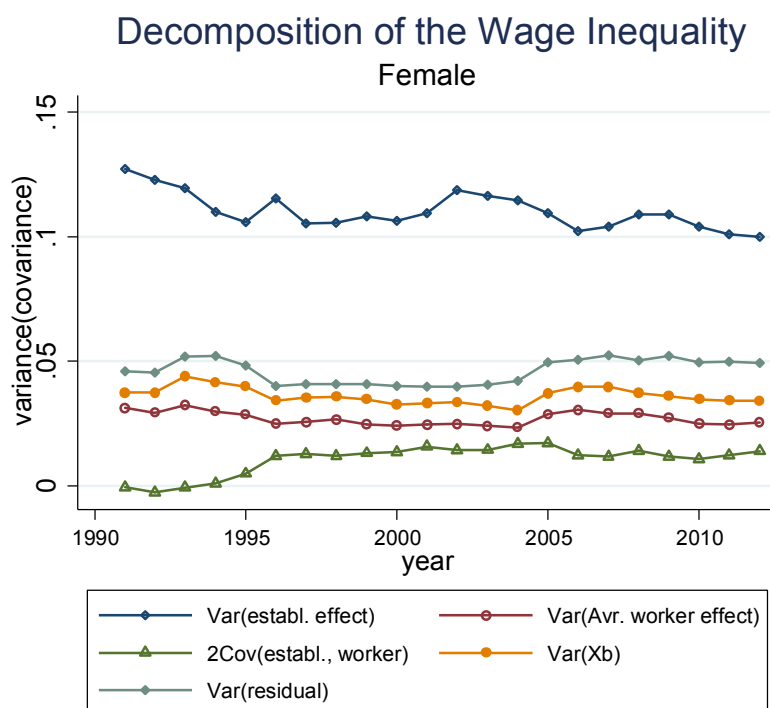
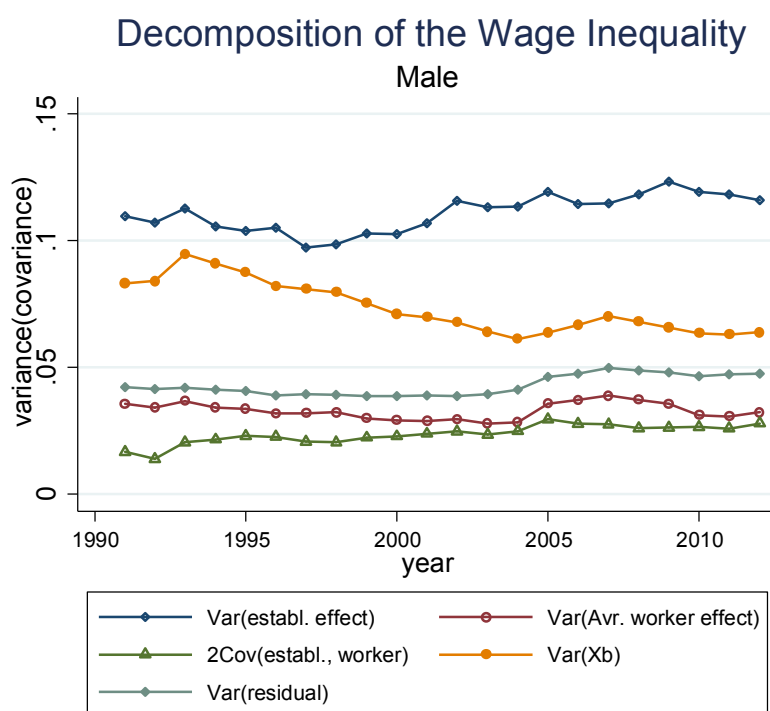


図 4：【企業規模別】事業所内・事業所間賃金格差の変化（Detailed Decomposition）

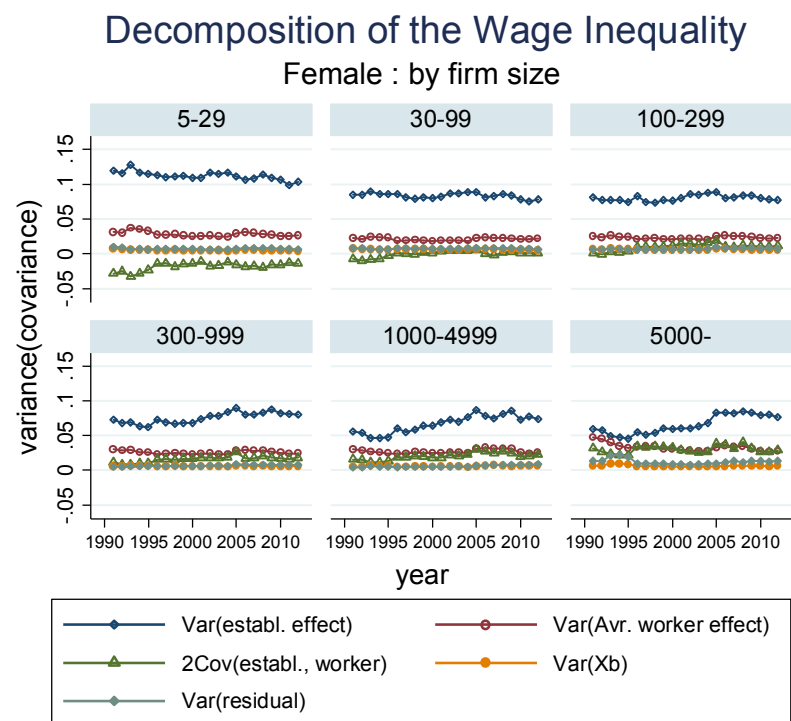
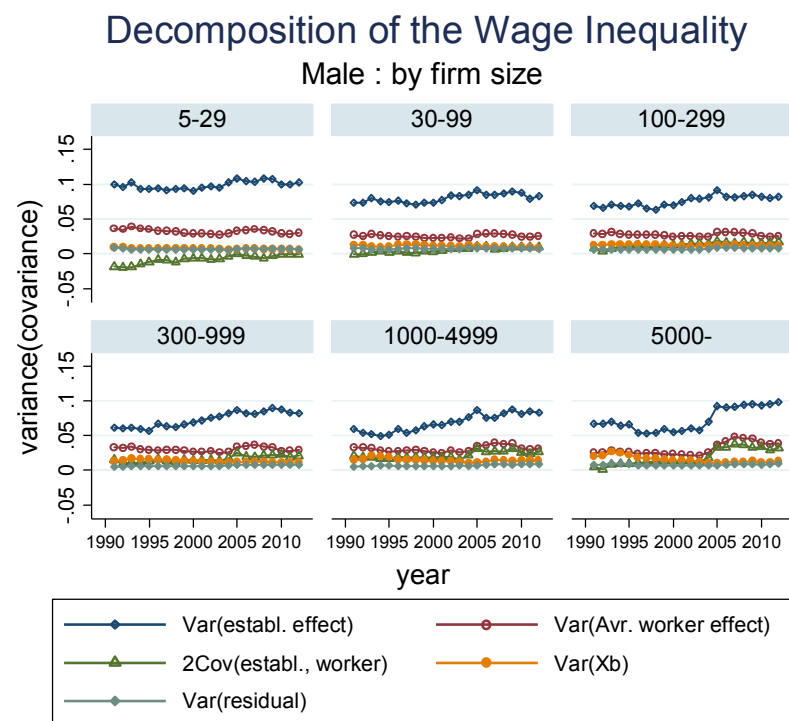


図 5：【産業別】事業所内・事業所間賃金格差の変化（Detailed Decomposition）

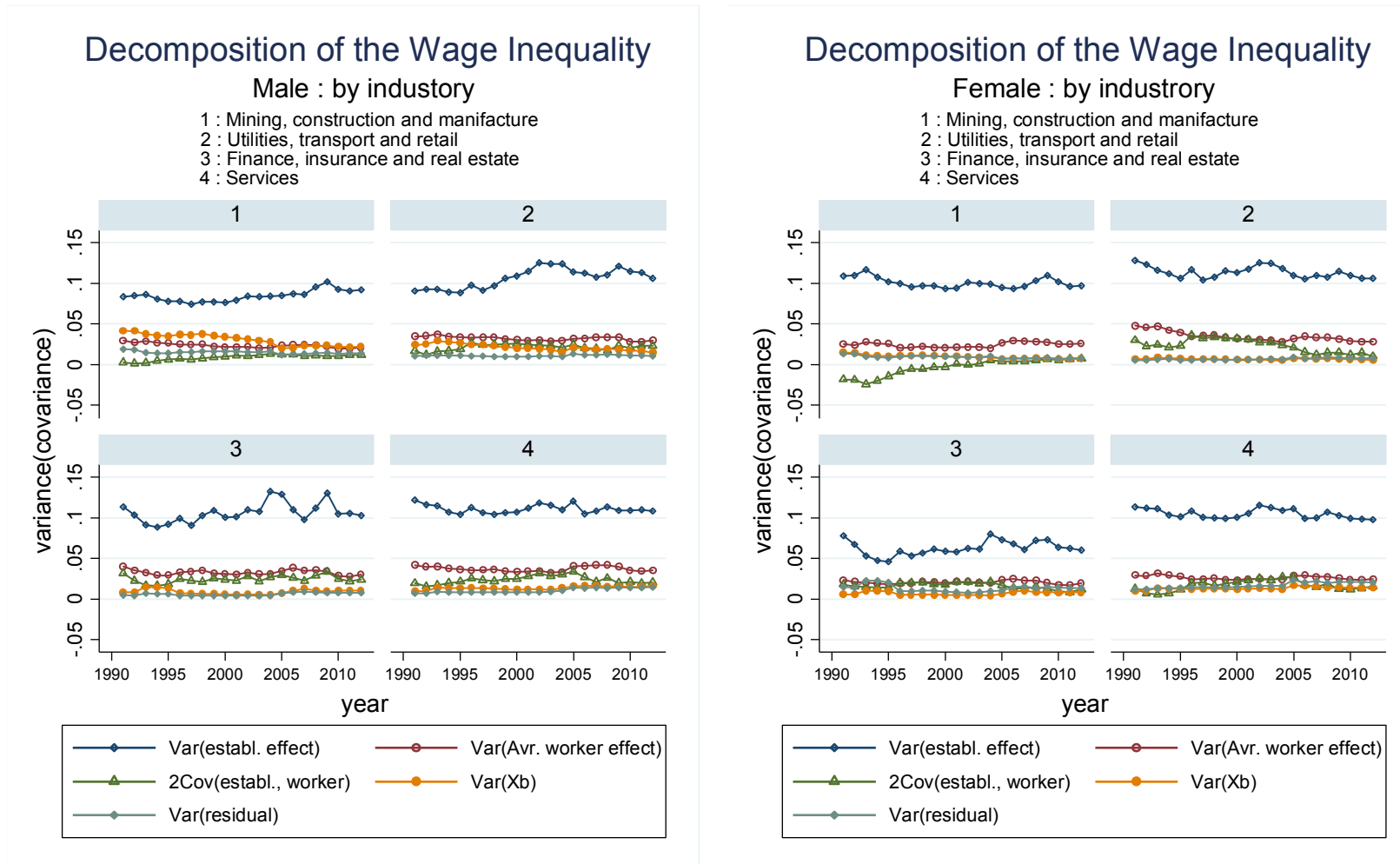


図 6：事業所—労働者間のマッチングとその変化（男性）

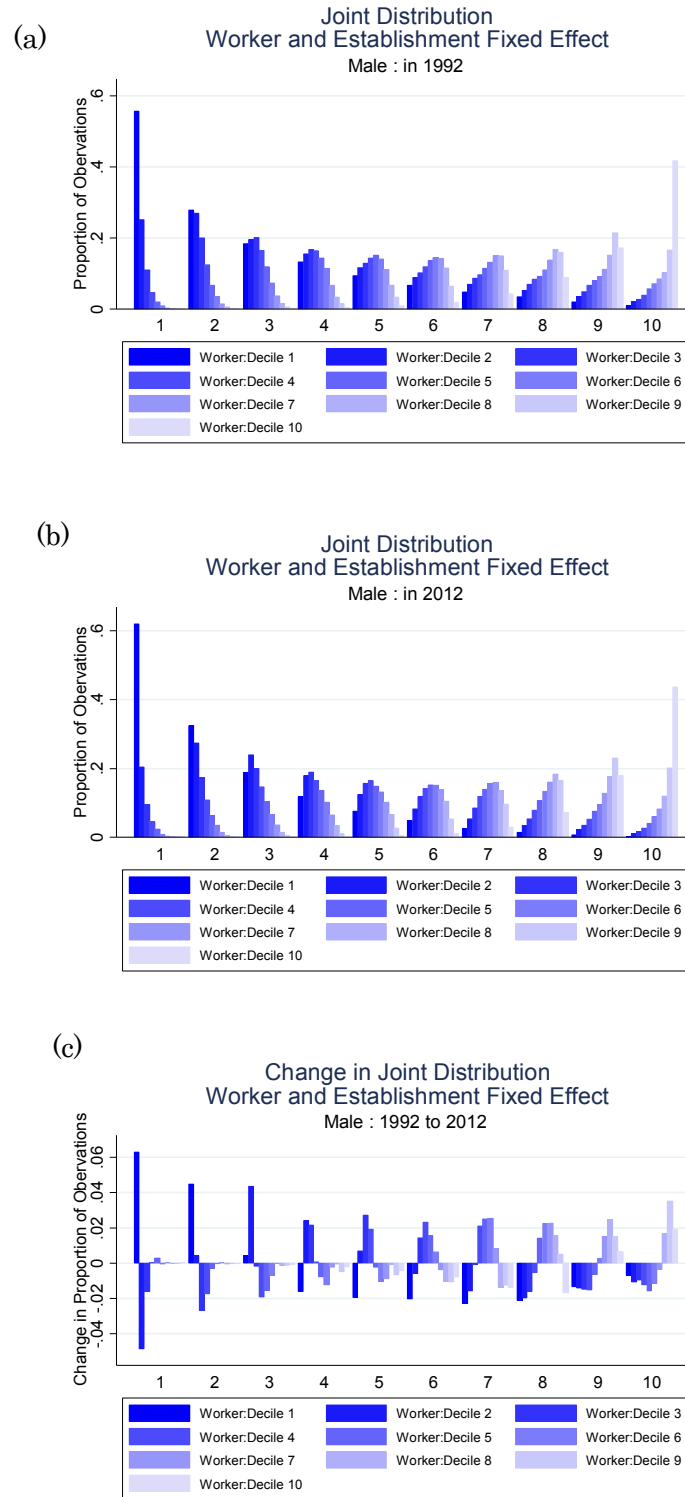


図 7：事業所—労働者間のマッチングとその変化（女性）

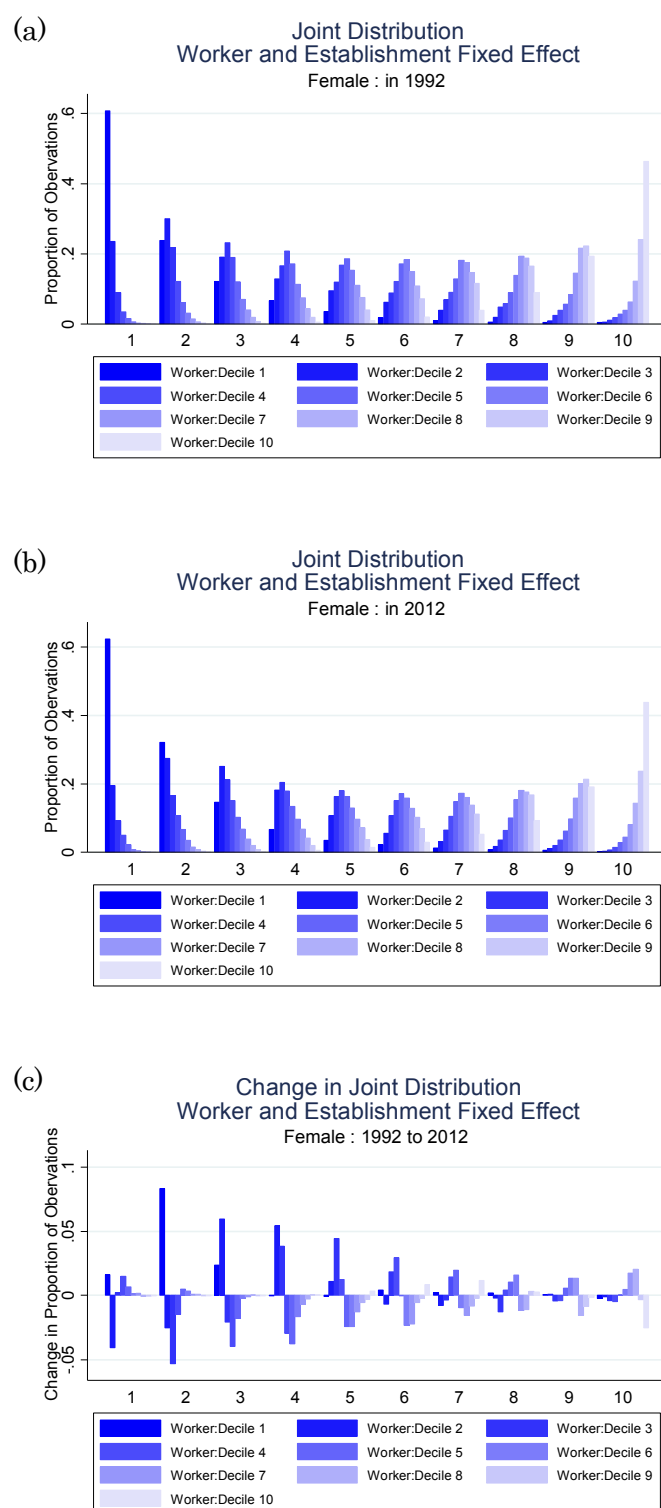


表 1：記述統計 1

a. Male	Number of observations		Number of Individuals in Establishments				b. Female	Number of observations		Number of Individuals in Establishments			
	Indiviudals	Establishments	Mean	Std.Dev	Min	Max		Indiviudals	Establishments	Mean	Std.Dev	Min	Max
1991	766,497	52,706	14.54	14.08	1	304	1991	340,671	49,384	6.90	7.13	1	125
1992	765,677	52,611	14.55	14.11	1	316	1992	338,797	49,044	6.91	7.06	1	122
1993	809,831	54,672	14.81	14.33	1	403	1993	384,180	51,846	7.41	7.33	1	123
1994	775,280	52,263	14.83	14.34	1	360	1994	363,897	49,585	7.34	7.32	1	115
1995	813,186	55,336	14.70	13.91	1	322	1995	375,240	52,403	7.16	7.19	1	111
1996	824,047	54,426	15.14	13.86	1	315	1996	341,451	51,080	6.68	6.76	1	106
1997	830,297	54,778	15.16	13.84	1	262	1997	339,072	51,398	6.60	6.69	1	96
1998	811,170	53,833	15.07	13.82	1	352	1998	318,781	50,167	6.35	6.61	1	126
1999	803,240	52,898	15.18	13.89	1	457	1999	309,961	49,274	6.29	6.55	1	108
2000	767,468	50,640	15.16	13.87	1	344	2000	288,908	46,805	6.17	6.54	1	114
2001	753,869	49,081	15.36	14.05	1	358	2001	275,197	45,231	6.08	6.49	1	152
2002	736,390	49,749	14.80	13.84	1	351	2002	269,312	45,091	5.97	6.51	1	103
2003	726,287	49,002	14.82	13.83	1	365	2003	262,913	44,151	5.95	6.51	1	117
2004	727,242	49,430	14.71	12.99	1	361	2004	274,200	45,121	6.08	6.34	1	92
2005	591,421	47,812	12.37	11.80	1	217	2005	281,894	44,271	6.37	7.12	1	118
2006	617,946	50,695	12.19	11.74	1	251	2006	292,077	47,181	6.19	6.50	1	209
2007	564,255	48,349	11.67	11.61	1	241	2007	286,038	44,824	6.38	6.53	1	125
2008	564,300	48,800	11.56	11.64	1	232	2008	262,019	44,486	5.89	6.27	1	158
2009	552,391	50,221	11.00	11.26	1	207	2009	264,802	45,840	5.78	6.22	1	175
2010	548,687	49,875	11.00	11.17	1	202	2010	264,623	45,577	5.81	6.17	1	92
2011	534,454	49,326	10.84	11.06	1	290	2011	256,914	44,867	5.73	6.09	1	118
2012	565,926	52,006	10.88	11.24	1	279	2012	265,948	46,546	5.71	6.17	1	134

表 2：記述統計 2

Variable	男性						女性					
	1992		2002		2012		1992		2002		2012	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
中学校卒	0.21	0.41	0.09	0.29	0.04	0.19	0.16	0.37	0.06	0.23	0.02	0.15
高校卒	0.54	0.50	0.52	0.50	0.47	0.50	0.63	0.48	0.56	0.50	0.51	0.50
専門・短大卒	0.05	0.22	0.10	0.29	0.11	0.31	0.16	0.37	0.25	0.43	0.26	0.44
大卒	0.20	0.40	0.29	0.46	0.38	0.49	0.05	0.21	0.13	0.34	0.21	0.41
経験年数	20.16	11.94	19.73	11.59	19.53	10.93	17.47	13.31	17.41	12.46	18.37	11.69
勤続年数	11.53	9.95	12.34	10.38	11.47	10.11	7.75	7.96	9.41	8.50	9.15	8.66
産業1	0.47	0.50	0.40	0.49	0.23	0.42	0.47	0.50	0.40	0.49	0.23	0.42
産業2	0.26	0.44	0.27	0.44	0.22	0.41	0.22	0.42	0.25	0.43	0.21	0.41
産業3	0.09	0.29	0.08	0.28	0.13	0.34	0.10	0.30	0.09	0.29	0.15	0.36
産業4	0.18	0.38	0.24	0.43	0.41	0.49	0.20	0.40	0.26	0.44	0.41	0.49
5~29	0.36	0.48	0.31	0.46	0.27	0.45	0.36	0.48	0.29	0.46	0.27	0.44
30~99	0.19	0.40	0.19	0.39	0.16	0.37	0.20	0.40	0.20	0.40	0.17	0.38
100~299	0.13	0.34	0.14	0.35	0.14	0.35	0.14	0.35	0.15	0.36	0.15	0.36
300~999	0.10	0.30	0.12	0.33	0.12	0.33	0.10	0.30	0.13	0.33	0.12	0.33
1000~4999	0.10	0.29	0.12	0.33	0.14	0.35	0.10	0.29	0.12	0.33	0.14	0.35
5000~	0.12	0.33	0.12	0.32	0.16	0.36	0.10	0.31	0.11	0.31	0.14	0.35

表 3：産業分類の変更

1984年1月 第9回改訂	1993年10月 第10回改訂	2002年3月 第11回改訂	2007年11月 第12回改訂
A. 農業 B. 林業 C. 漁業 D. 鉱業 E. 建設業 F. 製造業 G. 電気・ガス・熱供給・水道業 H. 運輸・通信業 I. 卸売・小売業、飲食店 J. 金融・保険業 K. 不動産業 L. サービス業 M. 公務（他に分類されないもの） N. 分類不能の産業	A. 農業 B. 林業 C. 漁業 D. 鉱業 E. 建設業 F. 製造業 G. 電気・ガス・熱供給・水道業 H. 運輸・通信業 I. 卸売・小売業、飲食店 J. 金融・保険業 K. 不動産業 L. サービス業 M. 公務（他に分類されないもの） N. 分類不能の産業	A. 農業 B. 林業 C. 漁業 D. 鉱業 E. 建設業 F. 製造業 G. 電気・ガス・熱供給・水道業 H. 情報通信業 I. 運輸業 J. 卸売・小売業 K. 金融・保険業 L. 不動産業 M. 飲食店、宿泊業 N. 医療、福祉 O. 教育、学習支援業 P. 複合サービス事業 Q. サービス業（他に分類されないもの） R. 公務（他に分類されないもの） S. 分類不能の産業	A. 農業、林業 B. 漁業 C. 鉱業、採石業、砂利採取業 D. 建設業 E. 製造業 F. 電気・ガス・熱供給・水道業 G. 情報通信業 H. 運輸業、郵便業 I. 卸売業、小売業 J. 金融業、保険業 K. 不動産業、物品賃貸業 L. 学術研究、専門・サービス業 M. 宿泊業、飲食サービス業 N. 生活関連サービス業、娯楽業 O. 教育、学習支援業 P. 医療、福祉 Q. 複合サービス業 R. サービス業（他に分類されないもの） S. 公務（他に分類されるものを除く） T. 分類不能の産業
調査の該当年			
1991	1996	2004	2009
1992	1997	2005	2010
1993	1998	2006	2011
1994	1999	2007	2012
1995	2000	2008	
	2001		
	2002		
	2003		

表 4：産業グループの定義

産業1	産業2	産業3	産業4
C. 鉱業、採石業、砂利採取業 D. 建設業 E. 製造業	F. 電気・ガス・熱供給・水道業 G. 情報通信業 H. 運輸業、郵便業 I. 卸売業、小売業	J. 金融業、保険業 K. 不動産業、物品賃貸業	L. 学術研究, 専門・サービス業 M. 宿泊業, 飲食サービス業 N. 生活関連サービス業、娯楽業 O. 教育、学習支援業 P. 医療、福祉 Q. 複合サービス業 R. サービス業（他に分類されないもの）
賃金センサスの調査対象外			
A. 農業、林業 B. 漁業			
S. 公務（他に分類されるものを除く） T. 分類不能の産業			

表 5: 最小二乗法と事業所固定効果モデルによるミンサー型賃金関数の推定 (男性)

Male	in 1992			in 2002			in 2012		
	(1) OLS	(2) OLS	(3) Establishment Fixed effect Model	(4) OLS	(5) OLS	(6) Establishment Fixed effect Model	(7) OLS	(8) OLS	(9) Establishment Fixed effect Model
Junior High dummy	-0.1820 [0.0012]	-0.1462 [0.0011]	-0.1121 [0.0008]	-0.1682 [0.0018]	-0.1270 [0.0016]	-0.0927 [0.0011]	-0.1396 [0.0029]	-0.0995 [0.0027]	-0.0658 [0.0020]
Vocational college dummy	0.1175 [0.0017]	0.1348 [0.0016]	0.0754 [0.0013]	0.1077 [0.0014]	0.1116 [0.0013]	0.0726 [0.0010]	0.0868 [0.0015]	0.0989 [0.0015]	0.0601 [0.0012]
University dummy	0.3675 [0.0010]	0.3169 [0.0010]	0.2029 [0.0008]	0.3562 [0.0010]	0.2990 [0.0009]	0.1840 [0.0007]	0.3610 [0.0011]	0.3039 [0.0011]	0.1693 [0.0009]
Experience	0.0264 [0.0002]	0.0381 [0.0002]	0.0430 [0.0001]	0.0255 [0.0002]	0.0349 [0.0002]	0.0383 [0.0001]	0.0216 [0.0002]	0.0292 [0.0002]	0.0300 [0.0001]
Experience ² /100	-0.0418 [0.0005]	-0.0673 [0.0005]	-0.0749 [0.0003]	-0.0367 [0.0006]	-0.0597 [0.0006]	-0.0617 [0.0003]	-0.0361 [0.0006]	-0.0548 [0.0006]	-0.0517 [0.0004]
Tenure	0.0404 [0.0002]	0.0256 [0.0002]	0.0229 [0.0001]	0.0390 [0.0002]	0.0248 [0.0002]	0.0196 [0.0001]	0.0391 [0.0002]	0.0298 [0.0002]	0.0275 [0.0002]
Tenure ² /100	0.0096 [0.0007]	-0.0081 [0.0006]	-0.0171 [0.0004]	0.0227 [0.0008]	-0.0047 [0.0007]	-0.0173 [0.0004]	0.0098 [0.0009]	-0.0229 [0.0009]	-0.0394 [0.0006]
Experience * Tenure	-0.0539 [0.0009]	-0.0086 [0.0008]	0.0015 [0.0006]	-0.0686 [0.0011]	-0.0128 [0.0010]	0.0027 [0.0006]	-0.0536 [0.0013]	-0.0033 [0.0012]	0.0101 [0.0008]
Constant	6.9828 [0.0010]	6.7874 [0.0014]	6.9759 [0.0008]	7.0084 [0.0011]	6.8045 [0.0015]	7.0782 [0.0008]	6.9588 [0.0014]	6.7764 [0.0018]	7.0282 [0.0011]
Control for Firm Size dummy		Yes			Yes			Yes	
Industry group dummy		Yes			Yes			Yes	
Observations	765677	765677	765677	736390	736390	736390	565926	565926	565926
adj. R-sq	0.575	0.639	0.649	0.541	0.621	0.613	0.508	0.583	0.534

表 6：最小二乗法と事業所固定効果モデルによるミンサー型賃金関数の推定（女性）

Female	in 1992			in 2002			in 2012		
	(1) OLS	(2) OLS	(3) Establishment Fixed effect Model	(4) OLS	(5) OLS	(6) Establishment Fixed effect Model	(7) OLS	(8) OLS	(9) Establishment Fixed effect Model
Junior High dummy	-0.2113 [0.0023]	-0.1508 [0.0020]	-0.0767 [0.0015]	-0.1701 [0.0036]	-0.1272 [0.0032]	-0.0627 [0.0023]	-0.1441 [0.0047]	-0.1021 [0.0044]	-0.0320 [0.0038]
Vocational college dummy	0.1991 [0.0017]	0.1408 [0.0015]	0.0685 [0.0014]	0.2716 [0.0016]	0.1973 [0.0016]	0.0800 [0.0013]	0.2116 [0.0017]	0.1809 [0.0016]	0.0708 [0.0014]
University dummy	0.4220 [0.0030]	0.3426 [0.0029]	0.1785 [0.0022]	0.4408 [0.0023]	0.3579 [0.0022]	0.1696 [0.0017]	0.4346 [0.0020]	0.3705 [0.0020]	0.1701 [0.0017]
Experience	-0.0026 [0.0002]	0.0066 [0.0002]	0.0102 [0.0002]	0.0071 [0.0003]	0.0109 [0.0003]	0.0131 [0.0002]	0.0089 [0.0002]	0.0115 [0.0002]	0.0072 [0.0002]
Experience ² /100	0.0112 [0.0007]	-0.0105 [0.0006]	-0.0149 [0.0005]	-0.0102 [0.0009]	-0.0221 [0.0008]	-0.0238 [0.0006]	-0.0163 [0.0007]	-0.0257 [0.0007]	-0.0138 [0.0006]
Tenure	0.0642 [0.0003]	0.0529 [0.0003]	0.0527 [0.0002]	0.0505 [0.0003]	0.0446 [0.0003]	0.0374 [0.0002]	0.0420 [0.0003]	0.0388 [0.0003]	0.0392 [0.0003]
Tenure ² /100	0.0266 [0.0013]	-0.0087 [0.0011]	-0.0372 [0.0008]	0.0299 [0.0014]	-0.0023 [0.0012]	-0.0258 [0.0008]	0.0344 [0.0013]	0.0124 [0.0012]	-0.0191 [0.0009]
Experience * Tenure	-0.1341 [0.0015]	-0.0779 [0.0014]	-0.0609 [0.0010]	-0.1006 [0.0017]	-0.0564 [0.0016]	-0.0269 [0.0011]	-0.0850 [0.0017]	-0.0553 [0.0016]	-0.0352 [0.0012]
Constant	6.8845 [0.0013]	6.5657 [0.0019]	6.8294 [0.0011]	6.8775 [0.0018]	6.6059 [0.0024]	6.9689 [0.0014]	6.8319 [0.0018]	6.6351 [0.0026]	6.9533 [0.0017]
Control for Firm Size dummy		Yes			Yes			Yes	
Industry group dummy		Yes			Yes			Yes	
Observations	338797	338797	338797	269312	269312	269312	265948	265948	265948
adj. R-sq	0.362	0.512	0.349	0.410	0.515	0.336	0.415	0.475	0.276

表 7：事業所内・事業所間格差の内訳と変化（男性）

Male	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	in 1992		in 2002		in 2012		Diff. 2002-1992	Diff. 2012-2002	Diff. 2012-1992
Between Establishment									
A. Var(Firm Fixed Effect)	0.1070	38.1%	0.1157	41.8%	0.1161	40.3%	0.0086	0.0004	0.0090
B. Var(Average Worker Effect)	0.0342	12.2%	0.0296	10.7%	0.0324	11.3%	-0.0046	0.0028	-0.0018
C. 2 × Covariance(AB)	0.0139	5.0%	0.0247	8.9%	0.0280	9.7%	0.0108	0.0032	0.0140
	0.1552	55.2%	0.1700	61.5%	0.1764	61.3%	0.0148	0.0064	0.0212
Within Establishment									
D. Var(Prediction)	0.0841	30.0%	0.0678	24.5%	0.0639	22.2%	-0.0164	-0.0039	-0.0203
E. Var(Residual)	0.0416	14.8%	0.0388	14.0%	0.0475	16.5%	-0.0028	0.0086	0.0059
	0.1257	44.8%	0.1066	38.5%	0.1113	38.7%	-0.0191	0.0047	-0.0144
Total	0.281		0.277		0.288		-0.004	0.011	0.007

表 8：事業所内・事業所間格差の内訳と変化（女性）

Female	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	in 1992		in 2002		in 2012		Diff. 2002-1992	Diff. 2012-2002	Diff. 2012-1992
Between Establishment									
A. Var(Firm Fixed Effect)	0.1227	52.8%	0.1188	51.4%	0.0999	44.8%	-0.0039	-0.0188	-0.0228
B. Var(Average Worker Effect)	0.0294	12.6%	0.0249	10.8%	0.0255	11.5%	-0.0045	0.0007	-0.0039
C. 2 × Covariance(AB)	-0.0026	-1.1%	0.0144	6.2%	0.0140	6.3%	0.0170	-0.0004	0.0166
	0.1495	64.3%	0.1580	68.3%	0.1395	62.6%	0.0086	-0.0186	-0.0100
Within Establishment									
D. Var(Prediction)	0.0375	16.1%	0.0336	14.5%	0.0341	15.3%	-0.0039	0.0006	-0.0034
E. Var(Residual)	0.0455	19.6%	0.0397	17.2%	0.0493	22.1%	0.0037	0.0096	0.0037
	0.0830	35.7%	0.0733	31.7%	0.0834	37.4%	-0.0002	0.0101	0.0004
Total	0.232		0.231		0.223		-0.001	-0.008	-0.010

Trends in Wage Inequality
Within and Between Establishments:
Evidence from
Japanese Employer–Employee Matched Data

Mika Akesaka
Graduate School of Economics & ISER, Osaka University
Koyo Miyoshi
Aichi Gakuin University

October, 2016

We decompose the Japanese wage inequality into within- and between-establishment inequalities, focusing on the role of establishments in the wage determination. We use a micro level data set from the Basic Survey on Wage Structure (1991–2012), which is an employer–employee matched data.

The results suggest the following three points. First, in the early 1990s, the contribution of between-establishment inequality in the total wage inequality was larger for female than for male. Second, the between-establishment inequality among males was getting larger from the late 1990s. Third, the rising of the between-establishment inequality among females was so limited.

We find that the expansion of between-establishment inequality stems from the rising dispersion in the establishment fixed effects and from the increase in assortativeness of the matching between workers and establishments. The larger change in male inequality provides the convergence of the composition of within- and between-establishment inequality between men and women during the period.

Key words : Wage inequality, Between-establishment inequality,
Employer–employee matched data
JEL classification : J31, J01