

# 大学卒業生の男女間賃金格差に関する実証研究 —高等教育機関レベルの視点から

張抗私

(東北財経大学、遼寧大連 116025)

**要旨：**本稿は大学卒業生の就職状況マイクロ調査データを利用し、性別と高等教育機関レベルの視点から大学卒業生の賃金決定の方程式を推計し、男女間賃金格差について分析を行った。データ分析の回帰結果によれば、大学生の教育収益率は高等教育機関のレベルと相関関係にあり、同じ教育機関レベルにおいても男子大学生の教育収益率は女子を上回ることが明らかである。賃金格差の分析結果によれば、男女間の賃金格差は教育機関レベルと負の相関関係にあり、教育機関レベルが低いほど男女間の賃金格差が大きい。格差全体においては、市場による差別の部分は個人の才能の差よりもはるかに高く、性差による差別現象も深刻である。分解項目の中で、教育年数差は大学生の男女賃金格差と市場差別をもたらす重要な要因であり、男子短大卒の場合は職務経験、女子大卒の場合は政治的身分がより重要視される傾向がある。

キーワード：教育収益率 男女間賃金格差 教育機関レベル

## I. 問題提起

男女間賃金格差は常に存在している。MyCOS (麦可思) 研究院の最新発表の『2015 年中国大学生就職報告』<sup>①</sup>は、「2015 年度の大学卒業生の男女就職格差において、著しい差はないものの、初任給の男女格差は明らかである。女子大学生が優位を占める専攻でも、初任給のレベルが男性より低く、同じ職業に就いても異なる賃金という賃金差別が存在する」可能性を示唆した。2015 年度大学卒業生の中では、同じレベル、同じ専攻の男女大学生の平均月収の差は最大 800 元近くあり、女性の期待賃金は性別により下がらざるをえない。他の要因の影響をコントロールすることを前提に、企業側から男性に支給する初任給は女性より 11%多い。我が国の女子大学生は就職の過程の中で、劣位に置かれ、性別による差別、賃金の格差などの不公平な問題は悪化しつつある。従って、現在大学卒業生の男女賃金格差の問題に注意を向けることは、女子大学生の就職における正当な雇用権を守り、男女平等政策の実施においても重要な現実的意義がある。

---

国家社会科学基金「大学卒業生の雇用の質と政策に関する研究」(14BSH107)。

<sup>①</sup> 麦可思研究院、就職ブルーブック—2015 年中国大学生就職報告[M]、北京：社会科学文献出版社、2015。

海外の一部の経済学者は男女間賃金格差に影響する問題について多くの研究を行い、価値のある成果を得た。たとえば、Bergmann<sup>[1]</sup>、Blau<sup>[2]</sup>の研究によれば、労働市場において男性労働市場と女性労働市場の制度的な分割が存在することで、男性向けの職業の賃金より女性向けの職業の賃金が低く、男女間賃金格差が大きくなる現象をもたらした。インドの労働市場のデータを用いた Khanna<sup>[3]</sup>の研究によれば、2009-2010年のインドのローエンドの労働市場の性別による差別はさらに深刻であり、モデルにおける男女の教育収益率の差異の他、種族間の差異は性差別によってもたらされたものである。他には、Belzil と Hansen<sup>[4]</sup>の研究によれば、アメリカの大学生の男女賃金格差は20世紀に激しく変動し、1914-1940年の間、下降傾向が見られ、1950-1995年の間、上昇傾向が見られた。更に、賃金格差の悪化は教育収益率の上昇と一致している。同じく市場経済が発展しているアメリカでも、数十年来差別禁止法や慣行が実施され、性差別は少し減少したが、労働市場における性差別は相変わらず存在する。Ballance<sup>[5]</sup>の研究では、1980-1984年のアメリカ労働市場の性差別は男女賃金格差の88.9%を占め、2005-2010年の性差別は男女賃金格差の87.2%と解釈することができる。

国内労働市場について、Meng<sup>[6]</sup>の研究によれば、1990年代末期、中国女性労働者の賃金は男性労働者より20%低く、賃金格差の84%は性差別に起因する。職業ダミー変数を加えても、性差別の寄与率は依然高く、78%に達している。他にも、ある研究によれば、市場化水準の向上につれて、人的資本の収益率も高くなり、教育を受ける水準と職業技能における男女間の差異が賃金に徐々に現れてきた<sup>[7]-[9]</sup>。陈良焜、鞠高升<sup>[10]</sup>によれば、経験的データを通して低レベル教育水準の労働者の男女賃金格差は高レベル教育水準の労働者より大きい。とりわけ、競争劣位に置かれている女性労働者の就職はますます困難である。一方、张世伟、郭凤鸣<sup>[11]</sup>によれば、北東部の労働市場における男性と女性の賃金方程式の回帰分析を通して、変位値の増加につれて、男女賃金格差は減少するが、男女賃金の差別水準は拡大する傾向が見られた。赵显洲<sup>[12]</sup>は Heckman の推定法と Appleton 分解を用いて、男性の時給は女性より13.56%高く、さらに、選択バイアスと雇用の可能性を考慮して、賃金格差は主に雇用の性差別から来ると考えられると指摘する。従って、発展途上国であろうと先進国であろうと、ローエンドの労働市場にしても大学卒業生などのハイエンドの労働市場にしても、性差別は普遍的に存在している現象である。

上記の文献研究は海外と国内の労働市場における男女賃金格差に対して実証分析を行い、多少成果が得られたとはいえ、全体的に近年の我が国の大学生の労働市場の男女賃金格差に対する文献研究は比較的少ない。とりわけ大学教育機関の類型による、大学生の教育収益率及び男女賃金格差などの文献研究は不十分である。これらの文献を補完するため、本稿は「2014年大学卒業生就職状況アンケート」調査研究データを使用し、賃金決定方程式及び Cotton、Neumark の二種類の賃金格差分解方法を用い、高等教育機関レベルの違いという視点から、我が国の大学卒業生の男女間賃金格差問題を調査し、さらに高等

教育機関のレベルが男女大学生の教育収益率、労働市場差別の程度及び個人の能力差に対していかに影響するのかを分析し、有意義な結論を引き出そうと試みるものである。

## II. データ、変数とモデル

### 1. データの説明

中国について、本稿のデータは国家社会科学基金「大学卒業生の雇用の質と政策に関する研究」(14BSH107)の協賛を得て、我が国の大学卒業生を対象に、研究チームは上海、江蘇、山東、広州、遼寧、湖北、湖南、重慶、江西、陝西、四川、甘肅、寧夏など全国の東部、中部、西部の13の省市で「2014年大学卒業生就職状況アンケート」調査を行い、無作為抽出の手法と対面式インタビューの形式でアンケートが完了した。本調査で回収したアンケートの中で有効なアンケート数は、全部で4,496部、うち男性、女性のサンプル数はそれぞれ2,327、2,169であり、51.76%、48.24%の割合で、1:1に近い状況であるため、サンプル全体はある程度男女差の影響を排除することができ、比較的良い代表性があると言える。

日本について、東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y)の個票(wave7)のデータを用いて実証分析を行う。JLPS-Yは日本全国に居住する20~34歳の男女(2006年12月時点)を対象に、対象者の職種、結婚、家族、教育、所得などの項目を調査している。wave7は東京大学社会科学研究所によって、2013年1~3月に実施された家計パネル調査である。得られた有効回答は男女計1,709人、うち男性867人、女性842人である。

### 2. 変数の詳細

中国について、本稿の要因変数を数ヶ月の収入に定義する。月給は主に基本賃金、手当、ボーナス、リベート及び平均残業代などを含む。説明変数は、教育年数、職務経験、政治的身分と職業類型である。うち教育年数について、本稿では短大、大学、修士、博士及びそれ以上の学歴にそれぞれ15年、16年、19年、23年という値を与える。職務経験という変数に対して、年齢 - 教育を受ける年限 - 6の計算式で算出する。政治的身分において、共産党員に1という値を、非共産党員に0という値を与える。職業類型の変数において、第一、第二、第三と第四類の業種に1、2、3、4という値を与える。変数の具体的な記述統計を次の表1にまとめた。

表1 標本変数の記述統計量 (中国)

| 変数名称                  | 男性       | 女性       | 全体       |
|-----------------------|----------|----------|----------|
| 年齢 (平均値、年)            | 28.64    | 28.34    | 28.49    |
| 所得 (平均値、元/月)          | 4,690.82 | 4,148.56 | 4,429.22 |
| 教育年数 (平均値、年)          | 16.96    | 16.22    | 16.60    |
| 職務経験 (平均値、年)          | 5.97     | 5.09     | 5.55     |
| 政治的身分 (党員%)           | 34.28    | 35.38    | 34.81    |
| 学歴 (%)                |          |          |          |
| 短大                    | 19.49    | 22.79    | 21.08    |
| 大学                    | 65.75    | 61.37    | 63.64    |
| 修士                    | 14.11    | 15.51    | 14.79    |
| 博士及び博士以上              | 0.65     | 0.33     | 0.49     |
| 職業類型 (%)              |          |          |          |
| 第一類業種                 | 15.04    | 9.79     | 12.51    |
| 第二類業種                 | 33.17    | 34.41    | 33.77    |
| 第三類業種                 | 15.78    | 21.78    | 18.67    |
| 第四類業種                 | 36.01    | 34.02    | 35.05    |
| 教育機関レベル (%)           |          |          |          |
| 211 <sup>②</sup> 重点大学 | 30.70    | 25.35    | 28.12    |
| 一般の大学                 | 39.33    | 41.74    | 40.49    |
| 短大 <sup>③</sup>       | 29.97    | 32.91    | 31.39    |
| サンプル数                 | 2,327    | 2,169    | 4,496    |

出所: 東北財経大学研究チーム「2014年大学卒業生就職状況アンケート」調査研究データ、以下同じ。

表1から、本調査の大学卒業生全体の平均年齢は28.49歳であり、卒業後の年数は平均6年以内であることが明らかである。うち男性の平均年齢28.64歳、女性の平均年齢は28.34歳である。調査対象全体の平均月収は4,429.22円で、男性の月収は4,690.82円であり、女性の4,148.56円よりはるかに高いことが明らかであり、両者の差は542.26円/月である。すなわち男性の平均月収は女性より11.56%高い。教育を受ける年数において、全体の平均値は16.60年であり、男性の平均教育年数は16.96年であり、女性の16.22年を上回る。職務経験において、男性は5.97年で、女性の5.09年を上回る。全体の職務経験値は5.55年で大学卒業後6年以内という値に合致する。政治的身分では、共産党員は全体の34.81%を占め、全体の三分の一を超えた。男性の共産党員の割合は34.28%で、女性の共産党員の割合は35.38%である。学歴においては、全体的に大学の割合が最も高く

② 211重点大学とは、中華人民共和国教育部が1995年に定めたもので、21世紀に向けて中国の100の大学に重点的に投資していくとしたもの。これらの指定校は「211工程重点大学」あるいは「211重点大学」と呼ばれる。

③ 中国では「専科大学」、略して「大専」という。

63.64%を占め、次いで短大が 21.08%、大学院修士課程が 14.79%、博士が 0.49%をそれぞれ占める。男性における大学の割合は 65.75%、短大は 19.49%、修士は 14.11%、博士及びそれ以上の学歴は 0.65%を占める。女性における大学の割合は 61.37%、短大は 22.79%、修士は 15.51%、博士及びそれ以上の学歴は 0.33%を占める。

業種分布において、全体的に第一、第二、第三、第四類業種の割合はそれぞれ 12.51%、33.77%、18.67%、35.05%であり、大学生のほとんどは製造業、サービス業中心の第二、第四類業種に就職していることがわかる。性別から見ると、男性の第一、第四類業種の分布の割合は 15.04%、36.01%であり、女性の 9.79%、34.02%より著しく高いが、第二、第三類業種の中で、女性の分布の割合は 34.41%、21.78%であり、男性の 33.17%、15.78%を上回る。この他、教育機関のレベルにおいて、全体的に「211 重点」大学、普通の大学、短大の割合はそれぞれ 28.12%、40.49%、31.39%である。性別から見ると、男性における「211 重点」大学、普通の大学、短大の割合はそれぞれ 30.70%、39.33%、29.97%であり、女性における「211 重点」大学、普通の大学、短大の割合はそれぞれ 25.35%、41.74%、32.91%である。

日本について、表 2 は、wave7 の調査結果を示している。調査対象の平均年齢は 34.95 歳である。うち男性の平均年齢は 35.28 歳、女性の平均年齢は 34.61 歳である。全体の平均時給は 1,780.11 円、男性は 2,058.96 円で、女性の 1,492.98 円より 565.98 円高い。すなわち女性の平均時給は男性の 72.51%に過ぎない。教育年数について、男女間の差異は見られない。

学歴別で見ると、大学及びそれ以上の割合は最も高く 43.69%であり、次は短大・専門の 30.43%である。うち男性では大学及びそれ以上の割合は 46.81%、短大は 20.67%、高校は 24.83%、中学の学歴は 2.13%を占める。女性では大学及びそれ以上の割合は 34.75%、短大・専門は 40.48%、高校は 21.97%、中学は 2.8%を占める。職種について、全体からみると、第一、第二、第三次産業の割合はそれぞれ 0.51%、31.34%、68.15%である。第二次産業に就業する男性の割合は 40.65%であり、女性の 21.75%より著しく高い。一方で、第三次産業に就業する女性の割合は 77.69%であり、男性の 58.89%を上回る。

表2 標本変数の記述統計量（日本）

| 変数           | 男性       | 女性       | 全体       |
|--------------|----------|----------|----------|
| 年齢（平均値、年）    | 35.28    | 34.61    | 34.95    |
| 賃金（平均値、円／時間） | 2,058.96 | 1,492.98 | 1,780.11 |
| 教育年数（平均値、年）  | 14.34    | 14.28    | 14.31    |
| 就業年数（平均値、年）  | 14.68    | 14.23    | 14.46    |
| 学歴（％）        |          |          |          |
| 中学           | 2.13     | 2.80     | 2.46     |
| 高校           | 24.83    | 21.97    | 23.42    |
| 短大・専門        | 20.67    | 40.48    | 30.43    |
| 大学及びそれ以上     | 46.81    | 34.75    | 43.69    |
| 職業（％）        |          |          |          |
| 第一次産業        | 0.46     | 0.56     | 0.51     |
| 第二次産業        | 40.65    | 21.75    | 31.34    |
| 第三次産業        | 58.89    | 77.69    | 68.15    |
| サンプル数        | 867      | 842      | 1,709    |

出所：東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y）の個票（wave7）により筆者作成

### 3. モデルの選択

#### (1) 賃金決定方程式

Jacob Mincer<sup>[13]</sup>が1974年に最も早く用いた賃金決定方程式の推計式の基本的形式は

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 \text{School} + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + u \quad (1)$$

その内、 $\ln W$ （時間当たり賃金率を教育年数、潜在経験年数、観察不能な賃金決定要素の関数  $u$  として示す式）は賃金の自然対数、 $\text{School}$  は個体の教育年数である。回帰係数  $\beta_1$  の推計値、すなわち教育のミンサー収益率、 $\text{Exp}$  は個体の潜在経験年数、 $\text{Exp}^2$  は潜在経験年数の平方、 $u$  は観察不能な賃金決定要素の関数である。指摘しておかなければならないのは、上記の賃金決定方程式の推計の中で、主な欠落変数は能力である。能力変数の欠落をもたらす誤差は個体の教育年数と賃金所得との関係が能力の要素に影響されるため、能力変数が欠落すると、それらの真の関係にバイアスが生じる。この問題を解決し、教育収益率の推計に能力の要素の影響を減少させるため、本稿では他の研究者の処理方法を借用し、方程式の中に説明変数を加え、修正を行う<sup>[14]-[15]</sup>。政治的身分はある程度個人の能力の強度を表すことができ、さらに政治的身分という変数は他の説明変数と内生性問題を生じさせないため、政治的身分の変数を加え、*Commier* で表す。他に、個人の賃金レベルは業種要素に影響されることも明らかであり、業種は個人の能力レベルと密接な関係にあり、且つ方程式の他の説明変数との間に内生性問題も生じない。個人の就く業種の格差から教育収益率と差別の程度への干渉を排除するため、本稿は業種変数を加え、*Hangye* で表す。一般的に、政治的身分と業種をコントロール変数として能力バイアスを減少させる方法は、教育収益率を推計する結果がミンサー型賃金推計式の結果より低い、より多

くのコントロール変数を加えることで、効果的に異質性問題を解決することができる。従って、本稿は次のような賃金決定方程式を用いる。

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 School + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \beta_4 Commier + \beta_5 hy_2 + \beta_6 hy_3 + \beta_7 hy_4 + u \quad (2)$$

その内、 $\ln W$ は個人の賃金の自然対数、 $School$ は個人の教育年数、 $Exp$ は個人の職務経験年数、 $Exp^2$ は経験年数の平方、 $Commier$ は政治的身分、 $hy_2, hy_3, hy_4$ は、それぞれ第二類、第三類と第四類業種（第一類業種はベースライン・グループである）。 $B_0$ は各要因の推定係数、回帰係数  $B_j (j=1, 2, \dots, 7)$ は対応する推計値、 $u$ は観察不能な賃金決定要素の誤差項である。

## (2) 男女間賃金格差の分解

男女間賃金差別と労働者の教育レベルとの間の関係を分析するために、本稿は Cotton 分解と Neumark 分解の二種類の方法を用い、男女間賃金格差について分解をおこなう。Cotton<sup>[16]</sup>分解は次のように、

$$\ln \overline{W_m} - \ln \overline{W_f} = \overline{X_m} \hat{\beta}_m - \overline{X_f} \hat{\beta}_f = (\overline{X_m} - \overline{X_f}) \hat{\beta}^* + [\overline{X_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*) + \overline{X_f} (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)] \quad (3)$$

その内、男性、女性サンプルの平均値でみた男性の賃金と女性の賃金を  $\overline{X_m}$  と  $\overline{X_f}$  と記し、 $\hat{\beta}_m$  と  $\hat{\beta}_f$  はそれぞれ相応する男性と女性の賃金方程式の回帰係数推定値のベクトル、 $\hat{\beta}^* = f_m \hat{\beta}_m + f_f \hat{\beta}_f$ 、 $f_m$  と  $f_f$  はそれぞれ男性と女性労働力の割合数値を示す。方程式の左辺は男女間賃金対数の総格差  $G$ 、式の右辺第一項目は男性と女性の個人の能力差を示す、すなわち生産力あるいは技能差による賃金レベルの格差  $E$  である。第二項目は男性の相対賃金の優位性（その労働力価値が高く推計されたゆえにできた逆差別である）を示し、第三項目は女性が受ける低い評価（その労働力価値が低く推計されたゆえにできた直接差別である）、第二項目と第三項目を組み合わせ、 $U$ で労働市場では説明不能の総性差別部分を示す。

この他、Neumark<sup>[17]</sup>は1988年にさらに一般的で理論的基礎の堅実な分解方法を提唱した。すなわちグループ無差別賃金方程式の構造係数は一つの差別行為理論モデルから類推すべきだと考える。Neumark 分解は次のようになる。

$$\ln \overline{W_m} - \ln \overline{W_f} = (\overline{X_m} - \overline{X_f}) \hat{\beta}_N^* + [\overline{X_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_N^*) + \overline{X_f} (\hat{\beta}_N^* - \hat{\beta}_f)] \quad (4)$$

その内、 $\hat{\beta}_N^* = (X' \Omega X)^{-1} (X' \Omega A) = (X' X)^{-1} X' Y$ 、形式上では、Cotton 分解における  $\hat{\beta}^*$  と Neumark 分解における  $\hat{\beta}_N^*$  はともに二つのグループのそれぞれの賃金構造の平均値であるが、しかし、両者には質的違いがある。まず、 $\hat{\beta}^*$  は経験と直感に由来することが多いが、 $\hat{\beta}_N^*$  は雇用者の差別行為の理論に由来することが多い。次に、両者のウェイトは異なり、 $\hat{\beta}^*$  のウェイトは0~1の間の値を取る。しかし、 $\hat{\beta}_N^*$  のウェイトは、その正負と大きさは考察するサンプルの具体的な属性によって決定される。賃金格差分解結果の安定性のため、本稿は Cotton、

Neumark の二種類の分解方法を用い、大学卒業生の男女間賃金格差及び差別状況を分析する。

### Ⅲ. 計量分析結果

本稿は大学卒業生全体を性別と教育機関レベルによって分類し、賃金決定方程式の回帰と男女賃金格差の分解を行った。具体的な結果は次の通りである。

#### 1. 中国の大学卒業生の男女賃金決定方程式の回帰結果

本稿はまず全体のサンプルを性別によって男性と女性の二つのサンプルに分け、それぞれ推計を行い、次の表3の大学卒業生の男女賃金決定方程式の回帰結果を得た。

表3の回帰結果によれば、男性の教育収益率は10.17%、女性の教育収益率の9.83%よりやや高く、1%の水準で統計的有意差がある。これは、范静波<sup>[18]</sup>が中国総合社会調査データでOLS法を用い、推計した結果の教育収益率の11.4%との差は大きくない。職務経験は男女の賃金対数とともに逆U字型の関係にあり、女性に比べ、職務経験は男性の賃金収益率への影響はさらに顕著である。政治的身分は男女の賃金対数とともに正の関係にあり、女性の政治的身分が共産党員の収益率は4.96%、男性の4.15%を上回る。5%の水準で統計的有意差がある。業種において、ベースライン・グループの第一類業種に比べ、男性の中で第二、第四類業種の賃金収益率はそれぞれ10%と5%の水準で統計的有意差があり、第一類業種を1.75%と10.81%上回る。女性の中で第二、第三類業種の賃金収益率は10%の水準で統計的有意差があり、1.90%と1.63%で、第一類業種を上回り、第四類業種の賃金収益率は1%の統計水準で有意差があり、第一類業種より13.35%高い。男女の比較の結果、男性が第二、第四類に従事する賃金収益率は同じ業種に従事する女性より低いが、第三類業種において、男性の賃金収益率は同じ業種に従事する女性を上回る。

表3 大学卒業生の男女賃金決定方程式の回帰結果（中国）

| 変数<br>名称       | 男性         |        | 女性         |        |
|----------------|------------|--------|------------|--------|
|                | 係数         | 標準誤差   | 係数         | 標準誤差   |
| 教育年数           | 0.1017***  | 0.0111 | 0.0983***  | 0.0086 |
| 職務経験           | 0.0612**   | 0.0301 | 0.0448**   | 0.0181 |
| 職務経験の平方        | -0.0019*** | 0.0003 | -0.0013*** | 0.0001 |
| 政治的身分          | 0.0415**   | 0.0173 | 0.0496**   | 0.0190 |
| 第二類業種          | 0.0175*    | 0.0104 | 0.0190*    | 0.0103 |
| 第三類業種          | 0.0286     | 0.0484 | 0.0163*    | 0.0101 |
| 第四類業種          | 0.1081**   | 0.0416 | 0.1335***  | 0.0257 |
| 定数項            | 7.084***   | 0.1850 | 7.098***   | 0.1430 |
| R <sup>2</sup> | 0.1941     |        | 0.2330     |        |
| サンプル数          | 2,327      |        | 2,169      |        |

注：（）内数値は標準誤差、\*\*\*、\*\*、\*それぞれ有意水準1%、5%と10%を示す、以下同じ。



## 2. 中国の大学卒業生の男女賃金格差の分解結果

賃金決定方程式を推計した上で、大学卒業生が直面する男女賃金差別の度合いを考察するため、本稿は大学生の賃金格差を分解し、モデル 3. の Cotton 分解、モデル 4. の Neumark 分解を用いるのを含め、とりわけ、「教育年数」と「職務経験」という二つの変数を主に分析するため、「政治的身分」と「業種類型」及び定数項を併せて、「その他」として差の分解を行った。具体的結果を次の表 4 で示す。

表 4 大学卒業生の男女間賃金格差分解結果(中国)

| 分解項<br>名称 | Cotton 分解結果         |                     |                     | Neumark 分解結果        |                     |                     |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|           | 全体差                 | 属性差                 | 係数差                 | 全体差                 | 属性差                 | 係数差                 |
|           | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         |
| 教育年数      | 0.1711<br>(156.39)  | 0.0407<br>(37.20)   | 0.1304<br>(119.19)  | 0.1764<br>(161.24)  | 0.0433<br>(39.58)   | 0.1331<br>(121.66)  |
| 職務経験      | 0.0470<br>(42.96)   | 0.0106<br>(9.68)    | 0.0364<br>(33.28)   | 0.0415<br>(37.93)   | 0.0092<br>(8.45)    | 0.0323<br>(29.48)   |
| その他       | -0.1087<br>(-99.35) | -0.0331<br>(-30.24) | -0.0756<br>(-69.11) | -0.1085<br>(-99.17) | -0.0284<br>(-26.00) | -0.0801<br>(-73.17) |
| 合計        | 0.1094<br>(100)     | 0.0182<br>(16.64)   | 0.0912<br>(83.36)   | 0.1094<br>(100)     | 0.0241<br>(22.03)   | 0.0853<br>(77.97)   |

表 4 によれば第一に、Cotton 分解において大学卒業生の対数賃金の男女差の総数は 0.1094、男性の所得は女性より 11.56% ( $=e^{0.1094}-1$ ) 高い。大学卒業生の能力などの個人の属性に基づく格差は 0.0182 で、全体差の 16.64% を占める。労働市場差別がもたらす係数差は 0.0912、全体差の 83.36% を占め、すなわち市場が説明できない部分の割合はやや高い。Neumark 分解において、属性差が全体差に占める割合は 22.03%、説明できる合理的な差の部分に属している。しかし、市場差別がもたらす係数差は 0.0853、全体差の 77.97% を占め、大学生の労働市場に深刻な性差別が存在し、女子大学生はしばしば男性と「同じ職に就くものの、異なる報酬」を受けるという不平等な雇用環境と雇用機会に直面することを表す。

第二に、分解項目の中で教育年数は大学生の男女間賃金格差をもたらす最も重要な要因である。Cotton 分解と Neumark 分解の中で、教育年数がもたらす賃金格差はそれぞれ 0.1711 と 0.1764、全体差の 156.39% と 161.24% である。うち教育年数の属性差がそれぞれ 0.0407 と 0.0433 となり、格差全体の 37.20% と 39.58% を占める。教育年数の係数差はそれぞれ 0.1304 と 0.1331、格差全体の 119.19% と 121.66% を占める。この結果、大学生は教育を受ける年数によって教育レベルや学歴が異なり、従って顕著な賃金格差が作り出

され、男子大学生は女子大学生より教育面において顕著に個人の属性で優位にあり、教育収益率においてはさらに優位にある。

第三に、職務経験について、Cotton 分解では、それが原因で引き起こされる賃金格差は 0.0470、全体差の 42.96%を占める。Neumark 分解では、職務経験が原因で引き起こされる賃金格差は 0.0415、全体差の 37.93%を占め、教育年数に比べ、職務経験要因の大学生の男女賃金格差への影響度合いは比較的小さい。政治的身分、業種類型、定数項などの説明変数から構成されたその他の要因の分解項について、上記二つの分解方法の中で、それが原因で引き起こされる賃金格差が全体差に占める割合はともに -99.00%以上に達し、同じ職業の中で女子大学生の政治的身分が共産党員であれば、その所得は同じ属性を持つ男子大学生を上回ることを表し、この結果は前述の表 3 の結論と一致する。以上の結論は分解方法の違いによって変わることなく、分析の結果が安定していることを示す。

### 3. 中国における教育機関レベルによる大学卒業生の男女賃金決定方程式の回帰結果

大学卒業生の男女間賃金格差の変動がいかに関のレベルに影響されるのかについてさらに分析を行うため、本稿は調査対象のサンプル全体を教育機関のレベルによって「211 重点」大学、「非 211 普通」大学、短大の三つのサブサンプルに分け、それぞれ推計を行い、異なるレベルの教育機関の大学卒業生の男女賃金決定方程式の回帰結果が得られた。具体的な結果を表 5 に示す。

表5 教育機関レベルによる大学卒業生の男女賃金決定方程式の回帰結果（中国）

| 変数<br>名称       | 211重点大学               |                       |                       | 非211普通大学              |                       |                       | 短大                    |                        |                       |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                | 全体                    | 男性                    | 女性                    | 全体                    | 男性                    | 女性                    | 全体                    | 男性                     | 女性                    |
|                | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)          | 係数<br>(標準誤差)           | 係数<br>(標準誤差)          |
| 教育<br>年数       | 0.1459***<br>(0.0112) | 0.1689***<br>(0.0092) | 0.1215***<br>(0.0083) | 0.1296***<br>(0.0133) | 0.1378***<br>(0.0081) | 0.1064***<br>(0.0066) | 0.0825***<br>(0.0171) | 0.0980***<br>(0.0151)  | 0.0799***<br>(0.0114) |
| 職務<br>経験       | 0.0631**<br>(0.0240)  | 0.0697**<br>(0.0293)  | 0.0622*<br>(0.0348)   | 0.0619***<br>(0.0097) | 0.0646*<br>(0.0375)   | 0.0631**<br>(0.0211)  | 0.0698**<br>(0.0265)  | 0.0783***<br>(0.0014)  | 0.0672***<br>(0.0011) |
| 職務経験<br>の平方    | -0.0016**<br>(0.0007) | -0.0018**<br>(0.0008) | -0.0015*<br>(0.0008)  | -0.0022**<br>(0.0009) | -0.0024*<br>(0.0013)  | -0.0020**<br>(0.0010) | -0.0029**<br>(0.0011) | -0.0031***<br>(0.0001) | -0.0027**<br>(0.0009) |
| 政治的<br>身分      | 0.1201***<br>(0.0143) | 0.1107***<br>(0.0110) | 0.1285***<br>(0.0063) | 0.0432*<br>(0.0247)   | 0.0416*<br>(0.0252)   | 0.0504*<br>(0.0301)   | 0.0094*<br>(0.0048)   | 0.0085*<br>(0.0047)    | 0.0132*<br>(0.0072)   |
| 第二類<br>業種      | 0.0287*<br>(0.0149)   | 0.0291**<br>(0.0102)  | 0.0263**<br>(0.0101)  | 0.0342<br>(0.0475)    | 0.0368*<br>(0.0214)   | 0.0315<br>(0.0420)    | -0.1022**<br>(0.0458) | -0.1090**<br>(0.0492)  | -0.0714*<br>(0.0379)  |
| 第三類<br>業種      | 0.0357<br>(0.0539)    | 0.0499*<br>(0.0302)   | 0.0317*<br>(0.0184)   | 0.0386*<br>(0.0223)   | 0.0515*<br>(0.0304)   | 0.0401**<br>(0.0150)  | 0.0718*<br>(0.0412)   | 0.0793<br>(0.0697)     | 0.0714<br>(0.0598)    |
| 第四類<br>業種      | 0.0963***<br>(0.0058) | 0.1025***<br>(0.0017) | 0.0921***<br>(0.0043) | 0.0745***<br>(0.0082) | 0.0751**<br>(0.0301)  | 0.0747***<br>(0.0019) | 0.0662*<br>(0.0374)   | 0.0655*<br>(0.0368)    | 0.0715*<br>(0.0419)   |
| 定数項            | 7.5410***<br>(0.1991) | 8.1284***<br>(0.1145) | 7.7149***<br>(0.1402) | 7.1935***<br>(0.2190) | 9.4581***<br>(0.1617) | 8.1450***<br>(0.1972) | 6.5847***<br>(0.3210) | 6.1025***<br>(0.2259)  | 7.4694***<br>(0.1768) |
| R <sup>2</sup> | 0.1682                | 0.1763                | 0.1596                | 0.1547                | 0.1890                | 0.1421                | 0.2725                | 0.2809                 | 0.2466                |
| サンプ<br>ル数      | 1,264                 | 714                   | 550                   | 1,820                 | 915                   | 905                   | 1,412                 | 698                    | 714                   |

表5の回帰結果から、

第一に、全体的に「211重点」大学の教育収益率は14.59%であり、「非211普通」大学の12.96%と短大の8.25%を上回る。すなわち大学卒業生の教育収益率は教育機関のレベルと正の相関関係にある。この結果は海外の学者 Gustafsson と Li<sup>[19]</sup> の実証研究の結論と一致し、教育機関のレベルによっては、教育資源の格差、たとえば、教師と生徒の比率、学生の平均支出、社会教育の投資額などが、学生の成績、能力などの個人差を作り出し、両者は同方向の変動関係にあり、個人の能力が高い者は卒業後に労働市場でより高い賃金を得られる。性別から見ると、大学生の男女教育収益率及びその格差は教育機関レベルの向上につれて増加する。すなわち他の二つの教育機関に比べ、「211重点」大学の男性は女

性よりさらに顕著に教育収益率において優位にあり、両者の格差が最も大きいものは4.74%である。

第二に、職務経験の男子短大生への影響はさらに重要である。全体的に、短大の学生の職務経験の収益率は6.98%、他の二つの大学を上回る。性別からみると、三つの教育機関の中で男性の職務経験の収益率はすべて女性を上回る。短大の男女間の職務経験の収益率差は、最大1.11%であり、男子短大生の職務経験の収益率は最も高く7.83%である。普通の大学の男女間の職務経験の収益率差は最小0.15%であり、「211重点」大学の男女間格差はほぼ中間の0.75%である。他の教育機関に比べ、職務経験は短大の学生にとって、とりわけ男性にとって最も重要であり、これは短大の学生は比較的早く就職することと関係があると考えられる。従って、職務経験が豊富で、熟練した技能を持つ男子短大生は企業側に好まれる傾向にある。

第三に、政治的身分は女子大学卒業生にとってさらに重要である。全体的に、大学卒業生の政治的身分が共産党員の収益率は教育機関レベルと正の相関関係にあり、すなわち政治的身分の要因は「211重点」大学と普通の大学の学生の賃金水準を高めるのに顕著であり、短大生に対してその影響はあまり顕著ではない。性別から見れば、三つのレベルの教育機関の中で、女性の政治的身分は、共産党員の収益率がすべて男性を上回り、両者の差は、教育機関のレベルの向上につれて増加し、うち「211重点」大学の女性の共産党員の収益率が最も高く、12.85%である。教育機関の知名度が高く、且つ政治的身分が共産党員の女子大学生は労働市場の中で相対的により高い賃金を得られることを意味する。

第四に、業種別について、全体的に、「211重点」大学の卒業生は第二、第四類業種の賃金収益率の差がそれぞれ1%と10%の水準で有意であり、第一類業種より2.87%と9.63%高い。普通の大学の卒業生は第三、第四類業種の賃金収益率の差がそれぞれ10%と1%の水準で有意であり、第一類業種より3.86%と7.45%高い。短大の卒業生は第二類業種の賃金収益率が5%の水準で第一類業種より10.22%低いが、第三、第四類業種の賃金収益率はそれぞれ第一類より7.18%と6.62%低く、その差は10%水準で有意である。性別から見れば、「211重点」大学、普通の大学の中で、男性は第二、第三、第四類業種の賃金収益率がすべて同じ業種に従事する女性を上回るが、第二類業種に従事する短大の男女大学生の賃金収益率は第一類業種より10.90%と7.14%低く、第四類業種に従事する女子短大生の賃金収益率は10%の水準で同じ職業に就く男性より高い。

#### 4. 中国における異なるレベルの教育機関の大学卒業生の男女間賃金格差の分解結果

異なるレベルの教育機関の男女賃金決定方程式を推計した上で、本稿はさらに異なるレベルの教育機関の大学卒業生の性差別の状況を考察する。前述のように教育年数と職務経験の二つの変数に重点をおいて分析するために、政治的身分、業種類型及び定数項を組み合わせて「その他」とし、それぞれCotton分解とNeumark分解を行い、具体的分析結果を次の表6に示す。

表6 教育機関レベルによる卒業生の男女賃金格差の分解結果（中国）

| 名称            |      | Cotton分解結果          |                     |                     | Neumark分解結果         |                     |                     |
|---------------|------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 教育機関レベル<br>類型 | 分解項  | 全体差                 | 属性差                 | 係数差                 | 全体差                 | 属性差                 | 係数差                 |
|               |      | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         | 差値<br>(比例%)         |
| 211重点大学       | 教育年数 | 0.2022<br>(152.61)  | 0.0588<br>(44.36)   | 0.1434<br>(108.25)  | 0.1993<br>(150.43)  | 0.0584<br>(44.10)   | 0.1409<br>(106.33)  |
|               | 職務経験 | 0.0481<br>(36.29)   | 0.0101<br>(7.58)    | 0.0380<br>(28.71)   | 0.0462<br>(34.85)   | 0.0095<br>(7.15)    | 0.0367<br>(27.70)   |
|               | その他  | -0.1178<br>(-88.90) | -0.0362<br>(-27.27) | -0.0816<br>(-61.63) | -0.1130<br>(-85.28) | -0.0332<br>(-25.06) | -0.0798<br>(-60.22) |
|               | 合計   | 0.1325<br>(100)     | 0.0327<br>(24.67)   | 0.0998<br>(75.33)   | 0.1325<br>(100)     | 0.0347<br>(26.19)   | 0.0978<br>(73.81)   |
| 普通大学          | 教育年数 | 0.1979<br>(132.20)  | 0.0404<br>(27.01)   | 0.1575<br>(105.19)  | 0.1955<br>(130.59)  | 0.0354<br>(23.34)   | 0.1601<br>(107.25)  |
|               | 職務経験 | 0.0598<br>(39.92)   | 0.0094<br>(6.28)    | 0.0504<br>(33.64)   | 0.0557<br>(37.21)   | 0.0089<br>(5.92)    | 0.0468<br>(31.29)   |
|               | その他  | -0.1080<br>(-72.12) | -0.0169<br>(-11.30) | -0.0911<br>(-60.82) | -0.1015<br>(-67.80) | -0.0087<br>(-5.68)  | -0.0928<br>(-62.12) |
|               | 合計   | 0.1497<br>(100)     | 0.0329<br>(21.99)   | 0.1168<br>(78.01)   | 0.1497<br>(100)     | 0.0356<br>(23.58)   | 0.1141<br>(76.42)   |
| 短大            | 教育年数 | 0.1866<br>(114.13)  | 0.0172<br>(10.50)   | 0.1694<br>(103.63)  | 0.1838<br>(112.42)  | 0.0066<br>(4.01)    | 0.1772<br>(108.41)  |
|               | 職務経験 | 0.0695<br>(42.53)   | 0.0071<br>(4.37)    | 0.0624<br>(38.16)   | 0.0663<br>(40.58)   | 0.0067<br>(4.10)    | 0.0596<br>(36.48)   |
|               | その他  | -0.0926<br>(-56.66) | 0.0075<br>(4.56)    | -0.1001<br>(-61.22) | -0.0866<br>(-53.00) | 0.0221<br>(13.53)   | -0.1087<br>(-66.53) |
|               | 合計   | 0.1635<br>(100)     | 0.0318<br>(19.43)   | 0.1317<br>(80.57)   | 0.1635<br>(100)     | 0.0354<br>(21.64)   | 0.1281<br>(78.36)   |

表6によれば、第一に、全体差において、教育機関レベルの向上につれて、大学生の男女間賃金対数の全体差は徐々に減少し、短大の0.1635から、普通の大学の0.1497まで減少し、また「211重点」大学の0.1325まで減少する。このような結果から、短大の男女賃金格差が最も顕著であり、普通の大学はその次であり、「211重点」大学は男女間賃金格差が最も小さい。異なるレベルの教育機関は卒業生の個人的能力、個人の属性などに対して

選別することを表し、教育機関のレベルが高ければ、男女間の収入を得る能力や個人の属性の差は低下し、これに応じて賃金の格差は減少する。同時に、二つの分解方法の中で、教育機関のレベルと大学生の賃金対数の総係数差はすべて負の相関関係にあり、すなわち知名度の高い教育機関を卒業した大学生が市場差別を受ける度合いは低い。

第二に、分解項の中で教育年数差は大学卒業生の男女賃金格差をもたらす最も主要な要因である。たとえば Cotton 分解の中で、「211 重点」大学、普通の大学と短大は、教育年数の引き起こす賃金格差がそれぞれ全体差の 152.61%、132.20%と 114.13%であり、教育年数の全体差の数値、属性差と相応する割合はすべて教育機関のレベルと正の相関関係にあるが、教育年数の係数差（市場差別）は教育機関レベルと負の相関関係にある。教育を受け、収入の収益率が得られること及び個人の属性に対して、他の二つの教育機関に比べ、「211 重点」大学の男性は女性よりさらに顕著に教育上の利益を得ており、且つ「211 重点」大学の卒業生が受ける市場差別の度合いは他の教育機関の卒業生よりはるかに低いことが明らかである。

第三に、職務経験の分解項において、異なる教育機関レベルで異なる分解方法を用いる際、職務経験のもたらす賃金格差が全体差に占める割合の変動範囲は 35%~45%の間にある。教育年数に比べ、職務経験の要因の大学生の男女賃金格差への影響は比較的小さい。さらなる分析によれば、大学卒業生の職務経験の全体差値、係数差値と相応する比率はすべて教育機関レベルと負の相関関係にあることが明らかである。他の教育機関に比べ、短大の男女の職務経験差はより顕著な賃金格差を作り出し、企業側は短大の学生に対して職務経験をより重要視することを示し、職務経験が不十分な女子短大生は深刻な差別を受けると思われる。

第四に、他の分解項において、Cotton 分解と Neumark 分解では、他の要因で引き起こされた大学卒業生の賃金格差全体値、係数差値と相応する割合はすべて負の値となり、且つ教育機関レベルの向上につれて、他の要因の引き起こす賃金格差が全体差に占める割合の絶対値は徐々に増加し、係数差の絶対値は徐々に減少する。これは同じ職業内において、短大と普通の大学に比べ、「211 重点」大学の女性で政治的身分が共産党員の賃金収益率は同じ属性を持つ男性を著しく上回り、より企業側に好まれる傾向にあることが明らかである。

## 5. 日本の男女賃金決定方程式の回帰結果

表 7 の推定結果によれば、男性の教育収益率は 9.12%、女性の教育収益率の 9.68%よりやや低く、5%と 10%水準で有意である。男女とも就業年数は賃金対数と逆 U 字型関係にあるが、男性には統計的に有意であるのに対して、女性に有意な結果は得られなかった。職種について、男性は第二次産業と第三次産業が統計的に有意であるのに対して、第一次産業は有意な結果が得られなかった。女性のグループでは 1%水準で第三次産業のみ統計的に有意な値が得られたが、他の変数に有意な結果は得られなかった。

表7 男女賃金決定要因の推定結果（日本）

| 変数名            | 男性       |        | 女性        |        |
|----------------|----------|--------|-----------|--------|
|                | 係数       | 標準偏差   | 係数        | 標準偏差   |
| 教育年数           | 0.0912** | 0.0126 | 0.0968*   | 0.0113 |
| 就業年数           | 0.0735** | 0.0490 | 0.0397    | 0.0235 |
| 職務経験の平方        | -0.0028* | 0.0016 | -0.0019   | 0.0009 |
| 第一次産業          | 0.0563   | 0.0214 | 0.0276    | 0.0329 |
| 第二次産業          | 0.0852** | 0.0625 | 0.0339    | 0.0257 |
| 第三次産業          | 0.1132** | 0.0736 | 0.1398*** | 0.0475 |
| 定数項            | 7.926*** | 0.1599 | 7.083***  | 0.1548 |
| R <sup>2</sup> | 0.1783   |        | 0.2118    |        |
| サンプル数          | 867      |        | 842       |        |

注：\*\*\*、\*\*、\*それぞれ有意水準1%、5%と10%を示す。

#### 6. 日本の男女賃金格差の分解結果

表8の推定結果によれば、Cotton分解において男女賃金の格差が0.2429で、男性の所得は女性より27.49%( $=e^{0.2429}-1$ )高い。個人の属性に基づく格差は0.0791であり、格差全体の32.56%を占める。個人の属性以外の係数格差は0.1638で、格差全体の67.44%を占める。

一方で、Neumark分解において、個人の属性に基づく格差は0.0885で、格差全体の36.42%を占める。個人の属性以外の係数格差は0.1544で、格差全体の63.58%を占める。すなわち日本において、個人の属性以外の要因による男女間賃金格差が大きいことがわかった。

また、各分解項では、就業年数が男女間賃金格差の最も主要な要因である。Cotton分解とNeumark分解において、就業年数による賃金格差はそれぞれ0.4329と0.4529で、格差全体の178.23%と186.47%を占める。うち就業年数の属性格差はそれぞれ0.1520と0.1670となり、格差全体の62.58%と68.76%を占める。就業年数の係数格差はそれぞれ0.2809と0.2859となり、格差全体の115.65%と117.71%を占める。これは女性が男性ほど、就業年数の増加に伴い、評価を受けていないことを示している。

さらに、教育年数の賃金格差への影響について、Cotton分解とNeumark分解では、それぞれ0.0324と0.0399で、格差全体の13.34%と16.42%を占める。就業年数に比べ、教育年数が男女賃金格差に及ぼす影響はそれほど大きくない。また、その他の要因による賃金格差はそれぞれ-0.2224と-0.2499で、格差全体の-91.57%と-102.89%を占める。分解方法は異なるが、表8の推定結果は表2と一致するため、男女賃金格差の頑健性が検証された。

表8 男女間賃金格差の差異に関する要因分解(日本)

| 分解項<br>名称 | Cotton モデル          |                     |                     | Neumark モデル          |                     |                     |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|           | 全体差                 | 属性差                 | 係数差                 | 全体差                  | 属性差                 | 係数差                 |
|           | 数値<br>(割合%)         | 数値<br>(割合%)         | 数値<br>(割合%)         | 数値<br>(割合%)          | 数値<br>(割合%)         | 数値<br>(割合%)         |
| 教育年数      | 0.0324<br>(13.34)   | 0.0207<br>(8.53)    | 0.0117<br>(4.81)    | 0.0399<br>(16.42)    | 0.0261<br>(10.73)   | 0.0138<br>(5.69)    |
| 就業年数      | 0.4329<br>(178.23)  | 0.1520<br>(62.58)   | 0.2809<br>(115.65)  | 0.4529<br>(186.47)   | 0.1670<br>(68.76)   | 0.2859<br>(117.71)  |
| その他       | -0.2224<br>(-91.57) | -0.0936<br>(-38.55) | -0.1288<br>(-53.02) | -0.2499<br>(-102.89) | -0.1046<br>(-43.07) | -0.1453<br>(-59.82) |
| 合計        | 0.2429<br>(100)     | 0.0791<br>(32.56)   | 0.1638<br>(67.44)   | 0.2429<br>(100)      | 0.0885<br>(36.42)   | 0.1544<br>(63.58)   |

#### IV. 結論

本稿は「2014年大学卒業生就職状況アンケート」のマイクロデータを基に、我が国の大学卒業生の男女間賃金格差の推計を行い、Cotton、Neumarkの二つの方法を用い、大学生の男女間賃金格差について分解を行った。具体的な結論は以下に述べる。

第一に、男子大学卒業生の教育収益率は女子を上回る。

回帰結果によれば、男子大学卒業生全体の教育収益率は10.17%であり、女子大学卒業生全体の教育収益率の9.83%を上回ることが明らかである。大学卒業生の教育収益率及びその男女差は教育機関のレベルの向上につれて増加し、すなわち他の二つの教育機関に比べ、「211重点」大学の男性は女性よりさらに顕著に教育収益率において優位にあり、両者の差において最も大きいのは4.74%である。

第二に、教育機関のレベルが低ければ低いほど、大学卒業生の男女賃金格差及び差別の度合いは大きい。

賃金格差の分解によれば、男女賃金対数の全体差において、短大の最も大きい数値は0.1635であり、普通の大学はその次の0.1497であり、「211重点」大学は最も小さく0.1325となる。教育機関レベルが異なることは、卒業生の個人的能力、個人の属性などに対して選別することになり、さらに男女賃金の対数差全体に顕著な影響を与える。大学卒業生は男女間賃金格差が明白であり、個人の属性の相違の他、係数差部分が占める割合はやや高く、教育機関レベルは係数差全体と負の相関関係にあり、すなわち大学卒業生の卒業する教育機関のレベルが低いほど市場差別を受けることが明らかである。

第三に、教育年数差は大学卒業生の男女賃金格差を作り出す重要な要因である。



Cotton 分解と Neumark 分解の結果から、大学卒業生の教育年数の全体差値はそれぞれ 0.1711 と 0.1764、賃金対数差に占める割合は比較的高く、教育年数の面において、男子大学生は女子大学生より個人の属性において優位にあることは明らかである。大学卒業生の教育年数の全体差及び属性差は教育機関レベルと正の相関関係にあり、教育年数が長く、教育機関のレベルが高いほど、大学卒業生の男女賃金格差及び個人の属性への影響が大きい。

第四に、職務経験は男子短大生にとって重要であり、政治的身分は女子大学生にとってはさらに重要である。

大学生の職務経験の差の全体値、係数差値は教育機関のレベルと負の相関関係にあり、他の教育機関に比べ、短大の職務経験の男女差はさらに顕著な賃金格差を引き起こし、企業側は男子短大生の職務経験状況をより重要視していることが明らかである。女子大学生の政治的身分の収益率は男性を上回り、両者の差は教育機関レベルの向上につれて増加し、「211 重点」大学の女性は政治的身分の収益率が最も高い 12.85% となり、教育機関レベルが高いほど、さらに政治的身分が共産党員である女子大学生は労働市場においてより高い所得を得られることが明らかである。

以上の結論により、本稿は次のように提言する。

まず、性別、教育機関レベル及び教育年数が、大学生の教育収益率及び男女賃金格差に及ぼす影響は顕著であり、女子大学生の教育収益率を高め、男女賃金格差を縮小するために、教育部などの関係部門は女性の教育資源の投入と高学歴教育の機会を高めるべきであり、より多くの女性を良い大学に通わせるだけでなく、より高いレベルの学校教育を受けられるようにすべきである。同時に、高等教育機関は女性に対して多様で体系的な就職指導を開設し、就職カテゴリーを拡大し、女性が自分自身の主観、意志、興味及び市場変化などの客観的な実情によって「就職の二元選択」を行うべきである。

次に、大学生の男女間賃金格差の中で市場差別が占める割合はやや高く、政府は反性差別と関連のある法律法規、就職機構及び女性の出産育児費用の補助などの社会保障制度を作り、完備させるべきであり、女性の就職がもたらす企業側の「性別損失」を軽減し、女子大学生の正当な雇用権を守ることで、就職の際の性差別問題を緩和する。

最後に、職務経験は短大の学生にとって最も重要であり、とりわけ男性は、就職市場の需要により適応するために、職務経験を積み、職業技能を高めることが求められている。政治的身分は女子大学生の就職に影響する重要な条件であるため、女子大学生は大学の在学期間に積極的に共産党に入党するよう努力し、学習能力、実践能力などの総合的資質を常に向上させ、人的資本の投資を増大し、自身の就職競争力を高めるべきである。

## 参考文献

- [1] Bergmann, B. R, Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex [J]. Eastern Economic Journal, 1974, 8(1): 103-110.

- [2] Blau, F. D. and Beller, A. H., Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981 [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1988, 41(5): 513-529.
- [3] Khanna, S., Gender Wage Discrimination in India: Glass Ceiling or Sticky Floor? [R]. Centre for Development Economics, Department of Economics, Delhi School of Economics, Working Paper No.214, 2012.
- [4] Belzil, C. and Hansen, J., Unobserved Ability and the Return to Schooling [J]. *Econometrica*, 2002(70): 575-591.
- [5] Ballance, J., Gender Discrimination Across US States: What Has Changed Over the Past Thirty Years? [R]. Honors Projects in Economics, Bryant University, 2012.
- [6] Meng, X., Male-Female Wage Determination and Gender Wage Discrimination in China's Rural Industrial Sector [J]. *Labor Economics*, 1998, 12(5): 67-88.
- [7] 王美艳。中国城市劳动力市场上的性别工资差异 [J]。《经济研究》、2005 (12): 35-44.
- [8] Zhang, J., Zhao, Y., Park, A. and Song, X., "Economics Returns to Schooling in Urban China" [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4): 730-752.
- [9] Hughes, J. and Maurer-Fazio, M., Effects of Marriage, Education and Occupation on the Female/Male Wage Gap in China [J]. *Pacific Economic Review*, 2002, 7(1): 137-156.
- [10] 陈良焜、鞠高升。教育明瑟收益率性别差异的实证分析 [J]。《北京大学教育评论》、2004, 2(3): 40-45.
- [11] 张世伟、郭凤鸣。分位数上的性别工资歧视—基于东北城市劳动力市场的经验研究 [J]。《中国人口科学》、2009(6): 69-79.
- [12] 赵显洲。中国城市劳动力市场上性别歧视的计量与分解[J]。《管理评论》、2014, 26(7): 62-71.
- [13] Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings* [M]. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [14] 杜育红、孙志军。中国欠发达地区的教育、收入与劳动力市场经历—基于内蒙古赤峰市城镇地区的研究[J]、《管理世界》。2003(9): 68-88.
- [15] 刘泽云。女性教育收益率为何高于男性？—基于工资性别歧视的分析 [J]。《经济科学》、2008(2): 119-128.
- [16] Cotton, J., On the Decomposition of Wage Differentials [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(2): 243-246.
- [17] Neumark, D., Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination [J]. *The Journal of Human Resources*, 1988, 23(3): 279-295.
- [18] 范静波。2003-2008 年间中国教育收益变动趋势研究 [J]。《统计与信息论坛》、2011, 26(8): 47-52.
- [19] Gustafsson, B. and Li, S., Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China [J]. *Journal of Population Economics*, 2000, 13(2): 305-329.