

## 産業別に見た男女間賃金格差の推移：タイの世帯調査データを用いた分析

著者	栗田 匡相
雑誌名	経済学論究
巻	64
号	4
ページ	77-90
発行年	2011-03-25
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10236/8209">http://hdl.handle.net/10236/8209</a>

# 産業別に見た男女間賃金格差の推移

— タイの世帯調査データを用いた分析 —

## The Change of the Gender Wage Difference by Industries

— Econometric Analysis Using Household

Micro Data in Thailand —

栗田 匡 相

This paper analyzes the evolution of gender wage differences using the methodology of estimating the wage premium by industries in Thailand from 1988 to 2004. The results show a reduction of the gender wage difference during this period, and doesn't indicate the persistence of the wage difference in particular industries, which the previous studies mentioned. On the other hand, it indicates the existence of the relationship between the macroeconomic trend and the gender wage difference.

Kyosuke Kurita

JEL : J16, O12, O53

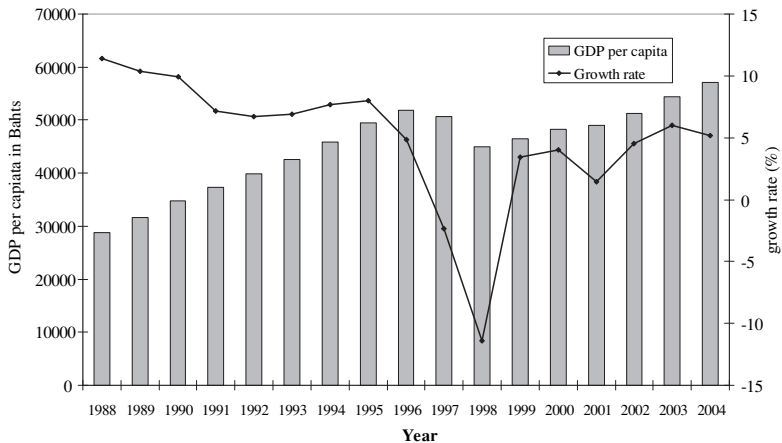
Key words : gender wage difference, Thailand, Microeconometrics

### 1. はじめに

2000年9月の国連ミレニアム宣言と1990年代に開催された主要な国際会議やサミットで採択された国際開発目標を統合し、一つの共通の枠組みとしてまとめたものがミレニアム開発目標 (Millennium Development Goals: MDGs) である。多数の開発目標がある中で、ターゲット4と呼ばれる開発目標では、ジェンダー平等推進と女性の地位向上が掲げられ、「可能な限り2005年までに、初等・中等教育における男女格差を解消し、2015年までに全ての教育レベルにおける男女格差を解消する」と結ばれている。

こうしたジェンダーの不平等、格差解消は倫理的・人道的見地からみれば、推進されるべき開発課題であることは疑うべくも無い。しかしながら、こうしたジェンダー格差が経済成長とどのような関係にあるのかは必ずしも実証的に明らかにされてはいない。例えば、Klasen[2002], Knowles, Lorgelly, and Owen[2002], Lagerlöf[2003] などのペーパーでは、ジェンダー賃金格差や教育水準の格差が経済成長に負の影響を与えることを実証分析によって明らかにしているが、ジェンダー格差の維持が経済成長に正の影響を与える可能性を示唆している研究もある。Seguino[2000] では、ジェンダー格差の問題は、国の発展段階の違いによって、その経済的なインパクトが異なることを明らかにしている。例えば、タイのような準工業化輸出指向経済 (Semi-industrialized export oriented economy) では、典型的な輸出産業である電子機器生産などにおいて、組み立て工などとして働くことの多い女性の賃金が低く据え置かれることで (男女間賃金格差が維持することで)、国の経済成長が促進される可能性を指摘している。そこで本論文では Pavcnik et al[2004] や西島・浜口 [2011] で用いられている産業別の賃金プレミアム推定法を男女別の賃金格差へ援用し、輸出産業におけるジェンダー格差の維持が生じているのかどうかにつ

図 1 タイの一人あたり GDP 推移と成長率



Source: Asian Development Bank (ADB) - Key Indicators 2006

いて検討する<sup>1)</sup>。

取り上げる国はアジア型発展の典型例とも呼べるタイである。先にも述べたように、輸出指向路線を国の成長戦略として採用してきたタイは1985年のブラザ合意以降急速な発展を遂げてきた。図1は、タイの一人あたりGDPの推移だが、その高度経済成長はめざましくアジアの優等生として語られている。つまりタイを取り上げるということは、典型的な輸出志向成長戦略を採用した国の高度成長期においてジェンダー格差がどのように変化してきたのかを考察することになる。

## 2. タイ経済の変遷と男女間賃金格差の推移

1980年代後半以降、タイは平均しておおよそ10%弱の経済成長率を記録し、順調な経済成長を遂げてきた。これに伴い、貿易や就業構造などにも大きな変化が現れている。表1はタイにおける貿易構造の変化だが、食料品などの輸

表1 タイにおける貿易構造の変化（1980～2000年）

Exports, by SITC section						Imports, by SITC section (% of total amount)				
	1980	1985	1990	1995	2000	1980	1985	1990	1995	2000
Food and live animals	44.5	44.8	28.2	19.1	14.1	3.1	3.8	4.0	2.9	3.0
Beverage and tobacco	1.0	0.9	0.4	0.3	0.2	0.8	0.9	0.6	0.4	0.4
Crude materials excl. fuels	14.3	10.1	5.7	5.8	3.7	5.7	6.6	6.4	5.4	4.8
Mineral fuels, etc.	0.1	1.3	0.8	0.6	2.7	31.1	22.6	9.3	6.5	11.0
Animal, vegetable oil and fats	0.2	0.3	0.0	0.0	0.1	0.8	0.2	0.1	0.1	0.1
Chemicals	0.7	1.3	1.4	3.1	5.7	11.8	14.0	10.1	10.1	11.4
Basic manufactures	22.1	18.5	18.3	18.1	15.4	14.9	16.8	22.1	20.6	18.3
Machines, transport equipment	5.7	8.8	22.2	33.8	43.7	22.8	28.1	41.2	49.0	46.1
Misc. manufactured goods	6.4	12.4	21.4	18.2	11.4	5.8	5.6	2.9	2.6	2.7
Unclassified goods	4.9	1.6	1.5	1.1	2.9	3.1	1.5	3.2	2.4	2.3
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source: Asian Development Bank (ADB) - Key Indicators 1990, 2002 ([www.adb.org/statistics](http://www.adb.org/statistics))

1) ただし、Pavcnik et al[2004] や西島・浜口 [2011] では、貿易自由化の進展が輸出向け産業における産業賃金プレミアムに与えた影響を検証するため、第一段階で産業別賃金プレミアムを推定し、第二段階で開放度指標などを用いて産業賃金プレミアムの決定要因分析を行っている。本稿では、言うなればこの第一段階の推定のみを行っているだけである。第二段階の推定を併せた決定要因分析については別稿に譲りたい。

出比率が大幅に減少する一方で、機械や輸送機器などの比率が大幅に拡大している。

また、表 2 は、産業構造並びに就業構造の変化を表しているが、第一次産業の GDP シェア、就業者数は減少し、代わって第二次産業や第三次産業のシェアや就業者が増加している。

**表 2 タイの産業構造、就業構造推移 (1970-2000 年)**

(単位：%)

タイ	対 GDP				対全就業者比率			
	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000
第一次産業	26	23	13	10	79	73	67	41
第二次産業	25	29	37	41	6	8	11	20
うち製造業	16	22	27	36	4	6	9	14
第三次産業	49	48	50	49	15	20	22	39

出所：IMF(2000)

このように、農業を中心とした一次産業主体の産業構造から製造業、サービス業を中心とした経済への移行が進んできた。とりわけ 1985 年のプラザ合意以降、外資の流入が輸出志向型の経済成長を支え、急速な工業化が進んでいったと考えられる。表 2 の就業構造推移を見ても経済成長が本格化している 1990 年から 2000 年の変化はそれ以前の期と比較しても相対的に大きい。図 2 は、一人あたり GDP の変化をフィリピンとの比較で表したもののだが、1980 年代後半以降伸び悩むフィリピンと比較して、タイにおける一人あたり GDP の急速な上昇が観察できる。

無論、1997 年の通貨危機では、その成長が鈍化した。2000 年以降はプラス成長を続けている。こうした高度経済成長に伴い、タイでは女性の高学歴化や労働参加率の上昇が進み、男女の賃金格差も大幅に減少してきている (図 3)。

しかし、こうした男女賃金格差の減少は産業ごとに異なる可能性がある。ある特定の産業で男女賃金格差の減少が生じ、他産業では起きていなくても、全体として賃金格差が減少することはある。とりわけ輸出志向型の成長戦略を

図 2 一人あたり GDP 推移 (1970~2000)

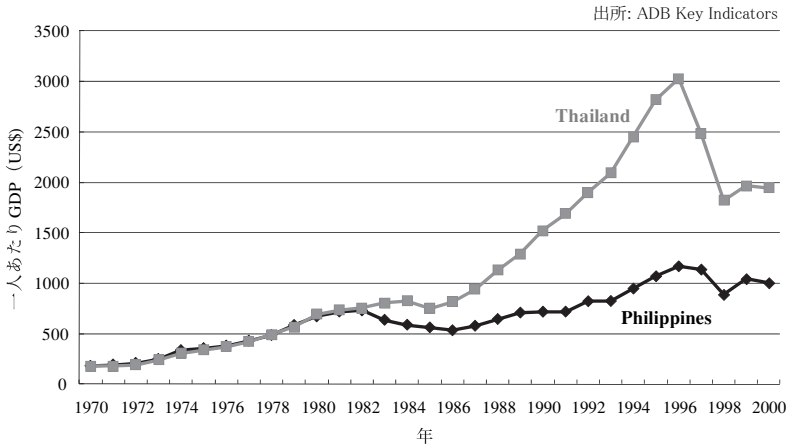
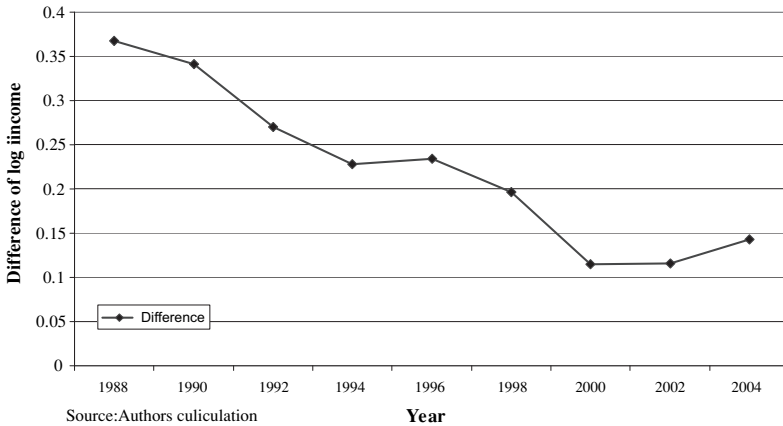


図 3 タイにおける男女別賃金格差推移 (1988-2004 年)



とってきたタイのような国では、製造業のような産業で Seguino[2000] が指摘するような男女賃金格差が硬直化している可能性もある。よって、各産業ごとに男女の賃金格差がどのように変化してきたのかを検討する必要があるだろう。

### 3. データと計量モデル

#### 3.1 データ

本論文で用いるタイの家計調査 (Household Socio Economic Survey) は、最初の調査が 1957 年に行われており、以来数年間隔で調査が行われてきた。1986 年以降は 2 年間隔で調査が行われるようになり、1998 年から 2002 年まではアジア通貨危機の影響を調査するため、毎年調査が行われている。主な調査項目は、世帯属性 (世帯人員数などの基本情報から家屋、土地、耐久消費財の保有状況なども調査)、世帯員属性 (年齢、教育水準、賃金、職業など)、世帯所得、世帯消費等で、それぞれについて詳細なデータが得られる。各年度とも、約 10,000~20,000 世帯程度のサンプルが収集されている。いわゆる Repeated Cross-Section データであり、推定に際してはそれぞれの年度ごとに推定を行った。

また世帯データと世帯人員データに分割してデータが作成されているため、世帯人員データのみを利用することが可能である。本論文ではこの世帯人員データを利用している。利用するデータは 1988 年から 2004 年までの 9 時点データとなり、40,000~120,000 人程度のサンプルをそれぞれ利用することとなる<sup>2)</sup>。

#### 3.2 計量モデル

推定に際しては、ミンサー型の賃金関数を用いるが、サンプルセレクションバイアスを考慮して OLS とヘックマンの 2 段階推定法 (Heckman[1979]) の 2 つの推定法で行う<sup>3)</sup>。

$$\ln(\text{wage}_{ij}) = X_{ij}\beta + I_{ij}\gamma_j + I_{ij} \cdot G_{ij}\delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

---

2) タイの賃金データについては労働力調査のマイクロデータからも利用が可能ではあるが、本論文ではヘックマンの二段階推定を行う際に、詳細な世帯情報が必要となるため、家計調査データを利用している。

3) ヘックマンの二段階推定に関しては、本論文で詳細な説明は行わないが、詳しくは松浦・マッケンジー [2009] 等を参照されたい。

ここで、下付文字の  $i$  は個人、 $j$  は産業の別をそれぞれ表す。 $\ln(\text{wage})$  は賃金の対数値である。 $X_{ij}$  は説明変数ベクトルであり、就学年数、年齢（18歳～65歳まで）、年齢の二乗項、性別、地方ダミー（バンコク、中部地方、北部地方、東北部地方、南部地方の5地方で北部地方がリファレンスグループ）、地域ダミー（都市部、衛生区、農村部の3地域で都市部がリファレンスグループ<sup>4)</sup>）などが含まれる。また、 $I_{ij}$  は、産業別ダミーであり、製造業ダミー、建設業ダミー、卸売り・小売業、サービス業、その他産業の5産業での分類を行った<sup>5)</sup>。また、 $G_{ij}$  は、男性ダミーであるので、産業ダミーとの交差項である  $I_{ij} \cdot G_{ij} \delta_j$  の部分は、産業固有の男性プレミアム ( $\delta_j$ ) を測るための交差項となっている。よって、男性と女性の賃金格差がどのように変化しているのかは、男性ダミーの係数、産業ダミーの係数  $\gamma_j$ 、そして男性プレミアム ( $\delta_j$ ) を利用することで、計測することが出来よう。

なお OLS 推定に利用したサンプルについては、定職を有し（求職者は除外）、賃金労働者（自営労働は除外）であるサンプルを利用している。

ヘックマンの2段階推定に際しては、第2段階の賃金関数については上記の通りだが、第1段階の推定、つまり労働市場参加に関する就業関数では、説明変数として、世帯内における10歳以下の子供の数、就学年数、年齢（18歳～65歳まで）、年齢の二乗項、世帯内の就業者人数、世帯所得、地方ダミー、地域ダミー、世帯主との関係（世帯主もしくは配偶者、息子・娘、その他の4グループでリファレンスグループは世帯主もしくは配偶者グループ）、持ち家状況（土地と家屋を所有、借地に家屋を所有、賃貸、賃貸収入を受けている、の4つのグループでリファレンスグループは土地と家屋を所有）、を使用した。

#### 4. 推定結果

OLS 推定の結果については、表3、ヘックマンの二段階推定の結果については表4を参照されたい。

- 
- 4) ただし、2002年以降は都市部と農村部の区分しかないため、2002年、2004年の推定式においては衛生区ダミーを除いて推定している。
- 5) その他産業には、農林水産業、運輸業などが含まれる。リファレンスグループはその他産業となる。



表 3 OLS の推定結果

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
就学年数	0.1047*** (0.002)	0.0797*** (0.003)	0.1097*** (0.002)	0.1161*** (0.001)	0.1155*** (0.001)	0.1097*** (0.001)	0.1088*** (0.001)	0.1027*** (0.001)	0.1084*** (0.001)
年齢	0.1331*** (0.006)	0.1068*** (0.006)	0.1151*** (0.005)	0.1032*** (0.004)	0.0974*** (0.003)	0.0888*** (0.003)	0.0900*** (0.004)	0.0934*** (0.003)	0.0951*** (0.003)
年齢 2 乗	-0.0014*** (0.000)	-0.0011*** (0.000)	-0.0012*** (0.000)	-0.0010*** (0.000)	-0.0010*** (0.000)	-0.0008*** (0.000)	-0.0008*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)
東北部ダミー	0.1749*** (0.035)	-0.0600 (0.048)	0.0258 (0.029)	-0.0099 (0.018)	-0.1782*** (0.018)	0.0317* (0.017)	0.0497*** (0.017)	0.0340** (0.014)	0.0097 (0.014)
中部ダミー	0.3640*** (0.030)	0.3314*** (0.038)	0.3744*** (0.024)	0.3284*** (0.016)	-0.3298*** (0.018)	0.3054*** (0.015)	0.3891*** (0.015)	0.3256*** (0.012)	0.3308*** (0.012)
南部ダミー	0.3329*** (0.034)	0.1532*** (0.042)	0.2718*** (0.026)	0.2204*** (0.018)	-0.4007*** (0.019)	0.2055*** (0.017)	0.2284*** (0.017)	0.1852*** (0.014)	0.2253*** (0.014)
バンコクダミー	0.5571*** (0.032)	0.4790*** (0.040)	0.5161*** (0.025)	0.5033*** (0.019)	-0.2810*** (0.020)	0.4316*** (0.020)	0.4954*** (0.019)	0.5278*** (0.016)	0.5620*** (0.017)
衛生区ダミー	-0.1782*** (0.027)	-0.3192*** (0.034)	-0.1693*** (0.022)	-0.1893*** (0.015)	-0.2052*** (0.014)	-0.1610*** (0.014)	-0.1538*** (0.013)		
農村ダミー	-0.3565*** (0.029)	-0.3917*** (0.032)	-0.4252*** (0.023)	-0.2611*** (0.015)	-0.2730*** (0.014)	-0.2495*** (0.014)	-0.2231*** (0.013)	-0.1421*** (0.010)	-0.1218*** (0.010)
男性ダミー	0.8050*** (0.050)	0.4809*** (0.036)	0.7920*** (0.047)	0.7019*** (0.034)	0.6165*** (0.034)	0.5559*** (0.034)	0.5715*** (0.032)	0.5305*** (0.026)	0.5657*** (0.026)
製造業ダミー	0.6600*** (0.056)	0.8056*** (0.047)	0.7993*** (0.046)	0.8189*** (0.034)	0.6393*** (0.034)	0.6615*** (0.033)	0.7313*** (0.030)	0.6912*** (0.025)	0.6679*** (0.025)
建設業ダミー	0.4751*** (0.090)	1.1631*** (0.150)	0.5700*** (0.068)	0.4446*** (0.047)	0.3268*** (0.041)	0.3231*** (0.045)	0.3813*** (0.048)	0.3255*** (0.038)	0.3743*** (0.035)
卸売・小売業	0.6582*** (0.062)	0.0672 (0.058)	0.6006*** (0.052)	0.5941*** (0.039)	0.5139*** (0.039)	0.5340*** (0.035)	0.6160*** (0.035)	0.5501*** (0.030)	0.4942*** (0.030)
サービス業	0.6777*** (0.051)	0.6144*** (0.099)	0.6823*** (0.045)	0.7061*** (0.033)	0.5535*** (0.033)	0.6496*** (0.032)	0.7414*** (0.029)	0.7105*** (0.025)	0.7096*** (0.025)
男性×製造業ダミー	-0.3468*** (0.067)	-0.2109 (0.239)	-0.4917*** (0.056)	-0.4504*** (0.041)	-0.3287*** (0.041)	-0.2991*** (0.040)	-0.3879*** (0.038)	-0.3321*** (0.031)	-0.3386*** (0.031)
男性×建設業ダミー	-0.3932*** (0.101)	-0.2619 (0.162)	-0.4249*** (0.076)	-0.3152*** (0.054)	-0.2598*** (0.047)	-0.2435*** (0.052)	-0.3559*** (0.055)	-0.2793*** (0.043)	-0.3582*** (0.041)
男性×卸売・小売業	-0.4290*** (0.074)	-0.0203 (0.068)	-0.4378*** (0.063)	-0.3442*** (0.048)	-0.3582*** (0.048)	-0.2724*** (0.044)	-0.3876*** (0.043)	-0.2820*** (0.036)	-0.2693*** (0.035)
男性×サービス業	-0.4755*** (0.057)	-0.1383 (0.109)	-0.5144*** (0.052)	-0.4264*** (0.037)	-0.3569*** (0.037)	-0.3488*** (0.037)	-0.3781*** (0.035)	-0.3424*** (0.029)	-0.3799*** (0.029)
定数項	3.0230*** (0.117)	4.2405*** (0.122)	3.8129*** (0.095)	4.1203*** (0.072)	5.0815*** (0.070)	4.7893*** (0.071)	4.6078*** (0.071)	4.6609*** (0.061)	4.5968*** (0.061)
サンプル数	7,354	5,972	10,330	18,069	18,039	17,606	19,070	26,806	28,830
R-squared	0.503	0.411	0.549	0.518	0.505	0.529	0.526	0.502	0.513

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表 4 ヘックマンの 2 段階推定の結果 (1 段階目の結果は補表を参照)

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
就学年数	0.0825*** (0.003)	0.0750*** (0.004)	0.0820*** (0.002)	0.0757*** (0.002)	0.0753*** (0.002)	0.0763*** (0.002)	0.0911*** (0.001)	0.0682*** (0.002)	0.0681*** (0.002)
年齢	0.1047*** (0.006)	0.0755*** (0.007)	0.0897*** (0.005)	0.0668*** (0.004)	0.0634*** (0.004)	0.0578*** (0.004)	0.0729*** (0.003)	0.0584*** (0.004)	0.0717*** (0.004)
年齢 2 乗	-0.0011*** (0.000)	-0.0007*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)
東北部ダミー	0.2733*** (0.033)	0.1223*** (0.046)	0.2375*** (0.029)	0.2132*** (0.023)	-0.1233*** (0.029)	0.2492*** (0.020)	0.1464*** (0.016)	0.2302*** (0.020)	0.2385*** (0.022)
中部ダミー	0.2973*** (0.029)	0.0830*** (0.040)	0.2796*** (0.025)	0.2225*** (0.021)	-0.2325*** (0.029)	0.2115*** (0.018)	0.3073*** (0.015)	0.1599*** (0.018)	0.1779*** (0.021)
南部ダミー	0.2818*** (0.034)	0.0734*** (0.042)	0.2727*** (0.028)	0.2285*** (0.024)	-0.0026 (0.032)	0.1730*** (0.020)	0.2157*** (0.017)	0.0793*** (0.021)	0.2094*** (0.024)
バンコクダミー	0.4554*** (0.034)	0.1971*** (0.046)	0.3594*** (0.029)	0.3751*** (0.030)	-0.1513*** (0.031)	0.3349*** (0.026)	0.3861*** (0.022)	0.3066*** (0.027)	0.3286*** (0.032)
衛生区ダミー	-0.0483 (0.030)	-0.1599*** (0.038)	-0.0920*** (0.026)	-0.0496*** (0.021)	-0.0967*** (0.020)	-0.0946*** (0.018)	-0.0985*** (0.014)	0.0071 (0.014)	0.0005 (0.017)
農村ダミー	-0.0580* (0.032)	-0.0314 (0.042)	-0.0940*** (0.027)	0.0359* (0.021)	-0.0129 (0.020)	-0.0344* (0.018)	-0.1129*** (0.014)		
男性ダミー	0.7584*** (0.039)	0.4712*** (0.032)	0.7292*** (0.031)	0.6289*** (0.027)	0.5805*** (0.026)	0.5304*** (0.023)	0.3324*** (0.022)	0.4990*** (0.024)	0.4777*** (0.024)
製造業ダミー	0.6184*** (0.043)	0.7044 (0.580)	0.6943*** (0.033)	0.7256*** (0.029)	0.5983*** (0.028)	0.6289*** (0.024)	0.6135*** (0.021)	0.6336*** (0.024)	0.5106*** (0.028)
建設業ダミー	0.3999*** (0.093)	1.0467*** (0.173)	0.4140*** (0.055)	0.4178*** (0.042)	0.3211*** (0.037)	0.3374*** (0.038)	0.3325*** (0.039)	0.2987*** (0.042)	0.1759*** (0.050)
卸売り・小売業	0.6019*** (0.054)	0.0199 (0.062)	0.5096*** (0.040)	0.4925*** (0.036)	0.4781*** (0.034)	0.5019*** (0.028)	0.4851*** (0.026)	0.4818*** (0.031)	0.4623*** (0.035)
サービス業	0.6217*** (0.039)	0.5976*** (0.098)	0.5763*** (0.031)	0.5776*** (0.028)	0.4964*** (0.027)	0.5956*** (0.024)	0.5912*** (0.021)	0.6151*** (0.024)	0.5130*** (0.027)
男性×製造業ダミー	-0.3354*** (0.057)	-0.1414 (0.626)	-0.4561*** (0.044)	-0.4105*** (0.038)	-0.3255*** (0.037)	-0.2837*** (0.032)	-0.2808*** (0.029)	-0.3177*** (0.032)	-0.2493*** (0.037)
男性×建設業ダミー	-0.3069*** (0.102)	-0.2429 (0.187)	-0.3032*** (0.063)	-0.2636*** (0.049)	-0.2273*** (0.044)	-0.2188*** (0.043)	-0.2964*** (0.045)	-0.2198*** (0.047)	-0.2051*** (0.056)
男性×卸売り・小売業	-0.3796*** (0.068)	0.0227 (0.071)	-0.3733*** (0.052)	-0.2849*** (0.048)	-0.3283*** (0.045)	-0.2510*** (0.038)	-0.2506*** (0.035)	-0.2534*** (0.039)	-0.1410*** (0.042)
男性×サービス業	-0.4510*** (0.048)	-0.1562 (0.108)	-0.4729*** (0.038)	-0.3776*** (0.034)	-0.3469*** (0.033)	-0.3398*** (0.029)	-0.2718*** (0.027)	-0.3287*** (0.030)	-0.3249*** (0.032)
定数項	4.0032*** (0.121)	5.4030*** (0.148)	4.9377*** (0.101)	5.6013*** (0.093)	6.3218*** (0.089)	5.9912*** (0.083)	5.5462*** (0.067)	6.1109*** (0.087)	6.0887*** (0.102)
サンプル数	13,671	14,291	17,358	30,238	29,493	27,970	28,721	39,340	46,182

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表 3 と表 4 からは OLS の結果とヘックマンの二段階推定において、符号の不一致といった大きな違いは見られなかった。推定値も概ね予想通りの結果になったと言える。就学年数は正に有意であり、年齢と年齢の二乗項からは年齢に関する逆 U 字傾向が観察された。地方ダミーはバンコクや中部地方で北部と比較して平均的な賃金が高い傾向が観察されている。また、男性ダミーは全期間を通じて正に有意だが、その係数の大きさは縮小傾向にある。これは、図 3 で観察された賃金格差の縮小と整合的な結果である。産業ダミーについては、全ての産業ダミーにおいてその他産業（農林水産業や運輸業など）に比して賃金が高い傾向にある。男性ダミーと産業ダミーの交差項については、概ね負に有意である。このため、男女の平均的な賃金格差や産業特有のプレミアムを考慮した上で、産業固有な男性プレミアムというものが存在する可能性は低いといえる。

## 5. 産業別にみた男女間賃金格差

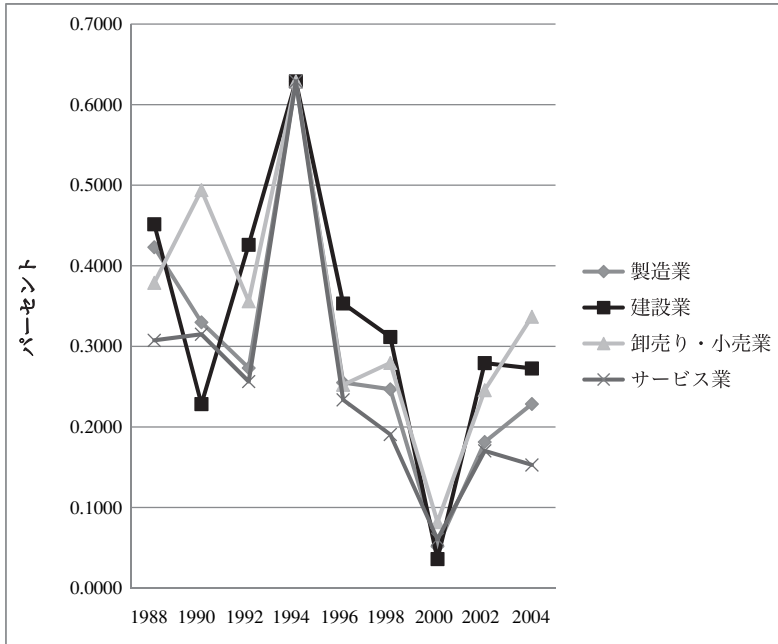
男性ダミーの推定値から男性は女性に比して平均的には 50%~80%程度多い賃金を得ていると考えられる。そこから男性ダミーと産業ダミーの交差項の推定値を割り引くことで、産業ごとの平均的な男女賃金格差の擬似的な推定値を導き出すことが出来る<sup>6)</sup>。

図 4 は、こうして求めた産業別の男女間賃金格差の推定値を時系列に見たものである。

産業ごとに多少の違いは見られるが、全体として 1980 年代末から 1994 年にかけて若干の上昇を見せた後に、2000 年まで格差が縮小、その後はまた拡大していることが観察できる。16 年間という期間を通じては、全体的に格差が縮小していることが観察できる。これは単純な男女間平均賃金格差の推移を表した図 3 の結果と整合的である。また、Seguino[2000] が指摘するように、輸出志向の成長戦略の影響を相対的に大きく受けそうな製造業のような産業だけが格差の変化が異なるといったことはなさそうである。

6) ただし、これらの推定値を導出したからといって、直ちにそれぞれの産業において男女間の賃金格差が統計的に有意に存在するということにはならないことには注意を要する。

図 4 産業別男女賃金格差の推定値（ヘックマン 2 段階推定の結果を利用）



タイの地域研究者である末廣昭の区分に従えば（末廣 [2000]）、タイの経済変化は 1988～1992 年が経済ブーム期、1993～1996 年はバブル経済期、1997～1999 年は経済危機と区分されている。2000 年以降は経済成長のスピードも持ち直しており、末廣の区分に経済回復期（2000 年以降）を加えることにしたい。

こうしたタイ経済のマクロ的な趨勢と産業別男女間賃金格差の推定値変化が概ね一致した関係性を見せている（表 5）。

つまりは、マクロ経済の趨勢と産業別の男女賃金格差の推移が何らかの相関を持っている可能性が高いということである。

表 5 タイ経済のマクロ的趨勢と産業別男女賃金格差

	経済ブーム期	経済バブル期	経済危機	回復期
	1988-1992	1993-1996	1997-1999	2000-
産業別男女賃金格差	拡大	縮小	縮小	拡大

筆者作成

## 6. むすび

本論文では、産業別の賃金プレミアムを推定する方法を援用し、産業別の男女賃金格差の推移を推定した。推定結果からは、全体的に賃金格差は縮小し、先行研究が指摘するような特定の産業において男女賃金格差が保持されるということは観察されなかった。しかしながら、タイ経済のマクロ的な趨勢と産業別の男女賃金格差の推移が何らかの相関を持つ可能性が指摘された。これが、単に分析期間のマクロ経済の変化と偶然一致したものなのか、あるいは一国の経済発展と男女間の賃金格差変化には、何らかの構造的な相関があるのかといった点のより詳細な分析は別稿に譲ることにしたいが、こうした結果が要求しているのは、経済発展とジェンダー格差の議論をよりマイクロレベルで行うことであり、かつ長期的な分析期間を有した研究の必要性であろう。また、様々な国での分析結果を照合し、比較分析を行うことも有用である。

## 引用文献

- 末廣昭 [2000], 「タイ研究の新潮流と経済政策論」末廣昭、東茂樹編『タイの経済政策 —制度・組織・アクター—』日本貿易振興会アジア経済研究所, pp3-57.
- 西島章次、浜口伸明 [2011] 「ブラジルにおける貿易自由化と産業賃金プレミアム」『国民経済雑誌』203(3).
- 松浦克己、コリン・マッケンジー [2009] 『ミクロ計量経済学』東洋経済新報社
- Heckman, J.J. [1979] “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47(1): pp.153-161.
- International Monetary Fund (IMF) [2000]. *Philippines: toward sustainable and rapid growth; recent developments and the agenda ahead*, Washington DC, International Monetary Fund.

- Klasen, S. [2002]. “Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross-country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development.” *The World Bank Economic Review* 16 (3): pp.345-73.
- Knowles, S., P.K. Lorgelly, and P.D. Owen. [2002]. “Are Educational Gender Gaps a Brake on Economic Development? Some Cross-country Empirical Evidence.” *Oxford Economic Papers* 54(1): pp.118-149.
- Lagerlöf, N.P. [2003]. “Gender Equality and Long Run Growth.” *Journal of Economic Growth* 8:pp.403-26.
- Seguino, S. [2000]. “Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-Country Analysis.” *World Development* 28 (7): pp.1211-30.
- Pavcnik, N., A. Blom, P. Goldberg, and N.Schady. [2004], “Trade Liberalization and Industry Wage Structure: Evidence from Brazil.” *The World Bank Economic Review*, 18(3): pp.319-344.

補表 ヘックマンの二段階推定 (第一段階: 就業関数推定の結果)

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
就学年数	0.0727*** (0.004)	0.0226*** (0.004)	0.0620*** (0.004)	0.0684*** (0.003)	0.0726*** (0.003)	0.0724*** (0.003)	0.0521*** (0.003)	0.0627*** (0.002)	0.0520*** (0.002)
年齢	0.0220*** (0.008)	0.0267*** (0.007)	-0.0028 (0.007)	0.0061 (0.005)	0.0180*** (0.005)	0.0216*** (0.005)	0.0082 (0.006)	0.0213*** (0.005)	0.0125*** (0.004)
年齢 2 乗	-0.0003*** (0.000)	-0.0005*** (0.000)	0.0000 (0.000)	-0.0001** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)
東北部ダミー	-0.3330*** (0.038)	-0.3480*** (0.039)	-0.4759*** (0.034)	-0.4080*** (0.024)	-0.2243*** (0.047)	-0.5083*** (0.024)	-0.4145*** (0.026)	-0.3435*** (0.021)	-0.3135*** (0.019)
中部ダミー	0.1629*** (0.037)	0.4092*** (0.035)	0.0799** (0.033)	0.0643*** (0.024)	-0.2329*** (0.047)	0.0984*** (0.025)	0.1231*** (0.027)	0.2554*** (0.021)	0.1734*** (0.020)
南部ダミー	0.0751* (0.043)	0.1260*** (0.039)	-0.0922** (0.037)	-0.1280*** (0.028)	-0.7786*** (0.047)	-0.0280 (0.029)	-0.1227*** (0.031)	0.1751*** (0.025)	0.0064 (0.023)
バンコクダミー	0.3370*** (0.057)	0.5008*** (0.047)	0.4008*** (0.048)	0.1508*** (0.045)	-0.3257*** (0.048)	0.1828*** (0.048)	0.3563*** (0.051)	0.4029*** (0.041)	0.3228*** (0.038)
衛生区ダミー	-0.3850*** (0.044)	-0.1649*** (0.040)	-0.0592 (0.039)	-0.1233*** (0.027)	-0.0695** (0.027)	-0.0550** (0.028)	-0.0722*** (0.027)		
農村ダミー	-0.6713*** (0.043)	-0.5084*** (0.038)	-0.3828*** (0.038)	-0.3087*** (0.026)	-0.2428*** (0.026)	-0.2769*** (0.026)	-0.1994*** (0.026)	-0.1449*** (0.016)	-0.0602*** (0.015)
子供の数	-0.0132 (0.011)	0.0002 (0.010)	0.0011 (0.010)	0.0089 (0.008)	0.0156* (0.008)	-0.0084 (0.008)	-0.0136 (0.009)	0.0175** (0.007)	0.0330*** (0.007)
世帯内就業人員数	-0.3337*** (0.012)	-0.0890*** (0.010)	-0.3100*** (0.011)	-0.3354*** (0.008)	-0.3065*** (0.008)	-0.3077*** (0.009)	-0.2456*** (0.009)	-0.3126*** (0.008)	-0.2695*** (0.007)
世帯所得	0.1580*** (0.021)	0.0816*** (0.019)	0.2547*** (0.018)	0.3192*** (0.013)	0.2600*** (0.014)	0.2324*** (0.015)	0.3386*** (0.015)	0.2146*** (0.012)	0.1798*** (0.011)
息子・娘ダミー	-0.1160*** (0.039)	-0.3304*** (0.036)	-0.0920*** (0.034)	-0.0369 (0.025)	0.0101 (0.025)	-0.0593** (0.025)	-1.9035*** (0.034)	-0.0441** (0.022)	-0.0950*** (0.020)
その他家族ダミー	-0.2459*** (0.058)	-0.3597*** (0.050)	-0.0569 (0.049)	-0.2029*** (0.037)	-0.2070*** (0.038)	-0.0497 (0.038)	-1.5911*** (0.038)	0.0855*** (0.031)	-0.1436*** (0.028)
借地・持ち家ダミー	0.1417*** (0.050)	0.3225*** (0.044)	0.4302*** (0.047)	0.2636*** (0.039)	0.2786*** (0.038)	0.1840*** (0.043)	0.0363 (0.048)	0.1589*** (0.039)	0.1513*** (0.035)
賃貸ダミー	0.1570*** (0.048)	0.3536*** (0.042)	0.1603*** (0.040)	0.1154*** (0.032)	0.1220*** (0.031)	0.2015*** (0.033)	-0.0467 (0.033)	0.2334*** (0.024)	0.1832*** (0.023)
賃貸収入ありダミー	0.8394*** (0.049)	0.8307*** (0.047)	0.9240*** (0.052)	0.9961*** (0.042)	1.0699*** (0.044)	0.9873*** (0.046)	0.7476*** (0.050)	0.9710*** (0.045)	0.7573*** (0.036)
定数項	-0.7306*** (0.207)	-0.9470*** (0.190)	-1.2584*** (0.190)	-1.8978*** (0.139)	-1.6230*** (0.150)	-1.5692*** (0.155)	-0.5763*** (0.161)	-1.4883*** (0.127)	-0.9528*** (0.117)
lambda	-0.6584*** (0.033)	-0.7603*** (0.051)	-0.8989*** (0.031)	-1.0819*** (0.028)	-1.0230*** (0.029)	-0.8943*** (0.027)	-0.7134*** (0.016)	-1.0897*** (0.031)	-1.4319*** (0.044)
サンプル数	13,671	14,291	17,358	30,238	29,493	27,970	28,721	39,340	46,182

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1