

# 男女雇用機会均等法が男女 間賃金格差の分布に与えた 影響

Juan Martínez  
慶應義塾大学  
経済学研究科博士課程

•

•1

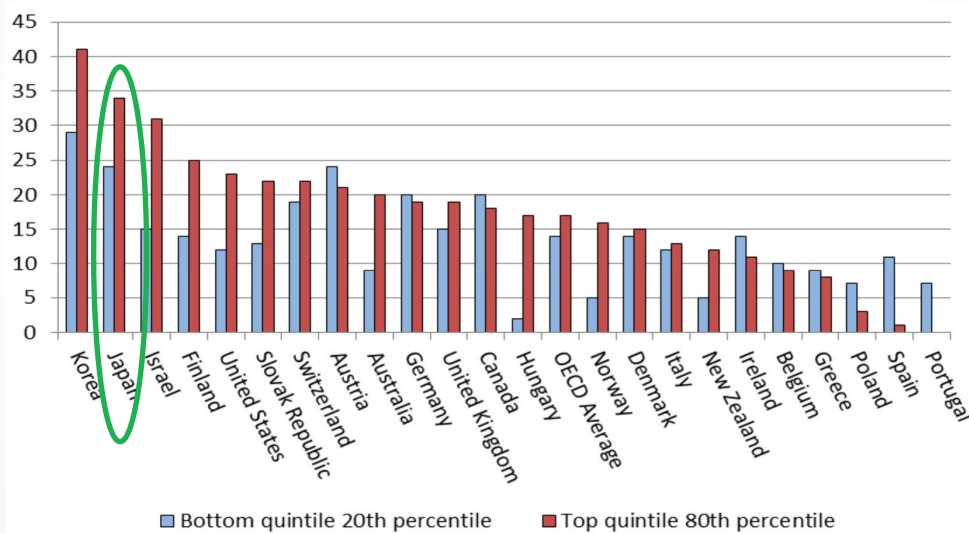
## 本研究の目的

- 就業構造基本調査の1997年と2002年データを用いて、1985年に制定された男女雇用機会均等法（EEOL）が男女間賃金格差の「分布」に与えた影響を明らかにする。
- 格差の分布にまで着目した研究は少ない。

•

•2

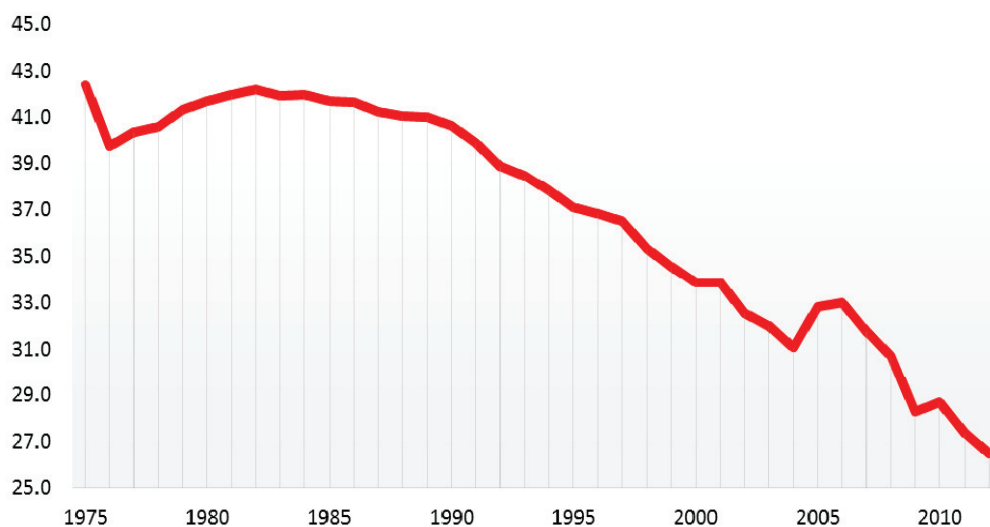
# 男女間賃金格差は分布の位置によって差がある



Source: OECD Employment Database, June 2013.

# 男女間賃金格差の推移

## Evolution of the Gender Wage Gap in Japan



Source: OECD Employment Database. The *gender wage gap* is calculated as the difference between median earnings of men and women relative to median earnings of men.

# 先行研究

- Edwards(1994)：1975年から1990年までのデータを用いて女性労働者の就学状況と労働市場の状況を比較して、EEOLの影響を調べた。
- **結果：**
  - 女性の大学卒業率が増加。
  - 卒業者の内、ビジネス系学部を専攻する学生が増加した。
  - 結婚率と出生数は減少。
  - 男女間賃金格差には変化が見られなかった。

# 先行研究

- Hori (1998): Juhn Murphy and Pierce (JMP)分解法を用いて1986年から1994年までの賃金構造基本調査(BSWS)のデータの男女間賃金格差を分解した。
- **結果：**
  - 男女間賃金格差の減少の要因は、主に誤差項の差異による格差という要因であることを明らかにした。

# 先行研究

- Kawaguchi (2005): BSWsデータを用いて1990年から2000年までの男女間賃金格差をJMP分解法で分解した。
- **結果：**
  - その期間の男女間賃金格差の減少の要因は、主に女性労働者の勤続年数の増加であることを明らかにした。

# 先行研究

- Abe (2010): 1975年から2005年までのBSWSデータを用いて男女間賃金格差の長期的な推移を調べた。
- **結果：**
  - 男女間賃金格差は縮小。
  - これは女性労働者の属性の収益率の変化ではなく、教育水準の変化による影響であることを示唆している。
  - 男女間賃金格差の縮小は特に大学卒の女性労働者において弱い。つまり、男女間賃金格差の縮小は収入の少ないグループに集中している。

# データと分析方法

- データ：就業構造基本調査の1997年度と2002年度。
- モデル：ミンサー型賃金関数。
- 被説明変数：時間当たり賃金率の対数。
- 説明変数：
  - 勤続年数
  - 高校卒、短大卒、大学卒ダミー
  - 結婚ダミー
  - 正規雇用者ダミー
  - 企業と職業ダミー
  - 三大都市ダミー
  - 最大教育卒業の時の失業率
- サンプル：就学していない、従業員規模100人以上の事業所に勤めている男女労働者。

●9

# データと分析方法

- コホートの定義：
  - Pre-EEOL: 1980 – 1985年卒業した労働者。
  - Post-EEOL: 1986 – 1992年卒業した労働者。
- Regression Discontinuity Design.

●10

# データと分析方法

- コホートの定義：

就業構造基本調査のサンプル年度

		1997	2002
コホート	Pre-EEOL (1980-1985卒)	平均年齢 男性： 34.14 女性： 33.17	平均年齢 男性： 39.05 女性： 38.18
	Post-EEOL (1986-1992卒)	平均年齢 男性： 28.36 女性： 27.27	平均年齢 男性： 33.33 女性： 32.25

- キャリアの長さが異なるサンプルの賃金差の比較はバイアスが生じる。
- よって、キャリアの長さがほぼ等しい、1997年のPre-EEOLコホートと2002年のPost-EEOLコホートを比較する。

● 11

# 分解方法

- Melly (2007)に基づき、それぞれのコホートに対して 1) ~ 4) の手順を行う：
- 1) 男女サンプル別に、多数の分位点において、分位点回帰で賃金関数を推定し、条件付き賃金分布を求める：

$$F_{w|x}^{-1}(\tau|x_i)^k = X_i^k \beta^k(\tau), \forall \tau \in (0,1) \quad k = m, f$$

- 2) 分位点回帰の結果を用いて、無条件分布を推定する：

$$\hat{q}(\hat{\beta}^k, x^k) = \inf \left\{ q: \frac{1}{N^k} \sum_{i=1}^{N^k} \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(X_i^k \hat{\beta}^k(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\}$$

● 12

# 分解方法

3) 女性労働者の属性分布と男性労働者の分位点回帰の結果を用いて、次の二つの仮想的な分布 (counterfactual distributions) を推定：

$$\hat{q}(\hat{\beta}^m, x^f) = \inf \left\{ q: \frac{1}{N^f} \sum_{i=1}^{N^f} \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(X_i^f \hat{\beta}^m(\tau_j)' \leq q) \geq \theta \right\}$$

$$\hat{q}(\hat{\beta}^{f,r(m)}, x^f), \text{ where } \hat{\beta}^{f,r(m)} = \hat{\beta}^f(0.5) + \hat{\beta}^m(\tau) - \hat{\beta}^m(0.5)$$

4) 次の分解を行う：

$$\hat{q}(\hat{\beta}^f, x^f) - \hat{q}(\hat{\beta}^m, x^m) = \underbrace{(\hat{q}(\hat{\beta}^m, x^f) - \hat{q}(\hat{\beta}^m, x^m))}_{\text{属性の差}} + \underbrace{(\hat{q}(\hat{\beta}^{f,r(m)}, x^f) - \hat{q}(\hat{\beta}^m, x^f))}_{\text{収益率の差}} + \underbrace{(\hat{q}(\hat{\beta}^f, x^f) - \hat{q}(\hat{\beta}^{f,r(m)}, x^f))}_{\text{誤差項の差}}$$

●

● 13

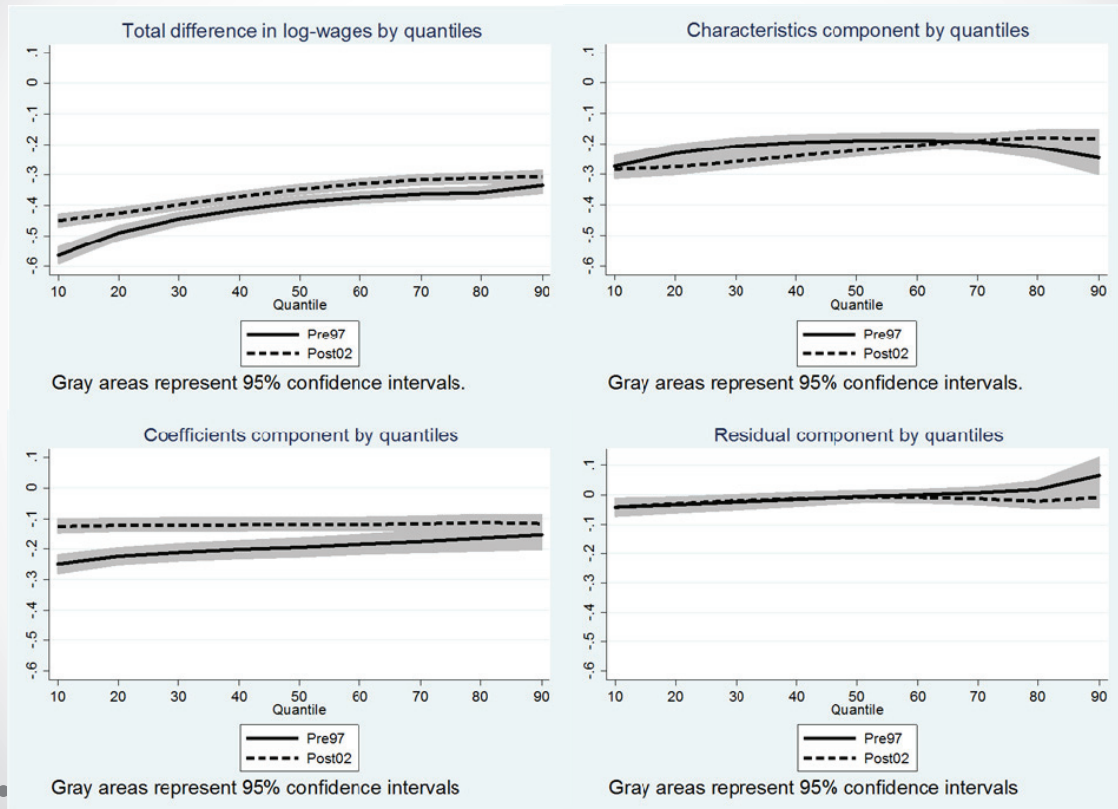
# 分解の結果

Quantile	Total Difference in Log-Hourly Wage		Difference in Characteristics (% of total)		Difference in Coefficients (% of total)		Difference in Residuals (% of total)	
	Pre97 (1)	Post02 (2)	Pre97 (3)	Post02 (4)	Pre97 (5)	Post02 (6)	Pre97 (7)	Post02 (8)
0.1	-0.5647*** (0.0144)	-0.4494*** (0.011)	48.4%***	63.2%***	44.4%***	27.8%***	7.3%***	9.2%***
0.2	-0.4896*** (0.0124)	-0.4255*** (0.0093)	47.3%***	64.8%***	46%***	28.4%***	6.9%***	6.9%***
0.3	-0.4439*** (0.0115)	-0.3974*** (0.0085)	46.7%***	65.1%***	47.9%***	30.1%***	5.5%*	4.9%*
0.4	-0.4129*** (0.0106)	-0.3711*** (0.0084)	47.2%***	64.7%***	49.2%***	32.1%***	3.7%	3.4%
0.5	-0.3899*** (0.01)	-0.3477*** (0.0085)	48.5%***	63.9%***	50.3%***	33.8%***	1.4%	2.5%
0.6	-0.3742*** (0.0097)	-0.3295*** (0.0085)	50.2%***	61.8%***	49.8%***	35.8%***	0.1%	2.6%
0.7	-0.3635*** (0.0096)	-0.3163*** (0.0088)	53.2%***	59.5%***	48.8%***	36.6%***	-1.9%	4.1%
0.8	-0.3586*** (0.0102)	-0.311*** (0.0085)	59%***	57.5%***	46.4%***	35.8%***	-5.3%	6.8%*
0.9	-0.3349*** (0.0133)	-0.3063*** (0.0107)	73.5%***	59.8%***	46.2%***	37.6%***	-19.6%***	2.8%
Observations in reference group	4,875	5,329	4,875	5,329	4,875	5,329	4,875	5,329
Observations in counterfactual group	11,837	13,733	11,837	13,733	11,837	13,733	11,837	13,733

Decomposition obtained by 100 Quantile Regressions. Male workers are taken as the counterfactual group. Standard Errors in parenthesis estimated by 100 bootstrap replications. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10 Estimated with the Stata cdeco\_jmp command.

● 14

# 分解の結果



15

# 分解の結果

- 賃金の低い労働者において男女間賃金格差の縮小が見られる。
- 属性と誤差項の差異による格差には変化が見られなかった。
- 男女間賃金格差の縮小の変化の主な要因は属性の収益率の変化である。
- ただし、分位点回帰の結果を見ると・・・

● 16



# 分位点回帰の結果：男性

Cohort	10th Quantile		Median		90th Quantile	
	(1) Pre97	(2) Post02	(3) Pre97	(4) Post02	(5) Pre97	(6) Post02
<b>Tenure</b>	<b>0.0311***</b> (0.0065)	<b>0.0339***</b> (0.0044)	<b>0.0196***</b> (0.0055)	<b>0.0259***</b> (0.004)	<b>0.0127*</b> (0.0069)	<b>0.0011</b> (0.0062)
Tenure Squared	-0.0005 (0.0004)	-0.0008*** (0.0003)	0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0004)	0.0009*** (0.0004)
<b>Regular</b>	<b>0.2446**</b> (0.1139)	<b>0.2166***</b> (0.0443)	<b>0.1777***</b> (0.0638)	<b>0.1516***</b> (0.0277)	<b>-0.0717</b> (0.1719)	<b>0.1249***</b> (0.0439)
Married	0.1207*** (0.0138)	0.1566*** (0.013)	0.1194*** (0.0101)	0.1264*** (0.0088)	0.1197*** (0.0161)	0.1316*** (0.0131)
Highschool	0.1878*** (0.0453)	0.065 (0.0566)	0.2017*** (0.0282)	0.0563 (0.0368)	0.227*** (0.0362)	0.0424 (0.0778)
Junior College	0.2152*** (0.0429)	0.1779*** (0.0554)	0.2265*** (0.026)	0.1727*** (0.0362)	0.2158*** (0.0398)	0.1463* (0.0766)
<b>College</b>	<b>0.4066***</b> (0.0403)	<b>0.3052***</b> (0.0553)	<b>0.4315***</b> (0.0265)	<b>0.3102***</b> (0.036)	<b>0.4449***</b> (0.0386)	<b>0.2808***</b> (0.0765)
Number of Observations	11,837	13,733	11,837	13,733	11,837	13,733
Pseudo R squared	0.1683	0.1763	0.1623	0.1604	0.1325	0.1186

Standard errors in parenthesis obtained by 100 bootstrap replications. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

The dependent variable is the log of hourly wages. Other control variables include urban, industry and occupation dummies, as well as the unemployment rate at the estimated time of graduation. ●17

# 分位点回帰の結果：女性

Cohort	10th Quantile		Median		90th Quantile	
	(1) Pre97	(2) Post02	(3) Pre97	(4) Post02	(5) Pre97	(6) Post02
<b>Tenure</b>	<b>0.0445***</b> (0.0087)	<b>0.0458***</b> (0.0082)	<b>0.0466***</b> (0.0071)	<b>0.0333***</b> (0.0059)	<b>0.0373***</b> (0.0113)	<b>0.0008</b> (0.0095)
Tenure Squared	-0.0005 (0.0005)	-0.0011* (0.0006)	-0.0008** (0.0004)	-0.0005 (0.0004)	-0.0006 (0.0006)	0.001 (0.0007)
<b>Regular</b>	<b>0.3391***</b> (0.0259)	<b>0.2343***</b> (0.0262)	<b>0.3384***</b> (0.023)	<b>0.2838***</b> (0.0212)	<b>0.1947***</b> (0.0565)	<b>0.2675***</b> (0.0359)
Married	-0.0091 (0.0227)	0.0146 (0.0223)	0.0001 (0.0147)	0.0264* (0.0144)	0.0001 (0.0194)	0.0541** (0.0236)
Highschool	0.1623** (0.0645)	0.1045* (0.0593)	0.1641*** (0.0386)	0.1239** (0.0508)	0.2134*** (0.0534)	0.0463 (0.0643)
Junior College	0.3439*** (0.0632)	0.2462*** (0.0519)	0.292*** (0.0395)	0.2455*** (0.0511)	0.3331*** (0.0577)	0.3216*** (0.0581)
<b>College</b>	<b>0.4429***</b> (0.0733)	<b>0.3784***</b> (0.0616)	<b>0.4932***</b> (0.0509)	<b>0.4282***</b> (0.0499)	<b>0.7793***</b> (0.1357)	<b>0.4891***</b> (0.0604)
Number of Observations	4,875	5,329	4,875	5,329	4,875	5,329
Pseudo R squared	0.2508	0.1891	0.2352	0.22	0.1491	0.1254

Standard errors in parenthesis obtained by 100 bootstrap replications. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

The dependent variable is the log of hourly wages. Other control variables include urban, industry and occupation dummies, as well as the unemployment rate at the estimated time of graduation. ●18

# 分位点回帰の結果

法律施行後のコホートは、施行前のコホートに比べ：

- 男女とも、大卒及び正規雇用であることが、賃金上昇に与える効果は減少した。
- 女性労働者においては勤続年数の効果も予想外に減少した。

# 結論

- EEOLは男女間賃金格差を有意に縮小した。
- その影響は賃金の低い労働者に集中している（Abe, 2010と整合的）。
- その影響は主に属性の収益率による影響である（Hori, 1998と異なる）。
- 勤続年数の収益率は特に女性労働者において減少（Kawaguchi, 2005と異なる）。

ご清聴頂きありがとうございました