

中国の日系企業における男女間処遇格差 企業内人事マイクロデータを用いた分析

孫 豊 葉

JEL Classification Number: J71

Keywords: 男女間賃金格差 日系企業

要 約

本研究は、中国で営業している日系企業(小売業)における男女間の処遇格差に関する分析である。この課題に関してこれまでの研究は、アンケートデータを用いて賃金関数を推定して分析するものがほとんどであり、企業内部労働市場に焦点を当てたものが少ない。本研究は聞き取り調査から得た人事制度を裏付けとして、人事マイクロデータを用いて企業内部労働市場の採用、昇進、そして賃金のランク付けについて男女間の格差の存在を統計的に分析する。聞き取り調査によると、対象企業は2005年度の採用、社内訓練、社内昇進昇格、査定基準に関して男女において異なる制度は実施されていなかった。2005年度の新入社員の初任給水準や、社内昇進昇格確率について計量分析を行った結果からは、男女間の差は観察されなかったが、調査の実施時点である2005年度現在の賃金プロファイルに関して計量分析を行った結果から、賃金水準に男女間格差があることが観察された。

1. 序論

男女間賃金格差はどこの国でも程度の差こそあれ、なお根強く存在している。国際的にみればOECD諸国の中で日本と韓国が最も大きい⁽¹⁾。日本では、厚生労働省「平成17年賃金構造基本統計調査」によると、一般労働者⁽²⁾では女性の賃金が男性の64.9%しかない。男女間処遇格差をもたらす要因に関しては労働生産性の差で説明できる格差と説明できない格差と二種類に分けられる。馬(2007)が主張したように、日本の男女間賃金格差は日本女性のM字型労働供給が大きな要因で

(1) Society at a Glance 2006によると、OECD諸国の中で、フルタイム労働者のベースで比較している結果は男女賃金格差の大きな順に、韓国、日本、ドイツ、米国、英国、スウェーデン、オーストラリア、フランスとなっている。

(2) 一般労働者はパートタイム労働者とは異なる。パートタイム労働者とは、同一事業所の一般労働者より1日の所定労働時間が短い又は1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない労働者をいい、一般労働者とは、パートタイム労働者以外の労働者をいう。

あることが分かる。つまり、女性は同じ会社に勤める年数が男性より短いことは重要な原因である。日本と比べて、中国では、社会主義体制のもとで、農村地域を除いた大都市地域において、女性も男性と同様に正規雇用者として働くことが一般的である。近年、専業主婦の存在が社会に認められているが、結婚、出産による退職がほとんど見られず、女性の就業率は従来から高い水準を維持している⁽³⁾。このような労働市場において中国に進出した日系企業は日本にいたときと同じように女性従業員を処遇しているのかということは興味深い課題である。その実態を把握するには、マクロデータの分析のみならず、格差が生じる仕事場に着目して、企業の内部労働市場の視点から見る必要があると思う。

本研究は内部労働市場から日系企業における男女間処遇格差の要因を検証するために、中国山東省にある企業についてインタビュー調査を行い、人事制度と人事マイクロデータを提供して頂き、それに基づいて計量分析を行った。このような分析をすることで、中国に進出した日系企業が女性の雇用管理に関する政策がどのようなになっているかについて垣間見ることができると思う。

本文の構成は次のようになる。第2節で、日本と中国における男女間賃金格差についてこれまでの先行研究を展望する。第3節で、本研究の対象企業の概要と人事制度を紹介し、企業内人事マイクロデータの基本統計量を示す。第4節で、検証する賃金ランク付け確率関数、昇進昇格確率関数及び新入社員の賃金関数の推定モデルを説明する。第5節で、計量分析を行い、男女間処遇格差の検証結果を示す。第6節はまとめと考察である。

2. 先行研究

男女間処遇格差に関して、日本と中国で数多くの研究がなされている。日本の研究は、阿部(2005)では、男女の平均的な生産性の違いでは説明できない男女間の賃金格差が存在しており、それは学校卒業後の経過年数や勤続年数などの賃金への効果が男女で異なることによるものであることが分かった。川口(2005)では、結婚と出産が男女の賃金に与える影響を検証した。結婚が男性の賃金に正の影響(結婚プレミアム)を与え、女性の賃金に影響を与えないことが観察され、そして、出産は男性の賃金に正の影響を与えるが、女性の賃金に負の影響を与えることが観察された。佐野(2005)では、日本の労働市場では、使用者の嗜好に基づく女性差別による女性の過少雇用が存在していることが検証され、Kawaguti(2007)では、企業レベルのパネルデータを用いて嗜好による差別を検証した結果からは、嗜好による差別が存在していないという仮説が棄却されなかったが、女性ペナルティ(女性の賃金に与える負の効果)が利益に与える影響がわずか20分の1しかなく、男女間の賃金格差の最も大きな要因は労働生産性にあることが分かった。中田(1997)では、男女間労働生産性の差が男女間勤続年数の違いがもたらした結果であると主張した。日本人女性の多くは結婚や出産を契機に退職するので、平均的に勤続年数が男性より短いことから、女性従業員は企業内で統計

(3) 中国統計局第5次人口調査による。

的差別を受けたことが考えられる。つまり、女性従業員への投資の回収率が男性より低いため、企業は女性より男性従業員に投資する。その結果、勤続年数が重なるにつれて、男女間の生産性に差が出る。勤続の違いが男女間賃金格差に与える影響に関しては八代(1980)では、男女間の勤続年数に基づく賃金格差とそれ以外の要因による格差に分解した結果から、勤続年数により男女間賃金格差の46.8%が説明できることを検証した。そして小倉(2004)では、ある企業についてケーススタディーを行った。この研究では男女間の賃金格差を分解してはいないが、対象企業において男女間賃金格差の推移と女性勤続年数の推移を把握して統計分析した結果により、女性従業員の勤続年数が長くなるにつれて、男女間賃金格差が縮小したことが検証された。

中国の男女間賃金格差の研究は近年数多くなされているが、その多くは市場経済改革がもたらした影響を分析するものである。Meng(1998)では、農村地域の民营企业に関してアンケート調査を行い分析した。非マーケット部門⁴⁾においては、女性差別により男女間賃金格差の全てを説明できるが、マーケット部門においては、女性差別が3分の2しか説明できないことが検証された。Dong, Fiona, and Bowles(2004)では、男女の賃金格差は女性の職業選択が原因であると主張した。

日本に比べて中国の労働市場は複雑に見える。中国に進出した日系企業に関する研究は、松繁、徐(2002)では、大連にある日系企業4社に対してアンケート調査及び計量分析を行った結果からは、管理職においては男女間の差が検証されなかった。また、馬(2007)では、中日両国の男女間所得格差の要因を分析し、日本の格差のほうが中国より大きい、そして、日中両国女性の勤続年数の差がこの違いを導く最も重要な原因であることが分かった。

上述した先行研究と比較して本研究では、中国に進出した日系企業A社を対象にして分析を行う。企業内部労働市場に焦点を置き、企業内部キャリアから再検証して、採用、昇進昇格、そして賃金の設定における男女間格差の存在を明らかにしたい。正社員全員の人事マイクロデータを用いて計量分析を行い、企業聞き取り調査から得られた人事制度で裏付けて、格差が生じる要因を検討する。ただ、本研究は1社だけの分析のため、中国の全ての企業を代表できないが、中国の企業内部労働市場、特に都市部にある日系企業の内部労働市場における男女間処遇格差の現状の解明に貢献できると考える。

3. 対象企業の概要と制度

ここで、インタビュー調査から明らかになった対象企業の概要及び人事制度を説明する。本研究の対象企業は中国の都市部にある日系合弁企業A社である。2005年2月に2週間にわたって、対象企業の人事本部に数回聞き取り調査を行った。企業内の人事制度を調査し、人事マイクロデータを2月と10月の2ヶ月分提供して頂いた。

対象企業は1996年3月に設立され、1998年1月に正式に操業を開始した日本企業と中国国営企

(4) マーケット部門とは、改革政策により民営化された事業所のことである。それに対して非マーケット部門とはまだ政府によって経営されている事業所のことである。中国の市場経済改革が実施される前には、民間企業は存在しておらず、すべての企業は公営であった。これらの企業では、人事制度は国、省(日本の県に当たる)、あるいは市の政府によりほぼ統一に規定されており、男女の賃金が画一的な制度となっていた。経済改革後、民営化により企業が独自に人事制度を決めることができるようになり、男女の賃金が多様になっている。

業が共同出資した合弁企業である。日本側の親会社は日本において小売業のトップ企業であり、対象企業となる合弁企業も総資本金は4817.5万アメリカドル、登録資本金は1941.5万アメリカドルで、地元では大手企業である。出資比率は日本側が60%、中国側が40%となっており、企業の経営方針や人事制度などの主導権は日本側が持っている。1998年に正式に営業を開始する前に、中国人中間管理職30数人を採用して日本へ研修に派遣し、基本的な技術訓練を行った。開業準備完了後、日本側親会社から派遣された開業支援のための社員が日本に帰国し、主な部門に日本人責任者が配属され、約600人の中国人正社員と一緒に正式に営業を始めた。設立当時は日本側親会社の人事制度を持ち込んだが、その後、地元の事情に合わせて修正している。現在は組織図(附表1)のように主な部門の部長以上の職位に日本側から派遣された日本人責任者を任命し、その副職に中国側会社から派遣された中国人を任命している。その後、中国人正社員が344人(2005年2月現在)まで減り、代わりに臨時社員(非正規雇用者)を約600人雇用している。

本研究では提供して頂いた中国人正社員344人の人事マイクロデータのうち、正社員337人について分析する。これらの基本統計量を表2、表3に示す。副部長以上の管理職7人は殆ど中国側親会社からの派遣であるため、対象企業の人事管理範囲外と見なし、推定から外すことにした。

表2 基本統計量・全員(2005年2月現在)

項目	人数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年齢	337	30.0歳	5.8	22	71 ⁽⁵⁾
教育年数	337	13.7年	1.8	9	19
勤続	337	5.3年	2.2	0.4	9.25
賃金	337	1700元 (約2.5万円)	925	775元 (約1.1万円)	4200元 (約6.2万円)
賃金ランク	337	4.3	2.1	1	8

注1. この賃金は人事評価などをかける前の基準賃金の階級値(上限と下限の中央値)である。

注2. 為替レート: 1元 = 14.6638で日本円に換算されている。

正社員337人のうち、男性は95人、女性は242人、比率は男女それぞれ28.2%、71.8%となり、女性が圧倒的に多い。管理職の人数は男女それぞれ53人、73人で、比率は男性が42%、女性が58%となり、女性が活用されていることが分かる。また、属性別に見ると、全員の平均年齢、教育年数(表7)と勤続年数⁽⁶⁾はそれぞれ30歳、13.7年、5.3年であるが、男性が32.9歳、14.2年、5.6年、女性が28.9歳、13.5年、5.7⁽⁷⁾年となり(表3)、平均的に女性は男性より若くて、教育水準が低く、そして勤続年数が長いことが分かる。また、賃金水準⁽⁸⁾を見ると、最高賃金と最低賃金は男女と

(5) 71歳の社員一人は特別の関係により対象企業に雇用されている。これを外しても、推定結果はあまり変わらないので、推定サンプルに残した。

(6) ここでの勤続年数は観察できる期間の長さの小数点以下を切り上げたものである。

(7) ここでは、女性が育児休暇をとることでの休業の期間(5~8ヶ月)を引いていない。

(8) この賃金水準は人事評価点数をかける前の月給算出基準であり、手取り給料ではない。また、各階級の上限と下限の中間値である。

中国の日系企業における男女間処遇格差(孫)

も 4200 元(約 6.2 万円)、775 元(約 1.1 万円)となり、同じであるが、平均賃金は男女それぞれ 2106 元(約 3.1 万円)、1541 元(約 2.3 万円)となり、全体的には女性の賃金水準が低い。

賃金制度は何回も修正されて現在の賃金ランク制度(表 4)に至る。資格・職位に合わせるように賃金を 9 ランクに設定し、毎年、競争相手企業の賃金水準及び地元の物価に応じて調整するようになっている。手当や保険、所得税控除、罰賞金などを除いた月給は、ランク別に定めた基準賃金に人事評価の点数と出勤点数をかけて計算される。ボーナスは年一度支給され、ランク別に定めた基準賃金に賞与月数、人事評価点数の年平均値と出勤点数年平均値をかけて算出され、年末に支払われる。

表 3 基本統計量・男女別(2005 年 2 月現在)

項目	平均	標準偏差	最小値	最大値	人数	比率	管理職人数	比率	
女性	年齢	28.9 歳	4.2	22	242	71.8%	73	58%	
	教育年数	13.5 年	1.7	9					
	勤続	5.4 年	2.1	0.42					8.5
	賃金*	1541 元 (約 2.3 万円)	793	775 元 (約 1.1 万円)					4200 元 (約 6.2 万円)
	賃金ランク	3.95	2.0	1					8
男性	年齢	32.9 歳	7.9	23	95	28.2%	53	42%	
	教育年数	14.2 年	1.9	9					16
	勤続	5.3 年	2.4	0.42					9.25
	賃金*	2106 元 (約 3.1 万円)	1103	775 元 (約 1.1 万円)					4200 元 (約 6.2 万円)
	賃金ランク	5.2	2.2	1					8
合計					337	100%	126	100%	

注 1. ここの賃金は人事評価などをかける前の基準賃金の階級値(上限と下限の中央値)となる。

注 2. また為替レート: 1 元 = 14.6638 で日本円に換算されている。

人事評価は月給の算出基準となっており、毎月上司に評価される。職位により評価基準が異なり、中間管理職(課長)の人事評価内容を例に取ると(2005 年 10 月現在)次のようになる。人事評価は 100 点満点で、内訳は企業によって定められる行動基準(20 点満点)と能力(40 点満点)に関する主観的評価と、業績に基づいた客観的評価(40 点満点)からなる。対象企業では接客サービスを重視しており、中国人が挨拶に慣れていないことに対処するため、接客態度のよさや、挨拶ができるかどうかを行動基準にして人事評価の内容に入れて、賃金に反映させている。従業員が積極的に顧

客に挨拶することを促す目的である。そして、インセンティブを十分高めるために、業績点を設定し、ランク別に定まった金額を基準として、毎月の達成率を賃金の決定要素のひとつに入れている。また、従業員の努力不足以外の原因で仕事が進まなかった場合を考慮して能力評価という項目も設定し、柔軟に対応している。このような人事評価においては制度上の男女差が見られない。人事評価の中で60点が主観的評価になるが、月ごとの人事評価に基づいて評価者が部下と面談して評価結果をフィードバックする責任があるため、性的要因で女性が低く評価される可能性は低いと考えられる。賃金ランクは社員を採用した際、男女問わずに学歴に応じて最初のランクを付けるが、中途採用者は過去の仕事経験や特別な技術も考慮され、学歴で決めた賃金ランク以上にランク付けることが可能である。

表4. 賃金ランクと職位・資格(2005年2月現在)

資格	賃金 ランク	基準賃金範囲*	職位
管理職	9	4800 ~ 7500 元 (70,000 ~ 110,000 円)	店長 副部長 部長代行
	8	3900 ~ 4500 元 (57,000 ~ 70,000 円)	課長 課長代行
	7	2400 ~ 2600 元 (35,000 ~ 38,000 円)	主管
	6	2050 ~ 2300 元 (30,000 ~ 34,000 円)	副主管
管理職 候補	5	1450 ~ 1550 元 (21,000 ~ 23,000 円)	等級5
	4	1250 ~ 1350 元 (18,000 ~ 20,000 円)	等級4
社員	3	1050 ~ 1150 元 (15,000 ~ 17,000 円)	等級3
	2	900 ~ 950 元 (13,000 ~ 14,000 円)	等級2
	1	750 ~ 800 元 (11,000 ~ 12,000 円)	等級1

注1. 為替レート：1元 = 14.6638 で日本円に換算されている。

入社後、資格(表4)に基づき、一般職、管理職候補、管理職に対してそれぞれ異なる訓練を行う。日本の企業と違い、定期昇給制度がない。その代わりに、年一度の定期昇進昇格機会が設定され、昇進昇格できた従業員だけが昇給されることになっている。昇進昇格するには、男女関係なく、全社員(部長職以下337人)が仕事能力テストを受ける。テストの成績と人事評価の前年平均値と面接の点数に基づき、毎年の昇進昇格者が決定される。ただし、成績、業績、面接の全般が悪かった社員はランクが下位に落ちることもあり、優秀と認められた社員は飛び級が可能である。毎年の昇進昇格人数は全体の30%となるように計画されているが、職位の数は制限されておらず、上位ランクへいくと、主管や課長などそのランクに対応する職位が与えられる。昇進昇格人数が従業員全員の30%前後を目安に決定されているが、能力の高い者を昇進昇格させる方針となっており、男女

で異なる制度が適用されているとは言えない。

しかしながら、企業内の人事制度の中に女性だけに適用している制度が設定されている。それは女性従業員に対しての育児休暇制度である。女性従業員は出産・育児で5ヶ月から8ヶ月までの休暇が取れるように規定されている。その内5ヶ月の休暇は中国の労働法及び地方の法令により決められ、出産する女性従業員は最低5ヶ月の育児休暇が取れることになっている。この5ヶ月の間、企業からの賃金支払いはなくなるが、最低賃金相当額の手当てが毎月政府から支給されるようになっている。残りの3ヶ月は対象企業の特別休暇であり、従業員は申し込めば取得できることになっている。この3ヶ月は政府や企業からの賃金支給はない。この他に、中国の法律の規定により、育児休暇終了後、従業員は企業に復帰し、仕事を続けるが、子供が生まれた日から1年以内の間、毎日1時間の授乳時間が取得でき、定められた勤務時間より1時間早く退勤、或いは遅く出勤することができる。したがって、育児休暇終了後の女性従業員は毎日の勤務時間が1時間少ないということになっている。

対象企業において、採用基準、人事評価基準、社内訓練⁽⁹⁾、昇進昇格基準において男女で異なる制度を採っているとは見られず、これらの制度により男女間処遇格差が生じる可能性が低いと考えられる。しかし、2001年から2005年の間に、出産、育児休暇を取得した女性従業員に対して、企業復帰後に、賃金ランクを一つ下げるような制度が実施された。聞き取り調査によると、2001年には、企業が立ち上げ時採用した女性従業員は大抵結婚、出産適齢期に入ったので、彼らが大量に出産、育児休暇を取得すると、企業は経営困難が生じることを予想して、この制度を作り出したのである。2004までに続いてきたが、企業は女性従業員に不公平と感じ、2005年度に廃止した。聞き取りにより、2005年までに出産、育児休暇の取得者が少なく、約女性従業員の5%ぐらいであることが分かった。

上述した人事制度に踏まえて本研究では、新入社員の賃金関数、社内昇進昇格確率関数、全社員の賃金ランク付け確率関数についてそれぞれ計量的推定を行い、男女間処遇格差を確かめる。

4. 推定方法と推定モデル

まず、推定方法を説明する。ここでは賃金が生産性に依りて支払われていると仮定している⁽¹⁰⁾。賃金ランク付け関数の推定に用いたデータは順序データのため、順序プロビットモデルで推定する。昇進昇格確率関数をプロビットモデルで推定する。そして、新入社員人数が37人とサンプル数が少なく、順序プロビットでは推定値に一致性を持たないため、代わりに賃金ランクの階級値をとって線形回帰モデルの最小二乗法で推定することにする。

順序プロビットモデルでは、従業員*i*の生産性が y_i^* となる。企業は y_i^* に基づいて賃金水準 y_i

(9) 小売業の企業にもいろいろ社内訓練が行われている。例えば接客方法、商品陳列方法、ファッション、法律、業界競争店分析など。

(10) 日本で従来の長期雇用の場合、内部労働市場において雇用が長期化した労働者は、生涯賃金が生産性と一致するが、短期的には必ずしも一致しない。日本に対して現在の中国では、長期雇用が成り立っていない。対象企業でも労働者との労働契約が1年あるいは2年ぐらいごとに更新するようになっている。従って、賃金が短期間で生産性と一致するように支払われていると考えている。

を決める。

$$y_i^* = x_i\beta + u_i, u_i \sim N(0,1)$$

$$(x_i, y_i^*), \dots, (x_n, y_n^*) \text{ は互いに独立である。}$$

y_i^* は観察されない。実際に観察されたのは y_i である。

分岐点 μ_j について、 $y_i = j$ if $\mu_{j-1} \leq y_i^* < \mu_j$

$$j = 1, 2, \dots, J, \quad \mu_0 = -\infty, \mu_J = \infty$$

従業員 i が j 番水準に入る確率は

$$P[y_i = j | x_i] = P(\mu_{j-1} \leq y_i^* < \mu_j) = P[\mu_{j-1} - x_i\beta \leq u_i < \mu_j - x_i\beta] = \Phi(\mu_j - x_i\beta) - \Phi(\mu_{j-1} - x_i\beta)$$

となる。ここで、 $\Phi(u_i)$ は u_i の累積分布関数である。

累積分布関数は

$$F(u_i) = \Phi(u_i) = \int_{-\infty}^{u_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2\sigma^2}\right) ds$$

対数尤度関数は

$$\begin{aligned} & \ln L(\beta, \mu_1, \mu_2, \dots, \mu_{j-1} | y_i, x_i) \\ &= \sum_{i=1}^n \ln P[y_i = j | x_i] \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln [\Phi(\mu_j - x_i\beta) - \Phi(\mu_{j-1} - x_i\beta)] \end{aligned}$$

となり、これの尤度を最大にさせる $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k, \hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2, \dots, \hat{\mu}_{j-1})$ を求める。ここで d_{ij} は $y_i = j$ のとき 1 となりそれ以外は 0 となるダミー変数である。

上記対数尤度関数を k 番目の説明変数 $x_{i,k}$ で偏微分して、従業員 i がカテゴリー j に入る確率に与える影響である限界効果が得られる。

$$\frac{\partial P[y_i = j | x_i]}{\partial x_{i,k}} = [\varphi(\mu_{j-1} - x_i\beta) - \varphi(\mu_j - x_i\beta)]\beta_k$$

と求まる。

最小二乗法では、賃金と観察された労働生産要素の間に線形関係を持つと仮定し、

$$W_i = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + u_i \quad (i=1,2,\dots,n)$$

で推定する。

ここで、採用、昇進昇格、そして現在の賃金に男女間の差があるかどうかを検証するために、2005年における新入社員の賃金関数、昇進昇格確率関数、そして2005年調査時点の賃金ランク付け確率関数をそれぞれ推定してみる。

1 新入社員の賃金関数

新入社員の賃金関数は入社時に各賃金ランクの階級値を取って被説明変数にする。説明変数には労働生産要素として年齢、教育年数、管理職ダミー⁽¹¹⁾、2005年入社ダミー⁽¹³⁾、そして女性ダミーを入れる。対象企業において採用時に観察された労働生産要素(教育水準や勤続年数、年齢など生産性を決める要素のこと)で説明できない要因があれば、年齢と教育年数をコントロールして推定した女性ダミー変数の係数は負に有意な結果が得られるはずである。新入社員の基本統計量が表5に示されている。推定に用いたデータは2005年度の新入社員と2004年度で勤続一年⁽¹²⁾の社員のランク⁽¹³⁾である。

表5. 新入社員男女別基本統計量

		平均	標準偏差	最小値	最大値
男性 7人	年齢	26.6歳	5.65	21	36
	教育年数	14.9年	1.35	12	16
	賃金	1653.6元(約2.4万円)	1210.9	775	4200
	賃金ランク	3.9	2.4	1	8
女性 30人	年齢	31.4歳	6.9	22	49
	教育年数	13.6年	1.8	9	16
	賃金	995元(約1.5万円)	280.2	775	2175
	賃金ランク	2.2	1.2	1	6

2 昇進昇格確率関数

昇進昇格確率関数の推定には2005年度の昇進昇格情報を利用する。

飛び級と降格があったため、実際昇進昇格したランクは四つのカテゴリーに分けられている：

(11) 対象企業では、管理職を外部労働市場から中途採用することがある。

(12) 勤続1年以内の従業員は賃金のランクが入社時そのままであるため、新入社員のサンプルに入れて推定を行う。

(13) 3節で説明したように、対象企業では年一度の昇進・昇給は毎年の3月に行うことになっている。従って、2004年に入社した社員が一回目の昇進・昇給は翌年2005年の3月に行われるため、2005年2月で勤続1年の社員の賃金ランクは2004年入社時のランクそのままである。念のため、推定式にダミーを入れている。2004年入社が1で、2005年入社が0となっている。

表6 . 2005 年度昇進昇格の基本統計量

	昇進・昇格	人数	比率
1	2 ランク上がる	2	0.59%
	1 ランク上がる	17	5.04%
0	ランクが同じ	311	92.28%
	1 ランク落ちる	7	2.08%
	合計	337	100.00%

ここで、2 ランクあるいは1 ランク上げる場合を1に、それ以外を0にして、プロビットモデルで推定する。説明変数には労働経験年数⁽¹⁴⁾、教育年数、勤続年数、勤続年数の二乗、女性ダミー⁽¹⁵⁾、女性ダミーと勤続年数の交差項を入れる。社内で昇進昇格することにおいて労働生産要素の差で説明できない男女間格差が存在するならば、他の変数をコントロールして推定した女性ダミーや女性・勤続交差項は負に有意な結果になるはずである。

3)賃金ランク付け関数

2005 年調査時点において従業員全員の賃金ランク付け関数を順序プロビットモデルとして特定化する。賃金ランク(表4 参照)のカテゴリ-j と対応して、説明変数には労働経験年数、教育年数、女性ダミーのほかに、勤続年数、勤続年数の二乗、女性ダミーと勤続の交差項も入れる。推定に用いたデータは2005 年度2 月の賃金データである。ここでも、賃金のランク付けに観察された労働生産要素で説明できない要因が存在しているならば、生産要素の労働経験、教育年数、勤続年数、勤続年数の2 乗をコントロールして推定した女性ダミーや女性・勤続交差項は係数が負に有意な結果が得られるはずである。

5. 推定結果

新入社員の賃金関数、昇進昇格確率関数、賃金ランク付け関数の推定結果をそれぞれ表9、表10、表11 に示される。

表9 に示されている結果は係数を最小2 乗法で推定し、その標準誤差を撓乱項の不均一分散に対して頑健な Eicker White の方法で推定したものである。推定からは、教育年数の係数は正に有意な結果となり、学歴が高いほど、賃金水準が高いことが示唆され、これは対象企業の採用基準と整合的である。女性ダミーの係数は負となっているが、有意な結果が得られなかったため、2005 年度今回採用の段階では男女間格差がつけられていないことが伺われる。

(14) 労働経験年数 = 年齢 - 教育年数 - 6

(15) 女性を1、男性を0.

表 9 . 新入社員賃金関数推定結果

説明変数	係数	有意水準	標準偏差
年齢	6.571274		11.27719
教育年数	96.29436	**	47.66264
女性ダミー	-374.754		311.3154
管理職ダミー	788.2791	***	285.5546
2005 年入社ダミー	257.3568		221.5623
定数	-436.591		858.4939
Number of obs = 37			
F (5, 31) = 3.74			
Prob > F = 0.0091			
R-squared = 0.5618			
Root MSE = 437.42			

注 1) *、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% を示す

2) 2005 年度に入社したのが 1 , 2004 年入社したのが 0

表 10 . 昇進昇格確率関数推定結果

	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
労働経験年数	-0.003157	0.002	-0.004314	0.003		
教育年数	0.0080223	0.006			0.0100416 *	0.006
勤続年数	0.02205 ***	0.007	0.0240347 ***	0.007	0.0180079 ***	0.006
女性ダミー	0.0064193	0.030	-0.003643	0.035	0.0188141	0.024
女性・勤続交差項	-0.003612	0.003	-0.003419	0.003	-0.003622	0.003
尤度	-66.13563		-66.83265		-66.93763	
サンプル数	337		337		337	
尤度比検定	13.91		12.52		12.52	
尤度比検定 P 値	0.0162		0.0139		0.0139	
PseudoR2	0.0952		0.0856		0.0856	

注 : 1 . *、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% を示す

2 . 尤度比検定により帰無仮説「勤続の 2 乗項と勤続は同時に 0 である」が棄却されたので、勤続だけを残した。

3 . と は不均一分散検証した結果、5% 有意水準で仮説の不均一分散が棄却できなかった

4 . はすべての説明変数について不均一分散検証した結果、5% 有意水準で仮説の不均一分散が棄却された

昇進昇格確率関数の推定結果は表 10 に示される。労働経験年数と勤続年数はマイナス相関(相関係数 -0.26)が見えるので、 β_1 、 β_2 、 β_3 と三つの推定をそれぞれ行った。ここでは尤度比検定(LR 検定)で仮説「不均一分散分散が存在している」がいずれの説明変数に対しても 1%の有意水準で棄却された。そして、もとの推定モデルには勤続年数と勤続年数の 2 乗を同時に入れたが、ともに有意な結果が得られなかった。尤度比検定により、帰無仮説「勤続と勤続の 2 乗が同時に 0 である」とは 1%の有意水準で棄却され、説明変数に勤続年数だけ入れてみた。

限界効果は女性が全員の 7 割(表 3 を参照されたい)占めていることを考慮して、ほかの説明変数が全員の平均値のまま、労働経験年数、勤続年数、そして教育年数が女性の平均値を取って推定した結果である。推定結果からは労働経験年数の限界効果が正であるが、5%の有意水準で有意な結果が得られなかった。したがって、対象企業においては社外の労働経験年数が社内の昇進昇格に影響を与えないと考えられる。また、新入社員の賃金関数の推定結果から教育年数は初任級に正の影響を与えることが分かったが、ここで、教育年数は限界効果が正になっているが、有意水準は 10%となり、社内の昇進昇格にも影響を与えるとは言いにくい。学歴と労働市場での経験は、採用する際に限って最初の賃金ランクの決定に参考されたが、入社後の昇進昇格に直接的な影響を与えないという対象企業の採用と社内昇進昇格制度通りの結果である。推定からは最も昇進昇格に影響を与えそうなのは社内の勤続年数である。勤続年数は限界効果が 1%の有意水準で正に有意な結果が得られ、社内で 1 年勤続年数を積むことで、上のランクへ昇進昇格できる確率が約 18%増える。最後に、一番肝心の男女差を表す女性ダミーと女性・勤続年数の交差項はどちらも有意な結果が得られなかった。企業内部の昇進昇格においては、観察された労働生産要素の差以外の要因で男女差をもたらしているとは言えなかった。

社員全員(2005 年 2 月現在)の賃金ランクの順序プロビットの推定結果および限界効果を表 11 に示している。限界効果は女性が全員の 7 割(表 3 参照)占めていることを考慮して、ほかの説明変数が全員の平均値のまま、労働経験年数、勤続年数、そして教育年数が女性の平均値を取って推定した結果である。もとの推定モデルには勤続年数と勤続年数の 2 乗を同時に入れたが、ともに有意な結果が得られなかった。尤度比検定により、帰無仮説「勤続年数と勤続年数の 2 乗が同時に 0 である」とは 1%の有意水準で棄却されたため、説明変数に勤続年数だけ入れた。推定結果からは労働経験年数の係数はすべての賃金ランクにおいて、10%の有意水準で有意な結果が得られなかった。したがって、対象企業では、社外の労働経験年数は社内のキャリアに影響がないように考えられる。これに対して、勤続年数は係数がランク 4 以下では負、ランク 4 以上では正となり、1%の有意水準で有意な結果が得られた。社内のキャリアは社外のキャリアより上位賃金ランクにつくことに有利だと示唆されている。教育年数の係数は 1%の有意水準な結果が得られ、学歴が高いほど、賃金水準が高いことになり、人的資本理論と一致している。また、推定結果から男女間格差が観察され

中国の日系企業における男女間処遇格差(孫)

表 1 1 . 全社員賃金ランクつけ推定結果

	限界効果		標準偏差
労働経験年数	0.0006307		0.000
教育年数	0.0176752	***	0.005
8 勤続年数	0.0120977	***	0.003
女性ダミー	-0.0186497	*	0.011
女性・勤続交差項	-0.0006098		0.001
労働経験年数	0.0017825		0.001
教育年数	0.0499502	***	0.008
7 勤続年数	0.034188	***	0.006
女性ダミー	-0.0471583	**	0.024
女性・勤続交差項	-0.0017232		0.002
労働経験年数	0.0031415		0.002
教育年数	0.0880342	***	0.012
6 勤続年数	0.0602543	***	0.009
女性ダミー	-0.0735955	**	0.031
女性・勤続交差項	-0.0030371		0.003
労働経験年数	0.0005283		0.000
教育年数	0.0148054	***	0.004
5 勤続年数	0.0101334	***	0.003
女性ダミー	-0.010482	**	0.005
女性・勤続交差項	-0.0005108		0.001
労働経験年数	0.0003238		0.000
教育年数	0.0090734		0.006
4 勤続年数	0.0062102		0.004
女性ダミー	-0.0016106		0.006
女性・勤続交差項	-0.000313		0.000
労働経験年数	-0.0023846		0.002
教育年数	-0.0668245	***	0.012
3 勤続年数	-0.0457375	***	0.009
女性ダミー	0.0624425	**	0.030
女性・勤続交差項	0.0023054		0.002
労働経験年数	-0.0029415		0.002
教育年数	-0.0824287	***	0.012
2 勤続年数	-0.0564176	***	0.009
女性ダミー	0.0665503	**	0.028
女性・勤続交差項	0.0028437		0.003
労働経験年数	-0.0010807		0.001
教育年数	-0.0302853	***	0.007
1 勤続年数	-0.0207285	***	0.005
女性ダミー	0.0225034	**	0.010
女性・勤続交差項	0.0010448		0.001

Number of obs : 337

LR chi2(5) : 242.52 Prob > chi2 : 0

Pseudo R2 : 0.1799 Log likelihood : -552.82319

注 : *、**、***はそれぞれ有意水準 10%、5%、1%を示す

た。ランク4以下一般社員のランクにおいては、女性・勤続の交差項は係数が有意な結果が得られなかったが、女性ダミーは5%の有意水準で正に有意な結果が得られた。ほかの変数が平均値をとるとき、男性より女性のほうがこれらの低いランクに入る確率が高いと考えられる。これに対して、5以上のランクにおいては、女性ダミーは係数が負に有意な結果が得られ、ほかの変数が平均値をとるとき、男性より女性が管理職や賃金の高いランクに入る確率が低いと考えられる。

以上の推定結果から男女間処遇格差について次のようにまとめられる。まず、新入社員の賃金水準には男女間の差が観察されなかった。次に、社内で上位ランクに昇進昇格する確率には男女間の差が観察されなかった。最後に、賃金ランク付け確率には男女間の差が観察された。

6. 結語

本研究は中国に進出した日系企業の企業内男女間処遇格差を検証するために、中国で操業している日系企業A社に対してインタビュー調査を行い、聞き取り調査で得られた企業人事制度及び提供して頂いた企業内人事マイクロデータを用いた計量分析を行った。いままでの研究はアンケート調査の結果や集計したデータを利用して分析を行うのがほとんどである。それに比べて本研究では企業内部労働市場に焦点を当て、人事マイクロデータを用いて計量分析を行うだけでなく、人事制度をふまえて検討した。対象企業の人事制度においては、聞き取り調査によると、2005年現在従業員の採用、社内訓練、社内昇進昇格、査定基準のような人事政策には、男女で異なる制度が適用されていないとのことだった。ただし、2001年から2004年までは、出産や育児休暇終了後企業復帰した女性従業員には、賃金水準を下げるような特別な制度が一時的に実施されていたことが分かった。計量分析を行った結果からは、2005年度の新入社員の賃金水準と社内の昇進昇格確率には、男女間の格差は観察されず、企業の人事政策と一貫している。しかし、2005年現在の賃金水準には、教育年数や勤続年数、労働経験のような属性をコントロールしても、女性が上位水準の賃金に入る確率が低く、男女間に格差が存在していることが観察された。その原因として、以下4点が考えられる：第一に、2001年から2004年までに女性従業員に実施した出産、育児休暇の取得者に対する特別人事制度が女性従業員の賃金水準にマイナスな効果を与えた、第二に、川口(2005)で観察されたように結婚が男女の賃金に異なる効果を与えることがあり、中国においても結婚が女性より男性の賃金に正の影響(結婚プレミアム)を与える可能性がある。第三に、2005年以前においては採用や昇進昇格に男女間の差が存在していた。第四に、2005年現在までに出世の見込みが薄い男性従業員が女性より多く企業を離れた。第一の理由については、聞き取り調査によると2005年までに出産、育児休暇の取得者が女性従業員のわずか5%ぐらいであると分かった。従って、女性の賃金水準に与えたマイナス効果が大きくないと考えられる。第二の理由については、日本と同じで、例えば川口(2005)で観察されたように、中国でも結婚が女性より男性の賃金水準に正の影響を与える

可能性がある。第三の理由は調査が実施された 2005 年より前に従業員の採用や昇進昇格に何らかの男女間の差が付けられたことが考えられる。第四の理由には、対象企業は女性向けの産業の小売業であるため、2005 年現在まで同じ属性を持つ男女従業員の間には、出世の見込みが薄い男性従業員は企業を離れたことが考えられ、結果として優秀な男性しか企業内に残されていない可能性がある。以上の理由は、情報が得られていないため本研究では統計的に検証できない。

最後に本研究は日系企業 1 社だけの調査であり、中国に進出したすべての日系企業を代表することはできない。また、本研究は表 4 に示された基準賃金範囲内においての男女間の賃金格差が存在していないと仮定し、賃金カテゴリーを分析対象にしている。各カテゴリー内に男女間格差が存在している可能性がある。今後の課題としては、より質のよいデータを収集することや、より多くの企業情報を集め、代表性のある研究を蓄積する必要がある。

表 1 . 組織図(2005 年 2 月現在)

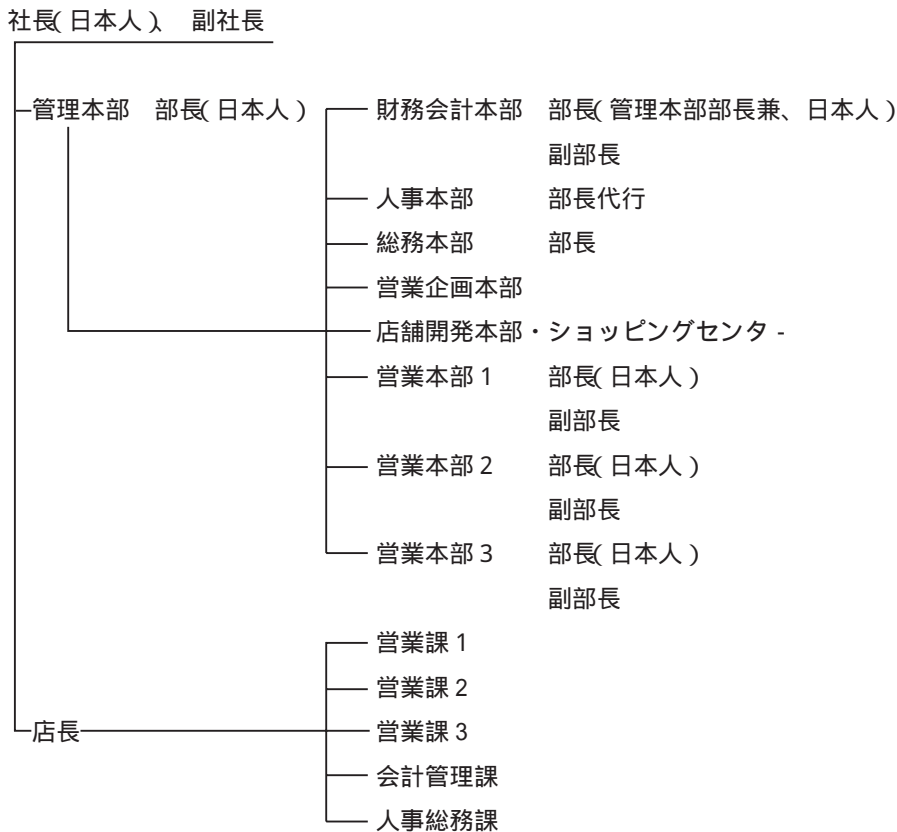


表7．中国の学歴と教育年数

修士(3年)			
大学(4年)	短大(3年)	専門学校(2年)	
高校(3年)	職業高校(3年)	職業中等専門学校(3年)	技術学校(2～3年)
中学校(3年)			
小学校(6年)			

表8．新入社員の賃金ランク基準

学歴	入社に対応する賃金ランク
修士	5
大卒	4
短大卒	3
専門学校卒	2
職業校卒	1、2
高卒	1、2
職業中等専門学校卒	1、2
技術学校	1
中学校卒	1

*本研究は筆者の修士論文を修正したものである。修士論文の作成にあたり、当時の指導教官である松繁寿和氏(大阪大学)、小原美紀氏(大阪大学)より多くの指導を賜り、また、白木三秀(早稲田大学)、近藤康之(早稲田大学)からは有益なアドバイスを頂いた。深く御礼申し上げたい。中嶋哲夫氏(大阪大学大学院国際公共政策研究科後期課程・人事教育コンサルタント)及び平野光俊氏(神戸大学)からインタビュー企業の連絡を協力して頂いた。御礼申し上げたい。分析対象企業の人事部には重要なデータや資料の提供のみならず、お忙しいところ聞き取りのため何度も御時間をとって頂いた。心より感謝している。最後に、匿名の審査員2名から大変貴重なコメントを頂き、本研究の仕上げに大きく役に立った、謹んで感謝を申し上げたい。なお、本研究の誤りは全て筆者の責任である。

また、対象企業との約束により、企業名が特定される危険性のある情報は公開できない。

参考文献

1. 阿部 正浩 (2005) 「男女の雇用格差と賃金格差」 日本労働研究雑誌 No.538/May P15-P31
2. 佐野 晋平 (2005) 「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」 日本労働研究雑誌 No.540/July 2005 P55-P67
3. 中田 喜文 (1997) 「日本における男女間賃金格差の要因分析」 中馬広之・駿河輝和 「日本の雇用慣行と労働市場」 P170-P200, 東洋経済新報社
4. 川口 章 (2005) 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているか」 日本労働研究雑誌 No.535/January P42-P55
5. 八代 尚広 (1980) 「男女間賃金差別の要因について その合理的解明と対策」 「日本経済研究」 第9号 P17-P31
6. 小倉 祥子 (2004) 「女性の長期勤続化による男女間賃金格差の動向」 大原社会問題研究所雑誌 No.546/2004.5 P22-P37
7. 松繁 寿和, 徐 雪梅 (2002) 「中国の日系企業における中間管理職の昇進と賃金」 OSIPP Discussion Paper: DP-2002-J-019 ,August 23,2002
8. 馬 欣欣 (2007) 「日中における男女間賃金格差の差異に関する要因分解」 馬 欣欣 (2007) 日本労働研究雑誌 No.560/Special Issue 2007 P96-P107
9. Dong, X.-Y., Fiona, Mscphall., Paul, Bowles (2004) 「Gender Segmentation at Work in China's Privatized Rural Industry :Some Evidence from Shandong and Jiangsu」 World Development Volume32, Issue6, June 2004, P979-P998
10. Beker ,G.S(1964) Human Capital: Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. Chicago: University of Chicago Press
11. Daiji Kawaguchi(2006) "A market test for sex discrimination: Evidence from Japanese firm-level panel data " International Journal of International Organization" 25(2007)P441-P460
12. Meng, X(1998) 「Male-female wage determination and gender wage discrimination in China's rural industrial sector」 Labor Economics, 5(1)P67-P89

Abstract

Difference in Gender-treatment in Japanese Subsidiaries in China:
A Statistical Analysis Using Intra-firm Personal Data

This paper examines the differences between the treatment of males and females in one Japanese subsidiary in China. In difference from most of the previous studies on this topic, which use survey data and focus only

on the wage practice, we focus on the inter-firm labor market and use intra-firm personal data. From the interviews, we found that there are no gender differences in personal management system on recruitment, treatment, promotion and assessment. From the estimated results of recruitment and promotion functions in 2005, gender differences were not found to exist within the firm under investigation. However, from the estimated results of the wage equation for full-time workers in 2005, it was found that gender wage gaps exist.