

労働市場における賃金格差のどの程度が 事業所内で生じているのか？

—事業所・従業員マッチングデータの分析から—

労働政策研究・研修機構

研究員 高橋康二

t_koji@white.plala.or.jp

1. 問題設定

1.1 問題関心

個人属性に基づく賃金格差はどこで生じているのか？

階層研究

個人の賃金データを用い、男女間、年齢間、学歴間など、個人属性に基づく賃金格差の大きさを測定 (Tachibanaki 1996; 矢野・島 2000; 吉田 2011など)。しかし、賃金格差が生じる場面についての議論は限定的。

労働研究

賃金格差が生じる重要な場面である、事業所の人事・賃金管理を分析 (※多くは岩崎・田口編著 (2012) のように「制度」の研究だが、なかには都留・阿部・久保 (2005) のように人事マイクロデータを使用してその「運用」に迫るものもある)。しかし、事業所の人事・賃金管理だけで、階層研究が問題としてきた賃金格差のすべてが説明できると考えるのも、無理がある。

本研究は、事業所・従業員マッチングデータを用い、男女間、年齢間、学歴間など、個人属性に基づく賃金格差がどこで生じているのかを議論することを目的とする。

1.1 問題関心 (cont'd)

「人事・賃金管理」と「入職・離職行動」

- ◆ 菅山(2000): 学歴別人事管理が行われていた1960年代に(※)中卒者より高卒者の方が賃金水準が高い大企業に就職する傾向があることに言及。(※学歴別人事管理については、ウー(2003)、鈴木(2008)を参照)
- ◆ 大沢(1993): 企業内での男子正社員と女子パートの処遇格差を指摘しつつ、それに加え、女子パートが賃金水準が低い中小企業に多く雇用されていることにも言及。

本研究の 視点

個人属性に基づいて賃金格差が生じる場面として、事業所内(内部労働市場)の人事・賃金管理と、その入口・出口(外部労働市場)における入職・離職行動の2つがある。

本研究の 課題

- しかし、これまでの研究は、事業所内の人事・賃金管理による賃金格差と、入職・離職行動による賃金格差の大きさを定量的に測定するには至っていない。→本研究の課題

労働政策 との関係

- この点を明らかにできれば、賃金格差の種別に応じて、「事業所規制」と「労働者支援」のどちらが有効かを絞り込むことができる。

1.2 先行研究と仮説

「入職・離職行動」に基づく賃金格差

男女間

企業の採用において、かつて露骨な女性差別が存在したことはたしか。また、労働供給側においても、女性は家庭役割が大きく就職先選択に制約があると考えられる。

男性有利

年齢間

氏原(1966)によれば、かつては新卒者ないし若年者が圧倒的に有利。ただし、近年は、中高年による若年の「置き換え効果」(太田 2010; 玄田 2004)が発生しているとも言われている。

若年有利/
中高年有利
両方あり得る

学歴間

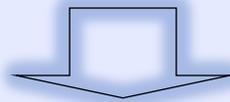
新堀(1966)によれば、かつては高学歴者が圧倒的に有利。ただし、近年は、進学率の上昇等により高学歴者が供給過剰に(荻谷・本田編 2010)。

中立的？

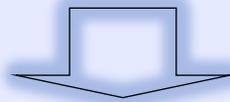
1.3 分析枠組

事業所・従業員マッチングデータの使用

原・黒澤(2009:52)・・・「非正社員の訓練機会が限定的なのは、非正社員が、非正社員だけでなくそもそも正社員にも訓練を実施しない事業所に勤めやすいからなのか、それとも事業所が同じであっても、正社員と非正社員との間には大きな格差があるのか」



事業所・従業員マッチングデータを使用し、事業所固定効果をコントロールした分析を実施。



本研究も、原・黒澤(2009)にならい、事業所・従業員マッチングデータを使用し、事業所固定効果をコントロールした分析を行なう。ただし、大量のダミー変数を投入する固定効果モデルにおいて、特異な結果が出ていないかチェックするため、事業所ごとの異質性を徐々にコントロールしていく手法を採用する(1.4参照)。

1.3 分析枠組 (cont'd)

「労働市場全体」と「人事・賃金管理」の違いから、「入職・離職行動」のありようを読み取る

- まず、個人属性 (X) だけで回帰直線を引く。その傾きを、労働市場全体における賃金格差の大きさとみなす (次頁実線)。
- 次に、事業所ごとの異質性 (= 賃金水準) をコントロールして回帰直線を引く。その傾きを、事業所内の人事・賃金管理による賃金格差の大きさとみなす (次頁点線)。
- 両者 (実線の傾きと点線の傾き) に違いが生じるのは、 X の値によって、切片 (= 賃金水準) が高い事業所に勤めやすいか、低い事業所に勤めやすいかが異なっているからである。
- そこで、両者の違いから、入職・離職行動による賃金格差のありようを読み取る。

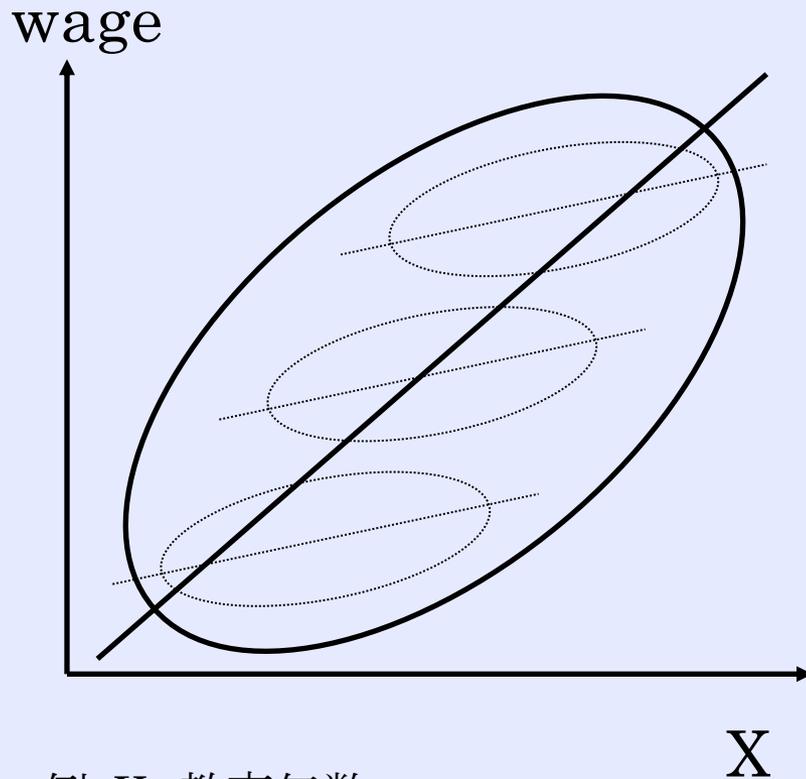
1.3 分析枠組 (cont'd)



労働市場全体

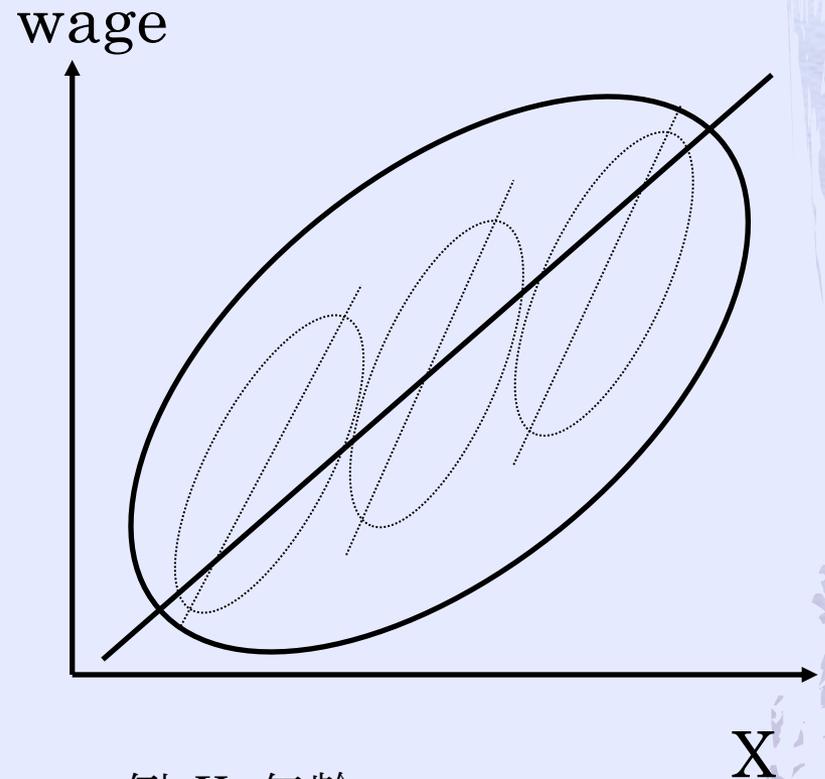


個々の事業所(企業)



例: X=教育年数

「大学を出れば、いい会社に入れる」



例: X=年齢

「若い方が、転職に有利」

1.4 事業所ごとの異質性のコントロール

$$\text{モデル①: } Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + e_{ij}$$

$$\text{参)モデル②: } Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + \gamma W_j + e_{ij}$$

$$\text{参)モデル③: } Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + \gamma W_j + u_j + r_{ij}$$

$$\text{モデル④: } Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + \delta_j D_j + e_{ij}$$

※モデル③で、確率変数を投入することが、観測されない事業所ごとの異質性をコントロールすることを意味する点については、Rabe-Hesketh & Skrondal (2012)を参照。ただし、モデル③の確率変数は正規分布することが仮定されており、そのような仮定を満たさない場合は、モデル④のように事業所ごとの異質性を完全にコントロールすることはできない。Raudenbush & Bryk (2002)を参照。

※Clarke et al. (2010)によれば、(本研究のように)事業所ごとの異質性を他の変数で説明することに主眼を置かない(=事業所ごとの異質性を、コントロールされるべきものと捉えている)場合や、モデル③の確率変数と個人属性が相関していると想定される場合には、モデル③よりもモデル④の方が好ましいとされる。

j = 事業所ID
i = 事業所のなかの従業員ID
X_{ij} = 個人属性
W_j = 事業所属性
e_{ji} = 従業員ごとの誤差項
u_j = 事業所ごとの誤差項
r_{ij} = 従業員ごとの誤差項 (u_jで説明できない部分)
δ_j = 事業所固有の値 (事業所固定効果)
D_j = 事業所ダミー

2. データと変数

2.1 使用するデータ

- ◆ 労働政策研究・研修機構「多様な就業形態に関する実態調査」(2010年8月実施)。(報告者(高橋)は調査実施メンバー)
- ◆ 民間事業所データベースから、業種・規模別に層化の上、1万事業所を抽出し、調査票(事業所票・従業員票)を郵送。
- ◆ 従業員票は、事業所の性別・年齢構成に合わせて10名に配布。
- ◆ 事業所票、従業員票ともに郵送回収。有効回収数は、事業所票1610票(16.1%)、従業員票11010票(11.0%)。
- ◆ 各事業所で従業員票を配布する際、正社員/非正社員の配布数をあらかじめ指定しているため、正社員/非正社員の回収数は、必ずしも実態を反映していない。⇒以下の分析においても、正社員/非正社員を別々に扱う。
- ◆ 分析対象: 59歳以下の正社員3824名、非正社員2572名(1事業所に該当者が2名以上いる場合のみ)。

2.2 使用する変数

- ◆ 被説明変数: $\text{Ln}(\text{所定内時給})$ ←所定内賃金、所定内労働時間の実数値から計算
- ◆ 説明変数: 個人属性
 - 男性ダミー
 - 年齢
 - 年齢²乗
 - 大卒ダミー
 - (参)ホワイトカラーダミー
 - (参)勤続年数
- ◆ 統制変数:
 - ②事業所属性(規模ダミー、業種ダミー)
 - ③事業所属性(規模ダミー、業種ダミー) + 事業所ごとの誤差項
 - ④事業所ダミー

2.3 記述統計量

正社員	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln (所定内時給)	3824	7.444	0.497	6.14	11.04
男性	3824	0.623	0.485	0	1
年齢	3824	38.027	9.941	18	59
年齢 ² 乗	3824	1544.863	786.256	324	3481
大卒	3824	0.433	0.496	0	1
ホワイトカラー	3824	0.737	0.440	0	1
勤続年数	3824	12.317	9.578	0.08	43.42

非正社員	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln (所定内時給)	2572	6.950	0.371	6.13	9.31
男性	2572	0.187	0.390	0	1
年齢	2572	40.533	10.362	18	59
年齢 ² 乗	2572	1750.278	843.287	324	3481
大卒	2572	0.177	0.382	0	1
ホワイトカラー	2572	0.582	0.493	0	1
勤続年数	2572	5.744	6.126	0.00	50.33

3. 分析結果

分析には、Stata Ver.11.2を使用

使用コマンド:

- モデル① `reg`
- モデル② `reg`
- モデル③ `xtmixed, mle`
- モデル④ `reg` (`xtreg, fe`と等価)

3.1 B係数(正社員)

被説明変数： Ln(所定内時給)	モデル①			モデル②			モデル③			モデル④		
	B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.	
男性ダミー	0.157	0.016	***	0.159	0.016	***	0.170	0.016	***	0.194	0.019	***
年齢	0.057	0.006	***	0.057	0.006	***	0.054	0.005	***	0.049	0.006	***
年齢2乗	-0.001	0.000	***	-0.001	0.000	***	0.000	0.000	***	0.000	0.000	***
大卒ダミー	0.166	0.015	***	0.133	0.016	***	0.109	0.016	***	0.065	0.019	**
定数	5.890	0.105		5.938	0.107		5.975	0.105		5.941	0.419	
N		3824			3824			3824			3824	
Group数		—			—			1084			—	
F値 / カイ2乗値		219.68	***		35.53	***		962.43	***		2.93	***
調整済みR2乗		0.186			0.202			—			0.354	

被説明変数： Ln(所定内時給)	モデル①			モデル②			モデル③			モデル④		
	B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.	
男性ダミー	0.180	0.016	***	0.182	0.016	***	0.186	0.016	***	0.201	0.019	***
年齢	0.046	0.005	***	0.047	0.005	***	0.045	0.005	***	0.040	0.006	***
年齢2乗	0.000	0.000	***	0.000	0.000	***	0.000	0.000	***	0.000	0.000	***
大卒ダミー	0.154	0.015	***	0.132	0.016	***	0.117	0.016	***	0.083	0.019	***
(参) ホワイトカラーダミー	0.157	0.017	***	0.148	0.018	***	0.128	0.018	***	0.088	0.022	***
(参) 勤続年数	0.012	0.001	***	0.011	0.001	***	0.011	0.001	***	0.010	0.001	***
定数	5.987	0.104		5.994	0.105		6.040	0.104		6.099	0.414	
N		3824			3824			3824			3824	
Group数		—			—			1084			—	
F値 / カイ2乗値		196.79	***		41.59	***		1182.16	***		3.09	***
調整済みR2乗		0.235			0.242			—			0.373	

3.1 B係数(非正社員)

被説明変数： Ln (所定内時給)	モデル①			モデル②			モデル③			モデル④		
	B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.	
男性ダミー	0.158	0.019	***	0.152	0.019	***	0.140	0.019	***	0.119	0.022	***
年齢	0.019	0.006	**	0.016	0.005	**	0.017	0.005	**	0.018	0.006	**
年齢2乗	0.000	0.000	**	0.000	0.000	**	0.000	0.000	**	0.000	0.000	**
大卒ダミー	0.154	0.019	***	0.120	0.019	***	0.082	0.018	***	0.045	0.020	*
定数	6.525	0.108		6.550	0.110		6.510	0.105		6.612	0.309	
N		2572			2572			2572			2572	
Group数		—			—			740			—	
F値 / カイ2乗値		38.92	***		12.07	***		209.29	***		3.31	***
調整済みR2乗		0.056			0.104			—			0.400	

被説明変数： Ln (所定内時給)	モデル①			モデル②			モデル③			モデル④		
	B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.		B係数	S.E.	
男性ダミー	0.220	0.019	***	0.206	0.019	***	0.186	0.019	***	0.156	0.022	***
年齢	0.013	0.005	*	0.014	0.005	**	0.016	0.005	**	0.018	0.006	**
年齢2乗	0.000	0.000	*	0.000	0.000	**	0.000	0.000	**	0.000	0.000	**
大卒ダミー	0.123	0.019	***	0.112	0.019	***	0.075	0.018	***	0.039	0.020	*
(参) ホワイトカラーダミー	0.162	0.015	***	0.126	0.016	***	0.117	0.016	***	0.102	0.019	***
(参) 勤続年数	0.008	0.001	***	0.009	0.001	***	0.009	0.001	***	0.009	0.001	***
定数	6.508	0.105		6.487	0.107		6.434	0.103		6.489	0.303	
N		2572			2572			2572			2572	
Group数		—			—			740			—	
F値 / カイ2乗値		57.05	***		16.03	***		343.19	***		3.54	***
調整済みR2乗		0.116			0.145			—			0.424	

3.2 B係数の変換

例:「正社員」モデル①の「男性」の係数 $\hat{=}$ 0.15742

= 男性は、Ln(所定内時給)が0.15742大きい

= 男性は、所定内時給が $e^{0.15742}$ 倍

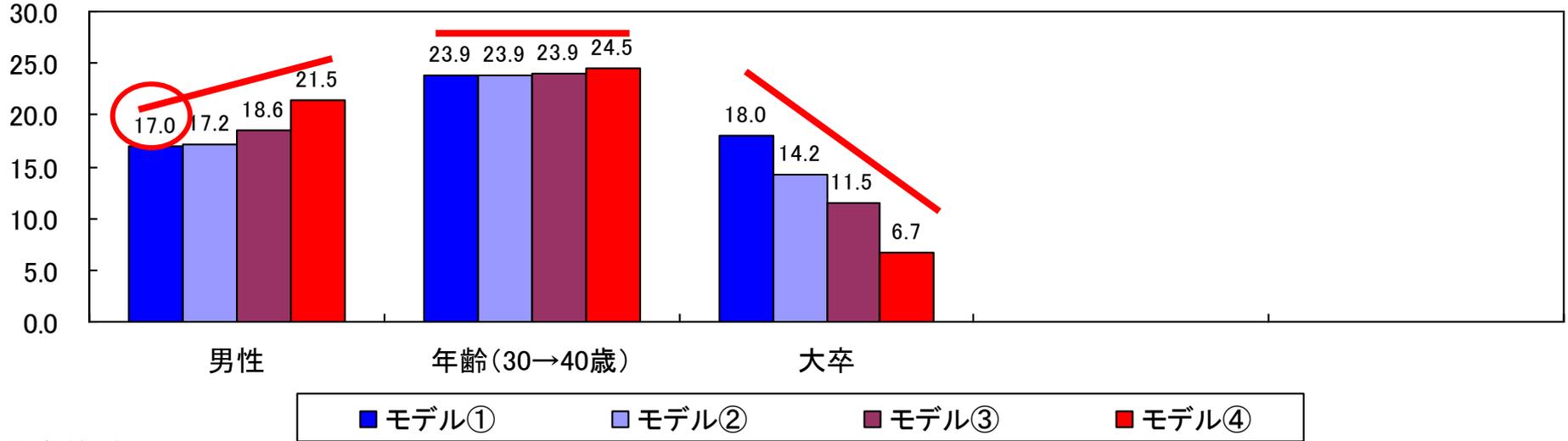
= 男性は、賃金が1.1704895倍

= 男性は、賃金が 17.0%高い

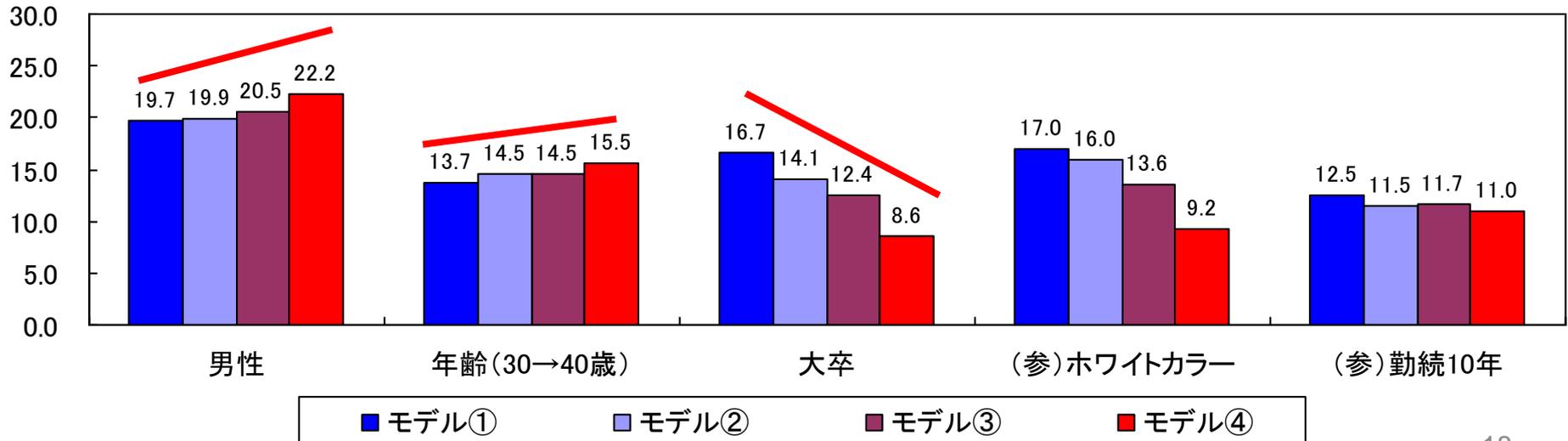
⇒他についても同様に変換する

3.3 結果の視覚化 —正社員—

賃金格差(%)



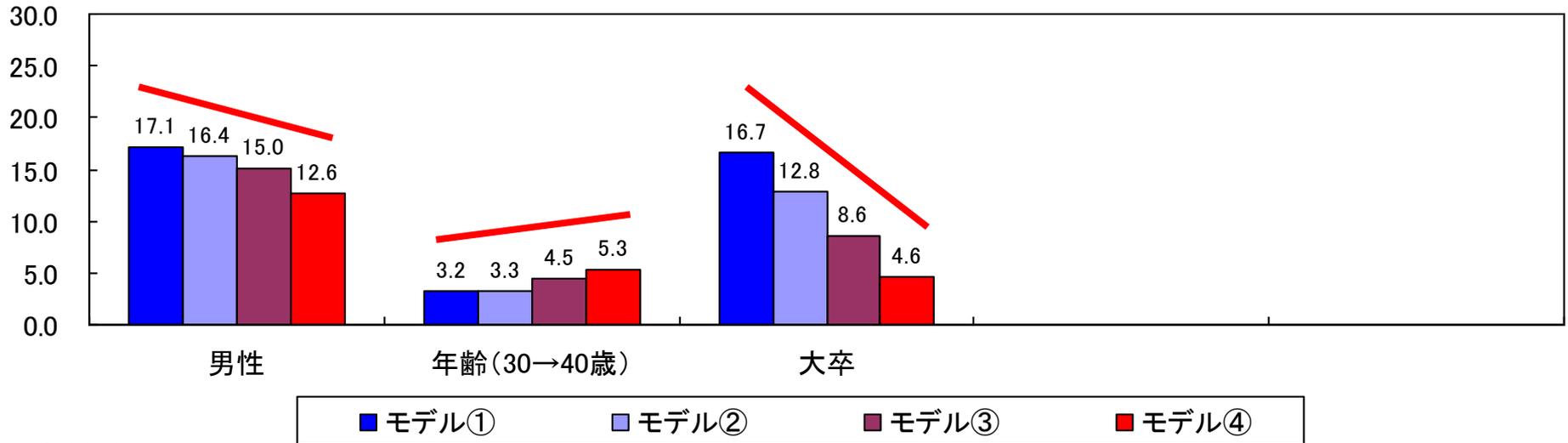
賃金格差(%)



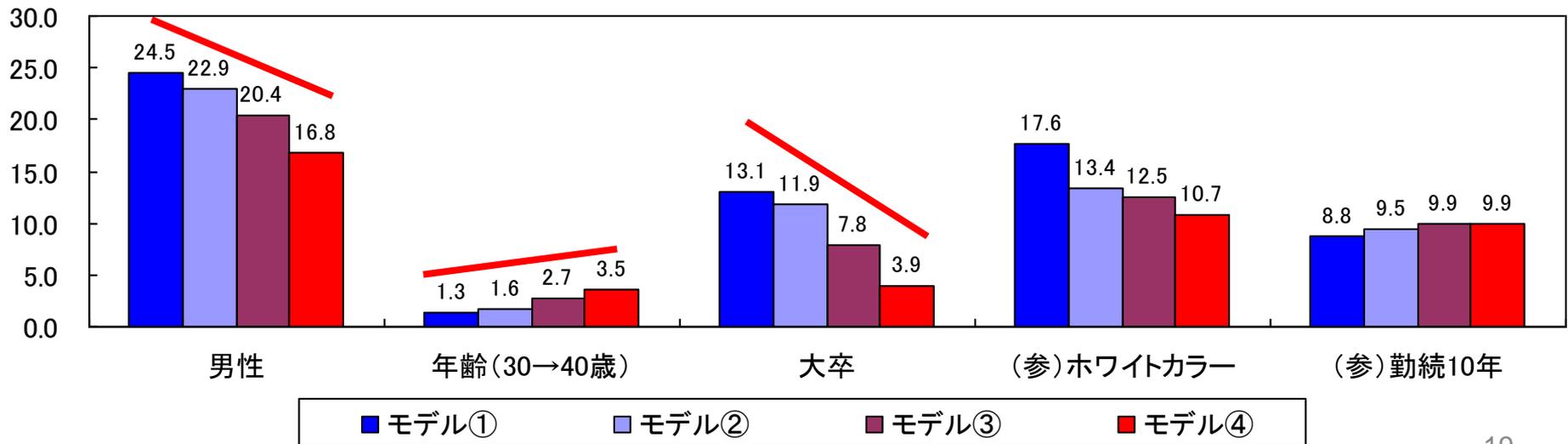
3.3 結果の視覚化(cont'd)

—非正社員—

賃金格差(%)



賃金格差(%)



3.4 結果のポイント

- (1) 正社員の男女間賃金格差は、事業所内より労働市場全体における方が小さい。
- (2) 非正社員の男女間賃金格差は、事業所内より労働市場全体における方が大きい。
- (3) 年齢間賃金格差は、事業所内より労働市場全体における方がわずかに小さい。
- (4) 学歴間賃金格差は、事業所内より労働市場全体における方がはるかに大きい。
- (5) 上記の傾向は、事業所ごとの異質性を厳密にコントロールするほど明確化する。(特にモデル②とモデル④の違い)

4. 考察・含意・課題

4.1 考察

(1) 正社員として働いている男女について言うならば、事業所内では大きな男女間賃金格差が生じているが、入職・離職場面では若干女性に有利な力(=女性が高賃金企業に集まる傾向)が働いていると考えられる。

- 仮説とは異なる結果だが、児玉直美ほか(2005)の知見(=企業業績と女性雇用比率に正相関)、厚生労働省(2009)の見解(=女性は高賃金産業に多く分布)と整合的。
- その理由としては、一部に男女均等活用&高業績企業が存在すること、低賃金企業において女性の離職率が高い(→非正規化、非労働力化)ことなどが考えられる。

(2) 他方、非正社員の男女間賃金格差は、事業所内だけでなく、入職・離職場面においても生じていると考えられる。

- 非正社員の採用においてのみ女性差別が行われているとは考えにくい。そこで、具体的な要因として考えられるのは、非社員女性の就職先選択の制約。
- 非社員女性は、非社員男性と比べて、就業形態選択理由として「家庭の事情や他の活動と両立しやすいから」、「通勤時間が短いから」を指摘する割合が高い(37.1% > 8.5%、18.4% > 9.1%) (労働政策研究・研修機構編 2011a)。実際、さまざまな属性をコントロールしても、家計補助的に就業する非社員、通勤時間が短い非社員は、賃金水準が低い。(労働政策研究・研修機構編 2011b)

4.1 考察 (cont'd)

(3) 年齢間賃金格差は、主に事業所内で生じている。入職・離職場面では、若年者にとってわずかに有利な力が働いている。

- 入職・離職場面で若年者が有利であることはたしかだが、氏原(1966)が指摘したような、若年者が圧倒的に有利である状況とは程遠い。
- しかし、太田(2010)、玄田(2004)が述べるような「置き換え効果」は観察されない。
- 考えられるのは、若年者が有利である度合が、徐々に弱まっているということ。
- そこで重要なのは、就職・転職の場面で若年者が有利である度合が、時系列的に見てどう変化しているかである。(→今後の課題)

(4) 学歴間賃金格差については、事業所内でも一定程度生じているが、それ以上に、入職・離職場面で増幅されていると考えられる。

- 結果として、高学歴者が圧倒的に有利である。
- しかし、今日の労働市場が新堀(1966)が描いたそれとまったく同じとは考えにくい。
- 考えられるのは、高卒就職が、大卒就職以上に厳しい状況に置かれていること(安田 2003; 堀 2012)
- また、新卒就職の動向だけでなく、高学歴者ほど転職パフォーマンスが高い傾向なども関係している可能性。児玉俊洋ほか(2004)を参照。

4.2 含意

- ◆ 正社員の男女間賃金格差は、もっぱら事業所内の人事・賃金管理によって生じている。配置、昇進・昇格の運用の見直しを含め、個々の事業所の労使による男女間格差の解消に向けた取り組み、行政の監督・指導の強化が求められる。
- ◆ 他方、非正社員の男女間賃金格差は、家事負担など家庭役割の存在により、非正社員女性の就職先選択が制約されていることで増幅されている可能性が示唆される。事業所に対する働きかけに加え、家庭での家事負担の偏りの見直し、育児や介護と就業の両立支援などが求められる。
- ◆ 学歴による賃金格差については、事業所内の人事・賃金管理よりも、入職・離職行動を通じて生じている部分が大いと考えられる。学歴間賃金格差を縮小するにあたっては、個々の事業所における人事・賃金管理の見直しよりも、外部労働市場における職業能力開発、職業安定行政が果たすべき役割が大い。

4.3 課題

- ◆ 1事業所あたりの従業員票数が少ないため、事業所ごとに人事・賃金管理のありようが異なる実態を汲み取れなかった点。
 - 1事業所あたりの従業員票数が多いデータを用いて Random Slope Modelを試みる必要。
- ◆ 正社員/非正社員を別々に分析した点。
 - 別途、厚生労働省「就業形態の多様化に関する総合実態調査」の特別集計を通じて、補足する予定。
- ◆ この分析枠組は、時系列的に用いてこそ意味を持つ。
 - 「賃金センサス」の特別集計の申請を検討したい。

参考文献

- ◆ 岩崎馨・田口和雄編著(2012)『賃金・人事制度改革の軌跡—再編過程とその影響の実態分析—』ミネルヴァ書房.
- ◆ 氏原正治郎(1966)「労働市場の模型」同『日本労働市場研究』東京大学出版会, 402-425頁.
- ◆ ウー・ジョンウォン(2003)『「身分の取引」と日本の雇用慣行—国鉄の事例分析』日本経済評論社.
- ◆ 大沢真理(1993)『企業中心社会を超えて—現代日本を<ジェンダー>で読む』時事通信社.
- ◆ 太田聰一(2010)『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社.
- ◆ 玄田有史(2004)『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社.
- ◆ 苅谷剛彦・本田由紀編(2010)『大卒就職の社会学—データからみる変化』東京大学出版会.
- ◆ 厚生労働省(2009)「男女間の賃金格差レポート」
(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/seisaku09/pdf/01.pdf>).
- ◆ 児玉俊洋・樋口美雄・阿部正浩・松浦寿幸・砂田充(2004)「入職経路が転職成果にもたらす効果」
RIETI Discussion Paper Series 04-J-035.
- ◆ 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子(2005)「女性雇用と企業業績」『日本経済研究』No.52, 1-18頁.
- ◆ 新堀通也(1966)『学歴—実力主義を阻むもの』ダイヤモンド社.
- ◆ 菅山真次(2000)「6章 中卒者から高卒者へ—男子学卒労働市場の制度化とその帰結」苅谷剛彦・菅山真次・石田浩編『学校・職安と労働市場—戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会, 193-264頁.
- ◆ 鈴木誠(2008)「戦後型学歴身分制から能力主義的人事制度へ—三菱電機の1968年人事処遇制度改訂」『日本労働研究雑誌』No.572, 93-107頁.
- ◆ 都留康・阿部正浩・久保克行(2005)『日本企業の人事改革—人事データによる成果主義の検証』東洋経済新報社.

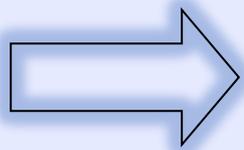
参考文献 (cont'd)

- ◆ 原ひろみ・黒澤昌子(2009)「企業内訓練の実施規定要因についての分析—Off-JTを取り上げて」労働政策研究・研修機構編『非正社員の企業内訓練についての分析—「平成18年度 能力開発基本調査」の特別集計から』(労働政策研究報告書No.110)労働政策研究・研修機構, 11-55頁.
- ◆ 堀有喜衣(2012)「『日本型』高校就職指導を再考する」『日本労働研究雑誌』No.619, 45-53頁.
- ◆ 安田雪(2003)『働きたいのに・・・高校生就職難の社会構造』勁草書房.
- ◆ 矢野眞和・島一則(2000)「学歴社会の未来像—所得からみた教育と職業」近藤博之編『日本の階層システム3—戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 105-126頁.
- ◆ 吉田崇(2011)「初期キャリアの流動化と所得への影響」佐藤嘉倫・尾島史章編『現代の社会階層 [1]格差と多様性』東京大学出版会, 19-34頁.
- ◆ 労働政策研究・研修機構編(2011a)『平成21年度 日本人の就業実態に関する総合調査(第1分冊/第2分冊)』(調査シリーズNo.89)労働政策研究・研修機構.
- ◆ 労働政策研究・研修機構編(2011b)『契約社員の人事管理と就業実態に関する研究』(労働政策研究報告書No.130)労働政策研究・研修機構.
- ◆ Clarke, P. & Crawford, C. & Steele, F. & Vignoles, A(2010) "The Choice Between Fixed and Random Effects Models: Some Consideration for Educational Research," IZA Discussion Paper No.5287.
- ◆ Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2012) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Third Edition, Volume 1: Continuous Responses*, Stata Press.
- ◆ Raudenbush, S. W. & Bryk, A. S. (2002) *Hierarchical Linear Models, Applications and Data Analysis Methods, Second Edition*, Sage Publications.
- ◆ Tachibanaki, T. (1996) *Wage Determination and Distribution in Japan*, Clarendon Press.

ご清聴ありがとうございました。

労働条件格差の研究への貢献

- ◆ 本研究の結果、賃金格差、より広くは労働条件格差の研究において、規模や業種のレベルで企業(事業所)の特性を考慮するだけでなく、個々の企業(事業所)ごとの異質性を考慮することの重要性が示された。
- ◆ 具体的には、モデル②とモデル④の分析結果の違いが決して小さくないことから、
 - 同じ規模、業種であっても、労働条件が「良い企業」と「悪い企業」があるという、ある種の「世間知」の妥当性が示されるとともに、
 - 性別や学歴といった属性によって「良い企業」に就職できる確率、「悪い企業」に就職してしまう確率が異なることが示された。

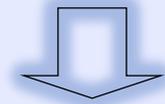


労働条件格差の研究に広がりが出ることが期待される。

Appendix 1

サンプリングに問題はないか？

住民基本台帳ベースのサンプリングによる参考データと、事業所ベースのサンプリングによる今回使用データとで、賃金関数を比較。



今回使用データでの男性、年齢、年齢2乗、大卒の効果(B係数)は、いずれも、参考データでのそれらの効果と大きく変わらない。

正社員 被説明変数： Ln（所定内時給）	参考データ				本データ					
	B係数	S.E.	95%信頼区間		B係数	S.E.	95%信頼区間			
			下限	上限			下限	上限		
男性ダミー	0.163	0.022	***	0.119	0.208	0.159	0.016	***	0.127	0.190
年齢	0.055	0.007	***	0.042	0.068	0.057	0.006	***	0.046	0.067
年齢2乗	0.000	0.000	***	-0.001	0.000	-0.001	0.000	***	-0.001	0.000
大卒ダミー	0.119	0.020	***	0.079	0.159	0.133	0.016	***	0.102	0.164
定数	6.077	0.138		5.807	6.347	5.938	0.107		5.729	6.147
N		1205					3824			
F値		41.65	***				35.53	***		
調整済みR2乗		0.448					0.202			

非正社員 被説明変数： Ln（所定内時給）	参考データ				本データ					
	B係数	S.E.	95%信頼区間		B係数	S.E.	95%信頼区間			
			下限	上限			下限	上限		
男性ダミー	0.178	0.033	***	0.113	0.242	0.152	0.019	***	0.114	0.189
年齢	0.019	0.008	*	0.003	0.035	0.016	0.005	**	0.005	0.027
年齢2乗	0.000	0.000	*	0.000	0.000	0.000	0.000	**	0.000	0.000
大卒ダミー	0.161	0.034	***	0.095	0.228	0.120	0.019	***	0.082	0.158
定数	6.435	0.168		6.104	6.765	6.550	0.110		6.335	6.764
N		655					2572			
F値		9.07	***				12.07	***		
調整済みR2乗		0.221					0.104			

○参考データは、労働政策研究・研修機構「平成21年度 日本人の就業実態に関する総合調査」(2010年2月実施)。全国20～65歳の男女8000人に配付、5092人(63.7%)から回収。報告者(高橋)は調査実施メンバー。

○上記のほか、統制変数として事業所属性(規模ダミー、業種ダミー)を投入。

Appendix 2

ランダム切片モデルにおけるICCの変化

固定効果	正社員	非正社員
1) Null	0.193	0.383
2) 性別 + 年齢 + 年齢2乗 + 学歴	0.206	0.363
3) 性別 + 年齢 + 年齢2乗 + 学歴 + 職種 + 勤続年数	0.178	0.346
4) 性別 + 年齢 + 年齢2乗 + 学歴 + 職種 + 勤続年数 + 規模 + 業種	0.168	0.319