

Male-Female Wage and Productivity Differentials: A Structural Approach Using Japanese Firm-Level Panel Data

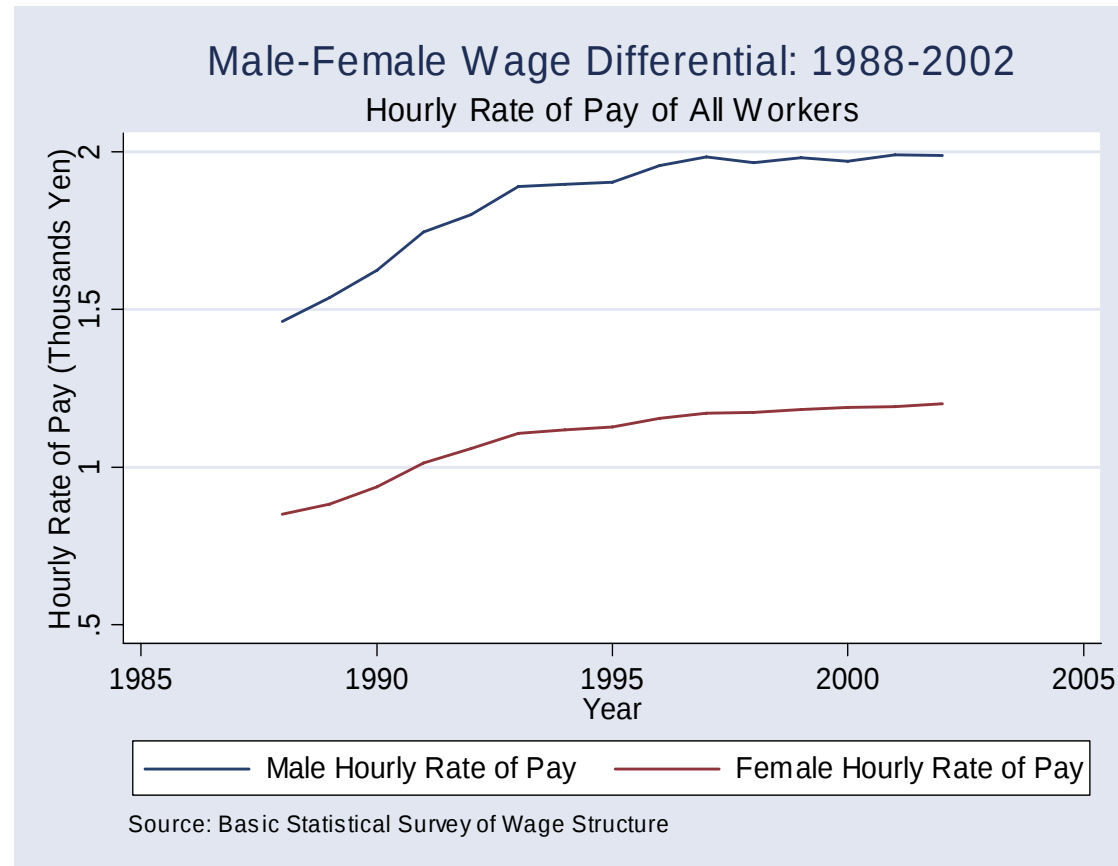
浅野 博勝
亜細亜大学 経済学部

川口 大司
一橋大学大学院 経済学研究科

2008年4月4日

経済産業研究所政策シンポジウム

日本の男女間賃金格差



なぜ、男女間賃金格差は存在するのか？なぜ永続的であるように見えるのか？

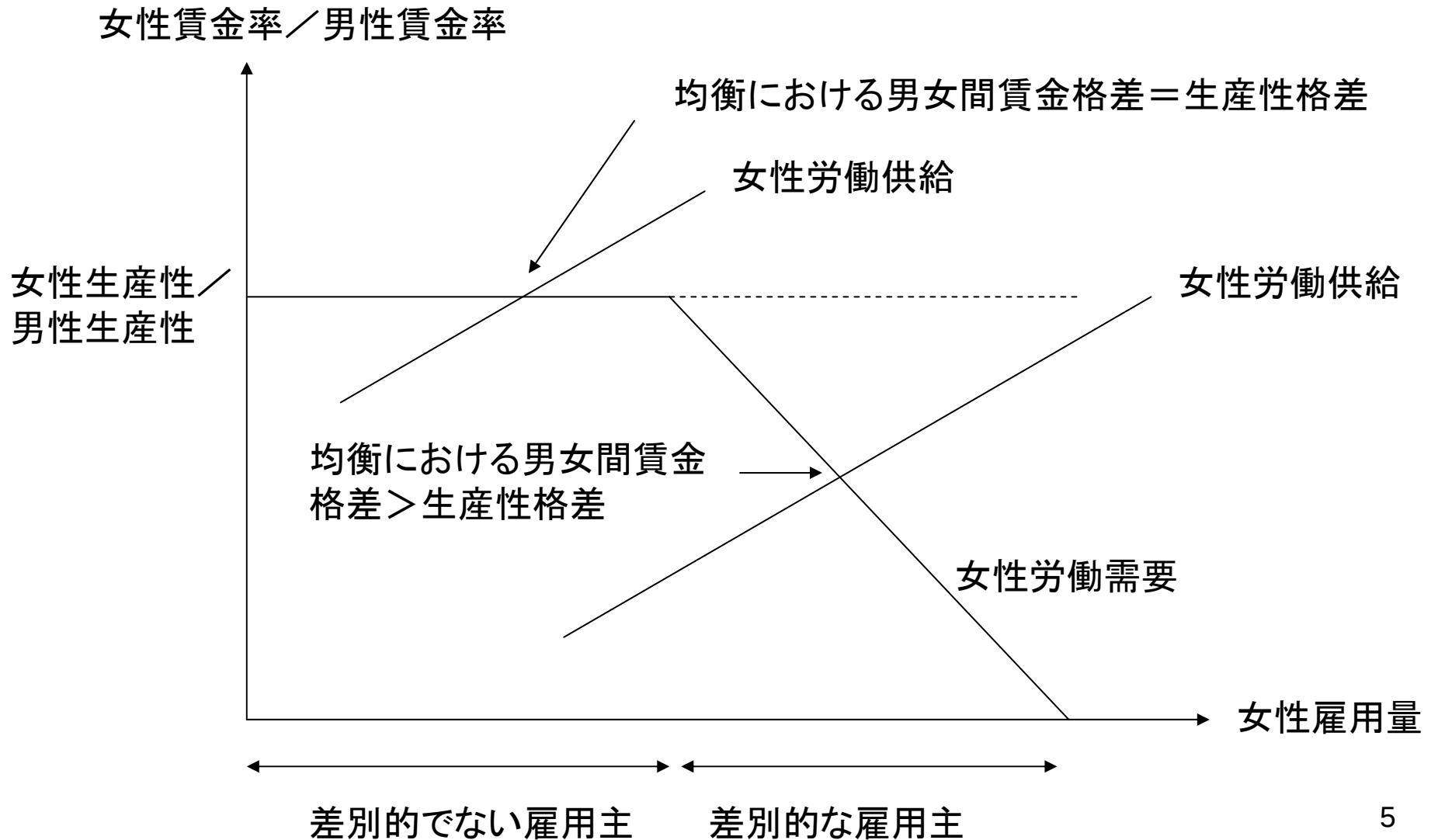
発表の流れ

- 男女間賃金格差に関する2つの仮説
- データの説明
- 誘導系の推定結果
- 構造推定のアイデア
- 計量経済学的推定手法の議論
- 構造推定の結果
- 結論

均衡での男女間賃金格差に関しての 二つの説明

- 均衡での男女間賃金格差は男女の生産性の格差を反映している。
 - 家計生産に男性よりも多くの努力を割いているため、市場生産に割かれる努力水準が低い。Becker (1985)
 - 男女間の生理的な違いによる賃金格差。Ichino and Moretti (2006)
 - 労働市場に摩擦がありサーチが行われるとき、女性は短い勤続年数を予想するためあまりよくないマッチでも妥協する。Bowlus (1997)
- 雇用主が女性の雇用について差別的な選好を持っている。
 - 女性を雇用する際に支払う賃金に $(1 + d)$ をかけた分だけのコストがあるように差別的な雇用主は感じる。 d は差別係数で、人によって異なる。
 - 限界的な女性労働者が差別的な雇用者に雇われる。Becker (1971)

均衡における男女間賃金格差



伝統的な推定手法

- 以下の賃金方程式を推定する。

$$\ln \text{賃金率}_i = b_0 + b_1 \text{生産性}_i + b_2 \text{女性}_i + u_i$$

もしも $b_2 < 0$ ならば、均衡賃金が差別的な雇用主の存在によって決定されていることを示唆する。

- しかしながら現実には生産性の指標を見つけることは難しく、教育年数、職業経験年数、勤続年数などで代理することになるが、観察不能な生産性が誤差工に含まれてしまう可能性が高い。さらに観察不能な生産性が女性のほうが低い可能性もある。

新しい研究手法

- 企業データから女性の相対賃金と相対生産性の直接推定
- Hellerstein and Neumark (1999, IER)
1988年、1989年のイスラエルのクロスセクションデータ
女性の相対生産性＝女性の相対賃金
サンプルサイズおおよそ1000
- Hellerstein, Neumark and Troske (1999, JOLE)
1990年のアメリカの事業所レベルのデータ
女性の相対生産性＞女性の相対賃金
- 女性比率と利潤の関係
- 佐野(2005、日本労働研究雑誌)、小滝・児玉・高橋(2005、日本経済研究)、Kawaguchi (2007, IJIO)
雇用主の差別の存在を示唆する結果

誘導系アプローチ

- コブ・ダグラス型生産関数の推定

$$\ln y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \ln ql_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln m_{it} + ind + year + u_{it}$$

$$ql_{it} = \sum_{j=1}^J q_{itj} \times l_{itj} \Rightarrow \sum_{j=1}^J w_{itj} \times l_{itj} \quad (\text{賃金支払い総額})$$

$$q_{itj} = w_{itj}$$

賃金率が限界生産性に等しいという帰無仮説のもとで、賃金支払い総額は労働投入量の十分統計量となる。

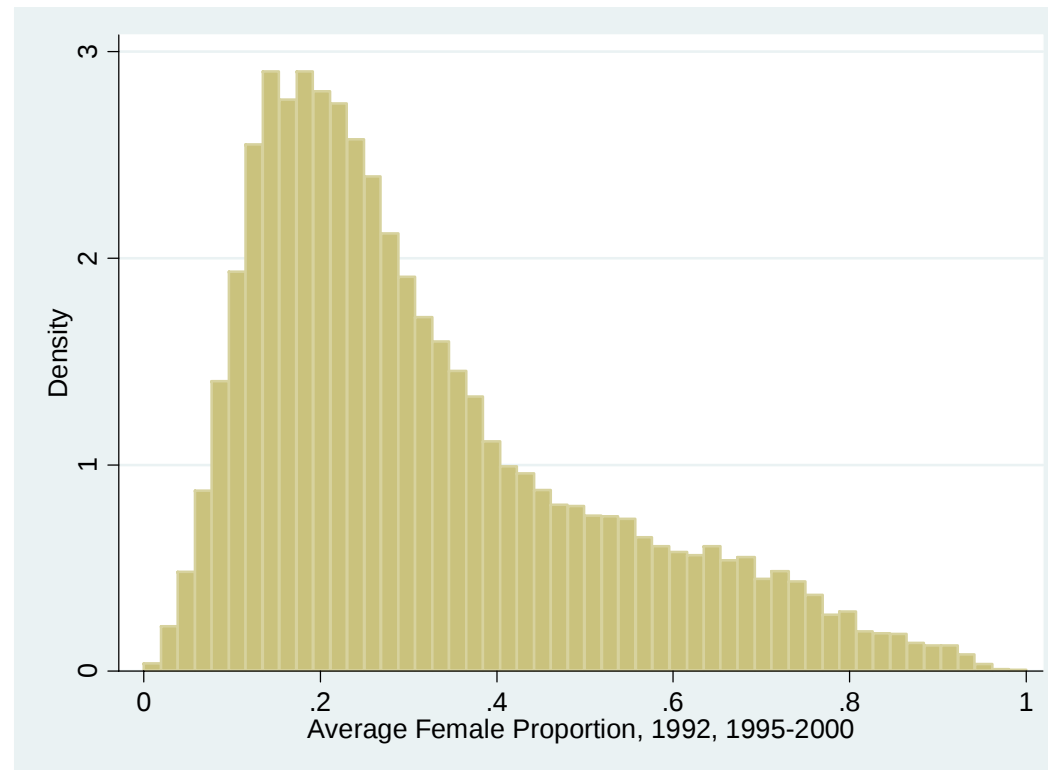
⇒女性労働者比率は誤差項と相関しないはずである。

Syzymanski (2000, JPE)の研究はこのアイデアに基づいている。

データ

- 経済産業省「企業活動基本調査」
- 常用労働者50名以上、資本金3億円以上の企業すべて
- 毎年およそ 25000 社
- パネルデータ: 1992, 1995-2000

女性労働者比率の多様性



サンプル期間の企業ごとの女性比率平均の分布

記述統計量

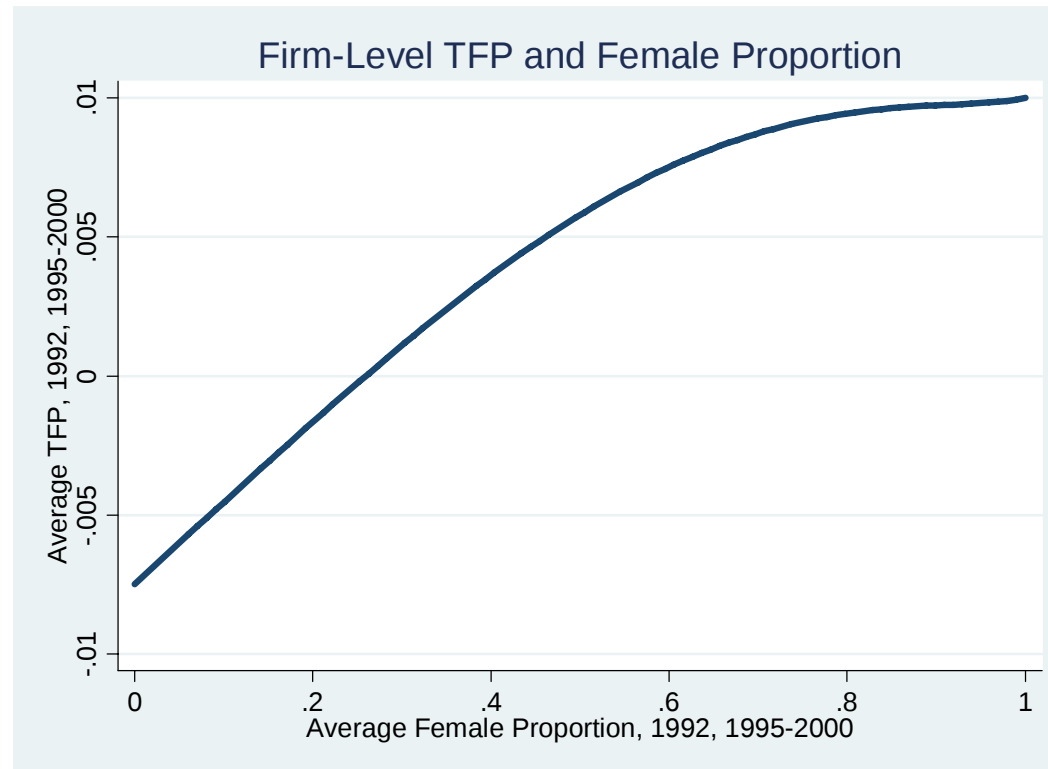
変数名	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
サンプル	すべて		平均女性比率 > 中央値		平均女性比率 ≤ 中央値	
総売上高	23399	233046	17064	183394	29735	273698
一人当たり平均賃金支払額	4.69	1.74	4.06	1.57	5.32	1.67
労働者数合計	387.1	1597	344.3	1211	429.9	1906
女性比率	0.32	0.20	0.47	0.17	0.17	0.06
固定資産	6081	47442	3655	21845	8509	63346
中間投入費	17516	17516	12770	175855	22262	251494
観察値数	177868		88939		88929	
企業数	37131		19427		17704	

誘導系推定の結果

被説明変数:ln (売上高)

	(1)	(2)
Log (賃金支払総額)	0.371	0.370
	(0.001)	(0.001)
Log (固定資産)	0.032	0.032
	(0.001)	(0.001)
Log (中間投入費)	0.604	0.606
	(0.001)	(0.001)
女性労働者比率	-	0.079
		(0.003)
定数項	1.050	1.006
	(0.025)	(0.025)
観察値数	177868	177868
R ²	0.967	0.967

平均女性比率と平均TFPの関係



縦軸： OLS残差のサンプル期間平均値

横軸： 女性比率のサンプル期間平均値

生産関数の構造推定

生産関数

$$y_{it} = (\exp a_i)(ql_{it})^\alpha k_{it}^\beta m_{it}^\gamma (\exp u_{it})$$

質を調整した後の労働投入

$$ql_{it} = l_{m,it} + \psi l_{f,it} = l_{it}(1 + (\psi - 1)(\frac{l_f}{l})_{it})$$

生産関数の推定式

$$\ln y_{it} = a_i + \alpha \ln(l_{it}(1 + (\psi - 1)(\frac{l_f}{l})_{it})) + \beta \ln k_{it} + \gamma \ln m_{it} + ind\delta + year\tau + u_{it}$$

賃金総支払額の方程式

$$wb_{it} = w_{m,t}l_{m,it} + w_{f,t}l_{f,it} = w_{m,t}(l_{it} - l_{f,it} + \frac{w_f}{w_m}l_{f,it}) = w_m l_{it}(1 + (\lambda - 1)\frac{l_{f,it}}{l_{it}})$$

賃金総支払額の推定式

$$\ln((wb/l)_{it}) = \ln w_m + \ln(1 + (\lambda - 1)\frac{l_{f,it}}{l_{it}}) + ind\delta + year\tau + d_i + e_{it}$$

構造推定の計量経済学的議論 —クロスセクション推定量—

構造式

$$y_{1it} = f_1(x_{1it}; \theta_1) + u_{1it}$$

$$y_{2it} = f_2(x_{2it}; \theta_2) + u_{2it}$$

説明変数マトリックス

$$x_{1i} = \begin{pmatrix} x_{1i1} \\ \vdots \\ x_{1iT} \end{pmatrix}, \quad x_{2i} = \begin{pmatrix} x_{2i1} \\ \vdots \\ x_{2iT} \end{pmatrix}$$

説明変数マトリックス

$$x_i = \begin{pmatrix} x_{1i} & 0 \\ 0 & x_{2i} \end{pmatrix}$$

誤差項ベクトル

$$u_i = \begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \end{pmatrix}$$

モーメント条件

$$Ex'_i u_i = 0$$

GMM推定量

$$\min_{\{\theta\}} \left(\sum_{i=1}^N x'_i u_i \right)' \Xi^{-1} \left(\sum_{i=1}^N x'_i u_i \right)$$

構造推定の計量経済学的議論 —固定効果推定量—

構造式

$$y_{1it} = f_1(x_{1it}; \theta_1) + u_{1it}$$

$$y_{2it} = f_2(x_{2it}; \theta_2) + u_{2it}$$

固定効果とMean Deviationの直交性

$$E[(x'_{jit} - \bar{x}'_{ji})c_{ji}] = E[(x'_{jit} - (1/T) \sum_{t=1}^T x'_{jit})c_{ji}] =$$

$$E[x'_{jit}c_{ji}] - (1/T) \sum_{t=1}^T E[x'_{jit}c_{ji}] = 0$$

操作変数マトリックス

$$z_{1i} = \begin{pmatrix} x_{11i1} - \bar{x}_{11i} & x_{12i1} - \bar{x}_{12i} & Ez'_i u_i = 0 - \bar{x}_{1k_1i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{11iT} - \bar{x}_{11i} & x_{12iT} - \bar{x}_{12i} & \cdots & x_{1k_1iT} - \bar{x}_{1k_1i} \end{pmatrix}$$

操作変数マトリックス

$$z_i = \begin{pmatrix} z_{1i} & 0 \\ 0 & z_{2i} \end{pmatrix}$$

誤差項ベクトル

$$u_i = \begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \end{pmatrix}$$

モーメント条件

$$Ez'_i u_i = 0$$

GMM推定量

$$\min_{\{\theta\}} \left(\sum_{i=1}^N z'_i u_i \right)' \Xi^{-1} \left(\sum_{i=1}^N z'_i u_i \right)$$

生産関数と賃金方程式のクロスセクショナルGMM推定ならびに固定効果GMM推定

年次: 1992, 1995-2000 プール

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	生産関数	賃金方程式	$\phi - \lambda$	生産関数	賃金方程式	$\phi - \lambda$
女性相対生産性 (ϕ),	0.446	0.297	0.149	0.544	0.528	0.016
女性相対賃金 (λ)	(0.011)	(0.004)	(0.010)	(0.021)	(0.013)	(0.018)
Log (労働者数)	0.379	—	—	0.362	—	—
	(0.007)			(0.009)		
Log (固定資産)	0.028	—	—	0.013	—	—
	(0.002)			(0.002)		
Log (中間投入費)	0.627	—	—	0.502	—	—
	(0.004)			(0.007)		
操作変数	Level			Within Transformation		

Note: ウェイトマトリックスはパネル構造を考慮し、パネル内の時系列相関と不均一分散性を許すもの。カッコ内は標準誤差。産業ダミーと年次ダミーも含めているが、係数は省略している。
N=177,868.

女性比率の内生性について

女性比率が企業によって異なるのはなぜか？

- 企業の経営者の差別係数が企業によって異なる。
→OK
- プラス需要ショックや技術ショックを経験した企業が女性雇用を増やすことで雇用調整。
→時間とともに変化するショックが時間とともに変化する女性比率と強く相関し、固定効果のバイアスが深刻になる。
- 新しい生産技術を入れた会社で女性労働者の受け入れが容易になった。自動車の生産ラインなど。
→新しい生産技術によるプラスの生産性が女性比率と正の相関を持つ。

構造推定の計量経済学的議論 —代理変数を用いた推定量—

Orley and Pakes (1996), Levinshon and Petrin (2003), Akerberg, Caves and Frazer (2006), Wooldridge (2005)

構造式 $y_{1it} = f_1(ql_{it}, k_{it}, m_{it}; \theta_1) + v_{1it} + e_{1it}$

ショックの代理変数 $m_{it} = h(v_{1it}, k_{it}) \Leftrightarrow v_{1it} = g(m_{it}, k_{it})$

代理変数の時系列特性 $E(v_{1it} | v_{1it-1}) = \nu v_{1it-1}$

代入後の推定式 $y_{1it} = f_1(ql_{it}, k_{it}, m_{it}; \theta_1) + g(m_{it}, k_{it}) + e_{1it}$

モーメント条件 $E(e_{1it} | ql_{it}, k_{it}, m_{it}, ql_{it-1}, k_{it-1}, m_{it-1}, \dots, ql_{i1}, k_{i1}, m_{i1}) = 0$

追加的な推定式 $y_{1it} = f_1(ql_{it}, k_{it}, m_{it}; \theta_1) + \nu g(m_{it-1}, k_{it-1}) + b_{it} + e_{1it}$

モーメント条件 $E(b_{it} + e_{1it} | k_{it}, ql_{it-1}, k_{it-1}, m_{it-1}, \dots, ql_{i1}, k_{i1}, m_{i1}) = 0$

生産関数と賃金方程式の代理変数GMM推定

年次：1992, 1995-2000 プール

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	生産 関数	賃金 方程式	$\phi - \lambda$	生産 関数	賃金 方程式	$\phi - \lambda$	生産 関数	賃金 方程式	$\phi - \lambda$
女性相対生産性(ϕ)	0.472	0.307	0.165	0.470	0.307	0.163	0.447	0.304	0.143
女性相対賃金(λ)	(0.014)	(0.004)	(0.012)	(0.017)	(0.004)	(0.016)	(0.013)	(0.004)	(0.012)
Log (労働者数)	0.368	—	—	0.271	—	—	0.298	—	—
	(0.008)			(0.011)			(0.006)		
Log (固定資産)	0.034	—	—	0.052	—	—	0.035	—	—
	(0.003)			(0.003)			(0.003)		
Log (中間投入費)	0.634	—	—	0.565	—	—	0.665	—	—
	(0.004)			(0.024)			(0.011)		
操作変数	Level			Level			Level		
InstrumentsLevinshon-Petrin-Wooldridge	No			Lagged Moment Only			Current + Lagged Moments Together		

Note: ウェイトニングマトリックスについては先の表の注に同じ。カッコ内は標準誤差。N=108,749.3次の多項式にてショックは近似した。

実証分析の発見

- 女性の相対生産性は男性の約45%。その一方で相対賃金は男性の約30%。
- 固定効果を用いると相対性生産性と女性比率の関係が両者とも50%前後であるが、女性のほうが雇用調整のスピードが速いとする、個別企業の生産性ショックと女性比率は正の相関をもち、相対生産性が正のバイアスを持って推定される可能性が強い。
- 代理変数を用いたショックのコントロールをおこなっても、クロスセクションの基本的な結果に変更はなかった。

結論

- 日本における男女間の賃金格差は、男女間の生産性格差を反映したものであるという仮説は棄却された。
- この結論は佐野(2005)、小滝・児玉・高橋(2005)、Kawaguchi (2007)の結論とも整合的で、均衡における男女間の賃金格差が生産性の格差を反映する形になっていない可能性を示唆している。